

Krzysztof Beck

**MODEL DWÓCH GOSPODAREK
A WYNIKI BADAŃ NAD SYNCHRONIZACJĄ
CYKLI KONIUNKTURALNYCH.
WERYFIKACJA TEORETYCZNA I EMPIRYCZNA¹**

WPROWADZENIE

Celem niniejszego artykułu jest podjęcie tematu niejasnych wyników badań empirycznych nad synchronizacją cykli koniunkturalnych. Rozważania nad problemem synchronizacji cykli koniunkturalnych w literaturze empirycznej znajdują najczęściej bezpośrednie nawiązanie do teorii optymalnych obszarów walutowych stworzonej przez Mundella (1961), McKinnona (1963) oraz Kenena (1969). Autorzy prac empirycznych próbują badać determinanty synchronizacji cykli koniunkturalnych, gdyż kraje o wysokiej współzmienności komponentów cyklicznych PKB są potencjalnie bardzo dobrymi kandydatami do utworzenia unii walutowej.

W tej pracy wykorzystano model dwóch gospodarek w celu wyjaśnienia wyników dwóch znaczących i szeroko cytowanych prac empirycznych. Pierwszą z nich jest publikacja Silvestrea, Mendonça i Passosa (2007), którzy to poddali głębszej analizie zależność między wielkością handlu bilateralnego a stopniem synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wynikiem badań tych autorów była obserwacja malejącego krańcowego wpływu handlu na współzmiennność PKB badanych krajów. W dalszej części niniejszej pracy znajduje się teoretyczne uzasadnienie tego faktu na podstawie modelu dwóch gospodarek. W części empirycznej autor poddaje uzyskane wnioski z analizy nieparametrycznej, która po

¹ Artykuł prezentuje wyniki 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.

raz kolejny potwierdza obecność malejącego krańcowego wpływu handlu na synchronizację cykli na próbie krajów Unii Europejskiej w okresie 1990–2007.

Następnie autor podejmuje problem badań opartych na metodzie *Extreme Bound Analysis*, metodą stworzoną przez Leamera i Leonarda (1981), a następnie rozwiniętą przez Leamera (1983, 1985), Levinea i Renelta (1992) oraz Sala-i-Martina (1997a i 1997b). Procedura polega na głębokiej analizie wrażliwości wyników na warunkujący zestaw informacji, co oznacza, że w modelu sprawdzana jest nie tyle istotność statystyczna wyników, ile właśnie ich odporność. By tego dokonać, wymienieni autorzy sprawdzają wszystkie możliwe kombinacje potencjalnych zmiennych objaśniających, zostawiając we wszystkich modelach jedynie zmienne grawitacyjne. W pierwszym z nich Baxter i Kouparitsas testowali potencjalny wpływ na współzmiennność cykli takich determinant, jak: rozmiary handlu bilateralnego, rozmiary handlu ogółem, podobieństwa struktur produkcji, podobieństwa w strukturze handlu, wyposażenie w czynniki produkcji, zmienne binarne na uczestnictwo w unii walutowej i bardzo szeroką gamę zmiennych grawitacyjnych. Wśród tych zmiennych Baxter i Kouparitsas klasyfikują jedynie handel bilateralny jako odporny. Wynik ten bardzo osłabił przekonanie naukowców, zajmujących się teorią optymalnych obszarów walutowych, w działanie wielu powszechnie sprawdzonych we wcześniejszych badaniach determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych.

Stosując podobną analogiczną procedurę, Böwer i Guillemineau (2006) analizują wpływ na synchronizację cykli koniunkturalnych takich zmiennych, jak: handel bilateralny, handel całkowity, podobieństwa struktur produkcji, mobilność kapitału, współzmiennność polityki fiskalnej i monetarnej, indeksy elastyczności rynku pracy oraz miary konkurencyjności gospodarki. Autorom udało się znaleźć istotne wyniki ponownie w przypadku handlu, ale także w przypadku części miar podobieństwa struktur, współzmienności polityki fiskalnej oraz współzmienności polityki monetarnej. Zdaniem autora wyniki te są zgodne z przewidywaniami standardowych modeli ekonomicznych i nie powinny budzić wątpliwości, zarówno w przypadku pierwszego, jak i drugiego artykułu. Odporny wynik dla handlu bilateralnego, niezależnie od warunkującego zestawu informacji, znajduje odzwierciedlenie w modelu dwóch gospodarek, który to przewiduje pozytywny wpływ handlu na rozmiar transmisji szoku, a tym samym synchronizację cykli koniunkturalnych. Podobnie jest w przypadku pozostałych zmiennych. Model dwóch gospodarek pokazuje, że brak kontroli ze względu na podobieństwa strukturalne i współzmiennność polityki fiskalnej, będzie prowadzić do uzyskania obciążonych wyników. W lepszej kontroli, ze względu na politykę fiskalną i mone-

tarną, można upatrywać odporniejszych wyników uzyskanych przez Böwer i Guillemineau.

Pobocznym celem niniejszego opracowania jest wprowadzenie prostego i klarownego modelu, który by pokazywał studentom działanie międzynarodowych mechanizmów transmisji szoków oraz elementy teorii optymalnych obszarów walutowych. Zdaniem autora przekształcenie wykorzystanych w publikacji funkcji w postaci ogólnej, do postaci liniowej dawałoby właśnie ten efekt. W punkcie 1 artykułu przedstawiono model dwóch gospodarek w wersji z oraz bez płynnego kursu walutowego. Punkt 2 prezentuje wykorzystane miary, źródła danych oraz zastosowane metody parametryczne i nieparametryczne. Punkt 3 przedstawia wyniki weryfikacji empirycznej, natomiast w punkcie 4 znajduje się podsumowanie wyników płynących zarówno z teorii, jak i empirii.

1. MODELE DWÓCH GOSPODAREK I WNIOSKI DLA SYNCHRONIZACJI CYKLI KONIUNKTURALNYCH²

W tej i dalszej części opracowania zostaną przedstawione modele, pozwalające na analizę mechanizmów transmisyjnych szoków popytowych, czynniki wpływające na wielkość zagregowanego popytu oraz jeden z mechanizmów dostosowawczych po szokach. W pierwszej kolejności zostanie rozważony model gospodarek dwóch krajów, uwzględniający jedynie rynek dóbr i usług, zbiorczo określanych mianem PKB. Model ma charakter krótkookresowy, co oznacza w tym przypadku sztywność cen oraz istnienie niewykorzystanych mocy produkcyjnych. W modelu rozpatrywane będą kraj oraz zagranica (zmienne z subskrypcją f). Model gospodarki kraju charakteryzują równania (1)–(9):

$$AE = C + I + G + X - IM \quad (1)$$

$$C = C_0 + C(Y_D) \quad (2)$$

$$Y_D = Y - T \quad (3)$$

$$T = T(Y) \quad (4)$$

$$I = I_0 \quad (5)$$

$$G = G_0 \quad (6)$$

$$X = X(Y_f) \quad (7)$$

² W celu zrozumienia całości treści tej części konieczna jest znajomość twierdzenia o pochodnej funkcji niejawnej. Więcej na ten temat zob. Chiang, 1994, rozdział 8, s. 212–233.

$$IM = IM(Y) \quad (8)$$

$$Y = AE \quad (9)$$

Równanie (1) ma charakter definicyjny i pokazuje, że wielkość zagregowanych wydatków (AE) w gospodarce jest równa sumie konsumpcji (C), inwestycji (I), wydatków rządowych (G) oraz bilansu handlowego – eksportu (X) pomniejszonego o import (IM). (2) jest równaniem behawioralnym wyrażającym wielkość konsumpcji jako sumę konsumpcji autonomicznej³ (C_0) oraz funkcji dochodu rozporządzalnego (Y_D). $dC/dY_D = C'$ jest określana mianem krańcowej skłonności do konsumpcji i informuje, jaką część dodatkowej jednostki dochodu gospodarstwa domowe przeznaczają na konsumpcję. Wynika stąd, że $C' \in (0,1)$. Równanie (3) definiuje dochód rozporządzalny jako różnicę między wielkością dochodu a wielkością opodatkowania, a (4) wskazuje, że wielkość wpływów podatkowych jest uzależniona od dochodu. Dodatkowo $dT/dY = T'$, określane mianem krańcowej stopy podatkowej, informuje, jaka część dodatkowej jednostki dochodu trafia do budżetu państwa w postaci podatków. Można na tej podstawie wnioskować, że $T' \in (0,1)$ oraz $dY_D/dY = 1 - T' \in (0,1)$. Korzystając z twierdzenia o pochodnej funkcji uwikłanej, można wykazać, że $dC/dY = dC/dY_D = C'(1 - T') \in (0,1)$. Równanie (5) definiuje inwestycje (I) jako wielkość autonomiczną od dochodu (I_0) i tym samym zmienną egzogeniczną dla modelu. Można przyjąć założenie, że wielkość I_0 jest uzależniona od oczekiwań przedsiębiorstw. Podobnie w równaniu (6) wielkość wydatków rządowych (G) jest dana jako zmienna egzogeniczna (G_0) i jest ona wyjaśniana zamierzeniami partii rządzącej, które pozostają poza modelem. Równanie (7) definiuje wielkość eksportu (X) jako funkcję wielkości dochodu zagranicy (Y_f), przy czym $dX/dY_f = X' \in (0,1)$. (8) obrazuje zależność wielkości importu (IM) od dochodu krajowego, przy czym $dIM/dY = IM' \in (0,1)$ jest nazywane krańcową skłonnością do konsumpcji. Równanie (9) jest warunkiem równowagi modelu, który oznacza, że przy sztywnych cenach wielkość dochodu jest wyznaczana przez wielkość zagregowanych wydatków.

