

## STUDIA METODOLOGICZNE

Katarzyna PIŁAT

### (A)symetryczne szoki popytowe i podażowe w krajach Europy Środkowo-Wschodniej<sup>1</sup>

**Streszczenie.** *Celem pracy jest zbadanie podobieństwa reakcji gospodarki w krajach Europy Środkowo-Wschodniej na szoki pochodzące ze strefy euro i reakcji obserwowanej w grupie krajów, które przyjęły wspólną walutę. W badaniu wykorzystano szeregi czasowe kwartalnych wartości PKB oraz stopy inflacji. Dane zaczerpnięto z bazy Eurostatu za okres od I kwartału 1998 r. do I kwartału 2014 r. Metodologię badania oparto na strukturalnym modelu wektorowej autoregresji (SVAR), a dekompozycję szoków przeprowadzono z wykorzystaniem podejścia Blancharda i Quaha.*

*Otrzymane wyniki świadczą o relatywnie wysokiej korelacji reakcji badanych krajów i strefy euro na szoki popytowe, przy czym najwyższe współczynniki tego rodzaju osiągnęły Czechy i Polska. W przypadku szoków podażowych współczynniki korelacji kształtowały się na niższym poziomie, a najlepsze dopasowanie reakcji na zakłócenia ze strefy euro zaobserwowano w Polsce i na Węgrzech.*

**Słowa kluczowe:** europejska integracja monetarna, teoria optymalnego obszaru walutowego, synchronizacja szoków popytowych i podażowych.

**JEL:** E32, F15

---

Asymetria szoków gospodarczych stanowi kluczowy aspekt teorii optymalnego obszaru walutowego i jest postrzegana jako jeden z najważniejszych problemów związanych z integracją monetarną (Tower i Willett, 1970a, 1970b, 1976; Krugman, 1990; Artis, Fidrmuc i Scharler, 2008). Brak symetryczności zakłóceń gospodarczych wiąże się z niejednakową reakcją gospodarki na wystąpienie

---

<sup>1</sup> Praca sfinansowana ze środków Narodowego Centrum Nauki w ramach projektu badawczego nr DEC-2014/15/B/HS4/01996.

szoku. Może być ona odmienna w zależności od tego, czy wynika z szoków o charakterze popytowym, czy podażowym. Do zakłóceń będących konsekwencją zmian po stronie podaży zalicza się np. zmiany produktywności w konkretnych sferach gospodarki i wahania cen ropy na świecie, a do szoków popytowych m.in. zmiany stóp procentowych, wydatków rządowych i preferencji konsumentów. Z reguły przyjmuje się, że szoki popytowe mają tymczasowy wpływ na produkcję, a zakłócenia podażowe trwale oddziałują na PKB (Blanchard i Quah, 1989).

Jeżeli reakcje na szoki w krajach strefy euro są symetryczne, wówczas Europejski Bank Centralny (EBC) — który ustala ujednoczone stopy procentowe we wszystkich krajach Unii Europejskiej (UE) — jest w stanie podjąć odpowiednie kroki w celu stabilizacji gospodarki. Na skutek polityki prowadzonej przez ponadnarodowy bank centralny krzywe popytu wrócą w takiej sytuacji do położenia wyjściowego. W przeciwnym wypadku zakłócenia występujące w unii walutowej będą miały efekty asymetryczne. Dla przykładu, poprzez obniżenie stopy procentowej w celu stymulowania popytu w jednym kraju, EBC doprowadzi do zwiększenia presji inflacyjnej w drugim kraju lub poprzez podwyższenie stopy procentowej, aby ograniczyć presję inflacyjną w tym drugim kraju, doprowadzi do pogłębienia recesji w pierwszym (De Grauwe, 2003). Oznacza to, że niesymetryczny wpływ szoków gospodarczych stanowi przeszkodę w integracji walutowej. W przypadku rezygnacji krajów z prowadzenia autonomicznej polityki pieniężnej występowanie szoków asymetrycznych powoduje, że przystąpienie do obszaru walutowego staje się kosztowniejsze. W skrajnym przypadku może wystąpić taka zależność, że gdy jeden kraj doświadcza pozytywnego szoku gospodarczego, drugi zostaje obciążony jego negatywnymi skutkami (Wojnicka, 2002).

Znaczenie szoków asymetrycznych dla powodzenia integracji walutowej potwierdzają analizy empiryczne. Bayoumi i Eichengreen (1992) wykorzystują strukturalny model wektorowej autoregresji (Structural Vector Autoregression — SVAR) do identyfikacji i analizy zakłóceń w krajach UE. Rezultaty przeprowadzonych przez nich badań wskazują na znacznie większą asymetryczność szoków w krajach europejskich niż w Stanach Zjednoczonych. Autorzy zaznaczają jednocześnie, że korelacja szoków w Europie powinna się zwiększać w miarę postępowania integracji gospodarek. Podobne badania przeprowadzili Bayoumi i Taylor (1995) oraz Bergman, Hutchison i Cheung (1997) dla innych grup krajów. Pierwsi porównali zakłócenia w krajach OECD i krajach należących do Europejskiego Systemu Pieniężnego, natomiast drudzy skupili się na państwach nordyckich (za: Frenkel i Nickel, 2005).

Analizy podobieństwa szoków w krajach UE i odpowiedzi polityki gospodarczej na te zakłócenia można znaleźć również w innych pracach (Bayoumi i Eichengreen, 1997; Alesina, Barro i Tenreiro, 2002; Mikek, 2009). Na podstawie wyników badań autorzy wnioskuje, że jeżeli szoki popytowe i podażowe oraz szybkość odpowiedzi ze strony polityki gospodarczej są podobne wśród krajów tworzących obszar walutowy, wówczas potrzeba prowadzenia autonomicznej polityki makroekonomicznej jest ograniczona, a koszt utraty możliwości kształtowania kursu walutowego maleje. Wyływa stąd konkluzja, że przy założeniu występowania symetryczności szoków kraje, które cechują się wysokimi wahaniami produkcji i cen, poniosą niski koszt przeniesienia polityki monetarnej na szczebel unijny.

