

## Wpływ cech spółki na mnożniki wyceny w modelu zysku rezydualnego

### Wstęp

Celem prezentowanego badania jest oszacowanie wpływu sektora działalności spółki oraz jej rozmiaru na wartość mnożników wyceny modelu zysku rezydualnego. Badanie przeprowadzono na próbie spółek notowanych na giełdach papierów wartościowych w Niemczech, Francji i Polsce w okresie 2000-2010. Wykorzystano model zysku rezydualnego z modyfikacjami Jamesa A. Ohlsona, które pozwalają na estymację modelu bez konieczności wykonywania prognoz zysku rezydualnego w okresach przyszłych. Atutem prezentowanego badania jest podjęcie próby oszacowania nieobserwowalnej zmiennej szoku w zysku rezydualnym, która występuje w modelu Ohlsona. Wyniki badania wskazują na istotne zróżnicowanie pomiędzy krajami. W próbie niemieckiej zidentyfikowano istotny wpływ sektora działalności na mnożniki wyceny. We wszystkich trzech próbach wystąpiła istotna interakcja mnożnika wyceny z rozmiarem spółki.

### Model wyceny

Prezentowane badanie oparto na modelu zysku rezydualnego w wersji zaproponowanej przez [Ohlson, 1995]. Model ten wywodzi się z tradycyjnego modelu wyceny, lecz poprzez przyjęcie dodatkowych założeń prowadzi do bezpośredniego powiązania bieżących wartości zysku rezydualnego i wartości księgowej aktywów netto z wyceną spółki, bez potrzeby prognozowania przyszłych wartości zysku rezydualnego. Zysk rezydualny ( $RI_t$ ) jest w tym modelu obliczany w sposób przyjęty wcześniej w literaturze, jako różnica pomiędzy wynikiem finansowym ( $NI_t$ ) a kosztem kapitału własnego wyrażonym wartościowo:

$$RI_t = NI_t - r_e * BV_{t-1} \quad (1)$$

Aktywa netto ( $BV_t$ ) są w tym modelu definiowane jako suma kapitału własnego spółki uzyskana w wyniku wyceny aktywów i zobowiązań

---

\* Doktor nauk ekonomicznych, Katedra Finansów, Akademia Leona Koźmińskiego, kmklim@kozminski.edu.pl, ul. Jagiellońska 57/59, 03-301 Warszawa, tel. 22 213 88 95.

spółki do wartości godziwej. Należy zauważyć, że w rzeczywistości istotna część aktywów i zobowiązań spółek jest wyceniana według wartości historycznej, co powoduje stałe zaniżenie sumy aktywów netto relatywnie do ich wartości godziwej i prowadzi do utrzymywania się zysku rezydualnego w czasie, zamiast jego stopniowego zaniku. Prowadzono badania mające na celu oszacowanie wielkości błędu pomiaru aktywów netto [Runsten, 1998], lecz w praktyce badawczej problem ten jest pomijany. Brakuje możliwości pomiaru zmian błędu w czasie, a jeśli przyjąć, że jego wielkość jest stała w czasie, błąd pomiaru zostanie uwzględniony w wyrazie wolnym. Model wyceny kapitału własnego spółki ( $MVE_t$ ) za pomocą zysku rezydualnego przyjmuje następującą formę:

$$MVE_t = BV_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E(RI_{t-i})}{(1+r_e)^i} \quad (2)$$

Wkładem Jamesa Ohlsona w rozwój modelu zysku rezydualnego było jego połączenie ze znanymi cechami szeregów czasowych wyników finansowych spółek [Albrecht i inni, 1977], [Jacobsen, 1988]. Zysk rezydualny charakteryzuje się stopniowym zanikaniem, co powoduje że asymptotycznie jego wartość dąży do zera. Struktura autoregresyjna zysku rezydualnego jest określona w następujący sposób:

$$RI_t = \omega RI_{t-1} + v_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$v_{t-1} = \gamma v_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

