

Anna Zamojska

Uniwersytet Gdański

TIMING – METODY POMIARU I EMPIRYCZNA WERYFIKACJA NA PRZYKŁADZIE POLSKICH FUNDUSZY INWESTYCYJNYCH

1. Wstęp

Ocena wyników portfela inwestycyjnego funduszu jest jednym z podstawowych elementów procesu inwestycyjnego. Najprostszym sposobem ewaluacji osiągniętych wyników jest analiza szeregów czasowych historycznych stóp zwrotu, które stanowią realizację decyzji inwestycyjnych podjętych przez menedżerów zarządzających portfelem inwestycyjnym funduszu. Stopy zwrotu są więc swego rodzaju skutkiem, realizacją polityki inwestycyjnej. Pojawia się zatem pytanie, czy istnieje możliwość oceny zdolności, umiejętności i intuicji menedżerów na podstawie wyników, jakie osiągają. Treynor i Mazuy [1966] zaproponowali model, który umożliwia określenie umiejętności wycucia rynku przez inwestora. Fama [1972] jako pierwszy sformalizował metodologię badania wyników funduszy umożliwiającą wyodrębnienie takich umiejętności menedżera, jak wycucie rynku (*timing*) i selekcja (*selectivity*). Podstawową wadą pierwszych prób oceny wycucia rynku było stosowanie klasycznych modeli wyceny, które stosowane mogą być tylko w warunkach równowagi oraz wymagają spełnienia rygorystycznych założeń. W 1997 roku pojawiło się nowe podejście do analizy wycucia rynku mające eliminować wady modeli klasycznych; zaproponowali je Daniel, Grinblatt, Titman i Wermers [1997]. Podejście to oparte jest na charakterystycznych benchmarkach.

Analiza wycucia rynku (*timing*) jest metodą dekompozycji wyniku inwestycyjnego stosowaną do oceny talentu inwestora w zakresie określenia właściwego momentu zakupu lub sprzedaży walorów. Inwestor wybiera odpowiedni z jego punktu widzenia moment dokonania transakcji na podstawie przewidywanej przez niego sytuacji w gospodarce, ze szczególnym uwzględnieniem rynku kapitałowego.

Celem artykułu jest przedstawienie dwóch podstawowych modeli wykorzystywanych do mierzenia wycucia rynku na przykładzie funduszy inwestycyjnych funkcjonujących na polskim rynku kapitałowym.

2. Metody pomiaru *timing*

W klasycznej teorii średniej-wariancji podstawowym narzędziem wykorzystywanym w ewaluacji portfela inwestycji jest model wyceny aktywów kapitałowych CAPM. Jeśli spełnione jest założenie, że przyjęty poziom ryzyka portfela jest stały w czasie, to wyraz wolny występujący w klasycznej postaci tego modelu, tzw. alfa Jensena, jest miarą uzyskanej dodatkowej stopy zwrotu w stosunku do przyjętego poziomu ryzyka. Osiągnięcie dodatkowej stopy zwrotu wskazuje na dobre wyczucie rynku i właściwą selekcję walorów do portfela. Zmieniające się warunki gospodarcze implikują jednak zmienny poziom ryzyka inwestycyjnego, co tym samym oznacza, że zmienia się także poziom ryzyka portfela. W literaturze funkcjonują różnorodne podejścia w zakresie pomiaru wyczucia rynku. Pierwszy model mierzący wyczucie rynku zaproponowali Treynor i Mazuy w 1966 roku (model TM). Stanowi on alternatywę dla modelu CAPM. Twórcy modelu TM zaproponowali procedurę wykrywania wyczucia rynku za pomocą regresji kwadratowej. Według podstawowego założenia modelu, jeśli menedżer może prognozować ogólne ruchy rynku, to podnosi lub obniża poziom ryzyka w zależności od kierunku przewidywanych zmian. Postać modelu jest następująca:

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (r_{mt} - r_{ft}) + \gamma_p (r_{mt} - r_{ft})^2 + \xi_{pt}, \quad (1)$$

gdzie: r_{pt} – stopa zwrotu z portfela,
 r_{ft} – stopa zwrotu waloru wolnego od ryzyka,
 r_{mt} – stopa zwrotu z portfela rynkowego,
 ξ_{pt} – składnik zakłócający modelu,
 $\alpha_p, \beta_p, \gamma_p$ – parametry strukturalne modelu.

