

KRZYSZTOF BECK*,
JAKUB JANUS**

Podobieństwo wstrząsów podażyowych i popytowych w Polsce i innych krajach Unii Europejskiej¹

Wprowadzenie

Kryzys finansowy i gospodarczy, a w szczególności kryzys zadłużeniowy, unaocznili niewątpliwie słabości Unii Gospodarczej i Walutowej (UGW) i uwydatnił konieczność przeprowadzenia istotnych zmian w jej strukturze instytucjonalnej. Zdaniem części ekonomistów wydarzenia te wprowadziły także nowe wątki do debaty dotyczącej przystąpienia Polski i innych nowych krajów członkowskich Unii Europejskiej (UE) do strefy euro (np. Osiatyński 2011). Decyzja o przyjęciu wspólnej waluty jest jednym z najważniejszych strategicznych wyborów, przed jakimi zostanie postawiona Polska w kilku najbliższych latach, zarówno w kontekście politycznym, jak i gospodarczym. Podstawą oceny ekonomicznej efektywności dalszej integracji gospodarczej jest teoria optymalnych obszarów walutowych (OOW), określająca kryteria, których spełnienie pozwala na uzyskanie dodatniego bilansu korzyści i kosztów przystąpienia do UGW. Jednym z najważniejszych z nich jest synchronizacja cykli koniunkturalnych państw wchodzących w skład ugrupowania. Podstawową motywacją podjęcia tematu była niewystarczająca wiedza dotycząca stopnia symetryczności wstrząsów gospodarczych w Polsce i innych krajach UE. Fakt ten może być spowodowany niewielką liczbą badań w tym obszarze oraz ich koncentracją na analizie komponentu cyklicznego PKB².

Głównym celem artykułu jest ocena podobieństwa wstrząsów gospodarczych w Polsce i innych krajach UE w latach 1995–2013. Pozostałe cele badania obejmują

* Mgr Krzysztof Beck – Katedra Ekonomii, Uczelnia Łazarskiego w Warszawie, e-mail: becckrzysztof@gmail.com

** Mgr Jakub Janus – Katedra Makroekonomii, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, e-mail: jakub.janus@uek.krakow.pl

¹ Część opracowania przygotowana przez K. Becka obejmuje efekty badań realizowanych w ramach projektu „Konwergencja w krajach i regionach Unii Europejskiej”, sfinansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji nr DEC-2011/01/N/HS4/03077.

² Wątek ten zostanie rozwinięty w następnej części artykułu, zawierającej przegląd literatury.

mują identyfikację i wyodrębnienie wstrząsów podaźowych i popytowych w krajach objętych badaniem, ocenę ich współzmienności i natężenia oraz oszacowanie tempa dostosowań gospodarek po wystąpieniu zaburzeń. Wykorzystana przez autorów metoda badawcza opiera się na podejściu zapoczątkowanym przez O. Blancharda i D. Quaha (Blanchard, Quah 1989). Polega ona na oszacowaniu strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR) i na tej podstawie wygenerowaniu przybliżonych realizacji nieobserwowalnych wstrząsów gospodarczych. O wartości dodanej artykułu decyduje przyjęcie za punkt odniesienia gospodarki polskiej, dla której dokonano pogłębionej analizy porównawczej z 23 krajami UE, wśród nich zarówno „starymi”, jak i „nowymi” członkami Wspólnoty. Dodatkowo przeprowadzone badanie empiryczne bazuje na wykorzystaniu względnie długich, kwartalnych szeregów czasowych PKB i cen.

Artykuł podzielono na pięć głównych części. Następujący po wprowadzeniu przegląd literatury ma na celu umiejscowienie przeprowadzonej analizy w szerokim nurcie badań nad synchronizacją cykli koniunkturalnych. Następna część artykułu została poświęcona zastosowanej metodzie badawczej, a także wykorzystanym danym. Kolejna część zawiera wyniki przeprowadzonej analizy empirycznej: ocenę współzmienności i siły wstrząsów gospodarczych, a także dostosowań gospodarek po ich wystąpieniu. Na końcu podsumowano najważniejsze wnioski płynące z artykułu i wskazano kierunki dalszych badań.

1. Przegląd literatury

W 1953 r. M. Friedman opublikował swój znamieny artykuł *The Case for Flexible Exchange Rates*, w którym wyjaśniał, że w warunkach sztywności płac i cen występujących wewnątrz gospodarki ciężar mechanizmu dostosowawczego może zostać przeniesiony na zewnętrznie płynny kurs walutowy (Friedman 1953). Praca ta rozpoczęła trwającą do dziś debatę na temat efektywności różnych reżimów kursowych. Zainspirowany pracą M. Friedmana R. Mundell zakwestionował przyjęte przez niego założenia, czym przyczynił się do stworzenia teorii optymalnych obszarów walutowych (Mundell 1961). Teoria ta wyznacza kryteria obszaru, na terenie którego korzyści z utrzymywania jednolitej waluty przewyższają koszty związane z zarzuceniem niezależnie prowadzonej polityki pieniężnej oraz zewnętrznie płynnego kursu walutowego (Hallwood, MacDonald 2000). R. Mundell zwrócił uwagę, że państwo samo w sobie nie musi być optymalnym obszarem walutowym i za J. Meadem oraz T. Scitovskym zaproponował mobilność siły roboczej, jako alternatywny mechanizm dostosowawczy dla kursu walutowego (Meade 1957; Scitovsky 1958). Przyłączając się do debaty na temat powyższej teorii, R. McKinnon zaproponował kolejne kryterium optymalnego obszaru walutowego – otwartość gospodarki (McKinnon 1963). Ostatnim z „ojców” teorii optymalnych obszarów walutowych jest P. Kenen, który sformułował dwa kolejne kryteria (Kenen 1969). Pierwsze z nich mówi o konieczności pokrywania się domeny fiskalnej i mone-

tarnej, co dziś powszechnie jest określane mianem federalizmu fiskalnego – mechanizmem dostosowawczym w gospodarce stają się międzyregionalne transfery fiskalne, dokonywane od regionów doświadczających rozkwitu do regionów dotkniętych recesją. Drugim kryterium zaproponowanym przez P. Kenena była dywersyfikacja struktury produkcji i konsumpcji, która znajduje swoje odzwierciedlenie w zróżnicowanej strukturze eksportu. Zdaniem autora ma ona prowadzić do symetrycznego rozkładu wstrząsów specyficznych dla określonych sektorów gospodarki.

Opracowane przez R. Mundella, R. McKinnona oraz P. Kenena kryteria optymalnego obszaru walutowego miały charakter statyczny – pozwalały na określenie, czy w bieżącym momencie dany kraj powinien przyjąć wspólną walutę. Ponadto prowadzone przez autorów rozumowanie milcząco zakładało trwałą wymiennność pomiędzy inflacją a bezrobociem. Rozwój teorii ekonomii, a w szczególności koncepcja naturalnej stopy bezrobocia oraz wprowadzenie do ekonomii teorii racjonalnych oczekiwań, wpłynęły jednak na obniżenie postrzeganej skuteczności polityki pieniężnej. Modele kursu walutowego bazujące na zrównoważonym portfelu (*portfolio-balance model*) lub oparte na aktywach (*assets model*) ukazały, że kursy walutowe mogą w dalekim stopniu odbiegać od zmiennych fundamentalnych, a w szczególności nie podążać za strumieniami handlu (por. Tavlas 1993). Powyższe koncepcje implikowały, że zarówno polityka monetarna, jak i nominalny kurs walutowy mogą być skuteczne w przywracaniu równowagi makroekonomicznej jedynie w krótkim okresie. W literaturze zaczął dominować pogląd o odchodzeniu od działań dyskrecyjnych i skupianiu się na stosowaniu polityki gospodarczej opartej na twardych regułach (np. Barro, Gordon 1983). Argumenty te przemawiały za obniżeniem potencjalnego kosztu uczestnictwa we wspólnym obszarze walutowym. Jednocześnie ekonomiści w coraz większym stopniu zaczęli dostrzegać jakościowy charakter unifikacji monetarnej, czyli korzyści wynikające z przyjęcia wspólnej waluty w miejsce zastosowania sztywnego kursu walutowego (Mongelli 2002).

Postęp w teorii ekonomii oraz konieczność wypracowania dynamicznych modeli integracji monetarnej przyczyniły się do powstania dwóch pozostających ze sobą w sprzeczności koncepcji integracji walutowej. Pierwsza z nich jest znana pod nazwą „Poglądu Komisji Europejskiej” i mówi o tym, że wraz z postępującą integracją gospodarczą prawdopodobieństwo występowania wstrząsów asymetrycznych i ich natężenie będzie spadać (*One Market, One Money...* 1990). Zjawisko to jest wyjaśniane poprzez rosnący udział handlu wewnątrzgałęziowego, który ułatwia transmisję wstrząsów gospodarczych i tym samym prowadzi do ich bardziej symetrycznego rozkładu (por. Horvath, Komarek 2002). Z poglądem Komisji Europejskiej związana jest hipoteza endogeniczności kryteriów optymalnego obszaru walutowego (Frankel, Rose 1996). Jej autorzy zauważyli, że integracja gospodarcza poprzez kanał handlu zagranicznego przekłada się na silniejszą synchronizację cykli koniunkturalnych. Wnioskując na tej podstawie, autorzy dowodzą, że kryteria optymalnego obszaru walutowego nie muszą być spełnione *ex ante*, gdyż znoszenie kolejnych barier prowadzi do kreacji handlu – mogą być

zatem spełnione *ex post*. Podobnych obserwacji dokonują G. Lee i M. Azali, opierając swoje wnioski na próbie krajów z Azji Wschodniej (Lee, Azali 2009). Na podstawie swoich badań J. Silvestre, A. Mendonça oraz J. Passos dochodzą do identycznych wniosków, z tą różnicą, że podkreślają oni znaczenie malejącego krańcowego wpływu wzrostu natężenia handlu na synchronizację cykli koniunkturalnych (Silvestre, Mendonça, Passos 2007). Obecnie ekonomiści znajdują coraz więcej źródeł „endogeniczności” kryteriów optymalnego obszaru walutowego poza handlem. R. Mundell oraz R. McKinnon zauważają, że eliminacja ryzyka kursowego na skutek trwałego związania walut lub unifikacji monetarnej będzie prowadzić do międzynarodowej dywersyfikacji aktywów (Mundell 1973ab; McKinnon 2001)³. Zniesienie możliwości prowadzenia niezależnej polityki pieniężnej przez kraje członkowskie może przełożyć się na ograniczenie znaczenia asymetrycznych wstrząsów pieniężnych (Babetski 2004; Beck 2011).

Drugi pogląd na temat dynamicznych skutków integracji monetarnej i gospodarczej nosi w literaturze nazwę „poglądu Krugmana”. Zgodnie z tym stanowiskiem w integrujących się krajach lub regionach będą występować po sobie kolejno cztery zjawiska: regionalna specjalizacja, niestabilność regionalnego eksportu, procykliczne przepływy kapitału oraz długookresowa dywergencja wzrostu gospodarczego (Krugman 1993). Jedną z podstaw tego poglądu były wyniki badań empirycznych przeprowadzonych przez T. Bayoumiego oraz B. Eichengreena (Bayoumi, Eichengreen 1993). Dowiedli oni, że Stany Zjednoczone, jako bardzo silnie ekonomicznie zintegrowany jednolity obszar walutowy, charakteryzuje znacznie wyższy stopień specjalizacji regionalnej, a także większe natężenie asymetrycznych wstrząsów popytowych w porównaniu ze znacznie słabiej zintegrowanymi krajami UE. Obecnie badania wspierają tezy zawarte zarówno w pierwszym, jak i drugim poglądzie, przez co niemożliwe jest jednoznaczne określenie słuszności jednej z tych hipotez (por. de Grauwe, Mongelli 2005).

