

Uniwersytet Gdański
Wydział Ekonomiczny

Dziedzina: nauki społeczne
Dyscyplina naukowa: Ekonomia i finanse

Radosław Kleina

**WPŁYW POLITYKI MONETARNEJ EUROPEJSKIEGO
BANKU CENTRALNEGO NA NIERÓWNOŚCI
DOCHODOWE W WYBRANYCH KRAJACH STREFY
EURO**

Rozprawa doktorska napisana pod kierunkiem
Promotora: dr hab. Anita Szymańska, profesor UG

Sopot, 2026

Spis treści

STRESZCZENIE W JĘZYKU POLSKIM	1
STRESZCZENIE W JĘZYKU ANGIELSKIM	3
WSTĘP	5
ROZDZIAŁ 1. ISTOTA, CELE I NARZĘDZIA POLITYKI MONETARNEJ	11
1.1. Pojęcie, ewolucja i uwarunkowania polityki pieniężnej	11
1.2. Hierarchia celów i strategie władz monetarnych	24
1.3. Konwencjonalne instrumenty banków centralnych	39
1.4. Niekonwencjonalna polityka monetarna w warunkach „nowej normy”	48
ROZDZIAŁ 2. EFEKTY DYSTRYBUCYJNE POLITYKI MONETARNEJ W UJĘCIU TEORETYCZNYM I EMPIRYCZNYM	66
2.1. Kanały transmisji polityki monetarnej na nierówności ekonomiczne	67
2.2. Badania nad efektami dystrybucyjnymi polityki monetarnej: strategie identyfikacji, metody i dane	80
2.3. Przegląd badań konwencjonalnej polityki pieniężnej w podziale na metodologię	88
2.4. Przegląd badań wpływu niekonwencjonalnej polityki pieniężnej w podziale na metodę	104
2.5. Synteza wniosków i identyfikacja luki badawczej	118
ROZDZIAŁ 3. KONSTRUKCJA DANYCH EMPIRYCZNYCH I STRATEGIA BADAWCZA	120
3.1. Projekt badania i specyfikacja próby badawczej	120
3.2. Metodologia konstrukcji kwartalnych szeregów nierówności	122
3.3. Charakterystyka zmiennych makroekonomicznych i finansowych	138
3.4. Miary nastawienia polityki monetarnej EBC	143
3.5. Identyfikacja szoków polityki monetarnej w modelu SVAR	150
3.6. Estymacja reakcji nierówności metodą lokalnych projekcji	159
ROZDZIAŁ 4. WYNIKI BADANIA EMPIRYCZNEGO I ICH INTERPRETACJA	164
4.1. Identyfikacja wspólnych szoków polityki monetarnej EBC w modelu SVAR	164
4.2. Reakcja rynkowych nierówności dochodowych na restrykcyjny szok SSR	167
4.3. Reakcja rynkowych nierówności dochodowych na ekspansywny szok QE	170
4.4. Kanały transmisji i źródła heterogeniczności między krajami	173
4.5. Analiza odporności i wrażliwości wyników	180
ZAKOŃCZENIE	184
SPIS RYSUNKÓW	188
SPIS TABEL	189
SPIS LITERATURY	190
ANEKS	206

Streszczenie w języku polskim

Wpływ polityki monetarnej Europejskiego Banku Centralnego na nierówności dochodowe w wybranych krajach strefy euro

W reakcji na skutki globalnego kryzysu finansowego polityka pieniężna na początku XXI w. przeszła kolejną zmianę. Władze monetarne zaczęły szeroko korzystać z tzw. Instrumentów niekonwencjonalnych, w szczególności programu skupu aktywów. Wraz z tą zmianą wzrosło zainteresowanie pytaniem, czy polityka pieniężna pozostaje dystrybucyjnie neutralna. Problem ten ma szczególny wymiar w strefie euro, gdzie wspólna polityka Europejskiego Banku Centralnego oddziałuje na gospodarki cechujące się zróżnicowaną strukturą dochodów i bilansów gospodarstw domowych i odmiennymi modelami rynku pracy czy systemu emerytalnego. Głównym celem rozprawy była empiryczna analiza wpływu polityki pieniężnej EBC na nierówności dochodu przed transferami społecznymi, a po uwzględnieniu emerytur, mierzone współczynnikiem Giniego.

Badanie oparto na krytycznej analizie literatury przedmiotu oraz analizie ilościowej w oparciu o dane dla ośmiu gospodarek strefy euro: Austrii, Belgii, Finlandii, Francji, Hiszpanii, Niderlandów, Niemiec i Włoch, które odpowiadają za ok. 90% PKB unii walutowej. Ze względu na dostępność danych o nierównościach dochodowych w oficjalnych bazach wyłącznie w częstotliwości rocznej w pierwszym etapie zastosowano procedurę dezagregacji czasowej, która pozwoliła skonstruować kwartalne szeregi współczynnika Giniego. Następnie zidentyfikowano wspólne impulsy polityki pieniężnej EBC za pomocą strukturalnego modelu wektorowej autoregresji z restrykcjami znakovymi. W pełnej próbie zidentyfikowano restrykcyjny szok stopy cienia, natomiast w krótszej próbie osobny szok luzowania ilościowego. W ostatnim etapie oszacowano reakcje nierówności dochodowych metodą lokalnych projekcji dla każdego kraju osobno, a następnie zagregowano je estymatorem Mean Group. Interpretację wyników uzupełniono danymi z europejskiego badania gospodarstw domowych Household Finance and Consumption Survey.

Uzyskane wyniki wskazują, że polityka pieniężna EBC przeciętnie nie była dystrybucyjnie neutralna w krótkim i średnim okresie. W przypadku restrykcyjnego szoku

SSR przeciętna reakcja współczynnika Giniego miała znak dodatni, co oznacza przejściowy wzrost rynkowych nierówności dochodowych. Najsilniejsza średnia reakcja pojawiła się już w pierwszym kwartale po szoku i wyniosła +0,072 punktu Giniego. W przypadku szoku QE przeciętna reakcja była ujemna, a najsilniejszy spadek pojawił się w szóstym kwartale i wyniósł -0,113 punktu Giniego. Oznacza to, że ekspansywne luzowanie ilościowe wiązało się przeciętnie z przejściowym spadkiem nierówności dochodowych. W obu przypadkach reakcje krajowe były jednak wyraźnie zróżnicowane pod względem znaku i siły. Uzyskany profil wyników sugeruje większe oparcie w interpretacji akcentującej znaczenie kanałów związanych z rynkiem pracy niż cen aktywów. Wyniki badania sugerują, że skutki polityki pieniężnej w unii walutowej w krótkim i średnim horyzoncie mają konkretne konsekwencje dystrybucyjne, a nie ograniczając się jedynie do inflacji, produkcji czy bezrobocia. Z tego względu ciężar łagodzenia krótkookresowych skutków dystrybucyjnych wspólnej polityki pieniężnej spoczywa przede wszystkim na polityce krajowej, w szczególności na instytucjach rynku pracy oraz mechanizmach podatkowo-transferowych.

Rozprawa potwierdza, że dystrybucyjne efekty polityki pieniężnej EBC są realne, choć w analizowanym horyzoncie wskazywały na przejściowy charakter. Restrykcyjny impuls monetarny wiązał się przeciętnie ze wzrostem nierówności dochodowych, natomiast impuls QE z ich przejściowym spadkiem. Najważniejszym wynikiem pracy pozostaje jednak potwierdzenie silnej heterogeniczności reakcji między krajami. Oznacza to, że problem „*one size fits all*” w unii walutowej może mieć także wymiar dystrybucyjny. Wkład rozprawy polega na połączeniu w jednej strategii empirycznej kwartalizacji danych o nierównościach, identyfikacji wspólnego impulsu polityki pieniężnej na poziomie strefy euro oraz estymacji zróżnicowanych reakcji krajowych. Wyniki należy interpretować ostrożnie, ponieważ kwartalne szeregi Giniego uzyskano drogą dezagregacji, a porównanie między szokami SSR i QE ma przede wszystkim charakter jakościowy.

Słowa kluczowe:

polityka monetarna, Europejski Bank Centralny, nierówności dochodowe, luzowanie ilościowe, strefa euro, SVAR, lokalne projekcje

Streszczenie w języku angielskim

The Impact of European Central Bank Monetary Policy on Income Inequality in Selected Euro Area Countries

In response to the effects of the global financial crisis, monetary policy underwent another change at the beginning of the twenty-first century. Monetary authorities began to make broad use of so-called unconventional instruments, in particular the asset purchase program. Along with this change, interest grew in the question of whether monetary policy remains distributionally neutral. This problem has a particular dimension in the euro area, where the common policy of the European Central Bank affects economies characterized by a differentiated structure of household incomes and balance sheets, as well as by different models of the labor market or pension system. The main objective of the dissertation was an empirical analysis of the impact of ECB monetary policy on inequality in income before social transfers, while including pensions, as measured by the Gini coefficient.

The study was based on a critical analysis of the subject literature and a quantitative analysis based on data for eight euro area economies: Austria, Belgium, Finland, France, Spain, the Netherlands, Germany and Italy, which account for approximately 90% of the GDP of the monetary union. Due to the availability of data on income inequality in official databases exclusively at annual frequency, in the first stage a temporal disaggregation procedure was applied, which made it possible to construct quarterly series of the Gini coefficient. Next, common ECB monetary policy impulses were identified using a structural vector autoregression model with sign restrictions. In the full sample, a restrictive shadow rate shock was identified, while in the shorter sample a separate quantitative easing shock was identified. In the final stage, the responses of income inequality were estimated using the local projections method for each country separately and were then aggregated using the Mean Group estimator. The interpretation of the results was supplemented with data from the European household survey Household Finance and Consumption Survey.

The obtained results indicate that ECB monetary policy was on average not distributionally neutral in the short and medium term. In the case of a restrictive SSR shock,

the average response of the Gini coefficient was positive, which means a temporary increase in market income inequality. The strongest average response appeared in the first quarter after the shock and amounted to +0.072 Gini points. In the case of the QE shock, the average response was negative, and the strongest decline appeared in the sixth quarter and amounted to -0.113 Gini points. This means that expansionary quantitative easing was on average associated with a temporary decline in income inequality. In both cases, however, country responses were clearly differentiated in terms of sign and magnitude. The resulting profile of findings suggests greater support for an interpretation emphasizing the importance of channels related to the labor market rather than asset prices. The findings suggest that the effects of monetary policy in a monetary union in the short and medium horizon have concrete distributional consequences, rather than being limited only to inflation, output or unemployment. For this reason, the burden of mitigating the short-term distributional effects of common monetary policy rests primarily on national policy, on labor market institutions and tax-transfer mechanisms.

The dissertation confirms that the distributional effects of ECB monetary policy are real, although within the analyzed horizon they indicated a temporary character. A restrictive monetary impulse was on average associated with an increase in income inequality, whereas the QE impulse was associated with its temporary decline. The most important result of the study, however, remains the confirmation of strong heterogeneity of responses across countries. This means that the “one size fits all” problem in a monetary union may also have a distributional dimension. The contribution of the dissertation lies in combining, within a single empirical strategy, the quarterly conversion of inequality data, the identification of a common monetary policy impulse at the euro area level, and the estimation of differentiated country responses. The results should be interpreted with caution, because the quarterly Gini series were obtained through disaggregation, and the comparison between SSR and QE shocks is primarily qualitative in nature.

Keywords: *monetary policy, European Central Bank, income inequality, quantitative easing, euro area, SVAR, local projections*

Wstęp

Współczesna polityka pieniężna przeszła głęboką transformację. O ile jeszcze na początku XXI w. podstawowym instrumentem banków centralnych było kształtowanie krótkoterminowych stóp procentowych, o tyle globalny kryzys finansowy lat 2007–2009 wymusił sięgnięcie po narzędzia, które wcześniej miały znaczenie raczej drugorzędne i pozostawały poza głównym nurtem praktyki banków centralnych¹. Mowa tu o programach skupu aktywów (tzw. luzowanie ilościowe), ujemnych stopach procentowych, operacjach płynnościowych o wydłużonym terminie zapadalności oraz aktywnej komunikacji w formie *forward guidance*. Z instrumentów nadzwyczajnych stały się one stałym elementem praktyki banków centralnych. W strefie euro skala tych interwencji była wyjątkowo duża. Bilans Europejskiego Banku Centralnego (EBC), który przed kryzysem nie przekraczał 1,5 bln EUR, w szczytowym momencie programów skupu osiągnął ponad 8,8 bln EUR².

Choć interwencje te miały na celu stabilizację makroekonomiczną i walkę z deflacją, ich konsekwencje były znacznie szersze. Po 2012 r. w świecie nauki rozgorzała debata o dystrybucyjnych konsekwencjach tego zjawiska³. Przez długi czas zagadnienie to pozostawało na marginesie zainteresowań badaczy. W ujęciu klasycznym uznawano, iż efekty redystrybucyjne działań banku centralnego są przejściowe i zrównoważone w cyklu koniunkturalnym⁴. Pojawiły się jednak obawy czy skup aktywów finansowych na szeroką skalę nie prowadzi do wzrostu cen akcji i nieruchomości, co w nieproporcjonalny sposób powiększałoby dochody i majątek gospodarstw domowych z górnych decyli rozkładu dochodów⁵.

Równocześnie od strony teoretycznej rozwój tzw. modeli HANK (*Heterogeneous*

¹C. Borio, A. Zabai, *Unconventional Monetary Policies: A Re-appraisal*, BIS Working Papers 570/2016, s. 1–7.

²*Annual Report 2021*, European Central Bank, Frankfurt am Main 2022, s. 35.

³V. Bell, M. Joyce, Z. Liu, C. Young, *The distributional effects of asset purchases*, Bank of England Quarterly Bulletin Q3/2012, s. 254–266

⁴B. S. Bernanke, *Monetary Policy and Inequality*, Brookings, 1.06.2015, <https://www.brookings.edu/articles/monetary-policy-and-inequality/> (dostęp: 20.03.2026).

⁵K. Bernoth, P. J. König, B. Beckers, C. Forti Grazzini, *Quantitative Easing – What Are the Side Effects on Income and Wealth Distribution*, DIW Berlin: Politikberatung kompakt 99/2015, s. 7–10.

Agent New Keynesian) pokazał, iż dystrybucja dochodu i majątku nie jest jedynie efektem ubocznym stabilizacji makroekonomicznej, lecz współtworzy sam mechanizm transmisji. Kaplan, Moll i Violante (2018) wykazali, że w warunkach heterogenicznych bilansów gospodarstw domowych reakcja konsumpcji i popytu zagregowanego zależy nie tylko od przeciętnej zmiany stóp procentowych, lecz także od tego, jak zmiana ta oddziałuje na dochód rozporządzalny różnych grup gospodarstw⁶. Auclert (2019) sformalizował ten mechanizm jako kanał redystrybucji⁷. Oznacza to, że nawet przy zbliżonych reakcjach agregatów makroekonomicznych efekt na miary nierówności może być różny, a niekiedy nawet przeciwny, w zależności od struktury portfeli i dochodów gospodarstw domowych w danym kraju.

Zagadnienie analizowane w niniejszej rozprawie nabiera szczególnej wagi w warunkach strefy euro. Europejski Bank Centralny prowadzi wspólną politykę pieniężną dla krajów o zróżnicowanych fundamentach makroekonomicznych, odmiennych profilach dochodowych gospodarstw domowych oraz różnych modelach rynku pracy. Różnice dotyczą choćby struktury własnościowej nieruchomości (np. Niemcy *versus* Hiszpania), elastyczności rynku pracy (np. Włochy *versus* Niderlandy) czy partycypacji w rynku finansowym⁸. Dlatego też ta sama decyzja EBC może uruchamiać różne kanały transmisji w poszczególnych państwach członkowskich generując potencjalnie odmienne skutki dystrybucyjne.

Choć literatura empiryczna poświęcona dystrybucyjnym efektom polityki monetarnej rozwija się dynamicznie, zмага się z istotnymi ograniczeniami. Pierwszy problem dotyczy niedopasowania częstotliwości danych. Nierówności dochodowe udostępniane są w częstotliwości rocznej, podczas gdy transmisję polityki pieniężnej analizuje się zazwyczaj na danych kwartalnych i miesięcznych. Część badaczy przechodzi na częstotliwość roczną bądź stosuje modele częstotliwości mieszanej (*mixed-frequency*), tracąc informacje o dynamice

⁶G. Kaplan, B. Moll, G. L. Violante, *Monetary Policy According to HANK*, American Economic Review 108(3)/2018, s. 697–743.

⁷A. Auclert, *Monetary Policy and the Redistribution Channel*, American Economic Review 109(6)/2019, s. 2333–2367.

⁸M. Ampudia, D. Georgarakos, J. Slacalek, O. Tristani, P. Vermeulen, G. L. Violante, *Monetary Policy and Household Inequality*, ECB Working Paper No. 2170/2018, s. 2–5.

transmisji w krótszych horyzontach. Jest to problematyczne zwłaszcza w badaniach luzowania ilościowego, które w strefie euro występuje od niedawna co wiąże się z niewielką liczbą obserwacji.

Drugi problem dotyczy identyfikacji szoków polityki monetarnej. Po 2008 r. instrumentarium wykorzystywane przez EBC stało się znacznie bardziej rozbudowane. Decyzje obejmują jednocześnie stopy procentowe, *forward guidance*, skup aktywów i operacje płynnościowe. Nawet zaawansowane podejścia identyfikacyjne nie eliminują w pełni problemu tzw. szoku informacyjnego (*information shock*), czyli trudności oddzielenia komponentu czystej zmiany polityki od sygnału dotyczącego oceny stanu gospodarki⁹.

Trzecie ograniczenie dotyczy analizy różnic w reakcji między krajami. Wiele istniejących prac wykorzystywało modele panelowej autoregresji wektorowej (Panel VAR) ze wspólną strukturą parametrów. Podejście to pozwalało zwiększyć liczebność próby, ale zarazem ograniczało możliwość uchwycenia specyfiki krajowej. W rezultacie w literaturze nadal słabo rozpoznany pozostaje mechanizm łączący wspólny szok polityki pieniężnej z heterogeniczną reakcją nierówności dochodowych w poszczególnych gospodarkach strefy euro. Co istotne, o ile każde z tych ograniczeń było z osobna adresowane w różnych pracach, w niniejszej rozprawie zaproponowano podejście łączące rozwiązanie tych problemów w ramach jednej strategii empirycznej.

Głównym przedmiotem rozprawy jest ocena wpływu polityki monetarnej Europejskiego Banku Centralnego na nierówności dochodowe w wybranych państwach strefy euro. Na potrzeby pracy nierówności dochodowe rozumiane są jako nierówności dochodu przed transferami społecznymi, przy czym do dochodu wliczają się emerytury. Ich miarą jest współczynnik Giniego. Głównym celem rozprawy jest empiryczna ocena wpływu polityki pieniężnej EBC na tak rozumiane nierówności dochodowe, z uwzględnieniem zróżnicowania reakcji między krajami członkowskimi unii walutowej. Mając to na uwadze sformułowano trzy pytania badawcze

⁹M. Jarociński, P. Karadi, *Deconstructing Monetary Policy Surprises – The Role of Information Shocks*, American Economic Journal: Macroeconomics 12(2)/2020, s. 1–43.

- **I.** Czy, a jeśli tak, to w jakim horyzoncie czasowym, restrykcyjny impuls polityki monetarnej EBC, mierzony zmianą stopy cienia, wpływa na nierówności dochodowe?
- **II.** Czy i w jakim horyzoncie czasowym ekspansywny impuls luzowania ilościowego EBC wpływa na nierówności dochodowe?
- **III.** Jak odpowiedzi nierówności dochodowych na wspólny impuls polityki monetarnej różnią się między krajami i w jakim stopniu można zróżnicowanie to uporządkować w odniesieniu do struktury dochodów, rynku pracy i bilansów gospodarstw domowych?

W oparciu o przegląd literatury przedmiotu oraz analizę teoretycznych mechanizmów transmisji, sformułowano następujące hipotezy badawcze:

- **H1:** Restrykcyjny impuls nastawienia polityki monetarnej EBC wiąże się przeciętnie z przejściowym wzrostem nierówności dochodowych.
- **H2:** Impuls luzowania ilościowego EBC wiąże się przeciętnie z przejściowym spadkiem nierówności dochodowych.
- **H3:** Odpowiedzi nierówności dochodowych na wspólny impuls polityki monetarnej są heterogeniczne między krajami o różnej strukturze dochodów, rynku pracy i bilansów gospodarstw domowych.

Hipotezy H1 i H2 wynikają z pośredniego kanału transmisji polityki pieniężnej, który oddziałuje przez zatrudnienie i płace. Zacieśnienie monetarne osłabia aktywność gospodarczą i rynek pracy, co powinno silniej dotyczyć gospodarstwa domowe bardziej uzależnione od bieżących dochodów z pracy, podczas gdy ekspansja monetarna działa w kierunku przeciwnym. Hipoteza H3 wynika natomiast z logiki unii walutowej, w której wspólny impuls monetarny oddziałuje na gospodarki różniące się strukturą dochodów, rynkiem pracy i bilansem gospodarstw domowych. Z tego względu reakcje nierówności nie muszą być jednakowe między krajami.

Weryfikacja postawionych hipotez wymagała przyjęcia strategii badawczej łączącej kilka elementów. W pierwszym etapie zastosowano procedurę dezagregacji czasowej

(*temporal disaggregation*), która pozwoliła przekształcić roczne szeregi współczynnika Giniego w dane kwartalne. Zmienne pomocnicze dobrano indywidualnie dla ośmiu analizowanych krajów: Austrii, Belgii, Finlandii, Francji, Hiszpanii, Niderlandów, Niemiec i Włoch.

Kolejny etap polegał na identyfikacji wspólnych impulsów polityki EBC za pomocą strukturalnego modelu wektorowej autoregresji z restrykcjami znakovymi (SVAR). W pełnej próbie identyfikowany jest restrykcyjny szok stopy cienia (*shadow rate*, SSR), rozumianej jako syntetyczna miara nastawienia (*stance*) polityki pieniężnej. W krótszym horyzoncie identyfikowany jest osobny szok luzowania ilościowego (QE). Co istotne, ze względu na różnice w próbie oraz konstrukcji zmiennych porównania zidentyfikowanych szoków mają charakter głównie jakościowy. Ostatni etap polega na analizie heterogeniczności reakcji krajowych nierówności dochodowych. W tym celu wykorzystano metodę lokalnych projekcji estymowanych osobno dla poszczególnych gospodarek, a następnie dokonano agregacji metodą *Mean Group*. Interpretację uzyskanych wyników uzupełniono danymi przekrojowymi z europejskiego badania gospodarstw domowych *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS).

Rozprawa składa się z czterech rozdziałów. Rozpoczyna się od przedstawienia teoretycznych fundamentów polityki monetarnej. Zawarto w niej definicję, ewolucję, hierarchię celów oraz strategię władz monetarnych, ze szczególnym uwzględnieniem mandatu EBC. Omówiono także instrumentarium banków centralnych, zarówno konwencjonalne, jak i niekonwencjonalne. Rozdział ten porządkuje aparat pojęciowy niezbędny do dalszej analizy.

Rozdział drugi poświęcony jest dystrybucyjnym efektom polityki monetarnej w ujęciu teoretycznym i empirycznym. Przedstawiono kanały transmisji identyfikowane w literaturze, omówiono główne problemy metodologiczne oraz dokonano przeglądu dotychczasowych badań empirycznych. W podsumowaniu rozdziału zawarto identyfikację luk badawczych, które stanowią punkt wyjścia dla dalszej części pracy.

Rozdział trzeci poświęcony jest opisowi konstrukcji danych oraz strategii badawczej. Omówiono dobór krajów, procedurę dezagregacji czasowej, wykorzystane w pracy miary

nastawienia polityki pieniężnej EBC, specyfikację modelu SVAR oraz metodę lokalnych projekcji z agregacją *Mean Group*.

Rozdział czwarty zawiera omówienie wyników badania ilościowego oraz ich interpretację. Przedstawiono w nim walidację zidentyfikowanych szoków, analizę reakcji nierówności na oba typy impulsów, możliwe interpretacje źródeł heterogeniczności krajowej oraz analizę wrażliwości wyników.

Rozprawa wnosi wkład do literatury w kilku wymiarach. Zaproponowana procedura dezagregacji czasowej umożliwia analizę w częstotliwości kwartalnej. Jest to istotne, ponieważ dotychczasowe podejścia oparte na danych rocznych lub miarach *mixed-frequency* traciły informacje o dynamice transmisji w krótszych horyzontach. Strategia empiryczna, łącząca w pierwszym kroku identyfikację wspólnego impulsu na poziomie strefy euro z estymacją w drugim kroku reakcji krajowych metodą lokalnych projekcji, pozwala jednocześnie uchwycić wspólny szok polityki EBC jak i heterogeniczność jego dystrybucyjnych konsekwencji. Uzyskane wyniki mogą dostarczyć informacji dla władz monetarnych i fiskalnych na temat konsekwencji dystrybucyjnych polityki monetarnej oraz stanowić punkt wyjścia do dalszych badań.

Rozdział 1. Istota, cele i narzędzia polityki monetarnej

Badanie wpływu polityki monetarnej na nierówności dochodowe wymaga wcześniejszego wyjaśnienia podstawowych pojęć oraz przedstawienia ewolucji współczesnej bankowości centralnej. Wynika to z faktu, że polityka pieniężna jest dzisiaj prowadzona w diametralnie innych warunkach niż w XX w. Instrumentarium banków centralnych rozszerzyło się poza tradycyjne kształtowanie krótkoterminowych stóp procentowych. Dlatego też analiza kanałów, za pośrednictwem których decyzje władz monetarnych mogą oddziaływać na dystrybucję dochodu, wymaga wcześniejszego omówienia celów polityki pieniężnej, narzędzi jej realizacji oraz instytucjonalnych uwarunkowań działania banków centralnych.

Niniejszy rozdział pełni w rozprawie funkcję porządkującą. W pierwszej części omówiono pojęcie polityki pieniężnej, jej rolę w stabilizacji makroekonomicznej oraz ewolucję bankowości centralnej i reżimów monetarnych. Następnie przedstawiono hierarchię celów i strategię władz monetarnych, ze szczególnym uwzględnieniem mandatu Europejskiego Banku Centralnego. Ostatnia część rozdziału poświęcona została szczegółowemu omówieniu konwencjonalnych oraz niekonwencjonalnych instrumentów, które od czasu globalnego kryzysu finansowego stały się trwałym elementem praktyki banków centralnych w gospodarkach rozwiniętych.

1.1. Pojęcie, ewolucja i uwarunkowania polityki pieniężnej

1.1.1. Definicja polityki monetarnej i miary podaży pieniądza

W swej najszerzej definicji polityka monetarna jest jakąkolwiek świadomą akcją podjętą przez władze monetarne prowadzącą do zmiany ilości, dostępności lub ceny pieniądza¹⁰. O ile definicja ta mogła uchodzić za wystarczającą przez setki lat, obecnie wymaga nieco większej precyzji, przede wszystkim ze względu na fakt, że wraz z rozwojem finansów i bankowości wzrosła złożoność całego systemu monetarnego. Na potrzeby

¹⁰ G. K. Shaw, *An introduction to the theory of macro-economic policy*, Martin Robertson and Company Ltd, London 1977, s. 65.

niniejszej rozprawy polityka monetarna (zamiennie nazywana również pieniężną) będzie rozumiana jako prowadzona w imieniu państwa działalność władz monetarnych, polegająca na wyborze celów makroekonomicznych oraz ich realizacja poprzez oddziaływanie na popyt na pieniądź oraz jego podaż, za pomocą wybranego zestawu instrumentów.¹¹ Współcześnie realizacja tego obszaru polityki powierzona jest przez państwo bankom centralnym¹² działającym na podstawie mandatu publicznego zapisanego w ustawie lub konstytucji. Bankiem centralnym nazywane są instytucje finansowe zarządzające walutą danego kraju lub grupy krajów. Co do zasady mają one monopol na emisję gotówki oraz rezerw bankowych. Dzielią się one na krajowe banki centralne (np. Narodowy Bank Polski, Bank Anglii czy Szwajcarski Bank Narodowy) lub w przypadku unii walutowej, banki obejmujące grupę krajów (np. Europejski Bank Centralny dla strefy euro¹³).

Banki centralne wpływając na podaż pieniądza obecnie występują w dwóch odrębnych, ale ściśle ze sobą powiązanych rolach: kontrolera własnej emisji pieniądza oraz regulatora ilości pieniądza kreowanego przez banki komercyjne. Mają one przywilej kreowania tzw. pieniądza bazowego, niekiedy nazywanego „pieniędzem dużej mocy”¹⁴. Polega to na dostarczaniu płynności osobom fizycznym w formie gotówki, a systemowi finansowemu w postaci rezerw bankowych zdeponowanych na rachunkach w banku centralnym. Dlatego też bank centralny jest niekiedy nazywany bankiem banków.

W przeszłości gotówka była dominującą formą pieniądza. Jednak współczesny system monetarny, nazywany systemem rezerwy częściowej, jest nieco bardziej skomplikowany. Pozwala on na kreację pieniądza również przez banki komercyjne poprzez tworzenie depozytów bankowych. Pożyczki udzielane przez banki komercyjne zwiększają ilość pieniądza do poziomu przekraczającego pierwotną ilość wyemitowaną przez bank centralny. Pieniądź wyemitowany w ten sposób określany jest mianem depozytowego. Na

¹¹ W. Przybylska-Kapuścińska, M. Szyszko, *Współczesna polityka pieniężna. Perspektywa XXI wieku*, Difin SA, Warszawa 2017, s. 16.

¹² W dalszej części pracy zwroty „bank centralny” i „władze monetarne” będą wykorzystywane jako synonimy.

¹³ Władzę monetarną w krajach należących do strefy Euro sprawuje Eurosystem - struktura organizacyjną wewnątrz Europejskiego Systemu Banków Centralnych, w skład w której wchodzi krajowe banki centralne wszystkich państw należących do strefy Euro oraz Europejski Bank Centralny, który jest odpowiedzialny za realizację celów monetarnych Eurosystemu. Zob. szerzej: Wersja skonsolidowana Traktatu o funkcjonowaniu Unii Europejskiej, art. 282 ust. 1, Dz.U. UE C 202 z 7.06.2016, s. 167.

¹⁴ A. Sławiński, *Polityka pieniężna*, C.H. Beck, Warszawa 2011, s. 13.

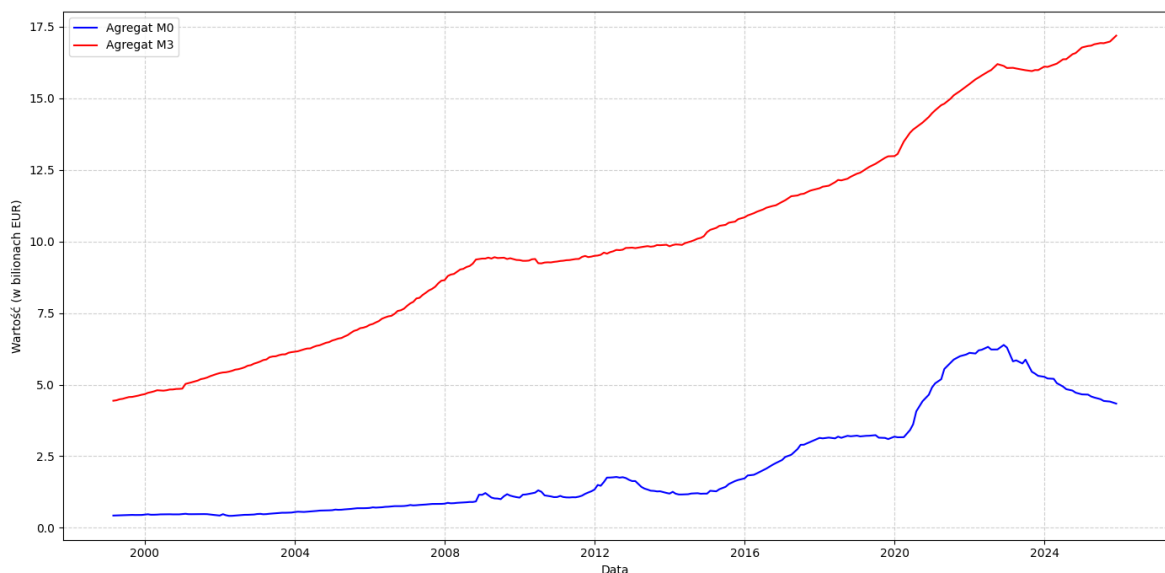
potrzeby statystyki monetarnej, miary podaży pieniądza zaszeregowano w tzw. agregaty monetarne. Przyjmują numerację od M1 jako aktywów najbardziej płynnych do M3 - najmniej płynnych:

- M1 jest sumą waluty w obiegu i depozytów jednodniowych;
- M2 stanowi sumę M1, depozytów o uzgodnionym terminie zapadalności do dwóch lat oraz depozytów zwrotnych za wypowiedzeniem do trzech miesięcy;
- M3 jest sumą M2, umów z przyrzeczeniem odkupu, jednostek uczestnictwa w funduszach rynku pieniężnego oraz dłużnych papierów wartościowych o terminie zapadalności do dwóch lat¹⁵.

Agregaty te pełnią obecnie funkcję analityczną, pozwalając ocenić kondycję gospodarki i presję inflacyjną. Europejski Bank Centralny w swojej statystyce odrębnie analizuje bazę monetarną, obejmującą gotówkę w obiegu oraz rezerwy banków komercyjnych utrzymywane w banku centralnym.

W krajach o niskim wykorzystaniu depozytów bankowych, banknoty emitowane przez bank centralny stanowią główną część podaży pieniądza, co pozwala na jej regulację poprzez bezpośrednią kontrolę emisji banknotów. Jednak w gospodarkach rozwiniętych baza monetarna stanowi zaledwie małą część całkowitej podaży pieniądza. W strefie euro na koniec listopada 2025 r. baza monetarna wynosiła 4,3 bln EUR, podczas gdy agregat M3, obejmujący wszystkie typy pieniądza, wynosił 17,2 bln EUR (rys. 1.1). Oznacza to, że większa część środków w systemie została wykreowana poprzez kredyt w bankach komercyjnych, w ramach emisji pieniądza depozytowego. Dlatego też, wraz z rozwojem rynku finansowego danego kraju rośnie znaczenie roli banku centralnego jako regulatora w stosunku do roli emitenta, ponieważ to działania banków komercyjnych bezpośrednio odpowiadają za dużą część fluktuacji podaży pieniądza.

¹⁵ European Central Bank, Monetary Aggregates:
https://www.ecb.europa.eu/stats/money_credit_banking/monetary_aggregates/html/index.en.html
(dostęp: 17.08.2025).



Rysunek 1.1. Kształtowanie się bazy monetarnej oraz agregatu M3 w strefie euro w latach 1999–2025 (w bln EUR)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Europejskiego Banku Centralnego z bazy ECB Data Portal.

Uznaje się, że współczesna polityka pieniężna nie polega już przede wszystkim na bezpośrednim sterowaniu podażą pieniądza¹⁶. Jej operacyjny wymiar sprowadza się głównie do ustalania ceny i ilości płynności banku centralnego. W drodze arbitrażu cena ta wyznacza krótkoterminowe stopy procentowe na rynku międzybankowym¹⁷. Decyzje władz monetarnych dotyczące stóp procentowych są bacznie obserwowane przez uczestników rynku finansowego. W zależności od oczekiwań i ryzyka rynkowego, działania banku centralnego mogą również wpływać na długoterminowe stopy procentowe i szerszy zakres zmiennych finansowych w gospodarce, które z kolei oddziałują na aktywność gospodarczą.

Zasadniczym celem polityki monetarnej jest zapewnienie stabilnego ogólnego poziomu cen, co oznacza zapobieganie zarówno inflacji jak i deflacji. Jednak w zależności od mandatu banku centralnego, jego zadaniem może być osiągnięcie także innych celów. Może to być utrzymanie równowagi w handlu międzynarodowym czy też zapewnienie

¹⁶ U. Bindseil, *The operational target of monetary policy and the rise and fall of reserve position doctrine*, ECB Working Paper Series No. 372/2004, s. 4–5, 9.

¹⁷ M. Schlegel, S. Kraenzlin, *Demand for Reserves and the Central Bank's Management of Interest Rates*, Swiss National Bank Working Papers 15/2009, s. 2–3.

stabilności kursu walutowego oraz rynków finansowych¹⁸. Za pomocą instrumentów polityki monetarnej w gospodarce rynkowej władze monetarne mogą także wspomóc realizowanie polityki gospodarczej rządu poprzez oddziaływanie na gospodarkę realną, wpływając pośrednio na aktywność gospodarczą i bezrobocie, dążąc do zmaksymalizowania zagregowanego poziomu produkcji. Należy zwrócić uwagę, że nie zawsze jest możliwe zapewnienie realizacji wszystkich tych celów jednocześnie, dlatego właśnie racjonalna polityka monetarna wymaga ich prawidłowej identyfikacji i dokonania wyboru.

Rola jaką do odegrania ma polityka pieniężna zależy przede wszystkim od charakteru systemu gospodarczego w którym funkcjonuje. Ma ona drugorzędne znaczenie w gospodarkach z wiodącą rolą państwa, gdzie większość przedsiębiorstw i alokacja zasobów są pod kontrolą rządu, a podział produkcji oraz kształtowanie się cen produktów i usług nie opiera się na mechanizmie rynkowym. Nawet jednak w takim systemie polityka monetarna może mieć pewien wpływ na gospodarkę. Nadmierna podaż pieniądza może wywołać zbyt duży popyt i presję inflacyjną, czego symptomem jest powstawanie czarnych rynków oraz niedobry towarów. Natomiast niewystarczająca podaż pieniądza utrudni produkcję i handel.

1.1.2. Rola polityki monetarnej w stabilizacji makroekonomicznej

W gospodarce rynkowej jedną z funkcją polityki monetarnej jest stabilizowanie zagregowanego popytu w celu uzyskania najkorzystniejszych wyników gospodarczych. J. Stiglitz uważa, że niektóre aspekty polityki monetarnej przyjmują charakter zbliżony do automatycznych stabilizatorów¹⁹. Stanowi ona drugi obok polityki fiskalnej filar polityki makroekonomicznej. Wypadkowa decyzji władz monetarnych oraz rządu odpowiedzialnego za politykę fiskalną przyjętych w celu prowadzenia polityki gospodarczej określana jest jako *tzw. policy mix*. Zarówno polityka pieniężna, jak i fiskalna mogą być wykorzystywane do zwiększania zagregowanego popytu i produkcji w krótkim okresie jak i do jego tłumienia. Z tą jednak różnicą, że ekspansja monetarna oddziałuje przede wszystkim przez obniżenie realnych stóp procentowych i poprawę warunków finansowania, natomiast ekspansja

¹⁸ A. Bénassy-Quéré, B. Cœuré, P. Jacquet, J. Pisani-Ferry, *Economic Policy. Theory and Practice*, Oxford University Press, New York 2019, s. 238.

¹⁹ J. Stiglitz, C. Walsh, *Economics*, W. W. Norton & Company, New York 2006, s. 736.

fiskalna może prowadzić do wzrostu realnej stopy procentowej. Oznacza to, że przy braku koordynacji polityka pieniężna może częściowo zniwelować efekt polityki fiskalnej²⁰.

Od drugiej połowy XX w. to polityka monetarna pozostaje głównym narzędziem polityki stabilizacji makroekonomicznej w gospodarkach rozwiniętych. Jednym z powodów tego stanu rzeczy są nieodłączne opóźnienia wewnętrzne związane z procesem wdrażania polityki fiskalnej. Szczególnie odczuwalne było to w warunkach pojawiających się recesji, kiedy odpowiedź polityki monetarnej była niemal natychmiastowa, podczas gdy przyjęcie i wdrożenie odpowiednich ustaw podatkowych często wymaga wielu miesięcy. Należy jednak podkreślić, że polityka fiskalna i polityka pieniężna różnią się długością opóźnienia, z jakim podejmowane działania oddziałują na gospodarkę. Okres ten określa się mianem *policy lag*²¹ lub opóźnieniem zewnętrznym²². O ile zwiększone wydatki rządowe mają bezpośredni i niemal natychmiastowy wpływ, o tyle transmisja polityki monetarnej jest długa i zmienna. Jej pełen wpływ może być obserwowany nawet po kilku kwartałach, a nawet latach.

Polityka monetarna, podobnie jak fiskalna, ma charakter popytowy, wpływa jednak na zagregowany popyt w sposób pośredni. Bank centralny nie udziela gospodarstwom domowym i przedsiębiorstwom niefinansowym pożyczek, ale wpływa na ich decyzje dotyczące inwestycji, konsumpcji i oszczędności poprzez oddziaływanie na warunki ich finansowania przez pośredników finansowych. Dlatego też skuteczność polityki pieniężnej zależy między innymi od poziomu monetyzacji gospodarki²³. W państwach w których wszystkie transakcje dokonywane są z wykorzystaniem pieniądza jako środka transakcyjnego polityka monetarna może wpływać na ogólny poziom cen poprzez regulację podaży pieniądza. Należy zważyć, iż najważniejsze instrumenty w jakie wyposażone są banki centralne oddziałują na gospodarkę poprzez rynek kapitałowy i pieniężny, dlatego też rozwój rynków finansowych (przede wszystkim sektora bankowego) istotnie wpływa na transmisję polityki monetarnej²⁴. Aby bank centralny mógł prowadzić skuteczną politykę

²⁰ Zob. szerzej: V. Belinga and C. Ngouana, *(Not) Dancing Together: Monetary Policy Stance and the Government Spending Multiplier*, Working Paper 15/114/2015.

²¹ M. Friedman, *The Lag in Effect of Monetary Policy*, *Journal of Political Economy* 69(5)/1961, s. 447.

²² P. Marszałek, *Trudności koordynacji polityki pieniężnej i polityki fiskalnej we współczesnej gospodarce*, *Gospodarka Narodowa* 9/2006, s. 61.

²³ D. N. Dwivedi, *Macroeconomics. Theory and Policy*, McGraw and Hill Education, New Dehli 2015, s. 632.

²⁴ A. Mehrotra, J. Schanz, *Financial market development and monetary policy*, BIS Papers 113/2020, s. 3.

pieniężną metodami pośrednimi, w danym kraju rynek pieniądza musi działać w oparciu o mechanizm rynkowy. W przeciwnej sytuacji polityka monetarna prowadzona jest poprzez metody bezpośrednie - kontrolę administracyjną²⁵. Metody te uznaje się za negatywnie wpływające na konkurencyjność i stosowane są w krajach o niskim poziomie rozwoju rynku kapitałowego oraz w okresie kryzysów.

W swoim najbardziej podstawowym podziale, polityka monetarna dzieli się restrykcyjną i ekspansywną. Polityka restrykcyjna ma charakter dezinflacyjny. Prowadzi do spadku zagregowanego popytu oraz zmniejszenia podaży pieniądza, poprzez wzrost rezerw bankowych, podwyższenie stóp procentowych i sprzedaż papierów wartościowych na otwartym rynku. W środowisku elastycznych kursów walutowych sprzyja to aprecjacji²⁶.

Ekspansywna polityka monetarna ma za zadanie pobudzanie aktywności gospodarczej, poprzez utrzymywanie niskich stóp procentowych i łatwiejszy dostęp do kredytów. Prowadzi to do zwiększenia wydatków inwestycyjnych, co wywołuje efekt mnożnikowy na zagregowany popyt²⁷. Stosowana jest w czasach recesji lub spowolnienia gospodarczego, przy niskim poziomie inwestycji i zatrudnienia, wskazujących na oddalanie się produkcji realnej od potencjalnej. W krótkim okresie, taka polityka prowadzi do wzrostu produkcji, spadku stopy procentowej i wzrostu poziomu cen. Z upływem czasu, wpływ na produkcję i stopę procentową zanika, natomiast poziom cen rośnie²⁸. Ekspansja monetarna, może również powodować deprecjację waluty z powodu odpływu inwestorów zagranicznych. Prowadzi to do zmniejszenia importu (ze względu na relatywny wzrost cen towarów zagranicznych) i zwiększenia eksportu.

Uważa się, iż polityka pieniężna przynosi asymetryczne efekty w zależności od tego czy prowadzona jest w sposób ekspansywny czy restrykcyjny. Na przykład niektóre badania dowodzą, iż luzowanie polityki monetarnej ma mniejszy pozytywny wpływ na bezrobocie niż zacieśnianie ma negatywny²⁹. Wynika to między innymi z teoretycznej dolnej granicy

²⁵ W. Rutkowski, *Bank centralny i polityka pieniężna*, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2016, s. 42.

²⁶ A. S. Blinder, J. L. Solow, W. J. Baumol, *Macroeconomics. Principles and Policy*, Cengage, New York 2020, s.398

²⁷ Ibidem, s. 270

²⁸ O. Blanchard, *Makroekonomia*, Wydawnictwo Nieoczywiste, Warszawa 2017, s. 217.

²⁹ R. Barnichon, C. Matthes, *Gaussian Mixture Approximations of Impulse Responses and the Nonlinear Effects*

stopy procentowej oraz sztywności płac nominalnych w dół. Nie ma także gwarancji, że w warunkach dużej niepewności ekonomicznej bardziej ekspansywna polityka skłoni uczestników rynku do wydatków i zaciągania kredytów.

Polityka monetarna może być prowadzona w sposób dyskrejonalny, tzn. w oparciu o uznaniowość właściwych organów, bądź też w oparciu o z góry ustalone reguły. Polityka dyskrejonalna cechuje się większą elastycznością, co pozwala na reakcje w sytuacjach nadzwyczajnych jak krach, wojna czy inne wstrząsy, które trudno byłoby przewidzieć podczas projektowania reguł. Wiąże się jednak ona z większą niepewnością uczestników rynku finansowego co do zasad, którymi kieruje się bank centralny. Istnieje także zagrożenie, że władze monetarne ulegać będą pokusom realizowania celów krótkoterminowych kosztem długoterminowych. Wiąże się z tym także problem niespójności czasowej (*time inconsistency*). Na skutek polityki, która w danym momencie została uznana za optymalną, zmieniają się zachowania uczestników rynku, co w konsekwencji prowadzi do potrzeby przyjęcia nowej polityki. W literaturze wskazuje się na 4 możliwe opóźnienia czasowe związane z decyzyjnością banku centralnego: opóźnienia w otrzymaniu informacji, rozpoznaniu, utworzeniu i implementacji³⁰. Politykę dyskrejonalną, szczególnie w odniesieniu do pobudzania gospodarki postulowali keynesiści w okresie po II wojnie światowej³¹.

Alternatywę stanowi polityka prowadzona o z góry ustalone zasady. Reguła stanowić ma wiarygodny mechanizm wiążący ręce decydentom. Duży nacisk położony jest na przejrzystość i wiarygodność zobowiązań władz monetarnych. Publicznie ogłoszone reguły mają ograniczyć niepewność i ryzyko uczestników rynku. Prowadzenie polityki monetarnej w oparciu o reguły, choć znane już wcześniej, spopularyzowane zostało przez monetarystów na gruncie krytyki polityki uznaniowej.

1.1.3. Ewolucja bankowości centralnej i reżimów monetarnych

Współcześnie jednym z najważniejszych atrybutów władz monetarnych jest monopol

of Monetary Shocks, Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper 16(08)/2016, s. 32.

³⁰ M. Burda, C. Wyplosz, *Macroeconomics: A European Text*, Oxford University Press, Oxford 1993, s. 306.

³¹ R. J. Gordon, *Postwar Macroeconomics: The Evolution of Events and Ideas*, w: *The American Economy in Transition*, red. M. Feldstein, University of Chicago Press, Chicago 1980, s. 102.

na dostarczenia do użytku w codziennym obrocie transakcyjnym powszechnie stosowanego środka płatniczego. Uznaje się jednak, że pierwotnie pieniądze jako jednostki rozliczeniowe pojawiły się w wyniku działalności rynkowej kupców. Dopiero w późniejszej fazie rozwoju w wytwarzanie monet zaangażowali się monarchowie, co wiąże się z powstaniem senioratu – prerogatywy do bicia pieniądza jako monopolista. Pierwotnie określano tak dochód jaki królewska mennica uzyskiwała dzięki różnicy w wartości użytego kruszcu i ceny emitowanej monety. Najwcześniejszym znanym instrumentem polityki monetarnej można zatem w tym kontekście uznać obniżanie wartości monet poprzez przetapianie ich i mieszanie z mniej szlachetnymi metalami. W czasach rzymskich sukcesywne zmniejszanie ilości srebra w denarze doprowadziło w okresie panowania Cesarza Dioklecjana do kryzysu inflacyjnego, którego nie udało się powstrzymać mimo reformy walutowej i ustalenia cen maksymalnych 900 produktów³².

Choć współcześnie prowadzenie polityki monetarnej kojarzone jest jednoznacznie z bankami centralnymi, w przeszłości w wielu krajach funkcje te wykonywane były przez Skarb Państwa, a niekiedy przez banki komercyjne (np. *Commonwealth Bank of Australia* w latach 1924-1959)³³. Pierwsze banki centralne pojawiły się w Europie dopiero w XVII w. W 1668 r. w Szwecji założony został *Riksbank*, a 26 lat później powstał Bank Anglii. Szczególnie to drugie wydarzenie stało się podstawą dla „finansowej rewolucji” i przyczyniło się do gwałtownego rozwoju systemu finansowego, tworząc stabilny i płynny rynek długu rządowego³⁴. Bank przyjmując depozyty od innych banków komercyjnych stał się także bankiem banków oraz pożyczkodawcą ostatniej szansy. Początkiem zaś nowożytnej polityki monetarnej było dyskontowanie przez Bank Anglii długu państwowego i komercyjnych papierów dłużnych. Stopa procentowa, po jakiej bank udzielał pożyczek na podstawie tych zabezpieczeń stała się znana jako stopa dyskontowa lub bankowa. Za pomocą modyfikacji tego wskaźnika Bank Anglii zaczął wpływać na warunki kredytowe w

³² H. Michell, *The Edict of Diocletian: A Study of Price Fixing in the Roman Empire*, The Canadian Journal of Economics and Political Science 13/1947, s. 1.

³³ S. Cornish, *History and the Development of Central Banking in Australia 1920-1970*, Global Dynamic Systems Centre Working Paper Series 3/2008, s.6.

³⁴ P. Rousseau, R. Sylla, *Financial Systems, Economic Growth, and Globalization*, w: *Globalization in Historical Perspective*, pod red. M. Bordo, A. Taylor, J. Williamson, University of Chicago Press, Chicago 2003, s. 380.

brytyjskiej gospodarce³⁵.

W swej pierwszej fazie rozwoju banki centralne, mimo publicznego statutu, stanowiły własność prywatną i cechowały się niezależnością polityczną. Np. Bank Anglii działał w oparciu o królewską licencję, w zamian za zgodę na objęcie długu rządowego³⁶. W związku z tym, że banki centralne prowadziły także działalność komercyjną, były oskarżane o zaniedbywanie domeny publicznej. Doprowadziło to do sformułowania doktryny Bagehota, który w 1873 r. postulował, aby bank centralny w pierwszej kolejności wywiązywał się ze swoich obowiązków jako pożyczkodawcy ostatniej instancji, zapewniając płynność i bezpieczeństwo w sytuacjach nadzwyczajnych³⁷.

Kolejny etap rozwoju polityki monetarnej nastąpił w latach 1873-1914 wraz z funkcjonowaniem pierwszego międzynarodowego systemu walutowego - standardu złota, w ramach którego kraje określały wartość waluty w odniesieniu do ustalonej wagi tego cennego kruszcu. Stało się ono głównym środkiem regulowania płatności międzynarodowych. W tym reżimie podstawowym zadaniem polityki monetarnej stało się utrzymanie wymienialności pieniędzy na złoto. Fizyczne ograniczenie naturalnego zasobu, jakim jest złoto, ograniczało podaż pieniądza, dzięki czemu utrzymana miała być stabilność cen. Stopy dyskontowe wykorzystywane były do stabilizowania bilansu płatniczego w przypadku zewnętrznych szoków. Deficyt handlowy prowadził do odpływu złota, co zmniejszało jego krajowe zasoby i w konsekwencji prowadziło to do zmniejszenia podaży pieniądza. Bank centralny nie miał możliwości w aktywny sposób oddziaływania na poziom cen i aktywność gospodarczą. W tym sensie banki centralne miały ograniczone możliwości prowadzenia polityki pieniężnej.

Duże konsekwencje wywołał wybuch kryzysu gospodarczego lat 1929-1933 w Stanach Zjednoczonych, za co winą obarczano System Rezerwy Federalnej (Fed), który, według monetarystów, swoją zbyt restrykcyjną polityką wywołał recesję i nie zapobiegł wybuchowi paniki bankowej. Polityka sterylizacji złota miała osłabić mechanizm

³⁵ M. Bordo, *History of monetary policy*, w: *The New Palgrave Dictionary of Economics. 2nd Ed.*, pod red. S. Durlauf, L. Blume, Palgrave Macmillan, Basingstoke 2008, s. 715-721.

³⁶ R. Patterson, *Kompendium terminów z zakresu bankowości po polsku i angielsku*, Wydawnictwo Zielona Sowa, Kraków 2011, s. 44.

³⁷ T. Moe, *Bagehot rule*, w: *The Encyclopedia of Central Banking*, pod. red. L-P. Rochon, S. Rossi, Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham 2015, s. 15.

dostosowawczy, pogłębić deflację i przedłużyć kryzys³⁸. Za sprawą stałego kursu wymiany depresja rozprzestrzeniła się na cały świat, co przyczyniło się do upadku standardu złota. Wiele państw podporządkowało politykę monetarną Skarbowi Państwa. Banki centralne znalazły się pod pełną kontrolą państwową, a ich rola sprowadzona została do ciała doradczego³⁹. Pod wpływem myśli J. M. Keynesa nastąpiło przekonanie o bezsilności polityki monetarnej. Nastąpił trwający kolejne dekady okres dominacji polityki fiskalnej⁴⁰, którą wspierała powszechna polityka niskich stóp procentowych⁴¹ w celu stymulowania gospodarki i obniżenia kosztu refinansowania długu publicznego⁴². Sprzyjające do tego warunku stworzył wybuch II wojny światowej i potrzeba finansowania wydatków militarnych. Wraz z obniżeniem znaczenia polityki pieniężnej, wzrosło wykorzystanie różnego rodzaju form regulacji i bezpośrednich kontroli ilościowych, aby zapobiec nadmiernej ekspansji kredytowej, która mogłaby prowadzić do inflacji i deficytu rachunków bieżących. Wśród wykorzystywanych w tamtym okresie narzędzi znalazły się między innymi: selektywna kontrola kredytów, pułapy stóp procentowych, kontrola wymiany międzynarodowej i dostępu do rynków kapitałowych⁴³.

Świat powojenny wymagał stworzenia także na nowo międzynarodowego reżimu monetarnego. Kraje sceptycznie odnosiły się do poświęcenia wewnętrznej stabilności na rzecz utrzymania standardu złota⁴⁴. Na mocy porozumienia z Bretton Woods z 1944 r. sygnatariusze (głównie państwa sojusznicze aliantów) zobowiązali się do utrzymywania stabilnego kursu walutowego poprzez interwencje walutowe. W centrum nowego, międzynarodowego systemu monetarnego ustanowiono zasadę stosowania takiej polityki monetarnej, która zapewni wymienialności walut na dolara amerykańskiego w granicach 1% ustalonego parytetu. Przy czym Stany Zjednoczone zobowiązały się do wymiany dolara na

³⁸ A. Meltzer, *A History of the Federal Reserve Volume I: 1913–1951*, Chicago University Press, Chicago 2003, s. 272.

³⁹ C. Goodhart, *The changing role of central banks*, BIS Working Papers 326/2010, s. 5.

⁴⁰ A. Meltzer, *op. cit.*, s. 612.

⁴¹ Federal Reserve Bank of St. Louis Review 10/1965, s. 6.

⁴² J. Fforde, R. Sayers, J. Clapham, *The Bank of England and Public Policy 1941–1958*, Cambridge University Press, London 1992, s. 327.

⁴³ C. Goodhart, *op. cit.*, s. 6.

⁴⁴ O. Issing, *The Development of Monetary Policy in the 20th Century – Some Reflections*, National Bank of Belgium Working Papers 186/2010, s. 4.

złoto dla zagranicznych rządów i banków centralnych po ustalonej cenie. Choć system zapewnił pewien okres stabilnego poziomu cen, proinflacyjna polityka Stanów Zjednoczonych związana z rosnącymi wydatkami militarnymi i finansowaniem programów społecznych prezydenta Johnsona oraz utrzymujący się ujemny bilans płatniczy doprowadziły do odpływu złota z tego kraju. W konsekwencji USA zawiesiły na początku lat 70. XX w. wymienialność dolara na złoto co położyło kres powiązaniu międzynarodowego reżimu monetarnego z tym surowcem i doprowadziło do upowszechnienia na całym świecie systemu fiat⁴⁵ oraz płynnych kursów walutowych.

Powrót do wiodącej roli polityki monetarnej nastąpił w wyniku wielkiej inflacji lat 70 XX wieku. W obliczu nieskuteczności takich narzędzi jak kontrola cen i wynagrodzeń w zapewnieniu stabilności cen, na pierwszy plan ponownie wysunęły się banki centralne stosując zgodną, restrykcyjną politykę pieniężną w Stanach Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii i innych krajach⁴⁶. Pod wpływem monetarystów zapanowało przekonanie, iż banki centralne powinny ograniczyć wpływ na zmienne realne i ograniczyć się do wiarygodnej polityki monetarnej, której celem jest przede wszystkim kontrola inflacji. Krytykowali oni przede wszystkim kierowanie się zasadą, iż bezrobocie można stale zmniejszać kosztem inflacji.

Sukces polityki dezinflacyjnej lat 80. doprowadził do tego, że w kolejnych dekadach coraz więcej banków centralnych uzyskiwało niezależność od rządu (Bank Anglii w 1998 r., Japonii w 1997 r., Bank Francji w 1993 r.). Przejście do płynnych kursów walutowych w warunkach fiat oraz większa swoboda banków centralnych w wykorzystywaniu instrumentów polityki pieniężnej dały początek współczesnej polityce monetarnej. Należy jednak zauważyć, że z powodu koncentracji na inflacji cen konsumpcyjnych, w warunkach silnej deregulacji rynków finansowych przełomu XX i XXI w., banki centralne pozwoliły na tworzenie się baniek cenowych na rynkach aktywów (m.in. nieruchomości). W połączeniu z liberalizacją międzynarodowych przepływów kapitałowych i nadmiernym ryzykiem

⁴⁵ Fiat, czyli pieniądź fiducjarny, jest pieniądzem niemającym wartości wewnętrznej ani oparcia w dobrach materialnych, funkcjonującym jako prawny środek płatniczy. Jego akceptacja wynika z regulacji prawnej oraz zaufania do emitenta. Współcześnie stanowi dominującą formę pieniądza w nowoczesnych gospodarkach. Zob. szerzej: European Central Bank, *Virtual currency schemes*, October 2012, s. 9–10.

⁴⁶ M. Bordo, A. Orphanides, *The Great Inflation: The Rebirth of Modern Central Banking*, University of Chicago Press, Chicago 2013, s. 11.

podejmowanym przez bank doprowadziło to do globalnego kryzysu finansowego w 2008 r.

Jednak w porównaniu z Wielkim Kryzysem, tym razem reakcja banków centralnych była zdecydowana. Spełniły one swoją rolę pożyczkodawcy ostatniej instancji oraz zdecydowały się na poluzowanie polityki monetarnej poprzez obniżenie stóp procentowych do poziomów bliskich zeru. Działania te można określić termin konwencjonalnej lub standardowej polityki monetarnej. Jednak negatywne konsekwencje dla globalnej gospodarki okazały się na tyle dotkliwe, że decydenci odpowiedzialni za politykę monetarną uznali te środki za niewystarczające. Zapoczątkowane wtedy programy luzowania ilościowego, które odegrały znaczną rolę także w przezwyciężeniu kryzysu związanego co epidemią Covid-19, wyznaczają granicę kolejnego ważnego rozdziału w rozwoju bankowości centralnej – wiodącej roli niekonwencjonalnej polityki monetarnej.

Analiza ewolucji bankowości centralnej prowadzi do wniosku, że rola władz monetarnych nieustannie dostosowywała się do wyzwań epoki. Pierwotnie instytucje te powoływano często w celach fiskalnych, takich jak finansowanie długu państwowego czy wojen toczonych przez monarchów. Wraz z rozwojem gospodarczym punkt ciężkości przesunął się ku zapewnieniu wymienialności waluty w handlu międzynarodowym, by od drugiej połowie XX wieku skoncentrować się na stabilizacji koniunktury i walce z inflacją. Współcześnie więc banki centralne najczęściej łączą funkcje banku banków, pożyczkodawcy ostatniej instancji oraz organu nadzoru makroostrożnościowego.

Trudno jednak przypuszczać, że proces tej instytucjonalnej ewolucji dobiegł końca. Współczesny konsensus jest – jak dowodzi Ugolini – jedynie aktualnym stanem równowagi w długim procesie historycznych zmian, nie zaś „końcem historii” bankowości centralnej⁴⁷. W obliczu współczesnych wyzwań, takich jak zmiany klimatyczne⁴⁸ czy rosnąca stratyfikacja społeczna, w debacie publicznej i akademickiej coraz głośniejsze wybrzmiewają pytania o rolę banków centralnych.⁴⁹ W szczególności rozwój badań na temat

⁴⁷ S. Ugolini, *The Evolution of Central Banking: Theory and History*, Palgrave Studies in Economic History, Palgrave Macmillan, London 2017, s. 3.

⁴⁸ M. Carney, *Breaking the tragedy of the horizon - climate change and financial stability*, speech at Lloyd's of London, Bank of England, 29.09.2015, <https://www.bankofengland.co.uk/speech/2015/breaking-the-tragedy-of-the-horizon-climate-change-and-financial-stability>, (dostęp: 01.04.2026).

⁴⁹ P. Bolton, M. Despres, L.A. Pereira da Silva, F. Samama, R. Svartzman, *The green swan*, Bank for International Settlements, 2020.

dystrybucyjnych skutków polityki pieniężnej sprawia, że paradygmat o jej neutralności staje się coraz trudniejszy do utrzymania, co otwiera pole do dyskusji nad uwzględnieniem skutków społecznych w formalnych celach banków centralnych. W debacie tej podnoszony jest wręcz argument, że lekceważenie dystrybucyjnych konsekwencji decyzji władz monetarnych może w dłuższej perspektywie podważyć ich legitymizację społeczną, a w skrajnym przypadku doprowadzić do ograniczenia ich politycznej niezależności⁵⁰.

1.2. Hierarchia celów i strategie władz monetarnych

1.2.1. Stabilność cen jako cel nadrzędny a dylemat podwójnego mandatu

Cele, jakie powinna realizować polityka pieniężna, stanowią odzwierciedlenie opisanej powyżej ewolucji. Współcześnie są one ściśle zdefiniowane w formalnych mandatach władz monetarnych. Choć historycznie priorytety ulegały przesunięciom, od emisji, przez stymulację koniunktury, aż po dominujący obecnie paradygmat stabilności cen, ich formalne umocowanie jest kluczowe dla przejrzystości i wiarygodności banków centralnych.

W ujęciu pragmatycznym, najbardziej podstawowym celem polityki monetarnej jest dostarczenie uczestnikom obrotu gospodarczego pieniądza, który może zostać wykorzystany do zakupu dóbr, usług i aktywów. Jest to niewątpliwie ujęcie dalece niewystarczające, chociażby z tego powodu, że utrzymanie podstawowych ekonomicznych funkcji pieniądza wymaga relatywnie stabilnej wartości, a zatem kluczowe jest dostarczenie pieniądza w obiegu w takiej ilości, który nie powoduje zbyt dużego lub małego pobytu na niego⁵¹.

Nie ulega wątpliwości, iż ceny mają kluczowe znaczenie w gospodarce rynkowej. Dostarczają one informacji, których potrzebują uczestnicy obrotu gospodarczego, aby zapewnić taką alokację zasobów, która zapewnia im najbardziej produktywnie zastosowanie. Zmienność poziomu cen pozbawia pieniądza funkcji obrachunkowej i transakcyjnej.

Zrealizowanie celu stabilności cen wymaga, aby inflacja była niska. Wraz ze

⁵⁰ F. Panetta, *The Distributional Consequences of Monetary Policy*, remarks at De Nederlandsche Bank, Amsterdam, Banca d'Italia, 20.11.2015, https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/interventi-direttorio/int-dir-2015/Panetta_20.11.2015.pdf, (dostęp: 01.04.2026).

⁵¹ D. Rosati, *Polityka gospodarcza. Wybrane zagadnienia*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2017, s. 437.

wzrostem inflacji spada jej przewidywalność. Taka sytuacja utrudnia planowanie długoterminowe zarówno osobom fizycznym oszczędzającym na emeryturę jak i firmom podejmującym decyzje inwestycyjne. W warunkach hiperinflacji ceny nie noszą praktycznie żadnych informacji, co sprawia, iż uczestnicy życia gospodarczego muszą poświęcać znaczną część czasu i zasobów na odróżnienie cen nominalnych i realnych, co przekłada się na niższy poziom produkcji. Gospodarka, w której występuje zbyt wysoka inflacja, będzie miała trwale niższy poziom produkcji. Inflacja nie tylko obniża poziom inwestycji, ale także efektywność wykorzystania czynników produkcji. Ma ona przejściowo negatywny wpływ na długookresowe tempo wzrostu gospodarczego⁵², co z kolei generuje spadek dochodu per capita⁵³. Dlatego też celem polityki pieniężnej stało się ustabilizowanie inflacji na takim poziomie, aby stała się ona nieistotna (neutralna) przy podejmowaniu decyzji przez gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa.

Otwartym jednak pozostaje pytanie jaki poziom inflacji powinien być celem i czy w ogóle powinna być ona tolerowana. Współcześnie banki centralne gospodarek rozwiniętych dążą najczęściej do inflacji na poziomie 2 procent rocznie lub zbliżonym do tego poziomu. W ostatnich latach wielu ekonomistów sugerowało jednak, że należy rozważyć przyjęcie celów inflacyjnych nieco powyżej tej wartości⁵⁴. Panuje jednak konsensus, że optymalny poziom inflacji jest nieznacznie wyższy od zera. Wynika to m.in. z tego, że próba utrzymania przez bank centralny ogólnego poziomu cen na poziomie zerowym może spowodować wystąpienie deflacji⁵⁵. Zjawisko to może stwarzać zagrożenie dla stabilności makroekonomicznej, m.in. z tego powodu, że utrudnia spłatę zadłużenia, negatywnie wpływa na wskaźnik spłacalności kredytów i na stabilność sektora finansowego⁵⁶. Innym argumentem na rzecz inflacji powyżej zera jest także brak elastyczności cenowej płac nominalnych. Przedsiębiorca ma utrudnioną możliwość obniżenia kosztów pracy przez

⁵² R. Barro, *Inflation and Economic Growth*, NBER Working Papers 5326/1995, National Bureau of Economic Research, s. 19.

⁵³ J. Andres, I. Hernando, *Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence for the OECD*. NBER Working Papers 6062/1997. National Bureau of Economic Research, s. 30.

⁵⁴ O. Kryvtsov, R. Mendes, *The Optimal Level of the Inflation Target: A Selective Review of the Literature and Outstanding Issues*, Bank of Canada Discussion Papers 18/2015, s. 1.

⁵⁵ M. Noga, *Makroekonomia ze szczególnym uwzględnieniem polityki pieniężnej*, CeDeWu, Warszawa 2012, s. 93.

⁵⁶ F. Mishkin, *Monetary Policy Strategy*, MIT Press, Cambridge 2007, s. 43.

zmniejszenie płacy nominalnej, zatem niewielki wzrost inflacji przy zamrożonym poziomie wynagrodzeń pozwala na obniżenie płacy realnej⁵⁷.

Choć dla niektórych banków centralnych dbanie o stabilny poziom cen jest istotnie jedynym celem statutowym, bądź ustawowym, powszechna jest jednak opinia, że banki centralne powinny promować także maksymalną zrównoważoną produkcję i zatrudnienie⁵⁸. Wyznaczone cele dotyczące zarówno stabilności cen jak i zatrudnienia lub produkcji określane są jako podwójny mandat, co znajduje odzwierciedlenie w ustawodawstwie wielu krajów, na czele ze Stanami Zjednoczonymi⁵⁹. W kontekście podwójnego mandatu kluczowym okazało się pytanie o istnienie trade-offu między niższym bezrobociem a wyższą inflacją. Choć debata nad krzywą Phillipsa od wielu lat nie słabnie, współczesna polityka monetarna w dalszym ciągu jest pod głębokim wpływem myśli Friedmana, który twierdził, że chociaż istnieje krótkookresowa równowaga między stopą bezrobocia, a odchyleniem stopy inflacji od oczekiwanego poziomu, to nie zachodzi długookresowy kompromis między stopą bezrobocia a inflacją (krzywa Phillipsa jest pionowa)⁶⁰. Najważniejsze założenie wskazywało na neutralność pieniądza, a więc brak relacji w długim okresie między zmiennymi nominalnymi (np. nominalne stopy procentowe), a realnymi (produkcja i zatrudnienie). Doprowadziło to do rewizji wagi jaką przypisywano poszczególnym celom polityki monetarnej. Choć formalnie rzadkością było ograniczenie mandatów banków centralnych, które w dalszym ciągu cieszyły się znaczną swobodą, w praktyce znacznie zmniejszył się nacisk na wykorzystanie polityki pieniężnej do oddziaływania na poziom bezrobocia i produkcji⁶¹. Głównym i nadrzędnym celem polityki pieniężnej stała się stabilność monetarna (rozumiana jako stabilność cen oraz zaufanie do waluty).

Należy jednak podkreślić, że neutralność polityki pieniężnej w długim terminie, nie wyklucza zdolności władz monetarnych do oddziaływania na bezrobocie w krótkim terminie.

⁵⁷ R. Billi, G. Kahn, *What is the optimal inflation rate?*, Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 93/2008, s. 8.

⁵⁸ F. Mishkin, *Monetary Policy Strategy*, The MIT Press, Cambridge 2007, s. 33.

⁵⁹ 12 U.S. Code § 225a - Maintenance of long run growth of monetary and credit aggregates, Legal Information Institute, Cornell Law School, <https://www.law.cornell.edu/uscode/text/12/225a> (dostęp: 01.04.2026).

⁶⁰ M. Friedman, *Nobel Lecture: Inflation and Unemployment*, Journal of Political Economy 85/1977, University of Chicago Press, s. 458.

⁶¹ M. Friedman, *Monetary Policy: Theory and Practice*, Journal of Money, Credit, and Banking, 14/1982, s. 100.

We współczesnych dynamicznych, stochastycznych modelach równowagi ogólnej proponowanych przez przedstawicieli nowej szkoły keynsofskiej zakłada się, że ze względu na m.in. lepkość cen i sztywność płac wzrost podaży pieniądza może tymczasowo zwiększyć produkcję i zmniejszyć bezrobocie, ale nie może go trwale obniżyć. Dlatego też współcześnie często proponuje się nie tyle maksymalizację produkcji, co stabilizację, co wiąże się z przeciwdziałaniem negatywnym skutkom wahań cyklu koniunkturalnego w gospodarkach kapitalistycznych. Rola banków centralnych w realizacji tego celu odnosi się do produkcji potencjalnej – rozumianej jako długookresowy poziom produkcji, który zależy od czynników takich jak liczba osób zdolnych do pracy, wielkość zasobów kapitałowych i technologia. W krótkim okresie gospodarka może odbiegać od swojej produkcji potencjalnej, a także może doświadczyć recesji, kiedy dochody ulegają stagnacji i wzrasta bezrobocie. Władze monetarne są wyposażone w narzędzia mogące łagodzić spadki przez luzowanie polityki monetarnej. Co istotne, a niekiedy pomijane, zadaniem banków centralnych jest także przeciwdziałanie sytuacji odwrotnej, a więc interwencja w momencie, kiedy wzrost PKB przekracza zrównoważone, długookresowe tempo i mamy do czynienia z przegrzaniem gospodarki. Co prawda okresy wysokiej koniunktury mogą przynosić pozorny szybki wzrost dobrobytu, należy jednak pamiętać, że są one nie do podtrzymania w długim okresie i następuje po nich okres spowolnienia lub nawet recesji (tzw. twarde lądowanie)⁶². Dlatego też w takiej sytuacji oczekuje się od banków centralnych zacieśniania polityki monetarnej. Wahania cyklu koniunkturalnego dotyczą w sposób nierównomierny uczestników życia gospodarczego, a jak wskazują badania empiryczne istnieje silna ujemna korelacja między zmiennością a wzrostem gospodarczym⁶³.

1.2.2. Cele pomocnicze: stabilność finansowa i kursowa

Oczekiwania co do polityki monetarnej nie kończą się na stabilizowaniu produkcji oraz poziomie cen. Banki centralne w różnych krajach mają zazwyczaj własne, odmienne cele w mandatach udzielonych im przez władze ustawodawcze. Co więcej, mandat jest zazwyczaj

⁶² F. K. Langdana, *Macroeconomic Policy: Demystifying Monetary and Fiscal Policy*, Springer, Newark 2016, s. 104.

⁶³ G. Ramey, V. Ramey, *Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Growth*, *American Economic Review* 1995/85, s. 1138.

na tyle szeroki, że daje pewną swobodę w zakresie celów, które bank centralny zdecyduje się realizować w praktyce. W XXI w. władze monetarne zorientowane są także na rynek finansowy i walutowy. Mishkin⁶⁴ oraz Hubbard/O'Brien⁶⁵ przywołują w tym kontekście 3 niewymienione wcześniej cele polityki monetarnej:

- Stabilizacja rynków i instytucji finansowych;
- Stabilizacja stóp procentowych;
- Stabilizacja kursu walutowego lub bilansu płatniczego (w przypadku gospodarek otwartych).

W niniejszej rozprawie określono je mianem celów pomocniczych, ze względu na to, że choć coraz częściej niektóre z nich są *explicite* wyrażone w aktach prawnych określających zadania banku centralnego, mają one jednak charakter subsydiarny w stosunku do podstawowych celów, tzn. są realizowane w zakresie w jakim wspierają ich osiągnięcie.

Kwestia relacji stabilności finansowej i polityki pieniężnej wywołuje gorące dyskusje. Przed Globalnym Kryzysem Finansowym powszechny był pogląd, że stabilność monetarna jest warunkiem wystarczającym dla stabilności finansowej, a głównym czynnikiem powodującym niestabilność rynków finansowych jest inflacja⁶⁶. Problemem jest jednak fakt, że w zależności od kontekstu i horyzontu czasowego mogą zaistnieć konflikty między osiągnięciem stabilności monetarnej i finansowej. Stabilność makroekonomiczna osiągnięta w okresie *Great Moderation* (od połowy lat 80. do 2007 r.) nie uchroniła gospodarki światowej przed skutkami kryzysu wywołanego wrażliwością sektora finansowego. F. Mishkin twierdzi, że niewielka zmienność zarówno inflacji, jak i produkcji w tym okresie mogła wywołać u uczestników rynku przekonanie, że ryzyko w systemie gospodarczym jest mniejsze, niż było w rzeczywistości. Oznacza to, że korzystne otoczenie makroekonomiczne sprzyjało podejmowaniu nadmiernego ryzyka i w rzeczywistości mogło uczynić system finansowy bardziej niestabilnym⁶⁷. Badania empiryczne potwierdzają, że

⁶⁴ F. Mishkin, *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets. Global Edition*, Pearson Education, London 2019, s. 442.

⁶⁵ R. Hubbard, A. O'Brien, *Money, Banking, and The Financial System*, Pearson, New York 2018, s. 498.

⁶⁶ A. Schwartz, *Why Financial Stability Depends on Price Stability*, *Economic Affairs* 15/1995, s. 25.

⁶⁷ F. Mishkin, *Monetary policy strategy: lessons from The Crisis*, NBER Working Paper 16755/2011, s. 30.

łagodzenie polityki monetarnej powoduje wzrost podejmowania ryzyka przez banki⁶⁸.

W kontekście stabilizacji systemu finansowego, warto pamiętać, że głównym celem utworzenia Rezerwy Federalnej w Stanach Zjednoczonych było powstrzymanie paniki finansowej i fali bankructw banków, które nękały kraj na przełomie XIX w. i XX w⁶⁹. Wraz z gwałtownym rozwojem sektora finansowego globalna gospodarka stała się coraz bardziej wrażliwa na zaburzenia z niego wypływające. O ile udział władz monetarnych w zwalczaniu kryzysu lat 30. był jeszcze relatywnie niewielki, o tyle po Globalnym Kryzysie Finansowym z 2008 r. banki centralne podejmowały bardzo daleko idące kroki. W wyniku wydarzeń z lat 2007-2010 coraz częściej zaczęto zdawać sobie sprawę, że stabilność monetarna i finansowa są ze sobą nierozzerwalnie związane, dlatego też banki centralne kładą coraz większy nacisk na integrację działań w tych dwóch obszarach⁷⁰.

