



Ewa Pośpiech

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Zarządzania
Katedra Statystyki, Ekonometrii i Matematyki
ewa.pospiech@ue.katowice.pl

WPLYW MODYFIKACJI ZMIENNEJ NA WYCENĘ WARTOŚCI AKCJI ZA POMOCĄ MODELI EMPIRYCZNO-INDUKCYJNYCH

Streszczenie: W artykule rozważano zagadnienie wyceny akcji za pomocą modeli empiryczno-indukcyjnych. Rozpatrywano liniowe modele ekonometryczne, w których zmienną objaśnianą jest cena rynkowa akcji lub wskaźnik cena do zysku na akcję, natomiast zmiennymi objaśniającymi są: stopień zadłużenia, odchylenie standardowe stopy zwrotu, zysk oraz tempo zmiany zysku na akcję. Ostatnią zmienną uwzględniono w dwóch ujęciach – jako zysk netto w danym kwartale do zysku netto w odpowiednim kwartale roku poprzedniego oraz jako zysk netto w danym kwartale do zysku netto w kwartale poprzednim. Dla wybranych spółek oszacowano modele uwzględniające różne ujęcia zmiennych. Modele te poddano weryfikacji; ich zredukowane postacie stanowiły podstawę wyceny wartości akcji.

Słowa kluczowe: metody wyceny akcji, modele empiryczno-indukcyjne, modele ekonometryczne, wartość akcji.

JEL Classification: C51, C58, G11.

Wprowadzenie

Celem inwestujących w akcje jest uzyskanie największego zysku przy najmniejszym możliwym ryzyku. Wiąże się to z nabywaniem tych akcji, których cena będzie w okresie inwestycji wzrastać i dla których oszacowane ryzyko jest akceptowalne. Na cenę wpływa bardzo wiele czynników – są to zarówno czynniki, które można zidentyfikować i monitorować, ale także czynniki przypadkowe, których działania nie można przewidzieć. Elementem, który pozwala minimalizować ryzyko, jest szeroko pojęta analiza spółki oraz jej otoczenia (analiza

makroekonomiczna, sektorowa, a także ocena kondycji finansowej spółki). Taką zasadę wyznają głównie zwolennicy analizy fundamentalnej, którzy uważają, że rynek kapitałowy i zachodzące na nim procesy kształtowane są przez czynniki występujące poza giełdą [Tarczyński, 2001; Borowski, 2014; Dębski, 2014; Jajuga, Jajuga, 2015]. Informacje zebrane w wyniku takiej analizy w istotny sposób mogą wspomóc podejmowanie decyzji inwestycyjnych.

Jednym ze sposobów oceny akcji jest wycena jej wartości i konfrontacja z aktualną ceną – umożliwi to określenie, czy akcja jest przewartościowana czy niedowartościowana. Ocena taka może być przeprowadzona m.in. na podstawie modeli empiryczno-indukcyjnych, które przyjmują postać modeli ekonometrycznych, ukazujących kształtowanie się wartości akcji. W modelach tych najczęściej wykorzystuje się kilka zmiennych objaśniających, a ich dobór może istotnie wpływać na jakość modelu.

Prowadzone analizy [Tarczyński, 2001; Pośpiech, Mastalerz-Kodzis, 2016; Pośpiech, Mastalerz-Kodzis, 2017] ukazują, że dobór zmiennych objaśniających do modeli empiryczno-indukcyjnych jest sporym wyzwaniem i trudno uzyskać model spełniający wszystkie wymagane warunki. Dlatego też stale poszukuje się właściwego sposobu opisu badanego zjawiska.

Celem artykułu jest określenie wpływu zmodyfikowanej zmiennej charakteryzującej tempo zmian zysku na jakość i użyteczność modeli empiryczno-indukcyjnych umożliwiających wycenę akcji.

