

Magdalena Olczyk, Aleksandra Kordalska***

DETERMINANTY WZROSTU POLSKIEGO EKSPORTU PRZEMYSŁU PRZETWÓRCZEGO – ANALIZA DŁUGOOKRESOWA

(Artykuł nadesłany: 31.03.2015 r. Zaakceptowany: 11.02.2016 r.)

WSTĘP

Przetwórstwo przemysłowe jest ważną sekcją polskiej gospodarki. Jego znaczenie jest jeszcze większe w polskiej wymianie handlowej z zagranicą. W roku 2012 udział wywozu wyrobów przetwórstwa przemysłowego w eksporcie ogółem wynosił 67%, a w imporcie wskaźnik ten kształtował się na poziomie 53%¹. Badań identyfikujących determinanty polskiego wywozu przemysłu przetwórczego jest niewiele. Dostępne analizy na ogół są oparte na danych mocno zagregowanych i odnoszą się albo do jednej wybranej determinanty, np. kursu walutowego (Miształ, 2010, s. 59–75), albo dotyczą czynników determinujących polski wywóz na jeden wybrany rynek, np. rynek Niemiec (Ziółkowski, 2013, s. 427–435).

Szczególnie istotne jest określenie relacji między eksportem a czynnikami na niego wpływającymi w długim okresie, gdyż podstawowym celem polskiej gospodarki jest utrzymanie wysokiego tempa wzrostu gospodarczego w dłuższym okresie, zależnego m.in. od stopnia umiędzynarodowienia polskiej gospodarki, tj. od poziomu, dynamiki i struktury eksportu (Ministerstwo Gospodarki, 2013,

* Politechnika Gdańska, Wydział Zarządzania i Ekonomii (Magdalena.Olczyk@zie.pg.gda.pl)

** Politechnika Gdańska, Wydział Zarządzania i Ekonomii (Aleksandra.Kordalska@zie.pg.gda.pl)

¹ Obliczenia własne na podstawie danych z *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej* 2013, GUS, 2014.

s. 9). Do oceny wpływu eksportu na rozwój gospodarki narodowej ważniejsze od skutków zaburzeń incydentalnych są tendencje długookresowe (Van den Berg, Lewer, 2007, s. 260). Dlatego też autorki, opierając się na zdezagregowanych danych (dla 13 podsekcji przemysłu przetwórczego), stawiają sobie za cel określenie determinant wzrostu eksportu polskiego przemysłu przetwórczego w latach 1995–2011. W artykule będą weryfikowane hipotezy o istnieniu długookresowej zależności między zmianami wywozu poszczególnych podsekcji przetwórstwa przemysłowego a wielkością popytu zagranicznego, wielkością popytu krajowego, poziomem relatywnych jednostkowych kosztów pracy, poziomem nasycenia innowacjami w podsekcjach, stopniem otwartości tych podsekcji na rynki zagraniczne oraz ich produktywnością pracy.

W części pierwszej artykułu przedstawiono podstawy teoretyczne zależności między wielkością eksportu a czynnikami go determinującymi. W kolejnej części zostały zaprezentowane dane i metodyka przeprowadzonych badań. Następna część artykułu zawiera wyniki empirycznej analizy wpływu wybranych czynników na wartość eksportu sekcji przetwórstwa przemysłowego w Polsce w latach 1995–2011. Analiza ta jest poprzedzona badaniem stacjonarności oraz kointegracji szeregów panelu. Ostatnia część artykułu zawiera wnioski z przeprowadzonych analiz.

PODSTAWY TEORETYCZNE

Podstawową determinantą wzrostu wywozu jest wielkość popytu. Według nowych teorii wymiany handlowej 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, s. 297–308). Ponadto we współczesnej gospodarce rośnie rola globalnych łańcuchów wartości, realizowana w ramach handlu międzynarodowego, oraz obserwuje się wzrost tzw. handlu zadaniami (*trade in tasks*), co powoduje coraz silniejszą współzależność gospodarek na linii popyt zagraniczny a eksport (Lanz, Miroudot, Nordås, 2011, s. 8).

Autorki stawiają hipotezę, iż wysoki popyt zagraniczny sprzyja wzrostowi eksportu sektora przemysłu przetwórczego. Hipotezę tę oparto na modelu 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 (Goldstein, Khan, 1985, s. 1041–1105). W wielu empirycznych weryfikacjach tego modelu, np. dla indonezyjskiej wymiany handlowej w latach 1963–2005 (Hossain, 2009, s. 260–271) i w latach 1985–1993 (Desgupta, Hulu, Gupta, 2002, s. 1–23) czy dla wymiany polskiej w latach 1995–2002 (Mroczek,

Rubaszek, 2003, s. 25–35) i w okresie 1995–2007 (Gosińska, 2009, s. 41–58) zaobserwowano pozytywny wpływ popytu zagranicznego na wartość eksportu. Jednakże w analizie Anasa (2011, s. 3–16) dla indonezyjskiego wywozu, zdezagregowanego na cztery sektory eksportowe, popyt zagraniczny okazał się statystycznie nieistotny w wyjaśnianiu zmienności wolumenu indyjskiego wywozu w latach 1976–2008.

Weryfikacji będzie podlegać również hipoteza, że wysoki popyt krajowy nie sprzyja poprawie wywozu podsekcji przemysłu przetwórczego, gdyż oddziałuje on negatywnie na tempo wzrostu eksportu. 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 krajowym rynku. Potwierdzoną empirycznie negatywną zależność między wielkością krajowego popytu a eksportem można znaleźć w pracach: R. Balla, I.R. Eatona, M.D. Steuera (1996, s. 501–518), D.J. Smytha (1968, s. 25–36), J.R. Artusa (1970, s. 247–274), R. Fainiego (1994, s. 81–100). Ponadto P. Esteves i A. Rua (2013, s. 1–39) zidentyfikowali dużą asymetrię w tej relacji dla portugalskiej wymiany handlowej w latach 1980–2012, tzn. 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 dużego popytu krajowego z uwagi na wysokie koszty utopione, związane z wejściem na rynek zagraniczny w okresie wcześniejszym.

Równie ważną determinantą wzrostu eksportu są ceny i koszty produkcji eksportowanych towarów. Spośród wielu popularnych mierników cenowo-kosztowych autorki wybrały do analizy jeden wskaźnik, tj. relatywne jednostkowe koszty pracy, a wybór ten zdeterminowany był głównie przez dostępność danych na analizowanym poziomie dezagregacji. Stosunkowo niska mobilność pracy (w porównaniu z kapitałem) 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, s. 467–517). Ponadto z przeglądu literatury dokonanego przez P. Turnera i J. Van't Dacka (1993, s. 72–90) oraz z analiz literatury przeprowadzonych przez A.G. Turnera i S.S. Goluba (1997, s. 7–23) wynika, że dla gospodarek uprzemysłowionych „względne jednostkowe koszty pracy (RULC) w przemyśle wydają się najlepszym pojedynczym miernikiem konkurencyjności cenowo-kosztowej”.