Charles Evans nazywa relację między polityką monetarną a stabilnością finansową „wyraźną współzależnością”⁷¹. Jeśli uczestnicy obrotu gospodarczego stracą wiarę w rynki i instytucje finansowe, może to prowadzić do ucieczki poza system bankowy i monetarny (np. lokowanie oszczędności w złoto, kryptowaluty). Oszczędzający nie zdecydują się na pożyczanie swoich środków, potencjalni pożyczkobiorcy nie będą zaciągać kredytów. Prowadzi to nie tylko do załamania gospodarczego, ale także sprawia, że dużo bardziej ograniczona jest skuteczność transmisji polityki pieniężnej. Problem ten można było obserwować np. w niektórych gospodarkach strefy euro, kiedy w wyniku kryzysu z 2008 r. doszło do destabilizacji sektora finansowego, a Europejski Bank Centralny miał trudności z pokonaniem deflacji i realizacją swojego podstawowego celu stabilności cen. Isabel Schnabel uważa, że uwzględnienie kwestii stabilności finansowej przez Bank Centralny nie oznacza, że stabilność finansowa jest sama w sobie celem polityki pieniężnej, istnieje jednak powszechna zgoda co do tego, że stabilne i dobrze funkcjonujące rynki finansowe stanowią

⁶⁸ G. De Nicolò, G. Dell’Ariccia, L. Laeven, F. Valencia, *Monetary Policy and Bank Risk Taking*, IMF Staff Position Note 9/2010, s. 13.

⁶⁹ J. Stiglitz, C. Walsh, *op. cit.*, s. 846.

⁷⁰ F. Smets, *Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked?*, International Journal of Central Banking 35/2014, s. 292.

⁷¹ C. L. Evans, *Financial Stability and Monetary Policy: Multiple Goals, Multiple Tools*, speech at the Financial Management Association Annual Meeting Luncheon, Chicago, Illinois, Federal Reserve Bank of Chicago, 18.10.2013, <https://www.chicagofed.org/-/media/publications/speeches/2013/10-18-2013-financial-stability-monetary-policy-fma-chicago-print-pdf.pdf>, (dostęp: 01.04.2026).

warunek konieczny do osiągnięcia stabilności cen⁷².

Niektórzy ekonomiści do celów polityki monetarnej zaliczają także stabilizowanie stopy procentowej⁷³. Wiąże się to w dużej mierze z poprzednim celem, czyli potrzebą stabilizowania rynków finansowych. Duże ruchy na stopach procentowych, stanowiące zaskoczenie dla rynków mogą podważać wiarygodność banku centralnego i oznaczają większą niepewność, a co za tym idzie wyższą premię za ryzyko związaną z obligacjami długoterminowymi. Ryzyko utrudnia podejmowanie decyzji finansowych, powoduje niestabilność produkcji i obniża efektywność gospodarki⁷⁴. Z tego powodu banki centralne stosują tzw. wygładzanie stóp procentowych (*interest-rate smoothing*), co oznacza tendencję do zmieniania krótkoterminowych stóp procentowych w sekwencjach małych kroków w tym samym kierunku⁷⁵. Wydaje się jednak, że w uzasadnionych przypadkach, kiedy zagrożona jest realizacja dwóch pierwszych celów (stabilność cen i produkcji) optymalna polityka pieniężna może wymagać zdecydowanych działań. Dlatego też istnieje tutaj bardzo jasna hierarchia, w której zapewnienie stabilności stóp stanowi cel pomocniczy.

Podobnie należy ocenić sytuację w przypadku kursów walutowych. W okresie przed 1990 r., kiedy większość państw stosowała stałe kursy walutowe, zapewnienie stabilności waluty było istotnym zadaniem banków centralnych⁷⁶. Obecnie w warunkach płynnych kursów walutowych rola banków centralnych jest mniejsza. Interwencje na rynku dokonywane są obecnie przede wszystkim w celu zmniejszenia wahań i zapewnienia większej stabilności, nie zaś w celu np. zwiększenia konkurencyjności krajowej gospodarki⁷⁷. Oczywiście kurs waluty wpływa na koszty importu dla konsumentów krajowych oraz wielkość eksportu producentów, a zatem ma istotny wpływ na wartość produkcji oraz kształtowanie się cen na rynku krajowym, dlatego jego stabilizacja także ma

⁷² I. Schnabel, *Monetary policy and financial stability, speech*, European Central Bank, 8.12.2021, www.ecb.europa.eu/press/key/date/2021/html/ecb.sp211208_2~97c82f5cfb.en.html, (dostęp: 01.04.2026).

⁷³ S. Cecchetti, *Making monetary policy. Objectives and rules*, Oxford Review of Economic Policy 16/2000, s. 50.

⁷⁴ S. Cecchetti, K. Schoenholtz: *Money, Banking, and Financial Markets*, New York, 2015. McGraw-Hill Education, s. 382.

⁷⁵ B. Sack, V. Wieland, *Interest-rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence*, Journal of Economics and Business, 52(1-2)/2000, s. 205–228.

⁷⁶ D. Rosati, op. cit., s. 442.

⁷⁷ P.-R. Agénor, T. Jackson, L. A. Pereira da Silva, *Foreign exchange intervention and financial stability*, BIS Working Papers 889/2020, s. 33.

funkcję pomocniczą dla realizacji dwóch podstawowych celów polityki monetarnej. Cel ten jest istotny przede wszystkim w małych, otwartych gospodarkach zorientowanych na handel zagraniczny.

1.2.3. Strategie polityki pieniężnej: wybór celu operacyjnego i przejście do *inflation targeting*

Co należy podkreślić, w warunkach gospodarki wolnorynkowej bank centralny nie dysponuje narzędziami pozwalającymi w sposób bezpośredni zrealizować swojego podstawowego celu jakim jest stabilność cen. Dlatego też niezbędne okazuje się wyznaczenie także celów operacyjnych. Są to zmienne ekonomiczne, które (w przeciwieństwie do inflacji czy bezrobocia) władze monetarne mogą w rzeczywistości kontrolować z niewielkim opóźnieniem i pewną precyzją, za pomocą instrumentów polityki monetarnej⁷⁸. Służą one jako wytyczne dla codziennych działań władz monetarnych. Zmienna nominalna o wartości numerycznej, której osiągnięcie jest celem prowadzonej polityki pieniężnej nazywana jest także kotwicą nominalną. Wyróżnić można kilka zmiennych, które historycznie wykorzystywane były jako cel pośredni: agregaty pieniężne lub rezerwowe⁷⁹, stopa procentowa oraz kurs walutowy (w przypadku banków, które powiązały swoją walutę z walutą obcą)⁸⁰.

Wybór ustalonego celu również zmieniał się na przestrzeni XX wieku. Przykładowo dostarczają Stany Zjednoczone, które w warunkach stabilnej i niskiej inflacji lat 50. i 60. korzystały z krótkookresowej stopy procentowej⁸¹. Jednak wzrost inflacji, który nastąpił w latach 70. doprowadził do dyskusji o potrzebie przyjęcia nowej kotwicy nominalnej. Należy zauważyć, że w tamtym okresie kraje zaczęły odchodzić od systemu Bretton Woods i przyjmować płynny kurs walutowy. Monetaryści, na czele z Miltonem Friedmanem opierając się na ilościowej teorii pieniądza twierdzili, że kontrolowanie tempa wzrostu podaży pieniądza może doprowadzić do stabilności cen w długim okresie. Inflację przypisywano

⁷⁸ U. Bindseil, *Monetary Policy Operations and the Financial System*, Oxford University, Oxford 2014, s. 36.

⁷⁹ C. Sivesind, K. Hurley, *Choosing an Operating Target for Monetary Policy*, *The Quarterly Journal of Economics*, 94/1980, s. 199.

⁸⁰ U. Bindseil, op. cit., s. 36.

⁸¹ D. Rosati, op. cit., s. 463.

nadmiernej podaży pieniądza⁸². Za spirale deflacyjne odpowiedzialność ponosić miał bank centralny nie udzielający wsparcia podaży pieniądza podczas kryzysu płynnościowego. Nowa strategia polegała na wyborze docelowego tempa wzrostu pieniądza i dopuszczaniu pewnych odchyłeń od tego tempa w zależności od aktywności gospodarczej. Banki centralne zobowiązały się do określonego z góry wzrostu agregatów monetarnych w średnim okresie, zachowując jednocześnie elastyczność w krótkim okresie. Niska docelowa stopa wzrostu pieniądza miała przełożyć się na niską średnią stopę inflacji. Cel agregatowy opierał się na założeniu, że zależność między takim celem a zagregowanym popytem jest stabilna i ma krótkie oraz przewidywalne opóźnienie. W czasie recesji bank centralny miał zwiększyć przyrost pieniądza, co prowadzić miało do spadku stóp procentowych i wzrostu produkcji, natomiast w okresie wysokiej koniunktury bank centralny mógł zmniejszać przyrost pieniądza, co miało prowadzić do wzrostu stóp procentowych i spowolnienia produkcji⁸³. Cele dotyczące agregatów monetarnych wyznaczyły banki centralne m.in. Stanów Zjednoczonych, Kanady, Wielkiej Brytanii czy Francji. Ze względu na brak solidnych podstaw teoretycznych pozwalających stwierdzić, która miara pieniądza jest właściwa (tzn. ma najbliższy związek z dochodami i cenami) w zasadzie nie doszło do międzynarodowego ujednolicenia stosowanej miary pieniądza.

W latach 80. stało się jednak jasne, że cel, choć uważa się, że odegrał rolę w procesie dezinflacji, w normalnych czasach nie działa zbyt dobrze z powodu niestabilności popytu na pieniądź. Zależność między wzrostem pieniądza a inflacją okazała się słabsza niż oczekiwano. Empiryczna zależność między podażą pieniądza jest obserwowalna w okresach na tyle długich, że relacja ta nie niesie wystarczającej informacji dla praktyków polityki monetarnej⁸⁴. Stosowanie pieniądza jako celu pośredniego pozwala na wykorzystanie informacji zawartych w obserwowanych ruchach pieniądza, ale nie bierze pod uwagę innych informacji dostarczanych przez wiele różnych zmiennych finansowych i ekonomicznych, które są coraz lepiej obserwowalne w czasie. Częste zmiany w popycie na pieniądź w latach

⁸² M. Friedman, *The Counter-Revolution in Monetary Theory*, Institute of Economic Affairs, London 1970, s. 2, 6, 12

⁸³ O. Blanchard, A. Amighini, F. Giavazzi, *Macroeconomics. A European perspective*, Pearson Education Limited, London 2021, s. 537.

⁸⁴ P. De Grauwe, M. Polan, *Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?*, *The Scandinavian Journal of Economics* 107/2005, s. 240.

70. i 80. spowodowały, że banki centralne miały trudność w jednoczesnym utrzymaniu stabilnego wzrostu podaży pieniądza w ramach ogłoszonych przedziałów, a dostosowaniem się do zmian popytu na pieniądź⁸⁵. Do przyczyn tej niestabilności zaliczano m.in. innowacje na rynku finansowym i liberalizację transgranicznego przepływu kapitału. Bezpośrednie ukierunkowanie na agregaty zwiększyło zmienność stóp procentowych, co według wielu ekonomistów miało destabilizujący wpływ na gospodarkę⁸⁶. W efekcie tego w latach 90. większość banków porzuciło agregaty monetarne jako cel operacyjny na rzecz docelowych stóp procentowych, są one jednak w dalszym ciągu monitorowane, a ich zmiany są brane pod uwagę przy formułowaniu polityki pieniężnej.

W sposób najbardziej bezpośredni polityka pieniężna oddziałuje na gospodarkę za pośrednictwem stóp procentowych, które są głównym wskaźnikiem wyników gospodarki, dlatego też alternatywą wobec celu pośredniego w postaci zmian agregatów monetarnych jest właśnie cel stopy procentowej. Polega on na tym, że władze monetarne szacują związek między poziomem oficjalnej stopy procentowej a zmianami ilości pieniądza rezerwowego oraz szerszych miar pieniądza. W dalszej kolejności ustalany jest poziom stopy procentowej zapewniający dopływ pieniądza do gospodarki w tempie spójnym z przyjętym celem inflacyjnym⁸⁷. Pod uwagę mogą być brane różne miary stóp procentowych, przy czym obecnie wśród banków centralnych stosujących ten cel panuje konsensus, iż w okresie stabilności gospodarczej najważniejszym celem jest krótkoterminowa międzybankowa stopa procentowa⁸⁸. Zaletą kształtowania stóp procentowych na rynku międzybankowym jest skuteczność i szybkość w oddziaływaniu na rynkowe stopy procentowe. Uznaje się, że cel dobrze pełni swoją funkcję, jeśli zmiana stopy procentowej pociąga za sobą istotne zmiany w wolumenie udzielanych kredytów⁸⁹.

Stopy procentowe kształtują się na rynku pieniężnym, dlatego też, gdyby bank

⁸⁵ F. Campante, F. Sturzenegger, A. Velasco, *Advanced Macroeconomics: An Easy Guide*, LSE Press, London 2021, s. 319.

⁸⁶ P. Evans, *The Effects on Output of Money Growth and Interest Rate Volatility in the United States*, *Journal of Political Economy* 92/1984, s. 220.

⁸⁷ D. Rosati, *Op. cit.*, s. 534.

⁸⁸ U. Bindseil, *The operational target of monetary policy and the rise and fall of reserve position doctrine*, *European Central Bank Working Paper Series* 372/2004, s. 9.

⁸⁹ A. Kaźmierczak, *Polityka pieniężna w gospodarce otwartej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2008, s. 128.

centralny obniżył stopę procentową, nie zapewniając jednocześnie wymaganego wzrostu podaży pieniądza, stopy rynkowe odbiegać będą od pożądanych, co nie pozwoli na osiągnięcie zamierzonych efektów. Cel ten stosowany był w gospodarkach o wysokim poziomie rozwoju rynku finansowego - przede wszystkim w USA. Federalny Komitet Otwartego Rynku (FOMC) ustala *Federal Funds Rate*. Jest to stopa procentowa, jaką banki pobierają od siebie za pożyczki *overnight* funduszy federalnych. Jako wadę tak sformułowanego celu wskazuje się trudność w utrzymaniu stabilnych stóp procentowych w długim okresie. Stabilizowanie stopy nominalnej może także prowadzić się do utrwalenia oczekiwań inflacyjnych⁹⁰.

Trzecim ze stosowanych celów pośrednich jest kurs walutowy. Polega on na wyznaczeniu przez władze monetarne stabilnego, lub nawet sztywnego kursu walutowego w stosunku do waluty-kotwicy (lub koszyka walut). Bank centralny broni kursu poprzez zmiany stóp procentowych oraz bezpośrednie interwencje walutowe. Celem jest obniżenie oczekiwań inflacyjnych dzięki powiązaniu ze stabilną i wiarygodną walutą. Warunkiem jest utrzymywanie odpowiedniego poziomu rezerw walutowych.

Po upadku systemu z Bretton Woods gospodarki europejskie stworzyły w 1979 r. Europejski System Walutowy (*European Monetary System* – EMS), w którym wiodącą rolę odgrywała niemiecka marka. Celem polityki pieniężnej państw należących do bloku stało się utrzymanie kursu własnej waluty w stosunku do marki na trwałym poziomie, dlatego też utrzymanie systemu zleżało w dużej mierze od poziomu inflacji w Niemczech⁹¹. Gospodarki rozwinięte stopniowo przechodziły jednak do kursów płynnych, dlatego też cel ten tracił na znaczeniu w obliczu coraz większego międzynarodowego przepływu kapitału. Niemniej jednak, wiele gospodarek rozwijających się i przejściowych w dalszym ciągu utrzymują kurs walutowy jako kotwicę nominalną polityki pieniężnej. Szczególnie kraje, które zmagają się z wysoką inflacją (jak Brazylia czy Argentyna) prowadziły sztywną politykę kursową w celu przywrócenia wiarygodności. Jednak rosnąca integracja światowych rynków kapitałowych oraz kryzysy finansowe w gospodarkach rozwijających się sprawiły, że utrzymanie kursu

⁹⁰ Ibidem, s. 129.

⁹¹ W. Rutkowski, *Bank centralny i polityka pieniężna*, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2016, s. 57.

walutowego stało się coraz bardziej wymagające.

Począwszy od lat 90. XX w., władze monetarne w wielu krajach zaczęły stosować bezpośredni cel inflacyjny (BCI), czyli wyznaczają konkretny poziom inflacji jako cel polityki monetarnej (*inflation targeting*). Pierwszym krajem, który wprowadził wyraźny cel inflacyjny była w 1990 r. Nowa Zelandia w wyniku doświadczeń z wysoką i zmienną inflacją lat 70. i 80. Reżim ten polega zazwyczaj na wyznaczeniu wartości lub przedziału docelowego dla stopy inflacji⁹². Władze monetarne niektórych krajów stosują elastyczny cel inflacyjny, w którym poziom cen ma być stabilny w średnim lub długim okresie, zostawiając sobie pole do manewru w przypadku występowania np. krótkookresowych szoków podażyowych. Głównym założeniem jest zakotwiczenie oczekiwań inflacyjnych bezpośrednio na ogłoszonym celu inflacyjnym przy braku innych kotwic nominalnych⁹³.

Inflation targeting nie jest jednak wyłącznie celem, ale także strategią monetarną, w oparciu o którą władze monetarne działają według określonych ram. Pierwszą cechą tego rozwiązania jest formalne uznanie stabilności cen jako nadrzędnego celu polityki pieniężnej. Wpływ polityki monetarnej na inne cele jest pomijany (lub zakłada się, że nie istnieje), z wyjątkiem efektów krótkoterminowych⁹⁴. Zwolennicy celu inflacyjnego twierdzą, że zbyt duża koncentracja na fluktuacjach produkcji może prowadzić do nieoptymalnej polityki pieniężnej⁹⁵. Po drugie liczbowy cel inflacji ustalany jest w określonym horyzoncie czasowym. Za realizację celu inflacyjnego odpowiada polityka pieniężna, która leży w gestii banku centralnego cieszącego się instrumentalną niezależnością. Jest ona realizowana w sposób transparentny. Bank centralny komunikuje swoje działania oraz cele, a za ich osiągnięcie odpowiada przed opinią publiczną. Gdy polityka monetarna opiera się na celu inflacyjnym formalnie nie stosuje się pozostałych celów operacyjnych, przy czym polityka pieniężna przyjmuje formę dostosowania stóp procentowych⁹⁶. W praktyce kluczową rolę

⁹² P. Arestis, M. Sawyer, *Re-examining Monetary and Fiscal Policy for the 21st Century*, Northampton, 2004, Edward Elgar Publishing, s. 3.

⁹³ W. Grostal, J. Jabłecki, P. Beniak, M. Ciżkowicz-Pękała, E. Skrzyszewska-Paczek, G. Wesołowski, P. Żuk, *Alternatywne strategie polityki pieniężnej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2016, s. 16.

⁹⁴ P. Arestis, M. Sawyer, *op. cit.*, s. 13.

⁹⁵ F. Mishkin, *The role of output stabilization in the conduct of monetary policy*, NBER Working Paper 9291/2002, s. 2.

⁹⁶ P. Arestis, M. Sawyer, *Re-examining Monetary and Fiscal Policy for the 21st Century*, Edward Elgar Publishing, Northampton 2004, s. 13.

odgrywają prognozy inflacji sporządzane przez bank centralny. Jeśli z takiej prognozy w oparciu o niezmienną politykę monetarną wynika, że inflacja w danym horyzoncie wyjdzie poza ustalone pasmo, bank centralny decyduje się na podjęcie działań, które uzna za najbardziej skuteczne.

Do 2017 r. ponad 40 krajów, zarówno uprzemysłowionych jak i rozwijających się przyjęło strategię celu inflacyjnego lub zbliżoną do niego⁹⁷, w tym od 2012 r. także Stany Zjednoczone. Doświadczenia krajów, które przyjęły cel inflacyjny wydają się pozytywne. Według L. Svenssona okazał się on najbardziej elastycznym i odpornym systemem polityki pieniężnej⁹⁸. Główną zaletą celu inflacyjnego jest to, że łączy on elementy reguł z polityką dyskrejonalną. Zamiast koncentrować się na osiągnięciu celu w każdym momencie, podejście to kładzie nacisk na realizację w średnim okresie, co pozostawia swobodę do reakcji na szoki gospodarcze (wygładzanie produkcji) w krótkim okresie.

1.2.4. Mandat Europejskiego Banku Centralnego

Zgodnie z art. 127 ust. 1 Traktatu o funkcjonowaniu Unii Europejskiej (TFUE) podstawowym celem Europejskiego Systemu Banków Centralnych jest utrzymywanie stabilności cen. Brzmienie traktatu nie pozostawia wątpliwości, że w hierarchii celów ma on pierwszeństwo. Oznacza to, że w przeciwieństwie do np. Systemu Rezerwy Federalnej Europejski Bank Centralny nie dysponuje dualnym mandatem (zob. Tabela 1.1). Należy z tego wyprowadzić wniosek, iż poziom cen stanowi główny przedmiot zainteresowania władz monetarnych, a w przypadku konfliktu z innymi celami stabilność cen traktowana jest priorytetowo. Cel podstawowy odnosi się do ogólnego poziomu cen w gospodarce i oznacza, że unikać należy zarówno długotrwałej inflacji, jak i deflacji. EBC zorientowany jest na utrzymanie stabilności w średnim okresie, co oznacza, że dopuszczalne są wahania krótkoterminowe.

Tabela 1.1 Cele polityki pieniężnej wybranych banków centralnych

	Eurosystem	System Rezerwy Federalnej	Bank Japonii
--	------------	---------------------------	--------------

⁹⁷ J. Niedźwiedzińska, *Inflation Targeting. Institutional features of the strategy in practice*, NBP Working Paper 299/2018, s. 5.

⁹⁸ L. E. O. Svensson, *Inflation Targeting*, w: B. M. Friedman, M. Woodford (red.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 3B, Elsevier (North-Holland), Amsterdam 2010, s. 1242.

Cele polityki pieniężnej	podstawowym celem stabilność cen, celem drugorzędnym wspieranie ogólnych polityk gospodarczych w UE	maksymalizacja zatrudnienia, stabilizacja cen i umiarkowane długoterminowe stopy procentowe	osiągnięcie stabilności cen i systemu finansowego
Cel inflacyjny (wskaźnik) [rok przyjęcia]	2% inflacji w średnim okresie na podstawie zharmonizowanego wskaźnika cen konsumpcyjnych (HICP) [2021]	inflacja na średnim poziomie 2% mierzona roczną zmianą wskaźnika cen wydatków na konsumpcję indywidualną (PCEPI) [2020]	2% cel inflacyjny, mierzony jako tempo zmian w ujęciu rok do roku w głównym indeksie cen konsumpcyjnych (CPI) [2013]

Źródło: Opracowanie własne *European Central Bank Annual Report 2021*, *Federal Reserve Act* oraz Bank of Japan, *The "Price Stability Target" under the Framework for the Conduct of Monetary Policy*.

W traktacie nie zawiera się definicja stabilności cen, co oznacza, że pozostawia się swobodę w jaki sposób ESBC skonkretyzuje cel w kategoriach ilościowych. Rada Prezesów w październiku 1998 roku zdefiniowała stabilność cen jako inflację poniżej 2%. Tak sformułowany cel spotkał się z pewną krytyką⁹⁹, gdyż stan deflacji także spełniałby zadeklarowane kryteria stabilności cen, dlatego też podczas kolejnej rewizji strategii monetarnej w 2003 r. Rada Prezesów ogłosiła, że "dążąc do stabilności cen, ma na celu utrzymanie stóp inflacji poniżej, ale blisko 2% w średnim okresie"¹⁰⁰. Zgodnie z najnowszą strategią ogłoszoną w 2021 r. Rada Prezesów EBC stwierdziła, że najlepszym sposobem utrzymania stabilności cen jest dążenie do osiągnięcia inflacji na poziomie 2% w średnim okresie. Cel ma charakter symetryczny, co oznacza, że zarówno negatywne i pozytywne odchylenia od celu są równie niepożądane. Wskaźnikiem będącym miarą sytuacji cenowej, którym kieruje się EBC jest HICP (*The Harmonised Indices of Consumer Prices*)¹⁰¹.

Historycznie rzecz biorąc, ustanowienie stabilności podstawowym cel wyrosło z projektu unii gospodarczej i walutowej przedstawionego w raporcie Delorsa¹⁰² opartego w

⁹⁹ F. Mishkin, *The Economics of Money, Banking and Financial Markets: Global Edition*, Pearson Education, London 2019 s. 498.

¹⁰⁰ H. Scheller, *The European Central Bank: History, Role and Functions. Second revised edition*, European Central Bank, Frankfurt am Main 2006, s. 80.

¹⁰¹ European Central Bank, *Annual Report 2021*, Frankfurt am Main 2022, s. 52–53.

¹⁰² Committee for the Study of Economic and Monetary Union, *Report on economic and monetary union in the European Community (Delors Report)*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg 1989, s. 21, https://aei.pitt.edu/archive/00001007/01/monetary_delors.pdf (dostęp: 01.04.2026).

dużej mierze na doświadczeniach niemieckiego banku centralnego, który w latach 80. dzięki relatywnie stabilnej i niskiej inflacji na tle innych państw europejskich przyczynił się do umocnienia się marki niemieckiej¹⁰³.

W dalszym swym brzmieniu artykuł 127 ust. 1 TFUE zobowiązuje EBC do "wspierania ogólnych polityk gospodarczych w Unii, mając na względzie przyczynianie się do osiągnięcia celów Unii określonych w artykule 3 Traktatu o Unii Europejskiej (TUE)". Artykuł wskazuje, iż Unia dąży do osiągnięcia szeregu celów gospodarczych, m.in.:

- zrównoważony wzrost gospodarczy,
- stabilność cen,
- społeczna gospodarka rynkowa o wysokiej konkurencyjności,
- pełne zatrudnienie,
- postęp społeczny,
- wysoki poziom ochrony i poprawy jakości środowiska,
- postęp naukowo-techniczny,
- swobodny i uczciwy handel,
- wyeliminowanie ubóstwa.

Należy jednak zaznaczyć, iż TFUE nie upoważnia Europejskiego Banku Centralnego, do bezpośredniej realizacji wymienionych celów UE, lecz do pośredniego wspierania polityk, za pomocą których właściwe instytucje będą je realizować. Mandat EBC należy rozumieć od strony pozytywnej jako obowiązek wspierania polityk, które realizują osiągnięcie celów UE, natomiast od strony negatywnej oznacza, że nie powinien on wspierać tych polityk gospodarczych, które nie są zgodne z celami. Na EBC leży zatem obowiązek weryfikacji w jaki sposób jego działania mogą podważać te wymogi. TFUE wyraźnie zastrzega, iż wsparcie polityk gospodarczych, może odbywać się wyłącznie bez uszczerbku dla celu stabilności cen. Oznacza to, że o ile EBC ma do wyboru dwie opcje polityki, które

¹⁰³ N. J. Lenihan, *The Price Stability Mandate of the European System of Central Banks: A Legal Perspective*, Seminar on Current Developments in Monetary and Financial Law, Washington, D.C., 23-27.10.2006, International Monetary Fund, <https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2006/mfl/njl.pdf> (dostęp: 01.04.2026).

nie przyczyniają się w równym stopniu do utrzymania stabilności cen, należy preferować opcję, która zapewni większą skuteczność w realizacji celu utrzymania stabilności cen.

1.3. Konwencjonalne instrumenty banków centralnych

1.3.1. Rola krótkoterminowych stóp procentowych i system rezerwy obowiązkowej

Nadrzędne cele polityki pieniężnej odnoszą się do osiągnięcia określonych efektów gospodarczych, takich jak stabilność cen czy wysoki poziom zatrudnienia. Są to jednak zmienne, na które bank centralny nie może oddziaływać w sposób bezpośredni. Z tego względu władze monetarne posługują się instrumentami polityki pieniężnej, które można definiować szeroko jako wszystkie narzędzia mające przyczynić się do realizacji celu strategicznego banku centralnego¹⁰⁴. W praktyce ich zastosowanie polega przede wszystkim na bezpośrednim lub pośrednim kształtowaniu krótkoterminowych stóp procentowych oraz warunków płynnościowych w sektorze bankowym.

Wykorzystanie stóp procentowych jako głównego narzędzia transmisji polityki pieniężnej wynika z tego, że za ich pośrednictwem można wpływać na decyzje inwestycyjne, a tym samym na zagregowany popyt w gospodarce. Większość banków centralnych, w tym EBC, posługuje się krótkoterminową stopą procentową jako podstawowym instrumentem operacyjnym. Wynika to z tego, że bank centralny, dysponując monopolem na emisję pieniądza banku centralnego, może relatywnie precyzyjnie kształtować warunki płynności, a przez to wpływać na krótkoterminowe stopy rynku pieniężnego. Zmiany krótkoterminowej stopy procentowej oddziałują następnie na stopy długoterminowe, kursy walutowe i ceny aktywów¹⁰⁵.

Prowadzenie polityki pieniężnej rozpoczyna się od zarządzania przez władze monetarne płynnością i wpływania na krótkoterminowe stopy procentowe na rynku pieniężnym, który odgrywa kluczową rolę w transmisji decyzji dotyczących polityki pieniężnej. Europejski Bank Centralny koncentruje się na stopie *overnight* €STR (*The euro*

¹⁰⁴ M. Noga, op. cit. s. 109.

¹⁰⁵ R. Baldwin, C. Wyplosz, *The Economics of European Integration*, McGraw-Hill Education, London 2020, s. 399.

short-term rate), która na początku 2022 r. zastąpiła stopę EONIA¹⁰⁶. Jest to średnia stopa, po której banki pożyczają depozyty jednodniowe od innych instytucji finansowych, w tym niebankowych, bez konieczności przedstawiania zabezpieczenia. Jest ona wskaźnikiem referencyjnym o kluczowym znaczeniu dla rozrachunku pieniężnego¹⁰⁷.

Aby zapewnić zgodność krótkoterminowych stóp procentowych z pożądanym poziomem, władze monetarne mają do dyspozycji zestaw instrumentów polityki pieniężnej. Do standardowych narzędzi zalicza się stopę rezerw obowiązkowych, operacje kredytowo-depozytowe i operacje otwartego rynku. Banki centralne prowadzą politykę pieniężną, stosując pewien zestaw instrumentów którymi dysponują, uzależniony od struktury gospodarki oraz stopnia rozwoju sektora finansowego.

Należy jednak zwrócić uwagę, iż w warunkach unii walutowej jednolite ustalenie parametrów tych instrumentów nie jest tożsame z jednolitymi warunkami monetarnymi we wszystkich krajach. Strukturalna heterogeniczność państw należących do strefy euro, obejmująca różnicę w premiach ryzyka, kondycję sektora bankowego czy też strukturę kredytów gospodarstw domowych powoduje, że mechanizm transmisji tych samych instrumentów może działać w poszczególnych krajach z różną siłą¹⁰⁸. Problem ten nazywany jest „*one size fits all*”¹⁰⁹.

W przeszłości najbardziej powszechnym narzędziem kontroli agregatów pieniężnych było nakładanie obowiązku utrzymywania rezerwy obowiązkowej na rachunku w banku centralnym. W Stanach Zjednoczonych rezerwa obowiązkowa została po raz pierwszy ustanowiona na szczeblu krajowym w 1863 r., na długo przed powstaniem Rezerwy Federalnej¹¹⁰. Przez wiele lat zarówno Rezerwa Federalna jak i Europejski Bank Centralny

¹⁰⁶ Working Group on Euro Risk-Free Rates, *Key messages for the transition from EONIA to €STR*, European Central Bank, Frankfurt am Main 2019, s. 2–4, https://www.ecb.europa.eu/stats/euro-short-term-rates/interest_rate_benchmarks/WG_euro_risk-free_rates/shared/pdf/FactsheetTransitionEONIAtoEuroSTR.pdf (dostęp: 01.04.2026).

¹⁰⁷ *The euro short-term rate (€STR) methodology and policies*, European Central Bank, Frankfurt am Main 2019, s. 5

¹⁰⁸ G. Georgiadis, *Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model*, *European Economic Review* 75/2015, s. 195-215.

¹⁰⁹ O. Issing, *One size fits all! A single monetary policy for the euro area*, speech at the International Research Forum, Frankfurt am Main, European Central Bank, 20.05.2005, <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2005/html/sp050520.en.html> (dostęp: 01.04.2026).

¹¹⁰ J. Feinman, *Reserve Requirements: History, Current Practice, and Potential Reform*, Federal Reserve Bulletin, United States and Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington 1993, s. 4.

nakładały obowiązek utrzymywania rezerwy obowiązkowej na wszystkie instytucje przyjmujące depozyty, zobowiązując je do utrzymywania określonego procentu łącznej kwoty zobowiązań banków komercyjnych (np. przyjętych depozytów, wyemitowanych dłużnych papierów wartościowych) na rachunkach rezerwowych w krajowych bankach centralnych¹¹¹.

Uznaje się, że współcześnie instrument ten ma tym większe znaczenie im mniej rozwinięty jest rynek pieniężny. W gospodarkach cechujących się niskim poziomem rozwoju tego rynku polityka stopy dyskontowej jest trudna, a operacje otwartego rynku wręcz niemożliwe¹¹². Przykładem państwa, które korzysta z rezerwy obowiązkowej jako głównego instrumentu prowadzenia polityki pieniężnej są Chiny, gdzie w czerwcu 2022 r. stopa wynosiła 11,25% i zmieniała się już trzykrotnie w okresie między czerwcem 2021 r. a kwietniem 2022 r. O malejącej roli tego instrumentu w najbardziej rozwiniętych gospodarkach świadczy fakt, iż 26 marca 2020 r. Rezerwa Federalna obniżyła stopę rezerwy obowiązkowej do 0%. Nie określa się wielkości stopy rezerwy obowiązkowej w takich krajach jak Australia, Nowa Zelandia, Kanada czy Szwecja¹¹³. Natomiast EBC w styczniu 2012 r. ustalił stopę rezerwy obowiązkowej w wysokości 1% podstawy naliczania rezerwy (obniżka z 2%, obowiązujących od stycznia 1999 r.). Od września 2023 r. minimalne rezerwy w Eurosystemie są oprocentowane według stawki 0%¹¹⁴.

Kształtowanie poziomu rezerwy obowiązkowej jest jednym z czynników wpływających na proces kreacji pieniądza przez system bankowy za pomocą akcji kredytowej. Podwyższenie wskaźnika rezerwy zmniejsza płynność banków zobowiązując je do utrzymywania zwiększonej liczby aktywów na nisko oprocentowanym rachunku banku centralnego. Co za tym idzie, aktywa te nie zostaną wykorzystane do zwiększenia dochodowej akcji kredytowej¹¹⁵.

¹¹¹ H. Żywiecka, *Standardowe narzędzia banku centralnego*, w: *Współczesna polityka pieniężna. Perspektywa XXI wieku*, W. Przybylska-Kapuścińska, M. Szyszko (red.), Difin, Warszawa 2017, s. 146.

¹¹² W. Rutkowski, *Bank Centralny i polityka pieniężna*, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2016, s. 49.

¹¹³ H. Żywiecka, *op. cit.*, s. 154.

¹¹⁴ European Central Bank, ECB adjusts remuneration of minimum reserves, <https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2023/html/ecb.pr230727~7206e9aa48.en.html>, (dostęp: 01.04.2026).

¹¹⁵ A. Kaźmierczak, *op. cit.*, s. 145.

W ramach Eurosystemu rezerwa obowiązkowa obliczana jest na podstawie sześciotygodniowej średniej dla każdego banku, przy czym oprocentowanie rezerwy obowiązkowej jest równe podstawowej stopie refinansowej¹¹⁶. Wszystkie instytucje będące kontrahentami Eurosystemu muszą przestrzegać wymogu utrzymywania rezerwy obowiązkowej, mają jednak dostęp do stałych linii kredytowych Europejskiego Banku Centralnego. Stan rezerw obowiązkowych jest stale monitorowany przez bank centralny. Nieprzestrzeganie wymogów grozi wysokimi odsetkami karnymi, dlatego też banki, którym grozi niedobór mogą uzupełniać rezerwy za pomocą międzybankowego transferu rezerw od instytucji, które mają dostępne nadwyżki¹¹⁷.

1.3.2. Operacje kredytowo-depozytowe (*standing facilities*) i korytarz stóp

W odróżnieniu od narzuconej przez banki centralne rezerwy obowiązkowej banki mają do dyspozycji także dwa rodzaje operacji, które zawierane są z ich inicjatywy. Parametry i kryteria tych operacji ustalane są przez banki centralne, ale nie narzuca on zawierania transakcji. Instytucje kredytowe mają do dyspozycji:

- kredyt w banku centralnym, który zapewnia płynność z dnia na dzień, tzn. do następnego dnia roboczego,
- depozyt w banku centralnym na koniec dnia, który absorbuje płynność z dnia na dzień.

Udzielanie kredytów instytucjom bankowym jest jednym z najważniejszych narzędzi polityki pieniężnej zarówno dla Fed jak i EBC. Historycznie wiąże się ono z koncepcją banku centralnego jako pożyczkodawcy ostatniej instancji (*lender of last resort*). Co prawda banki komercyjne o niewystarczających rezerwach mogą pożyczać od banków z nadwyżkami, ale w sytuacji niedoboru w całym systemie finansowym popyt nie może być w ten sposób zaspokojony, co może doprowadzić gospodarkę do kryzysu kredytowego i płynnościowego.¹¹⁸ Dlatego też możliwość zaciągania pożyczek w banku centralnym stanowi wentyl bezpieczeństwa dla gospodarki.

¹¹⁶ M. Fandl, *Monetary and Financial Policy in the Euro Area. An Introduction*, Springer International Publishing, Frankfurt am Main 2018, s. 48.

¹¹⁷ W. Rutkowski, *op. cit.*, s. 45.

¹¹⁸ J. Handa, *Monetary Economics*, Routledge, New York 2009, s. 350.

Udzielanie kredytów w ramach Eurosystemu jest realizowane przez krajowe banki centralne, podobnie zresztą jak w przypadku kredytów dyskontowych udzielanych za pośrednictwem poszczególnych Banków Rezerwy Federalnej. Mają one formę stałej linii kredytowej banku centralnego na koniec dnia (*marginal lending facility*). Przy pomocy tego instrumentu banki mogą zaciągać (pod warunkiem zabezpieczenia - zastawu aktywów kwalifikowanych) kredyty *overnight* w krajowych bankach centralnych. Krańcowa stopa procentowa (*marginal lending facility rate*) stanowi pułap dla rynkowej stopy procentowej *overnight* w strefie euro podobnie jak stopa dyskontowa (*federal discount rate*) w Stanach Zjednoczonych¹¹⁹. Współcześnie zmiana stopy dyskontowej w większym stopniu służy do sygnalizowania zmian w polityce pieniężnej. Instrument stracił na znaczeniu w krajach, gdzie na szeroką skalę przeprowadza się operacje otwartego rynku. Stopa procentowa pobierana przez EBC za korzystanie z kredytu na koniec dnia jest zawsze wyższe niż główna stopa refinansowa, co stanowi zachętę dla instytucji kredytowych do korzystania przede wszystkim z operacji refinansujących w celu zaspokajania swoich regularnych potrzeb płynnościowych.

Podobnie jak w Kanadzie, Australii, Nowej Zelandii i od niedawna także w Stanach Zjednoczonych, Eurosystem dysponuje także innym instrumentem - depozytem w banku centralnym na koniec dnia (*deposit facility*), w ramach którego banki otrzymują oprocentowanie niższe od docelowej stopy finansowania. Tak określona stopa procentowa depozytu w banku centralnym stanowi dolny poziom rynkowej stopy procentowej *overnight*. Należy zauważyć, że oprocentowanie depozytu nie zawsze jest dodatnie¹²⁰. Operacje depozytowe są narzędziem stosunkowo nowym i nie są stosowane we wszystkich krajach.

W praktyce żaden bank nie żąda na rynku płynności po stawce wyższej ani nie deponuje płynności po stawce niższej niż oferowana przez bank centralny, dlatego też oprocentowanie kredytu i depozytu w banku centralnym na koniec dnia tworzą *de facto* korytarz dla krótkoterminowej stopy rynku pieniężnego wyznaczając jej górny i dolny pułap¹²¹. Razem ze stopą refinansową tworzą one trzy główne stopy procentowe ustalane

¹¹⁹ F. Mishkin, K. Matthews, M. Giuliadori, *The Economics of Money, Banking, and Financial Market. European edition*, Pearson Education Limited, Harlow 2013, s. 340.

¹²⁰ Ibidem, s. 339.

¹²¹ D. Gerdesmeier, *Fundamentals of Monetary Policy in the Euro Area: Concepts – Markets – Institutions*,

przez EBC.

1.3.3. Standardowe operacje otwartego rynku

Operacje otwartego rynku można zdefiniować jako proces kupna i sprzedaży przez bank centralny papierów wartościowych na rynkach finansowych. Transakcje te są przeprowadzane elektronicznie. Transfery między bankami komercyjnymi a bankiem centralnym prowadzą do zmiany podaży pieniądza. Bank centralny może przeprowadzać z bankami komercyjnymi zarówno transakcje zasilające w płynność, jak i absorbujące płynność. W operacjach zasilających w płynność bank centralny dostarcza CBM (*central bank money*) do systemu bankowego, natomiast w operacjach absorbujących płynność obniża poziom CBM w sektorze bankowym, co prowadzi do zwiększenia lub zmniejszenia bazy monetarnej¹²². W rozwiniętych gospodarkach rynkowych operacje te przeprowadza się w celu kontrolowania krótkoterminowej stopy procentowej stanowiącej odniesienie dla innych stóp procentowych.

Bank centralny przeprowadzając operacje otwartego rynku, wpływa na łączną kwotę rezerw w systemie bankowym, co powoduje zmianę stopy procentowej na rynku międzybankowym. Zazwyczaj jest to stopa procentowa kredytu jednodniowego (*overnight lending rate*), według której banki udzielają kredytów i pożyczek innym bankom¹²³. Na koniec każdego dnia roboczego banki muszą spełnić wymogi dotyczące rezerwy obowiązkowej oraz rozliczyć się między sobą. Te z nich, które posiadają nadwyżki pożyczają rezerwy bankom posiadającym deficyty, tworząc rynek pożyczek jednodniowych. Bank centralny zaspokaja zapotrzebowanie banków na rezerwy, udzielając pożyczek według stopy dyskontowej. Osiągnięcie pożądanego poziomu krótkoterminowych stóp procentowych poprzez operacje otwartego rynku wymaga analizy i prognozowania sytuacji płynnościowej banków.

Należy jednak podkreślić, iż nie we wszystkich krajach operacje otwartego rynku

BookBoon, 2015, s. 169.

¹²² M. Fandl, *op. cit.*, s. 48.

¹²³ N. Perry, *Open- market operations*, w: *The Encyclopedia of Central Banking*, L-P. Rochon, S. Rossi (red.), Edward Elgar Publishing, Cheltenham 2015, s. 383.

stanowią podstawowy instrument polityki monetarnej. W literaturze¹²⁴ wyróżnia się pewne wstępne warunki, które historycznie musiały zaistnieć, aby w danym kraju móc efektywnie wykorzystać opisywane narzędzie:

- Dobrze rozwinięta struktura finansowa gospodarki – większość operacji zaciągania i udzielania kredytów powinna odbywać się na zorganizowanym krajowym rynku finansowym.
- Duży i płynny rynek papierów wartościowych – powinna istnieć stosunkowo duża liczba papierów wartościowych, które skłonne są nabyć władze monetarne. Są to najczęściej papiery o niskim ryzyku, przede wszystkim rządowe.

Gospodarki słabo rozwinięte na ogół nie spełniają pierwszego warunku. Należy także zaznaczyć, iż poszczególne kraje należące unii monetarnej także nie mogą samodzielnie, poprzez krajowe banki centralne prowadzić takich operacji. Nawet w Stanach Zjednoczonych przed II wojną światową operacje te były rzadko stosowane. Obecnie zarówno Fed jak i Europejski Bank Centralny stosują operacje otwartego rynku jako podstawowe narzędzie polityki pieniężnej.

Do operacji otwartego rynku stosowanych przez EBC zaliczają się następujące instrumenty:

- Podstawowe operacje refinansujące (MRO - *Main refinancing operations*): Chociaż EBC także dokonuje bezpośredniego skupu papierów wartościowych, standardowo dostarcza rezerwy europejskiemu systemowi bankowemu poprzez tzw. operacje refinansujące. MRO stanowią dominującą formę operacji otwartego rynku¹²⁵, służą do sterowania krótkoterminowymi stopami procentowymi, zarządzania płynnością i sygnalizowania stanowiska polityki pieniężnej w strefie euro. EBC przeprowadza cotygodniową aukcję tygodniowych umów z przyrzeczeniem odkupu (*repo* i *reverse repo*), w ramach której, za pośrednictwem krajowych banków centralnych, przekazuje bankom rezerwy (w CBM) w zamian za papiery wartościowe¹²⁶. Umowa

¹²⁴ J. Handa, *op. cit.*, s. 345.

¹²⁵ F. Mishkin, *The Economics of Money, Banking, and Financial Market. Global edition*, Pearson Education Limited, Harlow 2019, s. 434.

¹²⁶ European Central Bank, Open market operations, <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omo/html/index.en.html>, (dostęp: 01.04.2026).

z przyrzeczeniem odkupu oznacza, że banki centralne nie kupują bezpośrednio papierów wartościowych w celu zatrzymania ich na nieokreślony czas. Zamiast tego banki centralne używają transakcji *repo* do pożyczania rezerw na krótki okres bankom, które obiecują zwrócić te rezerwy. Zwykle zabezpieczeniu transakcji służy krótkoterminowy dług skarbowy¹²⁷. Po upływie tygodnia transakcja jest odwracana. Instytucje kredytowe składają oferty, a Europejski Bank Centralny przyjmuje najbardziej atrakcyjne cenowo oferty i dokonuje zakupów lub sprzedaży aż do momentu, w którym zostanie dostarczona wymagana ilość rezerw. W bilansie banku w wyniku tej transakcji powstaje składnik aktywów (nowy zasób CBM) i odpowiadające mu zobowiązanie (wobec banku centralnego). W przypadku gdy bank nie jest w stanie spłacić banku centralnego w terminie zapadalności transakcji *repo*, bank centralny może upłynnić zabezpieczenie i w ten sposób otrzymać rekompensatę. W sytuacji, kiedy spłata następuje terminowo, zastaw zabezpieczający zostaje zniesiony i rezerwa jest zwracany do banku centralnego tzn. odpowiednia wartość CBM opuszcza system. Operacje te mogą być prowadzone jako tzw. przetarg o stałej lub zmiennej stopie procentowej¹²⁸. Minimalna stopa procentowa dopuszczalna na aukcjach *repo*, zwana minimalną oferowaną stopą procentową podstawowych operacji refinansujących (*minimum bid rate*) jest europejskim odpowiednikiem docelowej stopy funduszy federalnych Fed (*federal funds target rate*)¹²⁹.

- Długoterminowe operacje refinansujące (LTRO - *Long-term refinancing operations*): Operacje te są przeprowadzane co miesiąc i zwykle obejmują zakup lub sprzedaż papierów wartościowych o terminie zapadalności wynoszącym 3 miesiące¹³⁰. W odróżnieniu od MRO, uznaje się, że nie są one wykorzystywane do sygnalizowania nastawienia w polityce pieniężnej, lecz mają na celu zapewnienie bankom ze strefy euro dostępu do funduszy długoterminowych¹³¹. Operacje LTRO są zwykle

¹²⁷ N. Perry, *op. cit.*, s. 384.

¹²⁸ M. Fandl, *op. cit.*, s. 48

¹²⁹ S. Cecchetti, K. Schoenholtz, *Money, Banking, and Financial Markets*, McGraw-Hill/Irwin, New York 2011, s. 461.

¹³⁰ European Central Bank, Pandemic Emergency Purchase Programme, <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.en.html>, (dostęp: 01.04.2026).

¹³¹ F. Mishkin, *The Economics of Money, Banking, and Financial Market. Global edition*, Pearson Education

realizowane w procedurze zmiennej stopy procentowej. W warunkach normalnych stanowią znacznie mniejsze źródło płynności dla systemu bankowego strefy euro. Choć podstawowym narzędziem dostarczającym rezerwy bankom są MRO, w czasach kryzysów rośnie rola długoterminowych operacji refinansowania co zapewnić ma większą stabilność na rynkach finansowych.

- Operacje dostrajania (FTO - *Fine-tuning*) i operacje strukturalne: Transakcje te nie są ustandaryzowane, odbywają się nieregularnie i przyjmować mogą formę *repo*, *swapów* walutowych, depozytów terminowych lub bezpośrednich transakcji. Operacje dostrajające mogą mieć charakter doraźnej absorpcji lub zasilenia w płynność. Ich podstawową funkcją jest zarządzanie płynnością i stopami procentowymi na rynku pieniężnym. Ze względu na swój cel oraz krótkoterminowy charakter rynku, przyjmuje się najczęściej formułę "szybkich" przetargów¹³². Trwają one jedną godzinę od ich ogłoszenia do podania wyników przydziału. W przetargach organizowanych przez Eurosystem wziąć może udział wyłącznie ograniczona liczba uczestników spośród listy uprawnionych kontrahentów. Możliwe są także transakcje z pominięciem przetargu, gdzie transakcja zawierana jest z jednym lub kilkoma kontrahentami w drodze procedur bilateralnych. W warunkach normalnych transakcje przeprowadzane są w sposób zdecentralizowany, przez krajowe banki centralne. Operacje strukturalne służą dostosowaniu strukturalnej pozycji płynnościowej Eurosystemu wobec systemu bankowego w dłuższym okresie. Operacje w formie transakcji *repo* i emisji instrumentów dłużnych są z reguły przeprowadzane w drodze przetargów, natomiast operacje w formie transakcji bezpośrednich są realizowane w drodze procedur dwustronnych¹³³.

Chociaż operacje refinansujące EBC są zbliżone do codziennych operacji otwartego rynku Rezerwy Federalnej, istnieją pewne różnice. W przeciwieństwie do Fedu, który prowadzi operacje otwartego rynku w jednym miejscu - w Banku Rezerwy Federalnej w Nowym Jorku - EBC prowadzi je w sposób zdecentralizowany, za pośrednictwem

Limited, Harlow 2019, s. 434.

¹³² H. Scheller, *The European Central Bank: History, Role and Functions*, European Central Bank, Frankfurt am Main 2006, s. 88.

¹³³ *The monetary policy of the ECB*, European Central Bank, Frankfurt am Main 2011, s. 106.

poszczególnych krajowych banków centralnych strefy euro. Taka decentralizacja pozostaje bez konsekwencji dla uczestniczących w niej banków, ponieważ wszystkie banki strefy euro, które kwalifikują się jako uprawnieni kontrahenci traktowane są w jednakowy sposób, niezależnie od ich wielkości i rezydencji. Kolejną różnicą jest dobór kontrahentów. Podczas gdy Fed w ramach swoich standardowych operacji zwraca się o ceny do 25 ściśle określonych dealerów papierów wartościowych (*primary dealers*)¹³⁴, w cotygodniowych aukcjach EBC biorą udział setki banków. Muszą jednak one spełniać określone kryteria, aby uzyskać status uprawnianych kontrahentów. Instytucja kredytowa musi podlegać systemowi rezerw obowiązkowych Eurosystemu i przynajmniej jednej formie zharmonizowanego nadzoru krajowego w Unii Europejskiej/Europejskim Obszarze Gospodarczym (UE/EOG). Kolejnym wymogiem, jest wykazanie się dobrą kondycją finansową, a więc spełnianie regulacyjnych wymogów kapitałowych. Ponadto kontrahenci muszą spełniać kryteria operacyjne określone w ustaleniach umownych lub normatywnych stosowanych przez Krajowe Banki Centralne lub EBC, tak aby zapewnić sprawne prowadzenie operacji polityki pieniężnej Eurosystemu¹³⁵.

Wreszcie różne są także zabezpieczenia akceptowane w operacjach refinansowania ze względu na różnice w strukturze finansowej poszczególnych krajów. W zwyczajnych okolicznościach Fed przyjmuje rządowe papiery wartościowe Stanów Zjednoczonych, podczas gdy niektóre z krajowych banków centralnych w Eurosystemie przyjmują szerszy zakres zabezpieczeń, w tym nie tylko obligacje rządowe, ale także korporacyjne¹³⁶. Należy jednak zauważyć, że zakres akceptowanych zabezpieczeń poszerzył się znacznie w czasie kryzysu finansowego, zarówno w Stanach Zjednoczonych, jak i Europie. Zabezpieczenia zastawiane przez instytucje kredytowe dla operacji polityki pieniężnej obejmowały także w znacznym stopniu papiery wartościowe zabezpieczone aktywami oraz kredyty bankowe.

1.4. Niekonwencjonalna polityka monetarna w warunkach „nowej normy”

¹³⁴ Federal Reserve Bank of New York, Primary Dealers, <https://www.newyorkfed.org/markets/primarydealers> (dostęp: 01.04.2026).

¹³⁵ *The monetary policy of the ECB*, op. cit., s. 97.

¹³⁶ S. Cecchetti, K. Schoenholtz, *Money, Banking, and Financial Markets*, McGraw-Hill/Irwin, New York 2011, s. 462.

1.4.1. Ograniczenia standardowej polityki

U progu XXI wieku władze monetarne stanęły w obliczu strukturalnej zmiany, którą Ben Bernanke określił jako „nową normę”¹³⁷. W odróżnieniu od wyzwań polityki monetarnej z którymi świat zmagał się przełomie lat 70. i 80. XX wieku tym razem to zbyt niska inflacja zaczęła budzić niepokój. Z powodów demograficznych i technologicznych w gospodarkach rozwiniętych zaszła strukturalna zmiana. Naturalna stopa procentowa¹³⁸ (*natural rate of interest* - NRI) notowała tendencję spadkową, aż do osiągnięcia poziomów bliskich zeru podczas Globalnego Kryzysu Finansowego (GFC)¹³⁹. Trendy demograficzne w strefie euro przyczyniły się i mogą w dalszym ciągu przyczyniać do spadku NRI, obniżając ją o ponad 1,5 punktu procentowego w latach 1980-2030¹⁴⁰.

Niski poziom neutralnej stopy procentowej redukuje możliwość obniżki krótkoterminowych stóp procentowych, co w istotny sposób organiczna możliwość oddziaływania standardowych instrumentów polityki pieniężnej. Jest to szczególnie dotkliwe w warunkach recesji, ponieważ obniża możliwość stymulowania wzrostu¹⁴¹. Najniższy poziom, na który władze monetarne mogą sobie pozwolić przy ustaleniu krótkoterminowej stopy procentowej nazywa się efektywną dolną granicą (*effective lower bound* – ELB). Poniżej tej granicy instytucjom finansowym opłaca się wymieniać rezerwy banku centralnego na gotówkę¹⁴². Jeszcze przed GFC w większości krajów przyjmowano, że efektywna dolna granica jest nieznacznie dodatnia, jednak nadejście kryzysu doprowadziło do tego, że stopa procentowa w krajach rozwiniętych osiągnęła dolną granicę zera (*zero lower bound* - ZLB), co oznacza, że banki centralne nie były w stanie dalej jej obniżać.

¹³⁷ B. Bernanke, *21st Century Monetary Policy: The Federal Reserve from the Great Inflation to COVID-19*, W. W. Norton & Company, New York 2022, s. 275.

¹³⁸ Naturalna stopa procentowa (r^*), nazywana także neutralną - jest to stopa lub przedział stóp procentowych zapewniający przy maksymalnym zatrudnieniu stabilną inflację. Gospodarka w takim stanie prawdopodobnie nie wymaga ani akomodacyjnej, ani restrykcyjnej polityki pieniężnej. Koncept pierwszy raz rozwinięty przez Knuta Wicksella w 1898 r. Zob. szerzej: T. Laubach, J.C. Williams, *Measuring the Natural Rate of Interest*, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85/ 2003, s. 1063–1064.

¹³⁹ K. Holston, T. Laubach, J. Williams, *Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants*, *Journal of International Economics* 108/2017, s. 59.

¹⁴⁰ M. Bielecki, M. Brzoza-Brzezina, M. Kolasa, *Demographics, monetary policy, and the zero lower bound*, NBP Working Paper 284/2018, s. 7.

¹⁴¹ B. Bernanke, *21st Century Monetary Policy: The Federal Reserve from the Great Inflation to COVID-19*, W. W. Norton & Company, New York 2022, s. 106.

¹⁴² F. De Fiore, O. Tristani, *(Un)conventional Policy and the Effective Lower Bound*, BIS Working Papers 804/2019, s. 2.

Konsekwencją tego było utracenie możliwości korzystania z konwencjonalnej polityki pieniężnej. Problem ten związany jest z opisaną przez Johna Maynarda Keynesa pułapką płynności (*liquidity trap*)¹⁴³. Polityka pieniężna nie przynosi żadnych efektów, ponieważ podmioty niefinansowe są gotowe wchłonąć każdy wzrost bazy monetarnej bez wpływu na stopę procentową. Zanika arbitraż między pieniędzmi a obligacjami – postrzegane są one przez sektor prywatny jako doskonale substytuty¹⁴⁴.

Oslabienie mechanizmu transmisji polityki pieniężnej ograniczające dalsze luzowanie stało się poważnym problemem w obliczu kryzysu. W takich okolicznościach zarówno w Stanach Zjednoczonych, jak i w Europie oprócz standardowych środków polityki pieniężnej zastosowano nowe strategie, które mieszczą się w ogólnym pojęciu niekonwencjonalnej polityki pieniężnej. Po pierwsze, banki centralne mogą doprowadzić do złagodzenia polityki kredytowej w celu zwiększenia zdolności banków do kierowania płynności do kredytobiorców niefinansowych pożyczając im na dłuższe terminy i na niestandardowych warunkach¹⁴⁵. Po drugie, bank centralny może w odpowiedzi na niedobory płynności interweniować w określonych segmentach rynku w sposób ukierunkowany dokonując zakupu prywatnych papierów wartościowych. Po trzecie, władze monetarne mogą dążyć do obniżenia długoterminowych stóp procentowych (spłaszczenia krzywej dochodowości) poprzez odpowiednią komunikację. Po czwarte bank centralny może celowo powiększać swój bilans, kupując duże ilości aktywów (np. obligacje skarbowe i papiery wartościowe oparte na kredytach hipotecznych) na otwartym rynku w celu obniżenia ich krzywej dochodowości i pobudzenia popytu¹⁴⁶.

1.4.2. Polityka ujemnych stóp procentowych (*Negative Interest Rate Policy* - NIRP)

W normalnych warunkach banki komercyjne utrzymują depozyty w bankach centralnych z dwóch powodów: aby wypełnić wymogi dotyczące rezerw obowiązkowych

¹⁴³ J.M. Keynes, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Palgrave Macmillan, London 1936, s. 103.

¹⁴⁴ P. Krugman *It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap*, Brookings Papers on Economic Activity 2/1998, s. 137.

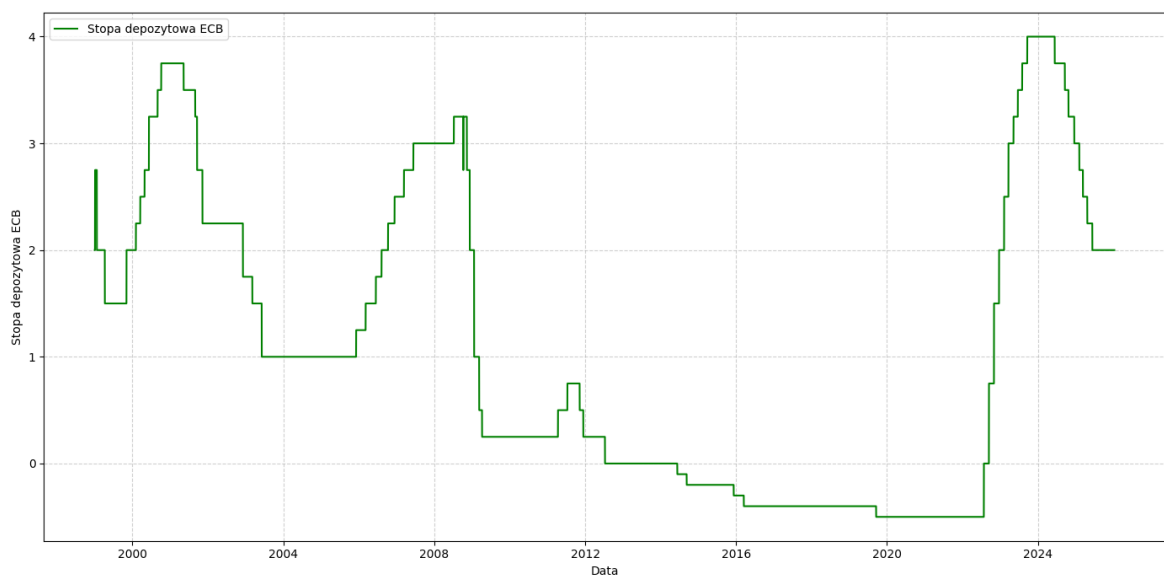
¹⁴⁵ H. Żywiecka, *op. cit.*, s. 175.

¹⁴⁶ A. Bénassy-Quéré, B. Cœuré, P. Jacquet, J. Pisani-Ferry, *Economic Policy Theory and Practice*, Oxford University Press, New York 2019 s. 249.

oraz aby rozliczać transakcje międzybankowe. Za nadwyżki rezerw banki komercyjne uzyskują od banku centralnego odsetki w wysokości stopy depozytowej, która jest zazwyczaj niższa od stóp rynkowych rynku pieniężnego, w związku z czym banki nie mają inicjatywy do jej utrzymywania. Jednak w czasach kryzysowych niepewność makroekonomiczna skłania banki do utrzymywania wyższych niż zwykle depozytów.

Przez długi czas bankierzy centralni uważali, że stopa procentowa nie może spaść poniżej zera, ponieważ w takiej sytuacji gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa po prostu zaczęłyby wymieniać depozyty na gotówkę, aby uniknąć dewaluacji. W rzeczywistości możliwe okazało się ustalenie stopy depozytowej na poziomie nieznacznie ujemnym na co zdecydowało się w czasie kryzysu wiele banków centralnych, m.in. w Danii, Szwecji, Japonii, Szwajcarii. Podczas gdy w niektórych krajach przyjęto politykę ujemnych stóp procentowych, aby przeciwdziałać niskiej inflacji inne miały na celu przeciwdziałanie aprecjacji waluty¹⁴⁷.

Europejski Bank Centralny przełamał „barierę zera” w czerwcu 2014 roku (Rysunek 1.2), rozpoczynając ponad ośmioletni okres utrzymywania stóp w terytorium ujemnym, który zakończył się dopiero w połowie 2022 roku.



Rysunek 1.2 Stopa depozytowa Europejskiego Banku Centralnego (*Deposit Facility Rate*) w

¹⁴⁷ A. Jobst, H. Lin, *Negative Interest Rate Policy (NIRP): Implications for Monetary Transmission and Bank Profitability in the Euro Area*, IMF Working Papers 176/2016, s. 5.

latach 1999–2024

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ECB Statistical Data Portal.

Banki centralne realizujące NIRP pobierają opłaty (zamiast płacić) od banków komercyjnych za ich nadwyżki rezerw, co *de facto* oznacza opodatkowanie banków za gromadzenie środków¹⁴⁸. Aby uniknąć tej opłaty, banki muszą lokować środki w inne aktywa, co powoduje obniżenie z nich stóp zwrotu. Należy zauważyć, że gospodarstwa domowe i firmy mają możliwość uniknięcia ujemnej stopy zwrotu, gromadząc gotówkę oprocentowaną na zero. Jednak dokonywanie transakcji i oszczędzenie w banknotach jest zarówno problematyczne jak i kosztowne, szczególnie w przypadku banków obracających bardzo dużymi środkami. Dlatego też utrzymanie stóp nieznacznie ujemnych jest możliwe bez masowego odejścia do gotówki.

Jak twierdzi B. Bernanke w dotychczasowym ograniczonym zakresie ujemne stopy procentowe osiągnęły swój cel: doprowadziły, do obniżenie stóp rynku pieniężnego, długoterminowych stóp procentowych i oprocentowania kredytów bankowych¹⁴⁹.

1.4.3. Komunikacja jako instrument (*Forward Guidance*)

Niestandardowe instrumenty polityki monetarnej były w ostatnich latach uzupełniane przez banki centralne o *forward guidance* czyli informowanie przez decydentów o tym, jakiego spodziewają się kierunku rozwoju gospodarki i polityki pieniężnej w celu ukierunkowania oczekiwań rynku. Władze monetarne dostarczają uczestnikom rynku wskazówek dotyczących prawdopodobnego przyszłego poziomu krótkoterminowej stopy procentowej, która jest pod bezpośrednią kontrolą banku centralnego. W oparciu o te sygnały, formułują się oczekiwania co do stopy procentowej, po której banki będą mogły pożyczać środki od banku centralnego w przyszłości. Przekazywanie takich informacji dokonywane jest z zamiarem wpłynięcia na długoterminowe stopy procentowe¹⁵⁰.

Uzasadnieniem teoretycznym wykorzystywania *forward guidance* jest założenie, że

¹⁴⁸ C. Arteta, M. A. Kose, M. Stocker, T. Taskin, *Negative Interest Rate Policies: Sources and Implications*, World Bank Policy Research Working Paper 7791/2016, s. 8.

¹⁴⁹ B. Bernanke, *21st Century Monetary Policy: The Federal Reserve from the Great Inflation to COVID-19*, W. W. Norton & Company, New York 2022, s. 330.

¹⁵⁰ *Annual Report 2021*, European Central Bank, Frankfurt am Main, s. 37–38

długoterminowa stopa procentowa jest kształtowana przez oczekiwania rynku co do krótkoterminowych stóp procentowych w danym horyzoncie inwestycyjnym powiększona o premię za ryzyko¹⁵¹. W takiej sytuacji wskazówki dotyczące przyszłości, które mają wpływ na odkształcanie oczekiwań, stanowią dodatkową amunicję w arsenale władz monetarnych.

Jednym z prekursorów współczesnego wykorzystania tej metody w celu spłaszczenia krzywej dochodowości jest Japonia. Prezes tamtejszego banku centralnego na konferencji prasowej w 1999 r. złożył publiczną obietnicę, iż kluczowa stopa procentowa pozostanie utrzymana na zerowym poziomie przynajmniej do momentu, w którym inflacja CPI ustabilizuje się na poziomie powyżej zera. Ta konkretna forma *forward guidance* została określona mianem zobowiązania do utrzymania zerowej stopy procentowej (*Zero Interest Rate Commitment – ZIRC*)¹⁵². Inną formę komunikacji planowanych działań przyjęła Nowa Zelandia, która już w 1997 r. publikowała oświadczenia w sprawie pożądanej ścieżki dla krótkoterminowej stopy procentowej. Doprowadzanie w ten sposób do zmiany stóp procentowych ekonomiści G. Guthrie i J. Wright określili mianem *open mouth operations*¹⁵³. W kolejnych latach z instrumentu zaczęły korzystać także Rezerwa Federalna, a od 2013 r. także EBC, kiedy M. Draghi na konferencji 4 lipca 2013 r. powiedział: „*Stopy procentowe EBC pozostaną na obecnym lub niższym poziomie przez dłuższy czas. Jest to pierwszy raz, kiedy Rada Prezesów mówi coś takiego.*”¹⁵⁴. Należy jednak zaznaczyć, że *forward guidance* nie dotyczy wyłącznie kształtowania się stóp procentowych, ale zawierać może także np. wytyczne dotyczące zakupów aktywów¹⁵⁵.

Komunikaty płynące z banków centralnych przybierają różne formy. Najwięcej uwagi poświęca się oświadczeniom publikowanym po posiedzeniach przez Radę Prezesów EBC oraz Federalny Komitet do spraw Operacji Otwartego Rynku w USA; oraz omówieniu

¹⁵¹ V. Dianova, Forward guidance, w: *The Encyclopedia of Central Banking*, L-P. Rochon, S. Rossi (red.), Edward Elgar Publishing, Cheltenham 2015, s. 214.

¹⁵² N. Oda, T. Nagahata, *On the Function of the Zero Interest Rate Commitment: Monetary Policy Rules in the Presence of the Zero Lower Bound on Interest Rates*, Bank of Japan Working Paper Series 5/2005, s. 2.

¹⁵³ G. Guthrie, J. Wright, *Open mouth operations*, *Journal of Monetary Economics* 46/2000, s. 490.

¹⁵⁴ M. Draghi, *Introductory statement to the press conference (with Q&A)*, Mario Draghi, President of the ECB, Vítor Constâncio, Vice-President of the ECB, Frankfurt am Main, European Central Bank, 4.07.2013, https://www.ecb.europa.eu/press/press_conference/monetary-policy-statement/2013/html/is130704.en.html, (dostęp: 01.04.2026).

¹⁵⁵ Ł. Hardt, *Eseje o polityce pieniężnej czasu niepewności*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2022, s. 47.

ich podczas konferencji prasowych przez odpowiednio prezesa EBC i przewodniczącego Rady Gubernatorów Systemu Rezerwy Federalnej. Funkcję tę mogą pełnić także np. cykliczne publikacje i raporty zespołów analitycznych BC.

Komunikaty wysyłane przez władze monetarne można podzielić na ilościowe i jakościowe. Pierwsze z nich informują o wyraźnych prognozach poziomu stóp procentowych wraz ze wskazanym horyzontem. Komunikaty jakościowe wskazują na prawdopodobne czynniki, których pojawienie się lub ustąpienie będzie wpływać na kierunek polityki pieniężnej.

Użytecznym rozróżnieniem jest także to wprowadzone w 2012 r. przez ekonomistów Rezerwy Federalnej, którzy wskazali na to, że wytyczne banków centralnych, może określić mianem „delfickich” lub „odysejskich”¹⁵⁶. Pierwszy rodzaj, nawiązujący do wyroczni w świątyni Apollina w starożytnych greckich Delfach, ma cel informacyjny. Władze monetarne pomagają uczestnikom rynku w lepszym zrozumieniu perspektyw polityki monetarnej, biorąc pod uwagę własne reguły i oczekiwania co do zmiennych egzogenicznych w gospodarce. Takie wskazówki dotyczące przyszłości mają zmniejszyć niepewność w sektorze prywatnym, jednak nie stanowią publicznego zobowiązania do określonego sposobu działania. W oparciu o tę definicję uznaje się, że komunikacja Banku Anglii, Fed i EBC po globalnym kryzysie finansowym miała charakter „delficki”¹⁵⁷. Z kolei odysejskie *forward guidance* nawiązuje to fragmentu Odysei, w którym główny bohater przywiązał się do masztu swej łodzi, aby nie ulec czarowi syreniego śpiewu. W tym przypadku symbolizuje to publiczne zobowiązanie władz monetarnych (związanie sobie rąk) do prowadzenia określonej polityki (np. utrzymania wcześniej ustalonego kursu stóp procentowych), nawet jeśli w przyszłości możliwe to doprowadzić do odejścia od ustalonych przez bank centralny reguł. Celem jest zmiana oczekiwań rynkowych co do działań władz monetarnych w przyszłości.

Ze względu na nieskuteczność tradycyjnych narzędzi polityki monetarnej, ale także z powodu coraz większego nacisku na przejrzystość, banki centralne na całym świecie w

¹⁵⁶ J. Campbell, C. Evans, J. Fisher, A. Justiniano, *Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance*, FRB of Chicago Working Paper 3/2012, s. 3.

¹⁵⁷ A. Bénassy-Quéré, B. Cœuré, P. Jacquet, J. Pisani-Ferry, *Economic Policy Theory and Practice*, Oxford University Press, New York 2019, s. 283.

ostatnich dwóch dekadach coraz częściej i bardziej bezpośrednio komunikują się z opinią publiczną. Badania wskazują, że *forward guidance*, zarówno w wersji odysejskiej, jak i delfickiej, zwiększa prawdopodobieństwo wyjścia z pułapki płynności¹⁵⁸. Skuteczność tego instrumentu sprowadza się jednak do postrzeganej wiarygodności banku centralnego i jego zobowiązań.

1.4.4. Luzowanie ilościowe (QE) i kredytowe – mechanizm i programy skupu aktywów

Pod pojęciem pośredniego luzowania kredytowego kryje się szereg rozmaitych działań, które mają jednak wspólny cel – zwiększenie zdolności instytucji kredytowych do skierowania płynności banku centralnego do kredytobiorców niefinansowych łagodząc dla nich warunki finansowania¹⁵⁹. W warunkach kryzysu finansowego, przy osłabionej transmisji standardowych narzędzi polityki monetarnej banki centralne zareagowały tworząc nowe programy wsparcia płynności i modyfikując istniejące instrumenty, aby złagodzić napięcia związane z płynnością na krótkoterminowych rynkach pieniężnych. i zmniejszyć *spread* kredytowy.

W nowym otoczeniu makroekonomicznym operacje refinansujące mogły być przydzielane w oparciu o stałą stopę procentową, nie zaś w drodze aukcji. Odbływały się one także w zwiększonej częstotliwości oraz przy rozszerzonej liście kwalifikowanych zabezpieczeń, co pozwalało na refinansowanie większej liczby kredytów i papierów wartościowych. Ponadto wiele banków centralnych zmieniło procedury przydziału i rozszerzyło krąg instytucji, mogących mieć pośredni lub bezpośredni dostęp do udostępnianej płynności. Poszerzono zarówno listę bezpośrednich kontrahentów operacji banku centralnego, jak i zwiększono dostępność płynności w sposób pośredni, aby chronić istniejące struktury rynkowe¹⁶⁰. Kolejną modyfikacją, było także zapewnianie płynności w dłuższym horyzoncie czasowym poprzez udostępnienie szerokiego zakresu długoterminowych operacji refinansujących, co w warunkach dużej zmienności gwarantuje

¹⁵⁸ G. Goy, C. Hommes, K. Mavromatis, *Forward guidance and the role of central bank credibility under heterogeneous beliefs*, Journal of Economic Behavior & Organization 200/2022, s. 20.

¹⁵⁹ A. Bénassy-Quéré, B. Cœuré, P. Jacquet, J. Pisani-Ferry, *Economic Policy Theory and Practice*, Oxford University Press, New York 2019, s. 249.

¹⁶⁰ S. Potter, F. Smets, *Unconventional monetary policy tools: a cross-country analysis*, BIS Committee on the Global Financial System Papers 63/2019, s. 21.

bankom poczucie bezpieczeństwa.

Konkretne instrumenty i programy stworzone w drodze praktyki władz monetarnych można klasyfikować według celu:

- zwiększenie płynności instytucji kredytowych - Niektóre spośród banków centralnych oferowały instrumenty dające możliwość w okresach dużego zapotrzebowania na płynność do *swapu* aktywów o niższej płynności na skarbowe papiery wartościowe, które następnie można wykorzystać jako zabezpieczenie w celu pozyskania gotówki na prywatnych rynkach *repo*. Przykładami takich programów są: *Term Securities Lending Facility* (TSLF) realizowany przez Rezerwę Federalną oraz *Special Liquidity Scheme* (SLS) Banku Anglii¹⁶¹.
- zachęcanie do zwiększenia akcji kredytowej – Przykładem takiego programu, były realizowane na szeroką skalę przez EBC ukierunkowane długoterminowe operacje refinansujące (*targeted longer-term refinancing operations* - TLTRO). Banki mogły otrzymać tanie refinansowanie nawet do 4 lat, pod warunkiem, wzrostu netto akcji kredytowej dla gospodarstw domowych i firm niefinansowych. Podobny program był także realizowany przez Bank Anglii.

Opisane działania pomogły przywrócić działanie kanałów transmisji monetarnej, złagodzić napięcia związane z płynnością i zmniejszyć niepewność co do jej przyszłej dostępności. Efektem było zmniejszenie premii za płynność i premii terminowych oraz złagodzenie warunków finansowania dla przedsiębiorstw niefinansowych¹⁶².

Od czasu nadejścia kryzysu finansowego w 2008 roku niektóre z największych banków centralnych na świecie, między innymi EBC, Fed, Bank Anglii rozpoczęły luzowanie ilościowe. Jest to nieortodoksyjny sposób dostarczenia pieniędzy do gospodarki, w warunkach, w których stopy procentowe w krajach uprzemysłowionych spadły niemal do zera, a możliwość dalszego łagodzenia polityki pieniężnej poprzez obniżanie stóp procentowych stała się bardzo ograniczona. Pojęcie QE odnosi się do przeprowadzonych na szeroką skalę programów zakupów przez bank centralny długoterminowych papierów wartościowych w celu zwiększenia rezerw bankowych, obniżenia długoterminowych stóp

¹⁶¹ Ibidem, s. 21.

¹⁶² Ibidem, s. 25.

procentowych i złagodzenia warunków finansowych, co ostatecznie ma pozwolić na realizację celów gospodarczych, takich jak stabilność cen i pełne zatrudnienie¹⁶³. QE jest często określane mianem zakupów aktywów na dużą skalę (*large-scale asset purchases* - LSAP).

