

MODEL ARBITRAŻU CENOWEGO - EMPIRYCZNA WERYFIKACJA MODELU W WARUNKACH GIEŁDY PAPIERÓW WARTOŚCIOWYCH W WARSZAWIE

Anna Adamczak

Katedra Ekonometrii, Wydział Zarządzania, Uniwersytet Gdański, Sopot

1 WSTĘP

Wszelka działalność człowieka to nieustanny proces podejmowania decyzji. Podjęcie właściwej decyzji, w danych stanach natury, stanowi istotny czynnik warunkujący przyszły rozwój oraz tempo tego rozwoju. Elementem nierozzerwalnie związanym z procesem podejmowania decyzji jest ryzyko. Jednym z wielu obszarów gospodarowania, w którym najważniejszą determinantę rozwoju stanowią trafnie podjęte decyzje jest inwestowanie w papiery wartościowe. Decyzje podejmowane przez inwestorów muszą uwzględnić ryzyko, tym samym inwestor powinien umieć zmierzyć (wycenić) związane z danym rynkiem kapitałowym. Jedne z najprostszych miar ryzyka to odchylenie standardowe i współczynnik beta (β), który wykorzystywany jest np. w modelach stóp zwrotu z inwestycji. Niektóre z tych modeli opierają się na wykazaniu, jakie zmienne mogą mieć potencjalny wpływ na rentowność waloru. Jednym z takich modeli jest Model Arbitrażu Cenowego (APT). Początkowo weryfikowany był tylko na rynkach krajów rozwiniętych (Japonia, Kanada, Wielka Brytania, USA) [6,16], obecnie znalazł zastosowanie także na rynkach kapitałowych krajów rozwijających się (Korea, Malezja, Tajwan) [5]. Wyniki badań empirycznych APT na rynkach krajów rozwiniętych sugerują, że źródłem ryzyka systematycznego mogą być następujące zmienne: nieoczekiwana inflacja, zmiana poziomu produkcji przemysłowej oraz zmiana struktury stóp procentowych [3,4].

2 CEL PRACY

Celem przeprowadzonych badań było określenie źródeł ryzyka systematycznego polskiego rynku kapitałowego, będących punktem wyjścia do konstrukcji i empirycznej weryfikacji Modelu Arbitrażu Cenowego na Giełdzie Papierów Wartościowych (GPW) w Warszawie.

3 PODSTAWOWE POJĘCIA TEORII ARBITRAŻU CENOWEGO

Teoria arbitrażu cenowego tłumaczy związek między stopą zwrotu portfela, a ryzykiem wynikającym z oddziaływania jednego lub większej liczby pewnych czynników. W modelu tym rozważana jest stopa zwrotu waloru (r) wyrażona jako kombinacja liniowa:

$$r = E(r) + \beta \cdot f + \xi \quad (1)$$

gdzie:

- r – m-elementowy wektor kolumnowy stóp zwrotu walorów,
- $E(r)$ – m-elementowy wektor kolumnowy oczekiwanych stóp zwrotu walorów,
- β – macierz współczynników beta, o wymiarach $[m \times K]$,
- f – K-elementowy wektor kolumnowy wartości czynników,
- ξ – m-elementowy wektor kolumnowy składników losowych walorów.

Wyrażenie $(\beta \cdot f + \xi)$ z równania (1) definiuje ryzyko papieru wartościowego. Ryzyko to

można podzielić na dwa typy: systematyczne oraz niesystematyczne. Reprezentacją ryzyka systematycznego w równaniu (1) są czynniki f , których szeregi spełniają warunki:

$$E(ff') = I_k$$

Składnik losowy ξ reprezentuje ryzyko niesystematyczne, nazywane także ryzykiem specyficznym [9], które związane jest bezpośrednio z danym walorem. Szereg ξ spełnia następujące założenia:

$$E(\xi\xi') = \Omega_m$$

gdzie Ω_m jest diagonalną macierzą kowariancji składników losowych walorów.

Konsekwencją powyższych założeń jest to, że wektor $[r - E(r)]$ ma następujące właściwości:

$$E[r - E(r)] = 0$$

$$E[r - E(r)][r - E(r)]' = \beta\beta' + \Omega = \Psi$$

W związku z powyższym, wraz ze wzrostem liczby walorów przestaje istnieć możliwość arbitrażu (arbitraż jest to jednoczesny zakup i sprzedaż aktywów na dwóch rynkach, mający na celu wykorzystanie różnicy cen [13]), a to powoduje że równanie (1) możemy zapisać jako:

$$E(r) = \lambda_0 \cdot i_m + \beta \cdot \lambda \quad (2)$$

gdzie $E(r)$ oraz β mają interpretację taką jak w równaniu (1):

λ_0 – wyraz wolny,

λ – k -elementowy wektor kolumnowy współczynników premii za ryzyko,

I_m – m -elementowy wektor kolumnowy jedynek.

Premia za ryzyko dla i -tego waloru jest sumą wszystkich elementów $\lambda\beta$ z równania (2). Założenie o braku arbitrażu implikuje stałość ceny ryzyka dla wszystkich walorów.

