

Dr hab. Andrzej Cieřlik*,
Prof. Jan J. Michałek*,
Dr Jerzy Mycielski*,

*Wydział Nauk Ekonomicznych,
Uniwersytetu Warszawskiego

„Analiza skutków handlowych przystąpienia Polski do Europejskiej Unii Monetarnej przy użyciu uogólnionego modelu grawitacyjnego”.

Raport do raportu Narodowego Banku Polskiego o konsekwencjach przyjęcia euro przez Polskę (*final draft*)

Streszczenie

W raporcie analizowane są skutki handlowe przystąpienia Polski do strefy euro przy użyciu uogólnionego modelu grawitacji. Wyniki wcześniejszych badań opartych na modelach grawitacji nie dają jednoznacznych predykcji dla Polski dotyczących zmian handlu będących skutkiem przyjęcia wspólnej waluty. Zastosowana przez nas metoda ma charakter dwustopniowy. W ramach pierwszego stopnia szacujemy przy użyciu modelu grawitacji skutki *ex post* wprowadzenia euro w krajach, które przyjęły wspólną walutę. W ramach drugiego stopnia dokonujemy prognozy *ex ante* dla Polski na podstawie uzyskanych oszacowań parametrów ze stopnia pierwszego. Do estymacji parametrów modelu wykorzystano dane panelowe z lat 1993-2006 dla ponad 100 krajów. 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 w czasie.

1. Wstęp: Cel badania

Jednym z czynników przyczyniających się do zmniejszenia kosztów transakcji handlowych jest eliminacja ryzyka kursowego, która ma znacznie dla gospodarek otwartych, szczególnie takich w których nie są rozwinięte terminowe rynki walutowe. Redukcja tych kosztów może mieć szczególne znaczenie dla krajów, w których występuje silna koncentracja obrotów handlowych z jednym krajem lub też 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 projektu jest analiza wpływu przystąpienia Polski do strefy euro (EMU: *Economic and Monetary Union*) na wielkość strumieni handlowych Polski. Analiza ta pozwoli określić czy i w jakim stopniu przyjęcie wspólnej waluty może wpłynąć na wielkość polskiego handlu. Wyższe obroty handlowe, w myśl neoklasycznej i nowej teorii handlu, związanej ze wzrostem międzynarodowej specjalizacji w produkcji, są czynnikiem zwiększającym poziom krajowego dobrobytu.

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 analiz proponowane badanie będzie uwzględniało specyfikę Polski i innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej (EŚW), które, w porównaniu do obecnych członków strefy euro są krajami mniej rozwiniętymi o niższych poziomach dochodów, a także mającymi 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 znaczącej liberalizacji swej wielostronnej polityki handlowej, w ramach GATT/WTO oraz regionalnych porozumień handlowych takich jak CEFTA, EFTA, BAFTA a przede wszystkim Układu Europejskiego. Posunięcia te, obok wprowadzenia wymiennalności walutowej, miały duży wpływ na rozwój handlu tych krajów i dlatego będą one również przedmiotem tej analizy.

Raport składa się z pięciu części i podsumowania. W części 2 przedstawiamy przegląd dotychczasowych badań poświęconych szacowaniu skutków wprowadzenia euro, ze szczególnym uwzględnieniem badań poświęconych Polsce. W części 3 omawiamy zastosowaną przez nas metodę badawczą. W części 4 przedstawiamy szacunki wpływu euro na handel w krajach, które przyjęły euro. W części 5 przedstawiamy prognozę przyjęcia euro przez Polskę na sześć lat. Wnioski końcowe zawarte zostały w podsumowaniu.

2. Przegląd dotychczasowych badań

Pierwszymi, powszechnie cytowanymi próbami oszacowania wpływu unii monetarnej na handel krajów członkowskich były prace Rose'a (2000) i Rose'a (2001). Wyniki tych badań były zaskakujące i wskazywały, że udział w unii monetarnej może nawet zwiększyć trzykrotnie handel krajów członkowskich. Publikacje Rose'a wywołały bardzo wiele krytycznych komentarzy, w których liczni autorzy wskazywali na różne przyczyny tak silnego przeszacowania efektów handlowych. Wskazywano między innymi na nieodpowiedni dobór państw (wiele krajów małych i słabo rozwiniętych) oraz problem endogeniczności unii monetarnej (związanej np. z przeszłością kolonialną).

Od tego czasu powstało kilka prac analizujących potencjalne skutki handlowe uczestnictwa w unii monetarnej dla krajów większych i bardziej rozwiniętych. Prawdopodobnie najbardziej znane są opracowania Barra, Breedona i Miles'a (2003), którzy próbując rozwiązać problem endogeniczności za pomocą zmiennych instrumentalnych 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 (2002), w którym szacowano efekty istnienia unii monetarnej oddzielnie w poszczególnych grupach towarowych. Okazało się, że najsilniejsze efekty integracji walutowej wystąpiły w obrębie artykułów przemysłowych przetworzonych, oraz maszyn i sprzętu transportowego (grupy 6-8 klasyfikacji SITC). Kompleksowy i dogłębny przegląd badań tego typu, łącznie z oryginalną analizą Rose'a, został przedstawiony przez Baldwina (2006).

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

Pierwsze takie opracowanie zostało wykonane przez Maliszewską (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 OLS¹, szacunek parametru przy zmiennej EMU był dodatni (0.23), oraz ujemny dla UE, traktowanej jako ugrupowanie integracyjne. Wynika z tego, że w wyniku samego przyjęcia euro handel wzrośnie średnio o 23%. Autorka wykorzystała oszacowane parametry dla ukazania różnicy między rzeczywistym a potencjalnym handlem poszczególnych krajów. Wyniki uzyskanych szacunków, traktowane jak skutki przystąpienia do EMU pokazano w poniższej Tabelicy.

Tab. 1. Szacunki zmiany handlu z uwzględnieniem EMU

	Handel w 2002	Handel z UE	Handel z EMU	Handel z krajami UE	Handel z krajami EMU
	Miliony dolarów USA			(zmiana w procentach)	
Czechy	26771	18724	23321	-40.7	-26.6
Estonia	3067	3145	3979	-13.2	9.9
Węgry	23717	11494	14545	-58.9	-48.0
Łotwa	2138	3394	4294	34.4	70.1
Litwa	3176	4460	5644	19.0	50.0
Polska	30941	50470	63866	38,3	74.9
Słowacja	8713	7454	9436	-27.5	-8.3
Słowenia	7311	14777	18699	71.2	116.7

Źródło: Maliszewska (2004), str. 13.

Szacunek zmiany handlu pod wpływem przystąpienia do EMU (jak pisze autorka) wykonano przyjmując, że kraje EŚW, osiągną podobny poziom otwarcia handlowego jak dotychczasowi członkowie EMU. W efekcie spowodowałoby to znaczący przyrost handlu krajów mniej otwartych (jak Polska, Litwa czy Łotwa) oraz spadek handlu krajów względnie bardziej otwartych, takich jak Estonia, Czechy i Słowacja.

Nowsza i bardziej rozbudowana analiza została przeprowadzona przez Belke i Spies (2007). Ich wyniki są jednak odmienne od uzyskanych przez Maliszewską (2004). Autorzy w swej analizie uwzględnili wszystkie kraje OECD i Europy Środkowo-Wschodniej w latach 1992-2004 (5262 obserwacji). Estymację przeprowadzono przy pomocy bardziej wyrafinowanych metod ekonometrycznych (specyfikacja 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.

¹ Metoda ta nie jest odpowiednia do analizy danych panelowych tego typu.

Tab. 2. Szacunki zmian eksportu krajów EŚW do krajów Strefy Euro

Kraj	Szacunki w oparciu o pełną próbę krajów		Szacunki w oparciu o próbę bez krajów EŚW	
	w %	w 1000 dol.	w %	w 1000 dol.
Czechy	1.34	383588	10.91	1369444
Estonia	18.54	299772	20.16	754332
Węgry	17.75	2140202	40.75	2046566
Łotwa	-21.59	-600630	-19.93	-1293611
Litwa	-15.26	-567905	-8.78	-654264
Polska	-34.24	-13739286	-19.00	-8129648
Słowacja	-4.39	-309540	11.21	452655
Słowenia	52.12	4230501	66.51	8336747

Źródło: Belke i Spies (2007) str. 23.

