

# Determinanty wzrostu polskich przedsiębiorstw giełdowych

Patrycja Grinberger\*, Natalia Nehrebecka\*\*

## Streszczenie

Artykuł podejmuje problematykę wzrostu polskich przedsiębiorstw niefinansowych w latach 1998–2012. W pierwszej części omówiono teorie wzrostu przedsiębiorstw oraz dokonano przeglądu aktualnych badań empirycznych. W części badawczej zaprezentowano analizę czynników wzrostu polskich spółek giełdowych, wykorzystując systemowy estymator Uogólnionej Metody Momentów. Zastosowano również dynamiczny model probitowy w celu oceny wpływu poszczególnych zmiennych na prawdopodobieństwa zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą. Wyniki wskazały kluczową rolę innowacyjności w zapewnianiu szybkiego wzrostu przedsiębiorstw w Polsce. Dodatkowo, przeprowadzono dekompozycję wariancji wzrostu w podziale na charakterystyki makroekonomiczne, strukturalne oraz finansowe analizowanych firm.

**Słowa kluczowe:** wzrost przedsiębiorstw, systemowy estymator GMM, dynamiczny probit, dekompozycja wariancji wzrostu

**Kody JEL:** G30, L25, L26

**DOI:** 10.17451/eko/43/2015/110

---

\* Absolwentka Wydziału Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski.

\*\* Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski oraz Narodowy Bank Polski.

## 1. Wprowadzenie

Najważniejszym celem współczesnych przedsiębiorstw jest długotrwały rozwój. W obliczu nasilonej konkurencji i zmiennego otoczenia gospodarczego proces ten jest jednakże dość utrudniony. Prowadzenie działalności obarczone jest znacznym ryzykiem, ponieważ warunki, w jakich przychodzi właścicielom zarządzać firmą, determinowane są wieloma aspektami. Wśród nich wymienić można zarówno czynniki wewnętrzne przedsiębiorstwa, obejmujące jego strukturę i opisujące sytuację finansową, ale również tło zewnętrzne, związane z przestrzenią prowadzonej działalności i rzeczywistością gospodarczą.

Problem wzrostu firm wydaje się kluczowy zarówno z perspektywy mikro, jak i makroekonomicznej. Przede wszystkim, każde przedsiębiorstwo dąży do zarządzania swoimi finansami w sposób zapewniający mu nie tylko przetrwanie na rynku, ale również możliwie największą rentowność i rozwój. Dodatkowo, badania zagraniczne przeprowadzone po ostatnim załamaniu gospodarczym wskazały, że firmy rozwijające się mają fundamentalne znaczenie dla poprawy kondycji współczesnych gospodarek (Mitusch i Schimke 2011). W związku z tym w ostatnich latach Komisja Europejska podkreśla szczególną rolę przedsiębiorstw o szybkim wzroście dla zwiększania poziomu produktywności po okresie recesji. Według wielu badaczy firmy ponadprzeciętnie rosnące są w istotnym stopniu odpowiedzialne za wzrost zatrudnienia i rozwój ekonomiczny poszczególnych regionów (m.in. Giannangeli *et al.* 2008; Segarra i Teruel 2010). Aktualnie znaczna część badań dotyczy rynku hiszpańskiego, ze względu na szczególnie trudną sytuację przedsiębiorstw w tym kraju, będącą następstwem kryzysu gospodarczego (m.in. Segarra i Teruel 2011; Lopez-Garcia i Puente 2012; Barba Navaretti *et al.* 2014). Na skutek gwałtownego spadku dostępu do kredytów, załamania w branży budowlanej i szybkiego wzrostu cen wiele firm w Hiszpanii zmuszonych było ogłosić upadłość, co znalazło bezpośrednie odzwierciedlenie w załamaniu na rynku pracy. W obliczu tych wydarzeń badania podejmujące problematykę wzrostu firm stały się znacznie bardziej powszechne w krajach Europy Zachodniej. Miały one na celu zarówno wskazanie aspektów w największym stopniu decydujących o rozwoju działalności, ale również umożliwienie tworzenia odpowiedniej polityki wsparcia przedsiębiorstw i poprawy konkurencyjności gospodarek ogółem.

Niniejszy artykuł ma na celu wskazanie czynników warunkujących wzrost przedsiębiorstw niefinansowych w Polsce. Dodatkowym celem będzie również identyfikacja aspektów w największym stopniu wpływających na prawdopodobieństwa zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą. Główne pytanie badawcze postawione w artykule dotyczy wskazania grupy czynników (wśród makroekonomicznych, finansowych i strukturalnych), mających dominujący udział w wyjaśnianiu wzrostu polskich przedsiębiorstw. Dodatkowo, w oparciu o niejednoznaczne wyniki analiz rozważanych na podstawie literatury przedmiotu, postawiono również trzy pytania badawcze dotyczące kierunku wpływu zadłużenia i płynności

spółki na jej wzrost, a także wpływu innowacji na prawdopodobieństwa zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą. Analizie poddano spółki notowane na Warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych oraz *New Connect*, ze względu na fakt, iż w Polsce brakuje badań odnoszących się do problematyki wzrostu spółek giełdowych. W ostatnich latach podejmowanych jest wiele zagadnień dotyczących działalności tych przedsiębiorstw w naszym kraju, związanych z przewidywaniem ich upadłości (Appenzeller i Szarzec 2004; Czapiewski 2009), strukturą kapitałową (Hamrol i Sieczko 2006; Mazur 2007) czy strukturą własności (Urbanek 2009). Próbę identyfikacji firm szybko rosnących w Polsce podejmuje Cieślik (2008), autor nie dokonuje jednak systemowej analizy czynników rozwoju działalności spółek w naszym kraju. Bohdanowicz i Jeżak (2009) skupiają się z kolei na zbadaniu relacji pomiędzy własnością menedżerską a wynikami finansowymi polskich spółek publicznych, pomijając rolę istotnych aspektów finansowych, mających wpływ na rozwój działalności. Szczepankowski (2010), kierując się wskaźnikiem syntetycznym wzrostu działalności NCGI (*New Connect Growth Indicator*), przedstawia wyniki oceny tempa wzrostu spółek notowanych na rynku *New Connect*. Analiza dokonana przez autorki dotyczy jednak przede wszystkim zróżnicowania wzrostu działalności firm ze względu na sektor ich aktywności ekonomicznej. Próba wypełnienia zasygnalizowanej wyżej luki stanowiła więc bezpośrednią motywację do podjęcia niniejszego badania.

Artykuł składa się z trzech części: w pierwszej omówiono teoretyczne podstawy wzrostu przedsiębiorstw. W kolejnej części dokonano przeglądu aktualnych badań empirycznych, wyróżniając czynniki analizowane przez autorów zagranicznych, zajmujących się problematyką wzrostu i szybkiego wzrostu firm. Wreszcie, estymując modele za pomocą systemowej Uogólnionej Metody Momentów oraz dynamicznych modeli probitowych, przedstawiono badanie własne determinant, zarówno przeciętnego, jak i ponadprzeciętnego wzrostu spółek w Polsce. Wykorzystano w tym celu dane finansowe przedsiębiorstw, pochodzące z bazy *Notoria Serwis*.

## 2. Teoretyczne podstawy wzrostu przedsiębiorstw

W literaturze przedmiotu najczęściej przytaczane jest sformułowane w latach 30. XX wieku prawo proporcjonalnych efektów Gibrata, zgodnie z którym wzrost przedsiębiorstwa jest niezależny od jego pierwotnego rozmiaru. Według Gibrata proces wzrostu przedsiębiorstwa można zatem opisać za pomocą błędzenia losowego. Drugą powszechnie wykorzystywaną koncepcją wzrostu firm jest teoria „uczenia się” Jovanovica, zakładająca, iż młodsze firmy rosną szybciej ze względu na ich większą elastyczność w dostosowaniu się do warunków rynkowych. Oznacza to, że mają one większe zdolności „organizacyjnego uczenia się”. Warto przywołać teorie dotyczące zależności między strukturą finansową przedsiębiorstwa

oraz jego dostępem do zewnętrznych źródeł finansowania a szansami wzrostu. Można wśród nich wyróżnić teorię niedoskonałości rynku kapitałowego wskazującą, iż ze względu na asymetrię informacji małe i młode firmy mają utrudniony dostęp do zewnętrznych źródeł finansowania, co może w znacznym stopniu ograniczać ich wzrost. Podobnych argumentów dostarczają również założenia teorii hierarchii źródeł finansowania, stanowiące, iż przedsiębiorstwa sięgają do zewnętrznych źródeł kapitału dopiero w momencie, gdy wyczerpią się wewnętrzne środki finansowe. Najczęściej przytaczaną koncepcją wiążącą kompetencje pracowników ze wzrostem firmy jest teoria zasobów i kompetencji Penrose, podkreślająca rolę kapitału ludzkiego dla rozwoju działalności. Zgodnie z nią, przedsiębiorstwa utrzymują przewagę konkurencyjną nad innymi wskutek odpowiednich inwestycji, wynikających z doświadczenia wysoko wykwalifikowanych pracowników. W ostatnich latach pojawiają się również modele analizujące wzrost firmy w kontekście jej zaangażowania w nowoczesne rozwiązania technologiczne. Pierwsze modele uwzględniające postęp technologiczny jako czynnik wzrostu ekonomicznego pojawiły się już w latach 50. XX wieku (model Solowa-Swana, następnie w latach 80. model Romera). Pod koniec lat 80. XX wieku Cohen i Levinthal wykazali istnienie efektu „chłonności”, zakładającego komplementarność między rozwojem firm a wewnętrznymi i zewnętrznymi inwestycjami w badania i rozwój. Inwestycje w działalność badawczo-rozwojową prowadzą do innowacji w firmie, ale również wywołują skutki pośrednie związane z wykorzystywaniem wiedzy poza firmą, co powoduje wzrost przedsiębiorstw z całej branży. Teoria Marshalla-Arrowa-Romera zakłada dodatkowo, iż koncentracja firm o podobnej działalności w danym regionie będzie związana z szybszym przepływem wiedzy między nimi, przekładającym się na większe możliwości rozwoju. Wiele badań wzrostu przedsiębiorstw opiera się również na teorii bezpośrednich inwestycji zagranicznych, zgodnie z którą inwestycje polegające na ulokowaniu kapitału w przedsiębiorstwie zagranicznym powinny prowadzić do uzyskania efektywnej kontroli zarządzania nim i osiągnięcia z tego tytułu zysków.

