

Prognoza skutków handlowych przystąpienia do Europejskiej Unii Monetarnej dla Polski przy użyciu uogólnionego modelu grawitacyjnego

Andrzej Cieślik*, Jan J. Michałek*, Jerzy Mycielski*

Nadesłany: 24 września 2008 r. Zaakceptowany: 24 marca 2009 r.

Streszczenie

W artykule analizowane są skutki handlowe przystąpienia Polski do strefy euro przy użyciu uogólnionego modelu grawitacji. Do estymacji parametrów modelu wykorzystano dane panelowe z lat 1993–2006 dla obecnych członków strefy euro i prawie 100 innych krajów, z którymi wymianę handlową prowadzą kraje należące do strefy euro (pełna lista analizowanych krajów jest przedstawiona w NBP (2009)). Prognoza zmiany wielkości obrotów handlowych dla Polski składa się z dwóch elementów. Po pierwsze szacujemy skutek stabilizacji kursów wobec euro, korzystając z danych dla grupy krajów Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW), które powiązały swoje kursy z euro. Drugi element szacunku otrzymujemy, badając wpływ przystępowania do strefy euro. Składa się na niego efekt eliminacji wahań kursowych oraz wpływ zmian instytucjonalnych związanych z przystąpieniem do strefy euro. Uzyskane wyniki sugerują, że bezpośrednio po wstąpieniu do strefy euro eksport Polski wzrośnie o około 12%, ale efekt ten będzie stopniowo zanikał.

Słowa kluczowe: handel międzynarodowy, uogólniony model grawitacji, strefa euro, Polska, prognoza *ex ante*

JEL: F-15, F-17, P-33

* Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski; e-mail: cieslik@wne.uw.edu.pl, michalek@wne.uw.edu.pl, mycielski@wne.uw.edu.pl.

1. Wstęę

Eliminacja ryzyka kursowego po przystąpieniu do unii monetarnej przyczynia się do zmniejszenia kosztów transakcji handlowych. Ma to duże znaczenie dla gospodarek otwartych, szczególnie takich, w których nie są rozwinięte terminowe rynki walutowe. Wskutek zmniejszenia ryzyka kursowego może wzrosnąć eksport istniejących firm lub mogą pojawić się nowe firmy sprzedające swoje produkty za granicę (Baldwin, Skudelny, Taglioni 2005). Redukcja tych kosztów może mieć szczególne znaczenie dla krajów, w których występuje silna koncentracja obrotów handlowych z jednym krajem lub niewielką grupą krajów mających wspólną walutę. W przypadku Polski 1/3 całości obrotów handlu zagranicznego przypada na Niemcy, a na kraje strefy euro ponad 50% całości wymiany.

Celem tego artykułu jest sporządzenie prognozy wpływu przystąpienia Polski do strefy euro (EMU: Economic and Monetary Union) na wielkość strumieni handlowych Polski. W tym celu wykorzystano uogólniony grawitacyjny model handlu. Prognoza ta pozwoli określić, czy i w jakim stopniu przyjęcie wspólnej europejskiej waluty może wpłynąć na wielkość polskiego handlu zagranicznego. Wyższe obroty handlowe – w myśl zarówno neoklasycznej, jak i nowej teorii handlu, związanej ze wzrostem międzynarodowej specjalizacji w produkcji – zwiększają poziom krajowego dobrobytu oraz wpływają na wzrost gospodarczy. Tymczasem wyniki wcześniejszych badań opartych na modelach grawitacji nie dają jednoznacznych predykcji dla Polski dotyczących zmian handlu na skutek przyjęcia wspólnej waluty.

Wobec istniejących w literaturze przedmiotu licznych kontrowersji dotyczących oceny członkostwa w unii monetarnej, a w szczególności przystąpienia Polski do strefy euro, konieczne jest przeprowadzenie nowego badania dla naszego kraju. W odróżnieniu od dotychczasowych prognoz dostępnych w literaturze przedmiotu nasze badanie uwzględnia specyfikę Polski i innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W porównaniu z obecnymi członkami strefy euro państwa EŚW są mniej rozwinięte i mają odmienną strukturę towarową handlu zagranicznego (w szczególności w krajach tych znacznie mniejsze znaczenie odgrywa wymiana wewnątrzgałęziowa, pomimo jej wzrostu w ostatnim okresie). Kraje EŚW od początku transformacji dokonały znacznej liberalizacji swej wielostronnej polityki handlowej, w ramach GATT/WTO oraz regionalnych porozumień handlowych, takich jak CEFTA, EFTA, BAFTA¹, a przede wszystkim Układu Europejskiego. Posunięcia te, oprócz wprowadzenia wymienialności walutowej, miały duży wpływ na rozwój handlu tych krajów i dlatego zostaną uwzględnione w naszej analizie.

Artykuł składa się z sześciu części i podsumowania. W drugiej części przedstawiamy przegląd dotychczasowych badań poświęconych szacowaniu skutków wprowadzenia euro, ze szczególnym uwzględnieniem badań poświęconych Polsce. W części trzeciej omawiamy zastosowaną przez nas metodę badawczą. W czwartej przedstawiamy szacunki *ex post* wpływu euro na handel w krajach, które przyjęły euro. W części piątej przedstawiamy sześcioletnią prognozę *ex ante* skutków przyjęcia euro przez Polskę. Analiza wrażliwości uzyskanych wyników została zawarta w części szóstej. Wnioski końcowe oraz rekomendacje dla polityki gospodarczej przedstawiono w podsumowaniu.

¹ Układy Europejskie (Europe Agreements), CEFTA (Central European Free Trade Area), BAFTA (Baltic Free Trade Area) i EFTA (European Free Trade Area) to strefy wolnego handlu, w ramach których Polska i inne kraje europejskie liberalizowały swój handel przed przystąpieniem do UE. Skład tych ugrupowań i zakres działania są wyjaśnione w rozdziale 3, przy okazji opisu zmiennych wykorzystanych w badaniu empirycznym.

2. Przegląd literatury

Pierwszymi, powszechnie znanymi próbami oszacowania wpływu unii monetarnej na handel krajów członkowskich były prace Rose'a (2000) i Rose'a (2001). Rose rozróżnia efekt eliminacji wahań kursowych oraz skutki posługiwania się jednolitą walutą (czysty efekt monetarny). Wyniki tych badań były zaskakujące i wskazywały, że udział w unii monetarnej może nawet trzykrotnie zwiększyć handel krajów członkowskich. Publikacje Rose'a wywołały wiele krytycznych komentarzy, w których autorzy wskazywali na różne przyczyny silnego przeszacowania efektów handlowych. Wskazywano m.in. na nieodpowiedni dobór próby państw (wiele krajów małych i słabo rozwiniętych) oraz problem endogeniczności unii monetarnej (związanej z polityką banków centralnych i np. z przeszłością kolonialną)².

Od tego czasu powstało wiele prac analizujących potencjalne skutki handlowe uczestnictwa w unii monetarnej dla krajów większych i bardziej rozwiniętych. Prawdopodobnie najbardziej znane są opracowania Barra, Breedona i Milesa (2003). Próbuąc rozwiązać problem endogeniczności za pomocą zmiennych instrumentalnych, autorzy ci szacowali skutki unii dla krajów UE oraz EFTA. Podobne badanie wykonali również Micco, Stein i Ordonez (2003) dla krajów rozwiniętych z wyróżnieniem państw OECD. W tych analizach oszacowane efekty handlowe były znacznie mniejsze, a w drugim opracowaniu wynosiły zaledwie 6%. Interesujące jest również badanie Flama i Nordstroma (2006), w którym szacowano efekty istnienia unii monetarnej oddzielnie w poszczególnych grupach towarowych. Okazało się, że najsilniejsze efekty integracji walutowej wystąpiły w przypadku artykułów przemysłowych przetworzonych, oraz maszyn i sprzętu transportowego (grupy 6–8 klasyfikacji SITC). Kompleksowy i dogłębny przegląd badań tego typu, opartych na równaniu grawitacyjnym, został przedstawiony przez Baldwina (2006). Wskazywał on m.in., że Rose (2000, 2001) pominął stałe w czasie charakterystyki kraju eksportującego i importującego. Poza tym należałoby uwzględnić nie tylko koszty występujące w wymianie między dwoma analizowanymi krajami, lecz także koszty związane z handlem z innymi partnerami handlowymi (*multilateral resistance*).

