METODY ILOŚCIOWE W BADANIACH EKONOMICZNYCH
Tom XI/2, 2010, str. 201–210

WYKORZYSTANIE WSPÓŁCZYNNIKA GINIEGO DO OCENY RYZYKA SYSTEMATYCZNEGO

Elżbieta Majewska
Instytut Matematyki, Uniwersytet w Białymstoku
e-mail: elam@math.uwb.edu.pl

Streszczenie: W pracy przedstawimy możliwości wykorzystania średniej różnicy Giniego oraz uogólnionego współczynnika Giniego do oceny ryzyka systematycznego. Omówimy korzyści wynikające z zastosowania tych miar do wyznaczania współczynnika beta. Zaprezentujemy wyniki uzyskane metodą najmniejszych kwadratów oraz z wykorzystaniem wspomnianych miar dla wybranych akcji notowanych na GPW w Warszawie.

Słowa kluczowe: ryzyko systematyczne, współczynnik beta, średnia różnica Giniego, uogólniony współczynnik Giniego

WSTĘP

Ryzyko systematyczne (rynkowe) jest, obok oczekiwanej stopy zwrotu i odchylenia standardowego, jednym z podstawowych parametrów charakteryzujących inwestycje w akcje. Jest ono mierzone współczynnikiem β określającym siłę reakcji stopy zwrotu z danej akcji na zmiany portfela rynkowego[1]. Do szacowania wartości tego współczynnika wykorzystuje się najczęściej klasyczną metodę najmniejszych kwadratów. W niektórych sytuacjach bywa ona jednak zawodna. W pracy przedstawimy alternatywny sposób pomiaru ryzyka systematycznego oparty na współczynniku Giniego $\Gamma(\nu)$. Na przykładzie spółek wchodzących w skład indeksu WIG20 przeanalizujemy wartości współczynników beta szacowanych w sposób klasyczny i z wykorzystaniem $\Gamma(\nu)$. Sprawdzimy, czy uzyskane wartości różnią się istotnie, a także porównamy rankingi akcji uzyskane względem β oraz $\beta(\nu)$.

[1] Substytutem portfela rynkowego jest zwykle indeks giełdowy.

RYZYKO SYSTEMATYCZNE – UJĘCIE KLASYCZNE

Jedną z podstawowych zależności wykorzystywanych w analizie instrumentów finansowych jest tzw. linia charakterystyczna opisująca związek pomiędzy stopą zwrotu z danego papieru wartościowego (r_i) i stopą zwrotu z portfela rynkowego (r_m) postaci:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i r_m + \varepsilon_i, \tag{1}$$

gdzie ε_i oznacza składnik losowy, natomiast β_i to współczynnik beta waloru określający jego ryzyko systematyczne (rynkowe). Jeżeli rynek pozostaje w równowadze, to zachodzi prosta liniowa zależność pomiędzy tym ryzykiem a oczekiwaną stopą zwrotu z waloru ($\bar{r}_i$):

$$\bar{r}_i = r_f + (\bar{r}_m - r_f)\beta_i \tag{2}$$

przy czym r_f oznacza stopę zwrotu wolną od ryzyka. Jest to jedno z podstawowych równań modelu wyceny dóbr kapitałowych CAPM.

Istotnym elementem jest wybór właściwej metody oszacowania parametru β_i. Jeżeli r_m oraz ε_i w równaniu (1) nie są ze sobą skorelowane i mają rozkłady normalne, to możemy stosować klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (KMNK). Uzyskany w ten sposób estymator postaci

$$\beta_i = \frac{\operatorname{cov}(r_i, r_m)}{\operatorname{cov}(r_m, r_m)} = \frac{\operatorname{cov}(r_i, r_m)}{\sigma^2(r_m)} \tag{3}$$

($\operatorname{cov}(r_i, r_m)$ oznacza kowariancję, a $\sigma^2(r_m)$ wariancję odpowiednich stóp zwrotu) jest zgodny, nieobciążony i najbardziej efektywny, o ile składnik losowy ma zerową wartość oczekiwaną i jest homoskedastyczny (ma stałą, skończoną wariancję).