Oszacowane przez autorów zmiany wielkości eksportu krajów EŚW pokazano w Tab. 2. Tabela ta prezentuje różnice między faktycznymi wielkościami eksportu, a oszacowanymi na podstawie modelu wielkościami w hipotetycznym przypadku nieistnienia strefy euro. Zgodnie z tym szacunkiem 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 znaczący 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 nie należących do EMU. Szacunek ten więc nie jest (nieco wbrew tytułowi) tak naprawdę 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 (a więc przyrost handlu krajów mniej otwartych). Natomiast Belke i Spies (2007) oszacowali o ile wzrosłby handel poszczególnych krajów wskutek powstania (a nie przystąpienia do) EMU (a więc głównie wzrost eksportu krajów bardziej otwartych na handel).

Zestawienie tych dwóch szacunków, opartych o modele grawitacyjne, ukazuje alternatywne podejścia badawcze i wyraźnie odmienne wyniki badań empirycznych, dotyczących skutków przystępowania krajów EŚW do strefy euro. Trzeba jednak zauważyć, że w przypadku badania Maliszewskiej (2004) mieliśmy do czynienia raczej z oszacowaniem potencjalnego handlu niż prognozą zmian pod wpływem przystąpienia do EMU. Z tego względu istnieje potrzeba przeprowadzenia dalszych bardziej dogłębnych badań, które pozwoliłyby na rozstrzygnięcie kontrowersji istniejących w literaturze przedmiotu.

3. Metoda badawcza

Podobnie jak w przypadku wcześniejszych badań, zastosowana przez nas metoda badawcza ma charakter dwustopniowy. W ramach pierwszego stopnia szacujemy przy użyciu modelu grawitacji skutki *ex post* wprowadzenia euro w krajach, które przyjęły wspólną walutę. W ramach drugiego stopnia dokonujemy prognozy *ex ante* dla Polski na podstawie uzyskanych oszacowań parametrów ze stopnia pierwszego.

Natomiast w odróżnieniu od poprzednich badań dostępnych w literaturze przedmiotu, nasza analiza zostanie przeprowadzona przy użyciu uogólnionego modelu grawitacyjnego, wyprowadzonego bezpośrednio z teoretycznych modeli handlu zagranicznego, które zakładają niepełną specjalizację w produkcji. Tego typu modele są bardziej odpowiednie dla naszego kraju niż modele zakładające pełną specjalizację w produkcji, ponieważ Polska pozostaje krajem mniej rozwiniętym, w którym nadal duże znaczenie odgrywa specjalizacja międzygałęziowa, pomimo szybkiego wzrostu wymiany wewnątrzgałęziowej. Dlatego też w analizie zostaną uwzględnione zmienne obrazujące względne wyposażenie krajów w czynniki produkcji (przybliżenie dla względnych zasobów kapitału oraz ziemi).

W modelu grawitacyjnym wielkość obrotów handlowych (eksportu i importu) jest proporcjonalna od masy ekonomicznej (PKB) krajów prowadzących wymianę, odwrotnie proporcjonalna do odległości oraz zależy także od innych zmiennych mających wpływ na kształtowanie strumieni handlowych. Jednym z czynników, przyczyniających się do zmniejszenia kosztów transakcji handlowych może być eliminacja ryzyka kursowego, związana z przystąpieniem do unii monetarnej. Badania te powinny uwzględnić również 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 także uwzględnić 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:

$$\ln T_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Y_j + \alpha_3 y_i + \alpha_4 y_j + \alpha_5 l_i + \alpha_6 l_j + \alpha_7 Dist_{ij} + \alpha_8 Border_{ij} + \alpha_9 EU_{ij} \\ + \alpha_{10} EMU_{ij} + \alpha_{11} ERM2_{ij} + \alpha_{12} CPEMU_{ij} + \alpha_{13} Exchange_sd_{ij} + \xi' Z_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

gdzie:

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

Y_i : PKB w kraju i ;
 y_i : PKB w kraju i *per capita*
 l_i : zasób ziemi uprawnej *per capita*
 $Dist_{ij}$: odległość między krajami i a j ;
 $Border_{ij}$: zmienna binarna opisująca czy istnieje wspólna granica między krajem i oraz j ;
 EU : zmienna binarna odzwierciedlająca członkostwo obu krajów w Unii Europejskiej;
 EMU : zmienna binarna odzwierciedlająca członkostwo obu krajów w unii monetarnej;
 $ERM2$: udział kraju w ERM 2;
 $CPEMU$ (*Central pegged to EMU*): zmienna obrazująca decyzję o stabilizacji kursu waluty danego kraju EŚW (i) w stosunku do kraju ze strefy Euro (j);
 $Exchange_sd_{ij}$: zmienna obrazująca bilateralną zmienność (*volatility*) kursowa między walutą kraju i oraz j ;
 Z_{ij} : 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);
 ε_{ij} : zmienna opisująca losowe zmiany w handlu bilateralnym, nieuwjęte w modelu.

W naszej analizie badaliśmy bilateralne strumienie handlu krajów OECD i państw Europy Środkowo-Wschodniej tzw. „sprawozdawcy” (*reporters*) z pozostałymi krajami świata określanymi jako „partnerzy” (*partners*), z wykluczeniem państw najmniejszych. Badanie zostało przeprowadzone dla lat 1993-2006 i w efekcie analizowaliśmy około 80 tys. obserwacji w pełnej próbie (patrz Załącznik 2). 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*), agregowanej 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), a kursy były podawane w stosunku do SDR poszczególnych krajów na koniec miesiąca. Na tej podstawie wyznaczano kursy bilateralne a i ich zmienność mierzono odchyleniem standardowym pierwszych różnic logarytmów (zgodnie z literaturą) Uzyskana wielkość jest bezwymiarowa i równa zero jeśli kurs się nie zmienia.
- *GDP*: dane obrazujące poziom PKB w danym kraju, mierzony w bieżących dolarach. Dane pochodzą z bazy WDI (*World Development Indicators 2007*).
- *GDP per capita*: dane obrazujące poziom PKB per capita, mierzony w bieżących dolarach. Zmienna ta ma obrazować względne wyposażenie krajów w ten czynnik produkcji, co ma wpływ na strukturę handlu w ujęciu teorii neoklasycznej. Dane te stanowią przybliżenie wyposażenia krajów w zasoby kapitału. Niestety dane obrazujące zasoby, kapitału ludzkiego i kapitału fizycznego są bardzo niekompletne i nie mogą być wykorzystane w badaniu. Dane te pochodzą z bazy WDI (*World Development Indicators 2007*).

- *Arable land*: ziemia uprawna *per capita*. Dane pochodzą z bazy WDI (*World Development Indicators* 2007). Podobnie jak powyżej mają one odzwierciedlać wpływ tego czynnika na strukturę handlu.
- *Dist_{ij}*: Odległość między dwoma krajami mierzona według formuły *great circle formula*. Jest to formuła, która wykorzystuje długości i szerokości geograficzne najważniejszych miast pod względem liczby ludności. W równaniu grawitacyjnym odległość odzwierciedla koszty handlowe i jest czynnikiem silnie ograniczającym handel bilateralny. Dane pochodzą z bazy CEPI (*Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales*).

Oraz wykaz **zmiennych zero-jedynkowych użytych** (zmienne te przyjmują wartość jeden gdy oba kraje należą do danego ugrupowania):

