

Piotr Wdowiński\* , Daniel Wrzeński\*\*

## CZYNNIKI RYZYKA RYNKU KAPITAŁOWEGO W POLSCE

**Streszczenie.** W artykule podjęliśmy próbę określenia czynników mających wpływ na poziom ryzyka rynku kapitałowego w Polsce w latach 1996–2002. Ryzyko rynku kapitałowego zostało wyrażone jako zmienny parametr strukturalny regresji, tzw. współczynnik BETA, dla indeksów WIG i WIG20 z Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie względem głównych zagranicznych indeksów giełdowych (Dow Jones, NASDAQ, DAX i FTSE). Szeregi czasowe współczynników BETA zostały wyznaczone jako parametr regresji, oszacowany na próbie dziennej w miesięcznych podokresach w regresjach dla indeksu WIG i WIG20 względem rozpatrywanych indywidualnie zagranicznych indeksów giełdowych. Kolejne wyrazy szeregów czasowych ryzyka dla próby miesięcznej w latach 1996–2002 dla obu indeksów zostały obliczone jako średnie arytmetyczne oszacowanych współczynników BETA. Stawiamy hipotezę, że tak zdefiniowane ryzyko zależy od monetarnych i realnych czynników wyrażających poziom rozwoju gospodarczego Polski, do których zaliczamy: stopę procentową, kurs walutowy złotego, dochód, wydajność pracy, saldo bilansu handlowego i deficyt budżetowy. Czynniki ryzyka zostały wyrażone jako różnice względem odpowiednich zmiennych dla gospodarki światowej. Jako aproksymację zachowań gospodarki światowej przyjęliśmy gospodarkę USA. Za pomocą procedury oceny predyktywnej jakości modeli ekonometrycznych, zaproponowanej w pracy Faira i Shillera (1990), dokonaliśmy oceny względnej siły wpływu czynników monetarnych i realnych na ryzyko rynku kapitałowego. Wnioskujemy, że czynniki monetarne, takie jak stopa procentowa i kurs walutowy, miały większy wpływ niż czynniki realne na kształtowanie się ryzyka rynku kapitałowego w Polsce.

**Słowa kluczowe:** rynek kapitałowy, ryzyko, model ekonometryczny, prognozowanie.

### 1. WPROWADZENIE

Ryzyko, obok stopy zwrotu, jest jednym z najważniejszych parametrów oceny projektów inwestycyjnych. W literaturze ekonomiczno-finansowej ryzyko często jest punktem wyjścia wielu rozważań teoretycznych. Specyficznie, bo jako miara statystyczna, ów parametr stanowi jeden z podstawowych

\* Dr, adiunkt, Katedra Ekonometrii, Uniwersytet Łódzki.

\*\* Mgr, absolwent Uniwersytetu Łódzkiego.

elementów klasycznej teorii wyboru portfela, zaproponowanej przez Markowitza (1952). Ryzyko inwestycji finansowych było również przedmiotem rozważań Sharpe'a (1964), który zaproponował alternatywne podejście do pomiaru ryzyka, wprowadzając popularny model wyceny dóbr kapitałowych (CAPM).

Większość podejmowanych współcześnie decyzji inwestycyjnych w odniesieniu do rynków krajowych i międzynarodowych wymaga podejmowania prób szacowania syntetycznych wskaźników ryzyka na poziomie nie tylko wybranych rynków, ale również całej gospodarki. Globalizacja światowych rynków finansowych prowadzi do zwiększenia stopnia ich integracji. W ślad za tym idzie rozwój rynków wschodzących, do których należy zaliczyć również rynek finansowy w Polsce. Do rozwoju rynku finansowego, a w szczególności rynku kapitałowego, w Polsce przyczynił się proces prywatyzacji, napływ bezpośrednich inwestycji zagranicznych oraz rozwój sektora bankowego i ubezpieczeniowego. Integrację rynków kapitałowych Europy Środkowo-Wschodniej z największymi giełdami europejskimi i światowymi przyspieszy akcesja nowych państw do Unii Europejskiej.

W niniejszym artykule spróbujemy określić czynniki makroekonomiczne wpływające na ryzyko rynku kapitałowego w Polsce. W tym celu zbudujemy i oszacujemy modele ekonometryczne, w których w charakterze zmiennej objaśnianej wystąpi oszacowany przez nas wskaźnik ryzyka rynku kapitałowego, natomiast w roli zmiennych objaśniających wykorzystamy zmienne makroekonomiczne o charakterze nominalnym i realnym.

Problem ryzyka w inwestycjach finansowych, a w szczególności w przypadku inwestycji na rynku kapitałowym był szeroko poruszany w literaturze przedmiotu. Wśród licznych prac na uwagę zasługują opracowania następujących autorów: Chang i Pinegar (1987); Erb, Harvey i Viskanta (1994, 1996); Diamonte, Liew i Stevens (1996); Choi i Rajan (1997); Brooks, Faff i Ho (1997); Groenewold i Fraser (1997); De Haan, Siermann i van Lubek (1997); Bracker i Koch (1999); Gangemi, Brooks i Faff (2000). W swych pracach w różnych ujęciach metodologicznych poruszali problem wpływu takich zmiennych makroekonomicznych, jak: inflacja, kurs walutowy, stopy procentowe, podaż pieniądza i in., na alternatywnie wyznaczone wskaźniki ryzyka rynków kapitałowych w krajach rozwiniętych i rozwijających się. Ponadto warto zwrócić uwagę na prace takich autorów, jak: Haugen (1996); Elton i Gruber (1998); Jajuga i Jajuga (1999); Osiewalski i Pipień (2000); Dębski (2001); Tarczyński (2002), w których zaprezentowano różne podejścia metodologiczne do problemu ryzyka rynków i instrumentów finansowych. Do fundamentalnych opracowań dotyczących ekonometrycznej metodologii wykorzystywanej współcześnie do pomiaru ryzyka instrumentów finansowych należy zaliczyć prace następujących autorów: Engle (1982); Bollerslev (1986); Andersen i Bollerslev (1998).

Motywacją do przeprowadzenia badań nad ryzykiem rynku kapitałowego w Polsce były wnioski przedstawione w bogatej literaturze przedmiotu. W kilku istotnych aspektach artykuł ten prezentuje nowe zagadnienia. Po pierwsze, bezpośrednio wyznaczyliśmy miarę ryzyka w postaci współczynnika beta z linii charakterystycznych rynku kapitałowego w Polsce. Po drugie, w charakterze zmiennych objaśniających w modelach ryzyka wykorzystaliśmy relacje zmiennych krajowych do zmiennych zagranicznych. Po trzecie, zastosowaliśmy procedurę prognostyczną w celu wyodrębnienia czynników ryzyka.

W artykule zaprezentowano alternatywne podejście do kwestii modelowania ryzyka rynku kapitałowego. Głównym celem tego opracowania było określenie wpływu czynników monetarnych i realnych gospodarki na kształtowanie się poziomu ryzyka rynku kapitałowego w Polsce.

