

PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

254

Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski



Redaktorzy naukowi

Krzysztof Jajuga

Wanda Ronka-Chmielowiec



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2012

Recenzenci: Diarmuid Bradley, Jan Czekaj, Marek Gruszczyński, Jacek Lisowski, Paweł Miłobędzki,
Włodzimierz Szkutnik, Mirosław Szreder, Adam Szyszka, Waldemar Tarczyński,
Stanisław Wieteska, Tomasz Wiśniewski

Redaktor Wydawnictwa: Aleksandra Śliwka

Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz

Korektor: Barbara Cibis

Łamanie: Małgorzata Czupryńska

Projekt okładki: Beata Dębska

Publikacja jest dostępna w Internecie na stronach:

www.ibuk.pl, www.ebscohost.com,

The Central and Eastern European Online Library www.ceeol.com,

a także w adnotowanej bibliografii zagadnień ekonomicznych BazEkon

http://kangur.uek.krakow.pl/bazy_ae/bazekon/nowy/index.php

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania znajdują się
na stronie internetowej Wydawnictwa

www.wydawnictwo.ue.wroc.pl

Kopiowanie i powielanie w jakiegokolwiek formie
wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2012

ISSN 1899-3192

ISBN 978-83-7695-293-2

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Druk: Drukarnia TOTEM

Spis treści

Wstęp	9
Barbara Będowska-Sójka: Zastosowanie zmienności zrealizowanej i modeli typu ARCH w wyznaczaniu wartości zagrożonej	11
Jacek Bialek: Zastosowanie statystycznych indeksów łańcuchowych do oceny przeciętnego zwrotu grupy OFE.....	23
Beata Bieszk-Stolorz, Iwona Markowicz: Zastosowanie modelu logitowego i modelu regresji Coxa w analizie zmian cen akcji spółek giełdowych w wyniku kryzysu finansowego.....	33
Katarzyna Byrka-Kita: Premia z tytułu kontroli na polskim rynku kapitałowym – wyniki badań.....	42
Krzysztof Echaust: Analiza przekroczeń wysokości depozytów zabezpieczających na podstawie kontraktów futures notowanych na GPW w Warszawie.	52
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Rentowność inwestycji na rynku regulowanym i w alternatywnym systemie obrotu w Polsce	61
Daniel Iskra: Wartość zagrożona instrumentu finansowego szacowana przedziałowo.....	74
Bogna Janik: Analiza stóp zwrotu z inwestycji w indeksy akcji spółek społecznie odpowiedzialnych.....	83
Paweł Kliber: Niestacjonarność aktywności transakcyjnej na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie	93
Krzysztof Kowalke: Ocena przydatności rekomendacji giełdowych opartych na metodzie DCF na przykładzie spółek budowlanych.....	103
Mieczysław Kowerski: Modele selekcji próby stóp dywidend spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.....	113
Dominik Krężolek: Granica efektywności portfeli inwestycyjnych a indeks ogona rozkładu stopy zwrotu – analiza empiryczna na przykładzie GPW w Warszawie	124
Monika Kubik-Kwiatkowska: Znaczenie raportów finansowych dla wyceny spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA	133
Agnieszka Majewska: Wycena opcji menedżerskich – wybrane problemy ...	142
Sebastian Majewski: Pomiar nastroju inwestycyjnego jako metoda wspomagająca strategię inwestycyjne	152
Piotr Manikowski: Cykle ubezpieczeniowe w Europie Środkowej.....	162

Artur Mikulec: Metody oceny wyników inwestycyjnych przy braku normalności rozkładu stóp zwrotu	171
Joanna Olbryś: Tarcie w procesach transakcyjnych i jego konsekwencje	181
Andrzej Paliński: Spłata zadłużenia kredytowego w ujęciu teoriogrowym ...	190
Monika Papież, Stanisław Wanat: Modele autoregresji i wektorowej autoregresji w prognozowaniu podstawowych zmiennych charakteryzujących rynek ubezpieczeń działu II	199
Daniel Papla: Przykład zastosowania metod analizy wielowymiarowej w analizie zarażania rynków finansowych	209
Tomasz Pisula: Zastosowanie sztucznych sieci neuronowych do prognozowania upadłości przedsiębiorstw	219
Agnieszka Przybylska-Mazur: Wybrane reguły nastawione na cel a prognozowanie wskaźnika inflacji	235
Paweł Siarka: Wykorzystanie modeli scoringowych w bankowości komercyjnej.....	246
Rafał Siedlecki: Struktura kapitału w cyklu życia przedsiębiorstwa	262
Anna Sroczyńska-Baron: Wybór portfela akcji z wykorzystaniem narzędzi teorii gier.....	271
Michał Stachura, Barbara Wodecka: Zastosowania kopuli niesymetrycznych w modelowaniu ekonomicznym	281
Michał Stachura, Barbara Wodecka: Zastosowanie estymatora k -to-rekordowego do szacowania wartości narażonej na ryzyko	289
Piotr Staszewicz: Multi entry framework for financial and risk reporting...	298
Anna Szymańska: Czynniki decydujące o wyborze ubezpieczyciela w przypadku ubezpieczeń komunikacyjnych AC.....	310
Sławomir Śmiech, Wojciech Zysk: Oceny ratingowe jako element konkurencyjności wybranych systemów gospodarczych – weryfikacja na przykładzie agencji Fitch.....	323
Rafał Tuzimek: Wpływ wypłat dywidendy na wartość akcji spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie	333
Jacek Welc: Rewersja do średniej dynamiki przychodów oraz rentowności spółek a zmiany relatywnej dynamiki zysków	347
Ryszard Węgrzyn: Zastosowanie delty „wolnej od modelu” w hedgingu opcyjnym	356
Stanisław Wieteska: Wyładowania atmosferyczne jako element ryzyka w ubezpieczeniach majątkowo-osobowych w polskim obszarze klimatycznym.....	367
Alicja Wolny-Dominiak: Modelowanie liczby szkód w ubezpieczeniach komunikacyjnych w przypadku występowania dużej liczby zer.....	381

