
Paweł GAJEWSKI*

Regionalne zróżnicowanie efektów impulsu polityki pieniężnej w Polsce¹

Streszczenie: Celem artykułu jest identyfikacja ogólnych różnic w efektach polityki pieniężnej między wschodnim i zachodnim makroregionem w Polsce. Artykuł jest w istocie pierwszym spojrzeniem na problem regionalnego zróżnicowania efektów polityki pieniężnej w Polsce. W celu zachowania przejrzystości, a także spójności z analizami prowadzonymi dla Polski jako całości, badanie empiryczne przeprowadzone zostało w oparciu o standardowy model VARX, rozszerzony o zmienne charakteryzujące aktywność gospodarczą w obu makroregionach. Uzyskane wyniki potwierdzają odmienną odpowiedź tych zmiennych. W szczególności wyniki sugerują nie tyle zróżnicowaną siłę reakcji na impuls polityki pieniężnej, ile odmienny charakter dostosowań po impulsie. W makroregionie zachodnim zacieśnienie polityki pieniężnej powoduje relatywnie silną reakcję produkcji przemysłowej, natomiast w makroregionie wschodnim dostosowania przebiegają raczej na rynku pracy. Uzyskane rezultaty mogą stanowić przyczynek do dalszych badań, a także do dyskusji nad ich implikacjami dla polityki gospodarczej.

Słowa kluczowe: rozwój regionalny, dynamika ekonomiczna regionów, polityka pieniężna

Kody klasyfikacji JEL: E52, R11

Artykuł nadesłany 2 maja 2015 r., zaakceptowany 8 lipca 2015 r.

Wprowadzenie

Polityka pieniężna przewidziana jest do stabilizowania inflacji (i ewentualnie produktu) na poziomie krajowym. Jednocześnie efekty tej polityki nie muszą być i nie są homogeniczne w przekroju regionów, gdyż kanały transmisji

* Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny; e-mail: pawelg@uni.lodz.pl

¹ Artykuł powstał w ramach projektu badawczego NCN nr DEC-2014/15/B/HS4/01996.

działają mniej lub bardziej efektywnie w zależności od m.in.: istniejącej struktury przemysłowej, sytuacji demograficznej, wzorców konsumpcyjnych, a także wielu zmiennych związanych z sektorem przedsiębiorstw. W konsekwencji polityka pieniężna może dość istotnie wpływać na dynamikę makroekonomiczną poszczególnych regionów. Wprawdzie ani jej ramy instytucjonalne, ani narzędzia nie stwarzają szerokiej możliwości świadomego uwzględniania przestrzennej asymetrii efektów polityki pieniężnej, ale wiedza o zróżnicowanych przestrzennie efektach polityki pieniężnej może pomóc w lepszej kontroli celów polityki gospodarczej kraju i wzmocnić efektywność koordynacji różnych segmentów tej polityki.

Z wielu wcześniejszych badań wyłania się obraz Polski jako kraju o silnym regionalnym zróżnicowaniu ekonomicznym i społecznym na wielu płaszczyznach, co powinno czynić problem asymetrii efektów polityki pieniężnej ważnym przedmiotem zainteresowania dla ekonomii stosowanej i polityki ekonomicznej. Tymczasem jest ona jedynym dużym krajem UE, w którym empiryczne analizy w tym obszarze nie były dotychczas podejmowane.

Celem artykułu jest próba wskazania ogólnych różnic w reakcjach na impulsy polityki pieniężnej w dwóch wyodrębnionych na potrzeby badania makroregionów, z jednej strony charakteryzujących się odmiennymi charakterystykami mogącymi wpływać na mechanizm transmisji polityki pieniężnej, a z drugiej – o relatywnie wysokiej wewnętrznej homogeniczności. Wnioski są formułowane na podstawie przebiegu funkcji reakcji na impuls wygenerowanych z oszacowanego modelu VARX. Wykorzystana metoda jest z jednej strony mocno osadzona w literaturze poświęconej skutkom impulsów pieniężnych, a z drugiej – spójna z wcześniejszymi analizami empirycznymi prowadzonymi m.in. dla Polski jako całości.

Struktura artykułu jest następująca. Druga część zawiera przegląd literatury. Trzecia część poświęcona jest identyfikacji dwóch makroregionów (wschodniego i zachodniego) oraz omówieniu danych statystycznych wykorzystywanych w badaniu empirycznym. W czwartej części zaprezentowano metodę empiryczną. Piąta część przedstawia wyniki analiz empirycznych. W szóstej części znajduje się podsumowanie i wnioski.

Przegląd literatury

Z teoretycznego punktu widzenia problem regionalnego zróżnicowania efektów polityki pieniężnej można rozpatrywać w odniesieniu do teorii optymalnego obszaru walutowego (TOOW), wywodzącej się z prac Mundella [1961], McKinnona [1963] i Kenena [1969], a następnie była rozwijana w innych opracowaniach². W świetle tej teorii uczestnictwo w unii walutowej

² Na przestrzeni lat teoria ta ewoluowała w różnych kierunkach. Szczegółowe omówienie TOOW i jej rozszerzeń wykracza jednak poza zakres artykułu, natomiast można je znaleźć w pracach m.in. Piłat [2012; 2014].

wiąże się z ryzykiem zarówno występowania szoków asymetrycznych, jak i asymetrycznej odpowiedzi na szoki wspólne. Asymetria szoków może być związana z odmiennymi strukturami ekonomicznymi, różnym stopniem otwartości gospodarek i dywersyfikacji ich rynków zbytu, a także różnicami regulacyjnymi, przekładającymi się np. na stopień sztywności rynków pracy i produktu. Wszystkie te odmienności mogą skutkować obniżeniem korelacji cykli koniunkturalnych i generować nieadekwatność wspólnej polityki pieniężnej dla poszczególnych krajów i regionów.

W nawiązaniu do TOOW, wiele opracowań podejmowało problem napięć związanych ze wspólną polityką pieniężną w krajach UGiW. Clarida i in. [1998] dowodzą występowania znacznych napięć polityki pieniężnej w Wielkiej Brytanii, Francji i Włoszech jeszcze w latach 80. i na początku lat 90. XX wieku, czyli wprawdzie przed utworzeniem UGiW, ale już w warunkach funkcjonowania systemu ERM, wiążącego waluty krajowe państw zachodnioeuropejskich. Badając pierwsze lata funkcjonowania tego organizmu, Blanchard [2007] wprowadził z kolei określenie „nawracających spadków” aktywności ekonomicznej (*rotating slumps*) w krajach UGiW, będących skutkiem nieadekwatności polityki pieniężnej, które dotyczyły m.in. Portugalii i Włoch. Zdecydowany wzrost zainteresowania przestrzennie asymetrycznymi efektami polityki pieniężnej nastąpił wraz z nasilaniem się kryzysu gospodarczego w strefie euro. Niezależnie od podejścia badawczego i analizowanego okresu wyniki na ogół potwierdzają występowanie szczególnie silnej nieadekwatności tej polityki (w tym przypadku trwale zbyt niskich stóp procentowych) m.in. dla gospodarek Grecji, Irlandii i Hiszpanii (np. Sturm i Wollmershäuser [2008], Hansen [2012], Drometer i in. [2012], Quint [2014], Gajewski [2015]). Istnieją też opracowania podejmujące problem wewnątrz krajowych (regionalnych) napięć polityki pieniężnej, które *explicite* odwołują się do TOOW. Dotyczą one m.in. USA (np. Kouparitsas [2001]), Wielkiej Brytanii (np. Funke i Hall [1998]), Japonii (np. Artis i Okubo [2008]), ale także mniejszych krajów (np. Portugalii – Correia i Gouveia [2013]) oraz UGiW jako całości, analizowanej jednak jako zbiór mniejszych jednostek terytorialnych. Wszystkie te badania potwierdzają silne międzyregionalne zróżnicowanie dynamiki ekonomicznej (analizowanej niekiedy przez pryzmat parametrów i synchronizacji regionalnych cykli koniunkturalnych) i możliwej nieadekwatności polityki pieniężnej.

