

Materiały i Studia nr 294

Efekt Balassy-Samuelsona i mechanizmy jego absorpcji w krajach Europy Środkowo-Wschodniej

Karolina Konopczak



Materiały i Studia nr 294

Efekt Balassy-Samuelsona i mechanizmy jego absorpcji w krajach Europy Środkowo-Wschodniej

Karolina Konopczak

Instytut Ekonomiczny
Warszawa, 2013 r.

Karolina Konopczak – Szkoła Główna Handlowa oraz Instytut Badań Rynku, Konsumpcji i Koniunktur; karolina.konopczak@sgh.waw.pl

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu Komitetu Badań Ekonomicznych NBP na projekty badawcze przeznaczone do realizacji przez pracowników NBP i osoby spoza NBP oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Druk:
NBP Printshop

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 653 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2013

Spis treści

Spis treści

Wprowadzenie	5
1 Metodyka badania	8
1.1 Teoretyczne podstawy hipotezy Balassy-Samuelsona	8
1.1.1 Wersja podstawowa	8
1.1.2 Wersja rozszerzona	9
1.2 Empiryczna operacjonalizacja hipotezy Balassy-Samuelsona	11
2 Metody panelowe w makroekonometrii	15
2.1 Panelowe testy integracji	15
2.2 Panelowe testy kointegracji	20
2.3 Estymacja panelowych wektorów kointegrujących	23
3 Wyniki estymacji	28
3.1 Model podstawowy	28
3.2 Model rozszerzony	33
3.3 Efektywność kanałów absorpcji efektu Balassy-Samuelsona	36
3.4 Kwantyfikacja efektu Balassy-Samuelsona	47
Podsumowanie	50
Literatura	51

Streszczenie

Celem badania było określenie wielkości efektu Balassy-Samuelsona i efektywności potencjalnych mechanizmów jego absorpcji w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Wyniki analizy pozwoliły na określenie skali presji inflacyjnej wynikającej z procesu konwergencji realnej i tym samym skali systematycznych różnic inflacyjnych względem strefy euro, a w efekcie na sformułowanie wniosków dotyczących ryzyka strukturalnej nieadekwatności polityki pieniężnej Europejskiego Banku Centralnego w odniesieniu do gospodarek tych krajów. Otrzymane rezultaty sugerują, iż systematyczne dywergencje inflacyjne mogą stanowić poważny koszt akcesji krajów Europy Środkowo-Wschodniej do strefy euro. Ich skala jest bowiem porównywalna z różnicami inflacyjnymi, jakich doświadczyły peryferyjne państwa członkowskie w pierwszym dziesięcioleciu funkcjonowania strefy euro. W przypadku Polski szczególnie niepokojącym jest fakt, iż żaden z potencjalnych kanałów absorpcji efektu Balassy-Samuelsona nie sprzyjał w okresie badania ograniczeniu presji inflacyjnej wynikającej z procesu doganiania. Otrzymane wyniki sugerują, iż powszechne w literaturze nieuwzględnienie w specyfikacji modelu Balassy-Samuelsona kształtowania się relatywnych płac i marż powoduje obciążenie estymacji.

Kody klasyfikacji JEL: F41, E31, C33

Słowa kluczowe: hipoteza Balassy-Samuelsona, integracja monetarna, konwergencja realna, procesy inflacyjne, kointegracja panelowa

Wprowadzenie

W obliczu równości nominalnych stóp procentowych zróżnicowanie stóp inflacji w państwach unii walutowej prowadzi – abstrahując od różnic w procesie formowania się oczekiwań inflacyjnych – do zróżnicowania realnych stóp procentowych. W konsekwencji kraje o najwyższym tempie wzrostu poziomu cen odznaczają się również najniższą stopą realną. Mechanizm ma charakter procykliczny, jako że niższa niż w pozostałych państwach członkowskich realna stopa procentowa prowadzi do relatywnego wzrostu aktywności gospodarczej i tym samym relatywnego wzrostu inflacji (jej koniunkturalnego komponentu), a w rezultacie do dalszego obniżenia realnej stopy. Skutkuje to narastaniem nierównowagi zarówno 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 za pomocą zmian nominalnych kursów walutowych. W związku z tym, ciężar dostosowań w krajach członkowskich unii monetarnej spoczywa na tzw. kanale realnego kursu walutowego, którego efektywność w przywracaniu zewnętrznej równowagi – w obliczu sztywności nominalnych kursów walutowych – zależy od elastyczności krajowego rynku pracy i produktów, czyli elastyczności („w dół”) krajowych płac i cen.

Dotychczasowa historia funkcjonowania strefy euro wskazuje, iż wbrew oczekiwaniom sformułowanym przed jej utworzeniem, efektywność kanału realnego kursu walutowego okazała się ograniczona. Dywergencje inflacyjne w ramach strefy euro, pogłębiane przez procykliczny mechanizm realnej stopy procentowej, przyczyniły się do narastania nierównowag makroekonomicznych, zarówno wewnętrznych (niestabilne boomy kredytowe), jak i zewnętrznych (chroniczne deficyty na rachunkach obrotów bieżących, prowadzące do wzrostu zobowiązań zagranicznych netto) w części państw członkowskich. Problem ten dotyczył głównie tzw. krajów peryferyjnych – Grecji, Portugalii, Hiszpanii i Irlandii. W wyniku systematycznie wyższej stopy inflacji niż średnio w strefie euro (por. Tabela 1) w latach 1999-2007 (okres narastania nierównowag) nastąpiło kilkunastoprocentowe pogorszenie cenowej konkurencyjności ich gospodarek.

Narosłe w ciągu dekady nierównowagi makroekonomiczne zwiększyły ekspozycję krajów peryferyjnych na szoki zewnętrzne, czego skutki ujawniły się podczas kryzysu finansowego w postaci pęknięcia bańki spekulacyjnej na rynku nieruchomości (Irlandia i Hiszpania), kryzysu zadłużenia finansów publicznych (Grecja, Portugalia i Hiszpania) oraz kryzysu bankowego (Irlandia). Sztywność nominalnego kursu walutowego uniemożliwia krajom tym odzyskanie konkurencyjności przez deprecjację. Co więcej, mimo silnego i długotrwałego spowolnienia gospodarczego, jakiego doświadczyły ich gospodarki (skumulowana utrata produktu w latach 2008-2011 w wysokości 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 (por. Tabela 1), co sugeruje, iż z racji sztywności rynku pracy i produktów

proces poprawy konkurencyjności w ramach unii walutowej może być dla pozostałych gospodarek bardzo trudny. Ze względu na brak możliwości ekspansji fiskalnej (kryzys zadłużenia), sytuacja ta może oznaczać długi okres stagnacji gospodarczej.

Tabela 1. Różnice inflacyjne między peryferyjnymi państwami członkowskimi a średnią dla strefy euro

Kraj	średnie różnice inflacyjne względem strefy euro	
	1999-2007	2008-2011
Grecja	1,2 p.p	1,5 p.p
Hiszpania	1,8 p.p	-0,1 p.p
Irlandia	2,0 p.p	-3,5 p.p
Portugalia	1,1 p.p	-0,1 p.p

Uwagi: Różnice inflacyjne obliczone zostały na podstawie szeregów deflatorów wartości dodanej z wyłączeniem sekcji rolnictwa, łowiectwa i leśnictwa oraz rybołówstwa.

Przykład peryferyjnych państw członkowskich strefy euro wskazuje, iż niedopasowanie wspólnej polityki pieniężnej do potrzeb gospodarki krajowej może stanowić poważny koszt integracji walutowej. Z tego względu ocena ryzyka nieadekwatności polityki monetarnej Europejskiego Banku Centralnego powinna stanowić dla krajów kandydujących ważny element bilansu korzyści i kosztów akcesji do strefy euro. Celem badania jest analiza tego ryzyka w odniesieniu do gospodarek państw Europy Środkowo-Wschodniej – Polski, Czech, Węgier i Słowacji. Ze względu na znaczne różnice w PKB *per capita* względem strefy euro (w 2011 r. PKB *per capita* mierzone w parytecie siły nabywczej stanowiło w przypadku Polski 59% średniej dla strefy euro, w przypadku Czech – 73%, Węgier – 60%, zaś Słowacji – 68%) można przypuszczać, iż ewentualna nieadekwatność wspólnej polityki pieniężnej w odniesieniu do tych gospodarek może mieć charakter strukturalny i wynikać z procesu doganiania. Badanie koncentruje się zatem na presji inflacyjnej wynikającej z procesu konwergencji realnej, opisaną hipotezą Balassy-Samuelsona (Balassa, 1964; Samuelson, 1964).

Struktura artykułu jest następująca. W pierwszej części omówione zostały teoretyczne podstawy hipotezy Balassy-Samuelsona w wersji podstawowej oraz rozszerzonej, uwzględniającej niespełnienie założeń modelu dotyczących rynku pracy i produktów. Następnie omówiona została metodyka badania, w tym autorska metoda estymacji efektu Balassy-Samuelsona, pozwalająca na przewyższenie wad standardowo stosowanych w tym zakresie technik, wynikających z krótkości dostępnych szeregów dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W kolejnym rozdziale dokonany został przegląd metod makroekonometrii panelowej (panelowe testy integracji i kointegracji szeregów oraz estymatory panelowych relacji kointegrujących), który stanowił podstawę wyboru technik użytych w analizie empirycznej. Następnie przedstawiono otrzymane wyniki, w tym

oszacowanie skali presji inflacyjnej wynikającej z procesu konwergencji realnej i efektywności potencjalnych mechanizmów absorpcji tej presji w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Podsumowanie zawiera sformułowane na podstawie otrzymanych rezultatów wnioski odnośnie do ryzyka nieadekwatności polityki pieniężnej Europejskiego Banku Centralnego w odniesieniu do gospodarek tych krajów.

1 Metodyka badania

1.1 Teoretyczne podstawy hipotezy Balassy-Samuelsona

1.1.1 Wersja podstawowa

Różnice inflacyjne między gospodarkami mogą mieć charakter niesystematyczny i wynikać z takich czynników jak różnice w zakresie (1) prowadzonej polityki fiskalnej lub monetarnej, (2) zmian cen regulowanych lub stawek podatkowych, (3) importochłonności i surowcochłonności gospodarek, (4) relatywnego wyposażenia w czynniki produkcji, a także (5) z asymetrii szoków dotyczących gospodarki lub z ich asymetrycznych reakcji na wspólne szoki, powodujących różnice w fazie lub amplitudzie cyklu koniunkturalnego, a w konsekwencji w cyklicznym komponencie inflacji. W przypadku różnicy w poziomie rozwoju gospodarczego dywergencje inflacyjne mogą mieć jednak charakter systematyczny (strukturalny) i wynikać z towarzyszącej procesowi konwergencji realnej dodatkowej presji inflacyjnej w gospodarce doganiającej, co implikuje tzw. hipoteza Balassy-Samuelsona (Balassa, 1964; Samuelson, 1964).

Punktem wyjścia modelu Balassy-Samuelsona jest założenie małej gospodarki otwartej o dwóch sektorach – wymiennalnym (handlowym, ang. *tradable*, T) i niewymiennalnym (niehandlowym, ang. *non-tradable*, N), które różnią się w zakresie tempa wzrostu produktywności (źródłem wzrostu produktywności w gospodarce jest wyłącznie sektor handlowy lub przynajmniej tempo wzrostu produktywności w sektorze handlowym jest wyższe niż w niehandlowym). Zakłada się również doskonałą konkurencję oraz doskonałą mobilność siły roboczej w ujęciu sektorowym (aczkolwiek immobilność w ujęciu międzynarodowym).

Wielkość produkcji w obu sektorach – zarówno w kraju, jak i zagranicą – określona jest za pomocą funkcji Cobba-Douglasa o stałych efektach skali:

$$Y_j(K_j, L_j) = A_j L_j^{\alpha_j} K_j^{1-\alpha_j}, \quad (1)$$

gdzie Y_j oznacza wielkość produkcji, A_j – ogólną produktywność czynników produkcji (ang. *total factor productivity*, TFP), L_j – nakłady siły roboczej, K_j – nakłady kapitału, zaś α_j oraz $1 - \alpha_j$ – elastyczność produkcji względem odpowiednio pracy oraz kapitału w sektorze j ($j \in \{T, N\}$).

Przedsiębiorstwa w obu sektorach maksymalizują zyski, wybierając odpowiedni poziom zatrudnienia czynników wytwórczych:

$$\max_{L_j, K_j} (P_j A_j K_j^{1-\alpha_j} L_j^{\alpha_j} - W_j L_j - R K_j) \quad (2)$$

gdzie W_j ($j \in \{T, N\}$) oznacza płace w odpowiednich sektorach, R – koszt kapitału, zaś P_j ($j \in \{T, N\}$)

– poziom cen dóbr produkowanych w odpowiednich sektorach. Z warunków pierwszego rzędu dla powyższych problemów maksymalizacji:

$$\alpha_j P_j A_j K_j^{1-\alpha_j} L_j^{\alpha_j-1} - W_j = 0, \quad j \in \{T, N\} \quad (3)$$

można wyprowadzić wzór na wynagrodzenie czynnika pracy:

$$W_j = \alpha_j P_j A_j \left(\frac{L_j}{K_j}\right)^{\alpha_j-1}, \quad j \in \{T, N\}. \quad (4)$$

Założenie o doskonałej konkurencji implikuje wynagradzanie czynników produkcji zgodnie z ich krańcową produktywnością, a więc w długim okresie wzrost produktywności w pełni przekłada się na wzrost płac. Z kolei założenie o doskonałej mobilności siły roboczej implikuje sektorową homogeniczność płac, jako że w przypadku odchylenia od równowagi następuje przepływ pracowników do sektora oferującego wyższe wynagrodzenia aż do momentu wyrównania się płac.

Korzystając z założenia o równości płac można wyprowadzić zależność między relatywnym poziomem cen a relatywną produktywnością czynnika pracy między sektorami:

$$\frac{P_N}{P_T} = \frac{\alpha_T \frac{Y_T}{L_T}}{\alpha_N \frac{Y_N}{L_N}}. \quad (5)$$

Dzieląc powyższe wyrażenie przez jego zagraniczny odpowiednik (zmiennie charakteryzujące zagranicę oznaczono superskrytem *) otrzymujemy zależność między relatywnym poziomem cen a relatywną produktywnością w kraju oraz zagranicą (model Balassy-Samuelsona w wersji podstawowej):

$$\frac{P_N/P_T}{P_N^*/P_T^*} = \frac{\alpha_T \frac{Y_T}{L_T}}{\alpha_N \frac{Y_N}{L_N}} / \frac{\alpha_T^* \frac{Y_T^*}{L_T^*}}{\alpha_N^* \frac{Y_N^*}{L_N^*}}. \quad (6)$$

1.1.2 Wersja rozszerzona

Model Balassy-Samuelsona w wersji podstawowej przewiduje pełne przełożenie różnicy tempa wzrostu relatywnych produktywności na różnice inflacyjne między krajem rozwijającym się a rozwiniętym, co jest zapewnione przez łączne spełnienie następujących założeń: (1) relatywny wzrost produktywności w sektorze handlowym przekłada się w pełni wzrost płac w tym sektorze (założenie o doskonałej konkurencji, co implikuje wynagradzanie czynników produkcji zgodnie z ich krańcową produktywnością), (2) wzrost płac w sektorze handlowym wywołuje analogiczny wzrost płac w sektorze niehandlowym (założenie o doskonałej mobilności siły roboczej, co implikuje wyrównywanie się płac między sektorami), (3) wzrost płac w sektorze niehandlowym, który nie odzwierciedla wzrostu produktywności w pełni przekłada się na wzrost cen w tym sektorze (założenie o doskonałej konkurencji, co implikuje marże rozumiane jako narzut na koszty

produkcji równe zero). Model zakłada również *implicite* identyczne kształtowanie się w obu sektorach innych składników kosztów produkcji, w tym kosztów materiałowych, energii, usług obcych, a także kosztu kapitału.

Niepełny mechanizm transmisji w modelu Balassy-Samuelsona (*incomplete pass-through*) może być rezultatem niespełnienia któregokolwiek w powyższych warunków. W szczególności, w przypadku różnic w importochłonności, energochłonności czy w zakresie struktury nakładów materiałowych sektora handlowego i niehandlowego zmiany kursu walutowego, cen energii czy cen poszczególnych rodzajów nakładów w różnym stopniu wpływają koszty produkcji i tym samym ceny w poszczególnych sektorach. W konsekwencji niepełne przeniesienie zmian relatywnej produktywności na relatywne ceny może być wynikiem przypadkowego kształtowania się tychże czynników w okresie badania. Może być ono jednak wynikiem działania czynników o charakterze systematycznym, będących odzwierciedleniem charakterystyk rynku pracy i rynku produktów w danym kraju. Instytucjonalne uwarunkowania rynku pracy mogą bowiem zapobiegać pełnemu wyrównywaniu się płac w gospodarce. Z kolei w warunkach niedoskonałej konkurencji, gdy ceny wyznaczane są jako narzut na koszty produkcji, możliwa jest częściowa absorpcja wzrostu płac przez zmniejszenie rentowności działalności. Tym samym kanał relatywnych płac i relatywnych marż może funkcjonować w danej gospodarce jako mechanizm akomodacji efektu Balassy-Samuelsona.

