

Wpływ porozumień o wolnym handlu na wielkość wymiany handlowej Polski w latach 1992-2004*

The Impact of Free Trade Agreements on Poland's Foreign Trade in 1992-2004

*Andrzej Cieślik***

pierwsza wersja: 20 marca 2007 r., ostateczna wersja: 14 sierpnia 2007 r., akceptacja: 17 sierpnia 2007 r.

Streszczenie

Celem niniejszego artykułu jest zbadanie wpływu zawartych przez Polskę umów o wolnym handlu na wielkość jej wymiany handlowej z zagranicą w latach 1992–2004 przy użyciu modelu grawitacji. Empiryczna analiza czynników określających wielkość bilateralnych obrotów handlowych ujawnia, że zawarcie przez Polskę porozumień o wolnym handlu istotnie wpłynęło na wzrost wielkości bilateralnych obrotów polskiego handlu zagranicznego w przypadku zdecydowanej większości krajów i ugrupowań, z którymi tego typu umowy zostały zawarte. Wyniki oszacowań modeli grawitacji uzyskane dla poszczególnych lat okresu, którego dotyczy badanie, pokazują, że rezultaty zawartych porozumień nie są natychmiastowe i przejawiają się z pewnym opóźnieniem dochodzącym nawet do kilku lat od momentu wejścia w życie umowy liberalizującej wzajemną wymianę handlową.

Słowa kluczowe: model grawitacji, obroty handlu zagranicznego Polski, preferencyjne porozumienia handlowe

Abstract

The goal of this article is to investigate the impact of Poland's free trade agreements on its trade in the period of 1992-2004 using the gravity model. The empirical analysis of the determinants of bilateral trade flows reveals that most Poland's free trade agreements significantly contributed to the increase in the volume of trade. The estimates of the gravity model obtained for particular years of the sample demonstrate that the effects of free trade agreements are not immediate and often come with a few year delay from the dates of their entry into force.

Keywords: gravity model, Poland's foreign trade turnover, preferential trade agreements

JEL: F13, F14, F15, P3

* Badanie zaprezentowane w artykule przeprowadzono w ramach projektu finansowanego przez FEMISE grant nr FEM31-15 pt. „Full integration versus partial trade liberalization: Comparing the economic performance of the EU new member states and the Mediterranean partner countries”.

Autor dziękuje profesorowi Janowi Jakubowi Michałkowi oraz członkom Katedry Makroekonomii i Teorii Handlu Zagranicznego na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, a także dwóm anonimowym recenzentom za pomocne uwagi i komentarze dotyczące wcześniejszej wersji tego artykułu.

** Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych, Katedra Makroekonomii i Teorii Handlu Zagranicznego, e-mail: cieslik@wne.uw.edu.pl

1. Wprowadzenie

Zahamowanie procesu wielostronnej liberalizacji handlu międzynarodowego i zwrot w kierunku dwustronnych oraz regionalnych umów, mających na celu liberalizację wymiany handlowej, należą do najistotniejszych cech współczesnej gospodarki światowej. W dużej mierze tego typu porozumienia handlowe są przejawem dokonującego się w gospodarce światowej regionalizmu, ponieważ z reguły dotyczą krajów położonych blisko siebie pod względem geograficznym. Szacuje się, że obecnie ponad połowa międzynarodowej wymiany handlowej odbywa się właśnie w ramach różnego rodzaju regionalnych ugrupowań integracyjnych¹. W szczególności około jednej trzeciej światowego handlu przypada obecnie na dwa największe regionalne ugrupowania integracyjne: Unię Europejską (UE) oraz Północnoamerykańską Strefę Wolnego Handlu (NAFTA).

Dużą popularność liberalizacji handlu w ramach regionalnych ugrupowań integracyjnych tłumaczy się brakiem satysfakcjonujących postępów w wielostronnych negocjacjach handlowych prowadzonych w ramach kolejnych rund GATT/WTO². Obecnie zdecydowana większość krajów na świecie jest członkami różnego rodzaju ugrupowań handlowych, które nie czekając na wielostronne obniżki barier handlowych w ramach GATT/WTO zdecydowały się na przyspieszenie procesu liberalizacji swojej wymiany handlowej. Liberalizację handlu w ramach regionalnych ugrupowań integracyjnych dopuszcza artykuł XXIV GATT/WTO, pod warunkiem że obejmuje ona zdecydowaną większość handlu, ma dokładnie określony horyzont czasowy oraz że zewnętrzne taryfy celne krajów członkowskich takich ugrupowań w stosunku do krajów trzecich nie będą większe niż przed ich utworzeniem. Utworzenie nowego ugrupowania liberalizującego wzajemną wymianę handlową swoich członków wymaga jego notyfikacji w GATT/WTO.

Początkowo proces liberalizacji handlu w ramach preferencyjnych ugrupowań handlowych przebiegał sto-

sunkowo powoli, natomiast jego szczególne natężenie notuje się od połowy lat 90. XX w. W okresie od 1948 do 1994 r. łącznie do GATT/WTO wpłynęły 124 notyfikacje o różnego rodzaju porozumieniach handlowych, natomiast od 1995 r. do chwili obecnej wpłynęło ponad 130 kolejnych notyfikacji dotyczących umów liberalizujących wymianę handlową krajów będących ich stronami. Liczbę funkcjonujących obecnie tego typu porozumień szacuje się na około 300 (Limão 2006)³.

W teoretycznej literaturze przedmiotu występują rozbieżne poglądy na temat przyczyn zawierania umów o wolnym handlu i ich skutków⁴. Często argumentuje się, że jednostronne przystąpienie do już istniejącego regionalnego ugrupowania integracyjnego pozwala rządowi kraju przystępującego do takiego ugrupowania uwolnić się od nacisków zorganizowanych grup interesu, których działania na rzecz ochrony własnych interesów mogą znaleźć odbicie w strukturze protekcji celnej danego kraju⁵. Z tego względu możemy przypuszczać, że zinstytucjonalizowana liberalizacja handlu dokonująca się w ramach już istniejącego regionalnego ugrupowania handlowego będzie skuteczniejsza niż liberalizacja niezinstytucjonalizowana, ponieważ będzie odporniejsza na różnego rodzaju polityczne naciski zorganizowanych grup interesu niż w przypadku negocjowania nowych porozumień o charakterze dwustronnym bądź regionalnym. Wynika to z faktu, że postawa już istniejących regionalnych ugrupowań handlowych, takich jak Unia Europejska czy Europejska Strefa Wolnego Handlu (EFTA), jest mało elastyczna w stosunku do krajów kandydujących i często przejawia się w składanych im ofertach typu „wszystko albo nic” (*take-it-or-leave-it*), gdzie możliwości negocjacji i uzyskania różnych koncesji są bardzo ograniczone.

Z kolei w przypadku porozumień o charakterze dwu- bądź wielostronnym, gdzie nie występuje zinstytucjonalizowana presja zewnętrzna na daleko posuniętą liberalizację handlu, trudno ogólnie określić związek między rodzajem zawartego porozumienia a jego wpływem na wielkość wzajemnych obrotów handlowych. Z jednej strony można przypuszczać, że skuteczność porozumień dwustronnych powinna być większa niż umów wielostronnych, ponieważ mniej uczestników oznacza potencjalnie mniejszą liczbę kwestii spornych i umożliwia głębszą integrację handlową (Ethier 1998, s. 1153). Z drugiej strony skuteczność porozumień zależy od rzeczywistej siły oraz stopnia zorganizowania przed-

¹ Dwoma najpopularniejszymi rodzajami regionalnych ugrupowań integracyjnych są strefa wolnego handlu oraz unia celna. W strefie wolnego handlu jej członkowie eliminują bariery handlowe między sobą w przepływach dóbr, a niekiedy także usług, jednak zachowują możliwość prowadzenia samodzielnej polityki handlowej w stosunku do krajów trzecich. To z kolei oznacza, że w sytuacji braku wspólnej zewnętrznej taryfy celnej członkowie strefy wolnego handlu muszą stosować zasady pochodzenia produktów w celu wyeliminowania możliwości przenikania importu z krajów trzecich na rynki krajów członkowskich za pośrednictwem kraju o najniższych barierach celnych. W przypadku utworzenia unii celnej eliminacji wzajemnych barier handlowych pomiędzy jej członkami towarzyszy przyjęcie przez nich wspólnej zewnętrznej taryfy celnej w stosunku do krajów trzecich. W unii celnej z reguły przyjmuje się pewien mechanizm redystrybucji dochodów za cel pomiędzy jej członkami. Inne, a razie mniej popularne formy regionalnej integracji gospodarczej to wspólny rynek oraz unia gospodarcza. Wspólny rynek umożliwia pogłębienie unii celnej poprzez umożliwienie swobodnego przepływu nie tylko dóbr i usług, ale również czynników produkcji. Z kolei w przypadku unii gospodarczej, będącej najwyższym stadium integracji gospodarczej, jej członkowie prowadzą nie tylko wspólną politykę handlową, ale także wspólną politykę walutową i makroekonomiczną.

² Główne problemy, jakie napotyka wielostronna liberalizacja handlu w ramach GATT/WTO, są omawiane przez DeRato oraz Wolfowitza (2006).

³ Szczegółowa lista preferencyjnych porozumień handlowych notyfikowanych w WTO jest dostępna na stronie internetowej tej organizacji pod adresem: www.wto.org.

⁴ Patrz m.in.: Bagwell, Staiger (1998), Bhagwati et al. (1998), Ethier (1998), Panagariya (2000) oraz Rivera-Batiz, Oliva (2003).

⁵ Przykładowo, w przeciwieństwie do wielu wcześniejszych prac z zakresu polityki handlowej, zakładających pełną odporność rządu na różnego rodzaju naciski polityczne, Grossman i Helpman (1994; 1995) argumentują, że struktura protekcji celnej jest determinowana endogenicznie jako wynik gry prowadzonej między grupami lobbystów a rządem i odzwierciedla sytuację polityczną panującą w danym kraju.

siębiorców w grupy lobbystów w poszczególnych krajach będących stronami tego typu porozumień. Na tej podstawie można zatem sformułować ogólną hipotezę badawczą, że skuteczną formą liberalizacji handlu jest liberalizacja zinstytucjonalizowana, polegająca na jednostronnym przystąpieniu do istniejącego regionalnego ugrupowania handlowego, natomiast umowy dwu- oraz wielostronne mogą, ale nie muszą skutkować wzrostem wzajemnej wymiany handlowej krajów będących ich stronami.

W sytuacji, gdy teoria nie udziela jednoznacznych wskazań co do skuteczności różnego rodzaju porozumień handlowych, ocena ich skutków jest zadaniem badań empirycznych. Empiryczna ocena wpływu umów o wolnym handlu na wielkość obrotów handlowych uczestniczących w nich krajów od ponad 40 lat jest przedmiotem intensywnych badań ekonomistów i mogłoby się wydawać, że wszystko na ten temat zostało już powiedziane. Tymczasem badania wpływu różnego rodzaju porozumień mających na celu liberalizację handlu na wielkość obrotów handlowych w dalszym ciągu wzbudzają wiele kontrowersji wśród badaczy. W szczególności nadal nie jest do końca jasne, jakie rodzaje porozumień handlowych najlepiej służą wzajemnej liberalizacji handlu, a uzyskane wyniki wydają się różnić w zależności od krajów, dla których przeprowadzono badania⁶. Ponadto w literaturze przedmiotu poświęconej problematyce rozwoju handlu zagranicznego Polski od lat 90. XX w. aż do jej przystąpienia do Unii Europejskiej w 2004 r. nie ma formalnych badań empirycznych mających na celu ocenę skuteczności dotychczas przeprowadzonej liberalizacji handlu zagranicznego w ramach zawartych przez Polskę różnego rodzaju porozumieniach o preferencjach handlowych.

W wyniku zmian politycznych oraz transformacji systemowej zapoczątkowanej pod koniec lat 80. XX w. również Polska w latach 90. dołączyła do grona krajów będących stroną regionalnych i dwustronnych porozumień o wolnym handlu. Postępująca liberalizacja polskiego handlu zagranicznego aż do uzyskania w pełni wolnego handlu z większością krajów Europy Zachodniej i Środkowej była istotną składową pakietu radykalnych reform gospodarczych wdrażanych w Polsce w tym okresie. Stopniowe znoszenie barier handlowych w handlu zagranicznym Polski było również ważnym elementem procesu integracji Polski z Unią Europejską, którego uwieńczeniem było uzyskanie przez Polskę pełnego członkostwa w Unii 1 maja 2004 r.

⁶ Streszczenia bardzo licznych wcześniejszych badań empirycznych poświęconych ocenie skuteczności liberalizacji handlu można znaleźć m.in. w pracach: de la Torre, Kelly (1992), Srinivasan et al. (1993), Oguledo, MacPhee (1994), Frankel (1997), Soloaga, Winters (2001), Greenaway, Milner (2002) oraz Rivera-Batiz, Oliva (2003). Do najnowszych przykładów badań empirycznych poświęconych ocenie wpływu regionalnych ugrupowań handlowych na wielkość bilateralnej wymiany handlowej należy m.in. praca Elliotta (2007). Według najlepszej wiedzy autora tego typu badania dla Polski nie były dotychczas prowadzone.

Z powyższych względów celem niniejszego artykułu jest analiza wpływu dokonanej liberalizacji handlu zagranicznego, w ramach zawartych przez Polskę w latach 90. różnego rodzaju porozumień o preferencjach handlowych, na wielkość jej obrotów handlowych z zagranicą. Porozumienia te były zawierane głównie z wysoko rozwiniętymi krajami Europy Zachodniej oraz krajami Europy Środkowej i Wschodniej, które podobnie jak Polska dążyły do pełnej integracji ze strukturami europejskimi⁷. Uzyskane wyniki badań empirycznych potwierdzają skuteczność liberalizacji zinstytucjonalizowanej w formie jednostronnego przystąpienia do już istniejącego regionalnego ugrupowania integracyjnego, natomiast wyniki dotyczące skutków umów dwustronnych są różne w zależności od kraju, z którym zostały zawarte, i nie poddają się prostej generalizacji.

