

# Czynniki wpływające na decyzję przedsiębiorstw o eksporcie. Analiza danych mikroekonomicznych\*

## Factors Driving the Firms Decision to Export. Firm-level Evidence from Poland

*Jan Hagemejer\*\**

### Streszczenie

Model Melitza (2003) pokazuje, że jeżeli produktywność przedsiębiorstw jest zróżnicowana i występują oddzielnie koszty stałe produkcji oraz eksportu, to jedynie przedsiębiorstwa o najwyższej efektywności sprzedają na rynki zagraniczne.

Niniejsze badanie ma na celu zbadanie czynników wpływających na decyzję polskich przedsiębiorstw o eksporcie. W badaniu wykorzystano dane z formularzy GUS F-01/F-02. Na ich podstawie oszacowano miary produktywności (TFP) poszczególnych przedsiębiorstw stosując metodę Olleya-Pakesa (1996). Estymowano model probitowy decyzji przedsiębiorstw o eksporcie, gdzie zmiennymi objaśniającymi są między innymi: produktywność, wielkość przedsiębiorstwa, stopień penetracji importowej oraz występowanie barier technicznych w handlu. Przeprowadzono również analizę kierunku przyczynowo-skutkowego pomiędzy poziomem produktywności a decyzją o eksporcie. Otrzymane wyniki wskazują na występowanie mechanizmu samoselekcji wśród przedsiębiorstw (efektywne przedsiębiorstwa eksportują) oraz brak efektu zdobywania doświadczenia poprzez eksport w krótkim okresie. Mechanizm ten może występować w okresie dłuższym, na co wskazuje analiza przebiegu produktywności przedsiębiorstw eksportujących.

**Słowa kluczowe:** produktywność, eksport, dane mikroekonomiczne.

### Abstract

The model by Melitz (2003) predicts that if firms differ in their productivity (TFP) and there exist fixed costs of entry to export markets, the firms begin exporting if the productivity exceeds a certain threshold value. Productivity is thus a crucial factor behind firms' export market participation.

To verify this, I estimate a simple probit model of firms' decision to export, based on the Polish manufacturing firm-level data. Estimation of productivity of individual firms is troublesome as the standard OLS method produces biased estimates due to the endogeneity of factor choice. I use a multi-stage semi-parametric approach, as proposed by Olley and Pakes (1996) controlling for endogeneity, and the bias caused by firms exiting and entering the sample during the period under consideration. Besides determining the significance of the TFP coefficient in the probit regression, I examine the paths of productivity of firms entering the export market and make an attempt to identify the potential learning-by-exporting effects.

**Keywords:** productivity, exports, firm-level data.

**JEL:** F10 F14 D21 L60

\* Poglądy prezentowane przez autora nie są oficjalnym stanowiskiem NBP.

\*\* Narodowy Bank Polski, Departament Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych.

## Wstęp

Literatura teoretyczna z dziedziny handlu międzynarodowego wydaje się stopniowo odchodzić od koncepcji symetrii wśród przedsiębiorstw działających w jednej gałęzi. Analiza danych dotyczących pojedynczych przedsiębiorstw wskazuje na to, że nie tylko występuje znaczne zróżnicowanie wielkości przedsiębiorstw, ale że występują również znaczne różnice w ich zachowaniu. Jednym z fenomenów będącym ostatnio przedmiotem zainteresowania zarówno literatury empirycznej, jak i teoretycznej, jest fakt, że tylko część przedsiębiorstw w gałęzi decyduje się na rozpoczęcie eksportu, podczas gdy reszta zaopatruje wyłącznie rynek krajowy.

Literatura teoretyczna wskazuje na następujące wytłumaczenie tego zjawiska. Rozpoczęcie importu wymaga poniesienia stałych (utopionych) kosztów wejścia i przedsiębiorstwo musi generować odpowiedni poziom zysków, żeby poniesienie tych kosztów się jemu opłacało. Bardziej efektywne przedsiębiorstwa eksportują zatem, podczas gdy mniej efektywne przedsiębiorstwa znajdują się poniżej progu wymaganej efektywności i zwyczajnie im się to nie opłaca. Poza powyższym mechanizmem intuicja podpowiada istnienie drugiego kanału oddziaływania eksportu i produktywności. Przedsiębiorstwa mające kontakt z innym rynkiem mogą korzystać z doświadczenia przedsiębiorstw zagranicznych i przenosić je na rynek krajowy. Ponadto konkurując na rynku zagranicznym, przedsiębiorstwa dbają o lepszą jakość swoich produktów, co bezpośrednio dotyczy również konsumenta krajowego.

W niniejszym artykule starano się wyjaśnić czynniki determinujące decyzję eksportową przedsiębiorstwa w Polsce w latach 1996–2004. Uwzględniono m.in. produktywność przedsiębiorstw, ich wielkość i inne cechy charakterystyczne poszczególnych przedsiębiorstw. Wzięto także pod uwagę takie czynniki sektorowe, jak: penetracja importu, koncentracja przemysłu oraz występowanie barier technicznych w handlu międzynarodowym. Przeprowadzono również próbę weryfikacji hipotez o przyczynowości związku między produktywnością a eksportowaniem.

Niniejsza praca ma następującą strukturę. W pierwszej części przedstawiono najważniejsze pozycje literatury teoretycznej i empirycznej dotyczącej heterogeniczności wśród przedsiębiorstw oraz handlu międzynarodowego. W części drugiej zaprezentowano podstawy teoretyczne przeprowadzonej estymacji. Szczegółowy opis uwzględnionych zmiennych, jak również opis źródeł danych znajdują się w części trzeciej. Część czwarta zawiera wyniki estymacji wraz z badaniem wrażliwości oraz testem przyczynowości w sensie Grangera.

## 1. Przegląd literatury

Klasyczna teoria handlu międzynarodowego opiera się na założeniu stałych przychodów skali i doskonałej konkurencji. Dzięki tym założeniom wszystkie wnioski z teorii formułowane są na poziomie gałęzi, a zachowanie pojedynczych przedsiębiorstw jest w dużej mierze nieistotne, ponieważ żadna z nich nie ma wpływu na warunki panujące w gałęzi. Teoria ta nie pozwala na wyjaśnienie wielu zjawisk występujących we współczesnym handlu międzynarodowym, takich jak tzw. handel wewnątrzgałęziowy, czyli jednoczesny import i eksport podobnych (lub takich samych) towarów. Kierunek i wolumen handlu determinowane są przez przewagi komparatywne w produkcji dóbr (prosty model ricardiański) czy przez względne wyposażenie w czynniki produkcji (model Heckschera Ohlina).

Tzw. nowa teoria handlu, związana głównie z takimi autorami, jak Krugman czy Helpman, częściowo rozwiązuje ten problem. W modelu Krugmana (1980) przedsiębiorstwa działające w warunkach konkurencji monopolistycznej eksportują swoje produkty dzięki temu, że konsumenci charakteryzują się funkcją użyteczności typu *love-for-variety* i osiągają wyższą użyteczność dzięki konsumpcji importowanych odmian dóbr. Model Helpmana-Krugmana (1985) dodatkowo wprowadza elementy modelu Heckschera-Ohlina, pozwalając na uzależnienie kierunku handlu poprzez względne wyposażenie w czynniki produkcji. Oba te modele, niewątpliwie przełomowe dla późniejszych zastosowań empirycznych, opierają się na założeniu przedsiębiorstwa reprezentatywnego – wszystkie przedsiębiorstwa należące do gałęzi są identyczne i zachowują się tak samo. Jeżeli jedno z nich podejmuje decyzję o eksporcie, czynią tak wszystkie pozostałe.

Gdy spojrzymy na dane dotyczące polskich przedsiębiorstw w przemyśle przetwórczym w latach 1997–2004 (tabela 1), widzimy, że nie wszystkie przedsiębiorstwa eksportowały. W zależności od przyjętego kryterium uznania przedsiębiorstwa za eksportera procent przedsiębiorstw eksportujących waha się w 2004 r. od 61% do 76%. Ponadto, odsetek przedsiębiorstw eksportujących wyraźnie zmienił się: w latach 1997–1999 był wyraźnie niższy niż w 2004 r. Należy zauważyć, że próba przedsiębiorstw, której użyto do sporządzenia tabeli 1, zawiera tylko przedsiębiorstwa duże, zatrudniające powyżej 50 osób. Podobne obliczenia dla Stanów Zjednoczonych (Bernard et al. 2003) wskazują na nieco inny rozkład przedsiębiorstw eksportujących. W 1992 r. tylko 21% przedsiębiorstw amerykańskich eksportowało swoje produkty, a większość z nich sprzedawała głównie na rynek krajowy – 2/3 z nich kierowało na eksport mniej niż 10% wartości sprzedaży ogółem<sup>1</sup>. Badania empiryczne w innych kra-

<sup>1</sup> W Polsce w 2003 r. około 63% przedsiębiorstw eksportujących notowało przychody z eksportu przewyższające 10% całkowitych przychodów.

