



NBP
Narodowy Bank Polski

RAPORT
NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

PROJEKTY BADAWCZE
CZĘŚĆ VIII

RAPORT
NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

**PROJEKTY BADAWCZE
CZĘŚĆ VIII**

Spis treści

Wprowadzenie	5
Informacje dodatkowe	5
Informacje o autorach projektów	6
1. M. GRADZEWICZ, K. MAKARSKI The Welfare Cost of Monetary Policy Loss after the Euro Adoption in Poland	11
2. M. GRODZICKI Zmienność długoterminowych stóp procentowych w krajach Unii Europejskiej a wprowadzenie euro	55
3. J. HAGEMEJER, T. DARAS The long run-effects of the Poland's accession to the eurozone	85
4. G. KOLOCH Stylizowany model DSGE małej gospodarki otwartej w niesymetrycznej unii walutowej – wnioski dla Polski	131
5. K. KONOPCZAK Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w krajach strefy euro	193
6. K. KONOPCZAK, M. ROZKRUT, J. JAKUBIK Efekty zaokrągleń w Polsce po wprowadzeniu euro do obiegu bezgotówkowego	243
7. K. KONOPCZAK, M. ROZKRUT Wpływ wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro	285

Wprowadzenie

Prace nad „Raportem na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w III etapie Unii Gospodarczej i Walutowej” prowadzone były na zasadach otwartej i przejrzystej komunikacji i konsultacji z partnerami społecznymi, organizacjami pracodawców i pracobiorców, ośrodkami akademickimi, instytucjami finansowymi, organizacjami międzynarodowymi i instytucjami administracji publicznej, a także we współpracy z innymi komórkami organizacyjnymi Narodowego Banku Polskiego oraz Radą Polityki Pieniężnej. Przyjęcie powyższych zasad wynikało z przekonania, że wykorzystanie wiedzy i doświadczenia różnych środowisk oraz dorobku analitycznego pozostałych departamentów NBP zapewni osiągnięcie wysokiego poziomu merytorycznego Raportu i pozwoli zbliżyć się do konsensusu w kwestii przyjęcia optymalnej ścieżki integracji Polski ze strefą euro. Intencją przyjęcia tych zasad była także chęć osiągnięcia wysokiego stopnia obiektywności Raportu. W ramach prac nad Raportem, z inicjatywy NBP, uruchomiono w ośrodkach akademickich i instytutach naukowych zlokalizowanych na terenie całego kraju, Ministerstwie Finansów, Ministerstwie Gospodarki, a także departamentach merytorycznych NBP proces badawczy poświęcony praktycznym i teoretycznym aspektom integracji Polski ze strefą euro. Prace badawcze prowadzono w oparciu o trzy zasady: i) otwartości i przejrzystości, ii) poszanowania własności intelektualnej, iii) anonimowej recenzji. Efektem blisko dwunastomiesięcznej pracy wybitnych polskich naukowców jest zbiór 47 projektów badawczych, opublikowanych w formie 9 książek pod wspólnym tytułem „Projekty badawcze”. Narodowy Bank Polski pragnie złożyć wyrazy podziękowania wszystkim naukowcom, którzy wnieśli wkład w opracowanie niniejszej publikacji.

Informacje dodatkowe

Publikacja „Projekty badawcze” to zbiór 47 projektów badawczych, która z uwagi na znaczną objętość wszystkich projektów (ponad 2500 stron maszynopisu), została podzielona na 9 części. Jako kryterium przyporządkowania projektu badawczego do jednej z części przyjęto:

- po pierwsze – format opracowania tzn. użyty program edytorski (Microsoft Office Word lub L^AT_EX),

- po drugie – nazwisko autora, układając projekty w porządku alfabetycznym, według nazwisk autorów.

Części I–VI publikacji zawierają projekty badawcze przygotowane przy użyciu programu Microsoft Office Word, części VII–IX przy zastosowaniu programu L^AT_EX.

Część VIII publikacji obejmuje siedem projektów badawczych zrealizowanych zarówno przez pracowników NBP (Biura ds. Integracji ze Strefą Euro, Departamentu Systemu Finansowego, Instytutu Ekonomicznego), jak również ekspertów zewnętrznych współpracujących z NBP: pracowników Szkoły Głównej Handlowej.

Informacje o autorach projektów

Tomasz Daras

Pracownik Instytutu Ekonomicznego NBP, doktorant Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego.

Dr Michał Gradzewicz

Dyrektor Biura Przedsiębiorstw, Gospodarstw Domowych i Rynków w Instytucie Ekonomicznym, NBP. W 2008 roku uzyskał stopień doktora nauk ekonomicznych w Kolegium Analiz Ekonomicznych w Szkole Głównej Handlowej, broniąc rozprawę doktorską pt. „Endogenous growth mechanism as a source of medium term fluctuations in the labour market – Application to the US economy”. Jego zainteresowania badawcze obejmują problematykę o charakterze zarówno teoretycznym, np. modelowanie zachowania gospodarki w równowadze ogólnej, teorię poszukiwań na rynku pracy, teorie wzrostu gospodarczego, jak i aplikacyjnym, taką jak metody dekompozycji szeregów czasowych na komponenty trwałe i cykliczne, strukturalizację wielorównaniowych modeli ekonometrycznych oraz analizę zachowania się zmiennych makroekonomicznych w ramach cyklu koniunkturalnego. Jest autorem i współautorem licznych publikacji naukowych, o różnorodnej tematyce. Swoje prace prezentował na licznych konferencjach, zarówno krajowych, jak i zagranicznych.

Maciej Grodzicki

Absolwent Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, którą ukończył w 2006 r. na kierunku Finanse i Bankowość. Podczas studiów uczestniczył w ramach wymiany międzyuczelnianej we fragmencie programu MBA na University of British Columbia w Vancouver (Kanada). Pod kierunkiem prof. Andrzeja Sławińskiego przygotował i obronił pracę magisterską na temat „Finansowanie ryzyka katastroficznego za pomocą rynków kapitałowych”. Od lipca 2006 r. pracuje w Departamencie Systemu Finansowego Narodowego Banku Polskiego, zajmując się tematyką stabilności

systemu finansowego, w szczególności zaś rynkiem finansowym i kredytowym oraz międzynarodową transmisją kryzysów finansowych. Uczestniczył w przygotowaniu licznych publikacji NBP, w tym „Raportów o stabilności systemu finansowego”.

Dr Jan Hagemeyer

Kierownik Zespołu ds. Przedsiębiorstw w Instytucie Ekonomicznym NBP. Absolwent Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego i Wydziału Ekonomii Uniwersytetu Purdue w USA. Jan Hagemeyer studiował również w London School of Economics and Political Science. W styczniu 2009 obronił na WNE UW pracę doktorską. Jego główne zainteresowania naukowe to mikroekonomia, handel międzynarodowy oraz modele równowagi ogólnej. Jest autorem i współautorem wielu publikacji naukowych.

Jarosław T. Jakubik

Absolwent Wydziału Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego na kierunku Informatyka i Ekonometria. Studiował także matematykę na tej uczelni. Praktyki w GUS i bankowości komercyjnej. Z NBP związany od 2004 r. Początkowo ekonomista w Departamencie Zagranicznym, następnie od 2005 r. Naczelnik Wydziału Badań i Prognoz Cen w Departamencie Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych. Od stycznia 2008 r. Dyrektor Biura Cen i Inflacji w Instytucie Ekonomicznym NBP. Odpowiedzialny m.in. za analizy procesów inflacyjnych, krótkookresowe prognozy inflacji, wskaźniki inflacji bazowej, metodologię pomiaru inflacji. Uczestnik szkoleń, seminariów i konferencji m.in. w Europejskim Banku Centralnym, Banku Rozrachunków Międzynarodowych, Komitecie Irving’a Fisher’a, Banku Hiszpanii, Banku Grecji, Ministerstwie Finansów Republiki Francuskiej. Współpracował z EBC, IMF, OECD, Komisją Europejską. Współautor oficjalnych dokumentów, raportów i prognoz NBP.

Karolina Konopczak

Magister Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie (2008, Ekonomia; 2008, Metody Ilościowe w Ekonomii i Systemy Informacyjne). Od października 2008 doktorantka w Kolegium Analiz Ekonomicznych SGH. Studentka III roku Wydziału Filozofii i Socjologii UW (Socjologia). Od września 2007 stażystka w Zakładzie Ekonometrii Stosowanej Instytutu Ekonometrii SGH, gdzie prowadzi zajęcia. Laureatka stypendium Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego za osiągnięcia w nauce. Członek-założyciel Studenckiego Koła Naukowego Finansów Międzynarodowych SGH, współautor publikowanych przez SKN Prognoz Gospodarki Polskiej, członek Gabinetu Cieni Rady Polityki Pieniężnej, współorganizator konferencji SKN. Członek zarządu Instytutu Studiów Ekonomiczno-Społecznych. Współautor kilku ekspertyz Biura Inwestycji i Cykli Konjunkturalnych dla Ministerstwa Gospodarki (2007, 2008). Udział w projekcie

badawczym „Mechanizmy synchronizacji wahań koniunkturalnych. Wnioski dla polityki gospodarczej Polski” pod kierownictwem prof. Ryszarda Barczyka. Od listopada 2007 współpracownik Biura ds. Integracji ze Strefą Euro NBP w charakterze eksperta zewnętrznego, od marca 2008 pracownik Biura.

Grzegorz Koloch

Asystent w Zakładzie Analizy i Wspomagania Decyzji Instytutu Ekonometrii SGH, ekspert Instytutu Badań Strukturalnych, pracownik Biura Badań Stosowanych Instytutu Ekonomicznego NBP.

Dr Krzysztof Makarski

Pracownik Biura Badań Stosowanych, NBP oraz adiunkt w Katedrze Ekonomii I SGH. Doktor nauk ekonomicznych, w 2006 r. obronił pracę doktorską „Essays in Macroeconomics” na Wydziale Ekonomii Uniwersytetu Minnesota w Stanach Zjednoczonych. W latach 1998-1999 analityk w Biuro Pełnomocnika Rządu ds. Reformy Zabezpieczenia Społecznego, gdzie zajmował się numerycznymi symulacjami skutków finansowych Reformy Zabezpieczenia Społecznego. Następnie w latach 1999-2000 Doradca Ministra Pracy i Polityki Społecznej. W latach 2000-2006 prowadził zajęcia ze studentami na Wydziale Ekonomii Uniwersytetu Minnesota. W latach 2004-2005 jako Visiting Scholar przebywał w Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minnesota. Od września 2006 roku pracuje w NBP, a od lutego 2007 na SGH. Zainteresowania badawcze: makroekonomia, polityka pieniężna, teoria wzrostu i handel międzynarodowy.

Marek Rozkrut

Magister ekonomii, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, kierunek: Finanse i Bankowość. W latach 2003–2006: studia doktoranckie, Kolegium Gospodarki Światowej, Szkoła Główna Handlowa, otworzony przewód doktorski dla pracy pt.: „Wpływ komunikacji banku centralnego na mechanizm transmisji. Wnioski dla Polski”. W 2000 r. stypendium w Grand Valley State University, Michigan, Stany Zjednoczone. W 2001 r. rządowe stypendium w Hiroshima University of Economics, w Japonii. Od 2002 r. do stycznia 2009 r. pracownik Narodowego Banku Polskiego. Do lipca 2007 r. w Departamencie Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych, Wydział Polityki Monetarnej. Od sierpnia 2007 r. kierował pracami zespołu Badań i Analiz Zagranicznych w Biurze ds. Integracji ze Strefą Euro. Do października 2008 r. był członkiem zespołu kierującego pracami nad Raportem na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w III etapie UGiW. W tym czasie koordynował i nadzorował proces badawczy towarzyszący przygotowywaniu Raportu. W latach 2002-2004 współpracował z Instytutem Badań nad Gospodarką Rynkową - regularne publikacje nt. polityki pieniężnej. Uczestnik projektów badawczych oraz autor publikacji krajowych

i międzynarodowych z tematyki obejmującej politykę pieniężną i kursową oraz akcesję do strefy euro. Recenzent czasopism naukowych, m. in. „European Journal of Political Economy“. Biegła znajomość języka angielskiego i hiszpańskiego. Współautor Raportu przygotowanego w NBP w 2004 roku na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro.

RAPORT
NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

*The Welfare Cost of Monetary Policy Loss
after the Euro Adoption in Poland*

Michał Gradzewicz
Krzysztof Makarski

The Welfare Cost of Monetary Policy Loss after the Euro Adoption in Poland.*

Michał Gradzewicz[†]

Krzysztof Makarski[‡]

October 2008

Abstract

One of the most important aspects associated with the Eurozone accession of Poland is the macroeconomic impact of the loss of autonomous monetary policy. In order to analyze this issue, we build a two country DSGE model with sticky prices. We begin by evaluating performance of our model. Next, we investigate how joining the Eurozone will affect the business cycle behavior of the main macroeconomic variables in Poland. We find that the Euro adoption will have a noticeable impact on the Polish economic fluctuations. In particular, volatility of domestic output increases and volatility of inflation decreases. Also, in order to quantify the effect of the Euro adoption, we compute the welfare effect of this monetary policy change. Our findings suggest that the welfare cost is not large.

1 Introduction

After accession to the European Union in 2004, Poland, as well as the other New Member States, is going to adopt the Euro as a national currency and become a member of the Euro area. However, the accession to the Euro area implies important changes in both

*The views expressed herein are those of the authors and not necessarily those of the National Bank of Poland or any other individual within the NBP. The paper presents the results of the research conducted as a part of the process of preparing the “Report on Poland’s membership of the euro-area”. The project serves as a supporting study for the Report and, consequently, its findings do not determine the overall conclusions of the Report. We wish to thank the participants of the BISE seminars and the anonymous referee for helpful comments and suggestions.

[†]Economic Institute, National Bank of Poland

[‡]Economic Institute, National Bank of Poland and Warsaw School of Economics

macroeconomic policy and behavior of the accessing economy. The most important of these are:

- fixing of the exchange rate against the other participants of the Euro area,
- resignation from the autonomous monetary policy in favor of the common monetary policy conducted by the ECB.

The consequence of these changes generate additional benefits for the accessing country, but they may also induce additional costs to the economy.

To a large extent, the existing literature focused on welfare benefits associated with the membership in the monetary union. Rose (2000) and Frankel and Rose (2002) argued that accession to the monetary union boosts trade, creating welfare gains. But their estimate of the magnitude of this effect met some criticism - see e.g. Faruquee (2004). In case of the Polish economy, the important contribution of Daras and Hagemeyer (2008) shows the benefits of the Euro adoption, taking into account the trade creation affect and a decline of a long-term real interest rate through elimination of the risk premium. Their results were calculated using dynamic Computable General Equilibrium model (CGE) framework.

Our contribution to the discussion on the consequences of Euro adoption concentrates on the costs associated with abandoning the autonomous monetary policy. So, after accession to the Euro area monetary policy will be conducted by the European Central Bank and will be responding, in the first place, to the events affecting the whole Euro area. In the presence of asymmetric shocks, affecting mainly a given member country, the common monetary policy will be less suited to the current situation of this country, giving rise to additional volatility of economic development and associated costs of these fluctuations.

Thus, our analysis aims at assessing the impact of resignation from autonomous monetary policy on the volatility of economic development, measured by a set of main macroeconomic indicators. We are also going to provide an estimate of the welfare costs associated with the monetary policy change.

In order to perform this calculation, we propose a Dynamic Stochastic General Equilibrium model (DSGE¹) of two economies (Poland and the Euro area) linked through trade in goods and services and incomplete international assets market. In order to specify properly the parameters of the model, we decided to estimate a relatively large number of parameters on the basis of the data from both economies. It allows us to develop a model that mimics closely the behavior of both economies.

¹This framework builds on the seminal paper of Kydland and Prescott (1982) and the Real Business Cycle school, which was enhanced with Keynesian-type of nominal rigidities, like in the important work of Smets and Wouters (2003), resulting in neoclassical synthesis - see e.g. Goodfriend and King (1998).

The DSGE methodology is relatively well suited to analyze the consequences of monetary policy regime switch. The model describes the laws of motion of the economy which are derived from microeconomic foundations. In other words, all agents populating the economy solve well specified decision problems and respond in an optimal way to changes in economic environment. As the economy is described in terms of preferences, technologies and the rules of market clearing, the model is parametrized in terms of so called “deep” parameters. It implies that these parameters are invariant to changes in policies and changing environment and it is possible to analyze the consequences of these changes in a way that is immune to the Lucas critique (see Lucas, 1976). Additionally, agents populating the economy, while making their decisions, form expectations (under the assumption on rationality) about future path of economic development, so the model incorporates expectations in an internally coherent way. All these features make the DSGE framework a parsimonious tool to analyze the consequences of resignation from the autonomous monetary policy in Poland.

According to the standard economic theory, monetary policy is neutral in the long run, so the change of the monetary policy regime should not affect the economy in the long run. Thus the monetary policy regime change should influence the volatility of the economy, rather than the level of economic development. As households are usually assumed to be risk averse, they dislike high variation in incomes and consumption, thus higher volatility of economic growth generates the welfare costs for households. Since households preferences are directly specified in the DSGE framework, we are able to assess the consequences of Euro adoption not only in terms of volatility of economic growth (as in Karam, Laxton, Rose, and Tamirisa (2008)), but also in terms of welfare (as in Lucas, 1987).

Our approach is directly related to the literature on the costs of business cycle fluctuations, which starts from the seminal contribution of Lucas (1987). Lucas finds that the costs of economic fluctuations are very small - his estimate for the US economy implies that individuals would sacrifice at most 0.1% of lifetime consumption (his point estimate under reasonable calibration of the prototype economy amounts to 0.008%). The result of Lucas was quite controversial and launched subsequent research. Barlevy (2004a) reviews the literature on this topic and finds that the literature finds the costs of business cycles ranging from 0.01% to 2% of lifetime consumption. The higher estimates are usually obtained with either non-standard preferences (e.g. Epstein-Zin) or high risk aversion (calibrated to match household micro data, which is inconsistent with the macro evidence for the class of CRRA preferences).

The standard models of the business cycle fluctuations generate relatively low estimates of the business cycle costs due to two considerations. On the one hand, when thinking about fluctuations one is usually thinking of recessions, as times when people are worse off, but the lack of economic fluctuations also means that there are no economic expansions - the long

periods when individuals are actually better off. On the other hand, economic fluctuations in a DSGE models are optimal responses of economic agents to changes in the economic environment. If these are optimal, so it is relatively hard to make people much more happy without fluctuations. Additionally, the standard models of business cycle fluctuations imply that there are no long-run consequences of these, so there are no level effect of fluctuations (and thus the magnitude of the welfare losses is of the second order).

There is also a literature that argues that there is the level effect. The so called endogenous business cycle literature (see e.g. Barlevy, 2004b) assumes that there are long run effects of economic fluctuations, so fluctuations have the level effect on welfare, which results in much higher costs of cyclical fluctuations - an order of magnitude higher, like 8% in Barlevy (2004b). This approach builds mainly on the empirical evidence showing that higher volatility of economic growth is usually associated with lower average growth rates. But the tools of this approach are mostly econometric, thus the causality still remains unsolved. As far as we know there does not exist a general equilibrium model incorporating these relationship, which is well grounded in the data. Due to this shortcoming and the fact that literature on endogenous cycle is not in the mainstream of economic thinking, we choose the first approach to the business cycle.

The literature on the costs of the Euro adoption (or more broadly - monetary union) is rather limited. Ca' Zorzi, De Santis, and Zampolli (2005) argue that adopting the Euro is more likely to be welfare enhancing the higher the relative volatility of supply shocks across the participating countries, the smaller the correlation of countries' supply shocks and the larger the variance of real exchange rate shocks. Additionally, the welfare effects do not depend on deterministic factors influencing the real exchange rate (such as Balassa-Samuelson effect), but rather on variances and covariances of shocks. They also claim, that the Euro area accession decreases the effectiveness of the monetary policy response to the stochastic shocks, so it creates a cost of monetary union. However, the Euro adoption could be beneficial if the positive influence on potential output (through the trade creation channel) is higher than the negative effect of lower monetary policy effectiveness.

Karam, Laxton, Rose, and Tamirisa (2008) use a DSGE model developed in IMF to assess the implications of Euro adoption on the volatility of an accessing country (the model is roughly calibrated to data from the Czech Republic - the authors argue that it is a typical New Member economy²). Their results show that the accession of a small country to the Euro area increases volatility of both inflation and output, as the exchange rate no longer

²This argument is very stylized as there are many features that distinguish Eastern European countries, especially in terms of volatility of GDP components - for some discussion, see Choueiri, Murgasova, and Székely (2005).

buffers a part of the volatility generated by economic shocks³. The increase of the volatility of economic fluctuations gets smaller with the fiercer competition in the goods market, the smaller rigidities and the greater trade integration with the Euro area. The approach of Karam, Laxton, Rose, and Tamirisa (2008) provides many interesting answers, although it focuses on the volatility effects of Euro adoption, emphasizing the inflation-output volatility faced by the central bank. They do not try to quantify the welfare results of the Euro area accession.

Lopes (2007) uses a framework that is the most closely related to ours. She also uses a symmetric two-country DSGE model, with capital and nominal rigidities⁴, but she calibrates all of the model parameters. The latter is relatively hard in case of New Member States as the research on technologies, preferences and market structures in these economies is rather scarce. She finds the welfare costs of loosing monetary policy independence of 0.25% of lifetime consumption (in case of Poland). We believe that her result might be biased, since it is based only on one draw of random shocks for about 1000 periods and our experiments show that one needs a large number of draws to for convergence of the welfare result. She also points into the existence of the level effects, which in our computations disappear as the number of draws increases.

The rest of the paper is organized as follows. Next section discusses the model we are going to use in order to assess the consequences of loosing monetary policy independence. Then we discuss calibration and estimation issues and show the performance of the model, both in terms of impulse response functions and moments of the model variables against the data. Next, we present and discuss the results of the model both in terms of volatilities of economic aggregates, as well as in terms of welfare. Then we conclude the paper.

2 Model

We employ the standard dynamic general equilibrium model of business cycle with nominal rigidities. In our model, monopolistic producers set prices in a style proposed by Calvo (1983). We build a two country model in the tradition of Chari, Kehoe, and McGrattan (2002). In the model we call Poland the home country and Eurozone the foreign country.

³The authors argue that "...flexible exchange rate plays an important buffering role that facilitates macroeconomic adjustment to shocks in small, emerging economies, which allows the central bank to achieve better outcomes in terms of domestic volatility. In general, the results show that there is a cost to a small, emerging economy in joining a common currency area when this flexibility is lost. The essential reason is that there are rigidities in domestic adjustment, and when the burden of macroeconomic adjustment is forced onto domestic nominal variables under the common currency, macroeconomic volatility generally increases..." - Karam, Laxton, Rose, and Tamirisa (2008), page 354.

⁴Although she uses the staggered price setting in the spirit of Taylor (1980) and we choose a framework of Calvo (1983), that is more frequently used in the DSGE literature.

Monetary policy is modeled as an interest rate rule similar to the one proposed by Taylor (1993). Our model shares many features with closed economy models (including Erceg, Henderson, and Levin (2000), Smets and Wouters (2003)), or small open macro economy models (including , Altig, Christiano, Eichenbaum, and Linde (2005), Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005), Adolfson, Laséen, Lindé, and Villani (2005)), or other two country models (including Lopes (2007) and Rabanal and Tuesta (2007)).

Households can save in domestic bonds and/or international bonds. We assume that domestic bonds markets are complete but international bonds markets are incomplete. Introduction of this market structure leads to the arbitrage condition that after log-linearized version takes a form of the uncovered interest rate parity (UIP) condition. Households also decide how much capital to rent to producers (utilization rate) and choose how much to invest in new capital. Furthermore, households supply labor in the competitive labor market.

There are three stages of the production process. In the first stage producers offer differentiated products to both domestic and foreign second stage producers. They set their prices according to the Calvo scheme. By including the nominal rigidities in the buyer's currency, we obtain the incomplete exchange rate pass-through. In the remaining two stages, perfectly competitive producers combine those differentiated goods into a single consumption/investment good with domestic and foreign component.

Next, we describe in detail the optimization problems of consumers and producers as well as the behavior of fiscal and monetary authorities.

2.1 Households

There is a continuum of households of measure 1. The fraction ω of households reside in home country and the fraction $1 - \omega$ of households reside in the foreign country. Households choose consumption level, as well as their labor supply, domestic bonds holdings (complete markets), international bonds holdings (incomplete markets). They also choose the capital utilization rate and the investment level. The representative domestic household's preferences are of the form ⁵

$$W_0 = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t, \zeta_t) \right], \quad (1)$$

⁵The convention employed in this paper is that asterisk denotes the counterpart in the foreign country of a variable in the home country (for example c_t is consumption in the home country, and c_t^* is consumption in the foreign country). The same applies to the model's parameters. Whenever we see potential for confusion we explicitly clarify notation.

where c_t and l_t denote the representative household's level of consumption and labor supply, respectively. ζ_t denotes the labor supply shock that follows AR(1) process

$$\hat{\zeta}_t = \rho_\zeta \hat{\zeta}_{t-1} + \varepsilon_{\zeta,t}, \quad (2)$$

where $E_t[\zeta_t] = 1$ and $\hat{\zeta}_t = \zeta_t - 1$ (in the steady state $\bar{\zeta} = 1$). Throughout the whole paper we assume the following form of the instantaneous utility function

$$u(c_t, l_t, \zeta_t) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \psi \zeta_t \frac{l_t^{1+\gamma}}{1+\gamma}. \quad (3)$$

We restrict our analysis to the case of a representative consumer by assuming complete domestic financial markets. In period t there is a complete set of state contingent one-period nominal bonds B_{t+1} , each worth $\Upsilon_{t,t+1}$. Households can also trade bonds with abroad. We assume that there is one, internationally traded, uncontingent nominal bond, nominated in foreign currency D_{t+1}^* (denote home country holdings of this bond as $D_{H,t+1}^*$, and foreign country holdings of this bond as $D_{F,t+1}^*$). From the point of view of the home country the interest rate on this bond is $R_t^* \kappa_t$, where κ_t denotes risk premium. The risk premium is a function of the domestic debt (as in Schmitt-Grohe and Uribe (2003))

$$\kappa_t = \exp \left(-\chi \left(\frac{e_t D_{H,t+1}^*}{P_t GDP_t} - d \right) \right) \epsilon_{\kappa,t}, \quad (4)$$

where e_t , P_t and GDP_t denote the nominal exchange rate, the price of the consumption good and GDP, respectively. The constant d is calibrated so as there is no risk premium in the steady state. $\epsilon_{\kappa,t}$ denotes the risk premium shock that follows AR(1) process

$$\hat{\epsilon}_{\kappa,t} = \rho_\kappa \hat{\epsilon}_{\kappa,t-1} + \varepsilon_{\zeta,t}, \quad (5)$$

where $E_t[\epsilon_t] = 1$ and $\hat{\epsilon}_t = (\epsilon_t - 1)/1$ (in the steady state $\bar{\epsilon} = 1$).

Moreover, households own the capital stock. The dynamics of the physical stock follows the law of motion

$$\tilde{k}_{t+1} = (1 - \delta) \tilde{k}_t + \left(1 - S \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} \right) \right) x_t, \quad (6)$$

where $\tilde{k}_t$ and x_t denote the capital stock and investments. $S(x_t/x_{t+1})$ is a function which transforms investments into physical capital. We adopt the specification of Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005) and assume that $S(1) = S'(1) = 0$, and $\iota = 1/S''(1) > 0$. Households choose also the capital utilization rate u_t , and have to pay the capital utilization rate adjustment costs, according to the following cost function $\Psi(u_t)$, satisfying $\Psi(1) = 0$, $\Psi'(1) > 0$ and $\Psi''(u_t) > 0$. Moreover, households rent capital to producers. Denote the

capital stock employed by producers as k_t , then

$$k_t = u_t \tilde{k}_t \quad (7)$$

and the rental rate of capital is denoted r_t .

All households face the same budget constraint in each period

$$c_t + x_t + \frac{E_t [\Upsilon_{t,t+1} B_{t+1}]}{P_t} + \frac{D_{H,t+1}^* e_t}{P_t R_t^* \kappa_t} = w_t l_t + (r_t u_t - \Psi(u_t)) \tilde{k}_t + \frac{B_t}{P_t} + \frac{e_t D_{H,t}^*}{P_t} - T_t + \Pi_t, \quad (8)$$

where P_t , w_t , T_t and Π_t denote the price of the consumption good, real wage, real lump sum tax and real profits from all producers, respectively.

The representative household maximizes (1) subject to the budget constraint (8) (denote the Lagrangian multiplier on budget constraint as λ_t) and the law of motion of capital (6) (denote the Lagrangian multiplier on budget constraint as $\lambda_t Q_t$). Solving, we get the following first order conditions

$$c_t : \beta^t u_{c,t} = \lambda_t, \quad (9)$$

$$l_t : \beta^t u_{l,t} = -\lambda_t w_t, \quad (10)$$

$$x_t : \begin{aligned} \lambda_t &= \lambda_t Q_t \left(1 - S \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} \right) - S' \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} \right) \frac{x_t}{x_{t-1}} \right) \\ &+ E_t \left[Q_{t+1} \lambda_{t+1} \left(S' \left(\frac{x_{t+1}}{x_t} \right) \left(\frac{x_{t+1}}{x_t} \right)^2 \right) \right], \end{aligned} \quad (11)$$

$$\tilde{k}_{t+1} : E_t [\lambda_{t+1} (r_{t+1} u_{t+1} - \Psi(u_{t+1}))] = Q_t \lambda_t - E_t [Q_{t+1} \lambda_{t+1} (1 - \delta)], \quad (12)$$

$$u_t : r_t = \Psi'(u_t), \quad (13)$$

$$B_{t+1} : E_t [\Upsilon_{t,t+1}] = E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right], \quad (14)$$

$$D_{H,t+1}^* : \frac{1}{R_t^* \kappa_t} = E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \frac{e_{t+1}}{e_t} \right], \quad (15)$$

and the transversality conditions. Define the nominal interest rate in home country as

$$\frac{1}{R_t} = E_t [\Upsilon_{t,t+1}] \quad (16)$$

The log-linearized equations can be found in Appendix A.

2.2 Producers

There are three stages of production process in both economies. Next, we describe the actions of producers in home country, producers in foreign country act analogously. In the last stage final domestic goods producers buy home and foreign intermediate goods and combine them into domestic consumption/investment goods that are sold to consumers. In the second stage there are two sectors: H and F . In sector H producers buy home country heterogeneous intermediate goods and aggregate it into sector H homogeneous intermediate goods that are sold to the domestic final goods producers. Similarly in sector F , producers buy foreign country heterogeneous intermediate goods and aggregate them into sector F homogeneous intermediate goods that are sold to domestic final goods producers. In the first stage, heterogeneous intermediate goods producers use capital and labor to produce heterogeneous intermediate goods that are sold both in home country and foreign country. Next we describe the problems of producers in home country in more detail. In terms of notation, goods produced at home are subscripted with an H (excluding home country sector F homogeneous intermediate goods which are subscripted with an F), while those produced abroad are subscripted with an F (excluding foreign country sector H homogeneous intermediate goods which are subscripted with an H). Moreover, goods that are sold to agents in home are not superscripted, while those sold in foreign are superscripted with an asterisk.

2.2.1 Final Goods Producers

Final goods producers operate in a perfectly competitive market. They buy sector H homogeneous intermediate goods $Y_{H,t}$ and sector F homogeneous intermediate goods $Y_{F,t}$ at competitive prices $P_{H,t}$ and $P_{F,t}$, respectively. They use those goods to produce a final goods Y_t using the following technology

$$Y_t = \left[\eta^{\frac{\mu}{1+\mu}} (Y_{H,t})^{\frac{1}{1+\mu}} + (1 - \eta)^{\frac{\mu}{1+\mu}} (Y_{F,t})^{\frac{1}{1+\mu}} \right]^{1+\mu}, \quad (17)$$

which are sold to home country consumers. Since markets are competitive producers take prices as given and, in each period t , choose inputs and output to maximize profits given by

$$P_t Y_t - P_{H,t} Y_{H,t} - P_{F,t} Y_{F,t} \quad (18)$$

subject to the production function (17).

Solving the problem in (18) gives the inputs demand functions

$$Y_{H,t} = \eta \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{\frac{-(1+\mu)}{\mu}} Y_t, \quad (19)$$

$$Y_{F,t} = (1 - \eta) \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{\frac{-(1+\mu)}{\mu}} Y_t. \quad (20)$$

Using the zero profit condition, we construct the index of domestic prices

$$P_t = \left[(1 - \eta) (P_{F,t})^{\frac{-1}{\mu}} + \eta (P_{H,t})^{\frac{-1}{\mu}} \right]^{-\mu}. \quad (21)$$

2.2.2 Homogeneous Intermediate Goods Producers

Homogeneous intermediate goods producers in sector $d \in \{H, F\}$ operate in a competitive market. Producers in sector H , buy heterogeneous intermediate goods $y_H(i)$, $i \in [0, 1]$, produced in home country, while the producers in sector F buy heterogeneous intermediate goods $y_F(i)$, $i \in [0, 1]$, produced in foreign country. Prices of these heterogeneous intermediate goods are set in currency of home country, $p_{d,t}(i)$, $i \in [0, 1]$ and $d \in [H, F]$. The technology for producing homogeneous intermediate goods in sector $d \in \{H, F\}$ is as follows

$$Y_{d,t} = \left(\int_0^1 y_{d,t}(i)^{\frac{1}{1+\mu_d}} di \right)^{1+\mu_d}. \quad (22)$$

Given prices, in each period t , producers choose inputs and output to maximize profits

$$P_{d,t} Y_{d,t} - \int_0^1 p_{d,t}(i) y_{d,t}(i) di \quad (23)$$

subject to the production function (22).

Solving the producers problem in (23) we obtain the following input demands for heterogeneous intermediate goods

$$y_{d,t}(i) = \left(\frac{p_{d,t}(i)}{P_{d,t}} \right)^{\frac{-(1+\mu_d)}{\mu_d}} Y_{d,t}. \quad (24)$$

From the zero profit condition we also get the price index

$$P_{d,t} = \left[\int p_{d,t}(i)^{\frac{-1}{\mu_d}} di \right]^{-\mu_d}. \quad (25)$$

2.2.3 Heterogeneous Intermediate Goods Producers

The technology for producing each heterogeneous intermediate good $i \in [0, 1]$ is the standard constant returns to scale production function

$$y_{H,t}(i) + \frac{1-\omega}{\omega} y_{H,t}^*(i) = y_t(i) = A k_t(i)^\alpha (z_t l_t(i))^{1-\alpha} \quad (26)$$

where $k_t(i)$ and $l_t(i)$ are the inputs of capital and labor, respectively, while $y_H(i)$ and $y_H^*(i)$ are the amounts of the intermediate heterogeneous good i sold in home country and in foreign country⁶, respectively. Moreover z_t denotes the stationary technology shock that follows an AR(1) process

$$\hat{z}_t = \rho_z \hat{z}_{t-1} + \varepsilon_{z,t}, \quad (27)$$

where $E_t[z_t] = 1$ and $\hat{z}_t = z_t - 1$ (in the steady state $\bar{z} = 1$).

Next we find the cost function to simplify notationally the profit maximization problem. The cost minimization problem of producer i in period t is

$$c(y_t(i)) = \min_{k_t(i), l_t(i)} [r_t k_t(i) + w_t l_t(i)] \quad (28)$$

subject to the (26), where r_t and w_t are the gross nominal rental rate of capital and real wage, respectively. Solving (28) we get the following cost function

$$c(y_t(i)) = \frac{1}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} \frac{1}{(z_t)^{1-\alpha}} r_t^\alpha w_t^{1-\alpha} y_t(i) = mc_t y_t(i), \quad (29)$$

where mc_t denotes marginal cost, $mc_t(y_t(i)) = \frac{1}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha}} \frac{1}{(z_t)^{1-\alpha}} r_t^\alpha w_t^{1-\alpha}$. Moreover, from the cost minimization problem we get the following condition for the optimal inputs employment ratio

$$\frac{r_t}{w_t} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \frac{l_t}{k_t}. \quad (30)$$

The heterogeneous intermediate good i producer sells her products both to home country and foreign country intermediate homogeneous goods producers. Heterogeneity of the intermediate goods, since producers have market power, introduces monopolistic competition, thus it allows us to add the price stickiness to the model. The producers set their prices according to the Calvo scheme. We assume that the prices of heterogeneous intermediate goods are sticky in the buyers currency, which is consistent with the incomplete short term pass-through. Since the marginal cost function is constant in $y_t(i)$, we can write down the separate profit maximization problems for goods sold in home country and foreign country.

⁶Note that $y_{H,t}^*(i)$ is expressed in per capita units of foreign country thus it has to be multiplied by $\frac{1-\omega}{\omega}$.

In each period, the heterogeneous good i producer, while selling her product in home country $y_H(i)$, receives a signal to adjust her price with probability $(1 - \theta_H)$, otherwise the price evolves according to the following formula $p_{H,t+1}(i) = p_{H,t}(i) \bar{\pi}$, where $\bar{\pi}$ denotes the steady state inflation in home country. If the producer receives the signal for price reoptimization it chooses the reoptimized price $p_{H,t}^{new}(i)$ and the production level in each period until the next reoptimization $\{y_{H,t+j}(i)\}_{j=0}^{\infty}$ that maximize profits given by the following function

$$E_t \sum_j (\beta \theta_H)^j \Lambda_{t,t+j} \left(\frac{(1 + \tau_H) p_{H,t}^{new}(i) \bar{\pi}^j}{P_{t+j}} - mc_{t+j} \right) y_{H,t+j}(i) \quad (31)$$

subject to the demand function (24), where $\Lambda_{t,t+j}$ denotes the intertemporal discount factor (consistent with the home country households problem), while τ_H denotes production subsidy .

Similarly, the same producer, while selling her product in foreign country, in each period with probability $(1 - \theta_H^*)$ reoptimizes her price and with probability θ_H^* the price evolves according to the following formula $p_{H,t+1}^*(i) = p_{H,t}^*(i) \bar{\pi}^*$, where $\bar{\pi}^*$ denotes the steady state inflation in foreign country. While reoptimizing the producer chooses $p_{H,t}^{new,*}(i)$ and $\{y_{H,t+j}^*(i)\}_{j=0}^{\infty}$ that maximize the following profit function

$$E_t \sum_j (\beta \theta_H^*)^j \Lambda_{t,t+j} \left(\frac{e_{t+j} (1 + \tau_H^*) p_{H,t}^{new,*}(i) (\bar{\pi}^*)^j}{P_{t+j}} - \frac{1 - \omega}{\omega} mc_{t+j} \right) y_{H,t+j}^*(i) \quad (32)$$

subject to the demand function (24), where e_{t+j} denotes the nominal exchange rate (price of foreign currency in home currency), while τ_H denotes production subsidy .

Define the real exchange rate as $q_t = \frac{e_t P_t^*}{P_t}$. Solving the problems (31) and (32) we get the following first order conditions

$$E_t \sum_j (\beta \theta_H)^j \Lambda_{t,t+j} \left(\frac{p_{H,t}^{new}(i) \bar{\pi}^j}{P_{t+j}} - \frac{1 + \mu_H}{1 + \tau_H} mc_{t+j} \right) y_{H,t+j}(i) = 0, \quad (33)$$

$$E_t \sum_j (\beta \theta_H^*)^j \Lambda_{t,t+j} \left(\frac{q_{t+j} p_{H,t}^{new,*}(\bar{\pi}^*)^j}{\pi_{t,t+j}^*} - \frac{1 + \mu_H^*}{1 + \tau_H^*} \frac{1 - \omega}{\omega} mc_{t+j} \right) y_{H,t+j}^*(i) = 0. \quad (34)$$

Thus the producer sets its price so that discounted real marginal revenue is equal to discounted real marginal cost, in expected value. We assume that the subsidy is set to eliminate the monopolistic distortion associated with positive markups, thus for $d \in \{H, F\}$ we have $\tau_d = \theta_d$ and $\tau_d^* = \theta_d^*$. Note that if $\theta = 0$ we obtain the standard condition that price equals marginal cost. The log-linearized equations can be found in Appendix A.

2.3 Government

The government uses lump sum taxes to finance government expenditure and production subsidies. The government's budget constraint in this economy equals

$$G_t + \int_0^1 \tau_{HP_{H,t}}(i) y_{H,t}(i) di + \int_0^1 \tau_{FP_{F,t}}(i) y_{F,t}(i) di = T_t.$$

Since in our framework Ricardian equivalence holds there is no need to introduce government debt. Moreover, we assume that government expenditures are driven by a simple autoregressive process

$$G_{t+1} = (1 - \rho_g) \mu_g + \rho_g G_t + \varepsilon_{g,t+1}. \quad (35)$$

2.4 Central Bank

We assume that monetary policy is conducted according to an extended Taylor rule (similar to the one assumed by Smets and Wouters (2003)) that targets deviations from the steady state of CPI inflation, GDP, growth rate of inflation and growth rate of GDP. We also allow for interest rate smoothing

$$R_t = \left(\frac{R_{t-1}}{\bar{R}} \right)^{\gamma_R} \left(\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}} \right)^{\gamma_\pi} \left(\frac{GDP_t}{\bar{GDP}} \right)^{\gamma_y} \left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} \right)^{\gamma_{dGDP}} \left(\frac{\pi_t}{\pi_{t-1}} \right)^{\gamma_{d\pi}} \right)^{1-\gamma_R} e^{\varphi_t} \quad (36)$$

where $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$.

2.5 Market Clearing.

In equilibrium, the goods markets, the assets markets and the production factors markets must clear.

The market clearing condition in the final goods market takes the form

$$c_t + x_t + G_t + \Psi(u_t) = Y_t. \quad (37)$$

Note that we have included the market clearing condition in the intermediate goods markets through notation. The market clearing condition in the production factors markets are

$$\begin{aligned} \int_0^1 l_t(i) &= l_t \\ \int_0^1 k_t(i) &= k_t \end{aligned}$$

The market clearing condition in the assets markets are

$$B_{t+1} = B_{t+1}^* = 0$$

and

$$D_{H,t+1}^* + D_{F,t+1}^* = 0$$

2.6 Balance of Payments and GDP

Using the market clearing conditions and the budget constraint we get the balance of payments equation

$$q_t \frac{1-\omega}{\omega} \frac{P_{H,t}^* Y_{H,t}^*}{P_t^*} + \frac{e_t}{P_t} \frac{D_{H,t+1}^*}{R_t^* \kappa_t} = \frac{P_{F,t} Y_{F,t}}{P_t} + \frac{e_{t-1} D_{H,t}^*}{P_{t-1}} \frac{q_t}{q_{t-1} \pi_t^*} \quad (38)$$

Furthermore, to close the model, since there is GDP in the Taylor rule we need the formula for GDP, which has the following form

$$GDP_t = Y_t + \frac{1-\omega}{\omega} \frac{e_t P_{H,t}^* Y_{H,t}^*}{P_t} - \frac{P_{F,t} Y_{F,t}}{P_t} \quad (39)$$

The log-linearized equations can be found in Appendix A.

3 Calibration and estimation

In order to evaluate the properties of the model against the data describing Polish and the Eurozone economies, we applied a mixture of calibration and estimation procedure. First, we calibrated a subset of parameters that can be easily extracted from the raw data or those resulting from the steady state considerations. Afterwards, we performed a Bayesian estimation of the other parameters, that mainly govern the business cycle volatility of the model.

3.1 Calibration Procedure

The calibration of the parameters was based mainly on the data from the quarterly National Accounts, issued either by the Eurostat (in case of the Eurozone⁷), or by the Polish Central Statistical Office (GUS). As a measure of exports and imports we used the data from the

⁷The Eurozone is defined as EA-15 and includes: Belgium, Cyprus, Denmark, Ireland, Greece, Spain, France, Italy, Luxembourg, Malta, Netherlands, Austria, Portugal, Slovenia and Finland)

Table 1: The most important calibrated parameters of the model

Parameter	Value
β	0.99
β^*	0.99
δ	0.017
δ^*	0.017
$\frac{1+\mu}{1+\mu^*}$	2
$\frac{\mu}{\mu^*}$	2
η	0.614
η^*	0.99
α	0.33
α^*	0.33

Polish National Accounts, then we adjusted the Eurozone data, treating the resulting additional net trade with the rest of the world as government consumption⁸. Due to the lack of data on average hours worked, we use employment as a proxy for a measure of labor in the model. We used data on total employment (domestic concept) from the Eurostat in case of Eurozone, and data on employment from the Labor Force Study, in case of Poland. As a measure of wages, we used quarterly data on average wages in the national economy, in case of Poland (due to the lack of data on the compensation of employees for the whole period) and compensation of employees per person employed in case of the Eurozone.

The most important calibrated parameters of the model can be found in Table 1. The discount factors β and β^* were set at the same levels⁹ of 0.99, which implies the annual long-term real interest rate of 4%, consistent with the average real interest rate (3-months interest rate deflated by the expected inflation, under assumption of a perfect foresight) in the Eurozone for the period 1995-2007. Physical capital depreciation rate δ was set at 7% annually in both countries. The elasticity of production with respect to capital, α was set at 0.33 in both countries, in line with most of the DSGE literature. The inverse of the elasticity of the capital utilization cost function $\Psi = \frac{\Psi'(1)}{\Psi''(1)}$ was set at 0.1, roughly in line with the estimate in Smets and Wouters (2003) (as the data on capacity utilization are hardly reliable and usually cover only manufacturing, we decided not to use them in the estimation step and we calibrated the elasticity from the literature). The long-term inflation rate was set at 2.5% annually for both economies. The share of the population of Poland in the total

⁸In a two country framework one need to decide how to deal with the trade with rest of the world. Treating it as government consumption in our framework is relatively nondistortionary, as it only affect the steady state government consumption share and is roughly in line with the approach of Chari, Kehoe, and McGrattan (2007).

⁹In order to avoid the steady state effects of monetary policy regime change, we used the same discount factor for both economies at set it at the level consistent with the Eurozone.

population of the Eurozone and Poland, ω was set at 0.107, on the basis of the data from the Eurostat.

The parameters μ and μ^* were set at 1 in both countries, implying the Armington elasticity of substitution $\frac{1+\mu}{\mu} = 2$, consistently with the evidence given by Ruhl (2005) and discussion presented in McDaniel and Balistreri (2003). The home bias parameters, η and η^* were set at 0.614 and 0.9903 respectively, reflecting the export to absorption ratio for the period 2004 – 2007 in case of Poland and 1995 – 2007 in case of the Eurozone. The steady state consumption shares (in absorption) were set at 0.609 and 0.573 in Poland and the Eurozone, respectively. The corresponding figures for investment shares are 0.206 and 0.2095. As there is no direct measure of costs of adjusting capacity utilization, in the steady state we set them at 1% of absorption in both countries and treat the government expenditures share as a residual. The absorption to GDP ratio were set at 1.03 and 0.99 in Poland and the Eurozone. We set the debt share at 0.46, in line with the average ratio of total external debt of the Polish economy to GDP for the years 2005 – 2007. Some other parameters of the model, that were not estimated were calculated on the basis of the steady-state relations of the model.

3.2 Estimation Procedure

All data used in the estimation of the model were expressed in quarterly frequency and adjusted for seasonality (except for the interest rates) using Demetra package and expressed in constant prices of the year 2000. As the model does not distinguish between different price indicators and monetary policy is aimed at stabilizing consumer price inflation, we decided to express all real variables in terms of consumption prices either in Poland or in the Eurozone. We also normalized the variables by the population shares ω and $1 - \omega$ in each quarter¹⁰. Then, all variables in logs were detrended using Hodrick-Prescott filter (see Hodrick and Prescott (1997)), with the standard parameter for the quarterly data $\lambda = 1600$, and expressed as a log-difference of a given variable and HP-trend, which is consistent with the log-linearization of the model.

Our approach was to keep the basic structure of the model relatively simple and to use relatively small number of fundamental stochastic shocks to describe the cyclical fluctuations of the economy (we used a technology, a government consumption, a monetary policy and a labor supply¹¹ shocks for both countries and one risk premium shock). But this approach

¹⁰ As there are no consistently measured quarterly data for the Eurozone, we extrapolated the annual data using constant quarterly growth rates within a year, assuring that the data for the beginning of the year are the same as measured by annual data.

¹¹ Especially in case of Poland, it is very hard to model the labor market variables using a relatively simple determination of labor market equilibrium, as in the presented model. So we decided to add a labor supply

would limit the information that is used in the estimation, as the number of observed variables needs to be equal to the number of stochastic shocks. So, in the estimation of the parameters, we included additional information from other variables, assuming that they are observed with an iid noise. As primary variables (observed without noise), we used the following time series for the period *IIIQ1996 – IVQ2007*: GDP, government expenditure, consumer price inflation, employment for both Poland and the Eurozone, and the interest rate differential (gross, as in the model denoted as R). The set of additional variables (observed with noise) includes (for both economies): consumption, investments and trade indicators (both exports and imports, expressed in Polish currency).

As the model is log-linearized, it can be expressed as a state-space representation and its likelihood can be evaluated against data via the Kalman filter. We decided to use the Bayesian approach to estimate the model parameters, since it allows to use additional information, that can be provided via the prior distribution of the parameters. The expression for the likelihood function cannot be found analytically, however the posterior distribution of the model parameters can be estimated via Monte Carlo Markov Chain (MCMC) algorithm, proposed by Metropolis and Teller (1953) and Hastings (1970). We used the Dynare package in order to solve, estimate and simulate the model (see e.g. Juillard (1996)).

After finding the mode of the posterior distribution (using the Chris Sims *csminwel* procedure that applies a quasi-Newton method with BFGS update of the estimated inverse Hessian, robust against "cliffs", i.e. hyperplane discontinuities) we applied the Metropolis-Hastings MCMC algorithm with 50000 replications (to assure that the MCMC algorithm have converged) in two blocks in order to compute the posterior distribution of the model parameter. The acceptance rates were ca. 24%, within the band 23%-25% recommended in the literature. On the basis of the univariate and multivariate convergence diagnostic of Brooks and Gelman (1998) indicating that the MCMC algorithm converged, we dropped 10% of draws for the purpose of construction of the posterior probability distributions.

When choosing the parameters of the prior distributions, we used the results of Smets and Wouters (2003), Adolfson, Laséen, Lindé, and Villani (2005) and Kolasa (2008) and, to some extent, some pre-estimation exercises. The chosen parameters of the prior distribution are presented in Table 2. For most cases we have not distinguished between Poland and the Eurozone, except for ι 's, Calvo probabilities θ 's and parameters of the Taylor rule. As the installation of the new investments goods in Poland could be more costly, due to more restricted regulations we choose to set lower value for ι than for ι^* . Also, due to more stringent product market regulations in Poland, we choose to set slightly lower values for θ_H and θ_F . Additionally, taking into account the results of Kolasa (2008), we picked such

shock, in order to allow the model to have a chance to describe the labor market behavior in line with the data.

Table 2: Basic description of the prior and posterior distributions

Parameter	Prior distribution			Posterior distribution		
	type	Mean	St. Dev.	Mode	Mean	St. Dev.
ι	norm	0.10	0.025	0.101	0.097	0.023
ι^*	norm	0.30	0.025	0.337	0.338	0.023
γ	norm	4.00	0.250	4.070	4.039	0.245
γ^*	norm	4.00	0.250	4.129	4.096	0.245
θ_H	beta	0.60	0.080	0.504	0.516	0.066
θ_F^*	beta	0.70	0.080	0.760	0.755	0.034
θ_F	beta	0.60	0.080	0.806	0.771	0.066
θ_H^*	beta	0.70	0.080	0.755	0.735	0.064
χ	norm	0.05	0.030	0.081	0.084	0.025
σ	norm	2.00	0.300	3.117	3.107	0.242
σ^*	norm	2.00	0.300	1.912	1.941	0.214
γ_R	beta	0.82	0.020	0.721	0.720	0.020
γ_π	norm	1.25	0.070	1.274	1.291	0.080
γ_{GDP}	norm	0.40	0.050	0.457	0.459	0.050
$\gamma_{d\pi}$	norm	0.20	0.030	0.198	0.208	0.030
γ_{dGDP}	norm	0.10	0.020	0.109	0.109	0.020
γ_R^*	beta	0.80	0.020	0.766	0.766	0.018
γ_π^*	norm	1.30	0.080	1.420	1.419	0.075
γ_{GDP}^*	norm	0.30	0.060	0.333	0.332	0.061
$\gamma_{d\pi}^*$	norm	0.20	0.030	0.203	0.206	0.030
γ_{dGDP}^*	norm	0.10	0.020	0.097	0.093	0.020
ρ_z	beta	0.95	0.010	0.945	0.944	0.010
ρ_z^*	beta	0.95	0.010	0.949	0.947	0.010
ρ_G	beta	0.85	0.100	0.624	0.656	0.113
ρ_G^*	beta	0.85	0.100	0.850	0.832	0.068
ρ_l	beta	0.60	0.100	0.773	0.761	0.054
ρ_l^*	beta	0.60	0.100	0.717	0.714	0.060
ρ_{a_κ}	beta	0.60	0.100	0.554	0.533	0.062

prior distributions of the parameters of the Taylor rule, that the policy rule in the Eurozone is slightly more inflation oriented than in Poland. The standard deviations of the stochastic shocks were set on the basis of the pre-estimation exercise. For the standard deviations of the noise components of additional observed variables, we assumed that the noise component variability constitutes 1% of the overall variability of a given variable.

3.3 Parameters

The results of the estimation procedure are shown in Table 2. Additionally, we plotted the prior and posterior distributions of all estimated parameters - see Figure 1, including standard deviations of noisy components of additional variables¹².

The results of the estimation indicate that our assumption of the relative size of the parameter governing the cost of adjusting capital stock was correct. Also, the additional information from the data have not changed strongly the prior distribution of labor supply elasticity. The estimated coefficients of the Calvo parameters indicate that the degree of nominal rigidity in Poland is higher than in the Eurozone, especially in case of goods sold domestically. The estimated Calvo probabilities for the Eurozone are roughly in line with the results of Adolfson, Laséen, Lindé, and Villani (2005).

The information in data series significantly changed the estimate of the inverse of the elasticity of intertemporal substitution in Poland - the estimated parameter $\sigma = 3.1$ is much higher than the mean of the prior, which was set at 2.

The estimated interest rate smoothing coefficient in the Taylor rule for Polish economy proved to be lower than expected, $\gamma_R = 0.72$, although within the range usually obtained in the literature. Additionally, the responsiveness of the interest to the consumer price inflation and GDP is slightly higher than assumed, both in case of Poland and the Eurozone. The estimated degree of interest rate smoothing of the ECB $\gamma_{R^*} = 0.77$, is slightly lower than the usual estimates (see e.g. Smets and Wouters (2003) or Adolfson, Laséen, Lindé, and Villani (2005)). The estimated Taylor rule in case of the NBP is as follows:

$$\hat{R}_t = 0.72\hat{R}_{t-1} + (1 - 0.72)[1.29\hat{\pi}_t + 0.46G\hat{D}P_t + 0.11dG\hat{D}P_t + 0.21\hat{d}\pi_t] + \varphi_t \quad (40)$$

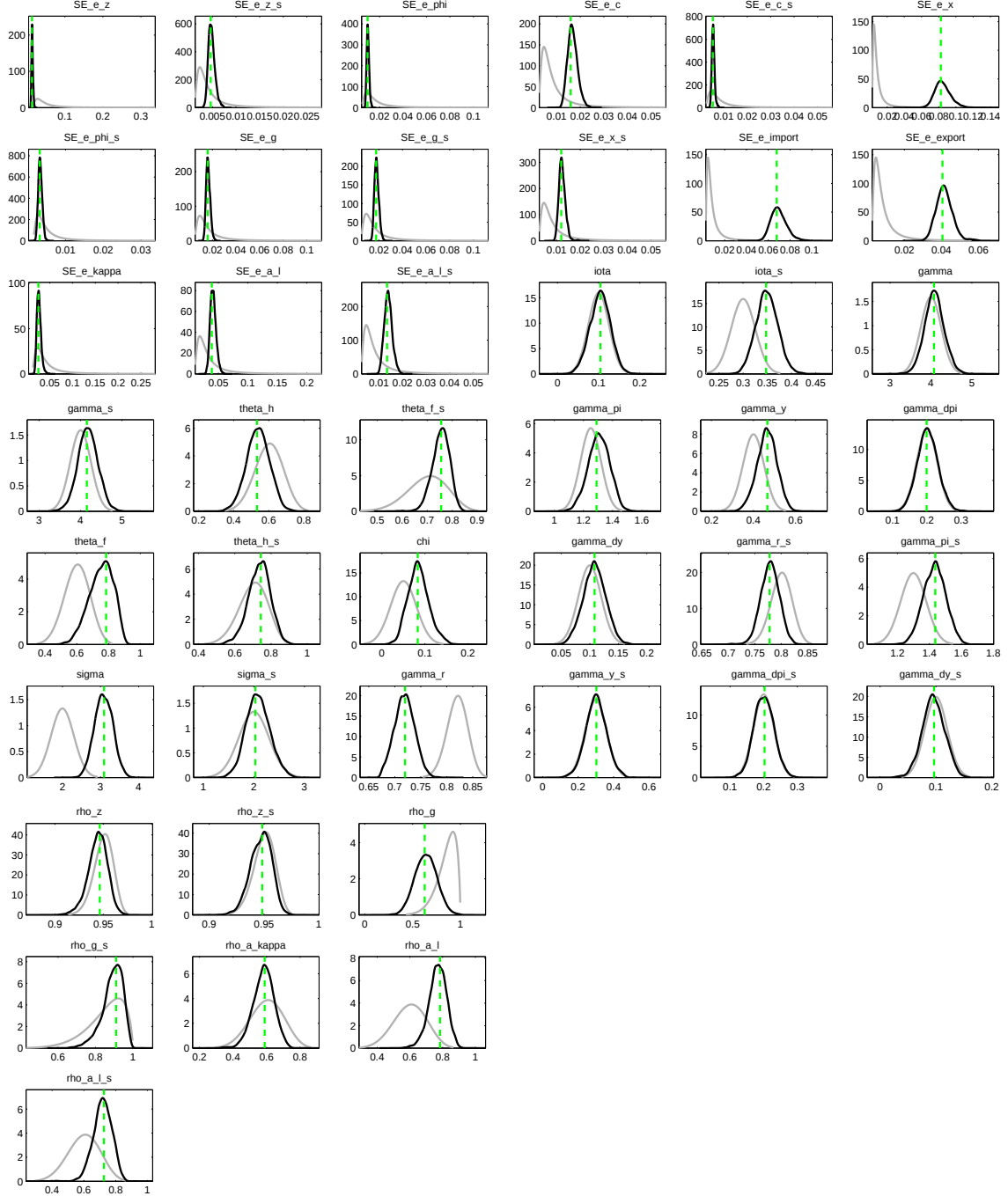
and

$$\hat{R}_t^* = 0.77\hat{R}_{t-1}^* + (1 - 0.77)[1.42\hat{\pi}_t^* + 0.33G\hat{D}P_t^* + 0.09dG\hat{D}P_t^* + 0.21\hat{d}\pi_t^*] + \varphi_t^* \quad (41)$$

in case of the ECB.

¹²These are the plots of: SE_e_c, SE_e_c_s, SE_e_x, SE_e_x_s, SE_e_import, SE_e_export.

Figure 1: Prior and posterior distributions of the model parameters



The estimated persistence of the technology shocks is very similar in Poland and in the Eurozone, roughly equal to 0.94 – 0.95. The estimation revealed the the persistence of the government spending shock is much higher in the Eurozone, than in Poland, in line with the economic intuition. Also, the persistence of the labor supply shock proved to be higher in case of Poland, reflecting the features of the transforming economy. The persistence of the risk premium shock proved to be relatively small, also in line with the economic intuition¹³.

The estimated volatilities of the shocks governing the evolution of the economy (not reported in Table 2, but depicted in Figure 1) reveal that the volatility of the technology shock is much larger in Poland, again in line with the economic intuition and in line with the evidence from the relative volatility of output of the Polish economy compared to the Eurozone. The same applies for the monetary policy shock and the labor supply shock. On the other hand, the volatility of the government spending shock is slightly higher in the Eurozone, than in Poland.

3.4 Model's Data Fit

In order to evaluate the ability of the model to replicate the features of the data from the Polish and the Eurozone economies, we compared the moments of the model generated variables against the moments of the data. Instead we could have used the theoretical moments of the model's variables, but these describe the large sample properties of the model, whereas when calculating the moments of the data we are using only ca. 50 observations. In order to overcome this issue we decided to simulate the model behavior in short sample. So, we simulated the model using random draws of the stochastic shock¹⁴ for 152 periods and then dropped the first 100 observations¹⁵, calculating the moments for only 52 observations. We replicated this procedure 10000 times (for different, independent draws of stochastic shocks) and averaged the resulting correlations in order to assure that our calculated moments are history-independent.

Table 3 shows the results of our procedure - the upper panel shows the results for the Polish economy, the lower panel - for the Eurozone economy. The first two columns show the volatilities of the model generated variables against the data (measured by the standard deviations), the middle two columns show the cyclicalities of variables, as measured by correlations with *GDP* (*GDP** in case of the Eurozone). The last columns show the persistence

¹³Taking into account the relatively fast adjustment and efficiency of the exchange rate market, it is not surprising that the agents respond relatively quickly to the exogenous changes in the interest rate disparities.

¹⁴As was mentioned earlier, the additional shocks of the model - noise in additional observables - were used only for the purpose of the estimation, so in the simulations performed on the model, we turned off these shocks.

¹⁵As the simulation starts from the steady state, we dropped some observations to assure that we calculate the moments of variables not being biased by being too close to the steady state.

Table 3: Moments of the model generated variables against the data

	Volatility		Correlation with GDP		Persistence	
	data	model	data	model	data	model
Poland						
<i>GDP</i>	0.020	0.025	1.000	1.000	0.403	0.639
<i>c</i>	0.010	0.010	0.611	0.324	0.806	0.678
<i>x</i>	0.089	0.070	0.874	0.597	0.800	0.990
π	0.010	0.026	-0.276	-0.353	-0.279	0.790
<i>w</i>	0.012	0.026	0.464	0.492	0.662	0.603
<i>R</i>	0.021	0.023	0.282	-0.571	0.849	0.891
<i>l</i>	0.015	0.012	0.601	0.195	0.928	0.757
<i>q</i>	0.061	0.044	0.118	0.655	0.813	0.385
<i>export</i>	0.048	0.048	0.337	0.761	0.812	0.421
<i>import</i>	0.062	0.015	0.517	0.158	0.765	0.810
Eurozone						
<i>GDP*</i>	0.006	0.010	1.000	1.000	0.817	0.886
<i>c*</i>	0.006	0.005	0.842	0.522	0.868	0.620
<i>x*</i>	0.027	0.040	0.758	0.784	0.935	0.981
π^*	0.003	0.007	0.288	-0.464	0.215	0.832
<i>w*</i>	0.004	0.016	0.617	0.571	0.646	0.631
<i>R*</i>	0.006	0.006	0.635	-0.831	0.896	0.867
<i>l*</i>	0.005	0.004	0.805	0.305	0.948	0.724

of the model generated variables and the data - measured by autocorrelation.

The model generates too much volatility of GDP, both in Poland and the Eurozone. The same is true for inflation and real wages (and investments in case of the Eurozone economy). The model correctly reproduces, for both economies, the volatility of consumption nominal interest rates and exports. The volatilities of investments in Poland and employment in both economies, as well as imports were underestimated by the model.

Our model generates too little comovement with output in case of consumption, investments, employment and imports in case of Poland. The same is true for consumption and employment in case of the Eurozone. The cyclicalities of the real exchange rate is largely exaggerated by the model. The model predicts countercyclical inflation in the Eurozone, whereas it is slightly procyclical in the data. Also the cyclicalities of interest rates are different in the model and data for both economies - in the data interest rates are procyclical (slightly procyclical in case of Poland), whereas the model predicts that monetary policy is countercyclical (the procyclicality of interest rates in the data is rather not intuitive and could be an artifact of the short sample used in the analysis). The model reproduces generally well the persistence of analyzed variables - excluding the real exchange rate, exports, and especially inflation.

Summing up, the model fits the data relatively well, although not perfectly. But taking into account the short sample used in the estimation and evaluation of the model properties, its performance is rather good. The main problems are: exchange rate (even with the equity premium puzzle shock the model cannot generate the properties of this variable, but this is rather common to this kind of methodology - see e.g. Chari, Kehoe, and McGrattan (2002)), cyclicalities of the interest rates, and cyclicalities of inflation (the latter in case of the Eurozone).

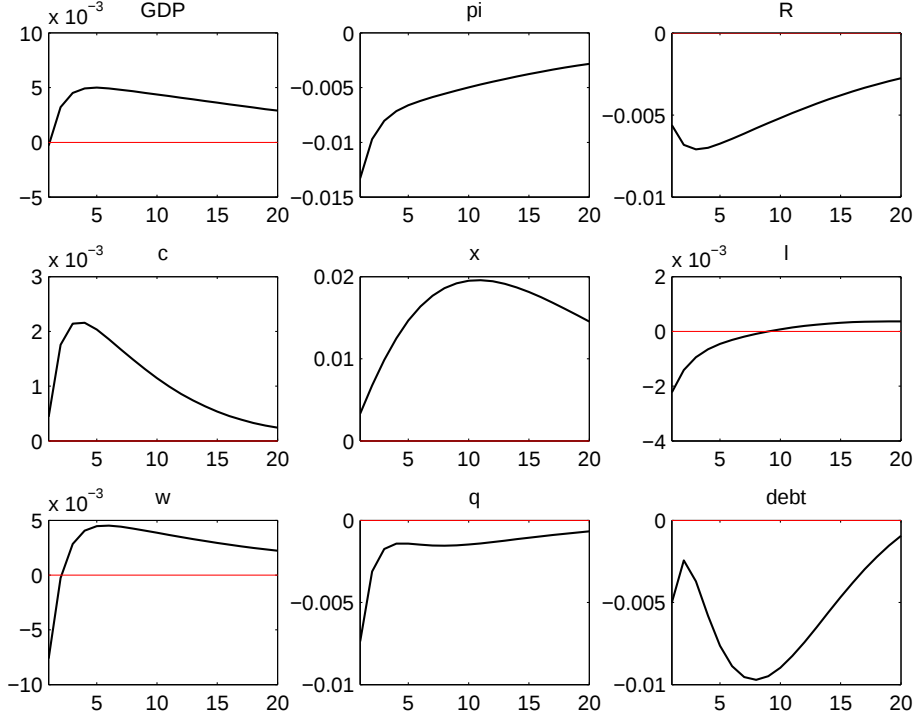
3.5 Impulse Response Functions

In order to understand the dynamic properties of the model, we calculated the impulse response of the model to the most important shocks of the model - asymmetric technology shocks and asymmetric monetary policy shock (that occurred in the Polish economy).

3.5.1 Asymmetric Technology Shock

After an unanticipated asymmetric technology shock (hitting the Polish economy, see Figure 2) the model predicts the prolonged increase of both consumption and investments, the latter generating the increase of capital stock. The decrease of the domestic prices translates into falling inflation and a decline of the nominal interest rates. Real wages decrease on impact, but then quickly rise above the steady state and stay there for a while. The technology shock

Figure 2: Impulse response to the asymmetric technology shock



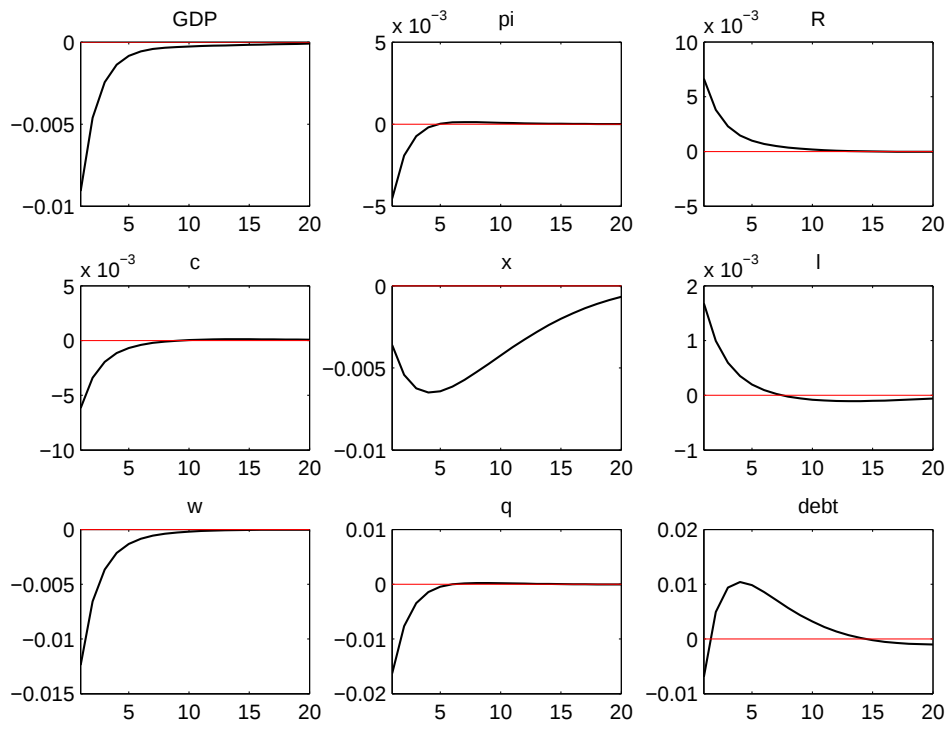
proved to be labor-saving, resulting in drop of employment for the first 10 quarters. This effect is due to the fact that the income effect dominates the substitution effect. After a couple of quarters employment recovers and at some point it even goes over its steady state value. With lower employment (and higher labor productivity) and higher capital, the GDP rises for the whole analyzed period.

The higher level of activity in the Polish economy translates into a decrease of foreign debt - domestic agents use the period of higher activity of the economy and higher income to pay back some of the debt they have against the foreign agents. As a result of higher productivity in the domestic economy, we observe a decline of the real exchange rate (i.e. exchange rate appreciates in real terms). After about 6–8 years after the shock the economy converges back to the steady state.

3.5.2 Asymmetric Monetary Policy Shock

Figure 3 presents the response of the model economy to an unanticipated asymmetric monetary policy shock. Initially, the domestic interest rates increase, then the Taylor rule kicks in and the interest rates slowly revert to the steady state.

Figure 3: Impulse response to the asymmetric monetary policy shock



In response to the higher nominal interest rates, we observe a decline of inflation, lower households consumption and investments. Although real wages also decrease, we observe an increase of employment, as again income effect dominates the substitution effect. In spite of the latter effect, due to the decline of capital, the GDP declines. After the initial decline of debt, households start to borrow from abroad to smooth out consumption. In reaction to an increase in interest differential, the exchange rate appreciates (i.e. drops) in real terms.

When we compare the reaction of the model to the technology shock (see Figure 2) and the monetary policy shock (see Figure 3), we can observe that the economy stabilizes much faster in the latter case. This feature is relatively intuitive - the technology shock is an example of a supply shock, generating more persistent response of the economy. On the other hand - monetary policy shock, as a pure demand shock, generates much less persistence of economic fluctuations.

4 Results

In this section we analyze business cycle behavior of the most important macroeconomic variables of the Polish economy in the presence of shocks in two regimes:

- *Autonomous Monetary Policy* (denoted as OUT), monetary policy in Poland is conducted by the National Bank of Poland and the Taylor rule describing this policy is given by equation (40), while monetary policy in the Eurozone is conducted by the ECB and the Taylor rule that describes this policy is given by equation (41). The nominal exchange rate is not fixed and adjusts freely to the market conditions.
- *Common Monetary Policy* (denoted as IN), monetary policy both in Poland and Eurozone is conducted by the ECB according to the augmented Taylor rule that is the same as the ECB Taylor rule estimated from the data, except for it assigns weight $\omega_T = \frac{GDP^{Poland}}{GDP^{Eurozone} + GDP^{Poland}} = 2,97\%$ to the Polish variables:

$$\begin{aligned} \hat{R}_t^* = & 0.77\hat{R}_{t-1}^* + (1-0.77)[1.42(\omega_T\hat{\pi}_t + (1-\omega_T)\hat{\pi}_t^*) + 0.33(\omega_T G\hat{D}P_t + (1-\omega_T)G\hat{D}P_t^*) \\ & + 0.09(\omega_T dG\hat{D}P_t + (1-\omega_T)dG\hat{D}P_t^*) + 0.21(\omega_T d\hat{\pi}_t + (1-\omega_T)d\hat{\pi}_t^*)] + \varphi_t^*. \end{aligned}$$

Nominal exchange rate is fixed and cannot be changed $e_t = \bar{e}$. We want to stress that in this simulation we do not eliminate the risk premium volatility as a source of the interest rate differential between domestic and foreign households. In our model the risk is associated rather with fluctuations of the domestic debt than fluctuations of the exchange rate. Thus the accession to the Eurozone does not eliminate the effect that this risk has on the interest rate differential.

Given the differences between the two regimes there are four important factors that may affect the Polish economy after joining Eurozone: (1) the Taylor rule in the Eurozone is more inflation oriented than in Poland; (2) there will be less variability hitting the Polish economy, since the Polish monetary policy shock is replaced with the Eurozone monetary policy shock (which has 3 times smaller standard deviation); (3) the monetary policy rule will be focused on the whole Eurozone economy rather than the Polish economy; and (4) the nominal exchange rate will be fixed.

To analyze the differences between the two regimes we run 50,000 simulations for 1000 periods each. Using the results from the simulations we compare the business cycle behavior of the most important macroeconomic variables and we compute by how much consumer's welfare in Poland decreases after joining the Eurozone.

4.1 GDP and Inflation Variability

In our simulations we calculated standard deviations of the main macroeconomic variables. The results are presented in Table 4. Most variables are more volatile under *Common Monetary Policy*, which is mostly due to the fact that *Common Monetary Policy* fits Polish economy less than *Autonomous Monetary Policy*. Furthermore, the nominal exchange rate under *Common Monetary Policy* no longer cushions some shocks. These effects out-weight the effect of disappearance of the domestic monetary policy shock. The only difference is inflation, which is less volatile under *Common Monetary Policy* than *Autonomous Monetary Policy*. In this case there are three factors that decrease volatility of inflation. First, the Taylor rule under *Common Monetary Policy* reacts to inflation stronger than the Taylor rule under rule *Autonomous Monetary Policy*. Second, in *Autonomous Monetary Policy* regime there is the domestic monetary policy shock, which is more volatile than the foreign monetary policy shock, thus adds more volatility to the economy and it mostly affects inflation, whereas under *Common Monetary Policy* regime this shock is replaced with the foreign country monetary policy shock. Third, fixing the nominal exchange rate stabilizes the inflation in the home country (at the same time increases volatility of GDP)¹⁶. This result is somewhat different from Karam, Laxton, Rose, and Tamirisa (2008), who find that volatility of both GDP and inflation will increase after a new member country joins the Eurozone, whereas we find that volatility of GDP will increase but inflation will become more stable.

¹⁶If the exchange rate adjusts freely, different international shocks hitting an economy (in a world with sticky prices) might be cushioned by the exchange rate movements, thus the shocks partially affect output and partially prices. If the exchange rate is fixed than the external shocks impact mostly GDP not prices.

Table 4: Variability of the Polish business cycle.

Variables	<i>Autonomous Monetary Policy</i>	<i>Common Monetary Policy</i>	Change
GDP	0.0276	0.0327	+18%
Inflation	0.0288	0.0098	-66%
Interest Rate	0.0261	0.0300	+15%
Consumption	0.0106	0.0208	+96%
Labor	0.0119	0.0134	+13%

One might also wonder why the interest rate after the Euro adoption is more volatile. This is mostly due to the fixing of the nominal exchange rate. Note, that in *Common Monetary Policy* regime the differential of the interest rates (the UIP condition, see equation (A.13)) depends on the risk premium, the expected change in the real exchange rate and the difference in the expected inflation. But, in *Common Monetary Policy* regime the UIP condition is replaced with the following condition (in loglinearized version)

$$\hat{R}_t - \hat{R}_t^* = \hat{\kappa}_t \quad (42)$$

thus the shocks to the risk premium affect only the interest rate differential, whereas previously some cushion was provided by the exchange rate (which would absorb some the volatility). Also greater volatility of the interest rate increases volatility of consumption, which explains why volatility of consumption increases by more than volatility of GDP.

4.2 Welfare Cost of Joining Eurozone

The results presented in the previous subsection do not provide quantitative measure of the costs of joining the Eurozone. Thus we expressed the cost in terms of consumer welfare. We ask how much consumption, consumers would be willing to give up in order to stay indifferent between joining and not joining the Eurozone. This corresponds to calculating the compensating variation associated with the full elimination of *Autonomous Monetary Policy* regime. Welfare analysis follows the method of Lucas (1987).

We use our simulations to compute the consumers welfare in both regimes of

$$W^{OUT} = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^{OUT}, l_t^{OUT}, \zeta_t) \right], \quad (43)$$

$$W^{IN} = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t^{IN}, l_t^{IN}, \zeta_t) \right]. \quad (44)$$

Next we compute what percentage (denoted by λ) of every period consumption, consumers

would have to give up to be indifferent between regimes. To find λ we solve

$$W^{OUT}(\lambda) = W^{IN}, \quad (45)$$

where $W^{OUT}(\lambda) = E_0 [\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u((1-\lambda)c_t^{OUT}, l_t^{OUT}, \zeta_t)]$. The details on how we compute λ are presented in Appendix B. We find that $\lambda = 0.051\%$. This means that joining the Eurozone would have the same effect as a decrease in consumption by 0.051% in every period. Note, that it does not mean that authors expect consumption in Poland to decrease permanently by 0.051% after the Eurozone accession.

This result is a little bit smaller than the 0.25% estimate of Lopes (2007), but her result might be biased since, as far as we understand, she run only one simulation in each regime (one realization of random shocks). It seems that in order to deal with this problem she extended the simulation for many periods (1000), but we are not entirely convinced that extending the length of the simulation solves the problem of the bias. Thus, instead, we run 50000 simulations, as we noticed that only a large number of simulation guaranties convergence of the welfare result.

We can also express this welfare cost in period zero consumption rather than permanent consumption. In order to do this we compute what percentage (denoted as λ_0) of period zero consumption consumer would have to give up to be indifferent between regimes. To find λ_0 we solve

$$W^{OUT}(\lambda_0) = W^{IN},$$

where $W^{OUT}(\lambda_0) = E_0 [u((1-\lambda_0)c_0^{OUT}, l_0^{OUT}, \zeta_0) + \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t u(c_t^{OUT}, l_t^{OUT}, \zeta_t)]$. We find that $\lambda_0 = 4.73\%$. This means that joining the Eurozone would have the same effect as a 4.73% (one time) decrease in period zero consumption. Again, note that it does not mean that authors expect consumption in Poland to fall by 4.73% in the period after the Eurozone accession.

To get the grasp on the results note, that welfare is computed using the utility function in (3), thus it depends on consumption and labor. Hence, we need to analyze behavior of consumption and labor in both regimes. Note from Table 4, that the volatility of both consumption and labor is higher in *Common Monetary Policy* regime than in *Autonomous Monetary Policy* regime. So given our utility function it clearly must translate into lower welfare in *Common Monetary Policy* regime than in *Autonomous Monetary Policy* regime. We also computed the welfare cost of business cycle (in percentage of permanent change in the steady state consumption). We found that the welfare cost of business cycle in *Autonomous Monetary Policy* regime is equal to -0.017% , whereas in *Common Monetary Policy* regime is equal to -0.068% . These results are just a little bit higher than the estimates of Lucas (1987) for the US economy, who calculates the cost of business cycle at 0.01%, but the US

economy is more stable. Furthermore, Storesletten, Telmer, and Yaron (2001) use OLG framework to point out that the welfare cost of business cycle might be sensitive to the persistence of the variables. We do not use the OLG framework, nevertheless, in our model the persistence of both consumption and labor is roughly in line with the data.

We want to stress that in our model wages are not sticky, which translates into lower welfare cost of business cycles. Including the sticky wages in our model could increase the welfare cost of the Eurozone accession. Unfortunately, our way of simulating the welfare effect of joining Eurozone precludes adding wage stickiness to our model. This would be an interesting extension of our work. Another extension worth considering might be the extension beyond the representative agent framework, which has a potential for generating higher costs of business cycles. The heterogeneity alone might not be enough, since the results of Schulhofer-Wohl (2008) show that adding risk averse heterogeneity among consumers with complete markets (full insurance against risk) actually decreases the costs of business cycle fluctuations.

4.3 Decomposition of Volatility Changes

In this subsection we decompose the change in variance of the main macroeconomic variables into separate factors related to the Eurozone accession presented on page 27. We stress that the simulations run here are used only for purposes of the decomposition of the volatility changes in order to isolate the effects of different factors that are involved in joining the Eurozone. In order to achieve the desired isolation, while making those simulations, we make counter-factual assumptions.

First, we compute the effect of the change of the parameters of the Taylor rule. This change impacts the economy in two important ways: (1) monetary policy is more inflation oriented than the policy implied by the estimated Taylor rule for Poland; and (2) under the new monetary policy rule the extend of the of the interest rate smoothing is higher. To isolate this effect we run the following simulation (call it simulation 2): everything is exactly like in simulation OUT from the previous subsection (in this subsection we call it simulation 1), but the Taylor rule of the NBP has the same parameters as the ECB’s Taylor rule. This experiment will allow us to say how the standard deviations in question would change if the NBP run autonomous monetary policy (responding to the Polish variables only), but with the same parameters as the ECB. The results of this simulation are presented in Table 6 in the column denoted as “Simulation 2”. To see the effects compare the results from simulation 1 and simulation 2. This change leads to lower variability of inflation and greater variability of GDP, which is expected since the change means that the central bank is more focused on inflation and less on GDP. Greater variability of GDP translates into greater variability of real side of the economy, i.e. the standard deviation of consumption and labor increases.

Also, greater interest rate smoothing combined with more inflation oriented monetary policy and smaller variability of inflation results in the reduction of the standard deviation of the interest rate.

Table 5: The decomposition of the volatility changes.

Variables	Simulation 1	Simulation 2	Simulation 3	Simulation 4
GDP	0.0276	0.0317	0.0289	0.0327
Inflation	0.0288	0.0210	0.0200	0.0098
Interest rate	0.0261	0.0191	0.0173	0.0300
Consumption	0.0106	0.0123	0.0088	0.0208
Labor	0.0119	0.0120	0.0118	0.0134

Second, we analyze the effect of the replacement of the domestic monetary policy shock with the foreign monetary policy shock. Thus, we run simulation 3, in which everything is exactly like in simulation 2 with one exception. We replace the value of the variance of the monetary policy shock (estimated for the Polish economy) with the value from the Eurozone. The purpose of this exercise is to isolate the effect of smaller volatility of the monetary policy shock in the Eurozone than in Poland. The results of this simulation are presented in Table 6 in the column denoted as “Simulation 3”. This change reduces the volatility of the economy, which is intuitive, since the standard deviation of the monetary policy shock declines from 0.0101 to 0.0033.

Finally, we isolate the effects of the fixing of the exchange rate combined with the adoption of the common monetary policy (due to technical reasons - violation of the Blanchard-Khan conditions - we were not able to separate those two effects). Intuitively, here we analyze the effect of the disappearance of the cushion for some shocks in the form of the exchange rate and the effect of the reorientation of monetary policy from domestic variables to the aggregate variables for the extended Eurozone. The results of this simulation are presented in Table 6 in the column denoted as “Simulation 4”. In fact this is the final change thus this simulation is exactly the same as simulation IN in the previous subsection (here we call it simulation 4). This change increases the standard deviations of GDP and labor due to the fact the focus of monetary policy is on the whole Eurozone rather than Poland. Second, fixing the exchange rate decreases the volatility of inflation. Third, greater volatility of GDP combined with the lack of cushion in the form of the exchange rate increases volatility of the interest rate differential (due to risk premium), which in turn translates into higher volatility of the domestic interest rate. Higher volatility of GDP together with higher volatility of the interest rate generate higher volatility of consumption and labor.

4.4 Sensitivity Analysis

In this subsection we analyze the effect of an increase of the weight of Polish variables in the *Common Monetary Policy* regime to the weight of Polish population in the Eurozone ($\omega'_T = 10.76\%$). The results of the new simulation are presented in Table 6. Basically the result is pretty much the same as previously. Furthermore, the welfare cost of joining the Eurozone drops only slightly from $\lambda = 0.051\%$ to $\lambda' = 0.0474\%$ of the lifetime consumption, or differently from $\lambda_0 = 4.73\%$ to $\lambda'_0 = 4.42\%$ of the period zero consumption. This only slightly lessens the effects of joining the Euro area.

Table 6: The weight of Poland and variability of the Polish business cycle.

Variables	<i>Autonomous Monetary Policy</i>	<i>Common Monetary Policy</i> ($\omega_T = 2.97\%$)	<i>Common Monetary Policy</i> ($\omega'_T = 10.76\%$)
GDP	0.0276	0.0327	0.0325
Inflation	0.0288	0.0098	0.0097
Interest Rate	0.0261	0.0300	0.0299
Consumption	0.0106	0.0208	0.0206
Labor	0.0119	0.0134	0.01335

5 Conclusion

The Eurozone accession for Poland might be costly, since it means loosing monetary policy as a tool to smooth out the business cycle. We build a two country dynamic stochastic general equilibrium model to quantify the effect of the loss of the autonomous monetary policy. In our model there are nominal rigidities in the form of sticky prices, which introduces a short run non-neutrality of monetary policy. This study focuses on the effects of the Eurozone accession on the business cycle behavior of the main macroeconomic variables. There are also other effects that must be analyzed in order to obtain a complete picture of the effects of the Euro adoption.

Since there is scarce evidence that higher fluctuations cause lower economic growth, we assumed that changes in the business cycle behavior will not have any long run effect on the Polish economy. We focused on the change in the business cycle behavior of the main macroeconomic variables. We found that after Poland joins the Eurozone, the volatility of GDP will increase - the standard deviation of GDP will go up from 2.76% to 3.27%, and the volatility of inflation will decrease - the standard deviation of inflation will go down from 2.88% to 0.97%. We additionally present how different factors involved with the Eurozone accession affect these outcomes.

We also computed the effect of this change on the consumers welfare and we found that the regime change will have the same effect on welfare as the decline of consumption in period after the Eurozone accession by 4.73% (or a lifetime consumption decline by 0.051%). We also checked how the weight of the Polish economy in the decisions of the ECB affects the results and we found that the increase in weight from 2.93% (which is equal to the GDP share) to 10.76% (which is equal to the population share) lessens the cost of joining the Eurozone, but the difference is tiny.

We want to stress that in our model wages are flexible, which, most likely, means that our result underestimates the cost of joining the Eurozone. Another restriction that might affect the results is the existence of the representative agent - relaxing this restriction could increase the cost of business cycle fluctuations and might affect the costs of the Eurozone accession. Additionally, the introduction of unemployment into the concept of equilibrium (like e.g. in the search-matching framework) might also positively affect the costs of business fluctuations. We leave these extensions for the future research.

References

- ADOLFSON, M., S. LASÉEN, J. LINDE, AND M. VILLANI (2005): “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through,” Working Paper Series 179, Sveriges Riksbank (Central Bank of Sweden).
- ALTIG, D., L. CHRISTIANO, M. EICHENBAUM, AND J. LINDE (2005): “Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle,” NBER Working Papers 11034, National Bureau of Economic Research, Inc.
- BARLEVY, G. (2004a): “The Cost of Business Cycles and the Benefits of Stabilization: A Survey,” NBER Working Papers 10926, National Bureau of Economic Research, Inc.
- (2004b): “The Cost of Business Cycles under Endogenous Growth,” *American Economic Review*, 94(4), 964–990.
- BROOKS, S., AND A. GELMAN (1998): “Some issues in monitoring convergence of iterative simulations,” in *In Proceedings of the Section on Statistical Computing. ASA*.
- CA’ ZORZI, M., R. A. DE SANTIS, AND F. ZAMPOLLI (2005): “Welfare implications of joining a common currency,” Working Paper Series 445, European Central Bank.
- CALVO, G. (1983): “Staggered Prices and in a Utility-Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398.

- CHARI, V. V., P. J. KEHOE, AND E. R. MCGRATTAN (2002): “Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?,” *Review of Economic Studies*, 69(3), 533–63.
- CHARI, V. V., P. J. KEHOE, AND E. R. MCGRATTAN (2007): “Business Cycle Accounting,” *Econometrica*, 75(3), 781–836.
- CHOUËIRI, N., Z. MURGASOVA, AND I. SZÉKELY (2005): “Republic of Poland: Selected Issues,” IMF Country Report 05/264, International Monetary Fund.
- CHRISTIANO, L. J., M. EICHENBAUM, AND C. L. EVANS (2005): “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45.
- DARAS, T., AND J. HAGEMEJER (2008): “The long-run effects of the Poland’s accession to the eurozone,” NBP mimeo.
- ERCEG, C. J., D. W. HENDERSON, AND A. T. LEVIN (2000): “Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts,” *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281–313.
- FARUQEE, H. (2004): “Measuring the Trade Effects of EMU,” IMF Working Papers 04/154, International Monetary Fund.
- FRANKEL, J., AND A. ROSE (2002): “An Estimate Of The Effect Of Common Currencies On Trade And Income,” *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 437–466.
- GOODFRIEND, M., AND R. G. KING (1998): “The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy,” Working Paper 98-05, Federal Reserve Bank of Richmond.
- HASTINGS, W. (1970): “Monte Carlo Sampling Methods Using Markov Chains and Their Applications,” *Biometrika*, 57(1), 97–109.
- HODRICK, R. J., AND E. C. PRESCOTT (1997): “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1–16.
- JUILLARD, M. (1996): “Dynare : a program for the resolution and simulation of dynamic models with forward variables through the use of a relaxation algorithm,” CEPREMAP Working Papers (Couverture Orange) 9602, CEPREMAP.
- KARAM, P., D. LAXTON, D. ROSE, AND N. TAMIRISA (2008): “The Macroeconomic Costs and Benefits of Adopting the Euro,” *IMF Staff Papers*, 55(2), 339–355.
- KOLASA, M. (2008): “Structural Heterogeneity of Asymmetric Shocks? Poland and the Euro Area through the lens of a two-country DSGE model,” Unpublished manuscript.

- KYDLAND, F. E., AND E. C. PRESCOTT (1982): “Time to Build and Aggregate Fluctuations,” *Econometrica*, 50(6), 1345–70.
- LOPES, A. F. (2007): “The Costs of EMU for Transition Countries,” Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2006 2, Money Macro and Finance Research Group.
- LUCAS, R. E. (1976): “Econometric Policy Evaluation: A Critique.,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19–46.
- (1987): *Models of Business Cycles*. Oxford: Basil Blackwell.
- MCDANIEL, C. A., AND E. J. BALISTRERI (2003): “A Discussion on Armington Trade Substitution Elasticities,” Computational Economics 0303002, EconWPA.
- METROPOLIS, N., R. A. R. M. T. A., AND E. TELLER (1953): “Equations of State Calculations by Fast Computing Machines,” *Journal of Chemical Physics*, 21(6), 1087–1092.
- RABANAL, P., AND V. TUESTA (2007): “Evaluating An Estimated New Keynesian Small Open Economy Model,” Discussion paper.
- ROSE, A. K. (2000): “One money, one market: the effect of common currencies on trade,” *Economic Policy*, 15(30), 7–46.
- RUHL, K. (2005): “Solving the Elasticity Puzzle in International Economics,” Working paper, University of Minnesota.
- SCHMITT-GROHE, S., AND M. URIBE (2003): “Closing small open economy models,” *Journal of International Economics*, 61(1), 163–185.
- SCHULHOFER-WOHL, S. (2008): “Heterogeneous Risk Preferences and the Welfare Cost of Business Cycles,” *Review of Economic Dynamics*, 11(4), 761–780.
- SMETS, F., AND R. WOUTERS (2003): “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area,” *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
- STORESLETTEN, K., C. I. TELMER, AND A. YARON (2001): “The welfare cost of business cycles revisited: Finite lives and cyclical variation in idiosyncratic risk,” *European Economic Review*, 45(7), 1311–1339.
- TAYLOR, J. B. (1980): “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts,” *Journal of Political Economy*, 88(1), 1–23.

TAYLOR, J. B. (1993): “Discretion versus policy rules in practice,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.

Appendix A The log-linearized model

Denote the log deviation of a variable from its steady state as $\hat{x}_t = \log\left(\frac{x_t}{\bar{x}}\right)$. To derive the first order approximation we use the following method

$$x_t = \bar{x}x_t\bar{x}^{-1} = \bar{x}e^{(\log x_t - \log \bar{x})} = \bar{x}e^{\log \frac{x_t}{\bar{x}}} = \bar{x}e^{\hat{x}_t} \approx \bar{x}(1 + \hat{x}_t)$$

A.1 Households

Capital accumulation. From (6) we obtain

$$\hat{k}_{t+1} = (1 - \delta)\hat{k}_t + \delta\hat{x}_t \quad (\text{A.1})$$

$$\hat{k}_{t+1}^* = (1 - \delta^*)\hat{k}_t^* + \delta^*\hat{x}_t^* \quad (\text{A.2})$$

Capital supply. From (7) we obtain

$$\hat{k}_t = \hat{u}_t + \hat{k}_t \quad (\text{A.3})$$

$$\hat{k}_t^* = \hat{u}_t^* + \hat{k}_t^* \quad (\text{A.4})$$

Tobin's Q. From (11) we obtain

$$\hat{x}_t = \frac{\iota}{1 + \beta}\hat{Q}_t + \frac{\beta}{1 + \beta}E_t\hat{x}_{t+1} + \frac{1}{1 + \beta}\hat{x}_{t-1} \quad (\text{A.5})$$

$$\hat{x}_t^* = \frac{\iota^*}{1 + \beta^*}\hat{Q}_t^* + \frac{\beta^*}{1 + \beta^*}E_t\hat{x}_{t+1}^* + \frac{1}{1 + \beta^*}\hat{x}_{t-1}^* \quad (\text{A.6})$$

Euler equation. From (12) we obtain

$$\sigma E_t(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t) = E_t\left[\hat{r}_{t+1} - \hat{Q}_t - \beta(1 - \delta)(\hat{r}_{t+1} - \hat{Q}_{t+1})\right] \quad (\text{A.7})$$

$$\sigma^* E_t(\hat{c}_{t+1}^* - \hat{c}_t^*) = E_t\left[\hat{r}_{t+1}^* - \hat{Q}_t^* - \beta^*(1 - \delta^*)(\hat{r}_{t+1}^* - \hat{Q}_{t+1}^*)\right] \quad (\text{A.8})$$

Capital utilization. From (13) we obtain

$$\hat{r}_t = \frac{\Psi''(1)}{\beta^{-1} - (1 - \delta)}\hat{u}_t \quad (\text{A.9})$$

$$\hat{r}_t^* = \frac{\Psi''(1)^*}{(\beta^*)^{-1} - (1 - \delta^*)}\hat{u}_t^* \quad (\text{A.10})$$

No arbitrage, capital and nominal assets. From (15) we obtain

$$\sigma E_t (\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t) = E_t (\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1}) \quad (\text{A.11})$$

$$\sigma^* E_t (\hat{c}_{t+1}^* - \hat{c}_t^*) = E_t (\hat{R}_t^* - \hat{\pi}_{t+1}^*) \quad (\text{A.12})$$

No arbitrage, home and international assets. From (15) we obtain

$$\hat{R}_t - \hat{R}_t^* = E_t [(\hat{q}_{t+1} - \hat{q}_t) + (\hat{\pi}_{t+1} - \hat{\pi}_{t+1}^*)] + \hat{\kappa}_t \quad (\text{A.13})$$

Labor market. From (9) and (10) we obtain

$$\sigma \hat{c}_t + \gamma \hat{l}_t = \hat{w}_t \quad (\text{A.14})$$

$$\sigma^* \hat{c}_t^* + \gamma^* \hat{l}_t^* = \hat{w}_t^* \quad (\text{A.15})$$

A.2 Producers

Denote $p_{H,t} = \frac{P_{H,t}}{P}$, $p_{F,t} = \frac{P_{F,t}}{P}$, $p_{H,t}^* = \frac{P_{H,t}^*}{P^*}$, $p_{F,t}^* = \frac{P_{F,t}^*}{P^*}$, and $d_t = \frac{e_t D_{H,t+1}^*}{P_t}$

Demand for homogeneous intermediate goods. From (19) and (20) we obtain

$$\hat{Y}_{H,t} = - \frac{1+\mu}{\mu} \hat{p}_{H,t} + \hat{Y}_t \quad (\text{A.16})$$

$$\hat{Y}_{F,t} = - \frac{1+\mu}{\mu} \hat{p}_{F,t} + \hat{Y}_t \quad (\text{A.17})$$

$$\hat{Y}_{H,t}^* = - \frac{1+\mu^*}{\mu^*} \hat{p}_{H,t}^* + \hat{Y}_t^* \quad (\text{A.18})$$

$$\hat{Y}_{F,t}^* = - \frac{1+\mu^*}{\mu^*} \hat{p}_{F,t}^* + \hat{Y}_t^* \quad (\text{A.19})$$

The inflation of intermediate goods prices. From the definition of relative price $p_{d,t} = \frac{P_{d,t}}{P_t}$ and inflation of sector d intermediate good prices $\pi_{d,t} = \frac{P_{d,t}}{P_{d,t-1}}$, $d \in \{H, F\}$ we obtain.

$$\hat{\pi}_{H,t} = \hat{\pi}_t + \hat{p}_{H,t} - \hat{p}_{H,t-1} \quad (\text{A.20})$$

$$\hat{\pi}_{F,t} = \hat{\pi}_t + \hat{p}_{F,t} - \hat{p}_{F,t-1} \quad (\text{A.21})$$

and

$$\hat{\pi}_{F,t}^* = \hat{\pi}_t^* + \hat{p}_{F,t}^* - \hat{p}_{F,t-1}^* \quad (\text{A.22})$$

$$\hat{\pi}_{H,t}^* = \hat{\pi}_t^* + \hat{p}_{H,t}^* - \hat{p}_{H,t-1}^* \quad (\text{A.23})$$

Final goods producers. From (21) we obtain

$$\hat{\pi}_t = (1 - \eta) (\bar{p}_F)^{\frac{-1}{\mu}} (\hat{\pi}_{F,t} + \hat{p}_{F,t-1}) + \eta (\bar{p}_H)^{\frac{-1}{\mu}} (\hat{\pi}_{H,t} + \hat{p}_{H,t-1}) \quad (\text{A.24})$$

$$\hat{\pi}_t^* = \eta^* (\bar{p}_F^*)^{\frac{-1}{\mu}} (\hat{\pi}_{F,t}^* + \hat{p}_{F,t-1}^*) + (1 - \eta^*) (\bar{p}_H^*)^{\frac{-1}{\mu}} (\hat{\pi}_{H,t}^* + \hat{p}_{H,t-1}^*) \quad (\text{A.25})$$

Marginal costs of heterogeneous intermediate goods. From (29) we obtain

$$\hat{m}c_t = \alpha \hat{r}_t + (1 - \alpha) \quad (\text{A.26})$$

$$\hat{m}c_t^* = \alpha^* \hat{r}_t^* + (1 - \alpha^*) (\hat{w}_t^* - \hat{z}_t^*) \quad (\text{A.27})$$

Optimal production factors employment. From (30) we obtain

$$\hat{r}_t - \hat{w}_t = \hat{l}_t - \hat{k}_t \quad (\text{A.28})$$

$$\hat{r}_t^* - \hat{w}_t^* = \hat{l}_t^* - \hat{k}_t^* \quad (\text{A.29})$$

Prices of heterogeneous intermediate goods. From (33) and (34) we get home goods prices:

$$\begin{aligned} \hat{p}_{H,t} = & \frac{\theta_H}{1 + \beta\theta_H^2} (\hat{p}_{H,t-1} - \hat{\pi}_t) + \frac{\beta\theta_H}{1 + \beta\theta_H^2} E_t (\hat{p}_{H,t+1} + \hat{\pi}_{t+1}) \\ & + \frac{(1 - \theta_H)(1 - \beta\theta_H)}{1 + \beta\theta_H^2} \hat{m}c_t \end{aligned} \quad (\text{A.30})$$

$$\begin{aligned} \hat{p}_{H,t}^* = & \frac{\theta_H^*}{1 + \beta(\theta_H^*)^2} (\hat{p}_{H,t-1}^* - \hat{\pi}_t^*) + \frac{\beta\theta_H^*}{1 + \beta(\theta_H^*)^2} E_t (\hat{p}_{H,t+1}^* + \hat{\pi}_{t+1}^*) \\ & + \frac{(1 - \theta_H^*)(1 - \beta\theta_H^*)}{1 + \beta\theta_H^2} (\hat{m}c_t - q_t) \end{aligned} \quad (\text{A.31})$$

and foreign goods prices

$$\begin{aligned} \hat{p}_{F,t}^* = & \frac{\theta_F^*}{1 + \beta^*(\theta_F^*)^2} (\hat{p}_{F,t-1}^* - \hat{\pi}_t^*) + \frac{\beta^*\theta_F^*}{1 + \beta^*(\theta_F^*)^2} E_t (\hat{p}_{F,t+1}^* + \hat{\pi}_{t+1}^*) \\ & + \frac{(1 - \theta_F^*)(1 - \beta^*\theta_F^*)}{1 + \beta^*(\theta_F^*)^2} \hat{m}c_t^* \end{aligned} \quad (\text{A.32})$$

$$\begin{aligned} \hat{p}_{F,t} = & \frac{\theta_F}{1 + \beta^*(\theta_F)^2} (\hat{p}_{F,t-1} - \hat{\pi}_t) + \frac{\beta^*\theta_F}{1 + \beta^*(\theta_F)^2} E_t (\hat{p}_{F,t+1} + \hat{\pi}_{t+1}) \\ & + \frac{(1 - \theta_F)(1 - \beta^*\theta_F)}{1 + \beta^*(\theta_F)^2} (\hat{m}c_t^* + \hat{q}_t) \end{aligned} \quad (\text{A.33})$$

Aggregated Production function. From (26) and (22) we obtain

$$\frac{\bar{Y}_H}{A\bar{k}^\alpha(\bar{z}\bar{l})^{1-\alpha}}\hat{Y}_{H,t} + \left(1 - \frac{\bar{Y}_H}{A\bar{k}^\alpha(\bar{z}\bar{l})^{1-\alpha}}\right)\hat{Y}_{H,t}^* = \alpha\hat{k}_t + (1-\alpha)(\hat{z}_t + \hat{l}_t) \quad (\text{A.34})$$

$$\frac{\bar{Y}_F^*}{A^*(\bar{k}^*)^\alpha(\bar{z}^*\bar{l}^*)^{1-\alpha}}\hat{Y}_{F,t} + \left(1 - \frac{\bar{Y}_F^*}{A^*(\bar{k}^*)^\alpha(\bar{z}^*\bar{l}^*)^{1-\alpha}}\right)\hat{Y}_{F,t}^* = \alpha^*\hat{k}_t^* + (1-\alpha^*)(\hat{z}_t^* + \hat{l}_t^*) \quad (\text{A.35})$$

A.3 Government

Government expenditures. From (35) we obtain

$$\hat{G}_t = \rho_G \hat{G}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{G,t} \quad (\text{A.36})$$

$$\hat{G}_t^* = \rho_G^* \hat{G}_{t-1}^* + \hat{\varepsilon}_{G,t}^* \quad (\text{A.37})$$

A.4 Central Bank

Taylor rule. From (36) we obtain

$$\hat{R}_t = \gamma_R \hat{R}_{t-1} + (1-\gamma_R) \left(\gamma_\pi \hat{\pi}_t + \gamma_y \hat{y}_t + \gamma_{dGDP} d\hat{GDP}_t + \gamma_{d\pi} \hat{d}\pi_t \right) + \varphi_t \quad (\text{A.38})$$

$$\hat{R}_t^* = \gamma_R^* \hat{R}_{t-1}^* + (1-\gamma_R^*) \left(\gamma_\pi^* \hat{\pi}_t^* + \gamma_y^* \hat{y}_t^* + \gamma_{dGDP}^* d\hat{GDP}_t^* + \gamma_{d\pi}^* \hat{d}\pi_t^* \right) + \varphi_t^* \quad (\text{A.39})$$

A.5 Closing the model

Market clearing. From (37) we obtain

$$\frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \hat{C}_t + \frac{\bar{X}}{\bar{Y}} \hat{X}_t + \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \hat{G}_t + \frac{\Psi'(1)}{\bar{Y}} \hat{u}_t = \hat{Y}_t \quad (\text{A.40})$$

$$\left(\frac{\bar{C}}{\bar{Y}}\right)^* \hat{C}_t^* + \left(\frac{\bar{X}}{\bar{Y}}\right)^* \hat{X}_t^* + \left(\frac{\bar{G}}{\bar{Y}}\right)^* \hat{G}_t^* + \left(\frac{\Psi'(1)}{\bar{Y}}\right)^* \hat{u}_t^* = \hat{Y}_t^* \quad (\text{A.41})$$

Balance of Payments. From (38) we obtain

$$\begin{aligned} \frac{1-\omega}{\omega} \left(\frac{\bar{q}\bar{p}_H^* \frac{1-\omega}{\omega} \bar{Y}_H^*}{G\bar{D}P} \right) (\hat{q}_t + \hat{p}_{H,t}^* + \hat{Y}_{H,t}^*) + \left(\frac{\bar{d}}{G\bar{D}P} \right) \frac{\beta^*}{\bar{\pi}^*} (\hat{d}_t - \hat{\mathfrak{R}}_t^* - \hat{\kappa}_t) = \\ = \left(\frac{\bar{p}_F \bar{Y}_F}{G\bar{D}P} \right) (\hat{p}_{F,t} + \hat{Y}_{F,t}) + \left(\frac{\bar{d}}{G\bar{D}P} \right) \frac{1}{\bar{\pi}^*} (\hat{d}_{t-1} + \hat{q}_t - \hat{q}_{t-1} - \hat{\pi}_t^*) \end{aligned} \quad (\text{A.42})$$

GDP. From (39) we obtain

$$G\hat{D}P_t = \left(\frac{\bar{Y}}{G\bar{D}P}\right) \hat{Y}_t + \frac{1-\omega}{\omega} \left(\frac{\bar{q}\bar{p}_H^* \frac{1-\omega}{\omega} \bar{Y}_H^*}{G\bar{D}P}\right) (\hat{p}_H^* + \hat{Y}_H^* + \hat{q}_t) - \left(\frac{\bar{p}_F \bar{Y}_F}{G\bar{D}P}\right) (\hat{p}_F + \hat{Y}_F) \quad (\text{A.43})$$

$$G\hat{D}P_t^* = \left(\frac{\bar{Y}^*}{G\bar{D}P^*}\right) \hat{Y}_t^* + \left(\frac{\bar{p}_F \frac{\omega}{1-\omega} \bar{Y}_F}{\bar{q}G\bar{D}P^*}\right) (\hat{p}_F + \hat{Y}_F - \hat{q}_t) - \frac{\bar{p}_H^* \bar{Y}_H^*}{G\bar{D}P^*} (\hat{p}_H^* + \hat{Y}_H^*) \quad (\text{A.44})$$

Appendix B Welfare Cost Computation

Here we describe the details of computing λ . First notice that it is much more convenient to solve

$$\frac{W^{OUT}(\lambda)}{\bar{c}^{1-\sigma}} = \frac{W^{IN}}{\bar{c}^{1-\sigma}}, \quad (\text{B.1})$$

rather than (45). Next we split total utility into utility from consumption and disutility from work. Then for any regime $\Theta \in \{IN, OUT\}$

$$\begin{aligned} \frac{W^\Theta(\lambda)}{\bar{c}^{1-\sigma}} &= E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{((1-\lambda)c_t^\Theta)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right] - E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \psi \zeta_t \frac{(l_t^\Theta)^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right] \\ &= \frac{W^{C,\Theta}(\lambda)}{\bar{c}^{1-\sigma}} - \frac{W^{L,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}} \end{aligned}$$

where $\frac{W^{C,\Theta}(\lambda)}{\bar{c}^{1-\sigma}} = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{((1-\lambda)c_t^\Theta)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right]$ and $\frac{W^{L,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}} = E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \psi \zeta_t \frac{(l_t^\Theta)^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right]$. It is convenient to denote $W^{C,\Theta}(1) \equiv W^{C,\Theta}$, then $\frac{W^{C,\Theta}(\lambda)}{\bar{c}^{1-\sigma}} = (1-\lambda)^{1-\sigma} \frac{W^{C,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}}$. To find $\frac{W^{C,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}}$ and $\frac{W^{L,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}}$ first notice that (9) and (10) imply that in the steady state

$$\varrho \bar{c}^{1-\sigma} = \psi \bar{l}^{1+\gamma} \quad (\text{B.2})$$

After the straightforward computations of the equilibrium conditions in the steady state we get that

$$\varrho = \frac{(1-\alpha)[1-\beta(1-\delta)] \left(\frac{\bar{x}}{\bar{y}}\right)}{\alpha\delta\beta \left(\frac{\bar{c}}{\bar{y}}\right)}$$

which we calibrated to match the steady state relationships and we found that $\varrho = 1.09$. Next we used (B.2) to find the following

$$\begin{aligned} \frac{W_C}{\bar{c}^{1-\sigma}} &= \sum \beta^t \frac{\left(\frac{c_t}{\bar{c}}\right)^{1-\sigma}}{1-\sigma} = \sum \beta^t \frac{(\exp(\hat{c}_t))^{1-\sigma}}{1-\sigma} \\ \frac{W_L}{\bar{c}^{1-\sigma}} &= \sum \beta^t \psi \zeta_t \frac{l_t^{1+\gamma}}{\bar{c}^{1-\sigma}} = \sum \beta^t \psi \zeta_t \frac{\frac{\psi}{\varrho} \bar{l}^{1+\gamma}}{1+\gamma} = \sum \beta^t \varrho \zeta_t \frac{\left(\frac{l_t}{\bar{l}}\right)^{1+\gamma}}{1+\gamma} = \sum \beta^t \varrho \zeta_t \frac{(\exp(\hat{l}_t))^{1+\gamma}}{1+\gamma} \end{aligned}$$

Notice that with this formula it is not necessary to find the steady state values of $\bar{c}$ or $\bar{l}$.

