

Andrzej Piosik

Akademia Ekonomiczna w Katowicach

**AKTUALIZACJA WYCENY
RZECZOWYCH AKTYWÓW TRWAŁYCH
DO WARTOŚCI GODZIWEJ W WARUNKACH POLSKICH
– ZWIĄZEK Z KAPITALIZACJĄ RYNKOWĄ
ORAZ PRZYSZŁĄ RENTOWNOŚCIĄ SPÓŁEK**

1. Cele, hipotezy, uzasadnienie i zakres badań

Problem pomiaru, w tym wycena aktywów, jest najważniejszym zagadnieniem rachunkowości. Rozwiązania stosowane przez przedsiębiorstwa w zakresie wyceny aktywów wpływają na decyzje adresatów zarówno zewnętrznych, jak i wewnętrznych. Dotyczy to w szczególności wyceny rzeczowych aktywów trwałych. Zgodnie z obowiązującą w Polsce ustawą o rachunkowości [10], zwaną dalej UoR, środki trwałe oraz wartości niematerialne i prawne wycenia się nie rzadziej niż na dzień bilansowy według cen nabycia lub kosztów wytworzenia, lub wartości przeszacowanej (po aktualizacji wyceny środków trwałych), pomniejszonych o odpisy aktualizacyjne lub umorzeniowe, a także o odpisy z tytułu trwałej utraty wartości (art. 28). Gdy się stosuje UoR, nie ma możliwości wyceny środków trwałych według wartości godziwej jako zasady ogólnej polityki prowadzenia rachunkowości. Jednak zgodnie z art. 55 UoR skonsolidowane sprawozdania finansowe emitentów papierów wartościowych dopuszczonych do publicznego obrotu oraz banków sporządza się według MSR/MSSF. Według MSR/MSSF mogą być też sporządzane sprawozdania finansowe emitentów papierów wartościowych oraz jednostek wchodzących w skład grupy kapitałowej, w której jednostka dominująca sporządza sprawozdanie według MSR/MSSF. Zgodnie z MSR 16 (IAS 16) jednostka dokonuje wyboru modelu wyceny rzeczowych aktywów trwałych według kosztu historycznego lub przeszacowuje wartość środków trwałych do wartości godziwej, w każdym z wariantów uwzględniając umorzenie.

Powstaje zatem istotne z teoretycznego i praktycznego punktu widzenia pytanie badawcze, czy istnieje związek między aktualizacją wyceny rzeczowych aktywów trwałych a rynkowo-finansowymi dokonaniem przedsiębiorstwa (w tym kapitalizacją rynkową). Ważne też staje się też sprawdzenie, czy przeszacowanie jest dodatnio skorelowane z przyszłymi zyskami spółek. Negatywna odpowiedź stawiałaby pod znakiem zapytania wartość zbiorów informacji generowanych przez rachunkowość, a przynajmniej uzasadnienie stosowania modelu wyceny według wartości godziwej. Odpowiedzi na to pytanie można udzielić, analizując sprawozdania finansowe spółek notowanych na GPW w Warszawie, które wybrały alternatywny model wyceny według MSR 16.

Badacze rachunkowości przeprowadzali już analizy motywatorów aktualizacji wyceny aktywów trwałych do wartości godziwej oraz oceny wartości informacyjnej aktualizacji, w tym wpływu na stopy zwrotu z akcji i ceny akcji. Najwięcej badań przeprowadzono w krajach, w których od dawna praktykuje się model wartości godziwej do wyceny środków trwałych (przykładowo Wielka Brytania, Australia, Hongkong). Jako ważniejsze można wymienić takich autorów, jak: M.E. Barth, G. Clinch [2], P.D. Easton, P.H. Eddey, T.S. Harris [4], B. Jaggi, J. Tsui [6], P.E. Standish, S.-I. Ung [9].

Zgodnie z badaniami przeprowadzonymi przez P.E. Standisha i S.-I. Unga [9] na podstawie 232 przedsiębiorstw brytyjskich notowanych na giełdzie stwierdzono, że aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych (a nawet sama informacja o przeszacowaniu) wpływa na stopy zwrotu z akcji spółek, które dokonały przeszacowania. Jednak wpływ aktualizacji na ceny akcji był istotny tylko w powiązaniu z innymi informacjami przedsiębiorstwa, korzystnymi dla właścicieli (głównie ze wzrostem zysku i dywidend). W razie braku takich informacji aktualizacja wyceny aktywów trwałych nie miała wpływu na cenę akcji.