Drugim czynnikiem generującym ryzyko uczestniczenia w unii walutowej jest asymetria odpowiedzi na szoki wspólne. Takim szokiem wspólnym może być impuls polityki pieniężnej (w szczególności zmiana stóp procentowych), a asymetria odpowiedzi może wówczas polegać na przestrzennie zróżnicowanej dynamice zmiennych makroekonomicznych, wywołanej impulsem. Teoretycznym oparciem dla empirycznych analiz regionalnego zróżnicowania skutków krajowej polityki pieniężnej jest bogata literatura dotycząca mechanizmów transmisji polityki pieniężnej i kanałów tej transmisji³.

³ Szerzej na ten temat por. np. Mishkin [1996].

Wśród bardzo licznych badań empirycznych poświęconych efektywności tej transmisji na poziomie krajowym⁴, istnieje dość pokaźny zasób analiz regionalnych, które dotyczą m.in. USA [Carlino, DeFina, 1998; Coibion, Goldstein, 2012], Wielkiej Brytanii [Dow, Montagnoli, 2007], Australii [Fraser i in., 2014], Niemiec [Arnold, Vrugt, 2004], Hiszpanii [Rodriguez-Fuentes, Padron-Marrero, 2008], Holandii [Arnold, Vrugt, 2002], Szwecji [Svensson, 2012] czy Grecji [Anagnostou, Papadamou, 2012]. W badaniach empirycznych przyjmuje się *implicite* perspektywę analogii między mechanizmami ekonomicznymi działającymi w poszczególnych krajach członkowskich unii walutowej i w regionach tworzących kraj, będący dla tych regionów unią walutową *de facto*.

Pionierskim opracowaniem poświęconym regionalnemu zróżnicowaniu efektów polityki pieniężnej jest artykuł Carlino i DeFina [1998]. Praca ta dotyczy Stanów Zjednoczonych, a uzyskane wyniki wskazują na bardzo silnie zróżnicowanie reakcji realnych dochodów na impulsy monetarne w przekroju stanów. Korzystając z relatywnie długich szeregów czasowych (140 kwartałów), autorzy badają wzajemne powiązania dynamiki dochodów realnych między stanami oraz wariancję tej dynamiki wewnątrz skonstruowanych *ad-hoc* makroregionów, grupujących po kilka stanów, a także rozważają czynniki determinujące siłę odpowiedzi na impuls polityki pieniężnej. W świetle uzyskanych wyników czynnikami wzmacniającymi tę siłę są w szczególności dominacja przemysłu w strukturze tworzenia dochodu oraz niski udział małych (lokalnych) banków. Wyższa wrażliwość regionów uprzemysłowionych na impulsy polityki pieniężnej, związana z relatywnie silnym uzależnieniem sektora przemysłowego od kredytu, jest wnioskiem płynącym m.in. z analiz: Arnold i Vrugt [2002; 2004], Owyang i Wall [2005], Rodriguez-Fuentes i Padrón-Marrero [2008] oraz Anagnostou i Papadamou [2012]. Nasuwa się jednak pytanie, czy prawidłowość ta może być potwierdzona w regionach, w których działalność przemysłowa realizowana jest przez zakłady należące do koncernów zagranicznych, które często mogą opierać się na zewnętrznych źródłach finansowania. Carlino i DeFina [1998] zwracają też uwagę, że istotna może być struktura przedsiębiorstw, np. według ich wielkości. O ile większe firmy mają dostęp do szerszego spektrum możliwości pozyskiwania funduszy (np. emisja akcji, obligacji korporacyjnych), to kredyt bankowy bywa jedynym ich źródłem dla mniejszych firm. Z drugiej strony, małe firmy (zwłaszcza w regionach peryferyjnych) są czasem bardziej ostrożne w zaciąganiu kredytów lub napotykają większe problemy w ich uzyskaniu [Klein, 2014].

Podsumowując można stwierdzić, że czynnikami wpływającymi na regionalne zróżnicowanie polityki pieniężnej, które doczekały się pozytywnej empirycznej weryfikacji w literaturze przedmiotu, są m.in.: struktura gałęziowa gospodarki, pewne charakterystyki sektora przedsiębiorstw (zarówno nasycenie firmami i dynamika ich powstawania oraz upadania, wskazujące

⁴ W Polsce mechanizm transmisji polityki pieniężnej przeanalizowany został w ostatnim czasie w pracy Kapuścińskiego i in. [2014].

natężenie konkurencji, jak i proporcje między liczbą dużych i małych firm), otwartość, a także struktura eksportu (w tym znaczenie sektora bazowego).

Powyższe czynniki nie wyczerpują listy determinant wewnątrz krajowych asymetrii odpowiedzi na impulsy polityki pieniężnej. Można ją uzupełnić m.in. o strukturę demograficzną populacji, różnice w zakresie uporczywości inflacji, racjonalności oczekiwań podmiotów, a także tradycji w zakresie własności zamieszkiwanej nieruchomości i wiele innych. Kompleksowa analiza czynników wpływających na regionalne zróżnicowanie polityki pieniężnej w pojedynczym opracowaniu jest niemożliwa z powodu ich dużej liczby. Ogólna charakterystyka najważniejszych spośród nich zostanie jednak wykorzystana w dalszej części artykułu w celu identyfikacji makroregionów, które potencjalnie mogą najsilniej różnić się pod względem reakcji na wspólny impuls polityki pieniężnej.

Zróżnicowanie regionalne Polski w zakresie czynników wpływających na efekty polityki pieniężnej

Regionalne zróżnicowanie poziomu rozwoju ekonomicznego Polski było przedmiotem wielu analiz, podejmowanych m.in. w pracach: Tokarski i in. [1999], Gajewski [2003], Tokarski [2005], Malaga i Kliber [2007], Kwiatkowski [2008], Kwiatkowski i Tokarski [2009] oraz Liberda [2009]. Z analiz tych wyłania się obraz Polski silnie zróżnicowanej, przy czym najsilniejsze różnice widoczne są między województwami z Polski zachodniej a województwami położonymi na wschodzie kraju. Do pierwszej grupy zalicza się często województwa: wielkopolskie, zachodniopomorskie, dolnośląskie i lubuskie (por. np. MRR [2014]). Charakteryzują się one względnie nowoczesną strukturą oraz wysoką elastycznością zatrudnienia, rozwiniętą infrastrukturą oraz wysokim stopniem zurbanizowania. Makroregion wschodni w terminologii polityki gospodarczej (por. np. MRR [2013]) składa się z pięciu województw (warmińsko-mazurskie, podlaskie, lubelskie, świętokrzyskie i podkarpackie), charakteryzujących się względnie niskim poziomem PKB *per capita* i wydajności pracy, co w dużej mierze można tłumaczyć relatywnie silnym zaangażowaniem siły roboczej w sektor rolniczy, który dodatkowo jest tu mało wydajny (por. np. Tokarski [2005]). Na tym tle wyróżnia się jedynie województwo warmińsko-mazurskie, którego rynek pracy strukturalnie zbliżony jest do regionów zachodnich i północnych, co znajduje wyraz m.in. w niskim udziale zatrudnienia w rolnictwie. Specyfiki ekonomiczne makroregionu wschodniego są dużo liczniejsze. Składają się na nie: słabiej niż w pozostałych regionach rozwinięta infrastruktura, mająca przełożenie na relatywnie wąski strumień napływających inwestycji, a także m.in. niska gęstość zaludnienia i niska stopa urbanizacji, powiązana z brakiem silnych ośrodków miejskich, a także niski poziom dochodów.

