

Andrzej Karpio¹, Dorota Żebrowska-Suchodolska²

¹ Katedra Ekonometrii i Informatyki SGGW

² Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Białymstoku

e-mail: andrzej_karpio@sggw.pl, zdorota@o2.pl

RYZIKO SYSTEMATYCZNE SPÓŁEK Z INDEKSU WIG20 A KONIUNKTURA GIEŁDOWA

Streszczenie: W prezentowanej pracy autorzy starają się odpowiedzieć na pytanie: Czy statystyczne własności estymatorów parametrów modelu jednowskaźnikowego zależą od trendów na giełdzie? W tym celu podzielono okres pięciu lat na dwa podokresy. Następnie zbudowano model jednowskaźnikowy dla każdego z nich estymując parametry strukturalne klasyczną metodą najmniejszych kwadratów. Przeprowadzono również statystyczną weryfikację modeli. W końcowej części dokonano rozkładu ryzyka akcji na dwie składowe: systematyczną i specyficzną oraz przeanalizowane je dla różnej koniunktury giełdowej. Przedmiotem rozważań są spółki z indeksu WIG20.

Słowa kluczowe: model jednowskaźnikowy, współczynnik beta, ryzyko, ryzyko systematyczne, ryzyko specyficzne.

WSTĘP

Model jednowskaźnikowy jest dobrze znanym sposobem opisu zachowania się procentowych zmian cen spółek giełdowych. Jego niewątpliwą zaletą jest prostota. Niestety, jednak posiada on również słabe strony. Jedną z nich są często występujące negatywne wyniki weryfikacji modelu, co nawiasem mówiąc, doprowadziło do powstania bardziej wyrafinowanych niż KMNK metod estymacji parametrów [Brzeszczański i in. 2002]. W niniejszej pracy postanowiono odpowiedzieć na pytanie: Czy własności statystyczne estymatorów parametrów strukturalnych modelu jednowskaźnikowego zależą od koniunktury giełdowej? W tym celu podzielono okres od 7 lipca 2000r. do 30 września 2005r. na dwa podokresy, charakteryzujące się tendencją spadkową i wzrostową polskiego rynku akcji. Następnie zbudowano model dla obu okresów i porównano wyniki weryfikacji modelu. Należy dodać, że z punktu widzenia inwestycyjnego, model jednowskaźnikowy pozwala dokonać rozkładu ryzyka całkowitego, mierzonego odchyleniem standardowym stóp zwrotu, na część systematyczną i specyficzną. Pierwszy składnik opisuje korelację z rynkiem, którego zachowanie mierzone jest wybranym indeksem giełdowym, w niniejszej pracy jest nim WIG20. Jego znajomość jest podstawą doboru akcji do portfela inwestycyjnego i ma istotny wpływ na osiągane stopy zwrotu, bowiem w portfelu wieloskładnikowym znaczenie ryzyka specyficznego szybko maleje do zera. Między innymi z tych

powodów znajomość współczynników beta, poparta pewnością że mają one dobre własności statystyczne, jest podstawą podejmowania decyzji inwestycyjnych przez instytucjonalnych uczestników rynku akcji. Dlatego znajomość odpowiedzi na postawione wcześniej pytanie wydaje się autorom wystarczająco ważnym powodem bliższego przyjrzenia się sprawdzalności modelu jednowskaźnikowego, z punktu widzenia własności statystycznych współczynnika beta estymowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów, bez uciekania się do bardziej zaawansowanych technik.

UWAGI O MODELU JEDNOWSKAŹNIKOWYM

Punktem wyjściowym rozważań prowadzonych w dalszej części pracy jest model jednowskaźnikowy Sharpe'a. Podstawowym równaniem jest związek pomiędzy procentowymi zmianami cen akcji i indeksu giełdowego. Przyjmuje się, że ma on postać równania regresji liniowej:

$$r_{At} = \alpha_A + \beta_A r_{Mt} + \varepsilon_{At} \quad (2.1)$$

gdzie wskaźnik A numeruje rozważane walory rynkowe, r_{At} jest procentową zmianą jego ceny w chwili t , r_{Mt} - jest procentową zmianą indeksu giełdowego, a ε_t - składnikiem losowym. W praktyce, dysponując próbą można zapisać analogiczne równanie, a estymatory parametrów oznaczyć tymi samymi symbolami, ale z daszkami. Mamy więc odpowiednio: $\hat{\alpha}_A$, $\hat{\beta}_A$ i e_{At} - reszta. Estymatory znajduje się korzystając z klasycznej metody najmniejszych kwadratów [Welfe, 2003]. Jedną z korzyści wynikających z modelu jednowskaźnikowego jest rozkład wariancji procentowych zmian akcji na dwa składniki zadane równaniem:

$$\hat{\sigma}_A^2 = \hat{\beta}_A^2 \sigma_M^2 + \hat{\sigma}_{Ae}^2 \quad (2.2)$$

gdzie σ_M^2 oznacza wariancję stopy zwrotu indeksu rynku, $\hat{\sigma}_{Ae}^2$ - estymator wariancji składnika losowego, $\hat{\beta}_A$ - estymowaną wartość parametru β_A . Wzór ten wskazuje, iż ryzyko całkowite akcji $\hat{\sigma}_A^2$ jest sumą dwóch składników: ryzyka systematycznego (niedywersyfikowalnego) $\hat{\beta}_A^2 \sigma_M^2$ i ryzyka specyficznego (dywersyfikowalnego) $\hat{\sigma}_{Ae}^2$. Ryzyko systematyczne mierzone jest współczynnikiem $\hat{\beta}_A$, gdyż drugi czynnik, wariancja indeksu giełdowego, jest taki sam dla wszystkich walorów. W przypadku, gdy współczynnik beta jest mniejszy od jedności, ryzyko systematyczne inwestycji w ten papier wartościowy jest mniejsze od ryzyka rynkowego mierzonego wariancją indeksu. Wówczas akcje nazywa się defensywnymi. Natomiast, gdy współczynnik β_A jest większy od jedności, ryzyko

systematyczne inwestycji jest większe od ryzyka rynkowego, a papier taki jest papierem agresywnym. Należy pamiętać, że w modelu jednowskaźnikowym ryzyko specyficzne, którego miarą jest $\hat{\sigma}_{Ae}^2$, może być bardzo duże, co w standardowej analizie regresji mogłoby zdyskwalifikować model, ze względu na bardzo małą wartość współczynnika determinacji. Jednak celem omawianego modelu jest wydzielenie, spośród wszystkich czynników mających wpływ na zmianę cen akcji, jedynie koniunktury giełdowej mierzonej zmianami indeksu. Dlatego duży udział ryzyka specyficznego w ryzyku całkowitym nie ma znaczenia dla jakości budowanego modelu ekonometrycznego. Ponadto, przy budowaniu portfela złożonego z dużej ilości akcji, ryzyko specyficzne dąży do zera [Elton i in. 1998]. W praktyce portfel złożony z kilkunastu akcji jest praktycznie pozbawiony ryzyka specyficznego. Jednak trzeba pamiętać, że model jednowskaźnikowy buduje się w celu podejmowania decyzji inwestycyjnych mających przynieść zysk w przyszłości. Z tego powodu statystyczne własności estymowanych parametrów, wykorzystywane do prognozowania zmian cen akcji, nie są bez znaczenia dla inwestorów i dlatego pojawia się pytanie postawione we wstępie niniejszej pracy. Nie jest to jedyne zagadnienie, które należy rozważyć. Z innych można wymienić horyzont czasowy, w jakim należy estymować współczynniki beta, jednak odpowiedź na to pytanie wykracza poza ramy prezentowanych rozważań.