Tabela 1. *Udział eksporterów w całkowitej liczbie przedsiębiorstw (w %)*

Rok	X > 0	$\frac{X}{\text{przychody}} > 0,01$	$\frac{X}{\text{przychody}} > 0,025$
1997	71,44	58,31	51,80
1998	70,36	58,13	51,95
1999	69,78	56,54	50,10
2000	71,00	58,53	52,37
2001	72,54	60,10	54,04
2002	70,70	60,31	53,82
2003	72,01	62,68	57,56
2004	76,07	67,04	61,30

W kolumnie 1. znajduje się procent ogółu przedsiębiorstw, dla których eksport jest większy od 0; w dwóch kolejnych kolumnach procent przedsiębiorstw, dla których stosunek eksportu do przychodów jest wyższy od podanego progu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

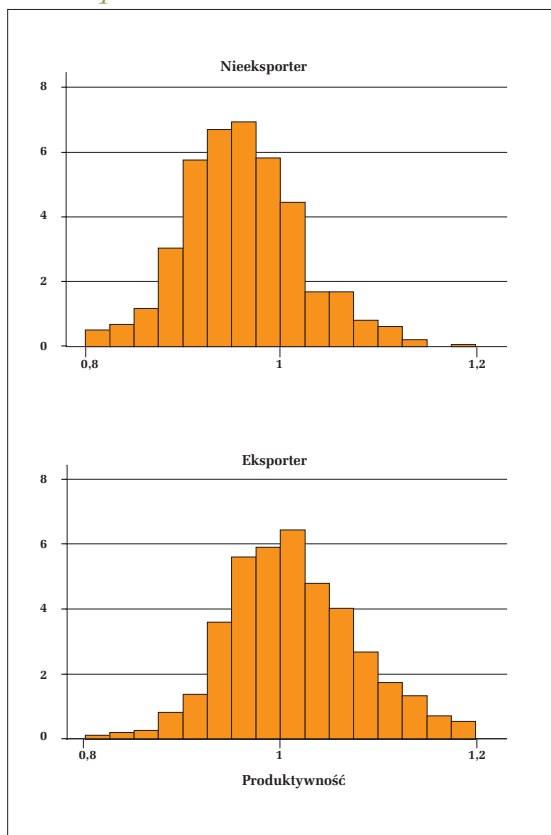
jach także stawiają pod znakiem zapytania założenie o reprezentatywnym przedsiębiorstwie.

Literatura teoretyczna, która uwzględnia heterogeniczność w zachowaniu przedsiębiorstw, jest w tej chwili prawdopodobnie najszybciej rozwijającym się nurtem badań w dziedzinie handlu międzynarodowego. Najważniejsze są tutaj niewątpliwie prace Melitza (2003) (wraz z rozszerzeniami) oraz Bernarda et al. (2003). Model Melitza ma nieco podobną strukturę jak wspomniany już model Krugmana (1980). Strona popytowa modelu jest właściwie identyczna – preferencje konsumentów są zgodne z funkcją CES. Strona popytowa zakłada natomiast, że każde z przedsiębiorstw przed podjęciem decyzji o wejściu na rynek, wyjściu z rynku czy pozostaniu na nim dowiaduje się o poziomie swojej produktywności, która jest losowana z rozkładu prawdopodobieństwa. Wejście na rynek eksportowy wiąże się z poniesieniem kosztu stałego. Przedsiębiorstwo decyduje się na to, jeżeli zdyskontowana oczekiwana wartość rozpoczęcia eksportu jest wyższa niż przy produkcji tylko na rynek krajowy. Melitz pokazuje, że przedsiębiorstwo wejdzie na rynek eksportowy, jeżeli produktywność przekroczy pewną wartość progową.

Z modelu Melitza wynikają pewne istotne wnioski dla zachowania przedsiębiorstw. Po pierwsze, przedsiębiorstwa, których produktywność jest wyższa od wartości progowej, eksportują. Pozostałe przedsiębiorstwa dostarczają na rynek krajowy lub wychodzą z rynku. Po drugie, liberalizacja handlu powoduje, że część przedsiębiorstw, które przedtem nie eksportowały, rozpoczyna eksport. Jednocześnie, wraz ze wzrostem cen czynników produkcji i przesunięciem zasobów produkcyjnych w kierunku przedsiębiorstw eksportujących, najmniej efektywne przedsiębiorstwa wypadają z rynku (podnosi się próg efektywności dla obecności na rynku krajowym). Oznacza to, że liberalizacja handlu powoduje zwiększenie się średniej produktywności. Kanał, przez który liberalizacja handlu

powoduje wzrost produktywności, nie jest w modelu Melitza najbardziej intuicyjny. Wydawałoby się, że w modelu niedoskonałej konkurencji liberalizacja handlu prowadząca do zwiększenia się importu powoduje zacieśnienie się konkurencji rynkowej. Rynek każdego ze zróżnicowanych dóbr zmniejsza się i w związku z tym przedsiębiorstwa muszą poszukiwać źródeł popytu za granicą. Ze względu na użycie funkcji CES w modelu Melitza ten kanał interakcji jest nieobecny. Zamiast tego liberalizacja rynku powoduje zwiększenie eksportu (wraz ze zmniejszeniem się kosztu eksportowania) i przez to rośnie popyt na ograniczony zasób pracy. Prowadzi to bezpośrednio do wzrostu płacy i podniesienia kosztów produkcji, co z kolei podnosi próg minimalnej efektywności dla obecności w gałęzi i zarazem powoduje wyjście z rynku przedsiębiorstw najmniej efektywnych. Wprowadzenie do modelu bezpośredniego kanału zwiększonej konkurencyjności wymagałoby użycia funkcji użyteczności typu *ideal variety* (podobieństwo przedmiotów jest w nim modelowane przestrzennie w modelu koła lub linii), gdzie zwiększenie liczby obecnych produktów na rynku powoduje przesunięcia popytu każdego z nich. Tego typu model teoretyczny nie został do tej pory opracowany dla tego zagadnienia.

Bernard et al. (2003) budują model oparty na założeniu heterogeniczności przedsiębiorstw. Przyjmują, że przedsiębiorstwa konkurują o każdy rynek wedle modelu Bertranda. Jednocześnie zakładają, że międzynarodowe różnice między kosztami produkcji wynikają z różnic między cenami użytego czynnika produkcji (pod tym względem model ten jest bliski tradycyjnemu modelowi ricardiańskiemu). Jednocześnie, podobnie jak u Melitza, przedsiębiorstwa są zróżnicowane pod względem wysokości krańcowych kosztów produkcji – tylko część z nich będzie w stanie zdobyć rynki eksportowe, dzięki niższym kosztom. Model ten pokazuje, że przedsiębiorstwa eksportujące będą genero-

Wykres 1 *Produktywność eksporterów i nieeksporterów*

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

wały wyższe zyski niż przedsiębiorstwa nieeksportujące, będą bardziej produktywne, a także będą większe. Autorzy przeprowadzają weryfikację empiryczną modelu i konkludują, że zadowalająco wyjaśnia on tendencje zachodzące wśród przedsiębiorstw amerykańskich.

Omawiana powyżej literatura teoretyczna postuluje istnienie mechanizmu samoselekcji wśród przedsiębiorstw podczas podejmowania decyzji o wejściu na rynek eksportowy. Przedsiębiorstwa o wyższej efektywności (niższych kosztach) decydują się na rozpoczęcie eksportu, podczas gdy przedsiębiorstwa mniej efektywne dostarczają tylko na rynek krajowy. Czy tak się dzieje w rzeczywistości? Wykres 1 pokazuje rozkład całkowitej produktywności czynników produkcji (TFP) dla Polski w 2003 r.<sup>2</sup> Widzimy, że rozkład efektywności dla eksporterów jest wyraźnie przesunięty w prawo w stosunku do nieeksporterów. Bernard et al. (2003) wskazują na 33-procentową przewagę eksporterów nad nieeksporterami pod względem efektywności pracy. Stosunkowo mniejsze różnice produktywności w przypadku polskich przedsiębiorstw wynikają prawdopodobnie z faktu, że polskie

dane zawierają tylko informacje o dużych przedsiębiorstwach. Jak zostanie później pokazane, status eksportowy jest skorelowany zarówno z produktywnością, jak i wielkością (mierzoną zatrudnieniem).

