

Agnieszka Orwat

Uniwersytet Śląski

NIEKLASYCZNE METODY ESTYMACJI PRZEDZIAŁOWEJ WAG STYLU SHARPE'A NA PRZYKŁADZIE MODELI ANALIZY STYLU ZARZĄDZANIA OFE*

1. Wstęp

Polskie otwarte fundusze emerytalne (OFE) dokonują inwestycji w sektorach rynku narodowego oraz w niewielkim stopniu w sektorach międzynarodowych, zgodnie z ustawą o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych z dnia 28 sierpnia 1997 r. Podmioty te inwestują w pochodzące z tych sektorów aktywa o różnych stopniach ryzyka. Ponieważ efektywność inwestycji w poszczególnych sektorach jest zróżnicowana, trudno jest odróżnić zyski wynikające z dokonanego wyboru między sektorami od zysków wynikających z wyboru konkretnych aktywów w ramach danego sektora. Analiza stylu opracowana przez Williama Sharpe'a stanowi metodę opisywania efektywności umożliwiającą formułowanie wniosków na temat wpływów wywieranych na portfele inwestycyjne funduszy oraz stylów zarządzania nimi.

Zaproponowane przez Sharpe'a pojęcie stylu określa taki sposób inwestowania funduszu, który umożliwia osiąganie przez niego zakładanego poziomu wyników. Metoda analizy stylu oparta na modelu wieloczynnikowym może stanowić dopełnienie do analiz efektywności wykorzystujących klasyczne narzędzia pomiaru efektywności, np. wskaźniki Sharpe'a, Treynora i Jansena [6] wynikające z modeli jednoczynnikowych.

Kluczowym aspektem stosowania metody analizy stylu do badania m.in. kwestii kompozycji stylu, wrażliwości stylu i zmian stylu w czasie jest estymacja przedziałowa wag stylu Sharpe'a. Celem pracy jest implementacja metody Andrews'a w estymacji przedziałowej wag stylu Sharpe'a na przykładzie modeli analizy stylu zarządzania wybranego funduszu emerytalnego.

* Artykuł zrealizowany w ramach grantu nr N11100332/0262.

2. Wieloczynnikowy model analizy stylu Sharpe'a

Zależność między stopą zwrotu funduszu a zbiorem stóp zwrotu indeksów stylu reprezentujących stopy zwrotu określonych klas aktywów będących przedmiotem inwestycji funduszu w czasie t , $t = 1, \dots, T$ ma postać:

$$R_t = \beta_1 F_{t1} + \beta_2 F_{t2} + \dots + \beta_k F_{tk} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

gdzie: R_t oznacza stopę zwrotu funduszu w czasie t , F_{ti} , $i = 1, \dots, k$ jest stopą zwrotu i -tego indeksu stylu w czasie t , β_i , $i = 1, \dots, k$ to i -ty parametr modelu będący i -tym czynnikiem wrażliwości stopy R_t na stopę F_{ti} , $i = 1, \dots, k$, ε_t , $t = 1, \dots, T$ są zmiennymi losowymi spełniającymi warunek $E(F_{ti}\varepsilon_t) = 0$, utożsamiającymi ryzyko specyficzne.

Jeżeli wektor: $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$ oznacza $(k \times 1)$ -wymiarowy wektor parametrów modelu (1), natomiast $F_t = (F_{t1}, \dots, F_{tk})'$ – $(k \times 1)$ -wymiarowy wektor obserwacji stóp zwrotu indeksów stylu w czasie t , to β jest wektorem udziałów wyznaczających strukturę portfela k klas aktywów reprezentowanych przez odpowiednie indeksy, a $F_t' \beta$ jest zwrotem stylu portfela. Wektor udziałów stylu Sharpe'a β spełnia warunki:

$$1' \beta = 1 \text{ oraz } \beta \geq 0, \quad (2)$$

gdzie $1 = (1, \dots, 1)'$ – $(k \times 1)$ -wymiarowy wektor jedynek. Wektor stóp zwrotu funduszu oraz macierz obserwacji stóp zwrotu indeksów stylu spełniają warunki $E(R_t^2) < \infty$, $E((F_t' F_t)^2) < \infty$.