Efektywność kanału relatywnych płac w absorpcji efektu Balassy-Samuelsona zależy od stopnia transmisji wzrostu płac w sektorze wymienialnym na płace w sektorze niewymienialnym. Przeniesienie to może nie być pełne ze względu na występujące w gospodarce sztywności, które przyczyniają się do niedoskonałej mobilności siły roboczej. Do najczęściej wymienianych czynników w tym zakresie należy koszt międzysektorowej realokacji siły roboczej oraz koszt poszukiwań na rynku pracy. Równanie (6) zostało wyprowadzone przy założeniu równości płac w sektorze handlowym i niehandlowym. W przypadku niespełnienia tego założenia, model Balassy-Samuelsona powinien zostać rozszerzony o kształtowanie się relatywnych płac:

$$\frac{P_N}{P_T} / \frac{P_N^*}{P_T^*} = \left(\frac{\alpha_T \frac{Y_T}{L_T}}{\alpha_N \frac{Y_N}{L_N}} / \frac{\alpha_T^* \frac{Y_T^*}{L_T^*}}{\alpha_N^* \frac{Y_N^*}{L_N^*}} \right) \cdot \left(\frac{W_N}{W_T} / \frac{W_N^*}{W_T^*} \right). \quad (7)$$

Drugim potencjalnym kanałem absorpcji efektu Balassy-Samuelsona jest kształtowanie się sektorowych marż. Założenie o doskonałej konkurencji implikuje zerowe marże w gospodarce i tym samym pełne przeniesienie zmian wysokości jednostkowych kosztów pracy na ceny. Jeśli jednak ceny wyznaczane są jako narzut na koszty produkcji:

$$P_j = MC_j M_j, \quad (8)$$

gdzie MC_j oznacza koszty krańcowe, zaś M_j marżę w j -tym sektorze ($j \in \{T, N\}$), możliwa jest częściowa absorpcja wzrostu jednostkowych kosztów pracy przez obniżenie rentowności

działalności.

Zakładając identyczne kształtowanie się pozapłacowych kosztów produkcji w sektorze handlowym i niehandlowym oraz proporcjonalność kosztów krańcowych i kosztów przeciętnych równanie (7) możemy dalej rozszerzyć o kształtowanie się sektorowych marż w kraju i zagranicą:

$$\frac{P_N}{P_T} / \frac{P_N^*}{P_T^*} = \left(\frac{\alpha_T \frac{Y_T}{L_T}}{\alpha_N \frac{Y_N}{L_N}} / \frac{\alpha_T^* \frac{Y_T^*}{L_T^*}}{\alpha_N^* \frac{Y_N^*}{L_N^*}} \right) \cdot \left(\frac{W_N}{W_T} / \frac{W_N^*}{W_T^*} \right) \cdot \left(\frac{M_N}{M_T} / \frac{M_N^*}{M_T^*} \right). \quad (9)$$

1.2 Empiryczna operacjonalizacja hipotezy Balassy-Samuelsona

W literaturze stosowane są dwa podejścia do estymacji wielkości efektu Balassy-Samuelsona: dla pojedynczych krajów przy zastosowaniu technik ekonometrii szeregów czasowych lub dla grupy krajów, wykorzystując metody panelowe. Oba podejścia mają istotne wady w odniesieniu do krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W przypadku tych gospodarek szeregi zmiennych makroekonomicznych są bowiem bardzo krótkie – w większości przypadków sięgają roku 1995 – zaś ze względu na konieczność analizy danych sektorowych dostępne są wyłącznie szeregi o częstotliwości rocznej. Ograniczenia te uniemożliwiają efektywne zastosowanie zaawansowanych technik makroekonometrycznych, w tym przede wszystkim analizy kointegracji, pozwalającej na estymację związków długookresowych. W literaturze przedmiotu problem ten rozwiązywano w dwojaki sposób – we wcześniejszych pracach przez estymację modeli na przyrostach zmiennych (m.in. Cipriani, 2001), zaś w nowszych badaniach przez rozszerzenie analizy na grupę krajów Europy Środkowo-Wschodniej, co przy założeniu ich relatywnej homogeniczności pozwala na zastosowanie technik panelowych (m.in. Égert i in., 2002, Wagner i Hlouskova, 2004, Wagner, 2005).

Ze względu na fakt, iż mechanizm opisany przez Balassę (1964) i Samuelsona (1964) ma charakter długookresowy, pierwsze rozwiązanie może powodować znaczne niedoszacowanie efektów, jako że uwzględniona zostanie tylko ta ich część, która zrealizuje się w ciągu jednego okresu. Co więcej, w przypadku skointegrowania zmiennych nieuwzględnienie relacji długookresowej w równaniu może także skutkować obciążeniem oszacowań krótkookresowych. Z kolei estymacja modeli panelowych nie pozwala na oszacowanie wielkości efektów dla poszczególnych krajów, co z kolei uniemożliwia formułowanie wniosków dla polityki gospodarczej. Co więcej, ze względu na ograniczony wymiar przestrzenny (zwykle tego typu badania obejmują jedynie kilka krajów) grozi ono nieefektywnością i obciążeniem w przypadku zastosowania niektórych metod panelowych, których własności mają charakter asymptotyczny.

Ze względu na istotne ograniczenia stosowanych dotychczas w literaturze podejść, w niniejszej pracy zaproponowano nowatorską metodę estymacji efektu Balassy-Samuelsona, pozwalającą na przewyższenie wad standardowych technik (por. Konopczak i Torój, 2010). Polega ona na zastosowaniu w odniesieniu do pojedynczego kraju metod ekonometrii panelowej

dzięki przestrzennej (sektorowej) dezagregacji danych. W metodzie tej dla poszczególnych państw Europy Środkowo-Wschodniej konstruowany jest panel, w którym różnice w poziomach cen, produktywności, płac i marż liczone są pomiędzy zagregowanym sektorem handlowym i poszczególnymi podsektorami niehandlowymi w kraju i w strefie euro. Dzięki zastosowaniu technik makroekonometrii panelowej metoda ta umożliwia oszacowanie zarówno krótkookresowych, jak i długookresowych efektów dla poszczególnych gospodarek.

Wykorzystane w analizie dane pochodzą z bazy Eurostatu. Szeregi obejmują lata 1995-2010 i mają częstotliwość roczną. W badaniu wykorzystano szeregi deflatorów sektorowej wartości dodanej jako aproksymację poziomów cen, sektorowej produktywności pracy (wartość dodana podzielona przez wielkość zatrudnienia), sektorowych płac (wynagrodzenia podzielone przez wielkość zatrudnienia) oraz aproksymację sektorowych marż (nominalna wartość sprzedaży podzielona przez koszty zmienne, czyli sumę wynagrodzeń i zużycia pośredniego). W przypadku wszystkich zmiennych zastosowano podział sektorowy według klasyfikacji NACE rev. 1.1., co zapewnia wewnętrzną zgodność bazy danych. Tabela 2 zawiera opis zmiennych wykorzystanych w analizie empirycznej.

Ze względu na występujące w przypadku strefy euro i niektórych jej państw członkowskich braki danych, w szczególności w przypadku szeregów zatrudnienia oraz zużycia pośredniego, część obserwacji została doszacowana. Podstawę kalibracji w tym zakresie stanowiło założenie o stałych w czasie udziałach poszczególnych państw w agregatach strefy euro. Ze względu na fakt, iż liczba tego typu kalibracji była nieznaczna, zaś założenie o stałości udziałów znajduje potwierdzenie w danych empirycznych, imputacja części danych nie powinna w istotny sposób rzutować na otrzymane wyniki estymacji. W przypadku Irlandii całkowity brak danych dotyczących zużycia pośredniego uniemożliwił skonstruowanie szeregów sektorowych marż. W związku z tym przy obliczaniu marż dla strefy euro Irlandia została pominięta. Jednak ze względu na niewielki udział gospodarki irlandzkiej w strefie euro (1,9% wartości dodanej w 2010 roku) fakt ten również nie powinien mieć przełożenia uzyskane oszacowania.

Istotną kwestią w przypadku szacowania efektu Balassy-Samuelsona jest podział sektorów na handlowe i niehandlowe. Przyjęta w badaniu klasyfikacja sektorowa (Tabela 3) służy dwóm celom. Po pierwsze, jest zgodna z głównym nurtem literatury. Po drugie, maksymalizuje przestrzenny wymiar panelu, co zwiększa efektywność estymacji. Jedynymi wykluczonymi z analizy podsektorami są sekcje A (rolnictwo, łowiectwo, leśnictwo) i B (rybołówstwo) klasyfikacji NACE rev. 1.1. Mimo iż produkty tych podsektorów są przedmiotem handlu międzynarodowego, zarówno ich ceny, jak i ilość są silnie zniekształcone w wyniku interwencji administracyjnych (na poziomie kraju, jak i Unii Europejskiej) oraz zdarzeń losowych, takich jak warunki pogodowe.

Tabela 2. Definicje zmiennych

Zmienna	Opis
p_i^K	logarytm deflatora wartości dodanej w sektorze i kraju K
\tilde{l}_i^K	logarytm produktywności w sektorze i kraju K (różnica logarytmów wartości dodanej i wielkości zatrudnienia w sektorze i kraju K)
w_i^K	logarytm płac w sektorze i kraju K (różnica logarytmów wynagrodzeń i wielkości zatrudnienia w sektorze i kraju K)
m_i^K	logarytm marż w sektorze i kraju K (różnica logarytmów wartości sprzedaży i kosztów zmiennych – sumy wynagrodzeń i zużycia pośredniego – w sektorze i kraju K)
$p_{diffj}^{CEEC_EA} \equiv (p_{N_j}^{CEEC} - p_T^{CEEC}) - (p_{N_j}^{EA} - p_T^{EA})$	różnica między relatywnym poziomem cen (sektory niehandlowe vs sektor handlowy) w kraju Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro
$\tilde{l}_{diffj}^{CEEC_EA} \equiv (\tilde{l}_T^{CEEC} - \tilde{l}_{N_j}^{CEEC}) - (\tilde{l}_T^{EA} - \tilde{l}_{N_j}^{EA})$	różnica między relatywnym poziomem produktywności (sektor handlowy vs sektory niehandlowe) w kraju Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro
$w_{diffj}^{CEEC_EA} \equiv (w_{N_j}^{CEEC} - w_T^{CEEC}) - (w_{N_j}^{EA} - w_T^{EA})$	różnica między relatywnym poziomem płac (sektory niehandlowe vs sektor handlowy) w kraju Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro
$m_{diffj}^{CEEC_EA} \equiv (m_{N_j}^{CEEC} - m_T^{CEEC}) - (m_{N_j}^{EA} - m_T^{EA})$	różnica między relatywnym poziomem marż (sektory niehandlowe vs sektor handlowy) w kraju Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro

Tabela 3. Podział sektorów na handlowe i niehandlowe

Klasyfikacja sektorowa wg NACE rev. 1.1	
Sektor handlowy	Sektory 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)

2 Metody panelowe w makroekonometrii

Wśród proponowanych w literaturze panelowych testów integracji i kointegracji można wyróżnić dwie podstawowe grupy – tzw. testy pierwszej i drugiej generacji. Asymptotyczne własności wcześniejszych testów (pierwszej generacji) zostały wyprowadzone przy założeniu przestrzennej niezależności jednostek w panelu (ang. *cross-sectional independence*), a więc braku korelacji jednoczesnej (ang. *contemporaneous correlation*) składników losowych regresji testowej. Założenie to pozwala na zastosowanie centralnego twierdzenia granicznego Lindenberga-Levy’ego i 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). Jest to przyczyną zniekształcenia rozmiaru testu (ang. *size distortion*), a więc odchylenia rozmiaru testu od założonego poziomu istotności, co z kolei prowadzi do zbyt częstego odrzucania (ang. *over-rejection*) hipotezy zerowej o niestacjonarności w przypadku testów pierwiastka jednostkowego lub hipotezy o braku skointegrowania w przypadku testów kointegracji (Banerjee i in., 2005). Z tego względu pojawiły się w literaturze tzw. testy drugiej generacji, których własności asymptotyczne wyprowadzono, *explicite* uwzględniając przestrzenną zależność w panelu. Niniejszy przegląd obejmuje zarówno testy drugiej generacji, jak i pierwszej, które są wciąż szeroko wykorzystywane w zastosowaniach empirycznych. Powszechnie stosowane estymatory panelowych relacji kointegracyjnych, FMOLS i DOLS, zakładają brak przestrzennych zależności w panelu. W najnowszej literaturze pojawiły się jednak próby uwzględnienia odpowiednich korekt w tym zakresie. Dokonany w niniejszym rozdziale przegląd metod panelowej analizy danych niestacjonarnych stanowi podstawę wyboru odpowiednich testów i estymatorów na potrzeby badania empirycznego.

2.1 Panelowe testy integracji

Pierwsza generacja panelowych testów pierwiastka jednostkowego obejmuje testy zakładające zarówno homogeniczność, jak i heterogeniczność jednostek w panelu w zakresie parametru autoregresyjnego. Spośród pierwszej grupy do najczęściej stosowanych w badaniach empirycznych należy test Levina, Lina i Chu (LLC, Levin i in., 1992; Levin i in., 2002), zaś reprezentantami drugiej są m.in. test Ima, Pesarana i Shina (IPS, Im i in., 2003) oraz test zaproponowany przez Maddalę i Wu (1999).

Regresja pomocnicza testu Levina, Lina i Chu (2002), będącego generalizacją pionierskiego testu Quaha (Quah, 1994), ma następującą postać:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + (\alpha - 1)y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}. \quad (10)$$

Test zakłada równość parametrów autoregresyjnych ($\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = \alpha$) wśród jednostek w panelu. Hipoteza zerowa ma następującą postać:

$$H_0 : \alpha - 1 = 0, \quad (11)$$

zaś hipoteza alternatywna zakłada, że wszystkie procesy generujące dane w panelu są stacjonarne:

$$H_1 : \alpha - 1 < 0. \quad (12)$$

Levin i in. (2002) zaproponowali operacjonalizację testowania hipotezy zerowej za pomocą dwustopniowej procedury. W pierwszym kroku dla każdej jednostki w panelu szacowane są następujące regresje:

$$\Delta y_{i,t} = \gamma_{0i} + \gamma_{1i}t + \sum_{k=1}^{K_i} \gamma_k \Delta y_{i,t-k} + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

oraz

$$y_{i,t} = \delta_{0i} + \delta_{1i}t + \sum_{k=1}^{K_i} \delta_k \Delta y_{i,t-k} + \nu_{i,t}. \quad (14)$$

Otrzymane na ich podstawie reszty, $\hat{\epsilon}_{i,t}$ oraz $\hat{\nu}_{i,t}$, interpretowane są jako zmienne, odpowiednio $\Delta y_{i,t-1}$ oraz $y_{i,t}$, oczyszczone z autokorelacji i komponentów deterministycznych. Następnie otrzymane reszty podlegają standaryzacji (podzielenie szeregów przez odchylenie standardowe, jako że wartość oczekiwana równa jest zero), aby wyeliminować heterogeniczność wariancji wśród jednostek w panelu. Jest to niezbędne, ponieważ w drugim kroku równanie:

$$\hat{\epsilon}_{i,t}^* = \rho \hat{\nu}_{i,t}^* + \xi_{i,t}, \quad (15)$$

szacowane jest za pomocą estymatora KMNK, gdzie $\hat{\epsilon}_{i,t}^*$ oraz $\hat{\nu}_{i,t}^*$ oznaczają otrzymane w pierwszym kroku wystandaryzowane reszty. Wystandaryzowana statystyka t-Studenta parametru ρ ma następującą postać:

$$LLC = \frac{t_\rho - (NT) \hat{S}_N \frac{\hat{\sigma}_\rho}{\hat{\sigma}_\xi} \mu_T}{\sigma_T}, \quad (16)$$

gdzie μ_T i σ_T oznaczają odpowiednio wartość oczekiwaną i odchylenie standardowe statystyki t_ρ otrzymane metodami symulacyjnymi dla różnego wymiaru przestrzennego panelu (T), zaś $\hat{S}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{\Omega}_{y_i}}{\hat{\sigma}_{\xi_i}^2}$, przy czym $\hat{\Omega}_{y_i}$ oznacza oszacowanie długookresowej wariancji. Statystyka LLC ma asymptotyczny (przy $\sqrt{N}/T \rightarrow \infty$) rozkład normalny.