Potencjał handlowy krajów Europy Środkowo-Wschodniej był już kilkakrotnie badany przy użyciu modelu grawitacyjnego, np. Fidrmuc, Huber, Michałek (2001). W literaturze przedmiotu pojawiły się również pierwsze badania dotyczące potencjalnych skutków handlowych przystępowania do strefy euro dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

Pierwsze takie opracowanie wykonała Maliszewska (2004). Autorka analizowała tylko bilateralne strumienie handlu pomiędzy krajami UE i EŚW w latach 1992–2002 (857 obserwacji). Badano tu istniejące i potencjalne strumienie handlu krajów EŚW z istnieniem i bez istnienia EMU. W badaniu tym, wykonanym najprostszą metodą OLS³, szacunek parametru przy zmiennej EMU był dodatni (0,23) oraz ujemny dla UE (-0,12), traktowanej jako ugrupowanie integracyjne. Wynika z tego, że w wyniku przyjęcia euro handel wzrośnie średnio o 23%. Następnie autorka wykorzystała te parametry do oszacowania potencjalnego handlu poszczególnych krajów i ukazania różnicy w stosunku do rzeczywistego handlu z 2002 r. W niektórych przypadkach (np. Czech czy Węgier) rzeczywisty handel nowych członków z ESW były większy od potencjalnego, typowego dla 15 „starych” członków Unii. Oznaczało to, że

² Wahania kursów nie są egzogeniczne, jeżeli banki centralne ze względu na awersję firm do ryzyka kursowego usiłują zmniejszyć skalę wahań kursowych wobec głównych partnerów handlowych. Por. Bayoumi i Eichengreen (1998). Głównymi partnerami krajów słabo rozwiniętych często są byłe metropolie kolonialne, wobec których byłe kolonie stabilizowały swe kursy walutowe.

³ Metoda ta nie jest odpowiednia do analizy danych panelowych tego typu.

Tabela 1

Szacunki zmiany handlu pomiędzy nowymi i starymi członkami UE z uwzględnieniem EMU

	Istniejący handel w 2002 r.	Handel charaktery- styczny dla państw UE	Handel charaktery- styczny dla państw EMU	Handel charaktery- styczny dla państw UE	Handel charaktery- styczny dla państw EMU
	mln USD			zmiana w %	
Czechy	26 771	18 724	23 321	-40,7	-26,6
Estonia	3 067	3 145	3 979	-13,2	9,9
Węgry	23 717	11 494	14 545	-58,9	-48,0
Łotwa	2 138	3 394	4 294	34,4	70,1
Litwa	3 176	4 460	5 644	19,0	50,0
Polska	30 941	50 470	63 866	38,3	74,9
Słowacja	8 713	7 454	9 436	-27,5	-8,3
Słowenia	7 311	14 777	18 699	71,2	116,7

Uwagi: zmienna zerojedynkowa EMU przyjmowała zawsze wartość jeden w przypadku, gdy oba kraje były potem członkami EMU, i zero w przeciwnym przypadku.

Źródło: Maliszewska (2004), s. 13.

zastosowanie współczynników intensywności wymiany, charakterystycznych dla „starych” członków UE, obniżyłoby handel tych państw EŚW (por. kolumnę 1 i 2 np. dla Czech czy Węgier). W przypadku państw mniej otwartych na handel (np. Polski czy Litwy) oznaczałoby to znaczny przyrost wymiany. Z kolei wykorzystanie oszacowanego współczynnika przy EMU pokazuje potencjalny przyrost handlu państw ESW ze starymi członkami UE, wynikający z przyjęcia wspólnej waluty⁴. Wyniki uzyskanych szacunków, traktowane jak skutki przystąpienia do EMU, pokazano w tabeli 1.

Zmiany handlu pod wpływem przystąpienia do EMU oszacowano, przyjmując, że kraje EŚW osiągną podobny poziom otwarcia handlowego jak dotychczasowi członkowie UE, a następnie członkowie EMU. W rezultacie spowodowałoby to znaczny przyrost handlu krajów mniej otwartych (jak Polska, Litwa czy Łotwa) oraz spadek handlu krajów relatywnie bardziej otwartych, takich jak Estonia, Czechy i Słowacja.

Nowsza i bardziej rozbudowana analiza została przeprowadzona przez Belkego i Spies (2008). Ich wyniki są jednak zupełnie odmienne od uzyskanych przez Maliszewską (2004). Autorzy w swej próbie uwzględnili wszystkie kraje OECD i Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1992–2004 (5262 obserwacje). Estymację przeprowadzono za pomocą bardziej wyrafinowanych metod ekonometrycznych (estymator Hausmana-Taylora: H-T), z uwzględnieniem endogeniczności zmiennych opisujących EMU i innych ugrupowań integracyjnych. Również w tym przypadku oszacowany parametr przy zmiennej EMU okazał się statystycznie istotny i dodatni. Wyniki ich oszacowań zostały zamieszczone w tabeli 2.

Tabela 2 prezentuje różnice między faktycznymi wielkościami eksportu a oszacowanymi na podstawie modelu wielkościami w hipotetycznym przypadku nieistnienia strefy euro. Zgodnie z tym sza-

⁴ Punktem odniesienia jest handel charakterystyczny dla krajów UE (czyli druga kolumna tabeli). Analiza taka jest prowadzona przy założeniu, że te same współczynniki stojące przy zmiennej EMU dla członków założycieli strefy euro będą miały takie samo znaczenie również przy przystępowaniu państw EŚW do istniejącej strefy euro. To samo założenie przyjęliśmy w naszej prognozie.

Tabela 2
Szacunki zmian eksportu krajów EŚW do krajów strefy euro

Kraj	Szacunki oparte na pełnej próbie krajów		Szacunki oparte na próbie bez krajów EŚW	
	%	mld USD	%	mld USD
Czechy	1,34	0,38	10,91	1,37
Estonia	18,54	0,30	20,16	0,75
Węgry	17,75	2,14	40,75	2,04
Łotwa	-21,59	-0,60	-19,93	-1,29
Litwa	-15,26	-0,57	-8,78	-0,65
Polska	-34,24	-13,74	-19,00	-8,13
Słowacja	-4,39	-0,31	11,21	0,43
Słowenia	52,12	4,23	66,51	8,34

Źródło: Belke i Spies (2008), s. 382.

cunkiem nastąpi spadek eksportu krajów względnie zamkniętych, takich jak Polska, Litwa czy Łotwa, oraz wzrost handlu krajów względnie otwartych na handel (Estonia, Czechy, Słowacja). W przypadku Polski szacowany spadek handlu jest znaczny i wynosi od 34,2% do 19,0%, w zależności od składu analizowanej próby krajów. Tak naprawdę autorzy oszacowali wpływ istnienia strefy euro na strumień eksportu poszczególnych krajów EŚW, czyli nienależących do EMU, a nie skutek przyjęcia przez nie wspólnej waluty unijnej. W gruncie rzeczy szacunek ten nie jest więc (nieco wbrew tytułowi) prognozą skutków przystępowania do EMU poszczególnych krajów EŚW.

Te krańcowo odmienne wyniki nie są jednak zbyt zaskakujące. Maliszewska (2004) próbowała odpowiedzieć na pytanie, o ile zmieni się handel, jeśli kraje EŚW osiągną taki sam poziom otwarcia jak „starzy” członkowie Unii i EMU (a więc przyrost handlu krajów mniej otwartych). Z kolei Belke i Spies (2008) oszacowali raczej, o ile wzrósłby handel poszczególnych krajów EŚW wskutek powstania strefy euro, a nie przystąpienia do niej, a więc głównie wzrost eksportu krajów bardziej otwartych na handel.

Zestawienie tych dwóch zbiorów oszacowań, opartych na modelach grawitacyjnych, ukazuje dwa alternatywne podejścia badawcze i wyraźnie odmienne wyniki badań empirycznych, dotyczących skutków przystępowania krajów EŚW do strefy euro. Z tego względu istnieje potrzeba przeprowadzenia dalszych, bardziej dogłębnych badań, które pozwoliłyby na rozstrzygnięcie kontrowersji istniejących w literaturze przedmiotu co do skutków przyjęcia wspólnej waluty.

3. Metoda badawcza

Podobnie jak w przypadku wcześniejszych badań zastosowana przez nas metoda badawcza ma charakter dwuetapowy. W pierwszym etapie szacujemy za pomocą modelu grawitacji skutki *ex post* wprowadzenia euro w krajach, które przyjęły wspólną walutę. W drugim etapie dokonujemy prognozy *ex ante* dla Polski na podstawie uzyskanych oszacowań parametrów z pierwszego etapu analizy. Pomimo pewnych podobieństw do wcześniejszych badań nasze podejście cechuje się wieloma istotnymi różnicami.

W odróżnieniu od poprzednich badań dostępnych w literaturze przedmiotu w naszej analizie użyjemy uogólnionego modelu grawitacyjnego, wyprowadzonego bezpośrednio z teoretycznych modeli

handlu zagranicznego, które zakładają niepełną specjalizację w produkcji⁵. Tego typu modele są bardziej odpowiednie dla naszego kraju niż modele zakładające pełną specjalizację produkcji, ponieważ Polska pozostaje krajem mniej rozwiniętym, w którym nadal duże znaczenie odgrywa specjalizacja międzygałęziowa, pomimo szybkiego wzrostu wymiany wewnątrzgałęziowej w ostatnim dziesięcioleciu⁶. Dlatego też w analizie zostaną uwzględnione zmienne obrazujące względne wyposażenie krajów w czynniki produkcji (przybliżenie względnych zasobów kapitału oraz ziemi).

W modelu grawitacyjnym wielkość obrotów handlowych (eksportu i importu) jest proporcjonalna do masy ekonomicznej (PKB) krajów prowadzących wymianę i odwrotnie proporcjonalna do odległości pomiędzy nimi, a także zależy od innych zmiennych mających wpływ na kształtowanie się strumieni handlowych. Eliminacja ryzyka kursowego, związana z przystąpieniem do unii monetarnej powinna przyczyniać się do zmniejszenia kosztów transakcji handlowych i wzrostu wymiany towarowej. Analiza powinna też uwzględnić elementy preferencyjnej polityki handlowej (takie jak strefa wolnego handlu czy unia celna), przyczyniające się do intensyfikacji obrotów krajów należących do tego samego ugrupowania integracyjnego. Należy również wziąć pod uwagę zmienne odzwierciedlające procesy wielostronnej liberalizacji handlowej w ramach systemu GATT/WTO oraz OECD.

