



Ewa Pośpiech

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

Adrianna Mastalerz-Kodzis

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach
Wydział Zarządzania
Katedra Statystyki, Ekonometrii i Matematyki
adrianna.mastalerz-kodzis@ue.katowice.pl

WYCENA WARTOŚCI AKCJI ZA POMOCĄ MODELI EMPIRYCZNO-INDUKCYJNYCH – PORÓWNANIE WYBRANYCH UJEĆ

Streszczenie: W opracowaniu rozpatrywany jest problem wyceny akcji za pomocą modeli empiryczno-indukcyjnych. W rozważaniach poddaje się analizie liniowe modele ekonometryczne o maksymalnej liczbie czterech zmiennych objaśniających. Rolę zmiennej objaśnianej pełni wskaźnik cena do zysku na akcję lub cena rynkowa akcji, a jako zmienne objaśniające uwzględniono zysk, tempo jego wzrostu na akcję, stopień zadłużenia, wskaźnik ryzyka. W ramach badań dla każdej spółki (wybranych banków komercyjnych) skonstruowano po dwa modele: jeden z nich uwzględniał dwie zmienne objaśniające (tempo wzrostu zysku na akcję oraz stopień zadłużenia), podstawą drugiego były wspomniane cztery charakterystyki – te rozbudowane zależności poddano weryfikacji i ponownie estymowano, uzyskując postacie zredukowane. Z wykorzystaniem oszacowanych modeli wyznaczono wartości akcji danych banków i porównano uzyskane wyniki, próbując ocenić ich użyteczność we wspomaganiu podejmowania decyzji inwestycyjnych.

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

JEL Classification: G12.

Wprowadzenie

Cena akcji kształtowana jest przez wiele czynników. Niektóre z nich można próbować zidentyfikować i obserwować, jak wpływają na cenę, inne z kolei mają charakter losowy i nie można ich przewidzieć. Dlatego inwestowanie w papiery wartościowe, zwłaszcza w akcje, wiąże się z ryzykiem i każdy poten-

cialny inwestor powinien mieć tego świadomość. Ważne jest, by próbować ograniczać ryzyko, a sprzyja temu szczegółowe poznanie zagadnienia i doświadczenie.

Inwestowanie na giełdzie, zwłaszcza długoterminowe, wymaga solidnej analizy „otoczenia” inwestycji. Zdaniem zwolenników analizy fundamentalnej sytuację na rynku kapitałowym kształtują procesy ekonomiczne zachodzące poza giełdą [Tarczyński, 2001; Borowski, 2014; Dębski, 2014; Jajuga, Jajuga, 2015]. W tym celu, obok badań makroekonomicznych oraz analizy sektorowej, powinno się dokonać oceny stanu ekonomiczno-finansowego spółek, którymi inwestor jest zainteresowany. Wnikliwa ocena sytuacji spółki, zwłaszcza jej kondycji ekonomiczno-finansowej, na pewno będzie czynnikiem wspomagającym podjęcie właściwej decyzji inwestycyjnej.

Analizy wspomagające podejmowanie decyzji inwestycyjnych mogą być oparte m.in. na wycenie wartości akcji. Wartość akcji w porównaniu z odpowiadającą jej ceną rynkową umożliwia określenie, czy dany walor jest niedowartościowany, czy przewartościowany. Jeśli będzie niedowartościowany (cena akcji jest niższa od jej wartości), sugeruje się nabyć taki walor; w przeciwnym wypadku – powinno się go sprzedać. Do wyceny akcji stosowane są różne metody: księgowo, likwidacyjne, mnożnikowe, dochodowe i inne [Jajuga, Jajuga, 2015], a wśród metod dochodowych można wskazać modele empiryczno-indukcyjne, które oparte są na modelach regresji [Dębski, 2014].

Celem pracy jest porównanie dwóch ujęć zastosowanych do wyceny akcji za pomocą modelu ekonometrycznego (modelu empiryczno-indukcyjnego). Modele te mają stanowić podstawę wyceny, będąc równocześnie efektywnym narzędziem wspomagającym podejmowanie decyzji inwestycyjnych.