Summaries

Barbara Będowska-Sójka: Modeling value-at-risk when realized volatility and ARCH-type models are used.....	22
Jacek Bialek: The application of chain indices to evaluate the average rate of return of a group of Open Pension Funds.....	32
Beata Bieszk-Stolorz, Iwona Markowicz: The application of the logit model and the Cox regression model in the analysis of financial crisis related price changes of listed companies' shares	41
Katarzyna Byrka-Kita: Control premium on Polish capital market – empirical evidence	51
Krzysztof Echaust: Analysis of margin exceedances on the basis of futures contracts quoted on the Warsaw Stock Exchange.....	60
Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk: Return on investment on a regulated market and multilateral trading facility in Poland	73
Daniel Iskra: Confidence interval for Value at Risk.....	82
Bogna Janik: Analysis of rates of return on investments in equity SRI indices	92
Paweł Kliber: Non-stationarity in transaction activity on the Warsaw Stock Exchange.....	102
Krzysztof Kowalke: Assessment of the usefulness of Stock Exchange recommendations based on the DCF method on the example of construction companies.....	112
Mieczysław Kowerski: The sample selection models of dividend yield of companies quoted on the Warsaw Stock Exchange.....	123
Dominik Krężolek: The efficient frontier of investment portfolios and the tail index of distribution of returns – an empirical analysis on the WSE	132
Monika Kubik-Kwiatkowska: Value relevance of financial reporting on the Warsaw Stock Exchange.....	141
Agnieszka Majewska: The value of employee stock options – selected problems.....	151
Sebastian Majewski: Measuring of investment sentiment as a method of supporting investment strategies.....	161
Piotr Manikowski: Insurance cycles in Central Europe.....	170
Artur Mikulec: Investment performance evaluation methods in the absence of normality of the rates of return.....	180
Joanna Olbryś: Friction in trading processes and its implications	189
Andrzej Paliński: The game theoretic approach to bank credit repayment....	198
Monika Papież, Stanisław Wanat: The application of autoregressive models and vector autoregressive models in forecasting basic variables on the non-life insurance market	208

Daniel Papla: Example of using multidimensional methods in analyzing the contagion on the financial markets	218
Tomasz Pisula: Application of artificial neural networks for forecasting corporate bankruptcy	234
Agnieszka Przybylska-Mazur: Selected targeting rules and forecasting inflation rate	245
Paweł Siarka: The use of scoring models in commercial banking.....	261
Rafał Siedlecki: The structure of capital in the company life cycle	270
Anna Sroczyńska-Baron: The choice of shares portfolio based on the theory of games.....	280
Michał Stachura, Barbara Wodecka: Asymmetric copulas applications in economic modelling.....	288
Michał Stachura, Barbara Wodecka: Value-at-Risk estimation using ‘ k -th record’ estimator	297
Piotr Staszewicz: Zapis poczwórny jako mechanizm pozwalający na integrację sprawozdawczości finansowej i ostrożnościowej	309
Anna Szymańska: Factors determining a choice of an insurer in case of motor hull insurance	322
Sławomir Śmiech, Wojciech Zysk: Assessments of rating as part of competitiveness of selected economies – verification on the example of Fitch agency	332
Rafał Tuzimek: Effect of dividend payments on the value of shares listed on the Warsaw Stock Exchange	346
Jacek Welc: Impact of mean-reversion of sales growth and profitability on the relative growth of corporate earnings	355
Ryszard Węgrzyn: Application of model free delta to option hedging	366
Stanisław Wieteska: Lightning as an element of risk in non-life insurance in the Polish area of climate.....	380
Alicja Wolny-Dominiak: Zero-inflated claim count modeling in automobile insurance. Case Study	390

Mieczysław Kowerski

Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji w Zamościu

MODELE SELEKCJI PRÓBY STÓP DYWIDEND SPÓŁEK NOTOWANYCH NA GIEŁDZIE PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE

Streszczenie: W artykule zaprezentowano wyniki estymacji modeli selekcji próby trzech, różnie zdefiniowanych, stóp dywidend krajowych spółek publicznych notowanych w latach 1995-2009 na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

Słowa kluczowe: modele selekcji, stopy dywidendy, Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie.

