



NARODOWY  
BANK POLSKI

Materiały i Studia nr 346

---

# Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce

Stan wiedzy w 2023 roku





**Materiały i Studia nr 346**

---

**Mechanizm transmisji  
polityki pieniężnej w Polsce  
Stan wiedzy w 2023 roku**

Zespół autorski:

Michał Greszta  
Marcin Humanicki  
Mariusz Kapuściński  
Tomasz Kleszcz  
Andrzej Kocięcki  
Jacek Kotłowski  
Michał Ledóchowski  
Michał Łesyk  
Tomasz Łyziak  
Mateusz Pipień  
Piotr Popowski  
Ewa Stanisławska  
Karol Szafranek  
Grzegorz Szafranski  
Dorota Ścibisz  
Grzegorz Wesolowski  
Ewa Wróbel

Redakcja:

Magda Ciżkowicz-Pękała  
Andrzej Kocięcki  
Tomasz Łyziak  
Mateusz Pipień  
Ewa Stanisławska

Raport przedstawia stanowisko jego autorów i nie powinien być interpretowany jako stanowisko Narodowego Banku Polskiego. Autorzy dziękują Piotrowi Szpunarowi za cenne uwagi do raportu.

Wydał:

Narodowy Bank Polski  
Departament Edukacji i Wydawnictw  
ul. Świętokrzyska 11/21  
00-919 Warszawa  
nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski 2023

---

# Spis treści

Streszczenie	5
Wstęp	8
1. Strukturalne uwarunkowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	10
1.1. Wprowadzenie teoretyczne	10
1.2. Główne czynniki strukturalne wpływające na mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce	11
1.2.1. Główne czynniki strukturalne wpływające na siłę i opóźnienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce	11
1.2.2. Główne czynniki strukturalne wpływające na funkcjonowanie poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce	18
2. Podstawowe charakterystyki mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce	21
2.1. Stylizowane fakty i zmiany mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w czasie	21
2.2. Siła i opóźnienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej oraz relatywne znaczenie poszczególnych kanałów transmisji	26
2.2.1. Modele strukturalne wykorzystane do analizy mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	26
2.2.2. Główne charakterystyki mechanizmu transmisji polityki pieniężnej	26
2.2.3. Ocena relatywnej siły głównych kanałów mechanizmu transmisji	28
3. Wybrane zależności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce	31
3.1. Transmisja stóp procentowych	31
3.1.1. Transmisja do stóp rynku pieniężnego	31
3.1.2. Transmisja stopy referencyjnej NBP i salda rezerw sektora bankowego do wskaźników WIRON. Porównanie do transmisji do stóp POLONIA i WIBOR	32
3.1.3. Transmisja do detalicznych stóp kredytowych i depozytowych	41
3.2. Kanał kredytowy w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej	52
3.2.1. Oszacowanie znaczenia kanału kredytów bankowych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej	52
3.2.2. Wpływ szoków polityki pieniężnej na kryteria i warunki udzielania kredytów dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych oraz na akcję kredytową	55
3.3. Kurs walutowy w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej	70
3.3.1. Wpływ czynników globalnych i krajowej polityki pieniężnej na kurs walutowy	70
3.3.2. Wpływ kursu walutowego na ceny	73

3.4. Formułowanie oczekiwań inflacyjnych przez podmioty sektora prywatnego	77
3.4.1. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne	77
3.4.2. Długoterminowe oczekiwania inflacyjne	82
4. Tematy specjalne	86
4.1. Projekcje banku centralnego a prognozy ekspertów sektora prywatnego	86
4.2. Ocena procesu formułowania oczekiwań inflacyjnych i ich zakotwiczenia z wykorzystaniem map temperatury	91
4.2.1. Wstęp	91
4.2.2. Pojęcie zakotwiczonych oczekiwań inflacyjnych	91
4.2.3. Konstrukcja map temperatury oczekiwań inflacyjnych	92
4.2.4. Mapy temperatury oczekiwań inflacyjnych	99
Zakończenie	102
Literatura	103
Załączniki	109
Załącznik 1	109
Załącznik 2	114
Spis ramek	116
Spis wykresów	117
Spis tabel	120

## Streszczenie

Niniejszy raport przedstawia aktualny stan wiedzy nt. mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Uzyskane wyniki potwierdzają wpływ krótkoterminowych stóp procentowych na szereg zmiennych makroekonomicznych, w szczególności wskazując, że po zaostrzeniu polityki pieniężnej – *ceteris paribus* – następuje aprecjacja waluty krajowej oraz – z pewnym opóźnieniem – spadek wolumenu kredytu, aktywności gospodarczej i inflacji.

Zmiany zachodzące w ostatnich latach w polskiej gospodarce miały różnokierunkowy wpływ na transmisję polityki pieniężnej. Z jednej strony, do jej osłabienia przyczyniał się spadek zadłużenia złotowego gospodarstw domowych i przedsiębiorstw niefinansowych w bankach (w relacji do PKB). Z drugiej strony, wpływ polityki pieniężnej na gospodarkę wzmocniony był przez zmniejszenie udziału kredytów w walutach obcych w zadłużeniu podmiotów prywatnych, a także rosnącą otwartość handlową polskiej gospodarki. Co więcej, najnowsze badania ankietowe NBP wśród przedsiębiorstw sugerują, że w ostatnich latach wyraźnie wzrosła częstotliwość zmian cen, co – *ceteris paribus* – oznacza zmniejszenie sztywności cenowych. To z kolei mogło przekładać się na osłabienie wpływu polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą, przy wzmocnieniu jej oddziaływania na procesy cenowe. Aby ocenić, jak wskazane zmiany, jak również silne szoki oddziałujące w ostatnich latach na polską gospodarkę, wpłynęły na siłę transmisji polityki pieniężnej, oszacowano strukturalne modele wektorowej autoregresji dopuszczające zmiany mechanizmów ekonomicznych w czasie. Uzyskane wyniki nie pozwalają jednak na jednoznaczną ocenę tych zmian. Punktowe reakcje PKB i inflacji na szok polityki pieniężnej w ostatnim okresie były wprawdzie – co do wartości bezwzględnej – mniejsze niż wcześniej, jednak mogło to raczej wynikać ze wzrostu precyzji oszacowań (w związku z większą zmiennością stóp procentowych) niż odzwierciedlać rzeczywiste osłabienie transmisji polityki pieniężnej.

Pełniejsza ocena siły oddziaływania i opóźnień mechanizmu transmisji polityki pieniężnej przeprowadzona została z wykorzystaniem modeli strukturalnych MMPP oraz NECMOD. Wyniki symulacji z tych modeli wskazują, że po zaostrzeniu polityki pieniężnej – odzwierciedlonym we wzroście stopy WIBOR 3M o 1 pkt proc. na okres jednego kwartału – następuje szybka aprecjacja nominalnego efektywnego kursu walutowego (o 0,8%-1,2%). Bardziej restrykcyjne warunki monetarne z pewnym opóźnieniem przyczyniają się do osłabienia aktywności gospodarczej, obniżając roczną dynamikę PKB maksymalnie o 0,3 pkt. proc. (po 2-4 kwartałach od zmiany stopy procentowej). Aprecjacja kursu walutowego oraz osłabienie popytu oddziałują w kierunku obniżenia dynamiki cen, prowadząc do spadku rocznej inflacji CPI maksymalnie o 0,3 pkt. proc. (po 6 kwartałach od zmiany stopy procentowej). W zbliżonej skali obniża się także inflacja bazowa (o 0,2-0,3 pkt. proc., po 6-8 kwartałach). Spadek tych dwóch miar inflacji jest jednak w różnym stopniu generowany przez poszczególne kanały transmisji: podczas gdy za reakcję inflacji CPI prawie w połowie odpowiadają efekty kanału kursu walutowego, jego znaczenie w przypadku inflacji bazowej jest wyraźnie mniejsze (ok. 25%), natomiast dominujący wpływ wywierają w jej przypadku efekty zmian oczekiwań inflacyjnych oraz kanał stopy procentowej.

Analizując działanie kanału stopy procentowej, zbadano wpływ zmian stopy rynku pieniężnego (WIBOR 3M) na zmiany oprocentowania nowych depozytów gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. Wyniki analiz modelowych sugerują, że oprocentowanie nowych depozytów gospodarstw domowych dostosowuje się w znacznym stopniu (w 89%) do zmian WIBOR 3M, przy nieco słabszym dostosowaniu oprocentowania depozytów przedsiębiorstw. Jednocześnie w latach 2020-2022 dostosowanie oprocentowania depozytów przebiegało nieco wolniej niż we wcześniejszym okresie, zwłaszcza w przypadku depozytów gospodarstw domowych. Natomiast oprocentowanie

---

nowych kredytów dla gospodarstw domowych oraz dla przedsiębiorstw dostosowuje się w pełni do zmian WIBOR 3M i w ostatnich latach proces ten nie uległ istotnym zmianom. Poza dostosowaniem oprocentowania nowych kredytów, zmiany stóp NBP prowadzą również do zmiany oprocentowania wcześniej udzielonych kredytów o zmiennej stopie procentowej. Biorąc pod uwagę znaczny udział tego typu zobowiązań w wielkości zadłużenia z tytułu kredytów mieszkaniowych w Polsce, wpływ podwyżek stóp procentowych NBP w latach 2021-2022 na koszty obsługi kredytów hipotecznych (w relacji do PKB), oszacowany na podstawie raportowanego oprocentowania tych kredytów, był znacznie silniejszy niż w przypadku działań innych banków centralnych regionu Europy Środkowo-Wschodniej.

W związku z trwającymi reformami wskaźników referencyjnych stóp procentowych, w raporcie po raz pierwszy zbadano także transmisję polityki pieniężnej do wskaźników WIRON. Analiza wykazała, że terminowe wskaźniki WIRON dostosowują się w pełni, choć z opóźnieniem do zmian stopy referencyjnej NBP, tj. odmiennie niż reagujące z wyprzedzeniem wskaźniki terminowe WIBOR.

Zacieśnienie polityki pieniężnej przyczynia się do ograniczenia wykorzystania kredytu bankowego oddziałując nie tylko w kierunku obniżenia popytu na kredyt (kanał stopy procentowej), ale także ograniczenia jego podaży (kanały kredytowe). Analiza znaczenia kanału kredytów bankowych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce wskazuje, że wpływ dostosowania podaży kredytu odpowiada za ok. 20% spadku wartości kredytów udzielanych przez banki komercyjne w wyniku restrykcyjnego szoku polityki pieniężnej. Jednocześnie zarówno sposób dostosowania polityki kredytowej, jak też jej wpływ na wolumen kredytu są zróżnicowane między segmentami rynku kredytowego. W przypadku kredytów dla przedsiębiorstw po wzroście stopy procentowej zaostrzeniu ulegają warunki i kryteria kredytowania, co szybko przekłada się na spadek dynamiki kredytów dla tych podmiotów. Oba elementy polityki kredytowej są także dostosowywane w przypadku kredytów konsumpcyjnych, jednak dynamika tych zobowiązań reaguje wyłącznie na zaostrzenie kryteriów kredytowych. Natomiast w przypadku kredytów mieszkaniowych zaostrzane są jedynie kryteria kredytowe, a dostosowanie to nie ma wpływu na dynamikę kredytów.

Istotnym kanałem transmisji polityki pieniężnej w Polsce jest kanał kursu walutowego. Kurs złotego jest kształtowany zarówno przez czynniki globalne, jak i – w mniejszym stopniu – przez czynniki krajowe, w tym związane z polityką pieniężną. Wyniki modeli jednorównaniowych oraz modeli bazujących na transmisji egzogenicznych szoków kursu walutowego przez łańcuch cen wskazały, że aprecjacja nominalnego efektywnego kursu złotego o 1% powoduje spadek poziomu cen konsumpcyjnych (CPI) o ok. 0,09%. Skala tego wpływu może się jednak zwiększać wraz ze wzrostem inflacji, osiągając nawet 0,15% w warunkach wysokiej dynamiki cen. Abstrahując od asymetrycznej reakcji przy różnych poziomach inflacji, również uwzględnienie szerszego zestawu sprzężeń – w szczególności wpływu zmian kursu walutowego na aktywność gospodarczą – oraz zróżnicowanego charakteru szoków kursowych sugeruje, że efekt kursowego *pass-through* może być silniejszy: 1-procentowa aprecjacja kursu walutowego może prowadzić do spadku poziomu cen konsumpcyjnych (HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich) nawet o ok. 0,20%.

Ważnym elementem mechanizmu transmisji polityki pieniężnej są także oczekiwania inflacyjne sektora prywatnego. W ostatnim okresie wzrósł wpływ bieżących zmian cen (zwłaszcza inflacji bazowej) na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne konsumentów, przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego. W przypadku przedsiębiorstw towarzyszyło temu wzmocnienie reakcji oczekiwań inflacyjnych na zmiany stopy procentowej. Jednocześnie komunikacja banku centralnego pozostała istotnym czynnikiem wpływającym na oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego. Dodatkowe analizy wskazują, że po publikacji projekcji



analicycy rewidują swoje prognozy inflacji w kierunku centralnej ścieżki projekcji, w największym stopniu w przypadku prognoz formułowanych na bieżący i kolejny rok.

Kompleksowej analizie kształtowania się oczekiwań inflacyjnych różnych grup podmiotów formułowanych w różnych horyzontach czasu służy nowo opracowane narzędzie: tzw. mapy temperatury (ang. *heat maps*) oczekiwań inflacyjnych. Na ich podstawie można w szczególności stwierdzić, że mimo kształtowania się inflacji na podwyższonym poziomie, oczekiwania inflacyjne ekspertów zewnętrznych pozostały spójne ze ścieżką dezinflacji prezentowaną w projekcjach NBP. Wrażliwość długoterminowych oczekiwań inflacyjnych ekspertów na tzw. zaskoczenia inflacyjne i na zmiany oczekiwań krótkoterminowych nie wzrosła, jednak zwiększyła się wrażliwość średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych na zaskoczenia w danych o inflacji.

Wyniki zaprezentowane w raporcie należy traktować z ostrożnością, koncentrując uwagę raczej na opisywanych procesach aniżeli na punktowych ocenach siły poszczególnych zależności składających się na mechanizm transmisji polityki pieniężnej. Wystąpienie silnych szoków w gospodarce światowej i krajowej, a także zdecydowana reakcja na nie po stronie polityki gospodarczej utrudniają bowiem wydzielenie wpływu zmian stóp procentowych na agregaty makroekonomiczne.

# Wstęp

Polityka pieniężna Narodowego Banku Polskiego (NBP) jest realizowana w ramach strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (ang. *inflation targeting*), a jej głównym instrumentem jest krótkoterminowa stopa procentowa<sup>1</sup>. Celem niniejszego raportu, podobnie jak jego poprzednich edycji<sup>2</sup>, jest określenie wpływu tego instrumentu polityki pieniężnej na agregaty makroekonomiczne polskiej gospodarki, w szczególności na inflację.

Raport ten powstawał w szczególnych uwarunkowaniach, które miały istotny wpływ na kalendarz i sposób prowadzenia badań empirycznych, a także na interpretację ich wyników. Po pierwsze, po kilkuletnim okresie małej zmienności podstawowego instrumentu polityki pieniężnej, ostatnie lata obejmują okres silnych szoków w gospodarce światowej, związanych najpierw z pandemią COVID-19, a następnie z rosyjską agresją przeciwko Ukrainie. Wydzielenie efektów krajowej polityki pieniężnej z agregatów makroekonomicznych podlegających w ostatnim okresie bardzo silnym wahaniom i znajdujących się pod silnym wpływem czynników globalnych (por. np. Szafranek *et al.*, 2023) jest zadaniem trudnym, wymagającym modyfikacji podejść modelowych. W modelowaniu makroekonomicznym konieczne staje się uwzględnienie dodatkowych zmiennych przybliżających szoki uderzające w gospodarke globalną i krajową bądź odzwierciedlających ich efekty, dążenie do zmniejszenia wpływu obserwacji nietypowych na identyfikowane zależności, a także kierowanie się wiedzą ekspercką i wynikami modeli szacowanych na próbie sprzed okresu silnych szoków. Po drugie, w 2020 r., w wyniku wybuchu pandemii COVID-19, NBP, podobnie jak inne banki centralne, istotnie poluzował politykę pieniężną – nie tylko poprzez obniżenie stóp procentowych, ale również poprzez zainicjowanie, po raz pierwszy w historii, operacji zakupu skarbowych papierów wartościowych oraz dłużnych papierów wartościowych gwarantowanych przez Skarb Państwa na rynku wtórnym w ramach strukturalnych operacji otwartego rynku. W związku z tym, w estymowanych obecnie modelach mechanizmu transmisji konwencjonalnej polityki pieniężnej konieczne jest kontrolowanie efektów operacji zakupu aktywów (por. Hertel *et al.*, 2021; Hertel *et al.*, 2022) – bądź poprzez zastosowanie miar krótkoterminowych stóp procentowych uwzględniających efekty tych operacji (tzw. *shadow interest rates*), bądź poprzez identyfikację w ramach jednego narzędzia szoków konwencjonalnej i niekonwencjonalnej polityki pieniężnej oraz funkcji reakcje na nie.

Po trzecie, w obecnych uwarunkowaniach bardziej prawdopodobne jest występowanie efektów asymetrycznych, które nie ujawniają się w modelach liniowych mechanizmu transmisji polityki pieniężnej szacowanych na długiej próbie obserwacji. W szczególności, utrzymywanie się inflacji na podwyższonym poziomie może oddziaływać w kierunku zwiększenia stopnia inercyjności procesów inflacyjnych, a także wzmacniać wpływ zmian kursu walutowego na ceny konsumpcyjne

<sup>1</sup> Por. *Założenia polityki pieniężnej NBP* na kolejne lata: <https://nbp.pl/polityka-pieniezna/dokumenty-rpp/zalozenia-polityki-pienieznej/>.

<sup>2</sup> Poprzednie raporty z tego cyklu to: Demchuk *et al.* (2012), Kapuściński *et al.* (2014), Kapuściński *et al.* (2016), Chmielewski *et al.* (2018) oraz Chmielewski *et al.* (2020).

(tzw. efekt kursowego *pass-through*). Ponadto, mechanizm transmisji może podlegać zmianom także w związku z utrzymującą się podwyższoną niepewnością.

Wyniki badań przedstawione w niniejszym raporcie pokazują, że polityka pieniężna NBP ma wpływ na szereg zmiennych makroekonomicznych, w tym na aktywność gospodarczą i inflację. Wyżej wymienione uwarunkowania sprawiają jednak, że do szczegółowych wyników prezentowanych w niniejszym raporcie trzeba podchodzić ze szczególną ostrożnością, koncentrując uwagę raczej na procesach aniżeli na punktowych ocenach siły poszczególnych zależności składających się na mechanizm transmisji polityki pieniężnej.

Rozdział 1 raportu przedstawia wprowadzenie teoretyczne oraz analizę strukturalnych uwarunkowań mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Rozdział 2 raportu zawiera aktualizację szacunków siły i opóźnień mechanizmu transmisji polityki pieniężnej z wykorzystaniem różnych modeli opisujących ten mechanizm w sposób całościowy. Rozdział 3 przedstawia wyniki badań podstawowych zależności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, tj. transmisji stóp procentowych, znaczenia kredytu bankowego oraz kursu walutowego w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej, a także formułowania oczekiwań inflacyjnych przez różne typy podmiotów. Rozdział 4 jest poświęcony tematowi specjalnym raportu. Dotyczą one wpływu projekcji inflacji i PKB publikowanych przez NBP na prognozy analityków sektora finansowego oraz całościowej analizy procesu formułowania oczekiwań inflacyjnych i ich kształtowania się z wykorzystaniem tzw. map temperatury oczekiwań inflacyjnych. Raport zamyka Zakończenie.

# 1. Strukturalne uwarunkowania mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

## 1.1. Wprowadzenie teoretyczne

W literaturze dotyczącej efektów zmian krótkoterminowych stóp procentowych, kształtowanych pod wpływem polityki pieniężnej, wyróżnia się najczęściej trzy zasadnicze kanały ich oddziaływania, obejmujące: kanał stopy procentowej, kanał kursu walutowego oraz kanał kredytowy<sup>3</sup>.

Podstawowym kanałem mechanizmu transmisji polityki pieniężnej jest kanał stopy procentowej. Uwzględnia on wpływ stóp procentowych banku centralnego na stopy procentowe rynku pieniężnego, a przez nie na oprocentowanie depozytów i kredytów w bankach komercyjnych, a następnie na konsumpcję i inwestycje. Głównym mechanizmem teoretycznym tłumaczącym wpływ stóp procentowej na konsumpcję są efekty substytucji międzyokresowej – zmiany stóp procentowych zmieniają nachylenie profilu konsumpcji tak, że wyższe stopy procentowe powodują niższą konsumpcję bieżącą, a wyższą w przyszłości. Z kolei bezpośrednie oddziaływanie zmian stóp procentowych na inwestycje ma, w świetle tradycyjnego rozumienia kanału stopy procentowej, związek głównie ze zmianami kosztu kapitału, jak również ze zmianami wartości bieżącej netto (ang. *net present value*, NPV) projektów inwestycyjnych. Powyższe mechanizmy nie są jedynymi tłumaczącymi wpływ polityki pieniężnej na decyzje konsumpcyjne i inwestycyjne, a współczesne rozumienie kanału stopy procentowej jest znacznie rozszerzone.

Częścią szeroko rozumianego kanału stopy procentowej są inne kanały, takie jak występujący w polskim mechanizmie transmisji kanał przepływów gotówkowych, czy – nieco mniej istotny w Polsce – kanał cen aktywów. Kanał przepływów gotówkowych dotyczy gospodarstw domowych i uwzględnia wpływ decyzji z zakresu polityki pieniężnej na dochody i płatności odsetkowe tych podmiotów z tytułu instrumentów finansowych o zmiennej stopie procentowej. W Polsce kanał ten dotyczy przede wszystkim gospodarstw domowych, które wcześniej zaciągnęły kredyty mieszkaniowe o zmiennej stopie procentowej. Przy założeniu braku zmian poziomu dochodów, po zaostrzeniu polityki pieniężnej zadłużonym gospodarstwom domowym pozostają mniejsze wolne środki możliwe do przeznaczenia na konsumpcję bądź oszczędzanie. Kanał cen aktywów obejmuje efekty związane z kanałem majątkowym oraz tzw. kanałem  $q$  Tobina. W ramach kanału majątkowego zaostrzenie polityki pieniężnej powoduje spadek cen aktywów finansowych posiadanych przez gospodarstwa domowe, obniżając ich majątek. W związku z tym gospodarstwa domowe, czując się mniej zamożne, zmniejszają konsumpcję. Kanał  $q$  Tobina odnosi się do zależności między inwestycjami a relacją wartości rynkowej przedsiębiorstw do kosztu odtworzenia kapitału (tzw. wskaźnik  $q$  Tobina). Gdy wskaźnik  $q$  jest wysoki, wydatki inwestycyjne przedsiębiorstw rosną, ponieważ firmy mogą kupić większą ilość dóbr inwestycyjnych finansując je określoną emisją

<sup>3</sup> Przy czym zależności składające się na mechanizm transmisji polityki pieniężnej są różnorodnie klasyfikowane. Pogłębione informacje na ten temat można znaleźć w poprzednich raportach o mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce (Demchuk *et al.*, 2012, Kapuściński *et al.*, 2014, Kapuściński *et al.*, 2016, Chmielewski *et al.*, 2018 oraz Chmielewski *et al.*, 2020).

akcji. Wzrost stóp procentowych przekłada się na spadek cen akcji i obniżenie wskaźnika  $q$  Tobina. Tym samym, w celu zakupu danej ilości dóbr inwestycyjnych przedsiębiorstwa musiałyby wyemitować więcej akcji, co potencjalnie prowadziło do zmniejszenia udziału dotychczasowych akcjonariuszy w kapitale akcyjnym firmy. W efekcie skłonność dotychczasowych właścicieli do wyrażenia zgody na nowe emisje akcji jest mniejsza, a ograniczenie dopływu nowych środków do firm powoduje, że inwestycje spadają.

Istotnym kanałem oddziaływania polityki pieniężnej jest także kanał kursu walutowego, uwzględniający efekty reakcji kursu walutowego na zmianę stopy procentowej, wyjaśnianej w ramach teorii niezabezpieczonego parytetu stóp procentowych. Zmiana kursu walutowego oddziałuje następnie na konkurencyjność cenową eksportu i na ceny importu. Wpływ zmian kursu na inflację jest więc zarówno bezpośredni (i szybki) – poprzez zmianę cen importu – jak też pośredni, będący wynikiem zmian presji popytowej wskutek zmian eksportu netto.

W efekcie występowania na rynku kredytowym niedoskonałości mechanizmów rynkowych, takich jak asymetria informacji i segmentacja, polityka pieniężna oddziałuje na podaż kredytu bankowego przez kanał kredytowy<sup>4</sup>. Głównymi składowymi tego kanału są kanał bilansowy oraz kanał kredytów bankowych. Zgodnie z koncepcją kanału bilansowego, wzrost stóp procentowych powoduje spadek majątku netto podmiotów gospodarczych i pogorszenie ich oczekiwanej sytuacji finansowej, obniżając wartość zabezpieczeń kredytu, a przez to zmniejszając ich wiarygodność kredytową i podwyższając tzw. premię finansowania zewnętrznego (w związku ze wzrostem ryzyka kredytowego). W ramach kanału kredytów bankowych, zaostrzenie polityki pieniężnej przekłada się na pogorszenie bilansów banków (spadek ich kapitału przez ujemny wpływ wyższych stóp procentowych na jakość i wycenę aktywów), wzrost premii finansowania zewnętrznego i oprocentowania kredytów dla sektora niefinansowego. Efekty te mogą przewyższać skłonność banków do rozwijania akcji kredytowej w sytuacji podwyższonych stóp ich oprocentowania i wzrostu marży oprocentowania (ang. *net interest rate margin*).

We wszystkich powyższych kanałach istotną rolę odgrywiają oczekiwania formułowane przez sektor prywatny. W niektórych pracach wyróżnia się jednak odrębny kanał oczekiwań, akcentujący w szczególności wpływ polityki pieniężnej na oczekiwania inflacyjne, a poprzez nie – na inflację.

## 1.2. Główne czynniki strukturalne wpływające na mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce

### 1.2.1. Główne czynniki strukturalne wpływające na siłę i opóźnienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce

Badania empiryczne prowadzone na danych z różnych gospodarek pokazują, że na siłę i opóźnienie oddziaływania impulsów polityki pieniężnej wpływa szereg uwarunkowań strukturalnych, w tym w szczególności stopień rozwoju systemu finansowego, poziom konkurencji w sektorze bankowym, sztywności na rynku pracy oraz otwartość gospodarki (por. Mateju, 2014, Georgiadis,

---

<sup>4</sup> Wpływ stopy procentowej na popyt na kredyty bankowe jest natomiast uwzględniony w kanale stopy procentowej.

2014, Havranek i Rusnak, 2013). W literaturze podkreśla się też w tym kontekście znaczenie strategii polityki pieniężnej, niezależności banku centralnego i przejrzystości polityki pieniężnej (Brandao-Marques *et al.*, 2020).

Porównanie wybranych charakterystyk strukturalnych gospodarki polskiej oraz strefy euro pokazuje zarówno takie czynniki, które – w stosunku do strefy euro – mogą wzmacniać mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce, jak i takie, które mogą go osłabiać (Wykres 1). Stopień rozwoju systemu finansowego w Polsce, mierzony wielkością aktywów sektora finansowego oraz poziomem zadłużenia gospodarstw domowych i przedsiębiorstw niefinansowych w relacji do PKB, rósł do mniej więcej połowy poprzedniej dekady, stopniowo zwiększając siłę mechanizmu transmisji polityki pieniężnej. W ciągu ostatnich lat tendencja ta została jednak zahamowana: od mniej więcej 2014 r. wielkość aktywów sektora finansowego w relacji do PKB pozostawała względnie stabilna, a od 2017 r. zadłużenie sektora niefinansowego w stosunku do PKB obniżało się. W porównaniu z gospodarkami strefy euro oba te wskaźniki są niskie (poniżej 25. percentyla). Relatywnie niski poziom rozwoju systemu finansowego z jednej strony potencjalnie osłabia mechanizm transmisji polityki pieniężnej, z drugiej strony jednak może zmniejszać jego opóźnienia<sup>5</sup> (por. Havranek i Rusnak, 2013). Innym czynnikiem mogącym skracać opóźnienia mechanizmu transmisji w Polsce oraz dodatkowo zwiększać reakcję inflacji na impulsy polityki pieniężnej jest większa niż w przypadku strefy euro oraz rosnąca otwartość handlowa gospodarki<sup>6</sup>. Wzmacnia ona znaczenie kanału kursowego w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej, w szczególności jego efektów bezpośrednich, ujawniających się z niewielkim opóźnieniem (oddziaływanie kursu walutowego na ceny konsumpcyjne). Jednocześnie wypada jednak zauważyć, że duża część polskiego handlu odbywa się w ramach tzw. globalnych łańcuchów produkcji, co z kolei może ograniczać wrażliwość produkcji oraz cen na zmiany kursu walutowego (Ahmed *et al.*, 2015).

Stopień koncentracji sektora bankowego w Polsce, mierzony udziałem pięciu największych banków w aktywach sektora bankowego lub indeksem Herfindahla-Hirschmana, jest niski w porównaniu do gospodarek strefy euro, co wskazuje na wyższy poziom konkurencji w polskim sektorze bankowym<sup>7</sup>. Wspiera to działanie kanału stopy procentowej. Dodatkowo, korzystny z punktu widzenia siły transmisji polityki pieniężnej jest wysoki udział kredytów o zmiennej stopie procentowej<sup>8</sup>, wzmacniający kanał przepływów gotówkowych<sup>9</sup> (por. Ramka 3 w rozdziale 3.1.3).

<sup>5</sup> Przyjmuje się, że rozwinięty rynek finansowy oferuje szereg instrumentów zabezpieczających przed ryzykiem zmiany stopy procentowej, które mogą opóźnić reakcję podmiotów korzystających z tych instrumentów na zmiany stopy procentowej. Oznacza to, że w przypadku niższego stopnia rozwoju rynku finansowego brak takich instrumentów może przyspieszać reakcje sektora prywatnego na zmiany w polityce pieniężnej.

<sup>6</sup> Otwartość handlowa jest mierzona jako udział importu w PKB. W przypadku krajów strefy euro wzięto pod uwagę jedynie import spoza strefy euro.

<sup>7</sup> W 2021 r. koncentracja sektora bankowego wzrosła w związku z realizacją rządowych programów przeciwdziałania skutkom COVID-19 przez Bank Gospodarstwa Krajowego (por. NBP, 2022).

<sup>8</sup> Do początku 2020 r. niemal wszystkie nowe kredyty mieszkaniowe charakteryzowały się zmienną (lub stałą w okresie nie dłuższym niż rok) stopą procentową. W drugiej połowie 2022 r. udział tych kredytów zmniejszył się do ok. 50%. W przypadku całego sektora niefinansowego, udział nowych kredytów o zmiennej stopie procentowej w 2022 r. wyniósł średnio 85% (dane EBC).

<sup>9</sup> Kanałowi przepływów gotówkowych był poświęcony rozdział 3.1.5 poprzedniej edycji raportu (Chmielewski *et al.*, 2020).

Stosunkowo niewielkie sztywności cen i płac w Polsce osłabiają wpływ polityki pieniężnej na wielkości realne (produkcja i zatrudnienie), a wzmacniają jej wpływ na ceny i płace. Charakterystyki rynku pracy w Polsce – takie jak wskaźnik ochrony zatrudnienia czy udział członków związków zawodowych w ogólnej liczbie pracowników – wskazują na mniejszą niż w strefie euro sztywność wynagrodzeń. Ponadto zdecydowanie mniej pracowników niż w strefie euro jest objętych zbiorowymi negocjacjami wynagrodzeń<sup>10</sup>. Również sztywności cenowe w Polsce wydają się mniejsze niż w strefie euro (Macias i Makarski, 2013). Jak pokazują dane ankietowe z sektora przedsiębiorstw, w ostatnich latach zwiększyła się wyraźnie częstotliwość zmian cen, co oznacza zmniejszenie sztywności cenowych (por. Ramka 1).

Poza cechami strukturalnymi, efekty mechanizmu transmisji polityki pieniężnej mogą zależeć od poziomu niepewności w gospodarce: jej podwyższony poziom sprawia, że zmiany stopy procentowej mogą słabiej oddziaływać na realną sferę gospodarki, a silniej na inflację, ze względu na mniejszą sztywność cen (Vavra, 2014). Wśród przyczyn słabszej reakcji aktywności gospodarczej w okresach zwiększonej niepewności<sup>11</sup> wymienia się również wstrzymywanie się przedsiębiorstw z inwestycjami i ze zwiększaniem zatrudnienia (z powodu występowania stałych kosztów inwestycji lub jej niepełnej odwracalności), a w przypadku gospodarstw domowych – wstrzymywanie się z konsumpcją w związku ze wzrostem znaczenia motywu ostrożnościowego (por. Bloom, 2014). Zainteresowanie tą problematyką datuje się na ostatnie kilka lat, w związku z czym badania empiryczne na danych zagregowanych na ten temat są nieliczne i tylko częściowo potwierdzają wnioski teoretyczne. Badania empiryczne dla Stanów Zjednoczonych oraz strefy euro wskazują, że reakcja aktywności gospodarczej (PKB, inwestycji i konsumpcji) na szok konwencjonalnej polityki pieniężnej w okresie wysokiej niepewności jest słabsza i bardziej krótkotrwała w porównaniu do reakcji w okresie niskiej niepewności (Aastveit *et al.*, 2017; Castelnovo i Pellegrino, 2018; Pellegrino, 2017, 2018). W przypadku reakcji cen wyniki są niejednoznaczne<sup>12</sup>.

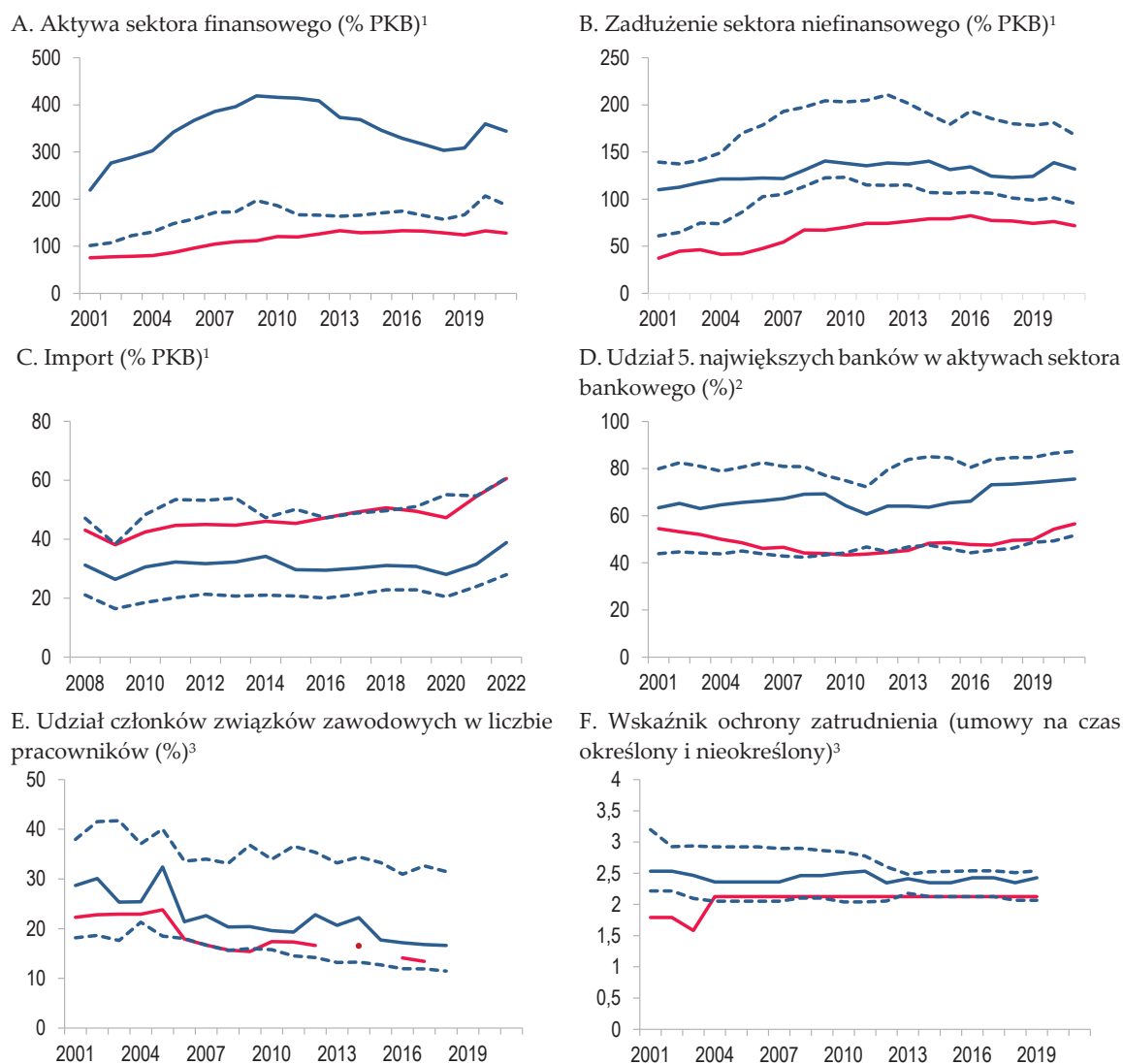
---

<sup>10</sup> Wg najnowszych danych OECD w Polsce było to 13,4% zatrudnionych (dane za 2019 r.), podczas gdy mediana dla 12 krajów strefy euro, dla których są dostępne dane, wynosiła 75,1% (25. percentyl był równy 33,8%, a 75. percentyl – 97,5%, dane za 2018 r.).

<sup>11</sup> Warto dodać, że niepewność cechuje antycykliczność. W związku z tym konkluzje prac dotyczyły w szczególności niskiej efektywności ekspansywnej polityki pieniężnej w stymulowaniu gospodarki.

<sup>12</sup> Aastveit *et al.* (2017) oraz Pellegrino (2018) nie znaleźli istotnej różnicy w reakcji cen na szok polityki pieniężnej w gospodarce amerykańskiej w okresach wysokiej i niskiej niepewności. Castelnovo i Pellegrino (2018) dla tej samej gospodarki uzyskali wyniki sugerujące szybszą reakcję inflacji w okresie dużej niepewności, co przy słabszej reakcji aktywności gospodarczej autorzy tłumaczyli większym nachyleniem krzywej Phillipsa w niepewnych czasach. Z kolei dla strefy euro Hauzenberger *et al.* (2021) wskazali na słabszą natychmiastową reakcję inflacji na szok konwencjonalnej polityki pieniężnej w okresie wysokiej niepewności, natomiast w perspektywie roku – brak wyraźnej różnicy w reakcji.

**Wykres 1.** Porównanie wskaźników strukturalnych istotnych dla działania mechanizmu transmisji monetarnej dla Polski i krajów strefy euro



Uwagi: Lina czerwona to wartość wskaźnika w Polsce. Niebieska linia przedstawia medianę w krajach strefy euro, a linie przerywane – 25. i 75. percentyl wskaźnika w krajach strefy euro. Wykres A – w celu poprawy czytelności wykresu nie pokazano 75. percentyla wskaźnika, przyjmującego bardzo wysokie wartości (od 2007 r. przekracza 1000%). Wykres C – dla krajów strefy euro uwzględniono jedynie import spoza strefy euro. Grupa krajów strefy euro nie obejmuje Hiszpanii ze względu na brak danych. Okres sprzed 2008 r. został pominięty ze względu na dostępność danych dla niewielkiej liczby krajów. Wykres E i F – grupa krajów strefy euro nie obejmuje Cypru i Malty ze względu na brak danych.

Źródło: 1 – Eurostat, 2 – ECB, 3 – OECD. Obliczenia własne.



### Ramka 1. Mechanizm kształtowania cen na podstawie danych ankietowych NBP z sektora przedsiębiorstw

Zgodnie z deklaracjami przedsiębiorstw ankietowanych przez NBP pod koniec 2022 r.<sup>13</sup>, w przypadku 45% przedsiębiorstw cena oferowanych produktów w 2022 r. była kalkulowana w oparciu o koszt krańcowy powiększony o marżę (stałą bądź zmienną). Przedsiębiorstwa te mają realną siłę rynkową umożliwiającą wpływanie na ceny oferowanych produktów i usług. Uwarunkowania działania tych przedsiębiorstw można zatem przybliżyć modelem konkurencji monopolistycznej, w którym przełożenie zmian w kosztach krańcowych funkcjonowania firmy na ceny oferowanej produkcji może być niepełne i rozłożone w czasie, co oznacza występowanie sztywności cenowych. W przypadku pozostałych przedsiębiorstw (55%) cena jest uzależniona od czynników zewnętrznych, tj. cen konkurentów lub wymagań kluczowych klientów. Firmy te funkcjonują zatem w uwarunkowaniach bliższych modelowi konkurencji doskonałej, w którym kształtowanie cen jest zdeterminowane przez zmiany w kosztach krańcowych produkcji i sztywności cenowe nie występują.

Siła przetargowa przedsiębiorstw jest zróżnicowana w zależności od wielkości badanych podmiotów. Wyraźnie częściej cena kształtowana jest w oparciu o koszty (powiększone o marżę) w przypadku przedsiębiorstw dużych (55% firm) oraz sektora małych i średnich przedsiębiorstw (51%) niż w przypadku mikrofirm (40%). Jednocześnie dane ankietowe wskazują na wyraźne umocnienie pozycji rynkowej przedsiębiorstw we wszystkich analizowanych grupach w stosunku do 2017 r., w którym przeprowadzono ostatnie analogiczne badanie<sup>14</sup>.

W 2022 r. około połowa przedsiębiorstw zatrudniających co najmniej 10 pracowników (tj. małych i średnich przedsiębiorstw oraz przedsiębiorstw dużych) oraz ¼ mikrofirm zawierała kontrakty długoterminowe ze swoimi odbiorcami. Przedsiębiorstwa zawierające kontrakty długoterminowe wyraźnie rzadziej rewidowały ceny oferowanych produktów – udział przedsiębiorstw rzadko zmieniających ceny (co rok lub rzadziej) w grupie przedsiębiorstw zawierających kontrakty długoterminowe był blisko dwukrotnie większy (39% firm) niż w grupie podmiotów nie korzystających z tej formy umów z odbiorcami (21% firm). Skłonność do zawierania kontraktów długoterminowych jest z kolei zależna od wielkości przedsiębiorstwa. Najczęściej kontrakty długoterminowe zawierają przedsiębiorstwa duże (60%) i podmioty z sektora małych i średnich przedsiębiorstw (52%), wyraźnie rzadziej mikrofirmy (28%). W przypadku przedsiębiorstw dużych oraz małych i średnich odsetki te są zbliżone do odnotowanych w 2017 r. Istotnie zmniejszył się natomiast udział mikrofirm, które zawierały kontrakty długoterminowe (do 28% z 37% w 2017 r.).

**Indeksacja.** Jednym ze sposobów ustalania cen oferowanych produktów lub usług przez ankietowane podmioty było ich powiązanie z ogólnodostępnymi rynkowymi wskaźnikami cen, czyli tzw. indeksacja. W przypadku skokowych zmian cen dóbr, jakie miały miejsce w 2022 r., algorytmy wykorzystywane do indeksacji mogą powodować, że ceny oferowanych produktów zaczną istotnie odbiegać od kosztów krańcowych wytworzenia dóbr i usług, a dostosowania cenowe będą następować ze znacznym opóźnieniem. Informacje z badań ankietowych wskazują, że funkcjonowanie mechanizmu indeksacji nie powinno mieć znaczącego wpływu na sztywności cenowe.

Ankietowane przedsiębiorstwa wykorzystują mechanizm indeksacji do ustalania cen oferowanych produktów w umiarkowanym stopniu. Jedynie dla 4% podmiotów jest to podstawowy mechanizm ustalania cen a kolejne 20% stosuje go często. Jednocześnie 76% podmiotów nie stosuje indeksacji wcale lub stosuje ją jedynie w niewielkim stopniu. Wykorzystywanie indeksacji przy ustalaniu cen produkcji jest silnie związane z jej stosowaniem przy ustalaniu cen zaopatrzenia. Oznacza to, że mechanizm ten działa przede wszystkim jako zabezpieczenie przed zmianami cen czynników produkcji, przez co tempo wzrostu cen zaopatrzenia i produkcji powinno być od siebie zależne, nie powodując wyraźnej zmiany marży. Jednocześnie udział podmiotów wykorzystujących indeksację wśród przedsiębiorstw, dla których ceny zaopatrzenia miały kluczowy wpływ na ceny produkcji, jest o około 8 pkt. proc. wyższy niż w przypadku pozostałych podmiotów.

Pozycja rynkowa przedsiębiorstw, które w znacznym stopniu stosują mechanizm indeksacji jest przeciętnie silniejsza niż podmiotów, które indeksacji nie stosują. Deklaracje 57% podmiotów często korzystających z indeksacji wskazują, że mogą one samodzielnie kształtować ceny oferowanych produktów w oparciu o koszty (powiększone o marżę). Analogiczny odsetek dla podmiotów rzadko wykorzystujących indeksację wyniósł 52%, a w przypadku firm nie stosujących jej wcale – 43%.

Ceny produkcji przedsiębiorstw ustalone głównie w oparciu o mechanizm indeksacji są aktualizowane relatywnie rzadko<sup>15</sup>. Z kolei przedsiębiorstwa w znacznym stopniu wykorzystujące mechanizm indeksacji, choć nie jako główny mechanizm ustalania cen, zmieniały ceny wyraźniej częściej niż podmioty, które z indeksacji nie korzystały (lub korzystały rzadko). Tak więc trudno jednoznacznie określić, jak mechanizm indeksacji wpływał na sztywności cenowe.

**Częstotliwość dostosowań cenowych.** Wyniki badań ankietowych NBP sugerują, że w 2022 r. odnotowano zmniejszenie sztywności cenowych – wyraźnie wzrosła bowiem (w porównaniu z 2017 r.) częstotliwość z jaką przedsiębiorstwa zmieniają ceny oferowanych produktów (Tabela R1.1). Odpowiedzi przedsiębiorstw wskazują, że około 20% firm zmienia cenę przynajmniej raz w miesiącu, 35% – raz na kwartał lub pół roku, a kolejne 27% – co rok lub rzadziej. Na podstawie tych informacji skwantyfikowano miesięczną częstotliwość zmieniania cen produktów na poziomie około 35% (przy założeniu jedno przedsiębiorstwo – jedna cena), zarówno wśród mikrofirm, jak i przedsiębiorstw większych (z sektora małych i średnich przedsiębiorstw oraz dużych przedsiębiorstw)<sup>16</sup>. Oznacza to wyraźny wzrost częstotliwości dokonywania dostosowań cenowych względem 2017 r., kiedy analogiczny wskaźnik wyniósł 25% w przypadku małych, średnich i dużych podmiotów oraz 22% w przypadku mikrofirm. W związku z powyższym, nastąpiło zmniejszenie średniej długości obowiązywania ceny z ok. 4 do ok. 3 mies. Wskazuje to na istotnie szybsze procesy dostosowawcze ankietowanych podmiotów do dynamicznie zmieniających się kosztów w następstwie silnych wzrostów cen czynników produkcji,

<sup>13</sup> Analiza bazuje na wynikach Ankiety Rocznej NBP (1696 przedsiębiorstw) oraz badania Mikro (996 przedsiębiorstw) przeprowadzonych w listopadzie i w grudniu 2022 r.

<sup>14</sup> W 2017 r. 32% mikrofirm oraz 42% małych, średnich i dużych przedsiębiorstw deklarowało, że cenę oferowanych produktów i usług kształtuje w oparciu koszty powiększone o marżę (stałą bądź zmienną). Wyraźny wzrost znaczenia kosztów w procesie kształtowania cen produkcji w 2022 r. mógł być częściowo związany z dynamicznym wzrostem cen zaopatrzenia.

<sup>15</sup> W przeprowadzonej ankiecie 43% tych podmiotów deklarowało, że zmienia ceny co rok lub rzadziej, wobec 29% dla pozostałych podmiotów.

<sup>16</sup> Przy liczeniu częstotliwości miesięcznych zmian cen pominięto odpowiedzi wskazujące na inny (nieregularny) okres ustalania ceny, które były wyraźnie liczniejsze w przypadku mikrofirm.

w szczególności zaopatrzenia w materiały i surowce. Mniejsze sztywności cenowe mogą natomiast wspierać efektywność mechanizmu transmisji polityki pieniężnej.

**Tabela R1.1.** Częstotliwość zmian cen przez przedsiębiorstwa, odsetki odpowiedzi (%)

Rok	Wielkość przedsiębiorstwa	Co-dziennie	Co ty-dzień	Co mie-siąc	Co kwartał/pół roku	Co rok lub rzadziej	Inaczej
2017	mikro-przedsiębiorstwa	4,0	2,1	2,9	14,2	48,4	28,5
	małe, średnie i duże przedsiębiorstwa	4,1	3,2	6,7	18,9	59,6	7,4
2022	mikro-przedsiębiorstwa	4,3	4,2	9,3	30,4	27,1	24,8
	małe, średnie i duże przedsiębiorstwa	4,3	3,7	14,1	40,9	27,9	9,1

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

Istnieje duże zróżnicowanie sztywności cen producenta pomiędzy poszczególnymi sekcjami gospodarki (Tabela R1.2). Zgodnie z wynikami ankiety z 2022 r., miesięczna częstotliwość zmieniania cen waha się od 20% w przypadku usług związanych z obsługą rynku nieruchomości (co przekłada się pięcioletni okres między zmianami cen) do 58% w zakwaterowaniu i gastronomii (co przekłada się na niespełna dwumiesięczny okres między zmianami cen). W większości analizowanych sekcji nastąpiło zwiększenie częstotliwości modyfikowania cen (najbardziej w budownictwie, transporcie oraz w informacji i komunikacji). Nieco rzadziej niż w 2017 r. ceny były zmieniane w administrowaniu i działalności wspierającej. Jednocześnie występuje silna korelacja (88%) pomiędzy częstotliwościami zmian w poszczególnych sekcjach w 2022 r. i w 2017 r.

**Tabela R1.2.** Miesięczna częstotliwość zmian cen

	2022 r.	2017 r.
Obsługa nieruchomości	20%	10%
Działalność profesjonalna, naukowa, techniczna	23%	12%
Informacja komunikacja	24%	9%
Administrowanie, działalność wspomagająca	24%	28%
Przemysł	33%	22%
Transport	39%	23%
Budownictwo	39%	22%
Handel	48%	35%
Zakwaterowanie i gastronomia	58%	55%

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

Przedsiębiorstwa najmniejsze (firmy mikro) rzadziej stosują strategię regularnych zmian cen niż podmioty większe, częściej dopasowują się do zmian warunków funkcjonowania. Znaczny odsetek firm mikro (24,8% w 2022 r. oraz 28,5% w 2017 r.) nie był w stanie jednoznacznie określić częstotliwości z jaką dokonuje zmian cen, co może sugerować dużą nieregularność dostosowań cenowych w przypadku tych przedsiębiorstw. Oznacza to, że firmy mikro (o słabszej pozycji rynkowej) w procesach cenotwórczych częściej dopasowują się do zmian warunków funkcjonowania niż przedsiębiorstwa większe, a prawidłowość ta nie zmieniła się od 2017 r.