Przykładów badania zależności między poziomem relatywnych jednostkowych kosztów pracy a intensywnością 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 N. Kaldor (1978, s. 99–118) 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 J. Fagerberg (1996, s. 39–51).

Kolejnym czynnikiem wpływającym na wartość wywozu przetwórstwa przemysłowego jest stopień otwartości danej podsekcji. Otwartość handlowa (*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 przez poziom utrudnień i barier handlowych między krajem i otoczeniem zewnętrznym, mierzonych np. ilorazem sumy ceł i taryf importowych oraz sumy wartości dodanej dóbr finalnych i pośrednich. Autorki będą rozumiały otwartość handlową jako znaczenie handlu w gospodarce. Na poziomie mezo i mikro w teoriach wzrostu endogenicznego (Rivera-Batiz, Romer, 1991, s. 971–1001; Grossman, Helpman, 1991) zwraca się uwagę na korzyści z otwartości handlu w dłuższej perspektywie. Po pierwsze, otwartość ułatwia transmisję technologii przez kontakt z zagranicznymi partnerami, co może przyczynić się do szybszej absorpcji wiedzy (Goldberg, 2008, s. 24–31). Po drugie, zachęca ona przedsiębiorstwa do wdrażania nowych technologii, pomysłów i może prowadzić do wzrostu wydatków na B+R (Rivera-Batiz, Romer, 1991, s. 971–1001). 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, s. 369–405). Po czwarte, otwartość może prowadzić do realokacji czynników produkcji do sektorów bardziej produktywnych, posiadających przewagę komparatywną w wymianie handlowej (Melitz, 2003, s. 1695–1725).

W badaniach empirycznych na poziomie mezo i mikro wzrost otwartości handlowej w większości przypadków sprzyja wzrostowi produktywności (przez osiąganie korzyści skali), wzrostowi innowacyjności (przez absorpcje technologii), co skutkuje wzrostem w zakresie działalności eksportowej. Na poziomie sektora G. Cameron, J. Proudman i S. Redding (2005, s. 775–807) wskazali na statystycznie istotny wpływ otwartości handlowej na intensywność transferu technologii wśród 14 brytyjskich sektorów przetwórstwa przemysłowego. Według H. Suna, P. Honego i H. Doucouliago (1999, s. 615–636), analizujących 28 sektorów przemysłowych w 29 chińskich prowincjach w 1995 r., 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 wzrostowi eksportu.

Kolejną determinantą wzrostu wywozu jest poziom jego innowacyjności. W teoriach handlu zagranicznego podkreśla się wpływ wydatków na B+R na intensywność eksportu. Szczególnie w teorii luki technologicznej M.V. Posnera (1961, s. 323–341) i w teorii życia produktu R. Vernona (1966, s. 19–207), a także w późniejszych analizach P. Krugmana (1979, s. 253–266) i D. Dollara (1986, s. 177–190) 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, s. 1261–1283; Young, 1991, s. 369–405) 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.

Z kolei w swoim modelu popytowym A. Thirlwall (1988, s. 272–291) pokazał jeszcze inny kanał transmisji innowacji na wzrost eksportu. 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 niższą stopą wzrostu eksportu. Właśnie poprzez innowacje kraje mogą podnieść zarówno jakość jak i rozszerzyć asortyment wywożonych produktów i osiągać przez to wyższą wartość wywozu.

Literatura empiryczna odnosząca się do wpływu innowacji na eksport jest dość obszerna. T. Buxton badał, na poziomie mezo, 15 sektorów przemysłu przetwórczego dla grupy G5 w latach 1970–1983 i stwierdził, iż poziom relatywnych wydatków na B+R jest istotną statystycznie determinantą wielkości wywozu na rynek zagraniczny w tych sektorach (Buxton, Mayes, Murfin, 1991, s. 243–256). Z kolei Ch. Greenhalgh i P. Taylor (1990, s. 2–33) oraz Greenhalgh, Taylor i R. Wilson (1994, s. 102–135) na podstawie ilości wprowadzonych innowacji i liczby patentów (jako mierników innowacji) w 36 brytyjskich sektorach przemysłowych i usługowych w latach 1954–1985 wnioskowali, iż dla połowy z badanych sektorów innowacje miały pozytywny wpływ na wartość eksportu. W kontekście powyższego autorki przypuszczają, iż innowacyjne sektory charakteryzują się większymi wartościami wywozu niż sektory nieinnowacyjne i stawiają kolejną hipotezę do weryfikacji o dodatniej zależności między poziomem innowacji a wartością eksportu w podsekcjach przemysłu przetwórczego.

Kolejnym czynnikiem, którego siłę i kierunek wpływu na wzrost wymiany handlowej autorki zamierzają zweryfikować, jest produktywność pracy. Teoretycznych związków pomiędzy produktywnością a wielkością wywozu należy szukać w najnowszych nurtach teorii handlu zagranicznego. W nowej wersji nowej teorii handlu (*New, New Trade Theory* – NNTT), której fundament stanowią model M.J. Melitza (2003, s. 1695–1725) oraz model Melitza i G. Ottawiano (2008, s. 295–316), 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 kompetencyjnemu (Bernard i in., 2007, s. 105–130) lub wyłącznie one mogą pozwolić sobie na wybór bardziej zaawansowanej technologii (Yeaple, 2005, s. 1–20).

Empiryczną weryfikację dodatniego wpływu produktywności na działalność eksportową (wyższa produktywność zwiększa prawdopodobieństwo wejścia przedsiębiorstwa na rynek zagraniczny) na podstawie modelu Melitza można znaleźć w pracach J. Wagnera (2008, s. 169–180), prowadzonych dla niemieckich firm przetwórstwa przemysłowego w latach 1995–2005, w analizie P. Bustosa (2011, s. 304–340) dla 1693 argentyńskich firm w latach 1992–1996 oraz w badaniach A. Cieślaka, A. Michałek, J. Michałka (2012, s. 67–84) dla 1930 polskich firm w latach 2002–2009.

Reasumując, autorki zamierzają zbadać, jak wielkość popytu zagranicznego, wielkość popytu krajowego, poziom relatywnych jednostkowych kosztów pracy, stopień otwartości podsekcji na rynki zagraniczne, poziom nasycenia innowacjami w podsekcjach oraz produktywność pracy wpływają na wartość polskiego eksportu przemysłowego.