Różnice w wydajności przedsiębiorstw w zależności od ich decyzji o udziale w rynku eksportowym były szczegółowo analizowane przez Bernarda i Jensena (1997) przy użyciu panelu 50-60 tysięcy przedsiębiorstw. Badane tutaj miary efektywności (TFP, wartość dodana na zatrudnionego i inne) wyjaśniano za pomocą zmiennych indywidualnych i sektorowych zmiennych kontrolnych oraz statusu decyzji eksportowej. Wszystkie badane miary wskazywały na lepsze wyniki przedsiębiorstw eksportujących: o 12-24% w stosunku do pozostałych. Ponadto, przedsiębiorstwa eksportujące są o 50-60% większe niż pozostałe.

Kolejna grupa badań stara się wyjaśnić związek przyczynowo-skutkowy pomiędzy poziomem produktywności a eksportem. Istnieje przekonanie, że udział w rynku eksportowym może mieć dodatni wpływ na produktywność – tzw. efekt uczenia się przez eksport (ang. *learning-by-exporting*). Jednocześnie literatura teoretyczna jednoznacznie postuluje samoselekcję – przedsiębiorstwa decydują się na udział w rynku eksportowym, ponieważ pozwala im na to ich produktywność (wysokość kosztów). Clerides, Lach i Tybout (1998) estymują funkcję udziału przedsiębiorstw w rynku eksportowym wraz z funkcją kosztu, w której poza zestawem zmiennych kontrolnych uwzględnia się zmienną opisującą przeszłą obecność na rynku (badanie dotyczy Maroka, Meksyku oraz Kolumbii). O ile wyniki wskazują na wyraźne występowanie mechanizmu samoselekcji (od produktywności do eksportu), o tyle jedynie w przypadku niektórych gałęzi występują efekty uczenia się przez eksport (eksport w poprzednich latach powodował obniżenie kosztów) – głównie w przypadku Maroka i Meksyku. Do podobnych wniosków dochodzą zarówno Bernard i Jensen (1999), jak i Aw, Chen i Roberts (1997). W przypadku pierwszego badania, przeprowadzonego na danych amerykańskich, przeszły status eksportowy ma znaczenie dla takich zmiennych, jak np. stopy przetrwania (ang. *survival rates*), a nie ma znaczenia dla tradycyjnych miar efektywności. W drugim wymienianym powyżej badaniu, opartym na danych tajwańskich, efekty uczenia się występują jedynie w niektórych sektorach. Arnold i Hussinger (2005) szacują wpływ dawnego statusu eksportowego na produktywność dla danych niemieckich – tutaj produktywność wpływa w sensie Grangera na eksport, ale odwrotny kanał przyczynowości nie istnieje.

Pavcnik (2002) na podstawie danych dotyczących chilijskich przedsiębiorstw stara się wyjaśnić związek pomiędzy liberalizacją handlu a zmianami produktywności. Badanie pokazuje, że zarówno w sektorach, gdzie penetracja importu jest duża, jak i w sektorach

<sup>2</sup> Metoda szacowania TFP jest szczegółowo opisana w dalszym ciągu artykułu.

nastawionych na eksport liberalizacja handlu powoduje zwiększenie efektywności. Jednocześnie Pavcnik zauważa, że przedsiębiorstwa o największej efektywności zwiększają swój udział w rynku w rezultacie liberalizacji, co wskazuje na realokację zasobów od przedsiębiorstw mniej efektywnych do bardziej efektywnych. Bernard, Jensen i Schott (2003) przeprowadzają podobne badanie dla Stanów Zjednoczonych i pokazują, że wzrost produktywności był silniejszy w sektorach, gdzie koszty handlu spadały szybciej.

## 2. Podstawy teoretyczne i metody empiryczne

W modelu opisującym czynniki wpływające na podejmowanie decyzji eksportowej przez przedsiębiorstwa bezpośrednio wykorzystano literaturę teoretyczną dotyczącą zachowania przedsiębiorstw heterogenicznych na rynkach zagranicznych, a w szczególności pracę Melitza (2003). Jak wcześniej wspomniano, przedsiębiorstwo wchodzi na rynek zagraniczny, gdy przychody, które na tym rynku uzyskuje, przekraczają (stałe) koszty wejścia. Podobnie jak w pracy Arnolda i Hussingera (2005), warunek ten możemy zapisać następująco:

$$\text{eksportuj, jeżeli: } R_{i,t}^e - C_{i,t}^e(Z_{i,t}^e) > 0, \quad (1)$$

gdzie:

$R$  – przychody ze sprzedaży towaru,

$C$  – koszt produkcji oraz dostarczenia towaru na rynek,

$Z_{it}$  – zmienne egzogeniczne, które wpływają na wysokość kosztu,

subskrypt  $e$  – zmienne dotyczące rynku eksportowego.

Jeżeli występują stałe, utopione koszty rozpoczęcia eksportu, przedsiębiorstwo maksymalizuje funkcję wartości (równanie Bellmana):

$$V_t = \max_{X_t \in (0,1)} (R_t^e - C_t^e(Z_t^e) - S(1 - X_{t-1})X_t + \delta E(V_{t+1})), \quad (2)$$

gdzie

$X_t$  – zmienna zerojedynkowa wskazująca na to, czy przedsiębiorstwo (pominięto subskrypty  $i$ ) eksportuje w okresie  $t$ ,

$C_t$  – koszty ponoszone w okresie  $t$ , nieuwzględniające utopionych kosztów wejścia na rynek eksportowy  $S$ ,

$\delta$  – czynnik dyskontujący.

Równanie (2) mówi, że przedsiębiorstwo podejmuje decyzję eksportową, maksymalizując zysk z okresu bieżącego i biorąc pod uwagę zdyskontowaną przyszłą wartość obecności na rynku eksportowym.

Według Arnolda i Hussingera (2005, por. Roberts i Tybout 1997), przedsiębiorstwo podejmuje decyzję o eksporcie następująco (powyższe równanie wynika bezpośrednio z równania 2):

$$X_t = \begin{cases} 1 & \text{jeżeli } R_t^e - C_t^e(Z_t^e) + \delta [E_t(V_{t+1} | X_t = 1) - E_t(V_{t+1} | X_t = 0)] > S(1 - X_{t-1})X_t \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases} \quad (3)$$

Przedsiębiorstwo zdecyduje się zatem na wejście na rynek eksportowy, jeżeli odnosi zyski z eksportu w okresie  $t$  i jednocześnie decyzja o eksporcie w okresie  $t$  wpływa dodatnio na funkcję wartości przedsiębiorstwa w okresie  $t + 1$ . Operator  $E_t$  oznacza wartość oczekiwaną przy zbiorze informacji dostępnym w chwili  $t$ .

Wektor  $Z_{it}$  zawiera zmienne determinujące koszty przedsiębiorstwa. Zmienne te mogą być zarówno charakterystyczne dla sektora, charakterystyczne dla okresu (na przykład ogólna sytuacja gospodarcza, poziom płac, itd.), jak i charakterystyczne dla pojedynczego przedsiębiorstwa. Wysokość kosztów przedsiębiorstwa może być w dużej mierze determinowana całkowitą wydajnością czynników produkcji (TFP). Zmienna ta jest nieobserwowalna dla badacza.

Przy przyjęciu standardowej funkcji produkcji Cobb-Douglasa:

$$Y_t = A_{i,t} K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^\beta \quad (4)$$

lub po zlogarytmowaniu i zapisaniu w postaci modelu empirycznego:

$$y_{i,t} = a_{i,t} + \alpha k_{i,t} + \beta l_{i,t} + u_{i,t} \quad (5)$$

zmienną  $a_{i,t}$  można interpretować jako TFP;  $u_{i,t}$  stanowią reszty niezwiązane z TFP.

Wydaje się, że estymując równanie (5) za pomocą standardowej metody najmniejszych kwadratów, można otrzymać miarę TFP jako reszty z regresji. Zakładając, że TFP jest niezmiennie w czasie, można również wyestymować tę miarę efektywności jako efekty stałe w badaniu panelowym (tego typu obliczenia dla wybranych krajów Europy Środkowej i Wschodniej przeprowadzili: Estrin, Konings, Żółkiewski i Angelucci, 2002).

Zgodnie z artykułem Olleya i Pakesa (1996), a także późniejszym Levinsohna i Petrina (2003), estymowanie funkcji produkcji dla pojedynczych przedsiębiorstw przy użyciu prostej metody najmniejszych kwadratów prowadzi do poważnego problemu endogeniczności czynników produkcji – pominięcie nieobserwowanego TFP powoduje obciążenie estymatorów, ponieważ ich wybór jest skorelowany z wysokością TFP. Osiągnięty w ten sposób estymator TFP jest więc obciążony. Pavcnik (2002), twierdzi, że stosowanie



modelu panelowego z efektami stałymi rozwiązuje problem symultaniczności, lecz daje estymator TFP, który jest niezmienny w czasie. Częściowym rozwiązaniem problemu jest stosowanie interakcji zmiennych zerojedynkowych dla pojedynczych przedsiębiorstw i wielomianu zmiennej  $t$  w celu wychwycenia trendów TFP.