## 1.2.2. Główne czynniki strukturalne wpływające na funkcjonowanie poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce

Wyżej wymienione charakterystyki powinny – zgodnie z literaturą – w największym stopniu wpływać na siłę i opóźnienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej. Nie są to jednak wszystkie cechy istotne dla funkcjonowania poszczególnych kanałów transmisji w Polsce.

Dodatkowym czynnikiem wzmacniającym kanał stopy procentowej w latach 2004-2019 był wzrost relacji kredytu złotowego dla gospodarstw domowych do PKB, przy obniżającej się od 2012 r. relacji kredytów walutowych dla gospodarstw domowych do PKB (Wykres 2.A). Jednakże w latach 2021-2022 wolumen kredytu złotowego dla gospodarstw domowych (w relacji do PKB) obniżył się. Miało to zapewne związek ze skutkami pandemii COVID-19, w tym wzrostem niepewności, jak również z zacieśnieniem polityki pieniężnej oraz zaostrzeniem przez KNF warunków oceny zdolności kredytowej<sup>17</sup>. Wolumen kredytów złotowych dla przedsiębiorstw niefinansowych (w relacji do PKB) w latach 2009-2018 utrzymywał się na względnie stałym poziomie, jednak w ostatnich latach jego udział zmniejszał się osiągając w 2022 r. poziom zbliżony do tego z 2005 r.

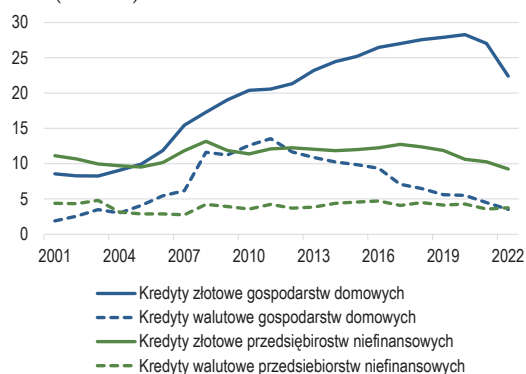
Transmisja polityki pieniężnej poprzez kanał stopy procentowej i kanał kredytowy jest wspierana przez istotne znaczenie zadłużenia przedsiębiorstw niefinansowych z tytułu kredytów i pożyczek wśród źródeł ich finansowania zewnętrznego (Wykres 2.B). Oddziaływanie tych kanałów jest jednak nadal osłabiane przez niewielkie znaczenie kredytu złotowego w finansowaniu inwestycji (Wykres 2.C). Inwestycje sektora prywatnego w ponad  $\frac{3}{4}$  są finansowane ze środków własnych inwestora, z kolei udział krajowych kredytów bankowych oscyluje wokół 11%. Do słabszego oddziaływania polityki pieniężnej przyczynia się także wykorzystanie przez przedsiębiorstwa w ich działalności bieżącej kredytu handlowego (jego udział w pasywach sektora przedsiębiorstw w 2021 r., mimo spadku względem 2004 r., wyniósł 12,8% w porównaniu do 25,8% w przypadku pozostałych kredytów i pożyczek; Wykres 2.B), jak również sięganie przez przedsiębiorstwa po środki z zagranicy (w 2021 r. 38,8% zadłużenia sektora przedsiębiorstw niefinansowych z tytułu kredytów i pożyczek oraz dłużnych papierów wartościowych pochodziło od podmiotów zagranicznych). Duże przedsiębiorstwa, w przeciwieństwie do małych i średnich, mają mniejsze problemy z pozyskiwaniem finansowania, w tym kredytu (ang. *less credit constrained*) i, jako takie, słabiej reagują na zmiany w polityce pieniężnej (por. Dedola i Lippi, 2005). Badania empiryczne pokazują, że w sytuacji zaostrzenia polityki pieniężnej ograniczanie podaży kredytu przez banki dotyka przede wszystkim małe firmy (por. Oliner i Rudebusch, 1995). Jednak w Polsce czynnik ten nie powinien osłabiać transmisji polityki pieniężnej. Udział dużych przedsiębiorstw w wartości dodanej sektora jest bowiem – na tle innych gospodarek<sup>18</sup> – stosunkowo niewielki (w 2020 r. wyniósł on 44,9%), a ponadto znaczenie innych niż kredyt bankowy form finansowania zewnętrznego, dostępnych dla przedsiębiorstw dużych (tj. emisje obligacji korporacyjnych lub akcji), pozostaje ograniczone (Wykres 2.B).

<sup>17</sup> W marcu 2022 r. KNF zaleciła, żeby w procesie oceny zdolności kredytowej przez banki, w zakresie kredytów zabezpieczonych hipotecznie, przyjmowano minimalną zmianę poziomu stopy procentowej o 5 pkt proc. (wcześniej – o 2,5 pkt. proc.; por. [https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Stanowisko\\_UKNF\\_do\\_bankow\\_ws\\_ryzyka\\_kredytowego.pdf](https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/Stanowisko_UKNF_do_bankow_ws_ryzyka_kredytowego.pdf)).

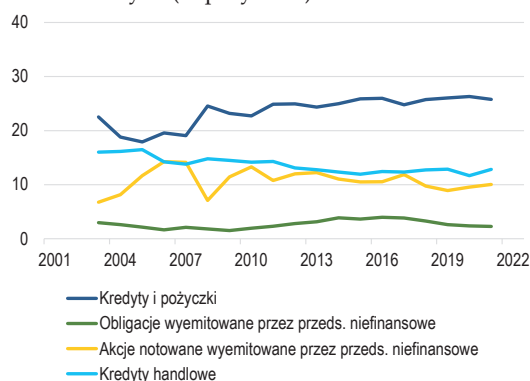
<sup>18</sup> Por. Poschke (2018).

## Wykres 2. Czynniki wpływające na działanie kanału stopy procentowej i kanału kredytowego

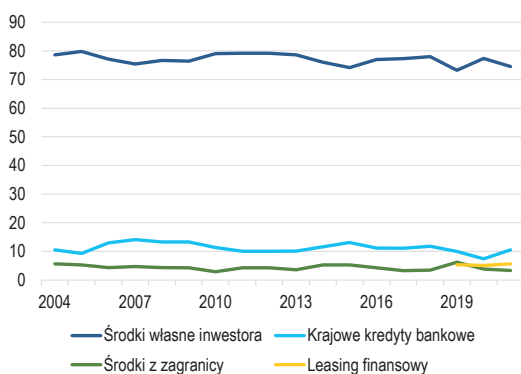
A. Kredyty sektora niefinansowego w krajowych bankach (% PKB)



B. Źródła finansowania zewnętrznego przedsiębiorstw niefinansowych (% pasywów)



C. Główne źródła finansowania inwestycji sektora prywatnego (% nakładów na środki trwałe)



Uwagi: Wykres C – dane dotyczą podmiotów zatrudniających powyżej 49 osób.

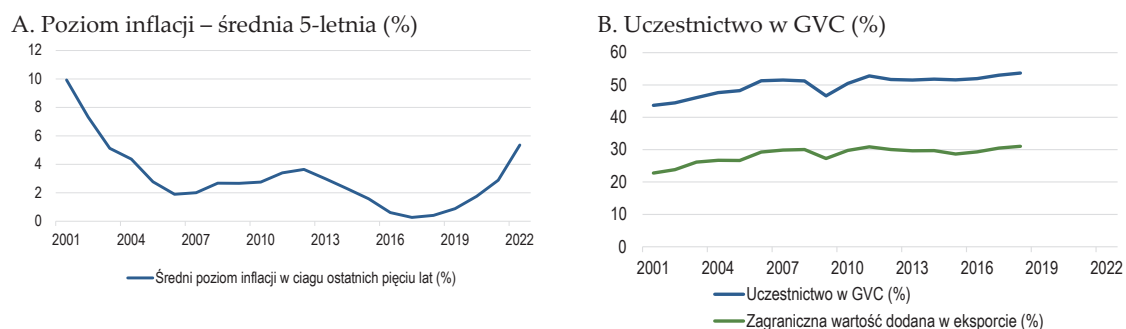
Źródło: NBP, GUS. Obliczenia własne.

O czynnikach wzmacniających działanie kanału kursu walutowego (rosnąca otwartość handlowa, wysoki udział importu w konsumpcji<sup>19</sup>) oraz czynnikach je ograniczających (uczestnictwo polskich przedsiębiorstw w globalnych łańcuchach dostaw, w szczególności stosunkowo duży udział zagranicznej wartości dodanej w krajowym eksporcie<sup>20</sup> – Wykres 3.B) wspomniano już w rozdziale 1.2.1. W tym miejscu warto dodać, że w okresach podwyższonej inflacji – takich jak okres, w którym sporządzany jest niniejszy raport (Wykres 3.A) – siła tego kanału może wzrastać ze względu na silniejszy wpływ kursu walutowego na ceny (por. np. Gagnon i Ihrig, 2004; An i Wang, 2012; Ben Cheikh i Louhichi, 2016; Jašová *et al.*, 2016).

<sup>19</sup> Wg szacunków przedstawionych w pracy Ortega i Osbat (2020) udział bezpośredniego importu w konsumpcji prywatnej w Polsce (ok. 17%, dane za 2014 r.) jest wyższy niż w większości krajów strefy euro (jedynie w Irlandii i Słowacji udział ten jest wyższy niż w Polsce; w przypadku krajów strefy euro autorzy brali pod uwagę jedynie import spoza tej strefy).

<sup>20</sup> W 2018 r. udział zagranicznej wartości dodanej w polskim eksporcie wynosił ok. 31%, podczas gdy w strefie euro wynosił ok. 18%, a w krajach Unii Europejskiej – ok. 13,7%.

### Wykres 3. Czynniki wpływające na działanie kanału kursowego

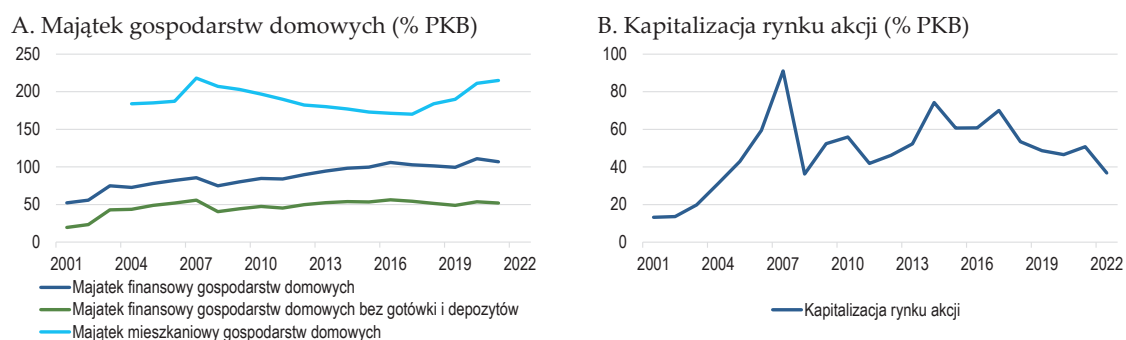


Uwagi: Wykres B – uczestnictwo w GVC jest mierzone jako suma zagranicznej wartości dodanej w eksporcie i krajowej wartości dodanej w zagranicznym eksporcie. Dane kończą się w 2018 r.

Źródło: GUS, OECD. Obliczenia własne.

Rola kanału cen aktywów w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce pozostaje ograniczona. W ostatnich dwudziestu latach majątek finansowy gospodarstw domowych (mierzony w relacji do PKB) wzrósł, co jednak wynikało głównie ze wzrostu gotówki i depozytów (Wykres 4.A). Po wyłączeniu tych dwóch pozycji, wartość majątku gospodarstw domowych w 2021 r. w relacji do PKB była nieco niższa niż przed wybuchem światowego kryzysu finansowego. Również kapitalizacja giełdy (w relacji do PKB) jest obecnie znacznie niższa niż w 2007 r. (Wykres 4.B). W kierunku wzmocnienia kanału cen aktywów potencjalnie oddziaływał wzrost relacji majątku mieszkaniowego gospodarstw domowych do PKB, jednak relacja ta pozostaje wciąż nieco niższa niż w 2007 r. (Wykres 4.A).

### Wykres 4. Czynniki wpływające na działanie kanału aktywów finansowych



Źródło: NBP, GPW, GUS. Obliczenia własne.

## 2. Podstawowe charakterystyki mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce

### 2.1. Stylizowane fakty i zmiany mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w czasie

Stylizowane fakty dotyczące mechanizmu transmisji polityki pieniężnej, opisane w niniejszym podrozdziale, zostały ustalone na podstawie funkcji reakcji na szoki polityki pieniężnej uzyskanych ze strukturalnych modeli wektorowej autoregresji (SVAR). Analizę tę utrudniają jednak szoki, które w latach 2020-2022 dotyczyły zarówno gospodarkę globalną, jak i krajową. Silne zaburzenie szacowanych funkcji reakcji na impuls (nie tylko polityki pieniężnej) w związku z pandemią COVID-19 zostało dostrzeżone i opisane w najnowszej literaturze. Generalnie istnieją dwa, teoretycznie uzasadnione, sposoby na poradzenie sobie z tym problemem. Ponieważ wpływ pandemii na wiele aspektów funkcjonowania gospodarki był bezprecedensowy, zaburzając w sposób przejściowy „normalne” mechanizmy ekonomiczne, pierwszy z tych sposobów każe traktować obserwacje pandemiczne jako nietypowe i sugeruje estymację modeli bez uwzględnienia tych obserwacji (por. Schorfheide i Song, 2022). Drugi sposób to próba uwzględnienia w standardowych empirycznych modelach dodatkowych egzogenicznych szoków, procesów, modyfikacji itp. – tak, aby móc odseparować „normalny” mechanizm ekonomiczny od zaburzeń pandemicznych (por. Ng, 2021; Lenza i Primiceri, 2022). Co ciekawe, obydwa podejścia w rezultacie prowadzą do tego samego: funkcje reakcji na impuls z modeli ze stałymi w czasie współczynnikami powinny wyglądać podobnie, zarówno przy wykorzystaniu próby przed pandemią, jak i uwzględniającej pandemię (pod warunkiem, że efekty pandemii są odpowiednio kontrolowane). Z drugiej strony, Carriero *et al.* (2022) wskazują, że zastosowanie modeli uwzględniających zmienne w czasie komponenty kowariancji szoków ekonomicznych w pewien sposób uodparnia oszacowania parametrów modelu na wpływ nietypowych obserwacji okresu pandemii. Dlatego funkcje reakcji na impuls polityki pieniężnej otrzymane na podstawie modeli SVAR ze zmiennymi w czasie współczynnikami (TVP-SVAR) oszacowanych z uwzględnieniem obserwacji pandemicznych mogą być traktowane jako wiarygodne.

W związku z powyższym, modele SVAR ze stałymi w czasie współczynnikami, oszacowane na potrzeby niniejszego raportu, bazują na obserwacjach do I kw. 2020 r.<sup>21</sup>. W odniesieniu do modeli ze zmiennymi w czasie współczynnikami (TVP-SVAR), korzystano z dłuższej próby, kończącej się

<sup>21</sup> Tradycyjny sposób estymacji modeli SVAR wymaga wprowadzenia dostatecznej liczby restrykcji, w celu osiągnięcia tzw. dokładnej identyfikacji modelu. Dzięki temu funkcja reakcji na szok polityki pieniężnej jest jednoznacznie określona, a przedziały błędów z nią związane mają standardową interpretację (niepewność przy założeniu prawdziwości modelu). Dokładna identyfikacja modelu ma jednak też swoje wady. Zmieniając schematy identyfikacyjne, otrzymujemy różne funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej. Z tego względu wykorzystany w tym rozdziale model SVAR został oszacowany odnosząc się do koncepcji tzw. niedostatecznej identyfikacji. W tym przypadku interpretacja funkcji odpowiedzi na szok polityki pieniężnej jest odmienna. Przebieg impulsu oraz związany z nim przedział błędów jest zgodny z nieskończoną liczbą struktur modelowych, pod warunkiem zgodności tych ostatnich z pewną minimalną liczbą założonych restrykcji (zastosowano restrykcje zerowe oraz restrykcje na znaki – te ostatnie obejmowały zarówno restrykcje dotyczące samych przebiegów funkcji reakcji na impuls polityki pieniężnej, jak również znaków współczynników w regule polityki pieniężnej). Zatem przedziały błędów wokół reakcji na szok polityki pieniężnej odzwierciedlają również niepewność odnośnie do samego modelu.

---

w III kw. 2022 r. Oba modele zawierają pięć zmiennych, tj. wskaźnik cen konsumpcyjnych<sup>22</sup>, PKB, wolumen kredytów złotych dla przedsiębiorstw niefinansowych i gospodarstw domowych, realny efektywny kurs walutowy (REER, wzrost oznacza aprecjację) oraz krótkoterminową stopę procentową (WIBOR 3M)<sup>23</sup>.

Wyniki modelu SVAR oszacowanego na próbie do I kw. 2020 r. wskazują, że po szoku polityki pieniężnej następuje szybka aprecjacja kursu walutowego (Wykres 5), choć samo oszacowanie jest obarczone dużą niepewnością (szeroki przedział błędów). Pozostałe zmienne reagują z opóźnieniem. Maksymalna reakcja wolumenu kredytu następuje po 7-8 kwartałach. Reakcja aktywności gospodarczej osiąga natomiast swoje maksimum nieco wcześniej, tj. po 6-7 kwartałach. Maksymalny wpływ szoku polityki pieniężnej na wskaźnik cen konsumpcyjnych następuje z kolei z opóźnieniem 8-9 kwartałów.

---

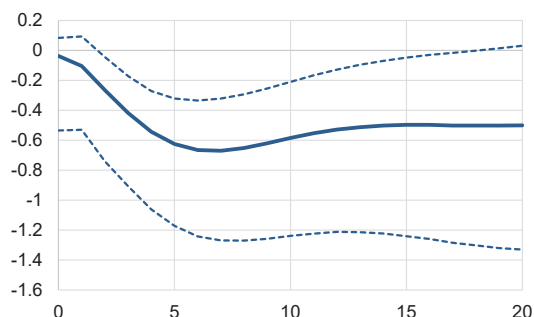
<sup>22</sup> W modelu SVAR jest to wskaźnik CPI, zaś w modelu TVP-SVAR – wskaźnik HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich (ang. *HICP at constant taxes*).

<sup>23</sup> W modelu TVP-SVAR w celu uwzględnienia okresu luzowania ilościowego w Polsce zamiast stopy WIBOR 3M wykorzystano tzw. *shadow interest rate*. Miarę tę otrzymano na podstawie afinicznych modeli struktury terminowej (Wu i Xia, 2016; Bauer, 2018). Procedura została nieznacznie zmodyfikowana przez A. Kocięckiego, a szczegóły dostępne są na życzenie.

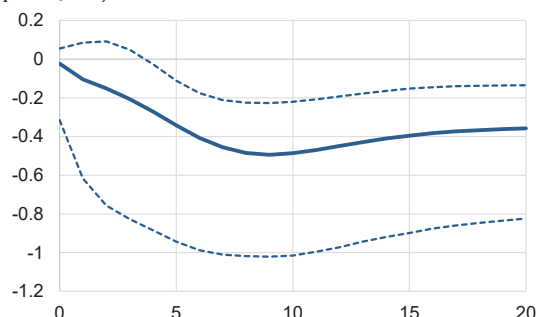


**Wykres 5.** Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej z modelu SVAR ze stałymi w czasie współczynnikami

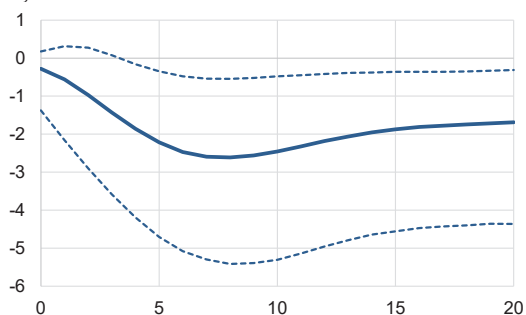
A. Odpowiedź PKB (w %) na szok polityki pieniężnej



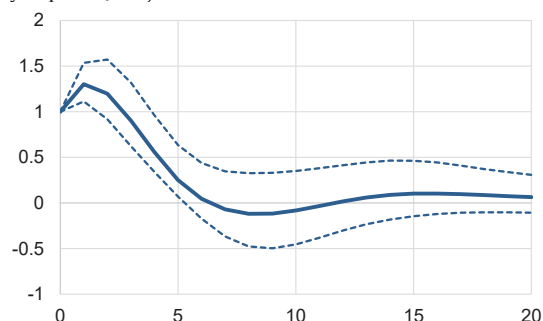
B. Odpowiedź wskaźnika CPI (w %) na szok polityki pieniężnej



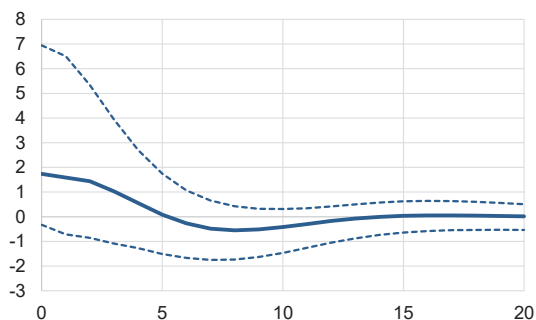
C. Odpowiedź kredytu (w %) na szok polityki pieniężnej



D. Odpowiedź WIBOR 3M (w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej



E. Odpowiedź REER (w %, wzrost – aprecjacja) na szok polityki pieniężnej



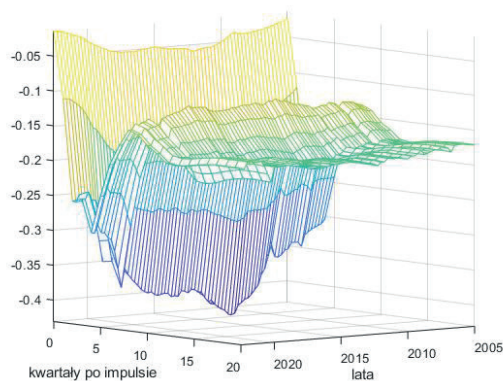
Uwagi: Szok polityki pieniężnej równoważny wzrostowi stopy procentowej o 1 pkt proc. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po impulsie. Przerywane linie oznaczają 68% przedziały błędów.

Źródło: NBP, GUS, BIS, obliczenia własne.

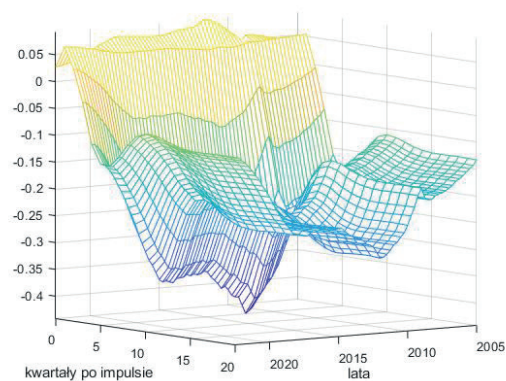
Wyniki uzyskane z modelu SVAR dopuszczającego zmienność parametrów w czasie <sup>24</sup> pokazują, że pod koniec analizowanej próby punktowe oszacowania wpływu szoku polityki pieniężnej na aktywność gospodarczą i inflację były – co do wartości bezwzględnej – nieco niższe niż wcześniej (Wykres 6, Wykres 7, Wykres 8). Wynika to jednak zapewne raczej z możliwości bardziej precyzyjnego oszacowania funkcji reakcji na szok polityki pieniężnej – w związku z większą zmiennością krótkoterminowej stopy procentowej w ostatnich dwóch latach – w porównaniu do okresu sprzed pandemii COVID-19 niż z rzeczywistego osłabienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej.

#### Wykres 6. Zmiany w czasie funkcji reakcji na szok polityki pieniężnej z modelu TVP-SVAR

A. Odpowiedź PKB (w %) na szok polityki pieniężnej



B. Odpowiedź wskaźnika HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich (w %) na szok polityki pieniężnej

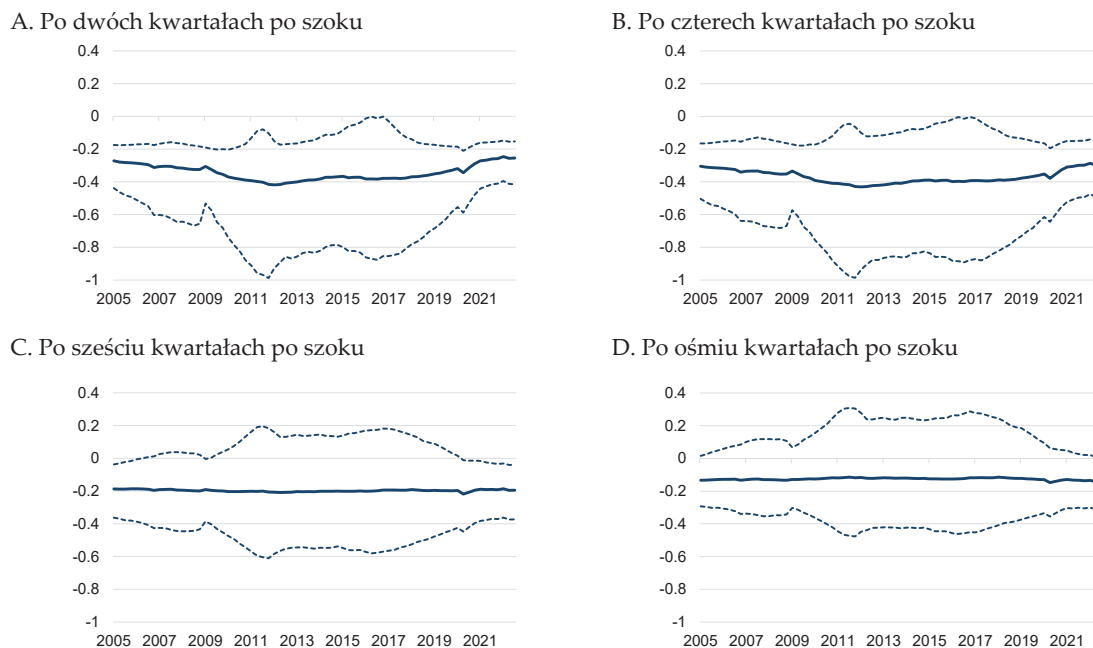


Uwagi: Szok polityki pieniężnej równoważny wzrostowi stopy procentowej o 0,25 pkt. proc.

Źródło: NBP, GUS, BIS, obliczenia własne.

<sup>24</sup> Model TVP-SVAR użyty w niniejszym raporcie jest opisany w opracowaniu Kocięcki (2020). W szczególności, w odróżnieniu od dominującego, alternatywnego podejścia (Primiceri, 2005), model ten nie tylko nie wymaga założenia rekursywnej formy identyfikacji dla macierzy jednoczesnych relacji, ale umożliwia odtworzenie wszystkich zmiennych w czasie parametrów tej macierzy.

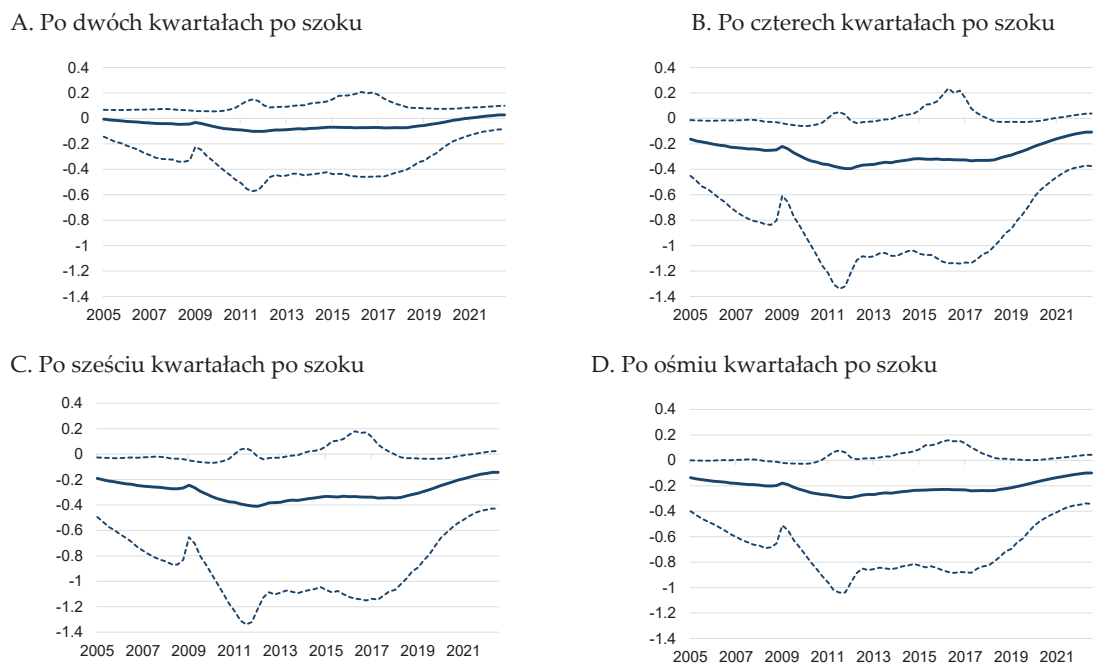
**Wykres 7.** Zmiany w czasie odpowiedzi PKB na szok polityki pieniężnej, wybrane horyzonty



Uwagi: Szok polityki pieniężnej równoważny wzrostowi stopy procentowej o 0,25 pkt. proc. Linie przerywane wyznaczają 68% przedział błędu.

Źródło: NBP, GUS, BIS, Eurostat, obliczenia własne.

**Wykres 8.** Zmiany w czasie odpowiedzi cen konsumpcyjnych (HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich) na szok polityki pieniężnej, wybrane horyzonty



Uwagi: Szok polityki pieniężnej równoważny wzrostowi stopy procentowej o 0,25 pkt. proc. Linie przerywane wyznaczają 68% przedział błędu.

Źródło: NBP, GUS, BIS, Eurostat, obliczenia własne.

---

## 2.2. Siła i opóźnienia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej oraz relatywne znaczenie poszczególnych kanałów transmisji

Ta część raportu przedstawia symulacje efektów zmiany krótkoterminowej stopy procentowej bazujące na modelach strukturalnych, osadzonych głębiej w teorii ekonomii niż modele SVAR.

### 2.2.1. Modele strukturalne wykorzystane do analizy mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

W symulacjach wykorzystano dwa modele strukturalne, w których odzwierciedlony jest mechanizm transmisji polityki pieniężnej, tj. Mały Model Polityki Pieniężnej (MMPP) oraz podstawowy model prognostyczny NBP, tj. NECMOD.

Model MMPP wykorzystuje paradygmat nowej ekonomii keynesistowskiej i jest zbudowany wokół czterech podstawowych zależności makroekonomicznych uwzględnianych w tego typu modelach, tj.: krzywej zagregowanego popytu, krzywej Phillipsa, równania kursu walutowego, nawiązującego do koncepcji niezabezpieczonego parytetu stopy procentowej oraz reguły polityki pieniężnej. Model został reestymowany z uwzględnieniem danych do końca 2022 r.<sup>25</sup>. Szczegółowy opis modelu MMPP zawiera Załącznik 1.

Model makroekonomiczny NECMOD jest makroekonometrycznym, wielorównaniowym modelem gospodarki polskiej, na podstawie którego przygotowywana jest projekcja inflacji i PKB publikowana trzy razy do roku w *Raportach o Inflacji* NBP. Szczegółowe informacje na temat modelu NECMOD można znaleźć na stronie internetowej NBP<sup>26</sup>, w szczególności w opracowaniach Budnik *et al.* (2009) oraz Greszta *et al.* (2012).

### 2.2.2. Główne charakterystyki mechanizmu transmisji polityki pieniężnej

W celu przeanalizowania siły oddziaływania i opóźnień mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej przeprowadzono symulację, w której krótkoterminowa stopa procentowa (WIBOR 3M) była podwyższona o 1 pkt proc. na okres jednego kwartału, a w następnych okresach kształtowała się zgodnie z regułą polityki pieniężnej uwzględnioną w modelu. Założono, że w analizowanym okresie nie występują żadne inne zaburzenia, co oznacza, że uzyskane reakcje wybranych zmiennych makroekonomicznych (Wykres 9, Tabela 1) pokazują efekt związany jedynie ze zmianą stopy procentowej.

Wyniki symulacji z obu modeli są podobne tak w sensie jakościowym, jak i ilościowym. Zaostrzenie polityki pieniężnej powoduje natychmiastową aprecjację kursu walutowego, która osiąga swoje maksimum w trzecim kwartale po zmianie stopy procentowej. Nominalny efektywny kurs

---

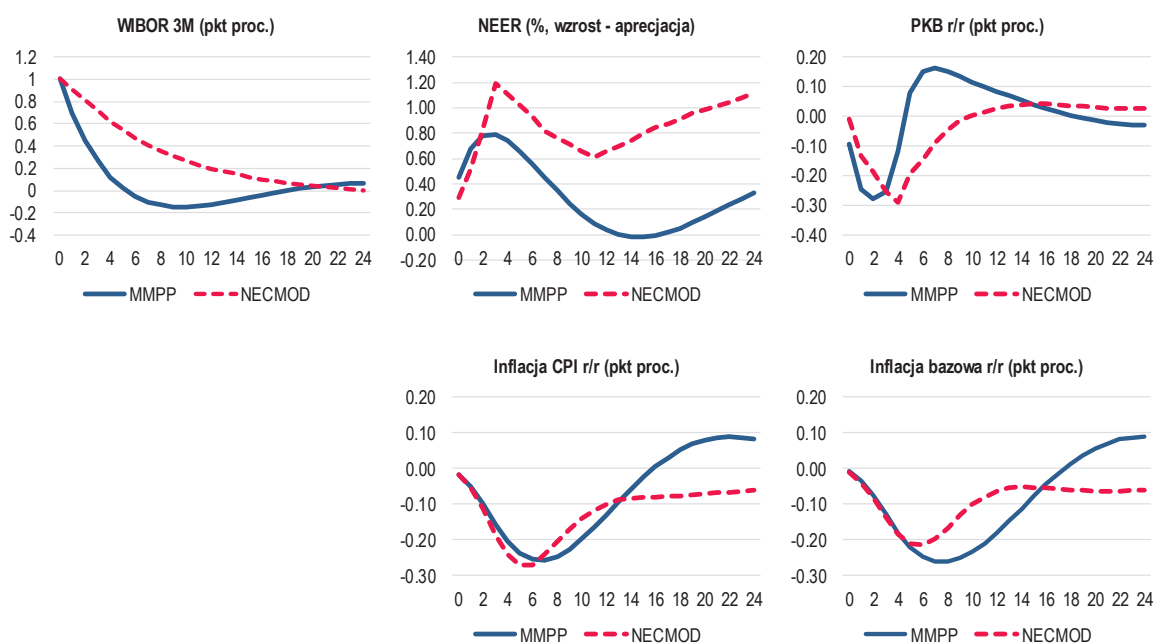
<sup>25</sup> Ze względu na specyficzne cechy tego okresu i natężenie szoków dotyczących gospodarkę globalną i krajową oraz reakcję ze strony polityki gospodarczej, w modelu uwzględniono szereg dodatkowych zmiennych. Chodzi tu w szczególności o tzw. *shadow interest rate*, indeks napięć w globalnych łańcuchach dostaw (tj. *Global Supply Chain Pressure Index*, GSCPI, Benigno *et al.*, 2022), indeks restrykcji związanych z pandemią COVID-19 (tj. *COVID-19 Stringency Index*, por. <https://ourworldindata.org/covid-stringency-index>), czy zero-jedynkowe zmienne czasowe. Wyniki tej reestymacji należy więc traktować z ostrożnością.

<sup>26</sup> Link: <https://nbp.pl/polityka-pieniezna/projekcja-inflacji-i-pkb/model-makroekonomiczny-necmod/>.

walutowy ulega wtedy aprecjacji, w zależności od modelu, o ok. 0,8%-1,2% w stosunku do ścieżki bazowej (tj. przebiegu kursu walutowego w sytuacji braku zmiany stóp procentowych). Maksymalna reakcja rocznej dynamiki PKB występuje nieco szybciej w modelu MMPP (w drugim kwartale po zmianie stopy procentowej) niż w modelu NECMOD (w czwartym kwartale po zmianie stopy procentowej) – siła tej reakcji jest jednak zbliżona (spadek rocznej dynamiki PKB o ok. 0,3 pkt. proc.). Maksymalny spadek inflacji bazowej r/r (inflacji po wyłączeniu cen żywności i energii) wynosi ok. 0,2-0,3 pkt. proc. i występuje z opóźnieniem ok. 6-8 kwartałów. Z kolei maksymalny spadek inflacji CPI r/r wynosi, niezależnie od modelu, ok. 0,3 pkt. proc. i występuje mniej więcej po 6 kwartałach od zmiany stopy procentowej.

Ponieważ po upływie kwartału w obu modelach uruchamia się reguła stopy procentowej, której argumentami są odchylenie inflacji od celu inflacyjnego NBP i luka popytowa, spadki inflacji i aktywności gospodarczej powodują odpowiednie poluzowanie polityki pieniężnej. Jest ono wyraźniejsze w modelu MMPP niż w modelu NECMOD.

Wykres 9. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – wyniki z modeli strukturalnych



Uwagi: Na osi poziomej oznaczono kwartały po szoku.

Źródło: Obliczenia własne.

**Tabela 1.** Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – synteza wyników z modeli strukturalnych

	MMPP	NECMOD
<b>Nominalny efektywny kurs walutowy (wzrost – aprecjacja)</b>		
siła maksymalnej reakcji (w %)	0,78	1,19
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	3	3
<b>Dynamika PKB r/r</b>		
siła maksymalnej reakcji (w %)	-0,28	-0,29
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	2	4
<b>Inflacja bazowa r/r</b>		
siła maksymalnej reakcji (w %)	-0,26	-0,22
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	7-8	6
<b>Inflacja CPI r/r</b>		
siła maksymalnej reakcji (w %)	-0,26	-0,27
opóźnienie maksymalnej reakcji (kwartał)	6-7	5-6

Uwagi: Opóźnienie maksymalnej reakcji określono jako kwartał lub kwartały, w których reakcja danej zmiennej jest, z dokładnością do drugiego miejsca po przecinku, równa maksymalnej.

Źródło: Obliczenia własne.

### 2.2.3. Ocena relatywnej siły głównych kanałów mechanizmu transmisji

Reakcje inflacji na impuls polityki pieniężnej, przedstawione w poprzedniej części raportu, zawierają w sobie efekty różnych kanałów mechanizmu transmisji. Podobnie jak w poprzednich raportach, dokonano szacunkowej oceny relatywnej siły głównych kanałów oddziaływania polityki pieniężnej na inflację. Wykorzystano w tym celu model strukturalny MMPP, w którym reprezentowane są kanały: stopy procentowej i kursu walutowego. Dodatkowo rozpatrzono znaczenie oczekiwań inflacyjnych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej<sup>27</sup>.

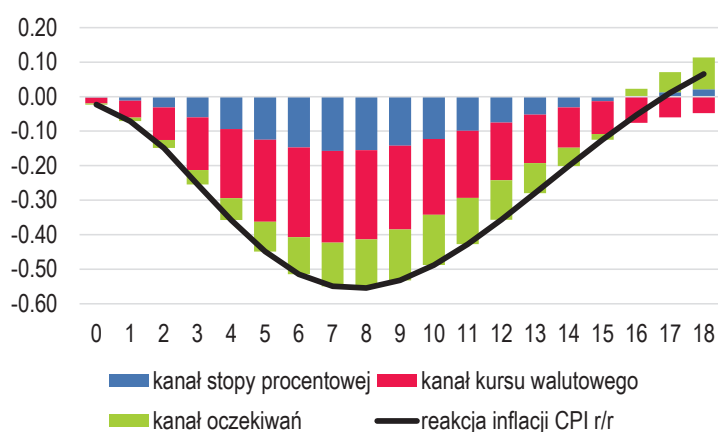
Ćwiczenie symulacyjne odbywało się w trzech krokach. W pierwszym kroku oszacowano reakcję inflacji bazowej r/r oraz inflacji CPI r/r na wzrost krótkoterminowej stopy o 1 pkt proc. na okres czterech kwartałów. Okres ten jest dłuższy niż w symulacji mechanizmu transmisji opisanej w rozdziale 2.2.2, dzięki czemu efekty poszczególnych kanałów są lepiej widoczne. W drugim kroku, przeprowadzając analogiczną symulację wzrostu krótkoterminowej stopy procentowej, usztywniono oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw, konsumentów i analityków sektora finansowego, uzyskując przybliżenie efektu oddziaływania stóp procentowych na inflację innymi drogami niż przez dostosowania oczekiwań inflacyjnych. W ostatnim kroku dodatkowo usztywniono nominalny efektywny kurs walutowy, a związane z tym zmniejszenie reakcji inflacji uznano za przybliżenie efektów kanału kursu walutowego. Nieobjaśnioną część reakcji inflacji bazowej na impuls stopy procentowej przypisano efektom kanału stopy procentowej. Takie rozróżnienie siły kanałów

<sup>27</sup> W modelu MMPP nie występuje jawnie kanał kredytów bankowych, jednak jego siła na tle tradycyjnego kanału stopy procentowej jest niewielka (por. sekcja 3.2.1 niniejszego raportu).

mechanizmu transmisji polityki pieniężnej nie jest precyzyjne i daje jedynie przybliżone wyobrażenie o ich relatywnym znaczeniu<sup>28</sup>.

Zgodnie z wynikami symulacji uwzględniającej wszystkie sprzężenia modelu MMPP, maksymalna reakcja inflacji CPI r/r na wzrost krótkoterminowej stopy procentowej następuje w siódmym i ósmym kwartale po zaostreniu polityki pieniężnej i wynosi ok. -0,6 pkt. proc. (Wykres 10). Jest ona powodowana w ok. 47% przez efekty kanału kursu walutowego, w ok. 28% – przez kanał stopy procentowej i w ok. 24% – przez efekty zmian oczekiwań inflacyjnych. Natomiast w przypadku inflacji po wyłączeniu cen żywności i energii r/r maksymalny efekt osiągany jest w ósmym i dziewiątym kwartale po zmianie stopy i wynosi ok. -0,6 pkt. proc. (Wykres 11). Kanał kursu walutowego ma wyraźnie mniejsze znaczenie niż w przypadku inflacji CPI: odpowiada on za ok. 25% maksymalnego spadku inflacji bazowej, podczas gdy kanał stopy procentowej – za 32%, a efekty zmian oczekiwań inflacyjnych – za 43%.

Wykres 10. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji – wpływ na inflację CPI r/r

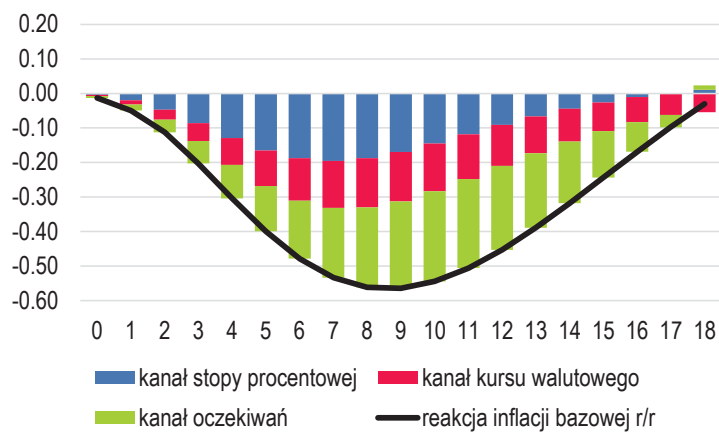


Uwagi: Na osi poziomej oznaczono kwartały po szoku. Oszacowań dokonano wykorzystując model MMPP.

Źródło: Obliczenia własne.

<sup>28</sup> Np. oczekiwania inflacyjne w części determinującej poziom realnych stóp procentowych powinny być uwzględniane jako część kanału stopy procentowej.

Wykres 11. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji – wpływ na inflację bazową r/r



Uwagi: Na osi poziomej oznaczono kwartały po szoku. Oszacowań dokonano wykorzystując model MMPP.

Źródło: Obliczenia własne.



## 3. Wybrane zależności mechanizmu transmisji polityki pieniężnej w Polsce

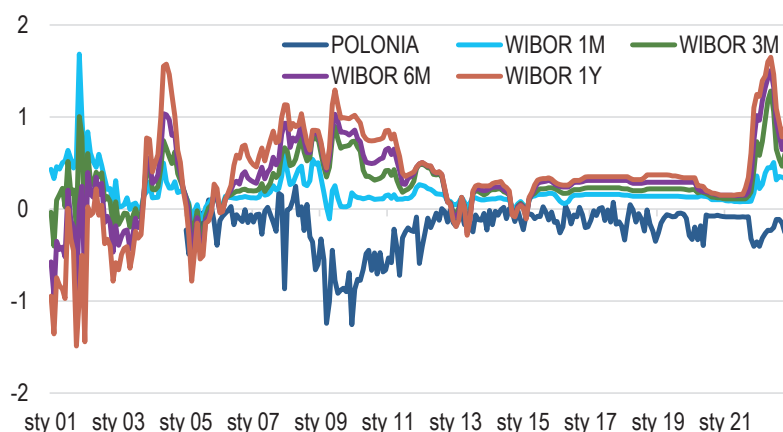
### 3.1. Transmisja stóp procentowych

Niniejszy rozdział raportu przedstawia wyniki badań empirycznych dotyczących wpływu stopy referencyjnej NBP na stopy rynku pieniężnego oraz, pośrednio, na oprocentowanie kredytów i depozytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw. W analizie transmisji stóp procentowych wykorzystano spready względem stopy referencyjnej NBP oraz jednorównaniowe modele ekonometryczne opisujące równowagę między analizowanymi stopami oraz przebieg dostosowań do równowagi.

#### 3.1.1. Transmisja do stóp rynku pieniężnego

Od 2013 r. spready między stopami rynku pieniężnego a stopą referencyjną NBP były przez długi okres niskie i stabilne (Wykres 12). Po rozpoczęciu cyklu zaostrzania polityki pieniężnej w październiku 2021 r., spready silnie wzrosły, zwłaszcza w przypadku stóp rynku międzybankowego o dłuższych terminach zapadalności. Silniejsze wzrosty stóp rynku pieniężnego niż wzrost stopy referencyjnej NBP w tym okresie można tłumaczyć oczekiwaniami na dalsze zaostrzenie polityki pieniężnej banku centralnego. Od połowy 2022 r., wraz ze zmniejszeniem rozbieżności między bieżącymi a oczekiwanymi stopami NBP, spready zaczęły się obniżać.

**Wykres 12.** Spready między stawką POLONIA i wskaźnikami WIBOR a stopą referencyjną NBP (w pkt. proc.)



Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

Analiza skumulowanych zmian stóp rynku pieniężnego na tle skumulowanych zmian stopy referencyjnej NBP w poszczególnych cyklach zaostrzania i luzowania polityki pieniężnej pokazuje, że zmiany stopy banku centralnego znajdują odzwierciedlenie w zbliżonych pod względem

wielkości zmianach stóp rynku międzybankowego (Tabela 2)<sup>29</sup>. W okresie po zmianie stopy referencyjnej NBP stopy o dłuższym terminie zapadalności (WIBOR 6M i WIBOR 1Y) przeciętnie dostosowywały się słabiej niż te o krótszym terminie, gdyż są one w większym stopniu zależne od oczekiwanych zmian stóp procentowych w przyszłości i część dostosowania stóp terminowych zachodzi jeszcze przed oczekiwaną zmianą stopy referencyjnej NBP.

**Tabela 2.** Skumulowane zmiany stopy referencyjnej NBP i stóp rynku pieniężnego w cyklach zaost్రzenia i luzowania polityki pieniężnej (w pkt. proc.)

Początek cyklu	Koniec cyklu	Stopa ref. NBP	POLONIA	WIBOR 1M	WIBOR 3M	WIBOR 6M	WIBOR 1Y
mar.01	cze.03	-13,75	.	-14,5	-14,0	-13,3	-12,9
lip.04	sie.04	1,25	.	1,5	1,2	1,2	1,0
mar.05	mar.06	-2,50	-2,5	-2,5	-2,2	-2,0	-1,8
kwi.07	cze.08	2,00	2,0	2,0	2,0	2,3	2,3
lis.08	cze.09	-2,50	-2,7	-2,9	-2,8	-2,5	-2,3
sty.11	maj.12	1,25	1,5	1,4	1,1	1,0	0,8
lis.12	lip.13	-2,25	-2,3	-2,3	-2,2	-2,1	-2,1
paź.14	mar.15	-1,00	-0,9	-0,9	-0,8	-0,8	-0,8
mar.20	maj.20	-1,40	-0,9	-1,1	-1,2	-1,2	-1,2
paź.21	gru.22*	6,65	6,4	6,7	6,8	6,9	7,0
<b>Średnia zmiana w stosunku do zmiany stopy ref. NBP (w %)</b>			<b>98,3</b>	<b>96,4</b>	<b>93,2</b>	<b>88,4</b>	<b>81,7</b>

Uwagi: Analiza obejmuje okres od stycznia 2001 r. do grudnia 2022 r. Zmiany stóp rynku pieniężnego obliczane na średnich miesięcznych. Do stycznia 2011 r. decyzje RPP dotyczące stóp procentowych były podejmowane zazwyczaj pod koniec miesiąca, zaś po tym terminie – na początku miesiąca. Z tego powodu obliczając skumulowane zmiany stóp rynku pieniężnego przyjęto, że jeżeli pierwsza zmiana stopy referencyjnej NBP w cyklu miała miejsce w pierwszej (drugiej) połowie miesiąca, zmiana jest liczona względem poprzedniego (danego) miesiąca. Podobnie, jeżeli ostatnia zmiana stopy procentowej w cyklu miała miejsce w pierwszej (drugiej) połowie miesiąca, zmiany stóp były liczone do danego (kolejnego) miesiąca. \* Ze względu na dostępność danych analizę zmian stóp procentowych w ramach cyklu rozpoczętego w październiku 2021 r. zakończono na grudniu 2022 r.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

### 3.1.2. Transmisja stopy referencyjnej NBP i salda rezerw sektora bankowego do wskaźników WIRON. Porównanie do transmisji do stóp POLONIA i WIBOR

Od grudnia 2022 r. w umowach i instrumentach finansowych możliwe jest stosowanie wskaźników WIRON (*Warsaw Interest Rate Overnight*). Ponadto, zgodnie z „Mapą Drogową”<sup>30</sup>, na 2025 r. zakładana jest konwersja istniejących umów i instrumentów stosujących wskaźniki WIBOR tak, aby były one oparte na wskaźnikach WIRON. Może to oznaczać, że stopy WIRON będą miały istotne – i w najbliższych latach rosnące – znaczenie w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej. Biorąc pod uwagę powyższe przesłanki, niniejsza część materiału przedstawia wyniki pierwszego

<sup>29</sup> Wyjątkiem był okres zaburzeń związanych ze światowym kryzysem finansowym (zwłaszcza w przypadku stóp *overnight*, co było związane z potrzebą dostarczenia płynności sektorowi bankowemu).

<sup>30</sup> Podsumowanie oczekiwanej Mapy Drogowej procesu zastąpienia wskaźników referencyjnych WIBOR i WIBID przez indeks WIRON, KNF, [https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/mapa\\_drogowa\\_procesu\\_zastapienia\\_wskaznikow\\_referencyjnych\\_79725.pdf](https://www.knf.gov.pl/knf/pl/komponenty/img/mapa_drogowa_procesu_zastapienia_wskaznikow_referencyjnych_79725.pdf).

badania<sup>31</sup> transmisji stopy referencyjnej NBP do wskaźników WIRON (tj. wskaźnika *overnight* oraz wskaźników 1-, 3- i 6-miesięcznego; w dalszej części rozdziału „wskaźnik WIRON” w liczbie pojedynczej, bez wskazania terminu, oznacza wskaźnik *overnight*). Podjęto również próbę ustalenia znaczenia innych czynników w objaśnianiu zmienności tych stóp.

