KAROLINA KONOPCZAK*
ALEKSANDER WELFE**

Efekt Balassy-Samuelsona i mechanizmy jego absorpcji

Wstęp

Zróżnicowanie realnych stóp procentowych w państwach unii walutowej, ze względu na równość stóp nominalnych, jest skutkiem zróżnicowania tempa inflacji. Mechanizm ma charakter procykliczny, ponieważ niższa względem innych krajów realna stopa procentowa prowadzi do wzrostu aktywności gospodarczej i w konsekwencji zwykle do wzrostu inflacji (jej koniunkturalnego komponentu), a w rezultacie do dalszego obniżenia realnej stopy procentowej. Pociąga to za sobą wzrost zarówno nierównowagi wewnętrznej, jak i – w wyniku pogorszenia konkurencyjności gospodarki – zewnętrznej, co stanowi przedmiot tzw. krytyki Waltersa (1994). Powstałe w ten sposób nierównowagi nie mogą zostać skorygowane poprzez zmianę nominalnych kursów walutowych, w związku z czym ciężar dostosowań spoczywa na tzw. kanale realnego kursu walutowego. Jego efektywność zależy od elastyczności krajowych płac i cen, a więc w znacznej mierze od struktury rynku pracy i stopnia zmonopolizowania rynku produktów.

Dotychczasowa historia funkcjonowania strefy euro wskazuje, iż efektywność kanału realnego kursu walutowego okazała się ograniczona. Dywergencje inflacyjne przyczyniły się w przypadku wielu krajów do narastania nierównowag makroekonomicznych, zarówno wewnętrznych (niestabilne boomy kredytowe), jak i zewnętrznych (chroniczne deficyty na rachunkach obrotów bieżących). W wyniku systematycznie wyższej w latach 1999–2007 stopy inflacji w Grecji, Portugalii, Hiszpanii i Irlandii niż średnio w strefie euro nastąpiło kilkunastoprocentowe pogorszenie cenowej konkurencyjności tych gospodarek. Zwiększyło to ekspozycję na szoki zewnętrzne, czego skutki ujawniły się podczas kryzysu finansowego

* Dr Karolina Konopczak – Szkoła Główna Handlowa, karolina.konopczak@sgh.waw.pl
** Prof. dr hab. Aleksander Welfe – czł. koresp. PAN, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych, Uniwersytet Łódzki, emfalw@uni.lodz.pl

w postaci pęknięcia bańki spekulacyjnej na rynku nieruchomości (Irlandia i Hiszpania), kryzysu zadłużenia finansów publicznych (Grecja, Portugalia i Hiszpania) oraz kryzysu bankowego (Irlandia). Pomimo spowolnienia gospodarczego (skumulowany spadek PKB w latach 2008–2011 wyniósł 10% w Irlandii, 14% w Grecji i ponad 3% w Hiszpanii i Portugalii, przy średniej w strefie euro w wysokości 1%) znacząca dewaluacja wewnętrzna miała miejsce jedynie w przypadku Irlandii.

Przykład peryferyjnych państw członkowskich strefy euro wskazuje, że niedopasowanie wspólnej polityki pieniężnej do potrzeb gospodarki krajowej może stanowić poważny koszt integracji walutowej. W przypadku tzw. gospodarek doganiających (*catching-up economies*) ocena ryzyka nieadekwatności wspólnej polityki pieniężnej powinna w szczególności uwzględniać skalę presji inflacyjnej wynikającej z procesu konwergencji realnej (efekt Balassy-Samuelsona, por. Balassa 1964; Samuelson 1964) oraz zdolność gospodarki do absorpcji tej presji. Celem badania jest analiza tego ryzyka dla Polski, która podobnie jak dziewięć innych państw (Cypr, Czechy, Estonia, Litwa, Łotwa, Malta, Słowacja, Słowenia i Węgry) przystąpiła do Unii Europejskiej na prawach kraju z derogacją, a więc została zobowiązana w Traktacie Akcesyjnym do uczestnictwa w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej (przyjęcia euro). Punktem odniesienia rezultatów otrzymanych dla Polski są szacunki dla Słowacji, która przystąpiła do strefy euro jako pierwsza spośród państw członkowskich Unii Europejskiej z Europy Środkowo-Wschodniej.

W artykule zaproponowano nowe podejście do szacowania efektu Balassy-Samuelsona, polegające na zastosowaniu w odniesieniu do pojedynczego kraju metod ekonometrii panelowej dzięki przestrzennej (sektorowej) dezagregacji danych. Pozwoliło to przezwyciężyć problemy związane z efektem krótkiej próby i niską częstotliwością szeregów dostępnych dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Testowano również, czy rynek pracy i rynek produktów sprzyjają absorpcji presji inflacyjnej wynikającej z procesu doganiania.

Struktura artykułu jest następująca. W części pierwszej omówiono model Balassy-Samuelsona, w części drugiej – dane, w części trzeciej – metodę badania. Część czwarta jest poświęcona prezentacji wyników, w tym omówieniu oszacowania skali presji inflacyjnej wynikającej z procesu konwergencji realnej i efektywności potencjalnych mechanizmów jej absorpcji. Podsumowanie zawiera wnioski dotyczące ryzyka nieadekwatności polityki pieniężnej Europejskiego Banku Centralnego w odniesieniu do gospodarki polskiej.

1. Model Balassy-Samuelsona

Różnice w tempie zmian ogólnego indeksu cen między gospodarkami mogą mieć charakter niesystematyczny i wynikać z różnic w zakresie: 1) polityk fiskalnych i/lub monetarnych, 2) zmian cen regulowanych lub stawek podatkowych, 3) importochłonności i surowcochłonności gospodarek, 4) zaawansowania tech-

nologicznego, a także z 5) asymetrii egzogenicznych szoków oraz 6) asymetrycznych reakcji na wspólne szoki. Dwa ostatnie czynniki mogą powodować różnice w fazie i/lub amplitudzie cyklu koniunkturalnego, a w konsekwencji w cyklicznym komponencie inflacji. W przypadku różnic w poziomie rozwoju gospodarczego dywergencje inflacyjne mają charakter systematyczny (strukturalny) i wynikają, zgodnie z hipotezą Balassy-Samuelsona, z towarzyszącej procesowi konwergencji realnej dodatkowej presji inflacyjnej występującej w gospodarce doganiającej.

W klasycznym modelu Balassy-Samuelsona zakłada się, że gospodarka składa się z dwóch sektorów: handlowego i niehandlowego, pomiędzy którymi występuje pełna mobilność siły roboczej, oraz że przedsiębiorstwa w obu sektorach działają w warunkach konkurencji doskonałej. Przyjmuje się również, że tempo wzrostu produktywności w sektorze handlowym jest wyższe niż w niehandlowym. W konsekwencji wzrost produktywności w sektorze handlowym przekłada się w pełni na wzrost płac w tym sektorze (wynika to z założenia o doskonałej konkurencji), wzrost płac w sektorze handlowym wywołuje analogiczny wzrost płac w sektorze niehandlowym (wynika to z założenia o doskonałej mobilności siły roboczej pomiędzy sektorami), a wzrost płac w sektorze niehandlowym, będący efektem wyrównywania się płac w gospodarce, a niemający pełnego pokrycia we wzroście produktywności w tym sektorze, przekłada się na wzrost cen (wynika to z założenia o doskonałej konkurencji, które implikuje zerowe marże).

Zakładając, że wielkość produkcji w sektorze handlowym (T) i niehandlowym (N) można opisać za pomocą funkcji Cobba-Douglasa, z warunków pierwszego rzędu maksymalizacji zysku przedsiębiorstw można wyprowadzić wzór definiujący płace w sektorze j:

$$W_j = \alpha_j P_j \frac{Y_j}{L_j}, \tag{1}$$

gdzie:
W_j – oznacza płace,
P_j – poziom cen dóbr produkowanych w odpowiednich sektorach,
Y_j – wielkość produkcji,
L_j – nakłady siły roboczej,
α_j – elastyczność produkcji względem pracy, $j \varepsilon \{T, N\}$.

Wynika stąd, iż wzrost produktywności w danym sektorze (Y_j / L_j) w pełni przekłada się na wzrost płac realnych (W_j / P_j). Jednocześnie z równości płac w obydwu sektorach wynika zależność między relatywnym poziomem cen a relatywną produktywnością czynnika pracy między sektorami:

$$\frac{P_N}{P_T} = \frac{\alpha_T \frac{Y_T}{L_T}}{\alpha_N \frac{Y_N}{L_N}}. \tag{2}$$

Dzieląc powyższe wyrażenie przez jego odpowiednik zdefiniowany dla zagranicy (wyróżnionej superskryptem *), otrzymuje się zależność zakładającą pełną transmisję różnicy tempa wzrostu relatywnych produktywności w różnice inflacyjne między krajem a zagranicą:

$$\frac{P_N}{P_T}:\frac{P_N^*}{P_T^*}=\frac{\alpha_T\dfrac{Y_T}{L_T}}{\alpha_N\dfrac{Y_N}{L_N}}:\frac{\alpha_T^*\dfrac{Y_T^*}{L_T^*}}{\alpha_N^*\dfrac{Y_N^*}{L_N^*}}, \tag{3}$$

która definiuje klasyczną postać modelu Balassy-Samuelsona. Niepełny mechanizm transmisji może być rezultatem niespełnienia któregokolwiek z założeń modelu, w szczególności dotyczących rynku pracy i rynku produktów. Efektywność rynku pracy w absorpcji efektu Balassy-Samuelsona zależy od stopnia transmisji wzrostu płac w sektorze handlowym na płace w sektorze niehandlowym. Efekt ten może być niepełny ze względu na niedoskonałą mobilność siły roboczej wynikającą z niezerowych kosztów międzysektorowej realokacji siły roboczej oraz kosztów poszukiwań na rynku pracy. Również rynek produktów może stanowić mechanizm absorpcji efektu Balassy-Samuelsona.