Olley i Pakes (1996) budują model, którego zastosowanie pozwala na otrzymanie zgodnych estymatorów współczynników funkcji produkcji, a tym samym zgodnego estymatora TFP. Zakładają się, że akumulacja kapitału w przedsiębiorstwie odbywa się według następującego równania:

$$K_{t+1} = (1-d)K_t + I_t, \quad (6)$$

gdzie  $d$  oznacza stopę deprecjacji kapitału. Oznacza to, że inwestycje w czasie  $t$  nie mają wpływu na zasób kapitału w tym okresie. Jednocześnie procedura Olleya i Pakesa zakłada, że obserwowana przez przedsiębiorstwo efektywność  $a_t$  wpływa na inwestycje w tym samym okresie. Mianowicie im wyższa jest efektywność w okresie  $t$ , tym wyższe będą inwestycje, mimo że nie wpływa to na bieżący zasób kapitału. Olley i Pakes zakładają, że optymalna decyzja inwestycyjna przedsiębiorstwa jest funkcją nieznaną postaci:

$$i_t = i(a_t, k_t), \quad (7)$$

jej odwrotność ma postać:

$$a_t = h(i_t, k_t). \quad (8)$$

Możemy zatem zapisać równanie (5) następująco: (Arnold i Hussinger, 2005), uwzględniając reszty  $u_t$  niewynikające z poziomu produktywności:

$$y_t = h(i_t, k_t) + \alpha k_t + \beta l_t + u_t, \quad (9)$$

lub:

$$y_t = \beta l_t + \phi(i_t, k_t) + u_t, \quad (10)$$

Powyższe równanie może być estymowane za pomocą metod nieparametrycznych lub przybliżenia wielomianem nieznaną funkcji  $\phi = \alpha k_t + h(i_t, k_t)$ . Estymacja ta daje zgodny estymator parametru  $\beta$ .

Przedsiębiorstwo podejmuje swoją decyzję inwestycyjną na podstawie produktywności w okresie  $t$  oraz przyszłej zyskowności. Ponieważ poziom kapitału w okresie  $t + 1$  jest funkcją inwestycji z okresu  $t$ , kapitał i produktywność są skorelowane w okresie  $t + 1$ . Oczekiwania dotyczące produktywności w następnym okresie są funkcją produktywności w okresie  $t$ :  $E(a_{t+1} | a_t, k_t) = a_{t+1} - \psi_{t+1}$  (gdzie  $\psi$  jest błędem w oczekiwaniach przedsiębiorstw). Można zatem zapisać (Pawcnik 2002), że:

$$E(a_t | a_{t-1}, k_{t-1}) = g(a_{t-1}) = g(h(i_{t-1}, k_{t-1})) = g(\phi(i_{t-1}, k_{t-1}) - \beta k_{t-1}), \quad (11)$$

gdzie  $g$  jest nieznaną funkcją  $\phi$  oraz  $k_{t-1}$ . Podstawiając powyższe równanie do równania (5) za  $a_t$  i przekształcając, otrzymujemy:

$$\begin{aligned} y_t - \beta k_{t-1} &= \beta k_t + E(a_t | a_{t-1}, k_{t-1}) + \psi_t + u_t \\ &= \beta k_t + g(\phi(i_{t-1}, k_{t-1}) - \beta k_{t-1}) + \psi_t + u_t \end{aligned} \quad (12)$$

Powyższe równanie można estymować metodami nieliniowymi, przybliżając funkcję  $g$  za pomocą rozwinięcia wielomianowego funkcji  $h$  oraz  $k_{t-1}$ . Otrzymany w ten sposób estymator  $\beta_k$  wraz z estymatorem  $\beta_l$  mogą posłużyć do oszacowania reszt z równania funkcji produkcji.

### 3. Dane i szczegóły estymacji

Oszacowano model probitowy decyzji eksportowej przedsiębiorstw. Badanie zostało przeprowadzone na danych dotyczących polskich przedsiębiorstw w przemyśle przetwórczym, pochodzących ze zbieranych przez Główny Urząd Statystyczny formularzy F-01/F-02 dla lat 1996–2004. Przeprowadzono oddzielne estymacje dla różnych progów udziału eksportu w całkowitych przychodach przedsiębiorstwa, w celu wyeliminowania przedsiębiorstw, w których eksport ma nieznaczący udział w całości przychodów. Stworzono trzy warianty zmiennej zerojedynkowej, odpowiadającej podjętej przez przedsiębiorstwo decyzji eksportowej dla wszystkich przedsiębiorstw o dodatnim eksporcie oraz dla przedsiębiorstw, w których eksport stanowi więcej niż 1% oraz 2,5% przychodów.

Estymowany model ma postać:

$$P(X_{i,t,S} = 1) = \Phi(\alpha_1 Z_{i,t,S} + \alpha_2 W_{i,t,S}), \quad (13)$$

gdzie prawa strona równania oznacza prawdopodobieństwo pozytywnej decyzji eksportowej,  $\Phi$  to wartość dystrybuanty rozkładu normalnego,  $Z_{i,t,S}$  to wektor zmiennych dotyczących poszczególnych przedsiębiorstw, a  $W_{i,t,S}$  to wektor zmiennych sektorowe (indeks  $s$ ).

Zmienne ( $Z$ ) wyjaśniające decyzję eksportową, będące charakterystykami poszczególnych przedsiębiorstw, są następujące.

**A. Produktywność (TFP [ $t - 1$ ])** – zmienna ta jest oszacowana za pomocą opisanej wcześniej metody Olley i Pakesa. Miara efektywności jest relatywna w stosunku do średniej w danym roku i gałęzi. Dane na temat wielkości zaangażowanego kapitału, inwestycji, zatrudnienia oraz wartości dodanej pochodzą z formularzy GUS. Za wielkość kapitału uznano wartość

środków trwałych. Ze względu na możliwą odmienność technologii w poszczególnych sektorach TFP szacowano oddzielnie dla każdej gałęzi, według dwucyfrowej klasyfikacji PKD (większa dezagregacja nie była możliwa z powodu niewielkiej liczby obserwacji w niektórych przypadkach). Przeprowadzono również korektę estymatorów parametrów funkcji produkcji używając modelu probitowego funkcji przetrwania do roku  $t$  (korekta ta ma na celu wyeliminowanie obciążenia parametrów spowodowanego wchodzeniem przedsiębiorstw do gałęzi i wychodzeniem z niej). Równanie (12) przyjmuje w tym przypadku postać:

$$y_t - \beta k_{t-1} = \beta k_t + g(\Phi(i_{t-1}, k_{t-1}) - \beta k_{t-1}, P_t) + \psi_t + u_t, \quad (14)$$

gdzie  $P_t = p(i_{t-1}, k_{t-1})$  jest prawdopodobieństwem przetrwania do roku  $t$ , będącym funkcją wielkości przeszłych inwestycji i kapitału (zob. Pavcnik 2002). Równanie to jest estymowane metodami nieliniowymi przy użyciu rozwinięcia wielomianowego trzeciego stopnia nieznannej funkcji  $g$ .

**B.** Istnieje obawa, że zmienna TFP może być endogeniczna – obecny i przeszły status eksportowy może wpływać na wysokość TFP (hipoteza *learning-by-exporting*). Zasadne wydaje się stosowanie zmiennych instrumentalnych, jest to jednak problematyczne w modelu probitowym. Zamiast tego zastosowano jednookresowe opóźnienie TFP w równaniu regresji, co powinno wyeliminować problem endogeniczności. Formalny test na kierunek przyczynowości pomiędzy TFP a statusem eksportowym przeprowadzono w dalszej części pracy.

**C.** Eksporter  $[t - 1]$  – opóźniony status eksportowy. Istotność tej zmiennej jest w dużej mierze miernikiem znaczenia kosztów stałych wejścia na rynek eksportowy. Jeżeli jest istotna, a estymator dodatni, obecność przedsiębiorstwa na rynku eksportowym jest stabilna. Jeżeli poprzedni status eksportowy nie determinuje obecnej decyzji eksportowej, koszty wejścia na rynek eksportowy są nieistotne lub nie muszą być ponoszone przy kolejnych wejściach (zob. Roberts i Tybout 1997).

**D.** Wielkość – zmienna mierząca wielkość przedsiębiorstwa logarytmem zatrudnienia. Większe przedsiębiorstwa lepiej wykorzystują korzyści skali i mogą być efektywniejsze. Jednocześnie koszt wejścia na rynek eksportowy w ogólnych kosztach przedsiębiorstwa może być relatywnie mniejszy w stosunku do przychodów w relatywnie większych przedsiębiorstwach.