1. Metodyka badań

W analizach wykorzystano liniowe modele empiryczno-indukcyjne, które można zastosować do wyceny akcji. Uzyskana na ich podstawie wartość akcji konfrontowana jest z rzeczywistą ceną waloru lub wartością wskaźnika cena do zysku na akcję – w ten sposób ocenia się, czy dany walor jest przewartościowany (cena wyższa od wartości akcji) czy niedowartościowany (cena niższa od wartości). W pierwszym przypadku akcje takie warto byłoby sprzedać, natomiast w drugim – nabyć.

Do konstrukcji modeli empiryczno-indukcyjnych wykorzystuje się wskaźniki (zmienne), które charakteryzują kondycję ekonomiczno-finansową spółki – w analizach należałoby uwzględnić dane z okresu od trzech do pięciu ostatnich lat [Tarczyński, 2002]. Stosowany liniowy model przyjmuje postać:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \dots + \alpha_k X_{kt} + \xi_t \quad (1)$$

gdzie:

Y_t – wartość akcji w okresie t ,

X_{it} – czynniki wpływające na wartość akcji, $i = 1, \dots, k$,

α_i – parametry strukturalne modelu, $i = 0, 1, \dots, k$,

ξ_t – składnik losowy.

Zmienną objaśnianą w tych modelach jest najczęściej cena rynkowa akcji P lub wskaźnik P/E – cena do zysku na akcję. Zmiennymi objaśniającymi mogą natomiast być: zysk, jego tempo zmiany, stopień zadłużenia spółki, wskaźnik ryzyka, dywidenda itp.; najczęściej uwzględnia się modele o trzech lub czterech zmiennych [Tarczyński, 2001; Dębski, 2014]. Wybór takich zmiennych wynika z powiązania wartości spółki z jej podstawowymi składowymi – zadłużeniem i kapitałem własnym. Dobór właściwych zmiennych nie jest łatwym zadaniem. Wybór składowych, które w rozważanym zagadnieniu będą charakteryzować wspomniane obszary, nie daje gwarancji właściwej specyfikacji modelu liniowego – stąd wynika konieczność poprawy modeli (co oznacza np. redukcję zmiennych lub modyfikację uwzględnionych zmiennych). Etap specyfikacji jest jednym z pierwszych przy konstrukcji modelu ekonometrycznego [Barczak, Biolik, 1998; Biolik (red.), 2013; Kufel, 2013]. Ważne jest, by wybrane zmienne były uzasadnione merytorycznie oraz by w najlepszy możliwy sposób opisywały zmienną zależną. Oczekuje się także, by współczynniki stojące przy odpowiednich zmiennych miały zgodny z ich charakterem znak – dodatni przy pozytywnym wpływie zmiennej objaśniającej na objaśnianą, w przeciwnym przypadku ujemny. Przy konstrukcji modeli ekonometrycznych istotnym elementem jest estymacja parametrów modeli za pomocą właściwych metod, a także formalna i merytoryczna weryfikacja uzyskanych modeli. Na etapie weryfikacji najczęściej badane są: właściwy dobór postaci analitycznej, dopasowanie modelu do danych empirycznych, statystyczna istotność parametrów oraz własności parametrów struktury stochastycznej – jeśli model nie spełnia wymaganych warunków, zmniejsza się jego użyteczność.

2. Analiza empiryczna

2.1. Warunki i przebieg analiz

Przedmiotem badań były wybrane banki komercyjne. Uwzględniono: Alior Bank (ALR), Bank BGŻ BNP Paribas (BGZ), Bank Handlowy w Warszawie (BHW), Bank Ochrony Środowiska (BOS), Bank Zachodni WBK (BZW), ING Bank Śląski (ING), mBank (MBK), Bank Millenium (MIL), BP Kasa Opieki (PEO), PKO BP (PKO). Ze względu na specyfikę badań wykorzystano następujące fundamentalne i rynkowe charakterystyki:

- cenę rynkową akcji na koniec danego kwartału (PLN),
- zysk na jedną akcję w danym kwartale (PLN),
- zysk netto spółki w danym kwartale (tys. PLN),
- zobowiązania ogółem spółki w danym kwartale (tys. PLN),
- aktywa ogółem spółki w danym kwartale (tys. PLN),
- odchylenie standardowe stopy zwrotu spółki w danym kwartale.