Jak wcześniej wspomniano, standardowe instrumenty polityki monetarnej oddziałują zazwyczaj na krótkoterminową stopę procentową. Nawet w sytuacji, w której zostanie ona obniżona do zera, inne stopy procentowe mogą pozostać dodatnie, odzwierciedlając różnice w premii za ryzyko. Jest to istotne dla wydatków inwestycyjnych i konsumpcyjnych sektora prywatnego, dla których największe znaczenie mają stopy średnio i długoterminowe. Z tego względu banki centralne, w celu obniżenia premii prowadziły zakup aktywów innych niż obligacje krótkoterminowe, aby tym samym doprowadzić do obniżenia odpowiadających im stóp procentowych kredytów.¹⁶⁴ Wyrażano nadzieję, że QE doprowadzi do zwiększenia łącznych wydatków, a tym samym zbliży rzeczywistą produkcję do produktu potencjalnego, zmniejszając lukę popytową¹⁶⁵.

Termin *quantitative easing* przed 2008 r. rzadko pojawiał się w anglojęzycznych źródłach i odnosił się przede wszystkim do polityki monetarnej Banku Japonii, która na przełomie mileniów prowadziła politykę niskich stóp procentowych w związku z recesją. Po kolejnym już spadku koniunktury i epizodzie deflacyjnym w gospodarce japońskiej, w marcu 2001 r. ogłoszono program rozszerzenia bazy monetarnej, którego celem było doprowadzenie do wzrostu wydatków i produkcji. Krok ten był podyktowany faktem, że chociaż stopa referencyjna *overnight* osiągnęła dolną granicę na poziomie zero procent, nie było to wystarczające, aby pobudzić gospodarkę¹⁶⁶. W ramach pierwszego QE, Bank Japonii prowadził skup obligacji rządowych oraz papierów wartościowych emitowanych pod zastaw innych aktywów, co doprowadziło do znacznego wzrostu płynności w krajowym sektorze

¹⁶³ B. Bernanke, *21st Century Monetary Policy: The Federal Reserve from the Great Inflation to COVID-19*, W. W. Norton & Company, New York 2022, s. 277.

¹⁶⁴ O. Blanchard, A. Amighini, F. Giavazzi, *Macroeconomics: a European perspective*, Pearson Education Limited, Harlow 2021, s. 528.

¹⁶⁵ B. MacLean, Quantitative easing, w: *The Encyclopedia of Central Banking*, L-P. Rochon, S. Rossi (red.), Edward Elgar Publishing, Cheltenham 2015, s. 414.

¹⁶⁶ T. Watanabe, T. Yabu, *The great intervention and massive money injection: The Japanese experience 2003–2004*, *Journal of International Money and Finance*, 32/2013, s. 429.

bankowym, jednak nie przełożyło się w dostateczny stopniu na wzrost akcji kredytowej dla gospodarki realnej. Choć program był pierwszym, który nazwano „luzowaniem ilościowym” miał on jednak nieco inny charakter od tych realizowanych w kolejnych latach np. w Stanach Zjednoczonych. Jego celem nie było obniżenie długoterminowych stóp procentowych, a przede wszystkim pokonanie deflacji poprzez wzrost podaży pieniądza w oparciu o doktrynę monetaryzmu¹⁶⁷.

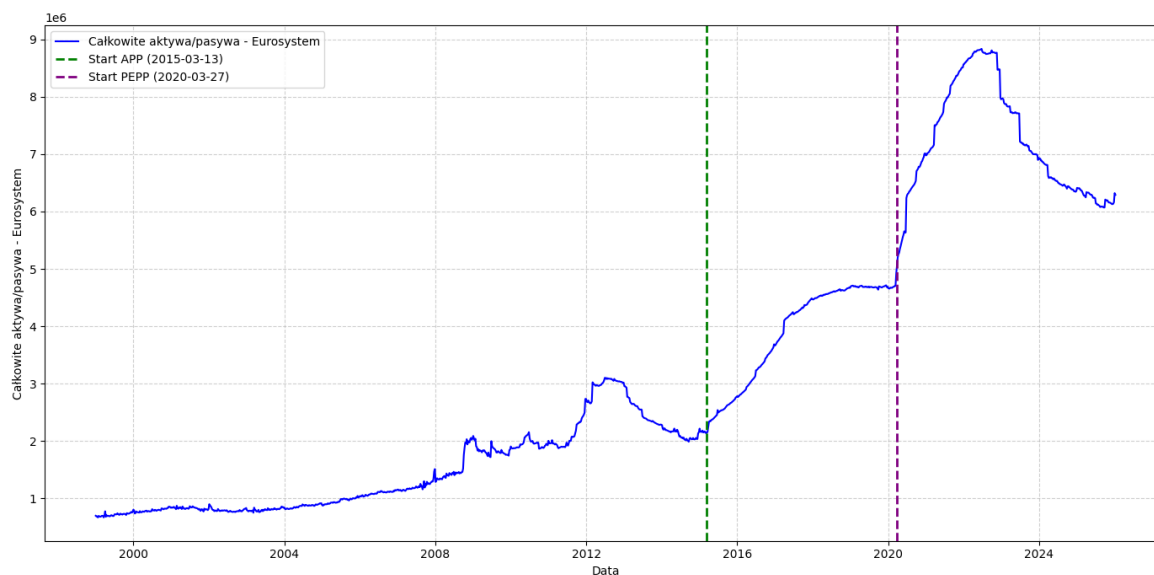
Samo pojęcie luzowania ilościowego jest dosyć szerokie, mogą się pod nim kryć programy o nieco innym charakterze. Banki centralne na przestrzeni ostatnich dwóch dekad rozwinęły QE metodą "prób i błędów" oraz poprzez uczenie się od siebie nawzajem. Różnice rysowały się zarówno w rodzaju skupowanych aktywów, jak i deklarowanym celu. Fed w swoim pierwszym programie skupu skoncentrował się na papierach wartościowych zabezpieczonych hipoteką (MBS - *Mortgage-backed securities*) pełniąc rolę nabywcę ostatniej szansy, natomiast Bank Anglii skupił się wyłącznie na rządowych i korporacyjnych obligacjach. Bank Japonii w ramach uruchomionego w 2010 r. programu *Comprehensive Monetary Easing* (CME) poczynił znaczne inwestycje w m.in. fundusze ETF na indeksy akcji japońskich, a nawet fundusze powiernicze inwestujące w nieruchomości (J-REIT). Raporty BOJ tłumaczyły zakup ETF-ów jako interwencję mającą na celu podniesienie wartości akcji, aby obniżyć koszty kapitału firm i stymulować ich inwestycje¹⁶⁸.

W Europie implementacja tego rozwiązania na szeroką skalę nastąpiła z pewnym opóźnieniem względem USA czy Wielkiej Brytanii. Co prawda już w latach 2009–2012 EBC prowadził operacje skupu aktywów: program skupu obligacji zabezpieczonych (*Covered Bond Purchase Programme* – CBPP) oraz program rynków papierów wartościowych (*Securities Markets Programme* – SMP), jednak miały one ograniczoną skalę i służyły głównie stabilizacji rynków finansowych w odpowiedzi na kryzys zadłużeniowy. Europejski Bank Centralny uruchomił swój flagowy program skupu aktywów (*Asset Purchase Programme* – APP) dopiero w 2015 r. reagując na ryzyko utrwalenia się deflacji. W skład programu wchodziły w pierwszej kolejności program skupu obligacji sektora publicznego

¹⁶⁷ B. Bernanke, *21st Century Monetary Policy: The Federal Reserve from the Great Inflation to COVID-19*, W. W. Norton & Company, New York 2022, s. 276.

¹⁶⁸ B. Charoenwong, R. Morck, Y. Wiwattanakantang, *Bank of Japan Equity Purchases: The Final Frontier in Extreme Quantitative Easing*, NBER Working Paper Series 25525/2019, s. 3.

(*Public Sector Purchase Programme* PSPP), jednak z czasem został on rozszerzony także o obligacje korporacyjne (*Corporate Sector Purchase Programme* - CSPP). W warunkach unii walutowej skup obligacji rządowych musiał odbywać się według klucza kapitałowego, w celu uniknięcia zarzutów o bezpośrednie finansowanie budżetów krajowych (co budziło zastrzeżenia niemieckiego Trybunału Konstytucyjnego)¹⁶⁹. Kolejny bezprecedensowy wzrost sumy bilansowej nastąpił w 2020 r. (rys 1.3). Było to związane z uruchomieniem nadzwyczajnego programu zakupów w czasie pandemii koronawirusa (*Pandemic emergency purchase programme* - PEPP). Program ten, o początkowej wartości 750 mld EUR (następnie zwiększonej do 1,85 bln EUR) cechował się większą elastycznością niż APP i przyczynił się do stabilizacji rynku długu w strefie euro¹⁷⁰.



Rys. 1.3 Programy APP i PEPP na tle sumy bilansowej Eurosystemu (w bln EUR).

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Europejskiego Banku Centralnego z bazy ECB Data Portal.

W tym momencie należałoby także dokonać rozróżnienia między luzowaniem ilościowym (QE), a kredytowym (*credit easing*), ponieważ sama granica nie zawsze jest ostra, a te dwa pojęcia w debacie publicznej często używane są jako zamienniki. Wyrażenie

¹⁶⁹ C. Zilioli, *The Ecb's Powers and Institutional Role in the Financial Crisis*, Maastricht Journal of European and Comparative Law 23/2016, s. 171 - 184.

¹⁷⁰ European Central Bank, *Pandemic Emergency Purchase Programme*, <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.en.html>, (dostęp: 01.04.2026).

"luzowanie kredytowe" zostało po raz pierwszy użyte przez przewodniczącego Rady Gubernatorów Systemu Rezerwy Federalnej B. Bernanke w przemówieniu wygłoszonym w *London School of Economics* w 2009 r. Jego intencją było podkreślenie różnic między programem ówczesnie realizowanym przez Fed, a polityką określaną „luzowaniem ilościowym” w Japonii. Podobieństwo między nimi polega na tym, że w obu przypadkach może dochodzić do rozszerzenia bilansu banku centralnego. Jednak w czystym systemie QE polityka koncentruje się na zwiększeniu bilansu banku centralnego i wielkości rezerw utrzymywanych przez banki komercyjne po stronie pasywów banku centralnego. Struktura papierów wartościowych i kredytów po stronie aktywów w bilansie banku centralnego ma charakter przypadkowy¹⁷¹. Natomiast podejście Rezerwy Federalnej do łagodzenia polityki kredytowej koncentrowało się na strukturze aktywów, które były w jej posiadaniu, oraz na tym, jak wpływa ona na warunki kredytowania, co miało odzwierciedlać nacisk Fed na obniżenie długoterminowych stóp procentowych płaconych przez gospodarstwa domowe i przedsiębiorstwa. Co istotne, *credit easing* może, ale nie musi, prowadzić do wzrostu sumy bilansowej banku centralnego i wielkości rezerw. Jeśli takie zjawisko nastąpi, to jest ono konsekwencją realizowanej polityki, a nie jej głównym celem¹⁷². Dlatego też można mówić także o czystej polityce luzowania kredytowego w przypadku, gdy zmianie ulega struktura aktywów, podczas gdy rozmiar bilansu pozostaje taki sam¹⁷³. Na tym etapie należy także wprowadzić pojęcie luzowania jakościowego (*qualitative easing*). Polega ono na pogorszeniu średniej jakości aktywów w bilansie banku centralnego, kiedy np. w wyniku transakcji *swap* aktywa BC wymieniane są na mniej płynne i/lub bardziej ryzykowne. Może to nastąpić zarówno przy luzowaniu ilościowym, jak i bez niego¹⁷⁴.

Od tradycyjnych operacji otwartego rynku, QE różni się między innymi tym, że skala

¹⁷¹ B. S. Bernanke, *The Crisis and the Policy Response*, speech at the Stamp Lecture, London School of Economics, London, England, Board of Governors of the Federal Reserve System, 13.01.2009, <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20090113a.htm>, (dostęp: 01.04.2026).

¹⁷² M. Lavoie, B. Fiebigler, *Unconventional monetary policies, with a focus on quantitative easing*, *European Journal of Economics and Economic Policies*, 15/2018, s. 140.

¹⁷³ B. S. Bernanke, *The Crisis and the Policy Response*, speech at the Stamp Lecture, London School of Economics, London, England, Board of Governors of the Federal Reserve System, 13.01.2009, <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20090113a.htm>, (dostęp: 01.04.2026).

¹⁷⁴ P. Bagus, M. Schiml, *New Modes of Monetary Policy: Qualitative Easing by the Fed*, *Economic Affairs* 29/2019, s. 46.

interwencji jest znacznie większa. Zakupy finansowane są poprzez kreację pieniądza, co prowadzi do wzrostu jego podaży. W wyniku operacji po stronie aktywów pojawiają się zakupione papiery wartościowe, którym po stronie pasywów odpowiada analogiczny przyrost pieniądza rezerwowego. Konsekwencją takich zakupów jest wzrost wolumenu i zmiana struktury bilansowej banku centralnego, dlatego też takie działanie określane jest niekiedy polityką bilansową¹⁷⁵.

Skuteczność luzowania ilościowego zależy w dużej mierze od wykorzystania przez banki rezerw powstałych w wyniku sprzedaży bankowi centralnemu papierów wartościowych. Środki te w założeniu mają trafić do gospodarki realnej za pośrednictwem kredytów o obniżonych marżach, jednak nie jest to mechanizm automatyczny¹⁷⁶. W przypadku dużej niepewności i awersji do ryzyka banki komercyjne mogłyby zdecydować o utrzymywaniu dodatkowych rezerw na rachunku w banku centralnym, dlatego też programy skupu aktywów stosowane są łącznie z innymi instrumentami mającymi temu przeciwdziałać, jak np. *forward guidance* czy polityka ujemnych stóp procentowych. Należy zauważyć, że programy skupu aktywów oddziałują na gospodarkę również poprzez obniżenie rentowności nabywanych aktywów, zmianę struktury portfeli inwestorów, sygnalizowanie przyszłej ścieżki polityki pieniężnej oraz poprawę szerokich warunków finansowania w gospodarce¹⁷⁷.

Jak już wcześniej wspomniano, luzowanie ilościowe było podejściem nowatorskim, którego skuteczność stała pod dużym znakiem zapytania. Duża niepewność panowała także co do skali ewentualnych kosztów i efektów ubocznych. Jego implementacja okazała się kontrowersyjna. Krytycy na gruncie keynesizmu zarzucali, że QE nie przyczyni się do stymulacji popytu i nie doprowadzi do zwiększenia produkcji, a może doprowadzić do zaniechania podjęcia niezbędnych środków fiskalnych¹⁷⁸. Klasycy zaś obawiali się, że

¹⁷⁵ B. Dudkiewicz, W. Przybylska-Kapuścińska, *Nadzwyczajne instrumenty polityki pieniężnej*, w: *Współczesna polityka pieniężna. Perspektywa XXI wieku*, W. Przybylska-Kapuścińska, M. Szyszko (red.), Difin, Warszawa 2017, s. 184.

¹⁷⁶ J. Benford, S. Berry, K. Nikolov, C. Young, M. Robson, *Quantitative easing*, Bank of England Quarterly Bulletin Q2/2009, s. 94–95

¹⁷⁷ European Central Bank, *The transmission of the ECB's recent non-standard monetary policy measures*, Economic Bulletin 7/2015, s. 35.

¹⁷⁸ T. Palley, *Quantitative Easing: A Keynesian Critique*, Political Economy Research Institute Working Papers 252/2011, s. 84.

bezrobocie, z którym zmagają się gospodarki w USA i Europie miało charakter strukturalny, na który w żaden sposób nie odpowiada tak luźna polityka pieniężna, czego efektem miałyby być gwałtowny wzrost inflacji w warunkach zwiększenia podaży pieniądza. Z czasem jednak akceptacja dla tego narzędzia wzrosła, a programy luzowania ilościowego odegrały kluczową rolę także podczas kolejnego kryzysu – tym razem wywołanego przez pandemię. Nowe zakupy aktywów tym razem realizowane były nie tylko przez największe banki centralne, ale także te, które dotąd nie korzystały z tego narzędzia, jak np. Bank Kanady i Bank Australii, a nawet niektóre banki w krajach rozwijających się.¹⁷⁹ Skala wykorzystania tego instrumentu pozostaje bez precedensu. Trzy największe banki centralne na świecie (Rezerwa Federalna USA, Bank Japonii, Europejski Bank Centralny) zwiększyły swoje bilanse o łącznie ponad 15 bln USD między 2014 r. a 2022 r.¹⁸⁰

Zarówno wyniki badań jak i doświadczenia praktyczne pozwalają na wyciągnięcie wniosku, iż luzowanie ilościowe okazało się skuteczną alternatywą dla standardowego zestawu narzędzi polityki monetarnej¹⁸¹. Miało ono istotny, pozytywny wpływ stymulacyjny, w sytuacji, gdy tradycyjne narzędzia nie pozwalały na dalsze obniżenie krótkoterminowych stóp procentowych. Co więcej, efekty nie są ograniczone wyłącznie do okresów szoku finansowego. Dlatego też coraz częściej QE staje się stałym dodatkiem do zestawu narzędzi polityki pieniężnej. Otwarte pozostaje pytanie czy w przyszłości banki centralną będą dążyć z determinacją do przywrócenie swoich bilansów na ścieżkę trendu, na której znajdowały się przed rozpoczęciem skupu aktywów na dużą skalę, czy też luzowanie będzie miało charakter bardziej permanentny.

1.4.4. Normalizacja polityki i zacieśnianie ilościowe (QT)

Operacja odwrotna do QE nazywana jest ilościowym zacieśnianiem (*Quantitative Tightening* – QT). Jej celem jest zmniejszenie płynności lub obniżenie podaży pieniądza w gospodarce. Polega ona na pozbyciu się aktywów finansowych z bilansu banku centralnego poprzez sprzedaż ich na rynkach finansowych, jak również wygaszaniu reinwestycji co

¹⁷⁹ B. Bernanke, *21st Century Monetary Policy: The Federal Reserve from the Great Inflation to COVID-19*, W. W. Norton & Company, New York 2022, s. 279.

¹⁸⁰ *Global QE Tracker*, Atlantic Council GeoEconomics Center, <https://www.atlanticcouncil.org/global-qe-tracker/> (dostęp: 01.04.2024).

¹⁸¹ J. Gagnon, *Quantitative Easing: An Underappreciated Success*, Peterson Institute for International Economics Policy Briefs 4/2016, s. 5.

proceedzi do spadku cen aktywów oraz wzrostu stóp procentowych. W praktyce jednak realizowana jest przede wszystkim przez pasywny spadek sumy bilansowej polegający na wygaszaniu reinwestycji¹⁸². Efektem QT jest także spadek rezerw bankowych, co ogranicza dostęp do finansowania i sprawia, że pożyczanie jest droższe. Stopniowe zmniejszenie ekspansji bilansu banku centralnego poprzez spowolnienie zakupów aktywów na dużą skalę nazywane jest *taperingiem*¹⁸³. Proces zacieśniania zainicjowany w następstwie programów QE jest jednym z elementów procesu normalizacji polityki monetarnej. Polityka QT jest zjawiskiem zupełnie nowym, którego konsekwencje są zbadane w znacznie mniejszym stopniu niż efekty samego luzowania ilościowego. Pierwsze próby zacieśniania, a więc zmniejszenia swojego bilansu zaproponował Fed w 2013 r., lecz spotkało się to z natychmiastową odpowiedzią rynków finansowych. Doszło do gwałtownego wzrostu rentowności amerykańskich papierów skarbowych. Incydent ten został powszechnie określony mianem „*taper tantrum*”¹⁸⁴. Kolejnej próbie, tym razem w 2017 r. towarzyszyła lepsza komunikacja, co pozwoliło zmniejszyć Fed swój bilans o około 700 mld USD między październikiem 2017 r. a wrześniem 2019 r. W praktyce, aby nie wywołać szokowej reakcji papiery wartościowe nie były bezpośrednio sprzedawane, lecz stopniowo zmniejszono reinwestycje, tzn. środki z wygasających i wykupowanych obligacji nie były w całości przeznaczane na zakup nowych papierów. Jednak i tym razem reakcja rynku doprowadziła do zatrzymania programu¹⁸⁵. Gwałtowny wzrost stóp *repo* powstrzymał dalsze zacieśnianie i wymusił interwencję Fed.

W strefie euro proces QT rozpoczął się dopiero w 2023 r. i napotkał na inne problemy, przede wszystkim ryzyko fragmentacji rynku długu. Wycofanie się banku centralnego z roli głównego nabywcy obligacji groziło gwałtownym wzrostem rentowności długu państw o słabszej kondycji fiskalnej (przede wszystkim Włochy). Nagły wzrost *spreadów* mógłby

¹⁸² Bank of England, *Monetary Policy Report – August 2024*, London 2024, s. 22-23

¹⁸³ Board of Governors of the Federal Reserve System, *Minutes of the Federal Open Market Committee*, 21-22 września 2021, Washington D.C. 2021, s. 9.

¹⁸⁴ S. Fischer, *Monetary Policy Expectations and Surprises*, speech at the Columbia University School of International and Public Affairs, New York, New York, Board of Governors of the Federal Reserve System, 17.04.2017, <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/fischer20170417a.htm>, (dostęp: 01.04.2026).

¹⁸⁵ S. Anbil, A. Anderson, Z. Senyuz, *What Happened in Money Markets in September 2019?*, FEDS Notes, Board of Governors of the Federal Reserve System, 27.02.2020

zakłócić także transmisję polityki pieniężnej. Dlatego też EBC, decydując się na zacieśnianie sumy bilansowej, zdecydował się na stworzenie instrumentu ochrony transmisji (*Transmission Protection Instrument – TPI*), który pozwalał na interwencyjny skup obligacji rządowych w tych krajach, gdzie rentowności rosły w sposób nieuzasadniony fundamentami gospodarczymi. Instrument ten miał uspokoić rynki w warunkach trwającego QT¹⁸⁶. Konieczność wprowadzenia takiego mechanizmu dowodzi strukturalnej heterogeniczności strefy euro. Jednolita decyzja o redukcji bilansu ze względu na zróżnicowaną sytuację fiskalną państw członkowskich, generowała asymetryczne ryzyka dla stabilności finansowej na poziomie krajowym. Tabela 1.2 prezentuje dane dla programu PEPP, gdzie ujemne wartości zakupów netto wskazują na faktyczne wygaszanie portfela aktywów, co stanowi istotę procesu zacieśniania ilościowego.

Tabela 1.2 Portfel Eurosystemu w ramach nadzwyczajnego programu zakupów w czasie pandemii (PEPP) w milionach EUR

Kategoria aktywów	Stan posiadania* (koniec listopada 2025)	Zakupy netto (grudzień. 2025)	Korekta amortyzacji i wykup STRIPS**	Stan posiadania* (koniec grudnia 2025)
Listy zastawne (Covered bonds)	5 134	-7	-1	5 125
Obligacje korporacyjne	41 256	-280	-12	40 965
Papiery wartościowe sektora publicznego	1 385 053	-5 583	-2 540	1 376 929
RAZEM	1 431 443	-5 870	-2 553	1 423 019

Uwagi: * Wartość księgowa na koniec okresu według skorygowanego kosztu zamortyzowanego ** STRIPS - obligacje zerokuponowe powstałe z oddzielenia kuponów odsetkowych od nominalu.

Źródło: Europejski Bank Centralny

www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.en.html (dostęp 31.03.2026)

Obrazuje to wyzwanie jakie stoi przed bankami centralnymi dążącymi do normalizacji polityki pieniężnej. Wraz z poprawą sytuacji na rynkach finansowych i w realnej gospodarce, banki centralne opracowały plany zakończenia stosowania

¹⁸⁶ I. Schnabel, *Monetary policy and the Great Volatility*, speech at the Jackson Hole Economic Policy Symposium organised by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, European Central Bank, 27.08.2022, <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2022/html/ecb.sp220827~93f7d07535.en.html>, (dostęp: 01.04.2026).

niekonwencjonalnych środków, które nazywane są „strategiami wyjścia”¹⁸⁷. Określają one kroki, które należy podjąć w celu wyjścia z rynków lub zakończenia programów z uwzględnieniem ich wpływu na rynek. Proces ten opiera się na stopniowym przywracaniu wysokości podstawowych stóp procentowych do poziomu sprzed kryzysu oraz na dokonywaniu zmian w wielkości i strukturze bilansu banku centralnego¹⁸⁸.

¹⁸⁷ G. Rudebusch, *The Fed's exit strategy for monetary policy*, FRBSF Economic Letter 18/2010, Federal Reserve Bank of San Francisco, s. 1-5.

¹⁸⁸ I. Pyka, A. Nocoń, *Normalizacja polityki monetarnej - innowacja czy powrót do klasycznej polityki banków centralnych*, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach 346/2017, s. 97.

Rozdział 2. Efekty dystrybucyjne polityki monetarnej w ujęciu teoretycznym i empirycznym

Jak opisano w rozdziale pierwszym, polityka pieniężna, której podstawowym celem jest stabilizacja makroekonomiczna i kontrola inflacji, oddziałuje na gospodarkę za pośrednictwem różnych kanałów transmisji, takich jak kanał stopy procentowej, kanał kredytowy, bilansowy czy kanał cen aktywów¹⁸⁹. Te mechanizmy pozwalają bankom centralnym wpływać na popyt, a tym samym na inflację, bezrobocie czy poziom aktywności gospodarczej. O czym należy pamiętać, skutki tych działań nie ograniczają się wyłącznie do wspomnianych zmiennych agregatowych. Zmiany warunków monetarnych oddziałują na podział dochodów i majątku, a więc pośrednio także na poziom nierówności.

W ujęciu klasycznym uważa się jednak, że konsekwencje dystrybucyjne polityki monetarnej są ograniczone i zrównoważone w cyklu koniunkturalnym¹⁹⁰. Ben Bernanke stwierdził, że: „polityka pieniężna z pewnością wpływa na dystrybucję dochodu i majątku, choć nie jest jasne, czy efektem netto jest zwiększenie czy zmniejszenie nierówności. Wpływ polityki pieniężnej na nierówności jest prawie na pewno skromny i przejściowy. Większość ekonomistów zgodziłaby się, że polityka pieniężna jest neutralna lub prawie neutralna w dłuższej perspektywie, co oznacza, że ma ograniczony długoterminowy wpływ na rzeczywiste wyniki, takie jak podział dochodu i majątku.”¹⁹¹. Jednak bezprecedensowa skala i zakres interwencji banków centralnych z użyciem narzędzi takich jak luzowanie ilościowe w odpowiedzi na skutki globalnego kryzysu finansowego z 2008 r. wzbudziła obawy polityków i obywateli dotyczące potencjalnego pogłębienia się nierówności¹⁹². Temat ten stał się więc naturalnym polem do analiz i badań naukowych.

W niniejszym rozdziale dokonano przeglądowej analizy kanałów transmisji polityki pieniężnej na nierówności. Przedstawione zostały mechanizmy działania poszczególnych

¹⁸⁹ B. Bernanke, A. Blinder, *The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission*, NBER Working Paper No. 3487/1990.

¹⁹⁰ A. Bénassy-Quéré, B. Coeuré, P. Jacquet, J. Pisani-Ferry, *Economic Policy: Theory and Practice*, Oxford University Press, New York 2019, s. 238.

¹⁹¹ B. S. Bernanke, *Monetary Policy and Inequality*, Brookings, 1.06.2015, <https://www.brookings.edu/articles/monetary-policy-and-inequality/> (dostęp: 20.03.2025).

¹⁹² *Does Quantitative Easing Mainly Help the Rich?*, CNBC, 14.09.2012: <https://www.cnbc.com/2012/09/14/does-quantitative-easing-mainly-help-the-rich.html> (dostęp online 20.03.2025)

kanałów, ich implikacje teoretyczne oraz różne klasyfikacje pojawiające się w literaturze przedmiotu. W dalszej części rozdziału dokonano systematycznego przeglądu wyników badań empirycznych na temat dystrybucyjnych efektów zarówno konwencjonalnej jak i niekonwencjonalnej polityki monetarnej. Celem było zidentyfikowanie luki badawczej, a także zrozumienie złożonych relacji między polityką pieniężną a dystrybucją zasobów w gospodarce.

2.1. Kanały transmisji polityki monetarnej na nierówności ekonomiczne

Z uwagi na heterogeniczność gospodarstw domowych te same decyzje władz monetarnych mogą przynieść zróżnicowane efekty dystrybucyjne w poszczególnych grupach dochodowych. Wpływ na to mają różnice w strukturę zadłużenia, skład portfela aktywów, źródła uzyskiwanych dochodów czy instytucje rynku pracy. Jak zauważają Colciago, Samarina i de Haan (2019), polityka pieniężna oddziałuje na nierówności za pośrednictwem kilku kanałów jednocześnie, a ich efekty mogą się wzajemnie osłabiać lub wzmacniać¹⁹³. Dlatego też wpływ polityki pieniężnej na nierówności jest trudny do ustalenia *a priori*. Zależać on będzie od tego, które kanały transmisji okazują się dominujące w danych warunkach gospodarczych.

2.1.1. Klasyfikacja kanałów: mechanizmy bezpośrednie i pośrednie

Wpływ polityki pieniężnej na sytuację gospodarstw domowych można analizować poprzez trzy podstawowe efekty. Pierwszy z nich to bezpośredni efekt dochodowy zmiany stopy procentowej na odsetki otrzymywane przez oszczędzających i płacone przez dłużników. Drugi to efekt majątkowy, związany ze zmianą wartości aktywów finansowych i niefinansowych, takich jak akcje, obligacje czy nieruchomości. Ostatni efekt, nazywany substytucyjnym polega na zmianie relacji między bieżącą a przyszłą konsumpcją w wyniku kształtowania się realnych stóp procentowych. Ich spadek zachęca do bieżącej konsumpcji kosztem oszczędności¹⁹⁴. Dopiero na tle heterogeniczności gospodarstw domowych, różnic

¹⁹³ A. Colciago, A. Samarina, J. de Haan, *Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey*, *Journal of Economic Surveys* 33(4)/2019, s. 1202–1204.

¹⁹⁴ Ibidem, s.1202

w strukturze aktywów i pasywów oraz w źródłach dochodów można z tych efektów wyprowadzić konkretne kanały transmisji polityko monetarnej na nierówności.

Ampudia i in. (2018) zaczynają od wskazania podstawowej klasyfikacji na bezpośrednie i pośrednie kanały transmisji ekspansji monetarnej¹⁹⁵. Kanały bezpośrednie dotyczą głównie wpływu stóp na dochody finansowe netto oraz koszt obsługi zadłużenia, przy założeniu, że poziom zatrudnienia i płace pozostają na niezmiennym poziomie. W efekcie gospodarstwa z dodatnim majątkiem netto tracą na spadku stóp, podczas gdy zadłużeni zyskują. Kanały pośrednie wynikają natomiast z reakcji równowagi ogólnej cen, płac, produkcji i zatrudnienia na zmianę polityki pieniężnej, co przekłada się na zmiany w dochodach i poziom majątku. Samarina i Nguyen (2024) dodatkowo dokonują podziału kanałów pośrednich na makroekonomiczne (dotyczące rynku pracy) oraz finansowe¹⁹⁶. Te pierwsze opisują reakcję płac i zatrudnienia na stymulację monetarną; akomodacyjna polityka zwiększa popyt na pracę podnosząc wynagrodzenia w średnich i niższych decylach dochodowych. Kanały finansowe oddziałują poprzez wzrost cen aktywów i dochodów kapitałowych, na czym zwykle korzystają gospodarstwa z górnych decyli.

Coibion, Gorodnichenko i in. (2012) zaproponowali bardziej uszczegółowiony katalog zawierający pięć kanałów, które można mapować na wymienione wyżej kategorie¹⁹⁷. Zidentyfikowane przez nich kanały: struktury dochodów, segmentacji finansowej oraz portfelowy mogą potencjalnie zwiększać rozpiętość dochodów, ponieważ wzrost zysku z kapitału i wcześniejszy dostęp do płynności rynkowej sprzyjają bogatszym. Natomiast w pewnych warunkach zmniejszać nierówności mogą kanały redystrybucji oszczędności i heterogeniczności zarobków. Obniżka stóp przynosi większą ulgę zadłużonym niż odsetkowe straty oszczędzających, a osoby z dolnych części rozkładu reagują w bardziej wrażliwy sposób na zmianę poziomu bezrobocia.

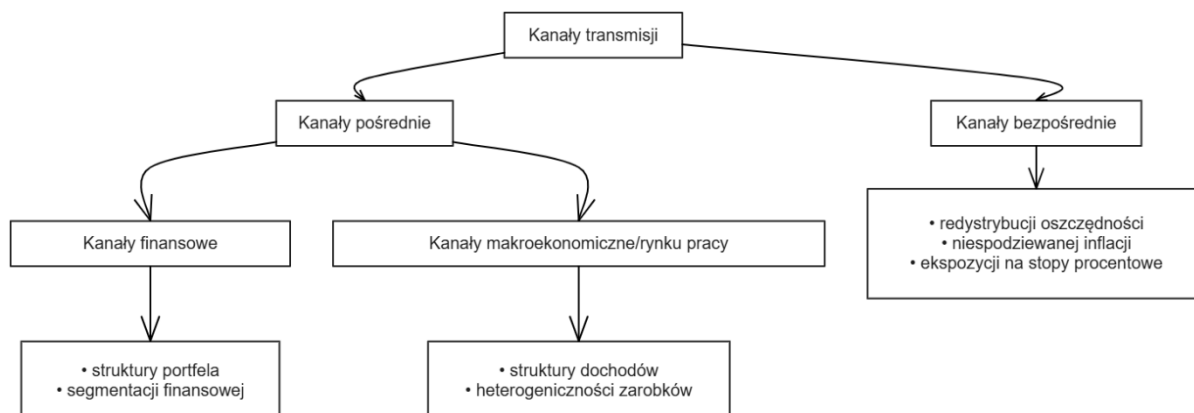
Colciago, Samarina i de Haan (2019) w swojej klasyfikacji opartej o przegląd systematyczny dotychczasowych prac wyróżniają sześć kanałów dystrybucyjnych:

¹⁹⁵ M. Ampudia, D. Georgarakos, O. Slacalek, O. Tristani, P. Vermeulen, G. Violante, *Monetary Policy and Household Inequality*, ECB Working Paper Series 2170/2018, s. 4.

¹⁹⁶ A. Samarina, A. D. M. Nguyen, *Does Monetary Policy Affect Income Inequality in the Euro Area?*, *Journal of Money, Credit and Banking* 56(1)/2024, s. 35–80.

¹⁹⁷ O. Coibion, Y. Gorodnichenko, L. Kueng, J. Silvia, *Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S.*, NBER Working Paper Series 18170/2012, s. 5.

redystrybucji oszczędności, niespodziewanej inflacji, ekspozycji na stopy procentowe, struktury portfela, heterogeniczności zarobków i struktury dochodów¹⁹⁸. Grupują je także na bezpośrednie i pośrednie według klucza – bezpośrednie mechanizmy to te, które działają przy danych cenach i płacach, a pośrednie wynikają z dostosowań rynku pracy i ogólnej równowagi. Według tego porządku można umieścić obie klasyfikacje na schemacie (rys 2.1.)



Rys. 2.1 Klasyfikacja kanałów transmisji polityki monetarnej na nierówności ekonomiczne.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: A. Colciago, et. al. (2019), A. Samarina, A. Nguyen (2019/2024) oraz S. Kappes (2021)

Pomimo różnych ujęć wszystkie wpisują się one w jeden logiczny porządek. W dalszej części pracy scharakteryzowano mechanizmy poszczególnych kanałów.

2.1.2. Kanały makroekonomiczne/ryнку pracy: heterogeniczność zarobków i struktura dochodów

Kanał struktury dochodów (*income composition channel*) opisuje sposób, w jaki zmiany polityki monetarnej wpływają na dochody gospodarstw domowych, biorąc pod uwagę zróżnicowaną strukturę źródeł dochodów. Jak wskazują badania oparte na danych ankietowych, gospodarstwa domowe różnią się istotnie pod względem źródeł dochodów. Podczas gdy dla większości (kwintyle 2–5) głównym źródłem są zarobki z pracy, gospodarstwa o najniższych dochodach w większym stopniu opierają się na transferach. Jak pokazuje Tabela 2.1, w strefie euro dla pierwszego kwintyla, transfery (w tym emerytury i

¹⁹⁸ A. Colciago et al., op. cit., s. 1204.

zasiłki) stanowią aż 67,7% dochodu brutto. Z kolei najzamożniejsze gospodarstwa (Top 1%) uzyskują dochody głównie z działalności gospodarczej (45,5%) oraz pracy (38,0%), przy marginalnym udziale transferów (3,6%). Warto zwrócić uwagę na istotną różnicę między strefą euro a Stanami Zjednoczonymi w odniesieniu do dochodów z kapitału. Podczas gdy dla najbogatszego 1% w USA ok. 27% dochodów pochodzi z kapitału (średnia wartość w latach 2000-2018 r.)¹⁹⁹, w strefie euro rola tego źródła jest znacznie mniejsza i wynosi jedynie 13%²⁰⁰.

Tabela 2.1 Przybliżona struktura rocznego dochodu brutto gospodarstw domowych w strefie euro w 2021 r. – udziały źródeł dochodu (%), wg kwintyli i Top 1%

Kwintyle	1	2	3	4	5	Top 1%
Praca	26,6	40,5	51,1	60,1	60,0	38,0
Kapitał	2,2	2,5	3,0	3,5	7,6	13
Działalność gospodarcza	3,5	4,9	5,8	7,3	19,0	45,5
Transfery	67,7	52,1	40	29,1	13,5	3,6

Uwagi: Kapitał obejmuje dochody z najmu, odsetki, dywidendy, zyski kapitałowe oraz odpisy, wygrane i rozliczenia ubezpieczeniowe. Transfery obejmują emerytury, transfery społeczne oraz transfery prywatne

Źródło: Opracowanie własne na podstawie *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) – Wave 2021, European Central Bank, Frankfurt am Main 2023.

Działanie kanału struktury dochodów opiera się na założeniu, że poszczególne źródła dochodu w różny sposób reagują na zmiany polityki pieniężnej. Prowadzi to do sytuacji, w której ta sama decyzja władz monetarnych może prowadzić do odmiennych skutków dla poszczególnych gospodarstw domowych w zależności od tego, czy ich sytuacja materialna w większym stopniu zależy od płac, transferów czy dochodów kapitałowych. Dlatego też gospodarstwa domowe w okolicach mediany, dla których podstawowym źródłem utrzymania najczęściej jest wynagrodzenie będą wrażliwe na reakcje rynku pracy, a przede wszystkim na dynamikę płac. Z kolei gospodarstwa z najwyższych grup dochodowych, uzyskujące

¹⁹⁹ B. Kaymak, D. Leung, M. Poschke, *Accounting for Wealth Concentration in the United States*, American Economic Journal: Macroeconomics 18 (1)/2026, s. 187–222.

²⁰⁰ Klasyfikacja dla strefy euro obejmuje najem nieruchomości, dochody z inwestycji finansowych oraz dochody z prywatnego biznesu innego niż samozatrudnienie, natomiast dla USA odsetki, dywidendy i zyski kapitałowe. Porównanie USA–strefa euro należy traktować jako przybliżone, a część różnic wynika z odmiennej klasyfikacji dochodów kapitałowych i emerytalnych pomiędzy badaniami.

relatywnie większą część swoich dochodów z kapitału, bardziej odczuwają zmianę stóp zwrotu z aktywów finansowych, takich jak akcje i obligacje. Jeszcze inna sytuacja dotyczyć będzie natomiast gospodarstw domowych znajdujących się na dole rozkładu. W ich przypadku duże znaczenie mają transfery społeczne, których wielkość słabiej reaguje na krótkookresowe zmiany koniunktury. Bezpośredni wpływ polityki pieniężnej będzie zatem w grupie niepracującej i nieposiadającej dochodów kapitałowych bardziej ograniczony. Nie oznacza to jednak, że jest on całkowicie neutralny. M. Raczyński zwraca uwagę, na istnienie mechanizmu, w którym obniżenie kosztu finansowania długu publicznego może pośrednio tworzyć większą przestrzeń dla bardziej aktywnej polityki transferowej²⁰¹.

Przy założeniu *ceteris paribus*, ekspansywna polityka monetarna w krótkim okresie może prowadzić do wzrostu zatrudnienia i płac, co poprawiłoby sytuację gospodarstw w środkowej części rozkładu dochodów. Skala tego efektu nie musi być jednak natychmiastowa. W warunkach lepkich płac dostosowanie wynagrodzeń może następować wolniej niż dostosowanie zatrudnienia²⁰², przez co krótkookresowe korzyści dla gospodarstw w okolicach mediany mogą ujawniać się z opóźnieniem. Jednocześnie gospodarstwa z wyższych decyli mogą szybciej korzystać ze wzrostu cen aktywów oraz wzrostu koniunktury i wzrostu zysków z działalności gospodarczej. Coibion i współautorzy wskazują, że dochody z działalności gospodarczej wykazują tendencję do szybszego wzrostu w stosunku do płac w odpowiedzi na ekspansywne wstrząsy monetarne²⁰³.

Ostateczny wpływ na rozkład dochodów będzie zależeć od równowagi między efektami wzrostu płac a zmianami dochodów kapitałowych i transferów. Efekty te mogą się równoważyć, co prowadzi to do wniosków, że wpływ zmian polityki monetarnej na nierówności poprzez kanał kompozycji dochodów jest jednak trudny do oszacowania *a priori*.

Środki uzyskiwane z pracy pozostają najważniejszym źródłem dochodu dla większości grup dochodowych. O tym jaka będzie alokacja dochodów z pracy w

²⁰¹ M. Raczyński, *Monetary policy and economic inequality: a literature review*, Bank i Kredyt 53(2)/2022, s. 236.

²⁰² European Central Bank, *Wage adjustment and employment in Europe: some results from the Wage Dynamics Network Survey*, ECB Economic Bulletin 1/2017, s. 29–30.

²⁰³ O. Coibion et al., op. cit., s. 21.

poszczególnych grupach decylowych w wyniku impulsów polityki monetarnej decyduje transmisja na poziom zatrudnienia oraz płac. Odpowiada za to kanał heterogeniczności zarobków (*earnings heterogeneity channel*). W tym kontekście istotne są dwa zjawiska. Pierwszym z nich jest większa wrażliwość na szoki monetarne miejsc pracy mniej wykwalifikowanych pracowników i tych grup demograficznych, które są nadreprezentowane w dolnej części rozkładu dochodów. Bergman et al. (2022) wykazali, iż zatrudnienie osób z grup o niższym związaniu z rynkiem pracy – mniejszości rasowych, osób o niskim wykształceniu i kobiet – silniej reaguje na ekspansywną politykę pieniężną²⁰⁴.

Znaczny wpływ cykli polityki pieniężnej na heterogeniczność popytu na pracę o różnym poziomie umiejętności wykazali także Burya et al. (2022), dowodząc, iż oferty pracy nie wymagające wyższego wykształcenia lub umiejętności technicznych były bardziej wrażliwe na politykę monetarną²⁰⁵. Zjawisko to może wynikać z różnego poziomu sztywności płac wśród pracowników z poszczególnych grup dochodowych (np. z powodu różnic w poziomie uzwiązkowania), a także z odmiennego poziomu stopnia substytucyjności w zależności od zestawu umiejętności²⁰⁶. S. Kappes wyodrębnia w swej klasyfikacji to zjawisko nazywając je kanałem zatrudnienia, który również odzwierciedla wpływ na dochód z pracy, ale skupia się na zmianach w statusie zatrudnienia różnych gospodarstw domowych²⁰⁷.

Drugim istotnym czynnikiem jest także fakt, iż na zmianę dochodów z pracy w górnej części rozkładu wpływają przede wszystkim zmiany w płacach godzinowych, podczas gdy na te w dolnych grupach dochodowych – liczba przepracowanych godzin i stopa bezrobocia²⁰⁸. W zakresie, w jakim polityka pieniężna wpływa na te siły wywołane określone efekty w dystrybucji dochodów. Jeśli ekspansywna polityka pieniężna zmniejsza bezrobocie w większym stopniu niż zwiększa płace godzinowe, można spodziewać się zmniejszenia

²⁰⁴ N. K. Bergman, D. Matsa, M. Weber, *Inclusive Monetary Policy: How Tight Labor Markets Facilitate Broad-Based Employment Growth*, CESifo Working Paper Series 9512/2022.

²⁰⁵ A. Burya, R. Mano, Y. Timmer, A. Weber, *Monetary Policy Under Labor Market Power*, IMF Working Paper 2022/128, International Monetary Fund, s. 26.

²⁰⁶ O. Coibion et al., op. cit., s. 82.

²⁰⁷ S. A. Kappes, *Monetary Policy and Personal Income Distribution: A Survey of the Empirical Literature*, *Review of Political Economy* 35(1)/2023, s. 215.

²⁰⁸ J. Heathcote, F. Perri, G. Violante, *Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the United States 1967–2006*, *Review of Economic Dynamics* 13(1)/2010, s. 15–51.

nierówności dochodowych. W przypadku zacieśniania polityki pieniężnej, kanał ten może być tym bardziej dotkliwy dla osób o niskich dochodach im większa jest sztywność płac nominalnych w dół, ze względu na stosunkowo niższy koszt zwolnienia niewykwalifikowanych pracowników.

2.1.3. Kanały majątkowe: efekt portfelowy i segmentacja rynków finansowych

Jednym z kluczowych mechanizmów transmisji polityki monetarnej na nierówności majątkowe jest kanał składu portfelu gospodarstw domowych (*portfolio channel*) w odniesieniu do aktywów. Ekspansywna polityka pieniężna, prowadząca do obniżenia stopy procentowej w gospodarce, oddziałuje na wartość aktywów finansowych i niefinansowych. Mechanizm ten większym stopniu wpływa na zamożniejsze gospodarstwa domowe, które dysponują takimi aktywami w swoich portfelach.

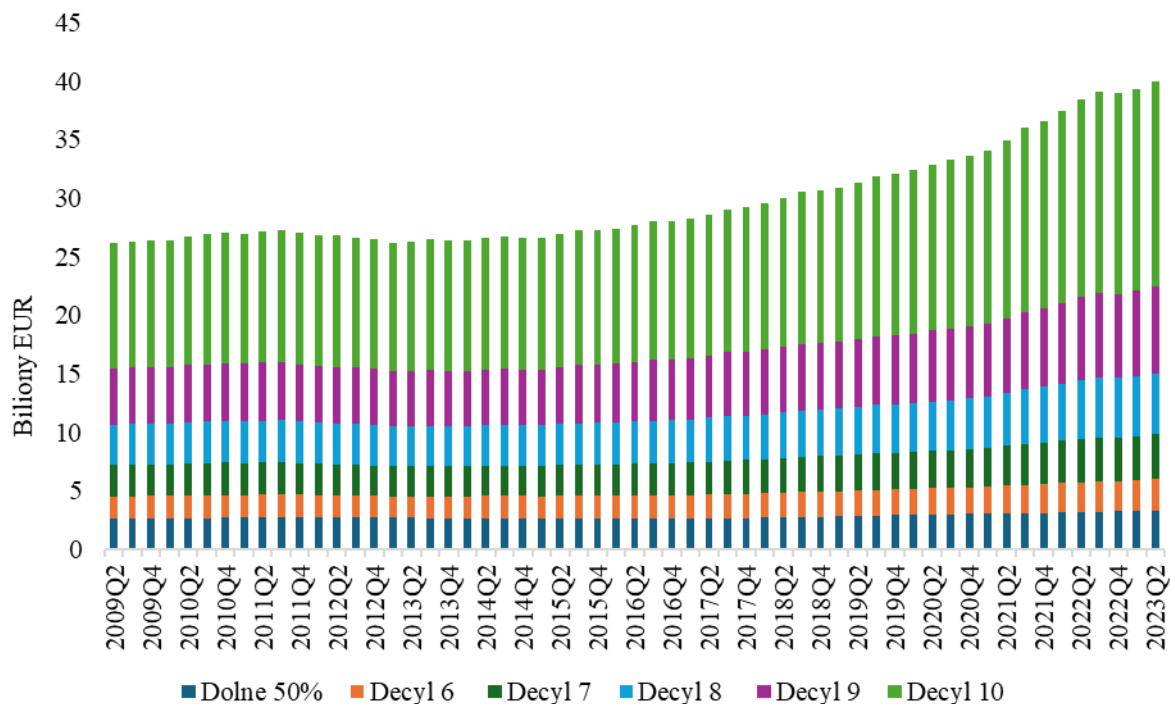
Gospodarstwa o niższych dochodach mają tendencję do trzymania gotówki oraz utrzymywania środków na nieoprocentowanych rachunkach bankowych. Wynika to często z braku zaufania do instytucji finansowych i pamięci o kryzysach bankowych²⁰⁹. Portfele takich gospodarstw domowych nie zawierają jednak instrumentów, mających ekspozycję na zmiany w polityce monetarnej.

Z kolei gospodarstwa domowe o wyższych dochodach mają bardziej rozbudowane portfele inwestycyjne, które obejmują szeroką gamę aktywów, takich jak akcje, obligacje, fundusze, nieruchomości. Ekspansywna polityka monetarna może prowadzić do wzrostu cen aktywów finansowych, takich jak akcje co prowadzi do zysków kapitałowych dla ich właścicieli²¹⁰. Dodatkowo, spadek stóp procentowych sprzyja wzrostowi cen nieruchomości²¹¹, które również w strefie euro skoncentrowane są głównie w górnych decylach majątkowych (Rys 2.2). Oznacza to, w wyniku ekspansywnej polityki pieniężnej dystans majątkowy wobec zamożniejszych grup może się pogłębiać.

²⁰⁹ H. Stix, *Why Do People Save in Cash? Distrust, Memories of Banking Crises, Weak Institutions and Dollarization*, Journal of Banking & Finance 37(11), 2013, s. 4087–4106.

²¹⁰ B. Bernanke, K. N. Kuttner, *What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?*, Journal of Finance 60(3)/2005, s. 1221–1257.

²¹¹ D. Ehrenbergerová, J. Bajzik, T. Havránek, *When Does Monetary Policy Sway House Prices? A Meta-Analysis*, IMF Economic Review 71/2023, s. 538–573.



Rys. 2.2 Majątek mieszkaniowy według decyla majątku netto w strefie euro (biliony euro)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Europejskiego Banku Centralnego z bazy ECB Data Portal.

Jak wynika z badań przeprowadzonych przez De Luigi i in. (2023) w 9 najbardziej zamożnych krajach strefy euro, 1/3 najmniej zamożnych gospodarstw domowych niemal nie posiadało jakichkolwiek aktywów finansowych ani nieruchomości, a więc nie odnosiło żadnej korzyści ze wzrostu ich cen²¹².

Proces ten dodatkowo wzmacniany jest przez zjawisko tzw. *rebalancingu* portfela. Ekspansywna polityka pieniężna oraz QE zmniejsza atrakcyjność bezpiecznych aktywów, takich jak obligacje skarbowe, skłaniając inwestorów do poszukiwania wyższych zwrotów w bardziej ryzykownych instrumentach, takich jak akcje czy nieruchomości. Prowadzi to do wzrostu cen tych aktywów, przynosząc korzyści głównie gospodarstwom domowym o wyższych dochodach, które już posiadały znaczące udziały w takich inwestycjach²¹³.

²¹² C. De Luigi, M. Feldkircher, P. Poyntner, H. Schuberth, *Quantitative Easing and Wealth Inequality: The Asset Price Channel*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics 85(3)/2023, s. 638–670.

²¹³ U. Albertazzi, B. Becker, M. Boucinha, *Portfolio rebalancing and the transmission of large-scale asset purchase programs: Evidence from the Euro area*, Journal of Financial Intermediation Vol. 48/2021.

Podsumowując, połączenie efektów struktury bilansu i kanału portfelowego pokazuje, że ekspansywna polityka monetarna i QE mogą sprzyjać wzrostowi nierówności poprzez ceny aktywów finansowych, jednak ich wpływ na nierówności majątkowe pozostaje częściowo zależny od struktury własności aktywów, zwłaszcza nieruchomości, który znacznie różni się w poszczególnych krajach. Niemniej jednak korzyści wynikające ze wzrostu wycen aktywów finansowych i nieruchomości koncentrują się głównie wśród zamożniejszych gospodarstw, które mają możliwość bardziej elastycznego kierowania kapitału w bardziej dochodowe, choć ryzykowne aktywa. Tymczasem gospodarstwa o niższych dochodach, posiadające głównie gotówkę i depozyty, narażone są na erozję wartości swoich oszczędności, co dodatkowo potęguje dysproporcje majątkowe.

W klasyfikacjach używanych przez M. Raczyńskiego czy O. Coibiona et al. dodatkowo wyodrębnia się kanał segmentacji finansowej (*financial segmentation channel*). Opierając się na badaniach O. Ledoita przekonują oni, że gospodarstwa domowe oraz instytucje bardziej zaangażowane w rynki finansowe lub bezpośrednio współpracujące z bankiem centralnym korzystają z pierwszej rundy korzyści związanych ze luzowaniem polityki pieniężnej²¹⁴. Wynika to z faktu, iż zwiększenie podaży pieniądza we współczesnych systemach monetarnych odbywa się za pośrednictwem systemu finansowego. K. Bernoth et al. przywołują w tym kontekście tzw. Efekt Cantillona²¹⁵. Polega on na tym, że nowe środki finansowe początkowo trafiają do podmiotów związanych z rynkiem finansowym, zanim ich wpływ rozprzestrzeni się na całą gospodarkę.

Z modelu gospodarki jako sieci społecznej (*social network*) Ledoita wynika, że uczestnicy życia gospodarczego handlują nie handlują w równym stopniu ze wszystkimi innymi uczestnikami. Na rynku występuje segmentacja, która prowadzi do nieefektywnej alokacji i sprawia, że agenci aktywnie uczestniczący w transakcjach finansowych skorzystają z efektów zmiany w polityce monetarnej szybciej niż pozostali uczestnicy życia gospodarczego. Najzamożniejsze gospodarstwa domowe mają szerszy i bardziej bezpośredni dostęp do rynków finansowych, a co za tym idzie, rosną ich szanse na dywersyfikację

²¹⁴ O. Ledoit, *The Redistributive Effects of Monetary Policy*, University of Zurich Department of Economics Working Paper 44/2011.

²¹⁵ K. Bernoth, P. J. König, B. Beckers, C. Forti Grazzini, *Quantitative Easing – What Are the Side Effects on Income and Wealth Distribution: In-Depth Analysis*, DIW Berlin: Politikberatung kompakt 2015/99, s. 3.

swojego portfela i wykorzystanie nadarzających się okazji. W ujęciu S. D. Williamsona koncepcja ta łączy segmentację rynków finansowych z segmentacją rynków dóbr. W jego modelu nowy pieniądz trafia najpierw do bardziej powiązanych z rynkiem finansowym agentów, co zwiększa wartość aktywów finansowych w segmentach zdominowanych przez tych uczestników. W miarę powolnego przenikania środków na inne sektory gospodarki, ceny rosną nierównomiernie, co prowadzi do trwałych różnic między segmentami. To zróżnicowanie wpływa również na konsumpcję i decyzje o podaży pracy, co pogłębia nierówności między gospodarstwami²¹⁶.

2.1.4. Pozostałe mechanizmy: redystrybucja oszczędności, ekspozycja na stopy procentowe i kanał inflacyjny

W literaturze wskazuje się również mechanizmy bardziej bezpośrednio związane ze strukturą bilansów gospodarstw domowych. Ich znaczenie wynika z ekspozycji na skutki zmian stóp procentowych i inflacji. O skali korzyści i strat decyduje również to czy dane gospodarstwo jest dłużnikiem czy wierzycielem netto, jaką część majątku utrzymuje w gotówce oraz jaki jest termin zapadalności posiadanych aktywów i zobowiązań²¹⁷.

Pierwszym ze wspomnianych mechanizmów jest kanał redystrybucji oszczędności. Spadek realnych stóp procentowych pogarsza sytuację gospodarstw domowych będących oszczędzającymi netto, względem tych bardziej zadłużonych, dla których spada koszt obsługi zobowiązań. W tym sensie kanał ten stanowi najprostszy mechanizm redystrybucji w warunkach ekspansywnej polityki monetarnej, choć skala tego efektu jest bezpośrednio związana od struktury aktywów i pasów poszczególnych gospodarstw domowych²¹⁸. Auclert wskazuje, że samo stwierdzenie, że dane gospodarstwo posiada aktywa finansowe lub jest zadłużone, nie wystarcza jeszcze do oceny dystrybucyjnych skutków polityki pieniężnej. Argumentuje on, że właściwą miarą wrażliwości bilansu gospodarstwa domowego na zmiany realnych stóp procentowych jest różnica między wszystkimi zapadającymi aktywami i

²¹⁶ S. D. Williamson, *Monetary Policy and Distribution*, Journal of Monetary Economics 55(6)/2008, s. 1038–1053.

²¹⁷ A. Colciago, A. Samarina, J. de Haan, op. cit. s. 1203–1204.

²¹⁸ A. Auclert, *Monetary Policy and the Redistribution Channel*, American Economic Review 109(6)/2019, s. 2333–2367.

pasywami w danym momencie, a więc kanał ekspozycja na stopy procentowe. Z tej perspektywy znaczenie ma nie tylko struktura bilansu, lecz także termin zapadalności oraz to, czy ich oprocentowanie jest stałe czy zmienne.

W konsekwencji obniżka stóp procentowych nie przyniesie korzyści wszystkim posiadaczom aktywów w jednakowym stopniu. Agenci lokujący oszczędności głównie w krótkoterminowych depozytach i innych aktywach szybko odnawialnych będą odczuwać spadek dochodów odsetkowych. W tym samym czasie dysponujący długoterminowymi aktywami o stałym kuponie (np. obligacje skarbowe) odnotują wzrost rynkowej wartości swoich instrumentów wraz ze spadkiem stóp procentowych. Analogicznie po stronie zobowiązań zyskają ci dłużnicy, których zadłużenie ma zmienne oprocentowanie lub mogą skorzystać z refinansowania²¹⁹.

Sytuację dodatkowo komplikuje fakt, że różne aktywa i pasywa mogą różnie reagować na zmianę stóp procentowych. Wartość krótkoterminowego depozytu jest znacznie mniej wrażliwa na zmiany stóp procentowych niż wartość długoterminowej obligacji o stałym kuponie²²⁰. Co więcej, efekty dystrybucyjne tego kanału są w swej istocie asymetryczne, ponieważ ogranicza ją sytuacja, w której stopy procentową osiągną efektywną dolną granicę. W tych warunkach możliwości obniżenia kosztów kredytu stają się ograniczone, co zmniejsza siłę transmisji polityki monetarnej na nierówności²²¹.

Należy w tym miejscu jeszcze raz zaakcentować różnicę między kanałem ekspozycji na stopy procentowe a ogólnie ujmowanym kanałem cen aktywów. Ten pierwszy odnosi się będzie przede wszystkim do terminowej struktury oraz sposobu oprocentowania zobowiązań, drugi natomiast do zmian wyceny poszczególnych klas aktywów.

Ostatni wyróżniony kanał odnosi się do tego, że zmiany inflacji nie są neutralne z punktu widzenia podziału dochodu i majątku, ponieważ różne gospodarstwa domowe są na ich skutki narażone w różnym stopniu. Pierwszy mechanizm dotyczy samego korzystania z pieniądza w transakcjach. Erosa i Ventura (2002) pokazują, że inflacja może działać jak

²¹⁹ P. Amaral, *Monetary Policy and Inequality*, Economic Commentary No. 2017-01, Federal Reserve Bank of Cleveland 2017.

²²⁰ A. Auclert, op. cit., s. 11–13.

²²¹ M. Raczyński, op. cit., s. 235.

regresywny podatek konsumpcyjny²²². Gospodarstwa o niższych dochodach relatywnie częściej posługują się gotówką i utrzymują większy udział płynnych aktywów, podczas gdy gospodarstwa zamożniejsze w większym stopniu ograniczają ekspozycję na podatek inflacyjny. W rezultacie ten sam wzrost inflacji silniej podnosi koszt transakcji i obniża realną siłę nabywczą gospodarstw z dolnych części rozkładu dochodów. Autorzy wskazują też, że przy występowaniu ryzyka dochodowego mechanizm ten może sprzyjać większej koncentracji majątku. Na podobny aspekt zwraca uwagę także Albanesi (2007)²²³.

Drugi wymiar kanału inflacyjnego dotyczy wpływu inflacji na realną wartość aktywów i zobowiązań nominalnych. Doepke i Schneider (2006) wykazują, że nieoczekiwany wzrost inflacji prowadzi do redystrybucji majątku od wierzycieli do dłużników, ponieważ obniża realną wartość nominalnych wierzytelności, a przy tym jednocześnie zmniejsza realny ciężar nominalnego zadłużenia²²⁴. W ich analizie zyskują przede wszystkim młodsze gospodarstwa klasy średniej obciążone kredytami hipotecznymi o stałym oprocentowaniu, natomiast tracą częściej gospodarstwa starsze i zamożniejsze, które utrzymują znaczną część oszczędności w obligacjach i innych nominalnych aktywach długoterminowych. Oznacza to, że kanał inflacyjny może zwiększać nierówności tam, gdzie dominuje regresywny charakter podatku inflacyjnego, ale może także działać w kierunku przeciwnym, jeśli silniejszy okaże się efekt oddłużenia części gospodarstw domowych. Ostateczny rezultat zależy więc od struktury oszczędności i zadłużenia w poszczególnych grupach dochodowych.

2.1.5 Synteza wyników

Wszystkie wersje klasyfikacji kanałów, choć różniące się niekiedy poziomem zagregowania, potwierdzają, że wpływ polityki pieniężnej na nierówności jest złożony i wielowymiarowy. Autorzy zwykle wskazują heterogeniczność zarobków, strukturę dochodów i kompozycję portfela jako główne kanały oddziaływania niestandardowej polityki

²²² A. Erosa, G. Ventura, *On Inflation as a Regressive Consumption Tax*, Journal of Monetary Economics 49(4)/2002, s. 761–795.

²²³ S. Albanesi, *Inflation and Inequality*, Journal of Monetary Economics 54(4)/2007, s. 1088–1114.

²²⁴ M. Doepke, M. Schneider, *Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth*, Journal of Political Economy 114(6)/2006, s. 1069–1097.

pieniężnej, natomiast kanały redystrybucji oszczędności i ekspozycji na stopę procentową wydają się bardziej istotne w przypadku tradycyjnych instrumentów. Analizując te kanały, można zauważyć, że wpływ polityki pieniężnej na nierówności nie jest jasny, ponieważ zależy od wielu czynników. Oddziaływanie konkretnych kanałów będzie zależało od struktury gospodarki, charakterystyki rynku pracy, systemu finansowego oraz od rozkładu gospodarstw domowych według kluczowych zmiennych, takich jak dochód, majątek czy zadłużenie. Istotne jest również to, że oddziaływanie poszczególnych kanałów może prowadzić do przeciwnych efektów, które w praktyce wzajemnie się równoważą lub ograniczają (Tabela 2.2).

Tabela 2.2 Oczekiwany wpływ ekspansywnej zmiany w polityce monetarnej na nierówności dochodowe i majątkowe w podziale na poszczególne kanały transmisji

Kanał transmisji	Wpływ na nierówności dochodowe	Wpływ na nierówności majątkowe	Uwagi
Kanał heterogeniczności zarobków	↓	słaby/ niejednoznaczny	Spadek nierówności dzięki wzrostowi zatrudnienia w niskich decylach. Ograniczeniem "lepkosć płac" oraz różnice w elastyczności zatrudnienia.
Kanał struktury dochodów	↓/↑	↓/↑	Wpływ zależny od struktury źródeł dochodów w poszczególnych decylach. Wzrost płac i spadek odsetek mogą działać w przeciwnych kierunkach na różnych częściach rozkładu dochodów
Kanał portfelowy	↑	↑	Wzrost cen akcji i nieruchomości skoncentrowanych w górnych decylach
Kanał segmentacji finansowej	↑	↑	Gospodarstwa domowe z większym dostępem do rynków finansowych szybciej korzystają z ekspansji.
Kanał redystrybucji oszczędności	↓	↓/↑	Spadek realnych stóp procentowych przynosi korzyści zadłużonym netto, jednak oszczędzający netto o niższych dochodach mogą stracić; efekt zależny od struktury majątku oszczędzających.
Kanał ekspozycji na stopy procentowe	↓	↓/↑	Korzyści dla posiadaczy długoterminowych obligacji i zadłużonych o zmiennym oprocentowaniu, kosztem oszczędzających w krótkoterminowych depozytach.
Kanał inflacyjny	↑	↓/↑	Obciąża gospodarstwa domowe trzymające gotówkę, ale przynosi korzyści zadłużonym.

Źródło: Opracowanie własne

Na przykład ekspansywna polityka pieniężna może zmniejszać nierówności poprzez poprawę sytuacji na rynku pracy, ale jednocześnie zwiększać je poprzez wzrost cen aktywów

finansowych, z których korzyści czerpią głównie najzamożniejsi. Ze względu na te różnorodne i często przeciwstawne mechanizmy, ogólny wpływ polityki pieniężnej na nierówności jest trudny do jednoznacznego określenia i wymaga szczegółowej analizy każdego z kanałów transmisji.

W kontekście strefy euro istotna jest także heterogeniczność mechanizmów transmisji między krajami. Różnice w strukturze własnościowej nieruchomości (Niemcy vs. Hiszpania), instytucji rynku pracy (Włochy vs. Holandia) czy dostępności kredytu (kraje rdzenia vs. peryferie) sprawiają, że ta sama decyzja EBC może uruchomić różne kanały w poszczególnych państwach członkowskich. Ta różnorodność uzasadnia konieczność przeprowadzenia badań empirycznych, które pozwolą na identyfikację faktycznego wpływu polityki monetarnej EBC na nierówności w poszczególnych krajach strefy euro.

2.2. Badania nad efektami dystrybucyjnymi polityki monetarnej: strategie identyfikacji, metody i dane

Po kryzysie finansowym z 2008 r. nastąpił wzrost zainteresowania badaczy empirycznymi konsekwencjami dystrybucyjnymi polityki monetarnej. Modele teoretyczne uwzględniały szereg zidentyfikowanych kanałów transmisji, jednak nie prowadziły do jednoznacznych konkluzji co do osiągniętych efektów. Dominujący pogląd o neutralności polityki monetarnej w długim okresie powodował, iż długo ten aspekt nie był przedmiotem pogłębianych badań.

Rozwój dyscypliny sprawił jednak, że ekonomiści zajmujący się polityką monetarną coraz częściej stosować zaczęli bardziej wyrafinowane strategie empiryczne - takie jak nowe sposoby identyfikacji wstrząsów politycznych (*policy shock*), wykorzystywanie mikrodanych czy stosowanie technik estymacji strukturalnej. To dążenie do lepszej identyfikacji empirycznej nazywane niekiedy „rewolucją empiryczną” miało swoje przełożenie również na badania poświęcone nierównościom. Dziś wiele badań wskazuje, iż w krótkim i średnim okresie zmiany w polityce monetarnej mają konsekwencje dystrybucyjne, dalekie są jednak od jednoznaczności. Różnice w doborze danych, strategiach identyfikacyjnych i specyficznych różnicach instytucjonalnych pomiędzy krajami przyczyniają się do ciągłych debat. W niniejszym podrozdziale dokonano przeglądu

kluczowych badań analizujących efekty dystrybucyjne polityki monetarnej w oparciu o różnorakie metody. Ze względu na złożoną naturę interakcji zmiennych w przypadku polityki monetarnej, analizie poddane zostały także założenia autorów dotyczące przyczynowości np. porządkowanie modeli VAR tam, gdzie miało to zastosowanie. Na końcu podsumowane zostaną kluczowe wnioski z literatury z zamiarem wykorzystania tych informacji w dalszej części pracy.

2.2.1. Identyfikacja szoków polityki monetarnej i problem przyczynowości

Jednym z najważniejszych problemów w badaniach empirycznych nad efektami dystrybucyjnymi polityki monetarnej jest identyfikacja przyczynowego wpływu działań banku centralnego. Problem wynika z faktu, że polityka monetarna nie jest egzogeniczna: władze monetarne reagują na bieżący stan gospodarki oraz prognozy. Z tego właśnie względu korelacja między np. zmianami stóp procentowych, a nierównościami może odzwierciedlać zarówno wpływ polityki monetarnej, jak i wspólną reakcję tych zmiennych na inne czynniki. Mogą to być np. szoki technologiczne, fiskalne czy zewnętrzne, które jednocześnie oddziałują na aktywność gospodarczą oraz rozkład dochodów²²⁵.

Do wyizolowania „czystego” efektu zmian polityki monetarnej badacze stosują tzw. „szok polityki monetarnej” (*monetary policy shock*). Jest to nieoczekiwana, egzogeniczna zmiana instrumentu polityki (np. krótkoterminowa stopa procentowa, lub w przypadku działań niekonwencjonalnych np. program skupu aktywów), która nie jest systematyczną reakcją na bieżące informacje i prognozy dotyczące poziomu cen, PKB czy bezrobocia²²⁶.

W literaturze rozwinęły się trzy główne metody identyfikacji szoków. Podejście narracyjne (*narrative approach*) spopularyzowane przez Romer i Romer (2004), polega na analizie dokumentów władz monetarnych, w celu wyodrębnienia komponentu decyzji, który nie wynika z typowej reakcji na bieżący stan gospodarki²²⁷. Badacze do skonstruowania miary egzogenicznych zmian polityki, wolnych od systematycznej reakcji na warunki

²²⁵ L. J. Christiano, M. Eichenbaum, C. L. Evans, *Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?*, [w:] J. B. Taylor, M. Woodford (red.), *Handbook of Macroeconomics*, t. 1A, Elsevier, Amsterdam 1999, s. 65–148; zob. także s. 31.

²²⁶ Ibidem, s. 7.

²²⁷ C. D. Romer, D. H. Romer, *A new measure of monetary shocks: Derivation and implications*, *American Economic Review* 94(4)/2004, s. 1055–1084.

makroekonomiczne wykorzystali m.in. transkrypcje z posiedzeń FOMC oraz prognozy dostępne dla decydentów.

Identyfikacja wysokich częstotliwości (*high frequency identification*) to metoda opierająca się na założeniu, że w bardzo krótkim oknie czasowym wokół ogłoszenia decyzji monetarnych (rzędu kilkunastu czy kilkudziesięciu minut) czynniki makroekonomiczne są w przybliżeniu stałe, natomiast reakcja rynków finansowych odzwierciedla niespodziewany komponent decyzji banku centralnego²²⁸. Metoda wykorzystuje np. zmiany w kontraktach futures na stopę procentową jako miarę „niespodzianki” polityki monetarnej²²⁹. Dla strefy euro rozwinięto dedykowane bazy danych, takie jak *Euro Area Monetary Policy Event-Study Database* (EA-MPD), dostarczające miar zmian oczekiwań rynkowych wokół posiedzeń EBC o wysokiej częstotliwości.²³⁰

Podejście strukturalne polega na nałożeniu restrykcji teoretycznych na modele ekonometryczne w celu wyodrębnienia szoków. W modelach SVAR (*Structural Vector Autoregression*) stosuje się najczęściej np. dekompozycję Cholesky’ego opartą na przyjętym porządku przyczynowym zmiennych. Dodatkowo nakładane są restrykcje znakowe (*sign restrictions*) zgodne z teorią ekonomii czy też restrykcje długookresowe, oparte na założeniu o neutralności polityki w długim okresie.²³¹ Zaletą takiego podejścia jest możliwość jednoczesnej identyfikacji wielu typów szoków oraz analiza mechanizmów transmisji. Wyniki są jednak wrażliwe na przyjęte założenia identyfikacyjne.

Dodatkowym problemem, szczególnie istotnym w kontekście niekownecjonalnej polityki monetarnej, jest zagadnienie *szoku informacyjnego* (*information shock*). Komunikacja i decyzje władz monetarnych mogą nieść za sobą informacje o przyszłym stanie gospodarki (*signalling channel*). Z tego względu obserwowana reakcja rynkowych stóp, aktywów i aktywności gospodarczej może odzwierciedlać nie tyle samą zmianę

²²⁸ R. S. Gürkaynak, B. Sack, E. T. Swanson, *Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements*, International Journal of Central Banking 1(1)/2005, s. 55–93.

²²⁹ K. N. Kuttner, *Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market*, Journal of Monetary Economics 47(3)/2001, s. 523–544.

²³⁰ C. Altavilla, L. Brugnolini, R. S. Gürkaynak, R. Motto, G. Ragusa, *Measuring euro area monetary policy*, Journal of Monetary Economics 108/2019, s. 162–179.

²³¹ H. Uhlig, *What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure*, Journal of Monetary Economics 52(2)/2005, s. 381–419.

polityki, lecz także komponent informacyjny. Jak wskazują Jarociński i Karadi (2020), rozdzielenie tych dwóch elementów może wymagać dodatkowych restrykcji znakovych wykorzystujących fakt, że ceny akcji reagują w przeciwnych kierunkach na restrykcyjny szok polityki monetarnej (spadek) i szok informacyjny (wzrost). Nieuwzględnienie tego problemu może prowadzić do obciążonych wniosków²³².

Z punktu widzenia teorii ekonomii trudno *a priori* przewidzieć czy ekspansja monetarna powinna zwiększać czy zmniejszać nierówności. Badanie tych związków ujawnia złożoną interakcję działających w przeciwnych kierunkach kanałów. Dlatego też empiryczna identyfikacja wymaga starannej strategii przyczynowej, które wybór może w sposób istotny wpływać na uzyskane wyniki.

2.2.2. Rozwój podejść badawczych

Z metodologicznego punktu widzenia, badania nad wpływem konwencjonalnej polityki pieniężnej na nierówności dochodowe opierają się głównie na pięciu podejściach:

- Dynamiczne stochastyczne modele równowagi ogólnej (*dynamic stochastic general equilibrium* - DSGE),
- Mikrosymulacje i scenariusze kontrfaktyczne,
- Modele wektorowej autoregresji (*Vector autoregression* -VAR),
- Lokalne Projekcje (*local projections* - LP),
- Analizy panelowe i przekrojowe.

W nurcie strukturalnym często sięga się po modele DSGE z heterogenicznymi agentami. Tradycyjne modele DSGE z reprezentatywnym agentem nie pozwalają badać nierówności, dlatego wprowadzono do nich heterogeniczność gospodarstw domowych oraz niekompletność rynków (np. ograniczony dostęp do kredytu). Tak powstały modele HANK (*Heterogeneous Agent New Keynesian*), które łączą standardowy model nowokeynesowski z mechanizmami dystrybucji dochodu i majątku. Dzięki modelom tego rodzaju można symulować, jak szok polityki monetarnej (np. nieoczekiwana zmiana stóp lub luzowanie ilościowe) wpływa równocześnie na agregaty makroekonomiczne oraz na podział dochodów.

²³² M. Jarociński, P. Karadi, *Deconstructing monetary policy surprises — The role of information shocks*, American Economic Journal: Macroeconomics 12(2)/2020, s. 1–43.

Przykładowo, pozwalają ocenić, czy gospodarstwa z dolnego krańca rozkładu dochodów reagują na impuls monetarny inaczej niż te z górnego krańca. W literaturze wykorzystywane są zarówno pełne modele HANK, jak i uproszczone wersje z kilkoma typami agentów (np. TANK/THRANK), dzielące gospodarstwa na np. posiadające i nieposiadające aktywa finansowe. Ponadto w analizach QE do modeli DSGE włącza się sektor finansowy i operacje banku centralnego na aktywach.²³³ Skupiają się one na mechanizmach, przez które zakupy obligacji przez bank centralny obniżają długoterminowe stopy procentowe i premię za ryzyko, wpływając na konsumpcję, inwestycje i zatrudnienie. Zaletą modeli DSGE jest możliwość uwzględnienia wielu kanałów transmisji jednocześnie i przeprowadzania eksperymentów teoretycznych. Wadą – konieczność kalibracji wielu parametrów i przyjęcia wielu założeń (dotyczących m.in. preferencji, struktury rynku pracy czy udziału różnych grup w rynkach finansowych), od których silnie zależą wyniki.

Mikrosymulacje i scenariusze kontrfaktyczne wykorzystują przekrojowe mikrodane dotyczące sytuacji finansowej gospodarstw domowych porównując np. rozkłady dochodów przed i po obniżce stóp procentowych, przy czym efekty makroekonomiczne oraz finansowe szacuje się z uprzednio skalibrowanych modeli według podejścia *bottom-up*. Ta metodologia pozwala przypisać zyski i straty konkretnym grupom gospodarstw domowych, biorąc pod uwagę ich aktywa, zadłużenie czy strukturę dochodu. Takie analizy pozwalają identyfikować „wygranych” i „przegranych” – kto zyskał na obniżce stóp, a kto stracił. Zaletą metody jest duża szczegółowość i bezpośrednie powiązanie z danymi empirycznymi na poziomie gospodarstw. Wadą – duże zapotrzebowanie na szczegółowe dane oraz koncentracja na symulacji statycznej. Przykładem jest badanie Lenza i Slacaleka (2018) dla strefy euro.

Klasyczne modele VAR traktują wszystkie uwzględnione zmienne makroekonomiczne jako endogeniczne i modelują ich wspólną dynamikę. Aby zbadać wpływ polityki pieniężnej, w modelu VAR umieszcza się zmienną polityki (np. stopę procentową lub miarę skali QE) oraz miarę nierówności (np. współczynnik Giniego, udział top 1% w dochodzie, itp.), a następnie identyfikuje się egzogeniczny szok polityki monetarnej. Identyfikacja ta wymaga przyjęcia pewnych założeń: zastosowania restrykcji

²³³ M. Gertler, P. Karadi, *A model of unconventional monetary policy*, Journal of Monetary Economics 58(1)/2011, s. 17–34.

