

Wpływ orientacji eksportowej na produkcję przemysłową w Polsce: efekty zewnętrzne czy różnice w produktywności?

Andrzej Cieślik

Katedra Makroekonomii i Teorii Handlu Zagranicznego Wydziału Nauk Ekonomicznych UW

Wprowadzenie

Rola eksportu w procesie rozwoju gospodarczego od wielu lat stanowi przedmiot intensywnych badań ekonomicznych. Współczesna literatura empiryczna poświęcona problematyce handlu międzynarodowego potwierdza występowanie związku pomiędzy eksportem a wynikami działalności przedsiębiorstw. Z badań przeprowadzonych na poziomie indywidualnych firm jednoznacznie wynika istnienie znaczących różnic pomiędzy firmami produkującymi na potrzeby rynku światowego a firmami zorientowanymi na obsługę rynku krajowego.

Eksporterzy charakteryzują się, między innymi, wyższymi wskaźnikami rentowności, wyższą produktywnością, nowocześniejszą technologią oraz wyższym poziomem oferowanych wynagrodzeń¹. Jednak ustalenie kierunku przyczynowości pomiędzy eksportem a wynikami działalności w dalszym ciągu jest przedmiotem debaty wśród ekonomistów. Nie jest do końca jasne, czy to właśnie eksport przyczynia się do poprawy wyników działalności, czy też może wysoka produktywność umożliwia najlepszym firmom wejście na światowe rynki.

Badania empiryczne z końca lat dziewięćdziesiątych nie stwierdzają wzrostu produktywności po rozpoczęciu działalności eksportowej, przez co zdają się kwestionować zasadność polityki wspierania eksportu². Niemniej w literaturze przedmiotu odnotowano, że eksport powoduje wzrost produkcji i zatrudnienia w firmach, które weszły na światowe rynki. Obecnie główną korzyść związaną z eksportem upatruje się więc w realokacji zasobów z działalności mniej do bardziej produktywniej, a nie we wzroście produktywności będącym wynikiem rozpoczęcia działalności na rynkach światowych³.

Tymczasem innym, ważnym zagadnieniem związanym ze skutkami eksportowej działalności firm, któremu literatura przedmiotu nie poświęca dostatecznej uwagi, jest wpływ efektów zewnętrznych, generowanych przez sektor eksportowy, na działalność firm produkujących na potrzeby rynku krajowego. Zagadnienie to jest naturalnym rozszerzeniem debaty na temat tego, w jaki sposób eksport przyczynia się do wzrostu gospodarczego. Wspieranie produkcji eksportowej może być

¹ Zob. między innymi Bernard i Jensen [2000], Clerides, Lach i Tybout [1998], Bernard i Wagner [1997] oraz Aw i Hwang [1995].

² Zob. przykładowo, Bernard i Jensen [1999].

³ Przegląd korzyści związanych z eksportem można znaleźć, między innymi, w pracy Richardsona i Rindala [1995].

bowiem uzasadnione, jeżeli towarzyszą jej pozytywne efekty zewnętrzne przenoszone na resztę gospodarki.

Celem niniejszej pracy jest empiryczna analiza związku między eksportem a produkcją oraz próba oceny znaczenia różnic w produktywności firm oraz efektów zewnętrznych dla wzrostu produkcji przemysłowej w Polsce w latach dziewięćdziesiątych. Dotychczas, często z konieczności wynikającej z braku danych, literatura ekonomiczna poświęcona powyższemu zagadnieniu w krajach będących w trakcie transformacji systemowej często pozostawała opisowa. Niniejszy artykuł stanowi próbę częściowego wypełnienia tej luki.

Struktura niniejszego artykułu jest następująca. Najpierw omawiane są ramy teoretyczne, które stanowią punkt odniesienia dla analizy empirycznej przedstawionej w dalszej części pracy. Następnie opisujemy dane wykorzystane w badaniu, po czym przechodzimy do omówienia technik estymacji oraz interpretacji uzyskanych wyników empirycznych. Artykuł zamyka część poświęcona uwagom końcowym i potencjalnie owocnym kierunkom przyszłych badań oraz możliwościom zastosowania uzyskanych wyników w polityce gospodarczej.

Ramy analityczne

W celu przeanalizowania związku pomiędzy eksportem a wzrostem produkcji posłużymy się prostym modelem teoretycznym, w którym wyróżnimy dwa rodzaje firm: firmy o orientacji międzynarodowej, charakteryzujące się wysoką produktywnością, oraz firmy zorientowane na obsługę rynku krajowego, których produktywność jest niższa⁴. Oprócz różnic produktywności w firmach, zakładamy również możliwość wystąpienia efektów zewnętrznych, które mogą się przenosić z firm o orientacji eksportowej na firmy o orientacji krajowej⁵. Efekty zewnętrzne możemy uwzględnić przez włączenie wielkości produkcji firm nastawionych na eksport jako jednego z argumentów funkcji produkcji firm o orientacji krajowej.

Funkcje produkcji firm zorientowanych na obsługę rynku lokalnego oraz firm o orientacji eksportowej możemy zapisać jako⁶:

$$N = f(K_N, L_N, X), \text{ przy czym } f_i > 0, \text{ dla } i = K_N, L_N, X, \quad (1)$$

$$X = g(K_X, L_X), \text{ przy czym } g_i > 0, \text{ dla } i = K_X, L_X, \quad (2)$$

gdzie: N , X to odpowiednio wielkości produkcji firm o orientacji krajowej i firm o orientacji eksportowej, K_N , K_X to odpowiednio nakłady kapitału w firmach o orientacji krajowej i w firmach o orientacji eksportowej, L_N , L_X to odpowiednio

⁴ Omówione poniżej ramy teoretyczne nawiązują do pionierskiej pracy Federa [1983] oraz szeregu późniejszych modyfikacji wykorzystanych, między innymi, w pracach Rama [1985] oraz Greenawaya i Sapsforda [1994].

⁵ Istnienie efektów zewnętrznych jest dobrze udokumentowane w literaturze ekonomicznej. Do nich zaliczyć można dyfuzję wiedzy pomiędzy przedsiębiorstwami powodowaną, między innymi, przepływem pracowników, przepływem dóbr pośrednich i komponentów czy efektami demonstracji co do wyboru technologii oraz praktyk w dziedzinie zarządzania i marketingu. Dla Polski występowanie efektów zewnętrznych, chociaż w nieco innym kontekście, badane jest w pracach Bediego i Cieřlika [1999, 2000].

