

**PRACE NAUKOWE**

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

**RESEARCH PAPERS**

of Wrocław University of Economics

**323**

# **Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski**



Redaktorzy naukowi

**Krzysztof Jajuga**

**Wanda Ronka-Chmielowiec**



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu  
Wrocław 2013

Redaktor Wydawnictwa: Agnieszka Flasińska

Redaktor techniczny: Barbara Łopusiewicz

Korektor: Barbara Cibis

Łamanie: Małgorzata Czupryńska

Projekt okładki: Beata Dębska

Publikacja jest dostępna w Internecie na stronach:

[www.ibuk.pl](http://www.ibuk.pl), [www.ebscohost.com](http://www.ebscohost.com),

w Dolnośląskiej Bibliotece Cyfrowej [www.dbc.wroc.pl](http://www.dbc.wroc.pl),

The Central and Eastern European Online Library [www.ceeol.com](http://www.ceeol.com),

a także w adnotowanej bibliografii zagadnień ekonomicznych BazEkon

[http://kangur.uek.krakow.pl/bazy\\_ae/bazekon/nowy/index.php](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](http://www.wydawnictwo.ue.wroc.pl)

Kopiowanie i powielanie w jakiegokolwiek formie

wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Wrocław 2013

**ISSN 1899-3192**

**ISBN 978-83-7695-351-9**

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Druk: Drukarnia TOTEM

## Spis treści

<b>Wstęp</b> .....	11
<b>Adam Adamczyk:</b> Poziom wewnętrznych źródeł finansowania jako determinanta inwestycji w działalność B + R przedsiębiorstw .....	13
<b>Roman Asyngier:</b> Ekonomiczne i prawne aspekty nieprawidłowości funkcjonowania rynku NewConnect. Ocena i propozycje zmian.....	23
<b>Jacek Bialek:</b> Zastosowanie autorskiego indeksu wydajności pracy do analizy dynamiki cen jednostek rozrachunkowych OFE .....	34
<b>Magdalena Chmielowiec-Lewczuk:</b> Zrównoważona Karta Wyników w zakładzie ubezpieczeń.....	43
<b>Dawid Dawidowicz:</b> Ocena efektywności nowych i pozostałych funduszy inwestycyjnych akcji polskich w latach 2000–2012.....	53
<b>Ewa Dziwok:</b> Weryfikacja modeli krzywej dochodowości na podstawie metod dynamicznych.....	66
<b>Krzysztof Echaust:</b> Zwroty dzienne a zwroty nocne – porównanie wybranych własności na przykładzie kontraktów <i>futures</i> notowanych na GPW w Warszawie.....	75
<b>Urszula Gierałtowska:</b> Inwestowanie w metale szlachetne jako alternatywna forma lokowania kapitału .....	88
<b>Paweł Kliber:</b> Spread WIBOR-OIS jako miara ryzyka kredytowego i premii płynnościowej .....	101
<b>Karol Marek Klimczak:</b> Struktura autoregresyjna zysku rezydualnego spółek z Polski, Niemiec i Francji.....	112
<b>Anna Korzeniowska:</b> Wybrane problemy rynku finansowego wynikające z sytuacji na rynku oszczędności gospodarstw domowych.....	120
<b>Mieczysław Kowerski:</b> Cateringowa teoria dywidend.....	128
<b>Marzena Krawczyk:</b> Adekwatność oferty instytucji rynku finansowego do potrzeb kapitałowych MŚP.....	142
<b>Paweł Kufel, Magdalena Mosionek-Schweda:</b> Wpływ doświadczenia giełdowego na koszt pozyskiwania kapitału na rynku Catalyst .....	151
<b>Robert Kurek:</b> Ewolucja konwergencji regulacji i sposobów nadzorowania na rynku ubezpieczeniowym UE.....	161
<b>Sebastian Majewski, Mariusz Doszyń:</b> Efekty wpływu czynników behawioralnych na stopy zwrotu z akcji spółek sektora budowlanego notowanych na GPW w Warszawie.....	170