Cholesky’ego (założenie porządku zmiennych, gdzie polityka pieniężna wpływa na nierówności i inne zmienne z opóźnieniem lub vice versa) bądź też wykorzystania instrumentów zewnętrznych (np. niespodziewanych decyzji banku centralnego mierzonych w oparciu o oczekiwania rynkowe). W modelu SVAR (*Structural VAR*) nakłada się dodatkowe ograniczenia wynikające z teorii, aby wyodrębnić czysty szok polityki.

Zaletą tej metody jest możliwość równoczesnej analizy wielu zmiennych i uzyskanie pełnych funkcji IRF pokazujących dynamiczny efekt szoku na nierówności w kolejnych okresach. Modele VAR cechują się dużą wrażliwością na założenia identyfikacyjne. Inne uporządkowaniu zmiennych lub inna strategia identyfikacji szoku może istotnie wpłynąć na różnicę w wynikach. Ponadto ograniczenie stanowić może liczba parametrów przy krótkich szeregach czasowych. Zbyt rozbudowany model przy niewielu obserwacjach prowadzi do niepewnych oszacowań. Wyniki takich modeli były szeroko stosowane, np. w badaniach Guerello (2018) dla strefy euro czy Mumtaza i Theophilopoulou (2017) dla Wielkiej Brytanii.

Metoda lokalnych projekcji według koncepcji Jordà (2005) pozwala w relatywnie prosty sposób wyznaczyć funkcje odpowiedzi na impuls (IRF – *impulse response function*) dla wybranej zmiennej, np. miary nierówności, na szok polityki pieniężnej w różnych horyzontach czasowych h ²³⁴. Metoda umożliwia również badanie asymetrii efektów. Jej ograniczeniem w porównaniu z VAR, jest to, że każdy horyzont jest estymowany osobno, bez narzucania wspólnej struktury dynamicznej i restrykcji między równaniami. W efekcie przy poprawnej specyfikacji VAR projekcje lokalne mogą być mniej efektywne (większe błędy standardowe), a przebieg IRF mniej „gładki”, co utrudnia interpretację złożonych mechanizmów sprzężeń zwrotnych między zmiennymi²³⁵. Przykładem zastosowania LP są prace Coibion i in. (2017) czy Aye i in. (2018).

Obecnie wiele badań korzysta z danych panelowych (wiele gospodarek na przestrzeni czasu) lub przekrojowych, by zwiększyć liczebność obserwacji i uchwycić zróżnicowanie instytucjonalne. Analiza panelowa pozwala kontrolować stałe cechy poszczególnych krajów (efekty indywidualne) oraz wspólne trendy czasowe. Analizy panelowe są użyteczne również

²³⁴ Ò. Jordà, *Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections*, American Economic Review 95(1)/2005, s. 161–182.

²³⁵ D. Li, M. Plagborg-Møller, C. K. Wolf, *Local Projections vs. VARs: Lessons from Thousands of DGPs*, NBER Working Paper 30207/2022.

do porównań między krajami – pozwalają zbadać, czy np. kraje o większej skali QE doświadczyły innych zmian nierówności niż te które w mniejszym stopniu polegały na tym instrumencie. Ważnym problemem w podejściu panelowym jest rozwiązanie endogeniczności. W tym celu stosuje się specyficzne instrumenty zewnętrzne (np. szoki ze Stanów Zjednoczonych dla innych krajów) celem wyizolowania niezależnych zmian polityki. Przykładem badania panelowego jest artykuł Furceri, Loungani i Zdzienicka (2018) w którym autorzy analizowali panel gospodarek rozwiniętych i wschodzących.

Należy podkreślić, że każda z tych metod pozwala na analizę problemu w nieco odmiennym wymiarze: mikrosymulacje identyfikują grupy dochodowe będące „wygranymi” lub „przegranymi”; modele DSGE dają wgląd w mechanizmy działania poszczególnych kanałów w ujęciu równowagi ogólnej; modele VAR i LP dają całościowy obraz reakcji nierówności w krótkim i średnim okresie pozwalając śledzić dynamiczne skutki szoków polityki pieniężnej w danych czasowo-szeregowych. Podejście panelowe pozwala natomiast wykorzystać zróżnicowanie międzynarodowe do uogólnienia wyników.

2.2.3. Ograniczenia metod i dostępność danych

Każda z opisanych w poprzednim podrozdziale metod mierzy się z pewnymi wyzwaniami:

- Identyfikacja przyczynowości - Problem omówiono w pkt 2.2.1. W praktyce oznacza to, że wyniki badań dystrybucyjnych są wrażliwe na przyjętą strategię identyfikacji szoku (narracyjną, wysokich częstotliwości, SVAR/LP), a porównywalność wyników między pracami jest ograniczona.
- Długość próby oraz jednorazowość zdarzeń - programy luzowania ilościowego, są wciąż zjawiskiem stosunkowo młodym, a charakterze jak dotąd atypowym. Wpływa to na ocenę statystyczną ze względu liczbę obserwacji. Z tego względu większość badań dokonuje analizy grupy krajów lub analizuje łącznie efekt konwencjonalnej i niekonwencjonalnej polityki monetarnej. Problemem pozostaje także niska częstotliwość danych dotyczących nierówności (miary roczne).
- Porównywalność danych dotyczących nierówności – miary nierówności w poszczególnych krajach opierają się na zróżnicowanej metodologii (dane ankietowe,

administracyjne, mieszane), co może prowadzić np. do niedoszacowanie najwyższych dochodów. Bazy takie jak np. SWIID (*Standardized World Income Inequality Database*) zmierzają do ich ujednolicenia, ale wprowadzają własne błędy (imputacja). Stąd wyniki dla różnych danych (np. Giniego z SWIID vs. Giniego z LIS) mogą się różnić.

- Rozdzielenie efektu kanałów - Badania empiryczne najczęściej prezentują wynik netto (np. QE zmniejszył Giniego o X). Trudności przysparza ustalenie jaki był udział w tym wyniku poszczególnych kanałów. Podejmowane są próby oszacowania tego za pomocą modeli strukturalnych lub dekompozycyjnych (np. Oaxaca-Blinder w pracy Montecino, Epstein (2015)), trudno jednak uniknąć pewnej uznaniowości co wynika z faktu, że kanały oddziałują na siebie.

Omawiane badania wymagają różnorodnych danych w zależności od szczegółowego celu (analizy teoretyczne, porównawcze). W praktyce oznacza to wykorzystanie źródeł o różnych poziomach agregacji: od mikrodanych z ankiet gospodarstw domowych, po zagregowane miary nierówności w rozkładzie dochodów.

Mikrodane na temat sytuacji gospodarstw domowych pochodzą z cyklicznych badań ankietowych, realizowanych najczęściej przez urzędy statystyczny bądź zespoły badawcze banków centralnych. Zawierają szczegółowe informacje o dochodach (oraz jego źródłach), strukturze posiadanego majątku (np. akcje, nieruchomości, obligacje), poziomie zadłużenia, a także o wydatkach. Ze względu na przekrojowy charakter i brak ciągłości wykorzystywane są przede wszystkim w badaniach symulacyjnych i teoretycznych, częściej dotyczących nierówności majątkowych. Pozwalają na wprowadzenie heterogeniczności w modelach DSGE oraz konstruowanie alternatywnych miar nierówności. Do najważniejszych źródeł dla poszczególnych gospodarek zaliczają się:

- Europa - najważniejsze źródło stanowi *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) będące unijnym badaniem realizowane przez EBC i krajowe banki centralne. Posłużyło np. do symulacji wpływu QE na poszczególne gospodarstwa w badaniu Lenza i Slacalek (2024). Ponadto poszczególne kraje mają własne panele/badania: np. *Survey on Household Income and Wealth* (SHIW) we Włoszech, *Panel on Household Finances* (PHF) w Niemczech.

- USA - odpowiednikiem HFCS w Stanach Zjednoczonych jest *Survey of Consumer Finances* (SCF) realizowane w cyklu trzyletni. Często wykorzystywane są również dane z badania *Consumer Expenditure Survey* (CEX), głównie do analizy nierówności konsumpcji (np. Coibion et al. 2017).
- Japonia - Korzysta z badań budżetów gospodarstw domowych (*Family Income and Expenditure Survey*). Saiki i Frost (2014) użyli semi-zagregowanych danych z ankiet do zbudowania miary nierówności dochodu do modelu VAR.

Ponadto w ostatnich latach powstało wiele baz danych prezentujące zagregowane wskaźniki dotyczące nierówności dochodowych w długich szeregach czasowych, co pozwala na badania analizujące zmiany nierówności w czasie i zapewnia ujednolicone dane dla porównań międzynarodowych. Do najczęściej wykorzystywanych baz zaliczyć można:

- *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID) - zawiera zharmonizowane miary nierówności (Gini, udziały kwantyli) dla ok. 200 krajów, w przypadku niektórych od lat 60. XX wieku. Charakterystyką bazy jest fakt, że łączy w jednolitą serię dane z różnych źródeł, często stosując imputacje w przypadku brakujących danych²³⁶.
- *World Inequality Database* (WID) – zainicjowana przez T. Piketty’ego i G. Zucmana baza dostarcza danych o udziałach najbogatszych w dochodzie (np. top 1%, top 10%). Wykorzystuje dane podatkowe oraz rachunki narodowe²³⁷.
- Inne źródła np. *OECD Income Distribution Database*, *Luxembourg Income Study Database* (LIS) – źródła zapewniające porównywalne statystyki nierówności (współczynniki Giniego, rozkłady decylowe) dla krajów rozwiniętych najczęściej wykorzystywane do weryfikacji wyników²³⁸.

2.3. Przegląd badań konwencjonalnej polityki pieniężnej w podziale na metodologię

W niniejszym podrozdziale dokonano przeglądu kluczowych badań analizujących

²³⁶ *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID), Frederick Solt, <https://fsolt.org/swiid/> (dostęp: 01.04.2026).

²³⁷ *WID – World Inequality Database*, World Inequality Lab, <https://wid.world/> (dostęp: 01.04.2026).

²³⁸ *LIS Database*, LIS Cross-National Data Center in Luxembourg, <https://www.lisdatacenter.org/our-data/lis-database/> (dostęp: 01.04.2026).

efekty dystrybucyjne polityki monetarnej w oparciu o różnorakie metody. Ze względu na złożoną naturę interakcji zmiennych w przypadku polityki monetarnej, analizie poddano także założenia autorów dotyczące przyczynowości np. porządkowanie modeli VAR tam, gdzie miało to zastosowanie. Na końcu podsumowane zostaną kluczowe wnioski z literatury z zamiarem wykorzystania tych informacji w dalszej części pracy.

2.3.1. Pionierskie badania nad relacją inflacji i cyklu koniunkturalnego

Fundamenty pod współczesne badania położyli Romer i Romer (1999) przedstawiając jedno z pionierskich i najbardziej wpływowych badań łączących politykę pieniężną z ubóstwem i nierównościami.²³⁹ Ich praca analizuje nie tylko krótkoterminowe skutki cykliczne, ale także długoterminowe implikacje polityki pieniężnej dla dystrybucji dochodu. W tym celu wykorzystali dwa odrębne zestawy danych: przekrojowe dla 76 krajów w latach 1980–1990 oraz dane amerykańskie obejmujące okres od 1969 do 1994 roku.

Zamiast przyjąć bezpośrednio stopy procentowe banku centralnego jako miary polityki pieniężnej, autorzy wykorzystują wskaźniki makroekonomiczne, które ich zdaniem w długim okresie w największym stopniu reagują na politykę monetarną: średnią inflację i zagregowany popyt. Skupiają się na tym w jaki sposób inflacja, będąca skutkiem ekspansywnej polityki monetarnej wpływała na wskaźniki ubóstwa w latach 1969-1994. Dochodzą do wniosków, że ekspansja monetarna w krótkim okresie zmniejszała ubóstwo poprzez stabilizację produkcji i zatrudnienia, jednak korzyści te okazały się przejściowe. W dłuższym horyzoncie niestabilność spowodowana podwyższoną inflacją oraz zmienność popytu niweluje początkowe korzyści dla gospodarstw domowych o niższych dochodach.

Zgodnie z ich ustaleniem wzrost inflacji o jeden punkt procentowy wiąże się ze wzrostem współczynnika Giniego o 0,2 punktu procentowego, natomiast w przypadku zmienności zagregowanego popytu o jedno odchylenie standardowe wzrost współczynnika Giniego wyniósł 2,9 punktu procentowego. Autorzy zwracają jednak uwagę, że wyniki te stanowią korelację, a nie związek przyczynowo-skutkowy, ze względu na mnogość potencjalnych czynników zakłócających.

²³⁹ C. Romer, D. Romer, *Monetary policy and the well-being of the poor*, *Economic Review* 84/1999, s. 21-49.

Należy również podkreślić, iż, wnioski autorów dotyczące krótkoterminowych skutków są oparte na kontekście USA, co ogranicza możliwość uogólnienia ich ustaleń na inne gospodarki. Niemniej jednak ich wyniki miały istotne znaczenie dla zrozumienia dystrybucyjnej dynamiki polityki pieniężnej i jej dwoistości w krótkim i długim terminie. Późniejsze wpływowe badania np. Easterly'ego i Fischera²⁴⁰ czy Bulířa²⁴¹ potwierdzały długookresowy wpływ inflacji na nierówności: wpływa ona nieproporcjonalnie bardziej negatywnie na sytuację najmniej zarabiających. Te wczesne analizy sugerowały więc, że utrzymywanie stabilnych cen – główny cel banków centralnych – służyły także ograniczaniu nierówności w długim okresie.

Istotnym kamieniem milowym w badaniach wpływu konwencjonalnej polityki monetarnej na dystrybucję dochodów okazała się wprowadzona przez Romer i Romera w 2004 r. metoda identyfikowania szoków monetarnych poprzez uwzględnianie prognoz i oczekiwanych stóp. Jak opisano w rozdziale 2.2.1, podejście to pozwala na dokładniejsze wyizolowanie egzogenicznych zmian polityki pieniężnej, a metoda ta została następnie zaadaptowana przez wielu badaczy do analizy wpływu polityki monetarnej na nierówności.

2.3.2. Badania w oparciu o modele DSGE

Modele dynamicznej stochastycznej równowagi ogólnej (DSGE) stały się ważnym narzędziem badawczym do analizy teoretycznych mechanizmów makroekonomicznych. Ich celem jest symulacja i analiza kontrfaktyczna, w odróżnieniu od metod zredukowanych (VAR, LP), które koncentrują się na bezpośredniej estymacji zależności z danych, bez narzucania pełnej struktury teoretycznej. Dzięki elementom stochastycznym pozwalają na wprowadzenie do analizy niepewności np. w postaci szoków monetarnych, a uwzględnienie dynamiki w czasie pozwala na badanie reakcji gospodarki w perspektywie krótko- i długoterminowej.²⁴² W swej podstawowej, uproszczonej wersji model opiera się na założeniu reprezentatywnego agenta, co oznacza, że wszystkie gospodarstwa domowe

²⁴⁰ W. Easterly, S. Fischer, *Inflation and the Poor*, Journal of Money, Credit and Banking, Blackwell Publishing, vol. 33(2)/2001, s. 160-178.

²⁴¹ A. Bulíř, *Income Inequality: Does Inflation Matter?*, IMF Staff Papers 48/2001, s. 139–159.

²⁴² V. A. Ramey, *Macroeconomic Shocks and Their Propagation*, w: J. B. Taylor, H. Uhlig (red.), *Handbook of Macroeconomics*, t. 2A, Elsevier, Amsterdam 2016, s. 74–84

traktowane są jako podmioty o identycznych preferencjach czy ograniczeniach budżetowych. Z tego powodu przydatność tego modelu do analiz związanych z nierównościami była ograniczona²⁴³.

Rozwój nurtu nowokeynesowskiego (*New Keynesian*) wprowadził do modeli lepkość cen i płac oraz formułowanie oczekiwań inflacyjnych stanowiących główne źródła braku neutralności polityki pieniężnej w krótkim i średnim okresie²⁴⁴. Umożliwiło to badanie krótkookresowych skutków polityki monetarnej, jednak dopiero modele HANK (*Heterogeneous Agent New Keynesian*) przyniosły bardziej dynamiczny rozwój badań nad konsekwencjami dystrybucyjnymi²⁴⁵. Wprowadziły one heterogeniczność gospodarstw domowych np. odmienną strukturę portfela czy krańcową skłonność do konsumpcji. Metody to pozwalają na bardziej realistyczne odtwarzanie i analizę mechanizmów polityki pieniężnej, zarówno w wymiarze alokacji majątki jak i dystrybucji dochodu. Uproszczoną wersję modelu HANK jest TANK (*Two-Agent New Keynesian*). Gospodarstwa domowe są w nim dzielone na dwie grupy: mające dostęp do aktywów finansowych i takie, które go nie posiadają. Te pierwsze mogą wygładzać swoją konsumpcję, w przypadku tych drugich decyzje zależą w większym stopniu od bieżącego dochodu²⁴⁶.

Rozwój modeli tego rodzaju stworzył nowe możliwości badania wpływu polityki pieniężnej na rozkład dochodów. Wykorzystywane są m.in. do przeprowadzania symulacji i analiz scenariuszy kontrfaktycznych. W dalszej części przybliżone zostaną wybrane badania teoretyczne oparte na modelach o różnym stopniu złożoności.

Dolado i inni (2021) zbadali teoretyczny wpływ komplementarności między kapitałem a umiejętnościami (CSC) na nierówności dochodowe w USA. Autorzy konstruują nowokeynesowski model DSGE, w którym uwzględnili niepełne rynki aktywów, asymetryczne frykcje rynku pracy (czyli różnice w łatwości znalezienia pracy przez

²⁴³ J. Pascal, *Heterogeneity in macroeconomic models: A review of theory and computation*, BCL working papers 185, Central Bank of Luxembourg 2024.

²⁴⁴ J. Galí, *The New-Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions*, [w:] V. Wieland (red.), *The Science and Practice of Monetary Policy Today*, Springer, Berlin-Heidelberg 2010, s. 9–19.

²⁴⁵ G. Kaplan, B. Moll, G. L. Violante, *Monetary Policy According to HANK*, *American Economic Review* 108(3)/2018, s. 697–743.

²⁴⁶ J. Galí, D. Debortoli, *Heterogeneity and Aggregate Fluctuations: Insights from TANK Models*, BSE Working Papers 1436/2024, s. 1-57.

pracowników o różnych kwalifikacjach) oraz komplementarność kapitału i pracy wykwalifikowanej. Analiza koncentruje się na tym, w jaki sposób polityka pieniężna wpływa na nierówności pomiędzy pracownikami o różnym poziomie kwalifikacji (kanał heterogeniczności zarobków). Autorzy pokazali mechanizm, poprzez który w reakcji na ekspansję monetarną spadek kosztu kapitału rośnie popyt na pracę wykwalifikowaną. W rezultacie rośnie głównie premia płacowa pracowników wysoko wykwalifikowanych oraz ich udział w dochodzie z pracy, co prowadzi do wzrostu nierówności, pomimo, że obie grupy pracowników zyskują w sensie absolutnym dzięki wyższym dochodom i większemu zatrudnieniu²⁴⁷.

Gonermann i inni (2021) analizują teoretyczny wpływ polityki monetarnej na nierówności warunkach endogenicznego ryzyka bezrobocia²⁴⁸. Autorzy konstruują neokeynowski model cyklu koniunkturalnego z lepkością cen, frykcjami na rynku pracy i heterogenicznymi gospodarstwami domowymi, skalibrowany na danych dla gospodarki amerykańskiej w latach 1984-2008. Gospodarstwa domowe w ich badaniu różnią się poziomem majątkiem, produktywnością i statusem zatrudnienia. Niepełne rynki finansowe ograniczają im możliwość pełnego zabezpieczenia się przed ryzykiem utraty pracy.

W modelu restrykcyjna polityka monetarna (podniesienie stóp procentowych) prowadzi do spowolnienia aktywności gospodarczej i obniżenia inwestycji, na co bardziej wrażliwe są gospodarstwa domowe o niższym poziomie majątku i bezrobotni. Szok kontrakcyjny ma tendencję do wydłużania okresu pozostawania na bezrobociu. W modelu przyjęto założenie o niekompletności rynków finansowych, co utrudnia gospodarstwom domowym zabezpieczenie się przed ryzykiem utraty pracy. Ograniczony dostęp do kredytów oraz niewystarczające oszczędności prowadzą do wzrostu nierówności konsumpcyjnych.

Odmienne mechanizmy oddziałują na grupy bardziej zamożne. W ich przypadku transmisja zmiany polityki monetarnej odbywa się przede wszystkim za pośrednictwem ceny aktywów i zysków przedsiębiorców. Pomaga im restrykcyjna polityka walki z inflacją

²⁴⁷ J. Dolado, G. Motyovszki, E. Pappa, *Monetary Policy and Inequality under Labor Market Frictions and Capital-Skill Complementarity*, American Economic Journal: Macroeconomics, 13(2)/2021, s. 292–332.

²⁴⁸ N. Gornemann, K. Kuester, M. Nakajima, *Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Systematic Monetary Policy*, Opportunity and Inclusive Growth Institute Working Papers 50/2021, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

poprzez wzrost marż. Autorzy zwracają więc uwagę na istnienie silnego konfliktu interesów między tymi społecznymi.

Istotny wkład w rozwój tej gałęzi badań miała także grupa polskich badaczy: Marcin Bielecki, Michał Brzoza-Brzezina oraz Marcin Kolasa, którzy w swoim artykule z 2020 r. i późniejszych pracach analizowali heterogeniczność efektów polityki monetarnej na sytuacje gospodarstw domowych ze względu na wiek²⁴⁹. W przywołanym artykule zbudowano nowokeynesowski model cyklu życia, aby zbadać reakcję majątku i dochodów w różnych kohortach wiekowych w strefie euro na standardową politykę monetarną oraz *forward-guidance*. Rozszerzony model DSGE w oparciu na mikrodanych HFCS wprowadza agentów z 80 kohort w wieku od 20 do 99 lat. Uwzględnia się ryzyko śmierci, a także przejście na emeryturę. W cyklu życia zmienia się rodzaj gromadzonych aktywów co w połączeniu ze sztywnymi cenami i płacami sprawia, że szoki monetarne wywołują zróżnicowane skutki w poszczególnych kohortach. Polityka pieniężna jest prowadzona zgodnie z regułą Taylora.

Główny wniosek płynący z modelu wskazuje, iż ekspansywna polityka oddziałuje na nierówności w średnim okresie, głównie poprzez dwa kanały transmisji. Po pierwsze: stymulacja wzrostu gospodarczy prowadzi do zwiększonego popytu na pracę i wzrostu wynagrodzeń. Poprawia to pozycję gospodarstw domowych o niższych dochodach, przede wszystkim grup wiekowych 20-50 (aktywnych zawodowo i elastycznych na rynku pracy). Drugim mechanizmem jest redystrybucja dochodów z oszczędności. Luzowanie polityki monetarnej prowadzi do spadku dochodów z oprocentowanych aktywów finansowych, co w większym stopniu dotyka starsze gospodarstwa domowe (powyżej 60 roku życia).

W świetle opisanych badań, można wskazać kilka kluczowych wniosków płynących z użycia modeli DSGE do analizy skutków dystrybucyjnych. Po pierwsze, uwzględnienie w modelach heterogeniczności pozwala lepiej oddać kanały transmisji polityki monetarnej, które w klasycznych modelach z reprezentatywnym agentem były pomijane. Po drugie, wyniki wielu z przywołanych badań pokazują, że ekspansywna polityka pieniężna może prowadzić do zmniejszania nierówności dochodowych, głównie za sprawą zatrudnienia. Jednocześnie część autorów potwierdza, że wzrost cen aktywów finansowych może

²⁴⁹ M. Bielecki, M. Brzoza-Brzezina, M. Kolasa, *Distributional consequences of conventional and unconventional monetary policy*, Narodowy Bank Polski, NBP Working Papers 327/2020.

przynosić relatywnie wyższe korzyści grupom zamożniejszym. Efekt netto dla nierówności będzie zatem zależeć w dużej mierze od specyfiki rynku pracy oraz formy zadłużenia (stała vs zmienna stopa) w danym kraju.

2.3.3. Badania symulacyjne

Odrębną gałąź literatury stanowią badania oparte o symulacjach i scenariuszach kontrfaktycznych. Jeden z pierwszych tego rodzaju artykułów został opublikowany w 2016 r. przez grupę ekonomistów związanych z OECD: Rory'ego O'Farrella, Łukasza Rawdanowicza i Kei-Ichiro Inaba²⁵⁰. Analizują oni dwukierunkowe interakcje między polityką monetarną a nierównościami w wybranych gospodarkach rozwiniętych (Belgia, Kanada, Francja, Niemcy, Włochy, Niderlandy, Wielka Brytania, USA) Autorzy skupiają się na wpływie zmian stóp procentowych, zwrotów z aktywów i kosztów obsługi zadłużenia na dystrybucję dochodów i akumulację majątku. Zastosowano podejście symulacyjne, wykorzystując stylizowane przykłady i mikro-dane z badań gospodarstw domowych z 2007 r. oraz 2012 r. Metodologia ta nie wykorzystuje szeregów czasowych; opiera się na symulowanej reakcji danych przekrojowych i bardziej powszechnie stosowana była w badaniach poświęconych nierównościom majątkowym.

W badaniu przetestowano zróżnicowane wskaźniki nierówności, m.in. średniego dochodu do mediany czy stosunek dochodu grup kwintylowych (Q5/Q3) oraz (Q5/Q1). Autorzy skonstruowali symulowane modele, aby poznać wpływ zmiany stóp procentowych na rozkład dochodów przy uwzględnieniu zróżnicowanej struktury portfeli gospodarstw domowych. Modele te ukazują kluczową rolę względnej wielkości i rozkładu różnych typów aktywów i zobowiązań. Wyniki przeprowadzonych symulacji wskazują, że wpływ obniżki stóp procentowych o 1 punkt procentowy jest niewielki. Wynika to z faktu, iż odsetki od aktywów finansowych i koszty obsługi zadłużenia stanowią stosunkową małą część budżetów gospodarstw domowych. W USA, Kanadzie i Niderlandach ekspansywna polityka oznaczała niższe nierówności (głównie poprzez zmniejszenie kosztu obsługi zadłużenia), podczas gdy w kilku innych europejskich krajach ta sama polityka miała odwrotny skutek.

²⁵⁰ R. O'Farrell, Ł. Rawdanowicz, K-I Inaba, *Monetary Policy and Inequality*, OECD Publishing, OECD Economics Department Working Papers 1281/2016.

Efekt ten badacze przypisują różnicom w skuteczności kanałów transmisji. W szczególności zauważają, iż rola polityki pieniężnej jest większa w krajach o wyższym poziomie zadłużenia gospodarstw domowych.

Pięć lat po publikacji OECD także ekonomiści związani z Międzynarodowym Funduszem Walutowym (IMF) zastosowali podobne podejście mikrosymulacyjne w swoim badaniu, lecz wzbogacone o bardziej precyzyjne narzędzia pomiarowe oraz nowsze dane. Bonifacio et al. (2021)²⁵¹ zastosowali miarę "*unhedged interest rate exposures*" (URE), aby ocenić, w jakim stopniu gospodarstwa domowe o różnym poziomie dochodów są narażone na wahania polityki pieniężnej. Analiza opiera się na danych *Survey of Consumer Finances* (SCF) dla USA oraz *Household Finance and Consumption Survey* (HFCS) dla 19 krajów Unii Europejskiej za 2016 r.

Badanie koncentruje się na analizie działania dwóch kanałów transmisji. Autorzy analizują, jak poprzez kanał redystrybucji oszczędności polityka monetarna oddziałuje na gospodarstwa domowe w wyniku ekspozycji na stopy procentowe mierzoną wskaźnikiem URE. Wyniki symulacji wskazują, że w reakcji na obniżkę stóp procentowych o 100 punktów bazowych gospodarstwa domowe o niskich dochodach i ujemnym URE (wysokie zadłużenie, ograniczone aktywa finansowe) uzyskują relatywnie większe korzyści w postaci zmniejszonych kosztów obsługi długu.

Drugim analizowanym mechanizmem jest kanał rynku pracy. W wyniku symulacji redukcja stóp procentowych prowadzi do obniżenia bezrobocia, co ma szczególnie korzystny wpływ na młodszych i gorzej zarabiających pracowników. Jednocześnie jednak wzrost płac w górnych percentylach rozkładu dochodów okazuje się silniejszy niż w dolnych, co częściowo neutralizuje pozytywne efekty redukcji bezrobocia na wskaźnik nierówności. Ostatecznie wpływ tego kanału okazuje się niewielki, ale zmniejszający rozwarstwienie dochodowe.

Pod względem głównych wniosków badanie IMF w dużej mierze potwierdza wcześniejsze ustalenia O'Farrella et al. Symulacje pokazują, że w krajach takich jak Portugalia czy Hiszpania, gdzie poziom zadłużenia gospodarstw domowych jest wysoki,

²⁵¹ V. Bonifacio et al., *Distributional Effects of Monetary Policy* (w:) Luigi Paganetto (red.), *Economic Challenges for Europe After the Pandemic*, Springer 2022, s. 187-232.

korzyści płynące z ekspansywnej polityki były bardziej odczuwalne. Natomiast w krajach o wysokim poziomie oszczędności gospodarstw domowych takich jak Austria czy Niemcy wpływ na redystrybucję był ograniczony.

2.3.4. Badania w oparciu o metodę lokalnych projekcji

Szczegółowe badania o charakterze stricte empirycznym w pierwszej kolejności zaczęły pojawiać się w Ameryce Północnej (Stany Zjednoczone i Meksyk) z wykorzystaniem metody lokalnych projekcji. Jednym z najwcześniejszych i zarazem najbardziej wpływowych badań empirycznych poświęconych dystrybucyjnym skutkom polityki pieniężnej była praca Coibiona, Gorodnichenki, Kuenga i Silvii, opublikowana po raz pierwszy w 2012 r. Autorzy przeanalizowali badali polityki pieniężnej Fed na nierówności dochodowe i konsumpcyjne w Stanach Zjednoczonych²⁵². Do identyfikacji szoków polityki pieniężnej wykorzystali metodę Romera i Romera (2004). Następnie za pomocą lokalnych projekcji oszacowano reakcje poszczególnych miar nierówności, wykorzystując kwartalne mikrodane z *Consumer Expenditure Survey* obejmujące lata 1980–2008, zatem obejmowało wyłącznie okres konwencyjnej polityki monetarnej. Autorzy zwrócili uwagę na to, że wspomniane dane nie obejmują górnego 1% rozkładu dochodów, co prowadzić może do niedoszacowania poziomu nierówności.

Uzyskane wyniki wskazują, wzrost nierówności dochodowych, konsumpcyjnych i wydatkowych w odpowiedzi na restrykcyjny szok polityki pieniężnej. Rezultaty dla reakcji wynagrodzeń były bardziej niejednoznaczne. W szczególności autorzy wskazują, że w okresie szoku Volckera szok monetarny rzędu 1,5 pkt proc. mógł przekładać się na wzrost współczynnika Giniego dla dochodów o około 1,5 pkt proc. Wpłynąć miał na to przede wszystkim kanał kompozycji dochodów.

Metodologia badania różniła się od dotychczasowych prac takich jak Romer i Romer (1998) wykorzystaniem danych o wysokiej, kwartalnej częstotliwości, co pozwoliło na zastosowanie metod szeregów czasowych. Kluczowa okazała się analiza szoków w różnych segmentach grup dochodowych. Pozwoliło to wykazać, że wzrost nierówności

²⁵² O. Coibion et al., op. cit.

konsumpcyjnych napędzany był przede wszystkim przez górny koniec rozkładu.

Wyniki badania Coibon et al. z wykorzystaniem metody lokalnych projekcji dla Stanów Zjednoczonych zostały później potwierdzone przez Aye, Clance i Gupta (2018) w ich poszerzonej analizie, w której badali rolę zarówno monetarnych jak i fiskalnych szoków, oraz rolę niepewności makroekonomicznej w oddziaływaniu polityki gospodarczej na nierówności²⁵³.

Do odmiennych wniosków w swoim artykule z 2014 roku doszedł Francisco G. Villarreal.²⁵⁴ Zbadał on wpływ polityki monetarnej na nierówności w dochodach gospodarstw domowych w Meksyku, koncentrując się na okresie po wprowadzeniu w tym kraju strategii celu inflacyjnego. Badanie oparto na lokalnych projekcjach ze stopą pożyczek międzybankowych *overnight* jako instrumentem polityki monetarnej. Głównym ustaleniem artykułu jest to, że niespodziewane podwyżki stóp procentowych w Meksyku po 2003 roku doprowadziły do spadku nierówności dochodów z pracy. Efekt ten był widoczny w krótkim okresie i zanikał po około dwóch latach. Autor wskazuje, że taki właśnie efekt mógł być związany ze strategią celu inflacyjnego, która zwiększyła przewidywalność polityki monetarnej, co obniżyło negatywny wpływ szoków na gospodarstwa domowe o niższych dochodach. Ponadto Villarreal wskazuje rolę frykcji finansowych i różnicę w poziomie rozwoju rynku finansowego w wyjaśnieniu różnic względem badań dotyczących Stanów Zjednoczonych.

Kolejne ważne badanie autorstwa Inui, Sudo i Yamady (2017) skupiło się na wpływie szoków monetarnych na nierówności dochodowe i konsumpcyjne w Japonii²⁵⁵. Autorzy w oparciu o badania gospodarstw domowych z lat 1981-2008, skonstruowali kwartalne szeregi czasowe miar nierówności dochodu i konsumpcji. Następnie z wykorzystaniem metody projekcji lokalnych poddali analizie reakcję tych miar na zmiany stóp procentowych banku centralnego. Zgodnie z ich ustaleniami przed 2000 r. ekspansywny szok monetarny powodował wzrost nierówności dochodowych za co odpowiadał przede wszystkim kanał

²⁵³ G. C. Aye, M. W. Clance, R. Gupta, *The effectiveness of monetary and fiscal policy shocks on U.S. inequality: the role of uncertainty*, Qual Quant 53/2019, s. 283–295.

²⁵⁴ F. G. Villarreal, *Monetary Policy and Inequality in Mexico*, University Library of Munich, MPRA Paper 57074/2014.

²⁵⁵ M. Inui, N. Sudo, T. Yamada, *Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan*, Bank of Japan Working Paper No. 17/2017.

heterogeniczności zarobków w warunkach nieelastycznego rynku pracy. Jednak reakcja poszczególnych sektorów gospodarki na luźniejszą politykę monetarną była niejednorodna co doprowadziło do większego zróżnicowania wynagrodzeń. Efekt ten zaczął jednak zanikać w późniejszym okresie wraz ze wzrostem elastyczności na rynku pracy. W ocenie badaczy kanały niezwiązane bezpośrednio z rynkiem pracy nie odegrały w Japonii znaczącej roli w kształtowaniu nierówności przez politykę monetarną.

Należy jednak podkreślić, że w badanym przedziale czasowym Japonia wkroczyła w okres zerowych stóp procentowych trwający od 1999 roku, co sprawiło, że tradycyjne miary stóp procentowych stały się nieskuteczne jako wskaźnik polityki monetarnej. Dlatego też badacze w późniejszych latach włączyli do analizy tzw. *shadow rate* dla Japonii opracowany przez Ueno (2017)²⁵⁶. Stanowi ona hipotetyczną miarę stopy procentowej, która odzwierciedla stopień łagodzenia polityki monetarnej nawet wtedy, gdy nominalne stopy procentowe osiągają dolną granicę²⁵⁷. Pozwala na teoretyczne dalsze obniżanie stopy procentowej (poniżej zera) uwzględniając działanie niestandardowych narzędzi banków centralnych. Dlatego w tym aspekcie badanie Inui et al. wchodzi już dla okresu po 2000 r. w obszar badań nad niekonwencjonalną polityką monetarną.

Pierwszą próbą analizy na szerszej grupie państw okazał się autorstwa Davide Furceriego, Prakasha Loungani i Aleksandry Zdzenickiej (2016)²⁵⁸. Badanie objęło panel 32 gospodarek rozwiniętych i wschodzących w latach 1990–2013, a jego celem była identyfikacja przyczynowego wpływu niespodziewanych zmian stóp procentowych na nierówności dochodowe, mierzone za pomocą współczynnika Giniego dla dochodu netto. W tym celu autorzy wykorzystali dane z bazy *Standardized World Income Inequality Database* (SWIID).

Do analizy wykorzystano metodę lokalnych projekcji, która pozwala na oszacowanie funkcji odpowiedzi impulsowej (IRF) i umożliwia analizę heterogeniczności reakcji na szoki monetarne zarówno w czasie, jak i między krajami. Wyniki badania sugerują, że szoki

²⁵⁶ Y. Ueno, *Term Structure Models with Negative Interest Rates*, IMES Discussion Paper Series 17-E-1, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2017.

²⁵⁷ J. C. Wu, F. D. Xia, *Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound*, *Journal of Money, Credit and Banking* 48(2-3)/2016, s. 253–291.

²⁵⁸ D. Furceri, P. Loungani, A. Zdzenicka, *The effects of monetary policy shocks on inequality*, *Journal of International Money and Finance*, 85/2018, s. 168–186.

restrykcyjne miały trwałe i statystycznie istotny wpływ na wzrost nierówności dochodowych. Niespodziewany wzrost stóp procentowych o 100 punktów bazowych prowadził do wzrostu współczynnika Giniego o około 1,25% w pierwszym roku po szoku, dalszego wzrostu do 2,25% po pięciu latach i stabilizacji na poziomie około 2,5% po siedmiu latach.

Autorzy zwracają uwagę na silną heterogeniczność efektów. W ich modelu pozytywne szoki monetarne (czyli podwyżki stóp procentowych) prowadzą do statystycznie istotnego wzrostu nierówności w średnim okresie, podczas gdy wpływ negatywnych szoków monetarnych (obniżek stóp procentowych) nie różni się statystycznie od zera w średnim okresie. Autorzy w badaniu przywołują zjawisko asymetrii transmisji polityki monetarnej²⁵⁹ i podkreślają rolę dochodów z pracy jako kluczowego kanału transmisji. Efekt szoków jest bardziej widoczny w gospodarkach, w których dochody z pracy mają wyższy udział w całkowitych dochodach. Istotnym czynnikiem, na który zwracają uwagę jest także faza cyklu koniunkturalnego: zaostrzenie polityki pieniężnej w okresie ekspansji (gdy rynki pracy są stabilne) może mieć silniejsze konsekwencje dla nierówności niż w czasie recesji.

2.3.5 Badania w oparciu o metodę VAR

Niejako równoległe do rozwoju literatury LP kształtował się nurt badań nad wpływem polityki pieniężnej na nierówności, w którym wykorzystuje się modele VAR. Zamiast estymować relację między szokiem a poszczególnymi opóźnieniami w osobnych równaniach, część badaczy zaczęła uwzględniać wiele zmiennych w jednym wielowymiarowym systemie, by w ten sposób analizować rozkład dochodów. Istotny wkład w tę dziedzinę wniosły dwa odrębne badania opublikowane przez Karena Davtyana (2016). roku. Pierwsze z nich skupia się na długoterminowej relacji konwencjonalnej polityki monetarnej i nierówności dochodowych w latach 1983-2012²⁶⁰. Badanie czasowo i terytorialnie pokrywa się z tym przygotowanym przez Coibon et al. prezentuje jednak odmienne podejście metodologiczne. Davtyon skorzystał z modelu wektorowej autoregresji

²⁵⁹ C. Matthes, R. Barnichon, *Measuring the Non-Linear Effects of Monetary Policy*, Meeting Papers, Society for Economic Dynamics No. 49/2015.

²⁶⁰ K. Davtyan, *Income Inequality and Monetary Policy: An Analysis on the Long Run Relation*, Regional Quantitative Analysis Group, AQR Working Papers 04/2016.

(VAR) oraz wektorowego modelu korekty błędu (VECM) aby zbadać w jaki sposób zacieśnianie polityki pieniężnej wpływało na nierówności dochodowe. Wybór tych metod badawczych jest uzasadniony istnieniem współzależności między analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi (realny PKB, CPI, stopa funduszy federalnych) a współczynnikiem Giniego.

Wyniki badania ujawniają istotny statystycznie, długookresowy wpływ restrykcyjnej polityki monetarnej na zmniejszenie nierówności dochodowych. Najsilniejszy efekt dystrybucyjny polityki monetarnej odnotowano przy wykorzystaniu metody VECM. W tym przypadku, restrykcyjny szok monetarny prowadził do spadku współczynnika Giniego do 0.4 punktu procentowego. Ta rozbieżność z wynikami uzyskanymi u Coibona w ocenie autora może wynikać z zastosowania innej miary nierówności. W badaniu Davtyona wykorzystano współczynnik Giniego obejmujący cały rozkład dochodów, w tym dochody osób z górnego 1%, podczas gdy wcześniejsze analizy często nie obejmowały tej grupy. Uwzględnienie dochodów osób najbogatszych jest kluczowe, ponieważ to właśnie w tej grupie obserwowano największe zmiany w dynamice nierówności w USA w analizowanym okresie.

Do głównych ograniczeń badania należy zaliczyć analizę opartą na danych o niskiej częstotliwości (dane roczne) oraz pominięcie w modelach wpływu niekonwencjonalnej polityki. Dlatego też kolejny artykuł K. Davtyana z 2016 r. adresujący te problemy stanowi istotny suplement do pierwotnych wyników. „*The Distributive Effect of Conventional and Unconventional Monetary Policies*” obejmuje okres od 1983 do 2013 roku i wykorzystuje strukturalny model VAR. Badacze często starają się analizować oddzielnie konwencjonalną i niekonwencjonalną politykę przy pomocy VAR, ale z reguły w badaniach obejmujących okres po globalnym kryzysie finansowym trudno jest całkowicie wyizolować wpływ samej polityki konwencjonalnej. Dlatego też badanie Davtyana oraz niektóre inne wczesne prace korzystające z tej metody zostaną szczegółowo opisane w dalszej części pracy.

Mumtaz i Theophilopoulou (2017) dokonali podobnej analizy dla Wielkiej Brytanii w latach 1969-2012²⁶¹. W modelu VAR wykorzystano następujące zmienne endogeniczne:

²⁶¹ H. Mumtaz, A. Theophilopoulou, *The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis*, European Economic Review, 98/2017, s. 410-423.

realny PKB per capita, CPI, trzymiesięczną stopę bonów skarbowych oraz wzrost nominalnego kursu walutowego. Nierówności wyrażone były jako współczynnik Giniego dla dochodów rozporządzalnych, konsumpcji oraz wynagrodzeń brutto na podstawie danych kwartalnych *Family Expenditure Survey* (FES). Estymacja parametrów odbyła się w podejściu bayesowskim, co pozwoliło na uzyskanie rozkładu prawdopodobieństw dla parametrów i lepsze oszacowanie niepewności wyników.

Głównym wnioskiem z badania jest to, że szoki wywołane zacieśnianiem polityki monetarnej prowadzą do wzrostu nierówności w odniesieniu do dochodów i wynagrodzeń (gdzie efekt jest bardziej trwały) oraz konsumpcji. W analizowanym modelu wzrost stopy procentowej o 100 punktów bazowych zwiększa współczynnik Giniego od 3% do 10%. Badania te potwierdzają dla Wielkiej Brytanii ustalenia wcześniejszego badania Coibion et al. (2012) dotyczącego Stanów Zjednoczonych.

Jeremy M. Kronick i Francisco G. Villarreal (2019) w swoim artykule badali utrzymujących się długo na niskim poziomie stóp procentowych na nierówności dochodowe w Kanadzie w latach 1997-2015²⁶². Ich badanie wyróżnia się dostępem do danych o wysokiej miesięcznej częstotliwości. Autorzy zastosowali dwa modele strukturalnej autoregresji wektorowej (SVAR). Pierwszy z nich bada wpływ szoków polityki pieniężnej na nierówności, mierzone za pomocą współczynnika Giniego, obliczonego na podstawie miesięcznych danych o dochodach z *Labour Force Survey* (LFS). Drugi z modeli miał za zadanie oszacować wpływ ekspansywnej polityki pieniężnej na inflację.

W podstawowym modelu SVAR na wektor zmiennych endogenicznych złożyły się: BCPI²⁶³, stopa funduszy federalnych USA, szok polityki pieniężnej (nieoczekiwane zmiany stóp procentowych)²⁶⁴, CPI oraz współczynnik Giniego. Do estymacji parametrów wykorzystano dekompozycję Cholesky'ego. Zgodnie z ich modelem ekspansywna polityka pieniężna w formie utrzymywania długotrwałych niskich stóp procentowych doprowadziła

²⁶² J. M. Kronick, F. G. Villarreal, *Distributional Impacts of Low for Long Interest Rates*, MPRA Paper No. 93483/2019.

²⁶³ Indeks cen w dolarach amerykańskich 26 towarów produkowanych w Kanadzie i sprzedawanych na rynkach światowych. W jego skład wchodzi m.in. surowce energetyczny, metale i minerały, drewno, ryby. *Commodity price index*, Bank of Canada, www.bankofcanada.ca/rates/price-indexes/bcpi/ (dostęp: 02.04.2026).

²⁶⁴ Na podstawie: J. Champagne, R. Sekkel, *Changes in monetary regimes and the identification of monetary policy shocks: Narrative evidence from Canada*, *Journal of Monetary Economics* 99/2018, s. 72–87.

do wzrostu nierówności, doszli zatem od odwrotnych wniosków niż choćby Mutmaz et al. w przypadku Wielkiej Brytanii. Należy jednak zaznaczyć, że ich badanie przede wszystkim skupiało się na efektach dotyczących inflacji. Podkreślają, że polityka pieniężna wpływa na nierówności, poprzez przesunięcie zasobów z gospodarstw domowych o wyższej krańcowej skłonności do konsumpcji do tych o niższej. Z tego powodu, zagregowany popyt nie rośnie tak mocno, jak by mógł, co przyczynia się do łagodniejszej reakcji inflacyjnej.

Badania wykorzystujące metodologię VAR pojawiły się także dla innych krajów, takich jak Korea Płd.²⁶⁵, Wietnam czy Tajwan²⁶⁶ dochodząc do podobnych wniosków (ekspansywna polityka pieniężna przekładała się tam na spadek nierówności dochodowych). Jednak pierwsze badanie panelowe, obejmujące szerszą grupę państw, dotyczyło strefy euro. Artykuł Chiary Guerello z 2018 r. odrębnie analizuje wpływ konwencjonalnej i niekonwencjonalnej polityki EBC na nierówności dochodowe i konsumpcyjne²⁶⁷. Autorka wykorzystała miesięczne dane z Europejskiego Badania Konsumentów (EC-CS) z lat 1999-2015 do wyznaczenia wskaźnika nierówności o wysokiej częstotliwości (współczynnik Theila). Strategię identyfikacji szoku monetarnego oparto na standardowej dla modeli VAR metody, tj. dekompozycji Cholesky'ego. Zmienna polityki pieniężnej wyrażona została jako krótkoterminowa stopa EONIA. Pozostałe zmienne w modelu VAR to wzrost PKB, deflator konsumpcji, rentowność 10-letnich obligacji oraz indeks Euro Stoxx.

Zagregowane wyniki sugerują, że luzowanie polityki prowadziło do spadku nierówności w średnim okresie. Spadek krótkoterminowych stóp procentowych stymulował wzrost gospodarczy oraz zwiększał popyt na pracę. Na zjawisku tym w większym stopniu korzystały gospodarstwa domowe o niższych dochodach. Ponadto zidentyfikowano działanie kanału redystrybucji oszczędności. Nastąpiło obniżenie dochodów z aktywów o stałym oprocentowaniu, przy jednoczesnym spadku kosztów obsługi zadłużenia. Mechanizm ten dodatkowo wzmocniony był przez efekt Fishera.

Należy jednak zauważyć, że wyniki dla poszczególnych gospodarek różnią się. W

²⁶⁵ J. Park, *Monetary Policy and Income Inequality in Korea*, Bank of Korea Economic Research Institute Working Papers 27/2018.

²⁶⁶ *The Distributional Impact of Monetary Policy in SEACEN Member Economies*, M. T. Punzi (red.), SEACEN Research and Training Centre, 2020, s. 1-34.

²⁶⁷ C. Guerello, *Conventional and unconventional monetary policy vs. households' income distribution: An empirical analysis for the Euro Area*, *Journal of International Money and Finance*, vol. 85/2018, s. 187-214.

krajach o bardziej redystrybucyjnej polityce fiskalnej w analizowanym okresie (np. Niemcy, Holandia) odnotowano mniej wyraźny wpływ polityki monetarnej na nierówności. Natomiast w krajach z wysokim bezrobociem, takich jak Hiszpania czy Grecja, wyrównujący wpływ konwencjonalnej polityki monetarnej wbrew intuicji zanikał, zamiast ulegać wzmocnieniu. Potwierdza to, że w zależności od kraju różne kanały transmisji mogą mieć różną siłę oddziaływania, przy czym wysokie bezrobocie może blokować kanał zarobkowy, niwelując potencjalne korzyści dla gospodarstw o niższych dochodach

Artykuł M. El Herradiego i A. Leroya stanowi ważne uzupełnienie literatury przedmiotu, ponieważ w odróżnieniu od wielu wcześniejszych badań, poświęcony jest długoterminowym efektom polityki monetarnej²⁶⁸. Badanie obejmuje udział dochodu narodowego przypadający najbogatszemu 1% w 12 gospodarkach rozwiniętych na przestrzeni niemal całego wieku (1920-2015). Autorzy wykorzystali panel VAR (PVAR) oraz metodę lokalnych projekcji (LP) ze zmiennymi instrumentalnymi. Badanie opiera się na danych historycznych z *World Inequality Database* (WID) oraz *Jordà-Schularick-Taylor Macroeconomy Database* (JST).

Model PVAR użyty w artykule zawiera pięć endogenicznych zmiennych: CPI, realny PKB, nominalna krótkoterminowa stopa procentowa, ceny akcji oraz udział 1% najbogatszych w dochodzie narodowym. Uwzględniono również efekty stałe dla każdego kraju oraz zmienną binarną dla systemowego kryzysu bankowego. Wyniki modelu wskazały, iż luzowanie polityki monetarnej o 100 punktów bazowych prowadziło do wzrostu udziału dochodu najbogatszego 1% o ok. 1 punkt procentowy w ciągu dwóch lat po szoku. Efekt ten jest przez autorów związany kanałem kompozycji dochodów i ze wzrostem cen akcji.

W celu weryfikacji tych ustaleń autorzy zastosowali również metodę (LP), który w przeciwieństwie do VAR, nie narzuca sztywnej dynamiki zmiennych, co pozwala na większą elastyczność i analizę nieliniowości. Wykorzystanie zmiennych instrumentalnych (IV) opartych na makroekonomicznej trilemii²⁶⁹, umożliwiło identyfikację egzogenicznych

²⁶⁸ M. El Herradi, A. Leroy, *Monetary Policy and the Top 1%: Evidence from a Century of Modern Economic History*, International Journal of Central Banking, vol. 17(71)/2021, s. 1-41.

²⁶⁹ Makroekonomiczna trilemma to koncepcja, która mówi, że kraj nie może jednocześnie osiągnąć trzech celów: swobodnego przepływu kapitału, stałego kursu walutowego i niezależnej polityki pieniężnej. Szerzej: F. Ostrup, *Is There a Macroeconomic Trilemma? A Theoretical Analysis*, SSRN Electronic Journal, 2015, <https://ssrn.com/abstract=2584897> (dostęp: 01.04.2026).

szoków polityki pieniężnej. Zastosowanie modelu LP potwierdziło ustalenia modelu PVAR, wskazując, że luzowanie polityki pieniężnej zwiększa udział najbogatszych w dochodzie narodowym.

El Herradi i Leroy argumentują, że, zwłaszcza w kontekście rosnącego znaczenia aktywów finansowych w portfelach osób o wysokich dochodach, banki centralne, dążąc do stabilizacji makroekonomicznej, powinny uwzględniać potencjalne długoterminowe skutki dystrybucyjne swoich decyzji.

2.4. Przegląd badań wpływu niekonwencjonalnej polityki pieniężnej w podziale na metodę

Badania nad wpływem niekonwencjonalnej polityki monetarnej, a przede wszystkim luzowania ilościowego, na nierówności dochodowe także wykorzystują metodologie teoretyczne i empiryczne opisane w podrozdziale 2.2. W niniejszej części omówiono najważniejsze badania w oparciu o tę klasyfikację, a także przedstawiono różnice w podejściach badawczych dla różnych obszarów geograficznych, ze szczególnym uwzględnieniem strefy euro.

2.4.1 Badania w oparciu o metodę DSGE

Jednym z najbardziej wpływowych badań analizujących wpływ zarówno konwencjonalnej, jak i niekonwencjonalnej polityki monetarnej na nierówności (dochodowe i majątkowe) w oparciu o model DSGE jest to autorstwa Hohbergera, Priftisa i Vogela (2020)²⁷⁰. Badacze koncentrują się na tym, w jaki sposób heterogeniczność gospodarstw domowych w strefie euro wpływa na działanie kanałów transmisji oraz dynamikę rozkładu dochodu i majątku w różnych horyzontach czasowych. Model estymowany został bayesowsko na danych dla strefy euro za lata 1999Q1–2017Q1. Kluczowym elementem modelu z klasy TANK jest podział gospodarstw domowych na dwie grupy:

- NLC (*Non-Liquidity Constrained*, bez ograniczeń płynności) – zamożne, posiadające aktywa finansowe z których uzyskują dochód (obok wynagrodzeń i transferów).

²⁷⁰ S. Hohberger, R. Priftis, L. Vogel, *The distributional effects of conventional monetary policy and quantitative easing: Evidence from an estimated DSGE model*, Journal of Banking & Finance 113/2020, 105483.

Pozwala im to na wygładzenie konsumpcji w czasie. W modelu ok. 82% populacji strefy euro.

- LC (*Liquidity Constrained*, z ograniczeniami płynności) – gospodarstwa uboższe, żyjące wyłącznie z pracy i transferów i pozbawione aktywów finansowych („*hand-to-mouth*”).

Badaczom udało się ustalić, iż w średnim i długim okresie ekspansywna polityka (zarówno konwencjonalna, jak i QE) łagodzi nierówności dochodowe i majątkowe między grupami LC i NLC. W krótkim okresie możliwy jest przejściowy wzrost nierówności majątkowych wskutek wzrostu cen aktywów. Efekt ten nie jest jednak trwały. Wraz z postępującą erozją realnej wartości aktywów nominalnych i spadkiem dochodów kuponowych w warunkach QE aktywa finansowe netto mogą nawet spaść poniżej wartości początkowej.

Zgodnie z analizą badaczy za ten wynik odpowiadało działanie kanałów: struktury dochodów, portfelowego, redystrybucji oszczędności i segmentacji finansowej. Wniosek płynący z estymacji modelu wskazuje na rynek pracy jako kluczowy kanał redystrybucji w warunkach unii walutowej o ograniczonej mobilności fiskalnej i finansowej. Przewagi NLC wynikające z posiadania aktywów okazują się istotne głównie w krótkim okresie. Efekty popytowo-płacowe akomodacyjnej polityki przesuwają rozkład korzyści na rzecz gospodarstw LC.

Na poziomie koncepcyjnym bardzo podobne badanie zostało równolegle zrealizowane przez S. Tsarasa (2021), który również zbudował dla strefy euro model DSGE typu TANK, w którym gospodarstwa domowe różnią się uczestnictwem w rynkach aktywów²⁷¹. Dochodzi on do zbieżnego wniosku, że w średnim horyzoncie luzowanie (w tym QE) nie zwiększa trwale nierówności, a może je łagodzić. Tsarasa wskazuje jednak warunki, w których QE może je zwiększać: przy elastycznych płacach i niskim uczestnictwie w rynkach aktywów luzowanie ilościowe może obniżać popyt zagregowany. Zjawisko to autor określa jako „odwrócona logika popytu zagregowanego” (*Inverted Aggregate Demand Logic* - IADL).

²⁷¹ S. Tsarasa, *Asset Purchases, Limited Asset Markets Participation and Inequality*, EUI Working Paper MWP 2021/03.

2.4.2 Badania w oparciu o modele VAR

Chronologicznie pierwsze badanie koncentrujące się na efektach niekonwencjonalnej polityki pieniężnej pojawiło się w 2014 roku i dotyczyło Japonii. Kraj ten już od końca lat 90. XX w. zmagał się z problemem osiągnięcia efektywnej dolnej granicy stóp procentowych, a w marcu 2001 r. w odpowiedzi na presję deflacyjną BoJ formalnie jako pierwszy na świecie uruchomił program luzowania ilościowego. Artykuł A. Saiki i J. Frosta pt. „*How Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan*” analizując okres od 2002 do 2013 r. zainicjował nurt badań wykorzystujących model VAR do badania wpływu QE na nierówności dochodowe²⁷².

W modelu zastosowano zestaw zmiennych endogenicznych obejmujący: roczną stopę wzrostu PKB, roczną stopę inflacji CPI, stopę wzrostu bazy monetarnej reprezentującą zmianę polityki monetarnej, stopę wzrostu cen akcji mierzoną indeksem Nikkei 225 oraz współczynnik Giniego. Autorzy przyjęli porządek Cholesky’ego, przyjmując założenie, że polityka pieniężna reaguje na wzrost PKB i inflację CPI, a indeks giełdowy reaguje pozytywnie na ekspansywną politykę pieniężną, wpływając na nierówności dochodowe. Analizę przeprowadzono dla trzech okresów:

- pierwszej fazy luzowania ilościowego (2002Q1-2006Q1),
- drugiej fazy niestandardowej polityki monetarnej obejmującej okres po globalnym kryzysie finansowym (2008Q4-2013Q3), na co złożyły się *Comprehensive Monetary Easing* (CME) oraz *Quantitative and Qualitative Easing* (QQE),
- całego badanego przedziału (2002Q1-2013Q3), obejmującego również okres konwencjonalnej polityki pieniężnej.

Ponadto w analizie uwzględniono zmienne *dummy* dla efektów trzęsienia ziemi jakie nawiedziło Japonię w 2011 r. Wyniki, inaczej niż w przypadku wielu kolejnych badań, wskazują, że impuls wzrostu bazy monetarnej (spowodowany zakupami aktywów przez Bank Japonii) przyczynił się do wzrostu nierówności dochodowych, szczególnie po 2008 r.,

²⁷² A. Saiki, J. Frost, *Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan*, Council on Economic Policies Working Papers 1402/2014.

kiedy programy QE były najszerzej wykorzystywane. Jedno odchylenie standardowe szoku bazy monetarnej w drugiej fazie UMP miało zwiększający wpływ na współczynnik Giniego o 0,013, co stanowi około 2,5 odchylenia standardowego współczynnika w badanym okresie. a efekt ten był statystycznie istotny po dwóch kwartałach i utrzymywał się.

Autorzy wskazują, iż głównym źródłem transmisji był wzrost cen akcji i zysków kapitałowych, z czego skorzystały głównie najzamożniejsze gospodarstwa domowe (kanał portfelowy). Artykuł dostarczył pierwszych empirycznych dowodów na to, że niestandardowa polityka monetarna przyczyniła się do wzrostu nierówności dochodowych. W 2018 r. Ci sami autorzy rozszerzyli swoją pierwotną analizę uwzględniając okres po 2013 r. kiedy Bank Japonii realizował politykę QQE (*Quantitative and Qualitative Easing*)²⁷³. Badany okres objął lata 2007-2017. Wyniki, również oparte na modelu VAR, potwierdziły wcześniejsze wnioski: niekonwencjonalna polityka pieniężna nadal zwiększała nierówności dochodowe w Japonii. Badanie z 2018 r. sugeruje nieco silniejszy i szybszy wpływ UMP na współczynniki Giniego: (0.011 po 8 kwartałach w 2018 r. w porównaniu do 0.010 po 10 kwartałach dla połączonych okresów i 0.013 po 10 kwartałach dla Fazy 2 w 2014 r.) i z większą istotnością statystyczną.

Co istotne, autorzy podkreślają, że efekt ten może być specyficzny dla Japonii ze względu na strukturę majątku gospodarstw domowych, sytuację demograficzną i uwarunkowania na rynku pracy. W analizowanym okresie mimo historycznie niskiego bezrobocia, wzrost płac był niemalże zerowy.

Dalszych analiz dotyczących okresu 2002-2017 w Japonii dostarcza badanie Taghizadeh-Hesary et al. (2020)²⁷⁴. W swojej analizie autorzy oparli się o model wektorowej korekcji błędu (VECM), będący modyfikacją podstawowego modelu VAR, zaprojektowaną do analizy szeregów czasowych, które są zintegrowane. Wykorzystano kwartalne dane dotyczące podaży pieniądza, przyjmując miarę M1 jako % PKB, międzybankową stopę overnight, całkowitych wpływów podatkowych rządu jako % PKB, realnego PKB oraz nierówności dochodowych, zdefiniowanych jako stosunek średniego dochodu 10%

²⁷³ A. Saiki, J. Frost, *Japan's Unconventional Monetary Policy and Income Distribution: Revisited*, Tokyo Center for Economic Research Working Papers e126/2018.

²⁷⁴ F. Taghizadeh-Hesary, N. Yoshino, S. Shimizu, *The impact of monetary and tax policy on income inequality in Japan*, *The World Economy* vol. 43(10)/2020, s. 2600-2621.

najbogatszych gospodarstw domowych do średniego dochodu 10% najbiedniejszych. Tę niestandardową miarę nierówności zastosowano z powodu braku danych kwartalnych dla współczynnika Giniego. Została ona zatem opracowana przez autorów w oparciu o ankiety FIES (*The Family Income and Expenditure Survey*).

Główne wnioski badania okazują się zbieżne ze wcześniejszymi wynikami Saiki i Frosta: ekspansywna polityka pieniężna Banku Japonii, w szczególności luzowanie ilościowe (QE) i ilościowe i jakościowe luzowanie (QQE), prowadząca do wzrostu podaży pieniądza (M1), istotnie przyczyniła się do wzrostu nierówności dochodowych. Na podstawie analizy dekompozycji wariancji błędu prognozy (FEVD - *forecast error variance decomposition*) wykazano, że szoki polityki pieniężnej (M1) wyjaśniają 3,76% wariancji prognozy błędu nierówności, a krótkoterminowa stopa procentowa kolejne 0,47%, co łącznie daje 4,23% wpływu polityki monetarnej na wzrost nierówności. Autorzy wykazywali wzrost cen aktywów finansowych jako prawdopodobną przyczynę tego stanu rzeczy. Polityka podatkowa okazała się wyjaśniać 6,65% wariancji prognozy błędu nierówności, realny PKB 1,96%. Ustalenia te potwierdzały wyniki analizy funkcji odpowiedzi na impuls (IRF). Wysoką trwałość jaką wykazywały się nierówności dochodowe (87,15% wariancji prognozy błędu jest wyjaśniane przez jej własne innowacje) można interpretować według autorów niskim ogólnym poziomem mobilności społecznej w Japonii.

Należy jednak zwrócić uwagę, że zastosowana w badaniu miara nierówności może nie oddawać w pełni złożoności zjawiska i mobilności poza analizowanymi decylami. Ponadto model VECM może nie w pełni uchwycić złożone i potencjalnie nieliniowe kanały transmisji polityki pieniężnej na nierówności dochodowe, opierając się głównie na liniowych zależnościach. Badanie stanowi jednak cenne uzupełnienie wcześniejszych prac Saiki i Frosta potwierdzające specyfikę japońskiej gospodarki.

Jednym z pierwszym badań, które analizowało omawianą kwestię w Europie, było wspomniane już w poprzednim podrozdziale badanie Mumtaz i Theophilopoulou (2017), które oprócz analizy konwencjonalnej polityki monetarnej zawiera także oddzielną część, skupiającą się na konsekwencjach luzowania ilościowego w Wielkiej Brytanii w odpowiedzi na kryzys 2008 r. W odróżnieniu od standardowego modelu SVAR, używanego do analizy wpływu stóp procentowych autorzy zastosowali alternatywną metodę. Opierając się na pracy

Baumeistera i Benatiego (2013), wykorzystali model autoregresji wektorowej z parametrami zmiennymi w czasie (TVP-VAR) do identyfikacji szoku spreadu obligacji rządowych. Ich model obejmował krótkoterminową stopę procentową, spread 10-letnich obligacji skarbowych, współczynnik Giniego oraz wzrost realnego PKB i estymowany był do 2011 r.

Następnie badacze przeprowadzili eksperyment kontrfaktyczny na danych za okres 2009Q1-2010Q4, w którym zidentyfikowany szok spreadu jest skalowany tak, aby symulować stan bez QE (spread wyższy o 100 p. b.). Porównanie alternatywnej ścieżki współczynnika Giniego z faktyczną miało na celu ocenę wpływu QE na nierówności.

Współczynnik okazał się wyższy w scenariusz z wykorzystywaniem luzowania ilościowego, co sugeruje, że QE miał zwiększający wpływ na nierówności dochodowe. Analiza grup percentylowych wskazała, że, największe korzyści odniosło najbogatszych 20% gospodarstw domowych, a najmniejsze – najbiedniejszym 20%. Szczegółowa analiza innych wymiarów nierówności (płacowe, konsumpcji) przyniosły jednak mniej jednoznaczne rezultaty. Badanie, choć innowacyjne, ma istotne ograniczenia. Metoda warunkowych prognoz pomija kanały wpływu QE inne niż rentowność obligacji, a prognozy charakteryzują się dużą niepewnością ze względu na krótki okres od uruchomienia programu luzowania ilościowego.

Badanie Mumtaz i Theophilopoulou stanowiło bezpośrednią inspirację do omawianego już we wcześniejszym podrozdziale badania Chiary Guerello (2018). Jako pierwsza wykorzystła ona panelowy model wektorowej autoregresji do badania wpływu niekonwencjonalnej polityki monetarnej na dystrybucję dochodów w strefie euro.

Szoki monetarne zidentyfikowano jako innowacje (rozumiane jako nieoczekiwanej części zmiany danej zmiennej, czyli części, której nie można przewidzieć na podstawie przeszłych wartości tej zmiennej i innych zmiennych w modelu) w bilansie EBC. Kluczowym założeniem identyfikacyjnym, realizowanym poprzez dekompozycję Cholesky'ego (w porządku zmiennym bilans EBC po stopie procentowej), jest ortogonalność szoków wobec innowacji w krótkoterminowej stopie procentowej. W badaniu wykorzystano skumulowane IRF, analizując dane na poziomie zagregowanym dla strefy euro oraz na poziomie krajowym. Do estymacji wykorzystano panelowego modelu VAR uwzględniając efekty stałe dla poszczególnych krajów

Analiza wykazała, że mechanizmy i skutki dystrybucyjne UMP różnią się od tych obserwowanych dla polityki konwencjonalnej. Wyniki dla całej strefy euro były niejednoznaczne, jednak analiza panelowa sugeruje, że ekspansywna polityka niekonwencjonalna, mierzona wzrostem aktywów EBC, prowadziła do zwiększenia nierówności, zwłaszcza w krajach o określonych cechach struktury gospodarczej.

Różnica w efektach konwencjonalnej i niekonwencjonalnej polityki monetarnej tłumaczona jest uruchomieniem odmiennych kanałów transmisji. Podczas gdy zmiana krótkoterminowych stóp procentowych silniej oddziałuje przez rynek pracy i kanał redystrybucji oszczędności, luzowanie ilościowe w większym stopniu wpływa na wzrost cen aktywów finansowych. Analiza heterogeniczności dowodzi, iż w krajach, gdzie gospodarstwa domowe miały większy udział aktywów finansowych innych niż depozyty, wzrost nierówności po szoku UMP był bardziej wyraźny lub prawdopodobny.

Podobne podejście metodologiczne, opierające się na modelu SVAR i dekompozycji Cholesky'ego, zastosowali Juan-Francisco Albert, Nerea Gómez-Fernández i Carlos Ochando (2019)²⁷⁵. Ich badanie, nawiązujące do prac Saiki i Frosta, miało na celu porównanie efektów dystrybucyjnych niestandardowej polityki monetarnej w USA i strefie euro, koncentrując się na kanale portfelowym. Oszacowanych zostało siedem modeli SVAR (dla strefy euro, Hiszpani, Francji, Niemiec, Włoch oraz dwa dla USA różniące się indeksami giełdowymi). Analizowane były okresy, w których nastąpiło przejście do niestandardowej polityki monetarnej: lata 2008-2013 dla USA, lata 2009-2016 dla strefy euro. W modelach wykorzystano trzy zmienne w miesięcznych pierwszych różnicach (baza monetarna, HICP oraz indeksy giełdowe). Identyfikację szoku oparto na założeniu, że baza monetarna reaguje na inflację, a rynek akcji na zmiany bazy monetarnej. Badanie wyróżnia się tym, że w ogóle nie wykorzystano w nim miar nierówności, a modelowanie odbyło się na wysokiej, miesięcznej częstotliwości. Wnioski dotyczące dystrybucji dochodu zostały oparte na reakcji rynku akcji. Badacze przyjęli założenie, że wzrost ich cen faworyzuje najzamożniejsze gospodarstwa domowe.

Wyniki badania ujawniły znaczne różnice regionalne. W Stanach Zjednoczonych

²⁷⁵ J. F. Albert, N. Gómez-Fernández, C. Ochando, *Effects of Unconventional Monetary Policy on Income and Wealth Distribution: Evidence from United States and Eurozone*, *Panoeconomicus* 66(5)/2019, s. 535–558.

zaobserwowano pozytywną i statystycznie istotną reakcję indeksów S&P500 oraz Dow Jones 30 na wzrost bazy monetarnej. W Europie natomiast zarówno w przypadku indeksu dla całej strefy euro (Euro Stoxx 50), jak i poszczególnych krajów nie stwierdzono statystycznie istotnego wpływu szoku bazy monetarnej na ceny akcji. Ta rozbieżność, zdaniem autorów badania, wynika z mniejszego znaczenia kanału portfelowego w transmisji polityki pieniężnej w Europie. Jest to efekt dominującej roli sektora bankowego w finansowaniu gospodarki, podczas gdy w USA relatywnie większą rolę odgrywa bardziej rozwinięty rynek kapitałowy.

Badanie to wskazuje na potencjalne różnice w mechanizmach działania UMP w strefie euro w porównaniu do innych światowych gospodarek. Należy jednak podkreślić istotne ograniczenia analizy związane z brakiem bezpośredniego uwzględnienia nierówności i koncentracją wyłącznie na kanale portfelowym.

2.4.3 Badania symulacyjne i pozostałe

Chociaż modele VAR są dominującą metodologią w badaniach nad wpływem niekonwencjonalnej polityki monetarnej, równolegle rozwija się nurt analiz dekompozycyjno-symulacyjnych opartych na mikrodanych. W tym podejściu parametry zaczerpnięte z literatury makro są mapowane na rozkład dochodów i majątku. Jednym z pierwszych i znaczących badań wykorzystujących alternatywną metodologię był artykuł Montecino i Epsteina (2015)²⁷⁶. Autorzy w swoich badaniach oparli się na analizie danych przekrojowych z *Survey of Consumer Finances* (SCF). Dokonali oni porównania rozkładu dochodów amerykańskich gospodarstw domowych w okresie „przed” program QE Rezerwy Federalnej (edycja SCF 2010, obejmująca lata 2008-2010) z okresem „po” (SCF 2013, lata 2011-2013).

Zastosowanie metody Oaxaca-Blindera pozwoliło na dekompozycję zaobserwowanych zmian w miarach dystrybucyjnych specjalnie zdefiniowanego „dochodu netto” (uwzględniającego obsługę zadłużenia). Analiza objęła kanały: zatrudnienia, dochodów z aktywów i refinansowania kredytów hipotecznych. Wyniki dekompozycji

²⁷⁶ J. A. Montecino, G. Epstein, *Did Quantitative Easing Increase Income Inequality?*, Institute for New Economic Thinking Working Papers Series 28/2015.

ujawniły, że kanał zatrudnienia okazał się słabszy od kanału kapitałowego (akcje), co w ujęciu netto zwiększało nierówności. Refinansowanie kredytów miało niewielki i niejednoznaczny wpływ.

W celu ustalenia przyczynowości przeprowadzono analizę kontrfaktyczną, wykorzystując wyniki dekompozycji i szacunki wpływu QE zaczerpnięte z literatury (m.in. Engen i in., 2015)²⁷⁷. W oparciu o stworzone scenariusze symulacyjne dystrybucji dochodów bez luzowania ilościowego autorzy doszli do wniosku, iż niekonwencjonalna polityka monetarna przyczyniła się umiarkowanego wzrostu nierówności w USA, pomimo pozytywnego wpływu na zatrudnienie.

Ograniczeniem badania wskazywanym przez samych autorów jest brak nakładający się okres QE na trzyletni cykl SCF, co uniemożliwiło precyzyjne rozdzielenie okresów „przed” i „po”, niemniej jednak badanie jako pierwsze dostarczyło wniosków na temat dystrybucyjnych efektów niestandardowej polityki monetarnej w oparciu o mikrodane.

Pomimo, że także analizował konsekwencję polityki Fed w odpowiedzi na globalny kryzys finansowy, do odmiennych wniosków doszedł w tym samym roku Josh Bivens (2015)²⁷⁸. Przyjął on jednak odmienną metodologię. Zamiast oryginalnej analizy mikrodanych Bivens syntetyzuje istniejące dowody empiryczne o skutkach QE/ZLB i uzupełnia je własnymi estymacjami płacowymi na danych CPS oraz CBO²⁷⁹. Kluczowym elementem jego argumentacji jest konieczność zdefiniowania odpowiedniego scenariusza kontrfaktycznego - braku jakiegokolwiek interwencji stymulacyjnej ze strony Fed.

Analizując poszczególne kanały, Bivens dochodzi do przeciwnych wniosków niż Montecino i Epstein. Przyznaje, że QE podnosi ceny aktywów, ale w sposób umiarkowany, a efekty cenowe są prawdopodobnie przejściowe i odwracalne. Argumentuje jednak, że efekt netto kanału portfelowego na nierówności jest niejednoznaczny lub niewielki. Jak ujął to w

²⁷⁷ E. M. Engen, T. Laubach, D. L. Reifschneider, *The Macroeconomic Effects of the Federal Reserve's Unconventional Monetary Policies*, Finance and Economics Discussion Series 2015-005, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2015, s. 1–54.

²⁷⁸ J. Bivens, *Gauging the Impact of the Fed on Inequality During the Great Recession*, Hutchins Center Working Paper 12/2015.

²⁷⁹ *Current Population Survey* — comiesięczne, reprezentatywne badanie gospodarstw domowych prowadzone przez *US Census Bureau*. Zawiera m.in. status na rynku pracy, wynagrodzenia i godziny pracy. *CBO - Congressional Budget Office* — bezpartyjne biuro budżetowe Kongresu USA, które publikuje szeregi o dystrybucji dochodów.

zeznanii przed Kongresem: „*Trudno dostrzec jakąkolwiek istotną rolę luzowania ilościowego (QE) w zwiększaniu nierówności dochodowych.*”²⁸⁰ Wynika to z faktu, iż wzrost cen nieruchomości (będących kluczowym aktywem klasy średniej) działał w kierunku zmniejszenia nierówności, równoważąc efekt umiarkowanego wzrostu cen akcji (skoncentrowanych wśród najbogatszych).

Bivens podkreśla kluczową rolę kanału heterogeniczności zarobków. Opierając się na szerokiej literaturze empirycznej (m.in. wspomniany wcześniej Engen i in. (2015)), oraz własnych regresjach płacowych, dowodzi, że obniżenie bezrobocia (które, jak szacuje za było istotnym efektem działań Fed) miało silny, progresywny efekt dystrybucyjny. Nieproporcjonalnie bardziej wzrosły w wyniku działań Fed płace i dochody pracowników o niskich i średnich kwalifikacjach²⁸¹. W jego ocenie, ten pozytywny, zmniejszający nierówności efekt kanału zatrudnienia zdecydowanie zdominował wszelkie potencjalne negatywne skutki związane ze wzrostem cen aktywów.

Badanie to, choć opiera się głównie na syntezie, stanowi ważny głos w debacie, także politycznej, kwestionując tezę o jednoznacznie negatywnym wpływie QE na rozkład dochodów poprzez kanał portfelowy. Różnica we wnioskach między Bivensem a Montecino i Epsteinem wynika przede wszystkim z odmiennego ważenia siły i trwałości wzrostu cen aktywów versus kanału zatrudnienia.

Najbardziej kompleksowej analizy problemu jak dotąd dostarczyły dwa powiązane ze sobą badania Europejskiego Banku Centralnego z 2018 r. Pierwsze z nich, autorstwa M. Lenzy i J. Slacaleka poświęcone było 4 największym gospodarkom strefy euro (Niemcy, Francja, Włochy, Hiszpania)²⁸². W pierwszym kroku autorzy oszacowali zagregowane efekty QE przy użyciu bayesowskiego modelu wektorowej autoregresji (BVAR). Obejmował on aż 25 zmiennych kwartalnych (1999Q1-2016Q4) dla wspomnianych krajów, jak również całej

²⁸⁰ J. Bivens, Testimony before the House of Representatives Subcommittee on Monetary Policy and Trade, Washington, D.C., 16.03.2017, <https://financialservices.house.gov/UploadedFiles/HHRG-115-BA19-WState-JBivens-20170316.pdf> (dostęp: 01.04.2026).