Model gospodarki zagranicy charakteryzują równania (10)–(18):

$$AE_f = C_f + I_f + G_f + X_f - IM_f \quad (10)$$

$$C_f = C_{f0} + C_f(Y_{fD}) \left[\frac{dC_f}{dY_f} = \frac{dC_f}{dY_{fD}} \frac{dY_{fD}}{dY_f} = C'_f (1 - T'_f) \in (0,1) \right] \quad (11)$$

$$Y_{fD} = Y_f - T_f \quad (12)$$

³ Składnik konsumpcji niezależny od bieżącego dochodu.

$$T_f = T_f(Y_f) \quad (13)$$

$$I_f = I_{f0} \quad (14)$$

$$G_f = G_{f0} \quad (15)$$

$$X_f = X_f(Y) \left[\frac{dX_f}{dY} = X'_f \in (0, 1) \right] \quad (16)$$

$$IM_f = IM_f(Y_f) \left[\frac{dIM_f}{dY_f} = IM'_f \in (0, 1) \right] \quad (17)$$

$$Y_f = AE_f. \quad (18)$$

Dodatkowo z uwagi na fakt, że model uwzględnia jedynie dwa kraje:

$$IM = IM(Y) = X_f = X_f(Y) \quad (19)$$

$$IM_f = IM_f(Y_f) = X = X(Y_f), \quad (20)$$

a zatem

$$IM' = X'_f \quad (21)$$

$$IM'_f = X'. \quad (22)$$

Ostateczną wersję modelu można zapisać jako następujący układ równań:

$$\begin{aligned} Y &= C_0 + C(Y_D) - I_0 - G_0 - IM_f(Y_f) + IM(Y) = 0 \\ Y_f &= C_{f0} + C_f(Y_{fD}) - I_{f0} - G_{f0} - IM(Y) + IM_f(Y_f) = 0, \end{aligned} \quad (23)$$

dla którego wartość jacobianu jest równa:

$$\begin{aligned} |J| &= \begin{vmatrix} 1 - C'(1 - T') + IM' & -IM'_f \\ -IM' & 1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f \end{vmatrix} = \\ &= [1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f] - IM'IM'_f > 0. \end{aligned} \quad (24)$$

Ze względu na to, że $|J|$ jest zawsze większy od zera możliwe jest znalezienie pochodnych statyki porównawczej dla poniższego modelu w postaci macierzowej:

$$\begin{bmatrix} 1 - C'(1 - T') + IM' & -IM'_f \\ -IM' & 1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dY^* \\ dY_f^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} dC_0 + dl_0 + dG_0 \\ dC_{f0} + dl_{f0} + dG_{f0} \end{bmatrix} \quad (25)$$

Pochodne statyki porównawczej modelu wynoszą odpowiednio:

$$\frac{\partial Y^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_0} = \frac{1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f}{[1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f] - IM'IM'_f} > 0 \quad (26)$$

$$\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_0} = \frac{IM'}{[1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f] - IM'IM'_f} > 0 \quad (27)$$

$$\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} = \frac{1 - C'(1 - T') + IM'}{[1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f] - IM'IM'_f} > 0 \quad (28)$$

$$\frac{\partial Y^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_{f0}} = \frac{IM'_f}{[1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f] - IM'IM'_f} > 0 \quad (29)$$

Znak pochodnej w równaniu (26) informuje, że wzrost konsumpcji autonomicznej, inwestycji autonomicznych lub wydatków rządowych będzie prowadził do wzrostu dochodu równowagi w kraju. Dochód będzie wzrastał tym bardziej im mniejsza jest wartość mnożnika za granicą. Dzieje się tak dlatego, że wzrost dochodu w kraju, wywołany zmianą jednej z wielkości autonomicznych, prowadzi do wzrostu popytu krajowego na eksport z zagranicy, co z kolei przekłada się na wzrost dochodu za granicą i wzrost popytu na eksport z kraju. Wniosek ten wspiera równanie (27), które informuje o pozytywnym wpływie zmiennych autonomicznych w kraju na wielkość dochodu równowagi za granicą. Równania (28) i (29) potwierdzają prawdziwość tych samych wniosków w odniesieniu do zmiennych autonomicznych za granicą.

Powyższy model dostarcza informacji na temat kanału transferu szoków ekonomicznych z kraju do zagranicy (i *vice versa*). Okazuje się, że szok w kraju (aproksymowany w modelu przez zmiany wielkości autonomicznych), np. wywołany negatywnymi oczekiwaniami spadek inwestycji, będzie transferowany za pośrednictwem kanału handlu za granicę. Wielkość transferu tego szoku do zagranicznej gospodarki jest dana przez $\frac{\partial Y_f^*}{\partial I_0}$ – im większa jest wartość tego wyrażenia, tym większy będzie spadek/wzrost PKB za granicą dla spadku/wzrostu inwestycji autonomicznych o jednostkę. By oszacować wpływ znaczenia kanału handlowego dla transmisji szoku, konieczne jest policzenie pierwszej i drugiej pochodnej $\frac{\partial Y_f^*}{\partial I_0}$ po krańcowej skłonności do importu zagranicy. Wyniki zostały przedstawione poniżej:

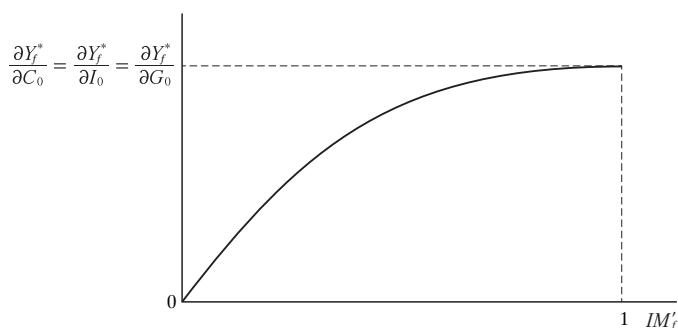
$$\frac{\partial}{\partial IM'_f} \left[\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} \right] = \frac{|J| - IM'_f [1 - C'(1 - T')]}{|J|^2} > 0 \quad (30)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial^2}{\partial (IM'_f)^2} \left[\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} \right] = \\ & = \frac{-2 \{ |J| - IM'_f [1 - C'(1 - T')] \} [1 - C'(1 - T')]}{|J|^4} < 0. \end{aligned} \quad (31)$$

Dodatni znak pierwszej pochodnej oraz negatywny znak drugiej pochodnej świadczą o malejącym krańcowym wpływie krańcowej skłonności do importu zagranicy na wielkość transferu szoku z kraju do zagranicy. Wpływ kanału handlowego na wielkość transferu szoku z kraju za granicę przedstawia rysunek 1.

Rysunek 1

Wpływ krańcowej skłonności do importu zagranicy na transmisję szoku z kraju do zagranicy



Źródło: opracowanie własne.

Uzyskany kształt funkcji transmisji znajduje następujące uzasadnienie ekonomiczne. Wzrost krańcowej skłonności do importu zagranicy oznacza z jednej strony większą zależność dochodu zagranicy od dochodu krajowego. Jednak z drugiej wzrost krańcowej skłonności do importu zagranicy prowadzi do spadku wartości mnożnika w gospodarce oraz większej stabilności PKB zagranicy, co potwierdzają znaki następujących pochodnych:

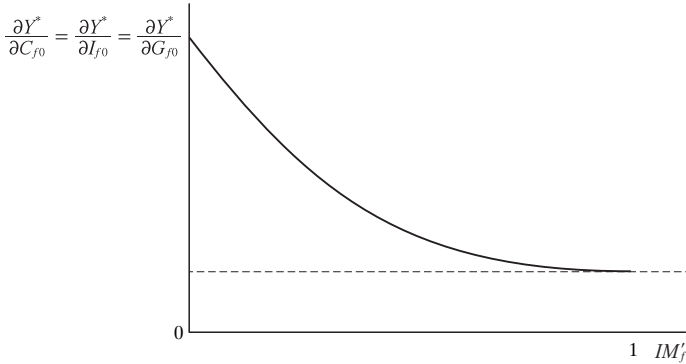
$$\frac{\partial}{\partial IM_f'} \left[\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} \right] = \frac{-[1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'(1 - T')]}{|J|^2} < 0 \quad (32)$$

$$\frac{\partial^2}{\partial (IM_f')^2} \left[\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} \right] = \frac{2[1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'(1 - T')]^2}{|J|^4} > 0 \quad (33)$$

W tym przypadku widzimy, że stabilizujący wpływ krańcowej skłonności do importu na PKB spada wraz ze wzrostem IM_f' , jednak spadek ten charakteryzuje się malejącym tempem spadku. Zależność została przedstawiona na rysunku 2.

Rysunek 2

Wpływ krańcowej skłonności do importu zagranicy stabilność dochodu zagranicy



Źródło: opracowanie własne.

Można na tej podstawie twierdzić, że na transmisję szoku wpływają dwie przeciwstawne siły mające źródło w krańcowej skłonności do importu. Efekt transmisji szoku kanałem handlowym jest silniejszy od efektu stabilizującego, jednak wraz ze wzrostem IM_f' siła efektu stabilizującego wzrasta. Identyczne wnioski można wysunąć na temat transmisji szoku kanałem handlowym z zagranicy do kraju, co potwierdzają znaki następujących pochodnych:

$$\frac{\partial}{\partial IM'} \left[\frac{\partial Y^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_{f0}} \right] = \frac{|J| - IM' [1 - C'_f(1 - T'_f)]}{|J|^2} > 0, \quad (34)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial^2}{\partial (IM')^2} \left[\frac{\partial Y^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_{f0}} \right] = \\ & = \frac{-2 \{ |J| - IM' [1 - C'_f(1 - T'_f)] \} [1 - C'_f(1 - T'_f)]}{|J|^4} < 0 \end{aligned} \quad (35)$$

$$\frac{\partial}{\partial IM'} \left[\frac{\partial Y^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_0} \right] = \frac{-[1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f][1 - C'_f(1 - T'_f)]}{|J|^2} < 0, \quad (36)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial^2}{\partial (IM')^2} \left[\frac{\partial Y^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_0} \right] = \\ & = \frac{2[1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f][1 - C'_f(1 - T'_f)]^2}{|J|^4} < 0 \end{aligned} \quad (37)$$

Uzyskany wynik potwierdza postulowany w literaturze teoretycznej i empirycznej wniosek o dodatnim wpływie handlu na transmisję szoków, a zatem dodatnim wpływie na synchronizację cykli koniunkturalnych. Dodat-

kowo uzyskany wynik wskazuje na malejący krańcowy wpływ kanału handlowego na transmisję szoków, jest to wynik uzyskany w literaturze empirycznej przez Silvestrea, Mendonça i Passosa (2007). Wynik ten został uzyskany dla funkcji w postaci ogólnej, co oznacza, że jego prawdziwość nie jest uzależniona od malejącej krańcowej skłonności do importu. Wnioski z modelu sugerują także konieczność uwzględnienia wpływu handlu w specyfikacji ekonometrycznej modelu wyjaśniającego synchronizację cykli koniunkturalnych.