DANE I METODYKA PRZEPROWADZONYCH BADAŃ

Źródłem obserwacji wykorzystanych w badaniu były bazy danych STAN OECD oraz bazy danych WIOD (Timmer, 2012). Zakres obserwacji objął lata 1995–2011. Podział całej sekcji przetwórstwa przemysłowego na poszczególne podsekcje został dokonany na podstawie klasyfikacji NACE 1.1 (załącznik 1). Z uwagi na brak dostępności wszystkich obserwacji statystycznych połączeniu uległy dwie podsekcje, tj. podsekcja DB – produkcja tkanin i wyrobów włókienniczych oraz DC – produkcja skór wyprawionych i produktów ze skór wyprawionych. Ostatecznie dostępne dane statystyczne pozwoliły na dezagregację przetwórstwa przemysłowego na 13 podsekcji, dla których otrzymano zbilansowane dane panelowe. Szczegółowe informacje dotyczące bazy danych wykorzystanej w badaniu zawiera tabela 1.

Empiryczna analiza przyczynowo-skutkowa przeprowadzona w dalszej części artykułu została poprzedzona oceną stacjonarności oraz kointegracji szeregów panelu wykorzystanych w badaniu. Podejście takie spotykane jest w analizach, których celem jest określenie długookresowej relacji między wielkością eksportu a wybranymi jego determinantami (Shahzad i in., 2014; Tarawalie i in., 2014).

Do oceny stacjonarności zastosowano trzy testy pierwiastka jednostkowego, tj. testy pierwszej generacji: test J. Breitunga (Breitung, 2000, s. 161–177) oraz test IPS (Im, Pesaran, Shin, 2003, s. 53–74), które zakładają brak powiązań przekrojowych między jednostkami panelu, a także test CADF, zaproponowany przez H. Pesarana (2003, s. 4), który jest testem II generacji i dopuszcza występowanie tego typu relacji.

Symulacje Monte Carlo (Breitung, 2000, s. 161–177; Pesaran, 2003; Moon, Perron, 2004, s. 81–126) wykazały, że w przypadku paneli o relatywnie niedużym wymiarze czasowym powyższe testy charakteryzują się dobrymi własnościami w obszarze zarówno rozmiaru, jak i mocy testu.

Kolejnym krokiem w analizie było zbadanie skointegrowania szeregów panelu, których przyrosty są stacjonarne, w celu znalezienia relacji długookresowej

Tabela 1. Zmienne wykorzystane w badaniu

Symbol zmiennej	OPIS zmiennej	Źródło
L_{EX}	Logarytm wartości eksportu 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_{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 sumy wartości eksportu i importu towarów (w mln USD) oraz 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 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.

Źródło: opracowanie własne.

między tymi zmiennymi. Do badania kointegracji autorki zastosowały procedurę Engle–Grangera (1987, s. 251–276), która sprowadza się do testowania stacjonarności reszt modelu oszacowanego z wykorzystaniem zmiennych o stacjonarnych przyrostach.

Do badania kointegracji zostały wykorzystane parametryczne testy P. Pedroniego – panelowy test ADF oraz grupowy test ADF (Pedroni, 1999, s. 653–670), a także test ADF C. Kao (1999, s. 1–44)². Porównania panelowych testów kointegracji (Kao, 1999, s. 1–44; Örsal, 2008, s. 1–20; Wagner, Hlouskova, 2010, s. 182–223) wskazują, że wymienione testy osiągają dużą moc nawet w przypadku, gdy rozmiary N i T panelu są niewielkie.

Parametry relacji długookresowej zostały oszacowane za pomocą estymatora DOLS zaproponowanego przez Kao i M. Chianga (2000, s.179–222) oraz estymatora FMOLS (Phillips, Moon, 1999, s. 1057–1111; Pedroni, 2000, s. 93–130). Zarówno DOLS, jak i FMOLS przeznaczone są do estymacji modelu budowanego na podstawie niestacjonarnych zmiennych. W świetle obecnych badań oraz mając na względzie charakter próby wykorzystanej do analizy, estymator DOLS charakteryzuje się najkorzystniejszymi własnościami (Kao, Chiang, 2000, s. 216; Wagner, Hlouskova, 2010, s. 182–223), jednak konieczność uwzględnienia w szacowanej regresji opóźnień oraz wyprzedzeń zmiennych objaśniających, służących eliminacji endogeniczności, znacząco obniża liczbę stopni swobody, w związku z czym uzupełnieniem wyników otrzymanych z użyciem DOLS są wyniki oszacowania otrzymane za pomocą estymatora FMOLS. Poglądowo zaprezentowane zostały także wyniki oszacowania modelu dwukierunkowego z efektami stałymi za pomocą estymatora LSDV, który jednak charakteryzuje się wyraźnym obciążeniem w przypadku niestacjonarnych zmiennych.

Z punktu widzenia niniejszej analizy interesującym podejściem jest rozwiązanie oparte na estymatorze SUR, który pozwala na uzyskanie heterogenicznych parametrów dla jednostek badania, tj. dla 13 sektorów przemysłu przetwórczego. Estymatorami przeznaczonymi dla niestacjonarnych, skointegrowanych paneli są dynamiczny estymator SUR, tzw. DSUR (Mark, Ogaki, Sul, 2005, s. 797–820), oraz FMSUR (Moon, 1999, s. 25–31). Idea tych estymatorów jest zbliżona odpowiednio do idei estymatorów DOLS oraz FMOLS, jednak mają one zastosowanie jedynie do paneli zbilansowanych, gdzie wymiar T jest znacząco większy od wymiaru N . Długość szeregów czasowych oraz liczba przekrojów panelu w kontekście liczby zmiennych objaśniających, zmusiła autorki do ograniczenia się do standardowego modelu SUR, szacowanego za pomocą estymatora GLS.

² W świetle obecnych badań testy kointegracji zaproponowane przez J. Westerlunda (2007) charakteryzują się lepszymi własnościami w zakresie mocy i rozmiaru w stosunku do testów Pedroniego. Różnica we własnościach wynika z nakładania restrykcyjnego, nie zawsze właściwego założenia o wspólnych czynnikach w testach Pedroniego. Niestety rozmiar panelu wykorzystywanego w analizie oraz liczba zmiennych w relacji kointegrującej powoduje, że wyznaczenie statystyk Westerlunda w niniejszym badaniu jest problematyczne.

