

Materiały i Studia nr 311

**Identyfikacja konkurencyjności sektorów przemysłu
przetwórczego i ich wpływ na międzynarodową
konkurencyjność gospodarki polskiej –
analiza panelowa w modelu ECM**

Magdalena Olczyk, Aleksandra Kordalska



Materiały i Studia nr 311

**Identyfikacja konkurencyjności sektorów przemysłu
przetwórczego i ich wpływ na międzynarodową
konkurencyjność gospodarki polskiej –
analiza panelowa w modelu ECM**

Magdalena Olczyk, Aleksandra Kordalska

dr Magdalena Olczyk – Politechnika Gdańska
dr Aleksandra Kordalska – Politechnika Gdańska

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu na projekty badawcze NBP, przeznaczone do realizacji w 2014 roku, oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Wydał:
Narodowy Bank Polski
Departament Edukacji i Wydawnictw
ul. Świętokrzyska 11/21
00-919 Warszawa
tel. +48 22 185 23 35
www.nbp.pl

ISSN 2084-6258

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2015

| | |
|---|----|
| Streszczenie..... | 4 |
| Wprowadzenie | 5 |
| 1 Przegląd literatury | 8 |
| 2 Czechy jako gospodarka referencyjna..... | 18 |
| 3 Panele makroekonomiczne – przegląd narzędzi ekonometrycznych | 22 |
| 3.1 Stacjonarność zmiennych panelowych..... | 22 |
| 3.2 Kointegracja w modelach panelowych | 26 |
| 3.3 Teoretyczne aspekty estymacji modeli opartych o zintegrowane dane panelowe | 30 |
| 4 Empiryczna weryfikacja wpływu wybranych czynników na konkurencyjność sektora przemysłu przetwórczego Polski i Czech..... | 33 |
| 4.1 Opis zmiennych wykorzystanych w badaniu | 33 |
| 4.2 Panelowy model korekty błędem dla przemysłu przetwórczego | 34 |
| 4.3 Model korekty błędem dla przemysłu przetwórczego w podziale sektorowym ... | 43 |
| Wnioski | 51 |
| Bibliografia | 54 |
| Załączniki..... | 59 |

Streszczenie

Głównym celem opracowania było, na bazie danych sektorowych i z wykorzystaniem modelu ECM, określenie determinant międzynarodowej konkurencyjności sektorów przemysłu przetwórczego gospodarki polskiej. Autorki zbadaly, jak wielkość popytu zagranicznego, wielkość popytu krajowego, poziom relatywnych jednostkowych kosztów pracy, poziom nasycenia innowacjami w sektorze, stopień otwartości sektora na rynki zagraniczne oraz produktywność pracy w sektorze wpływają na zmiany międzynarodowej konkurencyjności sektorów przemysłu przetwórczego, mierzonej saldem obrotów towarowych z zagranicą. Wyniki badania zostały porównane z wynikami analogicznej analizy przeprowadzonej dla gospodarki czeskiej. Analizy zostały prowadzone z wykorzystaniem danych rocznych dla 13 sektorów przetwórstwa przemysłowego za okres 1995–2011, a zastosowanie modelu ECM pozwoliło na identyfikację zarówno relacji krótko- jak i długookresowych między międzynarodową konkurencyjnością sektorów przemysłu przetwórczego a wybranymi determinantami.

Podstawowe wnioski płynące z prowadzonych analiz są następujące. Wyniki oszacowanych modeli pozwoliły potwierdzić istotny wpływ na generowanie dodatniego salda w wymianie z zagranicą zarówno w polskim jak i w czeskim przemyśle przetwórczym dla rosnącego popytu relatywnego, rosnącej produktywności i otwartości handlowej oraz dla spadku relatywnych jednostkowych kosztów pracy. Wyniki analizy wskazały również na silniejsze oddziaływanie badanych czynników na eksport netto w obu gospodarkach w długim niż w krótkim okresie oraz na lepszą zdolność gospodarki czeskiej do korygowania odchylenia od równowagi w ciągu jednego okresu.

Klasyfikacja JEL: F40, C23, F14, O14, L60

Słowa kluczowe: eksport netto, konkurencyjność gospodarki, przetwórstwo przemysłowe, model korekty błędem

Wprowadzenie

Przetwórstwo przemysłowe jest ważną gałęzią polskiej gospodarki. Produkcja w zakresie przetwórstwa przemysłowego stanowiła w 2012 roku aż 83% całej produkcji przemysłowej w gospodarce narodowej¹. W 2012 roku w przemyśle przetwórczym pracowało 16,6% pracujących ogółem w gospodarce narodowej. Udział tego sektora w tworzeniu produktu krajowego brutto wyniósł 15,3%, a w generowaniu wartości dodanej 17,3%². W latach 1995-2012 nastąpił znaczny wzrost sektora przetwórstwa przemysłowego. Podczas gdy w całej gospodarce dynamika wzrostu PKB w cenach stałych wyniosła 203,3% a tempo wzrostu wartości dodanej ogółem w cenach stałych wyniosło 197,7%, to w przemyśle przetwórczym wartość dodana liczona w cenach stałych wzrosła aż o 331,6%³.

Znacznemu wzrostowi produkcji przetwórstwa przemysłowego w badanym okresie towarzyszył jeszcze bardziej intensywny wzrost eksportu wyrobów tego sektora. W 2012 roku udział wywozu wyrobów przetwórstwa przemysłowego w eksporcie ogółem wyniósł 67%, a w imporcie wskaźnik ten kształtował się na poziomie 53%⁴. To, co łączy wymianę handlową z zagranicą wyrobami przetwórstwa przemysłowego z wymianą towarową z zagranicą ogółem jest ujemne saldo obrotów towarowych. W wymianie towarowej z zagranicą ogółem w ujęciu dolarowym Polska notowała okresie 1995-2012 permanentny ujemny bilans. W pierwszym okresie transformacji zdecydowanie dynamiczniej wzrastał import (latach 1995-1999 w ujęciu dolarowym, rocznie o 17%) niż eksport (przeciętnie o 10,4% rocznie), z kolei w latach 2000-2008 średnioroczne tempo wzrostu eksportu (22,8%) znacznie wyprzedzało tempo wzrostu importu (18,8%)⁵. W okresie 2009-2012 eksport (2,9% rocznie, w ujęciu dolarowym) i import (1,9%) rozwijały się w podobnym tempie, a silne wahania dynamiki obrotów w poszczególnych latach związane były ze znaczącymi zmianami w gospodarce światowej.

Podobnie w obrotach towarowych artykułami przemysłowymi, lata 1995-1999 to okres znacznie silniejszego wzrostu importu (14,3% stopa średnioroczna w ujęciu dolarowym) niż eksportu (5,8%). W latach 2000-2006 w warunkach ogólnie wysokiej dynamiki obrotów

¹ Rocznik Statystyczny Przemysłu 2013, GUS 2014, dział II, tabela 1(11).

² Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2013, GUS 2014, s.703.

³ Roczne wskaźniki makroekonomiczne, Rachunki narodowe - PKD 2007, www.stat.gov.pl; jako ceny stałe przyjęto ceny średnioroczne roku poprzedniego.

⁴ obliczenia własne na podstawie danych z Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej 2013, GUS 2014.

⁵ obliczenia własne na podstawie danych z raportu "Polska 2013. Raport o stanie handlu zagranicznego", Ministerstwo Gospodarki, 2014, s.25.

eksport (26%) rozwijał się zdecydowanie silniej niż import (17,6%)⁶. Począwszy od roku 2007 stopa wzrostu importu wyrobów przemysłu przetwórczego nieznacznie wyprzedzała stopę wzrostu eksportu tych towarów. Silniejszy spadek obrotów w imporcie niż w eksporcie (w wyniku głębokiej dekonjunktury na rynkach światowych w roku 2009) pozwolił osiągnąć po raz pierwszy dodatni bilans obrotów wyrobami przemysłu przetwórczego z zagranicą. Choć w latach 2009-2012 w obrocie towarowym z zagranicą wyrobami przemysłu przetwórczego generujemy dodatnie saldo (w ujęciu dolarowym), to dopiero od roku 2011 saldo to jest wynikiem szybszego tempa wzrostu eksportu nad importem.

Ujemne saldo obrotów towarowych Polski z zagranicą w latach 1995-2012, zarówno w wymianie ogółem, jak i w obrocie wyrobami przemysłu przetwórczego (w latach 1995-2008) można uznać za przejaw braku międzynarodowej konkurencyjności polskiej wymiany handlowej. Jako główną przyczynę takiego stanu rzeczy należy wskazać niską substytucyjność czynnikową między polską gospodarką a krajami UE jako głównym partnerem handlowym (Pluciński, 2012). Przejawia się to osiągnięciu przewag komparatywnych tylko w sektorach tradycyjnych, tj. surowco i pracochłonnych, w braku tych przewag w handlu wyrobami technologicznie intensywnymi i wiedzochłonnymi, w spadającym udziale krajowej wartości dodanej w eksporcie brutto, w rosnącym udziale zagranicznej wartości dodanej w eksportowanych towarach oraz w koncentracji sektorów eksportowych na środkowych, niskodochodowych ogniwach łańcucha wartości (Ścigała, 2013). Do czynników, które w badanym okresie negatywnie oddziaływały na strukturę przedmiotową eksportu zaliczyć należy przede wszystkim niską intensywność działań badawczo-rozwojowych polskich przedsiębiorstw (zwłaszcza przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego)⁷ oraz niski stopień konkurencyjności niecenowej (jakościowej) eksportowanych towarów (Bilski, 2012). Do pozytywnych uwarunkowań polskiej wymiany handlowej z zagranicą należy zaliczyć przede wszystkim napływ BIZ, zwłaszcza intensywny w okresie poakcesyjnym, co przełożyło się na wysoki (55%) udział podmiotów z kapitałem zagranicznym w wartości polskiego wywozu w 2009 roku (Marczewski, 2010).

Badań identyfikujących determinanty polskiego salda obrotów towarowych z zagranicą jest niewiele. Jeśli już są, to zawsze bazują one na danych mocno zagregowanych i odnoszą się albo do jednej wybranej determinanty (np. kursu walutowego – Misztal, 2010), albo dotyczą

⁶ obliczenia własne na podstawie danych z bazy STAN OECD Bilateral Trade Database.

⁷ Research and Innovations Performance in Poland 2013, http://ec.europa.eu/research/innovation-union/pdf/state-of-the-union/2012/countries/poland_2013.pdf, s.9.

czynników determinujących polską wymianę, bądź najczęściej sam wywóz na jeden wybrany rynek (np. rynek Niemiec – Ziółkowski, 2013). Dlatego też, autorki w tym opracowaniu bazując na zdezagregowanych danych (dla 13 podsektorów przemysłu przetwórczego) i z wykorzystaniem dynamicznego modelu ECM, stawiają sobie za cel określenie determinant międzynarodowej konkurencyjności sektora przemysłu przetwórczego w latach 1995-2011. W opracowaniu weryfikowane będą hipotezy o istnieniu krótko i długookresowej zależności między zmianami międzynarodowej konkurencyjności podsektorów przemysłu przetwórczego, mierzonej saldem obrotów towarowych a wielkością popytu zagranicznego, wielkością popytu krajowego, poziomem relatywnych jednostkowych kosztów pracy, poziomem nasycenia innowacjami w podsektorach, stopniem otwartości podsektorów na rynki zagraniczne oraz ich produktywnością pracy.

Saldo obrotów towarowych z zagranicą, wybrane przez autorki za miernik międzynarodowej konkurencyjności, wpływa na zmienność przepływów kapitałowych, przez to na saldo bilansu płatniczego i na szeroko rozumianą stabilność makroekonomiczną. Konieczność równoważenia salda bilansu płatniczego może przez mechanizm cenowy (walutowy) wymuszać zmiany w polityce monetarnej.

Struktura opracowania jest następująca. W części pierwszej przedstawiono podstawy teoretyczne zależności pomiędzy wielkością obrotów w handlu zagranicznym a czynnikami je determinującymi. W rozdziale drugim autorki uzasadniają wybór gospodarki czeskiej jako kraju odniesienia dla oceny konkurencyjności polskich podsektorów przemysłu przetwórczego. W rozdziale trzecim zaprezentowane zostały narzędzia ekonometryczne wykorzystywane we współczesnym, panelowym modelowaniu makroekonomicznym. Ostatni rozdział zawiera wyniki empirycznej analizy wpływu wybranych czynników na bilans handlowy sektora przemysłu przetwórczego w Polsce oraz w Czechach w latach 1995-2011. Analiza ta jest poprzedzona badaniem stacjonarności oraz kointegracji szeregów panelu. Ostatnia część opracowania zawiera wnioski z przeprowadzonych analiz.

1 Przegląd literatury

W tej części opracowania zostały zarysowane teoretyczne relacje między bilansem handlowym a zmiennymi makroekonomicznymi, które go determinują i mogą być testowane i weryfikowane empirycznie na poziomie sektora.

Saldo handlowe jest przedmiotem analiz w teoriach wymiany międzynarodowej, w modelach międzynarodowej konkurencyjności, teoriach wzrostu oraz pośrednio w teoriach bilansu obrotów bieżących. Niezależnie od analizowanej teorii/koncepcji osiągnięcie dodatniego salda uważane jest tradycyjnie za zjawisko ekonomiczne pożądane. Najczęściej saldo wymiany handlowej traktowane jest jako przejaw i zarazem miernik wąsko rozumianej międzynarodowej konkurencyjności gospodarki (Deardorff, 1980; Greenhalgh, Taylor, 1990; Greenhalgh, Taylor, Wilson, 1994; Soete, 1981). Międzynarodową konkurencyjność rozumie się wówczas jako „zdolność gospodarki do sprostania konkurencji międzynarodowej i utrzymania wysokiego tempa krajowego popytu bez pogarszania bilansu obrotów bieżących” (Wysokińska, 2001).

Generowanie dodatniego salda bilansu handlowego jest symptomem wysokiej międzynarodowej konkurencyjności gospodarki, z kolei ujemne saldo świadczy o jej braku. W literaturze ekonomicznej można łatwo znaleźć tezę, iż Niemcy eksportują znacznie więcej niż importują co odzwierciedla ich silną konkurencyjność⁸. Z kolei gospodarce Stanów Zjednoczonych z jej permanentnym deficytem handlowym daleko jest do „bycia jedną z najbardziej konkurencyjnych gospodarek świata”⁹. Zwolennicy tej tezy wskazują na dużą odporność w długim okresie dodatniego salda handlowego na zmiany kursu walutowego oraz na zmiany koniunktury światowej wśród gospodarek o permanentnych dodatnich saldach handlowych. Pozwala doszukiwać się związku między dodatnim eksportem netto a wysokim poziomem konkurencyjności tych gospodarek. Przeciwnicy tej tezy z kolei uważają iż, konkurencyjność gospodarki i handlowy deficyt są to dwie niezależne od siebie kategorie ekonomiczne (Lenz, 1991), a przyczyn chronicznego deficytu handlowego należy szukać wśród innych makroekonomicznych fundamentów gospodarki (Parry, 1994), tj. np. w niedostatecznym popycie krajowym czy w wysokiej stopie oszczędności w gospodarce w porównaniu ze stopą inwestycji. Ich zdaniem postrzeganie salda bilansu handlowego jako miernika makrokonkurencyjności prowadzi do tzw. „pułapki

⁸ <http://www.euractiv.com/sections/euro-finance/brussels-renews-criticism-german-trade-surplus-300733>.

⁹ Global Competitiveness Report (1998), Executive Summary, World Economic Forum.

konkurencyjności”, tj. podejmowania mylnych decyzji w polityce ekonomicznej państwa nakierowanych na poprawę salda handlowego (Blecker, 2009).

O ile wykorzystywanie salda bilansu handlowego jako wskaźnika konkurencyjności w skali makro budzi wiele słuszných wątpliwości, to stosowanie tego miernika w skali mezo jest powszechnie przyjęte i akceptowalne (Hilke, Nelson, 1987). Wśród najczęściej wykorzystanych mierników konkurencyjności na poziomie sektora należą: wskaźnik RCA (*ang. revealed comparative advantage*), udział w rynku zagranicznym, saldo bilansu handlowego, wskaźniki CMSA (*ang. Constant Market Share Analysis*) oraz indeks Michaely (Siggel, 2006). Każdy z tych mierników ocenia nieco inny wymiar mezo konkurencyjności, ma swoje wady i zalety oraz charakteryzuje się inną wrażliwością na stopień dezagregacji danych.

Wybór eksportu netto jako miernika konkurencyjności sektora przemysłowego w przedmiotowej analizie podyktowany był dwoma względami. Po pierwsze, miernik ten charakteryzuje mezo konkurencyjność przez m.in. pryzmat szeroko rozumianej stabilności makroekonomicznej, bowiem saldo bilansu handlowego determinuje zmienność przepływów kapitałowych i zmienność całego salda bilansu płatniczego. Determinanty zmienności salda bilansu płatniczego znajdują się w polu zainteresowań Narodowego Banku Polskiego. Po drugie, przedmiotem analizy jest sektor oraz podsektory polskiego przemysłu przetwórczego. Specyfiką sektora przemysłowego jest to, że znaczna część wymiany realizowana jest w ramach globalnego łańcucha wartości. Wówczas o sile danego sektora przemysłowego może świadczyć relacja krajowej wartości dodanej do zagranicznej wartości dodanej w eksportowanych towarach. Ponieważ niedostępne są długie szeregi czasowe dotyczące wielkości wymiany zagranicznej w kategoriach „wartości dodanej”, stąd pewnym substytutem mierzenia siły/konkurencyjności sektora może być jego saldo obrotów towarowych z zagranicą¹⁰.

Podstawowe determinanty bilansu handlowego dotyczą popytu tj. są to popyt krajowy i popyt zagraniczny. Wg Robinson, autorki tzw. elastycznościowego podejścia do analizy bilansu obrotów bieżących, bilans ten zależy głównie od poziomu bilansu handlowego, a ten z kolei determinowany jest przez wielkość produkcji krajowej, zagranicznej i kurs walutowy (Robinson, 1937). Poprawa lub pogorszenie deficytu handlowego zależą więc

¹⁰ Executive Office of the President Council of Economic Advisers (2013), Economic Report of the President, U.S. Government Printing Office, chapter 7, s.209-235.

od elastyczności cenowej popytu na eksport i popytu na import oraz polityki kursowej państwa.

Z kolei w teoriach międzynarodowej konkurencyjności Porter (1990) jako jeden z pierwszych zwrócił uwagę na oddziaływanie czynników popytowych na konkurencyjność gospodarki / sektorów. W swoim modelu diamentu przez popyt krajowy rozumiał on jednak nie rozmiar krajowego popytu, co raczej jego charakter i strukturę. Im bardziej wymagający są krajowi nabywcy (im szybciej i z większą presją informują o swoich nowych potrzebach), tym szybciej przedsiębiorstwa udoskonalają, unowocześniają i modernizują swoją ofertę, co prowadzi do wzrostu międzynarodowej konkurencyjności gospodarki lub wybranego sektora.

Również według nowych teorii wymiany handlowej popyt krajowy jest podstawową determinantą importu, a wielkość popytu zagranicznego wpływa na eksport danego kraju. Wynika to z faktu, iż na silnie zglobalizowanych i często zintegrowanych rynkach, pozbawionych barier i wśród partnerów o podobnej strukturze popytu, krajowi konsumenci wykazują zamiłowanie do różnorodności (model Dixita–Stiglitz - „Love of variety”) tj. do bliskich substytutów w konsumpcji, importowanych z zagranicy (Dixit, Stiglitz, 1977). Ponadto, we współczesnej gospodarce obserwowana jest rosnąca rola globalnych łańcuchów wartości realizowana w ramach handlu międzynarodowego oraz wzrost tzw. handlu zadaniami (*ang. trade in tasks*), co powoduje coraz silniejszą współzależność gospodarek na linii popyt krajowy/zagraniczny a import /eksport (Lanz, Miroudot, Nordås, 2011).

W opracowaniu autorki stawiają hipotezę, że wysoki popyt krajowy nie sprzyja poprawie międzynarodowej konkurencyjności sektorów przemysłu przetwórczego, mierzonego saldem obrotów towarowych z zagranicą, gdyż oddziałuje on negatywnie na tempo wzrostu eksportu i pozytywnie na dynamikę importu. Z uwagi na częściową substytucyjność między sprzedażą na rynku krajowym i zagranicznym, spadek popytu na rynku krajowym przedsiębiorcy będą chcieli skompensować sprzedażą na rynku zagranicznym, a w przypadku koniunktury na rynku krajowym skupią się na sprzedaży na łatwiejszym i lepiej im znanym rynku krajowym. Potwierdzoną empirycznie negatywną zależność między wielkością krajowego popytu a eksportem można znaleźć w pracach: Balla, Eatona, Steuera (1996), Smytha (1968), Artusa (1970), Fainiego (1994), Sharmy (2003). Ponadto Esteves i Rua (2013) zidentyfikowali dużą asymetrię w tej relacji dla portugalskiej wymiany handlowej w latach 1980-2012, tj. jest ona silniejsza i statystycznie istotniejsza

w warunkach spadku niż wzrostu popytu krajowego. Zależność między wielkością eksportu a popytem krajowym może być również dodatnia. Może być to skutkiem nieograniczania działalności eksportowej przez część przedsiębiorstw-eksporterów w warunkach wysokiego popytu krajowego z uwagi na wysokie koszty utopione, związane z wejściem na rynek zagraniczny w okresie wcześniejszym.

Z kolei to, jaki wpływ będą miały zmiany popytu krajowego na wielkość importu zależy od tego, jaką część rosnącego popytu zaspokaja produkcja krajowa, a jaką import towarów. Z uwagi na bardzo wysoki poziom wskaźnika penetracji importowej w polskim przetwórstwie przemysłowym w badanym okresie autorki zakładają, iż wzrost popytu krajowego przekłada się na wzrost importu towarów przemysłu przetwórczego. Dla trzech najważniejszych działów eksportowych przetwórstwa przemysłowego wskaźnik penetracji importowej wzrósł w latach 1995-2011, znacząco tj. z 48,3% do 99,3% dla działu „maszyny i urządzenia”, z 34,6% do 84,2% w dziale „środki transportowe” oraz z 45,1% do 78,6% dla działu „wyroby chemiczne”¹¹.

Autorki stawiają również w opracowaniu hipotezę, iż wysoki popyt zagraniczny sprzyja podnoszeniu międzynarodowej konkurencyjności sektora przemysłu przetwórczego, mierzonego bilansem obrotów towarowych z zagranicą. Hipotezę tę oparto o model niedoskonałych substytutów, w którym w tradycyjnej postaci (model Goldsteina-Khana - „*elasticities approach*”) wolumen eksportu danej grupy towarowej jest funkcją popytu zagranicznego na te towary oraz relacji cen eksportowych do cen na rynku konkurenta, z kolei wolumen importu jest odrębną funkcją popytu krajowego i relacji cen importowych do cen krajowych (Goldstein, Khan, 1985). W wielu empirycznych weryfikacjach tego modelu, np. dla indonezyjskiej wymiany handlowej w latach 1963-2005 (Hossain, 2009) i w latach 1985-1993 (Desgupta, Hulu, Gupta, 2002) czy dla wymiany polskiej w latach 1995-2002 (Mroczek, Rubaszek, 2003) i w okresie 1995-2007 (Gosińska, 2009) zaobserwowano pozytywny wpływ popytu zagranicznego na wolumen eksportu. Jednakże w analizie Anasa (2011) dla indonezyjskiego wywozu, zdezagregowanego na cztery sektory eksportowe, popyt zagraniczny okazał się statystycznie nieistotny w wyjaśnianiu zmienności wolumenu indyjskiego wywozu w latach 1976-2008.