Warto nadmienić, że wzrost krańcowej skłonności do importu w kraju będzie pozytywnie oddziaływać na wielkość dochodu równowagi za granicą, jednak ponownie wzrost ten charakteryzują malejące krańcowe przyrosty. Ten sam wniosek jest prawdziwy w przypadku wpływu krańcowej skłonności do konsumpcji za granicą na dochód równowagi w kraju, co potwierdzają znaki następujących pochodnych:

$$\frac{\partial}{\partial IM'} \left[\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} \right] = \frac{|J| - [1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'_f(1 - T'_f)]}{|J|^2} > 0, \quad (38)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial^2}{\partial (IM')^2} \left[\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} \right] = \\ & = \frac{-2\{|J| - [1 - C'(1 - T') + IM'] [1 - C'_f(1 - T'_f)]\} [1 - C'_f(1 - T'_f)]}{|J|^4} < 0, \end{aligned} \quad (39)$$

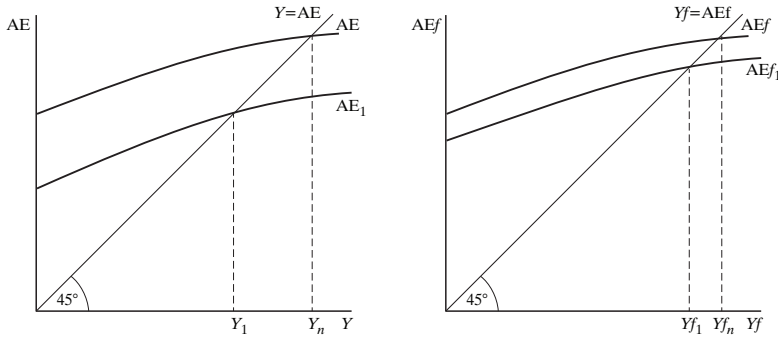
$$\begin{aligned} & \frac{\partial}{\partial IM'_f} \left[\frac{\partial Y^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_0} \right] = \\ & = \frac{|J| - [1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f] [1 - C'(1 - T')]}{|J|^2} > 0, \end{aligned} \quad (40)$$

$$\begin{aligned} & \frac{\partial^2}{\partial (IM'_f)^2} \left[\frac{\partial Y^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_0} \right] = \\ & = \frac{-2\{|J| - [1 - C'_f(1 - T'_f) + IM'_f] [1 - C'(1 - T')]\} [1 - C'(1 - T')]}{|J|^4} < 0. \end{aligned} \quad (41)$$

Podsumowując, należy zauważyć, że wzrost znaczenia kanału handlowego będzie prowadzić do większej współzmienności realnego dochodu w kraju i zagranicą. Można to w bardzo prosty sposób zilustrować za pomocą wykresu w przestrzeni dochód (Y) – zagregowane wydatki (AE) dla opisanego powyżej modelu kraju i zagranicy, zakładając, że w punkcie wyjścia gospodarki kraju i zagranicy wytwarzają wielkość produkcji równą wielkości naturalnej (Y_n dla kraju i Y_{fn} dla zagranicy) (zob. rysunek 3).

Rysunek 3

Transmisja szoku z kraju do zagranicy poprzez kanał transmisyjny handlu



Źródło: opracowanie własne.

Spadek np. inwestycji autonomicznych w kraju prowadzi do spadku dochodu poniżej naturalnego poziomu. Konsekwencją tego jest spadek eksportu zagranicy i spadek wielkości dochodu za granicą. To z kolei przekłada się na spadek eksportu kraju itd. W efekcie, dochód w gospodarce krajowej obniża się do Y_1 , a za granicą do Y_{f1} . Im większa jest wartość krańcowej skłonności do importu za granicą, tym większy będzie transfer szoku. Dalej definiując stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych (*SCK*) jako różnicę odchyień rzeczywistego PKB od jego naturalnego poziomu⁴:

$$SCK = \frac{\partial Y}{Y_n} - \frac{\partial Y_f}{Y_{fn}}, \quad (42)$$

okazuje się, że w przypadku szoku w kraju miara *SCK* przyjmuje postać:

$$SCK = \frac{\frac{\partial Y^*}{\partial I_0} dI_0}{Y_n} - \frac{\frac{\partial Y_f^*}{\partial I_0} dI_0}{Y_{fn}}, \quad (43)$$

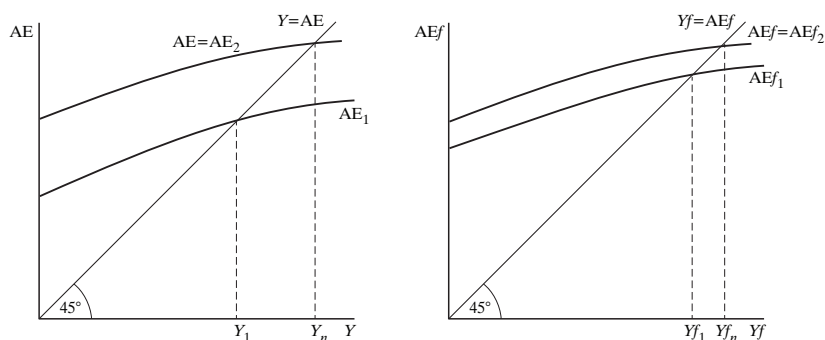
gdzie: im bliższa zeru jest wartość tego wyrażenia, tym większy jest stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych kraju i zagranicy.

⁴ Zaletą wykorzystanej miary jest fakt, że bezpośrednio koresponduje z teorią optymalnych obszarów walutowych. Miara przedstawia różnicę w procentowych odchyleniach rzeczywistego PKB od realnego poziomu. Jeżeli bank centralny wie, o ile ma zmienić tempo wzrostu podaży pieniądza (lub, o ile procent zmniejszyć lub zwiększyć wielkość podaży pieniądza) w reakcji na dewiację PKB od naturalnego poziomu o 1%, to różnica może w bardzo dobry sposób aproksymować koszty związane z uczestnictwem w jednolitym obszarze walutowym.

W takiej sytuacji stopień *SCK* będzie znacznie uzależniony od siły kanału transmisyjnego handlu oraz wyjściowego poziomu PKB w obu gospodarkach. Należy zaznaczyć, że przy znacznych różnicach w wyjściowym poziomie PKB i otwartości gospodarki⁵ teoretycznie możliwy jest przypadek, gdy różnice w procentowych odchyleniach od naturalnego poziomu będą wzrastać wraz ze wzrostem natężenia handlu międzynarodowego. Okazuje się jednak, że żadne badania nie wykazały prawdziwości tego czysto teoretycznego przypadku.

Rysunek 4

Szok asymetryczny a zastosowanie polityki fiskalnej



Źródło: opracowanie własne.

Po rozpatrzeniu kanału transmisyjnego kolejnym krokiem jest analiza wpływu działań rządu. W tym celu zostaną rozpatrzone dwa osobne przypadki. W każdym z nich zakłada się, że gospodarki kraju i zagranicy znajdują się w stanie równowagi, przy PKB na naturalnym poziomie. W pierwszym przypadku założono, że gospodarkę kraju dotyka asymetryczny negatywny szok (np. spadek konsumpcji autonomicznej). Prowadzi to do znacznego spadku PKB w kraju i mniejszego spadku PKB za granicą (por. rysunek 4).

Zastosowanie przez władze kraju ekspansywnej polityki fiskalnej może w takiej sytuacji przywrócić wielkość PKB do naturalnego poziomu zarówno

⁵ Szczególnym przypadkiem jest tutaj sytuacja, gdy gospodarka krajowa jest bardzo duża i charakteryzuje się niską wartością mnożnika, natomiast gospodarka drugiego kraju jest bardzo mała i charakteryzuje się bardzo wysoką wartością mnożnika. W takiej sytuacji wzrost inwestycji w kraju będzie prowadzić do niewielkiego procentowego odchylenia PKB od naturalnego poziomu, natomiast procentowe odchylenie za granicą może być bardzo znaczne.

w kraju, jak i za granicą⁶. Miara synchronizacji cykli koniunkturalnych przyjmuje wtedy postać:

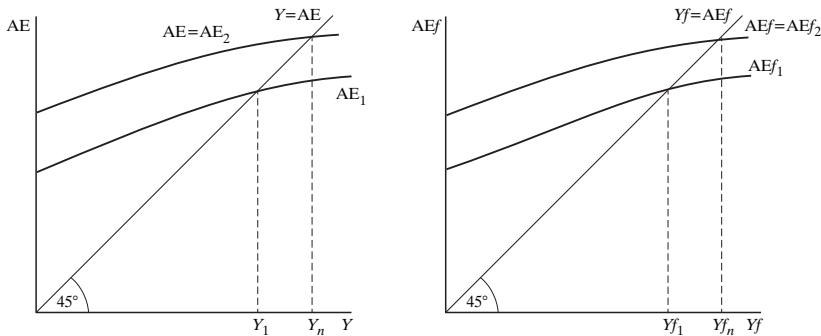
$$SCK = \frac{\partial Y^*}{\partial I_0} \frac{dI_0}{Y_n} + \frac{\partial Y^*}{\partial G} \frac{dG_0}{Y_n} - \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_0} \frac{dI_0}{Y_{fn}} - \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} \frac{dG_0}{Y_{fn}}. \quad (44)$$

Warto dodać, że zastosowanie ekspansywnej polityki fiskalnej przez władze zagraniczne może w takiej sytuacji prowadzić do spadku synchronizacji cykli koniunkturalnych. Można zatem wnioskować, że niska współzmiennność polityki fiskalnej w przypadku asymetrycznego rozkładu szoków może prowadzić do poprawy synchronizacji cykli gospodarczych.