Ocena estymatora wektora β nieznanymi wag stylu Sharpe'a jest rozwiązaniem następującego zadania programowania kwadratowego z ograniczeniami (2), zadano zgodnie z metodą najmniejszych kwadratów (MNK):

$$\min_{\beta} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - F_t' \beta)^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - F_t' \hat{\beta}_T)^2, \quad (3)$$

$$1' \beta = 1, \quad \beta \geq 0.$$

Wektor estymatorów $\hat{\beta}_T$ parametrów β_i , spełniających warunki $1' \beta = 1$ oraz $\beta \geq 0$, otrzymany na podstawie T elementowej próby, nazwano w niniejszej pracy *wektorem estymatorów stylu Sharpe'a*.

3. Estymacja przedziałowa wag stylu Sharpe'a

Znajomość rozkładu wag stylu Sharpe'a umożliwia wyznaczenie przedziałów ufności oraz przeprowadzenie statystycznie uzasadnionego wnioskowania. Przedziały ufności wag stylu pozwalają weryfikować, czy instrument finansowy reprezentowany przez dany indeks stylu powinien należeć do zbioru efektywnych akty-

wów funduszu. W rezultacie analiza ta umożliwia właściwą ocenę ryzyka ponoszonego przez zarządzających funduszem. Przedziały ufności wag stylu Sharpe'a mogą stanowić istotne źródło informacji, na podstawie którego inwestorzy oceniają, czy różnice między wagami stylu różnych portfeli budowanych z zastosowaniem tych samych indeksów stylu są istotne w aspekcie przyjętej strategii alokacji aktywów. Klasyfikacja funduszy na podstawie kryteriów uwzględniających oceny estymatorów wag stylu Sharpe'a może stanowić jedną z metod badania efektywności inwestycji. Znajomość rozkładu wag umożliwia również analizę zmiany stylu w czasie. Istotne zmiany w czasie ocen szacowanych wag mogą stanowić informację dotyczącą potencjalnych zmian strategii inwestycyjnych.

W przypadku braku statystycznie uzasadnionych metod wyznaczania przedziałów ufności błędna identyfikacja potencjalnych zmian strategii inwestycyjnych może być m.in. wynikiem niskiego poziomu precyzji w doborze zmiennych modelu.

Jeżeli ograniczenia o postaci (2) nie są brane pod uwagę, model (1) stanowi klasyczny model regresji wielorakiej. Wówczas na mocy twierdzenia granicznego asymptotyczny rozkład wektora $\hat{\beta}$ estymatorów MNK parametrów β jest rozkładem normalnym $N(0, \Sigma)$, gdzie Σ jest asymptotyczną macierzą kowariancji wektora $\hat{\beta}$, zatem $\sqrt{T}(\hat{\beta}_T - \beta) \rightarrow N(0, \Sigma)$. Konsekwencją obecności ograniczeń (2) jest fakt, że często estymatory MNK wag stylu nie mają rozkładu normalnego. Ponadto klasyczne metody otrzymywania błędów standardowych oraz przedziałów ufności wag stylu są statystycznie uzasadnione jedynie, gdy każda z oszacowanych wag należy do wnętrza przestrzeni parametrycznej, tzn. żadna z rzeczywistych wag stylu nie jest równa 0 lub 1. Istotną kwestią jest zatem stosowanie metod, dla których rozkład szacowanych parametrów oraz przedziały ufności są statystycznie uzasadnione przy obecności warunków ograniczających oraz bez względu na rzeczywiste wartości wag stylu. Do takich metod estymacji należy metoda Andrews'a zastosowana w niniejszej pracy do konstrukcji asymptotycznych przedziałów ufności parametrów modelu stylu Sharpe'a.

4. Metoda Andrews'a asymptotycznych przedziałów ufności wag stylu Sharpe'a

Konsekwencją obecności warunków (2) jest fakt, że asymptotyczny rozkład wektora $\hat{\beta}_T$ estymatorów MNK parametrów β jest rozkładem zbliżonym (tej samej klasy) do rozkładu zmiennej losowej $\hat{\lambda}$, który najczęściej nie jest rozkładem normalnym, zatem $\sqrt{T}(\hat{\beta}_T - \beta) \rightarrow \hat{\lambda}$. Graniczna zmienna losowa $\hat{\lambda}$ jest rozwiązaniem następującego zadania optymalizacyjnego (5) przy warunkach (6):

$$\min_{\lambda} (\lambda - Z)' M (\lambda - Z) = (\hat{\lambda} - Z)' M (\hat{\lambda} - Z), \quad (5)$$

