

Przewidywalność stóp zwrotu z akcji. Wyniki dla USA i Polski

Jolanta Fijałkowska*

Nadesłany: 3 czerwca 2011 r. Zaakceptowany: 5 stycznia 2012 r.

Streszczenie

W artykule przedstawiono wyniki analizy zjawiska przewidywalności premii za ryzyko na rynku akcji (opartej na polskich i amerykańskich danych), dowodząc jego istnienia na obu tych rynkach. Jako zmienną objaśniającą premię za ryzyko wykorzystano stopę dywidendy. Ze względu na persystencję tego wskaźnika poddano go modyfikacji, dzięki której uzyskano stabilność parametrów w równaniu predykcyjnym. Porównano również błędy prognozy powstałe w wyniku zastosowania modelu predykcyjnego z prognozą modelu opartego na średniej historycznej stopie zwrotu. Dla obu rynków wykazano wyższość modelu uwzględniającego przewidywalność stóp zwrotu. Ponadto w artykule pokazano, że właściwości wariancji stóp zwrotu na rynku akcji podważają zasadność stosowania procesu błędzenia losowego do opisu kształtowania się cen na tym rynku.

Słowa kluczowe: przewidywalność stóp zwrotu, stopa dywidendy, błędzenie losowe

JEL: C22, G1, G17

* Narodowy Bank Polski, Departament Systemu Finansowego; e-mail: fijalkowska.jolanta@gmail.com.

1. Wstęp¹

Przewidywalność stóp zwrotu, nazwana przez Johna Cochrane'a nowym faktem w finansach (Cochrane 1999), sprowadza się do możliwości wyznaczania warunkowej wartości oczekiwanej przyszłej stopy zwrotu na rynku akcji z wykorzystaniem obserwowalnych zmiennych finansowych, znanych *ex ante* (Keim, Stambaugh 1986). Warunkowa wartość oczekiwana stopy zwrotu zmienia się w czasie jedynie wtedy, gdy stopy zwrotu są przewidywalne. Badania empiryczne przeprowadzane na początku drugiej połowy XX w. wskazywały na nieprzewidywalność stóp zwrotu. Bezpośrednio wiązała się z tym stałość warunkowej oczekiwanej stopy zwrotu. Dopiero badania z ostatnich lat dowiodły, że możliwe jest przewidywanie przyszłych stóp zwrotu.

Przewidywalność stóp zwrotu wciąż jest zagadnieniem bardzo kontrowersyjnym – ma zarówno wielu zwolenników, jak i przeciwników. Celem tego artykułu jest przede wszystkim przedstawienie istoty przewidywalności i jej ekonomicznego uzasadnienia. Artykuł zawiera również empiryczną weryfikację prezentowanych teorii. Weryfikacja ta opiera się jedynie na dwóch zestawach danych i nie stanowi niepodważalnego dowodu stawianych tez. Niemniej jednak może być traktowana jako punkt wyjścia do dalszych badań, zwłaszcza w odniesieniu do polskiego rynku akcji. Weryfikacji dokonano na podstawie rocznych danych z rynku amerykańskiego i miesięcznych danych z rynku polskiego. Różna częstotliwość danych wiązała się z ograniczeniami w wykorzystaniu danych rocznych dla Polski. Niestosowanie rocznych danych dla polskiego rynku sprawia, że niemożliwe jest pełne sprawdzenie hipotezy o przewidywalności stóp zwrotu na tym rynku, zjawisko to dotyczy bowiem przede wszystkim stóp zwrotu o małej częstotliwości. Niemniej jednak wyniki oparte na miesięcznych danych dają już podstawę do wyciągania wniosków.

Przewidywalności stóp zwrotu przeciwstawia się hipotezę mówiącą, że ceny na rynku akcji kształtują się zgodnie z procesem błędzenia losowego (hipoteza *random walk*). Hipoteza ta zakłada, że stopy zwrotu są niezależnymi zmiennymi mającymi identyczny rozkład. W artykule zestawiono prognozy sformułowane dzięki zastosowaniu modelu zakładającego przewidywalność i modelu opartego na średniej historycznej. Na tej podstawie przeanalizowano ich skuteczność w prognozowaniu przyszłej stopy zwrotu i stwierdzono wyższość modelu uwzględniającego predykcję stóp zwrotu, zwłaszcza na podstawie danych amerykańskich.

Istotnym zagadnieniem poruszonym w artykule jest persystencja stopy dywidendy. Wskaźnik ten, jako zmienna objaśniająca stopy zwrotu na rynku akcji, cechuje się bardzo wysokim współczynnikiem autokorelacji, co sprawia, że testy pierwiastka jednostkowego wskazują na występowanie trendu stochastycznego lub deterministycznego w szeregu danych. Aby umożliwić prawidłowe wnioskowanie, zmienna ta została poddana modyfikacji zaproponowanej przez Lettau i Van Nieuwerburgha (2008). Dzięki temu uzyskano stabilność parametrów modelu przy zachowaniu treści ekonomicznej tej zmiennej.

¹ W niniejszej pracy stosowane jest pojęcie przewidywalności stóp zwrotu akcji, które jest polskim odpowiednikiem wyrażenia *stock return predictability*. W literaturze polskiej wyrażenia „przewidywalność stóp zwrotu” używa Zielonka (2008).

2. Opis danych użytych w badaniu

W badaniu użyto dwóch zestawów danych: dla giełdy polskiej i amerykańskiej. Zmienną objaśnianą w równaniach regresji była każdorazowo logarytmiczna premia za ryzyko, liczona jako różnica pomiędzy logarytmiczną stopą zwrotu akcji a logarytmiczną stopą wolną od ryzyka.

Dane amerykańskie są rocznymi informacjami dotyczącymi indeksu New York Stock Exchange (NYSE) dla poszczególnych lat kalendarzowych z okresu 1926–2002. Obejmują one stopę dywidendy oraz stopę zwrotu z portfela inwestycyjnego replikującego indeks NYSE. Liczba obserwacji wynosi 77. Stopa dywidendy jest liczona jako iloraz dywidendy wypłaconej w danym roku oraz wartości indeksu na koniec danego roku. Dla danych rocznych stopą wolną od ryzyka jest stopa zwrotu uzyskana z rolowania co kwartał trzymiesięcznych bonów skarbowych (tabela 1, wykres 1). Źródłem danych jest Center for Research in Security Prices (CRSP).

Dane dla Polski obejmują okres od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r. Są to miesięczne informacje dotyczące stopy zwrotu z portfela inwestycyjnego replikującego indeks WIG oraz stopy dywidendy (tabela 2, wykres 2), wyznaczone na koniec poszczególnych miesięcy. Stopa dywidendy w ujęciu miesięcznym jest liczona jako iloraz sumy dywidend wypłaconych w okresie od $t - 11$ do t oraz wartości indeksu WIG na koniec miesiąca t . Liczba obserwacji wynosi 109. Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie funkcjonuje od 1991 r., lecz przedział czasowy obserwacji zawężono ze względu na brak codziennych notowań w pierwszym okresie działania giełdy oraz z powodu ograniczonego zakresu informacji na temat stopy dywidendy. Funkcję stopy zwrotu wolnej od ryzyka pełni stopa zwrotu jednomiesięcznych bonów skarbowych. Źródłem danych jest Giełda Papierów Wartościowych w Warszawie oraz Thomson Reuters.

3. Hipoteza *random walk* – losowe kształtowanie się stóp zwrotu na rynku akcji

Na początku XX stulecia Bachelier (2006), obserwując kształtowanie się cen na rynku akcji, stwierdził, że są one przykładem błędzenia losowego (*random walk*). Termin ten został spopularyzowany przez Malkiela (1973). Hipoteza *random walk* może być przedstawiona następująco²:

$$p_{t+1} = \mu + p_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$$p_{t+1} = \ln(P_{t+1}) \quad (2)$$

$$z_{t+1} = \mu + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

$$z_{t+1} = \Delta p_{t+1} \quad (4)$$

gdzie:

p_t – cena w ujęciu logarytmicznym w okresie t ,

p_{t+1} – cena w okresie $t + 1$,

ε_{t+1} – składnik losowy w okresie $t + 1$,

μ – parametr.

² Hipoteza *random walk* w postaci podanej przez Lo i MacKinlaya (1988) jest błędzeniem losowym z dryfem. Dlatego w równaniu (1) występuje dryf μ .

Istnieje jednak kilka wariantów hipotezy błędzenia losowego w zależności od założeń odnośnie do składnika losowego w równaniu (3). Można przyjąć, że składniki losowe w każdym okresie są niezależne i mają jednakowe rozkłady. Niezależność jest jednak dość silnym założeniem, które implikuje brak korelacji składników losowych oraz brak korelacji nieliniowych funkcji składników losowych. Założenie, że składniki losowe mają identyczne rozkłady, wydaje się mało wiarygodne, zwłaszcza jeśli analiza obejmuje długi szereg czasowy. W ciągu lat zmieniają się bowiem warunki funkcjonowania podmiotów gospodarczych – pod względem ekonomicznym, technologicznym, instytucjonalnym czy regulacyjnym – co determinuje ceny akcji na rynku giełdowym. Rozważamy zatem zmodyfikowane wersje hipotezy błędzenia losowego. Słabszym założeniem jest przyjęcie, że składniki losowe są jedynie niezależne. Niezależność oznaczałaby możliwość występowania wariancji składnika losowego zmiennej w czasie, choć kowariancja stóp zwrotu z różnych okresów (jak również kowariancja wszelkich nieliniowych funkcji stóp zwrotu z różnych okresów) byłaby zerowa. Można jednak złagodzić założenie o niezależności, przyjmując, że składniki losowe mają być jedynie nieskorelowane. Zezwala się w ten sposób na występowanie zmiennej w czasie wariancji, jak również zależności pomiędzy nieliniowymi funkcjami reszt modelu (3). Mogą zatem zachodzić następujące zależności: $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t+1}) = 0$, $\text{cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t+1}^2) \neq 0$.

Testowanie hipotezy błędzenia losowego zakładającej nieskorelowanie stóp zwrotu można przeprowadzić za pomocą testu Ljunga–Boxa. Test ten weryfikuje łączną istotność współczynników autokorelacji do rzędu m włącznie. Hipoteza zerowa tego testu zakłada, że współczynniki te są równe zero.

Współczynniki autokorelacji i statystykę Q testu Ljunga–Boxa dla amerykańskich danych (roczne logarytmiczne premie za ryzyko) prezentuje tabela 3. Nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o zerowaniu się współczynników autokorelacji nawet do 12. rzędu.

Do podobnego wniosku można dojść, analizując dane miesięczne dla polskiego rynku akcji. Wszystkie współczynniki autokorelacji są bowiem statystycznie nieistotne, nie ma więc podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o zerowaniu się współczynników autokorelacji (tabela 4). Analizowane stopy zwrotu, dotyczące zarówno polskiej, jak i amerykańskiej giełdy, są zatem nieskorelowane ze sobą, co potwierdza hipotezę błędzenia losowego w najslabszej z przytoczonych wersji.

Istotność współczynników autokorelacji uzyskuje się jednak dla danych o wyższej częstotliwości, np. dziennej i tygodniowej, na co wskazują Campbell, Lo, MacKinlay (1997) oraz Lo i MacKinlay (1988). Dodatnia korelacja stóp zwrotu w praktyce oznacza, że prawdopodobieństwo dodatniej (ujemnej) stopy zwrotu w dniu $t + 1$ jest nieznacznie większe niż prawdopodobieństwo ujemnej (dodatniej) stopy w tym okresie, pod warunkiem że w dniu t stopa zwrotu była również dodatnia (ujemna). Efekt ten jest jednak na tyle mały, że nie ma jednoznacznych dowodów na istnienie strategii inwestycyjnej pozwalającej osiągnąć zysk dzięki tej właściwości stóp zwrotu.