To find the welfare cost expressed in period zero consumption λ_0 we use analogous method. The only difference is that (B.1) is replaced with

$$\frac{W^{OUT}(\lambda_0)}{\bar{c}^{1-\sigma}} = \frac{W^{IN}}{\bar{c}^{1-\sigma}},$$

where

$$\begin{aligned} \frac{W^\Theta(\lambda_0)}{\bar{c}^{1-\sigma}} &= E_0 \left[\frac{((1-\lambda_0)c_0^\Theta)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right] + E_0 \left[\sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \frac{(c_t^\Theta)^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right] - E_0 \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \psi \zeta_t \frac{(l_t^\Theta)^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right] \\ &= (1-\lambda_0)(1-\beta) \frac{W^{C,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}} + \beta \frac{W^{C,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}} - \frac{W^{L,\Theta}}{\bar{c}^{1-\sigma}}. \end{aligned}$$



RAPORT

NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

*Zmienność długoterminowych stóp procentowych
w krajach Unii Europejskiej a wprowadzenie euro*

Maciej Grodzicki

Zmienność długoterminowych stóp procentowych w krajach Unii Europejskiej a wprowadzenie euro

Maciej Grodzicki*

Streszczenie

Artykuł analizuje kształtowanie się wariancji i kowariancji długoterminowych stóp procentowych, przybliżonych rentownością obligacji skarbowych, w 6 krajach Unii Gospodarczej i Walutowej w okresie przed i po ich przystąpieniu do strefy euro. Moment przystąpienia kraju do strefy euro stanowi zmianę strukturalną w procesie wariancji i kowariancji długoterminowych stóp procentowych. Integracja ze strefą euro doprowadziła do silnego wzrostu korelacji długoterminowych stóp procentowych i znacznej stabilizacji ich zmienności. Zmienność na rynkach analizowanych krajów uległa znacznemu ujednoliceniu, niezależnie od wiarygodności kredytowej emitenta. Zmniejszyła się podatność długoterminowych stóp procentowych na efekty przenoszenia zmienności z innych rynków. Oznacza to, że kształtowaniem się rentowności obligacji krajów strefy euro rządzą wspólne czynniki, a reakcja rentowności obligacji poszczególnych krajów na szoki jest bardzo zbliżona. W konsekwencji silnie wzrosła substytucyjność obligacji skarbowych krajów strefy euro, ograniczając korzyści dla inwestorów z dywersyfikacji ryzyka w obrębie rynków obligacji skarbowych w strefie euro. Zwiększona stabilność i niższy poziom rentowności są głównymi korzyściami dla krajów o relatywnie niskiej wiarygodności kredytowej.

*Narodowy Bank Polski. Autor pragnie podziękować anonimowemu recenzentowi, uczestnikom seminarium w NBP oraz Adamowi Głogowskiemu, Szymonowi Grabowskiemu i Grzegorzowi Hałajowi za cenne komentarze i uwagi. Artykuł wyraża poglądy autora, które mogą nie odpowiadać oficjalnemu stanowisku Narodowego Banku Polskiego. Artykuł prezentuje wyniki projektu badawczego realizowanego w ramach prac nad Raportem na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Wyniki pojedynczego projektu badawczego nie determinują wyników całego Raportu na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekty badawcze mają charakter dokumentów wspierających. Przedstawione w Raporcie wyniki będą stanowiły podsumowanie kilkudziesięciu projektów, realizowanych zarówno przez pracowników NBP, jak też ekspertów zewnętrznych, oraz dotychczasowej literatury.

1 Wprowadzenie

Przystąpienie do strefy euro może przysparzać korzyści gospodarce kraju o relatywnie niskim poziomie rozwoju lub niskiej wiarygodności kredytowej. Część z nich wynika z procesu konwergencji nominalnych stóp procentowych. Ryzyko walutowe ulega eliminacji, a bardziej zmiennych krajowych krótkoterminowe stopy procentowe są zastępowane przez europejskie krótkoterminowe stopy procentowe, które charakteryzują się bardzo niską zmiennością. Z tych powodów następuje spadek długoterminowych stóp procentowych do poziomu zbliżonego do obserwowanego w całej strefie euro. W dalszym ciągu na długoterminowe stopy procentowe może składać się premia za ryzyko kraju, jest ona jednak zdecydowanie niższa niż przed akcesją (NBP, 2004).

Oprócz dobrze opisanych w literaturze i raportach na temat korzyści i kosztów wprowadzenia euro efektów konwergencji długoterminowych stóp procentowych związanych m.in. z kosztem pozyskania kapitału i obsługi długu publicznego (HM Treasury, 2003), mogą również wystąpić korzyści jeżeli doszłoby do spadku zmienności stóp procentowych i wzrostu wiarygodności kredytowej kraju. Ewentualne niekorzystne efekty przystąpienia do strefy euro mogłyby jedynie dotyczyć kraju, w którym zmienność stóp procentowych jest istotnie niższa niż w strefie euro lub którego wiarygodność kredytowa jest istotnie wyższa niż dużych krajów strefy euro. Żaden z nowych krajów członkowskich Unii Europejskiej nie spełniał tych warunków na koniec I półrocza 2008 r.¹

Spadek zmienności długoterminowych stóp procentowych może być wywołany przede wszystkim spełnieniem makroekonomicznych kryteriów przystąpienia do strefy euro. Kryteria te wymuszają między innymi utrzymywanie relatywnie niskiego poziomu i tempa wzrostu długu publicznego oraz niskiej inflacji, co sprzyja stabilizacji długoterminowych stóp procentowych na niskim poziomie. Inne czynniki, które mogą oddziaływać w kierunku ograniczenia zmienności długoterminowych stóp procentowych to wzrost płynności rynku obligacji, gdyby na ten rynek napłynęli nowi inwestorzy, oraz poprawa percepcji ryzyka inwestowania w danym kraju. Przynależność do strefy euro może stanowić dla uczestników rynku sygnał, że stabilność makroekonomiczna i finansowa kraju ma charakter stały i wskazywać na niski poziom ryzyka inwestycyjnego.

O prawdziwości tego argumentu mogą świadczyć ratingi kredytowe krajów należących do strefy euro implikowane z premii za ryzyko na rynku

¹Ratingi kredytowe nowych krajów członkowskich UE, które nie przyjęły euro, są niższe niż przeciętna dla strefy euro. Siedem krajów strefy euro (z wyłączeniem Luksemburga, Cypru i Malty) posiadało na koniec I półrocza 2008 r. najwyższy rating kredytowy AAA, rating trzech krajów znajduje się w przedziale od AA- do AA+, rating dwóch krajów znajdował się w przedziale od A do A+. Najwyższy rating wśród nowych krajów członkowskich miała Republika Czeska — wynosił on A+. Historyczna zmienność rentowności obligacji jest w nowych krajach członkowskich nieznacznie wyższa niż w strefie euro, z wyjątkiem Czech, w których znajduje się na poziomie zbliżonym do strefy euro.

obligacji skarbowych. W przypadku krajów o relatywnie niskich ratingach, takich jak Włochy i Grecja (w obu przypadkach rating emitentów na koniec I półrocza 2008 r. znajdował się poniżej AA-), rynkowa wycena ryzyka jest zdecydowanie mniej konserwatywna niż wycena agencji ratingowych. Ratingi implikowane z cen obligacji i cen swapów kredytowych znajdowały się na koniec I półrocza 2008 r., zatem w warunkach znacznych zaburzeń na rynkach finansowych, na poziomie AA lub AA+². Mimo niewielkiej poprawy wiarygodności kredytowej krajów należących do strefy euro w okresie po podjęciu decyzji o wstąpieniu do strefy euro, nastąpiła konwergencja stóp procentowych i poprawa percepcji ryzyka inwestycji w obligacje skarbowe tych krajów.

Występowanie konwergencji długoterminowych stóp procentowych w połączeniu ze spadkiem zmienności na hiszpańskim rynku obligacji skarbowych dokumentują Diaz, Merrick i Navarro (2006). Wskazują oni na silny spadek wariancji rentowności obligacji we wszystkich segmentach rynku. Spadek zmienności ma miejsce niezależnie od terminu zapadalności obligacji. Autorzy przypisują ten wynik wejściu nowych inwestorów na rynek hiszpański, które było związane z włączeniem Hiszpanii do jednolitego rynku finansowego strefy euro.

Cappiello, Engle i Sheppard (2006) zajmują się międzynarodową integracją rynków finansowych, w tym konsekwencjami utworzenia strefy euro. Przy wykorzystaniu wielowymiarowego modelu GARCH dla 34 aktywów finansowych dowodzą oni, że nastąpił silny wzrost korelacji między stopami zwrotu z podobnych aktywów finansowych w obrębie regionów geograficznych. W Europie wzrost ten dotyczył nie tylko strefy euro, ale także krajów pozostających poza nią — Wielkiej Brytanii, Szwecji i Szwajcarii. Był on jednak najsilniejszy dla badanych przez nich rynków obligacji krajów strefy euro, co autorzy przypisują ujednoliceniu polityki monetarnej i eliminacji ryzyka walutowego. Wskazują oni, że wzrost korelacji na rynkach obligacji w strefie euro mógł prowadzić do napływu kapitału portfelowego netto między innymi z rynku amerykańskiego. Inwestorzy mogli więc wykorzystywać zwiększoną dzięki homogenizacji obligacji emitowanych przez różne państwa strefy euro płynność i stabilność rynku europejskich obligacji skarbowych, i lokować środki na rynku europejskim.

Rynek polskich obligacji skarbowych nie jest zintegrowany z rynkiem finansowym strefy euro w tak silny sposób jak rynek hiszpański czy grecki. Do przyczyn tego można zaliczyć różnice w cyklu koniunkturalnym i polityce monetarnej, niższą wiarygodność kredytową, mniej zdywersyfikowaną bazę inwestorów. Potwierdzają to Reiniger i Walko (2005), według których stopień integracji polskiego rynku obligacji z rynkiem strefy euro był niższy niż rynków Hiszpanii, Portugalii, Włoch i Grecji z rynkiem niemieckim w okresie na 2 lata przed utworzeniem strefy euro. Oznacza to, że do osiągnię-

²Dane agencji ratingowej Moody's, za www.moodys.com.

cia pozostają potencjalnie duże korzyści z konwergencji długoterminowych stóp procentowych i integracji finansowej ze strefą euro.

Integracja rynków finansowych w obrębie strefy euro i konwergencja rentowności obligacji mogą nieść za sobą zagrożenie w postaci ograniczenia dyscyplinującej funkcji rynków finansowych. Gdyby zagrożenie to się zmateriałizowało, kraje prowadzące nadmiernie łagodną politykę fiskalną nie byłyby zmuszone płacić wyższej premii za ryzyko przy emisji długu. Badania nad tą funkcją rynków finansowych przynoszą mieszane wyniki. Schuknecht, von Hagen i Wolswijk (2008) wskazują, bazując na danych za okres 1991-2005, że rynek finansowy dyscyplinował rządy Niemiec, Francji i Włoch. Uzyskane przez nich wyniki świadczą jednak, że na poziomie samorządów zdolność dyscyplinowania emitentów długu była słabsza, szczególnie w przypadku krajów związkowych Niemiec w okresie przed przyjęciem euro. Po przyjęciu euro dyscyplina rynkowa wyraźnie się poprawiła. Heppke-Falk i Hüfner (2004) dowodzą, że funkcja dyscyplinująca na rynkach obligacji skarbowych Niemiec, Francji i Włoch w okresie 1994-2004 była słaba, stwierdzając jednak jej nasilenie w przypadku Niemiec w okresie po przyjęciu euro. Zdaniem tych autorów, wzrost roli dyscypliny rynkowej należy przypisać większej przejrzystości rynków finansowych związanej między innymi z Paktem Stabilności i Wzrostu.

Celem niniejszego opracowania jest określenie wpływu wejścia do strefy euro na zmienność na rynku obligacji skarbowych i korelację między narodowymi rynkami obligacji skarbowych. Artykuł ten uzupełnia istniejącą literaturę o analizę wariancji i kowariancji w krajach o relatywnie niższej wiarygodności kredytowej, których sytuację przed przystąpieniem do strefy euro można traktować jako przybliżenie obecnej sytuacji Polski. Część 2 opisuje wykorzystane w analizie dane, w części 3 podane są szczegóły modelu ekonometrycznego stosowanego do analizy, zaś część 4 zawiera opis uzyskanych wyników. Najważniejsze wyniki są podsumowane w części 5.

2 Opis danych

W analizie zostały wykorzystane dane dzienne o rentowności 10-letnich obligacji skarbowych nominowanych w walucie krajowej, emitowanych przez 6 państw Unii Europejskiej: Niemcy, Belgię, Włochy, Hiszpanię, Portugalię i Grecję. Dane te odnoszą się do transakcji zawieranych na rynku wtórnym obligacji benchmarkowych. Zostały pozyskane z serwisu Bloomberg, z wyjątkiem danych dotyczących obligacji portugalskich. Ze względu na niekompletność szeregu czasowego w serwisie Bloomberg, wykorzystano dane udostępniane publicznie przez Banco de Portugal. Dane obejmują okres od 1 sierpnia 1993 r. do 31 grudnia 2007 r., z wyjątkiem obligacji greckich, dla których rentowności są dostępne od 1 kwietnia 1998 r.

Wybór rentowności obligacji skarbowych do przybliżenia długotermino-

Tabela 1: Wybrane statystyki opisowe szeregów przyrostów rentowności obligacji w okresie przed przyjęciem euro

	DE	IT	BE	ES	PT	GR
Średnia arytmetyczna	-0,022%	-0,061%	-0,027%	-0,055%	-0,061%	-0,047%
Odchylenie standardowe	0,737%	0,999%	0,722%	0,878%	0,806%	0,950%
Skośność	0,446	0,287	0,189	0,335	0,278	-0,382
Kurtoza	4,842	4,112	5,577	4,354	18,676	7,229

Uwaga: DE – Niemcy, IT – Włochy, BE – Belgia, ES – Hiszpania, PT – Portugalia, GR – Grecja. Konwencja ta jest stosowana w całym artykule.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2: Wybrane statystyki opisowe szeregów przyrostów rentowności obligacji w okresie po przyjęciu euro

	DE	IT	BE	ES	PT	GR
Średnia arytmetyczna	-0,006%	-0,005%	-0,005%	-0,006%	-0,005%	-0,014%
Odchylenie standardowe	0,907%	1,049%	0,892%	0,891%	0,860%	0,829%
Skośność	0,383	0,172	0,361	0,409	0,497	0,343
Kurtoza	4,745	6,194	4,733	4,933	5,249	4,556

Źródło: obliczenia własne.

wych stóp procentowych w gospodarce wynika z kilku przyczyn. Po pierwsze, rentowność obligacji skarbowych odzwierciedla poziom stopy procentowej wolnej od ryzyka, jest zatem wolna od wahań premii za ryzyko kredytowe. Po drugie, jednym z kryteriów przyjęcia euro jest konwergencja rentowności obligacji skarbowych. Kolejną przyczyną jest to, że po zniesieniu walut narodowych przestały również istnieć narodowe rynki innych długoterminowych instrumentów finansowych, które mogłyby posłużyć jako źródło informacji o długoterminowych stopach procentowych. Rynki te, w tym przede wszystkim rynek IRS, stały się częścią jednolitego rynku finansowego strefy euro³.

Dobór analizowanych krajów jest motywowany ich sytuacją gospodarczą i finansową. Niemcy zostały wybrane jako kraj stanowiący centrum finansowe unii monetarnej, uważany przez uczestników rynku finansowego za najbardziej wiarygodny pod względem kredytowym w całej UE⁴. Pozostałe

³Wynika to przede wszystkim z tego, że instrumenty te były przed utworzeniem strefy euro nominowane w walutach narodowych. Po utworzeniu strefy euro, zostały zastąpione przez instrumenty nominowane w euro, identyczne we wszystkich krajach strefy euro.

⁴Wskazuje na to fakt, że rentowności obligacji niemieckich (Bundów) są najniższe spo-

kraje wybrano ze względu na czynniki świadczące o relatywnie słabej sytuacji fiskalnej lub gospodarczej. Belgia, Włochy, Grecja, Portugalia i Hiszpania przez cały okres poprzedzający wprowadzenie euro miały rating poniżej AAA. Część tych państw do końca I półrocza 2008 r. nie uzyskała najwyższego ratingu kredytowego⁵. Wydaje się, że korzyści związane z konwergencją długoterminowych stóp procentowych, ewentualnym spadkiem zmienności tych stóp i premii za ryzyko kredytowe są najwyższe w przypadku krajów o relatywnie najniższej wiarygodności kredytowej. Stąd w próbie zostało uwzględnione te pięć krajów.

Okres analizy podzielono na dwa podokresy, które rozgranicza data podjęcia ostatecznej decyzji o przyjęciu euro i ustaleniu parytetu wymiany walut krajowych na euro. Dla wszystkich badanych państw oprócz Grecji, decyzja ta została podjęta w maju 1998 r. Jako datę graniczną przyjęto 1 maja 1998 r. W przypadku Grecji, zgoda na udział Grecji w unii walutowej została wydana 19 czerwca 2000 r., a jako datę graniczną uznano 1 lipca 2000 r.

Wybrane statystyki analizowanych szeregów przyrostów logarytmu rentowności obligacji przedstawiono w Tabelach 1 i 2. Szczególną uwagę zwraca duże podobieństwo pierwszych dwu momentów przyrostów rentowności w okresie po przyjęciu przez badane kraje euro. Przeprowadzone testy pokazują, że badane szeregi mają własności typowe dla zmiennych finansowych — charakteryzują się znaczną nadwyżkową kurtozą i zmienną w czasie wariancją (zob. Tabele 3 i 4). Rozkład tych zmiennych jest różny od rozkładu normalnego.

3 Model

Statystyczna analiza wariancji szeregów czasowych rozwinęła się intensywnie dzięki modelom klasy ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) wprowadzonym w pracy Engle’a (1982). Klasa tych modeli obejmuje modele wielowymiarowe, które umożliwiają badanie współzależności między zmiennymi. W odróżnieniu od klasy modeli jednowymiarowych, w której powszechnie wykorzystywana jest prosta specyfikacja GARCH(1,1) (Hansen i Lunde, 2005), w klasie modeli wielowymiarowych żadna z licznych proponowanych specyfikacji nie posiada wyraźnej przewagi nad innymi. W niniejszej pracy stosowana jest specyfikacja MGARCH-BEKK rzędu (1,1), zaproponowana przez Engle’a i Kronera (1995). Za jej wykorzystaniem przemawia fakt, że stanowi ona uogólnioną formę kilku specyfikacji proponowanych w literaturze, jak również relatywnie najmniej skomplikowana numerycznie procedura estymacji. Mimo korzystnego z numerycznego punktu widzenia ograniczenia liczby parametrów, specyfikacja MGARCH-

śród wszystkich obligacji skarbowych krajów unii monetarnej.

⁵Rating Portugalii według agencji S&P wynosił AA-, Belgii AA+, Grecji A, Włoch A+.

Tabela 3: Wyniki przeprowadzonych testów statystycznych dla badanych szeregów przyrostów rentowności w okresie przed przyjęciem euro

		DE	IT	BE	ES	PT	GR
statystyka Jarque-Bera		209,73	78,40	339,85	114,31	12323,05	449,34
statystyka Shapiro-Wilka		7,09	5,06	7,44	5,94	10,50	7,19
ARCH(1)		6,56	11,27	57,09	35,90	216,61	52,49
ARCH(2)		9,62	13,99	74,52	67,66	256,72	55,98
ARCH(5)		34,89	32,01	83,25	107,77	270,74	66,57
statystyka Ljung-Boxa	Q(20)	21,54	33,56	45,98	24,34	29,59	38,39
rozszerzona statystyka Dickeya-Fullera (ADF)		-34,99	-32,80	-33,05	-33,29	-38,11	-21,73

Uwaga: podano wartości statystyk testowych. W każdym przypadku hipoteza zerowa jest odrzucana na każdym z typowych poziomów istotności.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4: Wyniki przeprowadzonych testów statystycznych dla badanych szeregów przyrostów rentowności w okresie po przyjęciu euro

		DE	IT	BE	ES	PT	GR
statystyka Jarque-Bera		381,27	1083,40	370,11	462,42	634,57	233,52
statystyka Shapiro-Wilka		8,02	9,23	7,59	8,10	6,42	7,12
ARCH(1)		35,73	90,24	44,44	38,17	48,41	10,92
ARCH(2)		44,75	97,03	49,84	49,69	48,10	22,39
ARCH(5)		64,98	105,14	65,97	68,41	54,75	52,91
statystyka Ljung-Boxa	Q(20)	37,57	30,99	29,23	37,04	47,92	20,91
rozszerzona statystyka Dickeya-Fullera (ADF)		-49,66	-52,54	-50,26	-49,56	-48,86	-44,35

Uwaga jak do Tabeli 3.

Źródło: obliczenia własne.

BEKK nie nakłada poważnych restrykcji na strukturę korelacji badanych szeregów. Jej kolejną zaletą jest gwarancja otrzymania dodatnio określonych macierzy warunkowej wariancji-kowariancji. Wybór modelu rzędu (1,1) jest uwarunkowany numerycznymi trudnościami towarzyszącymi estymacji modeli wyższych rzędów. Problem numerycznej maksymalizacji funkcji wiarygodności modelu MGARCH wiąże się przy badaniu własności 5 szeregów z poszukiwaniem wektora kilkudziesięciu optymalnych parametrów. W literaturze bardzo rzadko spotyka się modele wyższych rzędów.

Model MGARCH-BEKK rzędu (1,1) składa się z równania zmiany poziomu badanego szeregu czasowego ε_t (innowacji lub szoków) i z równania macierzy warunkowej wariancji-kowariancji H_t . Przyjmuje się, że ε_t jest iloczynem bieżącej warunkowej wariancji szeregu i zmiennej o standardowym rozkładzie normalnym. Założenie to oznacza przyjęcie, że innowacje mają warunkowy rozkład normalny, a ich wariancja waha się w czasie. Brak normalności rozkładu innowacji nie ma jednak istotnego wpływu na jakość oszacowań parametrów modelu. Comte i Lieberman (2003) dowodzą, że niezależnie od faktycznego rozkładu ε_t estymatory metody quasi-największej wiarygodności dla wielowymiarowych modeli GARCH są zgodne i mają asymptotyczny rozkład normalny. Umożliwia to wyznaczenie błędów szacunku parametrów i określenie istotności elementów mechanizmu transmisji zmienności.

Równanie wariancji-kowariancji w modelu MGARCH-BEKK rzędu (1,1) dane jest równaniem

$$H_t = CC' + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B \quad (1)$$

Macierze parametrów A i B są macierzami kwadratowymi o rzędzie równym liczbie badanych szeregów. Macierz C jest macierzą trójkątną, tak więc macierz CC' jest macierzą symetryczną. Parametry modelu MGARCH-BEKK szacuje się przy wykorzystaniu metody quasi-największej wiarygodności. Metoda ta polega na maksymalizacji logarytmu funkcji wiarygodności danej wzorem

$$LLF = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T k \log 2\pi + \log \det H_t + \varepsilon_t H_t^{-1} \varepsilon_t' \quad (2)$$

Ze względu na złożoność funkcji podlegającej maksymalizacji, zastosowanie znajdują wyłącznie metody numeryczne. Przy ich wykorzystaniu można również oszacować błędy standardowe parametrów, podane przez Bollersleva i Wooldridge'a (1992).

4 Wyniki badania

Parametry modelu MGARCH-BEKK zostały oszacowane w dwóch specyfikacjach. W pierwszej z nich badane jest kształtowanie się zmienności i

korelacji zmian rentowności obligacji skarbowych Niemiec, Włoch, Belgii, Hiszpanii i Portugalii. W drugiej specyfikacji, w miejsce rentowności obligacji włoskich, uwzględniono obligacje greckie. Taki dobór specyfikacji wynika z dostępności danych dla Grecji. Eliminacja obligacji włoskich z drugiej specyfikacji ma na celu uproszczenie estymacji oraz jest związana z relatywnie najmniej dokładnym opisem szeregu rentowności włoskich obligacji przez model typu MGARCH-BEKK w pierwszej specyfikacji. Dla oszczędności miejsca, większość uwagi będzie poświęcona pierwszej specyfikacji⁶.

Do estymacji modelu wykorzystano pakiet Advanced GARCH Toolbox opracowany przez Kevina Shepparda⁷, oparty na pakiecie matematycznym Matlab. Pakiet ten korzysta z numerycznego algorytmu maksymalizacji BFGS.

Po estymacji parametrów, przeprowadzono testy specyfikacji. Sprawdzono występowanie efektów asymetrycznych w macierzy warunkowej wariancji-kowariancji, stosując testy podane przez Kronera i Ng (1998). Efekty asymetryczne są związane z odmienną reakcją elementów macierzy wariancji i kowariancji na innowacje ε_t o różnych znakach. Efekty te są częstym źródłem błędów specyfikacji w modelach GARCH. Testy efektów asymetrycznych badają występowanie zależności między standaryzowanymi innowacjami z modelu MGARCH i podanymi przez autorów wskaźnikami błędu specyfikacji. Wyniki testów Kronera-Ng (Tabela 5) pokazują, że efekty asymetryczne praktycznie nie występują w badanych specyfikacjach modelu⁸.

4.1 Zmienność obligacji implikowana z modelu MGARCH-BEKK

W okresie przed przyjęciem euro występowały rozbieżności w poziomie i tendencjach zmienności rentowności obligacji (zob. Wykres 1). Różnice w poziomie zmienności związane są między innymi z różną zmiennością krajowych krótkoterminowych stóp procentowych, wiarygodnością kredytową rządu i sytuacją makroekonomiczną na badanych rynkach. Zmienność była najwyższa w krajach o relatywnie niższym poziomie rozwoju. Tymczasem na rynku belgijskim jeszcze przed wprowadzeniem euro można było zaobserwować bardzo silne powiązanie zmienności stóp procentowych ze zmiennością stóp procentowych w Niemczech. Może to wynikać zarówno z relatywnie wysokiego stopnia integracji rynków finansowych tych krajów, jak i z podobieństwa polityki gospodarczej i pieniężnej w Niemczech i Belgii.

Bezpośrednio po wprowadzeniu euro nastąpiło wyrównanie poziomów zmienności obserwowanych na poszczególnych rynkach (zob. Wykres 2). O ile w ciągu pierwszych dwóch lat funkcjonowania strefy euro rentowności ob-

⁶ Wyniki dotyczące Grecji mogą zostać udostępnione przez autora na życzenie.

⁷ Dostępny na stronie internetowej http://www.kevinshppard.com/wiki/UCSD_GARCH.

⁸ Podobne wyniki uzyskali Cappiello, Engle i Sheppard (2006) w modelu MGARCH-DCC *explicite* uwzględniającym efekty asymetryczne.

Tabela 5: Testy specyfikacji Kronera i Ng dla modelu MGARCH transmisji zmienności

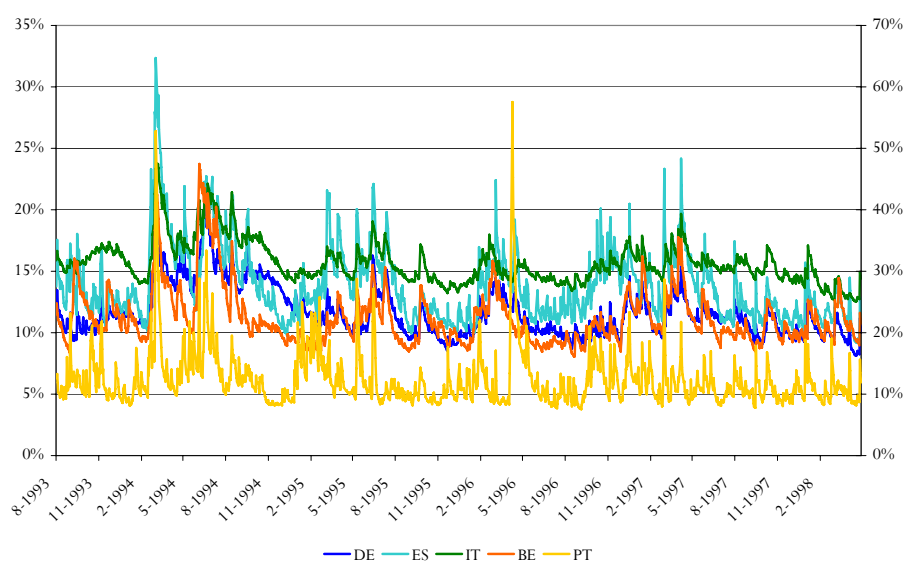
Wskaźnik błędu specyfikacji	Kowariancja rentowności obligacji w okresie sierpień 1993–maj 1998							
	DE/IT	DE/BE	DE/ES	DE/PT	IT/BE	IT/ES	IT/PT	BE/PT ES/PT
$I(\varepsilon_{i,t-1} < 0; \varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} < 0; \varepsilon_{j,t-1} > 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} > 0; \varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} > 0; \varepsilon_{j,t-1} > 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ $I(\varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{i,t-1}^2 I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{i,t-1}^2 I(\varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{j,t-1}^2 I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{j,t-1}^2 I(\varepsilon_{j,t-1} < 0)$				7,164 6,504				4,403
	Kowariancja rentowności obligacji w okresie maj 1998–grudzień 2007							
	DE/IT	DE/BE	DE/ES	DE/PT	IT/BE	IT/ES	IT/PT	BE/PT ES/PT
$I(\varepsilon_{i,t-1} < 0; \varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} < 0; \varepsilon_{j,t-1} > 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} > 0; \varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} > 0; \varepsilon_{j,t-1} > 0)$ $I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ $I(\varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{i,t-1}^2 I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{i,t-1}^2 I(\varepsilon_{j,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{j,t-1}^2 I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ $\varepsilon_{j,t-1}^2 I(\varepsilon_{j,t-1} < 0)$				4,351		4,703 5,966		4,959

Uwaga: statystyka testowa Kronera-Ng ma rozkład $\chi^2(1)$. Wartość krytyczna na poziomie 5% wynosi 3,84. Podano wyłącznie istotne statystycznie wartości statystyki.

Źródło: obliczenia własne.

ligacji krajów o najniższej wiarygodności kredytowej nadal silnie reagowały na szoki, od 2000 r. przez właściwie cały pozostały okres analizy zmienność na tych rynkach nie różniła się od zmienności obserwowanej na rynku niemieckim. Doszło zatem do bardzo silnego upodobnienia się zmienności na wszystkich badanych rynkach. Analogiczne wnioski dotyczą rynku greckiego po uzyskaniu przez Grecję zgody na wprowadzenie euro.

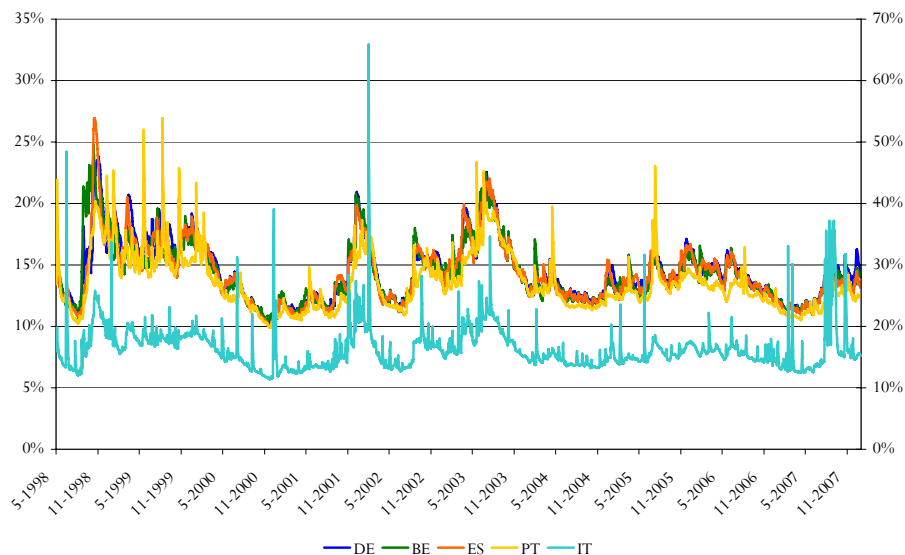
Wykres 1: Zmienność rentowności obligacji implikowana z modelu MGARCH-BEKK w okresie przed przyjęciem euro



Uwaga: zmienność rentowności obligacji portugalskich jest mierzona na prawej osi.
Źródło: obliczenia własne.

Wrażliwość zmienności szeregu czasowego na innowacje dotyczące badanego szeregu i innych szeregów można przedstawić wykorzystując powierzchnię reakcji, wprowadzoną przez Kronera i Ng (1998) jako rozwinięcie krzywej reakcji (*news impact curve*) wprowadzonej przez Engle'a i Ng (1993). W modelu MGARCH-BEKK przekrój tej powierzchni ma kształt litery U. Kąt tworzony przez poziomice powierzchni reakcji z osiami układu współrzędnych przedstawia siłę zależności między zmiennością a szokami na obu rynkach. Wysokość powierzchni reakcji pokazuje bezwzględny poziom zmienności w zależności od innowacji na obu rynkach.

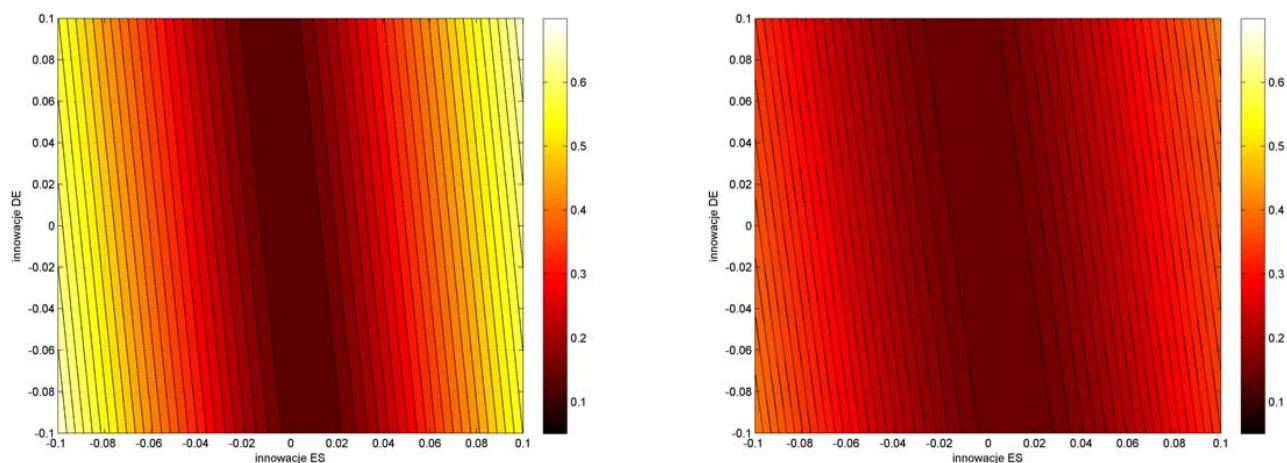
Wykres 2: Zmienność rentowności obligacji implikowana z modelu MGARCH-BEKK w okresie po przyjęciu euro



Uwaga: zmienność rentowności obligacji włoskich jest mierzona na prawej osi.

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 3: Powierzchnia reakcji zmienności na rynku hiszpańskich obligacji skarbowych w okresie przed (lewy panel) i po (prawy panel) przystąpieniu do strefy euro



Źródło: obliczenia własne.

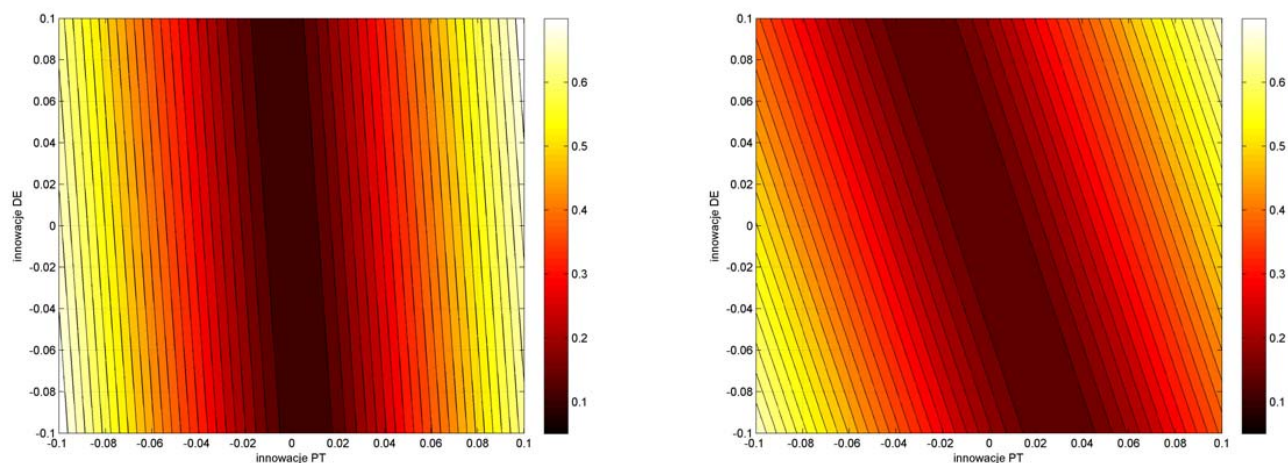
Z punktu widzenia korzyści z przyjęcia euro szczególnie interesujące są powierzchnie reakcji zmienności na rynkach Hiszpanii, Portugalii i Grecji na innowacje pochodzące z rynku macierzystego i rynku niemieckiego. Wykres 3 przedstawia takie powierzchnie dla Hiszpanii. Pokazują one, że po wejściu Hiszpanii do strefy euro bardzo mocno spadła skala wahań zmienności nawet w przypadku ekstremalnych szoków na rynkach obligacji (powierzchnia reakcji uległa spłaszczeniu). Potwierdzają one także spadek podatności zmienności na szoki pochodzące z rynku niemieckiego. Jest to spójne z zanikiem połączenia zidentyfikowanego w mechanizmie transmisji zmienności.

Zmienność na rynku portugalskim również stała się bardziej stabilna po wprowadzeniu euro (zob. Wykres 4). Szoki o identycznej skali słabiej wpływają na zmienność rentowności obligacji niż przed przystąpieniem Portugalii do unii walutowej. Zaskakujący wzrost zależności zmienności na rynku portugalskim od sytuacji na rynku niemieckim można tłumaczyć tym, że eliminacja licznych zależności bezpośrednich od innych rynków europejskich doprowadziła do zwiększenia wagi tego kanału przenoszenia zmienności na rynek portugalski.

W przypadku rynku greckiego, podobnie jak na rynku hiszpańskim, doszło do silnego spadku zależności zmienności od zmian rentowności Bundów. Spadł również minimalny poziom zmienności (zob. Wykres 5). Poziom ten jest poziomem teoretycznym, który byłby osiągnięty jedynie w długim okresie pod warunkiem braku szoków na wszystkich badanych rynkach.

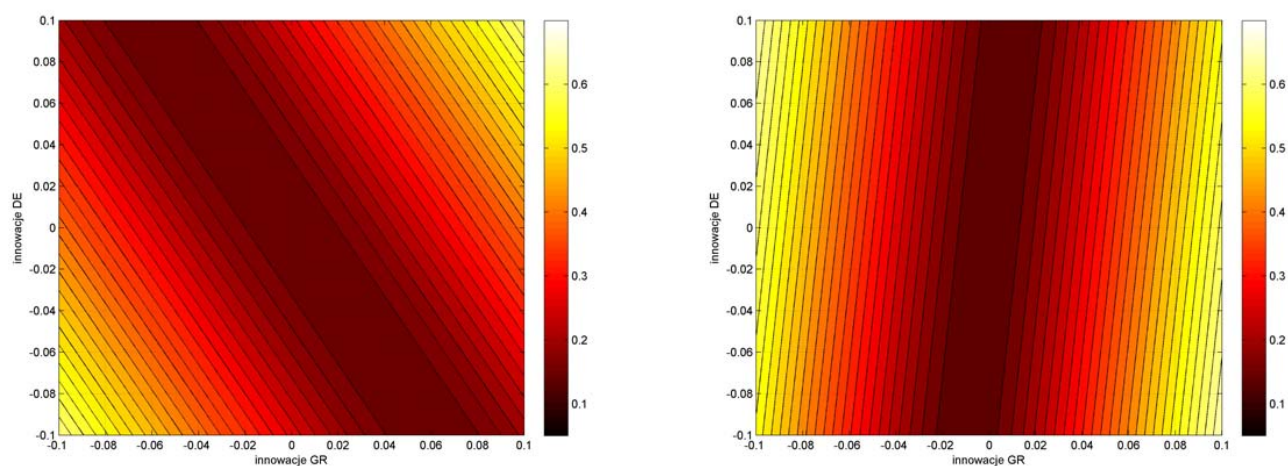
Spadek minimalnego poziomu zmienności nie wystąpił na innych analizowanych rynkach. Należy jednak zwrócić uwagę, że przed wprowadzeniem euro zmienność rzadko osiągała minimalny poziom implikowany z modelu MGARCH-BEKK (zob. Wykres 1), przypuszczalnie ze względu na dużą liczbę szoków, większą bezpośrednią współzależność zmienności, większy zakres możliwych wahań zmienności i większą jej uporczywość (sekcja 4.2). W okresie po wprowadzeniu euro zmienność nawet na rynkach najbardziej podatnych na szoki przez zdecydowaną większość czasu znajdowała się blisko poziomu minimalnego.

Wykres 4: Powierzchnia reakcji zmienności na rynku portugalskich obligacji skarbowych w okresie przed (lewy panel) i po (prawy panel) przystąpieniu do strefy euro



Źródło: obliczenia własne.

Wykres 5: Powierzchnia reakcji zmienności na rynku greckich obligacji skarbowych w okresie przed (lewy panel) i po (prawy panel) przystąpieniu do strefy euro



Źródło: obliczenia własne.

4.2 Mechanizm transmisji zmienności

Parametry modelu MGARCH-BEKK nie posiadają bezpośredniej interpretacji ekonomicznej. Na podstawie ich oszacowań można jednak wyznaczyć krańcowy wpływ innowacji na poszczególnych rynkach i zmian w macierzy wariancji-kowariancji H_t na warunkową zmienność. Pokazuje to kierunki przenoszenia zmienności w systemie tworzonym przez badane rynki. Wielkości te są funkcjami oszacowań parametrów modelu, dlatego oszacowania błędów standardowych modelu mogą posłużyć do określenia istotności elementów mechanizmu transmisji zmienności. Ponieważ estymator α parametrów otrzymany metodą quasi-największej wiarygodności jest zgodny, wariancja jego funkcji dana jest wzorem 3 (zob. Wooldridge, 2002, rozdział 3.5.2).

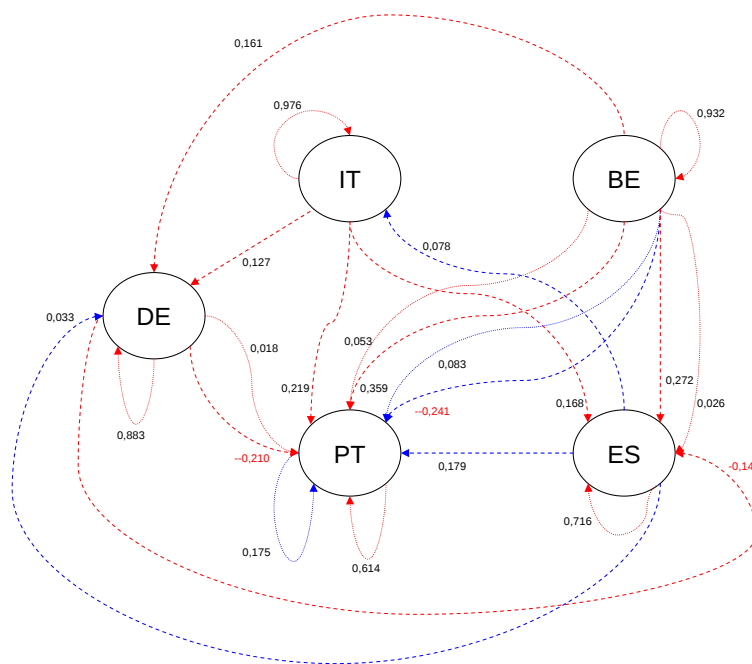
$$\text{Var}(f(\alpha)) = \nabla f(\hat{\alpha})' \text{Var}(\alpha) \nabla f(\hat{\alpha}), \quad (3)$$

$$\text{gdzie } \alpha = \begin{bmatrix} \text{vec}(C) \\ \text{vec}(A) \\ \text{vec}(B) \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Mechanizm transmisji zmienności w okresie przed zawarciem unii walutowej przedstawiono na Wykresie 6. Liczba bezpośrednich powiązań między analizowanymi rynkami była w tym okresie duża. Rynki krajów o relatywnie niskim poziomie rozwoju — Hiszpanii i Portugalii — znajdowały się pod znacznym wpływem sytuacji na rynkach krajów lepiej rozwiniętych, zwłaszcza Niemiec i Belgii. Spadek kowariancji z rynkiem niemieckim przekładał się w tym okresie na wzrost zmienności w Hiszpanii i Portugalii. Wskazuje to na występowanie zjawiska ucieczki ku bezpiecznym aktywom niemieckim z rynków obligacji hiszpańskich i portugalskich. W mniejszym stopniu celem takiej ucieczki z rynku portugalskiego były obligacje belgijskie.

Parametry opisujące uporczywość warunkowej wariancji były znacznie niższe w przypadku Hiszpanii i Portugalii niż w pozostałych trzech krajach. Wynika to z relatywnie dużej zależności zmienności obligacji skarbowych na tych rynkach od wydarzeń na innych rynkach europejskich. Właściwość ta powoduje, że dobra sytuacja na innych rynkach mogła amortyzować wzrosty zmienności na rynkach Hiszpanii i Portugalii, na skutek czego szoki o charakterze krajowym utrzymywały się na tych rynkach relatywnie krótko. Z drugiej strony, analiza parametrów pokazuje, że gdyby wszystkie rynki dotknął podobny szok, wywołałby on największy wzrost zmienności i utrzymywałby się najdłużej właśnie na rynkach Hiszpanii i Portugalii.

Wykres 6: Mechanizm transmisji zmienności na rynkach obligacji wybranych państw UE w okresie sierpień 1993 – maj 1998



Uwagi: przedstawiono tylko związki istotne statystycznie na poziomie 5% i silniejsze niż 0,01. Strzałki wskazują kierunek oddziaływania. Linie niebieskie przedstawiają bezpośredni wpływ zmian rentowności ε_i na zmienność rentowności ε_j (linie kropkowane) i iloczynu zmian rentowności $\varepsilon_i \varepsilon_j$ na zmienność rentowności ε_j (linie przerywane). Linie czerwone przedstawiają wpływ zmian warunkowej wariancji h_i (linie kropkowane) i zmian warunkowej kowariancji h_{ij} na zmienność rentowności ε_j (linie przerywane). Krańcowy wpływ zmian obrazują parametry przy strzałkach. Dla przykładu, liczba 0,161 przy strzałce łączącej rynki Belgii i Niemiec oznacza, że gdyby warunkowa kowariancja między tymi rynkami wzrosła z 0 do 1, warunkowa wariancja na rynku niemieckim wzrosłaby o 0,161.

Źródło: obliczenia własne.

Znaczna liczba powiązań zidentyfikowanych w mechanizmie transmisji zmienności na rynki obligacji portugalskich i hiszpańskich oznacza, że rentowności i zmienność tych obligacji mogły być wrażliwe na rozwój sytuacji na wielu rynkach zagranicznych. Mechanizm przenoszenia zmienności pokazuje więc podatność poszczególnych rynków na efekty domina. Często wynikają one z tego, że inwestorzy działający na wielu rynkach są poddani ograniczeniu kapitałowemu, lub dysponują niepełną oceną ryzyka inwestycyjnego na poszczególnych rynkach. Na skutek efektów domina może zostać zaburzona poprawna wycena ryzyka na rynku finansowym. W przypadku długoterminowych stóp procentowych może to mieć bezpośrednie przełożenie na warunki finansowania deficytu sektora publicznego, a także podmiotów działających w sektorze prywatnym⁹.

Po przyjęciu przez badane kraje euro nastąpiły strukturalne zmiany w mechanizmie transmisji zmienności. Spadła liczba współzależności między poszczególnymi rynkami. Jest to szczególnie widoczne w przypadku rynków krajów najsłabiej rozwiniętych (zob. Wykres 7). Nadal źródłem zmienności pozostawały kraje o relatywnie najwyższym poziomie rozwoju. Oddziaływanie sytuacji na tych rynkach było jednak istotne tylko w przypadku rynku portugalskiego. Doszło do zaniku bezpośredniego wpływu rynków belgijskiego i niemieckiego na rynek hiszpański.

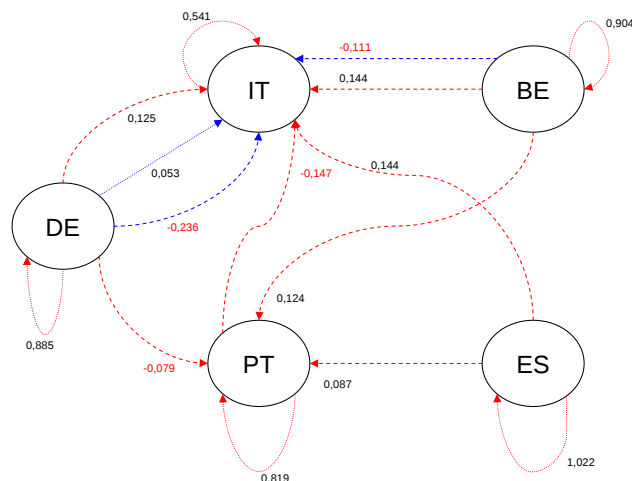
Model MGARCH-BEKK wskazuje na silną zależność zmienności obligacji włoskich od wydarzeń na rynkach Niemiec i Belgii. Wykryte efekty częściowo się znoszą, co wskazuje, że prawdopodobnie mają charakter pozorny i wynikają ze złego opisu przyrostów rentowności obligacji włoskich przez model.

Spadek współzależności zmienności obligacji po wprowadzeniu euro w połączeniu z bardzo zbliżonym zachowaniem się zmienności (Wykres 2) wskazują, że ceny obligacji skarbowych badanych krajów Unii Europejskiej znajdują się pod wpływem tych samych czynników i identycznie na nie reagują. Takie kształtowanie się cen obligacji nie jest więc wynikiem efektów zarażania. Należy je uznać za skutek integracji narodowych rynków finansowych. Jednym z jej przejawów jest substytucyjność nominowanych w euro obligacji skarbowych krajów unii monetarnej z punktu widzenia regulacji nadzorczych. Obligacje te mogą stanowić zabezpieczenie kredytu refinansowego udzielanego przez Europejski Bank Centralny na identycznych warunkach, niezależnych od tego, jaki kraj jest emitentem danej obligacji. Podobnie, reżim adekwatności kapitałowej obowiązujący banki w badanym okresie traktował identycznie nominowane w euro obligacje wszystkich krajów unii walutowej¹⁰. W konsekwencji, oraz na skutek ujednolicenia polityki pieniądza-

⁹O ile podmioty te finansują się instrumentami o długim terminie zapadalności i stałym oprocentowaniu, takimi jak stałokuponowe obligacje korporacyjne i kredyty o stałym oprocentowaniu, lub zabezpieczają ryzyko stopy procentowej np. w transakcjach IRS.

¹⁰Podejście to zostało zmienione w dyrektywie CRD wprowadzającej do prawodawstwa Unii Europejskiej Nową Umowę Kapitałową (Bazylea II). Zgodnie z nią, waga ryzyka

Wykres 7: Mechanizm transmisji zmienności na rynkach obligacji wybranych państw UE w okresie maj 1998 – grudzień 2007



Uwagi jak do Wykresu 6.

Źródło: obliczenia własne.

nej, wpływ czynników o charakterze idiosynkratycznym dla poszczególnych krajów na rentowność obligacji był w okresie po wprowadzeniu strefy euro niewielki.

Podobne wnioski można wyciągnąć z modelu uwzględniającego rynek grecki. Istotność efektów przenoszenia zmienności w tym modelu jest jednak wyraźnie słabsza, co prawdopodobnie wiąże się ze znacznie mniejszą długością szeregów czasowych, zwłaszcza w okresie przed przystąpieniem Grecji do unii monetarnej¹¹. Rynek grecki znajduje się w podobnej sytuacji do rynku portugalskiego. Skala jego zależności od zmienności na pozostałych rynkach spada po przyjęciu euro, jednak pewne związki pozostają w mocy.

Obok bezpośrednich związków między poszczególnymi rynkami, reprezentowanych w modelu MGARCH-BEKK przez krańcowy wpływ zmian czynników ε_i^2 , $\varepsilon_i\varepsilon_j$, kowariancji h_{ij} i wariancji h_j^2 na warunkową wariancję h_i^2 , występują również związki pośrednie. Można je opisać przy pomocy krańco-

obligacji skarbowych zależy od ratingu emitenta. Gdyby rating jednego z krajów unii monetarnej spadł poniżej AA-, emitowane przez ten kraj obligacje skarbowe byłyby obciążone dodatnią wagą ryzyka.

¹¹Szereg rentowności greckich obligacji zawiera 586 obserwacji przed przystąpieniem do strefy euro, podczas gdy dla pozostałych szeregów wartość ta wynosi około 1200.

wego wpływu zmian czynników $\varepsilon_i \varepsilon_j$ i kowariancji h_{ij} na warunkową wariancję na trzecim rynku h_k^2 . Siła tych zależności jest o przynajmniej rząd wielkości mniejsza niż zależności bezpośrednich. Liczba istotnych statystycznie zależności pośrednich, podobnie jak w przypadku zależności bezpośrednich, zmniejszyła się po wprowadzeniu euro. Do najsilniejszych zidentyfikowanych zależności tego typu należy wzrost zmienności na rynku portugalskim wraz ze wzrostem kowariancji między rynkami belgijskim i hiszpańskim i wzrost zmienności na rynku belgijskim przy spadku kowariancji między rynkami niemieckim i hiszpańskim.

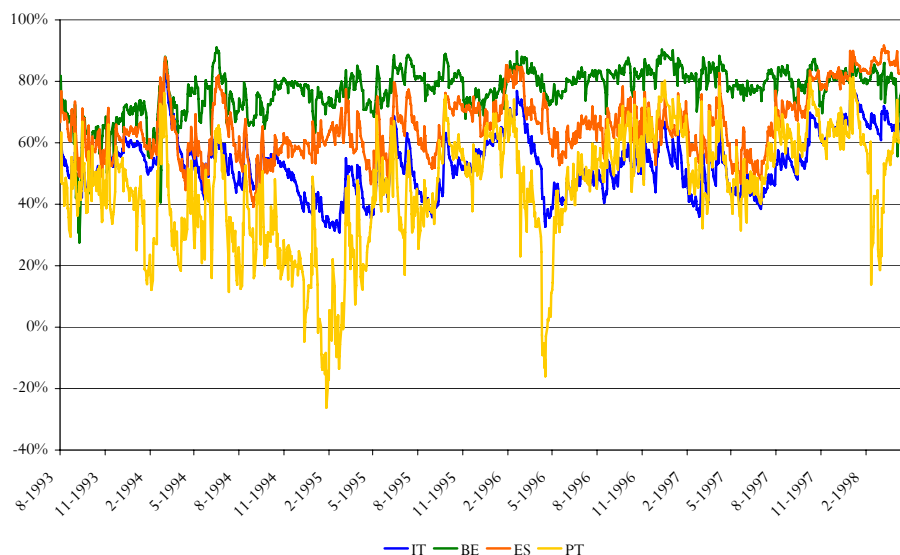
4.3 Korelacja rentowności obligacji

Model MGARCH-BEKK umożliwia, oprócz analizy zmienności i transmisji szoków, również wnioskowanie o warunkowej kowariancji między badanymi zmiennymi. Na tej podstawie można obliczyć współczynnik korelacji liniowej implikowany z modelu.

Kształtowanie się korelacji przyrostów rentowności obligacji skarbowych na badanych rynkach z przyrostami rentowności Bundów w okresie przed zawarciem unii monetarnej pokazuje Wykres 8. Przez cały ten okres utrzymywała się dość silna dodatnia korelacja przyrostów rentowności. Poziom korelacji na poszczególnych rynkach był jednak zróżnicowany. Rynki, które można uznać za najlepiej zintegrowane z rynkiem niemieckim, charakteryzowały się wyższą warunkową korelacją, która jednak nie przekraczała 90%. Wahania warunkowej korelacji na tych rynkach były bardzo ograniczone, szczególnie po ustąpieniu zaburzeń związanych z kryzysem na rynkach walutowych Unii Europejskiej w 1993 r. i kryzysem na amerykańskim rynku obligacji na początku 1994 r. Inaczej kształtowała się warunkowa korelacja na rynkach Hiszpanii (do połowy 1997 r.) i Portugalii. W przypadku rynku portugalskiego, widoczne było zjawisko ucieczki do bezpiecznych obligacji niemieckich, którego występowania można było oczekiwać na podstawie zidentyfikowanych kierunków transmisji zmienności. Zjawisko to powodowało przejściowo występowanie ujemnej korelacji między rynkami Portugalii i Niemiec.

Podobne wyniki, jak dla Portugalii, uzyskano dla Grecji w okresie przed przyjęciem euro. O ile rynki krajów, które przyjęły euro w maju 1998 r. w znacznej mierze podobnie zareagowały na zaburzenia związane z kryzysem rosyjskim, na rynku greckim w tym czasie wystąpiła wyraźna ujemna korelacja z rynkami Niemiec i Belgii, silnie spadła też korelacja z pozostałymi rynkami europejskimi. Może to oznaczać, że udział w unii walutowej stanowi czynnik osłaniający rynki krajów europejskich o relatywnie niższym poziomie rozwoju przed zaburzeniami o charakterze globalnym. Wyniki dotyczące drugiego półrocza 2007 r. potwierdzają to przypuszczenie. Globalne zaburzenia na rynkach finansowych zapoczątkowane kryzysem na rynku *subprime* wpłynęły na rynki Hiszpanii, Portugalii i Grecji w bardzo podobny

Wykres 8: Korelacja przyrostów rentowności obligacji wybranych państw UE z przyrostami rentowności Bundów w okresie sierpień 1993 – maj 1998



Źródło: obliczenia własne.

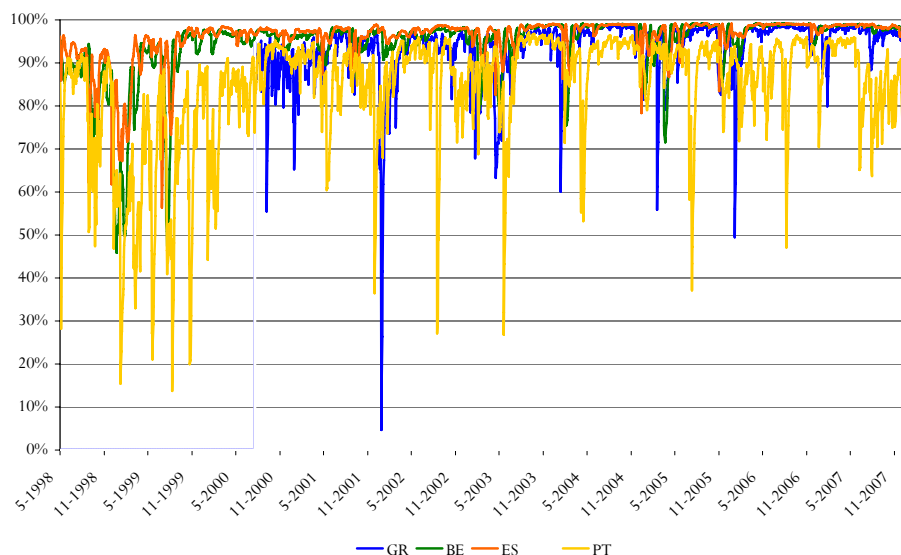
sposób co na rynek niemiecki.

Po przyjęciu euro nastąpił silny wzrost warunkowej korelacji z rynkiem niemieckim dla wszystkich badanych rynków (zob. Wykres 9). Dla Belgii i Hiszpanii przekroczyła ona 90% od 2000 r. Wyraźnie spadła, w porównaniu z okresem 1993–1998, uporczywość szoków wpływających na poziom warunkowej korelacji. Nawet w przypadku krajów, w których szoki prowadziły do wyraźnego spadku korelacji (Portugalia, Grecja), spadki te były płytsze i bardziej krótkotrwałe niż przed przyjęciem euro.

Użytecznym narzędziem do analizy współzależności zmiennych jest powierzchnia reakcji korelacji. Przedstawia ona, jak przeciętnie będzie kształtować się implikowana korelacja między zmiennymi pod warunkiem wystąpienia szoków o danej wielkości.

Analiza powierzchni reakcji korelacji potwierdza znaczny wzrost stabilności korelacji w okresie po wprowadzeniu euro. Przeciętny poziom korelacji podniósł się, wzrosła także odporność korelacji na szoki. Przed utworzeniem unii monetarnej, w krajach o relatywnie niższym poziomie rozwoju warunkowa korelacja w decydującym stopniu zależała od rozwoju wypadków na rynku niemieckim. Była zatem w dużej mierze egzogeniczna w stosunku do rynku narodowego. Po wprowadzeniu euro, powierzchnie reakcji korelacji dla Hiszpanii (zob. Wykres 10), Portugalii (zob. Wykres 11) i Grecji stały się bardziej symetryczne. Pokazuje to, że analizowana korelacja w mniejszym stopniu zależy od sytuacji na rynku dominującym w całym systemie - rynku

Wykres 9: Korelacja przyrostów rentowności obligacji wybranych państw UE z przyrostami rentowności Bundów w okresie maj 1998 – grudzień 2007



Uwaga: ze względu na słabe dopasowanie modelu dla obligacji włoskich, prezentowana jest warunkowa korelacja dla rynku greckiego od momentu wydania zgody na przyjęcie przez Grecję euro.

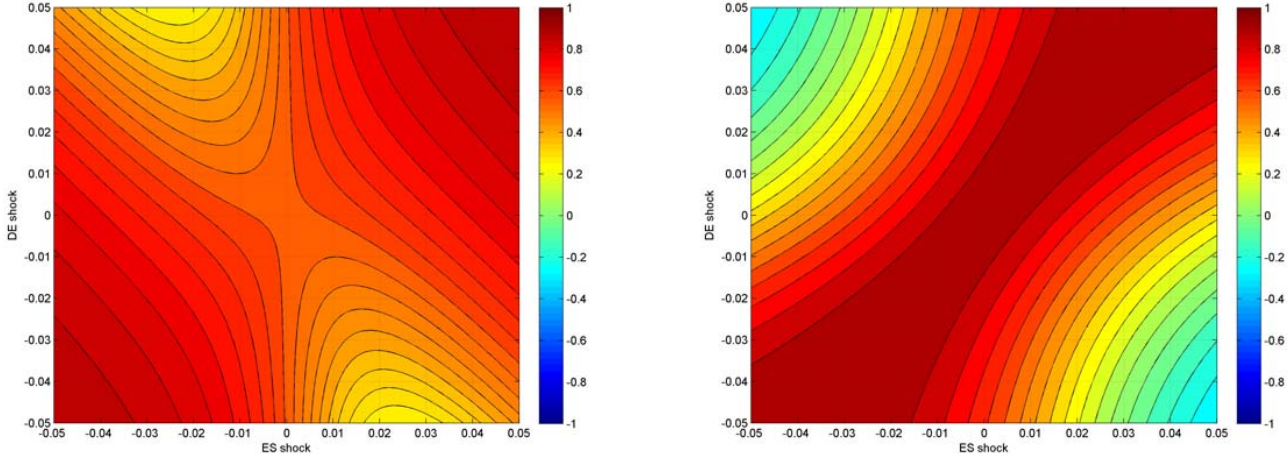
Źródło: obliczenia własne.

niemieckim.

Silny wzrost korelacji z rynkami najbardziej rozwiniętymi świadczy o niższym poziomie postrzeganego ryzyka inwestycyjnego na rynkach słabiej rozwiniętych. Z drugiej strony, bardzo wysoka i stabilna warunkowa korelacja ogranicza ewentualne korzyści z dywersyfikacji ryzyka w obrębie rynków obligacji skarbowych krajów unii monetarnej. Obligacje skarbowe emitentów należących do unii monetarnej stały się praktycznie homogeniczne ze względu na ryzyko rynkowe. Jednak w warunkach swobody przepływów kapitałowych nie powinno stanowić to istotnego ryzyka dla instytucji finansowych inwestujących na rynkach zagranicznych. Szoki o charakterze globalnym, zawarte w innowacjach ε_t ¹² szeregów rentowności obligacji, miały bardzo zbliżony wpływ na kształtowanie się rentowności obligacji krajów strefy euro. Potwierdza to wyniki uzyskane przez Cappiello, Engle'a i Shepparda (2006).

¹²Innowacje ε_t oznaczają całkowitą dzienną zmianę rentowności obligacji. Wyodrębnienie komponentu innowacji, który można by bezpośrednio przypisać szokom globalnym lub lokalnym, jest bardzo trudne i byłoby obciążone znaczną niepewnością co do wyniku.

Wykres 10: Powierzchnia reakcji korelacji przyrostów rentowności hiszpańskich i niemieckich obligacji skarbowych w okresie przed (lewy panel) i po (prawy panel) przystąpieniu do strefy euro



Źródło: obliczenia własne.

4.4 Wejście do strefy euro jako przełom strukturalny w procesie zmienności rentowności obligacji

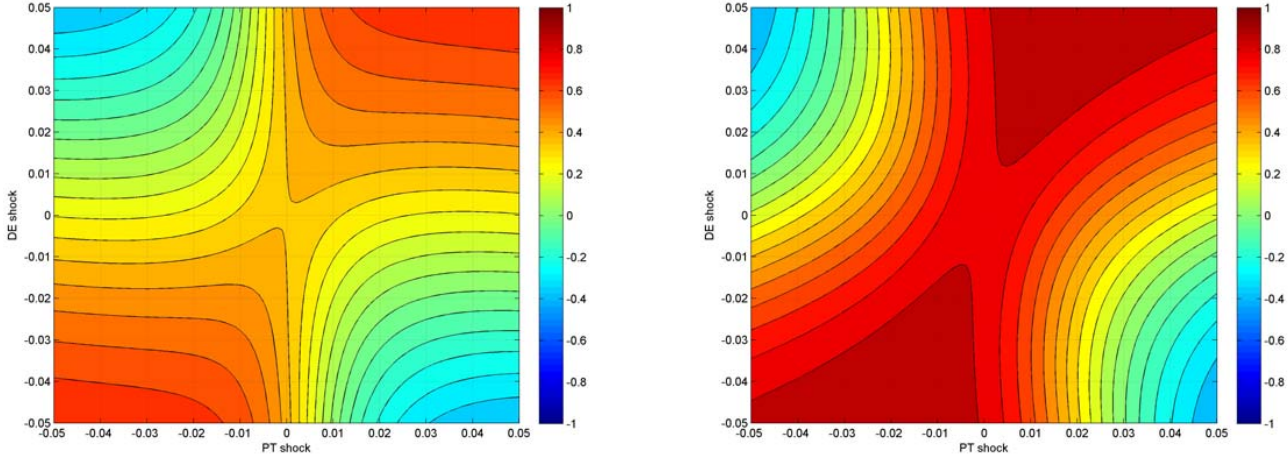
W celu określenia, czy wymienione powyżej różnice w kształtowaniu się warunkowych drugich momentów (wariancji i kowariancji) przyrostów rentowności obligacji skarbowych w krajach unii walutowej, przeprowadzono testy stabilności parametrów. Gdyby różnice te miały charakter trwały i nie były wyłącznie związane z korzystnym rozwojem sytuacji na rynkach finansowych w okresie po wprowadzeniu euro, musiałyby występować istotne statystycznie różnice między postaciami modeli MGARCH-BEKK oszacowanymi na podstawie okresów przed i po wprowadzeniu euro.

Jednym z testów stabilności parametrów wielowymiarowego modelu GARCH jest test mnożników Lagrange'a. Jeżeli moment spodziewanego przełomu strukturalnego w drugich momentach szeregów czasowych jest znany, statystyka testowa przyjmuje postać podaną przez Smitha (2008), w której π oznacza moment przełomu wyrażony jako relacja długości okresu przed przełomem do długości próby (wzór 5).

$$LM = \frac{T}{\pi(1 - \pi)} \bar{g}_{1T}(\tilde{\theta}, \pi)' S_T^{-1} D_T (D_T' S_T^{-1} D_T)^{-1} D_T' S_T^{-1} \bar{g}_{1T}(\tilde{\theta}, \pi), \quad (5)$$

$$\text{gdzie } \bar{g}_{1T}(\tilde{\theta}, \pi) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{\pi T} g(y_t, \tilde{\theta}) \quad (6)$$

Wykres 11: Powierzchnia reakcji korelacji przyrostów rentowności portugalskich i niemieckich obligacji skarbowych w okresie przed (lewy panel) i po (prawy panel) przystąpieniu do strefy euro



Źródło: obliczenia własne.

jest pochodną logarytmu funkcji wiarygodności po wektorze parametrów modelu MGARCH θ oszacowaną dla estymatora uzyskanego metodą największej wiarygodności $\tilde{\theta}$,

$$S_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (g(y_t, \tilde{\theta}) - \bar{g}_T(\tilde{\theta}))(g(y_t, \tilde{\theta}) - \bar{g}_T(\tilde{\theta}))' \quad (7)$$

$$\text{gdzie } \bar{g}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g(y_t, \tilde{\theta}) \quad (8)$$

$$\text{i } D_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial g(y_t, \tilde{\theta})}{\partial \tilde{\theta}'} \quad (9)$$

stanowi hesjan logarytmu funkcji wiarygodności ze względu na wektor parametrów modelu. Statystyka testowa LM ma asymptotyczny rozkład χ^2 o liczbie stopni swobody równej liczbie parametrów modelu MGARCH.

Hipoteza zerowa w teście mnożników Lagrange'a jest sformułowana jako hipoteza o stałości parametrów przez cały okres obserwacji. W celu przeprowadzenia tego testu konieczne jest oszacowanie modelu na podstawie wszystkich dostępnych obserwacji, czyli za okres 1993–2007 dla pierwszej i 1998–2007 dla drugiej specyfikacji modelu. Test mnożników Lagrange'a wskazuje, że w momencie przyjęcia euro następuje strukturalna zmiana parametrów modelu. Model dla całości obserwacji opisuje zachowanie się drugich momentów szeregu zdecydowanie gorzej niż modele oszacowane osobno dla podokresów rozdzielonych momentem przyjęcia euro (zob. Tabela 6).

Tabela 6: Wyniki testu mnożników Lagrange’a stabilności parametrów modelu w całym okresie obserwacji

	Specyfikacja 1	Specyfikacja 2
Okres obserwacji	08.1993-12.2007	04.1998-12.2007
Data przypuszczalnego przełomu	05.1998	06.2000
Statystyka testowa LM	138,66	148,50
Odrzucenie H_0	tak	tak
Krytyczny poziom istotności	0,000029%	0,000002%

Uwaga: wartość krytyczna w rozkładzie $\chi^2(65)$ na poziomie istotności 5% wynosi 84,82.

Źródło: obliczenia własne

Drugim zastosowanym testem stabilności parametrów opisujących warunkową wariancję przyrostów rentowności obligacji jest test typu CUSUM opisany przez Inclan i Tiao (1994). Test ten opiera się na skumulowanej sumie standaryzowanych innowacji w modelu MGARCH-BEKK. Statystyka testowa ma postać określoną wzorem 10, w którym π jest punktem przełomu.

$$IT = \sqrt{T/2} \max_{\pi} \left| \left(\sum_{t=1}^{\pi T} \frac{\varepsilon_t^2}{h_t^2} / \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t^2}{h_t^2} \right) - \pi \right| \quad (10)$$

Rozkład statystyki testowej zostało podany przez autorów testu. Test typu CUSUM pozwala zidentyfikować, przy zadanym poziomie istotności, więcej niż jeden przełom w danych. W tym celu można wykorzystać wykres obrazujący zależność wartości wyrażenia poddawanego maksymalizacji w równaniu 10 od π ¹³. Zależność tą dla pierwszej specyfikacji modelu pokazuje Wykres 12. Z dużym prawdopodobieństwem w drugim lub trzecim kwartale 1998 r. nastąpiła zmiana strukturalna w procesie wariancji wszystkich badanych rentowności obligacji, z wyjątkiem obligacji włoskich. Dwa zdarzenia mogły przyczynić się do tej zmiany. Pierwszym z nich było ustanowienie unii monetarnej w maju 1998 r., drugim kryzys rosyjski w sierpniu 1998 r., którego implikacje miały charakter globalny. Test CUSUM pokazuje również, że prawdopodobnie na przełomie 2001 i 2002 r. doszło do drugiej zmiany strukturalnej w procesie wariancji¹⁴. Mogła ona być związana z decyzjami banków centralnych USA i strefy euro o silnych obniżkach stóp procentowych, prowadzącymi do pojawienia się zjawiska poszukiwania wyższych stóp zwrotu w kolejnych latach (ang. *search for yield*, zob. IMF, 2005).

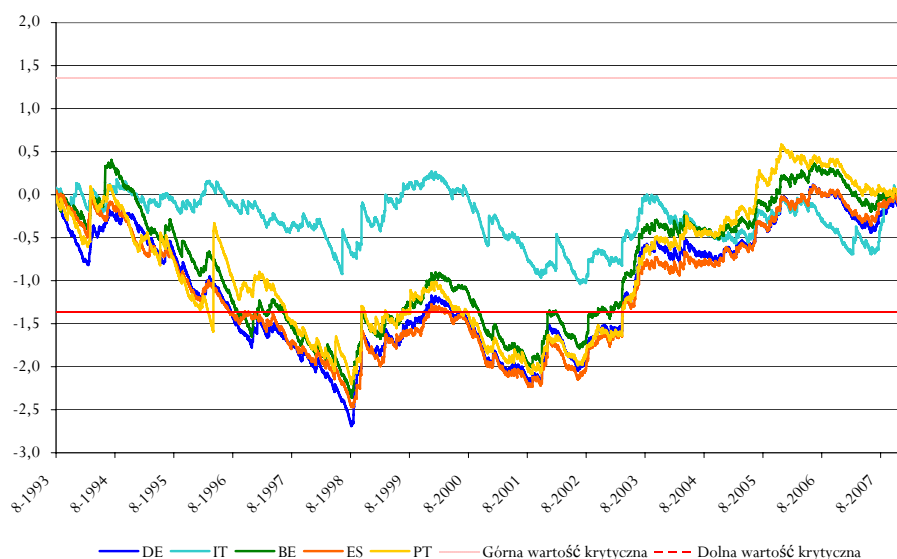
Podobne wnioski płyną z wyników testu CUSUM dla drugiej specyfikacji modelu (zob. Wykres 13). Prawdopodobieństwo strukturalnej zmiany para-

¹³Wyrażenie to należy wystandaryzować czynnikiem $\sqrt{T/2}$.

¹⁴Obserwację tę potwierdza test mnożników Lagrange’a.

metrów procesu wariancji dla greckich obligacji skarbowych silnie rośnie w okolicach momentu wydania zgody na przyjęcie przez Grecję euro. Także na rynku greckim miała miejsce druga zmiana strukturalna, datowana na przełom lat 2001 i 2002.

Wykres 12: Statystyka testowa Inclan-Tiao dla modelu MGARCH-BEKK w pierwszej specyfikacji w okresie sierpień 1993 - grudzień 2007



Uwaga: wartość krytyczna na poziomie 5% wynosi 1,36.

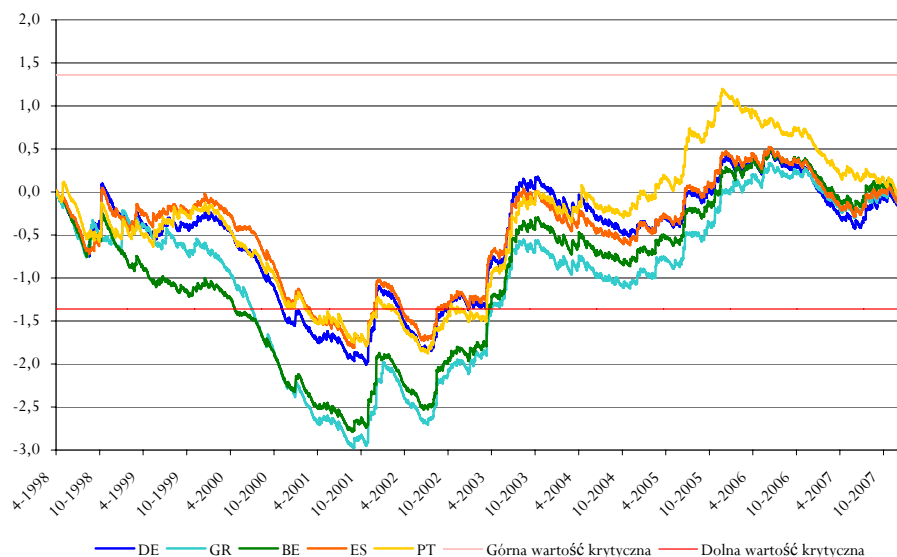
Źródło: obliczenia własne.

5 Podsumowanie

Wejście do strefy euro stanowiło punkt zwrotny w dynamice drugich momentów przyrostów rentowności obligacji skarbowych krajów przyłączających się do unii monetarnej. Z punktu widzenia rządu jako emitenta obligacji, przystąpienie do strefy euro znacząco ograniczyło zmienność kosztów obsługi długu publicznego. Rządy uzyskały większą elastyczność w wyborze momentu emisji długu, ponieważ wycena obligacji podlegała mniejszym wahaniom nawet w warunkach poważnych zaburzeń na rynkach finansowych.

Profil ryzyka rynkowego związanego z utrzymywaniem obligacji skarbowych państw-członków strefy euro uległ istotnej zmianie. Bardzo silny wzrost korelacji między rynkami długu krajów strefy euro, która osiągnęła poziom bliski 1, doprowadził do zaniku korzyści z międzynarodowej dywersyfikacji portfela w obrębie strefy euro. Efekty te łagodziła bardziej stabilna, i — w przypadku niektórych krajów — niższa zmienność cen obligacji skarbowych. Korzyści te prawdopodobnie wynikają z eliminacji ryzyka walutowego

Wykres 13: Statystyka testowa Inclan-Tiao dla modelu MGARCH-BEKK w drugiej specyfikacji w okresie kwiecień 1998 - grudzień 2007



Uwaga: wartość krytyczna na poziomie 5% wynosi 1,36.

Źródło: obliczenia własne.

i ograniczenia ryzyka krótkoterminowych krajowych stóp procentowych.

Prawie doskonała korelacja rentowności obligacji i bardzo podobne kształtowanie się ich wariancji wskazują, że uczestnicy rynku finansowego nie różnicują obligacji skarbowych krajów strefy euro ze względu na kraj pochodzenia. O ile nadal utrzymują się pewne różnice w wiarygodności kredytowej, potwierdzane między innymi przez ceny kredytowych instrumentów pochodnych na obligacje i ratingi krajów, nie mają one dużego wpływu na kierunek i skalę wahań cen obligacji.

Po utworzeniu strefy euro spadła liczba bezpośrednich powiązań między rynkami obligacji skarbowych badanych państw. Wskazuje to na bardzo podobne reakcje rentowności obligacji krajów strefy euro na wydarzenia na rynku finansowym i wiąże się z niemal doskonałą korelacją rentowności obligacji. Spadek liczby powiązań w mechanizmie transmisji zmienności jest korzystny, ponieważ zmniejsza podatność cen na rynku finansowym na efekty zarażania.

Korzyść ze stabilizacji zmienności na rynkach obligacji w największym stopniu dotyczy krajów o relatywnie niskiej wiarygodności kredytowej. Przed wstąpieniem do strefy euro, rządy tych krajów były wystawione na ryzyko silnego wzrostu kosztów obsługi zadłużenia, gdy tylko pojawiały się zaburzenia na międzynarodowym rynku finansowym. Rynki obligacji krajów o wyższej wiarygodności kredytowej były silniej zintegrowane już przed utworze-

niem unii walutowej. Po przystąpieniu do strefy euro, gdy obligacje wszystkich członków strefy euro są postrzegane bardzo podobnie, ich wrażliwość na szoki jest bardzo zbliżona. Wskazuje to, że potencjalne korzyści dla budżetu państwa i polskiego rynku obligacji skarbowych z przystąpienia Polski do strefy euro mogą być duże.

Literatura

- [1] T. Bollerslev, J. Wooldridge, „Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances”, *Econometric Reviews*, 1992, 143-172.
- [2] L. Cappiello, R. Engle, K. Sheppard, „Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns”, *Journal of Financial Econometrics*, 2006, 537-572.
- [3] F. Comte, O. Lieberman, „Asymptotic theory for multivariate GARCH processes”, *Journal of Multivariate Analysis*, January 2003, 61-84.
- [4] A. Diaz, J. Merrick, E. Navarro, „Spanish Treasury bond market liquidity and volatility pre- and post the European Monetary Union”, *Journal of Banking and Finance*, April 2006, 1309-1332.
- [5] R. Engle, „Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation,”, *Econometrica*, 1982, 987-1006.
- [6] R. Engle, K. Kroner, „Multivariate simultaneous Generalized ARCH”, *Econometric Theory*, 1995, 122-150.
- [7] R. Engle, V. Ng, „Measuring and testing the impact of news on volatility”, *Journal of Finance*, December 1993, 1749-1778.
- [8] P. Hansen, A. Lunde, „A forecast comparison of volatility models: does anything beat a GARCH(1,1)?”, *Journal of Applied Econometrics*, December 2005, 873-889.
- [9] K. Heppke-Falk, F. Hüfner, „Expected budget deficits and interest rate swap spreads”, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper* 40/2004.
- [10] HM Treasury, „EMU and the cost of capital”, London 2003.
- [11] International Monetary Fund, „Global Financial Stability Report – September 2005”, Waszyngton 2005.

- [12] C. Inclan, G. Tiao, „Use of cumulative sum of squares for retrospective detection of changes of variance”, *Journal of the American Statistical Association*, September 1994, 913-923.
- [13] K. Kroner, V. Ng, „Modeling asymmetric comovements of asset returns”, *Review of Financial Studies*, 1998, 817-844.
- [14] Narodowy Bank Polski, „Raport na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro”, Warszawa 2004.
- [15] T. Reiniger, Z. Walko, „The integration of Czech, Hungarian and Polish bond markets with the euro area bond market - a deja-vu of the Club Med convergence plays?”, artykuł na konferencję *Conference on European Economic Integration*, Wiedeń, 15 listopada 2005 r.
- [16] L. Schuknecht, J. von Hagen, G. Wolswijk, „Government risk premiums in the bond market: EMU and Canada”, *European Central Bank Working Paper* 879, Frankfurt 2008.
- [17] D. Smith, „Testing for structural breaks in GARCH models”, *Applied Financial Economics*, June 2008, 845-862.
- [18] J. Wooldridge, „Econometric analysis of cross-section and panel data”, Cambridge 2002.

RAPORT
NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

The long run-effects of the Poland's accession to the eurozone

Jan Hagemeyer
Tomasz Daras

The long run-effects of the Poland's accession to the eurozone.

Simulation using POLDYN - a dynamic computable general equilibrium model.

Tomasz Daras, Jan Hagemejer*

National Bank of Poland

October 14, 2008

Abstract

The aim of this paper is to assess the non-monetary effects of the euro accession of Poland. The literature identifies two channels that potentially may affect the economy: (i) diminishing of investment risk premia through lower interest rates and cost of capital services and (ii) trade creation effects due to elimination of currency transaction spreads, better price comparability and elimination of currency risk. We employ a dynamic general equilibrium model with perfect foresight multiple households, adjustment cost of capital, disaggregated labor market. We directly model trade-driven productivity spillovers. Our simulations show a long run GDP gain from the euro accession at the level of 7.5% of benchmark GDP of which 90% is realized in first 10 years. The main factor behind growth is investment that leads to an extra 12.6 percent of extra capital accumulated in the long run. The welfare gains amount to roughly 2% of the value of GDP each year. The sensitivity analysis proves that the model behavior is reasonably resistant to parameter changes.

1 Introduction

Accession to the euro zone implies that for the joining country that: (i) there are no longer exchange rate adjustments possible against other participants of the monetary union; (ii) monetary policy is set by the common central bank whose policy may not be optimal for the acceding country because as it targets the euro zone aggregate inflation, the preferences of the central bank may not be fully compatible with all the member states (iii) participating in the monetary union could require that

*corresponding author: jan.hagemejer@mail.nbp.pl. National Bank of Poland, ul. Swietokrzyska 11/21, 00-919 Warszawa, ph. +48-22-653-11-87. The views in this paper, and any errors and omissions, should be regarded as those of the authors, and do not necessarily reflect those of the National Bank of Poland or any other individual within the NBP. The paper presents the results of the research conducted as a part of the process of preparing the "Report on Poland's membership of the euro-area". The project serves as a supporting study for the Report and, consequently, its findings do not determine the overall conclusions of the Report. We wish to thank Renger van Nieuwkoop of Ecoplan, Switzerland for providing training and support throughout the duration of the project and Michał Gradzewicz, Krzysztof Makarski and Zbigniew Żółkiewski for helpful comments and suggestions. All remaining errors are ours.

fiscal flexibility is restrained because of the necessary adoption of fiscal stringency measures like the Maastricht Treaty and the Stability and Growth Pact. These are the commonly quoted costs of the monetary integration and the literature on the subject seems very ample. However, the evidence on the possible benefits from monetary integration, especially those related to the euro zone and the accession of the new EMU member states is quite scarce. These benefit estimates should be compared to the cost estimates when deciding on the timing of monetary integration.

The aim of this paper is to provide some stylized estimates on the magnitude of gains that may stem from monetary integration. We briefly survey the literature for possible channels through which these gains may manifest itself. The most often quoted ones are trade creation effects due to elimination of currency transaction spreads, better price comparability and elimination of currency risk. On top of that, evidence suggests that in faster developing economies with higher interest rates, monetary integration leads to a decrease in the long-run interest rates through elimination in the risk premia. This affects the costs of capital and the level investment.

To assess the possible effects of Polish accession to the EMU, we decided to employ a computable general equilibrium model. The model is dynamic, in the sense that the households maximize their lifetime utility given their long run income with perfect foresight. The model encompasses many features that let us provide disaggregated results: we model multiple households and multiple sectors. Production technology is based on capital and three labor types, and we model household labor supply. We assume that Poland is a small open economy and we treat separately trade flows with the euro zone, rest of the European Union and the rest of the world. We directly model trade driven knowledge spillovers that affect labor productivity.

Our simulations suggest that the long run GDP gain from the euro accession amounts to 7.5% of benchmark GDP of which 90% is realized in first 10 years. The main factor behind growth is investment that leads to an extra 12.6 percent of extra capital accumulated in the long run. As investment demand is very high in the first periods under consideration, imports go up considerably. Over time, with capital accumulation and falling production costs, exports go up to reach a level higher by almost 13% than the benchmark scenario. The welfare gains amount to roughly 2% of the value of GDP each year. The poor households gain slightly more than the non-poor households due to the fact that they loose relatively less risk premium revenues. Consumption is expected to go up by 3.7% in the long run. The production structure of the economy shifts towards market services and the economy-wide production becomes more capital intensive.

We perform a sensitivity analysis that checks how the results are affected by the choice of key parameters of the model. The performed simulation suggest that the model behavior is reasonably

resistant to parameter changes. The imposed variation in parameters leads to a variation in key macroeconomic variables by roughly 1pp.

The paper is structured as follows. The section two provides short literature review. Section three gives a introduction into CGE modelling concept and describes the model structure. Section four covers the data and calibration techniques. Sections five and six follow with simulation results and sensitivity analysis. Section six concludes the paper.

2 Literature review

The mainstream of the literature on monetary integration is related to the question of the optimality of common currency in the presence of asymmetric shocks and dis-alignment of the business cycle among the members of the currency union. This relates to the optimum currency areas (OCA) literature, that is mostly due to Mundell (1961). A survey of the literature dealing with the analysis of the Poland's exposure to asymmetric shocks and other related literature is given in Borowski (2004), who also identifies the possible benefits of Poland's Euro accession. He claims that main benefits of eurozone accession come from the elimination of the currency risk premium and the impact on the transaction costs and foreign trade. The study published by NBP (2004), provides an overview of costs and benefits of the eurozone accession. While the analyzed costs mainly stem from loosing autonomous monetary policy and from the necessary budgetary tightening to satisfy the Maastricht criteria, the benefits that the report identifies are the decrease of the macroeconomic risk, integration of the financial markets, increase in the degree of competition, elimination of the currency exchange risk and lowering of transaction costs. This is expected on one hand to cause an increase in the rate of investment through lowering of risk premia and interest rates, and on the other, boost international trade. The assessment foresees long-run effects on the stock of capital and labor productivity.

Our paper focuses on two channels of possible effects of the EMU accession: trade creation effects and the lower risk premium effects. The literature related to the Euro trade effects partially overlaps with the broader strand of empirical literature analyzing trade impact of currency unions. Most of the literature is based on variations of the gravity model of trade, where impact of exogeneous factors on trade potential is analyzed. The pioneer study in this respect was the analysis by Rose (2000) who found that other things equal, the two countries that share the same currency, trade three times more than countries with different currencies. The paper has been criticized from many angles, mainly the choice of the countries in the original dataset, data errors, and, more importantly, possible endogeneity of monetary unions that stems from, among other sources, the colonial past.

Rose and van Wincoop (2001) try to refine the empirical model. They use the Anderson and

van Wincoop (2003) methodology that resolves some problems of the misspecification of the gravity equation by using panel data (Rose's original work was performed using the cross-section data). The estimated effects on trade of having the same currency are 250%, the estimated trade costs stemming from different currencies amount to 26% of trade value. This amounts to roughly half of the so called "border-costs" as estimated by Anderson and van Wincoop (2003). The methodology allows the authors to estimate the trade effect of different potential currency unions, even those that have not yet been created. For the case of the EMU, Rose and van Wincoop find that the increase in trade would be of the order of 60 percent.

Persson (2001) suggests that the results in Rose (2000) may be biased due to effects of some of the explanatory variables being non-linear and to the fact that the likelihood that two countries will adopt a common currency is not random, and may depend on some of the explanatory variables. For example, the likelihood of forming currency unions may be larger for small countries. His methodology is based on matching. He first estimates the propensity to form a currency union for each country pair. Then, for each observed currency union he finds a pair of other countries having similar characteristics and therefore highly likely to form a currency union. He estimates the effect of currency union on trade, using only the matched observations. Using this methodology, he finds the effect of currency union on trade to be 65 percent.

Micco, Stein, and Ordoez (2003) estimate the early effects of the EMU on trade. They use a panel dataset that includes information on bilateral trade for 22 developed countries from 1992 through 2002, and therefore it includes the 12 countries that entered the currency union in 2000. They find that, controlling for other factors, the effect of EMU on bilateral trade between member countries ranges between 5 and 10 percent, when compared to trade between all other pairs of countries, and between 9 and 20 percent, when compared to trade among non-EMU countries. They do not find any evidence of trade diversion (switching from non-EMU to EMU trade partners). Their results suggest that the monetary union increases trade not just with EMU countries, but also with the rest of the world. Similar study was performed by Maliszewska (2004) who analyzes the trade flows between EU and Central and Eastern European countries for the period 1992-2002, and her estimates suggest the euro accession elasticity of trade at the level of 23%.

The above survey of the gravity-type literature is by no means complete. A very comprehensive survey on trade effects of the currency unions is provided by Baldwin (2006) and the general conclusion is that the effects of currency unions on trade of the order of 10% of the volume of trade seem reasonable (although the evidence the size of the effects vary a lot, especially in the early works). The more recent empirical work by Cieřlik, Michałek, and Mycielski (2008) analyzes the trade effects of EMU in a gravity

framework. They use a generalized gravity model estimated on the data for the period 1993-2006 for over 100 countries. They look at both the effects of EMU accession but also on the effects of pegging exchange rates against the euro. The obtained results suggest that immediately after the accession, the Polish exports will rise by around 12% and the total volume of trade by around 9%.

Mroczek (2008) identifies the possible channels that may cause the EMU trade creation. They are: elimination of the currency exchange risk, lowering of transaction costs and increasing price transparency. He notes that the EMU countries have experienced a considerable increase in trade over the period of its existence, but this may be at least partially due to other factors. He expects, that the increase in trade after EMU accession will be the most pronounced in countries where the share of trade with EMU members in total trade is the highest and since the Central and Eastern European countries trade on average more with the EMU than EMU members among themselves, the trade creation effects may be higher than in the original EMU-12 group.

Bukowski, Dyrda, and Kowal (2008) calculate the possible savings in transaction costs stemming from the bid-ask spread on currency transactions amounting to 2-3% of the value of transactions. They project that solely from the introduction of the common currency, the direct impact on the costs of exporters amounts to 1-1.5% of GDP and the long run impact on the level of GDP simulated using a dynamic stochastic general equilibrium model is 0.66%. This does not take into account any additional possible effects, such as greater international price comparability or exchange rate risk in international transactions and can be treated as a lower-bound estimate.

The second channel of the single currency impacts on the Polish economy, that we look at in our simulations, is lowering the interest rate risk premium. In the literature risk premium is often calculated as the spread between rates of return for the 10 year bond (bond yields). In theory, the introduction of the single currency should lead to greater integration of financial markets and a decline in spreads.

Reininger and Walko (2005) indicate that the convergence in rates of return of 10-year bonds for eurozone candidate countries (Poland, Hungary, the Czech Republic) may be close to the convergence process, which took place for Italy, Greece, Portugal, Spain prior to the adoption of the single currency by those countries at the beginning of 2001. Euro adoption resulted in the full convergence of bond yields for the countries of the so-called Club-Med to the rates of return of 10-year bonds for Germany. More than two thirds of the decline in spreads occurred two years before introduction of the euro. A lower degree of integration of the Polish market with the market of the euro zone may increase potential benefits.

Bukowski, Dyrda, and Kowal (2008) estimate that as a result of the adoption of a single currency,

the nominal interest rates will decrease by about 0,6-0,8 pp. The long run impact simulated using a dynamic stochastic general equilibrium model on the level of GDP is small - 0,45% increase and the level of investments is higher by 0,39%.

3 The model

3.1 The baseline Ramsey model:

Our model is a straightforward extension of the simple Ramsey model presented by Lau, Pahlke, and Rutherford (2002) and Paltsev (1999). Consider an economy with one infinitely lived agent deriving his lifetime utility from consumption of one good (c_t). The lifetime utility function is given by:

$$U = \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t W(c_t), \quad (1)$$

where t - time periods, ρ - individual time preference parameter, W - period utility function. The agent is endowed with a labor endowment in each period (L_t) and an initial stock of capital K_0 . Total output produced in the economy with technology given by the production function $F(K_t, L_t)$ is used either for consumption or investment (I_t):

$$c_t = F(K_t, L_t) - I_t.$$

Capital depreciates at rate δ and accumulates over time according to a simple formula:

$$K_{t+1} = K_t(1 - \delta) + I_t.$$

A social planner problem is maximizing the utility subject to resource constraints. The problem can be set up as a maximization of the following Lagrange function:

$$\mathfrak{S} = \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t W(c_t) - \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_{1,t} (F(K_t, L_t) - I_t - c_t) - \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_{2,t} (K_t(1 - \delta) + I_t - K_{t+1}) \quad (2)$$

The first order conditions are:

$$\frac{\partial \mathfrak{S}}{\partial c_t} = \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t \frac{\partial W(c_t)}{\partial c_t} - \lambda_{1,t} = 0 \quad (3)$$

$$\frac{\partial \mathfrak{S}}{\partial K_t} = \lambda_{1,t} \frac{\partial F}{\partial K_t} - \lambda_{2,t-1} + \lambda_{2,t}(1 - \delta) = 0 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \mathfrak{S}}{\partial I_t} = -\lambda_{1,t} + \lambda_{2,t} = 0. \quad (5)$$

In a utility maximization problem and cost minimization problem the Lagrange multipliers correspond to the marginal utility and marginal cost respectively. If the production and utility functions satisfy the requirements for the existence of competitive equilibria, the social planner solution above corresponds to a competitive equilibrium. In a competitive equilibrium price equal marginal costs. The conditions 3-5 can be therefore rewritten as:

$$p_t = \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^t \frac{\partial W(c_t)}{\partial c_t}$$

$$pk_t = (1-\delta)pk_{t+1} + p_t \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t}$$

$$p_t = pk_{t+1},$$

where p_t is a price of output (and therefore consumption and investment good), pk_t is a price of a unit of capital in period t and pk_{t+1} is a price of capital in period $t+1$. In a competitive equilibrium, the prices of factors of production clear the factor market and the price of goods clears the goods market. The unit cost function $C(rk_t, w_t)$ is a solution to the cost minimization problem: $\min(w_t L_t + rk_t K_t)$ subject to $F(K_t, L_t) = 1$, where rk_t is the rental price of capital. The demand function $D(p_t, M)$ is a solution to a lifetime utility maximization problem subject to the budget constraint: $\sum_{t=0}^{\infty} p_t c_t = M$, where M is the consumer income.

The competitive equilibrium is given by the following system of conditions. The following equations correspond to **zero profit conditions**:

$$p_t = pk_{t+1}$$

$$pk_t = rk_t + (1-\delta)pk_{t+1},$$

$$C(rk_t, w_t) = p_t$$

Market clearing conditions follow.

$$Y_t = D(p_t, M) + I_t$$

$$L_t = Y_t \frac{\partial C(rk_t, w_t)}{\partial w_t}$$

$$K_t = Y_t \frac{\partial C(rk_t, w_t)}{\partial rk_t}$$

(where Y_t is supply in period t) and the system is completed by the **income balance condition**:

$$M = pk_0 K_0 + \sum_{t=0}^{\infty} w_t L_t$$

3.2 The full model overview

The POLDYN model is a computable general equilibrium model that is standard in any ways. The basic functioning of the model relies on the assumptions that:

- Consumers maximize their lifetime utility by choosing each period consumption, labor supply and savings given the budget constraint. Consumers know the future paths of all prices and incomes (perfect foresight).
- Producers maximize profits, taking goods and factor prices as given (perfect competition).
- All markets clear.
- The economy is small and open: agents take foreign prices as given and at the going foreign prices they can demand and supply any amount of a given good.

The POLDYN model takes its intertemporal structure from the above version of the Ramsey model. It has been, however, extended in several ways. The full model, in the version that was used to prepare this study comprises the following features:

- Multiple households,
- Multiple production sectors based on CES technology,
- Endogeneous labor supply (leisure/consumption choice) and multiple labor types,
- Small open economy features with multiple trading partners, imperfect substitution between sources and destination and international borrowing,
- Public sector,
- Capital adjustment costs,

Figure 1: Utility structure

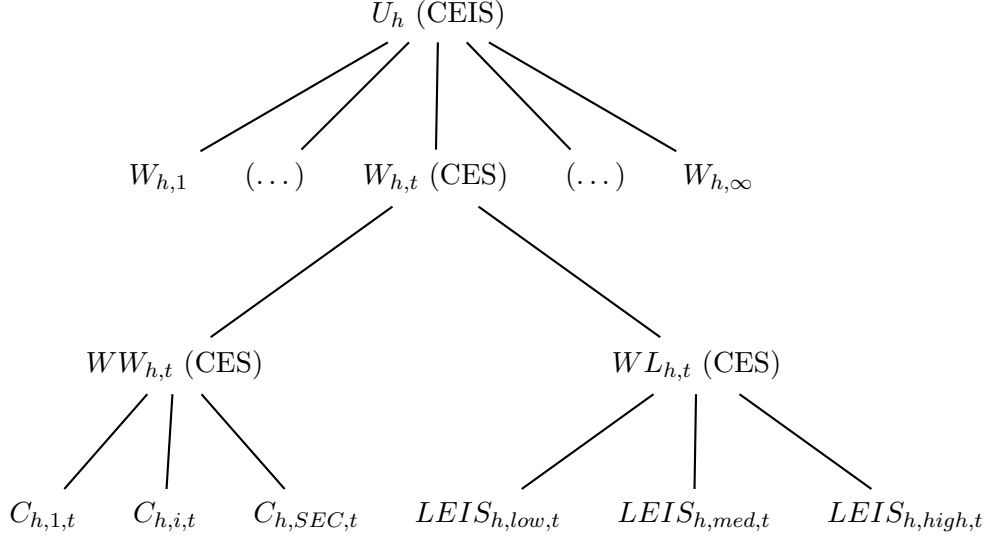
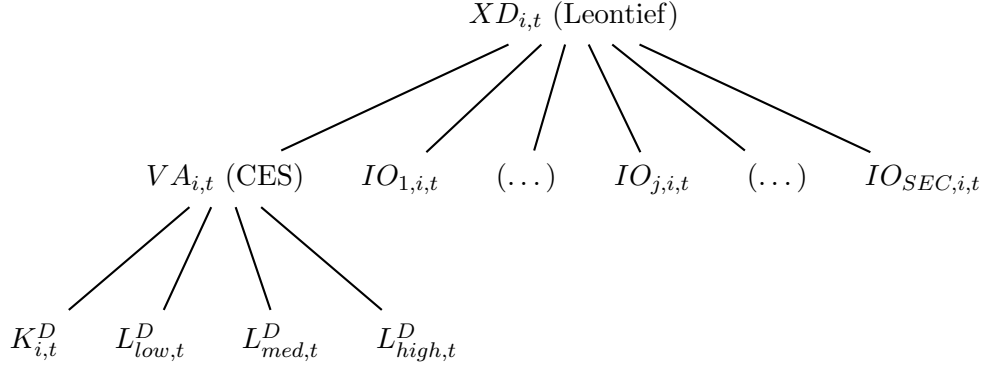


Figure 2: Production structure



- Spillover productivity effects stemming from international trade.