W warunkach niedoskonałej konkurencji, gdy ceny wyznaczane są jako narzut na koszty krańcowe:

$$P_j = MC_j M_j, \tag{4}$$

gdzie MC_j oznacza koszty krańcowe, a M_j marżę, możliwa jest częściowa neutralizacja efektu wzrostu jednostkowych kosztów pracy w sektorze niehandlowym przez zmniejszenie rentowności działalności (marż). Równanie (3) należy zatem rozszerzyć tak, aby uwzględniało efekt relatywnych płac oraz relatywnych marż (przy założeniu proporcjonalności kosztów krańcowych i przeciętnych) w kraju i za granicą:

$$\frac{P_N}{P_T}:\frac{P_N^*}{P_T^*}=\left(\frac{\alpha_T\dfrac{Y_T}{L_T}}{\alpha_N\dfrac{Y_N}{L_N}}:\frac{\alpha_T^*\dfrac{Y_T^*}{L_T^*}}{\alpha_N^*\dfrac{Y_N^*}{L_N^*}}\right)\left(\frac{W_N}{W_T}:\frac{W_N^*}{W_T^*}\right)\left(\frac{M_N}{M_T}:\frac{M_N^*}{M_T^*}\right) \tag{5}$$

lub prościej:

$$\tilde{p}=\beta+\tilde{l}+\tilde{w}+\tilde{m}, \tag{6}$$

gdzie małe litery oznaczają logarytmy naturalne,

$$\tilde{p}=(p_N-p_T)-(p_N^*-p_T^*), \tag{7}$$

$$\beta=(\ln\alpha_T-\ln\alpha_N)-(\ln\alpha_T^*-\ln\alpha_N^*), \tag{8}$$

$$\tilde{l}=[(y_T-l_T)-(y_N-l_N)]-[(y_T^*-l_T^*)-(y_N^*-l_N^*)], \tag{9}$$

$$\tilde{w}=(w_N-w_T)-(w_N^*-w_T^*), \tag{10}$$

$$\tilde{m} = (m_N - m_T) - (m^*_N - m^*_T). \quad (11)$$

W myśl powyższego równania zmiana relatywnych cen ($\tilde{p}$) wynika ze zmian relatywnych produktywności ($\tilde{l}$), relatywnych płac ($\tilde{w}$) oraz relatywnych marż ($\tilde{m}$).

2. Dane

Empiryczne badania efektu Balassy-Samuelsona dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej napotykają barierę bardzo krótkich szeregów czasowych, co uniemożliwia wykorzystanie metod kointegracji. Dlatego też w przypadku pojedynczych krajów odpowiednie modele były budowane na przyrostach zmiennych (m.in. Cipriani 2001), co ma oczywiste, poważne wady. Inne stosowane rozwiązanie polega na wykorzystaniu paneli dla grupy krajów (m.in. Egert 2002; Wagner, Hlouskova 2004; Wagner 2005). Niestety w tym przypadku wątpliwości budzi przyjmowane założenie o homogeniczności próby (braku zróżnicowania pomiędzy krajami). Uniemożliwia to także oszacowanie efektów dla poszczególnych krajów.

W przedstawianym tutaj badaniu skonstruowano panel, w którym różnice w poziomach cen, wydajności pracy, płac i marż zostały wyznaczone jako różnice pomiędzy zagregowanym sektorem handlowym (T) i poszczególnymi (pod) sektorami niehandlowymi ($N_j, j = 1, ..., J$, por. tab. 2) w kraju i w strefie euro. To pozwoliło na zastosowanie metod makroekonometrii panelowej i jednocześnie oszacowanie efektów zarówno długookresowych, jak i krótkookresowych oddzielnie dla każdej z gospodarek.

Wykorzystane w badaniu roczne szeregi czasowe obejmują okres 1995–2010 (por. tab. 1). Wszystkie dane pochodzą z bazy Eurostatu. Podział sektorowy odpowiada klasyfikacji NACE rev. 1.1 (por. tab. 2). Jedynymi wykluczonymi z analizy podsektorami są sekcje A (rolnictwo, łowiectwo, leśnictwo) i B (rybołówstwo). Mimo iż zaliczane są one do handlowych, to zarówno wielkość ich produkcji, jak i ceny są silnie zależne od interwencji administracyjnych (na poziomie kraju oraz Unii Europejskiej) i zdarzeń losowych (np. klęsk żywiołowych).

Ze względu na brak danych w przypadku niektórych krajów, w szczególności dotyczących zatrudnienia oraz zużycia pośredniego, część obserwacji musiała zostać doszacowana. Przyjęto tu założenie o stałych w czasie udziałach poszczególnych państw w agregatach strefy euro. W ten sposób odpowiednie szeregi zostały uzupełnione o dwie na ogólną liczbę szesnastu obserwacji, co nie powinno w istotny sposób rzutować na otrzymane wyniki. W przypadku Irlandii całkowity brak danych dotyczących zużycia pośredniego spowodował jej pominięcie przy obliczaniu marż dla strefy euro; stosunkowo niewielki udział gospodarki irlandzkiej w strefie euro (1,9% wartości dodanej w 2010 r.) pozwala sądzić, iż przyjęte rozwiązanie nie obciążyło zbytnio rezultatów.

3. Metody badawcze

Panelowe testy integracji i kointegracji można podzielić na testy pierwszej i drugiej generacji. Asymptotyczne własności wcześniejszych testów (pierwszej generacji) zostały wyprowadzone przy założeniu przestrzennej niezależności jednostek w panelu (*cross-sectional independence*), a więc braku korelacji jednoczesnej składników losowych regresji testowej, co pozwala na otrzymanie statystyk testowych o asymptotycznym rozkładzie normalnym. W przypadku paneli makroekonomicznych, w których wymiar przestrzenny tworzą takie jednostki jak kraje, regiony czy sektory gospodarki, założenie to może jednak nie być spełnione (m.in. Backus i Kehoe 1992), co prowadzi do zniekształcenia rozmiaru testów (Banerjee i in. 2005). Testy drugiej generacji, uwzględniające przestrzenne zależności w panelu, są pozbawione tej wady.

Panelowe testy pierwiastka jednostkowego zakładają zarówno heterogeniczność (m.in. test Ima, Pesarana, Shina 2003 oraz testy oparte na procedurze Fishera, Maddala, Wu 1999), jak i homogeniczność (m.in. test Levina, Lina, Chu 1992, 2002) parametru autoregresji procesów generujacych dane. Pierwsze z nich mają wyższą moc w porównaniu z tymi opartymi na założeniu homogeniczności (Im i in. 2003).

Zgodnie z hipotezą zerową testu Ima, Pesarana i Shina (IPS) wszystkie procesy generujące dane w panelu zawierają pierwiastek jednostkowy, co odpowiada hipotezie ($H_0 : \alpha_i - 1 = 0$), gdzie α_i oznacza parametr autoregresji dla poszczególnych jednostek w panelu ($i = 1, ..., N$) wobec hipotezy alternatywnej $H_1 : \alpha_i - 1 < 0$ dla co najmniej jednego i ($i = 1, ..., N$). W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej wyniki testu nie wskazują jednak, jak wiele oraz które jednostki w panelu są generowane przez procesy stacjonarne.

Wartość statystyki testu IPS wyznacza się w procedurze dwustopniowej. W pierwszym kroku osobno dla każdej jednostki w panelu jest szacowana regresja pomocnicza postaci:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + (\alpha_i - 1)y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}. \tag{12}$$

W kroku drugim jest obliczana statystyka IPS jako średnia arytmetyczna statystyk t-Studenta parametrów $\alpha_i - 1$:

$$IPS = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} t_{(\alpha_i - 1)}, \tag{13}$$

której postać:

$$N^{1/2} \frac{IPS - \mu}{\sigma}, \tag{14}$$

gdzie μ oznacza wartość oczekiwaną, a σ odchylenie standardowe statystyki IPS, ma wraz z $N \to \infty$ asymptotyczny rozkład normalny. W przypadku poprawnego określenia rzędu opóźnień zmiennej zależnej (braku autokorelacji składnika lo-

sowego w regresji testowej) test ma bardzo dużą moc nawet przy nieznacznym wymiarze czasowym panelu ($T = 10$).

Maddala i Wu (1999) zaproponowali panelowy test pierwiastka jednostkowego oparty na procedurze agregacji empirycznego poziomu istotności Fishera (1932). W przeciwieństwie do testu IPS procedura Fishera pozwala na agregację wyników różnego typu testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności. Statystyka testowa ma postać:

$$-2\sum_{i=1}^{N}\log(p_i), \tag{15}$$

gdzie p_i oznacza empiryczny poziom istotności danego testu pierwiastka jednostkowego lub stacjonarności dla poszczególnych jednostek w panelu. Asymptotycznie wraz z $T \to \infty$ test ma rozkład χ^2 z $2N$ stopniami swobody. Wyniki symulacji Monte Carlo (Maddala, Wu 1999) wskazują, iż w przypadku występowania przestrzennej korelacji w panelu zniekształcenie testu Fishera jest mniejsze niż testu IPS.