Do kwestionowania zasadności stosowania procesu błędzenia losowego do symulowania kształtowania się cen akcji może skłaniać występowanie ujemnej autokorelacji stóp zwrotu obejmujących długie okresy (stopy zwrotu stanowiące sumę stóp zwrotu z poszczególnych podokresów). To zjawisko jest nazywane powracaniem do średniej i mierzy się je najczęściej za pomocą bezwarunkowej kowariancji (Poterba, Summers 1988; Fama, French 1988b). Ujemna bezwarunkowa kowariancja zmniejsza bezwarunkową wariancję dla stóp długookresowych. Stopy zwrotu wykazują zatem tendencję do powracania do swojej długookresowej średniej. Nie am jednak jednoznacznych dowodów empirycznych na istnienie tego zjawiska. O ile bowiem występowało ono dla

logarytmicznych stóp zwrotu na rynku amerykańskim w latach 1926–1985 (Campbell, Lo, MacKinlay 1997), o tyle zanika w przypadku stóp zwrotu obejmujących jedynie okres powojenny (Cochrane 2001). Nie można ponadto jednoznacznie określić okresu, dla którego należy wyznaczać stopy zwrotu, tak aby można było zaobserwować zjawisko powracania do średniej. Istnieją więc trudności z pomiarem tego zjawiska, gdyż wymagałoby to posługiwania się bardzo długimi szeregami czasowymi, umożliwiającymi wyznaczenie wariancji długookresowych stóp zwrotu.

Hipotezę błędzenia losowego zdecydowanie podważają właściwości wariancji stóp zwrotu wyznaczanych dla różnej długości horyzontów inwestycyjnych. Gdyby pojedyncze stopy zwrotu $(r_t, r_{t+1}, \dots, r_{t+n-1})$ miały jednakowe rozkłady i były niezależne, a ich wariancja (σ^2) była stała, to

$$\text{var}r_t + \text{var}r_{t+1} + \text{var}r_{t+2} + \dots + \text{var}r_{t+n-1} = n\sigma^2 \quad (5)$$

Odchylenie standardowe stopy zwrotu składającej się z n stóp w ujęciu jednookresowym byłoby natomiast równe $\sigma/\sqrt{n}$.

Wariancje stóp zwrotu, do których wyznaczenia użyto analizowanych szeregów, nie pozwalają na potwierdzenie powyższych zależności. Tabela 5 pokazuje, że wariancja logarytmicznych premii za ryzyko wyznaczonych na bazie indeksu NYSE dla horyzontów inwestycyjnych dłuższych niż jednookresowe charakteryzuje się tendencją malejącą. Odchylenie standardowe zmniejsza się natomiast szybciej niż w tempie odwrotności pierwiastka kwadratowego z liczby okresów uwzględnionych przy wyliczaniu stopy zwrotu. W przypadku polskich danych wariancja w ujęciu jednookresowym wzrasta wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycyjnego; jeśli jednak prawdziwa jest hipoteza błędzenia losowego, to powinna pozostać stała (tabela 6). W ujęciu matematycznym różnice między ryzykiem wyrażonym w postaci wariancji dla okresów krótkich i długich są możliwe jedynie wtedy, gdy oczekiwane stopy zwrotu zmieniają się w czasie.

Za pomocą testu ilorazu wariancji można zweryfikować istotność różnic między wariancjami dla różnych horyzontów czasowych. Test ten został zaprezentowany m.in. w artykułach Lo, MacKinlaya (1988) oraz Cochrane'a (1988). Iloraz wariancji, przy spełnieniu hipotezy zerowej mówiącej, że stopy zwrotu są niezależne i mają identyczne rozkłady, powinien wynosić 1. Iloraz wariancji dla n -okresowej stopy zwrotu wyraża się następującym wzorem:

$$VR(n) = \frac{\text{Var}(r_t^n)}{n\text{Var}(r_t)} \quad (6)$$

gdzie:

$\text{Var}(r_t^n)$ – wariancja n -okresowej stopy zwrotu,

$\text{Var}(r_t)$ – wariancja jednookresowej stopy zwrotu.

Asymptotyczny rozkład $\hat{VR}(n)$ przy spełnieniu hipotezy zerowej ma postać:

$$\sqrt{nT}(\hat{VR}(n) - 1) \sim N(0, 2(n-1))$$

Dla 10-letnich logarytmicznych premii za ryzyko z rynku amerykańskiego ($n = 10$, $T = 77$) statystyka testowa wynosi -2,065. Wpada zatem w obszar krytyczny testu, co pozwala stwierdzić, że stopy zwrotu nie są niezależne i nie mają identycznych rozkładów.

Dla 10-miesięcznych logarytmicznych premii za ryzyko ($n = 10$, $T = 109$) z polskiego rynku akcji wartość statystyki testowej wynosi 4,67, co pozwala odrzucić hipotezę zerową, że stopy zwrotu są niezależne i mają identyczne rozkłady.

4. Przewidywalność stóp zwrotu na rynku akcji – uzasadnienie ekonomiczne

Aby przedstawić ekonomiczną zasadność przewidywalności stóp zwrotu, należy przekształcić następujące równanie tożsamościowe (Cochrane 2006):

$$R_{t+1}^{-1} R_{t+1} = 1 = R_{t+1}^{-1} \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t} \quad (7)$$

gdzie:

R_{t+1} – stopa zwrotu brutto w okresie $t + 1$,

P_{t+1} – cena akcji w okresie $t + 1$,

D_{t+1} – wartość dywidendy wypłaconej w okresie $t + 1$.

Po zlogarytmowaniu, rozwinięciu w szereg Taylora wokół punktu $P/D = \exp(p - d)$ oraz zastosowaniu operatora warunkowej wartości oczekiwanej otrzymuje się następujący zapis (Campbell, Shiller 1989):

$$p_t - d_t \approx \text{const} + E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (\Delta d_{t+j} - r_{t+j}) \quad (8)$$

Powyższa równość może zaistnieć, jeśli założymy, że $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j (p_{t+j} - d_{t+j}) = 0$. Warunek ten eliminuje powstawanie bąbli cenowych. Niespełnienie powyższego założenia oznaczałoby bowiem, że inwestor nabywający papier wartościowy nie oczekuje wypłaty dywidendy, lecz uznaje za celowe utrzymywanie akcji w swoim portfelu inwestycyjnym ze względu na możliwość ich odsprzedania po wyższej cenie w późniejszym okresie. Choć takie rozumowanie może wydawać się słuszne, traci sens, gdy inwestor odkupujący akcje również będzie oczekiwał, że ich wartość wzrośnie. Oznaczałoby to, że ceny akcji muszą ciągle rosnąć. Powstałaby więc piramida finansowa, która musiałaby kiedyś runąć – ceny akcji nie mogą bowiem rosnąć w nieskończoność (Cochrane 2001).

Zgodnie z równaniem (8), jeśli wskaźnik ceny do dywidendy jest wysoki, należy oczekiwać albo niskich stóp zwrotu w przyszłości, albo wysokiego przyrostu dywidendy (Lettau, Ludvigson 2009). Ceny są zatem relatywnie wysokie w porównaniu z dywidendą w przypadku, gdy oczekuje się dynamicznego wzrostu dywidendy lub gdy przewiduje się niskie stopy zwrotu z danej inwestycji.

Objaśnianie stóp zwrotu za pośrednictwem stopy dywidendy zobrazowano również za pomocą równania przedstawiającego wariancję wskaźnika ceny do dywidendy. Można je otrzymać przez przekształcenie równania (8).

$$\text{var}(p_t - d_t) = \text{cov}(p_t - d_t, \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta d_{t+j}) - \text{cov}(p_t - d_t, \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j}) \quad (9)$$

Campbell (1991) i Cochrane (1992) podjęli próbę oszacowania udziału poszczególnych składowych prawej części równania (9) w wariancji wskaźnika ceny do dywidendy. Okazało się, że udziały przemnożone przez 100 wyniosły dla pierwszego składnika -34, a dla drugiego 138. Analiza udziału poszczególnych składowych w wariancji wskaźnika ceny do dywidendy nasuwa wniosek, że prawie cała zmienność tego wskaźnika wynika z jego kowariancji z przyszłymi stopami zwrotu. W relacji:

$$1 = \underbrace{\frac{\text{cov}(p_t - d_t, \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \Delta d_{t+j})}{\text{var}(p_t - d_t)}}_A - \underbrace{\frac{\text{cov}(p_t - d_t, \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} r_{t+j})}{\text{var}(p_t - d_t)}}_B \quad (10)$$

A i B odpowiadają współczynnikom regresji, w których zmiennymi objaśnianymi są: przyrost dywidendy oraz stopy zwrotu, a zmienną objaśniającą jest wskaźnik ceny do dywidendy. Zarówno przyrost dywidendy, jak i stopy zwrotu są wyrażone jako nieskończone sumy, co można interpretować jako istnienie zależności pomiędzy stopą dywidendy a długookresowym przyrostem dywidendy oraz stopą zwrotu wyznaczoną dla długiego okresu inwestycyjnego. Z zależności tej wynika również, że można przewidywać jedynie stopy zwrotu dla długich okresów inwestycyjnych. W tabelach 7 i 8 zaprezentowano wyniki oszacowań parametrów regresji dla modeli objaśniających kształtowanie stóp zwrotu dla różnych długości okresów za pomocą zmodyfikowanej stopy dywidendy. Szacowane równania miały następującą postać:

$$\sum_{i=1}^k r_{t+k} = \alpha + \beta (\tilde{d}p_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (11)$$

gdzie:

$\sum_{i=1}^k r_{t+k}$ – suma logarytmicznych stóp zwrotu pomniejszonych o stopę wolną od ryzyka,

$(\tilde{d}p_t)$ – zmodyfikowana stopa dywidendy; modyfikacja dla danych amerykańskich polegała na odjęciu dla dwóch wyróżnionych podprób średniej dla każdej podpróby, a dla danych polskich – na usunięciu trendu deterministycznego.

Jak wynika z tabeli 7, wraz z wydłużaniem horyzontu, dla którego wyznaczana jest stopa zwrotu, zwiększa się możliwość jej objaśniania za pomocą stopy dywidendy. Ze względu na brak danych o przyroście dywidendy niemożliwe jest oszacowanie parametrów równania, w którym zmienną objaśnianą byłby przyrost dywidendy, a zmienną objaśniającą stopa dywidendy. Znak oszacowań parametru równania regresji (11) jest zgodny z oczekiwaniami wynikającymi z równania (8). W równaniu tym wysoki poziom wskaźnika ceny do dywidendy wiąże się z niskimi przyszłymi stopami zwrotu. W równaniu (11) wskaźnik ceny do dywidendy zastąpiła stopa dywidendy, która jest liczbą przeciwną względem wskaźnika ceny do dywidendy w ujęciu logarytmicznym. W związku tym należało również oczekiwać dodatniego znaku przy estymatorze parametru w równaniu regresji (11).

