

Rafał Buła

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach

EFEKTYWNOŚĆ INFORMACYJNA A ZACHOWANIE CEN AKCJI TWORZĄCYCH INDEKS WIG20

Wprowadzenie

W niniejszym opracowaniu analizie poddano koncepcję efektywności informacyjnej rynku kapitałowego. Została ona stworzona w latach sześćdziesiątych ubiegłego stulecia w Stanach Zjednoczonych przez Eugene'a Fama. Teoria ta natychmiast znalazła swoich zdecydowanych zwolenników oraz konsekwentnych przeciwników. Zarówno w świecie naukowym, jak i wśród inwestorów rozgorzała dyskusja, czy hipoteza rynku efektywnego prawidłowo opisuje rzeczywistość. O nieustającym zainteresowaniu tą koncepcją świadczy ogromna liczba publikacji naukowych, które ukazały się dotychczas oraz fakt, że tezy w nich zawarte nadal są przedmiotem niegasnącej polemiki. Z tego też względu celem niniejszego opracowania jest zbadanie, czy uprawnione jest stwierdzenie głoszące, że rynek akcji wchodzących w skład indeksu giełdowego WIG20 jest efektywny w wersji słabej¹. Przyjęta przez autora hipoteza badawcza mówi, że rynek wspomnianych instrumentów finansowych cechuje się słabą efektywnością informacyjną. W celu weryfikacji powyższej hipotezy wykorzystano metody statystyczno-ekonometryczne oparte na teorii błędzenia losowego cen papierów wartościowych, takie jak: testy losowości, autokorelacji oraz pierwiastka jednostkowego. Wszystkie dane wykorzystane w analizach pochodzą z serwisu stooq.pl. Wszelkie obliczenia zostały wykonane przy pomocy arkusza kalkulacyjnego Ms Excel.

1. Efektywność informacyjna rynków kapitałowych

Pierwszym, który zwrócił uwagę na możliwość istnienia rynku efektywnego w sensie informacyjnym, był najprawdopodobniej francuski matematyk Louis Bachelier. W swej pracy doktorskiej pt. „Théorie de la Spéculation”, opu-

¹ W literaturze wyróżnia się ponadto wersję półsilną (*semi-strong form*) oraz silną (*strong form*).

blikowanej w roku 1900, zawarł on teorię kształtowania się cen instrumentów finansowych na giełdzie paryskiej posługując się aparatem matematycznym rachunku prawdopodobieństwa. Mimo że przed Bachelierem interesowano się już tą tematyką, to jednak jego ściśle naukowe ujęcie problemu można uznać za przełomowe. We wstępie pisze on: „[...] przeszłe, teraźniejsze i nawet przyszłe zdyskontowane wydarzenia są odzwierciedlone w cenie rynkowej”². Jest to rozumienie efektywności rynku nadzwyczaj zbliżone do współczesnego.

Punktem zwrotnym w rozwoju koncepcji efektywności informacyjnej rynków kapitałowych stał się rok 1970. Wtedy to Eugene Fama przedstawił ją jako spójną teorię ekonomiczną. Wcześniej bowiem efektywność informacyjna nie była tematem rozpatrywanym osobno, lecz pojawiała się na ogół na marginesie rozważań dotyczących innej problematyki (przeważnie sposobu kształtowania się cen papierów wartościowych). W swej pracy Fama we wstępie przedstawia nową definicję rynku efektywnego informacyjnie – według niego: „Rynek, na którym ceny zawsze w pełni odzwierciedlają wszelkie dostępne informacje jest nazywany efektywnym”³. Dalej zauważa jednak, że jest ona zbyt ogólna, by być falsyfikowalna. W związku z tym, że teorię można uważać za naukową tylko wówczas, gdy możliwe jest jej obalenie, zatem konieczne stało się stworzenie takiej definicji efektywności rynku, której implikacje można by potwierdzić na podstawie danych empirycznych. Świadom tego Fama przedstawił nową, formalną definicję rynku efektywnego. W tym celu posłużył się następującymi oznaczeniami:

1. $p_{j,t}$ – cena j-tego papieru wartościowego w chwili t .
2. $r_{j,t+1}$ – arytmetyczna stopa zwrotu z j-tego papieru wartościowego w okresie $\langle t, t+1 \rangle$.
3. Φ_t – zbiór informacyjny reprezentujący wszelkie dostępne informacje w chwili t .

Symbole opatrzone tyldą traktuje się jako zmienne losowe. Następnie Fama zdefiniował $x_{j,t+1}$ jako nadwyżkę kursu j-tego papieru wartościowego z chwili $t+1$ ponad jego wartość oczekiwaną obliczoną na podstawie zbioru informacyjnego Φ_t w chwili t : $x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(\tilde{p}_{j,t+1} | \Phi_t)$ oraz $z_{j,t+1}$ jako nadwyżkę zrealizowanej stopy zwrotu z j-tego papieru wartościowego w chwili $t+1$ ponad jej wartość oczekiwaną obliczoną na podstawie zbioru informacyjnego Φ_t w chwili t : $z_{j,t+1} = r_{j,t+1} - E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t)$. Niezależnie od przyjętego modelu opisującego kształto-

² L. Bachelier: Theory of Speculation. In: The Random Character of Stock Market Prices. Ed. P. Cootner. The MIT Press, Cambridge 1964, s. 17. W tym miejscu wypada zwrócić uwagę na występujące w tekście przekładu angielskiego błędy w niektórych wzorach matematycznych. Od uchybień nie jest także wolny oryginalny tekst francuski: por. L. Bachelier: Théorie de la Spéculation. „Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure” 1900, 3^e série, tome 17.