Jednak z punktu widzenia celu opracowania bardziej przydatny jest mniej znany model niedoskonałych substytutów w ujęciu bilansu handlowego (*ang. trade balance approach*), zaproponowany przez Bahmani-Oskooee'go (1985). Bilans handlowy jest wówczas funkcją

¹¹ Obliczenia własne na podstawie danych z Rocznika Przemysłu za lata 1995-2012.

popytu zagranicznego (mierzonego wielkością światowego dochodu), krajowej zdolności produkcyjnej (mierzonej wielkością realnej produkcji krajowej), wielkości bazy monetarnej w kraju i za granicą oraz realnego efektywnego kursu walutowego deflowanego indeksem krajowych cen hurtowych. W analizie Bahmani-Oskooee'go dla danych kwartalnych między 1973-80 i dla czterech analizowanych krajów tj. Grecji, Indii, Korei i Tajlandii oszacowany wpływ popytu zagranicznego na bilans handlowy był dodatni (Bahmani-Oskooee, 1985). Również Bahmani-Oskooee zaproponował w jednym swych modeli zastąpienie tradycyjnie ujmowanego bilansu handlowego (różnicy między eksportem a importem) ilorazem eksportu do importu, co jest podejściem stosowanym przez autorki w tym opracowaniu (Bahmani-Oskooee, 1991).

Równie ważną determinantą międzynarodowej konkurencyjności są ceny. Według Balassy (Francis, Tharakan, 1989) „kraj/sector staje się bardziej lub mniej konkurencyjny, jeżeli na skutek zmiany relacji koszt – cena lub innych czynników, jego zdolność do sprzedaży na rynkach zagranicznych poprawiła się lub pogorszyła się”. Do najczęściej używanych mierników cenowej konkurencyjności zarówno sektora, jak i gospodarki należą: realny efektywny kurs walutowy, indeksy cenowe takie jak CPI, PPI, relatywne jednostkowe ceny eksportowe, relatywne jednostkowe koszty pracy w całej gospodarce oraz relatywne jednostkowe koszty pracy w przemyśle. Ca'Zorzi i Schnatz (2007) poszukiwali „idealnego” wskaźnika konkurencyjności cenowo-kosztowej i zbadali wpływ pięciu powyżej wymienionych mierników na wielkość eksportu w strefie euro. Choć wskaźniki te różnie kształtowały się w czasie, to siła ich oddziaływania na wielkość eksportu była bardzo podobna, tj. poprawa każdego z badanych wskaźników o 1% powodowała wzrost eksportu zawsze w granicach 0,3-0,4%. Z kolei na podstawie przeglądu literatury dokonanego przez Turnera i Van't Dacka (1993) oraz z analiz literaturowych Turnera i Goluba (1997) wynika, że dla gospodarek uprzemysłowionych „względne jednostkowe koszty pracy (RULC) w przemyśle wydają się być najlepszym pojedynczym miernikiem konkurencyjności”. Na poziomie pojedynczego sektora przydatność ULC w ocenie jego konkurencyjności jest jeszcze większa. Wszystkie sektory gospodarki konkurują bowiem o pracowników na tym samym rynku, więc płace w sektorach odzwierciedlają średni poziom produktywności w gospodarce. Sektor konkurencyjny to taki sektor, w którym płace rosną wolniej niż wydajność, a tym samym obniżeniu ulega ULC (Van Ark, Stuiwenwold, Ympa, 2005). W porównaniach międzynarodowych często wykorzystywana jest relatywna postać tego wskaźnika, gdzie poziom krajowych jednostkowych kosztów pracy odnoszony jest do poziomu ULC w kraju wybranym jako referencyjny.

W ujęciu teoretycznym wykorzystanie względnych jednostkowych kosztów pracy w pomiarze konkurencyjności nawiązuje do teorii kosztów komparatywnych Ricarda. Ponadto stosunkowo niska mobilność pracy (w porównaniu do kapitału) oraz postępująca międzynarodowa fragmentaryzacja procesu produkcji sprawia, że poziom jednostkowych kosztów pracy staje się nie tylko ważną determinantą lokalizacji produkcji, ale również wymiany handlowej (Deardorff, 1984).

Przykładów badania zależności między poziomem relatywnych jednostkowych kosztów pracy a intensywnością wymiany (zwłaszcza eksportu) jest sporo. W badaniach empirycznych kwestią budzącą najwięcej kontrowersji jest kierunek tej zależności. W większości analiz spadek ULC w danej gospodarce wspiera intensywność eksportu w danym kraju. Jednak Kaldor (1978) dla kilku z 12 badanych krajów w latach 1963-1975 zidentyfikował dodatnią zależność między poziomem jednostkowych kosztów pracy a udziałem krajowego eksportu w eksporcie światowym, którą z kolei potwierdził w swych badaniach Fagerberg (1996). Również w zdecydowanie mniej licznych badaniach, analizujących wpływ relatywnego kosztu pracy na saldo bilansu handlowego, zależność między zmiennymi niekiedy bywa dodatnia, niekiedy ujemna. W badaniach Lewney'a (2011) dla sektora przemysłu przetwórczego w 15 krajach EU w latach 1998-2008 spadek RULC sprzyjał generowaniu dodatniego bilansu handlowego w 10 krajach, w 3 krajach negatywnie oddziaływał na to saldo, a w dwóch pozostałych RULC pozostawał zmienną nieistotną statystycznie.

Kolejną determinantą konkurencyjności wymiany jest poziom jej innowacyjności. W teoriach handlu zagranicznego podkreśla się wpływ wydatków na B+R na intensywność eksportu. Szczególnie w teorii luki technologicznej Posnera (1961) i teorii życia produktu Vernona (1966) (a także w późniejszych analizach Krugmana, 1979; Dollara 1986) wskazuje się na innowacje jako potencjalne źródło przewagi konkurencyjnej i przyczynę do intensyfikacji wywozu na zagraniczne rynki. Krajowy rynek jest bowiem we wczesnym etapie cyklu produktu zbyt ograniczony (zwłaszcza w małych gospodarkach), aby wykorzystać siłę rynkową producentów wynikającą z innowacji, co jest bodźcem dla innowacyjnych firm do ekspansji na rynki zagraniczne.

Również w endogenicznych modelach wzrostu (Grossman, Helpman, 1989; Young, 1991) innowacje jako zmienna endogeniczna decydują o poziomie luki technologicznej i tym samym o przewadze konkurencyjnej danego kraju na rynkach zagranicznych, co powinno skłaniać krajowych producentów do intensyfikacji wywozu.

Podobnie w modelach konkurencyjności można znaleźć tezę o dodatniej zależności między poziomem innowacji a szeroko rozumianą konkurencyjnością gospodarki/sektora. Porter (1990) szukając odpowiedzi na pytanie, czym jest konkurencyjność na poziomie makro uważał, iż „nie należy przyglądać się całej gospodarce, lecz skupiać swą uwagę na innowacyjnych gałęziach przemysłu”. Właśnie innowacje wg Portera kreują przewagę konkurencyjną poszczególnych gałęzi w gospodarce. Z kolei w swoim modelu popytowym Thirwalla (1988) pokazał jeszcze inny kanał transmisji innowacji na wzrost konkurencyjności gospodarki. Okazuje się, że kraje oferujące produkty o wąskim asortymencie i o niskiej jakości zderzają się z krzywą popytu na dobra importowane, charakteryzującą się wysoką elastycznością dochodową. Skutkuje to często generowaniem przez nie ujemnego salda bilansu handlowego. Właśnie poprzez innowacje kraje mogą podnieść zarówno jakość jak i rozszerzyć asortyment wywożonych produktów i osiągać przez to dodatnie saldo wymiany handlowej, co należy uznać za przejaw wzrostu konkurencyjności tych gospodarek.

Literatura empiryczna odnosząca się do wpływu innowacji na eksport jest dość obszerna, zwłaszcza na poziomie mikro. Z badań przeprowadzonych w 2006 roku w ramach projektu „OECD Innovation Microdata” wynika, iż w 15 na 16 badanych krajów OECD odsetek firm innowacyjnych w ogólnej liczbie podmiotów był zdecydowanie wyższy wśród podmiotów operujących na rynkach zagranicznych niż wśród działających wyłącznie na rynkach krajowych. Świadczyć to może o silnej relacji między poziomem innowacji a podejmowaniem działalności eksportowej (Onodera, 2008). Zależność ta była również wielokrotnie weryfikowana na poziomie przedsiębiorstw europejskich¹², w tym również przedsiębiorstw polskich (Cieślik, Michałek, Michałek, 2012). W większości analiz wyższym wydatkom na B+R lub wyższej innowacyjności produktowej przedsiębiorstw towarzyszyły większe szanse na podjęcie działalności eksportowej przez te podmioty.

Na poziomie mezo, Buxton (Buxton, Mayes, Murfin, 1991) badał 15 podsektorów przemysłu przetwórczego dla grupy G5 w latach 1970-83 i stwierdził, iż poziom relatywnych wydatków na B+R jest istotną statystycznie determinantą wielkości wywozu na rynek zagraniczny w tych sektorach. Z kolei Greenhalgh i Taylor (1990) oraz Greenhalgh, Taylor i Wilson (1994) na bazie ilości wprowadzonych innowacji i ilości patentów (jako mierników innowacji) w 36 brytyjskich podsektorach przemysłowych

¹² European Firm in a Global Economy: EFIGE (2010), The Global Operations of European Firms. The second EFIGR Policy Report, Bruegel.

i usługowych w latach 1954-1985 wnioskowali, iż dla połowy z badanych sektorów innowacje miały pozytywny wpływ zarówno na wolumen eksportu, jak i na ich saldo bilansu handlowego. Wakelin (1988) w swojej analizie dla dwudziestu dwóch podsektorów przemysłu i 9 krajów OECD, jak i Anderton (1999a) dla sześciu zagregowanych sektorów brytyjskiej gospodarki, potwierdzili wyniki o pozytywnym wpływie innowacji na saldo obrotów towarowych w obrębie badanych sektorów. Dodatkowo Anderton (1999b) zidentyfikował negatywne oddziaływanie poziomu patentów, jaki i poziomu wydatków na B+R w badanych przez siebie sektorach na wielkość importu tych sektorów¹³. W kontekście powyższego autorki przypuszczają, iż innowacyjne sektory są raczej eksporterami netto niż importerami netto i stawiają kolejną hipotezę do weryfikacji o dodatniej zależności między poziomem innowacji a wielkością salda obrotów towarowych z zagranicą w podsektorach przemysłu przetwórczego.

Kolejnym czynnikiem wpływającym na konkurencyjność sektora przetwórstwa przemysłowego, mierzonego saldem obrotów z zagranicą jest stopień otwartości danego sektora. Otwartość handlowa (*ang. trade openness*) jest w literaturze ekonomicznej definiowana albo przez pryzmat znaczenia handlu w gospodarce kraju, mierzonego najczęściej udziałem obrotów handlowych w produkcie krajowym brutto, albo poprzez poziom utrudnień i barier handlowych między krajem i otoczeniem zewnętrznym, mierzonego np. ilorazem sumy ceł i taryf importowych i sumy wartości dodanej dóbr finalnych i pośrednich.

Na poziomie mezo i mikro w teoriach wzrostu endogenicznego (Rivera-Batiz, Romer, 1991; Grossman, Helpman, 1991) zwraca się uwagę na korzyści z otwartości handlu w dłuższej perspektywie. Po pierwsze, otwartość ułatwia transmisję technologii poprzez kontakt z zagranicznymi partnerami, co może przyczyniać się do szybszej absorpcji wiedzy (Goldberg, 2008). Po drugie, zachęca ona przedsiębiorstwa do wdrażania nowych technologii, pomysłów i może prowadzić do wzrostu wydatków na B+R (Rivera-Batiz, Romer, 1991). Po trzecie, otwartość może prowadzić do wzrostu specjalizacji (*via learning by doing*), a ta z kolei pozwala na lepsze wykorzystanie potencjalnych korzyści skali (Young, 1991). Po czwarte, otwartość może prowadzić do realokacji czynników produkcji

¹³ Wśród innych analiz empirycznych koncertujących się na badaniu wpływu intensywności innowacji na poziom handlu w ujęciu sektorowym warto wspomnieć o pracach Amendoli, Padoana, Guerrieriego, Soetego, Fragerberga, patrz: Amendola, Dosi, Papagni (1993), Amendola, Guerrieri, Padoan (1992), Soete (1981), Fagerberg (1988).

do sektorów bardziej produktywnych, posiadających przewagę komparatywną w wymianie handlowej (Melitz, 2003).

Analizy empiryczne na poziomie makro badające zależność między otwartością gospodarki a jej wynikami gospodarczymi, mierzonymi intensyfikacją eksportu, wzrostem gospodarczym czy wzrostem produktywności nadal nie dają jednoznacznej odpowiedzi co do kierunku i siły tych zależności (Brodzicki, 2006). Inaczej jest w badaniach empirycznych na poziomie mezo i mikro, gdzie wzrost otwartości handlowej w większości przypadków sprzyja wzrostowi produktywności (poprzez osiągnięcie korzyści skali), wzrostowi innowacyjności (poprzez absorpcje technologii), co skutkuje wzrostem w zakresie działalności eksportowej.

Na poziomie sektora Cameron, Proudman i Redding (2005) wskazali na istotnie statystyczny wpływ otwartości handlowej na intensywność transferu technologii wśród 14 brytyjskich podsektorów przetwórstwa przemysłowego. Według Suna, Hone'go i Doucouliagiego (1999) analizujących 28 podsektorów przemysłowych w 29 chińskich prowincjach w 1995 roku, otwartość handlowa ma pozytywny wpływ również na wzrost efektywności technicznej sektorów, co wynika głównie z wykorzystywania efektu korzyści skali i lepszej absorpcji technologii. W kontekście powyższego autorki stawiają hipotezę, że otwartość sektora przemysłu przetwórczego będzie sprzyjała konkurencyjności mierzonej saldem obrotów towarowych.

Kolejnym czynnikiem, którego siłę i kierunek wpływu na konkurencyjność polskiej wymiany handlowej autorki zamierzają zweryfikować, jest produktywność pracy.

Teoretycznych związków pomiędzy produktywnością a wymianą międzynarodową należy szukać w najnowszych nurtach teorii handlu zagranicznego. W nowej teorii handlu (*ang. New, New Trade Theory – NNTT*), której fundament stanowią model Melitza (2003) oraz model Melitza i Ottawiano (2008), tylko podmioty o najwyższej produktywności są w stanie wejść i konkurować na rynku eksportowym (hipoteza samoselekcji), a operowanie na rynku zagranicznym prowadzi do ich ekspansji. Dzieje się tak, gdyż tylko najbardziej produktywne podmioty są w stanie ponieść koszty stałe związane z wejściem na rynek zagraniczny i wygrać konkurencję o stałe zasoby pracy (model Melitza). Tylko one mogą sprostać presji cenowej powstałej w wyniku konkurencji importowej (model Melitza i Ottawiano), wyłącznie one mogą skoncentrować się na wytwarzaniu produktów bliskich swojemu rdzeniowi kompetycyjnemu (Bernard, Redding, Schott, Jensen 2007) lub

wyłącznie one mogą pozwolić sobie na wybór bardziej zaawansowanej technologii (Yeaple, 2005).

Empiryczną weryfikację dodatniego wpływu produktywności na działalność eksportową (wyższa produktywność zwiększa prawdopodobieństwo wejścia przedsiębiorstwa na rynek zagraniczny) w oparciu o model Melitza można znaleźć: w pracach Wagnera (2008) prowadzonych dla niemieckich firm przetwórstwa przemysłowego w latach 1995-2005, w badaniach De Lockera (2007) dla słowackich przedsiębiorstw przetwórstwa przemysłowego w latach 1994-2000, w analizie Bustosa (2011) dla 1693 argentyńskich firm w latach 1992-1996 oraz w badaniach Cieślaka, Michałek, Michałka (2012) dla 1930 polskich firm w latach 2002-2009. W najnowszych badaniach coraz częściej testowana jest hipoteza *learning by exporting* (LBE) zakładająca odwrotną zależność tj. że to doświadczenie nabyte przez eksportera na rynku zagranicznym przekłada się na wzrost jego produktywności (Rhee, Ross-Larsen, Pursell, 1984; Westphal, Rhee, Pursell, 1984). Ponadto niektóre badania wskazują na brak różnic w produktywności eksporterów i nieeksporterów (Greenaway, Gullstrand, Kneller, 2005), co wzmacnia sensowność testowania hipotezy LBE.

2 Czechy jako gospodarka referencyjna

Konkurencyjność gospodarki/sektora/przedsiębiorstwa mierzona dowolnie wybranym miernikiem jest kategorią względną tj. jej ocena wymaga odniesienia do obiektu wybranego jako referencyjny. Autorki szukały gospodarki podobnej do gospodarki polskiej, która przeszła proces transformacji, jest na podobnym (lub najlepiej wyższym) poziomie rozwoju, która charakteryzuje się podobnymi uwarunkowaniami geograficznymi oraz instytucjonalnymi. Wstępnie wybrano pięć gospodarek, które przeszły transformację i konkurują z Polską o napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych (tabela 1). Czechy, Węgry, Słowacja, Bułgaria i Rumunia charakteryzują się podobnie jak Polska wysokim udziałem wyrobów przemysłowych w eksporcie oraz dużym udziałem krajów UE27 w ich wywozie.

Tabela 1. Charakterystyka wybranych gospodarek i ich potencjału konkurencyjnego na tle gospodarki polskiej.

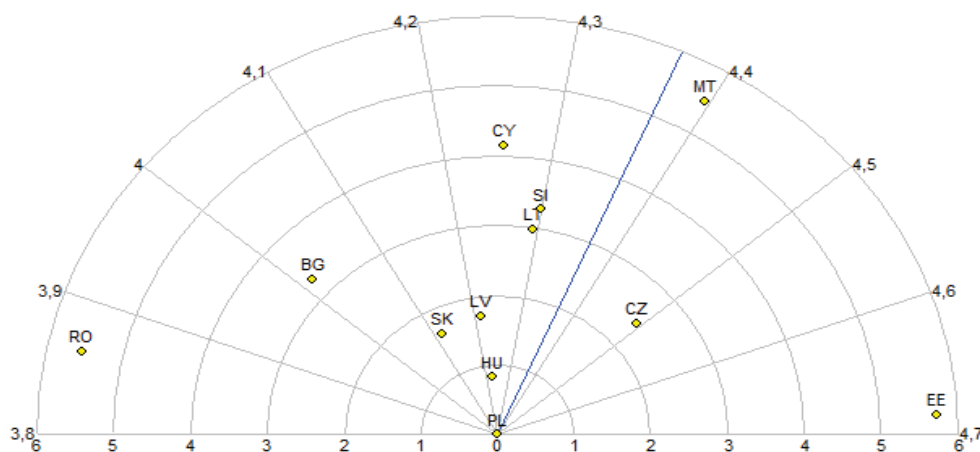
| | Polska | Czechy | Węgry |
|---|-----------------|-----------------|----------------|
| Populacja w tys. | 38216 | 10546 | 9971 |
| PKB w mln USD | 514,5 | 217,0 | 140,0 |
| PKB per capita | 20012 | 27112 | 19571 |
| Udział wyrobów przemysłowych w eksporcie | 77,9 | 88,0 | 85,0 |
| Udział krajów UE27 w całkowitym eksporcie | 77,5 | 83,0 | 76,2 |
| | Słowacja | Bułgaria | Rumunia |
| Populacja w tys. | 5440 | 7476 | 21390 |
| PKB w mln USD | 96,0 | 53,3 | 189,8 |
| PKB per capita | 23366 | 13812 | 12520 |
| Udział wyrobów przemysłowych w eksporcie | 84,5 | 49,2 | 78,8 |
| Udział krajów UE27 w całkowitym eksporcie | 84,5 | 62,5 | 71,1 |

Źródło: Hausner J. (red.), (2013), Konkurencyjna Polska. Jak awansować w światowej lidze gospodarczej, s. 29.

http://www.kig.pl/files/Aktualnosci/Raport_Konkurencyjna_Polska_Jak_awansowac_w_swiatowej_lidze_gospodarczej.pdf

Z uwagi na poziom PKB per capita wybór został ograniczony do trzech gospodarek, tj. Czech, Węgier i Słowacji. Do wybrania gospodarki najbardziej podobnej, ale jednocześnie stanowiącej dobry obiekt referencyjny („wzór do naśladowania”), autorki posłużyły się mapą dla obiektów. Jest to narzędzie graficzne (wykres biegunowy), które umożliwia analizę pozycji danego obiektu w rankingu i pozwala wskazać lepsze, ale jednocześnie najbardziej podobne obiekty. Każdy punkt na mapie wyznaczany jest przez dwie wartości. Pierwsza wartość to wartość zmiennej syntetycznej¹⁴ (miara kąta), tj. po lewej stronie wykresu znajdują się obiekty mające najniższe wartości zmiennej syntetycznej, zaś na prawo te o najwyższych wartościach. Druga wartość jest odległością metryczną (przedstawioną w postaci półokręgów) wybranego obiektu w porównaniu do innych obiektów. Analizowany obiekt jest zawsze w dolnej części mapy, zaś pogrubiony promień pokazuje jego miejsce w rankingu. Aby zidentyfikować obiekt referencyjny, należy zwrócić uwagę na obiekty leżące na prawo od wyznaczonego promienia (mają lepsze miejsce w rankingu) i leżące jednocześnie na najbliższym półokręgu (są najbardziej podobne).

Rysunek 1. Ścieżka wzrostu globalnej konkurencyjności dla Polski względem 12 nowych krajów UE.



Źródło: obliczenia własne na podstawie *Global Competitiveness Report 2012-2013*.
<http://www.weforum.org/reports/global-competitiveness-report-2012-2013>.

Mapa obiektu (rysunek 1) została wykreślona w oparciu o wartości 12 głównych filarów konkurencyjności według *Global Competitiveness Report 2012-2013*. Ranking krajów został stworzony dla 12 nowych krajów UE (w tym dla Czech, Węgier, Słowacji) w oparciu o wartość zmiennej syntetycznej, która jest nieważoną średnią arytmetyczną wartości

¹⁴ wartość zmiennej syntetycznej jest średnią arytmetyczną zestandaryzowanych stymulant.

12 filarów konkurencyjności. Odległości metryczne Polski względem 11 pozostałych krajów wyznaczono w oparciu o metrykę euklidesową. Na podstawie analizy rysunku 1 widać, iż najlepszym krajem referencyjnym są Czechy, gdyż kraj ten plasuje się wyżej niż Polska w rankingu globalnej konkurencyjności i jednocześnie jest, w świetle 12 filarów konkurencyjności, najbardziej podobny do gospodarki polskiej.

Na wybór Czech jako gospodarki referencyjnej wskazuje również analiza rankingu konkurencyjności najbardziej uprzemysłowionych gospodarek świata (tabela 2).