⁶ Korzystamy z funkcji produkcji zapisanych w postaci ogólnej. Przykładowe specyfikacje funkcji produkcji można znaleźć w pracy Levina i Rauta [1997].

nakłady pracy w firmach o orientacji krajowej i firmach o orientacji eksportowej, f_K, f_L, g_K, g_L , to krańcowe produkty czynników wykorzystywanych odpowiednio w firmach o orientacji krajowej i firmach o orientacji eksportowej, f_X to krańcowy efekt zewnętrzny wpływający na wielkość produkcji firm obsługujących rynek krajowy, generowany przez firmy o orientacji eksportowej.

Dla uproszczenia przyjmujemy, że zarówno w przypadku pracy, jak i kapitału mamy do czynienia z taką samą różnicą w produktywności między firmami działającymi w sektorze eksportowym a firmami zorientowanymi na obsługę rynku krajowego⁷. Stosunek krańcowych produktywności czynników w firmach możemy zapisać jako $g_i/f_i = 1 + \delta$, dla $i = K, L$; gdzie $1 + \delta$, to różnica w produktywności sektorów, przy czym $\delta \geq 0$.

Całkowitą wielkość produkcji można zdefiniować jako sumę wielkości produkcji firm o orientacji krajowej i firm o orientacji eksportowej, czyli:

$$Y = N + X. \quad (3)$$

Ze względów ekonometrycznych, omówionych w dalszej części pracy, zależność między eksportem a produkcją pragniemy wyrazić w kategoriach stóp wzrostu. Zależność ta będzie stanowiła podstawę szacowanego równania regresji. Zróżniczkowanie tożsamości (3) względem czasu pozwala na wyrażenie zmiany w czasie wielkości całkowitej produkcji jako sumy zmian produkcji przeznaczonych na eksport i produkcji przeznaczonych na rynek krajowy:

$$\dot{Y} = dY/dt = \dot{N} + \dot{X}, \quad (3a)$$

przy czym $\dot{N} = dN/dt = f_K \dot{K}_N + f_L \dot{L}_N + f_X \dot{X}$ oraz $\dot{X} = dX/dt = g_K \dot{K}_X + g_L \dot{L}_X$, gdzie: \dot{N}, \dot{X} to zmiany w czasie wielkości produkcji przeznaczonych odpowiednio na rynek krajowy i eksport; \dot{K}_N, \dot{K}_X to zmiany w czasie wielkości nakładów kapitału odpowiednio dla firm zorientowanych na obsługę rynku krajowego oraz firm o orientacji eksportowej; \dot{L}_N, \dot{L}_X to zmiany w czasie wielkości nakładów siły roboczej.

Wiedząc, że $g_i/f_i = 1 + \delta$, zmianę w czasie wielkości całkowitej produkcji możemy zapisać jako:

$$\dot{Y} = f_K(\dot{K}_N + \dot{K}_X) + f_L(\dot{L}_N + \dot{L}_X) + f_X \dot{X} + \delta(f_K \dot{K}_X + f_L \dot{L}_X), \quad (3b)$$

ale ponieważ wiemy, że: $(f_K \dot{K}_X + f_L \dot{L}_X) = (g_K \dot{K}_X + g_L \dot{L}_X)/(1 + \delta) = \dot{X}/(1 + \delta)$, wyrażenie (3b) możemy przekształcić do następującej postaci:

$$\dot{Y} = f_K \dot{K} + f_L \dot{L} + (f_X + \delta/(1 + \delta)) \dot{X}. \quad (3c)$$

Po podzieleniu powyższego równania przez Y uzyskujemy pożądaną zależność pomiędzy stopą wzrostu całkowitej produkcji a stopą wzrostu produkcji przeznaczonych na eksport oraz stopami wzrostu nakładów czynników, czyli:

⁷ Z powodu braku danych dotyczących produktywności poszczególnych czynników produkcji w firmach zorientowanych na obsługę rynku krajowego i firmach o orientacji eksportowej w niniejszej pracy przyjmujemy za Federem [1983] oraz Esfahanim [1991] powyższe założenie upraszczające.

$$\dot{Y}/Y = (f_K K/Y)(\dot{K}/K) + (f_L L/Y)(\dot{L}/L) + [f_X \delta/(1 + \delta)](X/Y)(\dot{X}/X). \quad (4)$$

Równanie (4) można sprowadzić do estymowalnej postaci, nadając każdemu z przemysłów indeks i , a każdemu z lat indeks t . W rezultacie otrzymujemy następującą empiryczną specyfikację szacowanego równania regresji:

$$(\dot{Y}/Y)_{it} = \alpha_1(\dot{K}/K)_{it} + \alpha_2(\dot{L}/L)_{it} + \alpha_3(X/Y)(\dot{X}/X)_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

gdzie: $\alpha_1 = f_K K/Y$, $\alpha_2 = f_L L/Y$, $\alpha_3 = f_X + \delta/(1 + \delta)$, ν_i — efekt indywidualny dla i -tego przemysłu, ε_{it} — składnik losowy⁸.

Powyższe równanie stanowić będzie punkt wyjścia do badań empirycznych, których wyniki przedstawione są w dalszej części pracy⁹. Parametry α_1 i α_2 to odpowiednio udziały kapitału i pracy w tworzeniu produkcji, wyrażone w kategoriach realnych wynagrodzeń czynników w sektorze zorientowanym na obsługę rynku krajowego¹⁰. Parametr towarzyszący zmianie wielkości produkcji eksportowej, α_3 , to miara korzyści będących wynikiem przeniesienia zasobów z produkcji przeznaczonej na rynek krajowy do bardziej efektywnej produkcji przeznaczonej na eksport¹¹. Parametr ν_i opisuje wpływ czynników indywidualnych na stopę zmiany całkowitej produkcji w przemyśle, między innymi, tempa postępu technologicznego, mogącego różnić się dla poszczególnych przemysłów¹².

Hipoteza mówiąca, że krańcowe produktywności czynników w sektorze eksportowym są wyższe oraz że eksport generuje pozytywne efekty zewnętrzne, sugeruje, że parametr α_3 powinien być dodatni i statystycznie różny od zera. Jeżeli rzeczywiście tak jest, naszą analizę możemy wzbogacić, badając, który z powyż-

⁸ Jeżeli nie występują różnice w produktywności firm o orientacji eksportowej i firm o orientacji krajowej ($\delta = 0$) oraz nie ma efektów zewnętrznych generowanych przez sektor eksportowy ($f_X = 0$) to powyższe równanie redukuje się do standardowego wyrażenia opisującego neoklasyczny model wzrostu gospodarczego, w którym tempo wzrostu całkowitej produkcji jest uzależnione jedynie od tempa zmian wielkości nakładów czynników.