³ E. Fama: Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. “The Journal of Finance” May 1970, Vol. 25, No. 2, s. 383.

wanie się oczekiwanej stopy zwrotu $E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)$ można zapisać, że w stanie równowagi rynkowej zachodzi $E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)]p_{j,t}$. Wówczas rynek jest efektywny informacyjnie, jeżeli $\tilde{x}_{j,t+1}$ i $\tilde{z}_{j,t+1}$ są grami sprawiedliwymi, tj. $E(\tilde{x}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0$ oraz $E(\tilde{z}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0$ (warunki te są równoważne). Należy także określić pojemność informacyjną zbioru Φ_t aby definicja ta była pełna. W zależności od tego jakie informacje niesie ze sobą zbiór Φ_t Fama wyodrębnił trzy formy efektywności informacyjnej:

1. Wersja słaba (*weak form*) – zbiór informacyjny reprezentuje wówczas historyczne notowania papierów wartościowych, wolumen obrotów; oznaczony jako Φ_t^w .
2. Wersja półsilna (*semi-strong form*) – zbiór informacyjny zawiera wszelkie publicznie dostępne dane (notowania historyczne, wolumen obrotów, informacje dotyczące sytuacji finansowej emitenta, ogłoszenia emitenta itd.); oznaczony jako Φ_t^{ss} .
3. Wersja silna (*strong form*) – zbiór informacyjny zawiera wszystkie informacje mające wpływ na cenę papieru wartościowego (zarówno publicznie znane, jak i dostępne jedynie dla wybranych osób); oznaczony jako Φ_t^s .

Naturalną konsekwencją przyjęcia takiego podziału jest relacja $\Phi_t^w \subset \Phi_t^{ss} \subset \Phi_t^s$. Jeżeli rynek jest efektywny informacyjnie w wersji silnej, to jest także efektywny informacyjnie w wersji półsilnej i słabej. Podobnie z efektywności półsilnej wynika efektywność słaba (relacje odwrotne są nieprawdziwe). Jest to bardzo cenne spostrzeżenie mające istotne implikacje dla weryfikacji empirycznej efektywności. Jeżeli bowiem rynek jest efektywny na podstawie pewnego zbioru informacyjnego, to jest także efektywny na podstawie zbioru mniej pojemnego. Fama podał także warunki dostateczne (ale niekonieczne) dla istnienia rynku efektywnego:

1. Brak kosztów transakcyjnych.
2. Wszelkie informacje są powszechnie i nieodpłatnie dostępne dla wszystkich uczestników rynku.
3. Wśród uczestników rynku występuje zgodność co do wpływu nowych informacji na bieżące ceny akcji i rozkład prawdopodobieństwa cen przyszłych.

Teoria efektywności informacyjnej rynków kapitałowych w postaci przedstawionej przez Famę prezentowała się wyjątkowo korzystnie. Przyczyn tego stanu rzeczy było kilka. Po pierwsze, jej twórca posługiwał się stosunkowo nieskomplikowanym aparatem matematycznym. Po drugie, sama teoria była zwięzła, spójna i w sposób klarowny objaśniała rzeczywistość. Po trzecie, została stworzona w czasach, kiedy w środowisku ekonomicznym mniej powszechna

stała się akceptacja dla interwencji państwa w mechanizmy rynkowe, a większą wagę zaczęto przykładać do efektywnej alokacji czynników produkcji w gospodarce. Zwiększone zainteresowanie funkcjonowaniem poszczególnych rynków musiało prowadzić do uzyskania przez teorię efektywności informacyjnej znacznej popularności. Niestety, „[...] historia ekonomii niewątpliwie obfituje w tautologiczne definicje oraz teorie formułowane w taki sposób, że opierają się wszelkim próbom falsyfikacji”⁴. Podobny problem wiąże się z omawianą definicją efektywności informacyjnej. Fama, choć nie zgodził się z zarzutami stawianymi jego określeniu efektywności, to jednak uznał za konieczne stworzenie nowej definicji. Wprowadził następujące dodatkowe oznaczenia:

1. $f(\cdot)$ – rzeczywista funkcja gęstości prawdopodobieństwa cen papierów wartościowych.
2. $f_m(\cdot)$ – funkcja gęstości prawdopodobieństwa cen papierów wartościowych uwzględniana przez uczestników rynku.
3. Φ_t – zbiór informacyjny reprezentujący wszelkie dostępne informacje w chwili t .
4. Φ_t^m – zbiór informacyjny reprezentujący wszelkie informacje uwzględniane przez uczestników rynku w chwili t , $\Phi_t^m \subseteq \Phi_t$.
5. E – operator nadziei matematycznej (wartości oczekiwanej) względem rzeczywistej funkcji gęstości prawdopodobieństwa cen papierów wartościowych.
6. E_m – operator nadziei matematycznej (wartości oczekiwanej) względem rynkowej funkcji gęstości prawdopodobieństwa cen papierów wartościowych.