Warto rozpocząć od wskazania dwóch ogólnych różnic pomiędzy wskaźnikami WIRON a stopami POLONIA i WIBOR. Po pierwsze, wskaźniki WIRON są wyznaczane na podstawie oprocentowania depozytów przyjętych nie tylko od instytucji finansowych, jak w przypadku wskaźników WIBOR, ale też od przedsiębiorstw niefinansowych. Dla porównania, stawka POLONIA, do której odnosi się cel operacyjny NBP, obejmuje tylko depozyty przyjęte od innych banków (kategoria węższa niż „instytucje finansowe”). Po drugie, terminowe wskaźniki WIRON są obliczane jako złożenie przeszłej stopy *overnight*, przez co – w przeciwieństwie do terminowych wskaźników WIBOR – mają charakter opóźniony, a nie antycypacyjny (ang. *backward-*, a nie *forward-looking*). Szczegółowo konstrukcję wskaźników WIRON opisano w materiałach dostępnych na stronie ich administratora, czyli GPW Benchmark<sup>32</sup>.

Dane dla wskaźnika WIRON, na których bazuje niniejsza analiza, rozpoczynają się w styczniu 2019 r., a kończą się w grudniu 2022 r.<sup>33</sup>. Dla wskaźników terminowych szeregi czasowe są odpowiednio krótsze (jak wskazano powyżej, wynika to z tego, że bazują one na złożeniu przeszłego wskaźnika *overnight*). Ze względu na stosunkowo krótki okres, jaki mógł zostać objęty analizą, zarówno wyniki bazujące na modelach ekonometrycznych, jak i wstępne wnioski co do podstawowych charakterystyk wskaźników WIRON wyciągnięte na podstawie wykresów należy traktować z ostrożnością. Wnioski ograniczają się do okresu objętego analizą, a zależności pomiędzy wskaźnikami WIRON a innymi zmiennymi mogą ewoluować (zob. Ramka 2).

Podobnie jak stawka POLONIA, wskaźnik WIRON zmienia swoją tendencję wraz ze zmianami stopy referencyjnej NBP. Charakteryzuje się on również podobną jak stawka POLONIA krótkookresową zmiennością. Obydwie stopy wydają się dostosowywać do zmian stopy referencyjnej NBP natychmiast. Jednak mogą występować również inne niż polityka stopy procentowej czynniki oddziałujące na wskaźnik WIRON i stawkę POLONIA (Wykres 13).

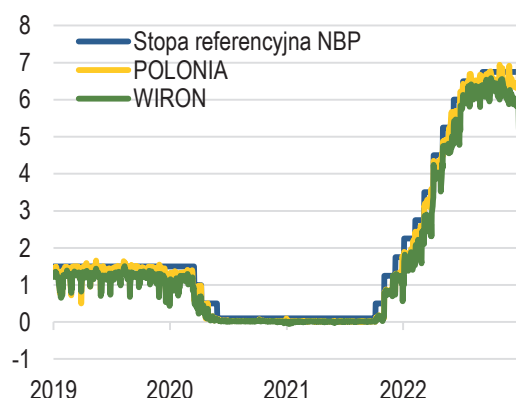
Porównanie kształtowania się wskaźników WIRON 3M i WIBOR 3M wobec zmian stopy referencyjnej NBP ujawnia z kolei – wynikający z konstrukcji – opóźniony charakter pierwszej wymienionej stopy i antycypacyjny charakter drugiej z nich. Wskaźnik WIBOR 3M dostosowuje się do zmian stopy referencyjnej NBP przynajmniej częściowo już w momencie pojawienia się oczekiwań co do jej zmian w horyzoncie kolejnych trzech miesięcy. Natomiast wskaźnik WIRON 3M uwzględnia faktycznie dokonane zmiany polityki pieniężnej w horyzoncie wcześniejszych trzech miesięcy – w stopniu, w jakim znalazły odzwierciedlenie we wskaźniku WIRON (Wykres 14).

<sup>31</sup> Dokładniejszy opis wyników streszczonych w niniejszym rozdziale znajduje się w pracy Kapuściński (2023a).

<sup>32</sup> *Indeksy transakcyjne*, opisy indeksów, GPW Benchmark, [https://gpwbenchmark.pl/opisy\\_indeksow](https://gpwbenchmark.pl/opisy_indeksow).

<sup>33</sup> W momencie przygotowywania głównej części analizy był to cały dostępny zakres danych. W późniejszym terminie analizę rozszerzono o dane z I kw. 2023 r., a jej wyniki przedstawia Ramka 2.

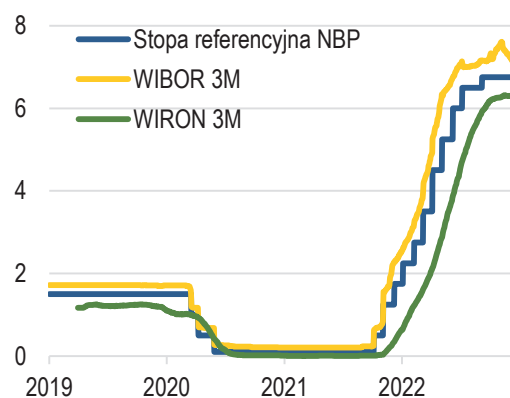
**Wykres 13.** Wskaźnik WIRON na tle stopy referencyjnej NBP i stawki POLONIA



Uwagi: dane dzienne.

Źródło: NBP, GPW Benchmark.

**Wykres 14.** Wskaźnik WIRON 3M na tle stopy referencyjnej NBP i wskaźnika WIBOR 3M



Uwagi: dane dzienne.

Źródło: NBP, GPW Benchmark.

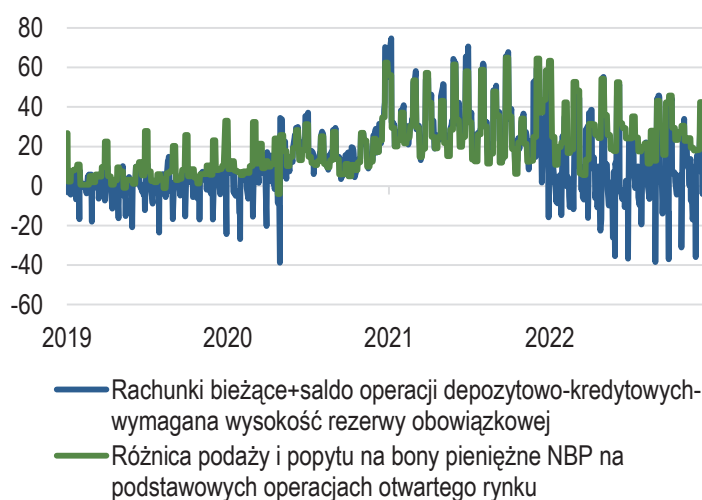
Jakościowe wnioski sformułowane powyżej są spójne z wynikami modeli ekonometrycznych. W pierwszej kolejności oszacowano parametry modelu dla wskaźnika WIRON. Jako zmienne objaśniające wykorzystano w nim m.in. stopę referencyjną NBP, szerokość korytarza stóp procentowych (pomiędzy stopą lombardową NBP a stopą referencyjną NBP oraz pomiędzy stopą referencyjną NBP a stopą depozytową NBP)<sup>34</sup> oraz saldo rezerw sektora bankowego (ang. *reserve position*), mierzone jako różnica pomiędzy wartością rachunków bieżących banków, powiększoną o saldo operacji depozytowo-kredytowych, a wymaganą wysokością rezerwy obowiązkowej<sup>35</sup>. W związku z endogenicznością tego ostatniego wskaźnika<sup>36</sup>, jako zmienną instrumentalną dla niego wykorzystano różnicę pomiędzy podażą a popytem na bony pieniężne NBP na podstawowych operacjach otwartego rynku (Wykres 15). Dla celów porównawczych, parametry analogicznego modelu oszacowano dla stawki POLONIA.

<sup>34</sup> Należy zwrócić uwagę, że szerokość korytarza stóp procentowych nie jest czynnikiem wpływającym na wskaźnik WIRON i stawkę POLONIA niezależnie (mimo że w taki sposób – dla uproszczenia – została ona uwzględniona w modelu ekonometrycznym). Oddziałuje ona w interakcji z saldem rezerw sektora bankowego. Węższy korytarz łagodzi konsekwencje ewentualnych nadwyżkowych rezerw (choć nie bez potencjalnych skutków ubocznych; zob. Bindseil i Jabłecki, 2011). Oprocentowania depozytów instytucji finansowych innych niż banki i przedsiębiorstw niefinansowych może to dotyczyć w mniejszym stopniu, ponieważ nie mają one dostępu do depozytu na koniec dnia w NBP.

<sup>35</sup> Był to model na poziomach zmiennych, którego parametry oszacowano na danych dziennych (jak wspomniano, na próbie od początku 2019 r. do końca 2022 r.). Inne niż wymienione wykorzystane zmienne objaśniające to zmienne zero-jedynkowe dla tygodnia okresu utrzymywania rezerwy obowiązkowej, zmienna określająca liczbę tygodni w okresie utrzymywania rezerwy obowiązkowej oraz zmienna zero-jedynkowa dla ostatniego dnia miesiąca.

<sup>36</sup> Niższa stopa *overnight* może przyczynić się do przeprowadzenia dostrajającej operacji otwartego rynku, co wiąże się ze spadkiem salda rezerw; endogeniczność tę potwierdzają testy statystyczne.

**Wykres 15.** Saldo rezerw sektora bankowego oraz różnica podaży i popytu na bony pieniężne NBP na podstawowych operacjach otwartego rynku (mld PLN)



Uwagi: dane dzienne.

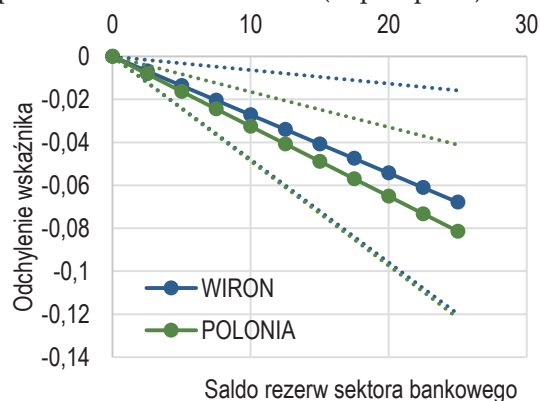
Źródło: NBP.

Zarówno w modelu objaśniającym wskaźnik WIRON, jak i w modelu dla stawki POLONIA oszacowanie parametru odpowiadającego za długookresową relację pomiędzy daną stopą a stopą referencyjną NBP było bliskie jedności, implikując pełną transmisję; przez pełną transmisję rozumiemy wpływ jeden do jednego. Obydwie stopy są średnio tym wyższe, im szerszy „korytarz” pomiędzy stopą lombardową a stopą referencyjną oraz tym niższe, im większa różnica pomiędzy stopą referencyjną a stopą depozytową. W obydwu przypadkach istotne jest również saldo rezerw sektora bankowego.

Warte wskazania są także dwie różnice. Po pierwsze, w ujęciu punktowym, wskaźnik WIRON jest nieco mniej wrażliwy na saldo rezerw sektora bankowego (Wykres 16). Jednak przedziały ufności oszacowań w znaczącym stopniu pokrywają się. Po drugie, w przypadku wskaźnika WIRON zidentyfikowano istotny efekt ostatniego dnia miesiąca, kiedy stopa ta jest średnio niższa o 0,23 pkt. proc. W przypadku stawki POLONIA nie znaleziono takiego efektu. Efekt ostatniego dnia miesiąca prawdopodobnie jest konsekwencją podatku bankowego, oddziałującego w kierunku obniżenia skłonności do przyjmowania depozytów o terminie obejmującym ten dzień przez płatników podatku. Może ono mieć odzwierciedlenie w oprocentowaniu i/lub w wartości transakcji. Brak efektu ostatniego dnia miesiąca dla stawki POLONIA może wynikać z tego, że dostosowanie w większym stopniu ma miejsce przez niższą wartość transakcji (por. Kapuściński, 2022).

Zarówno WIRON, jak i POLONIA wydają się podlegać cyklowi odpowiadającemu okresom utrzymywania rezerwy obowiązkowej. Częściowo ma to charakter deterministyczny, mający odzwierciedlenie w statystycznej istotności niektórych zmiennych zero-jedynkowych, przyjmujących 1 dla poszczególnych tygodni okresu utrzymywania rezerwy obowiązkowej.

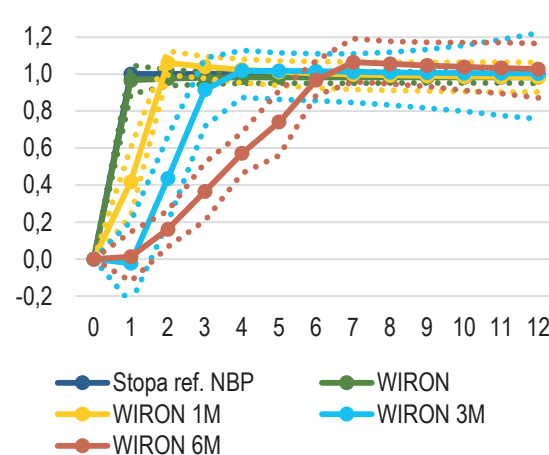
**Wykres 16.** Zależność pomiędzy saldem rezerw sektora bankowego (mld PLN) a stopami WIRON i POLONIA (w pkt. proc.)



Uwagi: Saldo rezerw mierzone jako suma rachunków bieżących i salda operacji depozytowo-kredytowych, pomniejszona o wymaganą wysokość rezerwy obowiązkowej.

Źródło: NBP, GPW Benchmark, obliczenia własne.

**Wykres 17.** Wpływ podwyższenia stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc. na wskaźniki WIRON



Uwagi: Linia ciągła oznacza reakcję zmiennej po wzroście stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc., a linie przerywane – krańce 95% przedziału ufności reakcji, wyznaczone metodą Monte Carlo. Na osi poziomej zaznaczono miesiące (wzrost stopy referencyjnej NBP ma miejsce w okresie 1).

Źródło: NBP, GPW Benchmark, obliczenia własne.

Oszacowano również parametry modeli na danych miesięcznych dla terminowych wskaźników WIRON, a także dla stopy *overnight*<sup>37</sup>. Ich wyniki wskazują, że wzrost stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc. wiąże się z natychmiastowym i proporcjonalnym wzrostem wskaźnika WIRON (Wykres 17). Terminowe wskaźniki WIRON reagują w pełni, ale z opóźnieniem, odpowiadającym terminowi poszczególnych stóp. Zidentyfikowano również długookresową zależność pomiędzy terminowymi wskaźnikami WIRON a czynnikami oddziałującymi na stopę *overnight*, jak szerokość korytarza stóp procentowych czy saldo rezerw sektora bankowego, choć z różnym stopniem statystycznej istotności. Znaczenie ostatniej wymienionej zmiennej wydaje się odróżniać terminowe wskaźniki WIRON od odpowiadających im wskaźników WIBOR, które – zgodnie z wcześniejszymi badaniami – nie wydają się być systematycznie powiązane z saldem rezerw sektora bankowego (zob. Sznajderska, 2016 oraz Kapuściński i Pietryka, 2019).

Wykres 18 zestawia dostosowanie wskaźnika WIRON 3M do zmiany stopy referencyjnej NBP (pokazane na poprzednim wykresie) z dostosowaniem wskaźnika WIBOR 3M (obydwa bazujące na oszacowaniach parametrów modeli ekonometrycznych). Wyniki dla wskaźnika WIBOR 3M pochodzą z modelu<sup>38</sup>, którego parametry oszacowano na dłuższej próbie (od 2001 r.). Dopuszczono

<sup>37</sup> Były to modele korekty błędem, których parametry oszacowano z wykorzystaniem metody zmiennych instrumentalnych (w związku ze wspomnianą endogenicznością salda rezerw sektora bankowego), na próbie od 2019 r. do końca 2022 r. (zgodnie z dostępnością danych w czasie przygotowywania materiału).

<sup>38</sup> Były to miesięczne modele korekty błędem, gdzie parametry relacji długookresowych oszacowano z wykorzystaniem metody FMOLS (ang. *fully-modified ordinary least squares*), a parametry relacji krótkookresowych z wykorzystaniem metody najmniejszych kwadratów lub metody zmiennych instrumentalnych (w zależności od wariantu). Jako dodatkową (tj. inną niż wskazane w głównym tekście) zmienną objaśniającą wykorzystano medianę prawdopodobieństwa niewypłacalności banków komercyjnych będących uczestnikami panelu WIBOR (z wyłączeniem Banku Gospodarstwa Krajowego).

w nim różną skalę natychmiastowego dostosowania do oczekiwanych i nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej NBP. Dostosowanie wskaźnika WIBOR 3M do nieoczekiwanych zmian stopy referencyjnej NBP okazało się być silniejsze, ponieważ oczekiwane zmiany stopy referencyjnej NBP przynajmniej częściowo uwzględniane są w terminowych wskaźnikach WIBOR z wyprzedzeniem<sup>39</sup>. W przypadku reakcji terminowych wskaźników WIRON rozróżnienie pomiędzy transmisją zmiany nieoczekiwanej i oczekiwanej jest mniej istotne; nie wydaje się, że może tu występować zróżnicowanie. Wykres 18 pokazuje, że pełna transmisja nieoczekiwanej zmiany stopy referencyjnej do wskaźnika WIRON 3M ma miejsce trzy miesiące później niż w przypadku wskaźnika WIBOR 3M.

W kolejnych specyfikacjach modelu wyjaśniającego kształtowanie się wskaźnika WIBOR 3M, które uwzględniają wyprzedzającą transmisję oczekiwanej zmiany stopy referencyjnej, wykazano, że oczekiwania co do zmian stopy referencyjnej w okresie dwóch i trzech miesięcy implikowane ze stóp FRA (*forward rate agreement*<sup>40</sup>) mają statystycznie istotny wpływ na wskaźnik WIBOR 3M. Jakość oszacowań punktowych parametrów określających skalę wyprzedzającej transmisji jest jednak stosunkowo niska, do czego przyczynia się (i) estymacja parametrów modelu z wykorzystaniem metody zmiennych instrumentalnych, w połączeniu z niską jakością zmiennych instrumentalnych<sup>41</sup> oraz (ii) występowanie korelacji pomiędzy zmiennymi objaśniającymi.

Wobec wskazanych powyżej trudności, wyznaczono teoretyczną (tj. opartą nie na modelu ekonometrycznym, a na teorii oczekiwań) transmisję oczekiwanej – przynajmniej od trzech miesięcy – zmiany stopy referencyjnej do wskaźnika WIBOR 3M. Zgodnie z teorią oczekiwań, stopa 3-miesięczna powinna być średnią oczekiwanej stopy *overnight* w kolejnych trzech miesiącach. Dla porównania Wykres 19 przedstawia również transmisję zmiany nieoczekiwanej i transmisję do wskaźnika WIRON 3M (niezależnie od tego, czy zmiana jest oczekiwana czy nie). Transmisja oczekiwanej zmiany stopy referencyjnej do wskaźnika WIBOR 3M rozpoczyna się z wyprzedzeniem, jednak zachodzi ona stopniowo. Różnica w okresie pełnej transmisji (tj. trzy miesiące) pozostaje tym samym niezmienną. Jednak różnica pomiędzy momentem, w którym zmiana stopy referencyjnej zaczyna być uwzględniana we wskaźniku WIBOR 3M a początkiem jej uwzględniania we wskaźniku WIRON 3M zwiększa się.

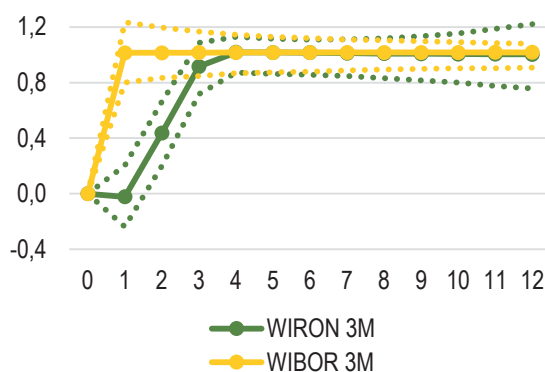
---

<sup>39</sup> Bezpośrednie uwzględnienie tych oczekiwań w modelu jest nietrywialne, stąd pominięto je w bazowej specyfikacji. W dalszej części materiału opisano również wyniki innych wariantów modelu.

<sup>40</sup> *Forward rate agreement* (FRA) to kontrakt wiążący się z rozrachunkiem różnicy pomiędzy stopą kontraktu a, w tym przypadku, stopą WIBOR, w określonym okresie. Tym samym, stopa FRA odzwierciedla oczekiwania co do stopy WIBOR.

<sup>41</sup> Konieczność wykorzystania metody zmiennych instrumentalnych wynikała z występowania endogeniczności, polegającej na dwustronnej zależności arbitrażowej pomiędzy stopami WIBOR a FRA. Jako instrumenty dla miar oczekiwań co do zmian stopy referencyjnej wykorzystano zaskoczenia w publikacjach danych makroekonomicznych (ang. *macroeconomic surprises*), tj. PKB, inflacji i produkcji przemysłowej.

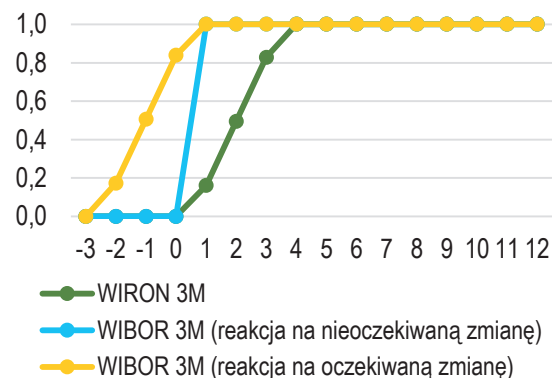
**Wykres 18.** Wpływ nieoczekiwanego podwyższenia stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc. na wskaźniki WIRON 3M i WIBOR 3M



Uwagi: Linia ciągła oznacza reakcję zmiennej po wzroście stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc., a linie przerywane – krańce 95% przedziału ufności reakcji, wyznaczone metodą Monte Carlo. Na osi poziomej zaznaczono miesiące (wzrost stopy referencyjnej NBP ma miejsce w okresie 1).

Źródło: NBP, GPW Benchmark, obliczenia własne.

**Wykres 19.** Teoretyczny wpływ podwyższenia stopy referencyjnej o 1 pkt proc. na wskaźnik WIRON 3M oraz nieoczekiwanego lub oczekiwanego podwyższenia stopy referencyjnej o 1 pkt proc. na wskaźnik WIBOR 3M



Uwagi: Linia oznacza reakcję zmiennej po wzroście stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc. w okresie 1. Na osi poziomej zaznaczono miesiące.

Źródło: NBP, GPW Benchmark, obliczenia własne.

Powyższy przykład pokazuje, że ewentualne zmiany w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej po przejściu z terminowych wskaźników WIBOR na wskaźniki WIRON będą zróżnicowane w zależności od tego, czy poszczególne zmiany stopy referencyjnej będą oczekiwane, czy nie. W przypadku oczekiwanych zmian stopy referencyjnej można spodziewać się większego opóźnienia w mechanizmie transmisji, przy założeniu ograniczonej antycypacyjności podmiotów gospodarczych innych niż uczestnicy rynku finansowego. Ewentualne opóźnienie w mechanizmie transmisji mogłoby zostać zrównoważone przez zwiększenie antycypacyjności polityki pieniężnej. Jeżeli jednak podmioty charakteryzują się stosunkowo dużą antycypacyjnością, a więc podejmują decyzje na podstawie stopy referencyjnej oczekiwanej w przyszłości w oderwaniu od bieżących płatności odsetkowych, zmiany w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej powinny być ograniczone. Znaczenie będzie miało również to, jakie terminy wskaźników WIRON będą wykorzystywane w umowach finansowych. Im krótszy termin, tym mniejsze ewentualne opóźnienie w mechanizmie transmisji. Warto też zwrócić uwagę na – wspomniane wcześniej – pojawienie się dodatkowych czynników wpływających na kluczowe rynkowe stopy procentowe, jak saldo rezerw sektora bankowego.



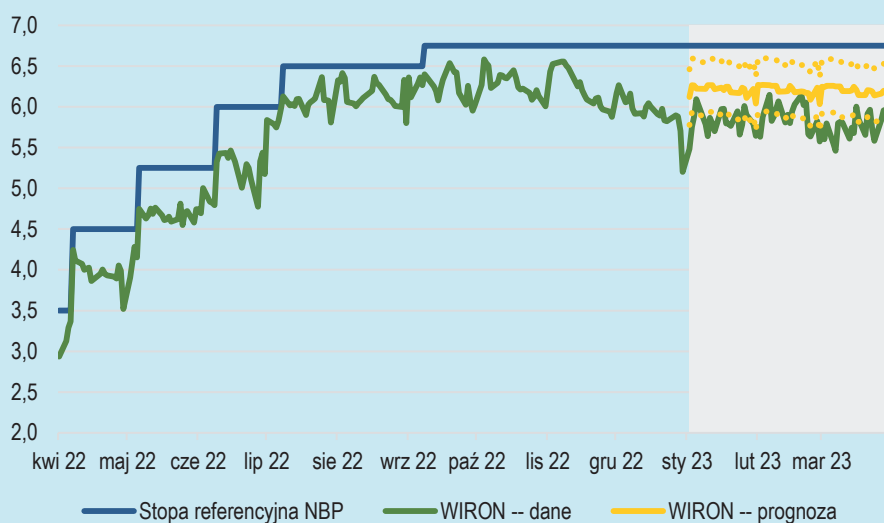
## Ramka 2. Stabilność transmisji od stopy referencyjnej NBP do wskaźnika WIRON

W ramce przedstawiono wyniki oceny stabilności relacji pomiędzy wskaźnikiem WIRON a stopą referencyjną NBP i innymi zmiennymi (opisanej w rozdziale 3.1.2.). Wykorzystano do tego obserwacje z I kw. 2023 r., które stały się dostępne dopiero po przygotowaniu głównej części materiału (a tym samym, których ona nie uwzględnia).

Ocenę stabilności transmisji od stopy referencyjnej NBP do wskaźnika WIRON przeprowadzono na dwa sposoby<sup>42</sup>. Po pierwsze, porównano kształtowanie się wskaźnika WIRON w I kw. 2023 r. z prognozami tego wskaźnika na podstawie modelu ekonometrycznego, którego parametry oszacowano na próbie dla lat 2019-2022. Po drugie, oszacowano parametry modelu ekonometrycznego opisującego relację między wskaźnikiem WIRON a stopą referencyjną NBP i innymi zmiennymi na stopniowo wydłużającej się próbie – od kończącej się w grudniu 2022 r. do obejmującej również marzec 2023 r.

Wyniki analizy wskazują, że w I kw. 2023 r., w ujęciu punktowym, obserwowane wartości wskaźnika WIRON odchyłały się w dół od zależności długookresowej zidentyfikowanej przez model ekonometryczny, mającej odzwierciedlenie w prognozie (Wykres R2.1). W ujęciu przedziałowym prognozy znajdowały się na granicy 95-procentowego przedziału ufności.

**Wykres R2.1.** Wskaźnik WIRON – dane i prognoza, na tle stopy referencyjnej NBP



Uwagi: linia przerywana oznacza granice 95% przedziału ufności (wyznaczone analitycznie).

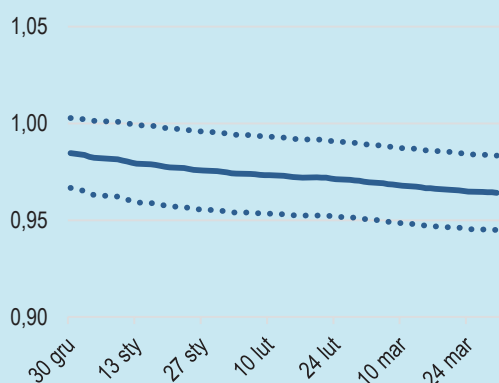
Źródło: NBP, GPW Benchmark, obliczenia własne.

Parametr określający długookresową zależność pomiędzy wskaźnikiem WIRON a stopą referencyjną NBP obniżył się w ujęciu punktowym, a wyniki testu statystycznego każą obecnie odrzucić hipotezę, że jest on równy jedności (Wykres R2.2). Tym samym, po uwzględnieniu

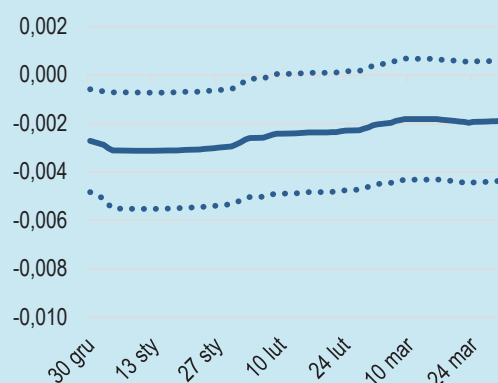
<sup>42</sup> Standardowym sposobem realizacji tego celu (tj. oceny stabilności) byłoby przeprowadzenie testów na występowanie zmiany strukturalnej w parametrach modelu ekonometrycznego. Z powodu stałości w dłuższym okresie dwóch zmiennych objaśniających – odnoszących się do szerokości korytarza stóp procentowych – zastosowanie tego podejścia w przypadku bieżącej analizy nie było możliwe.

kolejnego kwartału danych, transmisja od stopy referencyjnej NBP do wskaźnika WIRON przestała być pełna. Ponadto, obniżył się co do wartości bezwzględnej parametr określający wrażliwość wskaźnika WIRON na saldo rezerw sektora bankowego (Wykres R2.3). Znalazł się on również na granicy statystycznej istotności.

**Wykres R2.2.** Ewolucja oszacowania parametru określającego wpływ podwyższenia stopy referencyjnej o 1 pkt proc. na wskaźnik WIRON



**Wykres R2.3.** Ewolucja oszacowania parametru określającego wpływ wzrostu krótkookresowej pozycji płynnościowej sektora bankowego o 1 mld PLN na wskaźnik WIRON



Uwagi: Linia ciągła przedstawia oszacowanie parametru na stopniowo rozszerzanej próbie, a linia przerywana oznacza granice 95% przedziału ufności (wyznaczone analitycznie).

Źródło: NBP, GPW Benchmark, obliczenia własne.

Obecnie nie jest możliwe ustalenie, czy obserwowane odchylenie wskaźnika WIRON od długookresowej równowagi ze stopą referencyjną NBP jest przejściowe, czy opisane zmiany będą miały trwały charakter. Również dopiero po napływie większej liczby obserwacji będzie można ocenić, czy obserwowane są konsekwencje systematycznego oddziaływania czynnika nieuwzględnionego w modelu, czy odchylenia mają charakter losowy. To pierwsze oznaczałoby ich częściową przewidywalność w przyszłości, to drugie – jej brak. Jednym z możliwych wyjaśnień obserwowanego zjawiska jest tzw. prawo Goodharta, zgodnie z którym zależności statystyczne, jakim podlega dana zmienna mogą się załamać, kiedy stanie się ona przedmiotem kontroli (Goodhart, 1976).

Niezależnie od przyczyny, powyższe wyniki wskazują na to, że po przejściu ze wskaźników WIBOR na wskaźniki WIRON mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce może stać się bardziej złożony.

### 3.1.3. Transmisja do detalicznych stóp kredytowych i depozytowych

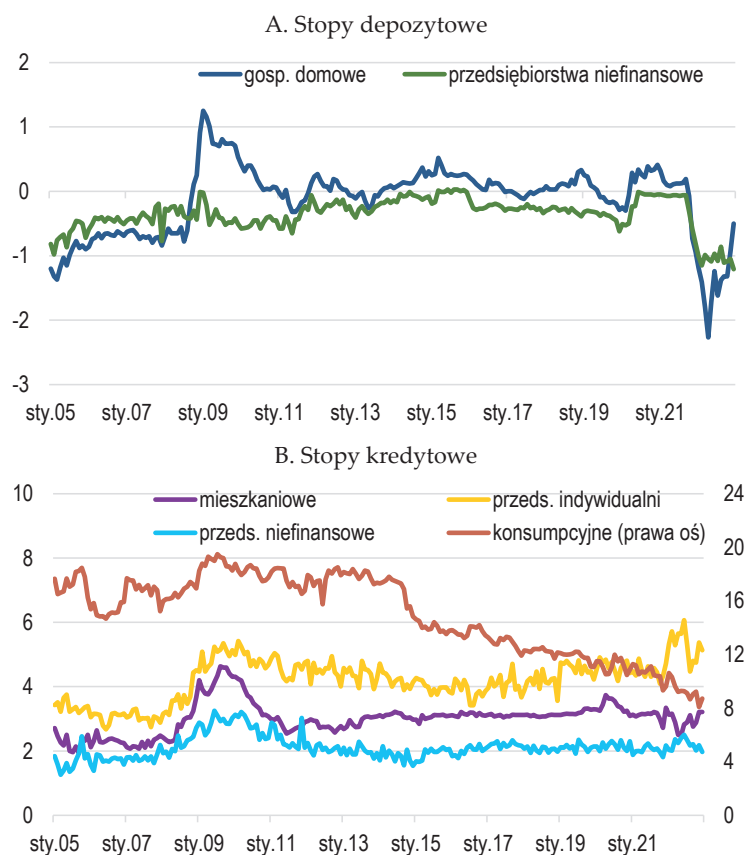
Zmiany stopy referencyjnej NBP pośrednio, poprzez stopy rynku pieniężnego, wpływają na oprocentowanie złotych kredytów i depozytów dla sektora niefinansowego w bankach komercyjnych. Analiza przedstawiona w niniejszym podrozdziale dotyczy oprocentowania nowych i renegowanych depozytów i kredytów sektora niefinansowego. Z kolei Ramka 3 jest poświęcona reakcji oprocentowania istniejących umów kredytowych o zmiennym oprocentowaniu (będącej istotną częścią kanału przepływów gotówkowych) na decyzje polityki pieniężnej.

W IV kw. 2021 r. spready między oprocentowaniem depozytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw a stopą referencyjną NBP stały się silnie ujemne (Wykres 20). Historycznie duża różnica między tymi stopami wynikała częściowo z faktu, że detaliczne stopy depozytowe stopniowo i mniej niż proporcjonalnie dostosowują się do stóp rynkowych (Tabela 3), co w warunkach silnego i szybkiego zaostrzania polityki pieniężnej znajduje odzwierciedlenie w przejściowym rozwarciu spreadów. Pod koniec 2022 r. spready między stopą referencyjną NBP a oprocentowaniem depozytów gospodarstw domowych istotnie się zawężyły. W przypadku oprocentowania kredytów dla sektora niefinansowego spready były bardziej stabilne. Największe zmiany zanotowały spready oprocentowania kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych<sup>43</sup>, które od połowy 2021 r. wzrosły (prawdopodobnie pod wpływem obaw o wzrost ryzyka tych kredytów w związku z przewidywanym osłabieniem koniunktury) oraz spready kredytów konsumpcyjnych, które się obniżyły.

---

<sup>43</sup> Przedsiębiorcy indywidualni to osoby fizyczne prowadzące działalność gospodarczą na własny rachunek, zatrudniające do dziewięciu osób włącznie. W statystyce monetarnej kategoria ta jest zaliczana do sektora gospodarstw domowych. Udział wolumenu nowych kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych w nowych kredytach dla sektora niefinansowego jest stosunkowo niewielki. W latach 2015-2022 przeciętny udział wolumenu nowo udzielonych złotych kredytów dla przedsiębiorstw niefinansowych był równy 47% wolumenu nowych kredytów dla sektora niefinansowego, udział kredytów konsumpcyjnych (bez kredytów o charakterze bieżącym) wyniósł 25%, udział kredytów mieszkaniowych – 19%, a udział pozostałych kredytów dla gospodarstw domowych (włączając to kredyty dla przedsiębiorców indywidualnych) – 9%.

**Wykres 20.** Spready między oprocentowaniem depozytów i kredytów dla sektora niefinansowego a stopą referencyjną NBP (w pkt. proc.)



Uwagi: Oprocentowanie kredytów mieszkaniowych oraz kredytów konsumpcyjnych jest mierzone jako stopa rzeczywista, tj. uwzględnia całkowity koszt kredytu ponoszony przez konsumenta wyrażony jako wartość procentowa całkowitej kwoty kredytu w stosunku rocznym.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

Wnioskowanie o efektywności transmisji stóp procentowych do oprocentowania detalicznych kredytów i depozytów jedynie na podstawie spreadów może być mylące. Analiza spreadów poprawnie obrazowałaby bowiem efektywność transmisji stóp procentowych tylko przy założeniu natychmiastowego pełnego przeniesienia. Tymczasem oprocentowanie detalicznych kredytów i depozytów dostosowuje się do zmian stopy referencyjnej NBP z pewnym opóźnieniem i nie zawsze w pełni. Dodatkowo, skala i tempo zacieśniania polityki pieniężnej w cyklu rozpoczętym w październiku 2021 r. były kilkukrotnie większe niż we wcześniejszym okresie, za który są dostępne dane o oprocentowaniu kredytów i depozytów sektora niefinansowego. Bardziej miarodajne dla oceny efektywności transmisji stóp procentowych są wyniki badań ilościowych. W analizie modelowej transmisji stóp procentowych, stopę banku centralnego przybliża się zazwyczaj stopą *overnight*, będącą pod kontrolą banku centralnego lub stopą rynku pieniężnego o dłuższym terminie zapadalności, potencjalnie lepiej odzwierciedlającą koszt pozyskiwania finansowania przez banki komercyjne (por. Andries i Billon, 2016). Do analizy został wykorzystany wskaźnik WIBOR 3M, który w pełni dostosowuje się do stopy referencyjnej NBP.

Tabela 3 i Tabela 4 opisują przebieg procesu przenoszenia zmian wskaźnika WIBOR 3M na zmiany oprocentowania nowych i renegotjowanych depozytów i kredytów dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw, oszacowany na podstawie obserwacji z okresu od stycznia 2005 r. do grudnia 2022 r. przy założeniu symetrycznej reakcji na wzrosty i spadki wskaźnika WIBOR 3M<sup>44</sup>.

Wyniki analizy modelowej wskazują, że zmiany wskaźnika WIBOR 3M są w długim okresie przenoszone na oprocentowanie depozytów gospodarstw domowych w 89% (Tabela 3). Formalne testy wskazują, że dostosowanie to jest mniej niż pełne (tj. współczynnik przeniesienia długookresowego jest statystycznie istotnie różny od jedności). Patrząc na poszczególne kategorie depozytów gospodarstw domowych, najsłabiej na zmiany stopy rynku pieniężnego reaguje oprocentowanie depozytów o najkrótszym terminie zapadalności (do 1 miesiąca włącznie), zaś najsilniej (tj. w pełni) adaptuje się oprocentowanie depozytów o terminie od 1 miesiąca do 3 miesięcy oraz od 3 do 6 miesięcy.

Dostosowanie oprocentowania depozytów dla przedsiębiorstw do zmian wskaźnika WIBOR 3M jest niepełne i nieco słabsze niż w przypadku depozytów gospodarstw domowych (Tabela 3). Dla depozytów przedsiębiorstw ogółem oraz depozytów do 1 miesiąca współczynnik reakcji długookresowej wynosi, odpowiednio, 0,83 i 0,80 (transmisja zmian stopy rynku pieniężnego nie jest pełna). Z kolei współczynnik długookresowego przeniesienia do oprocentowania depozytów przedsiębiorstw o terminie pierwotnym od 1 do 3 miesięcy nie jest statystycznie istotnie różny od jedności. Dostosowanie oprocentowania depozytów przedsiębiorstw w początkowych miesiącach przebiega szybciej niż w przypadku gospodarstw domowych.

**Tabela 3.** Oszacowania szybkości i siły transmisji od wskaźnika WIBOR 3M do oprocentowania depozytów sektora niefinansowego o różnych terminach pierwotnych

Reakcja oprocentowania	Depozyty gospodarstw domowych					Depozyty przedsiębiorstw		
	ogółem	do 1 mies.	1-3 mies.	3-6 mies.	6-12 mies.	ogółem	do 1 mies.	1-3 mies.
w 1. mies.	0,20	0,16	0,19	0,22	0,31	0,54	0,48	0,66
w 3. mies.	0,58	0,48	0,54	0,63	0,64	0,83	0,80	0,80
w 6. mies.	0,79	0,68	0,82	0,90	0,83	0,83	0,80	0,90
w długim okresie	<b>0,89</b> [0,83-0,95]	<b>0,84</b> [0,77-0,90]	<b>0,99</b> [0,90-1,08]	<b>0,99</b> [0,92-1,07]	<b>0,91</b> [0,84-0,99]	<b>0,83</b> [0,75-0,91]	<b>0,80</b> [0,71-0,88]	<b>0,99</b> [0,93-1,04]
czy przeniesienie pełne?	nie	nie	tak	tak	nie	nie	nie	tak

Uwagi: W nawiasie kwadratowym podano 95% przedział ufności oszacowania reakcji długookresowej.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

<sup>44</sup> Związek między oprocentowaniem detalicznym a wskaźnikiem WIBOR 3M modelowano przy pomocy modeli typu ARDL (Pesaran i Shin, 1999; Pesaran *et. al.*, 2001), szacowanych na danych z częstotliwością miesięczną. Podejście to umożliwia testowanie występowania zależności długookresowej między zmiennymi, ocenę współczynnika dostosowania długookresowego oraz przebiegu dostosowania krótkookresowego. W przypadku modeli objaśniających niektóre ze stóp depozytowych uwzględniono, poza wskaźnikiem WIBOR 3M, dodatkowe zmienne, tj. zmienne zero-jedynkowe związane ze światowym kryzysem finansowym oraz podatkiem bankowym. Z kolei niektóre modele dla stóp kredytowych zostały rozszerzone o spread między stawką OIS a WIBOR 3M, udział kredytów z utratą wartości, zmienną zero-jedynkową związaną z podatkiem bankowym i z wprowadzeniem nowych regulacji w zakresie kredytów konsumenckich.

W długim okresie zmiany stopy rynku pieniężnego są w pełni przenoszone na oprocentowanie kredytów dla gospodarstw domowych oraz dla przedsiębiorstw (Tabela 4). Analiza poszczególnych rodzajów kredytów dla gospodarstw domowych wskazuje, że w pełni dostosowuje się oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych, z kolei oprocentowanie nowych kredytów mieszkaniowych adaptuje się w 84%. W przypadku nowych kredytów konsumpcyjnych nie można odrzucić hipotezy o pełnym dostosowaniu, jednak precyzja tego szacunku jest dość niewielka (szeroki przedział ufności). Wśród kredytów dla gospodarstw domowych najszybciej przebiega dostosowanie oprocentowania kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych, a najwolniej – kredytów konsumpcyjnych. Jednocześnie reakcja oprocentowania kredytów dla gospodarstw domowych ogółem jest wolniejsza niż w przypadku kredytów dla przedsiębiorstw. Natomiast w ramach kredytów dla przedsiębiorstw, transmisja do oprocentowania małych (o wartości do 1 mln zł), średnich (od 1 do 4 mln zł) i dużych (powyżej 4 mln zł) kredytów dla przedsiębiorstw różni się między sobą: w długim okresie w pełni do zmian stopy WIBOR 3M dostosowują się małe kredyty, większe kredyty dostosowują się w mniejszym stopniu.

**Tabela 4.** Oszacowania szybkości i siły transmisji od stopy WIBOR 3M do oprocentowania kredytów dla sektora niefinansowego

Reakcja oprocentowania	Kredyty dla gospodarstw domowych				Kredyty dla przedsiębiorstw			
	ogółem	konsumpcyjne	mieszkaniowe	dla przeds. indywid.	ogółem	małe*	średnie*	duże*
w 1. mies.	0,34	0,12	0,37	0,66	0,92	0,82	0,56	0,86
w 3. mies.	0,66	0,33	0,92	1,22	0,90	0,93	0,89	0,85
w 6. mies.	0,92	0,58	0,89	1,06	0,95	0,98	0,95	0,91
w długim okresie	<b>1,12</b> [0,94-1,12]	<b>1,46</b> [0,82-2,11]	<b>0,84</b> [0,79-0,90]	<b>0,99</b> [0,91-1,07]	<b>0,98</b> [0,94-1,01]	<b>1,00</b> [0,97-1,02]	<b>0,96</b> [0,92-1,0]	<b>0,94</b> [0,89-0,99]
czy przeniesienie pełne?	tak	tak	nie	tak	tak	tak	nie	nie

Uwagi: W nawiasie kwadratowym podano 95% przedział ufności oszacowania reakcji długookresowej. \*Małe kredyty dla przedsiębiorstw to kredyty o wartości do 1 mln zł, średnie – od 1 do 4 mln zł, duże – powyżej 1 mln zł. Dane o oprocentowaniu małych i średnich kredytów dla przedsiębiorstw są dostępne od czerwca 2010 r.

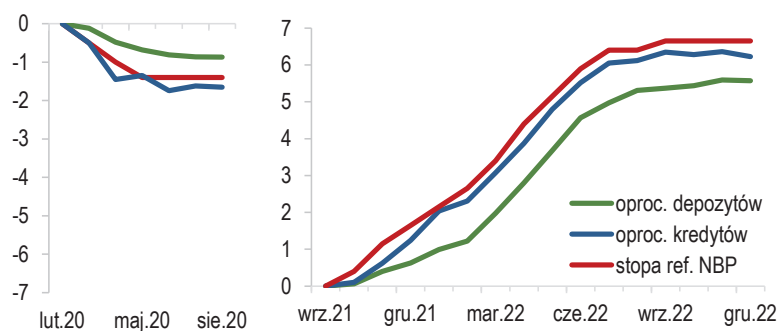
Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

W bieżącym i poprzednim cyklu polityki pieniężnej (tj. od 2020 r.) oprocentowanie depozytów podążało za zmianami stopy referencyjnej NBP z pewnym opóźnieniem – na co wskazywało również rozwarcie spreadów – w przeciwieństwie do oprocentowania kredytów dla sektora niefinansowego (Wykres 21). Porównanie modelowych szacunków szybkości i siły transmisji stóp procentowych na próbie kończącej się w grudniu 2019 r. oraz w grudniu 2022 r. potwierdza spowolnienie przeniesienia zmian stopy rynku pieniężnego na oprocentowanie depozytów, zwłaszcza gospodarstw domowych (Wykres 22). Przenoszenie zmian stopy rynku pieniężnego na oprocentowanie kredytów nie uległo natomiast istotnym zmianom, zarówno w przypadku kredytów dla gospodarstw domowych, jak i przedsiębiorstw<sup>45</sup>. Możliwość dostosowania przez banki oprocentowania depozytów w 2020 r. ograniczał bardzo niski, bliski zeru, poziom stopy referencyjnej NBP w tym

<sup>45</sup> Por. także: <https://www.obserwatorfinansowy.pl/bez-kategorii/rotator/dostosowania-stop-kredytowych-i-depozytowych-w-biezacym-cyklu-polityki-pienieznej/>.

okresie, co ograniczało możliwości banków odnośnie do redukcji oprocentowania depozytów. Z kolei w okresie wzrostów stopy referencyjnej NBP słabsza reakcja oprocentowania depozytów mogła być związana z dużą płynnością w sektorze bankowym, wynikającą m.in. z obniżenia stopy rezerwy obowiązkowej<sup>46</sup>, obciążeniem banków kosztami wsparcia kredytobiorców czy zwiększoną niepewnością co do poziomu stopy referencyjnej NBP w przyszłości.

**Wykres 21.** Skumulowane zmiany detalicznych stóp depozytowych i kredytowych w cyklach polityki pieniężnej od 2020 r. (w pkt. proc.)

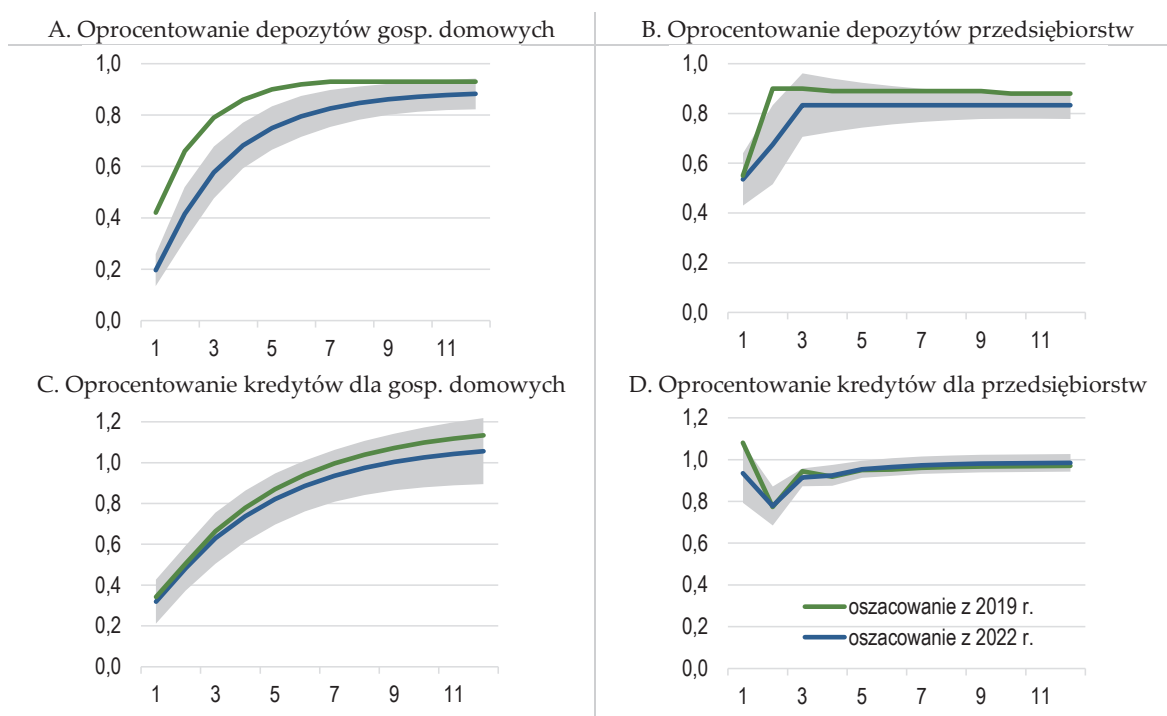


Uwagi: Wykres przedstawia skumulowane zmiany oprocentowania depozytów i kredytów gospodarstw domowych i przedsiębiorstw niefinansowych na tle skumulowanych zmian stopy referencyjnej NBP w okresie luty-sierpień 2020 r. oraz wrzesień 2021 r. – grudzień 2022 r.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

<sup>46</sup> W październiku 2021 r. stopa rezerwy obowiązkowej została podwyższona z 0,5% do 2%, ale wciąż była niższa niż w okresie przed pandemią COVID-19. Przywrócenie stopy rezerwy obowiązkowej do poziomu sprzed marca 2020 r. (tj. 3,5%) nastąpiło w lutym 2022 r.