## 2. METODOLOGIA POMIARU RYZYKA RYNKU KAPITAŁOWEGO

Przedstawimy obecnie metodologię, na podstawie której wyznaczyliśmy szeregi czasowe zmiennej wyrażającej ryzyko rynku kapitałowego. Do oszacowania ryzyka wykorzystaliśmy model linii charakterystycznych rynku kapitałowego w Polsce w odniesieniu do największych giełd zagranicznych, który to model w postaci ogólnej opisuje równanie:

$$\dot{y}_{it} = \alpha_{ij} + \beta_{ij} \dot{x}_{jt} + u_{it} \quad (1)$$

gdzie:

$\dot{y}$  – stopy zwrotu indeksów GPW w Warszawie<sup>1</sup> (w %),

$\dot{x}$  – stopy zwrotu indeksów giełd zagranicznych (w %),

$u$  – składnik losowy,  $u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ ,

$i = \{WIG, WIG20\}$ ,

$j = \{Dow Jones, NASDAQ, DAX, FTSE\}$ .

W celu oszacowania  $\beta$ -ryzyka rynku kapitałowego wykorzystaliśmy próbę statystyczną dziennych stóp zwrotu zamknięcia indeksów giełdowych WIG i WIG20 oraz stóp zwrotu indeksów największych giełd zagranicznych w okresie od 1.01.1996 r. do 31.12.2002 r. Ta próba została podzielona na 84-miesięczne podokresy. Dla każdego podokresu oszacowaliśmy parametry  $\alpha_{ij}$  i  $\beta_{ij}$  równania regresji postaci (1). W wyniku estymacji tego równania dla każdego miesięcznego podokresu otrzymaliśmy osiem wartości parametrów  $\alpha_{ij}$  i  $\beta_{ij}$ , tj. cztery dla przypadku, gdy zmienną objaśnianą były stopy zwrotu

<sup>1</sup> Symbol kropki nad zmienną oznacza tempo wzrostu danej zmiennej.

indeksu WIG i cztery dla stóp zwrotu indeksu WIG20. Dla tak oszacowanych parametrów strukturalnych  $\beta_{ij}$  policzyliśmy ich średnią arytmetyczną w poszczególnych miesięcznych podokresach odpowiednio dla indeksu WIG i WIG20. Ostatecznie uzyskaliśmy dwa miesięczne szeregi czasowe średnich wartości parametrów  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$ . Za pomocą tak wyznaczonych parametrów  $\beta$  zdefiniowaliśmy ryzyko rynku kapitałowego w Polsce. W tabeli 1 są przedstawione główne statystyki opisowe i statystyka testu normalności dla szeregów  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$ .

Tabela 1. Statystyki zmiennych  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$

Wyszczególnienie	$\beta_{WIG}$	$\beta_{WIG20}$
Średnia	0,27	0,36
Mediana	0,26	0,38
Odchylenie standardowe	0,32	0,35
Wartość największa	1,06	1,07
Wartość najmniejsza	-0,62	-0,61
Współczynnik asymetrii	0,13	-0,28
Kurtoza	3,25	3,21
Statystyka testu Jarque-Bera	0,44 [prob 0,80]	1,22 [prob 0,54]

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie obliczonych statystyk wnioskujemy, że rynek kapitałowy w Polsce charakteryzował się względnie niskim poziomem ryzyka. Jak widać, wartości średniej szeregów  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$  wynoszą odpowiednio 0,27 i 0,36. Dodatnia wartość średnia miar ryzyka oznacza, że zmiany krajowych i zagranicznych indeksów giełdowych dokonują się przeciętnie w tym samym kierunku, co potwierdza powszechną opinię o występującej dodatniej korelacji zmian indeksów giełdowych.

Rozkład zmiennej  $\beta_{WIG}$  można uznać za normalny<sup>2</sup>, o czym świadczy wartość statystyki testu Jarque-Bera (0,44[prob 0,80]), mediana jest aby bliska średniej arytmetycznej, natomiast niewielka dodatnia wartość współczynnika asymetrii informuje o występowaniu nieznacznego zjawiska tzw. „długiego ogona” po prawej stronie rozkładu. W przypadku szeregu  $\beta_{WIG20}$  rozkład tej zmiennej silniej odbiega od rozkładu normalnego. Wartość statystyki Jarque-Bera jest wyższa (1,22[prob 0,54]). Należy jednak uznać, że rozkład tej zmiennej jest niesprzeczny z rozkładem normalnym. Mimo iż średnia i mediana przyjmują zbliżone wartości, a kurtoza nieznacznie

<sup>2</sup> Przegląd testów normalności można znaleźć w pracy: Domański (1990).

odbiega od poziomu dla rozkładu normalnego, to jednak współczynnik asymetrii równy  $-0,28$  informuje o występowaniu „długiego ogona” po lewej stronie rozkładu.

Wyznaczone wartości zmiennych  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$  oraz ich wygładzone przy użyciu filtra Hodricka-Prescotta (HP) wartości zostały zamieszczone w załączniku 1. Analizując je, można zaobserwować interesującą własność. Zarówno w przypadku indeksu WIG, jak i WIG20  $\beta$ -ryzyko w latach 1996–1999 charakteryzowało się tendencją rosnącą. Zatem zgodnie z tą miarą ryzyka w tym okresie rynek kapitałowy w Polsce cechował się rosnącym poziomem ryzyka. W kolejnych latach tendencja ta została odwrócona, a wygładzone wartości  $\beta$ -ryzyka zaczęły przyjmować coraz niższe wartości. Na odmienne kształtowanie się współczynników  $\beta$  w powyższych podokresach, a w szczególności na spadek wartości  $\beta$  po roku 1999, duży wpływ mogło mieć pojawienie się Otwartych Funduszy Emerytalnych (OFE), jako znaczącej grupy inwestorów na rodzimym rynku kapitałowym. Fundusze emerytalne, dosyć wyraźnie zaangażowane w inwestycje na rynku kapitałowym, nie były i nie są zainteresowane spadkiem wartości swoich aktywów, dlatego też generowany przez te instytucje dodatkowy popyt wpływa na mniejszą skalę spadków indeksów giełdowych w Polsce w stosunku do indeksów zagranicznych. Drugim czynnikiem wpływającym na spadek przeciętnego poziomu parametrów  $\beta$  po roku 1999 było pęknięcie „spekulacyjnej bańki” na giełdach zagranicznych, w szczególności w przypadku indeksów NASDAQ i DAX. Odwrót inwestorów od tamtejszych rynków wywołał silny spadek ich indeksów, znacznie przewyższający skalę spadku krajowych barometrów giełdowych. W konsekwencji przełożyło się to na spadek wartości parametrów  $\beta$  dla indeksów WIG i WIG20, informując tym samym o malejącym ryzyku inwestycyjnym na polskiej giełdzie.

W następnym paragrafie wykorzystamy zmienne  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$  jako miary ryzyka rynku kapitałowego w Polsce w charakterze zmiennych objaśnianych w modelach ryzyka, w których czynnikami ryzyka będą zmienne monetarne i realne gospodarki Polski i gospodarki USA.