Jeżeli oszacowana wartość parametru γ_p jest dodatnia i istotnie różna od zera, to wskazuje to, że menedżer portfela z powodzeniem stosuje strategię *timing*, czyli ma wyczucie rynku.

Podstawy teoretyczne oraz statystyczną walidację modelu (1) przedstawili Jensen w 1972 roku oraz Bhattacharya i Pfleiderer w 1983 roku. Badania empiryczne modelu TM pokazały, że menedżerowie „nie wygrywają” z rynkiem. Rozwinięciem i modyfikacją techniki, którą zaproponowali Treynor i Mazuy, są m.in. prace [Lehmann, Modest 1987; Grinblatt, Titman 1989; Cumby, Glen 1990].

Drugi nurt, który można wyodrębnić w zakresie badania wyczucia rynku, stanowi model zaproponowany przez Henrikssona i Mertona (model HM) w wersji parametrycznej i nieparametrycznej. Jako pierwsza przedstawiona została wersja nieparametryczna [Merton 1981]. Podstawowe założenie modelu jest takie, iż inwestor dzieli posiadane środki między walory ryzykowne i walory wolne od ryzyka. Struktura tego podziału może zmieniać się w czasie, w zależności od tego, jak inwestor przewiduje sytuację na rynku. Jeżeli inwestor przewiduje bardzo dobrą koniunkturę na rynku, to wszystkie środki lokowane są w walory ryzykowne, w przypadku złej

koniunktury – w walory wolne od ryzyka. Nieparametryczna wersja modelu HM nie jest stosowana ze względu na fakt, iż nie ma dostępu do informacji, jakie były prognozy menedżera portfela odnośnie do przyszłych warunków gospodarczych. Powszechnie stosowana jest wersja parametryczna modelu HM [Henriksson, Merton 1981], która pozbawiona jest tej wady. Idea wersji parametrycznej jest taka sama jak wersji nieparametrycznej, inna jest natomiast postać modelu:

$$r_{pt} - r_{ft} = \alpha_p + \beta_p (r_{mt} - r_{ft}) + \gamma_p D_t (r_{mt} - r_{ft}) + \xi_{pt}, \quad (2)$$

gdzie:

$$D_t = \begin{cases} 0, & r_{mt} - r_{ft} > 0 \\ -1, & r_{mt} - r_{ft} < 0 \end{cases}$$

Dodatnia i istotnie różna od zera wartość oszacowanego parametru γ_p wskazuje, że menedżer ma zdolność wycucia rynku. Obie wersje modelu HM (parametryczna i nieparametryczna) mogą być zastosowane wówczas, gdy w ocenianym portfelu inwestycyjnym znajdują się zarówno walory ryzykowne, jak i te pozbawione ryzyka. Zaletą wersji parametrycznej, prócz dostępności danych, jest także możliwość oceny, jak częstotliwość stosowanych danych wpływa na wartość parametru γ_p oceniającego wycucie. Badanie empiryczne przeprowadzone przez Goetzmanna, Ingersolla i Ivkovic [2000] pokazało, że w przypadku stosowania danych miesięcznych oszacowane wartości parametru γ_p są nieistotne i niedoszacowane, co może być wyeliminowane przez stosowanie danych dziennych. Uzasadnieniem stosowania danych dziennych jest także fakt, iż decyzje inwestycyjne odnośnie do struktury portfela są podejmowane częściej niż raz w miesiącu.