Przestrzenne zależności w panelu w testach drugiej generacji najczęściej przypisuje się czynnikom wspólnym (*common factors*). Test IPS skorygowany o przestrzenne zależności w panelu (Pesaran 2003, CIPS) zakłada istnienie tylko jednego czynnika wspólnego. Testy dopuszczające istnienie większej liczby czynników wspólnych (m.in. Moona, Perrona 2004 oraz Bai, Ng 2004) pozwalają na lepsze odwzorowanie procesu generującego dane, ale wymagają paneli o dużym wymiarze zarówno czasowym, jak i przestrzennym. W teście CIPS zakłada się, że składniki resztowe w panelu są funkcją czynnika wspólnego (f_t):

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + (\alpha_i - 1)y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i}\beta_{ik}\Delta y_{i,t-k} + u_{i,t}, \tag{16}$$

$$u_{i,t} = \lambda_i f_t + \varepsilon_{i,t},$$

przy czym $\varepsilon_{i,t}$ jest białym szumem. Do aproksymacji czynnika wspólnego Pesaran zaproponował średnią po jednostkach panelu poziomu oraz pierwszej różnicy analizowanej zmiennej oraz ich opóźnionych wartości. Regresja pomocnicza testu CIPS ma zatem następującą postać:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + (\alpha_i - 1)y_{i,t-1} + \gamma_i\bar{y}_{t-1} + \sum_{k=0}^{K_i}\delta_{ik}\Delta\bar{y}_{t-k} + \sum_{k=0}^{K_i}\beta_{ik}\Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}, \tag{17}$$

gdzie $\bar{y}_t = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} y_{i,t}$ oraz $\Delta\bar{y}_t = N^{-1}\sum_{i=1}^{N}\Delta y_{i,t}$.

Podobnie jak w przypadku testu IPS, statystyka CIPS jest średnią ze statystyk t-Studenta parametrów $\alpha_i - 1$ dla poszczególnych jednostek w panelu:

$$CIPS = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_{(\alpha_i - 1)}. \tag{18}$$

Statystka CIPS nie jest zbieżna asymptotycznie do żadnego standardowego rozkładu (wartości krytyczne dla różnych wielkości panelu podaje Pesaran 2003).

Panelowe testy kointegracji oparte są zarówno na metodzie Engle'a-Grangera (1987), jak i Johansena (1991). Test Pedroniego (1999, 2004) należy do pierwszej grupy i polega na badaniu stopnia zintegrowania reszt z regresji:

$$y_{i,t} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ki} x_{ki,t} + \varepsilon_{i,t}, \tag{19}$$

gdzie y_{it} oraz $x_{ki,t}$ $(k = 1, \ldots, K)$ są zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym dla każdej jednostki w panelu. Pedroni (1999) wykazał, iż stopień zintegrowania reszt $\varepsilon_{i,t}$ można badać testami pierwiastka jednostkowego analogicznymi do testów dla szeregów czasowych tylko wówczas, gdy spełniona jest restrykcja $\beta_{k1} = \beta_{k2} = \ldots = \beta_{kN} = \beta_k$ $(k = 1, \ldots, K)$, a wszystkie zmienne są ściśle egzogeniczne. W przeciwnym przypadku standardowe statystyki wymagają korekty. Z siedmiu zaproponowanych statystyk testowych cztery zakładają homogeniczność parametru autoregresji składników losowych (α_i) dla poszczególnych jednostek w panelu – PP_v, PP_ρ, PP_t oraz PP_{ADF} (*panel statistics*), a trzy – PG_ρ, PG_t oraz PG_{ADF} pozwalają na zróżnicowanie parametru (*mean group statistics*).

Wykorzystuje się dwa sposoby eliminacji potencjalnej autokorelacji składnika losowego w regresji testowej – parametryczną i nieparametryczną (por. Pedroni 1999). Pierwsza, zastosowana dla statystyk PP_{ADF} i PG_{ADF}, polega na wprowadzeniu opóźnień zmiennej zależnej do panelowego odpowiednika regresji pomocniczej testu DF:

$$\Delta\varepsilon_{i,t} = (\alpha_i - 1)\varepsilon_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta\varepsilon_{i,t-k} + \upsilon_{i,t}. \tag{20}$$

Druga z metod, stosowana w przypadku pozostałych statystyk, wykorzystuje szacunki długookresowej wariancji składnika losowego regresji. W przypadku statystyk grupowych parametry regresji testowej są estymowane osobno dla każdej jednostki w panelu, a następnie podlegają agregacji. Z kolei w przypadku statystyk panelowych parametry są estymowane łącznie.

Wyniki symulacji Monte Carlo (por. Pedroni 2004) wskazują, że przy różnej wielkości czasowego i przestrzennego wymiaru panelu poszczególne statystyki testowe różnią się znacznie pod względem mocy i rozmiaru testu. W szczególności, w przypadku małego wymiaru czasowego panelu $(T < 20)$, ze względu na obciążenie szacunków długookresowej wariancji i w konsekwencji obciążenia nieparametrycznych statystyk, najwyższą mocą i najmniejszym zniekształceniem rozmiaru testu charakteryzuje się grupowa statystyka ADF:

$$PG_{ADF} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^{N} PG^{i}_{ADF} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^{N} \frac{\sum_{t=1}^{T} (\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta\hat{\varepsilon}_{i,t})}{\left(\hat{s}_i^2 \sum_{t=1}^{T} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}}}, \tag{21}$$

gdzie $\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{\vartheta}_{i,t}^2$ oznacza wariancję składnika losowego równania (20).

W przypadku gdy $N = 1$, statystyka PG_{ADF} jest równoważna statystyce *ADF* dla szeregów czasowych. Wystandaryzowana statystyka ma asymptotyczny rozkład normalny (tablice symulacyjnie wyznaczonych wartości oczekiwanych i wariancji dla różnej liczby regresorów i składników deterministycznych w regresji testowej podaje Pedroni 1999). Należy dodać, że grupowa statystyka *ADF* jest najbardziej odporna na występowanie zależności przestrzennych w panelu (por. Wagner, Hlouskova 2010).

Podejście odmienne od powyższego polega na testowaniu istotności parametru korekty błędem (γ_i) w panelowym modelu ECM (por. Westerlund 2007):

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + \gamma_i(y_{i,t-1} - \beta_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \delta_{ij}\Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \qquad (22)$$

lub

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + \gamma_i y_{i,t-1} + \lambda_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij}\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \delta_{ij}\Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \qquad (23)$$

gdzie $\lambda_i = -\gamma_i\beta_i$.

Zaproponowano cztery statystyki testowe oparte na oszacowaniach parametru γ_i, z czego dwie są statystykami panelowymi (hipoteza alternatywna zakłada, że $\gamma_1 = \gamma_2 = \ldots = \gamma_N = \gamma$), a dwie grupowymi. Wyniki eksperymentów Monte Carlo (por. Westerlund 2007) wskazują, iż grupowa statystyka τ (G_τ) i jej panelowy odpowiednik (P_τ) charakteryzują się wyższą mocą, mniejszym zniekształceniem rozmiaru oraz większą odpornością w przypadku występowania zależności przestrzennych w panelu niż pozostałe dwie (grupowa i panelowa statystyka α).

W przypadku statystyk grupowych równanie (23) jest estymowane oddzielnie dla każdej jednostki w panelu, a statystyka jest uśrednieniem statystyk *t*-Studenta dla parametru γ_i:

$$G_\tau = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} t_{\hat{\gamma}_i}. \qquad (24)$$

Statystykę panelową otrzymuje się w wyniku procedury dwustopniowej. W pierwszym kroku szeregi $\Delta y_{i,t}$ i $y_{i,t}$ są oczyszczane z autokorelacji i składników deterministycznych dzięki estymacji poniższych regresji osobno dla każdej jednostki w panelu:

$$\Delta y_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i}\beta_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij}\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij}\Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \qquad (25)$$

oraz

$$y_{i,t} = \beta^*_{0i} + \beta^*_{1i} x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi^*_{ij}\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi^*_{ij}\Delta x_{i,t-j} + \nu_{i,t}. \qquad (26)$$

Na tej podstawie obliczane są reszty $\hat{\varepsilon}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \Delta\hat{y}_{i,t}$ oraz $\hat{\nu}_{i,t} = y_{i,t} - \hat{y}_{i,t}$, które wykorzystuje się w drugim kroku do oszacowania parametrów równania $\hat{\varepsilon}_{i,t} = \alpha\hat{\nu}_{i,t} + \zeta_{i,t}$. Statystyka P_τ równa jest statystyce *t*-Studenta parametru α. Wystandaryzowane statystyki G_τ i P_τ mają asymptotycznie rozkład $N(0, 1)$.

Test oparty na metodzie Johansena polega na zastosowaniu metody Fishera do testu śladu lub największej wartości własnej (por. Maddala, Wu 1999). Wyniki symulacji Monte Carlo wskazują jednak na znaczne zniekształcenie rozmiaru testu w przypadku małego wymiaru czasowego panelu i tym samym tendencję to zbyt częstego odrzucania prawdziwej hipotezy zerowej (Hanck 2007).