Dane zaczerpnięto z kwartalnych sprawozdań finansowych banków oraz internetowych baz danych wykazanych w literaturze [Kwartalne sprawozdania...; www 1; www 2; www 3; www 4]. Badaniem objęto lata 2012-2016 (dla banku Alior 2013-2016). W obliczeniach wykorzystano program Gretl oraz arkusz kalkulacyjny MS Excel.

Mając na uwadze wyniki wcześniej prowadzonych badań [Pośpiech, Mastalerz-Kodzis, 2017], postanowiono rozważyć modele indukcyjne z czterema zmiennymi objaśniającymi:

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + a_3 X_{3t} + a_4 X_{4t} \quad (2)$$

$$\hat{Y}_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 Z_{2t} + a_3 X_{3t} + a_4 X_{4t} \quad (3)$$

gdzie:

$a_i, i = 0, 1, \dots, 4$ – oceny parametrów strukturalnych modelu,

Y_t – wskaźnik P/E lub cena P (w zależności od jakości uzyskanego modelu),

X_1 – stopień zadłużenia (zobowiązania ogółem do aktywów ogółem),

X_2 – wskaźnik kwartalnej zmiany zysków rozumiany jako zysk netto w danym kwartale do zysku netto w odpowiednim kwartale roku poprzedniego (w %),

Z_2 – wskaźnik zmiany zysków rozumiany jako zysk netto w danym kwartale do zysku netto w kwartale poprzednim (w %),

X_3 – zysk netto spółki w danym kwartale (w tys. PLN),

X_4 – odchylenie standardowe stopy zwrotu w danym kwartale.

Wpływ zmiennych związanych z zyskiem powinien być pozytywny, natomiast zmiennych określających zadłużenie lub ryzyko – negatywny.

Modele (2) i (3) różnią się jedną zmienną – w pierwszym z modeli jako zmienną określającą zmiany zysku wykorzystany został wskaźnik opisujący zmianę zysku w danym kwartale w porównaniu do tego samego kwartału roku poprzedniego. Zmienną taką przyjęto na podstawie [Tarczyński, 2001]. W drugim ujęciu jako zmienną opisującą zmianę zysku zastosowano wskaźnik ukazujący zmianę zysku w danym kwartale w porównaniu z kwartałem poprzednim. Uwzględnienie drugiego podejścia spowodowane było tym, że wyceniając wartości akcji na podstawie modeli (2) lub ich zredukowanej postaci, nie uzyskano wystarczająco efektywnych narzędzi wspomagających inwestowanie na giełdzie.

Pojawiła się zatem koncepcja modyfikacji jednej ze zmiennych – określającej zmiany zysków, i zbadanie, czy taka modyfikacja istotnie i pozytywnie wpłynęła na jakość decyzji inwestycyjnych.

2.2. Rezultaty badań

Zbudowano modele oraz poddano je weryfikacji. W przypadku każdego banku otrzymano zależności o zredukowanej liczbie zmiennych objaśniających. Współczynniki estymowanych modeli (w których uwzględniono nie mniej niż dwie zmienne objaśniające) przedstawione zostały w tab. 1 oraz 2 – zamieszczono w nich także wartości współczynnika determinacji R^2 oraz współczynnik zmienności resztowej V_u , a symbolem „*” oznaczono współczynniki istotne statystycznie. Modele szacowane były za pomocą KMNK, a w przypadku, gdy nie były spełnione założenia tej metody, zastosowano odpowiednio metody: UMNK z korektą heteroskedastyczności, Cochran’a-Orcutta lub Prais’a-Winstena.