Symbolami  $\omega$  i  $\gamma$  oznaczono parametry autoregresyjne zawierające się w przedziale od zera do jedności, a symbolem  $\varepsilon$  oznaczono zmienne losowe (zakłócenia) o średniej zero. Ohlson włączył do procesu autoregresyjnego dodatkową zmienną,  $v_t$ , która reprezentuje szok w zysku rezydualnym. Wartość tego szoku jest znana z wyprzedzeniem jednego okresu i może być utożsamiana z przewidywalnym wpływem sytuacji gospodarczej na wyniki spółki. Autor modelu przyjął jeszcze jedno założenie, o tzw. czystej nadwyżce. Założenie to pozwala na ścisłe powiązanie wartości księgowej aktywów netto z wielkością zysku rezydualnego poprzez przyjęcie, że zmiany wartości aktywów netto mogą wynikać jedynie z odniesienia na kapitał własny wyniku finansowego, pokrycia straty z kapitału własnego, lub wypłaty dywidendy. W rzeczywistości założenie to nie jest spełnione, ponieważ na kapitał odnoszone są bezpośrednio zmiany wartości niektórych aktywów i zobowiązań, których wartość może dochodzić do 30% wyniku finansowego [Isidro i inni, 2004]. Badania wskazują jednak, że naruszenie tego założenia nie

wpływa istotnie na wyniki estymacji parametrów modelu [Isidro i inni, 2006].

Przyjęcie założeń zaproponowanych przez Ohlsona pozwala na uzyskanie zamkniętej formy modelu wyceny:

$$MVE_t = BV_t + \frac{\omega}{(1+r_e) - \omega} RI_t + \frac{1+r_e}{(1+r_e - \omega)(1+r_e - \gamma)} v_t \quad (5)$$

Dla uproszczenia model ten przedstawia się często za pomocą dwóch parametrów, które można nazwać mnożnikami wyceny:

$$MVE_t = BV_t + \alpha_1 RI_t + \alpha_2 v_t \quad (6)$$

Wartości tych mnożników oszacowano w przedstawionym poniżej badaniu. Jednak znajomość modelu teoretycznego pozwala na przewidzenie, jak wartości tych parametrów mogą się kształtować. Jeśli przyjąć koszt kapitału na poziomie 9%, oraz wartości  $\omega$  i  $\gamma$  na poziomie 0,50, parametr  $\alpha_1$  wyniesie 0,85, a parametr  $\alpha_2$  3,13. Wzrost kosztu kapitału powoduje spadek obydwu mnożników wyceny. W badaniach prowadzonych na rynku amerykańskim uzyskano wartości parametrów  $\omega=0,62$  i  $\gamma=0,32$  [Dechow i inni, 1999 ], co wskazywałoby na teoretyczne wartości mnożników wyceny:  $\alpha_1=1,32$  i  $\alpha_2=3,01$ . Natomiast w badaniu spółek szwedzkich uzyskano oszacowania  $\omega=0,52$  i  $\gamma=0,44$  [McCrae, Nilsson, 2001 ], co wskazuje na teoretyczne wartości mnożników wyceny:  $\alpha_1=0,91$  i  $\alpha_2=2,94$ . Na podstawie wcześniejszych badań można zatem przewidywać, że wartość mnożnika  $\alpha_1$  kształtuje się wokół jedności, natomiast wartość mnożnika  $\alpha_2$  kształtuje się w okolicy trzech.

### Metoda badania

Badaniu poddano spółki z Niemiec, Francji i Polski, których akcje były notowane na głównych rynkach regulowanych w danym kraju w okresie 2000-2010. Wykluczono z próby spółki zajmujące się wyłącznie działalnością finansową, ponieważ podlegają one pod specyficzne uregulowania w zakresie sprawozdawczości finansowej oraz są zobowiązane do utrzymywania niektórych wskaźników finansowych na poziomie ustalonym przez prawo. Informacje finansowe i notowania spółek pozyskano z serwisu Infinancials, który dostarcza dane standaryzowane, przeznaczone do zastosowania w analizie finansowej. Dzięki pozyskaniu danych z jednego źródła zapewniona została spójność metod standaryzacji. Wadą tego rozwiązania jest ograniczenie w dostępności danych polskich spółek. W rezultacie wyniki dla próby spółek polskich należy traktować jako wstępne.

