

Spis treści

Wstęp	7
Danuta Strahl: Dwustopniowa klasyfikacja pozycyjna obiektów hierarchicznych ze względu na strukturę obiektów niższego rzędu	9
Andrzej Dudek: Klasyfikacja spektralna a tradycyjne metody analizy skupień	21
Andrzej Dudek, Izabela Michalska-Dudek: Zastosowanie skalowania wielowymiarowego oraz drzew klasyfikacyjnych do identyfikacji czynników warunkujących wykorzystanie Internetu w działalności promocyjnej dolnośląskich obiektów hotelarskich	35
Aneta Rybicka: Oprogramowanie wspomagające segmentację konsumentów z wykorzystaniem metod wyborów dyskretnych	50
Justyna Wilk: Przegląd metod wielowymiarowej analizy statystycznej wykorzystywanych w badaniach segmentacyjnych	59
Anna Błaczkowska, Alicja Grześkowiak: Analiza porównawcza struktury wieku mieszkańców Polski	71
Dariusz Biskup: Analiza zależności w odniesieniu do danych regionalnych ...	84
Dariusz Biskup: Zastosowanie bayesowskich metod wyboru modelu do identyfikacji czynników wpływających na jakość życia	93
Albert Gardoń: Metody testowania hipotez o liczbie składników mieszanki rozkładów	104
Grzegorz Michalski: Financial effectiveness of investments in operating cash	120
Aleksandra Iwanicka: Wpływ zewnętrznych czynników ryzyka na prawdopodobieństwo ruiny w nieskończonym horyzoncie czasowym w wieloklasowym modelu ryzyka	138
Jacek Welc: Próba oceny efektywności strategii inwestycyjnej opartej na regresji liniowej mnożnika P/R spółek notowanych na GPW	152

Summaries

Danuta Strahl: Two-level positional classification of hierarchical objects with regard to the structure of lower level objects	20
Andrzej Dudek: Spectral clustering vs traditional clustering methods	34

Andrzej Dudek, Izabela Michalska-Dudek: Application of multidimensional scaling and classification trees for identifying factors determining internet usage in promotional activity of Lower Silesian hotels	49
Aneta Rybicka: A review of computer software supporting consumer segmentation with an application of discrete choice methods	58
Justyna Wilk: Multivariate data analysis in market segmentation research: a review article	70
Anna Błaczkowska, Alicja Grześkowiak: Comparative analysis of the population age structure in Poland	83
Dariusz Biskup: Areal data dependence analysis	92
Dariusz Biskup: Application of bayesian model choice procedures to identify factors influencing the quality of life	103
Albert Gardoń: Statistical tests for the number of components in mixed distributions	119
Grzegorz Michalski: Efektywność finansowa inwestycji w gotówkę operacyjną	137
Aleksandra Iwanicka: An impact of some outside risk factors on the infinite-time ruin probability for risk model with n classes of business	151
Jacek Welc: The trial of evaluation of the effectiveness of the investment strategy based on the linear regression of the p/r multiple of Warsaw Stock Exchange listed companies	163

Jacek Welc

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

PRÓBA OCENY EFEKTYWNOŚCI STRATEGII INWESTYCYJNEJ OPARTEJ NA REGRESJI LINIOWEJ MNOŻNIKA P/R SPÓŁEK NOTOWANYCH NA GPW

Streszczenie: Artykuł prezentuje możliwość wykorzystania prostego modelu regresji liniowej mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży (P/R) w identyfikacji przewartościowanych oraz niedowartościowanych spółek notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Stopy zwrotu portfeli skonstruowanych na podstawie oszacowanego modelu zostały porównane ze stopami zwrotu całego rynku (indeksy WIG oraz WIG20) oraz stopami zwrotu alternatywnych prostych strategii inwestycyjnych (bazujących na mnożnikach cena do przychodów ze sprzedaży, cena do zysku netto oraz cena do wartości księgowej) w okresie od 28 lutego 2007 r. do 29 lutego 2008 r. Dokonana analiza wskazuje, iż zaproponowane podejście inwestycyjne, oparte na prostej regresji mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży, może być bardzo użyteczne w identyfikacji najbardziej niedowartościowanych oraz przewartościowanych spółek, pozwalając budować portfele inwestycyjne o ponadprzeciętnej stopie wzrostu. Otrzymane pozytywne rezultaty muszą być jednak zweryfikowane z wykorzystaniem danych obejmujących dłuższe horyzonty inwestycyjne.

Słowa kluczowe: mnożnik P/R , regresja liniowa, wycena spółek, strategie inwestycyjne.

