

Wpływ zmiany indeksu rynku na parametr beta dla spółek z indeksu WIG20

Nadesłany: 12.02.18 | Zaakceptowany do druku: 26.05.18

Wiesław Dębski*, **Ewa Feder-Sempach****, **Szymon Wójcik*****

Autorzy analizują wrażliwość parametru beta na zmianę indeksu WIG na WIG20, czyli indeksu rynku w modelu jednoindeksowym Sharpe'a, oszacowanym dla dwunastu największych spółek z GPW w Warszawie w latach 2005–2015 z wykorzystaniem 3 interwałów pomiaru stopy zwrotu – dziennej, tygodniowej i miesięcznej. W przypadku danych dziennych ma znaczenie, czy indeksem rynku (jako zmienną objaśniającą) będzie WIG czy WIG20, przez zmniejszenie częstotliwości pomiaru wpływ tej zmiany na oszacowania modelu ulega zwiększeniu. Wrażliwość parametru beta na zmianę specyfikacji modelu – zmianę indeksu rynku – jest duża w przypadku danych dziennych, ale maleje wraz z wydłużeniem się interwału pomiaru stopy zwrotu. Zmiana indeksu rynku nie ma z kolei wpływu na parametry struktury stochastycznej estymowanego modelu.

Słowa kluczowe: parametr beta, analiza wrażliwości, model Sharpe'a.

Sensitivity Analysis of the Beta Parameter Estimated for the Blue-chip Polish Companies

Submitted: 12.02.18 | Accepted: 26.05.18

The authors analyze the sensitivity of the beta parameter from Sharpe's single-index model to the change of market index. The estimation was made for twelve largest companies of the Warsaw Stock Exchange in the period 2005–2015 with the usage of three return intervals: daily, weekly and monthly. The results are applicative and indicate that in the case of daily data it is important whether the market index is WIG or WIG20. When the frequency of measurement is reduced, the impact of this change is stronger. The sensitivity of the beta parameter to the change of the market index is greater (daily data) but decreases with an increase of the return interval measurement. A change of the market index does not affect the parameters of the stochastic structure of the estimated model.

Keywords: beta parameter, sensitivity analysis, Sharpe's model.

JEL: G11, C13

* **Wiesław Dębski** – prof. dr hab., Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Wydział Zarządzania i Finansów.

** **Ewa Feder-Sempach** – dr, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Finansów i Inwestycji Międzynarodowych

*** **Szymon Wójcik** – mgr, Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Ekonometrii.

Adres do korespondencji: Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Wydział Zarządzania i Finansów, ul. Pawia 55, 01-030 Warszawa; e-mail: wdebski@vizja.pl; Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny, Katedra Finansów i Inwestycji Międzynarodowych, ul. POW 3/5, 90-255 Łódź; e-mail: ewafeder@wp.pl; Adres do korespondencji: ul. Rewolucji 1905 r. 41, 90-214 Łódź; e-mail: szymon.wojcik@uni.lodz.pl.

1. Wprowadzenie

Parametr beta jest jedną z najczęściej wykorzystywanych miar ryzyka rynkowego na rynku kapitałowym. Aby wykorzystywać ten parametr do podejmowania decyzji inwestycyjnych, należy korzystać z wiarygodnego źródła jego publikacji w serwisach finansowych lub samemu go oszacować, np. wykorzystując model Sharpe'a. Ze względu na fakt, iż specyfikacja modelu zależy od różnych czynników, branych pod uwagę przez konstruującego model, wartości parametru beta może być wiele. Specyfikacja ta może ulegać zmianie z powodu różnej miary stopy zwrotu, długości próby estymacji, częstotliwości pomiaru stopy zwrotu czy indeksu rynku. W tym ostatnim wypadku zmiana specyfikacji modelu polega na zmianie zmiennej objaśniającej, jaką jest zmienna rynkowa (czynnik giełdy), czyli na zamianie indeksu giełdowego przyjętego za czynnik giełdy.

Celem autorów artykułu jest analiza wpływu zamiany indeksu szerokiego rynku z warszawskiej giełdy, jakim jest indeks WIG na WIG20, czyli analiza wpływu zmiany indeksu rynku na parametr beta w modelu jednoindeksowym Sharpe'a, szacowanym dla największych spółek z GPW w Warszawie w latach 2005–2015 z wykorzystaniem trzech interwałów pomiaru stopy zwrotu – dziennej, tygodniowej i miesięcznej. Dane pozyskano z serwisu Thomson Reuters.