W badaniach przeprowadzonych przez M.E. Bartha oraz G. Clincha [2] analizowano wpływ aktualizacji wyceny aktywów trwałych (według poszczególnych grup: inwestycje, rzeczowe aktywa trwałe oraz aktywa niematerialne) na ceny akcji, stopy zwrotu z akcji oraz wartość przedsiębiorstwa. Badania były przeprowadzone na podstawie próby 234 przedsiębiorstw australijskich z okresu 1991-1995. Analizy wykazały, że przeszacowanie wartości aktywów trwałych częściowo wyjaśnia zmiany ceny akcji i wartości przedsiębiorstwa. Dotyczy to inwestycji, aktywów niematerialnych oraz częściowo aktywów rzeczowych.

Podjęcie badawcze zastosowane przez M.E. Bartha i G. Clinch [2] zostało krytycznie ocenione przez P.D. Eastona [3]. P.D. Easton powołuje się na badania przeprowadzone wraz z P.H. Eddeyem i T.S. Harrisem [4]. Głównym przedmiotem krytyki podejścia stosowanego przez M.E. Bartha i G. Clincha [2] jest modelowanie zależności ceny akcji jako funkcji różnych zmiennych wyrażonych na 1 akcję. W ten sposób duży wpływ na parametry funkcji regresji ma efekt skali (co więcej, liczba akcji jest częściowo zależna od decyzji zarządzających spółką). Autorzy [4]

proponują analizę innej postaci zależności. Modelują oni zależność wskaźnika ceny do wartości księgowej jako funkcji dwóch zmiennych. Pierwszą jest zysk na akcję skalowany wartością księgową kapitału własnego (przypadającego na akcję). Drugą zmienną jest kapitał z aktualizacji wyceny przypadający na akcję skalowany wartością księgową spółki przypadającą na akcję. Potwierdzono również, że stopa zwrotu z akcji jest funkcją zysku przypadającego na akcję do ceny akcji z początku okresu oraz wzrostu rezerwy z przeszacowania do ceny akcji z początku okresu (zależność jest istotna statystycznie w okresach trzyletnich).

B. Jaggi i J. Tsui [6] przeprowadzili analizę wartości informacyjnej aktualizacji wyceny środków trwałych na przykładzie spółek notowanych na giełdzie w Hongkongu. Autorzy analizowali w szczególności zależność między aktualizacją wyceny aktywów rzeczowych a przyszłymi dochodami spółek. Autorzy testowali model, według którego przyrosty zysków operacyjnych w okresach po aktualizacji wyceny zależą od kilku czynników: przyrostu zysków w okresach dokonania aktualizacji, wzrostu kapitału z aktualizacji wyceny, wzrostu kapitału pracującego, relacji wartości księgowej kapitału własnego do wartości rynkowej oraz logarytmu sumy aktywów. Wartości zmiennej zależnej oraz większości zmiennych objaśniających były skalowane wartością rynkową kapitału własnego. Zgodnie z oszacowanym modelem na podstawie danych empirycznych (ponad 300 przypadków aktualizacji wartości) współczynnik przy zmiennej objaśniającej „wzrost kapitału rezerwowego z aktualizacji wyceny” był statystycznie istotny. Znaleziono również zależności między kształtowaniem się ceny rynkowej akcji a wartością zysków generowanych na akcję oraz wartości księgowej kapitału własnego przypadającego na akcję.

Istotne jest przeprowadzenie analogicznych badań w warunkach polskich. Celem niniejszego badania jest odpowiedź na następujące pytania:

1. Czy istnieje zależność między stopniem aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych przedsiębiorstw notowanych na GPW w Warszawie a kapitalizacją rynkową spółek?

2. Czy aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych przedsiębiorstw notowanych na GPW jest skorelowana z przyszłą rentownością tych przedsiębiorstw?

Z pytaniami badawczymi korespondują dwie hipotezy zerowe:

H₀₁: Stopień aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych przedsiębiorstw nie wpływa na relację ceny rynkowej akcji do wartości księgowej przypadającej na akcję (dalej P/BV).

H₀₂: Aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych nie jest skorelowana z przyszłymi zyskami spółek.

Intencją postępowania badawczego jest falsyfikacja hipotez zerowych. Badaniami objęto spółki notowane na GPW w Warszawie. Do analiz wykorzystano sprawozdania finansowe z oficjalnych stron internetowych spółek, poprzez link ze strony internetowej GPW (<http://www.gpw.pl/gpw.asp?cel=inwestorzy&k=5&i=/spolkigieldowe/listaopis&sky=1>). Sprawozdania dotyczą okresu 2004-2007. Ze-

stawienie najważniejszych informacji o analizowanych spółkach ujęto w tab. 1. Zestawienie obejmuje 37 spółek, które dokonały przeszacowań rzeczowych aktywów trwałych. Dokonana aktualizacja jest skutkiem przyjętej polityki rachunkowości spółek stosujących MSR/MSSF i mogła zostać zrealizowana na dwa sposoby:

a) przyjęcie przez spółki wyceny rzeczowych aktywów trwałych wedle wartości godziwej jako generalnej zasady,

b) przeprowadzenie aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych do poziomu wartości godziwej i przyjęcie tej wartości jako kosztu zakładanego i w konsekwencji stosowanie modelu kosztu historycznego. To rozwiązanie stosowane jest częściej.