3. Materiał i metoda badań

Przedmiotem badania były fundusze inwestycyjne funkcjonujące na polskim rynku w okresie od grudnia 2003 do grudnia 2007. Próba badawcza obejmowała 22 fundusze akcji i 12 funduszy zrównoważonych. Kryterium doboru tych dwóch grup funduszy był fakt, iż mają one w swoim portfelu zarówno walory ryzykowne, jak i walory wolne od ryzyka, co pozwala na zastosowanie wybranych modeli TM i HM. Oba modele szacowane były w dwóch przekrojach czasowych: dla danych miesięcznych i dla danych dziennych, w przypadku modelu HM szacowana była wersja parametryczna. W przeprowadzonym badaniu jako portfel rynkowy wykorzystano indeks giełdowy WIG, natomiast średni ważony zysk z 52 tygodniowych bonów skarbowych wykorzystany został jako stopa zwrotu waloru wolnego od ryzyka.

W pierwszym etapie badania oszacowano modele za pomocą metody najmniejszych kwadratów (MNK). Składniki losowe dla kilku funduszy nie miały rozkładu normalnego, a z tego wynika, że estymator MNK był nieefektywny. W związku z tym przeprowadzono ponownie estymację za pomocą regresji kwantylowej (RK).

Metoda regresji kwantylowej należy do odpornych metod estymacji i może być stosowana wówczas, gdy składnik losowy modelu nie ma rozkładu normalnego. Regresja kwantylowa opiera się na kwantylach rozkładu i polega na minimalizacji ważonej sumy wartości bezwzględnych reszt ($\hat{\xi}_t$) szacowanego modelu o postaci:

$$\sum_t \rho_\theta(\hat{\xi}_t) \rightarrow \min, \quad (3)$$

gdzie: $0 < \theta < 1$

$$\rho_\theta = \begin{cases} \theta |\hat{\xi}_t| & \text{dla } u_t \geq 0 \\ (1-\theta) |\hat{\xi}_t| & \text{dla } u_t < 0 \end{cases}. \quad (4)$$

W przeprowadzonym badaniu przyjęto, że $\theta = 0,5$, co oznacza, że zastosowano estymator metody najmniejszego odchylenia bezwzględnego.

4. Wyniki badań

Przeprowadzone badanie obejmowało estymację modelu TM oraz modelu HM dla wszystkich wybranych funduszy inwestycyjnych. Oba modele szacowane¹ były z wykorzystaniem regresji kwantylowej dla dziennych i miesięcznych szeregów czasowych nadwyżek stóp zwrotu funduszy. W przypadku estymacji modeli na podstawie miesięcznych szeregów czasowych otrzymano modele o wysokim poziomie dopasowania, natomiast w przypadku danych dziennych wartość współczynnika determinacji była bardzo niska. W związku z tym do interpretacji i dalszej analizy wykorzystano tylko wyniki estymacji obu modeli dla danych miesięcznych.

W tabeli 1 zamieszczono wyniki estymacji modeli TM i HM dla funduszy akcyjnych. Kryterium Akaikego (AIC) wskazuje, że nieznacznie lepszy jest model HM. Dodatnia wartość oszacowanego parametru gamma, wskazuje na dobre wyczucie rynku menedżera zarządzającego portfelem. Dla modelu TM dwa dodatnie parametry gamma były statystycznie istotne, pozostałe dodatnie i ujemne były nieistotne. W przypadku modelu HM aż dla 17 funduszy parametr wyczucia rynku miał statystycznie istotną dodatnią wartość. Te fundusze, których parametr wyczucia rynku był nieistotny w modelu HM, miał wartość ujemną w modelu TM. Wartości parametru alfa w przypadku obu modeli oscylowały wokół wartości zero, natomiast parametr beta w większości przypadków był nieistotny.

W tabeli 2 zamieszczono wyniki estymacji modeli TM i HM dla funduszy zrównoważonych. W tej grupie funduszy kryterium Akaikego nie różnicuje szacowanych modeli, natomiast jego wartość wskazuje na lepsze dopasowanie niż w

¹ Modele szacowane były za pomocą pakietu Gretl 1.7.8.