**E.** Zagraniczne – zmienna zerojedynkowa określająca przeważającą zagraniczną własność przedsiębiorstwa. Przedsiębiorstwa zagraniczne często działają w ramach większej struktury przedsiębiorstwa wielonarodowego i profil ich działalności często wiąże się z koniecznością intensywnego udziału w handlu międ-

zynarodowym (produkcja komponentów, import surowców itp.).

**F.** Państwowe – zmienna zerojedynkowa określająca przeważającą państwową własność przedsiębiorstwa. Z jednej strony przedsiębiorstwa państwowe uznaje się za mniej efektywne, ponieważ nierzadko realizują inne cele niż maksymalizacja zysku. Zgodnie z przedstawioną powyżej teorią, przedsiębiorstwa te powinny rzadziej uczestniczyć w rynku zagranicznym. Z drugiej jednak strony w przypadku państw transformujących się, takich jak Polska, przedsiębiorstwa państwowe są obecne na rynku znacznie dłużej niż przedsiębiorstwa prywatne i koszty wejścia na rynek zagraniczny mogły być poniesione znacznie wcześniej, niż w przypadku przedsiębiorstw prywatnych.

**G.** Wielkie – zmienna zerojedynkowa przyjmująca wartość 1 dla przedsiębiorstw zatrudniających ponad 500 pracowników.

W regresji ujęto też następujące zmienne sektorowe ( $W$ ):

**A.** Koncentracja – współczynnik koncentracji Herfindahla obliczony na podstawie danych o przychodach poszczególnych przedsiębiorstw w gałęzi na poziomie trzycyfrowej klasyfikacji EKD. Przedsiębiorstwa działające w sektorach o dużej koncentracji mogą generować wyższe zyski i jednocześnie mogą łatwiej ponieść koszty rozpoczęcia eksportu. Zwiększona konkurencja na rynku krajowym przy jednocześnie niewysokim poziomie kosztów rozpoczęcia eksportu może jednak zachęcać przedsiębiorstwa do szukania zysku na rynku zagranicznym.

**B.** Penetracja importu – współczynnik udziału importu do całkowitej sprzedaży na rynku krajowym, obliczone na podstawie danych o handlu międzynarodowym OECD (baza danych ITCS) dla lat 1996–2004 i wielkości sprzedaży na podstawie danych z formularzy F-01. Zwiększenie penetracji importowej powoduje kurczenie się zysków na rynku krajowym i „wypycha” przedsiębiorstwa na rynek zagraniczny.

**C.** Bariery techniczne w handlu (TBT) – zmienna zerojedynkowa. Ponieważ wszystkie tradycyjne instrumenty polityki handlowej w handlu z największym polskim partnerem, czyli Unią Europejską, zostały zniesione, jedyne pozostałe bariery w handlu, szczególnie pod koniec badanego okresu, to bariery instytucjonalne. Różne podejścia UE do znoszenia barier technicznych: harmonizacja standardów lub wzajemne uznanie, wynikające z Programu Jednolitego Rynku, wskazują na występowanie szczególnie wysokich barier technicznych w danym sektorze. Dane na ten temat w trzycyfrowej klasyfikacji EKD zostały zaczerpnięte z publikacji Komisji Europejskiej (1998).

Nieobserwowalne efekty czasowe i sektorowe kontrolowane są w procesie estymacji dzięki zastosowaniu zmiennych zerojedynkowych.

## 4. Wyniki badania

### 4.1. Wyniki estymacji

Tabela 2 pokazuje wyniki estymacji modelu probitowego. Przeprowadzone szacunki prawdopodobieństwa eksportu dotyczą przedsiębiorstw, w których wartość eksportu przekracza 1% przychodów. Obliczeń dokonano dla wszystkich przedsiębiorstw, a także dla grupy przedsiębiorstw prywatnych i przedsiębiorstw o przeważającym udziale kapitału krajowego. Dla wszystkich trzech grup wyniki są w dużej mierze zbliżone<sup>3</sup>.

Przeszły status eksportowy jest istotny dla wszystkich badanych grup przedsiębiorstw. Może to wskazywać na istotność mechanizmu, o którym piszą Roberts i Tybout (1997). Po wejściu na rynek zagraniczny przedsiębiorstwa utrzymują się na nim ze względu na konieczność poniesienia stałych kosztów wejścia. Ponadto, dla wielu polskich przedsiębiorstw przychody z eksportu stanowią istotną część wszyst-

<sup>3</sup> Zauważmy, że trzy grupy nie są istotnie różne, jako że próby przedsiębiorstw zagranicznych oraz publicznych stanowią około 20% wszystkich przedsiębiorstw.

kich przychodów i nawet gdy w krótkim okresie ponoszą one straty z tego tytułu, to oczekiwania długookresowe powstrzymują je od wycofania się. Obecność przedsiębiorstw na rynku eksportowym przez dłuższe okresy może też być spowodowana sytuacją na rynku krajowym (zwiększająca się penetracja importu), inercją TFP lub czynnikami zewnętrznymi. Efekty te są jednak kontrolowane dzięki uwzględnieniu w estymowanym modelu odpowiednich zmiennych.

Tabela 3 pokazuje obliczone efekty krańcowe dla średnich wartości zmiennych objaśniających dla regresji w grupie wszystkich przedsiębiorstw. W przypadku zmiennych zerojedynkowych tabela pokazuje wynik zmiany wartości zmiennej z 0 na 1. Wynika z tego, że prawdopodobieństwo eksportu w okresie  $t$  wzrasta o 77%, jeżeli przedsiębiorstwo eksportuje w okresie  $t - 1$ . Przeszły status eksportowy jest zatem głównym czynnikiem determinującym bieżący status eksportowy.

Estymator współczynnika przy zmiennej TFP jest istotny na poziomie 1% we wszystkich badanych przypadkach. Wskazuje to na występowanie efektów samoselekcji przedsiębiorstw na rynek eksportowy, zgodnie z cytowaną wcześniej literaturą teoretyczną.

Tabela 2. Wyniki estymacji probitowej

Zmienna	Wszystkie	Prywatne	Krajowe
Eksporter ( $t-1$ )	2,453 (107,45)***	2,443 (99,39)***	2,442 (101,33)***
TFP ( $t-1$ )	1,021 (3,91)***	1,067 (3,81)***	1,242 (4,30)***
Wielkość (log[zatrudnienie])	0,108 (4,23)***	0,097 (3,53)***	0,113 (4,11)***
Państwowe	0,087 (2,52)**		0,077 (2,25)**
Wielkie	0,079 (1,58)	0,100 (1,80)*	0,046 (0,85)
Zagraniczne	0,478 (13,68)***	0,486 (13,81)***	
Koncentracja	0,057 (2,22)**	0,036 (1,27)	0,093 (3,26)***
Penetracja importu	0,184 (2,31)**	0,188 (2,18)**	0,133 (1,59)
TBT	-0,218 (4,02)***	-0,264 (4,44)***	-0,154 (2,67)***
Stała	-2,465 (11,13)***	-3,044 (7,35)***	-2,931 (12,28)***
<b>Liczba obserwacji</b>	<b>28 365</b>	<b>24 626</b>	<b>23 449</b>
<b>Zmienne zerojedynkowe:</b>			
<b>Lata</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>
<b>Gałęzie</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>

Uwaga: wyniki estymacji, statystyki z w nawiasach.

\* istotne na poziomie 10%

\*\* istotne na poziomie 5%

\*\*\* istotne na poziomie 1%

Źródło: obliczenia własne.



Tabela 3. *Efekty krańcowe*

Zmienna	Efekt krańcowy	Wartość X
Państwowe	0,030	zmiana 0 - > 1
Wielkie	0,027	zmiana 0 - > 1
Zagraniczne	0,154	zmiana 0 - > 1
Eksporter ( $t-1$ )	0,768	0,603
TFP ( $t-1$ )	0,362	1,009
Wielkość	0,038	5,200
Koncentracja	0,020	0,507
Penetracja importu	0,065	0,286
TBT	-0,068	zmiana 0 - > 1
1998 r.	-0,077	zmiana 0 - > 1
1999 r.	-0,093	zmiana 0 - > 1
2000 r.	-0,034	zmiana 0 - > 1
2001 r.	-0,028	zmiana 0 - > 1
2002 r.	-0,048	zmiana 0 - > 1
2003 r.	0,000	zmiana 0 - > 1
2004 r.	0,071	zmiana 0 - > 1

Źródło: obliczenia własne.