**Wykres 22.** Reakcja oprocentowania depozytów sektora niefinansowego na zmianę wskaźnika WIBOR 3M – porównanie szacunków



Uwagi: Wykres przedstawia skumulowaną zmianę oprocentowania depozytów po wzroście wskaźnika WIBOR 3M o 1 pkt proc. Linia niebieska pokazuje przebieg dostosowania oszacowany na podstawie danych do grudnia 2022 r., a linia zielona – do grudnia 2019 r. Szarym kolorem zaznaczono 95% przedział ufności.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

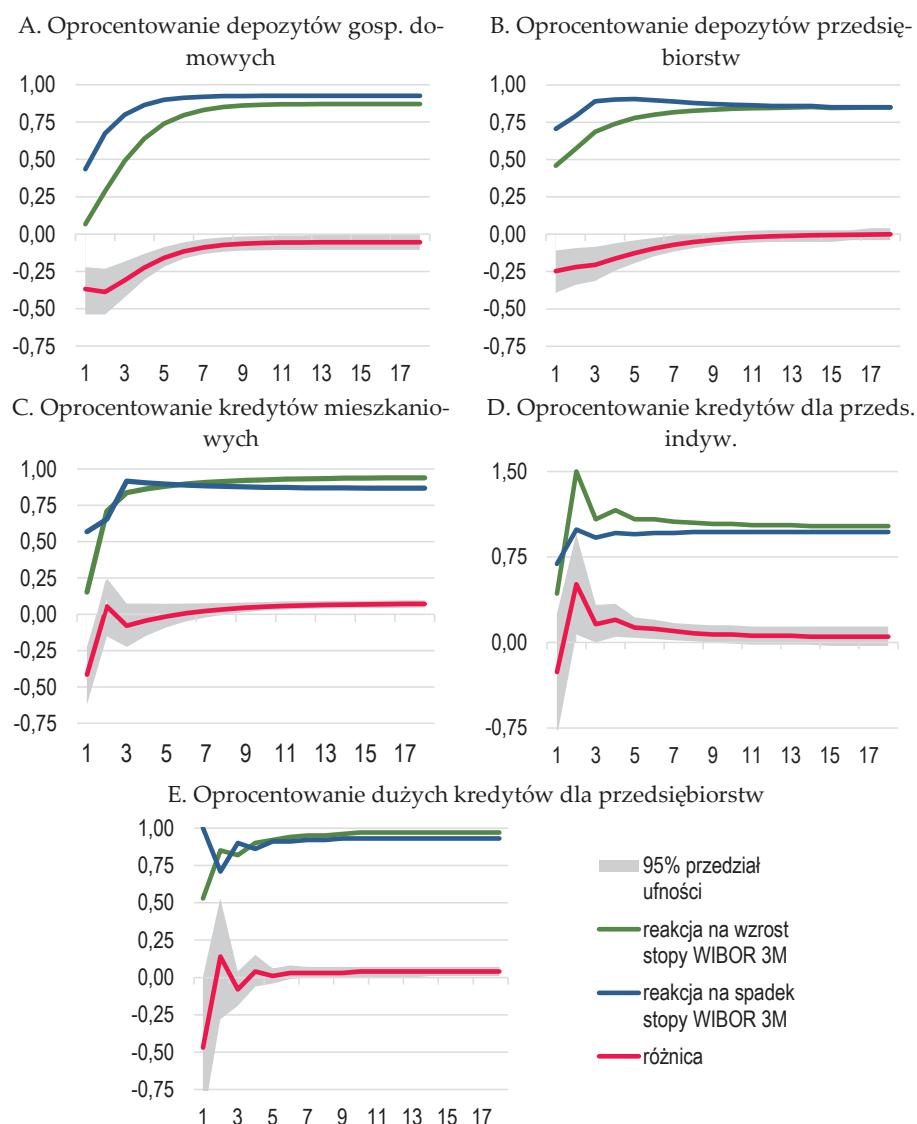
Transmisja zmian stopy rynku pieniężnego do niektórych kategorii oprocentowania depozytów i kredytów przebiega inaczej w przypadku jej spadków i wzrostów (Wykres 23)<sup>47</sup>. Oprocentowanie depozytów gospodarstw domowych i przedsiębiorstw ogółem szybciej dostosowuje się do spadków stopy procentowej rynku pieniężnego niż do jej wzrostów, jednak w długim okresie siła dostosowania jest taka sama, bez względu na kierunek zmian wskaźnika WIBOR 3M. Z kolei oprocentowanie kredytów mieszkaniowych<sup>48</sup> reaguje w długim okresie silniej na wzrosty stopy procentowej rynku pieniężnego niż na jej spadki. Przeniesienie wzrostów stopy rynku pieniężnego na oprocentowanie kredytów dla przedsiębiorców indywidualnych jest szybsze niż spadków, ale w długim okresie różnica w dostosowaniu jest statystycznie nieistotna. Wśród kredytów dla przedsiębiorstw, jedynie oprocentowanie dużych kredytów reaguje niesymetrycznie do stopy rynku pieniężnego (ponownie, w długim okresie, jest nieco silniejsze w przypadku wzrostów wskaźnika WIBOR 3M).

<sup>47</sup> Oceny asymetrii dostosowań stóp procentowych dokonano na podstawie modeli ARDL analogicznych jak opisane powyżej, z tą różnicą, że dopuszczały one inną reakcję oprocentowania na wzrosty i spadki stopy rynku pieniężnego (por. Shin, Yu i Greenwood-Nimmo, 2014).

<sup>48</sup> Oszacowanie reakcji natychmiastowej oprocentowania kredytów mieszkaniowych na zmianę wskaźnika WIBOR 3M jest różne w przypadku wzrostów i spadków tego wskaźnika, ale formalny test na asymetrię, biorący pod uwagę pełną dynamikę krótkookresową w modelu, wskazuje na brak asymetrii krótkookresowej.



Wykres 23. Dostosowania stóp detalicznych do wzrostów i spadków wskaźnika WIBOR 3M



Uwagi: Wykres przedstawia skumulowaną zmianę oprocentowania detalicznego po wzroście (linia zielona) i spadku (linia niebieska) wskaźnika WIBOR 3M o 1 pkt proc. Linia czerwona przedstawia różnicę między reakcją na wzrost a reakcją na spadek, a szary obszar – 95% przedział ufności tej różnicy.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

### Ramka 3. Wpływ wzrostu stóp procentowych banku centralnego w latach 2021-2022 na średnie oprocentowanie istniejących kredytów mieszkaniowych w Polsce na tle wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej

Po wcześniejszym globalnym poluzowaniu polityki pieniężnej w 2020 r. w reakcji na wybuch pandemii COVID-19, banki centralne w Europie Środkowo-Wschodniej – w warunkach wzrostu inflacji i odbudowy aktywności gospodarczej na świecie, w tym w krajowych gospodarkach – jako jedne z pierwszych zaczęły w 2021 r. podnosić stopy procentowe i w kolejnych

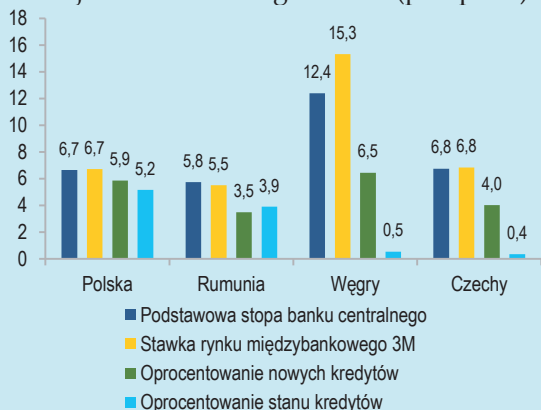
kwartałach wyraźnie zacieśniły politykę pieniężną. W ciągu analizowanego okresu, tj. od maja 2021 r. do lutego 2023 r.<sup>49</sup>, podstawowa stopa banku centralnego w Polsce (stopa referencyjna NBP) wzrosła łącznie o 6,65 pkt. proc. (do poziomu 6,75%), w Czechach (*2W repo rate*) o 6,75 pkt. proc. (do poziomu 7,00%), na Węgrzech (*base rate*) o 12,40 pkt. proc. (do poziomu 13,00%), a w Rumunii (*policy rate*) o 5,75 pkt. proc. (do poziomu 7,00%). W Polsce, Czechach i Rumunii podwyżkom wymienionych stóp procentowych towarzyszył wzrost stawek rynku międzybankowego w zbliżonej skali, natomiast na Węgrzech stawki rynku międzybankowego wzrosły silniej niż stopa *base rate* banku centralnego, ze względu na specyfikę systemu implementacji polityki pieniężnej na Węgrzech. Jednocześnie we wszystkich analizowanych gospodarkach wzrosło oprocentowanie nowych kredytów mieszkaniowych, przy czym najsilniej na Węgrzech i w Polsce<sup>50</sup>.

Stopień przełożenia wzrostu stawek rynku międzybankowego na oprocentowanie istniejących kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej był silnie zróżnicowany w poszczególnych krajach (Wykres R3.1). Istotnym czynnikiem strukturalnym wpływającym na to zróżnicowanie był charakterystyczny dla danego rynku udział kredytów o zmiennym oprocentowaniu w porównaniu do kredytów o okresowo stałym oprocentowaniu (Wykres R3.2). W Polsce do 2020 r. niemal wszystkie nowe kredyty mieszkaniowe podlegały zmiennemu oprocentowaniu, przy czym w 2022 r. wzrósł udział nowych kredytów o okresowo stałym oprocentowaniu. W Rumunii większość kredytów opiera się na zmiennej stopie procentowej, choć udział nowych kredytów o okresowo stałym oprocentowaniu był w poprzednich latach średnio istotnie wyższy niż w Polsce. Z kolei na Węgrzech, od końca 2018 r. udział nowych kredytów o okresowo stałym oprocentowaniu był bardzo wysoki, natomiast wcześniej średnio ponad połowa nowych kredytów mieszkaniowych podlegała zmiennej stopie procentowej. W Czechach zdecydowana większość istniejących kredytów została udzielona na okresowo stałą stopę procentową.

<sup>49</sup> Początek analizowanego okresu, tj. maj 2021 r., to miesiąc bezpośrednio poprzedzający pierwsze podwyżki stóp procentowych banków centralnych w regionie Europy Środkowo-Wschodniej w 2021 r. (które nastąpiły w czerwcu tego roku), natomiast koniec okresu analizy, tj. luty 2023 r., wynika z dostępności danych.

<sup>50</sup> W lutym 2023 r. poziom oprocentowania nowych kredytów mieszkaniowych w Polsce (8,8%) był wyższy niż w Czechach (6,2%) i Rumunii (7,8%), natomiast niższy niż na Węgrzech (10,5%).

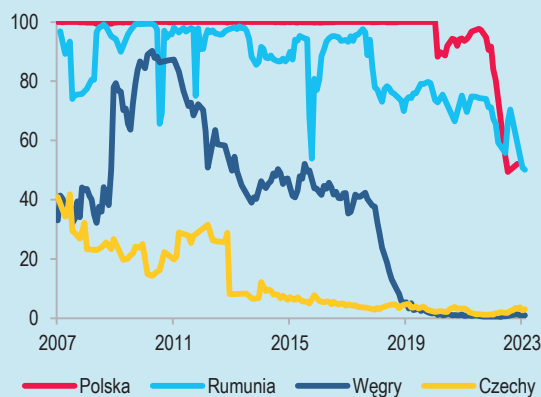
**Wykres R3.1.** Zmiana oprocentowania kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej, podstawowej stopy procentowej banku centralnego i stawki rynku międzybankowego od maja 2021 r. do lutego 2023 r. (pkt. proc.)



Uwagi: Podstawowa stopa banku centralnego dla Polski – stopa referencyjna NBP, dla Rumunii – *Policy rate*, dla Węgier – *Base Rate*, dla Czech – 2W repo rate. Stawka rynku międzybankowego dla Polski – WIBOR 3M, dla Rumunii ROBOR 3M, dla Węgier BUBOR 3M, dla Czech PRIBOR 3M.

Źródło: dane Bloomberg, EBC, CNB, obliczenia własne.

**Wykres R3.2.** Odsetek nowych kredytów mieszkaniowych udzielonych na stopę zmienną (lub stałą w okresie nie dłuższym niż 1 rok; proc.)

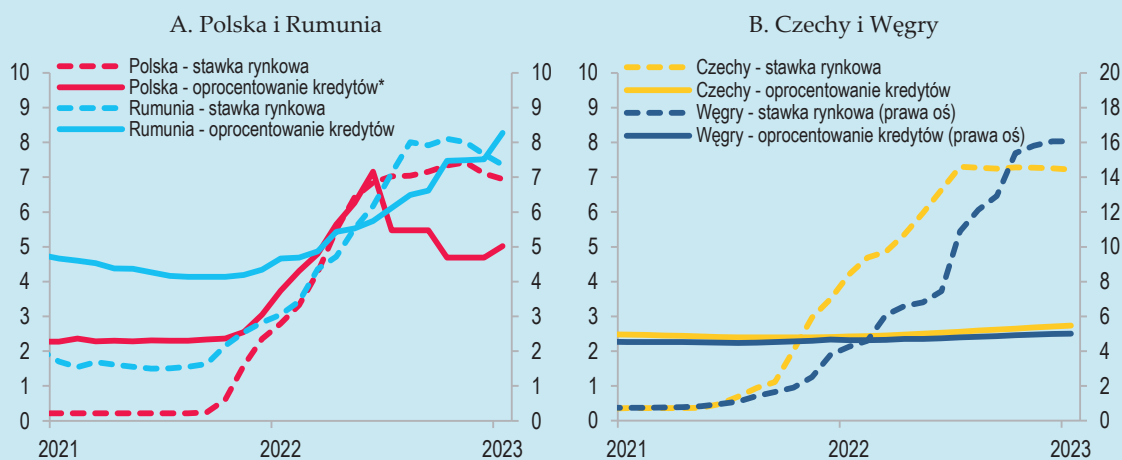


Uwagi: Dane dotyczą nowych kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej oraz euro.

Źródło: dane EBC, obliczenia własne.

W Polsce, w związku z dominującym udziałem kredytów mieszkaniowych podlegających zmiennemu oprocentowaniu, wzrostowi stawek rynku międzybankowego towarzyszył silniejszy i szybszy niż w pozostałych analizowanych krajach wzrost oprocentowania istniejących kredytów (z 2,3% w maju 2021 r. do 7,9% w lipcu 2022 r.), choć – wskutek wprowadzenia w Polsce tzw. wakacji kredytowych<sup>51</sup> – raportowane oprocentowanie w II połowie 2022 r. obniżyło się (wyniosło 4,7% średnio w IV kw. 2022 r.), przy czym w lutym 2023 r. wyniosło 7,5% (Wykres R2.3)<sup>52</sup>. W Rumunii wzrost oprocentowania stanu kredytów mieszkaniowych był bardziej rozłożony w czasie niż w Polsce, jednak jego łączna skala pomiędzy majem 2021 r. a lutym 2023 r. również była wyraźnie większa niż w Czechach i na Węgrzech (pomimo nieco mniejszej skali podwyżek stóp procentowych banku centralnego niż w pozostałych analizowanych gospodarkach). Wpłynął na to stosunkowo wysoki udział kredytów o zmiennym oprocentowaniu przy braku wdrożenia bezwarunkowych środków administracyjnych, które prowadziłyby do istotnego i powszechnego ograniczenia wpływu wzrostu stóp procentowych na odsetki naliczane z tytułu kredytów mieszkaniowych<sup>53</sup>. Natomiast ze względu na niski udział kredytów podlegających zmiennej stopie procentowej w Czechach i na Węgrzech, oprocentowanie istniejących kredytów wzrosło jedynie nieznacznie, przy czym na Węgrzech ograniczająco na wzrost wpłynęło również administracyjne zamrożenie oprocentowania większości kredytów mieszkaniowych (na poziomie z 27 października 2021 r.; Wykres R2.3)<sup>54</sup>.

**Wykres R3.3.** Oprocentowanie stanu kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej na tle stawki rynku międzybankowego (proc.; średnie miesięczne)



Uwagi: Stawka rynku międzybankowego dla Polski – WIBOR 3M, dla Rumunii – ROBOR 3M. \* Dla Polski oprocentowanie stanu kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej w okresie lipiec-grudzień 2022 r. przedstawiono jako średnie kwartalne w III i IV kw. 2022 r. ze względu na specyfikę konstrukcji wakacji kredytowych.

Źródło: dane Bloomberg, EBC, obliczenia własne.

Uwagi: Stawka rynku międzybankowego dla Węgier – BUBOR 3M, dla Czech – PRIBOR 3M.

Źródło: dane Bloomberg, EBC, CNB.

Zróznicowana skala i tempo zmian oprocentowania kredytów – wraz ze zróznicowaną wielkością kredytów mieszkaniowych w odniesieniu do PKB (Wykres R3.4) – znalazła odzwierciedlenie w wyraźnych różnicach w skali wzrostu kosztów obsługi zadłużenia w analizowanym segmencie. Wzrost kosztów obsługi zadłużenia oszacowano na podstawie porównania wysokości zagregowanych rat kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej w okresie od maja 2021 r. do lutego 2023 r., na podstawie przeciętnego raportowanego oprocentowania tych kredytów<sup>55</sup>, do wysokości rat przy scenariuszu braku zmian oprocentowania. Przyjęto założenie o stałym stanie kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej na poziomie z maja 2021 r., przeciętnej

<sup>51</sup> W Polsce z dniem 29 lipca 2022 r. weszły w życie przepisy, na mocy których posiadacze kredytu mieszkaniowego w złotych, zaciągniętego w celu zaspokojenia własnych potrzeb mieszkaniowych przed 1 lipca 2022 r., mogli bezpłatnie zawiesić spłatę rat na maksymalnie 8 miesięcy (sierpień i wrzesień 2022 r., 2 wybrane miesiące w IV kwartale 2022 r. oraz po 1 wybranym miesiącu w każdym kwartale 2023 r.). Okres kredytowania był wydłużony o liczbę miesięcy z zawieszoną płatnością rat.

<sup>52</sup> W statystyce stóp procentowych, oprocentowanie stanów wylicza się jako iloraz naliczonych w miesiącu sprawozdawczym odsetek i średnich stanów wartości umów, dla których odsetki te były naliczane, co pozwala mierzyć *ex post* całkowite, rzeczywiste przychody i obciążenia odsetkowe (por. *Instrukcja dla użytkowników statystyki stóp procentowych*. NBP, 2021). Specyfika konstrukcji wakacji kredytowych w Polsce znajduje odzwierciedlenie w istotnej miesięcznej zmienności obniżonego oprocentowania (np. w IV kw. 2022 r. płatności rat można było zawiesić na dwa wybrane miesiące, natomiast w I kw. 2023 r. na jeden wybrany miesiąc).

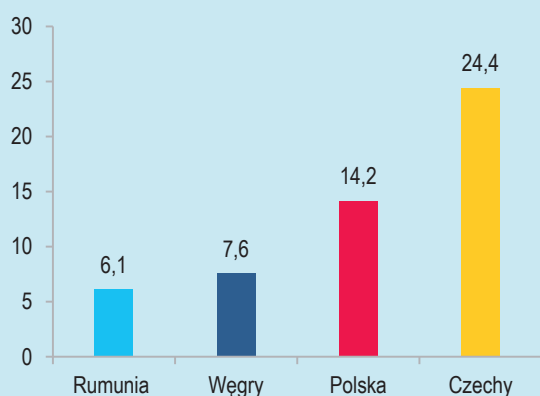
<sup>53</sup> Od 1 lipca 2022 r. w Rumunii wprowadzone zostały przepisy, na mocy których gospodarstwa domowe, których sytuacja finansowa uległa istotnemu pogorszeniu, mogły ubiegać się o zawieszenie płatności rat kredytowych na okres 9 miesięcy. W okresie zawieszenia płatności w przypadku części kredytów mieszkaniowych odsetki miały być naliczane do późniejszej spłaty. W ocenie Międzynarodowego Funduszu Walutowego oddziaływanie tych przepisów na gospodarkę i sektor finansowy było ograniczane przez relatywnie restrykcyjne kryteria przyznawania oraz krótki okres przyjmowania zgłoszeń (IMF 2022).

<sup>54</sup> Dodatkowo w znacznej części okresu analizy na Węgrzech obowiązywało moratorium kredytowe dostępne dla szerokiej grupy kredytobiorców.

<sup>55</sup> W analizie wykorzystano informacje o oprocentowaniu kredytów z EBC MFI Interest Rate Statistics i CNB oraz dane o stanie kredytów mieszkaniowych publikowane przez krajowe banki centralne.

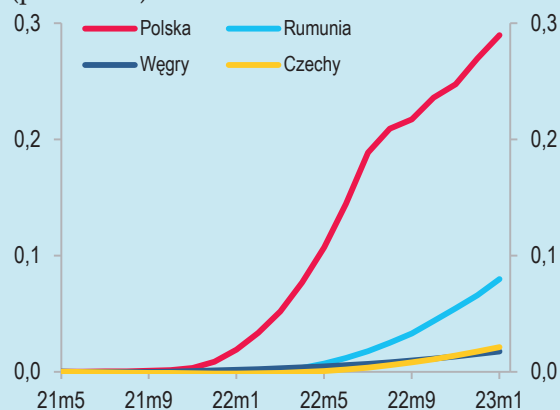
pozostałej długości okresu spłaty kredytu wynoszącej 20 lat<sup>56</sup> oraz spłacie kredytów według tzw. równych rat<sup>57</sup>. Tak oszacowany skumulowany wzrost wysokości zagregowanych rat kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej w okresie od maja 2021 r. do lutego 2023 r. można przybliżyć jako 0,33% PKB w Polsce, 0,08% PKB w Rumunii oraz 0,03% PKB w Czechach i 0,02% PKB na Węgrzech (Wykres R3.5)<sup>58</sup>. Znikomy wzrost rat w Czechach i na Węgrzech był odzwierciedleniem jedynie nieznacznego wzrostu oprocentowania stanu kredytów w analizowanym okresie. Z kolei ponad trzykrotnie wyższa skala wzrostu łącznych rat w relacji do PKB w Polsce w porównaniu do Rumunii w analizowanym okresie była związana z wyraźnie szybszym wzrostem oprocentowania kredytów (zwłaszcza do lipca 2022 r.), ponad dwukrotnie wyższą relacją kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej do PKB oraz nieco większą skalą podwyżek stóp procentowych banku centralnego w Polsce niż w Rumunii. Silniejszy wpływ podwyżek stóp procentowych na łączne raty kredytów mieszkaniowych w Polsce niż w pozostałych krajach regionu w analizowanym okresie powinien oddziaływać w kierunku bardziej efektywnej transmisji podwyżek stóp procentowych na ograniczanie popytu i w konsekwencji obniżenie inflacji.

**Wykres R3.4.** Stosunek stanu kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej w maju 2021 r. do PKB (proc. PKB za 2021 r.)



Źródło: dane Eurostat, EBC, NBP, BNR, MNB, CNB, obliczenia własne.

**Wykres R3.5.** Przybliżony skumulowany wzrost wysokości zagregowanych rat kredytów mieszkaniowych w walucie krajowej oszacowany na podstawie zmian raportowanego oprocentowania stanu tych kredytów (proc. PKB)



Źródło: dane Eurostat, EBC, NBP, BNR, MNB, CNB, obliczenia własne.

<sup>56</sup> Jest to spójne z założeniem przyjmowanym przez BIS przy wyliczaniu *debt service ratios* zgodnie z metodologią Drehmann *et al.* (2015).

<sup>57</sup> Ze względu na niedostępność porównywalnych danych, w analizie nie uwzględniono skali wykorzystania możliwości tymczasowego wstrzymania płatności rat kapitałowych w części okresów w związku z przepisami prawnymi wdrożonymi w części analizowanych krajów ani nadpłat i wcześniejszych spłat kredytów.

<sup>58</sup> Szacunki podano jako procent PKB za 2021 r.

---

## 3.2. Kanał kredytowy w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej

W niniejszym rozdziale jest rozważana rola kanału kredytowego w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej. Sekcja 3.2.1 skupia się na kanale kredytów bankowych, będącym częścią kanału kredytowego. Obejmuje on wielostronne relacje pomiędzy polityką pieniężną, siłą bilansów banków i kredytem. W analizie empirycznej wykorzystywane są tu dane panelowe na poziomie banków. Sekcja 3.2.2 dotyczy szerzej rozumianego kanału kredytowego, analizowanego na podstawie danych ankietowych nt. polityki kredytowej banków. Wykorzystywane są tu dane o kredytach złotych, zdekomponowanych pod względem sektora instytucjonalnego i przeznaczenia.

### 3.2.1. Oszacowanie znaczenia kanału kredytów bankowych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej

Kanał kredytów bankowych ma dwa etapy. Na pierwszym etapie polityka pieniężna oddziałuje na siłę bilansów banków. Na drugim etapie siła bilansów banków wpływa na kredyt. W efekcie, oddziaływanie polityki pieniężnej na kredyt przez inne kanały mechanizmu transmisji polityki pieniężnej jest wzmocnione (Disyatat, 2011).

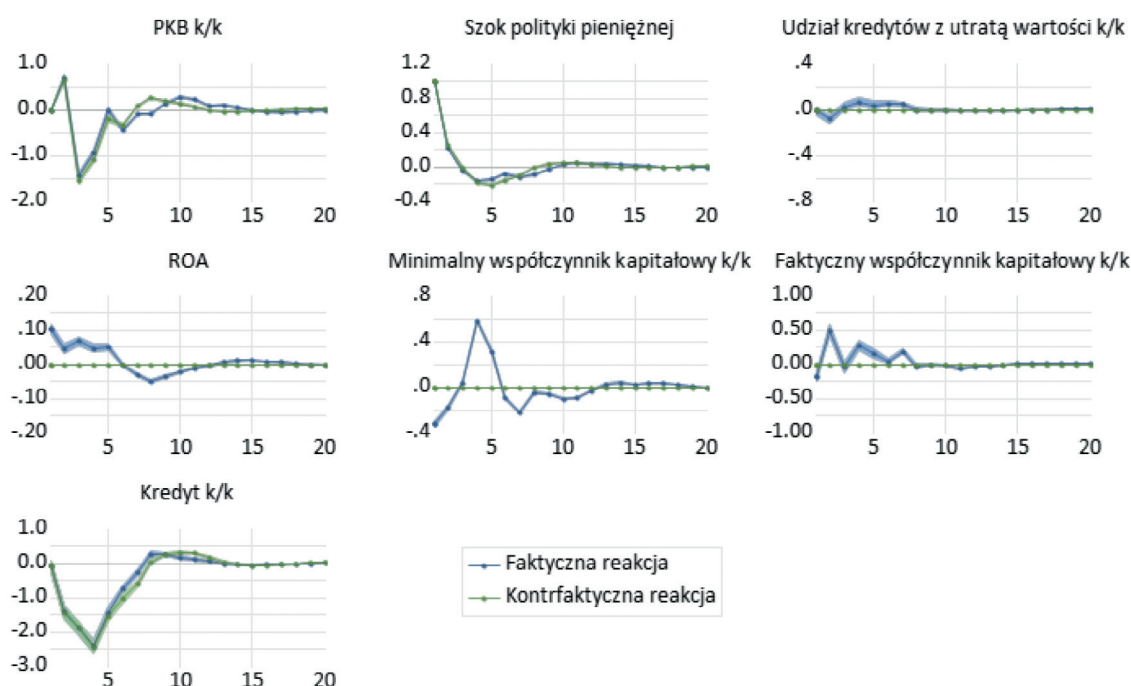
Znaczenie analizowanego kanału w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej w Polsce zostało ocenione na podstawie oszacowań parametrów modeli ekonometrycznych typu PVAR (ang. *Panel Vector Autoregression*)<sup>59</sup>. Uwzględniono w nich PKB, zidentyfikowany na zewnątrz modeli szok polityki pieniężnej (zgodnie z metodą opisaną przez Swansona, 2021), udział kredytów z utratą wartości, ROA (ang. *Return On Assets*) banków, minimalny wymagany współczynnik kapitałowy, faktyczny współczynnik kapitałowy oraz wolumen kredytów. Ocena znaczenia kanału kredytów bankowych polegała na porównaniu faktycznej reakcji kredytu na szok polityki pieniężnej i reakcji kontrfaktycznej, czyli z wyłączeniem wpływu polityki pieniężnej na siłę bilansów banków.

Reakcje zmiennych, w tym kredytu, na impuls polityki pieniężnej<sup>60</sup> uzyskano oddzielnie (i) z modelu, którego parametry oszacowano na próbie banków spółdzielczych i komercyjnych (Wykres 24) (ii) bazując jedynie na próbie banków komercyjnych (Wykres 25). W tym pierwszym przypadku niepewność oszacowań prawdopodobnie jest zaniżona – przedziały ufności są bardzo wąskie ze względu na bardzo dużą liczbę obserwacji.

---

<sup>59</sup> Opisane wyniki stanowią aktualizację wcześniejszych oszacowań znaczenia kanału kredytów bankowych w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej (Kapuściński *et al.*, 2016; Kapuściński, 2017). W bieżącym badaniu (Kapuściński, 2023b) uwzględniono dłuższą próbę (tj. od początku 2001 r. do trzeciego kwartału 2022 r.), większą liczbę banków (tj. 660 banków komercyjnych i spółdzielczych lub 60 banków komercyjnych) i szerszą miarę kredytu (tj. uwzględniającą poza kredytami dla gospodarstw domowych i przedsiębiorstw niefinansowych również kredyty dla instytucji samorządowych) oraz dostosowano rozwiązania metodyczne.

<sup>60</sup> Szok polityki pieniężnej znormalizowano tak, aby odpowiadał wzrostowi stawki WIBOR 1M o 1 pkt proc. Reakcje zmiennych, które wydają się być znaczące co do wartości bezwzględnej, wynikają z przyjętej normalizacji.

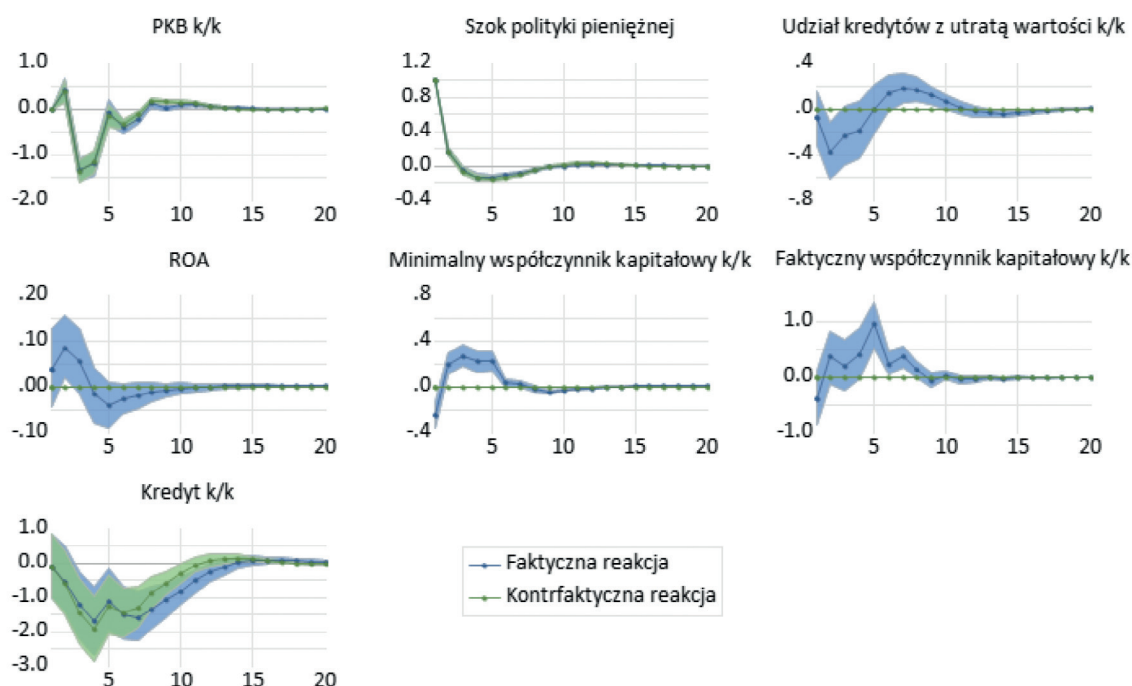
**Wykres 24.** Reakcje na impuls polityki pieniężnej – wyniki uzyskane dla banków komercyjnych i spółdzielczych

Uwagi: Linia oznacza medianę, a zacieniony zakres to 95% przedział ufności wyznaczony metodą bootstrap. Reakcja dynamik PKB i kredytu jest mierzona w pkt. proc. Na osi poziomej pokazano kwartał po szoku.

Źródło: Dane GUS i NBP. Obliczenia własne.

Reakcje na impuls oparte na obydwu wariantach modelu wskazują, że zacieśnienie polityki pieniężnej wiąże się z ograniczeniem dynamiki PKB. Udział kredytów z utratą wartości rośnie dopiero po kilku kwartałach. Rentowność banków początkowo poprawia się, jednak następnie spada, prawdopodobnie z powodu pogorszenia się jakości kredytu. Jednak nie ma to odzwierciedlenia w spadku faktycznych współczynników kapitałowych. Przeciwnie – ulegają one poprawie. Brak spadku współczynników kapitałowych może wynikać z faktu, że w niektórych okresach zaostrzenia polityki pieniężnej następowało jednocześnie, w związku z regulacjami ponadnarodowymi, zacieśnienie regulacji kapitałowych. Ma to odzwierciedlenie w reakcji minimalnego współczynnika kapitałowego na impuls polityki pieniężnej. Ostatecznie jednak kredyt obniża się wobec scenariusza bez zacieśnienia polityki pieniężnej, podobnie, jak szacowano wcześniej.

Wykres 25. Reakcje na impuls polityki pieniężnej – wyniki uzyskane dla banków komercyjnych



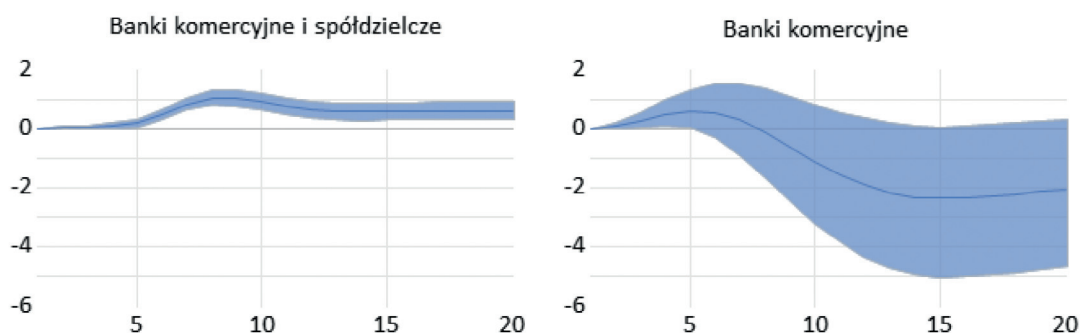
Uwagi: Linia oznacza medianę, a zacieniony zakres to 95% przedział ufności wyznaczony metodą bootstrap. Reakcja dynamik PKB i kredytu jest mierzona w pkt. proc. Na osi poziomej pokazano kwartał po szoku.

Źródło: Dane GUS i NBP. Obliczenia własne.

Jeżeli chodzi o różnice pomiędzy wynikami opartymi na poszczególnych wariantach modelu, w próbie obejmującej nie tylko banki komercyjne, ale i spółdzielcze, kontrfaktyczna reakcja kredytu, czyli reakcja po wyłączeniu kanału kredytów bankowych, nie jest słabsza niż faktyczna; przeciwnie, jest ona nieznacznie silniejsza (Wykres 26). Może to wynikać z tego, że w przypadku banków spółdzielczych niekorzystny wpływ polityki pieniężnej na jakość kredytu jest kompensowany z nadwyżką przez pozytywny wpływ na marżę odsetkową, co ma odzwierciedlenie w rentowności. W przypadku banków komercyjnych w dłuższym okresie może przeważać niekorzystny wpływ na jakość kredytu. Zgodnie z bieżącymi szacunkami, punktowo w tym przypadku kanał kredytów bankowych odpowiada za 18% spadku kredytu 20 kwartałów po zacieśnieniu polityki pieniężnej. Jest to jakościowo spójne z wcześniejszymi oszacowaniami. Różnica reakcji poziomu kredytu jest na granicy statystycznej istotności.



**Wykres 26.** Różnice pomiędzy faktyczną a kontrfaktyczną reakcją poziomu kredytu (w pkt. proc.) na impuls polityki pieniężnej



Uwagi: Reakcja kontrfaktyczna zakłada brak działania kanału kredytów bankowych. Linia oznacza medianę, a zacieniony zakres to 95% przedział ufności wyznaczony metodą bootstrap. Na osi poziomej pokazano kwartał po szoku.

Źródło: Dane GUS i NBP. Obliczenia własne.

### 3.2.2. Wpływ szoków polityki pieniężnej na kryteria i warunki udzielania kredytów dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych oraz na akcję kredytową

Kryteria udzielania kredytów to ustalone przez bank minimalne standardy zdolności kredytowej, jakie musi spełnić kredytobiorca, aby uzyskać kredyt. Warunki udzielania kredytów to z kolei cechy umowy kredytu uzgadniane przez bank i kredytobiorcę, w tym marża odsetkowa, pozaodsetkowe koszty kredytu, maksymalna kwota kredytu, wymagane zabezpieczenia i maksymalny okres kredytowania. Zidentyfikowanie statystycznie istotnego wpływu polityki pieniężnej na kryteria i warunki udzielania kredytów, przybliżające nieobserwowalną funkcję podaży kredytu, pozwala potwierdzić działanie kanału kredytowego w gospodarce.

Dane dotyczące polityki kredytowej banków pochodzą z ankiet przeprowadzanych przez NBP co kwartał od końca 2003 r. wśród członków komitetów kredytowych. Banki uczestniczące w ankiecie posiadają dominujący udział (90%) w należnościach sektora bankowego od przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. W ankiecie NBP banki informują o zmianach kryteriów i warunków udzielania kredytów oraz o ich przyczynach. Wyniki prezentowane są w postaci struktur, tzn. odsetka banków, które wybrały daną opcję odpowiedzi na poszczególne pytania ankiety (znacznie zaostrzono, nieznacznie zaostrzono, nie zmieniono, znacznie złagodzono, nieznacznie złagodzono). Odpowiedzi na wszystkie pytania są ważone udziałem danego banku w segmencie rynku, którego dotyczy pytanie<sup>61</sup>.

W tej sekcji pokazano zatem, jak szoki polityki pieniężnej wpływają na politykę kredytową banków komercyjnych (podaż kredytów) oraz jak odbijają się one na dynamice kredytów. Następnie zbadano, w jaki sposób szoki polityki kredytowej banków wpływają na kształtowanie się

<sup>61</sup> Por. <https://nbp.pl/system-finansowy/sytuacja-na-rynku-kredytowym/>.

---

dynamiki kredytów dla przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. Pozwala to pokazać wpływ, jaki na kredyty wywiera egzogeniczna zmiana apetytu banków na ponoszenie ryzyka.

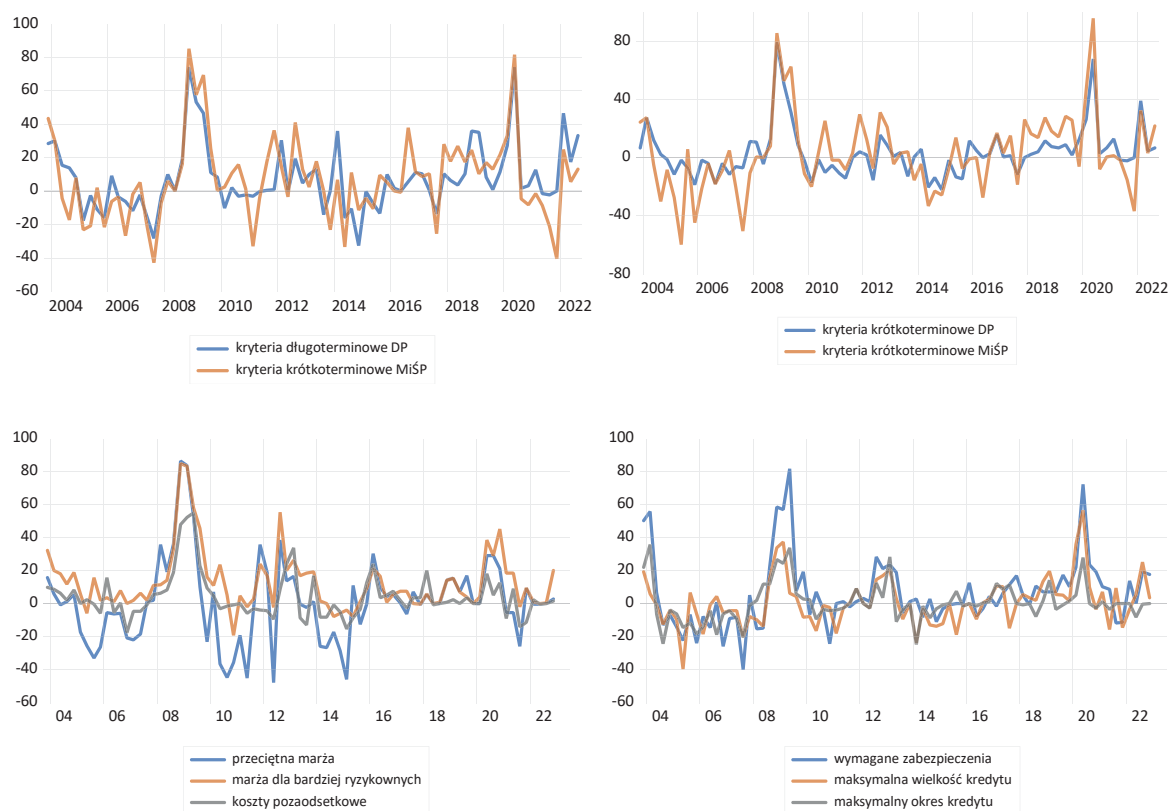
Przedstawione analizy opierają się na zbiorze kilkudziesięciu strukturalnych modeli wektorowej autoregresji (SVAR), budowanych dla różnych rodzajów kredytu, kryteriów i warunków udzielania kredytów oraz czynników, które banki wskazują jako przyczynę zmian polityki kredytowej. Oprócz danych jakościowych z ankiety w modelach wykorzystane są zmienne ilościowe, obejmujące PKB, nakłady brutto na środki trwałe, inflację, kredyty oraz stopę procentową (POLONIA). W przypadku przedsiębiorstw przedmiotem modelowania są złotowe kredyty długo- i krótkoterminowe, zaś w przypadku gospodarstw domowych – złotowe kredyty na cele mieszkaniowe oraz kredyty konsumpcyjne. Kredyty są analizowane w ujęciu realnym.

W okresie objętym analizą (tj. od IV kw. 2003 r. do III kw. 2022 r.) wystąpiły pochodzące z zewnątrz silne zakłócenia funkcjonowania gospodarki: globalny kryzys finansowy, a następnie pandemia COVID-19 i wojna w Ukrainie, która nasiliła wewnętrzne procesy inflacyjne. Kryzys finansowy i COVID-19 spowodowały szczególnie silne zaostrzenie polityki kredytowej (Wykres 27 i Wykres 28). W czasie pandemii podjęto szereg działań z zakresu polityki fiskalnej i monetarnej, które wpłynęły na funkcjonowanie sektora finansowego i sektora realnego oraz mogły zaburzyć obserwowane wcześniej reakcje podmiotów na szoki. Z punktu widzenia analizy polityki kredytowej i kredytu istotne było wdrożenie Tarcz Finansowych PFR, które zmniejszyły popyt na kredyty bankowe ze strony przedsiębiorstw. W związku z tym do modeli opisujących kredyty dla przedsiębiorstw wprowadzono jako zmienną egzogeniczną finansowanie netto w ramach tarcz<sup>62</sup>.

---

<sup>62</sup> Ustawowe wakacje kredytowe wprowadzone w drugiej połowie 2022 r. nie miały większego wpływu na prezentowane wyniki, gdyż w praktyce dotyczyły tylko jednej kwartalnej obserwacji.

Wykres 27. Zmiany kryteriów i warunków udzielania kredytów przedsiębiorstwom (kw/kw)

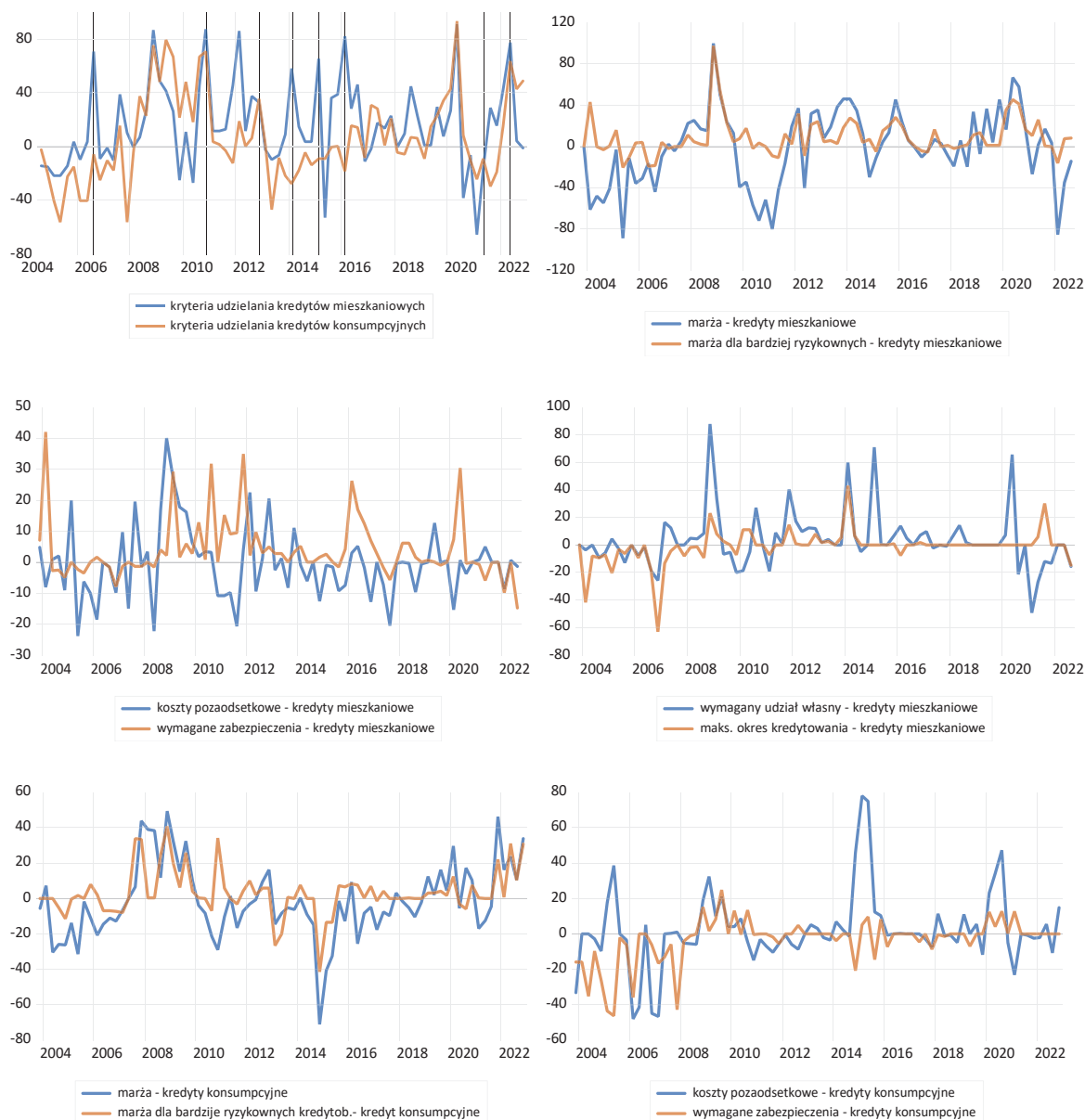


Uwaga: oś pionowa: procent (netto) banków zmieniających politykę kredytową. Wartości dodatnie odpowiadają zaostrzeniu, a wartości ujemne – poluzowaniu polityki kredytowej. Skrót DP oznacza duże przedsiębiorstwa, a MiSP – małe i średnie przedsiębiorstwa.

Źródło: NBP.

Z kolei kryteria udzielania kredytów gospodarstwom domowym na cele mieszkaniowe w analizowanym okresie pozostawały pod silnym wpływem czynników regulacyjnych. Po kryzysie finansowym regulator wprowadzał kilkakrotnie ograniczenia dotyczące udzielania kredytów na cele mieszkaniowe, w szczególności kredytów walutowych. Powodowało to zaostrzenie kryteriów i niektórych warunków kredytowania bez związku z bieżącą sytuacją gospodarstw domowych i banków (Wykres 28). Z kolei gwałtowny wzrost stopy referencyjnej NBP w okresie od IV kw. 2021 r. do III kw. 2022 r. i towarzyszące mu dostosowanie stóp rynku pieniężnego (WIBOR 3M wzrósł o 6,8 pkt. proc.) spowodowały nietypowe reakcje polityki kredytowej banków: zaostrzono kryteria udzielania kredytów mieszkaniowych, aby ograniczyć dostęp do nowych kredytów, a jednocześnie złagodzone wiele warunków. To ostatnie miało zapewne na celu zmniejszenie zagrożenia wzrostem udziału kredytów zagrożonych w portfelach kredytowych banków.

Wykres 28. Zmiany kryteriów i warunków kredytowania gospodarstw domowych (kw/kw)



Uwaga: oś pionowa: procent (netto) banków zmieniających politykę kredytową. Wartości dodatnie odpowiadają zaostrzeniu, a wartości ujemne – poluzowaniu polityki kredytowej. Linie pionowe oznaczają wprowadzenie przez regulatora Rekomendacji S (III kw. 2006 r.), Rekomendacji T (IV kw. 2010 r.), nowych zapisów Rekomendacji S (IV kw. 2012 r.), nowej Rekomendacji S (I kw. 2014 r.), wejście w życie maksymalnego poziomu LTV określonego w Rekomendacji S (I kw. 2015 r.), wejście w życie nowych zapisów Rekomendacji S w zakresie wkładu własnego i szacowania zdolności kredytowej (I kw. 2016 r.), nowelizacja wymogów rekomendacji S, w tym skrócenie okresu, dla którego jest badana zdolność kredytowa (II kw. 2021 r.), wdrożenie znowelizowanych rekomendacji KNF zacieśniających procedury wyznaczania zdolności kredytowej osób ubiegających się o kredyt (II kw. 2022 r.).

Źródło: NBP.

### 3.2.2.1. Kredytowanie przedsiębiorstw

Modele dotyczące kredytu dla przedsiębiorstw uwzględniają pięć zmiennych i pozwalają na identyfikację pięciu szoków strukturalnych: szoku zagregowanego popytu, który jest przybliżany szokiem inwestycji, szokiem popytu na kredyty (długo- lub krótkoterminowe), szokiem czynnika ryzyka raportowanego przez banki w ankiecie, szokiem polityki pieniężnej oraz szokiem kryteriów lub warunków kredytowania<sup>63</sup>.