4 MATERIAŁ BADAŃ

Badaniem statystycznym objęte zostały 44 spółki akcyjne z rynku podstawowego notowane na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Przedmiotem analizy były szeregi czasowe miesięcznych stóp zwrotu tych spółek z okresu styczeń 1996 – listopad 1999. Liczebność próby stanowiła kompromis pomiędzy odpowiednią liczbą danych do oszacowania

modeli, a liczbą walorów notowanych w tym okresie na GPW. Obok analizowanych spółek, w badanych okresie, utworzono zbiór szeregów czasowych zmiennych makroekonomicznych. Wybór tych zmiennych dokonany został w oparciu o zbiory zaproponowane przez innych autorów [3, 4, 5, 7] oraz z uwzględnieniem specyficznych warunków polskiej gospodarki. Zaproponowano następujący zbiór zmiennych obrazujących zmiany w szeregach czasowych: inflacja (ZP), saldo handlu zagranicznego (ZSH), deficyt budżetowy (ZDB), długo- (ZRD) i krótkookresowe stopy procentowe (ZRK), średnia ważona stopa zysku z bonów skarbowych (ZBS), podaż pieniądza M_2 (ZM), Warszawski Indeks Giełdowy (ZWIG), stopa bezrobocia (ZU), produkcja sprzedana przemysłu (ZX), wolnorynkowy kurs dolara (ZD), indeks cen paliw (ZRN), saldo inwestycji zagranicznych w Polsce (ZINW), współczynnik cena/zysk na GPW w Warszawie (ZCZ).

5 WYNIKI

5.1 Analiza zmiennych makroekonomicznych

Szeregi czasowe analizowanych zmiennych makroekonomicznych zostały przetworzone w szeregi indeksów łańcuchowych. W celu wyodrębnienia tylko istotnych i nieoczekiwanych zmian, które mogłyby mieć wpływ na kształtowanie się cen walorów, w szeregach czasowych przetworzonych zmiennych zbadano ich dynamikę własną. Dla każdej ze zmiennych obliczono (za pomocą programu *STATISTICA*) współczynniki autokorelacji (maksymalna liczba opóźnień wynosi 12) oraz statystykę Boxa-Ljungga Q (z opóźnieniem o 24 okresy). Wyniki przedstawiono w tabeli 1.

Z wyników zamieszczonych w tabeli 1 wynika, że szeregi pewnych zmiennych wykazują stałą i silną autokorelację. Są to szeregi: ZP, ZU, ZX, ZSH, ZWIG, ZM, ZRN, ZINW. W przypadku zmiennej ZBS istotna jest autokorelacja rzędu pierwszego, natomiast w szeregu zmiennej ZD istotna jest autokorelacja rzędu pierwszego. Pozostałe szeregi czasowe (ZRK, ZRD, ZDB, ZCZ) nie wykazują istotnej autokorelacji, w związku z tym mogą być traktowane jako czyste innowacje. Występowanie autokorelacji w szeregu czasowym zmiennej sugerują istnienie oczekiwanych składników w czynnikach

[14], które inwestorzy są w stanie przewidzieć i uwzględnić przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych. Inwestorzy oczekują, że wynikiem podjętych decyzji będzie określony zysk. Zmiany oczekiwanego przez inwestorów poziomu zysku mogą być spowodowane nagłym, innym od przewidywanego kształtowaniem się np. zmiennych makroekonomicznych. Szereg, w którym kolejne wartości są niezależne od siebie, nazywany jest szeregiem stacjonarnym. W związku z powyższym należy dokonać takich przekształceń w szeregach tych zmiennych, aby otrzymać szeregi pozbawione autokorelacji, tym samym niosące informacje jedynie o istotnych, ale nieoczekiwanych zmianach.

Tabela 1. Autokorelacje zmiennych w okresie styczeń 1996–listopad 1999 dla wybranych rzędów opóźnień.

Zmienna	Rząd opóźnienia					Q
	1	4	6	9	12	
ZP	,35	,10	-,42	,13	,55	71,2
ZU	,67	,01	,11	,02	,33	71,3
ZX	-,27	-,39	,48	,11	,41	83,8
ZSH	-,11	-,16	,39	-,14	,38	48,8
ZRK	,29	,09	,12	-,27	-,20	35,6
ZRD	,10	,06	,13	-,24	-,24	30,0
ZBS	,44	,20	,13	-,09	-,33	77,7
ZD	,34	-,25	,20	,09	-,13	39,6
ZWIG	-,10	-,20	-,04	-,13	,05	16,7
ZM	-,28	-,00	-,07	-,11	,36	46,1
ZDB	-,01	-,14	,01	-,10	-,04	21,9
ZCZ	,21	,03	,04	-,15	-,24	19,4
ZRN	,45	,17	-,01	-,12	-,19	25,4
ZINW	-,34	-,02	,02	,07	,19	30,6

(*) – statystycznie istotne przy poziomie istotności $\alpha=0,05$.

Wyjściowy zbiór rozważanych zmiennych makroekonomicznych jest dość duży, ponadto istnieją powiązania pomiędzy badanymi zmiennymi. Pojawia się więc konieczność zredukowania liczby badanych zmiennych. W tym celu wykorzystano analizę czynnikową. Punktem wyjścia było obliczenie współczynników korelacji pomiędzy zmiennymi w celu określenia struktury wzajemnych zależności pomiędzy szeregami nieoczekiwanych zmian w zmiennych makroekonomicznych. Obliczenia przeprowadzono za pomocą modułu *Analiza Czynnikowa* programu *STATISTICA*. W prawie wszystkich przypadkach wartość współczynnika korelacji jest bardzo niska (przyjęty poziom istotności

wynosi 0,05). Wyjątek stanowią korelacje pomiędzy: ZSH a ZU (-0,40), ZSH a ZX (0,40) oraz ZU a ZX (-0,35). Uzyskane wyniki sugerują, że zależności pomiędzy zmiennymi są dalekie od doskonałej korelacji, a w związku z tym wszystkie zmienne muszą być uwzględnione w dalszej analizie statystycznej, ponieważ ich szeregi tworzą odrębne zbiory, które nie mogą się wzajemnie zastępować [3].