W przypadku skointegrowanych danych panelowych estymator metody najmniejszych kwadratów jest niezgodny (Kao 2000). Z tego względu do szacowania relacji kointegrujących dla danych panelowych są używane najczęściej dwa inne estymatory: panelowy estymator FMOLS (*fully-modified ordinary least squares*, por. Phillips, Moon 1999), który jest rozszerzeniem estymatora FMOLS dla szeregów czasowych (por. Phillips i Hansen 1990) oraz panelowy estymator DOLS (*dynamic ordinary least squares*, por. Kao, Chiang 2000 oraz Mark, Sul 2003) oparty na analogicznym estymatorze jednowymiarowym (por. Saikkonen 1991). Oba estymatory dopuszczają autokorelację składnika losowego i endogeniczność regresorów w relacji kointegrującej. Asymptotycznie estymatory FMOLS i DOLS są równoważne (Banerjee 1999).

Szacowanie parametrów relacji kointegrującej za pomocą estymatora FMOLS odbywa się w dwóch krokach. W pierwszym za pomocą estymatora LSDV (*least squares dummy variable*) szacuje się parametry modelu (dla uproszczenia zapisu wyróżniono tylko dwie zmienne):

$$\begin{cases} y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \\ x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{cases} \qquad i = 1, ..., N. \tag{27}$$

Zakłada się, że składnik losowy $\xi_{it} = [u_{it}, \varepsilon_{it}]'$ jest stacjonarny, co jest równoznaczne z kointegracją analizowanych zmiennych, oraz że nie występuje korelacja jednoczesna, co jest równoważne założeniu o przestrzennej niezależności w panelu. Długookresowa macierz wariancji-kowariancji składnika losowego, $\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{u_i} & \Omega_{\varepsilon_i u_i} \\ \Omega_{\varepsilon_i u_i} & \Omega_{\varepsilon_i} \end{bmatrix}$, jest wyznaczana ze wzoru:

$$\Omega_i = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \Gamma_i^k = \Gamma_i^0 + \sum_{k=1}^{\infty} (\Gamma_i^k + \Gamma_i^{k'}), \tag{28}$$

gdzie $\Gamma_i^k = E(\xi_i^k \xi_i^{0T})$ oznacza macierz autokowariancji rzędu k. Zgodny estymator długookresowej macierzy wariancji-kowariancji dany jest wzorem:

$$\hat{\Omega}_i = \hat{\Gamma}_i^0 + \hat{\Gamma}_i + \hat{\Gamma}_i', \tag{29}$$

gdzie $\hat{\Gamma}_i$ jest ważoną sumą macierzy autokowariancji oszacowanych przez zastosowanie estymatora jądrowego. Następnie macierz $\hat{\Omega}_i$ jest dekomponowana na macierz dolnotrójkątną, $\hat{L}_i = \begin{bmatrix} \hat{L}_{11i} & 0 \\ \hat{L}_{21i} & \hat{L}_{22i} \end{bmatrix}$ i górnotrójkątną $\hat{L}_i'$ w taki sposób, aby $\hat{L}_{22i} = \hat{\Omega}_{\varepsilon_i}^{-\frac{1}{2}}$, $\hat{L}_{11i} = \left(\hat{\Omega}_{u_i} - \hat{\Omega}^2_{u_i\varepsilon_i}\hat{\Omega}_{\varepsilon_i}^{-1}\right)^{\frac{1}{2}}$, $\hat{L}_{21i} = \hat{\Omega}_{u_i\varepsilon_i}\hat{\Omega}_{\varepsilon_i}^{-\frac{1}{2}}$. Drugi etap procedury

polega na skorygowaniu pierwotnych oszacowań o czynniki otrzymane w pierwszym kroku. Ewentualna endogeniczność regresorów w relacji kointegrującej jest korygowana przez zastosowanie transformacji:

$$y_{it}^{*} = y_{it} - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta x_{it}. \tag{30}$$

W przypadku ścisłej egzogeniczności regresorów, a więc braku korelacji z bieżącym, opóźnionymi i wyprzedzonymi składnikami losowymi w równaniu kointegrującym, długookresowa kowariancja $\Omega_{\varepsilon_i u_i} = 0$, co implikuje $L_{21i} = 0$, a więc $y_{it}^{*} = y_{it}$. Autokorelację składnika losowego koryguje się następująco:

$$\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Gamma}_{21i}^{0} - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \left(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Gamma}_{22i}^{0} \right). \tag{31}$$

Estymator FMOLS jest równoważny skorygowanemu estymatorowi LSDV:

$$\hat{\beta}^{FMOLS} = \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it}^{*} - \bar{y}_i) - T\hat{\gamma}_i \right). \tag{32}$$

Statystyka *t*-Studenta dla $\hat{\beta}$ ma asymptotyczny rozkład normalny standaryzowany.

Korekty estymatora DOLS ze względu na autokorelację i endogeniczność dokonywane są w ramach podejścia parametrycznego. W przypadku endogeniczności regresorów długookresowa kowariancja u_{it} i $\varepsilon_{it} = \Delta x_{it}$ (por. wzór (27)) jest różna od zera. Oznacza to, iż składnik losowy regresji kointegrującej można zapisać następująco:

$$u_{it} = \sum_{p=-P}^{P} \delta_p \varepsilon_{it-p} + \varepsilon_{it} = \sum_{p=-P}^{P} \delta_p \Delta x_{it-p} + \varepsilon_{it}. \tag{33}$$

Składnik losowy równania (33) jest ortogonalny względem Δx_{it-p} ($p = -P, \ldots, 0, \ldots, P$). Podstawiając (33) do relacji kointegrującej otrzymujemy:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{p=-P}^{P} \delta_p \Delta x_{it-p} + \varepsilon_{it}. \tag{34}$$

Estymator DOLS jest tożsamy z estymatorem LSDV wyjściowego równania rozszerzonego o opóźnione i przyspieszone pierwsze różnice regresorów:

$$\hat{\beta}^{DOLS} = \left(\sum_{n=1}^{N} \sum_{t=P+1}^{T-P} (z_{it} - \bar{z}_i)(z_{it} - \bar{z}_i)' \right)^{-1} \left(\sum_{n=1}^{N} \sum_{t=P+1}^{T-P} (z_{it} - \bar{z}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \right), \tag{35}$$

gdzie z_{it} oznacza wektor regresorów równania (34).

Mimo iż estymatory FMOLS i DOLS mają taki sam rozkład asymptotyczny, w małych próbach obciążenie pierwszego z nich jest większe (por. Kao, Chiang 2000).

Rozszerzenie równania (27) o efekty czasowe (λ_t) może rozwiązać problem ewentualnych zależności przestrzennych w panelu, ale jedynie w przypadku ich

homogeniczności (por. Mark, Sul 2003). W przypadku heterogeniczności korelacji przestrzennej rozwiązaniem może być wprowadzenie do równania dla *i*-tej jednostki opóźnienia i wyprzedzenia zróżnicowanych regresorów dla *j*-tych jednostek ($j = 1, \ldots, i-1, i+1, \ldots, N$), czego empiryczna aplikacja wymaga jednak dużego wymiaru czasowego panelu.

Rozwiazaniem problemu przestrzennych zależności w panelu może być również estymator SUR dla danych skointegrowanych (*seemingly unrelated cointegration regressions*, SUCR). Jego zastosowanie pozwala dodatkowo na analizę siły i kierunku zależności osobno dla poszczególnych jednostek. Estymator SUCR, analogicznie jak SUR, można stosować jedynie, gdy $N < T$, i jest on dedykowany dla przypadków, w których wymiar przestrzenny panelu jest znacznie mniejszy niż wymiar czasowy.

Punktem wyjścia dla estymatora FMSUR jest system:

$$\begin{cases} y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it} \\ x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{cases} \qquad i = 1, ..., N. \tag{36}$$

Wykorzystując korekty ze względu na autokorelację składników losowych i endogeniczność regresorów analogicznie jak dla estymatora FMOLS, można zapisać wzór definiujący estymator FMSUR (Moon 1999):

$$\hat{\beta}^{FMSUR} = \left(\sum_{t=1}^{T} \tilde{x}_t \hat{\Omega}_{u.\varepsilon}^{-1} \tilde{x}_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^{T} \tilde{x}_t \hat{\Omega}_{u.\varepsilon}^{-1} \tilde{y}_t^* - T\hat{\gamma}_i \right), \tag{37}$$

gdzie $\tilde{x}_t = diag(x_{it})$, $\tilde{y}_t^* = [y_{1t}^* \ldots y_{Nt}^*]'$, $\hat{\Omega}_{u.\varepsilon} = \hat{\Omega}_u - \hat{\Omega}_{u\varepsilon}\hat{\Omega}_{\varepsilon}^{-1}\hat{\Omega}_{\varepsilon u}$.

Estymator DSUR (Mark i in. 2005) konstruuje się analogicznie do estymatora DOLS:

$$\hat{\beta}^{DSUR} = \left(\sum_{t=P+1}^{T-P} \tilde{z}_t \hat{\Omega}_u^{-1} \tilde{z}_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=P+1}^{T-P} \tilde{z}_t \hat{\Omega}_u^{-1} \tilde{y}_t' \right), \tag{38}$$

gdzie $\tilde{z}_t = diag(z_{it})$, $z_{it} = [x_{it} \ \Delta x_{it-P} \ldots \Delta x_{it-1} \Delta x_{it+1} \ldots \Delta x_{it+P}]'$, $\tilde{y}_t = \left[y_{1t} \ldots y_{Nt} \right]'$.