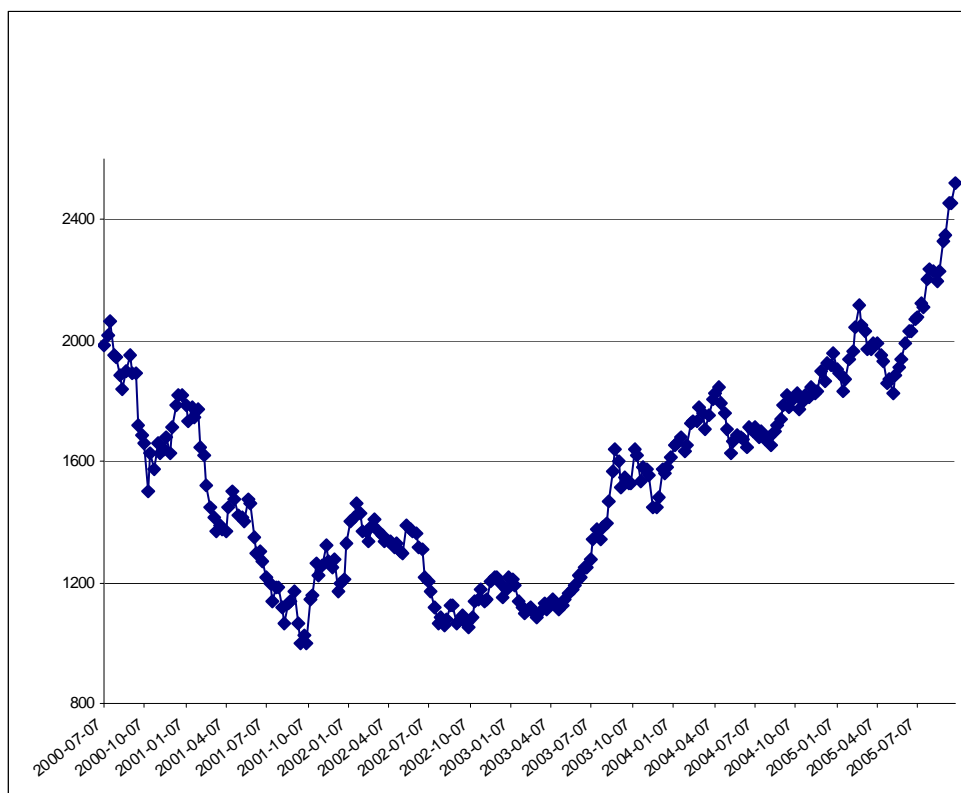
WERYFIKACJA MODELU JEDNOWSKAŹNIKOWEGO

Przedmiotem rozważań było 17 spółek wchodzących w skład indeksu WIG 20 w okresie od 7 lipca 2000r. do 30 września 2005r. Podana liczba walorów wynika z tego, iż wszystkie te spółki wchodziły w skład indeksu przez cały pięcioletni okres. W rozważanym okresie dla każdego z nich zostały wzięte pod uwagę tygodniowe (od piątku do piątku) stopy zmian cen spółek obliczone według wzoru:

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (3.1)$$

gdzie P_t - cena akcji w okresie t .

W analizowanym okresie można zaobserwować dużą zmienność zachowań się rynku, co widać na wykresie indeksu.



Rysunek. 1. Piątkowe ceny zamknięcia WIG20 w okresie od 7 lipca 2000r. do 30 września 2005r. Źródło: opracowanie własne

Od początku branego pod uwagę okresu indeks powoli spadał aż do osiągnięcia minimum 5 października 2001r. Od tego momentu nastąpiła nieznaczna poprawa sytuacji, co jednak było bardzo krótkotrwałe, bowiem w II półroczu 2002r. wystąpiła kolejna tendencja spadkowa. Następnie od marca 2003r. aż do końca rozpatrywanego okresu można zauważyć szybki wzrost indeksu. Dlatego, w dalszych rozważaniach datą rozgraniczająca tendencję spadkową od wzrostowej będzie 7 marzec 2003r.

Estymatory parametrów strukturalnych linii regresji uzyskano klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK). Wyniki podaje poniższa tabela.

Tabela 1. Wyniki estymacji parametrów strukturalnych dla całego okresu i obu podokresów.

spółka	α_A	β_A	α_A		β_A	
	cały okres	cały okres	I	II	I	II
AGORA	-0,193	1,106	0,096	-0,073	1,445	0,804
BPHPBK	0,384	0,818	0,413	0,103	0,632	1,046
BRE	0,038	0,854	0,439	0,105	0,862	0,895
BZWBK	0,371	0,852	0,480	-0,246	0,622	1,132
COMPLAND	-0,098	0,998	0,482	-0,454	0,981	0,970
DĘBICA	0,212	0,332	0,013	-0,055	0,406	0,322
KĘTY	0,287	0,404	-0,138	0,286	0,450	0,647
KGHM	0,135	1,129	-0,379	0,285	1,138	1,314
NETIA	-0,802	1,526	-3,544	0,039	1,468	0,748
ORBIS	-0,011	0,817	-0,480	-0,020	0,797	0,848
PEKAO	0,399	0,875	0,935	-0,142	0,651	1,105
PKNORLEN	0,381	0,906	0,588	0,422	0,962	1,041
POLIMEXMS	0,592	0,412	-0,574	1,850	0,423	0,355
PROKOM	-0,231	1,177	-0,133	-0,620	1,192	1,093
SOFTBANK	-0,344	1,375	-0,982	0,178	1,363	0,917
ŚWIECIE	0,287	0,399	0,373	-0,559	0,275	0,822
TPSA	-0,114	1,218	-0,379	0,017	1,033	0,973