Należy tu jednak zaznaczyć, że mechanizm samoselekcji nie musi działać według tych samych zasad, co w modelu Melitza (s. 1716), gdzie przedsiębiorstwa konkurują o ograniczone zasoby produkcyjne. Kanał oddziaływania może się tutaj wiązać z bezpośrednią presją konkurencyjną (lub też wahaniem koniunkturalnymi czy czynnikami zewnętrznymi), „wypychającą” przedsiębiorstwa na rynek zagraniczny. Przedsiębiorstwa bardziej efektywne, które są w stanie sprostać konkurencji na rynkach zagranicznych, w obliczu „kurczenia” się rynku krajowego angażują się w eksport w poszukiwaniu nowych źródeł przychodów. Efekt ten jest silniejszy w grupie przedsiębiorstw krajowych niż w grupie wszystkich przedsiębiorstw, co prawdopodobnie wynika z faktu, że na obecność przedsiębiorstw zagranicznych na rynku zagranicznym mniejszy wpływ mają czynniki zewnętrzne i ich działalność jest uzależniona od importu i eksportu. Zwiększenie zmiennej TFP o 10% w stosunku do średniej z próby powoduje zwiększenie prawdopodobieństwa eksportu o około 4%.

Zmienna wielkość jest istotna w wyjaśnianiu decyzji eksportowej przedsiębiorstw we wszystkich badanych grupach. Wzrost wielkości przedsiębiorstwa mierzonej zatrudnieniem z średniego poziomu 181 pracowników do 281 pracowników powoduje zwiększenie prawdopodobieństwa eksportu o niecałe 2%. Zmienna zerojedynkowa „wielkie”, skorelowana ze zmienną „wielkość” nie ma dużego wpływu na decyzję eksportową (poza przypadkiem grupy przedsiębiorstw prywatnych, gdzie zmienna ta jest istotna na poziomie 10%).

Zarówno zmienna „państwowe”, jak i zmienna „zagraniczne” silnie wpływają na bieżący status eksportowy polskich przedsiębiorstw. Jak wspomniano, przed-

siębiorstwa państwowe mogą mieć lepszą pozycję na rynku zagranicznym ze względu na ich relatywnie dłuższą historię i – prawdopodobnie wynikającą z większego doświadczenia – bardziej rozwiniętą sieć kontrahentów zagranicznych czy dystrybucji. Przedsiębiorstwa zagraniczne w sposób naturalny uczestniczą w wymianie handlowej w ramach przedsiębiorstw wielonarodowych, zatem dodatni i istotny estymator nie budzi zastrzeżeń. Efekt krańcowy zmiennej „państwowe” wynosi 3% i o tyle większe jest prawdopodobieństwo eksportu wśród przedsiębiorstw publicznych, przy innych czynnikach równych. Prawdopodobieństwo eksportu przez przedsiębiorstwa zagraniczne jest wyższe o ponad 15 punktów procentowych niż w przypadku pozostałych przedsiębiorstw przy innych czynnikach równych. Przeciętne przedsiębiorstwo zagraniczne, które eksportowało w okresie  $t-1$  będzie zatem eksportowało w okresie  $t$  z prawdopodobieństwem ponad 91%.

Koncentracja rynku jest istotną zmienną objaśniającą w grupie wszystkich przedsiębiorstw oraz przedsiębiorstw krajowych. Im większa koncentracja rynku, tym większe jest prawdopodobieństwo eksportowania. Jednak krańcowy efekt zmiany koncentracji nie jest wysoki – zmiana współczynnika o 1 ze średniej wynoszącej 0,507 powoduje jedynie 2-procentowe zwiększenie się prawdopodobieństwa eksportu. Niewykluczone, że tak niski wpływ koncentracji<sup>4</sup> jest powodowany znoszeniem się dwóch przeciwstawnych efektów z nią związanych – szukania nowych rynków przez przedsiębiorstwa w obliczu zwiększonej konkurencji oraz zdobywania rynków zagranicznych przez przedsiębiorstwa o pozycji monopolistycznej na rynku krajowym.

<sup>4</sup> Współczynnik Herfindahla jest tutaj tak przeskalowany, że przyjmuje on wartości od 0 – konkurencja doskonała – do 10 – monopol.

Tabela 4. Bariery techniczne w handlu

Zmienna	Estymator (stat. z)	Estymator (stat. z)	Estymator (stat. z)
Wzajemne uznanie	0,005 (0,07)		
Nowe podejście	-0,109 (2,18)**		
Stare podejście	-0,066 (0,97)		
Harmonizacja		-0,097 (2,60)***	
TBT			-0,218 (4,02)***

Uwaga: Wyniki estymacji, statystyki z w nawiasach.

\* istotne na poziomie 10%.

\*\* istotne na poziomie 5%.

\*\*\* istotne na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Penetracja importu jest istotna we wszystkich badanych przypadkach. Podobnie jak w przypadku koncentracji jej wpływ na badaną zmienną nie jest bardzo duży – zwiększenie się penetracji importowej o 0,1 powoduje wzrost prawdopodobieństwa eksportu o 0,65 punktu procentowego.

Zmienna TBT (bariery techniczne w handlu) jest istotna i ujemna dla wszystkich grup przedsiębiorstw. Stosowanie którejś regulacji UE do znoszenia barier technicznych powoduje zmniejszenie się prawdopodobieństwa eksportu o około 7%. Wartość ta jest stosunkowo duża, biorąc pod uwagę relatywne wartości pozostałych zmiennych wyjaśniających status eksportowy. Nasuwa się jednak pytanie, czy to polityka UE prowadzi do powstania barier wejścia na rynek eksportowy. Biorąc pod uwagę, że polski eksport jest w coraz większym stopniu objęty co najmniej jedną z unijnych regulacji polityki dotyczącej TBT, wydaje się, że ujemna wartość tego estymatora wskazuje raczej na ogólnie wyższy poziom kosztów handlu w sektorach objętych unijnymi regulacjami niż w sektorach nieobjętych nimi (polityka UE z założenia dotyczy sektorów, gdzie poziom barier technicznych w handlu jest wysoki).

Tabela 4 pokazuje różne warianty uwzględnienia zmiennych TBT w równaniu regresji. Rozbicie unijnych regulacji na trzy typy: wzajemne uznanie, stare podejście (szczegółowe wymagania dotyczące charakterystyk produktów), nowe podejście (ogólne wymogi występujące obok regulacji krajowych), pokazuje, że w sektorach, gdzie występuje nowe podejście do TBT, spadek prawdopodobieństwa eksportu jest największy. W wielu sektorach występuje więcej niż jedno podejście Unii do TBT i podejścia te są w dużej mierze skorelowane ze sobą. W związku z tym na tym poziomie agregacji trudno jest wnioskować na temat relatywnej efektywności instrumentów znoszenia barier technicznych w handlu. Wydaje się jednak, że

poziom barier technicznych w handlu jest wyższy w sektorach objętych nowym i starym podejściem niż w sektorach objętych wzajemnym uznaniem. Potwierdza to estymator zmiennej „harmonizacja”, łączący występowanie starego i nowego podejścia w jednej zmiennej zerojedynkowej, który jest ujemny i istotny.

Efekty krańcowe obliczone dla zmiennych zerojedynkowych, odpowiadające poszczególnym okresom, wskazują na stopniowe zwiększanie się udziału eksporterów w ogólnej liczbie przedsiębiorstw. Prawdopodobieństwo eksportowania pomiędzy 1999 a 2003 r. zwiększa się o 8 punktów procentowych. Bardzo istotnie zwiększył się udział eksporterów w całkowitej liczbie przedsiębiorstw między 2003 a 2004 r. Prawdopodobieństwo eksportu zwiększa się o 7 punktów procentowych. Może się to wiązać zarówno z wychodzeniem polskiej gospodarki z recesji w 2004 r., jak i przystąpieniem Polski do UE w maju 2004 r., co „skokowo” ułatwiło wejście na rynek zagraniczny.

#### 4.2. Produktywność a decyzja o eksporcie – analiza wrażliwości

Zbadano wrażliwość równania regresji na zmiany specyfikacji zmiennej dotyczącej produktywności oraz na zmiany prognozy udziału przychodów z eksportu w ogólnych przychodach. Tabela 5 pokazuje wyniki estymacji dla różnych wariantów definicji zmiennej „eksporter” (0% – eksport większy od zera, 1% i 2,5%) oraz dla alternatywnych kalkulacji wydajności – wydajności pracy (stosunek wartości dodanej do zatrudnienia), TFP szacowanego bez korekty mechanizmu samoselekcji przedsiębiorstw w próbie (wejścia przedsiębiorstw na rynek i wyjścia z niego), a także tzw. TFP absolutnego. We wszystkich wcześniejszych kalkulacjach użyto zmiennej TFP relatywnego wobec średniego poziomu w gałęzi i w danym okresie.