Rynek efektywny w sensie informacyjnym to rynek „[...] prawidłowo wykorzystujący wszelkie dostępne informacje”⁵, czyli taki gdzie zachodzi $f(p_{j,t+1}|\Phi_t) = f_m(p_{j,t+1}|\Phi_t^m)$, skąd $E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t) = E_m(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t^m)$ bądź równoważnie $E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) = E_m(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t^m)$. Uwzględniając istnienie kosztów transakcyjnych i pozyskania informacji Fama w 1991 r. poszerzył swoje poprzednie określenia. Napisał mianowicie, że „[...] ekonomicznie bardziej sensowna wersja hipotezy efektywności rynku głosi, że ceny odzwierciedlają informacje do chwili, gdy marginalne korzyści płynące z ich wykorzystania [...] nie przewyższą marginalnych kosztów ich zdobycia [...]”⁶. Ponadto przedstawił nowy sposób badania efektywności: zamiast testów wersji słabej zaproponował testy przewidywalności stóp zwrotu (*tests for return predictability*), zamiast testów wersji półsilnej – studia przypadku (*event studies*), a testy wersji silnej zastąpił testami informacji poufnych (*tests for private information*). Ta klasyfikacja nie zyskała jednak takiej popularności jak poprzednia.

⁴ M. Blaug: Teoria ekonomii. Ujęcie retrospektywne. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1994, s. 699.

⁵ E. Fama: Efficient Capital Markets: Reply. “The Journal of Finance” March 1976, Vol. 31, No. 1, s. 143.

⁶ E. Fama: Efficient Capital Markets: II. “The Journal of Finance” December 1991, Vol. 46, No. 5, s. 1575.

Warto także odnotować, że choć formalna definicja Famy z 1976 r. nie została zakwestionowana, to jednak zaproponowano wprowadzenie pewnej zmiany. Sebastian Buczek zauważył, że konieczność natychmiastowego dostosowywania się cen akcji do napływających informacji jest warunkiem zbyt rygorystycznym. Inwestorzy potrzebują czasu na analizę i interpretację nowych informacji, a to w zasadzie wyklucza reakcje natychmiastowe. Buczek zaproponował stwierdzenie bardziej ogólne – w jego ujęciu efektywność informacyjna oznaczałaby dostosowanie niezwłoczne. Jak odnotował „[...] najpełniejszą definicją efektywności informacyjnej jest dążenie przez rynek akcji do niezwłocznego, poprawnego i pełnego uwzględniania wszystkich istotnych informacji w procesie kształtowania cen walorów”⁷. Konsekwentnie zasugerował zastąpienie w definicji Famy równości zbieżnością $E_m(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t^m) \rightarrow E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t)$. Definicja ta jest jednak nieprecyzyjna – nie zawiera niezbędnego określenia zmiennej niezależnej i jej wartości granicznej. Bez tych dwóch elementów niemożliwe jest posługiwanie się pojęciem granicy. Punktem wyjściowym do konstrukcji nowego zapisu są równania Famy. Należy założyć, że na rozważanym rynku w obrocie znajduje się n papierów wartościowych. Na potrzeby niniejszego opracowania przyjęto wszystkie oznaczenia identyczne z tymi, którymi posługiwał się Fama. Przez t oznaczono zmienną reprezentującą czas, $t = 0, 1, 2, \dots$. Ideą, którą chciał wyrazić swoim zapisem Buczek, było, że na rynku efektywnym, jeżeli nie napływają na niego nowe informacje, wraz z upływem czasu wartość oczekiwana ceny akcji szacowana przez rynek dąży do jej rzeczywistej wartości oczekiwanej. Natomiast jeżeli rynek otrzymuje nowe informacje, wówczas wartości oczekiwane mogą ulegać fluktuacjom. Poziom równowagi zmieniałby się z upływem czasu, co utrudniałoby porównywanie odpowiednich wartości oczekiwanych. Należy zatem do tego zagadnienia podejść inaczej. Należy wybrać pewien określony moment T , $T \in \{0, 1, 2, \dots\}$, oraz określić:

1. $f(p_{j,t+1}|\Phi_T)$ – rzeczywista funkcja gęstości prawdopodobieństwa cen j -tego papieru wartościowego, pod warunkiem zbioru informacyjnego Φ_T rozważana dla $t = T, T+1, T+2, \dots$
2. $f_m(p_{j,t+1}|\Phi_T^m)$ – rynkowa funkcja gęstości prawdopodobieństwa cen j -tego papieru wartościowego, pod warunkiem zbioru informacyjnego Φ_T^m rozważana dla $t = T, T+1, T+2, \dots$