Analizę korelacji szoków popytowych i podażowych można także znaleźć w pracy Fidrmuca i Korhonena (2001). Wykorzystując metodykę identyfikacji,

którą proponowali Bayoumi i Eichengreen (1992), stwierdzili, że we Francji, w Hiszpanii, Niemczech oraz Włoszech gospodarka cechuje się najwyższym stopniem korelacji szoków popytowych i podażowych. Analogiczne badanie przeprowadzili Frenkel i Nickel (2002). Zbadali współczynniki korelacji szoków popytowych i podażowych krajów europejskich i krajów trzonu strefy euro. Wyniki świadczą, że Belgia, Francja, Niemcy oraz Włochy charakteryzują się najwyższym stopniem zbieżności szoków ze strefą euro.

Wśród nowszych badań poświęconych synchronizacji szoków popytowych i podażowych można wymienić m.in. prace Konopczak (2009), Konopczak i Marczewskiego (2011) oraz Bąka i Maciejewskiego (2017). Analiza przeprowadzona przez Konopczak (2009) wskazuje, że cykl koniunkturalny polskiej gospodarki cechuje się wysokim stopniem synchronizacji z wahaniami w strefie euro. Ponadto odpowiedzi polskiej gospodarki na szoki idiosynkratyczne i wspólne pochodzące ze strefy euro są także silnie zbieżne z odpowiedziami obserwowanymi w krajach tworzących wspólnotę walutową. Konopczak i Marczewski (2011) — na podstawie rozszerzonej analizy opartej na modelu SVAR — utrzymują, że reakcja polskiej gospodarki na szoki podczas ostatniego kryzysu wyraźnie różniła się od tej obserwowanej w pozostałych krajach europejskich, co autorzy przypisują innej strukturze gospodarki w Polsce. Bąk i Maciejewski (2017), również wykorzystując model SVAR, przeprowadzili analizę obejmującą lata 1996—2014, z uwzględnieniem okresu przed kryzysem i po nim. Rezultaty wskazują, że w badanym okresie wystąpiły wyraźne zmiany korelacji szoków popytowych i podażowych pomiędzy krajami strefy euro, głównie przez zwiększenie ich siły. Autorzy odnotowali oprócz tego zwiększenie zbieżności szoków popytowych i zmniejszenie korelacji szoków podażowych zarówno przed kryzysem, jak i po nim.

Symetryczność efektów szoków stanowi zatem jeden z kluczowych czynników wpływających na bilans kosztów i korzyści przystąpienia do strefy euro. Jest to szczególnie istotne dla krajów objętych derogacją, czyli czasowym wyłączeniem z konieczności wypełniania niektórych postanowień wspólnotowych, przede wszystkim wynikających z przyjęcia wspólnej waluty. Kraje te na mocy traktatów akcesyjnych zobowiązały się do podejmowania działań mających na celu wprowadzenie euro, lecz termin przyjęcia wspólnej waluty nie został ściśle określony<sup>2</sup>.

Celem artykułu jest oszacowanie siły występowania podażowych i popytowych szoków asymetrycznych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej objętych derogacją, czyli w Bułgarii, Chorwacji, Czechach, Polsce, Rumunii i na Węgrzech, w kontekście ich potencjalnego przyszłego pełnego uczestnictwa w Unii Gospodarczej i Walutowej. Analizy przeprowadzono na podstawie rozwinięcia dekompozycji Blancharda i Quaha (1989).

#### *MODEL SVAR — DEKOMPOZYCJA BLANCHARDA I QUAHA*

W artykule, ze względu na odmienny charakter szoków popytowych i podażowych, reakcja gospodarki na te zakłócenia analizowana jest osobno. Do analizy wykorzystano model SVAR. Sposób identyfikacji szoków opiera się na dekompozycji zaproponowanej w pionierskiej pracy Blancharda i Quaha (1989), zakładającej, że jedne zakłócenia mają charakter krótkookresowy i są interpre-

<sup>2</sup> Nie dotyczy to Wielkiej Brytanii i Danii, objętych klauzulą opt-out (tzw. derogacją stałą), oraz Szwecji, objętej tzw. derogacją czasową.

towane jako szoki popytowe, a drugie traktuje się jako szoki podażowe, o charakterze długookresowym.

Blanchard i Quah (1989) badają wpływ obu rodzajów zakłóceń na dynamikę produkcji i bezrobocia. Przyjmują, że nie są one skorelowane w czasie. Ponadto szok popytowy nie wpływa na produkcję i bezrobocie w długim okresie, natomiast w przypadku zakłócenia podażowego jego długookresowe oddziaływanie jest pomijane jedynie w przypadku bezrobocia.

Model Blancharda i Quaha ma postać:

$$\mathbf{X}(t) = \mathbf{A}(0)\mathbf{e}(t) + \mathbf{A}(1)\mathbf{e}(t-1) + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \mathbf{A}(j)\mathbf{e}(t-1) \quad (1)$$

gdzie:

$$\mathbf{X}(t) = [\Delta Y, U]^T,$$

$$\mathbf{e} = [\mathbf{e}_d, \mathbf{e}_s]^T,$$

$Y$  — logarytm PKB,

$U$  — stopa bezrobocia,

$\mathbf{A}(j)$  — macierz parametrów reprezentujących odpowiedzi elementów macierzy  $\mathbf{X}(t)$  na szoki,

$\mathbf{e}_d$  — szok popytowy,

$\mathbf{e}_s$  — szok podażowy.

Równanie (1) objaśnia zatem produkcję i bezrobocie za pomocą rozkładu szoków popytowych  $\mathbf{e}_d$  i podażowych  $\mathbf{e}_s$ .