1. Wstęp

Stopa dywidendy obliczana jest jako iloraz wartości rocznych dywidend wypłacanych na akcję zwykłą i ceny rynkowej akcji na konkretny dzień. Im wyższa wartość tego wskaźnika, tym wyższy dochód w formie dywidendy uzyskuje w ciągu roku inwestor z zainwestowanego kapitału [Jajuga, Jajuga 2006, s. 34].

Stopa dywidendy jest jedną z podstawowych miar oceny polityki dywidend prowadzonej przez spółkę. Jednak w badaniach zwraca się szczególną uwagę na dodatnią korelację pomiędzy stopą dywidendy a przyszłą stopą zwrotu z akcji [Miller, Scholes 1982; Litzenberger, Ramaswamy 1979; McManus, Gwilym, Thomas 2002; Cochrane 2011] oraz na zastosowanie stopy dywidendy do prognozowania stóp zwrotu¹.

Jednocześnie coraz częściej proponuje się odnoszenie dywidend na 1 akcję do innych kategorii finansowych, takich jak aktywa na 1 akcję, kapitały własne na 1 akcję lub wartość sprzedaży na 1 akcję.

W Polsce badania czynników determinujących stopy dywidend mierzone relacją wypłaconej dywidendy do *cash-flow* oraz do wartości sprzedaży, korzystając ze zbilansowanego panelu 110 spółek niefinansowych notowanych na giełdzie

¹ W ostatnim czasie dużego znaczenia nabierają prace opierające się na modelu Campbella i Shillerera [1989], np. [Malliaropulos, Priestley 2011].

w Warszawie w latach 1998-2004, przeprowadzili Kowalewski, Stetsyuk i Talavera [2007]. Głównym problemem, którym zajmowali się autorzy, była ocena wpływu ładu korporacyjnego, a zwłaszcza praw akcjonariuszy mniejszościowych, na decyzje o wypłatach dywidend, dlatego też oprócz powszechnie stosowanych zmiennych kontrolnych (rentowność, możliwości inwestycyjne, wielkość i dojrzałość spółki, dźwignia finansowa i lepkość decyzji dywidendowych), rozpatrywali zmienne opisujące stopień kontroli spółki przez akcjonariuszy mniejszościowych. W tym celu skonstruowali indeks przejrzystości i jawności spółek (TDI), który mierzy prawa akcjonariuszy. Indeks TDI składa się z Indeksu struktury i procedur pracy zarządu (TDI-Board), Indeksu przejrzystości działań spółki (TDI-Disclosure) oraz Indeksu akcjonariatu (TDI-Shareholders). Tylko korelacje (dodatnie) pomiędzy relacją dywidendy do *cash-flow* a TDI oraz TDI-Board okazały się istotne na poziomie 0,1. Relacja dywidendy do *cash-flow* nie była istotnie skorelowana z żadną ze zmiennych kontrolnych, natomiast relacja dywidendy do sprzedaży okazała się istotnie (na poziomie 0,1) dodatnio skorelowana z rentownością mierzoną stopą zwrotu z aktywów (ROA) oraz ujemnie skorelowana z dźwignią finansową mierzoną wskaźnikiem wartości ogólnego zadłużenia do wartości aktywów (*debt to assets*), ze zmienną zero-jedynkową przyjmującą wartość 1, jeżeli główny akcjonariusz posiada akcje uprzywilejowane co do głosu, i wartość 0 w przeciwnym przypadku (*one vote rule*) i ze zmienną przyjmującą wartość 1, jeżeli główny akcjonariusz ma polskie obywatelstwo, oraz wartość 0 w przeciwnym przypadku (Domestic) [Kowalewski i in. 2007, s. 72].

W pracy przedstawiono wyniki estymacji modeli selekcji próby trzech stóp dywidend (ilorazu wypłaconych w roku t dywidend do kapitalizacji do wartości aktywów ogółem oraz do kapitałów własnych w końcu roku $t - 1$) krajowych spółek publicznych notowanych w latach 1995-2009 na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie.

2. Metodyka badania

Jak pokazuje obserwacja rozwiniętych rynków finansowych, a także Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie, część spółek nie zawsze wypłaca dywidendy, a niektóre nie robią tego nigdy. W konsekwencji stopa dywidendy jest obserwowana tylko wtedy, gdy spółka podejmuje decyzję o wypłacie dywidendy. Stąd też nawet duża próba zawierająca jedynie spółki płacące dywidendy nie jest reprezentatywna dla całej populacji. A to sprawia, że estymator parametrów równania opisującego stopy dywidend jest estymatorem niezgodnym [Gruszczyński 2002, s. 40]. Jest to tzw. problem selekcji próby, którego rozwiązanie zostało zaproponowane przez laureata nagrody im. Alfreda Nobla w dziedzinie ekonomii Jamesa J. Heckmana. W tym celu Heckman zastosował dwurównaniowy model selekcji próby [1976]. W przypadku modelowania stopy dywidendy model ma postać:

$$Y_i^* = \mathbf{w}_i^T \alpha + \xi_i \quad (1)$$

$$D_i = \mathbf{x}_i^T \beta + \varepsilon_i, \quad (2)$$

gdzie: Y_i^* – ukryta zmienna objaśniana reprezentująca nieobserwowalną skłonność do płacenia dywidend, przy czym: $y_i = 1$, jeśli $y_i^* > 0$, oraz $y_i = 0$, jeśli $y_i^* \leq 0$, D_i – stopa dywidendy i -tej spółki, \mathbf{x}_i oraz \mathbf{w}_i – wektory zmiennych objaśniających, które mogą składać się z różnych lub z tych samych zmiennych.