<b>Sebastian Majewski:</b> Behawioralny portfel według Maslowa – analiza symulacyjna.....	180
<b>Marta Malecka:</b> Metody oceny jakości prognoz ryzyka rynkowego – analiza porównawcza .....	192
<b>Aleksander R. Mercik:</b> Wykorzystanie rozkładu $t$ -Studenta do szacowania wartości zagrożonej .....	202
<b>Artur Mikulec:</b> Znormalizowany względem czasu $\tau$ wskaźnik Calmara i jego zastosowanie w analizie efektywności inwestycji portfelowych.....	212
<b>Wojciech Misterek:</b> Bariery w zakresie pozyskania zewnętrznych źródeł finansowania na realizację projektów innowacyjnych przedsiębiorstw .....	223
<b>Paweł Niszczota:</b> Wpływ języka raportowania na płynność spółek zagranicznych notowanych na GPW .....	232
<b>Dorota Pekasiewicz:</b> Wyznaczanie współczynnika bezpieczeństwa na podstawie kwantyla rozkładu sumy roszczeń w portfelu ubezpieczeń komunikacyjnych.....	241
<b>Agnieszka Perepeczo:</b> Reakcja akcjonariuszy na decyzje o wypłacie dywidendy w spółkach publicznych – wyniki badań empirycznych.....	253
<b>Tomasz Pisula:</b> Metodyczne aspekty zastosowania modeli skoringowych do oceny zdolności kredytowej z wykorzystaniem metod ilościowych.....	265
<b>Paweł Porcenaluk:</b> Analiza wybranych miar ryzyka płynności dla akcji notowanych na GPW w Warszawie w latach 2001–2011 .....	289
<b>Marcin Salamaga:</b> Zastosowanie metody średniej kroczącej do badania zyskowności inwestycji na polskim rynku kapitałowym .....	298
<b>Rafał Siedlecki:</b> Prognozowanie trudności finansowych przedsiębiorstw z wykorzystaniem miary rozwoju Hellwiga .....	308
<b>Anna Sroczyńska-Baron:</b> Możliwości aplikacyjne gier mniejszościowych na Gieldzie Papierów Wartościowych .....	319
<b>Michał Stachura, Barbara Wodecka:</b> Asymetria w ujęciu Boshnakova – propozycja metody szacowania miar asymetrii z próby.....	328
<b>Piotr Staszkiwicz:</b> Verification of the disclosure lemma applied to the model for reputation risk for subsidiaries of non-public group with reciprocal shareholding on the Polish broker-dealers market.....	337
<b>Anna Szymańska:</b> Bayesowskie szacowanie stawek składki w ubezpieczeniach komunikacyjnych z wybranymi funkcjami straty .....	347
<b>Jacek Welc:</b> Prognozowana dynamika zysków spółek a obciążenie błędów prognoz – doświadczenia polskie .....	357
<b>Jerzy Węclawski:</b> Pożyczki hybrydowe jako alternatywna forma finansowania przedsiębiorstw .....	366
<b>Ryszard Węgrzyn:</b> Analiza wrażliwości zmienności implikowanej względem instrumentu podstawowego opcji – podejście dynamiczne .....	375
<b>Stanisław Wieteska:</b> Obciążenia obiektów budowlanych śniegiem jako element ryzyka w ubezpieczeniach majątkowo-osobowych w Polskim obszarze klimatycznym .....	385

<b>Zuzanna Woško:</b> Odporność sektora bankowego w Polsce na szoki zewnętrzne w kontekście ryzyka kredytowego. Badanie zależności między zmiennymi makroekonomicznymi .....	397
<b>Anna Zamojska:</b> Wskaźnik Sharpe'a w teorii i w praktyce.....	406
<b>Aneta Zglińska-Pietrzak:</b> Bootstrapowe prognozy zmienności stóp zwrotu na podstawie modelu GARCH .....	415
<b>Monika Zielińska-Sitkiewicz:</b> Ocena kondycji rynku nieruchomości mieszkaniowych na podstawie badania danych z raportów finansowych firm deweloperskich .....	423

## Summaries

<b>Adam Adamczyk:</b> The level of internal sources of finance as a determinant of investment in R & D of enterprises .....	22
<b>Roman Asyngier:</b> Economic and legal aspects of irregularities in the functioning of the NewConnect market. Assessment and suggestions for changes .....	33
<b>Jacek Bialek:</b> Application of the original index of labour productivity in the analysis of open pension funds' units dynamics .....	42
<b>Magdalena Chmielowiec-Lewczuk:</b> Balanced Scorecard in insurance company.....	52
<b>Dawid Dawidowicz:</b> Evaluation of efficiency of new Polish equity investment funds in comparison to the other investment funds in the period 2000–2012 .....	65
<b>Ewa Dziwok:</b> Yield curve verification based on the correlation surface method .....	74
<b>Krzysztof Echaust:</b> Traded period returns and non-traded period returns – comparison of selected properties on the basis of futures contracts quoted on Warsaw Stock Exchange.....	87
<b>Urszula Gieraltowska:</b> Investing in precious metals as an alternative form of capital investment .....	100
<b>Paweł Kliber:</b> WIBOR-OIS spread as a measure of liquidity and default risk	111
<b>Karol Marek Klimczak:</b> Autoregressive structure of residual income of Polish, French and German firms.....	119
<b>Anna Korzeniowska:</b> Selected problems of financial market resulting from the situation on household savings market .....	127
<b>Mieczysław Kowerski:</b> Catering theory of dividends .....	141
<b>Marzena Krawczyk:</b> Adequacy of the offer given by financial market institution to capital needs of SMEs .....	150
<b>Paweł Kufel, Magdalena Mosionek-Schweda:</b> The impact of the stock-market experience on the cost of capital gained on the Catalyst market.....	160