### 3. ESTYMACJA MODELI RYZYKA

Przedstawimy teraz wyniki analizy modeli ryzyka rynku kapitałowego. Przyjęliśmy hipotezę, że na ryzyko, mierzone za pomocą zmiennego parametru  $\beta$  dla indeksów WIG i WIG20, mają wpływ czynniki należące do sfery monetarnej i realnej<sup>3</sup>. Wśród czynników monetarnych wyróżniliśmy stopy

<sup>3</sup> W pracy Wdowińskiego i Wrzesińskiego (2003) można znaleźć szacunki zmiennych w czasie parametrów  $\beta$  dla indywidualnych akcji notowanych na GPW w Warszawie. Wykorzyst-

procentowe i kursy walutowe, natomiast wśród czynników realnych: dochód, wydajność pracy, saldo bilansu handlowego i deficyt budżetowy. Zmienne zostały wyrażone jako różnice względem odpowiednich zmiennych dla gospodarki USA, za pomocą której aproksymowaliśmy rozwój gospodarki światowej. Przed przystąpieniem do badań empirycznych przyjęliśmy hipotezy dotyczące kierunku wpływu zmiennych objaśniających na ryzyko kapitałowe. W przypadku czynników monetarnych założyliśmy, iż wzrost stopy procentowej powinien wywołać wzrost ryzyka. Ten wpływ należy wiązać z faktem, iż wzrost stóp procentowych stanowi odzwierciedlenie wzrostu oczekiwań inflacyjnych, natomiast wzrost cen jest na ogół postrzegany przez rynki finansowe jako zjawisko negatywne, stanowiące zagrożenie dla wzrostu gospodarczego. W odniesieniu do kursu walutowego założyliśmy, że dewaluacja, poprzez pozytywny wpływ na bilans handlowy, powinna wpłynąć na spadek ryzyka. W przypadku modeli opartych na czynnikach realnych przyjęliśmy, że wzrost takich zmiennych, jak: deficyt handlowy i deficyt budżetowy, świadczy o nasilaniu się negatywnych zjawisk w gospodarce i dlatego też powinien spowodować wzrost ryzyka rynkowego. Natomiast wyższe tempo wzrostu dochodu i wydajności pracy na tle gospodarki światowej, rozumiane jako wzrost konkurencyjności gospodarki Polski, powinno przyczyniać się do spadku ryzyka.

Miesięczna próba statystyczna została podzielona na dwie podpróby, tj. na okres 1996m1–1999m1 oraz 1999m2–2002m12, w których zaobserwowano odmienne kształtowanie się ryzyka rynku kapitałowego (por. wykresy w załączniku 1). Pierwotnie szeroka specyfikacja monetarnych i realnych modeli ryzyka, uwzględniająca ponadto takie zmienne, jak: premia za ryzyko, inflacja i stopa bezrobocia, została w procesie estymacji i weryfikacji empirycznej zawężona i spośród kilku modeli ryzyka zostały wybrane te, posiadające poprawną treść ekonomiczną, w myśl przyjętych hipotez, i cechujące się dobrymi własnościami statystycznymi. W tabelach 2 i 3 oraz w załączniku 2 przedstawiamy wyniki estymacji tych modeli ryzyka zarówno w całej próbie, jak i w podpróbach. Na początek w tabeli 2 zaprezentujemy wyniki estymacji modeli monetarnych dla przypadku ryzyka indeksu WIG i WIG20, tj. dla zmiennych objaśnianych  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$ .

Najlepszymi z ekonomicznego i statystycznego<sup>4</sup> punktu widzenia predyktorami ryzyka w przypadku monetarnym zarówno dla indeksu WIG, jak i WIG20 okazały się predyktory, w których czynnikami ryzyka są stopy

tano tam zmienne w czasie parametry  $\beta$  oszacowane dla dziennych stóp zwrotu na próbach statystycznych o zmiennej liczebności. Uzmiennienie parametrów  $\beta$  pozwoliło na uzyskanie zadowalających prognoz portfeli akcji w oparciu o modele Markowitza i Sharpe'a w przypadku prób miesięcznych i krótszych.

<sup>4</sup> Bogaty przegląd metod testowania modeli ekonometrycznych można znaleźć w pracy: Milo (1997).

Tabela 2. Modele ryzyka  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$  dla czynników monetarnych

Czynniki monetarne (M)											
WIG											
wyraz wolny	stopa procentowa	kurs walutowy	$S_e$	$R^2$	DW	JB	Chow	statystyka punktów zwrotnych %	liczba obserwacji	numer równania	model prognostyczny
podpróba 1996m1–1999m1											
0,50 7,74	0,44 1,86	-0,10 -2,41	0,39	0,21	1,67	0,88 0,64	1,30 0,30	26,9	33	1	
podpróba 1999m2–2002m12											
-0,05 -0,36	0,02 1,93	-0,01 -1,42	0,18	0,12	1,98	0,48 0,79	0,50 0,95	22,9	47	2	
próba 1996m1–2002m12											
0,05 0,55	0,02 2,19	-0,03 -2,24	0,30	0,10	1,64	1,28 0,53	0,30 1,00	27,0	80	3	M
WIG20											
podpróba 1996m1–1999m1											
-0,32 -0,63	0,05 1,71	-0,09 -2,12	0,43	0,16	1,63	0,60 0,74	0,84 0,62	29,2	33	4	
podpróba 1999m2–2002m12											
-0,16 -0,95	0,05 3,11	-0,02 -1,99	0,22	0,23	1,96	2,21 0,33	0,37 0,99	17,1	47	5	
próba 1996m1–2002m12											
0,42 11,70	0,21 2,44	-0,03 -2,34	0,32	0,11	1,72	0,94 0,62	0,47 0,99	30,0	79	6	M

Uwaga: w odniesieniu do ocen parametrów kursywą oznaczono statystyki *t*-Studenta, w odniesieniu zaś do statystyk testu normalności JB i testu stabilności parametrów Chowa oznaczono poziom prawdopodobieństwa testu.

Źródło: opracowanie własne.

procentowe i kurs walutowy PLN|USD. Z uzyskanych rezultatów dla indeksu WIG wynika, że w pierwszym podokresie, tj. w podpróbie 1996m1–1999m1 (por. równanie 1 w załączniku 2), umiarkowaną rolę odgrywała różnica średnio- i krótkoterminowych stóp procentowych, mająca wyrażać z jednej strony premię za ryzyko, a z drugiej być wyrazem oczekiwań inflacyjnych. Ten wpływ stóp procentowych na ryzyko  $\beta_{WIG}$  rynku kapitałowego był dodatni. Podobny wpływ stóp procentowych można

zauważyć w drugim podokresie, tj. w podpróbie 1999m2–2002m12 oraz w całej próbie, choć jak się okazuje, w tych okresach zmalała rola oczekiwań inflacyjnych w kształtowaniu ryzyka  $\beta_{WIG}$  (por. równania 2 i 3), gdyż nie odnotowano, jak w pierwszym podokresie, istotnego wpływu różnicy średnio- i krótkookresowych stóp procentowych. Nieco odmienną sytuację obserwujemy w odniesieniu do ryzyka  $\beta_{WIG20}$ , gdyż w tym przypadku wzrosła rola oczekiwań inflacyjnych w kształtowaniu tego rodzaju ryzyka (por. równania 4, 5 i 6). Okazuje się bowiem, że różnica stóp procentowych (średnio- i krótkoterminowej) miała dość silny wpływ na ryzyko  $\beta_{WIG20}$  w całej próbie. Można zatem wnioskować, że polityka stóp procentowych i oczekiwania inflacyjne odgrywają większą rolę w przypadku kształtowania się ryzyka rynku w odniesieniu do największych spółek, niż w odniesieniu do rynku reprezentowanego przez indeks WIG, gdzie silniejszą rolę odgrywają zjawiska spekulacyjne. Wpływ tempa wzrostu kursu walutowego PLN|USD okazał się w obu przypadkach ryzyka ujemny, co należy przede wszystkim wiązać z rolą, jaką odgrywa dewaluacja kursu w zmniejszaniu się ujemnego salda handlu zagranicznego.