W praktyce okazuje się, że estymatory KMNK szacowane na podstawie szeregów czasowych stóp zwrotu dosyć często nie mają tych pożądanych własności. Jedną z przyczyn może być zależność pomiędzy portfelem rynkowym i składnikiem losowym, co skutkuje tym, że uzyskany estymator jest obciążony. Jeżeli natomiast składnik losowy nie jest homoskedastyczny, to estymator przestaje być najbardziej efektywnym. W tym ostatnim przypadku można zastosować uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów. Innym rozwiązaniem jest natomiast wykorzystanie metody zmiennych instrumentalnych (IV), która zapewnia uzyskanie estymatora zgodnego również w przypadku skorelowania r_m i ε_i. Wymaga ona jednak wskazania zmiennej silnie skorelowanej z portfelem rynkowym i nieskorelowanej ze składnikiem losowym. Może nią być dystrybuanta

$F_m(r_m)$ rozumiana jako względny ranking stóp zwrotu z portfela rynkowego[2]. Wówczas estymator postaci:

$$\beta_i^{IV} = \frac{\operatorname{cov}[r_i, F_m(r_m)]}{\operatorname{cov}[r_m, F_m(r_m)]} \tag{4}$$

jest zgodny. Okazuje się, że analogiczne własności ma estymator szacowany przy użyciu współczynnika Giniego [Gregory-Allen, Shalit 1999].

WSPÓŁCZYNNIK GINIEGO JAKO MIARA RYZYKA

Wykorzystanie średniej różnicy Giniego i uogólnionego współczynnika Giniego jako miar ryzyka inwestycyjnego opisali szczegółowo w 1984 r. Shalit i Yitzhaki. Okazuje się, że wielkości te mają szereg własności analogicznych do odchylenia standardowego. Ponadto konstrukcja efektywnych portfeli inwestycyjnych oparta na kryterium średniej arytmetycznej i średniej różnicy Giniego (*MG*) łączy zalety metody dominacji stochastycznej (*SD*) oraz metody Markowitza opartej na średniej i wariancji (*MV*). Zastąpienie wariancji (odchylenia standardowego) średnią różnicą Giniego pozwala bowiem, tak jak *MV*, w prosty sposób konstruować portfele efektywne. Opiera się jednak, podobnie jak *SD*, na znacznie ogólniejszych założeniach. W szczególności nie wymaga przyjmowania założeń ani o rozkładzie stóp zwrotu z papierów wartościowych, ani o funkcji użyteczności inwestora. Jest przy tym zgodna z zasadą maksymalizacji oczekiwanej użyteczności.

Średnia różnica Giniego jest statystyczną miarą koncentracji, definiowaną jako wartość oczekiwana bezwzględnej różnicy dwóch niezależnych zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie. Stosując tę wielkość do pomiaru ryzyka inwestycyjnego wygodnie jest posługiwać się wzorem postaci:

$$\Gamma_i = 2\operatorname{cov}[r_i, F_i(r_i)], \tag{5}$$

gdzie $F_i(r_i)$ oznacza dystrybuantę rozkładu stopy zwrotu waloru *i*.

Posługując się średnią różnicą Giniego możemy (dla rynku pozostającego w równowadze) opisać zależność pomiędzy oczekiwaną stopą zwrotu waloru oraz jego ryzykiem:

$$\bar{r}_i = r_f + (\bar{r}_m - r_f)\cdot\frac{2\operatorname{cov}[r_i, F_m(r_m)]}{\Gamma_m}, \tag{6}$$

która jest odpowiednikiem równania (2). Średnia różnica Giniego jest szczególnym przypadkiem uogólnionego wskaźnika Giniego definiowanego jako[3]

[2] Dystrybuantę $F_m(r_m)$ otrzymujemy nadając numery uporządkowanym niemalejąco stopom zwrotu z portfela rynkowego, a następnie dzieląc te numery przez ilość obserwacji.