Zmienne zastosowane w badaniu ograniczają się do wartości aktywów netto ( $BV$ ), wartości wyniku finansowego netto ( $NI$ ) oraz kapitalizacji spółki na koniec roku obrotowego ( $MVE$ ). Zysk rezydualny ( $RI$ ) obliczono poprzez przyjęcie stałej stopy kosztu kapitału równej 9%. Próby szacowania kosztu kapitału dla każdej spółki z osobna nie wpływały istotnie na wyniki estymacji modelu Ohlsona. Statystyki opisowe przedstawiono w Tabelicy 1, gdzie oprócz zmiennych zastosowanych w badaniu przedstawiono także cztery zmienne dodatkowe, dla pełniejszego opisu charakterystyki próby: przychody ze sprzedaży ( $SALES$ ), stopa zwrotu na kapitale własnym ( $ROE$ ), obrót aktywów ( $AT$ ), oraz wskaźnik wartości rynkowej kapitału własnego do jego wartości księgowej ( $MTBV$ ). Testy statystyczne nie wykazały istotnych różnic w średnich wartościach zmiennych pomiędzy trzema krajami.

Wszystkie zmienne wyrażone są w walucie euro aby zapewnić porównywalność wyników. W próbie pozostawiono spółki o ujemnej wartości aktywów netto, lecz zmieniono wartość  $BV$  na zero, dzięki czemu obserwacje te nie zostały usunięte z próby. Pozostawiono także obserwacje spółek przynoszących straty, ponieważ wstępne badania wykazały że ich usunięcie nie powoduje wzrostu współczynnika autoregresji zysku rezydualnego, co jest wskazywane w literaturze jako uzasadnienie. Usunięto natomiast obserwacje o skrajnych wartościach wskaźnika  $ROE$  i wskaźnika  $MTBV$ . Spółki zostały podzielone na trzy szerokie sektory: przemysłowy (kod SIC <4000), usługowy (kod SIC 4000-4999, 65000-65999 oraz >8000) i handlowy (kod SIC 7000-7999). Zastosowanie węższych definicji sektorów powodowało nadmierny spadek liczebności grup. Spółki podzielono także na trzy grupy wielkości według ich kapitalizacji, oznaczając jako spółki o kapitalizacji w dolnym kwartylu rozkładu jako małe, a spółki w górnym kwartylu jako duże.

Badanie przeprowadzono w dwóch etapach. Najpierw oszacowano wartości zmiennej  $v_t$ , ponieważ zmienna ta nie jest obserwowalna. Następnie wykorzystano oszacowane wartości w estymacji modelu Ohlsona. Pierwszy etap wymagał oszacowania współczynników autoregresji zysku rezydualnego. Dla całego okresu uzyskano wartości 0,08 w próbie niemieckiej, 0,40 w próbie francuskiej oraz 0,43 w próbie polskiej. Zmienną  $v_t$  oszacowano za pomocą modelu kroczącego, zapisując błąd prognozy modelu autoregresyjnego zysku rezydualnego dla roku następnego jako wartość zmiennej. Model bazowy objął okres 2000-2006, po czym sporządzono prognozę zysku rezydualnego na rok 2007. War-

tość błędu prognozy stanowi oszacowanie wartości zmiennej  $v_t$  dla każdej spółki w roku 2006. W kolejnych krokach estymowano model na danych poszerzonych o następny rok i szacowano błąd prognozy. Oszacowana w ten sposób zmienna  $v_t$  charakteryzowała się dodatnią wartością średnią w próbach niemieckiej i francuskiej, wyższą o jeden rząd wielkości od średniej wartości zysku rezydualnego, natomiast mediana kształtowała się okolicach zera. Odchylenie standardowe było wyższe w próbie niemieckiej niż w próbie francuskiej (współczynniki zmienności 28,42 i 19,33 odpowiednio). Odmiennie wyniki uzyskano dla próby polskiej, gdzie wartość średnia była ujemna, a współczynnik zmienności wynosił 44,62.