W badaniu empirycznym do analizy stopnia zintegrowania zmiennych i występowania relacji długookresowych zostały użyte zarówno testy pierwszej generacji (ze względu na ich popularność w literaturze i tym samym porównywalność z wynikami wcześniejszych badań), jak i drugiej (ze względu na ich odporność na ewentualny problem przestrzennej korelacji składnika losowego). W przypadku testów pierwiastka jednostkowego były to test Ima, Pesarana i Shina (IPS), test ADF oparty na procedurze Fishera (ADF) oraz test IPS skorygowany o przestrzenne zależności w panelu (CIPS). Skointegrowanie zmiennych zostało zbadane na podstawie testu Pedroniego, testu Johansena (śladu i największej wartości własnej) opartego na procedurze Fishera oraz testu Westerlunda. W przypadku testów Pedroniego i Westerlunda wybór statystyk testowych spośród szeregu proponowanych przez autorów był podyktowany wynikami symulacji Monte Carlo dla panelu o nieznacznym wymiarze zarówno czasowym, jak i przestrzennym. Ze

względu na mniejsze obciążenie w małych próbach do estymacji parametrów wektora kointegrującego zastosowano estymator DOLS, a ewentualny problem przestrzennych zależności w panelu został uwzględniony poprzez rozszerzenie regresji kointegrującej o efekty czasowe. Zastosowanie estymatora DSUR pozwoliło na analizę sektorowego zróżnicowania analizowanych zjawisk.

4. Rezultaty emiryczne

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego wskazują, że relatywne ceny i produktywności są niestacjonarne (por. tab. 3). Testy pierwszej generacji jednoznacznie sugerują ich zintegrowanie w stopniu pierwszym, choć wyniki testu CIPS mogą prowadzić do wniosku, że logarytm relatywnej produktywności dla Polski jest zintegrowany w stopniu wyższym. Jednak ze względu na brak przesłanek teoretycznych dla zintegrowania produktywności w stopniu drugim dalsza analiza była prowadzona przy założeniu, że zarówno w przypadku Polski, jak i Słowacji obie zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym.

Specyfikacja modelu Balassy-Samuelsona jest warunkowa względem spełnienia założeń dotyczących funkcjonowania rynku pracy i rynku produktów. Założenie o pełnym wyrównywaniu się płac między sektorami można uznać za spełnione, jeżeli relatywne płace są stacjonarne. Z kolei jeśli spełnione jest założenie o doskonałej konkurencji, relatywne marże powinny być stacjonarne. Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego (por. tab. 3) wskazują, że relatywne płace są zintegrowane w stopniu pierwszym. W przypadku relatywnych marż rezultaty nie są jednoznaczne. Wyniki testu CIPS wskazują na ich zintegrowanie w stopniu pierwszym, jednak w przypadku testów pierwszej generacji na poziomie istotności 10% należy odrzucić hipotezę zerową o niestacjonarności. Biorąc jednak pod uwagę możliwość zniekształcenia rozmiaru testów pierwszej generacji, relatywne marże należy uznać za zintegrowane w stopniu pierwszym. Wynika z tego, że zarówno w przypadku Polski, jak i Słowacji założenia modelu klasycznego nie są spełnione. W związku z tym właściwym narzędziem do oszacowania efektu Balassy-Samuelsona powinien być model rozszerzony o kształtowanie się relatywnych płac i marż (por. wzór (5)).

Panelowe testy kointegracji (por. tab. 4) potwierdziły istnienie długookresowej relacji między relatywnymi cenami, produktywnością, płacami i marżami. Testy Johansena sugerują jednak istnienie więcej niż jednego wektora kointegrującego, co może być efektem zniekształcenia rozmiaru testu i tendencji do zbyt częstego odrzucania prawdziwej hipotezy zerowej. Jeśli jednak wyniki testu prawidłowo wskazują na liczbę wektorów kointegrujacych, oszacowania parametrów relacji kointegrującej uzyskane przy zastosowaniu procedury Engle'a-Grangera będą kombinacją liniową (o nieznanych parametrach) wektorów kointegrujących. W związku z tym interpretację ekonomiczną parametrów długookresowych należy traktować z pewną ostrożnością.

Model korekty błędem (ECM) odpowiadający rozszerzonej hipotezie Balassy-Samuelsona można zapisać następująco:

$$\begin{aligned}\Delta\tilde{p}_{j,t} &= \beta_0 + \beta_1\Delta\tilde{l}_{j,t} + \beta_2\Delta\tilde{w}_{j,t} + \beta_3\Delta\tilde{m}_{j,t} + \\ &+ \gamma\left(\tilde{p}_{j,t-1} - \hat{\delta}_0 - \hat{\lambda}_j - \hat{\lambda}_t - \hat{\delta}_1\tilde{l}_{j,t-1} - \hat{\delta}_2\tilde{w}_{j,t-1} - \hat{\delta}_3\tilde{m}_{j,t-1}\right) + u_j + \varepsilon_{jt}.\end{aligned} \tag{39}$$

W przypadku obydwu analizowanych krajów oszacowania parametrów kwantyfikujących siłę dostosowań do trajektorii długookresowych (γ) są ujemne i statystycznie istotne (por. tab. 5). Potwierdza to zatem działanie mechanizmu korekty błędem, na co wskazywały wcześniej testy kointegracji panelowej. Zarówno krótko- (β_1), jak i długookresowe (δ_1) elastyczności relatywnych cen względem relatywnych produktywności są istotnie różne od zera, co stanowi potwierdzenie hipotezy Balassy-Samuelsona. Istotnie różne od zera są również krótko- (β_2, β_3) i długookresowe (δ_2, δ_3) elastyczności relatywnych cen względem relatywnych płac i marż. Zależność między relatywnymi cenami a relatywną produktywnością, opisana klasyczną hipotezą Balassy-Samuelsona, jest zatem modyfikowana przez kształtowanie się relatywnych marż i płac, przy czym funkcjonowanie rynku pracy i rynku produktów może przyczyniać się zarówno do absorpcji, jak i wzmocnienia presji inflacyjnej wynikającej z procesu konwergencji realnej.

Weryfikacja hipotezy, że rynek pracy jest kanałem absorpcji presji inflacyjnej wynikającej z procesu doganiania wymaga stwierdzenia, czy: 1) istnieje długookresowa zależność między płacami w sektorze handlowym a płacami w sektorze niehandlowym (testy kointegracji), 2) kierunek zależności biegnie od płac w sektorze handlowym do płac w sektorze niehandlowym (testy przyczynowości), 3) przełożenie zmian płac jest niepełne, a więc długookresowa elastyczność jest istotnie mniejsza od jedności (test zasadności restrykcji nałożonych na wektor kointegrujący). Jeśli opisany powyższymi warunkami mechanizm niepełnego wyrównywania się płac jest silniejszy w gospodarce rozwijającej się niż rozwiniętej, to wówczas rynek pracy można uznać za kanał absorpcji efektu Balassy-Samuelsona. Powyższe warunki dotyczą zatem płac w ujęciu relatywnym, a więc różnicy między szeregiem płac w sektorze *i* w kraju i za granicą, $\tilde{w}_t$.

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego dotyczące różnicy między płacami w sektorach niehandlowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro (zmienna $\tilde{w}_{N_j}$) jednoznacznie wskazują na zintegrowanie w stopniu pierwszym (por. tab. 6). Wyniki testu ADF dla sektora handlowego (zmienna $\tilde{w}_T$) wskazują na niestacjonarność szeregów, choć w przypadku Polski brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności pierwszych przyrostów (por. tab. 7). Jednak ze względów analogicznych do wcześniej wspomnianych relatywne płace w sektorze handlowym zostały potraktowane jako zmienne I(1).

Wyniki testów kointegracji (por. tab. 8) dowodzą, iż we wszystkich przypadkach istnieje długookresowa relacja między relatywnymi płacami w sektorze handlowym i sektorach niehandlowych. Do określenia kierunku przyczynowości zastosowano testy, dla których rolę regresji odgrywał model:

$$\Delta\tilde{w}_{N_{j,t}} = \alpha_0 + \gamma\left(\tilde{w}_{N_{j,t-1}} - \hat{\delta}_0 - \hat{\lambda}_j - \hat{\lambda}_t - \hat{\delta}_1\tilde{w}_{T_{t-1}}\right) + \beta_0\Delta\tilde{w}_{T_t} + u_j + \varepsilon_{jt}. \quad (40)$$

Zmiany płac w sektorze handlowym są długookresową przyczyną zmian płac w sektorze niehandlowym, jeżeli są słabo egzogeniczne, czyli jeżeli odrzucona zostanie hipoteza zerowa o nieistotności składnika korekty błędem ($\gamma = 0$). Przyczynowość przebiega w odwrotnym kierunku, jeśli analogiczna hipoteza zerowa zostanie odrzucona w modelu sfromułowanym dla płac w sektorze handlowym ($\gamma' = 0$).

Wyniki testów (por. tab. 9) prowadzą do konkluzji, iż w przypadku obu analizowanych krajów zmiany płac w sektorze handlowym są w długim okresie przyczyną zmian płac w sektorze niehandlowym, a przyczynowość odwrotna nie występuje.