#### *Reakcje na szoki polityki pieniężnej*

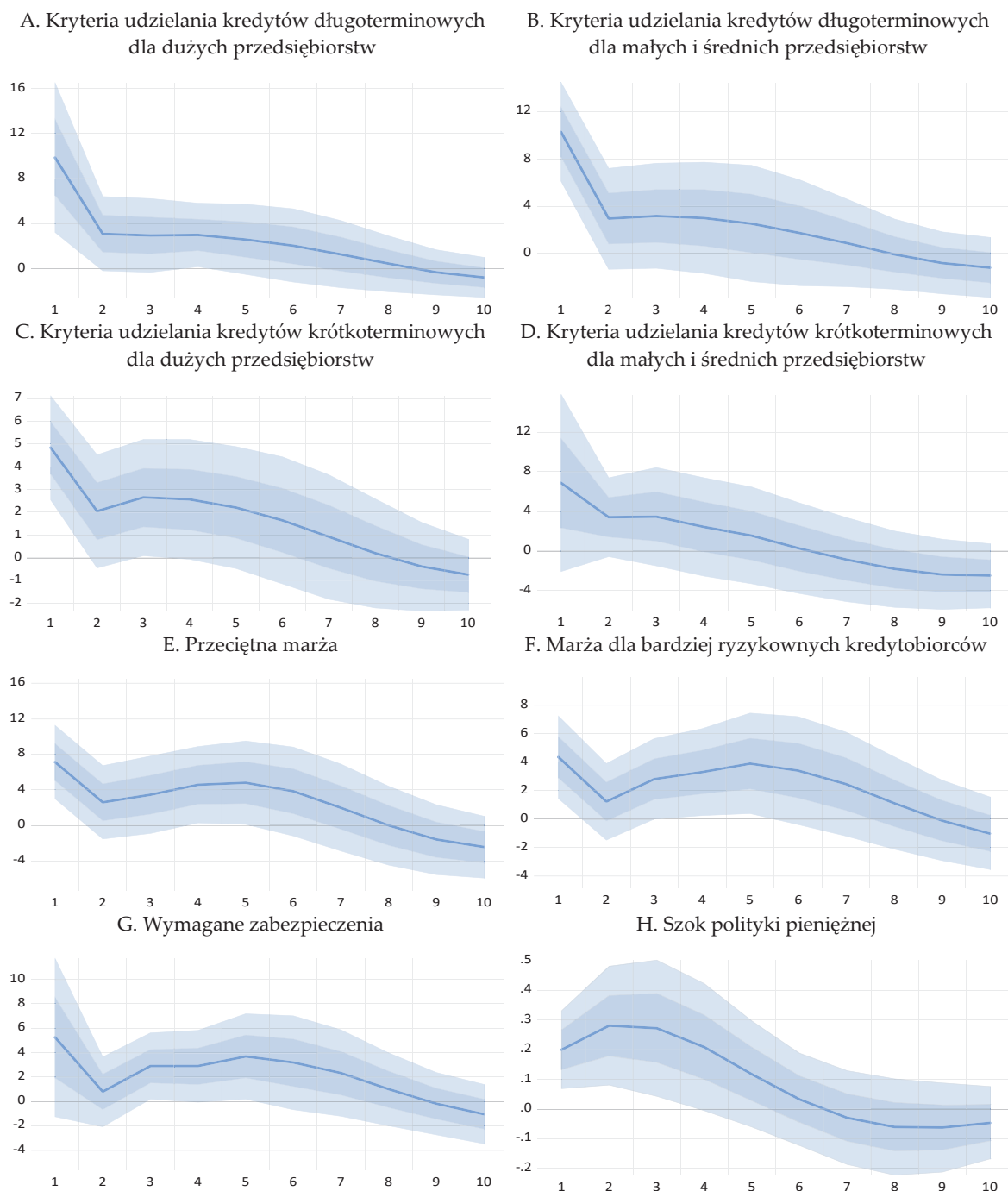
Uzyskane wyniki pokazują, że szoki polityki pieniężnej mają wpływ na kryteria udzielania kredytów długo- i krótkoterminowych dla dużych oraz małych i średnich przedsiębiorstw, choć w przypadku kredytów krótkoterminowych dla małych i średnich przedsiębiorstw wynik ten jest na granicy statystycznej istotności. Oddziaływanie polityki pieniężnej obserwuje się przede wszystkim w pierwszym i drugim kwartale po szoku. Szok polityki pieniężnej wynoszący ok. 0,2 pkt. proc. (Wykres 29.H) prowadzi do zwiększenia o ok. 10 pkt. proc. udziału banków (ważonych aktywami) zastrzegających kryteria udzielania kredytów długoterminowych, zarówno dla dużych, jak również małych i średnich przedsiębiorstw, i odpowiednio o ok. 5 i 7 pkt. proc. udziału banków zastrzegających kryteria udzielania kredytów krótkoterminowych (Wykres 29.A-D). Reakcje kryteriów udzielania kredytów długoterminowych są zatem punktowo większe niż reakcje kryteriów udzielania kredytów krótkoterminowych. Szoki polityki pieniężnej powodują również reakcję warunków kredytowania. Po nieoczekiwanym zaostreniu polityki pieniężnej banki stosują wyższe marże i wymagają większych zabezpieczeń (Wykres 29.E-G) oraz skracają okres kredytowania, zmniejszają kwoty kredytów i podnoszą pozaodsetkowe koszty kredytu<sup>64</sup>. Reakcje warunków kredytowania mieszczą się w przedziale od 4 do 7 pkt. proc., przy czym najbardziej zwiększa się udział banków zastrzegających przeciętną marżę.

---

<sup>63</sup> Szczegóły dotyczące sposobu identyfikacji szoków strukturalnych są omówione szczegółowo w pracy Wróbel (2022).

<sup>64</sup> Dostosowanie pozostałych warunków, nie pokazanych na wykresie, ma podobny kształt.

**Wykres 29.** Reakcje kryteriów i warunków udzielania kredytów przedsiębiorstwom (w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej



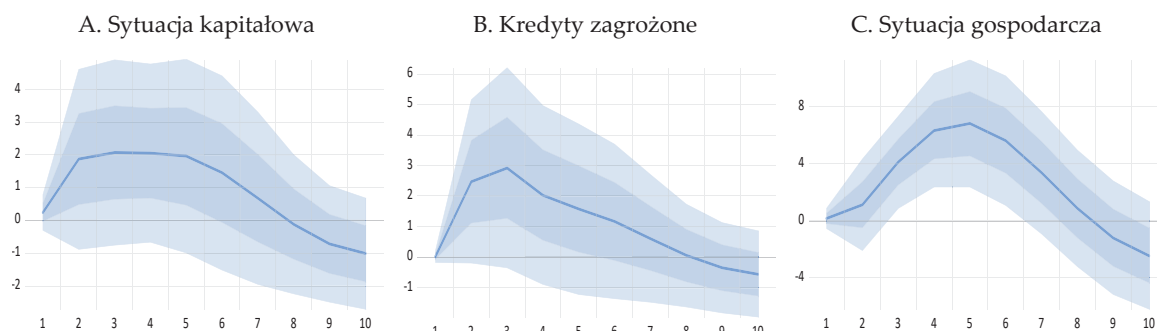
Uwagi: Linia ciągła na wykresach A-G przedstawia reakcje kryteriów lub warunków udzielania kredytów na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie). Ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Wykres H pokazuje szok polityki pieniężnej. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szok polityki pieniężnej.

Źródło: NBP, obliczenia własne.

Szoki stopy procentowej prowadzą także do zwiększenia postrzeganego ryzyka związanego ze stanem bilansów banków, jednak efekt ten nie jest statystycznie istotny (Wykres 30). W sposób statystycznie istotny rośnie natomiast postrzegane przez banki ryzyko przewidywanej sytuacji

gospodarczej, ryzyko branży i największych kredytobiorców. O ile jednak ryzyko sytuacji gospodarczej zwiększa się natychmiast po szoku, to ryzyko branży i największych kredytobiorców reagują z opóźnieniem – maksymalna reakcja przypada na 4-6 kwartał po szoku.

**Wykres 30.** Reakcja postrzeganej przez banki sytuacji kapitałowej, jakości portfela kredytowego i postrzeganej ogólnej sytuacji ekonomicznej (w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej

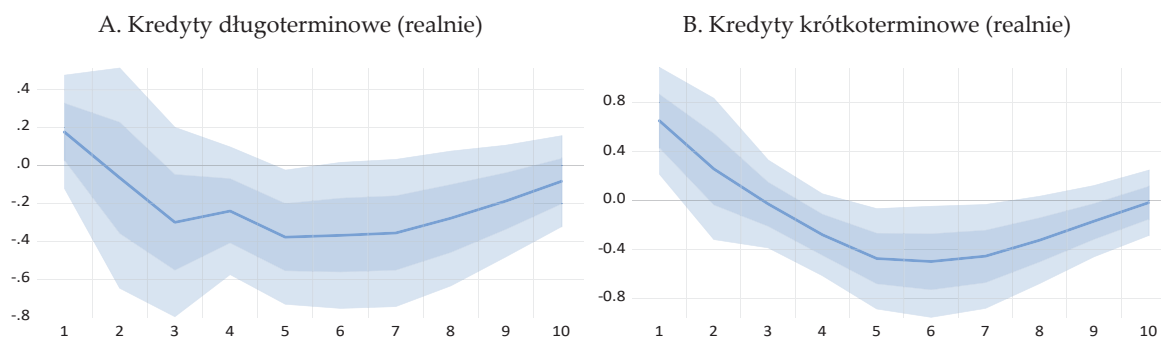


Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję zmiennej na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie). Ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku polityki pieniężnej.

Źródło: NBP, obliczenia własne.

Szoki polityki pieniężnej mają wpływ na tempo wzrostu kredytów dla przedsiębiorstw, choć reakcje są na granicy statystycznej istotności (Wykres 31). Dla obu rodzajów kredytu funkcje reakcje są na początku dodatnie. W przypadku kredytów długoterminowych jest to efekt krótkotrwały, statystycznie nieistotny i trudny do zinterpretowania. Tempo wzrostu kredytów długoterminowych zaczyna się obniżać po pierwszym kwartale od wystąpienia szoku polityki pieniężnej, a maksymalny efekt pojawia się w piątym kwartale. Z kolei początkowe zwiększenie się tempa wzrostu kredytów krótkoterminowych jest statystycznie istotne i trwa dłużej; spadek zaczyna się od trzeciego kwartału po szoku. „Zagadka” kredytu krótkoterminowego jest dyskutowana w literaturze (por. np. Giannone *et al.*, 2019). Może ona mieć trzy źródła: po pierwsze, po zaostrzeniu polityki pieniężnej banki mogą zmienić strukturę kredytu – zwiększyć udzielanie mniej ryzykownych krótkoterminowych kredytów dla przedsiębiorstw kosztem kredytowania gospodarstw domowych (den Haan *et al.*, 2007); po drugie – wobec wzrostu kosztów finansowania zewnętrznego przedsiębiorstwa mogą zwiększyć swój popyt na przyznane wcześniej linie kredytowe; po trzecie, w związku z pogorszeniem koniunktury następującym po zacieśnieniu polityki pieniężnej, przedsiębiorstwa mogą się konfrontować z problemem *cash flow* i w związku z tym zwiększyć popyt na kredyt krótkoterminowy (Gertler i Gilchrist, 1995).

**Wykres 31.** Reakcja tempa wzrostu kredytów dla przedsiębiorstw (kw./kw., w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej



Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję zmienną na szok polityki pieniężnej (zacieśnienie). Ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku polityki pieniężnej.

Źródło: NBP, obliczenia własne.

### Reakcje na szoki podaży kredytów

Szoki polityki kredytowej banków, czyli kryteriów i warunków udzielania kredytów, wynikają ze zmian preferencji banków do udzielania kredytów i nastawienia do ponoszonego ryzyka. Spadek apetytu na ryzyko sprawia, że banki zaostrzają kryteria, mimo że nie spada ocena wartości bieżącej netto (ang. *Net Present Value*, NPV) projektów finansowanych kredytem.

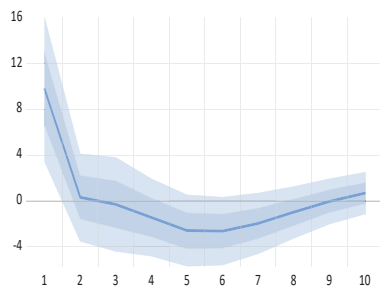
Szoki kryteriów udzielania kredytów długoterminowych dużym oraz małym i średnim przedsiębiorstwom, wynoszące odpowiednio ok. 10 i 16 pkt. proc., prowadzą do szybkiego, przejściowego spadku tempa wzrostu kredytów długoterminowych o ok. 0,5-0,6 pkt. proc. (Wykres 32), przy czym reakcja kredytów długoterminowych jest na granicy statystycznej istotności. Analogiczne szoki kryteriów udzielania kredytów krótkoterminowych dużym oraz małym i średnim przedsiębiorstwom, wynoszące odpowiednio ok. 8 i 17 pkt. proc., powodują obniżenie dynamiki kredytów krótkoterminowych o ok. 0,8 pkt. proc. (Wykres 33). Podobnie jak w poprzednim przypadku reakcja kredytów jest dość gwałtowna. W przypadku szoku kryteriów kredytowania małych i średnich przedsiębiorstw statystycznie istotna reakcja i powrót tempa wzrostu kredytów do sytuacji wyjściowej trwa dłużej niż po wystąpieniu szoku kredytowania dużych przedsiębiorstw.

Szoki większości warunków kredytowania, takich jak szok maksymalnej kwoty kredytowania, szok maksymalnego okresu kredytowania, szok wymaganych zabezpieczeń i szok marży dla bardziej ryzykownych klientów, również powodują statystycznie istotny spadek dynamiki kredytów długo- i krótkoterminowych. Z kolei szok kosztów pozaodsetkowych prowadzi do spadku dynamiki kredytów krótkoterminowych.

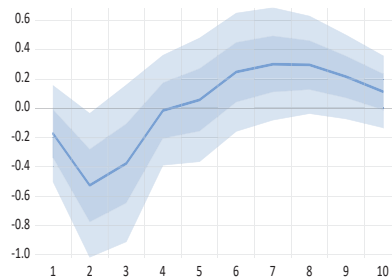


**Wykres 32.** Reakcja tempa wzrostu kredytów długoterminowych dla przedsiębiorstw (kw./kw., w pkt. proc.) na szok kryteriów udzielania kredytów

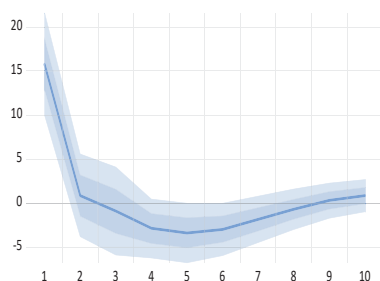
A. Szok kryteriów udzielania kredytów długoterminowych dla dużych przedsiębiorstw



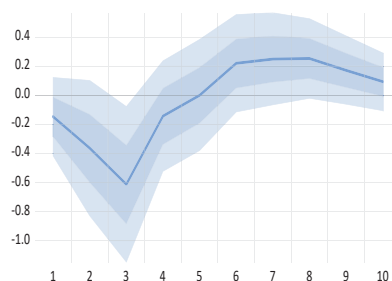
B. Reakcja kredytów długoterminowych ogółem (realnie) na szoki kryteriów dla dużych przedsiębiorstw



C. Szok kryteriów udzielania kredytów długoterminowych dla małych i średnich przedsiębiorstw



D. Reakcja kredytów długoterminowych ogółem (realnie) na szoki kryteriów dla małych i średnich przedsiębiorstw

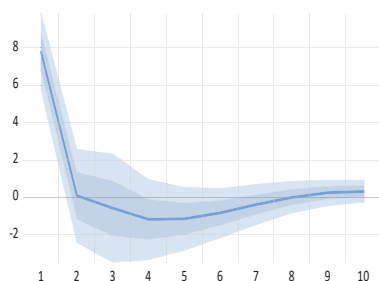


Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję na szok, a ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku.

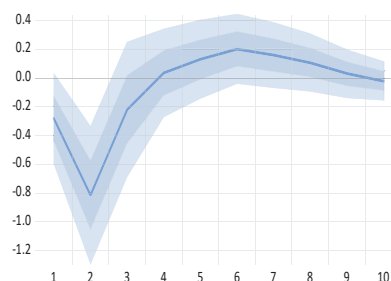
Źródło: NBP, obliczenia własne.

**Wykres 33.** Reakcja tempa wzrostu kredytów krótkoterminowych dla przedsiębiorstw (kw./kw., w pkt. proc.) na szoki kryteriów udzielania kredytów

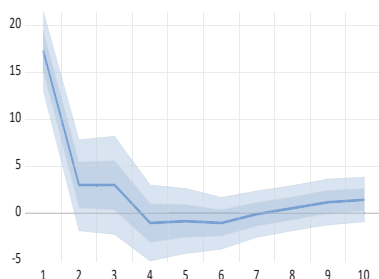
A. Szok kryteriów udzielania kredytów krótkoterminowych dla dużych przedsiębiorstw



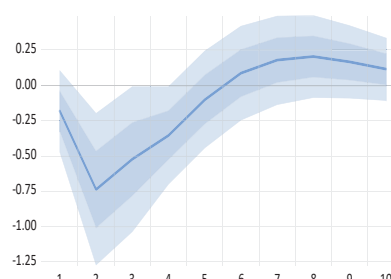
B. Reakcja kredytów krótkoterminowych ogółem (realnie) na szoki kryteriów dla dużych przedsiębiorstw



C. Szok kryteriów udzielania kredytów krótkoterminowych dla małych i średnich przedsiębiorstw



D. Reakcja kredytów krótkoterminowych ogółem (realnie) na szoki kryteriów dla małych i średnich przedsiębiorstw



Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję na szok, a ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku.

Źródło: NBP, obliczenia własne.

Porównanie reakcji kredytów na szoki polityki pieniężnej i szoki kryteriów udzielania kredytów pokazuje, że te pierwsze działają za znacznie większym opóźnieniem niż te drugie. Szczególnie dotyczy to kredytów krótkoterminowych. Ponadto powrót dynamiki kredytów dla przedsiębiorstw do poziomu wyjściowego trwa dłużej w przypadku szoku polityki pieniężnej niż szoku polityki kredytowej banków.

Dekompozycja wariancji błędu prognozy<sup>65</sup> w przypadku kredytu długoterminowego pokazuje, że do 4 kwartału horyzontu prognozy szoki stawki POLONIA stanowią w niej ok. 1%, w kolejnych kwartałach ich udział osiąga ok. 10%-12% i na tym poziomie się stabilizuje. Wpływ szoków kryteriów ujawnia się przede wszystkim w ciągu pierwszych trzech – czterech kwartałów, kiedy stanowią ok. 2%-7% (w zależności od modelu) i na tym poziomie pozostają. W przypadku kredytu krótkoterminowego rola szoków stopy procentowej od pierwszych kwartałów jest większa niż obserwowana dla kredytów długoterminowych i wynosi ok. 6%-8%. W kolejnych kwartałach udział

<sup>65</sup> Dekompozycja wariancji błędu prognozy (ang. *forecast error variance decomposition*) określa, jaką część zmienności błędu losowego prognozy o horyzoncie  $k$  dla zmiennych modelu wynika z występowania kolejnych szoków strukturalnych. Dla wysokich wartości horyzontu prognozy dekompozycję wariancji interpretuje się jako dekompozycję wariancji zmiennych modelu SVAR. Tu omawiamy tylko rolę dwóch szoków, resztę stanowią szoki inwestycji, przybliżających zagregowany popyt, popytu na kredyt i jednego z czynników ryzyka wskazanego przez banki (kapitału własnego, NPL, konkurencji, makroekonomicznego, branży, sytuacji największych kredytobiorców).

szoków stopy procentowej rośnie i stabilizuje się na poziomie 10%-13%. Rola szoków kryteriów jest zbliżona do roli szoków stopy procentowej.

### 3.2.2.2. Kredytowanie gospodarstw domowych

#### *Reakcje na szoki polityki pieniężnej*

Szoki polityki pieniężnej<sup>66</sup> mają również wpływ na kryteria udzielania kredytów mieszkaniowych i konsumpcyjnych. Statystycznie istotna lub na granicy statystycznej istotności, w zależności od modelu, reakcja tych drugich jest obserwowana od niedawna – nie było jej w próbie, która kończyła się przed okresem zaburzeń w gospodarce związanych z epidemią COVID-19. Szok polityki pieniężnej wynoszący ok. 0,25 pkt. proc. powoduje zwiększenie udziału banków zaostrzających kryteria udzielania kredytów mieszkaniowych o ok. 15 pkt. proc., a banków zaostrzających kryteria udzielania kredytów konsumpcyjnych, w zależności od zastosowanego modelu i występującego w nim czynnika ryzyka, o 8-12 pkt. proc. (Wykres 34).

Szoki polityki pieniężnej słabo oddziałują natomiast na warunki udzielania kredytów mieszkaniowych – ich reakcje są nieistotne statystycznie (Wykres 35). Reakcje warunków kredytowania konsumpcji są natomiast statystycznie istotne, przynajmniej w pierwszym kwartale po szoku. Jak pokazano w sekcji 3.2.2.1, szoki polityki pieniężnej wpływają w statystycznie istotny sposób przynajmniej na niektóre czynniki ryzyka polityki kredytowej wobec przedsiębiorstw (m.in. na postrzeganie ogólnej sytuacji gospodarczej, ryzyko największych kredytobiorców, ryzyko branży). W przypadku analogicznych czynników ryzyka polityki kredytowej wobec gospodarstw domowych reakcje te są statystycznie nieistotne. Może być to czynnik osłabiający działanie kanału kredytowego w stosunku do gospodarstw domowych.

Po nieoczekiwanym zaostrzeniu polityki pieniężnej tempo wzrostu kredytów mieszkaniowych obniża się<sup>67</sup> (Wykres 36). Inaczej jest w przypadku kredytów konsumpcyjnych. Nie reagują w statystycznie istotny sposób, a w niektórych modelach punktowa reakcja nie jest intuicyjna (wzrost); tylko część modeli pokazuje punktowy spadek.

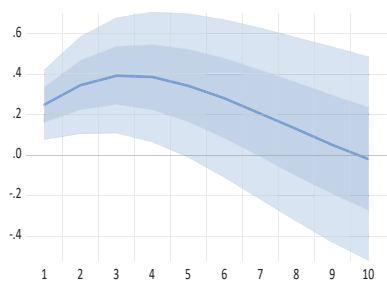
---

<sup>66</sup> W celu identyfikacji strukturalnych szoków przyjmujemy następujące założenia: zagregowany popyt oddziałuje bez opóźnień na wszystkie pozostałe zmienne, inflacja, której impuls utożsamiamy z szokiem zagregowanej podaży, zależy od popytu obserwowanego w tym samym okresie, ryzyko wskazane w ankiecie komitetów kredytowych zależy od zmian zachodzących w zagregowanym popycie i podaży obserwowanych w tym samym okresie, polityka pieniężna banku centralnego kształtuje się pod wpływem obserwowanych w tym samym okresie zmian zagregowanego popytu i inflacji oraz polityki kredytowej banków. Polityka podażowa banków zależy natomiast od obserwowanych w tym samym okresie zmian w sektorze realnym (PKB), kształtowania się czynników ryzyka i stopy procentowej.

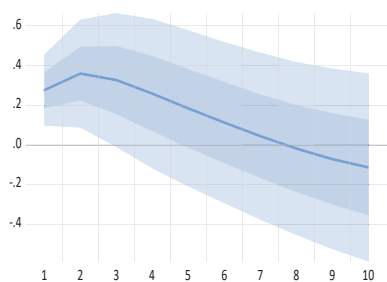
<sup>67</sup> W celu identyfikacji szoków strukturalnych w modelach zawierających kredyty (wchodzą do modeli w miejsce inflacji) stosowana jest taką samą dekompozycja jak w przypadku przedsiębiorstw (por. Wróbel, 2022).

**Wykres 34.** Szok polityki pieniężnej i reakcja kryteriów udzielania kredytów dla gospodarstw domowych (w pkt. proc.)

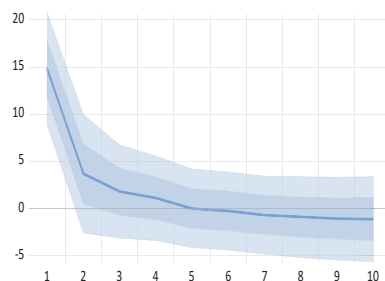
A. Szok polityki pieniężnej w modelu dla kredytów mieszkaniowych



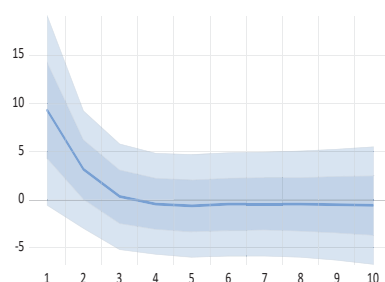
C. Szok polityki pieniężnej w modelu dla kredytów konsumpcyjnych



B. Reakcja kryteriów udzielania kredytów mieszkaniowych



D. Reakcja kryteriów udzielania kredytów konsumpcyjnych

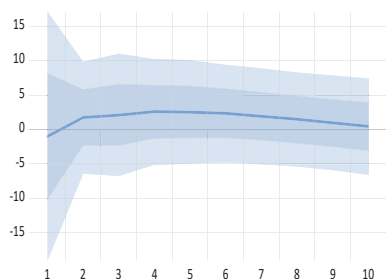


Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję na szok, a ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku.

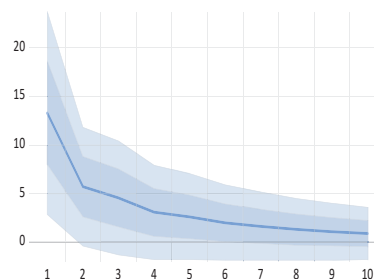
Źródło: NBP, obliczenia własne.

**Wykres 35.** Reakcja wybranych warunków udzielania kredytów dla gospodarstw domowych (w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej

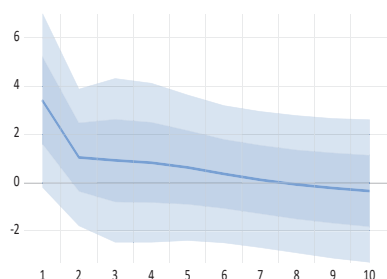
A. Przeciętna marża – kredyty mieszkaniowe



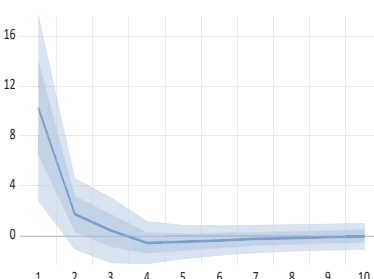
B. Przeciętna marża – kredyty konsumpcyjne



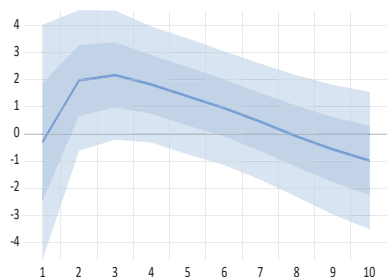
C. Marża dla bardziej ryzykownych kredytobiorców – kredyty mieszkaniowe



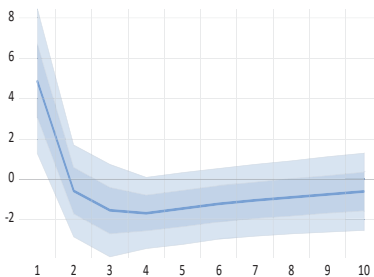
D. Marża dla bardziej ryzykownych kredytobiorców – kredyty konsumpcyjne



E. Wymagany udział własny (LTV) – kredyty mieszkaniowe



F. Wymagane zabezpieczenia – kredyty konsumpcyjne

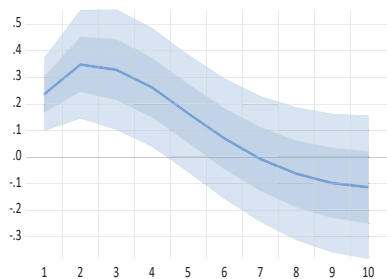


Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję na szok, a ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku.

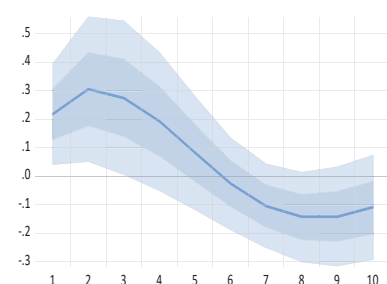
Źródło: NBP, obliczenia własne.

**Wykres 36.** Szok polityki pieniężnej i reakcja tempa wzrostu kredytów dla gospodarstw domowych (kw./kw., pkt. proc.)

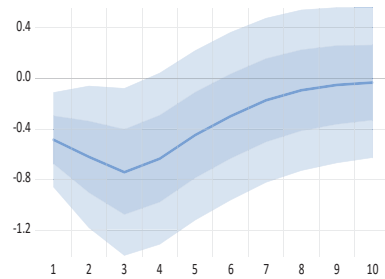
A. Szok polityki pieniężnej w modelu dla kredytów mieszkaniowych



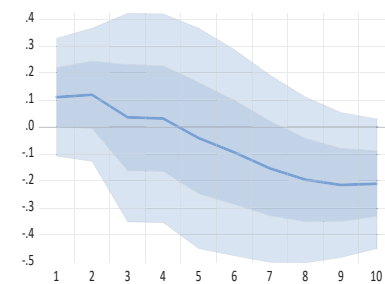
C. Szok polityki pieniężnej w modelu dla kredytów konsumpcyjnych



B. Złotowe kredyty mieszkaniowe (realnie)



D. Kredyty konsumpcyjne (realnie)



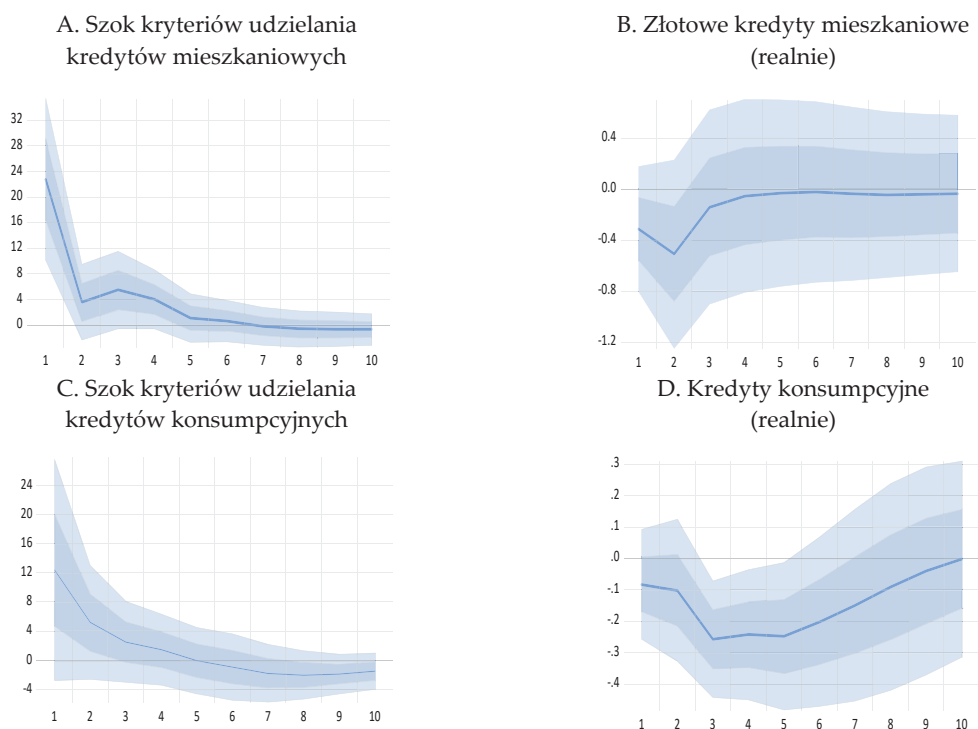
Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję na szok, a ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku.

Źródło: NBP, obliczenia własne.

### *Reakcja na szoki podaży kredytów*

Po typowym szoku kryteriów udzielania kredytów mieszkaniowych (wzrost udziału banków zacieśniających politykę kredytową o ok. 23 pkt. proc.) tempo wzrostu kredytów spada punktowo maksymalnie o 0,5 pkt. proc. (Wykres 37). Nie jest to jednak reakcja statystycznie istotna. Podobnie lub słabiej reagują kredyty mieszkaniowe na szoki warunków kredytowania. Z kolei kredyty konsumpcyjne reagują na szok kryteriów – szokowi równemu 17 pkt. proc. odpowiada spadek tempa wzrostu kredytu wynoszący ok. 0,4 pkt. proc. Tak jak kredyty mieszkaniowe, kredyty konsumpcyjne słabo reagują na szoki warunków kredytowania.

**Wykres 37.** Szok kryteriów udzielania kredytów i reakcja tempa kredytów dla gospodarstw domowych (w pkt. proc.)



Uwagi: Linia ciągła przedstawia reakcję na szok, a ciemnoniebieski (jasnoniebieski) pas obrazuje 68% (95%) przedział ufności oszacowanej reakcji. Na osi poziomej zaznaczono kwartały po wystąpieniu szoku.

Źródło: NBP, obliczenia własne.

Porównanie reakcji kredytów udzielanych gospodarstwom domowym na szoki polityki pieniężnej NBP i polityki kredytowej banków pokazuje, że w przypadku kredytów mieszkaniowych maksymalna reakcja na pierwsze z nich ma miejsce tylko o jeden kwartał później niż maksymalna reakcja na te drugie. Kredyty konsumpcyjne natomiast reagują znacznie szybciej na szok kryteriów niż na szok polityki pieniężnej.

Dekompozycja wariancji błędu prognozy kredytów mieszkaniowych pokazuje, że szoki stopy procentowej w początkowych kwartałach stanowią w niej ok. 11%, a następnie ich udział spada do ok. 9%. Rola szoków kryteriów jest zanedbywalnie mała (ok. 2%). Z kolei w przypadku kredytów konsumpcyjnych to rola szoków stopy procentowej jest zanedbywalnie mała (ok. 1%), podczas gdy szoków kryteriów od 4%-6% w początkowych okresach do ok. 14% po upływie 10 kwartałów.

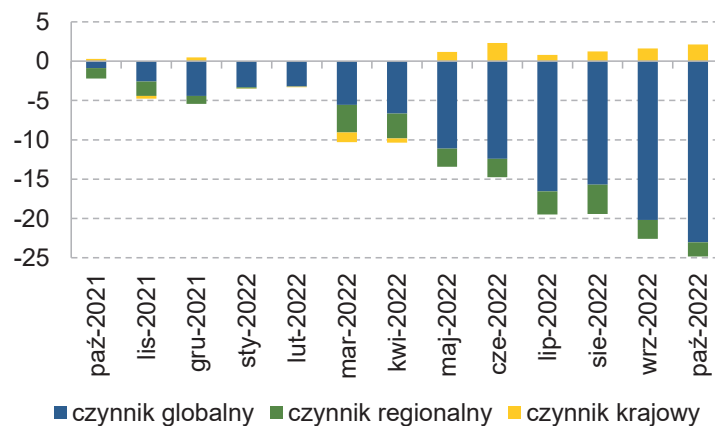
### 3.3. Kurs walutowy w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej

#### 3.3.1. Wpływ czynników globalnych i krajowej polityki pieniężnej na kurs walutowy

W kształtowaniu kursów walutowych istotną rolę, poza krajową polityką pieniężną, odgrywają czynniki globalne<sup>68</sup> (Greenaway-McGrevy *et al.*, 2018, Lustig *et al.*, 2011). Wpływ czynnika globalnego może wynikać m.in. z prowadzonej przez Rezerwę Federalną Stanów Zjednoczonych polityki pieniężnej, czy też ze zmian nastrojów na międzynarodowych rynkach finansowych. Niektóre analizy wśród czynników zewnętrznych dodatkowo wyróżniają czynnik regionalny, charakteryzujący zmiany w danym obszarze geograficznym lub w grupie gospodarek o podobnych charakterystykach (Galati *et al.*, 2007; Adam i Szafranski, 2014).

Przeprowadzona analiza czynnikowa<sup>69</sup> wskazała na dominujący wpływ czynników zewnętrznych w kształtowaniu kursu złotego względem dolara amerykańskiego. W okresie od stycznia 2000 r. do października 2022 r. średni udział czynnika globalnego w dekompozycji wariancji miesięcznego kursu PLN/USD wynosił 67%, czynnika regionalnego – 15%, czynnika krajowego zaś – 18%. Wpływ czynnika globalnego był szczególnie widoczny w okresie pogorszenia sentymentu na globalnych rynkach finansowych związanego m.in. z inwazją Rosji na Ukrainę oraz zacieśniania polityki pieniężnej przez Rezerwę Federalną Stanów Zjednoczonych (Wykres 38).

**Wykres 38.** Dekompozycja historyczna zmian kursu PLN/USD w ujęciu skumulowanym od października 2021 r. do października 2022 r.



Uwagi: Zmiany kursu mierzone jako procentowe zmiany logarytmiczne. Wzrost oznacza aprecjację PLN.

Źródło: Dane Bloomberg. Obliczenia własne.

<sup>68</sup> Verdelhan (2013) nazywa takie czynniki „dolarowymi” ze względu na dominującą pozycję amerykańskiej waluty na rynkach międzynarodowych.

<sup>69</sup> Wykorzystano trzy modele statystyczne. Pierwszy model to statyczny hierarchiczny model czynnikowy bazujący na podejściu zastosowanym przez Adama i Szafranski (2014). Metoda ta wykorzystuje analizę głównych składowych (ang. *Principal Component Analysis*, PCA). Pozostałe dwa modele bazują na podejściach bayesowskich do estymacji hierarchicznego modelu czynnikowego: (i) Neely i Rapach (2011), Kose *et al.* (2003, 2008) oraz (ii) Moench, Ng i Pottera (2013).



Jednocześnie krajowa polityka pieniężna wpływa w istotny statystycznie sposób na kurs złotego, przy czym wpływ ten zależy od wykorzystywanego instrumentu<sup>70</sup>. Analiza na danych o częstotliwości dziennej pokazuje, że konwencjonalny szok zacieśnienia polityki monetarnej wpływa aprecjacyjnie na kurs PLN/USD, najmocniej około 10 dni po wystąpieniu szoku (Wykres 39). Z kolei restrykcyjny szok *forward guidance*<sup>71</sup> i szok zacieśnienia ilościowego mają charakter deprecjacyjny (Wykres 41 i Wykres 43). Na brak aprecjacji kursu po szoku zacieśnienia ilościowego wskazuje także opracowanie Arena *et al.* (2021)<sup>72</sup>, jednak do powyższych wyników dotyczących reakcji kursu na szok zacieśnienia ilościowego należy podchodzić ostrożnie ze względu na fakt, że szacunki te bazują na relatywnie krótkiej próbie z okresu, w którym miały miejsce silne zaburzenia na rynkach finansowych, związane m.in. z pandemią COVID-19. Natomiast w przypadku szoku *forward guidance* uzyskana reakcja może być następstwem wpływu szoku na premię za ryzyko kraju – jej wzrost, związany z perspektywą zacieśnienia polityki pieniężnej, może prowadzić do deprecjacji krajowej waluty. Współczynnik dopasowania z regresji uwzględniającej jedynie powyższe szoki wynosi 2,4%, co jest spójne z niskim udziałem czynnika krajowego w dekompozycji zmienności kursu.

Kształty funkcji reakcji miesięcznego kursu PLN/USD na poszczególne typy szoków polityki pieniężnej (Wykres 40, Wykres 42 oraz Wykres 44) są spójne z wynikami uzyskanymi na danych dziennych<sup>73</sup>. W szczególności, reakcja kursu złotego na szok w postaci konwencjonalnego zacieśnienia monetarnego jest aprecjacyjna. Należy podkreślić, że najmocniejsza reakcja występuje po miesiącu od wystąpienia szoku i z czasem wygasa, stając się nieistotna statystycznie. Z kolei na pozostałe rodzaje szoków kurs miesięczny reaguje deprecjacyjnie i po 2-3 miesiącach wielkość reakcji staje się statystycznie nierozróżnialna od zera.

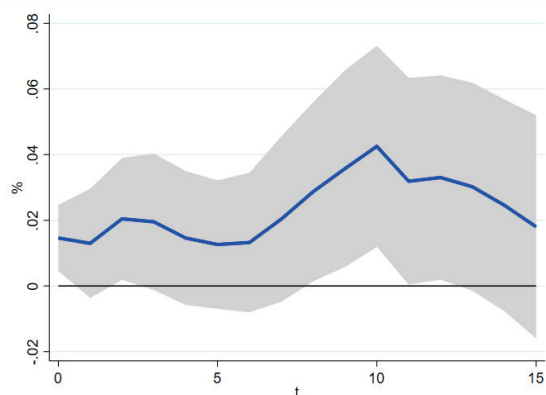
<sup>70</sup> W celu zbadania wpływu działań banku centralnego na kurs złotego względem dolara amerykańskiego oszacowano funkcje reakcji na impuls wyznaczone za pomocą projekcji lokalnych (Jordà, 2005). Do estymacji wykorzystano dane dzienne i miesięczne dla kursu PLN/USD oraz zmienne reprezentujące poszczególne szoki zacieśnienia polityki pieniężnej (konwencjonalny, *forward guidance* i luzowania ilościowego) wyznaczone zgodnie z metodą zaproponowaną przez Swansona (2021). W badaniu wykorzystano szoki polityki pieniężnej zidentyfikowane przez Kapuścińskiego (2023b).

<sup>71</sup> Dodatni szok *forward guidance* można interpretować jako nieoczekiwane zakomunikowanie przez NBP bardziej restrykcyjnej polityki pieniężnej w przyszłości.

<sup>72</sup> Według Arena *et al.* (2021) brak istotnej deprecjacji w następstwie skupu aktywów przez banki centralne w gospodarkach regionu Europy Środkowo-Wschodniej przypisywać można przeprowadzanym jednocześnie interwencjom walutowym i sterylizacji skupu aktywów.

<sup>73</sup> Uzyskane wyniki na zmianach dziennych są odporne na zmiany specyfikacji. Jako zmienne kontrolne dodano: opóźnione wartości szoków, indeks zmienności VIX (w logarytmie) oraz WIBOR 1M. Za każdym razem uzyskano podobny kształt funkcji reakcji na impuls. Dla danych miesięcznych analogiczne modyfikacje nie wpływały znacząco na sam kształt funkcji reakcji, ale ograniczały ich statystyczną istotność.

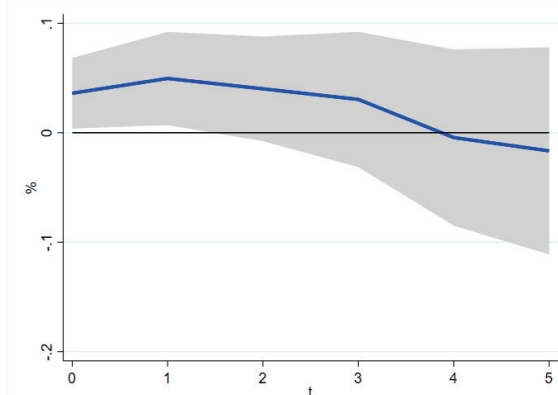
**Wykres 39.** Funkcja reakcji dziennego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku konwencjonalnej polityki pieniężnej



Uwagi: Na osi poziomej zaznaczono liczbę dni po szoku, a na osi pionowej procentowe odchylenia kursu od poziomu sprzed wystąpienia szoku; wzrost oznacza aprecjację; szarym tłem oznaczono 90% przedział ufności.

Źródło: Opracowanie własne.

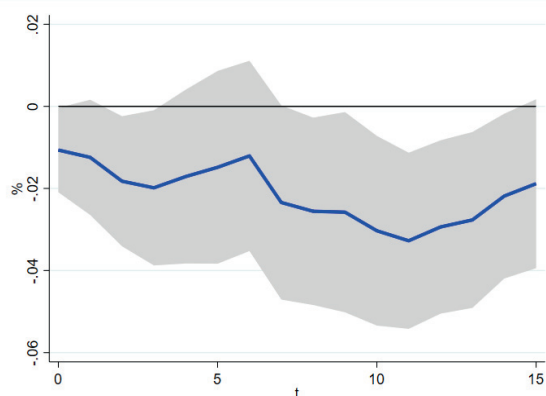
**Wykres 40.** Funkcja reakcji miesięcznego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku konwencjonalnej polityki pieniężnej



Uwagi: Na osi poziomej zaznaczono liczbę miesięcy po szoku, a na osi pionowej procentowe odchylenia kursu od poziomu sprzed wystąpienia szoku; wzrost oznacza aprecjację; szarym tłem oznaczono 90% przedział ufności.

Źródło: Opracowanie własne.

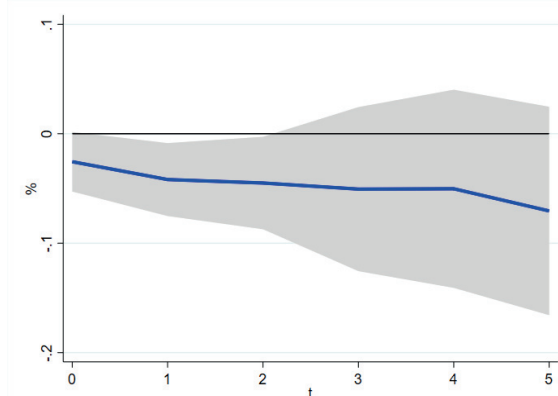
**Wykres 41.** Funkcja reakcji dziennego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku *forward guidance*



Uwagi: Na osi poziomej zaznaczono liczbę dni po szoku, a na osi pionowej procentowe odchylenia kursu od poziomu sprzed wystąpienia szoku; wzrost oznacza aprecjację; szarym tłem oznaczono 90% przedział ufności.

Źródło: Opracowanie własne.

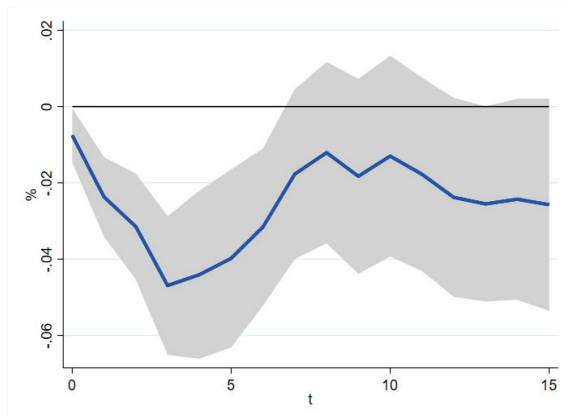
**Wykres 42.** Funkcja reakcji miesięcznego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku *forward guidance*



Uwagi: Na osi poziomej zaznaczono liczbę miesięcy po szoku, a na osi pionowej procentowe odchylenia kursu od poziomu sprzed wystąpienia szoku; wzrost oznacza aprecjację; szarym tłem oznaczono 90% przedział ufności.

Źródło: Opracowanie własne.

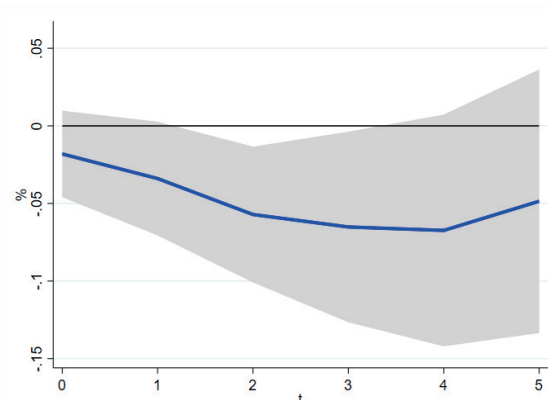
**Wykres 43.** Funkcja reakcji dziennego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku zacieśnienia ilościowego



Uwagi: Na osi poziomej zaznaczono liczbę dni po szoku, a na osi pionowej procentowe odchylenia kursu od poziomu sprzed wystąpienia szoku; wzrost oznacza aprecjację; szarym tłem oznaczono 90% przedział ufności.

Źródło: Opracowanie własne.

**Wykres 44.** Funkcja reakcji miesięcznego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku zacieśnienia ilościowego



Uwagi: Na osi poziomej zaznaczono liczbę miesięcy po szoku, a na osi pionowej procentowe odchylenia kursu od poziomu sprzed wystąpienia szoku; wzrost oznacza aprecjację; szarym tłem oznaczono 90% przedział ufności.

Źródło: Opracowanie własne.

Dodatkowa analiza wskazuje ponadto, że kurs PLN/USD reagował na część działań Rezerwy Federalnej. Przeprowadzono estymacje analogicznych modeli lokalnej projekcji z wykorzystaniem szoków amerykańskiej polityki pieniężnej zidentyfikowanych przez Swansona (2021) jako dodatkowych zmiennych oprócz szoków krajowej polityki monetarnej. Z wyznaczonych na tej podstawie funkcji reakcji na impuls wynika, że zgodnie z intuicją ekonomiczną, kurs PLN/USD ulegał deprecjacji w reakcji na wystąpienie konwencjonalnego szoku zacieśnienia oraz szoku *forward guidance* amerykańskiej polityki pieniężnej. Nieistotny natomiast okazał się wpływ szoku związanego z luzowaniem ilościowym przeprowadzanym przez Rezerwę Federalną.

### 3.3.2. Wpływ kursu walutowego na ceny

W celu oszacowania wpływu kursu walutowego na ceny (ang. *exchange rate pass-through*, ERPT), rozumianego jako relacja zmiany poziomu cen w stosunku do egzogenicznej zmiany poziomu kursu walutowego, zastosowano dwa podejścia. Po pierwsze, posłużono się strukturalnymi modelami wektorowej autoregresji umożliwiającym analizę przenoszenia zmian kursu walutowego na ceny importu, ceny produkcji sprzedanej przemysłu i ceny konsumpcyjne. Wyniki tych analiz zależą zarówno od zmiennych, które zostały uwzględnione w modelu, jak i od natury szoku, który powoduje początkową zmianę kursu. Po drugie, wykorzystano modele jednorównaniowe, dokonując szacunków efektu ERPT dla inflacji CPI, inflacji bazowej (po wyłączeniu cen żywności i energii), cen żywności oraz cen energii, a także oceniając zależność tego efektu od poziomu inflacji.

### 3.3.2.1. Efekt *pass-through* w strukturalnych modelach wektorowej autoregresji

Bieżące szacunki wpływu zmian kursu walutowego na ceny, dokonane w ramach strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR)<sup>74</sup> wskazują, że długookresowy efekt *pass-through* – rozumiany jako relacja skumulowanej zmiany poziomu cen do skumulowanej zmiany kursu – wynosi 0,09 dla cen konsumpcyjnych, 0,27 dla cen produkcji sprzedanej przemysłu oraz 0,71 dla cen transakcyjnych w imporcie. Oznacza to, że aprecjacja złotego o 1% obniża poziom cen konsumpcyjnych o 0,09%, poziom cen produkcji sprzedanej przemysłu o 0,27%, a ceny transakcyjne w imporcie o 0,71%<sup>75</sup>. Wielkości te są zbliżone do tych przedstawionych w poprzedniej edycji raportu. Dostosowania cen do zmian kursu walutowego przebiegają szybko (Tabela 5) – w drugim kwartale po szoku kursowym ceny importu są już maksymalnie dostosowane, ceny produkcji sprzedanej przemysłu osiągają ok. 81% pełnego dostosowania, a ceny konsumpcyjne – połowę pełnego dostosowania.

Tabela 5. Efekt *pass-through* w pierwszych czterech kwartałach po szoku kursu walutowego

	Kwartał 1	Kwartał 2	Kwartał 3	Kwartał 4
<b>ERPT, ceny importu</b>	0,56	0,71	0,71	0,71
<b>ERPT, ceny import (% maksymalnego ERPT)</b>	79%	100%	100%	100%
<b>ERPT, PPI</b>	0,19	0,22	0,25	0,26
<b>ERPT, PPI (% maksymalnego ERPT)</b>	72%	81%	92%	98%
<b>ERPT, CPI</b>	0,01	0,04	0,07	0,09
<b>ERPT, CPI (% maksymalnego ERPT)</b>	15%	48%	79%	100%

Źródło: Dane GUS. Obliczenia własne.