1. Wstęp

Liczne badania wskazują, iż stosowanie prostych strategii inwestycyjnych, takich jak inwestowanie jedynie w spółki giełdowe o niskich wartościach wskaźników cena do zysku czy cena do wartości księgowej, może generować w średnim i długim okresie stopy zwrotu istotnie przekraczające zarówno stopy zwrotu całego rynku, jak i stopy zwrotu bardziej zaawansowanych strategii inwestycyjnych (uwzględniających znacznie większy zakres informacji). Najpopularniejszymi mnożnikami wyceny są w przypadku tych prostych strategii mnożniki oparte na zyskach spółek (szczególnie mnożnik cena do zysku netto) oraz mnożniki oparte na zainwestowanym kapitale (zwłaszcza mnożnik cena do wartości księgowej). Znane i wykorzystywane, choć w mniejszym zakresie, bywają również mnożniki

cena do przychodów ze sprzedaży czy cena do operacyjnych przepływów pieniężnych.

W artykule dokonano próby oceny efektywności mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży (P/R) w dyskryminacji niedowartościowanych oraz przewartościowanych spółek na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Efektywność rozumiana jest tu jako możliwość uzyskania ponadprzeciętnych stóp zwrotu z inwestycji w akcje spółek giełdowych dzięki selekcji tych akcji opartej na zaproponowanych narzędziach analitycznych. Miarą efektywności jest zatem w tym przypadku różnica pomiędzy stopami zwrotu portfeli zbudowanych z wykorzystaniem badanego narzędzia a stopą zwrotu całego rynku giełdowego.

Niektóre badania wskazują, iż spośród alternatywnych mnożników wyceny mnożnik cena do przychodów ze sprzedaży charakteryzuje się najniższą dokładnością w wycenie spółek giełdowych [Liu i in. 2007, s. 135-172]. Inne badania wskazują jednak, iż spośród mnożników wyceny opartych jedynie na danych historycznych (z pominięciem prognoz finansowych), wycena spółek przy wykorzystaniu mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży, z uwzględnieniem zróżnicowania spółek w zakresie rentowności operacyjnej oraz tempa wzrostu przychodów, charakteryzuje się relatywnie wysoką dokładnością [Schreiner 2007, s. 16-17]. Niektóre inne badania wskazują ponadto, iż w przypadku bardzo długich horyzontów inwestycyjnych również bardzo proste strategie (bez uwzględniania różnic pomiędzy wynikami finansowymi spółek) bazujące na tym mnożniku dają najwyższe długookresowe stopy zwrotu przy relatywnie niskim ryzyku inwestycyjnym [O'Shaughnessy 2007, s. 127-142]. Mnożnik cena do przychodów ze sprzedaży (P/R) jest również, w porównaniu z mnożnikami opartymi na niższych poziomach rachunku wyników (zysk operacyjny, zysk netto itd.), relatywnie odporny na różnice w zasadach rachunkowości poszczególnych spółek, zwiększając porównywalność danych [Damodaran].

Wyniki tych badań, które wskazują na niską skuteczność mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży w dyskryminacji przewartościowanych oraz niedowartościowanych spółek, mogą wynikać z faktu, iż w wielu badaniach strategia inwestycyjna oparta na mnożniku cena do przychodów ze sprzedaży stosowana jest bez uwzględnienia wpływu czynników fundamentalnych (wyników finansowych spółek) na kształtowanie się tego mnożnika. Tymczasem zarówno teoria, jak i badania empiryczne wskazują, iż zachodzi silna relacja pomiędzy kształtowaniem się wartości mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży a zmiennymi fundamentalnymi, szczególnie rentownością operacyjną spółek [Penman 2007, s. 83].

W celu podjęcia próby oceny efektywności mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży w identyfikacji przewartościowanych oraz niedowartościowanych spółek na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych w niniejszym artykule dokonano porównania stóp zwrotu strategii inwestycyjnych opartych na ekonometrycznej analizie kształtowania się mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży

(strategie uwzględniające fundamenty finansowe spółek) ze stopami zwrotu alternatywnych prostych strategii opartych na mnożnikach wyceny (mnożniku cena do przychodów ze sprzedaży bez uwzględnienia wyników finansowych spółek, mnożniku cena do zysku netto oraz mnożniku cena do wartości księgowej) oraz ze stopami zwrotu strategii indeksowych (opartych na indeksach WIG oraz WIG20). W celu oceny strategii opartej na ekonometrycznej analizie mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży oszacowano regresję liniową tego mnożnika na dzień 28 lutego 2007 r., po czym dokonano analizy porównawczej stóp zwrotu w okresie pomiędzy 28 lutego 2007 r. a 29 lutego 2008 r.