Pierwsze równanie opisuje indywidualną skłonność do wypłaty dywidendy przez spółkę i jest nazywane równaniem selekcji lub równaniem uczestnictwa, natomiast równanie drugie opisuje zmiany wartości indywidualnych stóp wypłat dywidend i jest nazywane równaniem wynikowym. Pierwsze równanie jest równaniem dwumianowym (probitowym), a równanie drugie jest liniowym równaniem regresji.

W modelu selekcji próby kierunek i siłę wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na stopę dywidendy pozwala ocenić wektor parametrów β z równania wynikowego. Równanie selekcji mówi tylko, na czym polega obciążenie próby i jest niejako efektem ubocznym procesu modelowania [Owczarczuk 2010, s. 205].

Kluczowe jest założenie, że składniki losowe ε oraz ξ mają rozkład normalny. Dzięki temu można obliczyć wartość oczekiwaną zmiennej objaśnianej równania wynikowego pod warunkiem selekcji [Owczarczuk 2010, s. 206]. Gdy ε oraz ξ mają standaryzowane rozkłady normalne, to można policzyć współczynnik korelacji składników losowych ρ . Jeżeli ρ okaże się nieistotny statystycznie, to składniki losowe ε oraz ξ są nieskorelowane, a więc nie ma problemu selekcji i równanie wynikowe można szacować za pomocą metody najmniejszych kwadratów. Im większa korelacja obu składników losowych, tym silniejszy wpływ selekcji próby i metoda najmniejszych kwadratów przestaje być właściwą metodą estymacji. Do pomiaru istotności skorelowania składników losowych, czyli skorelowania obu równań, stosuje się test LR oparty na statystyce $\chi^2(1)$.

Do estymacji parametrów strukturalnych powyższego modelu J. Heckman zaproponował dwustopniową metodę estymacji modelu [Heckman 1976]. Obecnie parametry modelu selekcji próby szacuje się za pomocą metody największej wiarygodności².

Wybierając zmienne objaśniające, kierowano się przede wszystkim wynikami dotychczasowych badań przeprowadzonych zwłaszcza na rozwiniętych rynkach kapitałowych [Kowerski 2009]. Wybór zmiennych do obu równań przeprowadzono za pomocą metody regresji krokowej, przy zachowaniu zasady koincydencji [Hellwig 1976].

² Taki sposób estymacji znajduje się w programie STATA, który wykorzystano w tej pracy.

3. Dane

W pracy budowano modele selekcji próby stóp dywidend spółek krajowych w latach 1996-2009. Badaniami objęto tylko spółki, których akcje notowane były na giełdzie przez cały rok poprzedzający rok decyzji o wypłacie dywidendy. Ze zbioru spółek krajowych, których akcje notowane były przez cały rok, wykluczono narodowe fundusze inwestycyjne. Usunięto też spółki, które co prawda były notowane przez cały rok, ale zostały wykluczone z giełdy w pierwszym półroczu następnego roku. Wykluczano również spółki o ujemnych kapitałach własnych oraz spółki o zerowych przychodach netto ze sprzedaży (nieprowadzące w danym roku działalności operacyjnej).

W ten sposób uzyskano zbiory danych przekrojowych dla 14 lat. Połączone dane roczne (przekrojowe) ze wszystkich lat pozwoliły uzyskać zbiór danych przekrojowo-czasowych, który łącznie składa się z 2263 obserwacji (spółek-lat). W zbiorze tym znalazły się 693 obserwacje dotyczące wypłat dywidend (30,62%) [Kowerski 2011].

W latach 1996-2009 średnia arytmetyczna stóp dywidend mierzonych relacją dywidendy w roku t do kapitalizacji w końcu roku $t - 1$ (D_5) wyniosła 4,1%, średnia stóp dywidend mierzonych relacją dywidendy w roku t do aktywów ogółem w końcu roku $t - 1$ (D_6) wyniosła 3,5%, a relacja dywidendy w roku t do kapitałów własnych w końcu roku $t - 1$ (D_7) wyniosła 6,3%³. Badane trzy stopy dywidend są ze sobą dodatnio i istotnie na poziomie istotności mniejszym niż 0,001 skorelowane, przy czym współczynnik korelacji pomiędzy zmiennymi D_6 i D_7 wynosi 0,8835, natomiast skorelowanie zmiennej D_5 z pozostałymi dwiema zmiennymi nie jest mniejsze niż 0,5454.

Jako potencjalne zmienne objaśniające łącznie rozpatrzono 55 zmiennych mikroekonomicznych opisujących sytuację ekonomiczno-finansową i rynkową badanych spółek oraz 37 zmiennych makroekonomicznych opisujących sytuację gospodarczą kraju.