Tabela 1. Współczynniki modeli o zredukowanej liczbie zmiennych ze zmianą zysku w odniesieniu do tego samego kwartału roku poprzedniego

Bank	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	V_u
ALR	115,64*	–	0,20*	-7,84E-04*	–	0,736	0,19
BGZ	446,92	-4,22	-7,14E-03	–	–	0,650	0,12
BHW	124,19*	–	-0,20*	-1,80E-04*	–	0,797	0,14
BOS	23,40*	–	–	3,14E-04*	4,53	0,504	0,35
BZW	118,80*	–	–	-1,10E-04*	4,87*	0,861	0,03
ING	127,91*	–	–	-0,21*	-1,10	0,831	0,08
MBK	-1430,12*	16,97*	–	-1,51E-04*	–	0,551	0,17
MIL	2904,61*	-31,26*	–	-2,88E-04*	16,48*	0,847	0,18
PEO	106,97*	–	–	-7,38E-05*	7,42*	0,512	0,10
PKO	87,87*	–	–	-5,26E-05*	7,16*	0,622	0,12

Tabela 2. Współczynniki modeli o zredukowanej liczbie zmiennych ze zmianą zysku w odniesieniu do kwartału poprzedniego

Bank	a_0	a_1	a_2	a_3	a_4	R^2	V_u
ALR	-286,29	–	4,01*	-0,01	–	0,823	0,10
BGZ	880,64*	-9,02*	-0,01	–	–	0,736	0,11
BHW	124,39*	–	-0,12	-2,13E-04*	–	0,772	0,15
BOS	23,40*	–	–	3,14E-04*	4,53	0,504	0,35
BZW	118,80*	–	–	-1,10E-04*	4,87*	0,861	0,03
ING	128,31*	–	-3,73E-03*	-0,21*	–	0,830	0,08
MBK	-1204,62*	14,32*	-0,32*	–	–	0,596	0,16
MIL	2904,61*	-31,26*	–	-2,88E-04*	16,48*	0,847	0,18
PEO	106,97*	–	–	-7,38E-05*	7,42*	0,512	0,10
PKO	104,79*	–	-0,07	-7,47*	–	0,875	0,07

Modele o co najmniej dwóch zmiennych objaśniających, których współczynniki zamieszczono w tab. 1 i 2, mimo eliminacji zmiennych o statystycznie nieistotnych parametrach, nadal nie spełniają wszystkich wymaganych własności – niektóre parametry są wciąż statystycznie nieistotne, znaki współczynników nie odpowiadają sugerowanemu, ponadto wartości współczynnika zmienności resztowej są zbyt wysokie¹. W przypadku banków Alior oraz PKO BP analizy wykazały, że liniowa zależność postaci (2) nie jest właściwa. Jak pokazały wcześniejsze badania [Tarczyński, 2001; Pośpiech, Mastalerz-Kodzis, 2016; Pośpiech, Mastalerz-Kodzis, 2017], uzyskanie modelu indukcyjno-empirycznego, spełniającego wszystkie postulowane warunki, nie jest proste.

Mimo tych mankamentów, na podstawie uzyskanych modeli dokonano wyceny akcji, której wyniki porównano z rzeczywistymi wartościami uwzględnionych charakterystyk (tab. 3).

Tabela 3. *P/E* lub *P* i wartości akcji dla rozważanych banków

Bank	<i>P/E</i> lub <i>P</i> akcji 30.12.2016 r.	Wartość akcji IV kw. 2016 r.	<i>P/E</i> lub <i>P</i> akcji 30.12.2016 r.	Wartość akcji IV kw. 2016 r.
ALR	18,96	13,84	54,19	54,74
BGZ	57,70	57,62	57,70	53,86
BHW	76,62	78,63	76,62	85,49
BOS	10,67	4,29	10,67	4,29
BZW	68,03	68,29	68,03	68,29
ING	82,39	74,22	82,39	74,23
MBK	48,45	56,91	48,45	46,73
MIL	48,06	62,36	48,06	62,36
PEO	66,74	70,57	66,74	70,57
PKO	59,24	56,77	59,24	56,23

Uzyskane wartości pozwalają ocenić, czy walor jest przewartościowany czy niedowartościowany, zatem czy dobrze byłoby go sprzedać czy kupić. W tab. 4 przedstawiono uzyskane rezultaty.