Przyjęte w teście LLC założenie o homogeniczności procesów generujących dane w panelu jest w literaturze krytykowane ze względu na problem nieobserwowanej heterogeniczności. W wielu przypadkach nie ma ono również uzasadnienia ekonomicznego (Maddala i Wu, 1999). Zgodnie z wynikami symulacji Monte Carlo (Im i in., 2003) testy pozwalające na heterogeniczność w zakresie parametru autoregresyjnego w panelu mają wyższą moc w porównaniu do tych,

opartych na założeniu homogeniczności. Z tego względu znajdują większe zastosowanie w badaniach empirycznych. Najczęściej stosowanym testem tego typu jest test IPS. Zgodnie z hipotezą zerową wszystkie procesy generujące dane w panelu zawierają pierwiastek jednostkowy:

$$H_0 : \alpha_i - 1 = 0, \quad (17)$$

gdzie α_i oznacza parametr autoregresyjny. Z kolei hipoteza alternatywna jest następująca:

$$H_1 : \alpha_i - 1 < 0 \quad (18)$$

dla co najmniej jednego i ($i=1, \dots, N$), gdzie N oznacza liczbę jednostek w panelu. Hipoteza alternatywna może być interpretowana jako stacjonarność co najmniej jednego z procesów generujących dane w panelu. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej wyniki testu nie określają jednak, jaka część oraz które jednostki w panelu są generowane przez procesy stacjonarne.

Statystyka testu IPS otrzymywana jest na podstawie dwustopniowej procedury. W pierwszym kroku osobno dla każdej jednostki w panelu szacowana jest regresja pomocnicza testu ADF:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + (\alpha_i - 1)y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}. \quad (19)$$

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

$$IPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{(\alpha_i - 1)} \quad (20)$$

Wystandaryzowana statystyka IPS (wartość oczekiwana i wariancja określone na podstawie metod symulacyjnych zostały sklasyfikowane w Im i in., 2003) ma asymptotyczny (wraz z $N \rightarrow \infty$) rozkład normalny. W przypadku braku autokorelacji składnika losowego w regresji testowej, a więc poprawnego określenia rzędu opóźnień zmiennej zależnej, test ma bardzo dużą moc nawet przy nieznacznym wymiarze czasowym panelu ($T=10$).

Maddala i Wu (1999) zaproponowali panelowy test pierwiastka jednostkowego oparty na odmiennej niż w teście IPS metodzie łączenia wyników niezależnych testów z tym samym zestawem hipotez, a mianowicie na procedurze Fishera (1932) agregacji empirycznego poziomu istotności. W przeciwieństwie do testu IPS, procedura Fishera pozwala na analizę wyników różnego typu testów pierwiastka jednostkowego i stacjonarności – nie tylko testu ADF. Wyniki symulacji Monte Carlo (Maddala i Wu, 1999) wskazują również, iż w przypadku występowania przestrzennej korelacji w panelu, zniekształcenie rozmiaru testu Fishera jest mniejsze niż testu IPS.

Statystyka testowa ma postać:

$$-2 \sum_{i=1}^N \log(p_i), \quad (21)$$

gdzie p_i oznacza empiryczny poziom istotności testu ADF dla poszczególnych jednostek w panelu. Asymptotycznie (wraz z $T \rightarrow \infty$), test ma rozkład χ^2 z $2N$ stopniami swobody.

Testy pierwszej generacji w pewnym zakresie pozwalają na korektę ze względu na występowanie zależności przestrzennej w panelu. Przykładem może być proponowane przez Ima i in. (1997) zastosowanie testu IPS po uprzednim odjęciu od obserwacji średniej wartości zmiennej w danym okresie wśród jednostek w panelu (ang. *cross-sectional demeaning*) lub zastosowanie stałych efektów czasowych (ang. *two-way fixed effect model*). Metody te są jednak nieskuteczne w przypadku heterogeniczności w zakresie korelacji przestrzennej. Z tego względu zaproponowane zostały testy *explicite* uwzględniające przestrzenne zależności, przy czym podstawowym sposobem ujęcia tego problemu jest zastosowanie wspólnych czynników (ang. *common factors*). Wśród testów opartych na tym podejściu wyróżnić można test IPS skorygowany o przestrzenne zależności w panelu (ang. *cross-sectionally augmented IPS*, CIPS, Pesaran, 2003), test Bai i Ng (2004) oraz Moona i Perrona (2004).

Test CIPS (Pesaran, 2003) zakłada, iż przestrzenną korelację składników losowych można przypisać czynnikowi wspólnemu (f_t), którego funkcją są składniki resztowe w panelu:

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} &= \alpha_{0i} + (\alpha_i - 1)y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta y_{i,t-k} + u_{i,t} \\ u_{i,t} &= \lambda_i f_t + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (22)$$

przy czym $\varepsilon_{i,t}$ nie podlega autokorelacji i korelacji jednoczesnej. Do aproksymacji czynnika wspólnego Pesaran zaproponował średnią po jednostkach panelu (ang. *cross-sectional mean*) poziomu oraz pierwszej różnicy analizowanej zmiennej oraz ich opóźnionych wartości. Regresja pomocnicza testu CIPS ma zatem następującą postać:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + (\alpha_i - 1)y_{i,t-1} + \gamma_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{k=0}^{K_i} \delta_{ik} \Delta \bar{y}_{t-k} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}, \quad (23)$$

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

Podobnie jak w przypadku testu IPS, statystyka CIPS stanowi średnią ze statystyk t-Studenta parametrów persystencji dla poszczególnych jednostek w panelu:

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{(\alpha_i-1)}. \quad (24)$$

Pesaran rozważał również „obcięta” (ang. *truncated*) wersję testu, która pozwala na zmniejszenie wpływu ekstremalnych wartości statystyk t-Studenta, które mogą wynikać z krótkich szeregów:

$$CIPS^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{(\alpha_i-1)}^* \quad (25)$$

gdzie

$$t_{(\alpha_i-1)}^* = \begin{cases} K_1 & t_{(\alpha_i-1)} \leq K_1 \\ K_2 \leq t_{(\alpha_i-1)} \leq K_1, K_2 & \\ K_2 & t_{(\alpha_i-1)} \geq K_2 \end{cases} \quad (26)$$

przy czym K_1 i K_2 wyznaczane są symulacyjnie.

Statystyki CIPS oraz CIPS* nie są zbieżne asymptotycznie do standardowego rozkładu (wartości krytyczne dla różnych wielkości panelu podaje Pesaran, 2003).

Moon i Perron (2004) zaproponowali odmienny sposób eliminacji problemu zależności przestrzennej. Podobnie jak w teście CIPS, punktem wyjścia testu jest model, w którym składnik losowy ma strukturę czynnikową, przy czym możliwa jest większa od jedności liczba czynników wspólnych:

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} &= \alpha_{0i} + (\alpha_i - 1)y_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta y_{i,t-k} + u_{i,t} \\ u_{i,t} &= \lambda_i' F_t + \varepsilon_{i,t} \\ F_t &= [f_1, f_2, \dots, f_K]. \end{aligned} \quad (27)$$

Idea testu Moona i Perrona (2004) polega na zaaplikowaniu testu pierwiastka jednostkowego do danych oczyszczonych uprzednio z wpływu czynników wspólnych. W pierwszym kroku testowania hipotezy zerowej wyjściowy szereg podlega zatem transformacji tak, aby wyeliminować wpływ czynników wspólnych. W tym celu szacowane są czynniki oraz macierz ładunków $\Lambda = [\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_N]'$ za pomocą estymatora metody głównych składowych. Następnie testowany jest stopień zintegrowania szeregów oczyszczonych z czynników wspólnych.

W teście CIPS oraz Moona i Perrona zakłada się stacjonarność czynników wspólnych. Z kolei w teście Bai i Ng (2004) czynniki te mogą być niestacjonarne, zaś ich liczba może być większa od jedności. Idea testu polega na analizie stacjonarności osobno dla komponentu wspólnego i idiosynkratycznego. Podejście to określane jest mianem PANIC (ang. *panel analysis of nonstationarity in the idiosyncratic and common components*). W pierwszym kroku analizy szacowane są komponenty wspólne i macierz ładunków, zaś w drugim stosowany jest test ADF zarówno do komponentów wspólnych, jak i do danych z nich oczyszczonych (komponentów idiosynkratycznych). Zmienne uznaje się za niestacjonarne, jeśli którykolwiek komponent jest niestacjonarny.

Testy oparte na bezpośrednim szacowaniu czynników wspólnych (Moona i Perrona oraz Bai i Ng) pozwalają na lepsze odwzorowanie procesu generującego dane (dopuszczają istnienie

kilku czynników wspólnych), jednak są one dedykowane dla paneli zarówno o dużym wymiarze czasowym, jak i przestrzennym. W przypadku, gdy teoria sugeruje, iż zależność przestrzenna jest wynikiem istnienia pojedynczego czynnika wspólnego, lepszym rozwiązaniem (szczególnie w przypadku nieznacznego wymiaru panelu) jest zastosowanie testu Pesarana (2003).

2.2 Panelowe testy kointegracji

Panelowe testy kointegracji można podzielić na dwie podstawowe grupy – testy oparte na podejściu Engle’a-Grangera (Engle i Granger, 1987) oraz metodzie Johansena (Johansen, 1991). Do pierwszej grupy należą m.in. testy pierwszej generacji zaproponowane przez Pedroniego (2004) oraz testy drugiej generacji Westerlunda (2007). Do drugiej można zaliczyć test oparty na procedurze Fishera zaproponowany przez Maddalę i Wu (1999).

Test Pedroniego, jako test oparty na podejściu Engle’a-Grangera, polega na badaniu stopnia zintegrowania reszt z regresji na poziomach zmiennych:

$$y_{i,t} = \beta_{0i} + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} x_{ki,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (28)$$

gdzie $y_{i,t}$ oraz $x_{ki,t}$ ($k = 1, \dots, K$) są zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym dla każdej jednostki w panelu. Zakłada się, iż proces generujący składnik losowy ma następującą postać:

$$\varepsilon_{i,t} = \alpha_i \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad (29)$$

przy czym składnik losowy $\eta_{i,t}$ jest procesem ARMA. Pedroni wykazał, iż stopień zintegrowania reszt regresji (28) można badać testami pierwiastka jednostkowego analogicznymi do testów dla szeregów czasowych tylko wówczas, gdy spełniona jest restrykcja $\beta_{k1} = \beta_{k2} = \dots = \beta_{kN} = \beta_k$ ($k = 1, \dots, K$), zaś wszystkie zmienne są ściśle egzogeniczne. W przeciwnym wypadku standardowe statystyki wymagają korekty.

Pedroni zaproponował siedem statystyk testowych, z których cztery zakładają homogeniczność parametru autoregresyjnego składników losowych (α_i) dla poszczególnych jednostek. Są to tzw. statystyki panelowe (ang. *panel statistics*) – PP_v , PP_ρ , PP_t oraz PP_{ADF} . Trzy kolejne – PG_ρ , PG_t oraz PG_{ADF} – pozwalają na heterogeniczność w tym zakresie (tzw. statystyki grupowe, ang. *mean group statistics*).

Hipoteza zerowa wszystkich testów ma następującą postać:

$$H_0 : \alpha_i = 1. \quad (30)$$

W przypadku statystyk grupowych hipoteza alternatywna jest następująca:

$$H_1 : \forall_{i=1,\dots,N} \alpha_i < 1, \quad (31)$$

zaś dla statystyk panelowych zakłada dodatkowo homogeniczność parametru autoregresyjnego:

$$H_1 : \forall_{i=1,\dots,N} \alpha_i = \alpha < 1. \quad (32)$$

Pedroni (1999) zaproponował dwa sposoby eliminacji potencjalnej autokorelacji składnika losowego równania (29) – parametryczną i nieparametryczną. Pierwsza, zastosowana w przypadku statystyk PP_{ADF} i PG_{ADF} , polega na rozszerzeniu równania (29) do postaci analogicznej do regresji pomocniczej testu ADF dla pojedynczych szeregów:

$$\Delta\varepsilon_{i,t} = (\alpha_i - 1)\varepsilon_{i,t-1} + \sum_{k=1}^{K_i} \beta_{ik} \Delta\varepsilon_{i,t-k} + v_{i,t}. \quad (33)$$

Druga z metod, stosowana w przypadku pozostałych statystyk, opiera się na szacunkach długookresowej wariancji składnika losowego równania (29), otrzymanych za pomocą estymatorów jądrowych (np. Newey’a-Westa; Newey i West, 1987). Statystyki te korygowane są czynnikami będącymi funkcją oszacowanych wariancji długookresowych.

W przypadku statystyk grupowych parametry równania (29) lub (33) estymowane są osobno dla każdej jednostki w panelu klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, a następnie podlegają agregacji. Z kolei w przypadku statystyk panelowych parametry estymowane są łącznie.

Wyniki symulacji Monte Carlo (Pedroni, 2004) wskazują, iż przy różnej wielkości czasowego i przestrzennego wymiaru panelu poszczególne statystyki testowe różnią się znacznie pod względem mocy i rozmiaru testu. W szczególności w przypadku nieznacznego wymiaru czasowego panelu ($T < 20$) najwyższą mocą i najmniejszym zniekształceniem rozmiaru testu charakteryzuje się grupowa statystyka ADF, a w dalszej kolejności jej panelowy odpowiednik. Fakt ten wynika z nieprecyzyjnych szacunków długookresowej wariancji w przypadku krótkiej próby i w konsekwencji obciążenia nieparametrycznych statystyk. Co więcej, test PG_{ADF} jest również najbardziej odporny na występowanie zależności przestrzennych w panelu (Wagner i Hlouskova, 2010). W związku z tym analiza empiryczna bazuje na wynikach otrzymanych wyłącznie na podstawie tej statystyki.

Grupowa statystyka ADF ma następującą postać:

$$PG_{ADF} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N PG_{ADF}^i = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \frac{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_{i,t-1} \Delta \hat{\varepsilon}_{i,t})}{(\hat{s}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2)^{\frac{1}{2}}}, \quad (34)$$

gdzie $\hat{s}_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\vartheta}_{i,t}^2$, a więc oznacza wariancję składnika losowego równania (33). W przypadku, gdy $N = 1$ statystyka PG_{ADF} jest zatem tożsama ze statystyką ADF dla szeregów czasowych. Wystandaryzowana statystyka PG_{ADF} ma asymptotyczny rozkład normalny. Tablice symulacyjnie wyznaczonych wartości oczekiwanych i wariancji dla różnej liczby regresorów i składników deterministycznych w regresji testowej znajdują się w artykule Pedroniego (1999).

Westerlund (2007) zaproponował odmienne od powyższego podejście do analizy kointegracji w ramach procedury Engle'a-Grangera. Polega ono na testowaniu istotności parametru korekty błędem (α_i) w panelowym modelu ECM:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + \alpha_i(y_{i,t-1} - \beta_i x_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \epsilon_{i,t}, \quad (35)$$

który można reparametryzować następująco:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{0i} + \alpha_i y_{i,t-1} + \lambda_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \epsilon_{i,t}, \quad (36)$$

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

Westerlund zaproponował cztery statystyki testowe oparte na oszacowaniach parametru α_i , z czego dwie są statystykami panelowymi (hipoteza alternatywna zakłada, że $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = \alpha$), zaś dwie grupowymi. Odrzucenie hipotezy zerowej statystyk panelowych oznacza kointegrację w przypadku wszystkich jednostek w panelu, zaś statystyk grupowych – kointegrację w przypadku niezerowej liczby jednostek.

Wyniki eksperymentów Monte Carlo (Westerlund, 2007) wskazują, iż dwie spośród czterech zaproponowanych statystyk – 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). Z tego względu w badaniu empirycznym wykorzystano te dwie statystyki.