W przypadku obu krajów długookresowe elastyczności płac w sektorach niehandlowych względem płac w sektorze handlowym (por. tab. 10) są istotnie różne od jedności, co jest zgodne z wynikami testów integracji relatywnych płac (por. tab. 3). Jednak w przypadku Słowacji występuje niepełne przeniesienie wzrostu płac w sektorze handlowym na płace w sektorze niehandlowym (długookresowa elastyczność jest istotnie mniejsza od jedności), co wskazuje na absorpcyjny charakter rynku pracy względem efektu Balassy-Samuelsona w tym kraju. Natomiast w przypadku Polski następuje nie tylko sektorowe wyrównanie płac, lecz również „przestrzelenie", o czym świadczy długookresowa elastyczność istotnie większa od jedności. Funkcjonowanie rynku pracy w Polsce w okresie badania wzmacniało zatem efekt Balassy-Samuelsona.

Interesującą kwestią w kontekście otrzymanych wyników jest efektywność kanału relatywnych płac w poszczególnych sektorach gospodarki. W tym celu został zastosowany estymator DSUR (por. tab. 11). Odrzucenie hipotezy zerowej testów kointegracji panelowej wskazuje na istnienie długookresowej relacji w przypadku przynajmniej części jednostek w panelu, niekoniecznie zaś wszystkich. Fakt ten tłumaczy brak przyczynowości długookresowej w jakimkolwiek kierunku, a tym samym brak kointegracji w przypadku niektórych sektorów. W większości przypadków mamy jednak do czynienia z przyczynowością przynajmniej w jednym kierunku.

Wyniki estymacji modeli SUR wskazują na heterogeniczność analizowanych gospodarek ze względu na efektywność poszczególnych sektorów w akomodacji efektu Balassy-Samuelsona. W Polsce rynek pracy miał absorpcyjny charakter jedynie w przypadku usług nierynkowych, a więc tzw. sektora budżetowego (poza służbą zdrowia), w szczególności w administracji publicznej i obronie narodowej (sekcja L). Z kolei w przypadku Słowacji jedynymi sektorami, w których następowało „przestrzelenie" wzrostu płac w stosunku do sektora handlowego, były górnictwo i kopalnictwo (sekcja C) oraz administracja publiczna i obrona narodowa.

Warunki, których spełnienie można interpretować jako potwierdzenie akomodacyjnego charakteru kanału rynku produktów względem efektu Balassy-Samuelsona, są analogiczne jak w przypadku rynku pracy. Rynek produktów odgrywa w gospodarce rolę kanału osłabiającego presję inflacyjną wynikającą z procesu doganiania, jeżeli wzrost płac w sektorach niehandlowych, niemający pokrycia

we wzroście produktywności, nie znajduje pełnego odzwierciedlenia we wzroście cen wskutek zmniejszenia marż. Istnieje zatem długookresowa zależność między płacami w sektorach niehandlowych a marżami; kierunek zależności biegnie od płac do marż, a elastyczność marż względem płac jest ujemna.

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego wskazują na zintegrowanie w stopniu pierwszym różnicy marż w sektorach niehandlowych między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro (por. tab. 12), podobnie jak różnicy płac (por. tab. 7). Z kolei w wyniki testów kointegracji (por. tab. 13) w przypadku tego zestawu zmiennych nie są jednoznaczne – testy pierwszej generacji sugerują występowanie relacji długookresowej, jednak zarówno w przypadku Polski, jak i Słowacji test Westerlunda wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku kointegracji. W związku z możliwym zniekształceniem rozmiaru testu IPS i ADF opartego na procedurze Fishera w obliczu zależności przestrzennych w panelu, odrzucenie hipotezy zerowej może prowadzić do błędu pierwszego rodzaju. Rezultaty estymacji parametrów relacji długookresowej stanowią potwierdzenie wyników testu Westerlunda. W przypadku Polski i Słowacji nie istnieje zatem długookresowa zależność między marżami a płacami w sektorach niehandlowych.

Otrzymane wyniki wskazują, iż w latach 1995–2010 efekt Balassy-Samuelsona wyniósł średnio 3,3 pkt. proc. w przypadku Polski, przy czym ok. 0,4 pkt. proc. wynikało ze wzmacniającego oddziaływania rynku pracy. W przypadku Słowacji efekt był niższy – na poziomie 2,3 pkt. proc., a rynek pracy był odpowiedzialny za absorpcję ok. 0,2 pkt. proc. presji inflacyjnej.

Porównanie wielkości efektów obliczonych na podstawie modelu podstawowego i rozszerzonego (por. tab. 14) wskazuje, iż powszechnie wykorzystywany w literaturze model podstawowy prowadzi do obciążenia wyników estymacji, które wynika z dwóch źródeł. Po pierwsze, nieuwzględnienie odmiennego od postulowanego przez teorię kształtowania się relatywnych płac i marż zaniża oszacowanie elastyczności relatywnych cen względem relatywnej produktywności. Po drugie, efekt obliczony na podstawie modelu podstawowego nie uwzględnia wpływu tych kanałów, gdy stanowią one element mechanizmu Balassy-Samuelsona. W szczególności problem ten jest widoczny w przypadku Polski, ponieważ oszacowanie elastyczności w modelu rozszerzonym jest znacznie wyższe, a żaden z potencjalnych kanałów absorpcji efektu Balassy-Samuelsona nie sprzyjał w okresie badania ograniczeniu presji inflacyjnej wynikającej z procesu doganiania. Dla Polski niedoszacowanie efektu Balassy-Samuelsona w modelu podstawowym wynosi ok. 1,4 pkt. proc.

Wnioski

Rezultaty empiryczne potwierdzają występowanie efektu Balassy-Samuelsona zarówno w odniesieniu do gospodarki Polski, jak i Słowacji. Wyniki otrzymane na podstawie powszechnie stosowanego modelu podstawowego wskazują na podobną skalę zajwiska w obu gospodarkach (ok. 1,9 pkt. proc.). Zastosowanie

modelu rozszerzonego – właściwego ze względu na niespełnienie w przypadku obu krajów założeń klasycznej hipotezy Balassy-Samuelsona – ujawniło jednak ich zróżnicowanie w tym zakresie. Średnio w latach 1995–2010 presja inflacyjna wynikająca z procesu doganiania wyniosła w przypaku Polski 3,3 pkt. proc. – o 1 pkt. proc. więcej niż w przypadku Słowacji. W dużym stopniu różnica ta wynikała z odmiennego funkcjonowania w obu gospodarkach rynku pracy. Otrzymane wyniki dowodzą, że w przypadku Słowacji przeniesienie wzrostu płac w sektorze handlowym na płace w sektorze niehandlowym było niepełne i tym samym rynek pracy stanowił kanał absorpcji efektu Balassy-Samuelsona. Z kolei w przypadku Polski następowało nie tylko sektorowe wyrównanie płac, ale również „przestrzelenie", o czym świadczy długookresowa elastyczność istotnie większa od jedności. Tym samym rynek pracy w Polsce wzmacniał presję inflacyjną wynikającą z procesu doganiania. W obu krajach funkcjonowanie rynku produktów nie wpływało na siłę efektu Balassy-Samuelsona.

Skala systematycznych różnic inflacyjnych względem strefy euro była w przypadku gospodarki polskiej wyższa od rzeczywistych różnic, jakich doświadczyły tzw. peryferyjne kraje członkowskie w okresie narastania nierównowag makroekonomicznych (w latach 1999–2007 różnice inflacyjne względem średniej dla strefy euro wyniosły rocznie 1,2 pkt. proc. w przypadku Grecji, 2 pkt. proc. w przypadku Irlandii, 1,8 pkt. proc. w przypadku Hiszpanii, 1,1 pkt. proc. w przypadku Portugalii). Wydaje się zatem, że ryzyko strukturalnego niedopasowania wspólnej polityki pieniężnej względem gospodarki polskiej jest poważne, co negatywnie rzutuje na bilans korzyści i kosztów integracji walutowej ze strefą euro.

Tekst wpłynął: 20 lutego 2014 r.

Bibliografia

Backus D., Kehoe P., *International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles*, „American Economic Review" 1992, nr 82(4).

Bai J., Ng S., *A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration*, „Econometrica" 2004, nr 72(4).

Balassa B., *The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, „The Journal of Political Economy" 1964, nr 72(6).

Banerjee A., Marcellino M., Osbat C., *Testing for PPP: Should We Use Panel Methods?,* „Empirical Economics" 2005, nr 30(1).

Banerjee A., *Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics" 1999, nr 61(0).

Cipriani M., *The Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies*, 2001, mimeo.

Égert B., *Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in the Transition: Do We Understand What We See? A Panel Study*, „The Economics of Transition" 2002, nr 10(2).

Engle R., Granger C., *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, „Econometrica" 1987, nr 55(2).

Fisher R., *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver & Boyd, Edinburgh 1932.