Struktura niniejszego artykułu jest następująca. W części 2. omówiono poszczególne dwustronne i regionalne porozumienia handlowe, których stroną była Polska od początku lat 90. XX w., oraz przedstawiono kalendarium liberalizacji wymiany handlowej Polski z zagranicą. W części 3. omówiony został rozwój polskiego handlu zagranicznego w latach 1992–2004. Przeanalizowano także zmiany w czasie udziałów procentowych regionalnych ugrupowań handlowych, a także poszczególnych krajów, z którymi Polska zawarła umowy o wolnym handlu, w całości wymiany handlowej Polski z zagranicą. W części 4. została przedstawiona metoda badawcza oparta na modelu grawitacji, umożliwiającym ekonometryczną analizę czynników określających wielkość bilateralnych obrotów handlu zagranicznego Polski. W szczególności, metoda ta pozwala na uwzględnienie roli umów o wolnym handlu i uzupełnia analizę opisową zawartą w poprzedniej części pracy. Źródła danych statystycznych oraz definicje zmiennych objaśniających wykorzystanych w szacowanych równaniach regresji omówiono w części 5. Wyniki estymacji parametrów modeli grawitacji oraz ich interpretacja zostały zamieszczone w części 6. Wnioski końcowe oraz potencjalnie owocne kierunki przyszłych badań omówiono w zakończeniu.

2. Porozumienia liberalizujące handel zagraniczny Polski

W niniejszej pracy analizowane są skutki trzech rodzajów porozumień handlowych, w których uczestniczyła Polska: liberalizacji zinstytucjonalizowanej w

⁷ Z powyższych względów niniejsze badanie koncentruje się na krajach, których wymiana handlowa z Polską została zliberalizowana. W większości są to kraje, które już były bądź – podobnie jak Polska – niedawno stały się członkami Unii Europejskiej. Wymianie handlowej Polski z krajami Europy Wschodniej poświęca się z konieczności relatywnie mniej uwagi, chociaż rola tych krajów w polskim handlu zagranicznym została wspomniana w części 3. artykułu, poświęconej m.in. zmianom w geograficznej strukturze polskiego handlu zagranicznego.

postaci jednostronnego przystąpienia do istniejącego regionalnego ugrupowania integracyjnego, takiego jak Unia Europejska czy EFTA, utworzenia nowego regionalnego ugrupowania – Środkowoeuropejskiej Strefy Wolnego Handlu (CEFTA), a także wielu umów o charakterze dwustronnym, zawartych z Chorwacją, Estonią, Izraelem, Litwą, Łotwą oraz Turcją⁸.

2.1. Umowy z regionalnymi ugrupowaniami handlowymi

2.1.1 Układ europejski (UE)

Najważniejszą i najwcześniej zawartą w latach 90. XX w. umową liberalizującą znaczną część wymiany handlowej Polski z zagranicą w ramach regionalnych ugrupowań integracyjnych był układ stowarzyszeniowy zawarty ze Wspólnotami Europejskimi, określany mianem Układu Europejskiego. Polska podpisała ten układ 16 grudnia 1991 r., lecz oficjalnie wszedł w życie dopiero 1 lutego 1994 r. po jego ratyfikacji przez wszystkie dwanaście (wówczas) ówczesnych państw członkowskich Wspólnot: Belgię, Danię, Francję, Grecję, Hiszpanię, Holandię, Irlandię, Luksemburg, Niemcy, Portugalię, Włochy oraz Wielką Brytanię. Część handlowa Układu Europejskiego, umożliwiająca ograniczoną liberalizację handlu, była jednak wdrażana już od 1 marca 1992 r. w ramach tzw. Umowy Przejściowej (Interim Agreement)⁹.

Układ Europejski był w części handlowej zgodny z art. XXIV GATT/WTO i miał charakter typowej strefy wolnego handlu. Przewidziano w nim stopniowe, trwające maksimum 10 lat, obniżanie cel aż do ich całkowitej eliminacji, a także eliminację większości innych barier we wzajemnym handlu. Obie strony zachowały też prawie całkowitą autonomię w zakresie prowadzenia zewnętrznej polityki celnej. Jednak w odróżnieniu od typowych porozumień prowadzących do ustanowienia strefy wolnego handlu obustronna liberalizacja handlu zagranicznego została przeprowadzona asymetrycznie. W Układzie Europejskim przyjęto, że Polska jako kraj mniejszy i słabiej rozwinięty w porównaniu z ówczesnymi krajami członkowskimi Unii Europejskiej uzyskała prawo do dłuższego stosowania wyższych stawek celnych i wolniejszej ich redukcji¹⁰.

⁸ Oprócz wyżej wymienionych preferencyjnych porozumień handlowych Polska zawarła również 3 listopada 1998 r. dwustronną umowę o wolnym handlu z Wyspami Owczymi, która zaczęła obowiązywać od 1 czerwca 1999 r. Jednak ze względu na znikome znaczenie handlu z Wyspami Owczymi w całości polskiej wymiany handlowej z zagranicą umowa ta nie jest przedmiotem analizy w niniejszej pracy.

⁹ Układ Europejski zastąpił oraz rozszerzył zakres preferencji przyznanych Polsce przez Unię Europejską w 1990 r. w ramach systemu GSP (Generalized System of Preference). Preferencyjne stawki dotyczyły ponad 60% kategorii taryfowych według klasyfikacji CN.

¹⁰ Asymetrię przyjętą w redukcji stawek celnych na artykuły przemysłowe można uzasadniać na gruncie teoretycznym, korzystając z argumentów na rzecz tzw. protekcjonizmu wychowawczego czy konieczności eliminacji „fałszywej” przewagi komparatywnej w produkcji wyrobów przemysłowych, wynikającej z niższej wartości indeksu cenowego mierzącego koszt nabycia koszyka tych wyrobów w kraju o większym rynku. Asymetrię tę podkreśla tzw. nowa teoria handlu zagranicznego (Helpman 1981; Helpman, Krugman 1985; 1989). Kwestia ta została następnie rozwinięta w literaturze poświęconej tzw. nowej geografii ekonomicznej, w szczególności w pracach: Puga, Venables (1997) oraz Baldwin et al. (2003).

Z dniem wejścia w życie tzw. Umowy Przejściowej Unia Europejska zniosła swoje cła importowe na większość towarów nierolniczych pochodzących z Polski, które stanowiły 51,1% wartości polskiego eksportu artykułów przemysłowych do krajów Unii Europejskiej, a już w 1995 r. 92% eksportu tych artykułów odbywało się bezcłowo (Michalek 2002, s. 158)¹¹. W Układzie Europejskim z liberalizacji wymiany handlowej zostały jednak *explicite* wyłączone artykuły rolne¹². Po stronie polskiej liberalizacja importu pochodzącego z krajów Unii Europejskiej przebiegała znacznie wolniej. Z dniem wejścia w życie tzw. Umowy Przejściowej Polska zniosła swoje cła importowe jedynie na wybrane artykuły przemysłowe, które stanowiły zaledwie 10,1% wartości całości polskiego importu produktów przemysłowych z Unii Europejskiej (Michalek 2002, s. 158). Cła na pozostałe artykuły przemysłowe obniżano stopniowo w pięciu ratach, poczynając od 1995 r., i traktując jako punkt odniesienia stawki bazowe obowiązujące w 1992 r. Z dniem 1 stycznia 1999 r. wprowadzono ostatnią ratę tych redukcji, dzięki czemu zdecydowana większość polskiej wymiany handlowej z krajami Unii Europejskiej mogła odbywać się już bezcłowo¹³.

Dwie pozostałe umowy o charakterze wielostronnym, mające na celu utworzenie stref wolnego handlu, Polska zawarła z krajami skandynawskimi oraz Austrią i Szwajcarią w ramach EFTA, a także z krajami Europy Środkowej w ramach CEFTA. Były one wzorowane na Układzie Europejskim, zwłaszcza jeśli chodzi o zakres oraz harmonogram przeprowadzanej liberalizacji handlu (Kopeć 1995; Synowiec 1995).

2.1.2. Europejska Strefa Wolnego Handlu (EFTA)

Uzupełnieniem liberalizacji wymiany handlowej Polski z krajami Europy Zachodniej, rozpoczętej w pierwszej połowie lat 90. XX w., była umowa z Europejską Strefą Wolnego Handlu (EFTA), która obejmowała kraje niezaangażowane wówczas ściślejszą integracją ze strukturami europejskimi: Austrią, Finlandię, Islandię, Norwegię, Szwajcarię oraz Szwecję. Porozumienie Polski z krajami członkowskimi EFTA zostało podpisane 10 grudnia 1992 r. i weszło w życie 15 listopada 1993 r. Porozumienie to było wzorowane na Układzie Europejskim, w szczególności jeśli chodzi o zakres oraz harmonogram prze-

¹¹ W 1992 r. – pierwszym roku obowiązywania Umowy Przejściowej – wyroby przemysłowe stanowiły około trzech czwartych polskiego handlu z UE. Szczegółowe omówienie zakresu liberalizacji polskiego handlu w ramach Układu Europejskiego można znaleźć w książce Kaweckiej-Wyrzykowskiej (red.) (1995).

¹² Jednak nawet w tej tak politycznie wrażliwej dziedzinie podjęto pewne, choć ograniczone, kroki na rzecz obustronnej liberalizacji wymiany tych produktów. Polegały one m.in. na obniżeniu opłat wyrównawczych w ramach kontyngentów oraz sufitów taryfowych po stronie Unii Europejskiej i zniesieniu ograniczeń ilościowych po stronie polskiej, a także udzieleniu sobie wzajemnych koncesji na pewne towary. Mimo tych ograniczonych kroków prawdziwa liberalizacja handlu produktami rolnymi między Polską a krajami Unii Europejskiej nastąpiła dopiero 1 maja 2004 r. wraz z przystąpieniem Polski do Unii Europejskiej.

¹³ Istotnym wyjątkiem był sektor samochodowy, w którym cła importowe były znoszone stopniowo aż do końca 2001 r.

prowadzanej liberalizacji celnej handlu (Kopeć 1995; Synowiec 1995). Podobnie jak w przypadku Układu Europejskiego z porozumienia wyłączono *explicite* handel artykułami rolnymi.

W wyniku kolejnego rozszerzenia Unii Europejskiej trzy ważne kraje EFTA: Austria, Finlandia i Szwecja, od 1 stycznia 1995 r. przestały być członkami EFTA i stały się członkami Unii Europejskiej. Jednak jeszcze przed rozszerzeniem Unii Europejskiej zdecydowana większość krajów EFTA zawarła porozumienie z jej krajami członkowskimi o utworzeniu wspólnej Europejskiej Przestrzeni Gospodarczej (EEA); zaczęło ono obowiązywać od 1 stycznia 1994 r.¹⁴ Porozumienie to umożliwiło swobodny przepływ towarów przemysłowych, usług, osób oraz kapitału pomiędzy krajami należącymi do EFTA a krajami członkowskimi Unii Europejskiej. Dzięki niemu kraje EFTA mogły uczestniczyć w europejskim wspólnym rynku bez konieczności przystępowania do Unii Europejskiej. Wstąpienie Polski do Unii Europejskiej 1 maja 2004 r. nie spowodowało zatem ograniczeń w handlu z tymi krajami, które pozostały w EFTA po 1995 r.

2.1.3. Środkowoeuropejska Strefa Wolnego Handlu (CEFTA)

Oprócz umów liberalizujących wymianę handlową z krajami Europy Zachodniej w postaci Układu Europejskiego czy przystąpienia do ugrupowania EFTA Polska wspólnie z Czechami, Słowacją oraz Węgrami podpisała 21 grudnia 1992 r. porozumienie o utworzeniu Środkowoeuropejskiej Strefy Wolnego Handlu (CEFTA), które weszło w życie 1 marca 1993 r. Ostatecznym celem krajów założycielskich CEFTA, w tym również Polski, była pełna integracja i uzyskanie członkostwa w Unii Europejskiej. Z tego względu od samego początku integracja handlowa w ramach porozumienia CEFTA była traktowana jedynie jako uzupełnienie Układu Europejskiego, obejmujące kraje Europy Środkowej niebędące jeszcze członkami Unii Europejskiej. Podobnie jak w przypadku Układu Europejskiego porozumienie CEFTA dotyczyło handlu przetworzonymi produktami przemysłowymi oraz surowcami, natomiast handel produktami rolnymi został z niego wyłączony.

W kolejnych latach CEFTA była stopniowo rozszerzana o inne kraje aspirujące również do pełnego członkostwa w Unii Europejskiej, podobnie jak w przypadku jej krajów założycielskich. Z tego względu warunkiem koniecznym przystąpienia do ugrupowania CEFTA było zawarcie wcześniej umowy stowarzyszeniowej z Unią Europejską. W 1996 r. CEFTA została rozszerzona o Słowenię, w 1997 o Rumunię, w 1999 o Bułgarię, a w 2003 r. o Chorwację. Tym samym za-

stąpiono wcześniejsze, omówione poniżej, umowy bilateralne tych krajów zawarte z krajami członkowskimi CEFTA. Kraje założycielskie porozumienia CEFTA wraz ze Słowenią 1 maja 2004 r. stały się członkami Unii Europejskiej, opuszczając CEFTA. Z kolei Bułgaria i Rumunia weszły do Unii Europejskiej 1 stycznia 2007 r., natomiast przystąpienie Chorwacji do Unii Europejskiej planowane jest na lata 2009–2010.

Podobnie jak miało to miejsce wcześniej w przypadku krajów EFTA można zatem oczekiwać, że również CEFTA utraci ostatecznie większość swoich członków na rzecz pełnego członkostwa w Unii Europejskiej. Ponieważ wszystkie kraje członkowskie CEFTA zawarły wcześniej umowy stowarzyszeniowe z Unią Europejską, wyjście Polski z CEFTA i jej przystąpienie do Unii Europejskiej 1 maja 2004 r. nie spowodowało ograniczeń w handlu z krajami, które pozostały w CEFTA.