### 3. Przegląd literatury

W ostatnich latach obserwowany jest znaczący wzrost zainteresowania tematyką rozwoju przedsiębiorstw w badaniach empirycznych. Problem uznano za szczególnie istotny w obliczu niedawnego załamania gospodarczego ze względu na ważną rolę przedsiębiorstw szybko rosnących dla poprawy kondycji gospodarek po okresie recesji (Mitusch i Schimke 2011). Badania wskazują, że firmy rozwijające się są bowiem w decydującym stopniu odpowiedzialne za wzrost zatrudnienia i rozwój ekonomiczny poszczególnych regionów (Giannangeli *et al.* 2008; Segarra i Teruel 2010). Autorzy prezentują ogólny podział czynników determinu-

jących rozwój przedsiębiorstw na trzy grupy: strukturalne, finansowe i makroekonomiczne. Wśród czynników strukturalnych zmiennymi analizowanymi niemal w każdym badaniu podejmującym problematykę wzrostu przedsiębiorstw są wiek i rozmiar firmy. Większość badaczy zauważa negatywną relację pierwszej z nich ze wzrostem firm, odrzucając tym samym sformułowane w latach 30. XX wieku prawo Gibrata, wskazujące na brak zależności procesu wzrostu przedsiębiorstwa i jego rozmiaru. Współczesne badania pokazują, że mniejsze firmy mają większe możliwości wzrostu ze względu na fakt, iż szybciej osiągają minimalne efekty skali produkcji (Almus 2002; Voulgaris *et al.* 2003; Honjo i Harada 2006; Moreno i Casillas 2007). Wskazują również na ujemny wpływ wieku firmy na jej wzrost. Autorzy, powołując się na teorię „uczenia się” Jovanovica, zauważają, że młodsze firmy są bardziej elastyczne w dostosowaniu się do warunków rynkowych. Serrasqueiro *et al.* (2010) stwierdzają, że wynika to z faktu, iż są one bardziej aktywne i lepiej poinformowane o poziomie ryzyka związanego z nowymi inwestycjami. Badacze wskazują również na dodatnią zależność dokonywania fuzji i przejęć ze wzrostem firm. Według nich jest to spowodowane zwiększeniem możliwości inwestycyjnych i ograniczeniem kosztów transakcyjnych przedsiębiorstw (Arrighetti i Lasagni 2013). Istotnym czynnikiem wzrostu, wymienianym przez autorów, jest także poziom koncentracji przemysłu. Reichstein *et al.* (2010) wskazują, że koncentracja firm o podobnej działalności w danym regionie powoduje szybszy przepływ wiedzy między nimi, prowadzący do ich większego rozwoju. Bogas i Barbosa (2013) argumentują jednak, że ze względu na niejednorodność potrzeb dla istotnego rozwoju przedsiębiorstwa konieczna jest duża różnorodność firm o różnym profilu działalności na danym obszarze. Autorzy wymieniają również wysoką produktywność pracowników, przekładającą się na ogólny rozwój przedsiębiorstwa. Czynnikiem ten jest często rozpatrywany w kontekście szczególnie szybkiego wzrostu firmy (Voulgaris *et al.* 2003; Barba Navaretti *et al.* 2014). Badacze wyróżniają także inne zmienne strukturalne, specyficzne dla danego kraju, związane m.in. z branżą (Becchetti i Trovato 2002; Lopez-Garcia i Puente 2012), formą prawną spółki (Almus 2002; Wyrwich 2010) czy regionem działalności (Levratto *et al.* 2010).

Najszerzej wykorzystywaną w badaniach wzrostu przedsiębiorstw grupą czynników są zmienne opisujące sytuację finansową firm. Wśród nich często analizowana jest ich sytuacja zadłużeniowa. Autorzy wskazują przede wszystkim, iż dostęp do zewnętrznych środków finansowych zapewnia możliwości nowych inwestycji, przekładające się na wzrost przedsiębiorstw (Becchetti i Trovato 2002; Mateev i Anastasov 2010). Dodatkowo zauważają istotną zależność zewnętrznego zadłużenia z możliwościami szybkiego wzrostu (Segarra i Teruel 2010; Serrasqueiro *et al.* 2010). Badacze wskazują ponadto, że również wewnętrzne środki finansowe są istotnymi czynnikami rozwoju działalności. Przedstawiając wysoką zależność poziomu rentowności ze wzrostem firm, potwierdzają założenia teo-

rii hierarchii źródeł finansowania stanowiące, iż przedsiębiorstwa w pierwszej kolejności posługują się dostępnymi środkami własnymi w celu finansowania działalności i dokonywania nowych inwestycji (Hermelo i Vassolo 2007; Notta i Vlachvei 2009). Autorzy prezentują także istotny wpływ dotacji i subsydiów rządowych na wzrost firm (Honjo i Harada 2006; Wyrwich 2010), wskazując, że dodatkowe środki finansowe mogą stać się ważnym czynnikiem rozwoju działalności. Istotny wpływ na możliwości wzrostu ma również sytuacja płynnościowa przedsiębiorstw. Oliveira i Fortunato (2006) czy Giannangeli *et al.* (2008) przedstawiają dodatnią korelację wskaźników płynności z rozwojem przedsiębiorstw, potwierdzając jednocześnie, iż zdolność regulowania bieżących zobowiązań jest znaczącym czynnikiem wzrostu firm. Voulgaris *et al.* (2003) zwracają jednak uwagę, że większa płynność może również świadczyć o nieefektywnym wykorzystaniu bieżących środków, uniemożliwiając szybki rozwój działalności. Jednym z najważniejszych czynników rozwoju firm wykorzystywanym w badaniach empirycznych są także inwestycje badawczo-rozwojowe. Według autorów firmy wykorzystujące nowoczesne rozwiązania i prowadzące działalność o charakterze innowacyjnym wykazują szybszy wzrost niż pozostałe (Liu i Hsu 2006; Serrasquero *et al.* 2010; Schimke i Brenner 2011). Mitusch i Schimke (2011) wzrost poziomu innowacyjności uznają za główny czynnik szczególnie szybkiego rozwoju firm. Podobnie argumentują Segarra i Teruel (2011), zwracając dodatkowo uwagę, iż zwłaszcza wewnętrzne inwestycje badawczo-rozwojowe związane z rozwojem pracowników są w stanie zapewnić ponadprzeciętny rozwój.

Kolejną grupą czynników uwzględnianych w badaniach wzrostu są czynniki makroekonomiczne. Wśród nich najczęściej rozpatrywanymi uwarunkowaniami rozwoju działalności są inwestycje zagraniczne, w tym eksportowanie produktów i usług (Becchetti i Trovato 2002; Hermelo i Vassolo 2007). Jest to związane z faktem, iż ekspansja działalności na rynki zagraniczne powinna łączyć się z rozwojem przedsiębiorstwa. Dodatkowo, Liu i Hsu (2006) zwracają uwagę na znaczący wpływ otoczenia zewnętrznego firmy na jej rozwój – zarówno rozwój sektora bankowego, jak i giełdowego są wysoko skorelowane ze wzrostem firm. Podobnie, dobra koniunktura wynikająca z wysokiego tempa wzrostu gospodarczego zapewnia większe możliwości rozwoju działalności i ekspansji produkcji na rynki zagraniczne, prowadząc do wzrostu przedsiębiorstw (Liu i Hsu 2006; Levratto *et al.* 2010).