W przypadku trzech banków: ALR, BGZ i MBK uzyskano różną ocenę wartości akcji. Chcąc porównać, który z modeli umożliwia trafniejszą ocenę, przeanalizowano kształtowanie się cen akcji w ostatnim kwartale 2016 r. oraz w pierwszym kwartale 2017 r. (rys. 1-6) – kursy zamknięcia akcji w tych kwartałach oddziela odstęp. Zaprezentowano wykresy cen akcji dla tych banków, dla których sygnały kupna lub sprzedaży akcji były najmniej trafne. Rezultaty analiz przedstawiono w tab. 5 (symbolem „+” zaznaczono trafny sygnał, natomiast znakiem „-” odnotowano nietrafną wskazówkę).

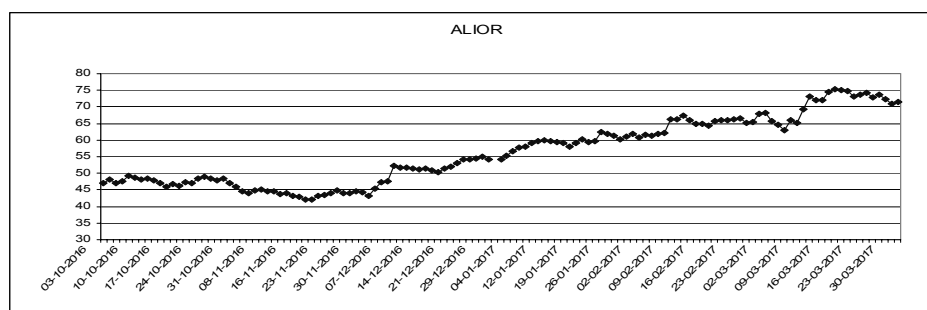
¹ Zakłada się, że współczynnik ten nie powinien być większy niż 0,1.

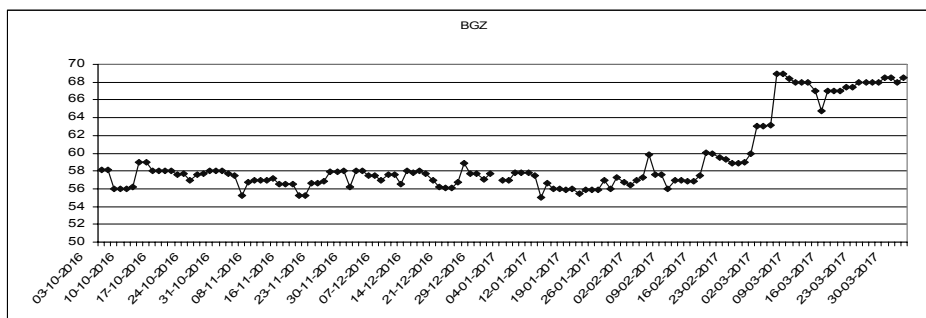
Tabela 4. Ocena wartości akcji rozważanych banków na dzień 30.12.2016 r.