Drugą część badania, estymację parametrów Ohlsona, przeprowadzono za pomocą estymacji modelu liniowego danych panelowych ze stałymi efektami spółek. Przyjęcie stałych efektów jest podyktowane strukturą modelu Ohlsona, który wyjaśnia zmiany wartości spółek w czasie, a nie ich zróżnicowanie w przekroju. Stałe w czasie różnice w wycenie spółek nie stanowią więc przedmiotu badania. Na występowanie stałych efektów spółek wskazuje ponadto test Hausmanna, którego statystyka przyjęła wysokie wartości we wszystkich trzech próbach. Estymacje przeprowadzono w pakiecie STATA z zastosowaniem konserwatywnych szacunków błędu standardowego (ang. robust standard errors), uwzględniających korektę z tytułu heteroskedastyczności. Model poszerzono o interakcje zmiennej  $RI$  ze zmiennymi zero-jedynkowymi oznaczającymi sektor działalności oraz rozmiar spółki (zmienne zero-jedynkowe także dodano aby umożliwić dostosowanie wyrazu wolnego). Dzięki temu uzyskano osobne oszacowania mnożnika wyceny dla różnych grup spółek. Ze względu na potrzebę włączenia do modelu zmiennej  $v_t$ , estymacje przeprowadzono dla okresu 2006-2009.

**Tablica 1. Statystyki opisowe**

Niemcy						
	Średnia	Odch. st.	N	p25	p50	p75
MVE	1.66E+06	7.74E+06	3638	1.82E+04	5.54E+04	2.85E+05
BV	8.99E+05	4.36E+06	3638	1.36E+04	3.72E+04	1.60E+05
NI	8.31E+04	6.72E+05	3638	-8.85E+02	2.00E+03	1.36E+04
RI	2.20E+03	5.70E+05	3638	-5.26E+03	-6.13E+02	2.81E+03
SALES	2.49E+06	1.17E+07	3627	2.30E+04	9.50E+04	3.95E+05
ROE	0.04	0.28	3432	-0.04	0.07	0.18
AT	1.07	0.8	3624	0.56	0.98	1.38

MTBV	2.46	4.12	3541	0.95	1.58	2.62
Francja						
	Średnia	Odch. st.	N	p25	p50	p75
MVE	2.63E+06	1.06E+07	3549	2.19E+04	9.31E+04	5.93E+05
BV	1.23E+06	4.67E+06	3549	1.51E+04	5.39E+04	3.31E+05
NI	1.18E+05	9.53E+05	3549	1.61E+02	3.60E+03	2.60E+04
RI	7.09E+03	7.98E+05	3549	-3.91E+03	5.50E+00	5.25E+03
SALES	2.89E+06	1.02E+07	3538	2.60E+04	1.25E+05	7.97E+05
ROE	0.08	0.23	3416	0.02	0.10	0.19
AT	0.96	0.59	3533	0.56	0.92	1.27
MTBV	2.42	3.65	3483	1.00	1.62	2.71
Polska						
	Średnia	Odch. st.	N	p25	p50	p75
MVE	2.76E+05	9.18E+05	1004	1.20E+04	3.36E+04	1.27E+05
BV	1.82E+05	6.77E+05	1003	9.29E+03	2.69E+04	7.59E+04
NI	1.94E+04	1.01E+05	1004	8.34E+01	1.48E+03	7.63E+03
RI	3.07E+03	7.18E+04	1003	-2.03E+03	-2.44E+02	1.24E+03
SALES	3.34E+05	1.47E+06	1004	1.43E+04	4.37E+04	1.50E+05
ROE	0.09	0.22	968	0.01	0.09	0.18
AT	1.03	0.63	1001	0.59	0.94	1.36
MTBV	2.17	3.45	994	0.88	1.47	2.38

Uwaga: dane obejmują okres 2000-2010. Oznaczenia zmiennych: MVE – kapitalizacja spółki, BV – wartość księgowa aktywów netto, NI – wynik finansowy netto, RI – zysk rezydualny = NI-9%\*BV, SALES – przychody ze sprzedaży, ROE – zwrot na kapitale własnym, AT – obrót aktywów, MTBV = MVE/BV.