Zródło: opracowanie własne

W wyniku estymacji parametru beta można wyróżnić spółki, których współczynniki beta należą do przedziału od zera do jedności. Wymienić tu można: Dębicę, Świecie, Kęty, Polimexms, Orbis, BPHPBK, BZWBK, BRE, Pekao, PKNORLEN, oraz Compland. Można więc stwierdzić, iż stopy zwrotu tych akcji w niewielkim stopniu reagują na zmiany rynku. W przypadku jednak spółek Orbis, BPHPBK, BZWBK, BRE, Pekao, PKNORLEN, czy Compland mimo, iż współczynniki beta mieszczą się w rozpatrywanym przedziale, to otrzymane wyniki są bardzo bliskie górnej granicy tego przedziału. Trudno więc jednoznacznie określić defensywność czy agresywność tych spółek. Zmniejszenie bądź zwiększenie okresu badań może bowiem spowodować zmianę rodzaju akcji z defensywnej na agresywną. Wśród badanych spółek można też znaleźć spółki agresywne. Należą do nich: Agora, KGHM, Prokom, TPSA, Softbank i Netia. Współczynniki beta tych spółek są większe od jedności.

Tabela 2. Wyniki weryfikacji modelu jednowskaźnikowego dla całego okresu.

spółka	test Ljunga-Boxa		test White'a		test serii		test lambda-Kołmogorowa	
	st.	p	st.	p	st.	p	st.	p
AGORA	0,489	0,484	<u>16,234</u>	<u>0,000</u>	1,031	0,303	0,894	0,401
BPHPBK	0,656	0,418	<u>5,890</u>	<u>0,053</u>	0,424	0,671	0,880	0,421
BRE	0,456	0,499	3,545	0,170	1,516	0,130	0,528	0,943
BZWBK	1,499	0,221	0,628	0,730	0,243	0,808	0,816	0,519
COMPLAND	0,043	0,836	2,655	0,265	0,182	0,856	0,750	0,627
DĘBICA	3,054	0,081	0,408	0,816	1,031	0,303	1,164	0,133
KĘTY	0,764	0,382	3,993	0,136	0,061	0,952	0,946	0,333
KGHM	0,036	0,849	<u>16,246</u>	<u>0,000</u>	0,546	0,585	1,005	0,264
NETIA	0,431	0,511	1,678	0,432	0,303	0,762	<u>2,959</u>	<u>0,000</u>
ORBIS	0,637	0,425	3,187	0,203	1,273	0,203	0,774	0,587
PEKAO	4,550	<u>0,033</u>	<u>5,105</u>	<u>0,078</u>	0,182	0,856	0,866	0,442
PKNORLEN	<u>7,528</u>	<u>0,006</u>	0,285	0,867	0,788	0,431	0,873	0,431
POLIMEXMS	0,030	0,862	1,228	0,541	1,031	0,303	<u>2,280</u>	<u>0,000</u>
PROKOM	0,152	0,697	1,053	0,591	0,061	0,952	1,011	0,258
SOFTBANK	1,091	0,296	<u>5,881</u>	<u>0,053</u>	0,546	0,585	0,960	0,315
ŚWIECIE	0,142	0,706	0,101	0,951	0,424	0,671	<u>2,049</u>	<u>0,000</u>
TPSA	1,521	0,218	<u>28,797</u>	<u>0,000</u>	0,788	0,431	0,916	0,371