2.2. Umowy dwustronne

Oprócz porozumień o przystąpieniu do regionalnych ugrupowań handlowych w latach 90. XX w. Polska zawarła również wiele umów liberalizujących jej wymianę handlową w ramach umów dwustronnych. Jednym z pierwszych tego typu porozumień była umowa o wolnym handlu zawarta ze Słowenią 15 lipca 1995 r. Jednak już 25 listopada 1995 r. Słowenia zawarła porozumienie z krajami CEFTA, stając się oficjalnie jej członkiem z dniem 1 stycznia 1996 r. Z tego względu umowa dwustronna ze Słowenią nie będzie przedmiotem odrębnej analizy w tej pracy. Pod uwagę zostanie natomiast wzięta umowa dwustronna zawarta przez Polskę z innym krajem byłej Jugosławii – Chorwacją. Została ona podpisana 7 listopada 2001 r., a weszła w życie 1 stycznia 2002 r. Umowa ta nie obowiązywała jednak zbyt długo, ponieważ już 5 grudnia 2002 r. Chorwacja zawarła wielostronne porozumienie z krajami CEFTA, oficjalnie stając się jej członkiem od 1 marca 2003 r. To pozwala zweryfikować, czy zawarcie umowy dwustronnej liberalizującej handel między Polską a Chorwacją rzeczywiście miało istotny wpływ na wielkość ich wzajemnych obrotów handlowych w okresie poprzedzającym przystąpienie Chorwacji do ugrupowania CEFTA.

Oprócz porozumień dwustronnych z krajami Europy Środkowej Polska zawarła również umowy z krajami Europy Wschodniej, powstałymi w wyniku rozpadu Związku Radzieckiego, które nigdy nie stały się członkami porozumienia CEFTA, ale które również zawarły umowy stowarzyszeniowe z Unią Europejską. Należą do nich umowy z Estonią, Litwą oraz Łotwą. Umowa z Litwą została podpisana 27 czerwca 1996 r. i weszła w życie 1 stycznia 1997 r. Z kolei umowa z Łotwą została podpisana 28 kwietnia 1997 r. i weszła w życie 1 czerwca 1999 r. Umowa z Estonią została natomiast podpisana dopiero 5 listopada 1998 r. i podobnie jak w przypadku Łotwy weszła w życie w 1999 r.

¹⁴ Wyjątkiem była Szwajcaria, której obywatele w przeprowadzonym referendum opowiedzieli się przeciwko porozumieniu EEA, uznając je za zbyt daleko idące pod względem zakresu proponowanej liberalizacji. Zamiast tego Szwajcaria zawarła z Unią Europejską bilateralne porozumienie, którego treść różniła się od porozumienia EEA.

Tabela 1. *Preferencyjne porozumienia handlowe Polski zawarte w latach 1992–2004*

Porozumienia regionalne	Podpisane	Wprowadzone w życie
Układ Europejski (UE)	1991	1992
EFTA	1992	1993
CEFTA	1992	1993
Porozumienia dwustronne	Podpisane	Wprowadzone w życie
Chorwacja	2001	2002
Estonia	1998	1999
Izrael	1997	1998
Litwa	1996	1997
Łotwa	1997	1999
Turcja	1999	2000

Źródło: WTO oraz Ministerstwo Gospodarki.

Ponadto Polska zawarła dwie umowy bilateralne z krajami Bliskiego Wschodu, które również zawarły umowy stowarzyszeniowe z Unią Europejską: Izraelem oraz Turcją. Umowa z Izraelem została podpisana 1 czerwca 1997 r. i weszła w życie z dniem 1 marca 1998 r. Umowa z Turcją została natomiast podpisana 4 października 1999 r. i weszła w życie 1 maja 2000 r. Wszystkie powyższe umowy dotyczyły handlu produktami przemysłowymi; handel produktami rolnymi pozostał zasadniczo niezliberalizowany. Ograniczenia w handlu dobrami rolnymi zostały zniesione w przypadku części krajów CEFTA oraz Estonii, Litwy i Łotwy wraz z przystąpieniem tych krajów do Unii Europejskiej 1 maja 2004 r.

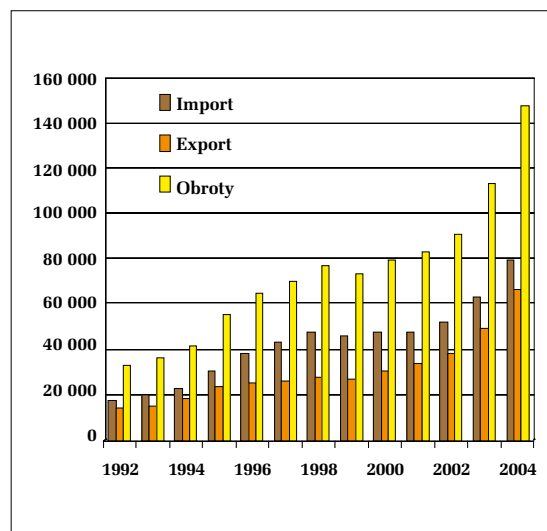
Kalendarium liberalizacji polskiego handlu zagranicznego przeprowadzonej w ramach preferencyjnych umów handlowych zawartych przez Polskę w latach 90. przedstawione zostało w tabeli 1.

3. Rozwój wymiany handlowej Polski z zagranicą w latach 1992–2004

Do analizy wpływu preferencyjnych porozumień handlowych Polski na wielkość jej wymiany handlowej wykorzystane zostaną dane statystyczne dotyczące polskiego handlu zagranicznego zbierane i opracowywane przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Dane te od wielu lat publikowane są regularnie w postaci *Roczników Statystycznych Handlu Zagranicznego*¹⁵. Dane dotyczące handlu zagranicznego Polski publikowane co roku przez GUS są wyrażone w milionach dolarów amerykańskich w cenach bieżących. W celu zapewnienia ich porównywalności pomiędzy poszczególnymi latami próby wyrażono je w cenach stałych z 2000 r. przy użyciu deflatora PKB dla Stanów Zjednoczonych. Dane do-

tyczące deflatora PKB dla Stanów Zjednoczonych pochodzą z bazy danych pt. *World Development Indicators 2006*, wydanej na CD-ROM przez Bank Światowy. Dane dotyczące wielkości wymiany handlowej Polski z zagranicą w latach 1992–2004 przedstawia wykres 1. Z kolei geograficzną strukturę obrotów handlowych Polski w okresie, którego dotyczy badanie, prezentuje tabela 2.

Analizując wykres 1, możemy zauważyć, że w okresie, którego dotyczy badanie, nastąpił ponadpięciokrotny wzrost wymiany handlowej Polski z zagranicą w wyrażeniu realnym. Ponadto można zauważyć, że przez cały badany okres w polskim handlu zagranicznym występował deficyt związany z faktem, że Polska była i pozostaje importem netto kapitału z zagranicy. Z kolei z tabeli 2 wyraźnie wynika, że obroty handlu zagranicznego Polski koncentrują się głównie w krajach rozwiniętych gospodarczo, których łączny udział w obrotach wyniósł średnio 73,2% w okresie objętym badaniem. Średnie udziały pozostałych grup były natomiast

Wykres 1. *Wymiana handlowa Polski z zagranicą w latach 1992–2004 (ceny stałe z 2000 r.)*

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

¹⁵ Międzyokresowo porównywalne dane dostępne są jednak dopiero od 1992 r., w którym GUS dokonał modernizacji statystyki handlu zagranicznego, mającej na celu przyjęcie procedur statystycznych stosowanych w krajach wysoko rozwiniętych. Zmiany w statystyce handlu zagranicznego były kompleksowe i objęły źródło zasilania, metodologię badań statystycznych, klasyfikację towarową oraz organizację systemu handlu zagranicznego. Z powyższych względów dane sprzed 1992 r. nie są porównywalne z danymi dla lat późniejszych i nie zostaną wykorzystane w niniejszej pracy pomimo ich dostępności.

Tabela 2. *Handel zagraniczny Polski według grup krajów w latach 1992-2004 (w %)*

Rok	Kraje rozwinięte	Kraje rozwijające się	Kraje Europy Środkowej i Wschodniej	Kraje b. ZSRR
1992	72,2	11,0	6,1	10,7
1993	75,7	10,3	5,2	8,8
1994	75,2	9,8	5,5	9,5
1995	74,7	8,6	6,3	10,4
1996	72,8	9,4	6,6	11,2
1997	71,8	9,4	7,0	11,8
1998	74,4	9,4	6,9	9,3
1999	75,0	9,4	7,4	8,2
2000	73,1	8,4	7,7	10,8
2001	72,1	9,2	8,1	10,6
2002	72,3	9,3	8,2	10,2
2003	71,8	9,2	8,7	10,3
2004	70,1	9,1	10,1	10,7
Średnia	73,2	9,4	7,2	10,2

Kraje rozwinięte obejmują: kraje członkowskie Unii Europejskiej, EFTA, Stany Zjednoczone, Kanadę, RPA, Izrael, Japonię, Australię, Nową Zelandię, Wyspy Owce, Andorę, Gibraltar, Watykan oraz Maltę. W celu zapewnienia międzyokresowej porównywalności danych nie uwzględniono jej nowych państw członkowskich, które przystąpiły do Unii w 2004 r.

Kraje rozwijające się to: pozostałe kraje Afryki, Azji, Ameryki Południowej i Środkowej oraz Oceanii.

Kraje Europy Środkowej i Wschodniej obejmują: Albanie, Bułgarię, Czechy, Rumunię, Słowację, Węgry oraz kraje byłej Jugosławii: Bośnię i Hercegowinę, Chorwację, Macedonię, Serbię i Czarnogórę oraz Słowenię.

Kraje byłego ZSRR obejmują: Armenię, Azerbejdżan, Białoruś, Estonię, Gruzję, Litwę, Łotwę, Kazachstan, Kirgizję, Rosję, Tadżykistan, Turkmenistan, Ukrainę oraz Uzbekistan.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

wielokrotnie mniejsze i wynosiły odpowiednio 9,4% dla krajów rozwijających się, 7,2% dla krajów Europy Środkowej i Wschodniej oraz 10,2% dla krajów byłego Związku Radzieckiego.

Ponadto możemy zauważyć, że skokowemu wzrostowi znaczenia krajów rozwiniętych w wymianie handlowej Polski z zagranicą, który dokonał się na początku lat 90. XX w., towarzyszyło zmniejszenie udziału

Tabela 3. *Udziały zachodnioeuropejskich regionalnych ugrupowań handlowych: Unii Europejskiej oraz EFTA w wymianie handlowej Polski z zagranicą w latach 1992-2004 (w %)*

Rok	UE	UE(15)	UE(12)	UE(3)	EFTA	EFTA(6)	EFTA(3)	UE+EFTA
1992	55,3	(63,6)	55,3	(8,3)	(11,7)	(11,7)	(3,4)	67,0
1993	59,8	(66,7)	59,8	(6,9)	9,7	9,7	2,8	69,5
1994	60,3	(67,5)	60,3	(7,2)	9,9	9,9	2,6	70,1
1995	67,0	67,0	60,1	7,0	2,4	(9,4)	2,4	69,4
1996	64,9	64,9	58,7	6,2	2,4	(8,5)	2,4	67,2
1997	64,0	64,0	57,7	6,3	2,1	(8,4)	2,1	66,0
1998	66,8	66,8	60,8	6,0	2,0	(8,0)	2,0	68,8
1999	67,0	67,0	60,7	6,4	2,3	(8,6)	2,3	69,3
2000	64,6	64,6	58,5	6,2	2,1	(8,2)	2,1	66,7
2001	64,7	64,7	58,7	6,0	2,4	(8,4)	2,4	67,1
2002	65,2	65,2	58,7	6,5	2,6	(9,1)	2,6	67,9
2003	64,5	64,5	58,5	6,0	2,9	(9,0)	2,9	67,4
2004	62,3	62,3	57,0	5,3	2,6	(7,8)	2,6	64,9
Średnia	63,6	65,3	58,8	6,5	4,2	9,0	2,5	67,8

Uwaga: wartości podane w nawiasach dotyczą lat, w których nie obowiązywały jeszcze powyższe porozumienia handlowe lub nie obejmowały one jeszcze wszystkich krajów i zostały podane jedynie do celów porównawczych.

UE (15) = Austria, Belgia, Dania, Finlandia, Francja, Grecja, Irlandia, Hiszpania, Holandia, Luksemburg, Niemcy, Portugalia, Szwecja, Wielka Brytania, Włochy.

UE (12) = Belgia, Dania, Francja, Grecja, Irlandia, Hiszpania, Holandia, Luksemburg, Niemcy, Portugalia, Wielka Brytania, Włochy.

UE (3) = Austria, Finlandia, Szwecja.

EFTA (6) = Austria, Finlandia, Islandia, Norwegia, Szwajcaria, Szwecja.

EFTA (3) = Islandia, Norwegia, Szwajcaria.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4. *Udział CEFTA w wymianie handlowej Polski z zagranicą w latach 1992–2004 (w %)*

Rok	CEFTA	CEFTA(7)	CEFTA(6)	CEFTA(5)	CEFTA(4)	CEFTA(3)
1992	(4,5)	(5,1)	(5,1)	(4,9)	(4,5)	(4,5)
1993	4,1	(4,9)	(4,7)	(4,6)	(4,4)	4,1
1994	4,5	(5,3)	(5,1)	(4,9)	(4,8)	4,5
1995	5,5	(6,3)	(6,1)	(5,9)	(5,8)	5,5
1996	5,9	(6,4)	(6,3)	(6,1)	5,9	5,6
1997	6,5	(6,7)	(6,6)	6,5	6,2	5,9
1998	6,6	(6,9)	(6,8)	6,6	6,3	5,9
1999	7,2	(7,4)	7,2	7,1	6,7	6,3
2000	7,6	(7,7)	7,6	7,5	7,1	6,6
2001	8,0	(8,1)	8,0	7,8	7,4	6,9
2002	8,0	(8,1)	8,0	7,8	7,4	6,9
2003	8,7	8,7	8,5	8,4	7,8	7,3
2004	9,4	9,4	9,2	9,0	8,3	7,8
Średnia	6,7	7,0	6,9	6,7	6,4	6,0

Uwaga: wartości podane w nawiasach dotyczą lat, w których nie obowiązywały jeszcze preferencyjne porozumienia handlowe lub nie obejmowały one jeszcze wszystkich krajów; podano je tylko do celów porównawczych.