<b>Robert Kurek:</b> The evolution in convergence of supervision regulations and methods on the European Union insurance market .....	169
<b>Sebastian Majewski, Mariusz Doszyń:</b> The effects of impact of behavioural factors on the rate of return of construction companies stocks listed on the Warsaw Stock Exchange.....	179
<b>Sebastian Majewski:</b> Behavioural portfolio according to Maslov – simulation analysis .....	191
<b>Marta Malecka:</b> Methods for evaluating Value-at-Risk forecasts – comparative analysis .....	201
<b>Aleksander R. Mercik:</b> Using the Student's <i>t</i> distribution in Value-at-Risk estimation.....	211
<b>Artur Mikulec:</b> Tau-normalized-Calmar ratio and its application in the analysis of portfolio investment efficiency .....	222
<b>Wojciech Misterek:</b> Barriers in obtaining external funding to the realization of innovative projects in companies .....	231
<b>Paweł Niszczota:</b> The language used in filings and the trading activity of foreign companies listed on the Warsaw Stock Exchange .....	240
<b>Dorota Pekasiewicz:</b> Determination of the safety factor based on quantile of the sum of claims distribution in the portfolio of automobile insurance....	252
<b>Agnieszka Perepeczo:</b> Market reactions to dividend announcements in public companies – empirical evidence.....	264
<b>Tomasz Pisula:</b> Methodological aspects of the application of credit scoring models to assess the creditworthiness with the use of quantitative methods .....	288
<b>Paweł Porcenaluk:</b> The analysis of the selected liquidity risk measures for stocks listed on the Warsaw Stock Exchange in 2001–2011 period.....	297
<b>Marcin Salamaga:</b> An application of moving average rules for testing the profitability of Polish stock market.....	307
<b>Rafał Siedlecki:</b> Forecasting financial problems of companies based on Hellwig measurement of development .....	318
<b>Anna Sroczyńska-Baron:</b> The application of the minority games and gambling on the stock exchange.....	327
<b>Michał Stachura, Barbara Wodecka:</b> Boshnakov's approach to asymmetry – proposal of estimation of sample asymmetry measures .....	336
<b>Piotr Staszkiwicz:</b> Weryfikacja lematu ujawnienia dla modelu ryzyka reputacji niepublicznych grup kapitałowych z powiązaniem wzajemnymi na polskim rynku firm inwestycyjnych .....	346
<b>Anna Szymańska:</b> Bayesian estimation of premium rates in motor insurance with selected loss functions .....	356
<b>Jacek Welc:</b> Forecasted earnings growth of companies and earnings forecast bias – Polish experience.....	365
<b>Jerzy Węclawski:</b> Hybrid loans as an alternative form of corporate finance ..	374

---

<b>Ryszard Węgrzyn:</b> Analysis of the sensitivity of implied volatility to the underlying instrument of option – a dynamic approach.....	384
<b>Stanisław Wieteska:</b> Overload of roofs of buildings with snow as an element of risk in property insurance in the Polish climate area.....	396
<b>Zuzanna Wośko:</b> Resilience of the Polish banking sector to external shocks in the context of credit risk. Analysis of the relationship between macro-economic variables .....	405
<b>Anna Zamojska:</b> Sharpe ratio – theory and practice.....	414
<b>Aneta Zglińska-Pietrzak:</b> Bootstrap predictions of returns for GARCH processes .....	422
<b>Monika Zielińska-Sitkiewicz:</b> Assessment of the condition of the Polish real estate market based on the data analysis from the financial statements of developers .....	437