Podejście Blancharda i Quaha zostało w późniejszych latach zmodyfikowane w celu zbadania synchronizacji cykli koniunkturalnych, co znaleźć można w pracach Bayoumi (1991) oraz Bayoumi i Eichengreena (1992). Autorzy ci zamiast stopy bezrobocia w modelach uwzględnili poziom cen i otrzymali, obecnie standardowo wykorzystywany w analizach identyfikacji szoków, dwurównaniowy model SVAR z logarytmem PKB ( $y_t$ ) i cen ( $p_t$ ) jako zmiennymi endogenicznymi postaci<sup>3</sup>:

$$\gamma_{11}\Delta y_t = -\gamma_{12}\Delta p_t + \sum_{i=1}^p \beta_{yy}^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{yp}^i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (2)$$

$$\gamma_{22}\Delta p_t = -\gamma_{21}\Delta y_t + \sum_{i=1}^p \beta_{py}^i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{pp}^i \Delta p_{t-i} + \varepsilon_{pt}$$

W modelu tym zakłada się, że składniki losowe  $\varepsilon_{yt}$  i  $\varepsilon_{pt}$  są niezależnymi, gaussowskimi białymi szumami, reprezentującymi odpowiednio zakłócenie

<sup>3</sup> Analizy dotyczące asymetryczności szoków oparte na modelu SVAR można znaleźć m.in. w przywołanych wcześniej pracach (Fidrmuc i Korhonen, 2001; Frenkel i Nickel, 2002; Konopczak i Marczewski, 2011; Bąk i Maciejewski, 2017). Wśród alternatywnych metod pomiaru szoków oraz ich zbieżności i oddziaływania na gospodarkę wymienić można strukturalne i dynamiczne modele czynnikowe (Eckmeier i Breitung, 2006), modele z parametrami zmiennymi w czasie (Kizys i Pierdzioch, 2008) lub metody oparte na analizie spektralnej (Skrzypczyński, 2010). Zaletą stosowania modeli SVAR jest sposób identyfikacji szoków popytowych i podażowych pozwalający na uwzględnienie długo- i krótkookresowego wpływu na gospodarkę.

po stronie podaży i popytu. Model ten można zapisać także w postaci macierzowej:

$$\begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{B}_{yy}(L) & \mathbf{B}_{yp}(L) \\ \mathbf{B}_{py}(L) & \mathbf{B}_{pp}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{pt} \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\mathbf{\Gamma} \mathbf{Y}_t = \mathbf{B}(L) \mathbf{Y}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (4)$$

Wyrażenie  $\mathbf{B}(L)$  jest macierzą wielomianów opóźnień rzędu  $p$ . W modelu występują jednoczesne powiązania między zmiennymi endogenicznymi, co wymaga szacowania parametrów modelu na podstawie jego zredukowanej wersji. Jeżeli macierz  $\mathbf{\Gamma}$  posiada macierz odwrotną  $\mathbf{\Gamma}^{-1}$ , to zredukowana postać modelu wygląda następująco:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{\Gamma}^{-1} \mathbf{B}(L) \mathbf{Y}_t + \mathbf{\Gamma}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (5)$$

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}(L) \mathbf{Y}_t + \mathbf{e}_t, \quad \text{gdzie: } \mathbf{A}(L) = \mathbf{\Gamma}^{-1} \mathbf{B}(L), \mathbf{e}_t = \mathbf{\Gamma}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (6)$$

Model ten można zapisać tak, aby uzyskać zależność dynamiki produktu i cen od bieżących i przeszłych realizacji popytowych i podażowych szoków strukturalnych:

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{\Gamma}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t + \mathbf{C}_1 \mathbf{\Gamma}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \mathbf{C}_2 \mathbf{\Gamma}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \dots \quad (7)$$

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{C}_i \mathbf{\Gamma}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}, \mathbf{C}_i = \mathbf{A}(L)^i \quad (8)$$

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{D}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}, \mathbf{D}_i = \mathbf{C}_i \mathbf{\Gamma}^{-1} \quad (9)$$

Elementy macierzy  $\mathbf{D}_i$  są odpowiedziami poszczególnych zmiennych na jednostkowe szoki, które wystąpiły  $i$  okresów wcześniej, *ceteris paribus*.

W celu uzyskania szeregów reprezentujących szoki popytowe i podażowe, a także szeregów odpowiedzi na impuls, niezbędna jest identyfikacja modelu. Oznacza to, że należy nałożyć restrykcje na nieznanne parametry modelu. W celu identyfikacji szoków popytowych i podażowych są to cztery restrykcje. Dwie dotyczą normalizacji, która pozwala określić wariancję szoków, a trzecia — założenia, że szoki popytowe i podażowe są ortogonalne. Ostatnia z restrykcji zakłada, że szoki popytowe ma jedynie przejściowy wpływ na produkcję, i sprawia, że macierz jest jednoznacznie określona, co umożliwia identyfikację szoków popytowych i podażowych. Model z nałożonymi restrykcjami przyjmuje następującą postać:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} d_{11i} & d_{12i} \\ d_{21i} & d_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t-i} \\ \varepsilon_{p,t-i} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{D}_i = \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cdot & 0 \\ \cdot & \cdot \end{bmatrix}$$

Kluczowe w analizowanej dekompozycji jest przedstawione wyżej założenie, że pozytywny szok popytowy powoduje zwiększenie produkcji i wzrost cen w krótkim okresie, a w długim wpływa tylko na wzrost cen. Natomiast szok podażowy zarówno w krótkim, jak i długim okresie może prowadzić do wzrostu produkcji i spadku cen.