Województwa wschodnie i zachodnie są odmienne także pod względem innych czynników mogących wpływać na efektywność polityki pieniężnej. Wiele

takich odmienności można znaleźć w obszarze stanu i struktury sektora przedsiębiorstw (por. m.in. Gajewski [2011]). Po pierwsze, „nasylenie” przedsiębiorstwami w Polsce zachodniej jest zdecydowanie większe, niż na wschodzie kraju i dotyczy to podmiotów we wszystkich klasach wielkości. Po drugie, w województwach zachodnich można zaobserwować zdecydowanie większą dynamikę sektora przedsiębiorstw (w tym tworzenie nowych podmiotów). W końcu, strumienie inwestycji generowane w województwach zachodnich są na ogół większe, chociaż zróżnicowanie nie jest tu już aż tak wyraźne. Dodatkowo, jak wynika m.in. z opracowania Gajewskiego i in. [2008], wszystkie województwa makroregionu zachodniego są gospodarczo bardziej otwarte od województw wschodnich niezależnie od tego, czy otwartość ta jest mierzona udziałem eksportu w produkcji sprzedanej przemysłu, czy też udziałem sumy eksportu i importu w PKB. Na ogół charakteryzują się też one silniejszymi powiązaniem gospodarczymi z krajami strefy euro, w tym przede wszystkim – z Niemcami.

Podsumowując, analiza dotychczasowych badań wskazuje na dość wyraźną wewnętrzną homogeniczność makroregionu wschodniego (zwłaszcza z wyłączeniem odmiennego pod względem struktury produkcji i rynku pracy województwa warmińsko-mazurskiego), a także zauważalną homogeniczność makroregionu zachodniego. Dlatego też w empirycznej części pracy przeprowadzona zostanie analiza skutków impulsu polityki pieniężnej w dwóch makroregionach, z których każdy składa się z czterech województw. W skład makroregionu wschodniego wejdą województwa: podlaskie, lubelskie, świętokrzyskie i podkarpackie, natomiast w skład makroregionu zachodniego zaliczono województwa: wielkopolskie, zachodniopomorskie, dolnośląskie i lubuskie. Tak zdefiniowany makroregion wschodni wytwarzał w latach 2010–2013 średnio 12,6% PKB Polski, natomiast makroregion zachodni – 24% PKB.

Model empiryczny i dane

Dynamika zmiennych makroekonomicznych, z uwzględnieniem zmiennych opisujących aktywność ekonomiczną w dwóch makroregionach, jest analizowana w oparciu o model VARX (model VAR ze zmiennymi egzogenicznymi) postaci:

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{v}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{z}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_k \mathbf{z}_{t-k} + \mathbf{B} \mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

W powyższym równaniu \mathbf{z}_t jest wektorem zmiennych endogenicznych a \mathbf{x}_t – wektorem zmiennych egzogenicznych. Parametry przy opóźnionych zmiennych endogenicznych zawarte są w macierzach \mathbf{A}_i , \mathbf{B} jest wektorem parametrów przy zmiennych egzogenicznych, natomiast wektor $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ zawiera błędy losowe. Równanie (1) można też zapisać w postaci:

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{v}_0 + \mathbf{A}(\mathbf{L})\mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t. \quad (2)$$

gdzie \mathbf{L} jest operatorem opóźnień.

Analiza prowadzona jest na danych kwartalnych i obejmuje okres 2005Q1–2014Q3, co daje w sumie 39 kwartałów. Zbiór zmiennych endogenicznych zawiera: lukę PKB (odchylenie logarytmu PKB od trendu, obliczonego za pomocą filtra HP, przy założeniu, że parametr determinujący stopień wygładzania trendu $\lambda = 1600$), wskaźnik inflacji CPI (zmiana r/r), krótkookresową stopę procentową (WIBOR 1M) oraz zmienne opisujące aktywność gospodarczą w dwóch zdefiniowanych w poprzedniej części makroregionach. Dobór zmiennych, które można wykorzystać do prześledzenia skutków impulsu polityki pieniężnej dla aktywności gospodarczej w skonstruowanych na potrzeby badania makroregionach, podlega dość istotnym ograniczeniom związanym z dostępnością danych statystycznych o częstotliwości kwartalnej. W Banku Danych Regionalnych GUS dostępne są w zasadzie trzy zmienne, które w jakimś zakresie odzwierciedlają poziom aktywności gospodarczej: produkcja sprzedana przemysłu (w cenach stałych), liczba pracujących (wg BAEL) oraz dochody realne z pracy (obliczone jako iloczyn przeciętnej liczby pracujących i przeciętnego wynagrodzenia w cenach stałych). Aby nie pozbawiać się ładunku informacyjnego zawartego w każdej z nich, zdecydowano się na wykorzystanie wszystkich i tym samym estymację i analizę trzech równoległych modeli. Statystyki opisowe wszystkich wykorzystywanych zmiennych po zlogarytmowaniu są przedstawione w tab. A1, w aneksie.

Zmienne endogeniczne uszeregowane są w kolejności: CPI, luka PKB, zmienne opisujące aktywność ekonomiczną w dwóch wyodrębnionych regionach (kolejno, w poszczególnych specyfikacjach: produkcja przemysłowa, liczba pracujących, dochody realne z pracy) oraz stopa procentowa WIBOR 1M. Takie uszeregowanie jest zgodne z teorią oraz konwencją modeli VAR zawierających zmienną polityki pieniężnej [Christiano i in., 1998] i oznacza, że zakłada się możliwość wpływu inflacji i PKB na stopę procentową w tym samym kwartale oraz brak możliwości natychmiastowego wpływu zmiany stopy procentowej na obie te zmienne makroekonomiczne (a także na aktywność ekonomiczną w regionach). Wektor zmiennych egzogenicznych zawiera trzy zmienne: cenę ropy Brent, indeks wartości złotego (PLN index) oraz stopę procentową Euribor 6M.

Wyniki testu ADF wskazują, że wszystkie zmienne endogeniczne są niestacjonarne (i zintegrowane w stopniu pierwszym, por. tab. A2 w aneksie⁵). Pojawiają się tym samym trzy możliwości konstrukcji modelu empirycznego. Pierwszą możliwością jest przekształcenie zmiennych do (stacjonarnych) pierwszych różnic i estymacja modelu VAR. To jednak spowodowałoby utratę informacji o wspólnej dynamice poziomów analizowanych zmiennych, co jest głównym celem badania [Enders, 2010, s. 303]. Drugą możliwością jest estymacja modelu VECM, która jednak także wiąże się z pewnymi ograniczeniami. Na przykład Ramaswamy i Slok [1998] wskazują, że

⁵ Na poziomie istotności 0,05. Niestacjonarność stopy wzrostu liczby pracujących w makroregionie wschodnim można potraktować jako artefakt statystyczny.

interpretacja ekonomiczna funkcji odpowiedzi na impuls wygenerowanych z modelu VECM zakłada trwałe efekty impulsów, podczas gdy model VAR „pozwała” danym zdecydować o tym, czy te efekty są trwałe, czy przejściowe. Faust i Leeper [1997] zwracają z kolei uwagę na brak gwarancji, że narzucanie restrykcji o liczbie relacji kointegrujących może być wiarygodną podstawą wniosku⁶. Samo wykorzystanie metody VECM dla szeregów czasowych o długości nieprzekraczającej 40 kwartałów (oraz jednocześnie uwzględnieniu pięciu zmiennych endogenicznych) może budzić zastrzeżenia (por. np. Ramos i Suriñach [2006]). Peersman i Smets [2001] nawet szereg o długości 76 kwartałów uważają za zbyt krótki do badania *explicite* relacji długookresowych w modelu z pięcioma zmiennymi endogenicznymi. Ostatnia możliwość bezpośrednio wynika z pracy Sims i in. [1990]. W sytuacji występowania niestacjonarności i możliwej kointegracji, proponuje się tam pozostanie przy klasycznym modelu VAR na poziomach, który generuje wówczas zgodne oszacowania parametrów. Canova [2007, s. 118] stwierdza, że estymacja modeli VAR na poziomach jest poprawna nawet wtedy, gdy testy sugerują niestacjonarność zmiennych endogenicznych. Argumentuje on, że jeżeli zmienne są faktycznie niestacjonarne i nieskointegrowane (co rzeczywiście wykluczałoby możliwość estymowania VAR na poziomach), wówczas niestacjonarne byłyby również błędy losowe, co w praktyce zdarza się rzadko (por. też Bluedorn i Bowdler [2011]). Od strony empirycznej Gospodinov i in. [2013] na podstawie wyników symulacji pokazuje, że modele VAR wyspecyfikowane na poziomach zmiennych są odporne na problem niestacjonarności. Wprawdzie Phillips [1998] ostrzega przed utratą efektywności estymacji modeli VAR na poziomach (w porównaniu z modelami VECM), ale problem ten okazuje się dotyczyć tylko długiego okresu, który na ogół nie jest przedmiotem zainteresowania. Do podobnych wniosków dochodzą też Naka i Tufta [1997], którzy na podstawie eksperymentów Monte Carlo ze zmiennymi niestacjonarnymi i skointegrowanymi uzyskują wyniki świadczące o przewadze modeli VECM tylko w długim okresie. Powyższe argumenty wpływają na dużą popularność wykorzystywania modeli VAR na poziomach nawet w sytuacji występowania niestacjonarności (np. Ramaswamy i Slok [1998], Bagliano i Favero [1998], Peersman i Smets [2001], Mitra [2006], Ramos i Suriñach [2006, s. 195–196], Anagnostou i Papadamous [2012]).