2. Zastosowana procedura budowy modelu regresji liniowej mnożnika P/R

Zmienną objaśnianą modelu jest wskaźnik (mnożnik wyceny) cena do przychodów netto ze sprzedaży (P/R) spółek notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych, obliczony na dzień 28 lutego 2007 r. dla każdej ze spółek w następujący sposób:

$$P/R = \frac{P_t}{R_t/n}, \quad (1)$$

gdzie: P/R – wskaźnik cena do przychodów netto ze sprzedaży na dzień 28 lutego 2007 r.,

P_t – kurs akcji danej spółki na zamknięciu sesji w dniu 28 lutego 2007 r.,

R_t – przychody netto ze sprzedaży (skonsolidowane lub jednostkowe) danej spółki narastająco za cztery kwartały 2006 r.,

n – liczba akcji zwykłych danej spółki na koniec 2006 r.

Wskaźnik obliczono na dzień 28 lutego 2007 r. (a nie na koniec 2006 r.) w celu uwzględnienia opóźnienia czasowego, jakie ma miejsce pomiędzy dniem bilansowym (31 grudnia) a momentem publikacji kwartalnego raportu finansowego dotyczącego kwartału kończącego się w tym dniu bilansowym.

Mnożnik cena do przychodów ze sprzedaży (P/R) obliczono dla wszystkich spółek, dla których uzyskano wszystkie niezbędne dane finansowe (pominięto zatem spółki, w przypadku których raporty finansowe za czwarty kwartał 2006 r. nie zostały opublikowane w terminie lub też zawierały niekompletne dane finansowe). Ze względu na różnice w sprawozdawczości finansowej pominięto również wszystkie narodowe fundusze inwestycyjne oraz spółki z branży finansowej (banki oraz firmy ubezpieczeniowe). Pominięte zostały także spółki, które w okresie pomiędzy 28 lutego 2007 r. a 29 lutego 2008 r. dokonały splitu akcji lub emisji akcji z prawem poboru. Ostatecznie do analizy przystąpiono, dysponując danymi 179 spółek.

Jako potencjalne zmienne objaśniające modelu wykorzystano następujące wskaźniki finansowe:

- *ROS* (wskaźnik rentowności operacyjnej przychodów w 2006 r.) obliczony według formuły:

$$ROS = \frac{EBIT_t}{R_t}, \quad (2)$$

gdzie: $EBIT_t$ – zysk z działalności operacyjnej narastająco za cztery kwartały 2006 r.,
 R_t – przychody netto ze sprzedaży narastająco za cztery kwartały 2006 r.

- *Growth* (wskaźnik dynamiki przychodów netto ze sprzedaży w 2006 r.) obliczony według formuły:

$$Growth = \frac{R_t}{R_{t-1}}, \quad (3)$$

gdzie: R_t – przychody netto ze sprzedaży narastająco za cztery kwartały 2006 r.,
 R_{t-1} – przychody netto ze sprzedaży narastająco za cztery kwartały 2005 r.

- *Leverage* (wskaźnik dźwigni kapitałowej na koniec 2006 r.) obliczony według formuły:

$$Leverage = \frac{LP_t}{A_t}, \quad (4)$$

gdzie: LP_t – zobowiązania oraz rezerwy na zobowiązania na koniec 2006 r.,
 A_t – aktywa ogółem na koniec 2006 r.

- *Turnover* (wskaźnik rotacji aktywów w 2006 r.) obliczony według formuły:

$$Turnover = \frac{R_t}{A_t} \quad (5)$$

gdzie: R_t – przychody netto ze sprzedaży narastająco za cztery kwartały 2006 r.,
 A_t – aktywa ogółem na koniec 2006 r.

Wszystkie wskaźniki finansowe (zarówno wskaźnik cena do przychodów ze sprzedaży, jak i wskaźniki stanowiące cztery kandydatki na zmienne objaśniające) obliczono dla wszystkich analizowanych spółek.

W celu selekcji zmiennych objaśniających posłużono się procedurą budowy modelu „od ogółu do szczegółu”. W metodzie tej dokonuje się estymacji modelu zawierającego wszystkie kandydatki na zmienne egzogeniczne, a następnie weryfikuje się ich istotność statystyczną, np. za pomocą testu *t*-Studenta o postaci [Patterson 2000, s. 24]:

$$t = \frac{\beta_k}{\delta(\beta_k)}, \quad (6)$$

- gdzie: t – wartość empiryczna statystyki t -Studenta parametru strukturalnego oszacowanego dla k -tej zmiennej egzogenicznej,
 β_k – wartość parametru strukturalnego oszacowanego dla k -tej zmiennej egzogenicznej,
 $\delta(\beta_k)$ – wartość standardowego błędu szacunku parametru strukturalnego oszacowanego dla k -tej zmiennej egzogenicznej.