Szacowane przez nas równanie grawitacyjne w formie logarytmicznej, wykorzystywane do analizy zmian handlowych, ma następującą postać:

$$\begin{aligned} \ln T_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 gdp_{it} + \alpha_2 gdp_{jt} + \alpha_3 gdp_pc_{it} + \alpha_4 gdp_pc_{jt} \\ & + \alpha_5 land_{it} + \alpha_6 land_{jt} + \alpha_7 dist_{ijt} + \alpha_8 EU_{ijt} + \alpha_9 EMU_{ijt} + \alpha_{10} ERM2_{ijt} \\ & + \alpha_{11} CPEMU_{ijt} + \alpha_{12} Volatility_{ijt} + \xi' Z_{ijt} + c_{ij} + \theta_t + \varepsilon_{ijt} \end{aligned}$$

gdzie:

T_{ij} – wartość handlu (eksportu lub handlu ogółem) między krajem i a j ,

gdp_{it} – PKB w kraju i ,

gdp_pc_{it} – PKB *per capita* w kraju i ,

$land_{it}$ – zasób ziemi uprawnej *per capita* w kraju i ,

$Dist_{ijt}$ – odległość między krajami i a j ,

EU_{ijt} – zmienna binarna odzwierciedlająca członkostwo obu krajów w Unii Europejskiej,

EMU_{ijt} – zmienna binarna odzwierciedlająca członkostwo obu krajów w unii monetarnej,

$ERM2_{ijt}$ – udział obu krajów w ERM II,

$CPEMU_{ijt}$ (*Central pegged to EMU*) – zmienna obrazująca decyzję o stabilizacji kursu waluty danego kraju EŚW (i) w stosunku do kraju ze strefy euro (j),

$volatility_{ijt}$ – zmienna obrazująca bilateralną zmienność (*volatility*) kursową między walutą kraju i oraz j ,

Z_{ijt} – wektor innych zmiennych, mających wpływ na poziom handlu bilateralnego między krajem i oraz j (udział w WTO, OECD, w strefach wolnego handlu i uniach celnych, wspólnota językowa czy historyczna, położenie geograficzne: dostęp do morza),

c_{ij} – zmienna losowa opisująca nieobserwowalne, ale stałe w czasie charakterystyki, które wpływają na handel między krajami i oraz j ,

θ_t – zmienna losowa związana z nieobserwowalnymi cechami okresu t wpływającymi w ten sam sposób na handel między każdą parą krajów uwzględnioną w badaniu,

⁵ Omówienie tych modeli zostało przedstawione m.in. w pracach Cieřlika (2005, 2009).

⁶ Patrz m.in. Cieřlik (2003).

ε_{ij} – zmienna losowa opisująca losowe zmiany w handlu bilateralnym, nieuwjęte w modelu.

W naszej analizie badaliśmy bilateralne strumienie handlu krajów OECD i państw Europy Środkowo-Wschodniej, tzw. sprawozdawców (*reporters*)⁷, z pozostałymi krajami świata określanymi jako partnerzy (*partners*), z wykluczeniem państw najmniejszych. Badanie przeprowadzono dla lat 1993–2006 i w rezultacie objęło około 80 tys. obserwacji w pełnej próbie. Zmienne makroekonomiczne pochodzą głównie z bazy danych Banku Światowego, a kursowe z bazy IFS. Pełen wykaz zmiennych użytych w modelu, wraz z źródłami pochodzenia danych, jest następujący:

- Eksport (handel łączny): dane wyrażone w bieżących dolarach dla wartości całego eksportu i handlu (*gross exports, gross trade*). Dane pochodzą z bazy WITS (World Integrated Trade Solution), tworzonej wspólnie przez Bank Światowy, WTO oraz UNCTAD.
- *Volatility*: zmienna obrazująca zmienność bilateralnych kursów walutowych w kraju importera i eksportera. Dane pochodziły z bazy danych International Financial Statistics (IFS), wydanej przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy, a kursy były podawane w stosunku do SDR poszczególnych krajów na koniec miesiąca. Na tej podstawie wyznaczano kursy bilateralne, a ich zmienność mierzono odchyleniem standardowym policzonym dla 12 kolejnych miesięcy dla pierwszych różnic logarytmów. Uzyskana wielkość jest bezwymiarowa i równa zero, jeśli kurs się nie zmienia.
- GDP_{it} : na temat poziomu PKB w danym kraju, mierzonego w bieżących dolarach. Dane pochodzą z bazy WDI (World Development Indicators 2007), wydanej przez Bank Światowy.
- $GDP\ per\ capita_{it}$: poziom PKB *per capita*, mierzony w bieżących dolarach. Zmienna ta ma obrazować względne wyposażenie krajów w ten czynnik produkcji, mający wpływ na strukturę handlu w ujęciu teorii neoklasycznej. Dane te stanowią przybliżenie wyposażenia krajów w zasoby kapitału. Niestety dane obrazujące zasoby kapitału ludzkiego i fizycznego są bardzo niekompletne i nie mogą być wykorzystane w badaniu. Dane te pochodzą również z bazy WDI.
- $Land_{it}$: ziemia uprawna *per capita*. Dane pochodzą z bazy WDI 2007. Zgodnie z teorią neoklasyczną mają one odzwierciedlać wpływ tego czynnika na strukturę handlu.
- $Dist_{ij}$: odległość między dwoma krajami mierzona według formuły *great circle*. Formuła ta wykorzystuje długości i szerokości geograficzne największych miast pod względem liczby ludności. W równaniu grawitacyjnym odległość odzwierciedla koszty handlowe i jest czynnikiem zmniejszającym handel bilateralny. Dane pochodzą z bazy CEPII (Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales).

Ponadto w modelu użyto zmiennych zerojedynkowych (przyjmują one wartość jeden, gdy oba kraje należą do danego ugrupowania):

- $Land\ locked_i$: kraj *i* nie ma granicy morskiej.
- $Col45_{ij}$: zmienna przyjmuje wartość jeden, gdy oba kraje stanowiły jeden organizm; tzn. były połączone więziami kolonialnymi w 1945 r.
- $Central\ Europe_i$: przyjmuje wartość jeden, jeśli kraj „sprawozdawca” leży w Europie Środkowej.
- $Central\ Europe_j^*$: przyjmuje wartość jeden, jeśli „partner” *j* leży w Europie Środkowej.

⁷ Handel „sprawozdawców” stanowi punkt centralny naszej analizy. Rozróżnienie „sprawozdawców” i „partnerów” pozwala na zróżnicowanie badania dotyczącego eksportu i całości handlu. Rozróżnienie to pozwala np. wychwycić skutki funkcjonowania strefy euro dla eksportu do Eurolandu z krajów trzecich.

- $OECD_{ijt}$: zmienna przybiera wartość jeden, gdy oba kraje należą do OECD. Odzwierciedla członkostwo w OECD w latach ich faktycznego uczestnictwa (łącznie z Polską, Turcją czy Meksykiem). Kraje EŚW przystępowały do OECD w połowie lat 90. XX w.⁸
- $GATT/WTO_{ijt}$: zmienna obrazuje kraje, które należały do GATT, a od 1994 r. do WTO (Światowej Organizacji Handlu). Przybiera wartość jeden, gdy oba kraje należały do GATT/WTO⁹.
- $CEFTA_{ijt}$ (*Central Free Trade Area*): przyjmuje wartość jeden, jeśli oba kraje należą do CEFTA; została skonstruowana według stanu rzeczywistego uczestnictwa.
- $BAFTA_{ijt}$ (*Baltic Free Trade Area*): przyjmuje wartość jeden jeśli oba kraje należą do BAFTA, (Estonia, Litwa, Łotwa; została skonstruowana według stanu rzeczywistego uczestnictwa¹⁰.
- $Europe\ Agreements_{ijt}$: zmienna ma wartość jeden, gdy jeden kraj należy do EŚW i podpisał Układ Europejski, a drugi jest członkiem UE (lub odwrotnie).
- $MENA \& \text{ extra European FTA}_{ijt}$: przyjmuje wartość jeden, jeśli oba kraje znajdowały się na obszarze objętym procesem liberalizacji wzajemnego handlu (aż do utworzenia strefy wolnego handlu) wdrażanym przez Unię Europejską¹¹.
- $NAFTA_{ijt}$: zmienna obrazuje układy o utworzeniu strefy wolnego handlu pomiędzy Stanami Zjednoczonymi, Kanadą i Meksykiem.
- CER_{ijt} : zmienna obrazuje układy o preferencjach handlowych pomiędzy Australią a Nową Zelandią.
- $G3_{ijt}$: zmienna obrazuje układy o preferencjach handlowych pomiędzy Kolumbią, Meksykiem oraz Wenezuelą.
- $Central\ pegged\ to\ EMU\ (CEPEMU_{ijt})$: zmienna przyjmuje wartość jeden, gdy jeden z krajów pochodzi z EŚW i związał swój kurs walutowy z euro, a drugi kraj należy do strefy euro. Zbiór ten obejmuje również kraje Półwyspu Bałkańskiego.
- $Extra\ Europe\ pegged\ to\ EMU\ (EEPEMU_{ijt})$: zmienna przyjmuje wartość jeden, jeśli jeden z krajów jest spoza Europy i związał swój kurs walutowy z euro¹², a drugi należy do strefy euro.
- $ERM2$: zmienna obrazuje stan uczestnictwa krajów UE w ERM II¹³.
- EMU_{ijt} : zmienna przyjmująca wartość jeden, gdy oba kraje są członkami EMU w danym roku. Obrazuje ona stan uczestnictwa krajów UE w Europejskiej Unii Monetarnej.
- $EMU0_{it}$: zmienna przyjmująca wartość jeden, gdy kraj „sprawozdawca” jest członkiem EMU, a drugi kraj nie.
- $EMU0^*_{jt}$: zmienna przyjmuje wartość jeden, gdy kraj „partner” jest członkiem EMU, a drugi kraj nie.
- $ERM20_{ijt}$: zmienna przybiera wartość jeden, gdy kraj „sprawozdawca” należy do ERM II, a drugi kraj nie. Zmienna obrazuje stan uczestnictwa krajów UE w ERM II. W 2006 r. obejmowała: Cypr, Danię, Estonię, Litwę, Łotwę, Malte, Słowację i Słowenię.