Badacze zajmujący się empiryczną weryfikacją hipotez zawartych w teorii optymalnych obszarów walutowych starają się określić wpływ potencjalnych determinant na stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych w określonym ugrupowaniu krajów⁴. J. Imbs wykorzystując podejście systemowe⁵ zauważa, że istotny wpływ na synchronizację cykli koniunkturalnych mają: wielkość handlu międzynarodowego, stopień specjalizacji oraz mobilność kapitału (Imbs 2004). W ostatnim czasie, wykorzystując tę samą metodę, I. Siedschlag oraz S. Déés i N. Zorell dochodzą do analogicznych wniosków (Siedschlag 2010; Déés, Zorell 2011). Szeroko stosowanym podejściem do analizy determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych

³ Zjawisko to nosi nazwę współdzielenia ryzyka (*risk sharing*) i zostało empirycznie zweryfikowane dla krajów strefy euro (Beck, Moźdżeń 2011).

⁴ T. Bayoumi i B. Eichengreen podjęli ciekawą próbę skonstruowania indeksu ujmującego jak największą liczbę kryteriów optymalnego obszaru walutowego, który wskazywał na gotowość przyjęcia wspólnej waluty jedynie przez kraje rdzenia strefy euro (zob. szerzej Bayoumi, Eichengreen 1997).

⁵ Przez termin „podejście systemowe” J. Imbs rozumie model będący układem trzech równań, estymowanych jednocześnie z wykorzystaniem m.in. potrójnej metody najmniejszych kwadratów oraz metody pozornie niezależnych regresji.

jest *extreme bound analysis* – metoda odporna na dobór zmiennych objaśniających, opracowana przez E. Leamera i H. Leonarda, a rozwinięta przez X. Sala-i-Martina (Leamer, Leonard 1983; Sala-i-Martin 1997). Wykorzystując tę metodę, M. Baxter oraz M. Koutraparitsas stwierdzają, że oprócz zmiennych grawitacyjnych jedynie handel zagraniczny w sposób istotny wpływa na synchronizację cykli koniunkturalnych (Baxter, Koutraparitsas 2005). Stosując tę samą procedurę do krajów strefy euro, U. Böwer i C. Guillemineau zauważają, że istotne statystycznie dla synchronizacji cykli koniunkturalnych są: handel międzynarodowy, specjalizacja na poziomie przemysłu, cenowa konkurencyjność gospodarek, deficyty budżetowe oraz współzależności między indeksami giełd (Böwer, Guillemineau 2006)⁶. M. Bordo i T. Helbling (2011) postrzegają pogłębiającą się synchronizację cykli koniunkturalnych jako efekt światowego trendu, a nie, jak dotąd uważano, jako fenomen charakteryzujący poszczególne ugrupowania państw lub regionów (Bordo, Helbling 2011). Stosując wnioskowanie bayesowskie, S. Lehwald dowodzi, że znaczna część pogłębiającej się synchronizacji cykli koniunkturalnych w strefie euro może być przypisana globalnym tendencjom (Lehwald 2012).

Oprócz analizy samych determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych, w literaturze empirycznej pojawiają się także próby oceny alternatywnych mechanizmów dostosowawczych wewnątrz integrujących się gospodarczo i monetarnie państw. W jednym z najczęściej cytowanych artykułów na ten temat J. Sachs oraz X. Sala-i-Martin wykazują, że w Stanach Zjednoczonych federalizm fiskalny jest w znacznym stopniu odpowiedzialny za absorpcję regionalnych wstrząsów (Sachs, Sala-i-Martin 1991). Znaczenie federalizmu fiskalnego dla UGW uwiadamia B. Eichengreen, który zwraca uwagę, że mógłby on kompensować niższy niż w przypadku USA poziom mobilności siły roboczej w Europie (Eichengreen 1991). Najnowsze badania wskazują, że alternatywne mechanizmy dostosowawcze (mobilność siły roboczej, elastyczność płac) nie funkcjonują efektywnie w krajach UE (por. Broyer, Caffet, Martin 2011; Bräuninger, Majowski 2011; Heinz, Rusinova 2011).

Dotychczasowe próby oceny przebiegu wstrząsów gospodarczych w Polsce na tle innych państw UE nie prowadzą do jednoznacznych wniosków. Stosując popularną metodę badania synchronizacji komponentów cyklicznych PKB, ekonomiści są zwykle zgodni w kwestii ich względnie wysokiej korelacji pomiędzy Polską a państwami UE (por. Borowski 2001). M. Artis i współautorzy (2004) zaliczają Polskę, obok Słowenii i Węgier, do tych spośród „nowych” państw członkowskich, które charakteryzują się najwyższymi wskaźnikami synchronizacji cykli koniunkturalnych z krajami UGW. Badając realną konwergencję Polski ze strefą

⁶ Szczególne miejsce wśród studiów nad determinantami synchronizacji cykli koniunkturalnych zajmują badania nad specjalizacją (podobieństwem struktur produkcji). J. Imbs i R. Wacziarg zauważają, że istnieje U-kształtny związek między specjalizacją a poziomem PKB *per capita*: wraz z jego wzrostem struktury rynkowe ulegają dywersyfikacji (co może przekładać się na bardziej symetryczny rozkład wstrząsów gospodarczych), a po osiągnięciu pewnego poziomu (oszacowanego na 9000 USD z 1985 r.) gospodarki zaczynają się „respecjalizować” (Imbs, Wacziarg 2003). Nowsze opracowania z tego zakresu prowadzą do zbieżnych wniosków (por. Koren, Tenreiro 2007; Parteka 2009).

euro, R. Stefański (2008) stwierdza z kolei, że Polska należy do grupy państw UE, w których synchronizacja wahań PKB jest niska lub wręcz nieistotna. W jednej z najnowszych prac z tego zakresu J. Bruzda, wykorzystując tzw. analizę falkową (*wavelet analysis*) cykli koniunkturalnych i dane makroekonomiczne za lata 1995–2010, dochodzi do wniosku o stopniowo wzrastającej synchronizacji cyklu koniunkturalnego w Polsce i głównych krajach UGW. Rosnącą synchronizację cykli koniunkturalnych w Polsce i głównych krajach UGW (przynajmniej w odniesieniu do koniunktury w przemyśle) potwierdzają również badania Z. Matkowskiego i M. Próchniaka (2005, 2009a, 2009b), którzy stwierdzili, że po wejściu Polski i innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej do Unii Europejskiej współczynniki korelacji pokazujące synchronizację ich cykli koniunkturalnych w przemyśle w stosunku do strefy euro wyraźnie wzrosły, przyjmując na ogół znaczące wartości.

M. Frenkel i C. Nickel (2002), którzy oszacowali realizacje szoków makroekonomicznych dla niemal wszystkich państw europejskich, dowodzą, że zmienność wstrząsów podaźowych Polski z większością krajów UE jest znacznie silniejsza niż zaburzeń popytowych. Autorzy ci stwierdzają również, że czynnikiem znacznie odróżniającym Polskę od „starych” państw UE jest względnie wysokie tempo procesów dostosowawczych występujących w następstwie wstrząsów. E. Adamowicz ze współpracownikami (2008), opierając się na kilku specyfikacjach modelu SVAR, wykazują duży stopień zmienności reakcji PKB w Polsce na wstrząsy popytowe. Reakcje te nie są jednocześnie istotnie skorelowane z analogicznymi zmianami w krajach „rdzenia” strefy euro. N. Arfa (2009) uzyskuje jednak znacząco odmienne wnioski. Stwierdza on, że w latach 1995–2005 nastąpiło zbliżenie zmian łącznego popytu pomiędzy Polską a krajami UE. Podkreśla jednak wysoki stopień asymetryczności wstrząsów podaźowych, co prowadzi go do przekonania o niezbędności przeprowadzenia w Polsce szerokiej gamy reform strukturalnych przed przystąpieniem do UGW.

2. Metoda badawcza i dane

Występujące w gospodarkach wstrząsy podaźowe i popytowe nie są wielkościami bezpośrednio obserwowalnymi, a sama analiza zmienności podstawowych wielkości makroekonomicznych nie daje pełnej wiedzy na temat ich występowania. Z tego powodu próba ustalenia podobieństwa wstrząsów gospodarczych w krajach UE wymaga przede wszystkim przyjęcia określonych założeń, umożliwiających ich wyodrębnienie i ustalenie liczbowych charakterystyk. Pierwsze z założeń dotyczy liczby wstrząsów, które występują w gospodarkach. Po drugie, w ramach schematu identyfikacyjnego należy ustalić definicje poszczególnych wstrząsów, a także określić, kiedy można mówić o pozytywnym (dodatnim), a kiedy o ich negatywnym (ujemnym) charakterze. Trzecie założenie dotyczy przebiegu dostosowań, jakie wywołuje wystąpienie danego wstrząsu.

2.1. Model teoretyczny: identyfikacja wstrząsów podażyowych i popytowych

Podstawę teoretyczną przyjętego podejścia badawczego stanowi makroekonomiczny model łącznej podaży i łącznego popytu, $AS-AD$. Model ten pozwala ukazać zależności pomiędzy produkcją (y) a cenami (p), zarówno w ujęciu statycznym (krótki okres), jak i dynamicznym, obejmującym procesy dostosowawcze w reakcji na wstrząsy gospodarcze. W literaturze przedmiotu można odnaleźć kilka odmiennych specyfikacji jego struktury (np. Blanchard 2011; Samuelson, Nordhaus 2012). Wykorzystywana często w badaniach empirycznych wersja modelu $AS-AD$ nowej ekonomii keynesistowskiej określa dodatnio nachyloną funkcję łącznej podaży (AS) jako (Benigno 2009):

$$p - p^e = \frac{(1 - \alpha)(\sigma^{-1} + \eta)}{\alpha}(y - y_n), \quad (1)$$

gdzie:

p^e – oczekiwany poziom cen,

y_n – naturalny poziom PKB,

σ – przybliżenie międzyokresowej elastyczności substytucji konsumpcji,

η – współczynnik określający elastyczność podaży pracy.

Parametr $1 - \alpha$ jest interpretowany jako frakcja przedsiębiorstw dostosowujących ceny do poziomu maksymalizującego zyski, natomiast α określa pozostałą część firm utrzymujących stałe ceny na ustalonym poziomie p^e . Współczynniki te stanowią tym samym o skali sztywności cen w gospodarce (por. Calvo 1983). Ujemnie nachylona funkcja reprezentująca łączny popyt (AD) dana jest wyrażeniem (Benigno 2009):

$$y = \bar{y} + (g - \bar{g}) - \sigma[i - (\bar{p} - p) - (\bar{\tau}_c - \tau_c)] - \sigma \ln \beta, \quad (2)$$

gdzie:

g – wielkość wydatków publicznych,

i – nominalna stopa procentowa,

τ_c – podatki od konsumpcji,

β – stopy dyskonta użyteczności gospodarstw domowych.

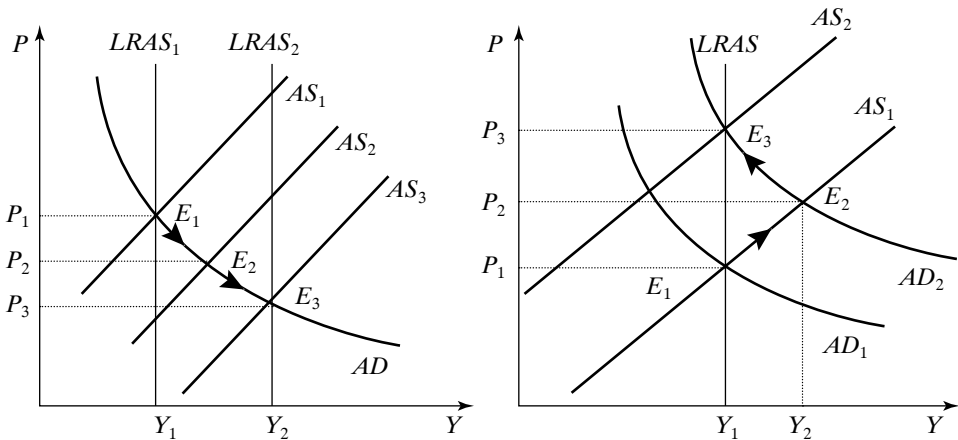
Zmienne $\bar{y}$, $\bar{g}$, $\bar{p}$ oraz $\bar{\tau}_c$ mogą być interpretowane jako odpowiadające stabilnemu stanowi gospodarki poziomy: dochodu, wydatków rządowych, cen oraz podatków konsumpcyjnych. Ostatnia składowa modelu, pionowa krzywa podaży (LRAS), reprezentuje naturalny poziom produkcji globalnej.

