

# PRACE NAUKOWE

Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu

# RESEARCH PAPERS

of Wrocław University of Economics

Nr 371

**Inwestycje finansowe i ubezpieczenia –  
tendencje światowe a rynek polski**

Redaktorzy naukowi

Krzysztof Jajuga

Wanda Ronka-Chmielowiec



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu  
Wrocław 2014

Redakcja wydawnicza: Jadwiga Marcinek  
Redakcja techniczna: Barbara Łopusiewicz  
Korekta: Barbara Cibis  
Łamanie: Małgorzata Czupryńska  
Projekt okładki: Beata Dębska

Informacje o naborze artykułów i zasadach recenzowania  
znajdują się na stronie internetowej Wydawnictwa  
[www.pracnaukowe.ue.wroc.pl](http://www.pracnaukowe.ue.wroc.pl)  
[www.wydawnictwo.ue.wroc.pl](http://www.wydawnictwo.ue.wroc.pl)

Publikacja udostępniona na licencji Creative Commons  
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 3.0 Polska  
(CC BY-NC-ND 3.0 PL)



© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu  
Wrocław 2014

**ISSN 1899-3192**  
**ISBN 978-83-7695-411-0**

Wersja pierwotna: publikacja drukowana

Zamówienia na opublikowane prace należy składać na adres:  
Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu  
tel./fax 71 36 80 602; e-mail: [econbook@ue.wroc.pl](mailto:econbook@ue.wroc.pl)  
[www.ksiegarnia.ue.wroc.pl](http://www.ksiegarnia.ue.wroc.pl)

Druk i oprawa: TOTEM

## Spis treści

<b>Wstęp</b> .....	9
<b>Waldemar Aspadarec:</b> Wyniki inwestycyjne funduszy hedge po doświadczeniach kryzysu finansowego .....	11
<b>Aleksandra Baszczyńska:</b> Metoda jądrowa w analizie finansowych szeregów czasowych.....	23
<b>Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo:</b> Reakcja akcjonariuszy na sprzedaż znaczących pakietów akcji.....	32
<b>Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut:</b> Ryzyko jako determinanta premii z tytułu kontroli – empiryczna weryfikacja.....	43
<b>Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz:</b> Reduced form of the standard approach for operational risk for economic capital assessment .....	54
<b>Tadeusz Czernik:</b> Efekt histerezy – wycena opcji i implikowana zmienność .....	65
<b>Tadeusz Czernik, Daniel Iskra:</b> Modyfikacja geometrycznego ruchu Browna oparta na czasie przebywania. Wycena instrumentów pochodnych, implikowana zmienność – badania symulacyjne.....	75
<b>Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk:</b> Efektywność inwestycji funduszy emerytalnych w Polsce – wybrane problemy.....	88
<b>Monika Hadaś-Dyduch:</b> Produkty strukturyzowane – ujęcie algorytmiczne zysku z uwzględnieniem oddziaływania wskaźników rynku finansowego .....	101
<b>Magdalena Homa:</b> Wpływ strategii inwestycyjnej ubezpieczonego na rozkład wartości portfela ubezpieczeniowego w UFK.....	112
<b>Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa:</b> Kształtowanie indeksowych ubezpieczeń upraw oparte na indywidualizmie w postrzeganiu ryzyka przez gospodarstwa rolne w Polsce .....	123
<b>Łukasz Jasiński:</b> Innowacje produktowe w ubezpieczeniach zdrowotnych w Polsce.....	137
<b>Lidia Karbownik:</b> Determinanty zagrożenia finansowego przedsiębiorstw sektora TSL w Polsce.....	149
<b>Tomasz Karczyński, Edward Radośniński:</b> Ocena relacji pomiędzy trendami giełd światowych a trendami giełd Europy Środkowowschodniej na przykładzie warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych .....	165
<b>Krzysztof Kowalke:</b> Efektywność informacyjna Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie .....	177
<b>Mieczysław Kowerski:</b> Uwagi dotyczące sposobu liczenia stopy wypłaty dywidendy.....	188