Granger C., *Some Recent Development in a Concept of Causality*, „Journal of Econometrics" 1988, nr 39 (1–2).
Hanck C., *A Meta Analytic Approach to Testing for Panel Cointegration*, SFB Technical Report, 475, 2007.
Im K., Pesaran M., Shin Y., *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels*, „Journal of Econometrics" 2003, nr 115(1).
Johansen S., *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, „Econometrica" 1991, nr 59(6).
Kao C., Chiang M., *On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data*, „Advances in Economics" 2000, nr 15(1).
Levin A., Lin C., Chu C., *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties*, „Journal of Econometrics" 2002, nr 108(1).
Maddala G., Wu S., *A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data a New Simple Test*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics" 1999, nr 61(1).
Mark N., Ogaki M., Sul D., *Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions*, „Review of Economic Studies" 2005, nr 72(3).
Mark N., Sul D., *Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics" 2003, nr 65(5).
Moon H., *A Note on Fully-Modified Estimation of Seemingly Unrelated Regressions Models with Integrated Regressors*, „Economics Letters" 1999, nr 65(1).
Moon R., Perron B., *Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors*, „Journal of Econometrics" 2004, nr 122(1).
Pedroni P., *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics" 1999, nr 61(4).
Pedroni P., *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis*, „Econometric Theory" 2004, nr 20(3).
Persyn D., Westerlund J., *Error Correction Based cointegration Tests for Panel Data,* „Stata Journal" 2008, nr 8(2).
Pesaran M., *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence*, Cambridge Working Papers in Economics Series, 346, 2003.
Phillips P., Hansen B., *Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes,* „The Review of Economic Studies" 1990, nr 57(1).
Phillips P., Moon H., *Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data*, „Econometrica" 1999, nr 67(5).
Saikkonen P., *Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions*, „Econometric Theory" 1991, nr 7(01).
Samuelson P., *Theoretical Notes on Trade Problems*, „The Review of Economics and Statistics" 1964, nr 46(2).
Wagner M., Hlouskova J., *The Performance of Panel Cointegration Methods: Results from a Large Scale Simulation Study*, „Econometric Reviews" 2010, nr 29(2).
Wagner M., Hlouskova J., *What's Really the Story with this Balassa-Samuelson Effect in the CEEC?*, Universiteat Bern Volkswirtschaftliches Institut Diskussionsschriften, 16, 2004.
Wagner M., *The Balassa-Samuelson Effect in 'East & West'. Differences and Similarities*, Institute for Advanced Studies Vienna Economic Series, 180, 2005.
Walters A., *Walters Critique*, w: *The Economics and Politics of Money: The Selected Essays of Alan Walters*, red. K. Matthews, Elgar Publishing, London 1994.
Westerlund J., *Testing for Error Correction in Panel Data*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics" 2007, nr 69(6).

Aneks

Tabela 1

Symbole i definicje zmiennych

Zmienna	Definicja
p_j^K	Deflator wartości dodanej
l_j^K	Wydajność pracy (wartość dodana na jednego zatrudnionego)
w_j^K	Płace przeciętne (wynagrodzenie na jednego zatrudnionego)
m_j^K	Marża (różnica wartości sprzedaży i kosztów zmiennych)
$\widetilde{p}_j \equiv (p_{N_j}^K - p_T^K) - (p_{N_j}^{EA} - p_T^{EA})$	Różnica między relatywnym poziomem cen w kraju i strefie euro
$\widetilde{l}_j \equiv (l_T^K - l_{N_j}^K) - (l_T^{EA} - l_{N_j}^{EA})$	Różnica między relatywnym poziomem produktywności w gospodarce krajowej i strefie euro
$\widetilde{w}_j \equiv (w_{N_j}^K - w_T^K) - (w_{N_j}^{EA} - w_T^{EA})$	Różnica między relatywnym poziomem płac w gospodarce krajowej i strefie euro
$\widetilde{m}_j \equiv (m_{N_j}^K - m_T^K) - (m_{N_j}^{EA} - m_T^{EA})$	Różnica między relatywnym poziomem marż (sektory niehandlowe i sektor handlowy) w gospodarce krajowej i strefie euro

Uwagi: Wszystkie zmienne są wyrażone w logarytmach naturalnych. Subskrypt *j* oznacza sektor. Superskrypt *K* oznacza kraj, natomiast *EA* – strefę euro.

Tabela 2

Sektory handlowe i niehandlowe

Klasyfikacja sektorowa wg NACE rev. 1.1	
Sektor handlowy	Podsektory niehandlowe
Przetwórstwo przemysłowe (D)	Górnictwo i kopalnictwo (C)
	Zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz i wodę (E)
	Budownictwo (F)
	Handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów mechanicznych, motocykli oraz artykułów użytku osobistego i domowego (G)
	Hotele i restauracje (H)
	Transport, gospodarka magazynowa i łączność (I)
	Pośrednictwo finansowe (J)
	Obsługa nieruchomości, wynajem i prowadzenie działalności gospodarczej (K)
	Administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe ubezpieczenia społeczne (L)
	Edukacja (M)
	Ochrona zdrowia i opieka społeczna (N)
	Pozostała działalność usługowa komunalna, społeczna i indywidualna (O)

Tabela 3

Wyniki panelowych testów integracji

Zmienna	IPS	ADF (procedura Fishera)	CIPS
Polska			
$\widetilde{p}_{j,t}$	–1,15	28,29	–1,53
$\Delta\widetilde{p}_{j,t}$	–2,71***	41,61***	–3,07**
$\widetilde{l}_{j,t}$	1,45	19,07	–1,41
$\Delta\widetilde{l}_{j,t}$	–2,28***	45,45***	–1,99
$\widetilde{w}_{j,t}$	–0,15	24,26	–1,43
$\Delta\widetilde{w}_{j,t}$	–7,70***	97,92***	–2,57*
$\widetilde{m}_{j,t}$	–0,96	33,78*	–1,70
$\Delta\widetilde{m}_{j,t}$	–5,63***	75,03***	–2,32*
Słowacja			
$\widetilde{p}_{j,t}$	1,90	10,13	–1,10
$\Delta\widetilde{p}_{j,t}$	–8,17***	101,80***	–3,15**
$\widetilde{l}_{j,t}$	1,07	21,05	–1,63
$\Delta\widetilde{l}_{j,t}$	–10,99***	135,31***	–2,44*
$\widetilde{w}_{j,t}$	0,24	21,59	–0,61
$\Delta\widetilde{w}_{j,t}$	–9,35***	116,37***	–3,13**
$\widetilde{m}_{j,t}$	–1,43*	34,20*	–2,02
$\Delta\widetilde{m}_{j,t}$	–3,76***	54,58***	–2,35*

Uwagi: Do testowania zmiennych wyrażających poziomy wielkości została użyta wersja testu ze stałą i trendem deterministycznym, a w przypadku przyrostów – wersja ze stałą. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 4

Wyniki panelowych testów kointegracji

Kraj	Polska		Słowacja	
Zmienne	$\tilde{p}_{j,t}, \tilde{l}_{j,t}, \tilde{w}_{j,t}, \tilde{m}_{j,t}$	$\tilde{p}_{j,t}, \tilde{l}_{j,t}$	$\tilde{p}_{j,t}, \tilde{l}_{j,t}, \tilde{w}_{j,t}, \tilde{m}_{j,t}$	$\tilde{p}_{j,t}, \tilde{l}_{j,t}$
Test Pedroniego				
PG_{ADF}	–2,87**	–3,64***	–1,80**	–6,05***
Test Johansena (procedura Fishera)				
(1) test śladu				
r = 0	241,60***	44,14***	207,20***	60,42***
r ⩽ 1	108,20***	31,94	84,84***	11,82
r ⩽ 2	43,91***	–	28,10	–
r ⩽ 3	25,94	–	19,99	–
Test największej wartości własnej				
r = 0	193,10***	38,52***	178,40***	60,42***
r ⩽ 1	90,90***	31,94	79,86***	11,82
r ⩽ 2	41,18**	–	26,12	–
r ⩽ 3	25,94	–	19,99	–
Test Westerlunda				
G_t	–8,34**	–13,35***	–5,27	–9,70*
P_t	–7,99***	–27,11***	–6,43**	–13,99***

Uwagi: Wyniki testu Westerlunda otrzymano na podstawie procedury *xtwest* zawartej w programie STATA (por. Persyn 2008). Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 5

Wyniki estymacji parametrów modelu Balassy-Samuelsona

Kraj	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\delta}_2$	$\hat{\delta}_3$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\gamma}$	R^2
Wersja rozszerzona								
Polska	0,73***	0,59***	1,07***	0,56***	0,51***	1,02***	–0,45***	0,60
Słowacja	0,77***	0,85***	1,04***	0,65***	0,64***	0,89***	–0,35***	0,71
Wersja klasyczna								
Polska	0,47***	–	–	0,11***	–	–	–0,26***	0,33
Słowacja	0,60***	–	–	0,29***	–	–	–0,18***	0,33

Uwagi: R^2 oznacza wewnątrzgrupowy skorygowany współczynnik determinacji. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 *.