**Karol Marek Klimczak**

Akademia Leona Koźmińskiego, Warszawa

---

## **STRUKTURA AUTOREGRESYJNA ZYSKU REZYDUALNEGO SPÓŁEK Z POLSKI, NIEMIEC I FRANCJI**

---

**Streszczenie:** W artykule przedstawiono wyniki badania empirycznego, którego przedmiotem jest oszacowanie parametrów autoregresji zysku rezydualnego spółek giełdowych. Opisywana struktura autoregresyjna jest stosowana w modelowaniu zależności pomiędzy wynikami finansowymi spółek a ich wyceną rynkową oraz w tworzeniu modeli wyceny. Wyniki potwierdzają występowanie autokorelacji pierwszego stopnia zmiennej „zysk rezydualny”, ale nie wykazują autokorelacji zmiennej „pozostałe informacje” występującej w modelu wyceny Ohlsona. Zidentyfikowano również istotne zróżnicowanie wartości szacowanych parametrów między spółkami z Polski, Francji i Niemiec.

**Słowa kluczowe:** wycena fundamentalna, sprawozdawczość finansowa.

### **1. Wstęp**

Wycena spółek za pomocą informacji fundamentalnych jest zagadnieniem trudnym, ponieważ wymaga połączenia wielu rodzajów informacji w jednym modelu wyceny. Alternatywą dla modeli wyceny dopasowanych do specyfiki danego przedsiębiorstwa są modele ogólne, wykorzystujące informacje dostarczane przez spółki w sprawozdaniach finansowych, których sporządzanie jest wymagane przez prawo. Uproszczenie wyceny jest możliwe dzięki przyjęciu założeń co do relacji pomiędzy bieżącymi wynikami spółek, zawartymi w sprawozdaniach finansowych, a przeszłymi przepływami pieniężnymi. W niniejszym artykule poddano analizie jeden z takich modeli, nazywany od nazwiska jego autora modelem Ohlsona. Przedstawiono badanie jednego z dwóch założeń przyjętych w tym modelu, założenia o autoregresyjnej strukturze zysku rezydualnego.

### **2. Model teoretyczny**

Model Ohlsona opiera się na metodzie wyceny za pomocą zysku rezydualnego, stosowanej w praktyce wyceny spółek [Ohlson 1995]. Podstawowa zmienna modelu,



zysk rezydualny ( $RI_t$ ), jest definiowana jako kwotowa różnica pomiędzy zwrotem z kapitału własnego ( $ROE_t$ ) i jego kosztem ( $r_E$ ), przemnożonymi przez wartość księgową w okresie poprzedzającym ( $BV_{t-1}$ ):

$$RI_t = (ROE_t - r_E) * BV_{t-1} = x_t - r_E * BV_{t-1}$$

Pierwszym założeniem modelu Ohlsona jest tzw. założenie o czystej nadwyżce. Według niego, bilansowy zysk netto przedsiębiorstwa ( $x_t$ ) jest jedynym źródłem zmian w kapitałach własnych ( $BV_t$ ) oprócz transakcji netto z akcjonariuszami ( $d_t$ ):

$$BV_t = BV_{t-1} + x_t - d_t$$

Założenie to nie jest spełnione w sprawozdaniach sporządzanych według obecnie stosowanych przepisów i standardów rachunkowości. Na przykład Międzynarodowe Standardy Sprawozdawczości Finansowej pozwalają, a nawet wymagają odniesienia na kapitał własny efektów wielu transakcji, takich jak rewaluacja aktywów trwałych. Badania wykazały jednak, że naruszenie tego założenia nie ma istotnego wpływu na oszacowanie modelu [Isidro i in. 2006]. Natomiast przyjęcie tego założenia pozwala na przekształcenie równania wyceny za pomocą zdyskontowanych dywidend do modelu zysku rezydualnego:

$$P_t = BV_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E(RI_{t+i})}{(1+r_E)^i}$$

Drugim założeniem modelu Ohlsona jest przyjęcie, że zysk rezydualny ma specyficzną strukturę autoregresyjną. Zysk rezydualny utrzymuje się w czasie, lecz stopniowo zanika w wyniku działania konkurencji, co wyraża parametr  $\omega$  przybierający wartości od zera do jedności. Dodatkowo w każdym okresie pojawia się inny sygnał, oznaczany jako  $v_t$ , który zawiera informacje na temat zysku rezydualnego w kolejnym okresie. Sygnał ten również stopniowo zanika, za co odpowiada parametr  $\gamma$  przybierający wartości od zera do jedności. Symbolem  $\varepsilon$  oznaczono zmienne losowe (zakłócenia) o średniej zero.