<b>Robert Kurek:</b> Systemy informacyjne nadzoru ubezpieczeniowego.....	203
<b>Agnieszka Majewska:</b> Porównanie strategii zabezpieczających portfel akcji z wykorzystaniem kontraktów <i>futures</i> na WIG20 w okresach spadków i wzrostów cen .....	213
<b>Tomasz Miziołek:</b> Ocena efektywności zarządzania funduszami ETF posiadającymi ekspozycję na polski rynek akcji .....	224
<b>Joanna Olbryś:</b> Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA .....	236
<b>Andrzej Paliński:</b> Wykorzystanie wartości likwidacyjnej aktywów kredytobiorcy i metody Monte Carlo do wyznaczenia oprocentowania kredytu bankowego.....	245
<b>Jarosław Pawłowski:</b> Zarządzanie ryzykiem pogodowym – przykład wykorzystania pogodowego instrumentu pochodnego przez producenta piwa w Polsce.....	255
<b>Dorota Pekasiewicz:</b> Wybrane testy zgodności dotyczące rozkładów statystyk ekstremalnych i ich zastosowanie w analizach finansowych.....	268
<b>Marcin Salamaga:</b> Efektywność krótkoterminowych inwestycji w złoto .....	278
<b>Anna Sroczyńska-Baron:</b> Analiza wysokości progu oferty obowiązkowej przy przejściach spółek w oparciu o teorię gier kooperacyjnych .....	289
<b>Waldemar Tarczyński:</b> Ocena różnych wariantów fundamentalnego portfela papierów wartościowych .....	298
<b>Magdalena Ulrichs:</b> Zmiany strukturalne na polskim rynku finansowym a sfera realna gospodarki – analiza empiryczna .....	310
<b>Stanisław Wanat:</b> Efekt dywersyfikacji ryzyka w Solvency II w świetle wyników ilościowego badania wpływu QIS5 .....	320
<b>Ryszard Węgrzyn:</b> Ocena trafności prognoz zmienności indeksu WIG20 konstruowanych na podstawie wybranych modeli klasy GARCH oraz rynkowej zmienności implikowanej.....	331
<b>Stanisław Wieteska:</b> Wybuch jako element ryzyka w ubezpieczeniach od ognia i innych zdarzeń losowych.....	344
<b>Marcelina Więckowska:</b> Obligacje w zarządzaniu ryzykiem katastroficznym .....	359
<b>Piotr Wybieralski:</b> Zastosowanie wybranych instrumentów pochodnych w warunkach ograniczonej dostępności limitów skarbowych na walutowym rynku pozagieldowym .....	371
<b>Dariusz Zarzecki:</b> Koszt kapitału, płynność i ryzyko – analiza sektorowa na rynku amerykańskim .....	383

## Summaries

<b>Waldemar Aspadarec:</b> Investment performance of hedge funds after the financial crisis .....	22
<b>Aleksandra Baszczyńska:</b> Kernel method in the analysis of financial time series .....	31
<b>Katarzyna Byrka-Kita, Mateusz Czerwiński, Agnieszka Perepeczo:</b> Market reactions to transfer of control within block trades in public companies – empirical evidence .....	42
<b>Katarzyna Byrka-Kita, Dominik Rozkrut:</b> Risk as a determinant of control premium – empirical evidence.....	53
<b>Iwona Chomiak-Orsa, Piotr Staszkiwicz:</b> Zredukowana forma metody standardowej do oceny kapitału ekonomicznego .....	64
<b>Tadeusz Czernik:</b> Hysteretic-like effect – derivative pricing and implied volatility .....	74
<b>Tadeusz Czernik, Daniel Iskra:</b> Modified geometric Brownian motion – occupation time approach. Derivative pricing, implied volatility – simulations.....	87
<b>Magdalena Frasyniuk-Pietrzyk, Radosław Pietrzyk:</b> Pension funds performance in Poland – selected problems .....	100
<b>Monika Hadaś-Dyduch:</b> Valuation of structured product according to algorithmic interaction with regard to the financial market .....	110
<b>Magdalena Homa:</b> Effect of investment strategy for the distribution of the portfolio value in unit-linked insurance.....	121
<b>Marietta Janowicz-Lomott, Krzysztof Łyskawa:</b> Individualism in risk perception by farms in Poland and in the development of insurance products .....	136
<b>Łukasz Jasiński:</b> Product innovations in health insurances in Poland.....	148
<b>Lidia Karbownik:</b> Determinants of financial threat of the enterprises from transport, forwarding and logistic sector in Poland .....	164
<b>Tomasz Karczyński, Edward Radosiński:</b> Assessment of relation between global and Central Europe stock market trends on the example of the Warsaw Stock Exchange .....	176
<b>Krzysztof Kowalke:</b> Effectiveness of information on the Warsaw Stock Exchange .....	187
<b>Mieczysław Kowerski:</b> Some remarks on the calculation of the dividend payout ratio .....	202
<b>Robert Kurek:</b> Information systems of insurance supervision .....	212
<b>Agnieszka Majewska:</b> Comparison of hedging using futures on WIG20 in periods of price increases and decreases .....	223
<b>Tomasz Miziolek:</b> Evaluation of the effectiveness of management exchange-traded funds having exposure on the Polish equity market .....	235