Estymacja zarówno dla danych amerykańskich (tabela 7), jak i dla danych polskich (tabela 8) potwierdza, że premię za ryzyko można tym lepiej objaśnić, im dłuższy jest okres, dla którego

liczony jest ten wskaźnik. W literaturze przedmiotu często wykorzystuje się logarytmiczną premię za ryzyko zamiast logarytmicznej stopy zwrotu, gdyż dzięki temu łatwiej objaśniać zmiany tak sformułowanej zmiennej zależnej (Cochrane 2001; Brandt van Binsbergen 2007). Pod względem wartości logarytmiczne stopy zwrotu w minimalnym stopniu odbiegają od wartości logarytmicznych premii za ryzyko. Użycie jedynie logarytmicznej premii za ryzyko w równaniu regresji (11) mogłoby się wydawać poważnym uchybieniem, gdyż zmiana stopy dywidendy mogłaby w całości zależeć od zmian stopy wolnej od ryzyka, stanowiącej część składową stopy zwrotu. Wartości premii za ryzyko oraz przyrostu dywidendy mogłyby być zatem nawet wartościami stałymi. Nie potwierdzają tego jednak dane empiryczne, ponieważ zmiany stopy wolnej od ryzyka są zbyt małe, aby wyjaśnić zmiany stopy dywidendy z akcji wchodzących w skład indeksu giełdowego (Campbell, Lo, MacKinlay 1997). Zmiany stopy dywidendy są zatem determinowane zmianami premii za ryzyko, czyli zmianami w wynagradzaniu za ponoszone ryzyko.

Przy wyznaczaniu długookresowych stóp zwrotu za pomocą sumowania krótkookresowych wyników warto zwrócić uwagę na zjawisko nakładania się stóp zwrotu. Gdy liczba pojedynczych stóp zwrotu uwzględnianych w stopie składanej jest relatywnie duża w porównaniu z wielkością próby, rozkład statystyki R^2 , jak również statystyki t może nie mieć odpowiedniego rozkładu asymptotycznego (Valkonov 2003). W związku z tym w niniejszym artykule (poza tabelami 7 i 8) stosowane są stopy zwrotu, w których zjawisko nakładania się nie występuje.

5. Persystencja zmiennej objaśniającej w równaniu predykcyjnym stóp zwrotu

5.1. Persystencja stopy dywidendy

Z równania (8) wynika, że możliwe jest przewidywanie przyszłych stóp zwrotu za pomocą stopy dywidendy. Zmienna objaśniająca cechuje się jednak wysokim poziomem persystencji (wykres 3, wykres 4). Objawia się to tym, że funkcja autokorelacji zlogarytmizowanej stopy dywidendy nie wygasa geometrycznie, lecz wykres tej funkcji powoli zbiega do zera. W literaturze dotyczącej przewidywalności stóp zwrotu dominują jednak modele, w których wykorzystuje się persystentną stopę dywidendy (Barberis 2000; Campbell, Viceira 2002). W związku z tym testy pierwiastka jednostkowego nie dają podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności tej zmiennej. Dodatkowo uwzględnienie tego faktu sprawia, że stopa dywidendy w równaniu objaśniającym stopy zwrotu na rynku akcji staje się nieistotna statystycznie (por. Brandt, van Binsbergen 2007).

Hipoteza o niestacjonarności szeregu czasowego zawierającego zlogarytmizowaną stopę dywidendy dla rynku amerykańskiego została poddana weryfikacji za pomocą rozszerzonego testu Dickeya–Fullera oraz testów KPSS i Phillipsa–Perrona (tabela 9). W żadnej wersji testu ADF nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, że analizowany szereg ma pierwiastek jednostkowy, przy poziomie istotności 5%. Test KPSS, w wersji ze stałą, potwierdza niestacjonarność szeregu przy poziomie istotności 5%, podczas gdy w wersji ze stałą i trendem deterministycznym wyniki testu nie pozwalają odrzucić hipotezy zerowej o trendostacjonarności analizowanego szeregu, przy poziomie istotności wynoszącym 1%, 5% lub 10%. Test Phillipsa–Perrona nie pozwala odrzucić hipotezy zerowej o występowaniu pierwiastka jednostkowego.

Do odmiennych wniosków można dojść, testując występowanie pierwiastka jednostkowego w szeregu zlogarytmizowanej stopy dywidendy dla polskich danych za pomocą testu ADF (tabela 10). Wyniki testu pozwalają odrzucić hipotezę zerową o niestacjonarności szeregu przy poziomie istotności 5% na rzecz hipotezy alternatywnej o trendostacjonarności zmiennej. Podobne rezultaty uzyskuje się za pomocą testu KPSS. W wersji ze stałą potwierdza on niestacjonarność szeregu przy poziomie istotności 1%, 5% i 10%, podczas gdy przy uwzględnieniu stałej oraz trendu deterministycznego wynik testu nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o trendostacjonarności szeregu czasowego przy żadnym poziomie istotności.

Wyniki testów dla obu analizowanych zmiennych wskazują na występowanie trendu deterministycznego bądź stochastycznego w szeregu analizowanych zmiennych. Oczyszczenie zmiennych z trendu nie jest jednak jednoznaczne. Cochrane (1991) zwraca bowiem uwagę, że jeśli wyeliminuje się z danych trend deterministyczny, choć proces generujący dane jest procesem błędzenia losowego, to dalsze wnioskowanie na podstawie zmodyfikowanego szeregu będzie się odnosiło do struktury szeregu, której w rzeczywistości nie ma. Jeśli natomiast szereg zostanie poddany różnicowaniu, choć jest szeregiem trendostacjonarnym, to po zmodyfikowaniu będzie się cechował krótkookresowymi cyklami.

Uwzględnienie w równaniu regresji zmiennej objaśniającej, która zawiera pierwiastek jednostkowy, powoduje zawyżenie współczynnika determinacji oraz wartości statystyki *t* Studenta. Zawyżona statystyka *t* Studenta potwierdza z kolei statystyczną istotność zmiennych objaśniających, podczas gdy w rzeczywistości mogą one nie mieć wpływu na kształtowanie się wartości zmiennej objaśnianej. Wniosek o przewidywalności stóp zwrotu na podstawie testu istotności dla stopy dywidendy byłby zatem bezzasadny.

Według zapisów równania (8) stopa dywidendy powinna być zmienną stacjonarną (zgodnie ze słabą wersją stacjonarności), ponieważ zarówno ceny, jak i dywidendy są zintegrowane rzędu pierwszego i tworzą relację kointegrującą dla wektora kointegrującego $[1, -1]'$. Ponadto Cochrane (2006) twierdzi, że przewidywalność stóp zwrotu wynika z faktu, że przyrost dywidendy jest nieprzewidywalny, a stopa dywidendy jest wysoce persystentna, ale nie jest szeregiem zintegrowanym.

W związku z niestacjonarnością stopy dywidendy Lettau i Van Nieuwerburgh (2008) proponowali jej zmodyfikowanie. Polega ono na wykryciu zmiany strukturalnej i doprowadza stopę dywidendy do stacjonarności, jak również polepsza zdolności prognostyczne modelu dzięki zapewnieniu stabilności jego parametrów. Niestabilność parametrów wyrażała się dużą wahliwością wartości parametru przy zmiennej objaśniającej, gdy zmienną objaśnianą była premia za ryzyko, jak też niestabilnością współczynnika R^2 . Modyfikacja wpłynęła na statystyczne parametry modelu bez eliminacji ekonomicznej treści zmiennej. Lewellen (2004) wykazał, że dowody na przewidywalność stóp zwrotu są bardziej przekonujące, jeśli usunie się niestacjonarność zmiennej objaśniającej.

5.2. Zmiana strukturalna

Zmiany strukturalne zmiennych przewidujących stopy zwrotu szerzej analizowano w literaturze (Viceira 1996), lecz koncentrowano się na zmianach wartości parametrów przy zmiennej objaśniającej w równaniu predykcyjnym stóp zwrotu, tj. zmianach w parametrze nachylenia.

Lettau i Van Nieuwerburgh stwierdzili, że w szeregu czasowym stopy dywidendy nastąpiła zmiana strukturalna wartości średniej i zaproponowali, aby po wyznaczeniu punktu zwrotnego od każdej wartości w danej podpróbie odjąć wartość średnią tej podpróby. W niniejszym artykule w celu wykrycia zmiany strukturalnej w amerykańskim szeregu danych wykonano test Quandta–Andrewsa. Odcięcie próby przyjęto na poziomie 15%. Równanie użyte w analizie miało następującą postać:

$$dp_t = \theta + \rho(dp_{t-1}) + u_t \quad (12)$$

gdzie:

- dp_t – stopa dywidendy,
- θ – wyraz wolny,
- ρ – parametr,
- u_t – składnik losowy.

Według Hansena (2001) zmiana strukturalna występuje wtedy, gdy przynajmniej jeden z parametrów zmienia się w pewnym punkcie czasu, z którego pochodzi dana próba. Ze względu na to, że parametr θ odpowiada za wartość średnią szeregu dp_t , zmiany strukturalne analizowano właśnie w odniesieniu do θ^3 . Test Quandta–Andrewsa wykazał zmianę strukturalną parametru θ przez porównanie sum kwadratów reszt dla dwóch modeli, bez restrykcji czasowych (bez dzielenia próby na podpróby) i z restrykcjami.

Hipoteza zerowa o braku zmian strukturalnych została odrzucona z prawdopodobieństwem odpowiednio dla trzech ww. statystyk: 0,0691; 0,0704; 0,0827. Test Quandta–Andrewsa wykazał, że przy poziomie istotności wynoszącym 10% zmiana strukturalna wystąpiła w 1989 r. Wynik ten jest zbliżony do rezultatu uzyskanego przez Lettau i Van Nieuwerburgha (2008), którzy stosując test Baia–Perrona, wykazali zmianę strukturalną w 1991 r., przy czym ich analiza obejmowała te same dane, ale z lat 1927–2004. Wyznaczenie punktu zwrotnego w 1989 r. jest zbieżne z wnioskami z pracy Pastora i Stambaugh (2001), którzy analizowali zmiany strukturalne w szeregu premii za ryzyko i wykryli kilka zmian strukturalnych, w tym gwałtowny spadek wartości dla danych z lat 90.

Ze względu na to, że test Quandta–Andrewsa wykazał zmianę strukturalną przy poziomie istotności 10%, przeprowadzono również test Chowa. Test Chowa pozwala sprawdzić istnienie zmiany strukturalnej w konkretnym, znanym punkcie. Hipoteza zerowa tego testu zakłada, że nie ma zmiany strukturalnej we wskazanej dacie, w tym przypadku w 1989 r., podczas gdy hipoteza alternatywa przyjmuje występowanie takiej zmiany parametru przy wskazanej zmiennej. Wartość statystyki testowej wyniosła 7,8962, dla której z prawdopodobieństwem 0,0064 należy odrzucić hipotezę zerową na rzecz hipotezy alternatywnej.

5.3. Modyfikacja stopy dywidendy

Wykrycie zmiany strukturalnej w danych pozwala na uwzględnienie tego faktu w równaniu predykcyjnym. Stopa dywidendy została zmodyfikowana tak, aby uwzględniała zmianę strukturalną.

³ Szerzej o modelach procesów niestacjonarnych w średniej pisze Osińska (2006).

Szereg przyjmuje więc następującą postać:

$$\begin{cases} \tilde{dp}_t = dp_t - \bar{dp}_1 & t = 1926, \dots, 1989 \\ \tilde{dp}_t = dp_t - \bar{dp}_2 & t = 1990, \dots, 2002 \end{cases} \quad (13)$$

gdzie $\bar{dp}_1$, $\bar{dp}_2$ oznaczają, odpowiednio, średnią w pierwszej i drugiej podpróbie (wykres 5).