Tabela 1. Wyniki estymacji modeli TM i HM, fundusze akcyjne, dane miesięczne

| Fundusz | Model TM | | | | Model HM | | | |
|-----------------------------------|------------|-----------|------------|------|------------|-----------|------------|------|
| | α_p | β_p | γ_p | AIC | α_p | β_p | γ_p | AIC |
| DWS Top 25 | 0,011 | 0,06 | -0,63 | -133 | 0,017* | 0,21 | 0,45 | -135 |
| Pioneer Akcji Amerykańskich | -0,023* | 0,28* | 1,47 | -183 | -0,010* | 0,34* | 0,37** | -185 |
| Pioneer Akcji Amerykańskich (USD) | 0,004 | -0,01 | -0,65 | -214 | 0,002 | 0,04 | 0,21 | -215 |
| DWS Top 50 | 0,0003 | 0,16* | 0,32 | -202 | 0,003* | 0,15* | 0,43* | -207 |
| Uniglobal | -0,004 | 0,22* | 0,36 | -198 | -0,005* | 0,27* | 0,48* | -203 |
| Arka BZ WBK | 0,026* | -0,05 | 1,41 | -146 | 0,037* | -0,10 | 0,68* | -153 |
| BPH | 0,027 | -0,17 | 0,49 | -145 | 0,032* | -0,03 | 0,80* | -155 |
| CU Polskich Akcji | 0,023* | -0,08 | 0,16 | -144 | 0,027* | -0,06 | 0,49 | -150 |
| DWS Polska | 0,019* | -0,28* | 2,26** | -155 | 0,027* | -0,17 | 0,52** | -160 |
| DWS Polska Plus | 0,028* | -0,36* | 1,45** | -152 | 0,031* | -0,26* | 0,44* | -157 |
| Idea Akcji | 0,022* | -0,02 | -1,17 | -159 | 0,021* | 0,01 | 0,23 | -161 |
| ING Akcji | 0,017* | 0,00 | 0,59 | -145 | 0,025* | 0,02 | 0,76* | -153 |
| ING FIZ Akcji | 0,023* | -0,13 | 0,31 | -147 | 0,027* | -0,08 | 0,44* | -151 |
| ING Akcji 2 | 0,018* | 0,02 | 0,12 | -151 | 0,19* | 0,02 | 0,62* | -160 |
| Legg Mason | 0,025* | -0,26 | 1,98 | -140 | 0,033* | -0,05 | 0,74* | -148 |
| Millennium | 0,022* | -0,20 | 1,59 | -145 | 0,029* | -0,08 | 0,56** | -151 |
| Pioneer Akcji Polskich | 0,019* | -0,08 | 0,59 | -143 | 0,025* | -0,08 | 0,69* | -149 |
| PKO/CS | 0,025* | -0,17* | 0,43 | -160 | 0,027* | -0,14 | 0,51* | -166 |
| PZU Krakowiak | 0,026* | -0,10 | -0,95 | -153 | 0,028* | -0,01 | 0,60* | -161 |
| SEB 3 | 0,023* | -0,02 | -0,30 | -148 | 0,024* | 0,01 | 0,65* | -156 |
| Skarbiec | 0,023* | -0,03 | -0,33 | -154 | 0,027* | -0,10 | 0,40* | -159 |
| Unikorona | 0,025* | -0,06 | -1,02 | -148 | 0,026* | -0,14 | 0,42 | -152 |

* Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

** Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,1$.

Źródło: opracowanie własne.

przypadku funduszy akcyjnych. W modelu TM połowę badanych funduszy zrównoważonych charakteryzował dodatni parametr wyczucia rynku, ale żaden z nich nie był istotny. Natomiast w dwóch funduszach istotny był parametr gamma z ujemną wartością oszacowania. Analogiczna jest sytuacja w przypadku modelu HM. Parametr beta dla obu modelu był dodatni (z wyjątkiem funduszu KBC Beta) oraz statystycznie istotny. Natomiast parametr alfa odpowiednio ujemny (z wyjątkiem funduszu KBC Beta) oraz w około 50 % przypadków statystycznie istotny.