<b>Joanna Olbryś:</b> Intervalling effect bias in beta: empirical results in the Warsaw Stock Exchange .....	244
<b>Andrzej Paliński:</b> Bank loan pricing with use the of the Monte Carlo method and the liquidation value of borrower's assets.....	254
<b>Jarosław Pawłowski:</b> Weather risk management – example of using weather derivative by a producer of beer in Poland .....	267
<b>Dorota Pekasiewicz:</b> Selected tests of goodness of extreme distributions and their application in financial analyses.....	277
<b>Marcin Salamaga:</b> The effectiveness of short-term investment in gold .....	288
<b>Anna Sroczyńska-Baron:</b> The analysis of the limit of obligatory offer based on the theory of cooperative games .....	297
<b>Waldemar Tarczyński:</b> Assessment of different variants of fundamental portfolio of securities.....	309
<b>Magdalena Ulrichs:</b> Structural changes on the Polish financial market and the real economy – an empirical analysis .....	319
<b>Stanisław Wanat:</b> The diversification effect in Solvency II in the light of the fifth quantitative impact study .....	330
<b>Ryszard Węgrzyn:</b> Assessment of the forecasts accuracy of the WIG20 index volatility constructed on the basis of selected models of the GARCH class and market implied volatility.....	343
<b>Stanisław Wieteska:</b> Explosion as an element of risk in insurance from fire and other random events.....	358
<b>Marcelina Więckowska:</b> Bonds for catastrophe risk management.....	370
<b>Piotr Wybieralski:</b> The application of selected currency derivatives in terms of constrained amounts of treasury limits in the OTC market.....	382
<b>Dariusz Zarzecki:</b> Cost of capital, liquidity and risk – sectoral analysis on the American capital market.....	411

**Joanna Olbryś**

Politechnika Białostocka

e-mail: j.olbrys@pb.edu.pl

---

## **EFEKT PRZEDZIAŁOWY PARAMETRU RYZYKA SYSTEMATYCZNEGO NA GPW W WARSZAWIE SA**

---

**Streszczenie:** Prawidłowe oszacowanie parametru ryzyka systematycznego ma podstawowe znaczenie w procesie wyceny aktywów kapitałowych. W klasycznym modelu CAPM długość przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu powinna pokrywać się z długością oczekiwanego horyzontu inwestycyjnego. Wrażliwość estymatora parametru beta na wybór długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu nazywana jest w literaturze efektem przedziałowym. Celem badań empirycznych przedstawionych w pracy była weryfikacja hipotezy badawczej zakładającej, że na GPW w Warszawie SA występuje tzw. efekt przedziałowy parametru beta. Analizowano okres od stycznia 2007 r. do grudnia 2012 r.

**Słowa kluczowe:** zakłócenia w procesach transakcyjnych, efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego.

DOI: 10.15611/pn.2014.371.20

### **1. Wstęp**

Temat prawidłowego oszacowania parametru ryzyka systematycznego i związanego z tym problemem efektu przedziałowego tego parametru pojawił się w literaturze przedmiotu w kontekście krytyki klasycznego modelu wyceny CAPM. Rekomendacja z pracy H. Levy'ego i jego współpracowników [1994] sugeruje, że długość przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu, stosowanej w estymacji parametru ryzyka systematycznego, powinna pokrywać się z długością oczekiwanego horyzontu inwestycyjnego. Biorąc pod uwagę fakt, że na rynku operuje wiele grup inwestorów, o zróżnicowanych preferencjach co do długości oczekiwanego horyzontu inwestycyjnego, może to mieć bezpośredni wpływ na wycenę poszczególnych aktywów kapitałowych. Prawdopodobnie Pogue i Solnik [1974] jako pierwsi zidentyfikowali zależność wyników estymacji parametru ryzyka systematycznego od częstotliwości pomiaru stopy zwrotu. Analizowaliienne, tygodniowe, dwutygodniowe oraz miesięczne stopy zwrotu, czyli faktycznie te same przedziały czasowe, które uwzględniają autorzy większości współczesnych prac na ten temat. W wielu wczesnych pracach, z lat 70. i 80. XX wieku, pojawiała się określenie testowania stabilności ocen

parametru ryzyka systematycznego (*stability of the estimate of systematic risk*) w odniesieniu do analizy wrażliwości estymatora tego parametru na zmianę częstotliwości danych (np. [Jensen 1969]). We współczesnej literaturze przedmiotu problem ten występuje najczęściej pod nazwą obciążenia estymatora parametru beta papieru wartościowego lub portfela i nazywany jest też efektem przedziałowym parametru beta (*intervalling effect*). Temat rozważany jest również w kontekście skutków zakłóceń (tarcia) w procesach transakcyjnych jako jedna z potencjalnych empirycznych implikacji zakłóceń na rynkach kapitałowych (np. [Cohen et al. 1980; Olbrys 2012; 2014]).