The consumer households are assumed to maximize a lifetime utility subject to a intertemporal budget constraint. The household utility is a nested concept (the structure of preferences is depicted in figure 1). The top tier of preferences of household h is given by a constant elasticity of intertemporal substitution (CEIS) function U_h that aggregates welfare levels in all the periods within the infinite horizon of the household $W_{h,t}$. The $W_{h,t}$ are sub-utility constant elasticity of substitution (CES) aggregates of the consumption of goods ($WW_{h,t}$) and leisure ($WL_{h,t}$). The two components of the period utility are again CES sub-utility functions of products of different sectors and leisure of different types respectively.

Production is also a multi-stage process. The top-level production function of the final output $XD_{i,t}$ is a fixed-coefficient Leontief function of the value-added aggregate ($VA_{i,t}$) and intermediate inputs ($IO_{j,i,t}$). The value added production function is a CES function of capital ($K_{i,t}^D$) and all types of labor ($L_{l,i,t}^D$). Diagrammatically, the structure of the production technology is shown in figure 2.

We distinguish the following sets that describe the structure of the models:

- sectors (*SEC*),
- institutions (*INST*),
- households (*INSTH*),
- foreign partners (*INSTF*),
- factors of production (*FAC*),
- labor types (*FACL*).

The model is based on a social accounting matrix and the flows of funds and goods and services correspond to a circular flow in the economy where all the outflows have to be equal to all the inflows which corresponds to the “square” walrasian model setup. A sample SAM is shown in figure 3. Sums of the values in each of the rows (incomes) have to equal to sums of respective columns (expenditures).

For example, the row marked *INSTH* depicts all the income flows that relate to households: factor income (in column *FAC*), transfers (from other households - *INSTH*, government - *G*, and from abroad - *INSTF*). The sum of all the income has to equal to total spending of households. All the household spending is given in column *INSTH*. They allocate their income into private consumption of goods coming from sectors *SEC*, transfers to other institutions (households and abroad), and savings *SAVE*. The sum of the row *SAVE* depicting the economy savings of households, government and abroad has to, in turn, equal to total investment demand in the economy, given in the column *INV*. The total goods output in the economy (including intermediate demand, value added all the indirect taxes) plus imports (the sum of column *SEC*) is equal to the total demand in the economy (row *SEC*): intermediate use (row *SEC*), private consumption (*INSTH*), government consumption *G* together with subsidies *TAX*, investment demand (*INV*) and exports.

3.3 The model setup

Similarly as the baseline Ramsey model, the POLDYN model can be set up as a set of zero profit, market clearing and income balance conditions and the terminal conditions.

Zero profit conditions assure that the costs of purchase of inputs are equal to the revenue from sales of the outputs of any production process. This can also be applied to consumer utility maximization problem - the expenditure on the upper level of the utility aggregate has to be equal to the cost of purchase of the goods that this aggregate is composed of. The market clearing conditions assure that

Figure 3: A Social Accounting Matrix

	SEC	FAC	INSTH	G	TAX	INV	INSTF
SEC	Intermediate use		Private consumption	Public consumption	Subsidies	Investment demand	Exports
FAC	Value added						
INSTH		Factor income	Transfers	Transfers			Transfers
G				Tax revenues			Transfers
TAX	Indirect taxes	Factor taxes	Income tax				
SAVE			Household savings	Budget surplus			Foreign savings
INSTF	Imports		Transfers	Transfers			

the prices are at the level that equilibrates supply and demand in the market for goods and factors of production. The income balance conditions assure that the expenditures of agents are equal to the incomes of agents. This applies to households, the government, but also to the economy as a whole.

3.4 Supply side of the model

The final goods are produced using value-added together with intermediate inputs. We assume that at the aggregate level the production function is of the Leontieff type:

$$XD_{i,t} = \min(\alpha_{VA,i,t}^{XD} VA_{i,t}, \alpha_{j,i,t}^{VA} IO_{j,i,t}), \quad i, j \in SEC, t \in T, \quad (6)$$

where $VA_{i,t}$, is the value added aggregate used in sector i , and $IO_{j,i,t}$ is the intermediate use sector j goods in sector i output. $\alpha_{VA,i,t}^{XD}$ and $\alpha_{j,i,t}^{VA}$ are respectively the share of value added in the production of sector i and the share of each intermediate good j used in the production of sector i . The services of factors used in production activities are rented from households and the intermediate goods are a composite of domestically produced and imported commodities.

The value added aggregate is produced using a constant elasticity of substitution (CES) production function of the following form:

$$VA_{i,t} = \left[\alpha_{K,i}^{VA} (K_{i,t}^D)^{\frac{\sigma_i^{VA}-1}{\sigma_i^{VA}}} + \sum_{m \in FACL} \alpha_{m,i}^{VA} (L_{m,i,t}^D)^{\frac{\sigma_i^{VA}-1}{\sigma_i^{VA}}} \right]^{\frac{\sigma_i^{VA}}{\sigma_i^{VA}-1}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (7)$$

where $\alpha_{K,i}^{VA}$ and $\alpha_{m,i}^{VA}$ are the capital and labor shares in the formation of value added, σ_i^{VA} is the elasticity of substitution parameter and $K_{i,t}^D$ and $L_{m,i,t}^D$ are the factor use (demand for factors) in sector i respectively for capital and all labor types.

The final output is either delivered domestically or exported. The supply is driven by the constant elasticity of transformation (CET) output transformation function:

$$XD_{i,t} = [\gamma_i^{XD} E_{i,t}^{\frac{1+\eta_i^{XD}}{\eta_i^{XD}}} + (1 - \gamma_i^{XD}) XDD_{i,t}^{\frac{1+\eta_i^{XD}}{\eta_i^{XD}}}]^{\frac{\eta_i^{XD}}{1+\eta_i^{XD}}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (8)$$

where $E_{i,t}$ is exports coming from sector i , $XDD_{i,t}$ is the supply to the domestic market, γ_i^{XD} is the share of exports in total output of sector i and η_i^{XD} is the elasticity of transformation. Exports are then supplied to all the possible destinations using a lower level CET function, :

$$E_{i,t} = \left(\sum_{f \in INSTF} \gamma_{i,f}^E \left(\frac{EE_{i,f,t}}{ax_{i,f,t}} \right)^{\frac{1+\eta_i^E}{\eta_i^E}} \right)^{\frac{\eta_i^E}{1+\eta_i^E}} \quad i \in SEC, t \in T,$$

where $EE_{i,f,t}$ are exports t of sector i goods to destination f , market, $\gamma_{i,f}^E$ is the share of destination f in total exports of sector i and η_i^E is the elasticity of transformation between the different destinations. $ax_{i,f,t}$ is the efficiency parameter corresponding to the notion of an iceberg transport costs (if it is greater than one, less domestic output is required to satisfy the export demand and therefore the price of output goes up).

The value added price index that is dual to the value added production function is given by the following equation:

$$pva_{i,t} = \left[\alpha_{K,i}^{VA} ((1 + tfac_{K,i,t} + rp_t) rk_t)^{1-\sigma_i^{VA}} + \sum_{m \in FACL} \alpha_{m,i}^{VA} ((1 + tfac_{m,i,t}) w_{m,t})^{1-\sigma_i^{VA}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i^{VA}}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (9)$$

where the left hand side of the equation, $pva_{i,t}$ is the price of the value added aggregate and the right hand side corresponds to the unit cost of production of this aggregate (rk_t is the rental rate of capital and $w_{m,t}$ is the wage rate of labor of type m and $tfac_{m,t}$ and $tfac_{K,t}$ are the factor tax rates). rp_t is the wedge on the earnings of capital that corresponds to the investment risk premium. Similarly, the net unit revenues from the final output have to be equal to unit costs of production:

$$(1 - tsec_{i,t} + subs_{i,t}) pxd_{i,t} = \alpha_{VA,i,t}^{XD} pva_{i,t} + \sum_{j \in SEC} \alpha_{j,i,t}^{VA} px_{j,t}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (10)$$

where the left hand-side is the unit price of final output ($pxd_{i,t}$) net of the output tax $tsec_{i,t}$ and

output subsidies $subs_{i,t}$ and the right hand side is the Leontieff price index of the cost components of final output - value added and the composite Armington good (see later) priced at $px_{j,t}$.

The revenues from sales to the domestic and foreign market have to be equal to the cost of production of the total output. Therefore, the following zero profit condition can be written:

$$pxd_{i,t} = [\gamma_i^{XD} pe_{i,t}^{1+\eta_i^{XD}} + (1 - \gamma_i^{XD}) pxdd_{i,t}^{1+\eta_i^{XD}}]^{\frac{1}{1+\eta_i^{XD}}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (11)$$

The right hand-side of the above equation is the cost of production of final output and the right hand-side is the standard CET revenue function over the domestic and foreign market. $pe_{i,t}$ is the price of the exports aggregate and $pxdd_{i,t}$ is the price of supply to the domestic market. Similarly, the delivery to all foreign markets has to generate zero profits:

$$pe_{i,t} = \left[\sum_{f \in INSTF} \gamma_{i,f}^E (ax_{i,f,t} pfx_{f,t})^{1+\eta_i^E} \right]^{\frac{1}{1+\eta_i^E}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (12)$$

where $pfx_{f,t}$ is the foreign price level at destination f .

The demand equation for the value added aggregate is due to the Leontieff production function and assures proportional factor use, therefore:

$$VA_{i,t} = \alpha_{VA,i}^{XD} XD_{i,t}, \quad i \in SEC, t \in T., \quad (13)$$

Demand for the intermediate use of the good i in the production of good j is similar:

$$IO_{i,j,t} = \alpha_{i,j}^{XD} XD_{j,t}, \quad i, j \in SEC, t \in T, \quad (14)$$

Demand for capital services is equal to:

$$K_{i,t}^D = \alpha_{K,i}^{VA} VA_{i,t} \left(\frac{pva_{i,t}}{rk_t(1 + tfac_{K,i,t} + rp_t)} \right)^{\sigma_i^{VA}}, \quad i \in SEC, t \in T. \quad (15)$$

Similarly, demand for labor type l by industry i is given by:

$$L_{l,i,t}^D = \alpha_{K,i}^{VA} VA_{i,t} \left(\frac{pva_{i,t}}{w_{l,t}(1 + tfac_{l,i,t})} \right)^{\sigma_i^{VA}}, \quad l \in FACL, i \in SEC, t \in T. \quad (16)$$

Supply of the domestic market is of the form:

$$XDD_{i,t} = (1 - \gamma_i^{XD}) XD \left(\frac{pxdd_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}}, \quad i \in SEC, t \in T. \quad (17)$$

whereas the supply to a foreign destination is given by:

$$ee_{i,f,t} = \gamma_{i,f}^E \gamma_i^{XD} XD \left(\frac{pe_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}} \left(\frac{ax_{i,f,t} pfx_{f,t}}{pe_{i,t}} \right)^{\eta_i^E}, \quad i \in SEC, f \in FACL, t \in T. \quad (18)$$

3.5 Investment behavior

Capital is assumed to accumulate according to the following standard equation:

$$K_{t+1} = K_t(1 - \rho) + I_t \quad t \in T. \quad (19)$$

We assume that the investment entails an installation cost of capital. Therefore we distinguish net investment (I_t) and gross investment (J_t). The relation between the two includes a quadratic adjustment cost (Uzawa, 1969):

$$J_t = I_t \left(1 + \phi \frac{I_t}{2K_t} \right), \quad (20)$$

where ϕ is a cost adjustment parameter. Therefore, the higher is the investment as compared to the stock of capital, the larger is the cost $\phi \frac{I_t}{2K_t}$.

Gross investment demand is a Cobb-Douglas aggregate of sectoral output (a composite of domestically produced and imported goods):

$$J_t = \prod_{i \in SEC} INV_{i,t}^{\alpha_i^J},$$

where $INV_{i,t}$ is the investment demand for sector i goods and α_i^J is the share of sector i in the total gross investment.

The demand for investment good is therefore:

$$INV_{i,t} = \frac{\alpha_i^J pj_t J_t}{px_{i,t}}, \quad (21)$$

where pj_t is the investment good price index given by a Cobb Douglas aggregate:

$$pj_t = \prod_{i \in SEC} px_{i,t}^{\alpha_i^J}. \quad (22)$$

The investment block is completed by the following equations. The zero profit condition for the capital accumulation is a variation of the respective equation in the baseline Ramsey model, modified by the capital adjustment costs (in order to add one unit of capital in the next period, the additional $\phi \frac{I_t}{K_t}$ of investment is necessary to cover adjustment costs):

$$pk_{t+1} = pj_t(1 + \phi \frac{I_t}{K_t}) \quad (23)$$

Similarly, the prices of capital and the rental ratio have to guarantee zero profits:

$$pk_t = pk_{t+1}(1 - \delta) + rk_t + \frac{\phi}{2} \frac{I_t^2}{K_t^2} pj_t. \quad (24)$$

The interpretation of the above equation is as follows. On the left hand-side pk_t is the value of one unit of capital at time t . What is left of this unit of capital after depreciation is worth in the next period $pk_{t+1}(1 - \delta)$ and the rental revenues in period t are equal to rk_t . The last term is related to the reduction in adjustment costs - increase in investment in period t reduces adjustment costs for all units of capital. Therefore the price pk_t has to include that adjustment premium.

3.6 Imports and the Armington good.

We assume that the demand for imports is driven by a multilevel structure of preferences. We impose an Armington assumption, i.e. we assume that imports are imperfect substitutes to domestically produced goods and at the same time imports are differentiated by the region of origin (original text is Armington (1969), more on the subject can be found in e.g. Francois and Reinert, 1997). The Armington composite is produced according to the following CES function:

$$X_{i,t} = [\alpha_i^X IM_{i,t}^{\frac{\sigma_i^X - 1}{\sigma_i^X}} + (1 - \alpha_i^X) XDD_{i,t}^{\frac{\sigma_i^X - 1}{\sigma_i^X}}]^{\frac{\sigma_i^X}{\sigma_i^X - 1}}, \quad i \in SEC, t \in T,$$

where α_i^X is the share of imports in the total domestic demand, σ_i^X is the substitution elasticity, $IM_{i,t}$ are the total imports of goods produced by industry i .

Imports are differentiated by origin according to the following CES function:

$$IM_{i,t} = \left(\sum_{f \in INSTF} \alpha_{i,f}^{IM} (am_{i,f,t} IMM_{i,f,t})^{\frac{\sigma_i^{IM} - 1}{\sigma_i^{IM}}} \right)^{\frac{\sigma_i^{IM}}{\sigma_i^{IM} - 1}}, \quad i \in SEC, t \in T,$$

where $\alpha_{i,f}^{IM}$ is the share of imports from source f in the total imports of sector i goods and $am_{i,f,t}$ is the import augmenting technical change. If $am_{i,f,t}$ goes up, less of $IMM_{i,f,t}$ is required to build a unit of the imports composite $IM_{i,t}$. Therefore, the price of $IMM_{i,f,t}$ goes down and so does the price of $IM_{i,t}$.

The zero profit condition for the composite Armington goods is given by:

$$px_{i,t} = [\alpha_i^X pim_{i,t}^{1 - \sigma_i^X} + (1 - \alpha_i^X) pxd_{i,t}^{1 - \sigma_i^X}]^{\frac{1}{1 - \sigma_i^X}}, \quad i \in SEC, t \in T.$$

Zero profit condition for each of the import composites is given by:

$$pim_{i,t} = \left[\sum_{f \in INSTF} \alpha_{i,f}^{IM} \left((1 + tariff_{i,f,t}) \frac{pfx_{f,t}}{am_{i,f,t}} \right)^{1-\sigma_i^{IM}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i^{IM}}}, \quad i \in SEC, t \in T,$$

where $pfx_{f,t}$ is the overall price level in partner country f .

The demand for imports can be derived from the CES utility function and has the following nested form:

$$IMM_{i,f,t} = \alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t} (1 + tariff_{i,f,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}}, \quad i \in SEC, f \in INSTF, t \in T,$$

where $tariff_{i,f,t}$ is an import tariff levied on good i from partner country f .

The demand for domestic output is given by:

$$XDD_{i,t}^D = \alpha_i^X X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pxdd_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X}, \quad i \in SEC, t \in T$$

3.7 Technology spillover

We assume that involvement in international trade generates productivity improvements due to spillovers of knowledge. We assume that these productivity improvements are proportional to the openness ratio given by the ratio of the total volume of trade to GDP:

$$\begin{aligned} tsp_{i,t} = & \alpha_i^{TSP} / tsp_0 \left(\sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\gamma_{i,f}^E \gamma_i^{XD} XD \left(\frac{pe_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}} \left(\frac{ax_{i,f,t} pfx_{f,t}}{pe_{i,t}} \right)^{\eta_i^E} \right) \right. \\ & \left. + \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t} (1 + tariff_{i,f,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) \right) / GDP_t, \end{aligned}$$

where α^{TSP} is the elasticity of the technical progress with respect to changes in the openness ratio and tsp_0 is the normalizing factor assuring that the spillover is zero in the benchmark equilibrium. The spillover parameter enters the labor supply equations of the households.

3.8 The government

The government is raising revenue through output, factor and income taxes, import tariffs and foreign transfers. The government purchases goods and services, subsidizes output and transfers funds to other institutions. The aggregate of government consumption is of the Cobb-Douglas form:

$$WG_t = \prod_{i \in SEC} CG_{i,t}^{\alpha_i^G}, \quad t \in T, \quad (25)$$

where α_i^G is the share of sector i in total government consumption. The demand for total government consumption is given by a simple budget constraint:

$$WG_t p w g_t = MG_t, \quad t \in T, \quad (26)$$

where $p w g_t$ is the price index of government consumption and MG_t is the government income. The price index $p w g_t$ is given by:

$$p w g_t = \prod_{i \in SEC} p x_{i,t}^{\alpha_i^G}, \quad t \in T, \quad (27)$$

and the government demand for the good i is given by:

$$CG_{i,t} = \alpha_i^G WG_t \frac{p w g_t}{p x_{i,t}}, \quad i \in SEC, t \in T,$$

The government income in period t is given by the sum of all tax revenues together with net transfers. The government budget has to balance each period, so the gap between the revenues and expenditures is financed by a lump-sum tax from the households ($GDEF_t$). All the components of the government income are given below.

$$\begin{aligned}
MG_t = & \sum_{i \in SEC} ((tsec_{i,t} - subs_{i,t}) X D_{i,t} p x d_{i,t}) && \text{output tax and subsidies} \\
& + \sum_{i \in SEC} (tfac_{K,t} K_{i,t}^D r k_t + \sum_{l \in FAC_L} tfac_{l,t} L_{l,i,t}^D w_{l,t}) && \text{factor taxes} \\
& + \sum_{h \in INSTH} INCTAX_{h,t} && \text{income taxes} \\
& + \sum_{i \in SEC} \sum_{f \in INSTF} (tariff_{i,f,t} IM_{i,f,t} p f x_{f,t}) && \text{import tariffs} \\
& + \sum_{k \in INST} (TRANS_{k,G,t} - TRANS_{G,INST,t}) && \text{transfers} \\
& + GDEF_t && \text{government deficit}
\end{aligned} \quad (28)$$

The WG_t is chosen exogeneously as a share of real GDP :

$$WG_t / GDP_t = \alpha_t^{WG}, \quad t \in T. \quad (29)$$

3.9 Consumer households

Consumers are assumed to maximize their lifetime utility subject to intertemporal budget constraint. They derive utility from the consumption of physical goods and services and leisure. They have perfect foresight concerning the future path of consumption. The utility function of consumer h is of the CEIS (constant elasticity of intertemporal substitution) form:

$$U_h = \left(\sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t W_{h,t}^{\frac{\sigma_h^u-1}{\sigma_h^u}} \right)^{\frac{\sigma_h^u}{\sigma_h^u-1}} \quad h \in INSTH,$$

where $W_{h,t}$ is the so-called period utility (or a consumption aggregate) in period t consumed by household h , ρ is a discount parameter, and σ_h^u is the elasticity of intertemporal substitution.

Period utility is a CES function of goods and leisure consumption:

$$W_{h,t} = \left(\alpha_h^W WW_{h,t}^{\frac{\sigma_h^W-1}{\sigma_h^W}} + (1 - \alpha_h^W) WL_{h,t}^{\frac{\sigma_h^W-1}{\sigma_h^W}} \right)^{\frac{\sigma_h^W}{\sigma_h^W-1}}, \quad h \in INSTH, t \in T,$$

where α_h^W is the share of goods consumption in the total utility of consumers, $WW_{h,t}$ is the aggregate consumption of goods and services and $WL_{h,t}$ is the aggregate of utility derived from consumption of all types of leisure. On the lowest level of preferences, goods coming from different sectors are aggregated by a CES sub-utility function:

$$WW_{h,t} = \left(\sum_{i \in SEC} \alpha_{i,h}^{WW} C_{i,h,t}^{\frac{\sigma_h^{WW}-1}{\sigma_h^{WW}}} \right)^{\frac{\sigma_h^{WW}}{\sigma_h^{WW}-1}}, \quad h \in INSTH, t \in T,$$

where $C_{i,h,t}$ is the consumption of goods from sector i , by household h , $\alpha_{i,h}^{WW}$ is the share of sector i in the total goods and services consumption by household h and σ_h^{WW} is the elasticity of substitution parameter.

The sub-utility from leisure is given by the following CES aggregate:

$$WL_{h,t} = \left(\sum_{l \in FACL} \alpha_{l,h}^{WL} LEIS_{l,h,t}^{\frac{\sigma_h^{WL}-1}{\sigma_h^{WL}}} \right)^{\frac{\sigma_h^{WL}}{\sigma_h^{WL}-1}} \quad h \in INSTH, t \in T,$$

where $LEIS_{l,h,t}$ is the consumption of leisure of type l by household h , $\alpha_{l,h}^{WL}$ is the share of leisure type l in total leisure consumed and σ_h^{WL} is the elasticity parameter.

The household derives income from factors of production and transfers from other institutions. Households transfer funds to other institutions and pay income taxes. The budget constraint is:

$$\begin{aligned}
M_h = & pk_0 K_{h,0} \\
& + \sum_{t=0}^{\infty} \left(\sum_{l \in FACL} w_{l,t} L_{h,t}^E + rp_t rk_t K_{h,t} \right. \\
& \left. + \sum_{k \in INST} TRANS_{h,k,t} - \sum_{k \in INST} TRANS_{k,h,t} - INCTAX_{h,t} - GDEF_t \right), h \in INSTH
\end{aligned}$$

where M_h is the lifetime income, $K_{h,0}$ is the capital stock at time 0 owned by household h , pk_0 is the price of capital at time 0, $w_{l,t}$ is the wage of labor type h , $L_{h,t}^E$ is the endowment of labor type l of household h , $rp_t rk_t K_{h,t}$ are the household revenues from the risk premium, $TRANS_{h,k,t}$ are the nominal transfers from institution h to institution k and $INCTAX_{h,t}$ are the income taxes.

There are two issues that require further explanation. In a competitive equilibrium with perfect foresight, $pk_0 K_{h,0}$ captures the stream of all future capital income. This formulation is more convenient in a setting with capital adjustment costs, because otherwise the lifetime income constraint would have to include the adjustment costs. The second issue is related to the fact that the lifetime income includes not only the labor income but the total valuation of labor endowment at the market wage rate. This is due to the fact that as households derive utility from leisure, they value it at market (best alternative use) price. Therefore, given the total value of time endowment, households decide whether to “buy” some leisure or to exchange it for some consumer goods.

Since it is infeasible to solve the model for the infinite number of periods, the model is solved for a finite number of periods and a terminal constraint is imposed on the last period in order for the agents to behave in a consistent fashion towards the end of the time horizon. If T is the last period of the time horizon, the income up to time T would have to be adjusted by the value of capital stock at time T , otherwise the households will be inclined to turn all the capital into consumption and disinvest. Therefore, the adjusted lifetime income is of the form:

$$\begin{aligned}
M_h = & pk_0 K_{h,0} - pk_T K_{h,T} \\
& + \sum_{t=0}^T \left(\sum_{l \in FACL} w_{l,t} L_{h,t}^E + rp_t rk_t K_{h,t} \right. \\
& \left. + \sum_{k \in INST} TRANS_{h,k,t} - \sum_{k \in INST} TRANS_{k,h,t} - INCTAX_{h,t} - GDEF_t \right). h \in INSTH
\end{aligned}$$

Income tax is determined by looking at the period income of the household:

$$INCTAX_{h,t} = inctax_{h,t}((1 + r p_t) r k_t K_{h,t} + \sum_{l \in FAC L} w_{l,t} L_{h,t}^E + \sum_{k \in INST} TRANS_{h,k,t} - \sum_{k \in INST} TRANS_{k,h,t}),$$

$$h \in INSTH, t \in T,$$

where $inctax_{h,t}$ is the (period) income tax rate.

The household shares in the total capital stocks are determined exogeneously:

$$K_{h,t} = \alpha_h^K K_t, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (30)$$

At the top level of preferences utility is assumed to have an elasticity of one w.r.t. income:

$$M_h = U_h p u_h, \quad h \in INSTH$$

where $p u_h$ is the intertemporal price index of household h consumption. This price index is due to the CEIS aggregate:

$$p u_h = \left(\sum \left(\frac{1}{1+r} \right)_{t \in T} (p w_{h,t})^{1-\sigma_h^U} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^U}}, \quad h \in INSTH \quad (31)$$

where $p w_{i,h,t}$ is the period t consumer price index of household h . Demand for period t consumption by household h is given by:

$$W_{h,t} = U_h \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^t \left(\frac{p u_h}{p w_{h,t}} \right)^{\sigma_h^U}, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (32)$$

The consumer price index is a composite of the price indices of leisure and consumption:

$$p w_{h,t} = \left(\alpha_h^W p w_{h,t}^{1-\sigma_h^W} + (1 - \alpha_h^W) p w l_{h,t}^{1-\sigma_h^W} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^W}}, \quad h \in INSTH, t \in T, \quad (33)$$

Demands for each of the components is given by:

$$W W_{h,t} = \alpha_h^W W_{h,t} \left(\frac{p w_{h,t}}{p w w_{h,t}} \right)^{\sigma_h^W}, \quad h \in INSTH, t \in T,$$

and

$$W L_{h,t} = \alpha_h^W W_{h,t} \left(\frac{p w_{h,t}}{p w l_{h,t}} \right)^{\sigma_h^W}, \quad h \in INSTH, t \in T.$$

The $pwd_{h,t}$, the consumer price index derived from consumption of goods and services and $pwl_{h,t}$ the consumer price index derived from leisure are given by:

$$pwd_{h,t} = \left(\sum_{i \in SEC} \alpha_{i,h}^{WW} C_{i,h,t}^{1-\sigma_h^{WW}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^{WW}}}, \quad h \in INSTH, t \in T, \quad (34)$$

and

$$pwl_{h,t} = \left(\sum_{l \in FACL} \alpha_{l,h}^{WL} LEIS_{l,h,t}^{1-\sigma_h^{WL}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^{WL}}}, \quad h \in INSTH, t \in T, \quad (35)$$

The household demand for sector i goods is then given by:

$$C_{i,h,t} = \alpha_{i,h}^{WW} WW_{h,t} \left(\frac{pwd_{h,t}}{px_{i,t}} \right)^{\sigma_h^{WW}}, \quad i \in SEC, h \in INSTH, t \in T, \quad (36)$$

The household h factor supply is:

$$FACSUP_{l,h,t} = ENDOW_{l,h,t}(1+tspt+tpl_t) - \alpha_{l,h}^{WL} WL_{h,t} \left(\frac{pwl_{h,t}}{w_{l,t}} \right)^{\sigma_h^{WL}}, \quad l \in FACL, h \in INSTH, t \in T,$$

where $FACSUP_{l,h,t}$ is the factor supply of labor type l , the $ENDOW_{l,h,t}$ is the labor endowment of type l of household h and the last component is the leisure demand at the going market wage $w_{l,t}$. tpl_t is the labor type-specific technical progress, $tspt$ is the economy wide knowledge-spillover driven labor augmenting technical progress.

3.10 Transfers

Transfers are exogeneously determined as shares of GDP:

$$TRANS_{k,h,t} = \alpha_{k,h,t}^{TRANS} GDP_t, \quad k, h \in INST, t \in T. \quad (37)$$

3.11 The market clearing

The model is completed with four major market clearing conditions:

1. Market clearing conditions for domestic output
2. Market clearing for the composite Armington good.
3. Market clearing for labor

4. Market clearing for capital

5. International balance.

Market clearing for domestic output The domestic supply has to equal to the demand generated by the Armington composite:

$$\alpha_i^X X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pxdd_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} = (1 - \gamma_i^{XD}) XD \left(\frac{pxdd_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}}, \quad i \in SEC, t \in T. \quad (38)$$

Market clearing for the composite Armington good The demand for Armington goods includes the intermediate use, household consumption demand and investment demand components. Any demanded quantity will be supplied at the given foreign price:

$$\begin{aligned} X_{i,t} &= \sum_{h \in INSTH} \left(\alpha_{i,h}^{WW} WW_{h,t} \left(\frac{pww_{h,t}}{px_{i,t}} \right)^{\sigma_h^{WW}} \right) && \text{household demand} \\ &+ \alpha_i^G WG_t \frac{pww_{i,t}}{px_{i,t}} && \text{government demand} \\ &+ \sum_{j \in SEC} \left(\alpha_{i,j,t}^{XD} XD_{j,t} \right) && \text{intermediate demand} \\ &+ \alpha_i^J J_t \frac{pj_t}{px_{i,t}} && \text{investment demand} \end{aligned} \quad (39)$$

Market clearing for labor Labor supply has to equal total labor demand in the economy:

$$\sum_{h \in INSTH} FACSUP_{h,l,t} = \sum_{i \in SEC} \left[\alpha_{K,i,t}^{VA} VA_{i,t} \left(\frac{pva_{i,t}}{w_{l,t}(1 + tfac_{l,i,t})} \right)^{\sigma_i^{VA}} \right], \quad l \in FACL, t \in T. \quad (40)$$

Market clearing for capital Capital stock at time t has to equal to the total demand by the industry:

$$K_{i,t} = \sum_{i \in SEC} \left[\alpha_{K,i,t}^{VA} VA_{i,t} \left(\frac{pva_{i,t}}{rk_t(1 + tfac_{K,i,t} + rp_t)} \right)^{\sigma_i^{VA}} \right], \quad t \in T. \quad (41)$$

International balance We assume that the international external account of the economy has to balance intertemporally. Therefore the net sum of all international payments over all the periods has to be equal to zero. It may, however, deviate from zero in any of the periods to allow for international borrowing. Therefore the following condition has to be satisfied:

$$\begin{aligned}
& \sum_{t \in T} \sum_{i \in SEC} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t}(1+tari_{f,i,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) && \text{imports} \\
+ & \sum_{t \in T} \sum_{k \in INST} TRANS_{k,f,t} && \text{outgoing transfers} \\
= & && \\
+ & \sum_{t \in T} \sum_{i \in SEC} \left(\gamma_{i,f}^E \gamma_i^{XD} XD \left(\frac{pe_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}} \left(\frac{ax_{i,f,t} pfx_{f,t}}{pe_{i,t}} \right)^{\eta_i^E} \right) && \text{exports} \\
& \sum_{t \in T} \sum_{i \in SEC} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t}(1+tari_{f,i,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) && \text{incoming transfers}
\end{aligned} \tag{42}$$

3.12 Determination of GDP

Real GDP is the sum of all demand components:

$$\begin{aligned}
GDP_t = & \sum_{h \in INSTH} \left(\alpha_{i,h}^{WW} WW_{h,t} \left(\frac{pww_{h,t}}{px_{i,t}} \right)^{\sigma_h^{WW}} \right) && \text{private consumption} \\
+ & \sum_{i \in SEC} \alpha_i^J J_t \frac{pj_t}{px_{i,t}} && \text{investment demand} \\
+ & \sum_{i \in SEC} \alpha_i^G W G_t \frac{pwg_t}{px_{i,t}} && \text{government demand} \\
+ & \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\gamma_{i,f}^E \gamma_i^{XD} XD \left(\frac{pe_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}} \left(\frac{ax_{i,f,t} pfx_{f,t}}{pe_{i,t}} \right)^{\eta_i^E} \right) && \text{exports} \\
- & \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t}(1+tari_{f,i,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) && \text{imports}
\end{aligned} \tag{43}$$

Nominal GDP is calculated from the production side:

$$\begin{aligned}
NGDP_T = & \sum_{i \in SEC} VA_{i,t} pva_{i,t} && \text{value added} \\
+ & \sum_{i \in SEC} (tsec_{i,t} - subs_{i,t}) pxd_{i,t} XD_{i,t} && \text{output taxes} \\
+ & \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} tari_{f,i,t} pfx_{f,t} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t}(1+tari_{f,i,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) && \text{import tariffs}
\end{aligned}$$

3.13 Terminal conditions

In order to make sure that the model behaves in a fashion consistent with the infinite horizon, a restriction has to be imposed on the model to assure the non-zero capital accumulation beyond the (finite) horizon of the computation model. Following Bohringer et al. (1997) and Lau et al. (2002) we impose the following terminal condition:

$$\frac{J_T}{J_{T-1}} = \frac{K_T}{K_{T-1}}.$$

The above condition assures that the growth rate of all the variables in the terminal period is equal to the steady state growth rate.

4 Data

Our model is based on a social accounting matrix that was developed under a joint project implemented by the National Bank of Poland, the Ministry of Finance, the Ministry of Economy and Labor and the World Bank (details are documented in Gradzewicz, Griffin, and Zolkiewski (2006)). The SAM matrix was updated and modified using data from i.a.:

- national accounts statistics by institutional sectors and sub-sectors for 2005
- foreign trade statistics (disaggregation EU into euro zone and the rest of EU)
- actual and projected (based on MF, 2007) GDP growth rates up until 2008.

SAM was aggregated/disaggregated to the needs of the dynamic model into:

- 4 production sectors: agriculture, industry, market services, non-market services
- 4 primary factors: 3 types of labor and capital
- domestic institutions: 2 household types: poor and non-poor, government, firms
- investment/savings
- foreign institutions: euro zone, rest of EU and rest of the world
- taxes levied on factors, income and consumption

5 Steady state and calibration

In the steady state all the variables grow at the exogeneous rate g which corresponds to the growth of labor productivity. Along a balanced growth path with growth rate g and depreciation rate δ , the following condition has to be true:

$$I_{SS} = (g + \delta)K_{SS}. \quad (44)$$

The marginal cost of investment equals in this case $1 + \phi(g + \delta)$, because for each additional unit of capital, investors have to invest one unit plus $\phi(g + \delta)$ to cover adjustment costs. Therefore in the steady state, the base year capital price is $pk_{SS} = (1 + r)[1 + \phi(g + \sigma)]$. An increase in the stock of capital decreases the cost of investment. The marginal impact of an increase of the stock of capital on the cost of investment is therefore: $\frac{\partial J}{\partial K} = -\frac{\phi I^2}{2K^2}$ (obtained by differentiation of equation

20). Substituting the equation (44), we obtain the investment premium equal to $\frac{\phi(g+\delta)^2}{2}$. Therefore, equation (24) becomes in the steady state:

$$pk_{SS} = rk_{SS} + \frac{\phi(g+\delta)^2}{2} + (1-\delta)\frac{pk_{SS}}{1+r},$$

which reduces to:

$$rk_{SS} = \delta + r + \phi(g+\delta)(r + (\delta - g)/2),$$

which defines the **long run cost of capital services** as a function of depreciation, real interest rate and the installation costs of capital.

The definition of J_{ss} is:

$$J_{SS} = I_{SS}(1 + \phi I_{SS}/(2K_{SS}))$$

The steady state volumes of J and $rk_{ss}K_{ss}$ at time zero have to correspond to the respective values in the SAM. The parameters δ , g , ϕ and r have to be chosen exogeneously. We choose depreciation δ to be 0.067, which is consistent with other CGE and DSGE studies on the Polish economy (e.g. Gradzewicz, Griffin, and Zolkiewski, 2006 or Gradzewicz and Makarski, 2008), g , the long run growth rate of labour productivity in the economy, at the level of 0.04, which is roughly in line with the NBP projections of potential growth and ϕ , the adjustment cost parameter, at the level of 0.8 which seems a reasonable choice based on the literature. The parameter r is chosen so that the capital and investment steady state values correspond with the SAM.

Once the steady state growth path is calibrated, the rest of the parameters of the model has to be chosen, so that the model in equilibrium replicates the SAM in the first period. All the equations in the model are expressed in the so-called *calibrated share form* which limits the number of the share parameters that have to be computed. More on this formulation of the model can be found in Rutherford (1998). For example, the zero profit condition for the output of the firm can be rewritten as:

$$XD0_i p x d_{i,t}^{1+\eta_i^{XD}} = E0_i p e_{i,t}^{1+\eta_i^{XD}} + XDD0_i p x d d_{i,t}^{1+\eta_i^{XD}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (45)$$

where $XD0_i$ is the value of final output of good i taken directly from the sum and $E0_i$ and $XDD0_i$ are the value of exports and domestic outputs of i respectively. In that way, all share parameters are replaced by direct substitution of the value of the respective flow in the base period SAM. Moreover,

all equations are normalized, so that the equilibrium volumes of all variables are equal to 1 in the first period and they grow at the rate of g in the subsequent period and all the prices are normalized at 1 in the first period and $\frac{1}{(1+r)^t}$ in the subsequent periods.

The spillover parameter (α_i^{TSP}) was chosen at the level of 0.15. Therefore, one percent increase in the openness of the economy is making labor 0.15 percent more productive. The choice of that level of knowledge spillovers is motivated by the empirical work by Madsen (2005) who estimates the elasticity of productivity to the changes of the imports of knowledge at the level ranging of 0.15. Madsen (2007) later work leads to an elasticity ranging from 0.05 to 0.35. Diao, Rattso, and Stokke (2005) set the spillover parameter at the level of 0.3 in their study for Thailand, where the technology gap with its trade partners may be believed to be considerably higher. Our choice of the spillover parameter is therefore roughly in the middle of the range provided by the literature. The provided sensitivity analysis checks robustness of results to the choice of this parameter. It has to be emphasized here, that our formulation of the technology spillovers is consistent with the balanced growth path of the economy, as technology spillovers only affect the transition path and not the steady-state growth rate.

The SAM does not provide information on the labor endowments of households, nor gives any information on the consumption of leisure. The data on the utilization of time endowment comes from Gradzewicz et al. Gradzewicz, Griffin, and Zolkiewski, 2006 and was used in the construction of the static general equilibrium model of the National Bank of Poland. Similarly, all the elasticities used for the POLDYN model are based either on the Gradzewicz et al. (supply elasticities, factor substitution elasticities) or taken from the data published on the Center for Global Trade Analysis (GTAP) website.

6 Simulation scenarios

Our simulation scenarios look directly on two channels of possible effects of the Euro accession of Poland. We assume that the accession to the euro zone takes place in the 5th period of the simulation, where the 1st period of the simulation correspond to the period when the decision is taken and agents form their beliefs. We define three simple scenarios:

- Scenario A - the risk premium goes down by 1pp. This is based on the analysis of the difference between the Polish and euro zone long term bond interest rate. The change is introduced gradually, as the risk premium is expected to fall before the actual accession (see Reininger and Walko (2005) for the experience of other Euro acceding countries) and fully realizes in the fifth period of the simulation.

- Scenario B - the *iceberg* costs of trade fall. We base our scenario on the claim by Bukowski, Dyrda, and Kowal (2008) who estimates the transaction costs to amount to 2-3% of the value of trade. We assume that the decrease in the transaction costs amounts to 2% of the value of trade with the eurozone but also, due to other effects such as better price transparency and elimination of the currency risk, there is additional effect of 1% that affects both the trade with the eurozone and the rest of the world.
- Scenario AB - combined scenarios A and B.

7 Simulation results

Table 1 shows the simulated **GDP changes** amounting to around 7.5% increase in its level with respect to the benchmark scenario (without monetary integration) in the long run. GDP slightly drops below the benchmark growth rate in the first period and rises after that. The breakdown of long-run changes is as follows: 4.1pp. of the increase is attributed to the risk premium elimination, while the remainder is attributed to the lowering of trade and transaction costs (note that these percentages given in scenario A and B does not necessarily sum up to the results given in the AB scenario due to the nonlinear nature of the model). The shocks imposed on the model lead to a considerable structural change in the economy. The breakdown of the basic macroeconomic variables is given in table 1. All the GDP components are pictured in figure 4. Most of the shocks are realized in the 5th period of the simulation and this is where most of the changes are concentrated.

The major growth driver of the model is **investment**. It increases in a rather spectacular fashion by around 20% in the periods 3 and 4 to stay at the level higher by 12.6% than the baseline scenario in the long run. A large proportion (8.8pp.) is attributed to the change in the risk premium, while the trade creation scenario alone generates around 3.5pp. of investment increase in the long run. The lowering of the risk premia leads immediately to a lower cost of capital services for firms, which causes larger demand for capital services in all periods. Since capital stock cannot be imported, it has to be built through the increased level of investment. With the perfect foresight of consumers, given the new path of relative prices, most of the extra savings are done in the initial period. The trade creation scenario is also capital-enhancing. Since international borrowing is possible, with diminishing trade costs, it is cheaper to import investment goods in the first periods, in order to build up capital and repay the loans later in time with exports.

Figure 4: GDP components. AB scenario.

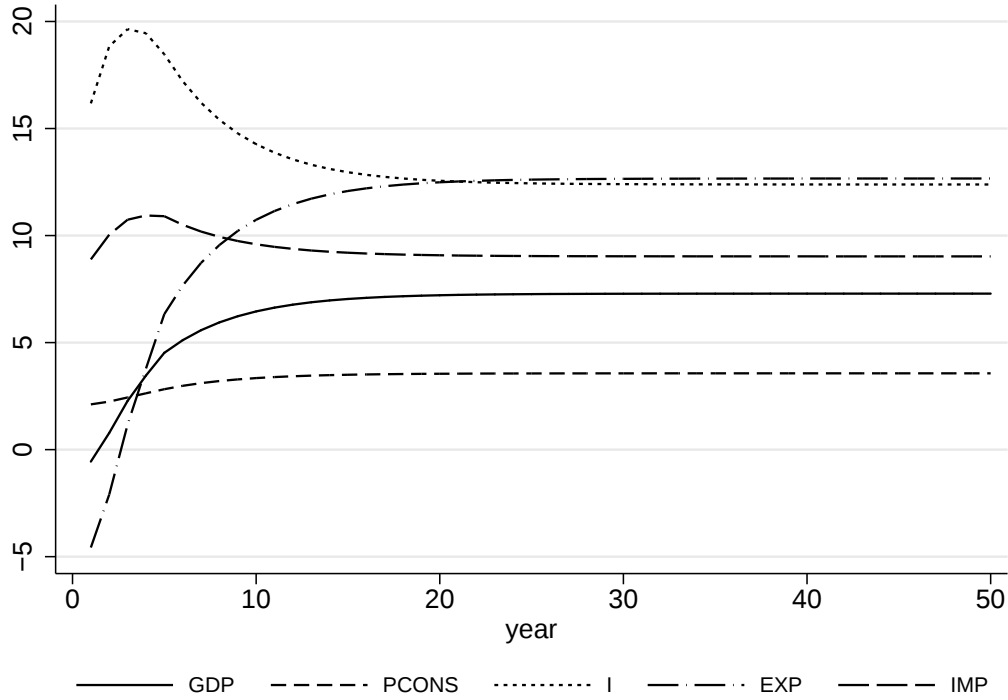


Table 1: Basic macro variables

Variable	Scenario	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
GDP	AB	-0.50	0.88	2.43	3.64	4.73	6.66	7.45	7.48
	A	-0.22	0.54	1.24	1.85	2.34	3.60	4.13	4.14
	B	-0.31	0.31	1.14	1.73	2.30	2.95	3.22	3.22
Private consumption	AB	2.25	2.39	2.59	2.79	2.98	3.51	3.73	3.73
	A	0.34	0.44	0.59	0.73	0.87	1.23	1.37	1.38
	B	1.91	1.94	1.98	2.03	2.09	2.26	2.33	2.34
Investment	AB	16.54	19.23	20.05	19.83	18.82	14.49	12.63	12.58
	A	12.89	14.56	14.43	13.92	12.85	10.04	8.82	8.79
	B	3.40	4.32	5.17	5.42	5.48	4.10	3.52	3.50
Government consumption	AB	-0.50	0.89	2.43	3.64	4.73	6.66	7.46	7.48
	A	-0.22	0.54	1.24	1.85	2.34	3.60	4.13	4.14
	B	-0.31	0.31	1.14	1.73	2.30	2.95	3.22	3.22
Imports	AB	9.13	10.28	10.98	11.17	11.13	9.78	9.22	9.21
	A	4.72	5.22	5.15	4.97	4.63	3.74	3.37	3.35
	B	4.19	4.81	5.56	5.92	6.23	5.81	5.63	5.63
Exports	AB	-4.64	-2.08	1.28	3.96	6.55	10.97	12.83	12.88
	A	-3.25	-2.13	-0.80	0.41	1.51	4.36	5.57	5.61
	B	-1.50	-0.04	2.00	3.44	4.90	6.36	6.97	6.99
Capital stock	AB	0.00	1.70	3.51	5.21	6.71	10.81	12.53	12.58
	A	0.00	1.33	2.69	3.90	4.93	7.61	8.75	8.79
	B	0.00	0.35	0.76	1.21	1.65	2.94	3.48	3.50
Employment	AB	-1.96	-1.19	-0.39	0.21	0.73	1.56	1.91	1.91
	A	-0.38	0.04	0.38	0.67	0.88	1.43	1.67	1.67
	B	-1.62	-1.26	-0.79	-0.47	-0.16	0.12	0.24	0.25
Current account(*)	AB	-5.21	-4.61	-3.57	-2.63	-1.66	0.41	1.25	1.27
	A	-3.00	-2.75	-2.21	-1.68	-1.14	0.22	0.79	0.81
	B	-2.15	-1.83	-1.33	-0.93	-0.50	0.19	0.48	0.49

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels.

(*) current account in percentage of GDP deviations from benchmark.

Both scenarios are trade improving in the long run. In the AB scenario, **imports** increase by over 9% and **exports** by almost 13%. The trade creation scenario contributes slightly more to both imports and exports increase. The increase in imports is caused directly by lowered trade costs and indirectly, through increasing domestic investment demand. Since the small open economy cannot affect the world prices, with booming domestic demand it is cheaper to import. The surge in imports in the first ten periods is quite substantial (over 11% in the 5th period), and leads to a short term decrease of domestic output. Exports also go down in the initial period, as the demand shifts towards investment, but pick up already in the 3rd period and steadily grow after that, to reach their long run level. The surge in imports and the temporary decrease in exports leads to a deterioration of current account in the initial periods of the run, while in the long run it is expected that the structural change of the economy will lead to a current account surplus. The effect of trade creation on output is less pronounced than on GDP, due to increased import penetration and increasing share of imports in intermediate consumption.

The initial drop in output due to a temporary import substitution leads to a short run drop of employment of about 2%. **Employment** picks up with exports and is expected to be higher by around 2% in the long run. There is, however, a considerable shift towards capital. Due to continuing high rate of investment, the stock of capital is expected to increase by almost 13% with respect to the baseline. Most of this change can be attributed to the change in the risk premium but it is also due to increasing labor productivity.

The total **welfare gain** from the two experiments amounts to 2% of the value of GDP in each period. This is calculated as equivalent variation, i.e. it is to be interpreted as the minimum transfer to the household that would make them as well-off in the absence of monetary integration as in the situation with the monetary integration. In other words, it is the consumer valuation on the joining the euro zone. This corresponds to increasing each period goods and leisure consumption by 1.1% and 1.8% for, respectively, poor and non-poor households. The reason for the gain being larger for the poorer households is that their capital earnings are lower than in the case of non-poor households and they loose less revenues from the risk premium (risk premium revenue is proportional to the share of ownership of the capital stock). At the same time, the demand for unskilled labor grows at a slower pace than other types of labor and therefore the poor households leisure consumption and thus welfare is higher than in the case of non-poor households.

The details on the **household** situation are given in table 2. Due to increased import competition and lower capital costs in the long run the prices of consumption bundles (relative to the GDP deflator) for both households go down by roughly 0.5%. At the same time, incomes of both households go up

Table 2: Households. AB scenario.
Household consumption

Household	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
Non-poor	2.19	2.32	2.52	2.72	2.91	3.44	3.66	3.67
Poor	3.06	3.20	3.41	3.61	3.81	4.29	4.49	4.50
Labor supply								
Non-poor	-1.75	-1.01	-0.23	0.36	0.86	1.67	2.00	2.01
Poor	-5.02	-3.92	-2.78	-1.93	-1.19	-0.03	0.45	0.46
Consumption prices								
Non-poor	-0.15	-0.19	-0.23	-0.28	-0.33	-0.49	-0.56	-0.56
Poor	-0.33	-0.38	-0.43	-0.47	-0.51	-0.57	-0.60	-0.60
Household income								
Non-poor	-0.60	0.70	2.13	3.25	4.26	6.04	6.78	6.80
Poor	-2.16	-0.62	1.09	2.43	3.62	5.73	6.60	6.63
Activity rate								
Non-poor	-0.57	-0.32	-0.07	0.11	0.28	0.54	0.65	0.65
Poor	-1.20	-0.93	-0.66	-0.46	-0.28	-0.01	0.11	0.11

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels

by 6.6-6.8 percent in the long run. With the lifetime income going up, both households significantly increase their consumption (3.7-4.5% for non-poor and poor respectively).

Due to the initial drop in demand, both households supply less labor in the initial period, however, the non-poor households supply relatively more, in order to make up for the lost risk premium incomes. However, with the increase in output in the long run, the labor supply goes up and so does the activity rate. The change is not as pronounced as e.g. GDP and it is due to the shift of the economy towards capital due to increased investment and growing labor productivity.

The sectoral reaction to the shock seems to underline the importance of the increased import competition and the shift towards the capital intensive production mix. In the long run, market services are expected to experience the largest gain in output (6.3%), followed by non-market services (5.6%), manufacturing (5.3%) and agriculture (4.4%). The shift of the economy towards services stems from the fact, that they are less prone to import competition. The increased demand for non-market services is due to the fact that government consumption is following GDP and thus it creates some extra demand for non-market services. Even though services experience a large percentage increase in imports, the share of imports in demand is rather low and it does not have a significant impact on the level of output, whereas in agriculture and manufacturing, import penetration is considerably high, and the initial surge in imports affects output negatively. On the export side, the largest percentage changes are expected for market services (almost 14%), but due to the shares in total exports, it is obviously manufacturing that contributes to exports in the long run (12.5% increase compared to the benchmark).

Table 3: Output, exports and imports. AB scenario.

Output								
Sector	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
Agriculture	-1.89	-0.98	0.00	0.87	1.65	3.57	4.36	4.38
Manufacturing	-3.30	-1.85	-0.30	0.96	2.08	4.35	5.29	5.32
Market services	0.05	1.06	2.08	2.97	3.74	5.57	6.33	6.35
Non-market services	0.06	1.03	2.10	2.93	3.67	5.01	5.56	5.57
Imports								
Agriculture	5.14	6.12	7.09	7.59	8.01	7.65	7.51	7.51
Manufacturing	9.52	10.72	11.42	11.61	11.54	10.15	9.58	9.57
Market services	6.39	7.12	7.71	7.84	7.88	6.54	5.99	5.98
Non-market services	6.56	8.32	10.25	11.61	12.80	14.13	14.69	14.70
Exports								
Agriculture	-3.62	-1.71	0.80	2.92	4.97	9.06	10.77	10.82
Manufacturing	-6.04	-3.27	0.42	3.29	6.11	10.57	12.45	12.50
Market services	-1.51	0.63	3.30	5.55	7.68	12.07	13.91	13.96
Non-market services	-2.38	-0.99	0.89	2.22	3.52	4.96	5.55	5.56
Employment								
Agriculture	-2.00	-1.20	-0.33	0.42	1.09	2.65	3.30	3.32
Manufacturing	-3.58	-2.37	-1.09	-0.12	0.73	2.16	2.75	2.77
Market services	-0.59	-0.12	0.32	0.57	0.76	0.75	0.75	0.76
Non-market services	-0.12	0.70	1.60	2.25	2.82	3.63	3.97	3.98

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels

Table 4 presents the changes in the factor markets. We can again observe the long run increase in the stock of capital and the corresponding decrease in the rental rate of capital. Note that this is the rental rate that does not include the risk premium. In the first periods, due to the removal of the risk premium, the demand for capital services goes up and the rental wage is pushed upwards. With the continuing investment, as capital becomes more abundant, the rental rate goes down and, in the long run, it is expected to remain at a level lower than in the benchmark. As capital stock goes up, the marginal product of labor increases, and so do the wages. In the long run, they are expected to go up by 7.6% in the case of low-skilled and high skilled labor and 6.8% in the case of the medium-skilled labor. Employment of all types of labor goes up, but the growth of employment of high skilled and medium skilled labor is slightly higher than in the case of low-skilled labor.

8 Sensitivity analysis

We perform a simple sensitivity test with respect to the key parameters of the model. We run the AB scenario in 7 different parameter regimes: in scenario SPILL00 we switch off the international productivity spillover feature of the model completely by setting the α^{TSP} parameter to 0. In the scenario SPILL03, we increase the parameter to 0.3 (0.15 in the base scenario). We investigate the

Table 4: Factor market. AB scenario.
Factor supply

Sector	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
Low skilled	-1.85	-1.20	-0.52	0.00	0.44	1.19	1.50	1.51
Medium skilled	-2.21	-1.38	-0.52	0.13	0.69	1.58	1.96	1.97
High skilled	-1.28	-0.65	0.01	0.50	0.93	1.59	1.86	1.87
Capital	0.00	1.70	3.51	5.21	6.71	10.81	12.53	12.58
Factor wages								
Low skilled	1.01	2.01	3.16	4.12	5.00	6.80	7.55	7.57
Medium skilled	1.88	2.58	3.42	4.14	4.81	6.23	6.81	6.82
High skilled	1.55	2.47	3.53	4.42	5.23	6.89	7.56	7.58
Capital	2.36	2.89	4.74	4.57	4.52	0.91	-0.52	-0.56

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels

sensitivity to the choice of the parameters of the value added production function, by making the substitution between the factors of production more elastic (slightly inelastic in the base scenario). In the two subsequent scenarios, we look at the sensitivity to trade related elasticities; in SUPPLY_EL scenario we double the transformation elasticities between the domestic and foreign, and also between different foreign destinations and in IMPORT_EL, we double the import sourcing elasticities. In INTERT_EL, we increase the elasticity of intertemporal substitution to 1.1 (0.5 in the base scenario). In the last scenario (BOPCON) we run the model in a different international closure: we impose a restriction, that the current account plus net transfers have to be equal to zero each period (with no foreign savings change) with a equilibrating effect on the price of foreign exchange (real exchange rate).

In the first step, we analyze the sensitivity of the gross domestic product (table 5) with respect to different parameter changes. The largest deviation downwards is expected in the case of the BOPCON scenario, where the long run gain in GDP is only 6%. This clearly indicates the gains from the ability to borrow - the economy is able to reach a higher level of GDP in the long run. Switching off the international spillover portion of the model changes the simulated gain to 6.9%, while doubling it increases the simulated GDP gain to 8%. The most important change in upwards is when one increases the factor substitution elasticity beyond one. In that case, the simulated GDP gain amounts to 9%. Other changes in elasticity do not affect the results by more than 1pp.

The private consumption variable (table 6) seem to be quite resistant to parameter changes with one exception, the SPILL00 and SPILL03 scenarios. The international productivity spillover directly affects the productivity of labor and therefore the endowment of labor that the consumer can either supply or consume in the form of leisure. Therefore doubling the parameter increases the long run gain in consumption by 0.5pp. In the BOPCON scenario, we can observe the long run increase in

Table 5: Sensitivity analysis: GDP

Scenario	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
BASE	-0.50	0.88	2.43	3.64	4.73	6.66	7.45	7.48
SPILL00	-0.66	0.59	1.98	3.11	4.12	6.05	6.89	6.91
SPILL03	-0.32	1.21	2.90	4.19	5.35	7.26	8.02	8.04
PROD_EL	-0.44	1.10	2.79	4.12	5.33	7.72	8.95	9.00
SUPPLY_EL	-1.21	0.36	2.16	3.59	4.89	7.15	8.07	8.10
IMPORT_EL	-0.36	1.13	2.77	4.06	5.22	7.14	7.81	7.82
INTERT_EL	-0.83	0.61	2.21	3.48	4.62	6.67	7.55	7.58
BOPCON	1.80	2.49	3.28	3.85	4.40	5.27	5.97	6.05

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels.

Table 6: Sensitivity analysis: Private consumption

Scenario	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
BASE	2.25	2.39	2.59	2.79	2.98	3.51	3.73	3.73
SPILL00	1.84	1.96	2.14	2.33	2.51	3.01	3.23	3.24
SPILL03	2.67	2.82	3.03	3.25	3.46	4.01	4.22	4.23
PROD_EL	2.15	2.30	2.51	2.72	2.92	3.52	3.82	3.83
SUPPLY_EL	2.72	2.81	2.95	3.10	3.24	3.68	3.85	3.86
IMPORT_EL	2.63	2.78	2.99	3.19	3.38	3.83	3.98	3.99
INTERT_EL	2.59	2.61	2.72	2.85	3.00	3.48	3.68	3.68
BOPCON	-0.22	0.07	0.51	0.96	1.44	2.98	4.25	4.41

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels.

consumption of 4.4%, but consumption goes up at much slower pace. At the same time, given the lower capital stock, the marginal productivity of labor is lower. Therefore, the overall level of welfare is lower in the BOPCON scenario.

Similarly, investment (table 7) path is relatively stable, given the various choices of model parameters, the deviations from the base scenario usually do not exceed 1pp. with an exception of the scenario where the elasticity of factor substitution is over 1. Similarly, the growth of investment is considerably slower in the BOPCON scenario.

Tables 8, 9 and 10 in the appendix show the sensitivity analysis results for imports, exports and capital stock. Overall, it seems that the model performs quite well and the results are relatively stable. Reactions of the macroeconomic variables within the +/- 1-2pp. bounds seem reasonable, especially that the imposed changes in parameters were substantial. It is also seems reasonable to assume that results from presented simulations are subject to parameter uncertainty and that such bounds are admissible when thinking of the model accuracy.

Table 7: Sensitivity analysis: Investment

Scenario	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
BASE	16.54	19.23	20.05	19.83	18.82	14.49	12.63	12.58
SPILL00	15.47	18.07	18.85	18.69	17.75	13.82	12.05	11.99
SPILL03	17.68	20.44	21.27	20.99	19.89	15.15	13.21	13.16
PROD_EL	20.61	23.64	24.76	24.75	23.88	19.42	17.01	16.90
SUPPLY_EL	17.70	20.84	21.61	21.33	19.99	15.42	13.45	13.40
IMPORT_EL	17.94	20.77	21.70	21.39	20.29	14.97	13.06	13.02
INTERT_EL	15.68	18.71	19.80	19.77	18.88	14.63	12.72	12.67
BOPCON	7.98	9.94	11.82	12.79	13.59	12.49	11.49	11.36

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels.

9 Conclusions

We model monetary integration effects through savings in the trade related costs and through falling investment risk premia. Our simulations suggest that the long run GDP gain from the euro accession amounts to 7.5% of GDP of which 90% occurs in the first 10 years. The gains from elimination of risk premia is slightly higher than those from trade creation.

The main factor behind growth is investment that leads to 12.6% of extra capital accumulated in the long run. Both scenarios are trade enhancing, directly - through lowering of trade costs and indirectly through booming investment demand. Increasing import competition affects domestic output in the initial period under consideration, but since import demand is mainly investment driven, this leads to a rapid expansion of the capital stock and production cost savings which subsequently lead to domestic output and export expansion. Exports go up to reach a level higher by almost 13% than the benchmark scenario and in the long run the current account is expected to reach a surplus.

The welfare gains amount to roughly 2% of the value of GDP each year. The poor households gain slightly more than the non-poor households due to the fact that the loose relatively less risk premium revenues. Consumption is expected to go up by 3.7% in the long run. The production structure of the economy shifts towards market services and the production becomes more capital intensive. Employment effects are significant, however not as pronounced as the output expansion, due to the shift of the economy to more intensive capital use.

We perform a sensitivity analysis that checks how the results are affected by the choice of key parameters of the model. The performed simulation suggest that the model behavior is reasonably resistant to parameter changes and the range that reasonable variation in parameters leads to a variation in key macroeconomic variables by roughly 1pp.

When looking at these results one has to bear in mind that this paper looks only at selected

effects that the monetary integration may have. It does completely abstract from monetary issues, such as sub-optimality of common monetary policy, dis-alignment of business cycles and costs of fiscal tightening to meet the Maastricht criteria and subsequently to satisfy the Stability and Growth Pact requirements. Due to the model set up, our simulations do not take into account the effects of the monetary integration on the level of inflation, both through the monetary policy conduct and through the well know through anecdotic evidence “rounding up” problem. The model does not analyze the question of the appropriate level of the fixed nominal exchange rate. All these problems require separate analyses and a full cost-benefit analysis should be performed to draw conclusions for the political decision making process.

References

- ANDERSON, J. E., AND E. VAN WINCOOP (2003): “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle,” *American Economic Review*, 93(1), 170–192.
- ARMINGTON, P. S. (1969): “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production,” IMF Staff Papers 16.
- BALDWIN, R. (2006): “The Euro’s Trade Effects,” ECB Working Paper 594, European Central Bank.
- BOROWSKI, J. (2004): “Costs and benefits of Poland’s EMU accession: a tentative assessment,” *Comparative Economic Studies*, 46(1), 127–145.
- BUKOWSKI, M., S. DYRDA, AND P. KOWAL (2008): “Przyjęcie euro w świetle modelu DSGE dużej skali,” in *Wpływ wejścia Polski do strefy euro na bezrobocie i zatrudnienie.*, ed. by M. Bukowski, and R. Michalski. Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur and Instytut Badań Strukturalnych.
- CIEŚLIK, A., J. MICHĄLEK, AND J. MYCIELSKI (2008): “Analiza skutków handlowych przystąpienia Polski do Europejskiej Unii Monetarniej przy użyciu uogólnionego modelu grawitacyjnego,” Material do raportu Narodowego Banku Polskiego o konsekwencjach przyjęcia euro przez Polskę.
- DIAO, X., J. RATTSO, AND H. E. STOKKE (2005): “International spillovers, productivity growth and openness in Thailand: an intertemporal general equilibrium analysis,” *Journal of Development Economics*, 76(2), 429–450.
- FRANCOIS, J. F., AND K. A. REINERT (eds.) (1997): *Applied Methods for Trade Policy Analysis: A Handbook*. Cambridge University Press.

- GRADZEWICZ, M., P. GRIFFIN, AND Z. ZOLKIEWSKI (2006): *An Empirical Recursive-Dynamic General Equilibrium Model of the Poland's Economy*. World Bank and the National Bank of Poland.
- GRADZEWICZ, M., AND K. MAKARSKI (2008): "Koszt utraty autonomicznej polityki pieniężnej po wejściu Polski do strefy euro," Materiał do raportu Narodowego Banku Polskiego o konsekwencjach przyjęcia euro przez Polskę.
- LAU, M. I., A. PAHLKE, AND T. F. RUTHERFORD (2002): "Approximating Infinite-Horizon Models in a Complementarity Format: A Primer in Dynamic General Equilibrium Analysis," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26, 577–609.
- MADSEN, J. B. (2005): "Technology Spillover through Trade and TFP Convergence: 120 Years of Evidence for the OECD Countries," EPRU Working Paper Series 05-01, Economic Policy Research Unit (EPRU), University of Copenhagen. Department of Economics.
- (2007): "Technology spillover through trade and TFP convergence: 135 years of evidence for the OECD countries," *Journal of International Economics*, 72(2), 464–480.
- MALISZEWSKA, M. (2004): "New Member States Trading Potential Following EMU Accession: A Gravity Approach.," Studies and Analysis No. 286, CASE - Center for Social and Economic Research.
- MF (2007): "Program Konwergencji. Aktualizacja 2007," Ministerstwo Finansów.
- MICCO, A., E. STEIN, AND G. ORDOEZ (2003): "The currency union effect on trade: early evidence from EMU," *Economic Policy*, 18(37), 315–356.
- MROCZEK, W. (2008): "Wpływ wprowadzenia euro na stopień otwartości. Zmiany strukturalne w handlu krajow strefy euro," Materiał do raportu Narodowego Banku Polskiego o konsekwencjach przyjęcia euro przez Polskę, National Bank of Poland.
- MUNDELL, R. A. (1961): "A Theory of Optimum Currency Areas," *The American Economic Review*, 51(4), 657–665.
- NBP (2004): *Raport na temat korzyści i kosztów przystąpienia Polski do strefy euro*. Narodowy Bank Polski.
- PALTSEV, S. V. (1999): "Moving from Static to Dynamic General Equilibrium Economic Models (Notes for a Beginner in MPSGE)," Mimeo.
- PERSSON, T. (2001): "Currency unions and trade: how large is the treatment effect?," *Economic Policy*, 16(33), 433–462.

- REININGER, T., AND Z. WALKO (2005): “The Integration of the Czech, Hungarian and Polish Bond Markets with the Euro Area Bond Market,” Working paper, Oesterreichische Nationalbank (OeNB).
- ROSE, A. K. (2000): “One Money, One Market: Estimating The Effect of Common Currencies on Trade,” *Economic Policy*, 15, 7–45.
- ROSE, A. K., AND E. VAN WINCOOP (2001): “National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union,” *American Economic Review*, 91(2), 386–390.
- RUTHERFORD, T. F. (1998): “CES Preferences and Technology: A Practical Introduction,” in “Economic Equilibrium Modeling with GAMS: An Introduction to GAMS/MCP and GAMS/MPSGE (GAMS/MPSGE Solver Manual)”, pp. 89-115,
(available at: <http://www.gams.com/docs/solver/mpsge.pdf>).
- UZAWA, H. (1969): “Time Preference and the Penrose Effect in a Two-Class Model of Economic Growth,” *The Journal of Political Economy*, 77(4), 628–652.

A Model equations

A.1 Zero profit conditions

Value added:

$$pva_{i,t} = \left[\alpha_{K,i}^{VA} ((1 + tfac_{K,i,t} + rp_t)rk_t)^{1-\sigma_i^{VA}} + \sum_{m \in FACL} \alpha_{m,i}^{VA} ((1 + tfac_{m,i,t})w_{m,t})^{1-\sigma_i^{VA}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_i^{VA}}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (46)$$

Final output:

$$(1 - tsec_{i,t} + subs_{i,t})pxd_{i,t} = \alpha_{VA,i,t}^{XD} pva_{i,t} + \sum_{j \in SEC} \alpha_{j,i,t}^{VA} px_{j,t}, \quad i, j \in SEC, t \in T, \quad (47)$$

Supply:

$$pxd_{i,t} = [\gamma_i^{XD} pe_{i,t}^{1+\eta_i^{XD}} + (1 - \gamma_i^{XD})pxdd_{i,t}^{1+\eta_i^{XD}}]^{\frac{1}{1+\eta_i^{XD}}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (48)$$

Export supply:

$$pe_{i,t} = \left[\sum_{f \in INSTF} \gamma_{i,f}^E (ax_{i,f,t} pfx_{f,t})^{1+\eta_i^E} \right]^{\frac{1}{1+\eta_i^E}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (49)$$

Gross investment:

$$pj_t = \prod_{i \in SEC} px_{i,t}^{\alpha_i^J}, \quad t \in T. \quad (50)$$

Investment:

$$pk_{t+1} = pj_t(1 + \phi \frac{I_t}{K_t}), \quad t \in T. \quad (51)$$

Capital formation:

$$pk_t = pk_{t+1}(1 - \delta) + rk_t + \frac{\phi}{2} \frac{I_t^2}{K_t^2} pj_t, \quad t \in T. \quad (52)$$

Composite Armington good:

$$px_{i,t} = [\alpha_i^X pim_{i,t}^{1-\sigma_i^X} + (1 - \alpha_i^X) pxd_{i,t}^{1-\sigma_i^X}]^{\frac{1}{1-\sigma_i^X}}, \quad i \in SEC, t \in T, \quad (53)$$

Import sourcing:

$$pim_{i,t} = [\sum_{f \in INSTF} \alpha_{i,f}^{IM} ((1 + tariff_{i,f,t}) \frac{pfx_{f,t}}{am_{i,f,t}})^{1-\sigma_i^{IM}}]^{\frac{1}{1-\sigma_i^{IM}}}, \quad i \in SEC, t \in T. \quad (54)$$

Government consumption price index:

$$pwg_t = \prod_{i \in SEC} px_{i,t}^{\alpha_i^G}, \quad t \in T \quad (55)$$

Intertemporal consumer price index:

$$pu_h = \left(\sum \left(\frac{1}{1+r} \right)_{t \in T} (pw_{h,t})^{1-\sigma_h^U} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^U}}, \quad h \in INSTH. \quad (56)$$

Price index of consumer period utility:

$$pw_{h,t} = \left(\alpha_h^W pw_{h,t}^{1-\sigma_h^W} + (1 - \alpha_h^W) pw_{h,t}^{1-\sigma_h^W} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^W}}, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (57)$$

Consumer price index:

$$pww_{h,t} = \left(\sum_{i \in SEC} \alpha_{i,h}^{WW} C_{i,h,t}^{1-\sigma_h^{WW}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^{WW}}}, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (58)$$

Consumer leisure price index:

$$pwl_{h,t} = \left(\sum_{l \in FACL} \alpha_{l,h}^{WL} LEIS_{l,h,t}^{1-\sigma_h^{WL}} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_h^{WL}}}, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (59)$$

A.2 Market clearing conditions

Value added:

$$VA_{i,t} = \alpha_{VA,i}^{XD} XD_{i,t}, \quad i \in SEC, t \in T., \quad (60)$$

Gross investment:

$$J_t = I_t \left(1 + \phi \frac{I_t}{2K_t} \right), \quad t \in T. \quad (61)$$

Period government consumption aggregate:

$$WG_t/GDP_t = \alpha_t^{WG}, \quad t \in T. \quad (62)$$

Government consumption:

$$WG_t p w g_t = MG_t, \quad t \in T. \quad (63)$$

Consumer lifetime utility:

$$M_h = U_h p u_h, \quad h \in INSTH. \quad (64)$$

Consumer period sub-utility:

$$W_{h,t} = U_h \left(\frac{1}{1+r} \right)^t \left(\frac{p u_h}{p w_{h,t}} \right)^{\sigma_h^U}, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (65)$$

Consumer sub-utility derived from goods:

$$WW_{h,t} = \alpha_h^W W_{h,t} \left(\frac{p w_{h,t}}{p w w_{h,t}} \right)^{\sigma_h^W}, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (66)$$

Consumer sub-utility derived from leisure:

$$WL_{h,t} = \alpha_h^W W_{h,t} \left(\frac{p w_{h,t}}{p w l_{h,t}} \right)^{\sigma_h^W}, \quad h \in INSTH, t \in T. \quad (67)$$

Factor supply:

$$FACSUP_{l,h,t} = ENDOW_{l,h,t}(1+tspt+tp_{l,t}) - \alpha_{l,h}^{WL} WL_{h,t} \left(\frac{pwl_{h,t}}{w_{l,t}} \right)^{\sigma_h^{WW}}, \quad l \in FACL, h \in INSTH, t \in T. \quad (68)$$

Market clearing for labor:

$$\sum_{h \in INSTH} FACSUP_{h,l,t} = \sum_{i \in SEC} \left[\alpha_{K,i,t}^{VA} VA_{i,t} \left(\frac{pva_{i,t}}{w_{l,t}(1+tfac_{l,i,t})} \right)^{\sigma_i^{VA}} \right], \quad l \in FACL, t \in T. \quad (69)$$

Market clearing for domestic output:

$$\alpha_i^X X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pxdd_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} = (1 - \gamma_i^{XD}) XD \left(\frac{pxdd_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}}. \quad (70)$$

Market clearing for the Armington good:

$$\begin{aligned} X_{i,t} &= \sum_{h \in INSTH} \left(\alpha_{i,h}^{WW} WW_{h,t} \left(\frac{pww_{h,t}}{px_{i,t}} \right)^{\sigma_h^{WW}} \right) && \text{household demand} \\ &+ \alpha_i^G WG_t \frac{pwgt}{px_{i,t}} && \text{government demand} \\ &+ \sum_{j \in SEC} \left(\alpha_{i,j,t}^{XD} XD_{j,t} \right) && \text{intermediate demand} \\ &+ \alpha_i^J J_t \frac{pjt}{px_{i,t}} && \text{investment demand} \end{aligned} \quad (71)$$

International balance:

$$\begin{aligned} &\sum_{t \in T} \sum_{i \in SEC} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfxf_{f,t}(1+tari_{f,f,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) && \text{imports} \\ + &\sum_{t \in T} \sum_{k \in INST} TRANS_{k,f,t} && \text{outgoing transfers} \\ &= && \\ + &\sum_{t \in T} \sum_{i \in SEC} \left(\gamma_{i,f}^E \gamma_i^{XD} XD \left(\frac{pe_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}} \left(\frac{ax_{i,f,t} pfx_{f,t}}{pe_{i,t}} \right)^{\eta_i^E} \right) && \text{incoming transfers} \\ &\sum_{t \in T} \sum_{k \in INST} TRANS_{f,k,t} && \text{exports} \end{aligned} \quad (72)$$

A.3 Income definitions

Government income:

$$\begin{aligned}
MG_t = & \sum_{i \in SEC} ((tsec_{i,t} - subs_{i,t})XD_{i,t}pxd_{i,t}) && \text{output tax and subsidies} \\
& + \sum_{i \in SEC} (tfac_{K,t}K_{i,t}^D rk_t + \sum_{l \in FACL} tfac_{l,t}L_{l,i,t}^D w_{l,t}) && \text{factor taxes} \\
& + \sum_{h \in INSTH} INCTAX_{h,t} && \text{income taxes} \\
& + \sum_{i \in SEC} \sum_{f \in INSTF} (tariff_{i,f,t}IM_{i,f,t}pf_{f,t}) && \text{import tariffs} \\
& + \sum_{k \in INST} (TRANS_{k,G,t} - TRANS_{G,INST,t}) && \text{transfers} \\
& + GDEF_t && \text{government deficit}
\end{aligned} \tag{73}$$

Household lifetime income:

$$\begin{aligned}
M_h = & pk_0 K_{h,0} - pk_T K_{h,T} \\
& + \sum_{t=0}^T \left(\sum_{l \in FACL} w_{l,t} L_{h,t}^E + rp_t rk_t K_{h,t} \right. \\
& \left. + \sum_{k \in INST} TRANS_{h,k,t} - \sum_{k \in INST} TRANS_{k,h,t} - INCTAX_{h,t} - GDEF_t \right). h \in INSTH
\end{aligned} \tag{74}$$

Household capital shares:

$$K_{h,t} = \alpha_h^K K_t \tag{75}$$

Income tax determination:

$$\begin{aligned}
INCTAX_{h,t} = & inctax_{h,t} ((1 + rp_t) rk_t K_{h,t} + \sum_{l \in FACL} w_{l,t} L_{h,t}^E \\
& + \sum_{k \in INST} TRANS_{h,k,t} - \sum_{k \in INST} TRANS_{k,h,t}), h \in INSTH, t \in T,
\end{aligned} \tag{76}$$

Determination of transfers:

$$TRANS_{k,h,t} = \alpha_{k,h,t}^{TRANS} GDP_t, \quad k, h \in INST, t \in T. \tag{77}$$

A.4 Other definitions

Definition of GDP:

$$\begin{aligned}
GDP_t = & \sum_{h \in INSTH} \left(\alpha_{i,h}^{WW} WW_{h,t} \left(\frac{pww_{h,t}}{px_{i,t}} \right)^{\sigma_h^{WW}} \right) && \text{private consumption} \\
+ & \sum_{i \in SEC} \alpha_i^J J_t \frac{pj_t}{px_{i,t}} && \text{investment demand} \\
+ & \sum_{i \in SEC} \alpha_i^G WG_t \frac{pwg_t}{px_{i,t}} && \text{government demand} \\
+ & \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\gamma_{i,f}^E \gamma_i^{XD} XD \left(\frac{pe_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}} \left(\frac{ax_{i,f,t} pfx_{f,t}}{pe_{i,t}} \right)^{\eta_i^E} \right) && \text{exports} \\
- & \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t}(1+tari_{f,i,f,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) && \text{imports}
\end{aligned} \tag{78}$$

Definition of nominal GDP:

$$\begin{aligned}
NGDP_T = & \sum_{i \in SEC} VA_{i,t} pva_{i,t} && \text{value added} \\
+ & \sum_{i \in SEC} (tsec_{i,t} - subs_{i,t}) pxd_{i,t} XD_{i,t} && \text{output taxes} \\
+ & \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} tari_{f,i,f,t} pfx_{f,t} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t}(1+tari_{f,i,f,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) && \text{import tariffs}
\end{aligned} \tag{79}$$

Determination of technology spillovers:

$$\begin{aligned}
tsp_{i,t} = & \alpha^{TSP} / tsp_0 \left(\sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\gamma_{i,f}^E \gamma_i^{XD} XD \left(\frac{pe_{i,t}}{pxd_{i,t}} \right)^{\eta_i^{XD}} \left(\frac{ax_{i,f,t} pfx_{f,t}}{pe_{i,t}} \right)^{\eta_i^E} \right) \right. \\
& \left. + \sum_{f \in INSTF} \sum_{i \in SEC} \left(\alpha_i^X \alpha_{i,f}^{IM} X_{i,t} \left(\frac{px_{i,t}}{pim_{i,t}} \right)^{\sigma_i^X} \left(\frac{am_{i,f,t} pim_{i,t}}{pfx_{f,t}(1+tari_{f,i,f,t})} \right)^{\sigma_i^{IM}} \right) \right) / GDP_t, \tag{80}
\end{aligned}$$

A.5 Terminal conditions

$$\frac{J_T}{J_{T-1}} = \frac{K_T}{K_{T-1}}.$$

B Additional tables

Table 8: Sensitivity analysis: Imports

Scenario	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
BASE	9.13	10.28	10.98	11.17	11.13	9.78	9.22	9.21
SPILL00	8.42	9.56	10.26	10.47	10.45	9.22	8.69	8.67
SPILL03	9.86	11.02	11.72	11.88	11.81	10.33	9.75	9.74
PROD_EL	10.48	11.73	12.50	12.74	12.72	11.28	10.55	10.52
SUPPLY_EL	8.58	10.17	11.37	11.95	12.25	11.50	11.19	11.18
IMPORT_EL	12.50	13.78	14.58	14.64	14.48	12.06	11.22	11.20
INTERT_EL	9.18	10.35	11.05	11.23	11.18	9.80	9.20	9.19
BOPCON	3.71	4.89	6.34	7.27	8.17	8.88	9.44	9.51

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels.

Table 9: Sensitivity analysis: Exports

Scenario	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
BASE	-4.64	-2.08	1.28	3.96	6.55	10.97	12.83	12.88
SPILL00	-4.42	-2.12	0.97	3.47	5.90	10.27	12.18	12.24
SPILL03	-4.81	-1.99	1.63	4.48	7.22	11.67	13.46	13.51
PROD_EL	-5.17	-2.38	1.19	4.07	6.87	12.21	15.02	15.14
SUPPLY_EL	-8.15	-4.93	-0.36	3.31	6.98	13.00	15.52	15.59
IMPORT_EL	-2.32	0.47	4.07	6.86	9.54	13.54	14.96	14.98
INTERT_EL	-5.39	-2.71	0.79	3.59	6.31	11.00	13.05	13.11
BOPCON	3.73	4.92	6.38	7.31	8.22	8.93	9.49	9.56

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels.

Table 10: Sensitivity analysis: Capital stock

Scenario	1. yr	2. yr	3. yr	4. yr	5. yr	10. yr	25. yr	50. yr
BASE	0.00	1.70	3.51	5.21	6.71	10.81	12.53	12.58
SPILL00	0.00	1.59	3.29	4.89	6.31	10.22	11.94	11.99
SPILL03	0.00	1.82	3.73	5.54	7.13	11.40	13.12	13.16
PROD_EL	0.00	2.12	4.33	6.44	8.32	13.86	16.77	16.90
SUPPLY_EL	0.00	1.82	3.78	5.61	7.23	11.55	13.35	13.40
IMPORT_EL	0.00	1.85	3.79	5.63	7.26	11.49	13.00	13.02
INTERT_EL	0.00	1.61	3.37	5.06	6.58	10.78	12.61	12.67
BOPCON	0.00	0.82	1.76	2.79	3.82	7.69	10.94	11.35

Source: Own model simulations.

Note: changes in percent deviations of benchmark variable levels.



RAPORT

NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

*Stylizowany model DSGE małej gospodarki otwartej
w niesymetrycznej unii walutowej – wnioski dla Polski*

Grzegorz Koloch

Stylizowany model DSGE małej gospodarki otwartej w niesymetrycznej unii walutowej - wnioski dla Polski

GRZEGORZ KOŁOCH¹

16 września 2008

¹Kolegium Analiz Ekonomicznych, Instytut Ekonometrii, Zakład Analizy i Wspomagania Decyzji, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie. Kontakt: gkoloch@gmail.com.
Autor dziękuje za cenne uwagi anonimowemu recenzentowi i pracownikom Biura ds. Integracji ze Strefą Euro NBP.

Abstrakt

W niniejszej pracy przedmiotem zainteresowania są makroekonomiczne konsekwencje połączenia dwóch procesów: konwergencji i integracji walutowej. Przedstawiony został model małej gospodarki otwartej i unii walutowej. Gospodarka krajowa jest *ex ante* gorzej rozwinięta niż unia walutowa i dogania ją w kategoriach produktu *per capita*. Zakładamy, że deklaracja dążenia do uczestnictwa w unii walutowej wywołuje grę na konwergencję stóp procentowych. Okazuje się, że w takich okolicznościach może uruchomić się mechanizm, który potencjalnie prowadzi do powstania boomu kredytowego. Na podstawie symulacji skalibrowanego modelu szacujemy kontrybucję tego zjawiska do straty społecznej w zależności od momentu przyjęcia wspólnej waluty. Pokazujemy, że negatywny efekt gry na konwergencję można istotnie zniwelować integrując się z unią walutową szybciej niż oczekują tego międzynarodowe rynki finansowe. Przedstawiony w pracy model implikuje aprecjację realnego kursu walutowego na ścieżce konwergencji, co może potencjalnie stanowić utrudnienie spełnienia kryterium inflacyjnego przy wejściu w mechanizm ERM II. W pracy oszacowano prawdopodobieństwo spełnienia tego kryterium przez Polskę w różnych horyzontach czasowych. Model nie implikuje istotnych problemów z jednoczesnym spełnieniem kryterium inflacyjnego i kursowego.

Klasyfikacja JEL: E51, E52, F4.

Spis treści

Wprowadzenie	4
1 Polska i Strefa Euro - wybrane fakty stylizowane	8
1.1 Konwergencja, stopy procentowe i wygładzanie konsumpcji . .	8
1.2 Aprecjacja realnego kursu walutowego, kryteria konwergencji i różnice inflacyjne	17
2 Model	20
2.1 Reprezentatywne gospodarstwo domowe	21
2.2 Przedsiębiorstwa	28
2.3 Kurs walutowy, <i>terms of trade</i> i bilans handlowy	31
2.4 Międzynarodowy podział ryzyka	32
2.5 Równowaga	33
2.6 Dynamika modelu w równowadze.	37
2.7 Najważniejsze zależności	37
3 Analiza symulacyjna - wnioski	43
3.1 Konwergencja produktywności i gra na konwergencję stóp pro- centowych	43
3.2 Kryterium inflacyjne i kursu walutowego.	49
Podsumowanie	55
Bibliografia	56

Wprowadzenie

W niniejszej pracy przedmiotem zainteresowania są makroekonomiczne konsekwencje połączenia dwóch procesów: realnej konwergencji i dążenia do integracji walutowej. Obrano perspektywę małej gospodarki otwartej, która dogania unię walutową w kategoriach produktu *per capita*². Narzędziem analizy jest stylizowany³ model DSGE skonstruowany w nurcie nowej syntezy neoklasycznej⁴.

W pracy pokazano, że konwergencja poziomu rozwoju gospodarczego w połączeniu z dążeniem do integracji walutowej może uruchomić w małej gospodarce otwartej⁵ mechanizm prowadzący do boomu kredytowego⁶. Źródła ekspansji kredytu upatruje się we współistnieniu dwóch czynników. Pierwszym jest różnica stóp wzrostu produktywności w gospodarce doganiającej i unii walutowej. Wynika ona z (realnej) konwergencji. Drugim jest ujemny szok stopy procentowej w gospodarce doganiającej. Wynika on z realizującej się w procesie integracji walutowej gry na konwergencję stóp procentowych,

²Alternatywnie w kategoriach produktywności pracy. Produkt krajowy brutto na głowę mieszkańca traktowany będzie jako przybliżenie produktywności pracy, która w tym opracowaniu jest jedynym czynnikiem wytwórczym. PKB *per capita* traktowany jest też jako wskaźnik rozwoju gospodarczego.

³Ponieważ wykorzystany model jest modelem stylizowanym, podkreślamy, że, pomimo iż został on skalibrowany na podstawie danych opisujących polską gospodarkę i w literaturze można znaleźć pozycje prezentujące wnioski ilościowe na podstawie takich modeli, np. Vasicek i Musil (2006), prezentowane w pracy wnioski należy interpretować raczej jakościowo niż ilościowo.

⁴W kontekście gospodarki otwartej nurt ten nazywany jest NOEM (ang. *New Open Economic Macro*).

⁵Fakt, że rozważana jest mała gospodarka otwarta oznacza, że po pełnej integracji walutowej będzie ona członkiem niesymetrycznej unii walutowej.

⁶Przegląd literatury dotyczącej boomów kredytowych znaleźć można m.in. w pracach Terrones i Mendoza (2004), Gourinchas, Valdes i Landerrechte (2001) czy Becke i Zumer (2005). Różne, także odmienne od prezentowanej w niniejszej pracy, racjonalizacje ekspansji kredytowej znaleźć można m.in. w pracach Cotarelli, Dall’Ariccia i Vladkova-Hollar (2003), Hilbers et al. (2005), Kiss, Nagy i Vonnák (2006), Boissay, Calvo-Gonzalez i Kozluk (2006) czy Hilbers, Otter-Robe i Pazarbasioglu (2006).

której przyczyną są oczekiwania kapitału międzynarodowego co do zbieżności stóp procentowych gospodarki doganiającej do poziomu unii. W konsekwencji ujemnego szoku do stopy procentowej w gospodarce doganiającej, gospodarstwa domowe wygładzają konsumpcję w czasie tworząc podstawy boomu, który identyfikujemy jako wzrost kuli popytowej. Ponieważ zmienność luki popytowej i inflacji⁷ generuje stratę społeczną (ang. *welfare loss*)⁸, zainteresowani jesteśmy jej aproksymacją w celu oceny, czy jej wielkość jest istotna w stosunku do korzyści płynących z integracji walutowej. Rozważane są przy tym trzy ćwiczenia.

W pierwszym ćwiczeniu gospodarka krajowa dogania unię walutową w poziomie rozwoju gospodarczego, jednak nie deklaruje chęci integracji. W trakcie realnej konwergencji stopa procentowa gospodarki krajowej stopniowo konverguje do poziomu unii, co wynika z faktu, że po dokonaniu się realnej konwergencji, stopa wzrostu produktywności gospodarki krajowej i unii są równe, więc obie gospodarki stają się symetryczne pod względem stabilizujących je stóp procentowych. Na drodze doganiania pod względem rozwoju gospodarczego, gospodarka krajowa bez zakłóceń sprawuje politykę pieniężną⁹.

W drugim ćwiczeniu gospodarka krajowa, tak jak poprzednio, dogania unię w kategoriach PKB *per capita*, jednak, w przeciwieństwie do pierwszego scenariusza, dąży do uczestnictwa w unii walutowej, tzn. po dokonaniu się realnej konwergencji przyjmuje wspólną walutę. Deklaracja chęci uczestnictwa w unii powoduje w gospodarce krajowej ujemny szok stopy procentowej, co zakłóca politykę stabilizacyjną władz monetarnych.

Ćwiczenie trzecie jest analogiczne do drugiego z tą różnicą, że gospodarka krajowa integruje się z unią walutową w różnych punktach czasu, jeszcze przed dokonaniem się realnej konwergencji. Do momentu integracji ma miejsce ujemny szok stopy procentowej, a od chwili pełnego uczestnictwa w unii politykę pieniężną przejmuje unijny bank centralny.

Wyniki analizy symulacyjnej modelu wskazują, że na ścieżce konwergencji produktywności do poziomu unii walutowej realny kurs walutowy ulegał

⁷Jak pokażemy, wzrost luki popytowej tworzy presję na wzrost inflacji.

⁸Przez stratę społeczną rozumiemy ubytek użyteczności gospodarstw domowych w skutek odchyłeń (zarówno w górę, jak i w dół) luki popytowej i inflacji od ich poziomów spójnych z równowagą, por. Gali (2008).

⁹Tj. nie ma ujemnego szoku stopy procentowej.

będzie aprecjacji¹⁰. Ponieważ aprecjacja realnego kursu walutowego może stanowić przeszkodę w jednoczesnym spełnieniu dwóch kryteriów z Maastricht - kryterium inflacyjnego i kryterium kursowego (ERM II), podejmujemy próbę kwantyfikacji prawdopodobieństwa spełnienia kryterium inflacyjnego w mechanizmie ERM II¹¹.

Przedstawione w pracy wyniki zostały otrzymane na podstawie analizy symulacyjnej stylizowanego dynamicznego, stochastycznego modelu równowagi ogólnej małej gospodarki otwartej dążącej do uczestnictwa w unii walutowej¹². Gospodarka krajowa jest *ex ante* gorzej rozwinięta niż unia walutowa. Niesymetryczność *ex ante* rozwoju gospodarczego została uwzględniona w postaci niższego poziomu produktywności pracy¹³ w gospodarce krajowej oraz stopniowego jego wzrostu w czasie. Postęp ma charakter egzogeniczny i wyraża się przez założenie, że produktywność pracy jest funkcją czasu.

Wprowadzenie do modelu *niewygasającego*¹⁴ trendu produktywności¹⁵ wymagałoby reparametryzacji (odtrendowania) zmiennych modelu tak, aby można go było po log-linearyzacji zapisać w postaci układu równań liniowych z racjonalnymi oczekiwaniami i rozwiązać¹⁶. Przykład takiej reparametryzacji znaleźć można np. w pracy Chang, Doh i Schorfheide (2006). Model wyrażony w przestrzeni zmiennych stacjonarnych ma już dobrze zdefiniowany stan ustalony i może być rozwiązany przy niekontrowersyjnych warunkach natury algebraicznej, por. Blanchard i Kahn (1980).

W niniejszej pracy założono, że realna konwergencja gospodarki krajowej do unii walutowej opisana jest za pomocą trendu produktywności pracy, przy

¹⁰Wynik ten jest zgodny ze wskazaniami innych analiz, np. Bruha i Podpiera (2007)

¹¹Mechanizm ERM II przybliżany jest reżimem kursu stałego.

¹²Mała gospodarka otwarta nazywana jest dalej także gospodarką krajową lub rodziną, natomiast unia walutowa gospodarką zagraniczną. Gospodarka krajowa reprezentuje Polskę, natomiast unia walutowa odpowiada Strefie Euro.

¹³W niniejszej pracy przedstawiono model, którego jedynym czynnikiem wytwórczym jest praca.

¹⁴Tj. jeśli $G(t)$ oznacza produktywność pracy w okresie t , to wymagamy aby $\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\partial G(t)}{\partial t} > 0$.

¹⁵W niniejszej pracy rozważamy trend deterministyczny.

¹⁶Reparametryzacja modelu nie zawsze jest możliwa, np. funkcja użyteczności reprezentatywnego gospodarstwa domowego musi być homotetyczna. Rozwiązanie modelu po reparametryzacji stwarza też problem znalezienia odpowiedniej reparametryzacji dla mnożników Lagrange'a problemów optymalizacyjnych w modelu. Jeśli nie zależy nam na rozwiązaniu analitycznym, istnieją *slovery* umożliwiające numeryczne rozwiązywanie modeli DSGE ze wzrostem gospodarczym, np. Forma, Dynare czy JBenge.

czym zrównanie poziomów produktywności zostanie osiągnięte po $N > 0$ okresach¹⁷. Przy założeniu upraszczającym, że stopa wzrostu produktywności pracy w unii walutowej jest równa zero, trend produktywności w gospodarce krajowej ma charakter *wygasający*¹⁸. Jeśli $G_H(t)$ oznacza produktywność pracy w okresie t w gospodarce krajowej, natomiast $G_F(t)$ w unii walutowej, to zakładamy, że $G_H(0) < G_F(0)$, tj. gospodarka krajowa jest *ex ante* gorzej rozwinięta. Realna konwergencja oznacza, że $\forall_{t < N} G_H(t) < G_F(t)$ oraz $\forall_{t \geq N} G_H(t) = G_F(t)$. Z założenia upraszczającego wynika, że $\forall_t \frac{\partial G_F(t)}{\partial t} = 0$. Jeśli przyjmiemy, że realna konwergencja nie jest procesem skokowym, tzn. jest rozłożona na wszystkie okresy $1, 2, \dots, N-1$, to w czasie jej trwania stopa wzrostu produktywności pracy w gospodarce krajowej jest dodatnia, a więc wyższa niż w unii walutowej: $\forall_{t < N} \frac{\partial G_H(t)}{\partial t} > \frac{\partial G_F(t)}{\partial t} = 0$. Po zakończeniu procesu doganiania produktywność nie podlega już trendowi - $\forall_{t \geq N} \frac{\partial G_H(t)}{\partial t} = \frac{\partial G_F(t)}{\partial t} = 0$, jest więc stacjonarna¹⁹. Jak argumentują Bruha i Podpiera (2007), stan ustalony takiego modelu jest dobrze określony i można zastosować standardowe metody analityczne.

Układ dalszej części pracy jest następujący. W rozdziale 1 przedstawiamy wybrane fakty stylizowane dotyczące konwergencji gospodarki Polskiej do Strefy Euro w kontekście integracji walutowej i boomów kredytowych. W rozdziale 2 przedstawiamy stylizowany model DSGE małej gospodarki otwartej i unii walutowej. Rozdział 3 poświęcony jest prezentacji wyników symulacyjnych. Pracę kończy podsumowanie.

¹⁷Z których każdy odpowiada jednemu kwartałowi.

¹⁸Tzn. jeśli $G_H(t)$ oznacza produktywność pracy w gospodarce krajowej okresie t , to zachodzi $\forall_{t \geq N} \frac{\partial G_H(t)}{\partial t} = 0$.

¹⁹W niniejszym modelu nie ma innych źródeł niestacjonarności. Zauważmy, że istotne w tym kontekście jest założenie, że gospodarka doganiająca nie przegania unii walutowej.

Rozdział 1

Polska i Strefa Euro - wybrane fakty stylizowane

W niniejszym rozdziale przedstawione zostaną wybrane fakty stylizowane dotyczące realnej konwergencji Polski do Strefy Euro w kontekście docelowej pełnej integracji walutowej. Uwaga poświęcona zostanie zjawisku wygładzania konsumpcji w czasie oraz konsekwencjom dla polityki stabilizacyjnej deklaracji chęci uczestnictwa gospodarki doganiającej w unii walutowej.

1.1 Konwergencja, stopy procentowe i wygładzanie konsumpcji

W 2007 r. produkt *per capita* w Polsce¹ wyniósł 15788 USD PPP, co stanowi ok. 50% poziomu odnotowanego w Strefie Euro². Oznacza to, że scenariusz realnej konwergencji³, o którym mowa w Wprowadzeniu, zakłada podwojenie produktu *per capita* w gospodarce krajowej⁴.

Ramka 1 Rysunku 1 przedstawia roczne stopy wzrostu produktywności pracy w Polsce i w Strefie Euro w latach 1996-2006. Różnica obydwu wskaźników waha się od 1.35 pp do 6.34 pp. Linia przerywaną zaznaczono wartości średnie, które różnią się o 3.14 pp. Z rysunku tego wynika, że przyjęcie stałej i równej zero stopy wzrostu produktywności w unii walu-

¹Produkt *per capita* stanowi w tym kontekście przybliżenie produktywności pracy.

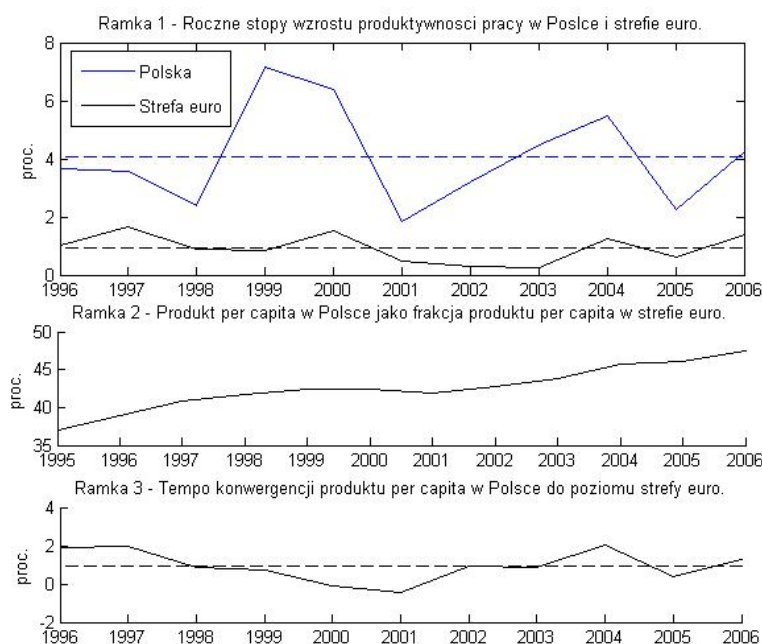
²Przy założeniu produktu *per capita* strefy euro na poziomie z 2006 r., tj. 30948 USD PPP, źródło: OECD.

³Tzn. trajektoria funkcji $G_H(t)$ dla $t = 1, 2, \dots, N$.

⁴Jak zaznaczono we Wprowadzeniu, nie bierze się pod uwagę wzrostu produktywności w strefie euro.

towej jest przybliżeniem, jednak w pracy skupiamy się na zbadaniu konsekwencji różnicy temp wzrostu produktywności abstrahując od ich faktycznych poziomów, co częściowo usprawiedliwia to założenie. Ramka 2 Rysunku 1 przedstawia ewolucję stosunku produktu *per capita* w Polsce i Strefie Euro⁵, ramka 3 natomiast, roczny przyrost tego stosunku, który można interpretować jako tempo realnej konwergencji. W latach 1995-2006 Polska gospodarka doganiała Strefę Euro w średnim tempie 0.95 pp rocznie (linia przerywana). Ekstrapolacja tej tendencji oznacza dogonienie średniego poziomu Strefy Euro w ciągu ok. 50 lat, co stanowi oszacowanie wyższe, niż spotyka się zazwyczaj w literaturze⁶.

Rysunek 1. Konwergencja Polski do strefy euro w latach 1995 - 2006.



Na potrzeby analizy symulacyjnej trajektoria konwergencji produktywności pracy wyznaczona została na podstawie oszacowanego modelu trendu

⁵Oba produkty wyrażone są w PPP.

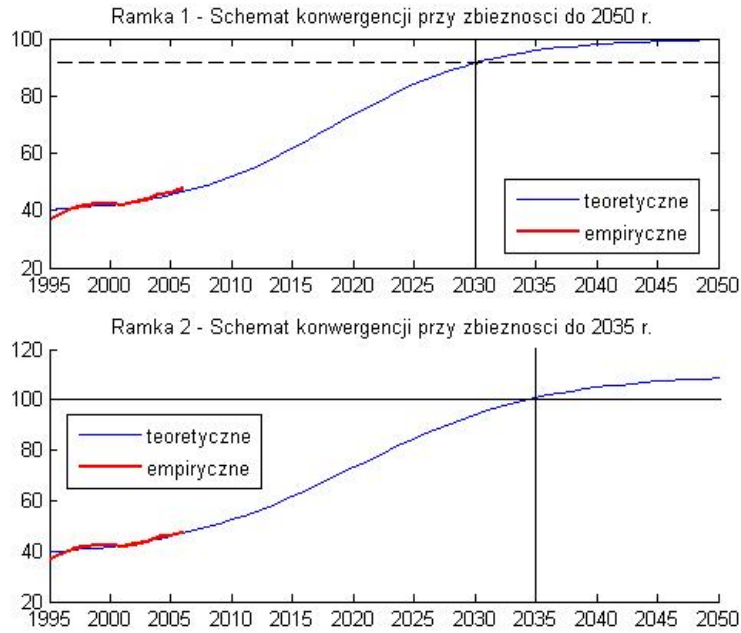
⁶Dla przykładu Bruha i Podpiera (2007) zakładają, że Polska osiągnie średni poziom produktu *per capita* Strefy Euro do 2030 r. Wyniki empiryczne dotyczące procesu konwergencji gospodarek znajdujących się w podobnej sytuacji jak Polska obecnie przedstawione są m.in. w pracach Fischer et al. (1996), De Melo et. al. (1996), Sachs (1996), Henry (2003).

logistycznego postaci:

$$y_\tau = \chi + \frac{(\theta - \chi)}{1 + e^{-a-b\tau}} + \xi_\tau \quad (1.1.1)$$

gdzie zmienna y_τ oznacza stosunek produktu *per capita* w Polsce w okresie t i Strefie Euro, $\tau = 1995, 1996, \dots, 2006$. Obie zmienne mierzone są w PPP, a ich stosunek wyraża się w procentach. Regresja 1.1.1 jest sparametryzowana ze względu na parametr θ , którego wartość definiuje poziom nasycenia zmiennej y_τ ⁷. Parametr θ służy kontroli prędkości zbieżności. Dla $\theta = 100$ gospodarka krajowa dogania unię walutową, ale jej nie przegania, dla $\theta > 100$ natomiast, gospodarka krajowa przegania unię walutową w analogicznym horyzoncie czasowym, więc szybciej do niej zbiega. Wyniki estymacji⁸ i ekstrapolacja trendu przedstawione zostały na Rysunku 2.

Rysunek 2. Oszacowany schemat konwergencji Polski do strefy euro.



Ramka 1 przedstawia empiryczną (kolor czerwony) i teoretyczną (kolor

⁷Zauważmy, że $\lim_{\tau \rightarrow \infty} y_\tau = \theta$.

⁸Regresja 1.1.1 oszacowana została nieliniową metodą najmniejszych kwadratów za pomocą algorytmu Raphsona-Newtona. Zbieżność procedury numerycznej została zweryfikowana symulacyjnie. Dla $\theta = 100$ otrzymano oszacowania (w nawiasach podano oszacowane średnie błędy oszacowań) $\hat{\chi} = 38.57$ (0.84), $\hat{a} = -3.78$ (0.18), $\hat{b} = 0.15$ (0.006). Dla $\theta = 110$ otrzymano natomiast $\hat{\chi} = 36.94$ (0.73), $\hat{a} = -3.41$ (0.12), $\hat{b} = 0.13$ (0.004).

niebieski) trajektorię zmiennej y_τ dla wartości parametru $\theta = 100$, natomiast Ramka 2 dla $\theta = 110$. W pierwszym przypadku proces realnej konwergencji kończy się w 2050 r., tj. $y(2050) \approx 100$, czyli po $N = 43 \times 4$ kwartałach. Powolne tempo zbieżności w końcowej fazie wynika z asymptotycznej zbieżności funkcji logistycznej. Zauważmy, że już np. dla $\tau = 2030$ mamy $y(2030) = 91$. Przy rozważaniu scenariusza szybszej realnej konwergencji, tj. tego z ramki 2, zakładającego zbieżność do 2035 r., przyjmujemy, że dla $\tau = 2007, 2008, \dots, 2035$ zachodzi $y_\tau = \hat{y}_\tau$, natomiast dla $\tau > 2035$ jest $y_\tau = 100$, czyli PKB *per capita* w gospodarce krajowej osiągnie poziom unijny po $N = 28 \times 4$ kwartałach. Oba scenariusze wykorzystane zostaną do symulacji modelu.

Założenie, że wzrost produktywności związany jest jedynie z egzogenicznym wzrostem gospodarczym stanowi uproszczenie i ograniczenie modelu. Polska gospodarka jest gospodarką dynamicznie efektywną. Nie jest jednak w tym względzie odosobniona wśród gospodarek realnie konwergujących, a także wśród gospodarek wysoko rozwiniętych (poza Japonią). Dlatego też w oparciu o doświadczenia gospodarek, które realnie konwergowały na przestrzeni ostatnich 30 lat, można oczekiwać, że głównym motorem doganiania krajów rozwiniętych będzie czynnik produktywności (TFP). Wskazują na to prace m.in. Caselli i Tenreyro (2005), którzy analizują źródła konwergencji dla Europy od 1960 .

Wracając do Rysunku 1, można z niego odczytać, że roczne tempo wzrostu produktywności pracy w okresie 1996 - 2006 było w Polsce przeciętnie o 3.14 pp wyższe niż w strefie euro. Wójcik i Becke (2007) wskazują, że różnica stóp wzrostu produktywności pracy między gospodarką doganiającą, która dąży do uczestnictwa w unii walutowej, oraz unią walutową, może uruchamiać mechanizm wywołujący boom kredytowy w gospodarce konwergującej.

Argumentacja opiera się na modelu pochodzącym z pracy Goodfriend (2003) i jest następująca. Załóżmy, że w scenariuszu bazowym gospodarka krajowa nie dogania, tj. produktywność nie ma trendu, i znajduje się w równowadze, która jest spójna z zamkniętą luką popytową i zerową inflacją⁹. Reprezentatywne gospodarstwo domowe nie uczestniczy w rynku kredytowym.

⁹W standardowych modelach DSGE nie ma źródeł niestacjonarności, jeśli więc nie ma trendu produktywności, zagranica jest w równowadze, efekty szoków przejściowych i sztywności wygasły, to gospodarka znajduje się w równowadze, która jest spójna z zerową inflacją i zamkniętą luką popytową, por. Gali i Monacelli (2007).