⁸ Zmienna ta służy wyodrębnieniu krajów rozwiniętych i odzwierciedla liberalizację (głównie finansową) dokonującą się w OECD.

⁹ Kraje należące do systemu GATT/WTO w toku kolejnych rund negocjacji wielostronnych liberalizowały handel wzajemny, co powinno sprzyjać jego intensyfikacji. Liberalizacja ta tylko w niewielkim stopniu dokonywała się w krajach rozwijających się, będących członkami GATT/WTO. Czechosłowacja, Węgry i Rumunia były już wcześniej członkami GATT, a inne kraje z Europy Środkowo-Wschodniej przystępowały do WTO od połowy lat 90. XX w.

¹⁰ Kraje BAFTA stopniowo tworzyły pełną strefę wolnego handlu. Kraje te w 2004 r. przystąpiły do UE.

¹¹ Obejmuje ona ugrupowania tworzone przez UE na przełomie XX i XXI w. z krajami basenu Morza Śródziemnego oraz innymi krajami pozaeuropejskimi (Chile, Meksyk, RPA).

¹² Są to głównie byłe afrykańskie kolonie Europy, np. Benin, Kamerun, Burkina Faso, Kongo.

¹³ Np. w 2006 r. obejmowała następujące kraje: Cypr, Danię, Estonię, Litwę, Łotwę, Malte, Słowację i Słowenię.

- $ERM2_{jt}^*$: zmienna przybiera wartość jeden, gdy kraj „partner” należy do ERM II, a drugi kraj nie.
- $EMU\ cummulated_{ijt}$: zmienną zdefiniowano jako minimum z liczby lat uczestnictwa w EMU dla dwóch krajów członkowskich unii monetarnej. Ma ona odzwierciedlać skutki funkcjonowania EMU w perspektywie kilku lat (nie jest to zmienna binarna)¹⁴.
- $EMU0\ cummulated_{ijt}$: zmienna zdefiniowana jako liczba lat uczestnictwa w EMU kraju „sprawozdawcy”, gdy należy on do EMU, a kraj „partner” nie jest członkiem EMU.
- $EMU_cummulated_{jt}^*$: zmienną zdefiniowano jako liczbę lat uczestnictwa w EMU kraju „partnera”, gdy „sprawozdawca” nie jest członkiem EMU.
- $Post_communist_{jt}^*$: zmienna binarna, która przyjmuje wartość jeden, gdy kraj należał do krajów będących w strefie wpływów Związku Radzieckiego¹⁵.

Przyjęcie tak dużej liczby zmiennych zerojedynkowych jest uzasadnione znaczeniem licznych porozumień liberalizujących, oddziałujących na wielkość wymiany towarowej. Porozumienia te są szczególnie liczne w Europie. Poza tym staraliśmy się uwzględnić znaczenie liberalizacji ogólnoświatowej, która dokonała się pod wpływem Rundy Urugwajskiej WTO, oraz historię krajów EŚW w okresie transformacji gospodarczej. Analiza tak wielu zmiennych była możliwa dzięki bardzo rozbudowanej bazie danych (ponad 80 tys. obserwacji), co zapewniło odpowiednią liczbę stopni swobody. Większość analizowanych przez nas zmiennych okazała się statystycznie istotna, co wskazuje, że przyjęte przez nas podejście było słuszne.

Estymację parametrów modelu przeprowadzono metodą panelową dla efektów zmiennych (RE), stałych (FE) i algorytmem Hausmana-Taylora (H-T). Oszacowano liniowy model efektów nieobserwowalnych: $y_{ijt} = x_{ijt}\beta + c_{ij} + \theta_i + u_{ijt}$. W modelu tym efekt indywidualny c_{ij} jest często skorelowany ze zmiennymi objaśniającymi zawartymi w x_{ijt} . Zdefiniujmy łączny błąd losowy: $v_{ijt} = c_{ij} + u_{ijt}$. Gdy efekt indywidualny c_{ij} jest skorelowany ze zmiennymi objaśniającymi, wystąpi problem równoczesności ze względu na korelację między x_{ijt} a v_{ijt} . Standardowym rozwiązaniem tego problemu jest zastosowanie przekształcenia FE (efektów stałych) lub FD (pierwszych różnic). Przekształcenia te eliminują jednak z modelu zmienne stałe w czasie. Istnieje jednak rozwiązanie pośrednie – dzielimy zmienne objaśniające na nieskorelowane z c_i i skorelowane z c_i . Estymator H-T umożliwia uzyskanie oszacowań wszystkich parametrów takiego modelu. W naszej estymacji założyliśmy, że efekty czasowe mogą być skorelowane ze zmiennymi objaśniającymi, i oszacowaliśmy je, dodając do modelu odpowiednie zmienne zerojedynkowe.

Decyzja o przynależności do systemu walutowego może mieć związek z nieobserwowalnymi czynnikami wpływającymi na wielkość handlu. Przy szacowaniu parametrów modeli zakładaliśmy więc, że zerojedynkowe zmienne objaśniające związane z przynależnością do ugrupowań walutowych (np. *ERM2*, *ERM1*, *Central to EMU*, *EMU* i *EMU cummulated*) są traktowane jako zmienne endogeniczne. Dlatego po analizie wyników zdecydowaliśmy się na wykorzystanie metody H-T jako najbardziej wiarygodnej, ze względu na możliwość występowania problemu endogeniczności głównych zmiennych objaśniających, związanych z członkostwem w unii monetarnej, ERM II czy różnymi formami powiązania kursów walut narodowych z euro, występującymi w niektórych krajach Europy Środkowo-Wschodniej.

¹⁴ Dla uproszczenia założono liniową postać skumulowanego wpływu członkostwa w EMU. Uproszczona forma zależności została dobrana ze względu na niewielką liczbę lat funkcjonowania EMU.

¹⁵ Zmienna odzwierciedlająca odmienną historię krajów tzw. bloku sowieckiego. Obejmuje ona kraje EŚW, które nie są „sprawozdawcami”.

Uzyskane wartości parametrów w ramach powyższej regresji służą do sporządzenia prognozy dla Polski, dotyczącej potencjalnych skutków handlowych przyjęcia euro. Prognoza zmiany wielkości obrotów handlowych dla Polski składa się z dwóch elementów. Po pierwsze, szacujemy skutek stabilizacji kursów wobec euro, korzystając z danych dla grupy krajów EŚW, które powiązały swoje kursy z euro. Drugi element szacunku otrzymujemy, badając wpływ przystępowania do strefy euro. Składa się na niego efekt eliminacji wahań kursowych oraz wpływ zmian instytucjonalnych związanych z przystąpieniem do strefy euro. Przy formułowaniu prognozy zmiany efektu instytucjonalnego wykorzystujemy model trendu liniowego. Pozwala to na rozróżnienie efektu samego przystąpienia do strefy euro i skumulowanych efektów pojawiających się w średnim okresie (sześciu lat).

4. Wyniki estymacji parametrów uogólnionego modelu grawitacji

Estymacje przeprowadziliśmy na pełnej próbie dla wartości eksportu (ponad 82 tys. obserwacji) oraz wartości handlu ogółem (sumy eksportu i importu; ponad 76 tys. obserwacji)¹⁶. Uzyskane wyniki dla eksportu przedstawiliśmy w tabeli 3. Wytluszczonym drukiem zaznaczone zostały najważniejsze zmienne z punktu widzenia tego badania, związane z funkcjonowaniem strefy euro. Uwzględniono tu również zmienne odpowiadające za zróżnicowane efekty czasowe. Oszacowane parametry towarzyszące zmiennym grawitacyjnym wyprowadzonym z teorii handlu (tzn. PKB, PKB *per capita*, odległość, brak granicy morskiej) prawie zawsze są statystycznie istotne i mają znaki zgodne z teorią.