### METODYKA BADANIA

W badaniu zastosowano rozszerzenie dekompozycji Blancharda i Quaha, w którym uwzględniono dekompozycję dynamiki produktu i poziomu cen na dwa komponenty: szoki wspólne dla analizowanego kraju i UE (komponenty symetryczne) oraz charakterystyczne wyłącznie dla danego kraju (komponenty asymetryczne). Uzyskanie takiego efektu stało się możliwe dzięki dołączeniu do grupy standardowych zmiennych endogenicznych (tj. PKB i cen) szeregów reprezentujących tempo wzrostu PKB i cen w strefie euro. Zastosowana metoda opiera się na dekompozycji przedstawionej przez Ide i Moësa (2003).

W omawianym w artykule badaniu empirycznym wykorzystano szeregi czasowe reprezentujące kwartalne wartości realnego PKB<sup>4</sup> oraz stopy inflacji. Dane pochodzą z bazy Eurostatu i obejmują okres od I kwartału 1998 r. do I kwartału 2014 r.

Wektor zmiennych endogenicznych zawiera zmiany tempa realnego PKB i stopy inflacji dla analizowanego kraju i UE jako całości, a wektor szoków zbudowany jest z czterech szoków strukturalnych, tj. dwóch popytowych i dwóch podażowych. Każdy szok popytowy i podażowy występuje dodatkowo jako szok symetryczny (wspólny dla całej UE) oraz szok idiosynkratyczny (charakterystyczny tylko dla danego kraju). Model ma zatem następującą postać:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{strefa\ euro} \\ \Delta p_{strefa\ euro} \\ \Delta y_i \\ \Delta p_i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) & a_{13}(L) & a_{14}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) & a_{23}(L) & a_{24}(L) \\ a_{31}(L) & a_{32}(L) & a_{33}(L) & a_{34}(L) \\ a_{41}(L) & a_{42}(L) & a_{43}(L) & a_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_S^{wspólny} \\ \varepsilon_D^{wspólny} \\ \varepsilon_S^{krajowy} \\ \varepsilon_D^{krajowy} \end{bmatrix} \quad (11)$$

gdzie  $a_{ij}(L)$  — nieskończony wielomian opóźnień.

<sup>4</sup> Alternatywę dla szeregów PKB mogą stanowić szeregi reprezentujące produkcję sprzedaną przemysłu. Niosą jednak mniej informacji o rzeczywistych procesach zachodzących w gospodarce, z uwagi na fakt, że w krajach rozwiniętych produkcja ta stanowi coraz mniejszą część ich wartości dodanej (np. Domański, 2006; Rachwał, 2010; Gawlikowska-Hueckel, 2014).

Na model (11) nałożono restrykcje, zakładające, że w długim okresie w strefie euro oddziaływanie na ceny i produkcję wykazują jedynie szoki symetryczne, oraz takie restrykcje, jak w standardowej dekompozycji Blancharda i Quaha:

$$a_{13}(L) = a_{14}(L) = a_{23}(L) = a_{24}(L) = 0 \quad (12)$$

$$a_{12}(L) = a_{32}(L) = a_{34}(L) = 0 \quad (13)$$

Zgodnie z założeniami modelu AS-AD (zagregowanej podaży i zagregowanego popytu — Aggregated Supply-Aggregated Demand) przewiduje się następujące charakterystyki odpowiedzi produkcji i cen na zakłócenia popytowe i podażowe:

**OCZEKIWANA REAKCJA PRODUKCJI I CEN NA SZOKI POPYTOWE I PODAŻOWE  
W ZALEŻNOŚCI OD OKRESU ANALIZY**

| Badana kategoria oraz rodzaj szoku |                    | Okres     |           |
|------------------------------------|--------------------|-----------|-----------|
|                                    |                    | krótki    | długi     |
| Produkcja .....                    | pozytywny podażowy | pozytywna | pozytywna |
|                                    | pozytywny popytowy | pozytywna | neutralna |
| Ceny .....                         | pozytywny podażowy | negatywna | negatywna |
|                                    | pozytywny popytowy | pozytywna | pozytywna |

Źródło: Ide i Moës (2003), s. 18.

Na podstawie omówionego modelu wyznaczono funkcje reakcji poszczególnych gospodarek na zakłócenia, a następnie oszacowano współczynniki korelacji na szoki reakcji obserwowanej w danym kraju z odpowiedzią strefy euro.