$$\mathbf{1}'\lambda = 0, \quad Q\lambda \leq 0, \quad (6)$$

gdzie: $M = E(F_i F_i')$ jest $(k \times k)$ -wymiarową macierzą spełniającą warunek $\det(M) > 0$, Z jest $(k \times 1)$ -wymiarowym wektorem losowym o postaci $Z = M^{-1}G$, G jest $(k \times 1)$ -wymiarowym wektorem losowym o rozkładzie $N(0, V)$ z macierzą kowariancji $V = E(\varepsilon_i^2 F_i F_i')$, $\det(V) > 0$, natomiast $Q = [q_{ji}]_{j=1, \dots, l; i=1, \dots, k}$ jest macierzą taką, że: $q_{ji} = -1$, gdy $\beta_i = 0$ oraz $q_{ji} = 0$ w pozostałych przypadkach; $j = 1, \dots, l$; l – liczba zerujących się parametrów. Przy tych założeniach oraz na mocy twierdzenia 1, zmienna losowa Z ma rozkład normalny $N(0, M^{-1}V(M^{-1})')$ ¹. Warunek $\mathbf{1}'\lambda = 0$ wynika z faktu, że asymptotyczny rozkład zmiennej $\hat{\lambda}$ jest zbliżony do rozkładu statystyki $\hat{\beta}_T - \beta$, której składowe spełniają warunki: $\mathbf{1}'\beta = 1$, $\mathbf{1}'\hat{\beta}_T = 1$, a więc $\mathbf{1}'(\hat{\beta}_T - \beta) = 0$. Idea wyznaczania asymptotycznych przedziałów ufności wektora parametrów β oparta jest na estymacji rozkładu zmiennej $\hat{\lambda}$.

W pierwszym kroku wyznaczany jest estymator $\hat{M}_T$ macierzy M oraz estymator $\hat{V}_T$ macierzy V według wzorów: $\hat{M}_T = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T F_i F_i'$, $\hat{V}_T = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}_i^2 F_i F_i'$, gdzie $\hat{\varepsilon}_T = R_i - F_i' \hat{\beta}_T$ jest estymatorem składnika losowego ε_i , otrzymanym na podstawie wektora estymatorów $\hat{\beta}_T$ stylu Sharpe'a parametrów β ograniczonych warunkami (2).

Celem kolejnego etapu jest konstrukcja macierzy Q , która dokonywana jest na podstawie wyników weryfikacji hipotezy zerowej $H_0: \beta_i = 0$ przeciwko hipotezie alternatywnej $H_1: \beta_i > 0$ na poziomie istotności α . Statystyka testowa z:

$$z = \tilde{\beta}_T / s(\tilde{\beta}_T) \quad (7)$$

oparta jest na poniższym wektorze estymatorów $\tilde{\beta}_T$ MNK parametrów β , na który nałożony jest jedynie warunek sumowania się do jedności:

$$\tilde{\beta}_T = \check{\beta}_T - \hat{M}_T^{-1} \mathbf{1}(\mathbf{1}' \hat{M}_T^{-1} \mathbf{1})(\mathbf{1}' \check{\beta}_T - 1). \quad (8)$$

Przez $\check{\beta}_T$ oznaczono $(k \times 1)$ -wymiarowy wektor estymatorów klasycznej MNK wyznaczony na podstawie T elementowej próby i otrzymany bez warunków ograniczających, a więc mający postać $\check{\beta}_T = \hat{M}_T^{-1} (\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T F_i R_i)$. Standardowe błędy estymatora $\tilde{\beta}_T$:

¹ Twierdzenie 1: jeżeli G jest k -wymiarowym wektorem losowym o rozkładzie normalnym $N(0, V)$, gdzie V jest dowolną macierzą, to macierz kowariancji $\Sigma(Z)$ zmiennej $Z = M^{-1}G$ ma postać $\Sigma(Z) = M^{-1}\Sigma(G)(M^{-1})'$.