4. Wyniki estymacji modeli selekcji próby stóp dywidend spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie

W wyniku zastosowania metody regresji krokowej wybrano równanie selekcji składające się z 10 zmiennych objaśniających:

- zmienna opisująca decyzje dywidendowe spółek w roku $t - 1$ (Y_{t-1}), która jest miarą wprowadzonego do badań przez Lintnera [1956] zjawiska lepkości (sztywności) dywidend,

³ Oznaczenia wszystkich zmiennych stosowane w tej pracy pochodzą ze specjalnie utworzonej bazy, którą autor wykorzystuje do badań różnych aspektów polityki dywidend [Kowerski 2011].

- zmienne zaproponowane przez Famę i Frencha [2001]: rentowność mierzona stopą zwrotu z kapitałów własnych w roku $t - 1$ (X_{22t-1}), wielkość spółki mierzona logarytmem naturalnym z aktywów ogółem w cenach stałych w końcu roku $t - 1$ (X_{12bt-1}) oraz możliwości inwestycyjne mierzone relacją wartości rynkowej do kapitałów własnych w końcu roku $t - 1$ (X_{29at-1}),
- zaproponowana przez Hedensteda i Raaballe [2008] miara dojrzałości spółki będąca relacją kapitału zakładowego do kapitałów własnych w końcu roku $t - 1$ (X_{16t-1}),
- zaproponowana przez DeAngelo, DeAngelo i Stulza [2006] miara dźwigni finansowej będąca relacją kapitałów własnych do aktywów ogółem w końcu roku $t - 1$ (X_{14ctt}),
- miary ryzyka inwestowania na giełdzie wyrażone za pomocą współczynników zmienności cen akcji badanych spółek w roku $t - 1$ (X_{3t-1} oraz X_{4t-1}),
- zmienna zero-jedynkowa opisująca przynależność, bądź nie, danej spółki do sektora bankowego w roku t (X_{31t}),
- zmienna Z_{9at} będąca współczynnikiem preferencji podatkowych dla dywidend w roku t .

Zatem w latach 1996-2009 chętniej podejmowały decyzje o wypłacie dywidend spółki, które w poprzednim roku były bardziej rentowne, większe, dojrzałe, miały mniejsze możliwości inwestycyjne, charakteryzowały się mniejszą dźwignią finansową i były mniej ryzykowne. Chętniej wypłacały dywidendy banki niż spółki z pozostałych sektorów. Dodatnia wartość parametru przy zmiennej Z_{9at} oznacza, że spółki chętniej płaciły dywidendy w okresach korzystniejszej z punktu widzenia dywidend relacji opodatkowania dywidend do opodatkowania zysków kapitałowych. Współczynnik determinacji pseudo R^2 oszacowanego modelu probitowego wyniósł 0,3958.

Równanie selekcji o powyższej strukturze zastosowano w modelach selekcji próby trzech analizowanych stóp dywidend.

W wyniku zastosowania metody regresji krokowej wybrano równanie wynikowe stopy dywidendy (D_{3t}) składające się z 6 zmiennych objaśniających:

- zmienna opisująca decyzje dywidendowe spółek w roku $t - 1$ (Y_{t-1}),
- roczna stopa zwrotu z akcji spółki w roku $t - 1$ (X_{2t-1}),
- logarytm naturalny z udziału spółki w kapitalizacji rynku spółek krajowych w końcu roku $t - 1$ (X_{8at-1}) będący miarą wielkości spółki,
- wynik finansowy netto w cenach stałych (2009 r.) w roku $t - 1$ (X_{9at-1}),
- stopa zwrotu z kapitałów własnych w roku $t - 1$ (X_{22t-1}),
- wskaźnik wartości rynkowej do kapitałów własnych w roku $t - 1$ (X_{29at-1}).

W oszacowanym dwurównaniowym modelu selekcji próby współczynnik korelacji składników losowych obu równań okazał się nieistotny statystycznie, a to oznacza, że nie ma problemu selekcji. Potwierdzają to stosunkowo niewielkie różnice wartości parametrów oszacowanych metodą Heckmana i jako niezależne równania. Znaki parametrów obu równań szacowanych metodą Heckmana i jako niezależne

równania są takie same. Natomiast ich wartości zmieniły się w równaniu selekcji od 0,06 do 1,39%, a w równaniu wynikowym od 0,28 do 10,68% (przy zmiennej Y_{t-1}). W tym ostatnim przypadku oznacza to, że negatywny wpływ decyzji o wypłatach dywidend w poprzednim roku na stopę dywidendy (D_s) był o 10,68% większy, niż wynikałoby to z modelu oszacowanego metodą najmniejszych kwadratów.