Źródło: Opracowanie własne.

## Wyniki

Model wyceny oszacowano najpierw w wersji podstawowej, pomijając zmienną  $v_i$ , aby uzyskać punkt odniesienia do oceny wyników estymacji pełnego modelu. Wyniki, przedstawione w tabelicy 2, wskazują na istotne zróżnicowanie wartości parametrów pomiędzy krajami. Parametr stojący przed zmienną  $BV$  został oszacowany na poziomie dwóch w próbie niemieckiej, natomiast w próbie francuskiej został on oszacowany na poziomie zbliżonym do jego wartości teoretycznej, jedności. Oszacowana wartość parametru w próbie polskiej jest zbliżona do dwóch, lecz błąd standardowy jest na tyle wysoki, że przedział ufności na poziomie 95% zawiera także jedność. Parametr stojący przed zmienną  $RI$ , odpowiadający mnożnikowi  $\alpha_1$ , uzyskał oceny nieistotne statystycznie we wszystkich próbach. Podobnie nieistotne okazały się oszacowania więk-

szości parametrów interakcji. Wyjątkiem jest próba niemiecka, gdzie spółki należące do sektora usług charakteryzują się istotnie niższą wartością mnożnika wyceny niż spółki z sektora przemysłowego, a spółki duże charakteryzują się istotnie wyższą wartością mnożnika niż spółki średnie. Natomiast w próbie polskiej istotnie wyższą wartość mnożnika uzyskano dla spółek małych. Mimo niskiej istotności oszacowanych parametrów, we wszystkich próbach zanotowano wartości współczynnika  $R^2$  na poziomie 23%-47%.

**Tablica 2. Wyniki estymacji modelu podstawowego**

Zmienna	Niemcy	Francja	Polska
BV	2.0674***	0.9017***	1.7693*
	(7.24)	(5.06)	(2.51)
RI	1.9210	0.6205	-1.0225
	(0.63)	(0.45)	(-0.89)
RI*Usługi	-4.3468*	1.5293	2.0383
	(-2.34)	(0.46)	(1.29)
RI*Handel	4.3959	-2.3857	2.9956
	(0.77)	(-1.79)	(0.62)
RI*Duże	2.2601*	3.1534	-0.3045
	(1.97)	(1.90)	(-0.26)
RI*Małe	-0.4141	0.1450	3.0568*
	(-0.17)	(0.18)	(2.36)
R2	0.3797	0.1653	0.3907
N	1729	1606	762
Spółki	513	464	225

Uwaga: estymacja dla okresu 2006-2009, w tablicy pominięto wyraz wolny oraz zmienne zero-jedynkowe,  $R^2$  obliczony wewnątrz grup. Oznaczenia zmiennych: MVE – kapitalizacja spółki, BV – wartość księgowa aktywów netto, NI – wynik finansowy netto, RI – zysk rezydualny =  $NI - 9\% \cdot BV$ , sposób przypisania spółek do grup sektorowych i rozmiaru opisano w części Metodologia. Oznaczenia istotności: \*  $P < 0,05$ , \*\*  $P < 0,01$ , \*\*\*  $P < 0,001$ . Źródło: Opracowanie własne.