W przypadku statystyk grupowych równanie (36) estymowane jest oddzielnie dla każdej jednostki w panelu. Statystyka G_τ stanowi uśrednienie otrzymanych statystyk t-Studenta dla parametru α_i :

$$G_\tau = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{\hat{\alpha}_i}. \quad (37)$$

Statystyka panelowa otrzymywana jest w wyniku dwustopniowej procedury. W pierwszym kroku szeregi $\Delta y_{i,t}$ i $y_{i,t}$ oczyszczane są z autokorelacji i składników deterministycznych dzięki estymacji

poniższych regresji osobno dla każdej jednostki w panelu:

$$\Delta y_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i}x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij}\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij}\Delta x_{i,t-j} + \epsilon_{i,t}, \quad (38)$$

oraz

$$y_{i,t} = \beta_{0i}^* + \beta_{1i}^*x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij}^*\Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{p_i} \varphi_{ij}^*\Delta x_{i,t-j} + \nu_{i,t}. \quad (39)$$

Na tej podstawie obliczane są składniki resztowe:

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = \Delta y_{i,t} - \Delta \hat{y}_{i,t} \quad (40)$$

oraz

$$\hat{\nu}_{i,t} = y_{i,t} - \hat{y}_{i,t}. \quad (41)$$

W drugim kroku parametry równania:

$$\hat{\epsilon}_{i,t} = \alpha \hat{\nu}_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (42)$$

szacowane są za pomocą estymatora *pooled*. Statystyka P_τ równa jest statystyce t-Studenta parametru $\hat{\alpha}$. Wystandaryzowane statystyki G_τ i P_τ mają asymptotycznie rozkład $N(0, 1)$.

Z kolei Maddala i Wu (1999) zaproponowali test oparty na podejściu Johansena, polegający na zastosowaniu metody Fishera (1932) do testu śladu lub największej wartości własnej. Wyniki symulacji Monte Carlo wskazują jednak na znaczne zniekształcenie rozmiaru testu w przypadku nieznacznego wymiaru czasowego panelu i tym samym tendencję to zbyt częstego odrzucania prawdziwej hipotezy zerowej testu (Hanck, 2007).

2.3 Estymacja panelowych wektorów kointegrujących

W przypadku skointegrowanych danych panelowych estymator metody najmniejszych kwadratów jest niezgodny (Kao i Chiang, 2000). Z tego względu do szacowania relacji kointegrujących dla danych panelowych używane są dwa inne estymatory – panelowy estymator FMOLS (ang. *fully-modified ordinary least squares*), zaproponowany przez Phillipsa i Moona (1999) i stanowiący rozszerzenie estymatora FMOLS dla szeregów czasowych (Phillips i Hansen, 1990), oraz panelowy estymator DOLS (ang. *dynamic ordinary least squares*), zaproponowany przez Kao i Chianga (2000) oraz Marka i Sula (2003) na podstawie analogicznego estymatora jednowymiarowego (Saikkonen, 1991). Oba estymatory pozwalają na autokorelację składnika losowego i endogeniczność regresorów w relacji kointegrującej. Asymptotycznie estymatory FMOLS i DOLS są równoważne (Banerjee, 1999).

Procedura szacowania parametrów relacji kointegrującej za pomocą estymatora FMOLS jest

dwustopniowa. W pierwszym kroku szacowane są parametry następującego systemu za pomocą estymatora LSDV (ang. *least squares dummy variable*):

$$\begin{cases} y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \\ x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad i = 1, \dots, N \quad (43)$$

Zakłada się, że wektorowy składnik losowy $\xi_{it} = [u_{it}, \varepsilon_{it}]'$ jest stacjonarny, co jest równoznaczne z kointegracją analizowanych zmiennych, oraz nie występuje korelacja jednoczesna, co jest przejawem założenia o przestrzennej niezależności w panelu. Dla uproszczenia zapisu system przedstawiony w (43) składa się z dwóch zmiennych, jednak może być rozszerzony do przypadku K zmiennych.

Na podstawie wyników estymacji szacowana jest długookresowa macierz wariancji-kowariancji składnika losowego, $\Omega_i = \begin{bmatrix} \Omega_{u_i} & \Omega_{\varepsilon_i u_i} \\ \Omega_{\varepsilon_i u_i} & \Omega_{\varepsilon_i} \end{bmatrix}$:

$$\Omega_i = \sum_{k=-\infty}^{\infty} \Gamma_i^k = \Gamma_i^0 + \sum_{k=1}^{\infty} (\Gamma_i^k + \Gamma_i^{k'}) \quad (44)$$

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:

$$\hat{\Omega}_i = \hat{\Gamma}_i^0 + \hat{\Gamma}_i + \hat{\Gamma}_i' \quad (45)$$

gdzie $\hat{\Gamma}_i$ stanowi ważoną sumę macierzy autokowariancji oszacowanych przez zastosowanie estymatora jądrowego.

Następnie macierz $\hat{\Omega}_i$ dekomponowana jest na macierz dolnotrójkątną, $\hat{L}_i = \begin{bmatrix} \hat{L}_{11i} & 0 \\ \hat{L}_{21i} & \hat{L}_{22i} \end{bmatrix}$, i górnortrójkątną \hat{L}_i' w taki sposób, aby $\hat{L}_{22i} = \hat{\Omega}_{\varepsilon_i}^{-\frac{1}{2}}$, $\hat{L}_{11i} = (\hat{\Omega}_{u_i} - \hat{\Omega}_{u_i \varepsilon_i}^2 \hat{\Omega}_{\varepsilon_i}^{-1})^{\frac{1}{2}}$, $\hat{L}_{21i} = \hat{\Omega}_{u_i \varepsilon_i} \hat{\Omega}_{\varepsilon_i}^{-\frac{1}{2}}$.

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

$$y_{it}^* = y_{it} - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}} \Delta x_{it}. \quad (46)$$

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 $y_{it}^* = y_{it}$.

Z kolei ewentualna autokorelacja składnika losowego korygowana jest w następujący sposób:

$$\hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21i} + \hat{\Gamma}_{21i}^0 - \frac{\hat{L}_{21i}}{\hat{L}_{22i}}(\hat{\Gamma}_{22i} + \hat{\Gamma}_{22i}^0) \quad (47)$$

Estymator FMOLS jest równoważny skorygowanemu estymatorowi LSDV:

$$\hat{\beta}^{FMOLS} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it}^* - \bar{y}_i) - T\hat{\gamma}_i \right). \quad (48)$$

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

W przypadku estymatora DOLS korekty ze względu na autokorelację i endogeniczność dokonywane są w ramach podejścia parametrycznego. Na podstawie (43) otrzymujemy $\varepsilon_{it} = \Delta x_{it}$. W przypadku endogeniczności regresorów długookresowa kowariancja u_{it} i ε_{it} jest różna od zera. Oznacza to, iż składnik losowy regresji kointegrującej można przedstawić w następujący sposób:

$$u_{it} = \sum_{p=-P}^P \delta_p \varepsilon_{it-p} + \varepsilon_{it} = \sum_{p=-P}^P \delta_p \Delta x_{it-p} + \varepsilon_{it}. \quad (49)$$

Składnik losowy równania (49) jest ortogonalny względem Δx_{it-p} ($p = -P, \dots, 0, \dots, P$). Podstawiając (49) do relacji kointegrującej (43) otrzymujemy:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{p=-P}^P \delta_p \Delta x_{it-p} + \varepsilon_{it}. \quad (50)$$

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

$$\hat{\beta}^{DOLS} = \left(\sum_{n=1}^N \sum_{t=P+1}^{T-P} (z_{it} - \bar{z}_i)(z_{it} - \bar{z}_i)' \right)^{-1} \left(\sum_{n=1}^N \sum_{t=P+1}^{T-P} (z_{it} - \bar{z}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \right), \quad (51)$$

gdzie z_{it} oznacza wektor regresorów równania (50).

Mimo iż estymatory FMOLS i DOLS mają taki sam rozkład asymptotyczny, w małych próbach mogą prowadzić do różnych rezultatów. Wyniki symulacji Monte Carlo przedstawione przez Kao i Chianga (2000) wskazują, iż w małych próbach obciążenie wynikające z zastosowania technik nieparametrycznych, a więc estymatora FMOLS, jest większe niż w przypadku korekty parametrycznej, czyli estymatora DOLS. Z tego względu w artykule przedstawione zostały wyniki otrzymane przy zastosowaniu estymatora DOLS.

Estymatory FMOLS i DOLS zakładają brak przestrzennych zależności w panelu. Mark i Sul (2003) zaproponowali rozszerzenie równania (50) o efekty czasowe (λ_t), co mogłoby rozwiązać problem

ewentualnych zależności, aczkolwiek jedynie w przypadku ich homogeniczności. W przypadku heterogeniczności korelacji przestrzennej rozwiązaniem mogłoby być rozszerzenie równania dla i -tej jednostki o opóźnienia i wyprzedzenia zróżnicowanych regresorów dla j -tych jednostek ($j = 1, \dots, i - 1, i + 1, \dots, N$), co jednak jest niewykonalne w przypadku nieznacznego wymiaru czasowego panelu.

Mark i Sul (2003) zaproponowali również, by uwzględnić ewentualną heterogeniczność przestrzenną w panelu poprzez różną liczbę opóźnień i wyprzedzeń zróżnicowanych regresorów w równaniach dla poszczególnych jednostek. Po rozszerzeniu równanie ma następującą postać:

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta x_{it} + \sum_{p=-P_i}^{P_i} \delta_p^i \Delta x_{it-p} + \epsilon_{it}. \quad (52)$$

Procedura estymacji może mieć charakter jedno- lub dwustopniowy. W przypadku procedury jednostopniowej parametry regresji (52) są estymowane bezpośrednio, zaś w dwustopniowej w pierwszym kroku regresant podlega oczyszczeniu ze względu na zależność od Δx_{it-p} ($p = -P, \dots, 0, \dots, P$), a następnie estymowane są parametry modelu na danych oczyszczonych. Obie metody są asymptotycznie równoważne.

W przypadku występowania przestrzennych zależności w panelu można zastosować również estymator SUR dla danych skointegrowanych (ang. *seemingly unrelated cointegration regressions*, SUCR). Ta metoda estymacji pozwala dodatkowo na analizę siły i kierunku zależności osobno dla poszczególnych jednostek w panelu. Podobnie jak estymator SUR, estymator SUCR można zastosować jedynie, gdy $N < T$, zaś metoda ta dedykowana jest dla przypadków, w których $N \ll T$. Estymator SUCR może być oparty zarówno na podejściu nieparametrycznym (Moon, 1999), podobnie jak estymator FMOLS (tzw. estymator FMSUR), jak i parametrycznym (Mark i in., 2005), podobnie jak estymator DOLS (tzw. estymator DSUR).

Punktem wyjścia dla estymatora FMSUR jest poniższy system:

$$\{ y_{it} = \beta_i x_{it} + u_{it} x_{it} = x_{it-1} + \epsilon_{it} \quad i = 1, \dots, N. \quad (53)$$

Wykorzystując korekty ze względu na autokorelację składników losowych i endogeniczność regresorów zaprezentowane przy omawianiu estymatora FMOLS, estymator FMSUR można zapisać w następujący sposób:

$$\hat{\beta}^{FMSUR} = \left(\sum_{t=1}^T \tilde{x}_t \hat{\Omega}_{u,\epsilon}^{-1} \tilde{x}_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T \tilde{x}_t \hat{\Omega}_{u,\epsilon}^{-1} \tilde{y}_t^* - T \hat{\gamma}_i \right), \quad (54)$$

gdzie \tilde{x}_t oznacza macierz z wartościami x_{it} ($i = 1 \dots N$) na głównej przekątnej i zerami poza główną przekątną ($\tilde{x}_t = \text{diag}(x_{it})$), $\tilde{y}_t^* = \begin{bmatrix} y_{1t}^* & \dots & y_{Nt}^* \end{bmatrix}'$, zaś $\hat{\Omega}_{u,\epsilon} = \hat{\Omega}_u - \hat{\Omega}_{u\epsilon} \hat{\Omega}_\epsilon^{-1} \hat{\Omega}_{\epsilon u}$.

Z kolei estymator DSUR konstruowany jest w sposób analogiczny do estymatora DOLS i ma następującą postać:

$$\hat{\beta}^{DSUR} = \left(\sum_{t=P+1}^{T-P} \tilde{z}_t \hat{\Omega}_u^{-1} \tilde{z}_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=P+1}^{T-P} \tilde{z}_t \hat{\Omega}_u^{-1} \tilde{y}_t' \right), \quad (55)$$

gdzie $\tilde{z}_t = \text{diag}(z_{it})$, zaś $z_{it} = [x_{it} \ \Delta x_{it-P} \ \dots \ \Delta x_{it-1} \ \Delta x_{it+1} \ \dots \ \Delta x_{it+P}]'$, a $\tilde{y}_t = [y_{1t} \ \dots \ y_{Nt}]'$. W przypadku estymatora DSUR możliwe jest również zastosowanie opisanej powyżej procedury dwustopniowej (w pierwszym kroku oczyszczenie y_{it} z zależności względem Δx_{it-p} , w drugim zastosowanie standardowego estymatora SUR).

3 Wyniki estymacji

3.1 Model podstawowy

Postać modelu, która stanowi podstawę oszacowania efektu Balassy-Samuelsona, jest warunkowa względem wyników testów integracji i kointegracji szeregów. Do analizy stopnia zintegrowania zmiennych i występowania relacji długookresowej zastosowano 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 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 (ślądu 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 podyktowany był argumentami przedstawionymi w poprzednim rozdziale.

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego w przypadku wszystkich krajów wskazują na niestacjonarność logarytmów relatywnych cen i relatywnych produktywności (por. Tabela 4 i 5). Testy pierwszej generacji jednoznacznie wskazują na ich zintegrowanie w stopniu pierwszym. Wyniki testu CIPS sugerują jednak, iż niektóre zmienne mogą być zintegrowane w stopniu wyższym. Tym niemniej, ze względu na brak przesłanek teoretycznych ku temu, przyjęto, iż wszystkie zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym. Pozwoliło to na zastosowanie panelowych testów kointegracji (por. Tabela 6).

Dla wszystkich analizowanych krajów testy wskazują na odrzucenie hipotezy zerowej o braku kointegracji między relatywnymi cenami i relatywną produktywnością, a tym samym na istnienie długookresowej relacji opisanej przez Balassę (1964) i Samuelsona (1964). W związku z tym podstawę do szacowania efektu Balassy-Samuelsona stanowił model korekty błędem:

$$\begin{aligned} \Delta p_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} &= \beta_0 + \beta_1 \Delta \tilde{l}_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} + \gamma \hat{ECT}_{jt-1} + u_j + \varepsilon_{jt} \\ \hat{ECT}_{jt} &= p_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 \tilde{l}_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}, \end{aligned} \quad (56)$$

gdzie $CEEC = \{PL, CZ, HU, SK\}$.

Zgodnie ze schematem Engle'a-Grangera, parametry modeli korekty błędem oszacowano przez zastosowanie dwustopniowej procedury. W pierwszym kroku otrzymano oszacowania wektora kointegrującego za pomocą estymatora FMOLS oraz DOLS. Oszacowania te posłużyły do konstrukcji składników korekty błędem w modelu ECM, którego parametry otrzymano z kolei przez zastosowanie estymatora LSDV.

Tabela 4. Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $p_{diff_j}^{CEEC_EA}$

Zmienna	IPS	ADF	CIPS
$p_{diff_j}^{PL_EA}$	-1,15	28,29	-1,53
$\Delta p_{diff_j}^{PL_EA}$	-2,71***	43,61***	-3,07**
$p_{diff_j}^{CZ_EA}$	5,41	11,37	-1,32
$\Delta p_{diff_j}^{CZ_EA}$	-8,67***	112,35***	-2,98**
$p_{diff_j}^{HU_EA}$	-0,42	22,29	-1,54
$\Delta p_{diff_j}^{HU_EA}$	-3,45***	52,16***	-2,04
$p_{diff_j}^{SK_EA}$	1,90	10,13	-1,10
$\Delta p_{diff_j}^{SK_EA}$	-8,17***	101,80***	-3,15**

Uwagi: Do testowania zmiennych na poziomach użyta została 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 **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 5. Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $\tilde{l}_{diff_j}^{CEEC_EA}$

Zmienna	IPS	ADF	CIPS
$\tilde{l}_{diff_j}^{PL_EA}$	1,45	19,07	-1,41
$\Delta \tilde{l}_{diff_j}^{PL_EA}$	-2,28***	45,45***	-1,99
$\tilde{l}_{diff_j}^{CZ_EA}$	1,60	22,68	-1,83
$\Delta \tilde{l}_{diff_j}^{CZ_EA}$	-8,12***	104,05***	-2,67*
$\tilde{l}_{diff_j}^{HU_EA}$	-0,42	25,47	-1,16
$\Delta \tilde{l}_{diff_j}^{HU_EA}$	-5,30***	69,80***	-2,66*
$\tilde{l}_{diff_j}^{SK_EA}$	1,07	21,05	-1,63
$\Delta \tilde{l}_{diff_j}^{SK_EA}$	-10,99***	135,31***	-2,44*

Uwagi: Do testowania zmiennych na poziomach użyta została 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 **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 6. Wyniki panelowych testów kointegracji zmiennych $p_{diffjt}^{CEEC-EA}$ oraz $\tilde{l}_{diffjt}^{CEEC-EA}$

Kraj	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
Test Pedroniego				
PG_{ADF}	-3,64***	-4,13***	-2,40**	-6,05***
Test Johansena				
test śladu				
$r = 0$	44,14***	58,03***	48,87***	55,60***
$r \leq 1$	31,94	27,30	26,01	11,82
test największej wartości własnej				
$r = 0$	38,52***	54,27***	46,62***	60,42***
$r \leq 1$	31,94	27,30	26,01	11,82
Test Westerlunda				
G_{τ}	-13,35***	-10,33**	-12,30***	-9,70*
P_{τ}	-27,11***	-6,77**	-14,16***	-13,99***

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

Oszacowania parametrów β_1 oraz δ_1 , a więc krótko- i długookresowe elastyczności, wskazują, w jakim stopniu różnice w tempie wzrostu relatywnej produktywności między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro przekładają się na różnice inflacyjne między tymi gospodarkami. Odzwierciedlają zatem siłę mechanizmu transmisji (ang. *pass-through*) w modelu Balassy-Samuelsona. Tabela 7 przedstawia otrzymane na podstawie procedury Engle'a-Grangera oszacowania elastyczności ($\hat{\delta}_1$ oraz $\hat{\beta}_1$) oraz siły mechanizmu korekty błędem ($\hat{\gamma}$) dla poszczególnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Oszacowania wektora kointegrującego otrzymane zostały przez zastosowanie estymatora DOLS. Wyniki otrzymane przy pomocy estymatora FMOLS są zbliżone.