5.2 Analiza czynnikowa

Analiza czynnikowa jest powszechnie stosowaną metodą badania wewnętrznych zależności w zbiorze zmiennych. Metoda ta zaliczana jest do tzw. modelowania niejawnego. Analiza czynnikowa opiera się na pewnym modelu, w którym zmienne wyjaśniane są zmiennymi ukrytymi, czyli czynnikami. Ścisłej rzecz traktując, wyjaśniane są kowariancje między tymi czynnikami [8]. Proces wyodrębniania czynników wspólnych dla danego zbioru zmiennych rozpoczyna się od obliczenia elementów macierzy ich korelacji, następnie wyodrębnia się czynniki oraz oblicza ich wartości własne. Obliczone wartości własne czynników zawiera tabela 2.

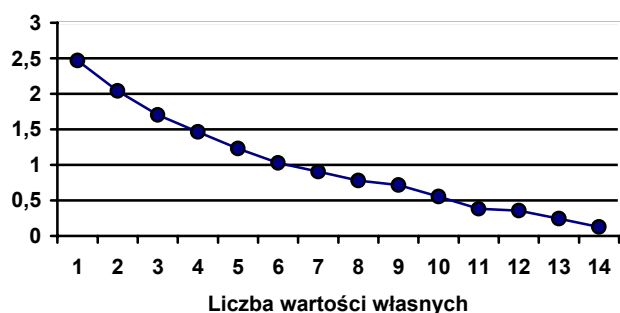
Kolejnym krokiem jest określenie liczby czynników. Zgodnie z kryterium Kaisera³ wybieramy te czynniki, których wartość własna jest bliska lub większa od 1. Zgodnie z tym kryterium wyodrębnionych zostało sześć. Test Osypiska⁴ (rysunek 1) także wskazuje na sześć czynników. Zgodnie z uzyskanymi wynikami w dalszej części pracy rozważanych będzie sześć czynników. Liczba analizowanych czynników w niniejszej pracy jest taka sama jak w pracach innych autorów [3, 5, 16] zajmujących się weryfikacją APT.

³ Kryterium Kaisera – zaproponowane przez Kaisera (1960). Zgodnie z tym kryterium do dalszej analizy brane są te czynniki, które mają wartości własne większe od 1. W istocie chodzi o to, aby czynnik wyodrębniał przynajmniej tyle zmiennych, ile jedna zmienna oryginalna.

⁴ Test osypiska – metoda graficzna zaproponowana przez Cattella (1966). Na wykresie liniowym zaznaczane wartości własne. Cattell sugerował, by znaleźć miejsce, od którego na prawo występuje łagodny spadek wartości własnych. Na prawo od tego punktu znajduje się tylko „osypisko czynnikowe” – „osypisko” jest terminem geologicznym odnoszącym się do gruzu, który zbiera się w dolnej części urwiska skalnego.

Tabela 2. Wartości własne czynników.

Numer czynnika	Wartość własna	% całkowitej wariancji	Skumulowana wartość własna	Skumulowana wariancja w %
1	2,467	17,623	2,467	17,623
2	2,041	14,579	4,508	32,201
3	1,703	12,162	6,211	44,363
4	1,463	10,449	7,674	54,812
5	1,229	8,780	8,903	63,592
6	1,029	7,353	9,932	70,945
7	0,903	6,447	10,835	77,392
8	0,780	5,570	11,615	82,962
9	0,715	5,111	12,330	88,072
10	0,554	3,957	12,884	92,029
11	0,380	2,784	13,274	94,813
12	0,357	2,547	13,630	97,360
13	0,244	1,743	13,874	99,102
14	0,126	0,989	14,000	100,00



Rys. 1. Test osypiska.

Kolejnym krokiem po wyodrębnieniu wartości własnych czynników jest obliczenie wartości ładunków tych czynników dla zmiennych makroekonomicznych. Uzyskane wyniki zamieszczono w tabeli 3.

Pierwszy czynnik wyróżnia się wysokim ładunkiem dodatnim (0,725) przy zmiennej krótkookresowych stóp procentowych, drugi czynnik najwyższy ładunek dodatni (0,69) ma przy zmiennej podaży pieniądza, trzeci czynnik ma najwyższy ładunek dodatni (0,596) przy zmiennej saldo handlu zagranicznego, czwarty czynnik ma najmniejszy ładunek ujemny (-0,525) przy zmiennej długookresowe stopy procentowe, piąty czynnik ma najwyższy ładunek dodatni (0,643) przy zmiennej WIG oraz ostatni, szósty czynnik ma największy ujemny ładunek (-0,608) przy zmiennej stopa bezrobocia.

Tabela 3. Ładunki czynników (zrotowane za pomocą varimaxu znormalizowanego).