Zmienne dotyczące wielostronnej polityki handlowej i finansowej są również istotne i wskazują na duży wpływ liberalizacji handlu w ramach GATT/WTO i OECD na eksport wzajemny krajów należących do tych organizacji. Równie duży jest wpływ europejskich preferencyjnych porozumień handlowych. Oszacowane parametry towarzyszące zmiennym dotyczącym skutków funkcjonowania pozaeuropejskich ugrupowań integracyjnych (CER, BAFTA, NAFTA, G3 oraz MENA) okazały się statystycznie nieistotne w naszym badaniu. Z tego też względu zmienne te zostały usunięte z modelu i nie są uwzględnione w regresji z tabeli 3.

Wśród ugrupowań europejskich statystycznie istotny i dodatni jest wpływ porozumienia CEFTA na całość handlu krajów członkowskich. Kraje te stopniowo tworzyły strefę wolnego handlu z wyłączeniem artykułów rolnych, co przyczyniło się do intensyfikacji wzajemnego eksportu¹⁷. Kraje CEFTA najczęściej zawierały także Układy Europejskie, a potem przystępowały do UE. Z kolei ugrupowanie BAFTA nie miało istotnego wpływu na wielkość wzajemnej wymiany krajów członkowskich. Z tego względu oszacowany parametr towarzyszący tej zmiennej został pominięty w tabeli 3.

Układy Europejskie podpisywane przez kraje Europy Środkowo-Wschodniej z UE zawierały postanowienia dotyczące tworzenia stref wolnego handlu, z wyłączeniem artykułów rolnych, i miały też znaczny wpływ na zwiększenie eksportu tych krajów. Oprócz państw CEFTA Układy obejmowały kraje, które już przystąpiły do UE, jak również Chorwację i Macedonię. Sam fakt przystąpienia do Unii Europejskiej (zmienna *EU*) również przyczynił się do znacznego zdynamizowania eksportu krajów EŚW, co wiązało się z usunięciem pozostałych barier handlowych, a w szczególności z liberalizacją handlu artykułami rolnymi.

¹⁶ Odmienne liczby obserwacji dla eksportu i handlu ogółem wynikają z faktu, że „sprawozdawcy” eksportują prawie do wszystkich krajów świata, natomiast „partnerzy” (również z krajów rozwijających się) często mają ograniczoną liczbę rynków zbytu.

¹⁷ Szerzej: Cieřlik (2007).

Tabela 3

Wyniki estymacji parametrów modelu dla eksportu, pełna próba krajów. Estymacja metodą Hausmana-Taylora

Zmienna	Współczynnik	Odchylenie standardowe	z	Wartość p
<i>Egzogeniczne zmienne objaśniające zmieniające się w czasie</i>				
<i>gdp</i>	1,110	0,024	47,13	0,000
<i>gdp*</i>	0,809	0,021	39,36	0,000
<i>land</i>	-0,038	0,032	-1,20	0,230
<i>land*</i>	-0,085	0,025	-3,42	0,001
<i>gdp p.c.</i>	-0,731	0,030	-24,00	0,000
<i>gdp p.c.*</i>	-0,061	0,023	-2,63	0,009
<i>CEFTA</i>	0,166	0,090	1,84	0,066
<i>OECD</i>	0,423	0,035	11,91	0,000
<i>GATT/WTO</i>	0,193	0,016	11,94	0,000
<i>Europe agreement</i>	0,120	0,035	3,43	0,001
<i>Volatility</i>	-0,184	0,053	-3,49	0,000
1994 r.	0,069	0,019	3,64	0,000
1995 r.	0,061	0,020	3,11	0,002
1996 r.	0,016	0,019	0,82	0,412
1997 r.	0,083	0,019	4,29	0,000
1998 r.	0,083	0,019	4,29	0,000
1999 r.	-0,024	0,020	-1,18	0,238
2000 r.	0,000	0,020	0,02	0,984
2001 r.	0,040	0,021	1,92	0,054
2002 r.	0,027	0,021	1,24	0,213
2003 r.	0,019	0,024	0,78	0,435
2004 r.	-0,001	0,027	-0,05	0,959
2005 r.	0,060	0,029	2,09	0,037
2006 r.	0,025	0,031	0,80	0,426
<i>Endogeniczne zmienne objaśniające zmieniające się w czasie</i>				
<i>EU</i>	0,332	0,044	7,50	0,000
<i>EU0</i>	0,227	0,020	11,08	0,000
<i>EU0*</i>	0,091	0,040	2,28	0,022
<i>EEPEMU</i>	0,125	0,044	2,87	0,004
<i>CEPEMU</i>	0,274	0,061	4,45	0,000
<i>EMU</i>	0,129	0,075	1,72	0,086
<i>EMU0</i>	0,016	0,024	0,66	0,508
<i>EMU0*</i>	0,215	0,043	4,95	0,000
<i>EMU cummulated</i>	-0,018	0,013	-1,42	0,154
<i>EMU0 cummulated</i>	-0,016	0,004	-3,87	0,000
<i>EMU0 cummulated*</i>	-0,003	0,008	-0,37	0,709
<i>ERM2</i>	0,047	0,138	0,34	0,734
<i>ERM20</i>	0,018	0,026	0,68	0,497
<i>ERM20*</i>	0,097	0,048	2,03	0,042
<i>Egzogeniczne zmienne objaśniające stałe w czasie</i>				
<i>dist</i>	-1,427	0,047	-30,66	0,000
<i>Col45</i>	1,780	0,286	6,22	0,000
<i>Central Europe</i>	-1,854	0,097	-19,18	0,000
<i>Central Europe*</i>	-0,044	0,126	-0,35	0,728
<i>Land locked</i>	0,315	0,096	3,27	0,001
<i>Land locked*</i>	-0,838	0,088	-9,50	0,000
<i>Stała</i>	-19,168	0,769	-24,91	0,000
σ_c	2,945			
σ_ϵ	0,923			
ρ	0,911			
Liczba obserwacji	82 137			
Liczba par krajów	7 277			

Uwaga: estymacja metodą Hausmana-Taylora.

Należy też zauważyć, że funkcjonowanie Unii Europejskiej generowało dodatkowy popyt na import z krajów trzecich oraz eksport do tych krajów (o czym świadczą dodatnie i statystycznie istotne parametry przy zmiennych *EU0* oraz *EU0**). Można to interpretować jako efekty tzw. pozytywnej modyfikacji handlu w przeciwieństwie do negatywnych skutków przesunięcia strumieni handlowych. Oprócz tego można zauważyć, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej eksportują poniżej swoich możliwości, o czym świadczy ujemny parametr towarzyszący zmiennej *Central Europe*. Wydaje się więc, że pomimo szybkiej transformacji historia gospodarek nierynkowych, centralnie sterowanych nadal ma negatywny wpływ na wielkość handlu krajów EŚW.

Wśród zmiennych o charakterze monetarnym istotna okazała się *Central to EMU* – odzwierciedlająca decyzje krajów EŚW o powiązaniu kursu swej waluty z euro. Decyzję taką podjęły niektóre kraje EŚW: Bułgaria, Estonia, Litwa, Łotwa, Słowacja oraz Słowenia. Wartość oszacowanego parametru towarzyszącego tej zmiennej okazała się statystycznie istotna i miała dodatni znak (wysoka wartość oszacowanego parametru: 27% dla eksportu). Można to interpretować w ten sposób, że zobowiązanie się rządu (banku centralnego) do stabilizacji kursu walutowego dzięki stabilizacji cen krajowych w eksporcie i imporcie zwiększa pewność działania przedsiębiorców oraz stymuluje rozwój eksportu.

Zmienna *ERM2* okazała się statystycznie nieistotna, prawdopodobnie ze względu na niewielką liczbę obserwacji. Może być to związane z relatywnie szerokim pasmem dopuszczalnych wahań kursowych, począwszy od 1993 r., które ograniczało rzeczywiste znaczenie ekonomiczne zreformowanego po kryzysach Europejskiego Systemu Walutowego.

Inną zmienną ważną z punktu widzenia akcesji do strefy euro była *Volatility*, mierząca znaczenie wahań kursowych. Oszacowany parametr towarzyszący tej zmiennej jest statystycznie istotny i ma ujemny znak, co oznacza, że redukcja wahań kursowych związana z przystąpieniem do strefy euro, prowadzi do zwiększenia eksportu. Jest to zgodne z wieloma wcześniejszymi badaniami, sugerującymi negatywny wpływ wahań kursowych na wymianę handlową.

Główny estymator zmiennej *EMU* (opisujący sytuację, w której oba kraje przyjęły euro) jest statystycznie istotny i ma dodatni znak (0,1289). Udział w strefie euro znacznie zwiększa zatem poziom eksportu (i handlu) wewnątrz strefy euro. Trzeba również zauważyć, że statystycznie istotna i dodatnia okazała się zmienna *EMU0** (0,2145), opisująca sytuację, w której kraj eksportujący nie należy do strefy euro, a odbiorca jest członkiem strefy euro. Oznacza to, że kraje strefy euro znacznie zwiększają swój import z państw trzecich (reszty świata). Innymi słowy okazuje się, że oprócz członkostwa w Unii Europejskiej dodatkowo uczestnictwo w strefie euro zwiększa efekt pozytywnej modyfikacji handlu. Na podobne zjawisko wskazywano również w cytowanym wcześniej badaniu Belke i Spies (2008).