We wszystkich przypadkach zarówno krótko-, jak i długookresowe elastyczności są istotnie różne od zera i mają zgodny z teorią znak. Co więcej, parametry γ są istotne i ujemne, co stanowi potwierdzenie działania mechanizmu korekty błędem, na które wskazywały testy kointegracji panelowej. Okres potrzebny do skorygowania o połowę odchylenia od równowagi (ang. *half-life*) wynosi od niecałych dwóch lat w przypadku Czech do ponad trzech w przypadku Słowacji.

W przypadku wszystkich analizowanych krajów długookresowe elastyczności w modelu Balassy-Samuelsona są istotnie mniejsze od jedności, co wskazuje na niepełne przełożenie różnic

w tempie wzrostu produktywności na różnice inflacyjne względem strefy euro. Wyniki estymacji wskazują również na znaczny stopień heterogeniczności gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej pod tym względem. Najslabszym mechanizmem transmisji charakteryzują się Polska i Węgry, w przypadku których jedynie około połowy różnic w relatywnej produktywności znajduje odzwierciedlenie w różnicach inflacyjnych względem strefy euro (odpowiednio 47% i 53%). W przypadku Słowacji przeniesienie sięga 60%, zaś najsilniejszy mechanizm występuje w przypadku Czech – oszacowanie długookresowej elastyczności wyniosło 0,81, przy czym już w pierwszym roku niemal połowa różnic w relatywnej produktywności znajduje odzwierciedlenie w różnicy relatywnego tempa wzrostu cen względem strefy euro, na co wskazuje oszacowanie krótkookresowej elastyczności na poziomie 0,49.

Tabela 7. Wyniki estymacji podstawowego modelu Balassy-Samuelsona

Kraj	$\hat{\delta}_1$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\gamma}$	R^2
Polska	0,47***	0,11***	-0,26***	0,33
Czechy	0,81***	0,49***	-0,32***	0,39
Węgry	0,53***	0,24***	-0,27***	0,26
Słowacja	0,60***	0,29***	-0,18***	0,33

Uwagi: Parametry wektora kointegrującego otrzymano za pomocą estymatora DOLS. R^2 oznacza wewnątrzgrupowy skorygowany współczynnik determinacji. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Wyniki wskazujące na niepełny mechanizm transmisji (ang. *incomplete pass-through*) w modelu Balassy-Samuelsona w przypadku krajów Europy Środkowo-Wschodniej są zgodne z rezultatami licznych wcześniejszych analiz (por. Tabela 8). Zaniedbywanym w dotychczasowej literaturze empirycznej pytaniem jest to, jakie czynniki przyczyniły się osłabienia mechanizmu i czy można interpretować je jako kanały absorpcji efektu Balassy-Samuelsona. Celem dalszej części analizy jest operacjonalizacja powyższego pytania i próba odpowiedzi na nie.

Tabela 8. Oszacowania siły mechanizmu Balassy-Samuelsona w krajach Europy Środkowo-Wschodniej – przegląd literatury

Badanie	Kraj / grupa krajów	Okres	Metodyka	Elastyczność długookresowa	Elastyczność krótkookresowa
Wagner i Hlouskova (2004)	CEEC-8	1993 - 2001	techniki ekonometrii panelowej	-	0, 17 – 0, 26
Chmielewski (2003)	Polska	1995 - 2002	metoda Johansena	0, 18 – 0, 87	-
Lojschová (2003)	Polska	1995 - 2002	metoda najmniejszych kwadratów	-	0, 39 – 0, 42
MacDonald i Wójcik (2003)	Estonia, Węgry, Słowacja, Słowenia	1995 - 2001	kointegracja panelowa	0, 41	-
Mihaljek i Klau (2003)	Polska	1995 - 2001	metoda najmniejszych kwadratów	0, 66	0, 29
Égert (2002)	Polska	1991 - 2000	metoda Johansena	0, 46 – 0, 48	-
Égert i in. (2002)	CEEC-8, Chorwacja	1990 - 2000	kointegracja panelowa	0, 89	-
Halpern i Wyplosz (2001)	CEEC-8 bez Słowacji, Rumunia, Rosja	1991 - 1999	technik ekonometrii panelowej	-	0, 17 – 0, 24
Cipriani (2001)	Polska	1995 - 1999	metoda najmniejszych kwadratów	-	0, 33

Uwagi: Spośród wyników estymacji zawartych w poszczególnych artykułach przedstawione zostały te, które uzyskano na podstawie modeli o specyfikacjach możliwie bliskich zastosowanym w niniejszym badaniu. W przypadku gdy analizę przeprowadzono dla kilku krajów osobno, w tabeli przedstawione zostały wyniki dla gospodarki polskiej. CEEC-4 oznacza Polskę, Czechy, Węgry i Słowację, zaś CEEC-8 – Polskę, Czechy, Węgry, Słowację, Słowenię, Litwę, Łotwę i Estonię.

3.2 Model rozszerzony

Empiryczną operacjonalizację rozszerzonego modelu Balassy-Samuelsona stanowi poniższy model korekty błędem:

$$\Delta p_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} = \beta'_0 + \beta'_1 \Delta \tilde{l}_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} + \beta'_2 \Delta w_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} + \beta'_3 \Delta m_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} + \gamma \hat{ECT}_{jt-1} + u_j + \varepsilon_{jt} \quad (57)$$

$$\hat{ECT}_{jt} = p_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} - \hat{\delta}'_0 - \hat{\delta}'_1 \tilde{l}_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} - \hat{\delta}'_2 w_{diff_{jt}}^{CEEC-EA} - \hat{\delta}'_3 m_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}.$$

Estymacja parametrów modelu została poprzedzona testowaniem stopnia zintegrowania relatywnych płac i marż oraz skointegrowania rozszerzonego zbioru zmiennych. Wyniki testów przedstawiono w Tabelach 9, 10 oraz 11.

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego jednoznacznie wskazują, iż szeregi relatywnych płac są zintegrowane w stopniu pierwszym, co oznacza niespełnienie założenia o sektorowej homogeniczności płac. W przypadku relatywnych marż wyniki testów pierwiastka jednostkowego nie są jednoznaczne, jako że część testów wskazuje, że przy poziomie istotności 10% należy odrzucić hipotezę zerową o niestacjonarności w przypadku Polski, Czech i Słowacji. Mając jednak na uwadze problem zniekształcenia rozmiaru testów pierwszej generacji i wyniki testu CIPS, dalsza analiza prowadzona będzie przy założeniu, że zmienne te zintegrowane są w stopniu pierwszym, co pozwala przystąpić do analizy kointegracji.

Wyniki panelowych testów kointegracji (Tabela 11) zgodnie wskazują na istnienie długookresowej relacji między relatywnymi cenami, produktywnością, płacami i marżami. Testy Johansena sugerują istnienie więcej niż jednego wektora kointegrującego. Może być to efektem zniekształcenia rozmiaru testu i tym samym tendencji do zbyt częstego odrzucania prawdziwej hipotezy zerowej. Jeśli jednak wyniki testu prawidłowo wskazują proces generujący dane, oszacowania parametrów relacji kointegrującej uzyskane przy zastosowaniu procedury Engle'a-Grangera będą stanowiły wypadkową rzeczywistych wektorów kointegrujących. W związku z tym przedstawione poniżej wyniki estymacji powinny być traktowane z pewną dozą ostrożności.

Wyniki estymacji parametrów modelu rozszerzonego przedstawione w Tabeli 12 wskazują na poprawę dopasowania do danych empirycznych (wzrost skorygowanego współczynnika determinacji) w stosunku do modelu podstawowego. Co więcej, w przypadku wszystkich analizowanych krajów uwzględnienie w modelu kształtowania się relatywnych płac i marż zwiększa oszacowanie siły mechanizmu Balassy-Samuelsona. Oznacza to, iż odmienna od postulowanej przez teorię trajektoria sektorowych płac i marż była czynnikiem zmniejszającym stopień przełożenia różnic w dynamice relatywnej produktywności na różnice inflacyjne względem strefy euro.

Tabela 9. Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $w_{diffjt}^{CEEC_EA}$

Zmienna	IPS	ADF	CIPS
$w_{diffjt}^{PL_EA}$	-0,15	24,26	-1,43
$\Delta w_{diffjt}^{PL_EA}$	-7,70***	97,92***	-2,57*
$w_{diffjt}^{CZ_EA}$	-0,56	30,67	-1,58
$\Delta w_{diffjt}^{CZ_EA}$	-6,78***	90,00***	-3,27**
$w_{diffjt}^{HU_EA}$	-1,38*	31,78	-1,71
$\Delta w_{diffjt}^{HU_EA}$	-4,42***	62,64***	-2,57*
$w_{diffjt}^{SK_EA}$	0,24	21,59	-0,61
$\Delta w_{diffjt}^{SK_EA}$	-9,35***	116,37***	-3,13**

Uwagi: Do testowania zmiennych na poziomach użyta została 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 **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 10. Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $m_{diffjt}^{CEEC_EA}$

Zmienna	IPS	ADF	CIPS
$m_{diffjt}^{PL_EA}$	-0,96	33,78*	-1,70
$\Delta m_{diffjt}^{PL_EA}$	-5,63***	75,03***	-2,32*
$m_{diffjt}^{CZ_EA}$	-1,63*	31,96	-2,12
$\Delta m_{diffjt}^{CZ_EA}$	-4,55***	45,10***	-3,11**
$m_{diffjt}^{HU_EA}$	-0,59	19,97	-1,37
$\Delta m_{diffjt}^{HU_EA}$	-6,56***	83,39***	-2,87**
$m_{diffjt}^{SK_EA}$	-1,43*	34,20*	-2,02
$\Delta m_{diffjt}^{SK_EA}$	-3,76***	54,58***	-2,35*

Uwagi: Do testowania zmiennych na poziomach użyta została 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 **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 11. Wyniki panelowych testów kointegracji zmiennych $p_{diff_{jt}}^{CEEC_EA}$, $\tilde{l}_{diff_{jt}}^{CEEC_EA}$, $w_{diff_{jt}}^{CEEC_EA}$ oraz $m_{diff_{jt}}^{CEEC_EA}$

Kraj	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
Test Pedroniego				
PG_{ADF}	-2,87**	-3,54***	-3,18***	-1,80**
Test Johansena				
test śladu				
$r = 0$	241,60***	263,40***	232,60***	207,20***
$r \leq 1$	108,20***	92,77***	96,86***	84,84***
$r \leq 2$	43,91***	31,23	44,62***	28,10
$r \leq 3$	25,94	18,56	26,34	19,99
test największej wartości własnej				
$r = 0$	193,10***	230,00***	189,10***	178,40***
$r \leq 1$	90,90***	89,37***	78,89***	79,86***
$r \leq 2$	41,18**	29,33	40,53***	26,12
$r \leq 3$	25,94	18,56	26,34	19,99
Test Westerlunda				
G_{τ}	-8,34**	-12,35**	-5,84	-5,27
P_{τ}	-7,99***	-8,69**	-10,07***	-6,43**

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

Tabela 12. Wyniki estymacji rozszerzonego 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
Polska	0,73***	0,59***	1,07***	0,56***	0,51***	1,02***	-0,45***	0,60
Czechy	0,88***	0,65***	0,77***	0,80***	0,63***	0,95***	-0,34***	0,84
Węgry	0,70***	0,84***	1,04***	0,66***	0,60***	0,94***	-0,37***	0,85
Słowacja	0,77***	0,85***	1,04***	0,65***	0,64***	0,89***	-0,35***	0,71

Uwagi: Parametry wektora kointegrującego otrzymano za pomocą estymatora DOLS. R^2 oznacza wewnątrzgrupowy skorygowany współczynnik determinacji. Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

3.3 Efektywność kanałów absorpcji efektu Balassy-Samuelsona

Porównanie wyników estymacji parametrów modelu podstawowego i rozszerzonego wskazuje, iż niepełne przeniesienie zmian relatywnej produktywności na zmiany relatywnych cen w krajach Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro do pewnego stopnia można wytłumaczyć niezgodną z założeniami teoretycznymi trajektorią relatywnych płac i relatywnych marż, jako że przy kontroli tych czynników istotnie zwiększa się oszacowanie siły mechanizmu Balassy-Samuelsona. Istotnym w tym kontekście pytaniem jest, czy relatywne płace i marże można uznać za kanały absorpcji efektu Balassy-Samuelsona. Poniżej zaproponowane zostały testy, których wyniki pozwalają odpowiedzieć na to pytanie.

Kształtowanie się relatywnych płac w danej gospodarce można uznać za mechanizm absorpcji presji inflacyjnej wynikającej z procesu doganiania, jeśli spełnione są trzy warunki: (1) istnieje długookresowa zależność między płacami w sektorze handlowym a płacami w sektorze niehandlowym (operacjonalizacja za pomocą testów kointegracji), (2) kierunek zależności biegnie od płac w sektorze handlowym do płac w sektorze niehandlowym (operacjonalizacja za pomocą testów przyczynowości), (3) przełożenie zmian płac jest niepełne, a więc długookresowa elastyczność jest istotnie mniejsza od jedności (operacjonalizacja za pomocą testu zasadności restrykcji nałożonych na wektor kointegrujący). Rynek pracy jest kanałem absorpcji efektu Balassy-Samuelsona, jeżeli opisany powyższymi warunkami mechanizm niepełnego wyrównywania się płac jest silniejszy w gospodarce rozwijającej się niż rozwiniętej. Powyższe warunki dotyczą zatem płac w ujęciu relatywnym, a więc różnicy między szeregiem płac w sektorze j w kraju i zagranicą, $w_j^{CEEC-EA}$.

Tabela 13 przedstawia wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego zmiennej $w_{N_j}^{CEEC-EA}$, a więc różnicy między płacami w sektorach niehandlowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej i strefie euro. Z kolei w Tabeli 14 zawarto wyniki testów ADF i KPSS dla szeregu relatywnych płac w sektorze handlowym ($w_T^{CEEC-EA}$).

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego jednoznacznie wskazują na zintegrowanie relatywnych płac w sektorach niewymienialnych w stopniu pierwszym. Wyniki testów ADF i KPSS dla relatywnych płac w sektorze wymienialnym są jednak niejednoznaczne. Wskazują one zgodnie na niestacjonarność szeregów, jednak w przypadku Polski test ADF sugeruje brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności, zaś w przypadku pozostałych krajów test KPSS odrzuca przy poziomie istotności 10% hipotezę zerową o stacjonarności pierwszych przyrostów. Tym niemniej, ze względu na brak teoretycznych przesłanek na rzecz niestacjonarności tempa wzrostu płac oraz krótkość szeregu, na potrzeby niniejszej analizy wszystkie relatywne płace w sektorze handlowym traktowane będą jak zmienne $I(1)$, co umożliwi zastosowanie testów kointegracji.