Zmienna	Czynnik f_1	Czynnik f_2	Czynnik f_3	Czynnik f_4	Czynnik f_5	Czynnik f_6
ZP	0,477	-0,213	-0,460	0,340	-0,103	-0,115
ZU	-0,300	0,237	-0,402	-0,284	-0,147	-0,608
ZXS	0,534	-0,078	-0,075	0,478	-0,153	0,153
ZSH	-0,179	-0,510	0,596	0,227	0,107	-0,248
ZDB	-0,105	0,259	-0,300	0,334	0,547	-0,312
ZRK	0,725	-0,165	0,418	0,087	0,092	-0,161
ZRD	0,492	-0,358	0,044	-0,525	-0,038	-0,384
ZBS	0,503	0,074	0,035	-0,193	0,427	0,124
ZD	0,371	0,663	0,212	0,236	0,255	0,017
ZWIG	-0,100	-0,642	-0,066	-0,091	0,643	-0,074
ZM	0,072	0,690	0,125	0,019	0,203	-0,253
CZ	-0,529	-0,281	-0,358	0,424	0,207	0,079
RN	0,551	-0,197	-0,524	0,221	-0,186	-0,184
INW	-0,256	-0,035	0,482	0,511	0,270	-0,408

(*) – statystycznie istotne przy poziomie istotności $\alpha=0,05$.

W oparciu o otrzymane ładunki czynnikowe obliczono oceny regresyjne czynników dla badanego okresu styczeń 1996–listopad 1999. Otrzymane wartości czynnikowe dla wyodrębnionych sześciu czynników (f_1 – f_6) zostały wykorzystane jako zmienne objaśniające w procesie estymacji modelu APT.

5.3 Estymacja i weryfikacja modelu APT

Model APT oszacowano dla wyodrębnionych czynników (w dwóch wariantach) oraz dla portfeli wygenerowanych na podstawie stóp zwrotu z akcji. Wygenerowane szeregi czasowe stóp zwrotu różniły się liczebnością walorów wchodzących w danego portfela. Wagi walorów w portfelu były takie same, a ich liczba wynosiła odpowiednio: jeden, dwa, trzy, cztery, pięć, dziesięć, piętnaście, dwadzieścia, dwadzieścia pięć oraz trzydzieści walorów.

W pierwszym wariancie modelu APT, zbiór zmiennych objaśniających tworzą wartości regresyjne sześciu czynników otrzymanych za pomocą analizy czynnikowej. Model wyjściowy (I) ma postać:

$$r_i = \beta_{i0} + \beta_{i1}f_1 + \dots + \beta_{i6}f_6 + \xi_i \quad (I)$$

W drugim wariancie modelu APT zbiór zmiennych objaśniających stanowią oryginalne zmienne makroekonomiczne. Są te które mają największe ładunki przy odpowiednich czynni-

kach f będących zmiennymi objaśniającymi w modelu I. Są to następujące zmienne egzogeniczne: ZRK, ZRM, ZSH, ZRD, ZWIG, ZU. Model wyjściowy (II) ma postać:

$$r_i = \beta_{i0} + \beta_{i1}ZRK + \beta_{i2}ZRM + \beta_{i3}ZSH + \beta_{i4}ZRD + \beta_{i5}ZWIG + \beta_{i6}ZU + \xi_i \quad (II)$$

Procedura szacowania parametrów β w obu modelach została przeprowadzona za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Dla uzyskanych ocen parametrów strukturalnych β obliczono ich wartości średnie dla portfeli różniących się liczbą walorów, frakcję statystyk t-Studenta dla poszczególnych ocen, które były większe od wartości krytycznej $t_{\alpha}=1,96$ (w %) oraz zbadano rozkład uzyskanych ocen parametrów za pomocą testu B-S⁵.

W drugim etapie weryfikacji modelu APT, za pomocą metody najmniejszych kwadratów, oszacowano regresje przekrojowe postaci (dla obu wariantów modelu I i II):

$$E(r_i) = \lambda_0 + \lambda_1\beta_{1i} + \dots + \lambda_6\beta_{6i}$$

Dla oszacowanych parametrów λ obliczono ich średnie błędy szacunku, współczynniki determinacji, statystykę t-Studenta oraz statystykę F.

5.3.1 Wyniki I etapu estymacji APT

W modelu I średnie wartości parametrów strukturalnych są takie same dla wszystkich portfeli. Średnia ocena parametru $\beta_0=1,369$ jest dodatnia. Frakcje statystyk t-Studenta, które są większe od wartości krytycznej testu istotności parametrów, dla portfeli jednoelementowych wynosi 16,07%. Wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu rośnie i tak dla portfeli 30-elementowych wynosi 35,56%. Wartość statystyki B-S jest mniejsza od wartości krytycznej dla portfeli jedno-, dwu-, trzy-, pięcio- i piętnastoelementowych, co oznacza że rozkład wartości parametru β dla tych portfeli jest normalny, w pozostałych przypadkach rozkład tych wartości nie jest rozkładem normalnym, przy założonym poziomie istotności $\alpha=0,05$.

Średnia wartość ocen β_1 wynosi $-0,556$. Znak tego parametru jest ujemny, oznacza to, że jeżeli czynnik f_1 wzrośnie o jedną jednostkę, a pozostałe czynniki nie ulegną zmianie, wówczas stopa

zwrotu z portfela zmaleje średnio o 0,556 punktów procentowych. Frakcja statystyk t, które informują ile parametrów jest statystycznie istotnie różnych od zera, jest niewielka, wynosi 8,929% dla 1-elementowego portfela i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu dąży do zera. Z wyników testu B-S wynika, że w żadnym z portfeli rozkład wartości oszacowanych parametrów β_1 nie jest normalny.

Średnia wartość parametru strukturalnego β_2 wynosi $-5,104$. Wartość tego parametru wskazuje, że wraz ze wzrostem wartości czynnika f_2 o jedną jednostkę, pozostałe czynniki nie ulegną zmianie, stopa zwrotu z portfela zmaleje średnio o 5,104 punktu procentowego. Frakcja statystyk t, które są większe od wartości krytycznej dla portfeli jednoelementowych wynosi 67,9% i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu szybko rośnie i tak dla portfeli co najmniej 5-elementowych wynosi 100%. Wartość statystyki B-S jest mniejsza od wartości krytycznej dla portfeli jedno- i dwudziestoelementowych, co oznacza rozkład wartości parametru β_2 dla tych portfeli jest normalny.