W artykule model VARX także jest estymowany na poziomach zmiennych, przy czym uzyskane błędy losowe są następnie poddane diagnostyce wymaganej pod kątem wniosku na podstawie funkcji reakcji na impuls. Wybór długości opóźnień oparty jest na kryterium Hannan-Quin (HQ), a wartość początkowa (maksymalna) ustalona jest jako $T^{1/3}$ (zgodnie z: Enders [2010, s. 397]). W każdym przypadku kryterium HQ sugeruje wykorzystanie dwóch opóźnień.

⁶ Dodatkowo powinna ona wynikać z silnej teorii ekonomicznej [Ramaswamy, Slok, 1998].

Proces opisany równaniami (1) i (2) ma następującą reprezentację średniej ruchomej [Lütkepohl, 1990]:

$$\mathbf{z}_t = \sum_{i=1}^{\infty} \Phi_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}, \quad (3)$$

gdzie $\Phi_0 = \mathbf{I}_k$ jest macierzą jednostkową, natomiast funkcja reakcji na impuls dana jest wzorem:

$$\Phi_i = \sum_{j=1}^i \Phi_{i-j} \mathbf{A}_j, \quad i = 1, 2, \dots, \quad (4)$$

W celu lepszego odzwierciedlenia wpływu impulsów na poszczególne zmienne można dokonać dekompozycji Cholesky'ego, wybierając macierz dolną trójkątną \mathbf{P} taką, że $\sum_{\varepsilon} = \mathbf{P}\mathbf{P}'$. Definiując zortogonalizowany szok $\mathbf{w}_t = \mathbf{P}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$, uzyskujemy:

$$\mathbf{z}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \mathbf{w}_{t-i}, \quad (5)$$

gdzie $\Theta_i = \Phi_i \mathbf{P}$ są zortogonalizowanymi odpowiedziami na impuls. Zakumulowaną odpowiedź na impuls można zatem wyrazić jako:

$$\Xi_j = \sum_{i=0}^j \Theta_i. \quad (6)$$

Wyniki

Oszacowania modeli VARX

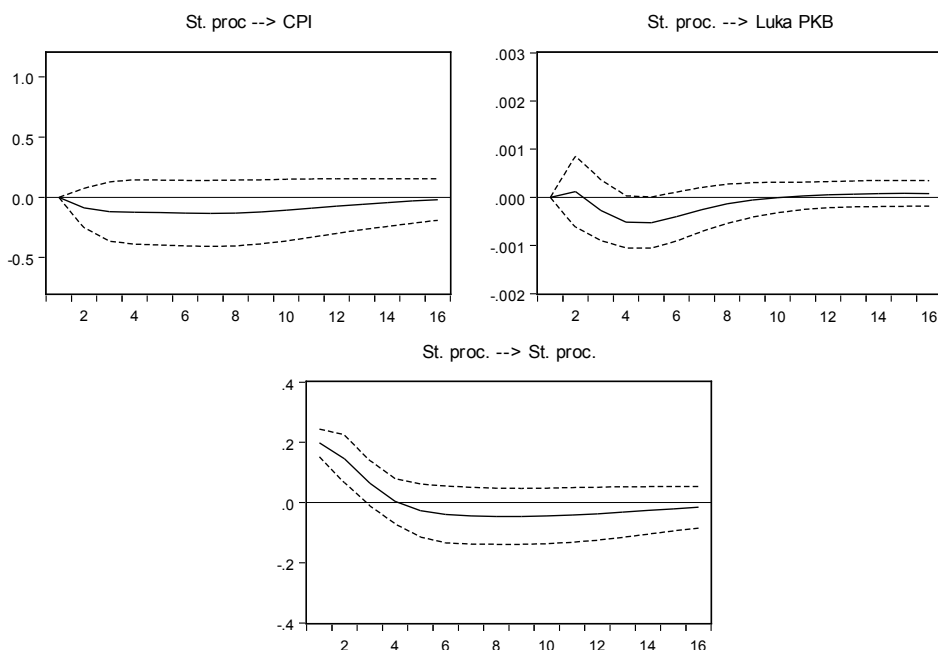
W pierwszym etapie oszacowane zostały cztery warianty modelu VARX: model wyjściowy, w którym zbiór zmiennych endogenicznych składa się tylko z trzech zmiennych (PKB, CPI, R), oraz trzy modele rozszerzone o zestaw dwóch zmiennych ilustrujących aktywność gospodarczą makroregionu wschodniego i zachodniego (odpowiednio: IP, L i Y). W każdym przypadku testy stabilności potwierdzają, że pierwiastki leżą wewnątrz kół zespolonych o promieniu jednostkowym, w związku z czym warunki stabilności analizowanych modeli VARX są spełnione (rys. A1, w aneksie). Dodatkowo wnioskowanie na podstawie funkcji reakcji na impuls wymaga spełnienia szeregu warunków dotyczących reszt. W szczególności powinny się one charakteryzować heteroskedastycznością oraz brakiem autokorelacji [Bluedorn, Bowdler, 2011]. Reszty, co wynika z wcześniejszej dyskusji, powinny być także stacjonarne. Wyniki testów heteroskedastyczności oraz autokorelacji reszt są zaprezentowane w tabelach A3 – A4 (w aneksie) i nie sygnalizują występowania któregoś z wymienionych problemów w oszacowanych modelach. Z kolei wartości p testu pierwiastka jednostkowego (ADF ze stałą,

bez trendu deterministycznego) dla każdego szeregu reszt w każdym modelu wynoszą poniżej 0,01, czyli reszty są stacjonarne. Wyniki te nie są zamieszczone w celu zaoszczędzenia miejsca. W związku z satysfakcjonującymi właściwościami modelu wnioskowanie na podstawie funkcji odpowiedzi na impuls wydaje się uprawnione.

Reakcja agregatów makroekonomicznych na impuls polityki pieniężnej

Funkcje reakcji na zortogonalizowany impuls polityki pieniężnej wygenerowane z modelu wyjściowego są zilustrowane na rys. 1. Kierunek reakcji inflacji i PKB jest zgodny z oczekiwaniami. W szczególności, nie występuje często uzyskiwana tzw. „zagadka cenowa” (*price puzzle*)⁷, która została wyeliminowana dzięki wykorzystaniu zmiennych egzogenicznych, skorelowanych z oczekiwaną inflacją (szerzej: Li i in. [2013]).

Rysunek 1. Reakcje inflacji i luki PKB na impuls stopy procentowej (dekompozycja Cholesky’ego: 1 odchylenie standardowe +/- 2 błędy standardowe)



Źródło: opracowanie własne.