Tabela 13. Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $w_{N_j}^{CEEC_EA}$

Zmienna	IPS	ADF	CIPS
$w_{N_{jt}}^{PL_EA}$	-1,14	31,62	-1,94
$\Delta w_{N_{jt}}^{PL_EA}$	-3,48***	51,86***	-2,77*
$w_{N_{jt}}^{CZ_EA}$	0,17	27,95	-1,64
$\Delta w_{N_{jt}}^{CZ_EA}$	-6,77***	83,63***	-3,14**
$w_{N_{jt}}^{HU_EA}$	3,61	13,48	-1,60
$\Delta w_{N_{jt}}^{HU_EA}$	-7,54***	90,81***	-2,80**
$w_{N_{jt}}^{SK_EA}$	1,30	24,09	-1,99
$\Delta w_{N_{jt}}^{SK_EA}$	-6,73***	85,04***	-3,57**

Uwagi: Do testowania zmiennych na poziomach użyta została 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 **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 14. Wyniki testu ADF i KPSS dla zmiennej $w_T^{CEEC_EA}$

Kraj	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
Test ADF				
$w_T^{CEEC_EA}$	-2,63	0,23	-1,15	-2,37
$\Delta w_T^{CEEC_EA}$	-2,52	-4,58***	-3,77**	-4,06**
Test KPSS				
$w_T^{CEEC_EA}$	0,15**	0,18**	0,17**	0,16**
$\Delta w_T^{CEEC_EA}$	0,31	0,41*	0,46*	0,44*

Uwagi: Do testowania zmiennych na poziomach użyta została 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 **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 15. Test efektywności kanału relatywnych płac (1): test kointegracji

Kraj	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
Test Pedroniego				
PG_{ADF}	-1,98**	-2,66***	-6,17***	-2,17**
Test Johansena				
test śladu				
$r = 0$	62,67***	54,08***	86,89***	77,04***
$r \leq 1$	25,82	16,24	19,94	17,32
test największej wartości własnej				
$r = 0$	60,39***	56,92***	89,12***	80,62***
$r \leq 1$	25,82	16,24	19,94	17,32
Test Westerlunda				
G_τ	-11,56***	-10,95***	-10,54**	-10,55**
P_τ	-14,18***	-7,68***	-12,49***	-12,50***

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

Wyniki testów kointegracji (Tabela 15) wskazują, iż we wszystkich przypadkach istnieje długookresowa relacja między relatywnymi płacami w sektorze handlowym i niehandlowym. Oznacza to występowanie przynajmniej w jednym kierunku przyczynowości między zmiennymi. Do jego określenia zastosowane zostały testy krótko- i długookresowej przyczynowości. Rolę regresji pomocniczej tychże testów spełnia tzw. dynamiczny model korekty błędem (Granger, 1988):

$$\begin{aligned}
\Delta w_{N_j,t}^{CEEC-EA} &= \alpha_0 + \sum_{k=1}^K \alpha_k \Delta w_{N_j,t-k}^{CEEC-EA} + \sum_{k=1}^K \beta_k \Delta w_{T,t-k}^{CEEC-EA} + \gamma \hat{ECT}_{jt-1} + u_j + \varepsilon_{jt} \\
\Delta w_{T,t}^{CEEC-EA} &= \alpha'_0 + \sum_{k=1}^K \alpha'_k \Delta w_{N_j,t-k}^{CEEC-EA} + \sum_{k=1}^K \beta'_k \Delta w_{T,t-k}^{CEEC-EA} + \gamma' \hat{ECT}_{jt-1} + v_j + \epsilon_{it} \\
\hat{ECT}_{jt} &= w_{N_j,t}^{CEEC-EA} - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 w_{T,t}^{CEEC-EA}.
\end{aligned} \tag{58}$$

W jego ramach możliwe jest rozróżnienie przyczynowości krótkookresowej (tzw. przyczynowości w sensie Grangera) od długookresowej (tzw. słabej egzogeniczności). Płace w sektorze handlowym są przyczyną w sensie Grangera płac w sektorze niehandlowym, jeżeli odrzucona zostanie hipoteza zerowa, zgodnie z którą $\forall_{k=1\dots K} \beta_k = 0$. Z kolei z długookresową przyczynowością mamy do czynienia w przypadku odrzucenia hipotezy zerowej o nieistotności składnika korekty błędem ($\gamma = 0$). Przyczynowość przebiega w odwrotnym kierunku (płace w sektorze niehandlowym są przyczyną płac w sektorze handlowym), jeśli analogiczne hipotezy zerowe uda się odrzucić w odniesieniu do α'_k ($k=1\dots K$) oraz γ' .

Tabela 16. Test efektywności kanału relatywnych płac (2): test przyczynowości

Kraj	Hipoteza zerowa			
	płace w sektorze T nie są przyczyną płac w sektorze NT		płace w sektorze NT nie są przyczyną płac w sektorze T	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}'_1$	$\hat{\gamma}'$
Polska	0,47***	-0,23***	0,04	0,03
Czechy	0,27*	-0,27***	-0,01	0,01
Węgry	0,77***	-0,38***	-0,06	0,19***
Słowacja	-0,05	-0,30***	0,13***	-0,05

Uwagi: Do oszacowania paramterów dynamicznego modelu ECM użyto procedury `xtlsdvc` w programie STATA, autorstwa Bruna (2005). Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Wyniki estymacji parametrów dynamicznego modelu ECM za pomocą estymatora LSDVC (ang. *bias-corrected LSDV*¹) przedstawione zostały w Tabeli 16. We wszystkich przypadkach szacowany był model z jednym opóźnieniem zarówno zmiennej zależnej, jak i niezależnej ($K = 1$). Wyniki testów przyczynowości wskazują, iż w przypadku wszystkich krajów płace w sektorze handlowym są w długim okresie przyczyną płac w sektorze niehandlowym (parametr γ istotnie

¹Ze względu na fakt, iż układ równań (58) ma charakter autoregresyjny, estymator LSDV jest obciążony (tzw. obciążenie Hurwicza lub Nickella, Hurwicz, 1950; Nickell, 1981). Metoda ta polega bowiem na szacowaniu modelu panelowego

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + \lambda_j + \vartheta_{it} \quad (59)$$

klasyczną metodą najmniejszych kwadratów po uprzednim dokonaniu na danych tzw. transformacji wewnątrzgrupowej (ang. *within*), polegającej na odjęciu od zmiennych ich średniej wartości dla danej jednostki:

$$y_{it} - \bar{y}_{it} = \alpha(y_{it-1} - \bar{y}_{it-1}) + \beta(x_{it} - \bar{x}_{it}) + (\vartheta_{it} - \bar{\vartheta}_{it}), \quad (60)$$

gdzie $\bar{y}_{it} = \frac{1}{T-1}(y_{i2} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT})$, $\bar{y}_{it-1} = \frac{1}{T-1}(y_{i1} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT-1})$, $\bar{x}_{it} = \frac{1}{T-1}(x_{i2} + \dots + x_{it} + \dots + x_{iT})$, zaś $\bar{\vartheta}_{it} = \frac{1}{T-1}(\vartheta_{i2} + \dots + \vartheta_{it} + \dots + \vartheta_{iT})$.

Mamy wówczas do czynienia z endogenicznością w modelu ze względu na występowanie korelacji między poddanym transformacji składnikiem losowym $\vartheta_{it} - \frac{1}{T-1}(\vartheta_{i2} + \dots + \vartheta_{it} + \dots + \vartheta_{iT})$ i przetransformowaną opóźnioną zmienną zależną $y_{it-1} - \frac{1}{T-1}(y_{i1} + \dots + y_{it} + \dots + y_{iT-1})$, a dokładniej między dwiema parami elementów: $\frac{-y_{it}}{T-1}$ i ϑ_{it} oraz $\frac{-\vartheta_{it-1}}{T-1}$ i y_{it-1} .

Endogeniczność w modelu skutkuje obciążeniem estymatora LSDV. Co prawda obciążenie maleje do zera wraz ze wzrostem długości panelu, jako że waga poszczególnych obserwacji w średniej zmniejsza się (rzęd obciążenia wynosi T^{-1}), jednak ze względu na nieznaczny wymiar czasowy panelu wykorzystywanego w niniejszym badaniu ($T = 15$) może ono w istotny sposób zaburzać wyniki.

Celem eliminacji obciążenia estymatora LSDV, wynikającego z endogeniczności opóźnionej zmiennej zależnej zaproponowano w literaturze liczne techniki estymacji oparte na metodzie zmiennych instrumentalnych lub uogólnionej metodzie momentów, m.in. estymator zaproponowany przez Andersona i Hsiao (1981), Arellano i Bonda (1991) oraz Blundella i Bonda (1998). Tym niemniej własności tych metod są asymptotyczne – są one dedykowane dla paneli, w których wymiar przestrzenny jest duży ($N \rightarrow \infty$), który to warunek nie jest spełniony w niniejszym badaniu ($N = 12$). Z tego względu do szacowania dynamicznych modeli ECM został wykorzystany estymator LSDV skorygowany ze względu na obciążenie, wynikające z obecności w modelu czynnika autoregresyjnego, tzw. estymator LSDVC (ang. *bias-corrected LSDV*), zaproponowany przez Kivieta (1995) i rozszerzony przez Bruna (2005), który jest dedykowany dla autoregresyjnych modeli o niewielkim wymiarze czasowym i przestrzennym panelu.

różny od zera). Hipoteza o braku przyczynowości krótkookresowej ($\beta_1 = 0$) nie została odrzucona jedynie w przypadku Słowacji. Z kolei długookresowa przyczynowość zwrotna (od płac w sektorze niehandlowym do płac w sektorze handlowym) występuje jedynie w przypadku Węgier. W pozostałych krajach kierunek przyczynowości jest zatem jednoznaczny i zgodny z teorią. Co prawda w przypadku Słowacji kierunek przyczynowości w sensie Grangera jest odwrotny, jednak ze względu na długookresowy charakter zjawiska istotniejsze znaczenie ma wynik testu słabej egzogeniczności. Dla Polski, Czech i Słowacji płace w sektorze handlowym są zatem słabo egzogeniczne (dla pierwszych dwóch krajów również mocno egzogeniczne), a więc stanowią trend stochastyczny, do którego dostosowują się płace w sektorze niehandlowym.

Tabela 17. 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***
Czechy	1,13***	8,26***	0,80***
Węgry	1,36***	39,84***	1,22***
Słowacja	0,86***	9,69***	0,55***

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

Trzeci element testu efektywności kanału relatywnych płac stanowi oszacowanie długookresowej elastyczności płac w sektorach niehandlowych względem płac w sektorze handlowym (Tabela 17). Wyniki estymacji wskazują, iż wszystkie długookresowe elastyczności są istotnie różne od jedności, co jest zgodne z wynikami testów integracji relatywnych płac (Tabela 9). Jedynie w przypadku Słowacji mamy jednak średnio do czynienia z niepełnym przeniesieniem wzrostu płac w sektorze handlowym na płace w sektorze niehandlowym (długookresowa elastyczność istotnie mniejsza od jedności). W pozostałych krajach następuje nie tylko sektorowe wyrównanie płac, ale również „przestrzelenie” (ang. *overshooting*), o czym świadczy długookresowa elastyczność istotnie większa od jedności.

Łączne wyniki testu efektywności kanału relatywnych płac wskazują, iż jedynie w przypadku Słowacji miał on w analizowanym okresie charakter absorpcyjny w stosunku do efektu Balassy-Samuelsona, jako że przeniesienie płac między sektorami w długim okresie było niepełne (długookresowa elastyczność istotnie niższa od jedności), zaś jego kierunek zgodny z założeniami teoretycznymi. W przypadku Polski i Czech kierunek przeniesienia był również prawidłowy, co oznacza, iż kształtowanie się relatywnych płac należy uznać za element mechanizmu Balassy-Samuelsona. Kanał ten miał jednak w tych krajach charakter wzmacniającego. Z kolei w przypadku Węgier testy przyczynowości sugerują, iż trajektorii relatywnych płac w tym kraju

nie można interpretować jako konsekwencji kształtowania się płac w sektorze handlowym i tym samym jako elementu mechanizmu Balassy-Samuelsona.

Rynek produktów spełnia w gospodarce rolę kanału osłabiającego mechanizm Balassy-Samuelsona, jeżeli wzrost płac w sektorach niehandlowych, nie mający pokrycia we wzroście produktywności, nie znajduje pełnego odzwierciedlenia we wzroście cen dzięki zmniejszeniu rentowności działalności. Analogicznie do rynku pracy można sformułować warunki, których spełnienie można interpretować jako potwierdzenie akomodacyjnego charakteru tego kanału względem efektu Balassy-Samuelsona: (1) istnieje długookresowa zależność między płacami w sektorach niehandlowych a marżami, (2) kierunek zależności biegnie od płac do marż, (3) elastyczność marż względem płac jest ujemna. Ze względu na fakt, iż sektorowe marże zostały w niniejszym badaniu zdefiniowane jako narzut na koszty zmienne – zużycie pośrednie i wynagrodzenia – istnieje niebezpieczeństwo endogeniczności w modelu, w którym szeregi marż tłumaczone są przez szeregi płac (wynagrodzenia stanowią iloczyn płac i liczby pracujących). W związku z tym do instrumentalizacji szeregu płac w sektorach niehandlowych wykorzystana została produktywność w sektorze handlowym.

Wyniki panelowych testów pierwiastka jednostkowego wskazują na zintegrowanie w stopniu pierwszym różnicy marż w sektorach niehandlowych między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro (Tabela 18), podobnie jak różnicy płac (Tabela 13). Z kolei wyniki testów kointegracji w przypadku tego zestawu zmiennych nie są jednoznaczne – testy pierwszej generacji sugerują występowanie relacji długookresowej, jednak w przypadku Polski i Słowacji test Westerlunda wskazuje na brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku kointegracji. W związku z potencjalnym zniekształceniem rozmiaru testu IPS i ADF opartego na procedurze Fishera w obliczu zależności przestrzennych w panelu, odrzucenie hipotezy zerowej może w tym wypadku oznaczać błąd pierwszego rodzaju.

Rezultaty estymacji parametrów relacji długookresowej (Tabela 21) stanowią potwierdzenie wyników testu Westerlunda. W przypadku Polski i Słowacji nie istnieje zatem długookresowa zależność między marżami a płacami w sektorach niehandlowych. Z kolei w przypadku Czech i Węgier długookresowe elastyczności marż względem płac są istotnie różne od zera, a kierunek długookresowej przyczynowości (Tabela 20) jest jednoznaczny i zgodny z teorią (od płac do marż), a więc w gospodarkach tych rynek produktów stanowi mechanizmem absorpcji presji inflacyjnej wynikającej z procesu doganiania. We wszystkich przypadkach krótkookresowa elastyczność jest istotnie ujemna, jednak nie można odrzucić hipotezy zerowej o braku krótkookresowej przyczynowości, w związku z czym kanał relatywnych marż w żadnej z analizowanych gospodarek nie miał w krótkim okresie charakteru absorpcyjnego.