Następnie założmy, że, alternatywnie wobec scenariusza bazowego, gospodarka krajowa zaczyna doganiać unię walutową¹⁰, co oznacza, że produktywność gospodarki doganiającej ma dodatni trend¹¹. Ponieważ Goodfriend (2003) opiera rozumowanie na modelu dwuokresowym, gospodarstwa domowe obserwując trend produktywności oczekują, że stopa wzrostu produktywności pozostanie wyższa niż w unii walutowej w istotnym dla nich horyzoncie czasowym¹². Oczekują więc one, że przyszły produkt i konsumpcja będą wyższe niż w scenariuszu bazowym. W celu zachowania optymalności międzyokresowej alokacji konsumpcji, gospodarstwa domowe starają się wygładzać ją w czasie. Rodzi to presję na wzrost konsumpcji i produktu, który w krótkim okresie determinowany jest przez konsumpcję. Aby sfinansować podwyższone żądania konsumpcyjne, gospodarstwa domowe angażują się w rynek kredytowy, co prowadzi do ekspansji kredytu sektora prywatnego. Rozmiar ekspansji, i w szczególności ewentualne powstanie boomu, zależy od reakcji władz monetarnych¹³. Jeśli nie ma przeszkód w implementacji polityki stabilizacyjnej, bank centralny podnosi stopę procentową¹⁴ zwiększając tym samym nachylenie międzyokresowej ścieżki konsumpcji i niwelując podwyższone żądania konsumpcyjne gospodarstw domowych. Plan konsumpcyjny ze scenariusza bazowego znowu staje się optymalny i boom nie występuje. Jakiegokolwiek ograniczenie kontrakcji banku centralnego uniemożliwia

¹⁰W kategoriach produktywności pracy, która w niniejszej pracy jest przybliżana produktem *per capita*.

¹¹W naszym przypadku jest to, jak wskazano we Wprowadzeniu, trend wygasający.

¹²Trend deterministyczny jest szczególnym przypadkiem procesu generującego takie oczekiwania w ujęciu wielookresowym, w szczególności w nieskończonym horyzoncie czasowym.

¹³Goodfriend (2003) argumentuje, że podwyższone żądania konsumpcyjne nie mogą być zrealizowane, gdyż są one konsekwencją *oczekiwanego* wzrostu produktywności, który jeszcze *de facto* nie nadszedł. Konsekwencją jest natomiast wzrost stopy procentowej w gospodarce. W niniejszej pracy przyjmujemy, że wzrost konsumpcji jest możliwy, ponieważ produkt może wzrosnąć powyżej poziomu potencjalnego, tj. możliwe są wahania luki popytowej. Wywoła to reakcję banku centralnego w postaci wzrostu stopy procentowej. Głównym przedmiotem zainteresowania w niniejszej pracy są konsekwencje zakłóceń tej reakcji stabilizującej gospodarkę.

¹⁴Zarówno Goodfriend (2003), jak i Wójcik i Becke (2007) zakładają, że bank centralny steruje realną stopą procentową. Dokładniej, zakładają oni, że bank centralny jest na tyle wiarygodny, że agenci w obecnym i przyszłym okresie oczekują zerowej inflacji. O ile w scenariuszu, w którym bank centralny może stabilizować wydaje się to być uzasadnione założenie, o tyle w scenariuszu, w którym występuje egzogeniczny spadek stopy procentowej w gospodarce doganiającej należy je zrewidować, gdyż w oczywisty sposób bank centralny traci wiarygodność utrzymywania inflacji na niskim poziomie. W obydwu powyższych pracach problem ten nie jest jednak istotny, gdyż po drugim okresie następuje koniec świata.

jednak sprowadzenie żądań konsumpcyjnych do poziomu wyjściowego i może stanowić potencjalną przyczynę powstania boomu kredytowego.

Jako przykład takiego ograniczenia Wójcik i Becke (2007) podają tzw. grę na konwergencję stóp procentowych. Polega ona na tym, że kapitał międzynarodowy oczekując zrównania się poziomu długookresowej stopy procentowej gospodarki doganiającej ze stopą obszaru walutowego¹⁵ oraz oczekując realnej aprecjacji waluty tej gospodarki¹⁶, kupuje aktywa denominowane w walucie gospodarki doganiającej. Wzmożony popyt dodatkowo obniża krajowe stopy procentowe. Przyczyną konwergencji stóp procentowych może być także konieczność spełnienia kryteriów konwergencji przez kraj kandydujący do obszaru walutowego¹⁷.

W modelu z Goodfriend (2003), jak i w innych modelach w nurcie nowej syntezy neoklasycznej, stabilizujący gospodarkę poziom stopy procentowej¹⁸

¹⁵Empiryczne potwierdzenie konwergencji długookresowych stóp procentowych w Polsce i innych gospodarkach regionu znaleźć można w pracy Orlowski (2005).

¹⁶Realna aprecjacja walut nowych krajów członkowskich Unii Europejskiej, w tym Polski, jest faktem, który dopiero zaczyna być w sposób spójny wyjaśniany w ramach modeli klasy DSGE. Jako przykład można podać pracę Ghironi i Melitz (2005), którzy rozważają model gospodarki otwartej dopuszczając, możliwie także trwałą, endogeniczny efekt Harroda-Balassy-Samuelsona. Bruha i Podpiera (2007) prezentują model ze schematem konwergencji, w którym, podobnie jak w niniejszej pracy, na ścieżce konwergencji ma miejsce realna aprecjacja. W pracy tej występuje ona jednak tylko jeśli wzrost gospodarczy ma charakter intensywny, czyli w rozumieniu autorów poprzez inwestycje w jakość (ang. *quality investment*) w odróżnieniu od wzrostu ekstensywnego (Słowacja jako przykład), w którym to przypadku realny kurs walutowy jest bardziej stabilny.

¹⁷Jak zaznacza De Grauwe (2000), koszt dewaluacji w przypadku kraju kandydującego do Strefy Euro, a w szczególności przebywającego już w systemie ERM II, jest na tyle duży, że wiarygodność władz krajowych dla spełnienia kryteriów konwergencji jest stosunkowo wysoka. Zmniejsza to także premię za ryzyko dla tego kraju.

¹⁸Teraz mowa już o stopie krótkookresowej, tj. o instrumencie stabilizacji władz monetarnych. W modelu prezentowanym w niniejszej pracy pojęcie nominalnej długookresowej stopy procentowej jako osobno oetykietowanego bytu nie jest wprowadzone, a występująca w nim stopa nominalna jest stopą jednookresową (tj. kwartalną). Prawdą jest, że gra na konwergencję dotyczy przede wszystkim długookresowych stóp procentowych. Jest to więc pewne uproszczenie, jednak w jego ramach z powodzeniem budowany jest mechanizm o jakościowo takich samych implikacjach jak w przypadku ujęcia stopy długookresowej *explicite*. Uproszczenie to można zracjonalizować w następujący sposób. Teoria Fishera wraz z hipotezą racjonalnych oczekiwań implikują, że stopę długookresową determinują oczekiwania co do stóp krótkookresowych oraz premia za ryzyko. Obstarhując od premii za ryzyko, konwergencja stóp długoterminowych jest więc podyktowana zbieżnością oczekiwań co do przyszłych stóp krótkookresowych. Dlatego za przybliżenie gry na konwergencję została przyjęta konwergencja nominalnych stóp krótkookresowych. Dodatkowo, analizę przeprowadzić można w oderwaniu od gry na konwergencję skupiając się na przejęciu kompetencji krajowych władz monetarnych przez Europejski Bank Centralny, co w świetle modelu NNS także prowadzi do egzogenicznego spadku stopy procentowej w gospodarce krajowej.

jest rosnącą funkcją oczekiwanej stopy wzrostu produktywności pracy. Wynika z tego, że poziom stóp procentowych, który stabilizuje gospodarkę doganiającą, jest wyższy niż poziom stóp stabilizujący unię walutową. Jeśli ma miejsce gra na konwergencję, gospodarka doganiająca doznaje ujemnego szoku stopy procentowej, co może stanowić zakłócenie procesu akomodacji przez władze monetarne oczekiwanego wzrostu produktywności. Spadek stopy procentowej poniżej poziomu niwelującego chęć wygładzania konsumpcji przez gospodarstwa domowe stanowi więc może podstawę boomu kredytowego¹⁹. Ostatecznie, uczestnictwo w unii walutowej oznacza oddanie kompetencji stabilizacyjnych władz monetarnych w ręce banku centralnego stabilizującego obszar o niższym tempie wzrostu produktywności, a więc ustalającego niższą od równowagowej stopę procentową²⁰.

Należy podkreślić, że realizacja zwiększonych żądań konsumpcyjnych gospodarstw domowych w okresie oczekiwanego, jak i realizującego się wzrostu produktywności częściowo odbywa się przez import. Kanał ten jest jednak ograniczony przez otwartość gospodarki²¹. Gospodarstwa domowe finansują także częściowo konsumpcję z kredytu zagranicznego²². Kanał ten jest jednak również ograniczony ich skłonnością do podejmowania ryzyka²³. Strata społeczna jest konsekwencją wahań luki popytowej i inflacji, do których przyczynia się ujemny szok stopy procentowej w scenariuszu gry na konwergencję. Efekt ten niwelowany jest finansowaniem konsumpcji kredytem zagranicznym, jednak tylko częściowo. Wynikająca z ujemnego szoku presja na otwieranie się luki popytowej interpretowana jest jako wygładzanie konsumpcji przez gospodarstwa domowe.

Rysunek 3 przedstawia trzymiesięczną (ramka 1) oraz długookresową (ramka 2), odpowiadającą kryteriom z Maastricht stopę procentową w Polsce i Strefie Euro w latach 1995 - 2008²⁴. Zbieżność obu kategorii w czasie jest

¹⁹Należy podkreślić, że zaprezentowany powyżej mechanizm nie ma charakteru równowagowego.

²⁰W pracy przyjmujemy, że gdy gospodarka krajowa w pełni uczestniczy w unii walutowej, to stopa procentowa ustalana przez bank centralny unii wyraża się wzorem $\varsigma i_t^H + (1 - \varsigma) i_t^F$, gdzie i_t^H oznacza stopę stabilizującą gospodarkę krajową w okresie t , i_t^F oznacza stopę stabilizującą unię bez gospodarki krajowej, a waga ς równa jest udziałowi PKB gospodarki krajowej w PKB unii.

²¹Otwartość gospodarki formalnie zostanie wprowadzona w rozdziale Model.

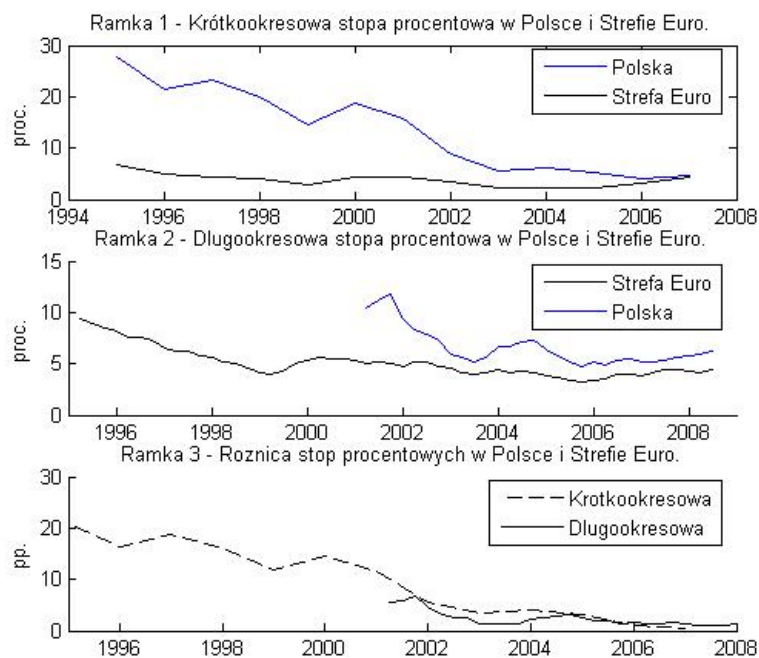
²²W modelu wyprowadzony zostanie warunek międzynarodowego podziału ryzyka.

²³Funkcja użyteczności gospodarstw domowych będzie typu CRRA.

²⁴Źródło: OECD, EUROSTAT.

ewidentna. Orlowski (2005) w ramach analizy ekonometrycznej postuluje, że w przypadku stóp długookresowych w Polsce można stwierdzić, że konwergencja już się dokonała.

Rysunek 3. Stopy procentowe w Polsce i Strefie Euro w latach 1995 - 2008.



Na poziomie globalnym, za najważniejsze przyczyny konwergencji stóp procentowych podaje się²⁵ integrację rynków finansowych, ograniczenie kontroli przepływów kapitałowych, rozpowszechnianie się innowacji finansowych i rozwój technologii informacyjnych, które to czynniki obniżają koszty transakcyjne, por. Grimes (1994), Eckhold (1998), Orlowski (2005). Jak wskazuje raport ECB (2003), wprowadzenie wspólnej waluty i wynikające z niej ułatwienia integracji rynków finansowych prowadzą do przyspieszenia procesu konwergencji, czego przykładem są kraje, które wprowadziły euro w 1999 r. Raport wskazuje również, że kompresje stóp procentowych w krajach kandydują-

²⁵Z teoretycznego punktu widzenia należy wskazać na dwa najważniejsze warunki parytetowe makroekonomii gospodarki otwartej: niezabezpieczony parytet stopy procentowej oraz warunek parytetu siły nabywczej. Połączone razem, implikują, że oczekiwane realne zwroty z inwestycji są równe w przekroju międzynarodowym, który to warunek nosi nazwę realnego parytetu stopy procentowej, por. Mark (1985). Przegląd wyników teoretycznych i empirycznych dotyczących realnego parytetu stopy procentowej znaleźć można w pracy Arghyrou, Gregoriou i Kontonikasa (2007).

cych powodowały też same oczekiwania przyjęcia wspólnej waluty²⁶ i konsekwentna eliminacja ryzyka kursowego²⁷. Z badania Arghyrou, Gregoriou i Kontonikas (2007) przeprowadzonych dla krajów UE25 wynika, że konwergencja nasila w okresie bezpośrednio poprzedzającym przyjęcie wspólnej waluty. Wniosek ten znajduje potwierdzenie w pracach Frankel et al. (2005), w której postuluje się, że w reżimie kursu płynnego konwergencja stóp procentowych postępuje wolniej niż w reżimie ograniczającym zmienność kursu²⁸.

Za występowaniem procesu wygładzania konsumpcji w Polsce przemawiają dane statystyczne. W latach 1995 - 2006²⁹ stosunek konsumpcji do absorpcji utrzymywał się w przedziale 75% – 85% z tendencją do przebywania w górnej połowie tego przedziału po roku 2000. Stosunek bilansu handlowego do PKB, prócz roku 1995, utrzymywał się poniżej zera, jednak malał wyraźnie od 1998 r. Statystyki te przemawiają za finansowaniem konsumpcji kredytem, przynajmniej w początkowym okresie. Wskazują one też, że strona podażowa gospodarki miała, przynajmniej początkowo, problemy z obsługą żądań konsumpcyjnych, jednak z czasem widoczna jest poprawa w tym zakresie. Porównanie Polski ze Strefą Euro pod kątem rocznych realnych stóp wzrostu konsumpcji sektora prywatnego w okresie 1996Q1 - 2008Q1 przedstawia Rysunek 4. Praktycznie w całym oknie czasowym stopa wzrostu konsumpcji jest w Polsce wyższa niż w unii walutowej.

Także kredyt sektora prywatnego Polsce wzrasta szybciej niż w Strefie Euro. W latach 1999 - 2005 przeciętna roczna realna stopa wzrostu wyniosła 7.14% i była o prawie 2 pp. wyższa niż w obszarze euro. Udział kredytu sektora prywatnego w PKB wzrósł w tym samym okresie o ok. 40% w porównaniu ze wzrostem o ok. 30% w Strefie Euro³⁰ i wyniósł w Polsce i Strefie Euro w 2005 r. odpowiednio 24% i 116%. Wysoka dysproporcja daje podstawy do dalszego jego wzrostu w Polsce. W ciągu ostatnich kilku lat

²⁶Uwagę tę empirycznie potwierdzają Arghyrou, Gregoriou i Kontonikasa (2007).

²⁷Bernoth et al. (2004) podkreśla jednak, że sama integracja walutowa nie musi prowadzić do ujednolicenia stóp procentowych. Jeśli nie podejmuje się starań harmonizacji polityk narodowych, w tym głównie polityki fiskalnej, konwergencja specyficznych dla poszczególnych gospodarek premii za ryzyko może nie zachodzić. Empirycznie wyników tych nie potwierdzają np. Cote i Graham (2004), którzy wskazują, że premie za ryzyko krajów przyjmujących euro w 1999 r. zostały wyeliminowane jeszcze przed przyjęciem wspólnej waluty.

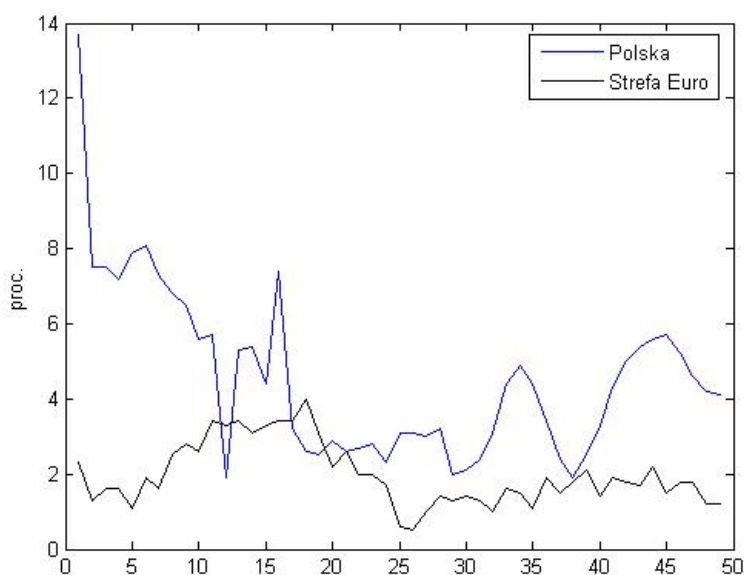
²⁸Chociaż przede wszystkim w reżimie kursu stałego.

²⁹Bayoumi et al. (2004) wskazuje, że dane statystyczne dotyczące gospodarek post-socjalistycznych z okresu przed 1995 r. mogą nie być wiarygodne.

³⁰Dane pochodzą z pracy Wójcik i Becke (2007).

ekspansja kredytowa odczuwalna była szczególnie na rynku hipotecznym, co sugeruje, że gospodarstwa domowe bardziej intensywnie angażowały się w wygładzanie konsumpcji, tzn. intensywnie zapożyczały się *a conto* oczekiwanych przyszłych przychodów³¹.

Rysunek 4. Roczne stopy wzrostu konsumpcji sektora prywatnego 1996Q1 - 2008Q1.



1.2 Aprecjacja realnego kursu walutowego, kryteria konwergencji i różnice inflacyjne

Prezentowany w pracy model wskazuje, że implikacją realnej konwergencji na drodze do przyjęcia wspólnej waluty jest faktycznie obserwowana³² aprecjacja realnego kursu walutowego. Ponieważ aprecjacja realna stanowi sumę³³ aprecjacji nominalnej oraz różnicy w poziomach inflacji unijnej i krajowej, gospodarka, w której prognozowana jest aprecjacja realna, może mieć prob-

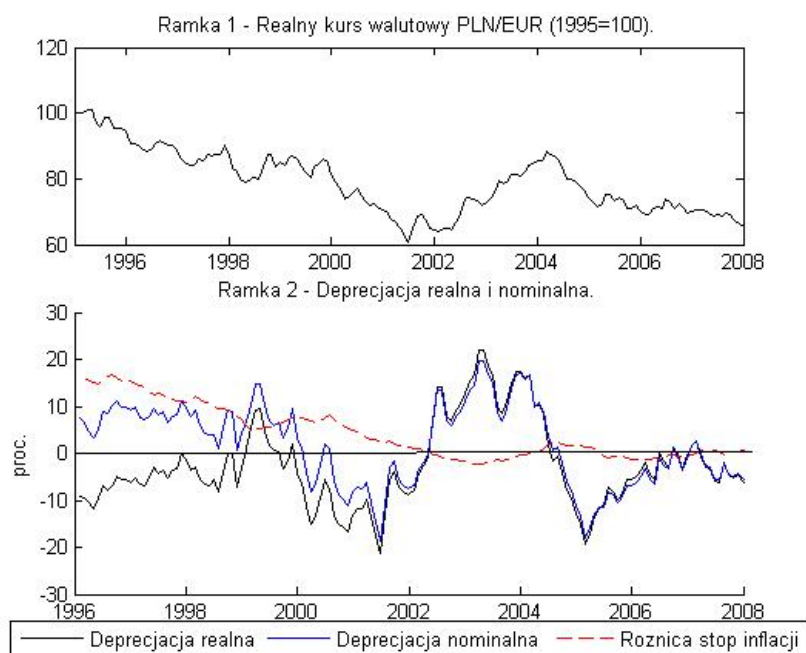
³¹Pewnym zahamowaniem tego procesu, chociaż relatywnie słabo odczuwalnym w regionie, był kryzys na rynku *supprime* pożyczek hipotecznych w Stanach Zjednoczonych w 2007 r.

³²W przypadku Polski i np. Czech, Węgier, Słowacji, ale nie Słowenii.

³³Na poziomie logarytmów.

lemy z jednoczesnym spełnieniem dwóch kryteriów konwergencji³⁴: kryterium inflacyjnego i kryterium stabilności nominalnego kursu walutowego.

Rysunek 5. Dekompozycja aprecjacji realnego kursu walutowego na aprecjację kursu nominalnego i różnicę inflacyjną.



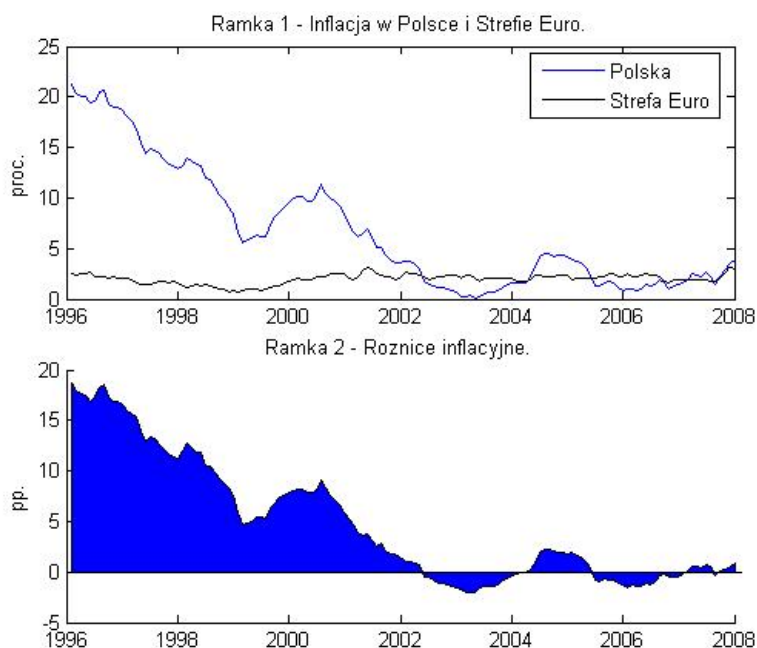
Ramka 2 Rysunku 5 przedstawia dekompozycję deprecjacji realnego kursu walutowego na te dwa składniki w latach 1996 - 2008. Można zauważyć, że udział różnic inflacyjnych w realnej deprecjacji maleje w czasie. Od 2001 r. nominalna deprecjacja stanowi znaczną część deprecjacji realnej. Przedstawiona dekompozycja odnosi się jednak do reżimu kursu zmiennego i jej ekstrapolacja na reżim kursu stałego może być błędna.

Przyjęcie reżimu kursu stałego przy prognozowanej realnej aprecjacji sprzyja powstaniu trwałych różnic w poziomach inflacji między gospodarką doganiającą a unią walutową, por. De Grauwe (2000). Z punktu widzenia małej gospodarki otwartej, ma to istotne znaczenie dla skuteczności polityki stabilizacyjnej unijnego banku centralnego, por. MacDonald i Wójcik (2007). Ponieważ równoczesne spełnienie kryterium stabilności kursu walutowego i kryterium inflacyjnego jest warunkiem koniecznym pełnego uczestnictwa w

³⁴Mowa o kryteriach z Maastricht.

Strefie Euro, kalibrujemy w pracy prawdopodobieństwa zdarzenia, że polska gospodarka spełni jednocześnie obydwie kryteria konwergencji³⁵.

Rysunek 6. Inflacja w Polsce i Strefie Euro w latach 1996-2008.



Konwergencja inflacji gospodarki polskiej po poziomie Strefy Euro zobrazowana jest na Rysunku 6. Zwraca uwagę fakt, że po roku 2002, kiedy inflacja w Polsce po raz pierwszy w okresie 1996 - 2008 osiągnęła poziom porównywalny z unijną, wahliwość stopy inflacji w Polsce jest większa niż w Strefie Euro. Odchylenia standardowe i współczynniki zmienności przyjmują odpowiednio wartości 3.08 pp. i 0.47 pp. oraz 80% i 23%. Jeśli tendencja ta nie ulegnie zmianie, dysparytet zmienności stóp inflacji będzie miał istotne konsekwencje dla oddziaływania unijnej polityki stabilizacyjnej na gospodarkę Polską przy pełnym uczestnictwie w unii walutowej.

W kolejnym rozdziale przedstawiamy stylizowany model DSGE, który stanowić będzie narzędzie przedstawionej w rozdziale 3 analizy symulacyjnej. Czytelnik nie zainteresowany wyprowadzeniem modelu może od razu przejść do rozdziału 3.

³⁵Reżim kursu stałego stanowi w tym kontekście przybliżenie systemu ERM II.

Rozdział 2

Model

W niniejszym rozdziale przedstawiamy najważniejsze elementy stylizowanego modelu DSGE małej gospodarki otwartej, który posłuży analizie procesu integracji walutowej Polski ze Strefą Euro. Prezentowany model bazuje w znacznej mierze na pracach Gali i Monacelli (1999), Clarida, Gali i Gertler (2002), Gali i Monacelli (2004) i (2007) oraz na monografii Gali (2008)¹.

Mała gospodarka otwarta reprezentowana jest przez punkt na odcinku $[0,1]$, który reprezentuje gospodarkę światową. Gospodarka światowa, analogicznie jak w Gali i Monacelli (2007), interpretowana jest jako unia walutowa. Ponieważ gospodarkę krajową reprezentuje punkt miary² zero, nie ma ona wpływu na gospodarkę światową. Model utrzymany jest w duchu nowej syntezy neoklasycznej, tzn. reprezentatywne gospodarstwa domowe są cenobiorcami, rynek pracy jest doskonale konkurencyjny³, przedsiębiorstwa produkują zróżnicowane dobra konsumpcyjne i w każdym okresie z ustalonym prawdopodobieństwem reoptymalizują ceny⁴, a więc mają możliwość korekty marży monopolistycznej. Jak pokazujemy w rozdziale 2.5, dynamikę mod-

¹Model najbliższy poniższemu w sensie technicznym rozważany jest w pracach Gali i Monacelli (1999) i Gali (2008), jednak nie ma w nich mowy o unii walutowej i konwergencji. W sensie koncepcyjnym najbliższy poniższemu modelowi jest model z Gali i Monacelli (2007), gdyż w pracy tej rozważany jest model unii walutowej. W odróżnieniu jednak od tego modelu nie uwzględniamy sektora fiskalnego i wprowadzamy konwergencję.

²Np. miary Lebesgue’a.

³Założenie braku sztywności cenowych jest założeniem upraszczającym, zwłaszcza w kontekście Strefy Euro. Henry, Dieppe i McAdam (2003) korzystając z oszacowań makroekonometrycznego modelu dla Strefy Euro dochodzą do wniosku, że rynki pracy w Strefie Euro nie cechują się znaczną elastycznością. W szczególności postulują oni empirycznie istnienie sztywności płac wskazując ich niską elastyczność, nawet przy wysokim poziomie bezrobocia, por. też Gali, Gertler i Lopez-Salido (2001).

⁴Dokładniej sztywności cenowe wprowadzone są w stylu Calvo (1983).

elu w równowadze opisuje rekurencyjny układ dynamicznego równania IS oraz nowokeynesowskiej krzywej Philipsa domkniętych równaniem polityki pieniężnej typu Taylora.

2.1 Reprezentatywne gospodarstwo domowe

Problem optymalizacyjny reprezentatywnego gospodarstwa domowego

Reprezentatywne gospodarstwo domowe ustala⁵ ścieżkę konsumpcji ($C_t \in \mathbb{R}, t = 0, 1, 2, \dots$) i pracy ($N_t \in [0, 1], t = 0, 1, 2, \dots$) tak, aby zmaksymalizować oczekiwany strumień zdyskontowanej użyteczności:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (2.1.1)$$

gdzie $\beta < 1$ jest czynnikiem dyskontującym. Zakładamy, że funkcja użyteczności jest dana jest funkcją o stałej względnej awersji do ryzyka z parametrami σ i φ dla konsumpcji i pracy odpowiednio:

$$U(C_t, N_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1-\varphi}}{1-\varphi} \quad (2.1.2)$$

Wielkość⁶ krajowej konsumpcji dana jest indeksem CES (2.1.3) agregującym konsumpcję wytworzoną w kraju $C_{H,t}$ i za granicą (tj. importowaną) $C_{F,t}$:

$$C_t = [(1-\alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{1-\eta}} \quad (2.1.3)$$

gdzie przyjmujemy $\eta > 0$. Parametr $\alpha \in [0, 1]$ można interpretować jako miarę otwartości gospodarki krajowej⁷. Przypadek graniczny $\alpha = 0$ sprowadza model do modelu gospodarki zamkniętej⁸, dla $\alpha = 1$ natomiast cała krajowa konsumpcja pochodzi z importu.

⁵Przed rozpoczęciem świata.

⁶Większość kategorii ekonomicznych jak np. konsumpcja, ceny, produkt czy efektywny kurs walutowy, danych jest w przyjętej specyfikacji indeksami CES w postaci sum lub całek. W opinii niektórych ekonomistów, np. Delli Gatti, jest to osobliwe rozwiązanie. Wykorzystywane agregaty mają jednak jasną interpretację w kategoriach elastyczności i z technicznego punktu widzenia są bardzo wygodne.

⁷Jest tak dlatego, że przy $\eta \rightarrow \infty$ indeks 2.1.3 dla logarytmów zmiennych jest średnią ważoną konsumpcji krajowej i zagranicznej z wagami $(1-\alpha)$ i α odpowiednio.

⁸Przypadek ten rozważany jest w Gali (2008) Rozdział 4.

Konsumpcja krajowa $C_{H,t}$ dana jest indeksem CES agregującym konsumpcję kontinuum rozróżnialnych dóbr $C_{H,t}(j)$, $j \in [0, 1]$, z których każde reprezentowane jest przez punkt na odcinku $[0,1]$:

$$C_{H,t} = \left(\int_{[0,1]} C_{H,t}(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (2.1.4)$$

gdzie przyjmujemy $\epsilon > 1$. Konsumpcji pochodząca z importu $C_{F,t}$ dana jest indeksem CES agregującym konsumpcję pochodzącą z kontinuum gospodarek $C_{i,t}$, $i \in [0, 1]$, z których każda reprezentowana jest przez punkt na odcinku $[0,1]$:

$$C_{F,t} = \left(\int_{[0,1]} C_{i,t}^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} di \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}} \quad (2.1.5)$$

gdzie indeksy $C_{i,t}$, $i \in [0, 1]$, wyrażają wielkość konsumpcji importowanej z kraju skojarzonego z punktem $i \in [0, 1]$ i dane są analogicznie do 2.1.4:

$$C_{i,t} = \left(\int_{[0,1]} C_{i,t}(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (2.1.6)$$

gdzie przyjmujemy $\epsilon > 1$. Ponieważ mała gospodarka otwarta reprezentowana jest przez zbiór miary Lebesgue'a zero, nie ma potrzeby wykluczania jej z indeksu 2.1.5. Z przyjętych definicji indeksów CES 2.1.4, 2.1.5 oraz 2.1.3 wynika, że $\epsilon > 1$ jest elastycznością substytucji między dobrami produkowanymi w dowolnym z krajów, γ jest elastycznością substytucji pomiędzy dobrami produkowanymi w różnych krajach, natomiast $\eta > 0$ jest elastycznością substytucji między dobrami produkowanymi w kraju i za granicą.

Maksymalizacja funkcjonału 2.1.1 odbywa się względem ograniczenia budżetowego:

$$\int_{[0,1]} P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj + \int_{[0,1]} \int_{[0,1]} P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj di + E_t(Q_{t,t+1} D_{t,t+1}) \leq D_t + W_t N_t \quad (2.1.7)$$

obowiązującego dla $t = 0, 1, 2, \dots$. $P_{H,t}(j)$ oznacza cenę dobra $j \in [0, 1]$ produkowanego w gospodarce krajowej w okresie t , natomiast $P_{i,t}(j)$ oznacza cenę dobra $j \in [0, 1]$ produkowanego w kraju $i \in [0, 1]$ w okresie t ⁹. W_t oznacza płacę nominalną w gospodarce krajowej w okresie t . $Q_{t,t+1}$ jest

⁹Tak więc dla pewnego $i \in [0, 1]$ jest $P_{H,t}(j) = P_{i,t}(j)$ dla każdego $j \in [0, 1]$.

jednookresowym stochastycznym czynnikiem dyskontującym¹⁰ nominalną, otrzymaną w okresie $t+1$ losową wypłatę z posiadanego w okresie t portfela¹¹ aktywów, tj. D_{t+1} ¹². Zakładamy kompletność rynków. Wszystkie występujące w 2.1.7 ceny i wypłaty wyrażone są w walucie krajowej. Warunkiem domykającym problem wyznaczenia ścieżki alokacji konsumpcji i pracy (C_t, N_t) , $t = 0, 1, 2, \dots$, maksymalizującej funkcjonal 2.1.1 przy ograniczeniu budżetowym 2.1.7 jest warunek transversalności, tj. $\lim_{T \rightarrow \infty} D_T \geq 0$.

Zanim przedstawimy warunki pierwszego rzędu tak zdefiniowanego problemu optymalizacyjnego wyprowadzamy funkcje popytu na dobra krajowe i importowane.

Optymalna alokacja wydatków konsumpcyjnych - funkcje popytu

Funkcje popytu konsumpcyjnego wyprowadzamy na przykładzie dóbr pochodzących z kraju $i \in [0, 1]$. Poniższe rozumowanie dotyczy więc zarówno gospodarki krajowej, jak i dowolnej z gospodarek zagranicznych. Dla ustalenia uwagi mówić będziemy o gospodarce zagranicznej, jednak zamieniając indeks i na literę H dostaniemy wyprowadzenie obowiązujące dla gospodarki krajowej.

Dla ustalonego poziomu wydatków x_t przeznaczonych na konsumpcję pochodzącą z kraju $i \in [0, 1]$, tj. dla:

$$\int_{[0,1]} P_{i,t} C_{i,t}(j) dj = x_t \quad (2.1.9)$$

¹⁰Stochastyczny czynnik dyskontujący $Q_{t,t+1}$ jest zmienną losową i funkcją określoną na zbiorze możliwych realizacji stanu świata w okresie $t+1$, co podkreślamy pisząc $Q_{t,t+1}(s)$. Dany on jest tożsamością $Q_{t,t+1}(s) = \frac{V_{t,t+1}(s)}{\xi_{t,t+1}(s)}$, gdzie $s \in S_{t+1}$ dla zbioru S_{t+1} możliwych w okresie $t+1$ stanów świata. Symbol $V_{t,t+1}(s)$ oznacza wyrażoną w walucie krajowej cenę w okresie t papieru wartościowego Arrowa, tj. papieru wypłacającego w okresie $t+1$ jedną jednostkę pieniężną, gdy zrealizuje się stan świata $s \in S_{t+1}$ oraz wypłacającego zero w przeciwnym przypadku, $\xi_{t,t+1}(s)$ oznacza natomiast prawdopodobieństwo realizacji w okresie $t+1$ stanu $s \in S_{t+1}$. Przy założeniu kompletności rynków warunek niemożności osiągnięcia zysków arbitrażowych implikuje, że cena w okresie t jednookresowego portfela dającego w okresie $t+1$ losową wypłatę wielkości D_{t+1} równa jest:

$$\sum_{s \in S_{t+1}} V_{t,t+1}(s) D_{t+1}(s) = \sum_{s \in S_{t+1}} \xi_{t,t+1}(s) \frac{V_{t,t+1}(s)}{\xi_{t,t+1}(s)} D_{t+1}(s) = E_t \left(\frac{V_{t,t+1}}{\xi_{t,t+1}} D_{t+1} \right) \quad (2.1.8)$$

skąd $Q_{t,t+1} = \frac{V_{t,t+1}}{\xi_{t,t+1}}$ interpretowany jest jako stochastyczny czynnik dyskontujący.

¹¹Jednookresowego.

¹²Portfel ten zawiera obligacje i udziały w firmach oraz dywidendy.

problem maksymalizacji konsumpcji¹³ $C_{i,t}$ danej przez 2.1.6 rozwiązać można przy pomocy funkcjonału Lagrange'a:

$$L = \left(\int_{[0,1]} C_{i,t}(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right)^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} - \lambda \left(\int_{[0,1]} P_{i,t} C_{i,t}(j) dj - x_t \right) \quad (2.1.10)$$

Dla każdego $j \in [0, 1]$ warunki pierwszego są postaci $\frac{C_{i,t}(j)^{-\frac{1}{\epsilon}}}{P_{i,t}(j)} = \lambda$, tak więc dla dowolnej pary dóbr $(j, l) \in [0, 1] \times [0, 1]$ zachodzi relacja $\frac{C_{i,t}(j)}{C_{i,t}(l)} = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}(l)} \right)^{-\epsilon}$, która, jeśli zostanie uwzględniona w 2.1.9 prowadzi do zależności:

$$C_{i,t}(j) = x_t P_{i,t}(j)^{-\epsilon} P_{i,t}^{\epsilon-1} \quad (2.1.11)$$

gdzie

$$P_{i,t} = \left(\int_{[0,1]} P_{i,t}(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (2.1.12)$$

oznacza indeks cen produkcji krajowej w kraju $i \in [0, 1]$ ¹⁴ wyrażony w walucie gospodarki krajowej. Zważywszy na definicję 2.1.6 dostajemy zagregowaną tożsamość $P_{i,t} C_{i,t} = \int_{[0,1]} P_{i,t}(j) C_{i,t}(j) dj$. Uwzględniając w niej warunek optymalności 2.1.11 dostajemy standardową funkcję popytu:

$$C_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}} \right)^{-\epsilon} C_{i,t} \quad (2.1.13)$$

Zastępując subskrypt i literą H, analogiczna argumentacja pozwala wyprowadzić funkcję popytu na konsumpcję krajową postaci:

$$C_{H,t}(j) = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} C_{H,t} \quad (2.1.14)$$

gdzie:

$$P_{H,t} = \left(\int_{[0,1]} P_{H,t}(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (2.1.15)$$

jest indeksem cen produkcji gospodarki krajowej¹⁵.

¹³Co jest tożsamy z maksymalizacją użyteczności czerpanej z tej konsumpcji.

¹⁴Symbol $P_{i,t}$ oznacza indeks cen konsumpcji importowanej z kraju i -tego, jeśli jest to gospodarka zagraniczna oraz indeks cen produkcji krajowej, jeśli o niej mowa. W drugim przypadku właściwe jest oznaczenie $P_{H,t}$.

¹⁵Także i w tym przypadku zachowana jest tożsamość $P_{H,t} C_{H,t} = \int_{[0,1]} P_{H,t}(j) C_{H,t}(j) dj$.

Analogicznie sformułowany problem i analogiczne rozumowanie prowadzi do optymalnego podziału wydatków na konsumpcję importowaną ze względu na kraj pochodzenia. Dany jest on zależnością, por. 2.1.5:

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}} \right)^{-\gamma} C_{F,t} \quad (2.1.16)$$

dla każdego kraju $i \in [0, 1]$.

Wyznaczenie optymalnego podziału wydatków konsumpcyjnych między konsumpcję produkowaną w kraju oraz importowaną wymaga maksymalizacji indeksu C_t ¹⁶ przy ustalonej wielkości wydatków $C_{H,t}P_{H,t} + C_{F,t}P_{F,t} = x_t$ ¹⁷. Symbol $P_{F,t}$ oznacza indeks cen konsumpcji importowanej i dany jest agregatem CES:

$$P_{F,t} = \left(\int_{[0,1]} P_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (2.1.17)$$

agregującym ceny produkcji importowanej $P_{i,t}$ ¹⁸ pochodzącej ze wszystkich krajów $i \in [0, 1]$. Funkcjonał Lagrange'a jest więc postaci:

$$L = [(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}} C_{H,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} C_{F,t}^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{1-\eta}} - \lambda(C_{H,t}P_{H,t} + C_{F,t}P_{F,t} - x_t) \quad (2.1.18)$$

Z warunków pierwszego rzędu wynika, że:

$$\frac{(1 - \alpha)^{\frac{1}{\eta}}}{C_{H,t}^{\frac{1}{\eta}} P_{H,t}} = \frac{(\alpha)^{\frac{1}{\eta}}}{C_{F,t}^{\frac{1}{\eta}} P_{F,t}} \quad (2.1.19)$$

Rozwiązując 2.1.19 ze względu na $C_{H,t}$ i $C_{F,t}$, podstawiając otrzymane zależności do wyrażenia na zagregowane wydatki konsumpcyjne x_t oraz definiując indeks CPI małej gospodarki otwartej indeksem CES agregującym ceny konsumpcji krajowej i importowanej¹⁹:

$$P_t = [(1 - \alpha)P_{H,t}^{1-\eta} + \alpha P_{F,t}^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}} \quad (2.1.20)$$

¹⁶Por. 2.1.3.

¹⁷Indeks konsumpcji krajowej $C_{H,t}$, indeks cen produkcji krajowej $P_{H,t}$ oraz wielkość konsumpcji importowanej $C_{F,t}$ dane są odpowiednio definicjami 2.1.4, 2.1.15 oraz 2.1.5.

¹⁸Indeks $P_{i,t}$ dany jest definicją 2.1.12.

¹⁹W gospodarce krajowej - małej gospodarce otwartej - rozróżnia się między indeksem cen produkcji krajowej $P_{H,t}$ oraz indeksem CPI, który dany jest przez 2.1.20 i zależy od indeksu cen produkcji krajowej i importowanej. To samo dotyczy odpowiednich stóp inflacji. W gospodarce światowej nie ma takiego rozróżnienia, ponieważ z jej perspektywy jedynym indeksem cen produkcji importowanej jest indeks $P_{H,t}$, którego kontrybucja w całkowitym indeksie CES gospodarki światowej jest zerowa. Indeks Indeksu CPI przy $\eta \rightarrow \infty$ wyrażony dla logarytmów zmiennych jest średnią ważoną indeksów $P_{H,t}$ i $P_{F,t}$ z wagami $1 - \alpha$ i α odpowiednio.

otrzymamy optymalny podział konsumpcji między konsumpcję krajową i zagraniczną, tj.²⁰:

$$C_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (2.1.21)$$

oraz:

$$C_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\eta} C_t \quad (2.1.22)$$

Na koniec zauważmy, że całkowite wydatki konsumpcyjne reprezentatywnego gospodarstwa domowego wyrazić można w zagregowany sposób jako $P_t C_t = P_{H,t} C_{H,t} + P_{F,t} C_{F,t}$ ²¹.

Warunki pierwszego rzędu reprezentatywnego gospodarstwa domowego

W niniejszym paragrafie wyprowadzimy reguły optymalnej alokacji konsumpcji i pracy rozwiązujące problem optymalizacyjny reprezentatywnego gospodarstwa domowego, który został postawiony w paragrafie 2.1. Problem ten polega na wyznaczeniu ścieżki alokacji konsumpcji i pracy (C_t, N_t) , $t = 0, 1, 2, \dots$, maksymalizującej funkcjonal 2.1.1 przy ograniczeniu budżetowym 2.1.7 oraz warunku transversalności.

Optymalność planu alokacji zasobów (C_t, N_t) , dla ustalonego $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$, tj. wewnątrzokresowej substytucji konsumpcji i pracy, motywowana jest za pomocą standardowego argumentu wariacyjnego:

$$dU(C_t, N_t) = \frac{\partial U(C_t, N_t)}{\partial C_t} dC_t + \frac{\partial U(C_t, N_t)}{\partial N_t} dN_t = 0 \quad (2.1.23)$$

dla każdej pary różniczek konsumpcji i pracy spełniającej zagregowane ograniczenie budżetowe:

$$P_t C_t + E_t(Q_{t,t+1} D_{t+1}) \leq D_t + W_t N_t \quad (2.1.24)$$

tj. dla każdych dC_t, dN_t takich, że $P_t dC_t - W_t dN_t = 0$. Podstawiając ostatnie wyrażenie do 2.1.23²² otrzymujemy warunek wewnątrzokresowej optymalności ścieżki alokacji konsumpcji i pracy:

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = \frac{W_t}{P_t} \quad (2.1.25)$$

²⁰Indeks konsumpcji gospodarki krajowej C_t dany jest definicją 2.1.3.

²¹Jest to jedna z technicznych zalet używania indeksów CES w postaci całek i sum.

²²Dla przyjętej postaci funkcji użyteczności 2.1.2.

Warunek międzyokresowej optymalności ścieżki alokacji konsumpcji i pracy motywujemy także standardowym warunkiem wariacyjnym. Dla ustalonych okresów $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ i $t+1$, przy założeniu stałości alokacji konsumpcji w okresach różnych niż t i $t+1$ oraz stałości nakładów pracy we wszystkich okresach, wymaga się, aby zachodziło:

$$\frac{\partial U(C_t, N_t)}{\partial C_t} dC_t + \beta E_t \left(\frac{\partial U(C_{t+1}(s), N_{t+1}(s))}{\partial C_{t+1}(s)} dC_{t+1}(s) \right) = 0 \quad (2.1.26)$$

dla każdego $s \in S_{t+1}$ ²³ oraz dla każdej pary różniczek $dC_t, dC_{t+1}(s)$ spełniającej ograniczenie $\frac{P_t dC_t}{Q_{t,t+1}(s)} - P_{t+1}(s) dC_{t+1}(s) = 0$. Podstawiając ostatnie wyrażenie do 2.1.26 otrzymujemy dla każdego $s \in S_{t+1}$ warunek:

$$Q_{t,t+1}(s) = \beta \left(\frac{C_{t+1}(s)}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}(s)} \quad (2.1.27)$$

i działając obustronnie operatorem wartości oczekiwanej E_t otrzymujemy:

$$E_t Q_{t,t+1} = \beta E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (2.1.28)$$

Przyjmując w 2.1.28 oznaczenie $Q_t = E_t Q_{t,t+1}$, stochastyczny warunek międzyokresowej optymalności ścieżki alokacji przyjmuje postać²⁴:

$$C_t = E_t C_{t+1} \left(\frac{E_t \Pi_{t+1}}{e^{i_t + \rho}} \right)^{\frac{1}{-\sigma}} \quad (2.1.30)$$

W 2.1.30 przyjęto oznaczenia: $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$, $i_t = -\ln Q_t$ oraz $\rho = -\ln \beta$. Π_t oznacza inflację wskaźnika CPI gospodarki krajowej z okresu $t-1$ na okres t . Wskaźnik ten bierze pod uwagę zarówno zmianę poziomu cen konsumpcji krajowej, jak i importowanej. Zmienna i_t oznacza nominalną stopę procentową. Przyjęcie zależności $i_t = -\ln Q_t$ wynika z faktu, że zmienna

²³ S_{t+1} , jak poprzednio, oznacza skończony zbiór możliwych stanów natury w okresie $t+1$

²⁴Wyprowadzając warunek międzyokresowej optymalności alokacji zasobów nie odwoływaliśmy się *explicite* do założenia o kompletności rynków. Warunek ten został jednak wykorzystany. Przypominając, że, z definicji $Q_{t,t+1}(s) = \frac{V_{t,t+1}(s)}{\xi_{t,t+1}(s)}$, warunek 2.1.26 można przepisać jako:

$$\frac{V_{t,t+1}(s)}{P_t} C_t^{-\sigma} = \frac{\xi_{t,t+1}(s) \beta (C_{t+1}(s))^{-\sigma}}{P_{t+1}(s)} \quad (2.1.29)$$

dla $s \in S_{t+1}$, gdzie $V_{t,t+1}(s)$ oznacza, jak poprzednio, cenę w okresie t papieru wartościowego Arrowa wypłacającego wypłatę w okresie $t+1$ przy realizacji stanu s . Działając obustronnie na 2.1.29 operatorem wartości oczekiwanej E_t otrzymamy warunek 2.1.30.

$Q_t = E_t Q_{t+1}$, jako wartość oczekiwana stochastycznego dyskonta²⁵, oznacza cenę w okresie t jednookresowej obligacji wypłacającej w okresie $t+1$ wypłatę jednostkową. Mamy więc $Q_t = \frac{1}{1+YTM_t}$, gdzie YTM_t oznacza rentowność obligacji. Definicja nominalnej stopy procentowej wynika z przybliżenia²⁶ $i_t = \ln(1+YTM_t) \approx YTM_t$. Czynniki ρ jest natomiast czynnikiem dyskontującym.

2.2 Przedsiębiorstwa

Problem optymalizacyjny przedsiębiorstw

Każda z kontinuum firm gospodarki krajowej ma dostęp do jednakowej technologii i produkuje odpowiadające jej zróżnicowane dobro $j \in [0, 1]$ korzystając z funkcji produkcji postaci²⁷:

$$Y_t(j) = G_t N_t(j) \quad (2.2.1)$$

gdzie G_t oznacza produktywność pracy (poziom technologii) gospodarki krajowej w okresie t . Ewolucja produktywności pracy w czasie dana jest egzogenicznie procesem:

$$G_t = A_t e^{f(t)} \quad (2.2.2)$$

składającym się z trendu deterministycznego $f(t)$ oraz stochastycznego procesu autoregresyjnego $A_t > 0$ zdefiniowanego zależnością:

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_a} e^{\xi_t} \quad (2.2.3)$$

dla $\rho_a \in [0, 1]$. O procesie ξ_t zakładamy, że jest białym szumem o zerowej wartości średniej i interpretujemy go jako przejściowy szok produktywności pracy. Zauważmy, że trend $f(t)$ może być źródłem niestacjonarności produktywności pracy G_t , a więc i produktu $Y_t(j)$, $j \in [0, 1]$. Za pomocą tej funkcji sterować będziemy procesem konwergencji produktu *per capita* gospodarki krajowej do poziomu w unii walutowej²⁸.

²⁵Tj. wartość oczekiwana ceny w okresie t portfela aktywów wypłacającego w okresie $t+1$ jedną jednostkę pieniędzy.

²⁶Z rozwinięcia pierwszego rzędu funkcji $\ln(1+x)$ w szereg Taylora.

²⁷Rozumowanie przedstawione w tym rozdziale dotyczy także dowolnej z kontinuum gospodarek na odcinku $[0, 1]$. Dla ustalenia uwagi mowa będzie jednak o gospodarce krajowej.

²⁸Tj. gospodarki światowej.

Sztywności nominalne

Sztywności cenowe wprowadzamy w sposób zaproponowany w pracy Calvo (1983). W każdym okresie każda z firm ma możliwość zmiany ceny swojej produkcji z prawdopodobieństwem równym $1 - \theta$, $\theta \in [0, 1]$, niezależnie od czasu, jaki upłynął od ostatniego okresu, w którym taką możliwość miała²⁹. Firma $j \in [0, 1]$, która w ustalonym okresie $t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ ma możliwość ustalenia optymalnej ceny produkcji $\overline{P}_{H,t}$ rozwiązuje problem maksymalizacji oczekiwanej wartości zdyskontowanych zysków wygenerowanych w czasie, w którym cena $\overline{P}_{H,t}$ obowiązuje. Maksymalizuje więc ze względu na $\overline{P}_{H,t}$ funkcję:

$$F(\overline{P}_{H,t}) = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t[Q_{t,t+k}(\overline{P}_{H,t} Y_{t+k,t}(j) - \Psi(Y_{t+k|t}(j)))] \quad (2.2.4)$$

przy ograniczeniu popytowym postaci:

$$Y_{t+k|t}(j)(s) \leq \left(\frac{\overline{P}_{H,t}}{P_{H,t+k}(s)}\right)^{-\epsilon} (C_{H,t+k}(s) + C_{H,t+k}^*(s)) \quad (2.2.5)$$

dla $s \in S_{t+k}$, gdzie $Q_{t,t+k}(s) = \beta^k \left(\frac{C_{t+k}(s)}{C_t}\right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+k}(s)}$, oznacza, analogicznie jak poprzednio, stochastyczne dyskonto wypłat nominalnych z okresu $t+k$ na okres t , natomiast symbol $\Psi(Y_{t+k|t}(j)(s))$ oznacza funkcję kosztu produkcji w okresie $t+k$ firmy, która ostatnio ustaliła cenę optymalną $\overline{P}_{H,t}$ w okresie t . Koszt ten wyrażony jest w kategoriach nominalnych w walucie krajowej. $C_{H,t+k}^*$ oznacza wielkość popytu zagranicznego na produkcję gospodarki krajowej. Ze względu na symetrię problemu między firmami pomijamy dalej subskrypt j ³⁰. Z symetryczności wynika też, że wszystkie firmy reoptymalizujące cenę w okresie t ustalają tę samą cenę $\overline{P}_{H,t}$, a więc w czasie jej obowiązywania tworzą taki sam poziom produktu³¹. W szczególności, gdyby poziom cen był w gospodarce stały, tzn. firmy reoptymalizujące cenę w okresie t ustalały by ją na poziomie P_{t-1} , wszystkie firmy w gospodarce tworzyłyby ten sam poziom produktu.

²⁹ Wynika z tego, że w każdym okresie średnio odsetek θ firm ma możliwość reoptymalizacji ceny, a przeciętny czas trwania raz ustalonej ceny wynosi $\frac{1}{1-\theta}$.

³⁰ Zarówno w 2.2.4, jak i w 2.2.5 zmienna $Y_{t+k|t}(j)$ jest zależna od $j \in [0, 1]$. Jednak po zastosowaniu 2.2.5 w 2.2.4 widać, że problem wyznaczenia ceny optymalnej $\overline{P}_{H,t}$ jest identyczny dla wszystkich firm.

³¹ Nie oznacza to, że *ex post* tak się stanie.

Warunki pierwszego rzędu przedsiębiorstw

Warunek pierwszego rzędu dla 2.2.4 biorący pod uwagę ograniczenie 2.2.5 jest następujący:

$$0 = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t [Q_{t,t+k} Y_{t+k,t}(j) ((1 - \epsilon) + \epsilon \frac{\frac{\partial \Psi(Y_{t+k,t}(j))}{\partial Y_{t+k,t}(j)}}{\overline{P_{H,t}}})] \quad (2.2.6)$$

Zauważmy, że przy braku sztywności cenowych, tj. dla $\theta = 0$, warunek 2.2.6 sprowadza się do warunku $\overline{P_{H,t}} = \frac{\epsilon}{\epsilon-1} \frac{\partial \Psi(Y_t(j))}{\partial Y_t(j)}$, tak więc stała $\Upsilon = \frac{\epsilon}{\epsilon-1}$ jest optymalną wielkością narzutu monopolistycznego przy braku sztywności cenowych. Wielkość ta jest stała w czasie i równa dla wszystkich firm. Zauważmy także, że warunek 2.2.6, po pomnożeniu przez $\overline{P_{H,t}}$ i podzieleniu przez $1 - \epsilon$, jest równoważny warunkowi:

$$0 = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t [Q_{t,t+k} Y_{t+k}(j) (\overline{P_{H,t}} - \Upsilon \frac{\partial \Psi(Y_{t+k,t}(j))}{\partial Y_{t+k,t}(j)})] \quad (2.2.7)$$

z którego wynika, że optymalna cena $\overline{P_{H,t}}$ ustalana jest na takim poziomie, aby średnio³² równa była optymalnej cenie przy braku sztywności.

Wyprowadzimy teraz *explicite* wyrażenie na cenę optymalną w otoczeniu stanu ustalonego³³. Zauważmy, że w stanie ustalonym zachodzi $E_t Q_{t,t+k} = \beta^k$. Dzieląc 2.2.7 przez $P_{H,t-1}$ otrzymamy:

$$0 = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \beta^k E_t Y_{t+k} (\frac{\overline{P_{H,t}}}{P_{H,t-1}} - \Upsilon MC_{t+k,t}(j) \Pi_{H,t-1/t+k}) \quad (2.2.8)$$

gdzie $MC_{t+k,t}(j) = \frac{\frac{\partial \Psi(Y_{t+k,t}(j))}{\partial Y_{t+k,t}(j)}}{\overline{P_{H,t+k}}}$ oznacza realny koszt krańcowy w okresie $t+k$ przedsiębiorstwa, które ostatnio reoptymalizowało cenę w okresie t . Załóżmy, że stan ustalony jest zgodny ze stałym poziomem cen. Z 2.2.8 wynika wtedy, że w stanie ustalonym realny koszt krańcowy jest stały i równy $MC_{t+k,t} = MC = \frac{1}{\Upsilon}$.

Rozwiązanie 2.2.8 ze względu na $\overline{P_{H,t}}$ w otoczeniu stanu ustalonego daje więc:

$$\overline{P_{H,t}} = \Upsilon (1 - \theta \beta) \sum_{k=0}^{\infty} [\theta^k \beta^k E_t MC_{t+k,t} P_{H,t+k}] \quad (2.2.9)$$

³²Tj. względem wartości oczekiwanej.

³³A więc stanu, w którym efekty sztywności i szoków egzogenicznych ustabilizowały się.

Tak więc firma ustala cenę optymalną w sposób analogiczny jak w środowisku bez sztywności cenowych, tylko nominalny koszt krańcowy zastąpiony został oczekiwanym zdyskontowanym ważonym nominalnym kosztem krańcowym w horyzoncie, w którym ustalona cena będzie obowiązywała, z wagami proporcjonalnymi do prawdopodobieństwa tego zdarzenia.

W stanie ustalonym zgodnym ze stałymi cenami krajowymi firmy w każdym okresie ustalają cenę optymalną na poziomie średniej ceny produkcji krajowej w gospodarce z poprzedniego okresu. Stąd wynika, że wytwarzają taki sam poziom produkcji $Y_t(j)$, $j \in [0, 1]$. Ponieważ wyprodukowanie produktu $Y_t(j)$ przy poziomie technologii $G_t(j)$ wymaga nakładu pracy $N_t(j) = \frac{Y_t(j)}{G_t(j)}$, nominalny koszt produkcji wyrażony w walucie krajowej wynosi $\Psi_t(j) = W_t N_t(j) = \frac{W_t Y_t(j)}{G_t(j)}$. Realny koszt krańcowy wynosi więc:

$$MC_t = (1 - \tau) \frac{W_t}{G_t P_{H,t}} \quad (2.2.10)$$

gdzie τ oznacza subsydlum dla siły roboczej neutralizujące siłę monopolistyczną przedsiębiorstw. Trwały wzrost produktywności pociąga w długim okresie ekwiwalentny wzrost płac nominalnych³⁴. Dyskusję na temat marży monopolistycznej pozostawiamy do rozdziału poświęconemu log-liniowemu przybliżeniu modelu.

2.3 Kurs walutowy, *terms of trade* i bilans handlowy

W niniejszym rozdziale wprowadzimy definicje zmiennych związanych z handlem międzynarodowym. Zakładamy, że prawo jednej ceny obowiązuje we wszystkich okresach $t = 0, 1, 2, \dots$, z czego wynika, że dla każdego dobra $j \in [0, 1]$ i kraju $i \in [0, 1]$ zachodzi:

$$P_{i,t}(j) = ER_{i,t} P_{i,t}^i(j) \quad (2.3.1)$$

gdzie $ER_{i,t}$ oznacza bilateralny nominalny kurs walutowy gospodarki krajowej z krajem $i \in [0, 1]$ ³⁵, natomiast $P_{i,t}^i(j)$ oznacza cenę dobra $j \in [0, 1]$

³⁴Zakładamy, że rynek pracy jest doskonale konkurencyjny. Zarówno gospodarstwa domowe, jak i przedsiębiorstwa są płacobiórcami.

³⁵Tzn. cenę jednostki waluty kraju $i \in [0, 1]$ wyrażoną w jednostkach waluty krajowej

wyprodukowanego w kraju i wyrażoną w jednostkach waluty kraju i ³⁶. Efektywny nominalny kurs walutowy zdefiniowany jest natomiast agregatem CES:

$$ER_t = \left(\int_{[0,1]} ER_{i,t}(i)^{1-\gamma_{ER}} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma_{ER}}} \quad (2.3.3)$$

Bilateralny realny kurs walutowy gospodarki krajowej z krajem $i \in [0, 1]$ wyrażający stosunek indeksów CPI kraju i oraz gospodarki krajowej³⁷, dany jest zależnością:

$$\Xi_{i,t} = \frac{ER_{i,t} P_t^i}{P_t} \quad (2.3.4)$$

natomiast efektywny realny kurs walutowy gospodarki krajowej dany jest agregatem CES:

$$\Xi_t = \left(\int_{[0,1]} \Xi_{i,t}(i)^{1-\gamma_{\Xi}} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma_{\Xi}}} \quad (2.3.5)$$

Bilateralny *terms of trade* gospodarki krajowej z gospodarką $i \in [0, 1]$ wyraża stosunek indeksu cen produkcji w kraju $i \in [0, 1]$ oraz indeksu cen produkcji krajowej³⁸ i zdefiniowany jest przez:

$$S_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_{H,t}} = \frac{P_{i,t}^i ER_{i,t}}{P_{H,t}} \quad (2.3.6)$$

natomiast efektywny *terms of trade* gospodarki krajowej, wyrażający stosunek indeksu cen produkcji importowanej do indeksu cen produkcji krajowej, por. 2.3.6 i 2.1.17, zdefiniowany jest agregatem CES:

$$S_t = \left(\int_{[0,1]} S_{i,t}^{1-\gamma} di \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \quad (2.3.7)$$

2.4 Międzynarodowy podział ryzyka

Przy założeniu kompletności rynków warunek międzyokresowej optymalności ścieżki konsumpcji analogiczny do 2.1.29 zachodzi dla każdego kraju $i \in$

³⁶Przyjmując, analogicznie, jak w przypadku indeksu cen gospodarki krajowej, że indeks cen krajowych kraju i zdefiniowany jest indeksem CES $P_{i,t}^i = \left(\int_{[0,1]} P_{i,t}(j)^{1-\epsilon} dj \right)^{\frac{1}{1-\epsilon}}$, otrzymujemy zagregowaną zależność zachodzącą dla każdego t :

$$P_{i,t} = ER_{i,t} P_{i,t}^i \quad (2.3.2)$$

³⁷Obydwu wyrażonych w jednostkach waluty krajowej.

³⁸Obydwu wyrażonych w jednostkach waluty krajowej

$[0, 1]$:

$$\frac{V_{t,t+1}^i(s)}{P_{i,t}} C_{i,t}^{-\sigma} = \frac{\xi_{t,t+1}(s) \beta(C_{i,t+1}(s))^{-\sigma}}{P_{i,t+1}(s)} \quad (2.4.1)$$

dla $s \in S_{t+1}$, gdzie $V_{t,t+1}^i(s)$ oznacza cenę w okresie t papieru wartościowego Arrowa wypłacającego wypłatę w okresie $t+1$ przy realizacji stanu s , która jest wyrażona jest w jednostkach waluty kraju i . Warunek 2.4.1 wykorzystujący cenę papieru wartościowego Arrowa wyrażoną w jednostkach waluty krajowej wygląda dla $s \in S_{t+1}$ następująco:

$$\frac{V_{t,t+1}(s)}{ER_{i,t} P_{i,t}} C_{i,t}^{-\sigma} = \frac{\xi_{t,t+1}(s) \beta(C_{i,t+1}(s))^{-\sigma}}{ER_{i,t} P_{i,t+1}(s)} \quad (2.4.2)$$

Przypominając, że $Q_{t,t+1}(s) = \frac{V_{t,t+1}(s)}{\xi_{t,t+1}}$ mamy warunek:

$$Q_{t,t+1}(s) = \beta\left(\frac{C_{i,t+1}(s)}{C_{i,t}}\right)^{-\sigma} \frac{P_{i,t} ER_{i,t}}{P_{i,t+1}(s) ER_{i,t+1}(s)} \quad (2.4.3)$$

który, po uwzględnieniu równania stochastycznego czynnika dyskontującego gospodarki krajowej 2.1.8 oraz definicji bilateralnego realnego kursu walutowego 2.3.4 i po zadziałaniu obustronnie operatorem wartości oczekiwanej E_t umożliwia zapisanie warunku międzynarodowego podziału ryzyka:

$$C_t = C_{i,t} E_t\left(\frac{C_{t+1}(s)}{C_{i,t+1}(s)} \frac{1}{\Xi_{i,t+1}(s)^{\frac{1}{\sigma}}}\right) \Xi_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (2.4.4)$$

Iterowanie 2.4.4 do przodu daje w końcu:

$$C_t = C_{i,t} \kappa \Xi_{i,t}^{\frac{1}{\sigma}} \quad (2.4.5)$$

gdzie $\kappa = E_t\left(\frac{C_{t+1}(s)}{C_{i,t+1}(s)} \frac{1}{\Xi_{i,t+1}(s)^{\frac{1}{\sigma}}}\right)$ jest stałą zależną początkowych zasobów aktywów międzynarodowych³⁹.

2.5 Równowaga

Strona popytowa - równowaga rynku dóbr

Równowaga strony popytowej modelu, tj. warunek czyszczenia się rynku dóbr, wymaga spełnienia dla każdego $j \in [0, 1]$:

$$Y_t(j) = C_{H,t} + \int_{[0,1]} C_{H,t}^i(j) di \quad (2.5.1)$$

³⁹Przy założeniu symetryczności warunków początkowych w każdym kraju zachodzi $\kappa = 1$. W dalszej części pracy przyjęto to założenie.

gdzie $C_{H,t}^i$ oznacza popyt kraju $i \in [0, 1]$ na konsumpcję dobra j produkowanego w gospodarce krajowej w okresie t . Założenie o symetryczności preferencji między wszystkimi z kontinuum gospodarek na podstawie wyników z paragrafu 2.1, w szczególności na podstawie 2.1.16, 2.1.14 oraz 2.1.21 daje:

$$\begin{aligned} C_{H,t}^i &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\epsilon} C_{H,t}^i = \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\epsilon} \left(\frac{P_{H,t}}{P_{F,t}}\right)^{-\gamma} C_{F,t}^i = \\ &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\epsilon} \left(\frac{P_{H,t}}{P_{F,t}}\right)^{-\gamma} \alpha \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i}\right)^{-\eta} C_t^i \end{aligned} \quad (2.5.2)$$

gdzie $C_{H,t}^i$ oznacza popyt konsumpcyjny kraju i na dobra produkowane w gospodarce krajowej, $C_{F,t}^i$ oznacza import konsumpcyjny kraju i . Symbole $P_{F,t}^i$ i P_t^i oznaczają indeks cen produkcji zagranicznej kraju i oraz indeks CPI kraju i odpowiednio, oba wyrażone w jednostkach waluty kraju i . Symbol C_t^i oznacza indeks konsumpcji kraju i . Korzystając z 2.5.2 przepisujemy warunek czyszczenia się rynku dóbr do postaci:

$$\begin{aligned} Y_t(j) &= \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\epsilon} [(1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_t}\right)^{-\eta} C_t + \\ &+ \alpha \int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{ER_{i,t} P_{F,t}^i}\right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i}\right)^{-\eta} C_t^i di] \end{aligned} \quad (2.5.3)$$

Definiując zagregowany produkt gospodarki krajowej indeksem CES:

$$Y_t = \left[\int_{[0,1]} Y_t(j)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (2.5.4)$$

otrzymujemy warunek równowagi rynku dóbr na zagregowanym poziomie:

$$\begin{aligned} Y_t &= \left[\int_{[0,1]} \left\{ \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}}\right)^{-\epsilon} [(1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_t}\right)^{-\eta} C_t + \right. \right. \\ &+ \left. \left. \alpha \int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{ER_{i,t} P_{F,t}^i}\right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i}\right)^{-\eta} C_t^i di] \right\}^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dj \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} = \\ &= (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_t}\right)^{-\eta} C_t + \alpha \int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{ER_{i,t} P_{F,t}^i}\right)^{-\gamma} \left(\frac{P_{F,t}^i}{P_t^i}\right)^{-\eta} C_t^i di = \quad (2.5.5) \\ &= \left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} [(1 - \alpha) C_t + \alpha \int_{[0,1]} \left(\frac{ER_{i,t} P_{F,t}^i}{P_{H,t}}\right)^{\gamma-\eta} \Xi_{i,t}^{\gamma} C_t^i di] = \\ &= \left(\frac{P_{H,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t [(1 - \alpha) + \alpha \int_{[0,1]} (S_t^i S_{i,t})^{\gamma-\eta} \Xi_{i,t}^{\gamma-\frac{1}{\sigma}} di] \end{aligned}$$

gdzie druga z równości korzysta z definicji bilateralnego realnego kursu walutowego 2.3.4, natomiast ostatnia korzysta z warunku międzynarodowego

podziału ryzyka 2.4.5⁴⁰ oraz z definicji bilateralnego *termu of trade* 2.3.6 i efektywnego *terms of trade* kraju $i \in [0, 1]$ danego analogicznie do 2.3.7 przez $S_t^i = \frac{P_{F,t}^i}{P_{H,t}^i}$, gdzie $P_{F,t}^i$ oznacza indeks cen konsumpcji importowanej kraju i wyrażony w jednostkach waluty tego kraju, natomiast $P_{H,t}^i$ oznacza indeks cen produkcji krajowej kraju i wyrażony w jednostkach waluty tego kraju. Zauważmy, że w przypadku $\eta = \gamma = \sigma = 1$ wyrażenie w nawiasie kwadratowym w 2.5.5 równa się 1, indeks CPI 2.1.20 przyjmuje postać $P_t = P_{H,t}^{1-\alpha} P_{F,t}^\alpha$ i powyższy warunek można zapisać jako⁴¹:

$$Y_t = C_t S_t^\alpha \quad (2.5.6)$$

Strona podaźowa - równowaga rynku pracy, zagregowany produkt

Poziom zatrudnienia w gospodarce krajowej zdefiniowany jest agregatem $N_t = \int_{[0,1]} N_t(j) dj$. Warunek czyszczenia się rynku pracy wymaga, by zachodziło:

$$N_t = \int_{[0,1]} N_t(j) dj = \int_{[0,1]} \frac{Y_t(j)}{G_t} dj = \frac{Y_t}{G_t} \int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} dj \quad (2.5.7)$$

gdzie ostatnia równość w 2.5.7 korzysta z 2.5.3 i 2.5.5. Zagregowana zależność między produkcją, technologią i zatrudnieniem dana jest więc przez:

$$Y_t = G_t N_t \left(\int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} dj \right)^{-1} \quad (2.5.8)$$

gdzie $V_t = \left(\int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} dj \right)$ jest miarą dyspersji cen krajowych, a więc i krajowej produkcji pomiędzy przedsiębiorstwami. Można pokazać, że, w deterministycznym stanie ustalonym, występująca w 2.5.8 miara V_t dyspersji produkcji krajowej między firmami jest równa 1 z dokładnością do przybliżenia pierwszego rzędu, czyli, że wahania V_t są rzędu co najmniej drugiego⁴².

⁴⁰Przypomnijmy, że przyjęto $\kappa = 1$

⁴¹Niech $f(\eta) = ((1-\alpha)x^{1-\eta} + \alpha y^{1-\eta})^{\frac{1}{1-\eta}}$. Oznaczmy $\theta = 1 - \eta$. Mamy wtedy $\lim_{\eta \rightarrow 1} \ln f(\eta) = \lim_{\theta \rightarrow 0} \ln f(\theta) = \lim_{\theta \rightarrow 0} \frac{\ln((1-\alpha)x^\theta + \alpha y^\theta)}{\theta}$ i korzystając z reguły d'Hospitala mamy $\lim_{\theta \rightarrow 0} \ln f(\theta) = (1-\alpha) \ln x + \alpha \ln y$, czyli ostatecznie $\lim_{\eta \rightarrow 1} f(\eta) = e^{(1-\alpha) \ln x + \alpha \ln y} = x^{1-\alpha} y^\alpha$.

⁴²Zauważmy, że rozwijając funkcję podcałkową tożsamości $V_t(p_{H,t}(j)) = \int_{[0,1]} e^{-\epsilon(p_{H,t}(j) - p_{H,t})} dj$, gdzie $p_{H,t}(j) = \ln P_{H,t}(j)$ oraz $p_{H,t} = \ln P_{H,t}$, w szereg Taylora drugiego rzędu w otoczeniu deterministycznego stanu ustalonego, tj. w otoczeniu

Wynika z tego przybliżona zależność między zagregowanym produktem, zatrudnieniem i poziomem technologii:

$$Y_t = G_t N_t \quad (2.5.13)$$

W kolejnym paragrafie przedstawiamy log-liniowe przybliżenie modelu i interpretujemy istotne z punktu widzenia celu pracy zależności łączące poszczególne jego agregaty.

$p_{H,t}(j) = p_{H,t}$ otrzymamy:

$$1 - \epsilon \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t}) dj + \frac{\epsilon^2}{2} \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj \approx \left(\int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} dj \right)^{-1} \quad (2.5.9)$$

Teraz zauważmy, że z definicji indeksu cen krajowych $P_{H,t}$, tj. 2.1.15, wynika, że $\int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{1-\epsilon} dj = 1$, a ponieważ rozwinięcie $\int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{1-\epsilon} dj$ w szereg Taylora drugiego rzędu w otoczeniu deterministycznego stanu ustalonego jest następujące:

$$1 + (1 - \epsilon) \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t}) dj + \frac{(1 - \epsilon)^2}{2} \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj \approx \int_{[0,1]} e^{(1-\epsilon)(p_{H,t}(j) - p_{H,t})} dj \approx \quad (2.5.10)$$

otrzymujemy przybliżoną zależność:

$$p_{H,t} \approx \int_{[0,1]} p_{H,t}(j) dj + \frac{1 - \epsilon}{2} \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj = E_j(p_{H,t}(j)) + \frac{1 - \epsilon}{2} \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj \quad (2.5.11)$$

gdzie $E_j(p_{H,t}(j)) = \int_{[0,1]} p_{H,t}(j) dj$ oznacza przekrojącową średnią logarytmów cen produkcji w gospodarce. Podstawiając 2.5.11 do 2.5.9 otrzymujemy:

$$\begin{aligned} & \int_{[0,1]} \left(\frac{P_{H,t}(j)}{P_{H,t}} \right)^{-\epsilon} dj \approx \\ & \approx 1 + \frac{\epsilon(1 - \epsilon)}{2} \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj + \frac{\epsilon^2}{2} \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj = \\ & = 1 + \frac{\epsilon}{2} \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj \approx 1 + \frac{\epsilon}{2} \text{Var}_j(p_{H,t}(j)) \end{aligned} \quad (2.5.12)$$

Drugie z przekształceń w 2.5.12 wynika z faktu, że $\int_{[0,1]} P_{H,t}(j) dj - \int_{[0,1] \times [0,1]} P_{H,t}(j) dj = 0$, natomiast ostatnią przybliżoną zależność w 2.5.12 otrzymamy podstawiając w 2.5.12 przybliżone z dokładnością do pierwszego rzędu wyrażenie na $p_{H,t}$ z 2.5.11 i korzystając z faktu, że $\int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - p_{H,t})^2 dj \approx \int_{[0,1]} (p_{H,t}(j) - E_j(p_{H,t}(j)))^2 dj = \text{Var}_j(p_{H,t}(j))$. Z 2.5.12 wynika już, że w deterministycznym stanie ustalonym występująca w 2.5.8 miara V_t dyspersji produkcji krajowej między firmami jest równa 1 z dokładnością do przybliżenia pierwszego rzędu.

2.6 Dynamika modelu w równowadze.

W niniejszym paragrafie wyprowadzimy logarytmiczno-liniową postać modelu zaprezentowanego w paragrafie poprzednim. Na jej podstawie model można rozwiązać w otoczeniu stanu ustalonego⁴³. Przedstawiamy rekurencyjny układ zadający dynamikę modelu w otoczeniu stanu ustalonego. Małe litery oznaczają będą logarytmy odpowiednich zmiennych, jeżeli zostały one dotychczas zdefiniowane jako poziomy za pomocą wielkich liter⁴⁴.

2.7 Najważniejsze zależności

Wewnątrzokresowy i międzyokresowy warunek pierwszego rzędu reprezentatywnego gospodarstwa domowego 2.1.25 i 2.1.25 mają w logarytmach odpowiednio postać⁴⁵:

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t \quad (2.7.1)$$

oraz:

$$c_t = E_t(c_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho) \quad (2.7.2)$$

Równanie ruchu konsumpcji 2.7.2 stanowi, że agenci wygładzają konsumpcję w czasie⁴⁶.

Równowagowa zależność między zagregowanym produktem, technologią i zatrudnieniem dana jest przez, por.2.5.13:

$$y_t = g_t + n_t \quad (2.7.3)$$

przy czym logarytm produktywności pracy w okresie t , tj. g_t , dany jest zależnością, por. 2.2.2:

$$g_t = a_t + f(t) \quad (2.7.4)$$

⁴³Stosunkowo łatwo to zrobić stosując metodę współczynników nieoznaczonych.

⁴⁴Tak więc np. stopy procentowe wyrażone są w poziomach a nie logarytmach.

⁴⁵Warunek 2.7.1 interpretujemy jako funkcję podaży pracy.

⁴⁶Wynika to z faktu, że rozwiązując 2.7.2 w przód otrzymamy $c_t = -\frac{1}{\sigma} \sum_{k=0}^{\infty} E_t(r_{t+k} - \rho)$, gdzie $r_t = i_t - E_t(\pi_{t+1})$ oznacza realną stopę procentową w okresie t . Zauważmy, że żeby takie rozumowanie miało sens ostatnia suma musi być zbieżna.

gdzie funkcja $f(t)$ determinuje stopę wzrostu technologii⁴⁷, natomiast, por. 2.2.3, składnik stochastyczny a_t dany jest przez:

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \xi_t \quad (2.7.5)$$

dla $\rho_a \in [0, 1]$. Jeśli $\rho_a < 1$, składnik ten jest stacjonarny i jedynym źródłem niestacjonarności w modelu może być trend deterministyczny $f(t)$. W analizie symulacyjnej przyjmujemy, że $\rho_a < 1$. Za funkcję trendu $f(t)$ przyjmujemy oszacowaną we Wprowadzeniu funkcję logistyczną, por. 1.1.1. Parametr ρ_a wyznaczony został z modelu autoregresyjnego pierwszego rzędu odtrendowanego kwartalnym filtrem HP produktu *per capita*⁴⁸ w Polsce dla okresu 1995Q1 - 2008Q2:

$$a_t^{HP} = \rho_a a_{t-1}^{HP} + \xi_t \quad (2.7.6)$$

Logarytmiczno-liniowe przybliżenie pierwszego rzędu efektywnego *terms of trade* zdefiniowanego zależnością 2.3.6 w otoczeniu symetrycznego stanu ustalonego⁴⁹ jest następujące:

$$s_t = p_{F,t} - p_{H,t} \approx \int_{[0,1]} s_{i,t} di \quad (2.7.7)$$

gdzie, jak wynika z 2.3.6, $s_{i,t} = p_{i,t} - p_{H,t}$ ⁵⁰. Z 2.7.7 wynika, że logarytmiczno-liniowe przybliżenie pierwszego rzędu indeksu CPI gospodarki krajowej w otoczeniu symetrycznego stanu ustalonego⁵¹, daje przybliżoną zależność między indeksem CPI i *terms of trade*^{52, 53}:

$$p_t = (1 - \alpha)p_{H,t} + \alpha p_{F,t} = p_{H,t} + \alpha s_t \quad (2.7.8)$$

Wpływ logarytmicznego indeksu cen produkcji importowanej na logarytm krajowego indeksu CPI jest więc proporcjonalny do stopnia otwartości gospo-

⁴⁷Zauważmy, że $E_t \frac{\partial g_t}{\partial t} = \frac{\partial f(t)}{\partial t}$ ponieważ $E_t \frac{\partial a_t}{\partial t} = 0$.

⁴⁸Jako przybliżenia produktywności pracy.

⁴⁹Symetryczny stan ustalony jest stanem ustalonym, w którym zachodzi $S_{i,t} = 1$ dla każdego $i \in [0, 1]$. Założenie to ma katalog konsekwencji i powołując się na założenie symetrycznego stanu ustalonego będziemy się do poszczególnych z nich odnosić.

⁵⁰Więc w symetrycznym stanie ustalonym mamy $s_{i,t} = 0$ dla każdego $i \in [0, 1]$.

⁵¹Tj. stanu ustalonego w którym $P_{H,t} = P_{F,t}$.

⁵²Niech $f(x, y) = ((1 - \alpha)x^{1-\eta} + \alpha y^{1-\eta})^{\frac{1}{1-\eta}}$ oraz niech $h(x, y) = \ln f(\ln x, \ln y)$. Rozwinięcie funkcji $h(x, y)$ w szereg Taylora pierwszego rzędu w otoczeniu punktu $(x, y) = (p, p)$ daje: $h(x, y) \approx h(p, p) + dh(x, y)|_{(x,y)=(p,p)} d(x, y) = (1 - \alpha)x + \alpha y$, gdzie $d(x, y) = (x, y) - (p, p)$.

⁵³Zauważmy, że zależności 2.7.7 i 2.7.8 są dokładne, jeśli tylko $\eta = \gamma = 1$.

darki na wymianę handlową mierzonego parametrem α . W pracy przybliżamy jego wartość udziałem importu w PKB Polski w 2007. Biorąc obustronnie przyrosty w 2.7.8 otrzymujemy przybliżoną relację pokazującą, że przyrost *terms of trade* stanowi klin między logarytmem wskaźnika inflacji CPI a logarytmem wskaźnika cen produkcji krajowej:

$$\pi_t = \pi_{H,t} + \alpha \Delta s_t \quad (2.7.9)$$

Log-linearyzacja indeksu cen produkcji importowanej $P_{F,t}$ danej przez 2.1.17 wokół symetrycznego stanu ustalonego⁵⁴ przy wykorzystaniu definicji bilateralnego nominalnego kursu walutowego 2.3.1 daje zależność⁵⁵:

$$p_{F,t} \approx \int_{[0,1]} (er_{i,t} + p_{i,t}^i) di = e_t + p_t^* \quad (2.7.10)$$

gdzie $p_{i,t}^i = \int_{[0,1]} p_{i,t}^i(j) dj$ oznacza logarytm indeksu cen krajowych gospodarki $i \in [0, 1]$ wyrażony w jednostkach waluty gospodarki i , $e_t = \int_{[0,1]} e_{i,t}(i) di$ oznacza logarytm efektywnego nominalnego kursu walutowego gospodarki krajowej, natomiast $p_t^* = \int_{[0,1]} p_{i,t}^i di$ oznacza logarytm indeksu CPI gospodarki światowej. Podstawiając 2.7.7 w 2.7.10 otrzymamy przybliżoną zależność między cenami produkcji krajowej, indeksem cen gospodarki światowej, nominalnym efektywnym kursem walutowym i efektywnym *terms of trade*:

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{H,t} \quad (2.7.11)$$

Jeśli założymy, że ceny produkcji zagranicznej są stałe, to wpływ inflacji cen produkcji krajowej na *term of trade* zależy tylko od zmiany nominalnego kursu walutowego. Dla kursu sztywnego konsekwencją inflacji jest spadek *terms of trade*. W reżimie kursu płynnego jedynie nominalna deprecjacja może powstrzymać spadek tego wskaźnika. Można następnie pokazać⁵⁶, że

⁵⁴Tj. stanu, w którym bilateralne nominalne kursy walutowe wszystkich gospodarek są równe 1 (ich logarytmy są równe 0) i wszystkie ceny są równe 1 w kategoriach nominalnych.

⁵⁵Niech $x = x(i)$, $y = y(i)$, $f(x, y) = [\int_{[0,1]} (xy)^{1-\gamma} di]^{\frac{1}{1-\gamma}}$ oraz niech $h(x, y) = \ln f(\ln x, \ln y) = \frac{1}{1-\gamma} \ln \int_{[0,1]} e^{(1-\gamma)x} e^{(1-\gamma)y} di$. Rozwijając funkcję podcałkową w szereg Taylora pierwszego rzędu w otoczeniu punktu $(x, y) = (0, 0)$ otrzymujemy $h(x, y) \approx \frac{1}{1-\gamma} \ln \int_{[0,1]} [1 + (1-\gamma)(x+y)] di$ i korzystając z faktu, że $\ln(1+z) \approx z$, mamy w przybliżeniu $h(x, y) \approx \int_{[0,1]} (x+y) di$.

⁵⁶Zgodna z definicją 2.3.5 log-linearyzacja efektywnego kursu walutowego gospodarki

równanie uzależniające produkcję krajową od realnej stopy procentowej i przyrostu produktu światowego:

$$\begin{aligned}
y_t &= E_t(y_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho) - \frac{\alpha\omega}{\sigma}E_t(\Delta s_{t+1}) = \\
&= E_t(y_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t(\pi_{H,t+1}) - \rho) - \frac{\alpha\Theta}{\sigma}E_t(\Delta s_{t+1}) = \\
&= E_t(y_{t+1}) - \frac{1}{\sigma_\alpha}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - \rho) - \alpha\Theta E_t(\Delta y_{t+1}^*)
\end{aligned} \tag{2.7.17}$$

gdzie $\Theta = (\sigma\gamma - 1) + (1 - \alpha)(\sigma\eta - 1) = \omega - 1$.

Korzystając z przybliżonej zagregowanej funkcji produkcji 2.7.3, definicji wprowadzonych w rozdziale 2.3 i równania popytu na pracę 2.1.25 loga-

krajowej dana jest przez $q_t = \int_{[0,1]} q_{i,t} di$, gdzie $q_{i,t} = \ln \Xi_{i,t}$. Wynika z tego, że:

$$\begin{aligned}
q_t &= \int_{[0,1]} (e_{i,t} + p_t^i - p_t) di = e_t + p_t^* - p_t = \\
& s_t + p_{H,t} - p_t \approx (1 - \alpha)s_t
\end{aligned} \tag{2.7.12}$$

gdzie ostatnia z równości w 2.7.12 wynika z przybliżenia w otoczeniu symetrycznego stanu ustalonego lewej jej strony. Spadające *terms of trade* równoważne jest realnej aprecjacji, co wynika z faktu, że spadek *terms of trade* mógł nastąpić tylko wtedy, gdy nominalny kurs walutowy wzrósł nie mocniej niż poziom cen produkcji krajowe. Log-liniową zależność łączącą konsumpcję krajową c_t oraz konsumpcję gospodarki światowej $c_t^* = \int_{[0,1]} c_t^i di$, por. 2.1.14, otrzymujemy logarytmując obustronnie i całkując po względem i po $[0, 1]$ warunek międzynarodowego podziału ryzyka 2.4.5:

$$c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma}q_t \approx c_t^* + \left(\frac{1 - \alpha}{\sigma}\right)s_t \tag{2.7.13}$$

Log-liniowa aproksymacja pierwszego rzędu wokół symetrycznego stanu ustalonego równowagowej zależności łączącej produkt, konsumpcję, *terms of trade* oraz realny kurs walutowy 2.5.5 ma postać:

$$y_t \approx c_t + \alpha\gamma s_t + \alpha\left(\eta - \frac{1}{\sigma}\right)q_t \approx c_t + \frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t \tag{2.7.14}$$

przy czym pierwsza z równości w 2.7.3 korzysta z 2.7.8. Zauważmy, że warunek postaci 2.7.14 zachodzić musi dla każdej z kontinuum gospodarek w $[0, 1]$, więc przepisując go dla generycznego kraju i jako $y_t^i \approx c_t^i + \frac{\alpha\omega}{\sigma}s_t^i$, całkując względem i po $[0, 1]$ i uwzględniając symetryczność $\int_{[0,1]} s_t^i di = 0$ mamy warunek czyszczenia się rynku światowego:

$$y_t^* = c_t^* \tag{2.7.15}$$

gdzie przyjęto oznaczenie $y_t^* = \int_{[0,1]} y_t^i di$ dla logarytmicznego indeksu produktu światowego oraz $c_t^* = \int_{[0,1]} c_t^i di$ dla logarytmicznego indeksu konsumpcji światowej. Łącząc trzy ostatnie zależności, tj. 2.7.13, 2.7.14 oraz 2.7.15 otrzymujemy:

$$y_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma_\alpha s_t} \tag{2.7.16}$$

gdzie $\sigma_\alpha = \frac{\sigma}{1 + \alpha(\omega - 1)} > 0$. Podstawiając do 2.7.14 równanie ruchu konsumpcji 2.7.2 dostajemy równanie uzależniające produkcję krajową od realnej stopy procentowej i przyrostu produktu światowego 2.7.17.

rytm kosztu krańcowego przedsiębiorstwa 2.2.10 uzależnić można od logarytmicznych indeksów produkcji krajowej i światowej, *terms of trade* oraz logarytmu technologii gospodarki krajowej⁵⁷:

$$\begin{aligned} mc_t &= -\nu + w_t - p_{H,t} - g_t = \sigma c_t + \varphi n_t + \alpha s_t - g_t = \\ &= \sigma y^* + \varphi y_t + s_t - (1 - \varphi)g_t \end{aligned} \quad (2.7.18)$$

gdzie $\nu = -\ln(1 - \tau)$. Uwzględniając w 2.7.18 zależność równowagową 2.7.16 można pozbyć się w 2.7.18 *terms of trade*:

$$mc_t = -\nu + (\sigma - \sigma_\alpha)y^* + (\sigma_\alpha + \varphi)y_t - (1 - \varphi)g_t \quad (2.7.19)$$

Wymuszając w 2.7.19 $mc_t = -\mu$, gdzie $\mu = \ln \Upsilon$ ⁵⁸, i rozwiązując ze względu na y_t otrzymujemy wyrażenie na naturalny poziom produktu y_t^n ⁵⁹, który dany jest egzogenicznie przez poziom produktywności pracy oraz przyrost produkcji w gospodarce światowej:

$$y_t^n = \frac{\nu - \mu}{\sigma_\alpha + \varphi} + \frac{1 + \varphi}{\sigma_\alpha + \varphi}g_t - \frac{\alpha\sigma_\alpha\Theta}{\sigma_\alpha + \varphi}y_t^* \quad (2.7.20)$$

Dynamika modelu w równowadze wyrażona zostanie w kategoriach odchylenia produktu od produktu naturalnego, tj. luki popytowej, $\tilde{y}_t = y_t - y_t^n$, oraz inflacji cen produkcji krajowej $\pi_{H,t}$. Kanoniczna reprezentacja dynamiki sprowadza się do układu rekurencyjnego składającego się z dynamicznej krzywej IS (w skrócie DIS) gospodarki otwartej:

$$\tilde{y}_t = E_t(\tilde{y}_{t+1}) - \frac{1}{\sigma_\alpha}(i_t - E_t(\pi_{H,t+1}) - r_t^n) \quad (2.7.21)$$

gdzie przyjęto oznaczenie:

$$r_t^n = \rho + \frac{\sigma_\alpha(1 + \varphi)}{\sigma_\alpha + \varphi}E_t(\Delta g_{t+1}) + \frac{\alpha\sigma_\alpha\Theta\varphi}{\sigma_\alpha + \varphi}E_t(\Delta y_t^*) \quad (2.7.22)$$

dla naturalnego poziomu realnej stopy procentowej w gospodarce, oraz nowokeynesowskiej krzywej Philipsa (w skrócie NKPC):

$$\pi_{H,t} = \beta E_t(\pi_{H,t+1}) + \lambda(\sigma_\alpha + \varphi)\tilde{y}_t \quad (2.7.23)$$

⁵⁷Drugie z przekształceń wynika z tożsamości $w_t - p_{H,t} = w_t - p_t + p_t - p_{H,t}$, trzecie korzyststa natomiast z równowagowego warunku 2.7.14

⁵⁸Tzn. μ jest kosztem krańcowym w stanie ustalonym, lub, równoważnie, kosztem krańcowym przy braku sztywności w jego dostosowaniu.

⁵⁹Produkt naturalny jest więc produktem, jaki realizowałby się w gospodarce bez frykcji, gdy firmy w każdym okresie mają możliwość ustalania marży monopolistycznej, tj. ceny, na optymalnym poziomie.

Równanie DIS 2.7.21 otrzymujemy bezpośrednio z równania ruchu produktu gospodarki otwartej 2.7.17, natomiast nowokeyneskowską krzywą Philipsa otrzymujemy łącząc wyrażenia $\pi_{H,t} = \beta E_t(\pi_{H,t+1}) + \lambda \tilde{m}c_t$ oraz $\tilde{m}c_t = (\sigma_\alpha + \varphi)\tilde{y}_t$, gdzie $\tilde{m}c_t = mc_t + \mu$ jest odchyleniem kosztu krańcowego przedsiębiorstw od ich optymalnego poziomu w stanie ustalonym⁶⁰. Rekurencyjny charakter układu 2.7.21 i 2.7.23 polega na tym, że krzywa DIS wyznacza lukę popytową w zależności od oczekiwanej ścieżki naturalnej⁶¹ i faktycznej realnej stopy procentowej⁶², natomiast równanie NKPC wyznacza poziom inflacji w gospodarce w zależności od oczekiwanej ścieżki luki popytowej. Aby wyznaczyć ścieżki zmiennych realnych: luki popytowej $\tilde{y}_t$ oraz inflacji cen produkcji krajowej $\pi_{H,t}$ ⁶³, należy jeszcze wskazać równanie definiujące proces nominalnej stopy procentowej i_t , tzn. równanie⁶⁴ polityki pieniężnej. Przyjmujemy, że jest ono dane regułą Taylora:

$$i_t = \rho + \phi_\pi \pi_{H,t} + \phi_y \tilde{y}_t \quad (2.7.24)$$

⁶⁰Obydwa związki wynikają z optymalizacji cen przez przedsiębiorstwa

⁶¹Ścieżka naturalnego poziomu realnej stopy procentowej dana jest egzogenicznie przez proces produktywności pracy i proces produktu światowego.

⁶²Jest tak ponieważ rozwiązując 2.7.21 do przodu otrzymamy: $\tilde{y}_t = -\frac{1}{\sigma_{\alpha\phi\alpha}} \sum_{k=0}^{\infty} (r_{t+k} - r_{t+k}^n)$, gdzie $r_t = i_t - E_t(\pi_{H,t})$ oznacza faktyczną realną stopę procentową w gospodarce w okresie t . Żeby ta suma była dobrze określona wymaga się, żeby efekty sztywności nominalnych zanikały w czasie, tj. żeby zachodziło $\lim_{\tau \rightarrow \infty} \tilde{y}_{t+\tau} = 0$.

⁶³A na ich podstawie i na podstawie założonych trajektorii zmiennych egzogenicznych ścieżki pozostałych zmiennych modelu.

⁶⁴Przynajmniej jedno.

Rozdział 3

Analiza symulacyjna - wnioski

Po przeprowadzeniu log-linearyzacji ustosunkujemy się do kwestii poruszonych we Wprowadzeniu. Prezentujemy wnioski z przeprowadzonych symulacji modelu. Został on uprzednio skalibrowany na danych dla polskiej gospodarki z lat 1995Q1 - 2007Q4¹.

3.1 Konwergencja produktywności i gra na konwergencję stóp procentowych

Z definicji 2.7.22 odczytać można jakie konsekwencje dla naturalnego poziomu realnej stopy procentowej ma zmiana w czasie produktywności pracy². Kierunek wpływu innowacji procesu produktywności zależy od własności dynamicznych procesu generującego produktywność. Ważny więc jest nie tyle sam szok, ile oczekiwania co do jego charakteru, tzn. co do stopnia trwałości. Szok stacjonarny³, nietrwały, obniża naturalną stopę procentową i obniża lukę popytową. Jest tak dlatego, że po szoku przejściowym produkt rośnie wolniej niż produkt naturalny. Szok procesu przyrostostacjonarnego bez dryfu nie wpływa ani na naturalną stopę realną, ani na lukę popytową⁴. Szok o trwałym charakterze podwyższa natomiast naturalną realną stopę procentową. Tak więc obecność trendu deterministycznego w procesie produktywności powoduje, że naturalny poziom realnej stopy procentowej jest prze-

¹Kalibracja modelu została przeprowadzona jak w Gali (2008) w sposób standardowy dla literatury przedmiotu, por. Canova (2007).

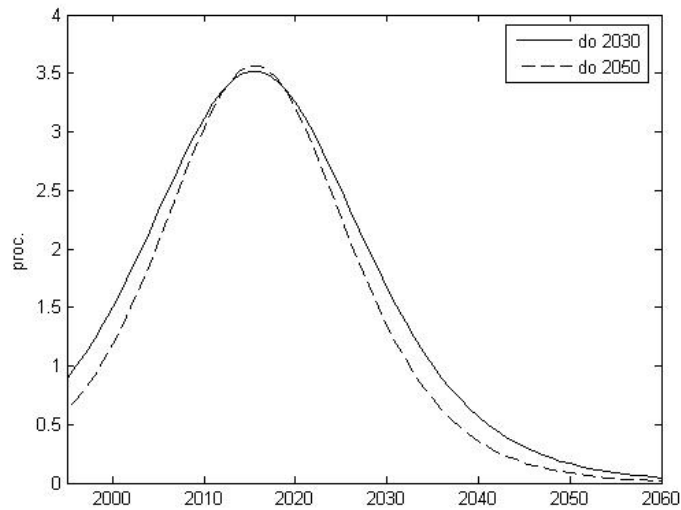
²Zakładając, że przyrost produktu w gospodarce światowej jest zerowy.

³Tzn. taki, dla którego jest $E_t(\Delta g_t) < 0$.

⁴Dla szoku tego typu *a priori* oczekujemy zawsze zerowego przyrostu produktywności.

ciężnie⁵ wyższy niż jej poziom zgodny z zerową inflacją i zamkniętą luką. W konsekwencji tworzy się presja na lukę popytową i inflację. Bezpośredni wpływ trwałego wzrostu produktywności pracy na lukę popytową zależy od reakcji banku centralnego. W szczególnym przypadku, kiedy władze monetarne ustalają w każdym okresie stopę procentową na poziomie zgodnym z równowagą, tzn. $i_t = \rho$, oczekiwany wzrost produktywności w całości przenosi się na lukę popytową. Z drugiej strony, władze monetarne mogą reagować dowolnie mocno i efekt będzie wtedy odwrotny. Po środku znajduje się sytuacja, kiedy bank centralny dokładnie niweluje efekt wzrostu produktywności. Można pokazać, że reguła polityki pieniężnej postaci $i_t = r_t^n + \phi_\pi \pi_{H,t} + \phi_y \tilde{y}_t$ zapewnia stabilizację luki popytowej i krajowej inflacji⁶. Wynika to z faktu, że wprowadzając ją do równania DIS, wpływ zmian naturalnej realnej stopy procentowej zostaje wyeliminowany. Sytuacja, w której nominalna stopa procentowa doznaje ujemnego szoku, tworzy jednak presję na otwarcie się luki popytowej. Ogólnie, egzogeniczna ingerencja w równanie polityki pieniężnej może potencjalnie generować stratę społeczną.

Rysunek 7. Implikowane roczne stopy wzrostu produktywności pracy.



⁵Ponieważ szoki przejściowe mogą w niektórych okresach oddziaływać na naturalną realną stopę procentową w kierunku przeciwnym niż trend deterministyczny.

⁶Dostatecznym warunkiem pozbycia się problemu stochastycznych cen jest założenie, że $\kappa_\alpha(\phi_\pi - 1) + (1 - \beta)\phi_y > 0$.

Rozpatrzmy teraz trzy scenariusze stabilizacji na ścieżce konwergencji gospodarki, które *ex ante* ma niższy niż unia walutowa poziom rozwoju gospodarczego mierzonego produktem *per capita*. W każdym z nich uwzględnione zostaną dwa przypadki: realnej konwergencji rozpisanej do 2050 r. i 2035 r. Rysunek 7. przedstawia implikowane roczne stopy wzrostu produktywności pracy w obydwu przypadkach. Zostały one wyznaczone na podstawie oszacowań modelu trendu logistycznego 1.1.1.

W pierwszym scenariuszu gospodarka krajowa dogania unię walutową i w całym okresie realnej konwergencji efektywnie sprawuje politykę pieniężną, tzn. bezfrykcyjnie reaguje na oczekiwane na ścieżce konwergencji przyrosty produktywności. W drugim scenariuszu, interpretowanym jako wynik gry na konwergencję stopy procentowej, nominalna stopa procentowa gospodarki krajowej jest średnią ważoną stopy danej przez równanie polityki pieniężnej 2.7.24, którą oznaczmy symbolem i_t^{TR} , oraz stopy ustalonej przez unijny bank centralny, czyli ρ ⁷:

$$i_t = \delta_t i_t^{TR} + (1 - \delta_t) \rho \quad (3.1.1)$$

gdzie w uproszczeniu przyjęto, że $\delta_t = \frac{N-t}{N}$ dla $t=0,1,\dots,N$. Oznacza to, że $\delta_0 = 1$, tzn. w okresie $t = 0$ ⁸ stopa procentowa jest na poziomie wynikającym z reguły Taylora, następnie doznaje systematycznie coraz większego szoku w kierunku stopy unijnej, by w okresie $t = N$ ⁹, dla $\delta_N = 0$, przyjąć wartość ρ . W trzecim scenariuszu rozważamy dwa przypadki. W pierwszym ustalamy $i_t = i_t^{TR}$ dla $t < t^*$, natomiast dla $t > t^*$ przyjmujemy $i_t = \rho$ oraz $\Delta er_{i,t} = 0$, co odpowiada pełnemu uczestnictwu w unii walutowej od chwili t^* . Do chwili t^* nominalna stopa procentowa gospodarki krajowej nie doświadcza więc ujemnych szoków. W drugim przypadku, do chwili t^* ma miejsce gra na konwergencję, przy czym stopa procentowa zbiega do poziomu unijnego w okresach $0,1,2,\dots,t^*$, tzn. w 3.1.1 przyjęto $\delta_t = \frac{t^*-t}{t^*}$ dla $t=0,1,\dots,t^*$. W każdym scenariuszu aproksymujemy stratę społeczną wynikającą z wariacji luki popytowej i inflacji. Wyrażona jest ona w procentach konsumpcji w stanie ustalonym¹⁰.

⁷Zakładamy, że unia walutowa jest w równowadze, do której gospodarka krajowa konwerguje. Jest ona zgodna z regułą $i_t = \rho$. Równość równowagowej stopy dla gospodarki krajowej i unii walutowej wynika z założenia takich samych preferencji.

⁸Okres $t = 0$ odpowiada 1995 r.

⁹A więc w chwili zakończenia konwergencji.

¹⁰Zastosowana procedura aproksymacji straty społecznej bazuje na metodologii zapro-

Tabela 1. Porównanie straty społecznej przy pełnej stabilizacji oraz przy grze na konwergencję stóp procentowych.

	Pełna stabilizacja	Gra na konwergencję stopy procentowej
Konwergencja do 2050 r.	0.55%	0.66%
Konwergencja do 2035 r.	0.45%	0.53%

Wyniki symulacji modelu dla dwóch pierwszych scenariuszy przedstawia Tabela 1. Wynika z niej, że niezależnie od przyjętego scenariusza, szybsza realna konwergencja oznacza niższą stratę społeczną. Wniosek ten wynika z tego, że po dokonaniu się realnej konwergencji gospodarka krajowa staje się symetryczna względem unii walutowej i razem z nią znajduje się w równowadze, a więc obie wymagają takiego samego poziomu stabilizującej stopy procentowej. Scenariusz gry na konwergencję generuje wyższą stratę społeczną o 0.08 pp i 0.11 pp dla szybszej i wolniejszej realnej konwergencji odpowiednio.

Badania symulacyjne oparte na modelu DSGE przedstawione w pracy Daras i Hagemeyer (2008) kwantyfikują długookresowe efekty wprowadzenia wspólnej waluty w Polsce na 7.5% w odniesieniu do wskaźnika PKB. Wzrost straty społecznej w scenariuszu, w którym polityka stabilizacja banku centralnego jest zakłócona¹¹ o 0.08 pp i 0.11 pp stanowi odpowiednio 1% i 1.4% tej wielkości. Kontrybucja ujemnego szoku stopy procentowej wynikającego z dążenia do uczestnictwa w unii walutowej w stosunku do scenariusza pełnej

ponowanej w pracy Rotemberg i Woodford (1999). Metodologia ta opiera się na przybliżeniu drugiego rzędu straty użyteczności reprezentatywnego gospodarstwa domowego wynikającej z odchylenia się od efektywnej alokacji w stanie ustalonym. W wyniku przybliżenia otrzymujemy funkcję straty w otoczeniu efektywnego stanu ustalonego postaci:

$$W = -\frac{1-\alpha}{2}E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\epsilon}{\lambda} \pi_{H,t}^2 + (1-\phi) \tilde{y}_t^2 \right)$$

Formalne jej wyprowadzenie w modelu DSGE gospodarki otwartej znaleźć można w monografii Gali (2008). Aby było ono uprawnione wprowadzone zostało subsydium siły roboczej τ , por. 2.2.10 niwelujące siłę monopolistyczną przedsiębiorstw, które zapewnia efektywność alokacji w stanie ustalonym. Powyższa funkcja może być aproksymowana statystyką, por. Gali (2008):

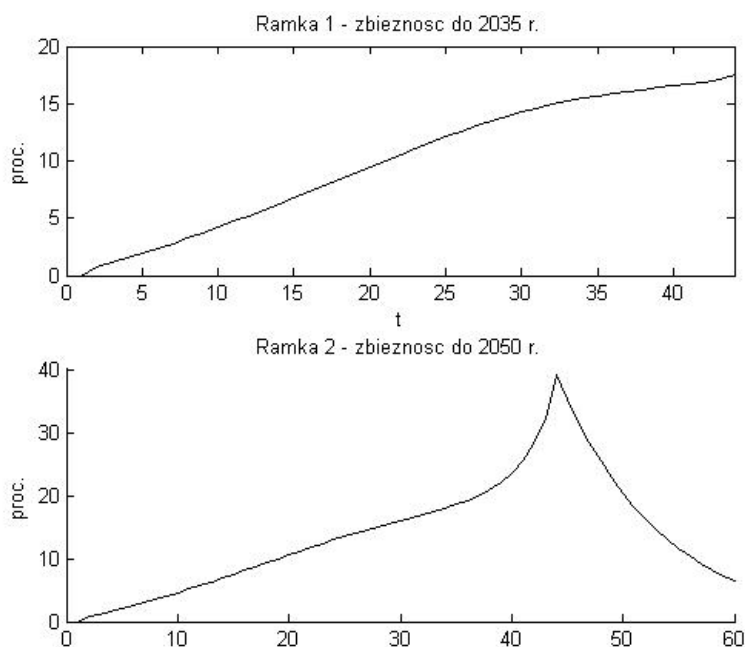
$$\hat{W} = -\frac{1-\alpha}{2} \left(\frac{\epsilon}{\lambda} Var(\pi_{H,t}) + (1-\phi) Var(\tilde{y}_t) \right)$$

¹¹Strata społeczna odnosi się do wielkości konsumpcji w stanie ustalonym, jednak obie miary można porównać, gdyż w wykorzystanym modelu w równowadze konsumpcja jest równa produktowi.

stabilizacji i nieuczestniczenia w unii jest więc niewielka. Należy podkreślić, że wyniki ilościowe modelu stylizowanego trzeba traktować z ostrożnością¹². Przechodzimy teraz do oszacowania wpływu gry na konwergencję stóp procentowych na lukę popytową.