[3] Nietrudno zauważyć, że $\Gamma(2) = \Gamma$.

$$\Gamma_i(\nu) = -\nu \operatorname{cov}\{r_i, [1 - F_i(r_i)]^{\nu-1}\}, \quad 1 < \nu < \infty \tag{7}$$

gdzie ν jest parametrem uwzględniającym poziom awersji do ryzyka inwestora: im większa jego wartość, tym większa niechęć do ryzyka. W związku z tym rozważając rynek inwestorów o jednakowym poziomie awersji do ryzyka, możemy określić ogólniejszą zależność stanowiącą odpowiednik podstawowej równości modelu CAPM:

$$\bar{r}_i = r_f + (\bar{r}_m - r_f)\beta_i(\nu) \tag{8}$$

przy czym zgodnym estymatorem parametru $\beta_i(\nu)$ jest[4]

$$\beta_i(\nu) = \frac{-\nu \operatorname{cov}\{r_i, [1 - F_m(r_m)]^{\nu-1}\}}{-\nu \operatorname{cov}\{r_m, [1 - F_m(r_m)]^{\nu-1}\}}. \tag{9}$$

Wartości $\beta_i(\nu)$ zmieniają się wraz z parametrem ν. Można jednak pokazać, że jeżeli stopy zwrotu mają rozkład normalny, to niezależnie od wartości ν współczynniki beta są takie same i równe estymatorowi KMNK, czyli $\beta_i(\nu) = \beta_i$. W ogólnym przypadku, aby sprawdzić, czy $\beta_i(\nu)$ różnią się istotnie od β_i można zastosować test Hausmana. Polega on na weryfikacji hipotez postaci:

$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_i(\nu) - \beta_i = 0 \\ H_1 &: \beta_i(\nu) - \beta_i \neq 0 \end{aligned} \tag{10}$$

na podstawie wartości statystyki empirycznej

$$m = \frac{\hat{q}_i^{\,2}}{\hat{V}(\hat{q}_i)} \tag{11}$$

gdzie:

$\hat{q}_i = \beta_i(\nu) - \beta_i$,

$\hat{V}(\hat{q}_i) = \hat{V}(\beta_i)\dfrac{1-\rho^2}{\rho^2}$,

$\hat{V}(\beta_i)$ - wariancja estymatora KMNK parametru β_i,

ρ - współczynnik korelacji pomiędzy stopą zwrotu z portfela rynkowego i zmienną postaci $-[1 - F_m(r_m)]^{\nu-1}$.

Statystyka m ma rozkład χ^2 z jednym stopniem swobody.

[4] Jest to estymator IV parametru beta; zmienną instrumentalna jest $-[1 - F_m(r_m)]^{\nu-1}$.