2. Przegląd literatury

Parametr beta, popularna miara ryzyka rynkowego (systematycznego), został wprowadzony przez Sharpe'a w 1963 r. (Sharpe, 1963) jako współczynnik kierunkowy jednorównaniowego modelu uzależniającego stopę zwrotu akcji od przeciętnej stopy zwrotu obserwowanej na rynku, wyrażonej przez indeks giełdowy. Z teoretycznego punktu widzenia problem wyboru odpowiedniego indeksu giełdowego (zmiennej rynkowej), którego stopa zwrotu jest zmienną objaśniającą w jednowskaźnikowym modelu Sharpe'a jest znany i analizowany. Sharpe (1963; 1964), Lintner (1965), Mossin (1966) i Treynor (1965), szacując parametr beta, wykorzystali amerykański indeks S&P500, mimo że jest to indeks cenowy i taka jest praktyka do dnia dzisiejszego.

Od wielu lat prowadzone są intensywne badania parametru beta jako miary ryzyka systematycznego inwestycji w akcje. Znaczna ich część została poświęcona badaniu stabilności parametru beta w różnych fazach cyklu rynku giełdowego, najczęściej na rynku wzrostowym i spadkowym (Levy 1974), (Fabozzi i Francis, 1977), (Kim i Zumwalt, 1979) dla rynków rozwiniętych czy (Bhaduri i Durai, 2006), (Ray, 2010), (Rohini, 2008); (Deb i Misra, 2011) dla rynków rozwijających się. Uzyskane wyniki trudno jest jednoznacznie zakwalifikować, ale część autorów wskazywała na słusność podziału rynku i oddzielne szacowanie parametru beta dla rynku wzrostowego i spadkowego ze względu na dokładniejsze prognozowanie, podczas gdy część z nich uznała,

że parametry beta dla tych subrynków są stabilne i nie ma to znaczenia. Na danych dla rynku polskiego takie badanie przeprowadzili m.in. Witkowska (2008) oraz Dębski, Feder-Sempach i Świdorski (2013). Wyniki badań na rynku polskim wskazały, że dla większości estymowanych spółek parametry beta są stabilne w okresach rynku byka i niedźwiedzia.

3. Metoda badawcza

Analizę niezmienności parametru beta, zwaną też analizą wrażliwości, przeprowadzono dla spółek z indeksu WIG20 – 12 spółek (dla których dostępne były pełne dane) w okresie 2005–2015. Prezentowana analiza przebiega na bazie logarytmicznej stopy zwrotu z akcji danej spółki mierzonej z częstotliwością dzienną, tygodniową i miesięczną, obliczonej według wzoru:

$$R_{it} = (\ln P_{it} - \ln P_{i,t-1}) * 100,$$

gdzie:

R_{it} – dzienna, tygodniowa, miesięczna stopa zwrotu i -tej akcji w okresie t ,

P_{it} – cena i -tej akcji w okresie t .

Analiza wrażliwości parametru beta prowadzona jest na podstawie jednowskaźnikowego modelu Sharpe'a postaci:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i Rm_t + \varepsilon_{it},$$

gdzie:

R_{it} – stopa zwrotu i -tej akcji w okresie t ,

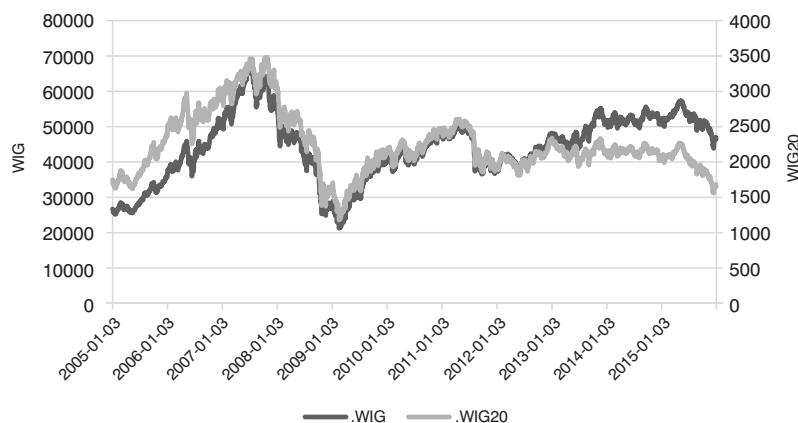
Rm_t – stopa zwrotu indeksu giełdowego (czynnika giełdy) w okresie t ,

α_i – parametr alfa,

β_i – parametr beta,

ε_i – składnik losowy.