²⁸¹ „Każde dodatkowe tworzenie miejsc pracy będące rezultatem QE przynosi znacznie większe korzyści osobom o niskich i średnich dochodach.” Ibidem.

²⁸² M. Lenza, J. Slacalek, *How does monetary policy affect income and wealth inequality? Evidence from quantitative easing in the euro area*, European Central Bank Working Paper Series 2190/2018.

strefy euro i USA. Model uwzględniał kluczowe zmienne makroekonomiczne i finansowe, w tym m.in. realny PKB, deflator PKB, bezrobocie, płace, ceny nieruchomości, ceny akcji oraz krótko i długoterminowe stopy procentowe.

Identyfikacji szoku monetarnego dokonano poprzez kombinację restrykcji zerowych i znakowych, przyjmując założenie, że niespodziewany impuls QE obniża spread terminowy i jednocześnie stymuluje PKB w pierwszym kwartale po wystąpieniu szoku. Następnie uzyskane zagregowane efekty IRF dla płac i bezrobocia wykorzystano do symulacji na mikrodanych o dochodach gospodarstw domowych z drugiej fali badania HFCS. Symulacja dotycząca nierówności dochodowych (badanie analizowało także wpływ na nierówności majątkowe) koncentrowała się na kanale kompozycji dochodów (przypisując dochody z pracy osób zatrudnionych na podstawie IRF płac) oraz kanale heterogeniczności zarobków (dystrybucja zagregowanego spadku bezrobocia na podstawie cech demograficznych).

Główne wyniki badania wskazują, że program skupu aktywów EBC (APP) przyczynił się do zmniejszenia nierówności w analizowanych krajach strefy euro. Współczynnik Giniego dla dochodu brutto gospodarstw domowych spadł o około 0,2 punktu procentowego (z 43,1 do 42,9) w ciągu roku po szoku monetarnym. Kanał heterogeniczności zarobków okazał się kluczowy – doprowadził do spadku bezrobocia i wzrostu dochodów najbiedniejszego kwintyla średnio o 3%. Ustalenia Lenza i Slacaleka są zasadniczo zgodne z wnioskami płynącymi z wcześniejszego, poświęconego wyłącznie Włochom, badania M. Casiraghi et al. (2016)²⁸³. Zespół Banku Włoch, stosując zbliżone podejście metodologiczne łączenia symulacji makroekonomicznych (model BIQM²⁸⁴) z analizą mikrodanych (SHIW i EU-SILC), również doszedł do wniosku, że działania EBC z lat 2011-2013 nie tylko nie zwiększyły nierówności dochodowych, a nawet je zmniejszyły w odniesieniu do dochodów z pracy. Oba badania wniosły istotny wkład w rozwój metodologii.

Część empiryczna badania Lenzy i Slacaleka stanowiła podstawę dla ważnego

²⁸³ M. Casiraghi, E. Gaiotti, L. Rodano, A. Secchi, *A “reverse Robin Hood”? The distributional implications of non-standard monetary policy for Italian households*, *Journal of International Money and Finance* 85/2018, s. 215–235.

²⁸⁴ Kwartalny Model Banku Włoch (BIQM) - wielkoskalowy (ok. 750 zmiennych endogenicznych), semi-strukturalny model makroekonometryczny gospodarki włoskiej. Szerzej: G. Bulligan et al., *The Bank of Italy econometric model: an update of the main equations and model elasticities*, Temi di Discussione (Working Papers) No. 1130, Banca d'Italia, Economic Research and International Relations Area, 2017.

artykułu M. Ampudii et al. z tego samego roku o charakterze przeglądowo-analitycznym, w którym zespół badaczy EBC przeanalizował heterogeniczność efektów polityki pieniężnej oraz istotność poszczególnych kanałów transmisji²⁸⁵. Kluczowym ustaleniem płynącym z pracy Ampudii i in. jest ilościowa dominacja pośredniego kanału dochodowego (wpływ na dochody z pracy i zatrudnienie) nad kanałami bezpośrednimi (ekspozycja na stopę procentową, substytucja międzyokresowa) w kształtowaniu reakcji na szok monetarny.

Powyższy przegląd pozwala na syntezę wniosków. Można zauważyć, iż w przypadku Stanów Zjednoczonych i Japonii bilans dystrybucyjny ekspansywnej polityki często przechyla się w stronę wzrostu nierówności. Odpowiada za to przede wszystkim dominacja kanałów rynków kapitałowych. Wniosek ten należy jednak interpretować ostrożnie, ponieważ istotna część rozbieżności wynika z rodzaju wykorzystanych danych i metod identyfikacji. Badania oparte na danych ankietowych częściej wskazują na efekt wyrównujący, natomiast analizy wykorzystujące dane podatkowe lub rachunki narodowe częściej sugerują kierunek przeciwny. W przypadku strefy euro mamy jednak do czynienia z odmienną hierarchią kanałów transmisji, co sprawia, że efekt netto jest wyrównujący w większej liczbie badań. Co należy jednak podkreślić skala tego wpływu, choć statystycznie istotna, w przytoczonych badaniach była ekonomicznie umiarkowana. Nierówności dochodowe były kształtowane przede wszystkim przez długoterminowe trendy sekularne, właśnie przez fakt działających sił o przeciwnych kierunkach.

Taki obraz zależności stanowi fundamentalne uzasadnienie dla przyjętej w dalszej części pracy strategii badawczej, opartej na separacji kanałów i analizie heterogenicznej. Dla uporządkowania kluczowych rezultatów, w Tabeli 2.3 dokonano zestawienia wybranych prac reprezentujących poszczególne metodologie. Pokazuje ono, iż rozbieżności w wynikach wynikają nie tylko ze specyfiki obszarów gospodarczych, ale także z różnic w wykorzystanych danych oraz strategiach identyfikacyjnych, co czyni tę tabelę punktem wyjścia badania empirycznego w rozdziale 3.

²⁸⁵ M. Ampudia, D. Georgarakos, J. Slacalek, O. Tristani, P. Vermeulen, G. L. Violante, *Monetary Policy and Household Inequality*, ECB Working Paper Series 2170/2018.

Tabela 2.3 Przegląd wyników wybranej literatury empirycznej

Kategoria	Autorzy (rok)	Obszar Okres	Miara/instrument	Metoda	Miara nierówności	Wnioski dla nierówności	Dominujący kanał
CMP (Konwencjonalna)	Coibion et al. (2017)	USA 1980–2008	federal funds rate	Local Projections (RR shocks)	Gini dochód zarobki konsumpcja	↑ nierówności dochodowe po szoku zacieśniającym	kompozycja dochodu, heterogeniczność zarobków oraz redystrybucja oszczędności
CMP	Dolado, Motyovszki, Pappa (2021)	USA 1979–2016	stopa procentowa	DSGE	rozkład dochodu (model)	↑ nierówności	heterogeniczność zarobków, rynek pracy
CMP —	O’Farrell, Rawdanowicz, Inaba (2016)	8 krajów (mikrodane) 2007 & 2012	zmiany stóp, zwroty z aktywów, koszty długu	mikrosymulacje / scenariusze	różne miary dochód majątek	wyniki zależne od struktury bilansów (często efekt niewielki i niejednoznaczny)	kanał majątkowy, koszty obsługi długu, dochody odsetkowe
CMP	Furceri et al. (2016)	32 kraje 1990–2013	stopa krótkoterminowa	panel LP	Gini dochód netto	↑ nierówności po szoku zacieśniającym	rynek pracy (dochody z pracy), faza cyklu,
CMP	Mumtaz, Theophilopoulou (2017)	UK 1969–2012	3M T-bill + szok QE (spread)	BVAR + kontrfaktyczne QE	Gini dochód zarobki konsumpcja	↑ nierówności CMP i/lub QE; zależnie od miary i horyzontu	kompozycja dochodu, heterogeniczność zarobków
UMP/QE (Niekonwencjonalna)	Saiki, Frost (2014)	Japonia 2002–2013	baza monetarna	VAR (Cholesky)	Gini dochód	↑ nierówności po impulsie QE	kompozycja dochodu, kanał portfelowy
UMP/QE	Guerello (2018)	Strefa euro 1999–2015	EONIA + bilans EBC (UMP)	PVAR	indeks Theila	efekt mieszany	rynek pracy, redystrybucja oszczędności, ceny aktywów
UMP/QE	Hohberger, Priftis, Vogel (2020)	Strefa euro 1999–2017	stopa procentowa + QE	TANK	nierówności dochodu i	↓ nierówności dochodu w średnim okresie;	kanał dochodów z pracy, portfelowy,

					majątku (model)		redystrybucja oszczędności
UMP/QE	Lenza, Slacalek (2018)	Strefa euro 1999–2016	QE (APP)	BVAR (makro) + mikrosymulacje (HFCS)	Gini (dochód brutto) + miary majątku	↓ nierówności dochodu	heterogeniczność zarobków, kompozycja dochodu

Źródło: Opracowanie własne

2.5. Synteza wniosków i identyfikacja luki badawczej

Wnioski płynące z przeglądu dotychczasowej literatury potwierdzają, że polityka pieniężna może oddziaływać na nierówności dochodowe, jednak skala, horyzont i kierunek pozostają niejednoznaczne. Przytoczone w poprzednim podrozdziale dowody empiryczne były wrażliwe na zastosowaną miarę nierówności (dochód rynkowy vs. rozporządzalny, badania ankietowe vs. rejestry podatkowe), kanały transmisji oraz metodę identyfikacji szoków polityki pieniężnej²⁸⁶.

Jednocześnie współczesna teoria transmisji polityki (modele HANK) wskazuje, że dystrybucja nie jest wyłącznie efektem ubocznym stabilizacji makroekonomicznej (rynek pracy, inflacja), ale zmiany w polityce monetarnej same w sobie współtworzą mechanizm transmisji poprzez np. ekspozycję na stopę procentową²⁸⁷. Oznacza to, że nawet przy bardzo zbliżonych, reakcjach agregatów makroekonomicznych efekt na miary nierówności może być różny (w skrajnych przypadkach nawet przeciwny) w zależności od struktury portfeli i dochodów gospodarstw domowych, polityki fiskalnej czy instytucji rynku pracy w poszczególnych krajach.

Szczegółowa analiza literatury przedmiotu pozwoliła zidentyfikować luki badawcze w oparciu, o które przygotowana została metodologia empiryczna pozwalająca odpowiedzieć na pytania badawcze.

Pierwsza luka związana jest z problemem niedopasowania częstotliwości danych dotyczących nierówności do wymogów badań poświęconych polityce pieniężnej. Jest ona najczęściej analizowana w oparciu o zmienne finansowe i makroekonomiczne w ujęciu miesięcznym lub kwartalnym, podczas gdy nierówności dochodowe udostępniane są w wersji rocznej. W odpowiedzi na ten problem część badaczy przechodzi na częstotliwość roczną bądź stosując modele *mixed-frequency*, tracąc informacje o dynamice transmisji w krótszych horyzontach. Jest to problematyczne przede wszystkim w badaniach dotyczących luzowania ilościowego, które w strefie euro występuje od niedawna co prowadzi do problemu zbyt małej liczby obserwacji.

Częściej jednak tworzone są alternatywne miary nierówności o wysokiej częstotliwości lub przybliżenia (interpolacje). Wiele badań, przede wszystkim panelowych, stosuje najbardziej dostępne miary nierówności oparte o dochód rozporządzalny, bądź też miary zbudowane na konsumpcji lub nawet nastrojach konsumentów. Mają one to do siebie, że zawierają w sobie działanie automatycznych

²⁸⁶ A. Colciago, A. Samarina, J. de Haan, *Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey*, Journal of Economic Surveys 33(4)/2019, s. 1199–1231

²⁸⁷ A. Auclert, *op. cit.*, s. 2333–2367, a także: G. Kaplan, B. Moll, G. L. Violante, *op. cit.*, s. 697–743

stabilizatorów (system podatkowo-transferowy), trudno zatem uzyskać czysty efekt szoku monetarnego. Z tego też względu badania panelowe chociażby w strefie euro, będą zniekształcone przez różnicę np. w zakresie zasad przyznawania zasiłków dla bezrobotnych wypłaszczających dochód do dyspozycji i konsumpcję.

Kolejna luka dotyczy identyfikacji szoków w warunkach strefy euro oraz problemu informacyjnego. W ostatnich 15 latach instrumentarium polityki monetarnej stało się znacznie bardziej skomplikowane. Decyzje EBC jednocześnie obejmują stopy procentowe, *forward guidance*, skup aktywów i operacje płynnościowe. W literaturze rozwinęło się podejście identyfikacji oparte o tzw. niespodzianki rynkowe o wysokiej częstotliwości (instrumenty oparte o bazy zdarzeń takie jak np. *Euro Area Monetary Policy event study Database* (EA-MPD))²⁸⁸. Jednak nawet one nie eliminują problemu „szoku informacyjnego”, tzn. mieszania się komponentu czystej zmiany polityki pieniężnej z komponentem informacyjnym czy też sygnałnym dotyczącym oceny stanu gospodarki przez władze monetarne. Brak rozdzielenia tych czynników może prowadzić do obciążonych wniosków, jeśli celem jest poznanie skutków wyłącznie zmiany polityki²⁸⁹.

Kolejną zidentyfikowaną luką dotyczy ograniczonej możliwości analizy heterogeniczności poszczególnych krajów strefy Euro. Istniejące prace opierają się często na modelach wektorowej autoregresji na danych panelowych (Panel VAR). Stosowana jest także analiza w podziale na grupy krajów, np. „rdzenia” i „peryferiów” lub na te o niskich i wysokich nierównościach. Taka metodologia wymusza jednak estymację uśrednionej reakcji dla całej grupy, co nie pozwala uchwycić specyficznych mechanizmów transmisji w poszczególnych krajach. Brakuje więc mostu między wspólnym szokiem polityki a zróżnicowaną reakcją na nierówności w poszczególnych krajach. Podejście agregujące wymuszone było ograniczeniami dotyczącymi dostępności danych, szczególnie w przypadku analiz niekonwencjonalnej polityki monetarnej. Jako ograniczenia w swoich pracach zwracali na to uwagę m.in. Creel i El Herradi (2020) oraz Guerello (2018). Krótki horyzont czasowy implementacji luzowania ilościowego sprawiał, że estymacja wpływu na poziomie krajowym obarczona była ryzykiem błędu ze względu na niewystarczającą liczbę stopni swobody. Problem ten pogłębiała wspomniana wcześniej niska częstotliwość danych dotyczących nierówności. Podejście PVAR pozwalało badaczom na zwiększenie liczebności próby kosztem utraty informacji o specyfice

²⁸⁸ C. Altavilla, L. Brugnolini, R. S. Gürkaynak, R. Motto, G. Ragusa, *Measuring euro area monetary policy*, *Journal of Monetary Economics* 108/2019, s. 162–179.

²⁸⁹ M. Jarociński, P. Karadi, *Deconstructing Monetary Policy Surprises—The Role of Information Shocks*, *American Economic Journal: Macroeconomics* 12(2)/2020, s. 1–43.

krajowej.

Rozdział 3. Konstrukcja danych empirycznych i Strategia badawcza

Luki badawcze omówione w rozdziale 2 wyznaczają logikę dalszej części rozprawy. Podstawowym problemem metodologicznym jest niedopasowanie częstotliwości danych: nierówności dochodowe obserwowane są w ujęciu rocznym, podczas gdy polityka pieniężna i większość zmiennych makroekonomicznych oddziałują w rytmie kwartalnym. Z tego względu w pierwszej kolejności konieczne okazało się skonstruowanie kwartalnych szeregów nierówności dla wybranych gospodarek strefy euro. W tym celu zastosowano procedurę dezagregacji czasowej (*temporal disaggregation*), opartą na zmiennych pomocniczych dobranych indywidualnie dla każdego kraju.

W kolejnym kroku zaproponowano schemat identyfikacji szoków polityki monetarnej EBC. W tym celu wykorzystano strukturalny model autoregresji wektorowej z restrykcjami znakovymi (*sign-restricted SVAR*). W badaniu rozróżniono przy tym dwa odrębne wymiary polityki monetarnej. W pełnej próbie identyfikowany jest szok „SSR” jako restrykcyjny impuls stopy cienia (*shadow rate*). W krótszej próbie identyfikowany jest osobny szok „QE” opisujący luzowanie ilościowe. Celem przyjętej strategii jest identyfikacja wspólnego impulsu polityki pieniężnej wszystkich analizowanych krajów. Należy podkreślić, że porównania między szokami mają charakter przede wszystkim jakościowy ze względu na różnice w próbie i specyfikacjach.

Ostatni etap analizy dotyczy pytania, czy reakcje nierówności na wspólny impuls monetarny są jednakowe we wszystkich badanych krajach. Aby uchwycić tę heterogeniczność, wykorzystano metodę estymowanych osobno dla każdego kraju lokalnych projekcji, a następnie zagregowane je metodą *Mean Group*. Tak skonstruowany projekt badawczy pozwala postawić i empirycznie przetestować pytania badawcze:

1. czy i w jakim horyzoncie czasowym zacieśnienie nastawienia (*stance*) polityki monetarnej EBC wpływa na nierówności dochodowe?
2. czy i w jakim horyzoncie czasowym luzowanie ilościowe EBC wpływa na nierówności dochodowe?
3. jak odpowiedzi rynkowych nierówności dochodowych różnią się między krajami i w jakim stopniu można to zróżnicowanie uporządkować w odniesieniu do struktury dochodów, rynku pracy i bilansów gospodarstw domowych?

3.1 Projekt badania i specyfikacja próby badawczej

3.1.1 Dobór krajów i ramy czasowe analizy

Wybór gospodarek strefy euro jako przedmiotu badania podyktowany jest wyjątkowymi uwarunkowaniami instytucjonalnymi tego obszaru. Wspólna polityka monetarna oddziałuje tu na państwa o odmiennych fundamentach makroekonomicznych, profilach gospodarstw domowych oraz różnych modelach instytucji rynku pracy. Z tego względu strefa euro pozwala na zbadanie, w jaki sposób jednolity szok monetarny (w myśl zasady *one size fits all*) generuje heterogeniczne efekty dystrybucyjne w poszczególnych krajach członkowskich.

W badaniu wykorzystano panel danych o częstotliwości kwartalnej dla 8 wybranych gospodarek: Austrii, Belgii, Finlandii, Francji, Hiszpanii, Niderlandów, Niemiec oraz Włoch. Panel zawiera stałą liczbę obserwacji dla każdego kraju w próbie bazowej. Niech $i = 1, \dots, N$ indeksuje kraj ($N = 8$), a $t = 1, \dots, T$ kwartalny czas obserwacji.

Dodatkowo uwzględniono agregat danych dla całej strefy euro, wykorzystywany do identyfikacji szoków polityki pieniężnej w procedurze modelu VAR. Zmienna nierówności $Gini_{i,t}$ nie jest definiowana dla wiersza EURO, ponieważ analiza nierówności jest prowadzona wyłącznie na danych krajowych w części lokalnych projekcji.

Warunkiem włączenia danego kraju do analizy była jego nieprzerwana przynależność do unii walutowej w całym badanym okresie, co w konsekwencji wykluczyło gospodarki, które przyjęły wspólną walutę na późniejszym etapie integracji. Równolegle, kluczowym czynnikiem okazał się wymóg dostępności ciągłych i wiarygodnych szeregów czasowych z zakresu nierówności dochodowych, opracowywanych w oparciu o spójną metodologię. W procesie doboru próby zdecydowano się na kompromis ze względu na istniejący *trade-off* między liczebnością przekrojową panelu a długością szeregów czasowych. W rezultacie wybrano do analizy grupę państwa, która odpowiada za ok. 90% PKB strefy euro.

Podstawowy horyzont czasowy badania obejmuje okres od I kwartału 2004 r. do IV kwartału 2023 r., co daje łącznie $T = 80$ obserwacji dla każdego kraju. Choć przyjęcie roku 2004 jako początku próby stanowi pewne ograniczenie, pomija bowiem pierwsze lata funkcjonowania wspólnej waluty (od 1999 r.), pozwala jednak na zachowanie spójności danych dotyczących nierówności, przy jednoczesnym objęciu analizą kluczowych epizodów. Badany okres zawiera m.in.: czas konwencyjnej polityki w stabilnym otoczeniu makroekonomicznym (*Great Moderation*),

Globalny Kryzys Finansowy, implementację niekonwencjonalnych narzędzi polityki pieniężnej (w tym programów skupu aktywów), kryzys zadłużeniowy w strefie euro, okres zacieśniania ilościowego (*quantitative tightening*), szok pandemiczny oraz niedawną walkę z podwyższoną inflacją.

3.1.2 Definicja prób badawczych

W konstrukcji modelowej z danych wyprowadzone są dwie próbki co można formalnie zdefiniować:

- Próba A (pełna, „SSR”): $t \in [2004Q1, 2023Q4]$

Dostępna jest miara stopy cienia SSR_t interpretowana jako uogólniona miara nastawienia (*stance*) polityki pieniężnej w całej próbie. Próba służy do identyfikacji szoku SSR, rozumianego jako zacieśnienie nastawienia (*stance*) polityki monetarnej mierzone wzrostem SSR_t .

- Próba B („QE”): $t \in [2009Q4, 2023Q4]$.

Łącznie daje to 57 kwartałów. Próba służy do identyfikacji szoku niekonwencjonalnego (QE). Ostatni kwartał 2009 r. wyznacza początek okresu dostępności spójnej bilansowej miary zakupów aktywów.

W konstrukcji danych należy rozróżnić zmienne krajowe od wspólnymi dla całej analizowanej grupy. Miary polityki pieniężnej SSR_t oraz QE_t traktowane są jako wspólne dla wszystkich krajów (brak indeksu i), natomiast zmienne makroekonomiczne i finansowe są indywidualne dla każdego z państw. To założenie stanowi punkt wyjścia do identyfikacji wspólnego szoku monetarnego oraz badania heterogeniczności krajów.

Należy zwrócić uwagę na rozróżnienie zakresu próby danych (*raw sample*) od efektywnej próby estymacyjnej. W praktyce zależy ona zastosowanych opóźnień (p), konstrukcji zmiennej zależnej oraz maksymalnego horyzontu odpowiedzi (h). W modelu VAR o rzędzie p (dla agregatu EURO) pierwszych p obserwacji nie może zostać wykorzystanych, ponieważ wymagane są opóźnienia. W metodzie projekcji lokalnych efektywna próba zależy od horyzontu h , ponieważ zmienna zależna jest zdefiniowana w horyzoncie h jako wartość „w przyszłości”:

$$y_{i,t}^h = y_{i,t+h}, \quad h = 0, 1, \dots, H. \quad (3.1)$$

Oznacza to, że wykorzystanie obserwacji z okresu t , wymaga posiadania danych także dla $t + h$. Dla ostatnich kwartałów w próbie taka wartość nie istnieje (ponieważ $t + h$ wychodzi poza koniec próby). W konsekwencji wraz ze wzrostem h wypadają końcowe obserwacje. Efektywna liczba obserwacji zależy również od liczby opóźnień L . Dodanie lagów ogranicza wykorzystanie obserwacji na początku próby. W rezultacie estymacja opiera się na skróconej liczbie obserwacji.

3.2 Metodologia konstrukcji kwartalnych szeregów nierówności

3.2.1 Problem niedopasowania częstotliwości danych w analizie dystrybucyjnej

Jednym z poważnych ograniczeń w empirycznych badaniach nad dystrybucyjnymi skutkami polityki monetarnej jest problem niedopasowania częstotliwości obserwacji (*mixed-frequency problem*). Zmienne finansowe i makroekonomiczne dostępne są w ujęciu kwartalnym, a nawet miesięcznym. Natomiast miary nierówności dochodowych, w tym najbardziej upowszechniony i wykorzystany w niniejszym badaniu współczynnik Giniego²⁹⁰ publikowane są wyłącznie w częstotliwości rocznej.

Dla analiz dynamicznych opartych na standardowych implementacjach VAR lub LP wymagane jest, aby wszystkie zmienne były obserwowane w tej samej częstotliwości²⁹¹. Jest to warunek, aby funkcje reakcji na impuls (IRF) mogły być poprawnie interpretowane w kategoriach horyzontu czasowego i opóźnień. Bezpośrednie wykorzystanie danych rocznych w modelach dynamicznych w niniejszym badaniu byłoby jednak problematyczne. Wynika to przede wszystkim z tego, że transmisja polityki monetarnej na rynki finansowe i sferę realną gospodarki zachodzi w horyzoncie kwartalnym²⁹². Agregacja roczna ukryłaby krótkookresową dynamikę reakcji na impuls monetarny. Co więcej, estymacja na danych rocznych przy tak krótkiej próbie drastycznie ograniczyłaby liczbę stopni swobody. W praktyce wymuszałoby to bardzo mały model (niewiele zmiennych i opóźnień). Mogłoby to prowadzić do błędnej identyfikacji przez pominięte zmienne, niestabilności oszacowań i bardzo szerokich przedziałów niepewności.

W celu rozwiązania tego problemu zastosowano procedurę dezagregacji czasowej (*temporal disaggregation*). Ma ona na celu rekonstrukcję nieobserwowalnego przebiegu kwartalnego zmiennej nierówności dochodowych na podstawie obserwowalnych wskaźników wysokiej częstotliwości (*proxy*) przy zachowaniu zgodności z danymi rocznymi. Podejście to wykorzystuje współzmiennność między nierównościami a zmiennymi rynku pracy, dochodu funkcjonalnego i zrachowaniami gospodarstw domowych. Roczna seria nierówności dochodowych traktowana jest w badaniu jako

²⁹⁰ Współczynnik Giniego (*Gini coefficient*) to syntetyczna miara nierówności rozkładu dochodu (lub majątku), oparta na krzywej Lorenza. Krzywa Lorenza pokazuje skumulowany udział dochodu przypadający na skumulowany odsetek populacji, uporządkowanej od najuboższych do najbogatszych; linia przekątna oznacza pełną równość (każdy ma taki sam dochód). Współczynnik Giniego jest zdefiniowany jako pole między krzywą Lorenza a linią równości w relacji do całego pola pod linią równości. Wartość współczynnika mieści się zwykle w przedziale 0–1 gdzie 0 oznacza idealną równość, a 1 pełną koncentrację. Zob. szerzej: A. B. Atkinson, *On the Measurement of Inequality*, Journal of Economic Theory 2/1970, s. 244–263

²⁹¹ C. Sax, P. Steiner, *Temporal Disaggregation of Time Series*, The R Journal vol. 5/2013, s. 80.

²⁹² T. Havranek, M. Rusnak, *Transmission Lags of Monetary Policy: A Meta-Analysis*, International Journal of Central Banking 9(4)/2013, s. 39–76.

agregat – średnia czterech nieobserwowalnych wartości kwartalnych.

Podejście to jest ugruntowane w literaturze przedmiotu. Metody dezagregacji czasowej, takie jak Chow–Lin²⁹³, Denton²⁹⁴, Fernández²⁹⁵ czy Litterman²⁹⁶, są powszechnie stosowane m.in. do konstrukcji szeregów PKB o wyższej częstotliwości. Metodyka ta jest zgodna z wytycznymi Eurostatu oraz praktyką instytucji międzynarodowych²⁹⁷. Na przykład Rezerwa Federalna przy konstrukcji *Distributional Financial Accounts* wykorzystwała wariant metody Chow-Lin (CL) do interpolacji kwartalnej rozkładu majątku na podstawie ankiet trzyletnich²⁹⁸, natomiast Bank Włoch zastosował podejście Chow-Lina do kwartalnej dezagregacji odsetka gospodarstw o niskiej płynności finansowej²⁹⁹.

W kontekście badań dotyczących nierówności L. Corrado i D. Fantozzi zastosowali metodę Chow-Lina do kwartalnej interpolacji szeregu Giniego dla Włoch w latach 1999-2017, wykorzystując kwortalne dane o PKB oraz inflacji jako zmienne pomocnicze³⁰⁰. Pozwoliło to na analizę dystrybucyjnych skutków polityki pieniężnej w horyzoncie kwartalnym przy zachowaniu zgodności z oficjalnymi rocznymi wskaźnikami z badania EU-SILC. Podobnie Tavares Garcia i Cross dla krajów G7 zastosowali dezagregację Chow-Lina do rocznych indeksów Giniego z bazy SWIID, uzyskując kwortalne szeregi wykorzystane następnie w analizie SVAR³⁰¹.

3.2.2 Procedura dezagregacji czasowej

Punktem wyjścia analizy jest roczny współczynnik Giniego pochodzący z bazy Eurostat, który stanowi spójną miarę nierówności dochodowych dla pełnej próby państw³⁰². Jako zmienną wejściową

²⁹³ G. C. Chow, A. Lin, *Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series*, The Review of Economics and Statistics 53(4)/1971, s. 372–375.

²⁹⁴ F. T. Denton, *Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization*, Journal of the American Statistical Association 66(333)/1971, s. 99–102

²⁹⁵ R. B. Fernández, *A Methodological Note on the Estimation of Time Series*, The Review of Economics and Statistics 63(3)/1981, s. 471–476.

²⁹⁶ R. B. Litterman, *A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series*, Journal of Business & Economic Statistics 1(2)/1983, s. 169–173.

²⁹⁷ D. Buono i in., *ESS guidelines on temporal disaggregation, benchmarking and reconciliation*, Eurostat Methodologies and Working Papers 2018 edition, s. 26.

²⁹⁸ M. M. Batty et al., *Introducing the Distributional Financial Accounts of the United States*, Finance and Economics Discussion Series 2019-017, Board of Governors of the Federal Reserve System, s. 19.

²⁹⁹ D. Loschiavo, M. Graziano, *Liquidity-Poor Households in the Midst of the Covid-19 Pandemic*, Review of Income and Wealth vol. 68(2)/2022, s. 541–562.

³⁰⁰ L. Corrado, D. Fantozzi, *Micro Level Data for Macro Models: The Distributional Effects of Monetary Policy*, IARIW – Bank of Italy Conference Paper 2023.

³⁰¹ F. Tavares Garcia, J. L. Cross, *The impact of monetary policy on income inequality: Does inflation targeting matter?*, Finance Research Letters vol. 61/2024, s. 4.

³⁰² Należy zaznaczyć, że chociaż dane EU-SILC są zharmonizowane co do definicji dochodu i konstrukcji wskaźników,

przyjęto serię Giniego dla dochodu do dyspozycji przed transferami społecznymi, przy czym emerytury nie są zaliczane do transferów (kod Eurostat: *ilc_di12c*)³⁰³. Emerytury nie zostają usunięte z miary z dwóch powodów: po pierwsze, są relatywnie stabilne w horyzoncie kwartalnym. Nie wygładzają więc dynamiki nierówności wynikającej z wahań rynku pracy i cen aktywów. Po drugie, ich usunięcie sztucznie zwiększyłoby liczbę osób z dochodem zerowym, zniekształcając sam współczynnik Giniego. Seria ta uwzględnia wynagrodzenia, dochody ze samozatrudnienia, dochody kapitałowe oraz emerytury, ale usuwa transfery publiczne które stanowią automatyczne stabilizatory reagujące na cykl koniunkturalny (świadczenia dla bezrobotnych, pomoc społeczną, świadczenia mieszkaniowe). Wybór kategorii dochodu przed transferami jest celowy: pozwala on wyizolować bezpośredni wpływ polityki pieniężnej na rynek pracy i ceny aktywów, zanim efekt ten zostanie zniekształcony przez politykę fiskalną.

W procesie dezagregacji wykorzystano *proxy* o wysokiej częstotliwości, pochodzące z kwartalnych rachunków narodowych, rachunków sektora gospodarstw domowych oraz rynku pracy. Należy zwrócić uwagę na fakt, że choć w bazie Eurostat dane dotyczące nierówności rocznych opublikowane są do roku 2024, jednak w rzeczywistości odnoszą się do dochodów w roku poprzedzającego badanie (czyli 12 miesięcy przed przeprowadzeniem wywiadów z gospodarstwami domowymi)³⁰⁴. Dlatego też w niniejszej rozprawie dokonano przesunięcia, tak aby odpowiedzi ankietowane na temat dochodów za rok 2023 odpowiadały zmiennym finansowym i makroekonomicznym w roku 2023. Zanim wskaźniki zostały użyte w modelach mostkowych, sprowadzono je do spójnego panelu kwartalnego obejmującego okres od I kwartału 2004 r. do IV kwartału 2023 r.

Ze względu na fakt, że wiele wskaźników kwartalnych posiada silny komponent sezonowy, którego nie należy łączyć z dynamiką nierówności, dane poddano procedurze wyrównania sezonowego. Wykorzystano w tym celu oprogramowanie JDemetra+ (wersja 2.2.6), będące standardem rekomendowanym przez Europejski Bank Centralny dla Europejskiego Systemu

kraje różnią się w zakresie wykorzystanych źródeł. W analizowanej grupie Niemcy opierają się wyłącznie na danych ankietowych, podczas gdy pozostałe kraje stosują podejście mieszane, łączące wywiady z rejestrami administracyjnymi. Zob. szerzej: *Methodological Guidelines and Description of EU-SILC Target Variables*, Eurostat 2025.

³⁰³ *EU statistics on income and living conditions (EU-SILC) methodology - distribution of income*, Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_%28EU-SILC%29_methodology_-_distribution_of_income (dostęp: 20.03.2026).

³⁰⁴ *Income and living conditions (ilc)*, Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/ilc_sieusilc.htm (dostęp: 20.03.2026).

Statystycznego³⁰⁵. Zastosowano metodę TRAMO/SEATS bez korekty o dni robocze (*seasonally adjusted, not calendar adjusted*). Takie podejście pozwala na skuteczną eliminację wahań sezonowych przy jednoczesnym zachowaniu naturalnej zmienności cyklicznej³⁰⁶.

W procedurze dezagregacji zdecydowano się na modelowanie relacji zmiennych w poziomach (indeksach lub udziałach). Decyzja ta wynika z faktu, że celem dezagregacji jest odtworzenie kwartalnego poziomu Giniego (*benchmarking* wartości rocznych), a nie jego dynamiki. Poszukiwano zatem długookresowej relacji (kointegracji) między poziomem nierówności a poziomem wskaźników makroekonomicznych³⁰⁷. Użycie różnic niesłoby ryzyko wyjaśniania poziomu nierówności średnim tempem wzrostu wskaźników, co mogłoby generować niestabilne ścieżki oraz naruszać tożsamości agregacyjne³⁰⁸.

Proces dezagregacji oparto na ograniczeniu agregacyjnym (*benchmarkingu*) w którym przyjmuje się, że roczny wskaźnik odzwierciedla przeciętny poziom nierówności w danym roku jako średnia z czterech kwartałów:

$$Gini_{i,t} = \frac{1}{4} \sum_{q=1}^4 g_{i,4(t-1)+q} \quad (3.2)$$

$Gini_{i,t}$ oznacza roczną wartość współczynnika Giniego dla kraju i w roku t , natomiast $g_{i,\tau}$ poszukiwaną wartość kwartalną w kwartale τ . Ograniczenie to pełni rolę „kotwicy” w ten sposób, że skonstruowana seria kwartalna musi zostać wyznaczona tak, aby po ponownej agregacji rocznej dokładnie odtwarzała obserwacje EU-SILC.

3.2.3 Dobór zmiennych *proxy* dla poszczególnych modeli gospodarczych w strefie euro

Estymacja przebiegu $g_{i,\tau}$ w obrębie roku wymaga wykorzystania dodatkowych informacji. W tym celu stosuje się modele mostkowe (w literaturze *bridge models* lub *bridge equations*)³⁰⁹, w

³⁰⁵ JDemetra+, National Bank of Belgium, <https://www.nbb.be/en/publications-research/research-and-academic-cooperation/jdemetra> (dostęp: 20.03.2026).

³⁰⁶ Eurostat, *ESS Guidelines on Seasonal Adjustment 2015 Edition*, Publications Office of the European Union, Luksemburg 2015, s.7.

³⁰⁷ M. W. Watson, *Vector Autoregressions and Cointegration*, w: R. F. Engle, D. L. McFadden (red.), *Handbook of Econometrics* t. IV, Elsevier Science B.V., Amsterdam 1994, s. 2870-2876.

³⁰⁸ T. Di Fonzo, *Temporal disaggregation of economic time series: towards a dynamic extension*, European Commission (Eurostat) Working Papers and Studies, Luksemburg 2003, s. 16.

³⁰⁹ D. Cascaldi-Garcia, M. Luciani, M. Modugno, *Lessons from Nowcasting GDP across the World*, International Finance Discussion Papers 1385/2023, s. 6.

których roczny Gini jest objaśniany przez roczne agregaty kwartalnych *proxy*. Niech $z_{i,\tau}$ oznacza kwartalny wektor wskaźników dla kraju i . Wektor roczny definiuje się jako średnią z czterech kwartałów:

$$\bar{z}_{i,t} = \frac{1}{4} \sum_{q=1}^4 z_{i,4(t-1)+q} \quad (3.3)$$

Następnie estymowany jest model roczny:

$$G_{i,t} = \alpha_i + \beta_i' \bar{z}_{i,t} + u_{i,t} \quad (3.4)$$

Model roczny jest estymowany metodą najmniejszych kwadratów (OLS) i pełni funkcję narzędzia konstrukcji wskaźnika do *benchmarkingu*, a nie modelu przyczynowego³¹⁰. Wskaźniki $\bar{z}_{i,t}$ dobierane są indywidualnie dla każdego kraju, co wynika z różnic instytucjonalnych i strukturalnych poszczególnych gospodarek strefy euro. Bazą procedury jest roczna seria nierówności $Gini_{i,t}$, natomiast informację o zmienności wewnątrz roku dostarczają kwortalne wskaźniki pomocnicze $z_{i,\tau}$. Należy podkreślić, że wskaźniki te pełnią wyłącznie rolę informacyjną w procesie rekonstrukcji kwartalnego Giniego. Żadna z wykorzystanych zmiennych nie jest zostaje później użyta do wektora zmiennych w modelu VAR ani w lokalnych projekcjach w dalszej części badania.

Wskaźniki pomocnicze muszą spełniać podstawowe warunki: dostępność kwartalna, interpretowalność ekonomiczna w kontekście dystrybucji dochodu oraz stabilna relacja z rocznym Ginim w próbie³¹¹. Dlatego też wybór *proxy* wykraczać musi poza wyłącznie najlepsze dopasowanie rocznej regresji (*adj. R*²). Istotnym utrudnieniem jest fakt, że skonstruowany kwartalny Gini ma docelowo zostać wykorzystany w modelu dynamicznym obok podstawowych zmiennych makro (PKB, inflacja, rynek pracy). Tworzy to ryzyko „*circularity*” (mechanicznie indukowanej korelacji). Gdyby *proxy* byłyby miarami cyklu quasi-PKB, to kwartalny Gini stałby się mechanicznie funkcją aktywności gospodarczej, a reakcje na szoki w VAR/LP byłyby częściowo wymuszone już na etapie konstrukcji danych³¹². Z tego względu wybrane zostały zmienne kształtujące dystrybucję dochodów, które nie wchodzą do docelowego wektora zmiennych endogenicznych w VAR/LP.

³¹⁰ K. Lee, *Benchmarking and Reconciliation*, [w:] Quarterly National Accounts Manual (2017 Edition), International Monetary Fund, Washington, D.C. 2017, s. 87–88.

³¹¹ D. Buono et al., *ESS guidelines on temporal disaggregation, benchmarking and reconciliation*, Publications Office of the European Union, Luksemburg 2018, s. 20–22

³¹² C. Sax, P. Steiner, *Temporal Disaggregation of Time Series*, The R Journal vol. 5(2)/2013, s. 84.

Dobór wskaźników miał charakter indywidualny dla każdego analizowanego kraju. Roczne nierówności są miarą syntetyczną, która odzwierciedla jednocześnie procesy rynku pracy, podziału dochodu (praca–kapitał) oraz bilanse gospodarstw domowych. Ponieważ waga tych mechanizmów różni się między gospodarkami, identyczny zestaw *proxy* mógłby prowadzić do przypadkowego dopasowania i słabej rekonstrukcji w niektórych z nich. Takie podejście jest spójne z logiką heterogeniczności transmisji w strefie euro. Skoro odpowiedzi na wspólny szok monetarny są zróżnicowane, to różnice w mechanizmach kształtujących nierówności powinny być dopuszczone również na etapie konstrukcji kwartalnej serii Giniego.

Tabela 3.1 przedstawia szczegółowe serie zmiennych, które wykorzystano jako zmienne w modelach mostkowych.

Tabela 3.1 Zmienne mostkowe (*proxy*) wykorzystane w dezagregacji rocznego współczynnika Giniego do częstotliwości kwartalnej.

Zmienna	Seria (Eurostat)	Definicja / miara	Jednostka
<i>Temp employees</i>	lfsq_etpga	Odsetek pracowników zatrudnionych czasowo wśród wszystkich pracowników.	% (udział w ogóle pracowników)
<i>Part time</i>	lfsq_eppga	Odsetek osób pracujących w niepełnym wymiarze czasu wśród ogółu zatrudnionych. Dla Niemiec wykorzystano zmienną <i>Teilzeitquote</i> pochodzącą z <i>Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung</i> ze względu na brakujące dane w bazie Eurostat	% (udział w ogóle zatrudnionych)
<i>HH SavingRate</i>	nasq_10_ki	Wskaźnik oszczędności brutto gospodarstw domowych	% (stopa)
<i>HH InvestmentRate</i>	nasq_10_ki	Wskaźnik inwestycji brutto gospodarstw domowych	% (stopa)
<i>Profit</i>	nasq_10_ki	Udział zysku brutto w wartości dodanej brutto sektora przedsiębiorstw niefinansowych.	% (udział)
<i>Surplus/GDP</i>	namq_10_gdp	Nadwyżka operacyjna brutto i dochód mieszany brutto (w relacji do PKB).	% PKB
<i>Compensation/GDP</i>	namq_10_gdp	Wynagrodzenia pracowników (płace i składki pracodawców) w relacji do PKB.	% PKB
<i>Wages/GDP</i>	namq_10_gdp	Płace i wynagrodzenia (bez składek pracodawców) w relacji do PKB.	% PKB
<i>Property income/GDP</i>	nasq_10_nf_tr (+ PKB z namq_10_gdp)	Dochody gospodarstw domowych z własności: np. odsetki, dywidendy, dochody z inwestycji – w analizie przeskalowane do relacji względem PKB.	% PKB (konstrukcja własna)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

W praktyce estymacja modeli mostkowych ujawnia, że gospodarki strefy euro różnią się tym, który blok wskaźników w największym stopniu „niesie informację” o rocznej zmienności współczynnika Giniego i dzięki temu umożliwia wiarygodną rekonstrukcję kwartalnej ścieżki. Należy podkreślić, że modele mostkowe nie mają charakteru przyczynowego. Ich rolą jest wykorzystanie współzmienności, nie zaś identyfikacja wpływu. Dlatego też wysokie dopasowanie należy interpretować jako sygnał informacyjny *proxy* dla dezagregacji, a nie jako dowód mechanizmu ekonomicznego.

Dla każdego kraju skonstruowano dwa modele (tabela 3.2). Model główny (F1), oraz model alternatywny (F2), pełniący funkcję testu odporności (*robustness check*). Zmiana zestawu *proxy* między modelami pozwala ocenić, na ile kwartalna ścieżka Giniego jest wrażliwa na wybór wskaźników, a na ile wynika z samej struktury danych rocznych.

Tabela 3.2 Specyfikacje modeli mostkowych (F1 i F2) dla poszczególnych krajów.

Kraj	Model F1 (główny)	Model F2 (robustness)
Austria	Profit + Wages_GDP + HH_SavingRate	Wages_GDP + Property_income_GDP + Part_time
Belgia	Wages_GDP + Surplus_GDP + HH_InvestmentRate	Compensation_GDP + Surplus_GDP + Temp_employees
Finlandia	Profit + Wages_GDP + Property_income_GDP	Wages_GDP + Property_income_GDP
Francja	Wages_GDP + Surplus_GDP + Temp_employees	Wages_GDP + Surplus_GDP + Property_income_GDP
Niemcy	Compensation_GDP + HH_InvestmentRate + Part_time + D_Covid	Profit + HH_SavingRate + Part_time + D_Covid
Włochy	Profit + Compensation_GDP + Part_time	Property_income_GDP + HH_SavingRate
Niderlandy	Compensation_GDP + Surplus_GDP + HH_InvestmentRate	Wages_GDP + Surplus_GDP + HH_SavingRate
Hiszpania	Compensation_GDP + Surplus_GDP + Part_time	Wages_GDP + Surplus_GDP + Property_income_GDP

Źródło: opracowanie własne.

Już na poziomie doboru zmiennych widać heterogeniczność: w części krajów dominują miary segmentacji rynku pracy (np. *Part_time*, *Temp_employees*), w innych większą rolę pełnią wskaźniki podziału funkcjonalnego (*Wages_GDP*, *Compensation_GDP*, *Surplus_GDP*), a w kolejnej grupie miary bilansowe gospodarstw domowych (*HH_SavingRate* / *HH_InvestmentRate*) oraz dochody z własności (*Property_income_GDP*).

Modele mostkowe oszacowano metodą OLS na próbie 20 obserwacji rocznych (2004–2023). Tabela 3.3 prezentuje wyniki diagnostyczne dla wszystkich szesnastu modeli. Ocena jakości modeli oparto na pięciu kryteriach: dopasowaniu, braku autokorelacji reszt (statystyka Durбина–Watsona, test Breuscha–Godfrey), stacjonarności reszt jako warunku kointegracji (testy ADF i KPSS w procedurze

Engle’a–Grangera) oraz braku współliniowości regresorów (VIF). Weryfikacja kointegracji ma tutaj charakter pomocniczy i stanowi jedną z przesłanek wyboru metody dezagregacji. Chow–Lina jest preferowany, gdy relacja między zmienną roczną a wskaźnikami pomocniczymi ma względnie stabilny charakter. W przypadku słabszych przesłanek na rzecz takiej relacji bardziej odpowiednie mogą być metody Fernández lub Littermana³¹³.

Tabela 3.3 Diagnostyka modeli mostkowych (OLS, próba roczna 2004–2023).

Kraj	Model	R ²	R ² adj.	DW	BG(1) p	ADF reszt stat.	ADF reszt p	KPSS reszt stat.	KPSS reszt p	Max VIF
Austria	F1	0,5040	0,4110	1,9100	0,990	-3,9610	0,002	0,1310	0,100	5,2700
	F2	0,3980	0,2850	1,5160	0,286	-1,4150	0,575	0,1810	0,100	8,7400
Belgia	F1	0,7990	0,7610	1,6580	0,485	-3,6070	0,006	0,1950	0,100	2,6100
	F2	0,7290	0,6780	1,7780	0,946	-3,9920	0,001	0,1300	0,100	4,6700
Finlandia	F1	0,6110	0,5380	1,8640	0,859	-5,4130	<0,001	0,1380	0,100	6,9200
	F2	0,5680	0,5170	1,7210	0,879	-4,6180	<0,001	0,2540	0,100	1,3000
Francja	F1	0,6230	0,5530	1,3020	0,075	-3,0560	0,030	0,1380	0,100	2,4700
	F2	0,5590	0,4760	1,1600	0,054	-2,4470	0,129	0,2340	0,100	3,8100
Niemcy	F1	0,4260	0,2730	1,9020	0,915	0,8040	0,992	0,0400	0,100	5,5000
	F2	0,4200	0,2650	1,8750	0,896	1,1350	0,996	0,0390	0,100	3,9000
Włochy	F1	0,7710	0,7280	1,9910	0,748	-13,5450	<0,001	0,0680	0,100	2,5400
	F2	0,8730	0,8580	2,5870	0,053	-2,6040	0,092	0,2220	0,100	1,3100
Niderlandy	F1	0,5430	0,4570	1,9640	0,625	-3,3750	0,012	0,1290	0,100	3,1600
	F2	0,3850	0,2690	1,4630	0,457	-2,8390	0,053	0,1570	0,100	3,8600
Hiszpania	F1	0,6970	0,6410	1,3800	0,405	-3,3540	0,013	0,2660	0,100	1,8700
		0,5500	0,4650	1,4290	0,219	-1,5350	0,516	0,1430	0,100	1,4600

Uwagi: Modele oszacowano pakiecie *statsmodels*. DW = statystyka Durбина–Watsona. BG(1) = test Breuscha–Godfrey’a z jednym opóźnieniem (p-value). ADF/KPSS reszt = testy stacjonarności reszt modelu OLS, interpretowane jako pomocnicza diagnostyka kointegracji w duchu procedury Engle’a–Grangera. Max VIF = (wartość dla najwyższego regresora). Wartości p dla ADF oparto na aproksymacji MacKinnona, a dla KPSS na interpolacji wartości krytycznych.

Źródło: Opracowanie własne

Dopasowanie modeli między krajami istotnie się różni. W krajach, gdzie *adj. R²* jest wysokie (Belgia 0,761, Włochy 0,728, Hiszpania 0,641), większa część rocznej zmienności Giniego jest „przenoszona” przez *proxy*. Oznacza to, że rola samej metody dezagregacji (np. wygładzania) jest względnie mniejsza. Szczególny przypadek stanowią Niemcy. W tym kraju sygnał z *proxy* jest wyraźnie słabszy (*adj. R²* = 0,273), co oznacza, że rekonstrukcja kwartalna opiera się w większej mierze na narzuconej strukturze procesu reszt. Jest to jedyny kraj, dla którego do specyfikacji mostkowej wprowadzono zmienną binarną D_covid. Jej potrzeba wynika ze specyfiki niemieckiego

³¹³ C. Sax, P. Steiner, *Temporal Disaggregation of Time Series*, The R Journal vol. 5(2)/2013, s. 81

rynku pracy: program pracy skróconej (*Kurzarbeit*), z którego w kwietniu 2020 r. korzystało ok. 6 mln pracowników (wobec ok. 116 tys. w 2019 r.) ustabilizował formalne wskaźniki zatrudnienia i wynagrodzeń³¹⁴. W efekcie zmienne proxy (*Compensation_GDP*, *Part_time*) nie odzwierciedlają szoku dochodowego, podczas gdy współczynnik Giniego wzrósł o niemal 2 punkty. Bez zmiennej kontrolnej estymacje współczynników okazywały się niestabilne. Test wrażliwości potwierdził jednak, że wpływ tej decyzji na kwartalną ścieżkę był technicznie niewielki (korelacja poziomów 0,998; MAE = 0,04 pkt Giniego).

Pod względem autokorelacji rocznych reszt diagnostyka nie wskazuje istotnych problemów. Test Breuscha–Godfrey’a z jednym opóźnieniem nie odrzuca hipotezy o braku autokorelacji w żadnym z szesnastu modeli na poziomie 5%, choć w kilku przypadkach wartości graniczne są niskie, zwłaszcza dla Francji F2 ($p = 0,054$), Włoch F2 ($p = 0,053$) i Francji F1 ($p = 0,075$). Podobnie statystyka Durbina–Watsona pozostaje na ogół w przedziale akceptowalnym, choć dla Francji i Hiszpanii wskazuje na możliwość umiarkowanej dodatniej autokorelacji. Przy tak krótkiej próbie należy jednak interpretować te sygnały ostrożnie.

Bardziej niejednoznaczny obraz wyłania się z testów ADF i KPSS. W przypadku KPSS żaden model nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o stacjonarności reszt, co należy uznać za wynik sprzyjający zastosowaniu metod regresyjnych. Jednak w teście ADF można zaobserwować pewne różnice między krajami. W części modeli daje on mocne wsparcie dla stacjonarności reszt, natomiast w innych wyniki są słabsze lub graniczne. Dotyczy to przede wszystkim Austrii F2, Hiszpanii F2 oraz obu modeli niemieckich. W tych przypadkach słabnie uzasadnienie dla metody Chow–Lina, na rzecz metody Littermana.

Współliniowość regresorów nie wydaje się natomiast problemem. Wszystkie wartości VIF pozostają poniżej 10, a w zdecydowanej większości przypadków także poniżej 5. Najwyższy VIF zaobserwowano w modelu Austria F2 (8,74), następnie w Finlandii F1 (6,92) i Niemczech F1 (5,50). Wyniki te wymagają ostrożności interpretacyjnej, ale nie uzasadniają odrzucenia modeli³¹⁵.

Wyniki diagnostyk zawarte w Tabeli 3.3 sugeruje więc, że wytypowane modele mostkowe mogą stanowić użyteczne narzędzie informacyjne dla procesu dezagregacji, choć z zastrzeżeniem, że ich jakość jest nierówna między krajami. Najbardziej przekonujące pod względem dopasowania

³¹⁴ Bundesagentur für Arbeit, *Berichte: Arbeitsmarkt kompakt – Kurzarbeit*, Nürnberg 2021, s. 5. W szczytowym momencie program obejmował ok. 18% ogółu zatrudnionych podlegających ubezpieczeniu społecznemu.

³¹⁵ R. M. O’Brien, *A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors*, *Quality & Quantity* vol. 41(5)/2007, s. 673–690.

rocznego i ogólnej stabilności są przypadki Belgii, Włoch, Francji i Hiszpanii. Najslabszym modelem pozostają Niemcy, które jednocześnie są jedynym krajem w analizowanej próbie, dla którego wskaźnik roczny Giniego w bazie Eurostat skalkulowany został wyłącznie w oparciu o ankiety, bez danych administracyjnych, co może sugerować, ogólnie niższą jakość tej serii danych.

3.2.4 Wybór metody dezagregacji

Na podstawie oszacowanych modeli mostkowych przeprowadzono dezagregację rocznych wartości Giniego do częstotliwości kwartalnej. Zastosowano dwie metody regresyjne dostępne w pakiecie *tsdisagg*³¹⁶:

- Chow–Lin (CL) - metoda regresyjna, w której zakłada się strukturę autokorelacji AR(1) składnika losowego. W badaniu parametr autokorelacji ρ jest estymowany numerycznie w ramach procedury optymalizacyjnej pakietu
- Litterman – regresyjna metoda dezagregacji o bardziej wygładzającym charakterze. Opiera się na innej strukturze reszt niż Chow–Lin, a parametr ρ jest dobierany w trakcie estymacji, a nie narzucany z góry.
- Wyznaczono także prostą interpolację liniową niewykorzystującą informacji z *proxy*.

Wszystkie trzy otrzymane serie zachowują ograniczenie agregacyjne, a więc po ponownym uśrednieniu do częstotliwości rocznej odtwarzają dokładnie wartości obserwowane w EU-SILC. Różnica między nimi dotyczy zatem nie zgodności z danymi rocznymi, lecz przebiegu ścieżki wewnątrz roku.

Metoda Chow-Lina (1971) jest najczęściej stosowaną w literaturze procedurą dezagregacji. Pozwala na swobodną estymację parametru autokorelacji reszt ρ , co czyni ją bardziej elastyczną niż np. Fernández (1981). Zarówno Chow–Lin, jak i Litterman działają dwuetapowo. Najpierw estymowane są współczynniki regresji na danych rocznych, a w następnie reszty są dystrybuowane do obserwacji kwartalnych. Słabe dopasowanie etapu regresyjnego może prowadzić do nieakceptowalnych wyników benchmarkingu, w tym do wartości ujemnych³¹⁷.

W niniejszym badaniu zastosowanie Chow-Lina jako metody bazowej napotkało na

³¹⁶ J. Grabowski, *tsdisagg: Temporal Disaggregation of Time Series Data in Python*, GitHub, ver. 0.1.0/2025, <https://github.com/jessegabowski/tsdisagg> (dostęp: 20.03.2026).

³¹⁷ S. Wójcik, *Temporal Disaggregation of Time Series with Regularization Term*, Barometr Regionalny vol. 14(3)/2016, s. 175.

przeszkody empiryczne. Estymowane wartości ρ znacząco różnią się między krajami (Tabela 3.4). W części przypadków pozostają bardzo bliskie zeru, natomiast w innych wskazują na wyraźnie silniejszą autokorelację składnika losowego. Generuje to oscylacje (kształt piły), które trudno uznać za przekonujące ekonomicznie w przypadku współczynnika Giniego, który z natury należy do wskaźników relatywnie gładkich i zmieniających się powoli.

Tabela 3.4 Parametr $\hat{\rho}$ metody Chow–Lina (model F1) i zgodność z serią Littermana.

Kraj	$\hat{\rho}$ Chow–Lin	Corr (poziomy) CL vs Litterman	Corr (zmiany q/q) CL vs Litterman	MAE (pkt Gini) CL vs Litterman
Austria	0,0004	0,8736	0,5658	0,2585
Belgia	0,5045	0,9939	0,8516	0,1302
Finlandia	0,0000	0,9772	0,7880	0,0810
Francja	0,0702	0,9727	0,5746	0,2068
Niemcy	0,4920	0,9882	0,8704	0,1324
Włochy	0,0377	0,9822	0,6426	0,1676
Niderlandy	0,0000	0,9420	0,8456	0,1767
Hiszpania	0,4386	0,9814	0,5596	0,2789

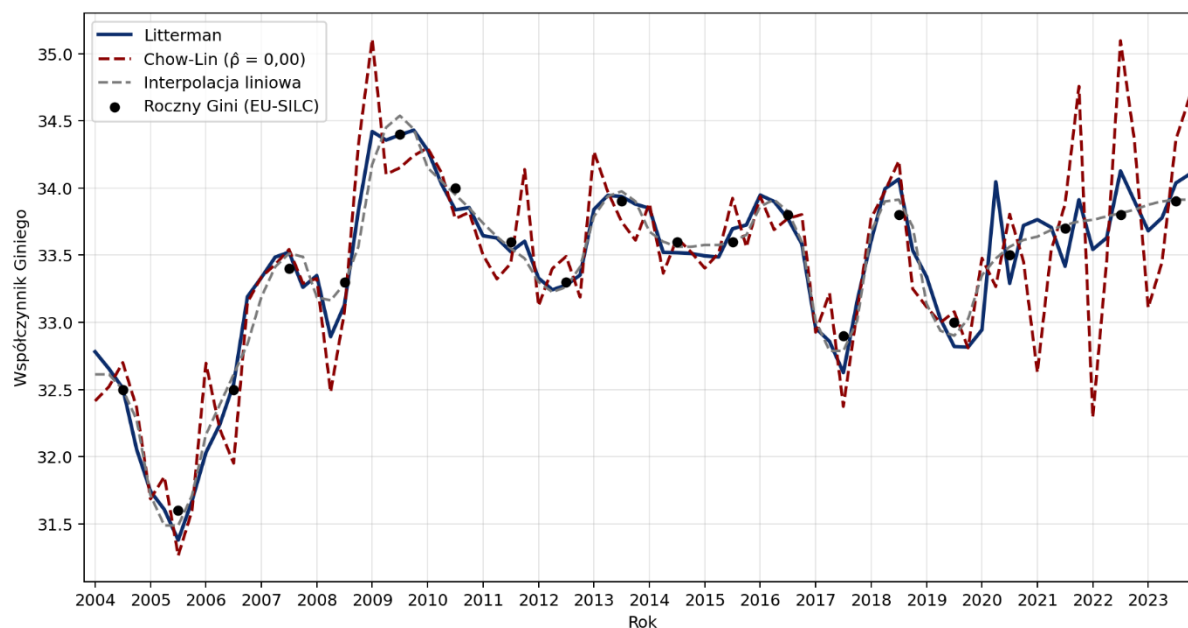
Uwagi: corr = korelacja Pearsona; MAE = średni błąd bezwzględny (w punktach Giniego).

Źródło: Opracowanie własne

Mając to na uwadze za serię bazową dla wszystkich ośmiu krajów przyjęto wynik metody Littermana, będącej bardziej odporną na problem oscylacji. Jednocześnie zgodność obu metod w poziomach pozostaje wysoka we wszystkich analizowanych krajach. Większe różnice pojawiają się w dynamice kwartalnej, co widać po stosunkowo niskich korelacjach zmian q/q w części krajów. Największe różnice między obiema metodami obserwuje się w Hiszpanii i Austrii, gdzie wartości MAE są najwyższe, natomiast najmniejsze w Finlandii i Niderlandach. Potwierdza to, że wybór metody ma ograniczony wpływ na trend i poziom, ale może wpływać na krótkookresowy przebieg w obrębie roku.

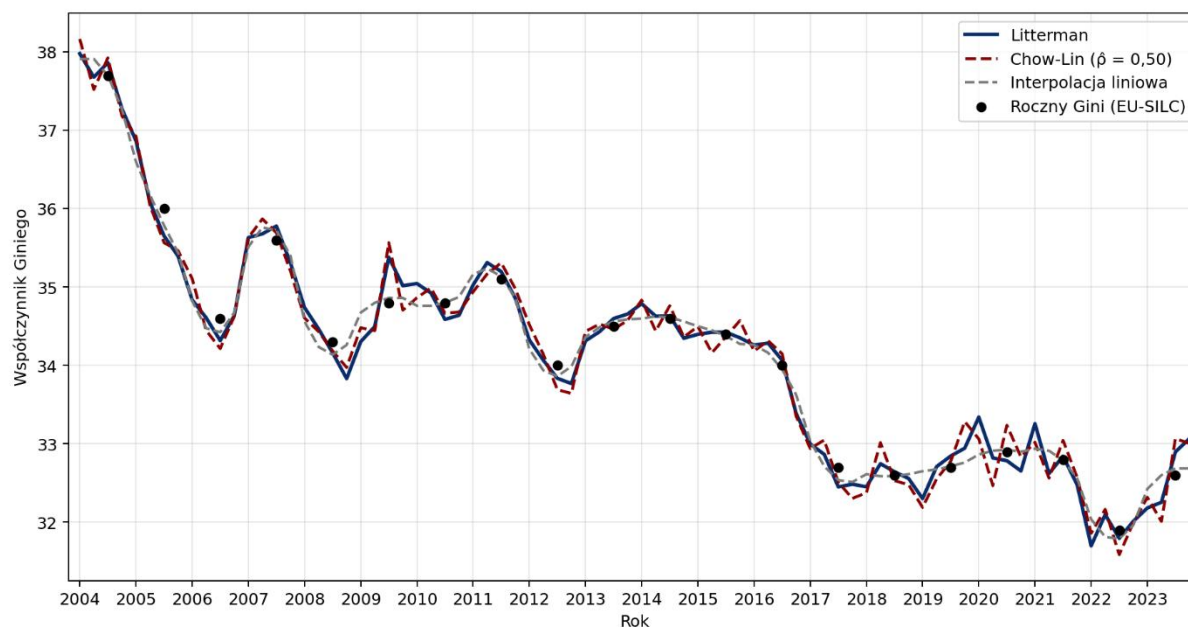
Rysunki 3.1 – 3.8 prezentują kwortalne ścieżki Giniego dla każdego kraju, porównując serię referencyjną (Litterman), alternatywną serię Chow–Lina oraz prostą interpolację liniową. Czarne punkty oznaczają oryginalne, obserwowalne wartości roczne z EU-SILC. Na wykresach wyraźnie widać problem oscylacji w przypadku Austrii, Finlandii czy Niderlandach (Rysunek 3.7), gdzie seria Chow-Lin wykazuje gwałtowne wahania. Procedura Littermana wygenerowała bardziej gładką i stabilną ścieżkę kwartalną, co w przypadku współczynnika Giniego wydaje się bardziej przekonujące ekonomicznie. Ponadto Litterman zakłada, że reszty kwortalne podlegają procesowi niestacjonarnemu

typu *random walk* z dryfem AR(1), co czyni ją bardziej odporną na brak silnej kointegracji³¹⁸. Przewagą wybranego rozwiązania nad zwykłą interpolacją liniową jest uchwycenie krótkookresowej zmienności, przy zachowaniu ogólnego trendu.



Rysunek 3.1 Austria – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

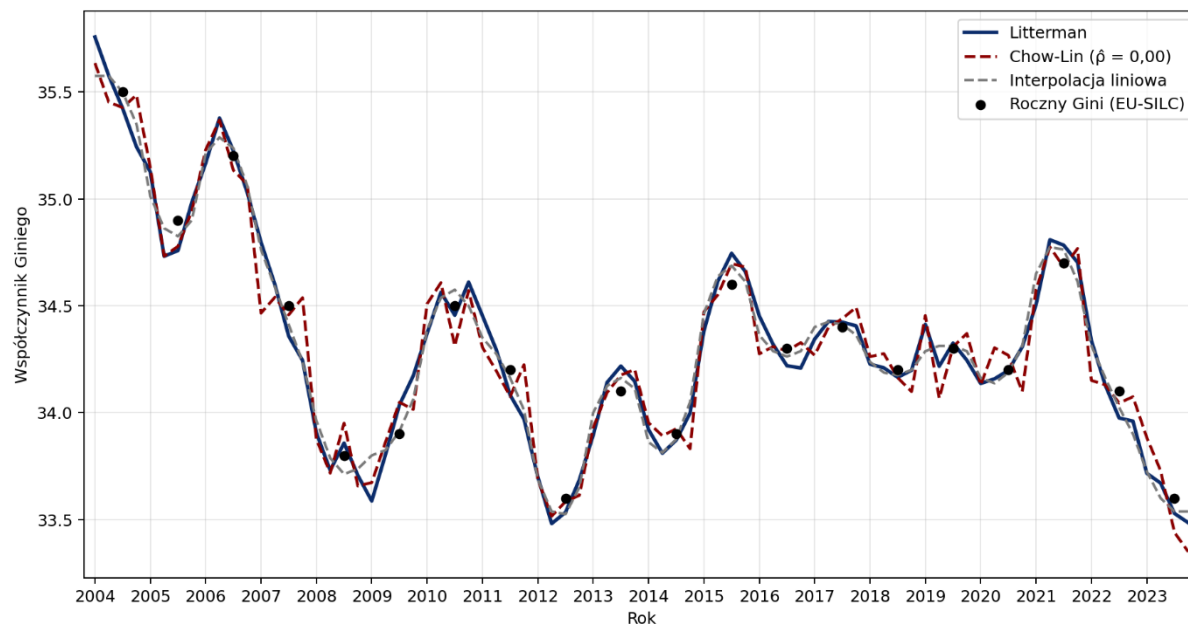
Źródło: Opracowanie własne



³¹⁸ T. Di Fonzo, *Temporal disaggregation of economic time series: towards a dynamic extension*, Dipartimento di Scienze Statistiche Università di Padova 2002, s. 16.

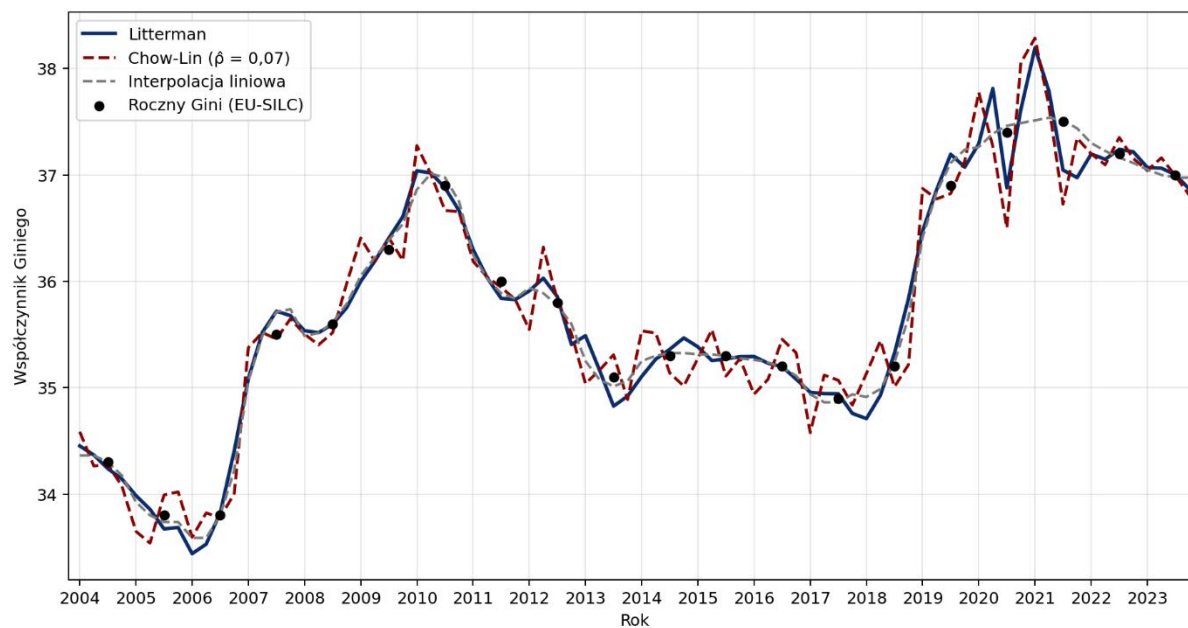
Rysunek 3.2 Belgia – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

Źródło: Opracowanie własne



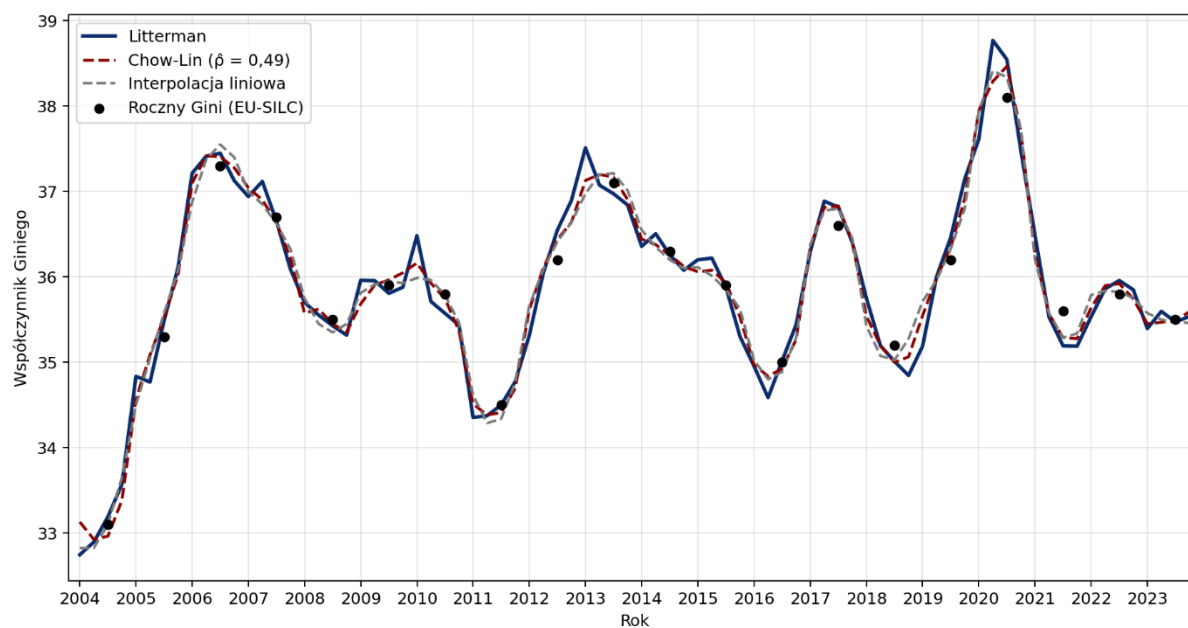
Rysunek 3.3 Finlandia – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

Źródło: Opracowanie własne



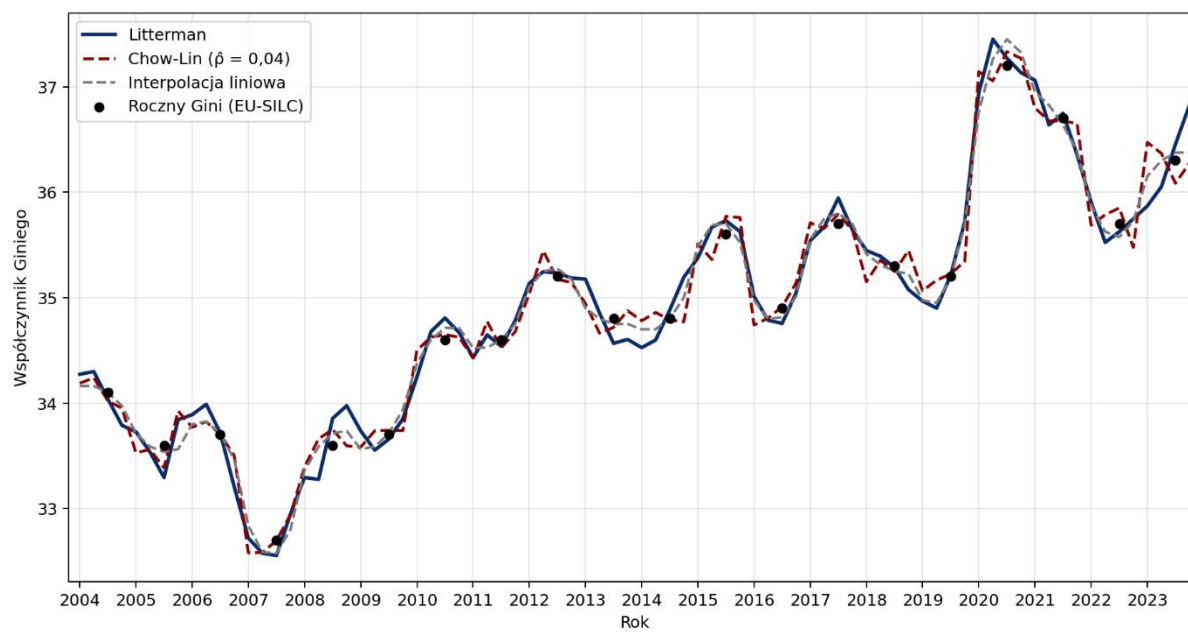
Rysunek 3.4 Francja – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

Źródło: Opracowanie własne



Rysunek 3.5 Niemcy – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

Źródło: Opracowanie własne



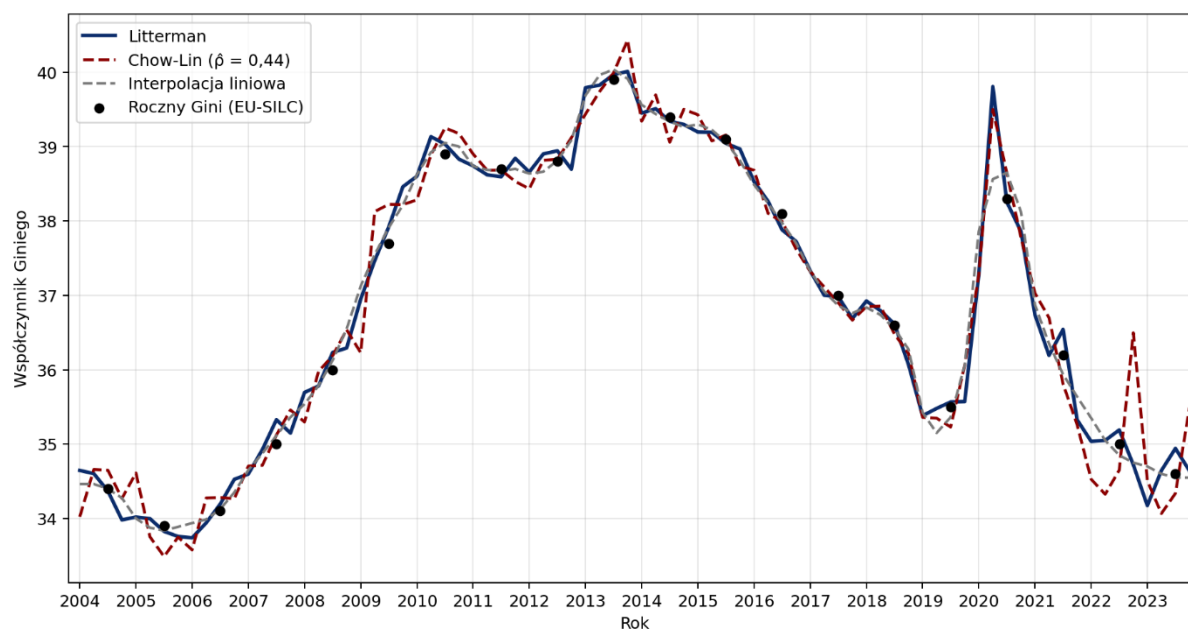
Rysunek 3.6 Włochy – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

Źródło: Opracowanie własne



Rysunek 3.7 Niderlandy – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

Źródło: Opracowanie własne



Rysunek 3.8. Hiszpania – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).

Źródło: Opracowanie własne

Jako test odporności dezagregacji wykonano porównanie serii kwartalnych uzyskanych z różnych zestawów *proxy*. Jeżeli zmiana modelu mostkowego prowadziła do radykalnie różniących się ścieżki, oznaczałoby to, że kształt serii jest zdeterminowany doбором wskaźników, a nie

odzwierciedleniem faktycznej dynamiki nierówności. Tabela 3.5 prezentuje miary zgodności serii F1 i F2 (metoda Littermana).

Tabela 3.5 Zgodność kwartalnych ścieżek Giniego z modeli F1 i F2.