Po zmodyfikowaniu stopa dywidendy jest zmienną stacjonarną przy poziomie istotności 5% dla testu ADF i Phillipsa–Perrona (tabela 11).

W polskich danych zmianę strukturalną wykryto w kwietniu 2005 r. Wydaje się, że była ona związana ze wstąpieniem Polski do Unii Europejskiej. Choć akcesja nastąpiła w maju 2004 r., skutki gospodarczo-finansowe tego wydarzenia zostały w pełni odzwierciedlone dopiero po roku. Stało się tak ze względu na sposób prezentacji stopy dywidendy – zawiera ona bowiem informację o dywidendzie wypłaconej w ciągu ostatnich 12 miesięcy.

Ze względu na to, że testy pierwiastka jednostkowego dla polskich danych wskazywały na trednostacjonarność stopy dywidendy, wyznaczono również szereg pozbawiony tego trendu (wykres 6). Po zmodyfikowaniu wskaźnika wyniki testu na obecność pierwiastka jednostkowego wskazywały, że stopa dywidendy jest zmienną stacjonarną przy poziomie istotności 1% dla testu ADF i Phillipsa–Perrona (tabela 12). Zmodyfikowana stopa dywidendy dla danych polskich nie cechowała się sezonowością, co potwierdził test HEGY (wartość statystyki testowej w teście istotności wszystkich pierwiastków sezonowych wynosi 52,09; pozwala to stwierdzić, że przy dowolnym poziomie istotności sezonowość nie występuje).

5.4. Obciążenie oszacowań

Persystencja zmiennej objaśniającej w postaci niezmodyfikowanej stopy dywidendy oraz korelacja ze składnikiem losowym równania predykcynego mogą spowodować, że oszacowania parametrów równania predykcynego będą zgodne, ale obciążone. Na występowanie obciążoności estymatora wskazał Stambaugh (1999). Przyjął on do analizy m.in. następujący proces generujący dane:

$$r_t = \alpha + \beta dp_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$dp_t = \theta + \rho dp_{t-1} + u_t \quad (15)$$

Stambaugh zwrócił uwagę, że standardowo przy estymowaniu parametrów równania metodą najmniejszych kwadratów zakłada się, że składnik losowy nie jest skorelowany z wartościami z poprzednich okresów, a warunkowa wartość oczekiwana składnika losowego względem opóźnionych wartości zmiennej objaśniającej jest zerowa. Proces autoregresyjny, któremu podlega zmienna objaśniająca, może jednak sprawić, że zmienna objaśniająca w równaniu predykcynym (14) będzie zależała od uprzednich składników losowych tego równania. Te właściwości modelowanego zjawiska mogą wpłynąć na powstanie obciążenia oszacowań parametrów modelu w skończonych próbach. Obciążenie to zanika jednak wraz ze wzrostem liczby obserwacji. Powstawanie obciążenia

przy estymacji parametrów modelu jest szczególnie istotne, gdy zmienna objaśniająca jest silnie persystentna – wraz ze zmniejszaniem się parametru autoregresyjnego stopy dywidendy obciążenie dąży do zera. Analizując niezmodyfikowaną stopę dywidendy, Stambaugh doszedł do wniosku, że w skończonych próbach występuje dodatnie obciążenie oszacowań parametrów.

Jednym ze sposobów oszacowania obciążenia, które może wystąpić przy estymacji parametrów równań (14) i (15), jest zastosowanie następującego wzoru:

$$E(\hat{\beta} - \beta) = -\frac{\sigma_{eu}}{\sigma_u^2} \left(\frac{1+3\rho}{T} \right) + O(1/T^2) \quad (16)$$

gdzie:

σ_{eu} – kowariancja pomiędzy składnikami losowymi równań (14) i (15),

σ_u^2 – wariancja składnika losowego równania (15),

T – liczba obserwacji użytych do estymacji parametrów modelu.

Ten sposób wyznaczenia obciążenia opiera się na pracach Marriotta i Pope'a (1954). Formułę Pope'a na wyznaczenie obciążenia zastosowali również Engsted i Pedersen (2008). Stambaugh (1999), estymując równania (14) i (15) na podstawie danych miesięcznych z lat 1977–1996, wykazał, że obciążenie oszacowań parametru może prawie dwukrotnie przekraczać wartość samego estymatora. Rezultaty te mogłyby zaburzyć wnioskowanie o przewidywalności stopy zwrotu za pomocą stopy dywidendy. Wartość obciążenia w porównaniu z wartością estymatora wahała się bowiem od 33% dla 840 obserwacji do 188% dla 240 obserwacji. Taka wartość obciążenia może spowodować nawet zmianę znaku oszacowania parametru.

W niniejszym artykule wyznaczono wartości obciążenia oszacowań parametrów równań (14) i (15) dla rocznych danych z rynku amerykańskiego z lat 1926–2002. Przy szacowaniu modelu zamiast stopy dywidendy użyto zmodyfikowanej stopy dywidendy. Na podstawie oszacowań parametrów równań (14) i (15) oraz wariancji i kowariancji składników losowych wartość obciążenia parametru β , wyznaczona zgodnie ze wzorem (16), wynosi 0,032. Wartość obciążona nie przekracza zatem 13% wartości estymatora.

Oszacowano również parametry równań (14) i (15) dla miesięcznych danych z polskiego rynku z okresu od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r. Do szacowania wykorzystano stopę dywidendy, z której usunięto trend deterministyczny. Obciążenie parametru β dla polskich danych wyniosło 0,0055, co stanowi około 7% wartości oszacowań parametrów. Przy estymacji modelu zarówno dla danych polskich, jak i amerykańskich obciążenia parametrów wydają się relatywnie małe, zatem ich nieuwzględnienie nie będzie wpływać na zasadność wyciąganych wniosków.

W literaturze poświęconej przewidywalności stóp zwrotu pojawiały się również inne niż zaproponowane przez Stambaugh metody uwzględniające persystencję stopy dywidendy. Campbell i Yogo (2006) zaproponowali metodę polegającą na modyfikacji testów istotności poszczególnych zmiennych tak, aby występowanie pierwiastka jednostkowego w zmiennej objaśniającej lub wskaźnika autokorelacji bliskiego 1 nie wpływało na właściwe wnioskowanie o istotności regresora w objaśnianiu zmiennej zależnej. W ich metodzie wykorzystuje się test Bonferroniego.

Campbell i Yogo przeprowadzili testy sprawdzające, czy wybrane zmienne niezależne, po uwzględnieniu ich persystencji, są statystycznie istotne w modelu regresji objaśniającej stopy zwrotu na rynku akcji. Testowano hipotezę, że parametr β w równaniu regresji (14) wynosi 0,

wobec hipotezy alternatywnej, że jest różny od zera. Wnioskowanie odbywało się na podstawie wyznaczonego przedziału ufności dla parametru β . Campbell i Yogo stwierdzili, że zmiennymi, które objaśniają premię za ryzyko, są:

- stopa dywidendy – w ujęciu rocznym,
- wskaźnik zysku do ceny – w ujęciu rocznym, kwartalnym i miesięcznym,
- rentowność bonów skarbowych – w ujęciu kwartalnym i miesięcznym.

Dla danych z rynku amerykańskiego z lat 1926–2002 oszacowanie parametru β w równaniu regresji (14) było równe 0,158, a przedział ufności dla tego parametru wyniósł [0,034; 0,2667]. Zmienną objaśnianą była logarytmiczna premia za ryzyko, a zmienną objaśniającą – niezmodyfikowana stopa dywidendy w ujęciu logarytmicznym. Na tej podstawie należy odrzucić hipotezę zerową, że parametr przy zmiennej objaśniającej wynosi 0.

Podobnych obliczeń dokonano dla polskich danych w ujęciu miesięcznym. Wartość estymatora dla parametru przy zmiennej niezależnej wyniosła 0,0169, a oszacowany przedział ufności [-0,019; 0,027]. Przeprowadzenie testu Bonferroniego dla polskiego rynku wykazało zatem, że stopa dywidendy w ujęciu logarytmicznym nie objaśnia logarytmicznej premii za ryzyko w okresie od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r. Brak jakiejkolwiek zależności między zmiennymi wynika prawdopodobnie z dwóch powodów. Po pierwsze, jak wspomniano, przewidywalność dotyczy raczej stóp zwrotu obejmujących długie okresy inwestycyjne. Po drugie, stopa dywidendy w analizowanym okresie cechowała się silną persystencją, a wskaźnik autokorelacji był bardzo wysoki (bliski 1), co istotnie osłabiło procedurę testowania.

Wynik uzyskany dla polskich danych wskazuje na niemożność przewidywania stóp zwrotu za pomocą stopy dywidendy przy wnioskowaniu, w którym wykorzystano test Bonferroniego⁴. Wyliczenia przeprowadzone na podstawie formuły Stambaugh, pozwalające wyznaczyć obciążenie estymacji parametru przy zmiennej objaśniającej, wskazują jednak, że wartość parametru pozostaje dodatnia i uwzględnienie obciążenia nie zmienia sensu ekonomicznego przeprowadzanej regresji. Dodatkowo, zgodnie z wnioskowaniem statystycznym przeprowadzonym na podstawie regresji dla zmodyfikowanej stopy dywidendy, oszacowanie parametru jest różne od zera, przy poziomie istotności 5% (tabela 8). Powyższe wyniki dowodzą, że przewidywalność stóp zwrotu na podstawie miesięcznych danych jest wysoce kontrowersyjna i kształtuje się odmiennie w zależności od badanego rynku. Wnioski z analizy zależą również od procedury statystycznej użytej w celu uwzględnienia persystencji zmiennej niezależnej.

6. Inne zmienne ekonomiczne wykorzystywane do przewidywania stóp zwrotu na rynku akcji

W literaturze dotyczącej przewidywalności stóp zwrotu większość omawianych modeli ekonomicznych przyjmuje stopę dywidendy jako zmienną służącą do objaśniania kształtowania się stóp zwrotu na rynku akcji. Szerokie zastosowanie stopy dywidendy wynika również z teorii ekonomii i bezpośredniego powiązania wspomnianego wskaźnika ze stopą zwrotu akcji. Stopa dywidendy była wykorzystywana m.in. w pracach Famy i Frencha (1988a), Campbella i Shillera (1989),

⁴ W literaturze przedmiotu znajdują się jednak przykłady stwierdzające występowanie przewidywalności w krótkich horyzontach czasowych, np. miesięcznych (Ang, Bekaert 2007).

Campbella (1991) i Hodricka (1992). Innymi zmiennymi stosowanymi do objaśniania przyszłych wartości stóp zwrotu były:

- krótkoterminowe stopy procentowe (Fama, Schwert 1977; Campbell 1991; Ang i Bekaert 2007),
- spread między rentownością obligacji skarbowych, np. 10-letniej i rocznej, jak również spready między rentownością obligacji korporacyjnych o różnych ratingach (Fama, French 1988a),
- zmienna wyrażająca relację między wartością księgową a wartością rynkową spółek wchodzących w skład analizowanego indeksu (Lewellen 1999),
- zmienna stanowiąca logarytmiczne przekształcenie wskaźnika konsumpcji do dochodu, pokazująca, że odchylenia od relacji pomiędzy logarytmami z konsumpcji, wartości aktywów oraz dochodów z pracy mogą informować o przyszłych stopach zwrotu z akcji (Lettau, Ludvigson 2001).