Podstawową zmienną objaśniającą w szacowanym modelu Sharpe'a jest stopa zwrotu z odpowiedniego indeksu giełdowego (pełniąc funkcję czynnika giełdy), co oznacza, że dla spółek notowanych na warszawskiej giełdzie jest nią na ogół stopa zwrotu z indeksu giełdowego WIG. Zmiana specyfikacji modelu w przeprowadzanym badaniu polega na zamianie stopy zwrotu z indeksu WIG na stopę zwrotu z indeksu WIG20. Tak więc przeprowadzana analiza wrażliwości parametru beta dotyczy wpływu zmiany stopy zwrotu z podstawowego indeksu warszawskiej giełdy (WIG) na stopę zwrotu indeksu giełdowego, do którego dana spółka jest zaliczana (WIG20). Ciekawym zagadnieniem jest to, iż indeks WIG jest indeksem dochodowym uwzględniającym dywidendy i prawa poboru, a WIG20 indeksem cenowym, co sprawia, że ich wartości w tym samym okresie są różne (zob. rysunek 1).



Rys. 1. Wartości indeksów WIG i WIG20 w okresie 2005–2015. Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Thomson Reuters.

4. Analiza wyników badania dla spółek z WIG20

Empiryczne wyniki tak nakreślonej analizy wrażliwości parametru beta dla największych spółek z warszawskiej giełdy są przedstawione w tabelach 1–6 w podziale na spółki należące do indeksu WIG20, odpowiednio dla dziennej, tygodniowej i miesięcznej stopy zwrotu. W kolejnych kolumnach tych tabel dla poszczególnych spółek przedstawiono:

- w kolumnie 1 – nazwę spółki, dla której szacowano model,
- w kolumnie 2 – oszacowanie parametru α oraz pod spodem wartość statystyki t-Studenta w postaci p-value,
- w kolumnie 3 – oszacowanie parametru β oraz pod spodem wartość statystyki t-Studenta w postaci p-value,
- w kolumnie 4 – wartość statystyki Jarque–Bera (J-B) oraz pod spodem wartość statystyki Shapiro–Wilka (S-W) – wartości obu statystyk w postaci p-value,
- w kolumnie 5 – wartość statystyki White’a (White) oraz pod spodem wartość statystyki Breuscha–Pagana (B-P) – wartości obu statystyk w postaci p-value,
- w kolumnie 6 – wartość współczynnika determinacji (R^2) oraz pod spodem wartość statystyki Breuscha–Godfrey’a (B-G) w postaci p-value,
- w kolumnie 7 (tabele 2, 4, 6) – wartość statystyki t-Studenta w postaci p-value.

Tak więc w przedstawianych tabelach znajdują się wyniki odnoszące się do: istotności szacowanych parametrów strukturalnych modelu (kolumna 2 i 3), weryfikacji hipotezy o normalności rozkładu reszt modelu (kolumna 4) dla testu Jarque–Bera i Shapiro–Wilka, weryfikacji hipotezy

o heteroskedastyczności składnika losowego (kolumna 5) dla testu White'a i Breuscha–Pagana, weryfikacji hipotezy o występowaniu autokorelacji składnika losowego testem Breuscha–Godfrey'a (kolumna 6) oraz współczynnika determinacji R^2 (kolumna 6). Wyżej wymienionymi testami badana jest więc struktura stochastyczna składnika losowego estymowanego modelu. Dodatkowo w tabelach 2, 4 i 6 (w kolumnie 7) przedstawione są wyniki weryfikacji hipotezy o równości parametrów modelu regresji (oszacowanych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów) testem t-Studenta, świadczące o niezmienności statystycznej parametru beta w szacowanym modelu, w którym otrzymaną ocenę tego parametru dla zmiennej objaśniającej w postaci stopy zwrotu odpowiednio z indeksu WIG20 przyrównuje się do oceny otrzymanej z modelu, w którym zmienną objaśniającą jest stopa zwrotu z indeksu WIG. Weryfikacja ta przebiega dla dziennej, tygodniowej i miesięcznej częstotliwości pomiaru stopy zwrotu.

Nazwa spółki	$\alpha_{D,WIG}$ p-value	$\beta_{D,WIG}$ p-value	J-B	White	R^2
			S-W	B-P	B-G
PGNIG	-0,001 0,979	0,741 0,000	0,000 0,000	0,000 0,105	0,255 0,028
PEKAO	-0,027 0,316	1,417 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,618 0,011
PKOBP	-0,024 0,319	1,282 0,000	0,000 0,000	0,000 0,321	0,635 0,115
BZWBK	0,016 0,612	1,145 0,000	0,000 0,000	0,000 0,716	0,443 0,014
PKNORLEN	-0,004 0,889	1,254 0,000	0,000 0,000	0,000 0,123	0,518 0,293
KGHM	0,002 0,949	1,543 0,000	0,000 0,000	0,000 0,392	0,498 0,000
MBANK	0,015 0,646	1,299 0,000	0,000 0,000	0,000 0,953	0,484 0,263
LPP	0,074 0,066	0,576 0,000	0,000 0,000	0,000 0,201	0,110 0,621
ORANGEPL	-0,055 0,104	0,746 0,000	0,000 0,000	0,473 0,000	0,224 0,992
EUROCASH	0,086 0,038	0,605 0,000	0,000 0,000	0,000 0,179	0,112 0,174
SYNTHOS	0,048 0,247	0,941 0,000	0,000 0,000	0,000 0,425	0,237 0,001
ASSECOPOL	0,010 0,764	0,785 0,000	0,000 0,000	0,000 0,026	0,247 0,000