Średnia wartość ocen parametru β_3 kształtuje się na poziomie $-1,213$. Wartość tego parametru wskazuje, że wraz ze wzrostem wartości czynnika f_3 o jedną jednostkę, przy założeniu, że pozostałe czynniki nie ulegną zmianie, stopa zwrotu z portfela zmaleje średnio o 1,213 punktu procentowego. W modelu I frakcja statystyk t, które informują ile parametrów jest statystycznie istotnie różnych od zera, jest niewielka dla portfeli 1-elementowych 1,786%, liczba ta zwiększa się do poziomu 11,31% dla portfeli 15-elementowych, a następnie znowu zaczyna maleć i dla portfeli 30-elementowych wynosi 6,71%. Rozkład wartości oszacowanych parametrów β_3 jest normalny dla portfeli jedno-, dwudziesto-, dwudziestopięcio- i trzydziestoelementowych. W pozostałych przypadkach rozkłady nie są rozkładami normalnymi.

Średnia wartość parametru β_4 wynosi 0,604. Wartość tego parametru wskazuje, że wraz ze wzrostem wartości czynnika f_4 o jedną jednostkę, zakładając, że pozostałe czynniki nie ulegną zmianie, stopa zwrotu z portfela wzrośnie średnio o 0,604 punktu procentowego. Frakcja statystyk t jest niewielka 8,929% dla 1-elementowego i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu dąży do zera (dla portfeli trzydziestoelementowych wynosi 0,03). Wartości statystyki B-S wskazują, że rozkład wartości

⁵ Test Bowmana-Shentona do badania normalności rozkładu, oparty o współczynniki skośności i spłaszczenia.

oszacowanych parametrów β_4 jest normalny dla portfeli jedno-, dziesięcio-, dwudziesto-, dwudziestopięcio- i trzydziestoelementowych.

Średnia wartość parametru β_5 wynosi 5,659. Wartość tego parametru wskazuje, że wraz ze wzrostem wartości czynnika f_5 o jedną jednostkę, pozostałe czynniki nie ulegną zmianie, stopa zwrotu z portfela wzrośnie średnio o 5,659 punktu procentowego. Frakcja statystyk jest duża i wynosi 75% dla 1-elementowego portfela modelu I i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu szybko rośnie aż do poziomu 100 % dla portfeli co najmniej pięcioelementowych (czyli 5,10,15, 20,25, 30). Wartości obliczone statystyki B-S wskazują, że rozkład wartości parametru β_5 jest normalny dla portfeli jedno-, dziesięcio-, piętnasto- i dwudziestoelementowych.

Średnia wartość parametru β_6 wynosi 0,411. Wartość tego parametru wskazuje, że wraz ze wzrostem wartości czynnika f_6 o jedną jednostkę, zakładając, że pozostałe czynniki nie ulegną zmianie, stopa zwrotu z portfela zmaleje średnio o 0,411 punktu procentowego. Frakcja statystyk t , które informują ile parametrów jest statystycznie istotnie różnych od zera, jest niewielka i waha się w przedziale od 0 % dla portfeli 25- i 30-elementowych do 5,36% dla portfeli jednoelementowych. Wartości statystyki B-S dla wszystkich portfeli wskazują, że rozkład wartości oszacowanych parametrów β_6 nie jest rozkładem normalnym.

W modelu II parametr β_0 ma wartość ujemną -0,701, natomiast frakcja statystyk t , większych od wartości krytycznej jest niewielka (około 2%) i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu dąży do zera. Z testu t wynika więc, że parametr β_0 jest statystycznie nieistotnie różny od zera. Rozkład wartości tego parametru jest normalny w przypadku portfeli jednoelementowych oraz dwudziesto- i trzydziestoelementowych.

Średnia wartość parametru β_1 wynosi -0,417, co oznacza, że wraz z nieoczekiwanym wzrostem krótkookresowej stopy procentowej o 1 punkt procentowy, przy założeniu stałości pozostałych zmiennych, stopa zwrotu z portfela akcji zmaleje średnio o 0,417 punktu procentowego. Frakcja statystyk t większych od wartości krytycznej dla 1-elementowego portfela wynosi 5,37 % i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu dąży do zera. Rozkład wartości oszacowanych parametrów β_1 jest normalny dla

portfeli jedno-, dwu-, trzy-, dziesięcio-, dwudziesto- i trzydziestoelementowych.

Średnia wartość parametru strukturalnego β_2 wynosi 0,665. Wartość tego parametru wskazuje, że wraz z nieoczekiwanym wzrostem podaży pieniądza o jedną jednostkę, pozostałe zmienne nie ulegną zmianie, stopa zwrotu z portfela wzrośnie średnio o 0,665 punktu procentowego. Frakcja statystyk t , większych od wartości krytycznej jest niewielka (około 3-4%) i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu zmniejsza się do 0,25% dla portfeli 30-elementowych. Wartość statystyki B-S jest mniejsza od wartości krytycznej dla portfeli jedno- i dwudziestoelementowych, co oznacza, że rozkład wartości parametru β_2 dla tych portfeli jest normalny.