Głównym celem badań empirycznych przedstawionych w pracy była weryfikacja hipotezy badawczej zakładającej, że parametr ryzyka systematycznego nie jest stabilny, czyli oceny tego parametru dla spółek różnią się w sposób istotny w zależności od długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu. Oznacza to, że na Gieldzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje tzw. efekt przedziałowy parametru beta. Hipotezę testowano w grupie 40 spółek w okresie od stycznia 2007 r. do grudnia 2012 r.

## 2. Efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego

Temat efektu przedziałowego parametru ryzyka systematycznego był szeroko omawiany i badany empirycznie na rynkach kapitałowych w różnych częściach świata. Skutkiem dość intensywnej eksploracji zagadnienia było powstanie pewnych określonych standardów badań w tym zakresie. Przede wszystkim przeważająca większość autorów analizuje próbę zawierającą stałą liczbę spółek, w całym analizowanym okresie, z podziałem na spółki małe i duże, sortowane według wartości rynkowej (np. [Corhay 1992; Bartholdy, Riding 1994; Brailsford, Josev 1997; Brooks et al. 1998; Diacogiannis, Makri 2008; Brzeszczyński et al. 2011]). Ponadto w celu uzyskania porównywalności wyników spełniony jest warunek jednakowej liczebności obu grup. Kolejnym etapem jest estymacja parametrów ryzyka systematycznego spółek na podstawie modelu rynku, z wykorzystaniem logarytmicznych stóp zwrotu o różnej częstotliwości. Najczęściej stosowane są częstotliwości  $T = 1, 5, 10, 21$  dni, co odpowiada dziennej, tygodniowej, dwutygodniowej oraz miesięcznej stopie zwrotu. Theobald [1983] pokazał analitycznie, że zwiększanie częstotliwości danych intensyfikuje efekt obciążenia estymatora parametru beta. Testowanie efektu przedziałowego może być dokonane poprzez badanie istotności średnich arytmetycznych z wartości bezwzględnych różnic pomiędzy ocenami parametru ryzyka systematycznego, dla różnych przedziałów czasowych pomiaru stopy zwrotu. Testowanie powinno być przeprowadzone w przypadku dwóch portfeli złożonych odpowiednio ze spółek małych i dużych, jak również w całej grupie analizowanych spółek. Ostatnim etapem jest zastosowanie wybranej metody (lub metod) korekty obciążenia parametru beta oraz zbadanie, czy zastosowana metoda spowodowała poprawę wyników



estymacji. Ewentualna poprawa efektów estymacji powinna skutkować zmniejszeniem różnic pomiędzy ocenami uzyskanymi dla różnych częstotliwości stopy zwrotu.

Wyniki empiryczne testowania hipotezy badawczej zakładającej występowanie efektu przedziałowego parametru beta, uzyskane w różnych krajach, nie są jednorodne. Tym niemniej w większości przypadków autorzy stwierdzają brak podstaw do odrzucenia hipotezy. Ponadto na ogół badania empiryczne rynków kapitałowych na świecie wykazują, że w przypadku mniejszych spółek o mniejszej płynności parametry beta rosną wraz ze wzrostem długości przedziału pomiaru stopy zwrotu. Z drugiej strony parametry beta dużych, płynnych spółek zmniejszają się, gdy długość tego przedziału rośnie [Olbryś 2014, s. 168]. Tabela 1. przedstawia zwarty przegląd wybranych prac, analizujących efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego na rynkach kapitałowych w różnych częściach świata, w kolejności chronologicznej.

**Tabela 1.** Wybrane prace dotyczące efektu przedziałowego parametru beta na rynkach kapitałowych

Lp.	Autor/Autorzy	Kraj	Okres badania
1	Pogue, Solnik [1974]	Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Szwajcaria, Francja, Niemcy, Włochy, Belgia, Holandia	1966-1971
2	Dimson [1979]	Wielka Brytania	1955-1979
3	Fowler, Rorke, Jog [1981]	Kanada	1970-1977
4	Berglund, Liljebloom, Löflund [1989]	Finlandia	1977-1982
5	Corhay [1992]	Belgia	1977-1985
6	Bartholdy, Riding [1994]	Nowa Zelandia	1982-1987
7	Murray [1995]	Irlandia	1987-1990
8	Brailsford, Josev [1997]	Australia	1988-1992
9	Beer [1997]	Belgia	1974-1986
10	Brooks, Faff, Ariff [1998]	Singapur	1986-1993
11	Diacogiannis, Makri [2008]	Grecja	2001-2004
12	Brzeszczyński, Gajdka, Schabek [2011]	Polska	2003-2006
13	Armitage, Brzeszczyński [2011]	Wielka Brytania	2002-2006
14	Olbryś [2014]	Polska	2007-2012

Źródło: opracowanie własne.