Bank	Na podstawie modelu (2)	Na podstawie modelu (3)
ALR	przewartościowana	właściwa wycena
BGZ	właściwa wycena	przewartościowana
BHW	niedowartościowana	niedowartościowana
BOS	przewartościowana	przewartościowana
BZW	właściwa wycena	właściwa wycena
ING	przewartościowana	przewartościowana
MBK	niedowartościowana	przewartościowana
MIL	niedowartościowana	niedowartościowana
PEO	niedowartościowana	niedowartościowana
PKO	przewartościowana	przewartościowana

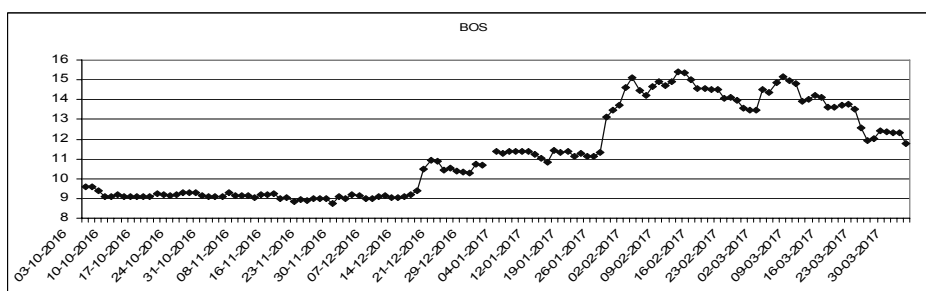
Tabela 5. Sygnały kupno/sprzedż dla akcji rozważanych banków

Bank	Na podstawie modelu (2)		Na podstawie modelu (3)	
	po 30.12.2016 r.	trafność sygnału	po 30.12.2016 r.	trafność sygnału
ALR	sprzedać	–	kupić/sprzedać	+/-
BGZ	kupić/sprzedać	+/-	sprzedać	–
BHW	kupić	+/-	kupić	+/-
BOS	sprzedać	–	sprzedać	–
BZW	kupić/sprzedać	+/-	kupić/sprzedać	+/-
ING	sprzedać	–	sprzedać	–
MBK	kupić	+	sprzedać	–
MIL	kupić	+	kupić	+
PEO	kupić	+	kupić	+
PKO	sprzedać	–	sprzedać	–

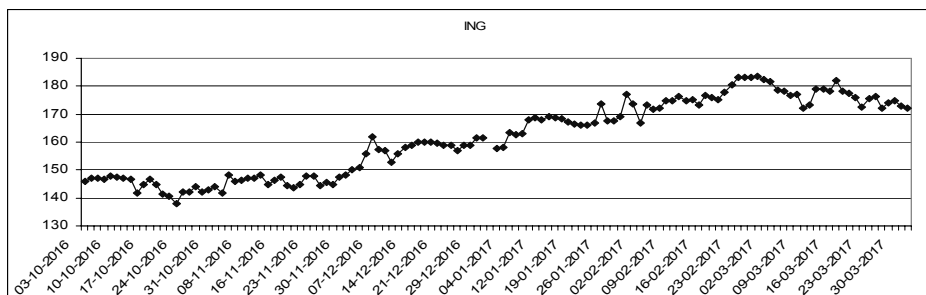
**Rys. 1.** Kursy zamknięcia akcji banku ALR (w PLN) w okresie 3.10.2016-31.03.2017 r.



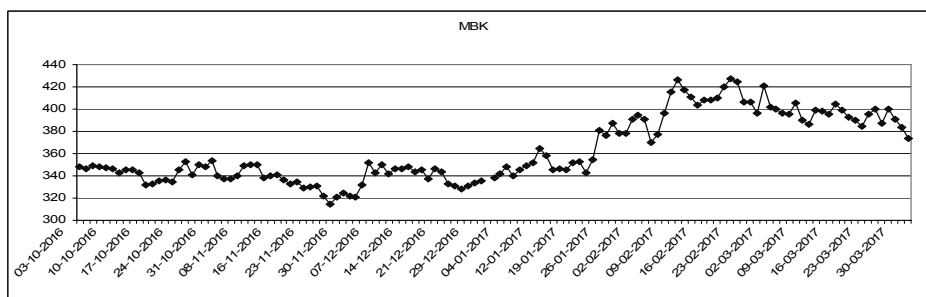
Rys. 2. Kursy zamknięcia akcji banku BGZ (w PLN) w okresie 3.10.2016-31.03.2017 r.