- *CONTIG_{ij}* zmienna mówiąca o wspólnej granicy między partnerami handlowymi;
- *Col45*: zmienna przyjmująca wartość jeden gdy oba kraje stanowiły jeden organizm; tzn. były połączone więzami kolonialnymi w 1945 roku;
- OECD: zmienna przybiera wartość 1 gdy oba kraje należą do OECD. Odzwierciedla członkostwo w OECD w latach ich faktycznego uczestnictwa (łącznie z Polską, Turcją czy Meksykiem). Kraje Europy EŚW przystępowały do do OECD w połowie lat 90. Zmienna ta jest przybliżeniem dla opisanie krajów rozwiniętych i odzwierciedla liberalizację (głównie finansową) dokonującą się wewnątrz OECD;
- Non-OECD: zmienna obrazująca kraje rozwijające się.
- GATT/WTO: zmienna obrazująca kraje, które należały do GATT, a od 1994 roku do WTO (Światowej Organizacji Handlu). Przybiera wartość 1 gdy oba kraje należą do GATT/WTO. 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, a jej wpływ na handel w tych krajach był nieistotny, jak pokazują inne badania. Polska, Czechosłowacja, Węgry i Rumunia były już wcześniej członkami GATT, a inne kraje z Europy Środkowo-Wschodniej przystępowały do WTO od połowy lat 90. XX wieku.
- CEFTA (*Central Free Trade Area*) : zmienna obejmując kraje CEFTA, według stanu rzeczywistego uczestnictwa.
- BAFTA (*Baltic Free Trade Area*): zmienna obejmując kraje BAFTA, (Estonia, Litwa, Łotwa), według stanu rzeczywistego uczestnictwa. Kraje BAFTA, stopniowo tworzyły pełną strefę wolnego handlu. Kraje te w 2004 roku przystąpiły do UE.
- *Europe Agreements*: zmienna przybierająca wartość jeden gdy jeden kraj należy do EŚW i podpisał EA a drugi jest członkiem UE (lub odwrotnie).
- *MENA & extra European FTA*: zmienna obrazująca układy o liberalizacji wzajemnego handlu (aż do utworzenia strefa wolnego handlu) zawierane przez Unię Europejską na początku XXI z krajami basenu Morza Śródziemnego w ramach Procesu barcelońskiego oraz innymi krajami poza Europejskimi (Chile, Meksyk, Afryka Południowa).
- *NAFTA*: zmienna obrazująca układy o utworzeniu strefy wolnego handlu pomiędzy Stanami Zjednoczonymi, Kanadą i Meksykiem.
- *CER*: zmienna obrazująca układy o preferencjach handlowych pomiędzy Australią i Nową Zelandią.
- *G3*: zmienna obrazująca układy o preferencjach handlowych pomiędzy Kolumbią, Meksykiem oraz Wenezuelą.
- *Central_to_EMU* (zmienna przyjmująca wartość jeden gdy kraj EŚW które związały swe kursy walutowe z EURO. Zbiór obejmuje to również kraje półwyspu Bałkańskiego.

- *Extra Europe pegged to EMU*: zmienna obejmująca kraje pozaeuropejskie, które związały swe kursy walutowe z EURO (głównie afrykańskie były kolonie Europy: np. Benin, Kamerun, Burkina Faso, Kongo. itp.)
- *ERM 2*: zmienna obrazująca stan uczestnictwa krajów UE w *Exchange Rate Mechanism 2*. Np. w 2006 roku obejmowała ona następujące kraje: Cypr, Danię, Estonię, Litwę, Łotwę, Malte, Słowację i Słowenię.
- *EMU*: zmienna przyjmująca wartość jeden gdy oba kraje są członkami EMU w danym roku; Obrazująca ona stan uczestnictwa krajów UE w Europejskiej Unii Monetarnej.
- *Rep_emu0*: zamienna przyjmująca wartość jeden gdy kraj sprawozdawca jest członkiem EMU a drugi kraje nie;
- *Par_emu0*: zamienna przyjmująca wartość jeden gdy kraj partner jest członkiem EMU a drugi kraje nie;
- *Rep_erm20*: zmiana przybierająca wartość jeden gdy kraj sprawozdawca należy do ERM 2 a drugi kraj nie. Zmienna obrazująca stan uczestnictwa krajów UE w *Exchange Rate Mechanism 2*. Obejmuje ona w 2006 roku następujące kraje: Cypr, Danię, Estonię, Litwę, Łotwę, Malte, Słowację i Słowenię.
- *Part_erm20*: zmiana przybierająca wartość jeden gdy kraj partner należy do ERM 2, a drugi kraj nie.
- *EMU_cummulated*: zmienna zdefiniowana 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). Dla uproszczenia założono liniową postać skumulowanego wpływu członkostwa w EMU. Uproszczona forma zależności została dobrana ze względu na niewielką liczbę lat funkcjonowania EMU.
- *Rep_emu0_cummulated*: zmienna zdefiniowana jako liczba lat uczestnictwa w EMU sprawozdawcy gdy kraj należy do *EMU*, a partner nie jest członkiem EMU.
- *Part_emu0_cummulated*: zmienna zdefiniowana jako liczba lat uczestnictwa w EMU partnera gdy partner należy do *EMU* a sprawozdawca nie jest członkiem EMU.
- *Partner post communist*: zmienna binarna, która przyjmuje wartość jeden gdy kraj należał do bloku krajów pod wpływem Związku Radzieckiego (odmienna historia regionu krajów, obejmująca kraje EŚW nie będące „sprawozdawcami”);

Estymację modelu przeprowadzono metodą panelową dla efektów zmiennych (RE), stałych (FE) i algorytmem Hausmana-Taylora (H-T). Szacowany jest przez nas liniowy model efektów nieobserwowalnych: $y_{it} = x_{it}\beta + c_i + u_{it}$. W tym przypadku efekt indywidualny c_i jest często skorelowany ze zmiennymi objaśniającymi zawartymi w x_{it} . Łączny błąd losowy definiujemy: $v_{it} = c_i + u_{it}$. W przypadku, gdy efekt indywidualny c_i jest skorelowany ze zmiennymi objaśniającymi wystąpi problem równoczesności z racji na korelację między x_{it} i v_{it} . 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 te nieskorelowane z c_i i te skorelowane z c_i . Estymator H-T umożliwia uzyskanie oszacowań dla wszystkich parametrów takiego modelu.

Przynależność do systemu walutowego może mieć związek z nieobserwowalnymi czynnikami wpływającymi na wielkość handlu. Przy szacowaniu modeli zakładaliśmy więc, że zerojedynkowe zmienne objaśniające związane z przynależnością do ugrupowań walutowych są endogeniczne. Dlatego, po analizie wyników zdecydowaliśmy się na wykorzystanie metody H-T, jako najbardziej wiarygodnej, ze względu na możliwość występowania potencjalnego problemu endogeniczności kluczowych zmiennych objaśniających, związanych z członkostwem w unii monetarnej, ERM2 czy różnymi formami przywiązania kursów walut narodowych do euro, występującymi w przypadku niektórych krajów Europy Środkowo-Wschodniej.

Uzyskane wartości parametrów w ramach powyższej regresji służą do dokonania 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 od skumulowanych efektów pojawiających się w średnim okresie czasu (sześciu lat).

4. Wyniki estymacji

Estymacje przeprowadziliśmy na pełnej próbie dla **wartości eksportu** (ponad 82 tys. obserwacji) oraz wartości handlu ogółem (sumy eksportu i importu; ponad 76 tys. obserwacji). Uzyskane wyniki dla eksportu przedstawiliśmy w **Tab. 3. Wytłuszczonym drukiem** zaznaczono najważniejsze zmienne z punktu widzenia tego badania, związane z funkcjonowaniem strefy euro. Uwzględniono tu również zmienne odpowiadające za zróżnicowane efekty czasowe. Zmienne grawitacyjne wyprowadzone z teorii handlu (tzn. PKB, PKB *per capita*, odległość wspólna granica) prawie zawsze są statystycznie istotne i posiadają zgodne z teorią znaki.

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. Natomiast zmienne dotyczące skutków funkcjonowania pozaeuropejskich ugrupowań integracyjnych (CER, NAFTA, G3 oraz MENA) okazały się statystycznie nieistotne w naszym badaniu.

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 eksportu. Kraje CEFTA zawierały najczęściej także Układy Europejskiej, a potem przystępowały do UE. Natomiast ugrupowanie BAFTA nie miało istotnego wpływu na wielkość wzajemnej wymiany krajów członkowskich.

Z kolei Układy Europejskie podpisywane przez kraje Europy Środkowo-Wschodniej z UE zawierały postanowienia dotyczące tworzenia stref wolnego handlu, z wyłączeniem artykułów rolnych i miały też znaczący wpływ na zwiększenie eksportu. Obok państw CEFTA Układy obejmowały kraje, które już przystąpiły do UE oraz Chorwację i Macedonię. Układy te przyczyniły się do znacznego zwiększenia eksportu krajów EŚW. Wreszcie, samo przystąpienie do Unii Europejskiej (zmienna *EU*) również przyczyniło się do znacznego zdynamizowania eksportu krajów EŚW.

Należy też zauważyć, że funkcjonowanie Unii Europejskiej generowało dodatkowy popyt na import z krajów trzecich oraz eksport do tychże krajów (o czym świadczą dodatnie i statystycznie istotne parametry przy zmiennych *rep_eu0* i *part_eu0*). Oprócz tego można zauważyć, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej eksportują poniżej swoich potencjalnych możliwości o czym świadczy ujemny parametr przy zmiennej *rep_central_europe*.