Tabela 1. Model selekcji próby stopy dywidendy (D_s)

Wyszczególnienie	Zmienne	Parametr	Poziom istotności	Różnica wartości parametrów szacowanych metodą Heckmana i jako niezależne równania	
				wartość	w (%)
Równanie selekcji. Model probitowy zmiennej Y_t	Stała	-1,6309	<0,001	0,0021	0,13
	Y_{t-1}	1,4322	<0,001	-0,0009	0,06
	X_{3t-1}	-0,0066	0,019	0,0000*	0,11
	X_{4t-1}	-0,0076	<0,001	0,0000*	0,19
	X_{12bt-1}	0,1114	<0,001	-0,0001	0,08
	X_{14ct-1}	0,6055	0,005	-0,0015	0,25
	X_{16t-1}	-0,7991	<0,001	0,0028	0,35
	X_{22t-1}	0,0283	<0,001	0,0001	0,19
	X_{29at-1}	-0,0848	<0,001	-0,0008	0,96
	X_{31t}	0,7335	<0,001	0,0102	1,39
	Z_{9at}	1,2154	0,003	-0,0013	0,11
Równanie wynikowe. Model liniowy zmiennej D_{st}	Stała	3,2228	<0,001	0,1866	5,79
	Y_{t-1}	-1,1986	0,046	-0,1281	10,68
	X_{2t-1}	-0,0039	0,045	-0,0000*	0,73
	X_{8at-1}	-0,6350	<0,001	-0,0064	1,01
	X_{9at-1}	2,9997	<0,001	-0,0084	0,28
	X_{22t-1}	0,1088	<0,001	-0,0014	1,24
	X_{29at-1}	-0,2498	<0,001	0,0021	0,82
	$r^2 = 0,1732$			$r^2 = 0,1734$	
Wald $\chi^2(6)$		122,47	<0,0001		
		-0,031			
Test LR niezależności równań ($\rho = 0$) Statystyka $\chi^2(1)$		0,08	0,7802		

Uwaga: (*) oznacza, że wartość bezwzględna różnicy jest mniejsza od 0,0001.

Źródło: obliczenia własne w programie STATA.

Przy założeniu stałych wartości pozostałych zmiennych objaśniających stopa dywidendy D_{5t} w roku t spółek, które nie płaciły dywidend w roku $t - 1$, jest o 1,2 punktu procentowego wyższa niż spółek, które w roku $t - 1$ wypłaciły dywidendy, przy jednoczesnej mniejszej skłonności do płacenia dywidend w roku t przez spółki, które nie płaciły dywidend w roku $t - 1$ (równanie selekcji). Niższymi stopami dywidend w roku t charakteryzują się spółki, które w roku $t - 1$ wykazywały wyższe stopy zwrotu z akcji⁴.

Wyższe stopy dywidendy płacą spółki mniejsze⁵, o mniejszych możliwościach inwestycyjnych, ale bardziej rentowne.

Równanie wynikowe stopy dywidendy (D_{6t}) składa się z 6 zmiennych objaśniających, takich jak:

- wynik finansowy netto w cenach stałych w roku $t - 1$ (X_{9at-1}),
- aktywa ogółem w cenach stałych w końcu roku $t - 1$ (X_{12at-1}), będące miarą wielkości spółki,
- wskaźnik kapitałów własnych do aktywów ogółem w końcu roku $t - 1$ (X_{14ct-1}),
- stopa zwrotu z aktywów ogółem w roku $t - 1$ (X_{23at-1}),
- wskaźnik wartości rynkowej do wartości księgowej aktywów w końcu roku $t - 1$ (X_{29bt-1}),
- całkowita stopa opodatkowania dywidend w roku t (Z_{9bt}).

Podobnie jak w poprzednim przypadku współczynnik korelacji składników losowych obu równań okazał się nieistotny statystycznie, a to oznacza, że i tym razem nie ma problemu selekcji próby. Znaki parametrów obu równań szacowanych metodą Heckmana i jako niezależne równania są takie same. Natomiast ich wartości zmieniły się w równaniu selekcji od 0,01 do 0,1%, a w równaniu wynikowym od 0,01 do 0,33% (przy stałej). Stopa dywidendy D_6 jest tym wyższa, im spółka jest bardziej rentowna, ma większe możliwości inwestycyjne⁶ i charakteryzuje się mniejszą dźwignią. Spółki charakteryzują się wyższymi stopami dywidend w okresach niskich całkowitych stóp opodatkowania dywidend.

Równanie wynikowe stopy dywidendy (D_{7t}) także składa się z 6 zmiennych objaśniających:

- kwadrat liczby lat na giełdzie w roku podejmowania decyzji dywidendowej (X_{1at}) będący miarą dojrzałości spółki,
- współczynnik zmienności cen akcji w roku $t - 1$ obliczany jako iloraz różnicy maksymalnej i minimalnej ceny akcji do ceny maksymalnej w roku $t - 1$ (X_{3t-1}) będący miarą ryzyka inwestowania w akcje spółki,

⁴ Może to wynikać z faktu, iż akcjonariusze zadowoleni z zysków kapitałowych akceptują niższe dywidendy.

⁵ Jeżeli już podejmą decyzję o wypłacie dywidendy, bo z kolei z równania selekcji wynika, że spółki mniejsze mniej chętnie podejmują decyzje o wypłatach dywidend.

⁶ Warto zauważyć, że spółki o większych możliwościach inwestycyjnych mniej chętnie podejmują decyzje o wypłacie dywidendy, o czym informuje równanie selekcji, ale jak pokazuje równanie wynikowe, jeżeli już taką decyzję podejmą, to płacą większe dywidendy.