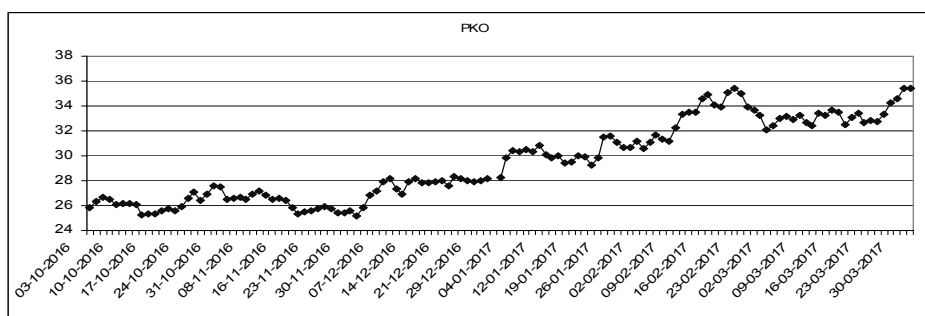
Rys. 3. Kursy zamknięcia akcji banku BOS (w PLN) w okresie 3.10.2016-31.03.2017 r.



Rys. 4. Kursy zamknięcia akcji banku ING (w PLN) w okresie 3.10.2016-31.03.2017 r.



Rys. 5. Kursy zamknięcia akcji banku MBK (w PLN) w okresie 3.10.2016-31.03.2017 r.



Rys. 6. Kursy zamknięcia akcji banku PKO (w PLN) w okresie 3.10.2016-31.03.2017 r.

Wyciągnięto następujące wnioski:

1. Bank ALR – lepszy sygnał wygenerował model (3) model lepszej jakości niż (2), chociaż informacja o właściwie wycenionej akcji nie wskazuje jednoznacznie, czy warto nabyć, czy sprzedać (analiza cen w I kwartale 2017 r. wskazała zakup – rys. 1).
2. Bank BGZ – trafniejszą sugestię wskazał model (2), który charakteryzował się umiarkowanym stopniem dopasowania do danych empirycznych oraz posiadał nieistotnie statystycznie współczynniki modelu; wynikająca z modelu informacja o właściwej wycenie nie pozwala jednak stwierdzić, czy warto akcje tego banku kupić, czy sprzedać (na podstawie rys. 2 okazuje się, że pierwsza z opcji byłaby lepsza).
3. Bank BOS – wspólny model wygenerowany dla tych samych zmiennych objaśniających (X_3 , X_4); model ten dał niewłaściwą wskazówkę sugerującą sprzedaż akcji (rys. 3) – cechował się nieistotnością statystyczną współczynnika przy zmiennej X_4 , umiarkowanym stopniem dopasowania do danych empirycznych oraz zbyt wysokim współczynnikiem wariancji resztowej.
4. Bank ING – obydwie sugestie, uzyskane na podstawie różnych, dobrej jakości modeli, nie były trafne – ceny akcji w I kwartale 2017 r. wzrastały, co sugerowałyby jednak zakup akcji tego banku.
5. Bank MBK – model (2) wskazał dobrą sugestię dotyczącą zakupu akcji tego banku; obydwie modele charakteryzowały się umiarkowanym stopniem dopasowania do danych empirycznych oraz przekraczającym 0,1 wartość współczynnika wariancji resztowej.
6. Bank PKO – sugerowane decyzje (sprzedaż akcji) oparte na dwóch różnych modelach nie byłyby trafne; model (2) nie był dobrym narzędziem analiz, gdyż jego liniowa postać nie była właściwa, natomiast model (3) cechował się dobrymi własnościami, chociaż parametr przy zmiennej określającej tempo zmian zysku był statystycznie nieistotny.

7. Banki BHW, BZW, MIL oraz PEO – parametry wszystkich oszacowanych modeli były statystycznie istotne, dopasowanie do danych empirycznych było umiarkowane lub bardzo dobre, a współczynniki wariancji resztowej nie przekraczały wartości 0,18.