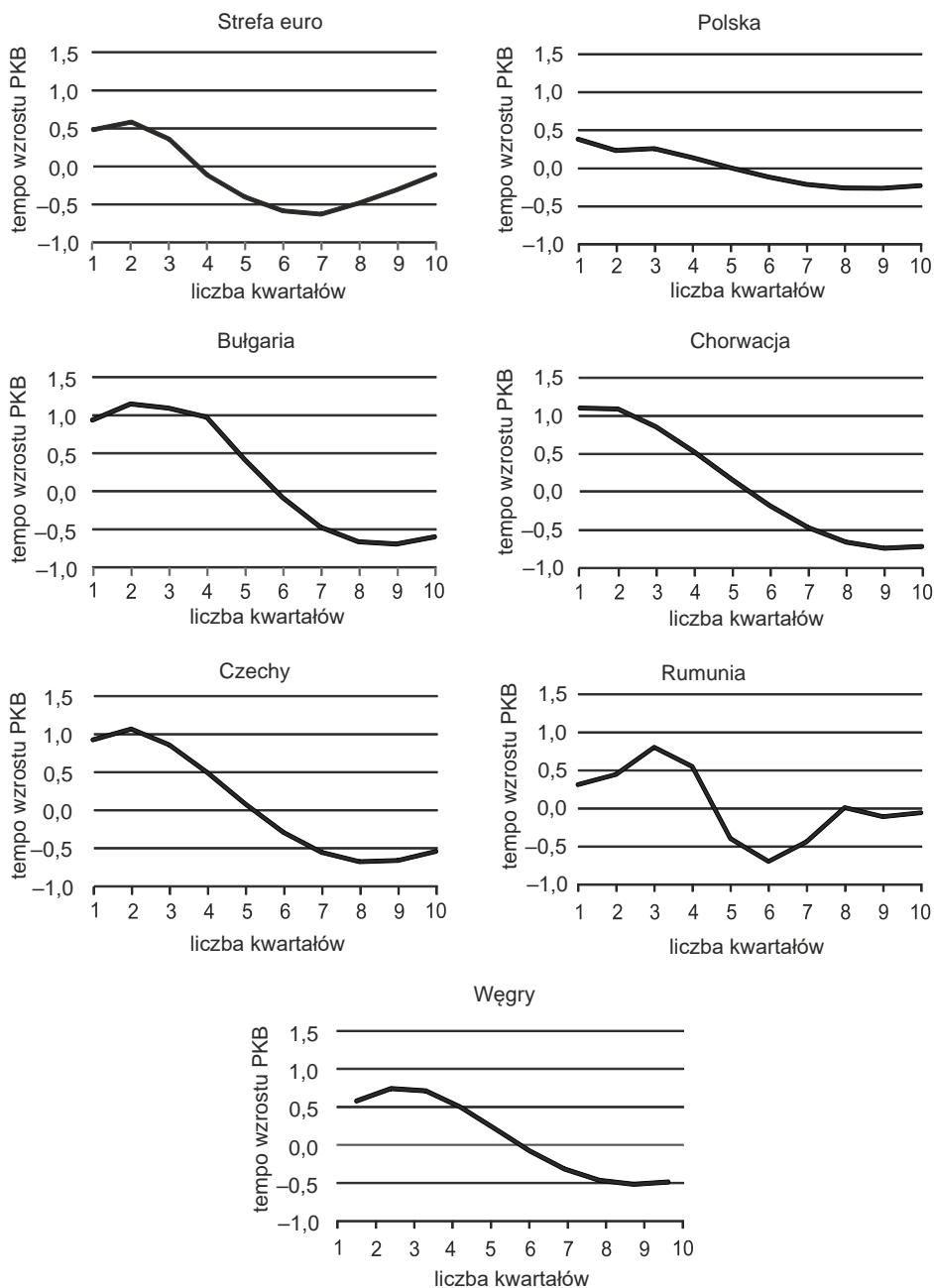
### WYNIKI BADANIA

Dla każdego z krajów Europy Środkowo-Wschodniej objętych derogacją wyznaczono dynamikę modelu na podstawie modelu SVAR określonego równaniem (11). Wykres 1 przedstawia funkcje reakcji PKB w tych krajach na szok popytowy pochodzący ze strefy euro.

We wszystkich analizowanych krajach Europy Środkowo-Wschodniej szok popytowy w strefie euro przyczynia się do zwiększenia stopy wzrostu PKB. Z uwagi na fakt, że szok popytowy jest zakłóceniem przejściowym, wyraźnie zaznacza się jego wygasanie i powrót PKB do wyjściowego poziomu. Zbliżony jest przy tym okres wygaśnięcia wpływu szoku. W strefie euro następuje w czwartym kwartale, a w gospodarkach Europy Środkowo-Wschodniej w piątym lub szóstym kwartale, czyli niewiele później. Można ponadto zaobserwować, że w Polsce reakcja ta jest relatywnie słabsza niż w gospodarkach mniejszych i bardziej otwartych, np. czeskiej i chorwackiej. W ich przypadku silniejszy wzrost produkcji może wynikać z większego udziału handlu zagranicznego w PKB, a zatem i silniejszego wpływu szoku popytowego pochodzącego ze strefy euro.

Na wyk. 2 zobrazowano funkcje reakcji PKB w krajach Europy Środkowo-Wschodniej na szok podażowy pochodzący ze strefy euro.

**WYKR. 1. FUNKCJA REAKCJI PKB W KRAJACH EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ I STREFIE EURO NA SZOK POPYTOWY POCHODZĄCY ZE STREFY EURO**