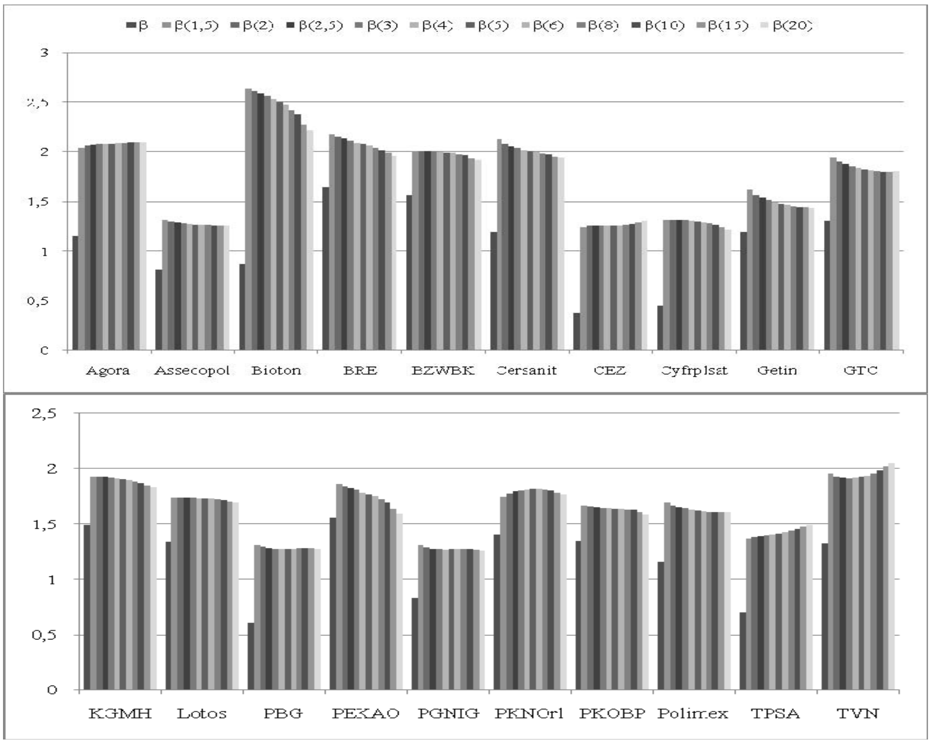
WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Przeprowadzone analizy dotyczyły akcji 20 spółek wchodzących w skład indeksu WIG20 w dniu 5 maja 2010 r. Na podstawie dziennych stóp zwrotu tychże akcji oraz indeksu WIG (substytut portfela rynkowego) z okresu od 1.05.2009 r. do 30.04.2010 r. wyznaczyliśmy wartości β estymatorów KMNK współczynników beta oszacowanych zgodnie ze wzorem (3) oraz estymatorów $\beta(\nu)$ uzyskanych ze wzoru (9) przy wartościach parametru ν odpowiadających coraz większej awersji do ryzyka i wynoszących kolejno: 1,5; 2; 2,5; 3; 4; 5; 6; 8; 10; 15; 20. W kolejnym kroku sprawdziliśmy w oparciu o wartości statystyki m (wzór 11), czy różnice pomiędzy β oraz $\beta(\nu)$ (dla poszczególnych ν) są istotne statystycznie. Ostatnim elementem przeprowadzonych analiz było porównanie rankingów akcji, które uzyskaliśmy porządkując walory od najmniej ryzykownych do najbardziej. Sporządzanie i porównywanie takich zestawień jest istotne z punktu widzenia inwestora, ponieważ bardzo często ważne jest dla niego nie to, jaki jest poziom ryzyka poszczególnych akcji, ale która z inwestycji jest najbezpieczniejsza, a która najbardziej ryzykowna. To zaś, jak się wydaje, może nie zależeć od wyboru estymatora. Podobieństwo uporządkowań spółek oceniliśmy na podstawie wartości współczynników korelacji rang τ Kendalla [Kowalski 2006].

Tabela 1 przedstawia oszacowania parametrów β oraz $\beta(\nu)$ analizowanych spółek. W badanym okresie stopy zwrotu siedmiu spośród nich dosyć słabo reagowały na zmiany portfela rynkowego ($\beta < 1$), przy czym najmniejszym ryzykiem systematycznym obarczone były akcje CEZ ($\beta = 0{,}3818$). W przypadku pozostałych 13 walorów siła reakcji na zmiany zachodzące na rynku była znaczna i sięgnęła 1,6480 (akcje BRE). We wszystkich przypadkach wartości $\beta(\nu)$ były natomiast znacznie większe niż β i wahały się od 1,2193 ($\beta(20)$ dla akcji CEZ) do 2,6352 ($\beta(1{,}5)$ dla akcji Bioton). Wyniki testu Hausmanna potwierdzają, że estymatory KMNK oraz $\beta(\nu)$ różnią się. Brak istotnych statystycznie różnic (wartości oznaczone * oraz ** w tabeli 1) stwierdziliśmy jedynie w przypadku akcji BRE ($\nu = 20$), Getin ($\nu = 10{,}15{,}20$), PEKAO ($\nu = 8{,}10{,}15{,}20$) oraz PKOBP ($\nu = 15{,}20$). Warto zauważyć, że oszacowania te dotyczą wysokich wartości parametru ν oznaczających znaczną awersję do ryzyka. Z uwagi na stosunkowo niewielki zakres przeprowadzonych badań trudno jest jednak stwierdzić, czy jest to tendencja charakterystyczna dla polskiego rynku, czy też wyniki takie są raczej przypadkowe i determinował je np. przyjęty okres badawczy. Podobne analizy przeprowadzone na rynku amerykańskim [Gregory-Allen, Shalit 1999] nie wskazywały tego typu prawidłowości.