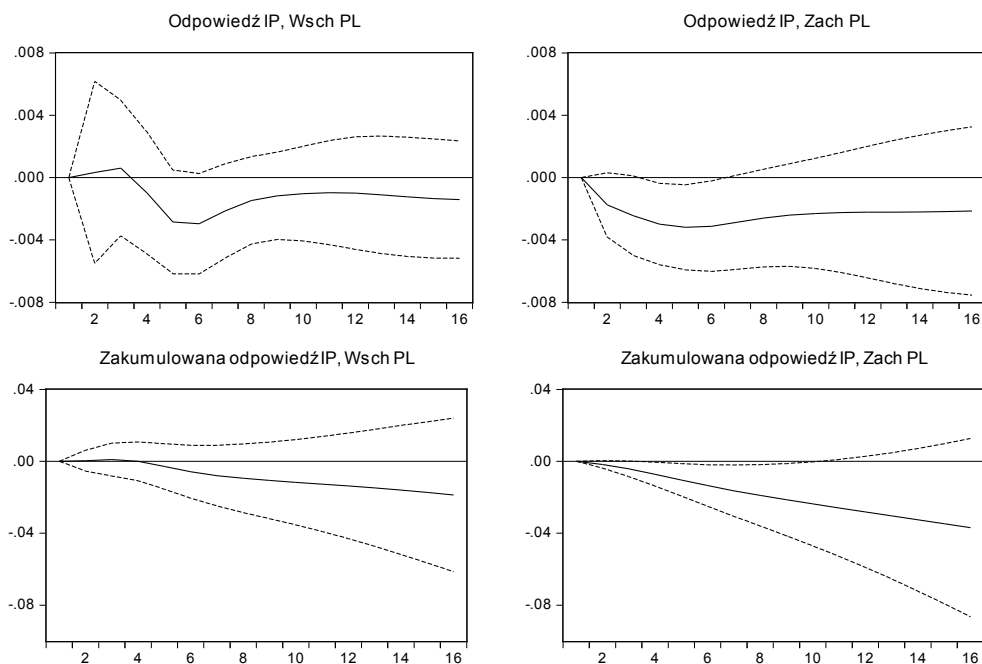
Z rys. 1 wynika, że maksymalny wpływ zacieśnienia polityki pieniężnej na inflację obserwowany jest między szóstym i ósmym kwartałem po wystąpieniu impulsu, a następnie następuje długi powrót do równowagi. Luka PKB

⁷ Jest to niezgodny z teorią ekonomii, aczkolwiek uzyskiwany często w analizach opartych na modelach VAR, początkowy wzrost inflacji w efekcie zacieśnienia polityki pieniężnej.

reaguje z niewielkim opóźnieniem: jej spadek rozpoczyna się w trzecim kwartale, maksymalna reakcja następuje po 4–5 kwartałach, a powrót do równowagi jest szybszy, niż w przypadku inflacji. Ogólnie można stwierdzić, że zachowanie obu zmiennych (a także dodatkowo samej stopy procentowej) jest standardowe, a także nie odbiega silnie od uzyskiwanych w innych opracowaniach wyników empirycznych dla gospodarki polskiej (por. np. Kapuściński i in. [2014]).

W dalszej części artykułu przedstawione są ilustracje funkcji odpowiedzi na zortogonalizowany impuls polityki pieniężnej wyłącznie zmiennych dotyczących aktywności w dwóch makroregionach, co wynika z chęci oszczędzenia miejsca. Należy jednak podkreślić, że modyfikacje wyjściowej specyfikacji modelu nie wpływają silnie na przebieg odpowiedzi krajowej inflacji i luki PKB, a w szczególności – nie zakłócają ich zachowania zgodnego z teorią ekonomii.

Rysunek 2. Reakcje produkcji przemysłowej na impuls polityki pieniężnej (dekompozycja Cholesky'ego: 1 odchylenie standardowe \pm 2 błędy standardowe)



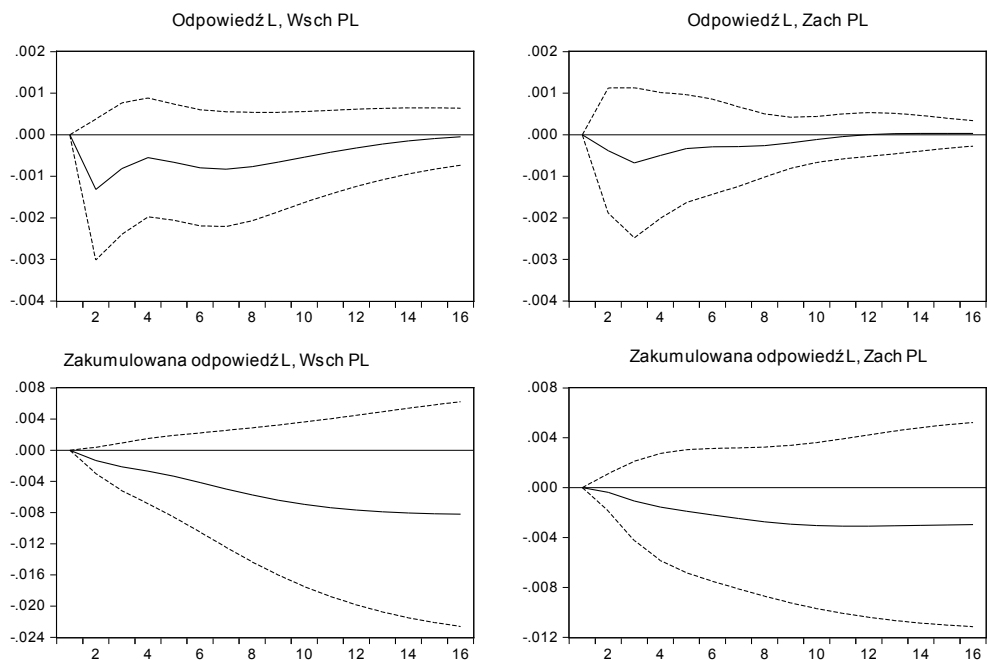
Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 2 przedstawia dynamikę produkcji sprzedanej przemysłu w makroregionie wschodnim i zachodnim. Wynika z niego, że zacieśnienie polityki pieniężnej jest znacznie bardziej dotkliwie dla tej zmiennej na zachodzie Polski. Wprawdzie maksymalny spadek produkcji sprzedanej w obu makroregionach jest zbliżony, ale na zachodzie reakcja następuje szybciej, a powrót do równowagi jest bardziej wydłużony. W makroregionie wschodnim produkcja sprzedana zaczyna spadać dopiero w czwartym kwartale po wystąpieniu

impulsu, przy czym najgłębsze spadki następują w kwartałach piątym i szóstym. Począwszy od dziewiątego kwartału następuje zbliżenie do stabilizacji. W konsekwencji opisanych zjawisk zakumulowana odpowiedź produkcji sprzedanej w makroregionie zachodnim po czterech latach jest dwukrotnie silniejsza niż w makroregionie wschodnim. Taki przebieg dynamiki omawianej zmiennej może wskazywać, że firmy zlokalizowane w zachodniej części kraju w większym stopniu funkcjonują opierając się na kredycie bankowym, a działanie kanału stopy procentowej jest tam silniejsze.

Kształtowanie się zasobu pracujących pod wpływem impulsu stopy procentowej przedstawia rys. 3. We wschodniej Polsce następuje dość szybki spadek tej zmiennej, a następnie powolne wygaśnięcie impulsu, które ostatecznie następuje po ok. 16 kwartałach. Na tym tle rynek pracy makroregionu zachodniego reaguje słabiej, a powrót do równowagi jest szybszy. Konsekwencją jest silniejszy (niemal trzykrotnie) zakumulowany ubytek pracujących we wschodniej Polsce.