Tabela 2. Top 25 najbardziej konkurencyjnych uprzemysłowionych gospodarek świata.

| | RANKING | mvapc | mxpc | mhvash | mvash | mhxsh | mxsh | imwmva | imwmt |
|-------------|---------|---------|----------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|
| JAPONIA | 1 | 7993,99 | 5521,02 | 53,70 | 20,39 | 79,75 | 91,62 | 14,12 | 6,53 |
| NIEMCY | 2 | 4666,91 | 13397,43 | 56,76 | 18,57 | 72,34 | 86,81 | 5,32 | 10,22 |
| USA | 3 | 5522,09 | 2736,13 | 51,52 | 14,85 | 64,74 | 76,76 | 24,04 | 7,97 |
| KOREA PŁD | 4 | 4782,70 | 9280,33 | 53,41 | 29,09 | 75,85 | 96,85 | 3,22 | 4,18 |
| TAJWAN | 5 | 6153,10 | 10825,16 | 61,88 | 29,87 | 72,40 | 96,01 | 1,97 | 2,32 |
| SINGAPUR | 6 | 8198,27 | 35709,08 | 73,41 | 24,47 | 68,99 | 89,76 | 0,52 | 1,52 |
| CHINY | 7 | 820,02 | 1123,62 | 40,70 | 34,16 | 60,52 | 96,25 | 15,32 | 14,06 |
| SZWAJCARIA | 8 | 7168,38 | 23651,56 | 34,90 | 18,44 | 69,67 | 91,49 | 0,75 | 1,66 |
| BELGIA | 9 | 3793,78 | 34137,53 | 42,28 | 14,99 | 54,95 | 87,38 | 0,55 | 3,33 |
| FRANCJA | 10 | 2885,09 | 7237,36 | 45,41 | 12,16 | 65,77 | 88,42 | 2,49 | 4,19 |
| WŁOCHY | 11 | 2847,72 | 6935,05 | 39,33 | 14,94 | 54,95 | 91,62 | 2,33 | 3,79 |
| HOLANDIA | 12 | 3324,63 | 22081,02 | 40,07 | 12,48 | 55,01 | 73,97 | 0,76 | 3,37 |
| SZWECJA | 13 | 6559,37 | 15375,64 | 46,96 | 20,04 | 57,69 | 89,70 | 0,84 | 1,32 |
| W. BRYTANIA | 14 | 3162,34 | 5247,64 | 41,99 | 11,44 | 63,22 | 79,54 | 2,69 | 2,99 |
| IRLANDIA | 15 | 6506,68 | 23959,50 | 64,07 | 23,11 | 53,84 | 91,65 | 0,41 | 1,00 |
| AUSTRIA | 16 | 4869,48 | 14926,31 | 41,74 | 18,43 | 59,97 | 86,97 | 0,57 | 1,17 |
| KANADA | 17 | 3077,73 | 6667,54 | 37,35 | 11,88 | 55,72 | 62,14 | 1,44 | 2,08 |
| FINLANDIA | 18 | 6795,27 | 12001,19 | 45,36 | 24,72 | 48,98 | 91,10 | 0,50 | 0,59 |
| HISZPANIA | 19 | 1896,88 | 4571,87 | 34,28 | 12,01 | 57,40 | 83,74 | 1,18 | 1,91 |
| CZECHY | 20 | 2148,21 | 11816,28 | 44,62 | 28,15 | 67,94 | 90,99 | 0,30 | 1,11 |
| MALEZIA | 21 | 1426,92 | 5930,92 | 41,76 | 27,10 | 63,49 | 83,30 | 0,55 | 1,53 |
| MEKSYK | 22 | 1007,93 | 2166,16 | 38,45 | 15,99 | 78,71 | 80,09 | 1,54 | 2,21 |
| TAJLANIA | 23 | 1053,66 | 2517,15 | 46,16 | 36,61 | 61,83 | 83,93 | 0,95 | 1,52 |
| DANIA | 24 | 3887,02 | 12839,62 | 35,35 | 22,51 | 58,14 | 87,83 | 0,78 | 1,28 |
| POLSKA | 25 | 1489,98 | 3639,62 | 35,35 | 22,51 | 58,14 | 87,83 | 0,78 | 1,28 |

* Opis wskaźników znajduje się w załączniku 1.

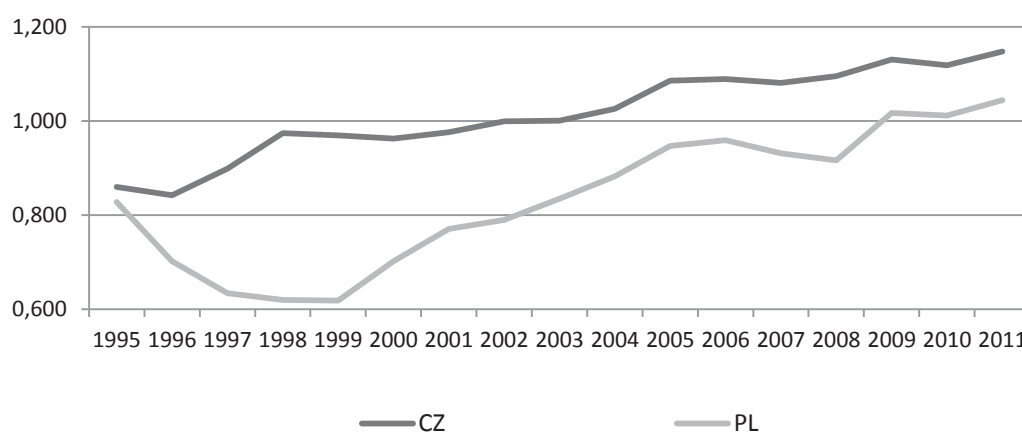
Źródło: *Competitive Industrial Performance Report 2012-2013*

Dla oceny konkurencyjności potencjału przemysłowego poszczególnych gospodarek w raporcie UNIDO bierze się pod uwagę trzy główne kryteria, z których każde mierzone jest dwoma wskaźnikami cząstkowymi. Kryteriami tymi są: zdolność do produkowania

i eksportowania towarów przetwórstwa przemysłowego, technologiczne zaawansowanie produkowanych i wywożonych produktów przemysłu przetwórczego oraz wpływ produkcji i handlu artykułami przemysłowymi danego kraju na gospodarkę światową¹⁵. Z analizy raportu Competitive Industrial Performance Report 2012-2013 wynika, iż tylko Czechy jako jedyna z trzech branych pod uwagę gospodarek zajmuje wyższe miejsce od Polski. Słowacja okupuje w tym rankingu 27 miejsce, a Węgry miejsce 29.

Ponadto gospodarka czeska charakteryzuje się dodatnim eksportem netto w sektorze przetwórstwa przemysłowego już od roku 2002, w przeciwieństwie do Polski, która osiągnęła dodatnie saldo w obrocie towarami przemysłu przetwórczego dopiero w 2009 roku (rysunek 2).

Rysunek 2. Wskaźnik eksport/ import w sektorze przemysłu przetwórczego dla Polski i Czech w latach 1995-2012



Źródło: obliczenia własne na podstawie danych w bazy STAN OECD.

W kontekście powyższego autorki wybrały Czechy jako gospodarkę referencyjną dla oceny konkurencyjności polskiej wymiany wyrobami przemysłu przetwórczego.

¹⁵ wskaźnik syntetyczny, decydujący o pozycji danego kraju w rankingu powstaje w wyniku geometrycznej agregacji sześciu nieważonych wskaźników cząstkowych: $mvapc$, $mxpc$, $(mhvash + mvash)/2$, $(mhxsh + mxsh)/2$, $imwmva$, $imwmt$ (patrz załącznik 1).

3 Panele makroekonomiczne – przegląd narzędzi ekonometrycznych

Wzrost zainteresowania makroekonomicznymi danymi panelowymi o relatywnie dużych wymiarach, zarówno przekrojowych jak i czasowych, wymusił zmianę dotychczasowego sposobu podejścia do analizy panelowej. Z uwagi na duży wymiar czasowy, który w panelach mikroekonomicznych nie był dostępny, proponowane były dwa rozwiązania. Pierwszy ze sposobów odrzucił homogeniczność związaną z zastosowaniem modeli regresji łącznej, które oferowały jednorodne oceny parametrów strukturalnych dla wszystkich jednostek badania, na korzyść regresji heterogenicznych, w tym regresji szacowanych dla każdej jednostki panelu indywidualnie (Pesaran, Smith, 1995; Im, Pesaran, Shin, 2003). Podejście drugie związane było z zastosowaniem narzędzi charakterystycznych dla analizy szeregów czasowych, w tym związanych z badaniem pierwiastka jednostkowego szeregów panelu, badaniem pozornych regresji oraz kointegracji (Baltagi, Kao, 2000; Breitung, Pesaran, 2007). Obecnie w praktyce panelowych analiz makroekonomicznych podejście drugie stanowi ich integralną część.

3.1 Stacjonarność zmiennych panelowych

Ocena występowania pierwiastka jednostkowego w szeregach panelu możliwa jest poprzez zastosowanie testów zaliczanych do jednej z dwóch grup (tabela 3). Testy pierwszej generacji przyjmują restrykcyjne założenie o braku zależności przekrojowej pomiędzy jednostkami panelu, która przejawia się brakiem jednoczesnego skorelowania składników losowych regresji testowej

$$y_{it} = \alpha_i d_{it} + \rho_i y_{i,t-1} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie d_{it} zawiera elementy deterministyczne modelu.

W obrębie tej grupy wyróżnić można testy, które zakładają, że parametr autoregresji ρ_i jest homogeniczny dla wszystkich jednostek panelu ($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N$). Założenie to przyjęte jest w testach Harrisa-Tzavalisa (1999), Breitunga (2000) oraz Levina, Lina i Chu (2002). Testy te weryfikują hipotezę zerową o występowaniu pierwiastka jednostkowego dla wszystkich jednostek badania

$$H_0 : \rho = 1, \quad (2)$$

względem hipotezy alternatywnej o stacjonarności wszystkich szeregów

$$H_A : \rho < 1. \quad (3)$$

Druga grupa testów I generacji zakładających zróżnicowanie parametru ρ_i weryfikuje hipotezę zerową o występowaniu pierwiastka jednostkowego dla wszystkich jednostek badania

$$H_0 : \rho_i = 1, \quad (4)$$

względem hipotezy alternatywnej o stacjonarności istotnej części jednostek panelu

$$H_A : \begin{cases} \rho_i < 1 & \text{dla } i = 1, \dots, N_1 \\ \rho_i = 1 & \text{dla } i = N_1 + 1, \dots, N \end{cases} \quad (5)$$

Do grupy tej zaliczyć można test IPS (Im, Pesaran, Shin, 2003) oraz testy typu Fishera bazujące na testach ADF lub PP (Choi, 2001). Testem pierwszej generacji, który różnicuje parametr autoregresji jest także test Hadriego (2000) wzorowany na teście KPSS, w którym hipoteza zerowa wskazuje na stacjonarność wszystkich paneli, podczas gdy hipoteza alternatywna zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego jedynie dla istotnej części jednostek badania.

Tabela 3. Testy pierwiastka jednostkowego dla danych panelowych

| I generacja <i>brak zależności przekrojowej</i> | II generacja <i>zależność przekrojowa</i> |
|--|--|
| Levin, Lin (1992, 1993) | Bai, Ng (2001, 2004) |
| Im, Pesaran, Shin (1997) | Choi (2002) |
| Harris, Tzavalis (1999) | Phillips, Sul (2003) |
| Maddala, Wu (1999) | Pesaran (2003) |
| Choi (1999, 2001) | Moon, Perron (2004) |
| Breitung (2000) | O'Connell (1998) |
| Levin, Lin, Chu (2002) | Chang (2002, 2004) |
| Breitung, Das (2005) | |
| Hadri (2000) | |

Źródło: Opracowanie własne.

Założenie o niezależności przestrzennej paneli charakterystyczne dla testów I generacji jest założeniem silnie restrykcyjnym oraz mało realnym w większości badań makroekonomicznych (O'Connell 1998, Phillips, Sul, 2003). Prowadzi ono do zniekształcenia rozmiaru oraz mocy testów (Strauss, Yigit, 2003; Banerjee, Marcellino, Osbat, 2004). Testy II generacji eliminują te niedoskonałości poprzez uwzględnienie

powiązań przestrzennych, wynikających z możliwości istnienia wspólnego kierunku zmian jednostek panelu (*ang. co-movement*).

W dalszej części rozdziału przedstawione zostaną szerzej wybrane testy pierwiastka jednostkowego, które w opinii autorek zostały uznane za właściwe do oceny zjawiska w świetle rozmiaru dostępnej próby wykorzystanej do analizy empirycznej.

Rozpatrując testy pierwszej generacji, symulacje Monte Carlo (Breitung, 2000) wykazały niską moc testu LLC, szczególnie w przypadku, gdy parametr ρ jest bliski jedności oraz gdy regresja testowa zawiera efekty specyficzne dla jednostek panelu. W tych warunkach test Breitunga wykazuje dużo większą moc, nawet dla małych prób.

Test ten bazuje podobnie jak test LCC na indywidualnych regresjach wyznaczonych dla jednostek panelu

$$\Delta y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

które są podstawą do ustalenia rzędu opóźnień p_i . Rzędy opóźnień mogą być zróżnicowane dla poszczególnych grup. Następnie wyznaczane są reszty u_{it} oraz $w_{i,t-1}$ odpowiednio z regresji Δy_{it} oraz $y_{i,t-1}$ względem opóźnionych różnic $\Delta y_{i,t-1}, \dots, \Delta y_{i,t-p}$, przy założeniu braku deterministycznych elementów (Breitung, 2000). Otrzymane reszty podlegają standaryzacji poprzez wykorzystanie błędu standardowego reszt:

$$\tilde{u}_{it} = \frac{u_{it}}{\sigma_i} \quad \tilde{w}_{it} = \frac{w_{it}}{\sigma_i}, \quad (7)$$

a następnie są one transformowane według następującego schematu:

$$u_{it}^* = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \left(\tilde{u}_{it} - \frac{\tilde{u}_{it+1} + \dots + \tilde{u}_{iT}}{T-t} \right), \quad (8)$$

$$w_{i,t-1}^* = \tilde{w}_{i,t-1} - \tilde{w}_{i,1} - \frac{t-1}{T} \tilde{w}_{iT} \quad (9)$$

Ostatnim krokiem jest estymacja regresji łącznej:

$$u_{it}^* = \rho w_{i,t-1}^* + \varepsilon_{it}^*, \quad (10)$$

¹⁶ Powyższa transformacja reszt $w_{i,t-1}$ właściwa jest dla regresji z wyrazem wolnym i trendem, dla przypadku regresji z wyrazem wolnym oraz bez elementów deterministycznych patrz Baltagi (2008), s.280.

oraz ocena istotności parametru ρ z wykorzystaniem statystyki t , która osiąga graniczny rozkład normalny (0,1) przy założeniu, że rozmiar T i N rośnie sekwencyjnie.

Jednym z najczęściej wykorzystywanych testów, które uwzględniają zróżnicowanie parametru autoregresyjnego jest test Ima, Pesarana i Shina (2003). W przypadku braku autokorelacji składnika losowego regresji testowej (1) w teście IPS weryfikacji podlega hipoteza zerowa (4) względem hipotezy alternatywnej (5). Statystyka IPS definiowana jest jako średnia arytmetyczna indywidualnych statystyk t w teście DF wyznaczonych dla poszczególnych jednostek badania¹⁷:

$$\bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_{\rho_i} . \quad (11)$$

W przypadku, gdy występuje autokorelacja ε_{it} w modelu (1) analizie podlega regresja:

$$y_{it} = \alpha_i d_{it} + \rho_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} . \quad (12)$$

Statystyka testowa konstruowana jest w analogiczny sposób. Wraz z $T \rightarrow \infty$ i $N \rightarrow \infty$ sekwencyjnie, standaryzowana wartość tej statystyki ma rozkład $N(0,1)$ ¹⁸:

$$W_{\bar{t}} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E[t_{iT} | \rho_i = 0])}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{var}[t_{iT} | \rho_i = 0]}} . \quad (13)$$

Wartość oczekiwana $E[t_{iT} | \rho_i = 0]$ oraz wariancja $\text{var}[t_{iT} | \rho_i = 0]$ wyznaczone są przez autorów testu na podstawie symulacji dla różnych wymiarów T oraz p_i . Poprawny dobór opóźnień w regresji (12), który eliminuje autokorelację składnika losowego, pozwala na uzyskanie dużej mocy testu nawet przy relatywnie niedużym wymiarze czasowym (Baltagi, 2008).

Test CADF Pesarana (2003) jest testem pierwiastka jednostkowego II generacji, który pozwala na uwzględnienie zależności przekrojowych pomiędzy grupami panelu. Symulacje Monte Carlo (Pesaran, 2003; Moon, Perron, 2005) wykazały dobre własności tego testu zarówno w obszarze rozmiaru jak i mocy dla relatywnie małych prób. W celu

¹⁷ Wartości krytyczne testu IPS dostępne są w publikacji Im i in. (2003) dla różnych wartości T i N oraz przy założeniu braku elementów deterministycznych, dla regresji ze stałą, oraz dla regresji ze stałą i trendem.

¹⁸ Przy założeniu braku powiązań przestrzennych pomiędzy jednostkami panelu, co ma miejsce w testach I generacji, na podstawie centralnego twierdzenia granicznego Lindenberga – Levy’ego, przy $N \rightarrow \infty$ statystyki testowe charakteryzują się asymptotycznym rozkładem normalnym.

wyeliminowania zależności przestrzennych do standardowej regresji DF wprowadzone są średnie przekrojowe opóźnionych poziomów oraz pierwszych przyrostów:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + e_{it}. \quad (14)$$

Analogicznie jak test IPS, test Pesarana bazuje na średniej wartości statystyk t_i uzyskiwanych dla parametru b_i w indywidualnych testach DF:

$$CIPS(N, T) = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T). \quad (15)$$

W teście CADF weryfikacji podlega hipoteza zerowa o niestacjonarności wszystkich paneli $H_0 : b_i = 0$ względem hipotezy alternatywnej o istotnej frakcji paneli stacjonarnych¹⁹.

W przypadku występowania autokorelacji składnika losowego regresja (14) jest rozszerzana zarówno o opóźnienia zmiennej Δy_{it} jak i opóźnienia przyrostów uśrednionej zmiennej y :

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{ij} \Delta \bar{y}_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + e_{it}. \quad (16)$$

Statystyka testowa wyznaczana jest jak (15).

3.2 Kointegracja w modelach panelowych

Badanie skointegrowania zmiennych, których przyrosty są stacjonarne ma na celu znalezienie relacji długookresowej pomiędzy tymi zmiennymi. Identyfikacja kointegracji, zgodnie z twierdzeniem Grangera o reprezentacji (Engle, Granger, 1978), pozwala na przedstawienie analizowanej relacji w postaci modelu korekty błędem, a tym samym na identyfikację oraz ekonomiczną interpretację parametrów struktury zarówno krótko-, jak i długookresowej.

Tabela 4. Testy kointegracji dla danych panelowych

| procedura Engle-Grangera <i>residual-based</i> | procedura Johansena <i>likelihood based</i> |
|---|--|
| McCoskey, Kao (1998) | Larson, Lyhagen, Lothgren (2001) |
| Kao (1999) | Groen, Kleibergen (2003) |
| Pedroni (1999) | Breitung (2005) |
| Westerlund (2005) | |

Źródło: Opracowanie własne

¹⁹ Wartości krytyczne testu Pesarana dostępne są w publikacji Pesaran (2003) dla różnych wartości T i N oraz przy założeniu braku elementów deterministycznych, dla regresji ze stałą, oraz dla regresji ze stałą i trendem liniowym.

Badanie kointegracji dla danych panelowych możliwe jest poprzez zastosowanie jednego z dwóch podejść (Baltagi, 2008). Pierwsze z nich opiera się na procedurze Engle–Grangera (1987) i sprowadza się do testowania stacjonarności reszt modelu oszacowanego z wykorzystaniem zmiennych o stacjonarnych przyrostach. Tego typu rozwiązanie zastosowane jest m.in. w testach zaproponowanych przez Pedroniego (1999), w testach Kao (1999) oraz w testach Westerlunda (2007). W procedurach tych hipoteza zerowa zakłada brak kointegracji. Podejście to stosowane jest również w teście McCoskey i Kao (1998), w którym jednak hipoteza zerowa wskazuje na kointegrację szeregów.

Podejście drugie do analizy kointegracji bazuje na procedurze Johansena i zostało zaproponowane przez Maddalę i Wu (1999). Procedura ta polega na łączeniu indywidualnych, niezależnych rezultatów poprzez łączenie prawdopodobieństw empirycznych (Strzała, 2012). Podejście to pozwala na traktowanie każdej jednostki panelu indywidualnie, co oznacza możliwość określania indywidualnej kointegracji. Efektem zastosowania tego typu testu jest możliwość znalezienia r wektorów kointegrujących. Weryfikacja hipotez związana jest ze statystyką śladu macierzy oraz maksymalnej wartości własnej. Eksperymenty Monte Carlo przeprowadzone przez Hancka (2007) wskazują jednak na zniekształcenie rozmiaru testu w przypadku dysponowania relatywnie krótkim wymiarem T panelu.

Podobnie jak w przypadku testów pierwiastka jednostkowego, w dalszej części rozdziału szerzej zostaną zaprezentowane testy kointegracji, które wykorzystane zostaną w badaniu empirycznym.

Bazując na dwustopniowej procedurze Engle-Grangera, Pedroni (1999) zaproponował szereg testów badających kointegrację panelową. Testy te wykorzystują reszty następującej regresji:

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1it} + \beta_{2i} x_{2it} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mit} + e_{it} \quad (17)$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T; m = 1, \dots, M$$

gdzie M oznacza liczbę zmiennych objaśniających obserwowanych dla N jednostek panelu w T okresach. N jednostek panelu wskazuje, że powyższą regresję można traktować w kategoriach N zróżnicowanych równań. Parametry modelu α_i , δ_i , β_{mi} będą wówczas zindywidualizowane dla poszczególnych grup. Część deterministyczna równania może zawierać efekty specyficzne dla jednostek badania α_i oraz indywidualne trendy deterministyczne $\delta_i t$, jednak w zależności od potrzeb elementy te mogą też zostać

pominięte w szacowanym modelu. Jeśli zmienne y_{it} oraz x_{mit} są zintegrowane rzędu pierwszego, a składnik losowy e_{it} jest opisywany następująco:

$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + u_{it}, \quad (18)$$

lub

$$e_{it} = \rho_i e_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_{ij} \Delta e_{i,t-j} + v_{it}, \quad (19)$$

to testowaniu podlega hipoteza zerowa o braku kointegracji wszystkich jednostek panelu

$$H_0 : \rho_i = 1. \quad (20)$$

Względem hipotezy zerowej testowane są dwa typy hipotez alternatywnych. Pierwszy rodzaj zakłada homogeniczność parametru autoregresji:

$$H_A : \rho_i = \rho < 1, \quad (21)$$

dla każdego i . Testy, które weryfikują te hipotezy określane są mianem statystyk panelowych (*ang. within-dimension tests*). Drugi rodzaj hipotezy alternatywnej dopuszcza heterogeniczność parametru ρ_i :

$$H_A : \rho_i < 1. \quad (22)$$

Testy te noszą nazwę testów grupowych (*ang. between-dimension tests*).

Wyniki symulacji Monte Carlo przeprowadzone przez Gutierrez (2002) wskazują, że największą mocą testu wśród testów zaproponowanych przez Pedroniego charakteryzuje się grupowy test ρ . Jednocześnie Pedroni (2004) na podstawie symulacji Monte Carlo udowadnia, że w małych panelach odrzucenie hipotezy zerowej w grupowym teście ρ daje stosunkowo dużą pewność wnioskowania. Jednak z uwagi na problem nieprecyzyjnego szacowania wariancji długookresowej w panelach o nieznacznym wymiarze czasowym, co jest niezbędne w nieparametrycznych testach ρ , warto zwrócić uwagę na parametryczne testy t . Örsal (2008), która porównywała panelowe testy kointegracji dowiodła, że panelowy test t osiąga pełną moc dla niewielkich rozmiarów T i N , nawet w przypadku silnej korelacji pomiędzy innowacjami stacjonarnej i niestacjonarnej części procesu generującego dane. Z kolei Wagner i Hlouskova (2010) wskazują na testy t , zarówno panelowe jak i grupowe, jako testy o największej mocy spośród ocenianych. Grupowy test t określany jest jako test najbardziej odporny na występowanie zależności przestrzennych w panelu.

Wobec powyższego do analizy empirycznej spośród testów zaproponowanych przez Pedroniego wykorzystane zostaną testy t , panelowy oraz grupowy, o następujących odpowiednio postaciach:

$$Z_{tNT}^* = \left(\tilde{s}_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} e_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*, \quad (23)$$

gdzie $\tilde{s}_{NT}^{*2} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2}$, $\hat{s}_i^{*2} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{v}_{it}^{*2}$, natomiast \hat{v}_{it}^* są resztami równania (19) oraz

$$N^{-1/2} \tilde{Z}_{tNT}^* = N^{-1/2} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{s}_i^{*2} e_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{e}_{i,t-1}^* \Delta \hat{e}_{it}^*. \quad (24)$$

Panelowe testy kointegracji zaproponowane przez Kao (1999), podobnie jak testy Pedroniego wykorzystują procedurę Engle-Grangera i skonstruowane są w oparciu o reszty regresji (17), przy czym parametr $\delta_i = 0$. Reszty modelu opisane są analogicznie do (18) i (19), przy założeniu homogeniczności parametru ρ ($\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = \rho$). Testowaniu podlega hipoteza zerowa o braku kointegracji ($\rho = 1$) względem hipotezy alternatywnej $\rho < 1$. Testy Kao bazują na testach typu DF i ADF. Założenie o prawdziwości hipotezy zerowej skutkuje statystykami testowymi, które są asymptotycznie zbieżne do $N(0,1)$.