Dodanie do modelu wyceny zmiennej  $v_t$  spowodowało istotne zmiany wyników w próbach niemieckiej i francuskiej, gdzie zmienna ta charakteryzowała się dodatnią wartością średnią (Tablica 3). Parametr stojący przed tą zmienną, odpowiadający mnożnikowi  $\alpha_2$ , został oszacowany na poziomie istotnie większym od zera (3,41) wyłącznie w próbie francu-

skiej, gdzie zmienna  $v_t$  charakteryzowała się najmniejszym odchyleniem standardowym. W próbie niemieckiej i francuskiej uzyskano istotne statystycznie oszacowania parametru stojącego przed zmienną  $RI$ , odpowiednio 4,34 oraz 2,98. Różnica między tymi wartościami nie jest jednak statystycznie istotna. Parametry stojące przed zmienną  $BV$  uległy nieistotnym zmianom. W próbie niemieckiej w dalszym ciągu uzyskano istotną, ujemną wartość oszacowanego parametru interakcji  $RI$  dla spółek z sektora usług oraz dodatnią wartość dla interakcji  $RI$  dla spółek dużych. Zmianie uległ parametr interakcji zmiennej  $RI$  dla spółek małych, osiągający wartość ujemną. W próbie francuskiej w dalszym ciągu nie wystąpiło istotne zróżnicowanie sektorowe, lecz uzyskano dodatnią wartość interakcji dla spółek dużych. W polskiej próbie nie nastąpiły istotne zmiany.

**Tablica 2. Wyniki estymacji ze zmienną  $v_t$**

Zmienna	Niemcy	Francja	Polska
BV	2.1667***	1.1646***	2.2379***
	(6.09)	(9.27)	(3.88)
RI	4.3420***	2.9791**	-0.5226
	(4.02)	(3.02)	(-0.30)
RI*Usługi	-4.3361*	1.1392	0.2645
	(-2.25)	(0.43)	(0.14)
RI*Handel	4.8797	-2.2791	2.6936
	(0.74)	(-1.31)	(0.59)
RI*Duże	2.2357*	3.0990*	-0.8465
	(2.10)	(2.25)	(-0.59)
RI*Małe	-2.7045*	-0.8646	4.3949*
	(-2.49)	(-0.86)	(2.56)
V	0.3741	3.4103***	1.7350
	(0.22)	(3.33)	(1.68)
R2	0.3812	0.2290	0.4689
N	1574	1503	739
Spółki	476	441	224

Uwaga: estymacja dla okresu 2006-2009, w tablicy pominięto wyraz wolny oraz zmienne zero-jedynkowe, R2 obliczony wewnątrz grup. Oznaczenia zmiennych: MVE – kapitalizacja spółki, BV – wartość księgowa aktywów netto, NI – wynik finansowy netto, RI –



zysk rezydualny =  $NI - 9\% \cdot BV$ , V – szok w zysku rezydualnym, sposób przypisania spółek do grup sektorowych i rozmiaru opisano w części Metodologia. Oznaczenia istotności: \*  $P < 0,05$ , \*\*  $P < 0,01$ , \*\*\*  $P < 0,001$ .

Źródło: Opracowanie własne.

## Zakończenie

Przedstawione wyniki pozwalają na pozytywną ocenę modelu Ohlsona jako metody powiązania wyceny spółki z jej wynikiem finansowym i wartością księgową kapitału własnego. Uwzględnienie w estymacji dodatkowej zmiennej szoku w zysku rezydualnym, przewidzianej w modelu Ohlsona, spowodowało obniżenie błędu standardowego pozostałych oszacowań, choć mnożnik wyceny stojący przed tą zmienną osiągnął istotną wartość tylko w próbie francuskiej. Dalsze prace mające na celu dokładniejszy pomiar tej zmiennej mogą doprowadzić do poprawy wyników. Należy zauważyć, że wartość mnożnika tej zmiennej jest zbliżona do wartości teoretycznej. Oszacowania pozostałych mnożników odbiegają jednak istotnie od wartości teoretycznych. Mnożnik wartości księgowej jest istotnie większy od jedności w próbie niemieckiej i francuskiej. Podobnie większy od wartości teoretycznej jest mnożnik zysku rezydualnego, szczególnie w przypadku spółek dużych, gdzie wynosi on około sześciu zamiast kształtować się w pobliżu jedności. Niższe wartości mnożnika zanotowano w próbie niemieckiej w grupach spółek z branży usługowej oraz spółek małych.