Średnia wartość ocen parametru β_3 kształtuje się na poziomie -0,208. Wartość tego parametru wskazuje, że wraz z nieoczekiwanym wzrostem poziomu salda handlu zagranicznego o jedną jednostkę, jeśli pozostałe zmienne nie ulegną zmianie, stopa zwrotu z portfela zmaleje średnio o 0,208 punktu procentowego. W modelu II udział liczby parametrów β_3 statystycznie istotnie różnych od zera dla 1-elementowego portfela wynosi 8,929%, wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu szybko rośnie i dla portfeli 30-elementowych osiąga wartość 61,41%. Rozkład wartości oszacowanych parametrów β_3 jest normalny dla portfeli dwudziesto- i trzydziestoelementowych. W pozostałych przypadkach rozkład ten nie jest rozkładem normalnym.

Średnia wartość parametru β_4 wynosi 0,128. Jeżeli nastąpi nieoczekiwany wzrost długookresowej stopy procentowej o jeden punkt procentowy, a pozostałe zmienne nie ulegną zmianie, to stopa zwrotu z portfela wzrośnie średnio o 0,128 punktu procentowego. Frakcja statystyk t , które informują ile parametrów jest statystycznie istotnie różnych od zera, jest niewielka 5,357% dla 1-elementowego portfela i wraz ze wzrostem liczby walorów w portfelu dąży do zera (dla portfeli trzydziestoelementowych wynosi 0,00). Wartości statystyki B-S wskazują, że rozkład wartości oszacowanych parametrów β_4 jest normalny tylko dla portfeli jednoelementowych.

Średnia wartość parametru β_5 wynosi 0,860. Ocena tego parametru informuje, że nieoczekiwany wzrost stopy zwrotu WIG o jeden punkt procentowy, przy założeniu że pozostałe zmienne nie ulegną zmianie, spowoduje że stopa

zwrotu z portfela wzrosnie średnio o 0,860 punktu procentowego. Frakcja statystyk jest duża i wynosi 91,1% dla 1-elementowych portfeli, 99,6% dla portfeli dwuelementowych i 100% do pozostałych portfeli. Wartości obliczone statystyki B-S wskazują, że rozkład wartości parametru β_5 jest normalny dla portfeli jedno-, pięcio-, dziesięcio-, dwudziesto- i dwudziestopięcioelementowych.

Średnia wartość parametru β_6 wynosi -0,184. Jeżeli nastąpi nieoczekiwany wzrost stopy bezrobocia o jeden punkt procentowy, a pozostałe zmienne nie ulegną zmianie, to stopa zwrotu z portfela zmaleje średnio o 0,184 punktu procentowego. Frakcja statystyk t , które informują ile parametrów jest statystycznie istotnie różnych od zera, jest niewielka i waha się w przedziale od 0% dla portfeli 25- i 30-elementowych do 3,38% dla portfeli dwuelementowych. Wartości statystyki B-S wskazują, że rozkład wartości oszacowanych parametrów β_6 jest normalny dla portfeli 1-, 2-, 15-, 20-, 25- i 30-elementowych.

5.3.2 Wyniki II etapu estymacji APT

W przypadku I modelu APT, dla wszystkich liczebności portfeli, obliczona wartość statystyki F , wskazuje, że parametry strukturalne są statystycznie istotnie różne od zera, tym samym zmienne objaśniające statystycznie istotnie oddziałują na zmienną objaśnianą (stopę zwrotu portfeli). Wartość współczynnika determinacji dla modelu I dla wszystkich portfeli przyjmuje wartość około 0,36, co oznacza że 0,36 całkowitej zmienności stopy zwrotu wygenerowanych portfeli jest wyjaśniona przez zmienność wartości czynnikowych f_1 - f_6 .

Ocena parametru λ_0 dla modelu I ma największą wartość -1,29 dla portfela 15-elementowego, najmniejszą -1,45 dla 5-elementowego. W pierwszym modelu APT parametr λ_1 jest dodatni i przyjmuje wartości z przedziału (0,05-0,08), parametr λ_2 ma ujemny znak, a jego wartość dla prawie wszystkich portfeli wynosi -0,46. Parametr λ_3 ma najmniejszą wartość dla portfela 10-elementowego 0,16, a największą 0,21 dla 15-elementowego. Oceny parametru λ_4 mają znaki dodatnie i ujemne, jego przeciętna wartość jest bliska zeru. Największą wartość osiąga dla portfela 20-elementowego 0,01, a najmniejszą -0,01 dla portfeli 3, 4 i 5 elementowych. Oba parametry λ_5 i λ_6 mają

dodatnie znaki, i wynoszą odpowiednio 0,12 i -0,08.

W II modelu APT, dla wszystkich liczebności portfeli, obliczone wartości statystyki F wskazują, że zmienne objaśniające statystycznie istotnie oddziałują na zmienną objaśnianą (stopę zwrotu portfeli). Wartość współczynnika determinacji dla modelu II dla wszystkich portfeli przyjmuje wartość około 0,46, co oznacza że 0,46 całkowitej zmienności stopy zwrotu wygenerowanych portfeli jest wyjaśniona przez zmienność 6 zmiennych makroekonomicznych.

Ocena parametru λ_0 dla modelu II ma największą wartość dla portfela 25-elementowego -1,70 i najmniejszą dla 20-elementowego -1,84. We wszystkich portfelach znak przy parametrze jest ujemny i wartość statystyki t wskazuje na statystyczną istotność tego parametru λ_0 jest statystycznie istotnie różna od zera). W modelu APT zgodnie z teorią wyraz wolny interpretowany jest jako oczekiwana stopa zwrotu portfela, w tym przypadku stopa zwrotu jest ujemna. W modelu II parametr λ_1 jest dodatni i wynosi około 0,33 dla wszystkich liczebności portfeli. Parametr λ_2 oszacowano na poziomie 0,24. Parametr λ_3 kształtuje się na poziomie 0,42. Oceny parametru λ_4 mają znak ujemny i wynosi średnio -0,21. Parametr λ_5 ma największą wartość dla portfela 20-elementowego 3,76, a najmniejszą 3,60 dla portfela 25-elementowego. Parametr λ_6 oszacowano na poziomie -0,43.