Analizę istotności zmiennych przeprowadzano na poziomie istotności 0,05. W pierwszym etapie selekcji spośród nieistotnych zmiennych usunięta została z modelu ta, której wartość statystyki t -Studenta jest najniższa. Następnie dokonano reestymacji modelu bez zmiennej wykluczonej i ponownie zbadano istotność pozostałych zmiennych. Procedurę kontynuowano do momentu, kiedy w modelu pozostały jedynie zmienne istotne statystycznie.

Następnie dokonano identyfikacji oraz eliminacji obserwacji nietypowych (występujących w przypadku zmiennej objaśnianej). Wykorzystana metoda bazuje na analizie istotności parametrów strukturalnych, uzyskanych dla zmiennych zero-jedynkowych, skonstruowanych dla potencjalnych obserwacji nietypowych. W metodzie tej oszacowano najpierw parametry konstruowanego modelu ekonometrycznego po selekcji zmiennych objaśniających. W celu weryfikacji występowania obserwacji nietypowych obliczono składniki resztowe oszacowanej regresji oraz wyszukano obserwację o najwyższej wartości bezwzględnej składnika resztowego. Następnie utworzono zero-jedynkową zmienną objaśniającą, przyjmującą wartość 1 dla zidentyfikowanej obserwacji o najwyższym module składnika resztowego oraz wartość 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tą dodano do zestawu zmiennych objaśniających i ponownie oszacowano parametry równania regresji. Jeżeli dodana zero-jedynkowa zmienna objaśniająca okazała się istotna statystycznie, przyjmowano, iż zidentyfikowana obserwacja ma charakter obserwacji nietypowej. Obserwacja ta była usuwana z modelu. Następnie dokonano przeszacowania regresji (po usunięciu zidentyfikowanej obserwacji nietypowej) i zidentyfikowano kolejną obserwację o najwyższym module składnika resztowego, po czym skonstruowano kolejną zmienną binarną, przyjmującą wartość 1 w przypadku obserwacji o najwyższym module reszty oraz wartości 0 dla wszystkich pozostałych obserwacji. Zmienną tę dodano do zestawu zmiennych objaśniających, po czym dokonano ponownej estymacji parametrów oraz analizy istotności statystycznej zmiennych. Procedurę eliminacji obserwacji nietypowych powtarzano do momentu, kiedy i -ta skonstruowana zmienna zero-jedynkowa okazała się nieistotna statystycznie. Ostateczna wersja modelu została zatem oszacowana na podstawie próby statystycznej obejmującej wszystkie obserwacje (w tym przypadku spółki giełdowe), w przypadku których nie stwierdzono, iż są to obserwacje nietypowe.

Oszacowany w ten sposób model zakłada, iż zróżnicowanie pomiędzy wartościami rynkowymi poszczególnych spółek (mierzonymi w tym przypadku w stosunku do przychodów ze sprzedaży tej spółki) wynika ze zróżnicowania fundamentów finansowych tych spółek. Podejście to zakłada zatem, iż przez statystyczne ujęcie zależności pomiędzy analizowanym mnożnikiem a zmiennymi fundamentalnymi możliwe jest oszacowanie dla każdej spółki jej wartości fundamentalnej (wewnętrznej). Zaletą tego podejścia jest wysoka obiektywność badawcza (brak konieczności przyjmowania w wycenie wielu subiektywnych założeń), łatwa dostępność niezbędnych danych (wykorzystuje się jedynie dane dotyczące notowań spółek oraz ich wybranych wyników finansowych) oraz możliwość zastosowania we wszystkich spółkach uzyskujących przychody ze sprzedaży (w przeciwieństwie do np. mnożników opartych na zyskach, których zastosowanie możliwe jest wyłącznie w przypadku spółek o dodatnich zyskach). Jedną z wad ujęcia jest brak uwzględnienia w wycenie czynników niemierzalnych, takich jak stosowane strategie rozwoju spółek, perspektywy rozwoju spółek, ich przewagi konkurencyjne itd.

Wykorzystując oszacowany model (po selekcji kandydatek na zmienne objaśniające oraz po eliminacji obserwacji nietypowych), dokonano wyceny wszystkich 179 badanych spółek (również spółek, które zostały usunięte w procesie szacowania modelu, na etapie eliminacji obserwacji nietypowych). Wyceny dokonano przez obliczenie dla każdej ze spółek teoretycznej (implikowanej) wartości mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży. Wartość teoretyczną dla każdej spółki obliczono przez podstawienie do oszacowanego modelu wartości odpowiednich wskaźników finansowych tej spółki za 2006 r.