W drugim przypadku oba kraje zostają dotknięte przez negatywny szok (np. spadek konsumpcji autonomicznej) (por. rysunek 5).

Rysunek 5

Szok symetryczny a zastosowanie polityki fiskalnej



Źródło: opracowanie własne.

W przypadku symetrycznego negatywnego szoku spadek konsumpcji autonomicznej w kraju prowadzi do spadku realnego PKB w kraju i za granicą. W tym czasie spadek konsumpcji autonomicznej zagranicą prowadzi do spadku dochodu zagranicą i w kraju. Na skutek tego krzywa AE przesuwa się do położenia AE₁, natomiast AEf do AEf₁. W sytuacji asymetrycznego szoku synchronizacja cykli koniunkturalnych jest dana przez:

$$SCK = \frac{\partial Y^*}{\partial C_0} \frac{dC_0}{Y_n} + \frac{\partial Y^*}{\partial C_{f0}} \frac{dC_{f0}}{Y_n} - \frac{\partial Y_f^*}{\partial C_0} \frac{dC_0}{Y_{fn}} - \frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} \frac{dC_{f0}}{Y_{fn}} \quad (45)$$

⁶ Zgodnie z logiką modelu przywrócenie PKB do naturalnego poziomu w kraju będzie prowadzić do przywrócenia PKB do naturalnego poziomu zagranicą.

W tej sytuacji należy oczekiwać relatywnie wysokiej synchronizacji cykli koniunkturalnych. Jednak może to ulec zmianie, gdy rządy krajów i zagranicy mają inne podejście do polityki fiskalnej. Dodatkowe uwzględnienie działań rządów nakazuje przekształcić równanie (45) do postaci:

$$SCK = \frac{\frac{\partial Y_n^*}{\partial C_0} dC_0}{Y_n} + \frac{\frac{\partial Y_n^*}{\partial C_{f0}} dC_{f0}}{Y_n} + \frac{\frac{\partial Y_n^*}{\partial G_0} dG_0}{Y_n} + \frac{\frac{\partial Y_n^*}{\partial G_{f0}} dG_{f0}}{Y_n} - \frac{\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_0} dC_0}{Y_{fn}} - \frac{\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f0}} dC_{f0}}{Y_{fn}} - \frac{\frac{\partial Y_f^*}{\partial G_0} dG_0}{Y_{fn}} - \frac{\frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f0}} dG_{f0}}{Y_{fn}} \quad (46)$$

Wynika stąd, że większa synchronizacja cykli koniunkturalnych kraju i zagranicy będzie uwarunkowana zastosowaniem tego samego typu polityki fiskalnej. Jeżeli jeden z krajów zastosuje politykę ekspansywną, natomiast drugi restrykcyjną to stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych między nimi spadnie.

Podsumowując wnioski z przedstawionego modelu, należy zauważyć, że w modelu ekonometrycznym, wyjaśniającym SCK , kanał handlowy zawsze będzie prowadzić do pogłębiającej się synchronizacji cykli, niezależnie od wykorzystanych zmiennych kontrolnych. W polityce fiskalnej sytuacja jest odmienna. W przypadku szoków asymetrycznych większa współzmiennność polityki fiskalnej prowadzi do spadku SCK , natomiast w przypadku szoków asymetrycznych do wzrostu SCK . Z tego względu w modelu ekonometrycznym, w celu uchwycenia wpływu współzmienności polityki fiskalnej konieczna jest kontrola ze względu na symetryczność szoków. Jest ona możliwa dzięki zastosowaniu zmiennej kontrolnej, która wskazuje podobieństwa w strukturze produkcji analizowanej pary krajów.

W kolejnym kroku analizy do modelu zostanie wprowadzony mechanizm dostosowawczy, jakim jest płynny kurs walutowy⁷. W tym celu konieczne jest jednak przededefiniowanie kilku wcześniej wprowadzonych funkcji. Po pierwsze krajowe funkcje importu i eksportu zostają przekształcone w jedną funkcję rachunku obrotów bieżących:

$$CA = CA(E, Y, Y_f), \quad (47)$$

gdzie: E jest wartością nominalnego kursu walutowego⁸ zdefiniowanego jako cena waluty zagranicznej wyrażona w walucie krajowej. Innymi słowy,

⁷ Chodzi tu o doskonale płynny kurs walutowy – kurs walutowy natychmiastowo dostosowujący się do zmian w popycie i podaży waluty.

⁸ Zgodnie z teorią ekonomii głównego nurtu, rachunek obrotów bieżących jest funkcją realnego kursu walutowego. Jednak ze względu na założenie o stałym poziomie cen w tym przypadku wykorzystywany jest płynny kurs walutowy.

wzrost E oznacza deprecjację waluty krajowej, natomiast spadek E oznacza aprecjację waluty krajowej względem waluty zagranicznej. Funkcję rachunku obrotów bieżących kraju charakteryzują trzy pochodne cząstkowe. Pochodna $CA_Y < 0$ informuje, że wzrost dochodu w kraju prowadzi do wzrostu importu, a tym samym pogorszenia salda na rachunku obrotów bieżących. Analogicznie pochodna $CA_{Y_f} > 0$ informuje, że wzrost dochodu zagranicą prowadzi do wzrostu eksportu, a tym samym poprawy salda na rachunku obrotów bieżących. Ostatnia z pochodnych cząstkowych $CA_E > 0$ informuje, że deprecjacja waluty krajowej prowadzi do poprawy salda na rachunku obrotów bieżących. Co oznacza, że spełniony jest warunek Marshalla-Lerner, mówiący, że suma elastyczności eksportu i importu względem kursu walutowego jest większa od 1. Spadek wartości eksportu i wzrost wartości importu jest więc z nadwyżką kompensowany przez wzrost wielkości eksportu i spadek wielkości importu⁹.

Analogicznie możliwa jest konstrukcja funkcji rachunku obrotów bieżących zagranicy:

$$CA_f = CA_f(E, Y, Y_f), \quad (48)$$

gdzie: $CA_E < 0$, $CA_Y > 0$, $CA_{Y_f} < 0$. Biorąc pod uwagę fakt, że w analizowanym modelu świat składa się z dwóch krajów, okazuje się, iż:

$$CA_f = -E * CA(E, Y, Y_f). \quad (49)$$

Dla uproszczenia przyjmujemy, że początkowa wartość nominalnego kursu walutowego wynosi 1, co w zupełności nie wpływa na wyniki analizy. Ostatnim brakującym elementem modelu jest warunek równowagi mówiący, że rynek walutowy znajduje się w równowadze, *ergo* popyt na walutę krajową jest równy podaży waluty krajowej. Ponieważ w modelu istnieje jedynie rynek dóbr i usług warunek ten przyjmuje postać:

$$CA(E, Y, Y_f) = 0. \quad (50)$$

Ostatecznie model jest opisany przez następujący układ równań współzależnych z trzema zmiennymi endogenicznymi:

$$\begin{aligned} Y - C_0 - C(Y_D) - I_0 - G_0 - CA(E, Y, Y_f) &= 0 \\ Y_f - C_{f0} - C_f(Y_{fD}) - I_{f0} - G_{f0} + E * CA(E, Y, Y_f) &= 0 \\ CA(E, Y, Y_f) &= 0, \end{aligned} \quad (51)$$

⁹ Więcej na ten temat zob. Rose, 1991.

dla którego wartość jacobianu (przy początkowym $E=1$) jest równa:

$$|J| = \begin{vmatrix} 1 - C'(1 - T') - CA_Y & -CA_{Y_f} & -CA_E \\ CA_Y & 1 - C'_f(1 - T'_f) - CA_{Y_f} & CA_E \\ CA_Y & CA_{Y_f} & CA_E \end{vmatrix} = \quad (52)$$

$$= CA_E [1 - C'(1 - T')] [1 - C'_f(1 - T'_f)] > 0$$

Ze względu na to, że $|J|$ jest zawsze większy od zera możliwe jest znalezienie pochodnych statyki porównawczej dla poniższego modelu w postaci macierzowej:

$$\begin{bmatrix} 1 - C'(1 - T') - CA_Y & -CA_{Y_f} & -CA_E \\ CA_Y & 1 - C'_f(1 - T'_f) - CA_{Y_f} & CA_E \\ CA_Y & CA_{Y_f} & CA_E \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dY^* \\ dY_f^* \\ dE^* \end{bmatrix} = \quad (53)$$

$$= \begin{bmatrix} dC_0 + dI_0 + dG_0 \\ dC_{f_0} + dI_{f_0} + dG_{f_0} \\ 0 \end{bmatrix}$$

Pochodne statyki porównawczej modelu wynoszą odpowiednio:

$$\frac{\partial Y^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y^*}{\partial G_0} = \frac{1}{1 - C'(1 - T')} > 1, \quad (54)$$

$$\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f_0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f_0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f_0}} = \frac{1}{1 - C'_f(1 - T'_f)} > 1, \quad (55)$$

$$\frac{\partial Y_f^*}{\partial C_0} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_0} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_0} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial C_{f_0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial I_{f_0}} = \frac{\partial Y_f^*}{\partial G_{f_0}} = 0. \quad (56)$$

Uzyskane w równaniach (54) i (55) wyniki wskazują, że wartości mnożników w tych dwóch otwartych gospodarkach są identyczne z tymi jakie by dla nich obliczono gdyby były gospodarkami zamkniętymi. Warto zauważyć także, iż pochodna CA_E nie pojawia się w żadnym z wyników. Jest tak dlatego, że doskonale płynny kurs walutowy przyjmuje na siebie rolę mechanizmu dostosowawczego, przez co wielkości dochodu w kraju i za granicą stają się bardziej stabilne. Najważniejszy wniosek płynie jednak z równania (56). Wprowadzenie doskonale płynnego kursu walutowego sprawia, że nie następuje transmisja szoku z kraju do zagranicy (ani *vice versa*). Wynika stąd, że kanał handlowy transmisji szoków będzie miał mniejsze znaczenie dla krajów, których systemy walutowe są bliższe reżimowi płynnemu.