CEFTA (3) = Czechy, Słowacja, Węgry

CEFTA (4) = CEFTA(3) + Słowenia

CEFTA (5) = CEFTA(4) + Rumunia

CEFTA (6) = CEFTA(5) + Bułgaria

CEFTA (7) = CEFTA(6) + Chorwacja

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

łów pozostałych grup krajów, w szczególności krajów Europy Środkowej i Wschodniej oraz byłego ZSRR, spowodowane spadkiem dochodów tych krajów w początkowej fazie transformacji systemowej. W drugiej połowie lat 90. kraje te rozwijały się w szybszym tempie niż kraje gospodarczo rozwinięte, co umożliwiło im odzyskanie znaczenia w wymianie handlowej Polski. W przypadku krajów byłego ZSRR proces ten został nieco zahamowany w wyniku kryzysu rosyjskiego w 1997 r. W przypadku krajów Europy Środkowej i Wschodniej, które w znacznie mniejszym stopniu zostały dotknięte kryzysem rosyjskim niż kraje byłego ZSRR, wyraźnie widać tendencję rosnącą. W okresie, którego dotyczy badanie, udział tych krajów w wymianie handlowej Polski prawie się podwoił. Zmalało natomiast znaczenie krajów rozwijających się w wymianie handlowej Polski z zagranicą.

Geograficzna struktura polskiej wymiany handlowej z zagranicą według poszczególnych regionalnych ugrupowań integracyjnych oraz poszczególnych partnerów handlowych, z którymi Polska zawarła umowy dwustronne, została przedstawiona w tabelach 3, 4 oraz 5. Udziały regionalnych ugrupowań integracyjnych w Europie Zachodniej: Unii Europejskiej oraz EFTA, w obrotach handlowych Polski z zagranicą w latach 1992–2004 przedstawiono w tabeli 3. Z kolei udziały krajów członkowskich CEFTA w obrotach handlowych Polski z zagranicą w latach 1992–2004 prezentuje tabela 4. W tabeli 5 przedstawiono, jaki udział w obrotach handlowych Polski w latach 1992–2004 miały kraje, z którymi Polska zawarła dwustronne umowy handlowe w latach 90.

Analizując dane zamieszczone w tabeli 3, możemy zauważyć, że w okresie, którego dotyczy badanie, na kraje członkowskie Unii Europejskiej oraz EFTA łącznie przypadało średnio prawie 68% obrotów handlu zagranicznego Polski. Udziały obydwu tych regionalnych ugrupowań handlowych były w miarę stabilne w czasie. Potwierdza to wcześniejsze spostrzeżenia wielu autorów, zajmujących się problematyką rozwoju wymiany handlowej Polski z zagranicą, że zasadnicza reorientacja polskiego handlu zagranicznego ze wschodu na zachód Europy dokonała się już w pierwszych trzech latach transformacji systemowej, czyli w okresie 1989–1991. Oprócz tego można zauważyć, że Unia Europejska, na którą przypadało średnio prawie 64% obrotów handlowych Polski w badanym okresie, była znacznie ważniejszym partnerem handlowym Polski niż kraje EFTA – nieco ponad 4% obrotów. Udział EFTA w obrotach handlu zagranicznego Polski zdecydowanie zmalał wraz z przystąpieniem trzech z jej najważniejszych członków (Austrii, Finlandii oraz Szwecji) do Unii Europejskiej w 1995 r. Z kolei po wejściu Polski do Unii Europejskiej na pozostałe kraje członkowskie EFTA przypadało łącznie już nieco poniżej 3% obrotów polskiego handlu zagranicznego.

Łączny udział 12 starych krajów członkowskich Unii Europejskiej w handlu zagranicznym Polski zwiększył się skokowo z nieco ponad 55% w 1992 r. do prawie 60% w 1993 r., natomiast w kolejnych latach pozostawał na w miarę stabilnym poziomie około 59%. Na podstawie samej analizy zmian udziałów Unii Europejskiej w obrotach handlu zagranicznego Polski nie jesteśmy jednak w stanie stwierdzić, czy ten sko-

Tabela 5. *Udziały poszczególnych krajów, z którymi Polska zawarła dwustronne umowy o wolnym handlu w wymianie handlowej Polski z zagranicą w latach 1992–2004 (w %)*

Rok	Chorwacja	Izrael	Estonia	Litwa	Łotwa	Turcja	Łącznie
1992	(0,0)	(0,2)	(0,0)	(0,3)	(0,1)	(0,6)	(1,2)
1993	(0,2)	(0,2)	(0,0)	(0,4)	(0,1)	(0,4)	(1,3)
1994	(0,3)	(0,1)	(0,1)	(0,5)	(0,1)	(0,3)	(1,4)
1995	(0,2)	(0,2)	(0,1)	(0,5)	(0,1)	(0,3)	(1,4)
1996	(0,2)	(0,2)	(0,1)	(0,6)	(0,2)	(0,2)	(1,5)
1997	(0,1)	(0,2)	(0,1)	0,6	(0,2)	(0,3)	(1,5)
1998	(0,1)	0,2	(0,1)	0,8	(0,3)	(0,3)	(1,8)
1999	(0,1)	0,3	0,2	0,9	0,3	(0,4)	(2,2)
2000	(0,1)	0,4	0,2	1,0	0,3	0,4	(2,4)
2001	(0,2)	0,2	0,2	1,2	0,3	0,6	(2,7)
2002	0,2	0,2	0,2	1,2	0,3	0,9	3,0
2003	(0,2)	0,1	0,2	1,3	0,3	1,0	(3,1)
2004	(0,2)	0,2	0,2	1,1	0,4	1,2	(3,3)
Średnia	0,1	0,2	0,1	0,8	0,2	0,5	2,1

Uwaga: wartości podane w nawiasach dotyczą lat, w których nie obowiązywały jeszcze preferencyjne porozumienia handlowe; podano je tylko do celów porównawczych.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

kowy wzrost znaczenia Unii Europejskiej w wymianie handlowej Polski można przypisać rozpoczęciu wdrażania tzw. Umowy Przejściowej, czy raczej załamaniu się handlu zagranicznego z krajami Europy Środkowej i Wschodniej, które we wczesnym okresie transformacji systemowej doświadczyły znacznego spadku swoich realnych dochodów¹⁶. Kolejny wzrost udziału Unii Europejskiej w polskim handlu zagranicznym możemy odnotować w 1995 r. Spowodowało go jednak wspomniane już wcześniej rozszerzenie Unii Europejskiej o trzy nowe kraje członkowskie, będące wcześniej członkami EFTA. Udział tych krajów w wymianie handlowej Polski przez cały późniejszy okres pozostawał na w miarę stabilnym poziomie około 6%. Dopiero w 2004 r., po przystąpieniu przez Polskę do Unii Europejskiej i w rezultacie przyjęciu przez nią nowej, niższej zewnętrznej unijnej taryfy celnej nastąpił pewien spadek znaczenia w obrotach polskiego handlu zagranicznego 12 starych i 3 nowych krajów członkowskich Unii Europejskiej, które opuściły EFTA w 1995 r.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 4 możemy stwierdzić, że na kraje CEFTA w badanym okresie przypadało średnio zaledwie około 7% obrotów polskiego handlu zagranicznego, a więc wielokrotnie mniej niż w przypadku krajów członkowskich Unii Europejskiej, natomiast nieco więcej niż w przypadku krajów EFTA, zwłaszcza po ograniczeniu liczby jej członków w wyniku rozszerzenia Unii Europejskiej w 1995 r. Analiza danych zawartych w tabeli 4 ujawnia, że w obrębie CEFTA zdecydowana większość obrotów handlowych Polski przy-

padła na trzy kraje założycielskie: Czechy, Słowację oraz Węgry, które wspólnie z Polską w 1992 r. utworzyły to regionalne ugrupowanie handlowe. Możemy też zauważyć, że po 1993 r. łączny udział krajów członkowskich CEFTA w handlu zagranicznym Polski charakteryzował się tendencją rosnącą. Jednak wzrost tego udziału wiązał się głównie ze wzrostem udziału tych trzech krajów założycielskich CEFTA: Czech, Słowacji oraz Węgier, w obrotach polskiego handlu zagranicznego. Kolejne rozszerzenia CEFTA o kraje Europy Południowej: Słowenię, Rumunię, Bułgarię oraz Chorwację, miały natomiast relatywnie niewielkie znaczenie dla wzrostu znaczenia tego ugrupowania w wymianie handlowej Polski.

Na podstawie analizy powyższych danych trudno jednoznacznie ocenić, czy wzrost znaczenia krajów członkowskich CEFTA w polskim handlu zagranicznym był skutkiem utworzenia tego ugrupowania, czy może spowodowało go wiele innych czynników, np. wejście tych krajów w połowie lat 90. XX w. na ścieżkę szybkiego wzrostu gospodarczego, będącego skutkiem przeprowadzonych wcześniej w tych krajach radykalnych reform gospodarczych, co wpłynęło na wzrost wymiany handlowej Polski z tymi krajami¹⁷. Ponadto w odróżnieniu od handlu z krajami Unii Europejskiej oraz EFTA w przypadku handlu z krajami CEFTA nie obserwujemy spadku udziału tego ugrupowania w całkowitych obrotach handlowych Polski po jej przystąpieniu do Unii Europejskiej w 2004 r. Może być to związane z faktem, że kraje założycielskie CEFTA wraz z Polską znalazły się w Unii Europejskiej, co oznaczało eliminację pozostałych

¹⁶ Do tej kwestii nawiążemy w dalszej części artykułu poświęconej omówieniu wyników ekonometrycznych szacunków wpływu poszczególnych preferencyjnych porozumień handlowych Polski na wielkość jej bilateralnych obrotów handlowych w poszczególnych latach próby, uzyskanych na podstawie modelu grawitacji.

¹⁷ Podobnie jak w przypadku oceny skutków umów o wolnym handlu zawartych przez Polskę z krajami Europy Zachodniej do tej kwestii nawiążemy w dalszej części artykułu, poświęconej omówieniu wyników ekonometrycznych badań wpływu poszczególnych preferencyjnych porozumień handlowych Polski na wielkość jej bilateralnych obrotów handlowych w poszczególnych latach próby, uzyskanych na podstawie modelu grawitacji.

barier handlowych, w szczególności dotyczących handlu artykułami rolnymi. skutkiem tego był dalszy rozwój wymiany handlowej między tymi krajami. Spowodowany tym wzrost obrotów handlowych Polski z krajami założycielskimi CEFTA prawdopodobnie przewyższył skutki przyjęcia przez Polskę zewnętrznej taryfy celnej Unii Europejskiej w 2004 r.

W odróżnieniu od wymiany handlowej prowadzonej w ramach regionalnych ugrupowań handlowych możemy zauważyć, że znaczenie handlu prowadzonego w ramach dwustronnych porozumień handlowych jest marginalne. W 2004 r. prawie 75% całości obrotów polskiego handlu zagranicznego przypadało na kraje należące do trzech regionalnych ugrupowań handlowych: Unii Europejskiej, EFTA oraz CEFTA, natomiast handel w ramach porozumień dwustronnych stanowił łącznie około 3% całości obrotów handlowych Polski z zagranicą. Spośród porozumień bilateralnych największe znaczenie miały umowy z Turcją oraz Litwą; na każdą z nich w 2004 r. przypadał ponad 1% całości obrotów polskiego handlu zagranicznego.

4. Metoda badawcza

Uzupełnieniem opisowo-wskaźnikowej analizy zmian w czasie udziałów poszczególnych porozumień handlowych w obrotach polskiego handlu zagranicznego, przedstawionej w poprzedniej części artykułu, jest formalna analiza ekonometryczna czynników określających wielkość bilateralnej wymiany handlowej Polski z zagranicą. Analiza ta uzależnia wielkość obrotów handlowych Polski z jej poszczególnymi partnerami handlowymi od ich uczestnictwa w porozumieniach handlowych Polski oraz od wielu innych zmiennych objaśniających w szacowanych równaniach regresji, mogących wpływać na wielkość tej wymiany. Typowym podejściem wykorzystywanym od ponad 40 lat do analizy wpływu umów o wolnym handlu na wielkość bilateralnej wymiany handlowej jest tzw. model grawitacji.

Grawitacyjny model handlu zagranicznego został zaproponowany przez Tinbergena (1962) – holenderskiego ekonomistę, fizyka z wykształcenia i laureata nagrody Nobla z ekonomii w 1969 r., a następnie rozwinięty przez Pöyhönena (1963) oraz Linnemana (1966). W swojej najprostszej postaci model ten zakłada, że wielkość bilateralnych obrotów handlowych jest dodatnią funkcją wielkości ekonomicznej partnerów handlowych, a ujemną funkcją odległości pomiędzy nimi¹⁸. Postulowane przez Tinbergena (1962) zależności funkcyjne poprzez analogię do fizyki bezpośrednio nawiązują do prawa powszechnego ciążenia sformułowanego przez Newtona w 1687 r. Zgodnie z nim każda cząstka we wszech-

świecie przyciąga każdą inną cząstkę z siłą, która jest wprost proporcjonalna do iloczynu ich mas, a odwrotnie proporcjonalna do kwadratu odległości pomiędzy nimi.

W kontekście handlu zagranicznego równanie grawitacji w najprostszej formie można zapisać następująco:

$$VT_{ij} = A \frac{Y_i^\alpha Y_j^\beta}{D_{ij}^\theta} \quad (1)$$

gdzie:

VT_{ij} – wielkość bilateralnych obrotów handlowych pomiędzy krajami i oraz j ,

Y_i, Y_j – odpowiednio wielkości ekonomiczne krajów i oraz j ,

D_{ij} – odległość pomiędzy krajami i oraz j ,

A, α, β, θ – stałe parametry równania, które należy oszacować w badaniu empirycznym.