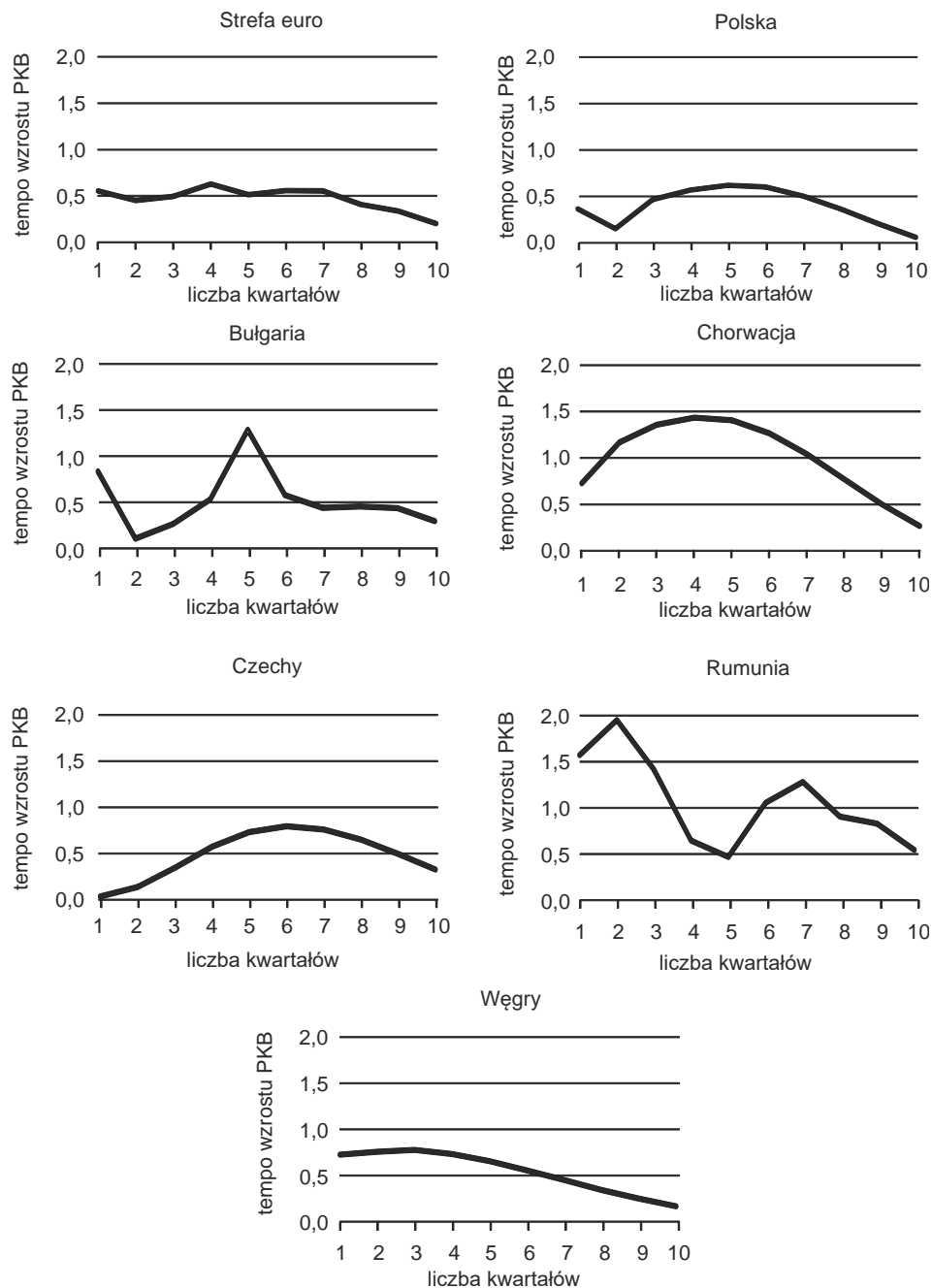


U w a g a. Analizowane szoki są równe jednemu odchyleniu standardowemu. Dane dla wszystkich analizowanych krajów oraz strefy euro wystandaryzowano w celu zachowania porównywalności wyników.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.



WYKR. 2. FUNKCJA REAKCJI PKB W KRAJACH EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ I STREFIE EURO NA SZOK PODAŻOWY POCZĄDZĄCY ZE STREFY EURO



U w a g a. Jak przy wyk. 1.

Ź r ó d ł o: jak przy wyk. 1.

Szok podażyowy jest zakłóceniem o charakterze długookresowym, dlatego funkcje reakcji PKB na to zakłócenie nie mają tendencji do szybkiego wygasania. Na podstawie reakcji gospodarki Polski i pozostałych analizowanych krajów na szok podażyowy pochodzący ze strefy euro można zauważyć, że powoduje on trwałe zwiększenie PKB. W Polsce i Czechach występuje przy tym pewne opóźnienie w reakcji produkcji na szok.

W tablicy przedstawiono współczynniki korelacji reakcji PKB analizowanych krajów i strefy euro na zakłócenia o charakterze popytowym i podażyowym pochodzące ze strefy euro.

**WSPÓŁCZYNNIKI KORELACJI LINIOWEJ PEARSONA REAKCJI PKB KRAJÓW EUROPY ŚRODKOWO-WSCHODNIEJ I PKB STREFY EURO NA SZOK POPYTOWY I PODAŻOWY POCZĄDZĄCY ZE STREFY EURO**

| Kraje               | Współczynniki korelacji reakcji PKB na szok |             |
|---------------------|---|-------------|
|                     | popytowy                                    | podażowy    |
| <b>Polska</b> ..... | <b>0,83</b>                                 | <b>0,83</b> |
| Bułgaria .....      | 0,76  | 0,36        |
| Chorwacja .....     | 0,82  | 0,81        |
| Czechy .....        | 0,87  | 0,23        |
| Rumunia .....       | 0,81  | 0,25        |
| Węgry .....         | 0,77  | 0,77        |

Źródło: jak przy wyk. 1.

Z przeprowadzonych obliczeń wynika, że reakcja PKB krajów Europy Środkowo-Wschodniej i PKB strefy euro na szok popytowy pochodzący ze strefy euro jest ze sobą dodatnio skorelowana. Uzyskane współczynniki korelacji są przy tym statystycznie istotne przy założonym poziomie istotności 0,05. Dodatnią korelację uzyskano także w przypadku szoku podażyowego.

Polska — obok Czech i Chorwacji — cechuje się najsilniejszą zbieżnością reakcji na szok popytowy. W przypadku Czech na wysoki poziom skorelowania wpływu szoków z efektami w strefie euro może wpływać znacząca otwartość gospodarki, a w przypadku Chorwacji — silne uzależnienie od dochodów związanych z napływem turystów z krajów strefy euro. Najniższe współczynniki korelacji w odniesieniu do szoku popytowego otrzymano dla Bułgarii i Węgier, podobnie jak w przypadku pozostałych miar zbieżności wahań koniunkturalnych tych krajów z fluktuacjami obserwowanymi w strefie euro. Analiza współczynników korelacji prowadzi również do wniosku, że reakcje badanych gospodarek na szok popytowy są bardziej zbieżne z odpowiedziami na zakłócenia ze strony strefy euro niż reakcje na szok podażyowy. Najwyższym poziomem zbieżności odpowiedzi na szok podażyowy charakteryzują się Polska i Chorwacja, a najmniejsze wartości współczynników korelacji otrzymano dla Rumunii i, co zaskakujące, dla Czech.

Wyniki przeprowadzonej na podstawie modelu SVAR analizy symetryczności odpowiedzi gospodarek na szoki są zbliżone do wyników badania Konopczak (2009). Autorka otrzymała wysokie korelacje odpowiedzi na szok popytowy pochodzący ze strefy euro dla Polski i Czech, lecz w przypadku tej drugiej gospodarki reakcja na szok podażyowy okazała się ujemna. Trzeba jednak zauważyć,

że analiza przeprowadzona przez Konopczak obejmowała znacznie krótszy okres (1996—2008), co uniemożliwia bezpośrednie porównanie wyników.