$$RI_t = \omega RI_{t-1} + v_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$v_{t-1} = \gamma v_{t-2} + \varepsilon_{2t}$$

Wykorzystując drugie założenie, można sformułować równanie wyceny następującej postaci:

$$P_t = BV_t + \frac{\omega}{(1+r_E) - \omega} RI_t + \frac{1+r_E}{(1+r_E - \omega)(1+r_E - \gamma)} v_t$$

Równanie to wskazuje na wartość księgową kapitału własnego jako podstawę wyceny, podobnie jak w modelu zysku rezydualnego. Należy jednak zauważyć, że

model zysku rezydualnego zakłada, że w wycenie ujęto wszystkie aktywa i pasywa przedsiębiorstwa wyceniane według wartości godziwej. Sprawozdawczość finansową cechują konserwatywne zasady identyfikacji i wyceny, dlatego wartość księgową kapitału własnego jest stale niższa od jej wartości godziwej, a zysk rezydualny może nie zanikać asymptotycznie do zera.

Według modelu Ohlsona na wycenę pozytywnie wpływa zysk rezydualny zanotowany w okresie bieżącym. Jednak jego wpływ jest modyfikowany przez parametr autoregresji. Im wyższa jest wartość parametru, tym większy wpływ zysku rezydualnego na wycenę. Wynika to z wolniejszego zanikania zysku rezydualnego. Podobna zależność cechuje drugą zmienną – „pozostałe informacje”. Im wolniej ona zanika oraz im wolniej zanika zysk rezydualny, tym większy jest wpływ pozostałych informacji na wycenę.

Model Ohlsona ma dwie istotne cechy, które wpływają na jego częste wykorzystanie w badaniach z zakresu roli informacji rachunkowej w wycenie akcji spółek. Po pierwsze, wiąże on bezpośrednio bieżącą wycenę rynkową kapitału własnego z obserwowalnymi wielkościami zawartymi w sprawozdaniu finansowym. Po drugie, model zakłada, że parametry autoregresji oraz koszt kapitału własnego są stałe w czasie. W rezultacie model można uprościć poprzez zamianę wyrazów stojących przed zmiennymi na nowe parametry:

$$P_t = BV_t + \alpha_1 RI_t + \alpha_2 v_t$$

Model Ohlsona potwierdzono w badaniach empirycznych, dzięki czemu jest dzisiaj wykorzystywany jako podstawowy model w wielu zastosowaniach badawczych. Weryfikacja założeń i implikacji modelu pokazała, że dobrze opisuje on wycenę spółek na rynku amerykańskim, choć nie zawsze osiąga rezultaty lepsze od alternatywnych modeli [Dechow i in. 1999]. Potwierdzono, że zysk rezydualny charakteryzuje się strukturą autoregresyjną, przy czym parametr  $\omega$  wynosi średnio 0,62. Podobne wyniki dało późniejsze badanie na danych szwedzkich [McCrae, Nilsson 2001], gdzie parametr ten oszacowano nieco niżej, na poziomie 0,52. Zauważono jednak, że zysk rezydualny jest często ujemny, czyli spółki notują rezydualną stratę. W takiej sytuacji spółki notują dyskonto z tytułu oczekiwanych strat ekonomicznych, a stabilność tych strat w czasie powiększa dyskonto.

Zmienną „pozostałe informacje” szacowano jako różnicę między prognozami zysku rezydualnego na jeden okres do przodu podawanymi przez analityków a zyskiem bieżącym pomnożonym przez parametr autoregresji  $\omega$ . We wspomnianych powyżej badaniach wykazano, że tak mierzona zmienna rzeczywiście ma strukturę autoregresyjną, przy czym parametr  $\gamma$  oszacowano na poziomie 0,32 dla USA i 0,44 dla Szwecji. Istotne okazały się jednak również zakłócenia  $\varepsilon_1$  oraz  $\varepsilon_2$ . Były one odpowiedzialne za ponad 70% zmienności zysku rezydualnego i pozostałych informacji, co stanowi wyzwanie dla szacowania pozostałych parametrów modelu. Niemniej jednak obydwa badania empiryczne wykazały, że model Ohlsona lepiej opisuje bieżącą wycenę akcji spółek niż alternatywne modele, choć nie zawsze różnica ta jest istotna.