## 4. Wzrost przedsiębiorstwa w Polsce – badania własne

### 4.1. Struktura próby

Badanie empiryczne przeprowadzono na podstawie danych pochodzących z bazy *Notoria Serwis*. W analizie uwzględniono bazę zawierającą profile 798 polskich spółek giełdowych wraz z rocznymi sprawozdaniami finansowymi, pochodzącymi z okresu 1998–2012. Ze względu na rozróżnienie w literaturze determinant przeciętnego i szybkiego wzrostu przedsiębiorstw w badaniu wykorzystane zostały modele średniego i ponadprzeciętnego wzrostu spółek. W modelach uwzględniono zmienne dotyczące ogólnych charakterystyk firm, a także wskaźniki opisujące sytuację finansową przedsiębiorstw oraz wskaźniki związane z sytuacją makroekonomiczną kraju<sup>1</sup>. Jako zmienne objaśniane przyjęto: zmianę całkowitych aktywów firmy pomiędzy dwoma kolejnymi latami dla modelu przeciętnego wzrostu oraz fakt zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą dla modelu ponadprzeciętnego wzrostu przedsiębiorstw.

Mnogość definicji wzrostu przedsiębiorstw w literaturze przedmiotu sprawia, że trudno jest jednoznacznie wskazać kryterium rozwoju działalności. Jak wskazują Delmar *et al.* (2003), najczęściej przyjmowanymi przez badaczy miarami wzrostu są: wzrost zatrudnienia, przychodów ze sprzedaży, nieco rzadziej aktywów. Ze względu na brak dostępu do danych o sytuacji zatrudnieniowej analizowanych spółek wyboru zmiennej objaśnianej dokonano spośród dwóch ostatnich miar. Biorąc pod uwagę znaczną zmienność przychodów ze sprzedaży, związaną ze zmianami w procesie produkcji, arbitralnymi decyzjami zarządzających firmą dotyczącymi planów finansowych czy strategii marketingowych oraz wrażliwością wyników sprzedaży na inflację i zmiany kursów walutowych, zdecydowano o słuszności przyjęcia zmiany aktywów jako miary wzrostu działalności. Dodatkowo, w przypadku firm o ponadprzeciętnym wzroście uwzględnionych zostało 10% firm o największej dynamice aktywów w danym roku. Choć definicja OECD uznaje za firmy *high-growth* takie, których średnioroczny wzrost jest większy niż 20% w okresie trzech kolejnych lat, niniejsze badanie nie ma na celu identyfikacji firm *high-growth*, ale raczej rozróżnienie czynników wzrostu spółek o wzroście przeciętnym i ponadprzeciętnym. Nawet w przypadku analiz dotyczących przedsiębiorstw *high-growth* wielu badaczy przyjmuje inne kryterium niż proponowane przez OECD i uwzględnia przy tym 10% najszybciej rosnących firm (por. Almus 2002; Wyrwich 2010; Lopez-Garcia i Puente 2012). Wyboru zmiennych niezależnych dokonano na podstawie przeglądu literatury przedmiotu, biorąc jednak pod uwagę różnorodność znaczeniową wskaźników finansowych (uwzględniono wskaźniki rentowności, płynności, zadłużenia i sprawności działania) oraz kierując się kryterium korelacji między poszczególnymi zmiennymi. Szczegółowy opis i definicje wszystkich wykorzystanych zmiennych przedstawiony został w Tabeli 1.

<sup>1</sup> Dane dotyczące wskaźników makroekonomicznych zaczerpnięto z informacji udostępnianych przez Główny Urząd Statystyczny.

**Tabela 1. Opis zmiennych wykorzystanych w analizie**

Nazwa	Definicja
Zmiana aktywów	$\frac{\text{aktywa ogółem}_t - \text{aktywa ogółem}_{t-1}}{\text{aktywa ogółem}_{t-1}}$
Fakt zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą	$\begin{cases} 0: \text{zmiana aktywów}_t < 90 \text{ percentyl łącznej zmiany aktywów ogółem}_t \\ 1: \text{w p.p.} \end{cases}$
Wiek	Bieżący rok – rok rozpoczęcia działalności
Rozmiar	$\ln(\text{przychody netto ze sprzedaży}_t)$
Współczynnik udziału w rynku <sup>2</sup>	$\frac{\text{przychody netto ze sprzedaży}_t}{\frac{\sum_{i=1}^n \text{przychody netto ze sprzedaży}_{it}}{n}}$
Fakt dokonywania fuzji	$\begin{cases} 0: \text{wartość firmy}_t - \text{wartość firmy}_{t-1} \leq 0 \\ 1: \text{w p.p.} \end{cases}$
Fakt otrzymywania dotacji	$\begin{cases} 0: \text{dotacje}_t \leq 0 \\ 1: \text{w p.p.} \end{cases}$
Zadłużenie bankowe	$\frac{\text{kredyty i pożyczki}_t - \text{kredyty i pożyczki}_{t-1}}{\text{aktywa ogółem}_t}$
Rotacja należności	$\frac{\text{przychody netto ze sprzedaży}_t}{\text{przeciętny stan należności}_t}$
Inwestycje w badania i rozwój	$\frac{\text{wartości niematerialne i prawne}_t}{\text{aktywa ogółem}_t}$
Współczynnik dźwigni	$\frac{\text{zobowiązania długoterminowe}_t}{\text{aktywa ogółem}_t}$
Stopa inwestycji w środki trwałe	$\frac{\text{rzeczowe aktywa trwałe}_t - \text{rzeczowe aktywa trwałe}_{t-1} + \text{amortyzacja}_t}{\text{rzeczowe aktywa trwałe}_{t-1}}$
Współczynnik płynności gotówkowej	$\frac{\text{środki pieniężne i inne aktywa pieniężne}_t}{\text{aktywa ogółem}_t}$
Współczynnik rentowności	$\frac{\text{przepływy środków pieniężnych z działalności operacyjnej}_t}{\text{aktywa ogółem}_t}$
Zwrot z aktywów	$\frac{\text{zysk netto}_t}{\text{aktywa ogółem}_t}$
Zwrot ze sprzedaży	$\frac{\text{zysk netto}_t}{\text{przychody netto ze sprzedaży}_t}$
Wskaźnik płynności bieżącej	$\frac{\text{aktywa obrotowe}_t}{\text{zobowiązania krótkoterminowe}_t}$
Stopa wzrostu PKB	$\frac{\text{PKB w cenach stałych}_t - \text{PKB w cenach stałych}_{t-1}}{\text{PKB w cenach stałych}_{t-1}}$
Współczynnik kapitalizacji giełdy	$\frac{\text{kapitalizacja spółek krajowych i zagranicznych}_t}{\text{PKB w cenach stałych}_t}$
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne	$\frac{\text{bezpośrednie inwestycje zagraniczne}_t}{\text{PKB w cenach stałych}_t}$

Źródło: opracowanie własne.

<sup>2</sup> n we wzorze jest liczbą firm w branży



Struktura próby oraz podstawowe charakterystyki zmiennych przedstawione zostały w Załączniku A. Biorąc pod uwagę wzrost firm w Polsce w początkowym okresie analizy, można zauważyć, iż w roku 1998 polskie spółki giełdowe rosły średnio o blisko 50%, wśród nich 75% o ponad 42%. Stosunkowo niski wzrost obserwowany jest dla roku 2004 (przeciętnie jest to 27%, przy czym dla ponad 25% badanych firm można wówczas odnotować spadek poziomu aktywów). Najwyższe średnie tempo wzrostu spółki w Polsce wykazały w 2007 roku (ponad 100% wzrost, dodatkowo aż 50% przedsiębiorstw wyróżniło się wzrostem większym niż 30%), co potwierdza dobrą kondycję finansową polskich przedsiębiorstw mimo załamania koniunktury na światowych rynkach. Biorąc pod uwagę stopę wzrostu PKB w tym roku, równą blisko 7%, można uznać, iż w znacznym stopniu wynikało to z dobrej kondycji polskiej gospodarki. Wydarzenia w gospodarce światowej w 2007 roku i następnych latach (powodujące spadek popytu, wzrost inflacji oraz spadek na światowych rynkach akcji) znacząco wpłynęły na możliwości wzrostu firm w Polsce. Ma to odzwierciedlenie w istotnej zmianie stopy wzrostu aktywów w 2011 roku (ponad dwukrotne obniżenie średniego tempa wzrostu przedsiębiorstw w stosunku do 2007 roku). Zauważalne jest wówczas również spowolnienie wzrostu gospodarczego kraju (średnie tempo wzrostu PKB wyniosło ponad 4,4%).

#### **4.2. Badanie empiryczne determinant wzrostu przedsiębiorstw – modele i wyniki**

Na podstawie literatury przedmiotu skonstruowano dynamiczne modele ekonometryczne, opisujące wpływ trzech kategorii czynników na wzrost przedsiębiorstw niefinansowych w Polsce. W celu analizy determinant przeciętnego wzrostu spółek w Polsce do oszacowania parametrów wykorzystano systemowy estymator GMM (*Generalised Method of Moments*; por. Arellano i Bover 1995; Blundell i Bond 1998). Dodatkowo zastosowano odporną macierz wariancji-kowariancji. Metoda estymacji została dobrana do definicji zmiennych objaśnianych oraz zidentyfikowanego i potwierdzonego testami problemu endogeniczności. Prawdliwość doboru instrumentów potwierdzono za pomocą testu Sargana, który pozwala sprawdzić, czy spełniony jest warunek łącznej ortogonalności pomiędzy instrumentami a składnikiem losowym. Warunek ten zweryfikowano, posługując się testem na występowanie autokorelacji w różnicach reszt z modelu. Założenia konstrukcji modelu wymagają, aby nie występowała korelacja składnika resztowego rzędu 2. i wyższych. W statystykach opisowych oraz histogramach zmiennych o charakterze ciągłym we wszystkich próbach zaobserwowano znaczny odsetek obserwacji nietypowych. Biorąc pod uwagę rozkład prawdopodobieństwa zmiennej, dokonano zamiany 5% najbardziej skrajnych wartości na wartość kwantyla

rzędu 0,95 lub 0,05, w zależności od rozkładu cechy. Pozwoliło to zbadać zależności pomiędzy zmiennością zmiennej objaśnianej a zmiennością zmiennych objaśniających bez utraty istotnych informacji.

