

Joanna Wyrobek

Katedra Finansów Przedsiębiorstw
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Badanie zależności między eksportem a rentownością przedsiębiorstw na przykładzie spółek produkcyjnych notowanych na GPW w Warszawie w latach 2003–2010

Streszczenie

Celem opracowania jest zweryfikowanie hipotezy o pozytywnym oddziaływaniu eksportu na poprawę rentowności przedsiębiorstw. Pozytywny wpływ eksportu na rentowność potwierdza zarówno istotność zmiennej oznaczającej eksportowanie w modelu panelowym, jak i test przyczynowości Grangera. W opracowaniu wykorzystano dane finansowe dla 50 produkcyjnych spółek notowanych na GPW w Warszawie, estymując dynamiczny model panelowy Blundella-Bonda.

Słowa kluczowe: dynamiczne modele panelowe, eksport, rentowność kapitału własnego, finanse przedsiębiorstw.

1. Cel badania i metoda badawcza

Celem niniejszego opracowania jest zweryfikowanie hipotezy o pozytywnym oddziaływaniu eksportu na poprawę rentowności przedsiębiorstw. Badania prze-

proszono na próbie 50 polskich produkcyjnych spółek giełdowych, dla danych finansowych za lata 2003–2010. Dane pochodziły z jednostkowych raportów rocznych spółek giełdowych. W opracowaniu wykorzystano dynamiczne modele panelowe (estymację metodą Blundella-Bonda), aby zbudować model relacji pomiędzy rentownością kapitału własnego a eksportem, technikę parowania przedsiębiorstw w oparciu o ich podobną wielkość, produktywność robocizny i branżę (i różne natężenie sprzedaży eksportowej) oraz test przyczynowości Grangera dla danych panelowych (inne testy przyczynowości nie mogły zostać wykorzystane ze względu na zbyt krótki szereg czasowy).

2. Wyniki wcześniejszych badań

Literatura przedmiotu dostarcza wielu dowodów na to, że eksport stanowi niezmiernie istotny czynnik rozwoju i funkcjonowania przedsiębiorstw. W studiach literaturowych można znaleźć następujące argumenty przemawiające za korzystnym wpływem eksportu na przedsiębiorstwa:

- wzrost zysków, szczególnie jeżeli waluta danego kraju jest niedowartościowana na rynkach międzynarodowych [Neubelt 1990];

- stabilniejsza sprzedaż i wyniki finansowe firmy, dzięki dywersyfikacji geograficznej częściowe uniezależnienie od dekonunktury rynkowej w kraju pochodzenia firmy eksportującej oraz od ogólnoswiatowych cykli gospodarczych [Neubelt 1990, Bennett 2007];

- wzrost efektywności wykorzystania mocy produkcyjnych (produktywności). Mimo że koszt surowców do produkcji rośnie wraz ze wzrostem dodatkowej produkcji, koszty stałe pozostają zwykle niezmiennione, co zwykle przekłada się na spadek jednostkowego kosztu produkcji, a to z kolei podnosi konkurencyjność eksportera nie tylko na rynkach zagranicznych, ale także na rynku krajowym [Neubelt 1990, s. 48; Bennett 2007];

- podniesienie konkurencyjności – na świecie nieustannie pojawiają się nowe firmy i nowe produkty, które wejdą także na rynek krajowy danego przedsiębiorstwa, stąd wysiłki czynione, aby sprostać konkurencji na rynkach międzynarodowych, przygotowują i uodparniają także firmę na przyszłą konkurencję na rynku krajowym [Neubelt 1990];

- wydłużenie cyklu życia produktów – w przypadku eksportu produktów do krajów o niższym poziomie rozwoju technologicznego produkty relatywnie stare w kraju siedziby eksportera mogą być nowością w kraju, do którego następuje eksport, dzięki czemu można wydłużyć okres ich życia. Strategia ta jest stosowana przez wiele międzynarodowych firm w celu wydłużenia cyklu życia produktów [Bennett 2007];

– korzyści podatkowe – zwykle eksporterzy korzystają z różnego rodzaju zwolnień podatkowych za sprzedawanie swoich produktów i towarów za granicę, firmy eksportujące mogą także liczyć na różne formy wsparcia, poczynając od gwarancji rządowych, przez dofinansowanie inwestycji, a kończąc na różnego rodzaju ułatwieniach [Neubelt 1990];

– podniesienie morale załogi – świadomość, że produkty firmy są doceniane nie tylko w kraju, ale także na świecie, pozytywnie wpływa na morale załogi i dumę z tego, co się robi, co z kolei prowadzi do wzrostu wydajności i jakości produkcji [Jansen 1992];