Z punktu widzenia konsekwencji polityki monetarnej, uzyskane wyniki mogą prowadzić do wniosku, że polityka wysokich, na tle gospodarki światowej, stóp procentowych w Polsce mogła w omawianych okresach zwiększać ryzyko krajowego rynku kapitałowego.

Jak łatwo ocenić na podstawie wartości statystyk JB, rozkład reszt w poszczególnych równaniach jest niesprzeczny z rozkładem normalnym, parametry regresji zaś są stabilne w podpróbach i w całej próbie, o czym świadczą wyniki testu Chowa<sup>5</sup>. W kontekście zachowania stabilności przez model na uwagę zasługuje również dość duża zdolność modeli monetarnych do odwzorowywania punktów zwrotnych prognozowanego procesu<sup>6</sup>, natomiast współczynniki determinacji  $R^2$  w tym i w pozostałych modelach przyjmują zadowalające wartości, zważywszy, że modele zostały zbudowane dla zmiennych wyrażonych jako tempa wzrostu. Obecnie przejdźmy do modelu dla realnych czynników determinujących ryzyko kapitałowe. Wyniki przedstawia tabela 3.

W tym przypadku najlepszymi z ekonomicznego, w myśl przyjętych hipotez, i ze statystycznego punktu widzenia predyktorami ryzyka zarówno dla indeksu WIG, jak i WIG20 okazały się predyktory, w których czynnikami ryzyka są: wydajność pracy w przemyśle, dochód, deficyt bilansu handlowego i deficyt budżetowy. Ze względu na to, że analiza opiera się na danych

<sup>5</sup> Por. np. Milo (1997).

<sup>6</sup> Zastosowana tu statystyka punktów zwrotnych stanowi iloraz liczby poprawnie odwzorowanych punktów zwrotnych w ogólnej liczbie punktów zwrotnych w próbie statystycznej. Szerzej na ten temat np. w (pracy Welfe i Brzeszczyński, 2000).



Tabela 3. Modele ryzyka  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$  dla czynników realnych

Czynniki realne (R)													
WIG													
wyraz wolny	wydajność pracy	dochód	deficyt handlowy	deficyt budżetowy	$S_e$	$R^2$	DW	JB	Chow	statystyka punktów zwrotnych (%)	liczba obserwacji	numer równania	model prognozy
podpróba 1996m1–1999m1													
-1,36 -2,69	-0,03 -2,16	x x	0,10 3,58	0,03 2,19	0,33	0,41	1,73	1,37 0,50	0,66 0,77	50,0	31	7	
-0,93 -2,66	-0,05 -3,33	-0,05 -3,05	0,09 3,74	x x	0,32	0,45	1,90	1,17 0,56	1,27 0,33	44,0	31	8	
próba 1996m1–2002m12													
-0,09 -0,29	-0,01 -1,40	x x	0,02 1,29	0,01 0,69	0,31	0,05	1,51	0,22 0,90	0,76 0,80	45,2	78	9	R1
0,07 0,37	-0,01 -1,43	-0,01 -1,25	0,01 1,09	x x	0,31	0,05	1,54	0,27 0,88	0,64 0,91	35,5	78	10	R2
WIG20													
podpróba 1996m1–1999m1													
-0,94 -2,18	-0,04 -2,21	x x	0,08 3,32	0,04 2,05	0,38	0,32	2,28	0,31 0,86	0,62 0,80	39,1	31	11	
-0,81 -2,39	-0,05 -2,87	-0,06 -3,43	0,08 3,88	x x	0,34	0,45	2,00	0,25 0,88	0,76 0,68	52,2	31	12	
próba 1996m1–2002m12													
-0,16 -0,62	-0,02 -1,48	x x	0,03 2,07	0,01 1,25	0,34	0,09	1,66	0,54 0,76	0,64 0,91	36,0	80	13	R1
0,07 0,32	-0,01 -1,48	-0,02 -1,73	0,02 1,54	x x	0,33	0,08	1,62	0,74 0,69	0,90 0,63	33,3	78	14	R2

Uwaga: w odniesieniu do ocen parametrów kursywą oznaczono statystyki  $t$ -Studenta, w odniesieniu zaś do statystyk testu normalności JB i testu stabilności parametrów Chowa oznaczono poziom prawdopodobieństwa testu.

Źródło: opracowanie własne.

miesięcznych, to dochód aproksymowaliśmy za pomocą realnej produkcji przemysłowej z powodu braku miesięcznej sprawozdawczości w zakresie PKB. Deficyt bilansu handlowego i deficyt budżetowy zostały wyrażone jako iloraz względem tak rozumianego dochodu, aby zrelatywizować efekt skali zmian obu deficytów. Należy ponadto zauważyć, że oba deficyty dotyczą wyłącznie gospodarki Polski, tj. w odróżnieniu od pozostałych zmiennych, zostały pozbawione wpływu zmian odpowiednich zmiennych dla gospodarki USA. Jak łatwo zauważyć, wydajność pracy i dochód miały w omawianym okresie ujemny wpływ na ryzyko rynku kapitałowego w Polsce,

zarówno w odniesieniu do ryzyka  $\beta_{WIG}$ , jak i ryzyka  $\beta_{WIG20}$ . Oznacza to, że poprawa konkurencyjności gospodarki Polski może wpływać na zmniejszenie ryzyka rynku kapitałowego. W odniesieniu do deficytu w handlu zagranicznym i deficytu budżetowego wnioskujemy, na podstawie otrzymanych wyników, iż polityka handlowa hamująca rozwój eksportu i luźna polityka fiskalna sprzyjają wzrostowi ryzyka rynku kapitałowego, gdyż są przez rynek postrzegane jako zagrożenie dla stabilnego rozwoju gospodarczego. W przeciwieństwie do modeli monetarnych, w modelach z czynnikami realnymi nie udało się znaleźć stabilnych predyktorów w drugim podokresie, natomiast predyktory dla pierwszego podokresu i dla całej próby są stabilne. Należy zauważyć, że modele z czynnikami realnymi cechują się wyższą zdolnością do odwzorowywania punktów zwrotnych prognozowanego procesu.

Niewątpliwie zarówno polityka monetarna, jak i polityka fiskalna mają bezpośredni i pośredni wpływ na kształtowanie się ryzyka rynku kapitałowego. Jednakże takie czynniki ryzyka, jak: kurs walutowy, ceny, dochód, eksport, import, bezpośrednio pozostają pod wpływem szeroko pojętej polityki gospodarczej w Polsce i w związku z tym nie można jednoznacznie wyodrębnić efektów monetarnych i realnych. Względną siłę wyodrębnionych przez nas czynników w obu rodzajach modeli ryzyka rynku kapitałowego zbadamy w procedurze oceny jakości predyktywnej modeli ekonometrycznych. Tej ocenie poświęcony jest następny paragraf.