Warto zwrócić uwagę na jeszcze jeden element. Z własności uogólnionego wskaźnika Giniego wynika, że jest on rosnącą funkcją argumentu ν. Oznacza to, że jeśli stosujemy $\Gamma(\nu)$ do pomiaru ryzyka inwestycyjnego, to dany walor będzie postrzegany jako bardziej ryzykowny przez inwestora z większą awersją do ryzyka, co wydaje się tendencją naturalną. Okazuje się natomiast, że reguła ta nie dotyczy oszacowań ryzyka systematycznego na podstawie $\beta(\nu)$. Estymator ten nie jest bowiem monotoniczny względem ν (rysunek 1).

Rysunek 1. Wartości współczynników β oraz $\beta(\nu)$ analizowanych spółek



Źródło: obliczenia własne

Wyniki analizy rankingów akcji (tabela 2) wskazują, że uporządkowanie walorów względem rosnących wartości β oraz $\beta(\nu)$ jest, podobnie jak same estymatory, również odmienne. Wartości współczynnika τ Kendalla są niskie (tabela 3) co oznacza brak zgodności porównywanych rankingów. Inaczej wygląda sytuacja w przypadku porządkowania spółek względem wartości $\beta(\nu)$ przy różnych ν. Tu zgodność rankingów jest znacznie większa (tabela 4). Oznacza to, że $\beta(\nu)$ możemy uznać za porównywalne kryteria porządkowania spółek, ale różniące się znacznie od kryterium β.

Tabela 1. Wartości współczynników β i $\beta(\nu)$ analizowanych spółek (* oznacza wartości $\beta(\nu)$ nie różniące się istotnie od β na poziomie 1%, natomiast ** na poziomie 5%)

Spółka	Wartość estymatora					
	β	$\beta(1,5)$	$\beta(2)$	$\beta(2,5)$	$\beta(3)$	$\beta(4)$
Agora	1,1507	2,0403	2,0629	2,0718	2,0764	2,0820
Assecopol	0,8124	1,3078	1,2964	1,2874	1,2810	1,2733
Bioton	0,8694	2,6352	2,6072	2,5831	2,5625	2,5294
BRE	1,6480	2,1770	2,1505	2,1310	2,1160	2,0935
BZWBK	1,5649	2,0028	2,0035	2,0019	1,9997	1,9951
Cersanit	1,1910	2,1269	2,0825	2,0569	2,0401	2,0191
CEZ	0,3818	1,2379	1,2501	1,2549	1,2568	1,2582
Cyfrplsat	0,4518	1,3132	1,3142	1,3121	1,3094	1,3038
Getin	1,1972	1,6144	1,5668	1,5382	1,5175	1,4899
GTC	1,3030	1,9418	1,9014	1,8769	1,8598	1,8377
KGHM	1,4924	1,9236	1,9273	1,9252	1,9212	1,9121
Lotos	1,3393	1,7405	1,7387	1,7366	1,7350	1,7328
PBG	0,6080	1,3090	1,2897	1,2788	1,2730	1,2693
PEKAO	1,5567	1,8562	1,8350	1,8201	1,8079	1,7868
PGNIG	0,8295	1,3080	1,2837	1,2724	1,2677	1,2664
PKNOrlen	1,4051	1,7439	1,7734	1,7890	1,7980	1,8071
PKOBP	1,3463	1,6633	1,6514	1,6440	1,6398	1,6365
Polimexms	1,1571	1,6891	1,6644	1,6479	1,6366	1,6230
TPSA	0,7006	1,3708	1,3835	1,3917	1,3980	1,4082
TVN	1,3266	1,9587	1,9285	1,9164	1,9124	1,9158
	$\beta(5)$	$\beta(6)$	$\beta(8)$	$\beta(10)$	$\beta(15)$	$\beta(20)$
Agora	2,0861	2,0894	2,0937	2,0959	2,0979	2,0992
Assecopol	1,2691	1,2667	1,2638	1,2621	1,2609	1,2617
Bioton	2,5014	2,4747	2,4216	2,3718	2,2751	2,2125
BRE	2,0764	2,0623	2,0395	2,0214	1,9872	1,9623*
BZWBK	1,9906	1,9861	1,9762	1,9659	1,9408	1,9191
Cersanit	2,0060	1,9965	1,9825	1,9722	1,9548	1,9436
CEZ	1,2595	1,2613	1,2659	1,2712	1,2863	1,3028
Cyfrplsat	1,2980	1,2919	1,2791	1,2665	1,2396	1,2193
Getin	1,4729	1,4619	1,4495	1,4435*	1,4387*	1,4381**
GTC	1,8245	1,8159	1,8064	1,8024	1,8028	1,8089
KGHM	1,9030	1,8945	1,8793	1,8667	1,8441	1,8299
Lotos	1,7307	1,7282	1,7225	1,7164	1,7036	1,6950
PBG	1,2702	1,2723	1,2761	1,2781	1,2776	1,2734
PEKAO	1,7681	1,7509	1,7197**	1,6920**	1,6356**	1,5922**
PGNIG	1,2687	1,2713	1,2742	1,2742	1,2666	1,2547
PKNOrlen	1,8103	1,8106	1,8071	1,8013	1,7854	1,7717
PKOBP	1,6350	1,6334	1,6284	1,6218	1,6050*	1,5907**
Polimexms	1,6156	1,6111	1,6058	1,6026	1,5989	1,5995
TPSA	1,4170	1,4249	1,4384	1,4499	1,4733	1,4927
TVN	1,9255	1,9370	1,9595	1,9793	2,0182	2,0466