– wzrost zatrudnienia i stabilniejsze zatrudnienie dla pracowników, lepsze wykorzystanie pracowników o wysokich kwalifikacjach i wyższe wynagrodzenia niż w przedsiębiorstwach nieeksportujących [Richardson i Rindal 1995];

– częściowe lub całkowite zrównoważenie wpływami dewizowymi wydatków dewizowych, jeżeli przedsiębiorstwo importuje część środków potrzebnych do własnej produkcji [Richardson i Rindal 1995];

– rozlewanie się wiedzy i umiejętności (*spillover*) – oznacza, że przedsiębiorstwa zdobywające wiedzę dzielą się nią z innymi firmami w swoim otoczeniu, przekazując informację do innych firm i innych branż (dzięki czasopismom, spotkaniom, konsultantom, jednostkom wyspecjalizowanym w eksporcie), co pomaga innym eksporterom, a także samej firmie przekazującej informację dzięki możliwości współpracy z innymi eksporterami z tego samego regionu [Richardson i Rindal 1995, s. 5];

– wydłużenie cyklu życia produktów dzięki poprawianiu technologii, szybszemu rozwojowi oraz działaniu na wielu rynkach, co z kolei poprawia przeżywalność przedsiębiorstw [Richardson i Rindal 1995, s. 29];

– możliwość budowy sieci powiązań z podmiotami z różnych krajów w celu współpracy na tle rozwojowym, negocjacyjnym, sprzedażowym [Richardson i Rindal 1995 s. 30];

– stworzenie programów edukacyjnych dla pracowników, dzięki którym mogą oni funkcjonować w przedsiębiorstwie wielokulturowym [Richardson i Rindal 1995, s. 31];

– szybsze tempo wzrostu sprzedaży i aktywów u eksporterów [Richardson i Rindal 1996, s. 13];

– brak dowodów na to, aby kryzysy światowe lub finansowe wpływały negatywnie na sytuację wielkich eksporterów [Richardson i Rindal 1996, s. 17];

– brak dowodów na to, że zagraniczne inwestycje bezpośrednie zmniejszają wielkość eksportu [Richardson i Rindal 1996, s. 17];

– rynek eksportowy nie jest zdominowany i kontrolowany przez wielkich eksporterów, zwykle co najmniej 1/3 eksportu jest generowana przez przedsiębiorstwa z sektora MŚP [Richardson i Rindal 1996, s. 18].

3. Zarys metody badawczej

Dynamiczne modele panelowe to modele wykorzystujące dużą liczbę obiektów zwykle z krótkim szeregiem czasowym, zakładające, że zmienną endogeniczną opisują oprócz zmiennych egzogenicznych (wśród których jest opóźniona wartość zmiennej endogenicznej) również efekty grupowe, tj. stałe w czasie i specyficzne dla danego obiektu niemierzalne czynniki i (lub) efekty czasowe, czyli specyficzne dla danego okresu czynniki stałe względem obiektów.

Symbolicznie można ująć to w następujący sposób [Baltagi 2005]:

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + x'_{it} \beta + u_{it} \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

gdzie γ jest skalarem, $\mathbf{x}_{it} = [x_{kit}]_{K \times 1}$ jest wektorem K zmiennych objaśniających, a β to wektor parametrów ($K \times 1$). Symbol u_{it} reprezentuje jednokierunkowy składnik losowy (błąd estymacji modelu – *error*):

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

gdzie $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ oraz $\alpha_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2)$ są niezależne w czasie i względem siebie.

W modelu będą zatem występowały dwa źródła stabilności (*persistence*) takiej regresji w czasie: autokorelacja zmiennej endogenicznej z jej wartością opóźnioną oraz efekty indywidualne charakteryzujące heterogeniczność badanych obiektów (ich cechy indywidualne). Na ogół przyjmuje się także, że $\alpha_i, \varepsilon_{i,t}$ mają rozkład normalny.

Ostatecznie zatem można zapisać, że:

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + x'_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 1, \dots, T. \quad (3)$$

W literaturze przedmiotu można znaleźć metody estymacji dynamicznych modeli panelowych oparte na uogólnionej metodzie momentów (GMM) lub metodzie największej wiarygodności (MNW). Największą popularność zyskały, jak się wydaje, metoda GMM pierwszych różnic (FDGMM) opracowana przez M. Arellano i S.R. Bonda [1991] oraz systemowa metoda GMM (SGMM) zaproponowana w pracach [Arellano i Bover 1995] oraz [Blundell i Bond 1998]. Estymatory parametrów dynamicznych modeli danych panelowych oparte na metodzie GMM w odróżnieniu od estymatorów MNW nie zależą od warunków początkowych. Procesy generujące wspomniane wyżej warunki są bardzo skomplikowane, co stało się zapewne przyczyną popularności techniki GMM.