Tab. 1. Wyniki estymacji dla spółek z indeksu WIG20, dane dzienne, $R_m = WIG$. Źródło: opracowanie własne.

Nazwa spółki	$\alpha_{D,WIG20}$ p-value	$\beta_{D,WIG20}$ p-value	J-B	White	R^2	$H_0 : \beta_{D,WIG20} = \beta_{D,WIG}$ ($\beta_{D,WIG} - const$)
			S-W	B-P	B-G	
PGNIG	0,015 0,616	0,642 0,000	0,000 0,000	0,000 0,301	0,265 0,046	0,000
PEKAO	0,004 0,884	1,233 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,649 0,000	0,000
PKOBP	0,004 0,846	1,109 0,000	0,000 0,000	0,000 0,037	0,659 0,038	0,000
BZWBK	0,041 0,188	0,981 0,000	0,000 0,000	0,000 0,218	0,451 0,004	0,000
PKNORLEN	0,023 0,414	1,095 0,000	0,000 0,000	0,000 0,258	0,547 0,320	0,000
KGHM	0,036 0,326	1,343 0,000	0,000 0,000	0,000 0,003	0,523 0,000	0,000
MBANK	0,043 0,189	1,094 0,000	0,000 0,000	0,000 0,648	0,475 0,341	0,000
LPP	0,086 0,034	0,419 0,000	0,000 0,000	0,000 0,064	0,081 0,397	0,000
ORANGEPL	-0,039 0,246	0,658 0,000	0,000 0,000	0,313 0,000	0,241 0,630	0,000
EUROCASH	0,099 0,018	0,464 0,000	0,000 0,000	0,000 0,940	0,092 0,242	0,000
SYNTHOS	0,068 0,106	0,737 0,000	0,000 0,000	0,000 0,745	0,201 0,001	0,000
ASSECOPOL	0,027 0,420	0,651 0,000	0,000 0,000	0,000 0,189	0,236 0,000	0,000

Tab. 2. Wyniki estymacji dla spółek z indeksu WIG20, dane dzienne, $R_m = WIG20$. Źródło: opracowanie własne.

W tabelach 1–6 przedstawiono wyniki opisanego wyżej badania dla 12 spółek należących do indeksu WIG20 dla danych dziennych (indeks D przy ocenie parametru α i β), dla danych tygodniowych (indeks W przy ocenie parametru α i β) oraz danych miesięcznych (indeks M przy ocenie parametru α i β) z okresu 2005–2015. W tabelach 1, 3 oraz 5 znajdują się wyniki estymacji modelu, w którym zmienną objaśniającą pełniącą funkcję indeksu giełdowego (R_m) jest stopa zwrotu z indeksu WIG, natomiast w tabelach 2, 4 oraz 6 znajdują się wyniki estymacji modelu, w którym zmienną objaśniającą pełniącą funkcję indeksu giełdowego (R_m) jest stopa zwrotu z indeksu WIG20. W kolumnie 7 tych trzech ostatnich tabel są wyniki

weryfikacji hipotezy o stałości parametru beta otrzymanego dla tych dwóch przypadków definicji stopy zwrotu z indeksu giełdowego, przy czym dla dziennej częstotliwości pomiaru stopy zwrotu hipoteza zerowa postawiona jest następująco $H_0 : \beta_{D,WIG20} = \beta_{D,WIG}$ dla $\beta_{D,WIG} = const$ dla tygodniowej częstotliwości pomiaru $H_0 : \beta_{W,WIG20} = \beta_{W,WIG}$ dla $\beta_{W,WIG} = const$ oraz dla miesięcznej częstotliwości pomiaru $H_0 : \beta_{M,WIG20} = \beta_{M,WIG}$ dla $\beta_{M,WIG} = const$. Tak jak napisano, weryfikacja tak postawionej hipotezy zerowej dokonywana jest na podstawie testu t-Studenta, dla którego obliczana statystyka ma $n-2$ stopni swobody (Maddala, 2008, s. 116).