W ramach tak zdefiniowanego schematu możliwe staje się określenie przebiegu wstrząsów gospodarczych. Dodatni wstrząs podażyowy wywołuje trwałe zwiększenie globalnej produkcji i trwały spadek poziomu cen, podczas gdy dodatni wstrząs popytowy doprowadza jedynie do przejściowego wzrostu, trwale oddziałując przy tym na wzrost (por. rys. 1). Źródła wstrząsów dotyczących łącznej podaży lub łącznego popytu (a także obu tych wielkości) mają zróżnicowany charakter

(por. równania 1 i 2). Tempo dostosowań gospodarki na wstrząsy jest zależne od wartości parametrów występujących w obu funkcjach, w szczególności nachylenia krzywych AS i AD .

Rysunek 1

Dodatnie wstrząsy gospodarcze: podażyowy (lewy panel) i popytowy (prawy panel) w modelu $AS-AD$



Źródło: Bayoumi, Eichengreen (1993).

Podstawowe ograniczenie modelu $AS-AD$ wiąże się z przyjętym przy jego budowie założeniu o zamkniętym charakterze gospodarki. Uwidacznia się to przykładowo w braku zmiennych opisujących handel międzynarodowy lub kurs walutowy. Co więcej, charakteryzując zmiany y i p z uwzględnieniem równowagi na rynku dóbr, rynku pracy oraz rynku finansowym, w ramach modelu wyróżnia się jedynie wstrząsy gospodarcze oddziałujące na łączną podaż oraz łączny popyt, co bywa uznawane przez niektórych autorów za niewystarczające (Dumitru, Dumitru 2011). Wybrany model pozostaje jednak względnie poprawnym przybliżeniem dwóch kluczowych przyczyn fluktuacji gospodarczych.

2.2. Procedura estymacji wstrząsów gospodarczych

Jedną z najbardziej rozpowszechnionych metod służących szacowaniu nieobserwowalnych wstrząsów gospodarczych jest konstrukcja strukturalnego modelu wektorowej autoregresji (SVAR). Podejście oparte na tzw. długookresowych restrykcjach identyfikujących zostało zapoczątkowane przez O. Blancharda i D. Quaha, którzy zbudowali dwuczynnikowy model dla PNB oraz stopy bezrobocia i wykorzystali go do dynamicznej analizy wstrząsów gospodarczych wpływających na te zmienne (Blanchard, Quah 1989). Pomimo pojawiających się zastrzeżeń dotyczących arbitralnych założeń o postaci modelu (Lippi, Reichlin 1993),

ten schemat identyfikacyjny zyskał znaczną popularność. Dowodem są jego liczne zastosowania, wśród nich artykuł *Shocking Aspects of European Monetary Unification*, który stanowi podstawę podejmowanego badania (Bayoumi, Eichengreen 1993).

Punktem wyjścia szacowanego modelu jest ustalenie takiej jego postaci, która umożliwiłaby uzyskanie poszukiwanych wielkości wstrząsów gospodarczych. Pożądaną formą systemu jest jego reprezentacja jako nieskończonego procesu średniej ruchomej zmiennych X_t oraz wstrząsów gospodarczych ε_t , wpływających na te zmienne. W ten sposób proces może zostać zapisany jako (Blanchard, Quah 1989):

$$X_t = A_0\varepsilon_t + A_1\varepsilon_{t-1} + A_2\varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} A_i\varepsilon_{t-i}, \quad (3)$$

gdzie poszczególne elementy macierzy A_i odpowiadają funkcjom reakcji składowych X_t na wstrząsy ε_t . W wykorzystywanym dwuczynnikowym modelu SVAR w wektorze X_t ujęte zostały dwie zmienne: Δy – stopa wzrostu realnego PKB oraz Δp – stopa inflacji. Z użyciem operatora opóźnień L równanie (3) jest więc tożsame z postacią:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} L^i \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix}, \quad (4)$$

w której ustalone uprzednio wstrząsy podaźowe i popytowe to odpowiednio: ε_{st} oraz ε_{dt} .

Zdefiniowany w równaniach (3) i (4) model może zostać oszacowany z użyciem wektorowej autoregresji. Przy założeniu, że Δy_t oraz Δp_t są realizacjami procesów kowariancyjnie stacjonarnych, zgodnie z twierdzeniem Wolda, X_t może zostać zapisany jako realizacja dwuwymiarowego procesu średniej ruchomej:

$$X_t = e_t + B_1e_{t-1} + B_2e_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} B_ie_{t-i} \quad (5)$$

w którym wektor e_t zawiera reszty regresji dla Δy oraz Δp_t , oznaczone odpowiednio jako e_{yt} oraz e_{pt} , a macierz $B_0 = I$.

W celu przekształcenia systemu w wyjściowy model reszty z modelu VAR muszą zostać zamienione we wstrząsy strukturalne ε_t . Porównanie równań (3) i (5) ujawnia, że są one ze sobą powiązane w następujący sposób:

$$\forall_i A_i = B_i A_0 \leftrightarrow e_t = A_0 \varepsilon_t. \quad (6)$$

Dalsze postępowanie nie jest jednak możliwe bez zdefiniowania elementów macierzy A_0 . W dwuczynnikowym modelu na macierz powinny zostać nałożone cztery restrykcje, które umożliwiłyby uzyskanie wartości wstrząsów strukturalnych. Zgodnie z oryginalną propozycją O. Blancharda i D. Quaha dwa pierwsze założenia dotyczą normalizacji wariancji obu wstrząsów, a trzecie mówi o niezależności ε_{st} i ε_{dt} (Blanchard, Quah 1989). Czwarta restrykcja jest skutkiem przyjętego mo-

delu teoretycznego, zakładającego przejściowy wpływ wstrząsów popytowych na Δy_t . Odwołując się do równania (4), można zapisać (Bayoumi, Eichengreen 1993):

$$\sum_{i=0}^{\infty} a_{11i} = 0, \quad (7)$$

określając skumulowany wpływ wstrząsu popytowego na zmianę produkcji jako 0.

W kolejnym kroku specyfikacji modelu odwołano się do odnotowanego formalnie przez M.P. Taylora problemu jednoznacznej identyfikacji modeli VAR z restrykcjami długookresowymi (Taylor 2004). Badacz ten dowiódł, że dla N -wymiarowego systemu tej klasy istnieje 2^N możliwości parametryzacji, które spełniają nakładane na niego restrykcje. W przypadku rozpatrywanego modelu daje to 4 rozwiązania. Aby umożliwić wybór jednego spośród nich, na system narzucono dodatkowe, oparte na teorii, restrykcje jakościowe, będące konsekwencją analizy wstrząsów gospodarczych w modelu $AS-AD$. Uwagę zwrócono w szczególności na oczekiwany kierunek reakcji zmiennych na wstrząsy. Założenia te nabierają kluczowej roli przy konstruowaniu funkcji reakcji na impuls, które wykorzystano do określenia szybkości dostosowań Polski i krajów UE po wystąpieniu wstrząsu gospodarczego.

2.3. Źródła i prezentacja danych

W badaniu wykorzystano kwartalne szeregi czasowe PKB w cenach bieżących oraz poziomu cen (deflatora PKB) od I kwartału 1995 r. do I kwartału 2013 r. (18 lat i jeden kwartał). Wszystkie dane pochodzą z bazy Eurostatu. Do próby badawczej włączono kraje, dla których szeregi czasowe były pełne i wiarygodne dla całego okresu i w efekcie znalazły się w niej 23 kraje⁷. Badana grupa obejmuje zarówno państwa UGW, jak i „stare” oraz „nowe” państwa członkowskie UE pozostające poza obszarem wspólnej waluty.

Szeregi nominalnego PKB dla wszystkich krajów zostały przekształcone do wielkości realnych. Ze względu na kwartalną częstotliwość danych z szeregów realnego PKB i poziomu cen został wyeliminowany komponent sezonowy, z wykorzystaniem standardowej procedury filtru X-12-ARIMA. Następnie, dla celów porównawczych, obliczono średnie przyrosty obu zmiennych oraz ich odchylenia standardowe. Na potrzeby modelu SVAR zastosowano test na obecność pierwiastka jednostkowego ADF⁸ (Said, Dickey 1984) oraz test na kowariancyjną stacjonarność KPSS⁹ (Kwiatkowski i in. 1992). Oba testy zastosowano dla poziomów zmiennych, w wariancie ze stałą oraz trendem deterministycznym, a wyniki tych obliczeń zawarto w tabeli 1.

⁷ Austria, Belgia, Cypr, Czechy, Dania, Estonia, Finlandia, Francja, Grecja, Hiszpania, Holandia, Litwa, Luksemburg, Łotwa, Niemcy, Polska, Portugalia, Słowacja, Słowenia, Szwecja, Węgry, Wielka Brytania oraz Włochy.

⁸ Wyboru liczby opóźnień w teście ADF dokonano z użyciem kryterium informacyjnego Akaike.

⁹ Szerokość pasma w teście KPSS dobrano za pomocą metody Neweya-Westa.

Tabela 1

Statystyki opisowe i wyniki testów ADF i KPSS szeregów czasowych PKB i cen

Kraj	PKB				Ceny			
	Średni przyrost	Odchylenie standardowe przyrostów	Test ADF	Test KPSS	Średni przyrost	Odchylenie standardowe przyrostów	Test ADF	Test KPSS
Austria	0,005	0,010	0,482	I(1)**	0,003	0,006	0,036	I(1)***
Belgia	0,004	0,006	0,933	I(1)**	0,004	0,005	0,000	I(1)***
Cypr	0,006	0,010	0,977	I(1)***	0,007	0,007	0,724	I(1)*
Czechy	0,006	0,017	0,752	I(1)*	0,012	0,026	0,152	I(1)*
Dania	0,003	0,011	0,917	I(1)***	0,005	0,007	0,417	I(1)***
Estonia	0,011	0,022	0,367	I(1)**	0,016	0,021	0,082	I(1)*
Finlandia	0,006	0,014	0,798	I(1)***	0,004	0,009	0,861	I(1)**
Francja	0,004	0,006	0,953	I(1)***	0,004	0,004	0,502	I(1)**
Grecja	0,003	0,017	0,987	I(1)***	0,008	0,018	0,968	I(1)**
Hiszpania	0,005	0,008	0,999	I(1)***	0,007	0,008	0,293	I(1)**
Holandia	0,004	0,007	0,923	I(1)***	0,004	0,006	0,917	I(1)**
Litwa	0,003	0,010	0,346	I(1)*	0,002	0,005	0,161	I(0)
Luksemburg	0,011	0,023	0,909	I(1)***	0,017	0,032	0,897	I(1)***
Łotwa	0,009	0,019	0,175	I(1)***	0,007	0,020	0,212	I(1)*
Niemcy	0,011	0,024	0,257	I(1)*	0,015	0,027	0,123	I(1)***
Polska	0,011	0,012	0,820	I(1)***	0,009	0,042	0,068	I(1)*
Portugalia	0,003	0,010	0,988	I(1)***	0,005	0,005	0,997	I(1)***
Słowacja	0,010	0,021	0,747	I(1)**	0,013	0,029	0,652	I(1)**
Słowenia	0,007	0,016	0,924	I(1)**	0,005	0,012	0,356	I(1)*
Szwecja	0,006	0,012	0,755	I(1)*	0,005	0,023	0,272	I(1)*
Węgry	0,005	0,010	0,969	I(1)***	0,010	0,031	0,907	I(1)**
W. Brytania	0,005	0,011	0,995	I(1)***	0,006	0,031	0,373	I(1)***
Włochy	0,001	0,009	0,978	I(1)***	0,007	0,013	0,001	I(1)**

Uwaga: dla testu ADF podano wartość p; dla testu KPSS hipoteza zerowa odrzucona na poziomie istotności: 0,1 (*), 0,05(**) lub 0,01 (***).

Źródło: opracowanie własne.