Następnie obliczono reszty modelu (różnice pomiędzy rzeczywistymi wartościami mnożników cena do przychodów ze sprzedaży a wartościami implikowanymi z oszacowanego modelu), które w tym przypadku wskazują na skalę przeszacowania lub niedoszacowania poszczególnych spółek. W przypadku spółek, dla których otrzymano reszty dodatnie, model wskazał na przewartościowanie kursów ich akcji na dzień 28 lutego 2007 r. (rzeczywista wartość mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży przewyższa wartość implikowaną z oszacowanego modelu). Natomiast reszty ujemne wskazują na niedowartościowanie spółek.

Na podstawie obliczonych reszt spółki zostały uszeregowane według skali przewartościowania/niedowartościowania kursów ich akcji, po czym podzielone na pięć grup w ten sposób, iż w pierwszej grupie znalazło się ok. 20% spółek najbardziej przewartościowanych (według wskazań oszacowanego modelu), natomiast w grupie piątej znalazło się ok. 20% spółek najbardziej niedowartościowanych (według wskazań oszacowanego modelu). Ponieważ analizowano 179 spółek, w grupach od pierwszej do czwartej znalazło się po 36 spółek, a w grupie piątej umieszczono 35 spółek.

W celu zweryfikowania efektywności oszacowanego modelu w identyfikacji przewartościowanych i niedowartościowanych spółek z warszawskiej Giełdy Pa-

pierów Wartościowych poszczególne grupy spółek potraktowano jako alternatywne portfele inwestycyjne. Założono zatem, iż inwestycja w spółki z grupy pierwszej opiera się na strategii inwestowania w najbardziej przewartościowane spółki, natomiast inwestycja w spółki z grupy piątej opiera się na strategii inwestowania w najbardziej niedowartościowane spółki (według wskazań oszacowanego modelu). W obrębie każdego portfela (grupy spółek) zastosowano identyczne wagi dla wszystkich spółek. Przyjęto jednoroczny horyzont inwestycyjny (tzw. strategia *buy-and-hold*). Zatem hipotetyczna inwestycja polega na zakupie całego portfela akcji w dniu 28 lutego 2007 r. (w dniu, na który oszacowany został model), trzymaniu niezmienionej struktury portfela przez jeden rok, po czym sprzedaniu wszystkich akcji w dniu 29 lutego 2008 r.

Dla wszystkich analizowanych portfeli obliczono roczne stopy zwrotu (za okres od 28 lutego 2007 r. do 29 lutego 2008 r.). W kalkulacji stóp zwrotu nie uwzględniono wypłacanych dywidend, jak również kosztów transakcyjnych oraz podatków od zysków z inwestycji.

W celu oceny efektywności zaproponowanego podejścia inwestycyjnego w identyfikacji najbardziej przewartościowanych oraz niedowartościowanych spółek stopy zwrotu z poszczególnych portfeli zbudowanych z wykorzystaniem oszacowanego modelu zostały porównane ze stopami zwrotu dwóch głównych indeksów giełdowych (WIG oraz WIG20) oraz stopami zwrotu uzyskanymi przy zastosowaniu klasycznych strategii (benchmarków) opartych na selekcji spółek na podstawie wskaźników: cena do zysku netto (P/E), cena do przychodów ze sprzedaży (P/R) bez uwzględnienia wyników finansowych spółek oraz cena do wartości księgowej (P/BV). W przypadku benchmarków, podobnie jak w przypadku strategii opartej na oszacowanym modelu, wszystkie spółki posegregowano na pięć grup w ten sposób, iż w pierwszej grupie znalazło się 20% spółek o najwyższej wartości danego mnożnika, natomiast w ostatniej grupie znalazło się 20% spółek o najniższej wartości danego mnożnika.

3. Otrzymane rezultaty

Tabela 1 przedstawia rezultaty estymacji regresji mnożnika cena do przychodów netto ze sprzedaży na dzień 28 lutego 2007 r.

Jako statystycznie istotne (na poziomie istotności 0,05) zmienne objaśniające w oszacowanym modelu pozostały: wskaźnik dźwigni kapitałowej na koniec 2006 r., wskaźnik rentowności operacyjnej przychodów w 2006 r. oraz wskaźnik rotacji aktywów w 2006 r. Natomiast wskaźnik dynamiki przychodów netto ze sprzedaży w 2006 r. nie wykazał istotnego statystycznie związku z mnożnikiem cena do przychodów ze sprzedaży.

Tabela 1. Rezultaty estymacji modelu regresji liniowej mnożnika P/R (cena do przychodów netto ze sprzedaży) spółek notowanych na GPW na dzień 28 lutego 2007 r.

Zmienna objaśniana: P/R (mnożnik cena do przychodów ze sprzedaży)		
zmiennie objaśniające	parametr strukturalny	statystyka t -Studenta
Wyraz wolny	2,173	14,721
<i>Leverage</i>	-1,431	-6,737
<i>ROS</i>	2,377	3,871
<i>Turnover</i>	-0,326	-7,127
Metoda estymacji: klasyczna metoda najmniejszych kwadratów		
Współczynnik determinacji = 0,683		
Liczba obserwacji (po eliminacji obserwacji nietypowych) = 109		

Źródło: Money.pl; raporty okresowe spółek giełdowych za IV kwartał 2006 r.; obliczenia własne.