Rysunek 8 przedstawia trajektorię odchylenia luki popytowej wygenerowanej przy założeniu gry na konwergencję od luki wygenerowanej przy pełnej stabilizacji władz monetarnych. Odchylenie luki popytowej przy założeniu gry na konwergencję stopy procentowej w stosunku do pełnej stabilizacji stanowi przybliżoną kwantyfikację boomu kredytowego wygenerowanego w konsekwencji ujemnego szoku krajowej stopy procentowej. W scenariuszu szybszej realnej konwergencji (do 2035 r.) stosunek luk popytowych stale rośnie. Wynika to z tego, że dojście produktywności pracy do poziomu unii nie jest w nim gładkie, jak w przypadku zbieżności do 2050 r. Z rysunku tego odczytać można, że przy szybszej realnej konwergencji luka popytowa w przypadku gry na konwergencję stóp procentowych nie przewyższa luki generowanej przy autonomicznej stabilizacji o więcej niż 20%, natomiast przy realnej konwergencji trwającej do 2050 r. różnica dochodzi do 40%.

Rysunek 8. Luka popytowa pod wpływem gry na konwergencję.



¹²Mowa o modelu wykorzystanym w niniejszej pracy.

Spiczasty kształt wykresu przedstawionego w Ramce 2 wynika z tego, że zmiana stosunku luk popytowych wynika z dwóch źródeł, których kształt wykresu jest wypadkową: zmiany stopy wzrostu produktywności pracy oraz ujemnego szoku nominalnej stopy procentowej. Pod koniec okna czasowego, ponieważ w przypadku realnej konwergencji rozpisanej do 2050 r. doganianie do poziomu unii jest gładkie, efekt niskiej stopy wzrostu produktywności przeważa nad efektem spadku stopy procentowej. Wnioski z Rysunku 8 potwierdzają, że przy szybszej konwergencji realnej efekty gry na konwergencję stóp procentowych są mniejsze.

Przechodzimy teraz do wyników trzeciego ćwiczenia, w którym gospodarka krajowa integruje się z unią walutową w różnych punktach czasu, a do chwili integracji ma miejsce gra na konwergencję stopy procentowej.

W Tabeli 2 przedstawiamy znormalizowaną (przyjęcie waluty natychmiast generuje stratę równą 100) stratę społeczną, która wynika z przyjęcia unijnej stopy procentowej w różnych okresach¹³ w przypadku pełnej stabilizacji (kolumna 1) oraz w przypadku gry na konwergencję stóp procentowych (kolumna 2). W przypadkach pełnej stabilizacji strata maleje w czasie. Wynika to z dwóch mechanizmów. Po pierwsze późniejsze ustalenie unijnej stopy procentowej oznacza dłuższą efektywną stabilizację, po drugie, wraz z postępem realnej konwergencji stopa stabilizująca gospodarkę krajową zbiega do stopy stabilizującej unię. Malejąca w czasie strata w przypadku pełnej stabilizacji odzwierciedla efekt wygładzania konsumpcji w czasie, kiedy gospodarstwa domowe spodziewając się rosnącej produktywności tworzą presję na lukę popytową w początkowych okresach. W miarę realizacji wzrostu produktywności presja na otwieranie się luki maleje.

Z Tabeli 2 wynika także, że gra na konwergencję stóp procentowych zwiększa koszt integracji, jednak z czasem w coraz mniejszym stopniu. Wynika to z faktu, że w bliskim horyzoncie przyjęcia wspólnej waluty efekt gry na konwergencję realizuje się szybko, tzn. stopa procentowa w bliskim horyzoncie czasowym doznaje większego ujemnego szoku.

Teoretycznie, zniwelowanie skutków gry na konwergencję mogłoby być osiągnięte poprzez zaskoczenie rynków międzynarodowych przyjęciem wspólnej

¹³W drugiej kolumnie w nawiasach podano stosunek odpowiednich wartości z kolumny drugiej i pierwszej. W trzeciej kolumnie w nawiasach podano stosunek odpowiednich wartości z kolumny trzeciej i drugiej.

waluty szybciej, niż one tego oczekują. W ostatnim wierszu Tabeli 2 przedstawiona jest strata społeczna przy założeniu, do chwili przyjęcia wspólnej waluty realizuje się scenariusz gry na konwergencję, w którym rynki międzynarodowe zakładają, że wspólna waluta zostanie przyjęta w 2035 r. W momencie wejścia do unii walutowej (które następuje w okresach korespondujących z odpowiednimi wierszami Tabeli 2), gra na konwergencję zostaje przerwana i gospodarka krajowa przyjmuje unijną stopę procentową jako instrument polityki pieniężnej.

Tabela 2. Strata społeczna przy integracji w różnych punktach czasu.

Rok przejścia.	Pełna stabilizacja do chwili przejścia.	Gra na konwergencję do chwili przejścia.	Nieoczekiwana integracja
2008	100	100 (1)	100 (0)
2010	37.27	79.80 (2.14)	37.80 (0.47)
2012	10.41	39.09 (3.75)	11.06 (0.28)
2016	8.91	21.69 (2.43)	9.66 (0.44)
2020	7.41	12.35 (1.66)	8.48 (0.60)
2035	6.55	8.80 (1.34)	6.65 (0.75)
2050	5.90	7.08 (1.2)	5.90 (0.83)

Z przytoczonych oszacowań wynika następujące spostrzeżenie. W bliskich horyzontach przyjęcia wspólnej waluty szybka i nieoczekiwana integracja z obszarem walutowym pozwala wydatnie (o ponad 50%) zmniejszyć efekt gry na konwergencję. Praktyczna implementacja takiej strategii mogłaby być utrudniona ze względu na obowiązek uczestniczenia w mechanizmie ERM II przez co najmniej 2 lata. Jeśli jednak uznać system ERM II za dostatecznie dobre przybliżenie reżimu kursu stałego, niespodziewanie szybkie ogłoszenie wejścia do tego mechanizmu mogłoby potencjalnie generować wskazany pozytywny efekt.

3.2 Kryterium inflacyjne i kursu walutowego.

Spełnienie kryterium inflacyjnego i stabilności nominalnego kursu walutowego stanowi warunek konieczny pełnego uczestnictwa w unii walutowej. Prognozowana przez model aprecjacja realnego kursu walutowego stanowi potencjalną przeszkodę w spełnieniu kryterium inflacyjnego po wejściu w system ERM II.

Przy prezentacji graficznej ograniczamy się do przypadku, w którym parytet centralny ustalony jest na poziomie równowagowym¹⁴. Pod koniec paragrafu przedstawiamy kwantyfikację konsekwencji ustalenia zbyt wysokiego parytetu¹⁵.

W niniejszym paragrafie podejmujemy próbę oszacowania prawdopodobieństwa spełnienia kryterium walutowego w systemie ERM II. Rozważamy przy tym dwa przypadki: w pierwszym system ERM II przybliżany jest reżimem kursu stałego, w drugim natomiast dopuszczamy zmienność kursu nominalnego w granicach przewidzianych w ramach tego systemu. Zakładamy, że w systemie ERM II gospodarka krajowa ustala parytet centralny waluty krajowej w stosunku do waluty unijnej i bazując na implikowanej stopie deprecjacji kursu realnego wyliczamy prawdopodobieństwo spełnienia kryterium inflacyjnego. W tym celu, tak jak w pracy Bruha i Podpiera (2007), dekomponujemy prognozowaną stopę deprecjacji kursu realnego na stopę deprecjacji kursu nominalnego i różnicę inflacyjną¹⁶:

$$\Delta q_t = \Delta er_t + \pi_t^* - \pi_{H,t} \quad (3.2.1)$$

gdzie er_t oznacza nominalny kurs walutowy gospodarki krajowej w stosunku do unii¹⁷, π_t^* oznacza natomiast stopę inflacji w unii walutowej. Na podstawie implikowanej trajektorii deprecjacji kursu realnego i przy założeniu, że $\pi_t^* = 0.02$, wyliczana jest ścieżka inflacji gospodarki krajowej:

$$\pi_{H,t} = \pi_t^* - \Delta q_t \quad (3.2.2)$$

przy założeniu, że spełnione jest kryterium stabilności nominalnego kursu walutowego, tzn. $\Delta er_t = 0$ ¹⁸. Otrzymana w ten sposób ścieżka inflacji powinna być porównana z nieznaną¹⁹ ścieżką kryterium inflacyjnego, które oznaczymy przez $\tilde{\pi}_t$. Prawdopodobieństwa spełnienia kryterium inflacyjnego

¹⁴W prezentowanym modelu parytetem zbyt wysokim, tzn. generującym dodatkową presję inflacyjną, będzie każdy parytet powyżej kursu równowagowego w stanie ustalonym. Analogiczna uwaga dotyczy parytetu zbyt niskiego.

¹⁵A więc, ze względu na symetryczność, także zbyt niskiego kursu walutowego w stosunku do wspólnej waluty.

¹⁶Zakładamy dla uproszczenia, że inflacja CPI gospodarki krajowej jest równa inflacji cen produkcji krajowej.

¹⁷Jest to efektywny kurs walutowy gospodarki krajowej.

¹⁸System ERM II przybliżany jest więc reżimem kursy niezmiennego.

¹⁹Przyszłą.

można przybliżyć korzystając ze statystyki:

$$t = \frac{\tilde{\pi}_t - \pi_{H,t}}{\sigma} \quad (3.2.3)$$

gdzie $\sigma = (var(\tilde{\pi}_t) + var(\pi_{H,t}) - 2cov(\tilde{\pi}_t, \pi_{H,t}))^{0.5}$. Statystyka σ obliczona została na podstawie historycznej zmienności odtrendowanej inflacji krajowej (tj. $\pi_{H,t}$), celu inflacyjnego (tj. $\tilde{\pi}_t$) i ich kowariancji korzystając z danych kwartalnych z okresu 1995 - 2007. Dla okresów przyszłych, tj. dla $t \geq 2008Q1$, przyjmujemy $\tilde{\pi}_t = 0.025$, co odpowiada średniej wartości celu inflacyjnego w ostatniej dekadzie. Na podstawie statystyki 3.2.3 estymujemy empiryczne prawdopodobieństwo, że inflacja krajowa będzie nie większa niż kryterium inflacyjne²⁰. Empiryczne prawdopodobieństwa spełnienia kryterium inflacyjnego w poszczególnych latach przedstawione są na Rysunku 10²¹.

Linia ciągła przedstawia empiryczne prawdopodobieństwo spełnienia kryterium inflacyjnego, gdy reżim ERM II przybliżany jest reżimem kursu *stricte* stałego. Linia przerywana przedstawia prawdopodobieństwo, gdy dopuszczamy przewidziany w ERM II przedział wahań kursu nominalnego. Okres spadku prawdopodobieństwa spełnienia kryterium inflacyjnego w obu przypadkach pokrywa się z okresem wzrostu produktywności i presji na lukę popytową i inflację. Dla reżimu kursu stałego prawdopodobieństwo spełnienia kryterium inflacyjnego jest stosunkowo niskie, chociaż otrzymane wyniki są bardziej optymistyczne niż te zaprezentowane w pracy Bruha i Podpiera (2007)²². Jest to konsekwencją tego, że prezentowany tutaj model implikuje słabszą aprecjację realnego kursu walutowego na ścieżce konwergencji. Z Rysunku 10 wynika, że w całym horyzoncie doganiania Strefy Euro w kategoriach produktu *per capita* prawdopodobieństwo spełnienia przez Polskę kryterium

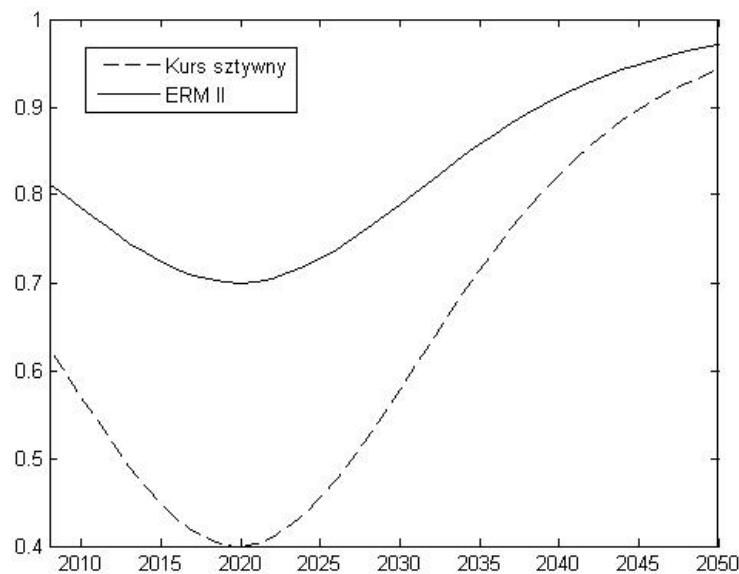
²⁰Statystyka 3.2.3 ma znany rozkład (t-Studneta). Oznaczmy jego gęstość przez f . Niech w okresie $t \geq 2008Q1$ statystyka przyjmie wartość θ_t . Za miarę szans spełnienia kryterium inflacyjnego, tj. za miarę prawdopodobieństwa zdarzenia $\tilde{\pi}_t \geq \pi_{H,t}$, przyjmujemy liczbę $\int_{\theta_t}^{\infty} f$.

²¹Z rysunku tego można odczytać, jakie jest prawdopodobieństwo spełnienia kryterium inflacyjnego dla poszczególnych dat wstąpienia w system ERM II.

²²Należy podkreślić, że różnica w wynikach prezentowanych w niniejszej pracy i w pracy Bruha i Podpiera (2007) wynika przede wszystkim z odmiennej specyfikacji modelu DSGE, a w szczególności z przyjęcia zupełnie innej racjonalizacji procesu aprecjacji realnego kursu walutowego na drodze realnej konwergencji. W przywołanej pracy efekt realnej aprecjacji uzyskany jest poprzez rozszerzenie funkcji produkcji o składową, której czynniki produkcji autorzy interpretują w kategoriach inwestycji w jakość (*quality investment*). W modelu wykorzystanym w niniejszej pracy nie ma kategorii inwestycji.

inflacyjnego w systemie ERM II nie spada poniżej 70%. Daje to podstawy do stwierdzenia, że jest ono wysokie. Stwierdzenie to jest dodatkowo motywowane faktem, że w ramach systemu ERM II możliwa jest rewaluacja parytetu centralnego, co sprawia, że w rzeczywistości prawdopodobieństwo spełnienia kryterium inflacyjnego jest wyższe niż wyżej przedstawione.

Rysunek 10. Prawdopodobieństwo spełnienia kryterium inflacyjnego w reżimie kursu stałego.



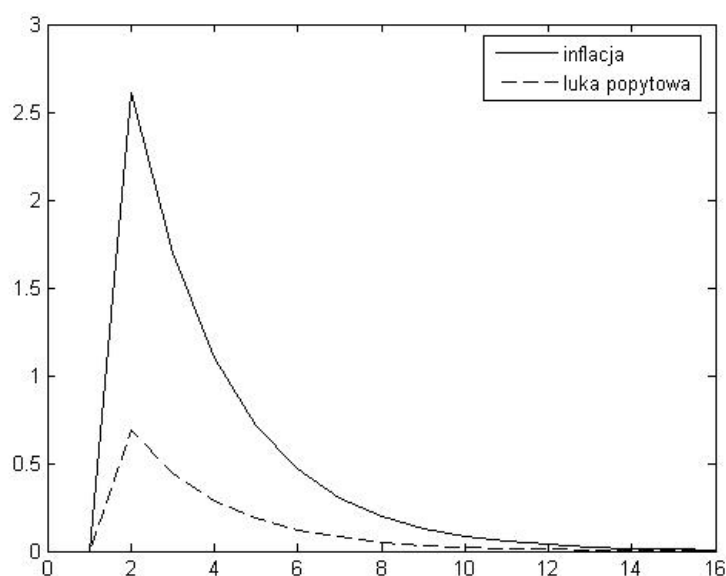
Także sama wartość ustalonego kursu wymiany wpływa na to prawdopodobieństwo. Ustalenie zbyt wysokiego parytetu tworzy dodatkową, obok mechanizmu realnej aprecjacji, presję na wzrost inflacji. Sytuacja jest o tyle niebezpieczna, że kurs walutowy ma tendencję do przestrzeliwania. W szczególności prezentowany model implikuje taki efekt np. po przejściowym szoku polityki pieniężnej. Można pokazać, że po kontrakcji władz monetarnych *terms of trade* obniża się, a nominalny kurs walutowy ulega aprecjacji²³. O ile jednak *terms of trade* wraca w długim okresie do poziomu sprzed szoku, to nominalny kurs walutowy, po początkowej aprecjacji, ulega

²³Rozwiązując układ 2.7.21, 2.7.23 oraz 2.7.24 metodą współczynników nieoznaczonych otrzymujemy, że wpływ stacjonarnego szoku polityki pieniężnej ξ_t na *terms of trade* wynosi $-A\xi_t$, natomiast jego wpływ na przyrost logarytmicznego indeksu efektywnego nominalnego kursu walutowego wynosi $-A\Delta\xi_t - B\xi_t$.

trwałej deprecjacji²⁴. Powrót nominalnego kursu do kursu równowagi²⁵ może więc trwać długo, co utrudnia ustalenie właściwego parytetu.

Rysunek 11 przedstawia funkcję reakcji luki popytowej i inflacji w modelu skalibrowanym dla Polski na przejściowy, dodatni szok nominalnego kursu walutowego wielkości 10%²⁶ zadanego procesem autoregresyjnym pierwszego rzędu o współczynniku autoregresji równym, dla ustalenia uwagi, 0.65.

Rysunek 11. Reakcja luki popytowej i inflacji na dodatni, przejściowy szok kursu walutowego.



W wyniku 10% deprecjacji luka popytowa wzrasta o ok. 0.5%, natomiast inflacja o ok. 2.5%. Efekt zanika jednak po ok 10-12 kwartałach. Konsekwencje ustalenia kursu walutowego w stosunku do wspólnej waluty przy wejściu do obszaru walutowego na poziomie innym niż równowagowy zobrazić można za pomocą funkcji reakcji na szok o trwałym charakterze, tzn. o współczynniku autoregresyjnym bliskim 1. Efekty ustalenia kursu o 10% wyższego niż kurs równowagowy przedstawione są na Rysunku 12. W tym przypadku presja na lukę popytową i inflację nie zanika w cza-

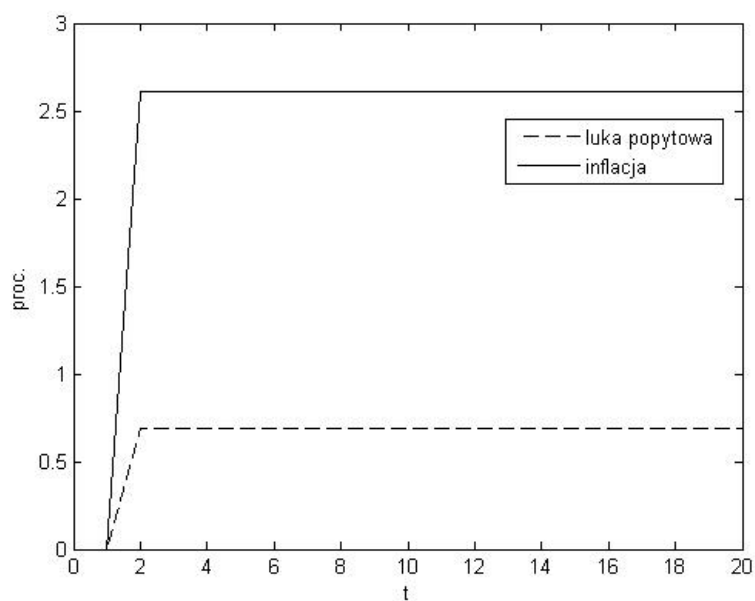
²⁴Ostatni ruch wynika z niezabezpieczonego parytetu stopy procentowej.

²⁵Kurs nominalny w stanie ustalonym jest równy jedności (0 dla logarytmu).

²⁶Shok pojawia się w drugim okresie

się, tworząc permanentne podstawy destabilizacji. Konsekwencje ustalenia kursu zbyt niskiego są analogiczne, z tą różnicą, że szoki (zarówno przejściowy, jak i trwały) oddziałują w przeciwnym kierunku. Efekty szoków o innej wielkości niż 10% łatwo odczytać, gdyż uwzględnione są one w funkcji reakcji multiplikatywnie.

Rysunek 12. Efekt ustalenia zbyt wysokiego kursu przy wejście do unii walutowej.



Podsumowanie

W niniejszej pracy podjęto próbę identyfikacji mechanizmów makroekonomicznych pojawiających przy współistnieniu dwóch procesów: realnej konwergencji i dążenia do integracji walutowej. Przedstawiona analiza jest jednostronna i skupia się na kwestiach potencjalnie utrudniających proces integracji. Przedstawiono mechanizm bazujący na założeniu gry na konwergencję stóp procentowych, który może potencjalnie generować presję na otwarcie luki popytowej i wzrost inflacji. Zbadano kontrybucję tego mechanizmu do straty społecznej wynikającej ze zmienności luki popytowej i inflacji. Oszacowania wskazują, że wynosi ona od 1% do 1.4% długookresowych pozytywnych efektów wynikających z przyjęcie wspólnej waluty, jest więc niewielka. Strata jest tm większa, im szybciej przyjmuje się wspólną walutę. Paradoksalnie jednak, okazuje się, że efekt gry na konwergencję można w znacznym stopniu zniwelować przyjmując wspólną walutę szybciej niż spodziewają się tego międzynarodowe rynki finansowe. Skuteczność implementacji takiej strategii w praktyce może być jednak dyskusyjna. W pracy podjęto także próbę oszacowania prawdopodobieństw spełnienia kryterium inflacyjnego w systemie ERM II w różnych punktach czasu. Wyniki sugerują, że Polska nie powinna mieć znacznych problemów z realizacją tego kryterium, pomimo prognozowanej aprecjacji realnego kursu walutowego na ścieżce realnej konwergencji - oszacowane prawdopodobieństwa w żadnym z okresów nie spadają poniżej 70%.

Reasumując, niniejsza praca zwraca uwagę na negatywne zjawiska mogące powstawać na drodze do pełnej integracji walutowej, jednak wskazuje, że nie powinny one stanowić istotnej przeszkody dla skutecznej realizacji tego procesu.

Bibliografia

Arghyrou, M. G., A. Gregoriou, i A. Kontanikas (2007) Do real interest rate converge? Evidence from European Union, Cardiff Business School Working Paper.

Bayoumi T., M. Kumhof, D. Laxton i K. Nakoni (2004), Exchange rate regimes, international linkages, and the macroeconomic performance of the New Member States, w: C. Detken, V. Gaspar, G. Noblet (ed.), The New EU Member States Convergence and Stability, Proceedings of the Third ECB Central Banking Conference.

Becké, P. i T. Zumer (2005), Developments in credit to the private sector in CEE EU Member States: Emerging from financial repression - a comparative overview, Focus on European Economic Integration, 10 (2).

Bernoth, K., J. von Hagen i L. Schunknecht (2004), Sovereign risk premia in the european government bond market, ECB Working paper 369.

Blanchard, O. J. i C. M. Kahn (1980), The solution of linear difference models under rational expectations, *Econometrica*, Vol. 48, No. 5, 1305 - 1311.

Boissay, F., O. Calvo-Gonzalez i T. Kozluk (2006), Is lending in Central and Eastern Europe developing too fast? "Finance and Consumption Workshop: Consumption and Credit in Countries with Developing Credit Markets".

Bruha, J. i J. Podpiera (2007), Transition economy convergence in a two country model. Implications for monetary integration. European Central Bank Working Paper Series No. 740 / March 2007.

Calvo, G. (1983), Staggered proces in a utility maximizing framework, *Journal od Monetary Economics*, 12.

Canova, F. (2007). *Methods for Applied Macroeconomics*, Princeton University Press.

Caselli, F. i S. Tenreyro (2005), Is Poland the next Spain?, NBER Working Paper No. 11045.

Chang, Y., T. Doh, i F. Schorfheide (2006), Non-stationary hours in a DSGE model, Federal Reserve Bank of Philadelphia Research Department Working Paper.

Clarida, R., J. Gali i M. Gertler (2002), A simple framework for international monetary policy analysis, *Journal of Monetary Economics*, 29, 879 - 904.

Cote, D. i C. Graham (2004), Convergence of government bond yields in the Euro Zone: the role of policy harmonization, Bank of Canada Working Paper No. 2004/23.

Cottarelli, C., G. Dell'Ariccia, i I. Vladkova-Hollar (2003), Early birds, late risers, and sleeping beauties: bank credit growth to the private sector in Central and Eastern Europe and the Balkans, IMF Working Paper WP/03/213

De Grauwe, P. (2000), *Economics of Monetary Integration*, Oxford University Press.

Duenwald, C., N. Gueorguiev i A. Schaechter (2005), Too much of a good thing? Credit booms in transition economies: The cases of Bulgaria, Romania, and Ukraine. IMF Working Paper No. 128.

Eckhold, K. R. (1998), Determinants of New Zealand bond yields, The Reserve Bank of New Zealand Working Paper No. G98/1.

European Central Bank (2003), ECB Monthly Bulletin (November 2003).

Frankel, J., S. L. Schmukler i L. Servén (2004), Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regimes. *Journal of International Money and Finance*, 23.

Gali, J., M. Gertler i J. D. Lopez-Salido (2001), European inflation dynamics, *European Economic Review*, 45.

Gali, J. i T. Monacelli (2005), Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, *Review of Economic Studies*, 72, 707 - 734.

Gali, J. i T. Monacelli (2007), Optimal monetary and fiscal policy in a currency union, Draft, July 2, 2007.

Gali, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation and Business Cycle*, Oxford University Press.

Gaurichas, P., R. Valdes i O. Landerretche (2001), Lending booms: Latin America and the world, Working Paper 8249. NBER.

Ghironi F. i M. Melitz (2005), International trade and macroeconomic dynamics with heterogenous firms, Quarterly Journal of Economics, CXX, 865 - 915.

Goodfriend, M. (2002), Monetary policy in the new neoclassical synthesis: a primer, Federal Reserve Bank of Richmond.

Grimes, A. (1994), The determinants of New Zeland bond yields. The National Bank of New Zeland: Economics Division Financial Research Paper No. FRP1.

Henry, J., A. Dieppe i P. McAdam (2003), Labor market dynamics in the euro-area: A model-based sensitivity analysis, Modeling, Computing and Mastering Complexity 2003 09, Society for Computational Economics.

Hilbers, P., I. Otter-Robe, C. Pazarbasioglu, i G. Johnsen (2005), Assessing and managing rapid credit growth and the role of supervisory and prudential policies, IMF Working Paper 05/151.

Hilbers, P., I. Otter-Robe i C. Pazarbasioglu (2006), Going too fast? Managing rapid credit growth in Central and Eastern Europe. Finance and Development, 43 (1).

Kiss, G., M. Nagy i B. Vonnák (2006), Credit Growth in Central and Eastern Europe: trend, cycle or boom? "Finance and Consumption Workshop: Consumption and Credit in Countries with Developing Credit Markets".

MacDonald, R. i C. Wójcik (2006), "Catching-up, inflation differentials and credit booms in a heterogeneous monetary union: some implications for EMU and new EU Member States", CESifo Working Paper 1761, Monachium.

Mark, N. C. (1985), Some evidence on the international equality of real interest rates, Journal of International Money and Finance, 4.

Orlowski, L. T. i K. Lommatzsch (2005), Bond yield compression in the countries converging to the Euro, Working Paper.

Terrones, M. i E. Mendoza (2004), Are credit booms in emerging markets a concern? World Economic Outlook, Chapter IV. Washington D.C.: International Monetary Fund.

Vasicek i Musil (2006), Behavior of the Czech Economy: new open economy macroeconomics DSGE model, Research Centre for Competitiveness of

Czech Economy, Working Paper No. 23/2006.

Wójcik, C. i P. Becke (2007), Catching-up and credit booms in CEE EU new member states: an interpretation within the new neoclassical synthesis, CESifo working papers.



RAPORT

NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

*Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych wprowadzenia
wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w krajach strefy euro*

Karolina Konopczak

Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych
wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w
krajach strefy euro

Karolina Konopczak

15 września 2008

Spis treści

Wprowadzenie	3
1. Wpływ „gotówkowego” euro na zachowania konsumentów	4
1.1. Kontrowersje dotyczące rozbieżności między rzeczywistą i postrzeganą inflacją w okresie wokół wprowadzania euro do obiegu gotówkowego . . .	5
1.2. Przyczyny „iluzji euro”	10
1.3. Społeczne i ekonomiczne implikacje rozbieżności między inflacją i jej percepcją	18
2. Wpływ wprowadzenia euro na zachowanie przedsiębiorców	20
2.1. Hipoteza „kosztów menu”	20
2.2. Zaokrąglanie do cen atrakcyjnych	26
2.3. Koordynacja oczekiwań przedsiębiorców	28
3. Wprowadzenie euro a ogólny poziom cen	34
3.1. Konwergencja poziomów cen	35
3.2. Polityka rządu w zakresie stabilizacji cen po wprowadzeniu euro	41
Zakończenie	43
Bibliografia	45

Wprowadzenie

Niniejsze opracowanie poświęcone jest problemowi efektów cenowych, które miały miejsce w krajach strefy euro po wprowadzeniu wspólnej waluty do obiegu gotówkowego. Jego celem jest dokonanie syntezy stawianych w literaturze hipotez i wyciąganych z badań wniosków w zakresie przyczyn zaistniałych efektów, determinant ich natężenia oraz skuteczności różnego typu działań zapobiegawczych.

Literatura w zakresie efektów cenowych wprowadzenia „gotówkowego” euro obejmuje trzy zasadnicze nurty. Dwa z nich dotyczą zagadnień natury mikroekonomicznej, odpowiednio z zakresu teorii konsumenta i producenta, będących efektem braku neutralności zjawisk o charakterze nominalnym w krótkim okresie. Trzeci nurt opiera się z kolei na teorii makroekonomii i obejmuje badania nad wpływem utworzenia unii monetarnej na proces konwergencji poziomów cen w ramach krajów członkowskich. Niniejsze opracowanie koncentruje się na zjawiskach o charakterze krótkookresowym, czyli na dwóch pierwszych zagadnieniach. Tym niemniej, poruszone są również krótkookresowe aspekty konwergencji poziomów cen. Ważnym zagadnieniem są również badania nad skutecznością różnego typu rozwiązań instytucjonalnych, mających na celu zapobieganie nieuzasadnionym fundamentami wzrostom cen.

Według szacunków Eurostatu (2003) wpływ wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego na ogólny poziom cen w gospodarkach państw członkowskich był nieznaczny. W 2002 roku wskaźnik inflacji HICP (zharmonizowany indeks cen konsumenckich) w ujęciu rocznym wyniósł w strefie euro 2,3%, z czego 0,12 do 0,29 pkt proc. można przypisać efektom związanym z wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego (Eurostat, 2003). W największym stopniu wymiana waluty przyczyniła się do wzrostów cen w sektorze usług, w tym przede wszystkim w zakresie usług gastronomicznych, fryzjerskich czy związanych ze sportem, rekreacją i kulturą. Do pewnego stopnia wprowadzenie euro przyczyniło się również do wzrostu cen żywności. Tym niemniej, w powszechnym odczuciu społecznym wpływ „gotówkowego” euro na dynamikę poziomu cen był znaczny.

W związku z istnieniem powyższej rozbieżności powstał w literaturze nurt badań, próbujących znaleźć odpowiedź na następujące pytania: (1) czy wskaźnik inflacji raportowany przez urzędy statystyczne w okresie wokół wymiany waluty odzwierciedlał rzeczywistą dynamikę cen towarów i usług konsumpcyjnych?, (2) czy istnieją dowody na to, iż rozbieżność między oficjalnym wskaźnikiem a społeczną percepcją inflacji była skutkiem pewnych procesów psychologicznych?, (3) jakie były przyczyny zróżnicowania wpływu wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego w poszczególnych kategoriach koszyka CPI?, (4) czy wzrost cen w pewnych sektorach po wymianie waluty był związany przyczynowo-skutkowo z tym wydarzeniem czy też wynikał z czynników niezależnych od „gotówkowego” euro?, (5) czy natężenie efektów cenowych było zróżnicowane ze względu na poszczególne kraje i jakie były determinanty tego zróżnicowania?, (6) czy istnieją rozwiązania instytucjonalne umożliwiające zapobieganie tym efektom? W niniejszym opracowaniu dokonany zostanie przegląd literatury pod

kątem tychże pytań.

1. Wpływ „gotówkowego” euro na zachowania konsumentów

Z racji zakrojonych na szeroką skalę kampanii informacyjnych poprzedzających wprowadzenie euro do obiegu gotówkowego wydarzenie to było dla konsumentów w pełni przewidywalne. Zgodnie z teorią ekonomii, ze względu na nominalny charakter wymiany waluty i przewidywalność tego wydarzenia, decyzje konsumpcyjne jednostek dążących do maksymalizacji własnej użyteczności nie powinny ulec na jego skutek zmianie. Wszelkie odstępstwa od tej zasady byłyby świadectwem wystąpienia zjawiska określanego jako „iluzja pieniądza”, polegającego na uznaniu przez konsumentów zmian o charakterze nominalnym za realne. Fenomen ten skutkuje podejmowaniem suboptymalnych decyzji odnośnie do alokacji posiadanych środków i tym samym wpływa na realną sferę gospodarki.

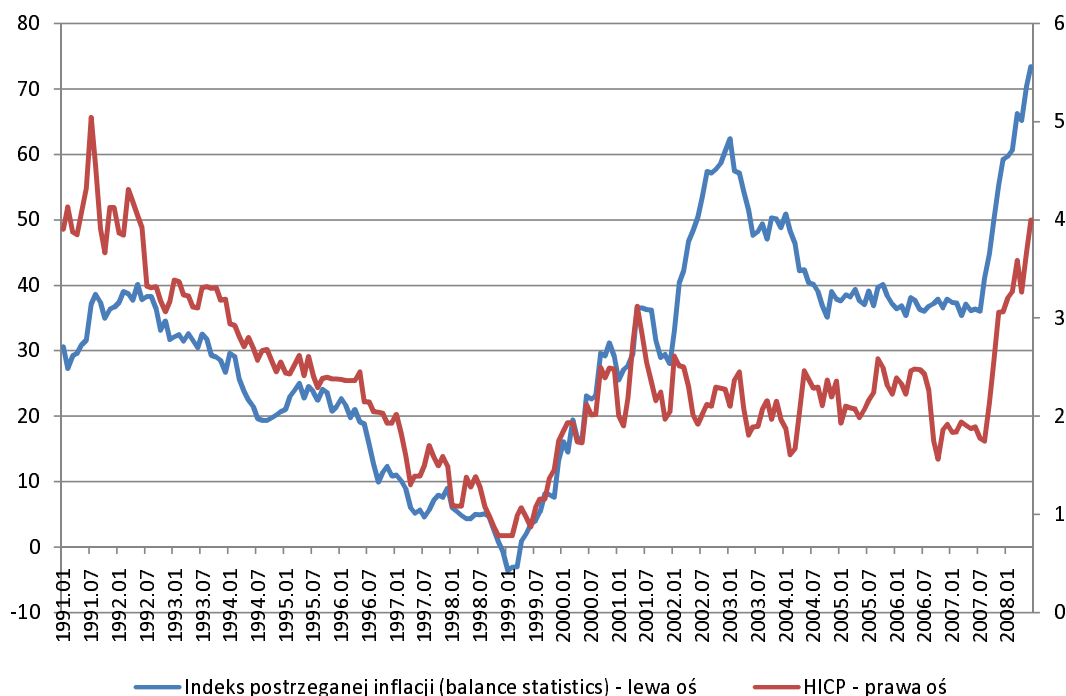
W okresie wokół wymiany waluty w krajach strefy euro „iluzja pieniądza” (zwana w tym kontekście „iluzją euro”) przejawiała się głównie wzrostem postrzeganej inflacji nieproporcjonalnym w stosunku do zmian oficjalnego wskaźnika dynamiki cen. Jest to zjawisko o negatywnych konsekwencjach zarówno na płaszczyźnie społecznej, jak i ekonomicznej. Skutkuje ono, mianowicie, zmniejszeniem postrzeganego przez jednostkę własnego ograniczenia budżetowego i tym samym siły nabywczej, a w efekcie niepożądanym zmniejszeniem konsumpcji. Dla gospodarstwa domowego jest to równoznaczne ze spadkiem dobrobytu (*welfare*), zaś na poziomie całej gospodarki – ze spadkiem popytu konsumpcyjnego. Obciążenie percepcji realnych dochodów może również zwiększać żądania płacowe, które poprzez spiralę płacowo-cenową mogą doprowadzić do rzeczywistego wzrostu ogólnego poziomu cen. Co więcej, powszechne zwiększenie postrzeganej inflacji, szczególnie w przypadku przypisywania jej przyczyn wprowadzeniu euro, może skutkować osłabieniem społecznego poparcia dla procesu integracji europejskiej.

Odchylenie postrzeganej inflacji¹ od oficjalnego wskaźnika zanotowano w krajach strefy euro już w styczniu 2002 roku, czyli w miesiącu, w którym dokonano wymiany waluty. Największa rozbieżność miała miejsce w styczniu 2003 roku, zaś w kolejnych latach stopniowo się zmniejszała. Wykres 1 przedstawia kształtowanie się wskaźnika inflacji HICP i inflacji postrzeganej (*balance statistics*) w latach 1991 - 2008.

Tym niemniej, społeczne przekonanie w krajach strefy euro o inflacyjnych konsekwencjach wprowadzenia wspólnej waluty jest nadal silne. Wyniki badania opinii

¹Standardowo, miara postrzeganej inflacji (tzw. *balance statistics*) konstruowana jest na podstawie danych z comiesięcznego sondażu przeprowadzanego na zlecenie Komisji Europejskiej (*Business and Consumer Survey*). Wyjściowe dane mają charakter jakościowy – dla konkretnego respondenta jest to zaobserwowana przez niego zmiana ogólnego poziomu cen w ciągu ostatnich dwunastu miesięcy (wzrost, spadek bądź brak zmian) oraz natężenie ewentualnego wzrostu (duży, średni, nieznaczny). Dane te kwantyfikowane są przez utworzenie ważonej różnicy między odsetkami respondentów, którzy deklarowali obserwowany wzrost i tymi, którzy zaobserwowali spadek lub brak zmian w tym zakresie.

Wykres 1. Inflacja HICP oraz wskaźnik postrzeganej inflacji w latach 1991 - 2008



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Europejskiego Banku Centralnego.

publicznej przeprowadzonego pięć lat po wymianie waluty (Komisja Europejska, 2006) wskazują, że takie przekonanie podziela znaczna większość obywateli (93%). Co ciekawe, rozkład poglądów nie jest warunkowy ze względu na kategorie społeczne takie jak: wiek, wykształcenie czy zawód. Znaczne różnice występują z kolei pomiędzy poszczególnymi państwami członkowskimi strefy euro. Największy odsetek społeczeństwa przypisujący euro zwiększenie ogólnego poziomu cen występuje w Hiszpanii, Grecji, Francji i we Włoszech (96-97%). Na tle innych krajów unii monetarnej zdecydowanie wyróżnia się Irlandia, w której „jedynie” 71% obywateli podziela ten pogląd.

1.1. Kontrowersje dotyczące rozbieżności między rzeczywistą i postrzeganą inflacją w okresie wokół wprowadzania euro do obiegu gotówkowego

Z racji tego, że oczekiwania inflacyjne z okresu przed wymianą waluty nie wskazywały na możliwość powstania omawianej rozbieżności, wywołała ona zaskoczenie wśród ekonomistów i administracji państwowej krajów strefy euro. Z tego względu prowadzono liczne badania nad samym zjawiskiem „iluzji euro”, jego przyczynami, determinantami jego natężenia oraz implikacjami dla gospodarki. W szczególności poruszano problem tego, czy rozbieżność między rzeczywistymi ruchami cen w gospodarce a ich społeczną percepcją miała w ogóle miejsce, czy też jej istnienie było zjawiskiem czysto statystycznym wynikającym z konstrukcji oficjalnego wskaźnika inflacji lub stosowanej

miary percepcji.

Wyniki większości badań nad istnieniem „efektu euro” wskazywały, że po wprowadzeniu nowej waluty odczuwany przez społeczeństwo wzrost ogólnego poziomu cen rzeczywiście znacznie przekraczał oficjalną dynamikę inflacji raportowaną przez urzędy statystyczne. Przykładowo Aucremanne i in. (2007) na podstawie panelowych testów pierwiastka jednostkowego pozytywnie zweryfikowali hipotezę o załamaniu długookresowej relacji łączącej postrzeganą i oficjalną inflację we wszystkich krajach strefy euro. Do badania użyto szeregów inflacji CPI i HICP oraz danych dotyczących postrzeganej inflacji, pochodzących z sondażu Komisji Europejskiej (*balance statistics*). Badając kointegrację, Autorzy przyjęli parametry relacji kointegrującej między oficjalną a oczekiwaną inflacją na bazie teorii jako 1 i -1 , czyli innymi słowy sprawdzili stacjonarność reszt różnicy tych dwóch szeregów. Różnicy tej nadano interpretację jako odchylenie percepcji od rzeczywistej inflacji, które w przypadku kointegracji powinno być procesem powracającym do średniej równej zero. Test przeprowadzono oddzielnie dla podpróby do grudnia 2001 i dla całego okresu próby (1996-2005). Z racji niewielkiej długości próby – dane w zakresie postrzeganej inflacji dla całej strefy euro dostępne są dopiero od 1996 roku – w teście przeprowadzonym dla każdego kraju z osobna występuje problem małej mocy. Oznacza to, że test zbyt często prowadzi do popełnienia błędu drugiego rodzaju, czyli nieodrzućenia nieprawdziwej hipotezy zerowej o występowaniu regresji pozornej. Dlatego też Autorzy do badania kointegracji użyli panelowych testów pierwiastka jednostkowego – Levina, Lin i Chu oraz Im, Pesarana i Shin. W celu kontrolowania wyników, analogiczne badanie przeprowadzono dla panelu krajów Unii Europejskiej, które nie wstąpiły do strefy euro. Testowano również, czy w przypadku indeksu cen dóbr często nabywanych (zwyczajowo nazywanego *out-of-pocket index*) załamanie relacji ma również miejsce.

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego w badaniu Aucremanne i in. (2007) wskazują na istnienie przed rokiem 2001 długookresowej równowagi między inflacją a jej percepcją. Okres połowicznego wygaśnięcia odchylenia od poziomu równowagi wyniósł tylko cztery miesiące. Dla całego okresu badania (1996-2005) siła inercji procesu znacznie się zwiększyła, w związku z czym nie można było odrzucić hipotezy zerowej o braku skointegrowania badanych zmiennych. Rekursywne testy kointegracji wskazywały na maj 2002 roku jako datę załamania relacji. W grupie kontrolnej analogicznych zjawisk nie zaobserwowano. Fakt ten został zinterpretowany przez Autorów jako argument za twierdzeniem, że załamanie nastąpiło na skutek wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego, a jego przyczyn upatrywano w obciążeniu percepcji konsumentów.

Z kolei Marini i in. (2004) postawili hipotezę, w myśl której rozbieżność powstała nie ze względu na błędy percepcji, ale na skutek obciążenia oficjalnego wskaźnika inflacji. Testując poprawność wskazań HICP, Autorzy wykorzystali podejście zaproponowane przez Nordhaua (1998), polegające na porównaniu zmian mediany dochodów (zdeflowanej przez poziom cen konsumpcyjnych) i zmian postrzeganej przez gospodarstwa domowe własnej sytuacji finansowej. Jeśli oficjalny pomiar inflacji

nie podlega obciążeniu, to wzrost mediany realnych dochodów byłby równoważny wskazaniu na polepszenie sytuacji finansowej przez większość respondentów (i *vice versa*).

W podejściu Nordhausa hipoteza o nieobciążoności podlega testowaniu przy pomocy równania regresji, w którym zmienną objaśnianą jest różnica między odsetkiem respondentów wskazujących na polepszenie i pogorszenie sytuacji finansowej ich gospodarstw domowych, a zmienną objaśniającą – tempo wzrostu mediany realnego dochodu. Brak obciążenia jest równoznaczny z nieistotnością stałej w tym równaniu. Istotne statystycznie dodatnie oszacowanie stałej wskazywałoby na niedoszacowanie inflacji przez oficjalne statystyki. Marini i in. (2004) dokonali pewnych poprawek opisaną powyżej metodyki. Użyli mediany dochodów do dyspozycji po odjęciu kosztów związanych z prowadzeniem gospodarstwa domowego, a zmianę sytuacji finansowej aproksymowali jako kombinację liniową odsetków poszczególnych odpowiedzi na odpowiednie pytanie z comiesięcznego sondażu Komisji Europejskiej (*Harmonized Consumer Survey*). Zamiast regresji liniowej, do badania relacji między tymi dwoma zmiennymi użyto modelu korekty błędem.

Hipotezę nieobciążoności zweryfikowano na danych dla Włoch i Wielkiej Brytanii. Wyniki badania wskazują, że do grudnia 2001 roku obciążenie oficjalnej inflacji było w obu krajach nieistotne statystycznie. Po wprowadzeniu euro oficjalna statystyka we Włoszech stała się obciążona. Wielkość obciążenia oszacowano na około -6 pkt proc. W Wielkiej Brytanii podobne załamanie nie miało miejsca.

Z kolei Angelini i Lippi (2005) doszli do odmiennych wniosków w zakresie wiarygodności oficjalnego wskaźnika dynamiki cen we Włoszech. W badaniu wykorzystano alternatywne wobec Urzędu Statystycznego źródło informacji, a mianowicie dane dotyczące popytu na pieniądź, aproksymowanego zagregowaną wielkością wypłat z bankomatów.

W celu identyfikacji potencjalnych determinant tej wielkości, Autorzy rozpoczęli analizę od stworzenia teoretycznego modelu. Wielkość wypłat poddali dekompozycji na „czynnik intensywny”, czyli częstość posługiwania się gotówką w stosunku do innych form płatności (płatność bezpośrednio kartą debetową, kartą kredytową, czekami itp.) przez posiadaczy kart do bankomatów oraz „czynnik ekstensywny”, czyli odsetek społeczeństwa posiadający kartę płatniczą. Zmienną zależną w modelu jest wielkość wypłat, czyli strumień, a nie zasób, jak w tradycyjnym równaniu popytu na pieniądź.

Każda jednostka posiadająca kartę ustala optymalną relację płatności gotówką do płatności alternatywnymi środkami. Odsetek płatności gotówkowych zależy od ich kosztu (w tym wypadku alternatywnego, którym jest nominalna stopa procentowa) i od prawdopodobieństwa powodzenia wypłaty z bankomatu (w razie niepowodzenia, jednostka obciążona jest kosztem poszukiwania kolejnego bankomatu proporcjonalnym do jej zamożności), zaś odsetek płatności innymi środkami zależy od analogicznych czynników. Każda jednostka minimalizuje oczekiwany koszt ważonej przez zdefiniowaną powyżej relację sumy płatności.

Rozwiązanie modelu teoretycznego implikuje, iż gęstsza sieć bankomatów zwiększa prawdopodobieństwo posługiwania się gotówką, większa zamożność (aproksymowana wielkością wydatków) implikuje większy koszt niepowodzenia zarówno wypłaty z bankomatu, jak i płatności środkami alternatywnymi. Jeśli prawdopodobieństwo powodzenia pierwszej z wymienionych czynności jest większe niż drugiej, to elastyczność wypłat gotówki względem wielkości wydatków jest większa od jedności. Takie właśnie założenie przyjęli Angelini i Lippi (2005). W związku z tym, zwiększenie wielkości wypłat po wprowadzeniu euro pozytywnie weryfikowałoby hipotezę o większych wydatkach i tym samym o wyższym poziomie cen w porównaniu z okresem wcześniejszym.

Badanie empiryczne przeprowadzono na danych kwartalnych z Włoch, obejmujących okres od drugiego kwartału 1993 do końca 2003 roku. Zmienną objaśnianą był logarytm kwartalnej realnej wielkości wypłat z bankomatów, zaś zmiennymi objaśniającymi: liczba ważnych kart debetowych na koniec kwartału, liczba bankomatów przypadająca na kartę, stopa oprocentowania rachunków bieżących oraz realna wielkość wydatków na dobra konsumpcyjne i usługi. Na podstawie oszacowanego modelu testowano hipotezę o wyższym poziomie cen w okresie po wymianie waluty w porównaniu z okresem wcześniejszym w dwóch wariantach – zakładając jednorazowy wzrost poziomu cen wraz z wprowadzeniem euro lub pojawienie się trendu. W obu przypadkach nie odrzucono hipotezy zerowej o równości poziomów cen, co świadczy o wiarygodności oficjalnych statystyk.

W odróżnieniu od głównego nurtu literatury Dias i in. (2007) zakwestionowali na gruncie metodologicznym słuszność powszechnego przekonania o powstaniu rozbieżności między oficjalną inflacją a jej percepcją począwszy od 2002 roku. Zdaniem Autorów błąd większości badań związany był z użyciem niewłaściwej miary postrzeganej inflacji. Powszechnie stosowany w literaturze wskaźnik (*balance statistics*) może być – zdaniem Dias i in. (2007) – użyty do aproksymacji percepcji tylko wtedy, gdy inflacja jest stabilna, czyli gdy w procesie generującym dane nie występuje trend. W przeciwnym przypadku jej użycie jest nieprawidłowe. Zdaniem Autorów wskaźnik ten nie nadaje się zatem do badania wpływu wprowadzenia euro na percepcję inflacji, jako że nie bierze pod uwagę okresu dezinflacji przed przyjęciem nowej waluty i to właśnie jego nieprawidłowe użycie spowodowało artefakt badawczy, jakim było przekonanie wielu badaczy o powstaniu rozbieżności między oficjalną i postrzeganą inflacją począwszy od 2002 roku.

Z tego względu Dias i in. (2007) proponują własną metodę kwantyfikacji danych Komisji Europejskiej opartą na metodzie Carlsona i Parkina². Zakłada ona, że każdy respondent odpowiada na pytania ankiety zgodnie z subiektywną funkcją gęstości rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej, o którą jest pytany. Pozwala to na traktowanie odsetka poszczególnych odpowiedzi na dane pytanie jako oszacowania metodą największej wiarygodności odpowiednich części pola powierzchni pod wykresem zagregowanej funkcji gęstości percepcji inflacji. Tradycyjnie przyjmowano na mocy

²Carlson J. i Parkin M. (1975), *Inflation expectations*, *Economica*, (42), str. 123-138.

centralnego twierdzenia granicznego, że rozkład ten można uznać za normalny, aczkolwiek symetryczność wydaje się być zbyt silnym założeniem. Dla poszczególnych odsetków wyliczana jest odwrotna dystrybuenta rozkładu normalnego, a następnie jej wartość podlega transformacji odpowiednim przekształceniem. Powstała w opisany wyżej sposób statystyka dla postrzeganej inflacji została przeskalowana za pomocą trendu wyodrębnionego z szeregu oficjalnej inflacji za pomocą filtru Hodricka-Prescotta, z parametrem wygładzania typowym dla danych miesięcznych. W ten sposób Autorzy wyliczyli wskaźnik postrzeganej inflacji dla strefy euro oraz kilku krajów do niej należących. Testy kointegracji wskazują, że zarówno dla całej strefy euro, jak i dla poszczególnych państw, nie wystąpiło załamanie w relacji długookresowej między skonstruowanym wskaźnikiem a oficjalnym wskaźnikiem inflacji wraz z wprowadzeniem wspólnej waluty. Tym samym nie powstała żadna istotna luka między inflacją oficjalną i postrzeganą, co jest wnioskiem przeciwnym do wyników wielu wcześniejszych badań.

Krytyki zastosowania *balance statistics* dokonał również Brachinger (2006). Przy pomocy tego wskaźnika nie można, mianowicie, określić poziomu postrzeganej inflacji i porównać go z oficjalnym tempem wzrostu cen dóbr i usług konsumpcyjnych, ponieważ jest on mierzony na innej skali niż CPI. Z tego względu kształtowanie się obu wielkości można przedstawić na wspólnym wykresie jedynie przy zastosowaniu dwóch różnych osi. Od odpowiedniego ich wyskalowania zależy to, czy obie wielkości wydają się być w dynamicznej równowadze, czy nie. Zdaniem Brachingera (2006), skutkuje to takim dopasowywaniem skal, by uzyskać oczekiwany obraz zjawiska, czyli synchronizację obu zmiennych przed i powstanie rozbieżności po wymianie waluty.

Za punkt wyjścia do konstrukcji własnego, alternatywnego, wskaźnika (indeks IPI – *Index of Perceived Inflation*) posłużyła Autorowi teoria perspektywy, czyli opis zachowania jednostek w sytuacji ryzyka. Aby wykorzystać tę koncepcję w stosunku do zjawiska inflacji, Brachinger (2006) nie posługuje się pojęciem ceny, ale stratą lub zyskiem – czyli różnicą między aktualną ceną i ceną odniesienia. Co więcej, ocena tych różnic nie bazuje na ich wartości absolutnej – straty są postrzegane jako wyższe od zysków o tej samej wielkości bezwzględnej. Percepcja zależy również od częstotliwości występowania strat i zysków, przez co nawet niewielkie straty, jeśli napotykanie często, mają duży wpływ na postrzegany zagregowany indeks cen.

Zaproponowany wskaźnik skonstruowany jest według metody Laspeyresa³, uogólnionej poprzez przyjęcie odpowiedniej funkcji transformującej indeks zgodnie z zasadami teorii perspektywy. Funkcja ta przyjmuje wartość równą różnicy między ceną bieżącą a ceną odniesienia, jeśli różnica ta jest ujemna lub równa zero. W przypadku odwrotnym różnica przemnażana jest przez współczynnik awersji wobec strat. Współczynnik został uznany za stały i niezależny od rodzaju dobra. Jest on większy od jedności z racji tego, że zwyczajki cenowe (straty) są postrzegane jako relatywnie większe. Tak uzyskane wartości korygowane są częstością zakupów poszczególnych dóbr w okresie bazowym.

W analizie empirycznej dla danych niemieckich, za cenę odniesienia uznano średnią

³Cena koszyka (wagami są udziały poszczególnych dóbr w konsumpcji) dóbr i usług w danym okresie podzielona przez jego cenę w okresie bazowym.

cenę danego dobra w 2000 roku. Na podstawie podawanych w literaturze wielkości, opartych na badaniach eksperymentalnych, Autor przyjął trzy alternatywne poziomy współczynnika awersji wobec strat: 1,5, 2 oraz 2,5. Przedział między szeregami dla wartości skrajnych uznano za swoisty przedział ufności dla wskaźnika, zaś wartości IPI(2) za „estymację punktową” i na jej podstawie dokonywano porównań. Częstości zakupów poszczególnych dóbr uzyskano z sondażu *Income and Consumption Survey*, na podstawie którego wyliczane są wagi dla niemieckiego CPI.

Począwszy od 1996 roku, aż do 2001 roku wskaźniki CPI i IPI(2) dla Niemiec wykazują duży stopień synchronizacji. W okresie tym wyodrębnić można dwa podokresy: od początku próby do połowy 1999 roku, kiedy to postrzegana inflacja była większa od CPI oraz okres kolejny, kiedy to wykres IPI leży poniżej CPI. Na początku 2001 wykres IPI zaczął gwałtownie rosnąć, osiągając maksymalną wartość na poziomie 8,8% w lipcu 2001, zaś CPI wykazywał niewielkie ruchy wokół poziomu 2%. W styczniu 2002 roku IPI osiągnął poziom 10,6% przy CPI równym 2,1%. Począwszy od połowy 2002 roku, oba wskaźniki ponownie się do siebie zbliżyły. Jeśli jednak założyć, że ze względu na zaznajomienie konsumentów z cenami wyrażonymi w walucie narodowej występuje efekt sztywności ceny odniesienia (*base price rigidity*) i konsumenci mimo upływu czasu wciąż uznają ceny sprzed zmiany waluty za punkt odniesienia, to postrzegana inflacja nie ulega zmniejszeniu.

Opisane powyżej kształtowanie się wskaźnika IPI w relacji do CPI można wytłumaczyć strukturalną zmianą w kształtowaniu się inflacji w Niemczech w roku 2001. W owym roku pojawiła się – po raz pierwszy od początku próby – dodatnia korelacja między zmianami cen i częstością zakupów, która utrzymywała się aż do końca 2005 roku. Oznacza to, że ponadprzeciętne wzrosty cen miały miejsce w zakresie dóbr najczęściej kupowanych, co miało – ze względu na jego konstrukcję – „synergiczny” wpływ na wskaźnik IPI. Zaobserwowana korelacja wynikała z faktu, że w latach 1999-2000 na rynku handlu detalicznego miały miejsce wojny cenowe, które znacznie obniżyły ceny dóbr. To właśnie w tym okresie indeks IPI kształtował się poniżej CPI, co – biorąc pod uwagę fakt, że wzrosty cen mają w indeksie percepcji dwa razy większą wagę niż we wskaźniku oficjalnym – oznaczało znaczne spadki często nabywanych dóbr. Ceny spadły do tak niskiego poziomu, że w kolejnych latach musiała w tym zakresie mieć miejsce korekta, skutkująca obserwowanymi w 2001 i 2002 roku efektami cenowymi, powszechnie przypisywanymi wprowadzeniu euro. Zdaniem Brachingera (2006), powstała w ten sposób rozbieżność między oficjalną i postrzeganą inflacją nie oznaczała obciążenia ani po stronie społeczeństwa, ani Urzędu Statystycznego.

1.2. Przyczyny „iluzji euro”

Wymieniane w literaturze potencjalne determinanty nieproporcjonalnego wzrostu postrzeganej inflacji można podzielić na dwie zasadnicze grupy – czynniki psychologiczne, leżące po stronie konsumentów i będące niejako warunkiem koniecznym tego zjawiska, oraz ekonomiczne, które w tym kontekście można utożsamiać z

warunkiem wystarczającym⁴.

Mechanizmy psychologiczne, które przyczyniły się do powstania rozbieżności między inflacją a jej percepcją to w głównej mierze ograniczone możliwości przetwarzania informacji przez jednostkę. Jednym z przejawów tego zjawiska są trudności z przywyknięciem do nowego nominalnego poziomu cen, skutkujące nawykiem przeliczania cen do wyrażonych w walucie narodowej nawet wiele lat po wycofaniu jej z obiegu. Pięć lat po wymianie waluty przeliczania nadal dokonywał znaczący odsetek obywateli strefy euro – 22% w przypadku drobnych zakupów i aż 40% przy okazji większych wydatków (Komisja Europejska, 2006). Konsekwencją takiego stanu rzeczy jest zakotwiczenie punktu odniesienia do porównań cenowych w okresie sprzed wielu lat. Co więcej, z racji jego odległości w czasie i niedoskonałej pamięci jednostek cena odniesienia może podlegać obciążeniu.

W swym badaniu z zakresu ekonomii behawioralnej Cestari i in. (2007) sprawdzili poprawność zapamiętanej przez Włochów ceny biletów do kina z okresu przed wprowadzeniem euro. Badanie przeprowadzono w maju 2006 roku w dwóch reprezentatywnych ze względu na ceny biletów przed wymianą waluty rzymskich kinach na losowej próbie 225 osób. Autorzy porównywali odpowiedzi z rzeczywistymi cenami z owych okresów, przyjmując pewien przedział tolerancji dla poprawnej odpowiedzi. Odpowiedzi grup wyodrębnionych na podstawie różnych charakterystyk porównano testami równości średnich.

Głównym wnioskiem z badania jest fakt zdecydowanego ujemnego obciążenia zapamiętanej przez respondentów ceny biletów. Jedynie 8% wskazało na cenę wpadającą do wyznaczonego przez Autorów przedziału wokół ceny rzeczywistej. Większość (56%) wskazała na ceny, które w grudniu 2001 roku w ogóle nie występowały (niższe od dolnej granicy cen biletów w owym czasie). Dominantę odpowiedzi stanowiła aktualna w okresie badania cena przeliczona na liry za pomocą kursu 1000 lirów za euro (czyli dwukrotnie niższego od oficjalnego). Co ciekawe, modalna i średnia odpowiedzi były równe średnim cenom odpowiednio w roku 1987 i 1990. Różnica średnich odpowiedzi osób, które deklarują raczej „myślenie w kategoriach euro” (*thinking in euro*) i tych, które wciąż dokonują konwersji na liry, okazała się być statystycznie istotna, przy czym odpowiedzi tych pierwszych były bliższe rzeczywistości. Podobne wyniki uzyskano w podziale ze względu na częstotliwość wizyt w kinach, ze względu na poprawność wskazanego roku zmiany waluty i percepcję zmian ogólnego poziomu cen od czasu wprowadzenia euro, przy czym lepszą pamięcią odnośnie do cen charakteryzowali się regularni bywalcy kin, ci, którzy podali rok poprawnie, a także ci, którzy byli relatywnie mniej radykalni odnośnie do występującej po zastąpieniu lira przez euro inflacji. Również wiek badanych miał wpływ na podawane przez nich odpowiedzi –

⁴Takie ujęcie potencjalnych przyczyn powstania rozbieżności między inflacją a jej społeczną percepcją jest oczywiście pewnym uproszczeniem, ale oddaje charakter zjawiska. Mechanizmy psychologiczne, leżące u jego źródeł i uznawane za immanentną cechę konstrukcji ludzkiej psychiki (przynajmniej w kręgu kultury zachodniej), przy braku zewnętrznego bodźca nie doprowadziłyby bowiem do omawianych efektów. Czynniki natury ekonomicznej spełniły więc w tym przypadku funkcję katalizatora.

ludzie w najstarszej grupie wiekowej mieli istotnie niższą cenę niż ci w najmłodszej grupie. Istotnych różnic nie zaobserwowano w podziale na płeć, zawód i wykształcenie.

Za najważniejsze implikacje z badania Cestari i in. (2007) uznali wniosek o dużym stopniu zniekształcenia zapamiętanych cen w stosunku do cen rzeczywistych. Prawidłowość ta nie jest unikalna ze względu na wymianę waluty, aczkolwiek zjawisko to spotęgowało zniekształcenia. Warta uwagi jest również korelacja między zapamiętaną ceną a percepcją zmian ogólnego poziomu cen. Jednakowoż Autorzy przestrzegają przed nadmiernym uogólnianiem wyników i traktowaniem niedoskonałej pamięci jako źródła rozbieżności między percepcją inflacji a oficjalnym wskaźnikiem po wprowadzeniu euro.

Kolejnym potencjalnym źródłem obciążenia percepcji jest stosowanie do przeliczeń cen przybliżonego kursu konwersji zamiast oficjalnego. Przykładowo, korzystanie z prostych reguł konwersji w przypadku przeliczania cen z euro na wyrażone w markach niemieckich⁵ prowadzi do zawyżenia cen o około 2,3%⁶.

Nie bez znaczenia dla natężenia i uporczywości zaistniałej rozbieżności były również czynniki socjologiczne, takie jak określana na podstawie badań sondażowych szybkość adaptacji społeczeństwa czy społeczna akceptacja nowej waluty. Wymownym argumentem na rzecz roli tych czynników jest porównanie natężenia „efektu euro” we Włoszech i Irlandii, dokonane przez Del Missier i in. (2007). Celem badania było wytłumaczenie zjawiska wpływu nominalnego kwotowania cen na sposób ich postrzegania przez konsumentów. Autorzy rozpatrywali zjawisko w teoretycznym kontekście możliwych (*plausible*) i niemożliwych (*implausible*) cen odniesienia w walucie narodowej. Punkt odniesienia jest możliwy czy prawdopodobny, gdy nominalna wartość w starej walucie nie odbiega zbyt od nominalnej wartości w nowej, w przeciwnym wypadku jest niemożliwy lub nieprawdopodobny. Z tego względu do analizy wybrano dwa kraje strefy euro o odmiennych kursach konwersji na euro, przy czym ceny wyrażone w walucie narodowej jednego z nich (Irlandia) były możliwym punktem odniesienia, zaś w drugim (Włochy) – niemożliwym.

W celu zbadania wpływu różnych punktów odniesienia na nasilenie efektu „iluzji euro”, przeprowadzono badania sondażowe na grupie niemal stu klientów supermarketów w każdym kraju. W każdym kraju rozdano respondentom jedną z dwóch wersji ankiet – w jednej należało podać aktualne ceny różnego typu dóbr wyrażone w euro, w drugiej – w wycofanej z obiegu walucie narodowej. Sprawdzono, czy występują istotne statystycznie różnice w podawanych przez respondentów cenach między dobrami nabywanymi często, umiarkowanie i rzadko oraz między grupami produktów tanich, umiarkowanych i drogich. Analiza danych sprowadzała się do porównywania średnich podawanych cen w wyodrębnionych ze względu na cechy respondentów lub rodzaje produktów grupach za pomocą wielowymiarowej analizy wariancji lub testem t-Studenta dla grup niezależnych.

⁵Oficjalnym kursem konwersji było 1,95583 marki za euro, zaś powszechnie zaokrąglano go do 2 marek.

⁶Inne kraje szczególnie narażone na ten problem ze względu na poziom kursu konwersji to Włochy, Holandia i Hiszpania.

Wyniki badań wskazują na występowanie silnego efektu „iluzji euro” wśród włoskich konsumentów we wszystkich grupach wyodrębnionych ze względu na częstotliwość zakupów. Ci Włosi, którzy podawali aktualną cenę wyrażoną w euro, popełniali średnio większe błędy niż ci, którzy podawali ją w lirach – sięgające od 15%, do nawet 70%. Efekt ten nie miał miejsca jedynie w przypadku najwyższej kategorii cenowej dóbr, co oznacza, zdaniem Autorów badania, że w ich przypadku nie dokonywano dokładnego przeliczenia kursu. W przypadku Irlandczyków wyniki badania skłaniają raczej do odrzucenia hipotezy o występowaniu „efektu euro”, mimo iż cena odniesienia w narodowej walucie była prawdopodobna, co według wielu wcześniejszych publikacji powinno nasilać ten efekt w porównaniu do Włochów, których cena odniesienia w lirach była nieprawdopodobna. Wyniki można by tłumaczyć zakotwiczeniem ceny odniesienia w okresie sprzed denominacji, ale różnice między Irlandią a Włochami implikowałyby dużo wyższą inflację po wprowadzeniu euro w drugim z krajów, co w rzeczywistości nie miało miejsca – w okresie tym inflacja w Irlandii była wyższa niż we Włoszech. Zbadano zatem, czy przedstawiciele obu narodowości różnią się istotnie stosunkiem do euro, gdyż stany emocjonalne mogą zaburzać percepcję. Istotnych różnic nie stwierdzono. Następnie porównano deklarowany stopień adaptacji do nowej waluty w obu grupach. Okazało się, że jedynie 9% badanych Irlandczyków i aż 71% Włochów myślało wciąż w kategoriach starej waluty.

Autorzy podkreślają dużą rolę adaptacji do nowej waluty dla prawidłowego funkcjonowania gospodarki. W przypadku jej braku istnieje niebezpieczeństwo wykorzystania przez firmy problemów konsumentów z rozpoznaniem zmian cen i nieuzasadnionych wzrostów cen. Dlatego też w przypadku wymiany waluty konieczna jest aktywna polityka państwa i podjęcie kroków, służących pomocy w jak najszybszej adaptacji w nowym środowisku.

Badania społeczno-demograficznych determinant rozbieżności między inflacją i jej percepcją dokonał również Stix (2006). Użyte do analizy dane pochodziły z sondażu przeprowadzonego w lipcu i sierpniu 2004 roku na reprezentatywnej próbie dwóch tysięcy Austriaków powyżej czternastego roku życia. W celu zbadania wpływu zmian cen dóbr najczęściej nabywanych, postanowiono zbadać, czy postrzegana przez jednostkę inflacja różni się istotnie w grupie, która prowadzi gospodarstwo domowe (i tym samym dokonuje zakupów osobiście) od średniej dla pozostałych osób. Z racji tego, że ten typ produktów odznaczał się wyższymi wskaźnikami inflacji niż ogół dóbr i usług, osoby odpowiedzialne za zakupy powinny w przypadku prawdziwości hipotezy odznaczać się wyższą percepcją. Taki sam efekt powinien mieć miejsce w przypadku osób, które nadal dokonują w myślach konwersji cen w euro na ceny w starej walucie, w stosunku do grupy jednostek, które myślą już w kategoriach euro. Hipoteza ta jako przyczynę tego zjawiska podaje zakotwiczenie ceny odniesienia w czasie sprzed wymiany waluty. Do weryfikacji hipotezy użyto trzech zmiennych: pierwsza odzwierciedlała częstość dokonywania przez daną jednostkę konwersji; druga to, czy respondent dokonuje konwersji używając zaokrąglonego kursu; wartość trzeciej zmiennej stanowiła wyrażona w szylingach cena, jaką podawał respondent poproszony o

konwersję na starą walutę ceny dobra, kosztującego wówczas 1,8 euro. Trzecia hipoteza zakładała, że jednostki o bardziej negatywnym nastawieniu do przyjęcia wspólnej waluty będą się charakteryzowały wyższą percepcją inflacji. Niestety odpowiedź na pytanie dotyczące stosunku sprzed kilku lat do jakiegoś zjawiska może być obciążona przez rzeczywistą realizację procesu. Problem ten można by rozwiązać, wprowadzając do modelu zmienną instrumentalną. Jest to jednak, zdaniem Autora, trudne ze względu na to, że zmienna mierzona jest na skali porządkowej. Dlatego też zdecydowano się jedynie na sprawdzenie, czy wyłączenie zmiennej odzwierciedlającej aprioryczny stosunek do euro zmieni oszacowania i błędy standardowe modelu. Co więcej, problem endogeniczności nie jest, zdaniem Autora, poważny, jako że około 60% respondentów deklarowało inny stosunek do euro przed i po wprowadzeniu tej waluty.

Powyżej sformułowane hipotezy testowano w ramach trzech modeli z różnymi zmiennymi objaśniającymi: pierwszą stanowiły odpowiedzi na pytanie odnośnie tego, czy wprowadzenie euro zwiększyło ogólny poziom cen⁷; druga była analogiczna do pierwszej, ale pytano o wzrost cen na przestrzeni ostatnich sześciu miesięcy; zaś trzecia to podawane przez respondenta bezpośrednie oszacowanie inflacji w miesiącu badania. Autor zauważa jednak, że ostatniej zmiennej nie można traktować bezpośrednio jako postrzeganej inflacji, ponieważ poinformowana część respondentów mogła podać oficjalny poziom inflacji. Do analizy zjawiska dla dwóch pierwszych zmiennych objaśniających, mających charakter porządkowy, zastosowano model probitowy z uporządkowaną zmienną zależną. Jako zmienne niezależne wykorzystano serię indywidualnych cech jednostek – wiek, skategoryzowany dochód, poziom wykształcenia oraz wyżej zdefiniowane charakterystyki związane bezpośrednio z faktem wymiany waluty. Analogicznej estymacji dokonano dla zmiennej zależnej, odzwierciedlającej deklarowane zaufanie dla oficjalnych statystyk inflacji⁸

Wyniki estymacji wskazują na istotność wieku i wykształcenia w determinowaniu postrzeganej inflacji. Zgodnie z oczekiwaniami, wyższe wykształcenie implikuje niższą percepcję. W zakresie wieku zaobserwowano niższą postrzeganą inflację w przypadku osób po sześćdziesiątym roku życia niż dla grupy w średnim wieku (35-54 lata). Dochód okazał się zmienną nieistotną. Odnośnie do testowanych hipotez, potwierdziła się zarówno ta dotycząca wyższej percepcji wśród ludzi prowadzących gospodarstwo domowe, jak i ta w zakresie apriorycznego stosunku do euro. Wyłączenie tej ostatniej zmiennej z równania nie zmieniło oszacowań w istotny sposób, więc uznano, że problem endogeniczności nie był znaczny. Jeżeli chodzi o konwersję cen z euro na szylingi, to istotny jest zarówno fakt jej dokonywania, jak i częstotliwość zjawiska. Identycznej estymacji dokonano dla postrzeganej inflacji w ostatnich sześciu miesiącach. Wyniki dotyczące wpływu wieku okazały się odwrotne niż w modelu dla percepcji zmian cen po wprowadzeniu euro, edukacja była nadal istotna, zaś dochód – nieistotny. Jeśli chodzi o aprioryczny stosunek do nowej waluty, to wyniki estymacji nie są oczywiste. Częstość

⁷Możliwe odpowiedzi to: zwiększyły się ceny wielu produktów, niektórych produktów, ceny się nie zmieniły, ceny spadły.

⁸Możliwe odpowiedzi to: inflacja bardzo wiarygodną miarą, wiarygodną, mało wiarygodną i niewiarygodną.

konwersji nadal ma znaczenie, ale zaokrąglanie kursu – już nie. Co więcej – prowadzenie domu nie implikuje już wyższej postrzeganej inflacji.

Lamla i Rupprecht (2007) zwrócili ponadto uwagę na rolę intensywności (*volume*) i wydźwięku (*tone*) dyskursu medialnego w zakresie inflacji na nasilenie omawianych problemów. Za punkt wyjścia analizy posłużyła Autorom teoria lepkości informacji Mankiwa i Reisa⁹, w myśl której konsumenci aktualizują swoje oczekiwania nie w sposób ciągły, ale co pewien okres. Dzieje się tak ze względu na koszt pozyskania i przetwarzania informacji. Istnienie tego typu kosztów wpływa również na wybór źródeł danych – jednostki mają tendencję do korzystania ze wspólnych i tanich źródeł, jakimi są współcześnie media. Drugą inspirację teoretyczną dla pracy stanowił model Carrolla¹⁰, w którym media są pasem transmisji racjonalnych oczekiwań, formułowanych przez specjalistów do społeczeństwa, zaś jednostki absorbują je w sposób probabilistyczny. Stopień racjonalności oczekiwań ogółu zależy do częstotliwości poruszania tej tematyki w mediach. Wcześniejsze prace z tego zakresu nie brały pod uwagę wpływu zawartości informacji – jedynie jej ilość, dlatego Autorzy artykułu postanowili dodać ten wymiar do własnej analizy. W pracy wyróżniono dwa kanały, poprzez które media oddziałują na oczekiwania – kanał intensywności (*volume channel*) i kanał wydźwięku (*tone channel*). Drugi czynnik wpływa na kierunek aktualizacji informacji – teoretycznie w stronę większej racjonalności, tym niemniej Autorzy nie wykluczają istnienia pewnego obciążenia w przekazie (*media bias*).

Za test na istotność wpływu wyodrębnionych kanałów Lamla i Rupprecht (2007) przyjęli stopień rozbieżności między oczekiwaniami inflacyjnymi i prognozami specjalistów i jego ewolucję w czasie. Testowano również istnienie obciążenia w przekazie medialnym. Hipotezy weryfikowano na miesięcznych danych dla Niemiec, przy czym próba obejmowała lata 1998-2006. Jako wskaźnik intensywności użyto liczbę przekazów na temat inflacji w miesiącu, dłuższych od pewnego minimum (pięć linijek tekstu lub pięć sekund przekazu). Autorzy podzielili informacje na mówiące o wzroście i spadku inflacji oraz przekazy neutralne. Miarą wydźwięku była różnica między przekazami o wzroście i spadku, podzielona przez ogólną liczbę informacji w danym miesiącu. Oddzielną miarę skonstruowano dla informacji pojawiających się po wprowadzeniu euro i dotyczących efektów cenowych tego wydarzenia. Dane dotyczące oczekiwań miały formę zdezagregowaną, dzięki czemu możliwe było badanie ich formowania w różnych grupach socjoekonomicznych. Dane dotyczące prognoz specjalistów pochodziły z badań sondażowych, przeprowadzanych co miesiąc wśród ekonomistów. Zmienną objaśnianą w modelu była wartość bezwzględna różnicy między oczekiwaniami i prognozami specjalistów, uznana za miarę odchylenia oczekiwań konsumentów od oczekiwań racjonalnych. Za regresory przyjęto opóźnione o okres miary intensywności i wydźwięku przekazów – również w podziale na informacje dotyczące przeszłej, obecnej i przyszłej inflacji, a także na przekazy o spadku i wzroście wskaźnika. Podstawowy

⁹Mankiw N. i Reis R. (2002), *Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve*, Quarterly Journal of Economics, (117), str. 1295-1328.

¹⁰Carroll C. (2003), *Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters*, Quarterly Journal of Economics, (118), str.269-298.

model rozszerzono poprzez dodanie zmiennej, odzwierciedlającej intensywność przekazu dotyczącego inflacyjnych skutków wprowadzenia euro.

Wyniki estymacji modelu wskazują na oczekiwany znak parametru przy zmiennej odzwierciedlającej intensywność przekazów, co oznacza, że wzrost ich liczby zmniejsza lukę pomiędzy oczekiwaniami społecznymi a prognozami specjalistów. Zmienna okazała się jednak nieistotna. Z kolei wydźwięk przekazu wywiera istotny wpływ w przeciwną stronę, rozwierając lukę. Rozszerzenie modelu o zmienną związaną z wymianą waluty sprawiło, że intensywność okazała się istotna, a sama zmienna dotycząca wprowadzenia euro istotnie wpływa na rozwieranie się luki. Oznacza to, że dyskurs medialny prowadzony po wprowadzeniu euro doprowadził do zwiększenia oczekiwań nieproporcjonalnie w stosunku do prognoz eksperckich. Wyniki badania wskazują również na silniejszą korektę oczekiwań w reakcji na informacje o zmniejszającej się inflacji. W przypadku podziału przekazów na te, które dotyczą przeszłej, obecnej i przyszłej inflacji, okazało się, że jedynie informacje o aktualnych zmianach poziomu cen wpływają istotnie na oczekiwania. Reakcje na przekazy medialne różnią się między grupą młodych i starszych jednostek. Co ciekawe, to oczekiwania starszych są mniej podatne na obciążenia – być może ze względu na zjawisko uczenia się. Ludzie lepiej wykształceni są również bardziej odporni na obciążenie przekazu medialnego, także w zakresie inflacyjnych skutków wprowadzenia euro. Interesujący jest ponadto fakt większego wpływu informacji medialnych na oczekiwania ludzi o wyższych dochodach, szczególnie w kontekście euro. Wielkość obciążenia nie jest istotnie różna ze względu na płeć.

W dużym stopniu przyczyną nieproporcjonalnego wzrostu postrzeganej inflacji w okresie po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego były specyficzne ruchy cen w gospodarce, które miały wówczas miejsce. Najczęściej stawiana w literaturze hipoteza w tym zakresie dotyczy związku między percepcją dynamiki ogólnego poziomu cen a inflacją w zakresie dóbr i usług najczęściej nabywanych – głównie żywności i paliw. Konsumenci wykazują tendencję do przypisywania im wyższego udziału w wydatkach niż wynikałoby to z ich wagi w reprezentatywnym koszyku, na podstawie którego wyliczany jest wskaźnik CPI czy HICP. Dzieje się tak ze względu na fakt, że w przypadku rzadziej nabywanych dóbr trwałego użytku w danym okresie tylko niewielka część konsumentów dokona ich zakupu, zaś dla reszty osób dynamika cen tej kategorii nie ma w tym czasie znaczenia. Tym niemniej, jest ona uwzględniona w ogólnym koszyku. Co więcej, za produkty najczęściej nabywane konsumenci częściej płacą gotówką¹¹ niż za dobra trwałego użytku, co również wpływa na ich percepcję. Z tych względów dobra i usługi najczęściej nabywane mają ponadproporcjonalny w stosunku do ich udziału w przeciętnych wydatkach konsumpcyjnych wpływ na postrzeganą dynamikę inflacji. Kategoria ta charakteryzowała się w okresie wokół wymiany waluty najwyższymi zwyczajami cenowymi. W okresie od grudnia 2001 roku do stycznia 2002 roku wskaźnik inflacji tej kategorii dóbr i usług wzrósł o 1,5 pkt proc. (z 2,5% do 4%). Większość badań wskazuje na dużą dynamikę cen dóbr i usług najczęściej nabywanych

¹¹Indeks tej kategorii dóbr zwany jest zwyczajowo „*out-of-pocket*“ („z kieszeni”).

jako na główną determinantę rozbieżności między inflacją i jej społeczną percepcją. Przykładowo Del Giovane i Sabbatini (2006) do porównania stopnia wyjaśnienia zmienności percepcji przez poszczególne indeksy dynamiki cen użyli analizy regresji liniowej. Jako punkt odniesienia posłużył model z jedną zmienną objaśniającą – wskaźnikiem CPI. Zjawisko wpływu zmian cen poszczególnych kategorii koszyka inflacji w zależności od częstości ich zakupów aproksymowano, tworząc osobny wskaźnik dla dóbr i usług relatywnie często i rzadko nabywanych, zaś do opisu rozkładu zmian cen posłużyło odchylenie standardowe.

Przeprowadzona analiza regresji wskazuje na istotność wskaźnika zmian cen często nabywanych dóbr i usług oraz dyspersji rozkładu zmian cen w tłumaczeniu zmian percepcji inflacji. Wpływ ten jest zgodnie z oczekiwaniami pozytywny. Skorygowany współczynnik determinacji dla tego równania jest wyższy niż dla modelu z samym CPI (odpowiednio 0,68 i 0,56). Stopień wyjaśnienia zmienności percepcji jest jeszcze wyższy dla modelu uwzględniającego wpływ mediów (na poziomie 0,77). Zmiany cen rzadko nabywanych produktów okazały się nieistotne. Autorzy dokonali również identycznej analizy regresji, ale dla danych z okresu poprzedzającego wprowadzenie euro (kwiecień 1997 – grudzień 2001). Stopień wyjaśnienia percepcji przez CPI był dla tej podpróby wyższy niż dla całej próby.

Döhring i Mordonu (2007) doszli w zakresie wpływu dynamiki cen dóbr najczęściej nabywanych na percepcję inflacji do odmiennych wniosków. W przeciwieństwie do wcześniejszych analiz, dokonywanych na danych fragmentarycznych, dotyczących tylko jednego kraju lub sektora, badaniem objęto wszystkie kraje strefy euro. Do analizy zjawiska użyty został model panelowy. Zmienną objaśnianą był wskaźnik postrzeganej inflacji (*balance statistics*). Zmienne objaśniające to zharmonizowany indeks cen konsumenckich (HICP) lub indeks cen dóbr często nabywanych (*out-of-the-pocket*), a także zmiany cen w zakresie wysokości czynszu i kosztów związanych z użytkowaniem mieszkania oraz oczekiwania inflacyjne skwantyfikowane w sposób analogiczny do postrzeganej inflacji. Z racji kwartalnej częstotliwości danych dotyczących wysokości średniego realnego wynagrodzenia oraz cen nieruchomości, wpływ tych zmiennych zbadany został w ramach drugiego, kwartalnego modelu. Próba obejmowała okres od stycznia 1997 do lutego 2007.

Na początku oszacowano model statyczny, jednak występującą w nim autokorelację składnika losowego uznano za symptom nieprawidłowej specyfikacji modelu w zakresie jego dynamiki. Dlatego też model zdynamizowano, postępując zgodnie ze strategią „*from general to specific*”. Kolejnym przytoczonym argumentem na rzecz dynamicznego modelu panelowego był fakt, że taki model nadaje się w lepszym stopniu niż model statyczny do ujmowania relacji krótkookresowych, na których to – ze względu na relatywną nowość zjawiska – chcieli skupić się Autorzy artykułu. Ostatecznie oszacowano model autoregresyjny pierwszego rzędu. Do szacowania modelu zastosowano zaproponowany przez Blundella i Bonda (1998) estymator systemowy uogólnionej metody momentów.

Oszacowania zarówno dla wysokości czynszów, kosztów związanych z mieszkaniem, jak i dla oczekiwań inflacyjnych okazały się nieistotnie różne od zera. Czynniki autoregresyjne są istotne we wszystkich specyfikacjach, a parametr jest dość duży, co świadczy o dużym stopniu inercji percepcji inflacji. Zmienna sztuczna, przyjmująca jedynki dla okresu po wymianie waluty jest istotna i dodatnia, co świadczy o zwiększeniu ogólnego poziomu percepcji po wprowadzeniu euro. Indeks często nabywanych dóbr nie tłumaczy w lepszy sposób niż ogólny wskaźnik HICP zmienności postrzeganej inflacji. Tym niemniej obie te zmienne są istotne.

Odmiernym wobec wprowadzenia zmiennej sztucznej podejściem do uchwycenia zmiany w sile i kierunku omawianej relacji wraz ze zmianą waluty była oddzielna estymacja parametrów w podpróbach (gdzie grudzień 2001 uznany został za datę rozdzielającą). Uzyskane wyniki świadczą o większym stopniu inercji percepcji inflacji po wprowadzeniu euro, a także o większym wpływie oficjalnego indeksu na postrzeganą inflację przed wprowadzeniem euro. Indeks cen często kupowanych dóbr i usług ma w obu podpróbach mniejszy potencjał objaśniający niż całociowy indeks, co ponownie obala hipotezę o większym wpływie ruchów cen tego typu dóbr na percepcję konsumentów.

Wyniki estymacji modelu dla danych kwartalnych wskazują na istotność zmian cen nieruchomości w tłumaczeniu zmian postrzeganej inflacji. Zależność jest dodatnia, co świadczy o tym, że w strefie euro nie występuje – w przeciwieństwie do Stanów Zjednoczonych – efekt majątkowy związany ze wzrostem wartości nieruchomości. Wynagrodzenie okazało się zmienną nieistotną. Autorzy zwracają uwagę, że ze względu na dużą inercję percepcji łatwiejszym zadaniem dla władz jest zapobieganie powstawaniu rozbieżności niż późniejsze ich niwelowanie. Prewencja miałaby polegać na dobrej komunikacji, w tym uświadamianiu odmienności wskaźnika cen konsumenckich od ogólnych kosztów życia, w których skład wchodzi m.in. ceny nieruchomości.

Inne specyficzne dla okresu po wprowadzeniu euro efekty cenowe polegały na większej częstotliwości dostosowań cen niż w okresie przed wymianą waluty. Były one jednak średnio mniejsze niż w latach poprzedzających przyjęcie euro. Ponadto, zmiany cen były symetryczne w dół i w górę zarówno w zakresie częstotliwości, jak i skali (Baumgartner i in., 2005), w związku z czym nie miały odzwierciedlenia we wskaźniku inflacji. Tym niemniej, zgodnie z teorią perspektywy wzrosty cen silniej oddziałują na percepcję niż spadki o tej samej wartości bezwzględnej, więc w przypadku ich podobnej – aczkolwiek w obu przypadkach zwiększonej – częstotliwości może mieć miejsce wzrost postrzeganej inflacji.

1.3. Społeczne i ekonomiczne implikacje rozbieżności między inflacją i jej percepcją

W teorii, wyższa postrzegana inflacja może skutkować zmniejszeniem dobrobytu jednostek z dwóch powodów: (1) ze względu na niedocenywanie własnej siły nabywczej oraz (2) podejmowanie suboptymalnych decyzji konsumpcyjnych, podyktowanych

niższym od rzeczywistego odczuwanym ograniczeniem budżetowym. Na poziomie zagregowanym oznaczałoby to mniejszy popyt, a więc miałyby konsekwencje dla wzrostu gospodarczego.

Krug i in. (2006) zbadali wpływ wprowadzenia euro na percepcję przez gospodarstwa domowe ich własnego dobrobytu w kontekście występowania po wymianie waluty oczekiwań inflacyjnych znacznie przewyższających oficjalny wskaźnik. Badaniem objęto Niemcy i Wielką Brytanię. Dane pochodziły z dwóch badań socjologicznych – *German Socio-Economic Panel* oraz *British Household Panel Survey*. Do zbadania zmian między zadowoleniem w roku 2001 i 2003 zastosowano podejście *difference in difference* – dla obu krajów w okresie przed i po wprowadzeniu euro obliczono prawdopodobieństwo zadowolenia jednostek z własnej sytuacji materialnej. Przez prawdopodobieństwo rozumiana jest wartość teoretyczna z modelu logitowego, w którym postrzegany dobrobyt jednostki został uzależniony od szeregu zmiennych na poziomie mikro (płeć, wiek, stan zdrowia, stan cywilny, miejsce na rynku zawodowym, wykształcenie) i makro (stopa bezrobocia, wzrost gospodarczy, inflacja w danym kraju w danym czasie), w tym zmiennych związanych bezpośrednio z wprowadzeniem euro (problemy z konwersją starej waluty na nową).

Wyniki badania wskazują, iż w 2001 roku Niemcy przy jednakowych dochodach wykazują średnio większą skłonność do zadowolenia niż Brytyjczycy. Po wprowadzeniu euro następuje wyraźny spadek satysfakcji w Niemczech. Prawdopodobieństwo dla reprezentatywnej jednostki spada w tym okresie o 8 pkt proc., zaś w Wielkiej Brytanii rośnie o 1,5 pkt proc. Wyniki estymacji modelu wskazują, że tak poważny spadek zadowolenia miał miejsce w wyniku wprowadzenia nowej waluty. Średnie prawdopodobieństwo zadowolenia osoby z dochodów jej gospodarstwa domowego zmniejszyło się w Niemczech w wyniku wymiany waluty o niemal 10 pkt proc. Efekt ten jest silnie statystycznie istotny. Oznacza to, że musiałby nastąpić 30-procentowy wzrost dochodów, by zrekompensować poczucie niezadowolenia. Wyniki badania wskazują również na istotnie większą skłonność do zadowolenia wśród jednostek, które nie deklarowały trudności w konwersji waluty, niż wśród pozostałych.

Wyniki badań sondażowych wskazują, że niepewność obywateli krajów członkowskich strefy euro odnośnie do zmian cen po wymianie waluty przełożyła się na ograniczenia w ich wydatkach konsumpcyjnych (?), szczególnie w zakresie niektórych kategorii dóbr i usług. Przykładowo, w Niemczech obroty kin spadły w drugiej połowie 2002 roku o 11% r/r, zaś sektora gastronomicznego – o 9% r/r (Bundesbank, 2004). Eife i Maier (2007) doszli do wniosku, że spadki te nie były wynikiem zmian dynamiki popytu związanej z cyklem koniunkturalnym i można je przypisać „iluzji euro“.

2. Wpływ wprowadzenia euro na zachowanie przedsiębiorców

W zakresie badań nad wpływem przyjęcia wspólnej waluty na mechanizmy wyznaczania cen przez przedsiębiorstwa najczęściej wskazywano na cztery czynniki jako na przyczyny zaistniałych efektów cenowych: (1) przeniesienie kosztów wymiany na konsumentów, (2) lepkość cen, szczególnie w niektórych sektorach, (3) zaokrąglanie do tzw. cen atrakcyjnych oraz (4) koordynację oczekiwań firm, dotyczącą zachowania konsumentów w warunkach spadku przejrzystości ruchów cen.

W literaturze istnieje konsensus co do tego, iż pierwszy z wymienionych czynników miał niewielki wpływ na procesy cenowe. Szacunkowy koszt wymiany waluty był bowiem relatywnie niewielki. Wyniósł on około 0,3% rocznych obrotów handlu detalicznego w Belgii (Aucremanne i Cornille, 2001), 0,3% obrotów rocznych w przemyśle, 0,7% w handlu i 0,6% w sektorze usług we Francji (Attal-Toubert i in., 2002) oraz 1% obrotów w sektorze handlu detalicznego w Holandii (Folkertsma i in., 2002). Co więcej, część z tych kosztów została poniesiona jeszcze przed wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego.

2.1. Hipoteza „kosztów menu”

Wpływ sztywności nominalnych na efekty cenowe odzwierciedla hipoteza „kosztów menu”, zgodnie z którą dostosowania są kosztowne, chociażby ze względu na konieczność wymiany cenników, stąd zmiany cen są rzadkie. Modele teoretyczne ją uwzględniające przewidują, że w momencie wprowadzenia nowej waluty zwiększony odsetek firm dokona również dostosowania cen, niejako przy okazji obligatoryjnej wymiany środka płatniczego, która pociągnie za sobą konieczność zmiany nominalnego kwotowania cen. Symulacje na podstawie modeli teoretycznych wskazują również, że w przypadku prawdziwości hipotezy „kosztów menu” wystąpi „efekt horyzontalny” (*horizon effect*), zgodnie z którym tuż przed wprowadzeniem nowej waluty odsetek przedsiębiorstw decydujących się na zmianę cen będzie niższy od średniej. Modele prawidłowo określają również sektory, w których omawiane efekty powinny mieć największe natężenie, a mianowicie sektor usług gastronomicznych, który odznacza się relatywnie dużą lepkością cen.

Gaiotti i Lippi (2004) podjęli próbę identyfikacji mechanizmów, które doprowadziły do zmiany poziomu cen na skutek wydarzenia powszechnie uważanego *ex ante* za neutralne wobec inflacji. W szczególności zweryfikowano hipotezę o jednoczesnej rewizji cen ze względu na ponoszone w związku z wymianą waluty „koszty menu”. W badaniu wykorzystano dane panelowe dotyczące cen posiłków z 2500 restauracji we Włoszech z lat 1998-2004, pochodzące z publikowanych raz do roku przewodników gastronomicznych. Dane te dotyczą jedynie obiektów o najlepszej renomie i nie są reprezentatywne dla całego sektora.

Autorzy skonstruowali histogramy zmian cen dla lat 1999-2004, dzięki czemu możliwe było porównanie cech rozkładów (skośność, modalna) w okresie przed i po

wprowadzeniu euro, a także średnie czasy obowiązywania danej ceny (*duration*) w podpróbach. Dokonano również dekompozycji średniej zmiany wskaźnika cen między danym rokiem i okresem bazowym (rok 1999) na zmianę odsetka zrewidowanych cen oraz zmianę średniej wielkości rewizji. Wpływ poszczególnych czynników na zmiany cen zbadano za pomocą modelu z próbą cenzurowaną (regresant, czyli zmiana ceny, ucięty w punkcie zero). Ze względu na problem samoselekcji próby i wynikające z niego potencjalnie obciążenie (*selection bias*), do estymacji użyto dwustopniowej procedury Heckmana. Wśród czynników, których wpływ na zmianę poziomu cen danej restauracji w danym roku zbadano, znalazły się opóźniony o okres poziom cen, liczba punktów nadanych przez przewodnik w poprzednim roku, opóźniona o okres liczba lat od ostatniej rewizji cen, a także liczba turystów w stosunku do populacji danego obszaru, wartość dodana przypadająca na mieszkańca oraz wskaźnik koncentracji na rynku gastronomicznym. Autorzy zaproponowali również model mikroekonomiczny, uwzględniający efekt „kosztów menu” i koncentracji rynku na zachowania przedsiębiorstw w zakresie zmian cen w obliczu zmiany waluty i tym samym zmniejszenia transparentności cen. Dokonano również kalibracji modelu na podstawie danych z 1999 roku i pewnych standardowych założeń o funkcjonowaniu rynku (np. wysokość marży, elastyczność popytu).

Porównania rozkładów zmian cen wskazują na znaczne różnice w wyodrębnionych podpróbach (okres przed i po wprowadzeniu euro). Dominantą rozkładu w każdym roku jest przedział niewielkich zmian wokół zera, ale o ile w latach 1999, 2000 i 2004 na tym przedziale skumulowane było około 60% częstości rozkładu, to w latach 2001 i 2002 – jedynie poniżej 30%. Z drugiej strony średnia wielkość zmiany cen w latach 2002 i 2003 była mniejsza niż w latach poprzednich. Formalna dekompozycja zmiany wskaźnika w stosunku do 1999 roku wskazuje na znaczny wzrost odsetka zmienianych cen w okresie wokół daty zmiany waluty (rok 2001 i 2002) i jednocześnie na spadek średniej wielkości zmiany w kolejnych latach po wprowadzeniu euro (2002-2004). Wyniki potwierdzają, zdaniem Gaiotti i Lippi (2004), hipotezę „kosztów menu”, ponoszonych wraz z wprowadzeniem euro, zaś rok 2001 uznany został za nietypowy ze względu na znaczny wzrost jednostkowych kosztów pracy. Według modelu, zmiany poziomu cen powinny stopniowo powracać do ścieżki zrównoważonego wzrostu.

Artykuł Hobijn i in. (2004) jest kolejnym głosem w dyskusji na temat determinant efektów cenowych w sektorze gastronomicznym strefy euro po wprowadzeniu wspólnej waluty. Autorzy postawili sobie za zadanie wytłumaczenie tego zjawiska za pomocą modeli lepkich cen, a dokładnie w ramach modelu neokeynesowskiego. Porównano również implikacje płynące z czterech zaproponowanych modeli z obserwowanym w rzeczywistości rozwojem wypadków. Autorzy za punkt wyjścia przyjęli gospodarkę będącą na długookresowej ścieżce wzrostu, z dodatnim tempem wzrostu ogólnego poziomu cen. Z racji tego, że analizie poddany jest tylko jeden sektor (gastronomiczny), założono, że nie ma on wpływu na ścieżki wzrostu agregatów makroekonomicznych, czyli modele należą do klasy *partial*, a nie *general equilibrium*. W okresie t rząd ogłasza, że w którymś z kolejnych okresów nastąpi zmiana waluty, co będzie skutkowało

koniecznością zmiany cen ze starej na nową walutę w całej gospodarce. Występująca w modelach lepkość cen wynika ze stałych kosztów, które ponoszą firmy w przypadku ich dostosowania, zwanych „kosztami menu”.

W pierwszym z omawianych modeli ustalanie cen odbywa się w taki sposób, jak w modelu Calvo¹², w drugim – jak w hybrydowym modelu Calvo-Taylora¹³, zaś w trzecim, jak w modelu Dotsey’a, Kinga i Wolmana¹⁴. Głównym założeniem tych trzech modeli było obowiązkowe przyjęcie euro przez wszystkie firmy w styczniu 2002 roku i tym samym konieczność poniesienia kosztów z tym faktem związanych. Pozwoliło to jednak na jednoczesne dostosowanie cen bez ponoszenia dodatkowych kosztów. W odróżnieniu od pozostałych, w czwartym modelu moment przyjęcia nowej waluty jest endogeniczny, co jest założeniem zgodnym z rzeczywistością. Jest to zaproponowane przez Autorów rozszerzenie modelu Dotsey’a, Kinga i Wolmana (DKW). W celu porównania przewidywań modeli z rzeczywistością, ich parametry zostały skalibrowane na podstawie danych historycznych i przekrojowych.

Wyniki symulacji modeli wskazują, iż w równowadze dynamika inflacji determinowana jest przez trzy czynniki – to, jak wiele firm w każdym okresie uaktualnia swoje ceny, jaki odsetek decyduje się na przyjęcie nowej waluty oraz jakiej wielkości zmian cen firmy te dokonują. W pierwszych trzech modelach odsetek przyjmujący euro wynosi 100% w okresie, w którym wprowadzana jest nowa waluta. Korzystając z jedynej takiej możliwości, by nie ponosić kosztu dostosowania cen, firmy podnoszą je w momencie przyjęcia nowej waluty. Skutkuje to wyższą niż w równowadze inflacją w tym okresie, zaś w kolejnych niższą, niż to wynika ze ścieżki zrównoważonego wzrostu. Czwarty model, w którym moment przyjęcia nowej waluty jest indywidualną decyzją firmy, przewiduje dużo wyższe wzrosty cen dokonywane przez firmy przyjmujące nową walutę w danym okresie, niż przez pozostałe przedsiębiorstwa. Wszystkie modele sugerują również występowanie „efektu horyzontalnego”, zgodnie z którym tuż przed wprowadzeniem nowej waluty dużo mniej firm decyduje się na zmianę cen.

Skalibrowane modele implikują następujące efekty cenowe po wprowadzeniu wspólnej waluty:

- Model Calvo przewiduje, że ścieżka równowagi dla inflacji w sektorze gastronomicznym nieznacznie obniży się w miesiącach poprzedzających utworzenie unii monetarnej („efekt horyzontalny”). Przewidywany wzrost inflacji w styczniu 2002 roku jest dużo wyższy (ponad 60%), zaś w następnych miesiącach dużo niższy (0,5%), niż obserwowany w krajach strefy euro (odpowiednio ponad 15% i 5%). Tak duża rozbieżność wynika z faktu, że w modelu tym istnieje możliwość niezmienniania cen przez przedsiębiorstwa przez dowolnie (nieskończenie) długi

¹²Calvo G. (1983), *Staggered prices in a utility maximizing framework*, *Journal of Monetary Economics*, (12), str. 383-398.

¹³Taylor J.(1980), *Aggregate Dynamics and Staggered Contracts*, *Journal of Political Economy*, (88), str. 1-24.

¹⁴Dotsey M., King G., Wolman A. (1999), *State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output*, *Quarterly Journal of Economics*, 114 (2), 655-690.

okres. W styczniu 2002 roku wszystkie restauracje są zmuszone do przyjęcia euro, więc następuje dostosowanie cen również dla firm, które nie zmieniały cen przez wiele lat.

- W modelu hybrydowym maksymalny czas, jaki może upłynąć od ostatniego dostosowania cen, jest skończony. Ta poprawka skutkuje lepszymi przewidywaniami – inflacja w sektorze gastronomicznym na poziomie około 30% w styczniu 2002 roku. Tym niemniej jest to wciąż dużo więcej niż w rzeczywistości. Model ten sugeruje również występowanie kontrfaktycznego „echa” w reakcji inflacji na wprowadzenie euro.
- Model DKW wygląda „echa” z poprzedniego modelu poprzez wprowadzenie szumu. Tym niemniej efekt jest wciąż zdaniem Autorów niezadowalający.
- W modelu zaproponowanym przez samych Autorów moment przyjęcia euro jest endogeniczny i przewiduje, że aż 50% restauracji uczyni to później niż w styczniu 2002 roku. Oznacza to, że założenie poprzednich trzech modeli nie było słuszne i zbyt wielkie skoki inflacji były spowodowane tym właśnie tym faktem. Model przewiduje wzrost inflacji w styczniu 2002 roku do 13%, w lutym do 7,4% i marcu do 4,1%, co jest bardzo bliskie wielkościom obserwowanym w krajach strefy euro.

Hobijn i in. (2004) na podstawie wcześniejszych badań empirycznych twierdzą, że brak podobnej wielkości wzrostów cen w innych sektorach wynika z faktu, że ceny w sektorze gastronomicznym należą do najbardziej lepkich w całej gospodarce. Konkluzja artykułu jest następująca: w gospodarce o lepkich cenach wprowadzenie nowej waluty nie jest wydarzeniem neutralnym, jednak efekty cenowe można zmniejszyć, pozwalając na dłuższe okresy przejściowe, w których firmy mogą przyjmować nową walutę.

W przeciwieństwie do powyżej opisanych badań, hipoteza kosztów menu została negtywnie zweryfikowana w analizie przeprowadzonej przez Ercolani i Dutta (2006). Do badania użyto szeregów narodowych inflacji HICP miesięcznej i rocznej, zarówno całego indeksu, jak i wskaźników sektorowych, za lata 1995-2005. Model estymowano za pomocą metody SURE (*Seemingly Unrelated Regression Estimation* – estymacja pozornie niezależnych regresji). Wybór ten Autorzy uzasadniali trzema względami: podejście to pozwala na oddzielną specyfikację struktury dynamicznej równań dla każdego kraju; jednocześnie możliwe jest testowanie łącznej istotności sztucznych zmiennych związanych z wprowadzeniem euro dla wszystkich krajów razem. Co więcej, metoda ta uwzględnia korelację składników losowych między poszczególnymi krajami, co bardzo prawdopodobne w przypadku krajów silnie ze sobą powiązanych.

Istotność wpływu wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego zbadano włączając do modelu zmienne sztuczne przyjmujące wartość 1 począwszy od stycznia 2002 roku, zaś 0 w okresach wcześniejszych. Do weryfikacji prawdziwości hipotezy kosztów menu posłużyła zmienna przyjmująca wartość 1 w grudniu 2001 roku i 0 w pozostałych miesiącach. Zmienne związane z efektem wprowadzenia euro okazały się łącznie istotne

dla krajów unii monetarnej, zaś w przypadku pozostałych krajów Unii Europejskiej – nieistotne. Tym niemniej, przeciętny wzrost inflacji w styczniu 2002 roku w stosunku do tej, która wynikałaby z wartości pozostałych zmiennych objaśniających dla tego miesiąca, okazał się niewielki – maksymalnie 0,8% w skali miesiąca. Analogiczne badanie przeprowadzono dla sektorowych wskaźników cen. Dla sektora gastronomicznego wszystkie zmienne sztuczne (zarówno badające wpływ wprowadzenia euro, jak i okresu tuż przed nim) we wszystkich modelach okazały się istotne dla krajów unii monetarnej, co potwierdza wyniki wielu wcześniej przeprowadzonych badań dla tego sektora. Wyniki dla 129 innych sektorów wskazują na to, że po zmianie waluty nie miał miejsca jednoznaczny wzrost poziomu cen w całej gospodarce. Istotne wzrosty odnotowano dla usług związanych z kulturą oraz rekreacją, jednak w miesiącu przed wprowadzeniem euro (grudzień 2001) nie miał miejsca spadek inflacji, czyli hipoteza „kosztów menu” nie znalazła potwierdzenia w danych.