Według powyższego równania wielkość bilateralnych obrotów handlowych VT_{ij} pomiędzy krajem i a krajem j jest dodatnio związana z wielkością ekonomiczną obydwu krajów, mierzoną za pomocą poziomu ich dochodów Y_i oraz Y_j , a ujemnie z odległością pomiędzy nimi (D_{ij}).

Wiele wcześniejszych badań empirycznych, włączając w to pionierskie badania Tinbergena (1962), wykazało, że model grawitacji jest dobrym narzędziem do analizy wielkości bilateralnych obrotów handlowych. Jednak pomimo ogromnej popularności i sukcesu empirycznego, który odniosły modele grawitacji w objaśnianiu bilateralnej wymiany handlowej, początkowo modele te krytykowano z powodu braku dostatecznych podstaw mikroekonomicznych. Obecnie jednak równanie grawitacji w najprostszej postaci, opisywanej wzorem (1), można wyprowadzić z wielu teoretycznych modeli wymiany międzynarodowej opartych na założeniach neoklasycznych, nowej teorii handlu bądź modelach hybrydowych, zakładających pełną specjalizację produkcji na poziomie kraju lub firmy¹⁹.

Równanie grawitacji w podstawowej formie może wytłumaczyć relatywnie dużą część bilateralnej wymiany handlowej za pomocą tylko trzech zmiennych objaśniających związanych z wielkościami partnerów handlowych oraz odległością pomiędzy nimi. Spora część handlu pozostaje jednak niewyjaśniona. Z tego względu w badaniach empirycznych często wykorzystuje się równania grawitacji w postaci rozszerzonej, uwzględniającej również inne czynniki, które mogą wpływać na wielkość bilateralnych obrotów handlowych.

Jedną ze zmiennych objaśniających najczęściej dawanych do równania grawitacji w podstawowej postaci w celu uzyskania lepszego dopasowania modelu do rzeczywistości są zmienne mierzące dochody na głowę u partnerów handlowych. Intuicyjne uzasadnienie wpro-

¹⁸ Szczegółowe omówienie zastosowań modelu grawitacji w kontekście handlu zagranicznego można znaleźć m.in. w: Frankel (1997), Rivera-Batiz, Oliva (2003) oraz Feenstra (2004).

¹⁹ Wyprowadzenie modelu grawitacji w podstawowej formie można znaleźć m.in. pracach Helpmana (1987), Deardorffa (1998) oraz Evenetta i Kellera (2002).

wadzenia tego typu zmiennych do szacowanych równań regresji wiąże się z empiryczną obserwacją, że kraje bardziej rozwinięte więcej ze sobą handlują (Head 2000). Jednak równanie grawitacji w postaci rozszerzonej można wyprowadzić również z neoklasycznych i nowych modeli teoretycznych wymiany międzynarodowej, które odchodzą od założenia pełnej specjalizacji produkcji na rzecz specjalizacji niepełnej. W świetle tych modeli dochody na głowę partnerów w handlowych mogą być traktowane jako miary przybliżające wyposażenie partnerów handlowych w kapitał na zatrudnionego, w sytuacji gdy dane dotyczące kapitału są trudne do uzyskania.

Model grawitacji w formie rozszerzonej, uwzględniającej dochody na głowę, można zapisać następująco:

$$VT_{ij} = A \frac{Y_i^\alpha Y_j^\beta y_i^\gamma y_j^\delta}{D_{ij}^\theta} \quad (2)$$

gdzie:

y_i, y_j – odpowiednio wielkości dochodów na głowę w krajów i oraz kraju j , które mogą być interpretowane jako miary wyposażenia tych krajów w kapitał na zatrudnionego,

γ, δ – dodatkowe stałe parametry równania, które należy oszacować w badaniu empirycznym.

Podsumowując nasze dotychczasowe rozważania, możemy stwierdzić, że modele grawitacji przewidują, że wyższe poziomy dochodów partnerów handlowych oraz wyższe poziomy ich dochodów na głowę przekładają się na większe bilateralne obroty handlowe. Innymi słowy, większe i bardziej rozwinięte kraje handlują ze sobą więcej niż kraje mniejsze i słabiej rozwinięte. Ponadto bilateralne obroty handlowe maleją wraz ze wzrostem geograficznej odległości pomiędzy partnerami handlowymi, a rosną wraz z jej zmniejszaniem się. Innymi słowy sąsiadujące ze sobą kraje handlują ze sobą więcej niż kraje oddalone od siebie. Odległość geograficzna może być traktowana jako miara kosztów transportu i łączności, które są najniższe w przypadku partnerów handlowych znajdujących się blisko siebie.

Do empirycznej analizy skutków preferencyjnych porozumień handlowych Polski zostanie wykorzystane następujące równanie regresji, uzyskane po obustronnym zlogarytmowaniu równania grawitacji (2) w postaci rozszerzonej i dodaniu do niego wielu zmiennych wskaźnikowych, uwzględniających istnienie preferencyjnej umowy handlowej, a także zmiennych wskaźnikowych uwzględniających bliskość geograficzną, pokrewieństwo językowe i więzi historyczne partnerów handlowych:

$$\ln VT_{ijt} = \ln A + \alpha \ln Y_{it} + \beta \ln Y_{jt} + \gamma \ln y_{it} + \delta \ln y_{jt} - \theta \ln D_{ijt} + \varphi_1 UE_t + \varphi_2 EFTA_t + \varphi_3 CEFTA_t + \varphi_4 Turcja_t + \varphi_5 Izrael_t + \varphi_6 Chorwacja_t + \varphi_7 Estonia_t + \varphi_8 Litwa_t + \varphi_9 Lotwa_t + \sigma_1 \text{język} + \sigma_2 \text{granica} + \sigma_3 \text{historia} + v_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (3)$$

gdzie:

φ_m dla $m = 1, \dots, 9$ – parametry towarzyszące poszczególnym zmiennym wskaźnikowym opisującym istnienie preferencyjnych porozumień handlowych Polski o charakterze regionalnym bądź dwustronnym,

σ_n dla $n = 1, \dots, 3$ – parametry towarzyszące zmiennym wskaźnikowym uwzględniającym, odpowiednio, pokrewieństwo językowe, bliskość geograficzną oraz więzi historyczne pomiędzy Polską a jej partnerami handlowymi,

v_t – indywidualny efekt czasowy,

ε_{ijt} – czynnik losowy.

Zmiany wartości zmiennych wskaźnikowych opisujących zawarte przez Polskę umowy o wolnym handlu z poszczególnymi krajami dokonują się w sposób dyskretny z 0, w przypadku nieobowiązywania danej umowy w danym roku, do 1 przez cały okres obowiązywania umowy.

W literaturze przedmiotu często argumentuje się, że uwzględnienie w badaniu ekonometrycznym zmiennych opisujących bliskość geograficzną, pokrewieństwo językowe czy też wspólną historię handlujących ze sobą krajów może być istotne dla oceny skuteczności liberalizacji handlu w ramach preferencyjnych porozumień handlowych. Bardzo często zdarza się bowiem, że porozumienia te zawierają sąsiadujące ze sobą kraje, które są do siebie podobne pod względem językowym czy mają wspólną historię. Z tego względu pominięcie tego typu zmiennych w szacowanych równaniach regresji może doprowadzić do obciążenia wyników estymacji, a w szczególności oszacowań parametrów towarzyszących zmiennym wskaźnikowym opisującym istnienie zawartych preferencyjnych porozumień handlowych, co może doprowadzić do wyciągnięcia fałszywych wniosków dotyczących skutków prowadzonej polityki handlowej.

Parametry równania (3) można oszacować, wykorzystując przekrojowo-czasowe dane statystyczne dotyczące wielkości bilateralnych obrotów handlowych Polski z jej 105 partnerami handlowymi w latach 1992–2004, dla których dostępne są dane statystyczne, co łącznie daje 1 365 obserwacji. W tej sytuacji $i = \text{Polska}$, $j = 1, \dots, 105$, natomiast $t = 1992, \dots, 2004$. Pełna lista partnerów handlowych Polski, dla których dostępne były dane statystyczne wykorzystane w badaniu ekonometrycznym, znajduje się w Załączniku 1.

5. Dane statystyczne i zmienne objaśniające

Zmienną zależną wykorzystaną w badaniu ekonometrycznym jest logarytm naturalny bilateralnych obrotów handlowych Polski z jej j -tym partnerem handlowym w roku t . Podobnie jak w przypadku danych zagregowanych dotyczących całości polskiego handlu zagranicznego dane dotyczące bilateralnych obrotów handlowych Polski, definiowanych jako suma polskiego eksportu i importu

z poszczególnymi krajami, zostały zaczerpnięte z wybranych Roczników Handlu Zagranicznego Polski wydawanych przez Główny Urząd Statystyczny w Warszawie. Dane statystyczne dotyczące bilateralnych przepływów handlowych Polski publikowane w tych rocznikach wyrażone są w milionach dolarów amerykańskich w cenach bieżących. Podobnie jak wcześniej w przypadku danych zagregowanych dotyczących całości handlu zagranicznego Polski również dane bilateralne zostały wyrażone w cenach stałych z 2000 r. W celu zapewnienia ich międzyokresowej porównywalności pomiędzy poszczególnymi latami próby jako deflatora użyto PKB dla Stanów Zjednoczonych. Podobnie jak poprzednio dane dotyczące deflatora PKB dla Stanów Zjednoczonych zostały zaczerpnięte z bazy danych *World Development Indicators 2006* opublikowanej na CD-ROM przez Bank Światowy.

Podstawowe zmienne objaśniające występujące w modelu grawitacyjnym dotyczące wielkości PKB oraz PKB *per capita* Polski oraz jej 105 partnerów handlowych również pochodzą z ww. bazy danych Banku Światowego. Podobnie jak wcześniej w przypadku danych dotyczących bilateralnych obrotów handlowych dane te, w celu zapewnienia porównywalności pomiędzy poszczególnymi latami próby, wyrażono w dolarach amerykańskich w cenach stałych z 2000 r. W celu zapewnienia porównywalności pomiędzy poszczególnymi krajami próby wyrażono je w kategoriach parytetu siły nabywczej. Dane te zostały następnie zlogarytmowane za pomocą logarytmu naturalnego. Dzięki temu oszacowania parametrów towarzyszących tym zmiennym mogą być traktowane jako elastyczności opisujące reakcje wielkości bilateralnych obrotów handlowych Polski na zmiany wielkości PKB oraz PKB *per capita* Polski i jej partnerów handlowych.

Odległości pomiędzy Polską a jej partnerami handlowymi zostały wyrażone w najprostszy możliwy sposób, czyli jako odległości geograficzne pomiędzy Warszawą a stolicami partnerów handlowych mierzone w kilometrach, a następnie zlogarytmowane za pomocą logarytmu naturalnego, w celu umożliwienia interpretacji oszacowanego parametru towarzyszącego tej zmiennej w kategoriach elastyczności, podobnie jak w przypadku omówionych wcześniej innych zmiennych grawitacyjnych. Dane dotyczące odległości geograficznej pomiędzy stolicą Polski a stolicami jej partnerów handlowych uzyskane zostały z serwera internetowego znajdującego się pod adresem: <http://www.indo.com/distance>.

Zmienne wskaźnikowe opisujące istnienie preferencyjnych porozumień handlowych Polski autor stworzył na podstawie informacji WTO oraz Ministerstwa Gospodarki, szczegółowo omówionych wcześniej w części 2. artykułu. Zmienne te przybierają wartość 1 w przypadku, gdy dany partner handlowy zawarł z Polską umowę o wolnym handlu, która obowiązywała w danym roku próby. W przeciwnym wypadku zmienne te mają wartość 0.

Zmienne wskaźnikowe opisujące geograficzną, historyczną oraz językową bliskość partnerów handlowych Polski zostały zdefiniowane w następujący sposób. Zmienna wskaźnikowa opisująca pokrewieństwo językowe przyjmuje wartość równą 1 w przypadku, gdy oficjalny język używany w kraju partnera handlowego Polski należy do słowiańskiej grupy językowej, natomiast w przeciwnym razie przyjmuje wartość 0. Grupa ta obejmuje następujące kraje: Czeską Republikę, Słowację, Słowenię, Chorwację, Bułgarię, Macedonię, Białoruś, Ukrainę oraz Rosję.

Zmienna wskaźnikowa mierząca bliskość geograficzną partnerów handlowych przyjmuje wartość równą 1 w przypadku, gdy Polska ma wspólną granicę lądową w danym partnerem handlowym; w przeciwnym wypadku jest równa 0. Do grupy tej należą: Niemcy, Czeska Republika, Słowacja, Ukraina, Białoruś, Litwa oraz Rosja.

Z kolei zmienna wskaźnikowa uwzględniająca wspólną przeszłość Polski i jej partnerów handlowych przyjmuje wartość równą 1 w przypadku, gdy Polska i jej partner handlowy przez dłuższy czas byli częścią wspólnego organizmu państwowego, natomiast w przeciwnym wypadku wartość równą 0. Do grupy partnerów handlowych Polski o wspólnej historii zostały zaliczone: Niemcy, Austria, Czeska Republika, Słowacja, Węgry, Ukraina, Rumunia, Białoruś, Rosja, Litwa, Łotwa oraz Estonia.

W celu uwzględnienia skutków zmian koniunktury oraz polityki gospodarczej w badanym okresie do szacowanego równania regresji zostaną włączone również indywidualne efekty czasowe, modelowane jako zmienne wskaźnikowe dla poszczególnych lat próby. Definicje oraz podstawowe statystyki zmiennych objaśniających wykorzystanych w badaniu ekonometrycznym zostały zamieszczone w Załączniku 2.

6. Wyniki estymacji modeli grawitacji

W celu zapewnienia porównywalności wyników badań empirycznych dla Polski z wynikami uzyskanymi wcześniej przez innych autorów dla innych krajów do oceny wpływu liberalizacji polskiego handlu zagranicznego w ramach preferencyjnych porozumień handlowych wykorzystano równania grawitacji w formie zarówno podstawowej, jak i rozszerzonej. Równania te zostały oszacowane przy użyciu pakietu statystycznego STATA za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów z poprawką White'a, zapewniającą korektę odchyłek standardowych oszacowanych parametrów względem heteroskedastyczności (procedura robust).