Eksperymenty Monte Carlo przeprowadzone przez Kao (1999) wskazują, że w przypadku błędów specyfikacji modelu testy DF_ρ i DF_t są znacznie bardziej odporne, natomiast testy DF_ρ^* i DF_t^* charakteryzują się znacznie lepszymi właściwościami w zakresie mocy i rozmiaru testu od statystyk DF_ρ , DF_t i ADF . Jednak ze względu na występowanie autokorelacji składnika losowego w regresji (18) przedmiotowej analizy testem wykorzystanym do oceny kointegracji szeregów spośród testów przedstawionych przez Kao będzie test ADF o następującej postaci:

$$ADF = \left(\frac{\hat{\sigma}_{0v}^2}{2\hat{\sigma}_v^2} + \frac{3\hat{\sigma}_v^2}{10\hat{\sigma}_{0v}^2} \right)^{-1/2} \left(t_{ADF} + \frac{\sqrt{6N}\hat{\sigma}_v}{2\hat{\sigma}_{0v}} \right), \quad (25)$$

gdzie $\hat{\sigma}_v^2$ jest oceną wariancji składnika losowego regresji (19), a t_{ADF} statystyką testową dla parametru ρ tej regresji.

3.3 Teoretyczne aspekty estymacji modeli opartych o zintegrowane dane panelowe

Estymator OLS w przypadku zintegrowanych danych panelowych charakteryzuje się istotnym obciążeniem w skończonych próbach. Obciążenie to wynika z braku jego zgodności (Kao, Chiang, 2000). Bazując na pracach Saikkonena (1991) oraz Stocka i Watsona (1993) Kao i Chiang zaproponowali panelowy dynamiczny estymator najmniejszych kwadratów DOLS (*dynamic OLS*). Podobnie Phillips i Moon (1999) oraz Pedroni (2000), bazując na pracach Phillipsa i Hansena (1990) przedstawili rozwiązanie dla estymacji niestacjonarnych danych panelowych w postaci estymatora FMOLS (*fully-modified OLS*).

Symulacje Monte Carlo przeprowadzone przez Kao i Chianga (2000), w których autorzy porównują własności estymatorów OLS, DOLS, FMOLS w skończonych próbach wykazały, poza brakiem zgodności estymatora OLS, że własności estymatora FMOLS nie są istotnie lepsze od własności OLS. Ponadto w szczególnych przypadkach dla paneli homogenicznych obciążenie estymatora FMOLS jest nawet wyższe, natomiast w panelach heterogenicznych jest ono znaczące niemal we wszystkich próbach. Symulacje wykazały ponadto dobre właściwości estymatora DOLS w obu typach paneli. Również Wagner i Hlouskova (2010), który porównywali szereg estymatorów²⁰ dla skointegrowanych paneli, otrzymali wyniki jednoznacznie wskazujące na estymator DOLS jako estymator o najlepszych własnościach²¹.

²⁰ W badaniach Wagnera i Hlouskovej (2010) ocenie podlegały estymatory Phillipsa i Moona (1999), Pedroniego (2000), Kao i Chianga (2000), Marka i Sula (2003), Pedroniego (2001) oraz Breitunga (2005).

²¹ Badania nad estymacją skointegrowanych paneli prowadzone były także przez Choi (1999). Porównując asymptotyczne własności estymatora OLS, estymatora wewnątrzgrupowego oraz GLS w modelu ze stacjonarnymi i niestacjonarnymi determinantami, największą efektywnością wykazał się *feasible* GLS. Badania nad *regression limit theory* dla przypadku niestacjonarnych paneli prowadzili Phillips i Moon (1999). Analizując modele panelowe o dużej liczbie N i dużej liczbie T , dopuszczające brak kointegracji, kointegrację heterogeniczną, kointegrację homogeniczną oraz sytuację występowania niemal całkowitej homogenicznej kointegracji wykazali, że dla wszystkich przypadków estymator *pooled* jest zgodny i ma asymptotyczny rozkład normalny. Ciekawym rozwiązaniem przeznaczonym dla dużych prób jest grupa estymatorów *Mean Group*. Zwykły estymator MG (Pesaran, Smith 1995) uśrednia oceny parametrów uzyskane z estymacji pojedynczych regresji. Estymator *Pooled Mean Group* zaproponowany przez Pesarana, Shina i Smitha (1999) zakłada, że parametry długookresowe są wspólne dla wszystkich i jednostek badania, natomiast krótkookresowe parametry dopasowania mają charakter indywidualny. W grupie tej można też odnaleźć rozszerzony estymator MG autorstwa Bonda i Eberhardta (2009) oraz Eberhardta i Teala (2010).

Z uwagi na rozmiar panelu, który jest podstawą przedmiotowej analizy oraz wnioski płynące z omówionych symulacji, do estymacji parametrów wektora kointegrującego wykorzystany zostanie estymator DOLS.

Punktem wyjścia w konstrukcji estymatora DOLS jest regresja, która zawiera efekty specyficzne dla jednostek panelu²² przy założeniu skointegrowania zmiennych:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + u_{it}, \quad (26)$$

gdzie x_{it} są zmiennymi zintegrowanymi w I rzędzie dla każdego i :

$$x_{it} = x_{i,t-1} + \varepsilon_{it}. \quad (27)$$

Spełnienie założeń (Kao, Chiang, 2000) pozwala na zapisanie składnika losowego u_{it} w następujący sposób:

$$u_{it} = \sum_{-\infty}^{\infty} c_{ij} \varepsilon_{i,t+j} + v_{it}, \quad (28)$$

co daje podstawę, aby uznać v_{it} za stacjonarne oraz składniki losowe v_{it} i ε_{it} za jednocześnie nieskorelowane, ale również nieskorelowane względem opóźnień i wyprzedzeń ε_{it} . Najczęściej liczba opóźnień i wyprzedzeń ε_{it} ograniczana jest do $\langle -q, q \rangle$.

Jeśli podstawimy (28) do (26) oraz uwzględnimy (27), to otrzymamy regresję DOLS. Wykorzystuje ona przeszłe (*ang. lags*) oraz przyszłe (*ang. leads*) wartości Δx_{it} jako dodatkowe zmienne objaśniające, które pozwalają na wyeliminowanie endogeniczności wynikającej ze skorelowania u_{it} z q_i opóźnieniami Δx_{it} :

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + v_{it}. \quad (29)$$

Z punktu widzenia niniejszej analizy interesującym podejściem jest rozwiązanie bazujące na estymatorze SUR, który pozwala na uzyskanie heterogenicznych parametrów dla jednostek badania. Podobnie jak w przypadku modyfikowanych estymatorów OLS – DOLS i FMOLS, również w przypadku SUR dla skointegrowanych danych panelowych zaproponowane zostały dwa rozwiązania. Moon (1999) skorzystał z nieparametrycznego podejścia i przedstawił estymator *fully-modified* SUR, natomiast Mark, Ogaki i Sul (2005)

²² W regresji możliwe jest rozszerzenie części deterministycznej o trend $\alpha_{0i} + \alpha_{1i}t + \dots + \alpha_{pi}t^p$.

zapropowali estymator DSUR ideą zbliżony do DOLS. Estymator ten ma zastosowanie do paneli zbilansowanych, gdzie wymiar T jest znacząco większy od wymiaru N .

Jeśli dysponujemy regresją (26) oraz przyjmiemy założenie o zintegrowaniu zmiennej x rzędu I (27) to endogeniczność, która wynika z korelacji pomiędzy składnikiem losowym u_{it} a potencjalnie nieskończoną liczbą opóźnień i wyprzedzeń Δx_{it} pochodzących z całego analizowanego systemu, kontrolowana jest poprzez wprowadzenie tych elementów do regresji. Przyjmując, że:

$$z'_{qit} = (\Delta x'_{i,t-q}, \dots, \Delta x'_{i,t+q}), \quad z'_{qt} = (z'_{q1t}, \dots, z'_{qNt}) \quad , \quad (30)$$

model DSUR z uwzględnieniem korekty endogeniczności będzie przedstawiał się następująco:

$$y_{it} = x'_{it}\beta_i + z'_{qt}\delta_{qi} + u_{it} \quad . \quad (31)$$

Jeżeli $W_t = (X'_t, Z'_{qt})$, gdzie $X'_t = \text{diag}(x_{1t}, \dots, x_{Nt})$, $Z_{qt} = (I_N \otimes z_{qt})$, wówczas :

$$y_t = (\beta', \delta'_q)W_t + u_t \quad , \quad (32)$$

a estymator DSUR przyjmie postać:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta}_{DSUR} \\ \hat{\delta}_{qDSUR} \end{bmatrix} = \left(\sum_{t=q+1}^{T-q} W_t \Omega_{uu}^{-1} W_t' \right)^{-1} \left(\sum_{t=q+1}^{T-q} W_t \Omega_{uu}^{-1} y_t \right) \quad , \quad (33)$$

gdzie Ω_{uu} jest długookresową macierzą kowariancji składnika losowego.

Uwzględnienie w regresji znacznej liczby dodatkowych czynników, w postaci przeszłych i przyszłych przyrostów regresorów, zauważalnie obniża liczbę stopni swobody, dlatego istotny jest rozmiar czasowy panelu, aby metoda ta była możliwa do wykorzystania.

4 Empiryczna weryfikacja wpływu wybranych czynników na konkurencyjność sektora przemysłu przetwórczego Polski i Czech

4.1 Opis zmiennych wykorzystanych w badaniu

Źródłem obserwacji wykorzystanych w badaniu konkurencyjności podsektorów przemysłu przetwórczego były bazy danych STAN OECD oraz bazy danych WIOD (Timmer, 2012). Zakres obserwacji objął lata 1995 – 2011. Podział sektora przemysłu przetwórczego na podsektory został dokonany w oparciu o klasyfikację NACE 1.1 (załącznik 2). Z uwagi na brak dostępności wszystkich obserwacji statystycznych połączeniu uległy dwa sektory, tj. sektor DB - produkcja tkanin i wyrobów włókienniczych oraz sektor DC – produkcja skór wyprawionych i produktów ze skór wyprawionych. Ostatecznie dostępne dane statystyczne pozwoliły na dezagregację sektora przemysłu przetwórczego na 13 podsektorów, dla których otrzymano zbilansowane dane panelowe. Szczegółowe informacje dotyczące bazy danych wykorzystanej w badaniu zawiera tabela 5.

Tabela 5. Zmienne wykorzystane w badaniu

| Symbol zmiennej | OPIS zmiennej | Źródło |
|-----------------|---|---|
| L_NEX | logarytm ilorazu wartości eksportu towarów (w mln USD) i importu towarów (w mln USD) | baza STAN OECD |
| L_FD | logarytm sumy wartości spożycia gospodarstw domowych, instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych oraz instytucji rządowych i samorządowych; nakładów brutto na środki trwałe oraz przyrostu rzeczowych środków obrotowych z 39 krajów* (w mln USD) - wyznaczona suma dla 39 krajów jest wielkością nieważoną | baza WIOD krajowe tabele input-output |
| L_DD | logarytm sumy krajowego spożycia gospodarstw domowych, instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych oraz instytucji rządowych i samorządowych; krajowych nakładów brutto na środki trwałe oraz przyrostu rzeczowych środków obrotowych (w mln USD) | baza WIOD krajowe tabele input-output |
| L_FDDD | logarytm ilorazu popytu zagranicznego (FD) i popytu krajowego (DD) | baza WIOD krajowe tabele input-output |

| | | |
|--------|--|---|
| L_RULC | logarytm krajowego jednostkowego kosztu pracy do jednostkowego kosztu pracy w Niemczech, jednostkowy koszt pracy to iloraz sumy wynagrodzeń (w mln USD) i wartości dodanej (w USD) | baza Socio Economic Accounts WIOD |
| L_OPEN | logarytm ilorazu wartości eksportu towarów (w mln USD) i wartości dodanej (mln USD) | baza STAN OECD baza WIOD krajowe tabele input-output |
| L_INNO | logarytm wielkości nakładów na B+R (w mln USD) | STAN R&D Expenditures |
| L_LPRO | logarytm ilorazu wielkości produkcji (w mln USD) i ilości przepracowanych godzin. | Baza WIOD krajowe tabele input-output, Baza Socio Economic Accounts WIOD |

* grupę 39 krajów (dla obliczenia L_{FD} dla Polski) tworzą: Australia, Austria, Belgia, Brazylia, Bułgaria, Chiny, Cypr, Czechy, Dania, Estonia, Finlandia, Francja, Grecja, Hiszpania, Holandia, Indie, Indonezja, Irlandia, Japonia, Kanada, Korea, Litwa, Luksemburg, Łotwa, Malta, Meksyk, Niemcy, Portugalia, Rosja, Rumunia, Słowacja, Słowenia, Szwecja, Tajwan, Turcja, USA, W. Brytania, Węgry, Włochy
grupę 39 krajów (dla obliczenia L_{FD} dla Czech) tworzą te same kraje, z wyłączeniem Czech, i po dodaniu Polski

Źródło: Opracowanie własne

4.2 Panelowy model korekty błędem dla przemysłu przetwórczego

Przyczynowo-skutkowa analiza konkurencyjności sektora przemysłu przetwórczego poprzedzona została oceną stacjonarności zmiennych wykorzystanych w badaniu. Do oceny stacjonarności zastosowano trzy testy pierwiastka jednostkowego omówione w rozdziale 3.1 – test Breitunga oraz test IPS, które są testami I generacji oraz test CADF zaproponowany przez Pesarana, który pozwala na uwzględnienie zależności przekrojowych panelu.

Elementy deterministyczne regresji testowych zostały dobrane na podstawie analizy średniej jednostek panelu, która w każdym z przypadków była wartością niezerową, oraz na podstawie istotności trendu dla poszczególnych grup panelu. Informacje o elementach deterministycznych, wykorzystanych w testowaniu poszczególnych zmiennych, zapisane są poniżej w tabelach z wynikami.

Wyniki testów pierwiastka jednostkowego dla Polski i Czech zawiera odpowiednio tabela 6 i tabela 7.

Zastosowane testy pierwiastka jednostkowego dla zmiennych opisujących przemysł przetwórczy w Polsce wskazały jednoznacznie na stacjonarność pierwszych przyrostów dla

niemal wszystkich analizowanych czynników. W przypadku wybranych zmiennych (L_DD , L_RULC , L_OPEN , L_LPRO) wykonane zostały dodatkowe testy Fishera na bazie testów ADF i PP, które potwierdziły zintegrowanie rzędu I. Również na poziomie istotności 0,01 w testach Breitunga i IPS nakłady poniesione na badania i rozwój można uznać za zmienną $I(1)$, jednak do tych wyników należy podejść z dużą ostrożnością. Wykonane dodatkowe testy odrzuciły hipotezę zerową o zintegrowaniu rzędu I na poziomie tej zmiennej, w związku z tym w przypadku estymacji modeli dla Polski zmienna L_INNO została uznana za stacjonarną²³.

Tabela 6. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego dla poziomów i pierwszych różnic zmiennych dla Polski

| | poziomy zmiennych | | | pierwsze różnice zmiennych | | |
|-----------|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------------|--------------------|-------------------|
| | Breitung | IPS | CADF | Breitung | IPS | CADF |
| L_NEX | -0,012 (0,495) | -1,391 (0,082) | 0,417 (0,662) | -4,222 (0,000) | -5,659 (0,000) | -3,508 (0,000) |
| L_DD | -3,972 (0,000) | -1,047 (0,148) | -0,124 (0,451) | -5,360 (0,000) | -8,364 (0,000) | -2,296 (0,011) |
| L_FD | 1,506 (0,934) | -1,232 (0,109) | 0,712 (0,762) | -3,492 (0,000) | -4,302 (0,000) | -3,289 (0,001) |
| L_FDDD | -0,905 (0,183) | -0,693 (0,244) | 15,412 (1,000) | -3,520 (0,000) | -10,550 (0,000) | -2,012 (0,022) |
| L_RULC | -1,711 (0,044) | 0,094 (0,537) | 14,350 (1,000) | -6,804 (0,000) | -8,926 (0,000) | -7,848 (0,000) |
| L_OPEN | -1,489 (0,068) | -1,436 (0,076) | 0,829 (0,796) | -1,874 (0,030) | -9,105 (0,000) | -2,988 (0,001) |
| L_INNO | -2,227 (0,013) | -2,316 (0,010) | 2,368 (0,991) | -3,521 (0,000) | -11,627 (0,000) | -4,576 (0,000) |
| L_LPRO | -2,352 (0,009) | -1,189 (0,425) | -0,871 (0,192) | -6,163 (0,000) | -8,929 (0,000) | -4,233 (0,000) |

* w nawiasach poniżej statystyk testowych znajdują się wartości p -value

** maksymalna liczba opóźnień w relacjach testowych B i IPS została wyznaczona automatycznie w Eviews na podstawie liczby obserwacji, liczba opóźnień została ustalona na podstawie kryterium informacyjnego Schwarza

*** dla zmiennej L_INNO oraz pierwszych przyrostów zmiennych L_DD , L_RULC , L_OPEN , L_INNO i L_LPRO regresje testowe zawierały wyraz wolny (efekty indywidualne), dla pozostałych przypadków regresje zawierały wyraz wolny oraz trend deterministyczny.

Źródło: Obliczenia własne

Ocena stacjonarności zmiennych opisujących konkurencyjność sektora przemysłowego w Czechach pozwala w zdecydowanej większości przypadków na jednoznaczne uznanie

²³ Analizując stacjonarność logarytmów nakładów na badania i rozwój warto bliżej przyjrzeć się obserwacjom tego zjawiska w czasie. W przypadku Polski nakłady te stanowią nieznaczną część PKB (0,77 % w 2011 r.) i nie ulegały istotnym zmianom w badanym okresie, w związku z tym uzasadnionym jest potraktowanie tej zmiennej jako zmiennej stacjonarnej

tych zmiennych za zintegrowane w stopniu pierwszym. Jedynie ze względu na wartość p w teście IPS w przypadku poziomów relatywnych jednostkowych kosztów pracy oraz w przypadku poziomów produktywności pracy wykonane zostały dodatkowe testy, które potwierdziły brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Ostatecznie wszystkie zmienne uznane zostały za zmienne $I(1)$.

Tabela 7. Wyniki testów pierwiastka jednostkowego dla poziomów i pierwszych różnic zmiennych dla Czech

| | poziomy zmiennych | | | pierwsze różnice zmiennych | | |
|--------|-------------------|-------------------|-------------------|----------------------------|--------------------|-------------------|
| | Breitung | IPS | CADF | Breitung | IPS | CADF |
| L_NEX | -0,580 (0,281) | -1,247 (0,106) | 0,303 (0,619) | -2,637 (0,004) | -13,487 (0,000) | -2,210 (0,014) |
| L_DD | -0,320 (0,375) | 0,088 (0,535) | 0,655 (0,744) | -3,223 (0,001) | -3,107 (0,001) | -2,783 (0,003) |
| L_FD | 1,495 (0,933) | -1,136 (0,128) | 0,656 (0,744) | -3,571 (0,000) | -4,270 (0,000) | -2,503 (0,006) |
| L_FDDD | -0,486 (0,313) | -0,023 (0,491) | 2,034 (0,979) | -3,093 (0,001) | -7,400 (0,000) | -2,240 (0,013) |
| L_RULC | -0,287 (0,387) | -1,791 (0,037) | 0,732 (0,768) | -4,741 (0,000) | -6,279 (0,000) | -4,386 (0,000) |
| L_OPEN | -0,685 (0,247) | -1,220 (0,111) | 0,146 (0,558) | -3,611 (0,000) | -12,624 (0,000) | -2,651 (0,004) |
| L_INNO | -0,722 (0,235) | -1,271 (0,102) | 0,941 (0,827) | -9,346 (0,000) | -9,510 (0,000) | -1,942 (0,026) |
| L_LPRO | -1,081 (0,139) | -1,469 (0,071) | 14,350 (1,000) | -3,168 (0,001) | -7,714 (0,000) | -4,603 (0,000) |

* w nawiasach poniżej statystyk testowych znajdują się wartości p -value

** maksymalna liczba opóźnień w relacji testowej testu B i IPS została wyznaczona automatycznie w Eviews na podstawie liczby obserwacji, liczba opóźnień została ustalona na podstawie kryterium informacyjnego Schwarza

*** regresje testowe dla poziomów wszystkich zmiennych oraz dla przyrostów zmiennych L_FD , L_RULC i L_INNO zawierały wyraz wolny (efekty indywidualne) oraz trend deterministyczny, dla przyrostów pozostałych zmiennych regresje zawierały jedynie stałą.

Źródło: Obliczenia własne

Kolejnym krokiem w analizie było zbadanie kointegracji szeregów, które miało na celu ustalenie, czy pomiędzy wyróżnionymi zmiennymi istnieje relacja długookresowa. Do jej oceny wybrane zostały jedynie te zmienne, które w badaniu pierwiastka jednostkowego okazały się zmiennymi $I(1)$ ²⁴. W pierwszym podejściu (model 1) dla Polski i dla Czech

²⁴ Z definicji szeregi y i x są skointegrowane stopnia d, b , jeżeli szeregi te są zintegrowane rzędu d oraz istnieje kombinacja liniowa tych zmiennych, która jest zintegrowana rzędu $d-b$. W przypadku ogólnym większej liczby zmiennych objaśniających, każda ze zmiennych powinna być zintegrowana rzędu d . Możliwe jest jednak uzyskanie szeregów skointegrowanych, jeżeli zmienna $y \sim I(d)$, a zmienne objaśniające są zintegrowane w wyższym stopniu $I(d+1)$, ale istnieje liniowa kombinacja zmiennych x , która jest skointegrowana rzędu $d+1, d$

regresje testowe zawierały obie zmienne popytowe, popyt krajowy (L_{DD}) oraz popyt zagraniczny (L_{FD}). W podejściu drugim (model 2) autorki w roli zmiennej objaśniającej zastosowały popyt relatywny, będący stosunkiem popytu zagranicznego do popytu krajowego (L_{FDDD}). Testowane regresje przedstawiały się następująco:

$$L_{NEX}_{it}^{PL} = \beta_0 + \beta_1 L_{DD}_{it} + \beta_2 L_{FD}_{it} + \beta_3 L_{RULC}_{it} + \beta_4 L_{OPEN}_{it} + \beta_5 L_{LPRO}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (34)$$

$$L_{NEX}_{it}^{CZ} = \beta_0 + \beta_1 L_{DD}_{it} + \beta_2 L_{FD}_{it} + \beta_3 L_{RULC}_{it} + \beta_4 L_{OPEN}_{it} + \beta_5 L_{LPRO}_{it} + \beta_6 L_{INNO}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (35)$$

$$L_{NEX}_{it}^{PL*} = \beta_0 + \beta_1 L_{FDDD}_{it} + \beta_2 L_{RULC}_{it} + \beta_3 L_{OPEN}_{it} + \beta_4 L_{LPRO}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (36)$$

$$L_{NEX}_{it}^{CZ*} = \beta_0 + \beta_1 L_{FDDD}_{it} + \beta_2 L_{RULC}_{it} + \beta_3 L_{OPEN}_{it} + \beta_4 L_{LPRO}_{it} + \beta_5 L_{INNO}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (37)$$

Do badania kointegracji zostały wykorzystane parametryczne testy Pedroniego – panelowy test ADF oraz grupowy test ADF, a także test ADF Kao. Dla wszystkich analizowanych regresji, zarówno dla Polski, jak i dla Czech przy uwzględnieniu zmiennych uznanych za zintegrowane w stopniu I, hipoteza zerowa o braku kointegracji została odrzucona²⁵, co wskazuje na występowanie relacji długookresowych pomiędzy tymi zmiennymi.

Tabela 8. Wyniki panelowych testów kointegracji

| | Polska | | | Czechy | | |
|---------|----------------------|---------------------|-------------------|----------------------|---------------------|-------------------|
| | Pedroni panelowy ADF | Pedroni grupowy ADF | Kao ADF | Pedroni panelowy ADF | Pedroni grupowy ADF | Kao ADF |
| model 1 | -2,664 (0,004) | 3,729 (0,000) | -5,141 (0,000) | -2,462 (0,007) | -3,551 (0,000) | -2,803 (0,003) |
| model 2 | -3,271 (0,001) | -3,228 (0,001) | -5,834 (0,000) | -5,627 (0,000) | -4,257 (0,000) | -2,920 (0,002) |

* maksymalna liczba opóźnień w relacji testowej została wyznaczona automatycznie w Eviews na podstawie liczby obserwacji, liczba opóźnień została ustalona na podstawie kryterium informacyjnego Schwarz'a

Źródło: Obliczenia własne

(Engle, Granger 1987). Oznacza to, że w relacji kointegrującej zmienna objaśniana może być zintegrowana w takim samym stopniu lub niższym stopniu jak zmienna objaśniająca. Z uwagi na to, że w przypadku zarówno Polski, jak i Czech zmienna objaśniana jest I(1), wówczas w roli zmiennych objaśniających występować mogą jedynie zmienne zintegrowane w tym samym stopniu.