Z kolei Angeloni i in. (2006) weryfikowali hipotezę kosztów menu w ramach szerszej analizy wpływu wprowadzenia wspólnej waluty na mechanizmy wyznaczania cen przez przedsiębiorstwa. Zadanie to jest zdaniem Autorów niezwykle trudne ze względu na mnogość determinant kształtowania się cen w krótkim okresie (stopień koncentracji rynku, lepkość cen, dynamika kosztów), na które wymiana waluty mogła mieć również pośredni wpływ. Autorzy rozważają implikacje płynące z pięciu modeli teoretycznych i na podstawie zgromadzonych danych dokonują ich weryfikacji. Rozważane są następujące modele:

- Model doskonałej konkurencji – przewiduje neutralność zmiany waluty względem inflacji;
- Model „kosztów menu” – w modelu tym dostosowania są kosztowne, stąd zmiany cen są rzadkie, ale relatywnie duże; w momencie wprowadzenia euro nastąpi jednorazowe zwiększenie częstości dokonanych zmian;
- Model z kwadratowymi kosztami dopasowania (*Quadratic cost model*)¹⁵ – w modelu tym zmiany cen są częste, ale niewielkie, gdyż koszty zmiany (związane z utratą klientów) rosną szybciej niż zyski z podniesienia cen; model przewiduje, iż w momencie zastąpienia waluty krajowej przez euro nastąpi tymczasowe zwiększenie absolutnej wielkości zmian;
- Model zróżnicowanej polityki cenowej (*Pricing-to-market model*) – po wprowadzeniu euro nie będzie możliwa segmentacja wspólnego rynku na rynki narodowe, w związku z czym nastąpi szybsza konwergencja poziomów cen między krajami unii;
- Hybrydowa krzywa Phillipsa – po wymianie waluty zmniejszy się stopień inercji inflacji, gdyż wraz z powstaniem Europejskiego Banku Centralnego zmniejszy się niepewność co do przyszłej ścieżki inflacji.

¹⁵Rotemberg J. (1987), The New Keynesian microeconomic foundations, NBER Macroeconomics Annual, 69-114.

Analiza średnich wielkości wzrostów i spadków cen oraz częstotliwości tych zmian w każdym miesiącu wskazuje na ich stabilność w okresie poprzedzającym powstanie unii monetarnej oraz w okresie następującym po tym wydarzeniu, co oznacza, że stopień sztywności cen nie zmienił się znacząco. Co prawda, począwszy od 2000 roku następowało stopniowe zwiększenie częstotliwości wzrostów cen, ale było to związane ze zwiększającą się w owym okresie inflacją kosztową i efekt ten nie może być przypisany powstaniu unii. W pierwszym kwartale 2002 roku miały jednak miejsce zdarzenia kontrastujące z poprzednią tendencją w tym zakresie – zaobserwowano znaczny wzrost częstotliwości zarówno wzrostów, jak i spadków cen przy jednoczesnym zmniejszeniu się ich bezwzględnych wielkości. Tym niemniej po tym okresie ma miejsce stabilizacja i powrót do wcześniej obserwowanych wzorców. Kształtowanie się zjawiska potwierdza hipotezę „kosztów menu”. Analogiczną zmianę częstotliwości i wielkości dostosowań, z tym że na dużo mniejszą skalę, można było zauważyć już w roku 2001. Nie podważa to jednak hipotezy „kosztów menu”, ponieważ w wielu krajach od początku 2001 obowiązywała (na zasadzie prawnego wymogu lub tylko zalecenia) zasada podwójnego kwotowania cen, więc konieczność ponoszenia „kosztów menu” mogła wystąpić jeszcze przed wprowadzeniem euro. Ceny produkcji sprzedanej przemysłu, charakteryzujące się większą elastycznością niż ceny średnio w gospodarce, odznaczały się w pierwszym kwartale 2002 roku mniejszym wzrostem, co zdaniem Autorów świadczy o większym stopniu konkurencyjności na tym rynku. Przeciwna sytuacja miała miejsce w sektorze usług, gdzie wzrosty cen po zmianie waluty były znacznie wyższe niż przeciętne, co jest oznaką małej konkurencji na tym rynku.

Wyniki testu na załamanie strukturalne w stopniu inercji inflacji¹⁶ w trzecim kwartale 1998 roku wskazują na istotnie mniejszą „uporczywość” zmiennej po utworzeniu Europejskiego Banku Centralnego. Tym niemniej, przeciwnie do oczekiwań, największy spadek parametru inercyjności odnotowano dla krajów z uprzednio relatywnie niższą inflacją (Niemcy, Francja). Co więcej, załamanie miało również miejsce w owym czasie w krajach spoza unii – Wielkiej Brytanii i Stanach Zjednoczonych. Autorzy wyciągają wniosek, że w latach dziewięćdziesiątych miał miejsce gradualny spadek „uporczywości” inflacji, ale nie było to zjawisko specyficzne dla przyszłych krajów strefy euro. Zastosowanie modelu ze zmiennymi parametrami wskazuje na stopniowy spadek stopnia inercji inflacji między rokiem 1993 a 1997 we wszystkich badanych krajach (strefy euro i w państwach kontrolnych). Po 1999 roku nie odnotowano żadnych istotnych zmian.

Wnioski z badania są następujące: ustanowienie unii monetarnej w styczniu 1999 roku nie miało żadnego wpływu na mechanizmy ustalania cen i stopień inercji inflacji. Integracja rynków krajów strefy euro miała miejsce przed oficjalnym jej powstaniem.

¹⁶ Weryfikacja hipotezy przeprowadzona została w ramach hybrydowej krzywej Phillipsa. miarą inercji inflacji jest suma oszacowań parametrów przy opóźnionych zmiennych zależnych. Autorzy stosują dwa testy na załamanie strukturalne. Pierwszym z nich jest ocena istotności i oszacowania parametru przy sztucznej zmiennej, przyjmującej wartość zero w okresie, gdy zakładamy, że inercja była większa i jeden w następnych okresach. Dwie potencjalne daty załamania to pierwszy kwartał 1996 roku i trzeci kwartał 1998 roku. Alternatywnym podejściem jest zastosowanie modelu ze zmiennymi parametrami, w którym nie trzeba *a priori* wyznaczać momentu załamania.

Tym niemniej, wprowadzenie nowej waluty w styczniu 2002 roku spowodowało przejściowy wzrost częstości i spadek wielkości zmian cenowych, co przewidywał model ze stałymi kosztami dostosowań (model „kosztów menu”).

2.2. Zaokrąglanie do cen atrakcyjnych

Inflacyjne konsekwencje zaokrąglania cen w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego należały do głównych obaw społecznych związanych z tym wydarzeniem. Wyniki badań Eurobarometru wskazują, że obawy te są obecne również wśród nowych członków UE.¹⁷ W przeciwieństwie do innych efektów cenowych, wynikających z lepkości cen czy koordynacji oczekiwań przedsiębiorców, wpływ zaokrągleń może być – przy pewnych założeniach – skwantyfikowany *ex ante* w sposób obiektywny. W związku z tym problematyka ta stała się przedmiotem analiz w wielu krajach jeszcze przed ich przystąpieniem do strefy euro. Wpływ efektu zaokrągleń na poziom cen został oszacowany m.in. dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001), belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001), włoskiej (Del Giovane i Sabbatini, 2008), hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001) i portugalskiej (Santos i in., 2001).

Głównym źródłem potencjalnego wzrostu cen w wyniku ich zaokrągleń w górę jest przeprowadzenie tego typu operacji w grupie tzw. cen atrakcyjnych. Mianem tym określane są ceny, które występują częściej niż ceny zwykłe ze względu na jeden z niżej wymienionych czynników.

Po pierwsze, do grupy cen atrakcyjnych zalicza się te, które pełnią w gospodarce rolę sygnałną. W przypadku wielu kategorii towarów i usług istnieje bowiem atrakcyjna cena modalna, która obniża koszt ponoszony przez konsumentów na rozeznanie się w strukturze cen i dokonywanie porównań cenowych.

Po drugie, do cen atrakcyjnych zaliczamy także te, które mają za zadanie wpłynąć na percepcję konsumentów w taki sposób, by nabywane dobra wydawały się tańsze niż to jest w rzeczywistości. Klasycznym przykładem jest cena z „końcówką” 99, która często nie jest odróżniana przez konsumentów od ceny kończącej się na 90. Tego typu ceny określa się mianem psychologicznych.

Po trzecie, wśród cen atrakcyjnych wyróżnia się również ceny ułamkowe, które pozwalają na szybsze przeprowadzanie transakcji ze względu na fakt, że do uiszczenia płatności lub wydania reszty potrzebna jest niewielka liczba monet lub banknotów. Do tej kategorii zalicza się także ceny okrągłe („*round prices*”), stosowane głównie w przypadku wysokich poziomów cen.

Wyżej omówione czynniki charakteryzujące ceny atrakcyjne sprawiają, że przypada na nie zdecydowana większość rozkładu częstości cen w gospodarce. Wymiana waluty prowadzi jednak do zmiany dotychczasowej struktury cen, w związku z czym ceny atrakcyjne przestają – przynajmniej w początkowym okresie – być dominującą

¹⁷Według wyników Eurobarometru z listopada 2007 r. aż 80% Polaków uważa, że przyjęcie euro doprowadzi do wzrostu cen.

kategorią. Zasadniczym pytaniem w tym kontekście jest to, na jak długi okres dostosowania te będą rozłożone oraz czy będą one miały charakter symetryczny czy też zaokrąglanie do cen atrakcyjnych będzie oznaczało wzrost poziomu cen. Inflacyjny scenariusz nie powinien być bowiem traktowany jako pewnik, gdyż możliwość powszechnego zaokrąglania cen w górę jest uwarunkowana szeregiem czynników, w tym określonymi przez popyt i podaż. Do najważniejszych determinant w tym zakresie należą: (1) stopień konkurencyjności rynków, (2) moment cyklu koniunkturalnego, na który przypada wymiana waluty, (3) stopień świadomości społecznej, (4) działalność organizacji konsumenckich i instytucji państwowych.

Zasadniczym problemem w ramach analizy wpływu zaokrągleń cenowych na wskaźnik inflacji jest poprawna identyfikacja cen atrakcyjnych. Możliwe są w tym zakresie dwa podejścia. Pierwsze z nich, które można określić mianem heurystycznego, zakłada, iż występujące w rzeczywistości ceny atrakcyjne odpowiadają tym postulowanym przez teorię. W szczególności szybkość transakcji aproksymowana jest na podstawie liczby monet lub banknotów niezbędnych do jej przeprowadzenia, zaś za ceny psychologiczne uznawane są te, których ostatnią cyfrą znaczącą (różną od zera) jest 9. Alternatywnym podejściem w tym zakresie jest identyfikacja cen, które występują w gospodarce istotnie częściej niż sąsiednie ze pomocą formalnej procedury zaproponowanej przez Folkertsma (2001)¹⁸.

Spośród symulacji przeprowadzonych przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro jedynie te dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001) i belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001) oparte zostały na formalnej procedurze identyfikacji cen atrakcyjnych. W przypadku Holandii, górna granica wielkości wpływu zaokrągleń na wskaźnik CPI wyniosła 0,74%, zaś na HICP 0,88% (Folkertsma, 2001). Wyniki badania wskazują, że niezależnie od sposobu podziału cen atrakcyjnych na psychologiczne i ułamkowe, uzyskane wyniki nie odbiegały znacząco od powyższych szacunków. Jedyna istotna różnica, polegająca na obniżeniu górnej granicy efektów cenowych (dla CPI i HICP odpowiednio o około 0,53% i 0,63%), wystąpiła w przypadku traktowania obu tych kategorii łącznie jako ceny atrakcyjne. Analiza efektów cenowych pokazała, że efekty zaokrągleń są najbardziej odczuwalne w przypadku produktów o najniższych cenach jednostkowych (wyniki wskazały na możliwość nawet dziesięcioprocentowego wzrostu cen). W przypadku symetrycznego zaokrąglania w górę i w dół, wpływ na inflację byłby jednak nieznacznie ujemny.

Wyniki uzyskane dla gospodarki belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001) okazały się podobne do tych przedstawionych w badaniu Folkertsmy. Efekty cenowe zaokrągleń oszacowano na 0,54-0,72% wskaźnika CPI, przy czym w ramach analizowanych kategorii towarów i usług konsumpcyjnych największy wzrost cen mógłby wystąpić w przypadku żywności (około 1,25%).

Symulacje przeprowadzone dla pozostałych krajów opierały się na arbitralnych regułach zarówno w zakresie identyfikacji cen atrakcyjnych, jak i ich klasyfikacji. W przypadku

¹⁸Dokładny opis procedury oraz wyniki symulacji efektu zaokrągleń dla gospodarki polskiej znajdują się w artykule (Rozkrut i in., 2008).

Portugalii (Santos i in., 2001) maksymalny wpływ cenowych zaokrągleń na wskaźnik CPI został oszacowany na 0,23%, dla gospodarki hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001) na 1,7%¹⁹, zaś w przypadku gospodarki włoskiej (Del Giovane i Sabbatini, 2008) – na 1,0%.

Folkertsma i in. (2002) analizowali na podstawie danych ankietowych wpływ zaokrąglania cen na holenderski wskaźnik inflacji na miesiąc po wymianie waluty. Oszacowali go na około dwie trzecie łącznego wpływu wymiany, który wyniósł 0,3%. Glatzer i Rumler (2007) badali dynamikę zaokrąglania cen w Austrii w długim okresie. Okazało się, że po wprowadzeniu euro odsetek cen atrakcyjnych spadł gwałtownie i dopiero z czasem stopniowo powrócił do poprzedniego poziomu, co oznacza że nie miało miejsca powszechne zaokrąglanie do cen atrakcyjnych.

2.3. Koordynacja oczekiwań przedsiębiorców

Występujące w niektórych sektorach (gastronomia, usługi, żywność) efekty cenowe tłumaczone są w literaturze poprzez bezpośrednie odwołanie do teorii mikroekonomii, czyli stopniem konkurencyjności rynków oraz prawdopodobieństwem koordynacji oczekiwań przedsiębiorców i zawiązania się zmwów cenowych. W okresie po wymianie waluty prawdopodobieństwo to powinno się, zgodnie z teorią, zwiększyć w związku z tym, że przedsiębiorcy przewidują trudności konsumentów w rozeznaniu się w nowym nominalnym poziomie cen. Z racji tych trudności jednostki mogą nie zauważyć wzrostów cenowych i nie dostosować swojej konsumpcji, co może zostać wykorzystane na ich niekorzyść przez przedsiębiorców. W przypadku powszechności tego typu oczekiwań może mieć miejsce skoordynowane podniesienie poziomu cen.

W ramach powyższego nurtu analiz Adriani i in. (2006) zaproponowali mikroekonomiczny model rynku gastronomicznego, a implikacje z niego płynące poddano testowaniu empirycznemu. Badanie empiryczne posłużyło również do dyskryminacji między hipotezą Autorów o koordynacji oczekiwań i wcześniej postulowanymi w literaturze wytłumaczeniami zjawiska, takimi jak: wzrost kosztów produkcji, zaokrąglanie cen na korzyść sprzedawców, obligatoryjne „koszty menu”, ponoszone wraz ze zmianą waluty i powstrzymujące od wcześniejszych wzrostów cen.

Na część teoretyczną pracy składa się model rynku gastronomicznego z niedoskonałą informacją, segmentacją i brakiem dyskryminacji klientów. W modelu mamy do czynienia z następującymi rodzajami graczy: klientami z heterogenicznymi zasobami informacji w zakresie jakości restauracji (poinformowani mieszkańcy i niepoinformowani turyści) oraz restauracjami o różnych specjalizacjach (zorientowane tylko na jeden typ klienta lub na oba typy) i różnych jakościach usług. Autorzy poszukiwali równowagi doskonałej w strategiach czystych.

¹⁹Wynik ten jest obciążony również ze względu na użyte do symulacji zbiory danych – ceny pochodzące ze stron internetowych jednego supermarketu oraz średnie (a nie jednostkowe) ceny dla kilkuset produktów, wyliczane przez Ministerstwo Finansów.

Dane użyte w części empirycznej pochodzą z przewodnika gastronomicznego „*Michelin Red Guide*”, obejmują ceny posiłków w restauracjach sześciu krajów Unii Europejskiej (trzy ze strefy euro i trzy spoza niej) za lata 2000-2003. Wyniki nie są reprezentatywne dla całego sektora, ponieważ przewodnik ujmuje jedynie restauracje o pewnej renomie i jakości. Z dostępnych danych Autorzy utworzyli zbilansowany panel z 661 obserwacjami w każdym roku. Na podstawie dostępnych w przewodniku opisów, restauracje zostały przyporządkowane do trzech grup: ulokowane w rejonach turystycznych, ulokowane w rejonach dostępnych raczej dla mieszkańców lub ulokowane w rejonach mieszanych. Lokale przyporządkowano również do czterech klas jakości i podzielono na te, które mają ograniczoną liczbę miejsc w stosunku do popytu i te, w których ograniczenia nie grają ważnej roli. W przewodniku podane są ceny minimalne i maksymalne dla danej restauracji.

Zmienną objaśnianą modelu jest różnica logarytmów cen między kolejnymi latami dla poszczególnych restauracji. Jako zmienne objaśniające włączono do modelu zmienne interakcyjne między lokalizacją i poszczególnymi latami, zmienną sztuczną dla krajów spoza strefy euro oraz zmienne odzwierciedlające obniżenie lub podniesienie oceny jakości restauracji z okresu na okres. Estymację przeprowadzono osobno dla cen minimalnych i maksymalnych.

Analiza modelu teoretycznego wskazuje na większe tempo wzrostu cen w restauracjach, które zorientowane są na obsługę turystów. Klienci-turyści dysponują niedoskonałą informacją, co pozwala tego typu restauracjom na skoordynowane podniesienie poziomu cen. Takiej możliwości nie mają lokale przeznaczone głównie dla ludności miejscowej, dysponującej doskonałą informacją. Z tego względu wpływ wymiany waluty nie będzie symetryczny we wszystkich lokalizacjach – w lokalach, w których prawdopodobieństwo przyciągnięcia klienta-turysty jest relatywnie największe, poziom cen zwiększy się na stałe, zaś w restauracjach obsługujących głównie mieszkańców efekt ten będzie jedynie tymczasowy (w ogóle jednak możliwy ze względu na spadek transparentności cen w okresie tuż po wprowadzeniu euro). W restauracjach bez wyraźnej specjalizacji efekt nie jest zdeteminowany.

Oszacowania równania regresji wskazują na średnio wyższą inflację po zmianie waluty w sektorze gastronomicznym w krajach strefy euro niż w krajach pozostałych. Może to jednak świadczyć o tym, że szoki podażowe mające w owym czasie miejsce w Unii Europejskiej (głównie wyższe ceny żywności), ortogonalne wobec wprowadzenia euro, miały niejednorodny wpływ na różne gospodarki narodowe. Dlatego też zbadano różnice w inflacji w okresie przed i po wprowadzeniu euro między dwoma grupami krajów w podziale na typy restauracji. Przed wymianą waluty różnice te są niewielkie i homogeniczne we wszystkich kategoriach lokali. Po wprowadzeniu euro różnica ta jest największa i istotna w zakresie cen w restauracjach zorientowanych na turystów. W pozostałych typach różnica nie jest istotna statystycznie. Reasumując, Adriani i in. (2006) stwierdzili, że wpływ wprowadzenia euro na poziom cen był największy dla restauracjach ulokowanych w rejonach odwiedzanych najczęściej przez turystów. Wyklucza to ich zdaniem poprawność powszechnie przyjmowanych wyjaśnień

dotyczących omawianego zjawiska, w tym „hipotezy kosztów menu” i zaokrąglania cen.

W celu skontrolowania uzyskanych wyników estymacji, wprowadzono do modelu kolejne zmienne – odzwierciedlające jakość restauracji i potencjalne ograniczenia miejsc. Wprowadzenie zmiennej „ograniczenia” zmienia efekty wymiany waluty, prowadzi do spotęgowania wzrostu cen dla ceny minimalnej i osłabienia efektu dla ceny maksymalnej. Autorzy tłumaczą ten fenomen większym kosztem alternatywnym obsługi klienta, zamawiającego najtańszą potrawę dla restauracji z ograniczoną w stosunku do popytu liczbą miejsc. Tym niemniej, nadal występuje efekt największego wpływu wprowadzenia euro na poziom cen w restauracjach zorientowanych na obsługę turystów. Podobne wnioski można wyciągnąć dla równania ze zmienną „jakość”.

Wyniki skontrolowano również porównując wielkości napływu turystów do krajów strefy euro i pozostałych, w dwóch podpróbach. Jeśli nastąpiłby relatywny przyrost liczby turystów odwiedzających strefę euro po wycofaniu waluty krajowej z obiegu w stosunku do pozostałych krajów i do okresu poprzedniego, to większe tempo wzrostu cen w restauracjach zorientowanych na turystów byłoby następstwem tego szoku popytowego. Zjawisko takie nie zostało jednak zaobserwowane.

Również inni badacze wskazują na duży wpływ spadku transparentności cen na zachowanie przedsiębiorców. Mastrobuoni (2004) analizuje za pomocą teoretycznego modelu zachowania konsumentów w warunkach niepełnej informacji kanały transmisji zmian nominalnych do gospodarki realnej na przykładzie wpływu przyjęcia nowej waluty na inflację i percepcję inflacji w krajach strefy euro.

W modelu teoretycznym Autor zakłada, że konsumenci są racjonalni, ale mają ograniczone możliwości przetwarzania informacji zarówno w zakresie konwersji cen na inną walutę, jak i optymalizacji decyzji w warunkach niepewności. Po wprowadzeniu nowej waluty – do momentu rozeznania się w cenach relatywnych w niej wyrażonych – cena produktów przestaje być dla nich transparentna. Konsumenci mogą w takim wypadku dokonać konwersji cen, ale jest to czynność kosztowna ze względu na poświęcony czas i wysiłek intelektualny. Mogą również optymalizować koszyk produktów celem maksymalizacji użyteczności w warunkach niepewności, co pociąga za sobą również koszt; mogą też nie dostosowywać w żaden sposób swojej konsumpcji. Jeśli koszt konwersji jest wyższy niż spodziewana strata z konsumpcji według starego koszyka, jednostka nie zmieni go. Takie zachowanie stanowi zachętę dla firm do zwiększania cen dóbr, dla których konwersja nie jest dla konsumenta optymalnym zachowaniem.

W części teoretycznej Autor weryfikuje implikacje płynące z modelu teoretycznego. Ze względu na brak dostępu do mikrodanych, do analizy użyto szeregów inflacji HICP dla krajów strefy euro zdezagregowanych do 93 grup produktów. Dane na temat poziomów cen pochodziły z bazy Economist Intelligence Unit. Autorowi udało się połączyć średnie poziomy z tempem wzrostu dla 45 grup. W modelu zmienną zależną jest inflacja w danej grupie produktów, zaś zmiennymi objaśniającymi odwrotność wyjściowego poziomu cen, zmienne cykliczne, sezonowe oraz szoki popytowe i podażowe. Autor estymował

dwie wersje modelu – w jednej założył, że parametr przy odwróconym poziomie cen jest dla danego kraju funkcją czasu oraz zestawu takich charakterystyk, jak udział w społeczeństwie ludzi, którzy ciągle myślą w kategoriach waluty narodowej. W drugim modelu parametr ten jest stały.

Model teoretyczny przewiduje, że w przypadku, gdy wszyscy konsumenci konwertują wszystkie ceny, ich poziom nie ulegnie zmianie. Ale jeśli jednostki nie dostosowują swojego koszyka i kupują według wzorców sprzed wymiany waluty bez względu na zmiany cen, najlepszą odpowiedzią na taką strategię jest podniesienie cen. Na podstawie rozwiązania modelu Autor wysnuwa wniosek, że wzrost cen po wprowadzeniu nowej waluty będzie malejącą funkcją ceny początkowej danego dobra.

Wyniki badania wskazują, iż wśród krajów strefy euro istnieje dodatnia korelacja między wielkością parametru przy odwróconym poziomie cen, a wielkością luki między oficjalną i postrzeganą inflacją dla danego kraju. Korelacja ta może oznaczać, że – zgodnie z formułowanym w literaturze wnioskiem – percepcja inflacji napędzana jest indeksem dóbr najtańszych, ponieważ należą one do najczęściej kupowanych. Istnieje również dodatnia korelacja między wielkością parametru i odsetkiem społeczeństwa, który wciąż myśli w kategoriach starej waluty. Dzieje się tak dlatego, że ludzie ci ponoszą koszt w przypadku konwersji, więc jeśli nie przewyższa on ewentualnej straty z braku dostosowania konsumpcji, nabywają produkty według starego koszyka, co stanowi dla firm okazję do zwwyżek cen.

Również Ehrmann (2006) tłumaczy wzrost cen po wprowadzeniu euro koordynacją oczekiwań przedsiębiorców. Celem artykułu była próba wyjaśnienia występującej po wprowadzeniu euro rozbieżności między postrzeganą i oficjalną inflacją za pomocą modelu zakładającego ograniczone możliwości przetwarzania informacji przez jednostki. Model zakłada również, że z racji ponoszonego kosztu zdobycia i przetwarzania informacji istnieje pewien optymalny jej poziom, niekoniecznie równy całemu możliwemu do zdobycia zbiorowi informacji (*rational inattention theory*). Autor stawia tezę, w myśl której wymiana waluty przyczyniła się do zwiększenia tego kosztu dla konsumentów (konieczność przeliczania cen na walutę narodową w celu porównania), z związku z czym mogą się oni ograniczyć do posługiwania prostymi regułami konwersji (*rule of thumb*), czyli zaokrągleniami w miejsce dokładnych kursów. Podobne zwiększenie kosztu przetwarzania informacji nie miało jednak miejsca w przypadku sprzedawców, co mogło doprowadzić do zwwyżek cenowych. Natężenie tych zjawisk mogło być, zdaniem Autora, odmienne w różnych krajach strefy euro w zależności od stopnia „złożoności” (*complexity*) kursu waluty narodowej do euro²⁰, a także mieć różny wpływ na zmiany poziomu cen różnego typu dóbr²¹. Dodatkowo testowano również wpływ

²⁰Złożoność kursu Ehrmann definiuje jako trudność, z jaką przychodzi przeciętnemu konsumentowi przeliczenie cen z waluty wspólnej na narodową; klasyfikacji kursów dokonano w sposób arbitralny, bazując na pewnych stylizowanych faktach, dotyczących funkcjonowania umysłu (np. mnożenie uznano za łatwiejszą czynność niż dzielenie).

²¹W przypadku tanich dóbr motywacja do dokładnego przeliczania powinna być mniejsza niż przy okazji większych zakupów. Mniej konsumentów powinno również dokonywać dokładnej konwersji w krajach o skomplikowanym kursie, ponieważ koszt tego jest dla nich wyższy niż w pozostałych państwach.

polityki rządów narodowych, a mianowicie nakazu podawania cen zarówno w euro, jak i w walucie narodowej, na efekty cenowe.

Model badający wpływ „złożoności” kursu i polityki rządowej w opisanym powyżej zakresie na inflację skonstruowany został na danych panelowych. Zmienną objaśnianą jest inflacja HICP z wyłączeniem cen kontrolowanych (ogólny, a także w podziale na poszczególne sektory). Ze względu na relatywnie duży wzrost stawki podatku VAT w Portugalii w 2002 roku, przeprowadzono analizę zarówno z włączeniem, jak i wyłączeniem tego kraju. Dane mają charakter miesięczny i nie są wyrównane sezonowo.

W celu zbadania wpływu „złożoności” kursu konwersji waluty narodowej na euro, Autorzy wyodrębnili trzy grupy: kursy „proste”, w przypadku których prosta reguła konwersji sprowadzała się do mnożenia przez 2 i ewentualnego „dodawania” zer; kursy o średniej „złożoności”; a także kursy „skomplikowane”, w przypadku których należało mnożyć ceny przez ułamek zwykły. Dla zbadania odporności oszacowań na zmianę przynależności pewnych spornych przypadków do tych trzech grup, przeprowadzono kilka estymacji z różnymi kategoryzacjami. Dodatkowo skonstruowano zmienne sztuczne, kontrolujące efekty cenowe w Irlandii, będącej jedynym krajem, w którym nominalnie ceny wydawały się wyższe po wprowadzeniu euro oraz w krajach, w których kurs konwersji był większy niż 100, czyli ceny wyrażone w euro wydawały się dużo niższe. Celem kontrolowania wpływu innych determinant inflacji, włączono do modelu zmienne, odzwierciedlające lukę popytową i aprecjację efektywnego kursu walutowego.

Dodatkowo Autor dokonał bardziej szczegółowej analizy dla sektora żywności i odzieżowego, korzystając z dezagregowanych danych Economist Intelligence Unit („*The worldwide cost of living survey*”), dotyczących cen kilkudziesięciu artykułów z tych dwóch grup w kilkunastu miastach strefy euro.

Dla modelu ze zmienną zależną w postaci ogólnego wskaźnika HICP, wpływ „złożoności” kursu okazał się nieistotny, zaś wpływ obligatoryjnego podawania cen w obu walutach – istotny jedynie przy jednym z pięciu zaproponowanych zakresów próby. Autor uznał, że potencjał tych dwóch czynników do wyjaśniania zróżnicowania poziomu inflacji między różnymi krajami strefy euro jest znikomy.

Analiza rozkładów zmian cen między grupami krajów o różnym stopniu „złożoności” kursów wskazuje na wpływ tego czynnika na różnice w niektórych częściach rozkładu. Dla przykładu, kraje o „prostym” kursie charakteryzują się w stosunku do krajów o kursie o średniej „złożoności” niższą inflacją powyżej mediany rozkładu. Ta sama prawidłowość występowała dla krajów o „złożonym” kursie, z tym że dla całego rozkładu, co zdaniem Autora świadczy o tym, że w przypadku „złożonego” kursu konsumenci w mniejszym stopniu posługiwali się prostymi regułami konwersji (być może dzięki użyciu specjalnych kalkulatorów, dystrybuowanych przez instytucje państwowe).

Wyniki badania empirycznego wskazują, że „złożoność” kursu jest istotna w tłumaczeniu zróżnicowania wskaźników inflacji między krajami, ale tylko w kategoriach

żywność i ubrania. Autor wyjaśnia ten fenomen specyfiką dóbr należących do tych kategorii. Żywność, mianowicie, najczęściej kupowana w dużych ilościach, jest relatywnie tania, a ceny podlegają częstym wahaniom. Z tych względów, zgodnie z teorią racjonalnej pasywności (*rational inattention theory*), konsumenci są mniej skłonni do konwersji cen każdego artykułu na starą walutę i tym samym porównywania cen. Fakt ten został wykorzystany przez producentów, co prowadziło do wyżek cenowych. Wpływ „złożoności” kursu okazał się nieliniowy i doprowadził do relatywnie niższej inflacji w zakresie cen żywności w krajach o najbardziej skomplikowanych kursach, gdyż konsumenci z racji trudności w zastosowaniu uproszczonej reguły konwersji częściej korzystali z dokładnego kursu.

Zgodnie z teorią ekonomii koordynacja wzrostów cen byłaby bardziej prawdopodobna na rynkach o dużym stopniu koncentracji niż rynkach o bardzo wielu rozproszonych podmiotach. Wyniki badań w tym zakresie nie są jednak jednoznaczne.

Problem ten w odniesieniu do sektora handlu detalicznego zbadali Dziuda i Mastrobuoni (2005). W zaproponowanym przez Autorów modelu mamy do czynienia ze sklepami sprzedającymi identyczne dobro po koszcie krańcowym, konkurującymi ze sobą zgodnie z zasadą konkurencji Bertranda oraz z racjonalnymi konsumentami. W równowadze przed wprowadzeniem nowej waluty cena równa jest krańcowemu kosztowi. W wyniku wymiany waluty konsumenci doświadczają trudności z oceną sytuacji na rynku dóbr. Nowa waluta utrudnia porównywanie cen i przez to zmniejsza konkurencyjność rynku. Małe zmiany ceny nie są w pełni obserwowalne przez konsumentów, co stanowi pokusę dla firm do podnoszenia cen, a z drugiej strony zmniejsza motywację do obniżania cen poniżej cen konkurentów. Sprzedawcy detaliczni mogą zastosować specjalne środki w celu poprawienia transparentności cen, takie jak podwójne kwotowanie cen, czy tworzenie porównań pomiędzy cenami różnych firm. Środki te są kosztowne, więc stosują je tylko te firmy, które mogą na nich skorzystać. Autorzy badają, w jaki sposób efekty cenowe zależą od stopnia konkurencji na rynku. Analiza modelu teoretycznego wskazuje, że inflacja jest odwrotnie proporcjonalna do początkowej ceny dobra i do transparentności cen, a także – w przeciwieństwie do tego, czego można by oczekiwać – maleje wraz ze wzrostem stopnia koncentracji rynku.

Dane do weryfikacji hipotez modelu teoretycznego pochodziły z Eurostatu (inflacja) oraz z *Economist Intelligence Unit* (poziomy). Za miarę stopnia koncentracji uznano udział pięciu największych sieci detalicznych w rynku. Do oszacowania parametrów użyto podejścia *difference in difference*, służącego do estymacji wpływu danego czynnika na grupę badaną, przy jednoczesnym porównaniu z grupą kontrolną w przypadku wystąpienia naturalnego eksperymentu, jakim niewątpliwie było przyjęcie wspólnej waluty przez część krajów Unii Europejskiej. Założono również, że wszystkie kraje Unii Europejskiej poddane były w okresie próby podobnym egzogenicznym szokom. Oszacowano również model ze zmiennymi w czasie parametrami, w którym wpływ wprowadzenia euro na ceny mógł zmieniać się w czasie.

Wyniki estymacji są zgodne z przewidywaniami modelu teoretycznego. Okazało się

bowiem, że efekty cenowe wprowadzenia euro były większe dla relatywnie tańszych produktów, mniejsze na rynkach o większym stopniu koncentracji i większe w krajach, w których z racji tego, że społeczeństwo charakteryzuje się średnio niższym wykształceniem lub jest średnio starsze, trudności w dostosowaniu się do nowej waluty były większe. W przypadku badania wpływu struktury rynku, korelacja okazała się bardzo wysoka, z jednym wyjątkiem – Irlandii, gdzie efekty cenowe były relatywnie niskie, a koncentracja rynku umiarkowana. Fenomen ten Autorzy tłumaczyli najszybszym – co stwierdzono na podstawie badań ankietowych – tempem przystosowania się do nowej waluty. W grupie kontrolnej inflacja była istotnie niższa i podobnych do opisywanych zjawisk nie zaobserwowano. Wyniki te oznaczają, że wzrosty cen najtańszych produktów są mniejsze na mniej konkurencyjnych rynkach. Fakt niższych efektów cenowych na rynkach o wyższym stopniu koncentracji jest, zdaniem Dziudy i Mastrobuoniego (2005), spowodowane tym, że duże sieci, w przeciwieństwie do małych, lokalnych punktów, handlują produktami wystandaryzowanymi, a poza tym są bardziej narażone na zniesławienie w przypadku relacji mediów na temat ich polityki cenowej.

Z kolei Gaiotti i Lippi (2004) – obok hipotezy kosztów menu – zbadali wpływ koncentracji rynku na efekty cenowe w przypadku sektora gastronomicznego. W celu kwantyfikacji stopnia koncentracji rynku skonstruowano dwa wskaźniki – jeden odzwierciedlający liczbę restauracji wymienionych w przewodniku gastronomicznym, skąd pochodziły dane (przy założeniu, że pozostałe, mniej renomowane restauracje nie uwzględniane w tego typu publikacjach, nie są ich substytutami), przypadających na 10 tysięcy mieszkańców danego regionu, zaś drugi z liczbą mieszkańców skorygowaną o liczbę turystów odwiedzających daną część kraju.

Wskaźniki zostały włączone do modelu w postaci zmiennych interakcyjnych jako iloczyn wskaźnika koncentracji dla danego regionu przez zmienną czasową przyjmującą wartość jeden dla danego roku (1999-2003) i zero w latach pozostałych. W ten sposób możliwe było zbadanie wpływu koncentracji rynku na wielkość rewizji cen w kolejnych latach i tym samym weryfikacja hipotezy odnośnie wpływu struktury rynkowej na sposób wykorzystania przez przedsiębiorstwa faktu wymiany waluty.

Wyniki badania wskazują, że stopień koncentracji rynku był nieistotny przed wprowadzeniem euro, zaś po zmianie waluty – istotny. Potwierdza to hipotezę o wpływie struktury rynku i tym samym elastyczności popytu na zmiany cen w przypadku zmniejszenia ich transparentności. Zmniejszenie wskaźnika koncentracji rynku o jedno odchylenie standardowe skutkuje, *ceteris paribus*, średnim wzrostem cen o 2,5 pkt proc. Tym niemniej, z przeprowadzonej symulacji modelu wynika, że za większość wzrostu inflacji w wyniku wycofania waluty narodowej z obiegu odpowiadać będzie kanał „kosztów menu”.

3. Wprowadzenie euro a ogólny poziom cen

3.1. Konwergencja poziomów cen

Ważny nurt badań w zakresie efektów cenowych wprowadzenia euro dotyczy zjawisk długookresowych, takich jak konwergencja poziomów cen czy spadek uporczywości inflacji, związanych ze zmianami strukturalnymi, w tym usztywnieniem kursu walutowego, redukcją kosztów transakcyjnych, zwiększeniem konkurencji i zmianą reżimu monetarnego. Zagadnienia te w większym stopniu związane są z samym utworzeniem unii monetarnej. Tym niemniej, w literaturze podejmowano również problem zmiany dynamiki konwergencji cen po wprowadzeniu wspólnej waluty do obiegu gotówkowego. Można bowiem przypuszczać, że wielkości wzrostów cen zaobserwowane po tym wydarzeniu w poszczególnych krajach członkowskich były funkcją tzw. „luki cenowej“, czyli różnicy między poziomem cen w danym kraju i strefie euro jako całości.

Przed utworzeniem strefy euro w przyszłych jej krajach członkowskich występowały duże różnice w poziomach cen. W myśl teorii ekonomii, wspólna waluta redukuje te odstępstwa od prawa jednej ceny (*law-of-one-price*), które występują w krótkim okresie ze względu na lepkość cen i płynność kursu walutowego. Ze względu na te czynniki, relatywna cena danego dobra zmienia się pod wpływem ruchów nominalnego kursu. Jeśli gospodarki są zintegrowane, fakt ten zmniejsza efektywność rynku. Siły arbitrażowe – po wyeliminowaniu ryzyka kursowego – powinny doprowadzić do wyrównywania poziomów cen.

Anderton i in. (2003) przeanalizowali mikroekonomiczne aspekty tego procesu, badając na podstawie modelu teoretycznego zyski przedsiębiorstw przy różnym stopniu nasilenia zjawiska *pricing-to-market*²² w zależności od zmienności kursu walutowego. W modelu mamy do czynienia z monopolistą, ulokowanym w jednym kraju i sprzedającym dobro na dwóch rynkach – w swojej „ojczyźnie” i za granicą. Oba rynki są identyczne pod względem popytu. Funkcja produkcji przedsiębiorstwa charakteryzuje się stałymi kosztami krańcowymi. Koszty sprzedaży zostały pominięte. Autor wychodzi poza standardowe rozważania w tym zakresie (dwa skrajne przypadki: doskonałej segmentacji i doskonałej integracji rynków) i rozważa zyski firmy dla różnego stopnia segmentacji rynku, będącego endogeniczną decyzją firm, wybierających go z pewnego kontinuum. Segmentacja jest możliwa tylko wtedy, gdy nie ma możliwości arbitrażu. Z racji tego, że nie ma możliwości zakazania tego procederu, żeby go utrudnić w ramach obowiązującego prawa, firmy muszą ponieść pewne koszty, na przykład zróżnicowania produktów lub lobbowania na rzecz wprowadzenia pewnych rozwiązań instytucjonalnych przez rząd. Koszty te są ponoszone, jeżeli oczekiwane zyski z segmentacji rynku przewyższają ponoszone koszty.

Na potrzeby badania empirycznego implikacje modelu zostały odpowiednio zoperacjonalizowane. Testowano, mianowicie, hipotezę o tym, że firmy będą więcej inwestować w środki pozwalające na segmentację rynku w przypadku, gdy oczekują większej zmienności kursów w przyszłości. Implikacje te zostały przetestowane na

²²Odmienne polityka cenowa na różnych rynkach.

podstawie danych ze „naturalnego eksperymentu”, jakim było istnienie „bloku marki”, czyli grupy krajów (Niemcy, Holandia, Belgia, Austria i Dania), które po załamaniu systemu z Bretton Woods utrzymywały stabilne kursy walutowe. W związku z tym, firmy działające na rynkach bloku powinny stosować mniejszy stopień segmentacji niż w przypadku handlu z innymi krajami. W szczególności weryfikowano hipotezę o różnicy w cenach importu do Niemiec z bloku marki i z pozostałych krajów. Dane pochodziły z lat 1975-1995 i zawierały ceny dóbr z ośmiu sektorów przemysłu, importowanych z siedemnastu krajów. Na podstawie tych danych oraz danych o cenach w owych krajach, estymowano różnicę cen. Za tę różnicę uznano resztę z równania regresji, w którym zlogarytmowana różnica ceny importu oraz ceny obowiązującej w kraju, z którego importowano, uzależniona była jedynie od stałej. Partnerów handlowych podzielono na pochodzących z bloku marki i na pozostałe kraje Unii Europejskiej. Hipotezę o różnicy w wyestymowanej dla obu grup różnicy cen weryfikowano w ramach dwóch specyfikacji – liniowej i nieliniowej.

Ze względu na możliwą nieliniowość, polegającą na szybszej konwergencji w przypadku dużych różnic cen (większych od pewnego progu), do testowania implikacji modelu teoretycznego użyto modelu TAR (*threshold autoregression*). Występowanie nieliniowości zbadano za pomocą testu Tsay’a. Na jego podstawie odrzucono hipotezę o liniowości związku.

W przypadku doskonałej segmentacji rynków firma dowolnie wybiera ceny, dokonując maksymalizacji zysków, zaś w przypadku doskonale zintegrowanych rynków ustalana jest jedna cena. Różnica między zyskami dla pierwszego i drugiego przedsiębiorstwa jest funkcją kursu walutowego. Jeśli kurs odchyła się od swojej ścieżki równowagi, to różnica zysków powiększa się, więc relatywnie bardziej opłaca się firmie prowadzić zróżnicowaną politykę cenową. Analogiczną zależność udowodniono dla zmienności kursu. W modelu z kontinuum stopni segmentacji wniosek jest analogiczny – stopień ten spada razem ze spadającą zmiennością kursów.

Wyniki badania empirycznego, dotyczącego wyestymowanej różnicy ceny importu i ceny obowiązującej w kraju-eksporterze dla dwóch grup krajów wskazują na dużo mniejszy stopień inercyjności różnicy dla dóbr pochodzących z krajów bloku marki. Innymi słowy, wyniki estymacji potwierdzają implikacje modelu – stworzenie unii monetarnej może skutkować szybszą transmisją ruchów cen między krajami poprzez zmianę strategii cenowej przedsiębiorstw.

Tym niemniej, przeprowadzone dotychczas badania empiryczne – być może w związku z krótkim okresem próby – nie wykazały istotnego spadku dyspersji cen między krajami po przystąpieniu do unii walutowej. Engel i Rogers (2004) do analizy zjawiska użyli danych z bazy *Economist Intelligence Unit*, obejmujące ceny 101 produktów podlegających handlowi (*traded goods*) w osiemnastu miastach jedenastu krajów strefy euro w latach 1990-2003. W celach kontrolnych porównano ich kształtowanie się z cenami usług i dóbr nie podlegających handlowi (*non-traded items*). Miarą dyspersji jest średni błąd kwadratowy dla różnicy logarytmów cen między wszystkimi parami

miast z różnych krajów. Autorzy badali zarówno ogólną dyspersję, jak i w podziale na kategorie produktów.

Obok integracji rynków całej strefy euro po wprowadzeniu wspólnej waluty zbadano również różnice w przebiegu tego procesu dla „bloku marki”. Analizowano również dyspersję między różnymi miastami w ramach jednego kraju, a także pomiędzy krajami Europy Zachodniej spoza strefy euro.

Autorzy zaproponowali również model tłumaczący różnicę między ceną w równowadze dla danego dobra w danym mieście a średnią dla wszystkich miast poprzez: wielkość stawki VAT w danym mieście względem średniej, wysokość marż, płac, cen transportu w stosunku do innych miast. Nie wprowadzono żadnej zmiennej sztucznej, której oszacowanie parametru mierzyłoby efekt wprowadzenia euro na dyspersję – jeśli jakiś systematyczny efekt miałby miejsce, to znalazłby odzwierciedlenie w zachowaniu reszt modelu.

Analiza skonstruowanej miary dyspersji wskazuje na spadek zróżnicowania cen (o niemal 30%) dla 70% wziętych pod uwagę dóbr w latach 1990-2003. Tym niemniej, konwergencji nie można przypisać faktowi wprowadzenia wspólnej waluty – większość spadku dyspersji przypada na pierwszą połowę lat dziewięćdziesiątych, zaś w latach 1998-2003 miał miejsce niewielki, ale statystycznie istotny wzrost wskaźnika. Nie można jednak, zdaniem Autorów, wykluczyć, że z wraz wprowadzeniem euro zaczął działać niezależny czynnik, który zniwelował integracyjny potencjał wspólnej waluty. Co ciekawe, w pierwszej połowie dekad lat dziewięćdziesiątych spadek dyspersji dla dóbr nie podlegających handlowi (*non-tradables*) był nawet większy niż w przypadku pozostałych produktów (*tradables*). Tym niemniej, poziom zróżnicowania jest nadal większy dla tych pierwszych. Dlatego też Autorzy stawiają tezę, że integracja rynku w pierwszej podpróbie miała swoje źródło w integracji rynku czynników wytwórczych. Okazało się również, że dyspersja w ramach „bloku marki” była wprawdzie niższa niż w całej strefie, ale zmiany zróżnicowania w badanym okresie nie różniły się od obserwowanych ogólnie, a nawet świadczyły o mniej nasilonym procesie integracji – w pierwszym okresie dyspersja zmalała o mniej, a w drugim wzrosła o więcej. Zróżnicowanie cen między parami miast w ramach tego samego kraju wykazywało również podobny rozwój do zaobserwowanego dla całej strefy, z tym że wzrost w latach 1998-2003 był w tym przypadku relatywnie duży. Potwierdzenie wzorca obowiązującego dla krajów strefy euro również w krajach europejskich spoza niej wskazuje, że spadek dyspersji cen między krajami do 1998 roku i wzrost w latach kolejnych stanowił szerszą tendencję integracyjną w całej Europie Zachodniej.

Na brak konwergencji cen w wyniku wprowadzenia euro wskazują również wyniki badania Allington i in. (2005). Dane do badania pochodzą z Eurostatu i dotyczą komparatywnych poziomów cen (*comparative price level*) dla dwustu grup produktów w poszczególnych krajach strefy euro w latach 1995-2002. Zdaniem Autorów, zaproponowane podejście, polegające na analizie reprezentatywnych danych, ma przewagę nad badaniem cen pojedynczych dóbr, ponieważ pozwala na wykrycie bardziej

ogólnych wzorców. Z drugiej strony, w wyniku agregacji dochodzi do utraty części informacji, a w szczególności dodatnie i ujemne zmiany cen dóbr z danego koszyka mogą ulec wyrównaniu podczas tego procesu, co powoduje niedoszacowanie istniejącej dyspersji cen. Z analizy wyłączono Grecję, ponieważ wstąpiła do strefy euro dwa lata później niż reszta krajów.

W celu uniknięcia problemu różnicy w skalach zjawiska w różnych krajach, zamiast najczęściej stosowanego odchylenia standardowego, do badania dyspersji użyto współczynnika zmienności. Współczynnik ten wyliczono dla krajów strefy euro oraz dla pozostałych krajów Unii Europejskiej. Bezpośrednie porównanie szeregów dla obu grup krajów wskazuje, że od 1997 roku dyspersja w krajach spoza przyszłej strefy euro była niższa, jednak począwszy od 2000 roku zaczęła rosnąć przy niemal niezmienniej dyspersji dla krajów strefy euro. Tym niemniej, Autorzy przestrzegają przed wnioskowaniem na podstawie tego typu porównań, ponieważ między obiema grupami mogą istnieć różnice strukturalne. Dlatego też proponują podejście *difference in difference*, polegające na traktowaniu dostępnych danych jako pochodzących z eksperymentu z grupą kontrolną, w którym znane są wartości zmiennych dla obu grup w okresie przed i po aplikacji czynnika dla grupy badanej. Założeniem tego podejścia jest brak egzogenicznych czynników oddziałujących na obie grupy po aplikacji czynnika. Podejście to uwzględniono w modelu poprzez włączenie dwóch zmiennych sztucznych – jednej odzwierciedlającej to, czy dany kraj należy do strefy euro oraz drugiej, przyjmującej wartość jeden począwszy od 1999 roku i zero w dla lat wcześniejszych, a także interakcji między tymi zmiennymi, której parametr mierzy zmianę dyspersji po 1999 roku dla krajów strefy euro w stosunku do pozostałych. Wprowadzono także interakcję wszystkich tych zmiennych z trendem. Z racji tego, że metoda ta jest nieodporna na zmieniające się w czasie efekty, analizę przeprowadzono przy kontroli kilku zmiennych, m.in. dyspersji wskaźnika inflacji, dyspersji tempa wzrostu nominalnego kursu dolara, dyspersji tempa wzrostu PKB. Do modelu włączono również 114 zmiennych sztucznych, które uwzględniły systematyczne różnice między 115 uwzględnionymi grupami produktów. W modelu uwzględniono również fakt potencjalnej nieliniowości w zakresie konwergencji poziomów cen, w zależności od już osiągniętego poziomu zbieżności. W tym celu włączono zmienne, zdające sprawę z tego, do którego kwartyła wartości współczynnika zmienności wpada w poprzednim roku dyspersja w danej grupie krajów.

Autorzy postanowili również zbadać, czy dla krajów, które jeszcze przed 1999 rokiem związane były węższym niż przewidywał mechanizm ERM dopuszczalnym przedziałem wahań kursów (Holandia i Niemcy oraz w mniejszym zakresie „strefa marki”), wzorce konwergencji będą inne niż dla całej strefy euro. Z tego względu przeprowadzono analogiczne estymacje dla danych z tych dwóch podgrup krajów.

Wyniki estymacji wskazują, że po przyjęciu wspólnej waluty w krajach strefy euro nie miało miejsca zmniejszenie dyspersji cen w stosunku do pozostałych krajów. Miała jednak miejsce relatywna zmiana parametru przy trendzie w zakresie dyspersji cen dla krajów strefy po 1999 roku. Potwierdza to, zdaniem Autorów, hipotezę wpływu

wspólnej waluty na tempo konwergencji cen. Ogólny trend w zakresie dyspersji dla całej Unii jest w latach 1995-2002 spadkowy. Współczynnik zmienności dla krajów strefy euro spadł po 1999 roku o 0,5%, zaś w krajach pozostałych wzrósł o 1,2%, zaś model przewidywał odpowiednio spadek o 0,4% i wzrost o 1%. Analiza oddzielnie dla podgrup o mniejszym jeszcze przed utworzeniem strefy euro ryzyku kursowym wskazuje na znaczenie tego czynnika dla procesu konwergencji, aczkolwiek, wbrew oczekiwaniom, te dwa bloki krajów nie różnią się istotnie w tym zakresie. Hipoteza o szybszej konwergencji dla dóbr o większej wyjściowej dyspersji nie znalazła potwierdzenia w danych – wyniki estymacji wskazują na przeciwne zjawisko.

Baye i in. (2002) zbadali wpływ wprowadzenia „gotówkowego” euro na dyspersję cen internetowego handlu detalicznego w krótkim okresie. Tym samym weryfikowano hipotezę o wpływie wspólnej waluty na większą transparentność cen i redukcję kosztów transakcyjnych, i tym samym na większą konkurencję na wspólnym rynku oraz konwergencję cen.

Dane użyte do analizy pochodzą z internetowego serwisu do porównywania cen Kelkoo. Do celów porównawczych wybrano 28 produktów z kategorii, dla których handel internetowy jest najlepiej rozwinięty (multimedia, sprzęt elektroniczny), a kraj pochodzenia nie ma znaczenia (jak to ma miejsce np. w zakresie książek). Odczyty cen pochodzą z czterech dni (w październiku i grudniu 2001 oraz styczniu i maju 2002) – dwóch przed i dwóch po wprowadzeniu euro dla czterech krajów strefy (Włochy, Francja, Holandia i Hiszpania) oraz trzech krajów Unii Europejskiej, które nie przyjęły wspólnej waluty.

Przeprowadzona analiza polegała na porównaniu charakterystyk rozkładów cen (średnia, minimum, rozstęp, współczynnik zmienności) przed i po wprowadzeniu euro w podziale na kraje, które przyjęły nową walutę i pozostałe. Przeprowadzono również analizę regresji liniowej, w której cena produktu tłumaczona była liczbą firm oferujących go, przy kontroli takich czynników, jak zmiany struktury rynku, kosztów i popytu, za pomocą zmiennych sztucznych dla poszczególnych produktów, krajów i dat. Oszacowano trzy modele, rozróżniające liczbę konkurujących firm, zarówno dla ceny średniej, jak i minimalnej.

Z modeli badających wpływ przynależności kraju do strefy euro na dynamikę cen wynika, że w październiku 2001 roku średnia cena w krajach przyszłej strefy euro była o niemal sześć procent niższa niż w pozostałych krajach Unii Europejskiej przy kontroli popytu i struktury rynku. Do maja dysproporcja ta zniknęła ze względu na wzrost cen w strefie euro o 6,3% w porównaniu do cen dla krajów spoza strefy. W przypadku cen minimalnych w październiku były one odpowiednio o niemal 9% niższe, zaś w maju o 2,6% wyższe. Na podstawie wyników badania Autorzy doszli do wniosku, że nie ma dowodów na zwiększenie konkurencji pod wpływem wprowadzenia wspólnej waluty. Ze względu na wyniki niezgodne z wcześniejszymi spekulacjami, Autorzy próbowali wyjaśnić fakt relatywnego wzrostu cen w strefie euro w stosunku do krajów spoza niej, po wprowadzeniu wspólnej waluty. Potencjalnym wytłumaczeniem mogły być ruchy

kursów walutowych zwiększające relatywne koszty sektora handlu detalicznego w strefie euro. Jednak kursy euro względem walut pozostałych krajów Unii zmieniały się w owym okresie w paśmie $\pm 1\%$. Drugim zaproponowanym wyjaśnieniem mogłyby być koszty menu, jednak nie są one zdaniem Autorów znaczne w handlu internetowym.

Baye i in. (2002) proponują również model teoretyczny, tłumaczący zaobserwowane empirycznie zjawiska. W modelu wprowadzenie wspólnej waluty skutkuje dwójakimi efektami – po pierwsze rynek przestaje być podzielony na segmenty, przez co ceny stają się bardziej przejrzyste i konsumenci mogą dokonywać zakupów po najniższej cenie; z drugiej strony, pozostają klienci niepoinformowani o możliwości porównań cenowych między krajami. Firma może albo obniżyć cenę, by przyciągnąć jak najwięcej jednostek poinformowanych, albo wręcz przeciwnie – podwyższać, zwiększając marżę na klientach dysponujących niedoskonałą informacją. Zdaniem Autorów, większa transparentność cen może również powodować, że zmony cenowe stają się łatwiejsze do utrzymania, czyniąc obserwację niedotrzymania umowy łatwiejszą i tym samym groźbę ukarania łamiącej porozumienia firmy bardziej realną.

Konwergencję cen w krótkim okresie na rynku handlu detalicznego zbadał Mathä (2003). Tym razem badanie dotyczy jedynie niewielkiego obszaru – Luksemburgu i sąsiadujących z nim regionów we Francji (Lotaryngia), Niemczech (Nadrenia-Palatynat) i Belgii (Walonia). W szczególności, celem badania była odpowiedź na pytanie, czy redukcja kosztów transakcyjnych wpływa w krótkim okresie (ostatni pomiar cen miał miejsce zaledwie cztery miesiące po wprowadzeniu euro) na zmniejszenie odstępstw od prawa jednej ceny na obszarach, które już wcześniej były ze sobą silnie zintegrowane. Z racji tego, że odległości między poszczególnymi regionami są niewielkie (średnia odległość między supermarketami, w których dokonywano pomiaru cen wyniosła około 40 kilometrów), a migracje ludności w celach zawodowych są na owym terenie bardzo nasilone, zwiększone możliwości arbitrażu powinny doprowadzić do znacznego zmniejszenia dyspersji w przypadku zniesienia bariery w postaci konieczności wymiany pieniądza. Tym niemniej, w literaturze przedmiotu pojawiały się również głosy, że z racji tego, że w momencie powstania strefy euro zróżnicowanie cen w jej obrębie nie było dużo wyższe niż w Stanach Zjednoczonych (które stanowiły naturalny punkt odniesienia w tym zakresie), pole do konwergencji może być niewielkie, bo pewna część różnic wynika z czynników fundamentalnych – preferencji lokalnych konsumentów, struktury rynku czy kosztów produkcji. Z drugiej strony, krytycy tego stanowiska wskazywali na dużo mniejsze odległości między miastami strefy euro, dla których badano dyspersję cen, niż między miastami w obrębie Stanów Zjednoczonych, co na pewno ułatwia arbitraż i powoduje, że strefa euro charakteryzuje się niższą dyspersją teoretyczną, czyli wynikającą z czynników fundamentalnych.

Dane do analizy zebrano czterokrotnie (w październiku i grudniu 2001 roku oraz w lutym i kwietniu 2002 roku) w dużych supermarketach regionu. W ten sposób uzyskano bazę zbilansowanych danych panelowych z 3600 obserwacji. Jako zmienną objaśnianą w modelu panelowym użyto wartość bezwzględną różnicy cen kolejnych dóbr znormalizowanych do ceny za jednostkę między poszczególnymi miastami w danym

okresie. Ze względu na współliniowość zmiennych objaśniających, estymowano kilka modeli, testując wpływ takich czynników, jak odległość między sklepami czy fakt, że znajdują się one w różnych krajach. Zbadano również, czy fakt istnienia od wielu lat sztywnego kursu 1:1 pomiędzy frankiem belgijskim i luksemburskim miał wpływ na mniejszą dyspersję cen między tymi dwoma krajami (niezależnie od wprowadzenia euro).

Wyniki modelu wskazują na istotny dodatni wpływ odległości między poszczególnymi sklepami na różnicę cen. Średnia różnica cen z tytułu odległości między sklepami stanowiła dwie trzecie całkowitej różnicy. Tym niemniej, związek nie jest liniowy – odległość zwiększa różnicę, ale w malejącym tempie. Parametr przy zmiennej odzwierciedlającej to, czy sklepy, dla których liczona jest różnica cen, leżą w różnych krajach, okazał się istotny i dodatni. Sam fakt przekroczenia granicy powoduje, że ceny różnią się przeciętnie o 4,2 pkt proc. (30% średniej różnicy cen) więcej niż między sklepami w tym samym kraju. Różnice między cenami w Belgii i Luksemburgu są średnio niższe o 1,3-1,8 pkt proc. (redukcja średniej różnicy o 9-13%) niż między pozostałymi krajami – również przy kontroli dystansu między sklepami. Na tej podstawie Autor stwierdza, że istnieje przesłanka, by twierdzić, że w długim okresie unia monetarna przyczynia się do integracji rynku dóbr.

3.2. Polityka rządu w zakresie stabilizacji cen po wprowadzeniu euro

Ważnym czynnikiem dla zapewnienia stabilności poziomu cen po wymianie waluty jest odpowiednia polityka władz państwowych. W okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego powinna mieć na celu: (1) zmniejszenie do minimum natężenia zjawiska „iluzji euro”, czyli zapobieganie nieproporcjonalnym w stosunku do ruchów ogólnego poziomu cen wzrostom postrzeganej inflacji oraz (2) ograniczanie rzeczywistych efektów cenowych, czyli nieuzasadnionych fundamentami wzrostów cen, wykorzystujących „zagubienie” konsumentów.

Zjawisko rozbieżności oficjalnego wskaźnika inflacji i jej percepcji miało w krajach strefy euro poważne implikacje społeczne i gospodarcze. Döhring i Mordonu (2007) zwracają uwagę na znaczny stopień inercyjności percepcji. W rezultacie, łatwiejszym zadaniem dla władz jest zapobieganie jej nieproporcjonalnym wzrostom niż jej późniejsze niwelowanie.

Większość badaczy jako środki zapobiegające tym zjawiskom proponuje wzmoczoną i efektywną komunikację władz ze społeczeństwem. Z racji tego, że wzrost percepcji determinowany jest przez takie czynniki, jak brak wiedzy o sytuacji gospodarczej i mechanizmach ekonomicznych oraz negatywny stosunek do nowej waluty, Fluch i in. (2007) widzą znaczącą rolę aktywnej działalności władz w zapobieganiu „iluzji euro”. Miałyby ona obejmować zwiększanie poziomu wiedzy ekonomicznej w społeczeństwie i zniechęcanie ludzi do myślenia w kategoriach starej waluty.

Döhring i Mordonu (2007) wskazują na znaczenie w kształtowaniu percepcji inflacji ruchów cen dóbr inwestycyjnych, w tym przede wszystkim cen nieruchomości. Z

racji tego, że w okresie wprowadzania nowej waluty ludzie przejawiają skłonność do przypisywania temu wydarzeniu wszelkich efektów cenowych, zadaniem dla władz jest również uświadomienie odmienności wskaźnika cen konsumpcyjnych od cen, które mogą być – jak w przypadku nieruchomości – determinowane przez popyt inwestycyjny. Eife (2006) zauważa, że w okresie wokół wymiany waluty nastąpił wzrost stawek podatków (przede wszystkim w Niemczech), co przełożyło się na wzrosty cen pewnych dóbr, zaś w „świadomości społecznej“ przypisane zostało wprowadzeniu euro.

Del Missier i in. (2007) zwracają na przykładzie Włochów i Irlandczyków uwagę na heterogeniczność społeczeństw w zakresie adaptacji do nowych warunków, w tym wypadku do nowej waluty. Z tego względu szczególnie w przypadku krajów, co do których istnieje obawa o wystąpienie trudności adaptacyjnych, badacze rekomendują podjęcie odpowiednich działań przez rządy na długo przed wymianą waluty. Powinny one obejmować w szczególności: (1) kampanie informacyjne aż do czasu, gdy wyniki badań sondażowych zaczną wskazywać na zanik trudności w posługiwaniu się nową walutą, (2) podwójne kwotowania cen, (3) możliwość automatycznego przeliczania cen w handlu internetowym, (4) zachęcanie konsumentów do korzystania ze specjalnych kalkulatorów. Środki te powinny być uprzednio testowane w ramach eksperymentów z ekonomii behawioralnej. Co więcej, Del Missier i in. (2007) wskazują na potrzebę badań nad nowymi środkami, które pomogłyby konsumentom w odzwyczajeniu się od nawyku przeliczania cen. Takim środkiem mogłaby być pomoc konsumentom w przyswojeniu sobie jeszcze przed wymianą orientacyjnych cen reprezentatywnych dóbr i usług wyrażonych w nowej walucie.

Władze mogą zapobiec rzeczywistym efektom cenowym, wpływając zarówno na konsumentów, jak i przedsiębiorców. Folkertsma i in. (2002) wskazują na korelację między wielkością zwwyżek cenowych a otwartością przedsiębiorstw na zalecenia dotyczące podwójnego kwotowania cen, zaobserwowaną w Holandii już w pierwszym miesiącu po wymianie waluty. W grupie firm, która nie stosowała się do tych zaleceń (15% próby) ceny wzrosły aż o 3%, zaś w całej próbie wzrost ukształtował się na poziomie 1,4%.

Według Ehrmana (2006) podwójne kwotowanie ma największe znaczenie dla stabilności poziomu cen w zakresie najtańszej kategorii dóbr (żywność, ubrania), co do której konsumenci często nie stosują przeliczania i nie dostosowują nabywanego koszyka do zmian ich cen, co stanowi okazję dla firm do zwwyżek cenowych. Znaczenie tego środka zapobiegawczego jest szczególnie istotne w krajach o średnim stopniu złożoności kursu konwersji, jako że w przypadku kursów łatwych przeliczanie cen ma charakter niemal automatyczny, a w przypadku skomplikowanych konsumenci częściej używają kalkulatorów, co powoduje, że ceny są bardziej transparentne.

Glatzer i Rumler (2007) są z kolei zdania, że okres podwójnego kwotowania powinien być jak najkrótszy z tego względu, że przedłuża on czas powrotu cen do ich normalnej struktury, w której przeważają ceny atrakcyjne. Przed wprowadzeniem euro w przypadku wielu dóbr istniała „atrakcyjna” cena modalna (Bundesbank, 2004).

Ten typ cen pełni istotną rolę w gospodarce ze względów sygnalnych. Obniżają one bowiem koszt ponoszony przez konsumentów na rozeznanie się w strukturze cen. Po wymianie waluty ze względu na obostrzenia w zakresie zaokrąglania dyspersja cen pewnych dóbr w gospodarce gwałtownie się zwiększyła. Zdaniem Glazera i Rumlera (2007), ceny i tak zostaną zaokrąglone do atrakcyjnych, więc przyjęta strategia jest jedynie odsunięciem dostosowania w czasie i prowadzi do niekorzystnego dla gospodarki „zagubienia” konsumentów.

Eife (2006) uważa, że zróżnicowanie natężenia efektów cenowych w różnych krajach strefy euro można wytłumaczyć zastosowaniem odmiennych strategii zapobiegawczych. Zauważa on, że w grupie krajów, w których podwójne kwotowanie było obowiązkowe (Finlandia, Portugalia, Austria, Grecja) wpływ wprowadzenia euro na poziom cen był albo nieistotny, albo nieznaczny. Wśród pozostałych krajów strefy euro wielkość tego efektu była bardzo zróżnicowana – od dużego (Niemcy, Holandia) do nieistotnego (Belgia, Irlandia, Luksemburg). Wyniki badań dla tej ostatniej grupy krajów wskazują na to, że podwójne kwotowanie nie jest warunkiem koniecznym przeciwdziałania nadużyciom cenowym – wystarczy jedynie stworzyć środowisko prawne, w którym podnoszenie cen byłoby nieopłacalne. Na przykład w Belgii władze zapowiedziały, że jeśli przedstawianie cen w obu walutach nie stanie się powszechnym procederem, zostanie wydany odpowiedni nakaz prawny. Strategia ta okazała się skuteczna.

Z kolei Niemcy, zdaniem Eife (2006), doświadczyły największych zwyżek cenowych ze względu na zakaz podwójnego kwotowania wydany już dwa miesiące po wymianie waluty. Autor jest zdania, że nie tyle sam zakaz, co czas jego wprowadzenia był niewłaściwy. Problem z podwójnym kwotowaniem polega na tym, że ludzie często nie zwracają w ogóle uwagi na ceny wyrażone w nowej walucie, więc po pewnym czasie pożądane jest odzwyczajanie ich od starego nominalnego poziomu cen poprzez zakaz przedstawiania cen w wycofanej walucie.

Zakończenie

Przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro powszechnie uznawano, że wydarzenie to będzie neutralne dla gospodarki w krótkim okresie ze względu na jego pełną przewidywalność i nominalny charakter. Jednak zaobserwowane po wymianie walut zjawiska okazały się przeczyć tym przewidywaniom. Głównym problemem w owym okresie był wzrost postrzeganej przez społeczeństwo inflacji znacznie przekraczający oficjalną dynamikę wskaźnika. Zjawisko to stało się przedmiotem ożywionego dyskursu w mediach, a jego występowanie zostało potwierdzone przez większość badań. Tym niemniej, pewien nurt literatury uznaje jego wykrycie za artefakt badawczy.

Powstanie omawianej rozbieżności może być rezultatem obciążenia oficjalnych statystyk lub błędów percepcji jednostek. Pierwsza hipoteza została zanegowana przez większość badań, zaś druga jest w dużym stopniu prawdopodobna ze względu na specyficzne

dla okresu wokół wymiany waluty ruchy cen. W owym okresie wzrost cen był skoncentrowany w pewnych sektorach i dotyczył głównie dóbr i usług najczęściej nabywanych, które mają nieproporcjonalny w stosunku do rzeczywistego udziału w wydatkach wpływ na percepcję konsumentów. Pewną, aczkolwiek niewielką, część tego wzrostu można przypisać czynnikom związanym z wymianą waluty, takim jak: (1) przeniesienie jej kosztów na konsumentów, (2) zaokrąglenia do tzw. cen atrakcyjnych, (3) koordynacja oczekiwań przedsiębiorców, (4) koncentracja dostosowań cenowych w okresie obligatoryjnej wymiany cenników (hipoteza „kosztów menu“). Tym niemniej, dużą rolę we wzrostach cen odgrywały czynniki niezwiązane z wprowadzeniem euro – niekorzystne dla rolnictwa warunki pogodowe, rosnące koszty stałe, w tym głównie koszty pracy oraz wzrost stawek podatków pośrednich w niektórych krajach. Co więcej, częstotliwość zmian cen w gospodarce była wyższa niż w latach przed wprowadzeniem euro i mimo, iż zmiany te były symetryczne w dół i w górę w zakresie skali i częstości, doprowadziły do wzrostu percepcji, jako że wzrosty cen o tej samej wielkości bezwzględnej co spadki są postrzegane jako większe (teoria perspektywy).

Powstanie rozbieżności między inflacją i jej percepcją było nie tylko problemem społecznym, ale również gospodarczym. Ze względu na niedoszacowanie własnej siły nabywczej konsumenci podejmowali suboptymalne decyzje konsumpcyjne, skutkujące zmniejszeniem popytu w skali całej gospodarki. Doświadczenia niektórych krajów strefy euro wskazują, że poprzez zastosowanie odpowiednich rozwiązań instytucjonalnych możliwe jest zminimalizowanie efektów wprowadzenia euro, zarówno w zakresie społecznej percepcji inflacji, jak i rzeczywistych wzrostów cen. Do działań tych należą: (1) efektywna komunikacja władz ze społeczeństwem, (2) okres podwójnego kwotowania cen oraz (3) porozumienia cenowe władz z przedsiębiorcami.

Bibliografia

- Adriani F., Marini G., Scaramozzino P. (2006)**, *The Inflationary Consequences of a Currency Changeover on the Catering Sector: Evidence from the Michelin Red Guide*, University of London, Centre for Financial and Management Studies Discussion Paper, (64).
- Allington N., Kattuman P., Waldmann F. (2005)**, *One Market, One Money, One Price?*, International Journal of Central Banking.
- Álvarez J.J., Jareño J. (2001)**, *Implications of the conversion of prices into euro for inflation*, Banco de España Economic Bulletin.
- Anderton R., Baldwin R., Taglioni D. (2003)**, *The Impact of Monetary Union on Trade Prices*, ECB Working Paper Series, (238).
- Angelini P., Lippi F. (2005)**, *Did Inflation Really Soar after the Euro Cash Changeover? Indirect Evidence from ATM Withdrawals*, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series, (4950).
- Angeloni I., Aucremanne L., Ciccarelli M. (2006)**, *Price setting and inflation persistence. Did EMU matter?*, ECB Working Paper Series.
- Attal-Toubert K., de Belleville L.M., Pluyaud B. (2002)**, *The Short-term Impact on Prices of the Euro Cash Changeover*, Banque de France Bulletin Digest, (107).
- Aucremanne L., Collin M., Stragier T. (2007)**, *Assessing the Gap between Observed and Perceived Inflation in the Euro Area: Is the Credibility of the HICP at Stake?*, NBB Working Paper Series, (112).
- Aucremanne L., Cornille D. (2001)**, *Attractive Prices and Euro-rounding Effects on Inflation*, NBB Working Paper Series, (17).
- Baumgartner J., Glatzer E., Rumler F., Stiglbauer A. (2005)**, *How Frequently do Consumer Prices Change in Austria? Evidence from Micro CPI Data*, ECB Working Paper Series, (523).
- Baye M., Gatti R., Kattuman P., Morgan J. (2002)**, *Online pricing and the Euro Changeover: Cross-Country Comparisons*, University of Cambridge Research Papers in Management Studies, (17).
- Blundell R., Bond S. (1998)**, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, (87), s. 115–143.
- Brachinger H. (2006)**, *Euro or "Teuro"? The Euro-induced Perceived Inflation in Germany*, University of Fribourg Department of Quantitative Economics Working Paper Series, (5).
- Bundesbank D. (2004)**, *The euro and prices two years on*, Monthly Report, 1 (56).

- Cestari V., Del Giovane P., Rossi-Arnaud C. (2007)**, *Memory for prices and the euro cash changeover: An analysis for cinema prices in Italy*, Banca d'Italia Servizio Studi, (619).
- Del Giovane P., Sabbatini R. (2006)**, *Perceived and Measured Inflation after the Launch of the Euro: Explaining the Gap in Italy*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 65 (2), s. 155–192.
- Del Giovane P., Sabbatini R. (red.) (2008)**, *The Euro, Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Springer.
- Del Missier F., Bonini N., Ranyard R. (2007)**, *The Euro Illusion in Consumers Price Estimation: An Italian-Irish Comparison in the Third Year of the Euro*, *Journal of Consumer Policy*.
- Döhring B., Mordonu A. (2007)**, *What drives inflation perceptions? A dynamic panel data analysis*, *European Economy Economic Papers*, (284).
- Dias F., Duarte C., Rua A. (2007)**, *Inflation (Mis)perceptions in the Euro Area*, *Banco de Portugal Working Paper Series*, (15).
- Dziuda W., Mastrobuoni G. (2005)**, *The Euro Changeover and Its Effects on Price Transparency, and Inflation. Mission Euro, Mission Accomplished!*, *International Finance*.
- Ehrmann M. (2006)**, *Rational Inattention, Inflation Developments and Perceptions after the Euro Cash Changeover*, *ECB Working Paper Series*, (588).
- Eife T. (2006)**, *Price Setting Behaviour and Price Setting Regulations at the Euro Changeover*, *Bank of Estonia Working Paper Series*, (6).
- Engel C., Rogers J. (2004)**, *European product market integration after the euro*, *Economic Policy*, s. 347–384.
- Ercolani M., Dutta J. (2006)**, *The Euro-changeover and Euro-inflation: Evidence from EuroStat's HICP*, *University of Birmingham Department of Economics Discussion Paper Series*.
- Eurostat (2003)**, *Euro-indicators news release*.
- Fluch M., Stix H., Rumler F. (2007)**, *The Development of Euro Prices - Subjective Perception and Empirical Facts*, *Monetary Policy and the Economy*, s. 55–84.
- Folkertsma C. (2001)**, *The Euro and Psychological Prices: Simulations of the Worst-Case Scenario*, *De Nederlandsche Bank Staff Reports*, (71).
- Folkertsma C., van Renselaar C., Stokman A. (2002)**, *Smooth euro changeover, higher prices? Results of a survey among Dutch retailers*, *De Nederlandsche Bank Research Memorandum*, (682).

- Gaiotti E., Lippi F. (2004)**, *Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants in Italy*, *Giornali degli Economisti e Annali di Economia*, (63), s. 491–526.
- Glatzer E., Rumler F. (2007)**, *Price Setting in Austria before and after the Euro Cash Changeover: Has Anything Changed in the Last Five Years?*, *Monetary Policy and the Economy*, s. 85–99.
- Hobijn B., Ravenna F., Tambalotti A. (2004)**, *Menu Costs at Work: Restaurant Prices and the Introduction of the Euro*, *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*, (195).
- Komisja Europejska (2006)**, *The EU economy: 2006 review. Adjustment dynamics in the euro area - Experiences and challenges*.
- Krug G., Herzog B., Schwarze J., Wundr C. (2006)**, *Welfare Effects of the Euro Cash Changeover*, *German Institute for Economic Research Discussion Paper Series*, (646).
- Lamla M., Rupprecht S. (2007)**, *The Role of Media for Consumers' Inflation Expectation Formation*, *Bank of Finland Working Papers*.
- Marini G., Piergallini A., Scaramozzino P. (2004)**, *Inflation Bias after the Euro: Evidence from the UK and Italy*, *University of London Centre for Financial and Management Studies Discussion Paper Series*, (50).
- Mastrobuoni G. (2004)**, *The Effects of the Euro-Conversion on Prices and Price Perceptions*, *CEPS Working Paper Series*, (101).
- Mathä T. (2003)**, *What to Expect of the Euro? Analysing Price Differences of Individual Products in Luxembourg and its Surrounding Regions*, *Banque Centrale du Luxembourg Working Paper Series*, (8).
- Nordhaus W. (1998)**, *Quality Changes in Price Indexes*, *Journal of Economic Perspectives*, s. 59–68.
- Rozkrut M., Jakubik J., Konopczak K. (2008)**, *Efekty zaokrągleń cen w Polsce po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego*, *Narodowy Bank Polski, projekt zrealizowany na potrzeby Raportu nt. pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*.
- Santos D., Evangelista R., Nascimento T., Coimbra C. (2001)**, *Conversion of prices from escudos into euro: quantitative estimate of its effect on the CPI*, *Banco de Portugal Economic Bulletin*.
- Stix H. (2006)**, *Perceived Inflation and the Euro: Why High? Why Persistent?*, praca prezentowana na 81 konferencji WEAI w San Diego.



RAPORT

NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

Efekty zaokrągleń w Polsce po wprowadzeniu euro do obiegu bezgotówkowego

Karolina Konopczak
Marek Rozkrut
Jarosław Jakubik

Efekty zaokrągleń cen w Polsce po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego*

Marek Rozkrut[†]
Jarosław T. Jakubik[†]
Karolina Konopczak[†]

Sierpień 2008

Streszczenie

W artykule zbadano potencjalne efekty cenowe zaokrągleń w wyniku wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego w Polsce. Rozpatrzono różne scenariusze odnośnie do sposobu dokonywania zaokrągleń. Analiza efektów cenowych została ponadto przeprowadzona dla różnych poziomów kursu konwersji. W badaniu przedstawiono obliczenia dotyczące wpływu zaokrągleń zarówno na cały wskaźnik CPI, jak też wchodzące w jego skład kategorie towarów i usług konsumpcyjnych. Oszacowano także efekty cenowe dla poszczególnych grup gospodarstw domowych.

Wyniki przeprowadzonych symulacji wskazują, że efekty cenowe zaokrągleń zależą nie tylko od rozpatrywanego scenariusza, lecz także od poziomu kursu zamiany złotego na euro. W najbardziej pesymistycznym wariancie przeciętny wzrost cen wynosi 2,56%, natomiast najmniejszy efekt cenowy odnotowano w scenariuszu „symetrycznym” (0,04%). Zgodnie z wynikami badania, najwyższy wzrost cen ma miejsce w przypadku produktów o niskich cenach jednostkowych, w tym w grupie towarów najczęściej nabywanych. Przeprowadzone symulacje wskazują na nieznaczne zróżnicowanie efektów cenowych w ramach poszczególnych grup gospodarstw domowych.

*Autorzy pragną podziękować Wydziałowi Cen Detalicznych Głównego Urzędu Statystycznego za udostępnienie bazy poziomów cen detalicznych, bez której przeprowadzenie niniejszego badania nie byłoby możliwe. Autorzy dziękują również Ewie Huszczonek za pomoc w przygotowaniu danych wykorzystanych w artykule.

Tekst wyraża poglądy autorów, które niekoniecznie odzwierciedlają oficjalne stanowisko Narodowego Banku Polskiego. Artykuł prezentuje wyniki projektu badawczego realizowanego w ramach prac nad Raportem na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekt badawczy ma charakter dokumentu wspierającego, który nie determinuje wyników całego Raportu.

[†]Autorzy są pracownikami Narodowego Banku Polskiego.

1 Wprowadzenie

Spółród zagadnień związanych z problematyką integracji walutowej bodaj najwięcej emocji w debacie publicznej wzbudza dyskusja na temat efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego. Inflacyjne konsekwencje zaokrąglania cen po zamianie waluty krajowej na euro należały do głównych obaw społecznych związanych z tym wydarzeniem. Obecnie również w nowych krajach UE zdecydowana większość respondentów obawia się, że przystąpienie do strefy euro będzie iść w parze ze wzrostem cen. Polska nie jest w tej grupie wyjątkiem.

W przeciwieństwie do innych efektów cenowych, wpływ zaokrągleń może być - przy pewnych założeniach - skwantyfikowany *ex ante* w sposób obiektywny. W związku z tym problematyka ta stała się przedmiotem analiz w wielu krajach jeszcze przed ich przystąpieniem do strefy euro. Według wiedzy autorów niniejszego artykułu, brak jest jednak badań analizujących efekty cenowe zaokrągleń dla krajów będących nowymi uczestnikami UE. Prezentowane opracowanie ma zadanie wypełnić tę lukę w przypadku Polski, a także poszerzyć zakres prowadzonych w tym obszarze analiz.

Kluczowa dla analizy efektów cenowych potencjalnych zaokrągleń w wyniku zamiany złotego na euro jest identyfikacja tzw. cen atrakcyjnych. Ich wyróżnienie zostało dokonane na podstawie udostępnionej autorom przez Główny Urząd Statystyczny bazy danych poziomów cen detalicznych, która jest wykorzystywana do obliczania wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych. W celu ograniczenia arbitralności dokonywanych wyborów, autorzy niniejszego opracowania zastosowali empiryczną metodę identyfikacji cen atrakcyjnych zaproponowaną przez Folkertsma (2001). Ponadto, w badaniu przedstawiono sformalizowaną procedurę dalszego podziału cen na psychologiczne i ułamkowe.

Przy analizie sposobu dokonywania zaokrągleń cenowych rozpatrzono cztery różne scenariusze, w tym scenariusz najbardziej pesymistyczny (*worst-case scenario*). Ponadto, w przeciwieństwie do innych badań, w których szacowano efekty zaokrągleń dla krajów mających przystąpić do strefy euro, w momencie przeprowadzenia niniejszej analizy dla Polski nie był jeszcze znany kurs zamiany złotego na euro. W rezultacie, w obecnym badaniu - według wiedzy autorów - po raz pierwszy rozpatrzono efekty cenowe zaokrągleń dla zróżnicowanych kursów konwersji.

Na podstawie oszacowanych zaokrągleń poziomów cen w poszczególnych scenariuszach dokonano obliczeń wpływu tego efektu na agregatywne wskaźniki dynamiki cen. W tym celu zastosowano metodologię analogiczną do tej, którą GUS stosuje do obliczania wskaźnika CPI. W ramach tej procedury efekty cenowe zaokrągleń zostały także wyznaczone dla poszczególnych kategorii koszyka towarów i usług konsumpcyjnych.

Ponadto, w dyskusji na temat efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego bardzo często podkreśla się, że *przeciwny* wzrost

cen nie odzwierciedla we właściwy sposób skutków odczuwanych przez poszczególne grupy społeczne. W celu zanalizowania powyższego zagadnienia, w niniejszym opracowaniu zbadano także cenowe efekty zaokrągleń w podziale na zróżnicowane grupy gospodarstw domowych. Odpowiednie „koszyki” towarów i usług konsumpcyjnych zostały skonstruowane w oparciu o dane pochodzące z badania budżetów gospodarstw domowych.

Na podstawie wyników przeprowadzonych symulacji oraz oceny prawdopodobieństwa ich realizacji, w końcowej części opracowania sformułowano rekomendacje dla polityki gospodarczej w okresie wprowadzania euro do obiegu gotówkowego w Polsce.

Struktura artykułu jest następująca. W sekcji 2 przedstawiono przegląd literatury analizującej cenowe efekty zaokrągleń w okresie wymiany waluty krajowej na euro. W sekcji 3 opisane zostały dane wykorzystane w badaniu, w tym baza danych poziomów cen detalicznych i baza danych budżetów gospodarstw domowych. W sekcji 4 opisano szczegółowo zastosowaną w badaniu metodykę. W szczególności przedstawiono procedurę identyfikacji cen atrakcyjnych i ich dalszego podziału. W tej części opracowania omówiono ponadto różne scenariusze dotyczące sposobu dokonywania zaokrągleń cenowych oraz sposób ich przeliczania na wskaźnik CPI i inne „koszyki” charakteryzujące wydatki konsumpcyjne poszczególnych grup gospodarstw domowych. W sekcji 5 przybliżono strukturę cen w polskiej gospodarce oraz przedstawiono wyniki przeprowadzonych symulacji. Efekty cenowe zaokrągleń obliczono dla różnych kursów konwersji i zostały one wyznaczone na poziomie zagregowanego wskaźnika CPI, jak i poszczególnych grup towarów i usług konsumpcyjnych. Przy omówieniu wyników symulacji dokonano także analizy możliwego wpływu efektów cenowych na percepcję procesów inflacyjnych przez społeczeństwo. W kolejnym kroku przedstawiono skutki zaokrągleń cenowych w poszczególnych scenariuszach dla różnych grup gospodarstw domowych. Ostatnią część tej sekcji stanowi ocena prawdopodobieństwa zrealizowania się rozpatrywanych scenariuszy. Opracowanie kończy sekcja 6, w której dokonano podsumowania i sformułowano rekomendacje dla polskiej polityki gospodarczej w okresie wprowadzania euro do obiegu gotówkowego.

2 Przegląd literatury

Inflacyjne konsekwencje zaokrąglania cen w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego należały do głównych obaw społecznych związanych z tym wydarzeniem. Wyniki badań Eurobarometru wskazują, że obawy te są obecne również wśród nowych członków UE.¹ W przeciwieństwie do innych efektów cenowych, wynikających z lepkości cen czy koordynacji oczekiwań

¹Według wyników Eurobarometru z listopada 2007 r. aż 80% Polaków uważa, że przyjęcie euro doprowadzi do wzrostu cen.

przedsiębiorców², wpływ zaokrągleń może być - przy pewnych założeniach - skwantyfikowany *ex ante* w sposób obiektywny. W związku z tym problematyka ta stała się przedmiotem analiz w wielu krajach jeszcze przed ich przystąpieniem do strefy euro. Wpływ efektu zaokrągleń na poziom cen został oszacowany m. in. dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001), belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001), włoskiej (Del Giovane i Sabbatini, 2008), hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001) i portugalskiej (Santos i in., 2001).

Głównym źródłem potencjalnego wzrostu cen w wyniku ich zaokrągleń w górę jest przeprowadzenie tego typu operacji w grupie tzw. cen atrakcyjnych. Mianem tym określane są ceny, które występują częściej niż ceny zwykle ze względu na jeden z niżej wymienionych czynników.

Po pierwsze, do grupy cen atrakcyjnych zalicza się te, które pełnią w gospodarce rolę sygnałną. W przypadku wielu kategorii towarów i usług istnieje bowiem atrakcyjna cena modalna, która obniża koszt ponoszony przez konsumentów na rozeznanie się w strukturze cen i dokonywanie porównań cenowych.

Po drugie, do cen atrakcyjnych zaliczamy także te, które mają za zadanie wpłynąć na percepcję konsumentów w taki sposób, by nabywane dobra wydawały się tańsze niż to jest w rzeczywistości. Klasycznym przykładem jest cena z „końcówką” 99, która często nie jest odróżniana przez konsumentów od ceny kończącej się na 90. Tego typu ceny określa się mianem psychologicznych.

Po trzecie, wśród cen atrakcyjnych wyróżnia się również ceny ułamkowe, które pozwalają na szybsze przeprowadzanie transakcji ze względu na fakt, że do uiszczenia płatności lub wydania reszty potrzebna jest niewielka liczba monet lub banknotów. Do tej kategorii zalicza się także ceny okrągłe („*round prices*“), stosowane głównie w przypadku wysokich poziomów cen.

Wyżej omówione czynniki charakteryzujące ceny atrakcyjne sprawiają, że przypada na nie zdecydowana większość rozkładu częstości cen w gospodarce. Wymiana waluty prowadzi jednak do zmiany dotychczasowej struktury cen, w związku z czym ceny atrakcyjne przestają - przynajmniej w początkowym okresie - być dominującą kategorią. Dla przykładu, towar kosztujący w Niemczech 9,99 DM (cena psychologiczna), w przeliczeniu na euro - według ustalonego kursu konwersji - kosztował 5,11 EUR. Można się jednak było spodziewać, że po pewnym czasie „typowa” struktura cen, w której dominują ceny atrakcyjne, zostanie przywrócona. Oznacza to, powyższy towar powinien kosztować np. 4,99 EUR lub 5,19 EUR lub 5,29 EUR lub ... 5,99 EUR.

Zasadniczym pytaniem jest to, w jakim okresie omawiane dostosowania będą miały miejsce oraz czy będą one miały charakter symetryczny, czy też zaokrąglanie do cen atrakcyjnych będzie oznaczało przede wszystkim wzrost cen. Inflacyjny scenariusz nie powinien być bowiem traktowany jako pewnik, gdyż możliwość powszechnego zaokrąglania cen w górę jest uwarunkowana szeregiem czynników, w tym określonymi przez popyt i podaż. Do najważniejszych

²Więcej na temat determinant efektów cenowych w okresie wprowadzania nowej waluty do obiegu gotówkowego - zobacz Konopczak i Rozkrut (2008) oraz Konopczak (2008).

determinant w tym zakresie należą: (1) stopień konkurencyjności rynków, (2) moment cyklu koniunkturalnego, na który przypada wymiana waluty, (3) stopień świadomości społecznej, (4) działalność organizacji konsumenckich i instytucji państwowych. Powyższe czynniki są przywoływane w badaniach analizujących cenowe efekty zaokrągleń jako osłabiające prawdopodobieństwo zmaterializowania się scenariuszy pesymistycznych.

Symulacje cenowych efektów zaokrągleń opierają się na pewnych założeniach odnośnie do reguł, które po wymianie waluty będą rządzić tym procesem. Dzięki temu możliwe jest określenie wielkości tych efektów warunkowo względem przyjętych scenariuszy zaokrąglania. W literaturze standardowo rozpatruje się kilka możliwych wariantów, w tym: (1) scenariusz pesymistyczny, polegający na zaokrągleniu w górę do najbliższej ceny atrakcyjnej (bez względu na kategorię); (2) „najczarniejszy“ (*worst-case scenario*), w którym ceny atrakcyjne są zaokrąglane w górę do najbliższej ceny atrakcyjnej z ich kategorii (tj. psychologiczne do psychologicznych, a ułamkowe do ułamkowych); (3) symetryczny, polegający na zaokrągleniu w górę lub w dół do najbliższej ceny atrakcyjnej; (4) optymistyczny (*virtuous scenario*), zgodnie z którym ceny są zaokrąglane w dół do najbliższej ceny atrakcyjnej. W każdym scenariuszu ceny zwykle są zaokrąglane do jednego eurocenta, przy czym zaokrąglenie - w zależności od wariantu - może przebiegać zarówno w dół, jak i w górę.

Spośród symulacji przeprowadzonych przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro, jedynie te dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001) i belgijskiej (Aucremagne i Cornille, 2001) zostały oparte na formalnej procedurze identyfikacji cen atrakcyjnych. Tym niemniej, klasyfikacja cen atrakcyjnych do poszczególnych podkategorii nie została w tych badaniach poddana algorytmizacji i w dużym stopniu miała charakter arbitralny.³

W przypadku Holandii, górna granica wielkości wpływu zaokrągleń na wskaźnik CPI wyniosła 0,74%, zaś na HICP 0,88% (Folkertsma, 2001). Wyniki badania wskazują, że niezależnie od sposobu podziału cen atrakcyjnych na psychologiczne i ułamkowe, uzyskane wyniki nie odbiegały znacząco od powyższych szacunków. Jedyna istotna różnica, polegająca na obniżeniu górnej granicy efektów cenowych (dla CPI i HICP odpowiednio o około 0,53% i 0,63%), wystąpiła w przypadku traktowania obu tych kategorii łącznie jako ceny atrakcyjne. Analiza efektów cenowych pokazała, że efekty zaokrągleń są najbardziej odczuwalne w przypadku produktów o najniższych cenach jednostkowych (wyniki wskazały na możliwość nawet dziesięcioprocentowego wzrostu cen). W przypadku symetrycznego zaokrąglania w górę i w dół, wpływ na inflację byłby jednak nieznacznie ujemny.

Zdaniem Folkertsmy, realizacja najgorszego scenariusza była mało prawdopodobna ze względu na duży stopień konkurencji na rynku dóbr i zbyt niski koszt związany z wymianą waluty, który mógłby stanowić podstawę do zmiany cen przez przedsiębiorców. Poza tym, z pewnością nie zostały

³Zagadnienie to zostało szerzej omówione w sekcji 4.1.

zidentyfikowane wszystkie występujące w gospodarce ceny psychologiczne, co zawyża oszacowany efekt⁴, zaś część cen została zaokrąglona do cen atrakcyjnych w euro jeszcze przed styczniem 2002 r., tj. przed wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego.

Wyniki uzyskane dla gospodarki belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001) okazały się podobne do tych przedstawionych w badaniu Folkertsmy. Efekty cenowe zaokrągleń oszacowano na 0,54-0,72% wskaźnika CPI, przy czym w ramach analizowanych kategorii towarów i usług konsumpcyjnych największy wzrost cen mógłby wystąpić w przypadku żywności (około 1,25%).

Symulacje przeprowadzone dla pozostałych krajów opierały się na arbitralnych regułach zarówno w zakresie identyfikacji cen atrakcyjnych, jak i ich klasyfikacji. W przypadku Portugalii (Santos i in., 2001) maksymalny wpływ cenowych zaokrągleń na wskaźnik CPI został oszacowany na 0,23%, dla gospodarki hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001) na 1,7%⁵, zaś w przypadku gospodarki włoskiej (Mostacci i Sabbatini, 2008) - na 1,0%.

Według wiedzy autorów niniejszego artykułu, brak jest badań analizujących efekty cenowe zaokrągleń dla krajów będących nowymi uczestnikami UE. Prezentowane opracowanie ma zadanie wypełnić tę lukę w przypadku Polski. Ponadto, poszerza ono zakres prowadzonych w tym obszarze analiz i przedstawia propozycje udoskonalenia dotychczas stosowanych metod do identyfikacji cen atrakcyjnych.

3 Dane

W niniejszym opracowaniu wykorzystano dane empiryczne pochodzące z dwóch badań statystyki publicznej Głównego Urzędu Statystycznego. Pierwszy zestaw danych to poziomy nominalnych cen detalicznych, a drugim jest baza budżetów gospodarstw domowych.

3.1 Baza danych poziomów cen detalicznych

Wykorzystane dane empiryczne dotyczące poziomów nominalnych cen detalicznych towarów i usług konsumpcyjnych to tzw. *ceny reprezentanty*, zbierane przez GUS w ramach realizacji badania cen towarów i usług konsumpcyjnych. Dane te są wykorzystywane przede wszystkim do obliczania wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI).

Według informacji metodycznych GUS (2008a)⁶, ceny detaliczne rejestrowane w zbiorach statystyki publicznej są wynikiem badania cen prowadzonego m.in.

⁴Zagadnienie to jest przedmiotem dyskusji w sekcji 5.6.

⁵Wynik ten jest obciążony również ze względu na użyte do symulacji zbiory danych - ceny pochodzące ze stron internetowych jednego supermarketu oraz średnie (a nie jednostkowe) ceny dla kilkuset produktów, wyliczane przez Ministerstwo Finansów.

⁶Porównaj też: GUS (2006).

w zakresie towarów i usług konsumpcyjnych. Źródłem informacji o cenach są notowania dokonywane przez ankierów oraz cenniki, zarządzenia i decyzje w zakresie cen jednolitych obowiązujących na terenie całego kraju lub jego części.⁷

Badanie realizowane jest w oparciu o próbę wytypowaną metodą doboru celowego. Notowania cen towarów i usług prowadzone są przez ankierów urzędów statystycznych w wybranych do badania punktach sprzedaży znajdujących się w obszarze ok. 200 rejonów. Zarówno rejon badania cen, punkty sprzedaży, jak i reprezentanci towarów i usług są dobierane przy uwzględnieniu zmiany w modelu konsumpcji. Rejonem może być miasto, część dużego miasta, gmina lub dzielnica. Podział na rejon badania cen został ustalony przez GUS przy współpracy z wojewódzkimi urzędami statystycznymi. Wybór punktów notowań pozostawiono do decyzji ankiera i urzędu statystycznego. Zgodnie z zaleceniami GUS, notowanie cen w tych samych punktach sprzedaży powinno odbywać się przez okres przynajmniej 1 roku. Ustalona centralnie lista reprezentantów towarów i usług jest stała przez cały rok i obowiązuje wszystkie rejon badania cen.

Przekazana autorom niniejszego opracowania przez GUS baza danych zawiera zestaw poziomów cen detalicznych odnotowanych na terenie Polski w październiku 2007 r. Dane pokrywają 96,8% koszyka CPI z tego okresu. Baza danych zawiera łącznie blisko 280 tys. rekordów (dokładnie 278 419). Dane pochodzą z 205 rejonów badań cen na terenie kraju oraz cen jednolitych rejestrowanych centralnie. Liczba reprezentantów wynosi 1533. Dane zgrupowane są w ramach 300 tzw. grup elementarnych, które są z kolei przypisane do poszczególnych grup hierarchicznej klasyfikacji międzynarodowej Spożycia Indywidualnego wg Celu (ang. *COICOP*).

Jakość i reprezentatywność wykorzystanych danych empirycznych rzutuje na uzyskane wyniki oraz możliwość wyciągania na ich podstawie wniosków o większym stopniu ogólności. Nie jest możliwe dokonanie oceny jakości użytych danych ze 100% pewnością, jednak wiele czynników wskazuje, że jakość i reprezentatywność wykorzystanych danych jest wysoka. Po pierwsze, badanie GUS jest prowadzone według międzynarodowych metodologii i pod nadzorem europejskich i światowych instytucji statystycznych. Po drugie, zarówno liczba reprezentantów, jak i rejonów notowań jest relatywnie duża, co skutkuje znaczącą ilością zarejestrowanych obserwacji (280 tys. cen). Po trzecie, GUS corocznie aktualizuje strukturę konsumpcji gospodarstw domowych, listę notowanych reprezentantów oraz punkty sprzedaży, gdzie prowadzone są notowania cen. Po czwarte, w stosunku do niekiedy używanych danych komercyjnych, np. typu *scanner data*⁸, dane wykorzystane w omawianej bazie zawierają znacznie szerszy zakres przedmiotowy (ceny towarów, usług rynkowych i nierynkowych, ceny regulowane, ceny usług administracji państwowej itp.), jak i terytorialny. Po piąte wreszcie, według wiedzy autorów niniejszego opracowania, nie ma dostępnego szerszego zbioru danych poziomów

⁷Przykładem ceny jednolitej jest opłata za wydanie prawa jazdy.

⁸Dane o poziomach cen pochodzące z odczytów w punktach kasowych supermarketów.

krajowych cen detalicznych, który w sposób reprezentatywny pokrywałby konsumpcję gospodarstw domowych.

3.2 Baza danych budżetów gospodarstw domowych

Wykorzystane w opracowaniu dane empiryczne dotyczące wydatków gospodarstw domowych pochodzą z badania budżetów gospodarstw domowych. Według informacji metodycznych GUS (2007)⁹, badanie budżetów gospodarstw domowych prowadzone jest metodą reprezentacyjną, która daje możliwość uogólnienia, z określonym błędem, uzyskanych wyników na wszystkie gospodarstwa domowe w kraju. Badane podmioty przez miesiąc prowadzą zapisy rozchodów i przychodów w specjalnych książeczkach budżetowych. Badania budżetów gospodarstw domowych nie obejmują gospodarstw nierezydentów oraz gospodarstw domowych zamieszkujących obiekty zbiorowego zakwaterowania, tj. domów studenckich, domów opieki społecznej i innych. Próba do badania jest losowana poprzez zastosowanie schematu losowania dwustopniowego, warstwowego z różnymi prawdopodobieństwami wyboru na I stopniu. Badanie budżetów gospodarstw domowych prowadzą wojewódzkie urzędy statystyczne, zaś nadzór merytoryczny sprawuje GUS. W każdym miesiącu 2006 r. badaniem objętych było ponad 3 tys. mieszkań. Wyniki roczne dotyczą więc ponad 37 tys. gospodarstw domowych.

Głównym źródłem informacji pierwotnych o rozchodach i przychodach każdego badanego gospodarstwa domowego są tzw. książeczki budżetowe. W książeczce budżetowej rodzina zapisuje rozchody związane z prowadzeniem gospodarstwa domowego oraz przychody, jakie wpłynęły do gospodarstwa domowego w miesiącu badania.

Wykorzystana w badaniu baza danych przekazywana jest przez GUS do Narodowego Banku Polskiego w ramach wieloletniej współpracy w zakresie realizacji badań wtórnych statystyki publicznej. Baza danych wydatków gospodarstw domowych obejmuje niemal 2,7 mln rekordów (dokładnie: 2 681 464), odnoszących się do ponad 37 tys. badanych gospodarstw domowych (37 508). Wykorzystane dane obejmują wydatki pieniężne poniesione przez gospodarstwa domowe na zakup towarów i usług konsumpcyjnych (bez spożycia naturalnego w gospodarstwach rolnych).

Wydatki gospodarstw domowych na towary i usługi konsumpcyjne wykorzystano do uzyskania struktury wydatków w różnych przekrojach społeczno-ekonomicznych. Tak obliczone dane odzwierciedlają różne koszyki wydatków poszczególnych grup gospodarstw domowych. Koszyki klasyfikowano ze względu na 4 charakterystyki gospodarstw domowych:

1. główne źródło utrzymania (według GUS - grupy społeczno-ekonomiczne);

⁹Porównaj też: GUS (2005).

2. klasa miejscowości, z której pochodzi badane gospodarstwo domowe;
3. liczba osób w gospodarstwie domowym;
4. grupa wydatkowa mająca przybliżyć klasyfikację według dochodu gospodarstwa domowego.¹⁰

Łącznie w ramach czterech przekrojów wyodrębniono 20 różnych koszyków. Dane w zakresie poszczególnych typów koszyków są rozłączne (nie nakładają się na siebie) i zupełne, tj. obejmują całą badaną próbę gospodarstw domowych. Charakterystykę obliczonych koszyków zawiera Tabela 1.

Podczas wyliczeń dla koszyków poszczególnych grup gospodarstw domowych dokonano dwóch korekt na danych surowych. Pierwsza dotyczyła tych wydatków, które według przyjętych klasyfikacji stanowią wydatki konsumpcyjne, natomiast z powodu ich niezgodności z krajowym prawem ich ceny nie są przedmiotem badań statystyki publicznej. W bazie danych zidentyfikowano dwie grupy takich wydatków: narkotyki i prostytutkę. Wydatki te zostały usunięte ze wszystkich koszyków, a ich wpływ na strukturę wydatków okazał się zanedbywalnie mały. Po usunięciu powyższych wydatków, koszyki znormalizowano (w taki sposób, by wagi sumowały się do 100%).

Druga korekta polegała na doszacowaniu tych wydatków, które są znane z teorii i praktyki statystycznej jako wydatki celowo zaniżane przez respondentów (por. GUS (2007), str. 19). Zastosowano tu metodę „benchmarkową”, przyjmując za *benchmark* oficjalny koszyk CPI, co do którego zakładamy, że zawiera już odpowiednie doszacowania. Porównanie oficjalnego koszyka CPI i koszyka CPI obliczonego na podstawie danych surowych wykazało, że różnice skupiają się w grupach wydatków najczęściej wskazywanych jako niedoszacowane ze względu na nieco „wstydlivy” charakter ich konsumpcji. W analizowanych danych dotyczyło to następujących grup wydatków: „wyroby spirytusowe i likiery”, „wina gronowe lub inne owocowe”, „piwo”, „restauracje”, „kawiarnie i bary”. Benchmarkowa skala korekt wyniosła od 0,3 pkt. proc. dla „win...” do 2,0 pkt. proc. dla „barów i kawiarni”. Koszyki skorygowano traktując addytywnie relatywne wydatki. Łączna skala korekt wyniosła 5,8 pkt. proc. Po skorygowaniu koszyków w powyżej opisanych kategoriach towarowych, otrzymane koszyki ponownie znormalizowano, uzyskując ich końcową postać, która została wykorzystana do dalszych obliczeń.

Oba opisane powyżej zbiory danych należą do zbiorów dużych, zwłaszcza baza danych z badania budżetów gospodarstw domowych. Ich przetwarzanie wymagało zastosowania intensywnych i czasochłonnych metod obliczeniowych, które prowadzono za pomocą autorskiego oprogramowania napisanego w językach SQL i Visual Basic.

¹⁰Zdecydowano się na klasyfikację wydatkową ze względu na bardzo niską jakość indywidualnych danych o dochodach. Można to interpretować w ten sposób, że ujawnienie danych o wydatkach gospodarstwa domowego jest mniej kłopotliwe niż danych o dochodach.

Tabela 1: Charakterystyka koszyków

		Liczba gospodarstw	
			w proc.
grupy społeczno ekonomiczne	pracowników	17 506	46,7
	rolników	2 276	6,1
	pracujących na własny rachunek	2 331	6,2
	emerytów i rencistów	13 320	35,5
	utrzymujących się z niezarobkowych źródeł	2 075	5,5
klasa miejscowości	500 tys. mieszkańców i więcej	4 559	12,2
	200 - 500 tys. mieszkańców	3 573	9,5
	100 - 200 tys. mieszkańców	2 854	7,6
	20 - 100 tys. mieszkańców	6 765	18,0
	poniżej 20 tys. mieszkańców	3 945	10,5
	wieś	15 812	42,2
liczba osób w gospodarstwie domowym	1	6 049	16,1
	2	9 913	26,4
	3	7 931	21,1
	4	7 498	20,0
	5	3 615	9,6
	6 i więcej	2 502	6,7
grupa wydatkowa	mniejsze od 25%	9 377	25,0
	między 25% i 75%	18 759	50,0
	powyżej 75%	9 372	25,0

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS Uwaga: w grupach wydatkowych, pierwszy kwartył wynosi 1173 zł, trzeci kwartył 2552 zł (wydatki nominalne w cenach bieżących z 2006 r.).