#### 4. OCENA JAKOŚCI PREDYKTYWNEJ MODELI RYZYKA RYNKU KAPITAŁOWEGO

Dokonyjemy oceny modeli ryzyka z czynnikami monetarnymi i realnymi z punktu widzenia jakości generowanych przez nie prognoz. Na podstawie modeli ryzyka z czynnikami monetarnymi (M) i realnymi (R1) i (R2) wyznaczyliśmy w estymacji rekurencyjnej prognozy ryzyka z jednookresowym wyprzedzeniem. Wyznaczone prognozy ryzyka są prognozami *quasi ex ante*, gdyż prognozy na moment  $t$  zostały zbudowane w oparciu o całą dostępną informację do okresu  $t-1$  włącznie. Ponadto ze względu na występowanie w zaprezentowanych modelach prognostycznych wielookresowych opóźnień zmiennych objaśniających nie było konieczności prognozowania tych zmiennych w celu uzyskania prognoz *ex ante* zmiennej  $\beta$ , tj. prognoz ryzyka rynku kapitałowego. Przed przystąpieniem do oceny jakości prognoz, opartej na metodologii zaproponowanej w pracy Faira i Shillera (1990), dokonajmy oceny trafności jednookresowych prognoz na podstawie błędów liczonych *ex post*.

W tabeli 4 przedstawiamy miary błędów *ex post* dla szeregów prognoz  $\hat{\beta}_{WIG}$  wyznaczonych za pomocą omówionych już modeli ryzyka (M), (R1) i (R2).

Tabela 4. Miary błędów *ex post* dla szeregów prognoz  $\hat{\beta}_{WIG}$ 

Indeks	Model	ME	MAE	RMSE	MAPE (%)	RMSPE (%)	Theil	$I_1^2$ (%)	$I_2^2$ (%)	$I_3^2$ (%)	Punkty zwrotne (%)
WIG	M	0,05	0,18	0,24	308,0	901,0	0,42	5,1	0,6	94,4	25,7
	R1	0,13	0,24	0,31	430,1	1160,1	0,48	18,0	1,1	80,9	22,9
	R2	0,12	0,23	0,30	362,3	820,9	0,48	16,1	0,9	83,0	22,9

Źródło: opracowanie własne.

Jak widać, model z czynnikami monetarnymi (M) cechował się na tle modeli z czynnikami realnymi (R1) i (R2) na ogół lepszymi własnościami prognoz. Wskazują na to niskie wartości błędów względnych i bezwzględnych, niższa niż w pozostałych przypadkach wartość współczynnika Theila oraz niskie wartości błędów wynikających z dekompozycji błędu średniokwadratowego (współczynniki  $I_1^2$  i  $I_2^2$ )<sup>7</sup>. W przypadku modelu monetarnego otrzymaliśmy również lepsze, na tle modeli realnych, wyniki z punktu widzenia wartości statystyki punktów zwrotnych. W odniesieniu do modeli z czynnikami realnymi, nieco lepsze prognozy uzyskano w modelu (R2).

W tabeli 5 przedstawiamy miary błędów *ex post* dla szeregów prognoz  $\hat{\beta}_{WIG20}$ .

Tabela 5. Miary błędów *ex post* dla szeregów prognoz  $\hat{\beta}_{WIG20}$ 

Indeks	Model	ME	MAE	RMSE	MAPE (%)	RMSPE (%)	Theil	$I_1^2$ (%)	$I_2^2$ (%)	$I_3^2$ (%)	Punkty zwrotne (%)
WIG20	M	0,09	0,23	0,30	326,8	976,4	0,33	8,7	0,0	91,3	20,0
	R1	0,10	0,25	0,33	429,5	1264,8	0,38	9,9	7,4	82,7	40,0
	R2	0,08	0,26	0,35	384,3	1035,1	0,40	5,0	1,2	93,9	20,0

Źródło: opracowanie własne.

Jak łatwo zauważyć, prognozy ryzyka  $\hat{\beta}_{WIG20}$  oparte na modelu z czynnikami monetarnymi i tym razem okazały się trafniejsze niż w przypadku modeli z czynnikami realnymi. Statystyki punktów zwrotnych są, podobnie jak poprzednio, na ogół wysokie dla prognoz uzyskanych na podstawie

<sup>7</sup> Szerzej na temat błędów prognoz por. np.: Czerwiński i Guzik (1980); Zeliaś (1984); Gajda (1988).

poszczególnych modeli. Błędy prognoz na podstawie modeli z czynnikami realnymi są zbliżone.

Dla celów oceny prognoz generowanych przez modele ryzyka rynku kapitałowego zastosowaliśmy podejście zaproponowane w pracy Faira i Shillera (1990). W tym celu oszacowaliśmy parametry następującego równania:

$$\beta_t - \beta_{t-1} = \lambda_0 + \lambda_1 (\beta_{1t} - \beta_{t-1}) + \lambda_2 (\beta_{2t} - \beta_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:  $\beta_{1t}$  oznacza prognozy zmiennej  $\beta_t$  generowane przez model 1, tj. model z czynnikami monetarnymi, na podstawie informacji z próby dostępnej do okresu  $t-1$  włącznie przy zastosowaniu metody estymacji rekurencyjnej dla każdego momentu czasu  $t$ ; predyktor  $\beta_{2t}$  dotyczy prognoz generowanych w ten sam sposób w oparciu o model 2, tj. model z czynnikami realnymi;  $\varepsilon$  to składnik losowy o rozkładzie normalnym  $N(0, \sigma^2)$ , natomiast  $\lambda_0$ ,  $\lambda_1$  i  $\lambda_2$  to parametry modelu.

Tabela 6. Wyniki estymacji modelu oceny jakości prognoz ryzyka  $\beta_{WIG}$

WIG								
wyraz wolny	model M	model R1	model R2	$S_e$	$R^2$	DW	JB	liczba obserwacji
próba 1999m2–2002m12								
-0,06 -1,61	0,63 2,24	0,15 0,64	x x	0,23	0,36	2,06	4,53 0,10	47
-0,06 -1,57	0,62 2,00	x x	0,15 0,56	0,23	0,36	2,09	3,77 0,15	
podpróba 1999m2–2000m12								
-0,23 -2,36	0,49 1,46	0,60 1,68	x x	0,28	0,49	2,09	1,63 0,44	23
-0,19 -1,97	0,49 1,16	x x	0,50 1,14	0,29	0,46	2,23	1,04 0,60	
podpróba 2001m1–2002m12								
0,00 0,03	0,70 2,66	-0,02 -0,07	x x	0,15	0,37	2,34	1,01 0,60	24
0,01 0,16	0,58 2,60	x x	0,16 0,66	0,15	0,39	2,24	1,11 0,57	

Uwaga: w odniesieniu do ocen parametrów kursywą oznaczono statystyki  $t$ -Studenta, w odniesieniu zaś do statystyk testu normalności JB oznaczono poziom prawdopodobieństwa testu.

Źródło: opracowanie własne.