Podsumowanie

W przeprowadzonych badaniach ponownie zetknięto się z problemem jakości modelu ekonometrycznego, na podstawie którego można wspomagać decyzję o zakupie bądź sprzedaży akcji danej spółki.

Rozważania przeprowadzono na podstawie modeli empiryczno-indukcyjnych, w których uwzględniono cztery zmienne objaśniające. Uzyskane modele oszacowano, poddano weryfikacji i ostatecznie wykorzystano w analizach najlepszy, jaki przy danym podejściu można było uzyskać. Nie dla wszystkich banków udało się uzyskać modele, które właściwie wspomagałyby podjęcie decyzji o zakupie bądź sprzedaży akcji danych spółek. Analizy wykazały, że wprowadzona modyfikacja zmiennej tempa zmian zysku w niejednoznaczny sposób wpływa na jakość modeli empiryczno-indukcyjnych oraz na związaną z tym trafność decyzji inwestycyjnych. Uwzględnione podejście wciąż zatem wymaga modyfikacji, opracowania nowych, lepszych koncepcji.

Literatura

- Barczak A., Biolik J. (1998), *Podstawy ekonometrii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Katowicach, Katowice.
- Biolik J., red. (2013), *Podstawy ekonometrii z Excelem i Gretlem. Zbiór zadań*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach, Katowice.
- Borowski K. (2014), *Analiza fundamentalna. Metody wyceny przedsiębiorstwa*, Difin, Warszawa.
- Dębski W. (2014), *Rynek finansowy i jego mechanizmy. Podstawy teorii i praktyki*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Jajuga K., Jajuga T. (2015), *Inwestycje – Instrumenty finansowe. Aktywa niefinansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria finansowa*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kufel T. (2013), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kwartalne sprawozdania finansowe rozważanych spółek z lat 2012-2016 dostępne na stronie www.money.pl (dostęp: 1.04.2017).

- Pośpiech E., Mastalerz-Kodzis A. (2016), *Zastosowania modeli empiryczno-indukcyjnych do wyceny wartości akcji*, „Zarządzanie i Finanse”, t. 14, nr 3(2), s. 99-112.
- Pośpiech E., Mastalerz-Kodzis A. (2017), *Wycena wartości akcji za pomocą modeli empiryczno-indukcyjnych – porównanie wybranych ujęć*, „Studia Ekonomiczne. Zeszyty Naukowe. Uniwersytetu Ekonomicznego w Katowicach” [w druku, po recenzji].
- Tarczyński W. (2001), *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, Agencja Wydawnicza Placet, Warszawa.
- Tarczyński W. (2002), *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa.
- [www 1] <http://www.bankier.pl> (dostęp: 1.04.2017).
- [www 2] <http://www.gpw.pl> (dostęp: 1.04.2017).
- [www 3] <http://www.gpwinfostrefa.pl> (dostęp: 1.04.2017).
- [www 4] <http://www.money.pl> (dostęp: 1.04.2017).

VARIABLE MODIFICATION AND ITS IMPACT ON SHARE VALUATION WITH THE USE OF SINGLE EQUATION REGRESSION MODELS

Summary: The share valuation on the basis of the single linear equation regression models is explored in the article. The role of explained variable plays share market value or price earning ratio whilst the roles of explaining variables may play: debt ratio, risk indicator, profit, profit growth rate per share. The last variable is considered in two ways – as the net profit in given quarter by comparison to the net profit of corresponding quarter of the preceding year and as the net profit in given quarter in comparison to the net profit of the preceding quarter. For each considered stock company (ten commercial banks) two econometric models were constructed (including two different definitions of the profit growth rate). These models were verified and re-estimated; those ones were used to share valuation. The obtained results were compared and several conclusions were drawn.

Keywords: share valuation methods, single equation regression models, econometric models, intrinsic value of share.