Jeżeli rynek w chwili T i późniejszych dysponuje wyłącznie informacjami z chwili T i z upływem czasu funkcja gęstości prawdopodobieństwa cen papierów wartościowych uwzględniana przez uczestników rynku zdąży do rzeczywi-

⁷ S. Buczek: Efektywność informacyjna rynków akcji. Teoria a rzeczywistość. SGH, Warszawa 2005, s. 14.

stej funkcji gęstości prawdopodobieństwa – to rynek jest efektywny informacyjnie w chwili T . Jeżeli zależność ta zachodzi dla dowolnego T naturalnego, wówczas rynek jest efektywny w każdym momencie. Ostatecznie: rynek jest efektywny informacyjnie, jeżeli zachodzi:

$$\forall_{\substack{T \in \{0,1,2,\dots\} \\ j \in \{1,2,\dots,n\}}} \liminf_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{P}_{j,t+1}^m | \Phi_T^m = \liminf_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{P}_{j,t+1} | \Phi_T.$$

Wykorzystując operator wartości oczekiwanej, można zapisać, że konsekwencją powyższej równości będzie:

$$\forall_{\substack{T \in \{0,1,2,\dots\} \\ j \in \{1,2,\dots,n\}}} \lim_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{E}_m(\tilde{p}_{j,t+1} | \Phi_T^m) = \lim_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(\tilde{p}_{j,t+1} | \Phi_T)$$

oraz

$$\forall_{\substack{T \in \{0,1,2,\dots\} \\ j \in \{1,2,\dots,n\}}} \lim_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{E}_m(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_T^m) = \lim_{t \rightarrow +\infty} \mathbb{E}(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_T).$$

2. Sformułowanie hipotezy zerowej

Teoria słabej efektywności informacyjnej rynków kapitałowych pozostaje w istotnym związku z teorią błędzenia losowego cen papierów wartościowych. Jak bowiem zauważono „[...] model błędzenia losowego jest wystarczającym, ale niekoniecznym warunkiem dla istnienia rynku efektywnego”⁸. Teoria błędzenia losowego cen papierów wartościowych zakłada, że nie same kursy giełdowe, lecz ich logarytmy podlegają procesowi błędzenia przypadkowego. Jeżeli oznaczyć $\{P_t\}$ – proces cen akcji to $\ln P_{t+1} - \ln P_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. Powyższe założenia nie uwzględniają wszakże faktu, że papiery wartościowe (takie jak np. akcje) są instrumentami finansowymi obciążonymi ryzykiem, zaś w gospodarce występują zmiany ogólnego poziomu cen. Realna stopa zwrotu z inwestycji winna być przeciętnie wyższa niż realna stopa wolna od ryzyka. Oznaczając: r_t – nominalna stopa zwrotu w okresie $\langle t-1, t \rangle$, r_{ft} – realna stopa wolna od ryzyka obowiązująca w chwili $t-1$, r_{it} – procentowa zmiana ogólnego poziomu cen w okresie $\langle t-1, t \rangle$, r – średnia wartość nadwyżkowej stopy zwrotu (*excess return*), można zapisać $r_t - r_{it} - r_{ft} - r \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. W związku z tym, że w przypadku zastosowania logarymicznych stóp zwrotu $r_{ft} = r_{it} + r_{ft}$, gdzie r_{ft} – nominalna stopa wolna

⁸ R. Hagerman, R. Richmond: Random Walks, Martingales and the OTC. “The Journal of Finance” September 1973, Vol. 28, No. 4, s. 898.

od ryzyka, zatem upraszczając można odnotować, że $r_t - r_{ft} - r \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. Należy zdefiniować proces stochastyczny $\{\varepsilon_t\}$ następująco $\varepsilon_t = r_t - r_{ft} - r$. Wówczas $\{\varepsilon_t\}$ jest białym szumem. Proces nadwyżkowej stopy zwrotu $\{r_{et}\}$ ($r_{et} = r_t - r_{ft}$) można zapisać jako $r_{et} = r + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ lub dla skumulowanej nadwyżkowej stopy zwrotu $R_{et} = R_{et-1} + r + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$. Testowaniu poddano zatem hipotezę:

$$r_{et} = r + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2),$$

czyli

$$R_{et} = R_{et-1} + r + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2).$$

3. Metody weryfikacji hipotezy efektywności rynku

W dalszej części opracowania zostaną przedstawione wybrane metody weryfikacji hipotezy efektywności informacyjnej rynku kapitałowego w wersji słabej. Z poprzednich rozważań można wywnioskować, że z prawdziwości hipotezy błędzenia losowego cen papierów wartościowych wynika, iż rynek kapitałowy jest słabo efektywny. Wielość metod wykorzystywanych w procesie weryfikacji hipotezy sformułowanej uprzednio zmusza do wyselekcjonowania jedynie tych najbardziej interesujących. Podstawowym kryterium, którym kierowano się wybierając poniżej opisane techniki, była ich uniwersalność. Kryterium to jest nadzwyczaj istotne, nie zawsze hipoteza zerowa danego testu statystycznego pokrywa się bowiem z hipotezą badaną. Jeżeli założenia przyjęte przy konstruowaniu testu są słabsze, wówczas odrzucenie hipotezy zerowej prowadzi jednocześnie do odrzucenia hipotezy sformułowanej przez badacza. Natomiast w przypadku gdy hipoteza zerowa jest bardziej rygorystyczna, nawet jej odrzucenie nie jest przesłanką do stwierdzenia fałszywości hipotezy badanej (przy danym poziomie istotności). Dlatego też wybrano te metody statystyczne, które wymagają przyjęcia jak najmniejszej ilości dodatkowych warunków.