Metoda GMM pierwszych różnic (*first-differenced GMM* – FDGMM) została wprowadzona przez M. Arellano i S.R. Bonda w 1991 r. Idea metody FDGMM polega na obliczeniu pierwszych różnic w modelu w celu usunięcia stałych w czasie efektów grupowych, a następnie zastąpieniu zmiennych objaśniających

(egzogenicznych) w modelu pierwszych różnic instrumentami, którymi są poziomy zmiennych opóźnione o dwa lub więcej okresów. Estymatory parametrów strukturalnych uzyskuje się, stosując GMM do modelu pierwszych różnic. Możliwość zastosowania tej metody może być problematyczna w przypadku, kiedy zmienne instrumentalne są zbyt słabo skorelowane ze zmienną objaśniającą, tj. opóźnione poziomy zmiennych są słabymi instrumentami dla zmiennych zróżnicowanych. Estymatory FDGMM są wówczas na ogół obciążone.

R. Blundell i S. Bond [1998] zaproponowali tzw. systemowy estymator GMM (*system GMM* – SGMM). Ideą tej metody estymacji jest szacowanie systemu równań zarówno na przyrostach, jak i na poziomach. Instrumentami dla zmiennych objaśniających w równaniach na poziomach są opóźnione pierwsze różnice zmiennych. Instrumenty te są właściwe przy założeniu, że spełnione jest założenie słabej stacjonarności dla warunków początkowych.

Punktem wyjściowym procedury systemowej GMM wprowadzonej przez R.W. Blundella i S.R. Bonda [1998] jest wzmocnienie założeń procedury M. Arellano i S.R. Bonda o tzw. standardowy warunek początkowy dla wartości y_{it} postaci:

$$E(y_{it} \varepsilon_{it}) = 0 \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 2, \dots, T. \quad (4)$$

Przyjęcie dodatkowego założenia dla warunków początkowych powoduje, że możliwe są do wykorzystania dodatkowe warunki momentów. Mają one postać:

$$E\left[\left(y_{it} - \frac{\alpha_i}{1-\gamma}\right)\alpha_i\right] = 0. \quad (5)$$

Ten warunek w połączeniu z założeniami rozpatrywanego modelu implikuje $T-2$ dodatkowych warunków momentów postaci:

$$E(u_{it} \Delta y_{i,t-1}) = 0 \text{ dla } i = 1, \dots, N \text{ oraz } t = 3, \dots, T, \text{ gdzie } u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}. \quad (6)$$

Systemowy estymator GMM Blundella i Bonda (SGMM) wykorzystuje obydwa układy warunków momentów – układ Arellano-Bonda oraz dodatkowy układ opisany wzorem (6). Procedura estymacji wykorzystuje system $(T-2)$ równań na przyrostach i $(T-2)$ równań na poziomach, odpowiadających okresom $t = 2, \dots, T$, dla których przyrosty Δy_{it-1} są określone. Innymi słowy, do warunków i równań wykorzystywanych przez FDGMM dołączony jest dodatkowy układ równań (na poziomach), w których instrumentami są opóźnione pierwsze różnice. Instrumenty te mogą być wykorzystywane, mimo że efekty grupowe α_i są skorelowane z poziomami y_{it} , jednak dodatkowe założenia gwarantują, że nie są one skorelowane z przyrostami Δy_{it} .

Właściwość dodatkowych instrumentów Δy_{it-1} można testować, stosując test Sargana warunków ponadidentyfikujących lub porównując estymatory FDGMM i SGMM za pomocą różnicowego testu Sargana i testu Hausmana. Brak autokorelacji testowany jest z kolei testem Arellano-Bonda.

4. Prezentacja wyników badań

W tabeli 1 przedstawiono wyniki estymacji modelu dla pełnej próby i dla próby sparowanej (dobór w pary oparty był na podobnej wielkości, branży, produktywności siły roboczej oraz braku w danym roku lub występowaniu sprzedaży eksportowej). Parowanie (selekcja próby) zostało przeprowadzone na podstawie kryteriów nieskorelowanych z rentownością (zmienną endogeniczną), a jego celem było usunięcie tzw. *selectivity bias*, czyli samoselekcji eksporterów. Zgodnie bowiem z wcześniejszymi badaniami większość eksporterów posiada wyższą produktywność od nieeksporterów, co może przekładać się także na wyższą rentowność. Dobierając w pary jednostki o podobnej produktywności, za pomocą oszacowanego modelu można pokazać istotny wpływ eksportu na rentowność jedynie wtedy, gdy poprawa następuje w wyniku eksportowania, a nie w wyniku samoselekcji.