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, które związały swe kursy walutowe z euro tzn., Bułgaria, Estonia, Litwa, Łotwa, Słowacja, oraz Słowenia. Wartość zmiennej okazała się statystycznie istotna z dodatnim znakiem (wysoka wartość oszacowanego parametru: 27% dla eksportu). Można to interpretować w ten sposób, że gwarancje rządowe (banku centralnego) do stabilizacji kursu walutowego, poprzez stabilizację cen krajowych w eksporcie i w imporcie, zwiększają pewność działania przedsiębiorców i stymulują rozwój eksportu.

Natomiast zmienna ERM2, prawdopodobnie ze względu na niewielką ilość obserwacji okazała się statystycznie nieistotna. Podobnie nieistotna w naszym badaniu okazała się zmienna obrazująca stan uczestnictwa w ERM 1. Być może szerokie dopuszczalne pasmo wahań kursowych, począwszy od 1993 roku, ograniczało rzeczywiste znaczenie ekonomiczne Europejskiego Systemu Walutowego.

Inną charakterystyką, ważną z punktu widzenia akcesji do strefy euro, była zmienna *Exchange_sd*, mierząca znaczenie wahań (*volatility*) kursowych. Jest ona istotna statystycznie i ma ujemny znak, co oznacza, że redukcja wahań kursowych, związana z przystąpieniem do strefy euro, zwiększa wielkość eksportu. Jest to zgodne z szeregiem wcześniejszych badań, sugerujących negatywny wpływ wahań kursowych na wymianę handlową.

Kluczowy estymator zmiennej *EMU* (opisujący sytuację, w której oba kraje przyjęły euro) jest statystycznie istotny i ma dodatni znak (0.1289). A zatem udział w strefie euro znacząco zwiększa wielkość eksportu (i handlu) wewnątrz strefy euro. Trzeba również zauważyć, że statystycznie istotna i dodatnia okazała się zmienna *part_emu_0* (0.2145) opisująca sytuację, w której partner eksportujący nie należy do strefy euro, a odbiorca jest członkiem strefy euro. Oznacza to, że kraje strefy Euro zwiększają znacząco swój import ze państw trzecich (reszty świata). Podobne zjawisko występowało również w cytowanym wcześniej badaniu Belke i Spies (2007).

Z drugiej strony estymator zmiennej *rep_emu_0*, oznaczającej, że kraj sprawozdający 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 skłonność do eksportu do krajów trzecich (poza strefą euro). Reasumując, można sądzić, że funkcjonowanie strefy euro stymuluje handel wzajemny członków unii monetarnej i import z reszty świata, ale ogranicza wywóz 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 by to interpretować jako efekt kreacji wewnętrznej i zewnętrznej ekspansji handlu.

Tab. 3. Wyniki estymacji modelu dla eksportu, pełna próba krajów

Hausman-Taylor estimation	Number of obs	=	82137
Group variable (i): id	Number of groups	=	7277
	Obs per group: min	=	1
	avg	=	11.3
	max	=	14
Random effects u_i ~ i.i.d.	Wald chi2(44)	=	23007.54
	Prob > chi2	=	0.0000

lGross_Exp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
lrep_GDP	1.110198	.0235554	47.13	0.000	1.064031	1.156366
lpart_GDP	.8088937	.0205517	39.36	0.000	.7686131	.8491742
lrep_Land	-.0379655	.0316398	-1.20	0.230	-.0999784	.0240473
lpart_Land	-.0849088	.0248294	-3.42	0.001	-.1335736	-.0362441
lrep_GDP_pc	-.7310732	.0304673	-24.00	0.000	-.790788	-.6713583
lpart_GDP_pc	-.0613307	.0233521	-2.63	0.009	-.1070999	-.0155615
cefta	.1659655	.0902452	1.84	0.066	-.0109118	.3428429
oecd	.4225918	.0354772	11.91	0.000	.3530577	.4921259
gatt_wto	.192595	.0161351	11.94	0.000	.1609707	.2242193
europe_agr~t	.120292	.0351109	3.43	0.001	.0514759	.189108
exchange_sd	-.1843907	.052861	-3.49	0.000	-.2879963	-.0807851
_Iyear_1994	.0691269	.0190056	3.64	0.000	.0318767	.1063772
_Iyear_1995	.0607665	.0195347	3.11	0.002	.0224791	.0990539
_Iyear_1996	.0159855	.0194906	0.82	0.412	-.0222153	.0541864
_Iyear_1997	.0833963	.0194578	4.29	0.000	.0452598	.1215328
_Iyear_1998	.0833823	.0194491	4.29	0.000	.0452627	.1215019
_Iyear_1999	-.0239821	.0203191	-1.18	0.238	-.0638069	.0158427
_Iyear_2000	.0004142	.0203104	0.02	0.984	-.0393935	.0402218
_Iyear_2001	.0399199	.0207553	1.92	0.054	-.0007597	.0805995
_Iyear_2002	.0267208	.0214648	1.24	0.213	-.0153493	.068791
_Iyear_2003	.018511	.0236881	0.78	0.435	-.0279167	.0649388
_Iyear_2004	-.001351	.0265375	-0.05	0.959	-.0533636	.0506615
_Iyear_2005	.0598598	.0286249	2.09	0.037	.0037561	.1159636
_Iyear_2006	.0247916	.0311393	0.80	0.426	-.0362403	.0858235
TVendogenous						
eu	.3319163	.0442813	7.50	0.000	.2451266	.4187059
rep_eu0	.2269877	.0204934	11.08	0.000	.1868213	.267154
part_eu0	.0910089	.0398669	2.28	0.022	.0128713	.1691465
africa_to~u	.1253001	.0435922	2.87	0.004	.039861	.2107392
central_to~u	.2737812	.0614918	4.45	0.000	.1532594	.3943029
emu	.128955	.0751871	1.72	0.086	-.018409	.2763189
rep_emu0	.0157986	.023891	0.66	0.508	-.0310269	.0626241
part_emu0	.2145824	.0433091	4.95	0.000	.1296981	.2994667
emu_cumula~d	-.0183177	.0128578	-1.42	0.154	-.0435185	.0068832
rep_emu0_c~d	-.0164422	.0042463	-3.87	0.000	-.0247648	-.0081196
part_emu0~d	-.0028802	.0077125	-0.37	0.709	-.0179964	.0122361
erm2	.0469914	.1380356	0.34	0.734	-.2235535	.3175362
rep_erm20	.0178486	.0262898	0.68	0.497	-.0336784	.0693756
part_erm20	.0971304	.0477985	2.03	0.042	.0034471	.1908136
TIexogenous						
ldist	-1.426667	.0465382	-30.66	0.000	-1.51788	-1.335454
col45	1.780123	.2862537	6.22	0.000	1.219077	2.34117
rep_centra~e	-1.854228	.0966834	-19.18	0.000	-2.043724	-1.664732
part_centra~e	-.0438662	.1261091	-0.35	0.728	-.2910356	.2033031
rep_land_l~d	.3145388	.0963229	3.27	0.001	.1257493	.5033284
part_land~d	-.8376872	.0882162	-9.50	0.000	-1.010588	-.6647867
_cons	-19.16845	.7693735	-24.91	0.000	-20.6764	-17.66051
sigma_u	2.9453237					
sigma_e	.92331447					
rho	.91052061	(fraction of variance due to u_i)				