Tabela 1. Wybrane charakterystyki ilościowe badanych spółek

Wyszczególnienie		Spółki, które dokonały aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych	Losowo dobrane spółki, które nie dokonały aktualizacji
1. Liczba spółek		37	74
2. Stopień zadłużenia aktywów w 2004 r.: zobowiązania/aktywa	– średnia	0,6138	0,5354
	– mediana	0,5590	0,5654
	– odchylenie standardowe	0,3323	0,2305
3. Stopa zwrotu z kapitału własnego	– średnia	0,0928	0,1940
	– mediana	0,1358	0,1817
	– odchylenie standardowe	0,4910	0,1971
4. Stopa aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych, mianownik stopy (przed przeszacowaniem)	– aktywa trwałe	0,3784	X
	– suma aktywów	0,1504	X
	– wartość bezwzględna kapitału własnego	1,7035	X

Źródło: opracowanie własne.

2. Aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych a P/BV akcji spółek

Do oceny wpływu aktualizacji wyceny rzeczowych i niematerialnych aktywów trwałych na wskaźnik P/BV dla spółek notowanych na GPW w Warszawie zastosowano modyfikację podejścia proponowanego przez P.D. Eastona i in. [4, s. 20]. Badacze zakładają, że relację P/BV można opisać jako funkcję liniową dwóch czynników: rentowności oraz aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych, skalowanych wartością kapitału własnego. Adaptując te zmienne do badań autora można myśleć o zależności typu:

$$\varepsilon \left(\frac{P}{BV_{05}} \right) = \alpha + \beta \cdot R_{05+04} + \gamma \cdot A_{05} + \xi_t,$$

gdzie: R_{05+04} – rentowność mierzona relacją sumy zysków netto lub zysków operacyjnych z 2004 i 2005 r. do kapitału własnego przed przeszacowaniem,

A_{05} – stopa aktualizacji – relacja aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych do kapitału własnego przed przeszacowaniem do 2005 r.,

α – parametr stały dla określonego przedziału zmienności A oraz R .

Ostatecznie przyjęto zredukowaną postać tego modelu, w której parametr stały nie występuje:

$$\varepsilon \left(\frac{P}{BV_{05}} \right) = \beta \cdot R_{05+04} + \gamma \cdot A_{05} + \xi.$$

W niniejszym badaniu podejście zaproponowane przez P.D. Eastona i in. [4, s. 20] zostanie zmodyfikowane w ten sposób, że rentowność i stopień aktualizacji wartości będą odnoszone nie do kapitału własnego, lecz do sumy aktywów. Jest to spowodowane tym, że część spółek notowanych na GPW, które dokonały aktualizacji, była nierentowna. W tej grupie pewne spółki wykazały ujemny kapitał własny. Do celów analizy przyjęto dwa warianty strumienia dochodu – zysk operacyjny oraz zysk netto. Ze względu na to, że część spółek dokonała przeszacowania do 2005 r., a pozostałe w 2006 r., przeprowadzono oddzielnie analizę wpływu przeszacowania na podstawie danych do 2005 r., a następnie przeprowadzono analizę łączną z uwzględnieniem 2006 r.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki ocen parametrów modelu i podstawowe sprawdziany dla analizowanej zależności dla danych do 2005 r. Wyłączono spółki, które przeprowadzały przeszacowanie dopiero w 2006 r., oraz te, które wykazywały ujemny kapitał własny w sprawozdaniu finansowym. Wyłączono również spółkę, której wskaźnik P/BV był powyżej 30. Zmienne objaśniające skalowano sumą aktywów spółek na końcu 2004 r. (według sprawozdań sporządzanych zgodnie z UoR, czyli przed aktualizacją). Ze względu na to, że wyniki netto oraz wyniki z działalności operacyjnej spółek notowanych na GPW w Warszawie cechuje bardzo duża zmienność, łączono zyski za 2 lata. Rentowność została zatem zdefiniowana jako relacja sumy zysków operacyjnych z 2004 i 2005 r. do sumy aktywów. Oszacowany na podstawie danych model liniowy ma postać:

$$\frac{P}{BV_{05}} = 2,859 \cdot R_{05+04} + 5,915 \cdot A_{05; 06}.$$

Przeprowadzono również test hipotezy statystycznej o zachodzeniu związku liniowego między zmienną P/BV , a którąkolwiek ze zmiennych objaśniających:

$$H_{01}: \beta = \gamma = 0; H_{11}: \text{nie wszystkie parametry równe są } 0.$$

Tabela 2. Aktualizacja wartości rzeczowych aktywów trwałych a P/BV do 2005 r.