Ogólna postać modelu była następująca:

$$ROE_{it} = \gamma ROE_{it-1} + \beta^T x_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

gdzie x_{it} to zmienne objaśniające, obejmujące zmienną *eksporter*.

Do zmiennych objaśniających zaliczono: ogólny miernik zagrożenia upadłością Altmana (*Zscore* oraz *EMScore* dla rynków rozwijających się), stopień dźwigni łącznej (*DTL*) oraz stopień dźwigni finansowej (*dfl*), produktywność ogólną (*TFP*) oraz produktywność aktywów (*produktywność_a*), sytuację makroekonomiczną (*gdprealgrowthrate*, *pubdebt_gdp*), powiązane z sytuacją koniunkturalną tempo zmiany sprzedaży (*tempo*), wielkość podmiotu mierzoną logarytmem sprzedaży, zatrudnienia oraz udziałem w rynku (*wielkosc*, *wielkosc_s*, *udzialwrynku*). Zmienna *eksporter* przyjmowała wartość 0, jeżeli przedsiębiorstwo nie było eksporterem albo udział eksportu w sprzedaży nie przekraczał 5%, a wartość 1 – jeżeli udział eksportu w sprzedaży w danym roku przekraczał 5%.

Model budowano za pomocą regresji kroczącej, dodając kolejne zmienne do modelu i testując ich istotność statystyczną. W wybranych przypadkach pozostawiano zmienne o niskim współczynniku istotności (do 15%), ale których istotność wynikała z rozważań teoretycznych (w modelu pozostawiono zmienną *DTL* mierzącą stopień dźwigni całkowitej jako czynnik, który musi pozytywnie wpływać na rentowność kapitału własnego). Aby uniknąć współliniowości, sprawdzano, czy współczynniki korelacji pomiędzy zmiennymi niezależnymi nie przekraczają 0,3.

Jak to wynika z obliczeń przedstawionych w tabeli 1, pozytywny wpływ eksportu na rentowność kapitału własnego odnotowano zarówno dla pełnej próby przedsiębiorstw, jak i dla próby sparowanej.

Tabela 1. Wybrane wyniki badań zależności pomiędzy eksportem a rentownością (spółki GPW w Warszawie zajmujące się przetwórstwem przemysłowym, dane za lata 2003–2010)*

Wyszczególnienie	Pełna próba	Próba sparowana
<i>ilość obs</i>	138	80
<i>il grup</i>	50	20
<i>il instr</i>	34	34
<i>Wald chi2(4)</i>	65,82	221,9
<i>Prob>chi2</i>	0	0
<i>abond 2 z</i>	-1,332	-0,944
<i>abond 2 p</i>	0,18	0,3452
L1.ROE	<i>L1,roe</i>	<i>L1,roe</i>
<i>estym</i>	0,244	0,21
<i>odch</i>	0,017	0,084
<i>p</i>	0,01	0,014
EKSPORT	<i>eksporter</i>	<i>eksporter</i>
<i>estym</i>	0,077	0,1488
<i>odch</i>	0,037	0,077
<i>p</i>	0,038	0,053
UPADLOSC	<i>EMScore</i>	<i>Zscore</i>
<i>estym</i>	0,014	0,134
<i>odch</i>	0,005	0,025
<i>p</i>	0,009	0
DLUG	<i>DTL</i>	<i>dfl</i>
<i>estym</i>	0,004	0,00009
<i>odch</i>	0,003	0,00033
<i>p</i>	0,125	0,009
TFP	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
<i>estym</i>	0,053	0,136
<i>odch</i>	0,017	0,074
<i>p</i>	0,02	0,066
KONIUNKTURA	<i>pubdebt_gdp</i>	<i>tempos</i>
<i>estym</i>	-0,0052	-0,08
<i>odch</i>	0,002	0,048
<i>p</i>	0,016	0,1

cd. tabeli 1

Wyszczególnienie	Pełna próba	Próba sparowana
UDZIAL/WIELKOSC	<i>udzialwrynku</i>	–
<i>estym</i>	0,219	–
<i>odch</i>	0,054	–
<i>p</i>	0	–
CONS	<i>cons</i>	<i>cons</i>
<i>estym</i>	–0,093	–0,22
<i>odch</i>	0,045	0,08
<i>p</i>	0	0,006

* badanie objęło podmioty notowane na GPW w latach 2003–2010.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych z raportów rocznych spółek notowanych na GPW.