W kolejnym etapie analizy sprawdzono, jak otrzymana dodatnia wartość parametru gamma przekłada się na wyniki osiągnięte w badanym okresie. W tabeli 3 zamieszczono wartości parametrów gamma dla obu szacowanych modeli, całkowitą stopę zwrotu, ryzyko mierzone odchyleniem standardowym oraz ryzyko ujemnych stóp zwrotu mierzone semiodchyleniem standardowym. Fundusze uporządkowane zostały według uzyskanej całkowitej stopy zwrotu. Pierwsze miejsce ze stopą zwrotu

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli TM i HM, fundusze zrównoważone, dane miesięczne

| Fundusz | Model TM | | | | Model HM | | | |
|---------------------------|------------|-----------|------------|------|------------|-----------|------------|------|
| | α_p | β_p | γ_p | AIC | α_p | β_p | γ_p | AIC |
| BPH | -0,002 | 0,50* | 0,35 | -350 | -0,001 | 0,50* | -0,03 | -350 |
| DWS Polska | -0,002 | 0,52* | 0,34 | -317 | -0,0002 | 0,52* | 0,01 | -317 |
| ING | -0,002* | 0,53* | 0,38 | -341 | -0,002 | 0,54* | 0,04 | -343 |
| KBC Beta | 0,012 | -0,16 | -2,34 | -177 | 0,008 | -0,06 | 0,32 | -183 |
| KBC Parasol | -0,003* | 0,54* | -0,18 | -333 | -0,003* | 0,53* | -0,07* | -333 |
| Millennium | -0,007* | 0,51* | 0,33 | -311 | -0,006* | 0,50* | -0,09* | -314 |
| Pioneer | -0,002* | 0,54* | -0,42* | -330 | -0,003* | 0,52* | -0,04 | -327 |
| PKO/CS | -0,001 | 0,47* | -0,05** | -319 | -0,002** | 0,49* | 0,01 | -315 |
| SEB 1 | -0,001 | 0,46* | -0,09 | -305 | -0,001 | 0,45* | -0,03 | -305 |
| Skarbiec Waga | -0,001 | 0,44* | 0,22 | -320 | -0,0005 | 0,43* | -0,03 | -311 |
| Unikorona Zrównoważony | 0,001 | 0,53* | -0,40 | -300 | -0,0004 | 0,52* | 0,01 | -299 |
| Skarbiec Sezam II FIZ | -0,009* | 0,04 | 0,39 | -88 | -0,008* | 0,05 | 0,01 | -88 |

* Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.

** Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,1$.

Źródło: opracowanie własne.

119% zajął fundusz ARKA BZ WBK, kolejno LEGG MASON – 104,2% i DWS TOP 25 – 97,5%. Wszystkie fundusze akcyjne miały dodatnią wartość parametru wycucia rynku w przypadku modelu HM, co niewątpliwie jest potwierdzone wysokim zyskiem osiągniętym w okresie badanych 4 lat. Wyjątek stanowią cztery ostatnie fundusze akcyjne, które inwestowały w akcje zagraniczne. Poziom ryzyka mierzony zarówno odchyleniem, jak i semiodchyleniem standardowym w przypadku pierwszych 18 funduszy kształtował się na zbliżonym poziomie, a semiodchylenie jest zazwyczaj połową odchylenia, co świadczy o symetrii odchylen stóp zwrotu funduszy. Nieznaczące różnice w poziomie ryzyka, przy znacznych różnicach w poziomie całkowitej stopy zwrotu, świadczą o tym, iż menedżerowie funduszy znajdujących się na początku listy rzeczywiście mieli w tym okresie wycucie rynku.