Rysunek 3. Reakcje liczby pracujących na impuls polityki pieniężnej (dekompozycja Cholesky'ego: 1 odchylenie standardowe +/- 2 błędy standardowe)

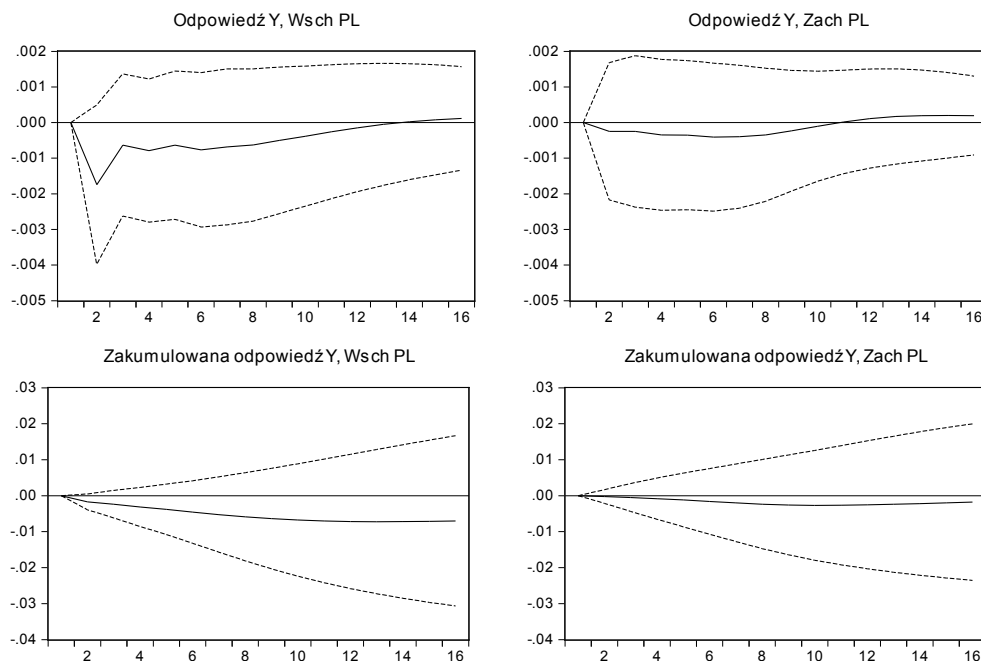


Źródło: opracowanie własne.

Powyższe obserwacje mogą sugerować, że w ostatnich latach stracił na swojej efektywności tzw. „efekt gąbki” sektora rolniczego na rynku pracy [Livingstone, 1981; Kwiatkowski i in., 2003]. Wyniki wcześniejszych badań empirycznych sugerowały, że w latach 90. XX wieku sektor rolniczy wchłaniał część nadwyżkowej siły roboczej z innych sektorów w okresach dekoniunktury, a następnie

„uwalniał” ją w okresach szybszego wzrostu. Skutkiem tego mechanizmu było ograniczenie wahań liczby pracujących, które były częściowo absorbowane przez wahania bezrobocia ukrytego w rolnictwie (por. Kwiatkowski i in. [2003]). Analiza statystyk opisowych zmiennych (tab. A1 w aneksie) potwierdza jednak, że w latach 2005–2014 współczynnik zmienności liczby pracujących w makroregionie wschodnim był już wyższy niż w makroregionie zachodnim. Większa wrażliwość zatrudnienia w Polsce wschodniej jest prawdopodobnie związana z relatywnie wysokim odsetkiem pracujących na podstawie tzw. elastycznych formy zatrudnienia (zwłaszcza umowy cywilnoprawne). Z danych GUS wynika, że średnio w latach 2010–2013 w Polsce 72,7% zatrudnionych wykonywało pracę na podstawie stosunku pracy. Udział ten w województwach makroregionu wschodniego kształtował się na poziomie 52–58% (i był najniższy w Polsce), natomiast w województwach makroregionu zachodniego wynosił między 74 a 80%. Dodatkowo silniejsze na zachodzie ośrodki miejskie wygenerowały pewien zasób wysokospecjalistycznych stanowisk, których liczba jest mniej wrażliwa na bieżącą sytuację gospodarczą oraz impulsy polityki ekonomicznej. Pomimo tego, rynek pracy województw zachodniej i północnej Polski wciąż charakteryzuje się relatywnie wysoką elastycznością, co ułatwia jego (widoczny na rys. 3) szybszy powrót do równowagi (por. Rogut [2008]).

Rys. 4. Reakcje dochodów realnych na impuls polityki pieniężnej (dekompozycja Cholesky’ego: 1 odchylenie standardowe +/- 2 błędy standardowe)



Źródło: opracowanie własne.

Zbliżoną do liczby pracujących charakterystyką dynamiki charakteryzują się też dochody realne (rys. 4), co jest naturalne, biorąc pod uwagę korelację liczby pracujących i ich dochodów. We wschodnim makroregionie ujawnia się względnie silny spadek dochodów już w drugim kwartale, a skutki impulsu polityki pieniężnej są tu odczuwalne dłużej niż w zachodniej Polsce. W makroregionie zachodnim dochody reagują bardzo słabo i nieco szybciej następuje wygaśnięcie impulsu. Ostatecznie, zakumulowany ubytek dochodu po czterech latach od impulsu polityki pieniężnej jest zdecydowanie głębszy w Polsce wschodniej.

Podsumowanie

Artykuł jest pierwszym spojrzeniem na problem regionalnie zróżnicowanych efektów polityki pieniężnej w Polsce. Ponieważ wykorzystana metoda badawcza nie pozwala na prześledzenie tych efektów w szesnastu województwach z osobna, zdecydowano się na zbadanie dwóch względnie homogenicznych makroregionów, ugruntowanych w przestrzeni badawczej. Przy całej arbitralności konstrukcji obu makroregionów wydaje się, że ich specyfika jest silnie zróżnicowana w przekroju zmiennych, mogących determinować skutki polityki pieniężnej.

Uzyskane wyniki z jednej strony są spójne z wcześniejszymi analizami dotyczącymi efektów polityki pieniężnej w skali całego kraju, a z drugiej – umożliwiają wyciągnięcie kilku nowych interesujących wniosków w zakresie regionalnego zróżnicowania tych efektów. W szczególności wyniki sugerują nie tyle zróżnicowaną siłę reakcji na impuls polityki pieniężnej, ile odmienny charakter dostosowań po impulsie. W makroregionie zachodnim zacieśnienie polityki pieniężnej powoduje relatywnie głęboki spadek produkcji sprzedanej, ale nie przekłada się on silnie na spadek zatrudnienia oraz dochodów realnych. Z kolei w makroregionie wschodnim dostosowania przebiegają w większym stopniu na rynku pracy, podczas gdy produkcja przemysłowa reaguje słabiej.

Warto podkreślić, że badania przestrzennego zróżnicowania efektów polityki pieniężnej otwierają wiele nowych obszarów dyskusji z zakresu polityki gospodarczej. Na przykład Arnold i Vrugt [2002] formułują zalecenie niewspierania regionów, charakteryzujących się wyższą wrażliwością na impulsy polityki pieniężnej, gdyż mogłoby to ich zdaniem zaburzyć rynkowy mechanizm wymienności między ryzykiem a stopą zwrotu (*risk-return trade-off*). Z kolei Anagnostou i Papadamous [2012] postulują świadomą ingerencję publiczną ukierunkowaną na wyrównywanie regionalnej kompozycji sektorów o zbliżonej wrażliwości. Innym kierunkiem dyskusji jest problem uwzględniania rozpoznanych asymetrii odpowiedzi na impuls polityki pieniężnej w prowadzeniu polityki pieniężnej. Coibion i Goldstein [2012] dowodzą na przykład, że amerykański Fed już tę asymetrię uwzględniła.