Aby dodatkowo potwierdzić występowanie pozytywnego wpływu eksportowania na rentowność kapitału własnego, dla pełnej próby przeprowadzono test przyczynowości Grangera dla danych panelowych. Wyniki testu przedstawiono w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki testu (braku) przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy eksportem a wskaźnikami rentowności kapitału własnego, lata 2003–2010, spółki GPW w Warszawie zajmujące się przetwórstwem przemysłowym, dane za lata 2003–2010

Kraj	Hipoteza 0 oraz liczba opóźnień	Obs.	Stat <i>F</i>	<i>p</i>
PL	l. opózn.: 3	–	–	–
PL	EKSPORTER does not Granger Cause ROE_NOTT	240	2,082	0,103
PL	ROE_NOTT does not Granger Cause EKSPORTER	–	0,208	0,891

Źródło: obliczenia własne za pomocą programu Eviews.

Jak to wynika z tabeli 2, dla poziomu istotności 10% można odrzucić hipotezę, że eksport nie wpływa na rentowność kapitału własnego. Akceptując dość wysoki poziom istotności dla testu ($p \approx 10\%$), można stwierdzić, że test Grangera potwierdził wpływ eksportu na poprawę rentowności kapitału własnego przedsiębiorstw, a zaprzeczył zależności odwrotnej. Biorąc pod uwagę przedstawione wyniki badań, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy pozytywnego wpływu eksportu na rentowność kapitału własnego przedsiębiorstw.

5. Podsumowanie

Przedstawione wyniki badań potwierdzają pozytywną zależność pomiędzy eksportowaniem a poprawą rentowności. Wyniki przeprowadzono najpierw dla

całej próby badawczej, a następnie przy wykorzystaniu techniki parowania dla spółek o podobnej produktywności, wielkości oraz rodzaju działalności, aby sprawdzić, czy po wyeliminowaniu efektu samoselekcji eksporterów zależność nadal będzie istotna statystycznie. W obydwu wariantach znaleziono istotny i pozytywny wpływ eksportu na rentowność, co można potraktować jako pewną pozytywną weryfikację stawianej tezy. Uzyskanych wyników badań nie należy traktować jako przesłanki przemawiającej za liniowością (liniowym charakterem) związku eksportu z rentownością podmiotu (nie badano bowiem zależności pomiędzy udziałem eksportu w sprzedaży a rentownością, lecz jedynie wpływ samego faktu rozpoczęcia lub zakończenia działalności eksportowej na rentowność), a jedynie jako potwierdzenie, że przeciętnie (w sposób istotny statystycznie) jednostki prowadzące w danym okresie eksport uzyskują dzięki niemu (po wyizolowaniu wpływu zmiennych kontrolnych) wyższą rentowność od nieeksporterów.

Literatura

- Arellano M., Bond S.R. [1991], *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*, „Review of Economic Studies”, vol. 58.
- Arellano M., Bover O. [1995], *Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models*, „Journal of Econometrics”, vol. 68.
- Baltagi B. [2005], *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, New York.
- Bennett J. [2007], *A World of Profits, Booming Business Overseas Is Driving Us Firms*, „BARRON'S”, 14 May.
- Blundell R.W., Bond S.R. [1998], *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*, „Journal of Econometrics”, vol. 87.
- Dańska-Borsiak B. [2011], *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Janssen R. [1992], *The Rewards of Exporting*, „International Business”, vol. 5.
- Neubelt P. [1990], *Exporting Opportunities for Small and Mid-sized Companies*, „The CPA Journal”, vol. 60, nr 2.
- Richardson J.D., Rindal K. [1995], *Why Exports Matter*, The Institute for International Economics and The Manufacturing Institute, Waszyngton.
- Richardson J.D., Rindal K. [1996], *Why Exports Matter: More!* The Institute for International Economics and The Manufacturing Institute, Waszyngton.

Testing the Relationship between Exports and Return on Equity for Polish Manufacturing Companies Listed on the Warsaw Stock Exchange in the Years 2003–2010

The purpose of the study is to verify the hypothesis holding that the positive effects of exports improve the profitability of businesses. The positive impact of exports on return

on equity is confirmed by both a dynamic panel data model and Granger causality test. Calculations were performed for 50 manufacturing companies listed on the Warsaw Stock Exchange. The dynamic panel data model was estimated using the Blundell-Bond estimation technique.

Keywords: dynamic panel data models, export, return on equity, corporate finance.