1. Metodyka badań

Zdaniem praktyków giełdowych istotne jest, by decydując się na zakup akcji jakiejś spółki, poznać jej kondycję ekonomiczno-finansową. Analiza ta powinna obejmować okres od trzech do pięciu lat wstecz [Tarczyński, 2002], a do jej przeprowadzenia można wykorzystać różne charakterystyki oraz wskaźniki mówiące o sytuacji spółki. Te charakterystyki mogą być użyteczne przy wycenie akcji za pomocą modeli empiryczno-indukcyjnych. Są to modele ekonometryczne ukazujące kształtowanie się wartości akcji. Modele te można zapisać w ogólnej postaci:

$$Y_t = f(X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}) \quad (1)$$

gdzie:

Y_t – wartość akcji w okresie t ,

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

Najczęściej w analizach wykorzystywana jest liniowa postać modelu wyrażana zależnością:

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

gdzie:

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

ξ_t – składnik losowy.

Rolę zmiennej objaśnianej odgrywa tu najczęściej cena rynkowa akcji albo wskaźnik cena do zysku na akcję, a jako zmienne objaśniające mogą wystąpić następujące zmienne/wskaźniki: zysk, tempo wzrostu zysku na akcję, dywidenda, stopień zadłużenia spółki, wskaźnik ryzyka itp. U podstaw takiej konstrukcji modelu jest zależność, która wskazuje na powiązania wartości spółki z jej podstawowymi składowymi – wartość spółki jest sumą wartości długu oraz wartości kapitału własnego.

Przy budowie liniowego modelu ekonometrycznego wyróżnia się kilka etapów [Barczak, Biolik, 1998; Biolik (red.), 2013; Kufel, 2013]. Na wstępie, po ustaleniu celu konstrukcji modelu, przeprowadza się jego specyfikację, tzn. wybiera się postać modelu, dobiera się odpowiednie zmienne objaśniane oraz objaśniające, gromadzi się dane itp. W omawianym przypadku zmienna objaśniana jest już zdeterminowana, a zmienne objaśniające trzeba jeszcze doprecyzować. W modelach rozważanego typu najczęściej wykorzystywane są trzy lub cztery zmienne objaśniające [Tarczyński, 2001]. Istotne jest, by zmienne te były poprawne pod względem merytorycznym oraz jak najlepiej opisywały zmienną objaśnianą. Ponadto, wartości współczynników stojących przy odpowiednich zmiennych powinny posiadać odpowiedni znak: dodatni, gdy jej wpływ na zmienną objaśnianą jest pozytywny, ujemny – w sytuacji przeciwnej.

Kolejny etap konstrukcji modelu obejmuje estymację za pomocą odpowiedniej metody. Najbardziej powszechną jest klasyczna metoda najmniejszych kwadratów – KMNK, ale jej zastosowanie uwarunkowane jest pewnymi założeniami (stąd też wykorzystywane są modyfikacje i uogólnienia tej metody). Ostatnim etapem jest formalna i merytoryczna weryfikacja estymowanego modelu. Wśród najważniejszych własności należy wskazać: ocenę dopasowania modelu do danych empirycznych, badanie istotności parametrów, badanie własności parametrów struktury stochastycznej modelu (brak autokorelacji składnika losowego, rozkład normalny i losowość reszt, homoskedastyczność wariancji resztowej). Niespełnienie postulowanych warunków powoduje, że model nie jest dobrym narzędziem analiz i trzeba go poprawić.

2. Analiza empiryczna

2.1. Uwarunkowania i procedura badań

Analizą objęto dziesięć banków komercyjnych. Uwzględniono następujące: 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). W badaniach wykorzystano dane kwartalne dla następujących charakterystyk (fundamentalnych i rynkowych):

- cena rynkowa 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 pochodzą z lat 2012-2016 i obejmują I kwartał 2012-IV kwartał 2016 r., jedynie dla banku Alior uwzględniony zbiór danych nie obejmował 2012 r. (bank Alior zadebiutował na giełdzie w grudniu 2012 r., dlatego ten rok został pominięty w analizach). Dane zaczerpnięte zostały z kwartalnych sprawozdań finansowych rozważanych banków oraz baz danych dostępnych na stronach internetowych wykazanych w bibliografii. Obliczenia i rysunki wykonano w programie Gretl oraz w arkuszu kalkulacyjnym MS Excel.