W celu zbadania efektów cenowych zaokrągleń w przeliczeniu na nominalne wydatki poszczególnych gospodarstw domowych, w opracowaniu wykorzystano również poziomy przeciętnych nominalnych wydatków konsumpcyjnych gospodarstw domowych w 2007 r. według podstawowych grup społeczno – ekonomicznych. Dane te pochodzą ze wstępnej informacji GUS (2008b).

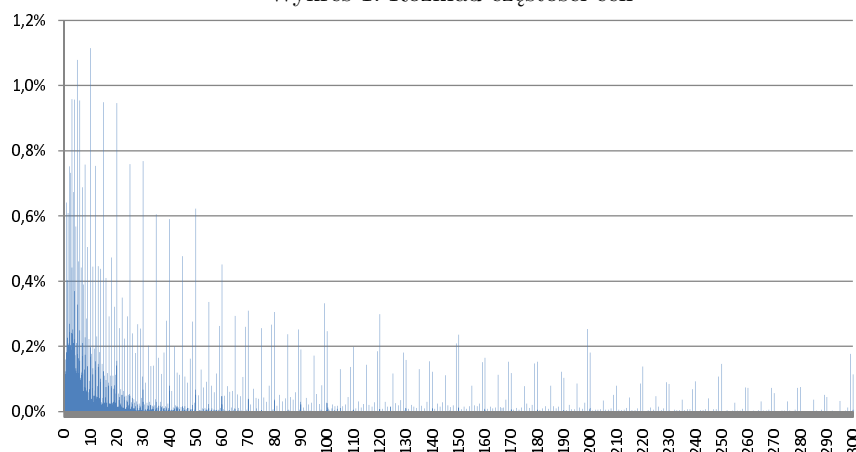
4 Metodyka

4.1 Identyfikacja cen atrakcyjnych

Zasadniczym problemem w ramach analizy wpływu zaokrągleń cenowych na wskaźnik inflacji jest poprawna identyfikacja cen atrakcyjnych. Możliwe są w tym zakresie dwa podejścia. Pierwsze z nich można określić mianem heurystycznego. Zakłada ono, iż spośród cen występujących w gospodarce do grupy cen atrakcyjnych należą te, które spełniają warunki określone przez teorię. W szczególności za ceny psychologiczne uznawane są te, których ostatnią cyfrą znaczącą (różną od zera) jest 9. Z kolei szybkość transakcji, która wyróżnia uiszczenie płatności ceny ułamkowej, jest aproksymowana na podstawie liczby monet lub banknotów niezbędnych do jej przeprowadzenia.

Alternatywnym podejściem w tym zakresie jest identyfikacja cen, które występują w gospodarce istotnie częściej niż sąsiednie ze pomocą formalnej procedury zaproponowanej przez Folkertsma (2001). Zwykle wytypowanie cen, które w całym zbiorze mają największą częstość występowania, byłoby niewłaściwe, ponieważ ceny niższe charakteryzują się ogólnie większą częstością niż wyższe. Zależność ta, zidentyfikowana m. in. dla gospodarki holenderskiej i belgijskiej, znajduje potwierdzenie także w przypadku polskiej gospodarki, na co wskazuje rozkład częstości cen zilustrowany na wykresie 1.

Wykres 1: Rozkład częstości cen



Fakt, że ceny „niskie” występują w polskiej gospodarce zdecydowanie częściej niż ceny „wysokie” potwierdza także wykres 2, przedstawiający skumulowany rozkład częstości cen. Zależność wskazująca na dominację cen „niskich” jest jeszcze bardziej widoczna po uwzględnieniu udziału poszczególnych towarów i usług w wydatkach konsumpcyjnych przeciętnego gospodarstwa domowego. Dane w Tabeli 2 wskazują, że 25% tych wydatków jest ponoszonych na dobra, których cena jednostkowa nie przekracza 2,99 zł, a połowa wydatków dotyczy towarów i usług o cenie nie przewyższającej 7,60 zł.

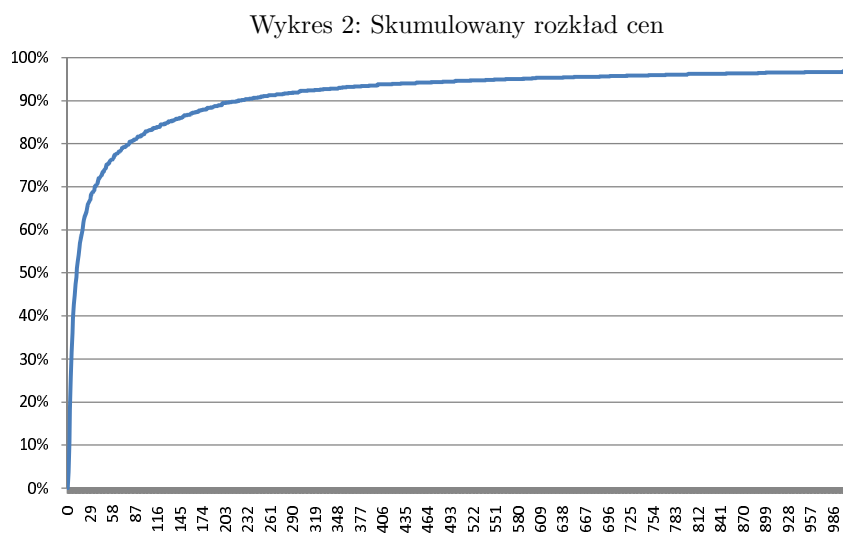


Tabela 2: Skumulowany rozkład cen

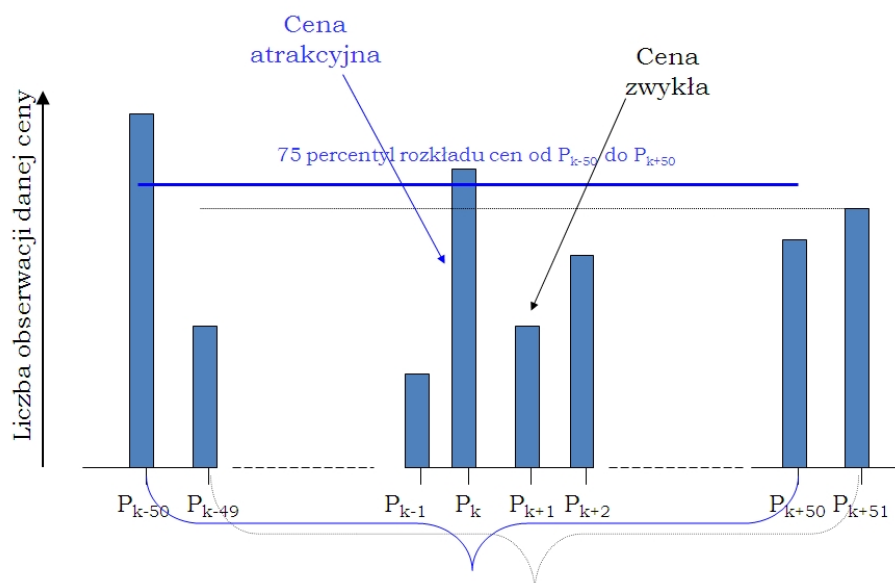
	25%	50%	75%	90%
Ważony	2,99 zł	7,60 zł	31,30 zł	225 zł
Nieważony	4 zł	11,90 zł	50 zł	220 zł

W rezultacie, identyfikacja cen atrakcyjnych poprzez zwykłe wytypowanie cen, które w całym zbiorze mają największą częstość, byłoby procedurą niewłaściwą, gdyż ceny „niskie” charakteryzują się wyższą częstością niż ceny „wysokie”. W niniejszym opracowaniu przyjęto zatem procedurę zaproponowaną w badaniu przeprowadzonym dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001).

Procedura ta polega na wyliczeniu dla kolejnych szeregów 101 uporządkowanych rosnąco cen 75 percentyla rozkładu częstości tych cen i sprawdzeniu, czy

„cena medianowa”¹¹ szeregu należy do 25% najczęściej obserwowanych cen.¹² W przypadku pozytywnej weryfikacji, „cena medianowa” uznawana jest za atrakcyjną, a w przeciwnym wypadku za cenę zwykłą. Powyższy sposób identyfikacji cen atrakcyjnych został zilustrowany na Schemacie 1.

Schemat 1. Procedura identyfikacji cen atrakcyjnych



Łatwo zauważyć, że opisana procedura pomija pięćdziesiąt pierwszych i pięćdziesiąt ostatnich z analizowanego zbioru cen. Pominięcie najwyższych cen jednostkowych jest jednak o tyle mało istotne, że po ich przeliczeniu ze złotych na euro znajdują się one w zbiorze cen znacznie „niższych”.¹³ Z kolei w odniesieniu do pierwszych pięćdziesięciu cen (tj. od 1 gr do 50 gr), które zostały pominięte przy zastosowaniu opisanej procedury, przyjęto, że spośród nich ceny kończące się na 9 należą do grupy cen psychologicznych, natomiast ceny podzielne przez 5 gr zostały zaklasyfikowane jako ułamkowe.

Wyłączenie cen nieatrakcyjnych

Można przypuszczać, że w rozkładzie cen konsumpcyjnych istnieją takie, które ze względu na mechanizmy ich kształtowania powinny być zawsze traktowane jak ceny zwykłe. Dotyczy to cen, które są regulowane przez odpowiednie urzędy (energia elektryczna, gaz etc.), a także cen usług nierynkowych, które

¹¹Tj. pięćdziesiąta pierwsza cena szeregu.

¹²Wybór 75 percentyla jest arbitralny i został dokonany po przeprowadzeniu analogicznych procedur dla 90 i 50 percentyla, w przypadku których wybór był, zdaniem Folkertsma, zbyt szeroki lub zbyt wąski.

¹³Na przykład cena 54 000 PLN w przeliczeniu na euro wyniesie (przy kursie 1 EUR = 3,0 PLN) wyniesie „tylko” 18 000 EUR.

są kalkulowane na bazie kosztów (głównie związanych z mieszkaniem). Nie można jednak wykluczyć sytuacji, że tego typu ceny w analizowanym zbiorze ukształtowały się na poziomie, którego wartość została przypisana do cen atrakcyjnych. W takiej sytuacji, po przeliczeniu na euro ich zaokrąglenie do innych cen atrakcyjnych może powodować obciążenie wyniku przeprowadzonej symulacji. W rezultacie, zdecydowano się na odgórne przyporządkowanie tych cen, stanowiących łącznie 18,1% koszyka CPI, do grupy cen zwykłych.¹⁴ Podobne podejście w swoich pracach zastosowali Folkertsma (2001) oraz Aucremanne i Cornille (2001), przy czym zamiast zaklasyfikowania tych cen do grupy cen zwykłych, zostały one całkowicie wyłączone z badania.¹⁵

Ceny psychologiczne i ułamkowe

Po zidentyfikowaniu cen atrakcyjnych kolejnym krokiem jest ich podział na ceny psychologiczne i ułamkowe. Folkertsma (2001) oraz Aucremanne i Cornille (2001) zaliczyli do grupy cen psychologicznych te, których ostatnią cyfrą znaczącą była 9 (zgodnie z teorią) oraz - uwzględniając empiryczny rozkład częstości cen - kończące się na 95 lub 98. Relatywnie duża częstość występowania dwóch ostatnich „końcówek” cen świadczy o odstępstwie od zdefiniowanej przez teorię racjonalności przedsiębiorców. Postulowana przez teorię maksymalizacja zysku wymaga bowiem, aby spośród cen kończących się na 0,95, 0,98 i 0,99 sprzedający wybrał cenę najwyższą, gdyż różnica między kolejnymi kwotowaniami nie ma istotnego wpływu na zachowanie konsumenta.

Za ceny ułamkowe Folkertsma (2001) oraz Aucremanne i Cornille (2001) uznali z kolei wszystkie ceny atrakcyjne podzielne odpowiednio przez 5 centów¹⁶ lub 5 franków belgijskich. W niektórych badaniach przyjęto, także odgórnie, że do pewnego poziomu (np. 5 EUR) cenami ułamkowymi są ceny podzielne przez 0,05 (EUR), a powyżej tego poziomu - podzielne przez 0,50 (EUR) (por. Mostacci i Sabbatini, 2008).

Zdaniem autorów niniejszego opracowania, przyjęcie jednej z w/w metod identyfikacji cen ułamkowych byłoby zbyt arbitralne. Analiza rozkładu częstości cen w polskiej gospodarce w wyraźny sposób pokazuje, że do innego poziomu można zaobserwować ceny rosnące regularnie co 5 gr, do innego rosnące co 10 gr, a jeszcze do innego ceny rosnące co 50 zł, czy co 1000 zł. W związku z tym powstaje pytanie, do wielokrotności jakiej kwoty dana cena powinna być zaokrąglona po przeliczeniu na euro. Na przykład, cena towaru wynosząca 1 220 zł po przeliczeniu na euro (przy kursie 1 EUR = 3,50 PLN) wyniosłaby 348,57 EUR. W takim przypadku nie wiadomo, czy cena ta powinna być zaokrąglona

¹⁴Do cen zwykłych nie zaliczono natomiast tych cen administrowanych, co do których można przypuszczać, a przynajmniej nie można wykluczyć, że mają atrakcyjny charakter (np. opłaty za wydanie paszportu, prawa jazdy).

¹⁵Takie podejście skutkuje zaniżeniem wyników przeprowadzonych symulacji, gdyż nie uwzględnia się cenowych skutków zaokrągleń wszystkich cen zwykłych.

¹⁶W Holandii obowiązującą walutą przed wprowadzeniem euro był gulden podzielny na 100 centów.

do wielokrotności 0,1 EUR (do 348,60 EUR), czy może 0,5 EUR (do 349 EUR), czy może 5 EUR (do 350 EUR), czy może jeszcze innej wielkości.

W rezultacie, w obecnym badaniu została zastosowana formalna procedura identyfikacji cen ułamkowych. Jest ona przeprowadzona na grupie cen atrakcyjnych po wyłączeniu cen psychologicznych, do których zaliczono - podobnie jak Folkertsma (2001) oraz Aucremanne i Cornille (2001) - te, których ostatnią cyfrą znaczącą jest 9 oraz - uwzględniając empiryczny rozkład cen - kończące się na 95.¹⁷

Identyfikacja cen ułamkowych spośród pozostałych cen atrakcyjnych jest przeprowadzona w następujący sposób:

- Przyjęte zostają następujące kroki: 5 gr, 10 gr, 25 gr, 50 gr, 1 zł, 5 zł, 10 zł, 50 zł, 100 zł, 500 zł, 1000 zł¹⁸
- następnie, poczynwszy od największego kroku (1000zł), tworzony jest teoretyczny szereg obserwacji będących wielokrotnością przyjętego kroku, czyli pierwszy szereg wygląda następująco:
1000 zł
2000 zł
3000 zł
...
- następnie ze zbioru zidentyfikowanych cen atrakcyjnych tworzymy rosnący szereg obserwacji empirycznych podzielnych przez wybrany krok
- w kolejnym etapie empiryczny szereg cen jest porównywany z szeregiem teoretycznym
- w sytuacji, gdy w szeregu empirycznym brakuje dwóch kolejnych obserwacji teoretycznych, sprawdzane jest, czy licząc od następnej obserwacji empirycznej przynajmniej trzy, tj. większość z kolejnych pięciu cen teoretycznych¹⁹ znajduje się w szeregu empirycznym. Jeśli ten warunek nie jest spełniony, to za ostatnią cenę ułamkową zostaje uznana ta, przed którą nie wystąpił brak dwóch kolejnych obserwacji teoretycznych. Uznajemy zatem, że ta ostatnia cena ułamkowa wyznacza poziom, do którego w sposób *regularny* występują ceny podzielne przez obrany krok.
- powyższą procedurę powtarzamy dla kolejnego (mniejszego) kroku (500 zł), tworząc szereg teoretyczny cen będących wielokrotnością tego kroku, z wyłączeniem cen zidentyfikowanych we wcześniejszych etapach

¹⁷Analiza rozkładu częstości cen w Polsce nie potwierdziła natomiast potrzeby zaklasyfikowania do cen psychologicznych tych, które kończą się na 98.

¹⁸Rozpatrzenie dodatkowych kroków: 2,5zł, 25zł, 250zł nie poszerzyło zbioru zidentyfikowanych cen ułamkowych.

¹⁹Procedurę tę przeprowadzono także dla zbiorów innej liczby cen teoretycznych, co jednak nie wpłynęło istotnie na uzyskane wyniki.

procedury (w tym przypadku, bez cen podzielnych przez 1 000 zł). Szereg ten będzie zatem wyglądać następująco:

500 zł
1500 zł
2500 zł
...

- szereg empiryczny, w tym jego ostatnia cena ułamkowa, są identyfikowane w sposób analogiczny do powyższej procedury opisanej dla kroku 1 000 zł.
- całość jest powtarzana dla kolejnych, coraz mniejszych kroków aż do 5 gr włącznie.

Suma obserwacji cen ułamkowych dla wszystkich rozpatrywanych kroków tworzy empiryczny szereg cen ułamkowych. Pozwala on na rozwiązanie opisanego wcześniej problemu związanego z niepewnością dotyczącą poziomu, do którego powinna być po przeliczeniu na euro zaokrąglona cena uznana wcześniej za ułamkową. Dzięki przeprowadzonej procedurze empirycznej identyfikacji cen ułamkowych, dana cena zostaje zaokrąglona do poziomu najbliższej ceny ułamkowej znajdującej się w utworzonym wcześniej szeregu.

Ostatni etap identyfikacji i podziału cen atrakcyjnych polega na odpowiednim zaklasyfikowaniu cen, które w procedurze Folkertsmy zostały uznane za atrakcyjne, ale dotychczas nie zostały przydzielone ani do grupy cen psychologicznych, ani też do cen ułamkowych. Folkertsma (2001) oraz Aucremanne i Cornille (2001) uznali te ceny za zwykłe. W opinii autorów niniejszego opracowania, takie podejście jest jednak niespójne z wcześniej przyjętą zasadą empirycznej identyfikacji cen atrakcyjnych. W rezultacie, w obecnym badaniu ceny te nie zostały wyłączone z grupy cen atrakcyjnych, gdyż z jakiegoś powodu występują relatywnie często w gospodarce i w związku z tym zostają zaklasyfikowane jako psychologiczne (przykładem jest cena 444 zł).

4.2 Scenariusze symulacji

Identyfikacja cen atrakcyjnych i ich dalszy podział na ceny ułamkowe i psychologiczne pozwala na rozpatrzenie różnych wariantów dotyczących sposobu zaokrągleń cenowych po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego. W niniejszym badaniu rozpatrzono 4 scenariusze opisujące przebieg tego procesu:

- Scenariusz I - wszystkie ceny, bez względu na ich kategorię, są zaokrąglane w górę do najbliższego eurocenta
- Scenariusz II („pesymistyczny”) - ceny atrakcyjne są zaokrąglane w górę do najbliższej ceny atrakcyjnej, a ceny zwykłe w górę do najbliższego eurocenta

- Scenariusz III („najczarniejszy”) - ceny atrakcyjne są zaokrąglane w górę do najbliższej ceny atrakcyjnej z ich kategorii (tj. psychologiczne do psychologicznych, a ułamkowe do ułamkowych), a ceny zwykłe w górę do najbliższego eurocenta
- Scenariusz IV („symetryczny”) - ceny atrakcyjne są zaokrąglane w górę lub w dół do najbliższej ceny atrakcyjnej z ich kategorii, a ceny zwykłe do najbliższego eurocenta (w górę lub w dół)²⁰

Sposób przeprowadzenia zaokrągleń przedstawia przykład 1:

Przykład 1.

Kurs konwersji: 1 EUR = 3,38 PLN

Scenariusz: III („najczarniejszy”)

Cena psychologiczna: 7,49 PLN = 2,22 EUR $\Rightarrow$ po zaokrągleniu: 2,29 EUR

Cena ułamkowa (tu: okrągła): 20,00 PLN = 5,92 EUR $\Rightarrow$ po zaokrągleniu: 6,00 EUR

Cena zwykła: 173,57 PLN = 51,352 EUR $\Rightarrow$ po zaokrągleniu: 51,36 EUR

4.3 Obliczanie wpływu efektów zaokrągleń na wskaźniki cen

Na podstawie oszacowanych zaokrągleń poziomów cen w poszczególnych scenariuszach, można dokonać obliczeń wpływu tego efektu na agregatowe wskaźniki dynamiki cen. W tym celu zastosowano metodologię analogiczną do tej, którą GUS stosuje do obliczania wskaźnika CPI.

Dynamika cen grupy elementarnej jest wyliczana w ramach dwustopniowej procedury. W pierwszym kroku, indywidualne zmiany cen danego reprezentanta w poszczególnych rejonach uśrednia się do poziomu krajowego stosując średnią geometryczną²¹, co można wyrazić następująco:²²

$$\pi_i^R = \left(\prod_{k=1}^K \pi_{i,k} \right)^{1/K}$$

²⁰W sytuacji, gdy zaokrąglenia w górę i w dół są równe co do kwoty, cena jest zaokrąglona w górę.

²¹Zastosowanie średnich geometrycznych na poziomie cen reprezentantów zmniejsza obciążenie wskaźników CPI wynikające z efektu substytucji wewnątrzgrupowej, czyli przesuwania się konsumpcji w kierunku relatywnie tańszych dóbr, które zaspokajają tę samą potrzebę. Zastosowanie średnich geometrycznych przez amerykański BLS postulowała tzw. Komisja Boskina (1996).

²²Dla uproszczenia pominięto indeksy czasowe.

gdzie: π_i^R - dynamika cen i -tego reprezentanta; $\pi_{i,k}$ - zmiana ceny i -tego reprezentanta zanotowana w rejonie k , wyrażona jako $\frac{p_{i,k,t}}{p_{i,k,t-1}}$, gdzie $p_{i,k,t}$ - cena i -tego reprezentanta w rejonie k w okresie t .

W kolejnym kroku uzyskane średnie dynamiki poszczególnych reprezentantów w danej grupie elementarnej uśrednia się za pomocą średniej geometrycznej, otrzymując w ten sposób wskaźnik zmiany cen grupy elementarnej.

$$\pi_j^E = \left(\prod_{i=1}^I \pi_i^R \right)^{1/I}$$

gdzie: π_j^E - dynamika cen j -tej grupy elementarnej.

Na podstawie powyższych wyrażeń otrzymujemy:

$$\pi_j^E = \left(\prod_{i=1}^I \left(\left(\prod_{k=1}^K \pi_{i,k} \right)^{1/K} \right) \right)^{1/I} = \left(\prod_{i=1}^I \prod_{k=1}^K \pi_{i,k} \right)^{1/IK}$$

czyli średnią geometryczną wszystkich poziomów cen we wszystkich rejonach notowań wchodzących w skład danej grupy elementarnej.

Wpływ zmian cen grup elementarnych na indeksy agregatowe otrzymano stosując ważoną średnią arytmetyczną, gdzie za system wag każdorazowo przyjęto odpowiedni koszyk stanowiący strukturę konsumpcji poszczególnych gospodarstw domowych. Dynamika indeksu agregatowego A^{23} wynosi:

$$\pi^A = \sum_{j=1}^J \pi_j^E \omega_j$$

gdzie $\omega_j = \frac{V_j}{V}$ - udział wydatków na j -tą grupę dóbr konsumpcyjnych w wydatkach konsumpcyjnych ogółem, a $j = \{1, 2, \dots, J\}$ oznacza kolejne grupy elementarne wydatków należących do agregatu A .

Opisaną wyżej metodę zastosowano zarówno do obliczeń wpływu zaokrągleń cen na wskaźnik CPI ogółem, jak i na wskaźniki cen poszczególnych grup towarów i usług w ramach pierwszego poziomu agregacji według klasyfikacji COICOP. Taka sama metoda była stosowana dla wszystkich koszyków, skonstruowanych dla poszczególnych grup analizowanych gospodarstw domowych.

²³W szczególnym przypadku takim agregatem może być indeks CPI.

5 Wyniki analizy empirycznej

5.1 Struktura cen w polskiej gospodarce

Warunkiem przeprowadzenia symulacji potencjalnych efektów cenowych zaokrągleń w wyniku zamiany złotego na euro, była empiryczna identyfikacja cen atrakcyjnych. Zastosowanie omówionych w sekcji 4.1 procedury Folkertsma (2001) oraz autorskiego algorytmu dalszego podziału cen atrakcyjnych na ułamkowe i psychologiczne pozwoliło na identyfikację struktury cen w polskiej gospodarce.

Wyniki przedstawione w tabeli 3 pokazują, że spośród ponad 10 tys. różnych cen jednostkowych znajdujących się w bazie danych poziomów cen detalicznych, 1429 zostało zidentyfikowanych jako atrakcyjne, na które przypada jednak aż ponad 80% notowań we wspomnianej bazie. Wśród cen atrakcyjnych zidentyfikowano nieznacznie więcej różnych poziomów cen psychologicznych niż ułamkowych. Niemniej, to w tej ostatniej grupie cen zawiera się więcej niż połowa wszystkich rekordów.

Tabela 3: Struktura cen w polskiej gospodarce

Kategoria cen	Liczba różnych obserwacji	Liczba rekordów	Udział	
			ważony	nieważony
Atrakcyjne	1429	224212	72.66%	80.53%
<i>w tym:</i>				
Psychologiczne	754	76610	27.21%	27.52%
Ułamkowe	675	147602	45.45%	53.01%
Zwykłe	8998	54207	27.34%	19.47%
Ogółem	10427	278419	100.00%	100.00%

W tabeli 3 pokazano także, że na dobra o atrakcyjnych cenach jednostkowych ponoszonych jest ponad 72% wydatków konsumpcyjnych przeciętnego gospodarstwa domowego.²⁴ Również w tym ujęciu największe znaczenie dla polskich konsumentów mają produkty o ułamkowej cenie jednostkowej, na które przypada ok. 45% wydatków.

5.2 Kurs konwersji a efekty cenowe zaokrągleń

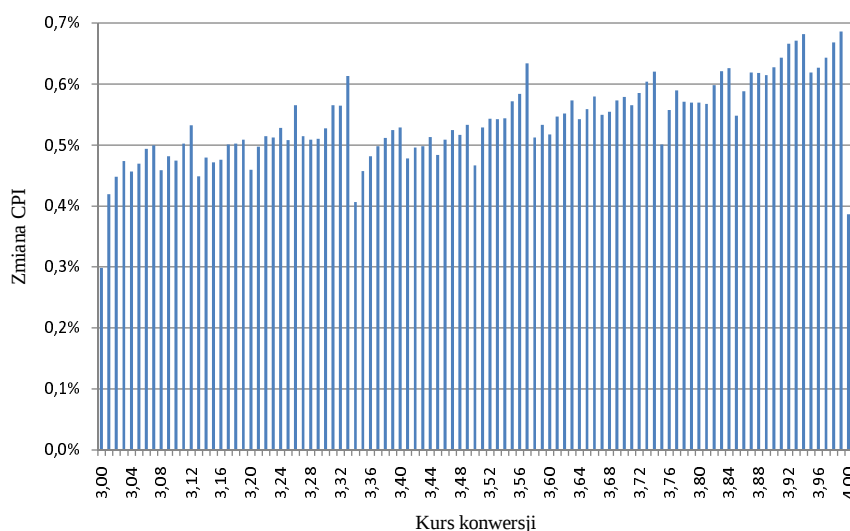
Identyfikacja cen atrakcyjnych, w tym psychologicznych i ułamkowych, pozwoliła na obliczenie wpływu ewentualnych zaokrągleń cenowych na wskaźnik

²⁴Obliczenia te zostały dokonane poprzez uwzględnienie udziału poszczególnych reprezentantów, których jednostkowe ceny były poddane analizie, w koszyku CPI.

CPI dla każdego z czterech rozpatrywanych scenariuszy, opisanych w sekcji 4.2. W przeciwieństwie do innych badań, w których oszacowano *ex ante* efekty zaokrągleń dla krajów mających przystąpić do strefy euro, w momencie przeprowadzenia niniejszej analizy dla Polski nie był jeszcze znany kurs zamiany złotego na euro. W rezultacie, w niniejszym opracowaniu - według wiedzy autorów - po raz pierwszy zbadano efekty cenowe zaokrągleń dla różnych kursów konwersji.

Dla każdego z czterech scenariuszy rozpatrzono 101 różnych kursów konwersji złotego na euro w przedziale od 3,0 PLN za 1 EUR do 4,0 PLN za 1 EUR (krok co 1 grosz).²⁵ Wyniki przeprowadzonych symulacji zostały przedstawione na wykresach od 3 do 6. Pokazują one, że efekty cenowe zaokrągleń są znacząco zróżnicowane nie tylko w zależności od przyjętego scenariusza, lecz także od poziomu kursu konwersji złotego na euro.

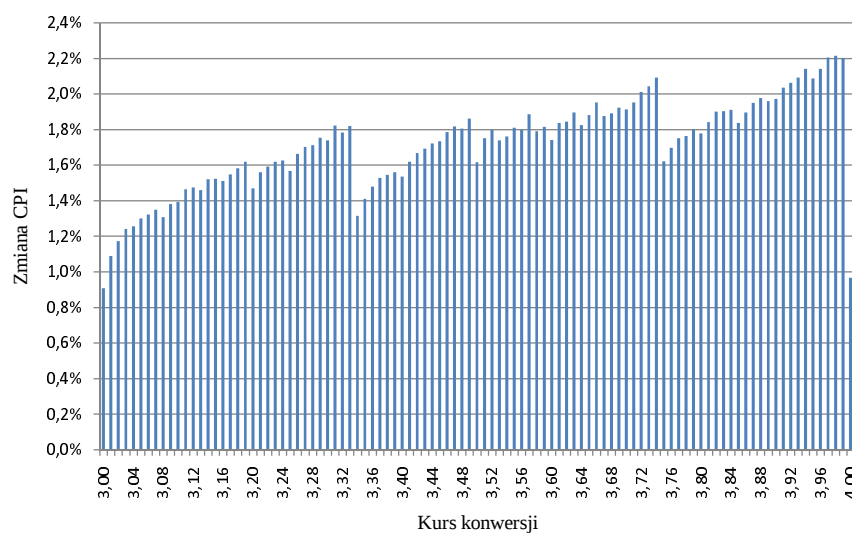
Wykres 3: Kurs konwersji a efekty cenowe zaokrągleń - Scenariusz I



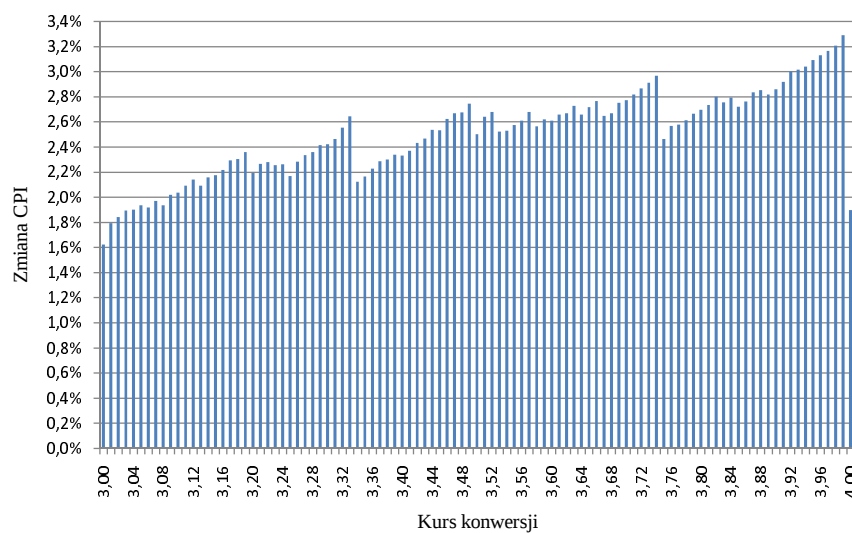
W scenariuszach II i III oraz, do pewnego stopnia, w scenariuszu I widać bardzo wyraźnie tendencję do wzrostu efektu cenowego wraz z przyjęciem coraz słabszego (w ujęciu nominalnym) kursu konwersji. Innymi słowy, im więcej złotych jest warte 1 euro, tym większy efekt cenowy zaokrągleń. Zależność ta nie jest jednak liniowa i w pewnych przypadkach słabszy kurs nominalny może prowadzić do obniżenia efektu cenowego zaokrągleń. Dotyczy to w szczególności zaokrąglenia kursu konwersji do „okrągłych” wartości, takich jak: 4,0 zł, 3,75 zł, czy 3,5 zł za 1 EUR. W takich przypadkach przeliczenie cen ze złotych na euro

²⁵Oczywiście nie oznacza to, że rozpatrzono wszystkie możliwe kursy konwersji w omawianym przedziale. W rzeczywistości kurs walutowy jest wyrażany z dokładnością do większej liczby miejsc po przecinku.

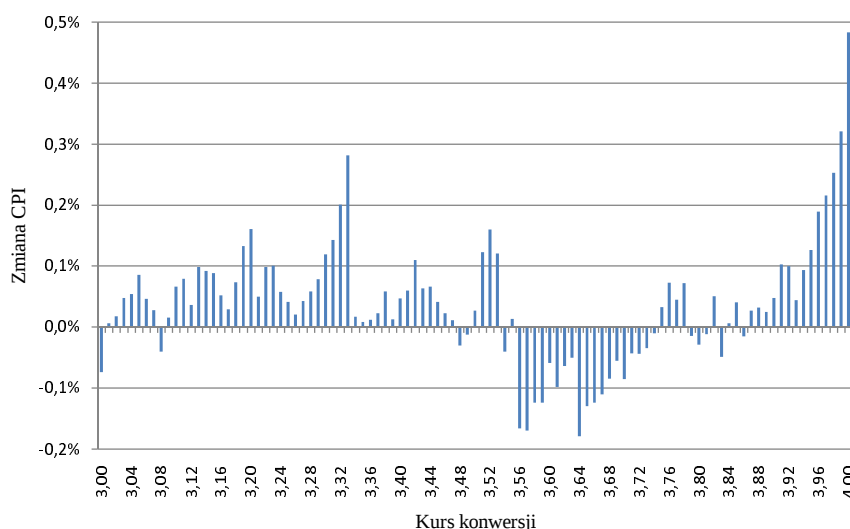
Wykres 4: Kurs konwersji a efekty cenowe zaokrągleń - Scenariusz II



Wykres 5: Kurs konwersji a efekty cenowe zaokrągleń - Scenariusz III



Wykres 6: Kurs konwersji a efekty cenowe zaokrągleń - Scenariusz IV



częstokroć daje wielkości, które nie wymagają istotnych lub nawet jakichkolwiek zaokrągleń.

Interesujące są także wyniki dla scenariusza IV („symetrycznego”), w którym możliwość zaokrąglania cen zarówno w dół, jak i w górę prowadzi do bardzo zróżnicowanych efektów cenowych w zależności od przyjętego kursu zamiany złotego na euro. W tym wariancie ujemny wpływ wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego na ceny w Polsce występowałby przede wszystkim dla kursu konwersji znajdującego się w przedziale 3,56-3,72 PLN za 1 EUR.

5.3 Efekty cenowe zaokrągleń a percepcja inflacji

Niezależnie od rozpatrywanego scenariusza, zaokrąglanie cen w górę jest najbardziej widoczne w grupie cen „niskich” (Tablica 4).²⁶ Wynik ten jest zgodny z intuicją, którą najlepiej obrazuje przykład 2:

Przykład 2.

Kurs konwersji: 1 EUR = 3,0 PLN

Scenariusz: I (zaokrąglanie do najbliższego eurocenta w górę)

²⁶W tym miejscu pominięto scenariusz „symetryczny”, w którym dopuszczalne jest także obniżanie cen.

Cena produktu A = 100 PLN = 33,3333 EUR $\Rightarrow$ po zaokrągleniu: 33,34 EUR = 100,02 PLN

Wzrost ceny o 0,02 PLN, tj. o 0,0002%

Cena produktu B = 0,19 PLN = 0,0633 EUR $\Rightarrow$ po zaokrągleniu: 0,07 EUR = 0,21 PLN

Wzrost ceny o 0,02 PLN, tj. o 10,5%

Dla produktu A wzrost ceny o 2 gr jest równoznaczny z jego podrożeniem o zaledwie 0,0002%, podczas gdy dla „niskiej” ceny produktu B, jej dodatkowy wzrost także o „tylko” 2 gr. prowadzi do podrożenia produktu aż o 10,5%. W rezultacie, w przypadku towarów o niskiej cenie jednostkowej nawet zwykłe zaokrąglenie do najbliższego eurocenta w górę może doprowadzić do istotnego wzrostu cen.

Tabela 4: Średni wzrost cen w wybranych przedziałach cenowych

Przedział cen	Scenariusz					
	I		II		III	
	min	max	min	max	min	max
do 1 zł	2,59%	6,08%	8,33%	15,82%	10,37%	21,60%
do 5 zł	0,63%	1,42%	2,23%	4,48%	3,30%	6,86%
do 10 zł	0,47%	1,04%	1,71%	3,65%	2,82%	5,46%
do 50 zł	0,31%	0,69%	1,15%	2,60%	1,98%	3,85%

Wyniki w Tabeli 4 pokazują, że w pesymistycznych scenariuszach wzrost cen najtańszych produktów może być nawet dwucyfrowy. Wraz ze wzrostem poziomu cen jednostkowych, efekty zaokrągleń ulegają jednak wyraźnemu obniżeniu. Niemniej, powyższa zależność może wydawać się niepokojąca ze względu na fakt, że w grupie produktów o niskich cenach jednostkowych znajdują się także towary najczęściej nabywane przez konsumentów. Te z kolei silniej wpływają na percepcję gospodarstw domowych odnośnie do bieżących procesów cenowych.²⁷ Oznacza to, że relatywnie duży wzrost cen dóbr najczęściej kupowanych prowadzi do wzrostu postrzeganej inflacji przewyższającego faktyczną dynamikę cen.

Wyniki przeprowadzonych symulacji wskazują, że w scenariuszach pesymistycznych (II i III) w trzech z czterech kategorii dóbr najczęściej nabywanych („pieczywo mieszane i pozostałe”, „pieczywo pszenne”, „jaja”)²⁸

²⁷Łyziak (2008) wykazał, że ta zależność znajduje potwierdzenie także w przypadku polskich konsumentów.

²⁸Grupy dóbr najczęściej nabywanych zostały wyznaczone na podstawie odsetka

wzrost cen w wyniku zaokrągleń znacząco przewyższa przeciętny wzrost cen w całym koszyku CPI. W takim przypadku istnieje możliwość, że konsumentom przeciętny wzrost cen wszystkich towarów i usług konsumpcyjnych wydałby się wyższy niż w rzeczywistości. Wzrost postrzeganej inflacji rodziłby z kolei ryzyko wzrostu oczekiwań inflacyjnych, które w Polsce mają charakter silnie adaptacyjny.²⁹ Wyższe oczekiwania inflacyjne mogłyby doprowadzić do nasilenia żądań płacowych, których spełnienie spowodowałoby przyspieszenie inflacji. Możliwość wystąpienia opisanych efektów podkreśla wagę ewentualnego wzrostu cen w grupie towarów i usług najczęściej nabywanych. Fakt ten zostanie uwzględniony w sformułowanych w końcowej części opracowania rekomendacji dla polityki gospodarczej w okresie wprowadzania euro do obiegu gotówkowego.

5.4 Cenowe efekty zaokrągleń w podziale na kategorie CPI

Przedstawione w tabelach 5 do 8 wyniki efektów zaokrągleń cenowych w podziale na poszczególne kategorie CPI pokazują, że przeciętnie największy wzrost cen odnotowano by w grupie „Łączność”. Wynik ten jest związany przede wszystkim z istotnymi zaokrągleniami cen SMS-ów, które nie tylko należą do cen „niskich”, lecz również są zazwyczaj wyrażone w postaci cen atrakcyjnych.

Tabela 5: Wzrost cen w podziale na kategorie CPI - Scenariusz I

Wzrost cen w kategoriach	Mediana	Max	Min
CPI	0,53%	0,69%	0,30%
Żywność i napoje bezalkoholowe	0,67%	0,82%	0,39%
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	0,32%	0,38%	0,19%
Odzież i obuwie	0,06%	0,07%	0,02%
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	0,48%	0,57%	0,27%
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gosp. domowego	0,17%	0,21%	0,10%
Zdrowie	0,27%	0,33%	0,16%
Transport	0,29%	0,39%	0,17%
Łączność	1,91%	3,41%	0,73%
Rekreacja i kultura	0,43%	0,61%	0,26%
Edukacja	0,07%	0,11%	0,03%
Restauracje i hotele	0,52%	0,81%	0,28%
Inne towary i usługi	0,67%	0,87%	0,41%

W następnej kolejności największy wzrost cen występuje w przypadku żywności oraz w grupie „Restauracje i hotele”. Wynik ten jest zgodny z danymi

gospodarstw domowych, które w miesiącu badania zakupiły określony towar lub usługę. W tym celu wykorzystano dane z badania budżetów gospodarstw domowych. Więcej na temat dóbr często nabywanych zobacz: Łyziak (2008).

²⁹Oznacza to, że bieżące procesy cenowe (a raczej to, jak są one postrzegane) istotnie wpływają na kształtowanie się oczekiwań osób prywatnych co do przebiegu przyszłej inflacji. Więcej na temat charakteru oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w Polsce zobacz: Łyziak i Stanisławska (2006).

Tabela 6: Wzrost cen w podziale na kategorie CPI - Scenariusz II

Wzrost cen w kategoriach	Mediana	Max	Min
CPI	1,75%	2,22%	0,91%
Żywność i napoje bezalkoholowe	2,30%	3,02%	1,31%
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	1,33%	1,77%	0,66%
Odzież i obuwie	0,45%	0,66%	0,19%
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	0,64%	0,80%	0,36%
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gospodarstwa domowego	0,89%	1,24%	0,47%
Zdrowie	1,01%	1,49%	0,61%
Transport	0,59%	1,00%	0,33%
Łączność	7,47%	11,72%	2,01%
Rekreacja i kultura	1,59%	2,35%	0,85%
Edukacja	0,56%	1,06%	0,21%
Restauracje i hotele	2,15%	3,83%	1,05%
Inne towary i usługi	1,74%	2,37%	0,97%

Tabela 7: Wzrost cen w podziale na kategorie CPI - Scenariusz III

Wzrost cen w kategoriach	Mediana	Max	Min
CPI	2,56%	3,29%	1,62%
Żywność i napoje bezalkoholowe	3,54%	4,73%	2,74%
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	2,48%	3,24%	1,38%
Odzież i obuwie	0,88%	1,07%	0,50%
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	0,77%	0,92%	0,48%
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gosp. domowego	1,55%	2,05%	1,22%
Zdrowie	1,59%	2,21%	1,15%
Transport	0,78%	1,17%	0,42%
Łączność	9,53%	14,11%	4,34%
Rekreacja i kultura	2,28%	3,05%	1,38%
Edukacja	0,94%	1,46%	0,52%
Restauracje i hotele	3,31%	5,05%	1,93%
Inne towary i usługi	2,54%	3,43%	1,79%

Tabela 8: Wzrost cen w podziale na kategorie CPI - Scenariusz IV

Wzrost cen w kategoriach	Mediana	Max	Min
CPI	0,04%	0,48%	-0,18%
Żywność i napoje bezalkoholowe	0,11%	0,69%	-0,15%
Napoje alkoholowe i wyroby tytoniowe	0,12%	0,63%	-0,28%
Odzież i obuwie	0,02%	0,14%	-0,11%
Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii	0,01%	0,24%	-0,04%
Wyposażenie mieszkania i prowadzenie gosp. domowego	0,05%	0,26%	-0,11%
Zdrowie	0,08%	0,27%	-0,08%
Transport	0,01%	0,15%	-0,12%
Łączność	-0,64%	2,95%	-3,51%
Rekreacja i kultura	0,14%	0,73%	-0,30%
Edukacja	0,01%	0,22%	-0,19%
Restauracje i hotele	0,08%	0,69%	-0,78%
Inne towary i usługi	0,28%	0,74%	0,08%

Eurostatu, według których to właśnie w tych dwóch kategoriach wzrost cen w wyniku wprowadzenia euro był najbardziej widoczny. Najmniejszy cenowy efekt zaokrągleń występuje z kolei w grupach: „Odzież i obuwie”, „Edukacja”, „Transport” oraz „Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii”.

Dane w tabelach 5 do 8 pokazują ponadto, że największe zróżnicowanie efektów cenowych w zależności od przyjętego kursu konwersji występuje w scenariuszach pesymistycznych (w scenariuszu III różnica między maksymalnym i minimalnym efektem cenowym sięga 1,6 pkt. proc.).³⁰

5.5 Efekty cenowe zaokrągleń w podziale na grupy gospodarstw domowych

W dyskusji na temat efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego bardzo często podkreśla się, że *przeciętny* wzrost cen nie odzwierciedla we właściwy sposób skutków odczuwanych przez różne grupy gospodarstw domowych. W debacie publicznej wskazuje się na najuboższe grupy społeczne oraz emerytów i rencistów jako tych, którzy najbardziej ucierpią w wyniku zawyżania cen po zamianie złotego na euro.

W celu zanalizowania powyższego zagadnienia w niniejszym opracowaniu zbadano cenowe efekty zaokrągleń w podziale na zróżnicowane grupy gospodarstw domowych, których charakterystyka została przedstawiona w Tabeli 1.

Omówiona w sekcji 3.2 baza danych budżetów gospodarstw domowych umożliwiła skonstruowanie zróżnicowanych „koszyków” towarów i usług konsumpcyjnych, reprezentatywnych dla poszczególnych grup gospodarstw domowych. Koszyki te nieraz znacząco różnią się od „tradycyjnego” koszyka CPI, co może sugerować także odmienne efekty cenowe zaokrągleń w wyniku zamiany złotego na euro. Efekty te są obliczane zgodnie z metodologią omówioną w sekcji 4.3 i analogicznie do wpływu zaokrągleń na wskaźnik CPI. Jedyne różnice wynikają ze zróżnicowanego udziału wydatków poszczególnych grup gospodarstw domowych na daną grupę towarów i usług konsumpcyjnych w wydatkach konsumpcyjnych ogółem.

Wyniki przedstawione w tabelach 9 do 12 wskazują jednak, że zróżnicowanie efektów cenowych pomiędzy poszczególnymi grupami gospodarstw domowych jest bardzo niewielkie.³¹ Skutki zaokrągleń będą odczuwane w takim samym stopniu, niezależnie od grupy społeczno-ekonomicznej, do której należy dane

³⁰Szczegółowe wyniki dotyczące wpływu cenowych zaokrągleń na poszczególne kategorie CPI dla każdego z rozpatrywanych poziomów kursu konwersji zostały zawarte w Aneksie do opracowania (tabele 1A-4A). Ze względu na jego obszerność, Aneks ten nie został umieszczony w niniejszej publikacji, lecz jest dostępny pod adresem:

³¹Szczegółowe wyniki dotyczące wpływu cenowych zaokrągleń na sytuację poszczególnych gospodarstw domowych dla każdego z rozpatrywanych poziomów kursu konwersji zostały zawarte w Aneksie do opracowania (tabele 5A-8A). Ze względu na jego obszerność, Aneks ten nie został umieszczony w niniejszej publikacji, lecz jest dostępny pod adresem:

Tabela 9: Efekty cenowe zaokrągleń w podziale na grupy społeczno-ekonomiczne

	Grupy społeczno-ekonomiczne					CPI
	pracowników	rolników	pracujących na własny rachunek	emerytów i rencistów	utrzymujących się z niezarobkowych źródeł	
Scenariusz I						
Mediana	0,53%	0,46%	0,51%	0,53%	0,58%	0,53%
Max	0,69%	0,60%	0,67%	0,68%	0,74%	0,69%
Min	0,30%	0,26%	0,28%	0,31%	0,32%	0,30%
Scenariusz II						
Mediana	1,79%	1,60%	1,74%	1,70%	1,93%	1,75%
Max	2,22%	2,01%	2,16%	2,21%	2,40%	2,22%
Min	0,92%	0,83%	0,88%	0,91%	1,00%	0,91%
Scenariusz III						
Mediana	2,57%	2,41%	2,48%	2,51%	2,81%	2,56%
Max	3,29%	3,04%	3,19%	3,31%	3,58%	3,29%
Min	1,63%	1,53%	1,56%	1,65%	1,80%	1,62%
Scenariusz IV						
Mediana	0,02%	0,05%	0,02%	0,06%	0,03%	0,04%
Max	0,49%	0,43%	0,47%	0,47%	0,55%	0,48%
Min	-0,19%	-0,16%	-0,20%	-0,16%	-0,19%	-0,18%

gospodarstwo domowe. Koszty utrzymania emerytów i rencistów, czy rolników nie wzrosną zatem w większym stopniu niż innych gospodarstw domowych. W rzeczywistości w przypadku ich wydatków konsumpcyjnych, wzrost cen będzie nawet mniej (choć nieznacznie) odczuwalny (Tabela 9).

Podobnie brak jest istotnych różnic pomiędzy efektami cenowymi zaokrągleń dla mieszkańców dużych miast, małych miejscowości czy wsi (Tabela 10). Przy rozpatrywaniu ewentualnego zróżnicowania efektów cenowych praktycznie nie ma także znaczenia liczebność danego gospodarstwa domowego (Tabela 11).

Pewne zróżnicowanie efektów cenowych widać jedynie w przypadku podziału gospodarstw domowych według kryterium wydatkowego (Tabela 12). W scenariuszach pesymistycznych (II i III) wzrost cen towarów i usług nabywanych przez najmniej wydających konsumentów byłby przeciętnie wyższy o 0,4-0,6 pkt. proc. niż w przypadku gospodarstw domowych znajdujących się w grupie o najwyższych wydatkach konsumpcyjnych.

Tabela 10: Efekty cenowe zaokrągleń a miejsce zamieszkania

	Klasa miejscowości					
	500 tys. mieszk. i więcej	200 - 500 tys. mieszk.	100 - 200 tys. mieszk.	20 - 100 tys. mieszk.	poniżej 20 tys. mieszk.	wieś
Scenariusz I						
Mediana	0,55%	0,56%	0,57%	0,55%	0,53%	0,61%
Max	0,71%	0,73%	0,74%	0,71%	0,69%	0,78%
Min	0,31%	0,32%	0,32%	0,31%	0,30%	0,34%
Scenariusz II						
Mediana	1,74%	1,79%	1,82%	1,80%	1,78%	1,70%
Max	2,21%	2,28%	2,31%	2,26%	2,23%	2,14%
Min	0,90%	0,93%	0,94%	0,93%	0,92%	0,89%
Scenariusz III						
Mediana	2,49%	2,59%	2,62%	2,61%	2,60%	2,53%
Max	3,21%	3,34%	3,39%	3,35%	3,33%	3,23%
Min	1,55%	1,63%	1,67%	1,66%	1,66%	1,63%
Scenariusz IV						
Mediana	0,04%	0,04%	0,03%	0,03%	0,04%	0,05%
Max	0,48%	0,50%	0,50%	0,49%	0,49%	0,47%
Min	-0,19%	-0,19%	-0,19%	-0,19%	-0,19%	-0,16%

Tabela 11: Efekty cenowe zaokrągleń według liczby osób w gospodarstwie domowym

Liczba osób w gospodarstwie domowym							
	1	2	3	4	5	6 i więcej	CPI
Scenariusz I							
Mediana	0,55%	0,52%	0,53%	0,52%	0,52%	0,52%	0,53%
Max	0,71%	0,68%	0,68%	0,68%	0,68%	0,67%	0,69%
Min	0,32%	0,30%	0,29%	0,29%	0,29%	0,29%	0,30%
Scenariusz II							
Mediana	1,72%	1,71%	1,77%	1,77%	1,79%	1,80%	1,75%
Max	2,22%	2,17%	2,20%	2,22%	2,23%	2,25%	2,22%
Min	0,91%	0,89%	0,91%	0,91%	0,92%	0,93%	0,91%
Scenariusz III							
Mediana	2,49%	2,48%	2,54%	2,56%	2,62%	2,66%	2,56%
Max	3,28%	3,23%	3,27%	3,30%	3,34%	3,38%	3,29%
Min	1,60%	1,59%	1,62%	1,64%	1,67%	1,71%	1,62%
Scenariusz IV							
Mediana	0,06%	0,05%	0,03%	0,03%	0,03%	0,04%	0,04%
Max	0,47%	0,47%	0,49%	0,49%	0,49%	0,50%	0,48%
Min	-0,18%	-0,17%	-0,18%	-0,19%	-0,18%	-0,16%	-0,18%

Tabela 12: Efekty cenowe zaokrągleń w w zależności od wielkości wydatków konsumpcyjnych

Grupa wydatkowa				
	poniżej 25%	pomiędzy 25% i 75%	powyżej 75%	CPI
Scenariusz I				
Mediana	0,63%	0,58%	0,46%	0,53%
Max	0,81%	0,74%	0,60%	0,69%
Min	0,36%	0,32%	0,26%	0,30%
Scenariusz II				
Mediana	2,00%	1,90%	1,57%	1,75%
Max	2,55%	2,38%	1,98%	2,22%
Min	1,06%	0,98%	0,81%	0,91%
Scenariusz III				
Mediana	2,92%	2,77%	2,28%	2,56%
Max	3,82%	3,54%	2,93%	3,29%
Min	1,90%	1,76%	1,45%	1,62%
Scenariusz IV				
Mediana	0,05%	0,04%	0,03%	0,04%
Max	0,54%	0,52%	0,44%	0,48%
Min	-0,20%	-0,20%	-0,15%	-0,18%

W Tabeli 13 pokazano z kolei, o ile w skali roku hipotetycznie zmieniłyby się koszty utrzymania (w zł) poszczególnych grup społeczno-ekonomicznych w przypadku zrealizowania się jednego z analizowanych scenariuszy. W najbardziej pesymistycznym wariancie (scenariusz III), najsilniej wzrosłyby wydatki gospodarstw domowych pracujących na własny rachunek (przeciętnie o 313 zł w ciągu roku), a najmniej wydatki rolników (o 170 zł).³² Podobna sytuacja ma miejsce w scenariuszu zaokrąglania w górę do najbliższego eurocenta, przy czym wydatki pracujących na własny rachunek wzrosłyby o niecałe 65 zł, natomiast rolnicy w ciągu roku wydaliby dodatkowe 32 zł. W wariancie „symetrycznym” wzrost wydatków wszystkich grup społeczno-ekonomicznych jest bliski zera.

³²Należy pamiętać, że obliczenia te są wykonane na podstawie wydatków ponoszonych przez gospodarstwa domowe w 2007 r. oraz przy uproszczonym założeniu, że zaokrąglenia są jedynym źródłem zmian cen i że wielkość i struktura konsumpcji poszczególnych gospodarstw domowych pozostaje niezmieniona.

Tabela 13: Hipotetyczny wzrost kosztów utrzymania w skali roku (w zł)

	Grupy społeczno-ekonomiczne			
	pracowników	rolników	pracujących na własny rachunek	emerytów rencistów
Scenariusz I				
Mediana	48,60	32,37	64,75	51,14
Max	63,23	42,42	85,14	65,17
Min	27,02	18,23	35,76	29,49
Scenariusz II				
Mediana	163,65	112,94	219,12	162,88
Max	203,65	142,15	272,68	211,75
Min	83,87	58,42	111,33	87,08
Scenariusz III				
Mediana	235,18	170,04	313,18	240,48
Max	301,59	215,04	402,18	317,17
Min	149,40	108,03	196,52	157,83
Scenariusz IV				
Mediana	2,24	3,28	2,75	5,60
Max	45,12	30,14	59,46	44,62
Min	-17,17	-10,97	-25,16	-15,62

5.6 Prawdopodobieństwo scenariuszy

Wyniki przeprowadzonych symulacji dla scenariuszy II i III znacząco przewyższają szacunki Eurostatu dotyczące rzeczywistych efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego, które - zdaniem tej instytucji - doprowadziły do wzrostu inflacji o 0,12-0,29 pkt. proc. w 2002 r. Eurostat (2003). Wielkości te są zatem znacząco niższe od przeciętnego wzrostu cen w scenariuszach II i III, wynoszącego odpowiednio 1,75% i 2,56%. Przy dokonywaniu tego typu porównań należy jednak pamiętać o kilku czynnikach, które sprawiają, że zrealizowanie się scenariusza II jest mało, a scenariusza III jeszcze mniej prawdopodobne.

Wśród czynników warunkujących skalę możliwych zaokrągleń cenowych można w szczególności wymienić: (1) stopień konkurencji na danym rynku, (2) moment cyklu koniunkturalnego, na który przypada wymiana waluty, (3) stopień świadomości społecznej („wyczulenie” konsumentów), (4) działalność organizacji konsumenckich i instytucji państwowych.

Pierwszy z nich wskazuje, że podmioty gospodarcze mogą mieć ograniczone możliwości zaokrąglania cen w górę ze względu na możliwość utraty konkurencyjności cenowej na rzecz innych przedsiębiorców. Sytuację taką dobrze ilustruje przykład 3.

Przykład 3.

Kurs konwersji: 1 EUR = 3,38 PLN

Scenariusz: III („najczarniejszy”)

Cena produktu w sklepie A: 439 PLN i takiego samego produktu, ale w sklepie B: 444 PLN (tj. o 5 PLN lub 1,1% drożej niż w sklepie A). Obie ceny są psychologiczne.

A: 439 PLN = 129,88 EUR $\Rightarrow$ po zaokrągleniu: 129,90 EUR (najbliższa kolejna cena psychologiczna)

B: 444 PLN = 131,36 EUR $\Rightarrow$ po zaokrągleniu: 139,00 EUR (najbliższa kolejna cena psychologiczna)

Cena produktu w sklepie B w wyniku zaokrągleń jest wyższa niż w sklepie A o 9,1 EUR, tj. aż o 7%.

Pytanie: Czy właściciel sklepu B może sobie pozwolić na tak znaczny wzrost ceny bez obawy o utratę konkurencyjności względem właściciela sklepu A?

Oprócz stopnia konkurencji na danym rynku, w wielu badaniach podkreśla się moment cyklu koniunkturalnego, w jakim znajduje się gospodarka, jako determinantę możliwych zmian cen w okresie wprowadzania nowej waluty do obiegu gotówkowego. W szczególności, w warunkach spowolnienia i słabnącego popytu przedsiębiorcy będą mieć bardzo ograniczone możliwości podnoszenia cen. Z drugiej strony, bardzo dobra koniunktura może stwarzać okoliczności sprzyjające zaokrągłaniu cen w górę.

Ważnym elementem wpływającym na faktyczną skalę zaokrągleń cenowych może być stopień świadomości społecznej na temat procesów związanych z wprowadzaniem nowej waluty do obiegu gotówkowego. W szczególności, dobre rozeznanie co do sposobu przeliczania cen z waluty krajowej na euro według przyjętego kursu konwersji (również z pomocą kalkulatorów) powinno ograniczyć zagubienie konsumentów i zmniejszyć pole do zawyżania cen przez tych sprzedawców, którzy chcieliby wykorzystać dezorientację klientów. Ponadto, nagłaśniana w mediach debata na temat efektów cenowych przyjęcia euro prawdopodobnie zwiększa wyczulenie konsumentów na ewentualne nadużycia ze strony sprzedających.

Zwiększeniu świadomości konsumentów oraz ograniczeniu możliwości podnoszenia cen przez przedsiębiorców powinny także sprzyjać działania organizacji konsumenckich i instytucji państwowych. Dotyczy to w szczególności nakazu podwójnego kwotowania cen w okresie przed i przez pewien czas także po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego. Innym przykładem jest monitorowanie i ewentualne nagłaśnianie postępowania przedsiębiorców w zakresie ustalania cen. Jeszcze innym sposobem przeciwdziałania nadużyciom cenowym jest zachęcanie przedsiębiorców do zobowiązania

się do niewykorzystywania faktu wymiany waluty do zawyżania cen, czy nawet do utrzymania ich na niezmiennym poziomie w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego. Podmioty przystępujące do tego typu inicjatyw mogą w zamian osiągnąć korzyści marketingowe, jak np. logo FAIR (*Fair-Pricing Agreements in Retailing*) przyznawane przedsiębiorstwom maltańskim.³³

Oceniając prawdopodobieństwo wystąpienia oszacowanych efektów zaokrągleń, warto także zaznaczyć, że najbardziej pesymistyczny scenariusz wystąpił dla kursu konwersji 1 EUR = 3,99 PLN, którego przyjęcie w świetle bieżących notowań złotego³⁴ wydaje się jednak bardzo mało prawdopodobne.³⁵

Bardzo istotnym czynnikiem, który należy wziąć pod uwagę przy ocenie prawdopodobieństwa zrealizowania się poszczególnych scenariuszy, jest przyjęte w badaniu założenie o takiej samej strukturze cen atrakcyjnych wyrażonych w euro, jak i w złotych. Innymi słowy, jeżeli kolejną po 169,99 PLN zidentyfikowaną ceną psychologiczną okazało się być 179,00 PLN, to w przeprowadzonych symulacjach założono, że również w przeliczeniu na euro między 169,99 EUR i 179,00 EUR nie ma żadnej innej ceny psychologicznej. Konsekwencje takiego założenia przedstawia przykład 4.

Przykład 4.

Kurs konwersji: 1 EUR = 4,00 PLN

Dwie kolejne ceny psychologiczne: 169,99 i 179,00

„Dystans” między tymi cenami w PLN: 179,00-169,99=9,01 PLN

„Dystans” między tymi cenami w EUR: 179,00-169,99=9,01 EUR = 36,04 PLN, tj. 4 razy większy niż „dystans” w PLN

Powyższy przykład dobrze obrazuje, że im bardziej kurs konwersji waluty krajowej na euro jest „odległy” od relacji 1:1, tym większe prawdopodobieństwo, że struktura cen atrakcyjnych w obu walutach jest odmienna. W szczególności, im więcej jednostek waluty krajowej musimy zapłacić za euro, tym „gęstszy” powinien być rozkład cen atrakcyjnych w nowej walucie w stosunku do „starej” waluty krajowej w danym przedziale cen.³⁶ Oznacza to, że w odróżnieniu od cen wyrażonych w złotych, między 169,99 EUR a 179,00 EUR powinna być jeszcze inna cena psychologiczna (np. 174,99 EUR).

³³Więcej na temat doświadczeń maltańskich w okresie wprowadzania euro do obiegu gotówkowego, w tym o inicjatywie FAIR - zobacz: Górski i in. (2008).

³⁴W momencie złożenia artykułu do publikacji (lipiec 2008 r.), 1 EUR kosztowało 3,22 PLN.

³⁵Kolejne „najgorsze” kursy konwersji kształtowały się w przedziale 3,92 - 3,98 PLN za 1 EUR, a więc także „daleko” od bieżącego kursu złotego.

³⁶Oczywiście taka zależność powinna występować tylko do określonego poziomu cen. W sytuacji, gdy 1 EUR odpowiada kilku (kilkudziesięciu, kilkuset) jednostkom waluty krajowej, najwyższe ceny atrakcyjne wyrażone w EUR będą zapewne niższe aniżeli najwyższy poziom cen atrakcyjnych wyrażonych w walucie krajowej.

Przedstawiony przykład jasno pokazuje, że im więcej jednostek waluty krajowej trzeba zapłacić za 1 EUR, w tym większym stopniu założenie o niezmienną strukturze cen atrakcyjnych zawyża wyniki symulacji. W tym kontekście ciekawe rozwiązanie zostało przyjęte przez Aucremanne i Cornille (2001), którzy w badaniu dla Belgii przyjęli, że struktura cen atrakcyjnych w euro będzie taka sama jak założona w badaniu Folkertsma (2001), czyli odpowiadająca strukturze cen w gospodarce holenderskiej. Nie ulega wątpliwości, że takie podejście pozwoliło autorom uniknąć znacznego zawyżenia szacunku cenowych efektów zaokrągleń, gdyż o ile za 1 EUR trzeba było zapłacić 2,20371 holenderskie guldery, to w belgijskiej walucie kwota ta wynosiła już 40,3399 franków. W niniejszym badaniu rozpatrywano możliwość przyjęcia kursu konwersji złotego na euro w przedziale między 3,00 a 4,00 PLN za 1 EUR. Zastosowanie kursu „holenderskiego” niewątpliwie przyczyniłoby się do obniżenia oszacowanego efektu cenowego zaokrągleń dla Polski.

Wyżej omówione czynniki wyraźnie osłabiają prawdopodobieństwo zrealizowania się scenariuszy pesymistycznych (tj. II i III). Nie oznacza to jednak, że nie ma żadnych argumentów, które mogłyby zwiększać ryzyko wzrostu cen w okresie wprowadzania euro do obiegu gotówkowego. Oprócz możliwości przyjmowania nowej waluty w czasie silnego ożywienia i korzystnych - z punktu widzenia sprzedających - uwarunkowań popytowych, innym źródłem zwiększonych efektów zaokrągleń byłoby ich wystąpienie także w przypadku produktów pośrednich. W takiej sytuacji kumulacja zaokrągleń w kolejnych etapach produkcji i/lub dystrybucji przełożyłaby się na odpowiednio zwiększone efekty na poziomie cen detalicznych.

Ponadto nie można wykluczyć, że sprzedawcy uzasadnialiby konieczność podniesienia (zaokrąglenia w górę) cen kosztami ponoszonymi w związku z dostosowaniami do prowadzenia operacji w nowej walucie. Wyniki analiz przeprowadzonych dla różnych krajów wskazują jednak, że koszt wymiany waluty nie był znaczący. Dla Belgii, koszt ten został oszacowany na poziomie 0,29% rocznych obrotów w handlu detalicznym (Aucremanne i Cornille, 2001). W przypadku Francji szacunki wskazywały na koszt w wysokości 0,3% rocznych obrotów w przemyśle, 0,7% w handlu detalicznym i 0,6% w sektorze usług (Attal-Touber i in., 2002). Z kolei dla Holandii koszt ten miał wynieść 1% obrotów w sektorze handlu detalicznego (Folkertsma i in., 2002).

Wiele dodatkowych determinant procesów cenowych nie zostało zatem (i najczęściej nie mogło być) uwzględnionych w przeprowadzonych symulacjach. Badanie nie opisuje więc najbardziej prawdopodobnego przebiegu zdarzeń w okresie wprowadzania euro do obiegu gotówkowego w Polsce, ale za to w sposób przejrzysty kwantyfikuje cenowe efekty zaokrągleń w sytuacji zrealizowania się jednego ze zdefiniowanych wcześniej scenariuszy. Chociaż określenie najbardziej prawdopodobnego wariantu jest w praktyce niemożliwe, w ocenie autorów jego skutki cenowe powinny się ukształtować między tymi dla scenariusza I a efektami cenowymi scenariusza II. Trudno jednak wskazać, czy efekty te byłyby bliższe dolnej, czy górnej granicy wymienionego przedziału.

6 Podsumowanie i rekomendacje dla polityki gospodarczej

Podsumowanie

Efekty cenowe wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego należą niewątpliwie do tych aspektów związanych z przyjęciem nowej waluty, które wzbudzają największe emocje w społeczeństwie. Zdecydowana większość respondentów w nowych krajach UE obawia się, że ich przystąpienie do strefy euro będzie skutkować wzrostem cen. Polska nie jest w tej grupie wyjątkiem. O ile niektóre czynniki ekonomiczne (np. hipoteza kosztów menu) mogłyby uzasadniać pewne dostosowania cenowe, to - jak wskazują liczne analizy - powinny one być bardzo niewielkie. Zagadnienie, które wzbudza bodaj najwięcej kontrowersji dotyczy jednak sposobu zaokrąglania cen, które miałyby - w powszechnym odczuciu społecznym - doprowadzić do powszechnej drożyzny.

W niniejszym badaniu przeprowadzono dogłębną analizę efektów cenowych potencjalnych zaokrągleń w wyniku zamiany złotego na euro. W celu identyfikacji tzw. cen atrakcyjnych oraz dokonania ich dalszego podziału, autorzy dążyli do ograniczenia arbitralności dokonywanych wyborów i - w większym stopniu niż w znanych im dotychczasowych opracowaniach w tym obszarze - opierali się na metodach sformalizowanych. Analiza skutków cenowych wprowadzenia nowej waluty do obiegu gotówkowego została rozpatrzona dla czterech różnych scenariuszy dotyczących sposobu dokonywania zaokrągleń: (I) zaokrąglania wszystkich cen w górę do najbliższego eurocenta; (II) zaokrąglania cen atrakcyjnych w górę do najbliższej ceny atrakcyjnej, a cen zwykłych w górę do najbliższego eurocenta; (III) zaokrąglania cen atrakcyjnych w górę do najbliższej ceny atrakcyjnej z ich kategorii (tj. psychologiczne do psychologicznych, a ułamkowe do ułamkowych), a cen zwykłych w górę do najbliższego eurocenta; (IV) zaokrąglania cen atrakcyjnych w górę lub w dół do najbliższej ceny atrakcyjnej z ich kategorii, a cen zwykłych do najbliższego eurocenta (w górę lub w dół).

W przeciwieństwie do innych badań, w których oszacowano *ex ante* efekty zaokrągleń dla krajów mających przystąpić do strefy euro, w momencie przeprowadzenia niniejszej analizy dla Polski nie był jeszcze znany kurs zamiany złotego na euro. W rezultacie, w obecnym badaniu - według wiedzy autorów - po raz pierwszy rozpatrzono efekty cenowe zaokrągleń dla zróżnicowanych kursów konwersji.

Ponadto, w dyskusji na temat efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego bardzo często podkreśla się, że *przeciętny* wzrost cen nie odzwierciedla we właściwy sposób skutków odczuwanych przez poszczególne grupy społeczne. W celu zanalizowania powyższego zagadnienia w niniejszym opracowaniu zbadano także cenowe efekty zaokrągleń w podziale na zróżnicowane grupy gospodarstw domowych.

Wyniki przeprowadzonych symulacji wskazują, że przeciętny wzrost cen w wyniku zaokrągleń wyniósłby - w zależności od scenariusza - od 0,04% do 2,56%. Analiza pokazuje ponadto, że efekt zaokrągleń w znacznym stopniu zależy od przyjętego kursu konwersji. W skrajnym przypadku, przyjęcie „najkorzystniejszego” (z punktu widzenia cenowych efektów zaokrągleń) kursu wymiany w scenariuszu IV („symetrycznym”) prowadzi do spadku cen o 0,18%. Z kolei „najgorszy” kurs w scenariuszu III („najczarniejszym”) skutkuje wzrostem cen o 3,29%. Największe zróżnicowanie efektów cenowych w zależności od przyjętego kursu konwersji występują w scenariuszach pesymistycznych (tj. II i III).

Analiza efektów cenowych w podziale na kategorie CPI wskazuje, że największy wzrost cen występuje w grupie „Łączność”. W następnej kolejności zaokrąglenia w górę są najbardziej widoczne w przypadku żywności oraz w grupie „Restauracje i hotele”. Wynik ten jest zgodny z danymi Eurostatu, według których to właśnie w tych dwóch kategoriach wzrost cen w wyniku wprowadzenia euro był największy. Najmniejszy cenowy efekt zaokrągleń występuje z kolei w grupach: „Odzież i obuwie”, „Edukacja”, „Transport” oraz „Użytkowanie mieszkania lub domu i nośniki energii”.

Szczególnie interesujące - z punktu widzenia toczącej się debaty społecznej - mogą być wyniki wskazujące na brak istotnego zróżnicowania efektów cenowych pomiędzy poszczególnymi grupami gospodarstw domowych. Skutki zaokrągleń powinny być odczuwane w takim samym stopniu, niezależnie od grupy społeczno-ekonomicznej, do której należy dane gospodarstwo domowe. Koszty utrzymania emerytów i rencistów, czy rolników nie wzrosną zatem w większym stopniu niż innych gospodarstw domowych. Pewne zróżnicowanie efektów cenowych widać jedynie dla scenariuszy pesymistycznych przy podziale gospodarstw domowych według kryterium wydatkowego. Niemniej i w tym przypadku różnice te nie są znaczące.

Przedstawiona analiza miała na celu skwantyfikowanie cenowych efektów zaokrągleń w sytuacji zrealizowania się jednego ze zdefiniowanych wcześniej scenariuszy. Równocześnie w opracowaniu podkreślono, że przedstawione warianty nie opisują najbardziej prawdopodobnego przebiegu wydarzeń w okresie wprowadzania euro do obiegu gotówkowego. Jest to wynikiem tego, że wiele dodatkowych determinant procesów cenowych nie zostało (i najczęściej nie mogło być) uwzględnionych w przeprowadzonych symulacjach. Choć wśród tych czynników znajdują się także te wzmacniające ryzyko wzrostu cen, większość z nich przemawia za osłabieniem prawdopodobieństwa zrealizowania się scenariuszy pesymistycznych (II i III). Dotyczy to w szczególności ograniczonych możliwości zawyżania cen w warunkach wysokiego stopnia konkurencji na danym rynku, „wyczulenia” konsumentów na ewentualne nadużycia ze strony sprzedawców oraz monitorowania procesów cenowych przez organizacje konsumenckie i instytucje państwowe. Ponadto, jak zaznaczono w opracowaniu, założenie o takiej samej strukturze cen atrakcyjnych wyrażonych w euro, jak i w złotych prowadzi do zawyżenia efektów cenowych przeprowadzonych symulacji.

Chociaż określenie najbardziej prawdopodobnego wariantu jest w praktyce niemożliwe, w ocenie autorów jego skutki cenowe powinny się ukształtować między wynikami uzyskanymi dla scenariusza I a efektami cenowymi scenariusza II. Trudno jednak wskazać, czy efekty te byłyby bliższe dolnej, czy górnej granicy wymienionego przedziału.

Rekomendacje dla polityki gospodarczej

Działania organizacji konsumenckich i instytucji państwowych niewątpliwie powinny sprzyjać zwiększeniu świadomości konsumentów oraz ograniczeniu możliwości podnoszenia cen przez przedsiębiorców. Dotyczy to w szczególności nakazu podwójnego kwotowania cen w okresie przed i przez pewien czas także po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego. Innym przykładem jest monitorowanie i ewentualne nagłaśnianie postępowania przedsiębiorców w zakresie ustalania cen. Jeszcze innym sposobem przeciwdziałania nadużyciom cenowym jest zachęcanie przedsiębiorców do zobowiązania się do niewykorzystywania faktu wymiany waluty do zawyżania cen, czy nawet do utrzymania ich na niezmiennym poziomie w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego.

W ramach powyższej aktywności odpowiednie instytucje powinny szczególną uwagę poświęcać zmianom w grupie cen „niskich”, w tym przede wszystkim w odniesieniu do towarów najczęściej nabywanych. Wyniki przeprowadzonych symulacji pokazały bowiem, że niezależnie od rozpatrywanego scenariusza, zaokrąglanie cen w górę jest najbardziej widoczne w grupie produktów o niskich cenach jednostkowych, wśród których znajdują się także towary najczęściej nabywane przez konsumentów. Te z kolei silniej wpływają na percepcję gospodarstw domowych odnośnie do bieżących procesów cenowych. Oznacza to, że relatywnie duży wzrost cen dóbr najczęściej kupowanych prowadzi do wzrostu postrzeganej inflacji przewyższającego faktyczną dynamikę cen. Wzrost postrzeganej inflacji rodzi z kolei ryzyko wzrostu oczekiwań inflacyjnych, które w Polsce mają charakter silnie adaptacyjny. Wyższe oczekiwania inflacyjne mogłyby doprowadzić do nasilenia żądań płacowych, których spełnienie spowodowałoby przyspieszenie inflacji.

Możliwość wystąpienia wyżej opisanych procesów wskazuje, że o ile bezpośrednie efekty cenowe zaokrągleń nie powinny być znaczące, to ich skutki mogłyby być znacznie bardziej odczuwalne w przypadku silnego wzrostu inflacji postrzeganej. W celu obniżenia ryzyka wystąpienia powyższego scenariusza, szczególną uwagę należy poświęcić działaniom mającym ograniczyć ewentualne nadużycia cenowe w grupie cen „niskich”, w tym przede wszystkim w przypadku towarów najczęściej nabywanych. Ponadto w momencie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego warto rozważyć przesunięcie w czasie dokonywanych zazwyczaj na początku roku kalendarzowego dostosowań w grupie cen kontrolowanych. Pozwoliłoby to uniknąć sytuacji, w której kumulacja efektów cenowych mogłaby wpłynąć niekorzystnie na percepcję inflacji i na dalszy przebieg procesów cenowych.

Dodatkowa rekomendacja dla polityki gospodarczej dotyczy sposobu wyznaczenia kursu zamiany złotego na euro. Wyniki przeprowadzonego badania wskazują, że niewielkie różnice w poziomie kursu konwersji mogą prowadzić do istotnie różnych efektów cenowych zaokrągleń. O ile o wyznaczeniu ostatecznego poziomu kursu zamiany waluty narodowej na euro powinny decydować czynniki fundamentalne, to uwzględnienie różnych efektów cenowych zaokrągleń może być czynnikiem sprzyjającym dokonaniu lepszego wyboru spośród alternatywnych, acz zbliżonych do siebie kursów konwersji.

Literatura

- Álvarez J.J., Jareño J. (2001):** *Implications of the conversion of prices into euro for inflation*, Banco de España Economic Bulletin.
- Attal-Touber K., de Belleville L., B. P. (2002):** *The Short-term Impact on Prices of the Euro Cash Changeover*, Banque de France Bulletin Digest, (107).
- Aucremanne L., Cornille D. (2001):** *Attractive Prices and Euro-rounding Effects on Inflation*, NBB Working Paper Series, (17).
- Del Giovane P., Sabbatini R. (red.) (2008):** *The Euro, Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Springer.
- Eurostat (2003):** *Euro-indicators news release*.
- Folkertsma C. (2001):** *The Euro and Psychological Prices: Simulations of the Worst-Case Scenario*, De Nederlandsche Bank Staff Reports, (71).
- Folkertsma C., van Renselaar C., Stokman A. (2002):** *Smooth euro changeover, higher prices? Results of a survey among Dutch retailers*, De Nederlandsche Bank Research Memorandum, (682).
- Górska A., Siemaszko M., Szymczyk Ł., Wyganowska H. (2008):** *Doświadczenia Cypru i Maltę związane z zamianą walut krajowych na euro*, w: Raport n/t korzyści i kosztów pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w III etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, BISE, Narodowy Bank Polski.
- GUS (2005):** *Program Badań Statystycznych Statystyki Publicznej na 2006 r.*, Główny Urząd Statystyczny.
- GUS (2006):** *Program Badań Statystycznych Statystyki Publicznej na 2007 r.*, Główny Urząd Statystyczny.
- GUS (2007):** *Budżety gospodarstw domowych w 2006 r.*, Główny Urząd Statystyczny, str. 5–19.
- GUS (2008a):** *Ceny w gospodarce narodowej, Grudzień 2007*, Główny Urząd Statystyczny, str. 3–10.
- GUS (2008b):** *Sytuacja gospodarstw domowych w 2007 r. w świetle wyników badań budżetów gospodarstw domowych*, Główny Urząd Statystyczny.
- Komisja Boskina (1996):** *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, US Senate Advisory Commission to Study the Consumer Price Index.
- Konopczak K. (2008):** *Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w krajach strefy euro*, BISE Discussion Paper No. 2.

- Konopczak K., Rozkrut M. (2008):** *Wpływ wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro*, w: Raport n/t korzyści i kosztów pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w III etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, BISE, Narodowy Bank Polski.
- Łyziak T. (2008):** *Is inflation perceived by Polish consumers driven by prices of frequently bought goods and services?*, Comparative Economic Studies, w druku.
- Łyziak T., Stanisławska E. (2006):** *Inflacja bieżąca a różne miary oczekiwań inflacyjnych konsumentów w wybranych krajach*, Bank i Kredyt, str. 17–30.
- Mostacci F., Sabbatini R. (2008):** *Rounding and anomalous changes in Italian consumer price in 2002*, w: Del Giovane, P. and Sabbatini, R. (red.): The Euro, Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy, Springer.
- Santos D., Evangelista R., Nascimento T., Coimbra C. (2001):** *Conversion of prices from escudos into euro: quantitative estimate of its effect on the CPI*, Banco de Portugal Economic Bulletin.



RAPORT

NA TEMAT
PEŁNEGO UCZESTNICTWA
RZECZYPOSPOLITEJ POLSKIEJ
W TRZECIM ETAPIE
UNII GOSPODARCZEJ
I WALUTOWEJ

*Wpływ wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego
na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro*

Karolina Konopczak
Marek Rozkrut

Wpływ wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro*

Karolina Konopczak[†], Marek Rozkrut[†]

Listopad 2008
(Pierwsza wersja: sierpień 2008)

Streszczenie

Wbrew oczekiwaniom formułowanym przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro, wydarzenie to nie było neutralne dla gospodarki. Według szacunków Eurostatu (2003), wpływ wprowadzenia euro na ogólny poziom cen był znikomy, chociaż w przypadku niektórych kategorii towarów i usług (gastronomia, kultura i rekreacja, do pewnego stopnia żywność) miały miejsce istotne efekty cenowe. Wyniki przeprowadzonego badania empirycznego wskazują jednak, że w okresie kilku miesięcy wokół wymiany waluty istotne efekty cenowe miały miejsce we wszystkich analizowanych kategoriach inflacji HICP (zagregowany wskaźnik HICP, towary konsumpcyjne, usługi konsumpcyjne, żywność oraz restauracje i hotele), z wyjątkiem rekreacji i kultury. Najsilniejszy wzrost cen występował zazwyczaj w styczniu 2002 r., tj. pierwszym miesiącu obowiązywania nowej waluty. Dla wskaźnika HICP efekt ten wyniósł ok. 0,6 pkt. proc. Podobnych zjawisk nie zaobserwowano w pozostałych krajach Unii Europejskiej, w związku z czym można je przypisać wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego. Efekty cenowe wprowadzenia euro miały charakter krótkookresowy, z wyjątkiem kategorii towarów, w przypadku której wystąpiły czynniki przyczyniające się do przyspieszenia dynamiki cen także w średnim okresie. Wyniki badania nie potwierdzają hipotezy kosztów menu, wskazując natomiast na skuteczność nakazu podwójnej ekspozycji cen w ograniczaniu nadużyć cenowych.

*Autorzy pragną podziękować Andrzejowi Tomaszewskiemu i Bartoszowi Witkowskiemu, których uwagi i komentarze w znaczącym stopniu wpłynęły na kształt niniejszego badania. Autorzy dziękują również Giovanni Bruno, Piotrowi Ciżkowiczowi, Jarosławowi Jakubikowi, Marcinowi Kolasie, Katarzynie Ładzie, Małgorzacie Pawłowskiej oraz anonimowemu recenzentowi za cenne uwagi.

Tekst wyraża poglądy autorów, które niekoniecznie odzwierciedlają oficjalne stanowisko Narodowego Banku Polskiego. Artykuł prezentuje wyniki projektu badawczego realizowanego w ramach prac nad Raportem na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekt badawczy ma charakter dokumentu wspierającego, który nie determinuje wyników całego Raportu.

[†]Autorzy są pracownikami Narodowego Banku Polskiego.

Spis treści

Wprowadzenie	3
1 Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego	4
1.1 Efekty cenowe wprowadzenia euro w opinii konsumentów	4
1.1.1 Czy rozbieżność między rzeczywistą i postrzeganą inflacją miała w ogóle miejsce? .	5
1.1.2 Przyczyny „iluzji euro“	7
1.1.3 Społeczne i ekonomiczne implikacje rozbieżności między inflacją i jej percepcją . .	9
1.2 Wpływ wprowadzenia euro na zachowanie przedsiębiorców	10
1.2.1 Koszty związane z wymianą waluty	10
1.2.2 Hipoteza „kosztów menu”	10
1.2.3 Zaokrąglanie do cen atrakcyjnych	10
1.2.4 Koordynacja oczekiwań przedsiębiorców	13
1.3 Konwergencja poziomów cen po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego	15
1.4 Instytucjonalne uwarunkowania efektów cenowych towarzyszących wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego	16
2 Badanie empiryczne	19
2.1 Cel badania	19
2.2 Metodyka	19
2.3 Wyniki	23
Podsumowanie	34
Aneks	41

Wprowadzenie

Spośród zagadnień związanych z problematyką integracji walutowej bodaj najwięcej emocji w debacie publicznej wzbudza dyskusja na temat efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego. Inflacyjne konsekwencje zaokrąglania cen po zamianie waluty krajowej na euro należą do głównych obaw społecznych związanych z tym wydarzeniem.

Literatura w zakresie efektów cenowych wprowadzenia euro obejmuje trzy zasadnicze nurty. Dwa z nich dotyczą zagadnień natury mikroekonomicznej, odpowiednio z zakresu teorii konsumenta i producenta, będących efektem braku neutralności w krótkim okresie procesów o charakterze nominalnym. Trzeci nurt opiera się z kolei na teorii makroekonomii i obejmuje badania nad wpływem utworzenia unii monetarnej na proces konwergencji poziomów cen w ramach krajów członkowskich. Niniejsza praca koncentruje się na zjawiskach o charakterze krótkookresowym, czyli na dwóch pierwszych zagadnieniach. Tym niemniej, poruszone są również wybrane aspekty dotyczące problematyki konwergencji poziomów cen. Ważnym zagadnieniem są także badania nad skutecznością rozwiązań instytucjonalnych, mających na celu zapobieganie nieuzasadnionym fundamentami wzrostom cen.

Według szacunków Eurostatu, wpływ wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego na ogólny poziom cen w gospodarkach państw członkowskich był nieznaczny. W 2002 r. wskaźnik inflacji HICP w ujęciu rocznym wyniósł w strefie euro 2,3%, z czego 0,12 do 0,29 pkt. proc. można przypisać efektom związanym z wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego (Eurostat, 2003). Wymiana waluty narodowej na euro w największym stopniu przyczyniła się do wzrostu cen w sektorze usług, w tym przede wszystkim w zakresie usług gastronomicznych, fryzjerskich czy związanych ze sportem, rekreacją i kulturą. Do pewnego stopnia wprowadzenie euro przyczyniło się również do wzrostu cen żywności.

Szacowany przez Eurostat wzrost cen był zatem nieznaczny. Niemniej, istotnie odbiegał on od powszechnych odczuć społecznych, które miały wskazywać na bardzo silny wzrost inflacji w wyniku wprowadzenia nowej waluty do obiegu gotówkowego. Powyższe rozbieżności, a także zróżnicowane efekty cenowe wprowadzenia euro pomiędzy krajami oraz w przekroju poszczególnych kategorii towarów i usług stały się przedmiotem licznych prac badawczych.

W pierwszej części niniejszego opracowania dokonano szerokiego przeglądu literatury z zakresu efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego. Przybliżone prace odpowiadają na wiele pytań związanych z tym zagadnieniem, a w szczególności: (1) czy wskaźnik inflacji raportowany przez urzędy statystyczne w okresie wokół wymiany waluty odzwierciedlał rzeczywistą dynamikę cen towarów i usług konsumpcyjnych? (2) czy istnieją dowody na to, iż rozbieżność między oficjalnym wskaźnikiem a społeczną percepcją inflacji była wynikiem pewnych procesów psychologicznych? (3) jakie były przyczyny zróżnicowania efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego w poszczególnych kategoriach koszyka CPI? (4) czy wzrost cen w wybranych sektorach po wymianie waluty

był związany przyczynowo-skutkowo z tym wydarzeniem, czy też wynikał z czynników niezależnych od „gotówkowego” euro? (5) czy natężenie efektów cenowych było zróżnicowane ze względu na poszczególne kraje i jakie były determinanty tego zróżnicowania? (6) czy istnieją rozwiązania instytucjonalne sprzyjające ograniczeniu tych efektów?

Dokonany przegląd literatury pokazuje jednak, że brakuje - według naszej wiedzy - opracowań, w których przedstawiona zostałaby kompleksowa empiryczna analiza efektu netto wprowadzenia euro na zmiany w poziomie cen. Niniejszy artykuł ma na celu wypełnienie tej luki. W tym celu, w drugiej części opracowania skonstruowano panelowy model ekonometryczny, którego oszacowanie umożliwiło zbadanie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w 2002 r. Model ten dostarcza także odpowiedzi na pytania dotyczące innych determinant inflacji w badanym okresie, w tym stosowanego przez niektóre kraje nakazu podwójnej ekspozycji cen w walucie krajowej i euro.

1 Przegląd literatury w zakresie efektów cenowych wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego

1.1 Efekty cenowe wprowadzenia euro w opinii konsumentów

Z racji zakrojonych na szeroką skalę kampanii informacyjnych poprzedzających wprowadzenie euro do obiegu gotówkowego wydarzenie to było dla konsumentów w pełni przewidywalne. Zgodnie z teorią ekonomii, ze względu na nominalny charakter wymiany waluty i przewidywalność tego wydarzenia decyzje konsumpcyjne jednostek dążących do maksymalizacji własnej użyteczności nie powinny ulec na jego skutek zmianie. Wszelkie odstępstwa od tej zasady byłyby świadectwem wystąpienia zjawiska określanego jako „iluzja pieniądza”, polegającego na uznaniu przez konsumentów zmian o charakterze nominalnym za realne. Fenomen ten skutkuje podejmowaniem suboptymalnych decyzji odnośnie do alokacji posiadanych środków i tym samym wpływa na realną sferę gospodarki.

W okresie wokół wymiany waluty w krajach strefy euro „iluzja pieniądza” (zwana w tym kontekście „iluzją euro”) przejawiała się głównie wzrostem postrzeganej inflacji nieproporcjonalnym w stosunku do zmian oficjalnego wskaźnika cen. Jest to zjawisko o negatywnych konsekwencjach zarówno na płaszczyźnie społecznej, jak i ekonomicznej. Skutkuje ono, mianowicie, zmniejszeniem postrzeganego przez jednostkę własnego ograniczenia budżetowego i tym samym siły nabywczej, a w efekcie niepożądanym zmniejszeniem konsumpcji. Dla gospodarstwa domowego jest to równoznaczne ze spadkiem dobrobytu (*welfare*), zaś na poziomie całej gospodarki - ze spadkiem popytu konsumpcyjnego. Obciążenie percepcji realnych dochodów „w dół” może również zwiększać żądania płacowe, które poprzez spiralę płacowo-cenową mogą doprowadzić do rzeczywistego wzrostu ogólnego poziomu cen (tzw. efekty drugiej rundy). Ponadto

powszechne zwiększenie postrzeganej inflacji, szczególnie w przypadku przypisywania jej przyczyn wprowadzeniu euro, może skutkować osłabieniem społecznego poparcia dla procesu integracji europejskiej.

Istotne odchylenie postrzeganej inflacji od oficjalnego wskaźnika dynamiki cen zanotowano w krajach strefy euro już w styczniu 2002 r., czyli w miesiącu, w którym dokonano wymiany waluty. Największa rozbieżność miała miejsce w styczniu 2003 roku, która w kolejnych latach stopniowo się zmniejszała. Tym niemniej, społeczne przekonanie w krajach strefy euro o inflacyjnych konsekwencjach wprowadzenia wspólnej waluty jest nadal silne. Wyniki badania opinii publicznej przeprowadzonego pięć lat po wymianie waluty (Komisja Europejska, 2006) wskazują, że takie przekonanie podziela znaczna większość obywateli (93%). Co ciekawe, rozkład poglądów nie jest warunkowy ze względu na kategorie społeczne takie jak: wiek, wykształcenie czy zawód. Znaczne różnice występują natomiast pomiędzy poszczególnymi państwami członkowskimi strefy euro. Największy odsetek społeczeństwa przypisujący wspólnej walucie zwiększenie ogólnego poziomu cen występuje w Hiszpanii, Grecji, Francji i we Włoszech (96-97%). Na tle innych krajów unii monetarnej zdecydowanie wyróżnia się Irlandia, w której „jedynie” 71% obywateli podziela ten pogląd.

1.1.1 Czy rozbieżność między rzeczywistą i postrzeganą inflacją miała w ogóle miejsce?

Oczekiwania inflacyjne z okresu przed wymianą waluty nie wskazywały na możliwość powstania rozbieżności między inflacją postrzeganą a danymi urzędów statystycznych. W rezultacie, jej wystąpienie wywołało zaskoczenie wśród ekonomistów i przedstawicieli administracji państwowej. Od tego czasu przeprowadzono liczne badania nad zjawiskiem „iluzji euro”, jego przyczynami, determinantami jego natężenia oraz implikacjami dla gospodarki.

Wyniki większości badań nad istnieniem „efektu euro” potwierdziły, że po wprowadzeniu nowej waluty odczuwany przez społeczeństwo wzrost ogólnego poziomu cen znacznie przekraczał oficjalny wskaźnik inflacji raportowany przez urzędy statystyczne. Przykładowo, Aucremanne i in. (2007) na podstawie panelowych testów pierwiastka jednostkowego pozytywnie zweryfikowali hipotezę o załamaniu długookresowej relacji łączącej postrzeganą i oficjalną inflację we wszystkich krajach strefy euro. Rekursywne testy kointegracji wskazywały na maj 2002 r. jako datę załamania powyższej relacji. W grupie kontrolnej analogicznych zjawisk nie zaobserwowano. Fakt ten został zinterpretowany przez autorów jako argument potwierdzający, że załamanie omawianej zależności nastąpiło w wyniku wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego, a jego przyczyn upatrywano w obciążeniu percepcji konsumentów.

W niektórych pracach analizie poddano zagadnienie, czy rozbieżność między rzeczywistymi ruchami cen w gospodarce a ich społeczną percepcją miała w ogóle miejsce. W szczególności badano hipotezę, czy wystąpienie tej rozbieżności było zjawiskiem czysto statystycznym, wynikającym z konstrukcji oficjalnego wskaźnika inflacji lub stosowanej miary percepcji. Marini i in. (2004) postawili hipotezę, że rozbieżność ta powstała nie ze względu na błędy percepcji, ale w wyniku obciążenia oficjalnego wskaźnika

inflacji. Hipotezę nieobciążoności zweryfikowano na danych dla Włoch i Wielkiej Brytanii na podstawie podejścia zaproponowanego przez Nordhausa (1998). Polega ono na porównaniu zmian mediany dochodów (zdeflowanej poziomem cen konsumpcyjnych) i zmian postrzeganej przez gospodarstwa domowe własnej sytuacji finansowej. Wyniki badania wskazują, że do grudnia 2001 r. obciążenie oficjalnej inflacji było we Włoszech nieistotne statystycznie. Po wprowadzeniu euro oficjalna statystyka stała się obciążona. Wielkość obciążenia oszacowano na około -6 pkt. proc. Takiej zależności nie odnotowano dla Wielkiej Brytanii, w której euro nie zostało wprowadzone. Angelini i Lippi (2005) doszli jednak do odmiennych wniosków w zakresie wiarygodności oficjalnego wskaźnika dynamiki cen we Włoszech. W swoim badaniu porównali poziom cen przed i po wprowadzeniu euro na podstawie danych dotyczących popytu na pieniądź, aproksymowanego zagregowaną wielkością wypłat z bankomatów. W obu tych okresach nie zaobserwowano istotnych różnic w wielkości wypłat, co przemawia za wiarygodnością oficjalnych statystyk także po przyjęciu wspólnej waluty.

W odróżnieniu od głównego nurtu literatury, Dias i in. (2007) zakwestionowali na gruncie metodologicznym słuszność przekonania o powstaniu, począwszy od 2002 r., rozbieżności między oficjalną inflacją a jej percepcją. Zdaniem autorów opracowania, błąd większości badań był związany z użyciem niewłaściwej miary postrzeganej inflacji. Powszechnie stosowany w literaturze wskaźnik wyliczany jest na podstawie danych z sondażu Komisji Europejskiej (*Business and Consumer Survey*) jako ważona różnica między odsetkiem respondentów, którzy wskazywali na wzrost ogólnego poziomu cen i tymi, którzy zaobserwowali spadek lub brak zmian w tym zakresie. Dias i in. (2007) wskazali, że ta standardowo stosowana miara (tzw. *balance statistics*) może być użyta do aproksymacji percepcji tylko wtedy, gdy inflacja jest stabilna, czyli gdy w procesie generującym dane nie występuje trend. W przeciwnym przypadku jej użycie jest nieprawidłowe. Zdaniem autorów, wskaźnik ten nie nadaje się zatem do badania wpływu wprowadzenia euro na percepcję inflacji, ponieważ nie uwzględnia okresu dezinflacji przed przyjęciem nowej waluty. Badanie kointegracji oficjalnego wskaźnika inflacji i zaproponowanej przez Dias i in. (2007) probabilistycznej miary percepcji opartej na metodzie Carlsona i Parkina nie wskazuje na załamanie relacji po przyjęciu euro.

Krytyki zastosowania *balance statistics* dokonał również Brachinger (2006). Podkreśla on, że wyznaczony przy pomocy tego wskaźnika poziom postrzeganej inflacji jest mierzony na innej skali niż dynamika cen raportowana przez urzędy statystyczne. W rezultacie, nie może on być porównywany z oficjalnym wskaźnikiem CPI, a kształtowanie się obu wielkości można przedstawić na wspólnym wykresie jedynie przy zastosowaniu dwóch różnych osi. Od odpowiedniego ich wyskalowania zależy to, czy obie wielkości wydają się być w dynamicznej równowadze czy nie. Zdaniem Brachingera (2006), skutkuje to takim dopasowywaniem skal, by uzyskać oczekiwany obraz zjawiska, czyli synchronizację obu zmiennych przed i powstanie pomiędzy nimi rozbieżności po wymianie waluty.

Brachinger proponuje alternatywne podejście do kwantyfikacji postrzeganej inflacji, oparte na teorii perspektywy Kahnemana i Tverskiego. Autor nie posługuje się pojęciem ceny, ale stratą lub zyskiem – czyli różnicą między aktualną ceną i ceną odniesienia. Co więcej, ocena tych różnic nie bazuje na ich wartości

absolutnej – straty są postrzegane jako wyższe od zysków przy tej samej wielkości bezwzględnej różnicy. Percepcja zależy również od częstotliwości występowania strat i zysków. Stworzony w ten sposób indeks IPI (*Index of Perceived Inflation*) co prawda wskazał na wzrost percepcji inflacji, ale jeszcze w 2001 r., czyli przed wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego. Analizując kształtowanie się indeksu na przestrzeni kilku lat, Brachinger doszedł do wniosku, że zjawisko to było skutkiem sytuacji gospodarczej w okresie 1999-2001. W latach 1999-2000, mianowicie, miały miejsce „wojny cenowe” na rynku handlu detalicznego, które spowodowały obniżenie cen dóbr do tak niskiego poziomu, że w kolejnych latach musiała nastąpić ich korekta. Począwszy od 2001 r. ponadprzeciętny wzrost cen odnotowano w przypadku dóbr najczęściej kupowanych, co nie miało zbyt dużego wpływu na ogólny poziom cen ze względu na ich niewielką wagę w przeciętnym koszyku towarów i usług. Niemniej, poprzez mechanizmy psychologiczne opisane teorią perspektywy wpłynęło to silnie na percepcję inflacji. Efekty te nie były jednak związane przyczynowo z wprowadzeniem euro.

1.1.2 Przyczyny „iluzji euro“

Wymieniane w literaturze potencjalne determinanty nieproporcjonalnego wzrostu postrzeganej inflacji można podzielić na dwie zasadnicze grupy: (1) czynniki psychologiczne, leżące po stronie konsumentów i które można uznać za warunek konieczny tego zjawiska, oraz (2) ekonomiczne, które w tym kontekście można utożsamiać z warunkiem wystarczającym.¹

Mechanizmy psychologiczne, które przyczyniły się do powstania rozbieżności między inflacją a jej percepcją to w głównej mierze ograniczone możliwości przetwarzania informacji przez jednostkę. Jednym z przejawów tego zjawiska są trudności z przywyknięciem do nowego nominalnego poziomu cen, skutkujące nawykiem przeliczania cen do wielkości wyrażonych w walucie narodowej nawet wiele lat po wycofaniu jej z obiegu. Pięć lat po wymianie waluty takiego przeliczania nadal dokonywał znaczący odsetek obywateli strefy euro - 22% w przypadku drobnych zakupów i aż 40% przy okazji większych wydatków (Komisja Europejska, 2006). Konsekwencją takiego stanu rzeczy jest zakotwiczenie punktu odniesienia do porównań cenowych w okresie sprzed wielu lat. Co więcej, z racji czasu, jaki upłynął od wprowadzenia nowej waluty i niedoskonałej pamięci podmiotów prywatnych, cena odniesienia może podlegać obciążeniu. Ilustrują to wyniki badania z zakresu ekonomii behawioralnej autorstwa Cestari i in. (2007). W opracowaniu tym sprawdzono poprawność zapamiętanej przez Włochów ceny biletów do kina z okresu przed wprowadzeniem euro. Głównym wnioskiem z badania jest fakt zdecydowanego ujemnego obciążenia zapamiętanej przez respondentów ceny biletów. Okazało się, że jedynie 8% badanych wskazało na cenę zbliżoną do rzeczywistej. Większość (56%) wskazała na ceny, które w grudniu 2001 r. w ogóle nie występowały. Co ciekawe, modalna i średnia odpowiedzi były równe średnim cenom odpowiednio w roku 1987 i 1990.

¹ Takie ujęcie potencjalnych przyczyn powstania rozbieżności między inflacją a jej społeczną percepcją jest pewnym uproszczeniem, ale oddaje charakter zjawiska. Mechanizmy psychologiczne, leżące u jego źródeł i uznawane za immanentną cechę konstrukcji ludzkiej psychiki (przynajmniej w kręgu kultury zachodniej), przy braku zewnętrznego bodźca nie doprowadziłyby bowiem do omawianych efektów. Czynniki natury ekonomicznej spełniły więc w tym przypadku funkcję katalizatora.

Kolejnym potencjalnym źródłem obciążenia percepcji jest stosowanie do przeliczeń cen przybliżonego zamiast oficjalnego (dokładnego) kursu wymiany. Przykładowo, korzystanie z prostych reguł konwersji w przypadku przeliczania cen z euro na wyrażone w markach niemieckich prowadzi do zawyżenia cen o około 2,3%.²

Nie bez znaczenia dla natężenia i uporczywości zaistniałej rozbieżności były również czynniki socjologiczne, takie jak określana na podstawie badań sondażowych szybkość adaptacji społeczeństwa do nowej waluty czy jej społeczna akceptacja. Wymownym argumentem na rzecz roli tych czynników jest porównanie natężenia „efektu euro“ we Włoszech i Irlandii, dokonane przez Del Missier i in. (2007). Wielkość popełnianych przez włoskich konsumentów błędów percepcji w zakresie dynamiki cen była znacznie większa niż w przypadku Irlandczyków, co związane jest z różnicą w stopniu adaptacji obywateli tych państw do nowej waluty. Okazało się bowiem, że jedynie 9% badanych Irlandczyków i aż 71% Włochów wciąż myślało w kategoriach starej waluty. W zakresie społeczno-demograficznych determinant rozbieżności między inflacją i jej percepcją najczęściej istotne okazywały się wiek, wykształcenie, aprioryczny stosunek do euro, trudności w posługiwaniu się nową walutą oraz wiedza o aktualnej sytuacji gospodarczej, jak również o makro- i mikrodeterminantach inflacji (Stix, 2006 oraz Fluch i in., 2007).

Lamla i Rupprecht (2007) zwrócili ponadto uwagę na rolę intensywności (*volume*) i wydźwięku (*tone*) dyskursu medialnego na temat inflacji w nasileniu omawianych problemów. Po wprowadzeniu euro nagłaśniane przez media niekorzystne procesy cenowe doprowadziły do nadmiernego zwiększenia oczekiwań inflacyjnych.

W dużym stopniu przyczyną nieproporcjonalnego wzrostu postrzeganej inflacji w okresie po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego były specyficzne ruchy cen w gospodarce. W literaturze podkreśla się w szczególności związek między percepcją dynamiki ogólnego poziomu cen a inflacją towarów i usług najczęściej nabywanych - głównie żywności i paliw. Konsumentci wykazują tendencję do przypisywania tym ostatnim wyższego udziału w ponoszonych wydatkach niż wynikałoby to z ich wagi w reprezentatywnym koszyku, na podstawie którego wyliczany jest wskaźnik CPI czy HICP. Dzieje się tak ze względu na fakt, że w przypadku rzadziej nabywanych dóbr trwałego użytku, w danym okresie tylko niewielka część konsumentów dokona ich zakupu, zaś dla reszty osób dynamika cen tej kategorii nie ma w tym czasie znaczenia. Tym niemniej, jest ona uwzględniona w ogólnym koszyku. Co więcej, za produkty najczęściej nabywane konsumenci częściej płacą gotówką³ niż za dobra trwałego użytku, co również wpływa na ich percepcję. „Odliczając“ konkretną kwotę za pomocą banknotów i monet bardziej dostrzegamy występującą zmianę cen. Z tych względów towary i usługi najczęściej nabywane mają ponadproporcjonalny w stosunku do ich udziału w przeciętnych wydatkach konsumpcyjnych wpływ na postrzeganą dynamikę inflacji.

W okresie wokół wymiany waluty ceny towarów i usług najczęściej nabywanych charakteryzowały się

²Oficjalnym kursem konwersji było 1,95583 marki za euro, zaś powszechnie zaokrąglano go do 2 marek. Inne kraje szczególnie narażone na ten problem ze względu na poziom kursu konwersji to Włochy, Holandia i Hiszpania.