$$s(\tilde{\beta}_{T,i}) = \sqrt{\tilde{C}_{T,ii}}, i = 1, \dots, k \quad (9)$$

otrzymywane są na podstawie i -tego diagonalnego elementu $\hat{C}_{T,ii}$ poniższej macierzy kowariancji $\hat{C}_T$ estymatora $\tilde{\beta}_T$:

$$\tilde{C}_T = \frac{1}{T}(\tilde{D}_T + \frac{1}{m_T^2} \hat{M}_T^{-1} \mathbf{1} \mathbf{1}' \tilde{D}_T \mathbf{1} \mathbf{1}' \hat{M}_T^{-1} - \frac{1}{m_T} \tilde{D}_T \mathbf{1} \mathbf{1}' \hat{M}_T^{-1} - \frac{1}{m_T} \hat{M}_T^{-1} \mathbf{1} \mathbf{1}' \tilde{D}_T), \quad (10)$$

gdzie: $\tilde{D}_T = \hat{M}_T^{-1} \tilde{V}_T \hat{M}_T^{-1}$, $\tilde{V}_T = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \tilde{\varepsilon}_i^2 F_i F_i'$, $\tilde{\varepsilon}_T = R_T - F_T' \tilde{\beta}_T$, $m_T = \mathbf{1}' \hat{M}_T^{-1} \mathbf{1}$. Jeżeli dla każdego $i = 1, \dots, k$ oraz ustalonego poziomu istotności α zachodzi nierówność $z_i \geq z_\alpha$, ($\Phi(z_\alpha) = 1 - \alpha$, Φ – dystrybuenta rozkładu normalnego), to hipoteza zero-wa H_0 odrzucana jest na korzyść H_1 dla każdego $i = 1, \dots, k$.

W kolejnym kroku generowane są metodą Monte Carlo wektory losowe $\hat{G}_{T,f} \sim N(0, \hat{V}_T)$, $f = 1, \dots, N$ (N -liczba losowań). Dla każdego wektora $\hat{G}_{T,f}$ wyznaczany jest wektor $\hat{\lambda}_{T,f}$ będący rozwiązaniem zadania (9) przy warunkach (10):

$$\min_{\lambda} (\lambda - \hat{M}_T^{-1} \hat{G}_{T,f})' \hat{M}_T (\lambda - \hat{M}_T^{-1} \hat{G}_{T,f}) = (\hat{\lambda} - \hat{M}_T^{-1} \hat{G}_{T,f})' \hat{M}_T (\hat{\lambda} - \hat{M}_T^{-1} \hat{G}_{T,f}), \quad (11)$$

$$\mathbf{1}' \lambda = 0, \quad Q \lambda \leq 0. \quad (12)$$

Na podstawie otrzymanych rozwiązań $\hat{\lambda}_{T,f}$ wyznaczany jest $\alpha/2$ percentyl z_L oraz $(1 - \alpha/2)$ percentyl z_U , stąd $P[z_L \leq \hat{\lambda} \leq z_U] \approx P[\hat{\beta}_T - z_U T^{-1/2} \leq \hat{\lambda} \leq \hat{\beta}_T - z_L T^{-1/2}] \approx 1 - \alpha$.

Asymptotyczny $(1 - \alpha)$ -procentowy przedział ufności parametrów stylu ma postać:

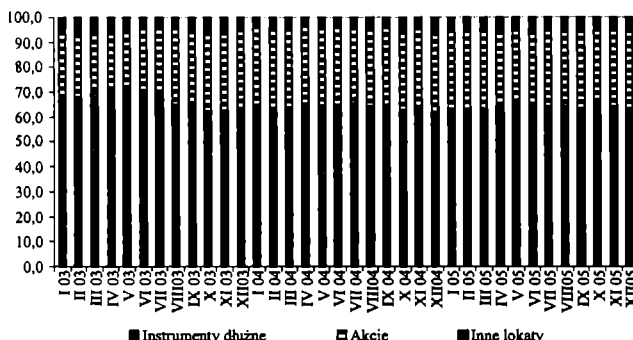
$$(\hat{\beta}_T - z_U T^{-1/2}, \hat{\beta}_T - z_L T^{-1/2}). \quad (13)$$

W przypadku parametrów, dla których nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej weryfikowanej w etapie konstrukcji macierzy Q , z_L przyjmują wartości bliskie 0, z_U są liczbami dodatnimi. W konsekwencji $(1 - \alpha)$ -procentowy przedział ufności dla takich parametrów może stanowić aproksymację dla przedziału (11) postaci $(\hat{\beta}_T - z_U T^{-1/2}, \hat{\beta}_T)$. Ze względu na skończoność próby, w odniesieniu do której stosowana jest metoda Andrews'a, dolne granice asymptotycznych przedziałów mogą przyjmować wartości ujemne, natomiast górne mogą przyjmować wartości bliskie 0.