Nazwa spółki	$\alpha_{w,WIG}$	$\beta_{w,WIG}$	J-B	White	R^2
	p-value	p-value	S-W	B-P	B-G
PGNIG	0,019 0,891	0,606 0,000	0,008 0,028	0,000 0,005	0,220 0,552
PEKAO	-0,111 0,327	1,241 0,000	0,006 0,011	0,000 0,000	0,630 0,041
PKOBP	-0,109 0,317	1,216 0,000	0,000 0,000	0,000 0,004	0,642 0,307
BZWBK	0,072 0,600	1,175 0,000	0,016 0,001	0,000 0,872	0,507 0,004
PKNORLEN	-0,014 0,923	1,177 0,000	0,017 0,011	0,169 0,320	0,490 0,001
KGHM	0,003 0,988	1,607 0,000	0,000 0,000	0,000 0,002	0,510 0,234
MBANK	0,068 0,643	1,411 0,000	0,001 0,000	0,000 0,338	0,567 0,543
LPP	0,349 0,076	0,662 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,139 0,894
ORANGEPL	-0,256 0,127	0,696 0,000	0,000 0,000	0,831 0,038	0,198 0,780
EUROCASH	0,416 0,033	0,671 0,000	0,005 0,000	0,688 0,440	0,145 0,031
SYNTHOS	0,230 0,263	0,974 0,000	0,000 0,000	0,114 0,025	0,243 0,671
ASSECOPOL	0,052 0,735	0,712 0,000	0,000 0,000	0,002 0,000	0,234 0,076

Tab. 3. Wyniki estymacji dla spółek z indeksu WIG20, dane tygodniowe, $R_m = WIG$. Źródło: opracowanie własne.

Nazwa spółki	$\alpha_{W,WIG20}$	$\beta_{W,WIG20}$	J-B	White	R^2	$H_0 : \beta_{W,WIG20} = \beta_{W,WIG}$ ($\beta_{W,WIG} - const$)
	p-value	p-value	S-W	B-P	B-G	
PGNIG	0,082 0,547	0,547 0,000	0,013 0,024	0,000 0,019	0,226 0,456	0,163
PEKAO	0,018 0,862	1,156 0,000	0,008 0,013	0,000 0,000	0,688 0,017	0,010
PKOBP	0,018 0,862	1,105 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,667 0,156	0,001
BZWBK	0,195 0,156	1,054 0,000	0,010 0,001	0,000 0,074	0,513 0,001	0,005
PKNORLEN	0,109 0,431	1,087 0,000	0,010 0,012	0,822 0,945	0,525 0,000	0,037
KGHM	0,170 0,349	1,475 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,541 0,158	0,021
MBANK	0,215 0,148	1,248 0,000	0,000 0,000	0,000 0,013	0,559 0,433	0,000
LPP	0,417 0,039	0,477 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,091 0,790	0,004
ORANGEPL	-0,183 0,269	0,644 0,000	0,000 0,000	0,744 0,013	0,213 0,782	0,312
EUROCASH	0,485 0,014	0,562 0,000	0,008 0,000	0,498 0,974	0,128 0,039	0,076
SYNTHOS	0,331 0,118	0,779 0,000	0,000 0,000	0,159 0,067	0,195 0,431	0,003
ASSECOPOL	0,126 0,420	0,600 0,000	0,000 0,000	0,000 0,000	0,209 0,112	0,022

Tab. 4. Wyniki estymacji dla spółek z indeksu WIG20, dane tygodniowe, $R_m = WIG20$. Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane wyniki dla największych spółek pod względem kapitalizacji na warszawskiej giełdzie wskazują, że dla wszystkich trzech częstotliwości pomiaru stopy zwrotu z akcji oraz niezależnie od tego, czy zmienną objaśniającą w estymowanym jednowskaźnikowym modelu Sharpe'a jest stopa zwrotu z indeksu WIG, czy WIG20 istotność oszacowań parametrów α i β nie ulega zmianie, gdyż we wszystkich przypadkach ocena parametru beta jest istotna (nawet na poziomie 0,01), a ocena parametru α jest nieistotna, poza jednym lub dwoma przypadkami dla poziomu istotności 0,05 (spółki EUROCASH i LPP). Generalnie ocena parametru beta zachowuje swoją wartość, tzn. jest większa od 1 (w pięciu lub sześciu przypadkach) i jest mniejsza od 1 (w pozostałych przypadkach). Jak wiadomo, akcje z parametrem beta większym od 1 nazywają się agresywnymi, a z parametrem beta

mniejszym od 1 defensywnymi. Weryfikacja hipotezy o normalności rozkładu reszt składnika losowego szacowanego modelu wskazuje, że dla danych dziennych i tygodniowych dla wszystkich spółek (tabele 1–4) na podstawie obu zastosowanych testów (Jarque–Bera i Shapiro–Wilka) i poziomie istotności 0,05 należy odrzucić hipotezę zerową stwierdzającą, iż rozkład ten jest rozkładem normalnym, co oznacza, że szeregi czasowe reszt szacowanego modelu nie mają rozkładu normalnego. Natomiast dla danych miesięcznych dla większości spółek, tzn. 9 (test J-B) lub 8 (test S-W) w przypadku, gdy zmienną objaśniającą jest indeks WIG oraz 7 (test J-B) lub 8 (test S-W) w przypadku, gdy zmienną objaśniającą jest indeks WIG20 na poziomie istotności 0,05 brakuje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co oznacza, że rozkład reszt jest rozkładem normalnym.