⁹ Podobne równania były przez wiele lat używane jako narzędzie empirycznej analizy związku między eksportem a wzrostem gospodarczym. Rezultatem tego był szereg artykułów, których przegląd został dokonany, między innymi, przez Edwardsa [1993], Greenawaya i Sapsforda [1994], a ostatnio także przez Frankela i Romera [1999]. Do najbardziej znanych należą prace Balassy [1978], Federa [1983], a także Greenawaya i Sapsforda [1994]. Powyższe równanie przypomina oryginalne równanie Federa, z tym, że w obecnym przypadku jedną ze zmiennych kontrolnych jest stopa wzrostu nakładów kapitału, a nie stosunek inwestycji do wielkości produkcji, tak jak w pionierskiej pracy Federa [1983]. Obecna postać wydaje się być bardziej poprawna pod względem metodologicznym, ponieważ w bezpośredni sposób nawiązuje do funkcji produkcji uzależniającej zmianę wielkości produkcji od zmian nakładów czynników.

¹⁰ Jeżeli pomiędzy firmami rzeczywiście występują różnice w produktywności, to szacunki parametrów α_1 , α_2 , reprezentujące udziały kapitału i pracy w tworzeniu produkcji, wyrażone w kategoriach realnych wynagrodzeń czynników w firmach o orientacji krajowej, będą niższe niż udziały wyrażone w kategoriach średnich wynagrodzeń czynników dla całości produkcyjnej działalności przemysłowej.

¹¹ Interpretacja ta nawiązuje do pracy Balassy [1978]. Dokładna interpretacja tego parametru to miara różnicy pomiędzy krańcowym wkładem czynników w obydwu sektorach do całkowitej produkcji w stosunku do krańcowych wkładów tych czynników do produkcji sektora o orientacji eksportowej.

¹² Dokładniejsze omówienie interpretacji składników indywidualnych dla poszczególnych grup przemysłowej działalności produkcyjnej przedstawione jest w dalszej części pracy przy opisie uzyskanych wyników empirycznych.

szych czynników w większym stopniu przyczynia się do wzrostu produkcji. W tym celu niezbędne jest dokonanie bardziej szczegółowej specyfikacji funkcji produkcji firm nastawionych na produkcję krajową.

Przy założeniu, że wpływ produkcji eksportowej charakteryzuje się stałą elastycznością, funkcję produkcji firm o orientacji krajowej możemy zapisać jako:

$$N = X^\theta \psi(K_N, L_N), \text{ przy czym } \theta > 0. \quad (6)$$

Z powyższego założenia wynika, że krańcowy efekt zewnętrzny to $f_X + \theta(N/X)$. To z kolei pozwala na przekształcenie równania (5) do postaci umożliwiającej dokonanie dekompozycji pozytywnego wpływu eksportu na dwie składowe: 1) korzyści związanej z wpływem efektów zewnętrznych generowanych przez produkcję eksportową na produkcję krajową, równej $\theta(N/Y)(\dot{X}/X)$, oraz 2) korzyści związanej z innymi czynnikami, leżącymi u podstaw wyższej produktywności czynników w firmach o orientacji eksportowej, równej $[\delta/(1 + \delta)](X/Y)(\dot{X}/X)$ ¹³. Szacowane równanie regresji przybiera wtedy następującą postać:

$$(\dot{Y}/Y)_{it} = \beta_1(\dot{K}/K)_{it} + \beta_2(\dot{L}/L)_{it} + \beta_3[(X/Y)(\dot{X}/X)]_{it} + \beta_4(\dot{X}/X)_{it} + v_i + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

gdzie: $\beta_1 = f_K K/Y$, $\beta_2 = f_L L/Y$, $\beta_3 = \delta/(1 + \delta) - \theta$, $\beta_4 = \theta$, v_i — efekt indywidualny, ε_{it} — składnik losowy¹⁴.

Często podkreślanym problemem w literaturze przedmiotu jest fakt, że eksport stanowi część wytworzonej produkcji, co powoduje skorelowanie tych dwóch wielkości. To sprawia, że wiarygodność wyników w odniesieniu do wpływu eksportu na wzrost całkowitej produkcji uzyskanych na podstawie równań (5) i (7) może zostać zakwestionowana¹⁵. Nie ma jednak zgody co do tego, w jaki sposób powyższy problem należy rozwiązać¹⁶. Jednym z możliwych sposobów uniknięcia tego problemu jest usunięcie elementu eksportowego ze zmiennej opisującej stopę wzrostu produkcji całkowitej, a następnie oszacowanie równania regresji, w którym zmienną zależną jest stopa wzrostu produkcji pomniejszonej o eksport

¹³ Patrz wyprowadzenie w Załączniku.

¹⁴ Możemy zauważyć, że jeżeli pomiędzy firmami o orientacji eksportowej a firmami o orientacji krajowej nie występują istotne różnice w produktywności, to wtedy $\delta/(1 + \delta) = 0$ i powyższe równanie upraszcza się do postaci $(\dot{Y}/Y)_{it} = \beta_1(\dot{K}/K)_{it} + \beta_2(\dot{L}/L)_{it} + \beta_3(\dot{X}/X)_{it} + v_i + \varepsilon_{it}$. Podobne równania, w których eksport występuje jako dodatkowy czynnik produkcji, używane były przez wielu autorów poszukujących związku pomiędzy eksportem a wzrostem gospodarczym, których prace powstały w latach sześćdziesiątych i siedemdziesiątych. Prace te nie odwoływały się jednak do teorii i nie były w stanie dokonać identyfikacji kanałów, za których pomocą eksport wpływa na produkcję krajową, stając się przedmiotem krytyki.

¹⁵ Przykładowo, Edwards [1993] przedstawia przegląd krytyki dotyczącej powyższego podejścia.

¹⁶ Część autorów po prostu ignoruje fakt istnienia tego problemu. Inni natomiast starają się pozbyć elementu eksportowego ze zmiennej zależnej i szacują wpływ eksportu na produkcję przeznaczoną na rynek krajowy. Teoretycznie problem można rozwiązać korzystając z estymacji przy użyciu zmiennych instrumentalnych. Zastosowanie tego podejścia w praktyce napotyka jednak trudności związane ze znalezieniem wiarygodnych instrumentów. W niniejszej pracy przyjmujemy podejście oparte na rozwiązaniu wykorzystanym, między innymi, przez Greenawaya i Sapsforda [1994], które polega na zbadaniu związku pomiędzy stopą wzrostu produkcji krajowej a stopą wzrostu produkcji eksportowej.

przy tym samym zbiorze zmiennych objařniających co w równaniu (7). W takiej sytuacji zmodyfikowane równanie regresji przybiera następującą postać¹⁷:

$$\left[\frac{\dot{N}}{N} \frac{N}{Y} \right]_{it} = \gamma_1 \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)_{it} + \gamma_2 \left(\frac{\dot{L}}{L} \right)_{it} + \gamma_3 \left[\frac{X}{Y} \frac{\dot{X}}{X} \right]_{it} + \gamma_4 \left(\frac{\dot{X}}{X} \right)_{it} + \nu_i + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

gdzie: $\gamma_1 = f_K K/Y$, $\gamma_2 = f_L L/Y$, $\gamma_3 = -[1/(1 + \delta) + \theta]$, $\gamma_4 = \theta$, ν_i — efekt indywidualny, ε_{it} — składnik losowy.