Równanie (56) daje także kolejne wskazówki odnośnie do konstrukcji modelu ekonometrycznego. Okazuje się, że transmisja szoków jest uzależniona od reżimu kursowego. Z tego względu konieczne jest wprowadzenie reżimu kursowego jako zmiennej kontrolnej w modelu.

2. METODY WERYFIKACJI MODELU I WYKORZYSTANE DANE

W modelach wykorzystano dane na temat 20 państw Unii Europejskiej: Austrii, Belgii, Cypru, Danii, Finlandii, Francji, Niemiec, Grecji, Węgier, Irlandii, Włoch, Luksemburga, Malty, Holandii, Polski, Portugalii, Słowacji, Hiszpanii, Szwecji oraz Wielkiej Brytanii. Pomimo że nie jest to cała Unia Europejska, termin Unia Europejska będzie stosowany na określenie tej grupy krajów. Wszystkie wykorzystane w modelu zmienne są mierzone bilateralnie dla par krajów, co w przypadku 20 państw daje 190 par, a tym samym 190 obserwacji. Analiza obejmuje lata 1990–2007. Poniżej zostaną przedstawione zmienna objaśniana oraz zmienne objaśniające, a w następnej kolejności strategia estymacji modelu z wykorzystaniem metod parametrycznych i nieparametrycznych.

2.1. Zmienna objaśniana

By zmierzyć do jakiego stopnia zsynchronizowane są cykle koniunkturalne krajów Unii Europejskiej w pierwszej kolejności wykorzystano roczne szeregi czasowe realnego PKB za lata 1987–2010. Następnie szeregi zostały poddane odfiltrowaniu ich komponentów cyklicznych z wykorzystaniem filtra Baxtera-Kinga (Baxter, King 1999). Filtr ten zatrzymuje część szeregu, zarówno o częstotliwości wysokiej (związaną z trendem) oraz o niskiej (związaną z wahaniami sezonowymi). Z tego względu filtr Baxtera-Kinga wydaje się być optymalnym wyborem, w szczególności odnosząc synchronizację cykli koniunkturalnych do teorii optymalnych obszarów walutowych – komponenty związane z trendem oraz wahaniami sezonowymi są komponentami, na które nie można oddziaływać za pomocą polityki pieniężnej. Przy wykorzystaniu filtra zastosowano $k = 3$ opóźnienia i wyprzedzenia (*lags and leads*), a filtr zatrzymuje komponent pomiędzy ósmioma a trzydziestoma dwoma kwartałami, więc na potrzeby danych rocznych ustawiono $p = 2$ oraz $q = 8$. Po odfiltrowaniu komponent cykliczny jest dzielony przez komponent związany z trendem, aby otrzymać miarę relatywną (y_t^f). W takich warunkach bilateralny współczynnik korelacji dla wszystkich par krajów za lata 1990–2007 jest obliczany jako:

$$bp_{ij} = cor(y_i^f, y_j^f), \quad (57)$$

gdzie: i oraz j oznaczają kraje, natomiast subskrypt t oznacza okres. Miara przyjmuje wartości z przedziału $[-1, 1]$, gdzie 1 oznacza idealną synchronizację cykli koniunkturalnych. Szeregi czasowe realnego PKB za lata 1987–2010 pochodzą

z Penn World Table (Heston, Summers, Aten, 2012). Warto dodać, że prezentowana tu miara jest kompatybilna z miarą stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych zaprezentowaną w punkcie 1 tego opracowania.

2.2. Zmienne objaśniające

Pierwszą zmienną objaśniającą wykorzystaną w modelu jest podobieństwo struktur gospodarczych – mierzoną dla każdej pary krajów. Zastosowaną w modelu miarą podobieństwa struktur jest średnia wartość współczynnika korelacji wartości dodanej w poszczególnych sektorach gospodarki dla pary krajów i oraz j :

$$kor_{ij}v = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{cov(v_{it}^l, v_{jt}^l)}{s(v_{it}^l) * s(v_{jt}^l)}, \quad (58)$$

gdzie: v_{it}^l jest wartością dodaną w sektorze l wyrażoną jako procent wartości dodanej w całej gospodarce kraju i w okresie t , v_{jt}^l jest wartością dodaną w sektorze l wyrażoną jako procent wartości dodanej w całej gospodarce kraju j w okresie t , cov oznacza kowariancję, natomiast s oznacza odchylenie standardowe. Następnie ta sama miara jest wykorzystana dla udziałów zatrudnienia w poszczególnych sektorach, jako udziałach w całkowitym zatrudnieniu (e). Miara przyjmuje wartości od -1 do 1 , gdzie 1 oznacza istnienie identycznych struktur w obu krajach.

Na potrzeby odporności modelu współczynniki korelacji struktur zostały policzone na trzech poziomach dezagregacji. Pierwszy podział został opracowany przez autora, natomiast dwa następne pochodzą z bazy danych EU KLEMS. W pierwszej kolejności dokonano podziału na trzy sektory: podstawowy: A + B, przemysłowy: C + D + E + F oraz związany z usługami: G + H + I + J + K + L + M + N + O + P + Q. Następnie dokonano podziału ze względu na kategorie jednocyfrowe: A – rolnictwo, łowiectwo i leśnictwo; B – rybołówstwo; C – kopalnictwo i zbieractwo; D – przemysł tradycyjny; E – elektryczność, gaz i dostawa wody; F – budownictwo; G – sprzedaż; H – hotelarstwo i gastronomia; I – transport, przechowanie i komunikacja; J – pośrednictwo finansowe; K – nieruchomości i usługi biznesowe; L – administracja publiczna, obrona narodowa i ubezpieczenia społeczne; M – edukacja; N – służba zdrowia i pomoc socjalna; O – pozostałe usługi społeczne i prywatne; P – osoby zatrudnione w gospodarstwach domowych¹⁰.

¹⁰ W tym przypadku nie wykorzystano ostatniej kategorii – Q – ponadnarodowe organizacje, gdyż dla wszystkich badanych krajów, w całym badanym okresie wartość tej rubryki wynosiła zero.

Następnie w ramach tych kategorii dokonano podziału na kategorie dwucyfrowe¹¹. Wszystkie dane na temat podobieństwa struktur pochodzą z bazy EU KLEMS i obejmują okres 1990–2007. Wyjątkami dla wartości dodanej są: Cypr 1995–2007; Węgry 1995–2007; Malta 1995–2006; Polska 1995–2006; Portugalia 1990–2006; Słowacja 1995–2007. Wyjątkami dla zatrudnienia są: Cypr 1995–2007; Węgry 1995–2007; Malta 1994–2006; Polska 1995–2007; Portugalia 1990–2006; Słowacja 1995–2007. Dla par zawierających powyższe kraje wyliczane są odpowiednio krótsze średnie.

Zgodnie z rozważaniami Kenena dywersyfikacja struktur produkcji prowadzi do bardziej symetrycznego rozkładu szoków popytowych (1969), a tym samym powinna się przyczyniać do większej synchronizacji cykli koniunkturalnych. Idąc tym samym tokiem rozumowania Theodoropoulos (2005) zauważa, że odpowiednim wskaźnikiem dla badań empirycznych jest stopień podobieństwa struktur produkcji, który został wykorzystany w tym opracowaniu. W ostatnim czasie wpływ podobieństw strukturalnych z zastosowaniem zmodyfikowanej procedury *Extreme Bound Analysis*, został pozytywnie zweryfikowany przez Becka (2013) dla próby krajów Unii Europejskiej.

Pierwszą z występujących w modelach zmiennych objaśniających synchronizację cykli koniunkturalnych jest handel międzynarodowy. Zmienna ta mierzy natężenie bilateralnego handlu i jest zdefiniowana jako średnia łączna wielkość handlu między dwoma krajami, i jest wyrażona jako procent sumy PKB tych dwóch krajów:

$$x_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \frac{Imports_{ijt} + Exports_{ijt}}{GDP_{it} + GDP_{jt}}. \quad (59)$$

Im wyższa wartość miary, tym większe natężenie handlu pomiędzy krajami i oraz j . Dane na temat bilateralnego handlu międzynarodowego pochodzą z IMF Directions of Trade i obejmują okres 1990–2007. Handel bilateralny jest zmienną, która wykazała istotny statystycznie wpływ na handel już w wielu badaniach (Imbs, 2004; Azali, Lee, 2009; Siedschlag, 2010; Dées, Zorell, 2011).

Kolejną z występujących w modelu zmienną jest współzmiennność polityki fiskalnej. Wpływ współzmienności polityki fiskalnej na synchronizację cykli koniunkturalnych będzie mierzony z wykorzystaniem współczynnika korelacji deficytów budżetowych wyrażonych jako procent PKB w latach 1995–2007:

¹¹ Podział ten jest niezmiernie obszerny, dlatego nie jest tutaj szczegółowo omówiony. Zainteresowanym poleca się stronę: <http://euklems.net/> (13.05.2014), gdzie wszystkie kategorie są omówione bardzo dokładnie.

$$bd_{ij} = cor(def_i^t, def_j^t), \quad (60)$$

gdzie: def_i^t oznacza deficyt budżetowy wyrażony jako procent PKB kraju i w okresie t , def_j^t oznacza deficyt budżetowy wyrażony jako procent PKB kraju j w okresie t . Ze względu na odporność modelu została wprowadzona alternatywna miara – współczynnik korelacji długów publicznych wyrażonych jako procent PKB w latach 1995–2007:

$$pd_{ij} = cor(debt_i^t, debt_j^t), \quad (61)$$

gdzie: $debt_i^t$ oznacza dług publiczny wyrażony jako procent PKB kraju i w okresie t , $debt_j^t$ oznacza deficyt budżetowy wyrażony jako procent PKB kraju j w okresie t . Miara przyjmuje wartości z przedziału $[-1, 1]$, gdzie 1 oznacza pełną kompatybilność polityki fiskalnej między dwoma krajami. Dane na temat długu publicznego oraz deficytu budżetowego pochodzą z Eurostatu. Wpływ współzmienności polityki fiskalnej na synchronizację cykli koniunkturalnych został w ostatnim czasie potwierdzony przez Sachsa i Schleera (2013).