W artykule prezentujemy dwa zbiory wyników empirycznych. Tabela 6 przedstawia uśrednione oszacowania parametrów modelu uzyskane przy użyciu danych połączonych dla całego okresu próby lat 1992–2004,

Tabela 6. Oszacowania modelu grawitacji na danych połączonych dla lat 1992–2004 (statystyki t)

Zmienna	Parametr	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Stała	$\ln A$	10,528*** (183,82)	-24,301*** (4,25)	-29,349*** (6,12)	-8,710 (0,47)	-9,554 (0,53)	-7,412*** (13,69)
UE	φ_1	3,510*** (26,79)	2,219*** (27,06)	0,978*** (11,20)	0,692*** (7,24)	1,082*** (9,59)	1,080*** (9,53)
EFTA	φ_2	2,157*** (7,97)	2,156*** (18,69)	1,127*** (10,53)	0,715*** (6,12)	1,092*** (7,97)	1,089*** (7,85)
CEFTA	φ_3	2,957*** (21,14)	2,773*** (25,46)	1,137*** (9,71)	0,979*** (8,64)	0,674*** (7,28)	0,679*** (7,59)
Turcja	φ_4	3,068*** (11,41)	1,409*** (5,94)	0,360 (1,55)	0,397* (1,73)	0,838*** (3,57)	0,881*** (4,52)
Izrael	φ_5	1,647*** (16,75)	0,969*** (10,73)	0,367*** (3,87)	0,023 (0,23)	0,283** (2,52)	0,310** (2,45)
Chorwacja	φ_6	1,365*** (23,84)	1,654*** (34,25)	0,213*** (2,66)	-0,009 (0,10)	0,254** (2,10)	0,353** (2,46)
Estonia	φ_7	1,492*** (9,62)	2,712*** (24,19)	1,282*** (10,68)	1,015*** (8,65)	0,995*** (7,54)	1,050*** (9,18)
Łotwa	φ_8	2,128*** (15,21)	3,062*** (29,98)	1,265*** (10,24)	1,082*** (9,06)	1,191*** (9,14)	1,246*** (10,84)
Litwa	φ_9	3,174*** (20,18)	3,742*** (33,62)	1,633*** (11,75)	1,476*** (11,05)	0,923*** (5,97)	0,940*** (5,85)
PKB _{partner} Y_j	α		0,841*** (44,64)	0,904*** (54,81)	0,842*** (46,29)	0,796*** (44,79)	0,796*** (44,68)
PKB _{Polska} Y_i	β		0,521*** (2,41)	0,914*** (5,03)	-0,263 (0,26)	-0,306 (0,31)	
Odległość D_{ij}	θ			-0,826*** (21,81)	-0,794*** (21,05)	-0,527*** (10,26)	-0,527*** (10,23)
PKB _{partner} per capita	γ				0,244*** (7,29)	0,253*** (7,56)	0,253*** (7,55)
PKB _{Polska} per capita	δ				1,085 (1,19)	1,162 (1,32)	
Język	σ_1					0,246* (2,04)	0,247** (2,09)
Granica	σ_2					0,779*** (6,18)	0,786*** (6,41)
Historia	σ_3					0,495*** (4,00)	0,485*** (3,98)
Efekty czasowe		NIE	NIE	NIE	NIE	NIE	TAK
Test F dla efektów czasowych (wartość p)							4,15 (0,000)
R^2		0,371	0,735	0,811	0,819	0,832	0,834
Skorygowane R^2		0,367	0,733	0,809	0,817	0,830	0,831
Liczba obserwacji		1365	1365	1365	1365	1365	1365

Uwaga: *** statystyczna istotność parametru na poziomie 1%, **statystyczna istotność parametru na poziomie 5%, * statystyczna istotność parametru na poziomie 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS oraz Banku Światowego.

natomiast tabela 7 zawiera wyniki estymacji uzyskane osobno dla poszczególnych lat próby, co umożliwia zbadanie stabilności oszacowanych parametrów modelu w czasie.

W kolumnie (1) tabeli 6 przedstawiono bezwarunkowe oszacowania parametrów towarzyszących zmien-

nym wskaźnikowym wskazującym na istnienie zawartych przez Polskę umów o wolnym handlu. W pozostałych kolumnach są oszacowania tych parametrów warunkowane obecnością innych zmiennych objaśniających, które mogą wpływać na wielkość bilateralnej wymiany handlowej, występujących w modelach gra-

witacyjnych. Oszacowania zamieszczone w kolumnie (1) zostały uzyskane na podstawie ograniczonej wersji równania (3), zakładającej *a priori*, że parametry towarzyszące pozostałym zmiennym objaśniającym są równe zero. Oszacowania te mogą być traktowane jako wygodny punkt odniesienia dla wyników estymacji uzyskanych na podstawie rozszerzonych specyfikacji równania regresji, przedstawionych w kolejnych kolumnach tabeli 6. Bezwarunkowe oszacowania wszystkich parametrów towarzyszących zmiennym wskaźnikowym wskazującym na istnienie zawartych przez Polskę preferencyjnych porozumień handlowych są statystycznie istotne już na poziomie 1% statystycznej istotności i mają dodatnie znaki zgodne z oczekiwaniami. Największą wartość oszacowanego parametru ma zmienna wskaźnikowa opisująca funkcjonowanie Układu Europejskiego.

W kolumnie (2) oszacowania parametrów zmiennych wskazujących na istnienie umów o wolnym handlu warunkuje obecność w oszacowanym równaniu regresji miar wielkości ekonomicznej handlujących ze sobą krajów, które uwzględnione zostały za pomocą wielkości realnego PKB Polski i jej partnerów handlowych. Chociaż obydwie miary wielkości ekonomicznej krajów mają zgodne z oczekiwaniami dodatnie znaki i są statystycznie istotne, to parametr towarzyszący PKB partnerów handlowych jest dokładniej oszacowany niż parametr przy PKB Polski. Uwzględnienie w oszacowanym równaniu regresji ekonomicznej wielkości handlujących ze sobą krajów nie powoduje zasadniczej zmiany statystycznej istotności parametrów przy zmiennym wskaźnikowym opisującym zawarte przez Polskę preferencyjne umowy handlowe; wszystkie te parametry przy zmiennych pozostają statystycznie istotne na poziomie 1%. Zmieniają się natomiast – w większości obniżają – wartości oszacowań, co potwierdza dodatnią zależność wielkości bilateralnej wymiany handlowej od wielkości ekonomicznej handlujących ze sobą krajów, przewidywaną przez modele grawitacji. Obecnie największa wartość oszacowanego parametru towarzyszy zmiennej wskaźnikowej opisującej istnienie dwustronnej umowy zawartej przez Polskę z Litwą.

Kolumna (3) zawiera oszacowania warunkowane obecnością wszystkich zmiennych objaśniających występujących w modelu grawitacji wyrażonym w formie podstawowej, czyli oprócz wielkości ekonomicznej handlujących ze sobą krajów uwzględniającym również odległość geograficzną pomiędzy ich stolicami. Okazuje się, że ta dodatkowa zmienna ma zgodny z oczekiwaniami ujemny znak i jest statystycznie istotna już na poziomie 1%. Uwzględnienie w oszacowanym równaniu regresji odległości geograficznej pomiędzy Polską a jej partnerami handlowymi powoduje spadek statystycznej istotności i dalsze obniżenie wartości oszacowanych parametrów towarzyszących zmiennym wskaźnikowym opisującym istnienie zawartych przez Polskę umów o wolnym handlu. W szczególności statystyczną istotność

traci zupełnie zmienna wskaźnikowa opisująca istnienie umowy dwustronnej zawartej przez Polskę z Turcją. Największą wartość oszacowanego parametru nadal ma jednak zmienna wskaźnikowa opisująca istnienie umowy dwustronnej z Litwą. Jednocześnie zmienna ta charakteryzuje się najwyższym poziomem statystycznej istotności spośród wszystkich zmiennych objaśniających uwzględnionych w regresji.

Kolumna (4) przedstawia wyniki oszacowania modelu grawitacji w formie rozszerzonej, uwzględniającej oprócz tradycyjnych zmiennych grawitacyjnych, takich jak wielkość partnerów handlowych i odległości między nimi, również zmienne ilustrujące stopień ich rozwoju gospodarczego mierzony wielkością ich PKB *per capita*. Okazuje się, że oszacowany parametr towarzyszący zmiennej mierzącej PKB *per capita* partnerów handlowych Polski ma zgodny z oczekiwaniami dodatni znak i jest statystycznie istotny już na poziomie 1%. Zmienna mierząca PKB *per capita* Polski jest natomiast statystycznie nieistotna. Może to świadczyć o tym, że bilateralną wymianę handlową Polski z zagranicą najlepiej opisują modele zakładające niepełną specjalizację produkcji, w szczególności model łączący cechy neoklasycznej i nowej teorii handlu zagranicznego, określany mianem modelu Chamberlina-Heckschera-Ohlina. Przewiduje on, że tylko jedna ze zmiennych mierzących poziom PKB *per capita* partnerów handlowych wpływa na wielkość bilateralnych obrotów handlowych.

Uwzględnienie poziomu rozwoju gospodarczego partnerów handlowych powoduje spadek statystycznej istotności wielu zmiennych objaśniających występujących w oszacowanym równaniu regresji. W szczególności statystyczną istotność traci parametr przy zmiennej mierzącej wielkość PKB Polski, a także zmienne wskaźnikowe opisujące istnienie dwustronnych umów o wolnym handlu zawartych przez Polskę z Chorwacją oraz Izraelem. Z kolei oszacowany parametr towarzyszący zmiennej wskaźnikowej opisującej istnienie umowy dwustronnej z Turcją staje się istotny na poziomie 10%. Zmienną wskaźnikową, której towarzyszy najwyższa wartość oszacowanego parametru, pozostaje natomiast zmienna opisująca istnienie umowy dwustronnej z Litwą.

W kolumnie (5) w celu uwzględnienia faktu, że umowy o wolnym handlu często są zawierane między krajami mającymi wspólne granice, pokrewne języki czy wspólną historię, do oszacowanego równania regresji włączono trzy zmienne wskaźnikowe, których zadaniem było uwzględnienie tego typu efektów. Okazuje się, że zmienne wskaźnikowe opisujące istnienie zarówno wspólnej granicy, jak i więzi historycznych są statystycznie istotne już na poziomie 1%, natomiast zmienna dotycząca pokrewieństwa językowego jest statystycznie istotna na poziomie 5%. Uwzględnienie powyższych zmiennych w oszacowanym równaniu regresji nie pozostaje bez wpływu na statystycz-

Tabela 7. Oszacowania modelu gravitacji dla każdego roku z osobna w okresie 1992-2004

zmienna	parametr	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
stała	lnA	-5,812** (2,56)	-3,777*** (3,05)	-5,277*** (2,78)	-5,810*** (3,18)	-6,945*** (4,19)	-8,046*** (3,95)	-7,333*** (3,38)	-7,896*** (3,75)	-10,127*** (4,83)	-8,283*** (3,44)	-8,550*** (3,53)	-8,703*** (4,33)	-8,300*** (4,25)
EU	φ_1	0,004 (0,01)	0,399 (0,99)	0,707 (1,64)	1,110*** (3,01)	0,976*** (2,92)	1,230*** (3,32)	1,260*** (2,87)	1,474*** (3,21)	1,596*** (3,70)	1,467*** (3,02)	1,720*** (3,46)	1,312*** (3,18)	1,124*** (2,68)
EFTA	φ_2		0,670 (1,64)	1,015** (2,21)	0,917** (2,01)	0,918*** (2,78)	1,056*** (2,83)	1,090*** (2,55)	1,317*** (3,14)	1,385*** (3,09)	1,851*** (2,94)	1,851*** (3,64)	1,425*** (3,17)	1,123** (2,53)
CEFTA	φ_3		0,466** (2,36)	0,440** (2,06)	0,546*** (2,65)	0,345 (1,610)	0,097 (0,29)	0,229 (0,79)	0,744*** (3,14)	0,808*** (3,21)	0,835*** (3,24)	0,905*** (3,01)	0,802*** (3,19)	0,627** (2,40)
Turcja	φ_4									0,468 (1,50)	0,947*** (2,80)	1,493*** (4,36)	1,394*** (4,74)	1,419*** (4,71)
Izrael	φ_5							0,339 (1,09)	0,742** (2,28)	1,083*** (3,68)	0,365 (1,08)	0,404 (1,17)	-0,045 (0,17)	-0,082 (0,29)
Chorwacja	φ_6											0,575* (1,87)		
Estonia	φ_7								1,241*** (2,98)	1,362*** (3,19)	1,128*** (2,63)	1,143** (2,37)	1,016** (2,52)	0,891** (2,14)
Łotwa	φ_8								1,513*** (3,45)	1,635*** (3,58)	1,384*** (2,98)	1,532*** (2,99)	1,210*** (2,81)	1,147*** (2,62)
Litwa	φ_9						0,670 (1,63)	0,706 (1,42)	1,282** (2,42)	1,693*** (3,29)	1,376** (2,34)	1,437** (2,54)	1,143** (2,49)	0,858* (1,86)
PKB _{partner}	α	0,786*** (12,74)	0,773*** (13,36)	0,808*** (12,69)	0,819*** (12,63)	0,816*** (13,31)	0,867*** (14,19)	0,789*** (12,71)	0,828*** (11,54)	0,855*** (12,70)	0,765*** (10,24)	0,744*** (9,25)	0,764*** (10,83)	0,770*** (10,38)
Odległość	θ	-0,730*** (3,90)	-0,771*** (5,70)	-0,661*** (3,89)	-0,577*** (3,43)	-0,557*** (3,72)	-0,482*** (2,88)	-0,454** (2,33)	-0,439** (2,22)	-0,326 (1,57)	-0,363 (1,54)	-0,270 (1,13)	-0,419** (2,01)	-0,492** (2,52)
Per capita PKB _{partner}	γ	0,323*** (2,90)	0,159 (1,47)	0,123 (0,91)	0,083 (0,67)	0,216* (1,82)	0,116 (1,01)	0,240* (1,88)	0,159 (1,16)	0,218* (1,83)	0,315** (2,20)	0,315* (2,01)	0,437*** (3,39)	0,474*** (3,64)
Język	σ_1	-1,511** (2,15)	0,149 (0,62)	0,275 (1,06)	0,430* (1,86)	0,313 (1,59)	0,621** (2,06)	0,542 (1,61)	0,570* (1,70)	0,731** (2,08)	0,481 (1,17)	0,516 (1,44)	0,328 (1,11)	0,475 (1,48)
Granica	σ_2	1,858*** (2,65)	0,634** (2,02)	0,734** (2,33)	0,730*** (2,65)	0,736*** (2,69)	0,426 (1,20)	0,397 (1,04)	0,637** (2,33)	0,634** (2,09)	0,857** (2,61)	0,876** (2,51)	0,893*** (2,65)	0,687* (1,98)
Historia	σ_3	-0,181 (0,39)	-0,184 (0,59)	0,101 (0,25)	0,427 (1,16)	0,639* (1,76)	0,946** (2,29)	0,982** (2,01)	0,538 (1,53)	0,740* (1,92)	0,629 (1,65)	0,773* (1,81)	0,693* (1,91)	0,668* (1,82)
R ²		0,774	0,848	0,817	0,830	0,852	0,838	0,841	0,844	0,869	0,840	0,831	0,864	0,867
skorygowane R ²		0,758	0,834	0,800	0,813	0,838	0,821	0,822	0,822	0,849	0,815	0,802	0,843	0,847
liczba obserwacji		105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105	105