Tabela 18. Wyniki panelowych testów integracji zmiennej m_N^{CEECEA}

Zmienna	IPS	ADF	CIPS
$m_{N_{jt}}^{PL_EA}$	-1,25	34,7*	-1,94
$\Delta m_{N_{jt}}^{PL_EA}$	-5,59***	71,57***	-2,93**
$m_{N_{jt}}^{CZ_EA}$	-1,06	33,03	-2,19
$\Delta m_{N_{jt}}^{CZ_EA}$	-6,14***	78,94***	-2,84**
$m_{N_{jt}}^{HU_EA}$	-0,15	21,96	-1,48
$\Delta m_{N_{jt}}^{HU_EA}$	-3,89***	93,46***	-2,43*
$m_{N_{jt}}^{SK_EA}$	-0,91	26,14	-2,05
$\Delta m_{N_{jt}}^{SK_EA}$	-7,57***	93,32***	-2,72*

Uwagi: Do testowania zmiennych na poziomach użyta została 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 **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 19. Test efektywności kanału relatywnych marż (1): test kointegracji

Kraj	Polska	Czechy	Węgry	Słowacja
Test Pedroniego				
PG_{ADF}	-1,77**	-3,98***	-3,34***	-5,65***
Test Johansena				
test śladu				
$r = 0$	56,88***	66,29***	66,75***	41,35**
$r \leq 1$	35,65*	34,22*	36,03*	29,63
test największej wartości własnej				
$r = 0$	51,89***	61,79***	62,50***	37,89**
$r \leq 1$	35,65*	34,22*	36,03*	29,63
Test Westerlunda				
G_τ	-2,93	-12,17***	-10,01***	-5,45
P_τ	-5,84	-5,90*	-5,98*	-4,54

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

Tabela 20. Test efektywności kanału relatywnych marż (2): test przyczynowości

Kraj	Hipoteza zerowa			
	płace w sektorze NT nie jest przyczyną marż w sektorze NT		marże w sektorze NT nie są przyczyną płac w sektorze NT	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}'_1$	$\hat{\gamma}'$
Polska	0,02	–	–0,02	–
Czechy	0,03	–0,28***	–0,05	0,14
Węgry	–0,03	–0,39***	–0,09	–0,12
Słowacja	0,07	–	–0,13	–

Uwagi: Do oszacowania paramterów dynamicznego modelu ECM użyto procedury xtlsdvc w programie STATA, autorstwa Bruna (2005). Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 21. Test efektywności kanału relatywnych marż (3): oszacowania długo- i krótkookresowej elastyczności

Kraj	elastyczność długookresowa	elastyczność krótkookresowa
Polska	–0,03	–0,12***
Czechy	–0,06**	–0,25***
Węgry	–0,09***	–0,11***
Słowacja	–0,01	–0,22***

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

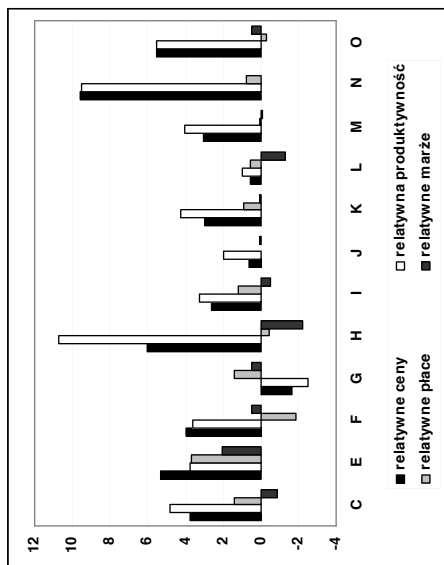
Interesującą kwestią w kontekście otrzymanych wyników jest efektywność kanału relatywnych płac i marż w poszczególnych podsektorach gospodarki. Porównanie średniego tempa zmian relatywnych cen, produktywności, płac i marż w poszczególnych krajach Europy Środkowo-Wschodniej (Rysunek 1) wskazuje na znaczną heterogeniczność w tym zakresie. Kształtowanie się tych zmiennych sugeruje bowiem, iż kanały relatywnych płac i marż w części sektorów mogły mieć charakter wzmacniający, w części absorpcyjny, zaś w niektórych neutralny względem efektu Balassy-Samuelsona. W przypadku Polski do pierwszej grupy zaliczyć można sekcje E, I, K oraz N, w których średnie tempo wzrostu relatywnych cen w latach 1995-2009 przekraczało tempo wzrostu relatywnej produktywności, zaś tempo zmian relatywnych płac lub marż było dodatnie. Z kolei w przypadku sekcji F, G, H, J, L, M oraz O można spodziewać się, iż przynajmniej jeden z kanałów miał w Polsce charakter absorpcyjny.

Formalna analiza efektywności kanału relatywnych płac i marż w poszczególnych sektorach możliwa była dzięki zastosowaniu estymatora SUCR. Tabela 22 przedstawia wyniki testu efektywności dla kanału płac, zaś Tabela 23 – dla kanału marż. 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 którymkolwiek kierunku, i tym samym brak kointegracji, w przypadku niektórych sektorów. W większości przypadków mamy jednak do czynienia z przyczynowością przynajmniej w jednym kierunku. W przypadku Polski, Słowacji i Czech w większości sektorów kierunek przyczynowości w zakresie płac jest zgodny z teorią. Z kolei na Węgrzech kierunek jest zwykle niejednoznaczny, co znalazło odzwierciedlenie w analizie panelowej (ze względu na niejednoznaczność kierunku przyczynowości kanał relatywnych płac nie został zakwalifikowany jako element mechanizmu Balassy-Samuelsona). Ze względu na brak relacji długookresowej między relatywnymi marżami a płacami w sektorach niehandlowych w przypadku Polski i Słowacji, wyniki sektorowej efektywności kanału relatywnych marż przedstawiono jedynie dla Czech i Węgier.

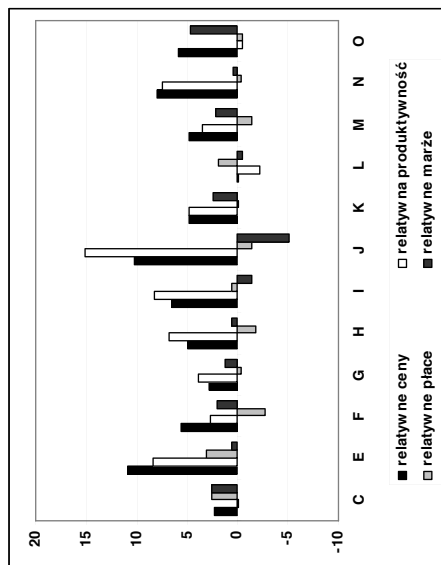
Wyniki estymacji modeli SUR wskazują na heterogeniczność krajów pod względem efektywności poszczególnych sektorów w akomodacji efektu Balassy-Samuelsona. W Polsce kanał płac miał absorpcyjny charakter jedynie w przypadku usług nierynkowych, a więc tzw. sektora budżetowego (poza służbą zdrowia, w której jednak – na podstawie testu długookresowej przyczynowości – wynagrodzenia kształtują się niezależnie od płac w sektorze wymiernym), w szczególności w zakresie administracji publicznej i obrony narodowej (sekcja L). W pozostałych krajach kształtowanie się płac w tej sekcji istotnie wzmacniało efekt Balassy-Samuelsona. W przypadku Słowacji jedynymi sektorami, w których następowało „przestrzelenie” wzrostu płac w stosunku do sektora wymiernego były górnictwo i kopalnictwo (sekcja C) oraz administracja publiczna i obrona narodowa.

W przypadku kanału relatywnych marż (Tabela 23) jedynym sektorem o jednoznacznie absorbującym charakterze (istotnie ujemna elastyczność oraz jednoznaczny kierunek przyczynowości) była w Czechach sekcja handel i naprawy (sekcja G) oraz administracja publiczna i obrona narodowa (sekcja L), aczkolwiek ze względu na ich dużą wagę w gospodarce, kanał marż został zakwalifikowany w analizie panelowej jako mechanizm akomodacji efektu Balassy-Samuelsona. Na Węgrzech, dodatkowo z absorpcją rosnących kosztów pracy przez zmniejszenie rentowności działalności mamy do czynienia w przypadku sekcji H (hotele i restauracje) i K (obsługa nieruchomości i działalności gospodarczej).

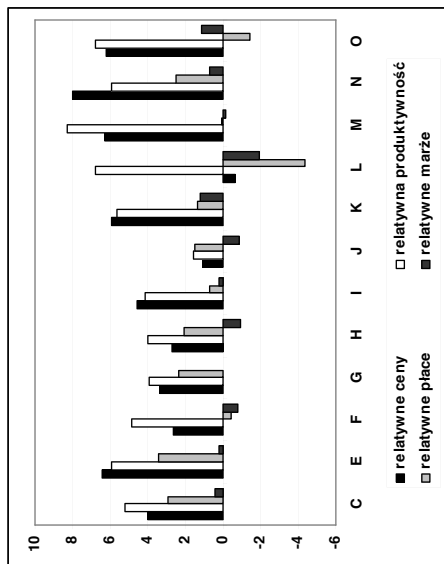
Rysunek 1. Średnie tempo zmian relatywnych cen, produktywności, płac i marż w krajach Europy Środkowo-Wschodniej względem strefy euro w latach 1995-2009



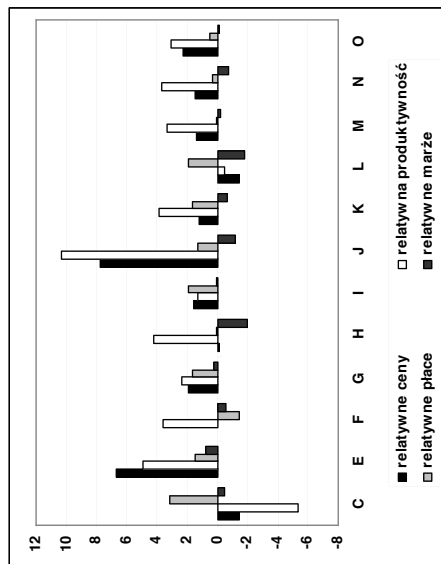
Czechy



Słowacja



Polska



Węgry

Tabela 22. Efektywność kanału relatywnych płac – dezagregacja sektorowa

Sektor	Polska			Czechy			Węgry			Słowacja		
	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości
C	1, 29***	$T \Leftrightarrow N$	1, 48***	$T \Rightarrow N$	1, 24***	$T \Rightarrow N$	1, 41***	$T \Rightarrow N$	1, 41***	$T \Rightarrow N$	1, 41***	$T \Rightarrow N$
E	1, 79***	$T \Rightarrow N$	1, 95***	$T \Leftrightarrow N$	1, 39***	$T \Leftrightarrow N$	1, 59***	$T \Leftrightarrow N$	1, 59***	$T \Leftrightarrow N$	1, 59***	$T \Leftrightarrow N$
F	1, 01***	$T \Rightarrow N$	0, 53***	$T \Rightarrow N$	0, 85***	$T \Leftrightarrow N$	0, 58***	$T \Leftrightarrow N$	0, 58***	$T \Rightarrow N$	0, 58***	$T \Rightarrow N$
G	1, 42***	$T \Rightarrow N$	1, 26***	$T \Rightarrow N$	1, 16***	$T \Leftrightarrow N$	0, 85***	$T \Leftrightarrow N$	0, 85***	$T \Rightarrow N$	0, 85***	$T \Rightarrow N$
H	1, 40***	$T \Rightarrow N$	0, 80***	$T \Rightarrow N$	1, 05***	$T \Rightarrow N$	0, 74***	$T \Rightarrow N$	0, 74***	$T \Rightarrow N$	0, 74***	$T \Rightarrow N$
I	1, 23***	$T \Rightarrow N$	1, 27***	$T \Leftrightarrow N$	1, 30***	$T \Leftrightarrow N$	1, 11***	$T \Leftrightarrow N$	1, 11***	$T \Leftrightarrow N$	1, 11***	$T \Leftrightarrow N$
J	1, 34***	$T \Rightarrow N$	0, 95***	$T \Leftrightarrow N$	1, 29***	$T \Rightarrow N$	0, 83***	$T \Rightarrow N$	0, 83***	$T \Rightarrow N$	0, 83***	$T \Rightarrow N$
K	1, 39***	$T \Rightarrow N$	1, 11***	$T \Rightarrow N$	1, 16***	$T \Leftrightarrow N$	0, 81***	$T \Leftrightarrow N$	0, 81***	$T \Leftrightarrow N$	0, 81***	$T \Leftrightarrow N$
L	0, 10*	$T \Rightarrow N$	1, 21***	$T \Rightarrow N$	1, 47***	$T \Rightarrow N$	1, 29***	$T \Rightarrow N$	1, 29***	$T \Rightarrow N$	1, 29***	$T \Rightarrow N$
M	0, 89***	$T \Leftrightarrow N$	0, 96***	$T \Rightarrow N$	1, 22***	$T \Leftrightarrow N$	0, 72***	$T \Leftrightarrow N$	0, 72***	$T \Rightarrow N$	0, 72***	$T \Rightarrow N$
N	1, 28***	$T \Leftrightarrow N$	1, 05***	$T \Leftrightarrow N$	1, 14***	$T \Leftrightarrow N$	0, 75***	$T \Leftrightarrow N$	0, 75***	$T \Leftrightarrow N$	0, 75***	$T \Rightarrow N$
O	0, 46***	$T \Rightarrow N$	0, 87***	$T \Leftrightarrow N$	1, 17***	$T \Leftrightarrow N$	0, 88***	$T \Leftrightarrow N$	0, 88***	$T \Rightarrow N$	0, 88***	$T \Rightarrow N$

Uwagi: Kierunek przyczynowości długookresowej został określony na podstawie oszacowań dynamicznego modelu ECM. Zwrot strzałki oznacza kierunek przyczynowości, przy czym przyczynowość w obu kierunkach oznaczono jako \Leftrightarrow , zaś brak przyczynowości w którymkolwiek kierunku jako \Leftrightarrow . Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

Tabela 23. Efektywność kanału relatywnych marż – dezagregacja sektorowa

Kraj	Czechy		Węgry	
Sektor	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości	elastyczność długookresowa	kierunek przyczynowości
C	-0,25***	$ULC \Leftrightarrow M$	0,17***	$ULC \Rightarrow M$
E	0,29***	$ULC \Rightarrow M$	0,10***	$ULC \Rightarrow M$
F	-0,03	$ULC \Leftrightarrow M$	-0,10***	$ULC \Leftrightarrow M$
G	-0,50***	$ULC \Rightarrow M$	-0,19***	$ULC \Rightarrow M$
H	-0,16***	$ULC \Leftrightarrow M$	-0,28***	$ULC \Rightarrow M$
I	-0,18***	$ULC \Leftrightarrow M$	-0,02**	$ULC \Leftrightarrow M$
J	-0,08*	$ULC \Leftrightarrow M$	-0,03***	$ULC \Leftrightarrow M$
K	0,17**	$ULC \Rightarrow M$	-0,15***	$ULC \Rightarrow M$
L	-0,22***	$ULC \Rightarrow M$	-0,36***	$ULC \Rightarrow M$
M	0,03	$ULC \Rightarrow M$	-0,04***	$ULC \Leftrightarrow M$
N	0,07***	$ULC \Rightarrow M$	-0,16***	$ULC \Leftrightarrow M$
O	0,27***	$ULC \Leftrightarrow M$	0,04***	$ULC \Rightarrow M$

Uwagi: Kierunek przyczynowości długookresowej został określony na podstawie oszacowań dynamicznego modelu ECM. Zwrot strzałki oznacza kierunek przyczynowości, przy czym przyczynowość w obu kierunkach oznaczono jako \Leftrightarrow , zaś brak przyczynowości w którymkolwiek kierunku jako \nleftrightarrow . Istotność na poziomie 0,01 oznaczono jako ***, na poziomie 0,05 jako **, zaś na poziomie 0,10 jako *.

3.4 Kwantyfikacja efektu Balassy-Samuelsona

Wielkość efektu Balassy-Samuelsona jest funkcją trzech czynników: (1) wielkości oszacowanych elastyczności w modelu Balassy-Samuelsona, (2) średniego tempa wzrostu relatywnej produktywności oraz, ewentualnie, relatywnych płac i marż², (3) wielkości sektora niehandlowego. Tabela 24 zawiera średnie tempo zmian relatywnej produktywności, płac i marż w latach 1995-2010, długookresowe elastyczności w rozszerzonym modelu Balassy-Samuelsona oraz wyliczone na ich podstawie średnie różnice inflacyjne w sektorze niehandlowym między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro, które wynikały z procesu ich doganiania. W Tabeli 25 przedstawiono oszacowane efekty Balassy-Samuelsona (\hat{BS}), stanowiące iloczyn średnich różnic inflacyjnych w sektorze niehandlowym, będących następstwem procesu konwergencji realnej, i

²To, czy przy kwantyfikacji efektu brane jest pod uwagę kształtowanie się relatywnych płac i marż zależy od tego, czy kanały relatywnych płac i relatywnych marż można uznać w danym kraju za element mechanizmu Balassy-Samuelsona, a więc od wyników testów przyczynowości (niezależnie od tego, czy dany kanał miał charakter absorpcyjny czy wzmacniający).

wielkości tego sektora w danym kraju (δ). Z kolei w Tabeli 26 zostały zaprezentowane efekty skwantyfikowane na podstawie oszacowań parametrów modelu rozszerzonego i podstawowego wraz z wielkością rzeczywistych różnic inflacyjnych między analizowanymi krajami a strefą euro.

Otrzymane wyniki wskazują, iż największe natężenie efektu Balassy-Samuelsona w latach 1995-2010 występowało w gospodarce polskiej – średnio presja inflacyjna wynikająca z procesu doganiania wynosiła 3,3%. Tym samym proces konwergencji realnej był w Polsce odpowiedzialny za ponad 80% różnic inflacyjnych względem strefy euro. Najmniejsze natężenie efektu miało miejsce na Węgrzech (średnioroczna wielkość efektu Balassy-Samuelsona na poziomie 1,2 p.p.), jednak różnice inflacyjne Węgier względem strefy euro były największe (średnio niemal 7 p.p.) i tym samym znaczną ich część (ponad 80%) determinowały czynniki inne niż proces doganiania. Jednym z nich były zapewne dynamicznie rosnące koszty pracy, które jednak – bazując na wynikach testów przyczynowości – nie były elementem mechanizmu Balassy-Samuelsona. W Czechach i na Słowacji natężenie efektu Balassy-Samuelsona było umiarkowane (średnio odpowiednio 2,2 i 2,4 p.p. rocznie) i w dużym stopniu tłumaczyło różnice inflacyjne względem strefy euro (ponad 90%).