WYNIKI ANALIZY

Przyczynowo-skutkowa analiza zmian eksportu sekcji przetwórstwa przemysłowego została poprzedzona oceną stacjonarności zmiennych wykorzystanych w badaniu. Zastosowane testy pierwiastka jednostkowego dla zmiennych opisujących przemysł przetwórczy w Polsce wskazały jednoznacznie na stacjonarność pierwszych przyrostów dla niemal wszystkich analizowanych czynników (tab. 2).

W przypadku wybranych zmiennych (L_{DD} , L_{RULC} , L_{OPEN} , L_{LPRO}) wykonano 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 wpłynęły na odrzucenie hipotezy zerowej o zintegrowaniu rzędu I na poziomie tej zmiennej, w związku z tym w estymacji modeli zmienna L_{INNO} została uznana za stacjonarną³.

Tabela 2. Wyniki oceny stacjonarności zmiennych

Zmienna	Poziomy zmiennych			Pierwsze różnice zmiennych		
	Breitung	IPS	CADF	Breitung	IPS	CADF
L_{EX}	-0,464	-0,194	1,643	-5,976***	-4,296***	-4,763***
L_{DD}	-3,972***	-1,047	-0,124	-5,360***	-8,364***	-2,296**
L_{FD}	1,506	-1,232	0,712	-3,492***	-4,302***	-3,289***
L_{RULC}	-1,711**	0,094	14,35	-6,804***	-8,926***	-7,848***
L_{OPEN}	-1,489*	-1,436*	0,829	-1,874**	-9,105***	-2,988***
L_{INNO}	-2,227**	-2,316**	2,368	-3,521***	-11,63***	-4,576***
L_{LPRO}	-2,352***	-1,189	-0,871	-6,163***	-8,929***	-4,233***

* istotność na poziomie 0,1, ** istotność na poziomie 0,05, *** istotność na poziomie 0,01.

Uwagi:

1) 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;

2) 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.

³ 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 uzasadnione jest potraktowanie tej zmiennej jako zmiennej stacjonarnej.

Kolejnym krokiem w analizie było zbadanie kointegracji szeregów, które miało na celu ustalenie, czy pomiędzy wyróżnionymi zmiennymi istnieje relacja długookresowa (tab. 3). Do jej oceny zostały wybrane jedynie te zmienne, które w badaniu pierwiastka jednostkowego okazały się zmiennymi $I(1)$ ⁴.

W ocenie kointegracji, testowana regresja przedstawiała się następująco:

$$L_{EX_{it}^{PL}} = \beta_0 + \beta_1 L_{DD_{it}} + \beta_2 L_{FD_{it}} + \beta_3 L_{RULC_{it}} + \beta_4 L_{OPEN_{it}} + \beta_5 L_{PRO_{it}} + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

Tabela 3. Wyniki panelowych testów kointegracji

Pedroni panelowy ADF	Pedroni grupowy ADF	Kao ADF
-0,639***	-5,723***	-6,129***

*** istotność na poziomie 0,01.

Uwaga: maksymalna liczba opóźnień w relacji testowej została wyznaczona automatycznie w Eviews na podstawie liczby obserwacji, liczba opóźnień została ustalona na podstawie kryterium informacyjnego Schwarz.

Źródło: obliczenia własne.

Dla analizowanej regresji hipoteza zerowa o braku kointegracji została odrzucona, co pozwala na potraktowanie tego związku jako relacji długookresowej. Do uzyskanych wyników należy podejść z pewną ostrożnością, głównie ze względu na to, że test Kao jest oparty na homogenicznych parametrach β w regresji kointegrującej, co oznacza identyczne wektory kointegrujące dla każdej jednostki przekroju i jest założeniem bardzo restrykcyjnym. Jednocześnie (na co zwrócono uwagę w części metodologicznej) w testach Pedroniego jest przyjmowane rygorystyczne, nie zawsze trafne założenie o wspólnych czynnikach.

Wyniki estymacji relacji długookresowych dla polskiego wywozu artykułów przemysłowych z wykorzystaniem trzech estymatorów, tj. DOLS, FMOLS i LSDV, zaprezentowano w tabeli 4. Z danych tabeli wynika, iż niemal wszystkie analizowane zmienne objaśniające w istotny sposób wyjaśniały zmiany polskiego eksportu przemysłu przetwórczego, ale siła ich oddziaływania była różna.

Najsłabiej i do tego niekorzystnie lub nieistotnie na wzrost polskiego wywozu artykułów przemysłowych wpływał wzrost popytu krajowego. Wynika z tego, iż

⁴ Z definicji szeregi y i x są skointegrowane stopnia d, b , jeżeli szeregi te są zintegrowane rzędu d oraz istnieje kombinacja linowa 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 $d+1, d$ (Engle, Granger, 1987). Oznacza to, że w relacji kointegrującej zmienna objaśniana może być zintegrowana w takim samym lub niższym stopniu jak zmienna objaśniająca. Z uwagi na to, że wartość eksportu jest zmienną $I(1)$, nakłady na badania i rozwój uznane za zmienną $I(0)$ nie zostały uwzględnione w relacji kointegrującej.

Tabela 4. Wyniki oszacowania relacji długookresowej dla polskiego eksportu wyrobów przemysłowych

Zmienna	DOLS	FMOLS	FE
	<i>lags=1, leads=0</i>		two-way
L_{DD}	-0,093*	0,059	0,108
	(0,051)	(0,040)	(0,153)
L_{FD}	0,615***	0,491***	0,419**
	(0,125)	(0,120)	(0,169)
L_{RULC}	0,105*	0,114***	0,024
	(0,058)	(0,044)	(0,064)
L_{OPEN}	0,789***	0,784***	0,691***
	(0,079)	(0,069)	(0,127)
L_{LPRO}	0,931***	0,481***	0,460***
	(0,064)	(0,065)	(0,121)
R ²	0,981	0,995	0,943
Liczba obserwacji	195	208	221

* istotność na poziomie 0,1, ** istotność na poziomie 0,05, *** istotność na poziomie 0,01.

Źródło: obliczenia własne.

spadek popytu na rynku krajowym przedsiębiorcy w sektorze przemysłu przetwórczego kompensują sprzedają na rynku zagranicznym, a w przypadku koniunktury na rynku krajowym skupiają się na sprzedaży na łatwiejszym i lepiej im znanym rynku krajowym. Z kolei zmiany popytu zagranicznego z dużą siłą determinowały wywóz wyrobów przemysłu przetwórczego w długim okresie.