Jeśli zarówno model 1, jak i model 2 nie zawierają ważnej informacji z punktu widzenia jakości prognoz dla zmiennej  $\beta$  w okresie  $t$ , wówczas oceny parametrów  $\lambda_1$  i  $\lambda_2$  będą statystycznie nieistotne. Jeżeli oba modele generują prognozy zawierające niezależną względem siebie informację, to oceny parametrów  $\lambda_1$  i  $\lambda_2$  będą statystycznie istotne. Jeśli zaś oba modele zawierają ważną informację, lecz informacja zawarta w prognozach generowanych przez model 2 jest całkowicie zawarta w prognozach generowanych przez model 1, a ponadto model 1 zawiera dodatkową ważną informację, to ocena parametru  $\lambda_1$  będzie istotna statystycznie, natomiast ocena  $\lambda_2$  statystycznie nieistotna. Ponadto, gdy oba szeregi prognoz zawierają dokładnie tę samą informację, wówczas są doskonale skorelowane, co uniemożliwia oszacowanie parametrów modelu (2).

W analizie prognostycznej, jako początkową próbę statystyczną, przyjęliśmy próbę 1996m1–1999m1. Następnie dla okresu 1999m2–2002m12 (tj. dla 47 okresów) wyznaczyliśmy jednookresowe prognozy *quasi ex ante* w oparciu o modele ryzyka, dodając po wyznaczeniu prognoz dla okresu  $t$  do początkowej próby statystycznej po jednej obserwacji i szacując ponownie oba modele. Prognozy wyznaczyliśmy na podstawie modeli (M), (R1) i (R2) (por. tabele 2 i 3 oraz załącznik 2). W tabeli 6 przedstawiamy wyniki estymacji równania (2) dla ryzyka  $\beta_{WIG}$ .

Jak można zauważyć, prognozy generowane przez model monetarny (M) zawierają bardziej istotną informację niż prognozy generowane przez modele realne (R1) lub (R2). Świadczą o tym wartości statystyk  $t$ -Studenta, które oznaczają wysoką na ogół istotność ocen parametrów w odniesieniu do jednookresowych prognoz *quasi ex ante* generowanych przez model monetarny (M) i nieistotność ocen parametrów przy predyktorach na podstawie modeli (R1) i (R2). Oznacza to, że informacja zawarta w prognozach ryzyka według modeli z czynnikami realnymi (R1) lub (R2) całkowicie mieści się w prognozach według modelu monetarnego, zawierających ponadto dodatkową ważną informację. Ta przewaga treści informacyjnej prognoz według modelu monetarnego zaznaczyła się szczególnie w najnowszym okresie próby, tj. w podpróbie 2001m1–2002m12. Wynika stąd, że w odniesieniu do ryzyka  $\beta_{WIG}$  czynniki monetarne miały w omawianym okresie względną przewagę nad czynnikami realnymi w zakresie jakości generowanych prognoz przez odpowiednie modele. Potwierdza to wcześniejsze spostrzeżenia poczynione na podstawie analizy błędów *ex post*.

Nieco odmiennie kształtują się wyniki estymacji równania (2) dla ryzyka  $\beta_{WIG20}$ , które przedstawiamy w tabeli 7.

Jak łatwo zauważyć, w tym przypadku prognozy *quasi ex ante* ryzyka generowane przez model monetarny (M) i model realny (R1) zawierają

ważną względem siebie informację, o czym świadczy istotność ocen parametrów stojących przy odpowiednich predyktorach. Należy zwrócić uwagę na to, że w odniesieniu do ryzyka  $\beta_{WIG20}$ , a więc ryzyka największych spółek, czynniki realne takie jak (model R1): wydajność pracy, deficyt handlu zagranicznego i deficyt budżetowy, mają większą wagę z punktu widzenia kształtowania tego ryzyka niż w przypadku ryzyka  $\beta_{WIG}$ . Oznacza to, iż inwestorzy giełdowi, analizując sytuację na rynku kapitałowym w odniesieniu do największych spółek, biorą również pod uwagę fundamentalne czynniki wzrostu wartości akcji, do których należą czynniki wzrostu gospodarczego w skali makro. Statystyczna jakość oszacowań równań (2) zarówno dla ryzyka  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$  jest na ogół wysoka. Można zatem stwierdzić, że czynniki monetarne, takie jak: stopa procentowa i kurs walutowy złotego odgrywają względnie dużą rolę w kształtowaniu ryzyka rynku kapitałowego w Polsce, jednak znaczenie czynników realnych staje się coraz wyraźniejsze.

Tabela 7. Wyniki estymacji modelu oceny jakości prognoz ryzyka  $\beta_{WIG20}$

WIG								
wyraz wolny	model M	model R1	model R2	$S_e$	$R^2$	DW	JB	liczba obserwacji
próba 1999m2–2002m12								
-0,08 -2,04	0,51 3,66	0,31 2,43	x x	0,26	0,43	1,91	2,26 0,32	47
-0,07 -1,76	0,56 3,54	x x	0,21 1,52	0,26	0,41	2,11	1,76 0,42	
podpróba 1999m2–2000m12								
-0,16 -2,35	0,49 3,59	0,51 4,20	x x	0,29	0,53	1,76	0,79 0,67	23
-0,13 -1,79	0,56 3,25	x x	0,30 1,90	0,31	0,46	2,11	0,73 0,69	
podpróba 2001m1–2002m12								
-0,04 -0,75	0,58 1,97	0,12 0,42	x x	0,21	0,34	2,16	1,56 0,46	24
-0,02 -0,43	0,48 1,47	x x	0,25 0,73	0,21	0,35	2,13	1,46 0,48	

Uwaga: w odniesieniu do ocen parametrów kursywą oznaczono statystyki *t*-Studenta, w odniesieniu zaś do statystyk testu normalności JB oznaczono poziom prawdopodobieństwa testu.

Źródło: opracowanie własne.