W odróżnieniu od oszacowań parametru towarzyszącego zmiennej *EU0* estymator zmiennej *EMU0*, oznaczającej, że kraj „sprawozdawca” jest w strefie euro, a partner poza nią okazał się statystycznie istotny, ale ujemny (-0,0164). Można to interpretować w ten sposób, że udział kraju w EMU zmniejsza jego eksport do krajów trzecich (poza strefą euro). Można zatem sądzić, że funkcjonowanie strefy euro z jednej strony stymuluje handel wzajemny członków unii monetarnej i import z reszty świata, ale z drugiej strony ogranicza eksport członków EMU do państw trzecich. Powstaje więc efekt względnego „wewnętrznego rozwoju i względnego zamykania się eksportu”, przy znacznej otwartości na import. W kategoriach handlowych można to interpretować jako efekt kreacji handlu wewnętrznego i zewnętrznej ekspansji handlu.

Trzeba podkreślić, że parametr przy zmiennej *EMU cumulated* (gdzie oba kraje należą do strefy euro) jest ujemny, co oznacza, że z czasem stopniowo wygasa pozytywny efekt handlowy przystąpienia

Tabela 4

Wyniki estymacji parametrów modelu dla całości handlu, pełna próba krajów. Estymacja metodą Hausmana-Taylora

Zmienna	Współczynnik	Odchylenie standardowe	z	Wartość p
<i>Egzogeniczne zmienne objaśniające zmieniające się w czasie</i>				
<i>gdp</i>	0,969	0,029	33,18	0,000
<i>gdp*</i>	0,655	0,024	26,83	0,000
<i>land</i>	-0,017	0,031	-0,56	0,577
<i>land*</i>	-0,040	0,024	-1,65	0,099
<i>gdp p.c.</i>	-0,419	0,032	-13,01	0,000
<i>gdp p.c.*</i>	0,036	0,026	1,40	0,162
<i>CEFTA</i>	0,203	0,066	3,10	0,002
<i>OECD</i>	0,414	0,026	15,75	0,000
<i>GATT/WTO</i>	0,216	0,012	17,57	0,000
<i>Europe agreement</i>	0,116	0,026	4,53	0,000
<i>Volatility</i>	-0,089	0,041	-2,19	0,029
1994 r.	0,048	0,014	3,35	0,001
1995 r.	0,030	0,015	2,05	0,041
1996 r.	0,010	0,015	0,70	0,484
1997 r.	0,061	0,015	4,09	0,000
1998 r.	0,086	0,015	5,77	0,000
1999 r.	0,006	0,016	0,39	0,697
2000 r.	0,057	0,016	3,61	0,000
2001 r.	0,092	0,016	5,67	0,000
2002 r.	0,066	0,017	3,91	0,000
2003 r.	0,056	0,019	2,97	0,003
2004 r.	0,042	0,021	1,96	0,050
2005 r.	0,079	0,023	3,43	0,001
2006 r.	0,080	0,025	3,20	0,001
<i>Endogeniczne zmienne objaśniające zmieniające się w czasie</i>				
<i>EU</i>	0,225	0,032	6,98	0,000
<i>EU0</i>	0,049	0,016	3,14	0,002
<i>EU0*</i>	0,133	0,029	4,60	0,000
<i>EEPEMU</i>	-0,068	0,033	-2,08	0,038
<i>CEPEMU</i>	0,200	0,045	4,49	0,000
<i>EMU</i>	0,106	0,054	1,95	0,052
<i>EMU0</i>	0,056	0,018	3,15	0,002
<i>EMU0*</i>	0,123	0,031	3,91	0,000
<i>EMU cummulated</i>	-0,020	0,009	-2,16	0,031
<i>EMU0 cummulated</i>	-0,027	0,003	-8,59	0,000
<i>EMU0 cummulated*</i>	0,004	0,006	0,65	0,518
<i>ERM2</i>	-0,032	0,100	-0,32	0,747
<i>ERM20</i>	-0,076	0,020	-3,78	0,000
<i>ERM20*</i>	0,051	0,035	1,47	0,142
<i>Egzogeniczne zmienne objaśniające stałe w czasie</i>				
<i>dist</i>	-1,282	0,058	-22,23	0,000
<i>Col45</i>	1,709	0,357	4,79	0,000
<i>Central Europe</i>	-1,095	0,111	-9,89	0,000
<i>Central Europe*</i>	-0,026	0,156	-0,16	0,869
<i>Land locked</i>	-0,076	0,124	-0,61	0,541
<i>Land locked*</i>	-0,871	0,111	-7,82	0,000
<i>Stała</i>	-15,839	0,885	-17,91	0,000
σ_c	3,711			
σ_ε	0,672			
ρ	0,968			
Liczba obserwacji	76 786			
Liczba par krajów	7 046			

Uwaga: estymacja metodą Hausmana-Taylora.

do EMU. Zjawisko to znajdzie odzwierciedlenie w przeprowadzonej przez nas prognozie skutków handlowych przystąpienia Polski do strefy euro, zamieszczonej w tabeli 5.

Wyniki estymacji dla całości handlu (suma eksportu i importu) zostały zamieszczone w tabeli 4. Wyniki te są bardzo podobne do wyników uzyskanych wcześniej dla eksportu. Podobnie jak poprzednio, zmienne grawitacyjne, wyprowadzone z teorii handlu są statystycznie istotne i mają oczekiwane znaki. Również estymatory zmiennych opisujących skutki porozumień o wielostronnej liberalizacji handlu są zawsze istotne i mają dodatnie znaki (GATT/WTO, OECD). Również oszacowania parametrów towarzyszących zmiennym odzwierciedlającym udział w ugrupowaniach regionalnych są statystycznie istotne i mają wysokie dodatnie wartości.

Podobnie jak w przypadku eksportu zmienna *Central to EMU* okazała się statystycznie istotna z dodatnim znakiem, ale wartość oszacowanego parametru jest nieco niższa niż w przypadku oszacowań uzyskanych dla eksportu. Gwarancje stabilizacji kursu walutowego stymulują rozwój nie tylko eksportu, ale również całości handlu. Oszacowane parametry towarzyszące zmiennym *ERM2*, prawdopodobnie z tych samych względów co w przypadku eksportu, również okazały się nieistotne statystycznie.

Parametr towarzyszący zmiennej *Volatility*, mierzącej znaczenie wahań kursowych, ma oczekiwany ujemny znak. Zmienna ta jest statystycznie istotna, co oznacza, że redukcja wahań kursowych zwiększa także rozmiary całkowitej wymiany handlowej¹⁸. Również bardzo ważny estymator zmiennej *EMU* jest statystycznie istotny i ma oczekiwany, dodatni znak (0,1059). Podobnie jak w przypadku oszacowań eksportu estymatory obu zmiennych *EMU0* i *EMU0** są statystycznie istotne i dodatnie. Uzyskane przez nas wyniki pokazują zatem, że funkcjonowanie EMU pobudza handel strefy euro z resztą świata, ale w większym stopniu import z państw trzecich niż eksport do nich, ponieważ wartość estymatora *EMU0** jest większa niż *EMU0*. Podobnie jak w przypadku szacunku eksportu estymator zmiennej *EMU cumulated* dla całości handlu jest ujemny i istotny statystycznie, co również oznacza, że z czasem pozytywny efekt handlowy wprowadzenia wspólnej waluty stopniowo wygasa. Zjawiska te znajdują odzwierciedlenie w opracowanej przez nas prognozie handlowych skutków wprowadzenia euro w Polsce. Prognozy uzyskane dla eksportu oraz całości polskiego handlu zagranicznego omówione zostały w kolejnej części artykułu.

5. Prognoza skutków handlowych wprowadzenia euro dla Polski

Przed omówieniem naszej prognozy dotyczącej zmiany wielkości eksportu w wyniku wejścia Polski do strefy euro warto również przypomnieć silny wpływ powiązania kursów krajów EŚW z euro (wysoka wartość oszacowanego parametru *Central to EMU* i jego statystyczna istotność). Według naszych oszacowań samo zobowiązanie kraju do stabilizacji kursu, np. po przystąpieniu do ERM II, może silnie zwiększyć wartość polskiego eksportu (o 31%).

Innego rodzaju prognozy można sformułować, zakładając, że Polska powtórzy ścieżkę rozwoju handlu krajów założycieli strefy euro. Przyjęto tutaj takie właśnie oczywiste założenie. Tego rodzaju prognoza zmiany wielkości handlu została otrzymana ze wzoru:

$$\frac{T_t}{T_0} = \exp(-\hat{\beta}_{Volatility} Volatility_{Polska} + \hat{\beta}_{EMU} + \hat{\beta}_{EMU_cumulated} t)$$

¹⁸ Należy dodać, że oszacowania parametrów modelu dla importu doprowadziły do uzyskania przez nas statystycznie istotnych wyników większości zmiennych z wyjątkiem tych dotyczących członkostwa w unii walutowej.

gdzie:

T_0 i T_t – handel tuż przed przystąpieniem i t lat po przystąpieniu do strefy euro,

$\hat{\beta}_{Volatility}$, $\hat{\beta}_{EMU}$, $\hat{\beta}_{EMU_cumulated}$ – oszacowania parametrów uzyskane dla odpowiednich zmiennych w regresji,

$Volatility_{Polska}$ – zmienność kursu w Polsce dla ostatniej obserwacji w próbie.