W polskim przemyśle przetwórczym kluczowym czynnikiem decydującym o wzroście eksportu był – obok rosnącej otwartości handlowej i popytu zagranicznego – wzrost produktywności pracy. Wyniki oszacowań dla polskiego przemysłu przetwórczego pozwalają potwierdzić hipotezę wynikającą z modelu Melitza oraz modelu Melitza i Ottawiano o pozytywnym wpływie wzrostu produktywności na intensyfikację eksportu. Polską gospodarkę charakteryzuje ciągle duży dystans w poziomie produktywności pracy w stosunku do jej głównych partnerów handlowych (w ujęciu nominalnym w ciągu godziny wytwarzamy cztery razy mniej niż w Niemczech i trzy razy mniej niż w Hiszpanii i we Włoszech). Pozwala to optymistycznie patrzeć na zwiększenie się w przyszłości polskiego wywozu artykułów przemysłowych, opartego na wzroście produktywności pracy w tym sektorze (Hausner, 2013, s. 15).

Wyniki oszacowań pokazują również, iż wzrost polskiego wywozu w przemyśle przetwórczym następował w warunkach wzrostu, a nie spadku poziomu relatywnych, jednostkowych kosztów pracy. Świadczyć to może o skutecznej, jakościowej strategii konkurowania stosowanej przez polskich eksporterów na międzynarodowych rynkach. Siła wpływu tej zmiennej na wielkość polskiego eksportu była jednak stosunkowo niewielka, szczególnie w porównaniu z siłą oddziaływania popytu zagranicznego, otwartości czy produktywności pracy

Dysponując zdezagregowanymi danymi dla przetwórstwa przemysłowego, interesujące wydaje się, w jaki sposób wartość wywozu w podziale na poszczególne podsekcje przemysłu przetwórczego reaguje na czynniki determinujące. W tym celu zaproponowany został model pozornie niezależnych regresji, określany w dalszej części jako model sektorowy, który pozwolił na uzyskanie heterogenicznych, indywidualnych ocen parametrów strukturalnych dla każdej z 13 podsekcji.

Zaproponowany model SUR dla eksportu przedstawia się następująco:

$$L_{EX_i}^{pl} = \beta_{i0} + \beta_{i1}L_{DD_i} + \beta_{i2}L_{FD_i} + \beta_{i2}L_{RULC_i} + \beta_{i3}L_{OPEN_i} + \beta_{i4}L_{LPRO_i} + \varepsilon_i \quad (i = 1, \dots, 13). \quad (2)$$

Wyniki estymacji modelu sektorowego są zawarte w tabeli 5. W tabeli tej podsekcje zostały posortowane w porządku malejącym według kryterium udziału każdej podsekcji w całkowitym eksporcie wyrobów przemysłu przetwórczego w 2011 roku.

Opierając się na analizie znaczenia poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu zmienności eksportu w polskim przemyśle przetwórczym na poziomie indywidualnej podsekcji, warto podkreślić dość znaczną istotność czynnika popytowego. Aż w 8 na 13 podsekcji popyt krajowy (L_{DD}) okazał się statystycznie istotną zmienną objaśniającą. W zdecydowanej większości podsekcji, tj. w sześciu na 8 spadek popytu krajowego sprzyjał wzrostowi eksportu. Najsilniej spadek krajowego popytu wpływał na wzrost wielkości wywozu produkcji chemikaliów, wyrobów i włókien chemicznych. Z kolei w trzech podsekcjach, tj. produkcji artykułów spożywczych, napojów i wyrobów tytoniowych oraz w produkcji gdzie indziej niesklasyfikowanej, jak i w podsekcji wytwarzanie koksu, produktów rafinowanej ropy naftowej oraz paliw jądrowych, spadający popyt krajowy okazał się czynnikiem hamującym osiągnięcie wzrostu wywozu.

Zdecydowanie silniej na wielkość polskiego eksportu przemysłu przetwórczego wpływał popyt zagraniczny. W 9 podsekcjach wzrost popytu zagranicznego sprzyjał wzrostowi eksportu. Najmocniej wzrost popytu zagranicznego wpływał na wielkość eksportu w zakresie produkcji sprzętu transportowego oraz produkcji chemikaliów, wyrobów i włókien chemicznych. Znaczenie oddziaływania popytu zagranicznego było w badanym okresie porównywalne z siłą oddziaływania

Tabela 5. Wyniki oszacowania modelu SUR dla polskiego eksportu wyrobów przetwórstwa przemysłowego w podziale sektorowym

Podsekcja	L_{DD}	L_{FD}	L_{RULC}	L_{OPEN}	L_{LPRO}	R ²
DM	-0,096***	1,281***	0,165	0,701***	1,033***	0,981
	(0,032)	(0,317)	(0,143)	(0,124)	(0,205)	
DL	-0,088	-0,185	0,637***	1,219***	1,169***	0,992
	(0,081)	(0,151)	(0,100)	(0,117)	(0,131)	
DJ	-0,187**	0,896***	0,139**	0,616***	0,962***	0,994
	(0,076)	(0,101)	(0,064)	(0,062)	(0,110)	
DA	0,364***	0,073	0,070	1,100***	0,766***	0,996
	(0,101)	(0,063)	(0,056)	(0,058)	(0,072)	
DG	-0,651***	1,756***	0,658***	1,219***	0,394**	0,994
	(0,117)	(0,221)	(0,116)	(0,207)	(0,154)	
DK	-0,059	0,761***	0,164***	0,677***	1,098***	0,995
	(0,042)	(0,098)	(0,058)	(0,079)	(0,069)	
DH	-0,001	0,247	-0,073	1,314***	1,339***	0,995
	(0,041)	(0,163)	(0,103)	(0,180)	(0,142)	
DN	0,399***	0,517*	-0,088	1,261***	0,544***	0,980
	(0,101)	(0,298)	(0,173)	(0,148)	(0,151)	
DF	0,493***	0,855***	-0,118***	-0,116	0,163*	0,969
	(0,157)	(0,286)	(0,038)	(0,141)	(0,084)	
DB/DC	-0,055*	0,149*	0,246***	0,078	0,604***	0,978
	(0,029)	(0,082)	(0,067)	(0,099)	(0,083)	
DE	0,273	0,776*	-0,600***	0,834***	1,360***	0,977
	(0,250)	(0,428)	(0,203)	(0,206)	(0,358)	
DI	-0,070	0,396**	-0,279***	1,392***	1,206***	0,993
	(0,047)	(0,182)	(0,096)	(0,157)	(0,087)	
DD	-0,102*	-0,506***	-0,098	1,339***	1,116***	0,981
	(0,054)	(0,091)	(0,078)	(0,065)	(0,085)	

* istotność na poziomie 0,1, ** istotność na poziomie 0,05, *** istotność na poziomie 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

czynników związanych z otwartością gospodarki oraz czynnika proefektywnościowego, związanego z produktywnością pracy.