Warunkiem koniecznym niezależności zmiennych losowych jest ich nieskorelowanie. Wykrycie autokorelacji nadwyżkowych stóp zwrotu świadczy o tym, że są one zmiennymi losowymi zależnymi, co prowadzi do odrzucenia hipotezy błędzenia przypadkowego. Dlatego też warto sprawdzić, czy odpowiednie współczynniki korelacji są istotnie różne od zera. W tym celu można wykorzystać statystykę Q Boxa–Pierce’a oraz statystykę Q’ Boxa–Ljunga. Hipoteza zerowa w przypadku stosowania metody Boxa–Pierce’a i Boxa–Ljunga jest następująca:

$$H_0: r_{et} \sim \text{IID}(\mu, \sigma^2) \text{ oraz } \{r_{et}\} \text{ ma skończone momenty rzędu szóstego.}$$

Statystyki Q i Q' definiuje się w sposób opisany poniżej (dla maksymalnego testowanego rzędu autokorelacji wynoszącego m): $Q_m = n \sum_{k=1}^{k=m} \hat{\rho}^2(k)$ oraz

$$Q'_m = n(n+2) \sum_{k=1}^{k=m} \frac{\hat{\rho}^2(k)}{n-k},$$

gdzie n – liczba obserwacji, $\hat{\rho}(k)$ – oszacowanie współczynnika autokorelacji rzędu k . Jeżeli hipoteza zerowa jest prawdziwa, wówczas Q_m i Q'_m mają asymptotyczny rozkład χ^2 o m stopniach swobody. Zaletą opisanego podejścia jest możliwość jednoczesnego testowania autokorelacji wszystkich rzędów aż do rzędu m . Należy jednak ostrożnie wybierać parametr m , gdy jest on niewielki, autokorelacje wyższych rzędów mogą nie zostać zidentyfikowane. Z kolei, gdy m jest zbyt duże, wówczas prawie na pewno H_0 zostanie odrzucona, choć może być prawdziwa⁹. W niniejszym opracowaniu przyjęto, że $m = 25$ (tj. istotna statystycznie autokorelacja może dotyczyć co najwyżej opóźnień rzędu jednego miesiąca).

Testy losowości powstały w celu sprawdzenia, czy dana próba jest prosta, tj. czy zmienne losowe ją tworzące są niezależne i mają ten sam rozkład. Cowles i Jones w swym artykule z 1937 r. zasugerowali, by badać stosunek sekwencji do zmian¹⁰. Przez sekwencję rozumiemy wystąpienie wzrostu ceny po wzroście, bądź spadku po spadku, zaś zmianę – wzrostu po spadku względnie spadku po wzroście. Wówczas, przy założeniu, że rozkład stóp zwrotu jest symetryczny i stały w czasie, a same stopy zwrotu są zmiennymi losowymi niezależnymi o nadziei matematycznej równej zero, prawdopodobieństwo sekwencji oraz zmiany są równe i wynoszą $\frac{1}{2}$, a ich iloraz wyraża się jednością. Cowles i Jones obliczali estymator rzeczywistego stosunku prawdopodobieństw (współczynnik \overline{CJ}) poprzez podzielenie ilości zaobserwowanych sekwencji przez ilość zmian. Przy wprowadzonych założeniach iloraz ten winien być bliski jedności, zaś odstępstwa od tej zasady można traktować jako przesłanki do odrzucenia badanej hipotezy. Powstał jednak problem, albowiem założenie o medianie równej zero nie wydaje się realistyczne i różne od jedności wartości statystyki \overline{CJ} nie muszą świadczyć o istnieniu zależności między stopami zwrotu. Znacznie prostsze wydaje się porównanie ilości wzrostów występujących po wzrostach i spadkach. Jeżeli stopy zwrotu są niezależne i mają identyczny rozkład, to prawdziwe są następujące zależności: $P(r_{et+1} > 0 | r_{et} > 0) = P(r_{et+1} > 0 | r_{et} < 0) = P(r_{et+1} > 0) = \pi$ oraz $P(r_{et+1} < 0 | r_{et} > 0) = P(r_{et+1} < 0 | r_{et} < 0) = P(r_{et+1} < 0) = 1 - \pi$. Hipoteza zerowa to:

$$H_0: r_{et} \sim \text{IID}.$$

⁹ J. Campbell, A. Lo, C. MacKinlay: The Econometrics of Financial Markets. Princeton University Press, Princeton 1997, s. 47.

¹⁰ A. Cowles, H. Jones: Some a Posteriori Probabilities in Stock Market Action. "Econometrica" July 1937, Vol. 5, No. 3, s. 281.