Spółka	Rentowność operacyjna*	Stopień aktualizacji	P/BV 2005	Rentowność netto*	Stopień aktualizacji	P/BV 2005
btm	0,10003	0,43460	2,87	0,1242	0,4346	2,87
beefsan	-0,11119	0,09842	2,17	-0,1137	0,0984	2,17
censtalgd	0,10048	0,01149	0,64	-0,0023	0,0115	0,64
energopld	0,08172	0,12573	0,75	0,0346	0,1257	0,75
fer	0,08271	0,02194	1,1	0,0953	0,0219	1,1
fte	0,10860	0,06171	1,4	0,1240	0,0617	1,4
htm	0,00546	0,34734	0,69	-0,0639	0,3473	0,69
kty	0,32918	0,16327	1,98	0,2847	0,1633	1,98
lbw	0,16569	0,03386	3,86	0,1862	0,0339	3,86
nft	0,03231	0,04300	0,78	-0,0423	0,0430	0,78
eng	0,12622	0,03042	1,41	0,1037	0,0304	1,41
opo	0,29143	0,00119	2,26	0,2213	0,0012	2,26
pkn	0,40762	0,07749	1,45	0,3802	0,0775	1,45
pnd	-0,35770	0,02110	1,25	-0,3881	0,0211	1,25
prm	0,21468	0,00589	1,67	0,1721	0,0059	1,67
rfl	0,08622	0,19041	1,55	0,0219	0,1904	1,55
rlp	0,18525	0,07210	1,15	0,1102	0,0721	1,15
snk	0,42034	0,18215	2,09	0,3388	0,1822	2,09
snw	0,24181	0,29754	3,05	0,2112	0,2975	3,05
sme	0,08992	0,03232	2,35	0,0473	0,0323	2,35
stp	0,43757	0,11745	1,77	0,3795	0,1175	1,77
mpp	0,47969	0,36951	2,72	0,4553	0,3695	2,72
swiss	-0,14390	0,39330	2,91	-0,1168	0,3933	2,91
sns	0,13894	0,06457	0,96	0,1042	0,0646	0,96
zlr	0,22175	0,14138	1,4	0,1404	0,1414	1,4
ztserg	0,08313	0,29460	1,06	0,0237	0,2946	1,06
Warianty rentowności:		Rentowność operacyjna*		Rentowność netto*		
Oceny wartości parametrów		5,9147	2,8591	6,2057	2,9560	
Oceny błędów estymatora		1,3501	1,1010	1,3347	1,2278	
Sprawdzian istotności parametru t		4,3811	2,5968	4,6494	2,4076	
Wartość krytyczna t $\alpha = 0,025$,		2,064	2,064	2,064	2,064	
Współczynnik determ. wielorakiej		0,6660		0,6554		
Sprawdzian F		23,93	24	22,82	24	
Wartość krytyczna F , $\alpha = 0,01$, $df = 24$		5,61		5,61		

* w liczniku suma zysku 2005 i 2004 r.

Źródło: opracowanie własne.

Sprawdzianem jest statystyka F . Wartość krytyczna F dla $\alpha = 0,01$, $df = 2;24$ wynosi 23,93 i znajduje się daleko w obszarze odrzucenia (5,61). Odrzuca się hipotezę zerową o braku istnienia związku liniowego między zmiennymi.

Kolejnym etapem jest testowanie istotności dla parametrów regresji. Wymaga to rozstrzygnięcia między hipotezami:

$$H_{01}^* : \beta \leq 0; \gamma \leq 0,$$

$$H_{11}^* : \beta_s > 0; \gamma > 0.$$

Sprawdzianem jest statystyka t . Wartość sprawdzianu wynosi 2,597 i 4,381 odpowiednio dla β i γ . Wartość krytyczna wynosi 2,064 przy poziomie istotności 0,025. Przy tym poziomie istotności odrzucamy hipotezę zerową. Oszacowany model wyjaśnia w 67% zmienność wskaźnika P/BV . Podobne wyniki uzyskano przy zastosowaniu zysków netto z 2004 i 2005 r. w celu określenia rentowności (zob. tab. 2).