### 3. Metodologia

Badaniu zostały poddane spółki notowane na giełdach w Polsce, w Niemczech i we Francji, których dane były dostępne w serwisie Infinancials dla lat 2000–2010. Aby uzyskać jak najdłuższe szeregi czasowe dla poszczególnych firm, badanie ograniczono do spółek w dalszym ciągu aktywnych, pominięto natomiast spółki, które zostały wycofane z giełdy w ciągu badanego okresu. Wykluczono z badania dwie grupy spółek. Spółki zajmujące się działalnością finansową (banki, brokerzy, ubezpieczyciele) zostały wykluczone, ponieważ ich działalność jest odmienna od pozostałych spółek. Podlegają one innym przepisom sprawozdawczym, a w ich wycenie stosuje się specjalne wskaźniki i metody. Usunięcie tych spółek spowodowało zmniejszenie populacji o 15% w Polsce, 20% w Niemczech i 10% we Francji. Po drugie, wykluczone zostały spółki zamykające rok obrotowy w miesiącu innym niż grudzień. Dzięki temu okresy, w których obserwowane są poszczególne zmienne, są takie same. Wykluczenie to spowodowało dalsze zmniejszenie populacji o 3% w Polsce, 15% w Niemczech i 21% we Francji. W rezultacie liczebność próby wyniosła 1960 obserwacji w próbie polskiej, 4718 w próbie niemieckiej, 4379 w próbie francuskiej.

Dane objęte badaniem mają strukturę panelową, dlatego metoda estymacji musi być dostosowana do specyfiki paneli dynamicznych [Baltagi 2005]. W badaniu posłużono się estymatorem Arellano-Bonda w wersji dostępnej w pakiecie STATA [Arellano, Bond 1991]. Parametry autoregresji zysku rezydualnego oszacowano za pomocą modelu autoregresji opisanego powyżej, lecz po prawej stronie równania znajdują się jedynie opóźniona zmienna objaśniana i reszta stochastyczna. Pominięto zmienną „pozostałe informacje”, ponieważ ona również jest przedmiotem badania. Model estymowano na próbie łącznej oraz na próbie ograniczonej do spółek notujących pozytywny wynik finansowy, ponieważ straty nie utrzymują się w czasie w takim stopniu jak zyski.

Zmienną „pozostałe informacje” oszacowano za pomocą dwóch metod. Pierwszy model, model kroczący, polegał na oszacowaniu wartości zmiennej poprzez estymację modelu autoregresyjnego zysku rezydualnego dla okresu od 2000 r. do 2006 r., a następnie sporządzeniu prognozy na 2007 r. Błąd prognozy, równy różnicy między prognozą a wartością rzeczywistą zysku rezydualnego, zapisywano jako wartość zmiennej „pozostałe informacje” w 2006 r. W następnym kroku powtarzano te czynności, lecz tym razem szacowano model zysku rezydualnego do 2007 r., a prognozę sporządzano na 2008 r. W ten sposób uzyskano wartości zmiennej dla lat 2006–2009.

Drugi model, model ogólny, polegał na oszacowaniu zmiennej „pozostałe informacje” jako reszty modelu autoregresyjnego zysku rezydualnego. To prostsze rozwiązanie pozwala na uzyskanie wartości zmiennej o oczekiwanej wartości zero, zgodnie z założeniami modelu Ohlsona. Jednak wariancja tej zmiennej uzależniona jest od dopasowania modelu autoregresyjnego zysku rezydualnego, w którym nie uwzględniono zmiennej „pozostałe informacje”. Zatem oszacowanie za pomocą tej

Tabela 1. Statystyki opisowe

	Średnia	Odch. st.	<i>N</i>	Min.	Mediana	Max
Spółki polskie						
<i>NI</i>	11,6	77,5	1965	-605	0,76	1 190
<i>RI</i>	0,75	53,9	1960	-992	-0,18	856
Spółki niemieckie						
<i>NI</i>	67	597	4720	-24 600	1,28	8 400
<i>RI</i>	1,69	504	4718	-27 400	-0,793	4 760
Spółki francuskie						
<i>NI</i>	101	866	4379	-23 300	2,44	13 200
<i>RI</i>	7,11	725	4379	-24 600	-0,02	9 140

Nota: zmienne wyrażone są w milionach euro. Próba obejmuje wszystkie obserwacje z lat 2000–2010. *NI* oznacza zysk netto, *RI* oznacza zysk rezydualny.

Źródło: opracowanie własne.

metody należy traktować jako mniej trafne. Wyniki otrzymane za pomocą dwóch metod oszacowania zmiennej  $v_t$  są jednak podobne, więc metody te można stosować zamiennie.