Badanie czynników warunkujących ponadprzeciętny wzrost firm w naszym kraju przeprowadzone zostało natomiast na bazie estymacji dynamicznym modelem probitowym. Przed przeprowadzeniem regresji dokonano również analizy macierzy korelacji Spearmana pomiędzy zmiennymi objaśniającymi, która wskazała na problem znaczącego skorelowania zmiennych związanych z udziałem w rynku oraz rozmiarem firmy. Z tego powodu dla każdej metody wyestymowano dwa osobne modele uwzględniające zamiennie podane wyżej zmienne. Wyniki przeprowadzonych estymacji czynników wzrostu polskich spółek giełdowych oraz prawdopodobieństwa zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą przedstawione zostały w Tabeli 2. W efekcie pominięcia obserwacji dotyczących pierwszego analizowanego roku dla każdej spółki wyestymowano modele dla 733 przedsiębiorstw.

Zarówno wiek, jak i rozmiar ujemnie wpływają na wzrost przedsiębiorstw w Polsce, co potwierdza wnioski płynące z większości analizowanych badań empirycznych. Ponadto ujemne współczynniki przy tych zmiennych w modelach III i IV świadczą, że czynniki te wykazują również negatywną zależność z prawdopodobieństwem ponadprzeciętnego wzrostu spółek. Pierwszy wynik oznacza, że dla polskich przedsiębiorstw spełnione są założenia teorii „uczenia się” Jovanovica. Jednocześnie jest on zgodny z rezultatami badań m.in. Serrasqueiro *et al.* (2010) i wskazuje, że młodsze firmy – ze względu na większe oczekiwania ekspansji działalności – mają też większe możliwości szybszego rozwoju. Dodatkowo oznacza to, że starsze przedsiębiorstwa, o ustabilizowanej pozycji rynkowej w Polsce, prowadzą bardziej ostrożną politykę wzrostu. Ujemny wpływ na wzrost przedsiębiorstw w naszym kraju obserwowany jest także dla zmiennej związanej z rozmiarem firmy w modelach I i III. Wynik ten wskazuje, że mniejsze firmy w Polsce wykazują większy wzrost, oraz stanowi podstawę do odrzucenia prawa Gibrata. Podobnie jak tłumaczą ten fakt badacze zagraniczni (m.in. Almus 2002 lub Voulgaris *et al.* 2003), może to być efektem większych możliwości osiągnięcia przez małe firmy minimalnych efektów skali, wynikających z ich umiejętności minimalizacji całkowitych kosztów produkcji. Warto przy tym zwrócić uwagę, że istotny wpływ tej zmiennej zauważalny jest dopiero w dłuższym horyzoncie czasowym. Wśród zmiennych strukturalnych jedynie fakt dokonywania fuzji i przejęć w dodatni sposób wpływa na wzrost firm. W przypadku modeli I oraz III i IV zaobserwowano istotny wpływ tej zmiennej odpowiednio dla: długiego i krótkiego okresu. Wskazuje to, że firmy o ponadprzeciętnym wzroście szybciej osiągają korzyści z połączenia z innymi firmami niż przedsiębiorstwa o przeciętnym wzroście. Wyniki dla tej zmiennej są zgodne z rezultatem badania Arrighettiego i Lasagni (2013) i oznaczają, że łączenie spółek umożliwia firmom ekspansję działalności dzięki ograniczaniu kosztów lub zwiększaniu poziomu wydajności produkcji.

**Tabela 2. Wyniki estymacji wzrostu polskich spółek giełdowych w latach 1998–2012**

Zmienne objaśniające	Uogólniona Metoda Momentów						Dynamiczny model probitowy	
	Model I			Model II			Model III	Model IV
	Współczynnik <sup>3</sup> (odchylenie standardowe)	Mnożnik krótkookresowy/ długookresowy	Elastyczność	Współczynnik (odchylenie standardowe)	Mnożnik krótkookresowy/ długookresowy	Elastyczność	Współczynnik (odchylenie standardowe)	Współczynnik (odchylenie standardowe)
Zmiana aktywów $t-1$	-0,055 (0,068)		-0,270	-0,071 (0,069)		-0,362		
Fakt zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą $t-1$							-0,235 (0,155)	0,269** (0,132)
Wiek	-0,050*** (0,013)	-0,047	-1,214	-0,061*** (0,136)	-0,057	-1,523	-0,021* (0,013)	-0,040*** (0,012)
Rozmiar $t-1$	-0,069** (0,030)	-0,065	-1,739				-0,179*** (0,021)	
Współczynnik udziału w rynku $t-1$				-0,000 (0,003)	-0,000	-0,001		-0,103 (0,068)
Fakt dokonywania fuzji							1,427*** (0,276)	1,226*** (0,270)
Fakt dokonywania fuzji $t-1$	1,579** (0,721)	1,497	0,656	0,862 (0,679)	0,805	0,374		
Fakt otrzymywania dotacji							-0,577** (0,228)	-0,641*** (0,223)
Fakt otrzymywania dotacji $t-1$	0,403** (0,174)	0,382	0,139	0,377** (0,171)	0,352	0,135		
Zadłużenie bankowe	1,226* (0,695)	1,162	0,174	1,065 (0,774)	0,994	0,158	1,657*** (0,199)	1,740*** (0,196)
Rotacja należności	0,002** (0,001)	0,002	0,486	0,002* (0,001)	0,002	0,493	0,001** (0,000)	0,001*** (0,000)
Inwestycje w badania i rozwój							1,188*** (0,375)	1,423*** (0,357)
Inwestycje w badania i rozwój $t-1$	-0,535 (0,824)	-0,507	-0,045	-0,843 (0,862)	-0,787	-0,073		
Współczynnik dźwigni $t-1$	-0,606 (0,427)	-0,574	-0,113	-0,526 (0,370)	-0,473	-0,103	-0,608 (0,485)	-0,740 (0,481)
Stopa inwestycji w środki trwałe	0,169*** (0,041)	0,160	0,392	0,175*** (0,043)	0,164	0,421	0,051*** (0,009)	0,047*** (0,009)
Stopa inwestycji w środki trwałe $t-1$	-0,040** (0,020)	0,122	-0,457					
Współczynnik płynności gotówkowej	1,091* (0,695)	1,034	0,146	1,013 (0,717)	0,946	0,142	0,788** (0,382)	0,740* (0,385)

<sup>3</sup> \*, \*\*, \*\*\* oznaczają odpowiednio istotność na poziomie: 10%, 5%, 1%

Zmienne objaśniające	Uogólniona Metoda Momentów						Dynamiczny model probitowy	
	Model I			Model II			Model III	Model IV
	Współczynnik (odchylenie standardowe)	Mnożnik krótkookresowy/ dlugookresowy	Elastyczność	Współczynnik (odchylenie standardowe)	Mnożnik krótkookresowy/ dlugookresowy	Elastyczność	Współczynnik (odchylenie standardowe)	Współczynnik (odchylenie standardowe)
Współczynnik rentowności $t_{-1}$	1,081** (0,425)	1,025	0,084	1,053** (0,523)	0,983	0,085	0,316 (0,240)	0,573** (0,228)
Zwrot z aktywów	0,936*** (0,291)	0,887	0,025	0,677** (0,293)	0,632	0,019	0,756*** (0,283)	0,435*** (0,271)
Zwrot ze sprzedaży	0,559* (0,306)	0,530	0,243	0,572* (0,341)	0,534	0,260	0,180 (0,175)	0,126 (0,175)
Wskaźnik płynności bieżącej $t_{-1}$	-0,050*** (0,013)	-0,047	-0,342	-0,047*** (0,014)	-0,044	-0,335	-0,017** (0,008)	0,025*** (0,006)
Stopa wzrostu PKB $t_{-1}$	2,256** (0,966)	2,138	0,226	1,364 (1,000)	1,274	0,143	20,978*** (4,291)	18,094** (3,983)
Współczynnik kapitalizacji giełdy	0,508*** (0,134)	0,482	0,519	0,644*** (0,133)	0,601	0,687		
Współczynnik kapitalizacji giełdy $t_{-1}$	0,243** (0,110)	0,712	0,242	0,293** (0,115)	0,875	0,305	-2,856*** (0,498)	-2,377*** (0,438)
Bezpośrednie inwestycje zagraniczne $t_{-1}$	2,441** (1,198)	2,314	0,226	2,916** (1,143)	2,723	0,282	11,042*** (3,060)	13,313*** (2,792)
Stała	0,682* (0,385)	0,646	-0,865	-0,042 (0,146)	-0,039	-0,908	-0,934*** (0,340)	-2,762*** (0,263)
Liczba obserwacji	4514							
Liczba grup	733					---		
Liczba instrumentów	177					---		
Statystyka Walda/LR	389,10			392,88			520,19	462,70
<i>p-value</i>	0,000			0,000			0,000	0,000
Test Arellano-Bonda na autokorelację I rzędu	-6,467	[0,000]		-6,061	[0,000]		---	---
Test Arellano-Bonda na autokorelację II rzędu	0,574	[0,566]		-0,137	[0,891]		---	---
Test Sargana	135,627	[0,879]		142,916	[0,783]		---	---
Linktest ( <i>p-value</i> dla $\hat{y}/\hat{y}^2$ )	---			---			0,000; 0,792	0,000; 0,222

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych *Notoria Serwis*.