Następnie przeprowadzamy analizę wpływu aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych na wskaźnik P/BV z uwzględnieniem 2006 r. W tabeli 3 przedstawiono wyniki ocen parametrów modelu i podstawowe sprawdziany dla analizowanej zależności dla danych skumulowanych przeszacowania z lat 2004-2006. Wyłączono te spółki, które wykazywały ujemny kapitał własny w sprawozdaniu finansowym. Przyjęto stopę aktualizacji, której podstawą jest suma aktywów na końcu 2005 r. Tę samą podstawę przyjęto dla ROI na poziomie operacyjnym oraz na poziomie netto. Analizę przeprowadzono dla dwóch wariantów rentowności. Rentowność netto była rozpatrywana na podstawie sumy zysków spółek z lat 2005 i 2006, natomiast w przypadku rentowności operacyjnej brano pod uwagę zysk z 2006 r. (tab. 3, wariant drugi**). Oszacowany na podstawie danych model w drugim wariancie ma postać:

$$\frac{P}{BV_{06}} = 11,938 \cdot R_{06} + 18,977 \cdot A_{05,06}.$$

Przeprowadzono również test hipotezy statystycznej o zachodzeniu związku liniowego między zmienną P/BV a którąkolwiek ze zmiennych objaśniających:

$$H_{01\#} : \beta = \gamma = 0; H_{11\#} : \text{nie wszystkie parametry równe są } 0.$$

Sprawdzianem jest statystyka F . Wartość krytyczna F dla $\alpha = 0,01$, $df = 2;29$ wynosi 15,06 i znajduje się daleko w obszarze odrzucenia (5,42). Odrzuca się hipotezę zerową o braku istnienia związku liniowego między zmiennymi.

Kolejnym etapem jest testowanie istotności dla parametrów regresji. Rozstrzygnięcia między hipotezami:

$$H_{01\#}^* : \beta \leq 0; \gamma \leq 0,$$

$$H_{11\#}^* : \beta_s > 0; \gamma > 0.$$

Sprawdzianem jest statystyka t . Wartość sprawdzianu wynosi 2,882 i 3,334 odpowiednio dla β i γ . Wartość krytyczna wynosi 2,045 przy poziomie istotności 0,025. Przy tym poziomie istotności odrzucamy hipotezę zerową. Oszacowany model jest słabszy od modelu weryfikowanego dla danych do 2005 r. i wyjaśnia tylko

w 51% zmienność wskaźnika P/BV . Podobne wyniki uzyskano przy zastosowaniu zysków netto z 2005 i 2006 r. w celu określenia rentowności (zob. tab. 3, wariant *).

Tabela 3. Aktualizacja wartości rzeczowych aktywów trwałych a P/BV do 2006 r.

Spółka	Rentowność netto*	Stopień aktualizacji	P/BV 2006	Rentowność operacyjna**	Stopień aktualizacji	P/BV 2006
alc	0,6493	0,0452	17,43	0,4587	0,0452	17,43
atp	0,0997	0,1021	2,54	0,0213	0,1021	2,54
btm	0,3456	0,2513	6,31	0,3040	0,2513	6,31
censtalgd	-0,0014	0,0124	3,46	0,0432	0,0124	3,46
energopld	-0,0870	0,1082	4,93	-0,0817	0,1082	4,93
emk	0,1104	0,0587	10,13	0,0630	0,0587	10,13
fmf	0,2734	0,0271	4,01	0,2097	0,0271	4,01
fer	0,0971	0,0211	4,30	0,0679	0,0211	4,30
fte	0,0679	0,0493	1,12	0,0103	0,0493	1,12
htm	0,0405	0,1488	0,86	0,0770	0,1488	0,86
ins	0,0360	0,1811	11,98	0,0018	0,1811	11,98
kty	0,2057	0,1199	2,86	0,1276	0,1199	2,86
lbw	0,5321	0,0448	3,89	0,0734	0,0448	3,89
mostalzb	0,2503	0,1112	3,31	0,1167	0,1112	3,31
nft	0,0561	0,0442	3,67	0,1047	0,0442	3,67
cng	0,0827	0,0290	1,56	0,0861	0,0290	1,56
opo	0,0486	0,0011	2,38	0,0152	0,0011	2,38
pkn	0,2005	0,0441	0,93	0,0771	0,0441	0,93
pnd	-0,5775	0,0215	8,86	-0,2307	0,0215	8,86
prm	0,1376	0,0051	3,03	0,0484	0,0051	3,03
rfk	0,0416	0,1469	2,96	0,0457	0,1469	2,96
rlp	0,0799	0,0734	2,19	0,0656	0,0734	2,19
snk	0,2225	0,1282	3,04	0,1652	0,1282	3,04
snw	0,0208	0,2176	2,90	0,0372	0,2176	2,90
sme	-0,0075	0,0333	2,73	-0,0232	0,0333	2,73
stp	0,6944	0,0909	7,19	0,6597	0,0909	7,19
mpp	0,3196	0,2854	5,73	0,2711	0,2854	5,73
swiss	-0,2804	0,4291	5,28	-0,1318	0,4291	5,28
sns	0,1185	0,0632	2,07	0,1258	0,0632	2,07
zlr	0,1721	0,1156	3,53	0,1185	0,1156	3,53
ztserg	-0,0170	0,1694	1,93	0,0100	0,1694	1,93
		Rentowność netto*			Rentowność operacyjna **	
Oceny wartości parametrów		20,857	7,295		18,977	11,938
Oceny błędów estymatora		5,660	2,931		5,692	4,231
Sprawdzian istotności parametru t		3,685	2,489		3,334	2,822
Wartość krytyczna $t \alpha = 0,025$,		2,045	2,045		2,045	2,045
Współczynnik determ. wielorakiej		0,485			0,510	
Sprawdzian F		13,652	29		15,065	29,000
Wartość krytyczna $F, \alpha = 0,01, df = 29$			5,42			5,420