Kraj	Corr (poziomy)	Corr (zmiany q/q)	MAE (pkt Gini)	RMSE (pkt Gini)
Austria	0,9913	0,8890	0,0680	0,0875
Belgia	0,9891	0,5813	0,1654	0,2072
Finlandia	0,9990	0,9813	0,0171	0,0221
Francja	0,9992	0,9789	0,0334	0,0446
Niemcy	0,9749	0,7517	0,1552	0,2516
Włochy	0,9916	0,7866	0,1094	0,1468
Niderlandy	0,9942	0,9482	0,0510	0,0694
Hiszpania	0,9975	0,9244	0,1057	0,1391

Uwagi: MAE i RMSE wyrażone w punktach Giniego.

Źródło: Opracowanie własne

Porównanie serii F1 i F2 wskazuje, że uzyskane ścieżki kwortalne są na ogół stabilne względem zmiany zestawu *proxy*. Korelacja poziomów przekracza 0,97 we wszystkich ośmiu krajach, a średni błąd bezwzględny (MAE) nie przekracza 0,17 punktu Giniego. Trend i średni poziom kwartalnego Giniego są bardzo zbliżone niezależnie od zestawu wskaźników. Wyraźniejsze różnice pojawiają się relacji zmian q/q. Największą zgodność sygnału kwartalnego można zaobserwować w Finlandii, Francji, Niderlandach i Hiszpanii, natomiast najslabszą w Belgii, Niemczech i Włoszech. Oznacza to że w tych krajach kwortalne oscylacje Giniego są w pewnym stopniu zależne od specyfikacji modelu. Należy podkreślić, że istotnym ograniczeniem była liczba potencjalnych wskaźników spełniających wszystkie kryteria bez ryzyka *circularity* w późniejszych modelach dynamicznych.

3.3. Charakterystyka zmiennych makroekonomicznych i finansowych

3.3.1. Aktywność gospodarcza: realna stopa wzrostu PKB

W badaniu wykorzystano zestaw zmiennych, który łączy podstawowe dane makroekonomiczne, zmienne finansowe oraz miary polityki pieniężnej. Zmienne makroekonomiczne i finansowe są obserwowane na poziomie kraju *i*, natomiast miary polityki pieniężnej (*SSR*, *QE*) są wspólne dla całej strefy euro (tj. nie są indeksowane po kraju). Taka konstrukcja odpowiada celowi identyfikacji szoku polityki pieniężnej wspólnego dla unii walutowej, podczas gdy jego skutki analizowane są na poziomie krajowym.

Szeregi zostały sprowadzone do częstotliwości kwartalnej. Zmienne makroekonomiczne

wyrównano sezonowo, natomiast inflację mierzono kwartalną stopą zmiany, co ułatwia interpretację odpowiedzi impulsowych oraz zapewnia porównywalność skali zmiennych w modelach VAR i LP. Własności stochastyczne szeregów oceniono za pomocą testów ADF (rozszerzonego testu Dickeya-Fullera³¹⁹) oraz KPSS (Kwiatkowskiego–Phillipsa–Schmidta–Shina³²⁰). Pełne wyniki raportowane są w Aneksie. Testy te należy traktować jedynie diagnostycznie. Ze względu na to, że próba jest krótka oraz obejmuje epizody kryzysowe, ich wyniki są wrażliwe i mają ograniczoną moc. W modelach VAR na danych makroekonomicznych często wykorzystuje się zmienne silnie persystentne (np. stopa procentowa banku centralnego). Jeżeli model pozostaje ekonomicznie interpretowalny, a cały układ jest stabilny i nie wykazuje poważnych problemów diagnostycznych, zmienne takie mogą pozostać w poziomach³²¹.

Blok danych makroekonomicznych obejmuje realną aktywność, ceny i rynek pracy:

- $G_{i,t}$ - realny Produkt Krajowy Brutto dla kraju i i jest wprowadzany w postaci rocznej (*year-on-year*) logarytmicznej stopy wzrostu:

$$G_{i,t} = \ln(GDP_{i,t}) - \ln(GDP_{i,t-4}). \quad (3.5)$$

Transformacja na logarytmiczne stopy wzrostu jest standardowym sposobem ograniczenia problemów z jednostkowym pierwiastkiem i uzyskania szeregów o lepszych własnościach stacjonarnych, co jest kluczowe dla poprawnej estymacji i wnioskowania w modelach VAR.³²² Poziom realnego PKB pobrany został z kwartalnych rachunków narodowych Eurostatu (*chain-linked volumes* w cenach stałych, sezonowo i kalendarzowo wyrównane, w mln euro)³²³.

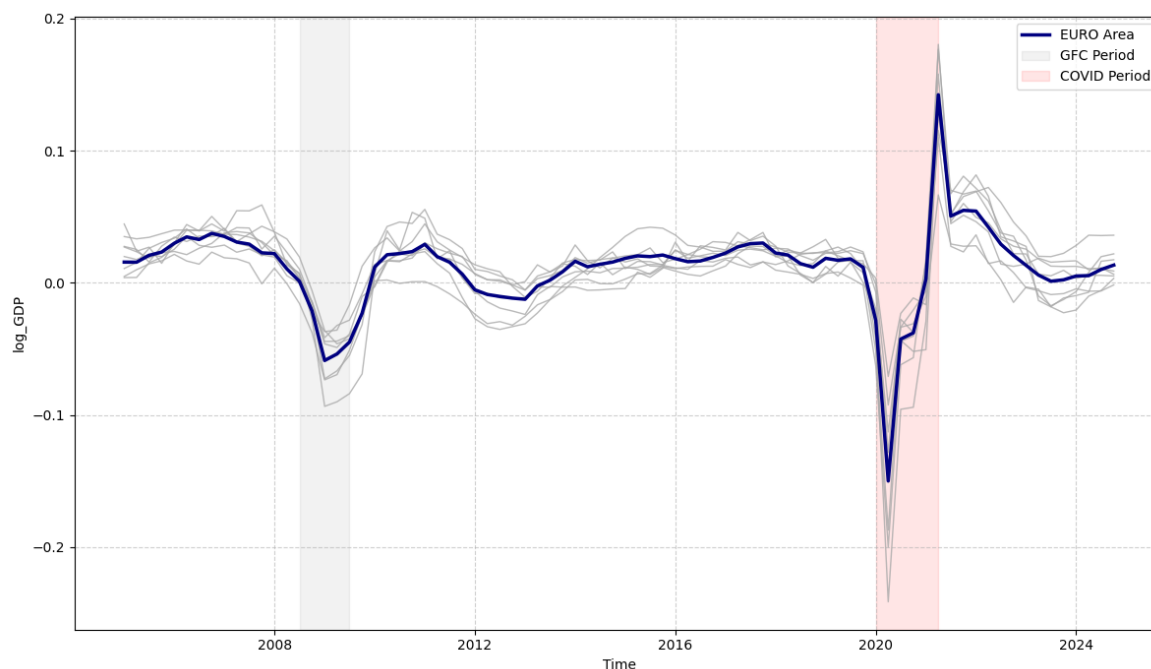
³¹⁹ D. A. Dickey, W. A. Fuller, *Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root*, Journal of the American Statistical Association 74(366)/1979, s. 427–431.

³²⁰ D. Kwiatkowski, P. C. B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin, *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?*, Journal of Econometrics 54(1–3)/1992, s. 159–178.

³²¹ C. A. Sims, J. H. Stock, M. W. Watson, *Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots*, Econometrica 58(1)/1990, s. 113–114.

³²² M.W. Watson, *Vector autoregressions and cointegration*, w: Handbook of Econometrics, vol. IV, pod red. R.F. Engle, D.L. McFadden, Elsevier, Amsterdam 1994, s. 2853.

³²³ Quarterly national accounts (namq_10), Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/namq_10_esms.htm (dostęp: 20.03.2026).



Rys. 3.9

Stopa wzrostu Produktu Krajowego Brutto w strefie Euro na tle wybranych krajów.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Na rysunku 3.9 wyraźnie dostrzegalne są wyraźne epizody załamania gospodarczego związanego z globalnym kryzysem finansowym oraz z lockdownem i pandemią Covid-19, a także odbicie po otwarciu gospodarek. Krajami, które zanotowały epizody najgłębszego załamania gospodarczego była Hiszpania i Włochy.

3.3.2. Inflacja

Miesięczna seria danych zmiany HICP rok do roku pozyskana została z bazy Eurostatu.³²⁴ Do modelu została ona wprowadzona do wartości kwartalnych:

- $HICP_{i,t}$ – kwartalna średnia z miesięcznego tempa zmian zharmonizowanego wskaźnika cen konsumpcyjnych rok do roku (yoy).

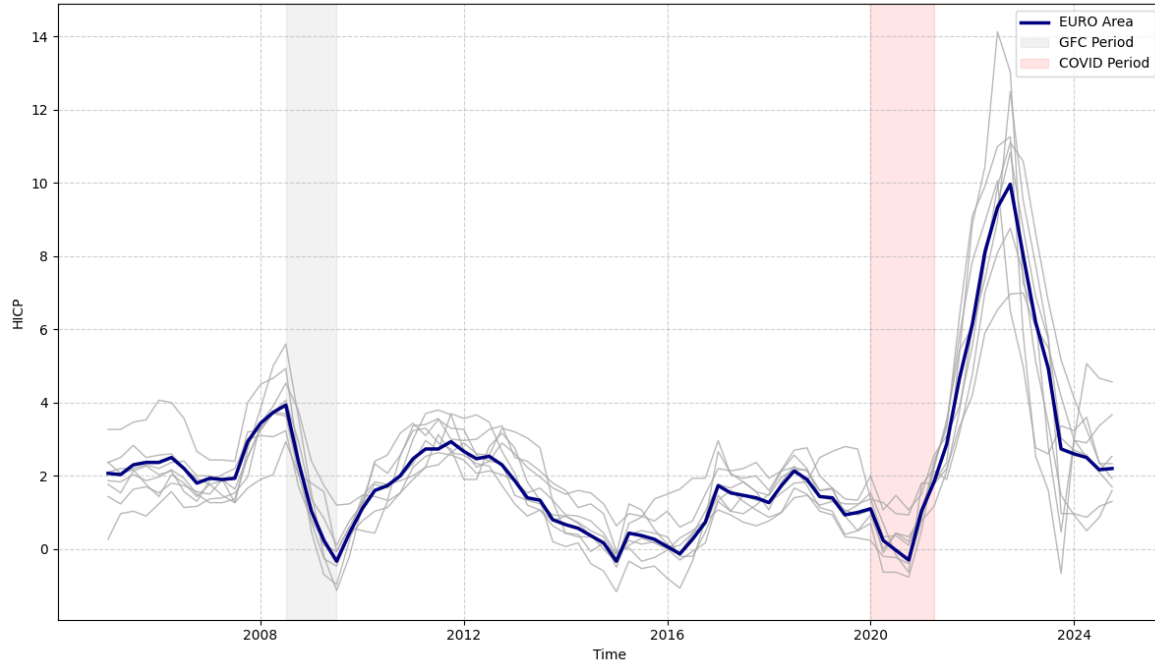
Formalnie niech $\pi_{i,\tau}^m$ będzie miesięczną roczną stopą inflacji HICP (w %) w kraju i . Zmienną kwartalną zdefiniowano jako:

$$HICP_{i,t} = \frac{1}{3} \sum_{\tau \in Q(t)} \pi_{i,\tau}^m, \quad (3.6)$$

³²⁴ Harmonised index of consumer prices (HICP) (prc_hicp), Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/prc_hicp_esms.htm (dostęp: 20.03.2026).

gdzie $Q(t)$ to zbiór trzech miesięcy należących do kwartału t .

Należy mieć na uwadze, iż taki dobór transformacji minimalizuje sezonowość i ułatwia spełnienie restrykcji znakowych, ale utrudnia identyfikację krótkookresowej dynamiki i zwiększa ryzyko autokorelacji.



Rys.

3.10 Inflacja HICP w strefie Euro na tle wybranych krajów.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Wykres wyraźnie wskazuje szok inflacyjny w okresie po pandemii Covid-19, kiedy poziom inflacji dla strefy euro sięgnął 10%, a w Niderlandach nawet 14% (rys. 3.10). Po tym epizodzie w większości gospodarek nastąpiła normalizacja i powrót w okolice 2%. Ponadto w analizowanym okresie można dostrzec epizody deflacyjne w kilku gospodarkach. Najdłuższy z nich, utrzymujący się aż przez 9 kwartałów wystąpił w Hiszpanii w latach 2014-2016.

3.3.3. Rynek pracy

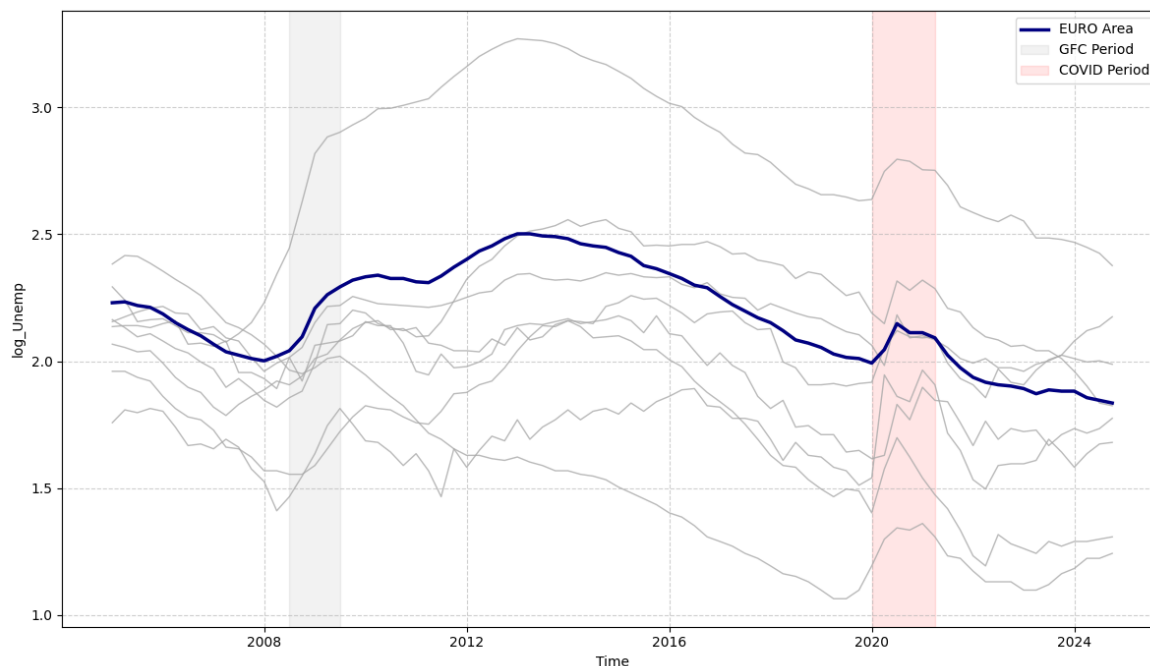
Jako zmienną reprezentującą rynek pracy zdecydowano się wybrać stopę bezrobocia:

- $Unemp_{i,t}$: stopa bezrobocia, zagregowana do kwartałów jako średnia z miesięcy.

Jeśli $u_{i,\tau}^m$ oznacza miesięczną stopę bezrobocia w kraju i , to miara kwartalna jest średnią:

$$Unemp_{i,t} = \frac{1}{3} \sum_{\tau \in Q(t)} u_{i,\tau}^m \quad (3.7)$$

Miesięczna seria danych poziomu bezrobocia ogółem jako odsetka siły roboczej pozyskana została z bazy Eurostatu.³²⁵ Dane odsezonowane w populacji 15-74 lata.



Rys.

3.11 Poziom bezrobocia w strefie Euro na tle wybranych krajów.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych Eurostat.

Poziom bezrobocia znacznie różnił się w poszczególnych gospodarkach strefy EURO. Problem ten szczególnie dotkliwy był w Hiszpanii, gdzie w okresie kryzysu zadłużeniowego poziom bezrobocia przekroczył 25%, podczas gdy w tym samym czasie w największej gospodarce Unii Europejskiej (Niemcy) spadł on poniżej 5%, co pokazuje z jakim trudnym zadaniem mierzył się Europejski Bank Centralny wyznaczając wspólną politykę pieniężną.

Należy zwrócić uwagę, iż zmienna pozostawiona zostaje w poziomach. Jest to zgodne z podejściem stosowanym m.in. przez Ballabriga i Davtyana (2025) w modelach z wykorzystaniem stopy cienia³²⁶. Zapewnia to lepszą porównywalność z innymi wynikami z literatury oraz interpretację. Ponadto różnicowanie mogłoby w dalszej części utrudnić ograniczenia znakowe tej zmiennej.

³²⁵ Unemployment by sex and age - monthly data [une_rt_m], Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/product/page/UNE_RT_M (dostęp: 20.03.2026).

³²⁶ F. Ballabriga, K. Davtyan, *Comparing conventional and unconventional monetary policy effects in the euro area and the United States*, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 104/2025.

3.3.4. Rynki finansowe

Na potrzeby modelu VAR skonstruowano dwie zmienne reprezentujące dynamikę rynku finansowego. Nominalna stopa zwrotu zdefiniowana została jako kwartalna zmiana logarytmu naturalnego indeksu giełdowego:

$$Assets_Nom_{i,t} = \ln(SP_{i,t}) - \ln(SP_{i,t-1}) \quad (3.8)$$

Gdzie $SP_{i,t}$ oznacza wartość szerokiego indeksu giełdowego (*Broad Share Price Index*) dla poszczególnych krajów oraz strefy euro. Dane pochodzą z bazy OECD (*Main Economic Indicators*), pobranej za pośrednictwem serwisu FRED (*Federal Reserve Bank of St. Louis*)³²⁷. Szereg ten obejmuje wszystkie (lub bardzo szeroki zakres) akcje notowane na giełdzie krajowej, co czyni go użyteczną miarą ogólnej koniunktury na rynku kapitałowym.

Realna stopa zwrotu obliczona została poprzez skorygowanie nominalnego zwrotu o kwartalną stopę inflacji:

$$Assets_Real_{i,t} = Assets_Nom_{i,t} - \pi_{i,\tau}^q \quad (3.9)$$

Gdzie $\pi_{i,\tau}^q$ oznacza kwartalną stopę inflacji dla kraju, obliczoną z miesięcznej stopy inflacji HICP.

W konstrukcji zmiennej giełdowej nie wykonano odsezonowania danych (*Not Seasonally Adjusted*). W przeciwieństwie do zmiennych makro, indeksy cen aktywów finansowych charakteryzują się znikomą sezonowością. Dokonując wyboru między ujęciem realnym a nominalnym w niniejszym badaniu jako specyfikację bazową przyjęto nominalną stopę zwrotu, ponieważ inflacja jest osobną zmienną w VAR. Specyfikacja z realnymi stopami zwrotu jest testowana w analizie odporności.

³²⁷ Seria „*Financial Market: Share Prices*”, Częstotliwość: Kwartalna, Jednostka: Index 2015=100. Źródło: OECD Main Economic Indicators, pobrane za pośrednictwem serwisu FRED (*Federal Reserve Bank of St. Louis*).

3.4. Miary nastawienia polityki monetarnej EBC

3.4.1 Stopa cienia (*Shadow Rate*) jako syntetyczna miara w warunkach ZLB

W sytuacji, w której nominalna stopa polityki pieniężnej zbliża się do efektywnej dolnej granicy (ZLB/ELB), stopa referencyjna (*policy interest rate*) przestaje być informacyjną miarą nastawienia (*stance*) polityki monetarnej. Dalsza akomodacja ujawnia się poprzez przesunięcie całej krzywej dochodowości, nie zaś przez dalsze obniżki krótkiej stopy rynku pieniężnego. Dlatego też w literaturze empirycznej upowszechniło się wykorzystywanie miar alternatywnych. Jedną z nich jest syntetyczna miara nastawienia polityki pieniężnej oparta na modelu struktury terminowej stóp procentowych z dolnym ograniczeniem – tzw. stopa cienia (*shadow rate* – SSR)³²⁸.

Syntetyczność tej miary należy rozumieć w ten sposób, że nie jest ona bezpośrednio obserwowalna na rynku finansowym, lecz stanowi hipotetyczny, wyestymowany na podstawie modeli struktury terminowej stóp procentowych wskaźnik. Odzwierciedlać ma poziom, który przyjęłaby nominalna stopa procentowa, gdyby nie była ograniczona ZLB. Zakłada się, że istnieje „nieograniczona” stopa krótkoterminowa s_t - *shadow rate*, która może przyjmować wartości ujemne, podczas gdy obserwowalna stopa krótkoterminowa r_t jest ograniczona od dołu przez barierę r^L . Formalnie:

$$r_t = \max \{r^L, s_t\}. \quad (3.10)$$

W warunkach ZLB obserwowalna stopa nie może dalej spadać jednak s_t może stawać się bardziej ujemna. Odzwierciedla to dalsze luzowanie poprzez kanał krzywej dochodowości³²⁹. Natomiast, gdy stopy są dodatnie (dolne ograniczenie nie jest wiążące), $r_t \approx s_t$, a zatem SSR zachowuje się jak standardowy instrument polityki, tzn. pokrywa się z oficjalną stopą referencyjną. Dzięki tym właściwościom stopa cienia funkcjonuje jako *proxy* dla nastawienia polityki monetarnej i umożliwia to jednolitą analizę ekonometryczną obejmującą oba reżimy.

Do niniejszej rozprawy wybrano *shadow short rate* dla strefy euro pochodzącą z bazy *SSR Estimates* przygotowanej przez Leo Krippnera³³⁰. W jego podejściu SSR zostaje zdefiniowana jako hipotetyczna stopa krótkoterminowa wynikająca z tzw. „krzywej cienia”, która może przyjmować wartości ujemne. W ramach autorskiego modelu Krippnera: K-ANSM(2) (*Arbitrage-Free Nelson-*

³²⁸ L. M. Krippner, *A theoretical foundation for the Nelson–Siegel class of yield curve models*, Journal of Applied Econometrics, vol. 30/2015, s. 97–118.

³²⁹ J. C. Wu, F. D. Xia, *Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound*, Journal of Money, Credit and Banking 48(2-3)/2016, s. 253–291.

³³⁰ LJKmfa, LJK Limited, <https://www.ljkmfa.com/> (dostęp: 20.03.2026).

Siegel) SSR jest formalnie wyrażona jako suma dwóch nieobserwowalnych czynników stanu: poziomu (*Level* – *L*) nachylenia (*Slope* – *S*), według wzoru:

$$r(t) = L(t) + S(t) \quad (3.11)$$

gdzie $r(t)$ reprezentuje stopę cienia przed nałożeniem ograniczenia dolnej granicy oraz uwzględnieniem „efektu opcji waluty fizycznej”, który w praktyce ogranicza spadek nominalnych stóp procentowych. Badacz stosuje mechanizm *CumMin* (*cumulative minimum*), który pozwala na elastyczne dostosowanie dolnej granicy modelu do zmieniających się stóp depozytowych banków centralnych, a także kalibrację zmienności, co pozwala SSR ewoluować płynniej, przypominając dynamikę oficjalnych stóp³³¹.



Rys. 3.12 Stopa cienia o częstotliwości dziennej według metodologii L.M. Krippnera na tle stopy depozytowej Europejskiego Banku Centralnego.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ECB Data Portal oraz www.ljkmfa.com.

Aby pokazać, jak stopa cienia Krippnera wygląda na tle stóp EBC, które ma ona symulować należy wskazać, że kluczowa stopa referencyjna dla Eurosystemu zmieniła się w październiku 2008 r. (rys. 3.12). Do tego okresu główną stopą sterującą rynkiem była stopa podstawowych operacji refinansujących (*ECB Main Refinancing Operations Rate* – MRO). Od momentu ogłoszenia procedury pełnego przydziału (*full allotment*) ze względu na nadpłynność w systemie bankowym

³³¹ L. M. Krippner, *Documentation for Shadow Short Rate Estimates*, LJKmfa, 29.05.2020, <https://www.ljkmfa.com/wp-content/uploads/2021/07/Documentation-for-SSR-estimates-29-May-2020.pdf> (dostęp: 20.03.2026).

rynkowy punkt odniesienia wyznaczać zaczęła stopa depozytowa (*ECB Deposit Facility Rate*)³³².

Wybór konkretnej serii stopy cienia jest istotny, ponieważ zmienna ta ma charakter regresora generowanego (*generated regressor*). Jej przebieg i skala zależą od przyjętej specyfikacji, doboru danych i parametrów. Nawet pozornie drobne założenia estymacyjne mogą prowadzić do istotnych różnic w uzyskanych szeregach³³³. Seria autorstwa Krippnera jest szczególnie użyteczna w zastosowaniach VAR/SVAR, ponieważ na co autor zwraca uwagę w dokumentacji, poddana została modyfikacjom konstrukcji w celu poprawy własności empirycznych. Wprowadzona została zmienna w czasie dolna granica (*time-varying lower-bound*). Ponadto zmienność SSR została skalibrowana do poziomów stóp polityki i stóp krótkoterminowych obserwowanych przed epizodami ZLB. Seria tak wykorzystuje także szerszy zestaw danych krzywej dochodowości, obejmujący dłuższe terminy zapadalności.³³⁴ Dzięki temu seria Krippnera jest jednocześnie ciągłą miarą *stance* w całej próbie oraz jest odporna na krótkotrwałe, „techniczne” fluktuacje krzywej dochodowości, które potencjalnie mogłyby zaburzać identyfikację szoków w SVAR. Należy jednak zaznaczyć, że ze względu na ten nieobserwowalny, syntetyczny charakter zmiennej interpretacja późniejszych wyników SVAR/LP opiera się przede wszystkim na relatywnej skali reakcji, znakach i horyzontach, nie zaś bezpośrednio na bezwzględnych poziomach SSR co stanowi ograniczenie badania.

W praktyce baza danych składa się z szeregów dziennych, wartości na koniec miesiąca oraz miesięcznych średnich. W niniejszej analizie zdecydowano się na wybór miesięcznych średnich, co stanowi kompromis między redukcją szumu, a zachowaniem wartości informacyjnej. Są one liczone z szeregu dziennego, który z kolei wynika z pełnej estymacji parametrów i zmiennych stanu na dziennych danych krzywej dochodowości. Ponieważ pozostałe zmienne makroekonomiczne i finansowe w modelu analizowane są w częstotliwości kwartalnej, pierwotny miesięczny szereg SSR Krippnera został poddany agregacji do kwartałów jako średnia z trzech miesięcy w danym kwartale. Jeśli SSR_m oznacza miesięczną średnią stopy cienia, a $M(t)$ zbiór miesięcy należących do kwartału t , to:

$$SSR_t = \frac{1}{3} \sum_{m \in M(t)} SSR_m \quad (3.12)$$

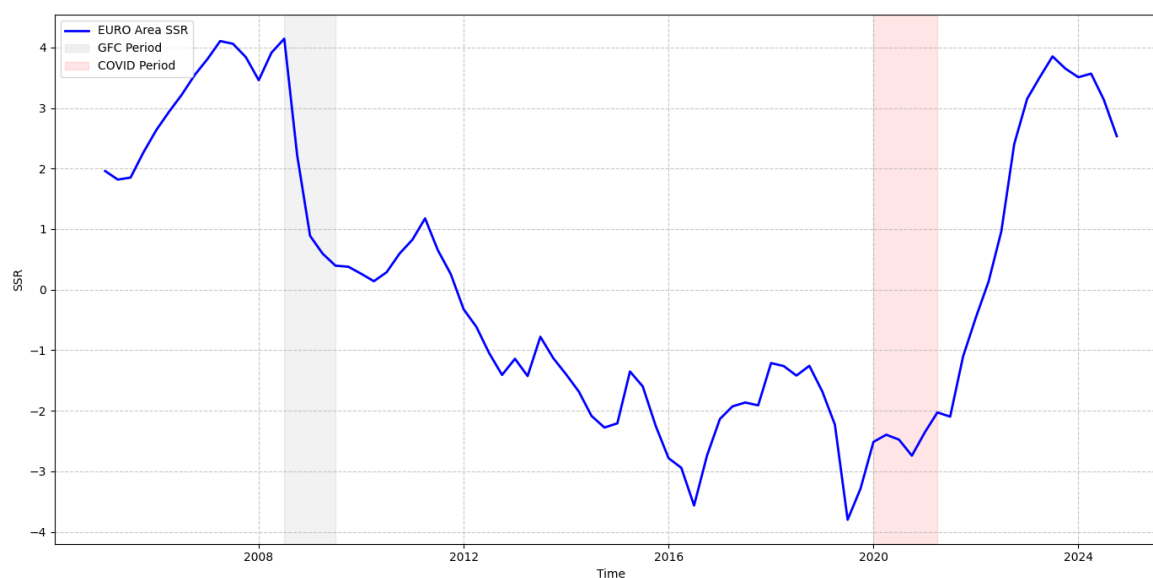
³³² European Central Bank, *Recent developments in excess liquidity and money market rates*, *Monthly Bulletin*, January 2014, s. 78–79.

³³³ L. M. Krippner, *A Note of Caution on Shadow Rate Estimates*, *Journal of Money, Credit and Banking* 52(4)/2020, s. 951–962.

³³⁴ L. M. Krippner, *Documentation for Shadow Short Rate Estimates*, LJKmfa, 29.05.2020, <https://www.ljkmfa.com/wp-content/uploads/2021/07/Documentation-for-SSR-estimates-29-May-2020.pdf> (dostęp: 20.03.2026)..

Do modelu SSR_t wchodzi w poziomie, bez logarytmowania i bez różnicowania. Jest to podejście zgodne z dominującą praktyką w empirycznych VAR/SVAR, gdzie instrument polityki pieniężnej jest interpretowany jako zmienna opisująca *stance* polityki monetarnej.³³⁵ Traktowanie jej jako zmiennej w poziomie ułatwia więc interpretację zidentyfikowanego szoku jako zmiany restrykcyjności polityki pieniężnej, a zarazem pozostaje zgodne z dominującą praktyką badań VAR/SVAR, w których instrument polityki nie jest różnicowany mechanicznie razem z pozostałymi zmiennymi makroekonomicznymi³³⁶. W literaturze często spotyka się podejście wprowadzania agregatów realnych i cen w logach/różnicach, natomiast stopa polityki pozostaje w poziomach³³⁷. Wzmacnia to porównywalność wyników i ułatwia interpretację szoku jako zmiany *stance* w p.p., co jest istotne w identyfikacji SVAR (np. przy restrykcjach znakowych)³³⁸.

W badaniu SSR pełni rolę podstawowej miary nastawienia polityki pieniężnej w pełnej próbie. W okresie 1Q2012-1Q2022 zmienna przyjmuje wartości poniżej zera (rysunek 3.13). Zatem zapewnia ona ciągłą informację także w epizodach ZLB, gdy standardowa stopa operacyjna traci zmienność. Jednocześnie niekonwencjonalne narzędzia bilansowe, takie jak programy skupu aktywów analizowane są w rozprawie osobno.



³³⁵ zob. Hafemann et. al. (2017), Creel i El Herradi (2020), Evgenidis i Fasianos (2020) i inni.

³³⁶ F. Ballabriga, K. Davtyan, *Comparing conventional and unconventional monetary policy effects in the euro area and the United States*, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 104/2025.

³³⁷ L. Hafemann, P. Rudel, J. Schmidt, *Moving Closer or Drifting Apart: Distributional Effects on Monetary Policy*, MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics 21-2017.

³³⁸ A. Evgenidis, A. Fasianos, *Unconventional Monetary Policy and Wealth Inequalities in Great Britain*, CEPR Discussion Paper DP14656/2020.

Rys. 3.13 Stopa cienia EBC według metodologii L.M. Krippnera przeliczona do częstotliwości kwartalnej na tle epizodów kryzysowych w strefie euro.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie www.ljkmfa.com.

3.4.2. Ilościowa miara niekonwencjonalnej polityki

Jako ilościową miarę niekonwencjonalnej polityki pieniężnej w modelu przyjęto wartość papierów wartościowych utrzymywanych przez Eurosystem do celów polityki pieniężnej (*securities held for monetary policy purposes*)³³⁹. Zmienna ta, w przeciwieństwie do SSR jest bezpośrednio obserwowalną pozycją skonsolidowanego bilansu Eurosystemu. Obejmuje ona przede wszystkim zasób papierów wartościowych nabytych w ramach programów zakupu aktywów APP oraz PEPP, które stanowiły główne instrumenty polityki niekonwencjonalnej EBC po wejściu w reżim dolnego ograniczenia stóp procentowych. Pierwsze obserwacje w próbie zaczynają się jednak już w 2009Q4, obejmuje ona zatem także wcześniejsze programy o mniejszej skali takie jak CBPP i SMP.

Niech QE_w oznacza tygodniową wartość portfela papierów wartościowych utrzymywanych do celów polityki monetarnej (w mln euro) w tygodniu w . Ponieważ QE_w jest zmienną typu *stock*, w celu jej agregacji do kwartalnej częstotliwości wykorzystano stan na koniec kwartału. Formalnie:

$$QE_t = QE_{w_{\text{end}}(t)} \quad (3.13)$$

gdzie QE_t oznacza wartość kwartalną, natomiast $w_{\text{end}}(t)$ to indeks tygodnia odpowiadającego najpóźniejszej dostępnej obserwacji należącej do kwartału t . W takim ujęciu zmienna „skali polityki bilansowej” interpretowana jest jako rozmiar portfela, a nie chwilowy przepływ zakupów (*flow*). Zmienną przed wejściem do modelu poddano dalszym transformacjom. W przypadku tej zmiennej jest to niezwykle ważne, ze względu na efekt małej bazy. Próba obejmuje początek programów bilansowych, zatem jej relatywnie niewielkie nominalne przyrosty mogą przekładać się wysokie stopy wzrostu. Analogicznie, w późniejszym okresie, mimo dużych zakupów nominalnych (w fazie PEPP) zmiany procentowe bywają relatywnie mniejsze. Aby zatem lepiej odzwierciedlić realną skalę ekspansji bilansu, przyjęto miarę wyrażoną w relacji do PKB strefy euro. W tym celu zdefiniowano kwartalny przyrost zasobu:

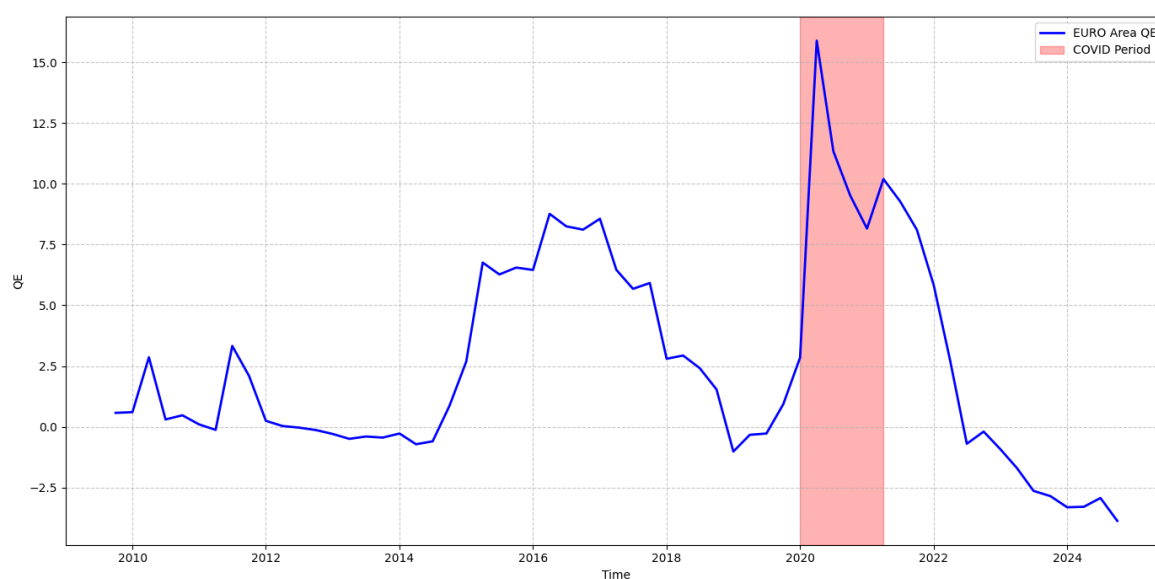
$$\Delta QE_t = QE_t - QE_{t-1}, \quad (3.14)$$

³³⁹ Dane pochodzą z ECB Data Portal: seria ILM.W.U2.C.A070100.U2.EUR („*Securities held for monetary policy purposes – Eurosystem, euro area*”), częstotliwość tygodniowa, jednostka: mln euro.

a następnie przeskalowano go przez PKB strefy euro z poprzedniego kwartału:

$$qe_t^{GDP} = 100 \cdot \frac{\Delta QE_t}{GDP_{t-1}}. \quad (3.15)$$

Zmienną qe_t^{GDP} należy interpretować jako kwartalną zmianę zasobu papierów utrzymywanych do celów polityki pieniężnej wyrażoną w procentach PKB. Jest to zatem miara intensywności ekspansji bilansu w relacji do rozmiaru gospodarki. Rysunek 3.14 wyraźnie wskazuje na dwa epizody dynamicznych przyrostów pokrywające się z uruchomienie programu APP na przełomie 2014 r. i 2015 r., w reakcji na zagrożenie deflacją w strefie euro, oraz 2020 r. i uruchomienie PEPP w odpowiedzi na kryzys związany z pandemią.



Rys. 3.14 Kwartalny przyrost papierów wartościowych utrzymywanych do celów polityki pieniężnej przez Europejski Bank Centralny w % PKB strefy euro.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych EBC oraz Eurostat.

W niniejszym badaniu wykorzystano bilansową miarę QE, ze względu na to, że jest ona oparta na bezpośrednio obserwowanej pozycji bilansu banku centralnego. Oznacza to, że nie wymaga pośredniej konstrukcji jak *shadow short rate*. Miara pozwala lepiej uchwycić skalę realizowanych zakupów aktywów, co jest istotne wtedy, gdy skutki ogłoszenia programu i skutki jego egzekucji nie są tożsame w krótkim okresie³⁴⁰. Ma to znaczenie także z tego względu, że SSR stanowi w całej próbie użyteczną miarę ogólnego nastawienia polityki pieniężnej, ale nie pozwala oddzielić wpływu

³⁴⁰ L. Gambacorta, B. Hofmann, G. Peersman, *The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis*, Journal of Money, Credit and Banking 46(4)/2014, s. 625.

zakupów aktywów od pozostałych komponentów polityki. Zastosowanie osobnej zmiennej QE ma więc na celu wyodrębnienie tego wymiaru polityki, który jest związany bezpośrednio ze zmianami po stronie bilansu banku centralnego.

W tabeli 3.6 przedstawiono zbiorczo objaśnienia dotyczące wszystkich zmiennych wykorzystane w modelu VAR oraz analizie lokalnych projekcji.

Tabela 3.6. Zestaw zmiennych: transformacje, jednostki oraz interpretacja ekonomiczna

Zmienna	Transformacja (postać w modelu)	Jednostka	Interpretacja
$Gini_{i,t}$	$Gini_{i,t}$ w danych (poziom); w LP: $y_{i,t}^{(h)} = y_{i,t+h}$	pkt (0–100)	Kwartalne nierówności dochodowe. W LP IRF: reakcja poziomu Giniego w t+h na szok w t.
$G_{i,t}$	$G_{i,t} = \ln(GDP_{i,t}) - \ln(GDP_{i,t-4})$	log-punkty $\approx$ %r/r	Roczna log-stopa wzrostu realnego PKB.
$HICP_{i,t}$	$HICP_{i,t} = \frac{1}{3} \sum_{\tau \in Q(t)} \pi_{i,\tau}^m$	%r/r	Kwartalna średnia z miesięcznych rocznych stóp inflacji HICP.
$Unemp_{i,t}$	$Unemp_{i,t} = \frac{1}{3} \sum_{\tau \in Q(t)} u_{i,\tau}^m$	%siły roboczej	Kwartalna średnia z miesięcznej stopy bezrobocia (15–74 lat, SA).
$Asset_Nom_{i,t}$	$Asset_Nom_{i,t} = \ln(SP_{i,t}) - \ln(SP_{i,t-1})$	log-punkty $\approx$ %q/q	Nominalna kwartalna log-stopa zwrotu z szerokiego indeksu giełdowego.
$Asset_Real_{i,t}$	$Asset_Real_{i,t} = Asset_Nom_{i,t} - \pi_{i,t}^q$	log-punkty $\approx$ %q/q	Realna kwartalna log-stopa zwrotu (skorygowana o inflację).
$SSR_t(EA)$	$SSR_t = \frac{1}{3} \sum_{m \in M(t)} SS R_m$	p.p.	Stopa cienia (<i>shadow rate</i>) jako miara stance polityki EBC; wchodzi do modelu w poziomie.
QE_t (konstrukcja poziomu)	$QE_t = QE_{w_{end}(t)}$	mln EUR	Zasób papierów „ <i>securities held for monetary policy purposes</i> ” na koniec kwartału.
qe_t^{GDP} (EA w modelu)	$\Delta QE_t = QE_t - QE_{t-1}$ oraz $qe_t^{GDP} = 100 \cdot \frac{\Delta QE_t}{GDP_{t-1}}$	%PKB	Intensywność QE: kwartalny przyrost zasobu w relacji do PKB z poprzedniego kwartału; miara używana do identyfikacji szoku QE w próbie B.
D_t^{GFC}	$D_t^{GFC} = \mathbb{1}\{t \in [2008Q3, 2009Q3]\}$	0/1	Dummy globalnego kryzysu finansowego; wspólna dla EA.
D_t^{COVID}	$D_t^{COVID} = \mathbb{1}\{t \in [2020Q1, 2021Q2]\}$	0/1	Dummy szoku pandemicznego; wspólna dla EA.

Źródło: Opracowanie własne

3.5. Identyfikacja szoków polityki monetarnej w modelu SVAR

3.5.1. Koncepcja dwustopniowej estymacji: wspólny szok a heterogeniczna transmisja

Centralnym problemem niniejszego badania jest wyodrębnienie egzogenego impulsu polityki monetarnej EBC, a następnie oszacowanie jego wpływu na nierówności dochodowe w 8 gospodarkach strefy euro. Polityka EBC jest wspólna dla wszystkich członków unii walutowej.

Oznacza to, że instrumenty polityki (takie jak stopy procentowe, czy QE) będą takie same w przekroju krajowym. Transmisja wspólnego szoku na zmienne realne i dystrybucyjne jest heterogeniczna. Ta sama decyzja EBC będzie wywierać inny wpływ na nierówności w Hiszpanii, gdzie bezrobocie przekraczało 25%, inny efekt przyniesie natomiast w Niemczech, gdzie w tym samym czasie spadło poniżej 5%. Analiza tej heterogeniczności stanowi istotę trzeciego pytania badawczego niniejszej rozprawy. W celu rozwiązania tego problemu przyjęto strategię opartą na dwustopniowej procedurze estymacyjnej. W pierwszej kolejności dokonano identyfikacji szoku monetarnego poprzez estymację strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR) na zagregowanych danych strefy euro, z zastosowaniem restrykcji znakowych (*sign restrictions*). Wynikiem tego etapu są szeregi czasowe zidentyfikowanych szoków: *SSR* (szok restrykcyjny) oraz *QE* (szok luzowania bilansowego). W drugim etapie szeregi wykorzystano jako zmienne egzogeniczne w projekcjach lokalnych estymowanych osobno dla każdego kraju, a wyniki krajowe agregowane są metodą *Mean Group*. Opis drugiego etapu przedstawiony został w kolejnym podrozdziale.

Wybór takiej metodologii wynika z tego, że polityka pieniężna EBC jest prowadzona dla strefy euro jako całości i kalibrowana przede wszystkim względem agregatów strefy euro. Dlatego też identyfikacja powinna odbywać się na poziomie unii walutowej. Takie podejście prezentują Samarina i Nguyen (2019), którzy w badaniu dla 10 krajów strefy euro identyfikowali szok monetarny na danych zagregowanych, a następnie wprowadzają go jako zmienną egzogeniczną do modelu panelowego VARX³⁴¹. W niniejszej rozprawie przyjęto tę samą logikę, różniąc się jednak co do metody. Zamiast modelu VARX z oszacowanymi dynamicznie relacjami panelowymi, zastosowano projekcje lokalne, które są odporne na błędy specyfikacji modelu VAR³⁴². Do identyfikacji zamiast zewnętrznych zmiennych instrumentalnych zastosowano restrykcje znakowe.

Należy podkreślić, że rozdzielenie procedury na dwa etapy niesie ze sobą pewne ograniczenie metodologiczne. Szeregi szoku wykorzystywane w drugim etapie stanowią regresory generowane (*generated regressors*). Pagan (1984) wskazywał, że w takim przypadku błędy standardowe drugiego etapu mogą być niedoszacowane, ponieważ nie uwzględniają niepewności z etapu pierwszego³⁴³. Należy także podkreślić, że porównania ilościowe między modelami A i B obarczone są

³⁴¹ A. Samarina, A. D. H. Nguyen, *Does monetary policy affect income inequality in the euro area?*, DNB Working Paper 626/2019.

³⁴² Ò. Jordà, *Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections*, The American Economic Review 95(1)/2005, s. 161–182.

³⁴³ A.R. Pagan, *Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors*, International Economic Review, 25(1)/1984, s. 221–247.

niepewnością. Głównym przedmiotem interpretacji pozostają kierunek, horyzont i relatywna skala odpowiedzi, nie zaś bezwzględne wielkości współczynników.

3.5.2. Specyfikacja zredukowana modelu VAR i wybór opóźnień

Punktem wyjścia procedury identyfikacji jest estymacja zredukowanej postaci modelu VAR na zagregowanych danych strefy euro. Model ten opisuje, w jaki sposób bieżące wartości zmiennych zależą od ich przeszłych wyników³⁴⁴. Formalnie, dla wektora k zmiennych endogenicznych y_t obserwowanych w kwartale t :

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (3.16)$$

gdzie $A_1, \dots, A_p$ są macierzami współczynników, a u_t jest wektorem innowacji formy zredukowanej. Innowacje te można rozumieć jako „niespodzianki”, czyli tę część zmienności w danym kwartale, której nie da się przewidzieć na podstawie informacji z kwartałów poprzednich³⁴⁵. Mają one średnią zerową i są nieskorelowane w czasie. Oznacza to, że niespodzianka z jednego kwartału nie pozwala przewidzieć niespodzianki w kwartale następnym.

Kluczowym ograniczeniem formy zredukowanej jest to, że innowacje poszczególnych zmiennych mogą być ze sobą skorelowane w obrębie tego samego kwartału³⁴⁶. Jeśli na przykład w danym kwartale jednocześnie rośnie stopa procentowa i spada PKB, sama forma zredukowana nie pozwala ustalić, czy spadek PKB jest skutkiem zacieśnienia polityki monetarnej, czy też oba zjawiska wynikają z innego, wspólnego czynnika jak np. negatywnego szoku podażyowego. To właśnie ta korelacja stanowi istotę problemu identyfikacji strukturalnej, do którego rozwiązania służą restrykcje znakowe opisane w podrozdziale 3.5.

W celu ograniczenia wpływu epizodów skrajnych do specyfikacji wprowadzono kontrolę dla globalnego kryzysu finansowego (D^{GFC} :2008Q3–2009Q3) oraz pandemii COVID-19 (D^{COVID} :2020Q1–2021Q2). Estymacja właściwego modelu VAR prowadzona jest na szeregach oczyszczonych z tych składników deterministycznych, co pozwala skupić identyfikację na regularnej dynamice badanych zmiennych³⁴⁷.

Dobór zmiennych do modelu VAR podyktowany był potrzebą uchwycenia najważniejszych

³⁴⁴ H. Lütkepohl, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin 2005, s. 13–18.

³⁴⁵ C. A. Sims, *Macro Economics and Reality*, *Econometrica* 48/1980, s. 21.

³⁴⁶ J. H. Stock, M. W. Watson, *Vector Autoregressions*, *Journal of Economic Perspectives* 15(4)/2001, s. 103

³⁴⁷ Odpowiada to dekompozycji $y_t = \mu_t + x_t$, gdzie μ_t obejmuje składniki deterministyczne a x_t jest częścią stochastyczną modelowaną procesem VAR; zob. szerzej: H. Lütkepohl, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin-Heidelberg 2005, roz. 6.4.1, s. 256.

kanałów transmisji omówionych w rozdziale 2. Wektor zmiennych endogenicznych obejmuje pięć zmiennych:

- **Model A** (pełna próba, identyfikacja szoku SSR):

$$y_t^A = [\log_GDP_t, HICP_t, Unemp_t, SSR_t, Asset_Nom_t]',$$

estymowany na próbie A: 2004Q1–2023Q4 ($T = 80, k = 5, p = 4$).

- **Model B** (próba QE, identyfikacja szoku QE):

$$y_t^B = [\log_GDP_t, HICP_t, Unemp_t, QE_t, Asset_Nom_t]',$$

estymowany na próbie B: 2009Q4–2023Q4 ($T = 57, k = 5, p = 4$).

Taki dobór zmiennych zapewnia, że model uwzględnia zarówno instrumenty kształtowane bezpośrednio przez bank centralny, jak i czynniki, poprzez które polityka monetarna oddziałuje na nierówności w sposób pośredni: przede wszystkim stopę bezrobocia (kanał heterogeniczności zarobków) oraz wyceny aktywów (kanał portfelowy). Wymiar $k = 5$ jest zbliżony do specyfikacji stosowanych w dotychczasowej literaturze. Hafemann, Rudel i Schmidt (2017) przyjmują podobną specyfikację o 5 zmiennych. Uzupełniają oni standardowy zestaw makroekonomiczny o realny efektywny kurs walutowy (*real effective exchange rate* - REER)³⁴⁸. Mumtaz i Theophilopoulou (2017) dla Wielkiej Brytanii włączają PKB per capita, inflację CPI, stopę procentową oraz kurs walutowy. Wskazują oni, że taki zestaw zmiennych stanowi kompromis między siłą informacyjną a ograniczeniami wynikającymi z dostępnej długości próby³⁴⁹.

Kluczową decyzją specyfikacyjną była estymacja dwóch oddzielnych modeli VAR — jednego dla szoku *shadow rate* (SSR) i drugiego dla szoku luzowania ilościowego (QE), zamiast jednego wspólnego modelu zawierającego obydwa instrumenty jednocześnie. Zdecydowano się na to, ze względu na fakt, że seria danych, z której skonstruowana jest zmienna QE dostępna jest dopiero od 2009Q4. Oznaczałoby to, że wspólny model wymagałby skrócenia próby do 61 kwartałów także dla szoku SSR, prowadząc do utraty informacji z okresu konwencjonalnej polityki pieniężnej (2005–2009). Ponadto, w okresie pokrywania się prób zmienne SSR i QE wykazują silną współzależność. Podczas epizodów luzowania stopa cienia maleje, a zakupy aktywów rosną. Rodzi to poważne ryzyko

³⁴⁸ Hafemann et. al, op. cit.

³⁴⁹ H. Mumtaz, A. Theophilopoulou, *The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis*, European Economic Review 98/2017, s. 410–423.

multikolinearności w krótkiej próbie.

Jako specyfikacja bazowa został przyjęty rząd opóźnień $p = 4$. Wybór ten odzwierciedla kwartalną częstotliwość danych. Cztery opóźnienia odpowiadają jednemu pełnemu rokowi kalendarzowemu, co pozwala na uchwycenie pełnej rocznej dynamiki transmisji monetarnej. Skanowanie rzędów $p \in \{1, \dots, 8\}$ z użyciem kryteriów informacyjnych (AIC, BIC, HQIC, FPE) wskazuje, że kryterium Schwarza preferuje $p = 2$ w obu modelach, podczas gdy AIC/FPE częściej wybierają większy rząd opóźnień. Jednocześnie diagnostyka reszt (test *whiteness* / *portmanteau*) odrzuca $p = 1$. Ostatecznie $p = 2, 4$ spełnia podstawowe warunki diagnostyczne (brak silnej autokorelacji reszt) przy zachowaniu stabilności układu. W konsekwencji $p = 4$ traktowane jest jako kompromis zapewniający wystarczająco elastyczną dynamikę, nie pogarszając jednocześnie diagnostyki względem $p = 2$.

Jest to podejście standardowe w kwartalnych modelach VAR dla polityki monetarnej, stosowane m.in. przez Mumtaza i Theophilopoulou (2017). Wybór ten jest szczególnie istotny w kontekście badań nad nierównościami, ponieważ, jak wskazano w rozdziale 2., transmisja polityki monetarnej na rynek pracy zachodzi z opóźnieniem sięgającym nawet kilku kwartałów. Zbyt mały rząd opóźnień mógłby pominąć tę dynamikę, prowadząc do niepełnej identyfikacji szoku. Należy jednak odnotować, że w literaturze spotyka się również niższe rzędy opóźnień. Ballabriga i Davtyan (2025) przyjmują $p = 2$ na podstawie kryterium informacyjnego Schwarza, argumentując, że przy krótkich próbach kryterium Akaike'a ma tendencję do przeszacowywania liczby opóźnień³⁵⁰. Hafemann i in. (2017) stosują $p = 2$, choć wskazują, że wyniki są odporne na alternatywne specyfikacje³⁵¹.

Konsekwencją przyjęcia $p = 4$ przy $T = 80$ i $k = 5$ jest konieczność estymacji 100 parametrów autoregresyjnych. Przy 76 efektywnych obserwacjach daje to stosunek obserwacji do parametrów 0,76. Choć jest to wartość raczej niska, w tym obszarze badań można uznać ją za typową. Dla Modelu B ($T = 57$) stosunek ten jest jeszcze niższy, co stanowi ograniczenie, które należy mieć na uwadze przy interpretacji wyników.

3.5.3. Identyfikacja za pomocą restrykcji znakowych

Jak już wspomniano, reszty VAR są kombinacją różnych szoków działających jednocześnie w

³⁵⁰ F. Ballabriga, K. Davtyan, op. cit., s. 3.

³⁵¹ L. Hafemann, P. Rudel, J. Schmidt, op. cit., s. 13.

gospodarce (m.in. monetarnych, popytowych i podaŹowych). Aby odpowiedzieć na pytania badawcze niniejszej rozprawy, konieczne jest wyodrębnienie komponentu odpowiadającego wyłącznie szokowi polityki monetarnej. W tym celu zastosowano metodę restrykcji znakowych (*sign restrictions*), zaproponowaną przez Canovę i De Nicoló (2002)³⁵² oraz rozwiniętą przez Uhliga (2005)³⁵³.

Metoda ta opiera się na intuicji wynikającej z teorii ekonomicznej: jeśli bank centralny zacieśnia politykę monetarną to zgodnie z mechanizmami transmisji oczekiwać można spadku aktywności gospodarczej, wzrostu bezrobocia i spadku wycen aktywów finansowych. Restrykcje znakowe polegają na narzuceniu modelowi właśnie takich warunków. Spośród wszystkich możliwych sposobów rozłożenia zaobserwowanych innowacji na szoki strukturalne zatrzymywane są wyłącznie te, których funkcje reakcji na impuls (IRF) są zgodne z przyjętymi oczekiwaniami co do znaku reakcji³⁵⁴.

W odróżnieniu od opartej na dekompozycji Cholesky’ego identyfikacji rekursywnej, stosowanej w analizie strefy euro np. przez Guerello (2018), restrykcje znakowe nie wymagają arbitralnego ustalenia kolejności zmiennych w modelu. Jest to szczególnie użyteczne w analizie polityki pieniężnej, gdzie relacje między instrumentem polityki a zmiennymi makroekonomicznymi mogą występować równolegle. Decyzje EBC wpływają na ceny aktywów, rynki pieniężne i oczekiwania praktycznie jednocześnie. Konsekwencją tego podejścia jest to, że restrykcje znakowe nie prowadzą do zidentyfikowania jednego, konkretnego modelu, lecz do zbioru dopuszczalnych modeli (*set identification*), z których każdy generuje odmienną ścieżkę IRF. Jest to znacząca różnica względem identyfikacji opartej o dekompozycję Cholesky’ego.

Kluczowe znaczenie ma precyzyjna specyfikacja restrykcji znakowych. Tabela 3.7 przedstawia szczegółowy schemat przyjętych warunków, których uzasadnienie omówiono poniżej.

Tabela 3.7 Restrykcje znakowe na funkcje reakcji na impuls (IRF).

Zmienna	h = 0	h = 1	h = 2–4	Wyjaśnienie
Szok SSR (restrykcyjny)				
SSR	+	+	brak	Zacieśnienie stancy polityki pieniężnej
log_GDP	brak	–	–	Opóźniony spadek aktywności gospodarczej
HICP	brak	brak	brak	

³⁵² F. Canova, G. De Nicoló, *Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7*, Journal of Monetary Economics 49(6)/2002, s. 1131–1159.

³⁵³ H. Uhlig, *What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure*, Journal of Monetary Economics 52(2)/2005, s. 381–419.

³⁵⁴ R. Fry, A. Pagan, *Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review*, Journal of Economic Literature 49(4)/2011, s. 938–960.

Unemp	brak	brak	+	Opóźniony wzrost bezrobocia
Asset Nominal	–	–	brak	Natychmiastowy spadek wycen aktywów
Szok QE (ekspansywny)				
QE	+	+	brak	Wzrost skali zakupów aktywów
log_GDP	brak	+	+	Opóźnione pobudzenie aktywności (h = 1–4)
HICP	brak	brak	brak	
Unemp	brak	brak	–	Opóźniony spadek bezrobocia
Asset Nominal	+	+	brak	Natychmiastowy wzrost wycen aktywów

Źródło: opracowanie własne.

Przyjęty układ restrykcji znakowych ma przede wszystkim zapewnić, aby zidentyfikowane szoki były ekonomicznie interpretowalne z punktu widzenia problemu badanego w niniejszej rozprawie. Celem jest wykluczenie takich rozwiązań modelu, w których reakcje kluczowych zmiennych są sprzeczne z intuicją ekonomiczną (np. spadek bezrobocia po restrykcyjnym szoku monetarnym). W żadnym z modeli nie zostały nałożone restrykcje na HICP. Decyzja ta wynika z faktu, że inflacja nie jest centralnym obiektem zainteresowania w niniejszym badaniu, a jej ograniczanie nie było konieczne do uzyskania spójnej identyfikacji szoków polityki pieniężnej.

Inne podejście przyjęła część autorów. Ballabriga i Davtyan (2025) narzucają dodatnią reakcję HICP po szoku ekspansywnym, argumentując, że zmienne o szerokim konsensusie teoretycznym mogą być objęte restrykcjami. Także Hafemann i in. (2017) nakładają restrykcje na inflację przez kilka kwartałów (zob. Tabela 3.8). Mumtaz i Theophilopoulou (2017) przyjmują rozwiązanie pośrednie, ograniczając restrykcję do $h = 0$. Wariant przyjęty w niniejszej pracy pozwala ograniczyć liczbę założeń. W niniejszej pracy przyjęto wariant bardziej oszczędny. Skoro restrykcje na inflację nie były niezbędne do uzyskania ekonomicznie spójnej identyfikacji, ich pominięcie pozwala ograniczyć liczbę założeń i uniknąć nadmiernego zawężania zbioru dopuszczalnych rotacji. Jest to zgodne z podejściem postulowanym przez Uhlig (2005), zgodnie z którym restrykcje znakowe powinny być nakładane możliwie oszczędnie wyłącznie w takim zakresie, jaki jest konieczny do identyfikacji badanego szoku³⁵⁵.

Tabela 3.8. Restrykcje znakowe na IRF szoku ekspansywnego wg Hafemanna i in. (2017)

Zmienna	h = 0	h = 1	h = 2–3	Wyjaśnienie
Policy rate (shadow/interest rate)	–	–	–	luzowanie <i>stance</i>
GDP	+	+	+	wzrost aktywności po luzowaniu
Inflacja (CPI)	+	+	+	wzrost poziomu cen

³⁵⁵ H. Uhlig, op. cit., s. 383.

				po luzowaniu
REER	–	–	–	deprecjacja realnego kursu (spadek REER)

Źródło: Opracowanie własne na podstawie L. Hafemann, P. Rudel, J. Schmidt (2017).

Na stopę bezrobocia restrykcje zaczynają obowiązywać od $h = 2$. Taki wybór odpowiada zarówno wiedzy o opóźnionej transmisji polityki pieniężnej na rynek pracy³⁵⁶, jak i logice kanału heterogeniczności zarobków omawianego w podrozdziale 2.1.2. Reakcje zatrudnienia i bezrobocia są zwykle wolniejsze niż reakcje rynków finansowych, ponieważ wymagają dostosowań poprzez proces zwolnień/zatrudnień oraz negocjacji płacowych. Narzucenie natychmiastowej reakcji bezrobocia mogłoby być zbyt restrykcyjne w danych kwartalnych. Przyjęty horyzont pozwala ograniczyć rozwiązania modelu sprzeczne z interpretacją szoku (tzw. *labor puzzle*), jednocześnie pozostawiając na swobodę reakcji w krótkim okresie.

Natychmiastowe restrykcje ($h = 0, 1$) nakładane na zmienne finansowe wynikają natomiast z szybkiej reakcji cen aktywów na niespodzianki w polityce pieniężnej, na co zwracają uwagę Bernanke i Kuttner³⁵⁷. Udokumentowali oni istotne zmiany cen akcji już dniu ogłoszenia decyzji banku centralnego. Restrykcja na tą zmienną ma także znaczenie identyfikacyjne. Pozwala ona odróżnić szok monetarny od szoków informacyjnych, związanych z komunikowaniem przez władze monetarne perspektyw co do przyszłości gospodarki.

Identyfikacja przebiega według algorytmu opartego na losowaniu macierzy ortogonalnych, zaproponowanego przez Rubio-Ramíreza, Waggonera i Zhę³⁵⁸. Model VAR estymowano MNK (równanie po równaniu), natomiast identyfikację szoku polityki pieniężnej przeprowadzono z wykorzystaniem restrykcji znakowych w podejściu Monte Carlo opartym na losowaniu ortogonalnych rotacji (*random orthogonal rotations*), stosowanym m.in. przez Hafemanna i in. (2017). W rezultacie uzyskano zbiór modeli strukturalnych spełniających warunki identyfikacyjne przedstawione w tabeli 3.7. Procedurę powtarzano aż do osiągnięcia docelowej liczby zaakceptowanych modeli albo do wyczerpania maksymalnej liczby losowań. W analizie zachowano 1 000 takich rozwiązań. Ponieważ projekcje lokalne wymagają jednej serii szoku, spośród zaakceptowanych modeli wybrano ten, którego funkcje reakcji na impuls były najbardziej zbliżone do mediany dla całego zbioru, zgodnie z

³⁵⁶ L.J. Christiano, M. Eichenbaum, C.L. Evans, *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*, Journal of Political Economy 113(1)/2005, s. 1, 5.

³⁵⁷ B. S. Bernanke, K. N. Kuttner, *What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?*, The Journal of Finance 60(3)/2005, s. 1221–1257.

³⁵⁸ J. F. Rubio-Ramírez, D. F. Waggoner, T. Zha, *Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference*, The Review of Economic Studies 77(2)/2010, s. 665–696.

procedurą median-target Fry'a i Pagana (2011)³⁵⁹.

Na podstawie wybranej rotacji (czyli pojedynczego modelu strukturalnego) wyznaczana jest seria szoku poprzez odwrócenie standardowej relacji między innowacjami formy zredukowanej a szokami strukturalnymi:

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{B}^{-1}\hat{u}_t, \quad (3.17)$$

gdzie $\hat{u}_t$ to wektor reszt VAR, a $\hat{B}$ jest macierzą oddziaływań wybranego modelu strukturalnego. Wektor $\hat{\varepsilon}_t$ zawiera oszacowane szoki strukturalne, a jego składowa odpowiadająca szokowi polityki pieniężnej jest następnie wykorzystana jako regresor w projekcjach lokalnych.

3.5.4. Diagnostyka modelu i ograniczenia specyfikacji

Wiarygodność identyfikacji szoków zależy od poprawnej specyfikacji modelu VAR. Jeśli na przykład pomija on istotną zmienną lub przyjmuje zbyt mały rząd opóźnień wyodrębnione szoki mogą nie odpowiadać rzeczywistym impulsom polityki monetarnej.

Warunkiem koniecznym poprawności modelu VAR jest jego stabilność. Oznacza to, że efekty szoku muszą z czasem wygasać, co pozwala na powrót zmiennych do ich długookresowych trendów. Pod względem matematycznym sprowadza się to do sprawdzenia czy parametry modelu mieszczą się w bezpiecznych granicach (tzw. koło jednostkowe)³⁶⁰. Potwierdzenie stabilności obu szacowanych modeli przedstawiono w podrozdziale 4.1

Ponadto należy dokonać oceny czy reszty modelu VAR nie wykazują istotnych autokorelacji, co wskazywałoby na pominięcie istotnych informacji. W tym celu zastosowano wielowymiarowy test białości reszt (*test Portmanteau*)³⁶¹. Należy jednak zaznaczyć, że jego wynik przy dużej liczbie parametrów i krótkiej próbie ma ograniczoną moc i wymaga ostrożnej interpretacji.

Jako uzupełnienie zastosowano testy Breuscha–Godfrey'a z 4 opóznieniami dla każdego równania modelu VAR³⁶². Raportowana jest minimalna wartość p spośród wszystkich równań o ile przekracza 0,05. Żadne pojedyncze równanie nie wykazuje istotnej autokorelacji resztkowej. Zastosowanie tego testu jest analogiczne do procedury stosowanej przy ocenie modeli mostkowych w podrozdziale 3.2.3.

³⁵⁹ R. Fry, A. Pagan, *Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review*, Journal of Economic Literature 49(4)/2011, s. 950–951.

³⁶⁰ H. Lütkepohl, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlin 2005, s. 13–18.

³⁶¹ Ibidem., s. 169–171.

³⁶² T. S. Breusch, *Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models*, Australian Economic Papers 17(31)/1978, s. 334–355.

Wyniki diagnostyk raportowane są szczegółowo w podrozdziale 4.1. W tym miejscu należy jednak wskazać na istotne ograniczenia przyjętej specyfikacji. Po pierwsze, krótka próba ogranicza możliwość estymacji i moc testów diagnostycznych. Co warto jednak podkreślić, jest to ograniczenie wspólne dla większości badań nad efektami dystrybucyjnymi polityki monetarnej w strefie euro.

Po drugie, należy pamiętać, iż restrykcje znakowe identyfikują zbiór dopuszczalnych rotacji, a nie pojedynczy model strukturalny. Zidentyfikowany szok może częściowo zawierać komponent informacyjny (*information effect*), czyli reakcję rynków na sygnał banku centralnego o stanie gospodarki. Aby ograniczyć to ryzyko, w identyfikacji narzucono restrykcje na natychmiastową reakcję cen aktywów co częściowo eliminuje ten problem. Jednak Jarociński i Karadi (2020) pokazują, że pełniejsze rozdzielenie szoku polityki i szoku informacyjne może wymagać zmiennych instrumentalnych o wysokiej częstotliwości, co jest poza zakresem niniejszej rozprawy³⁶³.

Należy także pamiętać, iż seria szoku wybrana metodą *median target* jest wynikiem procedury identyfikacyjnej. Oznacza to, że w drugi etap (projekcje lokalne) opierają się na oszacowanym a nie obserwowanym regresorze. Z tego względu wyniki należy interpretować ostrożnie, koncentrując się przede wszystkim na znaku, horyzoncie i względnej sile reakcji.

3.6. Estymacja reakcji nierówności metodą lokalnych projekcji

3.6.1. Wybór metody projekcji lokalnych

Wynikiem etapu SVAR jest seria zidentyfikowanego szoku strukturalnego $\hat{\varepsilon}_t$, która w dalszej części analizy pełni rolę zmiennej objaśniającej. W tej części pracy omówiono metodę wykorzystaną w drugim etapie estymacji. Jej celem jest oszacowanie efektów zidentyfikowanego szoku na wskaźnik nierówności dochodowych w poszczególnych krajach strefy euro.

Aby osiągnąć ten cel, zastosowano metodę projekcji lokalnych, omówioną już pokrótce w rozdziale 2. Podejście to różni się od standardowej procedury stosowanej w modelach VAR. Zamiast wyprowadzać przebieg funkcji reakcji na impuls z jednego oszacowanego modelu, w metodzie LP estymuje się osobną regresję dla każdego horyzontu $h = 0, 1, \dots, H$. Zmienną zależną jest wartość analizowanej zmiennej obserwowana po h okresach od wystąpienia szoku, a zmienną objaśniającą szok zidentyfikowany w pierwszym etapie. Dzięki temu reakcja dla każdego horyzontu jest szacowana bezpośrednio. Wynika to z faktu, że model VAR narzuca wspólną strukturę dynamiczną

³⁶³ M. Jarociński, P. Karadi, *Deconstructing Monetary Policy Surprises — The Role of Information Shocks*, American Economic Journal: Macroeconomics 12(2)/2020, s. 1–43.

dla całej ścieżki odpowiedzi, natomiast w metodzie LP każdy horyzont estymowany jest osobno³⁶⁴.

W drugim etapie estymacji szok monetarny jest traktowany jako zmienna egzogeniczna. Nie ma zatem potrzeby estymacji pełnego modelu dynamicznego na poziomie krajowym. Krótka próba kwartalna (od 57 do 76 obserwacji w zależności od modelu) sprawia, że krajowy model VAR byłby bardziej narażony na problemy związane z przeparametryzowaniem. Zastosowanie LP pozwala ograniczyć liczbę parametrów estymowanych dla poszczególnych horyzontów. Użyteczność tej metody w badaniach dotyczącej efektów dystrybucyjnych polityki monetarnej potwierdzona jest w literaturze. Villarreal (2014) zastosował projekcje lokalne dla Meksyku, pokazując, że metoda ta jest względnie odporna na błędną specyfikację modelu dynamicznego.³⁶⁵ Inui, Sudo i Yamada (2017) zwracają uwagę, że metoda LP jest szczególnie odpowiednia, wtedy, gdy wybór zmiennych objaśniających i liczby opóźnień obarczony jest niepewnością³⁶⁶.

3.6.2. Specyfikacja modelu

Dla każdego kraju $i = 1, \dots, N$ oraz każdego horyzontu prognostycznego $h = 0, 1, \dots, H$ estymowane jest następujące równanie:

$$y_{i,t+h} = \alpha_{i,h} + \beta_{i,h} \cdot \hat{\varepsilon}_t + \sum_{l=1}^L \gamma_{i,h,l} \cdot x_{i,t-l} + \delta_{i,h} \cdot D_t + u_{i,t+h} \quad (3.18)$$

gdzie $y_{i,t+h}$ oznacza wartość wskaźnika Giniego w kraju i w kwartale $t + h$;

$\hat{\varepsilon}_t$ jest serią szoku strukturalnego zidentyfikowaną w pierwszym etapie (równanie 3.17);

$x_{i,t-l}$ jest wektorem zmiennych kontrolnych obserwowanych z opóźnieniem l ;

D_t jest wektorem zmiennych binarnych;

$\beta_{i,h}$ jest oszacowaną reakcją zmiennej y w kraju i na szok po h okresach;

wartości $\beta_{i,0}, \dots, \beta_{i,H}$ tworzą przebieg funkcji reakcji na impuls (IRF).

Wektor $x_{i,t-l}$ obejmuje opóźnione wartości zmiennej zależnej (Gini) oraz zmiennych makroekonomicznych i finansowych zawartych w pierwotnym modelu VAR: logarytmu realnego PKB, inflacji HICP, stopy bezrobocia oraz nominalnego indeksu cen aktywów. Uwzględnienie opóźnień Giniego pozwala oddzielić wpływ szoku od naturalnej dynamiki samego wskaźnika. Bez tej kontroli współczynnik $\beta_{i,h}$ mógłby w dużej mierze odzwierciedlać fakt, że Gini zmienia się powoli,

³⁶⁴ Ò. Jordà, *Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections*, The American Economic Review 95(1)/2005, s. 161–163.

³⁶⁵ F. G. Villarreal, *Monetary Policy and Inequality in Mexico*, MPRA Paper No. 57074/2014.

³⁶⁶ M. Inui, N. Sudo, T. Yamada, *The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan*, BIS Working Paper 642/2017.

a nie rzeczywistą reakcję na impuls monetarny. Pozostałe zmienne pełnią podobną funkcję, tj. kontrolują wcześniejsze warunki gospodarcze i trendy, które mogą wpływać na nierówności i jednocześnie współwystępować z szokiem. Przykładowo, gdyby przed szokiem ekspansywnym bezrobocie już spadało, to bez uwzględnienia opóźnionej stopy bezrobocia część tej wcześniejszej tendencji mogłaby zostać błędnie przypisana szokowi w oszacowanej reakcji Giniego.

Liczba opóźnień zmiennych kontrolnych została ustalona jako $L = 2$ zarówno dla Modelu A (szok *SSR*) jaki i Modelu B (szok *QE*). Przyjęcie takiej wartości wynika z długości próby oraz ograniczenia nadmiernej parametryzacji. Jest to wybór bardziej oszczędny, przy jednoczesnym zachowaniu stabilności. Pozwala zachować wyższą efektywną liczbę obserwacji oraz generuje bardziej przejrzyste i łatwiejsze do interpretacji przebiegi reakcji. Wektor zmiennych binarnych D_t zawiera dwie zmienne: D^{GFC} przyjmującą wartość 1 w okresie 2008Q3–2009Q3 oraz D^{COV} przyjmującą wartość 1 w okresie 2020Q1–2021Q2. Mają za zadanie kontrolować zmienność związaną z globalnym kryzysem finansowym i pandemią COVID-19.

3.6.3. Estymacja i wnioskowanie statystyczne

Równanie (3.18) estymowane jest metodą najmniejszych kwadratów osobno dla każdego kraju i oraz horyzontu h . Podejście to pozwala na pełną heterogeniczność reakcji w przekroju krajowym. Ten sam szok monetarny EBC może wywoływać odmienne efekty dla nierówności w Austrii i Hiszpanii, co jest centralnym przedmiotem badania.

W metodzie lokalnych projekcji problemem technicznym jest to, że składnik losowy może wykazywać autokorelację oraz heteroskedastyczność. Wynika to z samego charakteru estymacji, w której dla kolejnych horyzontów wykorzystuje się przyszłe wartości zmiennej zależnej. Wraz ze wzrostem horyzontu odpowiedzi rośnie niepewność oszacowań, a tym samym ryzyko, że błędy standardowe estymacji będą zaniżone³⁶⁷.

Aby uzyskać poprawne błędy standardowe, zastosowano estymator HAC, odporny na heteroskedastyczność i autokorelację.³⁶⁸ W każdej regresji dla danego horyzontu przyjęto szerokość okna równą długości tego horyzontu:

$$bw_h = h \quad (3.19)$$

³⁶⁷ Ò. Jordà, op. cit., s. 165–166, 171–172.

³⁶⁸ W. K. Newey, K. D. West, *Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation*, The Review of Economic Studies, Vol. 61/1994, s. 631–653.

Oznacza to, że w każdej regresji dla danego horyzontu uwzględniono autokorelację do rzędu odpowiadającego długości tego horyzontu. Takie rozwiązanie jest typowe dla lokalnych projekcji, ponieważ wraz ze wzrostem h rośnie niepewność oszacowań.

Przedziały ufności dla kraju i oraz horyzontu h wyznaczono standardowo:

$$\hat{\beta}_{i,h} \pm z \cdot SE(\hat{\beta}_{i,h}) \quad (3.20)$$

gdzie $SE(\hat{\beta}_{i,h})$ jest błędem standardowym z estymatora HAC, a z to kwantyl rozkładu normalnego dla wybranego poziomu ufności. Przyjęto dwa poziomy: ok. 68% ($z = 1$) oraz 90% ($z \approx 1,645$).

3.6.4. Agregacja Mean Group

Estymacja osobno dla każdego kraju daje zbiór $N = 8$ indywidualnych IRF. Aby ocenić efekt szoku monetarnego łącznie dla całej analizowanej grupy, niezbędna jest metoda agregacji uwzględniająca zróżnicowanie międzykrajowe. W tym celu zastosowano estymator *Mean Group* zaproponowany przez Pesarana i Smitha (1995)³⁶⁹. Badacze argumentują, że w dynamicznych panelach z heterogenicznymi współczynnikami estymatory oparte na narzucaniu wspólnych parametrów mogą prowadzić do niespójnych i mylących oszacowań średniego efektu³⁷⁰. W ramach *Mean Group* każdy kraj estymowany jest niezależnie, a następnie obliczana jest średnia arytmetyczna estymatorów krajowych:

$$\bar{\beta}_h = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{i,h} \quad (3.21)$$

Błąd standardowy estymatora *Mean Group* oparty jest na zróżnicowaniu estymatorów krajowych:

$$SE(\bar{\beta}_h) = \frac{s(\hat{\beta}_{i,h})}{\sqrt{N}} \quad (3.22)$$

gdzie $s(\hat{\beta}_{i,h})$ jest przekrojowym odchyleniem standardowym estymatorów krajowych $\hat{\beta}_{1,h}, \dots, \hat{\beta}_{N,h}$ dla danego horyzontu h .

³⁶⁹ M.H. Pesaran, R. Smith, *Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels*, Journal of Econometrics 68(1)/1995, s. 79–113.

³⁷⁰ M.H. Pesaran, R. Smith, op. cit., s. 80.