Źródło: opracowanie własne

Dokonano również weryfikacji modelu, badając autokorelację [Osińska, 2005], homoskedastyczność [Kufel, 2004], normalność [Chmielewski i in., 2003] i losowość reszt [Osińska, 2005] z wykorzystaniem oprogramowania Excel, Gretl, Statistica oraz SPSS. Jednorodność wariancji składnika losowego została zbadana testem White'a, w którym hipoteza zerowa zakłada występowanie homoskedastyczności, wobec hipotezy alternatywnej o heteroskedastyczności reszt. W przypadku testu Ljunga-Boxa hipotezą zerową jest brak autokorelacji I rzędu składnika losowego, przy hipotezie alternatywnej o istnieniu autokorelacji. Test serii służy do weryfikacji hipotezy zerowej o losowym charakterze reszt, wobec hipotezy alternatywnej o braku losowości. W przypadku zaś testu normalności reszt hipoteza zerowa zakłada, iż reszty mają rozkład normalny przy hipotezie alternatywnej o braku rozkładu normalnego reszt. Wyniki testów zostały przedstawione w tabeli 2, gdzie przypadki odrzucenia hipotezy zerowej oznaczono kursywą. Otrzymane w tabeli wyniki pokazują, iż nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o losowości reszt. Jedynie dla spółek Pekao i Pknorlen pojawiła się autokorelacja. W kilku również przypadkach dla rozpatrywanego okresu występuje heteroskedastyczność, co może wpływać na ewentualną poprawność otrzymanych wyników. W przypadku zaś badania rozkładu normalnego charakteru reszt

zastosowanie różnych testów dało inne rezultaty, o czym może świadczyć bardziej silny charakter testów Jarque-Bera, Kołmogorowa-Lilleforsa, czy Shapiro-Wilka. Być może w przypadku tych testów powodem jest również zbyt mała ilość obserwacji. Na podstawie otrzymanych wyników trudno więc jednoznacznie stwierdzić o istnieniu czy też braku normalnego rozkładu składników losowych. W praktyce jednak taka normalność występuje bardzo rzadko. Można jednak w wielu z tych przypadków, na podstawie wykresu, stwierdzić, iż rozkłady składników losowych są zbliżone do rozkładu normalnego. Należałoby się również zastanawiać, czy wydłużenie horyzontu czasu dałoby lepsze rezultaty, albo czy koniunktura giełdowa miałaby tu jakieś decydujące znaczenie. Dlatego też z rozpatrywanego okresu wydzielono dwa podokresy: pierwszy – od 7 lipca 2000r. do 5 października 2001r., drugi – od 7 marca 2003r. do 30 września 2005r. Dla każdego z nich zbudowany został model jednowskaźnikowy oraz dokonano jego weryfikacji, co zebrano w poniższej tabeli. Otrzymane wyniki są znacznie lepsze w przypadku tych dwóch podokresów. Autokorelacja została stwierdzona w trzech przypadkach I podokresu (dla spółek Orbis, Pekao, PKNORLEN), a brak losowości w dwóch przypadkach I podokresu (dla spółek Orbis i Pekao). Heteroskedastyczność wystąpiła również w mniejszej ilości przypadków. Nawet rozkład normalny składników losowych pojawił się w przypadku silnych testów, w których tego rozkładu nie było poprzednio. Po podziale bowiem, dla testu Jarque-Bera rozkładu normalnego nie miały spółki: BPHPBK, Kęty, Netia, Polimexms, Świecie dla obu podokresów, BZWBK, Pekao dla I podokresu, oraz Compland, Dębica, PKNORLEN, Prokom, Softbank dla II podokresu. Dla testu Shapiro-Wilka, z kolei, rozkładu normalnego reszt nie wykazywały spółki: Kęty, Netia, Polimexms, Świecie dla obu podokresów, BZWBK, Pekao, PKNORLEN dla I podokresu i BPHPBK, BRE, Compland, Dębica, Prokom, Softbank dla II podokresu. W przypadku zaś testów słabszych, o ile rozkład normalny reszt występował już dla spółek całego okresu, to po wyszczególnieniu dwóch podokresów zwiększyła się jeszcze ich ilość. I tak dla testu zgodności χ^2 , gdzie brak rozkładu normalnego można było zauważyć dla spółek BZWBK, Dębica, Netia, PKNORLEN, Polimexms, Prokom, Świecie i TPSA, to po wyszczególnieniu podokresów stwierdzono jej brak jedynie dla Polimexms, Świecie w obu podokresach, BZWBK, Netii, Prokom w I podokresie i BPHPBK, BRE, Dębicy w II podokresie. Z kolei dla testu α -Kołmogorowa, gdzie dla całego okresu normalnego rozkładu nie stwierdzono dla spółek Netia, Polimexms i Świecie, to po podziale jego brak występował jedynie dla Polimexms w II podokresie i Świecie w podokresie I.