* w liczniku suma zysku 2006 i 2005 r.,

** w liczniku zysk z działalności operacyjnej 2006.

Źródło: opracowanie własne.

3. Aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych a przyszłe zyski spółek

Według badań ankietowych przeprowadzonych przez P.D. Eastona i in. [4, s. 10] najczęstszym motywatorem przeszacowania rzeczowych aktywów trwałych do wartości godziwej jest intencja przekazania informacji o prawdziwym i bezstronnym (*true and fair*) obrazie majątku i rentowności. Znaczący odsetek respondentów (45%) zdefiniował ten motywator jako zasadniczy. Bez wątpienia najlepszym testem dla weryfikacji tej tezy jest sprawdzenie, czy aktualizacja wyceny do poziomu wartości godziwej jest skorelowana z przyszłymi zyskami spółek. B. Jaggi i J. Tsui [6, s. 8] proponują analizę zależności wzrostu przyszłych zysków operacyjnych jako funkcji przyrostu zysków operacyjnych w przeszłości, wzrostu kapitału z aktualizacji wyceny, wzrostu kapitału pracującego, relacji wartości księgowej kapitału własnego do wartości rynkowej, logarytmu wielkości aktywów. Autor analizuje zależność wzrostu zysków operacyjnych w latach 2006 i 2007 od wzrostu zysków w latach 2005 i 2004 oraz wybranych zmiennych (w tym aktualizacji wyceny, wzrostu kapitału pracującego oraz logarytmu wielkości aktywów) dla spółek notowanych na GPW w Warszawie. Analizy wykazują generalnie ujemną zależność korelacyjną wzrostu zysków w latach 2007 i 2006 od wzrostu zysków w 2005 r. (*nomen omen* statystyka *t* dla parametru określającego wpływ przeszacowania na przyszłe zyski mieści się w obszarze odrzucenia hipotezy zerowej o parametrze równym zero lub mniejszym od zera). Ze względu na duże wahania zysków operacyjnych w poszczególnych latach przyjęto weryfikację modelu innej postaci. Testowano związek:

$$\varepsilon(R_{07+06}) = \beta \cdot R_{05+04} + \gamma \cdot A + \zeta \Delta KP + \xi_t,$$

gdzie: R_{07+06} – suma zysków operacyjnych z lat 2007 i 2006, przy czym dane odnośnie do wyników za 2007 r. wynikają z publikowanych przez spółki informacji z czwartego kwartału; w okresie badań roczne sprawozdania za 2007 r. nie były jeszcze publikowane.

R_{05+04} – suma zysków operacyjnych z 2005 i 2004 r.,

A – aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych,

ΔKP – różnica między wartością kapitału pracującego na końcu 2006 i 2004 r.,

$\beta, \gamma, \zeta \neq 0$ i są wyznaczone zwykle wedle kryterium najmniejszych kwadratów.

Zmienne R, A oraz ΔKP były skalowane kapitalizacją rynkową spółek na końcu 2006 r., a w przypadku spółek, które nie były notowane jeszcze w 2006 r., na końcu kwartału, w którym po raz pierwszy były notowane.