Taka konstrukcja sprawia, że szerokość przedziałów ufności średniego efektu wynika przede wszystkim z różnicy w odpowiedzi między krajami, a nie z niepewności estymacji wewnątrz poszczególnych krajów. Oznacza to, że im bardziej zróżnicowane są reakcje krajowe, tym szersze będą przedziały ufności wokół średniej. Zbliżone podejście stosują Samarina i Nguyen (2019), którzy w modelu panelowym VARX dla strefy euro wykorzystują metodę Peserana i Smitha do agregacji heterogenicznych odpowiedzi krajowych³⁷¹.

3.6.5. Ograniczenia metody

Przyjęta metodologia niesie ze sobą pewne ograniczenia, które należy uwzględnić przy interpretacji wyników. Jak już wspomniano w podrozdziale 3.5.1, seria szoku ε_t wykorzystywana w równaniu (3.18) jest regresorem generowanym (*generated regressor*). Pagan (1984) przekonuje, że w takim przypadku błędy standardowe drugiego etapu mogą być niedoszacowane, ponieważ nie uwzględniają niepewności estymacji z etapu pierwszego³⁷². Ponadto estymacja osobno dla każdego kraju oznacza, że każda regresja opiera się na niewielkiej próbie. Z tego względu estymatory mogą być zaszumione, a poszczególne IRF niestabilne. Agregacja *Mean Group* łagodzi ten problem przez uśrednienie, ale jednocześnie ukrywa heterogeniczne odpowiedzi krajowe. Dlatego też wyniki prezentowane są zarówno na poziomie zagregowanym, jak i na poziomie poszczególnych krajów.

Należy zwrócić uwagę, iż specyfikacja równania (3.18) zakłada liniową reakcję nierówności na szok monetarny. Oznacza to, że efekt restrykcyjnego szoku o wielkości jednego odchylenia standardowego jest traktowany jako równej wartości co efekt szoku łagodzącego o tej samej wielkości. W rzeczywistości transmisja monetarna może cechować się asymetrią na przykład, jeśli rynek pracy silniej reaguje na zacieśnianie niż na łagodzenie³⁷³. Analiza takich efektów wykracza jednak poza zakres niniejszej rozprawy.

³⁷¹ A. Samarina, A. D. H. Nguyen, op. cit., s. 12.

³⁷² A.R. Pagan, *Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors*, International Economic Review 25(1)/1984, s. 221–247.

³⁷³ R. Barnichon, C. Matthes, *Functional Approximation of Impulse Responses*, Journal of Monetary Economics 99/2018, s. 41–55.

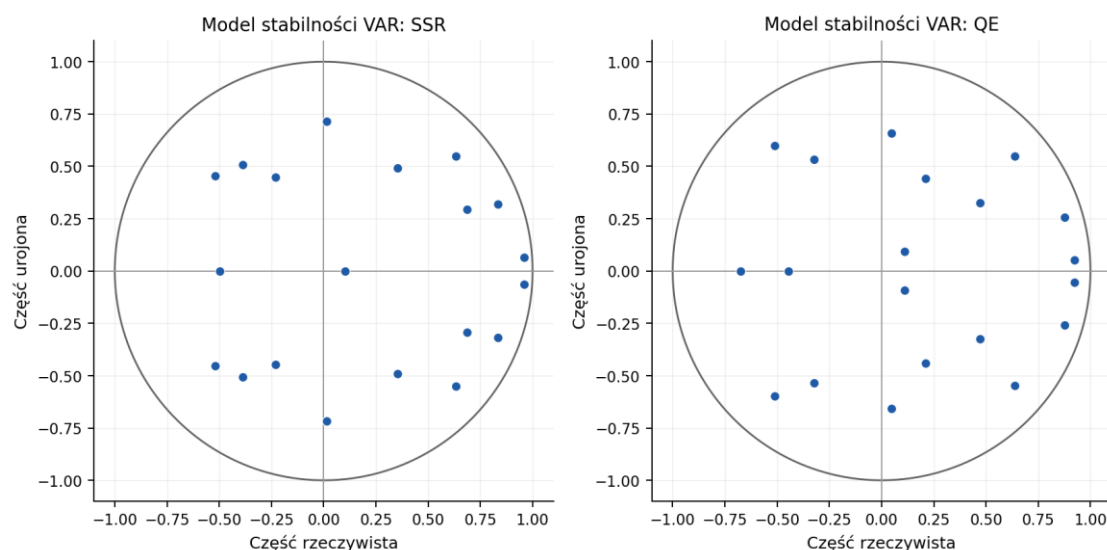
Rozdział 4. Wyniki badania empirycznego i ich interpretacja

W niniejszym rozdziale przedstawiono wyniki badania empirycznego przeprowadzonego zgodnie ze strategią opisaną w rozdziale 3³⁷⁴. Celem analizy było udzielenie odpowiedzi na trzy pytania badawcze sformułowane w podrozdziale 2.5 Konstrukcja rozdziału odzwierciedla tę logikę. W pierwszej kolejności dokonano walidacji identyfikacji wspólnych szoków polityki pieniężnej na poziomie zagregowanych danych strefy euro. Następnie osobno przedstawiono wyniki dla restrykcyjnego szoku SSR oraz ekspansywnego dla QE. Kolejna część poświęcona jest interpretacji kanałów transmisji i heterogeniczności reakcji krajowych. Rozdział kończy analiza wrażliwości. Porównanie wyników dla SSR i QE ma charakter przede wszystkim jakościowy ze względu na różnice w próbie czasowej oraz odmienną konstrukcję zmiennych polityki pieniężnej. W całym rozdziale zachowano ostrożny sposób wnioskowania, akcentując przede wszystkim zgodność znaków, względną siłę reakcji, trwałość odpowiedzi oraz ich odporność na modyfikacje specyfikacji.

4.1. Identyfikacja wspólnych szoków polityki monetarnej EBC w modelu SVAR

Przed przejściem do interpretacji reakcji nierówności dochodowych konieczne jest sprawdzenie, czy zidentyfikowane w pierwszym etapie szeregi szoków polityki pieniężnej są ekonomicznie wiarygodne, a modele SVAR nie wykazują podstawowych problemów diagnostycznych. Specyfikacje obu modeli szczegółowo opisano w podrozdziale 3.5.2 (Tabela 3.7). Oba modele spełniają warunek stabilności: wszystkie pierwiastki charakterystyczne mieszczą się wewnątrz okręgu jednostkowego (Rysunek 4.1), z wartościami maksymalnymi 0,961 (SSR) i 0,926 (QE). Oznacza to, że funkcje reakcji na impuls zbiegają do zera w długim horyzoncie.

³⁷⁴ Obliczenia przeprowadzono w środowisku Python z wykorzystaniem bibliotek *statsmodels*, *scipy*, *numpy*, *pandas* oraz *matplotlib*. Pakiet *statsmodels* zastosowano do estymacji modeli OLS, VAR oraz lokalnych projekcji, *scipy* i *numpy* do obliczeń oraz implementacji procedury restrykcji znakowych, natomiast *pandas* i *matplotlib* do przygotowania danych, tabel i wykresów.



Rysunek 4.1. Stabilność modeli SVAR (korzenie charakterystyczne)

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

W teście Portmanteau dla 12 opóźnień uzyskano p-value równe 0,193 dla modelu SSR oraz 0,060 dla modelu QE. Oznacza to, że na poziomie 5% nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o białości reszt w żadnym z modeli, choć w przypadku modelu QE wynik pozostaje relatywnie bliski granicy istotności i dlatego wymaga większej ostrożności. Należy jednak podkreślić, że moc testu Portmanteau jest ograniczona przy tak krótkich próbach i dużej liczbie parametrów³⁷⁵. Uzupełniając zastosowano testy Breuscha-Godfrey'a z 4 opóźnieniami dla poszczególnych równań. Minimalna wartość p spośród wszystkich równań wynosi 0,278 dla modelu SSR oraz 0,412 dla modelu QE, co również nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy o braku autokorelacji na poziomie pojedynczego równania. Wyniki diagnostyczne nie sygnalizują problemów, które podważałyby wiarygodność identyfikacji wspólnych szoków polityki pieniężnej, choć krótsza próba w modelu QE nadal przemawia za ostrożniejszą interpretacją.

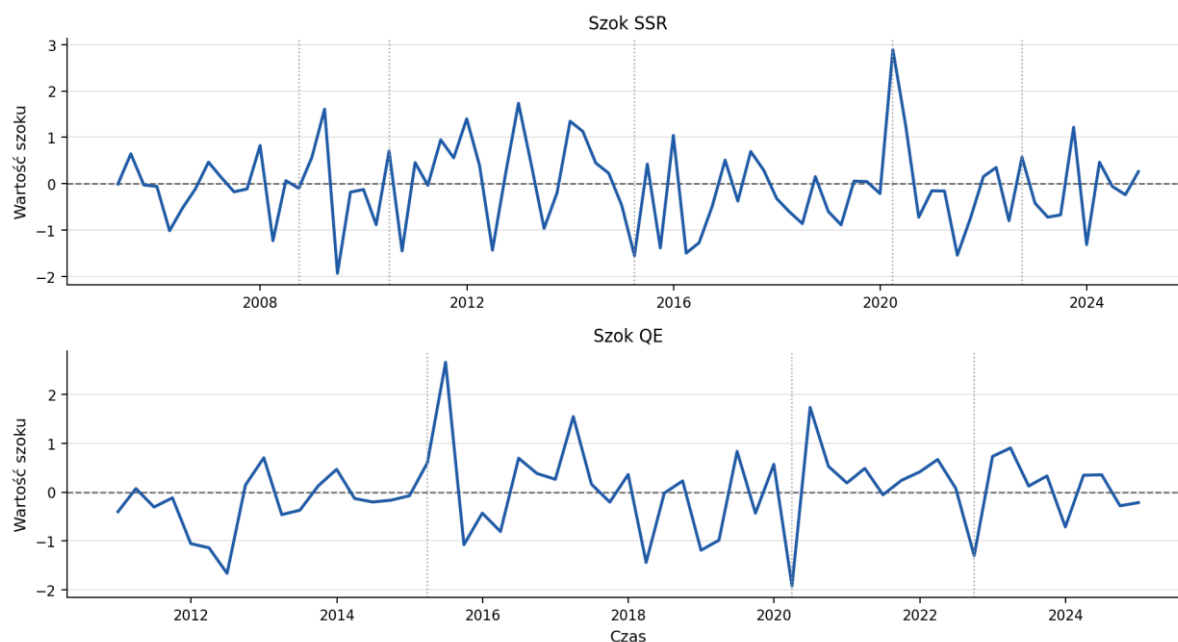
Tabela 4.1. Charakterystyka modeli identyfikacyjnych

Model	Próba	Zmienne	Opóźnienia VAR	liczba obserwacji T	Maks. moduł pierwiastka	Współczynnik akceptacji
SSR	2004Q1–2023Q4	5	4	80	0,961	10,1%
QE	2009Q4–2023Q4	5	4	57	0,926	24,7%

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

³⁷⁵ H. Lütkepohl, New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer, Berlin 2005, s. 169–171.

Współczynniki akceptacji rotacji w procedurze restrikcji znakowych wyglądają wiarygodnie (Tabela 4.1). W modelu SSR zaakceptowano 10,1% losowań, a w modelu QE 24,7%. Oznacza to, że dopuszczalny zbiór rotacji istnieje, a narzucone ograniczenia nie są ani zbyt luźne, ani nadmiernie restrykcyjne.



Rysunek 4.2. Zidentyfikowane szeregi szoków SSR i QE na tle głównych epizodów

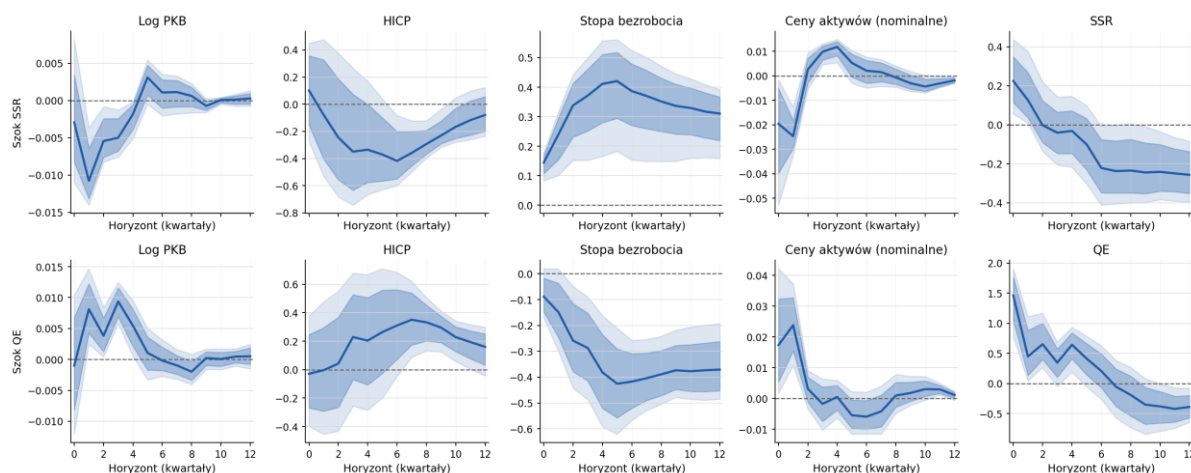
Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Rysunek 4.2 wskazuje, że w zidentyfikowanych szeregach szoków można dostrzec najważniejsze punkty zwrotne polityki pieniężnej EBC. Uruchomieniu APP towarzyszy wyraźny dodatni impuls w serii QE, natomiast początek cyklu zacieśnienia w 2022 r. znajduje odzwierciedlenie w dodatnich odchyleniach szeregu SSR i słabszych wartościach szeregu QE. W przypadku PEPP dodatni impuls w serii QE pojawia się z niewielkim przesunięciem względem momentu formalnego ogłoszenia programu. Należy przy tym pamiętać, że zidentyfikowane serie nie odzwierciedlają bieżącego poziomu instrumentów polityki pieniężnej, lecz nieoczekiwane impulsy, czyli odchylenia od przewidywanego przebiegu decyzji EBC³⁷⁶.

Dodatkowego potwierdzenia dostarcza panel reakcji dla agregatu strefy euro (Rysunek 4.3). Po restrykcyjnym szoku SSR realny PKB spada, bezrobocie rośnie, a ceny aktywów reagują ujemnie, co odpowiada kontrakcyjnemu impulsowi polityki pieniężnej. Profil ten jest spójny z wynikami

³⁷⁶ Zob. definicję szoku polityki monetarnej w podrozdz. 2.2.1. Identyfikacja szoków polityki monetarnej i problem przyczynowości, s. 18.

uzyskiwanymi w literaturze wykorzystującej restrykcje znakowe dla strefy euro³⁷⁷. Po szoku QE obserwowany jest wzorzec odwrotny: poprawa aktywności, spadek bezrobocia oraz dodatni impuls dla cen aktywów w krótszym horyzoncie. Reakcja ta odpowiada ustaleniom Hohbergera i in³⁷⁸. Łącznie oznacza to, że pierwszy etap strategii identyfikacyjnej można uznać za wystarczająco wiarygodny, by przejść do analizy reakcji nierówności.



Rysunek 4.3. Reakcje zagregowanych zmiennych strefy euro po szokach SSR i QE

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji. Uwaga: linia ciągła – mediana IRF z 1000 zaakceptowanych rotacji; ciemniejszy obszar – przedział 68%; jaśniejszy obszar – przedział 90%.

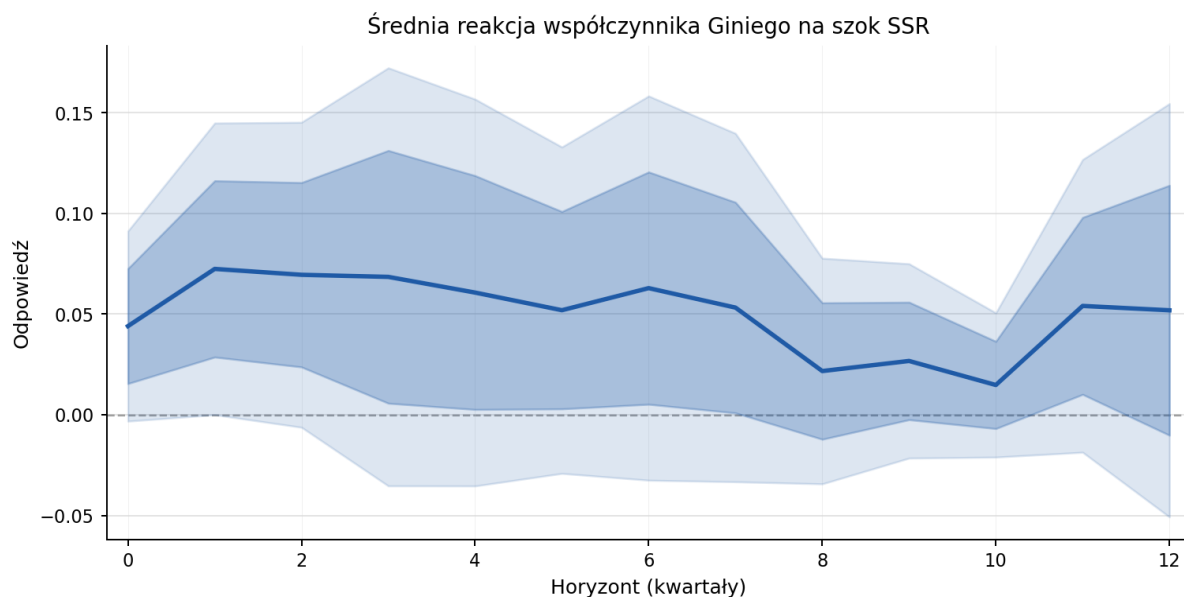
4.2. Reakcja rynkowych nierówności dochodowych na restrykcyjny szok SSR

Pierwsze pytanie badawcze dotyczyło tego, czy restrykcyjny szok *shadow rate* prowadzi do wzrostu rynkowych nierówności dochodowych. Wyniki przedstawione na Rysunku 4.4 oraz w Tabeli 4.2 wskazują, że przeciętna reakcja kwartalnego współczynnika Giniego (uśredniona po ośmiu analizowanych krajach) ma w specyfikacji bazowej znak dodatni. Największa dodatnia odpowiedź pojawia się bardzo wcześnie, w pierwszym kwartale po szoku i wynosi przeciętnie +0,072 punktu Giniego. W modelu mierzona jest zmiana poziomu wskaźnika Giniego (w skali 0–100) w reakcji na szok strukturalny o wielkości jednego odchylenia standardowego, zidentyfikowany w pierwszym

³⁷⁷ F. Ballabriga, K. Davtyan, *Comparing conventional and unconventional monetary policy effects in the euro area and the United States*, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 104/2025, s. 10-12.

³⁷⁸ S. Hohberger, R. Priftis, L. Vogel, *The distributional effects of conventional monetary policy and quantitative easing: Evidence from an estimated DSGE model*, Journal of Banking and Finance 113/2020, s. 1–16.

etapie procedury (zob. równanie 3.18). Wartość $+0,072$ oznacza zatem, że w reakcji na restrykcyjny impuls SSR współczynnik Giniego wzrastał przeciętnie o $0,072$ punktu.



Rysunek 4.4. Mean Group IRF reakcji Giniego na restrykcyjny szok SSR

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Przedział ufności 90% nie obejmuje zera jedynie w pierwszym kwartale po szoku, co oznacza, że najsilniejsze wsparcie w danych ma wynik dotyczący krótkookresowej reakcji po zacieśnieniu monetarnym³⁷⁹. W dalszej części ścieżki odpowiedź pozostaje wyraźnie dodatnia, choć wynik ten należy traktować z większą ostrożnością. W $h = 4$ wartość średniej reakcji wynosi $+0,061$, a już w $h = 8$ spada do $+0,022$. W końcowej fazie ścieżka ponownie rośnie, osiągając w $h = 12$ wartość $+0,052$, jednak zwrot ten należy interpretować ostrożnie, ponieważ w dalszych horyzontach projekcji lokalnych maleje liczba dostępnych obserwacji, co zwiększa niepewność oszacowań.

Tabela 4.2. Parametry reakcji Giniego na szok SSR (*Mean Group*)

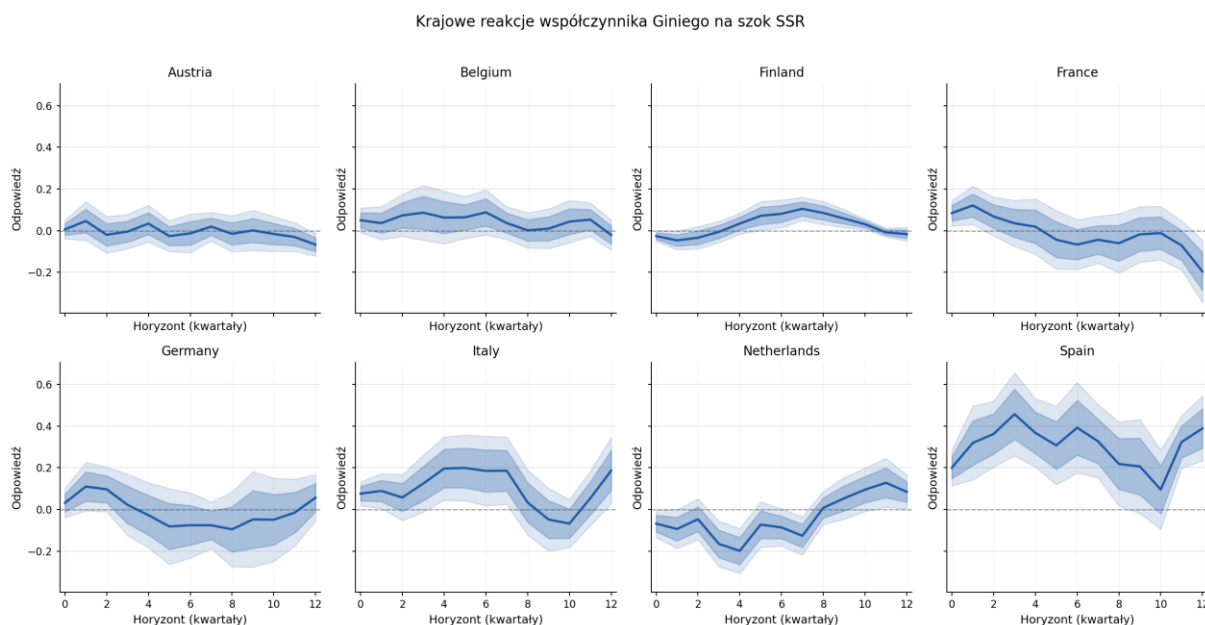
Szok	Horyzont maksimum	β maksimum	Znak reakcji	$\beta(h=4)$	$\beta(h=8)$	$\beta(h=12)$
SSR	1	$+0,072$	dodatni	$+0,061$	$+0,022$	$+0,052$

³⁷⁹ Przedziały ufności na wykresach *Mean Group* wynikają z konstrukcji estymatora opisanej w podrozdziale 3.6.4. Ich szerokość odzwierciedla przede wszystkim zróżnicowanie odpowiedzi krajowych wokół średniej, a nie niepewność estymacji wewnątrz poszczególnych krajów. Prezentowane pasma *Mean Group* należy traktować jako przybliżenie. Bardziej bezpośrednią informację o istotności statystycznej dostarczają przedziały ufności na poziomie poszczególnych krajów, które oparte są na błędach standardowych HAC z regresji LP i odzwierciedlają niepewność estymacji dla danej gospodarki. Wykresy *Mean Group* należy więc interpretować ostrożnie, koncentrując się na znaku, horyzoncie i względnej sile reakcji.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Taki profil odpowiedzi po restrykcyjnym szoku można interpretować jako efekt relatywnie szybkiego uruchomienia kanału makroekonomicznego, działającego przez osłabienie aktywności gospodarczej, rynku pracy i bieżących dochodów z pracy³⁸⁰. Skala reakcji może przy tym różnić się między grupami gospodarstw domowych ze względu na odmienną strukturę źródeł dochodu oraz różną podatność na pogorszenie koniunktury. Taka interpretacja jest zasadniczo zgodna z tą częścią literatury empirycznej, która wskazuje, że restrykcyjne impulsy monetarne mogą przejściowo zwiększać nierówności dochodowe, choć badania różnią się zarówno co do siły, jak i dokładnego momentu ujawniania się tych efektów³⁸¹.

Należy jednak podkreślić, że skala uzyskanego efektu ($\beta \max = 0,072$ pkt Giniego) jest ekonomicznie umiarkowana. Średnia odpowiedź *Mean Group* ukrywa jednak istotne zróżnicowanie reakcji między państwami (Rysunek 4.5). Wśród ośmiu analizowanych gospodarek wyraźnie dodatnią reakcję można zaobserwować przede wszystkim w Hiszpanii, Włoszech, a w mniejszym stopniu także w Finlandii i Belgii. Natomiast we Francji, Niemczech i w Niderlandach przebieg reakcji jest zróżnicowany w horyzoncie 12 kwartałów.



Rysunek 4.5. Reakcje krajowe Giniego na szok SSR

³⁸⁰ Zob. M. Ampudia, D. Georgarakos, J. Slacalek, O. Tristani, P. Vermeulen, G. L. Violante, *Monetary Policy and Household Inequality*, ECB Working Paper No. 2170/2018, s. 5; H. Mumtaz, A. Theophilopoulou, *The Impact of Monetary Policy on Inequality in the UK. An Empirical Analysis*, European Economic Review 2017, s. 3.

³⁸¹ Zob. szczegółowe omówienie tych badań w podrozdziale 2.3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Jak wskazano w tabeli 4.3 najsilniej dodatnio reagują Hiszpania (+0,457 pkt, $h = 3$) oraz Włochy (+0,199 pkt, $h = 5$), a więc gospodarki o najwyższym poziomie bezrobocia. Po stronie ujemnej najbardziej wyraźny sygnał występuje w Niderlandach (−0,199 pkt, $h=4$). W pozostałych krajach odpowiedź współczynnika Giniego była wyraźnie słabsza lub nie tworzyły równie jednoznacznego wzorca.

Tabela 4.3. Zestawienie reakcji krajowych na szok SSR

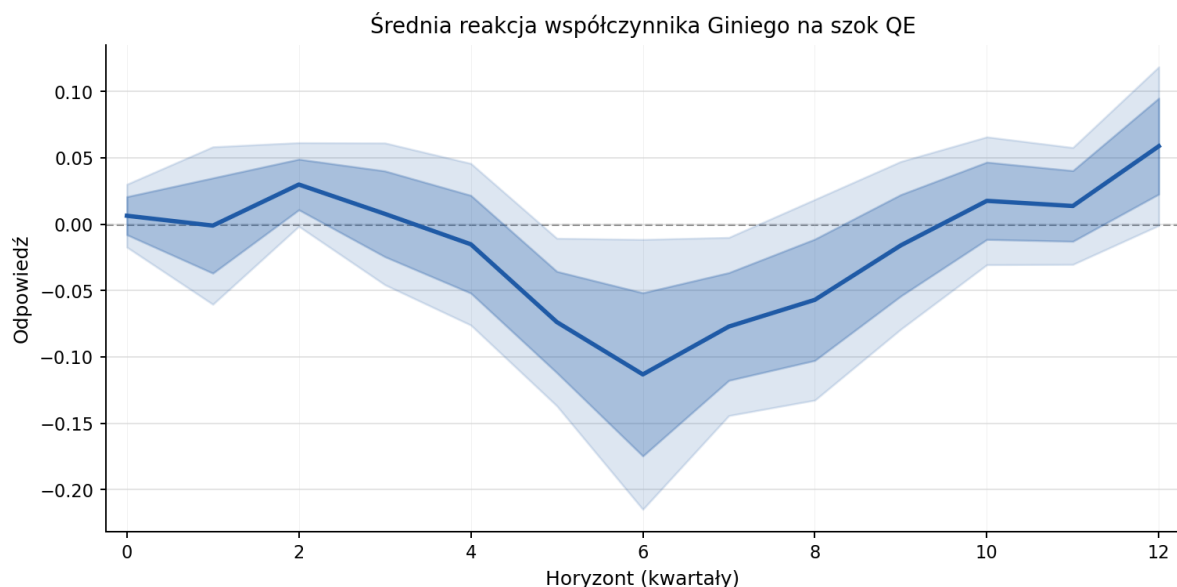
Kraj	Horyzont peaku	β maksimum	Znak peaku	$\beta(h=12)$	CI90 piku zawiera 0
Austria	12	−0,067	ujemny	−0,067	Nie
Belgia	6	+0,088	dodatni	−0,021	Tak
Finlandia	7	+0,105	dodatni	−0,017	Nie
Francja	12	−0,196	ujemny	−0,196	Nie
Niemcy	1	+0,110	dodatni	+0,056	Tak
Włochy	5	+0,199	dodatni	+0,186	Nie
Niderlandy	4	−0,199	ujemny	+0,084	Nie
Hiszpania	3	+0,457	dodatni	+0,389	Nie

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Na podstawie powyższych wyników, na pierwsze pytanie badawcze można ostrożnie odpowiedzieć twierdząco. Restrykcyjny szok stopy cienia wiązał się przeciętnie ze wzrostem rynkowych nierówności dochodowych, w analizowanej grupie państw. Należy podkreślić, że siła tej reakcji jest umiarkowana, a wyniki w badanej próbie mają silnie heterogeniczny charakter i były zdominowane przez część gospodarek z bardziej wyraźną reakcją. Możliwe źródła tej heterogeniczności zostaną omówione szerzej w podrozdziale 4.4.

4.3. Reakcja rynkowych nierówności dochodowych na ekspansywny szok QE

Drugie pytanie badawcze dotyczyło wpływu szoku luzowania ilościowego na nierówności dochodowe. Wyniki przedstawione na Rysunku 4.6 oraz w Tabeli 4.4 wskazują, że przeciętna reakcja kwartalnego współczynnika Giniego ma w tym przypadku znak ujemny w średnim horyzoncie. Najsilniejsza odpowiedź występuje w horyzoncie $h = 6$ i wynosi średnio −0,113 punktu Giniego.



Rysunek 4.6. *Mean Group* IRF reakcji Giniego na szok QE

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Przedział ufności 90% nie obejmuje zera w trzech kolejnych horyzontach $h = 5 - 7$. Oznacza to, że reakcje krajowe są w tym horyzoncie bardziej zgodne co do kierunku, co czyni wynik dla QE czytelniejszym niż dla SSR. Jak wskazano w tabeli 4.4 w ostatnim kwartale pojawia się dodatnie odbicie, które jednak tak jak w przypadku SSR należy interpretować ostrożnie.

Tabela 4.4. Syntetyczne parametry reakcji Giniego na szok QE (Mean Group)

Szok	Horyzont maksimum	β maksimum	Znak reakcji	$\beta(h=4)$	$\beta(h=8)$	$\beta(h=12)$
QE	6	-0,113	ujemny	-0,015	-0,057	+0,059

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Z ekonomicznego punktu widzenia opóźniony charakter reakcji (maksimum w $h = 6$, a nie natychmiast po szoku) sugeruje, że dominującym mechanizmem jest kanał makroekonomiczny, działający przez rynek pracy. Gdyby to wzrost cen aktywów (faworyzujący zamożniejsze gospodarstwa) był głównym kanałem transmisji QE na nierówności, oczekiwany byłby raczej natychmiastowy wzrost nierówności, a nie ich opóźniony spadek³⁸².

Wynik jest spójny z ustaleniami literatury dla strefy euro. W szczególności Lenza i Slacalek, analizując cztery największe gospodarki strefy euro (Niemcy, Francję, Włochy i Hiszpanię), dochodzą do wniosku, że szok QE obniżał nierówności dochodowe przede wszystkim przez kanał

³⁸² K. Bernoth, P. J. König, B. Beckers, C. Forti Grazzini, *Quantitative Easing – What Are the Side Effects on Income and Wealth Distribution*, DIW Berlin: Politikberatung kompakt 99/2015, s. 7–10.

heterogeniczności zarobków poprzez przejścia z bezrobocia do zatrudnienia³⁸³. Podobnie Samarina i Nguyen wykazali, iż dla dziesięciu krajów strefy euro ekspansywna polityka monetarna przeciętnie obniżała nierówności dochodowe. Zauważają jednak, że efekt ten był bardziej wyraźny w gospodarkach „peryferyjnych” (Grecja, Włochy, Portugalia i Hiszpania). Jako główny mechanizm wskazali wzrost płac i zatrudnienia, podczas gdy kanał finansowy mógł jedynie częściowo osłabiać ten rezultat³⁸⁴.

Uzyskane w niniejszej pracy rezultaty kontrastują natomiast z wynikami Saiki i Frosta (2014, 2018) dla Japonii, gdzie QE zwiększało nierówności dochodowe. Jak wskazują ci autorzy, specyficzne warunki japońskiej gospodarki, czyli jednoczesny zerowy wzrost płac mimo historycznie niskiego bezrobocia powodowały, że kanał portfelowy dominował tam nad zarobkowym³⁸⁵.

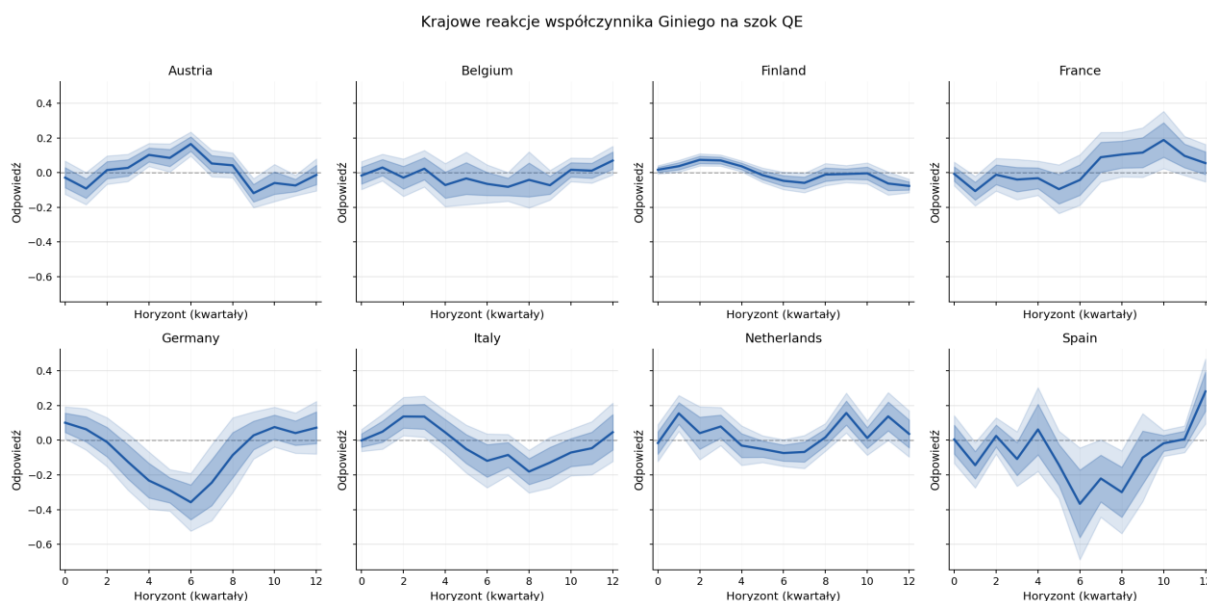
Powrót współczynnika Giniego do wartości bliskich zera (a nawet lekko powyżej) w $h = 12$ sugeruje, że wyrównujący efekt QE miał charakter przejściowy. Należy jednak podkreślić, że horyzont 12 kwartałów nie odpowiada długiemu okresowi w sensie teorii makroekonomicznej, a ewentualna weryfikacja tezy o długoterminowej neutralności polityki pieniężnej wobec nierówności wymagałaby znacznie dłuższych prób i odmiennego podejścia empirycznego.

Również w przypadku QE przeciętna reakcja składa się z bardzo odmiennych ścieżek krajowych (Rysunek 4.7). Ujemny znak szczytu pojawia się w pięciu państwach, a dodatni w trzech (tabela 4.5). Najsilniej ujemnie reagują Niemcy ($-0,357$ pkt, peak $h = 6$) oraz Hiszpania ($-0,366$ pkt, peak $h = 6$), natomiast dodatnie szczyty widoczne są w Austrii, Francji i Niderlandach. Niderlandy wykazywały odwrotny względem średniej szczytowy znak reakcji także w modelu SSR. Taka symetryczna odwrotność sugeruje, dominujący w tym kraju odmienny kanał transmisji.

³⁸³ Lenza i Slacalek nie raportują pełnej tabeli krajowych IRF współczynnika Giniego. Krajowa heterogeniczność transmisji QE pokazana jest przez bezrobocie, płace i ceny domów, dlatego też odwołanie do ich badania dotyczy przede wszystkim zgodności profilu transmisji, a nie szczegółowego porównania wszystkich krajowych reakcji nierówności dochodowych.

³⁸⁴ Zob. szczegółowe omówienie Lenzy i Slacaleka (2018), Samarina i Nguyen. (2024) w podrozdziale 2.4.

³⁸⁵ A. Saiki, J. Frost, *Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan*, Council on Economic Policies Working Papers 1402/2014; A. Saiki, J. Frost, *Japan's Unconventional Monetary Policy and Income Distribution: Revisited*, Tokyo Center for Economic Research Working Papers e126/2018.



Rysunek 4.7. Reakcje krajowe Giniego na szok QE

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Jakościowe porównanie obu typów szoków pozwala zaobserwować dwa wzorce. Po restrykcyjnym szoku SSR średnia reakcja Giniego jest dodatnia, a jej szczyt przypada blisko momentu uderzenia ($h = 1$). Po ekspansywnym szoku QE średnia reakcja jest ujemna, z najsilniejszym efektem w średnim horyzoncie ($h = 6$). W obu przypadkach znak średniej odpowiedzi jest zgodny z kierunkiem reakcji w pięciu z ośmiu analizowanych gospodarek, co oznacza, że wzorec ten nie jest uniwersalny. Należy przy tym pamiętać, że porównanie obu szoków ma charakter przede wszystkim jakościowy, ze względu na różnice w długości próby oraz odmienną konstrukcję zmiennych polityki pieniężnej. W konsekwencji uzyskane wyniki nie uprawniają do prostego uogólnienia, że zacieśnienie monetarne zawsze zwiększa, a luzowanie ilościowe zawsze zmniejsza nierówności dochodowe.

Tabela 4.5. Zestawienie reakcji krajowych na szok QE

Kraj	Horyzont pik	β maksimum	Znak pik	$\beta(h=12)$	CI90 pik zawiera 0
Austria	6	+0,165	dodatni	-0,013	Nie
Belgia	7	-0,082	ujemny	+0,070	Tak
Finlandia	12	-0,077	ujemny	-0,077	Nie
Francja	10	+0,188	dodatni	+0,055	Nie
Niemcy	6	-0,357	ujemny	+0,072	Nie
Włochy	8	-0,181	ujemny	+0,046	Nie
Niderlandy	9	+0,157	dodatni	+0,037	Nie
Hiszpania	6	-0,366	ujemny	+0,281	Nie

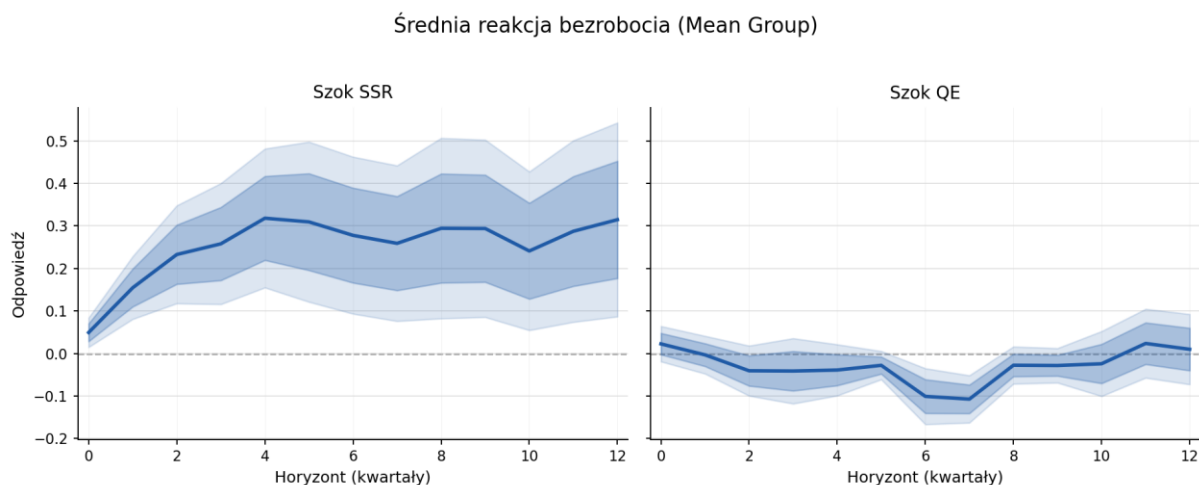
Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

4.4. Kanały transmisji i źródła heterogeniczności między krajami

Trzecie pytanie badawcze dotyczyło tego, na ile odpowiedzi nierówności różnią się między krajami oraz czy zróżnicowanie to można powiązać z kanałem rynku pracy i kanałem cen aktywów. Należy od razu podkreślić, że niniejsza część nie stanowi formalnej identyfikacji kanałów transmisji. Analiza ma charakter interpretacyjny i polega na zestawieniu reakcji Giniego z odpowiedziami bezrobocia i cen aktywów, a następnie skonfrontowaniu tego obrazu z danymi przekrojowymi HFCS 2021.

4.4.1 Kanał rynku pracy

Pierwszy i najbardziej czytelny wzorzec dotyczy rynku pracy. Zgodnie z Rysunkiem 4.8 po restrykcyjnym szoku SSR średnia odpowiedź bezrobocia w *Mean Group* przyjmuje dodatni i trwały profil. Szczyt odpowiedzi przypada w przybliżeniu na $h = 4$ i wynosi około 0,25–0,32 p.p. W modelu QE obserwowany jest obraz odwrotny: bezrobocie spada, a minimum reakcji przypada na $h = 6 - 7$, czyli bardzo blisko horyzontu, w którym najsilniej obniża się średni współczynnik Giniego. Już samo to dopasowanie czasowe niesie za sobą pewną informację. Gdy wspólny impuls monetarny pogarsza sytuację na rynku pracy, przeciętna reakcja nierówności ma znak dodatni. Analogicznie, gdy poziom bezrobocia spada, przeciętna reakcja Giniego staje się ujemna.



Rysunek 4.8. Mean Group reakcji bezrobocia na szoki SSR i QE

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

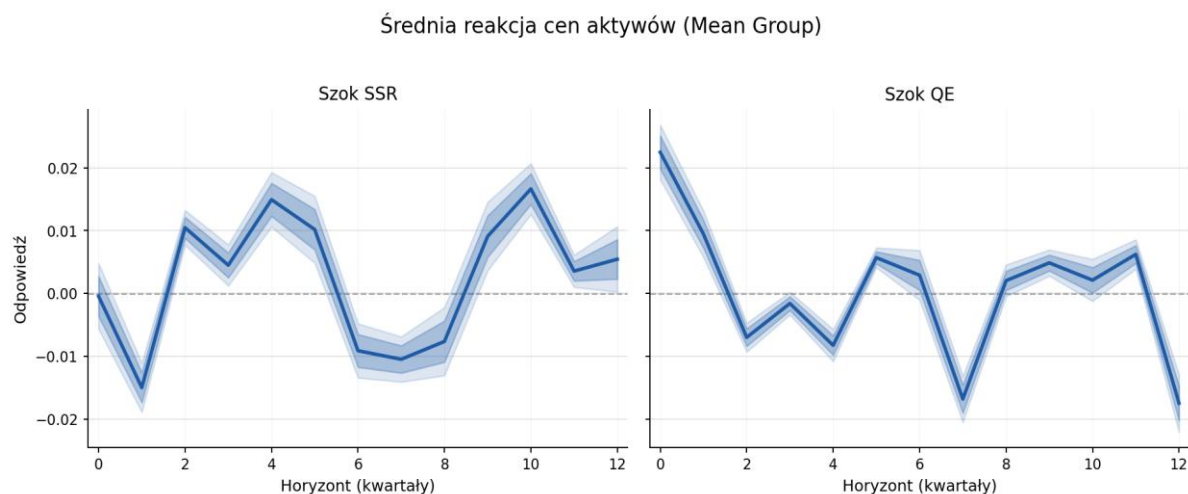
Wzorzec ten sugeruje silną rolę kanałów heterogeniczności zarobków oraz struktury

dochodów omówionych w podrozdziale 2.1.2. Potwierdzałoby to ustalenia Ampudii i in. (2018), którzy wskazali na ilościową dominację pośredniego kanału dochodowego nad kanałami bezpośrednimi³⁸⁶. Podobną konkluzję formułują Samarina i Nguyen (2023)³⁸⁷.

4.4.2 Kanał cen aktywów

Kanał cen aktywów znajduje w wynikach jedynie ograniczone wsparcie. Należy pamiętać, że kierunek reakcji tej zmiennej na poziomie agregatu strefy euro był częściowo narzucony już na etapie identyfikacji szoków. Zgodność znaku reakcji w początkowych horyzontach nie może być więc traktowana jako niezależne potwierdzenie znaczenia kanału portfelowego. Ponadto odpowiedzi z rysunku 4.9 są niestabilne i wielokrotnie zmieniają znak, co utrudnia powiązanie ich z reakcją współczynnika Giniego.

W przypadku nierówności dochodowych znaczenie tego kanału dodatkowo ogranicza fakt, że gospodarstwa z dolnych 40% rozkładu uzyskują jedynie marginalną część dochodu z własności. Z tego względu kanał cen aktywów należy traktować raczej jako mechanizm pomocniczy niż dominujące wyjaśnienie uzyskanych efektów.



Rysunek 4.9. Mean Group reakcji cen aktywów na szoki SSR i QE

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Oznacza to, że w analizowanej próbie efekt dochodowo-zatrudnieniowy przeważa nad prostym kanałem portfelowym. Byłoby to zgodne z ustaleniami Alberta, Gómez-Fernández i Ochando

³⁸⁶M. Ampudia, D. Georgarakos, J. Slacalek, O. Tristani, P. Vermeulen, G. L. Violante, *Monetary Policy and Household Inequality*, ECB Working Paper Series 2170/2018, s. 4.

³⁸⁷A. Samarina, A. D. H. Nguyen, *op. cit.*, s. 543.

(2019), którzy w modelu SVAR dla strefy euro nie stwierdzili statystycznie istotnego wpływu szoku bazy monetarnej na ceny akcji (w odróżnieniu od USA), tłumacząc tę rozbieżność dominującą rolą sektora bankowego w finansowaniu europejskiej gospodarki³⁸⁸. Kanał cen aktywów nie jest zatem nieobecny, ale jego rola wygląda na bardziej zależną od krajowej struktury bilansów gospodarstw domowych. Interpretację tę rozwinęto w kolejnym podrozdziale.

4.4.3 Heterogeniczność krajowa w świetle danych HFCS.

Wyniki krajowe przedstawione w podrozdziałach 4.2 i 4.3 wskazują, że silne reakcje Giniego koncentrują się w niewielkiej grupie gospodarek, podczas gdy w pozostałych krajach odpowiedzi są słabsze lub zmieniają znak między horyzontami. Wspólna polityka pieniężna EBC generuje jednolity impuls, lecz jego skutki dystrybucyjne materializują się wyraźnie tylko tam, gdzie krajowa struktura rynku pracy, dochodów i bilansów gospodarstw domowych tworzy ku temu odpowiednie warunki. W pozostałych gospodarkach ten sam impuls nie przekłada się na czytelną zmianę nierówności, co jest zgodne z logiką przedstawioną w rozdziale 2 i samo w sobie stanowi istotny wyniki empiryczny.

Aby lepiej uporządkować to zróżnicowanie, pomocniczo wykorzystano dane z czwartej fali badania *Household Finance and Consumption Survey* dla ośmiu analizowanych krajów³⁸⁹. Ich rola jest wyłącznie pomocniczo-opisowa. Dane nie służą do identyfikacji przyczynowej i nie obejmują całego okresu próby. Pozwalają jednak nakreślić cechy gospodarstw domowych, które mogły wpływać na krajową transmisję impulsu monetarnego. Ponieważ analizowana w rozprawie miara nierówności dotyczy dochodu przed transferami społecznymi, ale z uwzględnieniem emerytur, w interpretacji skoncentrowano się na tych elementach struktury dochodu, które są z nią bezpośrednio związane: udziale pracy, emerytur oraz dochodów z kapitału i najmu, a także na ekspozycji na aktywa finansowe.

Tabela 4.6 zestawia te wskaźniki dla dwóch najniższych (dolne 40%) i najwyższego kwintyla dochodowego (górne 20%) gospodarstw domowych w każdym z ośmiu analizowanych krajów. Podział na te dwie grupy pozwala przyjrzeć się bliżej tym miejscom rozkładu dochodów, gdzie najprawdopodobniej koncentrują się mechanizmy działania transmisji monetarnej. Dolne 40% lepiej odzwierciedla gospodarstwa, których sytuacja dochodowa powiązana jest z zatrudnieniem i statusem

³⁸⁸ J. F. Albert, N. Gómez-Fernández, C. Ochando, *Effects of Unconventional Monetary Policy on Income and Wealth Distribution: Evidence from United States and Eurozone*, *Panoeconomicus* 66(5)/2019, s. 546–547.

³⁸⁹ *Household Finance and Consumption Survey: Results from the 2021 wave*, ECB Statistics Paper Series No. 46, European Central Bank, 2023.

na rynku pracy, natomiast stabilizowana jest przez udział emerytur. Górna część rozkładu pozwala lepiej uchwycić znaczenie dochodów kapitałowych oraz ekspozycji na aktywa finansowe. Taki sposób prezentacji wynika z obserwacji, że zasadnicze zmiany we wskaźnikach nierówności kształtują się przede wszystkim na krańcach rozkładu, podczas gdy jego środkowa część jest relatywnie bardziej stabilna³⁹⁰.

Tabela 4.6 Struktura dochodowa i ekspozycja finansowa gospodarstw domowych według grup dochodowych (HFCS 2021)

Kraj	Dolne 40%					Górne 20%			
	Bezrob. (%)	Praca (%)	Emery. (%)	Kapitał/najem. (%)	Aktywa finansowe (%)	Praca (%)	Emery. (%)	Kapitał/najem. (%)	Aktywa finansowe (%)
Hiszpania	43,75	47,1	43,3	1,9	30,6	72,7	12,3	5,7	72,1
Włochy	41,49	35,7	56,3	0,7	27,8	83,8	11,8	3,7	65,9
Niemcy	9,84	42,1	40,8	2,6	75,3	81,6	7,1	6,9	98,0
Niderlandy	11,90	40,8	38,8	0,8	71,4	78,6	13,9	2,1	92,7
Finlandia	33,42	30,2	48,4	1,4	49,5	78,4	8,9	9,6	88,9
Belgia	24,43	34,4	45,6	2,5	70,7	84,8	6,9	4,5	91,4
Francja	26,10	34,2	37,2	3,2	80,5	69,0	14,8	13,3	97,5
Austria	20,25	35,0	54,5	0,8	74,4	79,3	14,7	2,3	97,5

Uwagi: Bezrob. = udział osób o statusie „bezrobotny” wśród osób aktywnych zawodowo w grupie dochodowej dolnych 40%. Praca, Emery., Kapitał/najem = udział danego źródła w dochodzie brutto gospodarstw. Aktywa finansowe = odsetek gospodarstw posiadających aktywa finansowe poza ROR.

Źródło: obliczenia własne na podstawie HFCS 2021

Dane HFCS wspierają przede wszystkim interpretację kanału rynku pracy. W Hiszpanii i we Włoszech, czyli w dwóch gospodarkach o najsilniejszych reakcjach Giniego, dolne kwintyle cechują się bardzo wysokim udziałem bezrobotnych (odpowiednio 43,75% i 41,49%) przy jednocześnie znikomym znaczeniu dochodów kapitałowych (1,9% i 0,7% dochodu brutto). W Hiszpanii dochód z pracy stanowi 47,1%, co jest najwyższą wartością w próbie. Oznacza to, że w tym kraju grupa o najniższych dochodach jest szczególnie wrażliwa na pogorszenie warunków zatrudnienia.

Ważnym elementem interpretacji jest także rola emerytur, które w analizowanym wskaźniku nierówności stanowią część dochodu. W krajach takich jak Włochy, Austria, Hiszpania czy Niemcy stanowią one bardzo dużą część dochodu dolnych 40%, co oznacza, że znaczny segment tej części rozkładu jest słabo związany z bieżącą sytuacją na rynku pracy. W praktyce może to tłumić zmianę

³⁹⁰ A. Cobham, A. Sumner, *Is It All About the Tails? The Palma Measure of Income Inequality*, CGD Working Paper 343/2013, s. 22–23.

wskaźnika Giniego na skutek szoków monetarnych, nawet wtedy, gdy część aktywna zawodowo tej grupy silnie reaguje na zmiany zatrudnienia i płac.

Struktura bilansów i dochodów gospodarstw domowych dostarcza dodatkowego argumentu za ograniczoną rolą kanału aktywów w analizowanej grupie państw. W Hiszpanii i we Włoszech aktywa finansowe poza rachunkami bieżącymi posiada jedynie 30,6% i 27,8% gospodarstw z dolnych 40%, podczas gdy wśród najbogatszych odsetek ten wynosi odpowiednio 72,1% i 65,9%. Niska partycypacja w rynku finansowym przekłada się na marginalny udział dochodów z kapitału i najmu w dochodzie brutto tej grupy nieprzekraczający w żadnym z krajów 3,2%. Co istotne, także w górnym kwintylu udział ten pozostaje umiarkowany. W sześciu z ośmiu gospodarek nie przekracza 7%. Sugeruje to, że dochody z aktywów nabierają znaczenia dopiero na samym szczycie rozkładu. Jest to cecha charakterystyczna dla strefy euro, gdzie w porównaniu z USA rola dochodów kapitałowych w ogólnym rozkładzie dochodów jest wyraźnie mniejsza³⁹¹. W konsekwencji zdolność kanału cen aktywów do kształtowania współczynnika Giniego w analizowanych gospodarkach jest ograniczona.

Wyjątek może stanowić Francja, która łączy najwyższy w próbie udział gospodarstw z dolnych 40% posiadających aktywa finansowe (80,5%) z najwyższym udziałem dochodów z kapitału w najwyższym kwintylu (13,3%). Jednocześnie kraj ten wykazuje najniższy udział pracy w dochodzie 20% najbogatszych gospodarstw domowych (69,0%) i najwyższy udział emerytur (14,8%), co czyni górną część rozkładu dochodów bardziej zdywersyfikowaną. Struktura dochodów górnych 20% może wpływać na inny rozkład dystrybucyjny wspólnego impulsu monetarnego niż w innych krajach. Ewentualny wzrost cen aktywów po QE powinien zwiększać dochody najbogatszych we Francji relatywnie silniej niż np. w Hiszpanii co działa przeciw spadkowi Giniego i może wyjaśniać odmienną reakcję na szok QE. Wynik pozostaje zbieżny z częścią wcześniejszej literatury. W swoim badaniu Guerello (2018) wskazywała Francję jako jeden z krajów, gdzie wzrost skali niestandardowych działań EBC wiązał się z relatywnie silniejszą nierównościową reakcją³⁹².

Austria stanowi przypadek pod pewnymi względami zbliżony. Przy niskim udziale bezrobotnych w dwóch najniższych kwintylach (20,3%) i wysokiej partycypacji w aktywach finansowych (74,4%), prosty kanał zarobkowy może być tam częściowo neutralizowany przez strukturę aktywów gospodarstw domowych. Dodatkowo, emerytury stanowią ponad połowę dochodu

³⁹¹ Zob. tabelę 2.1.

³⁹² C. Guerello, op.cit, s. 17.

dolnych 40% w Austrii (54,5%), co oznacza, że dominująca część dochodu tej grupy jest z definicji niereaktywna na krótkookresowe szoki monetarne. Nawet jeśli kanał rynku pracy działa, jego efekt dystrybucyjny jest stłumiony przez stabilny składnik emerytalny. Także w badaniach Creel i El Herradi (2020) oraz Guerello (2018) Austrii zaliczana były to grupy krajów, gdzie wyniki okazywały się słabe lub nieistotne³⁹³.

Niderlandy stanowią przypadek, w którym żaden z dwóch analizowanych kanałów nie daje czytelnego wyjaśnienia reakcji Giniego. Bezrobocie w dolnych 40% jest niskie (11,9%), a udział pracy w dochodzie tej grupy stosunkowo wysoki (40,8%), co powinno czynić ją wrażliwą na kanał rynku pracy. Jednocześnie Niderlandy wyróżniają się najniższym w próbie udziałem dochodów z kapitału w górnym kwintylu (2,1%), co ogranicza rolę kanału aktywów zarówno przez dolną, jak i przez górną część rozkładu. Źródło odmiennej reakcji może leżeć w specyfice holenderskiego systemu emerytalnego. Niderlandy opierają się na rozbudowanym kapitałowym filarze emerytalnym, którego aktywa przekraczają 180% PKB. Świadczenia z tego filaru zależą od wyceny aktywów funduszy i poziomu stóp procentowych, które wpływają na współczynnik pokrycia zobowiązań³⁹⁴. Zmiany polityki pieniężnej mogą więc oddziaływać na dochody emerytów w sposób odmienny niż w krajach z systemami repartycyjnymi, potencjalnie modyfikując reakcję współczynnika Giniego. Weryfikacja tej hipotezy wykracza jednak poza zakres niniejszej pracy.

Niemcy stanowią przypadek, który w dotychczasowej literaturze wskazywany był obok Austrii raczej jako kraj o niskiej wrażliwości nierówności na szoki monetarne. Dlatego też silna reakcja obniżająca Giniego w modelu QE wymaga szczególnej analizy. Udział bezrobotnych w dolnych 40% jest najniższy w próbie (9,84%), a partycypacja tej grupy w aktywach finansowych pozostaje wysoka (75,3%). Jednocześnie udział pracy w dochodzie dolnych 40% wynosi 42,1% i jest drugim najwyższym wynikiem po Hiszpanii. Sugeruje to, że nawet przy relatywnie niskiej ekspozycji na bezrobocie reakcja nierówności może przebiegać w Niemczech przez kanał płacowy, a nie wyłącznie przez zmiany zatrudnienia. Oznacza to, że ekspansywny szok QE mógł oddziaływać na nierówności przede wszystkim poprzez poprawę dynamiki wynagrodzeń w dolnych częściach rozkładu dochodów. Dane HFCS nie pozwalają jednak w pełni wyjaśnić, dlaczego reakcja Niemiec

³⁹³ J. Creel, M. El Herradi, *Income inequality and monetary policy in the Euro Area*, Sciences Po OFCE Working Paper No. 20/2020, s. 14.

³⁹⁴ M. Gérard, *Reform Options for Mature Defined Benefit Pension Plans: The Case of the Netherlands*, IMF Working Paper WP/19/22/2019, s. 8–9.

na QE jest najsilniejsza ujemna w próbie ($-0,357$ pkt). Pomocna może być tu specyfika niemieckiego rynku pracy, w szczególności decentralizacja rokowań płacowych i zróżnicowanie instytucji ustalania wynagrodzeń. Dustmann i in. (2014) wskazują, że spadek pokrycia układami zbiorowymi oraz rosnące znaczenie dostosowań na poziomie firmy były istotnym źródłem zmian nierówności płacowych w Niemczech³⁹⁵. Na tej podstawie można ostrożnie przypuszczać, że w warunkach ekspansji monetarnej i poprawy koniunktury dochody z pracy na dole rozkładu mogły reagować relatywnie silnie, co sprzyjałoby spadkowi współczynnika Giniego.

Na trzecie pytanie badawcze można zatem odpowiedzieć następująco. Odpowiedzi nierówności dochodowych na wspólny szok polityki pieniężnej EBC różnią się istotnie między krajami — zarówno pod względem znaku, jak i siły reakcji. Zróżnicowanie wydaje się nie mieć przypadkowego charakteru. Można je częściowo uporządkować w odniesieniu do krajowej struktury dochodów, rynku pracy i bilansów gospodarstw domowych. Co należy jednak zdecydowanie podkreślić, dane HFCS nie wyjaśniają całej heterogeniczności krajowej i stanowią wyłącznie wsparcie dla reakcji lokalnych projekcji. Obserwowany profil wydaje się wspierać oczekiwani teoretyczne z Tabeli 2.2. Kanał heterogeniczności zarobków działa w kierunku spadku nierówności po ekspansji, natomiast kanał portfelowy — w kierunku ich wzrostu. Wyniki empiryczne wskazują jednak, że w badanej próbie silniejsze znaczenie ma pierwszy z tych mechanizmów. To rynek pracy najlepiej tłumaczy zarówno znak średnich reakcji *Mean Group*, jak i ich timing po obu rodzajach szoków. Kanał aktywów pozostaje mechanizmem pomocniczym, mogącym współkształtować krajowe odchylenia od średniej — zwłaszcza tam, gdzie górna część rozkładu uzyskuje relatywnie większy dochód z kapitału lub gdzie większa część gospodarstw uczestniczy w rynku finansowym. Jednocześnie niski udział dochodów z aktywów w dolnych 40% we wszystkich analizowanych krajach ogranicza możliwość oddziaływania kanału portfelowego na współczynnik Giniego przez dolną część rozkładu. Znaczenie mogą mieć również czynniki instytucjonalne wykraczające poza dane HFCS — takie jak regulacje rynku pracy i decentralizacja rokowań płacowych w Niemczech, specyfika kapitałowego systemu emerytalnego w Niderlandach czy rola sektora bankowego w finansowaniu europejskiej gospodarki w porównaniu do USA. Wyniki te nie wskazują ani na istnienie jednego uniwersalnego kanału transmisji, ani na całkowicie przypadkową heterogeniczność. Wspólny impuls monetarny EBC jest filtrowany przez zróżnicowane krajowe warunki strukturalne, co

³⁹⁵ C. Dustmann, B. Fitzenberger, U. Schönberg, A. Spitz-Oener, *From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany's Resurgent Economy*, Journal of Economic Perspectives 28(1)/2014, s. 177–181.

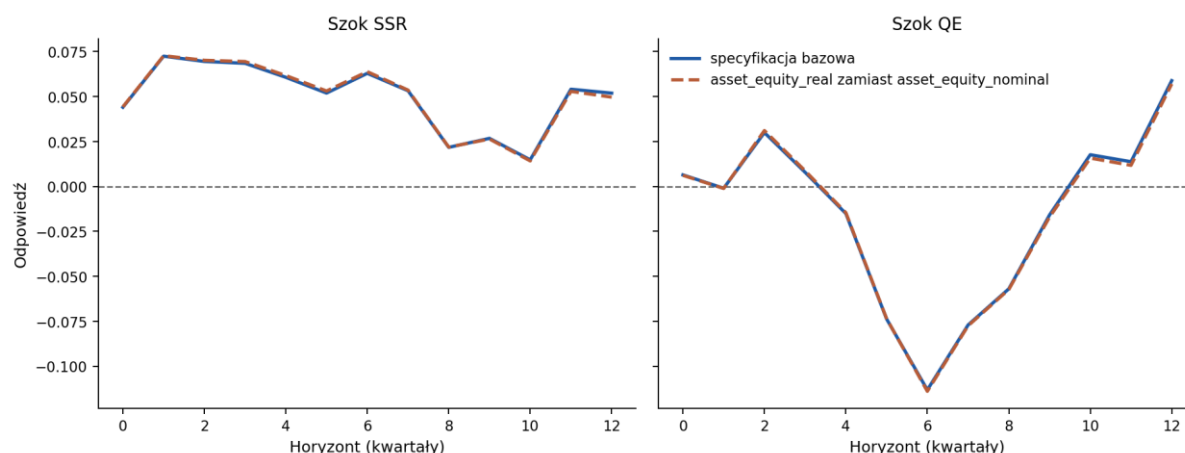
proceeds to different, and in some cases even opposite, distributional effects. This is a direct illustration of the problem „one size fits all”, with which the monetary union is measured.

4.5 Analiza odporności i wrażliwości wyników

The last step of the analysis was to check whether the main conclusions remain robust to changes in selected elements of the specification. Four tests were conducted:

- replacement of nominal return rates with real rates,
- use of linearly interpolated Ginie series instead of disaggregated series,
- use of an alternative Ginie series from the F2 bridge model,
- change of the order of lags in VAR models (from $p = 4$ to $p = 2$, according to the Schwarz criterion).

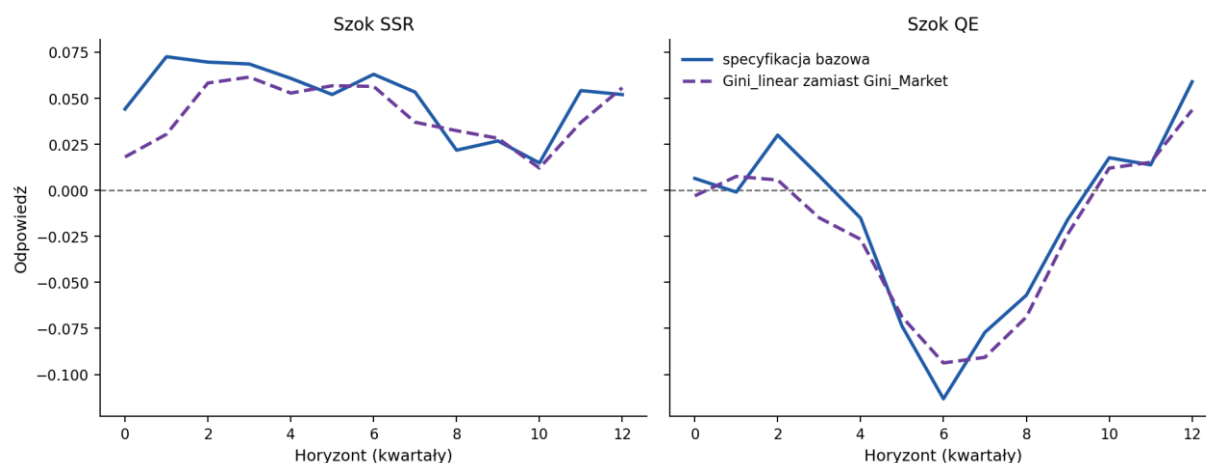
The first test works very well. Replacing nominal assets with real assets practically does not change the results (Figure 4.10). Both for SSR, as well as for QE, the sign of the peak and its position remain almost identical to the base specification. This indicates that the main conclusion does not depend on the choice of nominal or real measure of asset prices.



Rysunek 4.10. Robustness: specyfikacja bazowa vs aktywa realne

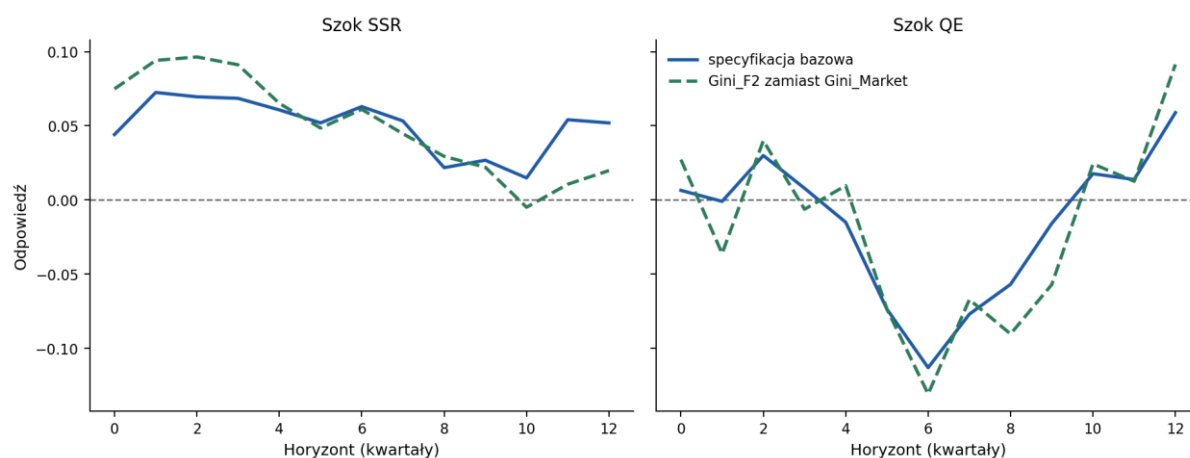
Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Also, using an alternative quarterly inequality series does not reverse the qualitative sense of the results. In the specification with linearly interpolated Ginie (Figure 4.11) and in the specification with the F2 series (Figure 4.12) the sign of the peak remains consistent with the base version for both types of shocks. What changes is the precise timing of the maximum, especially for SSR.



Rysunek 4.11. Robustness: specyfikacja bazowa vs liniowo interpolowany Gini

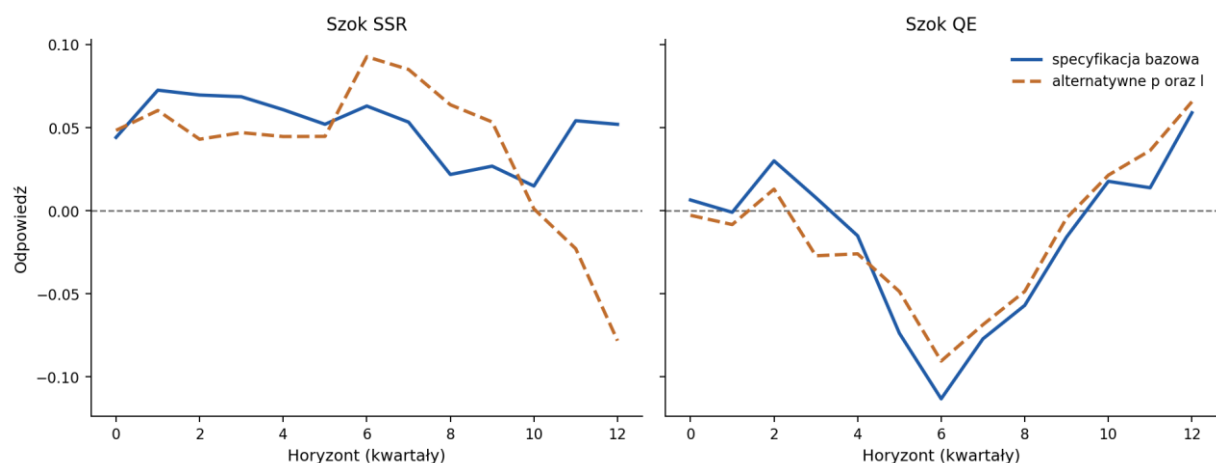
Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.



Rysunek 4.12. Robustness: specyfikacja bazowa vs alternatywny Gini F2

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Najbardziej wymagający okazał się test dotyczący alternatywnej parametryzacji części VAR. Także tutaj znaki odpowiedzi nie ulegają odwróceniu (Rysunek 4.13). Zmienia się jednak kształt ścieżki, szczególnie w przypadku SSR, gdzie maksimum przesuwa się w czasie z $h = 1$ na $h = 6$. Wariant alternatywny generuje silniejszą reakcję w średnim okresie, po której następuje szybsze wygasanie odpowiedzi i zejście poniżej zera pod koniec horyzontu. Zjawisko to należy interpretować ostrożnie. W lokalnych projekcjach końcowe horyzonty są z natury mniej stabilne statystycznie ze względu na malejącą efektywną liczebność próby. Należy jednak przyznać, że model SSR wykazuje wrażliwość wyników na sposób identyfikacji szoku w modelu VAR.



Rysunek 4.13. Robustness: specyfikacja bazowa vs alternatywne p

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Uzupełniając sprawdzono także wrażliwość wyników na liczbę opóźnień w lokalnych projekcjach. Wyniki pozostają jakościowo stabilne dla $L = 2 - 3$ a częściowo także dla $L = 4$. Przy niższych wartościach pojawiają się oznaki niedospecyfikowania, natomiast przy wyższych wartościach następuje szybka utrata stopni swobody i wzrost niestabilności odpowiedzi, szczególnie w bloku QE, estymowanym na krótszej próbie.

Tabela 4.8. Zbiorcze porównanie wyników bazowych i testów odporności

Specyfikacja	Szok	Znak piku	Horyzont piku	β piku	Zmiana znaku	Zmiana timingu	Zmiana wniosku
bazowa	SSR	dodatni	1	+0,072	—	—	—
bazowa	QE	ujemny	6	-0,113	—	—	—
aktywa realne	SSR	dodatni	1	+0,073	Nie	Nie	Nie
aktywa realne	QE	ujemny	6	-0,114	Nie	Nie	Nie
Gini liniowy	SSR	dodatni	3	+0,061	Nie	Tak	Nie
Gini liniowy	QE	ujemny	6	-0,094	Nie	Nie	Nie
Gini F2	SSR	dodatni	2	+0,096	Nie	Tak	Nie
Gini F2	QE	ujemny	6	-0,131	Nie	Nie	Nie
alt. p	SSR	dodatni	6	+0,093	Nie	Tak	Nie
alt. p	QE	ujemny	6	-0,090	Nie	Nie	Nie

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Łącznie analiza wrażliwości wzmacnia interpretację jakościową. W żadnym z czterech testów nie dochodzi do odwrócenia podstawowego znaku średniej reakcji dla SSR ani dla QE. Najbardziej stabilne okazują się wnioski dotyczące znaku efektu oraz odmienności średniego wzorca dla obu

typów szoków. Mniej stabilne pozostają natomiast dokładny moment maksimum oraz trwałość odpowiedzi, zwłaszcza w części dotyczącej restrykcyjnego szoku SSR.

Jednocześnie analiza odporności nie usuwa ograniczeń omówionych w rozdziale 3. W szczególności szeregi szoków wykorzystywane w drugim etapie pozostają regresorami generowanymi, a dokładna skala oszacowanych efektów może być obciążona niepewnością z etapu identyfikacji. Dodatkowo krótkie próby krajowe oraz liniowy charakter specyfikacji oznaczają, że wyniki należy interpretować przede wszystkim pod kątem znaku, timingu i trwałości odpowiedzi, a nie jako precyzyjny pomiar wielkości efektu.

Zakończenie

Po globalnym kryzysie finansowym i okresie masowych programów skupu aktywów dystrybucyjne efekty polityki pieniężnej wzbudziły coraz większe zainteresowanie badaczy. W strefie euro problem ten jest szczególnie donośny, ponieważ wspólna polityka monetarna Europejskiego Banku Centralnego oddziałuje na kraje o zróżnicowanych strukturach gospodarczych, odmiennych profilach dochodowych i bilansowych gospodarstw domowych oraz różnych modelach rynku pracy. Niniejsza rozprawa podjęła próbę empirycznej oceny tego zjawiska. Głównym celem było badanie wpływu polityki pieniężnej EBC na kształtowanie się nierówności dochodowe w ośmiu krajach strefy euro, analiza zróżnicowania reakcji między krajami.

Przeprowadzona w pracy analiza teoretyczna pozwoliła na uporządkowanie dynamicznie zmieniającego się w ostatnich 15 latach aparatu pojęciowego niezbędnego do badania poświęconych współczesnej polityce pieniężnej i jej konsekwencjach. Przedstawiono w jaki sposób teoretyczny wpływ decyzji władz monetarnych na nierówności może przebiegać przez kilka kanałów jednocześnie. Wnioski płynące z przeglądu literatury nie pozwoliły na sformułowanie jednoznacznych oczekiwań co do efektów netto konsekwencji dystrybucyjnych polityki europejskiego banku centralnego w strefie euro. Już na poziomie teoretycznym widoczne było, że ostateczny rezultat zależy będzie od siły i interakcji poszczególnych kanałów w danych warunkach instytucjonalnych i makroekonomicznych.

Rozprawa wychodzi naprzeciw trzem ograniczeniom zidentyfikowanym w dotychczasowej literaturze. Po pierwsze, zaproponowana procedura dezagregacji czasowej współczynnika Giniego umożliwiła prowadzenie analizy z wykorzystaniem częstotliwości kwartalnej. Pozwala to lepiej uchwycić dynamikę transmisji polityki pieniężnej niż wykorzystywane w części literatury podejścia oparte na danych rocznych, interpolowanych liniowo lub miarach o mieszanej częstotliwości. Po drugie, zaproponowana dwustopniowa strategia empiryczna, która łączy identyfikację wspólnego impulsu monetarnego na poziomie strefy euro w modelu SVAR z restrykcjami znakovymi z estymacjami reakcji krajowych metodą lokalnych projekcji pozwala na jednoczesne uchwycenie wspólnego szoku polityki EBC i heterogeniczności jego dystrybucyjnych konsekwencji. Podejście to pozwala na bardziej szczegółową analizę reakcji krajowych w stosunku do wielu dotychczasowych prac wykorzystujących panelowe modele VAR ze wspólną strukturą parametrów. Po trzecie, oddzielna analiza impulsów stopy cienia i luzowania ilościowego umożliwiło wyodrębnienie i jakościowe porównanie ich odmiennych efektów dystrybucyjnych.

W hipotezie H1 założono, że restrykcyjny impuls nastawienia polityki monetarnej wyrażony stopą cienia (*shadow rate*) powinien przeciętnie w krajach strefy euro wiązać się z przejściowym wzrostem nierówności dochodowych. Wyniki badania ilościowego sugerują, że w agregacie *Mean Group* odpowiedź współczynnika Giniego przyjęła znak dodatni z najsilniejszą reakcją już w pierwszym kwartale po szoku. Hipotezę tę można zatem ostrożnie zweryfikować pozytywnie, z zastrzeżeniem, że siła reakcji okazała się umiarkowana, a wyniki miały silnie heterogeniczny charakter. Ponadto wykazywały pewną wrażliwość na specyfikację modelu VAR.