Nazwa spółki	$\alpha_{M,WIG}$ p-value	$\beta_{M,WIG}$ p-value	J-B	White	R ²
			S-W	B-P	B-G
PGNIG	0,048 0,936	0,522 0,000	0,456 0,090	0,126 0,236	0,187 0,767
PEKAO	-0,479 0,273	1,205 0,000	0,061 0,222	0,151 0,846	0,691 0,010
PKOBP	-0,449 0,293	1,180 0,000	0,006 0,001	0,086 0,002	0,690 0,302
BZWBK	0,311 0,591	1,193 0,000	0,962 0,685	0,034 0,669	0,554 0,009
PKNORLEN	0,030 0,954	0,980 0,000	0,189 0,238	0,682 0,515	0,504 0,313
KGHM	0,116 0,885	1,386 0,000	0,085 0,139	0,043 0,008	0,464 0,048
MBANK	0,206 0,721	1,557 0,000	0,010 0,004	0,180 0,034	0,680 0,130
LPP	1,367 0,116	0,975 0,000	0,412 0,326	0,007 0,096	0,270 0,311
ORANGEPL	-1,053 0,152	0,513 0,000	0,000 0,000	0,946 0,574	0,125 0,891
EUROCASH	1,805 0,013	0,571 0,000	0,534 0,474	0,475 0,900	0,155 0,659
SYNTHOS	0,967 0,300	1,006 0,000	0,013 0,003	0,246 0,054	0,254 0,099
ASSECOPOL	0,208 0,698	0,789 0,000	0,415 0,695	0,152 0,101	0,388 0,213

Tab. 5. Wyniki estymacji dla spółek z indeksu WIG20, dane miesięczne, R_m = WIG. Źródło: opracowanie własne.

Nazwa spółki	$\alpha_{M,WIG20}$ p-value	$\beta_{M,WIG20}$ p-value	J-B	White		$H_0 : \beta_{M,WIG20} = \beta_{M,WIG}$ ($\beta_{M,WIG} - const$)
			S-W	B-P	B-G	
PGNIG	0,289 0,619	0,525 0,000	0,608 0,188	0,191 0,288	0,202 0,746	0,973
PEKAO	0,078 0,845	1,205 0,000	0,055 0,263	0,009 0,217	0,738 0,011	0,991
PKOBP	0,095 0,813	1,168 0,000	0,007 0,015	0,030 0,006	0,724 0,309	0,852
BZWBK	0,861 0,134	1,162 0,000	1,000 0,775	0,023 0,670	0,562 0,022	0,729
PKNORLEN	0,483 0,335	0,988 0,000	0,317 0,485	0,458 0,288	0,548 0,375	0,915
KGHM	0,756 0,340	1,363 0,000	0,027 0,056	0,008 0,001	0,480 0,061	0,853
MBANK	0,922 0,123	1,481 0,000	0,019 0,002	0,036 0,026	0,658 0,155	0,419
LPP	1,811 0,046	0,823 0,000	0,283 0,296	0,001 0,022	0,206 0,305	0,288
ORANGEPL	-0,816 0,261	0,530 0,000	0,000 0,000	0,917 0,533	0,143 0,764	0,885
EUROCASH	2,065 0,005	0,497 0,000	0,500 0,254	0,832 0,876	0,126 0,614	0,522
SYNTHOS	1,425 0,142	0,848 0,000	0,023 0,002	0,335 0,070	0,193 0,030	0,299
ASSECOPOL	0,569 0,307	0,710 0,000	0,188 0,368	0,108 0,249	0,337 0,132	0,373

Tab. 6. Wyniki estymacji dla spółek z indeksu WIG20, dane miesięczne, $R_m = WIG20$. Źródło: opracowanie własne.