W tabeli 4 przedstawiono wyniki ocen parametrów modelu i podstawowe sprawdziany dla analizowanej zależności. Oszacowany na podstawie danych model ma postać:

Tabela 4. Aktualizacja wyceny aktywów trwałych a przyszłe zyski operacyjne

Spółka	Suma wyników operacyjnych w 2004 r. i 2005 r.*	Aktualizacja a wyceny*	Wzrost kapitału pracującego	Suma wyników w 2006 r. i 2007 r.
atp	0,1292	0,0699	-0,0847	0,0326
bpm	0,0634	0,1265	-0,0311	0,2452
btm	0,0453	0,1968	0,6267	0,4407
beefsan	-0,0056	0,0084	-0,0474	0,0397
censtalgd	0,0774	0,0089	0,1631	0,1242
energoplđ	0,0368	0,0594	0,0337	0,0137
emk	0,0352	0,0158	0,1150	0,0312
fmf	0,2047	0,0097	0,1167	0,1529
fer	0,0598	0,0108	0,0585	0,0565
fte	0,1524	0,0778	-0,0522	0,0262
htm	0,0280	0,4468	-0,3346	0,2276
ibs	-0,1149	0,0884	0,4418	-0,0616
ins	-0,1565	0,1509	0,0237	0,1349
inl	0,0970	0,0275	0,0451	0,1184
kty	0,1149	0,0558	0,0056	0,1364
lbw	0,0426	0,0087	0,0772	0,0532
mostalzb	0,0503	0,0588	0,5114	0,1658
nft	0,0108	0,0176	0,2472	0,1590
cng	0,1303	0,0282	0,1536	0,2003
opo	0,2096	0,0009	-0,1647	0,1072
pkn	0,3742	0,0722	-0,0510	0,2547
pnd	-0,1144	0,0068	0,2650	-0,0255
prm	0,1740	0,0048	0,1415	0,1075
rfk	0,0421	0,0987	-0,0252	0,0628
raf	0,2584	0,1591	-0,1952	0,1035
rlp	0,2021	0,0779	-0,0647	0,0475
snk	0,1281	0,0639	0,0454	0,1821
snw	0,1109	0,1364	0,0076	0,1397
sme	0,0629	0,0226	0,1745	0,0529
stp	0,0489	0,0128	0,0492	0,2105
mpp	0,0886	0,0694	0,0002	0,1228
swiss	-0,0753	0,2142	0,2101	-0,0833
sns	0,1243	0,0462	0,3589	0,1484
wfm	0,0219	0,1593	0,0785	0,1546
zlr	0,0666	0,0424	0,0307	0,0978
ztsERG	0,0362	0,1284	0,0370	-0,0386
Oceny wartości parametrów		0,2422	0,5433	0,5793
Oceny błędów estymatora		0,0704	0,1313	0,1171
Sprawdzian istotności parametru t		3,4419	4,1377	4,9484
Wartość krytyczna $t \alpha = 0,025$		2,042	2,042	2,0420
Współczynnik determ. wielorakiej		0,6932		
Sprawdzian F		24,86	33	
Wartość krytyczna $F, \alpha = 0,01, df = 33$			4,46	

* w mianowniku wartość kapitalizacji rynkowej spółek na końcu 2006 r.

Źródło: opracowanie własne.

$$R_{07+06} = 0,579 \cdot R_{05+05} + 0,543 \cdot A + 0,242 \Delta KP.$$

Przeprowadzono również test hipotezy statystycznej o zachodzeniu związku liniowego między zmienną R_{07+06} a którąkolwiek ze zmiennych objaśniających:

$$H_{02}: \beta = \gamma = \zeta = 0; H_{12}: \text{nie wszystkie parametry równe są } 0.$$

Sprawdzianem jest statystyka F . Wartość krytyczna F dla $\alpha = 0,01$, $df = 2; 24$ wynosi 24,86 i znajduje się daleko w obszarze odrzucenia (4,46). Odrzuca się hipotezę zerową o braku istnienia związku liniowego między zmiennymi.

Kolejnym etapem jest testowanie istotności dla parametrów regresji. Rozstrzygnięcia między hipotezami:

$$H_{02}^* : \beta \leq 0; \gamma \leq 0; \zeta \leq 0,$$

$$H_{12}^* : \beta_s > 0; \gamma > 0; \zeta > 0.$$

Sprawdzianem jest statystyka t . Wartość sprawdzianu wynosi 4,947; 4,138 i 3,442 odpowiednio dla β , γ , ζ . Wartość krytyczna wynosi 2,042 przy poziomie istotności 0,025. Przy tym poziomie istotności odrzucamy hipotezę zerową. Oszacowany model wyjaśnia w 69% zmienność sumy zysków operacyjnych w latach 2006 i 2007 r.

4. Wnioski

Intencją postępowania badawczego było odrzucenie dwóch hipotez zerowych:

H₀₁: Stopień aktualizacji wyceny rzeczowych aktywów trwałych przedsiębiorstw nie wpływa na relację ceny do wartości księgowej (dalej P/BV).

H₀₂: Aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych nie jest skorelowana z przyszlými zyskami spółek.