Hipoteza H2 zakładała, że impuls luzowania ilościowego EBC wiąże się przeciętnie z przejściowym spadkiem nierówności dochodowych. Przeciętna reakcja Giniego okazała się w średnim horyzoncie przyjmować znak wyraźnie ujemny w trzech kolejnych horyzontach. Hipoteza H2 znajduje bardziej wyraźne wsparcie w danych w ramach przyjętej specyfikacji. Powrót współczynnika Giniego do wartości bliskich zera pod koniec analizowanego horyzontu sugeruje, że w badanym okresie nie ma podstaw do przypisywania tym efektom trwałego charakteru. Należy jednak zastrzec, iż horyzont dwunastu kwartałów nie odpowiada długiemu okresowi w sensie teorii makroekonomicznej. Także w przypadku szoku luzowania ilościowego nie można mówić o pełnej jednorodności reakcji krajowych, jednak przeciętny wzorzec pozostawał czytelny.

Uzyskane wyniki są zasadniczo zgodne z dominującą częścią literatury dla strefy euro, która wskazuje na egalitaryzującą rolę luzowania ilościowego. Kontrastują to jednak choćby z wynikami Saiki i Frosta (2014, 2018) dla Japonii, gdzie QE raczej zwiększało nierówności dochodowe. Specyficzne warunki japońskiej gospodarki, łączące jednocześnie bardzo niski wzrost płac z niskim bezrobociem powodowały, że kanał portfelowy dominował tam nad zarobkowym. Sugeruje to, iż wyniki uzyskane w niniejszej rozprawie nie powinny być bezpośrednio uogólniać na inne obszary gospodarcze i walutowe.

Przeprowadzona analiza najbardziej wyraźnie potwierdziła heterogeniczny charakter odpowiedzi między krajami, co stanowi najważniejszy argument na rzecz potwierdzenia hipotezy H3. Reakcje krajowe różniły się istotnie zarówno pod względem znaku, jak i siły. Wspólna polityka pieniężna EBC generuje jednolity impuls, lecz jego skutki dystrybucyjne materializowały się wyraźnie tylko tam, gdzie krajowa struktura rynku pracy, dochodów i bilansów gospodarstw domowych tworzy ku temu odpowiednie warunki. W pozostałych gospodarkach ten sam impuls nie przekłada się na czytelną zmianę nierówności. Sam ten fakt stanowi istotny wynik empiryczny,

zgodny z logiką przedstawioną w rozdziale 2.

Uzyskany profil reakcji jest bardziej spójny z interpretacją opartą na silniejszej roli kanałów związanych z rynkiem pracy niż ceną aktywów. Kanał portfelowy nie dawał czytelnej reakcji, co może wynikać z małej ekspozycji na niego większości gospodarstw domowych w strefie euro. We żadnym z ośmiu analizowanych państw udział dochodów z kapitału w dochodzie brutto 40% mniej zamożnych gospodarstw domowych nie przekracza 3,2%. Wydaje się więc, że to reakcje bezrobocia i ich dopasowanie czasowe do zmian współczynnika Giniego lepiej tłumaczyły przeciętny profil odpowiedzi po obu rodzajach szoków. Taką interpretację należy traktować pomocniczo w stosunku do zasadniczych wyników badania. Szczegółowe dane bilansowe gospodarstw domowych nie wyjaśniają w pełni heterogeniczności w krajowych reakcjach. Główne wnioski pozostaje jednak zgodna z rozważaniami teoretycznymi przedstawionymi w rozdziale 2. Istotnym czynnikiem, który także mógł mieć wpływ na uzyskane wyniki jest rola emerytur, które w wielu krajach stanowią istotną część dochodu, który z definicji nie reagującym na krótkookresowe szoki monetarne. W praktyce mogło tłumić to reakcję współczynnika Giniego, nawet wtedy, gdy aktywna zawodowo część tej grupy silnie reaguje na zmiany zatrudnienia i płac.

Przeprowadzone testy odporności nie doprowadziły do odwrócenia podstawowego znaku średniej reakcji ani dla restrykcyjnego szoku SSR, ani dla ekspansywnego szoku QE. Najbardziej stabilne okazały się jakościowe wnioski dotyczące kierunku efektu oraz odmienności wzorca reakcji dla obu typów impulsów. Mniej stabilne były natomiast dokładny moment maksimum oraz trwałość odpowiedzi, szczególnie w części odnoszącej się do szoku SSR. Sugeruje to, że rezultaty rozprawy należy interpretować przede wszystkim w kategoriach znaku, horyzontu i relatywnej siły reakcji, a nie jako precyzyjny pomiar bezwzględnej wielkości efektu.

Uzyskane wyniki powinny być jednak analizowane z uwzględnieniem ograniczeń badania. Kwartalne szeregi Giniego uzyskano w drodze dezagregacji, nie zaś bezpośredniego pomiaru. Szeregi szoków są regresorami generowanymi, co przenosi niepewność z etapu identyfikacji na estymaty lokalnych projekcji. Szczególnie w przypadku luzowania ilościowego wciąż jeszcze krótkie próby krajowe sprawiają, że wyniki należy interpretować ostrożnie i wskazana są dalsze badania w tym obszarze. Porównanie między szokami SSR i QE ma charakter jakościowy ze względu na różnice w próbie i konstrukcji zmiennych i specyfikacji modeli. Należy także podkreślić, że przeprowadzona interpretacja kanałów transmisji ma charakter pomocniczy i pośredni i nie stanowi formalnej

identyfikacji mechanizmów przyczynowych.

Mimo tych ograniczeń przeprowadzone badanie pozwala sformułować kilka ostrożnych wniosków praktycznych. Badanie pozwala stwierdzić, że polityka pieniężna Europejskiego Banku Centralnego nie jest dystrybucyjnie obojętna w krótkim i średnim okresie. W analizowanej grupie państw restrykcyjny impuls monetarny wiązał się przeciętnie ze wzrostem rynkowych nierówności dochodowych, natomiast impuls luzowania ilościowego z ich przejściowym spadkiem. Jednocześnie wyniki te nie uprawniają do formułowania zbyt daleko idących generalizacji. Nie oznaczają one, że każde zacieśnienie monetarne zawsze zwiększa nierówności, a każde luzowanie ilościowe zawsze je zmniejsza. Bardziej trafny wydaje się wniosek, że kierunek i siła efektu zależą od strukturalnych cech poszczególnych gospodarek oraz od tego, które kanały transmisji okazują się dominujące. Wspólny impuls monetarny EBC jest filtrowany przez odmienne krajowe warunki strukturalne, co prowadzi do zróżnicowanych, a w niektórych przypadkach nawet przeciwnych efektów dystrybucyjnych. Jest to bezpośrednia ilustracja problemu *one size fits all* w unii walutowej.

W świetle tych wniosków należy podkreślić, że aktywne korygowanie krótkookresowych konsekwencji dystrybucyjnych wspólnej polityki pieniężnej nie stanowi autonomicznego celu EBC, którego mandat zorientowany jest pierwotnie na stabilność cen. Ciężar ten spoczywa raczej na krajowych instytucjach rynku pracy oraz automatycznych stabilizatorach systemu podatkowo-transferowego. Nie ulega jednak wątpliwości, że wiedza o silnych kanałach i heterogeniczności reakcji powinna być użyteczna zarówno dla władz fiskalnych odpowiedzialnych za kształtowanie wspomnianych stabilizatorów, jak i władz monetarnych podejmujących decyzję w warunkach unii walutowej.

Niniejsza praca wskazuje, iż konsekwencje dystrybucyjne polityki pieniężnej są realne, w badanym horyzoncie mają głównie charakter przejściowy, są niejednorodne między krajami i zależą od struktury krajowych rynków pracy oraz bilansów gospodarstw domowych. Ich ignorowanie w analizach polityki monetarnej prowadziłoby do niepełnego obrazu skutków decyzji EBC. Otwarte pozostaje pytanie o ewentualną długookresową neutralność polityki pieniężnej wobec nierówności. Weryfikacja takiej tezy wymagałaby znacznie dłuższych prób i odmiennego podejścia empirycznego. Z całą pewnością stanowi jednak naturalny kierunek dalszych badań.

SPIS RYSUNKÓW

Rysunek 1.1. Kształtowanie się bazy monetarnej oraz agregatu M3 w strefie euro w latach 1999–2025 (w bln EUR)	14
Rysunek 1.2. Stopa depozytowa Europejskiego Banku Centralnego (Deposit Facility Rate) w latach 1999–2024	51
Rysunek 1.3. Programy APP i PEPP na tle sumy bilansowej Eurosystemu (w bln EUR)...	59
Rysunek 2.1. Klasyfikacja kanałów transmisji polityki monetarnej na nierówności ekonomiczne.	69
Rysunek 2.2. Majątek mieszkaniowy według decyla majątku netto w strefie euro (biliony euro) 74	
Rysunek 3.1. Austria – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).....	134
Rysunek 3.2. Belgia – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).....	134
Rysunek 3.3. Finlandia – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).	135
Rysunek 3.4. Francja – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).	135
Rysunek 3.5. Niemcy – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).....	136
Rysunek 3.6. Włochy – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).....	136
Rysunek 3.7. Niderlandy – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).	137
Rysunek 3.8. Hiszpania – porównanie metod dezagregacji kwartalnej (model F1).	137
Rysunek 3.9. Stopa wzrostu Produktu Krajowego Brutto w strefie Euro na tle wybranych krajów.	140
Rysunek 3.10. Inflacja HICP w strefie Euro na tle wybranych krajów.	141
Rysunek 3.11. Poziom bezrobocia w strefie Euro na tle wybranych krajów.	142
Rysunek 3.12. Stopa cienia o częstotliwości dziennej według metodologii L.M. Krippnera na tle stopy depozytowej Europejskiego Banku Centralnego.....	145
Rysunek 3.13. Stopa cienia EBC według metodologii L.M. Krippnera przeliczona do częstotliwości kwartalnej na tle epizodów kryzysowych w strefie euro.	147
Rysunek 3.14. Kwartalny przyrost papierów wartościowych utrzymywanych do celów polityki pieniężnej przez Europejski Bank Centralny w % PKB strefy euro.	149
Rysunek 4.1. Stabilność modeli SVAR (korzenie charakterystyczne).....	165
Rysunek 4.2. Zidentyfikowane szeregi szoków SSR i QE na tle głównych epizodów.....	166
Rysunek 4.3. Reakcje zagregowanych zmiennych strefy euro po szokach SSR i QE	167
Rysunek 4.4. Mean Group IRF reakcji Giniego na restrykcyjny szok SSR.....	168
Rysunek 4.5. Reakcje krajowe Giniego na szok SSR	169
Rysunek 4.6. Mean Group IRF reakcji Giniego na szok QE	170
Rysunek 4.7. Reakcje krajowe Giniego na szok QE	172
Rysunek 4.8. Mean Group reakcji bezrobocia na szoki SSR i QE.....	174
Rysunek 4.9. Mean Group reakcji cen aktywów na szoki SSR i QE.....	175
Rysunek 4.10. Robustness: specyfikacja bazowa vs aktywa realne.....	181
Rysunek 4.11. Robustness: specyfikacja bazowa vs liniowo interpolowany Gini.....	181
Rysunek 4.12. Robustness: specyfikacja bazowa vs alternatywny Gini F2.....	182
Rysunek 4.13. Robustness: specyfikacja bazowa vs alternatywne p	182

SPIS TABEL

Tabela 1.1. Cele polityki pieniężnej wybranych banków centralnych	36
Tabela 1.2. Portfel Eurosystemu w ramach nadzwyczajnego programu zakupów w czasie pandemii (PEPP) w milionach EUR	64
Tabela 2.1. Przybliżona struktura rocznego dochodu brutto gospodarstw domowych w strefie euro w 2021 r. – udziały źródeł dochodu (%), wg kwintyli i Top 1%.....	70
Tabela 2.2. Oczekiwany wpływ ekspansywnej zmiany w polityce monetarnej na nierówności dochodowe i majątkowe w podziale na poszczególne kanały transmisji.....	79
Tabela 2.3. Przegląd wyników wybranej literatury empirycznej	116
Tabela 3.1. Zmienne mostkowe (proxy) wykorzystane w dezagregacji rocznego współczynnika Giniego do częstotliwości kwartalnej	128
Tabela 3.2. Specyfikacje modeli mostkowych (F1 i F2) dla poszczególnych krajów	129
Tabela 3.3. Diagnostyka modeli mostkowych (OLS, próba roczna 2004–2023).....	129
Tabela 3.4. Parametr p metody Chow–Lina (model F1) i zgodność z serią Littermana	132
Tabela 3.5. Zgodność kwartalnych ścieżek Giniego z modeli F1 i F2.....	137
Tabela 3.6. Zestaw zmiennych: transformacje, jednostki oraz interpretacja ekonomiczna	149
Tabela 3.7. Restrykcje znakowe na funkcje reakcji na impuls (IRF).....	155
Tabela 3.8. Restrykcje znakowe na IRF szoku ekspansywnego wg Hafemanna i in.....	156
Tabela 4.1. Charakterystyka modeli identyfikacyjnych	165
Tabela 4.2. Parametry reakcji Giniego na szok SSR (Mean Group).....	168
Tabela 4.3. Zestawienie reakcji krajowych na szok SSR.....	170
Tabela 4.4. Syntetyczne parametry reakcji Giniego na szok QE (Mean Group)	171
Tabela 4.5. Zestawienie reakcji krajowych na szok QE.....	173
Tabela 4.6. Struktura dochodowa i ekspozycja finansowa gospodarstw domowych według grup dochodowych (HFCS 2021).....	176
Tabela 4.8. Zbiorcze porównanie wyników bazowych i testów odporności.....	183

SPIS LITERATURY

Pozycje zwarte - książkowe

1. Arestis P., Sawyer M., Re-examining Monetary and Fiscal Policy for the 21st Century, Edward Elgar Publishing, Northampton 2004.
2. Baldwin R., Wyplosz C., The Economics of European Integration, McGraw-Hill Education, London 2020.
3. Bénassy-Quéré A., Cœuré B., Jacquet P., Pisani-Ferry J., Economic Policy: Theory and Practice, Oxford University Press, New York 2019.
4. Bernanke B., 21st Century Monetary Policy: The Federal Reserve from the Great Inflation to COVID-19, W. W. Norton & Company, New York 2022.
5. Bindseil U., Monetary Policy Operations and the Financial System, Oxford University, Oxford 2014.
6. Blanchard O., Amighini A., Giavazzi F., Macroeconomics: a European perspective, Pearson Education Limited, Harlow 2021.
7. Blanchard O., Makroekonomia, Wydawnictwo Nieoczywiste, Warszawa 2017.
8. Blinder A. S., Solow J. L., Baumol W. J., Macroeconomics. Principles and Policy, Cengage, New York 2020.
9. Bordo M., History of monetary policy, [w:] The New Palgrave Dictionary of Economics. 2nd Ed., red. S. Durlauf, L. Blume, Palgrave Macmillan, Basingstoke 2008.
10. Bordo M., Orphanides A., The Great Inflation: The Rebirth of Modern Central Banking, University of Chicago Press, Chicago 2013.
11. Burda M., Wyplosz C., Macroeconomics: A European Text, Oxford University Press, Oxford 1993.
12. Campante F., Sturzenegger F., Velasco A., Advanced Macroeconomics: An Easy Guide, LSE Press, London 2021.
13. Cecchetti S., Schoenholtz K., Money, Banking, and Financial Markets, McGraw-Hill Education, New York 2015.
14. Cecchetti S., Schoenholtz K., Money, Banking, and Financial Markets, McGraw-Hill/Irwin, New York 2011.
15. Christiano L. J., Eichenbaum M., Evans C. L., Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?, [w:] J. B. Taylor, M. Woodford (red.), Handbook of Macroeconomics, t. 1A, Elsevier, Amsterdam 1999.
16. Dianova V., Forward guidance, [w:] The Encyclopedia of Central Banking, L-P. Rochon, S. Rossi (red.), Edward Elgar Publishing, Cheltenham 2015.
17. Dudkiewicz B., Przybylska-Kapuścińska W., Nadzwyczajne instrumenty polityki pieniężnej, [w:] Współczesna polityka pieniężna. Perspektywa XXI wieku, W. Przybylska-Kapuścińska, M. Szyszko (red.), Difin, Warszawa 2017.
18. Dwivedi D. N., Macroeconomics. Theory and Policy, McGraw-Hill Education, New Delhi 2015.

19. European Central Bank, Virtual currency schemes, October 2012.
20. Fandl M., Monetary and Financial Policy in the Euro Area. An Introduction, Springer International Publishing, Frankfurt am Main 2018.
21. Fforde J., R Sayers, J. Clapham, The Bank of England and Public Policy 1941-1958, Cambridge University Press, London 1992.
22. Friedman M., The Counter-Revolution in Monetary Theory, Institute of Economic Affairs, London 1970.
23. Galí J., The New-Keynesian Approach to Monetary Policy Analysis: Lessons and New Directions, [w:] V. Wieland (red.), The Science and Practice of Monetary Policy Today, Springer, Berlin-Heidelberg 2010.
24. Gerdesmeier D., Fundamentals of Monetary Policy in the Euro Area: Concepts – Markets – Institutions, BookBoon, 2015.
25. Gordon R. J., Postwar Macroeconomics: The Evolution of Events and Ideas, [w:] The American Economy in Transition, red. M. Feldstein, University of Chicago Press, Chicago 1980.
26. Grostal W., Jabłecki J., Beniak P., Ciżkowicz-Pękała M., Skrzyszewska-Paczek E., Wesołowski G., Żuk P., Alternatywne strategie polityki pieniężnej, Narodowy Bank Polski, Warszawa 2016.
27. Handa J., Monetary Economics, Routledge, New York 2009.
28. Hardt Ł., Eseje o polityce pieniężnej czasu niepewności, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2022.
29. Hubbard R., O'Brien A., Money, Banking, and The Financial System, Pearson, New York 2018.
30. Kaźmierczak A., Polityka pieniężna w gospodarce otwartej, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2008.
31. Keynes J.M., The General Theory of Employment, Interest and Money, Palgrave Macmillan, London 1936.
32. Langdana F. K., Macroeconomic Policy: Demystifying Monetary and Fiscal Policy, Springer, Newark 2016.
33. Lee K., Benchmarking and Reconciliation, [w:] Quarterly National Accounts Manual (2017 Edition), International Monetary Fund, Washington, D.C. 2017.
34. Lütkepohl H., New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer, Berlin 2005.
35. Lütkepohl H., New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer, Berlin-Heidelberg 2005, roz. 6.4.1.
36. MacLean B., Quantitative easing, [w:] The Encyclopedia of Central Banking, L-P. Rochon, S. Rossi (red.), Edward Elgar Publishing, Cheltenham 2015.
37. Meltzer A., A History of the Federal Reserve Volume I: 1913–1951, Chicago University Press, Chicago 2003.
38. Mishkin F., Matthews K., Giuliadori M., The Economics of Money, Banking, and Financial Markets. European edition, Pearson Education Limited, Harlow 2013.
39. Mishkin F., Monetary Policy Strategy, MIT Press, Cambridge 2007.

40. Mishkin F., Monetary Policy Strategy, The MIT Press, Cambridge 2007.
41. Mishkin F., The Economics of Money, Banking and Financial Markets: Global Edition, Pearson Education, London 2019.
42. Mishkin F., The Economics of Money, Banking, and Financial Marketssss. Global edition, Pearson Education Limited, Harlow 2019.
43. Mishkin F., The Economics of Money, Banking, and Financial Marketssss. Global Edition, Pearson Education, London 2019.
44. Moe T., Bagehot rule, [w:] The Encyclopedia of Central Banking, red. L-P. Rochon, S. Rossi, Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham 2015.
45. Noga M., Makroekonomia ze szczególnym uwzględnieniem polityki pieniężnej, CeDeWu, Warszawa 2012.
46. Patterson R., Kompendium terminów z zakresu bankowości po polsku i angielsku, Wydawnictwo Zielona Sowa, Kraków 2011.
47. Perry N., Open- market operations, [w:] The Encyclopedia of Central Banking, L-P. Rochon, S. Rossi (red.), Edward Elgar Publishing, Cheltenham 2015.
48. Przybylska-Kapuścińska W., Szyszko M., Współczesna polityka pieniężna. Perspektywa XXI wieku, Difin SA, Warszawa 2017.
49. Ramey V. A., Macroeconomic Shocks and Their Propagation, [w:] J. B. Taylor, H. Uhlig (red.), Handbook of Macroeconomics, t. 2A, Elsevier, Amsterdam 2016.
50. Rosati D., Polityka gospodarcza. Wybrane zagadnienia, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2017.
51. Rousseau P., Sylla R., Financial Systems, Economic Growth, and Globalization, [w:] Globalization in Historical Perspective, red. M. Bordo, A. Taylor, J. Williamson, University of Chicago Press, Chicago 2003.
52. Rutkowski W., Bank centralny i polityka pieniężna, Wydawnictwo Naukowe Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2016.
53. Shaw G. K., An introduction to the theory of macro-economic policy, Martin Robertson and Company Ltd, London 1977.
54. Sławiński A., Polityka pieniężna, C.H. Beck, Warszawa 2011.
55. Stiglitz J., Walsh C., Economics, W. W. Norton & Company, New York 2006.
56. Svensson L. E. O., Inflation Targeting, [w:] B. M. Friedman, M. Woodford (red.), Handbook of Monetary Economics, vol. 3B, Elsevier (North-Holland), Amsterdam 2010.
57. The Distributional Impact of Monetary Policy in SEACEN Member Economies, M. T. Punzi (red.), SEACEN Research and Training Centre, 2020.
58. Ugolini S., The Evolution of Central Banking: Theory and History, Palgrave Studies in Economic History, Palgrave Macmillan, London 2017.
59. V. Bonifacio et al., Distributional Effects of Monetary Policy [w:] Luigi Paganetto (red.), Economic Challenges for Europe After the Pandemic, Springer 2022.
60. Watson M. W., Vector Autoregressions and Cointegration, [w:] R. F. Engle, D. L. McFadden (red.), Handbook of Econometrics t. IV, Elsevier Science B.V., Amsterdam 1994.

61. Watson M.W., Vector autoregressions and cointegration, [w:] Handbook of Econometrics, vol. IV, red. R.F. Engle, D.L. McFadden, Elsevier, Amsterdam 1994.
62. Żywiecka H., Standardowe narzędzia banku centralnego, [w:] Współczesna polityka pieniężna. Perspektywa XXI wieku, W. Przybylska-Kapuścińska, M. Szyszko (red.), Difin, Warszawa 2017.

Artykuły naukowe

1. Agénor P.-R., Jackson T., Pereira da Silva L. A., Foreign exchange intervention and financial stability, BIS Working Papers 889/2020.
2. Albanesi S., Inflation and Inequality, Journal of Monetary Economics 54(4)/2007.
3. Albert J. F., Gómez-Fernández N., Ochando C., Effects of Unconventional Monetary Policy on Income and Wealth Distribution: Evidence from United States and Eurozone, Panoeconomicus 66(5)/2019.
4. Albertazzi U., Becker B., Boucinha M., Portfolio rebalancing and the transmission of large-scale asset purchase programs: Evidence from the Euro area, Journal of Financial Intermediation Vol. 48/2021.
5. Altavilla C., Brugnolini L., Gürkaynak R. S., Motto R., Ragusa G., Measuring euro area monetary policy, Journal of Monetary Economics 108/2019.
6. Ampudia M., Georgarakos D., Slacalek J., Tristani O., Vermeulen P., Violante G. L., Monetary Policy and Household Inequality, ECB Working Paper Series 2170/2018.
7. Andres J., Hernando I., Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence for the OECD. NBER Working Papers 6062/1997. National Bureau of Economic Research.
8. Arteta C., Kose M. A., Stocker M., Taskin T., Negative Interest Rate Policies: Sources and Implications, World Bank Policy Research Working Paper 7791/2016.
9. Atkinson A. B., On the Measurement of Inequality, Journal of Economic Theory 2/1970.
10. Auclert A., Monetary Policy and the Redistribution Channel, American Economic Review 109(6)/2019.
11. Aye G. C., Clance M. W., Gupta R., The effectiveness of monetary and fiscal policy shocks on U.S. inequality: the role of uncertainty, Qual Quant 53/2019.
12. Bagus P., Schiml M., New Modes of Monetary Policy: Qualitative Easing by the Fed, Economic Affairs 29/2019.
13. Ballabriga F., Davtyan K., Comparing conventional and unconventional monetary policy effects in the euro area and the United States, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money 104/2025.
14. Barnichon R., Matthes C., Functional Approximation of Impulse Responses, Journal of Monetary Economics 99/2018.
15. Barnichon R., Matthes C., Gaussian Mixture Approximations of Impulse Responses and the Nonlinear Effects of Monetary Shocks, Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper 16(08)/2016.

16. Barro R., Inflation and Economic Growth, NBER Working Papers 5326/1995, National Bureau of Economic Research.
17. Belinga V., Ngouana C., (Not) Dancing Together: Monetary Policy Stance and the Government Spending Multiplier, Working Paper 15/114/2015.
18. Bergman N. K., Matsa D., Weber M., Inclusive Monetary Policy: How Tight Labor Markets Facilitate Broad-Based Employment Growth, CESifo Working Paper Series 9512/2022.
19. Bernanke B. S., Kuttner K. N., What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?, *The Journal of Finance* 60(3)/2005.
20. Bernanke B., Blinder A., The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, NBER Working Paper No. 3487/1990.
21. Bernanke B., Kuttner K. N., What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?, *Journal of Finance* 60(3)/2005.
22. Bielecki M., Brzoza-Brzezina M., Kolasa M., Demographics, monetary policy, and the zero lower bound, NBP Working Paper 284/2018.
23. Bielecki M., Brzoza-Brzezina M., Kolasa M., Distributional consequences of conventional and unconventional monetary policy, *Narodowy Bank Polski, NBP Working Papers* 327/2020.
24. Billi R., Kahn G., What is the optimal inflation rate?, *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, 93/2008.
25. Bindseil U., The operational target of monetary policy and the rise and fall of reserve position doctrine, *ECB Working Paper Series No. 372/2004*.
26. Bindseil U., The operational target of monetary policy and the rise and fall of reserve position doctrine, *European Central Bank Working Paper Series 372/2004*.
27. Bivens J., Gauging the Impact of the Fed on Inequality During the Great Recession, *Hutchins Center Working Paper* 12/2015.
28. Borio C., Zabai A., Unconventional Monetary Policies: A Re-appraisal, *BIS Working Papers* 570/2016.
29. Breusch T. S., Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models, *Australian Economic Papers* 17(31)/1978.
30. Bulíř A., Income Inequality: Does Inflation Matter?, *IMF Staff Papers* 48/2001.
31. Burya A., Mano R., Timmer Y., Weber A., Monetary Policy Under Labor Market Power, *IMF Working Paper* 2022/128, International Monetary Fund.
32. Campbell J., Evans C., Fisher J., Justiniano A., Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance, *FRB of Chicago Working Paper* 3/2012.
33. Canova F., De Nicoló G., Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7, *Journal of Monetary Economics* 49(6)/2002.
34. Casiraghi M., Gaiotti E., Rodano L., Secchi A., A "reverse Robin Hood"? The distributional implications of non-standard monetary policy for Italian households, *Journal of International Money and Finance* 85/2018.
35. Cecchetti S., Making monetary policy. Objectives and rules, *Oxford Review of Economic Policy* 16/2000.

36. Champagne J., Sekkel R., Changes in monetary regimes and the identification of monetary policy shocks: Narrative evidence from Canada, *Journal of Monetary Economics* 99/2018.
37. Charoenwong B., Morck R., Wiwattanakantang Y., Bank of Japan Equity Purchases: The Final Frontier in Extreme Quantitative Easing, NBER Working Paper Series 25525/2019.
38. Chow G. C., Lin A., Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series, *The Review of Economics and Statistics* 53(4)/1971.
39. Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C.L., Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy, *Journal of Political Economy* 113(1)/2005.
40. Cobham A., Sumner A., Is It All About the Tails? The Palma Measure of Income Inequality, CGD Working Paper 343/2013.
41. Coibion O., Gorodnichenko Y., Kueng L., Silvia J., Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S., NBER Working Paper Series 18170/2012.
42. Cornish S., History and the Development of Central Banking in Australia 1920-1970, Global Dynamic Systems Centre Working Paper Series 3/2008.
43. Creel J., El Herradi M., Income inequality and monetary policy in the Euro Area, Sciences Po OFCE Working Paper No. 20/2020.
44. Davtyan K., Income Inequality and Monetary Policy: An Analysis on the Long Run Relation, Regional Quantitative Analysis Group, AQR Working Papers 04/2016.
45. De Fiore F., Tristani O., (Un)conventional Policy and the Effective Lower Bound, BIS Working Papers 804/2019.
46. De Grauwe P., Polan M., Is Inflation Always and Everywhere a Monetary Phenomenon?, *The Scandinavian Journal of Economics* 107/2005.
47. De Nicolò G., Dell'Ariccia G., Laeven L., Valencia F., Monetary Policy and Bank Risk Taking, IMF Staff Position Note 9/2010.
48. Denton F. T., Adjustment of Monthly or Quarterly Series to Annual Totals: An Approach Based on Quadratic Minimization, *Journal of the American Statistical Association* 66(333)/1971.
49. Di Fonzo T., Temporal disaggregation of economic time series: towards a dynamic extension, European Commission (Eurostat) Working Papers and Studies, Luxembourg 2003.
50. Dickey D. A., Fuller W. A., Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74(366)/1979.
51. Doepke M., Schneider M., Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth, *Journal of Political Economy* 114(6)/2006.
52. Dolado J., Motyovszki G., Pappa E., Monetary Policy and Inequality under Labor Market Frictions and Capital-Skill Complementarity, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(2)/2021.
53. Dustmann C., Fitzenberger B., Schönberg U., Spitz-Oener A., From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany's Resurgent Economy, *Journal of Economic Perspectives* 28(1)/2014.
54. Easterly W., Fischer S., Inflation and the Poor, *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 33(2)/2001.

55. Ehrenbergerová D., Bajzik J., Havránek T., When Does Monetary Policy Sway House Prices? A Meta-Analysis, *IMF Economic Review* 71/2023.
56. El Herradi M., Leroy A., Monetary Policy and the Top 1%: Evidence from a Century of Modern Economic History, *International Journal of Central Banking*, vol. 17(71)/2021.
57. Erosa A., Ventura G., On Inflation as a Regressive Consumption Tax, *Journal of Monetary Economics* 49(4)/2002.
58. Evans P., The Effects on Output of Money Growth and Interest Rate Volatility in the United States, *Journal of Political Economy* 92/1984.
59. Friedman M., Monetary Policy: Theory and Practice, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 14/1982.
60. Friedman M., Nobel Lecture: Inflation and Unemployment, *Journal of Political Economy* 85/1977, University of Chicago Press.
61. Friedman M., The Lag in Effect of Monetary Policy, *Journal of Political Economy* 69(5)/1961.
62. Fry R., Pagan A., Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review, *Journal of Economic Literature* 49(4)/2011.
63. Furceri D., Loungani P., Zdzienicka A., The effects of monetary policy shocks on inequality, *Journal of International Money and Finance*, 85/2018.
64. G. Bulligan et al., The Bank of Italy econometric model: an update of the main equations and model elasticities, *Temi di Discussione (Working Papers) No. 1130*, Banca d'Italia, Economic Research and International Relations Area, 2017.
65. Galí J., Debortoli D., Heterogeneity and Aggregate Fluctuations: Insights from TANK Models, *BSE Working Paper* 1436/2024.
66. Gambacorta L., Hofmann B., Peersman G., The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis, *Journal of Money, Credit and Banking* 46(4)/2014.
67. Georgiadis G., Examining asymmetries in the transmission of monetary policy in the euro area: Evidence from a mixed cross-section global VAR model, *European Economic Review* 75/2015.
68. Gérard M., Reform Options for Mature Defined Benefit Pension Plans: The Case of the Netherlands, *IMF Working Paper* WP/19/22/2019.
69. Gertler M., Karadi P., A model of unconventional monetary policy, *Journal of Monetary Economics* 58(1)/2011.
70. Goodhart C., The changing role of central banks, *BIS Working Papers* 326/2010.
71. Gornemann N., Kuester K., Nakajima M., Doves for the Rich, Hawks for the Poor? Distributional Consequences of Systematic Monetary Policy, Opportunity and Inclusive Growth Institute Working Papers 50/2021, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
72. Goy G., Hommes C., Mavromatis K., Forward guidance and the role of central bank credibility under heterogeneous beliefs, *Journal of Economic Behavior & Organization* 200/2022.

73. Guerello C., Conventional and unconventional monetary policy vs. households' income distribution: An empirical analysis for the Euro Area, *Journal of International Money and Finance*, vol. 85/2018.
74. Gürkaynak R. S., Sack B., Swanson E. T., Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements, *International Journal of Central Banking* 1(1)/2005.
75. Guthrie G., Wright J., Open mouth operations, *Journal of Monetary Economics* 46/2000.
76. Havranek T., Rusnak M., Transmission Lags of Monetary Policy: A Meta-Analysis, *International Journal of Central Banking* 9(4)/2013.
77. Heathcote J., Perri F., Violante G., Unequal We Stand: An Empirical Analysis of Economic Inequality in the United States 1967–2006, *Review of Economic Dynamics* 13(1)/2010.
78. Hohberger S., Priftis R., Vogel L., The distributional effects of conventional monetary policy and quantitative easing: Evidence from an estimated DSGE model, *Journal of Banking & Finance* 113/2020, 105483.
79. Hohberger S., Priftis R., Vogel L., The distributional effects of conventional monetary policy and quantitative easing: Evidence from an estimated DSGE model, *Journal of Banking & Finance* 113/2020.
80. Holston K., Laubach T., Williams J., Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants, *Journal of International Economics* 108/2017.
81. Inui M., Sudo N., Yamada T., Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan, *Bank of Japan Working Paper No. 17/2017*.
82. Inui M., Sudo N., Yamada T., The Effects of Monetary Policy Shocks on Inequality in Japan, *BIS Working Paper 642/2017*.
83. Issing O., The Development of Monetary Policy in the 20th Century – Some Reflections, *National Bank of Belgium Working Papers* 186/2010.
84. Jarociński M., Karadi P., Deconstructing Monetary Policy Surprises – The Role of Information Shocks, *American Economic Journal: Macroeconomics* 12(2)/2020.
85. Jarociński M., Karadi P., Deconstructing Monetary Policy Surprises—The Role of Information Shocks, *American Economic Journal: Macroeconomics* 12(2)/2020.
86. Jobst A., Lin H., Negative Interest Rate Policy (NIRP): Implications for Monetary Transmission and Bank Profitability in the Euro Area, *IMF Working Papers* 176/2016.
87. Jordà Ò., Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections, *American Economic Review* 95(1)/2005.
88. Jordà Ò., Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections, *The American Economic Review* 95(1)/2005.
89. Kaplan G., Moll B., Violante G. L., Monetary Policy According to HANK, *American Economic Review* 108(3)/2018.
90. Kaymak B., Leung D., Poschke M., Accounting for Wealth Concentration in the United States, *American Economic Journal: Macroeconomics* 18 (1)/2026.
91. Krippner L. M., A Note of Caution on Shadow Rate Estimates, *Journal of Money, Credit and Banking* 52(4)/2020.

92. Krippner L. M., A theoretical foundation for the Nelson–Siegel class of yield curve models, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 30/2015.
93. Kuttner K. N., Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market, *Journal of Monetary Economics* 47(3)/2001.
94. Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y., Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?, *Journal of Econometrics* 54(1–3)/1992.
95. Laubach T., Williams J.C., Measuring the Natural Rate of Interest, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85/ 2003.
96. Lavoie M., Fiebigler B., Unconventional monetary policies, with a focus on quantitative easing, *European Journal of Economics and Economic Policies*, 15/2018.
97. Ledit O., The Redistributive Effects of Monetary Policy, University of Zurich Department of Economics Working Paper 44/2011.
98. Lenza M., Slacalek J., How does monetary policy affect income and wealth inequality? Evidence from quantitative easing in the euro area, *European Central Bank Working Paper Series* 2190/2018.
99. Li D., Plagborg-Møller M., Wolf C. K., Local Projections vs. VARs: Lessons from Thousands of DGPs, *NBER Working Paper* 30207/2022.
100. Litterman R. B., A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time Series, *Journal of Business & Economic Statistics* 1(2)/1983.
101. Loschiavo D., Graziano M., Liquidity-Poor Households in the Midst of the Covid-19 Pandemic, *Review of Income and Wealth* vol. 68(2)/2022.
102. Marszałek P., Trudności koordynacji polityki pieniężnej i polityki fiskalnej we współczesnej gospodarce, *Gospodarka Narodowa* 9/2006.
103. Michell H., The Edict of Diocletian: A Study of Price Fixing in the Roman Empire, *The Canadian Journal of Economics and Political Science* 13/1947.
104. Mishkin F., Monetary policy strategy: lessons from The Crisis, *NBER Working Paper* 16755/2011.
105. Mishkin F., The role of output stabilization in the conduct of monetary policy, *NBER Working Paper* 9291/2002.
106. Montecino J. A., Epstein G., Did Quantitative Easing Increase Income Inequality?, *Institute for New Economic Thinking Working Papers Series* 28/2015.
107. Mumtaz H., Theophilopoulou A., The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis, *European Economic Review* 2017.
108. Mumtaz H., Theophilopoulou A., The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis, *European Economic Review* 98/2017.
109. Mumtaz H., Theophilopoulou A., The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis, *European Economic Review*, 98/2017.
110. Newey W. K., West K. D., Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation, *The Review of Economic Studies*, Vol. 61/1994.

111. Niedźwiedzińska J., Inflation Targeting. Institutional features of the strategy in practice, NBP Working Paper 299/2018.
112. O'Brien R. M., A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors, *Quality & Quantity* vol. 41(5)/2007.
113. O'Farrell R., Rawdanowicz Ł., K-I Inaba, Monetary Policy and Inequality, OECD Publishing, OECD Economics Department Working Papers 1281/2016.
114. Oda N., Nagahata T., On the Function of the Zero Interest Rate Commitment: Monetary Policy Rules in the Presence of the Zero Lower Bound on Interest Rates, Bank of Japan Working Paper Series 5/2005.
115. P. Krugman It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap, *Brookings Papers on Economic Activity* 2/1998.
116. Pagan A.R., Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, *International Economic Review* 25(1)/1984.
117. Pagan A.R., Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors, *International Economic Review*, 25(1)/1984.
118. Palley T., Quantitative Easing: A Keynesian Critique, Political Economy Research Institute Working Papers 252/2011.
119. Park J., Monetary Policy and Income Inequality in Korea, Bank of Korea Economic Research Institute Working Papers 27/2018.
120. Pascal J., Heterogeneity in macroeconomic models: A review of theory and computation, BCL working papers 185, Central Bank of Luxembourg 2024.
121. Pesaran M.H., Smith R., Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, *Journal of Econometrics* 68(1)/1995.
122. Potter S., Smets F., Unconventional monetary policy tools: a cross-country analysis, BIS Committee on the Global Financial System Papers 63/2019.
123. Pyka I., Nocoń A., Normalizacja polityki monetarnej - innowacja czy powrót do klasycznej polityki banków centralnych, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach* 346/2017.
124. Raczyński M., Monetary policy and economic inequality: a literature review, *Bank i Kredyt* 53(2)/2022.
125. Ramey G., Ramey V., Cross-country Evidence on the Link Between Volatility and Growth, *American Economic Review* 1995/85.
126. Romer C. D., Romer D. H., A new measure of monetary shocks: Derivation and implications, *American Economic Review* 94(4)/2004.
127. Romer C., Romer D., Monetary policy and the well-being of the poor, *Economic Review* 84/1999.
128. Rubio-Ramírez J. F., Waggoner D. F., Zha T., Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference, *The Review of Economic Studies* 77(2)/2010.
129. Sack B., Wieland V., Interest-rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence, *Journal of Economics and Business*, 52(1-2)/2000.

130. Saiki A., Frost J., Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan, Council on Economic Policies Working Papers 1402/2014.
131. Saiki A., Frost J., Japan's Unconventional Monetary Policy and Income Distribution: Revisited, Tokyo Center for Economic Research Working Papers e126/2018.
132. Samarina A., Nguyen A. D. M., Does monetary policy affect income inequality in the euro area?, DNB Working Paper 626/2019.
133. Samarina A., Nguyen A. D. M., Does Monetary Policy Affect Income Inequality in the Euro Area?, Journal of Money, Credit and Banking 56(1)/2024.
134. Sax C., Steiner P., Temporal Disaggregation of Time Series, The R Journal vol. 5(2)/2013.
135. Sax C., Steiner P., Temporal Disaggregation of Time Series, The R Journal vol. 5/2013.
136. Schlegel M., Kraenzlin S., Demand for Reserves and the Central Bank's Management of Interest Rates, Swiss National Bank Working Papers 15/2009.
137. Schwartz A., Why Financial Stability Depends on Price Stability, Economic Affairs 15/1995.
138. Sims C. A., Macro Economics and Reality, Econometrica 48/1980.
139. Sims C. A., Stock J. H., Watson M. W., Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots, Econometrica 58(1)/1990.
140. Sivesind C., Hurley K., Choosing an Operating Target for Monetary Policy, The Quarterly Journal of Economics, 94/1980.
141. Smets F., Financial Stability and Monetary Policy: How Closely Interlinked?, International Journal of Central Banking 35/2014.
142. Stix H., Why Do People Save in Cash? Distrust, Memories of Banking Crises, Weak Institutions and Dollarization, Journal of Banking & Finance 37(11), 2013.
143. Stock J. H., Watson M. W., Vector Autoregressions, Journal of Economic Perspectives 15(4)/2001.
144. Taghizadeh-Hesary F., Yoshino N., Shimizu S., The impact of monetary and tax policy on income inequality in Japan, The World Economy vol. 43(10)/2020.
145. Tavares Garcia F., Cross J. L., The impact of monetary policy on income inequality: Does inflation targeting matter?, Finance Research Letters vol. 61/2024.
146. Tsiaras S., Asset Purchases, Limited Asset Markets Participation and Inequality, EUI Working Paper MWP 2021/03.
147. Uhlig H., What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure, Journal of Monetary Economics 52(2)/2005.
148. Watanabe T., Yabu T., The great intervention and massive money injection: The Japanese experience 2003–2004, Journal of International Money and Finance, 32/2013.
149. Williamson S. D., Monetary Policy and Distribution, Journal of Monetary Economics 55(6)/2008.
150. Wójcik S., Temporal Disaggregation of Time Series with Regularization Term, Barometr Regionalny vol. 14(3)/2016.
151. Wu J. C., Xia F. D., Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound, Journal of Money, Credit and Banking 48(2-3)/2016.

152. Zilioli C., The Ecb's Powers and Institutional Role in the Financial Crisis, *Maastricht Journal of European and Comparative Law* 23/2016.

Dokumenty, raporty, akty prawne

1. Amaral P., Monetary Policy and Inequality, Economic Commentary No. 2017-01, Federal Reserve Bank of Cleveland 2017.
2. Anbil S., Anderson A., Senyuz Z., What Happened in Money Markets in September 2019?, FEDS Notes, Board of Governors of the Federal Reserve System, 27.02.2020.
3. Annual Report 2021, European Central Bank, Frankfurt am Main 2022.
4. Bank of England, Monetary Policy Report – August 2024, London 2024.
5. Bell V., Joyce M., Liu Z., Young C., The distributional effects of asset purchases, Bank of England Quarterly Bulletin Q3/2012.
6. Benford J., Berry S., Nikolov K., Young C., Robson M., Quantitative easing, Bank of England Quarterly Bulletin Q2/2009.
7. Bernoth K., König P. J., Beckers B., Forti Grazzini C., Quantitative Easing – What Are the Side Effects on Income and Wealth Distribution, DIW Berlin: Politikberatung kompakt 99/2015.
8. Bernoth K., König P. J., Beckers B., Forti Grazzini C., Quantitative Easing – What Are the Side Effects on Income and Wealth Distribution: In-Depth Analysis, DIW Berlin: Politikberatung kompakt 2015/99.
9. Board of Governors of the Federal Reserve System, Minutes of the Federal Open Market Committee, 21-22 września 2021, Washington D.C. 2021.
10. Bolton P., Despres M., Pereira da Silva L.A., Samama F., Svartzman R., The green swan, Bank for International Settlements, 2020.
11. Bundesagentur für Arbeit, Berichte: Arbeitsmarkt kompakt – Kurzarbeit, Nürnberg 2021, s. 5. W szczytowym momencie program obejmował ok. 18% ogółu zatrudnionych podlegających ubezpieczeniu społecznemu.
12. Cascal-di-Garcia D., Luciani M., Modugno M., Lessons from Nowcasting GDP across the World, International Finance Discussion Papers 1385/2023.
13. Colciago A., Samarina A., de Haan J., Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey, *Journal of Economic Surveys* 33(4)/2019.
14. Corrado L., Fantozzi D., Micro Level Data for Macro Models: The Distributional Effects of Monetary Policy, IARIW – Bank of Italy Conference Paper 2023.
15. D. Buono et al., ESS guidelines on temporal disaggregation, benchmarking and reconciliation, Publications Office of the European Union, Luksemburg 2018.
16. D. Buono i in., ESS guidelines on temporal disaggregation, benchmarking and reconciliation, Eurostat Methodologies and Working Papers 2018 edition.
17. De Luigi C., Feldkircher M., Poyntner P., Schuberth H., Quantitative Easing and Wealth Inequality: The Asset Price Channel, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 85(3)/2023.

18. Engen E. M., Laubach T., Reifschneider D. L., The Macroeconomic Effects of the Federal Reserve's Unconventional Monetary Policies, Finance and Economics Discussion Series 2015-005, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2015.
19. European Central Bank, Annual Report 2021, Frankfurt am Main 2022.
20. European Central Bank, Recent developments in excess liquidity and money market rates, Monthly Bulletin, January 2014.
21. European Central Bank, The transmission of the ECB's recent non-standard monetary policy measures, Economic Bulletin 7/2015.
22. European Central Bank, Wage adjustment and employment in Europe: some results from the Wage Dynamics Network Survey, ECB Economic Bulletin 1/2017.
23. Eurostat, ESS Guidelines on Seasonal Adjustment 2015 Edition, Publications Office of the European Union, Luxembourg 2015.
24. Evgenidis A., Fasianos A., Unconventional Monetary Policy and Wealth Inequalities in Great Britain, CEPR Discussion Paper DP14656/2020.
25. Federal Reserve Bank of St. Louis Review 10/1965.
26. Feinman J., Reserve Requirements: History, Current Practice, and Potential Reform, Federal Reserve Bulletin, United States and Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington 1993.
27. Fernández R. B., A Methodological Note on the Estimation of Time Series, The Review of Economics and Statistics 63(3)/1981.
28. Gagnon J., Quantitative Easing: An Underappreciated Success, Peterson Institute for International Economics Policy Briefs 4/2016.
29. Hafemann L., Rudel P., Schmidt J., Moving Closer or Drifting Apart: Distributional Effects on Monetary Policy, MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics 21-2017.
30. Household Finance and Consumption Survey: Results from the 2021 wave, ECB Statistics Paper Series No. 46, European Central Bank, 2023.
31. Kappes S. A., Monetary Policy and Personal Income Distribution: A Survey of the Empirical Literature, Review of Political Economy 35(1)/2023.
32. Kronick J. M., Villarreal F. G., Distributional Impacts of Low for Long Interest Rates, MPRA Paper No. 93483/2019.
33. Kryvtsov O., Mendes R., The Optimal Level of the Inflation Target: A Selective Review of the Literature and Outstanding Issues, Bank of Canada Discussion Papers 18/2015.
34. M. M. Batty et al., Introducing the Distributional Financial Accounts of the United States, Finance and Economics Discussion Series 2019-017, Board of Governors of the Federal Reserve System.
35. Matthes C., Barnichon R., Measuring the Non-Linear Effects of Monetary Policy, Meeting Papers, Society for Economic Dynamics No. 49/2015.
36. Mehrotra A., Schanz J., Financial market development and monetary policy, BIS Papers 113/2020.
37. Methodological Guidelines and Description of EU-SILC Target Variables, Eurostat 2025.

38. Rudebusch G., The Fed's exit strategy for monetary policy, FRBSF Economic Letter 18/2010, Federal Reserve Bank of San Francisco.
39. Scheller H., The European Central Bank: History, Role and Functions, European Central Bank, Frankfurt am Main 2006.
40. Scheller H., The European Central Bank: History, Role and Functions. Second revised edition, European Central Bank, Frankfurt am Main 2006.
41. The euro short-term rate (€STR) methodology and policies, European Central Bank, Frankfurt am Main 2019.
42. The monetary policy of the ECB, European Central Bank, Frankfurt am Main 2011.
43. Ueno Y., Term Structure Models with Negative Interest Rates, IMES Discussion Paper Series 17-E-1, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2017.
44. Villarreal F. G., Monetary Policy and Inequality in Mexico, MPRA Paper No. 57074/2014.
45. Wersja skonsolidowana Traktatu o funkcjonowaniu Unii Europejskiej, Dz.U. UE C 202 z 7.06.2016.

Źródła internetowe

1. 12 U.S. Code § 225a - Maintenance of long run growth of monetary and credit aggregates, Legal Information Institute, Cornell Law School, <https://www.law.cornell.edu/uscode/text/12/225a>.
2. Bernanke B. S., Monetary Policy and Inequality, Brookings, 1.06.2015, <https://www.brookings.edu/articles/monetary-policy-and-inequality/>.
3. Bernanke B. S., The Crisis and the Policy Response, speech at the Stamp Lecture, London School of Economics, London, England, Board of Governors of the Federal Reserve System, 13.01.2009, <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20090113a.htm>.
4. Bivens J., Testimony before the House of Representatives Subcommittee on Monetary Policy and Trade, Washington, D.C., 16.03.2017, <https://financialservices.house.gov/UploadedFiles/HHRG-115-BA19-WState-JBivens-20170316.pdf>.
5. Carney M., Breaking the tragedy of the horizon - climate change and financial stability, speech at Lloyd's of London, Bank of England, 29.09.2015, <https://www.bankofengland.co.uk/speech/2015/breaking-the-tragedy-of-the-horizon-climate-change-and-financial-stability>.
6. Committee for the Study of Economic and Monetary Union, Report on economic and monetary union in the European Community (Delors Report), Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg 1989, https://aei.pitt.edu/archive/00001007/01/monetary_delors.pdf.
7. Commodity price index, Bank of Canada, www.bankofcanada.ca/rates/price-indexes/bcpi/.
8. Does Quantitative Easing Mainly Help the Rich?, CNBC, 14.09.2012, <https://www.cnn.com/2012/09/14/does-quantitative-easing-mainly-help-the-rich.html>.

9. Draghi M., Introductory statement to the press conference (with Q&A), Mario Draghi, President of the ECB, Vítor Constâncio, Vice-President of the ECB, Frankfurt am Main, European Central Bank, 4.07.2013,
https://www.ecb.europa.eu/press/press_conference/monetary-policy-statement/2013/html/is130704.en.html.
10. EU statistics on income and living conditions (EU-SILC) methodology - distribution of income, Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=EU_statistics_on_income_and_living_conditions_%28EU-SILC%29_methodology_-_distribution_of_income.
11. European Central Bank, ECB adjusts remuneration of minimum reserves,
<https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2023/html/ecb.pr230727~7206e9aa48.en.html>.
12. European Central Bank, Monetary Aggregates,
https://www.ecb.europa.eu/stats/money_credit_banking/monetary_aggregates/html/index.en.html.
13. European Central Bank, Open market operations,
<https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omo/html/index.en.html>.
14. European Central Bank, Pandemic Emergency Purchase Programme,
<https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/pepp/html/index.en.html>.
15. Evans C. L., Financial Stability and Monetary Policy: Multiple Goals, Multiple Tools, speech at the Financial Management Association Annual Meeting Luncheon, Chicago, Illinois, Federal Reserve Bank of Chicago, 18.10.2013, <https://www.chicagofed.org/-/media/publications/speeches/2013/10-18-2013-financial-stability-monetary-policy-fma-chicago-print-pdf.pdf>.
16. Federal Reserve Bank of New York, Primary Dealers,
<https://www.newyorkfed.org/markets/primarydealers>.
17. Fischer S., Monetary Policy Expectations and Surprises, speech at the Columbia University School of International and Public Affairs, New York, New York, Board of Governors of the Federal Reserve System, 17.04.2017,
<https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/fischer20170417a.htm>.
18. Global QE Tracker, Atlantic Council GeoEconomics Center,
<https://www.atlanticcouncil.org/global-qe-tracker/>.
19. Grabowski J., tsdisagg: Temporal Disaggregation of Time Series Data in Python, GitHub, ver. 0.1.0/2025, <https://github.com/jessegrabowski/tsdisagg>.
20. Harmonised index of consumer prices (HICP) (prc_hicp), Eurostat,
https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/prc_hicp_esms.htm.
21. Income and living conditions (ilc), Eurostat,
https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/ilc_sieusilc.htm.
22. Issing O., One size fits all! A single monetary policy for the euro area, speech at the International Research Forum, Frankfurt am Main, European Central Bank, 20.05.2005,
<https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2005/html/sp050520.en.html>.

23. JDemetra+, National Bank of Belgium, <https://www.nbb.be/en/publications-research/research-and-academic-cooperation/jdemetra>.
24. Krippner L. M., Documentation for Shadow Short Rate Estimates, LJKmfa, 29.05.2020, <https://www.ljkmfa.com/wp-content/uploads/2021/07/Documentation-for-SSR-estimates-29-May-2020.pdf>.
25. Lenihan N. J., The Price Stability Mandate of the European System of Central Banks: A Legal Perspective, Seminar on Current Developments in Monetary and Financial Law, Washington, D.C., 23-27.10.2006, International Monetary Fund, <https://www.imf.org/external/np/seminars/eng/2006/mfl/njl.pdf>.
26. LIS Database, LIS Cross-National Data Center in Luxembourg, <https://www.lisdatacenter.org/our-data/lis-database/>.
27. LJKmfa, LJK Limited, <https://www.ljkmfa.com/>.
28. Ostrup F., Is There a Macroeconomic Trilemma? A Theoretical Analysis, SSRN Electronic Journal, 2015, <https://ssrn.com/abstract=2584897>.
29. Panetta F., The Distributional Consequences of Monetary Policy, remarks at De Nederlandsche Bank, Amsterdam, Banca d'Italia, 20.11.2015, https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/interventi-direttorio/int-dir-2015/Panetta_20.11.2015.pdf.
30. Quarterly national accounts (namq_10), Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/namq_10_esms.htm.
31. Schnabel I., Monetary policy and financial stability, speech, European Central Bank, 8.12.2021, www.ecb.europa.eu/press/key/date/2021/html/ecb.sp211208_2~97c82f5cfb.en.html.
32. Schnabel I., Monetary policy and the Great Volatility, speech at the Jackson Hole Economic Policy Symposium organised by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming, European Central Bank, 27.08.2022, <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2022/html/ecb.sp220827~93f7d07535.en.html>.
33. Standardized World Income Inequality Database (SWIID), Frederick Solt, <https://fsolt.org/swiid/>.
34. Unemployment by sex and age - monthly data [une_rt_m], Eurostat, https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/product/page/UNE_RT_M.
35. WID – World Inequality Database, World Inequality Lab, <https://wid.world/>.
36. Working Group on Euro Risk-Free Rates, Key messages for the transition from EONIA to €STR, European Central Bank, Frankfurt am Main 2019, https://www.ecb.europa.eu/stats/euro-short-term-rates/interest_rate_benchmarks/WG_euro_risk-free_rates/shared/pdf/FactsheetTransitionEONIAtoEuroSTR.pdf.

Aneks

A.1. Testy stacjonarności

Tabela A.1. Testy stacjonarności ADF i KPSS zmiennych modelu

a) Zmienne wspólne (agregat strefy euro)

Zmienna	N	ADF stat.	ADF p	KPSS stat.	KPSS p
log_GDP	84	-4.4866	0.0002	0.0525	0.1000
HICP	84	-0.3235	0.9221	0.2351	0.1000
Unemp	84	-0.9057	0.7861	0.5162	0.0380
SSR	84	-1.6084	0.4794	0.4801	0.0462
QE	61	-1.8721	0.3453	0.1642	0.1000
Asset_Nom	84	-6.4959	0.0000	0.0947	0.1000

b) Zmienne krajowe (bez SSR i QE, które są wspólne)

Kraj	Zmienna	N	ADF stat.	ADF p	KPSS stat.	KPSS p
Austria	Gini_Market	80	-2.5640	0.1007	0.4178	0.0695
Austria	log_GDP	84	-4.7439	0.0001	0.0933	0.1000
Austria	HICP	84	-0.6262	0.8650	0.3703	0.0900
Austria	Unemp	84	-4.0143	0.0013	0.0977	0.1000
Austria	Asset_Nom	84	-6.4346	0.0000	0.0863	0.1000
Belgium	Gini_Market	80	-2.3737	0.1493	1.2377	0.0100
Belgium	log_GDP	84	-4.5273	0.0002	0.0730	0.1000
Belgium	HICP	84	-1.3637	0.5996	0.2423	0.1000
Belgium	Unemp	84	-1.4812	0.5428	0.9591	0.0100
Belgium	Asset_Nom	84	-5.4519	0.0000	0.0791	0.1000
Finland	Gini_Market	80	-3.3226	0.0139	0.4148	0.0708
Finland	log_GDP	84	-3.8614	0.0023	0.1428	0.1000
Finland	HICP	84	-2.8802	0.0477	0.1537	0.1000
Finland	Unemp	84	-3.3673	0.0121	0.1440	0.1000
Finland	Asset_Nom	84	-5.9081	0.0000	0.0557	0.1000
France	Gini_Market	80	-2.1509	0.2246	0.6630	0.0169
France	log_GDP	84	-4.4069	0.0003	0.0494	0.1000
France	HICP	84	-2.4239	0.1351	0.2720	0.1000
France	Unemp	84	-1.4237	0.5709	0.4170	0.0698
France	Asset_Nom	84	-6.2783	0.0000	0.0520	0.1000
Germany	Gini_Market	80	-3.8169	0.0027	0.1409	0.1000
Germany	log_GDP	84	-5.0714	0.0000	0.0842	0.1000
Germany	HICP	84	0.4163	0.9821	0.3387	0.1000
Germany	Unemp	84	-3.6609	0.0047	1.3112	0.0100
Germany	Asset_Nom	84	-6.4941	0.0000	0.0530	0.1000
Italy	Gini_Market	80	-1.6571	0.4534	1.1979	0.0100
Italy	log_GDP	84	-2.9505	0.0398	0.1127	0.1000
Italy	HICP	84	-1.4742	0.5462	0.1457	0.1000

Italy	Unemp	84	-1.0146	0.7479	0.4060	0.0746
Italy	Asset_Nom	84	-6.6780	0.0000	0.0465	0.1000
Netherlands	Gini_Market	80	-1.5392	0.5140	0.5474	0.0310
Netherlands	log_GDP	84	-3.0082	0.0341	0.0635	0.1000
Netherlands	HICP	84	-1.2469	0.6531	0.3929	0.0802
Netherlands	Unemp	84	-1.6057	0.4807	0.5829	0.0242
Netherlands	Asset_Nom	84	-5.9754	0.0000	0.1369	0.1000
Spain	Gini_Market	80	-1.4364	0.5647	0.3401	0.1000
Spain	log_GDP	84	-3.1350	0.0241	0.1012	0.1000
Spain	HICP	84	-1.2642	0.6454	0.1806	0.1000
Spain	Unemp	84	-1.9167	0.3242	0.3311	0.1000
Spain	Asset_Nom	84	-6.1452	0.0000	0.0577	0.1000

Źródło: opracowanie własne.

A.2. Diagnostyka modeli mostkowych

Tabela A.2. Diagnostyka modeli mostkowych (OLS, próba roczna 2004–2023)

Kraj	Model	R ²	R ² adj.	DW	BG(1) p	ADF reszt	ADF reszt p	Max VIF
Austria	F1	0,504	0,411	1,910	0,990	-3,961	0,002	5,27
	F2	0,398	0,285	1,516	0,286	-1,415	0,575	8,74
Belgia	F1	0,799	0,761	1,658	0,485	-3,607	0,006	2,61
	F2	0,729	0,678	1,778	0,946	-3,992	0,001	4,67
Finlandia	F1	0,611	0,538	1,864	0,859	-5,413	<0,001	6,92
	F2	0,568	0,517	1,721	0,879	-4,618	<0,001	1,30
Francja	F1	0,623	0,553	1,302	0,075	-3,056	0,030	2,47
	F2	0,559	0,476	1,160	0,054	-2,447	0,129	3,81
Niemcy	F1	0,426	0,273	1,902	0,915	0,804	0,992	5,50
	F2	0,420	0,265	1,875	0,896	1,135	0,996	3,90
Włochy	F1	0,771	0,728	1,991	0,748	-13,545	<0,001	2,54
	F2	0,873	0,858	2,587	0,053	-2,604	0,092	1,31
Niderlandy	F1	0,543	0,457	1,964	0,625	-3,375	0,012	3,16
	F2	0,385	0,269	1,463	0,457	-2,839	0,053	3,86
Hiszpania	F1	0,697	0,641	1,380	0,405	-3,354	0,013	1,87
	F2	0,550	0,465	1,429	0,219	-1,535	0,516	1,46

Źródło: opracowanie własne (porównaj: Tabela 3.2 i 3.3 w tekście głównym).

DW = statystyka Durbina–Watsona. BG(1) = test Breuscha–Godfrey (1 lag, p-value). ADF reszt = test stacjonarności reszt.

A.3. Wybór rzędu opóźnienia modelu VAR

Tabela A.3. Kryteria informacyjne dla wyboru rzędu opóźnień

a) Model SSR

p	AIC	BIC	HQIC	FPE	T eff.
1	-17.2745	-16.5459	-16.9818	3.148453e-08	83
2	-18.2502	-16.7827	-17.6610	1.193097e-08	82
3	-18.0013	-15.7842	-17.1118	1.554255e-08	81
4	-17.9096	-14.9321	-16.7158	1.759798e-08	80
5	-17.9128	-14.1637	-16.4108	1.859565e-08	79
6	-17.9587	-13.4266	-16.1444	1.955152e-08	78
7	-18.2099	-12.8831	-16.0792	1.767276e-08	77
8	-18.4165	-12.2830	-15.9653	1.806454e-08	76

b) Model QE

p	AIC	BIC	HQIC	FPE	T eff.
1	-14.9768	-14.1041	-14.6354	3.13704e-07	60
2	-15.6128	-13.8521	-14.9255	1.685142e-07	59
3	-15.1637	-12.4993	-14.1259	2.757995e-07	58
4	-15.1893	-11.6050	-13.7964	2.957716e-07	57
5	-15.8354	-11.3146	-14.0827	1.860213e-07	56
6	-15.6525	-10.1780	-13.5355	3.095315e-07	55
7	-16.1617	-9.7160	-13.6759	3.306373e-07	54
8	-17.3903	-9.9552	-14.5311	2.770176e-07	53

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

A.4. Diagnostyka modeli VAR

Tabela A.4. Diagnostyka reszt modeli VAR per równanie

a) Model SSR

Równanie	LM(4) p	JB stat.	JB p	ARCH(4) p	Portm. p	Maks. modul
log_GDP	0.9749	141.79	0.0000	0.0002	—	—
HICP	0.2781	2.03	0.3627	0.0834	—	—
Unemp	0.5993	156.59	0.0000	0.9858	—	—
SSR	0.8959	52.29	0.0000	0.0090	—	—
Asset_Nom	0.9832	8.77	0.0124	0.4947	—	—
SYSTEM	—	—	—	—	0.1934	0.9608

b) Model QE

Równanie	LM(4) p	JB stat.	JB p	ARCH(4) p	Portm. p	Maks. modul
log_GDP	0.6813	110.53	0.0000	0.0019	—	—
HICP	0.6889	1.01	0.6021	0.9688	—	—
Unemp	0.4119	498.09	0.0000	0.9931	—	—
QE	0.7540	8.11	0.0173	0.1788	—	—
Asset_Nom	0.9306	4.90	0.0861	0.5987	—	—
SYSTEM	—	—	—	—	0.0603	0.9264

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

A.5. Szczegóły procedury identyfikacyjnej

Tabela A.5a. Restrykcje znakowe na IRF

Szok	Zmienna	h = 0	h = 1	h = 2–4
SSR	SSR	+	+	—
	log_GDP	—	–	–
	HICP	—	—	—
	Unemp	—	—	+
	Asset_Nom	–	–	—
QE	QE	+	+	—
	log_GDP	—	+	+
	HICP	—	—	—
	Unemp	—	—	–
	Asset_Nom	+	+	—

Tabela A.5b. Parametry procedury Monte Carlo

Model	Zaakcept.	Losowań	Accept. rate	Seed	T eff.
SSR	1 000	9 901	10,1%	123	80
QE	1 000	4 055	24,7%	223	57

Źródło: opracowanie własne (por. Tabela 3.7).

Identyfikacja: losowanie ortogonalnych rotacji (Rubio-Ramírez i in. 2010), wybór median-target (Fry i Pagan 2011).

A.6. Efektywne próby w projekcjach lokalnych

Tabela A.6. Efektywna liczba obserwacji w projekcjach lokalnych

a) Model SSR

Kraj	Min (h = 12)	Maks (h = 0)
Austria	62	74
Belgium	62	74
Finland	62	74
France	62	74
Germany	62	74
Italy	62	74
Netherlands	62	74
Spain	62	74

b) Model QE

Kraj	Min (h = 12)	Maks (h = 0)
Austria	39	51
Belgium	39	51
Finland	39	51
France	39	51
Germany	39	51
Italy	39	51
Netherlands	39	51
Spain	39	51

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

Specyfikacja: $L = 2$.

A.7. Pełne wyniki projekcji lokalnych współczynnik Giniego

Tabela A.7. Reakcja współczynnika Giniego na szoki polityki pieniężnej

a) Szok SSR

	h=0	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8	h=9	h=10	h=11	h=12
Austria	0.006 (0.027)	0.046 (0.056)	-0.020 (0.054)	-0.004 (0.050)	0.034 (0.053)	-0.026 (0.045)	-0.013 (0.056)	0.019 (0.042)	-0.015 (0.053)	0.001 (0.058)	-0.016 (0.051)	-0.030 (0.042)	-0.067** (0.033)
Belgium	0.050 (0.036)	0.036 (0.048)	0.073 (0.061)	0.086 (0.080)	0.063 (0.077)	0.064 (0.061)	0.088 (0.066)	0.036 (0.048)	0.002 (0.051)	0.009 (0.058)	0.043 (0.062)	0.053 (0.049)	-0.021 (0.044)
Finland	-0.026 (0.016)	-0.047* (0.027)	-0.034 (0.033)	-0.006 (0.031)	0.034 (0.031)	0.071* (0.042)	0.081** (0.040)	0.105*** (0.034)	0.085** (0.034)	0.058** (0.026)	0.031** (0.016)	-0.008 (0.013)	-0.017 (0.020)
France	0.084** (0.037)	0.121** (0.056)	0.068 (0.056)	0.035 (0.067)	0.019 (0.081)	-0.043 (0.086)	-0.067 (0.072)	-0.044 (0.068)	-0.060 (0.086)	-0.018 (0.081)	-0.012 (0.078)	-0.071 (0.072)	-0.196** (0.092)
Germany	0.031 (0.043)	0.110 (0.071)	0.096 (0.065)	0.022 (0.090)	-0.028 (0.095)	-0.082 (0.111)	-0.076 (0.095)	-0.076 (0.068)	-0.096 (0.109)	-0.048 (0.139)	-0.049 (0.122)	-0.015 (0.097)	0.056 (0.068)
Italy	0.076** (0.035)	0.089* (0.051)	0.057 (0.067)	0.124 (0.083)	0.196** (0.092)	0.199** (0.096)	0.185* (0.102)	0.186* (0.098)	0.033 (0.095)	-0.049 (0.091)	-0.068 (0.070)	0.053 (0.080)	0.186* (0.097)
Netherlands	-0.068* (0.040)	-0.094* (0.057)	-0.047 (0.059)	-0.165** (0.066)	-0.199*** (0.065)	-0.073 (0.067)	-0.087 (0.054)	-0.127** (0.056)	0.007 (0.049)	0.053 (0.061)	0.095 (0.063)	0.128* (0.072)	0.084* (0.049)
Spain	0.200*** (0.053)	0.319*** (0.107)	0.362*** (0.097)	0.457*** (0.121)	0.367*** (0.100)	0.307*** (0.114)	0.392*** (0.132)	0.327*** (0.107)	0.218* (0.123)	0.206 (0.137)	0.095 (0.116)	0.323*** (0.077)	0.389*** (0.095)

b) Szok QE

	h=0	h=1	h=2	h=3	h=4	h=5	h=6	h=7	h=8	h=9	h=10	h=11	h=12
Austria	-0.029 (0.058)	-0.092 (0.056)	0.015 (0.050)	0.027 (0.048)	0.102** (0.040)	0.085* (0.049)	0.165*** (0.042)	0.053 (0.046)	0.042 (0.043)	-0.118** (0.051)	-0.060 (0.065)	-0.074** (0.036)	-0.013 (0.056)
Belgium	-0.017 (0.049)	0.029 (0.047)	-0.029 (0.065)	0.023 (0.064)	-0.072 (0.076)	-0.034 (0.092)	-0.065 (0.067)	-0.082 (0.050)	-0.042 (0.098)	-0.073 (0.052)	0.016 (0.041)	0.011 (0.043)	0.070 (0.050)
Finland	0.016 (0.014)	0.037* (0.021)	0.074*** (0.021)	0.070*** (0.020)	0.036* (0.019)	-0.015 (0.025)	-0.047 (0.030)	-0.059* (0.034)	-0.011 (0.039)	-0.008 (0.030)	-0.004 (0.037)	-0.063 (0.040)	-0.077*** (0.024)
France	-0.008 (0.042)	-0.106** (0.052)	-0.012 (0.057)	-0.040 (0.071)	-0.032 (0.060)	-0.095 (0.085)	-0.042 (0.088)	0.089 (0.087)	0.104 (0.078)	0.116 (0.087)	0.188* (0.100)	0.096 (0.068)	0.055 (0.066)
Germany	0.101* (0.053)	0.063 (0.057)	-0.010 (0.057)	-0.124 (0.071)	-0.232** (0.060)	-0.288*** (0.085)	-0.357*** (0.088)	-0.244* (0.087)	-0.086 (0.078)	0.028 (0.087)	0.076 (0.100)	0.041 (0.068)	0.072 (0.066)

	(0.056)	(0.073)	(0.086)	(0.099)	(0.100)	(0.073)	(0.101)	(0.133)	(0.131)	(0.083)	(0.070)	(0.071)	(0.092)
Italy	-0.001	0.049	0.137**	0.136*	0.045	-0.050	-0.119	-0.085	-0.181**	-0.129	-0.071	-0.046	0.046
	(0.038)	(0.061)	(0.067)	(0.072)	(0.075)	(0.084)	(0.094)	(0.072)	(0.075)	(0.089)	(0.081)	(0.093)	(0.102)
Netherlands	-0.016	0.155**	0.041	0.079	-0.031	-0.051	-0.074	-0.067	0.017	0.157**	0.013	0.138*	0.037
	(0.064)	(0.063)	(0.093)	(0.067)	(0.069)	(0.047)	(0.047)	(0.058)	(0.048)	(0.070)	(0.060)	(0.083)	(0.081)
Spain	0.004	-0.144*	0.025	-0.108	0.062	-0.142	-0.366*	-0.220	-0.299**	-0.100	-0.018	0.006	0.281**
	(0.083)	(0.079)	(0.064)	(0.095)	(0.147)	(0.118)	(0.196)	(0.136)	(0.145)	(0.154)	(0.046)	(0.047)	(0.113)

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. SE HAC (Newey–West, $bw = h$) w nawiasach. $L = 2$. Kontrole: Gini, $\log_GDP$, $HICP$, $Unemp$, nominalne ceny aktywów (opóźnione), D_GFC , D_COVID .

A.8. Wyniki Mean Group

Tabela A.8. Zagregowane reakcje Mean Group na szoki polityki pieniężnej

Zmienna zależna: współczynnik Giniego

Szok SSR

h	β MG	CI 90% dół	CI 90% góra	N
0	0.0440	-0.0032	0.0912	8
1	0.0724 \$	0.0000	0.1449	8
2	0.0695	-0.0062	0.1453	8
3	0.0685	-0.0353	0.1723	8
4	0.0607	-0.0353	0.1567	8
5	0.0519	-0.0291	0.1330	8
6	0.0629	-0.0325	0.1583	8
7	0.0532	-0.0333	0.1397	8
8	0.0217	-0.0343	0.0778	8
9	0.0267	-0.0215	0.0750	8
10	0.0148	-0.0210	0.0506	8
11	0.0541	-0.0186	0.1268	8
12	0.0519	-0.0507	0.1545	8

Szok QE

h	β MG	CI 90% dół	CI 90% góra	N
0	0.0064	-0.0173	0.0301	8
1	-0.0010	-0.0604	0.0583	8
2	0.0299	-0.0016	0.0615	8
3	0.0078	-0.0456	0.0613	8
4	-0.0151	-0.0760	0.0458	8
5	-0.0738 \$	-0.1369	-0.0106	8
6	-0.1132 \$	-0.2149	-0.0115	8
7	-0.0771 \$	-0.1443	-0.0100	8
8	-0.0570	-0.1326	0.0186	8
9	-0.0159	-0.0791	0.0473	8
10	0.0176	-0.0306	0.0658	8
11	0.0137	-0.0303	0.0578	8
12	0.0588	-0.0009	0.1186	8

Zmienna zależna: stopa bezrobocia

Szok SSR

h	β MG	CI 90% dół	CI 90% góra	N
0	0.0493 \$	0.0147	0.0838	8
1	0.1545 \$	0.0807	0.2283	8
2	0.2327 \$	0.1176	0.3477	8
3	0.2578 \$	0.1156	0.4000	8
4	0.3180 \$	0.1548	0.4813	8
5	0.3093 \$	0.1211	0.4975	8
6	0.2777 \$	0.0932	0.4622	8
7	0.2589 \$	0.0759	0.4418	8

8	0.2943 \$	0.0822	0.5064	8
9	0.2938 \$	0.0853	0.5023	8
10	0.2410 \$	0.0544	0.4275	8
11	0.2873 \$	0.0738	0.5008	8
12	0.3146 \$	0.0866	0.5425	8

Szok QE

h	β MG	CI 90% dół	CI 90% góra	N
0	0.0225	-0.0191	0.0641	8
1	-0.0033	-0.0476	0.0410	8
2	-0.0407	-0.0995	0.0181	8
3	-0.0413	-0.1182	0.0355	8
4	-0.0390	-0.0992	0.0212	8
5	-0.0279	-0.0612	0.0054	8
6	-0.1009 \$	-0.1667	-0.0352	8
7	-0.1074 \$	-0.1630	-0.0517	8
8	-0.0277	-0.0715	0.0161	8
9	-0.0284	-0.0689	0.0122	8
10	-0.0242	-0.1005	0.0521	8
11	0.0235	-0.0574	0.1045	8
12	0.0098	-0.0728	0.0924	8

Zmienna zależna: nominalne ceny aktywów

Szok SSR

h	β MG	CI 90% dół	CI 90% góra	N
0	-0.0004	-0.0056	0.0048	8
1	-0.0149 \$	-0.0189	-0.0110	8
2	0.0105 \$	0.0077	0.0132	8
3	0.0045 \$	0.0012	0.0078	8
4	0.0149 \$	0.0106	0.0193	8
5	0.0102 \$	0.0049	0.0155	8
6	-0.0091 \$	-0.0134	-0.0048	8
7	-0.0104 \$	-0.0140	-0.0068	8
8	-0.0076 \$	-0.0130	-0.0022	8
9	0.0091 \$	0.0037	0.0146	8
10	0.0166 \$	0.0126	0.0207	8
11	0.0036 \$	0.0010	0.0061	8
12	0.0055 \$	0.0003	0.0107	8

Szok QE

h	β MG	CI 90% dół	CI 90% góra	N
0	0.0225 \$	0.0181	0.0268	8
1	0.0095 \$	0.0058	0.0132	8
2	-0.0070 \$	-0.0093	-0.0047	8
3	-0.0016	-0.0034	0.0002	8
4	-0.0082 \$	-0.0108	-0.0057	8
5	0.0057 \$	0.0041	0.0073	8
6	0.0029	-0.0010	0.0069	8
7	-0.0168 \$	-0.0204	-0.0131	8

8	0.0021	-0.0005	0.0046	8
9	0.0049 \$	0.0028	0.0070	8
10	0.0021	-0.0012	0.0055	8
11	0.0062 \$	0.0039	0.0086	8
12	-0.0174 \$	-0.0220	-0.0128	8

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji.

β MG = średnia $\beta_i(h)$ po N = 8 krajach. \$ = CI 90% nie zawiera zera.