Na wstępie do wyceny wartości akcji wykorzystano model (2), w którym uwzględniono dwie zmienne objaśniające. Rozważano zatem model postaci [Tarczyński, 2001]:

$$\hat{P}_t/E_t = a_0 + a_1X_{1t} + a_2X_{2t} \quad (3)$$

bądź, w sytuacji, gdy model (3) zdecydowanie nie wykazywał cech „dobrego” modelu, posłużono się następującą zależnością:

$$\hat{P}_t = b_0 + b_1X_{1t} + b_2X_{2t} \quad (4)$$

gdzie:

$a_0, a_1, a_2, b_0, b_1, b_2$ – oceny parametrów strukturalnych modelu,

P_t/E_t – cena rynkowa akcji do zysku przypadającego na jedną akcję,

P_t – cena akcji,

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

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

Zmienna X_1 opisuje zadłużenie spółki, czyli jej wpływ na zmienną objaśnianą powinien być negatywny, zmienna X_2 reprezentuje natomiast kategorię zysku, zatem jej wpływ na zmienną objaśnianą powinien być pozytywny.

W kolejnym etapie badań wyznaczono modele postaci (2) z czterema zmiennymi objaśniającymi. Estymowano następujące modele:

$$P_t \hat{E}_t = a_0 + a_1 X_{1t} + a_2 X_{2t} + a_3 X_{3t} + a_4 X_{4t} \quad (5)$$

$$\hat{P}_t = b_0 + b_1 X_{1t} + b_2 X_{2t} + b_3 X_{3t} + b_4 X_{4t} \quad (6)$$

gdzie:

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

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

X_4 – odchylenie standardowe stopy zwrotu w danym kwartale, pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Zmienna X_3 określa kategorię zysku – jej wpływ na zmienną endogeniczną powinien być pozytywny, a zmienna X_4 reprezentuje kategorię ryzyka – jej wpływ powinien być negatywny.

2.2. Wyniki badań empirycznych

Punktem wyjścia analiz było oszacowanie modeli (3) lub (4) – wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 1, w której obok wartości współczynników modelu zamieszczono także wartości współczynnika determinacji R^2 oraz współczynnik zmienności resztowej V_u , a symbolem „*” oznaczono współczynniki istotne statystycznie¹.

Tabela 1. Współczynniki modelu (3) lub (4)

| Bank | a_0 | a_1 | a_2 | R^2 | V_u |
|------|----------|-----------|-----------|-------|-------|
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| ALR | -60,24 | 1,79 | -0,22* | 0,614 | 0,18 |
| BGZ | 1420,15* | -15,02* | -0,01 | 0,536 | 0,15 |
| BHW | -279,59 | 4,41 | -0,38* | 0,657 | 0,19 |
| BOS | 23,23 | -4,45E-03 | 1,14E-03* | 0,884 | 0,17 |
| BZW | -419,98 | 5,99 | -0,27* | 0,433 | 0,22 |
| ING | 1636,47* | -17,07* | -0,30* | 0,754 | 0,09 |

¹ Przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$. Model (4) szacowany był dla banków BGZ oraz BOS.

cd. tabeli 1

| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
|-----|----------|--------|--------|-------|------|
| MBK | -1305,24 | 15,33* | -0,23* | 0,383 | 0,20 |
| MIL | -210,65 | 3,61 | -0,54* | 0,536 | 0,30 |
| PEO | 636,01* | -6,13* | -0,44* | 0,543 | 0,10 |
| PKO | 189,19 | -0,97 | -0,51* | 0,543 | 0,14 |

Analizując uzyskane rezultaty, od razu zauważa się nieistotne statystycznie niektóre parametry, niewysokie wartości współczynnika determinacji oraz zbyt wysokie wartości współczynnika zmienności resztowej². Ponadto, w większości przypadków znaki współczynników nie są zgodne z postulowanymi. W pojedynczych przypadkach niektóre własności modeli także nie były spełnione (mimo zastosowania właściwych metod estymacji)³. Jak pokazały wcześniejsze badania [Tarczyński, 2001; Pośpiech, Mastalerz-Kodzis, 2016], trudno jest uzyskać modele postaci (3) lub (4), które spełniałyby wszystkie postulowane warunki.