Tabela 3. Wyniki weryfikacji modelu jednowskaźnikowego dla obu podokresów

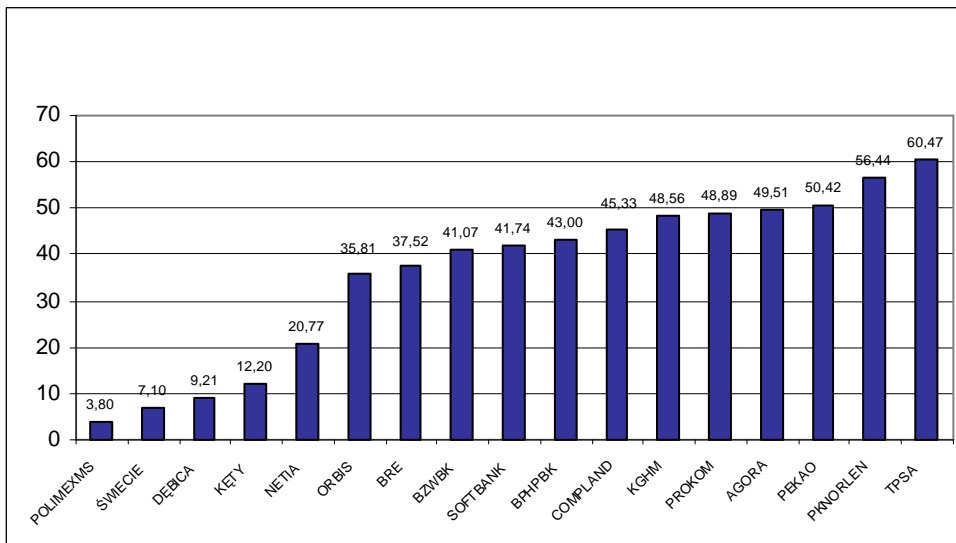
spółka	test Ljunga-Boxa				test White'a				test serii				test lambda-Kołmogorowa			
	I		II		I		II		I		II		I		II	
	st.	p	st.	p	st.	p	st.	p	st.	p	st.	p	st.	p	st.	p
AGORA	0,053	0,817	1,135	0,287	<u>12,081</u>	<u>0,002</u>	1,060	0,589	0,125	0,901	0,694	0,488	0,609	0,852	0,856	0,457
BPHPBK	1,369	0,242	0,908	0,341	0,744	0,689	<u>5,420</u>	<u>0,067</u>	0,125	0,901	1,387	0,165	0,736	0,650	0,982	0,290
BRE	0,005	0,944	0,150	0,699	0,520	0,771	<u>7,327</u>	<u>0,026</u>	0,625	0,532	0,694	0,488	0,667	0,765	0,712	0,691
BZWBK	0,164	0,685	1,718	0,190	0,543	0,762	1,570	0,456	1,008	0,314	0,000	1,000	0,986	0,286	0,666	0,766
COMPLAND	0,665	0,415	0,473	0,491	3,982	0,137	1,069	0,586	0,875	0,382	0,694	0,488	0,634	0,816	0,891	0,406
DEBICA	0,012	0,913	2,248	0,134	0,268	0,874	3,803	0,149	0,625	0,532	0,520	0,603	0,657	0,781	1,094	0,182
KĘTY	0,607	0,436	0,884	0,347	0,606	0,739	<u>6,884</u>	<u>0,032</u>	0,875	0,382	0,694	0,488	0,707	0,700	0,972	0,301
KGHM	0,077	0,782	0,307	0,579	0,089	0,956	0,510	0,775	0,875	0,382	0,520	0,603	0,610	0,851	0,469	0,981
NETIA	1,031	0,310	0,252	0,615	1,567	0,457	<u>9,351</u>	<u>0,009</u>	1,125	0,261	0,000	1,000	0,804	0,537	0,551	0,922
ORBIS	4,499	0,034	0,485	0,486	0,130	0,937	4,020	0,134	<u>3,125</u>	<u>0,002</u>	0,000	1,000	0,439	0,991	0,596	0,869
PEKAO	<u>5,061</u>	<u>0,025</u>	0,106	0,745	0,372	0,830	2,242	0,326	<u>1,875</u>	<u>0,061</u>	0,520	0,603	0,647	0,796	0,486	0,972
PKNORLEN	<u>5,029</u>	<u>0,025</u>	2,189	0,139	0,456	0,796	0,295	0,863	1,125	0,261	0,867	0,386	0,829	0,499	0,709	0,696
POLIMEXMS	0,584	0,445	0,246	0,620	3,461	0,177	1,663	0,435	0,125	0,901	0,867	0,386	0,887	0,410	<u>1,560</u>	<u>0,015</u>
PROKOM	0,599	0,439	0,023	0,879	0,811	0,667	0,675	0,713	0,375	0,708	0,347	0,729	0,870	0,435	0,796	0,551
SOFTBANK	1,780	0,182	0,753	0,386	0,312	0,856	<u>5,211</u>	<u>0,074</u>	0,875	0,382	0,694	0,488	0,683	0,740	0,641	0,806
ŚWIECIE	0,980	0,322	1,184	0,277	0,559	0,756	1,514	0,469	0,375	0,708	0,694	0,488	<u>1,496</u>	<u>0,023</u>	0,899	0,394
TPSA	0,135	0,714	1,349	0,245	0,444	0,801	0,428	0,807	0,625	0,532	1,387	0,165	0,755	0,618	0,399	0,997