Tab. 4. Wyniki estymacji modelu dla całości handlu, pełna próba krajów

Hausman-Taylor estimation		Number of obs	=	76786		
Group variable (i): id		Number of groups	=	7046		
		Obs per group: min	=	1		
		avg	=	10.9		
		max	=	14		
Random effects u_i ~ i.i.d.		Wald chi2(44)	=	30432.33		
		Prob > chi2	=	0.0000		
lGross	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
lrep_GDP	.9694114	.0292164	33.18	0.000	.9121483 1.026674	
lpart_GDP	.6552391	.024419	26.83	0.000	.6073787 .7030994	
lrep_Land	-.0173975	.0311914	-0.56	0.577	-.0785315 .0437364	
lpart_Land	-.0400571	.0242723	-1.65	0.099	-.08763 .0075158	
lrep_GDP_pc	-.4193947	.0322403	-13.01	0.000	-.4825846 -.3562049	
lpart_GDP_pc	.0360752	.0258178	1.40	0.162	-.0145267 .0866771	
cefta	.2031252	.065574	3.10	0.002	.0746025 .3316478	
oecd	.4142944	.0263017	15.75	0.000	.3627441 .4658447	
gatt_wto	.2163444	.0123159	17.57	0.000	.1922057 .2404831	
europe_agr~t	.1161139	.025633	4.53	0.000	.0658742 .1663536	
exchange_sd	-.0890472	.0407373	-2.19	0.029	-.1688908 -.0092036	
_Iyear_1994	.0478235	.014296	3.35	0.001	.0198038 .0758431	
_Iyear_1995	.0303209	.0148071	2.05	0.041	.0012996 .0593423	
_Iyear_1996	.0104266	.0148942	0.70	0.484	-.0187655 .0396187	
_Iyear_1997	.0608663	.0148918	4.09	0.000	.031679 .0900536	
_Iyear_1998	.0861335	.0149395	5.77	0.000	.0568525 .1154145	
_Iyear_1999	.0061222	.0157117	0.39	0.697	-.0246722 .0369165	
_Iyear_2000	.0568573	.0157545	3.61	0.000	.025979 .0877356	
_Iyear_2001	.0918507	.0162117	5.67	0.000	.0600763 .1236251	
_Iyear_2002	.066099	.0168849	3.91	0.000	.0330052 .0991927	
_Iyear_2003	.0559043	.0188362	2.97	0.003	.0189861 .0928225	
_Iyear_2004	.0417061	.0212559	1.96	0.050	.0000453 .0833669	
_Iyear_2005	.0788799	.0229873	3.43	0.001	.0338257 .1239341	
_Iyear_2006	.0798834	.0249865	3.20	0.001	.0309107 .1288561	
TVendogenous						
eu	.225305	.032297	6.98	0.000	.1620041 .2886059	
rep_eu0	.0488069	.01552	3.14	0.002	.0183882 .0792255	
part_eu0	.1331368	.0289603	4.60	0.000	.0763757 .189898	
africa_to~u	-.0675208	.032521	-2.08	0.038	-.1312608 -.0037809	
central_to~u	.2004549	.0446342	4.49	0.000	.1129734 .2879364	
emu	.1059417	.0544615	1.95	0.052	-.0008009 .2126842	
rep_emu0	.0560471	.0177806	3.15	0.002	.0211977 .0908965	
part_emu0	.1230692	.0314503	3.91	0.000	.0614277 .1847107	
emu_cumula~d	-.0200965	.0093124	-2.16	0.031	-.0383484 -.0018446	
rep_emu0_c~d	-.0272069	.003169	-8.59	0.000	-.033418 -.0209957	
part_emu0~d	.0036194	.0056016	0.65	0.518	-.0073596 .0145985	
erm2	-.0322264	.0999139	-0.32	0.747	-.228054 .1636012	
rep_erm20	-.0758053	.0200618	-3.78	0.000	-.1151258 -.0364848	
part_erm20	.0509299	.0346508	1.47	0.142	-.0169845 .1188443	
TIexogenous						
ldist	-1.282339	.0576884	-22.23	0.000	-1.395406 -1.169271	
col45	1.708918	.3569716	4.79	0.000	1.009266 2.408569	
rep_centra~e	-1.095177	.1107519	-9.89	0.000	-1.312247 -.8781075	
part_centra~e	-.0257095	.1563088	-0.16	0.869	-.3320692 .2806502	
rep_land_l~d	-.0756138	.1235456	-0.61	0.541	-.3177587 .1665311	
part_land~d	-.8711462	.1113298	-7.82	0.000	-1.089349 -.6529437	
_cons	-15.83851	.8845202	-17.91	0.000	-17.57213 -14.10488	
sigma_u	3.7107295					
sigma_e	.672259					
rho	.96822178	(fraction of variance due to u_i)				

Wreszcie trzeba podkreślić, że estymator zmiennej *emu_cummulated* (gdy oba kraje należą do strefy euro) jest ujemny, co oznacza, że wraz z upływem czasu, pozytywny efekt handlowy przystąpienia do EMU stopniowo wygasa. Zjawisko to znajdzie odzwierciedlenie w przeprowadzonej przez nas prognozie **Tab. 5**. Zmienne instytucjonalne związane z kursami (ERM2, ERM1, *Central_to_EMU*, *EMU* i *EMU_cummulated*) są traktowane jako zmienne endogeniczne.

Wyniki estymacji dla **całości handlu** (suma eksportu i importu) pokazano w **Tab. 4**. Są one w dużym stopniu zbieżne z wcześniej uzyskanymi wynikami dla eksportu. Również w tym przypadku zmienne grawitacyjne, wyprowadzone z teorii handlu są statystycznie istotne i posiadają zgodne z teorią znaki. Podobnie zmienne opisujące skutki porozumień o wielostronnej liberalizacji handlu są zawsze istotne i mają dodatni znak (GATT/WTO, OECD). Analogiczne zmienne odzwierciedlające udział w ugrupowaniach regionalnych, tzn. w CEFTA, Układach Europejskich i w UE, 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 dla eksportu). A zatem gwarancje stabilizacji kursu walutowego stymulują rozwój całości handlu, a nie tylko eksportu. Natomiast zmienne ERM2 i ERM1, prawdopodobnie z tych samych względów co w przypadku eksportu, również okazały się nieistotne statystycznie.

Zmienna *Exchange_sd*, mierząca znaczenie wahań (*volatility*) kursowych ma oczekiwany ujemny znak, i jest statystycznie istotna, co oznacza, że redukcja wahań kursowych, zwiększa wielkość także globalne rozmiary handlu.² Również kluczowy, estymator zmiennej *EMU* jest statystycznie istotny i ma dodatni znak (0.1059). W przypadku całości handlu estymatory obu zmiennych *rep_emu_0* i *part_emu_0* są statystycznie istotne i dodatnie. A więc funkcjonowanie EMU, zgodnie z tym badaniem, pobudza handel strefy euro z resztą świata, ale w większym stopniu import z państw trzecich niż eksport na zewnątrz (wartość estymatora *part_emu_0* większa niż *rep_emu_0*). Podobnie, jak w przypadku szacunku eksportu estymator zmiennej *emu_cummulated* dla całości handlu jest ujemny i istotny statystycznie, co również oznacza, że wraz z upływem czasu, pozytywny efekt handlowy stopniowo wygasa. Zjawiska to znajdują odzwierciedlenie w przeprowadzonej prognozie.

² Należy dodać, że oszacowania modelu dla importu doprowadziły do uzyskania statystycznie istotnych wyników większości zmiennych z wyjątkiem dotyczących członkostwa w unii walutowej.

Przed analizą prognozy zmiany wielkości eksportu należy przypomnieć silny wpływ powiązania kursów krajów EŚW z euro (wysoka wartość oszacowanego parametru *Central_to_EMU* i jego statystyczna istotność). Według naszej prognozy, zobowiązanie do stabilizacji kursu, np. po przystąpieniu do ERM2, może silnie zwiększyć wartość polskiego eksportu (o 27%).

Wyniki **prognozy zmian wielkości eksportu dla Polski**, związanej z przystąpieniem do strefy euro, pokazano w **Tab. 5.**, a dla całości handlu w Tab. 6. Przystąpienie do strefy euro, poprzez eliminację wahań kursowych, będzie stymulowało polski eksport. Przy tworzeniu prognozy dla Polski bierzemy pod uwagę wielkość zmienności wahań kursu euro z ostatniej obserwacji z próby (rok 2006) i przyjmujemy, że po przystąpieniu Polski do strefy euro zmienność ta zupełnie zaniknie. Efekt ten jest jednak dla Polski stosunkowo nieduży, ze względu na niską wartość oszacowanego estymatora.

Z kolei efekt instytucjonalny przystąpienia Polski do EMU dla eksportu do innych krajów członkowskich jest dodatni, ale efekt skumulowany członkostwa w EMU jest ujemny, co oznacza, że pozytywny efekt członkostwa będzie wygasać wraz upływem czasu. Prognozowane przez nas zmiany w eksporcie członków unii walutowej do innych krajów strefy euro w pierwszych 6 latach członkowskich są więc następujące: +11.9%; +10.0%; +8.2%; +6.4%; +4.6% ; 2.7% (por. **Tab. 5**), w stosunku do scenariusza bazowego, bez akcesji do strefy euro.