W wielu pracach naukowych wskazuje się, że premia za ryzyko zachowuje się antycyklicznie. Objawia się to tym, że w okresach recesji oczekiwana premia za ryzyko jest wysoka, podczas gdy w okresie hossy – niska. Wskazali na to m.in. Fama i French (1989). Wydaje się jednak, że gdyby antycykliczność występowała w oczekiwanej premii za ryzyko, można by było udowodnić jej istnienie za pomocą regresji oczekiwanej premii za ryzyko oraz pewnej zmiennej makroekonomicznej, pro- lub antycyklicznej, w ciągu cyklu koniunkturalnego. Jak jednak wspomniano, dotychczas najczęściej wykorzystywanymi zmiennymi objaśniającymi stosowanymi do wyjaśniania kształtowania się oczekiwanej premii za ryzyko były raczej wskaźniki finansowe, a nie makroekonomiczne.

Jednym z podejść wykorzystujących zmienne makroekonomiczne jest model zaprezentowany przez Lettau i Ludvigsona (2001). Autorzy powiązali kształtowanie się premii za ryzyko ze zmienną obrazującą wskaźnik konsumpcji do dochodu. Wykazali, że odchylenia od relacji pomiędzy logarytmami z: konsumpcji, wartości aktywów oraz dochodów z pracy, są zmienne w czasie. Oznacza to, że w odchyleniach tych musi być uwzględniona pewna kombinacja ww. wskaźników. Wnioskowanie na temat źródeł przewidywalności było zatem zbliżone do inferencji na bazie stopy dywidendy. W przypadku stopy dywidendy przyczyn predykcji dopatrywano się w zmienności tego wskaźnika oraz przekonaniu, że ta zmienność w czasie musi się wiązać z możliwością przewidywania innej zmiennej.

7. Jakość prognozy przyszłych stóp zwrotu wyznaczonych za pomocą stopy dywidendy

7.1. Prognozowanie przyszłych stóp zwrotu

Stwierdzenie przewidywalności stóp zwrotu wymaga zweryfikowania poprawności predykcyjnej przez wyznaczenie błędów prognozy. W literaturze przedmiotu często analizowano jakość predykcji stóp zwrotu za pomocą stopy dywidendy, wskazując m.in. na słabe własności prognostyczne równania predykcyjnego poza próbą (*out-of-sample*). Goyal i Welch (2008) pokazali, że wiele zmiennych finansowych ma bardzo słabe zdolności predykcyjne poza próbą. Lepszą prognozę przyszłej stopy zwrotu można uzyskać dzięki wykorzystaniu średniej historycznej stopy zwrotu. Wykazali jednak, że słabe zdolności predykcyjne nie cechują wszystkich zmiennych, podokresów oraz horyzontów, na jakie przewiduje się stopy zwrotu. Również Campbell i Thompson (2008)

stwierdzili, że istnieje predykcja poza próbą. Zdolności predykcyjne poza próbą są bardzo wrażliwe na wybór zmiennych objaśniających w modelu predykcyjnym, wybór okresu, na jaki przewiduje się przyszłe stopy zwrotu, oraz podpróby, na podstawie której estymuje się nieznane wartości parametrów. Ponadto, jeśli wartości parametrów równania są estymowane na krótkich próbach czasowych, to oszacowania tych parametrów mogą być obciążone. Skuteczność prognozowania stóp zwrotu analizował również Timmermann (2008). Porównywał on zdolności prognostyczne 11 wybranych przez siebie modeli, w tym modelu autoregresyjnego oraz modelu opartego na historycznej średniej. Stwierdził, że najlepsze prognozy pochodziły z modelu opartego właśnie na średniej historycznej. Zdaniem Timmermanna stopy zwrotu są raczej nieprzewidywalne, choć zdarzają się okresy, kiedy przewidywalność można zaobserwować.

W przypadku opisywania stóp zwrotu za pomocą następującego równania:

$$r_{t+1} = \mu + \beta x_t + \varepsilon_{t+1} \quad (17)$$

jeśli β jest statystycznie różne od zera, $E(\varepsilon_t) = 0$, można za pomocą zmiennej x przewidywać przyszłe wartości r .

W tym modelu μ jest obciążonym predyktorem zmiennej r . To obciążenie przyczynia się do zwiększenia średniokwadratowego błędu predykcji w wypadku prognozy bazującej wyłącznie na średniej historycznej stopie zwrotu. Równocześnie błędy estymacji pojawiające się przy wyznaczaniu oszacowań parametru β przyczyniają się do wzrostu wariancji prognozy, co z kolei prowadzi do wzrostu błędu średniokwadratowego, przy braku obciążeń oszacowań, o których była mowa powyżej. Prognoza oparta na historycznej wartości średniej jest zatem obciążona, ale ma mniejszą wariancję, podczas gdy prognoza wykorzystująca równanie (17) jest nieobciążona, ale ma większą wariancję. Wielkość błędu prognozy na podstawie równania (17) w porównaniu z błędem prognozy na podstawie średniej historycznej zależy od relacji między obciążeniem a wariancją i ich wpływu na błąd średniokwadratowy (Campbell, Thompson 2008).

Modele predykcyjne analizowane w literaturze często prowadziły do wniosku, że predykcja wewnątrz próby istotnie różni się od predykcji poza próbą. Bez względu na wartość obciążenia występującego w prognozach opartych na średniej historycznej wariancja w prognozach na podstawie równania (17) jest większa poza próbą niż wewnątrz próby. Wynika to z tego, że do predykcji wewnątrz próby wykorzystuje się wszystkie dostępne informacje z próby, dzięki czemu zmniejsza się obciążenie i wariancję błędu. W prognozie poza próbą nie można wykorzystać wszystkich dostępnych informacji, co wpływa na jakość prognozy. Słabe wyniki prognoz poza próbą nie mogą być zatem dowodem na brak przewidywalności stóp zwrotu. Mogą tylko świadczyć, że próby używane do estymacji parametrów są za małe i zawierają zbyt ograniczony zakres informacji, aby poprawnie oszacować wartość parametru β .

Choć wiele modeli wykorzystywanych do predykcji stóp zwrotu ma słabą zdolność prognozowania poza próbą, ciągle podejmuje się wysiłki w celu wyznaczenia prognoz *out-of-sample*. Celem tworzenia tego typu prognoz jest przede wszystkim odtworzenie zachowania realnych inwestorów, gdyż przy podejmowaniu decyzji inwestycyjnych muszą kierować się prognozami poza próbą. Wskazywane przez Goyala i Welcha (2008) słabe właściwości prognoz *out-of-sample*, które mogłyby uniemożliwić wykorzystanie równań predykcyjnych przez realnych inwestorów, zostały w dużej mierze obalone przez Campbella i Thompsona (2008). Autorzy ci uważają, że realni

inwestorzy nie stosują naiwnie równania regresji jako podstawy dokonywania prognoz poza próbą. Ich zdaniem inwestorzy nakładają restrykcje na oszacowania parametrów, tak aby wartości parametru przy zmiennej objaśniającej nie okazały się ujemne, oraz by wartości teoretycznej zmiennej objaśnianej były dodatnie. Campbell i Thompson pokazali, że przy przyjęciu powyższych restrykcji dowody przewidywalności poza próbą są znacznie mocniejsze niż bez przyjęcia ww. ograniczeń. Nakładanie pewnych restrykcji na parametry wydaje się w pełni uzasadnione, gdyż w modelach predykcyjnych powszechnie wykorzystuje się metody delfickie, bazujące na ocenach ekspertów i określające kształtowanie się przyszłych wartości danej zmiennej. Tym bardziej można uznać za uzasadnione nakładanie restrykcji przez doświadczonych inwestorów giełdowych, zwłaszcza inwestorów instytucjonalnych, takich jak fundusze inwestycyjne i emerytalne.

7.2. Wyniki prognoz przyszłych stóp zwrotu

W tabelach 13 i 14 przedstawiono wyniki prognoz dokonanych dla modeli bazujących na danych z rynku amerykańskiego oraz rynku polskiego. Prognozy przedstawiono dla różnych podprób po to, aby porównać stabilność parametrów oraz przyjrzeć się jakości prognozy w zależności od przyjętego okresu, dla którego estymowane są parametry modelu.

Prognozę *out-of-sample* wyznaczono tylko na jeden okres i porównano dwie strategie inwestycyjne. Pierwsza strategia opierała się na przeprowadzeniu regresji $r_{t+1} = \mu + \beta \tilde{d}p_t + \varepsilon_{t+1}$, w okresie od 1 do T i zastosowaniu $\hat{\mu} + \hat{\beta} \tilde{d}p_T$ do wyznaczenia prognozy w okresie $T + 1$. W $T + 1$ do oszacowania parametrów regresji wykorzystano dane obejmujące okres od 1 do $T + 1$; następnie wyznaczano prognozy na okres $T + 2$, stosując $\hat{\mu} + \hat{\beta} \tilde{d}p_{T+1}$. Próba, na podstawie której szacowano parametry modelu, stopniowo się zatem zwiększała. Po wyznaczeniu jednookresowych prognoz ustalono wartości błędów prognozy *ex post* przez porównanie wartości prognoz z wartościami empirycznymi. Druga strategia polegała na wyznaczeniu średniej stopy zwrotu z okresu od 1 do T i użyciu jej jako prognozy w okresie $T + 1$. Podobnie w okresie $T + 1$ wyznaczono średnią stopę zwrotu w przedziale czasowym od 1 do $T + 1$ i prognozowano przyszłą stopę zwrotu w momencie $T + 2$. Następnie obliczono błędy prognozy *ex post*. Można to przedstawić następująco. W pierwszej kolejności wyznaczono wartość $E_T(r_{T+1})$, czyli wartość oczekiwaną przyszłej stopy zwrotu, na podstawie informacji z okresu T . Później wyznaczono wartość $E_{T+1}(r_{T+2})$, czyli wartość oczekiwaną stopy zwrotu w okresie $T + 2$, biorąc pod uwagę informacje dostępne w momencie $T + 1$. Druga strategia wynika z przyjęcia założenia, że bezwarunkowa stopa zwrotu najlepiej przewiduje przyszłą stopę zwrotu:

$$E(r_{t+1} | D_t) = \mu \quad (18)$$

gdzie $D_t = \{r_{t-i}, i \geq 0\}$ oznacza informację dostępną w okresie t .