Oszacowany model wykazał względnie dobre dopasowanie do danych rzeczywistych. Współczynnik determinacji na poziomie 0,683 wydaje się mieć zadowalający poziom, jeśli wziąć pod uwagę wysoką zmienność zmiennej objaśnianej.

Kierunki parametrów przy zmiennych *Leverage* oraz *ROS* są zgodne z teorią ekonomii. Wzrost stopnia zadłużenia spółki (mierzonego wskaźnikiem dźwigni kapitałowej), *ceteris paribus*, wpływa na wzrost ryzyka finansowego jej działalności, a tym samym wywiera ujemny wpływ na kształtowanie się rynkowej wyceny akcji. Wzrost poziomu rentowności spółki (mierzonej wskaźnikiem rentowności operacyjnej przychodów), *ceteris paribus*, wywiera dodatni wpływ na rynkową wartość spółki. Natomiast parametr przy zmiennej *Turnover* wskazuje, iż wzrostowi rotacji aktywów towarzyszy spadek rynkowej wyceny akcji. Wydaje się to niezgodne z teorią finansów, która sugeruje, iż wysoka (niska) rotacja aktywów wskazuje na wysoką (niską) efektywność wykorzystania majątku, zatem wzrostowi wskaźnika rotacji aktywów powinien towarzyszyć wzrost rynkowej wyceny akcji spółki. Jednak uzyskana z oszacowanego modelu ujemna zależność pomiędzy wyceną spółek (mierzoną wskaźnikiem P/R) a rotacją ich aktywów wynika prawdopodobnie z uwzględnienia w badanej próbie spółek o działalności handlowej, w przypadku których wskaźniki rotacji przyjmują zazwyczaj relatywnie wysokie wartości, natomiast wskaźniki rentowności utrzymują się na stosunkowo niskich poziomach. Wskazuje na to istotna statystycznie ujemna wartość współczynnika korelacji pomiędzy zmiennymi *ROS* oraz *Turnover* (współczynnik korelacji wyniósł w badanej próbie -0,41).

Oszacowany model pozwolił dokonać klasyfikacji spółek według kryterium skali ich przewartościowania lub niedowartościowania. W tym celu dla wszystkich analizowanych spółek (w tym również spółek usuniętych z modelu na etapie eliminacji obserwacji nietypowych) obliczono implikowane wartości mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży przez podstawienie do oszacowanego modelu odpowied-

nich wartości wskaźników finansowych poszczególnych spółek. Następnie wszystkie 179 spółek uszeregowano malejąco według różnic pomiędzy rzeczywistymi oraz implikowanymi wartościami mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży na dzień 28 lutego 2007 r. Uszeregowane w ten sposób spółki podzielono na pięć grup w ten sposób, iż w pierwszej grupie znalazło się ok. 20% (36 spółek) o najwyższych wartościach różnicy pomiędzy rzeczywistym oraz implikowanym mnożnikiem cena do przychodów ze sprzedaży (spółki najbardziej przewartościowane według wskazań modelu), natomiast w ostatniej grupie znalazło się ok. 20% (35 spółek) o najniższych wartościach różnicy pomiędzy rzeczywistym oraz implikowanym mnożnikiem cena do przychodów ze sprzedaży (spółki najbardziej niedowartościowane według wskazań modelu). Dla zbudowanych w ten sposób portfeli inwestycyjnych (każda grupa stanowiąca odrębny portfel, przy czym udział poszczególnych spółek w portfelu jest jednakowy) obliczono stopy zwrotu w okresie pomiędzy 28 lutego 2007 r. a 29 lutego 2008 r.

Tabela 2. Roczne stopy zwrotu (w okresie od 27 lutego 2007 r. do 28 lutego 2008 r.)

portfeli inwestycyjnych zbudowanych na podstawie: mnożnika P/R

przy wykorzystaniu regresji liniowej, mnożnika P/R , mnożnika P/E oraz mnożnika P/BV

Grupy spółek	Regresja liniowa mnożnika P/R^*	Mnożnik P/R^{**}	Mnożnik P/E^{***}	Mnożnik P/BV^{****}
Grupa 1	-25,2%	-25,8%	-14,9%	-8,8%
Grupa 2	-11,3%	-12,9%	-13,2%	-26,0%
Grupa 3	-7,8%	-10,9%	-3,3%	-14,2%
Grupa 4	-16,8%	-5,1%	-5,2%	-5,0%
Grupa 5	4,4%	-2,3%	-17,2%	-3,1%
Rozstęp*****	-29,6%	-23,5%	2,3%	-5,7%
Stopa zwrotu indeksu WIG w okresie = -8,4%				
Stopa zwrotu indeksu WIG20 w okresie = -9,7%				