Tab. 5. Prognoza zmian wielkości eksportu dla Polski, pełna próba krajów

	emu	sd	rep_emu	sd	part_emu	sd
rok_1	0.119	0.066	0.007	0.021	0.220	0.038
rok_2	0.100	0.059	-0.009	0.019	0.217	0.034
rok_3	0.082	0.054	-0.025	0.017	0.214	0.031
rok_4	0.064	0.052	-0.042	0.016	0.211	0.029
rok_5	0.046	0.053	-0.058	0.017	0.208	0.030
rok_6	0.027	0.056	-0.075	0.018	0.205	0.033

Uwaga: sd: odchylenie standardowe;

Natomiast eksport członków EMU do krajów spoza strefy euro (zmienna *rep_emu*) może stopniowo zmniejszać się, przy wzroście importu z krajów trzecich spoza strefy euro (zmienna *part_emu*). W przypadku Polski, oznaczałoby to dalszą koncentrację obrotów handlowych naszego państwa z krajami należącymi do UE (strefy euro).

Tab. 6. Prognoza zmian wielkości całego handlu dla Polski, pełna próba krajów

	emu	sd	rep_emu	sd	part_emu	sd
rok_1	0.090	0.048	0.033	0.016	0.131	0.028
rok_2	0.070	0.043	0.006	0.014	0.134	0.025
rok_3	0.050	0.039	-0.022	0.013	0.138	0.022
rok_4	0.029	0.038	-0.049	0.012	0.141	0.021
rok_5	0.009	0.038	-0.076	0.012	0.145	0.022
rok_6	-0.011	0.041	-0.103	0.013	0.149	0.024

Uwaga: sd: odchylenie standardowe;

Z kolei wyniki **prognozy zmian wielkości całego handlu Polski**, związane z przystąpieniem do strefy euro pokazano w Tab. 6. Są one dość zbliżone do tych, które zostały otrzymane dla wielkości eksportu, chociaż siła oddziaływania poszczególnych zmiennych objaśniających jest nieco mniejsza.

Podobnie jak w przypadku eksportu, efekt zobowiązania do stabilizacji kursu, może również zwiększyć wielkość całego polskiego handlu (o 20%), a z kolei przystąpienie do strefy euro, poprzez eliminację wahań kursowych, będzie stymulowało (w niewielkim stopniu) polski handel.

Również i tu efekt instytucjonalny przystąpienia do EMU jest dodatni, a skumulowany efekt członkostwa w EMU jest nieznacznie ujemny, co oznacza, że pozytywny efekt członkostwa wygasa po pewnym czasie. Prognozowane przez nas zmiany w handlu z innymi krajami strefy w pierwszych sześciu latach więc następujące: +9.0%; +7.0%; +5.0%; +2.9%; + 0.09%, -1.1%, w stosunku do scenariusza bazowego. Podobnie jak w przypadku eksportu handel z krajami spoza strefy euro (zmienna *rep_emu*) może stopniowo zmniejszać się, przy wzroście obrotów z krajami trzecimi spoza strefy (zmienna *part_emu*). Jednak siła tych efektów jest znacznie mniejsza w porównaniu do wzrostu handlu wzajemnego członków strefy.

5. Stabilność otrzymanych wyników i uwagi końcowe

W celu zbadania odporności uzyskanych 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. Ograniczyło to jednak wyraźnie liczbę obserwacji do około 56 tysięcy. Pełne wyniki otrzymanych szacunków zostały zamieszczone w **Załączniku 1**.

Pomimo tego ograniczenia, wyniki otrzymane dla zmniejszonej próby, nie uwzględniającej krajów Europy Środkowo-Wschodniej w roli sprawozdawców, są dość zbliżone do tych, które zostały uzyskane dla pełnej próby. Można zatem wnioskować, że otrzymane wyniki **są stabilne**, chociaż wartości prognoz dla mniejszej próby są zazwyczaj nieco niższe. Wyjątkiem są tylko estymatory przy zmiennej opisującej wahania kursowe, które są w wartościach bezwzględnych wyższe dla ograniczonej próby.

Również skumulowany efekt negatywny 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 Tab. 7. Z zestawienia tego wynika wyraźnie, że nawet przy pominięciu krajów EŚW, stabilizacja waluty wobec euro oraz zmniejszenie wahań kursowych stymuluje zarówno eksport jak i całość obrotów handlowych. Efekty instytucjonalne przystąpienia do strefy euro są nieco mniejsze w pierwszym roku zarówno dla eksportu (9.8% w porównaniu do 11.9%) jak i dla całości handlu (7.3% wobec 9.0%) naszego kraju. Natomiast pozytywny efekt wynikający ze stabilizacji kursowej jest silniejszy co powoduje, że pozytywny efekt przystępowania do strefy euro nie zanika nawet w szóstym roku naszej prognozy.

Tab. 7. Porównanie wyników obu prognoz dla Polski na podstawie pełnej próby i ograniczonej (bez krajów Europy Środkowo-Wschodniej)

	<i>Porównanie obu prognoz dla handlu wewnątrz strefy euro</i>			
	<i>Ekspert</i>		<i>Całość handlu</i>	
	<i>Pełna próba</i>	<i>bez EŚW</i>	<i>Pełna próba</i>	<i>bez EŚW</i>
stabilizacja kursu walutowego	0.2737	0.256	0.200	0.190
zmienność (<i>volatility</i>)	0.0081	0.0143	0.0039	0.0075
1rok	0.119	0.098	0.090	0.073
2 rok	0.100	0.087	0.070	0.059
3 rok	0.082	0.077	0.050	0.046
4 rok	0.064	0.066	0.029	0.032
5 rok	0.046	0.055	0.009	0.019
6 rok	0.027	0.045	-0.011	0.005

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.

Źródło: wyniki własnych estymacji. Porównanie tabel 5-6 i 10-11.

Podsumowanie i rekomendacje

Reasumując, w przeprowadzonej analizie i prognozie próbowano rozróżnić krótko-okresowe efekty ekonomiczne, wynikające z powiązania kursów walutowych z euro, co stanowi ekwiwalent przystąpienia do ERM 2 oraz efekty długookresowe, wynikające ze stabilizacji wahań kursowych, przystąpienia do EMU oraz faktu 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 decyzji o przystąpieniu do strefy euro i podjęciu zobowiązania do stabilizacji kursu walutowego. Przystąpienie do strefy euro powinno przyczynić się do dalszego zwiększenia polskiego handlu (eksportu) do innych krajów strefy

euro, chociaż można oczekiwać, że ten pozytywny efekt ekspansji wymiany będzie stopniowo zmniejszał się w dłuższym okresie czasu. Można również sądzić, że funkcjonowanie strefy euro stymuluje także import z reszty świata, ale ogranicza wywóz do państw trzecich. Można by to interpretować jako efekt kreacji wewnętrznej i zewnętrznej ekspansji handlu.

Uzyskane szacunki i prognoza wskazują, że przystąpienie Polski do strefy Euro powinno przyczynić się do znaczącego zwiększenia handlu naszego kraju, a poprzez to - zgodnie ze standardową teorią handlu – zwiększyć poziom specjalizacji, produkcji, oraz dobrobytu (i PKB). Wymaga to oczywiście spełnienia kryteriów konwergencji (łącznie z poziomem deficytu budżetowego i celem inflacyjnym) oraz stabilizacji kursu walutowego po przystąpieniu do ERM 2.

Warunkiem koniecznym dla uzyskania wzrostu handlu, przy utrzymaniu równowagi bilansu obrotów bieżących, jest przyjęcie właściwego poziomu kursu walutowego w momencie jego stabilizacji wobec euro. To zagadnienie wykracza jednak poza zakres tego badania³. Stabilizacja kursowa obok stymulowania wymiany, oznacza również ograniczenie autonomii w polityce pieniężnej, co może na przykład utrudniać prowadzenie polityki makroekonomicznej zmierzającej do redukcji poziomu inflacji⁴. Jednak i te zagadnienia, analizowane w ramach teorii unii walutowej, nie były przedmiotem tego opracowania.

³ W modelach grawitacyjnych analizuje się determinanty i zmiany strumieni handlu przyjmując *implicitie*, że nie następują poważne zakłócenia w równowadze bilansu obrotów bieżących.

⁴ Nominalna aprecjacja kursu złotego w stosunku do Euro w ostatnim czasie była czynnikiem redukującym poziom inflacji krajowej.