Wśród zmiennych opisujących sytuację finansową przedsiębiorstwa dodatni wpływ na wzrost aktywów polskich spółek ma wcześniejsze otrzymywanie dotacji. Wniosek ten jest zgodny z wynikami badań Honjo i Harady (2006) oraz Wyrwi-

cha (2010) i wskazuje, że dodatkowe środki pieniężne umożliwiają rozwój działalności poprzez podejmowanie nowych inwestycji. Warto również zwrócić uwagę na ujemny wpływ tej zmiennej na szanse szybkiego wzrostu firm w krótkim okresie, świadczący, iż przedsiębiorstwa o wysokim wzroście osiągają korzyści z otrzymanych środków dopiero w dłuższym horyzoncie czasowym, i wskazujący, że firmy szybko rosnące opierają swój rozwój na innych źródłach kapitału niż środki z dotacji. We wszystkich modelach obserwowany jest również dodatni wpływ zmiennej związanej z zadłużeniem bankowym na wzrost przedsiębiorstw. Wpływ tego czynnika jest bardziej znaczący dla prawdopodobieństwa zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą. Wyniki dla tej zmiennej wskazują, iż zaciąganie kredytów bankowych związane jest w Polsce ze zwiększonymi możliwościami finansowania działalności oraz stanowi źródło nowych inwestycji, co potwierdza wnioski m.in. Becchettiego i Trovato (2002), a jednocześnie odrzuca argumenty ujemnego wpływu zadłużenia na wzrost, wskazane m.in. przez Lopez-Garcíę i Puente (2012). Pomimo braku istotności warto zwrócić również uwagę na ujemny wpływ współczynnika dźwigni finansowej we wszystkich modelach. Może on bowiem wskazywać, że przedsiębiorstwa, które nie wykorzystują w sposób efektywny środków pochodzących z kredytów i pożyczek, zwiększają jedynie swoje zadłużenie i ograniczają w ten sposób szanse na rozwój. Wśród pozostałych miar wzrost wskaźnika rotacji należności powoduje wzrost poziomu aktywów oraz zwiększa szanse ponadprzeciętnego wzrostu firm. Zależność ta oznacza, iż przedsiębiorstwa, które skutecznie ściągają swoje zobowiązania, a przez to zwiększają płynność finansową, mają większe możliwości rozwoju. Wniosek ten potwierdza również wynik dla współczynnika płynności gotówkowej wskazujący, iż firmy zdolne do spłaty zaciągniętych zobowiązań za pomocą gotówki mają większe szanse wzrostu, co wspiera argumenty przedstawione przez Giannangeli *et al.* (2008). Na uwagę zasługuje przy tym znak współczynnika płynności bieżącej – ujemny wpływ długookresowy tej zmiennej na zmienne zależne we wszystkich modelach poza modelem IV oznacza, iż firmy o większych zdolnościach do regulowania krótkoterminowych zobowiązań środkami obrotowymi mają mniejsze możliwości rozwoju. Może być to efektem znaczącego wzrostu poziomu zapasów w przedsiębiorstwie, świadczącego o nieefektywnym wykorzystaniu jego możliwości produkcyjnych. Interesujący wniosek można wysunąć, analizując wpływ zmiennej związanej z inwestycjami w badania i rozwój. Zgodnie z wynikami przedstawionymi w Tabeli 2 czynnik ten jest dodatnio skorelowany z szansami szybkiego wzrostu firm, ale nie wykazuje istotnej zależności z przeciętnym wzrostem spółek w Polsce. Oznacza to, że wydatki na innowacje są jedną z najważniejszych determinant wysokiego wzrostu przedsiębiorstwa, prowadzących do modernizacji jego procesu produkcji i powodujących szybki rozwój. Jednocześnie wynik ten potwierdza wnioski płynące z badań m.in. Segarry i Teruela (2011) dla firm szybko rosnących w Hiszpanii. Analizując zmienne związane z rentownością, można zauważyć, że wszystkie trzy wskaźniki: rentowności, zwrotu z aktywów oraz zwrotu ze sprze-

daży, wykazują pozytywną relację ze wzrostem i szybkim wzrostem firmy. Wyniki te wskazują, że wydajne zarządzanie zasobami przedsiębiorstwa, zwiększające poziom zysków, w sposób bezpośredni przekłada się na jego rozwój. Potwierdzają też rezultaty analiz m.in. Notty i Vlachvei (2009). Ostatnią zmienną finansową, która w istotny sposób wpływa na wzrost i szanse ponadprzeciętnego wzrostu polskich spółek giełdowych, jest stopa inwestycji w środki trwałe. W krótkim okresie zauważalny jest dodatni wpływ tej zmiennej we wszystkich modelach, w długim – ujemny w modelu I, co może być jednak efektem zmniejszania wartości środków trwałych w czasie, związanym z ich zużyciem. Biorąc pod uwagę ogólną zależność, wynik dla tej zmiennej wskazuje, że wzrost środków trwałych prowadzi do zwiększania możliwości produkcyjnych, a w konsekwencji do rozwoju działalności.

Wśród zmiennych związanych z sytuacją makroekonomiczną kraju dodatni wpływ na wzrost poziomu aktywów oraz szanse szybkiego wzrostu firm w Polsce ma wzrost PKB. Wynik ten oznacza, iż wyższy poziom wzrostu gospodarczego przekłada się na większe możliwości rozwoju działalności i poszerzania produkcji na rynki zagraniczne, prowadząc do wzrostu firmy. Potwierdza jednocześnie wnioski uzyskane w badaniach zagranicznych przez Liu i Hsu (2006). Dodatkowo, pozytywny wpływ obserwowany jest również dla współczynnika kapitalizacji giełdy w modelach przeciętnego wzrostu firm, wskazując, że wzrost pojedynczego przedsiębiorstwa w znacznym stopniu zależy od poziomu kapitalizacji wszystkich spółek notowanych na giełdzie. Warto przy tym zauważyć ujemny wpływ tej zmiennej na prawdopodobieństwo zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą, który może wskazywać, iż firmy o szybkim wzroście w większym stopniu wykorzystują nowoczesne inwestycje w porównaniu z firmami o przeciętnym wzroście, co z kolei przekłada się na większą zmienność cen ich akcji. Ostatni wskaźnik makroekonomiczny, związany z dokonywaniem bezpośrednich inwestycji zagranicznych, również wykazuje dodatnią korelację ze wzrostem i szybkim wzrostem firm w Polsce. Potwierdza jednocześnie założenia teorii bezpośrednich inwestycji zagranicznych, które stanowią, że poszerzanie skali działalności na zagraniczne rynki zbytu, prowadzi do wzrostu poziomu rentowności firmy, a następnie jej ogólnego rozwoju.

### 4.3. Dekompozycja wariancji wzrostu

Literatura przedmiotu wskazuje na koncentrację autorów na specyficznych grupach czynników przy analizie wzrostu przedsiębiorstw. Badacze skupiają się przede wszystkim na identyfikacji determinant rozwoju przedsiębiorstw, nie analizując relatywnego znaczenia poszczególnych grup czynników dla kształtowania współczynnika wzrostu. Dodatkowo, proces ten jest utrudniony dla wielopoziomowych modeli panelowych ze względu na niejednoznaczne podejście autorów do oceny stopnia dopasowania modelu. W celu wypełnienia wskazanej luki zo-

stanie dokonana próba określenia wkładu poszczególnych grup zmiennych dla kształtowania zmienności stopy wzrostu aktywów polskich firm.