* Spółki sklasyfikowano w ten sposób, iż w grupie 1 znalazło się 20% spółek o najwyższej różnicy pomiędzy rzeczywistą oraz implikowaną z modelu regresji liniowej wartością mnożnika P/R na dzień 28 lutego 2007 r., w grupie 5 znalazło się 20% spółek o najniższej różnicy pomiędzy rzeczywistą oraz implikowaną z modelu regresji liniowej wartością mnożnika P/R na dzień 28 lutego 2007 r. itd.

** Spółki sklasyfikowano w ten sposób, iż w grupie 1 znalazło się 20% spółek o najwyższej wartości mnożnika P/R na dzień 28 lutego 2007 r., w grupie 5 znalazło się 20% spółek o najniższej wartości mnożnika P/R na dzień 28 lutego 2007 r. itd.

*** Spółki sklasyfikowano w ten sposób, iż w grupie 1 znalazło się 20% spółek o najwyższej wartości mnożnika P/E na dzień 28 lutego 2007 r.; w grupie 5 znalazło się 20% spółek o najniższej wartości mnożnika P/E na dzień 28 lutego 2007 r. itd.

**** Spółki sklasyfikowano w ten sposób, iż w grupie 1 znalazło się 20% spółek o najwyższej wartości mnożnika P/BV na dzień 28 lutego 2007 r.; w grupie 5 znalazło się 20% spółek o najniższej wartości mnożnika P/BV na dzień 28 lutego 2007 r. itd.

***** Różnica pomiędzy stopą zwrotu portfela obejmującego spółki z grupy 1 oraz stopą zwrotu portfela obejmującego spółki z grupy 5.

Źródło: Money.pl; raporty okresowe spółek giełdowych za IV kwartał 2006 roku; obliczenia własne.

Zyskowność stóp zwrotu poszczególnych wyodrębnionych w opisany sposób portfeli inwestycyjnych została porównana z zyskownością benchmarków w postaci portfeli bazujących na klasyfikacji spółek z wykorzystaniem mnożników: cena do przychodów ze sprzedaży (bez uwzględnienia wpływu wskaźników finansowych na kształtowanie się mnożnika), cena do zysku netto oraz cena do wartości księgowej. Roczne stopy zwrotu poszczególnych portfeli inwestycyjnych przedstawiono w tab. 2.

Dane z tab. 2 sugerują, iż spośród analizowanych strategii inwestycyjnych jedynie strategie oparte na mnożniku cena do przychodów ze sprzedaży umożliwiły dokonanie dyskryminacji spółek na spółki przewartościowane oraz spółki niedowartościowane. Należy zauważyć, iż jedynie w przypadku strategii opartej na mnożniku P/R (bez regresji liniowej) stopy zwrotu przebiegają w sposób monotoniczny w miarę przesuwania się z portfela opartego na spółkach z grupy 1 w kierunku portfela opartego na spółkach z grupy 5.

Spośród analizowanych dwudziestu portfeli inwestycyjnych w ośmiu przypadkach roczne stopy zwrotu okazały się wyższe od stopy zwrotu indeksu WIG w tym samym okresie, natomiast w dziewięciu przypadkach stopy zwrotu okazały się wyższe od stopy zwrotu indeksu WIG20 w tym samym okresie.

Wśród analizowanych portfeli inwestycyjnych tylko jeden charakteryzował się dodatnią stopą zwrotu w badanym okresie. Był to portfel zawierający spółki najbardziej niedowartościowane według wskazań oszacowanego modelu regresji liniowej mnożnika cena do przychodów ze sprzedaży. Stopa zwrotu tego portfela wyniosła w analizowanym okresie 4,4% i przewyższyła o 12,8 punktu procentowego stopę zwrotu indeksu WIG oraz o 14,1 punktu procentowego stopę zwrotu indeksu WIG20. Zatem portfel składający się z niedowartościowanych spółek według wskazań oszacowanego modelu był jedynym, który na spadającym rynku (ujemna dynamika indeksów WIG oraz WIG20) pozwolił na wypracowanie dodatniej rocznej stopy zwrotu.