Pomimo niedociągnięć otrzymanych modeli, wykorzystano je do wyceny wartości akcji i skonfrontowano z rzeczywistymi wielkościami uwzględnionych charakterystyk (tabela 2).

Tabela 2. P/E (P dla banków BGZ, BOS) i wartości akcji dla rozważanych banków według modeli (3) lub (4)

| Bank | P/E lub P akcji 30.09.2016 | Wartość akcji III kw. 2016 | P/E lub P akcji 30.12.2016 | Wartość akcji* IV kw. 2016 |
|------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| ALR | 68,96 | 70,78 | 18,96 | × |
| BGZ | 58,80 | 56,80 | 57,70 | 125,17 |
| BHW | 68,54 | 61,37 | 73,11 | 68,36 |
| BOS | 9,58 | 22,63 | 10,67 | 22,80 |
| BZW | 72,47 | 74,90 | 68,03 | 59,93 |
| ING | 57,97 | 58,56 | 82,39 | 44,44 |
| MBK | 62,69 | 58,32 | 48,45 | 56,46 |
| MIL | 49,21 | 68,15 | 48,06 | × |
| PEO | 62,35 | 70,81 | 66,74 | 53,79 |
| PKO | 42,45 | 55,85 | 59,24 | 35,63 |

* W przypadku banków ALR oraz MIL w IV kwartale 2016 r. uzyskano ujemne wartości akcji na podstawie modelu; nie zamieszczono ich w tabeli, wpisano symbol „×”.

Dla inwestora uzyskane wartości to sygnały kupna lub sprzedaży waloru – informacje te zamieszczono w tabeli 7.

Ze względu na fakt, iż każdy model posiadał jakieś mankamenty, postanowiono te modele zmodyfikować: rozbudowano je, dołączając kolejne dwie zmienne reprezentujące kategorie: zysk i ryzyko. Estymowano zatem modele

² Przyjmuje się, że współczynnik ten nie powinien przekraczać wartości 0,1.

³ Modele były szacowane w zależności od własności struktury stochastycznej modelu metodami KMNK, UMNK z korektą heteroskedastyczności, Cochrane’a-Orcutta lub Prais-Winstena.

postaci (5). Rezultaty estymacji przedstawiono w tabeli 3, w której obok wartości współczynników modelu zamieszczono także wartości współczynnika determinacji R^2 i, tak jak wyżej, symbolem „*” oznaczono współczynniki istotne statystycznie (przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$).

Tabela 3. Współczynniki modelu (5) dla wybranych banków

| Bank | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | R^2 |
|------|----------|---------|--------|------------|--------|-------|
| ALR | 568,95* | -4,61* | -0,06 | -0,001* | 7,62* | 0,957 |
| BGZ | -3968,34 | 49,71 | -0,41 | -0,003 | -46,70 | 0,180 |
| BHW | 91,66 | 0,39 | -0,21 | -1,73E-04* | -0,97 | 0,797 |
| BOS | -11002,6 | 119,22 | -0,05 | 0,005 | 19,97 | 0,025 |
| BZW | -27,42 | 1,44 | -0,19 | -3,93E-05 | 8,85 | 0,706 |
| ING | -86,13 | 2,32 | -0,16 | -0,16* | -1,83 | 0,559 |
| MBK | -1124,07 | 13,57 | 0,02 | -1,16E-04 | 2,19* | 0,585 |
| MIL | 2089,24* | -22,07* | -0,007 | -3,28E-04 | 10,64* | 0,729 |
| PEO | 264,91 | -1,82 | 0,23 | -1,12E-04* | 7,92* | 0,568 |
| PKO | 365,88 | -3,16 | 0,10 | -6,57* | 8,74* | 0,653 |

Dla banku BGZ oraz BOS wartość współczynnika R^2 była niższa niż 0,18, a współczynniki modelu były statystycznie nieistotne. Eliminacja kolejnych zmiennych nie dała spodziewanej poprawy modelu, dlatego w przypadku tych dwóch banków zbudowany został model, w którym jako zmienną objaśnianą przyjęto cenę P . Oszacowano zatem modele postaci (6), których współczynniki oraz R^2 zamieszczono w tabeli 4.