Porównuje się zatem dwa modele: w jednym uwzględnia się przewidywalność stóp zwrotu, a drugim jej brak. Błędy prognozy przedstawione w tabeli 13 wskazują na lepsze zdolności prognozyczne modelu, w którym wykorzystuje się zmodyfikowaną stopę dywidendy, niż modelu stosującego średnią historyczną stopę zwrotu. W modelu, który pozwala przewidywać przyszłe stopy zwrotu za pomocą stopy dywidendy i tym samym zakłada zmienność w czasie oczekiwanej stopy zwrotu, błędy

prognozy są zatem mniejsze niż w modelu historycznej średniej. Warto przy tym ponownie wspomnieć o zmiennej objaśniającej, która podlegała modyfikacji. Przy opracowywaniu prognozy używano zmodyfikowanej stopy dywidendy. Zastosowanie tego wskaźnika wiąże się z tym, że zarządzający musi rozpoznawać, w jakich kierunkach podąża rynek. Takie podejście, choć może wydawać się niezasadne, pokrywa się jednak z istotnymi założeniami przyjmowanymi w finansach i ekonomii. Po pierwsze, nie wprowadza się modelu, który zawsze skutecznie przewiduje przyszłe stopy zwrotu. Istnienie takiego modelu zaprzeczałoby hipotezie efektywnego rynku. Wnioski z pracy Grangera i Timmermanna (2004) wskazują jednak na to, że przewidywalność stóp zwrotu nie podważa hipotezy efektywnego rynku m.in. ze względu na brak jednego modelu skutecznego dla wszystkich rynków, jak również z powodu zmian strukturalnych w danych. Inwestorzy nie mogą zatem przez stosowanie wybranego modelu ekonometrycznego osiągnąć wyniku lepszego niż rynek. Ich ocena dalszego rozwoju sytuacji na rynkach finansowych musi mieć wpływ na podejmowane decyzje. Na ten czynnik wskazywali również Campbell i Thompson (2008), podkreślając, że zarządzający dzięki nałożeniu pewnych ograniczeń na oszacowania parametrów osiąga lepsze prognozy niż za pomocą średniej historycznej stopy zwrotu.

W celu wyrażenia przewidywalności stopy zwrotu wewnątrz próby przedstawiono oszacowania parametrów modelu (17) dla wybranych podokresów wraz z wynikiem testu istotności oraz wartość współczynnika determinacji, jak również przetestowano jego istotność za pomocą statystyki F . Zmienną objaśniającą dla wszystkich podokresów była zmodyfikowana stopa dywidendy. Na podstawie informacji zawartych w tabeli 15 można stwierdzić stabilność parametrów modelu. Dla porównania, Goyal i Welch (2003) przeprowadzili oszacowania modelu (17), w których wykorzystali niezmodyfikowaną stopę dywidendy. Różne oszacowania parametrów w zależności od wybranych podokresów oraz brak istotności tych parametrów skłoniły ich do podania w wątpliwość zdolności predykcyjnych modelu. W tabeli 15 nie tylko oszacowania parametru przy zmiennej niezależnej są zawsze istotne (przy poziomie istotności 5%), ale również wartość współczynnika determinacji, choć niska, jest istotna dla każdej podpróby, przy poziomie istotności 5%. W żadnym z analizowanych podokresów nie występowała autokorelacja składników losowych (test Ljunga-Boxa) ani heteroskedastyczność (test White'a); por. tabela 17.

Właściwości predykcyjne modelu (17) przetestowano również na danych z polskiego rynku akcji. Ze względu na to, że dostępne były jedynie dane miesięczne, zdolności predykcyjne okazały się znacznie słabsze niż w przypadku rocznych danych amerykańskich (tabela 16). Wynika to z zapisów zawartych w równaniu (8), które wskazują na długookresowy charakter przewidywania stóp zwrotu na rynku akcji za pomocą stopy dywidendy. Zastosowanie rocznych danych prawdopodobnie poprawiłoby jakość prognoz. W odniesieniu do analizowanych podokresów nie wykazano autokorelacji składnika losowego ani heteroskedastyczności (tabela 18).

Wyniki zawarte w tabeli 14 potwierdzają, że błędy predykcji w przypadku modelu z równania (17) są mniejsze niż dla modelu bazującego na średniej historycznej stopie zwrotu. Przy wydłużeniu okresu prognozy błędy maleją, zmniejsza się również różnica między analizowanymi modelami; utrzymuje się jednak wniosek o niewielkiej przewadze modelu predykcyjnego. Parametry modelu dla polskich danych wydają się bardziej wrażliwe niż w przypadku danych amerykańskich (tabela 16). Również wartość współczynnika determinacji świadczy, że model uwzględniający stopę dywidendy ma mniejszą zdolność objaśniania. Dodatkowo, gdy dołączy się do wnioskowania informację o konieczności uwzględnienia zmiany strukturalnej w szeregu stopy dywidendy, predykcja wykorzystująca model z równania (17) może wydawać się karkołomna.

Ze względu na różnice w poziomie rozwoju giełdowego rynku amerykańskiego i polskiego wyniki uzyskiwane dla obu zestawów danych nie są porównywalne. Wykorzystanie różnej częstotliwości danych nie pozwala wyciągać wniosków o kondycji analizowanych rynków. Daje jednak podstawy do podtrzymania tezy, że przewidywanie stóp zwrotu jest łatwiejsze w przypadku danych o niskiej częstotliwości, np. rocznej. Twierdzeniom, że stopy zwrotu były przewidywalne jedynie na rynku amerykańskim, przeczą wyniki pracy Rapacha i Wohara (2004), którzy przeanalizowali zjawisko przewidywalności stóp zwrotu w Australii, Kanadzie, Niemczech, Francji, Wielkiej Brytanii i we Włoszech.

8. Wnioski

Przewidywalność stóp zwrotu jest stosunkowo nowym zjawiskiem w ekonomii i finansach i wciąż budzi wiele kontrowersji. O ile w literaturze światowej często podejmuje się próby empirycznej weryfikacji przewidywalności, o tyle w Polsce są one rzadkością. W niniejszym artykule przeanalizowano przewidywalność stóp zwrotu na podstawie danych pochodzących z polskiego i amerykańskiego rynku akcji. Jako predyktor przyszłej wartości stopy zwrotu posłużyła stopa dywidendy. W związku z jej wysoką persystencją wskaźnik ten został poddany modyfikacji, która zapewniła jego stacjonarność i poprawiła właściwości statystyczne modelu predykcyjnego. Zastosowanie zmodyfikowanej stopy dywidendy dla danych polskich i amerykańskich potwierdziło objaśnialność stóp zwrotu za pomocą tego wskaźnika.

Różna częstotliwość danych użytych do empirycznej weryfikacji zjawiska przewidywalności nie pozwala na pełne porównanie obu modeli. Daje jednak podstawę do stwierdzenia, że wykorzystanie danych miesięcznych dla polskiego rynku umożliwia testowanie przewidywalności stóp zwrotu na relatywnie niewielką skalę, podczas gdy dane roczne z rynku amerykańskiego umożliwiają skuteczne prognozowanie stóp zwrotu. Przewidywalność stóp zwrotu na rynkach finansowych wydaje się bowiem odnosić głównie do długich horyzontów inwestycyjnych.

Przewidywalność stóp zwrotu ma duże znaczenie dla zarządzających aktywami, pozwala też wyznaczać optymalne ścieżki angażowania się w aktywa ryzykowne dla wybranych inwestorów. Przewidywalność stóp zwrotu w połączeniu z korelacją składników losowych równania predykcyjnego i równania objaśniającego stopę dywidendy przyczynia się do powstania popytu zabezpieczającego. Za sprawą tego popytu wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycyjnego rośnie udział ryzykownych aktywów w strukturze portfela inwestycyjnego. Wzrost zaangażowania wiąże się bezpośrednio ze zjawiskiem predykcji stóp zwrotu. Gdyby przyjąć, że stopy zwrotu nie są przewidywalne, udział aktywów ryzykownych w portfelu nie powinien się zmieniać wraz z wydłużaniem horyzontu inwestycyjnego.

Bibliografia

- Ang A., Bekaert G. (2007), Stock return predictability: is it there?, *Review of Financial Studies*, 20, 651–707.
- Bachelier L. (2006), *Theory of speculation. The origins of modern finance*, Princeton University Press, New Jersey.
- Barberis N. (2000), Investing for the long run when returns are predictable, *Journal of Finance*, 60, 225–264.
- Brandt M., van Binsbergen J. (2007), Solving dynamic portfolio choice problems by recursing on optimized portfolio weights or on the value function?, *Computational Economics*, 29, 355–367.
- Campbell J.Y. (1991), A variance decomposition for stock returns, *Economic Journal*, 101, 157–179.
- Campbell J.Y., Lo A., MacKinlay A. (1997), *The econometrics of financial markets*, Princeton University Press, New Jersey.
- Campbell J.Y., Shiller R. (1989), The dividend price ratio and expectations of future dividends and discount factors, *Review of Financial Studies*, 1, 195–228.
- Campbell J.Y., Thompson S. (2008), Predicting the equity premium out-of-sample: can anything be at the historical average, *Review of Financial Studies*, 21, 1509–1531.
- Campbell J.Y., Viceira L. (2002), *Strategic asset allocation. Portfolio choice for long-term investors*, Oxford University Press, New York.
- Campbell J.Y., Yogo M. (2006), Efficient tests of stock return predictability, *Journal of Financial Economics*, 81, 27–60.
- Cochrane J.H. (1988), How big is the random walk in GNP? *Journal of Political Economy*, 96, 893–920.
- Cochrane J.H. (1991), A critique of the application of unit root tests, *Journal of Economics Dynamic and Control*, 15, 275–284.
- Cochrane J.H. (1992), Explaining the variance of price dividend ratio, *Review of Financial Studies*, 5, 243–280.
- Cochrane J.H. (1999), New facts in finance, *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, Q III, 36–58.
- Cochrane J.H. (2001), *Asset pricing*, Princeton University Press, New Jersey.
- Cochrane J.H. (2006), *The dog that did not bark: a defense of return predictability*, NBER Working Paper, 12026.
- Engsted T., Pedersen T.Q. (2008), *Return predictability and intertemporal asset allocation: evidence from a bias-adjusted VAR model*, Creates Research Paper, 2008-27, School of Economics and Management, University of Aarhus.
- Fama E.F., French K. (1988a), Dividend yields and expected stock returns, *Journal of Financial Economics*, 22, 3–27.
- Fama E.F., French K. (1988b), Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy*, 96, 246–273.
- Fama E.F., French K. (1989), Business conditions and expected returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 25, 23–49.
- Fama E.F., Schwert G.W. (1977), Human capital and capital market equilibrium, *Journal of Financial Economics*, 4, 115–146.

- Goyal A., Welch I. (2003), Predicting the equity premium with dividend ratios, *Management Science*, 49, 639–654.
- Goyal A., Welch I. (2008), A comprehensive look at the empirical performance of equity premium predication, *Review of Financial Studies*, 21, 1455–1508.
- Granger C.W.J., Timmermann A. (2004), Efficient market hypothesis and forecasting, *International Journal of Forecasting*, 20, 15–27.
- Hansen B. (2001), The new econometrics of structural change: dating breaks in U.S. labor productivity, *Journal of Economics Perspectives*, 15, 117–128.
- Hodrick R. (1992), Dividend yields and expected stock returns: alternative procedures for inference and measurement, *Review of Financial Studies*, 5, 357–386.
- Keim D., Stambaugh R. (1986), Predicting returns in the stock and bond markets, *Journal of Financial Economics*, 17, 357–390.
- Lettau M., Ludvigson S.C. (2001), Consumption, aggregate wealth and expected stock return, *Journal of Finance*, 56, 815–849.
- Lettau M., Ludvigson S.C. (2009), Measuring and modeling variation in the risk-return tradeoff, w: Y. Ait-Sahalia, L.P. Hansen (red.), *Handbook for financial econometrics*, Vol. 1, Elsevier, New York.
- Lettau M., Van Nieuwerburgh S. (2008), Reconciling the return predictability evidence, *Review of Financial Studies*, 21, 1607–1652.
- Lewellen J.W. (1999), The time series relations among expected return, risk, and book-to-market, *Journal of Financial Economics*, 54, 5–53.
- Lewellen J.W. (2004), Predicting returns with financial ratios, *Journal of Financial Economics*, 74, 209–235.
- Lo A., MacKinlay A. (1988), Stock market proces do not follow random walks: evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies*, 1, 41–66.
- Malkiel B. (1973), *A random walk down Wall Street*, W.W. Norton and Company, New York.
- Marriott F.H.C., Pope J.A. (1954), Bias in the estimation of autocorrelations, *Biometrika*, 41, 390–402.
- Osińska M. (2006), *Ekonometria finansowa*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Pastor L., Stambaugh R.F. (2001), The equity premium and structural breaks, *Journal of Finance*, 56, 1207–1239.
- Poterba J.M., Summers L.H. (1988), Mean reversion in stock returns: evidence and implications, *Journal of Financial Economics*, 22, 27–59.
- Rapach D.E., Wohar M.E. (2009), Multi-period portfolio choice and the intertemporal hedging demand for stocks and bonds: international evidence, *Journal of International Money and Finance*, 28, 427–453.
- Stambaugh R.F. (1999), Predictive regressions, *Journal of Financial Economics*, 54, 375–421.
- Timmermann A. (2008), Elusive return predictability, *International Journal of Forecasting*, 24, 1–18.
- Valkonov R. (2003), Long-horizon regressions: theoretical results and applications, *Journal of Financial Economics*, 68, 201–232.
- Viceira L. (1996), *Testing for structural change in the predictability of asset return*, unpublished manuscript, Harvard University.
- Zielonka P. (2008), *Behawioralne aspekty inwestowania na rynku papierów wartościowych*, CeDeWu, Warszawa.