Zidentyfikowane w opracowaniu zmienne pozwalają na uzyskanie oszacowania mnożników wyceny obarczonych mniejszym błędem dzięki uwzględnieniu zróżnicowania spółek w przekroju. Model, uzupełniony o zidentyfikowane zmienne, może służyć do badania czynników wpływających na wycenę spółek, w tym czynników instytucjonalnych i prawnych, takich jak zmiana standardów rachunkowości [Klimczak, 2011]. Należy jednak zauważyć, że wyniki uzyskane dla próby polskiej są niezadowolające i wskazują na potrzebę prowadzenia dalszych prac badawczych w celu opracowania modyfikacji modelu, które pozwolą na zastosowanie go do opisu spółek polskich.

## Literatura

1. Albrecht W. S., Lookabill L. L., McKeown J. C. (1977), *The Time-Series Properties of Annual Earnings*, „Journal of Accounting Research” nr 15(2), s. 226–244.

2. Dechow P. M., Hutton A. P., Sloan R. G. (1999), *An empirical assessment of the residual income valuation model*, „Journal of Accounting & Economics” nr 26(1-3), s. 1-34.
3. Isidro H., O’Hanlon J., Young S. (2004), *Dirty surplus accounting flows: international evidence*, „Accounting & Business Research” nr 34(4), s. 383-410.
4. Isidro H., O’Hanlon J., Young S. (2006), *Dirty surplus accounting flows and valuation errors*, „Abacus”, nr 42(3/4), s. 302-344.
5. Jacobsen R. (1988), *The Persistence of Abnormal Returns*, „Strategic Management Journal” nr 9(5), s. 415-430.
6. Klimczak K. (2011), *Market reaction to mandatory IFRS adoption: evidence from Poland*, „Accounting & Management Information Systems” nr 10(2), s. 228-248.
7. McCrae M., Nilsson H. (2001), *The explanatory and predictive power of different specifications of the Ohlson (1995) valuation models*, „European Accounting Review” nr 10(2), s. 315-341.
8. Ohlson J. A. (1995), *Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation*, „Contemporary Accounting Research” nr 11(2), s. 661-687.
9. Runsten M. (1998), *The association between accounting information and stock prices: model development and empirical tests based on Swedish data*, Stockholm School of Economics, Sztokholm.

### Streszczenie

Celem prezentowanego badania jest oszacowanie wpływu sektora działalności spółki oraz jej rozmiaru na wartość mnożników wyceny modelu zysku rezydualnego. Badanie przeprowadzono na próbie spółek notowanych na giełdach papierów wartościowych w Niemczech, Francji i Polsce w okresie 2000-2010 za pomocą modelu Ohlsona. Istotnym atutem prezentowanego badania jest podjęcie próby oszacowania nieobserwowalnej zmiennej szoku w zysku rezydualnym, która występuje w modelu Ohlsona. Wyniki badania wskazują na istotne zróżnicowanie pomiędzy krajami. W próbie niemieckiej zidentyfikowano istotny wpływ sektora działalności na mnożniki wyceny. We wszystkich trzech próbach wystąpiła istotna interakcja mnożnika wyceny z rozmiarem spółki. Wprowadzenie do modelu zmiennej szoku w zysku rezydualnym spowodowało zmniejszenie błędu standardowego oszacowań mnożników wyceny.

### Słowa kluczowe

modele wyceny, informacja finansowa, dane panelowe

---

**The impact of firm characteristics valuation multiples in the residual income model**

The purpose of this study was to estimate the impact of industry sector and firm size on valuation multiples in the residual income model. The study was carried out on an archival sample of companies listed at stock exchanges in Germany, France and Poland over the period from 2000 to 2010 with the use of the Ohlson model. An important contribution of this paper is the attempt to estimate the other information variable present in the Ohlson model. Results show a significant country effect. In the German sample, industry sector does affect valuation multiples. Firm size is an important factor in all three samples. The inclusion of the other information variable causes a decrease in standard errors of estimates.

**Keywords**

valuation models, financial information, panel data