Z kolei szacunki efektu *pass-through* w strukturalnym bayesowskim modelu wektorowej autoregresji (SBVAR)<sup>76</sup> zależą od charakteru szoku kursowego i uwzględnionego otoczenia gospodarki Polski. W tym modelu, szok awersji do ryzyka (analogiczny do egzogenicznego szoku kursowego z modelu Forbes *et al.*, 2018) wywołuje podobne co do skali zmiany dynamiki cen konsumpcyjnych (efekt ERPT po 12 miesiącach wynosi 0,13) jak w modelu SVAR dla danych kwartalnych. Jednak nie jest on najważniejszym szokiem z punktu widzenia zmienności kursu walutowego. Na tle pozostałych siedmiu szoków zidentyfikowanych w modelu SBVAR<sup>77</sup>, odpowiada on za zmienność efektywnego kursu walutowego jedynie w 17% (wkład szoku do wariancji błędu prognoz w horyzoncie 12 miesięcy). Znacznie ważniejszy z punktu widzenia źródeł wahań kursu złotego, wyjaśniający 45% jego zmienności, jest w tym modelu kosztowy szok walutowy. Oddziałuje on w jednoczesny (natychmiastowy) sposób na koszty krajowych producentów oraz z opóźnieniem na ceny konsumenta zarówno bezpośrednio (poprzez zmianę cen importowanych dóbr

<sup>74</sup> Model ten jest szacowany na danych kwartalnych i uwzględnia następujące zmienne: przyrost ceny baryłki ropy naftowej Brent, krajową lukę popytową, przyrost nominalnego efektywnego kursu walutowego, przyrost cen importu, przyrost PPI i przyrost CPI. Por. McCarthy (1999, 2007).

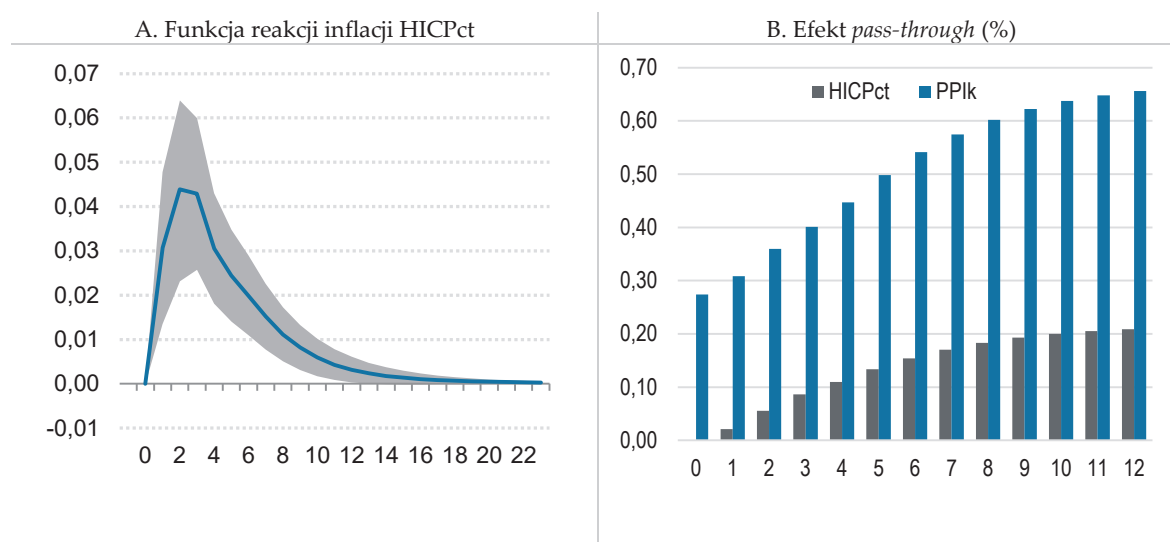
<sup>75</sup> Wskaźnikiem wykorzystywanym często w literaturze jest efekt *pass-through* po czterech kwartałach od zmiany kursu walutowego, który w modelu SVAR wynosi ok. 0,09 dla cen konsumpcyjnych, ok. 0,26 dla cen produkcji sprzedanej przemysłu oraz ok. 0,69 dla cen transakcyjnych w imporcie.

<sup>76</sup> Model szacowany na danych miesięcznych (Szafranek *et al.*, 2023).

<sup>77</sup> Szoki w modelu (krajowe i zewnętrzne o charakterze popytowym lub podażowym, oraz szoki kursowe i cen nośników energii) zidentyfikowane są poprzez natychmiastowe restrykcje na znaki w funkcji odpowiedzi na impuls. Więcej szczegółów dot. konstrukcji modelu i jego własności w Szafranek *et al.* (2023).

konsumpcyjnych), jak i pośrednio (poprzez zmiany cen producenta i dostosowania luki popytowej). Wykres 45 przedstawia wpływ szoku kursowego na ceny konsumenta HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich (ang. *HICP at constant taxes*) oraz na PPI na rynku krajowym.

**Wykres 45.** Wpływ 1-procentowej deprecjacji nominalnego efektywnego kursu walutowego (kursowy szok kosztowy) oraz efekt *pass-through* w modelu BVAR szacowanym na danych miesięcznych



Uwagi: Panel A przedstawia funkcje reakcji inflacji HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich (HICPct) na szok kursowy o kosztowym charakterze wraz z 68% przedziałami ufności. Panel B przedstawia szacunki ERPT dla indeksu HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich (HICPct) oraz dla indeksu cen produkcji sprzedanej przemysłu na rynku krajowym (PPIk). Na osi poziomej obu wykresów zaznaczono miesiące po szok.

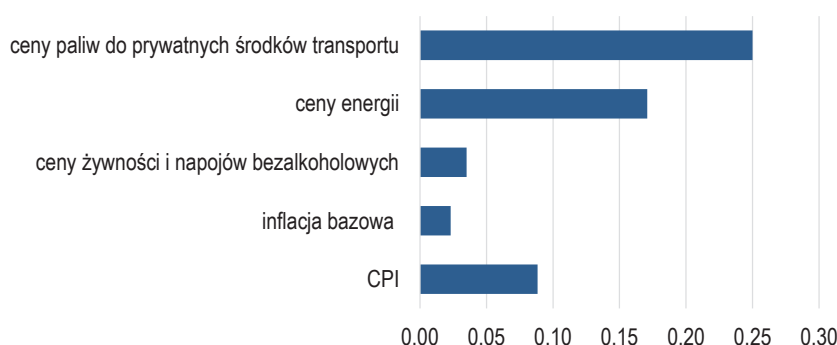
Źródło: Dane GUS i Eurostat. Obliczenia własne.

W ramach modelu SBVAR kursowy szok kosztowy powodujący skumulowaną deprecjację efektywnego kursu złotego o 1% wywołuje skumulowaną zmianę cen producenta o 0,68% i cen konsumenta (HICP) o 0,21%. Zmiany kursu przenoszą się w tym modelu na ceny produkcji kierowanej na rynek krajowy natychmiast (tj. w tym samym miesiącu), ale tylko częściowo (w ok. 28%) – głównie przez ceny surowców i materiałów do produkcji pochodzących z importu. Natomiast całkowite przełożenie (68% początkowego impulsu kursowego) następuje dopiero po upływie roku. Z kolei przeniesienie zmian kursu walutowego na ceny konsumenta i lukę popytową następuje z opóźnieniem (szczyt po 2-3 miesiącach od początkowego szoku). Do uzyskania większego efektu przeniesienia niż w modelu SVAR szacowanym na danych kwartalnych przyczynia się zarówno uwzględnienie powiązań zmiennych nominalnych z luką popytową, jak i założenie, że kurs złotego jest kształtowany pod wpływem popytowych i podażowych czynników globalnych, stopnia awersji do ryzyka czy zmian cen surowców energetycznych. Na inne oszacowanie ERPT względem tradycyjnych modeli ma zatem wpływ układ zidentyfikowanych szoków strukturalnych, a także – choć w mniejszym stopniu – uwzględnienie sekwencji zdarzeń o częstotliwości miesięcznej w łańcuchu przenoszenia cen na rynku krajowym.

### 3.3.2.2. Efekt *pass-through* w modelach jednorównaniowych

Modele jednorównaniowe<sup>78</sup> dostarczają podobnych ocen wpływu kursu walutowego na ceny konsumpcyjne, co model SVAR. Długookresowy współczynnik kursowego *pass-through* w modelach jednorównaniowych wynosi 0,09. Reakcja cen poszczególnych składowych koszyka konsumpcyjnego na zmianę kursu walutowego jest jednak zróżnicowana (Wykres 46). Najsilniej na zmiany kursu reagują ceny energii (długookresowy współczynnik ERPT równy 0,17), w szczególności ceny paliw do prywatnych środków transportu (długookresowy współczynnik ERPT równy 0,25). Długookresowy efekt kursowego *pass-through* jest z kolei najniższy w przypadku cen towarów żywnościowych i napojów bezalkoholowych (0,03) oraz inflacji bazowej (0,02).

**Wykres 46.** Długookresowy efekt kursowego *pass-through* dla CPI i składowych koszyka CPI

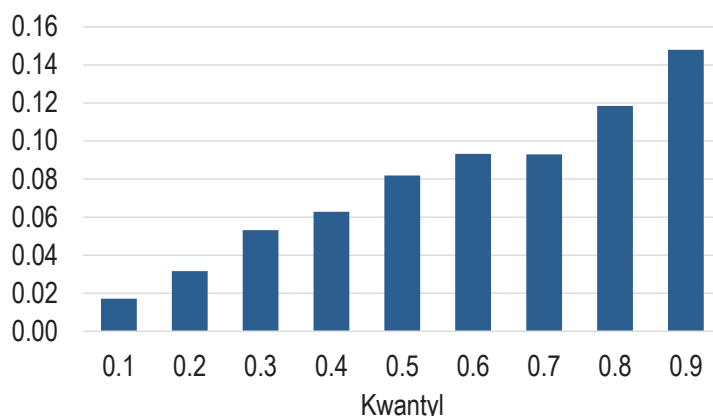


Źródło: Dane GUS. Obliczenia własne.

Jednocześnie wpływ kursu walutowego na ceny konsumpcyjne jest silnie zróżnicowany w zależności od poziomu inflacji, na co wskazują wnioski z analogicznych modeli jednorównaniowych szacowanych z wykorzystaniem regresji kwantylowej (Wykres 47). Dla niskich poziomów inflacji efekt kursowego *pass-through* jest bardzo niewielki, nie przekraczając 0,02. Z kolei dla wysokich poziomów inflacji efekt ten dochodzi nawet do 0,15. Należy więc zakładać, że w środowisku wysokiej inflacji, z jakim mamy obecnie do czynienia, cenowe efekty zmian kursu mogą być większe niż wynikałoby to z modeli liniowych.

<sup>78</sup> Por. Takhtamanova (2010) i Anderl i Caporale (2022). W modelach tych, szacowanych na danych miesięcznych, zmienną objaśnianą jest inflacja CPI m/m, zaś zmiennymi objaśniającymi – jej opóźnienie, zmiana nominalnego efektywnego kursu walutowego, inflacja HICP m/m w strefie euro, krajowa luka popytowa oraz zmiana ceny baryłki ropy. W niektórych specyfikacjach zamiast cen baryłki ropy wykorzystano zmiany cen surowców energetycznych i żywnościowych.

Wykres 47. Długookresowy efekt kursowego *pass-through* a poziom inflacji



Źródło: Dane GUS. Obliczenia własne.

### 3.4. Formułowanie oczekiwań inflacyjnych przez podmioty sektora prywatnego

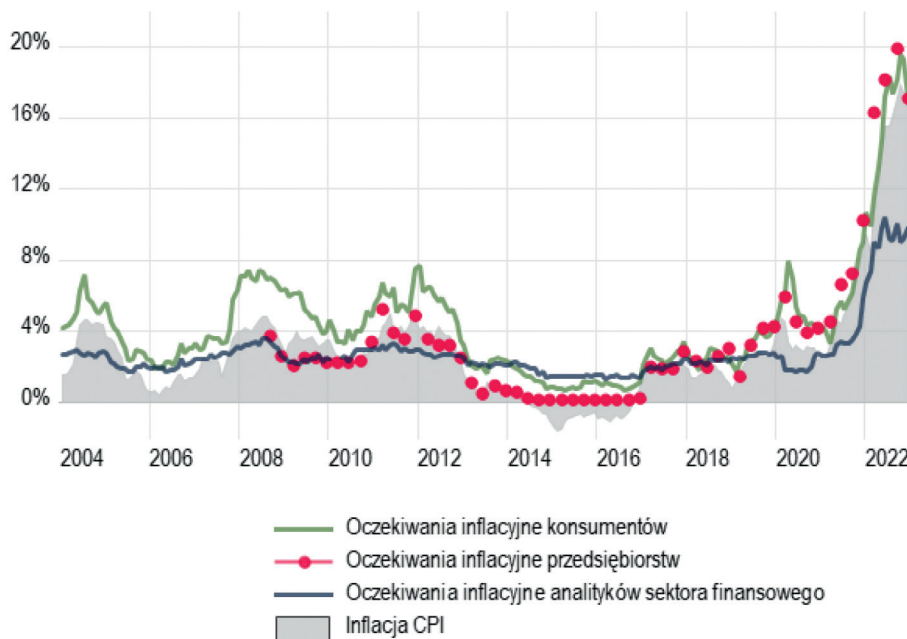
Dla mechanizmu transmisji polityki pieniężnej ważne są oczekiwania inflacyjne sektora prywatnego – zarówno krótkoterminowe, wpływające bezpośrednio na decyzje konsumentów i przedsiębiorstw, jak i długoterminowe, wykorzystywane m.in. do ocen zakotwiczenia oczekiwań.

#### 3.4.1. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne

W latach 2021-2022, tj. w warunkach rosnącej i wysokiej inflacji, krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne konsumentów, przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego silnie wzrosły, przy czym skala wzrostu oczekiwań analityków sektora finansowego była wyraźnie mniejsza niż skala wzrostu oczekiwań inflacyjnych pozostałych grup podmiotów (Wykres 48)<sup>79</sup>.

<sup>79</sup> Miary krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych konsumentów, przedsiębiorstw oraz analityków sektora finansowego wykorzystywane w niniejszym rozdziale są tożsame z miarami stosowanymi w poprzednim raporcie.

Wykres 48. Krótkoterminowe (1-roczy horyzont) oczekiwania inflacyjne w Polsce (%)



Uwagi: Oczekiwania inflacyjne konsumentów i przedsiębiorstw skwantyfikowano metodą probabilistyczną na podstawie danych ankietowych, odpowiednio, GUS i NBP (Szybki Monitoring). Szczegóły nt. kwantyfikacji oraz stosowne odniesienia zawarto w rozdziale 3.2.1 edycji raportu z 2016 r. (Kapuściński *et al.*, 2016). Oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego pochodzą z ankiet firmy Refinitiv (dawniej: Thomson Reuters).

Źródło: Dane GUS, NBP, Refinitiv. Obliczenia własne.

Analizując proces formułowania krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych wykorzystano jednorównaniowe modele o specyfikacji inspirowanej badaniem Cerisola i Gelos (2009), stosowane już w poprzednich edycjach raportu. Oszacowano dwa rodzaje modeli – w modelu (1) zmienne objaśniające takie jak realna stopa procentowa, kurs walutowy, produkcja przemysłowa, stopa bezrobocia, wynagrodzenia czy deficyt budżetowy zostały wyrażone w postaci rocznych przyrostów, zaś w modelu (2) – jako odchylenia od trendu wyznaczonego z wykorzystaniem filtra Hodricka-Prescotta. Modele te estymowano na próbie obejmującej lata 2003-2022 oraz z wykorzystaniem regresji kroczącej, w 72-miesięcznych oknach estymacyjnych (por. Załącznik 1).

Wyniki estymacji wskazują, że krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne wszystkich grup podmiotów reagują na bieżące zmiany cen oraz bieżącą koniunkturę, a oczekiwania przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego – także na zmienne związane z polityką pieniężną (Tabela 6). Konsumenti najsilniej dostosowują swoje oczekiwania do bieżących zmian cen żywności oraz energii, a dodatkowo na ich oczekiwania wpływa różnica między subiektywnie postrzeganą inflacją a jej oficjalnymi wskaźnikami. Z kolei wpływ inflacji bazowej na oczekiwania inflacyjne wydaje się najsilniejszy w przypadku przedsiębiorstw. Stopień adaptacyjności oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego jest mniejszy niż w przypadku konsumentów i przedsiębiorstw. Na oczekiwania analityków w większym stopniu niż na oczekiwania innych podmiotów oddziałuje cel inflacyjny NBP. Z kolei oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw silniej reagują na zmiany stopy



procentowej oraz na projekcje inflacji NBP niż oczekiwania analityków sektora finansowego. Wszystkie rozpatrywane grupy podmiotów dostosowują swoje oczekiwania inflacyjne do zmian bieżącej koniunktury (produkcja przemysłowa). Jeden z szacowanych modeli wykazał dodatkowo wpływ sytuacji fiskalnej na oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw.

Tabela 6. Czynniki wpływające na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne

	Konsumenci		Przedsiębiorstwa		Analitycy sektora finans.	
	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)	Model (1)	Model (2)
<b>Inflacja bazowa</b>	0,541*** (0,088)	0,599*** (0,079)	0,778*** (0,088)	1,066*** (0,117)	0,234*** (0,080)	0,272*** (0,069)
<b>Dynamika cen żywności</b>	0,316*** (0,032)	0,287*** (0,031)	0,167*** (0,029)	0,112*** (0,043)	0,115*** (0,020)	0,102*** (0,016)
<b>Dynamika cen energii</b>	0,173*** (0,019)	0,173*** (0,015)	0,137*** (0,021)	0,103*** (0,032)	0,093*** (0,020)	0,092*** (0,018)
<b>Cel inflacyjny NBP</b>	-	-	0,186** (0,075)	0,314*** (0,081)	0,492*** (0,039)	0,551*** (0,029)
<b>Projekcja inflacji NBP</b>	0,137** (0,062)	0,133** (0,060)	0,389*** (0,082)	0,645*** (0,062)	0,369*** (0,036)	0,327*** (0,033)
<b>Stopa proc.</b>	-	-	-0,440*** (0,075)	-0,747*** (0,145)	-0,105** (0,046)	-0,352*** (0,068)
<b>Kurs walutowy</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Produkcja przemysłowa</b>	0,047*** (0,011)	0,086*** (0,019)	0,047*** (0,009)	0,039* (0,021)	0,024*** (0,009)	0,040*** (0,011)
<b>Stopa bezrobocia</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Wynagrodzenia</b>	-	-	-	-	-	-
<b>Deficyt budżetowy</b>	-	-	-	0,108*** (0,041)	-	-
<b>Luka percepcji inflacji</b>	0,589*** (0,161)	0,694*** (0,051)	x	x	x	X
<b>Próba</b>	2003:02- 2022:10	2003:02- 2022:10	2003:02- 2022:05	2003:02- 2022:05	2003:02- 2022:10	2003:02- 2022:10
<b>Skorygowany R<sup>2</sup></b>	0,96	0,96	0,94	0,92	0,92	0,93

Uwagi: W przypadku konsumentów w charakterze dodatkowej zmiennej objaśniającej wykorzystano lukę percepcji inflacji, tj. różnicę między percepcją zmian cen (przybliżaną wskaźnikiem postrzeganej inflacji CPPI) i inflacją CPI. W przypadku przedsiębiorstw w modelach miesięcznych wykorzystujemy dane interpolowane z kwartalnych. W tabeli pokazano oszacowania współczynników statystycznie różnych od zera – zmienne statystycznie nieistotne (oznaczone symbolem „-”) nie były wykorzystywane przy estymacji ostatecznych wersji modeli. Wielkości w nawiasach oznaczają odchylenia standardowe oszacowań parametrów. \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1.

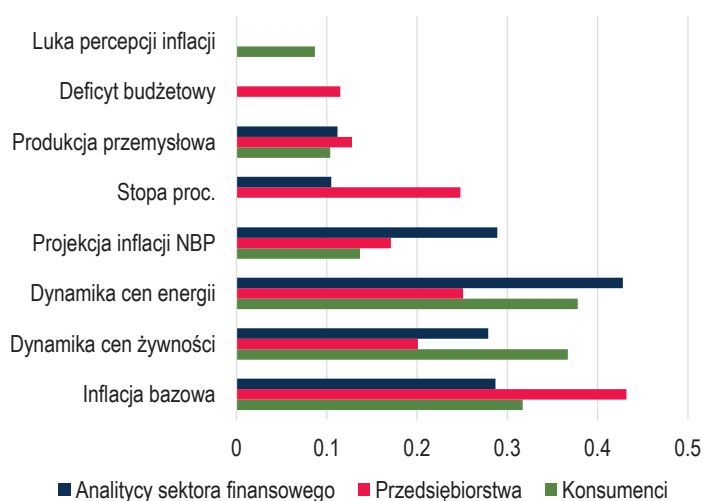
Źródło: Obliczenia własne.

Na zmiany oczekiwań inflacyjnych wszystkich podmiotów w znacznym stopniu oddziałują zmiany cen bieżących (cen energii, żywności i inflacji bazowej). Wskazują na to wnioski z analizy wystandaryzowanych współczynników<sup>80</sup> szacowanych modeli (Wykres 49). Zgodnie z wynikami

<sup>80</sup> Wystandaryzowane współczynniki określają wpływ typowego szoku zmiennych objaśniających na oczekiwania inflacyjne, wyrażając go w jednostkach typowej zmienności oczekiwań inflacyjnych (odchylenia standardowe).

oszacowań, na zmiany oczekiwań inflacyjnych konsumentów w największym stopniu wpływały bieżące zmiany cen żywności, energii oraz inflacja bazowa, zaś projekcje inflacji NBP, produkcja przemysłowa oraz luka percepcji inflacji miały znacznie mniejszy wpływ. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw kształtowane były głównie pod wpływem inflacji bazowej, zmian cen energii oraz stopy procentowej, a w mniejszym stopniu – pod wpływem zmian cen żywności, projekcji inflacji NBP, obserwowanej koniunktury oraz deficytu budżetowego. Z kolei oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego zmieniały się głównie pod wpływem bieżących zmian cen energii, projekcji inflacji NBP, inflacji bazowej oraz dynamiki cen żywności, a w mniejszym stopniu w reakcji na zmiany produkcji przemysłowej oraz stopy procentowej.

**Wykres 49.** Wystandardyzowane współczynniki wpływu poszczególnych zmiennych na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne



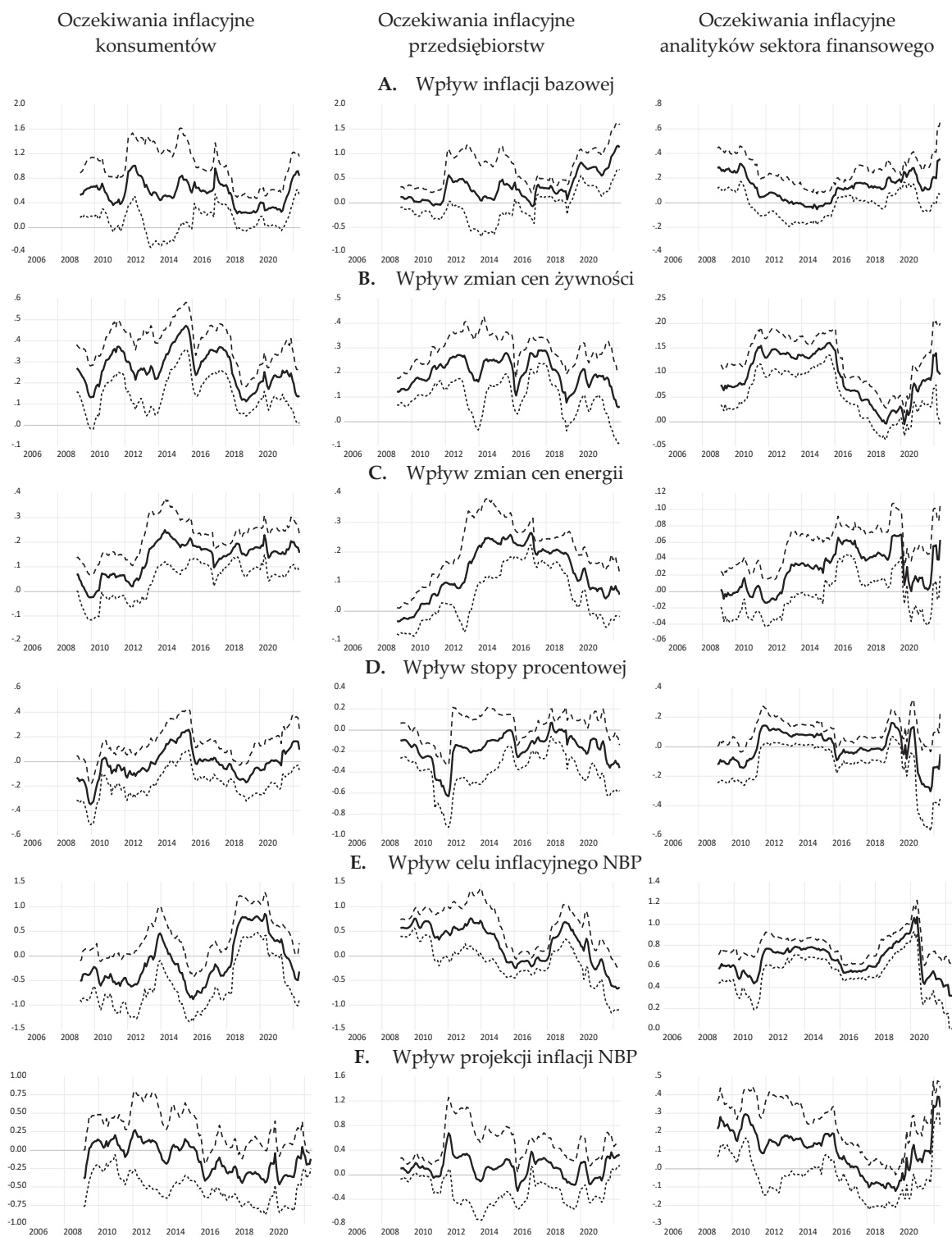
Uwagi: Wykres prezentuje szacunki bazujące na modelu (1). Na wykresie pominięto cel inflacyjny NBP ze względu, iż jego zmienność w próbie była bardzo niewielka i koncentrowała się na samym jej początku. Szacunki uzyskane na podstawie modelu (2) są podobne.

Źródło: Dane GUS, NBP, Refinitiv. Obliczenia własne.

Proces formułowania oczekiwań inflacyjnych podlegał zmianom w czasie (Wykres 50). W ostatnich latach wzrosło znaczenie inflacji bazowej dla krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych wszystkich grup podmiotów, widoczny szczególnie w przypadku przedsiębiorstw<sup>81</sup>. Oznacza to wzrost stopnia adaptacyjności oczekiwań inflacyjnych. Nie widać natomiast wyraźnych zmian wpływu dynamiki cen energii i żywności na oczekiwania inflacyjne sektora prywatnego – wyjątkiem jest tu wzrost w 2022 r. reakcji oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego na zmiany tych cen. Biorąc pod uwagę wpływ polityki pieniężnej na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne, w ostatnim okresie dostrzec można pewne pogłębienie wpływu stopy procentowej na oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw, jak również wzrost znaczenia projekcji inflacji NBP dla oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego, przy spadku znaczenia celu inflacyjnego NBP dla tych oczekiwań.

<sup>81</sup> Warto zauważyć, że również wrażliwość średnioterminowych prognoz ekspertów sektora prywatnego na szoki inflacji uległa w ostatnim okresie wzrostowi (por. rozdział 4.2 raportu).

**Wykres 50.** Zmiana w czasie wpływu wskaźników inflacji bieżącej i czynników związanych z polityką pieniężną na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne



Uwagi: Wykres prezentuje szacunki bazujące na modelu (1). Szacunki uzyskane na podstawie modelu (2) są jakościowo podobne. Linie przerywane wyznaczają 95% przedział ufności.

Źródło: Dane GUS, NBP, Refinitiv. Obliczenia własne.

### 3.4.2. Długoterminowe oczekiwania inflacyjne

Analiza procesu formułowania długoterminowych oczekiwań inflacyjnych skupia się na dwóch cechach związanych ze stopniem ich zakotwiczenia, tj. na ich poziomie względem celu inflacyjnego NBP oraz skali reakcji na bieżące wydarzenia, dane i informacje (Kumar *et al.*, 2015; Corsello *et al.*, 2021). Rozszerzona analiza tych zagadnień jest przedstawiona w rozdziale 4.2.

Informacje o długoterminowych oczekiwaniach inflacyjnych w Polsce są ograniczone, a ich oszacowania obarczone są znaczną niepewnością. Ankietowe miary długoterminowych oczekiwań inflacyjnych są dostępne jedynie dla profesjonalnych prognostów<sup>82</sup> i dotyczą średniej inflacji w ciągu najbliższych pięciu lat. Na podstawie prognoz inflacji w ciągu najbliższych pięciu lat i prognoz inflacji w roku bieżącym i dwóch kolejnych można jednak oszacować implikowaną średnią prognozę inflacji na czwarty i piąty rok horyzontu prognostycznego – niepewność tych szacunków jest jednak znaczna<sup>83</sup>. Z tych względów w poniższej analizie wykorzystano dodatkowo oczekiwania średnioterminowe.

W połowie 2021 r., wraz ze wzrostem inflacji CPI, silnie wzrosły krótkoterminowe i – w mniejszym stopniu – średnioterminowe oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (Wykres 51). Podwyższony poziom średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych sugeruje, że progności spodziewali się, że następujący wówczas wzrost inflacji nie będzie krótkotrwały. Wzrost oczekiwań średnioterminowych był jednak znacznie mniejszy niż wzrost inflacji bieżącej czy oczekiwań krótkoterminowych, a ich poziom wskazywał na oczekiwaną silną dezinflację w ciągu kolejnych ośmiu kwartałów.

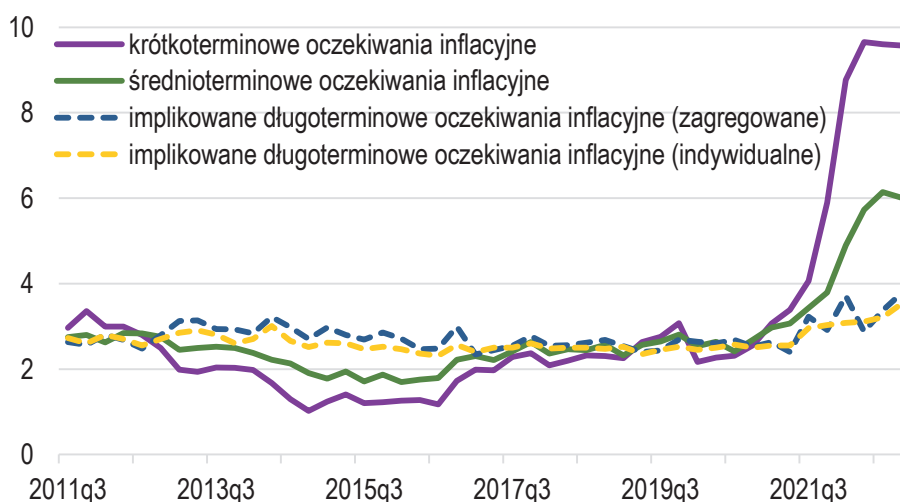
W drugiej połowie 2021 r. wzrosły również implikowane długoterminowe oczekiwania inflacyjne. Pod koniec 2022 r. kształtowały się one w okolicach górnej granicy odchyień od celu inflacyjnego NBP. Ze względu na implikowany charakter tych oczekiwań ich poziom należy traktować z ostrożnością. Wykres 51 przedstawia ich dwa różne szacunki. W obu przypadkach są to implikowane wartości oczekiwanej inflacji w czwartym i piątym roku horyzontu prognostycznego, przy czym pierwsza z nich jest obliczana na podstawie danych zagregowanych, a druga z nich – na podstawie jednostkowych danych indywidualnych. Biorąc pod uwagę bezprecedensową skalę szoku inflacyjnego w 2021 i 2022 r., wyższe długoterminowe oczekiwania inflacyjne mogą wynikać

<sup>82</sup> Informacje o oczekiwaniach inflacyjnych profesjonalnych prognostów pochodzą z Ankiety Makroekonomicznej NBP (por. <https://amakro.nbp.pl/>).

<sup>83</sup> Implikowana oczekiwana inflacja w 4. i 5. roku horyzontu prognozy jest wyznaczana przy założeniu, że prognozy indywidualnych ekspertów w różnych horyzontach są spójne oraz że progności posługują się formułą średniej geometrycznej, a nie uproszczoną formułą średniej arytmetycznej. Wydaje się jednak, że utrzymanie spójności prognoz inflacji średniorocznej w kolejnych trzech latach i prognoz inflacji w okresie najbliższych pięciu lat jest trudne dla niektórych prognostów, zwłaszcza w okresie wyjątkowo niskiej lub wyjątkowo wysokiej bieżącej inflacji. Może to prowadzić do błędów pomiaru implikowanych oczekiwań wyznaczanych na podstawie prognoz zagregowanych. Mediana indywidualnych prognoz implikowanych wydaje się bardziej odporna na błędy pojedynczych prognostów.

z przewidywanego stopniowego wygasania efektów tego szoku, co jest zgodne z komunikacją banku centralnego<sup>84</sup>.

**Wykres 51.** Oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (%)



Uwagi: Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne dotyczą horyzontu za 4 kw., a średnioterminowe – horyzontu za 8 kw. – i są mierzone jako mediana rozkładu zagregowanego. Długoterminowe oczekiwania inflacyjne to implikowana oczekiwana inflacja w czwartym i piątym roku horyzontu prognostycznego, wyznaczana na podstawie prognoz inflacji średniorocznej w ciągu najbliższych pięciu lat oraz prognoz inflacji w roku bieżącym i dwóch kolejnych przy pomocy formuły na średnia geometryczną. Jest ona wyznaczana na podstawie prognoz zagregowanych lub jako mediana indywidualnych implikowanych oczekiwań inflacyjnych.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

Wrażliwość średnio- i długoterminowych oczekiwań inflacyjnych na bieżące informacje, oceniana jest poprzez weryfikację, czy istnieje związek między rewizjami tych oczekiwań i napływającymi informacjami makroekonomicznymi<sup>85</sup>. W szczególności uwzględnione zostały zaskoczenia w odczytach bieżącej inflacji oraz indeks zaskoczeń makroekonomicznych obejmujący dodatkowo odczyty innych zmiennych makroekonomicznych<sup>86</sup>. W przypadku długoterminowych oczekiwań inflacyjnych badana jest również ich wrażliwość na zmiany oczekiwań krótkoterminowych. Krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne zawierają w sobie bowiem różne informacje istotne dla przyszłej inflacji, a nie tylko te dotyczące bieżącej dynamiki cen (Buono i Formai, 2018). O ile zakotwiczone długoterminowe oczekiwania inflacyjne nie powinny w ogóle reagować na nowe informacje, o tyle

<sup>84</sup> Projekcja inflacji NBP opublikowana w listopadzie 2022 r. wskazywała, że inflacja powróci do pasma odchylenia od celu inflacyjnego NBP dopiero w 2025 r., czyli za 3 lata od momentu publikacji projekcji (por. rozdział 4.2). Oczekiwania długoterminowe z tego okresu nie odbiegały więc w znaczący sposób od opinii banku centralnego.

<sup>85</sup> Modele jednorównaniowe szacowane na danych kwartalnych z okresu od IV kw. 2011 r. do IV kw. 2022 r. Zmienna objaśniana to zmiana (rewizja) oczekiwań długo- lub średnioterminowych. Każda zmienna objaśniająca (zaskoczenia makroekonomiczne, zmiana oczekiwań krótkoterminowych) była uwzględniana osobno. Szacowano kilka wersji tych modeli: na pełnej próbie z parametrami stałymi w czasie, na stopniowo rozszerzanej próbie z parametrami stałymi w czasie oraz na pełnej próbie z parametrami zmiennymi w czasie.

<sup>86</sup> Zaskoczenie inflacyjne to różnica między odczytem inflacji GUS w bieżącym okresie a jej prognozą wg ankiety wśród analityków przeprowadzanej przez Bloomburga. Zaskoczenia uwzględnione w analizie obejmują również rewizje GUS wstępnych szacunków inflacji. Indeks zaskoczeń makroekonomicznych (ang. *macroeconomic surprises*) to *Citigroup Economic Surprise Index*. Jego dodatnia wartość oznacza, że odczyty danych makroekonomicznych wskazywały na silniejszą koniunkturę niż prognozy analityków.

w przypadku oczekiwań średnioterminowych, pewna ich wrażliwość jest naturalna w sytuacji uporczywych szoków, uwagę powinien natomiast zwracać wzrost tej wrażliwości.

Implikowane długoterminowe oczekiwania inflacyjne, niezależnie od tego czy są mierzone z wykorzystaniem prognozy zagregowanej czy prognoz indywidualnych, nie reagują w statystycznie istotny sposób na zaskoczenia inflacyjne dotyczące inflacji CPI lub inflacji bazowej, ani na indeks zaskoczeń makroekonomicznych (Tabela 7). Rewizje tych oczekiwań nie są też skorelowane z rewizjami krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych. Wnioski te potwierdzają szacunki wrażliwości długoterminowych oczekiwań inflacyjnych na zaskoczenia inflacyjne i na zmiany oczekiwań krótkoterminowych uzyskane z analogicznych modeli o parametrach zmiennych w czasie. W obu przypadkach oszacowania siły reakcji długookresowych oczekiwań oscylują wokół zera i, poza pojedynczymi wyjątkami, nie są statystycznie różne od zera.

Modele z parametrami zmiennymi w czasie wskazują, że w 2022 r. wrażliwość średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych na zaskoczenia inflacyjne oraz na zmiany krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych przejściowo wzrosła (Wykres 52). Może to świadczyć o tym, że eksperci postrzegali wzrost inflacji w latach 2021-2022 jako bardziej uporczywy niż w przeszłości. Pod koniec 2022 r. wrażliwość ta zbliżyła się do swej długookresowej średniej. Z kolei szacunki na stopniowo rozszerzanej próbie, wykorzystywane w rozdziale 4.2, sugerują podwyższoną wrażliwość oczekiwań średnioterminowych na zmiany oczekiwań krótkoterminowych w całym 2022 r.

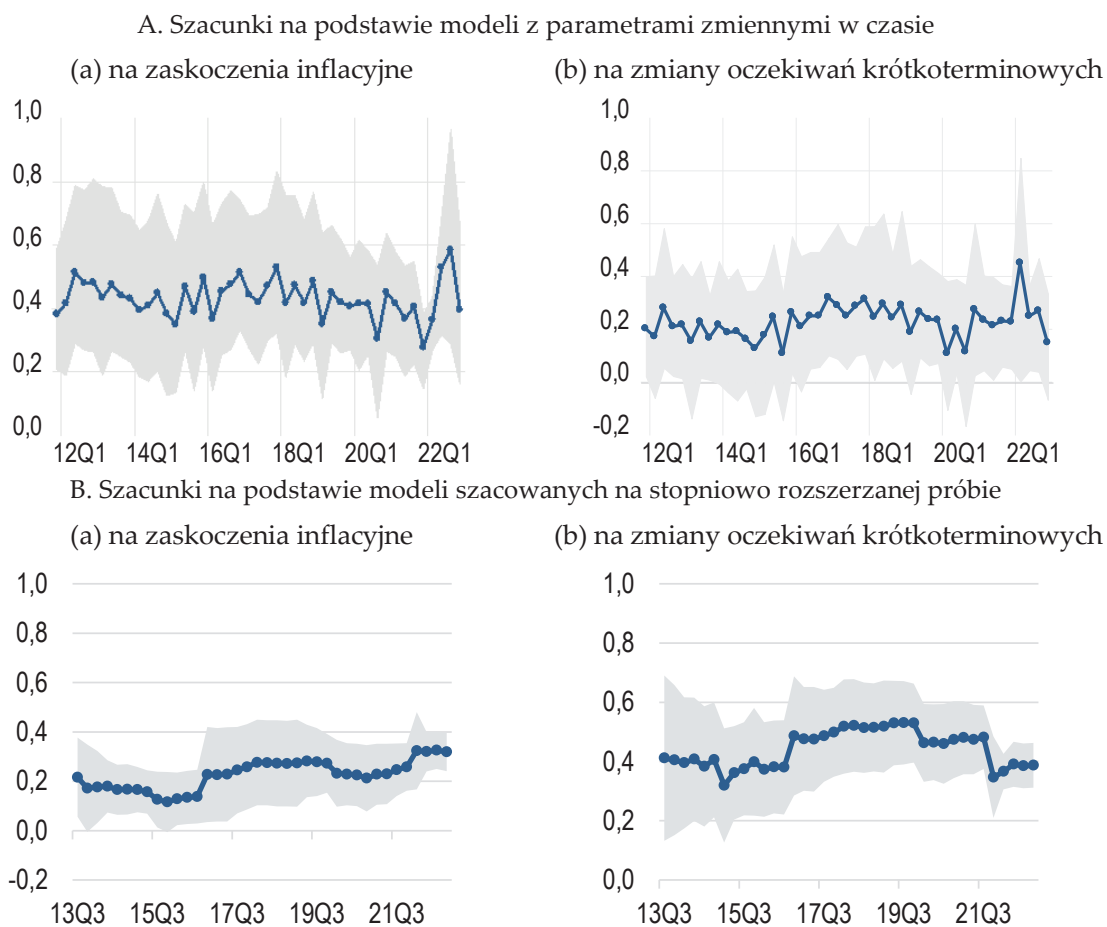
**Tabela 7.** Wrażliwość długoterminowych oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów na bieżące informacje

Miara oczekiwań długookresowych	Zaskoczenia w danych o inflacji CPI	Zaskoczenia w danych o inflacji bazowej	Indeks zaskoczeń	Zmiana krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych
implikowane oczekiwania długoterminowe (z zagregowanych)	-0,05 (0,10)	0,24 (0,24)	-0,12* (0,07)	0,09 (0,06)
implikowane oczekiwania długoterminowe (z indywidualnych)	0,03 (0,04)	0,01 (0,09)	-0,004 (0,025)	0,04 (0,02)

Uwagi: Tabela przedstawia oszacowanie parametru opisującego reakcję średnio- lub długoterminowych oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów na zaskoczenia w danych oraz na zmiany oczekiwań krótkoterminowych (w nawiasie podano błąd szacunku) uzyskane na podstawie jednorównaniowych regresji liniowych (każdą zmienną uwzględniano osobno). \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,1$ .

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

**Wykres 52.** Zmiany wrażliwości średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów



Uwagi: Szary obszar to 95% przedział ufności.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

## 4. Tematy specjalne

### 4.1. Projekcje banku centralnego a prognozy ekspertów sektora prywatnego

Ważnym elementem mechanizmu transmisji polityki pieniężnej jest wywieranie przez bank centralny wpływu na oczekiwania podmiotów sektora prywatnego za pomocą odpowiedniej komunikacji. Jednym z kluczowych instrumentów komunikacji banku centralnego z otoczeniem gospodarczym jest projekcja inflacji, PKB i innych ważnych zmiennych makroekonomicznych. Jak wskazuje Woodford (2005), bank centralny poprzez ogłaszanie prognoz inflacji może bezpośrednio wpływać na oczekiwania inflacyjne i, tym samym, osiągać zamierzony cel w postaci stabilizacji inflacji, przy mniejszych wahaniami produkcji oraz mniejszych opóźnieniach w mechanizmie transmisji polityki pieniężnej.

W literaturze wskazuje się dwie główne przyczyny, dla których profesjonalni progności z sektora prywatnego mogą uwzględniać w swoich oczekiwaniach prognozy banku centralnego. Po pierwsze, progności mogą uważać, że prognozy banku centralnego cechują się niższymi błędami, na przykład ze względu na większe zasoby poświęcone pracom prognostycznym w bankach centralnych niż w instytucjach prywatnych. Po drugie, prognozy banku centralnego mogą zawierać, w ocenie ekspertów sektora prywatnego, sygnały dotyczące przyszłej polityki pieniężnej i jej wpływu na główne agregaty makroekonomiczne. Bank centralny prognozując inflację czy PKB na określonym poziomie ma bowiem instrumenty pozwalające na sprowadzenie obu tych zmiennych do podawanych w projekcji poziomów (Hubert, 2011). Niekiedy wskazuje się także, że podmioty sektora prywatnego mogą uwzględniać prognozy banku centralnego, jeżeli uważają, że bank centralny dysponuje dodatkowymi informacjami, które nie są znane sektorowi prywatnemu, a które mogą mieć wpływ na trafność prognoz (de Mendonca i de Deus, 2019). Uwzględnianie informacji zawartych w prognozach banku centralnego przez podmioty prywatne w procesie formułowania własnych prognoz jest możliwe w modelach sztywności informacyjnych (ang. *sticky information models*), zaproponowanych przez Mankiw i Reisa (2002). W modelach tych proces rozprzestrzeniania się informacji – na przykład z banku centralnego do podmiotów prywatnych – następuje stopniowo i wynika z założenia, że bank centralny dysponuje dodatkową informacją, możliwą do wykorzystania przez podmioty prywatne.

Warto nadmienić, że rolę publikacji prognoz makroekonomicznych przez bank centralny można rozpatrywać również w nieco szerszym ujęciu, a mianowicie jako dostarczanie darmowej informacji publicznej sektorowi prywatnemu. W teoretycznych modelach wskazuje się zazwyczaj na dwie główne korzyści wynikające z udostępniania podmiotom przez instytucje publiczne informacji na temat stanu gospodarki. Należy do nich możliwość bardziej precyzyjnego odróżniania rzeczywistych sygnałów płynących z gospodarki od szumu informacyjnego zawartego w danych (Woodford, 2001) oraz obniżenie kosztu pozyskiwania informacji, w niektórych sytuacjach będącego dość znacznym (Mankiw, Reis, 2002). Bank centralny, jeżeli dysponuje pełniejszą informacją na temat



stanu gospodarki niż podmioty prywatne, oprócz wpływania na oczekiwania inflacyjne może zatem pełnić również rolę instytucji dostarczającej podmiotom dodatkową, darmową informację<sup>87</sup>.

W niniejszej części raportu są przedstawione wyniki badania wpływu projekcji publikowanej przez NBP na oczekiwania analityków sektora finansowego dotyczące kształtowania się przyszłej inflacji i tempa wzrostu gospodarczego w Polsce<sup>88</sup>. W ramach realizacji strategii bezpośredniego celu inflacyjnego NBP publikuje warunkowe prognozy kluczowych agregatów makroekonomicznych, w tym inflacji i PKB. Pierwsza prognoza inflacji została upubliczniona przez NBP w sierpniu 2004 r., a prognoza PKB – w maju 2005 r. Prognozy obu zmiennych są publikowane w formie wykresu wachlarzowego (ang. *fanchart*), czyli rozkładu prawdopodobieństwa realizacji prognozy, z dominantą jako ścieżką centralną. W następnych latach zestaw prognoz poszerzany był o kolejne kategorie makroekonomiczne, dla których publikowane są jednak jedynie ścieżki centralne. Autorami projekcji NBP są ekonomiści banku, a sama projekcja bazuje na modelu ekonometrycznym NECMOD (Budnik *et al.*, 2009, Greszta *et al.*, 2012). Projekcja formułowana jest przy założeniu stałych stóp procentowych NBP. Horyzont projekcji obejmuje zazwyczaj bieżący rok kalendarzowy oraz dwa kolejne lata, choć w niektórych sytuacjach może być wydłużony. W efekcie horyzont ten jest zmienny w czasie i zazwyczaj waha się od 9 do 12 kwartałów w zależności od miesiąca publikacji.

Projekcja upubliczniana jest w dwóch krokach. W informacji po posiedzeniu decyzyjnym Rady Polityki Pieniężnej, w trakcie którego Rada zapoznaje się z projekcją, podawane są 50-procentowe przedziały ufności dla prognoz inflacji oraz PKB. Kilka dni później publikowana jest pełna prognoza stanowiąca fragment *Raportu o inflacji*. W dokumencie tym zawarty jest opis scenariusza prognostycznego oraz ścieżki centralne prognoz pozostałych kategorii makroekonomicznych wraz z bilansem ryzyka prognozy. Biorąc pod uwagę zakres obu fragmentów publikacji projekcji, można przyjąć, że dla formułujących prognozy ekonomistów sektora prywatnego już informacja przekazana bezpośrednio po posiedzeniu RPP może być istotna dla ewentualnej modyfikacji przygotowywanych prognoz. Z tego względu jako datę publikacji projekcji przyjęto w badaniu datę posiedzenia decyzyjnego RPP, w trakcie którego przedstawiana jest projekcja i po którym publikowana jest informacja na temat przedziałów ufności dla prognoz inflacji oraz PKB.

W 2004 r. projekcja inflacji publikowana była dwukrotnie (w sierpniu i listopadzie), podczas gdy w kolejnym roku już trzykrotnie (w lutym, maju i sierpniu). Jak już wspomniano, od maja 2005 r. projekcja inflacji uzupełniona została o warunkową prognozę PKB. W latach 2006-2007 projekcja inflacji oraz PKB publikowana była cztery razy w ciągu roku, zawsze w ostatnim tygodniu stycznia, kwietnia, lipca i października. Od 2008 r. NBP publikuje projekcję trzy razy do roku<sup>89</sup>.

---

<sup>87</sup> Morris i Shin (2002) w swoich teoretycznych rozważaniach zwracają jednak uwagę na potencjalne negatywne skutki skupiania się prognoz sektora prywatnego wokół prognoz publikowanych przez instytucje publiczne. Pokazują oni, że jeżeli informacja dostarczana przez te instytucje prowadzi do spadku zróżnicowania prognoz sektora prywatnego, może to narażać gospodarke na ryzyko związane z popełnieniem wspólnych jednokierunkowych błędów przez instytucje publiczne i prywatne.

<sup>88</sup> Badanie to zostało szerzej opisane w pracy Kołowski (2023).

<sup>89</sup> W latach 2008-2010 projekcja publikowana była w lutym, czerwcu i październiku, za każdym razem ponownie w ostatnim tygodniu danego miesiąca. Od 2011 r. decyzyjne posiedzenie RPP zostało na stałe przesunięte o jeden tydzień do przodu, co

Prognozy ekonomistów sektora prywatnego wykorzystane w omawianym badaniu pochodzą z ankiety przeprowadzanej co miesiąc przez agencję Refinitiv (wcześniej Thomson-Reuters) wśród ekonomistów i analityków rynkowych zatrudnionych w bankach i innych instytucjach finansowych, którzy zawodowo zajmują się prognozowaniem. Formułują oni prognozy inflacji, PKB, stóp procentowych i innych ważnych kategorii makroekonomicznych dotyczących polskiej gospodarki. Uczestnicy ankiety pytani są o przyszłą inflację i dynamikę PKB przy różnym horyzoncie prognozy – zarówno stałym jak i zmiennym. W celu zachowania spójności z projekcją NBP, która formułowana jest na bieżący rok i kolejne dwa lata, pod uwagę wzięto prognozy analityków formułowane na stały moment w czasie (tzw. *fixed date forecasts*), podobnie jak ma to miejsce w przypadku projekcji NBP. Nie we wszystkich edycjach ankiety analitycy sektora finansowego byli pytani o pełen horyzont prognoz, spójny z projekcją NBP, co sprawia, że dla poszczególnych horyzontów prognozy długość dostępnej próby jest różna.