### 3. Metody korekty obciążenia estymatora parametru beta – metoda Hawawiniego

Prawidłowe oszacowanie parametru ryzyka systematycznego ma podstawowe znaczenie m.in. w procesie wyceny aktywów kapitałowych. W latach 70. i 80. XX wieku powstało kilka metod korekty obciążenia estymatora parametru beta. Do najbardziej znanych i najczęściej stosowanych w praktyce należą klasyczne modele oraz procedury empiryczne przedstawione w pracach: [Scholes, Williams 1977; Dimson 1979; Cohen et al. 1983; Hawawini 1983; Fowler et al. 1989]. Jako metodę korekty

estymatora parametru beta stosuje się też metodę bayesowską z pracy [Vasicek 1973], jednak podstawowym problemem w praktycznym zastosowaniu tej metody jest trudność w ustaleniu przekonań *a priori* badacza odnośnie do wartości parametru beta.

W badaniach empirycznych na GPW w Warszawie SA, przedstawionych w niniejszej pracy, zastosowano metodę Hawawiniego [1983], której zaletą i cechą charakterystyczną jest bezpośrednie uzależnienie wartości skorygowanego estymatora parametru beta akcji *i*-tej od długości okresu pomiaru stopy zwrotu  $T$  ( $T = 1, 5, 10, 21$ ):

$$\hat{\beta}_i(T) = \hat{\beta}_i(1) \cdot \frac{T + (T-1) \cdot \frac{\hat{\rho}_{i,M}^{+1} + \hat{\rho}_{i,M}^{-1}}{\hat{\rho}_{i,M}}}{T + 2(T-1) \cdot \hat{\rho}_M^{-1}}, \quad (1)$$

gdzie:  $\hat{\beta}_i(1)$  – estymator parametru beta dla jednostkowego przedziału czasowego  $T = 1$ ;  $\hat{\rho}_{i,M}^{+1}$  – współczynnik rzędu +1 międzyokresowej (nierównoczesnej) korelacji wzajemnej szeregów logarymicznych stóp zwrotu z akcji *i*-tej oraz portfela rynkowego  $M$ ; stopy zwrotu z akcji *i*-tej wyprzedzają (+1) stopy zwrotu z portfela  $M$ ;  $\hat{\rho}_{i,M}^{-1}$  – współczynnik rzędu –1 międzyokresowej korelacji wzajemnej szeregów logarymicznych stóp zwrotu z akcji *i*-tej oraz portfela rynkowego  $M$ ; stopy zwrotu z akcji *i*-tej są opóźnione (–1) w stosunku do stopy zwrotu z portfela  $M$ ;  $\hat{\rho}_{i,M}$  – współczynnik korelacji równoczesnej szeregów logarymicznych stóp zwrotu z akcji *i*-tej oraz portfela rynkowego  $M$ ;  $\hat{\rho}_M^{-1}$  – współczynnik autokorelacji rzędu –1 szeregu stóp zwrotu z portfela rynkowego  $M$ .

Wzór (1) jest podstawą do analizy, w jaki sposób zmienia się wartość estymatora  $\hat{\beta}_i(T)$ , gdy zmieniamy długość okresu pomiaru stopy zwrotu  $T$ . Zauważmy, że wartość tego estymatora nie zmienia się wraz ze zmianą  $T$ , czyli  $\hat{\beta}_i(T) = \hat{\beta}_i(1)$  wtedy, gdy zarówno wartości estymatorów współczynników międzyokresowej korelacji wzajemnej szeregów logarymicznych stóp zwrotu z akcji *i*-tej oraz portfela rynkowego  $M$  zerują się (czyli  $\hat{\rho}_{i,M}^{+1} = 0$  oraz  $\hat{\rho}_{i,M}^{-1} = 0$ ), jak też gdy wartość estymatora współczynnika autokorelacji rzędu –1 szeregu stóp zwrotu z portfela rynkowego  $M$  jest równa zero ( $\hat{\rho}_M^{-1} = 0$ ). W pozostałych przypadkach wartość estymatora parametru ryzyka systematycznego (1) zależy od długości okresu pomiaru stopy zwrotu. Metoda Hawawiniego [1983] była stosowana przez autorów nowszych prac, dotyczących testowania efektu przedziałowego parametru beta (np. [Corhay 1992; Brailsford, Josev 1997; Diacogiannis, Makri 2008; Olbryś 2014]).