#### 4. Wyniki

Oszacowanie parametrów procesu autoregresyjnego zysku rezydualnego potwierdza założenie modelu Ohlsona o stopniowym zanikaniu zysku rezydualnego w czasie. Statystyki Walda  $\chi^2$  dla wszystkich modeli oraz statystyki *t*-Studenta są w wysokim stopniu istotne statystycznie. Występuje jednak zróżnicowanie wartości parametrów pomiędzy krajami. Wyniki zawarto w tab. 2. W przypadku spółek polskich szacowanie przeprowadzono osobno dla danych wyrażonych w euro, w celu utrzymania porównywalności z pozostałymi dwiema próbami, a osobno dla danych wyrażonych w złotych polskich. Różnice między oszacowaniami parametrów nie przekraczały 5%, więc dalsze analizy kontynuowano z wykorzystaniem danych przeliczonych na euro.

Oszacowania wartości parametru autoregresji są niższe od podanych we wcześniejszych badaniach, wymienionych w początkowej części rozdziału. Najwolniejsze zanikanie zysku rezydualnego zanotowano w próbach polskiej i francuskiej, gdzie parametr autoregresji wynosi ok. 0,40. Oznacza to, że oczekiwany zysk rezydualny w roku kolejnym, przy braku pozostałych informacji, wynosi 40% wartości z roku poprzedniego. Znacznie szybsze tempo zanikania zysku zanotowano w próbie niemieckiej, gdzie parametr przybrał wartość 0,08. We wszystkich przypadkach oszacowanie parametrów obarczone jest minimalnym błędem, więc przedziały ufności mają szerokość jednej setnej. Testy na autokorelację drugiego stopnia wykazały brak

podstaw do odrzucenia hipotezy o braku takiej autokorelacji, co oznacza, że specyfikacja modelu z autoregresją pierwszego stopnia jest odpowiednia.

**Tabela 2.** Struktura autoregresyjna zysku rezydualnego oraz pozostałych informacji

	Cała próba	$NI > 0$		Model kroczący	Model ogólny
	$RI_t$	$RI_t$		$v_t$	$v_t$
Spółki niemieckie					
$RI_{t-1}$	0,0824***	0,0593***	$v_{t-1}$	-0,0209	-0,0128
	(4244,20)	(4050,48)		(-0,09)	(-0,05)
$N$	4240	2768	$N$	1307	1307
Spółki	536	480	Spółki	490	490
$\chi^2$	18 013 256,17	16 406 416,59	$\chi^2$	0,0083	0,0029
AR(1)	-1,76	-1,34	AR(1)	-1,9124	-1,8949
AR(2)	-0,81	0,41	AR(2)	-0,6964	-0,7268
Spółki francuskie					
$RI_{t-1}$	0,3977***	0,2463***	$v_{t-1}$	0,4040***	0,4580**
	(300 12,35)	(16 435,48)		(3,35)	(3,21)
$N$	3973	3024	$N$	1241	1241
Spółki	476	453	Spółki	443	443
$\chi^2$	9,0074e+08	2,7013e+08	$\chi^2$	11,2374	10,3082
AR(1)	-1,82	-1,26	AR(1)	-2,4405	-2,3155
AR(2)	-1,41	0,95	AR(2)	-1,5984	-1,6344
Spółki polskie					
$RI_{t-1}$	0,4333***	0,1916***	$v_{t-1}$	-0,3882***	-0,3607***
	(231,29)	(115,80)		(-20,42)	(-15,40)
$N$	1596	1221	$N$	621	621
Spółki	226	220	Spółki	223	223
$\chi^2$	53 496,58	13 409,56	$\chi^2$	416,91	237,15
AR(1)	-1,28	-1,44	AR(1)	-1,1217	-1,1664
AR(2)	0,92	-0,13	AR(2)	-1,4059	-1,3438

\*  $p < 0,05$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*\*\*  $p < 0,001$ ,  $\chi^2$  – statystyka Walda dla modelu istotna we wszystkich przypadkach, AR(1) i AR(2) statystyki testu autokorelacji reszt stopnia 1 i 2.

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników estymacji modelu paneli dynamicznych w programie STATA 12.