Źródło: obliczenia własne

Tabela 2. Rankingi analizowanych spółek ze względu na wartości współczynników β i $\beta(\nu)$

Spółka	Pozycja w rankingu względem:					
	β	$\beta(1,5)$	$\beta(2)$	$\beta(2,5)$	$\beta(3)$	$\beta(4)$
Agora	8	17	17	18	18	18
Assecopol	5	2	4	4	4	4
Bioton	7	20	20	20	20	20
BRE	20	19	19	19	19	19
BZWBK	19	16	16	16	16	16
Cersanit	10	18	18	17	17	17
CEZ	1	1	1	1	1	1
Cyfrplsat	2	5	5	5	5	5
Getin	11	7	7	7	7	7
GTC	12	14	13	13	13	13
KGHM	17	13	14	15	15	14
Lotos	14	10	10	10	10	10
PBG	3	4	3	3	3	3
PEKAO	18	12	12	12	12	11
PGNIG	6	3	2	2	2	2
PKNOrlen	16	11	11	11	11	12
PKOBP	15	8	8	8	9	9
Polimexms	9	9	9	9	8	8
TPSA	4	6	6	6	6	6
TVN	13	15	15	14	14	15
	$\beta(5)$	$\beta(6)$	$\beta(8)$	$\beta(10)$	$\beta(15)$	$\beta(20)$
Agora	19	19	19	19	19	19
Assecopol	3	2	1	1	2	3
Bioton	20	20	20	20	20	20
BRE	18	18	18	18	17	17
BZWBK	16	16	16	15	15	15
Cersanit	17	17	17	16	16	16
CEZ	1	1	2	3	5	5
Cyfrplsat	5	5	5	2	1	1
Getin	7	7	7	6	6	6
GTC	13	13	12	13	13	13
KGHM	14	14	14	14	14	14
Lotos	10	10	11	11	11	11
PBG	4	4	4	5	4	4
PEKAO	11	11	10	10	10	9
PGNIG	2	3	3	4	3	2
PKNOrlen	12	12	13	12	12	12
PKOBP	9	9	9	9	9	8
Polimexms	8	8	8	8	8	10
TPSA	6	6	6	7	7	7
TVN	15	15	15	17	18	18

Źródło: obliczenia własne

Tabela 3. Wartości współczynnika τ Kendalla dla rankingów uzyskanych względem $\beta(\nu)$ oraz β

ν	$r\tau$
1,5	-0,3842
2	-0,3842
2,5	-0,3842
3	-0,3895
4	-0,3842
5	-0,3737
6	-0,3842
8	-0,3737
10	-0,3737
15	-0,3579
20	-0,3316