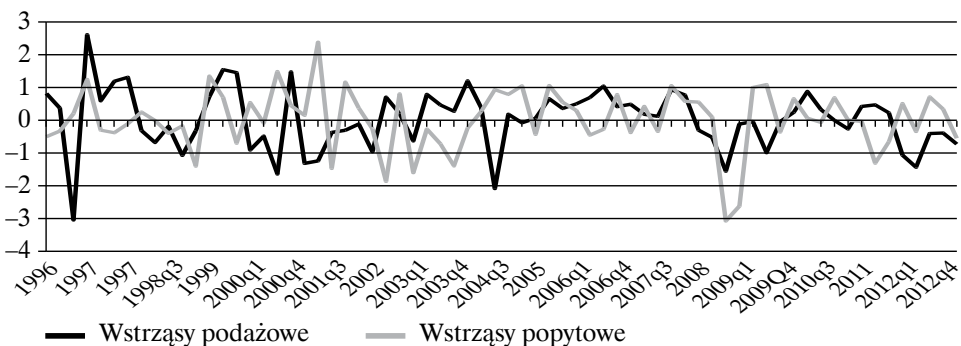
Na podstawie wartości statystyk dla obu testów można stwierdzić, że wszystkie z analizowanych szeregów czasowych PKB są zintegrowane w stopniu 1. W przypadku szeregów czasowych cen wyniki testów ADF i KPSS dla 6 spośród 23 krajów okazały się niekonkluzywne. Ponowne zastosowanie obu testów dla pierwszych przyrostów zmiennych PKB i cen ujawniło, że są one realizacjami procesów $I(0)$. Ostatecznie więc, przystosowując dane do postaci umożliwiającej wykorzystanie ich do oszacowania systemu VAR (por. równanie 5), wszystkie szeregi zlogarytmowano, a następnie obliczono ich przyrosty. Zdecydowało to o ostatecznej liczbie 72 obserwacji obu zmiennych dla każdego z krajów.

3. Wyniki analizy empirycznej

Z wykorzystaniem opisanej procedury oszacowano 23 modele SVAR dla krajów wchodzących w skład próby. Korzystając z sugestii T. Bayoumiego i B. Eichengreena, w celu zachowania porównywalności, we wszystkich modelach przyjęto równą liczbę opóźnień wynoszącą cztery kwartały, co w większości badanych krajów odpowiada ilości wskazanej przez konwencjonalne kryteria informacyjne Akaike czy Bayesa-Schwartza (Bayoumi, Eichengreen 1993). Przeprowadzona diagnostyka nie ujawniła istotnych odstępstw oszacowanych modeli od podstawowych założeń dotyczących składników losowych. Na podstawie uzyskanych wyników obliczono reszty strukturalne modelu z restrykcjami długookresowymi, które traktowane są jako realizacje wstrząsów podażyowych i popytowych. Przebieg obu wstrząsów w Polsce przedstawiono na rysunku 2. Bazując na pozostałych z oszacowanych modeli, w analogiczny sposób uzyskano przebieg wstrząsów dla wszystkich innych krajów wchodzących w skład próby. Identyfikacja wstrząsów stanowiła podstawę zasadniczej części analizy empirycznej, której kolejne kroki obejmują: badanie współzmienności wstrząsów gospodarczych, ich natężenia oraz dostosowań gospodarek po ich wystąpieniu.

Rysunek 2

Wstrząsy podażyowe i popytowe w gospodarce polskiej (1996q2–2013q1)



3.1. Współmienność wstrząsów gospodarczych: perspektywa statyczna i dynamiczna

W pierwszej kolejności obliczono średnie wartości współczynnika korelacji wstrząsów popytowych i podaźowych dla całego okresu objętego badaniem. W układzie geograficznym wzięto pod uwagę współczynniki dla całej próby (*ca*) oraz poszczególnych podgrup: krajów strefy euro (*se*), krajów rdzenia¹⁰ (*rd*), krajów peryferyjnych strefy euro¹¹ (*per*), krajów rdzenia i peryferyjnych¹² (*rd-per*), Polski z pozostałymi krajami próby (*Pol-ca*), Polski z krajami strefy euro (*Pol-se*) oraz Polski z krajami rdzenia (*Pol-rd*). Wartości statystyk opisowych dla powyższych prób zostały przedstawione w tabeli 2.

Analizując wstrząsy podaźowe, należy odnotować w pierwszej kolejności wysokie wartości współczynnika korelacji charakteryzujące kraje strefy euro, a w szczególności kraje rdzenia. Polskę cechuje znacznie niższa współmienność wstrząsów podaźowych z resztą próby, krajami strefy euro oraz krajami rdzenia. Jednocześnie średni współczynnik korelacji wstrząsów podaźowych w Polsce z krajami rdzenia jest najwyższy. Można na tej podstawie wnioskować, że współmienność wstrząsów podaźowych w UE jest dość wysoka, co jednak w małym stopniu przekłada się na spełnienie kryterium optymalności europejskiego obszaru walutowego, gdyż polityka pieniężna ma bardzo ograniczoną rolę w przeciwdziałaniu wstrząsom tego typu.

Tabela 2

Statystyki opisowe współczynnika korelacji wstrząsów podaźowych i popytowych w krajach UE

Wstrząsy podaźowe								
Próba	<i>ca</i>	<i>se</i>	<i>rd</i>	<i>per</i>	<i>rd-per</i>	<i>Pol-ca</i>	<i>Pol-se</i>	<i>Pol-rd</i>
Średnia	0,288	0,321	0,416	0,268	0,312	0,120	0,103	0,182
Mediana	0,294	0,338	0,410	0,268	0,325	0,107	0,098	0,135
Maksimum	0,647	0,647	0,627	0,544	0,647	0,319	0,319	0,319
Minimum	−0,060	−0,028	0,203	−0,028	0,048	−0,060	−0,060	0,096
Odchylenie stand.	0,146	0,149	0,122	0,132	0,152	0,098	0,106	0,091
Obserwacje	253	105	21	28	56	22	15	7
Wstrząsy popytowe								
Próba	<i>ca</i>	<i>se</i>	<i>rd</i>	<i>per</i>	<i>rd-per</i>	<i>Pol-ca</i>	<i>Pol-se</i>	<i>Pol-rd</i>
Średnia	0,041	0,025	0,137	−0,028	0,010	0,131	0,072	0,072
Mediana	0,040	0,022	0,137	−0,043	0,002	0,142	0,061	0,061
Maksimum	0,677	0,451	0,451	0,265	0,436	0,494	0,255	0,238
Minimum	−0,403	−0,287	−0,135	−0,287	−0,248	−0,113	−0,113	−0,070
Odchylenie stand.	0,165	0,150	0,144	0,134	0,141	0,162	0,136	0,105
Obserwacje	253	105	21	28	56	22	15	7

Źródło: opracowanie własne.

¹⁰ Austria, Belgia, Francja, Holandia, Luksemburg, Niemcy oraz Włochy.

¹¹ Cypr, Estonia, Finlandia, Grecja, Hiszpania, Portugalia, Słowacja, Słowenia.

¹² W tej kategorii zawarto jedynie współczynniki między krajami rdzenia a krajami peryferyjnymi (np. Cypr-Niemcy), a wykluczono współczynniki wewnątrz grup rdzenia (np. Niemcy-Francja) i peryferii (np. Cypr-Estonia).

Wstrząsy popytowe w przypadku każdej podgrupy charakteryzuje niższa współzmiennność niż w przypadku wstrząsów podaźowych. Największą średnią współzmiennością charakteryzują się wstrząsy krajów rdzenia strefy euro, natomiast kraje peryferyjne strefy euro wykazują najmniejszą średnią współzmiennność. Poza tym współzmiennność między krajami rdzenia a krajami peryferyjnymi jest przeciętnie niższa niż w przypadku całej próby. Pokazuje to, że kraje peryferyjne wykazują bardzo niską synchronizację wstrząsów popytowych z krajami rdzenia.

Polska charakteryzuje się dość wysokim (jak na wstrząsy popytowe) współczynnikiem korelacji, który jest wyższy niż w przypadku średniej dla całej próby. Co więcej, średnie wartości współczynnika korelacji wstrząsów popytowych Polski ze strefą euro i z krajami rdzenia są wyższe niż wartości odpowiednich współczynników dla strefy euro jako całości oraz krajów peryferyjnych i krajów rdzenia. Może to wskazywać, że uwzględniająca głównie potrzeby państw rdzenia UGW, będzie przystawała lepiej do warunków polskich niż krajów peryferyjnych strefy euro.

W następnym kroku sprawdzono, które z poszczególnych krajów UE charakteryzuje największa współzmiennność wstrząsów podaźowych i popytowych z Polską (por. tab. 3). Dla prawie wszystkich krajów współzmiennność wstrząsów podaźowych była dodatnia. Największą synchronizację wstrząsów podaźowych z Polską wykazały Belgia, Włochy, Austria oraz Czechy. Najniższa (i ujemna) wartość współczynnika korelacji wstrząsów podaźowych z Polską charakteryzuje Słowację oraz Cypr. Korelacja wstrząsów podaźowych nie ma tak zasadniczego znaczenia dla optymalności danego obszaru walutowego, jak ma to miejsce w przypadku szoków popytowych.

Synchronizacja wstrząsów popytowych w Polsce z krajami UE wykazuje dużo większą dyspersję niż ma to miejsce w przypadku wstrząsów podaźowych. Polska charakteryzuje się najwyższą synchronizacją tych wstrząsów z Czechami – wartość współczynnika korelacji dla tych dwóch krajów wynosi prawie 0,5, co świadczy o bardzo wysokiej współzmienności. Do krajów cechujących się wysoką synchronizacją wstrząsów popytowych z Polską należą także: Dania, Węgry, Łotwa, Słowacja, Szwecja, Finlandia, Belgia i Cypr. Wynika stąd, że Belgia jest jedynym krajem rdzenia strefy euro, z którym Polska mogłaby tworzyć sprawnie funkcjonującą unię walutową.

Większość krajów strefy euro (w szczególności rdzenia) charakteryzuje dość niski stopień współzmienności wstrząsów popytowych z Polską. Najniższą (i ujemną) współzmiennność wstrząsów popytowych z Polską wykazują Słowenia, Estonia, Portugalia, Włochy, Luksemburg i Hiszpania – zatem kraje zarówno rdzenia, jak i peryferii strefy euro. Uzyskane wyniki wskazują, że w okresie między II kwartałem 1996 r. a I kwartałem 2013 r. najlepszym kandydatem na zawiązanie unii walutowej z Polską były Czechy.

Prowadzone do tej pory rozważania miały charakter statyczny – próbowano rozstrzygnąć, jaki był stopień współzmienności wstrząsów podaźowych i popytowych w całym badanym okresie. W następnym kroku dokonano analizy zmienno-

Tabela 3

Współczynniki korelacji wstrząsów podażowych i popytowych w Polsce i w krajach UE