Dysponując szeregiem n nadwyżkowych stóp zwrotu zgrupowano je kolejno w $n-1$ par i ustalono, w ilu parach pierwsza stopa zwrotu jest dodatnia (n_1), a w ilu ujemna (n_2). Następnie ustalono ile jest par, w których obydwie stopy zwrotu są dodatnie (m_1) oraz w ilu pierwsza jest ujemna, a druga dodatnia (m_2). Obliczono kolejno $\hat{\pi} = \frac{m_1 + m_2}{n_1 + n_2}$ oraz $N = \frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}$. Gdy hipoteza zerowa jest prawdziwa, to statystyka U ma asymptotyczny rozkład normalny $N(0,1)$:

$$U = \frac{\frac{m_1}{n_1} - \frac{m_2}{n_2}}{\sqrt{\frac{\hat{\pi}(1-\hat{\pi})}{N}}}$$

Test medianowy należy do testów serii opartych na liczbie serii. Przez serię rozumie się nieprzerwany ciąg liczb, którym przypisano tę samą cechę. Testy te służą przede wszystkim do weryfikacji hipotezy o losowości próby i dlatego też są niezwykle przydatne do badania, czy pewne zmienne losowe są niezależne i o jednakowym rozkładzie. Hipoteza zerowa brzmi następująco:

$$H_0: r_{et} \sim \text{IID}.$$

W pierwszym kroku niezbędne jest wyznaczenie mediany (M_e) nadwyżkowych stóp zwrotu. Następnie każdemu wynikowi przypisuje się wartość 1, gdy $r_{ei} > M_e$ bądź 0, gdy $r_{ei} < M_e$. Wyniki dla których $r_{ei} = M_e$ należy pominąć. Dysponując szeregiem zer i jedynek ustalono ogólną liczbę serii k oraz liczbę zer (n_1) i jedynek (n_2). Wartość oczekiwana liczby serii wynosi $\frac{2n_1 n_2}{n_1 + n_2} + 1$, zaś wa-

riancja $\frac{2n_1 n_2 (2n_1 n_2 - n_1 - n_2)}{(n_1 + n_2)^2 (n_1 + n_2 - 1)}$. Dla n_1 i n_2 większych od 20 standaryzowana

statystyka K posiada asymptotyczny rozkład normalny $N(0,1)$ i nim też można posługiwać się w celu wyznaczenia dwustronnego obszaru krytycznego¹¹.

Jeżeli założyć, że $R_{et} = R_{et-1} + r + \varepsilon_t$, $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$, to wówczas proces skumulowanej stopy zwrotu $\{R_{et}\}$ będzie procesem niestacjonarnym w zakresie wartości oczekiwanej, wariancji i funkcji kowariancyjnej. Z kolei pierwsze przyrosty tego procesu $R_{et} - R_{et-1}$ są już stacjonarne. Proces błędzenia losowego jest zatem zintegrowany stopnia pierwszego (*integrated of order one* – $I(1)$), jego pierwsze różnice są bowiem procesem stacjonarnym, zaś on sam – nie. Chcąc przetestować, czy $\{R_{et}\}$ jest błędzeniem przypadkowym, można zbudować mo-

¹¹ Cz. Domański: Testy statystyczne. PWE, Warszawa 1990, s. 26-38, 64-67.

del autoregresyjny postaci $R_{et} = \alpha + \rho R_{et-1} + \varepsilon_t$, oszacować jego parametry i zbadać, czy $\rho = 1$. W tym celu należy posłużyć się statystyką $\frac{\hat{\rho} - 1}{D(\hat{\rho})}$. Niestety, jej

rozkład różni się od rozkładu zwykle w tym celu wykorzystywanego (tj. Studenckiego–Gosseta). Badania Davida Dickeya i Wayne’a Fullera doprowadziły jednak do stabilizowania wartości krytycznych dla odpowiednich poziomów istotności. Pojawił się natomiast inny problem. Przypuśćmy, że $R_{et} = R_0 + rt + v_t$, $v_t \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$. Wtedy $E(R_{et}) = R_0 + rt$ oraz $D^2(R_{et}) = \sigma_v^2$. Okazuje się więc, że i w tym przypadku przeciętna skumulowana nadwyżkowa stopa zwrotu wzrasta w sposób liniowy. Różnica ujawnia się dopiero podczas analizy wariancji, pozostaje ona bowiem stała. Wydawałoby się, że proces powyższy i błądzenie losowe będzie można bez trudu odróżnić, jednak gdy wariancja składnika losowego jest niewielka w stosunku do składnika liniowego, może to być niemożliwe. Efektem niewłaściwego sklasyfikowania procesu jest np. pojawienie się w odniesieniu do składnika losowego korelacji pozornych (będących wyłącznie efektem przetwarzania danych, a niewystępujących w rzeczywistości). Skutkiem będą nieprawidłowe wnioski co do charakteru składnika przypadkowego. W tej sytuacji można postąpić zgodnie z metodą zaproponowaną przez Nelsona i Plossera. W celu odróżnienia procesu trendostacjonarnego (TS) od przyrostostacjonarnego (DS) proponują, aby oszacować parametry modelu $R_{et} = \alpha + \beta t + \rho R_{et-1} + \varepsilon_t$ i zbadać testem t, czy parametr β jest nieistotnie różny od zera. Formalnie należy zweryfikować hipotezę:

$$H_0: \beta = 0, \rho = 1 \text{ przeciwko alternatywnej}$$

$$H_1: |\rho| < 1.$$

Jeżeli hipotezę zerową się odrzuci, wówczas należy przyjąć, że proces jest trendostacjonarny, tj. opisany równaniem $R_{et} = R_0 + rt + v_t$. Z kolei jej nieodrzućenie prowadzi do uznania procesu za przyrostostacjonarny. Wtedy należy przystąpić do analizy z wykorzystaniem testów obecności pierwiastków jednostkowych. Układ hipotez testu Dickeya–Fullera jest następujący:

$$H_0: R_{et} = R_{et-1} + r + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2),$$

$H_1: R_{et} = \rho R_{et-1} + r + \varepsilon_t, |\rho| < 1, \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ lub zaburzenie losowe nie składa się ze zmiennych niezależnych o identycznym rozkładzie.

Weryfikując H_0 należy oszacować parametry modelu $\Delta R_{et} = \alpha + \delta R_{et-1} + \varepsilon_t$ ($\delta = \rho - 1$) i zbadać statystyką t, czy delta jest istotnie różna od zera wykorzystując tablice sporządzone przez Dickeya. Odrzucenie H_0 jest przesłanką uprawniającą do kwestionowania prawdziwości hipotezy błądzenia przypadkowego.

W odniesieniu do testu DF wysunięto jednak zarzut niskiej mocy, tj. niewielkiego prawdopodobieństwa odrzucenia hipotezy zerowej, nawet gdy jest ona nieprawdziwa. „Należy odnotować, że [...] założenie o istnieniu pierwiastka jednostkowego jest hipotezą poddawaną testowaniu, a klasyczny sposób weryfikacji powoduje, że hipoteza zerowa jest przyjmowana dopóty, dopóki nie zostaną znalezione silne dowody świadczące przeciw niej. Dlatego też alternatywnym wyjaśnieniem częstej niemożności odrzucenia hipotezy o występowaniu pierwiastka jednostkowego jest po prostu fakt, że ekonomiczne szeregi czasowe nie dostarczają niezbędnej ilości informacji, względnie że moc klasycznych testów pierwiastka jednostkowego nie jest wysoka”¹². Chcąc zwiększyć pewność wyników, zaproponowano przeprowadzenie analizy potwierdzającej, w której wykorzystuje się np. test Kwiatkowskiego, Phillipsa, Schmidta i Shina (KPSS). Jego hipoteza zerowa to:

$$H_0: R_{et} - R_{et-1} = r + v_t - \theta v_{t-1}, \theta = 1, \{v_t\} \text{ jest procesem słabo stacjonarnym.}$$

W celu weryfikacji hipotezy zerowej należy oszacować parametry regresji skumulowanej nadwyżkowej stopy zwrotu względem czasu (z wyrazem wolnym) oraz utworzyć szereg reszt u_t , a następnie obliczyć $\hat{S}_j = \sum_{i=1}^{i=j} u_i$. Statystykę

testową η_τ można uzyskać następująco: $\eta_\tau = \frac{1}{n^2 s^2(m)} \sum_{j=1}^{j=n} \hat{S}_j^2$, gdzie

$s^2(m) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} u_i^2 + \frac{2}{n} \sum_{k=1}^{k=m} w(k, m) \sum_{i=k+1}^{i=n} u_i u_{i-k}$ jest ważoną sumą estymatorów kowariancji począwszy od rzędu $-m$ do rzędu m . Najczęściej stosuje się wagi Bartletta postaci $w(k, m) = 1 - \frac{|k|}{m+1}$. Na ogół m uzależnia się od liczebności próby:

$$m = \left\lceil 4 \cdot \left(\frac{n}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\rceil. \text{ Zbyt wysokie wartości statystyki testowej są przesłanką do}$$

odrzucenia założenia o stacjonarności. Wartości krytyczne zostały stabilizowane.

4. Empiria

W niniejszym opracowaniu weryfikacji poddano hipotezę słabej efektywności rynków akcji spółek wchodzących w skład indeksu giełdowego WIG20.

¹² D. Kwiatkowski, P. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin: Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. “Journal of Econometrics” 1992, Vol. 54, s. 166.