Bibliografia:

- Anderson, J. and E. van Wincoop (2001), 'Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle', *NBER Working Paper*, No 8079.
- Baldwin R. THE EURO's Trade Effects; European Central Bank Working papers series, no. 594. March 2006.
- Barr, D., F. Breedon and D. Miles (2003), 'Life on the outside: economic conditions and prospects outside euroland', *Economic Policy*, October 2003, pp. 517-613.
- Belke A. and D. Spies (2007) Enlarging EMU to the East: What effects on Trade?, *Empirica*, w druku, wcześniejsza wersja z roku 2007 dostępna jako *Hohenheimer Diskussions- Beitrage 520*, Institut für Volkswirtschaftslehre, Universität Hohenheim.
- Bun, M. and F. Klaassen (2002), 'Has the euro increased trade?', *Tinbergen Institute Discussion Paper*, No. 02-108/2.
- Cieślik A. (2000) 'Nowa Teoria Handlu Zagranicznego w świetle badań empirycznych', Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Cieślik A. (2003) 'Handel wewnątrzgałęziowy Polski z Unią Europejską: Stan obecny i perspektywy rozwoju', w: Michałek, J.J., Siwiński W., Socha M. (red.), 'Od Liberalizacji do Integracji Polski z Unią Europejską: Mechanizmy i Skutki Gospodarcze', rozdz. 3., 62-76, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003.
- Cieślik A. (2005) 'Intraindustry trade and relative factor endowments', *Review of International Economics* 13, 904-926.
- Deardorff, A.V. (1995), 'Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?', *NBER Working Paper*, No.5377, Cambridge.
- Evenett, S.J. and W. Keller (2002), *On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation*, *Journal of Political Economy*, Vol. 110, pp. 281-316.
- 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, pp. 45-67.
- Glick, R. and A.K. Rose (2001), 'Does a currency union affect trade? The time series evidence', *NBER Working Paper*, No 8396, July 2001.
- Lejour, A.M, R.A. de Mooj and R. Nahuis (2001), 'EU Enlargement: economic implications for countries and industries', *CESifo Working Paper*, No. 585, October 2001, CESifo, Munich: Germany.
- Maliszewska, M.A. (2004), New Member States Trading Potential Following EMU Accession: A Gravity Approach. *Studies and Analysis*, No. 286, CASE – Center for Social and Economic Research.
- Micco, A., E. Stein and G. Ordóñez (2003), 'The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence from EMU', *Economic Policy*, October 2003, pp. 315-366.
- Nilsson, L. (2000), 'Trade integration and the EU economic membership criteria', *European Journal of Political Economy*, Vol. 16, pp. 807-827.
- Persson, T. (2001), 'Currency Union and Trade: How Large is the Treatment Effect', *Economic Policy: A European Forum*, No. 33, October 2001, pp. 433-48.
- Rose, A. (2000), "One Money, One Market: Estimating The Effect of Common Currencies on Trade," *Economic Policy*, Vol. 15 (April), 7-45.
- Rose A. (2001), "Currency Unions and Trade: The Effect Is Large," *Economic Policy*, (October) 33, 449-461.
- Rose, A. K. and E. van Wincoop (2001), 'National Money as a Barrier to Trade: The Real Case for Monetary Union', *American Economic Review*, Vol. 91, No. 2, May 2001, pp. 386-90.

Załącznik 1. Wyniki estymacji dla zmniejszonej próby krajów

Tab. 8. Wyniki estymacji modelu dla eksportu, próba bez krajów EŚW

Hausman-Taylor estimation		Number of obs = 58142				
Group variable (i): id		Number of groups = 4755				
		Obs per group: min = 1				
		avg = 12.2				
		max = 14				
Random effects u_i ~ i.i.d.		Wald chi2(42) = 13683.24				
		Prob > chi2 = 0.0000				
lGross_Exp	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
lrep_GDP	1.150121	.0422539	27.22	0.000	1.067305	1.232937
lpart_GDP	.5609918	.036072	15.55	0.000	.490292	.6316916
lrep_Land	-.0869275	.0482013	-1.80	0.071	-.1814004	.0075454
lpart_Land	-.0325568	.0332934	-0.98	0.328	-.0978108	.0326971
lrep_GDP_pc	-1.09803	.0527074	-20.83	0.000	-1.201335	-.9947255
lpart_GDP_pc	.1804914	.0376968	4.79	0.000	.106607	.2543758
oecd	.2447347	.0397002	6.16	0.000	.1669237	.3225457
gatt_wto	.1733868	.0180529	9.60	0.000	.1380037	.2087699
europa_agr~t	.1341593	.0463039	2.90	0.004	.0434054	.2249132
exchange_sd	-.3246316	.0535205	-6.07	0.000	-.4295298	-.2197334
_Iyear_1994	.0783511	.0179826	4.36	0.000	.0431059	.1135963
_Iyear_1995	.145971	.0193594	7.54	0.000	.1080273	.1839147
_Iyear_1996	.1711374	.0198761	8.61	0.000	.1321809	.210094
_Iyear_1997	.2146642	.0198361	10.82	0.000	.1757862	.2535423
_Iyear_1998	.1977654	.0198924	9.94	0.000	.158777	.2367538
_Iyear_1999	.1078217	.0217658	4.95	0.000	.0651616	.1504817
_Iyear_2000	.1325237	.0216631	6.12	0.000	.0900648	.1749826
_Iyear_2001	.1810614	.0219819	8.24	0.000	.1379777	.224145
_Iyear_2002	.1792699	.0228856	7.83	0.000	.134415	.2241248
_Iyear_2003	.221516	.0257072	8.62	0.000	.1711307	.2719013
_Iyear_2004	.2742288	.0290853	9.43	0.000	.2172226	.3312349
_Iyear_2005	.3052959	.0313102	9.75	0.000	.243929	.3666628
_Iyear_2006	.287481	.0336123	8.55	0.000	.221602	.35336
TVendogenous						
eu	.2018918	.0485413	4.16	0.000	.1067527	.297031
rep_eu0	.1428217	.0257207	5.55	0.000	.09241	.1932334
part_eu0	.1806415	.0433445	4.17	0.000	.095688	.2655951
africa_to~u	.1367681	.0371195	3.68	0.000	.0640152	.209521
central_to~u	.2563761	.0713597	3.59	0.000	.1165136	.3962386
emu	.0945556	.0644582	1.47	0.142	-.0317802	.2208914
rep_emu0	-.0086481	.0218746	-0.40	0.693	-.0515216	.0342254
part_emu0	.1686225	.0488029	3.46	0.001	.0729705	.2642744
emu_cumula~d	-.0107248	.0110132	-0.97	0.330	-.0323104	.0108607
rep_emu0_c~d	-.0082812	.0038933	-2.13	0.033	-.0159119	-.0006506
part_emu0~d	-.0218511	.0088055	-2.48	0.013	-.0391096	-.0045926
erm2	-.2464751	.2188594	-1.13	0.260	-.6754316	.1824814
rep_erm20	-.0984855	.0319932	-3.08	0.002	-.161191	-.0357799
part_erm20	.0768811	.0499348	1.54	0.124	-.0209893	.1747516
TTexogenous						
ldist	-1.366606	.0905063	-15.10	0.000	-1.543995	-1.189216
col45	1.435227	.5103857	2.81	0.005	.4348894	2.435564
part_centre	-.4998796	.239355	-2.09	0.037	-.9690068	-.0307524
rep_land_l~d	.8112757	.2402371	3.38	0.001	.3404197	1.282132
part_land~d	-1.218643	.1710099	-7.13	0.000	-1.553816	-.8834697
_cons	-13.08776	1.286171	-10.18	0.000	-15.6086	-10.56691
sigma_u	4.8378634					
sigma_e	.78763718					
rho	.97417837	(fraction of variance due to u_i)				