W celu uchwycenia wpływu różnic w polityce pieniężnej zostanie wykorzystany współczynnik korelacji stóp inflacji dla par krajów Unii Europejskiej w latach 1990–2007:

$$i_{ij} = cor(i_i^t, i_j^t). \quad (62)$$

Interpretacja wartości miary jest analogiczna jak w przypadku polityki fiskalnej. Problem z wykorzystaniem inflacji jako miary wpływu polityki pieniężnej ma dwa źródła. Po pierwsze banki centralne nie muszą podążać za celem inflacyjnym. Po drugie różnice w stopach inflacji mogą pokazać różny rozkład szoków ekonomicznych, który jest odzwierciedlony w inflacji. Z tego względu dla odporności modelu zostaną wykorzystane trzy różne miary inflacji: $i1_{it}$ – inflacja w obu krajach jest mierzona metodą G-K; $i2_{it}$ – inflacja w obu krajach jest mierzona jako średnia GEEK-CPDW; ic_{it} – wykorzystywany jest wskaźnik cen dóbr konsumpcyjnych w obu krajach. Dane na temat stóp inflacji pochodzą z Penn World Table. Istotny wpływ współzmienności polityki pieniężnej na panelu krajów Unii Europejskiej wykazał Beck (2013).

Dodatkowo w modelu wykorzystano zmienną binarną w celu uchwycenia wpływu przynależności do Unii Gospodarczej i Walutowej na stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych. W celu ich konstrukcji przyjmuje się wartość 1 w przypadku gdy w danym roku dana para krajów była członkami unii walutowej oraz 0 dla pozostałych. Następnie średnia dla całego okresu jest

wykorzystana do skonstruowania miary *mu*. Miara ta ma na celu wychwycenie stopnia zmienności kursu walutowego, gdyż, jak sugerował model w części 1, zmiany kursu walutowego mogą prowadzić do zmniejszenia siły działania kanału handlowego na synchronizację cykli koniunkturalnych. Przynależność do unii walutowej prowadzi również do wzrostu synchronizacji cykli koniunkturalnych także innymi kanałami¹²: eliminacja ryzyka kursowego promuje handel oraz dzielenie ryzyka (*risk sharing*) (Mundell 1973a, 1973b; McKinnon 2001) w jednolitym obszarze walutowym jest mniejsze prawdopodobieństwo wystąpienia idiosynkratycznego szoku monetarnego (de Grauwe, 2007). Wpływ uczestnictwa w unii walutowej na współzmiennność cykli oraz rozmiary handlu wykazali Rose (2000), Alesina, Barro, Tenreyro (2002), co w ostatnim czasie potwierdził McGowan (2008).

We wszystkich równaniach systemu zostanie wykorzystana standardowa zmienna kontrolna ukazująca średnią wartość iloczynu populacji dwóch krajów Unii Europejskiej w okresie 1990–2007, zdefiniowana jako:

$$pp_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T pop_{it} * pop_{jt}, \quad (63)$$

gdzie: pop_{it} oraz pop_{jt} wyrażają wielkość populacji odpowiednio kraju i oraz j w okresie t . Dane na temat wielkości populacji pochodzą z Penn World Table.

Dodatkowo zostaną wykorzystane trzy standardowe kontrolne zmienne grawitacyjne: b jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1, gdy dwa kraje mają wspólną granicę; l jest zmienną binarną przyjmującą wartość 1, gdy dwa kraje mają co najmniej jeden wspólny język urzędowy; d jest zmienną ukazującą najkrótszą drogę między stolicami dwóch danych państw Unii Europejskiej, zgodnie ze wskazówkami Google Maps.

2.3. Metody nieparametryczne

W celu oszacowania wpływu handlu bilateralnego na stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych, a tym samym prawidłową weryfikację wniosków płynących z zaprezentowanego modelu w niniejszym opracowaniu wykorzystano metodę nieparametryczną. Metodą tą jest lokalna ważona metoda najmniejszych kwadratów z odpornymi wagami. Metoda ta jest powszechnie stosowana np. do oceny wpływu PKB *per capita* na stopień specjalizacji gospodarki (Imbs, Wacziarg, 2003; Koren, Tenreyro, 2007; Parteka 2009). Dla oceny nieliniowego wpływu handlu na synchronizację cykli koniunkturalnych

¹² Więcej na ten temat zob. Beck, 2011.

lokalną ważoną metodą najmniejszych kwadratów szacowano następujące równanie (Cleveland, 1979):

$$bp_{ij} = f(x_{ij}), \quad (64)$$

W takiej sytuacji nie nałożone są żadne restrykcje na postać funkcji, która jest estymowana. Ewentualnym ulepszeniem modelu na przyszłość jest wykorzystanie do estymacji metod semiparametrycznych (Hastie, Tibshirani, 1986). Po oszacowaniu wartości teoretycznych modelu w następnej kolejności z wykorzystaniem KMNK dopasowano funkcję kwadratową, która ma przybliżać wpływ handlu na stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych.

2.4. Metody parametryczne

Docelowo z wykorzystaniem KMNK z korektą Newey-Westa o heteroskedastyczność (Newey, West, 1987) oszacowano następujące równanie:

$$bp_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 kor3v_{ij} + \alpha_2 x_{ij} + \alpha_3 bd_{ij} + \alpha_4 mu_{ij} + \alpha_5 i_{1,ij} + \alpha_6 pp_{ij} + \alpha_7 b_{ij} + \alpha_8 d_{ij} + \alpha_9 l_{ij} + \varepsilon_{1,ij}, \quad (65)$$

gdzie: bp_{ij} jest wektorem współczynników korelacji czynnika cyklicznego PKB, krajów i oraz j , $kor3v_{ij}$ jest wektorem współczynników korelacji podobieństwa struktur państw i oraz j , natomiast x_{ij} jest wektorem bilateralnych miar handlu między dwoma państwami, bd_{ij} jest wektorem współzmienności pozycji budżetowych par krajów ij , mu_{ij} jest wektorem średniego czasu utrzymywania wspólnej waluty przez kraj i oraz kraj j , $i_{1,ij}$ jest wektorem współzmienności stóp inflacji par krajów ij , natomiast pp_{ij} , b_{ij} , d_{ij} oraz l_{ij} są wektorami zmiennych grawitacyjnych.

Dla sprawdzenia odporności równanie oszacowano z wykorzystaniem KMNK oraz KMNK z korektą White (White, 1980), przy czym uzyskano analogiczne rezultaty do tych jakie zaprezentowano w tym opracowaniu.

3. WERYFIKACJA MODELI

W celu oszacowania wpływu handlu bilateralnego na synchronizację cykli koniunkturalnych wykorzystano lokalną ważoną metodę najmniejszych kwadratów z odpornymi wagami. Na wykresach poniżej zostały zaprezentowane tylko wyniki estymacji. Oznacza to, że na osi odciętych mierzone są zaobser-

wowane wartości wybranej determinanty, natomiast na osi rzędnych znajdują się wygładzone wartości zmiennej objaśnianej (wartości teoretyczne). Zastosowanie takiego podejścia ma dodatkową zaletę, gdyż dla oszacowanych ważoną metodą najmniejszych kwadratów punktów możliwe jest znalezienie najodpowiedniejszej postaci funkcyjnej z wykorzystaniem klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Dodatkowo ze względu na fakt, że wartości zmiennej zależnej zostały już wygładzone jedyną miarą dobroci dopasowania jest współczynnik determinacji R^2 – sprawdzanie istotności statystycznej dla wygładzonych danych nie ma sensu, więc nie ma potrzeby prezentowania wyników statystyki t . Punkty oszacowane dla miary wykorzystującej synchronizację cykli koniunkturalnych opartą na filtrze Baxter-Kinga z zastosowaniem lokalnej ważonej metody najmniejszych kwadratów, zostały zaprezentowane na wykresie 1.

Na podstawie analizy wykresu można stwierdzić pozytywną zależność między wielkością handlu bilateralnego a stopniem synchronizacji cykli koniunkturalnych. Potwierdza to „Pogląd Komisji Europejskiej” (*One market, one...*, 1990) oraz hipotezę endogeniczności kryteriów optymalnego obszaru walutowego (Frankel, Rose, 1998). Należy jednak zaznaczyć, że wykres potwierdza, iż związek ten nie ma charakteru liniowego. W szczególności należy zwrócić uwagę na bardzo duże skupienie punktów przy bardzo niskim poziomie handlu bilateralnego. Można jednak przypuszczać, że kontrolowanie zmiennych (choćby ze względu na proste zmienne grawitacyjne, jak np. dystans między krajami, rozmiary gospodarki czy wspólna granica) pozwoliłoby na eliminację tej anomalii.

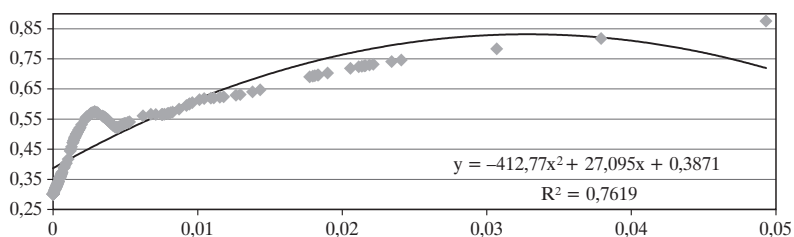
Wraz ze wzrostem udziału handlu bilateralnego stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych wzrasta jednak w malejącym tempie. Wskazuje to na zasadność hipotezy o malejącym krańcowym wpływie handlu bilateralnego na SCK, którą postawili Silvestre, Mendonça, Passos (2007). Wynik ten potwierdza także uzyskane z modelu wnioski na temat malejących krańcowych przyrostów transmisji szoku z jednego kraju do drugiego. Dopasowana z wykorzystaniem KMNK funkcja kwadratowa charakteryzuje się bardzo wysokim współczynnikiem determinacji (0,76), co potwierdza wniosek o malejącym krańcowym wpływie handlu na synchronizację cykli koniunkturalnych.