Wzrost otwartości handlowej sprzyjał w istotny sposób wzrostowi wywozu. Dotyczyło to 12 podsekcji, choć siła oddziaływania tego czynnika była bardzo różna w badanych jednostkach. Wśród czterech podsekcji, które mają prawie 50% udział w polskim wywozie artykułów przemysłowych (tj. w podsekcjach: przetwórstwa transportowego, elektro-optycznego, metalowego, spożywczego), siła oddziaływania tej zmiennej była prawie dwa razy większa w podsekcji elektro-optycznej i spożywczej niż w dwóch pozostałych.

Trzecim, obok popytu zagranicznego i otwartości handlowej, i najważniejszym czynnikiem w wyjaśnianiu zmian w eksporcie w poszczególnych podsekcjach polskiego przemysłu przetwórczego była produktywność pracy. Była ona zmienną istotną statystycznie w 13 podsekcjach. Aż w pięciu spośród 13 badanych podsekcji w długim okresie była ona najsilniejszą determinantą wzrostu wywozu, a w pięciu innych podsekcjach była drugim najsilniej oddziałującym czynnikiem na wzrost eksportu. Najmocniej jej wzrost sprzyjał osiągnięciu wzrostu wywozu w sektorach produkcji wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych, urządzeń elektrycznych i optycznych, produkcji papieru i wyrobów z papieru oraz wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych.

Znaczenie czynnika kosztowego było w badanym okresie zdecydowanie mniejsze, ale był on czwartą, po produktywności, otwartości handlowej i popycie zagranicznym, najważniejszą determinantą wzrostu polskiego eksportu przemysłu przetwórczego w badanym okresie. Relatywne jednostkowe koszty pracy były statystycznie istotne w wyjaśnianiu zmian wywozu w tylko 8 podsekcjach. W zdecydowanej większości podsekcji wzrost eksportu następował w warunkach wzrostu relatywnych kosztów pracy. Może to wynikać z ciągłej dużej luki między absolutnym poziomem jednostkowych kosztów pracy w Polsce i w Niemczech (kraj referencyjny). Umożliwia to wzrost polskiego wywozu nawet w warunkach silniejszego wzrostu jednostkowych kosztów pracy w Polsce porównaniu do ich wzrostu w Niemczech. Dodatnia zależność między wzrostem RULC i wzrostem eksportu była najsilniejsza w dwóch sektorach i to tych o znacznych udziałach w całkowitym eksporcie wyrobów przemysłowych, tj. podsekcji elektro-optycznej oraz w podsekcji „produkcja chemikaliów, wyrobów i włókien chemicznych”. W zaledwie trzech podsekcjach, tj. wytwarzania koksu, produktów rafinowanej ropy naftowej i paliw jądrowych, produkcji masy włóknistej, papieru i wyrobów z papieru oraz produkcji wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych, spadek relatywnych jednostkowych kosztów pracy sprzyjał generowaniu większego wywozu.

W opracowanym przez autorki modelu w podziale sektorowym w długim okresie aż w dziesięciu na 13 sektorów cztery lub więcej zmiennych objaśniających było istotnych statystycznie w wyjaśnieniu zmienności eksportu danego sektora, co należy uznać za rezultat satysfakcjonujący. Również wartości współczynników determinacji dla poszczególnych równań modelu, wahające się w przedziale od 0,96 do 0,99, wskazują na jego zadowalające dopasowanie.

PODSUMOWANIE

Wyniki oszacowania modelu dla całej sekcji przetwórstwa przemysłowego na podstawie zdezagregowanych danych pozwoliły potwierdzić istotny wpływ rosnącej produktywności pracy, otwartości handlowej oraz rosnącego popytu zagranicznego na wzrost eksportu w polskim przemyśle przetwórczym. W analizowanym okresie wzrost wartości wywozu wykazywał się znacznie mniejszą wrażliwością na wzrost relatywnych jednostkowych kosztów pracy oraz na spadek popytu krajowego.

Z uwagi na odmienny udział każdej z badanych podsekcji w eksporcie wyrobów przemysłu przetwórczego czy w generowaniu wartości dodanej oszacowaliśmy model, który umożliwił ocenę siły oddziaływania każdej zmiennej objaśniającej indywidualnie dla każdej podsekcji. Wyniki przeprowadzonej analizy wskazały na dość istotne różnice w roli poszczególnych zmiennych w wyjaśnianiu zmian eksportu w badanych podsekcjach. W polskim przetwórstwie przemysłowym wzrost wywozu był w przeważającej ilości podsekcji zdeterminowany przez trzy kluczowe czynniki, tj. wzrost produktywności pracy, popytu zagranicznego oraz otwartości handlowej. Również w większości podsekcji przemysłu przetwórczego popyt krajowy oraz relatywne jednostkowe koszty pracy były istotną statystycznie zmienną objaśniającą zmiany w eksporcie, jednakże ich siła oddziaływania była zdecydowanie mniejsza od wyżej wymienionych czynników.

Autorki mają jednak nadzieję, iż wyniki przeprowadzonych badań będą stanowić głos w dyskusji o instrumentach wspierania wzrostu eksportu poszczególnych podsekcji przemysłu przetwórczego. Przeprowadzona analiza wykazała bowiem, że w każdej podsekcji siła oddziaływania wybranych czynników jest inna, a przede wszystkim różny jest czynnik kluczowy decydujący o generowaniu wzrostu wywozu.

Wskazane byłoby dokonanie ponownego oszacowania modeli dla dłuższego szeregu czasowego, gdy dane będą dostępne. Proponujemy również wprowadzenie do modelu innego miernika innowacyjności sektora silnie skorelowanego z wielkością nakładów na B+R, np. ilości osób zatrudnionych z wyższym wykształceniem w danym sektorze. W przypadku pojawienia się dostępnych danych, o identycznym stopniu dezagregacji, można uwzględnić nowe zmienne objaśniające w modelu, takie jak wielkość napływu BIZ.

Z punktu widzenia zastosowanej metodyki 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. 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 między badanym zjawiskiem a wybranymi czynnikami determinującymi oraz rozmiar próby byłyby wskazaniem do użycia tej metody.