Źródło: opracowanie własne

Na przykładzie każdego z testów badających normalny charakter składników losowych można zatem zauważyć znacznie lepsze dopasowanie do rozkładu normalnego po wyszczególnieniu dwóch podokresów, co pokazują zarówno wyniki statystyczne jak i wykresy rozkładów.

RYZIKO SYSTEMATYCZNE DLA MODELU SHARPE'A

W tej części pracy korzysta się z otrzymanych wyników czyniąc kilka uwag na temat ryzyka systematycznego i specyficznego charakteryzującego rozważane walory w obu badanych okresach. Ze wzoru (2.2) obliczony został udział ryzyka systematycznego w ryzyku całkowitym dla całego rozważanego okresu. Przedstawiony jest on na rysunku 2.

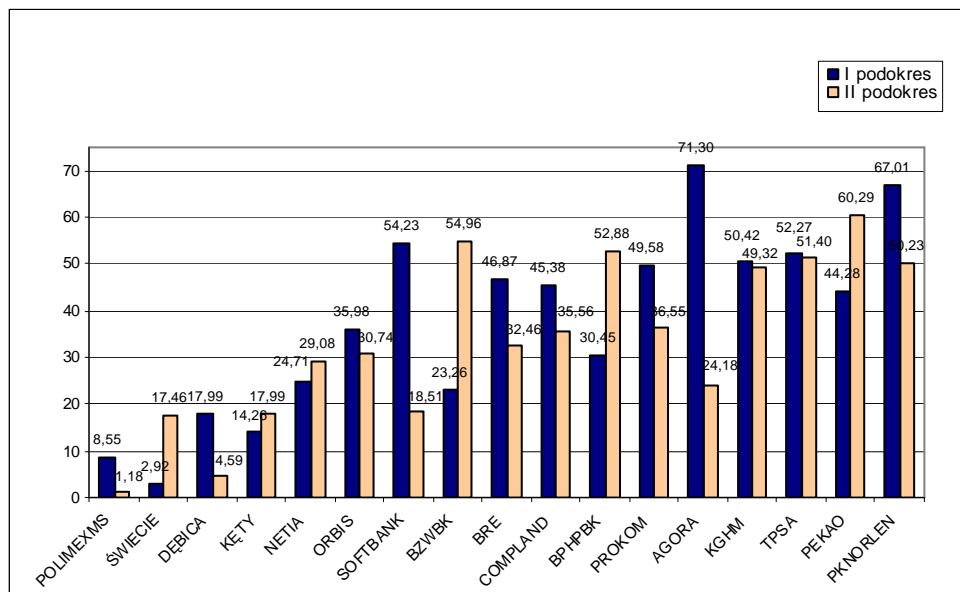


Rysunek. 2. Udział ryzyka systematycznego w ryzyku całkowitym (w %) w okresie od 7 lipca 2000r. do 30 września 2005r. Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie tego wykresu można zauważyć, że ryzyko systematyczne zmieniało się od poziomu 3,80% dla spółki Polimexms do 60,47% dla TPSA, dla której to spółki osiągnęło największą wartość. W okresie tym średni udział ryzyka systematycznego wynosił 35,99%. Najmniej ryzykowne okazały się spółki: Polimexms, Świecie, Dębica i Kęty. Wszystkie uzyskane wartości są duże, co może świadczyć o znacznej zmienności cen związanych ze zmianami zachodzącymi na WGPW. Oprócz tego można również stwierdzić, iż w większości spółek występuje przewaga ryzyka specyficznego nad ryzykiem systematycznym, co świadczy o dużym wpływie warunków działania spółki w danej branży. Ryzyko specyficzne związane jest bowiem zarówno z historycznymi, jak i spodziewanymi w przyszłości zdarzeniami dotyczącymi danej firmy, które można częściowo

kontrolować lub przewidywać [Głuchowski, 2001]. Źródłem takiego ryzyka może być sposób zarządzania firmą, konkurencja, dostępność surowców, płynność czy potencjalne bankructwo firmy. Przed wpływem tych czynników można w dużej mierze się zabezpieczyć chociażby poprzez dywersyfikację inwestycji i nie inwestowanie w spółki jednej branży. Wyjątkiem są tu spółki PKNORLEN, Pekao i TPSA, dla których udział ryzyka systematycznego w ogólnym ryzyku akcji przekracza 50%.

W przypadku rozważania dwóch podokresów udział ryzyka systematycznego przedstawiony jest na rysunku 3, w którym rozmieszczenie spółek jest zgodne z rosnącą wartością średniego udziału ryzyka niedywersyfikowalnego z obu podokresów.



Rysunek 3. Udział ryzyka systematycznego w ryzyku całkowitym dla dwóch podokresów (w %). Źródło: opracowanie własne.