W celu wyodrębnienia grup czynników (finansowych, strukturalnych, makroekonomicznych) na wariację wzrostu firm w Polsce przeprowadzono analizę dominacji. Jest to jedna z metod badania relatywnego znaczenia różnych grup predyktorów w wyjaśnianiu zmienności zmiennej zależnej, zaproponowana przez Budescu (1993), a następnie rozwijana przez innych autorów<sup>4</sup>. W pracy wykorzystano rozwinięcie metody dla wielopoziomowych modeli panelowych. Idea metody polega na obliczeniu na podstawie statystyki  $R^2$  trzech rodzajów dominacji: całkowitej, warunkowej i ogólnej. Poszczególne rodzaje dominacji wynikają bezpośrednio z porównania dopasowania modeli stworzonych w oparciu o kombinacje wszystkich zestawów zmiennych niezależnych. W związku z tym dla  $n$  grup zmiennych przeprowadzonych zostaje  $2^n - 1$  regresji. Dla utworzonych grup zmiennych, wyjaśniających wzrost aktywów, będą to następujące równania:

$$\Delta \text{aktywa}_i = \alpha_1 S_{1,i} + \beta_1 M_{1,i} + \gamma_1 F_{1,i} + \text{const}_1 + \varepsilon_{1,i} \quad (1)$$

$$\Delta \text{aktywa}_i = \alpha_2 S_{2,i} + \beta_2 M_{2,i} + \text{const}_2 + \varepsilon_{2,i} \quad (2)$$

$$\Delta \text{aktywa}_i = \alpha_3 S_{3,i} + \gamma_2 F_{2,i} + \text{const}_3 + \varepsilon_{3,i} \quad (3)$$

$$\Delta \text{aktywa}_i = \beta_3 M_{3,i} + \gamma_3 F_{3,i} + \text{const}_4 + \varepsilon_{4,i} \quad (4)$$

$$\Delta \text{aktywa}_i = \alpha_4 S_{4,i} + \text{const}_5 + \varepsilon_{5,i} \quad (5)$$

$$\Delta \text{aktywa}_i = \beta_4 M_{4,i} + \text{const}_6 + \varepsilon_{6,i} \quad (6)$$

$$\Delta \text{aktywa}_i = \gamma_4 F_{4,i} + \text{const}_7 + \varepsilon_{7,i} \quad (7)$$

gdzie:  $i$  jest indeksem jednostki firmy;  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  – współczynniki modeli,  $S_i$  – wektor zmiennych strukturalnych,  $M_i$  – wektor zmiennych makroekonomicznych,  $F_i$  – wektor zmiennych finansowych,  $\text{const}$  – stała,  $\varepsilon_i$  – łączny błąd losowy.

Najsilniejszym rodzajem dominacji jest dominacja całkowita. Polega na porównaniu wkładu dwóch grup zmiennych w każdą możliwą kombinację modeli o danym rozmiarze, zawierającą daną grupę, z wyłączeniem modelu uwzględniającego obie grupy zmiennych. Dla modeli opisanych równaniami (1)–(7) można byłoby zatem uznać, że zmienne strukturalne całkowicie dominują zmienne finansowe, gdyby spełnione były następujące warunki:

$$\begin{cases} R_{[5]}^2 > R_{[7]}^2 \\ R_{[2]}^2 > R_{[4]}^2 \end{cases} \quad (8)$$

Warunki z równania (8) wskazują więc, że wkład zmiennych strukturalnych jest większy niż zmiennych finansowych dla każdego zestawu analogicznych modeli. Oznacza to tym samym, że dla warunków podanych w równaniu (8) zmienne finansowe są całkowicie zdominowane przez zmienne strukturalne w wyjaśnianiu wzrostu aktywów.

<sup>4</sup> Por. np. Azen i Budescu (2003) oraz Luo i Azen (2013).

Mniej restrykcyjną formą dominacji jest dominacja warunkowa. Polega ona na obliczeniu średniego dodatkowego wkładu każdej grupy zmiennych w wyjaśnianiu wariacji zmiennej zależnej dla modeli o takim samym rozmiarze. Oznacza to, że w celu uzyskania statystyk warunkowej dominacji zmiennych strukturalnych dla modeli zawierających kolejno jeden, dwa i trzy zestawy zmiennych (łącznie ze zmiennymi strukturalnymi) należałoby zastosować odpowiednio równania:

$$R_{[S \rightarrow 1]}^2 = R_{[5]}^2 \quad (9)$$

$$R_{[S \rightarrow 2]}^2 = \frac{((R_{[2]}^2 - R_{[6]}^2) + (R_{[3]}^2 - R_{[7]}^2))^2}{2} \quad (10)$$

$$R_{[S \rightarrow 3]}^2 = R_{[1]}^2 - R_{[4]}^2 \quad (11)$$

Ostatnim, najbardziej ogólnym, ale również najczęściej stosowanym przez badaczy rodzajem dominacji, jest dominacja ogólna. Polega ona na stworzeniu rankingu poszczególnych grup zmiennych w wyjaśnianiu zmienności zmiennej zależnej w oparciu o wyliczenie różnicy pomiędzy średnią statystyką  $R^2$  dla modeli uwzględniających dany zestaw zmiennych oraz dla modeli, które pomijają ten zestaw. Oznacza to, że współczynnik dominacji ogólnej dla zmiennych strukturalnych będzie średnią arytmetyczną warunkowych dominacji, przedstawionych równaniami (9)–(11):

$$R_{[S \rightarrow 1]}^2 = \frac{(R_{[9]}^2 + R_{[10]}^2 + R_{[11]}^2)}{3} \quad (12)$$

**Tabela 3. Wyniki analizy dominacji**

<b>Dominacja ogólna:</b>			
Grupa zmiennych	Waga dominacji	Waga standaryzowana	Ranking
Strukturalne	0,1251	0,4037	2
Finansowe	0,1791	0,5778	1
Makroekonomiczne	0,0058	0,0186	3
<b>Dominacja warunkowa:</b>			
Grupa zmiennych	1 grupa zmiennych	2 grupy zmiennych	3 grupy zmiennych
Strukturalne	0,22	0,14	0,02
Finansowe	0,27	0,19	0,07
Makroekonomiczne	0,00	0,02	0,00
<b>Dominacja całkowita:</b>			
	Strukturalne zdominowane	Finansowe zdominowane	Makroekonomiczne zdominowane
Strukturalne dominujące	0	-1	1
Finansowe dominujące	1	0	1
Makroekonomiczne dominujące	-1	-1	0

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych *Notoria Serwis*.



Zawarte w Tabeli 3 wyniki wskazały, iż uwzględnione w estymacji zmienne objaśniające wyjaśniają łącznie blisko 31% zmienności wzrostu firm, przy czym 12,5% przypada na czynniki strukturalne, 0,6% – makroekonomiczne, a 17,9% – finansowe. Oznacza to, iż największy wkład w wyjaśnianie zmienności aktywów polskich spółek mają zmienne finansowe (ponad 57% całkowitej zmienności), w drugiej kolejności zmienne strukturalne (40%), a najmniejszy wkład można przypisać zmiennym makroekonomicznym (prawie 2%). Potwierdzają to wyniki analizy dominacji warunkowej i całkowitej. Warto zwrócić uwagę, iż statystyka  $R^2$  dla modelu uwzględniającego tylko zmienne finansowe, wynosząca 0,27, jest najbardziej zbliżona wariancji zmiennej zależnej dla ogólnego modelu. Wyniki wskazują zatem, że najważniejszymi czynnikami, warunkującymi wzrost polskich spółek giełdowych są zmienne finansowe, charakteryzujące działalność przedsiębiorstwa. Dość istotne wydają się jednak również zmienne strukturalne, związane z ukształtowaną pozycją rynkową – można zauważyć, że  $R^2$  dla modelu opisanego równaniem (5), równe 0,22, jest niewiele niższe niż analogiczne  $R^2$  dla modelu (7). Najmniejszy wkład w wyjaśnianie wzrostu firm w naszym kraju przypisać można natomiast zmiennym makroekonomicznym. W rzeczywistości wynik ten może jednak wskazywać, iż zmienne makroekonomiczne mają mniejszy bezpośredni wpływ na zmienność aktywów firm niż indywidualne cechy przedsiębiorstw. Sytuacja gospodarcza w znacznym stopniu wpływa bowiem na wzrost firm poprzez politykę kredytową banków czy koszty finansowania inwestycji.

## 5. Zakończenie

Przedmiotem niniejszego artykułu była analiza czynników determinujących wzrost przedsiębiorstw w Polsce. Na podstawie literatury przedmiotu dokonano rozróżnienia uwarunkowań przeciętnego i ponadprzeciętnego wzrostu spółek w naszym kraju, biorąc pod uwagę aspekty strukturalne, finansowe i makroekonomiczne. Do badania wykorzystano systemowy estymator Uogólnionej Metody Momentów oraz dynamiczny model probitowy na danych pochodzących z bazy *Notoria Serwis*.

Uzyskane rezultaty pozwalają odpowiedzieć na postawione główne pytanie badawcze dotyczące wyróżnienia wpływu jednej grupy czynników dla możliwości wzrostu spółek. Wykorzystano w tym celu analizę dominacji, bazującą na statystykach dopasowania modeli. Jej wyniki wskazały na kluczową rolę czynników finansowych w wyjaśnianiu zmienności wzrostu aktywów firm. Ujawniły również, że drugą w rankingu grupą, decydującą o wariancji zmiennej zależnej okazały się czynniki strukturalne. Najmniejszy udział w wyjaśnianiu zmienności wzrostu polskich spółek przypisano natomiast czynnikom makroekonomicznym.

Dodatkowe pytania badawcze dotyczyły kierunku wpływu zadłużenia i płynności spółki na jej wzrost, a także wpływu innowacji na szanse zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą. Zaobserwowano dodatni wpływ zewnętrznych źródeł finansowania, zarówno na przeciętny, jak i ponadprzeciętny wzrost przedsiębiorstw. Zaciąganie kredytów bankowych stwarza spółkom giełdowym w Polsce większe możliwości finansowania swojej działalności oraz stanowi źródło nowych inwestycji, prowadzących do szybszego rozwoju. Dodatni wpływ na wzrost spółek w Polsce zauważono również dla zdolności do terminowego regulowania zobowiązań za pomocą gotówki. Wyniki modeli probitowych ujawniły też ważną rolę inwestycji badawczo-rozwojowych dla zwiększania prawdopodobieństwa zostania firmą ponadprzeciętnie rosnącą, wskazując jednocześnie na istotną rolę innowacyjności.