BIBLIOGRAFIA

- Anas T. (2011), *Long-run Determinants of Exports: a Co-integration Approach*, Artykuł przygotowany i prezentowany na Development Studies Forum – BAPPENAS, Jakarta.
- 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.
- 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”, Vol. 76(303), s. 501–518.
- Bernard A.B., Jensen J.B., Redding J., Schott P.K. (2007), *Firms in international trade*, “Journal of Economic Perspectives”, Vol. 21(3), s. 105–130.
- Breitung J. (2000), *The local power of some unit root tests for panel data*, w: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*, B. Baltagi (red.), Amsterdam, JAI, 15, s. 161–178.
- 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.
- Bustos P. (2011), *Trade liberalization, exports, and technology upgrading: evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms*, “American Economic Review”, Vol. 101(1), s. 304–340.
- Buxton T., Mayes D., Murfin A. (1991), *UK trade performance and R&D*, “Economics of Innovation and New Technology”, Vol. 1(3), s. 243–256.
- Cameron G., Proudman J., Redding S., (2005), *Technological convergence, R&D, trade and productivity growth*, “European Economic Review”, Vol. 49(3), s. 775–807.
- Cieślak A., Michałek J., Michałek A. (2012), *Determinanty działalności eksportowej polskich przedsiębiorstw*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7–8, s. 67–84.
- Deardorff A.V. (1984), *Testing trade theories and predicting trade flows*, w: *Handbook of International Economics*, R.W. Jones, P.B. Kenen (red.), Volume 1, North-Holland.
- Desgupta D., Hulu E., Gupta B. (2002), *The determinants of Indonesia’s no-oil exports, w: Deregulation and Development in Indonesia*, F. Igbal, E. William (red.), Praeger Publishing, Westport.
- Dixit A., Stiglitz J. (1977), *Monopolistic competition and optimum product diversity*, “American Economic Review”, Vol. 67(3), s. 297–308.
- Dollar D. (1986), *Technological innovation, capital mobility and the product cycle in North-South trade*, “The American Economic Review”, Vol. 76(1), s. 177–190.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), *Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing*, “Econometrica”, Vol. 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.
- Fagerberg J. (1996), *Technology and competitiveness*, “Oxford Review of Economic Policy”, Vol. 12(3), s. 39–51.
- Faini R. (1994), *Export supply, capacity and relative prices*, “Journal of Development Economics”, Vol. 45(1), s. 81–100.

- Goldberg I. (2008), *Globalization and technology absorption in Europe and Central Asia: The role of trade, FDI, and cross-border knowledge flows*, "The World Bank Working Paper", No. 150.
- Goldstein M., Khan M. (1985), *Income and price effects in foreign trade*, w: *Handbook of International Economics*, R.W. Jones, P.B. Kenen (red.), Volume II, Elsevier Science Publishing B.V.
- Gosińska E. (2009), *Analiza konitegracyjna z zaburzeniami struktury na przykładzie modelu handlu zagranicznego Polski*, „Bank i Kredyt”, t. 40, nr 6, s. 41–58.
- 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", Vol. 46(1), s. 102–135.
- Grossman G.M., Helpman E. (1989), *Product development and international trade*, "Journal of Political Economy", Vol. 97(6), s. 1261–1283.
- Grossman G.M., Helpman E. (1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press, Cambridge, USA and London, UK.
- GUS (2014), *Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 2013*, Warszawa.
- Hossain A.A. (2009), *Structural changes in the export demand function for Indonesia estimations, analysis and policy implications*, "Journal of Policy Modeling", Vol. 31(2), s. 260–271.
- Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. (2003), *Testing for unit roots in heterogeneous panels*, "Journal of Econometrics", Vol. 115(1), s. 53–74.
- Kaldor N. (1978), *The effect of devaluations on trade in manufactures*, w: *Further Essays on Applied Economics*, Duckworth, London.
- Kao C. (1999), *Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data*, "Journal of Econometrics", Vol. 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", Vol. 15, s. 179–222.
- Krugman P. (1979), *A model of innovation, technology transfer and the world distribution of income*, "Journal of Political Economy", Vol. 87(2), s. 253–266.
- Lanz R., Miroudot S., Nordås H.K. (2011), *Trade in tasks*, "OECD Trade Policy Working Papers", No. 117, OECD Publishing.
- Mark N., Ogaki M., Sul D. (2005), *Dynamic seemingly unrelated cointegrating regressions*, "Review of Economic Studies", Vol. 72 (3), s. 797–820.
- Melitz M., Ottaviano G. (2008), *Market size, trade, and productivity*, "Review of Economic Studies", Vol. 75(1), s. 295–316.
- Melitz M.J. (2003), *The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity*, "Econometrica", Vol. 71(6), s. 1695–1725.
- Ministerstwo Gospodarki (2013), *Strategia „Dynamiczna Polska 2020”* (<http://www.mg.gov.pl/files/upload/17492/Strategia.pdf>).
- Misztal P. (2010), *Główne determinanty bilansu handlowego w Polsce*, „Ekonomista”, nr 1, s. 59–75.
- Moon H.R. (1999), *A note on fully-modified estimation of seemingly unrelated regressions models with integrated regressors*, "Economic Letters", Vol. 65(1), s. 25–31.
- Moon H.R., Perron B. (2004), *Testing for a unit root in panels with dynamic factors*, "Journal of Econometrics", Vol. 122, s. 81–126.

- Mroczek W., Rubaszek M. (2003), *Determinanty polskiego handlu zagranicznego*, „Materiały i Studia”, nr 161, NBP, Warszawa.
- Örsal D.D.K. (2008), *Comparison of panel cointegration tests*, “Economics Bulletin”, Vol. 3(6), s. 1–20.
- Pedroni P. (1999), *Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors*, “Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, Vol. 61(4), s. 653–670.
- Pedroni P. (2001), *Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels*, w: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, B. Baltagi (red.) “Advances in Econometrics”, Vol. 15, Emerald Group Publishing Limited, s. 93–130.
- 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.
- Phillips C.B.P., Hyungsik R. Moon R.H. (1999), *Linear regression limit theory for non-stationary panel data*, “Econometrica”, Vol. 67, No. 5, s. 1057–1111.
- Porter M. (1990), *The Competitive Advantage of Nation*, Macmillan Press.
- Posner M.V. (1961), *International trade and technical change*, “Oxford Economic Paper”, Vol. 13, No. 3, s. 323–341.
- Research and Innovations Performance in Poland* (2013), (http://ec.europa.eu/research/innovation-union/pdf/state-of-the-union/2012/countries/poland_2013.pdf).
- Rivera-Batiz L.A., Romer P.M. (1991), *International trade with endogenous technological change*, “European Economic Review”, Vol. 35(4), s. 971–1001.
- Smyth D. J. (1968), *Stop – Go and United Kingdom Exports of Manufacturing*, “Oxford Bulletin of Economics and Statistics”, Vol. 30(1), s. 25–36.
- Shahzad S., Rehman M., Abbasi F., Zakaria M. (2014), *Relationship between Remittance, Export, Foreign Direct Investment and Growth: A Panel Cointegration and Causal Analysis in South Asia*, MPRA Paper (<https://mpra.ub.uni-muenchen.de/60290/>).
- STAN OECD Bilateral Trade Database. (<https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=BTDIXE>).
- Sun H., Hone P., Doucouliago H. (1999), *Economic openness and technical efficiency: A case study of Chinese manufacturing industries*, “Economics of Transition”, Vol. 7, No. 3, s. 615–636.
- Tarawalie A., Ahortor Ch., Umo M. (2014), *Real exchange rate volatility and export performance in the West African Monetary Zone*, w: *Regional Economic Integration in West Africa*, D. Seck (red.), Springer, s. 101–135.
- Thirlwall A. (1988), *Balance of Payment Theory and UK Experience*, Macmillan, London.
- Timmer M.P. (red.), (2012), *The world input-output database (WIOD): contents, sources and methods*, “WIOD Working Paper” No. 10 (<http://www.wiod.org/publications/papers/wiod10.pdf>).
- 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”, Vol. 39, Basle.