Również rozstęp stóp zwrotu (obliczony jako różnica pomiędzy stopą zwrotu portfela obejmującego spółki z grupy 1 a stopą zwrotu portfela obejmującego spółki z grupy 5) okazał się najwyższy w przypadku strategii opartych na regresji liniowej mnożnika P/R . Rozstęp wyniósł w tym przypadku niemal 29,6 punktu procentowego. Drugą najwyższą wartość rozstępu (23,5 punktu procentowego) uzyskano w przypadku prostej strategii opartej na mnożniku P/R (bez regresji liniowej). Obydwie strategie oparte na mnożniku P/R są zarazem jedynymi, w przypadku których stopa zwrotu portfela obejmującego spółki z grupy 1 jest najniższą spośród pięciu alternatyw, natomiast stopa zwrotu portfela obejmującego spółki z grupy 5 jest najwyższą spośród pięciu alternatyw.

4. Zakończenie

W artykule podjęto próbę oceny efektywności wyceny spółek giełdowych metodą regresji liniowej mnożnika cena do przychodów netto ze sprzedaży (P/R). Skonstruowano model ekonometryczny, służący predykcji wewnętrznej wartości tego mnożnika dla poszczególnych spółek na podstawie ich podstawowych danych finansowych. Rzeczywiste wartości mnożnika P/R na dzień 28 lutego 2007 r. oraz jego wartości wewnętrzne, oszacowane na bazie estymowanego modelu, posłużyły do budowy portfeli inwestycyjnych różniących się pomiędzy sobą w skali przewartościowania lub niedowartościowania spółek objętych portfelem. Obliczone roczne stopy zwrotu pięciu portfeli opartych na modelu regresji liniowej mnożnika P/R zostały następnie porównane ze stopami zwrotu alternatywnych portfeli, opartych na wskazaniach mnożników cena do przychodów ze sprzedaży (bez uwzględnienia fundamentów finansowych spółek), cena do zysku netto oraz cena do wartości księgowej.

Dokonana analiza stóp zwrotu w okresie od 28 lutego 2007 r. do 29 lutego 2008 r. sugeruje, iż spośród strategii opartych na trzech najczęściej wykorzystywanych mnożnikach wyceny spółek giełdowych (cena do przychodów ze sprzedaży, cena do zysku netto oraz cena do wartości księgowej) strategie inwestycyjne oparte na mnożniku cena do przychodów ze sprzedaży mają najwyższy potencjał dyskryminacji przewartościowanych oraz niedowartościowanych spółek. Jednocześnie z przeprowadzonej analizy wynika, iż strategia oparta na mnożniku cena do przychodów ze sprzedaży z uwzględnieniem wpływu fundamentów finansowych spółek (takich jak rentowność operacyjna czy stopień zadłużenia) może charakteryzować się najwyższą zdolnością dyskryminacyjną w tym zakresie. Rezultaty przeprowadzonego badania mają jednak charakter wstępny, analiza objęła bowiem krótki okres. W dalszych badaniach autora efektywność poszczególnych strategii zostanie zweryfikowana na podstawie analizy innych niż roczny horyzontów inwestycyjnych (np. kwartalnych lub pięcioletnich) oraz przy wykorzystaniu większego zakresu danych, obejmujących okresy zarówno spadku, jak i wzrostu indeksów giełdowych.

Literatura

- Damodaran A., *Relative valuation* (electronic working paper).
- Liu J., Nissim D., Thomas J., *Equity valuation using multiples*, „Journal of Accounting Research” 40, Wiesbaden 2007.
- O’Shaughnessy J.P., *What Works on Wall Street. A Guide to the Best-Performing Investment Strategies of All Time*, McGraw-Hill, New York 2005.
- Patterson K., *An Introduction to Applied Econometrics: a Time Series Approach*, Palgrave, New York 2000.
- Penman S.H., *Financial statement analysis and security valuation*, McGraw-Hill, New York 2007.
- Schreiner A., *Equity Valuation Using Multiples: An Empirical Investigation*, Doctoral dissertation of the University of St. Gallen, Wiesbaden 2007.

**THE TRIAL OF EVALUATION OF THE EFFECTIVENESS
OF THE INVESTMENT STRATEGY BASED
ON THE LINEAR REGRESSION OF THE P/R MULTIPLE
OF WARSAW STOCK EXCHANGE LISTED COMPANIES**

Summary: The paper presents the possibility of applying the simple linear regression of price to sales revenues (P/R) in identification of overvalued and undervalued companies listed on Warsaw Stock Exchange. The investment returns of the portfolios constructed on the basis of the estimated regression have been compared to the investment returns of the whole market (as measured by WIG and WIG20 indices) as well as returns of alternative simple investment strategies (based on price to sales revenues, price to net earnings and price to book value multiples) in the period between 28th February 2007 and 29th February 2008. The analysis suggests that the proposed investment approach, based on the simple regression of price to sales revenues multiple, can be very useful in identification of the most undervalued as well as overvalued companies, enabling to build investment portfolios with above-average returns. However, these initial positive results must be verified on the basis of the data embracing longer investment horizons.