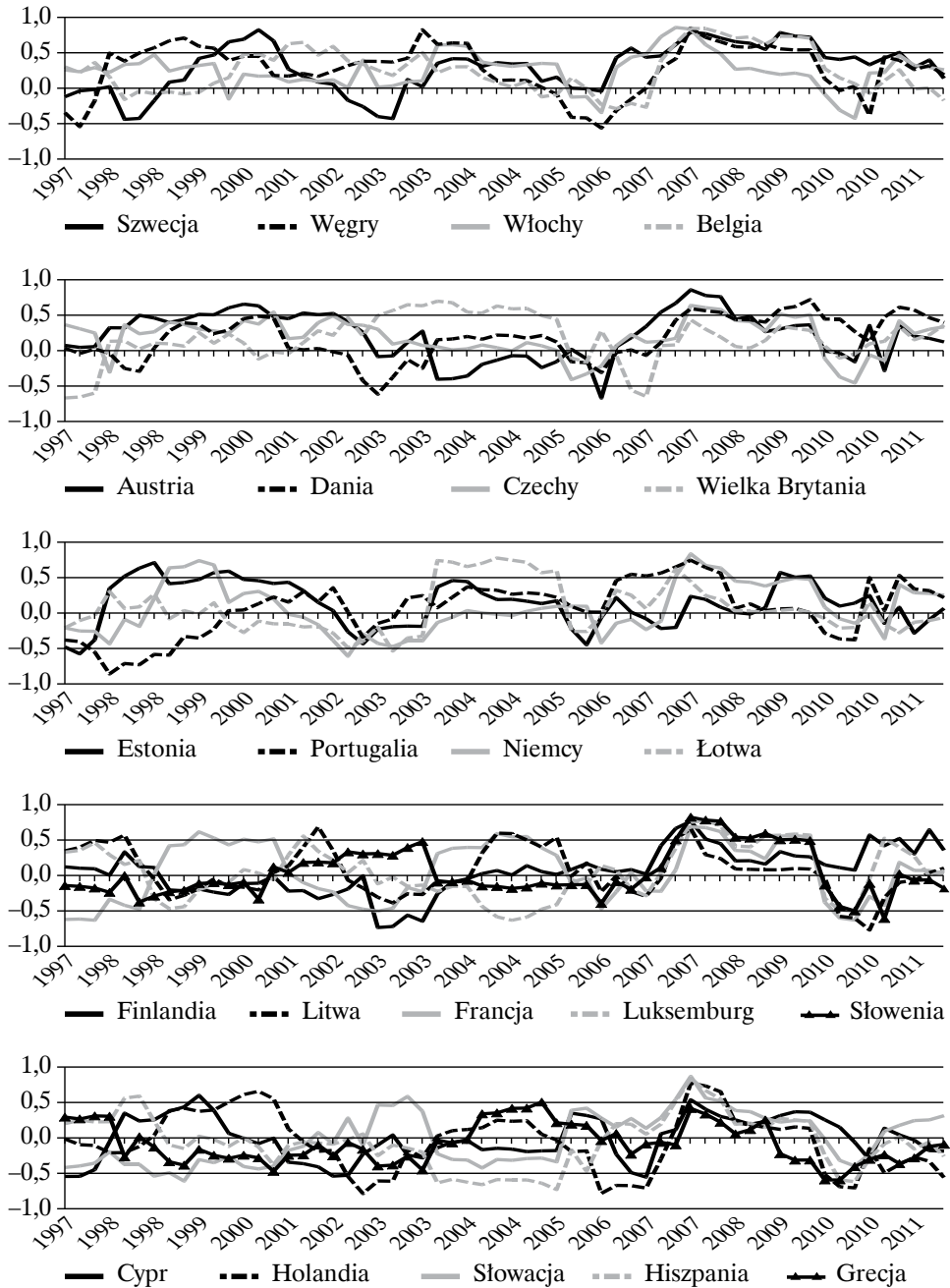
Wstrząsy podażowe		Wstrząsy popytowe	
Kraj	Współczynnik korelacji	Kraj	Współczynnik korelacji
Belgia	0,319	Czechy	0,494
Włochy	0,256	Dania	0,330
Austria	0,253	Węgry	0,264
Czechy	0,244	Łotwa	0,258
Szwecja	0,193	Słowacja	0,255
Dania	0,188	Szwecja	0,251
Węgry	0,186	Finlandia	0,249
UK	0,142	Belgia	0,238
Luksemburg	0,135	Cypr	0,237
Litwa	0,122	Litwa	0,194
Niemcy	0,108	Grecja	0,149
Holandia	0,107	Niemcy	0,134
Finlandia	0,102	Francja	0,127
Słowenia	0,098	Holandia	0,061
Francja	0,096	Austria	0,040
Estonia	0,084	UK	0,001
Portugalia	0,050	Hiszpania	-0,007
Hiszpania	0,038	Luksemburg	-0,029
Łotwa	0,016	Włochy	-0,070
Grecja	0,008	Portugalia	-0,088
Cypr	-0,043	Estonia	-0,100
Słowacja	-0,060	Słowenia	-0,113

Źródło: opracowanie własne.

ści synchronizacji zdefiniowanych wstrząsów w podziale na podokresy. W tym celu wykorzystano dziewięcioelementowy współczynnik korelacji wstrząsów między Polską a danym krajem UE¹³. Każdy punkt na osi odciętych odpowiada środkowi

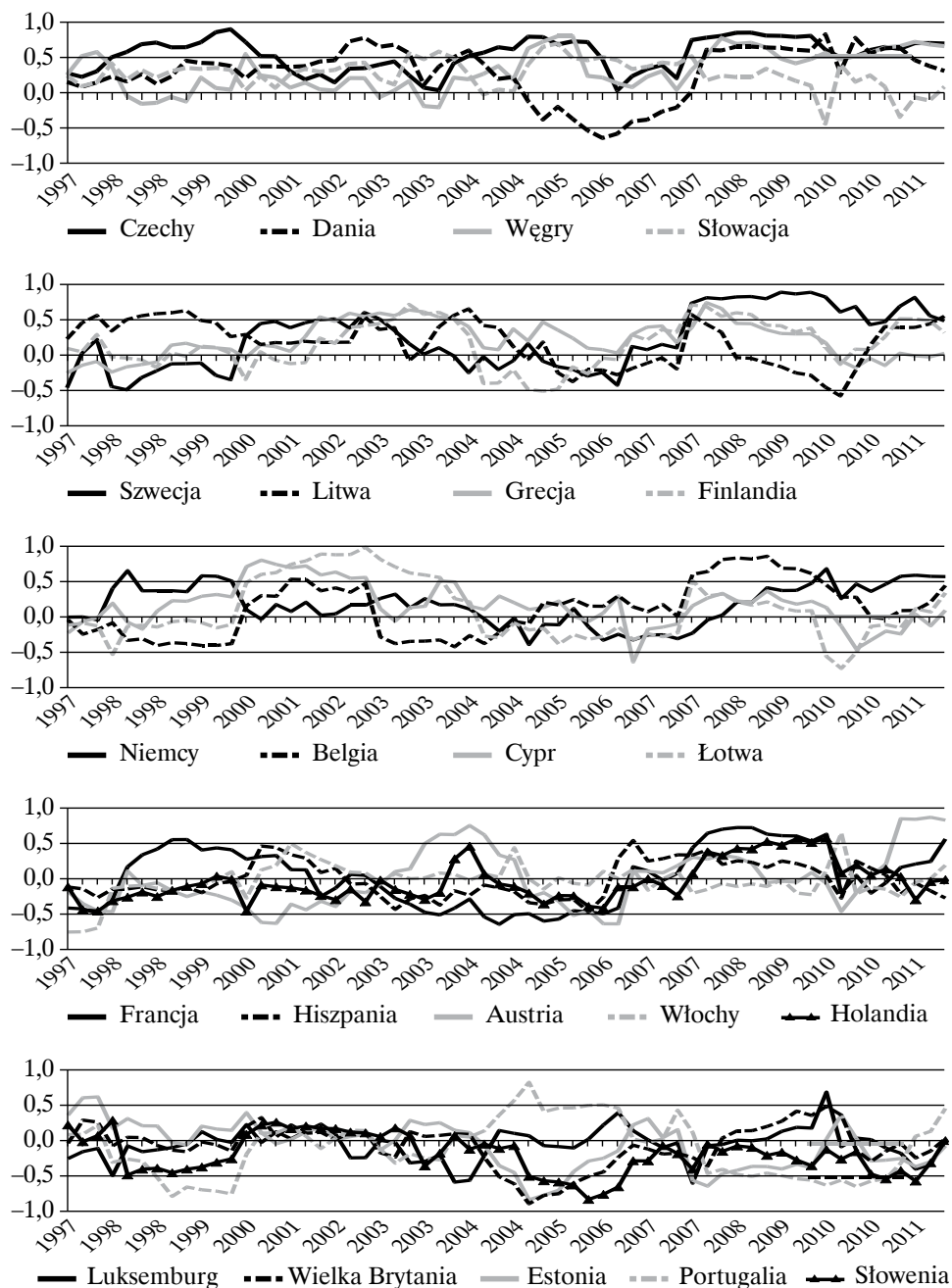
¹³ Analogiczne wyniki zostały uzyskane z wykorzystaniem ruchomego okna o długości 11 oraz 13 kwartałów.

Rysunek 3
Kraczące współczynniki korelacji wstrząsów podażyowych
między krajami UE i Polską



Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 4
Kroczące współczynniki korelacji wstrząsów popytowych
między krajami UE i Polską



Źródło: opracowanie własne.

odcinka czasu o długości dziewięciu kwartałów (por. rys. 3 i 4), któremu przypisano wartość współczynnika korelacji wstrząsów za ten okres¹⁴.

Zarówno w przypadku wstrząsów podaźowych, jak i popytowych kraje zostały przydzielone do jednej z pięciu grup, a decydującym kryterium była średnia wartość dziesięcioelementowego współczynnika korelacji za cały okres. Przed interpretacją wyników konieczne jest uwzględnienie pewnej uwagi technicznej: w sytuacji, gdy synchronizacja jest dość niska dla jednej części okresu, a bardzo wysoka dla drugiej części, ruchoma średnia będzie przyjmować niską wartość. Stąd biorą się silne spadki współzmienności wstrząsów przed okresami wysokiej synchronizacji.

W całym badanym okresie najwyższą wartość współczynnika korelacji wstrząsów podaźowych z Polską charakteryzowała: Szwecję, Włochy, Węgry, Belgię, Austrie, Czechy i Danię. Potwierdza to wnioski uzyskane na podstawie analizy statycznej. Największy stopień synchronizacji przypada na okres od III kwartału 2007 r. do I kwartału 2010 r. Świadczy to o tym, że kryzys finansowy w podobny sposób wpłynął na czynniki realne w badanych krajach. Przebieg zmian kroczącego współczynnika korelacji dla wstrząsów podaźowych nie pozwala na ustalenie jednoznacznych, powtarzających się tendencji dla reszty badanego okresu. Wartość współczynnika korelacji nie podlegała istotnym trendom, stąd niemożliwe wydaje się jednoznaczne określenie, jak współzmiennność wstrząsów podaźowych będzie kształtować się w przyszłości.

Krajami charakteryzującymi się najwyższym stopniem współzmienności wstrząsów popytowych z Polską w całym badanym okresie były: Czechy, Dania, Węgry oraz Słowacja. Jednak przyjrzenie się zmienności korelacji w czasie pozwala na wysunięcie kilku dodatkowych wniosków. Po pierwsze, okres najwyższej synchronizacji wstrząsów popytowych, podobnie jak wstrząsów podaźowych, przypada pomiędzy III kwartałem 2007 r. a I kwartałem 2010 r. Wniosek ten nie jest zaskakujący. Mimo że kraje UE zostały dotknięte przez światowy kryzys gospodarczy w różnym stopniu, to ogólna tendencja spadku lub spowolnienia tempa wzrostu realnego PKB była obserwowana we wszystkich państwach. Pozwala to sądzić, że w trakcie globalnych kryzysów współzmiennność wstrząsów popytowych wzrasta. Co za tym idzie, prowadzenie skutecznej jednolitej polityki pieniężnej jest zadaniem możliwym do wykonania. Jednak po 2010 r. synchronizacja omawianych wstrząsów wyraźnie spadła, co można wyjaśnić tym, że po pierwszej fali kryzysu poszczególne kraje UE wychodziły z niego w różnym tempie. Po drugie, wartość współczynnika korelacji wzrosła w okresie przedakcesyjnym i akcesyjnym, by obniżyć się w kolejnych latach. W pozostałej części badanego okresu trudno doszukać się trwalszych prawidłowości, a współzmiennność wstrząsów popytowych nie podlegała żadnym znaczącym trendom.

¹⁴ Na przykład wartość współczynnika korelacji dla I kwartału 1997 r. obejmuje okres od II kwartału 1996 r. do II kwartału 1998 r.

3.2. Natężenie wstrząsów

Poza oceną współzmienności wstrząsów gospodarczych pomiędzy Polską a innymi krajami UE, wykorzystane podejście badawcze pozwala także na ustalenie siły, z jaką występują one w poszczególnych gospodarkach. Na pierwszy plan wysuwa się konieczność oszacowania względnej siły wstrząsów, ponieważ im większe różnice tej miary będą występować pomiędzy krajami, tym bardziej państwa te będą odbiegać od kryteriów optymalnego obszaru walutowego. Utrzymanie sztywnych kursów walutowych pomiędzy krajami może okazać się trudniejsze. Znacznie większe będą również korzyści z utrzymywania niezależnej polityki makroekonomicznej.