Tabela 2. Model selekcji próby stopy dywidendy (D_t)

Wyszczególnienie	Zmienna	Parametr	Poziom istotności	Różnica wartości parametrów szacowanych metodą Heckmana i jako niezależne równania	
				wartość	w (%)
Równanie selekcji. Model probitowy zmiennej Y_t	Stała	-1,6333	<0,001	-0,0003	0,02
	Y_{t-1}	1,4332	<0,001	0,0001	0,01
	X_{3t-1}	-0,0066	0,019	0,0000	0,10
	X_{4-1}	-0,0076	<0,001	-0,0000*	0,01
	X_{12bt-1}	0,1115	<0,001	0,0000	0,03
	X_{14ct-1}	0,6068	0,005	-0,0002	0,04
	X_{16t-1}	-0,8022	<0,001	-0,0002	0,03
	X_{22t-1}	0,0283	<0,001	0,0000	0,02
	X_{29at-1}	-0,0839	<0,001	0,0000	0,03
	X_{31t}	0,7228	<0,001	-0,0006	0,08
	Z_{9at}	1,2169	0,003	0,0002	0,02
Równanie wynikowe. Model liniowy zmiennej D_{6t}	Stała	2,8866	0,007	-0,0096	0,33
	X_{9at-1}	1,8473	<0,001	0,0009	0,05
	X_{12at-1}	-0,0379	0,004	0,0001	0,23
	X_{14ct-1}	2,0121	0,001	0,0005	0,03
	X_{23at-1}	0,2625	<0,001	0,0002	0,06
	X_{29bt-1}	0,9881	<0,001	0,0002	0,02
	Z_{9bt}	-0,0998	<0,001	0,0000*	0,01
$r^2 = 0,4458$				$r^2 = 0,4469$	
Wald $\chi^2(6)$		534,62	<0,0001		
ρ		0,0031			
Test LR niezależności równań ($\rho = 0$) Statystyka $\chi^2(1)$		0,001	0,9744		

Uwaga: (*) oznacza, że wartość bezwzględna różnicy jest mniejsza od 0,0001.

Źródło: obliczenia własne w programie STATA.

- wynik finansowy netto w cenach stałych (2009 r.) w roku $t - 1$ (X_{9at-1}),
- stopa zwrotu z kapitałów własnych w roku $t - 1$ (X_{22t-1}),
- wskaźnik kapitalizacji do wartości kapitałów własnych w roku $t - 1$ (X_{29t-1}) będący miarą możliwości inwestycyjnych,
- całkowita stopa opodatkowania dywidend w roku t (Z_{9bt}).

Tabela 3. Model selekcji próby stopy dywidendy (D_t)

Wyszczególnienie	Zmienna	Parametr	Poziom istotności	Różnica wartości parametrów szacowanych metodą Heckmana i jako niezależne równania	
				wartość	w (%)
Równanie selekcji. Model probitowy zmiennej Y_t	Stała	-1,6079	<0,001	0,0251	1,6
	Y_{t-1}	1,3424	<0,001	-0,0907	6,8
	X_{3t-1}	-0,0074	0,010	-0,0007	10,0
	X_{4-1}	-0,0074	<0,001	0,0002	3,3
	X_{12bt-1}	0,1189	<0,001	0,0074	6,2
	X_{14ct-1}	0,5163	0,016	-0,0907	17,6
	X_{16t-1}	-0,8026	<0,001	-0,0007	0,1
	X_{22t-1}	0,0291	<0,001	0,0008	2,7
	X_{29at-1}	-0,0729	<0,001	0,0110	15,1
	X_{31t}	0,6424	0,001	-0,0810	12,6
	Z_{9at}	1,3018	0,001	0,0851	6,5
Równanie wynikowe. Model liniowy zmiennej D_{7t}	Stała	7,1227	<0,001	-1,2771	17,9
	X_{1at}	0,0107	0,006	0,0017	16,0
	X_{3t-1}	-0,0554	0,003	-0,0266	48,0
	X_{9at-1}	1,7958	<0,001	0,3921	21,8
	X_{22t-1}	0,3553	<0,001	0,0321	9,0
	X_{29t-1}	0,6551	<0,001	-0,0293	4,5
	Z_{9bt}	-0,1705	<0,001	0,0075	4,4
	$r^2 = 0,4127$			$r^2 = 0,4167$	
Wald $\chi^2(6)$		485,27	<0,0001		
ρ		0,4931			
Test LR niezależności równań ($\rho = 0$) Statystyka $\chi^2(1)$		5,87	0,0154		

Źródło: obliczenia własne w programie STATA.