Porównanie wielkości efektów skwantyfikowanych na podstawie oszacowań modelu podstawowego i rozszerzonego wskazuje, iż powszechnie wykorzystywany w literaturze model podstawowy zastosowany w stosunku do analizowanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej prowadzi do obciążenia estymacji. Obciążenie to 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 absorpcyjnego lub wzmacniającego efektu tych kanałów, w przypadku, gdy stanowią one element mechanizmu Balassy-Samuelsona. W szczególności problem ten jest widoczny w przypadku Polski z racji tego, że oszacowanie elastyczności w modelu rozszerzonym jest znacznie wyższe niż w modelu podstawowym, a żaden z potencjalnych kanałów absorpcji efektu Balassy-Samuelsona nie sprzyjał w okresie badania ograniczeniu presji inflacyjnej wynikającej z procesu doganiania. W związku z tym efekt Balassy-Samuelsona obliczony zgodnie z wynikami estymacji parametrów modelu podstawowego jest niedoszacowany o ok. 1,4 pkt. proc.

Tabela 24. Różnice inflacyjne w sektorze niehandlowym między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro, będące następstwem procesu konwergencji realnej

Kraj	$\Delta \bar{l}_{diffjt}^{CEEC-EA}$	$\Delta \bar{w}_{diffjt}^{CEEC-EA}$	$\Delta \bar{m}_{diffjt}^{CEEC-EA}$	$\hat{\delta}_l$	$\hat{\delta}_w$	$\hat{\delta}_m$	$\Delta \hat{p}_{diffjt}^{CEEC-EA}$
Polska	4,99%	0,91%	0,03%	0,73	0,59	1,07	4,2 p.p
Czechy	2,76%	0,72%	-0,12%	0,88	0,65	0,77	2,8 p.p
Węgry	3,10%	1,18%	-0,55%	0,70	0,84	1,04	1,6 p.p
Słowacja	4,64%	-0,19%	0,88%	0,77	0,85	1,04	3,3 p.p

Uwagi: Średnie tempo zmian relatywnych produktywności ($\Delta \bar{l}_{diffjt}^{CEEC-EA}$), płac ($\Delta \bar{w}_{diffjt}^{CEEC-EA}$) i marż ($\Delta \bar{m}_{diffjt}^{CEEC-EA}$) w sektorze niehandlowym względem sektora handlowego wyliczone zostało jako średnia ważona udziałem poszczególnych podsektorów niehandlowych w wartości dodanej. $\Delta \hat{p}_{diffjt}^{CEEC-EA}$ oznacza średnie oszacowane różnice inflacyjne między krajem Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro w sektorze niehandlowym, będące następstwem procesu konwergencji realnej.

Tabela 25. Oszacowania efektu Balassy-Samuelsona (\hat{BS})

Kraj	$\Delta \hat{p}_{diffjt}^{CEEC-EA}$	σ	$\hat{BS} = \sigma * \Delta \hat{p}_{diffjt}^{CEEC-EA}$
Polska	4,2 p.p	0,79	3,3 p.p
Czechy	2,8 p.p	0,77	2,2 p.p
Węgry	1,6 p.p	0,76	1,2 p.p
Słowacja	3,3 p.p	0,69	2,3 p.p

Uwagi: σ oznacza udział sektora niehandlowego w gospodarce, zaś $\Delta \hat{p}_{diffjt}^{CEEC-EA}$ – średnie oszacowane różnice inflacyjne między krajem Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro w sektorze niehandlowym, będące następstwem procesu konwergencji realnej.

Tabela 26. Oszacowania efektu Balassy-Samuelsona – model rozszerzony vs model podstawowy

Kraj	średnie różnice inflacyjne względem strefy euro	wielkość efektu (\hat{BS}): model podstawowy	wielkość efektu (\hat{BS}): model rozszerzony bez kanałów absorpcji	wielkość efektu (\hat{BS}): model rozszerzony z kanałami absorpcji
Polska	4,0 p.p	1,9 p.p (48%)	2,9 p.p (72%)	3,3 p.p (83%)
Czechy	2,3 p.p	1,6 p.p (76%)	1,9 p.p (81%)	2,2 p.p (94%)
Węgry	6,9 p.p	1,2 p.p (17%)	1,6 p.p (24%)	1,2 p.p (18%)
Słowacja	2,5 p.p	1,9 p.p (76%)	2,5 p.p (99%)	2,3 p.p (92%)

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

Podsumowanie

Celem przedstawionego badania było określenie, jaka część różnic inflacyjnych między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro ma charakter systematyczny i jest następstwem procesu konwergencji realnej tych gospodarek. Ze względu na krótkość dostępnych szeregów czasowych, uniemożliwiająca zastosowanie analizy kointegracji (niezbędnej ze względu na długookresowy charakter zjawiska), zaproponowana została nowatorska metoda, wykorzystująca techniki makroekonometrii panelowej.

Zgodnie z rezultatami licznych wcześniejszych badań, otrzymano wyniki wskazujące na niepełny mechanizm transmisji w modelu Balassy-Samuelsona. Ważną, aczkolwiek zaniechaną w dotychczasowych badaniach kwestią jest to, jakie mechanizmy przyczyniły się do niepełnej transmisji i czy mają one charakter systematyczny, tzn. czy są następstwem charakterystyk krajowego rynku pracy i produktów. W celu odpowiedzi na pytanie, czy relatywne płace i marże są kanałami absorpcji efektu Balassy-Samuelsona, zaproponowano odpowiednie testy. Ich wyniki wskazują, iż niepełne przeniesienie wzrostu płac w sektorze handlowym na płace w sektorze niehandlowym ma miejsce jedynie w przypadku Słowacji. W przypadku Polski i Czech kanał relatywnych płac ma charakter wzmacniający, zaś w przypadku Węgier kształtowanie się sektorowych płac wynikało z innych mechanizmów niż te, opisane przez Balassę i Samuelsona. Z kolei kanał relatywnych marż ma charakter absorpcyjny w Czechach i na Węgrzech. W gospodarkach tych reakcją na wzrost płac w sektorach niehandlowych, nie mający pokrycia we wzroście produktywności, jest bowiem obniżenie marż.

Otrzymane wyniki sugerują, iż powszechna w literaturze analiza procesu konwergencji nominalnej bez uwzględnienia kształtowania się relatywnych płac i marż powoduje obciążenie estymacji efektu Balassy-Samuelsona. W przypadku Polski błąd wynosi 1,4 pkt. proc., co oznacza 40-procentowe niedoszacowanie efektu.

Średnie różnice inflacyjne między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro w latach 1995-2010, które wynikały z procesu konwergencji realnej, ukształtowały się na poziomie 1,2 pkt. proc. w przypadku Węgier, nieco powyżej 2 pkt. proc. w przypadku Czech i Słowacji oraz 3,3 pkt. proc. w przypadku Polski. Skala systematycznych dywergencji inflacyjnych była zatem porównywalna (w przypadku Polski nawet wyższa) do rzeczywistych różnic w tempie wzrostu ogólnego poziomu cen względem strefy euro, jakich doświadczyły tzw. peryferyjne kraje członkowskie w pierwszej dekadzie po akcesji (por. Tabela 1). Tym samym, wyniki badania sugerują, iż ryzyko strukturalnego niedopasowania wspólnej polityki pieniężnej względem państw regionu jest poważne, co negatywnie rzutuje na bilans korzyści i kosztów ich integracji walutowej ze strefą euro.

Literatura

- Anderson T., Hsiao C. (1981)**, *Estimation of Dynamic Models with Error Components*, Journal of the American Statistical Association, 76 (375), s. 598–606.
- Arellano M., Bond S. (1991)**, *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations*, Review of Economic Studies, 58 (2), s. 277–297.
- Backus D., Kehoe P. (1992)**, *International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles*, American Economic Review, 82 (4), s. 864–888.
- Bai J., Ng S. (2004)**, *A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration*, Econometrica, 72 (4), s. 1127–1177.
- Balassa B. (1964)**, *The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal*, The Journal of Political Economy, 72 (6), s. 584–596.
- Banerjee A. (1999)**, *Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61 (0), s. 607–629.
- Banerjee A., Marcellino M., Osbat C. (2005)**, *Testing for PPP: Should We Use Panel Methods?*, Empirical Economics, 30 (1), s. 77–91.
- Blundell R., Bond S. (1998)**, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, Journal of Econometrics, 87 (1), s. 115–143.
- Bruno G. (2005)**, *Estimation and inference in dynamic unbalanced panel data models with a small number of individuals*, Università Bocconi Centre for Research on Innovation and Internationalisation Working Paper Series, 165.
- Chmielewski T. (2003)**, *Znaczenie efektu Balassy-Samuelsona dla polskiej polityki pieniężnej*, Materiały i Studia NBP, 163.
- Cipriani M. (2001)**, *The Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies*, mimeo.
- Égert B. (2002)**, *Estimating the impact of the Balassa-Samuelson effect on inflation and the real exchange rate during the transition*, Economic Systems, 26 (1), s. 1–16.
- Égert B., Drine I., Lommatzsch K., Raut C. (2002)**, *The Balassa-Samuelson effect in Central and Eastern Europe: Myth or reality?*, William Davidson Institute Working Paper Series, 483.
- Engle R., Granger C. (1987)**, *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica, 55 (2), s. 251–276.

-
- Fisher R. (1932)**, *Statistical Methods for Research Workers*, Oliver & Boyd, Edinburgh.
- Granger C. (1988)**, *Some recent development in a concept of causality*, *Journal of Econometrics*, 39 (1-2), s. 199–211.
- Halpern L., Wyplosz C. (2001)**, *Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection*, ECE Discussion Paper Series, 1.
- Hanck C. (2007)**, *A meta analytic approach to testing for panel cointegration*, SFB Technical Report, 475.
- Hurwicz L. (1950)**, *Statistical Inference in Dynamic Economic Models*, w: Koopmans C. (red.) *Least Squares Bias in Time Series*, Wiley, New York.
- Im K., Pesaran M., Shin Y. (2003)**, *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels*, *Journal of Econometrics*, 115 (1), s. 53–74.
- Johansen S. (1991)**, *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, *Econometrica*, 59 (6), s. 1551–1580.
- Kao C., Chiang M. (2000)**, *On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data*, *Advanced in Economics*, 15 (1), s. 179–222.
- Kiviet J. (1995)**, *On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models*, *Journal of Econometrics*, 68 (1), s. 53–78.
- Konopczak K., Torój A. (2010)**, *Estimating the Baumol-Bowen and Balassa-Samuelson effects in the Polish Economy - a Disaggregated Approach*, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 2 (2), s. 117–150.
- Levin A., Lin C., Chu C. (1992)**, *Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties*, University of California Discussion Paper Series, 23.
- Levin A., Lin C., Chu C. (2002)**, *Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties*, *Journal of Econometrics*, 108 (1), s. 1–24.
- Lojschová A. (2003)**, *Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies*, Institute for Advanced Studies Vienna Economic Series, 140.
- MacDonald R., Wójcik C. (2003)**, *Catching Up: The Role of Demand, Supply and Regulated Price Effects on the Real Exchange Rates of Four Accession Countries*, CESifo Working Paper Series, 899.
- Maddala G., Wu S. (1999)**, *A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data a New Simple Test*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 (1), s. 631–652.
- Mark N., Ogaki M., Sul D. (2005)**, *Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions*, *Review of Economic Studies*, 72 (3), s. 797–820.

- Mark N., Sul D. (2003)**, *Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-run Money Demand*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 65 (5), s. 655–680.
- Mihaljek D., Klau M. (2003)**, *The Balassa-Samuelson effect in central Europe: a disaggregated analysis*, BIS Working Paper Series, 143.
- Moon H. (1999)**, *A note on fully-modified estimation of seemingly unrelated regressions models with integrated regressors*, Economics Letters, 65 (1), s. 25–31.
- Moon R., Perron B. (2004)**, *Testing for a unit root in panels with dynamic factors*, Journal of Econometrics, 122 (1), s. 81–126.
- Newey W., West K. (1987)**, *A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, Econometrica, 55 (3), s. 703–708.
- Nickell S. (1981)**, *Biases in Dynamic Models with Fixed Effects*, Econometrica, 49 (6), s. 1417–1426.
- Pedroni P. (1999)**, *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 61 (4), s. 653–670.
- Pedroni P. (2004)**, *Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*, Econometric Theory, 20 (3), s. 597–625.
- Persyn D., Westerlund J. (2008)**, *Error Correction Based cointegration Tests for Panel Data*, Stata Journal, 8 (2), s. 232–241.
- Pesaran M. (2003)**, *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence*, Cambridge Working Papers in Economics Series, 346.
- Phillips P., Hansen B. (1990)**, *Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with $I(1)$ Processes*, The Review of Economic Studies, 57 (1), s. 99–125.
- Phillips P., Moon H. (1999)**, *Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data*, Econometrica, 67 (5), s. 1057–1111.
- Quah D. (1994)**, *Exploiting Cross-Section Variation for Unit Root Inference in Dynamic Data*, Economics Letters, 44 (1-2), s. 9–19.
- Saikkonen P. (1991)**, *Asymptotically efficient estimation of cointegration regressions*, Econometric Theory, 7 (1), s. 1–21.
- Samuelson P. (1964)**, *Theoretical Notes on Trade Problems*, The Review of Economics and Statistics, 46 (2), s. 145–154.
- Wagner M. (2005)**, *The Balassa-Samuelson Effect in 'East & West'. Differences and Similarities*, Institute for Advanced Studies Vienna Economic Series, 180.

-
- Wagner M., Hlouskova J. (2004)**, *What's Really the Story with this Balassa-Samuelson Effect in the CEEC?*, Universiteat Bern Volkswirtschaftliches Institut Diskussionschriften, 16.
- Wagner M., Hlouskova J. (2010)**, *The Performance of Panel Cointegration Methods: Results from a Large Scale Simulation Study*, *Econometric Reviews*, 29 (2), s. 182-223.
- Walters A. (1994)**, *Walters Critique*, w: Matthews, K. (red.) *The Economics and Politics of Money: The Selected Essays of Alan Walters*, Elgar Publishing, London.
- Westerlund J. (2007)**, *Testing for Error Correction in Panel Data*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69 (6), s. 709-748.

Spis tablic

1	Różnice inflacyjne między peryferyjnymi państwami członkowskimi a średnią dla strefy euro	6
2	Definicje zmiennych	13
3	Podział sektorów na handlowe i niehandlowe	14
4	Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $p_{diff_j}^{CEEC-EA}$	29
5	Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $\tilde{l}_{diff_j}^{CEEC-EA}$	29
6	Wyniki panelowych testów kointegracji zmiennych $p_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$ oraz $\tilde{l}_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$	30
7	Wyniki estymacji podstawowego modelu Balassy-Samuelsona	31
8	Oszacowania siły mechanizmu Balassy-Samuelsona w krajach Europy Środkowo-Wschodniej – przegląd literatury	32
9	Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $w_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$	34
10	Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $m_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$	34
11	Wyniki panelowych testów kointegracji zmiennych $p_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$, $\tilde{l}_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$, $w_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$ oraz $m_{diff_{jt}}^{CEEC-EA}$	35
12	Wyniki estymacji rozszerzonego modelu Balassy-Samuelsona	35
13	Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $w_{N_j}^{CEEC-EA}$	37
14	Wyniki testu ADF i KPSS dla zmiennej $w_T^{CEEC-EA}$	37
15	Test efektywności kanału relatywnych płac (1): test kointegracji	38
16	Test efektywności kanału relatywnych płac (2): test przyczynowości	39
17	Test efektywności kanału relatywnych płac (3): oszacowania długo- i krótkookresowej elastyczności	40
18	Wyniki panelowych testów integracji zmiennej $m_N^{CEEC-EA}$	42
19	Test efektywności kanału relatywnych marż (1): test kointegracji	42
20	Test efektywności kanału relatywnych marż (2): test przyczynowości	43
21	Test efektywności kanału relatywnych marż (3): oszacowania długo- i krótkookresowej elastyczności	43
22	Efektywność kanału relatywnych płac – dezagregacja sektorowa	46
23	Efektywność kanału relatywnych marż – dezagregacja sektorowa	47
24	Różnice inflacyjne w sektorze niehandlowym między krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro, będące następstwem procesu konwergencji realnej	49

25	Oszacowania efektu Balassy-Samuelsona (\hat{BS})	49
26	Oszacowania efektu Balassy-Samuelsona – model rozszerzony vs model podstawowy	49

www.nbp.pl