Oszacowania parametrów towarzyszących zmiennym objařniającym w równaniach (5), (7) oraz (8) uzyskane na podstawie danych dla polskiego przemysłu przedstawione zostały w następnjej części pracy. Zanim jednak przejdziemy do interpretacji uzyskanych wyników empirycznych najpierw omówimy dane wykorzystane w badaniu.

Dane

Niniejsze badanie opiera się na danych rocznych dotyczących polskiej przemysłowej działalności produkcyjnej w latach 1992–1997. Dane te w większości pochodzą z niepublikowanych formularzy sprawozdań finansowych (F-02), udostępnianych przez Główny Urząd Statystyczny w Warszawie w drodze indywidualnych zamówień. Oprócz danych czysto finansowych formularze te zawierają szczegółowe informacje dotyczące także innych aspektów działalności przedsiębiorstw, takich jak sprzedaż wyrobów w kraju i za granicą czy liczba pracujących w firmie. Chociaż dane te zbierane są na poziomie poszczególnych przedsiębiorstw, polskie przepisy skutecznie uniemożliwiają wykorzystanie danych jednostkowych do badań naukowych¹⁸.

Używaną przez nas jednostką analizy jest 3-cyfrowa grupa sekcji D klasyfikacji EKD¹⁹. Dla każdego roku dysponujemy danymi dla 100 grup, co daje w sumie 500 obserwacji, ponieważ nasze zmienne wyrażone są w stopach wzrostu²⁰. Zmienną zależną w równaniach (5) i (7) jest stopa wzrostu całkowitej produkcji przemysłowej, która mierzona jest jako suma przychodów ze sprzedaży wyrobów na kraj i na eksport. Dane dotyczące wartości sprzedanej produkcji przemysłowej pochodzą z rachunku wyników (dział 2) i obejmują pozycje 30 (sprzedaż wyrobów na kraj)

¹⁷ Patrz wyprowadzenie w Załączniku.

¹⁸ Zdaniem prezesa Głównego Urzędu Statystycznego w Warszawie *Nasza stanowczość w sprawach bezwzględnej ochrony danych jednostkowych nie zawsze spotyka się ze zrozumieniem pracowników nauki. W tej sprawie niezbędne są dalsze wysiłki, aby znaleźć właściwe rozwiązanie możliwe do przyjęcia dla obu stron* [Toczyński, 2000]. Jednak pomimo wielokrotnie podejmowanych prób uzyskania tego typu danych do celów niniejszego badania GUS nie był skłonny udostępnić nawet informacji niemających charakteru finansowego, zasłaniając się przepisami o tajemnicy statystycznej i ochronie danych. Z powyższych względów niniejsze badanie z konieczności bazuje na danych zagregowanych do możliwie najniższego dostępnego poziomu agregacji. W takich warunkach podział na firmy o orientacji eksportowej i firmy o orientacji krajowej staje się abstrakcją. Można jednak argumentować, że otrzymane wyniki są wiarygodne, jeżeli stopa wzrostu eksportu w przemyśle stanowi dobre przybliżenie zmian wielkości produkcji firm o orientacji eksportowej.

¹⁹ Do sekcji D należą grupy 151–372. W niniejszej pracy dysponujemy danymi dla wszystkich grup z wyjątkiem 296 (broń i amunicja) oraz 335 (zegary i zegarki), dla których dane nie były dostępne.

²⁰ Poziom agregacji danych może znacząco wpłynąć na uzyskane wyniki empiryczne. Poprzednie badanie autora [Cieřlik, 1997] oparte na bardziej zagregowanych danych nie potwierdziło występowania związku pomiędzy eksportem a produkcją innego niż prosta korelacja, wynikająca z faktu, że eksport jest częścią wytworzonej produkcji.

i 31 (sprzedaż wyrobów na eksport) w formularzach z lat 1992–1994 oraz odpowiednio pozycje 45 i 46 w formularzach z lat 1995–1997²¹. Zmienną zależną w równaniu (8) jest stopa wzrostu produkcji przeznaczony na rynek krajowy pomnożony przez udział tej produkcji w całości produkcji. Podobnie jak poprzednio, produkcja na rynek krajowy mierzona jest jako przychody ze sprzedaży wyrobów na kraj.

Głównymi zmiennymi objaśniającymi w niniejszym badaniu są stopa wzrostu produkcji eksportowej oraz stopa wzrostu produkcji eksportowej pomnożona przez udział eksportu w całości produkcji. Produkcja eksportowa mierzona jest jako przychody ze sprzedaży wyrobów na eksport. Natomiast zmienne kontrolne to stopy wzrostu nakładów kapitału oraz nakładów pracy. Nakłady kapitału mierzone są jako rzeczowy majątek trwały, pochodzą z bilansu (dział 1) i obejmują pozycję 04 w formularzach z lat 1992–1994 oraz pozycję 08 w formularzach z lat 1995–1997²². Nakłady pracy mierzone są jako liczba osób pracujących i pochodzą z danych uzupełniających do rachunku wyników, pozycja 55 w formularzach z lat 1992–1994. W latach późniejszych Główny Urząd Statystyczny zrezygnował z zamieszczania danych o liczbie pracujących w formularzu finansowym, w związku z czym dane dla lat 1995–1997 pochodzą z formularzy dotyczących zatrudnienia.

Wyniki empiryczne

Korzystając z wcześniej wyprowadzonych zależności funkcyjnych, w tej części artykułu zbadamy istnienie związku pomiędzy stopą wzrostu eksportu a stopą wzrostu produkcji przemysłowej oraz dokonamy dekompozycji źródeł jej wzrostu. Do empirycznej weryfikacji wniosków wyprowadzonych z modelu teoretycznego posłużymy się technikami estymacji wykorzystującymi dane panelowe²³. Przed przystąpieniem do interpretacji uzyskanych wyników należy omówić kilka kwestii natury ekonometrycznej. Oprócz problemu związanego z możliwością jednoczesnego określania produkcji i eksportu, poruszanego wcześniej, na szczególną uwagę zasługuje problem pominiętych zmiennych oraz problem potencjalnego błędu pomiaru²⁴.