Przedmiotem omawianego badania jest ocena, w jakim stopniu rewizja prognoz inflacji i PKB dokonywana przez analityków sektora finansowego pomiędzy kolejnymi rundami ankiety Refinitiv w miesiącach bezpośrednio po i przed publikacją projekcji NBP uwzględnia wyniki opublikowanej w międzyczasie projekcji. Ocena wpływu projekcji NBP na oczekiwania analityków rynkowych została dokonana na podstawie jednorównaniowego modelu ekonometrycznego, w którym rewizja mediany prognoz analityków (inflacji lub PKB) zależy od odchylenia pomiędzy medianą prognoz analityków z ankiety przed publikacją projekcji i centralną ścieżką projekcji na dany horyzont<sup>90</sup>. W modelu uwzględniono ponadto inne zmienne mogące mieć wpływ na rewizję prognoz analityków sektora finansowego, w szczególności zaskoczenia w odczycie bieżącej inflacji i bieżącego PKB, zmiany cen surowców oraz zmiany kursu walutowego. Pod uwagę wzięto prognozy inflacji CPI i tempa wzrostu PKB formułowane na bieżący rok ( $h=0$ ), na przyszły rok ( $h=1$ ) oraz na dwa lata do przodu ( $h=2$ ). Dla każdej ze zmiennych i dla każdego horyzontu prognozy sformułowano osobny model. W efekcie przedmiotem estymacji były parametry sześciu wariantów jednorównaniowego modelu ekonometrycznego, szacowanych z wykorzystaniem estymatora Neweya-Westa<sup>91</sup> uwzględniającego potencjalną autokorelację składnika losowego. Badanie obejmuje okres od maja 2005 r. do marca 2023 r., przy czym, jak już wspomniano, liczba obserwacji dla poszczególnych wariantów modelu była różna i wynosiła od 30 do 52 obserwacji.

---

sprawiło, że publikacja projekcji również uległa przesunięciu z ostatniego tygodnia danego miesiąca na pierwszy tydzień kolejnego.

<sup>90</sup> Podobne podejście wykorzystują m.in. Pedersen (2015) oraz de Mendonca i de Deus (2019).

<sup>91</sup> W ramach analizy odporności wyników parametry i błędy ocen parametrów poszczególnych wariantów modelu szacowano również za pomocą metody *jackknife*, bardziej odpornej na występowanie obserwacji nietypowych oraz łącznie dla prognoz inflacji i PKB metodą równań pozornie niezależnych (ang. *Seemingly Unrelated Regressions* – SUR) w celu uwzględnienia potencjalnej współzależności składnika losowego z tych równań. Otrzymane wyniki nie zmieniają zasadniczych wniosków uzyskanych na podstawie bazowego modelu.

Szczegółową postać modelu, na podstawie którego przeprowadzono badanie można wyrazić wzorem:

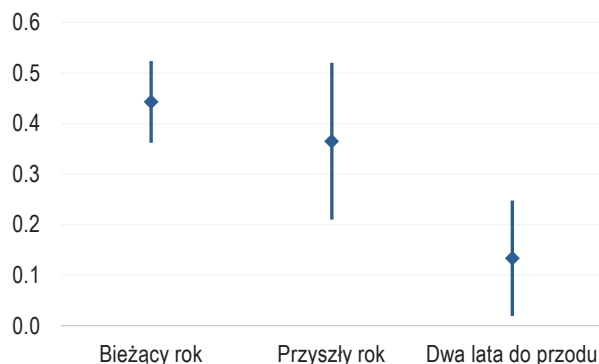
$$\Delta X_t^h = \alpha_0 + \beta(Y_t^h - X_{t-1}^h) + \alpha_1 \Delta X_{t-1}^h + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

gdzie  $\Delta X_t^h$  oznacza zmianę mediany prognoz analityków (dotyczących inflacji lub PKB) w ankiecie przeprowadzanej bezpośrednio po publikacji projekcji;  $Y_t^h - X_{t-1}^h$  wyraża różnicę między projekcją NBP i medianą prognoz analityków (dotyczących inflacji lub PKB) z ankiety przeprowadzanej bezpośrednio przed publikacją projekcji, zaś  $Z_t$  oznacza wektor innych zmiennych mogących mieć wpływ na rewizję prognoz<sup>92</sup>. Dodatkowo i statystycznie różne od zera oszacowanie parametru  $\beta$  w powyższym równaniu oznacza, że publikacji projekcji banku centralnego towarzyszy rewizja prognoz analityków sektora finansowego w kierunku centralnej ścieżki projekcji NBP.

Uzyskane wyniki wskazują, że w badanym okresie publikacja projekcji NBP miała statystycznie istotny wpływ na rewizję medianowej prognozy inflacji CPI analityków rynkowych dla każdego z rozważanych horyzontów, tj. dla prognoz formułowanych na bieżący rok, na przyszły rok oraz na dwa lata do przodu (Wykres 53). Po publikacji projekcji ekonomiści rewidowali swoje prognozy w taki sposób, że ich mediana przesuwiała się w kierunku centralnej ścieżki projekcji. Publikacja projekcji w największym stopniu wpływała na rewizję prognoz inflacji CPI formułowanych na bieżący i przyszły rok. Różnica pomiędzy centralną ścieżką projekcji i medianą prognoz analityków w ankiecie poprzedzającej publikację projekcji w wysokości 1 pkt. proc. przekładała się na zmianę mediany prognoz formułowanych na bieżący rok o 0,44 pkt. proc., a prognoz wyznaczanych na przyszły rok o 0,37 pkt. proc. Wpływ publikacji projekcji na rewizję prognoz inflacji na dwa lata do przodu jest natomiast wyraźnie słabszy, choć nadal statystycznie istotny. W tym przypadku odchylenie mediany prognoz ekonomistów od projekcji o 1 pkt. proc. prowadzi do rewizji prognoz o 0,13 pkt. proc. Jedną z możliwych interpretacji tego wyniku jest większa rola celu inflacyjnego NBP w procesie formułowania prognoz na dwa lata do przodu niż prognoz o krótszym horyzoncie. NBP w swojej komunikacji wyraźnie podkreśla bowiem średniookresowy charakter celu (NBP, 2003), a analitycy mogą utożsamiać średni okres z dłuższym horyzontem projekcji. Większe znaczenie celu inflacyjnego i mniejsze znaczenie projekcji inflacji dla prognoz o dłuższym horyzoncie jest również wykazywane w badaniach dla innych gospodarek, w tym dla strefy euro (Łyziak i Paloviita, 2017).

<sup>92</sup> W tym: różnicę pomiędzy ostatnim odczytem inflacji CPI  $r/r$  a medianą prognoz analityków formułowanych miesiąc wcześniej na jeden miesiąc do przodu – tzw. zaskoczenie inflacyjne (tylko w równaniach dla prognoz inflacji – źródło: GUS, Refinitiv); różnicę pomiędzy ostatnim odczytem PKB  $r/r$  a medianą prognoz analityków formułowanych miesiąc wcześniej – tzw. zaskoczenie w danych o PKB (tylko w równaniach dla prognoz PKB – źródło: GUS, Refinitiv); zmiany wartości indeksu cen surowców energetycznych (źródło: World Bank) oraz zmiany nominalnego efektywnego kursu walutowego (źródło: BIS).

**Wykres 53.** Siła wpływu publikacji projekcji NBP na zmiany mediany prognoz inflacji CPI ekonomistów sektora prywatnego

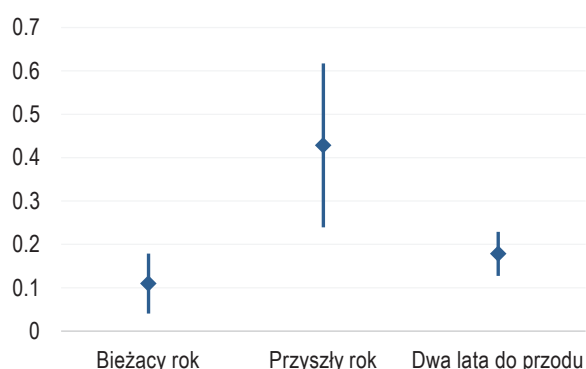


Uwagi: Na wykresie przedstawiono oszacowanie punktowe oraz 90% przedział ufności dla parametru mierzącego zależność pomiędzy odchyleniem centralnej ścieżki projekcji od mediany prognoz inflacji CPI ekonomistów sektora prywatnego z ankiety bezpośrednio poprzedzającej publikację projekcji a zmianą mediany prognoz ekonomistów w ankiecie przeprowadzanej bezpośrednio po publikacji projekcji (parametr  $\beta$  w szacowanym równaniu).

Źródło: Dane NBP, GUS i Refinitiv. Obliczenia własne.

Z kolei w przypadku prognoz PKB publikacja projekcji miała największy wpływ na zmiany mediany prognoz analityków rynkowych na rok i dwa lata do przodu (Wykres 54). Dla prognoz PKB na bieżący rok wpływ publikacji projekcji na sposób formułowania tych prognoz przez analityków był nieco słabszy, choć nadal statystycznie istotny. Różnica pomiędzy centralną ścieżką projekcji i medianą prognoz ekonomistów w wysokości 1 pkt. proc. pociągała za sobą rewizję prognoz PKB na przyszły rok średnio o 0,43 pkt. proc., a w przypadku prognoz na dwa lata do przodu – o 0,18 pkt. proc., a dla prognoz na bieżący rok – o 0,11 pkt. proc.

**Wykres 54.** Siła wpływu publikacji projekcji NBP na zmiany mediany prognoz dynamiki PKB ekonomistów sektora prywatnego



Uwagi: Na wykresie przedstawiono oszacowanie punktowe oraz 90% przedział ufności dla parametru mierzącego zależność pomiędzy odchyleniem centralnej ścieżki projekcji od mediany prognoz dynamiki PKB ekonomistów sektora prywatnego z ankiety bezpośrednio poprzedzającej publikację projekcji a zmianą mediany prognoz ekonomistów w ankiecie przeprowadzanej bezpośrednio po publikacji projekcji (parametr  $\beta$  w szacowanym równaniu).

Źródło: Dane NBP, GUS i Refinitiv. Obliczenia własne.

Spśród innych branych pod uwagę czynników na rewizje prognoz analityków sektora finansowego wpływ miały również zaskoczenia w zakresie bieżących odczytów inflacji i PKB, przy czym zaskoczenia te przekładały się na korekty prognoz inflacji na bieżący rok i zmiany prognoz PKB na bieżący i przyszły rok. Na rewizje prognoz inflacji wpływ miały również zmiany cen surowców energetycznych oraz, w mniejszym stopniu, zmiany kursu walutowego.

## 4.2. Ocena procesu formułowania oczekiwań inflacyjnych i ich zakotwiczenia z wykorzystaniem map temperatury

### 4.2.1. Wstęp

Ocena stopnia zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych jest procesem złożonym. Po pierwsze, istnieje wiele miar oczekiwań inflacyjnych – formułowanych przez różne grupy podmiotów i dotyczące różnych horyzontów. W wąskim ujęciu pojęcie zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych odnosi się do cech oczekiwań długoterminowych. Jednakże, oczekiwania średnio- i krótkoterminowe mogą również sygnalizować ryzyko odkotwiczenia oczekiwań długoterminowych. Po drugie, pojęcie zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych ma kilka wymiarów (por. np. Kumar *et al.*, 2015; Łyziak i Paloviita, 2017; Reis, 2022), dotycząc ich poziomu, skali niepewności (rozbieżności opinii) podmiotów sektora prywatnego, a także stabilności tych oczekiwań (braku ich wrażliwości na czynniki krótkookresowe).

Mapy temperatury (ang. *heat maps*) oczekiwań inflacyjnych mają na celu przedstawienie w syntetyczny i ujednolicony sposób szerokiego zakresu informacji nt. kształtowania się oczekiwań inflacyjnych różnych grup podmiotów w różnych horyzontach. Poprzez pokazanie odchylenia różnych metryk oczekiwań od poziomów uznanych za neutralne, mapy te ułatwiają ocenę czy metryki te pozostają spójne z koncepcją oczekiwań zakotwiczonych lub czy sygnalizują ryzyko ich odkotwiczenia. Różne kolory ilustrują kierunek odchylenia i jego skalę.

Poniżej zaprezentowano dwie mapy temperatury oczekiwań inflacyjnych. Mapa I służy ocenie stopnia zakotwiczenia długoterminowych oczekiwań inflacyjnych. Ze względu na ograniczone informacje o długoterminowych oczekiwaniach inflacyjnych podmiotów gospodarczych (por. rozdział 3.4.2), wykorzystuje ona tylko prognozy inflacyjne ekspertów. Z kolei Mapa II przedstawia metryki krótko- i średnioterminowych oczekiwań ekspertów, przedsiębiorstw i konsumentów. Kształt map temperatury oczekiwań inflacyjnych w Polsce przedstawionych w niniejszym materiale był inspirowany doświadczeniami Banku Anglii (Anderson i Maule, 2014; Domit *et al.*, 2015), a także niedawnymi dyskusjami na forum *ESCB Expert Group on Inflation Expectations* (EGIE) oraz wypracowanymi w ich efekcie mapami temperatury oczekiwań inflacyjnych w strefie euro (Meyler *et al.*, red., 2021).

### 4.2.2. Pojęcie zakotwiczonych oczekiwań inflacyjnych

W pełni zakotwiczone długoterminowe oczekiwania inflacyjne powinny odpowiadać celowi inflacyjnemu banku centralnego oraz być stabilne w czasie. Ma to przełożenie na szereg bardziej

szczegółowych kryteriów zakotwiczenia możliwych do empirycznej weryfikacji (Kumar *et al.*, 2015). Po pierwsze, średnio rzecz ujmując poziom oczekiwań inflacyjnych nie powinien odbiegać od poziomu celu inflacyjnego banku centralnego. Po drugie, podmioty sektora prywatnego powinny być pewne tego, że przyszła inflacja będzie bliska celowi inflacyjnemu, w związku z czym niepewność indywidualna podmiotów formułujących oczekiwania, jak również rozbieżność tych oczekiwań między podmiotami powinny być niewielkie. Po trzecie, długoterminowe oczekiwania nie powinny reagować na bieżące dane gospodarcze, w szczególności na informacje o bieżącej inflacji. Dodatkowo, długoterminowe oczekiwania inflacyjne nie powinny być wrażliwe na rewizje krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych, które syntetyzują wszelkie informacje ważne z punktu widzenia kształtowania się przyszłej inflacji.

Z kolei krótko- i średnioterminowe oczekiwania inflacyjne mogą sygnalizować ryzyko zmniejszenia stopnia zakotwiczenia oczekiwań inflacyjnych. Choć utrzymujące się wysokie poziomy krótko- i średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych oraz duża niepewność co do przyszłej inflacji mogą wskazywać na ryzyko zmniejszenia stopnia zakotwiczenia długoterminowych oczekiwań inflacyjnych, to jednak istotnym aspektem wymagającym uwzględnienia jest zgodność tych oczekiwań z komunikacją banku centralnego, tj. z projekcją inflacji. Krótko- i średnioterminowe oczekiwania inflacyjne mogą się bowiem odchyłać od celu inflacyjnego banku centralnego ze względu na występowanie różnych szoków – w szczególności silnych i uporczywych – oraz opóźnienia w mechanizmie transmisji monetarnej. Jednakże oczekiwania te powinny być spójne z projekcją banku centralnego. Natomiast o ryzyku odkotwiczenia długoterminowych mogłaby świadczyć sytuacja, gdy po szoku inflacyjnym oczekiwania podmiotów sektora prywatnego wzrastałyby w większym stopniu niż wynikałoby to z publikowanych przez władze monetarne projekcji inflacji i wolniej powracałyby do celu inflacyjnego (Domit *et al.*, 2015). Znaczenie ma także siła reakcji krótko- i średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych na szoki inflacyjne. Wzrost wrażliwości tych oczekiwań niekoniecznie musi świadczyć malejącym zaufaniu do determinacji lub skuteczności polityki pieniężnej w przeciwdziałaniu rosnącej inflacji, może również być skutkiem postrzeganej większej uporczywości procesów inflacyjnych. Dodatkowym czynnikiem wzmacniającym ryzyko odkotwiczenia się długoterminowych oczekiwań inflacyjnych jest niepewność podmiotów sektora prywatnego co do kształtowania się przyszłej inflacji w krótszych horyzontach.

### **4.2.3. Konstrukcja map temperatury oczekiwań inflacyjnych**

#### **4.2.3.1. Oczekiwania inflacyjne i ich metryki uwzględnione na mapach temperatury**

Mapy temperatury oczekiwań inflacyjnych wykorzystują ich ankietowe miary. Mapa I dotyczy długoterminowych oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów. Horyzont tych oczekiwań to najbliższe pięć lat (średniorocznie) lub implikowana inflacja w czwartym i piątym roku horyzontu prognostycznego (średniorocznie). Mapa temperatury krótko- i średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych (Mapa II) uwzględnia krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne konsumentów (o horyzoncie +12 miesięcy), przedsiębiorstw (o horyzoncie +3 miesiące i +12 miesięcy) i analityków sektora finansowego (o horyzoncie +4 kw.) oraz krótko- i średnioterminowe prognozy profesjonalnych prognostów (horyzont: +4 i +8 kw.). Każda z map temperatury jest podzielona na

część dotyczącą poziomu oczekiwań inflacyjnych, wrażliwości i niepewności (lub dyspersji) oczekiwań. Dokładny opis metryk wykorzystywanych na obu mapach przedstawiają Tabela 8 oraz Tabela 9.

Mapy temperatury oczekiwań inflacyjnych wykorzystują kolory o różnych odcieniach do przedstawienia, czy w danym okresie ( $t$ ) różne metryki oczekiwań inflacyjnych,  $m_{i,t}$ , pozostają na swym neutralnym poziomie,  $m_{i,t}^*$ , zgodnym z koncepcją zakotwiczonych oczekiwań, czy też od niego odbiegają. Odchylenia poszczególnych metryk oczekiwań inflacyjnych od ich neutralnych poziomów są wyrażone w jednostkach zmienności tej metryki, przybliżanej jej odchyleniem standardowym,  $\sigma_{i,t-1}$ . Dla danego okresu i danej metryki oczekiwań inflacyjnych przypisany jej kolor (temperatura) zależy od parametru  $h_{i,t}$ , wskazującego, o ile odchylen standardowych dana metryka odbiega od swojego neutralnego poziomu:

$$h_{i,t} = \frac{m_{i,t} - m_{i,t}^*}{\sigma_{i,t-1}}$$

Jeśli parametr  $h_{i,t}$  jest bliski zeru, oznacza to, że  $i$ -ta metryka oczekiwań inflacyjnych w okresie  $t$  pozostaje blisko swego neutralnego poziomu, który odpowiada białemu kolorowi na mapie temperatury. Im bardziej parametr  $h_{i,t}$  odbiega od zera, tym ciemniejszy jest odcień koloru sygnalizującego odchylenia metryk oczekiwań inflacyjnych od neutralnych poziomów.

**Tabela 8.** Metryki oczekiwań inflacyjnych uwzględnione na Mapie I

Wiersz w mapie temperatury	Nazwa	Objaśnienia	Źródło danych
I.1.	Średnia inflacja w ciągu 5 lat (zagr.)	Oczekiwana przez profesjonalnych prognostów przeciętna inflacja w ciągu najbliższych 5-lat (średniorocznie). Jest to mediana rozkładu zagregowanego, otrzymanego poprzez agregację indywidualnych prognoz probabilistycznych.	AM NBP, obliczenia własne.
I.2.	Średnia inflacja w ciągu 5 lat (ind.)	Oczekiwana przez profesjonalnych prognostów przeciętna inflacja w ciągu najbliższych 5-lat (średniorocznie). Jest to mediana indywidualnych prognoz punktowych.	AM NBP, obliczenia własne.
I.3.	Inflacja w 4 i 5 roku (implikowana, zagr.)	Implikowana oczekiwana przez profesjonalnych prognostów inflacja w 4 i 5 roku horyzontu prognozy (średniorocznie), wyznaczona na podstawie prognoz inflacji w roku bieżącym i dwóch kolejnych oraz przeciętnej inflacji średniorocznej w ciągu najbliższych pięciu lat. W obliczeniach posługiwano się medianami rozkładów zagregowanych.	AM NBP, obliczenia własne.
I.4.	Inflacja w 4 i 5 roku (implikowana, ind.)	Implikowana oczekiwana przez profesjonalnych prognostów inflacja w 4 i 5 roku horyzontu prognozy (średniorocznie) wyznaczona na podstawie prognoz inflacji w roku bieżącym i dwóch kolejnych oraz przeciętnej inflacji średniorocznej w ciągu najbliższych pięciu lat. W obliczeniach posługiwano się punktowymi prognozami indywidualnymi, a następnie wyznaczono ich medianę.	AM NBP, obliczenia własne.

Wiersz w mapie temperatury	Nazwa	Objaśnienia	Źródło danych
I.5., I.6.	Inflacja w 4 i 5 roku (implikowana), reakcja na szok inflacyjny	Oszacowanie parametru opisującego reakcję implikowanej oczekiwanej przez profesjonalnych prognostów inflacji w 4 i 5 roku (zagr. lub ind.) na zaskoczenia inflacyjne na stopniowo rozszerzanej próbie. Zaskoczenie inflacyjne to różnica między prognozą inflacji (konsensem wg ankiety Bloomberg) a jej odczytem opublikowanym przez GUS.	AM NBP, Bloomberg, obliczenia własne.
I.7., I.8.	Inflacja w 4 i 5 roku (implikowana), reakcja na inflację za 4 kw.	Oszacowanie parametru opisującego reakcję implikowanej oczekiwanej przez profesjonalnych prognostów inflacji w 4 i 5 roku (zagr. lub ind.) na zmianę oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów w horyzoncie +4 kw., na stopniowo rozszerzanej próbie. Oczekiwana inflacja za 4 kw. jest mierzona jako mediana rozkładu zagregowanego lub mediana indywidualnych prognoz punktowych.	AM NBP, obliczenia własne.
I.9.	Niepewność co do średniej inflacji w ciągu 5 lat	Niepewność co do inflacji w ciągu kolejnych pięciu lat wyznaczona na podstawie prognoz profesjonalnych prognostów. Jest ona mierzona jako różnica między 75. i 25. centylem rozkładu zagregowanego prognoz inflacji w ciągu kolejnych pięciu lat.	AM NBP, obliczenia własne.
I.10.	Zróżnicowanie oczekiwań co do inflacji w 4 i 5 roku	Zróżnicowanie implikowanej oczekiwanej przez profesjonalnych prognostów inflacji w 4 i 5 roku, mierzone jako rozstęp międzykwartyłowy indywidualnych implikowanych prognoz inflacji.	AM NBP, obliczenia własne.

**Tabela 9.** Metryki oczekiwań inflacyjnych uwzględnione na Mapie II

Wiersz w mapie temperatury	Nazwa	Objaśnienia	Źródło danych
II.1.	Przedsiębiorstwa, ceny własne za 3 mies.	Prognoza zmian cen własnych przedsiębiorstw w horyzoncie 3 mies. po korekcie sezonowej.	SM NBP, obliczenia własne.
II.2., II.3.	Przedsiębiorstwa, inflacja CPI za 12 mies.	Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw w horyzoncie 12 mies. Miara skwantyfikowana probabilistycznie na podstawie opinii jakościowych.	SM NBP, obliczenia własne.
II.4.	Konsumenci, +12 mies. (prob.)	Oczekiwania inflacyjne konsumentów w horyzoncie 12 mies. Miara skwantyfikowana probabilistycznie na podstawie opinii jakościowych. Średnia w kwartale.	GUS, obliczenia własne.
II.5.	Konsumenci, +12 mies. (ilość.)	Oczekiwania inflacyjne konsumentów w horyzoncie 12 mies. Średnia z deklaracji ilościowych (po winsoringu 5% najwyższych i 5% najniższych obserwacji). Średnia w kwartale.	GUS, obliczenia własne.
II.6.	Analitycy sektora finansowego, +4 kw.	Oczekiwana przez analityków sektora finansowego inflacja za 4 kw. Mediana prognoz punktowych z ostatniego miesiąca kwartału.	Refinitiv, obliczenia własne.
II.7.	Profesjonalni progności, +4 kw.	Oczekiwana przez profesjonalnych prognostów inflacja za 4 kw. Jest to mediana rozkładu zagregowanego, otrzymanego poprzez agregację indywidualnych prognoz probabilistycznych.	AM NBP, obliczenia własne.
II.8.	Profesjonalni progności, +8 kw.	Oczekiwana przez profesjonalnych prognostów inflacja za 8 kw. Jest to mediana rozkładu zagregowanego, otrzymanego poprzez agregację indywidualnych prognoz probabilistycznych.	AM NBP, obliczenia własne.
II.9.	Profesjonalni progności, +4 kw., prawdop. przedziału (1,5; 3,5)	Prawdopodobieństwo inflacji za 4 kw. w paśmie odchyleń od celu inflacyjnego NBP (1,5%-3,5%) wyznaczone na podstawie rozkładu zagregowanego prognozy profesjonalnych prognostów.	AM NBP, obliczenia własne.



Wiersz w mapie temperatury	Nazwa	Objaśnienia	Źródło danych
II.10.	Profesjonalni progności, +8 kw., prawdop. przedziału (1,5; 3,5)	Prawdopodobieństwo inflacji za 8 kw. w paśmie odchyleń od celu inflacyjnego NBP (1,5%-3,5%) wyznaczone na podstawie rozkładu zagregowanego prognozy profesjonalnych prognostów.	AM NBP, obliczenia własne.
II.11.	Profesjonalni progności, + 8 kw., reakcja na szok inflacyjny	Oszacowanie parametru opisującego reakcję oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów w horyzoncie +8 kw. na zaskoczenia inflacyjne na stopniowo rozszerzanej próbie. Oczekiwana inflacja za 8 kw. jest mierzona jako mediana rozkładu zagregowanego. Zaskoczenie inflacyjne to różnica między prognozą inflacji (konsensusem wg ankiety Bloomberg) a jej odczytem opublikowanym przez GUS.	AM NBP, Bloomberg, obliczenia własne.
II.12.	Profesjonalni progności, +8 kw., reakcja na inflację za 4 kw.	Oszacowanie parametru opisującego reakcję oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów w horyzoncie +8 kw. na zmianę oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów w horyzoncie +4 kw., na stopniowo rozszerzanej próbie. Oczekiwana inflacja za 4 i za 8 kw. jest mierzona jako mediana rozkładu zagregowanego.	AM NBP, obliczenia własne.
II.13.	Przedsiębiorstwa, inflacja CPI za 12 mies. (dyspersja)	Zróżnicowanie oczekiwań inflacyjnych przedsiębiorstw w horyzoncie +12 mies., mierzone na podstawie opinii jakościowych (Index of Ordinal Variation, por. Maag, 2009).	SM NBP, obliczenia własne.
II.14.	Konsumenci, +12 mies. (jakość, dyspersja)	Zróżnicowanie oczekiwań inflacyjnych konsumentów w horyzoncie +12 mies., mierzone na podstawie opinii jakościowych (Index of Ordinal Variation, por. Maag, 2009). Średnia w kwartale.	GUS, obliczenia własne.
II.15.	Konsumenci, +12 mies. (ilość, dyspersja)	Zróżnicowanie oczekiwań inflacyjnych konsumentów w horyzoncie +12 mies., mierzone na podstawie deklaracji jakościowych. Wyznaczane jako współczynnik zmienności oczekiwań w bieżącym badaniu. Średnia w kwartale.	GUS, obliczenia własne.
II.16.	Profesjonalni progności, +4 kw. (niepewność)	Niepewność co do inflacji za 4 kw., wyznaczona na podstawie rozkładu zagregowanego prognoz inflacji profesjonalnych prognostów. Jest ona mierzona jako różnica między 75. i 25. centylem rozkładu zagregowanego prognoz inflacji za 4 kw.	AM NBP, obliczenia własne.
II.17.	Profesjonalni progności, +8 kw. (niepewność)	Niepewność co do inflacji za 8 kw., wyznaczona na podstawie rozkładu zagregowanego prognoz inflacji profesjonalnych prognostów. Jest ona mierzona jako różnica między 75. i 25. centylem rozkładu zagregowanego prognoz inflacji za 8 kw.	AM NBP, obliczenia własne.

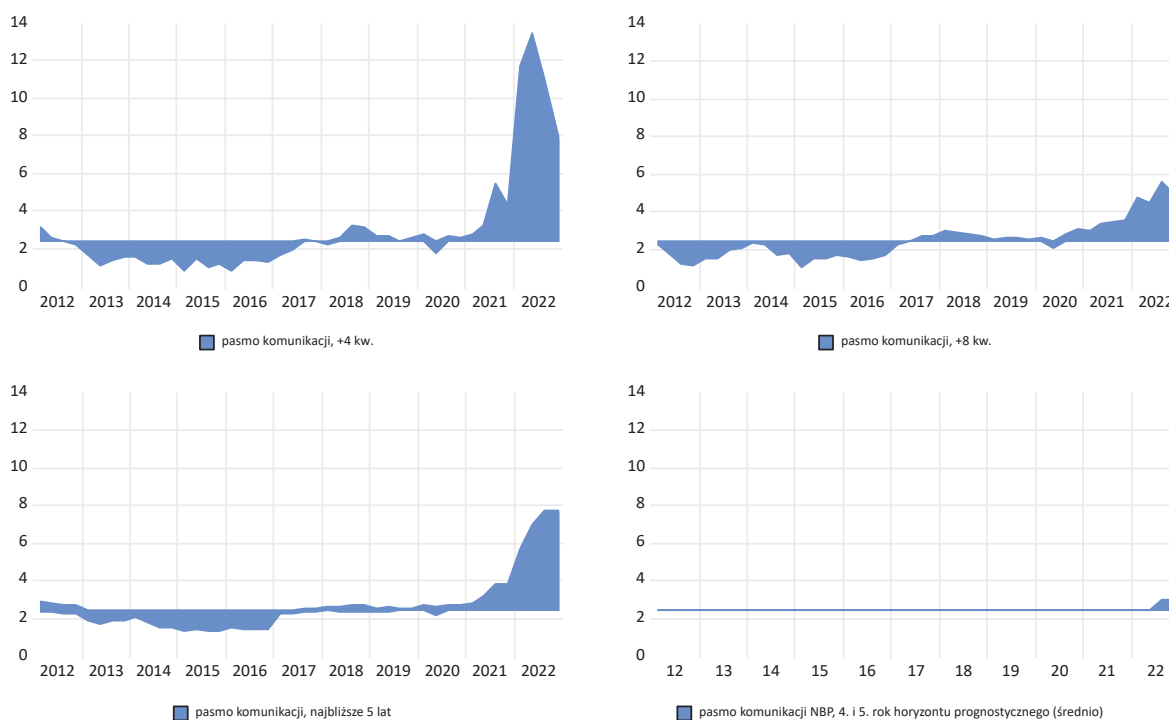
#### 4.2.3.2. Wartości neutralne metryk oczekiwań inflacyjnych

Wartości neutralne zależą od rozpatrywanej cechy oczekiwań (poziom, wrażliwość, niepewność) i ich horyzontu (długo- lub krótko- i średnioterminowych) oraz, w pewnych przypadkach, od typu podmiotu formułującego oczekiwanie.

W przypadku oceny poziomów oczekiwań wartości neutralne oczekiwań inflacyjnych analityków sektora finansowego i profesjonalnych prognostów są przybliżane tzw. pasmem komunikacji NBP (Wykres 55). Dla każdej z obserwacji dotyczącej oczekiwań inflacyjnych pasmo to jest ograniczane z jednej strony przez projekcję inflacji NBP publikowaną możliwie blisko terminu deklarowania

oczekiwań inflacyjnych<sup>93</sup>, a z drugiej strony – przez cel inflacyjny NBP (2,5%). Przyjmujemy, że o ile krótko- i średnioterminowe oczekiwania inflacyjne mogą odchyłać się od celu inflacyjnego NBP, o tyle ich odchylenie od pasma komunikacji banku centralnego, oznaczające niespójność ocen sektora prywatnego z komunikacją banku centralnego, wskazywałoby m.in. na ryzyko odnotowania długoterminowych oczekiwań inflacyjnych. Uwzględnienie projekcji banku centralnego – zamiast jedynie celu inflacyjnego – do oceny poziomu oczekiwań długoterminowych wynika ze specyfiki dostępnych miar długoterminowych oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów. Miara oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów o najdłuższym horyzoncie dotyczy bowiem średniej inflacji w ciągu najbliższych pięciu lat. Na prognozę w tym horyzoncie wpływa jednak inflacja oczekiwana w bliskiej przyszłości, co sprawia, że w ocenie stopnia zakotwiczenia tej miary nie jest zasadne jej porównywanie z celem inflacyjnym NBP, lecz raczej z pasmem komunikacji NBP. W przypadku alternatywnej miary długoterminowych oczekiwań, tj. implikowanej inflacji w czwartym i piątym roku horyzontu prognostycznego, jej horyzont pokrył się z wydłużonym horyzontem projekcji NBP z listopada 2022 r., co również uzasadnia porównanie do pasma komunikacji NBP.

**Wykres 55.** Pasma komunikacji NBP dla krótko, średnio- i długoterminowych prognoz (%)



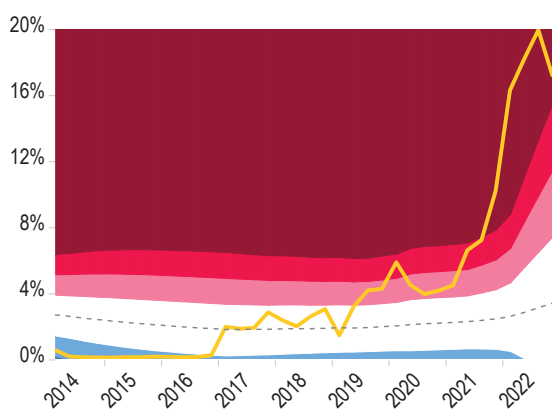
Uwagi: W przypadku horyzontu długoterminowego obejmującego rok bieżący i kolejne 4 lata, granice pasma komunikacji są wyznaczane dla każdego z tych lat oddzielnie, a następnie uśredniane. Dla lat, których nie obejmują projekcje inflacji NBP granice pasma komunikacji sprowadzają się do jednego punktu, tj. celu inflacyjnego NBP.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

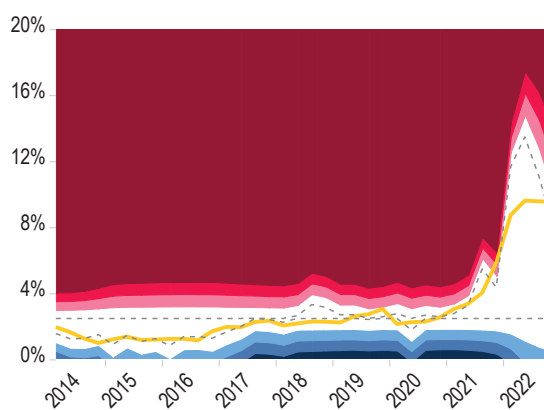
<sup>93</sup> Dane na mapach temperatury są prezentowane z częstotliwością kwartalną, podczas gdy projekcje inflacji NBP są publikowane trzy razy do roku (w marcu, lipcu i listopadzie). W związku z tą rozbieżnością, oczekiwania z III i IV kw. są porównywane do projekcji NBP z listopada.

W przypadku krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych konsumentów, które ze względu na wyraźne obciążenie<sup>94</sup> nie są porównywalne do projekcji NBP, wartość neutralna poziomu oczekiwań jest przybliżana poziomem długookresowej średniej tych oczekiwań. Z kolei w przypadku przedsiębiorstw, formułujących swe oczekiwania w sposób łączący cechy oczekiwań inflacyjnych konsumentów i profesjonalnych prognostów, wartość neutralna poziomu oczekiwań jest przybliżana bądź przez ich długookresową średnią, bądź przez pasmo komunikacji NBP. Oczekiwania inflacyjne kształtujące się na poziomach zbliżonych do neutralnych są zaznaczane białym kolorem na mapie temperatury, podczas gdy ich odchylenia od wartości neutralnych w górę (w dół) są zaznaczane odcieniami koloru czerwonego (niebieskiego). Wykres 56 ilustruje metrykę poziomu oczekiwań inflacyjnych na tle wartości neutralnych i przedziałów temperatury w przypadku, gdy punktem odniesienia jest średnia długoterminowa, zaś Wykres 57 – gdy punktem odniesienia jest pasmo komunikacji.

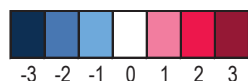
**Wykres 56.** Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw (CPI za 12 mies.) względem średniej długookresowej (Mapa II.2)



**Wykres 57.** Oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (+4 kw.) względem pasma komunikacji NBP (Mapa II.7)



Uwagi: Linia żółta na przedstawia daną metrykę oczekiwań inflacyjnych, zaś linia przerywana – wartości neutralne (punktowe lub przedziałowe). Legenda: odległość od wartości neutralnej (w odchyleniach standardowych zmiennej):



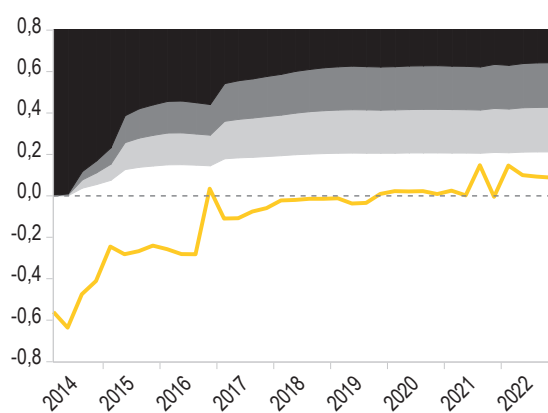
Źródło: Dane NBP i GUS. Obliczenia własne.

Dodatkowymi metrykami uwzględnionymi na Mapie II są odchylenia prawdopodobieństw kształtowania się inflacji w przedziale odchylen od celu inflacyjnego NBP (1,5%-3,5%) w krótkim i średnim horyzoncie, wynikające z zagregowanych rozkładów prognoz profesjonalnych prognostów, od swych długookresowych średnich. Prawdopodobieństwo zbliżone do przeciętnego (lub wyższe) odpowiada kolorowi białemu na mapie temperatury, zaś odchylenie tego prawdopodobieństwa w dół od średniej długookresowej jest zaznaczane odcieniami koloru szarego (por. przykładowy wykres metryki na tle wartości neutralnych i przedziałów temperatury: Wykres 60).

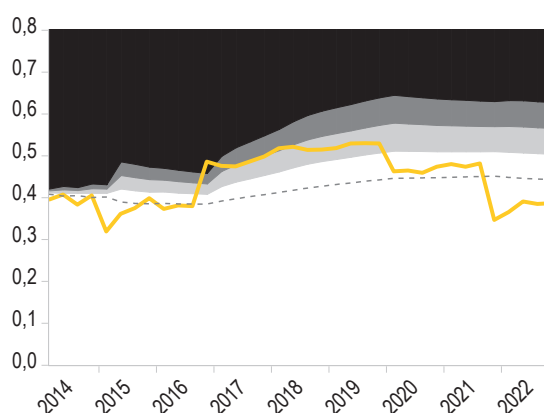
<sup>94</sup> Jest to typowa cecha ankietowych miar oczekiwań inflacyjnych konsumentów występująca w wielu gospodarkach (por. Arioli *et al.*, 2016).

Wartości neutralne dla metryk wrażliwości oczekiwań inflacyjnych na czynniki krótkookresowe są wyznaczone w zależności od horyzontu, których oczekiwania dotyczą. O ile długoterminowe oczekiwania inflacyjne nie powinny reagować na czynniki krótkookresowe (w ujęciu statystycznym reakcja powinna być nieistotnie różna od zera<sup>95</sup>), o tyle oczekiwania dotyczące krótszych horyzontów mogą wykazywać tego typu reakcję. W przypadku tych uwagę powinna zatem zwracać nie sama wrażliwość, lecz raczej jej wzrost. W związku z powyższym, wartością neutralną dla wrażliwości oczekiwań długoterminowych jest zero (por. przykład: Wykres 58), zaś w przypadku prognoz średnioterminowych – średnia reakcja w próbie (por. przykłady: Wykres 59).

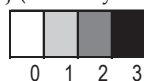
**Wykres 58.** Reakcja oczekiwań długookresowych (w 4. i 5. roku) na zmianę oczekiwań krótkoterminowych (+4 kw.) (Mapa I.7)



**Wykres 59.** Reakcja oczekiwań średniookresowych (+8 kw.) na zmianę oczekiwań krótkoterminowych (+4 kw.) (Mapa II.12)



Uwagi: Linia żółta na przedstawia daną metrykę oczekiwań inflacyjnych, zaś linia przerywana – wartości neutralne. Legenda: odległość od wartości neutralnej (w odchyleniach standardowych zmiennej):

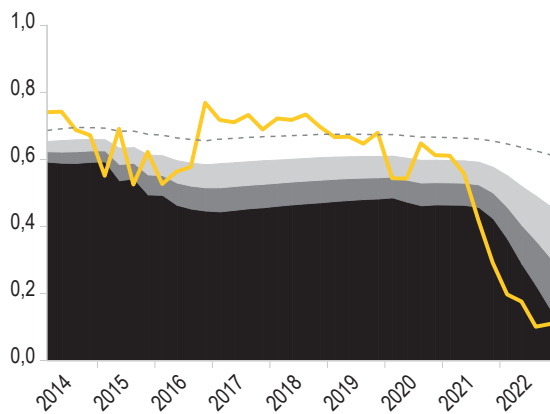


Źródło: Dane NBP i GUS. Obliczenia własne.

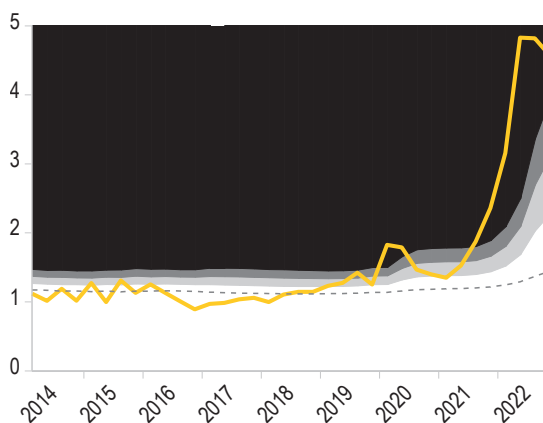
Jako przybliżenie neutralnych poziomów metryk oczekiwań inflacyjnych związanych z rozbieżnością oczekiwań inflacyjnych i niepewnością zastosowano historyczną długookresową skumulowaną średnią. Niepewność zbliżona do przeciętnej lub niższa odpowiada kolorowi białemu na mapie temperatury, zaś odchylenia niepewności w górę od średniej długookresowej są zaznaczone odcieniami koloru szarego (por. przykładowy wykres metryki na tle wartości neutralnych i przedziałów temperatury: Wykres 61).

<sup>95</sup> Statystycznie nieistotne (na poziomie 10%) oraz ujemne oszacowania wrażliwości oczekiwań są traktowane jak zero.

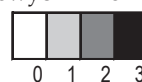
**Wykres 60.** Prawdopodobieństwo przedziału 1,5%-3,5% – oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (+8 kw.) względem długookresowej średniej (Mapa II.10)



**Wykres 61.** Niepewność – oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (+8 kw.) względem długookresowej średniej (Mapa II.17)



Uwagi: Linia żółta na przedstawia daną metrykę oczekiwań inflacyjnych, zaś linia przerywana – wartości neutralne. Legenda: odległość od wartości neutralnej (w odchyleniach standardowych zmiennej):



Źródło: Dane NBP i GUS. Obliczenia własne.

#### 4.2.4. Mapy temperatury oczekiwań inflacyjnych

Mapy temperatury oczekiwań inflacyjnych w Polsce (Wykres 62, Wykres 63) wskazują, że pomimo silnego wzrostu inflacji w ostatnim okresie nie wzrosła wrażliwość tych oczekiwań na zaskoczenia inflacyjne i na zmiany oczekiwań krótkoterminowych. Z drugiej strony, prognozy długookresowe ekspertów oraz niektóre cechy ich krótko- i średnioterminowych oczekiwań sugerują, że inflacja może jedynie stopniowo obniżać się w kierunku celu inflacyjnego.

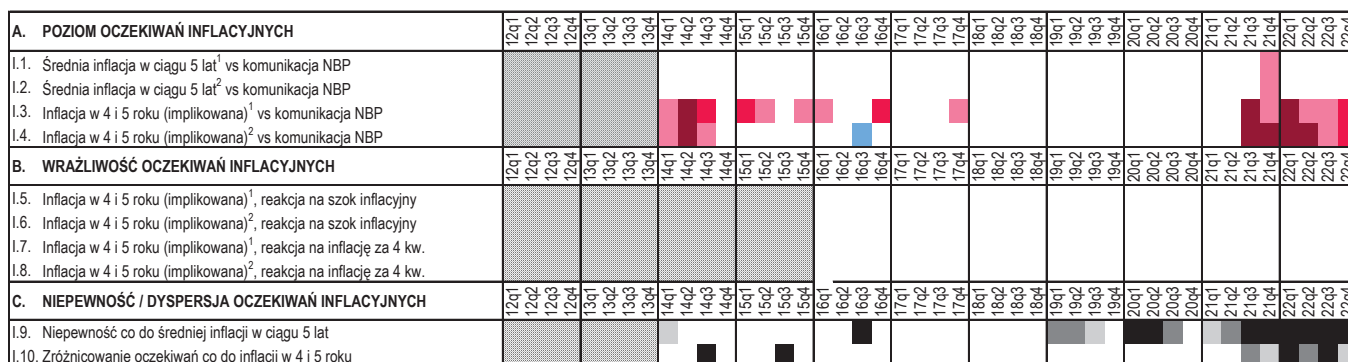
Poziom oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów na okres najbliższych 5 lat pozostaje spójny z pasmem komunikacji NBP. Jednocześnie od połowy 2021 r., czyli okresu silnych wzrostów cen surowców energetycznych, eksperci przewidują, że inflacja pozostanie powyżej celu inflacyjnego NBP przez dłuższy czas – implikowane prognozy ekspertów na czwarty i piąty rok horyzontu prognostycznego wzrosły, sytuując się bliżej górnej granicy odchyłeń od celu inflacyjnego NBP (por. sekcja 3.4.2, w szczególności Wykres 51). Skala wzrostu implikowanych długoterminowych oczekiwań w stosunku do wzrostu inflacji bieżącej czy oczekiwań krótko- i średnioterminowych jest jednak niewielka. Ze względu na niewielką zmienność implikowanej inflacji w czwartym i piątym roku horyzontu prognozy, nawet jej niewielkie odchylenia od celu inflacyjnego NBP powodują zmianę koloru na mapie temperatury. Analizując tę miarę należy również mieć na uwadze, że ze względu na jej implikowany charakter może być ona obciążona większą niepewnością pomiaru niż oczekiwana inflacja w ciągu najbliższych pięciu lat.

---

Średnioterminowe oczekiwania inflacyjne ekspertów sektora prywatnego pozostają, poza pojedynczymi obserwacjami, spójne z pasmem komunikacji NBP. Jednak ich wrażliwość na szoki inflacji w ostatnim okresie wzrosła, podobnie jak niepewność tych prognoz. Ponadto krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne konsumentów i przedsiębiorstw pozostają na wyraźnie podwyższonych poziomach.

Analiza map temperatury oczekiwań inflacyjnych dostarcza więc istotnych informacji z punktu widzenia mechanizmu transmisji polityki pieniężnej i jego zmian w ostatnim okresie. Wskazuje, że oczekiwania inflacyjne ekspertów sektora prywatnego pozostają zgodne ze scenariuszem powrotu inflacji do celu inflacyjnego zarysowywanym w projekcjach banku centralnego. Zwiększona wrażliwość średniookresowych prognoz inflacyjnych sektora prywatnego na szoki inflacyjne współbrzmi z wynikami badań przedstawionych w rozdziale 3.4.1 raportu, pokazujących wzrost wrażliwości krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych konsumentów, przedsiębiorstw i analityków sektora finansowego na zmiany inflacji bieżącej.

Wykres 62. Mapa temperatury długoterminowych oczekiwań inflacyjnych (Mapa I)



Legenda

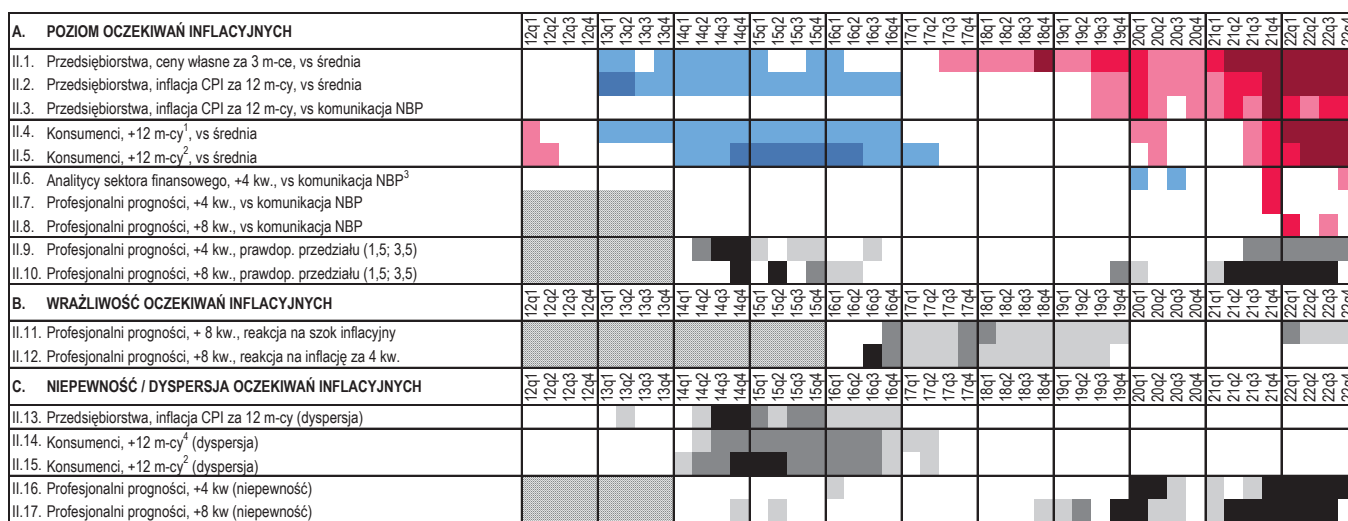
Odległość od wartości neutralnej w odchyleniach standardowych danej metryki oczekiwań inflacyjnych



Uwagi: <sup>1</sup> – oczekiwania długoterminowe na podstawie rozkładu zagregowanego; <sup>2</sup> – oczekiwania długoterminowe na podstawie prognoz indywidualnych.

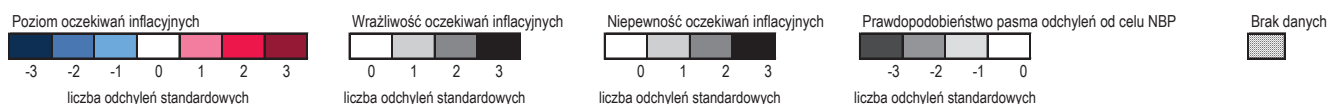
Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

Wykres 63. Mapa temperatury krótko- i średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych (Mapa II)



Legenda

Odległość od wartości neutralnej w odchyleniach standardowych danej metryki oczekiwań inflacyjnych



Uwagi: <sup>1</sup> – miara skwantyfikowana; <sup>2</sup> – miara ilościowa; <sup>3</sup> – ostatnia prognoza w kwartale; <sup>4</sup> – opinie jakościowe. Oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognoźistów dotyczą rozkładu zagregowanego.

Źródło: Dane NBP. Obliczenia własne.

## Zakończenie

Wyniki badań przedstawione w niniejszym raporcie potwierdzają, że pomimo szoków dotyczących w ostatnich latach gospodarkę globalną i krajową, polityka pieniężna NBP oddziałuje na agregaty makroekonomiczne, a jej transmisja dokonuje się przez różne kanały. Tradycyjny kanał stopy procentowej jest wzmacniany przez kanał kursu walutowego oraz kanał kredytowy, a także przez dostosowania oczekiwań inflacyjnych sektora prywatnego do zmian stóp procentowych i komunikacji banku centralnego. Choć punktowe reakcje aktywności gospodarczej i inflacji na szok polityki pieniężnej wydają się w ostatnim okresie – co do wartości bezwzględnej – mniejsze niż w okresie wcześniejszym, to jednak wynika to raczej ze wzrostu precyzji oszacowań (w związku z większą zmiennością stóp procentowych) niż odzwierciedla rzeczywiste osłabienie transmisji polityki pieniężnej.