W zakresie badania heteroskedastyczności składnika losowego szacowanego modelu otrzymane statystyki testów White'a (White) oraz Breusch–Pagana (B-P) wskazują, że zmiana zmiennej objaśniającej WIG na WIG20 nie ma praktycznie żadnego wpływu na występowanie tego zjawiska, co nie znaczy, że to zjawisko nie występuje w przypadku badanych spółek, przy czym największa rozbieżność między wynikami obu testów występuje dla danych dziennych. Dla tej częstotliwości pomiaru stopy zwrotu na poziomie istotności 0,05 statystyka testu White'a wskazuje, że dla jednej spółki (ORANGEPL) brakuje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o równości wariancji składnika losowego, co oznacza, że w pozostałych 11 spółkach składnik losowy cechuje brak takiej równości, czyli występuje heteroskeda-

styczność, natomiast otrzymane statystyki testu Breuscha–Pagana wskazują, że w 9 spółkach (gdy zmienną objaśniającą jest WIG) lub 8 (gdy zmienną objaśniającą jest WIG20) składnik losowy jest homoskedastyczny. Dla danych tygodniowych w 4 spółkach składnik losowy jest homoskedastyczny a dla danych miesięcznych w 9 spółkach, gdy zmienną objaśniającą jest WIG (według obu testów) oraz w 6 spółkach (według testu White’a) lub 8 spółkach (według testu B-P) gdy zmienną objaśniającą jest WIG20. Praktycznie rzecz biorąc, zmiana zmiennej reprezentującej indeks giełdowy z WIG na WIG20 w estymowanym modelu Sharpe’a w przypadku największych spółek z warszawskiej giełdy nie wpływa na zmianę w występowaniu zjawiska heteroskedastyczności składnika losowego.

Występowanie autokorelacji składnika losowego weryfikowano testem Breuscha–Godfrey’a (B-G). Ogólnie otrzymane wyniki wskazują, iż w większości stóp zwrotu badanych spółek dla wszystkich częstotliwości pomiaru na poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej, że współczynnik autokorelacji reszt jest równy zeru, co oznacza, że zjawisko autokorelacji składnika losowego nie występuje. Można także zauważyć, iż zmniejszanie się częstotliwości pomiaru stopy zwrotu skutkuje zwiększaniem się liczby spółek, w których autokorelacja nie występuje, gdyż dla danych miesięcznych jest to 9 spółek, dla danych tygodniowych 8, a dla danych dziennych 7 (w przypadku zmiennej objaśniającej WIG) lub 5 (w przypadku zmiennej objaśniającej WIG20). Tak więc zmiana specyfikacji modelu polegająca na zamianie zmiennej objaśniającej WIG na WIG20 nie wywiera praktycznie żadnego wpływu na występowanie autokorelacji składnika losowego stóp zwrotu spółek należących do indeksu WIG20.

Otrzymane wyniki wskazują także, że zmiana zmiennej rynkowej R_m z indeksu WIG na indeks WIG20 w szacowanym modelu nie powoduje żadnej zmiany w wartościach współczynnika determinacji dla największych spółek z warszawskiej giełdy. Jedynie zmiana częstotliwości pomiaru stopy zwrotu ma niewielki wpływ na osiągnięte wartości tego współczynnika i to w przedziale jego wartości mniejszych lub równych 0,2 oraz w przedziale powyżej 0,2 i mniejszych bądź równych 0,4, gdyż dla danych dziennych otrzymano $R^2 \leq 0,2$ dla dwóch spółek a dla danych tygodniowych i miesięcznych dla 3 spółek. Z kolei R^2 z przedziału $[0,2; 0,4]$ otrzymano dla danych dziennych dla 4 spółek a dla danych tygodniowych i miesięcznych dla 3. Dla 6 spółek we wszystkich rozpatrywanych przypadkach R^2 przewyższa 0,4.

Na podstawie przeprowadzonego badania struktury stochastycznej estymowanego modelu dla spółek należących do indeksu WIG20 ogólnie można stwierdzić, że zmiana indeksu giełdowego z WIG na WIG20 jako zmiennej objaśniającej dla stóp zwrotu z akcji badanych spółek praktycznie nie powoduje żadnych zmian w tej strukturze.

Ostatnim punktem przeprowadzanego badania była statystyczna analiza niezmienności (wrażliwości) parametru beta na zmianę zmiennej objaśniającej z WIG na WIG20. Wyniki weryfikacji hipotezy zerowej o równości tego