W przypadku prognoz wpływu akcesji na eksport do krajów spoza strefy euro zastosowano wzór:

$$\frac{T_t}{T_0} = \exp(\hat{\beta}_{EMU0} + \hat{\beta}_{EMU0_cumulated}t)$$

a do szacowania wpływu akcesji na import z krajów spoza strefy euro wykorzystano wzór:

$$\frac{T_t}{T_0} = \exp(\hat{\beta}_{EMU0*} + \hat{\beta}_{EMU0_cumulated*}t).$$

Zauważmy, że w tym przypadku nie brano pod uwagę wpływu akcesji do strefy euro na redukcję wahań kursu między walutą krajową a zagraniczną, co prawdopodobnie nastąpi w przypadku złotych.

Wyniki prognozy zmian wielkości eksportu dla Polski związane z przystąpieniem do strefy euro zostały przedstawione w tabeli 5, a dla całości handlu w tabeli 6. Z prognoz tych wynika, że przystąpienie Polski do strefy euro, poprzez eliminację wahań kursowych będzie stymulowało polski eksport. Przy tworzeniu prognozy dla Polski wzięliśmy pod uwagę zakres zmienności wahań kursu euro z ostatniej obserwacji z próby (2006 r.) i przyjęliśmy, że po przystąpieniu Polski do strefy euro zmienność ta zupełnie zaniknie. Jak się okazuje, efekt ten jest jednak dla Polski stosunkowo nieduży, ze względu na niską wartość oszacowanego parametru.

Z kolei instytucjonalny wpływ przystąpienia Polski do EMU na eksport do innych krajów członkowskich jest dodatni, ale efekt skumulowany członkostwa w EMU jest ujemny, co oznacza, że pozytywny efekt członkostwa będzie z czasem wygasać. Prognozowane przez nas zmiany eksportu członków unii walutowej do innych krajów strefy euro w pierwszych sześciu latach członkostwa są więc następujące: +12,6%; +10,6%; +8,6%; +6,6%; +4,7%; 2,8% (por. tabela 5), w stosunku do scenariusza bazowego, bez akcesji Polski do strefy euro.

Z naszych wcześniejszych oszacowań wynika, że eksport członków EMU do krajów spoza strefy euro (zmienna $EMU0$) może się stopniowo zmniejszać, przy wzroście importu z tych krajów (zmienna

Tabela 5

Prognoza zmian wielkości eksportu dla Polski, pełna próba krajów

	Eksport do krajów należących do strefy euro	Odchylenie standardowe	Eksport do krajów spoza strefy euro	Odchylenie standardowe	Import z krajów spoza strefy euro	Odchylenie standardowe
Rok 1	12,611	7,484	-0,064	2,095	23,578	4,693
Rok 2	10,567	6,547	-1,694	1,824	23,223	4,138
Rok 3	8,560	5,873	-3,297	1,632	22,868	3,751
Rok 4	6,590	5,515	-4,874	1,539	22,515	3,583
Rok 5	4,655	5,497	-6,426	1,551	22,162	3,660
Rok 6	2,756	5,787	-7,952	1,656	21,811	3,964

Tabela 6

Prognoza zmian wielkości całego handlu dla Polski, pełna próba krajów

	Handel ogółem z krajami należącymi do strefy euro	Odchylenie standardowe	Handel ogółem z krajami spoza strefy euro	Odchylenie standardowe
Rok 1	9,393	5,267	2,926	1,604
Rok 2	7,216	4,601	0,163	1,380
Rok 3	5,083	4,122	-2,525	1,221
Rok 4	2,992	3,866	-5,141	1,138
Rok 5	0,943	3,847	-7,687	1,135
Rok 6	-1,065	4,043	-10,165	1,200

EMU0*). W przypadku Polski oznaczałoby to dalszą koncentrację obrotów handlowych naszego państwa z krajami należącymi do UE (strefy euro).

Wyniki naszej prognozy zmian wielkości całego handlu Polski związanych z przystąpieniem do strefy euro zostały zamieszczone w tabeli 6. Wyniki te są bardzo podobne do tych, które otrzymaliśmy dla eksportu, chociaż siła oddziaływania poszczególnych zmiennych objaśniających jest nieco mniejsza.

Podobnie jak w przypadku eksportu zobowiązanie się do stabilizacji kursu może również zwiększyć wartość całego polskiego handlu (o około 20%). Z kolei przystąpienie do strefy euro dzięki eliminacji wahań kursowych będzie dalej stymulowało polski handel, chociaż w stosunkowo niewielkim stopniu.

W przypadku całości obrotów handlowych Polski efekt instytucjonalny przystąpienia do EMU jest również dodatni, a skumulowany efekt członkostwa w EMU jest nieznacznie ujemny, co oznacza, że pozytywny efekt członkostwa z czasem wygasa. Prognozowane przez nas zmiany w handlu z innymi krajami strefy euro w pierwszych sześciu latach są więc następujące: +9,4%; +7,2%; +5,1%; +3,0%; +0,095%, -1,1%, w stosunku do scenariusza bazowego zakładającego brak akcesji Polski do strefy euro. Podobnie jak w przypadku eksportu handel z krajami spoza strefy euro (zmienna *emu*) może stopniowo się zmniejszać, przy wzroście obrotów z krajami trzecimi spoza strefy (zmienna *part emu*). Siła tych efektów jest jednak znacznie mniejsza w porównaniu ze wzrostem handlu wzajemnego członków strefy euro.

6. Stabilność otrzymanych wyników

W celu zbadania odporności uzyskanych przez nas wyników na dobór państw w próbie przeprowadziliśmy oddzielne estymacje dla tych samych lat, krajów i zmiennych, ale z wykluczeniem krajów Europy Środkowo-Wschodniej (jako „sprawozdawców”). Państwa EŚW wstępują natomiast jako partnerzy handlowi innych państw UE i pozostałych państw OECD, co pozwala na oszacowanie estymatorów większości głównych zmiennych. Znacznie ograniczyło to jednak liczbę obserwacji – do około 56 tysięcy. Pełne wyniki otrzymanych szacunków są zawarte w *Raporcie na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*.

Pomimo tego ograniczenia wyniki otrzymane dla zmniejszonej próby, nieuwzględniającej krajów Europy Środkowo-Wschodniej w roli „sprawozdawców”, są dość podobne do tych, które zostały uży-

Tabela 7

Porównanie wyników obu prognoz dla Polski na podstawie pełnej próby i ograniczonej (bez krajów Europy Środkowo-Wschodniej)

	Eksport		Całość handlu	
	pełna próba	bez EŚW	pełna próba	bez EŚW
Stabilizacja kursu walutowego	31,493	29,224	22,196	29,224
Zmienność (<i>volatility</i>)	0,810	1,422	0,392	1,422
Rok 1	12,611	10,313	9,393	7,543
Rok 2	10,567	9,136	7,216	6,101
Rok 3	8,560	7,972	5,083	4,679
Rok 4	6,590	6,820	2,992	3,276
Rok 5	4,655	5,681	0,943	1,892
Rok 6	2,756	4,553	-1,065	0,527

Uwaga: pierwszy wiersz tabeli podaje wartość estymatora zmiennej *Central to EMU* opisującej skutki stabilizacji kursów walutowych niektórych krajów EŚW w stosunku do euro. Nie jest to jednak wartością prognozy, ale oszacowaniem skutków *ex post* dla krajów, które usztywniły kurs swojej waluty względem euro.

skane dla pełnej próby. Można zatem wnioskować, że otrzymane wyniki są stabilne, chociaż wartości prognoz dla mniejszej próby są zazwyczaj nieco niższe. Wyjątkiem są estymatory zmiennej opisującej wahan kursowe – ich wartości bezwzględne są wyższe dla ograniczonej próby.

Również skumulowany efekt negatywny przystąpienia do EMU jest mniejszy (nieistotny w przypadku eksportu), co powoduje, że nawet w szóstym roku prognoza eksportu i całości handlu Polski jest nieco większa. Porównanie obu prognoz dla naszego kraju, dla pełnej i zmniejszonej próby pokazano w tabeli 7. Z zestawienia tego wyniku wyraźnie, że jeśli nawet pominiemy kraje EŚW, to stabilizacja polskiej waluty wobec euro oraz zmniejszenie wahań kursowych stymulują zarówno eksport, jak i całość obrotów handlowych. Skutki instytucjonalne przystąpienia do strefy euro są nieco mniejsze w pierwszym roku zarówno dla eksportu (10,3% w porównaniu z 12,6%), jak i dla całości handlu (7,5% wobec 9,4%) naszego kraju. Łączny pozytywny efekt przystępowania do strefy euro nie zanika nawet w szóstym roku prognozy ze względu na dodatni wpływ stabilizacji kursowej.