Warto zwrócić uwagę na nowe obszary badań oraz nowe narzędzia badawcze uwzględnione w niniejszym raporcie. Po pierwsze, biorąc pod uwagę trwające reformy wskaźników referencyjnych stóp procentowych, po raz pierwszy została zbadana transmisja polityki pieniężnej do wskaźników WIRON. Po drugie, rozszerzono zakres danych analizowanych pod kątem funkcjonowania kanału kredytowego. W odniesieniu do kanału kredytów bankowych badaniem objęto zarówno sektor banków komercyjnych, jak też spółdzielczych, zaś w odniesieniu do polityki kredytowej banków komercyjnych uwzględniono zarówno kredyty dla przedsiębiorstw, jak też gospodarstw domowych. Po trzecie, dokonano oceny wpływu czynników globalnych oraz krajowej polityki pieniężnej (w tym również luzowania ilościowego) na kształtowanie się kursu walutowego. Po czwarte, przeprowadzono kompleksową ocenę procesu formułowania oczekiwań inflacyjnych z wykorzystaniem tzw. map temperatury, jak również dokonano aktualizacji ocen wpływu projekcji publikowanych przez NBP na prognozy sektora prywatnego. Po piąte, przeprowadzono analizę zmian sztywności cenowych na podstawie najnowszych wyników badań ankietowych przeprowadzonych wśród przedsiębiorstw. Istotne było również to, że w analizach mechanizmu transmisji polityki pieniężnej wykorzystano szereg dodatkowych zmiennych, dzięki którym stało się możliwe kontrolowanie – przynajmniej do pewnego stopnia – efektów szoków ostatnich dwóch lat i odpowiedzi polityki gospodarczej na nie.

Mechanizm transmisji polityki pieniężnej pozostaje wciąż obszarem wymagającym szeroko zakrojonych badań. W przyszłości konieczne będzie zwłaszcza przyjrzenie się wpływowi podwyższonej inflacji na charakterystyki procesów inflacyjnych istotne dla mechanizmu transmisji polityki pieniężnej. W badaniach prezentowanych w niniejszym raporcie wpływ ten mógł się jeszcze nie w pełni ujawnić.



# Literatura

Aastveit K., Natvik G., Sola S. (2017), *Economic uncertainty and the influence of monetary policy*, Journal of International Money and Finance, 76, 50–67.

Adam M., Szafrński G. (2014), *Common variation of effective exchange rates. A time-varying basket approach*, NBP, mimeo.

Ahmed S., Appendino M., Ruta M. (2015), *Global value chains and the exchange rate elasticity of exports*, IMF Working Paper 15252, International Monetary Fund.

An L., Wang J. (2012), *Exchange rate pass-through: Evidence based on Vector Autoregression with sign restrictions*, Open Economies Review, 23, 259-380.

Anderl C., Caporale G. M. (2022), *Nonlinearities in the exchange rate pass-through: The role of inflation expectations*, International Economics, 173, 86-101.

Anderson G., Maule B. (2014), *Assessing the risk to inflation from inflation expectations*, Bank of England Quarterly Bulletin 2014 Q2, Bank of England.

Andries N., Billon S. (2016), *Retail bank interest rate pass-through in the euro area: An empirical survey*, Economic Systems, 40(1), 170-194.

Arena M. M., Bems M. R., Ilahi M. N., Lee M. J., Lindquist W., Lybek M. T. (2021), *Asset purchase programs in European emerging markets*, Departmental Paper 2021/021, International Monetary Fund.

Arioli R., Bates C., Dieden H., Duca I., Friz R., Gayer Ch., Kenny G., Meyler A., Pavlova I. (2016), *EU consumers' quantitative inflation perceptions and expectations: An evaluation*, European Economy Discussion Paper 038, European Commission.

Bauer M. D. (2018), *Restrictions on risk prices in dynamic term structure models*, Journal of Business & Economic Statistics, 36(2), 196-211

Ben Cheikh N., Louhichi W. (2016), *Revisiting the role of inflation environment in exchange rate pass-through: A panel threshold approach*, Economic Modelling, 52(A), 233-238.

Benigno G., di Giovanni J., Groen J. J., Noble A. (2022), *The GSCPI: A New Barometer of Global Supply Chain Pressures*, FRB of New York Staff Report 1017, Federal Reserve Bank of New York.

Bindseil U., Jablecki J. (2011), *The optimal width of the central bank standing facilities corridor and banks' day-to-day liquidity management*, ECB Working Paper 1350, European Central Bank.

Bloom N. (2014), *Fluctuations in Uncertainty*, Journal of Economic Perspectives, 28(2), 153-176.

Brandao-Marques L., Gelos G., Harjes T., Sahay R., Xue Y. (2020), *Monetary policy transmission in emerging markets and developing economies*, IMF Working Paper 20/35, International Monetary Fund.

Budnik K., Greszta M., Hulej M., Kolasa M., Murawski K., Rot M., Rybaczek B., Tarnicka M. (2009), *The new macroeconomic model of the Polish economy*, NBP Working Paper 62, Narodowy Bank Polski.

Buono I., Formai S. (2018), *New evidence on the evolution of the anchoring of inflation expectations*, Journal of Macroeconomics, 57, 39-54.

Carriero A., Clark T., Marcellino M., Mertens E. (2022), *Addressing COVID-19 outlier in BVARs with stochastic volatility*, The Review of Economics and Statistics, w druku.

- Castelnuovo E., Pellegrino G. (2018), *Uncertainty-dependent effects of monetary policy shocks: A new-Keynesian interpretation*, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 93, 277–296.
- Cerisola M., Gelos G. (2009), *What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis*, *Applied Economics*, 41(10), 1215-1227.
- Chmielewski T., Kapuściński M., Kocięcki A., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Wróbel E. (2018), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Stan wiedzy w 2017 roku.*, *Materiały i Studia 330*, Narodowy Bank Polski.
- Chmielewski T., Kocięcki A., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Walerych M., Wróbel E. (2020), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Stan wiedzy w 2019 roku.*, *Materiały i Studia 337*, Narodowy Bank Polski.
- Corsello F., Neri S., Tagliabracchi A. (2021), *Anchored or de-anchored? That is the question*, *European Journal of Political Economy*, 69, 102031.
- de Mendonca H.F., de Deus J.D.B.V. (2019), *Central bank forecasts and private expectations: An empirical assessment from three emerging economies*, *Economic Modelling*, 83(C), 234-244.
- Dedola L., Lippi F. (2005), *The monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of five OECD countries*, *European Economic Review*, 49(6), 1543-1569.
- Demchuk O., Łyziak T., Przystupa J., Sznajderska A., Wróbel E. (2012), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2011 roku?*, *Materiały i Studia 270*, Narodowy Bank Polski.
- den Haan W. J., Sumner S. W., Yamashiro G. M. (2007), *Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism*, *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 904-924.
- Disyatat P. (2011), *The bank lending channel revisited*, *Journal of Money, Credit and Banking*, 43, 711-734.
- Domit S., Jackson Ch., Roberts-Sklar M. (2015), *Do inflation expectations currently pose a risk to inflation?* *Bank of England Quarterly Bulletin 2015 Q2*, Bank of England.
- Drehmann M., Illes A., Juselius M., Santos M. (2015), *How much income is used for debt payments? A new database for debt service ratios*, *BIS Quarterly Review*, 89-103.
- Forbes K., Hjortsoe I., Nenova T. (2018), *The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through*, *Journal of International Economics*, 114, 255-275.
- Gagnon J. E., Ihrig J. (2004), *Monetary policy and exchange rate pass-through*, *International Journal of Finance and Economics*, 9, 315-338.
- Galati G., Heath A., McGuire P. (2007), *Evidence of carry trade activity*, *BIS Quarterly Review*, 27-41.
- Georgiadis G. (2014), *Towards an explanation of cross-country asymmetries in monetary transmission*, *Journal of Macroeconomics*, 39(A), 66-84.
- Gertler M., Gilchrist S. (1995), *The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence*, *Scandinavian Journal of Economics*, (1), 43-64.
- Giannone D., Lenza M., Reichlin L. (2019), *Money, credit, monetary policy and the business cycle in the euro area: What has changed since the crisis?* *ECB Working Paper 2226*, European Central Bank.
- Goodhart C. (1976), *Problems of Monetary Management: The UK Experience*, *Papers in Monetary Economics*, 1, Reserve Bank of Australia.

Greenaway-McGrevy R., Mark N. C., Sul D., Wu J. L. (2018), *Identifying exchange rate common factors*, *International Economic Review*, 59(4), 2193-2218.

Greszta M., Hulej M., Lewińska R., Michałek A., Pońsko P., Rybaczyk B., Schulz B. (2012), *Re-estimation of the quarterly model of the Polish economy NECMOD 2012*, NBP, [https://nbp.pl/wp-content/uploads/2023/01/NECMOD\\_re-estimation\\_2012.pdf](https://nbp.pl/wp-content/uploads/2023/01/NECMOD_re-estimation_2012.pdf).

Hauzenberger N., Pfarrhofer M., Stelzer A. (2021), *On the effectiveness of the European Central Bank's conventional and unconventional policies under uncertainty*, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 191, 822-845.

Havránek T., Rusnák M. (2013), *Transmission lags of monetary policy: A meta-analysis*, *International Journal of Central Banking*, 9(4), 39-75.

Hertel K., Humanicki M., Kitala M., Kleszcz T., Kuziemska-Pawlak K., Mućk J., Rybaczyk B., Stefański M. (2021), *Wpływ programu Strukturalnych Operacji Otwartego Rynku prowadzonego przez NBP na polską gospodarkę*, Materiały i Studia NBP 341, Narodowy Bank Polski.

Hertel K., Humanicki M., Kitala M., Kleszcz T., Kuziemska-Pawlak K., Mućk J., Rybaczyk B., Stefański M. (2022), *The impact on the Polish economy of the Structural Open Market Operations programme conducted by NBP*, NBP Working Paper 343, Narodowy Bank Polski.

Hubert P. (2011), *Do central banks forecast influence private agents? Forecasting performance vs. signals.*, Documents de Travail de l'OFCE 2011-20, Observatoire Francais des Conjonctures Economiques (OFCE), październik.

IMF (2022), *Romania: 2022 Article IV Consultation – Staff Report*.

Jašová M., Moessner R., Takáts E. (2016), *Exchange rate pass-through: What has changed since the crisis?*, BIS Working Paper 583, Bank for International Settlements.

Jordà Ò. (2005), *Estimation and inference of impulse responses by local projections*, *American Economic Review*, 95(1), 161-182.

Kapuściński M. (2017), *The role of bank balance sheets in monetary policy transmission: Evidence from Poland*, *Eastern European Economics*, 55(1), 50-69.

Kapuściński M. (2022), *The consequences of the bank levy in Poland*, NBP Working Paper 346, Narodowy Bank Polski.

Kapuściński M. (2023a), *Interest rate pass-through to risk-free rates in Poland*, NBP Working Paper 358, Narodowy Bank Polski.

Kapuściński M. (2023b), *Updated estimates of the role of the bank lending channel in monetary policy transmission in Poland*, NBP Working Paper 359, Narodowy Bank Polski.

Kapuściński M., Kocięcki A., Kowalczyk H., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E. (2016), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2015 roku?*, Materiały i Studia 323, Narodowy Bank Polski.

Kapuściński M., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E. (2014), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku?* Materiały i Studia 306, Narodowy Bank Polski.

Kapuściński M., Pietryka I. (2019), *The impact of the excess reserves of the banking sector on interest rates and money supply in Poland*, NBP Working Paper 300, Narodowy Bank Polski.

- 
- Kocięcki A. (2020), *Time varying structural vector autoregressions: some new perspective*, Załącznik 3 do Chmielewski *et al.* (2020), [https://static.nbp.pl/publikacje/materialy-i-studia/mtm2019\\_zalaczniki.pdf](https://static.nbp.pl/publikacje/materialy-i-studia/mtm2019_zalaczniki.pdf).
- Kotłowski J. (2023), *The role of central bank forecasts in the uncertain times*, mimeo.
- Kose A., Otrok C., Whiteman C. (2003), *International business cycles: World, region and country specific factors*, *American Economic Review*, 93(4), 1216-1239.
- Kose A., Otrok C., Whiteman C. (2008), *Understanding the evolution of world business cycles*, *International Economic Review*, 75, 110-130.
- Kumar S., Afrouzi H., Coibion O., Gorodnichenko Y. (2015), *Inflation targeting does not anchor inflation expectations: evidence from firms in New Zealand*, *Brookings Papers on Economic Activity*, 46 (2), 151-225.
- Lenza M., Primiceri G. E. (2022), *How to estimate a vector autoregression after March 2020*, *Journal of Applied Econometrics*, 37(4), 688-699.
- Lustig H., Roussanov N., Verdelhan A. (2011), *Common risk factors in currency markets*, *The Review of Financial Studies*, 24(11), 3731-3777.
- Łyziak T., Paloviita M. (2017), *Anchoring of inflation expectations in the euro area: Recent evidence based on survey data*, *European Journal of Political Economy*, 46, 52-73.
- Macias P., Makarski K. (2013), *Stylizowane fakty o cenach konsumenta w Polsce*, *Materiały i Studia* 295, Narodowy Bank Polski.
- Maag T. (2009), *On the accuracy of the probability method for quantifying beliefs about inflation*, KOF Working Paper 230, KOF Swiss Economic Institute.
- Mankiw N. G., Reis R. (2002), *Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the New Keynesian Phillips Curve*, *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.
- Mateju J. (2014), *Explaining the strength and efficiency of monetary policy transmission: A panel of impulse responses from a time-varying parameter model*, Working Paper Series 4/2014, Czech National Bank.
- McCarthy J. (1999), *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies*, BIS Working Paper 79, Bank for International Settlements.
- McCarthy J. (2007), *Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies*, *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537.
- Meyler A., Bobeica E., Böninghausen B. [red.] (2021), *Inflation expectations and their role in Eurosystem forecasting*, ECB Occasional Paper 264, European Central Bank.
- Moench, E., Ng, S., Potter, S. (2013). *Dynamic hierarchical factor models*, *Review of Economics and Statistics*, 95(5), 1811-1817.
- Morris S., Shin H.S. (2002), *Social value of public information*, *American Economic Review*, 92(5), 1521-1534.
- NBP (2003), *Strategia Polityki Pieniężnej po roku 2003*, Narodowy Bank Polski, Warszawa, 2003.
- NBP (2021), *Instrukcja dla użytkowników statystyki stóp procentowych*, Narodowy Bank Polski.
- NBP (2022), *Rozwój systemu finansowego w Polsce w 2021 r.*, Narodowy Bank Polski.
- Neely C. J., Rapach D. E. (2011), *International comovements in inflation rates and country characteristics*, *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1471-1490.

- Ng S. (2021), *Modeling macroeconomic variations after COVID-19*, NBER Working Paper 29060, National Bureau of Economic Research.
- Oliner S. D., Rudebusch G. D. (1995), *Is there a bank lending channel for monetary policy?*, Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco, 1-20.
- Ortega E., Osbat C. (2020), *Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area and EU Countries*, ECB Occasional Paper 241, European Central Bank.
- Pedersen M. (2015), *What affects the predictions of private forecasters? The role of central bank forecasts in Chile*, International Journal of Forecasting, 31(4), 1043-1055.
- Pellegrino G. (2017), *Uncertainty and monetary policy in the US: A journey into non-linear territory*, Melbourne Institute Working Paper 6/17, The University of Melbourne.
- Pellegrino G. (2018), *Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the euro area*, Economics Letters, 162, 177-181.
- Pesaran M. H., Shin Y. (1998), *An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis*, Econometric Society Monographs, 31, 371-413.
- Pesaran M. H., Shin Y., Smith R. J. (2001), *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*, Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.
- Poschke M. (2018), *The firm size distribution across countries and skill-biased change in entrepreneurial technology*, American Economic Journal: Macroeconomics, 10(3), 1-41.
- Primiceri G. (2005), *Time varying structural vector autoregressions and monetary policy*, Review of Economic Studies, 72, 821-852.
- Reis R. (2022), *Losing the inflation anchor*, Brookings Papers on Economic Activity, 2001(2), 307-379.
- Schorfheide F., Song D. (2022), *Real-time forecasting with a (standard) mixed-frequency VAR during a pandemic*, International Journal of Central Banking, w druku.
- Shin Y., Yu B., Greenwood-Nimmo M. (2014), *Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework*, W: Festschrift in Honor of Peter Schmidt, 281-314.
- Swanson E. T. (2021), *Measuring the effects of federal reserve forward guidance and asset purchases on financial markets*, Journal of Monetary Economics, 118, 32-53.
- Szafranek K., Szafranski G., Leszczyńska-Paczesna A. (2023), *Inflation returns. Revisiting the role of foreign external and domestic shocks with Bayesian structural VAR*, NBP Working Paper 357, Narodowy Bank Polski.
- Sznajderska A. (2016), *Wpływ sposobu zarządzania płynnością, premii za ryzyko i oczekiwań na stopy rynku międzybankowego w Polsce*, Bank i Kredyt, 47(1), 61-90.
- Takhtamanova Y. F. (2010), *Understanding changes in exchange rate pass-through*, Journal of Macroeconomics, 32(4), 1118-1130.
- Vavra J. (2014), *Inflation dynamics and time-varying volatility: New evidence and an Ss interpretation*, The Quarterly Journal of Economics, 129(1), 215-258.
- Verdelhan A. (2013), *The share of systematic variation in bilateral exchange rates*, manuscript, MIT.
- Woodford M. (2001), *Imperfect common knowledge and the effects of monetary policy*, NBER Working Paper 8673, National Bureau of Economic Research.

---

Woodford M. (2005), *Central bank communication and policy effectiveness*, NBER Working Paper 11898, National Bureau of Economic Research.

Wróbel E. (2022), *What drives bank lending policy? The evidence from bank lending survey for Poland*, NBP Working Paper 352, Narodowy Bank Polski.

Wu J. C., Xia F. D. (2016), *Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound*, *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.

# Załączniki

## Załącznik 1

### Mały Model Polityki Pieniężnej

Mały Model Polityki Pieniężnej (MMPP) jest małym strukturalnym modelem zbudowanym w paradygmacie nowokeynesistowskim wokół czterech podstawowych zależności makroekonomicznych: krzywej zagregowanego popytu, równania kursowego, krzywej Phillipsa i reguły polityki pieniężnej (por. Łyziak, 2016). Kanoniczna postać modelu została rozszerzona o dodatkowe zmienne, w szczególności o różne wskaźniki inflacji (inflacja CPI, inflacja z wyłączeniem cen żywności i energii, dynamika cen żywności, dynamika cen energii) i oczekiwań inflacyjnych (ankietowe miary oczekiwań przedsiębiorstw, konsumentów i analityków sektora finansowego). Poniżej przedstawiamy oszacowania równań modelu (Tabela Z1.1) oraz dynamiczne własności modelu (Wykres Z1.1, Wykres Z1.2, Wykres Z1.3).

**Tabela Z1.1.** Specyfikacje równań modelu MMPP i oszacowania głównych parametrów modelu

Krzywa zagregowanego popytu		
$\hat{y}_t = \alpha_1 \hat{y}_{t-1} + \alpha_2 \hat{y}_t^{EA} + (1 - \alpha_1 - \alpha_2) E_t \hat{y}_{t+1} + \alpha_3 \hat{r}_t + \alpha_4 \hat{s}_t + \varepsilon_t^{\hat{y}}$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\alpha_1$	0,422*** (0,004)	Symbole: $\hat{y}$ – krajowa luka popytowa, $\hat{y}^{EA}$ – luka popytowa w strefie euro, $\hat{r}$ – luka realnej stopy procentowej ( <i>shadow interest rate</i> ), $\hat{s}$ – luka realnego efektywnego kursu walutowego (wzrost – aprecjacja krajowej waluty), $E_t$ – operator oczekiwań.
$\alpha_2$	0,213*** (0,005)	
$\alpha_3$	-0,098*** (0,003)	
$\alpha_4$	-0,012*** (0,001)	
<b>skoryg. <math>R^2</math></b>	<b>0,79</b>	
Równanie kursu walutowego		
$e_t = \beta_1 E_t e_{t+1} + (1 - \beta_1) e_{t-1} + 0.25(i_t - i_t^{EA}) + \beta_2 (\hat{y}_t - \hat{y}_t^{EA}) + \varepsilon_t^e$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\beta_1$	0,314*** (0,006)	Symbole: $e$ – nominalny efektywny kurs walutowy (wzrost – aprecjacja krajowej waluty), $i$ – nominalna krótkoterminowa stopa procentowa (WIBOR 3M), $i^{EA}$ – nominalna krótkoterminowa stopa procentowa w strefie euro (EURIBOR 3M), $\hat{y}$ – krajowa luka popytowa, $\hat{y}^{EA}$ – luka popytowa w strefie euro, $E_t$ – operator oczekiwań.
$\beta_2$	0,183*** (0,041)	
<b>skoryg. <math>R^2</math></b>	<b>0,91</b>	

Hybrydowa nowokeynesistowska krzywa Phillipsa		
$\pi_t^c = \gamma_1 \pi_{t+4 t}^{e[e]} + (1 - \gamma_1) \pi_{t-1}^c + \gamma_2 \hat{y}_t + \gamma_3 \hat{s}_t + \varepsilon_t^{\pi^c}$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\gamma_1$	0,181*** (0,004)	Symbole: $\pi^c$ – annualizowana inflacja bazowa (wyłączeniu podlegają ceny żywności i energii), $\pi^{e[e]}$ – krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw, $\hat{y}$ – krajowa luka popytowa, $\hat{s}$ – luka realnego efektywnego kursu walutowego (wzrost – aprecjacja krajowej waluty).
$\gamma_2$	0,177*** (0,006)	
$\gamma_3$	-0,019*** (0,002)	
<b>skoryg. <math>R^2</math></b>	<b>0,87</b>	

Dynamika cen żywności		
$\pi_t^f = \tau_1 \pi_{t-1}^f + \tau_2 \Delta e_t^{USD} + \tau_3 \Delta fpi_t^{PLN} + \tau_4 \pi_{t-1}^{c,q} + \tau_5 [p_{t-1}^f - \tau_6 fpi_{t-1}^{PLN} - (1 - \tau_6)p_{t-1}] + \varepsilon_t^{\pi^f}$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\tau_1$	0,509*** (0,028)	Symbole: $\pi^f$ – dynamika cen żywności (kwartał do poprzedniego kwartału), $e^{USD}$ – kurs USD/PLN (wzrost – aprecjacja krajowej waluty), $fpi^{PLN}$ – indeks cen surowców żywnościowych na rynkach światowych wyrażony w walucie krajowej, $\pi^{c,q}$ – inflacja bazowa (kwartał do poprzedniego kwartału, wyłączeniu podlegają ceny żywności i energii), $p^f$ – poziom cen żywności, $p$ – ogólny poziom cen CPI, $\Delta$ – operator różnicowy (w stosunku do poprzedniego kwartału).
$\tau_2$	-0,035*** (0,006)	
$\tau_3$	0,034*** (0,005)	
$\tau_4$	0,232*** (0,054)	
$\tau_5$	-0,049*** (0,006)	
$\tau_6$	0,902*** (0,095)	
<b>skoryg. <math>R^2</math></b>	<b>0,47</b>	

Dynamika cen energii		
$\pi_t^{en} = \vartheta_1 \pi_{t-1}^{en} + \vartheta_2 \Delta e_t^{USD} + \vartheta_3 \Delta epi_t^{PLN} + \vartheta_4 \pi_{t-1}^{c,q} + \vartheta_5 [p_{t-1}^{en} - \vartheta_6 epi_{t-1}^{PLN} - (1 - \vartheta_6)p_{t-1}] + \varepsilon_t^{\pi^{en}}$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\vartheta_1$	0,059** (0,028)	Symbole: $\pi^{en}$ – dynamika cen energii (kwartał do poprzedniego kwartału), $epi^{PLN}$ – indeks cen surowców energetycznych na rynkach światowych wyrażony w walucie krajowej, $\pi^{c,q}$ – inflacja bazowa (kwartał do poprzedniego kwartału, wyłączeniu podlegają ceny żywności i energii), $p^{en}$ – poziom cen energii, $p$ – ogólny poziom cen CPI, $\Delta$ – operator różnicowy (w stosunku do poprzedniego kwartału).
$\vartheta_2$	-0,122*** (0,007)	
$\vartheta_3$	0,111*** (0,004)	
$\vartheta_4$	0,982*** (0,088)	
$\vartheta_5$	-0,034*** (0,003)	
$\vartheta_6$	0,874*** (0,085)	
<b>skoryg. <math>R^2</math></b>	<b>0,65</b>	

Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw		
$\pi_{t+4 t}^{e[e]} = \omega_1^{[e]} \pi_{t-1}^{[e]} + \omega_2^{[e]} \pi_{t+3 t-1}^{e[f]} + (1 - \omega_1^{[e]} - \omega_2^{[e]}) \pi_{t+4}^{[e]} + \varepsilon_t^{\pi^{e[e]}}$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\omega_1^{[e]}$	0,366*** (0,007)	Symbole: $\pi^{e[e]}$ – krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw, $\pi$ – inflacja CPI $r/r$ , $\pi^{e[f]}$ – krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego.
$\omega_2^{[e]}$	0,335*** (0,008)	
<b>skoryg. <math>R^2</math></b>	<b>0,79</b>	



Oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego		
$\pi_{t+4 t}^{e[f]} = \omega_1^{[f]}\pi_{t-1} + \omega_2^{[f]}\pi_t^{tar} + (1 - \omega_1^{[f]} - \omega_2^{[f]})\pi_{t+4} + \varepsilon_t^{\pi^{e[f]}}$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\omega_1^{[f]}$	0,173*** (0,002)	Symbole: $\pi^{e[f]}$ – krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego, $\pi$ – inflacja CPI $r/r$ , $\pi^{tar}$ – cel inflacyjny NBP.
$\omega_2^{[f]}$	0,718*** (0,002)	
<b>skoryg. R<sup>2</sup></b>	<b>0,84</b>	

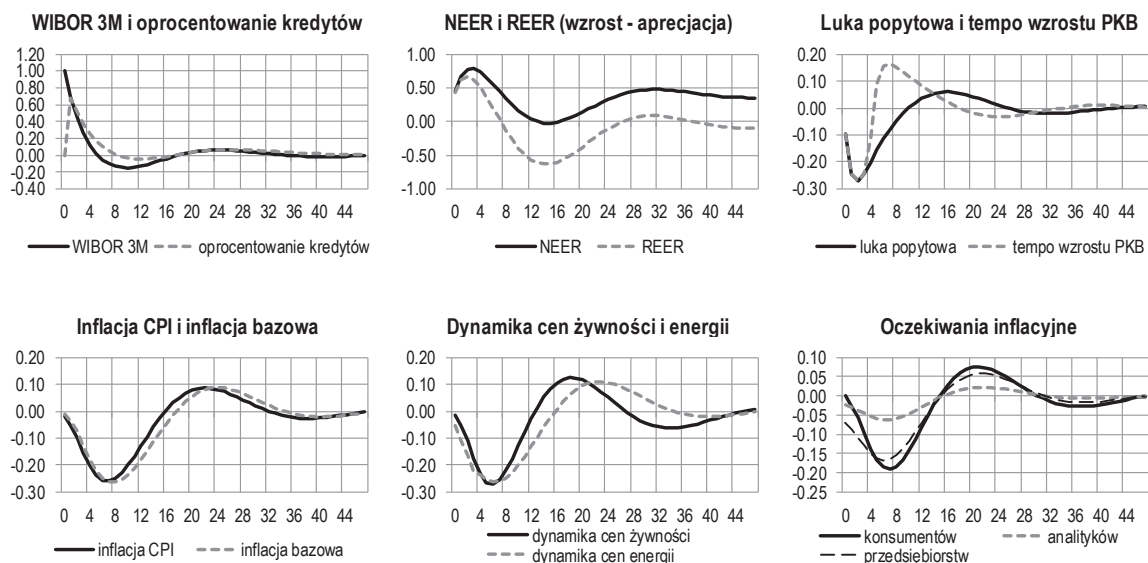
Oczekiwania inflacyjne konsumentów		
$\pi_{t+4 t}^{e[c]} = \omega_1^{[c]}\pi_{t-1}^{nc} + (1 - \omega_1^{[c]})\pi_{t+3 t-1}^{e[f]} + \varepsilon_t^{\pi^{e[c]}}$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\omega_1^{[c]}$	0,628*** (0,013)	Symbole: $\pi^{e[c]}$ – krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne konsumentów, $\pi^{nc}$ – dynamika cen żywności i energii $r/r$ , $\pi^{e[f]}$ – krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne analityków sektora finansowego.
<b>skoryg. R<sup>2</sup></b>	<b>0,82</b>	

Reguła polityki pieniężnej		
$i_t = \kappa_1 i_{t-1} + (1 - \kappa_1)[\kappa_2(\pi_t - \pi_t^{tar}) + \kappa_3 \hat{y}_t] + \varepsilon_t^i$		
Parametr	Średnia (odch. std.)	Uwagi
$\kappa_1$	0,764*** (0,005)	Symbole: $i$ – nominalna krótkoterminowa stopa procentowa WIBOR 3M ( <i>shadow rate</i> ), $\pi$ – inflacja CPI $r/r$ , $\pi^{tar}$ – cel inflacyjny NBP, $\hat{y}$ – krajowa luka popytowa.
$\kappa_2$	0,673*** (0,025)	
$\kappa_3$	1,078*** (0,026)	
<b>skoryg. R<sup>2</sup></b>	<b>0,98</b>	

Uwagi: Model MMPP jest estymowany jako system równań uogólnioną metodą momentów (GMM). Wybór techniki estymacji wynika z tego, że antycypacyjne zmienne modelu są reprezentowane bądź przez dane ankietowe, podatne na błędy pomiaru, bądź jako zrealizowane w przyszłości wartości. Oznacza to, że błąd równania zawierającego zmienne antycypacyjne jest kombinacją egzogenicznego szoku i błędu pomiaru lub losowego błędu charakteryzującego oczekiwania racjonalne (Cermeño i Villagómez, 2012). Zgodnie z literaturą, do estymacji wykorzystujemy instrumenty w postaci przeszłych wartości zmiennych objaśniających (Beyer *et al.*, 2008). Podstawowy zestaw instrumentów obejmuje 4 opóźnienia luki popytowej, kursu walutowego, inflacji CPI oraz stopy procentowej, choć instrumenty te różnią się nieco między równaniami. Test nadliczbowych restrykcji (ang. *overidentifying restrictions*) sugeruje poprawność dobranych instrumentów. Odchylenia standardowe oszacowań podawane są w nawiasach (\*\* – 99-procentowy poziom ufności, \* – 95-procentowy poziom ufności, \* – 90-procentowy poziom ufności). Próba obejmuje okres: I kw. 2001-IV kw. 2022.

Źródło: obliczenia własne.

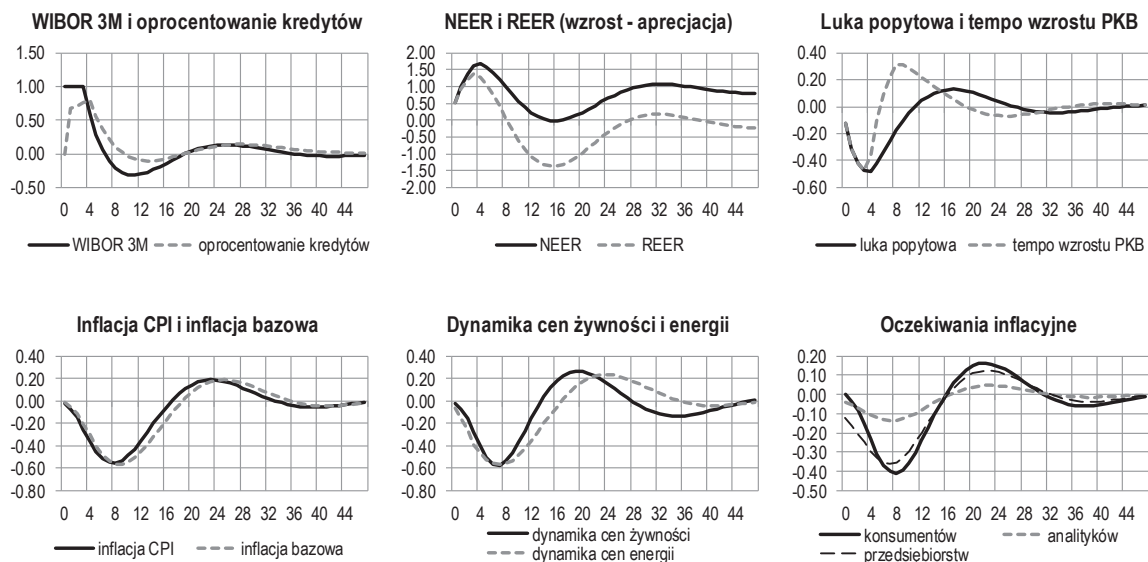
Wykres Z1.1. Funkcje reakcji na impuls stopy procentowej trwający 1 kwartał



Uwagi: Na powyższych wykresach pokazane są reakcje wybranych zmiennych na wzrost krótkoterminowej stopy procentowej o 1 pkt proc. na okres 1 kwartału. Na osi poziomej oznaczono kwartały po szoku.

Źródło: Obliczenia własne.

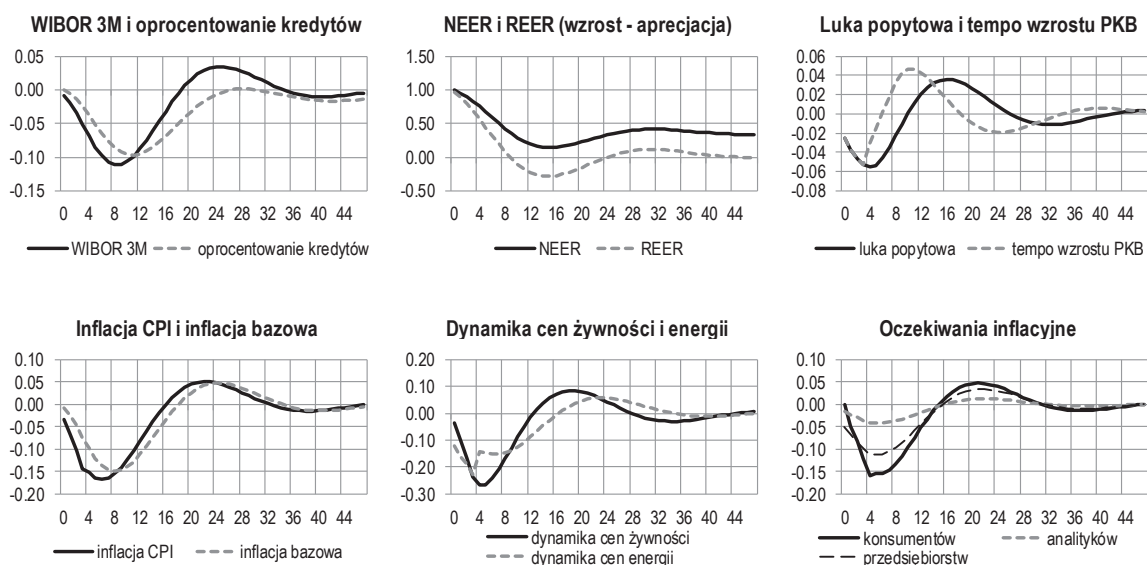
Wykres Z1.2. Funkcje reakcji na impuls stopy procentowej trwający 4 kwartały



Uwagi: Na powyższych wykresach pokazane są reakcje wybranych zmiennych na wzrost krótkoterminowej stopy procentowej o 1 pkt proc. na okres 4 kwartałów. Na osi poziomej oznaczono kwartały po szoku.

Źródło: Obliczenia własne.

Wykres Z1.3. Funkcje reakcji na impuls nominalnego efektywnego kursu walutowego (NEER)



Uwagi: Na powyższych wykresach pokazane są reakcje wybranych zmiennych na aprecjację kursu złotego o 1% na okres 1 kwartału. Na osi poziomej oznaczono kwartały po szoku.

Źródło: Obliczenia własne.

#### Literatura:

Beyer A., Farmer R. E. A., Henry J., Marcellino M. (2008), *Factor analysis in a model with rational expectations*, *Econometrics Journal*, 11, 271-286.

Cermeño B., Villagómez F. A. (2012), *Monetary policy rules in a small open economy: an application to Mexico*, *Journal of Applied Economics*, XV(2), 259-286.

Łyziak T. (2016), *Survey measures of inflation expectations in Poland: are they relevant from the macroeconomic perspective?*, *Baltic Journal of Economics*, 16(1), 33-52.

## Załącznik 2

### Badanie procesu formułowania krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych

Badanie procesu formułowania krótkoterminowych oczekiwań inflacyjnych w Polsce, którego wyniki są prezentowane w rozdziale 3.4.1 raportu, wykorzystuje rozszerzony model hybrydowy oczekiwań inflacyjnych zaproponowany w badaniu Cerisola i Gelos (2009). Był on już stosowany już uprzednio w analizach oczekiwań inflacyjnych w Polsce (Łyziak, 2016; Chmielewski *et al.*, 2020). W modelu tym oczekiwania inflacyjne są wyjaśniane przez przeszłą inflację, cel inflacyjny banku centralnego oraz szeroki zestaw zmiennych mających wpływ na przyszłą inflację. Zmienne te wyrażamy na dwa sposoby: bądź jako roczne przyrosty, bądź – zgodnie z oryginalnym podejściem – jako odchylenia od trendu wyznaczonego przy pomocy filtru Hodricka-Prescotta. Obejmują one: realną stopę procentową ( $r$ ), kurs walutowy (wzrost – deprecjacja) ( $e$ )<sup>96</sup>, produkcję przemysłową ( $y$ ), stopę bezrobocia ( $u$ ), wynagrodzenia ( $w$ )<sup>97</sup> oraz deficyt budżetowy ( $d$ ). Dodatkowo, dla zobrazowania wpływu bieżących zmian cen na oczekiwania inflacyjne wykorzystujemy trzy miary inflacji składające się na inflację CPI, tj. inflację bazową z wyłączeniem cen żywności i energii ( $\pi^c$ ), dynamikę cen żywności ( $\pi^f$ ) i dynamikę cen energii ( $\pi^{en}$ ). W badaniu uwzględniamy oczekiwania inflacyjne ( $\pi^{e[\bullet]}$ ) konsumentów ( $\bullet = k$ ), przedsiębiorstw ( $\bullet = e$ ) i analityków sektora finansowego ( $\bullet = f$ ), formułowane w 12-miesięcznym horyzoncie. W związku z krótkookresowym charakterem oczekiwań inflacyjnych, w badaniu ich formułowania uwzględniamy dwa elementy komunikacji banku centralnego, tj. cel inflacyjny NBP ( $\pi^{tar}$ ) i projekcję inflacji NBP ( $\pi^{proj}$ )<sup>98</sup>.

Szacowane równanie ma następującą postać:

$$\pi_{t+12|t}^{e[\bullet]} = \alpha^{\pi^c} \pi_{t-1}^c + \alpha^{\pi^f} \pi_{t-1}^f + \alpha^{\pi^{en}} \pi_{t-1}^{en} + \alpha^{\pi^{tar}} \pi_{t+12|t}^{tar} + \alpha^{\pi^{proj}} \pi_{t+12|t}^{proj} + \alpha^r \Delta r_{t-1} + \alpha^e \Delta e_{t-1} + \alpha^y \Delta y_{t-1} + \alpha^u \Delta u_{t-1} + \alpha^w \Delta w_{t-1} + \alpha^d \Delta d_{t-1} + \varepsilon_t^{e[\bullet]}$$

Modele oczekiwań szacujemy na danych miesięcznych<sup>99</sup> na próbie od 2003 do 2022 r. oraz z wykorzystaniem estymacji w kroczących, w 72-miesięcznych oknach. Wykorzystujemy estymator Metody Najmniejszych Kwadratów (MNK) z korektą Newey'a-Westa na heteroskedastyczność i autokorelację.

#### Literatura:

Cerisola M., Gelos G. (2009), *What drives inflation expectations in Brazil? An empirical analysis*, Applied Economics, 41(10), 1215-1227.

<sup>96</sup> W przypadku modelu przyrostowego – zmiana nominalnego efektywnego kursu walutowego, w przypadku modelu na odchyleniach – luka realnego efektywnego kursu walutowego.

<sup>97</sup> W przypadku modelu przyrostowego – zmiana nominalnego wynagrodzenia brutto, w przypadku modelu na odchyleniach – luka realnego wynagrodzenia.

<sup>98</sup> Ze względu na silną korelację tej ostatniej z bieżącą inflacją bazową, projekcję inflacji NBP uwzględniamy w postaci reszty z równania, w którym jest ona objaśniana przez bieżącą inflację. Alternatywnie była ona wyrażana jako odchylenie od bieżącej inflacji – wyniki były bardzo podobne.

<sup>99</sup> Dane kwartalne są interpolowane do danych miesięcznych.

Chmielewski T., Kocięcki A., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Walerych M., Wróbel E. (2020), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Stan wiedzy w 2019 roku.*, Materiały i Studia 337, Narodowy Bank Polski.

Łyziak T. (2016), *Financial crisis, low inflation environment and short-term inflation expectations in Poland*, Bank i Kredyt, 47(4), 285-300.

## Spis ramek

Ramka 1. Mechanizm kształtowania cen na podstawie danych ankietowych NBP z sektora przedsiębiorstw	15
Ramka 2. Stabilność transmisji od stopy referencyjnej NBP do wskaźnika WIRON	39
Ramka 3. Wpływ wzrostu stóp procentowych banku centralnego w latach 2021-2022 na średnie oprocentowanie istniejących kredytów mieszkaniowych w Polsce na tle wybranych krajów Europy Środkowo-Wschodniej	47

# Spis wykresów

Wykres 1. Porównanie wskaźników strukturalnych istotnych dla działania mechanizmu transmisji monetarnej dla Polski i krajów strefy euro	14
Wykres 2. Czynniki wpływające na działanie kanału stopy procentowej i kanału kredytowego	19
Wykres 3. Czynniki wpływające na działanie kanału kursowego	20
Wykres 4. Czynniki wpływające na działanie kanału aktywów finansowych	20
Wykres 5. Funkcje reakcji na szok polityki pieniężnej z modelu SVAR ze stałymi w czasie współczynnikami	23
Wykres 6. Zmiany w czasie funkcji reakcji na szok polityki pieniężnej z modelu TVP-SVAR	24
Wykres 7. Zmiany w czasie odpowiedzi PKB na szok polityki pieniężnej, wybrane horyzonty	25
Wykres 8. Zmiany w czasie odpowiedzi cen konsumpcyjnych (HICP przy założeniu stałych podatków pośrednich) na szok polityki pieniężnej, wybrane horyzonty	25
Wykres 9. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – wyniki z modeli strukturalnych	27
Wykres 10. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji – wpływ na inflację CPI r/r	29
Wykres 11. Siła poszczególnych kanałów mechanizmu transmisji – wpływ na inflację bazową r/r	30
Wykres 12. Spready między stawką POLONIA i wskaźnikami WIBOR a stopą referencyjną NBP (w pkt. proc.)	31
Wykres 13. Wskaźnik WIRON na tle stopy referencyjnej NBP i stawki POLONIA	34
Wykres 14. Wskaźnik WIRON 3M na tle stopy referencyjnej NBP i wskaźnika WIBOR 3M	34
Wykres 15. Saldo rezerw sektora bankowego oraz różnica podaży i popytu na bony pieniężne NBP na podstawowych operacjach otwartego rynku (mld PLN)	35
Wykres 16. Zależność pomiędzy saldem rezerw sektora bankowego (mld PLN) a stopami WIRON i POLONIA (w pkt. proc.)	36
Wykres 17. Wpływ podwyższenia stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc. na wskaźniki WIRON	36
Wykres 18. Wpływ nieoczekiwanego podwyższenia stopy referencyjnej NBP o 1 pkt proc. na wskaźniki WIRON 3M i WIBOR 3M	38
Wykres 19. Teoretyczny wpływ podwyższenia stopy referencyjnej o 1 pkt proc. na wskaźnik WIRON 3M oraz nieoczekiwanego lub oczekiwanego podwyższenia stopy referencyjnej o 1 pkt proc. na wskaźnik WIBOR 3M	38
Wykres 20. Spready między oprocentowaniem depozytów i kredytów dla sektora niefinansowego a stopą referencyjną NBP (w pkt. proc.)	42
Wykres 21. Skumulowane zmiany detalicznych stóp depozytowych i kredytowych w cyklach polityki pieniężnej od 2020 r. (w pkt. proc.)	45
Wykres 22. Reakcja oprocentowania depozytów sektora niefinansowego na zmianę wskaźnika WIBOR 3M – porównanie szacunków	46
Wykres 23. Dostosowania stóp detalicznych do wzrostów i spadków wskaźnika WIBOR 3M	47
Wykres 24. Reakcje na impuls polityki pieniężnej – wyniki uzyskane dla banków komercyjnych i spółdzielczych	53
Wykres 25. Reakcje na impuls polityki pieniężnej – wyniki uzyskane dla banków komercyjnych	54

---

Wykres 26. Różnice pomiędzy faktyczną a kontrfaktyczną reakcją poziomu kredytu (w pkt. proc.) na impuls polityki pieniężnej	55
Wykres 27. Zmiany kryteriów i warunków udzielania kredytów przedsiębiorstwom (kw/kw)	57
Wykres 28. Zmiany kryteriów i warunków kredytowania gospodarstw domowych (kw/kw)	58
Wykres 29. Reakcje kryteriów i warunków udzielania kredytów przedsiębiorstwom (w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej	60
Wykres 30. Reakcja postrzeganej przez banki sytuacji kapitałowej, jakości portfela kredytowego i postrzeganej ogólnej sytuacji ekonomicznej (w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej	61
Wykres 31. Reakcja tempa wzrostu kredytów dla przedsiębiorstw (kw/kw., w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej	62
Wykres 32. Reakcja tempa wzrostu kredytów długoterminowych dla przedsiębiorstw (kw/kw., w pkt. proc.) na szok kryteriów udzielania kredytów	63
Wykres 33. Reakcja tempa wzrostu kredytów krótkoterminowych dla przedsiębiorstw (kw/kw., w pkt. proc.) na szok kryteriów udzielania kredytów	64
Wykres 34. Szok polityki pieniężnej i reakcja kryteriów udzielania kredytów dla gospodarstw domowych (w pkt. proc.)	66
Wykres 35. Reakcja wybranych warunków udzielania kredytów dla gospodarstw domowych (w pkt. proc.) na szok polityki pieniężnej	67
Wykres 36. Szok polityki pieniężnej i reakcja tempa wzrostu kredytów dla gospodarstw domowych (kw/kw., pkt. proc.)	68
Wykres 37. Szok kryteriów udzielania kredytów i reakcja tempa kredytów dla gospodarstw domowych (w pkt. proc.)	69
Wykres 38. Dekompozycja historyczna zmian kursu PLN/USD w ujęciu skumulowanym od października 2021 r. do października 2022 r.	70
Wykres 39. Funkcja reakcji dziennego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku konwencjonalnej polityki pieniężnej	72
Wykres 40. Funkcja reakcji miesięcznego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku konwencjonalnej polityki pieniężnej	72
Wykres 41. Funkcja reakcji dziennego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku <i>forward guidance</i>	72
Wykres 42. Funkcja reakcji miesięcznego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku <i>forward guidance</i>	72
Wykres 43. Funkcja reakcji dziennego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku zacieśnienia ilościowego	73
Wykres 44. Funkcja reakcji miesięcznego kursu PLN/USD na impuls w postaci szoku zacieśnienia ilościowego	73
Wykres 45. Wpływ 1-procentowej deprecjacji nominalnego efektywnego kursu walutowego (kursowy szok kosztowy) oraz efekt <i>pass-through</i> w modelu BVAR szacowanym na danych miesięcznych	75
Wykres 46. Długookresowy efekt kursowego <i>pass-through</i> dla CPI i składowych koszyka CPI	76
Wykres 47. Długookresowy efekt kursowego <i>pass-through</i> a poziom inflacji	77



Wykres 48. Krótkoterminowe (1-roczy horyzont) oczekiwania inflacyjne w Polsce (%)	78
Wykres 49. Wystandaryzowane współczynniki wpływu poszczególnych zmiennych na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne	80
Wykres 50. Zmiana w czasie wpływu wskaźników inflacji bieżącej i czynników związanych z polityką pieniężną na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne	81
Wykres 51. Oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (%)	83
Wykres 52. Zmiany wrażliwości średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów	85
Wykres 53. Siła wpływu publikacji projekcji NBP na zmiany mediany prognoz inflacji CPI ekonomistów sektora prywatnego	90
Wykres 54. Siła wpływu publikacji projekcji NBP na zmiany mediany prognoz dynamiki PKB ekonomistów sektora prywatnego	90
Wykres 55. Pasma komunikacji NBP dla krótko, średnio- i długoterminowych prognoz (%)	96
Wykres 56. Oczekiwania inflacyjne przedsiębiorstw (CPI za 12 mies.) względem średniej długookresowej (Mapa II.2)	97
Wykres 57. Oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (+4 kw.) względem pasma komunikacji NBP (Mapa II.7)	97
Wykres 58. Reakcja oczekiwań długookresowych (w 4. i 5. roku) na zmianę oczekiwań krótkoterminowych (+4 kw.) (Mapa I.7)	98
Wykres 59. Reakcja oczekiwań średniookresowych (+8 kw.) na zmianę oczekiwań krótkoterminowych (+4 kw.) (Mapa II.12)	98
Wykres 60. Prawdopodobieństwo przedziału 1,5%-3,5% – oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (+8 kw.) względem długookresowej średniej (Mapa II.10)	99
Wykres 61. Niepewność – oczekiwania inflacyjne profesjonalnych prognostów (+8 kw.) względem długookresowej średniej (Mapa II.17)	99
Wykres 62. Mapa temperatury długoterminowych oczekiwań inflacyjnych (Mapa I)	101
Wykres 63. Mapa temperatury krótko- i średnioterminowych oczekiwań inflacyjnych (Mapa II)	101

# Spis tabel

Tabela 1. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – synteza wyników z modeli strukturalnych	28
Tabela 2. Skumulowane zmiany stopy referencyjnej NBP i stóp rynku pieniężnego w cyklach zaostrzania i luzowania polityki pieniężnej (w pkt proc.)	32
Tabela 3. Oszacowania szybkości i siły transmisji od wskaźnika WIBOR 3M do oprocentowania depozytów sektora niefinansowego o różnych terminach pierwotnych	43
Tabela 4. Oszacowania szybkości i siły transmisji od stopy WIBOR 3M do oprocentowania kredytów dla sektora niefinansowego	44
Tabela 5. Efekt <i>pass-through</i> w pierwszych czterech kwartałach po szoku kursu walutowego	74
Tabela 6. Czynniki wpływające na krótkoterminowe oczekiwania inflacyjne	79
Tabela 7. Wrażliwość długoterminowych oczekiwań inflacyjnych profesjonalnych prognostów na bieżące informacje	84
Tabela 8. Metryki oczekiwań inflacyjnych uwzględnione na Mapie I	93
Tabela 9. Metryki oczekiwań inflacyjnych uwzględnione na Mapie II	94

---

nbp.pl