5. Wyniki empiryczne

Główne kategorie lokat portfela inwestycyjnego OFE, będące odzwierciedleniem strategicznych decyzji dotyczących alokacji aktywów między różne typy

inwestycji w kolejnych miesiącach lat 2003-2005, przedstawia rys. 1. Głównymi czynnikami wpływającymi na kształt portfela są ustawowe limity inwestycyjne oraz sytuacja na rynku.



Rys. 1. Struktura głównych kategorii inwestycji portfela funduszy emerytalnych

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KNUiFE.

Poprawne odniesienie zmian rynkowych wyrażonych np. zmianami stóp procentowych do wyników inwestycyjnych funduszu oraz zastosowanie odpowiedniej w danym okresie efektywnej strategii powinny charakteryzować umiejętności menedżerów funduszy. W celu analizy wpływów typów inwestycji na stopy zwrotu jednostki rozrachunkowej w określonym przedziale czasu dokonano estymacji punktowej parametrów modelu analizy stylu Sharpe'a oraz zastosowano metodę Andrews'a w estymacji przedziałowej tych parametrów w odniesieniu do stylu zarządzania OFE ING Nationale-Nederlanden (OFE ING NN). Przedmiot analizy stanowiły rzeczywiste obserwacje szeregów czasowych miesięcznych stóp zwrotu w okresie badawczym obejmującym okres luty 2002 r.-styczeń 2007 r. Zmienną zależną modelu stanowiły miesięczne stopy zwrotu z jednostki rozrachunkowej analizowanego funduszu.

W pierwszym etapie dokonanej analizy zbiór zmiennych objaśniających modelu tworzyły miesięczne stopy zwrotu wartości notowań indeksów sektorowych WIG (F-WIG – finanse, HiU-WIG – handel i usługi, P-WIG – przemysł) oraz obligacji skarbowych pięcioletnich o stałym oprocentowaniu (O-PS). Miesięczne stopy zwrotu obligacji zostały wyznaczone na podstawie ceny rozliczeniowej. Kryterium wyboru typu obligacji stanowił największy udział w strukturze portfela instrumentów dłużnych OFE ING NN w badanym okresie. Wyniki estymacji punktowej oraz przedziałowej wag modelu analizy stylu zarządzania OFE ING NN zawiera tab. 1.

Tabela 1. Wyniki estymacji punktowej i przedziałowej wag indeksów sektorowych modelu analizy stylu OFE ING NN

Zm.	MNK β_T	Ogr.MNK $\tilde{\beta}_T$	$s(\tilde{\beta}_T)$	z	β_T stylu	z_U	z_L	$\hat{\beta}_T - z_U T^{-1/2}$	$\hat{\beta}_T - z_L T^{-1/2}$
F	0,2076	0,1916	0,036	5,218	0,1951	0,5269379	-0,59375776	0,127065049	0,271746234
HiU	0,0646	0,0786	0,034	2,256	0,0780	0,3848125	-0,55441223	0,028367166	0,149620555
P	0,0234	0,0253	0,021	1,179	0,0257	0,3134142	0	-0,014748523	0,025713082
O-PS	0,4186	0,7045	0,032	21,81	0,7011	0,5322925	-0,49356898	0,632429574	0,764867719
Suma		1			1				
		$R^2 = 0,735643$		$z_c = 1,64$	$R^2 = 0,6751$				

Źródło: obliczenia własne.

Z prawdopodobieństwem 0,95 asymptotyczne przedziały ufności nie pokrywają zera w przypadku udziałów indeksów WIG-finance, WIG-handel i usługi oraz obligacji pięcioletnich o stałym oprocentowaniu, zatem parametry te są istotnie różne od zera na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Można wnioskować, że w badanym okresie inwestycje w aktywa pochodzące z tych trzech sektorów miały istotny i największy wpływ na osiągnięte stopy zwrotu jednostki rozrachunkowej przez OFE ING NN.