Niniejsze badanie wypełnia zasygnalizowaną na początku artykułu lukę, dostarczając ważnych implikacji zarówno dla osób zarządzających finansami firmy, jak również twórców polityki wspierającej rozwój przedsiębiorstw. Dodatkowo, stanowi podstawę do bardziej szczegółowych analiz rozpatrujących problem wzrostu przedsiębiorstwa w kontekście jego rozmiaru czy branży działalności.

## Bibliografia

- Azen, Razia i David V. Budescu D. 2003. „The dominance analysis approach for comparing predictors in multiple regression”. *Psychological Methods* 8: 129–148.
- Almus Matthias. 2002. „What characterizes a fast growing firm?” *Applied Economics* 34 (12): 1497–1508.
- Appenzeller, Dorota i Katarzyna Szarzec. 2004. „Prognozowanie zagrożenia upadłością polskich spółek publicznych”. *Rynek Terminowy* 1: 120–128.
- Arellano, Manuel i Olympia Bover. 1995. „Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”. *Journal of Econometrics* 68: 29–51.
- Arrighetti, Alessandro i Andrea Lasagni. 2013. „Assesing the determinants of high-growth firms in Italy”. *International Journal of the Economics of Business* 20 (2): 245–267.
- Barba Navaretti, Giorgio, Davide Castellani i Fabio Pieri. 2014. „Age and firmgrowth: evidence from three European countries”. *Small Business Economics* 43: 823–837.
- Becchetti, Leonardo i Giovanni Trovato. 2002. „The determinants of growth for small and medium sized firms. The role of the availability of external finance”. *Small Business Economics* 19: 291–306.
- Blundell, Richard i Stephen Bond. 1998. „Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”. *Journal of Econometrics* 87: 115–143.
- Bohdanowicz, Leszek i Jan Jeżak. 2009. „Własność menedżerska a wyniki finansowe polskich spółek giełdowych”. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego. Finanse. Rynki finansowe. Ubezpieczenia* 17: 405–416.
- Bogas, Patricia i Natália Barbosa. 2013. *High-Growth Firms: What is the Impact of Region-Specific Characteristics?* NIPE Working Papers 19.
- Budescu, David V. 1993. „Dominance analysis: A new approach to the problem of relative importance of predictors in multiple regression”. *Psychological Bulletin* 114: 542–551.
- Cieślak, Jerzy. 2008. „Przedsiębiorstwa dynamiczne: definicja, znaczenie w gospodarce, wyzwania w sferze polityki państwa”. *Kwartalnik Nauk o Przedsiębiorstwie* 2 (7): 23–32.
- Cohen, Wesley i Daniel A. Levinthal. 1989. „Innovation and learning: the two faces of R&D”. *The Economic Journal* 99 (397): 569–596.
- Czapiewski, Leszek. 2009. „Efektywność wybranych modeli dyskryminacyjnych w przewidywaniu trudności finansowych polskich spółek giełdowych”. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu: Zarządzanie finansami firm: teoria i praktyka* 48: 118–128.
- Delmar, Frédéric, Per Davidsson i William B. Gartner. 2003. „Arriving at the high growth firm”. *Journal of Business Venturing* 18 (2): 189–216.
- Giannangeli, Silvia, Giorgi Fagiolo i Massimo Molinari. 2008. *Financial Structure and Corporate Growth: Evidence from Italian Panel Data*. LEM Working Paper Series 17: 1–29.

- Hamrol, Mirosław i Jerzy Sieczko. 2006. „Czynniki kształtujące strukturę kapitału polskich spółek giełdowych”. *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego* 1: 127–141.
- Hermelo, Francisco Diaz i Roberto Vassolo. 2007. „The determinants of firm’s growth: an empirical examination”. *Revista Abante* 10 (1): 3–20.
- Honjo, Yuji i Nobuyuki Harada. 2006. „SME Policy, Financial Structure and Firm Growth: Evidence from Japan”. *Small Business Economics* 27: 289–300.
- Jovanovic, Boyan. 1982. „Selection and the evolution of industry”. *Econometrica* 50 (3): 649–670.
- Livratto, Nadine, Luc Tessier i Messaoud Zouikri. 2010. *The determinants of growth for SMES. A longitudinal study from French manufacturing firms*. EconomiX-CNRS-University of Paris Ouest Working Papers 28: 1–30.
- Liu, Wan-Chu i Chen-Min Hsu. 2006. „Financial structure, corporate finance and growth of Taiwan’s manufacturing firms”. *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 9 (1): 67–95.
- Lopez-Garcia, Paloma i Sergio Puente. 2012. „What makes a high-growth firm? A dynamic probit analysis using Spanish firm level data”. *Small Business Economics* 39: 1029–1041
- Luo, Wen i Razia Azen. 2013. „Determining predictor importance in hierarchical linear models using dominance analysis”. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 38 (1): 3–31.
- Mateev, Mirosław i Yanko Anastasov. 2010. „Determinants of small and medium sized fast growing enterprises in Central and Eastern Europe: a panel data analysis”. *Financial Theory and Practise* 34 (3): 269–295.
- Mazur, Kinga. 2007. „Determinanty struktury kapitału polskich spółek”. *Ekonomika i Organizacja Przedsiębiorstwa* 8: 21–27.
- Mitusch, Kay i Antje Schimke. 2011. *Gazelles-high-growth companies. Final report*. European Commission: Consortium Europe INNOVA Sectoral Innovation Watch, January.
- Moreno, Ana i José C. Casillas. 2007. „High-growth SMEs versus non-high-growth SMEs: a discriminant analysis”. *Entrepreneurship & Regional Development* 19: 69–88.
- Notta, Ourania i Aspasia Vlachvei. 2009. *Rapid-growth firms in Greece: an empirical investigation*. Proceedings of International Conference on Applied Economics, TEI of Western Macedonia Press, 527–534.
- Oliveira, Blandina i Adelino Fortunato. 2006. „Firm growth and liquidity constraints: a dynamic analysis”. *Small Business Economics* 27: 139–156.
- Penrose, Edith. 1959. *The Theory of the Growth of the Firm*. New York: John Wiley and Sons.
- Reichstein, Toke, Michael S. Dahl, Bernd Ebersberger i Morten B. Jensen. 2010. „The devil dwells in the tails: a quantile regression approach to firm growth”. *Journal of Evolutionary Economics* 20 (2): 219–231.
- Romer, Paul. 1986. „Increasing returns and long-run growth”. *Journal of Political Economy* 94 (5): 1002–1037.

- Schimke, Antje i Thomas Brenner. 2011. *Long-run factors of firm growth – a study of German firms*. KIT Working Paper Series in Economics 21: 2–20.
- Segarra, Agusti i Mercedes Teruel. 2010. *Are small firms more sensitive to financial variables?* Universitat Rovira i Virgili, Department of Economics, Working Paper 24.
- Segarra, Agusti i Mercedes Teruel. 2011. *High Growth firms and Innovation: an empirical analysis for Spanish firms*. CREIP Working Papers 32 Reus.
- Serrasqueiro, Zelia, Paulo Macas Nunes, João Leitão i Manuel Armada. 2010. „Are there non-linearities between SME growth and their determinants? A quantile approach”. *Industrial and Corporate Change* 19 (4): 1071–1108.
- Solow, Robert M. 1956. „A contribution to the theory of economic growth”. *Quarterly Journal of Economics* 70 (1): 65–94.
- Szczepankowski, Piotr. 2010. „Efektywność wzrostu i rozwoju spółek rynku NewConnect w ujęciu sektorowym”. *Współczesna Ekonomia* 1 (13): 79–96.
- Urbanek, Piotr. 2009. „Struktura własności i kontroli w polskich spółkach publicznych w warunkach kryzysu gospodarczego”. *Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego* 1: 383–398.
- Voulgaris, F., D. Asteriou i G. Agiomirgianakis. 2003. „The determinants of small firms growth in the Greek manufacturing sector”. *Journal of Economic Integration* 18 (4): 817–836.
- Wyrwich, Michael. 2010. „Assessing the role of strategy and socioeconomic heritage for rapidly growing firms: evidence from Germany”. *International Journal Entrepreneurial Venturing* 3: 245–263.