Badania przeprowadzone na podstawie spółek notowanych na GPW w Warszawie pozwoliły na wyciągnięcie następujących wniosków:

1. Na podstawie analizy danych z okresu 2004-2006 należy odrzucić hipotezę o braku istnienia związku liniowego między wynikami operacyjnymi oraz wynikami netto, aktualizacją wyceny rzeczowych aktywów trwałych oraz wskaźnika P/BV . Również odrzuca się hipotezę o niedodatnich wartościach poszczególnych parametrów. Można zatem stwierdzić, że przeprowadzona przez spółki aktualizacja wyceny była związana z kształtowaniem się kapitalizacji rynkowej przedsiębiorstw.

2. Odrzucono hipotezę o braku istnienia związku liniowego między przyszlými wynikami operacyjnymi a dokonaną aktualizacją wyceny rzeczowych aktywów trwałych, realizowanymi w okresach aktualizacji zyskami operacyjnymi oraz wzrostem kapitału pracującego netto. Również odrzucono hipotezę o niedodatniości poszczególnych parametrów modelu. Oznacza to, że aktualizacja wyceny rzeczowych aktywów trwałych była dodatnio skorelowana z przyszlými wynikami

operacyjnymi spółek. Zostały zatem zweryfikowane podstawowe założenia wyceny wedle wartości godziwej odnośnie do przekazywania informacji o rzetelnym i bezstronnym obrazie sytuacji majątkowej i finansowej.

Literatura

- [1] Aczel A., *Statystyka w zarządzaniu. Pełny wykład*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000.
- [2] Barth M.E., Clinch G., *Revalued financial, tangible and intangible assets: Associations with share prices and non-market-based value estimates*, „Journal of Accounting Research” 1998 Vol. 36.
- [3] Easton P.D., *Discussion of revalued financial, tangible and intangible assets: Associations with share prices and non-market-based value estimates*, „Journal of Accounting Research” 1998 Vol. 36, Supplement.
- [4] Easton P.D., Edey P.H., Harris T.S., *An investigation of revaluations tangible long-lived assets*, „Journal of Accounting Research” 1993 Vol. 31, Supplement.
- [5] IAS 16. Property, Plant and Equipment. Technical Summary, <http://www.iasb.org/NR/rdonlyres/C10C2381-6B52-4C4A-92D4-7874C40040D0/0/IAS16.pdf> (ostatni dostęp 21.02.2008).
- [6] Jaggi B., Tsui J., *Management motivation and market assessment: Revaluations of fixed assets*, „Journal of International Financial Management and Accounting” 2001 Vol. 12 (2).
- [7] Mason R.D., Lind D.A., *Statistical Techniques in Business and Economics*, IRWIN, 1990.
- [8] Sobczyk M., *Statystyka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005.
- [9] Standish P.E., Ung S.-I., *Corporate signaling, asset revaluations and the stock prices of British companies*, „The Accounting Review” 1982 No 4.
- [10] Ustawa o rachunkowości z dnia 29.09.1994 r., DzU 1994 nr 121, poz. 591 z późn. zm., tekst jednolity, http://www.mf.gov.pl/_files/_rachunkowosc/akty_prawne/ (ostatni dostęp 21.02.2008).

REVALUATION OF FIXED TANGIBLE ASSETS IN POLAND – ASSOCIATION WITH MARKET PERFORMANCE AND FUTURE PROFITABILITY OF COMPANIES

Summary

The objective of the paper is to test whether revaluations of tangible fixed assets have been associated with market capitalization of companies listed on the Warsaw Stock Exchange. The next purpose is to check whether revaluations have been correlated with the future operating profits of companies. The analyses are based on the data for 37 companies listed on the Warsaw stock Exchange that performed revaluations between 2004 and 2006.

The paper supports the conclusion that book values including revaluation of tangible fixed assets explain the variation in P/BV ratios (price to book value) of companies listed on the Warsaw Stock Exchange. With the help of the regression model estimated on the basis of data for the years 2004-2005 we have demonstrated that the variability of P/BV ratios in 2005 can be explained by changes in

operating profits (or net profits) and changes in revaluation reserves. The variables have been scaled by book value of total assets before revaluations. The estimated model has explained 67% of P/BV ratios variability. We have rejected null hypotheses that the estimated parameters are equal to zero using *t* statistics. The similar model was estimated for the years 2004-2006 and it has helped explain the variation in P/BV ratios for 2006.

We have also demonstrated that revaluations of tangible fixed assets are significantly positively correlated with future operating profits of companies. We have tested that future operating profits (the sum of profits in 2006 and 2007) depend on three variables: operating profits in 2004 and 2005, revaluation reserve and increase in net working capital (between 2004 and 2006). The model explains ca. 70% of total variability of operating profits. The estimates are statistically significant. The independent and dependent variables were scaled with market value of stock at the end of 2006.