- Van Ark B., Stuiwenwold E., Ympa G. (2005), *Unit Labour Costs, Productivity and International Competitiveness*, Groningen Growth and Development Centre.
- Van den Berg H., Lewer J.J. (2007), *International Trade and Economic Growth*, M.E. Sharpe, New York.
- Vernon R. (1966), *International investment and international trade in the product cycle*, "The Quarterly Journal of Economics", Vol. 80(2), s. 190–207.
- Wagner J. (2008), *Export entry, export exit and productivity in German manufacturing industries*, "International Journal of the Economics of Business", Vol. 15(2), s. 169–180.
- Wagner M., Hlouskova J. (2010), *The performance of panel cointegration methods: Results from a large scale simulation study*, "Econometric Reviews", Vol. 29 (2), s. 182–223.
- Westerlund J. (2007), *Testing for error correction in panel data*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", Vol. 69(6), s. 709–748.
- Yeaple R. (2005), *A simple model of firm heterogeneity, international trade, and wages*, "Journal of International Economics", Vol. 65(1), s. 1–20.
- Young A. (1991), *Learning by doing and the dynamic effects of international trade*, "The Quarterly Journal of Economics", Vol. 106(2), s. 369–405.
- Ziółkowski K. (2013), *Determinanty rozwoju polskiego eksportu do Niemiec*, „*Ekonomista*”, nr 3, s. 427–435.

Załącznik 1. Klasyfikacja sektora przemysłu przetwórczego wg NACE 1.1

Symbol podsekcji	Podsekcje sektora przemysłu przetwórczego
DA	Produkcja artykułów spożywczych; napojów i wyrobów tytoniowych
DB	Produkcja tkanin i wyrobów włókienniczych
DC	Produkcja skór wyprawionych i wyrobów ze skór wyprawionych
DD	Produkcja drewna i wyrobów z drewna
DE	Produkcja masy włóknistej, papieru i wyrobów z papieru; działalność wydawnicza i poligraficzna
DF	Wytwarzanie koksu, produktów rafinowanej ropy naftowej i paliw jądrowych
DG	Produkcja chemikaliów, wyrobów chemicznych i włókien chemicznych
DH	Produkcja wyrobów gumowych i z tworzyw sztucznych
DI	Produkcja wyrobów z pozostałych surowców niemetalicznych
DJ	Produkcja metali i przetworzonych wyrobów z metali
DK	Produkcja maszyn i urządzeń, gdzie indziej niesklasyfikowana
DL	Produkcja urządzeń elektrycznych i optycznych
DM	Produkcja sprzętu transportowego
DN	Produkcja, gdzie indziej niesklasyfikowana

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

STRESZCZENIE

Głównym celem artykułu było określenie determinant eksportu polskiego przemysłu przetwórczego na podstawie danych pochodzących z 13 podsekcji przetwórstwa przemysłowego wyodrębnionych zgodnie z NACE 1.1. Analiza z wykorzystaniem modelu ECM objęła lata 1995–2011 i została przeprowadzona dwutorowo – dla całej sekcji przemysłu przetwórczego oraz dla poszczególnych jego podsekcji. Autorki zbadaly, jak popyt zagraniczny, popyt krajowy, relatywne jednostkowe koszty pracy, otwartość handlowa, nasycenie innowacjami oraz produktywność pracy wpływają na zmiany eksportu przemysłu przetwórczego. Wyniki oszacowań dla całej sekcji przetwórstwa przemysłowego potwierdziły istotny, pozytywny wpływ popytu zagranicznego, produktywności pracy oraz otwartości handlowej na zmiany wartości eksportu. W analizowanym okresie wzrost wartości wywozu wykazywał się znacznie mniejszą wrażliwością na wzrost relatywnych jednostkowych kosztów pracy oraz na spadek popytu krajowego. Wyniki badań wskazały także na silniejsze oddziaływanie badanych czynników w długim okresie w stosunku do okresu krótkiego oraz na dobrą zdolność gospodarki polskiej do korygowania odchyłeń od równowagi. Z analizy przeprowadzonej na poziomie poszczególnych podsekcji przemysłu przetwórczego wynika, iż wzrost eksportu jest w przeważającej liczbie tych podsekcji determinowany przez trzy kluczowe czynniki, tj. wzrost produktywności pracy, popytu zagranicznego i otwartości handlowej. Na zwiększenie wywozu wyrobów przemysłu przetwórczego oddziaływał, choć znacznie słabiej, w większości podsekcji spadający popyt krajowy oraz rosnące relatywne koszty pracy.

Słowa kluczowe: eksport, przetwórstwo przemysłowe, model korekty błędem.

DETERMINANTS OF POLISH MANUFACTURING SECTOR
EXPORTS GROWTH: ESTIMATION USING ERROR
CORRECTION MODEL

ABSTRACT

The aim of the paper is to identify determinants of the exports of Polish manufacturing sector, which was divided into 13 subsectors according to NACE 1.1. The analysis uses panel ECM estimation and covers the period 1995 – 2011. The study is carried out both for manufacturing sector and individual subsectors. Authors examine how domestic demand, foreign demand, relative unit labour costs, openness of subsectors, R&D expenditures, and labour productivity affect the exports. The results confirm the positive and significant influence of foreign demand, labour productivity, and trade openness on exports. The analysis also shows that the growth of exports can be promoted both by the growth of unit

labour costs and decrease of domestic demand. The influence of above-mentioned factors is stronger in the long-run than in the short-run. Moreover, the economy is found to be able to adjust to the equilibrium after a shock. The results for individual sectors show that the exports growth is determined by three key indicators: labour productivity, foreign demand and trade openness. Falling domestic demand and rising relative labour costs also affect, though to a much lesser extent, the increase of manufacturing exports in the majority of subsections.

Keywords: exports, manufacturing, error correction model.

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