We wcześniejszych badaniach autorzy często usuwali z próby obserwacje spółek notujących stratę, dlatego przeprowadzono ponowną estymację modelu na próbie spółek z wynikiem finansowym równym lub większym od zera ( $NI > 0$ ). Wbrew oczekiwaniom, parametry autoregresji przybrały niższe wartości niż w całej próbie. W przypadku spółek polskich i francuskich ocena parametru spadła o połowę, do 0,19 i 0,25 odpowiednio. W próbie niemieckiej spadek był mniejszy, jedynie o jedną czwartą wartości parametru. Wyniki podważają więc zasadność usuwania takich obserwacji z próby. Z jednej strony, wynik ten może być spowodowany utrzymaniem się w czasie zarówno zysków, jak i strat. Z drugiej strony, może on być rezultatem przerywania szeregów czasowych obserwacji dla poszczególnych spółek. Spadek liczebności próby (obserwacji) jest bowiem znacznie większy niż spadek liczby spółek uwzględnionych w estymacji modelu.

W odróżnieniu od modelu autoregresyjnego zysku rezydualnego, wyniki estymacji modelu dla zmiennej „pozostałe informacje” nie pozwalają na potwierdzenie założeń modelu Ohlsona. Istotną statystycznie strukturę autoregresyjną tej zmiennej zanotowano jedynie w przypadku spółek francuskich (tab. 2). Parametr przybrał wartość 0,40 w modelu kroczącym oraz 0,46 w modelu ogólnym, przy czym różnica między tymi wielkościami nie jest istotna statystycznie (przedziały ufności wynoszą łącznie 0,17–0,73). W próbie polskiej wyniki również są istotne statystycznie, lecz oszacowana wartość parametrów jest ujemna. Odwracanie się kierunku zmiennej „pozostałe informacje” z jednego okresu na drugi jest niezgodne z założeniami modelu Ohlsona. Natomiast w próbie niemieckiej wyniki okazały się nieistotne statystycznie. Niezgodność wyników z modelem teoretycznym wskazuje na niską użyteczność zastosowanych metod oszacowania zmiennej „pozostałe informacje”.

## 5. Podsumowanie

Przedstawione badanie pozwala na odrzucenie hipotezy o braku struktury autoregresyjnej zysku rezydualnego. Oszacowany model wskazuje na występowanie autokorelacji pierwszego stopnia. Podobna analiza dla zmiennej „pozostałe informacje” nie dała pozytywnych wyników. Wyniki wskazują więc na zasadność pomijania tej zmiennej przy operacjonalizacji modelu Ohlsona, podobnie jak to jest w większości publikowanych badań. Warto zauważyć, że pominięcie tej zmiennej nie ma wpływu na parametr stojący przed zyskiem rezydualnym, choć jej pominięcie może powodować autokorelację reszty, obserwowaną w praktyce estymacji takich modeli. Spełnienie założenia o strukturze autoregresyjnej zysku rezydualnego pozwala na stosowanie modelu Ohlsona w badaniach wyceny spółek. Celem takich badań może być zidentyfikowanie czynników odpowiedzialnych za zróżnicowanie lub powodujących zmianę parametrów wyceny, lub analiza relatywnego znaczenia składowych zysku rezydualnego i wartości księgowej.

## Literatura

- Arellano M., Bond S., 1991, *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, *The Review of Economic Studies*, vol. 58, s. 277–297.
- Baltagi B.H., 2005, *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley & Sons, New York.
- Dechow P.M., Hutton A.P., Sloan R.G., 1999, *An empirical assessment of the residual income valuation model*, *Journal of Accounting & Economics*, vol. 26, no. 13, s. 1–34.
- Isidro H., O’Hanlon J., Young J.S., 2006, *Dirty surplus accounting flows and valuation errors*, *Abacus*, vol. 42, no. 3/4, s. 302–344.
- McCrae M., Nilsson H., 2001, *The explanatory and predictive power of different specifications of the Ohlson (1995) valuation models*, *European Accounting Review*, vol. 10, no. 2, s. 315–341.
- Ohlson J.A., 1995, *Earnings, book values, and dividends in equity valuation*, *Contemporary Accounting Research*, vol. 11, no. 2, s. 661–687.

### AUTOREGRESSIVE STRUCTURE OF RESIDUAL INCOME OF POLISH, FRENCH AND GERMAN FIRMS

**Summary:** The paper presents the results of empirical research concerning autoregressive parameters of residual income of stock-listed companies. The autoregressive structure described in the article is useful for modelling the relationship between accounting data and stock prices and for the development of valuation models. The results confirm that residual income is autoregressive, but no evidence is found for the autoregression of the other information variable present in the Ohlson valuation model. In addition, the results show significant variance in parameter estimates in the sample countries.

**Keywords:** Stock valuation, financial reporting.