Aneks

Tabela 1

Podstawowe charakterystyki rocznych danych amerykańskich w ujęciu logarytmicznym z lat 1926–2002

	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza	Autokorelacja I rzędu
Premia za ryzyko	0,053	0,196	-0,738	3,837	0,107
Stopa dywidendy	-3,227	0,360	-0,691	3,366	0,880
Stopa wolna od ryzyka	0,041	0,033	0,871	3,706	0,915

Źródło: CRSP.

Tabela 2

Podstawowe charakterystyki polskich danych, o miesięcznej częstotliwości, przedstawionych w ujęciu logarytmicznym z okresu od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r.

	Średnia	Odchylenie standardowe	Skośność	Kurtoza	Autokorelacja I rzędu
Premia za ryzyko	-0,001	0,0725	-0,4303	4,2346	0,096
Stopa dywidendy	-4,004	0,5198	-0,0045	2,5777	0,924
Stopa wolna od ryzyka	0,006	0,0036	1,3270	3,2446	0,973

Źródło: GPW, Thomson Reuters.

Tabela 3

Współczynniki autokorelacji rocznych logarytmicznych stóp zwrotu indeksu NYSE z lat 1926–2002 oraz statystyka Q dla $m = 5$

$\rho(1)$	$\rho(2)$	$\rho(3)$	$\rho(4)$	$\rho(5)$	Q
0,109	-0,149	-0,062	-0,126	-0,069	4,794

Tabela 4

Współczynniki autokorelacji miesięcznych logarytmicznych stóp zwrotu indeksu WIG z okresu od kwietnia 2002 do kwietnia 2009 r. oraz statystyka Q dla $m = 5$

$\rho(1)$	$\rho(2)$	$\rho(3)$	$\rho(4)$	$\rho(5)$	Q
0,047	0,065	-0,002	-0,045	-0,008	0,959

Tabela 5

Wariancja i odchylenie standardowe składanych stóp zwrotu (logarytmicznych premii za ryzyko) w ujęciu jednookresowym dla danych z lat 1926–2002 dotyczących amerykańskiego rynku akcji (indeks NYSE)

	Jednoroczne	2-letnie	5-letnie	10-letnie
Wariancja	0,038	0,042	0,033	0,026
Odchylenie standardowe	0,196	0,146	0,082	0,051

Tabela 6

Wariancja i odchylenie standardowe składanych stóp zwrotu (logarytmicznych premii za ryzyko) w ujęciu jednookresowym dla danych od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r. dotyczących polskiego rynku akcji (indeks WIG)

	1-miesięczne	2-miesięczne	5-miesięczne	10-miesięczne
Wariancja	0,005	0,006	0,007	0,008
Odchylenie standardowe	0,073	0,053	0,036	0,028

Tabela 7

Oszacowania modelu objaśniającego logarytmiczną premię za ryzyko dla amerykańskiego rynku akcji

Liczba okresów – k	1	2	5	10
Parametr b	0,25	0,50	0,86	1,36
Błąd szacunku parametru b	0,08	0,11	0,16	0,17
Współczynnik R^2	0,12	0,21	0,30	0,51

Uwaga: powyższe parametry były szacowane na podstawie danych z amerykańskiego rynku akcji (indeks NYSE) z lat 1926–2002. Dane są w ujęciu rocznym. Zastosowano zmodyfikowaną stopę dywidendy.

Tabela 8

Oszacowania modelu objaśniającego logarytmiczną premię za ryzyko dla polskiego rynku akcji

Liczba okresów – k	1	2	5	10
Parametr b	0,075	0,13	0,32	0,50
Błąd szacunku parametru b	0,03	0,04	0,07	0,12
Współczynnik R^2	0,05	0,07	0,15	0,16

Uwaga: powyższe parametry były szacowane na podstawie danych z polskiego rynku akcji (indeks WIG) z okresu od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r. Dane są w ujęciu miesięcznym. Z szeregu stopy dywidendy usunięto trend deterministyczny.

Tabela 9

Testy stacjonarności stopy dywidendy dla amerykańskiego rynku akcji

Test	Wartość statystyki testowej	Empiryczny poziom istotności / wartość krytyczna
ADF (bez stałej)	0,6379	0,8519
ADF (ze stałą)	-1,3740	0,5907
ADF (ze stałą i trendem)	-2,2932	0,4322
Phillips–Perron (ze stałą i trendem)	-2,2848	0,4367
KPSS (ze stałą)	0,6437	0,347*
KPSS (ze stałą i trendem)	0,0936	0,119*

Uwaga: liczbę opóźnień ustalono na podstawie minimalizacji kryterium informacyjnego Schwarza, z kolei w teście KPSS szerokość pasma dobrano na podstawie metody Neweya–Westa. Do estymacji wariancji długookresowej wykorzystano jądro Bartletta. We wszystkich wersjach testu ADF liczba opóźnień wyniosła 0. Szerokość pasma w teście KPSS wyniosła 6 w obu wersjach testu.

* oznacza istotność na poziomie 0,1.

Tabela 10

Testy stacjonarności stopy dywidendy dla polskiego rynku akcji

Test	Wartość statystyki testowej	Empiryczny poziom istotności / wartość krytyczna
ADF (bez stałej)	-1,7923	0,0696
ADF (ze stałą)	-2,0278	0,2747
ADF (ze stałą i trendem)	-3,6805	0,0279
Phillips–Perron (ze stałą i trendem)	-3,8219	0,0190
KPSS (ze stałą)	1,2110	0,347*
KPSS (ze stałą i trendem)	0,0617	0,119*

Uwaga: liczbę opóźnień ustalono na podstawie minimalizacji kryterium informacyjnego Schwarza, z kolei w teście KPSS szerokość pasma dobrano na podstawie metody Neweya–Westa. Do estymacji wariancji długookresowej wykorzystano jądro Bartletta. We wszystkich wersjach testu ADF liczba opóźnień wyniosła 0. Szerokość pasma w teście KPSS w wersji ze stałą wyniosła 8, a z trendem i stałą – 7.

* oznacza istotność na poziomie 0,1.

Tabela 11

Testy stacjonarności zmodyfikowanej stopy dywidendy dla amerykańskiego rynku akcji (hipoteza zerowa bez stałej)

Test	Wartość statystyki testowej	Empiryczny poziom istotności / wartość krytyczna
ADF	-2,7477	0,0066
Phillips–Perron	-2,8190	0,0054
KPSS (ze stałą)	0,2064	0,347*

* oznacza istotność na poziomie 0,1.

Tabela 12

Testy stacjonarności zmodyfikowanej stopy dywidendy dla polskiego rynku akcji (hipoteza zerowa bez stałej)

Test	Wartość statystyki testowej	Empiryczny poziom istotności / wartość krytyczna
ADF	-3,705	0,0003
Phillips–Perron	-3,865	0,0002
KPSS	0,062	0,347*

* oznacza istotność na poziomie 0,1.

Tabela 13

Błędy prognozy *ex post*, *out-of-sample*, wyznaczone dla dwóch modeli opartych na amerykańskich danych z lat 1926–2002

	Stopa dywidendy	Średnia historyczna
Okres prognozy	1991–2002	1991–2002
MAE	0,0953	0,1120
MSE	0,0122	0,0190
RMSE	0,1107	0,1377
Okres prognozy	1971–2002	1971–2002
MAE	0,1179	0,1240
MSE	0,0216	0,0252
RMSE	0,1471	0,1589

Uwaga: kolumna „stopa dywidendy” odnosi się do prognoz, w których wykorzystano model (17), gdzie zmienną objaśniającą jest zmodyfikowana stopa dywidendy. Kolumna „średnia historyczna” dotyczy prognozowania przyszłych wartości stóp zwrotu za pomocą średniej historycznej stopy zwrotu.

Tabela 14

Błędy prognozy *ex post*, *out-of-sample* wyznaczone dla dwóch modeli opartych na polskich danych

	Stopa dywidendy	Średnia historyczna
Okres prognozy	01.2008–04.2009	01.2008–04.2009
MAE	0,0717	0,0750
MSE	0,0111	0,0120
RMSE	0,1052	0,1094
Okres prognozy	01.2006–04.2009	01.2006–04.2009
MAE	0,0591	0,0617
MSE	0,0067	0,0071
RMSE	0,0819	0,0843

Uwaga: kolumna „stopa dywidendy” odnosi się do prognoz, w których wykorzystano model (17), gdzie zmienną objaśniającą jest stopa dywidendy pozbawiona trendu deterministycznego. Kolumna „średnia historyczna” dotyczy prognozowania przyszłych wartości stóp zwrotu za pomocą średniej historycznej stopy zwrotu.

Tabela 15

Oszacowania modelu predykcji logarytmicznej premii za ryzyko dla wybranych podokresów na podstawie rocznych danych z amerykańskiego rynku akcji

Okres	Oszacowanie parametru	Statystyka t Studenta	Współczynnik R ²	Empiryczny poziom istotności dla statystyki F
1926–1970	0,2596	2,1876	0,1022	0,034
1946–1970	0,2482	2,5598	0,2217	0,018
1946–2002	0,2326	3,3507	0,1695	0,001
1970–2002	0,2408	2,5232	0,1703	0,016
1926–2002	0,2528	3,1666	0,1193	0,002

Tabela 16

Oszacowania modelu predykcji logarytmicznej premii za ryzyko dla wybranych podokresów na podstawie miesięcznych danych z polskiego rynku akcji

Okres	Oszacowanie parametru	Statystyka t Studenta	Współczynnik R ²	Empiryczny poziom istotności dla statystyki F
04.2000–12.2005	0,067	2,030	0,059	0,046
04.2000–12.2006	0,076	2,473	0,073	0,016
04.2000–12.2007	0,063	2,222	0,052	0,029
04.2000–04.2009	0,075	2,474	0,054	0,015

Uwaga: stopa dywidendy została pozbawiona trendu deterministycznego.