²⁵ We wszystkich analizowanych przypadkach również nieparametryczne testy Pedroniego, panelowe i grupowe PP pozwalały na odrzucenie hipotezy zerowej o braku kointegracji.

Do oszacowania modelu korekty błędem dla obu gospodarek została wykorzystana dwustopniowa metoda Engle-Grangera. W pierwszym kroku za pomocą estymatora DOLS, uznanego za najbardziej odpowiedni w świetle obecnych badań oraz charakteru próby, oszacowano parametry wektorów kointegrujących. Liczba opóźnień i wyprzedzeń regresji DOLS została dobrana za pomocą kryterium informacyjnego Schwarz. Szacowane regresje zawierały wyraz wolny oraz trend deterministyczny. Reszty modeli z regresji DOLS posłużyły do oszacowania modeli korekty błędem za pomocą estymatora LSDV²⁶. W przypadku modelu 1 i modelu 2 dla Polski w roli zmiennej objaśniającej wykorzystane zostały poziomy nakładów na badania i rozwój, które nie były brane pod uwagę w relacji długookresowej²⁷.

²⁶ Estymator LSDV jest estymatorem, który pozwala na uzyskanie ocen parametrów w panelowym modelu z efektami stałymi. W celu uniknięcia konieczności szacowania modelu o dużej liczbie parametrów $(N+K)$, i co jest z tym związane, konieczności odwracania macierzy o wymiarach $(N+K) \times (N+K)$, pierwotne obserwacje na zmiennych podlegają przekształceniu. Przekształcenie to polega na wyznaczeniu $y_{it} - \bar{y}_i$ oraz $x_{it} - \bar{x}_i$, a następnie na zastosowaniu estymatora OLS do zmodyfikowanych obserwacji. Ostatecznie:

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right). \quad (38)$$

Tak zdefiniowany estymator określany jest mianem estymatora wewnątrzgrupowego. Powyższa procedura jest równoznaczna z przemnożeniem i-tego równania:

$$y_i = e\alpha_i + X_i\beta + \varepsilon_i, \quad (39)$$

przez macierz $Q = I_T - \frac{1}{T}ee'$ o wymiarach $T \times T$, gdzie $e' = (1,1,\dots,1)$, co skutkuje:

$$\begin{aligned} Qy_i &= Qe\alpha_i + QX_i\beta + Q\varepsilon_i \\ &= QX_i\beta + Q\varepsilon_i \end{aligned} \quad (40)$$

Zastosowanie estymatora OLS do (40) pozwala zapisać wektor ocen parametrów β jako:

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N X_i'QX_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N X_i'Qy_i \right). \quad (41)$$

W modelach dynamicznych, jakimi są modele ECM, estymator LSDV traci niestety swoje pożądane własności. Obciążenie tego estymatora wynika z braku egzogeniczności zmiennych objaśniających. Estymatorami przeznaczonymi dla tego typu modeli są np. estymatory Andersona-Hsiao (1981), czy Arellano-Bonda (1991). Wskazane są jednak one do estymacji paneli o dużych wymiarach, gdzie $N \rightarrow \infty$. Alternatywnym rozwiązaniem jest estymator LSDVC przedstawiony przez Bruno (2005), który przeznaczony jest do estymacji paneli o relatywnie niewielkich rozmiarach, ale charakteryzujących się poważnym niebilansowaniem, co w przedmiotowej analizie nie ma miejsca.

²⁷ W modelu ECM zarówno przyrosty zmiennej objaśnianej (L_NEX) jak i przyrosty zmiennych objaśniających, (poza L_INNO) są stacjonarne, również opóźnione reszty relacji kointegrującej są $I(0)$, w związku z tym wykorzystanie poziomów nakładów na badania i rozwój, które na etapie badania stacjonarności uznane zostały za zintegrowane rzędu 0 powoduje, że spełniony jest warunek jednakowego stopnia integracji zmiennych wykorzystanych do modelowania - Charemza, Deadman (1997), str.132.

Ogólna postać zaproponowanych modeli ECM przedstawia się następująco:

$$\begin{aligned} \Delta L_NEX_{it}^{PL} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta L_NEX_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{1j} \Delta L_DD_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{2j} \Delta L_FD_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{3j} \Delta L_RULC_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{4j} \Delta L_OPEN_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{5j} \Delta L_LPRO_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{6j} L_INNO_{i,t-1} + \lambda ECM_{t-1}^{L_NEXPL} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (42)$$

$$\begin{aligned} \Delta L_NEX_{it}^{CZ} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta L_NEX_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{1j} \Delta L_DD_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{2j} \Delta L_FD_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{3j} \Delta L_RULC_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{4j} \Delta L_OPEN_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{5j} \Delta L_LPRO_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{6j} \Delta L_INNO_{i,t-1} + \lambda ECM_{t-1}^{L_NEXCZ} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (43)$$

$$\begin{aligned} \Delta L_NEX_{it}^{PL*} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta L_NEX_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{1j} \Delta L_FDDD_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{2j} \Delta L_RULC_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{3j} \Delta L_OPEN_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{4j} \Delta L_LPRO_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{5j} L_INNO_{i,t-1} + \lambda ECM_{t-1}^{L_NEXPL*} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (44)$$

$$\begin{aligned} \Delta L_NEX_{it}^{CZ*} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta L_NEX_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{1j} \Delta L_FDDD_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{2j} \Delta L_RULC_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{3j} \Delta L_OPEN_{i,t-1} + \\ & \sum_{j=0}^1 \gamma_{4j} \Delta L_LPRO_{i,t-1} + \sum_{j=0}^1 \gamma_{5j} \Delta L_INNO_{i,t-1} + \lambda ECM_{t-1}^{L_NEXCZ*} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (45)$$

gdzie ECM są resztami relacji długookresowej szacowanej DOLS.

Rezultaty estymacji modeli z niezależnym wykorzystaniem popytu krajowego i zagranicznego oraz modeli z uwzględnieniem relatywnego popytu dla obu gospodarek zawiera odpowiednio tabela 9 i tabela 10.

Tabela 9. Wyniki estymacji modelu ECM dla eksportu netto

| | elastyczności krótkookresowe | | elastyczności długookresowe | | |
|------------------|------------------------------|-------------------|-----------------------------|-------------------|-------------------|
| | Polska | Czechy | Polska | Czechy | |
| ΔL_DD | -0,058 (0,079) | -0,005 (0,765) | L_DD | 0,086 (0,019) | 0,045 (0,047) |
| ΔL_FD | -0,172 (0,111) | -0,061 (0,424) | L_FD | 0,392 (0,002) | 0,089 (0,100) |
| ΔL_RULC | -0,053 (0,098) | -0,110 (0,000) | L_RULC | -0,958 (0,000) | -0,146 (0,000) |
| ΔL_OPEN | 0,324 (0,000) | 0,298 (0,000) | L_OPEN | 0,496 (0,000) | 0,198 (0,000) |
| ΔL_INNO | 0,006* (0,671) | 0,003 (0,801) | L_INNO | - | 0,044 (0,002) |
| ΔL_LPRO | 0,123 (0,038) | 0,183 (0,000) | L_LPRO | 0,529 (0,000) | 0,009 (0,868) |
| λ | -0,479 (0,027) | -0,790 (0,000) | | | |
| R^2 | 0,363 | 0,517 | | | |

* w modelu ECM dla Polski uwzględniony został poziom nakładów B+R uznany za zmienną I(0)

** w nawiasach poniżej statystyk testowych znajdują się wartości p-value

*** równania kointegrujące zawierały wyraz wolny i trend

Źródło: Obliczenia własne

W oparciu o wyniki estymacji zawarte w tabeli 9 można zauważyć, że w relacji krótkookresowej niewiele zmiennych było istotnych statystycznie w wyjaśnianiu zmienności bilansu handlowego przemysłu przetwórczego badanych gospodarek. Zdaniem autorki wynika to ze specyfiki obrotów handlowych, tj. systemu kontraktacji w handlu zagranicznym. Implikuje on brak wpływu w krótkim okresie czynników popytowych, tj. popytu krajowego oraz zagranicznego na saldo handlowe przemysłu przetwórczego zarówno w Polsce, jaki i w Czechach. Jedynie na poziomie istotności 0,1 i wyłącznie w polskim przemyśle przetwórczym autorki pozytywnie zweryfikowały hipotezę o negatywnym wpływie wysokiego popytu krajowego na generowanie dodatniego salda handlowego. Wynika to prawdopodobnie z wysokiego poziomu wskaźnika penetracji importowej w polskim przemyśle przetwórczym, gdzie duża część rosnącego popytu krajowego jest zaspokajana przez import towarów, a nie produkcję krajową. Również nieistotność w krótkim okresie wielkości nakładów na badania i rozwój (L_INNO) na saldo handlowe w polskim i w czeskim przemyśle przetwórczym wynika zapewne ze specyfiki procesu wdrożeniowego dla każdego typu innowacji, tj. długiego czasu dzielącego fazę nakładów na badania i rozwój od fazy wzrostu sprzedaży/eksportu towarów i usług.

Z kolei produktywność pracy oraz otwartość handlowa okazały się być istotne i pozytywnie oddziaływały, w krótkim okresie, na generowanie dodatniego salda w przetwórstwie przemysłowym zarówno Czech jak i Polski. Również spadek relatywnych jednostkowych kosztów pracy w krótkim okresie, sprzyjał generowaniu dodatniego salda bilansu handlowego.

W długim okresie zdecydowana większość analizowanych zmiennych objaśniających w istotny sposób wyjaśniała poziom salda wymiany towarami przemysłu przetwórczego obu gospodarek, a siła ich oddziaływania była znacznie większa w długim niż w krótkim okresie (szczególnie w przypadku Polski). Wzrost popytu krajowego w długim okresie wpływał korzystnie na saldo obrotów towarami przemysłu przetwórczego w obu gospodarkach. Może to wynikać z dużego udziału eksporterów wyspecjalizowanych wśród wszystkich eksporterów branży przemysłowej, których intensywność wywozu jest w mniejszym stopniu determinowana przez zmiany popytu krajowego, niż wśród eksporterów niewyspecjalizowanych²⁸. Oczywiście popyt zagraniczny sprzyjał generowaniu dodatniego salda zarówno w Polsce jak i w Czechach (na 10% poziomie istotności), choć siła jego oddziaływania była zdecydowanie większa w polskim niż w czeskim przemyśle.

Kluczowym czynnikiem, który determinował osiągnięcie dodatniego salda obrotów w przemyśle przetwórczym obu gospodarek był spadek poziomu relatywnych jednostkowych kosztów pracy, choć siła wpływu tej zmiennej na saldo handlowe była zdecydowanie większa w Polsce niż w Czechach. Świadczyć to może o dominacji cenowej strategii konkurowania na rynkach eksportowych wśród czeskich i polskich eksporterów towarów przemysłowych.

Również wzrost otwartości handlowej bardzo silnie i pozytywnie oddziaływał na generowanie dodatniego salda w obu gospodarkach, i co ważne, zarówno w krótkim, jak i w długim okresie. Ponadto nieistotne w krótkim okresie dla czeskiej gospodarki nakłady na badania i rozwój miały w długim okresie swój pozytywny wkład w generowanie dodatniego salda wymiany czeskimi artykułami przemysłu przetwórczego.

Drugą bardzo ważną zmienną, która z dużą siłą wpływała na generowanie dodatniego salda handlowego w sektorach przemysłu przetwórczego, był wzrost produktywności pracy. Wyniki oszacowań dla polskiego przemysłu przetwórczego pozwalają potwierdzić hipotezę

²⁸ w roku 2008 74,3% wszystkich polskich eksporterów wyspecjalizowanych funkcjonowało w przemyśle przetwórczym, patrz raport Ministerstwa Gospodarki "Celowość, możliwości i kierunki specjalizacji eksportowej", <http://www.mg.gov.pl/>

wynikającą z modelu Melitza oraz modelu Melitza i Ottawiano o pozytywnym wpływie wzrostu produktywności na intensyfikację eksportu i w tym samym eksportu netto. Jednak w szacowanym modelu dla gospodarki czeskiej produktywność pracy okazała się statystycznie nieistotna w wyjaśnianiu zmienności eksportu netto przemysłu przetwórczego, dlatego też autorki postanowiły dokonać zmian w modelu. Z uwagi na zmienną objaśnianą, która stanowi iloraz eksportu i importu, do modelu został wprowadzony relatywny popyt. Jest on stosunkiem wielkości popytu zagranicznego wpływającego głównie na eksport do wielkości popytu krajowego oddziałującego na import. Wyniki oszacowań skorygowanego modelu przedstawiono w tabeli 10.

Tabela 10. Wyniki estymacji modelu ECM dla eksportu netto z uwzględnieniem relatywnego popytu

| | elastyczności krótkookresowe | | elastyczności długookresowe | | |
|------------------|------------------------------|-------------------|-----------------------------|-------------------|-------------------|
| | Polska | Czechy | Polska | Czechy | |
| ΔL_FDDD | 0,089 (0,006) | 0,0007 (0,968) | L_FDDD | 0,109 (0,006) | 0,073 (0,000) |
| ΔL_RULC | -0,059 (0,053) | -0,103 (0,000) | L_RULC | -0,261 (0,013) | -0,123 (0,000) |
| ΔL_OPEN | 0,355 (0,000) | 0,284 (0,000) | L_OPEN | 0,337 (0,000) | 0,177 (0,000) |
| ΔL_INNO | 0,009* (0,538) | 0,0007 (0,955) | L_INNO | - | 0,021 (0,019) |
| ΔL_LPRO | 0,141 (0,010) | 0,170 (0,000) | L_LPRO | 0,207 (0,045) | 0,089 (0,002) |
| λ | -0,548 (0,000) | -0,771 (0,000) | | | |
| R^2 | 0,437 | 0,439 | | | |

* w modelu ECM dla Polski uwzględniony został poziom nakładów $B+R$ uznany za zmienną $I(0)$

** w nawiasach poniżej statystyk testowych znajdują się wartości p-value

*** równania kointegrujące zawierały wyraz wolny i trend

Źródło: Obliczenia własne

W nowym modelu prawie wszystkie zmienne objaśniające były istotne statystycznie w wyjaśnianiu zmienności eksportu netto sektora przemysłu przetwórczego w obu gospodarkach, zarówno w krótkim okresie, z wyjątkiem relatywnego popytu w Czechach, jaki długim okresie. Siła wpływu wykorzystywanych zmiennych była zdecydowanie silniejsza w relacji długookresowej. Siła oddziaływania czynników popytowych mierzonych relatywnym popytem w długim okresie była podobna w obu gospodarkach. W polskim i czeskim przemyśle kluczowymi czynnikami decydującymi o generowaniu dodatniego

salda były, w badanym okresie, otwartość handlowa, jednostkowe koszty pracy oraz produktywność pracy.

Oszacowane wielkości parametru λ , które determinują szybkość dostosowań zmiennych do równowagi długookresowej, wskazują na lepszą zdolność gospodarki czeskiej do korygowania tych odchyłeń w ciągu jednego okresu. Pożądany, ujemny znak tego parametru oznacza, że odchylenia od trendu były korygowane, zatem trend ten można uznać za trwały i wynikający z fundamentalnych cech gospodarki.

4.3 Model korekty błędem dla przemysłu przetwórczego w podziale sektorowym

Modele zaprezentowane w rozdziale 4.2 pozwoliły na ocenę wpływu wybranych czynników determinujących na bilans handlowy sektora przemysłu przetwórczego. Efektem zastosowania narzędzi ekonometrii panelowej były homogeniczne oceny parametrów strukturalnych, które w ujęciu łącznym informowały o sile i kierunku oddziaływania zmiennych.

Z punktu widzenia niniejszej analizy interesujące wydaje się, w jaki sposób bilans handlowy w podziale na poszczególne podsektory przemysłu przetwórczego reaguje na czynniki je determinujące. W tym celu zaproponowany został model, który pozwolił na uzyskanie heterogenicznych, indywidualnych parametrów dla każdego z 13 podsektorów.

Estymatorem, który pozwala na uzyskanie zróżnicowanych parametrów wektora kointegrującego, bez utraty cech charakterystycznych dla danych panelowych jest estymator DSUR opisany w rozdziale 3.3. Estymator pozornie niezależnych regresji dla zintegrowanych zmiennych charakteryzuje się koniecznością wprowadzenia do modelu zarówno opóźnień, jak i wyprzedzeń przyrostów zmiennych objaśniających z całego systemu, celem kontroli endogeniczności. Długość szeregów czasowych oraz liczba przekrojów panelu w kontekście liczby zmiennych objaśniających, zmusiła autorki do ograniczenia modelu DSUR do standardowego modelu SUR, szacowanego za pomocą estymatora GLS. Zaproponowany model dla eksportu netto przedstawia się następująco:

$$L_NEX_i^{PL} = \beta_{i0} + \beta_{i1}L_FDDD_i + \beta_{i2}L_RULC_i + \beta_{i3}L_OPEN_i + \beta_{i4}L_LPRO_i + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, 13 \quad (46)$$

$$L_NEX_i^{CZ} = \beta_{i0} + \beta_{i1}L_FDDD_i + \beta_{i2}L_RULC_i + \beta_{i3}L_OPEN_i + \beta_{i4}L_LPRO_i + \beta_{i5}L_INNO_i + \varepsilon_i \quad i=1,\dots,13 \quad (47)$$

Reszty uzyskane z estymacji modeli (46) i (47) posłużyły do oszacowania modelu korekty błędem dla indywidualnych sektorów. Ze względu na brak istotności nakładów na B+R w modelu łącznym dla Polski oraz niską ich zmienność, w modelu sektorowym dla Polski zostały one pominięte. Wyniki testowania modeli z obu etapów procedury Engle-Grangera zawiera załącznik 3. Wyniki estymacji modeli zawarte są w tabelach 11 i 13. W tabelach tych sektory zostały posortowane w porządku malejącym według kryterium udziału każdego sektora w całkowitym eksporcie wyrobów przemysłu przetwórczego w 2011 roku.

W oparciu o analizę znaczenia poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu zmienności eksportu netto w polskim przemyśle przetwórczym na poziomie indywidualnego sektora, warto podkreślić dużą istotność czynnika popytowego.

Aż w 10 na 13 podsektorów, w krótkim okresie, oraz w 12 na 13 podsektorów w długim okresie, relatywny popyt (L_FDDD) okazał się być statystycznie istotną zmienną objaśniającą, choć w 6 podsektorach siła jego oddziaływania zmalała w długim okresie, w porównaniu do okresu krótkiego. Najsilniej wzrost relatywnego popytu wpływał na generowanie dodatniego salda eksportu netto w przemyśle drzewnym, chemicznym i metalowym. W dwóch podsektorach, tj. żywnościowym i w podsektorze produkcji koksu i rafinacji ropy naftowej czynnik popytowy okazał się być hamującym osiągnięcie dodatniego salda wymiany.

Równie kluczowym czynnikiem w wyjaśnianiu zmian w eksporcie netto w poszczególnych podsektorach polskiego przemysłu przetwórczego była produktywność pracy. Zarówno w relacji krótkookresowej, jak i długookresowej, aż w 10 podsektorach produktywność pracy była zmienną istotną statystycznie, przy czym w zdecydowanej większości, bo aż w 9 podsektorach w krótkim okresie i w 8 w długim okresie, jej wzrost sprzyjał osiągnięciu nadwyżki eksportu nad importem w danym sektorze. Najmocniej wzrost produktywności pracy wpływał na saldo wymiany handlowej z zagranicą w podsektorach: maszynowym, metalowym, papierniczym, drzewnym, elektro-optycznym i transportowym, a siła oddziaływania produktywności pracy w tych podsektorach była zdecydowanie silniejsza w długim niż w krótkim okresie. W dwóch podsektorach, tj. tekstylnym i chemicznym to spadek produktywności pracy sprzyjał osiągnięciu dodatniego wyniku w wymianie handlowej, co jest rezultatem niezgodnym z oczekiwanym.

Tabela 11. Wyniki oszacowania modelu ECM dla eksportu netto dla Polski w podziale sektorowym

| sektor | ΔL_FDDD | ΔL_RULC | ΔL_OPEN | ΔL_LPRO | L_FDDD | L_RULC | L_OPEN | L_LPRO | λ | R^2 | udział |
|--------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------|--------|
| DM | 0,098 (0,020) | 0,154 (0,249) | 0,715 (0,000) | -0,169 (0,526) | 0,086 (0,083) | 0,196 (0,279) | 0,355 (0,002) | 0,272 (0,031) | -0,762 (0,000) | 0,69 | 20,34 |
| DL | 0,139 (0,001) | -0,080 (0,336) | 0,173 (0,014) | 0,237 (0,029) | 0,132 (0,046) | 0,018 (0,830) | 0,238 (0,003) | 0,292 (0,044) | -0,189 (0,347) | 0,20 | 13,73 |
| DJ | 0,351 (0,000) | -0,061 (0,427) | -0,226 (0,006) | 0,315 (0,000) | 0,683 (0,000) | 0,091 (0,320) | -0,582 (0,000) | 0,514 (0,000) | -0,997 (0,000) | 0,71 | 12,55 |
| DA | 0,036 (0,472) | 0,249 (0,013) | 0,556 (0,000) | -0,074 (0,386) | -0,230 (0,000) | -0,096 (0,096) | 0,384 (0,000) | -0,025 (0,536) | -0,901 (0,000) | 0,61 | 10,10 |
| DG | 0,555 (0,000) | 0,252 (0,000) | 0,735 (0,000) | 0,144 (0,001) | 0,644 (0,000) | 0,465 (0,000) | 0,683 (0,000) | -0,096 (0,007) | -1,020 (0,000) | 0,92 | 8,49 |
| DK | 0,209 (0,001) | -0,149 (0,122) | -0,052 (0,722) | 0,486 (0,000) | 0,169 (0,001) | -0,172 (0,032) | 0,076 (0,420) | 0,597 (0,000) | -0,933 (0,000) | 0,54 | 8,15 |
| DH | 0,179 (0,000) | -0,010 (0,868) | 0,515 (0,000) | 0,197 (0,010) | 0,120 (0,000) | -0,059 (0,136) | 0,585 (0,000) | 0,297 (0,000) | -0,720 (0,000) | 0,66 | 5,83 |
| DN | -0,047 (0,386) | -0,446 (0,001) | 0,164 (0,180) | -0,107 (0,207) | 0,082 (0,337) | -0,257 (0,060) | 0,163 (0,164) | -0,037 (0,649) | -0,654 (0,000) | 0,66 | 5,63 |
| DF | -0,222 (0,200) | -0,055 (0,204) | 0,247 (0,021) | 0,258 (0,001) | -0,644 (0,002) | -0,103 (0,048) | -0,178 (0,263) | -0,026 (0,714) | -0,916 (0,000) | 0,67 | 3,96 |
| DB,DC | 0,064 (0,018) | -0,014 (0,818) | -0,156 (0,141) | -0,151 (0,061) | 0,090 (0,001) | -0,017 (0,781) | -0,709 (0,000) | -0,342 (0,000) | -0,563 (0,000) | 0,31 | 3,91 |
| DE | 0,458 (0,000) | -0,213 (0,005) | 0,296 (0,001) | 0,503 (0,000) | 0,197 (0,012) | -0,322 (0,000) | 0,442 (0,000) | 0,533 (0,001) | -0,533 (0,000) | 0,48 | 3,46 |
| DI | 0,204 (0,000) | -0,411 (0,002) | 0,743 (0,000) | 0,437 (0,024) | 0,189 (0,000) | -0,315 (0,000) | 1,062 (0,000) | 0,191 (0,018) | -0,964 (0,000) | 0,80 | 2,08 |
| DD | 0,417 (0,000) | -0,250 (0,000) | 0,171 (0,141) | 0,395 (0,000) | 0,650 (0,000) | 0,133 (0,297) | -0,153 (0,281) | 0,396 (0,002) | -0,691 (0,000) | 0,76 | 1,77 |

* w tabeli kolorem białym zaznaczone są elastyczności krótkookresowe, kolorem szarym elastyczności długookresowe. Źródło: Obliczenia własne

Należy jednak pamiętać, iż produktywność pracy jest tylko częścią całkowitej produktywności, a przemysł chemiczny jest podsektorem bardzo silnie kapitałochłonnym i zarazem mało pracochłonnym. Z kolei w analizowanym modelu w podsektorze tekstylnym udało się wyjaśnić zaledwie 31% zmienności eksportu netto. Może to wskazywać na istnienie innych istotnych zmiennych objaśniających dla tego podsektora, które nie zostały uwzględnione w modelu.