Jako podstawowy wskaźnik siły wstrząsów przyjęto rozstęp, miarę zmienności definiowaną jako różnicę pomiędzy najsilniejszym dodatnim i najsilniejszym ujemnym wstrząsem, jaki każda z gospodarek doświadczyła w badanym okresie¹⁵. W tabeli 2 kraje uszeregowano według malejącej siły wstrząsów. Na tej podstawie można wyciągnąć wniosek, że Polska znajduje się w grupie krajów doświadczających stosunkowo silnych zaburzeń. W przypadku wstrząsów podażowych wartości wyższe niż dla Polski odnotowano jedynie dla 6 krajów, m.in. Słowacji, Finlandii i Cypru. Warto zwrócić jednak uwagę, że siła wstrząsów podażowych w Polsce była bardzo zbliżona do analogicznej wielkości dla gospodarki niemieckiej. Rozstęp pomiędzy najsłabszym a najsilniejszym wstrząsem podażowym na Litwie był o 31,8% większy niż w Polsce, podczas gdy w Austrii był o 28,3% niższy.

Biorąc pod uwagę wstrząsy popytowe, można wyróżnić dwie szerokie grupy państw UE: charakteryzujące się względnie niewielką i zbliżoną wielkością tych zakłóceń (m.in. Niemcy, Francja, Wielka Brytania) oraz cechujące się ich dużymi wahaniami (m.in. Cypr, Grecja, Hiszpania). Gospodarce polskiej bliżej do drugiej z tych grup: tylko 7 krajów UE odczuwało silniejsze od Polski wstrząsy popytowe. Zaskakującym wynikiem jest niewielki rozstęp wstrząsów popytowych w Portugalii, który był aż o 25,9% niższy od wartości opisującej gospodarkę polską.

W kolejnym kroku analizy połączono oceny względnej siły oraz korelacji wstrząsów gospodarczych w krajach UE. Na osi odciętych rysunku 5 oznaczono korelację wstrząsów podażowych i popytowych danego kraju z Polską w latach 1995–2013, na osi rzędnych – względne natężenie wstrząsów w porównaniu z gospodarką polską. W przypadku wstrząsów podażowych trudno mówić o wyraźnie zarysowanej tendencji rozkładu punktów reprezentujących kraje UE względem Polski. Dwuwymiarowa analiza wstrząsów popytowych wydaje się jednak częściowo potwierdzać, że wyższy współczynnik korelacji tych wstrząsów pomiędzy Polską a innymi gospodarkami UE idzie w parze z ich zbliżonym natężeniem.

Zestawienie to umożliwia także ocenę podobieństwa wstrząsów gospodarczych w formie odległości euklidesowej pomiędzy punktem reprezentującym gospodarkę polską (PL) a innymi gospodarkami europejskimi. Dla wstrząsów podażowych

¹⁵ Obliczono także wartości rozstępu kwartylowego, różnicy pomiędzy wartością trzeciego i pierwszego kwartyla wartości wstrząsów. Zastosowanie tej miary nie wpłynęło jednak na podstawowe wnioski badania.

Tabela 4
Siła wstrząsów podaźowych i popytowych w krajach UE

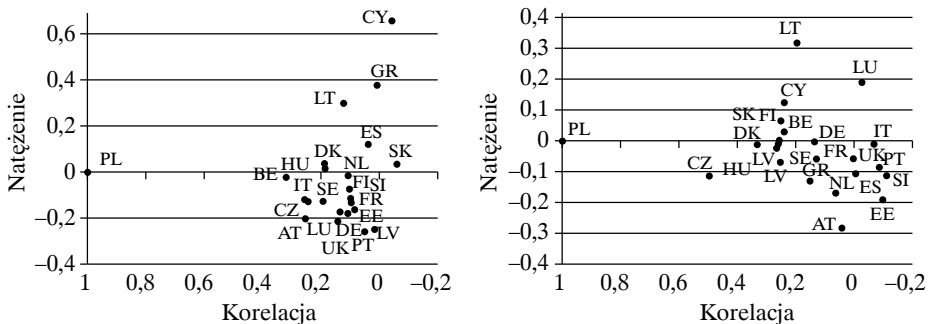
Wstrząsy podaźowe			Wstrząsy popytowe		
Kraj	Max – Min	Różnica ^a	Kraj	Max – Min	Różnica ^a
Litwa	7,453	31,80%	Cypr	9,042	65,73%
Luksemburg	6,728	18,98%	Grecja	7,515	37,75%
Cypr	6,358	12,43%	Litwa	7,087	29,90%
Finlandia	6,022	6,50%	Hiszpania	6,114	12,07%
Belgia	5,821	2,95%	Dania	5,658	3,70%
Słowacja	5,666	0,19%	Słowacja	5,643	3,44%
Polska	5,655	–	Węgry	5,538	1,51%
Niemcy	5,638	–0,29%	Polska	5,456	–
Łotwa	5,601	–0,94%	Holandia	5,371	–1,55%
Włochy	5,595	–1,05%	Belgia	5,332	–2,26%
Dania	5,587	–1,20%	Finlandia	5,051	–7,41%
Węgry	5,521	–2,37%	Słowenia	4,831	–11,45%
Wielka Brytania	5,327	–5,78%	Włochy	4,804	–11,95%
Francja	5,323	–5,86%	Szwecja	4,762	–12,71%
Szwecja	5,262	–6,94%	Czechy	4,755	–12,85%
Portugalia	5,169	–8,58%	Francja	4,729	–13,32%
Hiszpania	5,052	–10,66%	Estonia	4,564	–16,34%
Słowenia	5,016	–11,29%	Luksemburg	4,511	–17,32%
Czechy	5,011	–11,38%	Niemcy	4,475	–17,97%
Grecja	4,918	–13,03%	Austria	4,349	–20,29%
Holandia	4,697	–16,94%	Wielka Brytania	4,290	–21,36%
Estonia	4,574	–19,10%	Łotwa	4,096	–24,92%
Austria	4,055	–28,29%	Portugalia	4,042	–25,91%

^a Różnica w stosunku do Polski.

Źródło: opracowanie własne.

Rysunek 5

**Względna siła i korelacje wstrząsów podaźowych (lewy panel)
i popytowych (prawy panel) w krajach UE w odniesieniu do gospodarki polskiej**



Źródło: opracowanie własne.

krajami najbardziej zbliżonymi do Polski są: Belgia, Czechy, Włochy oraz Węgry, a do najbardziej odległych należą Cypr, Grecja i Słowacja. Rozpatrując wstrząsy popytowe, wśród gospodarek podobnych do polskiej można wymienić: Czechy, Danię, Węgry oraz Łotwę, podczas gdy największe różnice odnotowano dla Estonii, Słowenii, Portugalii i Włoch.

3.3. Dostosowania w reakcji na wstrząsy gospodarcze

Przyjęta metoda badawcza pozwala także na dynamiczną analizę dostosowań gospodarek: model teoretyczny przewiduje bowiem kierunek zmian głównych zmiennych makroekonomicznych po wystąpieniu każdego ze wstrząsów. Tempo dostosowań zależy od cech strukturalnych poszczególnych gospodarek, decydujących o skali reakcji na każdy z dwóch zidentyfikowanych wstrząsów. Wśród najważniejszych z nich należy wymienić: elastyczność rynków czynników produkcji, stopień otwartości gospodarki czy przyjęty reżim kursowy. Różnicom w dostosowaniach odpowiada odmienny kształt funkcji reakcji¹⁶.

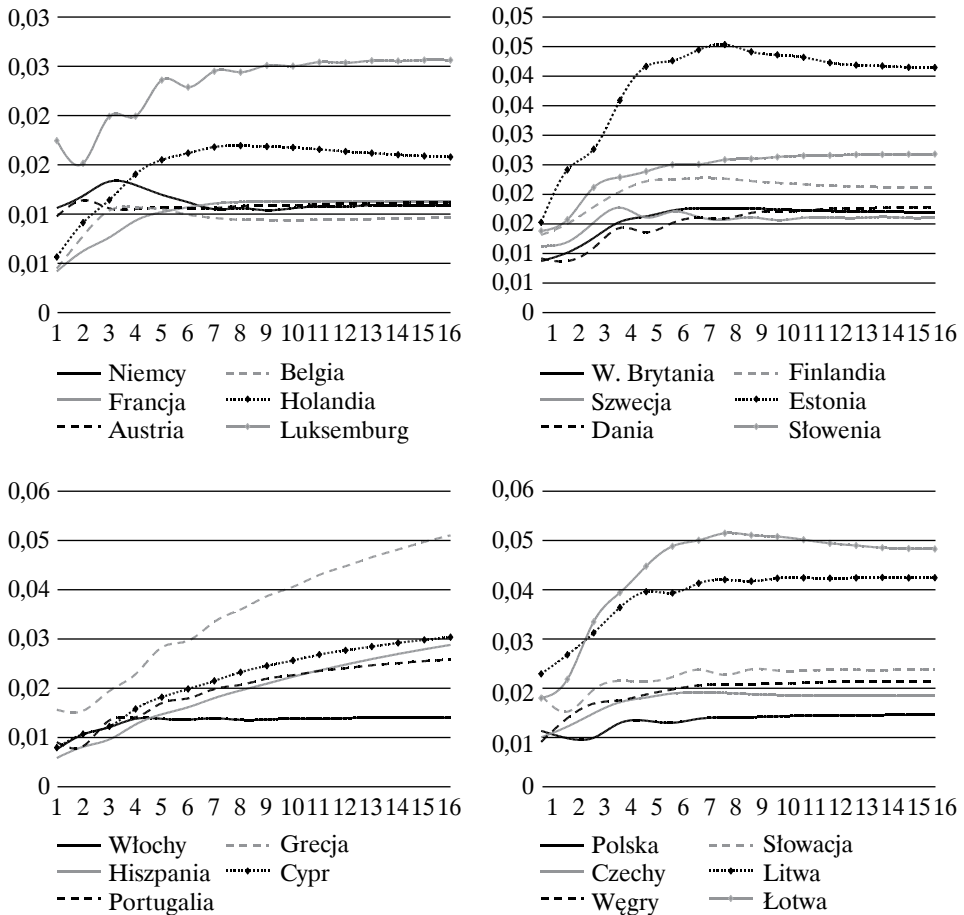
Analiza funkcji reakcji PKB gospodarek europejskich na wstrząsy podażowe potwierdza płynący z modelu teoretycznego wniosek o trwałym wpływie zaburzeń podażowych na produkcję. Wystąpienie dodatniego wstrząsu podażowego powoduje permanentny wzrost PKB we wszystkich krajach UE (rys. 6). Po 16 kwartałach od wystąpienia wstrząsu niemal we wszystkich gospodarkach jego wpływ na PKB ulegał stabilizacji (wyjątek stanowi Grecja, w której oddziaływanie to ulega stabilizacji w 20. kwartale).

Pomimo ogólnego podobieństwa reakcji dostosowań gospodarki krajów UE reagują na wstrząsy podażowe z różną szybkością. Jako jej prostą miarę można przyjąć procentowe odchylenie wartości funkcji reakcji w 8. kwartale po wystąpieniu wstrząsu od jej wartości w 16. kwartale. Miara ta osiąga najwyższe wartości dla gospodarek krajów peryferyjnych: Hiszpanii (32,2%), Grecji (29,5%) i Portugalii (19,9%), co oznacza, że cechują się one najwolniejszymi dostosowaniami w reakcji na wstrząsy podażowe. Jednocześnie dla takich gospodarek, jak Niemcy, Francja czy Belgia, wskaźnik ten nie przekracza 2,5%. Na tym tle Polska (3,4%) cechuje się relatywnie dużą szybkością dostosowań. Wartość ta jest bardzo zbliżona do wielkości odpowiadających gospodarkom Czech, Słowenii i Słowacji.

Zgodnie z przyjętym wcześniej schematem identyfikacyjnym spodziewanym efektem reakcji PKB na pozytywny wstrząs popytowy jest jedynie jego przejściowe zwiększenie, po którym następuje stopniowy powrót do poprzedniej ścieżki wzrostu (rys. 7). W niemal wszystkich przypadkach całkowite dostosowanie następuje wcześniej niż po 16 kwartałach po wystąpieniu zaburzenia. Dostrzec można jednak znacznie większe zróżnicowanie kształtu funkcji reakcji niż w przypadku wstrząsów podażowych. Prawdopodobną przyczyną jest ich większa idiosynkra-

¹⁶ Ze względu na ograniczenia związane z objętością artykułu, dokonując prezentacji wyników analizy, skupiono się wyłącznie na funkcjach reakcji PKB na zidentyfikowane wstrząsy.