Bibliografia

- Anagnostou A., Papadamou S. [2012], *The effects of Monetary Policy Shocks Across the Greek Regions*, ERSA working paper 12, s. 507.
- Arnold I.J.M., Vrugt E.B. [2002], *Regional Effects of Monetary Policy in the Netherlands*, "International Journal of Business and Economics", vol. 1, s. 123–134.
- Arnold I.J.M., Vrugt E.B. [2004], *Firm Size, Industry Mix and the Regional Transmission of Monetary Policy in Germany*, "German Economic Review", vol. 5(1), s. 35–39.
- Artis M.J., Okubo T. [2008], *The Intranational Business Cycle: Evidence from Japan*, CEPR Discussion Paper no. DP6686.
- Bagliano F.C., Favero C.A. [1998], *Measuring Monetary Policy with VAR Models: An Evaluation*, "European Economic Review", vol. 42(6), s. 1069–1112.
- Blanchard O. [2007], *A Macroeconomic Survey of Europe*, mimeo, MIT.
- Bluedorn J.C., Bowdler C. [2011], *The Empirics of International Monetary Transmission: Identification and the Impossible Trinity*, "Journal of Money, Credit and Banking", vol. 42(4), s. 679–713.
- Canova F. [2007], *Methods for Applied Macroeconomic Research*, Princeton University Press.
- Carlino G., DeFina R. [1998], *The differential Regional Effects of Monetary Policy*, "Review of Economics and Statistics", vol. 80, s. 572–587.
- Christiano L.J., Eichenbaum M., Evans C. [1998], *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?*, NBER Working paper no. 6400, Cambridge.
- Clarida R., Galí J., Gertler M. [1998], *Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence*, "European Economic Review", vol. 42, s. 1033–67.
- Coibion O., Goldstein D. [2012], *One for Some or One for All? Taylor Rules and Interregional Heterogeneity*, "Journal of Money, Credit and Banking", vol. 44, s. 401–431.
- Correia L., Gouveia S. [2013], *Business Cycle Synchronisation at the Regional Level: Evidence for the Portuguese Regions*, "Regional and Sectoral Economic Studies", vol. 13–1, s. 91–108.
- Dow S.C., Montagnoli A. [2007], *The Regional Transmission of UK Monetary Policy*, "Regional Studies", vol. 41, s. 797–808.
- Drometer M., Siemsen T., Watzka S. [2012], *The Monetary Policy of the ECB: A Robin Hood Approach?*, CESIFO Working Paper, no. 4178.
- Enders W. [2010], *Applied Econometric Time Series*, vol. 3, John Wiley & Sons.
- Faust J., Leeper E.M. [1997], *When Do Long-Run Identifying Restrictions Give Reliable Results?* "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 15(3), s. 345–53.
- Fraser P., Macdonald G.A., Mullineux A.W. [2014], *Regional Monetary Policy: An Australian Perspective*, "Regional Studies", vol. 48(8), s. 1419–1433.
- Funke M., Hall S. [1998], *Aggregate Demand and Aggregate Supply in UK Regions*, "Journal of Economic Studies", vol. 25(4), s. 260–276.
- Gajewski P. [2003], *Zróżnicowanie rozwoju gospodarczego w latach 90*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 11.
- Gajewski P. [2008], *Synchronizacja regionalnych cykli koniunkturalnych z Polską w strefie euro*, „Gospodarka w Praktyce i Teorii”, vol. 4, s. 77–93.

- Gajewski P. Gawlikowska-Hueckel K., Umiński S. [2008], *Szanse i zagrożenia związane z przyjęciem euro przez Polskę w ujęciu regionalnym*, projekt zrealizowany na potrzeby Raportu na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, www.nbp.pl
- Gajewski P. [2011], *Poziom i dynamika rozwoju małej i średniej przedsiębiorczości w Polsce Wschodniej*, Ekspertyza wykonana na zlecenie Ministerstwa Rozwoju Regionalnego na potrzeby aktualizacji Strategii rozwoju społeczno-gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020.
- Gajewski P. [2015], *Monetary Policy Stress in EMU. What Role for Fundamentals and Missed Forecasts?*, "Emerging Markets Finance and Trade", w druku.
- Gospodinov N., Herrera A.-M., Pesavento E.H. [2013], *Unit Roots, Cointegration, and Pretesting in VAR Models*, *Advances in Econometrics: VAR Models in Macroeconomics – New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher Sims*, vol. 32, s. 1–35.
- Hansen N.-J.H. [2012], *Does the Common Monetary Policy Contribute to Asymmetric Credit Growth in the Euro Area?*, mimeo.
- Kapuściński M., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E. [2014], *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku?*, *Materiały i Studia*, NBP, nr 306.
- Kaufman L., Rousseeuw P.J. [1990], *Finding Groups in Data: An Introduction to Cluster Analysis*, Wiley, Nowy Jork.
- Kenen P. [1969], *The Theory of Optimum Currency Areas: an Eclectic View*, w: *Monetary Problems of the International Economy*, red. R.A. Mundell, A.K. Swoboda, University of Chicago Press, Chicago, s. 41–60.
- Klein N. [2014], *Small and Medium Size Enterprises, Credit Supply Shocks, and Economic Recovery in Europe*, IMF Working Paper 14/98.
- Kouparitsas M.A. [2001], *Is the United States an Optimum Currency Area? An Empirical Analysis of Regional Business Cycles*, Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper 2001–22.
- Kwiatkowski E., Gajewski P., Tokarski T. [2003], *Agricultural Regions and Regional Policy in Poland*, ekspertyza w ramach projektu *Industrial restructuring in the Accession Countries*, EC DG Employment, VC/2003/0367.
- Kwiatkowski E. red. [2008], *Zróżnicowanie rozwoju polskich regionów. Elementy teorii i próba diagnozy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Kwiatkowski E., Tokarski T. [2009], *Determinanty przestrzennego zróżnicowania wydajności pracy*, „Wiadomości Statystyczne”, vol. 10, s. 35–54.
- Li S.M., Perera R., Shields K. [2013], *Misspecification, Identification or Measurement? Another Look at the Price Puzzle*, Research Paper 1169, Department of Economics, The University of Melbourne.
- Liberda B. red. [2009], *Konwergencja gospodarcza Polski*, PTE, Warszawa.
- Livingstone I. [1981], *Rural Development, Employment and Incomes in Kenya*, International Labour Office, Addis Ababa.
- Lütkepohl H. [1990], *Asymptotic Distributions of Impulse Response Functions and Forecast Error Variance Decompositions of Vector Autoregressive Models*, "Review of Economics and Statistics", vol. 72(1), s. 116–125.

- Malaga K., Kliber P. [2007], *Konwergencja i nierówności regionalne w Polsce w świetle neoklasycznych modeli wzrostu gospodarczego*, Wydawnictwo Naukowe AE w Poznaniu, Poznań.
- McKinnon R. [1963], *Optimum Currency Areas*, "American Economic Review", vol. 53, s. 717–725.
- Mishkin F.S. [1996], *The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy*, NBER Working Papers 5464, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Mitra P. [2006], *Has Government Investment Crowded out Private Investment in India?*, "American Economic Review", vol. 96, no. 2, s. 337–341.
- MRR [2013], *Strategia rozwoju społeczno-gospodarczego Polski Wschodniej do roku 2020. Aktualizacja*, Ministerstwo Rozwoju Regionalnego.
- MRR [2014], *Strategia Rozwoju Polski Zachodniej 2020*, Ministerstwo Rozwoju Regionalnego.
- Mundell R.A. [1961], *A Theory of Optimum Currency Areas*, "American Economic Review", vol. 51, s. 657–665.
- Naka A., Tufté D. [1997], *Examining Impulse Response Functions in Cointegrated Systems*, "Applied Economics", vol. 29(12), s. 1593–1603.
- Owyang M., Wall H.J. [2005], *Structural Breaks and Regional Disparities in the Transmission of Monetary Policy*, FRB of St. Louis Working Paper no. 2003–008C.
- Peersman G., Smets F. [2001], *The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis*, ECB Working Papers, no. 0091.
- Phillips P.C.B. [1998], *Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs*, "Journal of Econometrics", vol. 83, s. 21–56.
- Piłat K. [2012], *Europejska unia walutowa a teoria optymalnych obszarów walutowych*, w: *Gospodarka Polski w perspektywie wstąpienia do strefy euro. Ujęcie ilościowe*, red. P. Krajewski, PWE, Warszawa.
- Piłat K. [2014], *Leading, Lagging, Synchronized? Business Cycles of EU Countries Beyond Eurozone*, "European Scientific Journal", Special Edition, vol. 1, s. 123–129.
- Ramaswamy R., Slok T. [1998], *The Real Effects of Monetary Policy in The European Union: What are the Differences?*, IMF Staff Papers, vol. 45(2), s. 374–396.
- Ramos R., Suriñach J. [2006], *Monetary Transmission in the New Member States*, w: *The Central and Eastern European Countries and the European Union*, red. M. Artis, A. Banerjee, M. Marcellino, Cambridge University Press, Cambridge.
- Rodriguez-Fuentes C.J., Padrón-Marrero D. [2008], *Industry Effects of Monetary Policy in Spain*, "Regional Studies", vol. 42(3), s. 375–384.
- Rogut A. [2008], *The Efficiency of Regional Labour Market Mechanisms in Absorbing Regional Shocks in Poland in the Context of Accession to Euro Area*, projekt zrealizowany na potrzeby Raportu na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej, www.nbp.pl
- Sims C.A., Stock J.H., Watson M.W. [1990], *Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots*, "Econometrica", vol. 58, s. 113–144.
- Sturm J.E., Wollmershäuser T. [2008], *The Stress of Having a Single Monetary Policy in Europe*, KOF Working Papers 08–190, KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich.
- Svensson E. [2012], *Regional Effects of Monetary Policy in Sweden*, Dep. of Economics Working Papers, no. 09/2012, Lund University.