#### 4. Diagnozowanie efektu przedziałowego parametru ryzyka systematycznego na GPW w Warszawie SA

Autorska baza danych zawierała spółki notowane na GPW w Warszawie SA w okresie od grudnia 2006 r. do grudnia 2012 r. Na podstawie sześciokrotnego (w ostatnim dniu roboczym w latach 2006-2011) sortowania spółek według wartości rynkowej MV, do badania wybrano reprezentatywne<sup>1</sup>, jednakowo liczne grupy spółek małych (grupa SMALL) i dużych (grupa BIG), po 20 spółek w każdej grupie. W przypadku spółek z grupy SMALL wartość MV była mniejsza od percentyla 30%, natomiast w grupie BIG nie mniejsza od percentyla 70%.

Do estymacji parametrów ryzyka systematycznego spółek wykorzystano model rynku kapitałowego postaci<sup>2</sup>:

$$r_{i,t} - r_{F,t} = \alpha_i + \beta_i(r_{M,t} - r_{F,t}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

gdzie:  $r_{i,t}$  – zrealizowana, logarytmiczna stopa zwrotu z akcji  $i$ -tej w okresie  $t$ ,

$r_{M,t}$  – logarytmiczna stopa zwrotu z portfela rynkowego  $M$  w okresie  $t$ ,

$r_{F,t}$  – logarytmiczna stopa zwrotu z wolnego od ryzyka instrumentu  $F$  w okresie  $t$ .

Dokonano wstępnej estymacji 160 modeli (łącznie 40 spółek oraz 4 różne częstotliwości stóp zwrotu) metodą estymatorów odpornych HAC<sup>3</sup>, a następnie zdiagnozowano występowanie efektu ARCH w procesach resztowych otrzymanych modeli, na podstawie testu Engle'a [1982]. W przypadku odrzucenia hipotezy zerowej zakładającej, że efekt ARCH nie występuje, przeprowadzono kolejną estymację, tym razem modeli GARCH( $p$ ,  $q$ ), dla  $p, q = 1, 2$  [Tsay 2010, s. 133-134], z rozkładem  $t$ -Studenta jako rozkładem błędu, metodą odporną QML [Bollerslev, Wooldridge 1992]. Wybór najlepszej wersji modelu został dokonany na podstawie kryterium informacyjnego Schwarza (SC). Wartości estymatorów parametrów ryzyka systematycznego oszacowanych dla akcji  $i$ -tej zostały oznaczone jako:  $\hat{\beta}_i^{(1)}$ ,  $\hat{\beta}_i^{(5)}$ ,  $\hat{\beta}_i^{(10)}$ ,  $\hat{\beta}_i^{(21)}$  [Brzeszczyński et al. 2011]. Następnie wyznaczono współczynniki beta w przypadku trzech portfeli o jednakowych wagach, odpowiednio złożonych z 20 spółek z grupy SMALL, 20 spółek z grupy BIG oraz 40 spółek z grup połączonych. Weryfikacji hipotezy badawczej dokonano poprzez testowanie hipotezy statystycznej, dotyczącej istotności średnich arytmetycznych z wartości bezwzględnych różnic pomiędzy ocenami parametru beta, dla różnych przedziałów czasowych pomiaru stopy zwrotu.

<sup>1</sup> Wybrane spółki pozostawały w tej samej grupie w całym analizowanym okresie.

<sup>2</sup> Substytutem portfela rynkowego był indeks WIG, natomiast jako wolną od ryzyka stopę zwrotu wykorzystano średnią rentowność bonów skarbowych 52-tygodniowych.

<sup>3</sup> HAC – *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Method* [Newey, West 1987].

Dysponując wynikami obserwacji jednej  $N$ -elementowej próby losowej ze względu na zmienną losową  $X$ , szacujemy średnią arytmetyczną  $\bar{X}$  i odchylenie standardowe  $\hat{S}$  oraz formułujemy hipotezę zerową  $H_0: \mu = 0$  wobec hipotezy alternatywnej  $H_1: \mu \neq 0$ . Aby statystycznie zweryfikować hipotezę zerową, korzystamy ze zmiennej  $t = \frac{\bar{X}}{\hat{S}}\sqrt{N}$  o rozkładzie t-Studenta [Luszniewicz, Słaby 2008]. Odrzucamy hipotezę zerową, gdy  $|t| > t_{\alpha, N-1}$ . Hipotezę zerową formułujemy oddzielnie dla każdej z sześciu zmiennych  $X = |\hat{\beta}_i^{(m)} - \hat{\beta}_i^{(n)}|$ ,  $m, n = 1, 5, 10, 21$ ,  $m \neq n$ . Na przykład dla  $m = 21$  i  $n = 1$  określamy zmienną losową  $X = |\hat{\beta}_i^{(21)} - \hat{\beta}_i^{(1)}|$ . Tabela 2. przedstawia wyniki oszacowania średnich wartości modułów różnic pomiędzy ocenami parametru ryzyka systematycznego, dla różnych częstotliwości pomiaru stopy zwrotu, w przypadku portfeli 20 spółek z grupy SMALL oraz 20 spółek z grupy BIG<sup>4</sup>.