Stosując ramy analityczne, opierające się na funkcji produkcji, należy mieć świadomość, że w praktyce poziom produkcji może być związany także z innymi czynnikami niż tylko z pracą, kapitałem czy eksportem. Możemy mieć do czynienia ze zmiennymi związanymi z nową teorią wzrostu, między innymi kapitałem ludz-

²¹ W celu zapewnienia międzyokresowej porównywalności danych, niezbędnej do właściwego obliczenia stóp wzrostu, kategorie te zostały zdeflowane za pomocą wskaźnika cen produkcji sprzedanej przemysłu, co umożliwiło ich wyrażenie w cenach stałych z roku 1997. Dane dotyczące zachowania indeksu cen zostały uzyskane z *Rocznika Statystycznego Rzeczypospolitej Polskiej 1997*.

²² Wartość rzeczowego majątku trwałego również została zdeflowana za pomocą wskaźnika cen produkcji sprzedanej przemysłu w celu zapewnienia międzyokresowej porównywalności danych.

²³ W przypadku Polski do weryfikacji modelu nie jest możliwe wykorzystanie technik analizy szeregów czasowych. Dane dla przemysłowej działalności produkcyjnej sklasyfikowane według EKD dostępne są dopiero od roku 1992. Możliwe jest natomiast zastosowanie technik panelowych. Termin dane panelowe odnosi się do danych, w których jednostki obserwacji charakteryzują się zmiennością nie w jednym, ale w dwóch wymiarach. Oznacza to, że próba może składać się z obserwacji dokonanych w paru momentach czasu dla różnych sektorów, przy czym liczba sektorów musi być większa niż liczba okresów.

²⁴ Problem endogeniczności może dotyczyć także pozostałych zmiennych objaśniających.

kim, musimy także uwzględnić postęp technologiczny²⁵. W niniejszej pracy z uwagi na niedostępność danych przyjmujemy założenie o jednorodności pracowników²⁶. Jeżeli jednak poszczególne grupy różnią się między sobą pod względem nakładów kapitału ludzkiego, to różnice te do pewnego stopnia możemy uwzględnić pod postacią indywidualnych efektów odpowiadających tym grupom. Efekty te jesteśmy w stanie oszacować za pomocą technik panelowych. W podobny sposób możemy też rozwiązać kwestię modelowania postępu technologicznego.

W literaturze ekonometrycznej, dotyczącej estymacji funkcji produkcji, postęp technologiczny traktuje się zwykle jako trend w czasie. Chociaż w naszym badaniu postęp technologiczny nie występuje w sposób bezpośredni, nie oznacza to, że jest on zmienną pominiętą. Szacowane przez nas równania wyrażone są w kategoriach stóp wzrostu, więc włączenie do nich stałych jest tożsame z uwzględnieniem trendu. Ponadto, w odróżnieniu od wcześniejszych badań opartych na danych przekrojowych, wykorzystanie technik panelowych pozwala na rozluźnienie założenia o równości tempa postępu technologicznego w poszczególnych grupach. W takiej sytuacji postęp technologiczny może być modelowany jako część efektów indywidualnych. Podejście oparte na danych panelowych pozwala zatem na przy najmniej częściowe rozwiązanie problemu pominiętych zmiennych objaśniających.

Oprócz problemu związanego z problemem pominiętych zmiennych objaśniających należy pamiętać o możliwości wystąpienia błędu pomiaru wielkości używanych przez nas jako zmienne objaśniające. Na szczególną uwagę zasługuje kwestia pomiaru nakładów kapitału. Chociaż, w odróżnieniu od wcześniejszych badań, nie korzystamy z przybliżenia tej wielkości za pomocą stosunku inwestycji do produkcji, dane dotyczące wartości środków trwałych podawane w formularzach sprawozdań finansowych nie do końca mogą dobrze odzwierciedlać zmiany nakładów kapitału. W związku z tym uzyskane wartości parametrów modelu należy traktować z pewną dozą ostrożności.

Wyniki estymacji równań (5), (7) i (8) zamieszczone zostały w tabeli 1.

Każde z wyżej wymienionych równań oszacowane zostało za pomocą trzech różnych metod estymacji. Pierwsza z nich zakłada, że efekty indywidualne są z góry ustalone, niezmiennie w czasie oraz takie same dla wszystkich grup przemysłowych. Przy takich założeniach równania regresji można oszacować za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów. Tego typu podejście było charakterystyczne dla większości badań empirycznych dostępnych w literaturze przedmiotu. Druga z metod uchyla założenie o równości wyrazów wolnych w różnych grupach. Estymacji tego typu regresji dokonuje się również za pomocą metody najmniejszych kwadratów, ale przy wykorzystaniu zmiennych wskaźnikowych dla każdej grupy. W powyższych procedurach efekty indywidualne traktowane są jako

²⁵ Przykładowo, Lucas [1988] czy Azariadis i Drazen [1990] stworzyli modele teoretyczne, w których wzrost produkcji powodowany jest inwestycjami w kapitał ludzki.

²⁶ Wiemy, że pracownicy nie są jednorodni, a każdy z nich może dostarczać innej ilości kapitału ludzkiego w zależności od posiadanych kwalifikacji [Bedi i Cieřlik, 1999]. Niestety, w obecnym badaniu nie jesteśmy w stanie określić zmian kwalifikacji pracowników na podstawie danych, którymi dysponujemy. Przykładowo, Levin i Raut [1997], którzy korzystają z danych zagregowanych na poziomie krajów, włączają do szacowanych przez siebie regresji miary kapitału ludzkiego i uzyskują ich statystyczną istotność.

z góry ustalone, chociaż w rzeczywistości mogą być zmienne. Trzecia z zastosowanych metod uchyla to założenie, przyjmując, że efekty indywidualne dla poszczególnych grup mogą być generowane za pomocą procesu losowego. W takim przypadku równanie regresji jest szacowane za pomocą uogólnionej metody najmniejszych kwadratów²⁷.

Tabela 1.