Rysunek 6
Funkcje reakcji PKB na strukturalne wstrząsy podaźowe
w gospodarkach europejskich



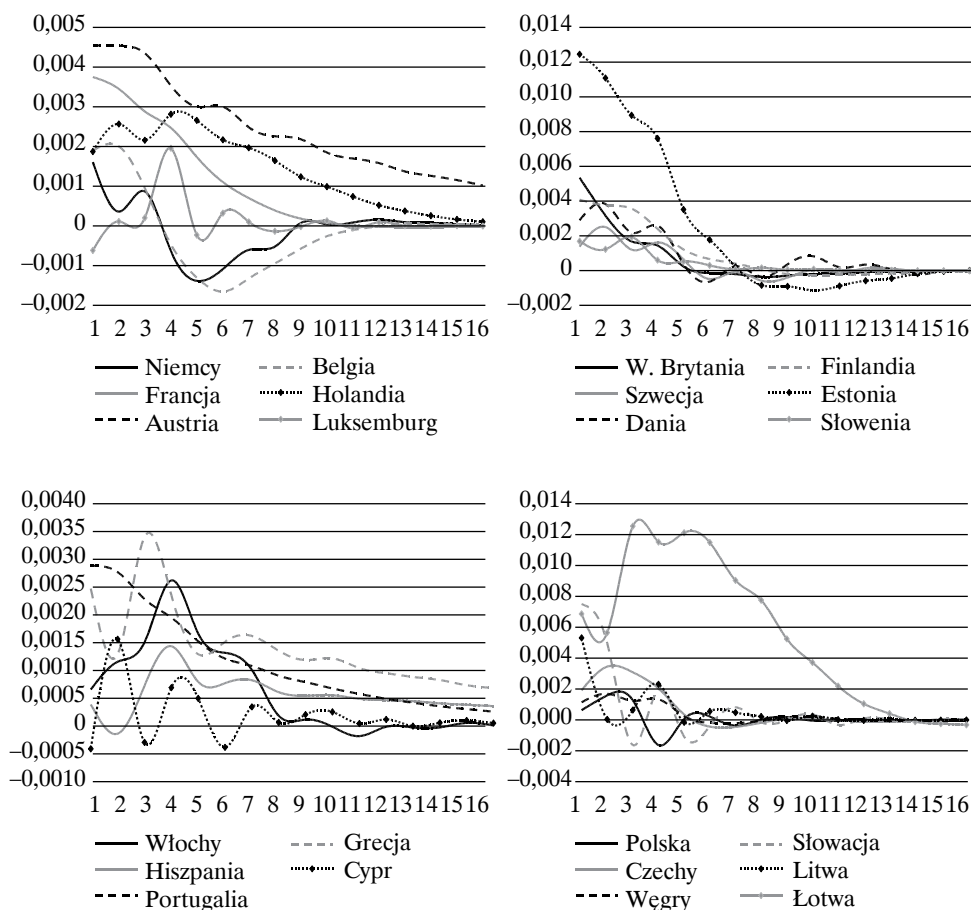
Źródło: opracowanie własne.

tyczność, w tym zależność od cech strukturalnych danej gospodarki¹⁷. W kilku przypadkach wstrząsy wygasają w sposób oscylacyjny: po początkowym wzroście PKB wywołanym dodatnim wstrząsem popytowym następuje jego przejściowy spadek, a następnie powrót do stanu stacjonarnego (m.in. Niemcy, Polska, Cypr).

Wykorzystując miarę szybkości dostosowań w reakcji na wstrząsy analogiczną do tej zastosowanej przy wstrząsach podaźowych, należy stwierdzić, że efekty wstrząsów popytowych wygasają zasadniczo szybciej niż efekty wstrząsów podaźowych. Po upływie 8 kwartałów od wystąpienia wstrząsu jedynie w kilku przypadkach wartość

¹⁷ Znajduje to potwierdzenie w przeprowadzonej wcześniej analizie współzmienności wstrząsów popytowych.

Rysunek 7
Funkcje reakcji PKB na strukturalne wstrząsy popytowe
w gospodarkach europejskich



Źródło: opracowanie własne.

funkcji reakcji była istotnie wyższa od osiąganą po 16 kwartałach. Do krajów tych należą: Łotwa, Austria, Holandia, Grecja i Portugalia. Gospodarka polska, obok takich gospodarek jak czeska, słowacka, słoweńska i węgierska, charakteryzuje się jednym z najbardziej elastycznych dostosowań w reakcji na wstrząsy popytowe.

Wnioski

Celem artykułu była ocena współzmienności i natężenia wstrząsów podażyowych i popytowych występujących w Polsce i krajach UE, a także określenie charakteru procesów dostosowawczych w tych gospodarkach. Badanie przeprowadzone

z użyciem modelu SVAR doprowadziło do licznych wniosków, wśród których najważniejsze podsumowano poniżej. Analiza współzmienności ujawniła zdecydowanie silniejszą korelację wstrząsów podaźowych niż popytowych dla wszystkich par krajów. W przypadku wstrząsów popytowych gospodarka polska cechuje się zaskakująco wysoką współzmiennością z krajami rdzenia UGW, wyższą nawet niż w przypadku relacji rdzeń-peryferia. Oznacza to, że przystosowana do krajów rdzenia polityka pieniężna EBC mogłaby się okazać bardziej efektywna dla Polski niż takich krajów jak Słowenia, Portugalia czy Hiszpania. W układzie par krajów najwyższa współzmiennność wstrząsów podaźowych z gospodarką Polski charakteryzuje Belgię, Włochy, Austrię oraz Czechy. W odniesieniu do wstrząsów popytowych krajami najbardziej zbliżonymi do Polski okazały się Czechy ($r \approx 5$), Dania, Węgry i Łotwa. Jednocześnie analiza przeprowadzona w ujęciu dynamicznym nie wykazała istotnych tendencji wzrostu lub spadku stopnia współzmienności wstrząsów podaźowych i popytowych w badanym okresie. W przypadku każdej pary Polska-kraj UE poziom synchronizacji znacząco wzrastał w okresie kryzysu (od III kw. 2007 r. do I kw. 2010 r.), co oznacza, że model poprawnie opisuje rzeczywistość gospodarczą. Można zatem wnioskować, że w przypadku globalnych załamań koniunktury jednolita antykryzysowa polityka pieniężna powinna spełniać swoje zadanie.

Ocena względnego natężenia wstrząsów gospodarczych w Polsce i krajach UE pozwala stwierdzić, że Polska znajduje się w grupie krajów doświadczających silnych zaburzeń, zarówno podaźowych, jak i popytowych, przy czym siła wstrząsów podaźowych w Polsce była zbliżona do analogicznej wielkości dla Niemiec. Amplituda wstrząsów popytowych w Polsce znacznie odróżnia ją od państw rdzenia UGW i plasuje wśród takich krajów jak Cypr, Grecja czy Hiszpania. Łączna analiza współzmienności i siły wstrząsów prowadzi do wniosku, że kraje o wysokiej korelacji zakłóceń popytowych z Polską wykazują także przeciętnie mniejsze różnice w ich natężeniu względem Polski. Przebieg funkcji reakcji PKB po wystąpieniu wstrząsów podaźowych wskazuje, że ich efekty w gospodarce polskiej, podobnie jak w niemal wszystkich gospodarkach UE, mają charakter trwały i stabilizują się po około 8 kwartałach. Funkcje reakcji na wstrząsy popytowe cechują się znacznie większym zróżnicowaniem, zarówno pod kątem przebiegu, jak i szybkości procesów dostosowawczych. Potwierdza to, a nawet wzmacnia wnioski o ogólnej asymetryczności wstrząsów popytowych w krajach UE. W przypadku obu wstrząsów Polskę (podobnie jak np. Czechy, Słowację i Słowenię) cechowała szybkość dostosowań zdecydowanie przewyższająca jej wartości dla większości krajów. Tym samym wszystkie kroki analizy wskazują na Czechy jako najlepszego kandydata do zawiązania unii walutowej z Polską.

Pomimo że otrzymane wyniki należy uznać za satysfakcjonujące, to autorzy są świadomi ograniczeń zastosowanego podejścia badawczego, obejmującego jedynie niewielki wycinek rozbudowanej teorii OOW. Do najważniejszych z nich należy zaliczyć identyfikację jedynie dwóch rodzajów wstrząsów gospodarczych, a także brak uwzględnienia wpływu polityki gospodarczej na przebieg cykli koniunkturalnych w krajach UE. Wśród kierunków przyszłych badań w tym obszarze

można wskazać: identyfikację szerszej gamy wstrząsów, porównanie z wynikami bezpośredniej analizy cyklu koniunkturalnego, badanie kointegracji i przyczynowości pomiędzy wstrząsami, a także ocenę ich determinant.

Tekst wpłynął: 9 stycznia 2014 r.

(wersja poprawiona: 12 września 2014 r.)

Bibliografia

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K., *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek*, IRG SGH, Warszawa 2008.
- Arfa N.B., *Analysis of Shocks Affecting Europe: EMU and some Central and Eastern Accessing Countries*, „Panoeconomicus” 2009, nr 1.
- Artis M., Marcellino M., Proietti T., *Characterizing the Business Cycles for Accession Countries*, „CEPR Discussion Papers” 2004, nr 4457.
- Babetski J., *EU Enlargement and Endogeneity of OCA Criteria: Evidence from the CEECs*, „Czech National Bank Research Department Working Papers” 2004, nr 2.
- Barro R.J., Gordon D.B., *Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy*, „Journal of Monetary Economics” 1983, nr 12.
- Baxter M., Kouparitsas M., *Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis*, „Journal of Monetary Economics” 2005, nr 52(1).
- Bayoumi T., Eichengreen B., *Ever Closer to Heaven? An Optimum-currency-area Index for European Countries*, „European Economic Review” 1997, nr 41(3–5).
- Bayoumi T., Eichengreen B., *Shocking Aspects of European Monetary Integration*, w: *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, red. F. Torres, F. Giavazzi, Cambridge University Press, Cambridge 1993.
- Beck K., *Akcesja Polski do strefy euro w świetle teorii optymalnych obszarów walutowych – weryfikacja empiryczna*, w: *Kontrowersje wokół akcesji Polski do Unii Gospodarczej i Walutowej*, red. S. Lis, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2011.
- Beck K., Moźdżeń M., *Instytucjonalne przyczyny kryzysu w Stanach Zjednoczonych*, w: *Wyzwania polityki ekonomicznej w warunkach światowego kryzysu finansowego i gospodarczego*, red. A. Prusek, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2011.
- Benigno P., *New-Keynesian Economics: an AS-AD View*, „NBER Working Papers” 2009, nr 14824.
- Blanchard O., *Makroekonomia*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa 2011.
- Blanchard O., Quah D., *The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances*, „The American Economic Review” 1989, nr 79(4).
- Bordo M., Helbling T., *International Business Cycle Synchronization In Historical Perspective*, „NBER Working Papers” 2011, nr 16103.
- Borowski J., *Podatność Polski na szoki asymetryczne a akcesja do Unii Gospodarczej i Walutowej*, „Bank i Kredyt” 2001, nr 33(11–12).
- Böwer U., Guillemineau C., *Determinants of Business Cycles Synchronization Across Euro Area Countries*, „ECB Working Papers” 2006, nr 587.