W modelu II parametry strukturalne znajdujące się przy zmiennych będącymi wrażliwością reakcji stopy zwrotu portfela na nieoczekiwaną zmianę krótkookresowej λ_1 i długookresowej λ_4 stopy procentowej wynoszą odpowiednio 0,33 i -0,21. Interpretacja jest następująca: jeżeli wrażliwość stopy zwrotu portfela na nieoczekiwaną zmianę krótkookresowej stopy procentowej wzrosnie o 1%, a pozostałe zmienne pozostaną stałe, wówczas oczekiwana stopa zwrotu z portfela wzrosnie średnio o 0,33%. Jeżeli wrażliwość stopy zwrotu portfela na nieoczekiwaną zmianę długookresowej stopy procentowej wzrosnie o 1%, a pozostałe zmienne pozostaną stałe, wówczas oczekiwana stopa zwrotu z portfela zmniejszy się średnio o 0,21%. Wrażliwość stóp zwrotu portfeli na zmiany w poziomie stóp procentowych określane jest mianem ryzyka stóp procentowych, tzn. wzrost stóp procentowych powoduje spadek stóp zwrotu walorów. Ryzyko takie pojawi się

wówczas, kiedy NBP nieoczekiwanie podniesie poziom stóp procentowych. Spowoduje to po pierwsze zmniejszenie zysku spółek, ponieważ wzrośnie koszt kredytu danej spółki, a po drugie zwiększenie oprocentowania lokat bankowych. Istnieje hipotetyczna sytuacja, w której ma miejsce działanie odwrotne, tzn. sytuacja na giełdzie powoduje zmianę poziomu stóp procentowych, na przykład gwałtowna hossa na giełdzie może wywołać podwyżkę stóp procentowych, perturbacje w bankach lub w budżecie państwa.

Kolejny parametr można zinterpretować w następujący sposób: jeżeli podaż pieniądza wzrośnie o 1%, a pozostałe zmienne nie ulegną zmianie, wówczas średnia stopa zwrotu portfela wzrośnie o 0,25%. Takie oddziaływanie zmian podaży pieniądza na stopy zwrotu akcji może wynikać z faktu, że od roku 1996 rozpoczął się okres rosnącego popytu na pieniądź, wzrost ten był szczególnie intensywny w latach 1998-1999. Zjawisko to potwierdzone jest coraz większym stopniem monetaryzacji gospodarki polskiej, przejawiającej się w rosnącym udziale aktywów finansowych, w tym również majątku finansowego, w portfelach podmiotów gospodarczych i gospodarstw domowych. Jest to konsekwencją malejącej inflacji oraz rozwoju rynków finansowych w Polsce, umożliwiającą racjonalne kształtowanie struktury posiadanych aktywów. W portfelach aktywów podmiotów gospodarczych i gospodarstw domowych wyraźnie wzrósł udział dających dochód aktywów finansowych. Duża część aktywów pieniężnych pełni rolę majątku finansowego utrzymywanego po to, aby przynosił dochód z oprocentowania. Nastąpiła zmiana preferencji podmiotów, które – w stosunku do lat ubiegłych – wykazują relatywnie wyższy popyt na pieniądź, w tym skłonność do utrzymywania większej części swego majątku (bogactwa, oszczędności) w postaci środków o dużej płynności.

Czynnikiem, który może oddziaływać na kształtowanie się kursów akcji na giełdzie jest saldo obrotów handlu zagranicznego. Dodatkowo saldo handlu wpływa dodatkowo na poziom kursów akcji, tzn. wywołuje ich wzrost, natomiast ujemne saldo handlu zagranicznego powoduje spadek kursów akcji. W Polsce w latach od 1996 do 1999 saldo handlu zagranicznego było ujemne, w związku z tym w pierwszym etapie weryfikacji otrzymano ocenę parametru beta zmiennej ZSH na poziomie -0,208. Interpretacja

tego parametru jest następująca: jeżeli saldo handlu zagranicznego nieoczekiwanie wzrośnie o 1%, a pozostałe zmienne nie ulegną zmianie, wówczas średnia stopa zwrotu portfela zmaleje o średnio 0,208 %. W drugim etapie weryfikacji parametr strukturalny λ_3 oszacowano na poziomie 0,42, co oznacza, że jeżeli wrażliwość stopy zwrotu portfela na nieoczekiwaną zmianę salda handlu zagranicznego wzrośnie o 1%, a pozostałe zmienne pozostaną stałe, wówczas oczekiwana stopa zwrotu z portfela wzrośnie średnio o 0,42%.