Wyniki empiryczne dla Polski dla lat 1992–1997 (odchylenia standardowe)

zmienna	(\dot{K}/K)	(\dot{L}/L)	$(\dot{X}/X)(X/Y)$	(\dot{X}/X)	stała	R^2 dostosowane
równanie (5)	α_1	α_2	α_3	—		
efekty stałe jednakowe	0,097 (0,029)	0,213 (0,081)	0,952 (0,069)	—	8,786 (1,176)	0,624
efekty stałe różne	0,091 (0,032)	0,112 (0,097)	1,029 (0,085)	—	8,803 (1,216)	0,623
efekty losowe	0,097 (0,029)	0,213 (0,081)	0,952 (0,069)	—	8,786 (1,176)	0,626
równanie (7)	β_1	β_2	β_3	β_4		
efekty stałe jednakowe	0,072 (0,029)	0,161 (0,081)	0,666 (0,102)	0,066 (0,018)	8,039 (1,178)	0,633 0,633
efekty stałe różne	0,063 (0,032)	0,032 (0,098)	0,682 (0,126)	0,081 (0,022)	7,902 (1,223)	0,636
efekty losowe	0,072 (0,029)	0,161 (0,081)	0,666 (0,102)	0,063 (0,018)	8,039 (1,178)	
równanie (8)	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4		
efekty stałe jednakowe	0,073 (0,029)	0,154 (0,081)	-0,333 (0,102)	0,067 (0,018)	8,024 (1,178)	0,172
efekty stałe różne	0,065 (0,032)	0,025 (0,098)	-0,319 (0,126)	0,081 (0,022)	7,885 (1,222)	0,171
efekty losowe	0,073 (0,029)	0,154 (0,081)	-0,333 (0,102)	0,067 (0,018)	8,024 (1,178)	0,178

Uwaga: liczba obserwacji wynosi $n = 500$; w przypadku wyników uzyskanych za pomocą estymatora efektów stałych oszacowana wartość stałej jest średnią ze stałych dla poszczególnych grup przemysłowej działalności produkcyjnej.

Punktem wyjścia jest oszacowanie równania (5), w którym badamy zależność między eksportem a produkcją, bez rozróżnienia na korzyści związane z wpływem efektów zewnętrznych i korzyści związane z różnicami w produktywności czynników. W celu zapewnienia porównywalności z wcześniejszymi badaniami równanie to szacujemy najpierw za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów. Okazuje się, że wszystkie parametry modelu posiadają oczekiwane znaki oraz są statystycznie różne od zera na ogólnie przyjętych poziomach istotności²⁸. Dodat-

²⁷ Formalne sprawdzenie, czy w modelu występują efekty losowe jest dokonywane za pomocą testu Hausmana [1978].

²⁸ Przez ogólnie przyjęte poziomy istotności rozumiemy poziomy 1%, 5% oraz 10%.

nia zależność pomiędzy produkcją a eksportem zgodna jest z wynikami wcześniejszych badań opartych na danych przekrojowych. Równanie (5) szacujemy korzystając również z estymatorów efektów stałych i zmiennych. Stwierdzamy, że po zastosowaniu technik panelowych zależność między eksportem a produkcją nadal pozostaje dodatnia i statystycznie istotna²⁹. W takiej sytuacji możemy dokonać dekompozycji wpływu eksportu na dwie składowe³⁰. Podobnie, jak w przypadku równania (5), parametry towarzyszące zmiennym dotyczącym eksportu w równaniu (7) są statystycznie istotne i charakteryzują się właściwymi znakami, niezależnie od przyjętej metody estymacji³¹. Statystyczna istotność obydwu parametrów sugeruje, że mamy do czynienia zarówno z efektami zewnętrznymi generowanymi przez sektor eksportowy, jak też różnicami w produktywności między firmami o orientacji krajowej i firmami o orientacji eksportowej³².

W celu zbadania wrażliwości uzyskanych wyników dokonujemy eliminacji prostej korelacji wynikającej z faktu, że eksport jest częścią wytworzonej produkcji, szacując równanie (8) z odpowiednio zmodyfikowaną zmienną zależną. Okazuje się, że poza drastycznym spadkiem wartości R^2 nie obserwujemy istotnych zmian w porównaniu z równaniem (7)³³. Na podstawie wyników uzyskanych z oszacowania równania (8) możemy stwierdzić, że w dalszym ciągu mamy do czynienia ze statystycznie istotnymi efektami zewnętrznymi oraz różnicami w produktywności. Widząc, że wyniki pozostały niewrażliwe na zmiany specyfikacji modelu, możemy przeprowadzić dekompozycję źródeł wzrostu całkowitej produkcji. Do tego celu wykorzystamy oszacowania uzyskane za pomocą estymatora efektów stałych.

Korzystając z wyników zamieszczonych w tabeli 1 oraz średnich wartości dla zmiennych naszej próby, średnie tempo wzrostu produkcji przemysłowej może zostać poddane dekompozycji, by określić wkład wzrostu nakładów czynników oraz eksportu.

²⁹ W przypadku estymatora efektów stałych jedynie zmienna opisująca stopę wzrostu nakładów pracy staje się statystycznie nieistotna. W przypadku estymatora efektów zmiennych wszystkie parametry są statystycznie istotne, a uzyskane wyniki nie różnią się od wyników uzyskanych wcześniej za pomocą zwykłej metody najmniejszych kwadratów. Test Hausmana (wartość $p = 0,239$) prowadzi do odrzucenia hipotezy o równości współczynników uzyskanych za pomocą estymatorów efektów stałych i zmiennych.

³⁰ Po oszacowaniu neoklasycznej funkcji produkcji okazuje się, że udziały kapitału i pracy w tworzeniu produkcji, wyrażone w kategoriach średnich realnych wynagrodzeń czynników produkcji, w całości przemysłowej działalności produkcyjnej są większe niż udziały kapitału i pracy wyrażone w kategoriach realnych wynagrodzeń czynników w firmach o orientacji krajowej. To pośrednio świadczy o występowaniu różnic między firmami o orientacji eksportowej i firmami o orientacji krajowej. Dla porównania, w przypadku modelu neoklasycznego oszacowanego za pomocą estymatora efektów stałych udziały kapitału i pracy w tworzeniu produkcji wynoszą odpowiednio 0,217 oraz 0,630.

³¹ Podobnie jak w przypadku równania (5) test Hausmana (wartość $p = 0,186$) prowadzi do odrzucenia hipotezy o równości współczynników uzyskanych za pomocą estymatorów efektów stałych i zmiennych.

³² Na podstawie oszacowań uzyskanych za pomocą estymatora efektów stałych można stwierdzić, że jeżeli produkcja eksportowa wzrosłaby o 10%, bez konieczności przenoszenia zasobów z sektora o orientacji krajowej, to produkcja tego sektora wzrosłaby o około 0,8% z powodu występowania pozytywnego efektu zewnętrznego.

³³ Podobnie jak w przypadku poprzednich równań test Hausmana (wartość $p = 0,191$) prowadzi do odrzucenia hipotezy o równości współczynników uzyskanych za pomocą estymatorów efektów stałych i zmiennych.