- Bräuninger D., Majowski C., *Labor Mobility in the Euro Area*, „Deutsche Bank EU Monitor” 2011, nr 85.
- Broyer S., Caffet J.C., Martin V.D., *Low Labor Mobility in More than Ever an Obstacle to Euro-zone Cohesion*, „Flash Economics Economic Research” 2011, nr 24.
- Bruzda J., *Business Cycle Synchronization According to Wavelets – the case of Poland and the Euro Zone Member Countries*, „Bank i Kredyt” 2011, nr 42(3).
- Calvo G., *Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework*, „Journal of Monetary Economics” 1983, nr 12(3).
- de Grauwe P., Mongelli F.P., *Endogeneities of Optimum Currency Areas. What Brings Countries Sharing a Single Currency Closer Together?*, „ECB Working Paper” 2005, nr 468.
- Dees S., Zorell N., *Business Cycle Synchronization: Disentangling Trade and Financial Linkages*, „ECB Working Paper Series” 2011, nr 1322.
- Dumitru I., Dumitru I., *Similarity of Supply and Demand Shocks between the New Member States and the Euro Zone. The Case of Romania*, „Romanian Journal of Economic Forecasting” 2011, nr 1(1).
- Eichengreen B., *Is Europe an Optimum Currency Area?*, „NBER Working Papers” 1991, nr 3579.
- Frankel J., Rose A., *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*, „NBER Working Papers” 1996, nr 5700.
- Frankel M., Nickel C., *How Symmetric are the Shocks and Shock Adjustment Dynamics between the Euro Area and Central and Eastern Europe?*, „IMF Working Papers” 2002, nr 222.
- Friedman M., *The Case for Flexible Exchange Rates*, w: *Idem, Essays in Positive Economics*, The University of Chicago Press, Chicago 1953.
- Hallwood C.P., MacDonald R., *International Money and Finance*, Blackwell Publishing, Oxford 2000.
- Heinz F., Rusinova D., *How Flexible are Real Wages in EU Countries? A Panel Investigation*, „EBC Working Papers” 2011, nr 1360.
- Horvath R., Komarek L., *Optimum Currency Area Theory: an Approach for Thinking about Monetary Integration*, „Warwick Economic Research Papers” 2002, nr 647.
- Imbs J., *Trade, Finance, Specialization, and Synchronization*, „Review of Economics and Statistics” 2004, nr 86(3).
- Imbs J., Wacziarg R., *Stages of Diversification*, „American Economic Review” 2003, nr 93(1).
- Kenen P., *The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View*, w: *Monetary Problems in the International Economy*, red. R. Mundell, A. Swoboda, University of Chicago Press, Chicago 1969.
- Koren M., Tenreiro S., *Volatility and Development*, „Quarterly Journal of Economics” 2007, nr 122(1).
- Krugman P., *Lessons of Massachusetts for EMU*, w: *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, red. F. Torres, F. Giavazzi, Cambridge University Press, Cambridge 1993.
- Kwiatkowski D., Phillips P., Schmidt P., Shin Y., *Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root*, „Journal of Econometrics” 1992, nr 54(1–3).
- Leamer E., Leonard H., *Reporting the Fragility of Regression Estimates*, „The Review of Economics and Statistics” 1981, nr 65(2).
- Lee G., Azali M., *The Endogeneity of The Optimum Currency Area Criteria in East Asia*, „Monasch Discussion Papers” 2009, nr 15.

- Lehwald S., *Has the Euro Changed Business Cycle Synchronization? Evidence from the Core and the Periphery*, „IFO Working Papers” 2012, nr 122.
- Lippi M., Reichlin L., *The Dynamic Effects of Aggregate Supply and Demand Disturbances: Comment*, „American Economic Review” 1993, nr 83(3).
- Matkowski Z., Próchniak M., *Zbieżność rozwoju gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i w stosunku do Unii Europejskiej*, „Ekonomista” 2005, nr 3.
- Matkowski Z., Próchniak M., *Zbieżność poziomów dochodu i wahań cyklicznych w krajach Europy Środkowej i Wschodniej w stosunku do Unii Europejskiej*, w: *Wzrost gospodarczy w krajach transformacji: konwergencja czy dywergencja?*, red. R. Rapacki, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2009a.
- Matkowski Z., Próchniak M., *Zbieżność rozwoju gospodarczego Polski i innych krajów Europy Środkowowschodniej w stosunku do Unii Europejskiej*, „Zarządzanie Ryzykiem” 2009b, nr 30.
- McKinnon R., *Optimum Currency Areas*, „American Economic Review” 1963, nr 53(1).
- McKinnon R., *Optimum Currency Areas and European Experience*, Stanford University Press, Stanford 2001.
- Meade J., *The Balance-of-Payments Problems of a European Free-Trade Area*, „The Economic Journal” 1957, nr 67(267).
- Mongelli F.P., „New” Views on the Optimum Currency Area Theory: What is EMU Telling Us?, „European Central Bank Working Papers” 2002, nr 138.
- Mundell R., *A Theory of Optimum Currency Areas*, „American Economic Review” 1961, nr 51(1).
- Mundell R., *Uncommon Arguments for Common Currencies*, w: Johnson H.G., Swoboda A.K., *The Economics of Common Currencies*, Allen and Unwin, London 1973a.
- Mundell R., *A Plan for a European Currency*, w: Johnson H.G., Swoboda A.K., *The Economics of Common Currencies*, Allen and Unwin, London 1973b.
- Nées S., Zorell N. (2011), *Business Cycles Synchronization. Disentangling Trade and Financial Linkages*, „EBC Working Paper”, nr 1322.
- One Market, One Money. An Evaluation of the Potential Benefits and Costs of Forming an Economic and Monetary Union*, „European Economy” 1990, nr 44.
- Osiatyński J., *Warunki gotowości Polski do wejścia do strefy euro*, „Ekonomista” 2011, nr 5.
- Parteka A., *Employment Specialisation in the Enlarged European Union*, „Ekonomia” 2009, nr 24.
- Sachs J., Sala-I-Martin X., *Fiscal Federalism and Optimum Currency Areas: Evidence for Europe from the United States*, „NBER Working Paper” 1991, nr 3855.
- Said E., Dickey D., *Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order*, „Biometrika” 1984, nr 71(3).
- Sala-I-Martin X., *I Just Ran Two Million Regressions*, „American Economic Review Papers and Proceedings” 1997, nr 27(2).
- Samuelson P.A., Nordhaus W.D., *Ekonomia*, Rebis Dom Wydawniczy, Warszawa 2012.
- Scitovsky T., *Economic Theory and Western European Integration*, Stanford University Press, Stanford 1958.
- Siedschlag I., *Patterns and Determinants of Business Cycles Synchronization in Enlarged European and Monetary Union*, „Eastern Journal of European Studies” 2010, nr 1(1).
- Silvestre J., Mendonça A., Passos J., *The Shrinking Endogeneity of Optimum Currency Areas Criteria: Evidence from the European Monetary Union – A Beta Regression Approach*, „ISEG Working Paper” 2007, nr 022.

- Stefański R., *Synchronizacja cyklu koniunkturalnego a realna konwergencja Polski ze strefą euro*, „Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny” 2008, zeszyt 4.
- Tavlas G., *The ‘New’ Theory of Optimum Currency Areas*, „The World Economy” 1993, nr 16(6).
- Taylor M.P., *Estimating Structural Macroeconomic Shocks through Long-run Recursive Restrictions on Vector Autoregressive Models: the Problem of Identification*, „International Journal of Finance and Economics” 2004, nr 4.

PODOBIEŃSTWO WSTRZĄSÓW PODAŻOWYCH I POPYTOWYCH W POLSCE I INNYCH KRAJACH UNII EUROPEJSKIEJ

Streszczenie

Celem artykułu jest ocena współzmienności i natężenia wstrząsów podaźowych i popytowych występujących w Polsce i innych krajach Unii Europejskiej (UE), a także określenie charakteru towarzyszących im procesów dostosowawczych. Podstawę analizy stanowi dwuczynnikowy strukturalny model wektorowej autoregresji (SVAR) z długo-okresowymi restrykcjami wynikającymi z agregatowego modelu podaży i popytu. Wykorzystując kwartalne szeregi czasowe PKB i cen dla 23 krajów UE za lata 1995–2013, określono przebieg nieobserwowalnych wstrząsów podaźowych (trwałych) i popytowych (przejściowych). Analiza współzmienności ujawniła, że pomiędzy Polską i krajami UE istnieją silne dodatnie korelacje wstrząsów podaźowych, tymczasem wstrząsy popytowe są istotnie zróżnicowane w poszczególnych krajach. Badanie dynamiczne nie wykazało istotnych tendencji wzrostu lub spadku współczynników korelacji, z wyjątkiem okresu kryzysu (lata 2007–2010). Ocena natężenia wstrząsów gospodarczych wskazuje, że Polska doświadczała stosunkowo silnych zaburzeń podaźowych i popytowych, znacznie silniejszych niż te występujące w głównych państwach Unii Gospodarczej i Walutowej. Łączna analiza współzmienności i siły wstrząsów prowadzi do wniosku, że kraje o wysokiej korelacji wstrząsów popytowych z Polską wykazują także przeciętnie mniejsze różnice w ich natężeniu względem polskiej gospodarki. Na tle pozostałych państw UE Polska (podobnie jak np. Czechy, Słowacja i Słowenia) cechowała się stosunkowo szybkimi dostosowaniami po wystąpieniu wstrząsów gospodarczych.

Słowa kluczowe: teoria optymalnych obszarów walutowych, wstrząsy gospodarcze, Unia Gospodarcza i Walutowa, strukturalny model wektorowej autoregresji

SIMILARITY OF SUPPLY AND DEMAND SHOCKS BETWEEN POLAND AND OTHER EU COUNTRIES

Summary

The aim of this paper is to assess the correlation and relative magnitude of supply and demand shocks between Poland and other European Union (EU) countries, as well as to evaluate adjustments to economic shocks in these economies. The analysis is based on a bivariate structural vector autoregression (SVAR) with long-run restrictions derived from the aggregate demand-aggregate supply model. Using quarterly data on GDP and prices for 23 EU countries from 1995 to 2013, the authors have identified the underly-

ing supply (permanent) and demand (temporary) shocks. The correlation of economic shocks varies strongly across countries but regarding Poland and any given EU country it is significantly higher for supply shocks and more idiosyncratic for demand ones. In a dynamic analysis, no apparent patterns were seen concerning increase or decrease in correlation coefficients except for the period of the crisis (2007–2010). The magnitude of supply and demand disturbances in Polish economy was substantially larger than in the core EMU countries. Joint analysis of correlation and size of shocks leads to the conclusion that countries highly correlated with Poland in terms of demand shocks tend also to experience shocks of similar magnitude. Among other EU economies, Poland (as well as e.g. Czech Republic, Slovak Republic, and Slovenia) revealed comparatively fast adjustment to economic shocks.

Key words: optimum currency area, economic shocks, EMU enlargement, structural VAR

СХОДСТВО ШОКОВ СПРОСА И ПРЕДЛОЖЕНИЯ В ПОЛЬШЕ И В ДРУГИХ СТРАНАХ ЕВРОСОЮЗА

Резюме

Целью статьи является оценка взаимно обусловленной изменчивости и интенсивности шоков спроса и предложения, имеющих место в Польше и в других странах Евросоюза (ЕС), а также определение характера сопровождающих их процессов адаптации. Основой анализа является двухфакторная структурная модель векторной авторегрессии (SVAR) с длинными периодами рестрикции, вытекающими из агрегатной модели предложения и спроса. Используя квартальные временные ряды ВВП и цен для 23 стран ЕС с 1995 по 2013 гг., был определен ход ненаблюдаемых шоков предложения (постоянных) и спроса (временных). Анализ корреляций выявил, что между Польшей и странами ЕС существуют сильные положительные корреляции шоков предложения, но шоки спроса существенным образом дифференцированы по отдельным странам. Динамическое исследование не выявило существенных тенденций роста или понижения коэффициентов корреляции, за исключением периода кризиса 2007–2010 гг. Оценка интенсивности экономических шоков указывает, что Польша испытала относительно сильные шоки предложения и спроса, значительно сильнее, чем те, которые имели место в главных государствах Экономического и Валютного союза. Совокупный анализ взаимно обусловленной изменчивости и силы шоков приводит к выводу, что страны с высокой корреляцией шоков спроса с такими же шоками в Польше, показывают также меньшие различия в их интенсивности по отношению к польской экономике. На фоне остальных государств ЕС, Польша так же, как например Чехия, Словакия и Словения, характеризовалась относительно быстрыми процессами адаптации к экономическим шокам.

Ключевые слова: теория оптимальных валютных зон, экономические шоки, Экономический и Валютный союз, структурная модель векторной авторегрессии