Tabela 5. *Badanie wrażliwości*

Próg eksportu	TFP z selekcją	TFP z selekcją	TFP z selekcją	Wydajność pracy	TFP bez selekcji	TFP absolutne
	1%	0%	2,5%	1%	1%	1%
Eksporter ( $t-1$ )	2,453 (107,45)***	2,107 (91,24)***	2,530 (110,96)***	2,451 (107,31)***	2,452 (108,00)***	2,454 (108,08)***
TFP ( $t-1$ )	1,021 (3,91)***	2,132 (8,21)***	0,667 (2,59)***	0,077 (4,71)***	1,002 (3,89)***	0,066 (3,35)***
Wielkość (log[zatrudnienie])	0,108 (4,23)***	0,130 (5,21)***	0,117 (4,70)***	0,173 (8,97)***	0,178 (9,30)***	0,118 (4,64)***
– państwowe	0,087 (2,52)**	0,123 (3,65)***	0,051 (1,48)	0,085 (2,47)**	0,089 (2,59)***	0,089 (2,60)***
– wielkie	0,079 (1,58)	0,123 (2,13)**	0,057 (1,17)	0,076 (1,52)	0,081 (1,64)	0,083 (1,67)*
– zagraniczne	0,478 (13,68)***	0,567 (14,93)***	0,477 (14,19)***	0,460 (13,08)***	0,467 (13,51)***	0,476 (13,71)***
– koncentracja	0,057 (2,22)**	0,120 (4,08)***	0,035 (1,47)	0,050 (1,96)*	0,055 (2,14)**	0,052 (2,04)**
– penetracja importu	0,184 (2,31)**	0,159 (1,98)**	0,174 (2,29)**	0,214 (2,67)***	0,186 (2,34)**	0,186 (2,34)**
TBT	-0,218 (4,02)***	-0,281 (4,98)***	-0,177 (3,40)***	-0,220 (4,04)***	-0,201 (3,68)***	-0,204 (3,72)***
Stała	-2,465 (11,13)***	-3,545 (16,20)***	-2,901 (9,35)***	-2,119 (11,75)***	-2,402 (9,73)***	-1,820 (10,98)***
<b>Liczba obserwacji</b>	<b>28 365</b>	<b>28 365</b>	<b>28 365</b>	<b>28 365</b>	<b>28 640</b>	<b>28 640</b>
<b>Zmienne zerojedynkowe:</b>						
<b>lata</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>
<b>gałęzie</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>	<b>TAK</b>

Uwaga: wyniki estymacji, statystyki z w nawiasach.

\* istotne na poziomie 10%.

\*\* istotne na poziomie 5%.

\*\*\* istotne na poziomie 1%.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki badania wskazują na pewną wrażliwość wysokości oszacowanych parametrów zmiennej TFP na zmianę progu definicji eksportera. W razie uznania za eksporterów wszystkich przedsiębiorstw, których przychody z eksportu są większe od zera, oszacowany estymator jest ponad dwa razy wyższy niż w przypadku progu 1-procentowego i trzy razy wyższy niż dla 2,5-procentowego udziału eksportu w przychodach. Można zatem przypuszczać, że wśród przedsiębiorstw, których eksport jest dodatni, lecz poniżej założonego progu, produktywność ma podobny poziom, jak wśród przedsiębiorstw powyżej progu. Zakwalifikowanie tych przedsiębiorstw jako nieeksportujących zwiększa zatem przeciętną produktywność nieeksporterów i to wpływa na obniżenie się wartości estymatora. We wszystkich trzech przypadkach estymator ten jest dodatni i istotny.

Istotność zmiennej „państwowe” oraz „wielkie” zmienia się w zależności od przyjętego progu. Dla definicji eksportera opartej na niżej określonym progu zwiększa się istotność obu zmiennych. Wynika to z faktu, że przedsiębiorstwa państwowe charakteryzują się niższym stosunkiem przychodów z eksportu

do całości przychodów niż przedsiębiorstwa prywatne. Z kolei przedsiębiorstwa wielkie mają średnio wyższy udział eksportu w przychodach niż pozostałe przedsiębiorstwa.

Zastosowanie wydajności pracy jako zmiennej mierzącej produktywność nie zmienia w większym stopniu dotychczasowych wniosków z pracy. Estymator parametru związanego z tą zmienną jest dodatni i istotny. Wielkość estymatora w sposób oczywisty różni się od estymatora związanego ze zmienną „relatywne TFP” ze względu na inną definicję tej zmiennej. Podobne wnioski dotyczą zmiennej TFP absolutne – jest ona dodatnia i istotna, lecz nieporównywalna ze zmienną relatywną. Należy jednak mieć świadomość, że wariancja zmiennej „absolutne TFP” jest różna w zależności od sektora (dla każdego sektora estymowano inną funkcję produkcji) i wnioski z oszacowania tego estymatora mogą wynikać z różnic międzysektorowych, a niekoniecznie z heterogeniczności przedsiębiorstw. Zastosowanie mechanizmu korekty za pomocą autoselekcji przedsiębiorstw na rynku nie prowadzi do wyraźnych zmian wysokości estymatora związanego ze zmienną TFP.

Tabela 6. Doświadczenie z eksportu

Zmienna objaśniana	Eksporter	
Próg eksportu	0%	1%
$H_0: B[TFP(t-1)] = B[TFP(t-2)] = 0$	4,98***	5,51***
Zmienna objaśniana	TFP	
Próg eksportu	0%	1%
$H_0: Eksporter(t-1) = Eksporter(t-2) = 0$	1,40	0,21

Uwaga: statystyki testowe F

\*\*\*odrzućcie  $H_0$  przy 1% istotności.

Źródło: obliczenia własne.

Wyniki wskazujące na istotność zmiennej TFP skłaniają do postawienia sobie pytania: czy rzeczywiście występuje mechanizm samoselekcji przedsiębiorstw na rynek eksportowy, gdzie istotnym czynnikiem wyboru jest produktywność, czy też model jest źle wyspecyfikowany i zależność jest odwrotna: przedsiębiorstwo jest bardziej produktywnie, ponieważ eksportuje.

Podobnie jak Arnold i Hussinger (2005) odpowiedź na to pytanie próbowano znaleźć, wykorzystując koncepcję przyczynowości w sensie Grangera. Zbudowano zatem prosty model wektorowo-autoregresyjny (VAR), w którym zmienną objaśnianą jest produktywność (lub status eksportowy), a zmiennymi objaśniającymi są przeszłe wartości produktywności i statusu eksportowego. Maksymalne opóźnienie wynosi tutaj dwa okresy, ze względu na stosunkowo niewielką liczbę okresów w próbie. Model jest estymowany za pomocą efektów stałych, w celu wyeliminowania obciążenia związanego z pominiętymi zmiennymi.

Formalnie model ma postać:

$$TFP_{i,t} = X_{i,t-1} + X_{i,t-2} + TFP_{i,t-1} + TFP_{i,t-2} + \mu_i + u_{i,t}, \quad (15)$$

dla weryfikacji hipotezy *learning-by-exporting* oraz:

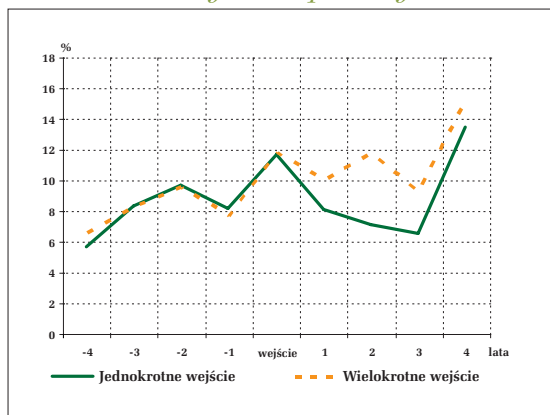
$$X_{i,t} = X_{i,t-1} + X_{i,t-2} + TFP_{i,t-1} + TFP_{i,t-2} + \mu_i + u_{i,t}, \quad (16)$$

dla weryfikacji hipotezy o samoselekcji, gdzie  $\mu_i$  to efekty stałe, a  $u_{i,t}$  to błąd regresji.

Tabela 6 przedstawia statystyki testowe testu na istotność opóźnionych zmiennych „eksporter” oraz „TFP” w wyjaśnianiu bieżących wartości tych zmiennych, jako test hipotezy „*learning-by-exporting*”.

Przeprowadzono testy na istotność przeszłego statusu eksportowego w wyjaśnianiu bieżącej wartości TFP oraz istotność przeszłego TFP w wyjaśnianiu bieżącego statusu eksportowego. Tabela 6 prezentuje statystyki testowe hipotezy o nieistotności badanej zmiennej w wyjaśnianiu odpowiedniej zmiennej endogenicznej. Wyniki te wskazują na wyraźny kierunek przyczynowo-skutkowy: od TFP do decyzji eksportowej (model odrzuca hipotezę  $H_0$  na 1-procentowym poziomie istotności). Jednocześnie brak jest przesłanek pozwalających na przyjęcie hipotezy o występowaniu doświadczenia z eksportu. Należy jednak pamiętać, że badane opóźnienia są stosunkowo krótkie, więc model nie jest w stanie wyłapać zależności typu *learning-by-exporting* wynikających z dłuższej obecności na rynku zagranicznym.