Uwaga: ***oznaczają statystyczną istotność parametru na poziomie 1%, **oznaczają statystyczną istotność parametru na poziomie 5%, *oznaczają statystyczną istotność parametru na poziomie 10%.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS oraz Banku Światowego.

na istotność oraz wartości oszacowań parametrów towarzyszących zmiennym wskaźnikowym opisującym istnienie zawartych przez Polskę preferencyjnych porozumień handlowych. W porównaniu z oszacowaniami zamieszczonymi w kolumnie (4) statystyczną istotność odzyskują parametry towarzyszące zmiennym wskaźnikowym opisującym istnienie umów dwustronnych z Chorwacją oraz Izraelem, które obecnie stają się statystycznie istotne na poziomie 5%. Statystyczna istotność parametru towarzyszącego zmiennej wskaźnikowej opisującej istnienie umowy dwustronnej z Turcją wzrasta natomiast do 1%. Ponadto, uwzględnienie w oszacowanym równaniu regresji zmiennych opisujących bliskość geograficzną, pokrewieństwo językowe i więzy historyczne partnerów handlowych powoduje istotny spadek parametru towarzyszącego zmiennej opisującej istnienie regionalnego ugrupowania handlowego CEFTA. Silnie spada również wartość oszacowanego parametru towarzyszącego zmiennej wskaźnikowej opisującej istnienie umowy dwustronnej z Litwą. Obecnie najwyższą wartość oszacowanego parametru spośród wszystkich zmiennych wskaźnikowych ma zmienna EFTA, ale ten sam rząd wielkości oszacowanych parametrów użyjemy również dla Układu Europejskiego oraz umowy dwustronnej z Łotwą.

Kolumna (6) ilustruje wrażliwość uzyskanych wyników estymacji na indywidualne efekty czasowe. Ze względu na oszczędność miejsca oszacowania parametrów towarzyszących zmiennym wskaźnikowym dla poszczególnych lat próby nie zostały zamieszczone w tabeli 6. Pomimo łącznej statystycznej istotności indywidualnych efektów czasowych, mierzonej za pomocą testu F, ich uwzględnienie w oszacowanym równaniu regresji nie wpłynęło istotnie na sformułowane wcześniej wnioski²⁰.

Oszacowania parametrów modelu dla każdego roku z osobna zostały zamieszczone w tabeli 7.

Powyższe oszacowania zostały uzyskane na podstawie rozszerzonej specyfikacji równania grawitacji. Oprócz podstawowych zmiennych grawitacyjnych, takich jak ekonomiczna wielkość partnerów handlowych czy odległość geograficzna pomiędzy nimi, uwzględniono w nich również poziom rozwoju mierzony za pomocą ich PKB *per capita*, a także wiele zmiennych wskaźnikowych opisujących bliskość geograficzną, pokrewieństwo językowe oraz więzy historyczne pomiędzy Polską a jej partnerami handlowymi. Ponieważ oszacowania zostały dokonane dla poszczególnych lat próby i nie mają wymiaru czasowego, z regresji wyłączono zmienne dotyczące PKB oraz PKB *per capita* Polski, których wartości są takie same dla wszystkich obserwacji w danym roku.

Oszacowania parametrów zawarte w tabeli 7 ujawniają, że nie wszystkie zmienne objaśniające występujące w oszacowanych równaniach regresji były statystycznie istotne we wszystkich latach próby. W szczególności możemy zauważyć, że parametr towarzyszący zmiennej opisującej porozumienie handlowe z Unią Europejską nie jest statystycznie istotny w początkowych latach próby. Wiąże się to z istniejącymi na początku lat 90. XX w. po obu stronach licznymi ograniczeniami przepływu różnego rodzaju produktów, później stopniowo znoszonych. Statystyczną istotność parametru towarzyszącego tej zmiennej notuje się dopiero od 1995 r. Można zatem stwierdzić, że liberalizacja polskiego handlu zagranicznego z Unią Europejską mająca miejsce w ramach tzw. Umowy Przejściowej nie wpłynęła istotnie na wzrost bilateralnych obrotów handlowych Polski z jej krajami członkowskimi²¹. Ponadto można zauważyć stopniowy wzrost wartości parametru towarzyszącego tej zmiennej w drugiej połowie lat 90., a następnie jej zdecydowany spadek w 2004 r., będący prawdopodobnie skutkiem przyjęcia przez Polskę, po jej przystąpieniu do Unii Europejskiej, wspólnej unijnej zewnętrznej taryfy celnej, co zaowocowało rozwojem handlu również z innymi krajami trzecimi spoza Unii. Kwestia ta wymaga jednak dokładniejszego zbadania w przyszłości w ramach dalszych badań.

Podobnie jak w przypadku umowy stowarzyszeniowej z Unią Europejską również w przypadku liberalizacji polskiego handlu zagranicznego w ramach Europejskiej Strefy Wolnego handlu jej skutki, w postaci statystycznej istotności parametrów towarzyszących zmiennej EFTA, pojawiły się z pewnym opóźnieniem. Zmienna ta stała się statystycznie istotna na poziomie 5% od 1994 r., natomiast na poziomie 1% dopiero od 1996 r. Ponadto podobnie jak w przypadku Unii Europejskiej, oszacowana wartość parametru towarzyszącego tej zmiennej stopniowo rośnie w czasie, co potwierdza coraz większą skuteczność przeprowadzonej liberalizacji handlu. W 2004 r. w przypadku EFTA, podobnie jak wcześniej w przypadku Unii Europejskiej, możemy również zaobserwować gwałtowny spadek wartości tego parametru.

W przeciwieństwie do porozumień zawartych przez Polskę z Unią Europejską oraz EFTA oszacowany parametr towarzyszący zmiennej CEFTA jest statystycznie istotny już od pierwszego roku jej funkcjonowania, chociaż jest to statystyczna istotność na poziomie zaledwie 5%. Statystyczna istotność tego parametru wzrasta do 1% dopiero w 1995 r. W drugiej połowie lat 90. parametr towarzyszący zmiennej CEFTA w ogóle traci swoją statystyczną istotność. Może to świadczyć o tym, że dalsze rozszerzanie porozumienia CEFTA na inne kraje regionu

²⁰ Indywidualne efekty czasowe były współliniowe z wielkościami PKB oraz PKB *per capita* dla Polski, które zostały wyłączone z oszacowanego równania regresji.

²¹ Uzyskany powyżej wynik potwierdza zatem zasadność przyjmowania przez niektórych autorów, badających skutki liberalizacji handlu pomiędzy Unią Europejską a krajami Europy Środkowej i Wschodniej, roku wejścia w życie Układu Europejskiego, a nie roku wejścia w życie Umowy Przejściowej, jako momentu rzeczywistej liberalizacji handlu zagranicznego.

Europy Środkowej w tym okresie nie spowodowało istotnego wzrostu bilateralnych obrotów handlowych Polski z tymi krajami. Swoją statystyczną istotność oszacowany parametr towarzyszący zmiennej CEFTA odzyskuje dopiero na przełomie XX i XXI w. W przeciwieństwie do oszacowań parametrów towarzyszących dwóm wcześniej omówionym zmiennym, związanym z Układem Europejskim oraz EFTA, wartość parametru towarzyszącego zmiennej CEFTA nie wykazuje wyraźnej tendencji w czasie. Można również zauważyć, że w porównaniu z wartościami parametrów uzyskanych dla Układu Europejskiego oraz EFTA wartość parametru towarzyszącego zmiennej CEFTA jest średnio o połowę niższa. Ponadto w 2004 r. podobnie jak w przypadku dwóch wcześniej omówionych zmiennych możemy zauważyć niewielki spadek oszacowanej wartości tego parametru.

W przypadku dwustronnych umów handlowych Polski możemy zauważyć, że ich skuteczność była różna w zależności od kraju, z którym została zawarta umowa. Skuteczność dwustronnego porozumienia z Turcją rosła wraz z upływem czasu, o czym może świadczyć wzrost zarówno wartości oszacowanego parametru towarzyszącego zmiennej wskaźnikowej opisującej istnienie tego porozumienia, jak też jego statystycznej istotności. Pod koniec badanego okresu wartość oszacowanego parametru tej zmiennej była wyraźnie większa w porównaniu z oszacowaniami parametrów uzyskanymi dla zmiennych wskaźnikowych opisujących istnienie pozostałych dwustronnych preferencyjnych umów handlowych, jak również dla zmiennych opisujących istnienie umów w ramach regionalnych ugrupowań handlowych: Unii Europejskiej, EFTA oraz CEFTA.

W przypadku dwustronnej umowy handlowej zawartej z Izraelem statystyczną istotność parametru opisującego istnienie tej umowy możemy odnotować tylko dla dwóch lat próby: 1999 oraz 2000, z czego statystyczną istotność na poziomie 1% tylko w 2000 r. Z kolei oszacowany parametr towarzyszący zmiennej opisującej istnienie umowy dwustronnej z Chorwacją, które obowiązywało tuż przed jej przystąpieniem do ugrupowania CEFTA jest statystycznie istotny zaledwie na poziomie 10%. W przypadku umów dwustronnych zawartych przez Polskę z krajami bałtyckimi: Estonią, Litwą oraz Łotwą, możemy zauważyć, że oszacowane parametry były statystycznie istotne od 1999 r., przy czym ich statystyczna istotność kształtowała się z reguły na poziomie 5%, z wyjątkiem Łotwy, dla której oszacowane wartości parametru były zawsze statystycznie istotne już na poziomie 1%.

Pozostałe zmienne objaśniające występujące w oszacowanych równaniach regresji charakteryzują się różnym stopniem statystycznej istotności zależnie od zmiennej oraz roku próby, dla którego zostały dokonane oszacowania. Spośród zmiennych grawitacyjnych jedynie zmienna PKB mierząca wielkość ekonomiczną partnera handlowego Polski jest zawsze statystycznie istotna

na poziomie 1%. Zmienna PKB *per capita*, mierząca jego poziom rozwoju, jest statystycznie istotna na poziomie 1% jedynie na początku oraz końcu okresu próby. Z kolei wartość parametru towarzyszącego zmiennej mierzącej odległość geograficzną między Warszawą a stolicą partnera handlowego Polski maleje z upływem czasu i traci swoją statystyczną istotność na początku lat 2000. Może to sugerować, że odległość geograficzna staje się coraz mniej znaczącą barierą rozwoju polskiego handlu zagranicznego. Jednak w 2003 r. wartość bezwzględna tego parametru skokowo rośnie i odzyskuje on swoją statystyczną istotność.

Spośród zmiennych wskaźnikowych opisujących bliskość geograficzną, pokrewieństwo językowe oraz wspólne więzi historyczne żadna nie jest statystycznie istotna we wszystkich latach badanego okresu. Oszacowany parametr towarzyszący zmiennej wskaźnikowej opisującej pokrewieństwo językowe jest statystycznie istotny już w pierwszym roku próby na poziomie 5%, jednak towarzyszy mu niezgodny z oczekiwaniami ujemny znak. Można to tłumaczyć tym, że w 1992 r. w niektórych krajach Europy Środkowej i Wschodniej, w których używane są języki słowiańskie, załamała się wzajemna wymiana handlowa w związku z rozpadem Jugosławii oraz Związku Radzieckiego i powstaniem w ich miejsce nowych państw narodowych. Dla większości kolejnych lat próby oszacowany parametr towarzyszący tej zmiennej nie był jednak statystycznie istotny²².

Zmienna wskaźnikowa opisująca istnienie wspólnej granicy była statystycznie istotna tylko w początkowym oraz końcowym okresie próby. Można to interpretować w następujący sposób. Na początku lat 90., czyli we wczesnym okresie transformacji systemowej, firmy działające w Polsce miały jeszcze niewielkie doświadczenie w handlu zagranicznym, który wcześniej był prowadzony za pośrednictwem wyspecjalizowanych central handlu zagranicznego, co sprawiało, że wołały dokonywać transakcji z firmami zagranicznymi zlokalizowanymi w krajach będących bezpośrednimi sąsiadami Polski. Wraz z rozwojem międzynarodowych kontaktów handlowych sytuacja ta zdecydowanie zmieniła się w drugiej połowie lat 90., kiedy geograficzna struktura handlu zagranicznego Polski została bardziej zdywersyfikowana. Potwierdza to statystyczna istotność parametru towarzyszącego zmiennej opisującej wspólne więzi historyczne. W pierwszej połowie lat 90. parametr ten nie był statystycznie istotny, ponieważ wymiana handlowa Polski odbywała się głównie z bezpośrednimi sąsiadami Polski. W drugiej połowie lat 90. wraz z rozwojem kontaktów handlowych sytuacja zdecydowanie się zmieniła, gdyż wzrosło znaczenie handlu z innymi krajami regionu Europy Środkowej i Wschodniej, z którymi Polskę łączyły niegdyś więzi historyczne.