Tabela 4. Współczynniki modelu (6) dla banków BGZ i BOS

| Bank | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | R^2 |
|------|----------|---------|----------|-----------|-------|-------|
| BGZ | 1366,31* | -14,44* | -0,01 | 5,02E-05 | -0,56 | 0,562 |
| BOS | -435,25 | 4,87 | 1,21E-03 | 5,00E-04* | 8,67* | 0,631 |

Zmiana zmiennej objaśnianej spowodowała, iż modele są dużo lepiej dopasowane do danych empirycznych, nastąpiła także poprawa pod względem statystycznej istotności niektórych parametrów. W przypadku banków BGZ i BOS te modele były poddawane weryfikacji i modyfikacji.

Dla pozostałych ośmiu banków współczynnik determinacji modelu (5) przekraczał wartość 0,55, jednak w każdym z modeli co najmniej jedna zmienna objaśniająca była nieistotna statystycznie.

Wobec nieistotności statystycznej współczynników modeli usunięto odpowiednie zmienne i zbudowano nowe zależności (tabela 5). W poniższej tabeli zamieszczono także współczynnik determinacji R^2 oraz współczynnik zmienności resztowej V_u .

Tabela 5. Współczynniki modeli o zredukowanej liczbie zmiennych

| Bank | a_0 | a_1 | a_2 | a_3 | a_4 | R^2 | V_u |
|------|-----------|---------|--------|------------|--------|-------|-------|
| ALR | 540,54* | -4,27* | – | -0,001* | 6,20* | 0,949 | 0,07 |
| BGZ | 1420,15* | -15,02* | -0,01 | – | – | 0,536 | 0,15 |
| BHW | 122,41* | – | -0,18* | -1,79E-04* | – | 0,798 | 0,15 |
| BOS | 16,84* | – | – | 3,76E-04* | 8,92* | 0,709 | 0,29 |
| BZW | 112,01* | – | – | -9,35E-05* | 5,45 | 0,782 | 0,14 |
| ING | 128,85* | – | -0,19* | -0,16* | – | 0,907 | 0,06 |
| MBK | -1362,08* | 16,23* | – | -1,55E-04* | – | 0,570 | 0,17 |
| MIL | 2830,15* | -30,28* | – | -3,40E-04* | 13,15* | 0,899 | 0,15 |
| PEO | 113,15* | – | – | -8,07E-05* | 6,51* | 0,543 | 0,10 |
| PKO | 113,78* | – | – | -8,34E-05* | 2,96 | 0,871 | 0,07 |

Modele szacowane dla każdego banku cechują się lepszymi własnościami, ale wciąż mają pewne mankamenty: nieistotne statystycznie niektóre współczynniki, znaki współczynników niezgodne z postulowanymi, współczynnik zmienności resztowej V_u większy niż 0,1. Mimo to wykorzystano je do wyceny wartości akcji na koniec III oraz IV kwartału 2016 r. Uzyskane wartości skonfrontowano z rzeczywistymi wartościami P/E (P). Otrzymane rezultaty zawarto w tabeli 6.

Tabela 6. P/E (P dla banków BGZ, BOS) i wartości akcji dla rozważanych banków według modeli (5) lub (6)

| Bank | P/E lub P akcji 30.09.2016 | Wartość akcji III kw. 2016 | P/E lub P akcji 30.12.2016 | Wartość akcji IV kw. 2016 |
|------|-----------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------|------------------------------|
| ALR | 68,96 | 71,66 | 18,96 | × |
| BGZ | 58,80 | 55,42 | 57,70 | 132,38 |
| BHW | 68,54 | 77,79 | 73,11 | 76,97 |
| BOS | 9,58 | 21,71 | 10,67 | 18,38 |
| BZW | 72,47 | 72,26 | 68,85 | 68,99 |
| ING | 57,97 | 55,73 | 82,39 | 64,67 |
| MBK | 62,69 | 63,60 | 48,45 | 57,69 |
| MIL | 49,21 | 64,57 | 48,06 | 63,45 |
| PEO | 62,35 | 71,23 | 66,74 | 73,32 |
| PKO | 42,45 | 49,74 | 59,24 | 64,34 |

W tabeli 7 zestawiono sygnały kupna lub sprzedaży dla poszczególnych walorów na koniec kolejnych dwóch kwartałów. Uwzględniono zarówno modele (3) – (4), jak i modele (5) – (6).