Znaczenie oddziaływania czynnika kosztowego było w badanym okresie zdecydowanie mniejsze niż czynników popytowych i proefektywnościowych, związanych z produktywnością pracy. Bowiem w trzech podsektorach o największych udziałach w całkowitym eksporcie wyrobów przemysłowych zmiany RULC były statystycznie nieistotne w wyjaśnieniu generowanej przez nie wielkości eksportu netto. W zaledwie czterech podsektorach w krótkim okresie i sześciu w długim okresie, spadek jednostkowych kosztów pracy sprzyjał generowaniu dodatniego salda obrotów handlowych z zagranicą.

Najmocniej spadek RULC wpływał na wzrost eksportu netto w podsektorze papierniczym, mineralnym i meblarskim (sektor DN). Z kolei podsektor chemiczny był jedynym, w którym zarówno w krótkim, jak i długim okresie wzrost RULC sprzyjał generowaniu dodatniego eksportu netto. Może być to rezultatem rosnącej jakości eksportowanych towarów (wyższa jakość implikuje wyższe koszty), a ciągle duża luka między absolutnym poziomem jednostkowych kosztów pracy w Polsce i w Niemczech (kraj referencyjny) nie odbiła się negatywnie na intensywności wywozu i tym samym na saldzie wymiany handlowej produktami chemicznymi.

W badanym okresie wzrost otwartości handlowej w istotny sposób wpływał na uzyskiwanie dodatniego salda wymiany handlowej aż w 8 na 13 podsektorów, zarówno w relacji krótko- jak i długookresowej (w 7 na 13 podsektorów). Najmocniej wpływ ten widać było w podsektorze mineralnym, chemicznym, gumowym, papierniczym, żywnościowym i transportowym. Dla dwóch podsektorów tj. tekstylnego i metalowego, rosnąca otwartość handlowa stanowiła istotny czynnik negatywnie wpływający na wartość eksportu netto w tych sektorach.

W opracowanym przez autorki modelu w podziale sektorowym dla relacji długookresowej, aż w 10 na 13 sektorów, trzy lub więcej zmiennych objaśniających było istotnych statystycznie w wyjaśnieniu zmienności eksportu netto danego sektora, co należy uznać za rezultat satysfakcjonujący.

Tabela 12. Podsumowanie sektorowego modelu ECM dla Polski

| relacja długookresowa | | | |
|------------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|---|
| | oczekiwany znak zmienna istotna | oczekiwany znak zmienna nieistotna | znak inny niż oczekiwany zmienna istotna |
| L_FDDD | DB/DC DD DE DG DH DI DJ DK DL DM | DN | DA DF |
| L_RULC | DA DE DF DI DK DN | DB DH | DG |
| L_OPEN | DA DE DF DG DH DI DL DM | DK | DJ DB/DC |
| L_LPRO | DD DE DH DI DJ DK DL DM | - | DB/DC DG |
| relacja krótkookresowa | | | |
| | oczekiwany znak zmienna istotna | oczekiwany znak zmienna nieistotna | znak inny niż oczekiwany zmienna istotna |
| L_FDDD | DB/DC DD DE DG DH DI DJ DK DL DM | DA | - |
| L_RULC | DD DE DI DN | DB/DC DF DH DJ DK DL | DA DG |
| L_OPEN | DA DE DF DG DH DI DL DM | DD DN | DJ |
| L_LPRO | DD DE DF DG DH DI DJ DK DL | - | DB/DC |

Źródło: Opracowanie własne

Zestawienie, które przedstawia istotność i kierunek oddziaływania każdej zmiennej objaśniającej w każdym z badanym podsektorów zaprezentowano w tabeli 12. Również wartości współczynników determinacji dla poszczególnych podsektorów (oprócz podsektora elektro-optycznego i tekstylnego), wskazują na zadowalające dopasowanie modelu, a ujemne wskaźniki λ z przedziału $(-0,19; -1,02)$ świadczą o stabilności modelu.

Z kolei analiza znaczenia poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu zmienności eksportu netto w czeskim przemyśle przetwórczym na poziomie indywidualnego sektora (tabela 13), pozwoliła podkreślić odmienną rolę czynnika popytowego w porównaniu z tą, jaką pełnił on w podsektorach polskiego przemysłu przetwórczego.

W zaledwie 4 sektorach w krótkim i długim okresie wzrost relatywnego popytu wspierał generowanie dodatniego salda wymiany w tych podsektorach. Jednak aż w pięciu podsektorach w długim okresie, tj. podsektorze żywnościowym, sektorze produkcji koks i rafinacji ropy, chemicznym, i w bardzo istotnych ze względu na swój udział w całkowitym eksporcie podsektorach transportowym i maszynowym, dodatni eksport netto osiągniany był w warunkach spadku relatywnego popytu. Świadczy to o silnym uniezależnieniu się tych podsektorów od koniunktury na rynkach zagranicznych, gdyż

nadwyżkę eksportu nad importem w tych podsektorach można osiągnąć nawet w warunkach, gdy popyt zagraniczny jest mniejszy od krajowego.

Relatywne jednostkowe koszty pracy w istotny sposób determinowały saldo bilansu handlowego w czeskich podsektorach przemysłu przetwórczego. Aż w 9 podsektorach w krótkim okresie i w 7 sektorach w długim okresie, spadek RULC sprzyjał wzrostowi eksportu netto. Może to świadczyć o dominacji cenowej strategii konkurencyjności na zagranicznych rynkach wśród czeskich eksporterów wyrobów przemysłu przetwórczego, która zważywszy na dodatnie saldo wymiany w przemyśle przetwórczym generowane od 2002 roku była strategią skuteczną. Największą wrażliwość salda handlowego wobec spadku jednostkowych kosztów pracy odnotowano w długim okresie w czeskim przemyśle chemicznym i transportowym.

Wzrost otwartości handlowej podobnie jak w polskim przemyśle sprzyjał w istotny sposób osiągnięciu dodatniego wyniku wymiany z zagranicą. Dotyczyło to aż 10 podsektorów w długim okresie. Co ważne, wśród podsektorów mających największy udział w czeskiej wymianie handlowej, tj. w podsektorze elektro-optycznym, transportowym, i maszynowym siła oddziaływania tej zmiennej była zdecydowanie silniejsza niż wśród polskich sektorów dominujących w eksporcie wyrobów przemysłowych. Co ciekawe, zarówno w czeskim jak i w polskim przemyśle przetwórczym w tych samych dwóch podsektorach, tj. podsektorze tekstylnym i metalowym wzrost otwartości handlowej działał negatywnie na osiągnięcie dodatniego eksportu netto.

Produktywność pracy odegrała istotną rolę w wyjaśnianiu zmian w eksporcie netto w znacznie mniejszej ilości czeskich podsektorów przetwórstwa przemysłowego, niż to miało miejsce w polskiej gospodarce. Była to istotna statycznie zmienna objaśniająca w 6 podsektorach w długim okresie (w 5 sektorach w krótkim okresie). Jednak w dwóch z trzech podsektorów o największym udziale w czeskim wywozie wyrobów przemysłu przetwórczego, tj. w podsektorze transportowym i maszynowym, wzrost produktywności pracy pozytywnie wpływał na osiągnięcie dodatniego salda handlowego w tych podsektorach. Niemniej, siła oddziaływania produktywności pracy na eksport netto w najważniejszych eksportowych podsektorach była znaczenie silniejsza w polskiej niż w czeskiej gospodarce.

Tabela 13. Wyniki oszacowania modelu ECM dla eksportu netto dla Czech w podziale sektorowym

| sektor | AL_FDDD | AL_RULC | ΔL_OPEN | ΔL_LPRO | ΔL_INNO | L_FDDD | L_RULC | L_OPEN | L_LPRO | L_INNO | λ | R | udział |
|--------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------|--------|
| DL | 0,044 (0,038) | -0,050 (0,548) | 0,561 (0,000) | 0,334 (0,000) | -0,089 (0,004) | -0,058 (0,104) | -0,040 (0,800) | 0,705 (0,000) | 0,019 (0,795) | -0,073 (0,197) | -0,439 (0,000) | 0,81 | 27,65 |
| DM | 0,005 (0,926) | -0,262 (0,000) | 0,595 (0,000) | -0,0003 (0,995) | 0,067 (0,096) | -0,137 (0,000) | -0,250 (0,000) | 0,503 (0,000) | 0,070 (0,007) | 0,153 (0,000) | -0,703 (0,000) | 0,81 | 20,33 |
| DK | -0,143 (0,000) | -0,406 (0,000) | 0,749 (0,000) | -0,030 (0,817) | 0,033 (0,489) | -0,143 (0,000) | -0,156 (0,085) | 0,728 (0,000) | 0,146 (0,043) | 0,040 (0,421) | -1,061 (0,000) | 0,69 | 11,77 |
| DJ | 0,161 (0,000) | -0,146 (0,000) | -0,341 (0,000) | -0,089 (0,158) | 0,160 (0,000) | 0,108 (0,005) | -0,169 (0,007) | -0,243 (0,000) | -0,024 (0,764) | 0,075 (0,124) | -1,219 (0,000) | 0,73 | 10,98 |
| DG | -0,073 (0,000) | -0,214 (0,027) | 0,353 (0,001) | -0,153 (0,109) | 0,145 (0,053) | -0,050 (0,067) | -0,373 (0,000) | 0,336 (0,002) | -0,145 (0,173) | 0,330 (0,001) | -0,753 (0,000) | 0,58 | 6,31 |
| DH | 0,032 (0,033) | -0,212 (0,000) | 0,200 (0,003) | 0,188 (0,002) | -0,00007 (0,995) | -0,020 (0,379) | -0,187 (0,000) | 0,181 (0,005) | 0,211 (0,000) | 0,018 (0,245) | -1,066 (0,000) | 0,73 | 5,11 |
| DN | -0,037 (0,079) | -0,018 (0,643) | -0,110 (0,068) | -0,052 (0,413) | -0,106 (0,000) | -0,027 (0,442) | -0,140 (0,029) | 0,249 (0,000) | -0,036 (0,320) | -0,100 (0,000) | -0,916 (0,000) | 0,88 | 3,81 |
| DB,DC | -0,028 (0,429) | -0,434 (0,000) | 0,055 (0,754) | 0,208 (0,088) | 0,158 (0,000) | 0,071 (0,077) | -0,143 (0,124) | -0,664 (0,000) | -0,246 (0,000) | 0,175 (0,000) | -0,900 (0,000) | 0,83 | 3,39 |
| DA | -0,178 (0,010) | -0,152 (0,004) | 0,116 (0,191) | -0,118 (0,286) | 0,076 (0,001) | -0,219 (0,003) | -0,082 (0,113) | 0,218 (0,003) | -0,258 (0,000) | 0,031 (0,197) | -1,323 (0,000) | 0,82 | 3,15 |
| DE | 0,148 (0,003) | 0,085 (0,103) | 0,149 (0,109) | -0,024 (0,739) | 0,023 (0,004) | 0,208 (0,000) | 0,130 (0,004) | 0,210 (0,000) | 0,217 (0,000) | 0,029 (0,000) | -1,111 (0,000) | 0,70 | 2,99 |
| DI | -0,007 (0,732) | -0,124 (0,250) | 0,574 (0,000) | 0,070 (0,565) | -0,036 (0,199) | 0,050 (0,070) | 0,015 (0,886) | 0,486 (0,000) | -0,075 (0,210) | -0,095 (0,004) | -0,280 (0,141) | 0,41 | 2,10 |
| DF | -0,789 (0,000) | -0,197 (0,000) | 0,245 (0,000) | 0,200 (0,000) | 0,195 (0,000) | -0,773 (0,000) | -0,190 (0,000) | 0,051 (0,098) | 0,029 (0,514) | 0,118 (0,037) | -1,194 (0,000) | 0,92 | 1,27 |
| DD | -0,009 (0,478) | -0,113 (0,016) | 0,422 (0,000) | 0,197 (0,018) | -0,031 (0,002) | -0,063 (0,172) | -0,067 (0,575) | 0,188 (0,414) | -0,187 (0,109) | -0,001 (0,987) | -0,433 (0,000) | 0,77 | 1,12 |

* w tabeli kolorem białym zaznaczone są elastyczności krótkookresowe, kolorem szarym elastyczności długookresowe. Źródło: Obliczenia własne

Innowacyjność, mierzona wielkością nakładów na badania i rozwój została wprowadzona tylko w modelu dla czeskiej gospodarki ze względu na stopień zintegrowania, a uwzględnienie jej w modelu znacznie podniosło stopień jego dopasowania. Nakłady na B+R były istotne w wyjaśnianiu zmian eksportu netto aż w 10 czeskich podsektorach w krótkim okresie i w 7 w relacji długookresowej. Najsilniej jednak oddziaływały one na eksport netto w czterech podsektorach i to zarówno w krótkim jak i długim okresie, tj. w przemyśle chemicznym, tekstylnym i transportowym oraz w sektorze produkcji koksu i rafinacji ropy naftowej. Wyniki te nie są zaskakujące, gdyż od lat w większości krajów unijnych (w tym również w Czechach) największymi krajowymi podmiotami inwestującymi coraz więcej z roku na rok w badania i rozwój, są przedsiębiorstwa z branży chemicznej, farmaceutycznej i motoryzacyjnej. Natomiast w podsektorze tekstylnym wysoka elastyczność cenowa i dochodowa produktów tekstylnych motywuje przedsiębiorstwa do zwiększania nakładów na B+R w celu zróżnicowania oferty produktowej.

Szczegółowe zestawienie analizowanych zmiennych, ich istotność i kierunek oddziaływania na saldo handlowe poszczególnych podsektorów w czeskim przemyśle przetwórczym przedstawiono w tabeli 14.

Tabela 14. Podsumowanie sektorowego modelu ECM dla Czech

| relacja długookresowa | | | |
|------------------------|----------------------------------|------------------------------------|--|
| | oczekiwany znak zmienna istotna | oczekiwany znak zmienna nieistotna | znak inny niż oczekiwany zmienna istotna |
| L_FDDD | DB/DC DE DI DJ | | DA DF DG DK DM |
| L_RULC | DF DG DH DJ DK DM DN | DA DB/DC DD DL | DE DI |
| L_OPEN | DA DE DF DG DH DK DL DM DN | DD | DB/DC DJ |
| L_LPRO | DE DH DK DM | DF DL | DA DB/DC |
| L_INNO | DB/DC DE DF DG DM | DA DH DJ DK | DI DN |
| relacja krótkookresowa | | | |
| | oczekiwany znak zmienna istotna | oczekiwany znak zmienna nieistotna | znak inny niż oczekiwany zmienna istotna |
| L_FDDD | DE DH DJ DL | DM | DA DF DG DK DN |
| L_RULC | DA DB/DC DD DF DG DH DJ DK DM | DI DL DN | - |
| L_OPEN | DD DF DG DH DI DK DL DM | DA DB/DC DE | DJ DN |
| L_LPRO | DB/DC DD DF DH DL | DI | - |
| L_INNO | DA DB/DC DE DF DG DJ DM | DK | DD DL DN |

Źródło: Opracowanie własne

Wnioski

Z raportów „Competitive Industrial Performance” UNIDO wynika, iż Polska zajmuje relatywnie lepsze miejsce wśród najlepiej uprzemysłowionych krajów świata niż wśród najbardziej konkurencyjnych gospodarek wg raportów WEF. Pomimo tego, iż potencjał przemysłowy polskiej gospodarki i udział przemysłu w obrotach handlu zagranicznego jest duży, to przez wiele lat polska gospodarka generowała ujemne saldo obrotów towarowych (do roku 2012), w tym również wyrobami przemysłu przetwórczego (do roku 2008).

Z tego względu głównym celem opracowania było na bazie danych sektorowych i z wykorzystaniem modelu ECM określenie determinant międzynarodowej konkurencyjności sektorów przemysłu przetwórczego gospodarki polskiej. Konkurencyjność ta mierzona była eksportem netto. Za punkt odniesienia dla wykonanych analiz, przyjęte zostały analogiczne badania wykonane dla gospodarki czeskiej. Autorki przeprowadziły badania dwutorowo. W pierwszej kolejności oszacowany został model panelowy dla przemysłu przetwórczego Polski i Czech w oparciu o roczne dane z 13 podsektorów przemysłu przetwórczego w latach 1995-2011 (tzw. model łączny), a następnie oszacowane zostały modele na poziomie sektorowym, które umożliwiły identyfikację, indywidualnie dla każdego sektora, zarówno relacji krótko- jak i długookresowych między jego eksportem netto a wybranymi determinantami.

Wyniki oszacowania w modelu łącznym pozwoliły potwierdzić istotny wpływ na generowanie dodatniego salda w wymianie z zagranicą, zarówno w polskim jak i w czeskim przemyśle przetwórczym, dla rosnącego popytu relatywnego (stosunek popytu zagranicznego do krajowego), rosnącej produktywności i otwartości handlowej. Ponadto w analizowanym okresie zarówno w Polsce jak i w Czechach dodatni eksport netto wykazywał się znaczną wrażliwością na spadek relatywnych jednostkowych kosztów pracy. Wyniki analizy wskazały również na silniejsze oddziaływanie badanych czynników na eksport netto w obu gospodarkach, w długim niż w krótkim okresie, oraz na lepszą zdolność gospodarki czeskiej do korygowania odchyleń od równowagi w ciągu jednego okresu.

Pomimo dużego podobieństwa polskiego i czeskiego potencjału przemysłu przetwórczego inny jest udział każdego z podsektorów w wymianie handlowej czy w generowaniu wartości dodanej, inna jest sieć powiązań między podsektorami. To skłoniło autorki do oszacowania modelu umożliwiającego ocenę siły oddziaływania każdej zmiennej objaśniającej

indywidualnie dla każdego podsektora. Wyniki przeprowadzonej analizy wskazały na dość istotne różnice w roli poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu zmian eksportu netto w obu krajach.

W polskim przetwórstwie przemysłowym generowanie dodatniego salda było w przeważającej ilości podsektorów zdeterminowane przez wzrost relatywnego popytu. Również w większości czeskich podsektorów przemysłu przetwórczego czynnik popytowy był istotną statystycznie zmienną objaśniającą zmiany w eksporcie netto, jednakże niektóre podsektory charakteryzowały się również zdolnością osiągnięcia dodatniego wyniku w eksporcie netto w warunkach spadającego popytu relatywnego.

Na dodatnie saldo wymiany polskimi wyrobami sektora przemysłu przetwórczego silnie oddziaływała w większości podsektorów rosnąca produktywność pracy, natomiast w czeskich podsektorach rolę kluczowego czynnika odgrywały spadające jednostkowe koszty pracy. Rosnąca otwartość handlowa sprzyjała znacząco osiągnięciu dodatniego eksportu netto, zarówno w dużej części polskich jak i czeskich podsektorów, ale w kluczowych sektorach dla wymiany zagranicznej miała ona większą siłę oddziaływania w Czechach niż w Polsce. Nakłady na badania i rozwój traktowane jako miernik innowacyjności sektora i wykorzystane ze względu na ich niską zmienność tylko w modelu dla czeskiej gospodarki okazały się być istotne zarówno w krótkim, jak i długim okresie w podsektorach tradycyjnie już charakteryzujących się wysokimi nakładami na B+R, tj. w podsektorze chemicznym czy transportowym.

Wyniki przeprowadzonych badań należy traktować jako wstępne i wymagające weryfikacji. Autorki mają jednak nadzieję, że wyniki oszacowań będą stanowić głos w dyskusji o instrumentach wspierania konkurencyjności poszczególnych podsektorów przemysłu przetwórczego. Przeprowadzona analiza wykazała bowiem, że w każdym podsektorze siła oddziaływania wybranych czynników jest inna, a przede wszystkim różny jest czynnik kluczowy decydujący o generowaniu dodatniego salda obrotów towarowych. O tym, jak ważne jest generowanie dodatniego salda w zakresie wyrobów przemysłowych, niech świadczy traktowanie go jako celu priorytetowego w strategii wzrostu czeskiego eksportu na lata 2012-2020.

Wskazane byłoby dokonanie ponownego oszacowania modelu dla dłuższego szeregu czasowego, gdy dane będą dostępne. Autorki proponują również wprowadzenie do modelu innego miernika innowacyjności sektora silnie skorelowanego z wielkością nakładów

na B+R np. ilość osób zatrudnionych z wyższym wykształceniem w danym sektorze. W przypadku pojawienia się dostępnych danych można uwzględnić nowe zmienne objaśniające w modelu takie jak wielkość napływu BIZ.

Z punktu widzenia zastosowanej metodologii badań warto zastanowić się nad poszukiwaniem estymatora, który dla panelowych danych zintegrowanych i przy niedużym wymiarze czasowym panelu (co jest charakterystyczne dla gospodarek europejskich), pozwoliłby na uzyskiwanie heterogenicznych parametrów dla jednostek badania, bez utraty cech przypisanych danym panelowym, osiągając jednocześnie pożądane własności, takie jak zgodność estymatora.

W dalszych badaniach warto zastanowić się także nad możliwością wykorzystania estymacji bayesowskiej do analizy zagadnienia. Dostępna autorkom wiedza *a priori* na temat kształtowania się zależności pomiędzy badanym zjawiskiem a wybranymi czynnikami determinującymi oraz rozmiar próby byłyby wskazaniem do użycia tej metody.

Bibliografia

- Alogoskoufis G., Smith R. (1991), On Error-Correction Models, *Journal of Economic Surveys*, 5(1), s.97-128.
- Amendola G., Dosi G., Papagni E. (1993), The Dynamics of International Competitiveness, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 129(3), s.451-471.
- Amendola G., Guerrieri P., Padoan P.C. (1992), International Patterns of Technological Accumulation and Trade, *Journal of International and Comparative Economics*, 1(3), s. 211-234.
- Anas T. (2011), Long-run Determinants of Exports: a Co-integration Approach, *Artykuł przygotowany i prezentowany na Development Studies Forum- BAPPENAS*, Jakarta.
- Anderson T., Hsiao C. (1981), Estimation of Dynamic Models with Error Components, *Journal of the American Statistical Association*, 76(375), s.598–606.
- Anderton B. (1999b), Innovation, Product Quality, Variety and Trade Performance: an Empirical Analysis of Germany and the UK, *Oxford Economic Papers*, 51, s.152-167.
- Anderton B. (1999a), UK Trade Performance and the Role of Product Quality, Innovation and Hysteresis: Some Preliminary Result, *Scottish Journal of Political Economy*, 46, s.553-570.
- Arellano M., Bond S. (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58(2), s.277–297.
- Artus J.R. (1970), The Short-term Effects of Domestic Demand Pressure on British Exports Performance, *International Monetary Fund Staff Papers*, 17, s.247-274.
- Bahmani-Oskooee M. (1985), Devaluations and the J-Curve: Some Evidence from LDCs, *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), s.500-504.
- Bahmani-Oskooee M. (1991), Is There a Long-run Relations between the Trade Balance and the Real Effective Rate of LDCs, *Economics Letters*, 36(4), s.403-407.
- Ball R., Eaton J.R., Steuer M.D. (1966), The Relationship Between United Kingdom Export Performance in Manufacturing and the Internal Pressure of Demand, *The Economic Journal*, 76(303), s.501-518.
- Baltagi B.H., Kao Ch. (2000), Nonstationary Panels, Cointegration in Panels and Dynamic Panels: A Survey, *Center for Policy Research, Paper 136*.
- Baltagi B.H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons.
- Banerjee A., Marcellino M., Osbat C. (2004), Some Cautions on the Use of Panel Methods for Integrated Series of Macroeconomic Data, *Econometrics Journal*, 7(2), s.322-340.
- Banerjee, A. (1999), Panel Data Unit Roots and Cointegration: An Overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), s.607–629.
- Bernard A.B., Jensen J.B., Redding J., Schott P.K. (2007), Firms in International Trade, *Journal of Economic Perspectives*, 21(3), s.105-130.
- Bilski J. (2012), *Wpływ kursu walutowego na handel zagraniczny*, PWE, Warszawa.
- Blecker J. (2009), *The Trade Deficit Trap: How It Got So Big, Why It Persists, and What to Do About It*, Working Paper No. 284. Washington, DC, Economic Policy Institute.
- Breitung J. (2000), The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, w: B. Baltagi (red.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels Advances in Econometrics*, 15, Amsterdam: JAI, s.161–178.
- Breitung J., Pesaran M.H. (2008), *Unit Roots and Cointegration in Panels*, w: L. Matyas, P. Sevestre *The Econometrics of Panel Data. Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice* (3rd Edition), Springer-Verlag.
- Brodzicki T. (2006), *Otwartość a wzrost gospodarczy - wyniki dotychczasowych badań i wnioski na przyszłość*, Working Papers 0602, Economics of European Integration Department, Faculty of Economics, University of Gdansk, Poland.
- Bruno G. (2005), *Estimation and Inference in Dynamic Unbalanced Panel Data Models with a Small Number of Individuals*, Università Bocconi Centre for Research on Innovation and Internationalisation Working Paper Series, 165.
- Bustos P. (2011), Trade Liberalization, Exports, and Technology Upgrading: Evidence on the Impact of MERCOSUR on Argentinian Firms, *American Economic Review*, 101(1), s.304-340.
- Buxton T., Mayes D., Murfin A. (1991), UK Trade Performance and R&D, *Economics of Innovation and New Technology*, 1(3), s.243-256.