parametru dla spółek z indeksu WIG20 znajdują się w ostatniej kolumnie tabel 2, 4 i 6 odpowiednio dla dziennej, tygodniowej i miesięcznej częstotliwości pomiaru stopy zwrotu. Wyniki testu dla danych dziennych wskazują, że dla wszystkich spółek, nawet na poziomie istotności 0,01, należy odrzucić hipotezę zerową, dla danych tygodniowych dla 9 spółek należy odrzucić hipotezę zerową na poziomie istotności 0,05, a w przypadku danych miesięcznych dla wszystkich 12 spółek i poziomu istotności 0,05 brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Oznacza to, że dla dziennego pomiaru stopy zwrotu wszystkich 12 spółek parametr beta jest wrażliwy na zmianę indeksu giełdowego (jako zmiennej rynkowej w estymowanym modelu) z WIG na WIG20, dla tygodniowego pomiaru stopy zwrotu parametr beta jest wrażliwy dla 9 z 12 spółek, a dla miesięcznego pomiaru stopy zwrotu dla wszystkich spółek parametr beta nie jest wrażliwy na zmianę stopy zwrotu z indeksu giełdowego jako zmiennej objaśniającej szacowanego modelu. Wynika to zapewne z większej amplitudy wahań stopy zwrotu indeksu WIG20 niż indeksu WIG w miarę zwiększania się częstotliwości pomiaru stopy zwrotu. Niewątpliwie pozytywnym zjawiskiem jest niewrażliwość parametru beta na zmianę stopy zwrotu indeksu giełdowego dla miesięcznego pomiaru stopy zwrotu w przypadku spółek o największej kapitalizacji na polskim rynku giełdowym.

5. Podsumowanie

Z przeprowadzonego badania należy wyciągnąć wniosek, że dla spółek o największej kapitalizacji z warszawskiej giełdy w przypadku danych o dużej częstotliwości, czyli danych dziennych ma znaczenie, czy indeksem rynku będzie WIG, czy WIG20; ponadto zmniejszając częstotliwość pomiaru, przechodząc na dane tygodniowe czy miesięczne, widzimy, że wpływ tej zmiany na oszacowania modelu Sharpe'a jest większy. Wrażliwość parametru beta na zmianę specyfikacji modelu – zmianę indeksu rynku, jest duża w przypadku danych dziennych i maleje wraz z wydłużeniem się interwału pomiaru. Z kolei zmiana indeksu giełdowego z WIG na WIG20 jako zmiennej objaśniającej dla stóp zwrotu z akcji badanych spółek praktycznie nie powoduje żadnych zmian w strukturze stochastycznej estymowanego modelu. Przeprowadzone badanie może mieć zastosowanie praktyczne, gdyż wskazuje, jak powinni postępować inwestorzy i analitycy szacujący ryzyko za pomocą modelu Sharpe'a dla największych spółek z GPW w Warszawie.

Bibliografia

- Bhaduri, S. i Durai, S. (2006). Asymmetric beta in bull and bear market conditions: evidence from India. *Applied Financial Economics Letters*, 2, 55–59, <https://doi.org/10.1080/17446540500396834>

- Deb, S.G. i Misra, S. (2011). Are Equity Betas Stable? Evidence from Indian Equity Market. *The IUP Journal of Applied Finance*, 17(4), 5–25.
- Dębski, W., Feder-Sempach, E. i Świdorski, B. (2013). Stabilność parametru beta w okresie rynku byka i niedźwiedzia dla największych spółek warszawskiej GPW. *Journal of Management and Finance*, 11(2), 89–102.
- Fabozzi, F.F. i Francis, J.C. (1977). Stability Tests for Alphas and Betas over Bull and Bear Market Conditions. *The Journal of Finance*, 32(2), 1093–1099, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1977.tb03312.x>
- Kim, M. i Zumwalt, K. (1979). An Analysis of Risk in Bull and Bear Markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 14(5), 1015–1025, <https://doi.org/10.2307/2330303>
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investment in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics*, 47(1): 13–37, <https://doi.org/10.2307/1924119>
- Levy, R.A. (1974). Beta Coefficient as Predictors of Return. *Financial Analysts Journal*, 30(1): 61–69, <https://doi.org/10.2469/faj.v30.n1.61>
- Maddala, G.S. (2008). *Ekonometria*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768–783, <https://doi.org/10.2307/1910098>
- Ray, K.K. (2010). Stability of Beta over Market Phases: An Empirical Study on Indian Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 50, 174–183.
- Sharpe, W. (1963). A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9(2), 277–293, <https://doi.org/10.1287/mnsc.9.2.277>
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425–442, <https://doi.org/10.2307/2977928>
- Rohini, S. (2008). Beta Stationarity over Bull and Bear Markets In India. *The ICAFI Journal of Applied Finance*, 14(4), 32–47.
- Treynor, J. (1965). How to Rate Management of Investment Funds. *Harvard Business Review*, 43(1), 63–75, <https://doi.org/10.1002/9781119196679.ch10>
- Witkowska, D. (2008). Badanie stabilności współczynnika beta oszacowanego na podstawie prób o różnej długości. *Rynek Kapitałowy. Skuteczne inwestowanie. Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 9, 143–154.