Współczynnik korelacji składników losowych obu równań okazał się istotny statystycznie, a to oznacza, że wystąpił problem selekcji próby. Co prawda znaki parametrów obu równań szacowanych metodą Heckmana i jako niezależne równania są takie same, ale ich wartości uległy znacznym zmianom. W równaniu selekcji zmieniły się od 0,1 do 14,6%, a w równaniu wynikowym od 4,4 do 48,0% (przy zmiennej X_{3t-1}). Wyższe stopy dywidend mierzone relacją dywidend w roku t do kapitałów własnych w roku $t - 1$ płacą spółki dojrzałe i bardziej rentowne, o większych możliwościach inwestycyjnych i charakteryzujące się mniejszym ryzykiem. Przy czym w modelu oszacowanym metodą Heckmana negatywny wpływ ryzyka na stopę dy-

widendy okazał się o wiele wyższy niż ten oszacowany metodą najmniejszych kwadratów. Podobnie jak w przypadku stopy D_6 spółki charakteryzują się wyższymi stopami dywidend w okresach niskich całkowitych stóp opodatkowania dywidend.

5. Wnioski

1. Analizując poziom wypłat dywidend, oprócz najczęściej stosowanej stopy dywidendy będącej relacją dywidendy na akcję do ceny akcji, warto również zbadać stopy dywidend będące relacjami dywidend do wartości aktywów, kapitałów własnych, sprzedaży, gdyż są one kształtowane przez inne czynniki.

2. Modelowanie stóp dywidend metodą selekcji próby jest właściwsze niż metodą najmniejszych kwadratów, gdyż w przypadku wystąpienia zjawiska obciążenia próby estymatory otrzymane metodą najmniejszych kwadratów nie są zgodne [Gruszczyński 2002, s. 40] i są znacznie różne od estymatorów heckitowych. Natomiast gdy współczynnik korelacji składników losowych obu równań jest nieistotny statystycznie, różnice w wartościach parametrów otrzymanych metodą selekcji próby i metodą najmniejszych kwadratów są minimalne.

3. Model selekcji próby pozwala na jednoczesną analizę czynników determinujących stopy dywidend i decyzje o wypłatach dywidend, co ułatwia ocenę polityki dywidend spółek publicznych.

Literatura

- Campbell J.Y., Shiller R.J., *The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors*, „Review of Financial Studies” 1989, vol. 1.
- Cochrane J.H., *Presidential address: discount rates*, „The Journal of Finance”, vol. LXVI, no 4, 2011.
- DeAngelo H., DeAngelo L., Stulz R., *Dividend policy and the earned/contributed capital mix: a test of the life – cycle theory*, „Journal of Financial Economics”, vol. 81, issue 2, 2006.
- Fama E.F., French K.F., *Disappearing dividends: changing firm characteristics or lower propensity to pay?*, „Journal of Financial Economics”, vol. 60, issue 1, 2001.
- Gruszczyński M., *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wydawnicza Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie, Warszawa 2002.
- Hedensted J.S., Raaballe J., *Dividend Determinants in Denmark*, Working Paper, University of Aarhus 2008, <http://ssrn.com/abstract=1123436>.
- Heckman J.J., *The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models*, „Annales of Economic and Social Measurement”, vol. 5, issue 4, 1976.
- Hellwig Z., *Przechodność relacji skorelowania zmiennych losowych i płynące stąd wnioski ekonometryczne*, „Przegląd Statystyczny”, R. XXIII – zeszyt 1, 1976.
- Jajuga K., Jajuga T., *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Aktywa niefinansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Kowalewski O., Stetsyuk I., Talavera O., *Do corporate governance and ownership determine dividend policy in Poland?*, „Bank i Kredyt”, vol. 38, nr 11-12, 2007.

- Kowerski M., *Modele decyzji dywidendowych na rozwiniętych rynkach kapitałowych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Marii Curie-Skłodowskiej, Lublin 2009.
- Kowerski M., *Ekonomiczne uwarunkowania decyzji o wypłatach dywidend przez spółki publiczne*, Konsorcjum Akademickie, WSE w Krakowie, WSIZ w Rzeszowie, WSZiA w Zamościu, 2011.
- Lintner J., *Distribution of incomes of corporation among dividends, retained earnings and taxes*, "American Economic Review", vol. 46, issue 2, 1956.
- Litzenberger R., Ramaswamy K., *The effects of personal taxes and dividends on capital asset prices: Theory and empirical evidence*, "Journal of Financial Economics", vol. 7, issue 2, 1979.
- Malliaropoulos D., Priestley R., *Stock Prices, Returns and Dividend Yields*, <http://ssrn.com/abstract=1747826>, 2011.
- McManus I.D., Gwilym O., Thomas S., *A Robust Estimation of the Relation between Stock Returns, Size, Dividend Yield and Payout Ratio*, <http://ssrn.com/abstract=314781>, 2002.
- Miller M., Scholes M., *Dividends and taxes: some empirical evidence*, "Journal of Political Economy", vol. 90, issue 6, 1982.
- Owczarczuk M., *Modele zmiennych ograniczonych*, [w:] M. Gruszczyński, *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna a Wolters Kluwer Business, Warszawa 2010.

THE SAMPLE SELECTION MODELS OF DIVIDEND YIELD OF COMPANIES QUOTED ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE

Summary: In the paper the results of estimation of sample selection models of three differently defined dividend yield ratios of domestic companies quoted on the Warsaw Stock Exchange in the years 1995-2009 are presented.

Keywords: dividend yield ratio, sample selection model, Warsaw Stock Exchange.