WIG, czyli Warszawski Indeks Giełdowy jest wskaźnikiem, który w pewnym przybliżeniu, służy do określania kierunków ruchów cen akcji na rynku. Indeks WIG pokazuje, czy na giełdzie występuje tendencja zwyżkowa, zniżkowa czy nastąpiła stabilizacja. Kształtowanie się poziomu WIG w sposób istotny wpływa na zachowania wszystkich uczestników rynku giełdowego. Zjawisko to określane jest jako ryzyko rynku, ponieważ jeśli cały rynek papierów wartościowych rośnie, wówczas cena pojedynczego papieru również rośnie i odwrotnie, gdy rynek traci na wartości, ceny poszczególnych papierów spadają. Oszacowaną wartość parametru λ_5 można zinterpretować następująco: jeżeli wrażliwość stopy zwrotu portfela na nieoczekiwaną zmianę stopy zwrotu WIG wzrośnie o 1%, a pozostałe zmienne pozostaną stałe, wówczas oczekiwana stopa zwrotu z portfela wzrośnie średnio o 3,70%.

Gospodarka każdego kraju powinna rozwijać się w sposób cykliczny, co oznacza, że naprzemiennie występują okresy ożywienia i depresji gospodarczej. Jednym z istotnych elementów charakteryzujących stan gospodarki w danej fazie cyklu jest stopa bezrobocia. W fazie depresji produkcja przedsiębiorstw jest słaba, tym samym ich zyski są słabe, a zapotrzebowanie na siłę roboczą małe, występuje więc duże bezrobocie. Wszystkie te czynniki powodują, że kursy akcji notowanych na giełdzie są niskie. Po fazie depresji rozpoczyna się faza ożywienia gospodarczego, które charakteryzuje się intensywną produkcją, tym samym przedsiębiorstwa osiągają duże zyski i występuje zapotrzebowanie na siłę roboczą, co wywołuje spadek stopy bezrobocia, w tej sytuacji kursy akcji rosną. Oszacowana wartość parametru λ_6 na poziomie -0,43 sugeruje, że w latach 1996-1999 wzrost stopy bezrobocia powodował spadek oczekiwanej stopy zwrotu akcji.

Interpretacja jest następująca: jeżeli wrażliwość stopy zwrotu portfela na nieoczekiwaną zmianę stopy bezrobocia wzrośnie o 1%, a pozostałe zmienne pozostaną stałe, wówczas oczekiwana stopa zwrotu z portfela zmaleje średnio o 0,43%.

6 WNIOSKI

Przedmiotem badań tej pracy jest empiryczna weryfikacja Teorii Arbitrażu Cenowego na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Uzyskane wyniki sugerują, że źródłem ryzyka systematycznego rozwijającego się rynku kapitałowego Polski są czynniki makroekonomiczne. W analizowanym okresie styczeń 1996-listopad 1999 były to czynniki reprezentowane są przez następujące zmienne: stopa wzrostu krótko i długookresowych stóp procentowych, stopa wzrostu salda handlu zagranicznego, stopa bezrobocia, stopa wzrostu podaży pieniądza na rynku, stopa wzrostu WIG. Analiza statystyczna szeregów czasowych, które zostały poddane badaniu, wykazała niski stopień ich skorelowania w czasie i pomiędzy sobą, a zatem możemy je traktować jako stacjonarne szeregi niezależnych zmiennych. Modele oszacowane na podstawie zaproponowanego zbioru czynników charakteryzują się dobrym dopasowaniem pod względem statystycznym i ekonometrycznym.

Podsumowując - APT może być narzędziem służącym do określenia źródeł oraz poziomu ryzyka systematycznego na GPW.

- 7) Elton E.J., Gruber M.J., Blake C.R. (1995). *Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance*. The Journal of Finance 9, 1229-1255.
- 8) Everitt B.S., Dunn G. (1991). *Applied Multivariate Data Analysis*. London, John Wiley and sons.
- 9) Haugen R.A. (1996). *Teoria Nowoczesnego inwestowania*. Warszawa: WIG-Press
- 10) Jajuga K., Jajuga T. (1994) *Jak inwestować w papiery wartościowe*. Warszawa, Wydawnictwo Naukowe PWN.
- 11) Jajuga K., Jajuga T. (1996) *Inwestycje. Instrumenty finansowe, ryzyko finansowe, inżynieria finansowa*. Warszawa, Wydawnictwo Naukowe PWN.
- 12) Johnston J.D. *Econometrics Methods* (1997). London, The McGraw-Hill Companies.
- 13) Mayo H.B. (1997). *Wstęp do inwestowania*. Warszawa: KE Liber.
- 14) Li Y. (1998). *Expected stock returns, risk premiums and volatilities of economic factors*. Journal of Empirical Finance 5, 69-97.
- 15) Ross S.A. (1976). *The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing*. Journal of Economic Theory 13, 341-360.
- 16) Ross S.A., Roll R.R. (1980). *An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory*, Journal of Finance vol.XXXV no.5.

BIBLIOGRAFIA

- 1) Antoniou A., Garrett I., Priestley R. (1998). *Macroeconomic variables as common pervasive risk factors and the empirical content of the arbitrage pricing theory*. Journal of Empirical Finance vol.5.
- 2) Bołt T., Miłobędzki P. *Model arbitrażu cenowego*. (1991). Opracowanie wykonane w ramach projektu KBN (PB 2511-1-91).
- 3) Chen N., Bradford D.J.(1993). *Some empirical tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. derived factors*. Journal of Banking and Finance 17, 65-80.
- 4) Chen N., Roll R., Ross S.A. (1986). *Economic Forces and the Stock Market*. Journal of Business vol.59, no.3, 383-403.
- 5) Clare A.D., Priestley R. (1998). *Risk factors in the Malaysian stock market*. Pacific-Basin Finance Journal 6, 103-114.
- 6) Dhrymes P.J., Fien I., Gultekin N.B., (1985). *An Empirical Examination of the Implications of the Arbitrage Pricing Theory*, The Journal of Finance vol. 9.