- Cameron G., Proudman J., Redding, (2005), Technological Convergence, R&D, Trade and Productivity Growth, *European Economic Review*, 49(3), s.775-807.
- Ca'Zorzi M., Schnatz B. (2007), Explaining and Forecasting Euro Area Exports: which Competitiveness Indicator Performs Best?, Working Paper Series 0833, European Central Bank.
- Choi I. (2001), Unit Root Tests for Panel Data, *Journal of International Money and Finance*, 20(2), s. 249–272.
- Cieślak A., Michałek J., Michałek A. (2012), Determinanty działalności eksportowej polskich przedsiębiorstw, *Gospodarka Narodowa*, 7-8, s.67-84.
- Competitive Industrial Performance Report 2012-2013.
http://www.unido.org/fileadmin/user_media/Services/PSD/Competitive_Industrial_Performance_Report_UNIDO_2012_2013.PDF
- De Loecker J. (2007), Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia, *Journal of International Economics*, 73(1), s.69-98.
- Deardorff A. (1980), The General Validity of the Law of International Competitiveness, *Journal of Political Economy*, 88(5), s.941-957.
- Deardorff A.V. (1984), Testing Trade Theories and Predicting Trade Flows, w: Jones R.W., Kenen P.B. (red.), *Handbook of International Economics*, volume I, North-Holland.
- Desgupta D., Hulu E., Gupta B. (2002), The Determinants of Indonesia's No-oil Exports, w: Iqbal F, William E (red.) *Deregulation and Development in Indonesia*, Westport, Praeger Publishing.
- Dixit A., Stiglitz J. (1977), Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *American Economic Review*, 67(3), s.297-308.
- Dollar D. (1986), Technological Innovation, Capital Mobility and the Product Cycle in North- South trade, *The American Economic Review*, 76(1), s.177-190.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55(2), s.251-276.
- Esteves P., Rua A. (2013), Is the Role for Domestic Demand Pressure on Export Performance, *European Central Bank Paper*, no 1594.
- European Firm in a Global Economy: EFIGE (2010), The Global Operations of European Firm The second EFIGR Policy Report, Bruegel.
- Executive Office of the President Council of Economic Advisers (2013), Economic Report of the President, U.S. Government Printing Office, chapter 7, s.209-235.
- Fagerberg J. (1988), International Competitiveness, *The Economic Journal*, 98, s.355-374.
- Fagerberg J. (1996), Technology and Competitiveness, *Oxford Review of Economic Policy*, 12(3), s.39-51.
- Faini R. (1994), Export Supply, Capacity and Relative Prices, *Journal Development Economics*, 45(1), s.81-100.
- Francis A., Tharakan P. (1989), *The Competitiveness of European Industry*, Routledge, London.
- Global Competitiveness Report 2012-2013, <http://www.weforum.org/reports/global-competitiveness-report-2012-2013>.
- Goldberg I. (2008), Globalization and Technology Absorption in Europe and Central Asia: The Role of Trade, FDI, and Cross-border Knowledge Flows (No. 150), World Bank Publication.
- Goldstein M., Khan M. (1985), Income and Price Effects in Foreign Trade, w: Jones R.W, Kenen P.B (red.), *Handbook of International Economics*, Vol. II, Elsevier Science Publishing B.V.
- Gosińska E. (2009), Analiza koniegracyjna z zaburzeniami struktury na przykładzie modelu handlu zagranicznego Polski, *Bank i Kredyt*, 40(6), s.41-58.
- Greenaway D., Gullstrand J., Kneller R. (2005), Exporting May Not Always Boost Firm Productivity, *Review of World Economics*, 141(4), s.561-582.
- Greenhalgh Ch., Taylor P. (1990), Innovation and Export Values and Prices, *CEPR Discussion Papers*, 487.
- Greenhalgh Ch., Taylor P., Wilson R. (1994), Innovation and Export Values and Process – a Disaggregated Study, *Oxford Economic Papers*, 46(1), s.102-135.
- Grossman G. M., Helpman E. (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT press, Cambridge, USA and London, UK.
- Grossman G.M, Helpman E. (1989), Product Development and International Trade, *Journal of Political Economy*, 97(6), s.1261-1283.

- Gutierrez L. (2002), On the Power of Panel Cointegration Tests: A Monte Carlo Comparison, *Economics Letters*, 80(1), s.105-111.
- Hanck Ch. (2007), A Meta Analytic Approach to Testing for Panel Cointegration, Technical Report // Sonderforschungsbereich 475, Komplexitätsreduktion in Multivariaten Datenstrukturen, Universität Dortmund, No. 2007,02.
- Harris, R.D.F., Tzavalis E. (1999), Inference for Unit Roots in Dynamic Panels where the Time Dimension is Fixed, *Journal of Econometrics*, 91(2), s.201–226.
- Hausner J. (red.), (2013), *Konkurencyjna Polska. Jak awansować w światowej lidze gospodarczej*, <http://www.kig.pl>.
- Hilke J., Nelson P. (1987), International Competitiveness and the Trade Deficit, Bureau of Economic Staff Report to the Federal Trade Commission.
- Hossain A.A. (2009), Structural Changes in the Export Demand Function for Indonesia Estimations, Analysis and Policy Implications, *Journal of Policy Modeling*, 31(2), s.260-271.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. (2003), Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 115(1), s.53–74.
- Wagner J. (2008), Export Entry, Export Exit and Productivity in German Manufacturing Industries, *International Journal of the Economics of Business*, 15(2), s.169-180.
- Kaldor N. (1978), The Effect of Devaluations on Trade in Manufactures, *Further Essays on Applied Economics*. London, Duckworth.
- Kao C. (1999), Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data, *Journal of Econometrics*, 90(1), s.1-44.
- Kao C., Chiang M. (2000), On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data, *Advances in Econometrics*, 15, 179-222
- Krugman P. (1979), A Model of Innovation, Technology Transfer and the World Distribution of Income, *Journal of Political Economy*, 87(2), s.253-266.
- Lanz R., Miroudot S., Nordås H.K. (2011), Trade in Tasks, OECD Trade Policy Working Papers, 117, OECD Publishing.
- Lenz A.J. (1991), *Beyond Blue Economic Horizons: U. Trade Performance and International Competitiveness in the 1990s*, Praeger, New York.
- Levin A., Lin C.F., Chu S.J. (2002), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, *Journal of Econometrics*, 108(1), s.1-24.
- Lewney R. (2011), Study on the Cost Competitiveness of European Industry in the Globalization Era - Empirical Evidence on the basis of Relative Unit Labour Cost at Sectoral Level, Ecorys.
- Maddala G.S., Wu S. (1999), A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), s.631-652.
- Timmer M.P. (red.), (2012), *The World Input-Output Database (WIOD): Contents, Sources and Methods*, WIOD Working Paper Number 10, <http://www.wiod.org/publications/papers/wiod10.pdf>.
- Marczewski K. (2010), Kierunki i determinanty polskiego eksportu przetwórczego przed i po akcesji do Unii Europejskiej – analiza w podziale na firmy z udziałem kapitału zagranicznego i firmy z kapitałem krajowym w: *Polityka gospodarcza Polski w integrującej się Europie 2009-2010*, IKCHZ–IBRKK.
- Mark N., Ogaki M., Sul D. (2005), Dynamic Seemingly Unrelated Cointegrating Regressions, *Review of Economic Studies*, 72 (3), s. 797–820.
- McCoskey S., Kao C. (1998), A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data, *Econometric Reviews*, 17(1), s.57-84.
- Melitz M., Ottaviano G. (2008), Market Size, Trade, and Productivity, *Review of Economic Studies*, 75(1), s.295-316.
- Melitz M.J. (2003), The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity, *Econometrica*, 71(6), s.1695-1725.
- Misztal P. (2010), Główne determinanty bilansu handlowego w Polsce, *Ekonomista*, 1, s.59-75.
- Moon H. (1999), A Note on Fully-modified Estimation of Seemingly Unrelated Regressions Models with Integrated Regressors, *Economics Letters*, 65 (1), s. 25–31.
- Mroczek W., Rubaszek M. (2003), Determinanty polskiego handlu zagranicznego, *Materiały i Studia* 161, NBP, Warszawa.
- Nickell S. (1981), Biases in Dynamic Models with Fixed Effects, *Econometrica*, 49 (6), s.1417–1426.

- O'Connell S.J.M. (1998) The Overvaluation of Purchasing Power Parity, *Journal of International Economics*, 44(1), s.1-19.
- Onodera O. (2008), Trade and Investment Project: a Synthesis Paper, OECD Trade Policy Working Papers, no 27.
- Örsal D.D.K. (2008), Comparison of Panel Cointegration Tests, *Economics Bulletin*, 3(6), s.1-20.
- Parry R. (1994), U.S Trade Deficit and International Competitiveness, *Business Economics*, 29(1), s.20-23.
- Pedroni P. (1999), Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(4), s.653-670.
- Pedroni P. (2000), Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels, *Advances in Econometrics*, 15, s.93-130.
- Pedroni P. (2004), Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Timeseries Tests with an Application to the PPP hypothesis, *Econometric Theory*, 20(3), s.597-625.
- Pesaran H. (2003), A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence, *Cambridge Working Papers in Economics* 0346, Faculty of Economics (DAE), University of Cambridge.
- Pesaran H.M., Smith R.P. (1995), Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of Econometrics*, 68(1), s.79-113.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.J. (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), s.289-326.
- Phillips P.C.B., Sul D. (2003), Dynamic Panel Estimation and Homogeneity Testing under Cross Section Dependence, *The Econometrics Journal*, 6(1), s.217-259.
- Phillips P., Moon H. (1999), Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data, *Econometrica*, 67(5), s.1057-1111.
- Pluciński E. (2012), Konkurencyjność polskiego eksportu z perspektywy nowoczesnych czynników wytwórczych, *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach*, 116, s.63-77.
- Porter M. (1990), *The Competitive Advantage of Nation*, Macmillan Press.
- Posner M.V. (1961), International Trade and Technical Change, *Oxford Economic Paper*, 13(3), s.323-341.
- Raport Polska 2013. Raport o stanie handlu zagranicznego (2014) Ministerstwo Gospodarki.
- Research and Innovations Performance in Poland 2013, http://ec.europa.eu/research/innovation-union/pdf/state-of-the-union/2012/countries/poland_2013.pdf.
- Rhee Y., Ross-Larsen B., Pursell G. (1984), *Korea's Competitive Edge: Managing the Entry into World Markets*, The Johns Hopkins University Press.
- Rivera-Batiz L.A., Romer P.M. (1991), International Trade with Endogenous Technological Change, *European Economic Review*, 35(4), s.971-1001.
- Robinson J. (1937), *The Foreign Exchange*, in *Essays in the Theory of Employment*, Macmillan, London.
- Rocznik Statystyczny Przemysłu 2013 (2014), Główny Urząd Statystyczny.
- Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2013 (2014), Główny Urząd Statystyczny.
- Ścigała D. (2013), Pozycja gospodarki polskiej w ramach globalnych łańcuchów dostaw, referat na IX Kongres Ekonomistów Polskich.
- Sharma K. (2003), Factors Determining India's Export Performance, *Journal of Asia Economics*, 14(3), s.435-446.
- Sharma K., Gunawardana P.J. (2011), Determinants of International Competitiveness: Further Evidence from Australian Manufacturing Trade, *Asia Pacific Journal of Economics and Business*, 15(1), s.43-58.
- Siggel E. (2006), International Competitiveness and Comparative Advantage: A Survey and a Proposal for Measurement, *Journal of Industry, Competition and Trade*, 6(2), s.137-159.
- Smyth D. J. (1968), Stop - Go and United Kingdom Exports of Manufacturing, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 30(1), s.25-36.
- Soete L. (1981), A General Test of Technological Gap Trade Theory, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 117(4), s.638-660.
- STAN OECD Bilateral Trade Database.

-
- Strauss J., Yigit T. (2003), Shortfalls of Panel Unit Root Testing, *Economics Letters*, 81(3), s.309-313.
- Strzała K. (2009), Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia, *Przegląd Statystyczny R.LVI*, zeszyt 1, s.56-73.
- Strzała K. (2012), Panelowe testy kointegracji – teoria i zastosowania, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 27, s.41-54.
- Sun H., Hone P., Doucouliago H. (1999), Economic Openness and Technical Efficiency: A Case Study of Chinese Manufacturing Industries, *Economics of Transition*, 7(3), s.615-636.
- Thirlwall A. (1988), *Balance of Payment Theory and UK Experience*, Macmillan, London.
- Turner A.G., Golub S.S. (1997), Towards a System of Unit Labor Cost-Based Competitiveness Indicators for Advanced, Developing and Transition Countries Staff Studies for the World Economic Outlook, IMF Working Paper 97/151.
- Turner P., Van't Dack's J. (1993), Measuring International Price and Cost Competitiveness, *BIS Economic Paper*, 39, Basle.
- Van Ark B., Stuiwenwold E., Ympa G. (2005), *Unit Labour Costs, Productivity and International Competitiveness*, Groningen Growth and Development Centre.
- Vernon R. (1966), International Investment and International Trade in the Product Cycle, *The Quarterly Journal of Economics*, 80(2), s.190-207.
- Wagner M., Hlouskova J. (2010), The Performance of Panel Cointegration Methods: Results from a Large Scale Simulation Study, *Econometric Reviews*, 29 (2), s.182–223.
- Wakelin K. (1998), The Role of Innovation in Bilateral OECD Trade Performance, *Applied Economics*, 30(10), s.1335-1346.
- Welfe A. (2013), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, PWE, Warszawa.
- Westerlund J. (2007), Testing for Error Correction in Panel Data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), s.709 - 748.
- Westphal L., Rhee Y., Pursell G. (1984), Sources of Technological Capability in Third World, w Fransman M., King K., *Technological Capability in the Third World*, Macmillan Press, London , s.279-300.
- Wysokińska Z. (2001), *Konkurencyjność w międzynarodowym i globalnym handlu technologiami*, PWN, Warszawa-Lódź.
- Yeaple R. (2005), A Simple Model of Firm Heterogeneity, International Trade, and Wages, *Journal of International Economics*, 65(1), s.1-20.
- Young A. (1991), Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade, *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), s.369-405.
- Ziółkowski K. (2013), Determinanty rozwoju polskiego eksportu do Niemiec, *Ekonomista*, 3, s.427-435.

Załączniki

Załącznik 1. Wskaźniki potencjału przemysłowego gospodarek według raportu UNIDO

| wskaźnik | Opis wskaźnika |
|----------|--|
| mvapc | wartość dodana w przemyśle przetwórczym per capita |
| mxpc | wartość eksportu w przemyśle przetwórczym per capita |
| mhash | udział wartości dodanej sektora średniej i wysokiej technologii w całkowitej wartości dodanej w przemyśle przetwórczym |
| mvash | udział wartości dodanej w przemyśle przetwórczym w PKB |
| mhash | udział eksportu średniej i wysokiej technologii w całkowitej eksporcie w przemyśle przetwórczym |
| mxsh | udział eksportu przemysłu przetwórczego w całkowitym eksporcie |
| imwmva | udział wartości dodanej w przetwórstwie przemysłowym w światowej wartości danej w przetwórstwie przemysłowym |
| imwmt | udział handlu w przetwórstwie przemysłowym w światowej handlu przetwórstwa przemysłowego |

Źródło: *Competitive Industrial Performance Report 2012-2013*

Załącznik 2. Klasyfikacja sektora przemysłu przetwórczego wg NACE 1.1. i ISIC 3.1

| NACE rev. 1.1 | ISIC rev. 3.1 | Podsektory sektora przemysłu przetwórczego |
|---------------------|---------------------|--|
| DA | 15-16 | Produkcja artykułów spożywczych; napojów i wyrobów tytoniowych |
| DB | 17-18 | Produkcja tkanin i wyrobów włókienniczych |
| DC | 19 | Produkcja skór wyprawionych i wyrobów ze skór wyprawionych |
| DD | 20 | Produkcja drewna i wyrobów z drewna |
| DE | 21-22 | Produkcja masy włóknistej, papieru i wyrobów z papieru; działalność wydawnicza i poligraficzna |
| DF | 23 | Wytwarzanie koksu, produktów rafinowanej ropy naftowej i paliw jądrowych |
| DG | 24 | Produkcja chemikaliów, wyrobów chemicznych i włókien chemicznych |
| DH | 25 | Produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych |
| DI | 26 | Produkcja wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych |
| DJ | 27-28 | Produkcja metali i przetworzonych wyrobów z metali |
| DK | 29 | Produkcja maszyn i urządzeń, gdzie indziej niesklasyfikowana |
| DL | 30-33 | Produkcja urządzeń elektrycznych i optycznych |
| DM | 34-35 | Produkcja sprzętu transportowego |
| DN | 36-37 | Produkcja, gdzie indziej niesklasyfikowana |

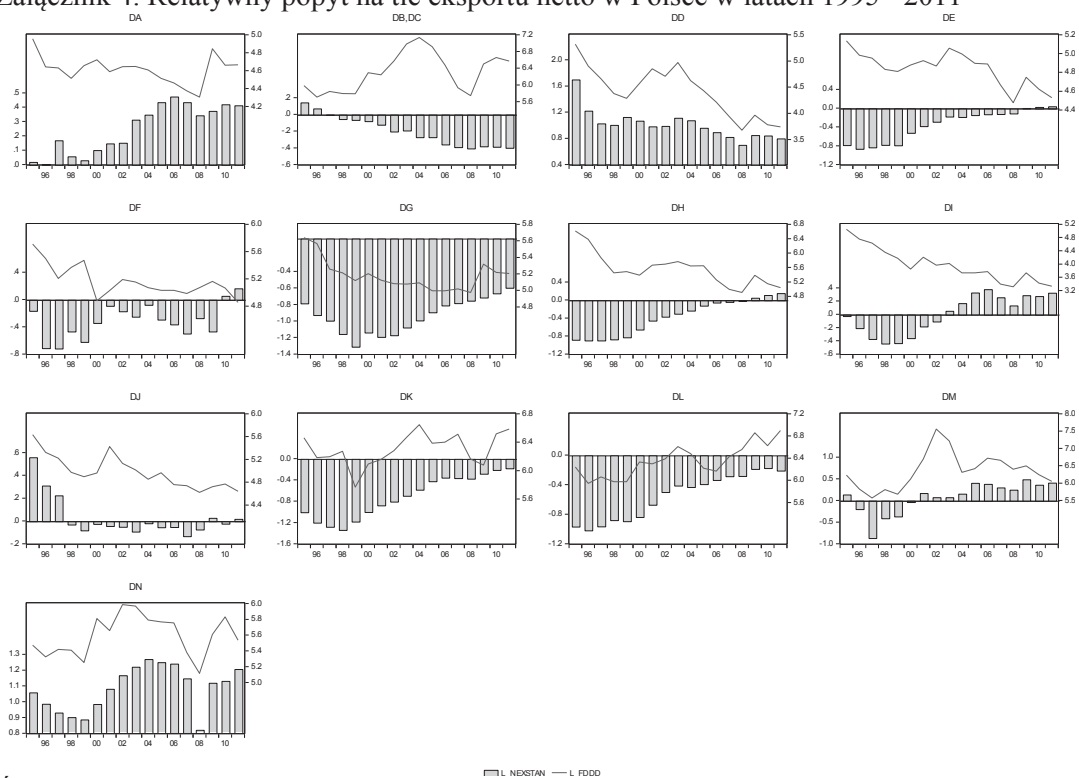
Źródło: <http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nomenclatures>
<http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regcst.asp?Cl=17>

Załącznik 3. Weryfikacja sektorowych modeli SUR i ECM

| | Polska | | Czechy | |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | SUR | ECM | SUR | ECM |
| test Ljunga-Boxa | | | | |
| DA | 0,310 (0,578) | 0,471 (0,493) | 0,330 (0,565) | 0,061 (0,805) |
| DB,DC | 0,194 (0,660) | 0,289 (0,590) | 0,130 (0,718) | 0,043 (0,836) |
| DD | 0,197 (0,657) | 1,086 (0,298) | 5,139 (0,023) | 4,554 (0,032) |
| DE | 4,713 (0,029) | 2,409 (0,121) | 0,085 (0,770) | 0,209 (0,647) |
| DF | 0,499 (0,479) | 1,423 (0,233) | 1,321 (0,250) | 1,344 (0,246) |
| DG | 0,986 (0,321) | 2,263 (0,133) | 3,598 (0,058) | 0,681 (0,409) |
| DH | 1,149 (0,283) | 1,191 (0,275) | 0,309 (0,578) | 0,350 (0,554) |
| DI | 0,001 (0,974) | 1,056 (0,304) | 1,853 (0,173) | 0,637 (0,425) |
| DJ | 0,350 (0,554) | 0,000 (0,999) | 0,021 (0,886) | 0,103 (0,748) |
| DK | 0,883 (0,347) | 2,031 (0,154) | 0,928 (0,335) | 0,577 (0,447) |
| DL | 4,599 (0,032) | 1,215 (0,270) | 2,326 (0,127) | 4,087 (0,043) |
| DM | 0,373 (0,542) | 0,062 (0,803) | 0,482 (0,487) | 0,020 (0,887) |
| DN | 2,932 (0,087) | 0,582 (0,446) | 0,429 (0,512) | 1,225 (0,268) |
| test Doornika-Hansena | | | | |
| | 31,237 (0,219) | 59,130 (0,000) | 45,037 (0,012) | 16,554 (0,922) |
| test Breuscha-Pagana | | | | |
| | 175,510 (0,000) | 154,152 (0,000) | 112,283 (0,006) | 119,740 (0,002) |