Dekompozycja wzrostu produkcji dla Polski w okresie 1992–1997 przedstawiona została w tabeli 2.

Tabela 2.

Źródła wzrostu produkcji przemysłowej w Polsce w okresie 1992–1997

zmienna	średnia wartość w próbie (1)	oszacowana wartość parametru (2)	wkład do wzrostu produkcji (1) × (2) = (3)
(\dot{K}/K)	8,408	0,063	0,530
(\dot{L}/L)	2,775	0,032	0,089
$(\dot{X}/X)(X/Y)$	4,084	0,682	2,785
(\dot{X}/X)	34,270	0,081	2,776
stała *	—	7,902	7,902
(\dot{Y}/Y)	14,084	—	14,084

* wartość średnia ze stałych dla poszczególnych grup przemysłowej działalności produkcyjnej.

Wyniki zamieszczone w powyższej tabeli sugerują, że największy wpływ na zmiany produkcji w okresie 1992–1997 miały czynniki indywidualne dla poszczególnych grup, a najmniejszy zmiany nakładów kapitału i pracy. Całkowity wpływ eksportu to średnio 5,561 punktu procentowego z 14,084 przypadających na wzrost produkcji³⁴. Wkład eksportu może zostać poddany dalszej dekompozycji na składową opisującą wpływ efektów zewnętrznych $\theta(N/Y)(\dot{X}/X)$, równą 2,445, oraz składową opisującą wpływ innych czynników leżących u podstaw wyższej produktywności w sektorze eksportowym $[\delta/(1 + \delta)](X/Y)(\dot{X}/X)$, równą 3,116. Wpływ różnic w produktywności jest zatem silniejszy niż wpływ efektów zewnętrznych generowanych przez firmy o orientacji eksportowej. Wniosek ten mówi, że efekty zewnętrzne nie są na tyle silne, by w pełni zneutralizować różnice w produktywności czynników występujące w firmach.

Zakończenie

W niniejszym artykule badany był związek między eksportem a produkcją przemysłową w Polsce w latach dziewięćdziesiątych. Wyniki empiryczne uzyskane na podstawie danych zagregowanych na poziomie 3-cyfrowej grupy EKD potwierdzają istnienie dodatniej i statystycznie istotnej zależności. Otrzymane szacunki parametrów modelu sugerują, że związek ten powodowany jest występowaniem zarówno różnic w produktywności firm o orientacji eksportowej i firm o orientacji krajowej oraz istnieniem efektów zewnętrznych przenoszonych z sektora eksportowego na resztę gospodarki. Dokonana dekompozycja źródeł wzrostu produkcji przemysłowej ujawnia, że większe znaczenie przypisać można różnicom w produktywności niż efektom zewnętrznym. Trzeba jednak pamiętać, że oszacowane parametry należy traktować jako wartości średnie dla całej przemy-

³⁴ W kategoriach procentowych z czynnikami indywidualnymi związane jest 56% zmiany wielkości produkcji, wpływ eksportu to około 40%, a pozostałe 4% przypada na zmiany nakładów kapitału i pracy.

łowej działalności produkcyjnej, które nie mają zastosowania do żadnej rzeczywistej grupy. To w znaczący sposób ogranicza możliwość wykorzystania powyższych wyników przy opracowywaniu strategii wspierania eksportu. W celu uzyskania konkretnych wyników dla poszczególnych grup działalności przemysłowej niezbędne jest przeprowadzenie badań, w których jednostkami obserwacji byłyby indywidualne firmy. Ponadto, ważną kwestią, której należy poświęcić uwagę w przyszłych badaniach jest problem przyczynowości, czyli ustalenia, czy firmy o wysokiej produktywności stają się eksporterami, czy też może eksport powoduje, że firmy stają się bardziej produktywne. Znalezienie odpowiedzi na powyższe pytanie może być istotne dla opracowania właściwej polityki promocji eksportu w Polsce.

Literatura

- Aw B., Hwang A. R., 1995, *Productivity and the export market: A firm-level analysis*, „Journal of Development Economics” nr 47, s. 313–332.
- Azariadis C., Drazen A., 1990, *Threshold externalities in economic development*, „Quarterly Journal of Economics” nr 105, s. 501–526.
- Balassa B., 1978, *Exports and economic growth: Further evidence*, „Journal of Development Economics” nr 5, s. 181–189.
- Bedi A. S., Cieřlik A., 2000, *Foreign direct investment and host country regional export performance*, „Faculty of Economic Sciences Discussion Paper” nr 52, Warsaw University.
- Bedi A. S., Cieřlik A., 1999, *Formy działalności firm z udziałem kapitału zagranicznego a dyfuzja kapitału intelektualnego w polskim przemyśle*, „Ekonomista” nr 4, s. 419–439.
- Bernard A. B., Jensen J. B., 2000, *Plants and productivity in international trade*, „NBER Working Paper” nr 7688, Cambridge.
- Bernard A. B., Jensen J. B., 1999, *Exceptional export performance: Cause, effect or both?* „Journal of International Economics” nr 47, s. 1–25.
- Bernard A. B., Wagner J., 1997, *Exports and success in German manufacturing*, „Weltwirtschaftliches Archiv” nr 133, s. 134–157.
- Cieřlik A., 1997, *Ekspert a wzrost gospodarczy w Europie Środkowej: Wstępne wyniki dla Polski i Republiki Czeskiej*, w: Kochanowicz J. (red.), *W stronę gospodarki otwartej*, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski, Warszawa.
- Clerides S., Lach S., Tybout J.R., 1998, *Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico and Morocco*, „Quarterly Journal of Economics” nr 113, s. 903–947.
- Edwards S., 1993, *Openness, trade liberalization and growth in developing countries*, „Journal of Economic Literature” nr 31, s. 1358–1393.
- Esfahani H. S., 1991, *Export, imports and economic growth in semi-industrialized countries*, „Journal of Development Economics” nr 35, s. 93–116.
- Europejska Klasyfikacja Działalności*, 1994, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Feder R., 1983, *On exports and economic growth*, „Journal of Development Economics” nr 12, s. 59–73.
- Frankel J. A., Romer D., 1999, *Does trade cause growth?*, „American Economic Review” nr 89, s. 379–399.
- Greenaway D., Sapsford D., 1994, *What does liberalization do for exports and growth?*, „Weltwirtschaftliches Archiv” nr 130, s. 152–174.
- Hausman J. A., 1978, *Specification tests in econometrics*, „Econometrica” nr 46, s. 1251–1271.
- Levin A., Raut L. K., 1997, *Complementarities between exports and human capital in economic growth: Evidence from semi-industrialized countries*, „Economic Development and Cultural Change” nr 46, s. 155–174.