Wykres 2 Zmiany produktywności przy wchodzeniu na rynek eksportowy



Uwaga: wykres pokazuje odchylenie produktywności przedsiębiorstw wchodzących na rynek eksportowy od średniej, w procentach odchylenia standardowego. Efekt ten jest oczyszczony z wahań rocznych i sektorowych.  
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wykres 3 Zmiany wielkości eksportu po wejściu na rynek eksportowy



Uwaga: wykres pokazuje wielkość eksportu przedsiębiorstw wchodzących na rynek eksportowy jako udział całości przychodów. Efekt ten jest oczyszczony z wahań rocznych i sektorowych.  
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Czy zatem rzeczywiście istnieje tylko mechanizm samoselekcji, a przedsiębiorstwa eksportujące nie zwiększają swojej produktywności dzięki kontaktowi z nowymi rynkami, restrukturyzacji wymuszonej przez konkurencję na zagranicznych rynkach czy przenoszenie doświadczeń zagranicznych na rynek krajowy. Spróbowano odpowiedzieć na to pytanie, śledząc przebieg produktywności przedsiębiorstw, które wchodzą na rynek eksportowy.

Wykres 2 pokazuje przebieg produktywności przedsiębiorstw w ciągu czterech lat poprzedzających rozpoczęcie eksportu i czterech kolejnych lat bezpośrednio następujących po tym fakcie. Obliczenia przeprowadzono oddzielnie dla przedsiębiorstw, które wchodzą na rynek zagraniczny tylko raz, oraz dla przedsiębiorstw, które wchodziły na ten rynek więcej niż raz w badanym okresie (obliczenia te przeprowadzono dla przedsiębiorstw, których eksport jest większy od zera, aby wyeliminować problem wielokrotnych wejść i wyjść przedsiębiorstw, których udział eksportu w przychodach oscyluje wokół progu).

Widzimy, że w przypadku przedsiębiorstw wchodzących jednokrotnie lokalne maksimum produktywności (istotnie większe od zera oraz wartości TFP dla okresu  $t - 4$ ) występuje w momencie rozpoczęcia eksportu. W kolejnych okresach produktywność spada, po czym w okresie  $t + 4$  gwałtownie rośnie. Przedsiębiorstwa, które wielokrotnie wchodzą na rynek, nie obserwują spadku wydajności po wejściu na rynek (co oczywiście wynika z faktu, że w obliczeniach tych niektóre okresy liczą się jako okresy wejścia i wyjścia jednocześnie).

Zmiany eksportu w stosunku do przychodów (przedsiębiorstw wchodzących na rynek jednokrotnie) pokazuje wykres 3. Widzimy, że od pierwszego roku eksportowania, wartość eksportu rośnie z około 5% przychodów do około 11% w cztery lata po rozpoczęciu eksportu. Średni udział eksportu w przychodach w 2004 r. wyniósł około 26%. Niewykluczone, że efekty *learning-by-exporting* są osiąmane wraz ze wzrostem znaczenia eksportu w przychodach i raczej występują w dłuższym okresie. Przy próbie wynoszącej 8 okresów ocena tych efektów jest prawdopodobnie niemożliwa.

## Podsumowanie

W badaniu wykorzystano dane mikroekonomiczne na temat polskich przedsiębiorstw do oceny determinant ich decyzji eksportowej. Otrzymane wyniki wskazują na istotność produktywności przedsię-

biorstw w podejmowaniu tej decyzji. Wniosek ten jest niezależny od przyjętej miary efektywności i wskazuje na istnienie mechanizmu samoselekcji – prawdopodobieństwo eksportowania jest większe w przypadku przedsiębiorstw bardziej efektywnych. Jednocześnie, istotność przeszłego statusu eksportowego i jego znaczny wpływ na decyzję eksportową wskazują – zgodnie z interpretacją literatury – na dużą inercję przedsiębiorstw na rynku zagranicznym, co świadczy o dużym znaczeniu kosztów stałych wejścia na rynek. Jest to niewątpliwie zgodne z intuicją – rozpoczęcie eksportu wymaga nawiązania kontaktów handlowych, organizacji sieci sprzedaży, zapewnienia wsparcia klientów itd.

Wyniki estymacji wskazują także, że przedsiębiorstwa państwowe eksportują częściej niż przedsiębiorstwa prywatne, co może wynikać z ich większego doświadczenia i dłuższej obecności na rynku. Również przedsiębiorstwa zagraniczne częściej eksportują – prawdopodobieństwo, że przedsiębiorstwo eksportuje, jest w ich przypadku wyższe o około 15 punktów procentowych. Niewątpliwie jest to wynikiem działania przedsiębiorstw zagranicznych w ramach większych struktur.

Przeprowadzono również próbę weryfikacji wpływu eksportu na produktywność przedsiębiorstw – mechanizm nabywania doświadczenia z uczestnictwem w rynku eksportowym. Prosty test na przyczynowość Grangera nie pozwala nam na przyjęcie hipotezy *learning-by-exporting*. Jednocześnie zdecydowanie potwierdza istnienie odwrotnej przyczynowości, co świadczy o zasadności założeń estymowanego modelu probitowego. Wniosek wydaje się niezgodny z intuicją – obserwowane w rzeczywistości przedsiębiorstwa wielonarodowe, które z założenia opierają swoją działalność na eksporcie, są często bardziej efektywne. Wynika to z pewnością z dostępu do tańszej zagranicznej siły roboczej, ale także z kontaktów i doświadczeń tych przedsiębiorstw na wielu rynkach jednocześnie.

Prześledzono zmiany produktywności przedsiębiorstw wchodzących na rynek. Osiągają one znaczny przyrost produktywności dopiero w cztery lata po wejściu na rynek eksportowy. Wskazywałoby to na istnienie jednej, krótkookresowej zależności: produktywność – eksport, oraz drugiej, długookresowej: eksport – produktywność. Empiryczna weryfikacja tej hipotezy wymaga jednak dłuższego szeregu czasowego i niewątpliwie jest przedmiotem dalszych badań, a wnioski wynikające z formalnych testów przyczynowości należy traktować ostrożnie.



## Bibliografia

- Arnold J.M., Hussinger K. (2005), *Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing*, "Review of World Economics", 141 (2), s. 220–239.
- Aw B.Y., Chen X., Roberts M.J. (1997), *Firm-level Evidence on Productivity Differentials, Turnover, and Exports in Taiwanese Manufacturing*, "Working Paper", No. 6235, NBER, Cambridge.
- Bernard A.B., Eaton, J. Jensen, J.B., Kortum S. (2003), *Plants and Productivity in International Trade*, "American Economic Review", 93 (4), s. 1268–1290.
- Bernard A.B. Jensen J.B. (1997), *Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?*, "Working Paper", No. 6272, NBER, Cambridge.
- Bernard A.B., Jensen J.B. (1999), *Exporting and Productivity*, "Working Paper", No. 7135, NBER, Cambridge.
- Bernard A.B. Jensen J.B., Schott P.K. (2003), *Falling Trade Costs, Heterogeneous Firms, and Industry Dynamics*, "Working Paper", No. 9639, NBER, Cambridge.
- Clerides S.K., Lach S., Tybout J. (1998), *Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico and Morocco*, "Quarterly Journal of Economics", vol. CXIII, s. 903–948.
- Estrin S., Konings J., Żółkiewski Z., Angelucci M. (2002), *The Effect of Ownership and Competitive Pressure on Firm Performance in Transition Countries. Micro Evidence from Bulgaria, Romania and Poland*, "LICOS Discussion Papers", No. 10401, LICOS – Centre for Transition Economics, K. U. Leuven.
- Helpman E., Krugman P.R. (1985), *Market structure and foreign trade: increasing returns, imperfect competition, and the international economy*, MIT Press, Cambridge.
- Krugman P. (1980), *Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade*, "American Economic Review", 70 (5), s. 950–59.
- Komisja Europejska (1998), *Technical Barriers to Trade*. "The Single Market Review", Tom I, Seria III (Dismantling of Barriers), European Commission, Luxemburg.
- Levinsohn J., Petrin A. (2003), *Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables*, "Review of Economic Studies", 70 (2), s. 317–341.
- Melitz M.J. (2003), *The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity*, "Econometrica", 71 (6), s. 1695–1725.
- Olley G.S., Pakes A. (1996), *The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry*, "Econometrica", 64 (6), s. 1263–1297.
- Pavcnik N. (2002) *Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvement: Evidence from Chilean Plants*, "Review of Economic Studies", 69 (1), s. 245–276.
- Roberts M.J., Tybout J.R. (1997), *The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs*, "American Economic Review", 87 (4), s. 545–64.