Tabela 6

Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $\widetilde{w}_{N_j}$

Zmienna	IPS	ADF (procedura Fishera)	CIPS
Polska			
$\widetilde{w}_{N_j}$	–1,14	31,62	–1,94
$\Delta\widetilde{w}_{N_j}$	–3,48***	51,86***	–2,77*
Słowacja			
$\widetilde{w}_{N_j}$	1,30	24,09	–1,99
$\Delta\widetilde{w}_{N_j}$	–6,73***	85,04***	–3,57**

Uwagi: Do testowania zmiennych wyrażających poziomy wielkości została użyta wersja testu ze stałą i trendem deterministycznym, zaś w przypadku przyrostów – wersja ze stałą. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 7

Wyniki testu ADF dla zmiennej $\widetilde{w}_T$

Kraj	Polska	Słowacja
$\widetilde{w}_T$	–2,63	–2,37
$\Delta\widetilde{w}_T$	–2,52	–4,06**

Uwagi: Do testowania zmiennych wyrażających poziomy wielkości została użyta wersja testu ze stałą i trendem deterministycznym, zaś w przypadku przyrostów – wersja ze stałą. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 8

Test efektywności kanału relatywnych płac (1): test kointegracji

Kraj	Polska	Słowacja
Test Pedroniego		
PG_{ADF}	–1,98***	–2,17**
Test Johansena (procedura Fishera)		
Test śladu		
$r = 0$	62,67***	77,04***
$r \leqslant 1$	25,82	17,32
Test największej wartości własnej		
$r = 0$	60,39***	80,62***
$r \leqslant 1$	25,82	17,32
Test Westerlunda		
G_t	–11,56***	–10,55**
P_t	–14,18***	–12,50***

Uwagi: Wyniki testu Westerlunda otrzymano na podstawie procedury *xtwest* zaimplementowanej w programie STATA (por. Persyn 2008). Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 9

Test efektywności kanału relatywnych płac (2): test przyczynowości

Kraj	$\hat{\gamma}$	$\hat{\gamma}'$
Polska	–0,23***	0,03
Słowacja	–0,30***	–0,05

Uwagi: Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 10

Test efektywności kanału relatywnych płac (3): oszacowania długo- i krótkookresowej elastyczności

Kraj	Elastyczność długookresowa	H_0: elastyczność długookresowa = 1	Elastyczność krótkookresowa
Polska	1,18***	21,3***	0,84***
Słowacja	0,86***	9,69***	0,55***

Uwagi: Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 11

Efektywność kanału relatywnych płac – dezagregacja sektorowa

Kraj	Polska		Słowacja	
Sektor	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości
C	1,29***	$T \Rightarrow N$	1,41***	$T \Rightarrow N$
E	1,79***	$T \Rightarrow N$	0,59***	$T \Leftrightarrow N$
F	1,01***	$T \Rightarrow N$	0,58***	$T \Rightarrow N$
G	1,42***	$T \Rightarrow N$	0,85***	$T \Rightarrow N$
H	1,40***	$T \Rightarrow N$	0,74***	$T \Rightarrow N$
I	1,23***	$T \Rightarrow N$	1,11***	$T \Leftrightarrow N$
J	1,34***	$T \Rightarrow N$	0,83***	$T \Rightarrow N$
K	1,39***	$T \Rightarrow N$	0,81***	$T \Leftrightarrow N$
L	0,10*	$T \Rightarrow N$	1,29***	$T \Rightarrow N$
M	0,89***	Brak	0,72***	$T \Rightarrow N$
N	1,28***	Brak	0,75***	$T \Rightarrow N$
O	0,46***	$T \Rightarrow N$	0,88***	$T \Rightarrow N$

Uwagi: Kierunek przyczynowości długookresowej w poszczególnych sektorach został określony na podstawie oszacowań modelu ECM. Zwrot strzałki oznacza kierunek przyczynowości, przy czym przyczynowość w obu kierunkach oznaczono jako $\Leftrightarrow$. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 12

Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $m_N^{CEEC_EA}$

Zmienna	IPS	ADF (procedura Fishera)	CIPS
$m_{N_{jt}}^{PL_EA}$	–1,25	34,7*	–1,94
$\Delta m_{N_{jt}}^{PL_EA}$	–5,59***	71,57***	–2,93**
$m_{N_{jt}}^{SK_EA}$	–0,91	26,14	–2,05
$\Delta m_{N_{jt}}^{SK_EA}$	–7,57***	93,32***	–2,72*

Uwagi: Do testowania zmiennych wyrażających poziomy wielkości została użyta wersja testu ze stałą i trendem deterministycznym, zaś w przypadku przyrostów – wersja ze stałą. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 13

Test efektywności kanału relatywnych marż (1): test kointegracji

Kraj	Polska	Słowacja
Test Pedroniego		
PG_{ADF}	–1,77**	–5,65***
Test Johansena (procedura Fishera)		
Test śladu		
$r = 0$	56,88***	41,35**
$r \leqslant 1$	35,65*	29,63
Test największej wartości własnej		
$r = 0$	51,89***	37,89**
$r \leqslant 1$	35,65*	29,63
Test Westerlunda		
G_t	–2,93	–5,45
P_t	–5,84	–4,54

Uwagi: Wyniki testu Westerlunda otrzymano na podstawie procedury *xtwest* zawartej w programie STATA (por. Persyn 2008) . Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, a na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 14

Oszacowania efektu Balassy-Samuelsona – model rozszerzony a model podstawowy

Kraj	Średnie różnice inflacji względem strefy euro	Wielkość efektu ($\widehat{BS}$): model rozszerzony bez kanałów absorpcji	Wielkość efektu ($\widehat{BS}$): model rozszerzony z kanałami absorpcji	Wielkość efektu ($\widehat{BS}$): model podstawowy
Polska	4,0 p.p.	2,9 p.p. (72%)	3,3 p.p. (83%)	1,9 p.p. (48%)
Słowacja	2,5 p.p.	2,5 p.p. (99%)	2,3 p.p. (92%)	1,9 p.p. (76%)

Uwagi: W nawiasie podano udział efektu Balassy-Samuelsona w różnicach inflacji względem strefy euro. Różnice inflacji zostały obliczone na podstawie szeregów deflatorów wartości dodanej z wyłączeniem sekcji rolnictwa, łowiectwa i leśnictwa oraz rybołówstwa.

EFEKT BALASSY-SAMUELSONA I MECHANIZMY JEGO ABSORPCJI

Streszczenie

Efekt Balassy-Samuelsona i efektywność potencjalnych kanałów jego absorpcji wymagają pogłębionych analiz, w szczególności w odniesieniu do tzw. krajów doganiających, które w perspektywie przystąpią do unii walutowej. Analiza przeprowadzona w artykule pozwoliła ocenić skalę presji inflacyjnej wynikającej z procesu konwergencji realnej i na tej podstawie sformułować wnioski dotyczące ryzyka nieadekwatności polityki pieniężnej Europejskiego Banku Centralnego w odniesieniu do gospodarki polskiej. Wyniki analizy wskazują, że systematyczna dywergencja inflacyjna może stanowić poważny koszt w przypadku akcesji Polski do strefy euro. Jej skala w przypadku Polski była bowiem wyższa niż w przypadku peryferyjnych państw członkowskich w pierwszej dekadzie funkcjonowania strefy euro. Co więcej, presja inflacyjna wynikająca z procesu doganiania była w Polsce wzmacniana przez funkcjonowanie rynku pracy. Otrzymane rezultaty wskazują na to, że nieuwzględnienie w specyfikacji modelu Balassy-Samuelsona wpływu rynku pracy i rynku produktów może prowadzić do błędnych wniosków.

Słowa kluczowe: efekt Balassy-Samuelsona, unia monetarna, konwergencja realna, inflacja, strefa euro

THE BALASSA-SAMUELSON EFFECT AND THE MECHANISMS OF ITS ABSORPTION

Abstract

The Balassa-Samuelson effect and the effectiveness of the potential channels of its absorption require deeper research, especially with regard to the catching-up prospective members of the euro area. The analysis presented in the paper allows to assess the magnitude of inflationary pressure resulting from the real convergence process and, hence, the risk of inadequacy of the common monetary policy with respect to the Polish economy. The results suggest that the systematic inflation differentials can constitute a considerable cost in the case of Poland's accession to the euro area, since their estimated magnitude is higher than in the case of the peripheral member countries in the first decade of the functioning of the euro area. Moreover, inflationary pressure in Poland resulting from the catching-up process was reinforced in the sample period by the functioning of the domestic labour market. The analysis indicates that ignoring the influence of labour and product markets in the specification of the Balassa-Samuelson model can lead to biased results.

Key words: Balassa-Samuelson effect, monetary union, real convergence, inflation, euro area

ЭФФЕКТ БАЛАССЫ-САМУЭЛЬСОНА И МЕХАНИЗМЫ ЕГО АБСОРБЦИИ

Резюме

Эффект Балассы-Самуэльсона и эффективность потенциальных каналов его абсорбции требуют углубленного анализа, особенно для так называемых догоняющих стран, которые в перспективе вступят в валютный союз. Анализ, проведенный в статье, позволил оценить масштабы инфляционного нажима, вытекающего из процесса реальной конвергенции и на этом основании сформулировать выводы, касающиеся риска неадекватности денежной политики Европейского Центробанка относительно польской экономики. Результаты анализа указывают, что систематическая инфляционная дивергенция может вызвать серьезные издержки при вступлении Польши в зону евро. Ее масштабы в случае Польши были более высокими, чем в случае периферийных государств-членов во время первой декады функционирования зоны евро. Более того, инфляционный нажим, вытекающий из процесса сокращения разрыва между странами, усугублялся ущербным функционированием польского рынка труда. Полученные результаты указывают, что абстрагирование в модели Балассы-Самуэльсона от влияния рынка труда и рынка продуктов может вести к ошибочным выводам.

Ключевые слова: эффект Балассы-Самуэльсона, валютный союз, реальная конвергенция, инфляция, зона евро