Z drugiej strony oszacowane dla wygładzonych danych funkcje kwadratowe zawierają opadającą część paraboli w analizowanym przedziale. Z tego względu dokonano dodatkowej estymacji dla punktów charakteryzujących się tendencją wzrostową, za przedziałem o nieregularnym kształcie – innymi słowy wybrano pary krajów charakteryzujące się najwyższym udziałem handlu bilateralnego w sumie ich PKB. Punkty oszacowane dla miary wykorzystującej

filtr Baxter-Kinga z wykorzystaniem lokalnej ważonej metody najmniejszych kwadratów oraz dopasowana funkcja kwadratowa, zostały zaprezentowane na wykresie 2.

Wykres 1

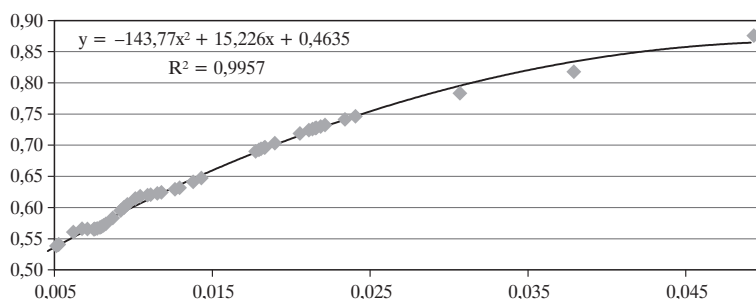
Rozmiary handlu bilateralnego jako procent PKB (oś odciętych) a teoretyczne wartości współczynnika korelacji odchyłeń komponentów cyklicznych od naturalnego poziomu produkcji obliczone z wykorzystaniem filtru Baxter-Kinga (oś rzędnych) w latach 1990–2007



Źródło: opracowanie własne.

Wykres 2

Rozmiary handlu bilateralnego jako procent PKB (oś odciętych) a teoretyczne wartości współczynnika korelacji odchyłeń komponentów cyklicznych od naturalnego poziomu produkcji obliczone z wykorzystaniem filtru Baxter-Kinga (oś rzędnych) w latach 1990–2007 dla 53 krajów o najwyższym udziale handlu bilateralnego w PKB



Źródło: opracowanie własne.

Redukcja próby do par krajów charakteryzujących się najwyższym udziałem handlu bilateralnego w sumie PKB daje bardzo klarowny wniosek o malejącym krańcowym wpływie handlu bilateralnego na stopień SCK. Dodatkowo dopasowana funkcja kwadratowa charakteryzuje się w analizo-

wanym przedziale dodatnią pierwszą pochodną oraz ujemną drugą pochodną, co w sposób formalny ukazuje uzyskany wniosek. Jest to identyczny wynik z uzyskanym w prezentowanym w części 1 modelem, co potwierdza porównanie wykresu 1 z rysunkiem 1. Dokładne teoretyczne uzasadnienie tego wyniku w ramach modelu znajduje się w części 1.

Podsumowując, oszacowany w równaniach (30) i (31) kształt krzywej jest analogiczny do tego otrzymanego z wykorzystaniem metod nieparametrycznych. Potwierdza to na gruncie teoretycznym, jak i empirycznym, wnioski Silvestrea, Mendonça, Passosa (2007), że przyrosty w handlu bilateralnym charakteryzują malejące krańcowe korzyści dla stopnia synchronizacji cykli koniunkturalnych.

W drugim etapie analizy oszacowano z wykorzystaniem KMNK z korektą Newey-Westa równania typu (66). Oprócz wskazanych przez model z części drugiej zmiennych (wielkość handlu bilateralnego, podobieństwa strukturalne, współzmiennność w polityce fiskalnej oraz czas uczestnictwa w unii walutowej) wykorzystano dodatkową zmienną na współzmiennność polityki monetarnej (przedstawiony model nie uwzględniał rynku pieniądza) oraz standardowe zmienne grawitacyjne. Wyniki estymacji zostały przedstawione w tabeli 1.

W rubryce I wyjaśniającej współzmiennność odchyień komponentów cyklicznych PKB od naturalnego poziomu istotna statystycznie jest wielkość handlu bilateralnego, miary podobieństw strukturalnych, współzmienności polityki fiskalnej oraz zmienna odpowiedzialna ze uczestnictwo w unii walutowej. Mało tego, wszystkie wyniki mają znaki zgodne z przewidywaniami modelu. Prócz zmiennych wymienionych w modelu w równaniu uwzględniono współzmiennność polityki monetarnej oraz cztery zmienne grawitacyjne. Wpływ handlu na stopień synchronizacji cykli jest pozytywny i charakteryzuje się bardzo wysoką wartością współczynnika. Należy jednak zauważyć, że ze względu na nieliniowy związek między handlem a współzmiennością cykli, wartość parametru może być przeszacowana. Podobieństwo struktur produkcji, współzmiennność polityki fiskalnej i monetarnej, jak i uczestnictwo w unii walutowej oddziałują pozytywnie na stopień synchronizacji cykli koniunkturalnych. Wśród zmiennych grawitacyjnych jedynie produkt populacji daje istotny statystycznie wynik.

Uzyskane wyniki są bardzo odporne. Wykorzystanie dowolnej miary podobieństwa struktur produkcji, jak i zatrudnienia nie ma wpływu na uzyskany wynik, co potwierdzają rubryki II i III. Zastąpienie miary współzmienności pozycji budżetowych miarą współzmienności długów publicznych prowadzi do nieistotnego wyniku dla tej zmiennej. Ten widoczny w rubryce IV wniosek ma prostą interpretację ekonomiczną. Dług publiczny ma charakter kumulatywny i oddziałuje na niego więcej czynników niż na pozycje budżetowe, które mają

typowo krótkookresowy charakter. Rubryka V pokazuje, że niezależnie od wybranej miary współzmienności polityki pieniężnej wszystkie wyniki zachowują istotność statystyczną.

Tabela 1

Wyniki estymacji KMNK z korektą Newey-Westa o heteroskedastyczność.
Zmienna objaśniana bp

I			II			III			IV			V		
Z	α		Z	α		Z	α		Z	α		Z	α	
c	-0,27	***	c	-0,26	***	c	-0,37	***	c	-0,33	***	c	-0,27	***
x	4,78	*	x	5,02	**	x	5,95	**	x	6,32	**	x	4,75	*
kor3v	0,34	***	kor2e	0,29	***	kor1v	0,42	**	kor3v	0,43	***	kor3v	0,34	**
bd	0,13	**	bd	0,15	***	bd	0,12	*	pd	0,04		bd	0,13	**
mu	0,27	***	mu	0,24	***	mu	0,24	***	mu	0,30	***	mu	0,27	***
i1	0,51	***	i1	0,54	***	i1	0,47	***	i1	0,51	***	i2	0,51	***
pp	0,00	**	pp	0,00	**	pp	0,00	**	pp	0,00	**	pp	0,00	**
d01	0,00		d01	0,00		d01	0,00		d01	0,00		d01	0,00	
b	0,03		b	0,04		b	0,04		b	0,00		b	0,03	
l	-0,05		l	-0,07		l	-0,07		l	-0,06		l	-0,05	
Adj. R ²	0,60		Adj. R ²	0,59		Adj. R ²	0,59		Adj. R ²	0,59		Adj. R ²	0,60	
p(F)	0,00		p(F)	0,00		p(F)	0,00		p(F)	0,00		p(F)	0,00	

Z – zmienna objaśniana; zmienna istotna statystycznie dla poziomu ufności:

* – 0,1; ** – 0,05; *** – 0,001.

Źródło: opracowanie własne.

Odnosząc uzyskane wyniki do badań Baxter i Kouparitsasa oraz Böwer i Guillemineau możliwe jest wyjaśnienie uzyskanych przez tych autorów wyników. Odporny wpływ handlu, który odnotowali powyżsi badacze, jak i autor, ma proste uzasadnienie teoretyczne. Handel międzynarodowy zawsze sprzyja transmisji szoków, przez co jego wpływ na współzmiennosc cykli koniunkturalnych może być odnotowany niezależnie od wykorzystanych zmiennych kontrolnych. Nie jest to samo prawdą w przypadku podobieństwa, struktur produkcji, współzmienności polityki fiskalnej i monetarnej. Brak kontroli ze względu na te zmienne będzie prowadzić do uzyskania wrażliwych wyników. Zmienna odpowiadająca za partycypację w unii walutowej, również, zawsze okazuje się być istotna, co może mieć związek z faktem, że uczestnictwo w unii walutowej promuje handel, który potem przyczynia się do poprawy synchronizacji cykli koniunkturalnych.

PODSUMOWANIE

W niniejszym opracowaniu przedstawiono model dwóch krajów w celu analizy synchronizacji cykli koniunkturalnych. Model dawał bardzo klarowne wskazówki odnośnie do mechanizmów transmisji szoków, jak i koniecznych zmiennych kontrolnych na potrzeby modelu ekonometrycznego. Analiza modelowa wskazała, że wpływ kanału handlowego, aproksymowanego przez krańcową skłonność do importu, ma dodatni, jednak wykazujący malejące przyrosty krańcowe, wpływ na transmisję szoku, a przez to na synchronizację cykli koniunkturalnych. Wynik ten został następnie potwierdzony empirycznie z wykorzystaniem metody nieparametrycznej.

Analiza modelowa wskazała także, iż przy prowadzeniu badań nad synchronizacją cykli koniunkturalnych konieczna jest kontrola ze względu na symetryczność rozkładu szoków, współzmiennność polityki fiskalnej oraz reżim kursowy. Weryfikacja empiryczna z wykorzystaniem metod parametrycznych wykazała prawdziwość tych stwierdzeń oraz wskazała na konieczność kontroli na niewzględnioną w modelu politykę monetarną. Tym samym, rezultaty badania pozwalają wytłumaczyć wyniki uzyskane przez Baxter i Kouparitsasa oraz Böwer i Guillemineau. Prowadzi to do bardziej ogólnego wniosku, że przy analizie wrażliwości determinant synchronizacji cykli koniunkturalnych konieczne jest uwzględnienie zmiennych kontrolnych odpowiedzialnych za: handel bilateralny, podobieństwo struktur produkcji, zmienność kursu walutowego oraz współzmiennność polityki fiskalnej i monetarnej.