7. Podsumowanie i rekomendacje

W przeprowadzonej przez nas analizie i prognozie próbowano rozróżnić krótkookresowe efekty ekonomiczne, wynikające z powiązania kursów walutowych z euro, co stanowi ekwiwalent przystąpienia do ERM II oraz średnio- i długookresowe efekty stabilizacji wahań kursowych w wyniku przystąpienia do EMU oraz uczestnictwa w strefie euro w długim okresie (zmienna *emu cumulated*).

Z naszych prognoz wynika, podobnie jak w niektórych innych badaniach, że efekt ekspansji handlu może wystąpić już po ogłoszeniu decyzji o przystąpieniu do strefy euro i podjęciu zobowiązania do stabilizacji kursu walutowego. Ponadto przystąpienie do strefy euro powinno przyczynić się do dalszego zwiększenia polskiego handlu, a w szczególności eksportu do innych krajów strefy euro, chociaż można oczekiwać, że ten pozytywny efekt ekspansji wymiany będzie stopniowo wygasał. Można również sądzić, że funkcjonowanie strefy euro stymuluje import z reszty świata, ale też powoduje kon-

centrację eksportu na krajach należących do strefy euro. Można to interpretować jako skutek kreacji handlu wewnętrznego i zewnętrznej ekspansji handlu.

Uzyskane szacunki i prognoza wskazują, że przystąpienie Polski do strefy euro powinno przyczynić się do znacznego zwiększenia obrotów handlowych naszego kraju, a poprzez to – zgodnie ze standardową teorią handlu – zwiększyć poziom międzynarodowej specjalizacji produkcji oraz dobrobytu narodowego (i PKB). Będzie to wymagać spełnienia kryteriów konwergencji (łącznie z poziomem deficytu budżetowego i celem inflacyjnym) oraz stabilizacji kursu walutowego po przystąpieniu do ERM II.

Należy również zauważyć, że warunkiem koniecznym uzyskania przyrostu handlu jest przyjęcie właściwego poziomu kursu równowagi w momencie stabilizacji złotego wobec euro. Kurs równowagi fundamentalnej (*FEER*)¹⁹ powinien zapewnić równoczesną równowagę zewnętrzną i wewnętrzną. Ta pierwsza oznacza równowagę bilansu obrotów bieżących na optymalnym poziomie, z uwzględnieniem salda transferów i dochodów w średnim okresie oraz odpowiedniego poziomu wypłacalności kraju. Z kolei równowaga wewnętrzna jest interpretowana jako zerowa luka popytowa na rynku wewnętrznym.

Szacunki *FEER* złotego przeprowadzone przez Rubaszka (2008) dla NBP wskazują np., że w 2001 r. kurs złotego kształtował się na przewartościowanym poziomie, a w latach 2003–2004 złoty był niedowartościowany. W I kwartale 2008 r. złoty był natomiast bardzo blisko poziomu kursu równowagi fundamentalnej (około 2% przewartościowania). Wyraźna deprecjacja złotego w ostatnim kwartale 2008 r. oznacza silne niedowartościowanie naszej waluty w tym okresie. To z kolei zwiększa opłacalność cenową eksportu i zmniejsza konkurencyjność dóbr pochodzących z importu, dzięki czemu powinno pozytywnie oddziaływać na saldo bilansu obrotów bieżących Polski. Z drugiej strony przewidywany spadek popytu ze strony głównych importerów unijnych w 2009 r. może pogarszać eksport netto naszego kraju. Ze względu na oba zjawiska wydaje się, że rynkowy kurs walutowy zapewnia równowagę długookresową bilansu obrotów bieżących, a jego poziom nie powinien ograniczać potencjalnych korzyści z przystąpienia do strefy euro. Zagadnienie oszacowania poziomu kursu równowagi wykracza jednak poza zakres tego artykułu²⁰.

Należy dodatkowo zaznaczyć, że sformułowane przez nas prognozy opierają się na założeniu, że kraje obecnie przystępujące do unii monetarnej uzyskają korzyści z akcesji podobne do tych, które uzyskali założyciele EMU. Założenie to nie jest oczywiste, ponieważ sytuacja kraju przystępującego do istniejącej unii walutowej jest inna niż kraju, który staje się członkiem nowo powstałej unii. W szczególności na korzyści kraju wstępującego do unii mogą oddziaływać efekty związane z przesunięciem handlu, które wystąpiły już po powstaniu unii walutowej, ale przed przystąpieniem analizowanego kraju²¹. Niestety przeprowadzenie analizy takich efektów jest w chwili obecnej niemożliwe, ponieważ jedynymi krajami Europy Środkowo-Wschodniej, które wstąpiły do EMU w kilka lat po jej powstaniu, są Słowenia i Słowacja.

¹⁹ *FEER: Fundamental Equilibrium Exchange Rate.*

²⁰ W modelach grawitacyjnych analizuje się determinanty i zmiany strumieni handlu, przyjmując *implicite*, że nie następują poważne zakłócenia równowagi bilansu obrotów bieżących.

²¹ Dodatkowo, na zmiany wielkości handlu może wpływać faza cyklu koniunkturalnego.

Bibliografia

- Baldwin R. (2006), *The euro's trade effects*, European Central Bank Working Paper, No. 594.
- Baldwin R., Skudelny F., Taglioni D. (2005), *Trade effects of the euro*, European Central Bank Working Paper, No. 446.
- Barr D., Breedon F., Miles D. (2003), Life on the outside: Economic conditions and prospects outside euroland, *Economic Policy*, Vol. 18, No. 37, s. 517–613.
- Bayoumi T., Eichengreen B. (1998), Exchange rate volatility and intervention: Implications of the theory of optimum currency areas, *Journal of International Economics*, Vol. 45, No. 2, s. 191–209.
- Belke A., Spies J. (2008), Enlarging EMU to the East: What effects on trade?, *Empirica*, Vol. 35, No. 4, s. 369–389.
- Cieślak A. (2003), Handel wewnątrzgałęziowy Polski z Unią Europejską: Stan obecny i perspektywy rozwoju, w: J.J. Michałek, W. Siwiński, M. Socha (red.), *Od liberalizacji do integracji Polski z Unią Europejską: Mechanizmy i skutki gospodarcze*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Cieślak A. (2005), Intraindustry trade and relative factor endowments, *Review of International Economics*, Vol. 13, No. 5, s. 904–926.
- Cieślak A. (2007), Wpływ umów o wolnym handlu na wielkość wymiany handlowej Polski w latach 1992–2004, *Bank i Kredyt*, nr 6, s. 3–23.
- Cieślak A. (2009), Bilateral trade volumes, the gravity equation and factor proportions, *Journal of International Trade and Economic Development*, Vol. 18, No. 1, s. 37–59.
- Fidrmuc J., Huber J., Michałek J. (2001), Poland's accession to the European Union: Demand for protection of selected sensitive products, *MOCT-MOST Economic Policy in Transitional Economies*, Vol. 11, No. 1, s. 45–67.
- Flam H., Nordström H. (2006), *Trade Volume Effects of the Euro: Aggregate and Sector Estimates*, Seminar Papers No. 746, Stockholm University, Institute for International Economic Studies, Stockholm.
- Maliszewska M.A. (2004), *New Member States trading potential following EMU accession: A gravity approach*, Studies and Analyses, No. 286, CASE – Center for Social and Economic Research.
- Micco A., Stein E., Ordóñez G. (2003), The currency union effect on trade: Early evidence from EMU, *Economic Policy*, Vol. 18, No. 37, s. 315–366.
- NBP (2009), *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Rose A.K. (2000), One money, one market: Estimating the effect of common currencies on trade, *Economic Policy*, Vol. 15, No. 30, s. 7–46.

- Rose A.K. (2001), Currency unions and trade: The effect is large, *Economic Policy*, Vol. 16, No. 33, s. 449–461.
- Rose A.K., van Wincoop E. (2001), National Money as a Barrier to Trade: The Real Case for Monetary Union, *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, s. 386–390.
- Rubaszek M. (2008), *Oszacowanie kursu równowagi fundamentalnej dla złotego*, materiały na seminarium NBP, <http://www.nbp.pl/bise/seminaria/RubaszekO.pdf>.

Podziękowania

Artykuł powstał na podstawie projektu badawczego przygotowanego w ramach współpracy z NBP nad *Raportem na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej*. Autorzy wyrażają podziękowanie NBP za umożliwienie wykorzystania części Raportu do publikacji, a także dziękują dwóm anonimowym recenzentom za wszystkie uwagi oraz sugestie dotyczące wcześniejszej wersji tego artykułu.

Forecast of trade effects of joining the European Monetary Union for Poland under a generalized gravity model

Abstract

The article analyzes the trade effects of Poland joining the euro area under a generalized gravity model. For the estimation panel data were used from 1993–2006 concerning the present members of the euro area and almost 100 other countries trading with euro area countries (the whole list of analyzed countries was included in NBP (2009)). The forecast of changes in the volume of trade for Poland consists of two elements. First, the authors estimate the effect of exchange rate stabilization against the euro, making use of data for the group of Central and Eastern European countries which pegged their currency to the euro. The second component of the forecast is based on the analysis of the impact of joining the euro area. It involves the elimination of exchange rate fluctuations effect and the impact of institutional changes related to joining the euro area.

The results suggest that just after joining the euro area, Polish exports will increase by ca. 12%, but the effect will gradually dissipate

Keywords: international trade, generalized gravity model, euro area, Poland, ex ante forecast