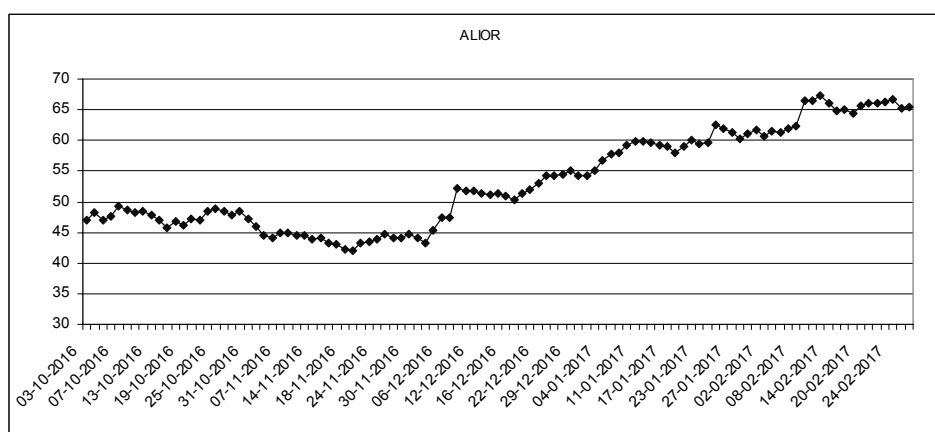
Tabela 7. Sygnały kupno/sprzedaż dla akcji rozważanych banków

| Bank | Według modeli (3) lub (4) | | Według modeli (5) lub (6) | |
|------|---------------------------|------------------|---------------------------|------------------|
| | po 30.09.2016 | po 30.12.2016 | po 30.09.2016 | po 30.12.2016 |
| I | 2 | 3 | 4 | 5 |
| ALR | kupić | × | kupić | × |
| BGZ | sprzedać ✓ | kupić ✓ | sprzedać ✓ | kupić ✓ |

cd. tabeli 7

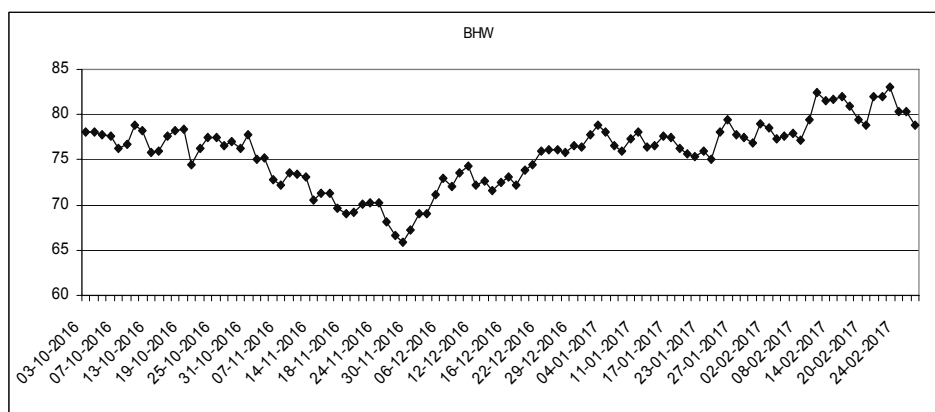
| 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|-----|------------|------------|------------|------------|
| BHW | sprzedać ✓ | sprzedać | kupić – | kupić ✓ |
| BOS | kupić | kupić ✓ | kupić | kupić ✓ |
| BZW | kupić – | sprzedać – | sprzedać ✓ | kupić ✓ |
| ING | kupić ✓ | sprzedać – | sprzedać – | sprzedać – |
| MBK | sprzedać ✓ | kupić ✓ | kupić – | kupić ✓ |
| MIL | kupić – | × | kupić – | kupić ✓ |
| PEO | kupić – | sprzedać – | kupić – | kupić ✓ |
| PKO | kupić ✓ | sprzedać – | kupić ✓ | kupić ✓ |

W powyższej tabeli zamieszczono również symbole „✓” lub „–”, które oznaczają odpowiednio, że decyzja o kupnie lub sprzedaży jest trafna bądź też nie. Brak któregoś z symboli wskazuje, że istnieje pewna dowolność interpretacji otrzymanej informacji. Przykładowe rysunki obrazują takie sytuacje.