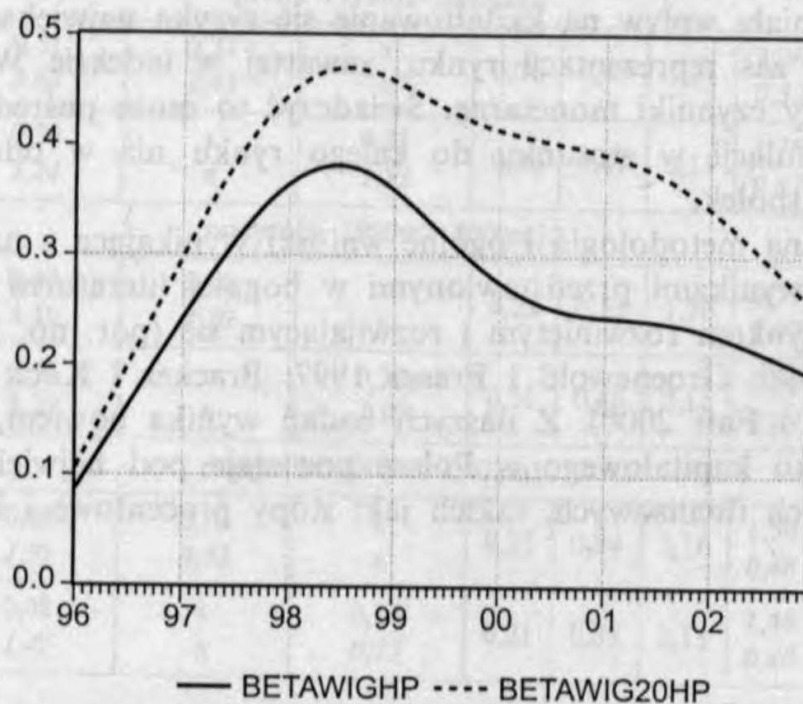
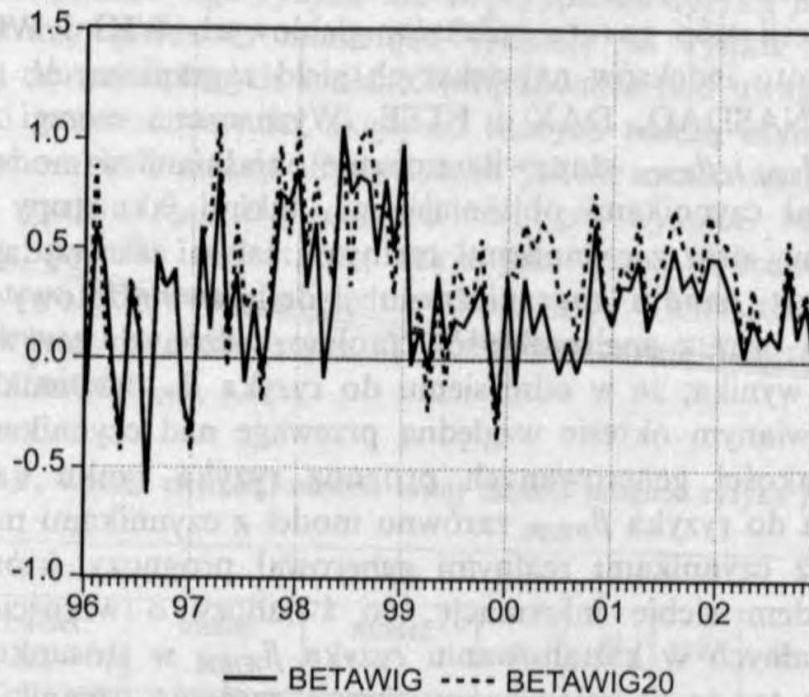
## 5. WNIOSKI KOŃCOWE

W prezentowanym artykule podjęliśmy próbę analizy czynników ryzyka rynku kapitałowego w Polsce w latach 1996–2002. Badaniu poddaliśmy ryzyko mierzone za pomocą współczynnika  $\beta$ , który uzyskaliśmy jako parametr regresji stóp zwrotu indeksów giełdowych WIG i WIG20 względem stóp zwrotu indeksów największych giełd zagranicznych, tj. indeksów Dow Jones, NASDAQ, DAX i FTSE. Wyznaczone szeregi statystyczne miar ryzyka  $\beta_{WIG}$  i  $\beta_{WIG20}$  stanowiły zmienne objaśniane w modelach ryzyka z monetarnymi czynnikami objaśniającymi, takimi jak: stopy procentowe i kurs walutowy oraz z czynnikami realnymi, takimi jak: wydajność pracy, dochód, deficyt handlu zagranicznego i deficyt budżetowy. Z analizy modeli ryzyka oraz z analizy błędów prognoz liczonych zarówno *ex post*, jak i *ex ante* wynika, że w odniesieniu do ryzyka  $\beta_{WIG}$  czynniki monetarne miały w omawianym okresie względną przewagę nad czynnikami realnymi w zakresie jakości generowanych prognoz ryzyka rynku kapitałowego. W odniesieniu do ryzyka  $\beta_{WIG20}$  zarówno model z czynnikami monetarnymi, jak i model z czynnikami realnymi generował prognozy, które zawierały ważną względem siebie informację, co świadczy o wzroście znaczenia czynników realnych w kształtowaniu ryzyka  $\beta_{WIG20}$  w stosunku do ryzyka  $\beta_{WIG}$ . Oznacza to, że w omawianym okresie zarówno czynniki monetarne, jak i realne miały wpływ na kształtowanie się ryzyka największych spółek, w przypadku zaś reprezentacji rynku, zawartej w indeksie WIG większą rolę odgrywały czynniki monetarne. Świadczyć to może pośrednio o większej roli spekulacji w stosunku do całego rynku niż w odniesieniu do największych spółek.

Zastosowana metodologia i ogólne wnioski wynikające z naszej analizy są zbieżne z wynikami przedstawionymi w bogatej literaturze przedmiotu, poświęconej rynkom rozwiniętym i rozwijającym się (por. np. Erb, Harvey i Viskanta 1996; Groenewold i Fraser 1997; Bracker i Koch 1999; Gangemi, Brooks i Faff 2000). Z naszych badań wynika bowiem, że na ogół  $\beta$ -ryzyko rynku kapitałowego w Polsce pozostaje pod największym wpływem zmiennych finansowych, takich jak: stopy procentowe i kurs walutowy złotego.

## ZAŁĄCZNIKI

Załącznik 1. Wykresy ryzyka rynku kapitałowego dla WIG i WIG20



Źródło: opracowanie własne.



## Załącznik 2. Wyniki estymacji modeli ryzyka

Równanie	Wyniki estymacji
1	$\beta_{WIG,t} = 0,50 + 0,44 [(i_{3m,t-3} - i_{3m,t-3}^*) - (i_{1m,t-3} - i_{1m,t-3}^*)] - 0,10\dot{s}_{t-3}$
2	$\beta_{WIG,t} = -0,05 + 0,02 (i_{3m,t-5} - i_{3m,t-5}^*) - 0,01\dot{s}_{t-3}$
3	$\beta_{WIG,t} = 0,05 + 0,02 (i_{3m,t-1} - i_{3m,t-1}^*) - 0,03\dot{s}_{t-3}$
4	$\beta_{WIG20,t} = -0,32 + 0,05 (i_{3m,t-3} - i_{3m,t-3}^*) - 0,09\dot{s}_{t-3}$
5	$\beta_{WIG20,t} = -0,16 + 0,05 (i_{3m,t-4} - i_{3m,t-4}^*) - 0,02\dot{s}_{t-3}$
6	$\beta_{WIG20,t} = 0,42 + 0,21 [(i_{3m,t-5} - i_{3m,t-5}^*) - (i_{1m,t-5} - i_{1m,t-5}^*)] - 0,03\dot{s}_{t-3}$
7	$\beta_{WIG,t} = -1,36 - 0,03 [(\dot{v}_{t-5} - \dot{v}_{t-5}^*) + 0,10tb_{t-3} + 0,03g_{t-2}]$
8	$\beta_{WIG,t} = -0,93 - 0,05 (\dot{v}_{t-5} - \dot{v}_{t-5}^*) - 0,05 (\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-1}^*) + 0,09tb_{t-4}$
9	$\beta_{WIG,t} = -0,09 - 0,01 (\dot{v}_{t-5} - \dot{v}_{t-5}^*) + 0,02tb_{t-3} + 0,01g_{t-2}$
10	$\beta_{WIG,t} = 0,07 - 0,01 (\dot{v}_{t-5} - \dot{v}_{t-5}^*) - 0,01 (\dot{y}_{t-3} - \dot{y}_{t-3}^*) + 0,01tb_{t-4}$
11	$\beta_{WIG20,t} = -0,94 - 0,04 (\dot{v}_{t-5} - \dot{v}_{t-5}^*) + 0,08tb_{t-4} + 0,04g_{t-3}$
12	$\beta_{WIG20,t} = -0,81 - 0,05 (\dot{v}_{t-5} - \dot{v}_{t-5}^*) - 0,06 (\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-1}^*) + 0,08tb_{t-4}$
13	$\beta_{WIG20,t} = -0,16 - 0,02 (\dot{v}_{t-1} - \dot{v}_{t-1}^*) + 0,03tb_{t-4} + 0,01g_{t-3}$
14	$\beta_{WIG20,t} = 0,07 - 0,01 (\dot{v}_{t-5} - \dot{v}_{t-5}^*) - 0,02 (\dot{y}_{t-1} - \dot{y}_{t-1}^*) + 0,02tb_{t-4}$

## Opis zmiennych:

$\beta_{WIG}$ ,  $\beta_{WIG20}$ , – współczynniki  $\beta$  (miara ryzyka rynku kapitałowego) dla indeksów giełdowych WIG i WIG20.