Tabela 17

Test Ljunga–Boxa i test White’a reszt modelu oszacowanego na podstawie rocznych danych z amerykańskiego rynku akcji dla wybranych okresów

Okres	Statystyka testu Ljunga–Boxa – 2 opóźnień	Empiryczny poziom istotności – test Ljunga–Boxa	Statystyka testu White’a	Empiryczny poziom istotności – test White’a
1926–1970	1,5082	0,470	3,8116	0,1487
1946–1970	3,0475	0,218	0,6296	0,7299
1946–2002	1,9883	0,370	2,7137	0,2575
1970–2002	1,5082	0,470	3,8116	0,1487
1926–2002	2,3098	0,315	1,5285	0,4657

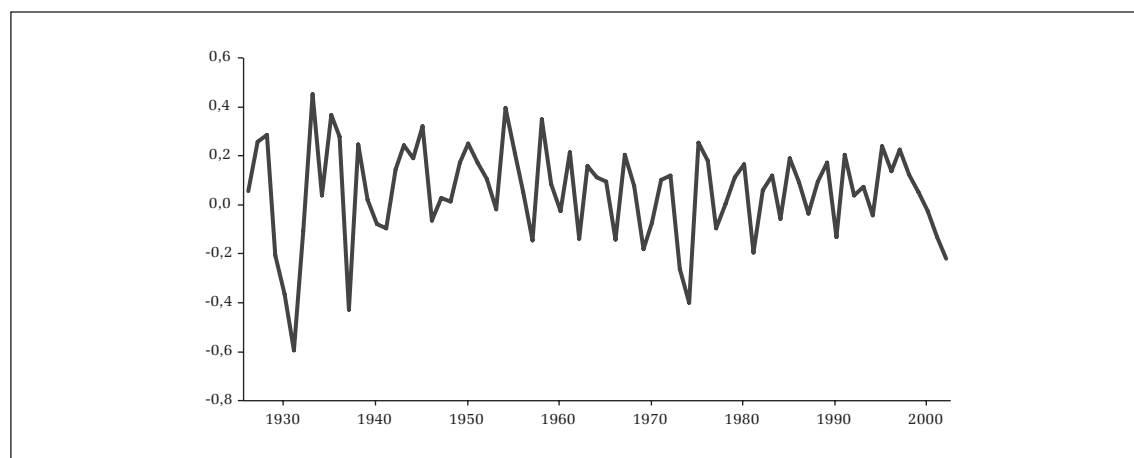
Tabela 18

Test Ljunga–Boxa i test White’a reszt modelu oszacowanego na podstawie miesięcznych danych z polskiego rynku akcji dla wybranych okresów

Okres	Statystyka testu Ljunga–Boxa – 12 opóźnień	Empiryczny poziom istotności – test Ljunga–Boxa	Statystyka testu White’a	Empiryczny poziom istotności – test White’a
04.2000–12.2005	12,240	0,427	2,6590	0,2646
04.2000–12.2006	12,608	0,398	2,1559	0,3403
04.2000–12.2007	9,444	0,666	3,4846	0,1751
04.2000–04.2009	10,956	0,533	1,8439	0,3977

Wykres 1

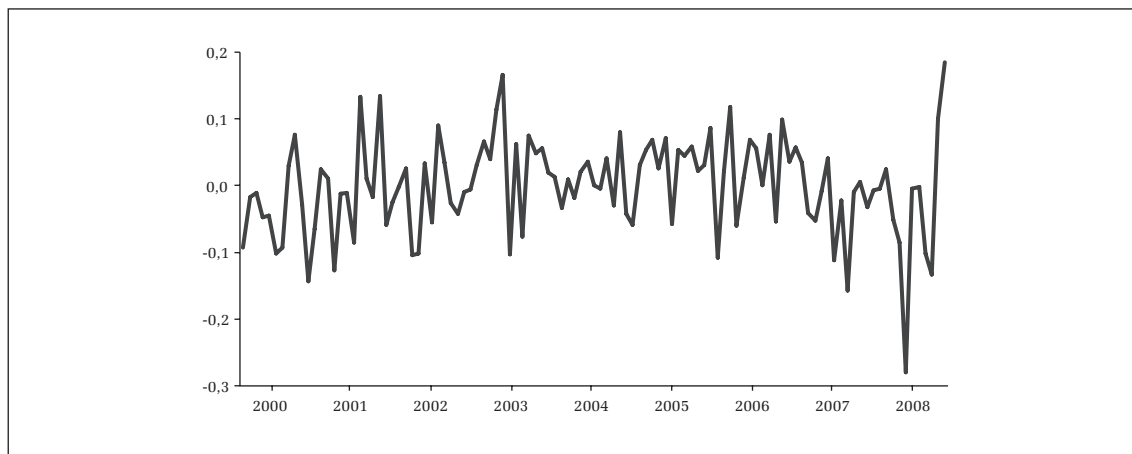
Roczna logarytmiczna premia za ryzyko dla amerykańskiego rynku akcji w latach 1926–2002



Źródło: CRSP.

Wykres 2

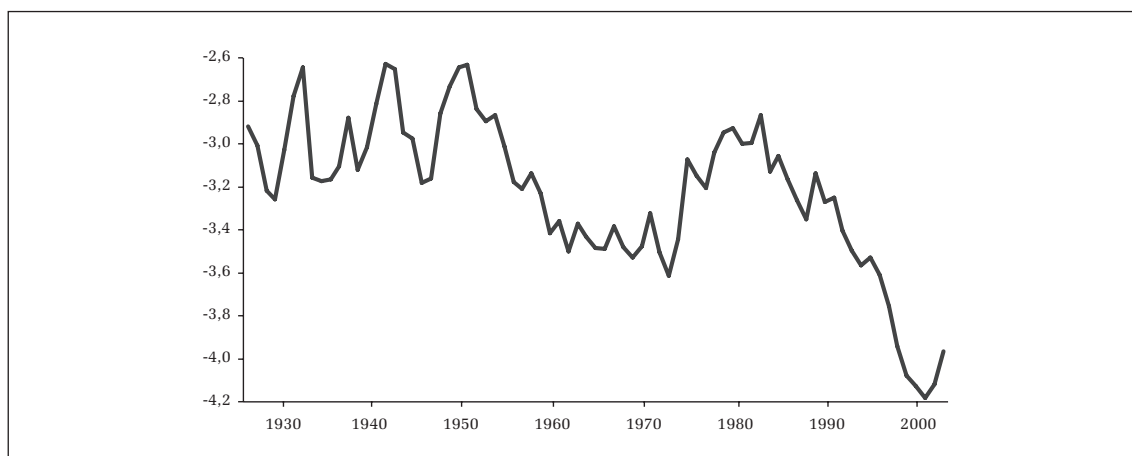
Miesięczna logarytmiczna premia za ryzyko dla polskiego rynku akcji w okresie od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r.



Źródło: GPW, Thomson Reuters.

Wykres 3

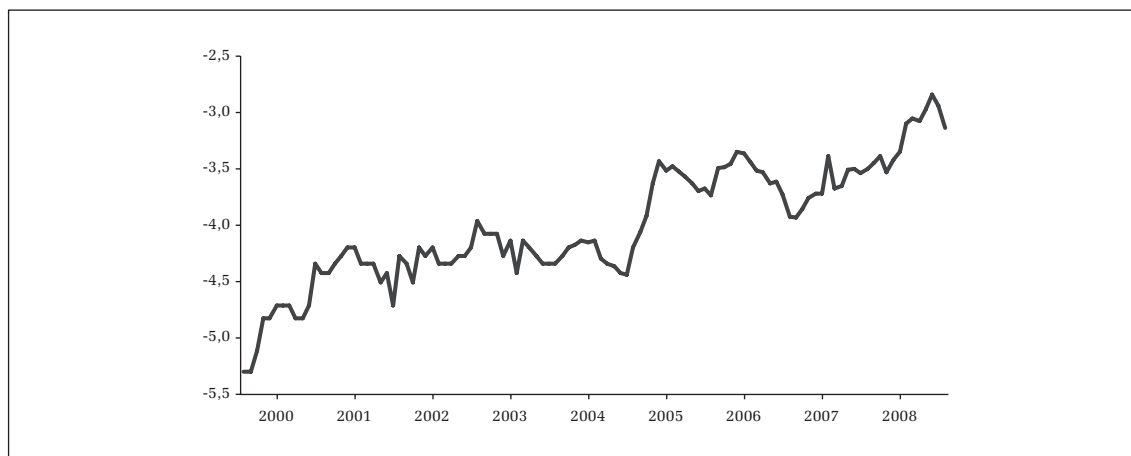
Logarytmiczna stopa dywidendy dla amerykańskiego rynku akcji w latach 1926–2002



Źródło: CRSP.

Wykres 4

Logarytmiczna stopa dywidendy dla polskiego rynku akcji w okresie od kwietnia 2000 do kwietnia 2009 r.



Źródło: GPW.

Wykres 5

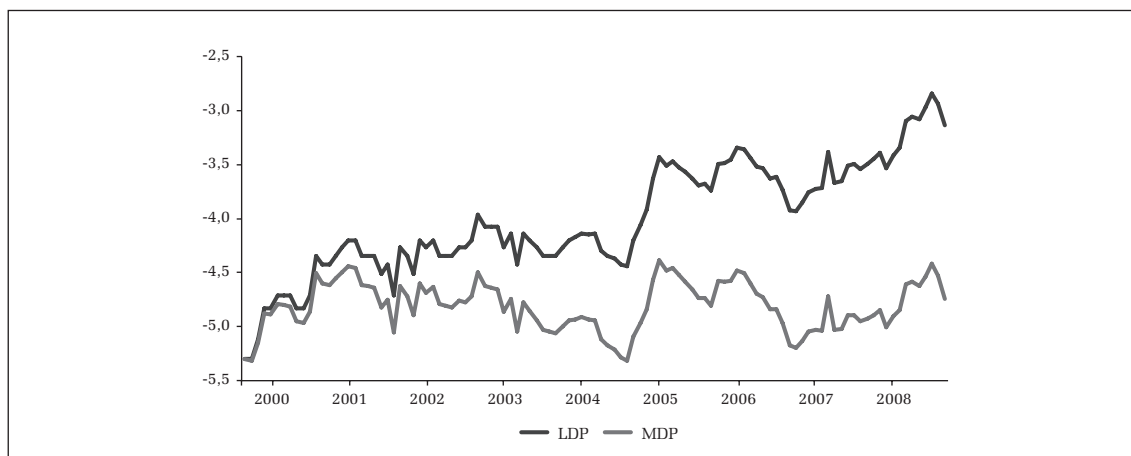
Logarytmiczna stopa dywidendy (LDP) oraz zmodyfikowana stopa dywidendy (MDP) dla amerykańskiego rynku akcji w latach 1926–2002



Źródło: CRSP.

Wykres 6

Logarytmiczna stopa dywidendy (LDP) oraz zmodyfikowana stopa dywidendy (MDP) dla polskiego rynku akcji w okresie od kwietnia 2000 r. do kwietnia 2009 r.



Źródło: GPW.

Stock return predictability. Evidence for USA and Poland

Abstract

This article presents the evidence of predictability in stock returns for Polish and US market. Excess return is predicted by dividend yield. Due to the persistence of the regressor the dividend yield was modified, leading to the parameter stability in the predictive regression model. Forecasts of the regression models were compared to forecasts based on historical average return, showing better performance of the former. Furthermore, the variance ratio test provides evidence that stock prices do not follow random walk.

Keywords: stock return predictability, dividend yield, random walk