²² Z wyjątkiem lat 1995, 1997, 1999 i 2000, kiedy miał zgodny z oczekiwaniami dodatni znak, jednak jego statystyczna istotność nigdy nie przekroczyła poziomu 5%.

Zakończenie

W niniejszym artykule zbadano wpływ umów o wolnym handlu zawartych przez Polskę w latach 90. XX w. na wielkość jej wymiany handlowej z zagranicą w latach 1992–2004. Przeanalizowano skutki trzech rodzajów porozumień handlowych: liberalizacji zinstytucjonalizowanej w postaci jednostronnego przystąpienia do istniejącego regionalnego ugrupowania integracyjnego, utworzenia nowego regionalnego ugrupowania integracyjnego, a także dwustronnych umów o wolnym handlu.

Prosta analiza zmian w czasie udziałów poszczególnych krajów oraz regionalnych ugrupowań integracyjnych, z którymi Polska zawarła umowy o wolnym handlu, w całkowitych obrotach polskiego handlu zagranicznego w większości przypadków nie wykazała jednak wyraźnego wzrostu tych udziałów w badanym okresie. Z kolei formalna analiza ekonometryczna czynników określających wielkość bilateralnych obrotów handlowych Polski pokazała, że oszacowane parametry towarzyszące zmiennym wskaźnikowym opisującym istnienie poszczególnych porozumień handlowych były statystycznie istotne, chociaż uzyskane wartości tych parametrów były różne w zależności od kraju czy ugrupowania, z którymi tego typu porozumienia zostały zawarte.

W szczególności uzyskane wyniki estymacji modeli grawitacji potwierdziły skuteczność zinstytucjonalizowanej liberalizacji handlu zagranicznego polegającej na jednostronnym przystąpieniu do istniejącego regionalnego ugrupowania integracyjnego. Świadczą o tym do-

datnie i statystycznie istotne oszacowania parametrów towarzyszących zmiennym wskaźnikowym dla umowy stowarzyszeniowej z Unią Europejską oraz EFTA. Ich wartości przewyższają wartości uzyskane dla CEFTA oraz zdecydowanej większości umów dwustronnych.

Przeprowadzone badania empiryczne potwierdzają zatem brak jasnych wskazówek teoretycznych co do skuteczności porozumień bilateralnych, ponieważ wartości oszacowań parametrów towarzyszących zmiennym wskaźnikowym różnią się w zależności od kraju, z którym została zawarta umowa dwustronna, i charakteryzują się różnym poziomem statystycznej istotności. Przykładami skutecznej liberalizacji handlu w ramach umów dwustronnych są porozumienia zawarte z Turcją oraz krajami bałtyckimi: Estonią, Litwą oraz Łotwą. Mało skuteczne okazały się natomiast porozumienia dwustronne z Chorwacją oraz Izraelem. Ponadto wyniki badań empirycznych uzyskane dla poszczególnych lat próby pokazują, że skutki zawartych porozumień handlowych nie są natychmiastowe, ale pojawiają się dopiero po pewnym czasie.

Owocnym kierunkiem przyszłych badań empirycznych może być ocena handlowych skutków przyjęcia przez Polskę 2004 r. unijnej zewnętrznej taryfy celnej. W szczególności warto zbadać wpływ przyjęcia wspólnej taryfy celnej na handel z tymi krajami byłego Związku Radzieckiego, które nie zdecydowały się na kandydowanie do Unii Europejskiej i w których często wyrażane były obawy, że rozszerzenie Unii Europejskiej na wschód doprowadzi do obniżenia ich wymiany handlowej z nowymi krajami członkowskimi.

Bibliografia

- Bagwell K., Staiger R.W. (1998), *Will Preferential Agreements Undermine the Multilateral Trading System?*, "Economic Journal", Vol. 108, No. 449, s. 1162–1182.
- Baldwin R., Forslid R., Martin P., Ottaviano G., Robert-Nicoud F. (2003), *Economic Geography and Public Policy*, Princeton University Press, Princeton.
- Bhagwati J., Greenaway D., Panagariya A. (1998), *Trading Preferentially: Theory and Policy*, "Economic Journal", Vol. 108, No. 449, s. 1128–1148.
- Deardorff A.V. (1998), *Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?*, w: J.A. Frankel (red.), *The Regionalization of the World Economy*, The University of Chicago Press, Chicago.
- DeRato R., Wolfowitz P. (2006), *Liberalizacja handlu jest konieczna*, „Rzeczpospolita”, 24 października, s. B8.
- Elliott D.R. (2007), *Caribbean Regionalism and the Expectation of Increased Trade: Insights from a Time-Series Gravity Model*, "Journal of International Trade and Economic Development", Vol. 16, No. 1, s. 117–136.
- Ethier W.J. (1998), *The New Regionalism*, "Economic Journal", Vol. 108, No. 449, s. 1149–1161.
- Evenett S.J., Keller W. (2002), *On the Theories Explaining the Success of the Gravity Equation*, "Journal of Political Economy", Vol. 110, No. 2, s. 281–316.
- Feenstra R.C. (2002), *Advanced International Trade. Theory and Evidence*, Princeton University Press, Princeton.
- Frankel J.A. (1997), *Regional Trading Blocks in the World Economic System*, Institute for International Economics, Washington, D.C.
- Greenaway D., Milner C. (2002), *Regionalism and Gravity*, "Scottish Journal of Political Economy", Vol. 49, No. 5, s. 574–585.
- Grossman G.M., Helpman E. (1994), *Protection for Sale*, "American Economic Review", Vol. 84, No. 4, s. 833–850.

- Grossman G.M., Helpman E. (1995), *Trade Wars and Trade Talks*, "Journal of Political Economy", Vol. 103, No.4, s. 675–708.
- Head K. (2000), *Gravity for Beginners*, <http://pacific.commerce.ubc.ca/keith/gravity.pdf>
- Helpman E. (1981), *International Trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale and Monopolistic Competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin Approach*, "Journal of International Economics", Vol. 11, No. 3, s. 305–340.
- Helpman E. (1987), *Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrial Countries*, "Journal of the Japanese and International Economies", Vol. 1, No.1, s. 62–81.
- Helpman E., Krugman P.R. (1985), *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy*, MIT Press, Cambridge.
- Helpman E., Krugman P.R. (1989), *Trade Policy and Market Structure*, MIT Press, Cambridge.
- Kawecka-Wyrzykowska E. (red.) (1995), *Umowy o Wolnym Handlu ze Wspólnotami Europejskimi oraz Krajami EFTA i CEFTA oraz Uzgodnienia Rundy Urugwajskiej: Skutki dla Polskiego Handlu Zagranicznego*, Instytut Koniunktur i Cen Handlu Zagranicznego, Warszawa.
- Kopeć U. (1995), *Zasady Liberalizacji Handlu Wytrobami Przemysłowymi w Umowach Wolnohandlowych Polski*, w: E. Kawecka-Wyrzykowska (red.), *Umowy o Wolnym Handlu ze Wspólnotami Europejskimi oraz Krajami EFTA i CEFTA oraz Uzgodnienia Rundy Urugwajskiej: Skutki dla Polskiego Handlu Zagranicznego*, Instytut Koniunktur i Cen Handlu Zagranicznego, Warszawa.
- Limão N. (2006), *Preferential Trade Agreements as Stumbling Blocks for Multilateral Trade Liberalization: Evidence for the United States*, "American Economic Review", Vol. 96, No. 3, s. 896–914.
- Linneman H. (1966), *An Econometric Study of International Trade Flows*, North-Holland, Amsterdam.
- Michalek J.J. (2002), *Polityka Handlowa. Mechanizmy Ekonomiczne i Regulacje Międzynarodowe*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Oguledo V.I., MacPhee C.R. (1994), *Gravity Models: A Reformulation and an Application to Discriminatory Trade Arrangements*, "Applied Economics", Vol. 26, No. 2, s. 107–120.
- Panagariya A. (2000), *Preferential Trade Liberalization: The Traditional Theory and New Developments*, "Journal of Economic Literature", Vol. 38, No. 2, s. 287–331.
- Pöyhönen P. (1963), *A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries*, "Weltwirtschaftliches Archiv", Vol. 90, No. 1, s. 93–99.
- Puga D., Venables A. (1997), *Preferential Trading Arrangements and Industrial Location*, "Journal of International Economics", Vol. 43, No. 3–4, s. 347–368.
- Rivera-Batiz L.A., Oliva M.A. (2003), *International Trade. Theory, Strategies and Evidence*, Oxford University Press, Oxford.
- Soloaga I., Winters A. (2001), *A Regionalism in the Nineties: What Effects on Trade?*, "North American Journal of Economics and Finance", Vol. 12, No. 1, s. 1–30.
- de la Torre A., Kelly M. (1992), *The Regional Trading Arrangements*, "Occasional Paper", No. 93, IMF, Washington, D.C.
- Srinivasan T.N., Whalley J., Wooton I. (1993), *Measuring the Effects of Regionalism on Trade and Welfare*, w: K. Anderson, R. Blackhurst (red.), *Regional Integration and the Global Trading System*, St. Martin's Press, New York.
- Synowicz E. (1995), *Porównanie Części Handlowych Układów Europejskich Krajów Grupy Wyszehradzkiej w Aspekcie Dostępu do Rynku WE*, w: E. Kawecka-Wyrzykowska (red.), *Umowy o Wolnym Handlu ze Wspólnotami Europejskimi oraz Krajami EFTA i CEFTA oraz Uzgodnienia Rundy Urugwajskiej: Skutki dla Polskiego Handlu Zagranicznego*, Instytut Koniunktur i Cen Handlu Zagranicznego, Warszawa.
- Tinbergen J. (1962), *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy*, The Twentieth Century Fund, New York.

Załącznik 1. Lista partnerów handlowych Polski, dla których dane zostały wykorzystane w badaniu ekonometrycznym

Albania	Grecja	Litwa	Sri Lanka
Algieria	Gwatemala	Luksemburg	Stany Zjednoczone
Arabia Saudyjska	Gwinea	Łotwa	Sudan
Argentyna	Hiszpania	Macedonia	Syria
Australia	Holandia	Madagaskar	Szwajcaria
Austria	Honduras	Malawi	Szwecja
Azerbejdżan	Hongkong	Malezja	Tadżykistan
Bangladesz	Indie	Mali	Tajlandia
Belgia	Indonezja	Malta	Togo
Białoruś	Iran	Maroko	Tunezja
Brazylia	Irlandia	Meksyk	Turcja
Bułgaria	Islandia	Niemcy	Turkmenistan
Chile	Izrael	Nigeria	Uganda
Chiny	Japonia	Norwegia	Ukraina
Chorwacja	Jemen	Nowa Zelandia	Urugwaj
Cypr	Jordania	Pakistan	Uzbekistan
Czeska Republika	Kamerun	Panama	Wenezuela
Dania	Kanada	Peru	Węgry
Egipt	Kazachstan	Portugalia	Wielka Brytania
Ekwador	Kenia	Republika	Wietnam
Estonia	Kirgistan	Południowej Afryki	Włochy
Etiopia	Kolumbia	Rosja	Wybrzeże Kości
Filipiny	Korea Pd.	Rumunia	Słoniowej
Finlandia	Kostaryka	Salwador	Zambia
Francja	Kuwejt	Singapur	Zimbabwe
Gabon	Laos	Słowacja	Zjednoczone Emiraty
Ghana	Liban	Słowenia	Arabskie

Załącznik 2. Definicje i podstawowe statystyki zmiennych wykorzystanych w badaniu (dane połączone z lat 1992-2004)

Zmienna	Definicja	Wartość minimalna	Wartość maksymalna	Wartość średnia	Odchylenie standardowe
VT	Wielkość bilateralnych obrotów handlowych Polski w mln USD (ceny stałe z 2000 r.)	0,384	40084,898	707,724	2460,966
CEFTA	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z krajami CEFTA (0/1)	0	1	0,045	0,207
UE	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z krajami Unii Europejskiej (0/1)	0	1	0,136	0,343
EFTA	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z krajami EFTA (0/1)	0	1	0,031	0,173
Turcja	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z Turcją (0/1)	0	1	0,004	0,060
Izrael	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z Izraelem (0/1)	0	1	0,005	0,071
Chorwacja	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z Chorwacją (0/1)	0	1	0,001	0,027
Estonia	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z Estonią (0/1)	0	1	0,004	0,066
Łotwa	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z Łotwą (0/1)	0	1	0,004	0,066
Litwa	Zmienna wskaźnikowa dla preferencyjnej umowy handlowej z Litwą (0/1)	0	1	0,006	0,076
$PKB_{partner}^{Y_j}$	PKB partnera handlowego według parytetu siły nabywczej (w mld USD, ceny stałe z 2000 r.)	4	10708	387	1 070
$PKB_{Polska}^{Y_i}$	PKB Polski według parytetu siły nabywczej (w mld USD, ceny stałe z 2000 r.)	271	455	362	57
D_{ij}	Odległość geograficzna między Warszawą a stolicą partnera (w km)	365	17 682	4 953	3 870
$PKB_{partner}^{per\ capita}$	PKB na głowę partnera handlowego według parytetu siły nabywczej (w USD, ceny stałe z 2000 r.)	487	64299	10520	10 040
$PKB_{Polska}^{per\ capita}$	PKB na głowę Polski według parytetu siły nabywczej (w USD, ceny stałe z 2000 r.)	7 062	11 924	9 398	1 544
Język	Zmienna wskaźnikowa (0/1)	0	1	0,086	0,280
Granica	Zmienna wskaźnikowa (0/1)	0	1	0,067	0,249
Historia	Zmienna wskaźnikowa (0/1)	0	1	0,124	0,329

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (1993-2005) oraz Banku Światowego (2006).