- Quint D. [2014], *Is it Really More Dispersed? Measuring and Comparing the Stress From the Common Monetary Policy in the Euro Area*, Discussion Paper, School of Business & Economics: Economics, no. 2014/13, Free University, Berlin.
- Tokarski T. [2005], *Statystyczna analiza regionalnego zróżnicowania wydajności pracy, zatrudnienia i bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo PTE, Warszawa.
- Tokarski T., Gabryjelska A., Krajewski P., Mackiewicz M. [1999], *Determinanty regionalnego zróżnicowania PKB, zatrudnienia i płac*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 8.

ANEKS

Tabela A1. Statystyki opisowe wykorzystywanych zmiennych endogenicznych

		Oznaczenie	Średnia	Max	Min	Odch. St.	Obs.	
Wschód		Wibor 1M	St. Proc.	4,29615	6,52000	2,57000	1,05685	39
		CPI	CPI	2,61197	4,46667	-0,10000	1,39895	39
		Log (Luka PKB)	Luka PKB	0,00000	0,01025	-0,00741	0,00473	39
Wschód		Log (Produkcja przemysłowa)	IP, Wsch. PL	4,34472	4,45400	4,18644	0,08012	39
		Log (Zatrudnienie)	L, Wsch. PL	3,44893	3,47354	3,41012	0,01739	39
		Log (Dochody realne)	Y, Wsch. PL	4,85416	4,89808	4,74243	0,04981	39
Zachód		Log (Produkcja przemysłowa)	IP, Zach. PL	4,85517	4,98073	4,67315	0,09252	39
		Log (Zatrudnienie)	L, Zach. PL	3,62293	3,64233	3,58022	0,01388	39
		Log (Dochody realne)	Y, Zach. PL	5,06515	5,12030	4,95263	0,04503	39

Źródło: opracowanie własne.

Tabela A2. Wyniki testu pierwiastka jednostkowego ADF (ze stałą, bez trendu deterministycznego)*

	Poziom		Pierwsza różnica	
	<i>t-stat</i>	<i>p-val</i>	<i>t-stat</i>	<i>p-val</i>
Wibor1M	-1,81	0,37	-3,55	0,01
CPI	-1,44	0,55	-4,21	0,00
Luka PKB	-2,07	0,26	-5,55	0,00
IP, Wsch. PL	-1,68	0,43	-6,62	0,00
L, Wsch. PL	-2,07	0,26	-2,61	0,10
Y, Wsch. PL	-2,54	0,11	-5,98	0,00
IP, Zach. PL	-2,03	0,27	-5,45	0,00
L, Zach. PL	-2,99	0,05	-5,93	0,00
Y, Zach. PL	-1,58	0,48	-4,45	0,00

* Długość opóźnień wybrana na podstawie kryterium Schwarzera.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela A3. Wartości *p* testu heteroskedastyczności White'a

	χ^2	Stopnie swobody	Prawdopodobieństwo testowe
Model wyjściowy	116,21	108	0,28
Model z IP	397,37	390	0,39
Model z L	402,28	390	0,32
Model z Y	388,55	390	0,51

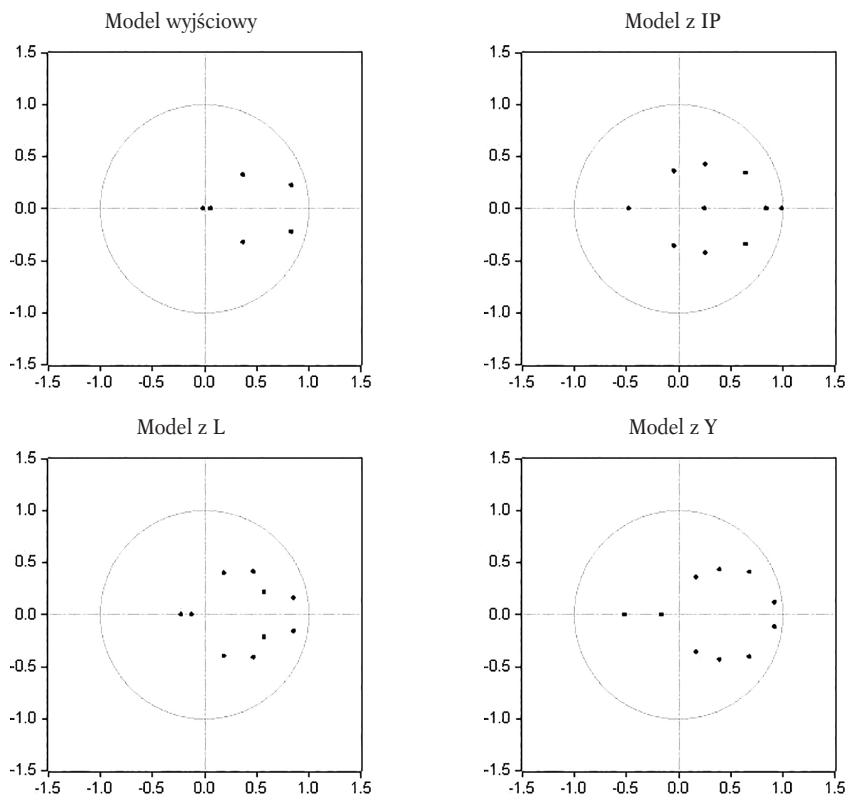
Źródło: opracowanie własne.

Tabela A4. Wartości p testu autokorelacji reszt (LM)

Model wyjściowy	Model z IP	Model z L	Model z Y
0,06	0,15	0,31	0,15

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek A1. Wyniki testów stabilności oszacowanych modeli VARX



Źródło: opracowanie własne.

THE REGIONAL ASYMMETRY OF MONETARY POLICY EFFECTS IN POLAND

Summary

The article looks at the problem of regional differences in monetary policy in Poland. The author seeks to identify key differences in the effects of monetary policy between the country's eastern and western macroregions.

The empirical exercise uses the standard vector autoregressive model with exogenous variables (VARX), expanded to include variables describing economic activity in the two macroregions. The results point to varying responses to a monetary shock – chiefly diverse adjustments following the shock as well as different reactions to monetary policy impulses, the author argues. While in the western macroregion a tighter monetary policy triggers a strong reaction on the part of industrial production, Gajewski says, the eastern macroregion is mostly affected via the labor market.

Keywords: regional development, regional economic dynamics, monetary policy

JEL classification codes: E52, R11