**Załącznik A. Statystyki opisowe zmiennych**

Zmienna	Liczba obserwacji	Średnia	Odczylenie standardowe	1 kwartył	Mediana	3 kwartył	Minimum	Maksimum
<b>Zmiana aktywów</b>								
2011	649	0,5966	1,6822	0,0082	0,1363	0,4734	-0,5159	10,3504
2007	369	1,1112	2,1399	0,0990	0,3266	1,0274	-0,5159	10,3504
1998	160	0,4408	1,0139	0,0518	0,1488	0,4271	-0,3675	9,2805
<b>Wiek</b>								
2011	649	12	7	5	12	17	0	36
2007	369	11	5	8	12	15	0	32
1998	160	5	3	3	5	7	0	23
<b>Rozmiar</b>								
2011	649	9,8951	2,9198	8,2669	10,1453	11,7216	0	18,1854
2007	369	11,0261	2,4632	9,9202	11,2655	12,4684	0	17,5698
1998	160	11,5355	1,5181	10,8679	11,4751	12,3477	2,0794	16,2914
<b>Współczynnik udziału w rynku</b>								
2011	649	0,7795	1,9392	0,0149	0,0920	0,4340	0	11,6985
2007	369	0,9811	1,8864	0,0621	0,2469	0,8726	0	11,6985
1998	160	0,8179	1,7317	0,1135	0,2818	0,6831	0,0003	11,6985
<b>Zadłużenie bankowe</b>								
2011	649	0,0612	0,1559	0	0	0,0459	0	0,9868
2007	369	0,0859	0,1995	0	0	0,0635	0	0,9868
1998	160	0,0863	0,1746	0	0,0114	0,0973	0	0,9868
<b>Rotacja należności</b>								
2011	649	111	128	41	75	128	0	949
2007	369	94	77	47	73	119	0	476
1998	160	76	55	43	60	90	0	343
<b>Inwestycje w badania i rozwój</b>								
2011	649	0,0717	0,1587	0,0004	0,0059	0,0517	0	2,5346
2007	369	0,0462	0,1209	0,0004	0,0034	0,0202	0	0,7530
1998	160	0,0193	0,0228	0,0040	0,0121	0,0246	0,0001	0,1578
<b>Współczynnik dźwigni</b>								
2011	649	0,0901	0,1189	0,0017	0,0417	0,1323	0	0,5698
2007	369	0,0745	0,0912	0,0071	0,0400	0,1076	0	0,5016
1998	160	0,0579	0,1052	0,0000	0,0141	0,0675	0	0,5698
<b>Stopa inwestycji w środki trwałe</b>								
2011	649	1,1994	3,7056	0,0211	0,1852	0,6385	-0,8655	23,9057
2007	369	1,5110	3,8866	0,1295	0,4219	1,1497	-0,8655	23,9058
1998	160	0,7144	1,4607	0,1698	0,3492	0,7723	-0,6373	14,4658
<b>Współczynnik płynności gotówkowej</b>								
2011	649	0,0547	0,1179	0	0,0032	0,0451	0	0,7488
2007	369	0,0748	0,1441	0	0,0000	0,0702	0	0,7846
1998	160	0,0614	0,0826	0,0123	0,0283	0,0867	0	0,4833

<b>Współczynnik rentowności</b>								
2011	649	-0,0048	0,1730	-0,0478	0,0116	0,0711	-0,8571	0,4524
2007	369	0,0103	0,1691	-0,0328	0,0251	0,0888	-0,8571	0,4524
1998	160	0,0468	0,1156	-0,0095	0,0476	0,1126	-0,6572	0,5122
<b>Zwrot z aktywów</b>								
2011	649	-0,0143	0,2306	-0,0166	0,0262	0,0695	-1,6738	0,6209
2007	369	0,0592	0,1640	0,0192	0,0594	0,1070	-1,7851	0,9439
1998	160	0,0474	0,0863	0,0168	0,0495	0,0927	-0,4289	0,3325
<b>Zwrot ze sprzedaży</b>								
2011	649	0,0963	0,3303	0	0,0993	0,2264	-1,9272	1
2007	369	0,2175	0,2294	0,0910	0,1984	0,3138	-1,1741	1
1998	160	0,2320	0,1435	0,1367	0,2046	0,2900	0	1
<b>Wskaźnik płynności bieżącej</b>								
2011	649	3,6125	6,7224	1,0790	1,6312	3,2012	0,1217	45,5740
2007	369	3,1945	5,5970	1,2017	1,7571	3,0746	0,1649	45,5730
1998	160	2,3945	1,7488	1,2416	1,8949	2,9169	0,4207	9,6370
<b>Stopa wzrostu PKB</b>								
2011	649	0,0445	0	0,0445	0,0445	0,0445	0,0445	0,0445
2007	369	0,0679	0	0,0679	0,0679	0,0679	0,0679	0,0679
1998	160	0,0498	0	0,0498	0,0498	0,0498	0,0498	0,0498
<b>Współczynnik kapitalizacji giełdy</b>								
2011	649	0,4207	0	0,4207	0,4207	0,4207	0,4207	0,4207
2007	369	0,9180	0	0,9180	0,9180	0,9180	0,9180	0,9180
1998	160	0,1206	0	0,1206	0,1206	0,1206	0,1206	0,1206
<b>Bezpośrednie inwestycje zagraniczne</b>								
2011	649	0,1092	0	0,1092	0,1092	0,1092	0,1092	0,1092
2007	369	0,0461	0	0,0461	0,0461	0,0461	0,0461	0,0461
1998	160	0,0065	0	0,0065	0,0065	0,0065	0,0065	0,0065

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Notoria Serwis.

## Załącznik B. Macierz korelacji Spearmana

Zmienne	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	
	Zmiana aktywów	Wiek	Rozmiar	Fakt dokonywania fuzji	Wsółczynnik udziału w rynku	Fakt otrzymywania dotacji	Zadłużenie bankowe	Rotacja należności	Inwestycje w badania i rozwój	Wsółczynnik dźwigni	Stopa inwestycji w środki trwałe	Wsółczynnik płynności gotówkowej	Wsółczynnik rentowności	Zwrot z aktywów	Zwrot ze sprzedaży	Wskaźnik płynności bieżącej	Stopa wzrostu PKB	Wsółczynnik kapitał-zacji giełdy	Bezpółśrednie inwestycje zagraniczne	
1	1,0000																			
2	-0,3435	1,0000																		
3	-0,1920	0,3698	1,0000																	
4	0,6015	-0,3049	-0,2012	1,0000																
5	-0,1730	0,3428	0,9045	-0,1945	1,0000															
6	0,0004	0,0290	-0,0579	-0,0525	-0,0735	1,0000														
7	0,5405	-0,2451	-0,1010	0,6433	-0,1083	-0,0128	1,0000													
8	-0,0152	0,0604	-0,0116	-0,0949	-0,0047	-0,0347	-0,0397	1,0000												
9	0,0035	-0,0086	0,0943	-0,0192	0,0931	0,0443	0,0057	0,0306	1,0000											
10	-0,0444	0,1864	0,2319	-0,0725	0,2364	0,0330	0,0603	0,0353	0,0147	1,0000										
11	0,6433	-0,2988	-0,1669	0,6085	-0,1447	0,0252	0,4837	-0,0291	0,1351	-0,0617	1,0000									
12	0,1906	-0,3374	-0,3011	0,1268	-0,2798	0,2505	0,0899	-0,0867	-0,0323	-0,2787	0,2016	1,0000								
13	-0,0544	0,0943	0,2396	-0,0349	0,2111	0,0800	-0,1359	-0,1434	0,1094	0,0697	0,0305	0,0403	1,0000							
14	0,2804	0,0544	0,1639	0,0296	0,1497	0,0593	0,0174	-0,0270	-0,0107	-0,0429	0,1947	0,0691	0,3545	1,0000						
15	-0,0468	0,1055	0,1552	-0,1101	0,1313	-0,0143	-0,0910	0,1039	0,0968	0,0802	-0,0232	-0,0730	0,2705	0,3534	1,0000					
16	0,0865	-0,0043	-0,1723	-0,0385	-0,1701	0,0367	-0,1258	0,0270	-0,0704	-0,2515	0,0712	0,2404	-0,0274	0,2560	0,1587	1,0000				
17	0,2516	-0,0031	0,0388	0,1173	0,0346	-0,0343	0,1549	-0,0146	0,0307	-0,0017	0,1967	-0,0165	-0,0347	0,1713	0,0606	0,0688	1,0000			
18	0,0684	0,2345	-0,1424	-0,0695	-0,1184	0,0764	-0,0577	0,0211	-0,0592	0,0708	-0,0100	-0,1595	-0,1013	0,0909	-0,1187	0,0737	0,1744	1,0000		
19	-0,0114	0,2340	-0,2468	-0,1030	-0,2136	0,0882	-0,0850	0,0178	-0,0219	0,0680	-0,0730	-0,1839	-0,1627	-0,0506	-0,2491	0,0748	-0,0679	0,5591	1,0000	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Notoria Servis.



# Determinants of firm's growth: empirical study of Polish listed companies

## Abstract

The article concerns the issue of Polish listed companies growth in 1998–2012. The first part discusses the theories of enterprises growth and a review of current empirical research. In the research part we presented an analysis of the factors affecting growth of Polish listed companies using the Generalized Method of Moments system estimator. Moreover, dynamic probit model was used to assess the impact of each variable on the chances of becoming a fast growth firm in Poland. Results revealed the key role of innovation in ensuring rapid growth of Polish firms. In addition, the decomposition of firms' growth variance was done, including both macroeconomic, structural and financial variables.

**Keywords:** firm growth, system GMM, dynamic probit model, variance decomposition

**JEL Codes:** G30, L25, L26

**DOI:** 10.17451/eko/43/2015/110