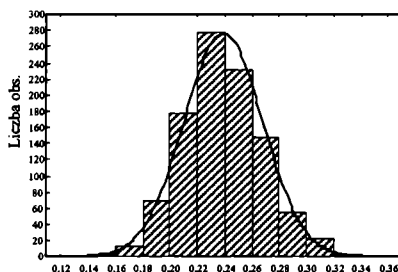
Tabela 2. Wyniki estymacji punktowej i przedziałowej wag indeksów podsektorowych modelu analizy stylu OFE ING NN

Lp.	Zm.	MNK β_T	Ogr.MNK $\tilde{\beta}_T$	$s(\tilde{\beta}_T)$	z	β_T stylu	z_U	z_L	$\hat{\beta}_T - z_U T^{-1/2}$	$\hat{\beta}_T - z_L T^{-1/2}$
1	FB	0,2181	0,2196	0,0433	5,0664	0,21248094	0,207741	-0,68077	0,18566161	0,30036925
2	HHD	0,0198	0,0190	0,0199	0,9573	0,03203129	0,144384	0	0,01339133	0,03205103
3	HI	-0,0186	-0,0191	0,0101	-1,8907	0	0,101029	0	-0,01304281	0
4	HTI	0,0283	0,0311	0,0348	0,8921	0,03122699	0,194127	0	0,00616519	0,03122702
5	HTM	0,0000	0,0009	0,0107	0,0821	0	0,051979	0	-0,00671051	0
6	HTT	0,0193	0,0175	0,0156	1,1227	0,00982724	0,147422	0	-0,00920492	0,00982736
7	HU	-0,0058	-0,0102	0,0148	-0,6913	0	0,082286	0	-0,01062311	0
8	PB	0,0000	0,0003	0,0271	0,0110	0	0,167006	0	-0,02156042	0
9	PC	0,0148	0,0126	0,0191	0,6568	0,00171492	0,12242	0	-0,01409051	0,00171492
10	PD	0,0435	0,0403	0,0260	1,5514	0,01263908	0,09684	0	0,00013663	0,01263929
11	PE	-0,0124	-0,0054	0,0235	-0,2291	0	0,074181	0	-0,00957677	0
12	PCH	0,0530	0,0569	0,0349	1,6281	0,00996884	0,101160	0	-0,00309098	0,00996884
13	PL	-0,0048	-0,0028	0,0166	-0,1662	0	0,135422	0	-0,01748293	0
14	PM	-0,0147	-0,0159	0,0171	-0,9268	0	0,219207	0	-0,02829951	0
15	PSP	-0,0347	-0,0359	0,0238	-1,5081	0	0,044937	0	-0,00580139	0
16	O-DS	-0,1968	-0,2002	0,1613	-1,2417	0	3,185439	0	-0,41123848	0
17	O-PS	0,6472	0,7086	0,3743	1,8930	0,64998053	0,233753	-6,41949	0,61980312	1,47873328
18	O-TZ	-0,1544	-0,2887	0,2505	-1,1523	0	1,536461	0	-0,19835626	0
19	O-OK	0,6080	0,4714	0,4579	1,0296	0,04013017	3,581513	0	-0,42224120	0,04013017
	Suma		1			1				
					$z_c = 1,64$	$R^2 = 0,786874$				

Źródło: obliczenia własne.

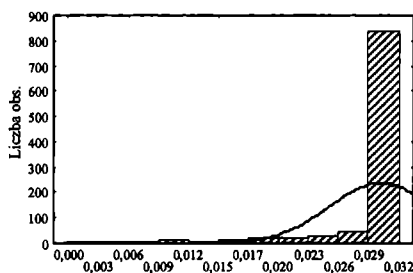
Analizie poddano również model, którego zmienne objaśniające stanowią miesięczne stopy zwrotu indeksów podsektorowych WIG (**FB**-WIG – banki, **HHD**-WIG – dystrybucja leków, **HI**-WIG – inne usługi, **HTI**-WIG – informatyka, **HTM**-WIG – media,

HTT-WIG – telekomunikacja, **HU-WIG** – użyteczność publiczna, **PB-WIG** – budownictwo, **PC-WIG** – przemysł ciężki, **PD-WIG** – przemysł drzewny, **PE-WIG** – przemysł elektromaszynowy, **PCH-WIG** – chemia, **PL-WIG** – przemysł lekki, **PM-WIG** – materiały budowlane, **PSP-WIG** – przemysł spożywczy) oraz obligacji skarbowych o stałym oprocentowaniu (**O-DS** – dziesięcioletnich, **O-PS** – pięcioletnich, **O-OK** – zerokuponowych) i obligacji skarbowych trzyletnich (**O-TZ**) o zmiennym oprocentowaniu.



Rys. 2. Histogram rozkładu estymatora parametru β_1

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 3. Histogram rozkładu estymatora parametru β_2

Źródło: obliczenia własne.