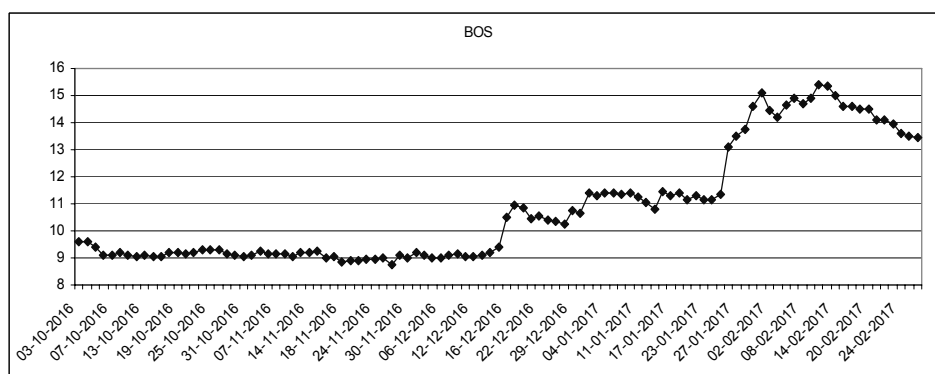
Rys. 1. Kursy zamknięcia akcji banku ALR (w PLN) w okresie 3.10.2016-28.02.2017

W przypadku banku ALR pojawił się tylko sygnał dla IV kwartału 2016 r., sugerujący zakup akcji. Obserwując kształtowanie się cen w przedstawionym okresie, można stwierdzić, że taka decyzja nie byłaby wcale niekorzystna, pod warunkiem, że inwestor nie sprzedałby zakupionych akcji przed 6.12.2016 r.



Rys. 2. Kursy zamknięcia akcji banku BHW (w PLN) w okresie 3.10.2016-28.02.2017

Ceny akcji banku BHW od początku października oscylowały wokół pewnego poziomu, po czym zaczęły spadać aż do końca listopada; od początku grudnia obserwuje się tendencją wzrostową cen z małymi wahaniami (do końca grudnia 2016 r. ceny rynkowe były niższe niż na początku IV kwartału). Decyzja o sprzedaży byłaby wówczas słuszna. Obserwując kształtowanie się cen na początku stycznia 2017 r., można stwierdzić, że decyzja, jaką można by podjąć, to: kupić – taką sugestią wskazał model (5) – jednak widoczne są wahania cen w styczniu i niewielki wzrost w lutym, co oznacza niepewny, niewielki zysk.



Rys. 3. Kursy zamknięcia akcji banku BOS (w PLN) w okresie 3.10.2016-28.02.2017

W przypadku banku BOS decyzja o zakupie akcji na początku I kwartału 2017 r. byłaby bardzo trafna. Sygnał o zakupie akcji tego banku pojawił się także na początku IV kwartału 2016 r. Z obserwacji cen akcji w tym okresie wynika, że do połowy grudnia 2016 r. ich wartość rynkowa prawie się nie zmieniła,

a w drugiej połowie grudnia zaczęła rosnąć. Zatem sygnał o zakupie akcji na początku IV kwartału można by uznać za sugestię do rozważenia.