W tabeli 4 zamieszczono wyniki otrzymane dla funduszy zrównoważonych. W tej grupie na pierwszym miejscu ze stopą zwrotu 59,6% i dodatnim, ale nieistotnym wycuciem znajduje się fundusz UNIKORONA ZRÓWNOWAŻONY, na kolejnych miejscach uplasowały się fundusze z ujemnym wycuciem rynku dla modelu HM, natomiast w przypadku modelu TM są to zarówno fundusze z ujemnym, jak i dodatnim wycuciem rynku. Analizując poziom całkowitej stopy zwrotu, zauważa się, że w grupie funduszy zrównoważonych jest on znacznie mniejszy niż w grupie funduszy akcyjnych. Analogicznie poziom ryzyka jest mniejszy.

Wszystkie fundusze zrównoważone (z wyjątkiem ostatniego funduszu SKARBIEC SEZAM II FIZ) mają poziom ryzyka taki jak ostatnie cztery fundusze akcyjne, ale znacznie wyższą całkowitą stopę zwrotu.

Tabela 3. Oszacowania γ_p , całkowita stopa zwrotu i ryzyko, fundusze akcyjne

| Fundusz | γ_p dla TM | γ_p dla HM | Całkowita stopa zwrotu | Ryzyko | Semiryzyko |
|-----------------------------------|-------------------|-------------------|------------------------|--------|------------|
| Arka BZ WBK | 1,407 | 0,684* | 1,190 | 0,048 | 0,024 |
| Legg Mason | 1,979 | 0,739* | 1,042 | 0,049 | 0,023 |
| DWS Top 25 | -0,629 | 0,445 | 0,975 | 0,055 | 0,028 |
| CU Polskich Akcji | 0,161 | 0,487 | 0,962 | 0,049 | 0,025 |
| Unikorona | -1,02 | 0,417 | 0,949 | 0,046 | 0,022 |
| ING FIZ Akcji | 0,305 | 0,439* | 0,943 | 0,047 | 0,023 |
| BPH | 0,494 | 0,795* | 0,934 | 0,046 | 0,022 |
| Skarbiec | -0,333 | 0,398* | 0,932 | 0,044 | 0,021 |
| DWS Polska Plus | 1,449 | 0,444* | 0,931 | 0,046 | 0,023 |
| ING Akcji 2 | 0,115 | 0,616* | 0,858 | 0,044 | 0,021 |
| PKO/CS | 0,426 | 0,508* | 0,824 | 0,042 | 0,021 |
| PZU Krakowiak | -0,946 | 0,597* | 0,810 | 0,044 | 0,023 |
| SEB 3 | -0,303 | 0,649* | 0,810 | 0,045 | 0,023 |
| Idea Akcji | -1,166 | 0,225 | 0,804 | 0,044 | 0,021 |
| ING Akcji | 0,592 | 0,759* | 0,795 | 0,047 | 0,023 |
| Pioneer Akcji Polskich | 0,588 | 0,689* | 0,742 | 0,050 | 0,027 |
| DWS Polska | 2,255 | 0,515* | 0,724 | 0,044 | 0,023 |
| Millennium | 1,591 | 0,556* | 0,713 | 0,047 | 0,025 |
| Pioneer Akcji Amerykańskich (USD) | -0,649 | 0,205 | 0,261 | 0,023 | 0,012 |
| DWS Top 50 | 0,317 | 0,431* | 0,185 | 0,027 | 0,016 |
| Uniglobal | 0,364 | 0,475* | 0,042 | 0,028 | 0,017 |
| Pioneer Akcji Amerykańskich | 1,465 | 0,369* | -0,164 | 0,034 | 0,020 |

* Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.** Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,1$.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Oszacowania γ_p , całkowita stopa zwrotu i ryzyko, fundusze zrównoważone