- Lucas R. E., 1988, *On the mechanics of economic development*, „Journal of Monetary Economics” nr 12, s. 3–42.
- Ram R., 1985, *Exports and economic growth: Some additional evidence*, „Economic Development and Cultural Change” nr 33, s. 415–425.
- Richardson J. D., Rindal K., 1995, *Why exports really matter!*, The Institute for International Economics and the Manufacturing Institute, Washington.
- Rocznik Statystyczny Rzeczypospolitej Polskiej 1997, 1997, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa.
- Toczyński T., 2000, *Współdziałanie służb statystyki publicznej z pracownikami nauki w Polsce*, „Wiadomości Statystyczne” nr 6, s. 1–8.

Załącznik

1. Dekompozycja wpływu eksportu na wzrost całkowitej produkcji na składowe związane z pozytywnymi efektami zewnętrznymi oraz różnicami w produktywności firm.

W celu dokonania dekompozycji wpływu eksportu na wzrost gospodarczy konieczna jest bardziej szczegółowa specyfikacja funkcji produkcji sektora firm produkujących na rynek krajowy. Jeżeli przyjmiemy, że jest to funkcja o stałej elastyczności (6), to wtedy pozytywne efekty zewnętrzne przybierają formę:

$$f_X = \theta \left(\frac{N}{X} \right).$$

Po podstawieniu tego wyrażenia do równania (4), można otrzymać:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = f_K \left(\frac{K}{Y} \right) \left(\frac{\dot{K}}{K} \right) + f_L \left(\frac{L}{Y} \right) \left(\frac{\dot{L}}{L} \right) + \left[\theta \left(\frac{N}{X} \right) + \frac{\delta}{1+\delta} \right] \left(\frac{X}{Y} \right) \left(\frac{\dot{X}}{X} \right).$$

Można również zauważyć, że

$$\theta \left(\frac{N}{X} \right) = \theta \left(\frac{N/Y}{X/Y} \right) = \theta \left(\frac{1 - X/Y}{X/Y} \right) = \frac{\theta}{X/Y} - \theta.$$

Korzystając z powyższej własności można przekształcić równanie (4) do następującej postaci:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = f_K \left(\frac{K}{Y} \right) \left(\frac{\dot{K}}{K} \right) + f_L \left(\frac{L}{Y} \right) \left(\frac{\dot{L}}{L} \right) + \left(\frac{\delta}{1+\delta} - \theta \right) \left(\frac{X}{Y} \right) \left(\frac{\dot{X}}{X} \right) + \theta \left(\frac{\dot{X}}{X} \right).$$

2. Poprawka usuwająca prostą korelację między produkcją a eksportem z szacowanego równania regresji.

W celu usunięcia z równania (4) efektów wynikających z prostej korelacji między produkcją a eksportem, odejmujemy od zmiennej opisującej wielkość produkcji przemysłowej tę część produkcji, która jest przeznaczona na eksport i dalszą analizę prowadzimy używając zmiennej, która jest wielkością produkcji przeznaczonej na rynek krajowy. Wiemy, że:

$$\dot{Y} = f_K \dot{K} + f_L \dot{L} + f_X \dot{X} + \delta (f_K \dot{K}_X + f_L \dot{L}_X).$$

Następnie wyliczamy stopę wzrostu produkcji przeznaczanej na rynek krajowy jako:

$$\dot{N} = \dot{Y} - \dot{X} = f_K \dot{K} + f_L \dot{L} + f_X \dot{X} - (f_K \dot{K}_X + f_L \dot{L}_X).$$

Ale ponieważ wiemy, że:

$$(f_K \dot{K}_X + f_L \dot{L}_X) = (g_K \dot{K}_X + g_L \dot{L}_X)/(1 + \delta) = \dot{X}/(1 + \delta).$$

Korzystając z powyższego wyrażenia, stopę wzrostu produkcji przeznaczanej na rynek krajowy możemy wyrazić jako:

$$\dot{N} = f_K \dot{K} + f_L \dot{L} + f_X \dot{X} - \frac{1}{1 + \delta} \dot{X} = f_K \dot{K} + f_L \dot{L} + \left(f_X - \frac{1}{1 + \delta} \right) \dot{X}.$$

Dzieląc otrzymany wynik przez Y otrzymujemy:

$$\left(\frac{\dot{N}}{N} \right) \left(\frac{N}{Y} \right) = f_K \left(\frac{K}{Y} \right) \left(\frac{\dot{K}}{K} \right) + f_L \left(\frac{L}{Y} \right) \left(\frac{\dot{L}}{L} \right) + \left(f_X - \frac{1}{1 + \delta} \right) \left(\frac{\dot{X}}{X} \right) \left(\frac{X}{Y} \right).$$

Podobnie jak w przypadku równania (4), można dokonać rozróżnienia pomiędzy efektem związanym z różnicami w produktywności firm o orientacji eksportowej i firm o orientacji krajowej oraz pozytywnymi efektami zewnętrznymi. Zmodyfikowane równanie można przedstawić następująco:

$$\begin{aligned} \left(\frac{\dot{N}}{N} \right) \left(\frac{N}{Y} \right) &= f_K \left(\frac{K}{Y} \right) \left(\frac{\dot{K}}{K} \right) + f_L \left(\frac{L}{Y} \right) \left(\frac{\dot{L}}{L} \right) + \left(\frac{\theta}{X/Y} - \theta - \frac{1}{1 + \delta} \right) \left(\frac{\dot{X}}{X} \right) \left(\frac{X}{Y} \right) = \\ &= f_K \left(\frac{K}{Y} \right) \left(\frac{\dot{K}}{K} \right) + f_L \left(\frac{L}{Y} \right) \left(\frac{\dot{L}}{L} \right) - \left(\theta + \frac{1}{1 + \delta} \right) \left(\frac{X}{Y} \right) \left(\frac{\dot{X}}{X} \right) + \theta \left(\frac{\dot{X}}{X} \right). \end{aligned}$$

Abstract

The influence of export orientation on industrial production in Poland: External effects or differences in productivity?



Using panel data on the level of the 3-digit EKD group in this article we investigate the relation between industrial production and export in Poland and we carry out a decomposition of the sources of production growth. The obtained empirical results suggest that at the basis of this relation lie both differences in the productivity between firms of export orientation and domestic orientation as well as external effects generated by the export sector. Decomposition of the sources of growth reveals that the differences in productivity contribute in a greater degree to the growth of industrial production than external effects.

JEL Classification Codes: 041, P33, F43.