BIBLIOGRAFIA

- Alesina A., Barro R., Tenreyro S., *Optimal Currency Areas*, „NBER Working Paper” 2002, No. 9072.
- Azali M., Lee G., *The Endogeneity of The Optimum Currency Area Criteria in East Asia*, „Monash University Discussion paper” 2009, No. 15.
- Baxter M., King R., *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*, „Review of Economics and Statistics” 1999, Vol. 81.
- Baxter M., Kouparitsas M., *Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis*, „NBER Working Paper” 2004, No. 10725.
- 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, S. Lis (red.), Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie, Kraków 2011.
- Beck K., *Determinants of Business Cycles Synchronization in the European Union and the Euro Area*, „Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy” 2013, Vol. 8, Issue 4, Toruń.
- Beck K., *Structural Similarity as a Determinant of Business Cycles Synchronization in the European Union: a Robust Analysis*, „Research in Economics and Business: Central and Eastern Europe” 2013, 5(2).
- Böwer U., Guillemineau C., *Determinants of Business Cycles Synchronization Across Euro Area Countries*, „EBC Working Papers” 2006, No. 587.
- Chiang A., *Podstawy Ekonomii Matematycznej*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 1994.
- Cleveland W.S., *Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots*, „Journal of the American Statistical Association” 1979, Vol. 74, No. 368.
- de Grauwe P., *Economics of Monetary Union*, Oxford University Press, New York 2007.
- Dées S., Zorell N., *Business Cycles Synchronization. Disentangling Trade and Financial Linkages*, „EBC Working Paper” 2011, No. 1322.
- Frankel J., Rose A., *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*, „Economic Journal, Royal Economic Society” 1998, Vol. 108(449).
- Hastie T., Tibshirani R., *Generalized Additive Models*, „Statistical Science” 1986, Vol. 1, No. 3.
- Heston A., Summers R., Aten B., Penn World Table Version 7.1, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, 2012.
- Imbs J., Wacziarg R., *Stages of Diversification*, „American Economic Review” 2003, Vol. 93, No. 1.
- Imbs J., *Trade, Finance, Specialization, and Synchronization*, „Review of Economics and Statistics” 2004, Vol. 86, No. 3.
- Kenen P., *The Theory of Optimum Currency Areas: An Eclectic View*, [w:] R. Mundell, A. Swoboda (red.), *Monetary Problems in the International Economy*, University of Chicago Press, Chicago 1969.
- Koren M., Tenreyro S., *Volatility and Development*, „Quarterly Journal of Economics” 2007, Vol. 122, No. 1.
- Leamer E., Leonard H., *Reporting the fragility of regression estimates*, „The Review of Economics and Statistics” 1981, Vol. 65, No. 2.
- Leamer E., *Let's Take the Con out of Econometrics*, „American Economic Review” 1983, Vol. 73, No. 1.

- Leamer E., *Sensitivity Analyses Would Help*, „American Economic Review” 1985, Vol. 75, No. 3.
- Levine R., Renelt D., *A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions*, „American Economic Review” 1992, Vol. 82, No. 4.
- McGowan D., *Has the euro Increased Trade?*, „Michigan Journal of Business” 2008, Vol. 1, No. 2.
- McKinnon R., *Optimum Currency Areas*, „American Economic Review” 1963, Vol. 53, No. 4.
- McKinnon R., *Optimum Currency Areas and European Experience*, Stanford University Press, Stanford 2001.
- Mendonça A., Passos J., Silvestre J., *The Shrinking Endogeneity of Optimum Currency Areas Criteria: Evidence from the European Monetary Union – A Beta Regression Approach*, „ISEG Working Paper” 2007, No. 022, s. 1–25.
- Mundell R., *A Theory of Optimum Currency Areas*, „American Economic Review” 1961, Vol. 51, No. 4, s. 657–665.
- Mundell R., *Uncommon Arguments for Common Currencies*, [w:] H.G. Johnson, A.K. Swoboda, „The Economics of Common Currencies”, Allen and Unwin, 1973a.
- Mundell R., *A Plan for a European Currency*, [w:] H.G. Johnson, A.K. Swoboda, „The Economics of Common Currencies”, Allen and Unwin, 1973b.
- Newey W.K., West K.D., *A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, „Econometrica” 1987, 55 (3).
- One market, one money. An evaluation of the potential benefits and costs of forming an economic and monetary union*, „European Economy” 1990, No. 44.
- Parteka A., *Employment Specialisation in the Enlarged European Union*, „Ekonomia” 2009, Vol. 24.
- Rose A., *The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the ‘Marshall–Lerner’ condition hold?*, „Journal of International Economics” 1991, Vol. 30, No. 3–4.
- Rose A., *One market one money: the effect of common currencies on trade*, „Economic Policy” 2000, Vol. 15, No. 30, Blackwell Publishers Ltd.
- Sachs A., Schleer F., *Labour Market Institutions and Structural Reforms: A Source for Business Cycle Synchronization?*, „International Journal of Applied Economics” 2013, 10(1).
- Sala-i-Martin X., *I Just Ran Two Million Regressions*, „American Economic Review Papers and Proceedings” 1997a, Vol. 27, No. 2.

- Sala-i-Martin X., *I Just Ran Four Million Regressions*, „NBER Working Papers” 1997b, No. 6252.
- Siedschlag I., *Patterns and Determinants of Business Cycles Synchronization in Enlarged European and Monetary Union*, „Eastern Journal of European Studies” 2010, Vol. 1, No. 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, 22.
- Theodoropoulos S., *Asymmetric Shocks, Structural Rigidities and Adjustment Capability in EMU – A Review*, „European Research Studies” 2005, Vol. VIII, Issue 3–4.
- White H., *A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity*, „Econometrica” 1980, Vol. 48, No. 4.

MODEL DWÓCH GOSPODAREK A WYNIKI BADAŃ
NAD SYNCHRONIZACJĄ CYKLI KONIUNKTURALNYCH.
WERYFIKACJA TEORETYCZNA I EMPIRYCZNA

Streszczenie

Tematem niniejszego artykułu jest podjęcie problemu niejasnych wyników badań empirycznych nad synchronizacją cykli koniunkturalnych. W tym celu przedstawiono model dwóch krajów wykorzystany do analizy synchronizacji cykli koniunkturalnych. Model dawał bardzo klarowne wskazówki odnośnie do mechanizmów transmisji szoków, jak i koniecznych zmiennych kontrolnych na potrzeby modelu ekonometrycznego. Analiza modelowa wskazała, że wpływ kanału handlowego, aproksymowanego przez krańcową skłonność do konsumpcji, ma dodatni, jednak wykazujący malejące przyrosty krańcowe, wpływ na transmisję szoku, a przez to na synchronizację cykli koniunkturalnych. Wynik ten został wcześniej uzyskany przez Silvestrea, Mendonça oraz Passosa (2007), a następnie potwierdzony przez autora empirycznie z wykorzystaniem metody nieparametrycznej. Analiza modelowa wskazała także, iż przy prowadzeniu badań nad synchronizacją cykli koniunkturalnych konieczna jest kontrola ze względu na symetryczność rozkładu szoków, współzmienność polityki fiskalnej oraz reżim kursowy. Weryfikacja empiryczna

z wykorzystaniem metod parametrycznych wykazała prawdziwość tych stwierdzeń oraz wskazała na konieczność kontroli ze względu na zignorowaną w modelu politykę pieniężną. Tym samym, wyniki badań autora pozwalają wytłumaczyć wyniki uzyskane przez Baxter i Kouparitsasa (2004) oraz Böwer i Guillemineau (2006).

MODEL OF TWO ECONOMIES AND RESULTS OF THE RESEARCH
INTO ECONOMIC CYCLES SYNCHRONISATION
– THEORETICAL AND EMPIRICAL VERIFICATION

Summary

The main aim of this paper is to engage in a problem of unclear outcomes of empirical research on business cycle synchronization. In order to achieve that, the author presents a model of two economies, which provides very clear tips on shock transmission mechanisms and necessary control variables for the need of econometric evaluation. The presented model shows that the impact of international trade transmission channel, approximated by marginal propensity to consumption, is positive, but exhibits diminishing influence of business cycle synchronization. This conclusion was reached earlier by Silvestre, Mendonça and Passos (2007), and confirmed by the author with the use of nonparametric methods. The model of two countries has also proved that while analysing business cycle synchronization, control is necessary because of the symmetry of shocks distribution, fiscal policy correlation and exchange rate regime. Empirical verification with the use of parametrical methods revealed correctness of the statements, as well as the necessity of control due to monetary policy correlation. On this basis, the author was able to explain the results reached by Baxter and Kouparitsas (2004), as well as Böwer i Guillemineau (2006).

МОДЕЛЬ ДВУХ ЭКОНОМИК И РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ СИНХРОНИЗАЦИИ БИЗНЕС ЦИКЛОВ. ТЕОРЕТИЧЕСКАЯ И ЭМПИРИЧЕСКАЯ ВЕРИФИКАЦИЯ

Резюме

Основная цель данной работы заключается в освещении проблемы нечётких результатов эмпирических исследований синхронизации бизнес цикла. С этой целью автор представляет модель двух стран, которая демонстрирует достаточно чёткие выводы о механизмах передачи шока и необходимых контрольных переменных, которые используются в эконометрическом вычислении. Анализ модели показал, что влияние канала международной торговли, представленного в виде предельной склонности к импорту, имеет позитивное влияние, которое, однако, в отношении синхронизации бизнес цикла уменьшается. К такому выводу ещё ранее пришли Сильвестра, Мендонса и Пассоса (2007). Автор также это подтверждает, используя непараметрические методы. Модель двух стран продемонстрировала данное явление на основе анализа синхронизации бизнес циклов, контроля симметрии распространения шоков, взаимосвязи фискальной политики и системы валютного курса. Эмпирическая проверка с параметрическими методами показала всю правильность модели, так же, как и необходимость контроля монетарной политики. Благодаря этому автор имел возможность проанализировать выводы, полученные Бакстером и Коупаритсаса (2004), так же, как и Бувер и Гуиллеминау (2006).