Uzeregowanie spółek z rysunku 3 jest zbliżone do rozmieszczenia przedstawionego na rysunku 2. Jednak dla prawie połowy spółek średni udział ryzyka rynkowego był o kilka procent niższy dla obu podokresów niż dla całego rozpatrywanego okresu. Jeśli przyjrzymy się tylko pojedynczym podokresom, to te ryzyko jest dla nich zdecydowanie niższe lub zdecydowanie wyższe w stosunku do całego podokresu.

Na zakończenie można stwierdzić, że statystyczne własności parametrów strukturalnych modelu jednowskaźnikowego zależą od koniunktury giełdowej. Wynika stąd, iż wykorzystanie modelu do podejmowania decyzji inwestycyjnych musi uwzględniać sytuację aktualnie panującą na rynku. Stąd wynika dodatkowo kwestia horyzontu czasowego, jaki należy uwzględniać przy estymacji

współczynnika beta. Warto również odpowiedzieć na pytanie, czy otrzymane wyniki pozostaną słuszne dla spółek spoza indeksu. Widać zatem, że pytań jakie się nasuwają jest wiele, dlatego niniejszą pracę należy traktować jako sygnałną, zwiastującą dalsze „drażnienie” tematu.

LITERATURA

- Brzeszczański J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG PRESS, Warszawa
- Chmielewski K. Berczyński S. (2002), *Statystyka matematyczna*, Wydawnictwo Uczelniane Politechniki Szczecińskiej, Szczecin
- Elton E. J., Gruber M. J. (1998), *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG PRESS, Warszawa
- Głuchowski J. i in. (red.) (2001), *Leksykon finansów*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa
- Kufel T. (2004), *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Osińska M. (red.) (2005), *Wybrane zagadnienia z ekonometrii*, WSiE TWP, Olsztyn
- Welfe A. (2003), *Ekonometria*, PWE, Warszawa

The systematic risk for the stocks from index WIG20 and the stock exchange trends

Summary: In this paper authors try to answer the question: Do the statistical properties of the estimators of parameters for single-index model depend on stocks exchange trends? The period of five years was divided on two sub periods. Then single-index model was built for both periods using mean squares method for finding estimators of structural parameters. The authors performed the statistical verification of the models, also. In the end they made the decomposition of the stocks risk into two parts: systematic and specific and analyzed them for different trend on stock exchange. Only stocks from WIG20 are under consideration.

Key words: single-index model, beta coefficient, risk, systematic risk, specific risk.