Z prawdopodobieństwem 0,95 (rys. 2-3) asymptotyczne przedziały ufności nie pokrywają zera w przypadku udziałów: indeksu WIG-banki, obligacji skarbowych pięcioletnich stałoprocentowych oraz indeksów WIG-dystrybucja leków, WIG-informatyka, WIG-przemysł drzewny, zatem parametry te są istotnie różne od zera na poziomie istotności $\alpha = 0,05$. Można wnioskować, że w badanym okresie inwestycje w aktywa pochodzące z tych podsektorów miały istotny i największy wpływ na osiągnięte przez fundusz stopy zwrotu.

6. Podsumowanie

Na wynik inwestycyjny składają się trzy kategorie decyzji [2]. Decyzje strategiczne dotyczą alokacji aktywów (*asset allocation*) między różne typy inwestycji. Decyzje taktyczne polegają na wyborze określonych papierów wartościowych w

obrębie danego rodzaju aktywów (*stock selectivity*). Decyzje czasowe (*timing*) podejmowane są jako reakcje na zmieniające się warunki rynkowe. Złożoność procesu decyzyjnego determinuje potrzebę stosowania metod służących ocenie efektywności, uwzględniających możliwie jak najwięcej aspektów polityki inwestycyjnej. Przeprowadzona analiza potwierdza ogólny podział głównych kategorii lokat portfela inwestycyjnego. Zaletą metody Andrews'a jest możliwość jej stosowania w przypadku parametrów znajdujących się na granicy parametrycznej oraz wewnątrz niej. Zastosowanie metody analizy stylu z uwzględnieniem innych nieklasycznych metod estymacji przedziałowej wag stylu pozwala na szerszą analizę wyników, w tym analizę zmian stylu w czasie. Odniesienie tych wyników do odpowiednich parametrów rynkowych umożliwia dokładniejszą ocenę efektywności inwestycji i klasyfikację wyników, co jest przedmiotem dalszych badań.

Literatura

- [1] Andrews D.K.W., *Estimation When a Parameter Is on Boundary*, „Econometrica” 1999 nr 67.
- [2] Dietz P., *Evaluating the Investment Performance of Noninsured Pension Funds*, „Journal of Finance” 1965 nr 67, vol. 20.
- [3] Kim T., White H., Stone D., *Asymptotic and Bayesian Confidence Intervals for Sharpe-Style Weights*, „Journal of Financial Econometric” 2005 nr 3, vol. 3.
- [4] Orwat A., *Analiza stylów zarządzania OFE z wykorzystaniem modeli czynnikowych*, [w:] *Modelowanie preferencji za ryzyko*, AE, Katowice 2005.
- [5] Orwat A., *Klasyfikacja otwartych funduszy emerytalnych ze względu na strategię zarządzania na podstawie analizy stylu Sharpe'a*, Taksonomia 13, *Klasyfikacja i analiza danych – teoria i zastosowania*, AE, Wrocław, 2006.
- [6] Orwat A., Trzpiot G., *Efektywność inwestycji OFE na polskim rynku finansowym*, [w:] *Inwestycje finansowe i ubezpieczenia – tendencje światowe a rynek polski*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1037, AE, Wrocław, 2004.
- [7] Sharpe W.F., *Asset Allocations: Management Style and Performance Measurement*, „The Journal of Portfolio Management” 1992 nr 2, vol. 18.
- [8] Ustawa z dnia 28 sierpnia 1997 r. o organizacji i funkcjonowaniu funduszy emerytalnych.

NON-CLASSIC METHODS OF INTERVAL ESTIMATION OF SHARPE STYLE WEIGHTS BASED ON THE EXAMPLE OF OPF MANAGEMENT STYLE ANALYSIS MODELS

Summary

The style analysis worked out by William Sharpe is a method of effectiveness describing, enabling drawing conclusions on impacts on funds' investment portfolios. Interval estimation of Sharpe style weights is the key aspect of Style Analysis method application. The consequence of the existence of

restrictions for Sharpe style analysis model parameters is the fact that MNK estimators of style weights do not have an asymptotic normal distribution. Moreover, classical methods of standard errors and confidence intervals obtaining for Sharpe style weights are statistically justified only in the case, when each of estimated weights belongs to the interior of parameter space. So it is important to use such methods, for which distributions of estimated parameters and confidence intervals are statistically justified in the presence of constraints irrespective of actual values of style weights. The paper aimed at implementation of Andrews's method in interval estimation of Sharpe style weights based on the example of management style analysis models of selected Polish Open Pension Fund (OPF).