| Fundusz | γ_p dla TM | γ_p dla HM | Całkowita stopa zwrotu | Ryzyko | Semiryzyko |
|------------------------|-------------------|-------------------|------------------------|--------|------------|
| Unikorona Zrównoważony | -0,398 | 0,007 | 0,596 | 0,029 | 0,014 |
| BPH | 0,348 | -0,026 | 0,566 | 0,027 | 0,013 |
| SEB 1 | -0,088 | -0,026 | 0,548 | 0,027 | 0,014 |
| Skarbiec Waga | 0,222 | -0,029 | 0,524 | 0,025 | 0,011 |
| DWS Polska | 0,342 | 0,014 | 0,522 | 0,027 | 0,014 |
| KBC Beta | -2,342 | 0,318 | 0,515 | 0,034 | 0,014 |
| ING | 0,384 | 0,035 | 0,484 | 0,028 | 0,014 |
| KBC Parasol | -0,182 | -0,066* | 0,438 | 0,029 | 0,017 |
| PKO/CS | -0,054** | 0,007 | 0,436 | 0,025 | 0,014 |
| Pioneer | -0,420* | -0,037 | 0,432 | 0,029 | 0,016 |
| Millennium | 0,3340 | -0,092* | 0,407 | 0,028 | 0,015 |
| Skarbiec Sezam II FIZ | 0,391 | 0,009 | -1,837 | 0,252 | 0,246 |

* Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,05$.** Statystycznie istotne na poziomie $\alpha = 0,1$.

Źródło: opracowanie własne.

5. Wnioski i zakończenie

Przeprowadzone badania pozwalają na sformułowanie wniosku, iż istotny elementem wpływającym na otrzymane wyniki w przypadku modeli wycucia rynku jest wykorzystana metoda estymacji. Wobec tego, iż często składnik resztowy modelu nie ma rozkładu normalnego, wskazane jest stosowanie metod estymacji odpornych na występowanie w szeregu obserwacji nietypowych.

Wyniki oszacowanych modeli Treynora-Mazuy³ego i Henrikssona-Mertona pokazały, że w przypadku funduszy akcyjnych lepszy jest model HM. Prawie wszystkie badane fundusze akcyjne charakteryzowały się dodatnim wycuciem rynku, co znalazło odzwierciedlenie w wysokiej całkowitej stopie zwrotu. Nie można tak jednoznacznie formułować wniosków w przypadku funduszy zrównoważonych, dla których oba modele dały podobne wyniki. Jeśli parametr wycucia rynku był istotny, to miał on wartość ujemną.

Literatura

- Cumby R., Glen J., *Evaluating the performance of international mutual funds*, „Journal of Finance” 1990 no 45.
- Daniel K., Grinblatt M., Titman S., Wermers R., *Measuring mutual fund performance with characteristic – based benchmarks*, „Journal of Finance” 1997 no 52.
- Fama E., *Components of investment performance*, „Journal of Finance” 1972 no 27.
- Goetzmann W.N., Ingersoll Jr.J., Ivkovic Z., *Monthly measurement of daily timers*, „Journal of Financial and Quantitative Analysis” 2000, vol. 35, no 3.
- Grinblatt M., Titman S., *Portfolio performance evaluation: old issues and new insights*, „Review of Financial Studies” 1989 no 66.
- Koenker R., *Quantile regression*, Cambridge University Press, New York 2005.
- Lehmann B., Modest D., *Mutual fund performance evaluation: a comparison of benchmarks and benchmark comparisons*, „Journal of Finance” 1987 no 42.
- Pfleiderer P., Bhattacharya S., *A note of performance evaluation*, Stanford University, Graduate School of Business „Technical Report nr 714”, 1983.
- Treynor J., *How to rate management investment funds*, „Harvard Business Review” 1965 no 43.
- Treynor J., Mazuy K., *Can mutual funds outguess the market?*, „Harvard Business Review” 1966 no 44.

TIMING – MEASUREMENT METHODS AND EMPIRICAL APPLICATION ON THE EXAMPLE OF POLISH INVESTMENT FUNDS

Summary

In the paper the author presents some methods concerning timing market of portfolio managers. The background of proposed models are Mean-Variance Theory and Capital Asset Pricing Model. For the empirical testing Treynor – Mazuy and Henriksson – Merton models are selected. Timing skills of portfolio managers were analyzed on the Polish equity and balanced mutual funds during the period 2004-2007. The models were estimated by quantile regression. In case of equity funds we can conclude that portfolio managers have timing skills.