Rezultaty badania Bąka i Maciejewskiego (2017) również wskazują na to, że korelacja szoków popytowych analizowanych krajów i strefy euro jest wyższa niż w przypadku szoków podażowych. Należy przy tym zauważyć, że na skutek podziału próby, polegającego na wyodrębnieniu okresu przed kryzysem i po nim: 1996—2008 oraz 2010—2014 zbieżność szoków popytowych w okresie po kryzysie wzrosła, natomiast szoków podażowych — zmalała. Podobne wyniki otrzymali Konopczak i Marczewski (2011). Odmienne kształtowanie się wahań koniunkturalnych w okresie kryzysu w Polsce i innych krajach Europy Środkowo-Wschodniej w porównaniu ze strefą euro autorzy tłumaczą niższym udziałem czynników międzynarodowych w PKB (np. eksportu), co ogranicza transmisję szoków zewnętrznych, oraz różnicami w strukturze tych dwóch grup krajów.

Na zwiększenie korelacji wahań koniunkturalnych w Europie Środkowo-Wschodniej, w szczególności w okresie poakcesyjnym, wskazują także badania Camposa, Fidrmuca i Korhonen (2017) oraz Kolasy (2013). W pierwszym z przytoczonych badań autorzy wykazali, że współczynniki korelacji wahań koniunkturalnych wzrosły od momentu wprowadzenia euro z 0,4 do 0,6. Analiza przeprowadzona przez Kolasę (2013) pokazała, że w Polsce, Czechach, Słowacji i Słowenii współczynniki korelacji komponentów produkcji wzrosły średnio z 0,4 do 0,8—0,9. Wyniki badań wskazują, że zgodnie z hipotezą endogeniczności teorii optymalnego obszaru walutowego (Frankel, 1999; Frankel i Rose, 1997 i 2001; Rose, 2000, 2004; De Grauwe i Mongelli, 2005; Mongelli, 2008) nastąpiło zwiększenie symetryczności szoków i reakcji gospodarek na te zakłócenia.

## Podsumowanie

W artykule przedstawiono analizę symetryczności odpowiedzi krajów Europy Środkowo-Wschodniej objętych derogacją na szoki popytowe i podażowe pochodzące ze strefy euro. Badania tego typu mają istotne znaczenie aplikacyjne w kontekście oceny kosztów i korzyści z przystąpienia tych krajów do strefy euro. Zbieżność reakcji na występujące zakłócenia jest bowiem kluczowa z punktu widzenia efektywności wspólnej polityki pieniężnej w działaniach mających na celu niwelowanie negatywnych skutków tych zakłóceń.

Wyniki przeprowadzonej analizy wskazują, że reakcja gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej na zaburzenia występujące w strefie euro jest podobna do reakcji obserwowanej w Unii Gospodarczej i Walutowej. Zarówno w przypadku szoków popytowych, jak i podażowych uzyskano dodatnie współczynniki korelacji reakcji PKB krajów objętych derogacją i strefy euro.

Polityka pieniężna EBC jest nakierowana przede wszystkim na niwelowanie szoków popytowych. Z punktu widzenia bilansu kosztów i korzyści wejścia do strefy euro szczególnie istotna jest zatem reakcja poszczególnych krajów na unijne szoki popytowe. Z przeprowadzonych oszacowań wynika, że w krajach Europy Środkowo-Wschodniej objętych derogacją występuje wysoka symetria odpowiedzi na szoki popytowe ze strefy euro (współczynnik korelacji przekracza 0,7). Uzyskane wyniki wskazują, że w badanej grupie krajów koszty utraty autonomicznej polityki pieniężnej związane z ryzykiem występowania szoków asymetrycznych są

relatywnie niewielkie. Należy jednak pamiętać, że badania nad zmiennością produkcji w krajach Europy Środkowo-Wschodniej nienależących do strefy euro i krajach, które przyjęły tę walutę, wskazują na większe amplitudy wahań PKB w pierwszej grupie (m.in. Piłat, 2017). W takiej sytuacji wspólna polityka pieniężna nie ograniczy zmienności PKB w krajach Europy Środkowo-Wschodniej tak skutecznie, jak sprawiłaby to polityka pieniężna prowadzona autonomicznie.

Otrzymane wyniki stanowią argument za przystąpieniem krajów Europy Środkowo-Wschodniej objętych derogacją do Unii Gospodarczej i Walutowej. Należy jednak zaznaczyć, że ogólna ocena zasadności przyjęcia euro nie może się opierać jedynie na wynikach badań dotyczących występowania szoków asymetrycznych, gdyż na bilans kosztów i korzyści z rezygnacji z własnej waluty wpływa również wiele innych czynników makroekonomicznych, w szczególności takich, jak rodzaj systemu walutowego i specyfika rynku walutowego występującego w danym kraju, a także czynniki o charakterze społecznym i politycznym.