$i_{3m}$  – 3-miesięczna stopa procentowa w Polsce,

$i_{1m}$  – 1-miesięczna stopa procentowa w Polsce,

$i_{3m}^*$  – 3-miesięczna stopa procentowa w USA,

$i_{1m}^*$  – 1-miesięczna stopa procentowa w USA,

$\dot{s}$  – tempo wzrostu kursu walutowego PLN/USD,

$tb$  – stosunek deficytu bilansu handlowego do wyrównanej sezonowo produkcji sprzedanej przemysłu,

$g$  – stosunek deficytu budżetowego do wyrównanej sezonowo produkcji sprzedanej przemysłu,

$\dot{v}$  – tempo wzrostu wydajności pracy w Polsce,

$\dot{v}^*$  – tempo wzrostu wydajności pracy w USA,

$\dot{y}$  – tempo wzrostu wyrównanej sezonowo produkcji sprzedanej przemysłu w Polsce,

$\dot{y}^*$  – tempo wzrostu wyrównanej sezonowo produkcji sprzedanej w USA.

## LITERATURA

- Andersen T.G., Bollerslev T. (1998), *Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts*, „International Economic Review”, 39.
- Bollerslev T. (1986), *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*, „Journal of Econometrics”, 31.

- Bracker K., Koch P.D. (1999), *Economic Determinants of the Correlation Structure Across International Equity Markets*, „Journal of Economics and Business”, 51.
- Brooks R.D., Faff R.W., Ho Y.K. (1997), *A New Test of the Relationship Between Regulatory Change in Financial Markets and the Stability of Beta Risk of Depository Institutions*, „Journal of Banking and Finance”, 21.
- Chang E.C., Pinegar M. (1987), *Risk and Inflation*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis”, 22(1).
- Choi J.J., Rajan M. (1997), *A Joint Test of Market Segmentation and Exchange Risk Factor in International Capital Markets*, „Journal of International Business Studies”, first quarter.
- Czerwiński Z., Guzik B. (1980), *Prognozowanie ekonometryczne*, PWE, Warszawa.
- De Haan J., Siermann C.L.J., van Lubek E. (1997), *Political Instability and Country Risk: New Evidence*, „Applied Economics Letters”, 4.
- Dębski W. (2001), *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, PWN, Warszawa.
- Diamonte R.L., Liew J.M., Stevens R.L. (1996), *Political Risk in Emerging and Developed Markets*, „Financial Analyst Journal”, May–June.
- Domański C. (1990), *Testy statystyczne*, PWE, Warszawa.
- Elton E.J., Gruber M.J. (1998), *Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych*, WIG-Press, Warszawa.
- Engle R.F. (1982), *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, „Econometrica”, 50.
- Erb C.B., Harvey C.R., Viskanta T.E. (1994), *Forecasting International Equity Correlations*, „Financial Analyst Journal”, November–December.
- Erb C.B., Harvey C.R., Viskanta T.E. (1996), *Political Risk, Economic Risk, and Financial Risk*, „Financial Analyst Journal”, November–December.
- Fair R.C., Shiller R.J. (1990), *Comparing Information in Forecasts from Econometric Models*, „The American Economic Review”, 80(3).
- Gajda J.B. (1988), *Wielorównaniowe modele ekonometryczne. Estymacja, symulacja, sterowanie*, PWN, Warszawa.
- Gangemi M.A.M., Brooks R.D., Faff R.W. (2000), *Modeling Australia's Country Risk: A Country Beta Approach*, „Journal of Economics and Business”, 52.
- Groenewold N., Fraser P. (1997), *Share Prices and Macroeconomic Factors*, „Journal of Business Finance and Accounting”, 24(9) i (10).
- Haugen R. (1996), *Teoria nowoczesnego inwestowania*, WIG-Press, Warszawa.
- Jajuga K., Jajuga T. (1999), *Inwestycje*, PWN, Warszawa.
- Markowitz H. (1952), *Portfolio Selection*, „Journal of Finance”, 7.
- Milo W. (1997), *Badania ekonometryczne z zastosowaniem mikrokomputerów: podstawy metodologiczne*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Osiewalski J., Pipień M. (2000) *GARCH-In-Mean through Skewed t Conditional Distributions: Bayesian Inference for Exchange Rates*, [w:] Welfe W., Wdowiński P. (eds), *MACROMODELS'99 – Conference Proceedings*, Absolwent, Łódź.
- Sharpe W. (1964), *Capital Assets Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk*, „Journal of Finance”, 19.
- Tarczyński W. (2002), *Fundamentalny portfel papierów wartościowych*, PWE, Warszawa.
- Wdowiński P., Wrzesiński D. (2003), *Analiza dynamiczna portfeli akcji*, „Acta Universitatis Lodzensis”, 166.
- Welfe A., Brzeszczyński J. (2000), *Direction Quality Measures for ARCH Models: The Case of Warsaw Stock Exchange Stock Prices*, [w:] Welfe W., Wdowiński P. (eds), *Macromodels'99 – Proceedings of the 26th International Conference*, Absolwent, Łódź.
- Zeliaś A. (1984), *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa.

*Piotr Wdowiński, Daniel Wrześniński***RISK FACTORS OF CAPITAL MARKET IN POLAND****Summary**

In the paper we analyze risk factors of the capital market in Poland in the monthly period 1996–2002. The capital market risk is measured as a time-varying BETA parameter estimated in a regression of the Warsaw stock indexes (WIG and WIG20 separately) on major foreign stock market indexes (Dow Jones, NASDAQ, DAX and FTSE). The individual monthly BETA parameters time series are computed as a structural regression parameter estimated for daily data in monthly sub-periods in regressions for WIG and WIG20 indexes on individual foreign stock market indexes. The BETA risk time series is an average of monthly individual BETA parameters. We put forward a hypothesis that the estimated BETA risk depends on monetary and real variables expressing the economic performance of the Polish economy. Hence, we build monetary and real factors models. As risk explanatory factors, we examine income, productivity, trade balance, budget deficit, interest rate and the zloty exchange rate. The risk factors are expressed as differentials relative to the world economy for which stands the US economy. According to Fair and Shiller (1990), we test for relative one-period ahead predictive performance of monetary and real factors models of capital market risk in Poland in the period 1999–2002. We find that monetary variables as exchange rate and interest rate have relatively more power than real variables in explaining the capital market risk in Poland.