Tab. 9. Wyniki estymacji modelu dla całości handlu, próba bez krajów EŚW

Hausman-Taylor estimation		Number of obs = 54977				
Group variable (i): id		Number of groups = 4663				
		Obs per group: min = 1				
		avg = 11.8				
		max = 14				
Random effects u_i ~ i.i.d.		Wald chi2(42) = 20831.34				
		Prob > chi2 = 0.0000				
lGross	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
TVexogenous						
lrep_GDP	1.045198	.0396054	26.39	0.000	.9675732	1.122823
lpart_GDP	.432564	.0323191	13.38	0.000	.3692198	.4959082
lrep_Land	.0492808	.0415507	1.19	0.236	-.0321571	.1307186
lpart_Land	.0042012	.0274741	0.15	0.878	-.0496471	.0580495
lrep_GDP_pc	-.7008642	.0473896	-14.79	0.000	-.7937462	-.6079823
lpart_GDP_pc	.2771515	.0333541	8.31	0.000	.2117786	.3425243
oecd	.3301503	.0304977	10.83	0.000	.2703758	.3899247
gatt_wto	.1638441	.01427	11.48	0.000	.1358754	.1918127
europa_agr~t	.1283466	.0354992	3.62	0.000	.0587695	.1979237
exchange_sd	-.1700814	.0432342	-3.93	0.000	-.2548189	-.085344
_Iyear_1994	.0796117	.0141736	5.62	0.000	.0518319	.1073915
_Iyear_1995	.094034	.0153078	6.14	0.000	.0640313	.1240368
_Iyear_1996	.0940776	.0157544	5.97	0.000	.0631995	.1249557
_Iyear_1997	.1344499	.0157204	8.55	0.000	.1036384	.1652614
_Iyear_1998	.1557826	.015791	9.87	0.000	.1248328	.1867323
_Iyear_1999	.1023556	.0173791	5.89	0.000	.0682933	.1364179
_Iyear_2000	.1538031	.0173326	8.87	0.000	.1198319	.1877743
_Iyear_2001	.1864449	.0176545	10.56	0.000	.1518427	.2210471
_Iyear_2002	.1629113	.0184027	8.85	0.000	.1268427	.1989799
_Iyear_2003	.1817008	.0206753	8.79	0.000	.141178	.2222236
_Iyear_2004	.2071306	.023389	8.86	0.000	.161289	.2529722
_Iyear_2005	.2318311	.0251593	9.21	0.000	.1825197	.2811424
_Iyear_2006	.2405305	.0269656	8.92	0.000	.1876789	.2933821
TVendogenous						
eu	.129777	.0374256	3.47	0.001	.0564242	.2031297
rep_eu0	.0089698	.0207201	0.43	0.665	-.0316408	.0495803
part_eu0	.2058539	.0331802	6.20	0.000	.140822	.2708858
africa_to~u	-.0584545	.0292197	-2.00	0.045	-.1157241	-.0011849
central_to~u	.190019	.054575	3.48	0.000	.083054	.2969841
emu	.0787083	.0492998	1.60	0.110	-.0179177	.1753342
rep_emu0	.0372016	.0171924	2.16	0.030	.0035051	.0708981
part_emu0	.0705716	.0373777	1.89	0.059	-.0026873	.1438305
emu_cumula~d	-.013493	.0084235	-1.60	0.109	-.0300028	.0030168
rep_emu0_c~d	-.0190201	.0030606	-6.21	0.000	-.0250189	-.0130214
part_emu0~d	-.0105029	.006744	-1.56	0.119	-.0237208	.0027151
erm2	-.2737046	.1671854	-1.64	0.102	-.6013819	.0539727
rep_erm20	-.1893076	.0256962	-7.37	0.000	-.2396712	-.138944
part_erm20	.0767718	.0381553	2.01	0.044	.0019889	.1515548
TIexogenous						
ldist	-1.257272	.0837512	-15.01	0.000	-1.421421	-1.093123
col45	1.327607	.4682713	2.84	0.005	.4098121	2.245402
part_centra~e	-.5078742	.2199864	-2.31	0.021	-.9390396	-.0767088
rep_land_l~d	.1112615	.2258892	0.49	0.622	-.3314732	.5539962
part_land~d	-1.19056	.1599509	-7.44	0.000	-1.504058	-.8770618
_cons	-11.58161	1.174446	-9.86	0.000	-13.88348	-9.279733
sigma_u	4.438411					
sigma_e	.6009945					
rho	.98199491	(fraction of variance due to u_i)				

Tab. 10. Prognoza dla eksportu, próba bez krajów EŚW

	emu	sd	rep_emu	sd	part_emu	sd
rok_1	0.098	0.057	-0.003	0.020	0.161	0.043
rok_2	0.087	0.051	-0.011	0.017	0.139	0.038
rok_3	0.077	0.046	-0.019	0.016	0.117	0.034
rok_4	0.066	0.045	-0.027	0.015	0.096	0.032
rok_5	0.055	0.045	-0.036	0.015	0.074	0.033
rok_6	0.045	0.048	-0.044	0.017	0.052	0.036

Tab. 11. Prognoza dla całości handlu , próba bez krajów EŚW

	emu	sd	rep_emu	sd	part_emu	sd
rok_1	0.073	0.044	0.026	0.015	0.068	0.033
rok_2	0.059	0.039	0.007	0.014	0.057	0.029
rok_3	0.046	0.036	-0.012	0.012	0.047	0.026
rok_4	0.032	0.034	-0.031	0.012	0.036	0.025
rok_5	0.019	0.035	-0.050	0.012	0.026	0.025
rok_6	0.005	0.037	-0.069	0.013	0.015	0.027

Załącznik 2. Lista krajów uwzględnionych w badaniu empirycznym (nazwy angielskie)

Partnerzy (kraje o liczbie ludności nie mniejszej niż 200 tys. mieszkańców)

Albania, Algeria, Angola, Argentina, Armenia, Australia, Austria, Azerbaijan, Bahamas, Bahrain, Bangladesh, Barbados, Belarus, Belgium, Belize, Benin, Bhutan, Bolivia, Bosnia and Herzegovina, Botswana, Brazil, Brunei, Bulgaria, Burkina Faso, Burundi, Cambodia, Cameroon, Canada, Cape Verde, Central African Republic, Chad, Chile, China, Colombia, Comoros, Congo, Dem. Rep., Congo, Rep., Costa Rica, Cote d'Ivoire, Croatia, Cyprus, Czech Republic, Denmark, Djibouti, Dominican Republic, Ecuador, Egypt Arab Rep., El Salvador, Equatorial Guinea, Eritrea, Estonia, Ethiopia(excludes Eritrea), Fiji, Finland, France, Gabon, Gambia, Georgia, Germany, Ghana, Greece, Guatemala, Guinea, Guinea-Bissau, Guyana, Haiti, Honduras, Hungary, Iceland, India, Indonesia, Iran Islamic Rep., Iraq, Ireland, Israel, Italy, Jamaica, Japan, Jordan, Kazakhstan, Kenya, Korea, Rep., Kuwait, Kyrgyz Republic, Lao PDR, Latvia, Lebanon, Lesotho, Liberia, Libya, Lithuania, Luxembourg, Macedonia FYR, Madagascar, Malawi, Malaysia, Maldives, Mali, Malta, Mauritania, Mauritius, Mexico, Moldova, Mongolia, Morocco, Mozambique, Namibia, Nepal, Netherlands, New Zealand, Nicaragua, Niger, Nigeria, Norway, Oman, Pakistan, Panama, Papua New Guinea, Paraguay, Peru, Philippines, Poland, Portugal, Qatar, Romania, Russian Federation, Rwanda, Saudi Arabia, Senegal, Sierra Leone, Singapore, Slovak Republic, Solomon Islands, South Africa, Spain, Sri Lanka, Sudan, Suriname, Swaziland, Sweden, Switzerland, Syrian Arab Republic, Tajikistan, Tanzania, Thailand, Togo, Trinidad and Tobago, Tunisia, Turkey, Uganda, Ukraine, United Arab Emirates, United Kingdom, United States, Uruguay, Vanuatu, Venezuela, Vietnam, Yemen, Zambia, Zimbabwe.

Sprawozdawcy (*reporters*: kraje OECD I EŚW) pełna próba:

Albania, Australia, Austria, Belarus, Belgium, Bosnia and Herzegovina, Bulgaria, Canada, Chile, Croatia, Cyprus, Czech Republic, Denmark, Estonia, Finland, France, Germany, Greece, Hungary, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Korea, Rep., Latvia, Lithuania, Luxemburg, Macedonia, FYR, Malta, Mexico, Moldova, Netherlands, New Zealand, Norway, Poland, Portugal, Romania, Russian Federation, Slovak Republic, Spain, Sweden, Switzerland, Turkey, Ukraine, United Kingdom, United States.

Sprawozdawcy (*reporters*: kraje OECD): próba bez ESW

Australia, Austria, Belgium, Canada, Chile, Cyprus, Denmark, Finland, France, Germany, Greece, Iceland, Ireland, Israel, Italy, Japan, Korea, Rep., Luxembourg, Malta, Mexico, Netherlands, New Zealand, Norway, Portugal, Spain, Sweden, Switzerland, Turkey, United Kingdom, United States.