---

dr Katarzyna Piłat — Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonomii

#### LITERATURA

- Alesina, A., Barro, R., Tenreyro, S. (2002). Optimum Currency Areas. *NBER Working Paper*, 9072.
- Artis, M. J., Fidrmuc, J., Scharler, J. (2008). The Transmission of Business Cycles. Implications for EMU Enlargement. *Economics of Transition*, 19(2), 559—582.
- Bayoumi, T. (1991). The Effect of the ERM on Participating Economies. *IMF Working Paper*, 86.
- Bayoumi, T., Eichengreen, B. (1992). Shocking Aspects of European Monetary Unification. *NBER Working Paper*, 3949.
- Bayoumi, T., Eichengreen, B. (1997). Ever Closer to Heaven? An Optimum-Currency-Area Index for European Countries. *European Economic Review*, 41, 761—770.
- Bąk, H., Maciejewski, S. (2017). The symmetry of demand and supply shocks in the European Monetary Union. *Bank i Kredyt* 48(1), 1—44.
- Blanchard, O., Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 8966.
- Campos, N. F., Fidrmuc, J., Korhonen, I. (2017). Business cycle synchronization in a currency union: Taking stock of the evidence. *Bank of Finland Research Discussion Paper*, 28.
- De Grauwe, P. (2003). *Unia Walutowa*. Warszawa: PWE.
- De Grauwe, P., Mongelli, F. P. (2005). Endogenities of Optimum Currency Areas. What Brings Countries Sharing the Single Currency Closer Together? *ECB Working Paper Series*, 468.
- Domański, B. (2006). Polski przemysł na tle przemysłu Europy Środkowej i Wschodniej. *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, 8.
- Eckmeier, S., Breitung, J. (2006). How synchronized are new EU member states in euro area? Evidence from a structural factor model. *Journal of Comparative Economics*, 34, 538—563.
- Fidrmuc, J., Korhonen, I. (2001). Similarity of supply and demand shocks between the euro area and the CEECs. *BOFIT Discussion Paper*, 14. Bank of Finland.
- Frankel, J. (1999). No Single Currency Regime is Right for all Countries or at all Times. *Princeton Essays in International Finance*, 215.
- Frankel, J., Rose, A. (1997). The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria. *CEPR Discussion Paper*, 1473 (potem (1998), *Economic Journal*, 108.
- Frankel, J., Rose, A. (2001). An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income. *Working Paper Series*. Harvard University RWP01-013.

- Frenkel, M., Nickel, C. (2002). How symmetric are the shocks and the shock adjustment dynamics between the euro area and Central and Eastern European Countries? *IMF Working Paper*, WP/02/222.
- Frenkel, M., Nickel, C. (2005). New European Union members on their way to adopting the euro: An analysis of macroeconomic disturbances. *Global Finance Journal*, 15, 303—320.
- Gawlikowska-Hueckel, K. (2014). Polityka przemysłowa i spójności wobec planów reindustrializacji Unii Europejskiej. Wnioski dla Polski. *Gospodarka Narodowa*, 5, 53—80.
- Ide, S., Moës, P. (2003). Scope of Asymmetries in the Euro Area. *NBB Documents Series 03*.
- Kizys, R., Pierdzioch, C. (2008). Changes in the international comovements of stock returns and asymmetric macroeconomic shocks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16, 289—305.
- Kolasa, M. (2013). Business cycles in EU new member states: How and why are they different? *Journal of Macroeconomics*, 38, 487—496.
- Konopczak, K. (2009). Analiza zbieżności cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej ze strefą euro na tle krajów Europy Środkowo-Wschodniej oraz państw członkowskich strefy euro. W: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekty badawcze. Część III*. Warszawa: NBP.
- Konopczak, K., Marczewski, K. (2011). Why so different from other CEECs — Poland's cyclical divergence from the euro area during the recent crisis. *Bank i Kredyt*, 42(2), 7—30.
- Krugman, P. (1990). Policy Problems of a Monetary Union. W: P. De Grauwe, L. Papademos (red.), *The European Monetary System in the 1990s*. Londyn: Longman.
- Mikek, P. (2009). Shocks to Old and New Europe: How Symmetric? *Journal of Common Market Studies*, 47(4), 811—830.
- Mongelli, F. P. (2008). European economic and monetary integration and the optimum currency area theory. *European Economy Economic Papers*, 302.
- Piłat, K. (2017). Synchronizacja cykli koniunkturalnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej ze strefą euro. *Folia Oeconomica Acta Universitas Lodzensis*, 2(328), 201—216.
- Rachwał, T. (2010). Struktura przestrzenna i działowa przemysłu Polski na tle Unii Europejskiej w dwudziestolecie rozpoczęcia transformacji systemowej. *Prace Komisji Geografii Przemysłu*, 16.
- Rose, A. (2000). One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade. *Economic Policy*, 30, 9—45.
- Rose, A. (2004). A Meta-Analysis of the Effects of Common Currencies on International Trade. *NBER Working Paper*, 10373.
- Skrzypczyński, P. (2010). Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej. *Materiały i Studia*, (252).
- Tower, E., Willett, T. D. (1970a). The Concept of Optimum Currency Areas and the Choice Between Fixed and Flexible Exchange Rates. W: G. N. Halm (red.), *Approaches to Greater Flexibility of Exchange Rates* (s. 407—415). Princeton University Press.
- Tower, E., Willett, T. D. (1970b). Currency Areas and Exchange-Rate Flexibility. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 105, 48—65.
- Tower, E., Willett, T. D. (1976). The theory of optimum currency areas and exchange-rate flexibility. *International Finance Section*, 11.
- Wojnicka, E. (2002). Spory wokół teorii optymalnych obszarów walutowych. *Ekonomista*, 1, 61—80.

**Summary.** *The aim of the paper is to examine the similarity of responses of the economies of Central and Eastern Europe countries to the shocks in euro area and response observed in the group of countries that adopted common currency. The study used time series of quarterly GDP values and inflation rate. Data were extracted from the Eurostat database for the period from 1st quarter 1998 to 1st quarter 2014. The methodology of the research was based on a structural model of vector autoregression (SVAR) and shock decomposition was carried out using the Blanchard and Quah approach. The results obtained*

*show a relatively strong correlation between the responses of the examined countries and the euro area to demand disturbances, with the highest coefficients for the Czech Republic and Poland. In the case of supply shocks, the correlation coefficients achieved a lower level, while the best adjustment of the response to the euro area disturbances was observed in Poland and Hungary.*

**Keywords:** European monetary integration, optimum currency area theory, synchronization of economic shocks.