Podsumowanie

Celem opracowania było porównanie dwóch ujęć, jakie zostały wykorzystane do wyceny wartości akcji. Obydwa podejścia oparte były na modelach ekonometrycznych. W pierwszym z nich uwzględniono tylko dwie zmienne objaśniające reprezentujące kategorię zysk oraz kategorię ryzyko. Wykorzystując te dwie zmienne (bez względu na to, czy były statystycznie istotne, czy też nie), oszacowano jak najlepiej dopasowane modele. Drugie ujęcie polegało na uwzględnieniu liniowych modeli z czterema zmiennymi objaśniającymi (dotychczasowy zbiór rozszerzono o dodatkową zmienną z kategorii zysk oraz zmienną reprezentującą ryzyko). Modele te estymowano, poddano weryfikacji, prezentując ostatecznie najlepszy model, jaki w danych warunkach można było uzyskać. Należy także podkreślić, iż prawie żaden nie spełniał wszystkich kryteriów poprawnego modelu. Mimo to wyznaczono na ich podstawie wartości akcji i skonfrontowano uzyskane wyniki z rzeczywistymi danymi. Próbuąc porównać trafność sygnałów dotyczących zakupu lub sprzedaży akcji, zliczono liczbę przyporządkowanych symboli oznaczających właściwe bądź niewłaściwe sugestie. Dla modeli o dwóch zmiennych objaśniających uzyskano 8 trafnych sugestii oraz 7 nietrafnych (poza to w dwóch przypadkach nie uzyskano dodatkowej wartości akcji), z kolei dla zredukowanych modeli, których podstawą były zależności o czterech zmiennych objaśniających, liczba trafień wyniosła 11, a liczbę nietrafnych sygnałów oszacowano na 6 (w jednym przypadku nie udało się uzyskać dodatkowej wartości akcji). Uzyskane rezultaty mogą sugerować, iż stosując do wspomagania decyzji inwestycyjnych modele indukcyjno-empiryczne, należy korzystać z modeli o większej liczbie zmiennych. Pozwala to na eliminację nieistotnych statystycznie i daje większe szanse na zbudowanie efektywniejszego narzędzia analiz. Zaproponowane modele wymagają poprawy. W kolejnym etapie analiz należałoby więc podjąć tematykę modyfikacji zmiennych, co mogłoby wpłynąć na poprawę jakości modeli, a tym samym zwiększyć ich użyteczność.

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*, PWN, Warszawa.
- Jajuga K., Jajuga T. (2015), *Inwestycje. Instrumenty finansowe. Aktywa niefinansowe. Ryzyko finansowe. Inżynieria finansowa*, PWN, Warszawa.
- Kufel T. (2013), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, PWN, Warszawa.
- Kwartalne sprawozdania finansowe rozważanych spółek z lat 2012-2016 dostępne na stronach internetowych spółek (dostęp: 1.03.2017).
- Pośpiech E., Mastalerz-Kodzis A. (2016), *Zastosowania modeli empiryczno-indukcyjnych do wyceny wartości akcji*, „Zarządzanie i Finanse. Journal of Management and Finance”, Vol. 14, No. 3/2.
- Tarczyński W. (2001), *Rynki kapitałowe. Metody ilościowe*, Agencja Wydawnicza PLACET, Warszawa.
- Tarczyński W. (2002), *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa.
- [www 1] <http://bankier.pl> (dostęp: 1.03.2017).
- [www 2] <http://www.gpw.pl> (dostęp: 1.03.2017).
- [www 3] <http://www.gpwinfostrefa.pl> (dostęp: 1.03.2017).

SHARE VALUATION WITH THE USE OF SINGLE EQUATION REGRESSION MODELS – A COMPARISON OF SELECTED APPROACHES

Summary: The article explores the share valuation issue. The considerations are based on the single equation regression models which enable to evaluate the share intrinsic value using econometric models. In the paper the linear models are examined with the maximum of four explanatory variables. The role of these variables may play: profit, profit growth rate per share, debt ratio, risk indicator, dividend etc. whilst the explained variable is represented mostly by share market value or price earning ratio. In the analyses several linear models were estimated. For each considered joint-stock company (ten commercial banks) two econometric models were constructed – the first one took into account only two explanatory variables (profit growth rate per share and debt ratio), the second one was built on the basis of four variables (profit growth rate per share, debt ratio as well as profit and risk indicator). Those expanded models were verified and re-estimated. Finally, the models with two explanatory and re-estimated ones were used to share valuation. Received results were compared and some conclusions were drawn.

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