**Tabela 2.** Wartości średnie modułów różnic pomiędzy ocenami parametru ryzyka systematycznego, dla różnych częstotliwości pomiaru stopy zwrotu, dla portfeli spółek z grup SMALL i BIG

Wartość średnia $\bar{X}$ , gdzie $X =  \hat{\beta}_i^{(m)} - \hat{\beta}_i^{(n)} _{i=1, \dots, 20}$		SMALL			BIG		
		$m$			$m$		
		5 dni	10 dni	21 dni	5 dni	10 dni	21 dni
$n$	1 dzień	0,294 (7,846)	0,335 (7,579)	0,430 (7,898)	0,163 (4,853)	0,217 (6,233)	0,256 (5,696)
	5 dni	–	0,168 (7,637)	0,205 (5,708)	–	0,183 (4,461)	0,191 (5,843)
	10 dni	–	–	0,164 (5,580)	–	–	0,197 (4,404)

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2. w nawiasach podano wartości statystyki testowej  $t$ . Dla poziomu istotności  $\alpha = 0,05$  wartość krytyczna statystyki wynosi  $t_{0,05;19} = 2,09$ . Na podstawie wyników empirycznych w sposób jednoznaczny odrzucono hipotezę zerową  $H_0: \mu = 0$  we wszystkich przypadkach (również w grupie połączonej), zatem na GPW w Warszawie SA występuje efekt przedziałowy parametru ryzyka systematycznego. Uzyskane wyniki są zgodne z analogicznymi wnioskami przedstawionymi dla giełdy warszawskiej w pracy [Brzeszczyński et al. 2011] (tab. 1).

<sup>4</sup> Ze względu na ograniczoną objętość pracy nie przedstawiono analogicznych wyników dla portfela połączonego.

**Tabela 3.** Wartości średnie modułów różnic pomiędzy ocenami parametru ryzyka systematycznego, po korekcie Hawawinięgo, dla portfeli spółek z grup SMALL i BIG

Wartość średnia $\bar{X}$ , gdzie $X = \left  \hat{\beta}_i^{(m)} - \hat{\beta}_i^{(n)} \right _{i=1, \dots, 20}$		SMALL			BIG		
		$m$			$m$		
		5 dni	10 dni	21 dni	5 dni	10 dni	21 dni
$n$	1 dzień	0,066 (4,676)	0,074 (4,676)	0,077 (4,676)	0,083 (4,967)	0,092 (4,967)	0,097 (4,967)
	5 dni	–	0,007 (4,676)	0,011 (4,676)	–	0,009 (4,967)	0,013 (4,967)
	10 dni	–	–	0,004 (4,676)	–	–	0,005 (4,967)

Źródło: opracowanie własne.

W ostatnim kroku badania zastosowano metodę Hawawinięgo [1983] korekty obciążenia estymatora parametru beta. Stwierdzono, że chociaż wykorzystanie procedury (1) spowodowało znaczne obniżenie wartości średnich modułów różnic pomiędzy ocenami parametru beta, to jednak ponownie dokonano falsyfikacji hipotezy  $H_0 : \mu = 0$ . Tabela 3. przedstawia wyniki oszacowania średnich wartości modułów różnic pomiędzy ocenami parametru beta, dla portfeli 20 spółek z grup SMALL oraz BIG, po korekcie Hawawinięgo. Można udowodnić (za pomocą elementarnych przekształceń), że wartość statystyki testowej  $t$  jest stała w tym przypadku (liczby w nawiasach w tab. 3) z powodu stałego ilorazu wartości średniej i odchylenia standardowego. W grupie SMALL wynosi ona 4,676, natomiast w grupie BIG jest równa 4,967.

## 5. Podsumowanie

Wyniki empiryczne pozwoliły stwierdzić brak podstaw do falsyfikacji hipotezy badawczej zakładającej, że parametr ryzyka systematycznego nie jest stabilny na polskim rynku giełdowym, czyli oceny tego parametru w przypadku spółek różnią się w sposób istotny w zależności od długości przedziału czasowego pomiaru stopy zwrotu. Wynika stąd, że na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA występuje tzw. efekt przedziałowy parametru beta. Zastosowanie procedury korekty obciążenia estymatora parametru ryzyka systematycznego, zaproponowanej przez Hawawinięgo [1983], poprawiło wyniki estymacji, nie wpłynęło jednak na zmianę wniosków odnośnie do występowania efektu przedziałowego w badanym okresie od stycznia 2007 r. do grudnia 2012 r.