³Indeks tej kategorii dóbr zwany jest zwyczajowo „*out-of-pocket*“ („z kieszeni“).

relatywnie wysokim wzrostem dynamiki. W okresie od grudnia 2001 r. do stycznia 2002 r. wskaźnik inflacji tej kategorii dóbr wzrósł o 1,5 pkt. proc. (z 2,5% do 4%). Większość badań wskazuje na ten fakt jako na główną determinantę powstania rozbieżności między inflacją postrzeganą a wskaźnikiem wzrostu cen raportowanym przez urzędy statystyczne (przykładowo Dziuda i Mastrobuoni, 2005; Del Giovane i Sabbatini, 2006). Döhring i Mordonu (2007) nie potwierdzili jednak tego wniosku – w ich modelu panelowym dla całej strefy euro indeks cen często nabywanych towarów i usług ma mniejszy potencjał objaśniający niż indeks CPI.

Inne specyficzne dla okresu po wprowadzeniu euro efekty cenowe polegały na większej częstotliwości dostosowań cen niż w okresie przed wymianą waluty. Z jednej strony, były one średnio mniejsze niż w latach poprzedzających przyjęcie euro. Ponadto, zmiany cen były symetryczne w dół i w górę zarówno w zakresie częstotliwości, jak i skali (Baumgartner i in., 2005). W rezultacie, nie znalazły one odzwierciedlenia we wskaźniku inflacji. Z drugiej strony, zgodnie z teorią perspektywy wzrost cen silniej oddziałuje na percepcję niż równy co do wartości bezwzględnej spadek. W konsekwencji, w przypadku zwiększonej częstotliwości zmian cen - chociaż symetrycznych w górę i w dół - może mieć miejsce wzrost postrzeganej inflacji.

1.1.3 Społeczne i ekonomiczne implikacje rozbieżności między inflacją i jej percepcją

Zgodnie z teorią, wyższa postrzegana inflacja może skutkować zmniejszeniem dobrobytu jednostek z dwóch powodów: (1) ze względu na niedoszacowanie własnej siły nabywczej oraz (2) podejmowanie suboptymalnych decyzji konsumpcyjnych, podyktowanych odmiennym od rzeczywistego odczuwanym ograniczeniem budżetowym. Na poziomie zagregowanym oznaczałoby to mniejszy popyt, ze wszystkimi tego konsekwencjami dla wzrostu gospodarczego.

Krug i in. (2006) zbadali wpływ wprowadzenia euro na postrzegany przez gospodarstwa domowe ich własny dobrobyt. Badaniem objęto Niemcy i Wielką Brytanię. Dla obu krajów w okresie przed i po wprowadzeniu euro obliczono prawdopodobieństwo zadowolenia jednostek z własnej sytuacji materialnej. Okazało się, że przed wymianą waluty Niemcy, przy jednakowych dochodach, wykazywali średnio większą skłonność do zadowolenia niż Brytyjczycy. Po wprowadzeniu euro nastąpił wyraźny spadek satysfakcji w Niemczech - prawdopodobieństwo zadowolenia dla reprezentatywnej jednostki obniżyło się w tym okresie o 8 pkt. proc., zaś w Wielkiej Brytanii wzrosło o 1,5 pkt. proc. Wyniki badania wskazują również na istotnie większą skłonność do niezadowolenia wśród jednostek, które deklarowały trudności w konwersji cen.

Wyniki badań sondażowych wskazują, że niepewność obywateli krajów członkowskich strefy euro odnośnie do zmian cen po wymianie waluty przełożyła się na ograniczenia w ich wydatkach konsumpcyjnych (?). Dotyczyło to w szczególności niektórych kategorii towarów i usług. Przykładowo, w Niemczech obroty kin spadły w drugiej połowie 2002 r. o 11% r/r, zaś sektora gastronomicznego - o 9% r/r (Bundesbank, 2004). Eife i Maier (2007) doszli do wniosku, że spadki te nie były wynikiem zmian dynamiki popytu związanej z cyklem koniunkturalnym i można je przypisać „iluzji euro“.

1.2 Wpływ wprowadzenia euro na zachowanie przedsiębiorców

W zakresie badań nad wpływem przyjęcia wspólnej waluty na mechanizmy kształtowania cen przez przedsiębiorstwa najczęściej wymienia się następujące cztery czynniki jako przyczyny zaistniałych efektów cenowych: (1) przeniesienie kosztów wymiany na konsumentów; (2) lepkość cen, szczególnie w niektórych sektorach; (3) zaokrąglanie do tzw. cen atrakcyjnych oraz (4) koordynację oczekiwań firm, dotyczących zachowania konsumentów w warunkach spadku przejrzystości cen.

1.2.1 Koszty związane z wymianą waluty

W literaturze istnieje konsensus co do tego, iż pierwszy z wyżej wymienionych czynników miał niewielki wpływ na procesy cenowe. Szacunkowy koszt wymiany waluty był bowiem relatywnie niewielki. Wyniósł on około 0,3% rocznych obrotów handlu detalicznego w Belgii (Aucremanne i Cornille, 2001), 0,3% obrotów rocznych w przemyśle, 0,7% w handlu i 0,6% w sektorze usług we Francji (Attal-Toubert i in., 2002) oraz 1% obrotów w sektorze handlu detalicznego w Holandii (Folkertsma i in., 2002). Co więcej, część z tych kosztów została poniesiona jeszcze przed wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego.

1.2.2 Hipoteza „kosztów menu”

Wpływ sztywności nominalnych na efekty cenowe odzwierciedla hipoteza „kosztów menu”, zgodnie z którą dostosowania cenowe są kosztowne, chociażby ze względu na konieczność wymiany cenników. W rezultacie w większości branż zmiany cen są rzadkie. Modele teoretyczne przewidują, że w momencie wprowadzenia nowej waluty, która wiąże się z koniecznością zmiany nominalnego kwotowania cen, dostosowania cen dokona zwiększony odsetek firm. Symulacje na podstawie modeli teoretycznych wskazują również, że w przypadku prawdziwości hipotezy „kosztów menu” wystąpi „efekt horyzontalny”, zgodnie z którym na krótko przed wprowadzeniem nowej waluty odsetek przedsiębiorstw decydujących się na zmianę cen będzie niższy od średniej. W modelach identyfikowane są również sektory, w których omawiane efekty powinny mieć największe natężenie. Dotyczy to w szczególności sektora usług gastronomicznych, który odznacza się relatywnie dużą lepkością cen. Hipoteza „kosztów menu” zazwyczaj znajduje odzwierciedlenie w empirii (Angeloni i in., 2006, Gaiotti i Lippi, 2004, Hobijn i in., 2004), aczkolwiek nie we wszystkich badaniach (Ercolani i Dutta, 2006).

1.2.3 Zaokrąglanie do cen atrakcyjnych

Inflacyjne konsekwencje zaokrąglania cen w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego należały do głównych obaw społecznych związanych z tym wydarzeniem. Wyniki badań Eurobarometru wskazują,

że obawy te są obecne również wśród nowych członków UE.⁴ W przeciwieństwie do innych efektów cenowych, wynikających z lepkości cen czy koordynacji oczekiwań przedsiębiorców, wpływ zaokrągleń może być - przy pewnych założeniach - skwantyfikowany *ex ante* w sposób obiektywny. W związku z tym problematyka ta stała się przedmiotem analiz w wielu krajach jeszcze przed ich przystąpieniem do strefy euro. Wpływ efektu zaokrągleń na poziom cen został oszacowany m. in. dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001), belgijskiej (Aucremagne i Cornille, 2001), włoskiej (Del Giovane i Sabbatini, 2008), hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001), portugalskiej (Santos i in., 2001) i polskiej ((Rozkrut i in., 2008)).

Głównym źródłem potencjalnego wzrostu cen w wyniku ich zaokrągleń w górę jest przeprowadzenie tego typu operacji w grupie tzw. cen atrakcyjnych. Mianem tym określane są ceny, które występują częściej niż ceny zwykle ze względu na jeden z niżej wymienionych czynników.

Po pierwsze, do grupy cen atrakcyjnych zalicza się te, które pełnią w gospodarce rolę sygnałną. W przypadku wielu kategorii towarów i usług istnieje bowiem atrakcyjna cena modalna, która obniża koszt ponoszony przez konsumentów na rozeznanie się w strukturze cen i dokonywanie porównań cenowych.

Po drugie, do cen atrakcyjnych zaliczamy także te, które mają za zadanie wpłynąć na percepcję konsumentów w taki sposób, by nabywane dobra wydawały się tańsze niż to jest w rzeczywistości. Klasycznym przykładem jest cena z „końcówką” 99, która często nie jest odróżniana przez konsumentów od ceny kończącej się na 90. Tego typu ceny określa się mianem psychologicznych.

Po trzecie, wśród cen atrakcyjnych wyróżnia się również ceny ułamkowe, które pozwalają na szybsze przeprowadzanie transakcji ze względu na fakt, że do uiszczenia płatności lub wydania reszty potrzebna jest niewielka liczba monet lub banknotów. Do tej kategorii zalicza się także ceny okrągłe („*round prices*”), stosowane głównie w przypadku wysokich poziomów cen.

Wyżej omówione czynniki charakteryzujące ceny atrakcyjne sprawiają, że przypada na nie zdecydowana większość rozkładu częstości cen w gospodarce. Wymiana waluty prowadzi jednak do zmiany dotychczasowej struktury cen, w związku z czym ceny atrakcyjne przestają - przynajmniej w początkowym okresie - być dominującą kategorią. Zasadniczym pytaniem w tym kontekście jest to, na jak długi okres dostosowania te będą rozłożone oraz czy będą one miały charakter symetryczny czy też zaokrąglanie do cen atrakcyjnych będzie częściej dokonywane w górę. Inflacyjny scenariusz nie powinien być bowiem traktowany jako pewnik, gdyż możliwość powszechnego zaokrąglania cen w górę jest uwarunkowana szeregiem czynników, w tym określonymi przez popyt i podaż. Do najważniejszych determinant w tym zakresie należą: (1) stopień konkurencyjności rynków, (2) moment cyklu koniunkturalnego, na który przypada wymiana waluty, (3) stopień świadomości społecznej, (4) działalność organizacji konsumenckich i instytucji państwowych.

Zasadniczym problemem w ramach analizy wpływu zaokrągleń cenowych na wskaźnik inflacji jest poprawna identyfikacja cen atrakcyjnych. Możliwe są w tym zakresie dwa podejścia. Pierwsze z

⁴Według wyników Eurobarometru z listopada 2007 r. aż 80% Polaków uważa, że przyjęcie euro doprowadzi do wzrostu cen.

nich, które można określić mianem heurystycznego, zakłada, iż występujące w rzeczywistości ceny atrakcyjne odpowiadają tym postulowanym przez teorię. W szczególności są to ceny ułatwiające szybkie przeprowadzenie transakcji (aproksymowane na podstawie liczby monet lub banknotów niezbędnych do jej przeprowadzenia), zaś za ceny psychologiczne uznawane są te, których ostatnią cyfrą znaczącą (różną od zera) jest 9. Alternatywnym podejściem w tym zakresie jest identyfikacja cen, które występują w gospodarce istotnie częściej niż sąsiednie ze pomocą formalnej procedury zaproponowanej przez Folkertsma (2001) i rozwiniętej przez (Rozkrut i in., 2008).

Pośród symulacji przeprowadzonych przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro jedynie te dla gospodarki holenderskiej (Folkertsma, 2001), belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001) i polskiej (Rozkrut i in., 2008) zostały oparte na formalnej procedurze identyfikacji cen atrakcyjnych. W przypadku Holandii, górna granica wielkości wpływu zaokrągleń na wskaźnik CPI wyniosła 0,74%, zaś na HICP 0,88% (Folkertsma, 2001). Wyniki badania wskazują, że niezależnie od sposobu podziału cen atrakcyjnych na psychologiczne i ułamkowe, uzyskane wyniki nie odbiegały znacząco od powyższych szacunków. Jedyną istotną różnicą, polegającą na obniżeniu górnej granicy efektów cenowych (dla CPI i HICP odpowiednio o około 0,53% i 0,63%), wystąpiła w przypadku traktowania obu tych kategorii łącznie jako ceny atrakcyjne. Analiza efektów cenowych pokazała, że efekty zaokrągleń są najbardziej odczuwalne w przypadku produktów o najniższych cenach jednostkowych (wyniki wskazały na możliwość nawet dwucyfrowego wzrostu cen). W przypadku symetrycznego zaokrąglania cen w górę i w dół, wpływ na inflację byłby nieznacznie ujemny.

Wyniki uzyskane dla gospodarki belgijskiej (Aucremanne i Cornille, 2001) okazały się podobne do tych przedstawionych w badaniu Folkertsmy. Efekty cenowe zaokrągleń oszacowano na 0,54-0,72% wskaźnika CPI, przy czym w ramach analizowanych kategorii towarów i usług konsumpcyjnych największy wzrost cen mógłby wystąpić w przypadku żywności (około 1,25%).

Badanie dla Polski (Rozkrut i in., 2008) zostały przeprowadzone za pomocą najbardziej rozwiniętej metodologii identyfikacji cen atrakcyjnych oraz przy rozpatrzeniu różnych kursów konwersji. W zależności od rozpatrywanego scenariusza efekty cenowe kształtowały się od ok. 0% (w przypadku symetrycznego zaokrąglania w górę i w dół) do ok. 2,5% (dla najbardziej pesymistycznego scenariusza) wzrostu wskaźnika CPI. W ocenie autorów, w najbardziej prawdopodobnym wariantcie wzrost cen w wyniku wprowadzenia euro byłby krótkookresowy i wyniósłby ok. 1%. W badaniu dla polskiej gospodarki potwierdzono wyniki uzyskane przez Folkertsme, że znaczący (nawet dwucyfrowy) wzrost cen może wystąpić w przypadku produktów o najniższych cenach jednostkowych.

Symulacje przeprowadzone dla pozostałych krajów opierały się na bardzo uproszczonych, arbitralnych regułach zarówno w zakresie identyfikacji cen atrakcyjnych, jak i ich klasyfikacji. W przypadku Portugalii (Santos i in., 2001) maksymalny wpływ cenowych zaokrągleń na wskaźnik CPI został oszacowany na 0,23%, dla gospodarki hiszpańskiej (Álvarez i Jareño, 2001) na 1,7%⁵, zaś w przypadku gospodarki włoskiej

⁵Wynik ten jest obciążony również ze względu na użyte do symulacji zbiory danych - ceny pochodzące ze stron internetowych

(?) - na 1,0%.

Folkertsma i in. (2002) analizowali na podstawie danych ankietowych wpływ zaokrąglania cen na holenderski wskaźnik inflacji na miesiąc po wymianie waluty. Oszacowali go na około dwie trzecie łącznego wpływu wymiany, który wyniósł 0,3%. Glatzer i Rumler (2007) badali zjawisko zaokrąglania cen w Austrii w długim okresie. Okazało się, że po wprowadzeniu euro udział cen atrakcyjnych w strukturze cen ogółem spadł gwałtownie i dopiero z czasem stopniowo powrócił do poprzedniego poziomu. Oznacza to, że w Austrii zaokrąglanie do cen atrakcyjnych nie było zjawiskiem powszechnym.

1.2.4 Koordynacja oczekiwań przedsiębiorców

Występujące w niektórych sektorach (gastronomia, usługi, żywność) efekty cenowe są tłumaczone w literaturze poprzez bezpośrednie odwołanie do teorii mikroekonomii, tj. stopnia konkurencyjności rynków oraz prawdopodobieństwa koordynacji oczekiwań przedsiębiorców i zawiązania przez nich zmów cenowych. W okresie po wymianie waluty prawdopodobieństwo to powinno się, zgodnie z teorią, zwiększyć, gdyż przedsiębiorcy mogą oczekiwać, że konsumenci będą mieć trudności w rozeznaniu się w nowym nominalnym poziomie cen. Z racji tych trudności jednostki mogą nie zauważyć wzrostu cen i nie dostosować odpowiednio swojej konsumpcji. Ta dezorientacja może zostać wykorzystana przez przedsiębiorców poprzez nadmierne podniesienie poziomu cen.

Powyższe zależności zostały uwzględnione w pracy Adriani i in. (2006), w której zaproponowano model rynku gastronomicznego z niedoskonałą informacją i segmentacją na lokale zorientowane na turystów, na lokalnych mieszkańców i na obie kategorie klientów. Model wskazuje, że w okresie wymiany waluty wyższe tempo wzrostu cen powinno wystąpić w restauracjach zorientowanych na turystów. Ten typ klientów dysponuje bowiem niedoskonałą informacją⁶, co pozwala na skoordynowane podniesienie poziomu cen w lokalach dla nich przeznaczonych. Takiej możliwości nie mają restauracje dla ludności miejscowej, dysponującej znacznie pełniejszą informacją.

Również inni badacze wskazują na duży wpływ spadku przejrzystości cen na zachowanie przedsiębiorców. Mastrobuoni (2004) zauważa, że ograniczone możliwości przetwarzania informacji generują w przypadku wymiany waluty koszt dla konsumenta zarówno ze względu na konieczność przeliczania przez niego cen, jak i optymalizacji decyzji w warunkach niepewności. W związku z tym, jeśli koszt przeliczania cen z nowej waluty na starą jest wyższy niż spodziewana strata z konsumpcji według starego koszyka, jednostka kupuje według wzorców sprzed wymiany waluty bez względu na zmiany cen. Takie zachowanie stanowi zachętę dla firm do podnoszenia cen dóbr, w przypadku których przeliczanie nie jest dla konsumenta optymalnym zachowaniem.

jednego supermarketu oraz średnie (a nie jednostkowe) ceny dla kilkuset produktów, wyliczane przez Ministerstwo Finansów.

⁶W mikroekonomii posiadanie przez daną jednostkę informacji niedoskonałej jest równoznaczne z sytuacją, w której nie dysponuje ona pewnymi informacjami, które posiadają inne podmioty.

Również Ehrmann (2006) tłumaczy wzrost cen po wprowadzeniu euro koordynacją oczekiwań przedsiębiorców. Autor odwołuje się do teorii „racjonalnej pasywności” (*rational inattention theory*). Zgodnie z nią, koszt pozyskania i przetwarzania informacji sprawia, że jej optymalny poziom niekoniecznie jest równy całemu możliwemu do zdobycia zbiorowi danych. Wymiana waluty przyczyniła się do zwiększenia tego kosztu dla konsumentów (konieczność przeliczania cen na walutę narodową celem porównania z wcześniejszymi cenami), co stanowi zachętę do posługiwania się prostymi regułami konwersji („regułą kciuka”), czyli zaokrągleniami w miejsce dokładnych kursów. Świadomość zjawiska „racjonalnej pasywności” powinna zgodnie z teorią wpływać na oczekiwania przedsiębiorców dotyczące zachowania konsumentów i tym samym na decyzje odnośnie do wzrostów cen. Natężenie tych zjawisk mogło być, zdaniem Ehrmana, odmienne w różnych krajach strefy euro w zależności od stopnia „złożoności” (complexity) kursu konwersji waluty narodowej na euro⁷, a także mieć różny wpływ na zmiany poziomu cen poszczególnych dóbr ze względu na różną trudność i motywację konsumentów do stosowania oficjalnego kursu wymiany do przeliczania cen. Wyniki badania empirycznego wskazują, że „złożoność” kursu jest istotna w tłumaczeniu zróżnicowania wskaźników inflacji między krajami, ale tylko w kategoriach żywność i ubrania. Wynika to faktu, iż artykuły te są najczęściej kupowane w dużych ilościach i są relatywnie tanie. Z tych względów konsumenci są mniej skłonni do dokładnego porównywania ich cen w starej i nowej walucie. W krajach o najprostszych oraz najbardziej skomplikowanych kursach konwersji inflacja była relatywnie niższa niż w grupie odznaczającej się średnią ich złożonością. Wynikało to z faktu dość łatwego rozeznania się w nowych cenach przez ludność pierwszej grupy krajów oraz relatywnie częstszego korzystania z kalkulatorów w celu dokładnego przeliczenia cen (z racji dużych trudności w zastosowaniu uproszczonej reguły konwersji) w drugiej grupie.

Zgodnie z teorią ekonomii, koordynacja wzrostów cen byłaby bardziej prawdopodobna na rynkach o dużym stopniu koncentracji niż rynkach o bardzo wielu rozproszonych podmiotach. Wyniki badań w tym zakresie nie są jednak jednoznaczne. Dziuda i Mastrobuoni (2005) stwierdzili, że efekty cenowe wprowadzenia euro w sektorze handlu detalicznego były mniejsze na rynkach o większym stopniu koncentracji. Powodem tego zjawiska był fakt, że duże sieci handlowe sprzedają łatwiejsze do porównań produkty wystandaryzowane i są bardziej niż małe sklepy narażone na ryzyko utraty reputacji w przypadku relacji mediów na temat ich niekorzystnej dla konsumentów polityki cenowej. Z drugiej strony badania rynku gastronomicznego we Włoszech (Gaiotti i Lippi, 2004) wykazały większe prawdopodobieństwo zawiązania się zmów cenowych w przypadku problemów konsumentów z rozpoznaniem ruchów cen.

⁷Złożoność kursu Ehrmann definiuje jako trudność, z jaką przychodzi przeciętnemu konsumentowi przeliczenie cen z waluty wspólnej na narodową; klasyfikacji kursów dokonano w sposób arbitralny, bazując na pewnych stylizowanych faktach, dotyczących funkcjonowania umysłu (np. mnożenie uznano za łatwiejszą czynność niż dzielenie)

1.3 Konwergencja poziomów cen po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego

Trzeci nurt badań w zakresie efektów cenowych wprowadzenia euro dotyczy zjawisk długookresowych, takich jak konwergencja poziomów cen czy spadek uporczywości inflacji. Zagadnienia te są przede wszystkim związane ze zmianami strukturalnymi, w tym usztywnieniem kursu walutowego, redukcją kosztów transakcyjnych, zwiększeniem konkurencji i zmianą reżimu monetarnego. Tym niemniej, wśród czynników tłumaczących zmiany dynamiki konwergencji cen w literaturze uwzględniono również wprowadzenie wspólnej waluty do obiegu gotówkowego. Można bowiem przypuszczać, że wzrost cen zaobserwowany po tym wydarzeniu w poszczególnych krajach członkowskich był funkcją tzw. „luki cenowej”, czyli różnicy między poziomem cen w danym kraju i strefie euro jako całości.

Przed utworzeniem strefy euro w przyszłych jej krajach członkowskich występowały duże różnice w poziomach cen. W myśl teorii ekonomii, wspólna waluta redukuje te odstępstwa od prawa jednej ceny (*law-of-one-price*), które występują w krótkim okresie ze względu na lepkość cen i płynność kursu walutowego. Ze względu na te czynniki, relatywna cena danego dobra zmienia się pod wpływem ruchów nominalnego kursu. Jeśli gospodarki są zintegrowane, fakt ten zmniejsza efektywność rynku. Po przyjęciu euro i wyeliminowaniu ryzyka kursowego siły arbitrażowe powinny doprowadzić do wyrównywania poziomów cen.

Anderton i in. (2003) zanalizowali mikroekonomiczne aspekty tego procesu, badając zyski przedsiębiorstw przy różnym stopniu nasilenia zjawiska *pricing-to-market*⁸ w zależności od zmienności kursu walutowego. W przypadku doskonałej segmentacji rynków firma różnicuje na nich ceny w celu maksymalizacji zysków (strategia *pricing-to-market*), zaś w przypadku doskonale zintegrowanych rynków ustalana jest jedna cena. Różnica między zyskami przedsiębiorstwa w powyższych przypadkach jest funkcją kursu walutowego. Przy dużej zmienności kursu motywacja dla firm do dyskryminacji cenowej jest bardzo duża, natomiast spada wraz ze stabilizacją kursu. W rezultacie, utworzenie unii monetarnej może skutkować szybszą transmisją ruchów cen między krajami poprzez zmianę strategii cenowej przedsiębiorstw.

Przeprowadzone dotychczas badania empiryczne – być może w związku z krótkim okresem próby – nie wykazały jednak istotnego spadku dyspersji cen między krajami po przystąpieniu do unii walutowej. Chociaż wyniki badań Engla i Rogersa (2004) wskazują na spadek zróżnicowania cen w ramach krajów strefy euro w latach 1990-2003, faktu tego nie można przypisać wprowadzeniu wspólnej waluty. W rzeczywistości większość spadku dyspersji przypadła na pierwszą połowę lat dziewięćdziesiątych, zaś w latach 1998-2003 miał miejsce niewielki, choć statystycznie istotny wzrost wskaźnika dyspersji. Na brak konwergencji cen w wyniku wprowadzenia euro wskazują również Allington i in. (2005) oraz Baye i in. (2002).

Z drugiej strony, doświadczenia uprzednio obowiązujących porozumień odnośnie do stabilności kursów (unia walutowa Belgii i Luksemburgu oraz „blok marki”) wskazują na mniejszą dyspersję cen w ich

⁸Odmienne polityka cenowa na różnych rynkach.

obrębie niż między pozostałymi krajami (Mathä, 2003). Tym niemniej, z racji tego, że w latach dziewięćdziesiątych nastąpiła konwergencja poziomów cen w całej Unii Europejskiej (Engel i Rogers, 2004) i kraje przystępujące do strefy euro były już stosunkowo silnie zintegrowane (w momencie powstania unii monetarnej zróżnicowanie cen w jej obrębie nie było dużo wyższe niż w Stanach Zjednoczonych), niektórzy badacze poddawali w wątpliwość możliwość dalszego spadku dyspersji cen. Pewna część różnic cenowych wynika bowiem z czynników fundamentalnych – preferencji lokalnych konsumentów, struktury rynku, kosztów produkcji czy podatków. Niemniej odległości w obrębie strefy euro są mniejsze niż w Stanach Zjednoczonych, co ułatwia arbitraż i zmniejsza minimalną teoretyczną dyspersję, wynikającą z czynników fundamentalnych.

1.4 Instytucjonalne uwarunkowania efektów cenowych towarzyszących wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego

Polityka rządu w okresie wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego powinna mieć na celu: (1) zmniejszenie do minimum natężenia zjawiska „iluzji euro”, czyli zapobieganie nieproporcjonalnemu wzrostowi postrzeganej inflacji w stosunku do faktycznej dynamiki cen oraz (2) ograniczanie nieuzasadnionych fundamentami wzrostów cen, wykorzystujących „zagubienie” konsumentów.

Zjawisko rozbieżności oficjalnego wskaźnika inflacji i jej percepcji miało w krajach strefy euro poważne implikacje społeczne i gospodarcze. Döhring i Mordonu (2007) zwracają dodatkowo uwagę na znaczny stopień inercyjności postrzeganej inflacji. W rezultacie, łatwiejszym zadaniem dla władz jest zapobieganie jej nadmiernemu wzrostowi niż jej późniejsze niwelowanie.

Większość badaczy wśród środków przeciwdziałających „iluzji euro” proponuje wzmożoną komunikację władz ze społeczeństwem. Z racji tego, że wzrost percepcji determinowany jest przez takie czynniki jak brak wiedzy o sytuacji gospodarczej i mechanizmach ekonomicznych oraz negatywny stosunek do nowej waluty, Fluch i in. (2007) widzą znaczącą rolę aktywnej działalności władz w zapobieganiu „iluzji euro”. Miałyby ona obejmować zwiększanie poziomu wiedzy ekonomicznej w społeczeństwie i zniechęcanie ludzi do myślenia w kategoriach starej waluty.

Döhring i Mordonu (2007) wskazują na znaczenie w kształtowaniu percepcji inflacji ruchów cen dóbr inwestycyjnych, w tym przede wszystkim cen nieruchomości. Z racji tego, że w okresie wprowadzania nowej waluty ludzie przejawiają skłonność do przypisywania temu wydarzeniu wszelkich efektów cenowych, zadaniem dla władz jest również uświadomienie odmienności wskaźnika cen konsumpcyjnych od cen, które mogą być – jak w przypadku nieruchomości – determinowane przez popyt inwestycyjny. Eife (2006) zauważa, że w okresie wokół wymiany waluty nastąpił wzrost stawek podatków (przede wszystkim w Niemczech), co przełożyło się na wzrosty cen pewnych dóbr, zaś w „świadomości społecznej” przypisane zostało wprowadzeniu euro.

Del Missier i in. (2007) zwracają na przykładzie Włochów i Irlandczyków uwagę na heterogeniczność społeczeństw w zakresie adaptacji do nowych warunków, w tym wypadku do nowej waluty. Z tego względu szczególnie w przypadku krajów, co do których istnieje obawa o wystąpienie trudności adaptacyjnych, badacze rekomendują podjęcie odpowiednich działań przez rządy na długo przed wymianą waluty. Powinny one obejmować w szczególności: (1) kampanie informacyjne aż do czasu, gdy wyniki badań sondażowych zaczną wskazywać na zanik trudności w posługiwaniu się nową walutą, (2) podwójne kwotowania cen, (3) możliwość automatycznego przeliczania cen w handlu internetowym, (4) zachęcanie konsumentów do korzystania ze specjalnych kalkulatorów. Środki te powinny być uprzednio testowane w ramach eksperymentów z ekonomii behawioralnej. Co więcej, Del Missier i in. (2007) wskazują na potrzebę badań nad nowymi środkami, które pomogłyby konsumentom w odzwyczajaniu się od nawyku przeliczania cen. Takim środkiem mogłaby być pomoc konsumentom w przyswojeniu sobie jeszcze przed wymianą orientacyjnych cen reprezentatywnych dóbr i usług wyrażonych w nowej walucie.

Szczególną rolę komunikacji, w tym stosowania zrozumiałego dla ogółu społeczeństwa języka, podkreśla Eife (2006). Przytacza on przykład Niemiec, gdzie rozbieżność między inflacją i jej społecznym postrzeganiem urosła do rangi poważnego problemu społecznego. Przyczyn takiego stanu rzeczy upatruje autor w: (1) braku koordynacji polityk władz niemieckich i jednogłośnego stanowiska odnośnie do przyczyn zaistniałych efektów, (2) zlekceważeniu obaw społeczeństwa dotyczących stabilności cen po wprowadzeniu nowej waluty oraz (3) „przyzwoleniu“ dla mediów do pełnienia roli instytucji informującej opinię publiczną o efektach cenowych.

Władze mogą zapobiec rzeczywistym efektom cenowym, wpływając zarówno na konsumentów, jak i przedsiębiorców. Folkertsma i in. (2002) wskazują na korelację między wielkością zwwyżek cenowych a otwartością przedsiębiorstw na zalecenia dotyczące podwójnego kwotowania cen, zaobserwowaną w Holandii już w pierwszym miesiącu po wymianie waluty. W grupie firm, która nie stosowała się do tych zaleceń (15% próby) ceny wzrosły aż o 3%, zaś w całej próbie wzrost ukształtował się na poziomie 1,4%.

Według Ehrmana (2006) podwójne kwotowanie ma największe znaczenie dla stabilności poziomu cen w zakresie najtańszej kategorii dóbr (żywność, ubrania), co do której konsumenci często nie stosują przeliczania i nie dostosowują nabywanego koszyka do zmian ich cen, co stanowi okazję dla firm do zwwyżek cenowych. Znaczenie tego środka zapobiegawczego jest szczególnie istotne w krajach o średnim stopniu złożoności kursu konwersji, jako że w przypadku kursów łatwych przeliczanie cen ma charakter niemal automatyczny, a w przypadku skomplikowanych konsumenci częściej używają kalkulatorów, co powoduje, że ceny są bardziej transparentne.

Glatzer i Rumler (2007) są z kolei zdania, że okres podwójnego kwotowania powinien być jak najkrótszy z tego względu, że przedłuża on czas powrotu cen do ich normalnej struktury, w której przeważają ceny atrakcyjne. Przed wprowadzeniem euro w przypadku wielu dóbr istniała „atrakcyjna“ cena modalna (Bundesbank, 2004). Ten typ cen pełni istotną rolę w gospodarce ze względów sygnalnych. Obniżają one bowiem koszt ponoszony przez konsumentów na rozeznanie się w strukturze cen. Po wymianie waluty ze

względem na obostrzenia w zakresie zaokrąglania dyspersja cen pewnych dóbr w gospodarce gwałtownie się zwiększyła. Zdaniem Glazera i Rumlera (2007), ceny i tak zostaną zaokrąglone do atrakcyjnych, więc przyjęta strategia jest jedynie odsunięciem dostosowania w czasie i prowadzi do niekorzystnego dla gospodarki „zagubienia” konsumentów.

Eife (2006) uważa, że zróżnicowanie natężenia efektów cenowych w różnych krajach strefy euro można wytłumaczyć zastosowaniem odmiennych strategii zapobiegawczych. Zauważa on, że w grupie krajów, w których podwójne kwotowanie było obowiązkowe (Finlandia, Portugalia, Austria, Grecja) wpływ wprowadzenia euro na poziom cen był albo nieistotny, albo nieznaczny. Wśród pozostałych krajów strefy euro wielkość tego efektu była bardzo zróżnicowana – od dużego (Niemcy, Holandia) do nieistotnego (Belgia, Irlandia, Luksemburg). Wyniki badań dla tej ostatniej grupy krajów wskazują na to, że podwójne kwotowanie nie jest warunkiem koniecznym przeciwdziałania nadużyciom cenowym – wystarczy jedynie stworzyć środowisko prawne, w którym podnoszenie cen byłoby nieopłacalne. Na przykład w Belgii władze zapowiedziały, że jeśli przedstawianie cen w obu walutach nie stanie się powszechnym procederem, zostanie wydany odpowiedni nakaz prawny. Strategia ta okazała się skuteczna.

Z kolei Niemcy, zdaniem Eife (2006), doświadczyły największych zwwyżek cenowych ze względu na zakaz podwójnego kwotowania wydany już dwa miesiące po wymianie waluty. Autor jest zdania, że nie tyle sam zakaz, co czas jego wprowadzenia był niewłaściwy. Problem z podwójnym kwotowaniem polega na tym, że ludzie często nie zwracają w ogóle uwagi na ceny wyrażone w nowej walucie, więc po pewnym czasie pożądane jest odzwyczajanie ich od starego nominalnego poziomu cen poprzez zakaz przedstawiania cen w wycofanej walucie.

Jako wzór dla przyszłych członków strefy euro Eife przedstawia zachowanie władz Austrii. Kraj ten był pierwszym, który wprowadził nakaz podwójnego kwotowania wszystkich cen (na trzy miesiące przed wymianą), również w materiałach promocyjnych lub na rachunkach. W Finlandii, w której również obowiązywał nakaz, efekty cenowe były większe, gdyż był on wprowadzony zbyt późno (w momencie wymiany waluty). W Austrii nawet kolejność cen w obu walutach na etykietach była urzędowo określona, by wyeliminować niebezpieczeństwo pomyłki konsumentów. Nakaz obowiązywał do końca lutego 2002 roku, ale mógł być przedłużony. Przewidziano również kary za łamanie nakazu lub posługiwanie się niewłaściwym kursem konwersji. Wprowadzono także ustawowy zakaz „nieuzasadnionego ekonomicznie” podnoszenia cen, który miał działanie głównie psychologiczne. Zachowania firm w zakresie polityki cenowej były monitorowane przez władze, działały również specjalne infolinie dla konsumentów. Tym niemniej, nawet władze Austrii nie ustrzegły się pewnych błędów. Dotyczyły one przede wszystkim braku zakazu podwójnego kwotowania po pewnym czasie, gdyż przedłużyło to okres dochodzenia cen w gospodarce do ich poprzedniej struktury (Eife, 2006, Glatzer i Rumler, 2007).

2 Badanie empiryczne

Dokonany przegląd literatury pokazuje, że spośród efektów wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego szczególnie głębokiej analizie poddano przyczyny wystąpienia rozbieżności pomiędzy inflacją postrzeganą a wskaźnikami cen raportowanymi przez urzędy statystyczne. Zaskakujące jest natomiast bardzo pobieżne potraktowanie analizy efektów cenowych netto zamiany waluty narodowej na euro. W szczególności przedstawionym szacunkom Eurostatu nie towarzyszyła niestety publikacja żadnego szczegółowego badania, które mogłoby potwierdzić zasadność uzyskanych wyników. W rezultacie, niniejsze opracowanie ma na celu wypełnienie tej luki i przeprowadzenie kompleksowej empirycznej analizy na temat faktycznych efektów cenowych wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego.

2.1 Cel badania

Celem przeprowadzonego badania empirycznego jest weryfikacja stawianych w literaturze przedmiotu hipotez odnośnie do wpływu wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro, przyczyn zaistniałych efektów, a także determinant ich zróżnicowanego natężenia w poszczególnych krajach. W szczególności, wyniki badania pozwalają uzyskać odpowiedzi na następujące pytania:

- Czy przy kontroli popytowych i podażowych determinant inflacji wprowadzenie euro do obiegu gotówkowego miało istotny wpływ na inflację w krótkim oraz średnim okresie?
- Czy wprowadzenie euro do obiegu gotówkowego przyczyniło się do przyspieszenia procesu konwergencji poziomów cen w krajach strefy euro?
- Jak kształtowały się efekty cenowe w ramach wybranych kategorii towarów i usług konsumpcyjnych?
- W jakim okresie skoncentrowane były ewentualne zmiany w poziomie cen (przed czy po wymianie waluty)?
- Czy efekty cenowe były skumulowane czy też rozłożone w czasie?
- Czy empiria potwierdza hipotezę kosztów menu?
- Czy nakaz podwójnej ekspozycji cen jest skutecznym narzędziem zapobiegania wzrostowi cen?

2.2 Metodyka

Efekty cenowe wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego zostały zbadane w ramach modelu inflacji poprzez uwzględnienie w zbiorze regresorów - obok postulowanych przez literaturę determinant tego

zjawiska - odpowiednich zmiennych sztucznych. Na podstawie ich istotności oraz wartości oszacowanych parametrów, weryfikacji poddane zostały sformułowane uprzednio hipotezy badawcze.

Ze względu na fakt, iż badaniem objęto grupę krajów o dużym stopniu homogeniczności (państwa członkowskie Unii Europejskiej), zasadne jest zastosowanie w analizie technik ekonometrii panelowej. Pozwalają one na większą efektywność estymacji w porównaniu do szacowania modelu oddzielnie dla każdej jednostki. Równocześnie - dzięki uwzględnieniu efektów indywidualnych - zmniejszają w porównaniu do modelu szacowanego dla wszystkich jednostek łącznie (tzw. model *pooled*) ryzyko obciążenia estymatora wynikające z pominięcia stałych w czasie dla poszczególnych jednostek zmiennych objaśniających. Oszacowany został model panelowy ze stałymi efektami indywidualnymi (tzw. model *one-way fixed effects*), co jest równoznaczne z przyjęciem założenia, iż kierunek i siła wpływu poszczególnych czynników na inflację nie różnią się istotnie pomiędzy krajami, zaś ewentualna heterogeniczność jest efektem niezmiennych w czasie, nieobserwowalnych czynników.

Konstrukcja modelu bierze również pod uwagę fakt, iż wprowadzenie euro nie we wszystkich krajach Unii Europejskiej (w 12 z 15) miało charakter naturalnego eksperymentu z grupą kontrolną. Podejście to - określane mianem *difference in difference* - pozwala na wnioskowanie na temat wpływu tego wydarzenia na gospodarkę krajów strefy euro na podstawie różnic między grupą badaną (czyli tą, która przystąpiła do unii walutowej) i kontrolną (która pozostała poza strefą euro) przed i po wymianie waluty. Z tego względu wprowadzone do modelu zmienne sztuczne przyjmują wartość różną od zera dla krajów członkowskich strefy euro. W ten sposób możliwe jest oszacowanie, o ile średnio różniła się dynamika cen w grupie badanej i kontrolnej po wprowadzeniu w tej pierwszej nowej waluty do obiegu gotówkowego.

Badaniem objęte zostało czternaście krajów członkowskich Unii Europejskiej (UE 15 bez Grecji, która została wyłączona z analizy ze względu na niedostępność części szeregów) w latach 1995 - 2006. Dane mają częstotliwość miesięczną. W rezultacie w każdej z wersji modelu na każdą jednostkę przypada ponad 100 obserwacji. Panel charakteryzuje się zatem małym wymiarem przestrzennym ($N = 14$ krajów) i dużym wymiarem czasowym ($T > 100$).

Jako zmiennej zależnej w modelu użyto inflacji HICP, a także tempa wzrostu cen towarów konsumpcyjnych, usług konsumpcyjnych, żywności i napojów bezalkoholowych, a także w kategorii restauracje i hotele oraz rekreacja i kultura.

Celem modelu jest oszacowanie wpływu „netto” wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na dynamikę cen. W związku z tym ważnym zagadnieniem był odpowiedni dobór zmiennych kontrolnych, aby nie miało miejsca obciążenie estymatora, wynikające z pominięcia ważnych zmiennych objaśniających inflację. Z tego względu wśród regresorów uwzględnione zostały: luka popytowa⁹, cyklicznie skorygowane

⁹Ze względu na miesięczną częstotliwość danych luka popytowa aproksymowana była przez komponent cykliczny produkcji przemysłowej wyodrębniony ze zlogarytmowanego szeregu przy zastosowaniu filtru Christiano-Fitzgeralda. Dane dotyczące produkcji przemysłowej pochodzą z bazy danych Eurostatu.

saldo pierwotne sektora finansów publicznych¹⁰, względny poziom cen w stosunku do średniej w krajach Unii Europejskiej¹¹, tempo zmian cen ropy¹², jednostkowych kosztów pracy¹³ oraz nominalnego efektywnego kursu walutowego¹⁴.

Wszystkie zmienne użyte do szacowania modelu zostały poddane testom pierwiastka jednostkowego - zarówno indywidualnym, jak i panelowym (Levin-Lin-Chu (Levin i in., 2002) i Im-Pesaran-Shin (Im i in., 2003)). We wszystkich przypadkach hipoteza o niestacjonarności została odrzucona.

W pierwszym kroku oszacowany został model statyczny ze stałymi efektami indywidualnymi¹⁵ (LSDV - *Least Squares Dummy Variables*). Reszty modelu podlegają jednak silnemu procesowi autokorelacji, co jest prawdopodobnie efektem nieprawidłowej specyfikacji modelu, a mianowicie jego niezdynamizowania¹⁶. Z tego względu do modelu wprowadzone zostało pierwsze opóźnienie zmiennej zależnej. Dodatkowo, celem uwzględnienia efektu bazy do modelu włączono dynamikę poziomu cen w analogicznym okresie poprzedniego roku. Ostateczna postać modelu jest następująca:

$$hicp_{it} = \alpha_i + \gamma_1 hicp_{it-1} + \gamma_2 hicp_{it-12} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{it,j} + \sum_{l=1}^L \theta_l D_{it,l} + \delta nakaz_{it} + \phi_{year} euro_{it}^{year} + \lambda_{year} I_{it}^{year} CPL_{it} + \vartheta_{it},$$

gdzie:

- $hicp_{it}$ inflacja (r/r) mierzona indeksem HICP; w modelu objaśniane są także inne zmienne (zobacz wyżej)
- $D_{it,l}$ jest zmienną binarną, przyjmującą wartość 1 w miesiącu lub roku l dla kraju będącego członkiem strefy euro oraz 0 w pozostałych przypadkach
- $nakaz_{it}$ jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1 dla danego kraju w danym miesiącu, jeżeli obowiązywał w nim wówczas nakaz podwójnej ekspozycji cen
- $euro_{it}^{year}$ ($euro_{it}^{\geq year}$) przyjmuje wartość 1 dla krajów strefy euro w (lub począwszy od) roku $year$
- $I_{it}^{year} CPL_{it}$ ($I_{it}^{\geq year} CPL_{it}$) przyjmuje wartość względnego poziomu cen (CPL) dla danego kraju strefy euro w (lub począwszy od) roku $year$, co pozwala na uchwycenie ewentualnego przyspieszenia konwergencji cen po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego

¹⁰ang. *Cyclically-Adjusted General Government Primary Balances*. Dane pochodzą z OECD i wyrażone są jako udział salda w PKB potencjalnym.

¹¹ang. *Comparative Price Level (CPL)*. Dane pochodzą z Eurostatu. Dla dynamiki cen w poszczególnych kategoriach koszyka HICP przyporządkowano odpowiadające im kategorie CPL.

¹²Zmienna ta traktowana jest jako aproksymanta globalnych szoków podażyowych i przyjmuje dla danego okresu takie same wartości we wszystkich krajach.

¹³ang. *Unit Labour Costs*. Dane pochodzą z OECD.

¹⁴ang. *Nominal Effective Exchange Rate*. Dane pochodzą z Eurostatu.

¹⁵Mimo iż ze względu na bardzo niską korelację zmiennych objaśnianych z efektami indywidualnymi możliwe byłoby zastosowanie modelu z losowymi efektami indywidualnymi (*random effects*), efekty stałe wydają się lepszym rozwiązaniem ze względu na przedmiot badania - kraje członkowskie Unii Europejskiej trudno bowiem uznać za próbę losową pochodzącą z jakiejś populacji.

¹⁶Przypuszczenie to zostało potwierdzone przez wyniki estymacji modelu dynamicznego, który to - w przeciwieństwie do statycznego - nie wykazywał autokorelacji.

- zmienne kontrolne oznaczono jako $x_{it,j}$.

W związku z tym, że ostateczna postać modelu ma charakter autoregresyjny, wybór odpowiedniej metody szacowania nie jest równie oczywisty, jak w przypadku modelu statycznego. Estymator LSDV jest bowiem dla modelu autoregresyjnego obciążony (tzw. obciążenie Hurwicza, Hurwicz, 1950; Nickell, 1981). Jest to związane z tym, że powyższa metoda polega na szacowaniu modelu klasyczną metodą najmniejszych kwadratów po uprzednim dokonaniu na danych tzw. transformacji *within*, polegającej na odjęciu od wartości danej zmiennej w danym okresie dla danej jednostki średniej wartości tej zmiennej we wszystkich okresach czasu dla tej jednostki:

$$y_{it} - \bar{y}_{it} = \gamma(y_{it-1} - \bar{y}_{it-1}) + \sum_{j=1}^k \beta_j(x_{it,j} - \bar{x}_{it,j}) + (\vartheta_{it} - \bar{\vartheta}_{it}),$$

gdzie:

$$\bar{y}_{it} = \frac{1}{T-1}(y_{i2} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT})$$

$$\bar{y}_{it-1} = \frac{1}{T-1}(y_{i1} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT-1})$$

$$\bar{x}_{it,j} = \frac{1}{T-1}(x_{i2,j} + \dots + x_{it,j} + \dots + x_{iT,j})$$

$$\bar{\vartheta}_{it} = \frac{1}{T-1}(\vartheta_{i2} + \dots + \vartheta_{it} + \dots + \vartheta_{iT}).$$

Mamy wówczas do czynienia z endogenicznością w modelu ze względu na występowanie korelacji między poddanym transformacji składnikiem losowym $\vartheta_{it} - \frac{1}{T-1}(\vartheta_{i2} + \dots + \vartheta_{it} + \dots + \vartheta_{iT})$ i przetransformowaną opóźnioną zmienną zależną $y_{it-1} - \frac{1}{T-1}(y_{i1} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT-1})$, a dokładniej między dwiema parami elementów: $\frac{-y_{it}}{T-1}$ i ϑ_{it} oraz $\frac{-\vartheta_{it-1}}{T-1}$ i y_{it-1} .

W przypadku niewielkiego wymiaru czasowego panelu endogeniczność skutkuje obciążeniem estymatora. Tym niemniej, wraz ze wzrostem długości panelu waga poszczególnych obserwacji w średniej wartości zmiennej dla danej jednostki spada, a więc obciążenie maleje do zera. Tym samym estymator jest zgodny wraz z T dążącym do nieskończoności. Nie jest on jednak zgodny wraz z N dążącym do nieskończoności. Rząd obciążenia estymatora LSDV wynosi $1/T$. Średnia liczba okresów przypadająca na jednostkę w panelu wykorzystanym w niniejszym badaniu przekracza 100, w związku z czym obciążenie Hurwicza nie powinno zaburzać wyników estymacji. Tym niemniej - dla kontroli wyników - model oszacowany został również przy użyciu dwóch innych estymatorów - uogólnionej metody momentów oraz LSDV z korektą na obciążenie wynikające z endogeniczności czynnika autoregresyjnego.

Celem eliminacji obciążenia estymatora LSDV, wynikającego z endogeniczności opóźnionej zmiennej zależnej powstały liczne techniki szacowania oparte na metodzie zmiennych instrumentalnych (IV - *instrumental variables*) lub uogólnionej metodzie momentów (GMM - *Generalized Method of Moments*), m.in. estymator zaproponowany przez Andersona i Hsiao (1981), Arellano i Bonda (1991) oraz Blundella

i Bonda (1998). Tym niemniej własności tych metod są asymptotyczne - są one dedykowane dla paneli, w których wymiar przestrzenny jest duży (dążący do nieskończoności). Z tego względu, uogólniona metoda momentów (w wersji zaproponowanej przez Arellano i Bonda (1991)¹⁷) służy w niniejszym badaniu jedynie kontroli wyników uzyskanych za pomocą estymatora LSDV. Polega ona na szacowaniu modelu na pierwszych różnicach:

$$y_{it} - y_{it-1} = \gamma(y_{it-1} - y_{it-2}) + \sum_{j=1}^k \beta_j(x_{itj} - x_{it-1j}) + (\vartheta_{it} - \vartheta_{it-1})$$

i instrumentowaniu zróżnicowanej opóźnionej zmiennej zależnej¹⁸ za pomocą wszystkich możliwych dla danego okresu opóźnień poziomów zmiennej zależnej.

Trzecią metodą szacowania wykorzystaną w niniejszym badaniu jest estymator LSDV skorygowany ze względu na obciążenie, wynikające z obecności w modelu czynnika autoregresyjnego (tzw. estymator LSDVC - *bias-corrected* LSDV), zaproponowany przez Kiviet (1995) i rozszerzony na przypadek panelu niezbilansowanego przez Bruno (2005). Metoda ta została zaimplementowana w programie STATA przez Bruno (2005).

2.3 Wyniki

W Tabelach 1 - 12 podane zostały oszacowania parametrów modeli dla poszczególnych kategorii koszyka inflacji wraz ze statystyczną istotnością zmiennych (jedna gwiazdka oznacza istotność na poziomie 95%, zaś dwie gwiazdki - na poziomie 99%).¹⁹ Tabulogramy z wynikami estymacji wraz z pełną diagnostyką modeli znajdują się w aneksie ekonometrycznym. Wszystkie prezentowane modele charakteryzują się brakiem autokorelacji oraz znakami oszacowań parametrów zgodnymi z teorią ekonomii. Błędy standardowe modeli szacowane były metodą odporną na heteroskedastyczność i autokorelację reszt. W modelach użyto następujących nazw zmiennych:

- hiep - dynamika (r/r) ogólnego poziomu cen,

¹⁷Wybór tego właśnie estymatora podyktowany był dwoma względami. Po pierwsze, jest on efektywniejszy od estymatora Andersona i Hsiao (1981), w którym instrumentem dla zróżnicowanego pierwszego opóźnienia zmiennej zależnej $y_{it-1} - y_{it-2}$ jest wyłącznie drugie opóźnienie tej zmiennej y_{it-2} . Z drugiej jednak strony, w przypadku danych charakteryzujących się dużym stopniem persystentności, poziomy (czyli instrumenty) mogą być słabo skorelowane z pierwszym przyrostem zmiennej (czyli zmienną instrumentowaną), co grozi obciążeniem estymatora (Blundell i Bond, 1998). Rozwiązaniem tego problemu jest użycie do szacowania modelu wersji estymatora GMM zaproponowanej przez Blundella i Bonda (1998), tzw. estymatora systemowego uogólnionej metody momentów (System-GMM), który polega na szacowaniu modelu z jednym równaniem na poziomach, zaś drugim na przyrostach zmiennych, w których instrumentami opóźnionej zmiennej zależnej są odpowiednio opóźnione przyrosty i poziomy. Tym niemniej, problem słabych instrumentów jest poważny w przypadku małego wymiaru czasowego panelu (Bond i in., 2001), co jednak nie ma miejsca w przypadku niniejszego badania.

¹⁸Zmienna ta jest endogeniczna ze względu na skorelowanie y_{it-1} z ϑ_{it-1} .

¹⁹Wyjątkiem jest metoda LSDVC, której wyniki podawane są bez ich statystycznej istotności, gdyż macierz wariancji-kowariancji estymatora nie jest wyliczana w sposób analityczny. Niemniej, tak długo jak oszacowania parametrów metodą LSDVC są praktycznie równe parametrom oszacowanym metodą LSDV, wystarczająca jest statystyczna istotność obliczona za pomocą tej ostatniej metody.

- goods - dynamika (r/r) cen towarów konsumpcyjnych,
- services - dynamika (r/r) cen usług konsumpcyjnych,
- food - dynamika (r/r) cen żywności i napojów bezalkoholowych,
- restaur - dynamika (r/r) cen w kategorii restauracje i hotele,
- rekreac - dynamika (r/r) cen w kategorii rekreacja i kultura,
- CPL - względny poziom cen (wobec średniej w Unii Europejskiej),
- $CPL_{\geq year}$ - zmienna przyjmująca wartość względnego poziomu cen począwszy od roku *year*,
- CPL_{year} - zmienna przyjmująca wartość CPL w roku *year*,
- nakaz - zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w danym miesiącu dla danego kraju, jeżeli obowiązywał w nim nakaz podwójnej ekspozycji cen,
- fiscal_stance - cyklicznie skorygowane saldo pierwotne sektora finansów publicznych,
- oil - dynamika (r/r) cen ropy,
- NEER_t-6 - opóźniona o sześć miesięcy zmiana (r/r) nominalnego efektywnego kursu walutowego,
- output_gap - luka popytowa,
- ulc - dynamika (r/r) jednostkowych kosztów pracy,
- D_{month_year} - zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla krajów członkowskich strefy euro w miesiącu *month* roku *year*,
- D_{year} - zmienna binarna przyjmująca wartość 1 dla krajów strefy euro w roku *year*.

Oszacowania modelu z inflacją HICP jako zmienną zależną (Tabela 1 i 2) wskazują, iż w średnim okresie wprowadzenie wspólnej waluty do obiegu gotówkowego przeciętnie nie miało istotnego wpływu na dynamikę cen ani proces konwergencji nominalnej. Tym niemniej w okresie kilku miesięcy wokół wymiany waluty w krajach członkowskich strefy euro wystąpiły proinflacyjne czynniki niezwiązane z fundamentami i nie mające miejsca w pozostałych krajach UE. Część wzrostu cen, który w tym przypadku można przypisać „gotówkowemu“ euro miała miejsce jeszcze przed jego wprowadzeniem, tj. pod koniec 2001 roku. Kumulacja efektów cenowych nastąpiła jednak w styczniu 2002 r., czyli w pierwszym miesiącu funkcjonowania nowej waluty w obiegu. W miesiącu tym efektu cenowe wprowadzenia euro doprowadziły do wzrostu inflacji o ponad 0,6 pkt. proc. W kolejnych miesiącach podobnych efektów nie odnotowano. Co więcej, oszacowania parametrów wskazują, iż około połowy 2002 r. mogła mieć miejsce nieznaczna korekta poprzedniego wzrostu cen.

Ważnym wnioskiem z badania jest skuteczność (w przypadku inflacji HICP) nakazu podwójnej ekspozycji cen w ograniczaniu efektów cenowych związanych z wymianą waluty. W krajach, w których ten nakaz obowiązywał, przyczynił się on do obniżenia dynamiki cen przeciętnie o około 0,15 pkt. proc.

Tabela 1 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla inflacji HICP

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
hicp_t-1	0.9072**	0.9072**	0.9167
hicp_t-12	-0.0444**	-0.0444**	-0.0389
CPL	-0.0090*	-0.0090**	-0.0090
CPL $\geq$ 2002	-0.0027	-0.0027	-0.0028
euro $\geq$ 2002	0.2829	0.2829	0.3020
nakaz	-0.1489**	-0.1489**	-0.1493
fiscal_stance	-0.0205*	-0.0205*	-0.0201
oil	0.0014**	0.0014**	0.0014
NEER_t-6	-0.0280*	-0.0280**	-0.0280
output_gap	0.0118*	0.0118**	0.0111
ulc	0.0152*	0.0152*	0.0152
cons.	1.1975**		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	-0.1534	-0.1534	-0.1544
D_08_2001	-0.0538	-0.0538	-0.0527
D_09_2001	-0.0167	-0.0167	-0.0160
D_10_2001	0.1225*	0.1225**	0.1233
D_11_2001	-0.0702	-0.0702	-0.0695
D_12_2001	0.1969	0.1969*	0.2021
D_01_2002	0.6268**	0.6268**	0.6276
D_02_2002	-0.0175	-0.0175	-0.0215
D_03_2002	0.0212	0.0212	0.0195
D_04_2002	0.0302	0.0302	0.0270
D_05_2002	-0.1869*	-0.1869*	-0.1919
D_06_2002	-0.1299	-0.1299	-0.1308

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 2 Wyniki estymacji modelu z efektami średniokresowymi dla inflacji HICP

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	-0.0086*	-0.0086*	-0,00870
CPL_2001	0.0025	0.0025	0,00254
CPL_2002	0.0005	0.0005	0,00051
CPL_2003	0.0002	0.0002	0,00021
CPL_2004	-0.0006	-0.0006*	-0,00062
CPL_2005	-0.0001	-0.0001	-0,00010
CPL_2006	0.0004	0.0004	0,00041
D_2001	-0.1534	-0.1534	-0,15630
D_2002	0.0773	0.0773	0,07477
D_2003	0.0166	0.0166	0,01459
D_2004	0.0846	0.0846	0,08619
D_2005	-0.0057	-0.0057	-0,00113
D_2006	-0.0222	-0.0222	-0,02010

Źródło: Opracowanie własne

W przypadku usług, w średnim okresie również nie nastąpiło przyspieszenie inflacji w krajach strefy euro względem pozostałych krajów UE. Podobnie, wprowadzenie „gotówkowego“ euro nie przyczyniło się do przyspieszenia tempa konwergencji poziomów cen usług. Tym niemniej w krajach przyjmujących wspólną walutę wystąpiły krótkookresowe efekty cenowe. Były one jednak rozłożone w czasie - miały miejsce już we wrześniu 2001 r. i ciągnęły się do połowy 2002 r. W odróżnieniu od zagregowanego wskaźnika HICP, w przypadku usług kumulacja efektów cenowych nie miała miejsca w styczniu 2002 r., tj. pierwszym miesiącu obowiązywania nowej waluty w obiegu gotówkowym. Nakaz podwójnej ekspozycji cen tym razem okazał się nieistotny.

Tabela 3 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii usług konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
services_t-1	0.9121**	0.9121**	0.9237
services_t-12	-0.0381**	-0.0381**	-0.0267
CPL	0.0012	0.0012	0.0001
CPL $\geq$ 2002	-0.0031	-0.0031	-0.0031
euro $\geq$ 2002	0.3038	0.3038	0.2837
nakaz	-0.0675	-0.0675	-0.0661
fiscal_stance	-0.0111	-0.0111	-0.0133
oil	-0.0002	-0.0002	-0.0002
NEER_t-6	-0.0146	-0.0146	-0.0145
output_gap	0.0135	0.0135*	0.0138
ulc	0.0161	0.0161	0.0153
cons.	0.2117		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	0.0576	0.0576	0.0554
D_08_2001	-0.0075	-0.0075	-0.0097
D_09_2001	0.1618*	0.1618**	0.1614
D_10_2001	0.2809**	0.2809**	0.2794
D_11_2001	0.1266	0.1266*	0.1236
D_12_2001	0.0904	0.0904	0.0852
D_01_2002	0.2767	0.2767*	0.2832
D_02_2002	0.0832	0.0832	0.0866
D_03_2002	0.3198**	0.3198**	0.3240
D_04_2002	-0.1379	-0.1379	-0.1395
D_05_2002	0.2397*	0.2397*	0.2413
D_06_2002	0.1168	0.1168*	0.1164

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 4 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii usług konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0011	0.0011	.0005612
CPL_2001	0.0000	0.0000	.0001512
CPL_2002	-0.0050	-0.0050	-.0049556
CPL_2003	-0.0006	-0.0006	-.0006584
CPL_2004	-0.0078	-0.0078*	-.0077572
CPL_2005	-0.0043	-0.0043	-.0040944
CPL_2006	-0.0002	-0.0002	-.0000875
D_2001	0.1382	0.1382	.1188308
D_2002	0.6610	0.6610	.6424963
D_2003	0.1008	0.1008	.1050613
D_2004	0.8335	0.8335*	.8247052
D_2005	0.4077	0.4077	.3798603
D_2006	-0.0009	-0.0009	-.0168084

Źródło: Opracowanie własne

W odczuciu społecznym obywateli wielu krajów strefy euro największe natężenie efektów cenowych związanych w wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego miało miejsce w zakresie gastronomii i hotelarstwa. Wyniki badania wskazują, iż krótkookresowe efekty były w tej kategorii usług rzeczywiście istotne. Były one rozłożone na kilka miesięcy wokół wymiany waluty - począwszy od października 2001 r. Kumulacja nastąpiła w styczniu 2002 r., kiedy to efekt cenowy wyniósł średnio około 0,88 pkt. proc. W kolejnych miesiącach nie miała miejsce korekta wzrostów, w związku z czym przyjęcie euro przyczyniło się do wzrostu inflacji w kategorii restauracje i hotele o 0,95 pkt. proc. w 2002 r. Obowiązujące nakazu podwójnej ekspozycji cen okazało się jednak zmniejszać efekty cenowe średnio o 0,3 pkt. proc.

Oszacowania modelu negatywnie weryfikują hipotezę „kosztów menu“, która zgodnie z teorią powinna w szczególności znaleźć potwierdzenie w kategorii „restauracje i hotele“, gdyż ten sektor odznacza się znaczną lepkością cen. Mimo relatywnie dużych efektów krótkookresowych w średnim okresie „gotówkowe“ euro wydaje się nie mieć wpływu na procesy cenowe w tej kategorii usług.

Tabela 5 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii restauracje i hotele

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
restaur_t-1	0.8388**	0.8388**	0.8509
restaur_t-12	-0.0657**	-0.0657**	-0.0579
CPL	0.0001	0.0001	0.0002
CPL$\geq$2002	-0.0026	-0.0026	-0.0029
euro$\geq$2002	0.2862	0.2862	0.2936
nakaz	-0.2923*	-0.2923**	-0.2892
fiscal_stance	-0.0172	-0.0172	-0.0188
oil	-0.0001	-0.0001	-0.0001
NEER_t-6	-0.0001	-0.0001	0.0255
output_gap	0.0217*	0.0217**	0.0221
ulc	0.0371	0.0371	0.0366
cons.	0.6037		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	0.1884	0.1884	0.1866
D_08_2001	0.1167	0.1167	0.1155
D_09_2001	0.0329	0.0329	0.0324
D_10_2001	0.2763*	0.2763*	0.2758
D_11_2001	0.1946*	0.1946*	0.1945
D_12_2001	0.0477	0.0477	0.0431
D_01_2002	0.8797**	0.8797**	0.8971
D_02_2002	0.2451	0.2451	0.2529
D_03_2002	0.4466*	0.4466**	0.4561
D_04_2002	0.1086	0.1086	0.1123
D_05_2002	0.5011*	0.5011**	0.5072
D_06_2002	0.2906**	0.2906**	0.2938

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 6 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii restauracje i hotele

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0001	0.0001	.0001142
CPL_2001	-0.0033	-0.0033	-.0034086
CPL_2002	-0.0041	-0.0041	-.0043023
CPL_2003	-0.0038	-0.0038	-.0042163
CPL_2004	-0.0166*	-0.0166*	-.0168128
CPL_2005	-0.0044	-0.0044	-.0046444
CPL_2006	-0.0013	-0.0013	-.0015208
D_2001	0.4759	0.4759	.4938494
D_2002	0.9535*	0.9535*	.9740724
D_2003	0.5307	0.5307	.5731583
D_2004	1.7160*	1.7160*	1.745763
D_2005	0.3865	0.3865	.4174493
D_2006	0.0686	0.0686	.1039

Źródło: Opracowanie własne

Usługi w zakresie rekreacji i kultury były wymieniane przez Eurostat jako te, w których efekty cenowe wprowadzenia euro należały do największych. Tym niemniej, wyniki badania wskazują, iż ani w krótkim, ani w średnim okresie przyjęcie wspólnej waluty nie przyczyniło się do wzrostu inflacji w tej kategorii.

Tabela 7 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii rekreacja i kultura

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
rekreac_t-1	0.8822**	0.8822**	0.8923
rekreac_t-12	-0.0911**	-0.0911**	-0.0831
CPL	0.0200	0.0200	0.0171
CPL$\geq$2002	-0.0093	-0.0093	-0.0075
euro$\geq$2002	0.9510	0.9510	0.7423
nakaz	0.0545	0.0545	0.0564
fiscal_stance	-0.0562	-0.0562*	-0.0511
oil	-0.0017	-0.0017	-0.0017
NEER_t-6	0.0476	0.0476	0.0480
output_gap	-0.0016	-0.0016	-0.0019
ulc	-0.0003	-0.0003	0.0000
cons.	-1.3538		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
	-0.4046	-0.4046	-0.4135
D_08_2001	-0.0488	-0.0488	-0.0572
D_09_2001	0.0853	0.0853	0.0770
D_10_2001	0.3930	0.3930	0.3808
D_11_2001	-0.2380	-0.2380	-0.2574
D_12_2001	0.3369	0.3369	0.3211
D_01_2002	0.1779	0.1779	0.1761
D_02_2002	0.0779	0.0779	0.0748
D_03_2002	0.2340	0.2340	0.2323
D_04_2002	-0.4259	-0.4259	-0.4299
D_05_2002	0.1992	0.1992*	0.2034
D_06_2002	0.1660	0.1660	0.1700

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 8 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii rekreacja i kultura

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0190	0.0190	.0158384
CPL_2001	-0.0095	-0.0095	-.0073722
CPL_2002	-0.0135	-0.0135	-.0099871
CPL_2003	-0.0023	-0.0023	.0008423
CPL_2004	-0.0120	-0.0120	-.0108262
CPL_2005	-0.0193	-0.0193	-.0170572
CPL_2006	-0.0233	-0.0233	-.0201121
D_2001	1.0980	1.0980	.8623057
D_2002	1.3919	1.3919	.9910185
D_2003	0.4065	0.4065	.0485518
D_2004	1.3144	1.3144	1.14523
D_2005	2.0935	2.0935	1.824992
D_2006	2.3045	2.3045	1.946892

Źródło: Opracowanie własne

Inne wnioski niż w przypadku usług wynikają z oszacowania modelu z dynamiką cen towarów konsumpcyjnych jako zmienną zależną. W okresie po wprowadzeniu wspólnej waluty do obiegu gotówkowego w krajach strefy euro wystąpiły czynniki (nie zawierające się wśród zmiennych kontrolnych), które istotnie oddziaływały w kierunku wzrostu dynamiki cen towarów: w okresie 2002 - 2006 średnio o 1,4 pkt. proc, zaś w poszczególnych latach nawet o ponad 2 pkt. proc. Efekt ten był silniejszy w krajach o niższym względnym poziomie cen.

W krótkim okresie wokół wymiany waluty, efekty cenowe w przypadku cen towarów konsumpcyjnych były nieco większe i bardziej skumulowane w czasie niż dla inflacji HICP. W grudniu 2001 r. przyczyniły się

one do wzrostu inflacji w krajach strefy euro przeciętnie o ponad 0,3 pkt. proc, zaś w pierwszym miesiącu obowiązywania nowej waluty - o około 0,76 pkt. proc. Podobnie jak w przypadku inflacji HICP nakaz podwójnej ekspozycji cen okazał się skutecznym instrumentem ograniczającym inflację towarów - średnio o 0,18 pkt. proc.

Tabela 9 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii towarów konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
goods_t-1	0.8661**	0.8661**	0.8762
goods_t-12	-0.0854**	-0.0854**	-0.0816
CPL	-0.0056	-0.0056	-0.0056
CPL≥2002	-0.0138**	-0.0138**	-0.0139
euro≥2002	1.4151**	1.4151**	1.4496
nakaz	-0.1831*	-0.1831*	-0.1839
fiscal_stance	-0.0361*	-0.0361*	-0.0357
oil	0.0025**	0.0025**	0.0025
NEER_t-6	-0.0335	-0.0335	-0.0342
output_gap	0.0254*	0.0254**	0.0246
ulc	0.0335**	0.0335**	0.0335
cons.	0.8690		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	-0.2112	-0.2112	-0.2102
D_08_2001	-0.0057	-0.0057	-0.0009
D_09_2001	0.0227	0.0227	0.0274
D_10_2001	0.1323	0.1323	0.1384
D_11_2001	-0.1089	-0.1089	-0.1018
D_12_2001	0.3132*	0.3132**	0.3279
D_01_2002	0.7573**	0.7573**	0.7532
D_02_2002	-0.0343	-0.0343	-0.0442
D_03_2002	-0.0823	-0.0823	-0.0895
D_04_2002	0.1842	0.1842	0.1771
D_05_2002	-0.4067**	-0.4067**	-0.4171
D_06_2002	-0.2218	-0.2218*	-0.2246

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 10 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii towarów konsumpcyjnych

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	-0.0049	-0.0049	-.0047324
CPL_2001	-0.0026	-0.0026	-.0027489
CPL_2002	-0.0098**	-0.0098**	-.009966
CPL_2003	-0.0124**	-0.0124**	-.0125526
CPL_2004	-0.0256**	-0.0256**	-.0257191
CPL_2005	-0.0216**	-0.0216**	-.0217259
CPL_2006	-0.0204**	-0.0204**	-.0204517
D_2001	0.4767	0.4767	.4965221
D_2002	1.1723**	1.1723**	1.198171
D_2003	1.3375**	1.3375**	1.352329
D_2004	2.6168**	2.6168**	2.634189
D_2005	2.2292**	2.2292**	2.254472
D_2006	2.1723**	2.1723**	2.192516

Źródło: Opracowanie własne

Średniookresowych efektów cenowych, które wystąpiły w przypadku zagregowanej kategorii towarów, nie odnotowano w dla żywności. Niemniej, miały one miejsce w 2001 i 2003 r., przy czym poziom cen względnych nie odgrywał wtedy istotnej roli.

Odnosnie do efektów krótkookresowych, w przypadku cen żywności wystąpił bardzo silny „efekt stycznia” - przyjęcie euro przyczyniło się wtedy do wzrostu dynamiki cen średnio o 1,1 pkt. proc. Jest to spójne z wynikami badań wskazującymi, że zaokrąglenia cen mogą prowadzić do istotnego wzrostu inflacji w przypadku produktów o niskiej cenie jednostkowej, a do tej kategorii zaliczanych jest wiele produktów żywnościowych. Tym niemniej już w kolejnym miesiącu nastąpiła istotna korekta inflacji tej kategorii na poziomie 0,33 pkt. proc. Nakaz podwójnej ekspozycji cen okazał się tym razem nieskutecznym narzędziem ograniczania nieuzasadnionych fundamentami wzrostów cen.

Tabela 11 Wyniki estymacji modelu z efektami krótkookresowymi dla kategorii żywności

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
food_t-1	0.9233**	0.9233**	0.9315
food_t-12	-0.0928**	-0.0928**	-0.0900
CPL	0.0009	0.0009	0.0008
CPL $\geq$ 2002	-0.0103	-0.0103	-0.0104
euro $\geq$ 2002	1.0006	1.0006	1.0324
nakaz	-0.1981	-0.1981	-0.1981
fiscal_stance	-0.0343*	-0.0343**	-0.0338
oil	-0.0009	-0.0009	-0.0009
NEER_t-6	-0.0187	-0.0187	-0.0187
output_gap	0.0439**	0.0439**	0.0442
ulc	0.0548**	0.0548**	0.0546
cons.	0.2087		

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
D_07_2001	0.0367	0.0367	0.0350
D_08_2001	-0.0945	-0.0945	-0.0967
D_09_2001	0.3039*	0.3039*	0.3039
D_10_2001	0.2216	0.2216	0.2208
D_11_2001	-0.3993	-0.3993*	-0.4010
D_12_2001	0.1240	0.1240	0.1266
D_01_2002	1.1286**	1.1286**	1.1112
D_02_2002	-0.3266**	-0.3266**	-0.3506
D_03_2002	-0.3578	-0.3578*	-0.3788
D_04_2002	-0.4544	-0.4544*	-0.4704
D_05_2002	-0.3400	-0.3400	-0.3510
D_06_2002	-0.2704	-0.2704	-0.2751

Źródło: Opracowanie własne

Tabela 12 Wyniki estymacji modelu z efektami średniookresowymi dla kategorii żywności

	LSDV_robust	GMM_robust	LSDVC
CPL	0.0102	0.0102	.0096693
CPL_2001	-0.0079	-0.0079*	-.0076296
CPL_2002	-0.0141	-0.0141	-.0143331
CPL_2003	-0.0186	-0.0186*	-.0183953
CPL_2004	-0.0191	-0.0191	-.0189397
CPL_2005	-0.0167	-0.0167	-.0166561
CPL_2006	-0.0159	-0.0159	-.0157125
D_2001	1.2888*	1.2888**	1.252746
D_2002	1.7026	1.7026*	1.708786
D_2003	2.1138*	2.1138*	2.080603
D_2004	1.7771	1.7771	1.749557
D_2005	1.5905	1.5905	1.594827
D_2006	1.7006	1.7006*	1.681655

Źródło: Opracowanie własne

Podsumowanie

Przed wprowadzeniem wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro powszechnie uznawano, że wydarzenie to będzie neutralne dla gospodarki w krótkim okresie ze względu na jego pełną przewidywalność i nominalny charakter. Jednak zaobserwowane po wymianie walut zjawiska okazały się przeczyć tym przewidywaniom. Głównym problemem w owym okresie był wzrost postrzeganej przez społeczeństwo inflacji znacznie przekraczający oficjalną dynamikę wskaźnika. Zjawisko to stało się przedmiotem ożywionego dyskursu w mediach, a jego występowanie zostało potwierdzone przez większość badań.

Powstanie omawianej rozbieżności może być rezultatem obciążenia oficjalnych statystyk lub błędów percepcji jednostek. Pierwsza hipoteza została zanegowana przez większość badań, zaś druga jest w dużym stopniu prawdopodobna ze względu na specyficzne dla okresu wokół wymiany waluty ruchy cen. W owym okresie wzrost cen był skoncentrowany w wybranych sektorach i dotyczył głównie towarów i usług najczęściej nabywanych, które mają nieproporcjonalny w stosunku do rzeczywistego udziału w wydatkach wpływ na percepcję konsumentów. Co więcej, częstotliwość zmian cen w gospodarce była wyższa niż w latach przed wprowadzeniem euro i mimo, iż zmiany te były symetryczne w dół i w górę w zakresie skali i częstości, doprowadziły do wzrostu postrzeganej inflacji. Wynika to z faktu, że wzrosty cen o tej samej wielkości bezwzględnej co spadki są postrzegane jako większe (teoria perspektywy).

Istotnym pytaniem w tym kontekście jest, jak dużą część obserwowanego wzrostu cen można przypisać czynnikom związanym z wymianą waluty. Według szacunków Eurostatu (2003) wpływ wprowadzenia euro do obiegu gotówkowego na ogólny poziom cen w gospodarkach państw członkowskich był nieznaczny.

W 2002 r. wskaźnik inflacji HICP w ujęciu rocznym wyniósł w strefie euro 2,3%, z czego 0,12 do 0,29 pkt. proc. można przypisać efektom związanym z wprowadzeniem euro do obiegu gotówkowego (Eurostat, 2003). W największym stopniu wymiana waluty przyczyniła się do wzrostu cen w sektorze usług, w tym przede wszystkim w zakresie usług gastronomicznych, fryzjerskich czy związanych ze sportem, rekreacją i kulturą. Do pewnego stopnia wprowadzenie euro przyczyniło się również do wzrostu cen żywności. W literaturze sformułowano szereg hipotez odnośnie do przyczyn zaistniałych efektów, m. in. (1) przeniesienie kosztów wymiany na konsumentów, (2) zaokrąglenia do tzw. cen atrakcyjnych, (3) koordynacja oczekiwań przedsiębiorców, (4) koncentracja dostosowań cenowych w okresie obligatoryjnej wymiany cenników (hipoteza „kosztów menu“).

Powstanie rozbieżności między inflacją i jej percepcją było nie tylko problemem społecznym, ale również gospodarczym. Ze względu na niedoszacowanie własnej siły nabywczej konsumenci podejmowali suboptymalne decyzje konsumpcyjne, skutkujące zmniejszeniem popytu w skali całej gospodarki. Wyniki wielu badań wskazują jednak, że poprzez zastosowanie odpowiednich rozwiązań instytucjonalnych możliwe jest zminimalizowanie efektów wprowadzenia euro, zarówno w zakresie społecznej percepcji inflacji, jak i rzeczywistych wzrostów cen. Do działań tych należą: (1) efektywna komunikacja władz ze społeczeństwem, (2) okres podwójnej ekspozycji cen oraz (3) porozumienia cenowe władz z przedsiębiorcami.

Celem zaprezentowanego w niniejszym artykule badania empirycznego była weryfikacja hipotez w zakresie wpływu wprowadzenia wspólnej waluty do obiegu gotówkowego na zmiany w poziomie cen krajów strefy euro. Jego wyniki wskazują, iż w średnim okresie wprowadzenie wspólnej waluty do obiegu gotówkowego krajów strefy euro nie doprowadziło do przyspieszenia dynamiki ogólnego poziomu cen (mierzonego inflacją HICP) w stosunku do pozostałych krajów Unii Europejskiej. Brak średniookresowego wpływu zanotowano również w przypadku dynamiki cen usług, przy czym w ramach kategorii restauracje i hotele w niektórych latach po wymianie (rok 2002 i 2004) ceny rosły szybciej niż średnio w grupie kontrolnej. W przypadku towarów konsumpcyjnych począwszy od 2002 roku miało miejsce istotne przyspieszenie dynamiki cen w strefie euro, którego nie można wytłumaczyć czynnikami fundamentalnymi. W przypadku żywności trwały wzrost dynamiki cen nie nastąpił, jednak w niektórych latach wokół wymiany (rok 2001 i 2003) efekty cenowe były istotne.

Wprowadzenie euro nie przyczyniło się do przyspieszenia procesu konwergencji ogólnego poziomu cen w ramach krajów członkowskich w porównaniu do krajów, które wspólnej waluty nie wprowadziły. Wyjątek stanowiła jednak kategoria towarów konsumpcyjnych, w przypadku której wyższej dynamiki cen po wymianie waluty doświadczały kraje o niższym poziomie cen. Może być to efektem większej przejrzystości cen i redukcji ryzyka kursowego po przyjęciu przez kraje strefy euro wspólnej waluty, co mogło doprowadzić do nasilenia arbitrażu cenowego. Nie odnotowano natomiast przyspieszenia konwergencji nominalnej w zakresie cen usług.

We wszystkich analizowanych kategoriach koszyka HICP z wyjątkiem rekreacji i kultury miały miejsce istotne krótkookresowe efekty cenowe. W niektórych przypadkach pewne wzrosty dynamiki cen

odnotowano jeszcze w miesiącach poprzedzających wymianę waluty. Tym samym hipoteza kosztów menu nie znalazła potwierdzenia w danych empirycznych - nawet w przypadku kategorii restauracje i hotele. W większości przypadków największe natężenie efektów cenowych miało miejsce w styczniu 2002 roku (wyjątek stanowiły usługi, w przypadku których efekty cenowe były bardziej rozłożone w czasie). W miesiącu tym kraje strefy euro doświadczyły w stosunku do pozostałych krajów UE dynamiki cen wyższej o około 0,6 pkt. proc. w przypadku inflacji HICP, o 0,76 pkt. proc. w przypadku cen towarów konsumpcyjnych, o 1,1 pkt. proc. w zakresie żywności i około 0,9 w kategorii restauracje i hotele. W przypadku niektórych kategorii - głównie żywności - w kolejnych miesiącach po wymianie waluty miała miejsce korekta początkowych wzrostów cen.

Ważnym wnioskiem z badania jest skuteczność nakazu podwójnej ekspozycji cen w zapobieganiu nieuzasadnionym wzrostom cen na poziomie zagregowanego wskaźnika inflacji oraz niektórych jego kategorii (towary konsumpcyjne oraz w ramach usług - w kategorii restauracje i hotele). Pozytywne doświadczenia związane z tym instrumentem znalazły odzwierciedlenie w jego powszechnym stosowaniu przez wszystkie kraje, które przyjmowały euro po 2002 r. Nowe kraje członkowskie wprowadziły także wiele innych rozwiązań w okresie zamiany waluty narodowej na euro, mających na celu lepsze informowanie społeczeństwa o skutkach tej decyzji i zapobieganie nadużyciom cenowym. W rzeczywistości, omawiany w niniejszym opracowaniu problem rozbieżności pomiędzy postrzeganą inflacją a faktycznym wzrostem cen wystąpił w nowych krajach członkowskich w znacznie mniejszym stopniu niż w 2002 r. Podkreśla to potrzebę umiejętnego korzystania z doświadczeń naszych poprzedników na drodze Polski do strefy euro.

Literatura

- Adriani F., Marini G., Scaramozzino P. (2006):** *The Inflationary Consequences of a Currency Changeover on the Catering Sector: Evidence from the Michelin Red Guide*, University of London, Centre for Financial and Management Studies Discussion Paper, (64).
- Allington N., Kattuman P., Waldmann F. (2005):** *One Market, One Money, One Price?*, International Journal of Central Banking.
- Álvarez J.J., Jareño J. (2001):** *Implications of the conversion of prices into euro for inflation*, Banco de España Economic Bulletin.
- Anderson T., Hsiao C. (1981):** *Estimation of Dynamic Models with Error Components*, Journal of the American Statistical Association, (76), str. 598–606.
- Anderton R., Baldwin R., Taglioni D. (2003):** *The Impact of Monetary Union on Trade Prices*, ECB Working Paper Series, (238).
- Angelini P., Lippi F. (2005):** *Did Inflation Really Soar after the Euro Cash Changeover? Indirect Evidence from ATM Withdrawals*, Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series, (4950).
- Angeloni I., Aucremanne L., Ciccarelli M. (2006):** *Price setting and inflation persistence. Did EMU matter?*, ECB Working Paper Series.
- Arellano M., Bond S. (1991):** *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations*, Review of Economic Studies, (58), str. 277–297.
- Attal-Toubert K., de Belleville L.M., Pluysaud B. (2002):** *The Short-term Impact on Prices of the Euro Cash Changeover*, Banque de France Bulletin Digest, (107).
- Aucremanne L., Collin M., Stragier T. (2007):** *Assessing the Gap between Observed and Perceived Inflation in the Euro Area: Is the Credibility of the HICP at Stake?*, NBB Working Paper Series, (112).
- Aucremanne L., Cornille D. (2001):** *Attractive Prices and Euro-rounding Effects on Inflation*, NBB Working Paper Series, (17).
- Baumgartner J., Glatzer E., Rumler F., Stiglbauer A. (2005):** *How Frequently do Consumer Prices Change in Austria? Evidence from Micro CPI Data*, ECB Working Paper Series, (523).
- Baye M., Gatti R., Kattuman P., Morgan J. (2002):** *Online pricing and the Euro Changeover: Cross-Country Comparisons*, University of Cambridge Research Papers in Management Studies, (17).
- Blundell R., Bond S. (1998):** *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, (87), str. 115–143.

- Bond S., Hoeffler A., Temple J. (2001):** *GMM Estimation of Empirical Growth Models*, CEPR Discussion Papers, (3048).
- Brachinger H. (2006):** *Euro or "Teuro"?: The Euro-induced Perceived Inflation in Germany*, University of Fribourg Department of Quantitative Economics Working Paper Series, (5).
- Bruno G. (2005):** *Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individuals*, Università Bocconi Centre for Research on Innovation and Internationalisation Working Paper, (165).
- Bundesbank D. (2004):** *The euro and prices two years on*, Monthly Report, 1(56).
- Cestari V., Del Giovane P., Rossi-Arnaud C. (2007):** *Memory for prices and the euro cash changeover: An analysis for cinema prices in Italy*, Banca d'Italia Servizio Studi, (619).
- Del Giovane P., Sabbatini R. (2006):** *Perceived and Measured Inflation after the Launch of the Euro: Explaining the Gap in Italy*, *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 65(2), str. 155–192.
- Del Giovane P., Sabbatini R. (red.) (2008):** *The Euro, Inflation and Consumers' Perceptions. Lessons from Italy*, Springer.
- Del Missier F., Bonini N., Ranyard R. (2007):** *The Euro Illusion in Consumers Price Estimation: An Italian-Irish Comparison in the Third Year of the Euro*, *Journal of Consumer Policy*.
- Döhring B., Mordonu A. (2007):** *What drives inflation perceptions? A dynamic panel data analysis*, *European Economy Economic Papers*, (284).
- Dias F., Duarte C., Rua A. (2007):** *Inflation (Mis)perceptions in the Euro Area*, Banco de Portugal Working Paper Series, (15).
- Dziuda W., Mastrobuoni G. (2005):** *The Euro Changeover and Its Effects on Price Transparency, and Inflation. Mission Euro, Mission Accomplished!*, *International Finance*.
- Ehrmann M. (2006):** *Rational Inattention, Inflation Developments and Perceptions after the Euro Cash Changeover*, ECB Working Paper Series, (588).
- Eife T. (2006):** *Price Setting Behaviour and Price Setting Regulations at the Euro Changeover*, Bank of Estonia Working Paper Series, (6).
- Engel C., Rogers J. (2004):** *European product market integration after the euro*, *Economic Policy*, str. 347–384.
- Ercolani M., Dutta J. (2006):** *The Euro-changeover and Euro-inflation: Evidence from EuroStat's HICP*, University of Birmingham Department of Economics Discussion Paper Series.

- Eurostat (2003):** *Euro-indicators news release.*
- Fluch M., Stix H., Rumler F. (2007):** *The Development of Euro Prices - Subjective Perception and Empirical Facts*, Monetary Policy and the Economy, str. 55–84.
- Folkertsma C. (2001):** *The Euro and Psychological Prices: Simulations of the Worst-Case Scenario*, De Nederlandsche Bank Staff Reports, (71).
- Folkertsma C., van Renselaar C., Stokman A. (2002):** *Smooth euro changeover, higher prices? Results of a survey among Dutch retailers*, De Nederlandsche Bank Research Memorandum, (682).
- Gaiotti E., Lippi F. (2004):** *Pricing behavior and the introduction of the euro: evidence from a panel of restaurants in Italy*, Giornali degli Economisti e Annali di Economia, (63), str. 491–526.
- Glatzer E., Rumler F. (2007):** *Price Setting in Austria before and after the Euro Cash Changeover: Has Anything Changed in the Last Five Years?*, Monetary Policy and the Economy, str. 85–99.
- Hobijn B., Ravenna F., Tambalotti A. (2004):** *Menu Costs at Work: Restaurant Prices and the Introduction of the Euro*, Federal Reserve Bank of New York Staff Report, (195).
- Hurwicz L. (1950):** *Statistical Inference in Dynamic Economic Models, Least Squares Bias in Time Series*, Wiley: New York.
- Im K., Pesaran M., Shin Y. (2003):** *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, Journal of Econometrics, (115), str. 53–74.
- Kiviet J. (1995):** *On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, (68), str. 53–78.
- Komisja Europejska (2006):** *The EU economy: 2006 review. Adjustment dynamics in the euro area - Experiences and challenges.*
- Krug G., Herzog B., Schwarze J., Wundt C. (2006):** *Welfare Effects of the Euro Cash Changeover*, German Institute for Economic Research Discussion Paper Series, (646).
- Lamla M., Rupperecht S. (2007):** *The Role of Media for Consumers' Inflation Expectation Formation*, Bank of Finland Working Papers.
- Levin A., Lin C., Chu C. (2002):** *Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties*, Journal of Econometrics, (108), str. 1–24.
- Marini G., Piergallini A., Scaramozzino P. (2004):** *Inflation Bias after the Euro: Evidence from the UK and Italy*, University of London Centre for Financial and Management Studies Discussion Paper Series, (50).

- Mastrobuoni G. (2004):** *The Effects of the Euro-Conversion on Prices and Price Perceptions*, CEPS Working Paper Series, (101).
- Mathä T. (2003):** *What to Expect of the Euro? Analysing Price Differences of Individual Products in Luxembourg and its Surrounding Regions*, Banque Centrale du Luxembourg Working Paper Series, (8).
- Nickell S. (1981):** *Biases in Dynamic Models with Fixed Effects*, *Econometrica*, (49), str. 1417–1426.
- Nordhaus W. (1998):** *Quality Changes in Price Indexes*, *Journal of Economic Perspectives*, str. 59–68.
- Rozkrut M., Jakubik J., Konopczak K. (2008):** *Efekty zaokrągleń cen w Polsce po wprowadzeniu euro do obiegu gotówkowego*, w: Raport o korzyściach i kosztach pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w III etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, BISE, Narodowy Bank Polski.
- Santos D., Evangelista R., Nascimento T., Coimbra C. (2001):** *Conversion of prices from escudos into euro: quantitative estimate of its effect on the CPI*, Banco de Portugal Economic Bulletin.
- Stix H. (2006):** *Perceived Inflation and the Euro: Why High? Why Persistent?*, praca prezentowana na 81 konferencji WEAI w San Diego.

Aneks

Podsumowanie przedmiotu, metodyki oraz wniosków płynących z badań, przytoczonych w opracowaniu

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Adriani, Marini, Scaramozzino (2006)	Analiza przyczyn efektów cenowych w sektorach gastronomicznych krajów strefy po wprowadzeniu euro.	Model rynku gastronomicznego z niedoskonałą informacją, segmentacją i brakiem dyskryminacji klientów.	2000 - 2003	Francja, Niemcy, Włochy;	Istotny wpływ wprowadzenia euro na inflację w sektorze gastronomicznym w ramach strefy. Większe tempo wzrostu w restauracjach zorientowanych na turystów. W lokalach dla mieszkańców efekty tymczasowe.
Allington, Kattuman, Waldmann (2005)	Badanie zjawiska konwergencji poziomu cen w krajach strefy po wprowadzeniu euro.	Badanie dyspersji współczynnikami zmienności. Podejście difference -in-difference.	1995 - 2002	kraje Unii Europejskiej bez Grecji	Trend spadkowy w zakresie dyspersji w całej UE w analizowanym okresie. Brak istotnej różnicy w konwergencji w ramach strefy po wprowadzeniu euro w porównaniu do pozostałych krajów UE.
Anderton, Baldwin, Taglioni (2003)	Badanie wpływu utworzenia unii monetarnej na politykę cenową przedsiębiorstw na różnych rynkach (zjawisko pricing-to-market).	Model partial equilibrium rynku monopolistycznego. Model TAR.	1975 - 1995	kraje „bloku marki”	Różnica między zyskami przedsiębiorstwa przy różnym stopniu segmentacji jest funkcją zmienności kursu walutowego. Stworzenie unii monetarnej może skutkować zmianą strategii cenowej przedsiębiorstw.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Angelini, Lippi (2005)	Badanie wiarygodności oficjalnego wskaźnika inflacji na podstawie danych dotyczących zagregowanej wielkości wydat z bankomatów.	Analiza regresji liniowej.	1993 - 2003	Włochy	Brak istotnej różnicy między popytem na pieniądź przed i po wprowadzeniu euro. Brak podstaw do kwestionowania oficjalnych statystyk inflacji.
Angeloni, Aucremann, Ciccarelli (2006)	Wpływ przyjęcia wspólnej waluty na mechanizmy wyznaczania cen przez przedsiębiorstwa oraz inercję inflacji.	Hybrydowa krzywa Phillipsa. Model ze zmiennymi parametrami.	1994 - 2003	Hiszpania, Niemcy, Francja, Włochy, Belgia, Austria	Ustanowienie unii monetarnej nie miało żadnego wpływu na mechanizmy ustalania cen i stopień inercji inflacji - integracja rynków miała miejsce przed jej utworzeniem. Potwierdzenie hipotezy „kosztów menu”.
Aucremann, Collin, Stragier (2007)	Weryfikacja hipotezy o załamaniu po wprowadzeniu euro długookresowej relacji łączącej postrzeganą i oficjalną inflację.	Panelowe testy pierwiastka jednostkowego.	1996 - 2005	strefa euro	Przed wprowadzeniem nowej waluty różnica między rzeczywistą inflacją a jej percepcją była stacjonarna. W maju 2002 roku nastąpiło załamanie relacji długookresowej.
Aucremann, Cornille (2001)	Symulacja najgorszego możliwego scenariusza w zakresie wpływu zaokrąglania cen po wymianie waluty na wskaźnik inflacji w Belgii.	Identyfikacja cen atrakcyjnych za pomocą procedury zaproponowanej przez Folkertsma (rolling 75% percentile).	2000 - 1992	Belgia	72% cen uznano za atrakcyjne. Wpływ zjawiska zaokrąglania na wskaźnik CPI oszacowano maksymalnie na 0,72%, ale małe szanse na realizację tego scenariusza.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Baumgartne, Glatzer, Rumler, Stiglbauer (2005)	Analiza wpływu wprowadzenia euro na stopień nominalnej sztywności cen w Austrii.	Analiza przeżycia. Estymacji funkcji przeżycia i funkcji ryzyka metodą Kaplan-Meiera.	1996 - 2003	Austria	Wokół daty wymiany waluty średnio częstsze, ale mniejsze zmiany cen konsumpcyjnych. Wzrosty i spadki symetryczne - stąd brak wpływu na wskaźnik inflacji.
Baye, Gatti, Kattuman, Morgan (2002)	Weryfikacja hipotezy o wpływie wspólnej waluty na konwergencję cen handlu internetowego.	Porównanie charakterystyk rozkładów cen przed i po wprowadzeniu euro w podziale na kraje strefy i pozostałe kraje UE. Analiza regresji liniowej.	2001 - 2002	Włochy, Francja, Holandia, Hiszpania	Brak konwergencji cen. Model teoretyczny przewiduje, że większa transparentność cen może powodować większą trwałość zmów cenowych ze względu na łatwiejszą obserwację ich złamania.
Brachinger (2006)	Alternatywne podejście do mierzenia postrzeganej inflacji, oparte na teorii perspektywy Kahnemana i Tverskiego.	Wskaźnik postrzeganej inflacji (IPI) skonstruowany według metody Laspeyresa, uogólnionej zgodnie z zasadami teorii perspektywy.	1996 - 2002	Niemcy	Efekty cenowe obserwowane w okresie wprowadzania euro - przypisywane temu wydarzeniu - są wynikiem korekty po wojnach cenowych na rynku handlu detalicznego z lat 1999-2000.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Caporale, K Kontonikas (2006)	Weryfikacja hipotezy o powstaniu na skutek działalności EBC mniej inflacyjnego środowiska, skutkującego zmniejszeniem poziomu inflacji w krajach strefy euro.	Model GARCH. Filtry Kalmana.	1973 - 2004	strefa euro	Brak konwergencji tempa wzrostu cen i spadku inercji inflacji po wprowadzeniu euro. Po utworzeniu EBC spadek średniej inflacji zwiększa niepewność ze względu na groźbę deflacji.
Cestari, Del Giovane, Rossi-Arnaud (2007)	Weryfikacja hipotezy o psychologicznych determinantach rozbieżności między postrzeganą a oficjalną inflacją po wprowadzeniu euro.	Analiza danych ankietowych. Analiza wariancji. Analiza regresji.	2006	Włochy	Ujemne obciążenie zapamiętanej przez respondentów ceny sprzed wymiany waluty. Istotność wpływu wieku i adaptacji do nowej waluty na wielkość obciążenia.
Del Giovane, Sabbatini (2006)	Identyfikacja czynników, odpowiedzialnych za powstanie po wprowadzeniu euro rozbieżności między oficjalną i postrzeganą inflacją.	Analiza regresji liniowej.	1997 - 2003	Włochy	Istotność wskaźnika zmian cen często nabywanych dóbr i usług, dyspersji rozkładu zmian cen oraz natężenia dyskursu w mediach w tłumaczeniu zmienności percepcji inflacji.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Del Missier, Bonini, Ranyard (2007)	Badanie wpływu nominalnego kwotowania cen na sposób ich postrzegania przez konsumentów.	Analiza danych sondażowych. Analiza wariancji.	2004	Irlandia, Włochy	Silny efekt „iluzji euro” wśród włoskich konsumentów i brak efektu wśród Irlandczyków ze względu na znaczną różnicę w stopniu adaptacji do nowej waluty.
Dias, Duarte, Rua (2007)	Badanie wpływu wprowadzenia euro na relację pomiędzy oficjalną a postrzeganą inflacją w krajach strefy.	Kwantyfikacja danych dotyczących postrzeganej inflacji procedurą opartą na metodzie Carlsona i Parkina. Analiza kointegracji.	1991 - 2006	strefa euro	Brak załamania w relacji kointegrującej inflacji i jej percepcji po wprowadzeniu wspólnej waluty. Użycie balance statistics dla okresu, w którym inflacja nie była stabilna, spowodowało przekonanie o rozbieżności.
Döhring, Mordonu (2007)	Weryfikacji hipotez dotyczących rozbieżności między oficjalną i postrzeganą inflacją w krajach strefy euro po wprowadzeniu wspólnej waluty.	Dynamiczny model panelowy. Panelowe testy pierwiastka jednostkowego. Systemowy estymator uogólnionej metody momentów.	1997 - 2007	strefa euro	Zwiększenie poziomu percepcji i stopnia ich inercji po wprowadzeniu euro. Odrzucenie hipotezy o większym wpływie na percepcję ruchów cen dóbr często nabywanych niż wskaźnika CPI.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Dziuda, Mastrobuoni (2005)	Badanie przyczyn procesów cenowych po wprowadzeniu euro, które przełożyły się na wzrost postrzeganej inflacji.	Model konkurencji Bertrand z niedoskoną informacją i racjonalnych konsumentach. Podejście difference -in-difference. Model z parametrami zmiennymi w czasie.	1997 - 2002	strefa euro	Efekty cenowe wprowadzenia euro większe dla tańszych produktów, mniejsze na rynkach o większym stopniu koncentracji i większe w krajach z większymi trudnościami w adaptacji społeczeństwa do euro.
Ehrmann (2006)	Badanie wpływu stopnia „złożoności” kursu waluty narodowej do euro oraz nakazu podwójnego kwotowania na natężenie efektów cenowych.	Model z jednostkami o ograniczonych możliwościach przetwarzania informacji. Model panelowy.	1995 - 2004	strefa euro	„Złożoność” kursu i polityka rządu są istotne w tłumaczeniu zróżnicowania poziomów inflacji między krajami w kategorii żywność i ubrania. Konsumentów są mniej skłonni do konwersji cen tych artykułów, co może zostać wykorzystane przez producentów.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Eiße (2006)	Badanie przyczyn heterogeniczności w zakresie efektów cenowych wprowadzenia euro w różnych krajach i sektorach. Analiza zastosowanych środków zapobiegawczych.	Analiza regresji liniowej	1996 - 2005	strefa euro	Różnice w regulacjach prawnych tłumaczą zróżnicowanie wpływu wprowadzenia euro na inflację. W krajach, które wprowadziły obowiązek podwójnego kwotowania wpływ był nieistotny lub niewielki, zaś w pozostałych krajach duża dyspersja wpływu.
Engel, Rogers (2004)	Badanie wpływu wprowadzenia euro na integrację rynku dóbr. Weryfikacja hipotezy o konwergencji poziomów cen w krajach strefy.	Analiza regresji liniowej.	1990 - 2003	strefa euro	Zmniejszenie dyspersji cen w całej UE w analizowanym okresie (głównie na początku lat 90). Utworzenie strefy euro nie przyczyniło się do integracji rynku dóbr.
Ercolani, Dutta (2006)	Weryfikacja hipotezy o nagłym zwiększeniu się ogólnego poziomu cen w krajach strefy na skutek wprowadzenia euro. Badanie społeczno - demograficznych determinant wzrostu percepcji inflacji po wprowadzeniu euro.	Model SUR.	1995 - 2005	strefa euro	Efekt wprowadzenia euro łącznie istotny dla strefy, a w przypadku pozostałych krajów UE – nieistotny. Negatywna weryfikacja hipotezy „kosztów menu”.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Fluch, Stix, Rumler (2007)	Badanie społeczno - demograficznych determinant wzrostu percepcji inflacji po wprowadzeniu euro.	Analiza regresji liniowej.	2002 - 2006	Austria	Istotne w tłumaczeniu wzrostu percepcji są: negatywny stosunek wobec euro, trudności adaptacyjne, słaba wiedza z zakresu ekonomii.
Folkertsma (2001)	Oszacowanie potencjalnego wpływu zaokrąglania cen do atrakcyjnych na holenderski indeks CPI i HICP.	Procedura wyboru cen atrakcyjnych, oparta porównaniu częstości występowania cen relatywnie do cen sąsiednich.	2001	Holandia	W przypadku zaokrąglania wszystkich cen "atrakcyjnych" wskaźnik CPI zwiększy się o 0,7 pkt. proc., jednak realizacja najgorszego scenariusza jest mało prawdopodobna.
Folkertsma, van Renselaar, Stokman (2002)	Badanie determinant decyzji indywidualnych przedsiębiorców dotyczących zmian cen po wprowadzeniu euro.	Analiza danych ankietowych. Analiza regresji liniowej.	2002	Holandia	Wielkość zwwyżek po wprowadzeniu euro mniejsza w przypadku sklepów dobrowolnie stosujących podwójne kwotowanie. Zwyżki w dużym stopniu związane ze wzrostem kosztów stałych (przede wszystkim płac).
Gaiotti, Lippi (2004)	Weryfikacja hipotez dotyczących przyczyn efektów cenowych wprowadzenia euro w sektorze gastronomicznym.	Model panelowy z próbą cenzurowaną. Dwustopniowa procedura Heckmana.	1998 - 2004	Włochy	Pozytywna weryfikacja hipotezy „kosztów menu” i hipotezy o wpływie struktury rynku na zmiany cen (zmowy cenowe przy mniejszej przejrzystości cen).

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Glatzer, Rumler (2007)	Badanie wpływu wprowadzenia euro na trajektorie cen w Austrii.	Analiza przeżycia.	1996 - 2006	Austria	Wzrost częstotliwość zmian cen po wprowadzeniu euro, ale symetryczność wzrostów i spadków. Dobre przewencyjne działania środków prawnych.
Hobijn, Ravenna, Tambalotti (2004)	Badanie determinant efektów cenowych w sektorach gastronomicznych strefy po wprowadzeniu euro.	Neokenesowskie modele partial equilibrium; kalibracja parametrów.	brak	brak	Pozytywna weryfikacja hipotezy "kosztów menu". W przypadku "lepkości" cen wprowadzenie nowej waluty nie jest wydarzeniem neutralnym, jednak efekty cenowe można zmniejszyć, pozwalając na dłuższe okresy przejściowe, w których firmy mogą zmieniać walutę.
Krug, Herzog, Schwarze, Wundt (2006)	Badanie efektów wprowadzenia euro na subiektywne zadowolenie (well-being) gospodarstw domowych.	Estymacja difference-in-difference. Model logitowy.	2001 - 2003	Niemcy	Wyraźny spadek satysfakcji po wprowadzeniu euro w Niemczech w porównaniu z Wielką Brytanią. Większe zadowolenie wśród zaadaptowanych do euro jednostek.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Lamla, Rupprecht (2007)	Badanie wpływu dyskursu medialnego dotyczącego inflacji na kształtowanie się oczekiwań inflacyjnych.	Analiza regresji liniowej.	1998 - 2006	Niemcy	Dyskurs medialny po wprowadzeniu euro doprowadził do zwiększenia oczekiwań nieproporcjonalnie w stosunku do prognoz eksperckich. Ludzie starsi i lepiej wykształceni są bardziej odporni na ten wpływ, zaś ludzie o wyższych dochodach - mniej.
Łyziak (bdw)	Badanie wpływu zmian poziomu cen dóbr często nabywanych na percepcję inflacji w Polsce.	Współczynnik korelacji liniowej i rangowej.	2001 - 2006	Polska	Okolo 2004 roku konsumenci zmienili punkt odniesienia z oficjalnej inflacji na wskaźnik cen dóbr często nabywanych ze względu na efekty cenowe po wejściu Polski do UE.
Marini, Piergallini, Scaramozzino (2004)	Badanie przyczyn powstania rozbieżności między postrzeganą a oficjalną inflacją po wprowadzeniu euro.	Zaproponowane przez Nordhousa badanie obciążenia wskaźnika inflacji przez porównanie zmian mediany dochodów i zmian postrzeganej przez gospodarstwa domowe własnej sytuacji finansowej.	1990 - 2004	Włochy	Brak obciążenia wskaźnika we Włoszech przed wprowadzeniem euro. Od stycznia 2002 roku wskaźnik HICP był niższy od rzeczywistej inflacji o co najmniej 6%. Brak podobnych efektów dla Wielkiej Brytanii.

Autorzy	Przedmiot badania	Metodologia	Okres	Kraje	Wnioski
Mastrobuoni (2004)	Badanie wpływu przyjęcia nowej waluty na inflację i percepcję inflacji w krajach strefy euro.	Model zachowania konsumentów w warunkach niepełnej informacji. Model ze zmiennymi parametrami.	1985 - 2003	strefa euro	Dodatnia korelacja poziomu inflacji ze stopniem adaptacji do nowej waluty i ujemna ze stopniem koncentracji rynku. Ze względu na ograniczone zdolności kognitywne konsumentów wprowadzenie nowej waluty stanowi dla firm okazję do wzrostu cen.
Mathä (2003)	Badanie wpływu wprowadzenia wspólnej waluty na dyspersję cen w sąsiadujących regionach na przykładzie unii walutowej Belgii i Luksemburgu.	Model panelowy.	2001 - 2002	Luksemburg, Francja, Niemcy, Belgia	Dyspersja cen między sąsiadującymi regionami Belgii i Luksemburga niższa (przy kontroli dystansu) do obserwowanej w ramach innych par - długim okresie unia monetarna przyczynia się do integracji rynku dóbr.
Stix (2006)	Badanie przyczyn powstania po wprowadzeniu euro rozbieżności między oficjalną i postrzeganą inflacją w Austrii.	Analiza danych ankietowych. Model probitowy.	2004	Austria	Istotne w determinowaniu postrzeganej inflacji są wiek, wykształcenie, aprioryczny stosunek do euro, częstota dokonywania konwersji cen na starą walutę i fakt prowadzenia gospodarstwa domowego.