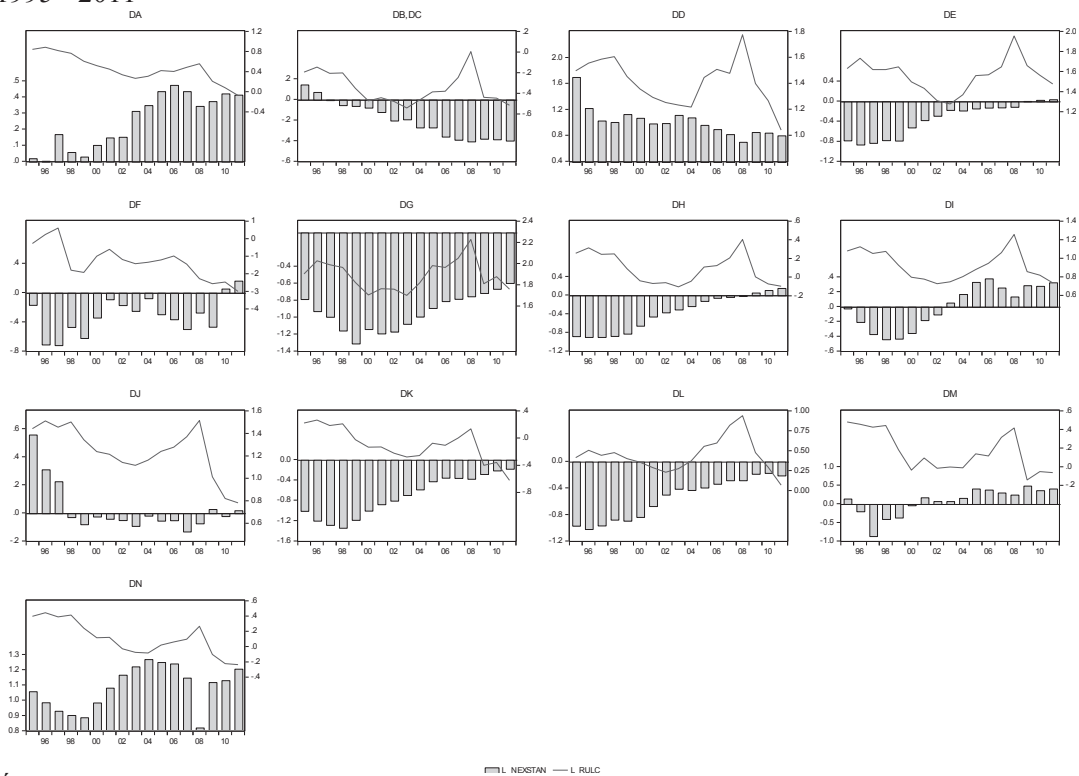
Źródło: Obliczenia własne

Załącznik 4. Relatywny popyt na tle eksportu netto w Polsce w latach 1995 - 2011



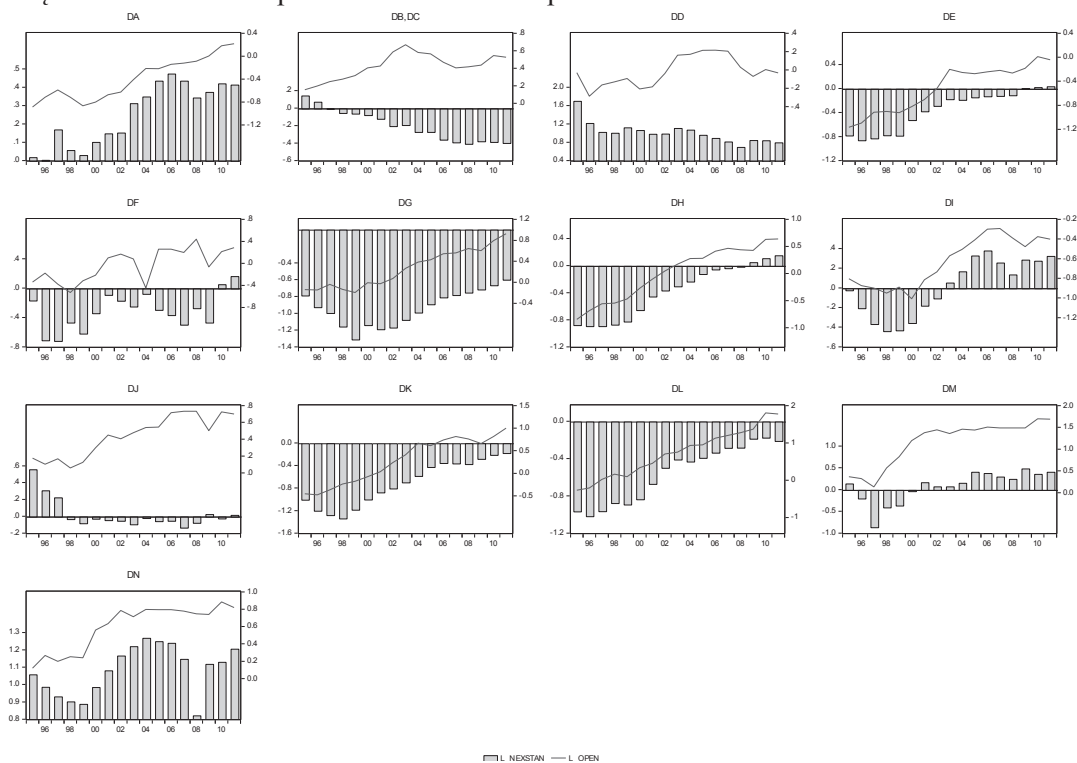
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 5. Relatywne jednostkowe koszty pracy na tle eksportu netto w Polsce w latach 1995 - 2011



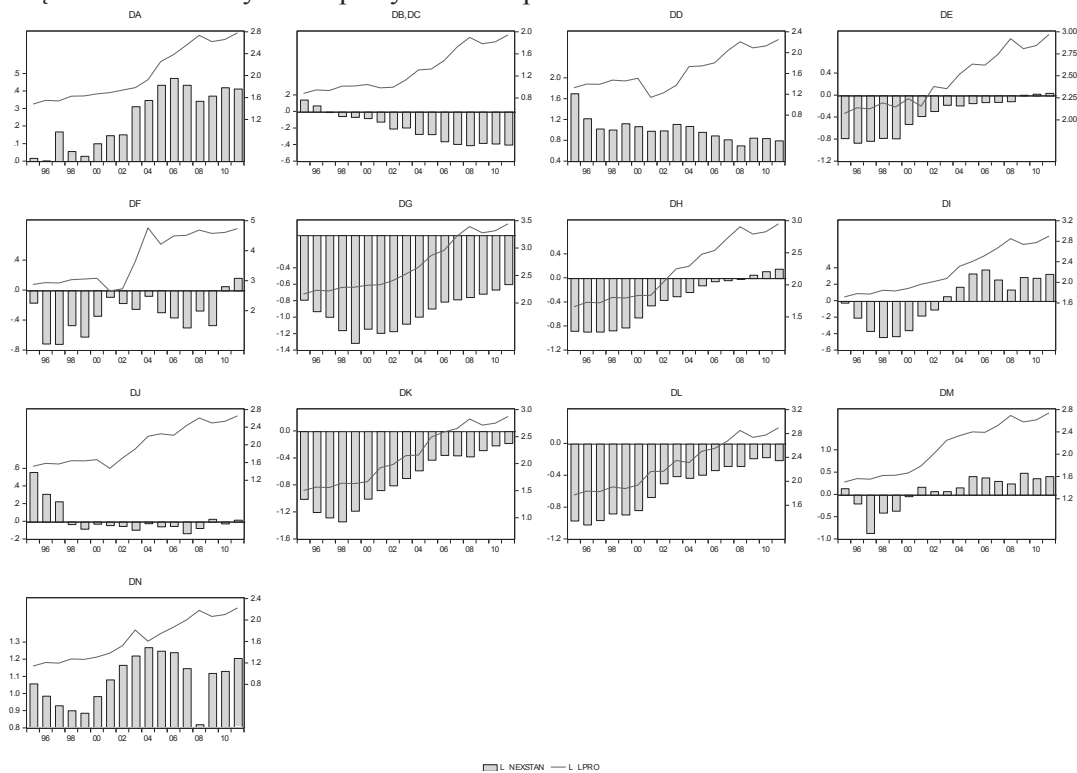
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 6. Otwartość podsektorów na tle eksportu netto w Polsce w latach 1995 - 2011



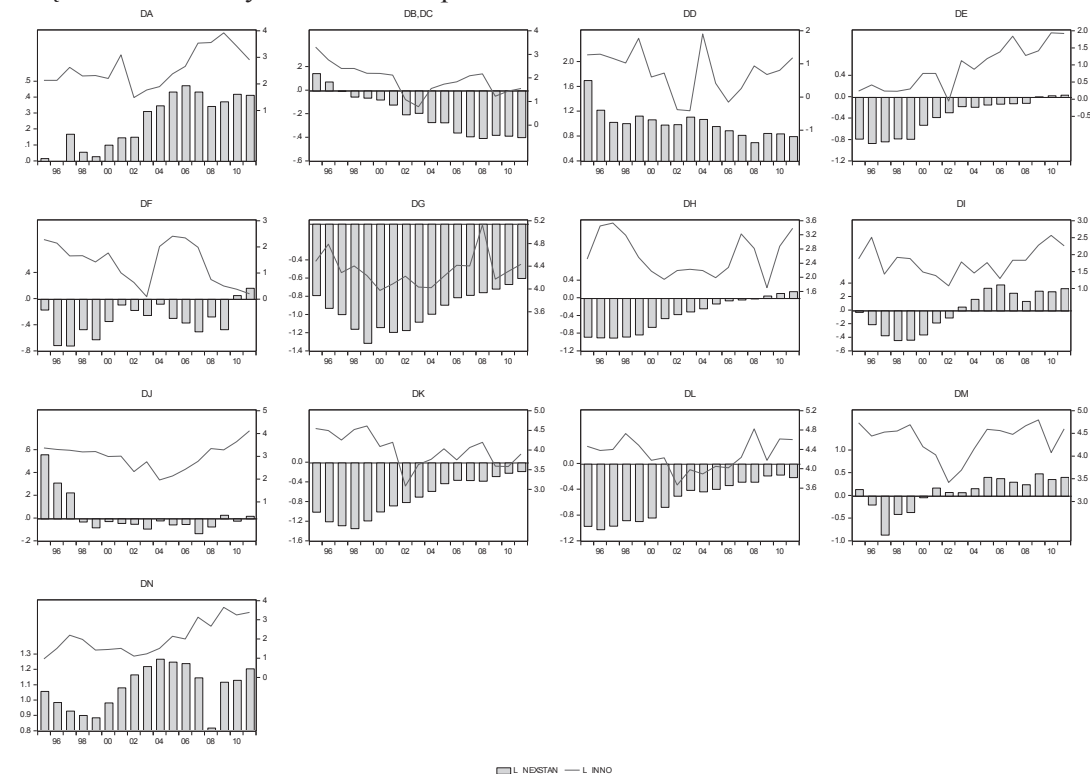
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 7. Produktywność pracy na tle eksportu netto w Polsce w latach 1995 - 2011



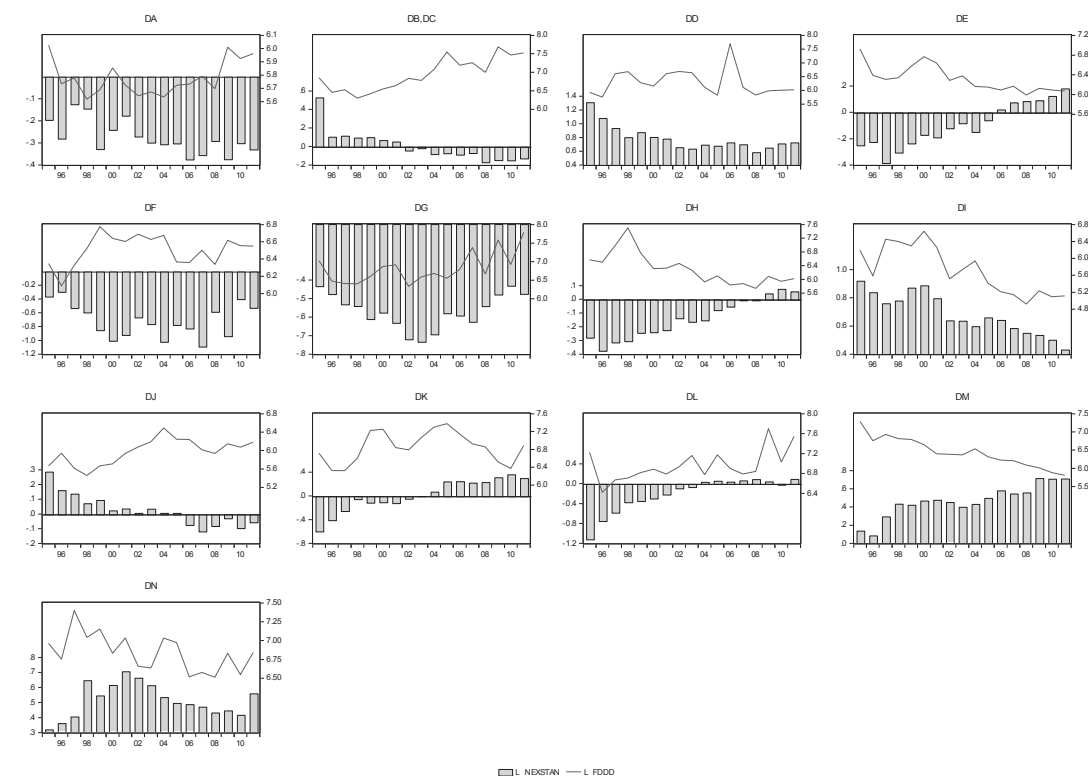
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 8. Nakłady B+R na tle eksportu netto w Polsce w latach 1995 - 2011



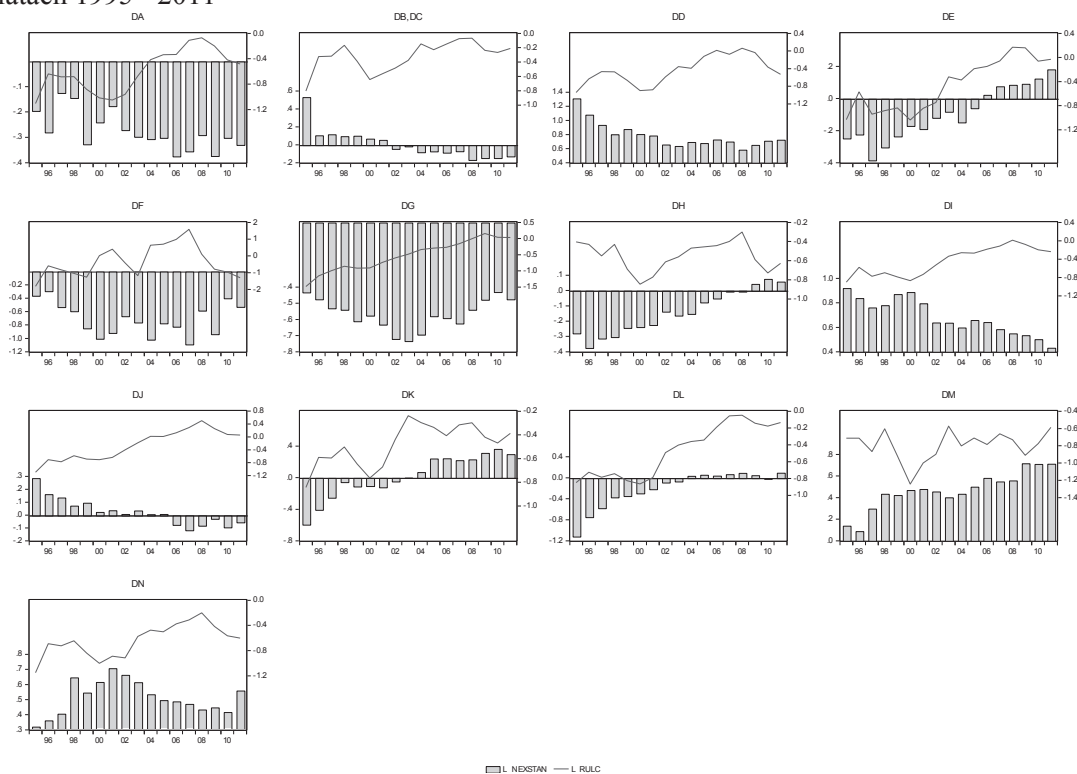
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 9. Relatywny popyt na tle eksportu netto w Czechach w latach 1995 - 2011



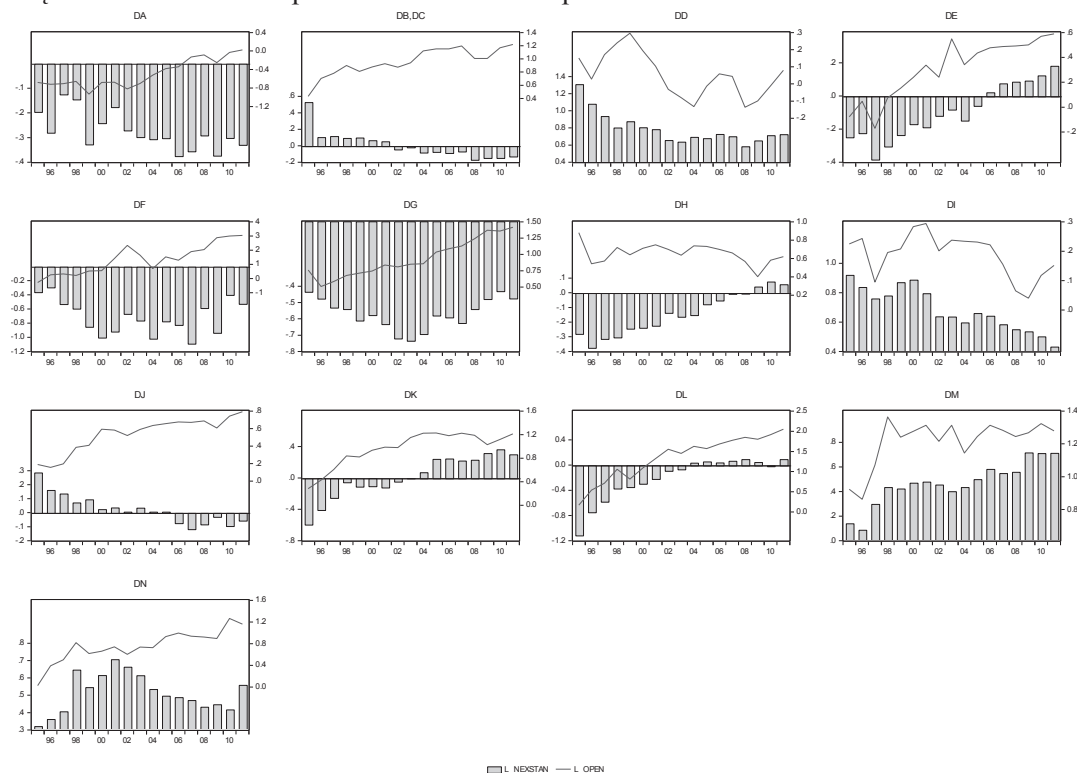
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 10. Relatywne jednostkowe koszty pracy na tle eksportu netto w Czechach w latach 1995 - 2011



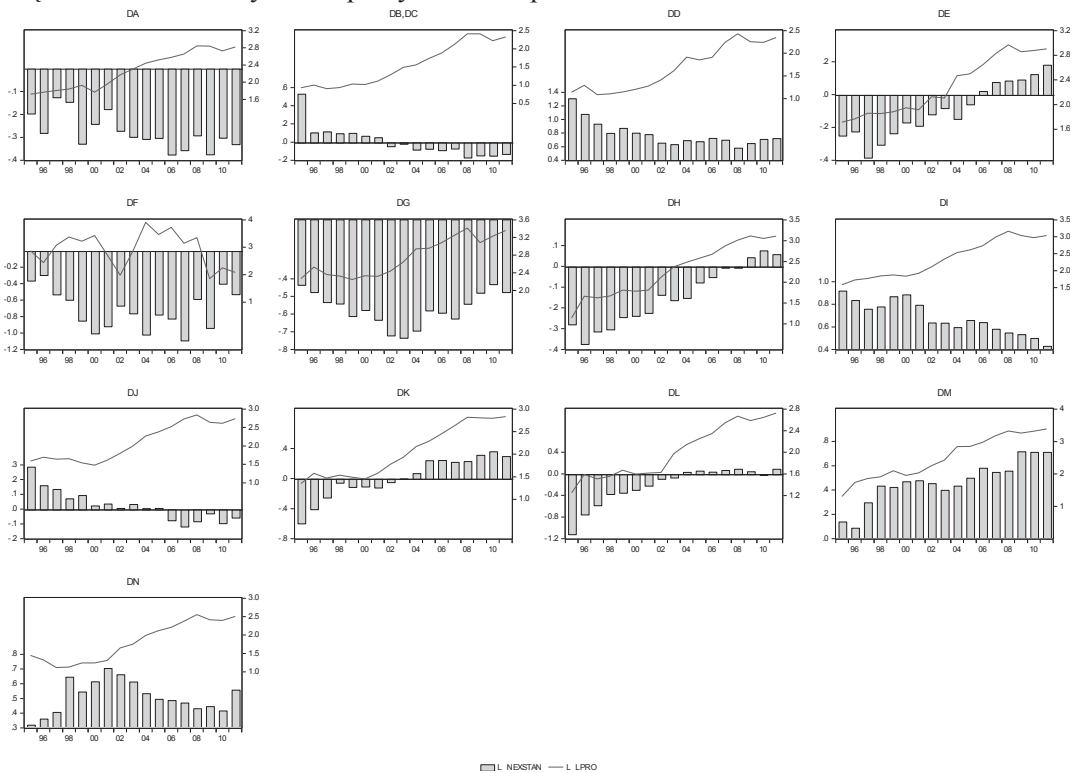
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 11. Otwartość podsektorów na tle eksportu netto w Czechach w latach 1995-2011



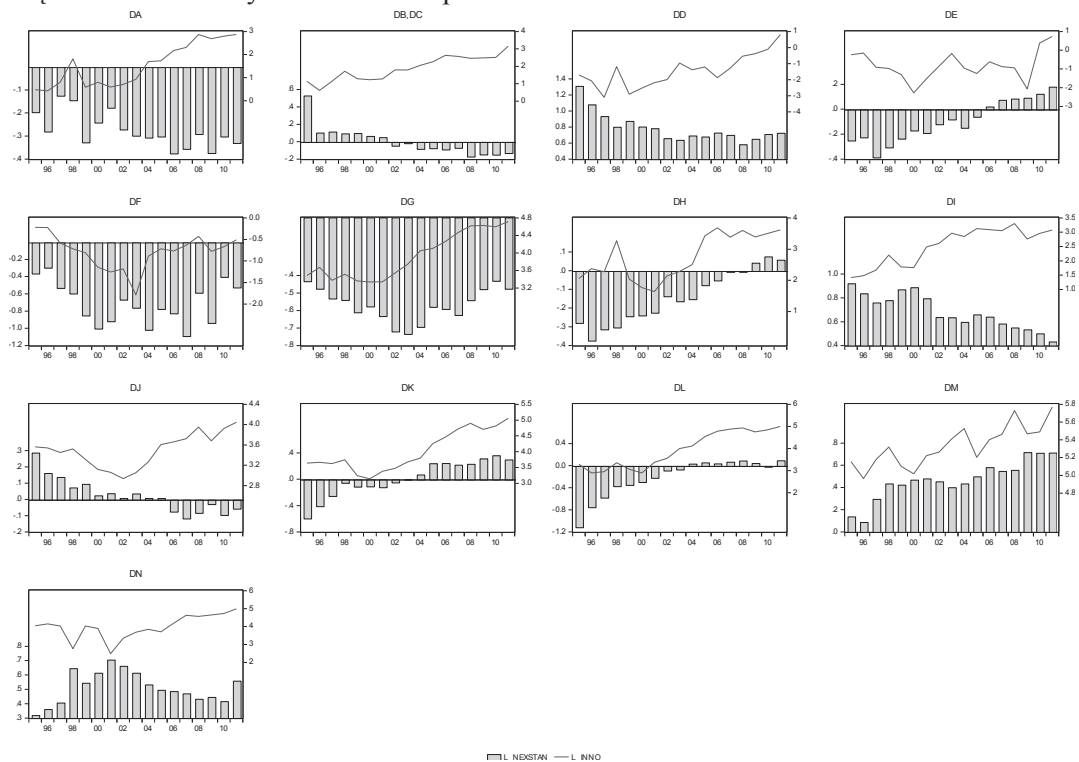
Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 12. Produktywność pracy na tle eksportu netto w Czechach w latach 1995 - 2011



Źródło: Opracowanie własne

Załącznik 13. Nakłady B+R na tle eksportu netto w Czechach w latach 1995 - 2011



Źródło: Opracowanie własne

www.nbp.pl