## Literatura

- Armitage S., Brzezczynski J., 2011, *Heteroscedasticity and interval effects in estimating beta: UK evidence*, Applied Financial Economics, no. 21 (20).
- Bartholdy J., Riding A., 1994, *Thin Trading and the Estimation of Betas: The Efficacy of Alternative Techniques*, Journal of Financial Research, no. 17 (2).
- Beer F.M., 1997, *Estimation of Risk on the Brussels Stock Exchange: Methodological Issues and Empirical Results*, Global Finance Journal, no. 8 (1).
- Berglund T., Liljebloom E., Löflund A., 1989, *Estimating Betas on Daily Data for a Small Stock Market*, Journal of Banking & Finance, no. 13 (1).
- Bollerslev T., Wooldridge J.M., 1992, *Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances*, Econometric Reviews, no. 11.
- Brailsford T.J., Josev T., 1997, *The Impact of the Return Interval on the Estimation of Systematic Risk*, Pacific – Basin Finance Journal, no. 5.
- Brooks R.D., Faff R.W., Ariff M., 1998, *An Investigation into the Extent of Beta Instability in the Singapore Stock Market*, Pacific-Basin Finance Journal, no. 6.
- Brzezczynski J., Gajdka J., Schabek T., 2011, *The Role of Stock Size and Trading Intensity in the Magnitude of the „Interval Effect” in Beta Estimation: Empirical Evidence from the Polish Capital Market*, Emerging Markets Finance & Trade, no. 47 (1).
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A., Whitcomb D.K., 1983, *Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk*, Journal of Financial Economics, no. 12.
- Cohen K.J., Hawawini G.A., Maier S.F., Schwartz R.A., Whitcomb D.K., 1980, *Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behaviour*, Journal of Finance, no. 35.
- Corhay A., 1992, *The Intervalling Effect Bias in Beta: A Note*, Journal of Banking and Finance, no. 16.
- Diacogiannis G., Makri P., 2008, *Estimating Betas in Thinner Markets: The Case of the Athens Stock Exchange*, International Research Journal of Finance and Economics, no. 13.
- Dimson E., 1979, *Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading*, Journal of Financial Economics, no. 7.
- Engle R.F., 1982, *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, Econometrica, no. 50 (4).
- Fowler D.J., Rorke C.H., Jog V.M., 1989, *A Bias-Correcting Procedure for Beta Estimation in the Presence of Thin Trading*, Journal of Financial Research, no. 12 (1).
- Hawawini G.A., 1983, *Why Beta Shifts as the Return Interval Changes*, Financial Analysts Journal, May-June.
- Jensen M.C., 1969, *Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios*, Journal of Business, no. 42.
- Levy H., Gunthorpe D., Wachowicz J., 1994, *Beta and Investor's Holding Period*, Review of Business, no. 15 (3).
- Luszniewicz A., Słaby T., 2008, *Statystyka z pakietem komputerowym STATISTICA PL*, Wydawnictwo C.H. Beck, Warszawa.
- Maddala G.S., 2008, *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Murray L., 1995, *An Examination of Beta Estimation Using Daily Irish Data*, Journal of Business Finance & Accounting, no. 22 (6).
- Newey W.K., West K.D., 1987, *A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, Econometrica, no. 55 (3).
- Olbrys J., 2012, *Tarcie w procesach transakcyjnych i jego konsekwencje*, „Inwestycje finansowe i ubezpieczenia. Tendencje światowe a rynek polski”, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, nr 254.
- Olbrys J., 2014, *Wycena aktywów kapitałowych na rynku z zakłóceniami w procesach transakcyjnych*, Wydawnictwo Difin, Warszawa.

- Pogue G.A., Solnik B.H., 1974, *The Market Model Applied to European Common Stocks: Some Empirical Results*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, no. 9.
- Scholes M., Williams J., 1977, *Estimating Betas from Nonsynchronous Data*, Journal of Financial Economics, no. 5.
- Theobald M., 1983, *The Analytic Relationship between Intervalling and Nontrading Effects in Continuous Time*, Journal of Financial and Quantitative Analysis, no. 18 (2).
- Tsay R.S., 2010, *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley, New York.
- Vasicek O.A., 1973, *A Note of Using Cross-Sectional Information in Bayesian Estimation of Security Betas*, American Economics Review, no. 28.

### **INTERVALLING EFFECT BIAS IN BETA: EMPIRICAL RESULTS IN THE WARSAW STOCK EXCHANGE**

**Summary:** Correct estimation of systematic risk is central to the implementation of the CAPM and the market model for both researchers and practitioners. The impact of the return interval on the beta estimate is known as the intervalling effect bias. In this paper, we test the hypothesis that the systematic risk parameter is not stable in the Warsaw Stock Exchange, i.e. the estimates of betas for stocks differ significantly when various return intervals are used. The period investigated is from Jan. 2007 to Dec. 2012.

**Keywords:** market frictions, intervalling effect bias in beta.