Źródło: obliczenia własne

Tabela 4. Wartości współczynnika τ Kendalla dla rankingów uzyskanych względem $\beta(\nu)$ przy różnych ν

ν	2	2,5	3	4	5	6	8	10	15	20
1,5	-0,8895	-0,8789	-0,8684	-0,8684	-0,8789	-0,8895	-0,8579	-0,8263	-0,7947	-0,7842
2		-0,9105	-0,9000	-0,9000	-0,8895	-0,8789	-0,8474	-0,8158	-0,7842	-0,7947
2,5			-0,9105	-0,8895	-0,8789	-0,8684	-0,8368	-0,7842	-0,7421	-0,7526
3				-0,9000	-0,8895	-0,8789	-0,8474	-0,7947	-0,7526	-0,7421
4					-0,9105	-0,9000	-0,8684	-0,8368	-0,8053	-0,7947
5						-0,9105	-0,8789	-0,8474	-0,8158	-0,8053
6							-0,8895	-0,8579	-0,8263	-0,7947
8								-0,8684	-0,8368	-0,8053
10									-0,8895	-0,8579
15										-0,8895

Źródło: obliczenia własne

ZAKOŃCZENIE

Współczynnik beta jest powszechnie stosowaną miarą ryzyka systematycznego. Istotnym elementem jest więc możliwie najlepsze szacowanie jego wartości. W pracy przedstawiliśmy estymator $\beta(\nu)$, który może być stosowany wówczas, gdy nie są spełnione założenia klasycznej metody najmniejszych kwadratów. Dodatkowo pozwala on uwzględnić poziom awersji do ryzyka. Jak pokazały badania zarówno wartości $\beta(\nu)$ oraz estymatora KMNK, jak i generowane przez nie rankingi akcji, różnią się istotnie.

LITERATURA

Bey R.P., Howe K.M. (1984) Gini's Mean Difference and Portfolio Selection: An Empirical Evaluation, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 19, No. 3, 329 – 338.

Dorfman R. (1978) A Formula for the Gini Coefficient, The Review of Economics and Statistics, 146 – 149.

Gregory-Allen R.B., Shalit H. (1999) The Estimation of Systematic Risk under Differentiated Risk Aversion: A Mean-Extended Gini Approach, Review of Quantitative Finance and Accounting, 12, 135 – 157.

Haugen R.A. (1996) Teoria nowoczesnego inwestowania, WIG Press, Warszawa

Kowalski J.M. (2006) Podstawy statystyki opisowej dla ekonomistów, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Bankowej, Poznań.

Majewska E. (2009) Analiza stabilności ryzyka funduszy inwestycyjnych mierzonego średnią różnicą Giniego, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego 4(2), Sopot, str. 509 – 518.

Majewska E. (2010) Ocena ryzyka funduszy inwestycyjnych z wykorzystaniem współczynnika Giniego, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej im. Karola Adamieckiego w Katowicach, str. 61 – 70.

Shalit H., Yitzhaki S. (1984) Mean-Gini, Portfolio Theory and the Pricing of Risky Assets, Journal of Finance 39(5), 1449 – 1468.

Shalit H., Yitzhaki S. (1989) Evaluating the Mean-Gini Approach to Portfolio Selection, International Journal of Finance 1(2), 15 – 31.

Shalit H., Yitzhaki S. (2005) The Mean-Gini Efficient Frontier, Journal of Financial Research, 28, 59 – 75.

Yitzhaki S. (1982) Stochastic Dominance, Mean-variance, and Gini's Mean Difference, American Economic Review 72(1), 178 – 185.

Yitzhaki S. (1983) On an Extension of the Gini Inequality Index, International Economic Review, 24, 617 – 628.

Application of Gini coefficient to evaluation of systematic risk

Abstract: In the paper we present the application of Gini's mean difference and the extender Gini coefficient to evaluate systematic risk. We discuss the advantages arising from applying these measures to determine the beta coefficient. On the basis of selected shares quoted on the Warsaw Stock Exchange, we present results obtained by the classical least square method and by using the previously mentioned measures.

Key words: systematic risk, beta coefficient, Gini's mean difference, extended Gini coefficient