Ponadto mając na uwadze spostrzeżenie Samuelsona¹³, głoszące, że jakkolwiek rynki poszczególnych instrumentów finansowych mogą być efektywne, to w odniesieniu do indeksów giełdowych hipoteza efektywności informacyjnej nie musi już być prawdziwa, zdecydowano się przeprowadzić podobne analizy dla samego indeksu. Wykorzystane szeregi czasowe pochodzą z okresu 2.01.1995-18.07.2012 (tj. począwszy od pierwszego pełnego roku kalendarzowego, w którym sesje giełdowe odbywały się pięć dni w tygodniu). Logarytmując przy podstawie e stosunek aktualnej ceny zamknięcia do poprzedniej (uwzględniając wszelkie pożytki z akcji) uzyskano szeregi czasowe dziennych, nominalnych, logarytmicznych stóp zwrotu. Do obliczenia nadwyżkowych stóp zwrotu jest także niezbędna znajomość nominalnej stopy zwrotu z inwestycji w instrumenty finansowe wolne od ryzyka. W związku z tym, że zmienna ta w rzeczywistości nie jest obserwowalna, powstaje konieczność jej oszacowania. Powszechnie do podobnych celów jest wykorzystywana rentowność papierów wartościowych emitowanych przez Skarb Państwa (na ogół są to 52-tygodniowe bony skarbowe). Należy jednak zwrócić uwagę na fakt podniesiony przez Franka Jena. Zauważył on, że: „Podczas gdy obligacje rządowe są tradycyjnie traktowane jako obligacje pozbawione ryzyka, to jednak są wolne jedynie od ryzyka niewywiązania się z obowiązku zapłaty, a nie ryzyka zmiany ceny”¹⁴. Wynika stąd, że lepszym rozwiązaniem będzie wykorzystanie innej wielkości. W związku z tym, że do rozmaitych kalkulacji finansowych na ogół jest wykorzystywana Warsaw Interbank Offered Rate, zatem właśnie stopę WIBOR 3M przyjęto za oszacowanie stopy wolnej od ryzyka. Po przeliczeniu na stopy logarytmiczne uzyskane wartości odjęto od odpowiednich nominalnych stóp zwrotu i otrzymano szeregi czasowe nadwyżkowych stóp zwrotu, które następnie poddano badaniu z wykorzystaniem uprzednio opisanych testów statystycznych (przyjęto, że poziom istotności wynosi 5%). Otrzymane rezultaty zestawiono w poniższej tabeli.

Tabela 1

Wyniki przeprowadzonych testów statystycznych

Nazwa	Liczba obserwacji	Wyniki testów statystycznych						
		B-P	B-L	Me	znaków	N-P	D-F	KPSS
1	2	3	4	5	6	7	8	9
ACP	3545	AC	AC	IID	IID	DS	UR	UR
BHW	3773	~AC	~AC	IID	IID	DS	UR	UR
BRE	4393	~AC	~AC	IID	IID	DS	UR	UR
BRS	4023	~AC	~AC	~IID	~IID	TS	UR	UR

¹³ J. Jung, R. Shiller: One Simple Test of Samuelson's Dictum for the U.S. Stock Market. <http://www.nber.org/papers/w9348> (27.09.2009), s. 3.

¹⁴ F. Jen: Random Walks and Technical Theories: Some Additional Evidence: Discussion. „Journal of Finance” May 1970, Vol. 25, s. 496.

cd. tabeli 1

1	2	3	4	5	6	7	8	9
GTC	2062	~AC	~AC	IID	IID	TS	UR	UR
JSW	260	~AC	~AC	IID	IID	DS	~UR	UR
KER	1165	AC	AC	IID	IID	DS	UR	UR
KGH	3767	~AC	~AC	IID	IID	TS	UR	UR
LTS	1786	AC	AC	IID	IID	DS	UR	UR
LWB	773	~AC	~AC	IID	IID	DS	UR	UR
PEO	3528	AC	AC	~IID	~IID	DS	UR	UR
PGE	677	AC	AC	~IID	~IID	TS	UR	UR
PGN	1711	~AC	~AC	IID	IID	DS	~UR	UR
PKN	3172	AC	AC	IID	IID	DS	UR	UR
PKO	1931	~AC	~AC	IID	IID	DS	UR	UR
PZU	551	~AC	~AC	IID	IID	TS	UR	UR
SNS	1904	AC	AC	~IID	~IID	DS	UR	UR
TPE	517	~AC	~AC	~IID	IID	TS	UR	UR
TPS	3428	~AC	~AC	~IID	~IID	DS	UR	UR
TVN	1913	AC	AC	IID	IID	TS	UR	UR
WIG20	4396	~AC	~AC	IID	IID	DS	UR	UR

Oznaczenia:

IID – niezależny o jednakowym rozkładzie,

DS – przyrostostacjonarny,

TS – trendostacjonarny,

UR – występuje pierwiastek jednostkowy,

AC – występuje autokorelacja,

~X – zjawisko X nie występuje.

W 4 przypadkach (BHW, BRE, LWB, PKO) nie ma żadnych przesłanek do kwestionowania hipotezy o podleganiu przez ceny akcji błędzeniu losowemu. Jakkolwiek wyniki testów Boxa–Pierce’a i Boxa–Ljunga sugerowałyby odrzucenie hipotezy zerowej dla 4 spółek (ACP, KER, LTS, PKN), to jednak pozostałe testy skłaniają do jej przyjęcia. W odniesieniu do 4 kolejnych podmiotów (GTC, KGH, PZU, TVN), test Nelsona–Plossera wskazywałby na trendostacjonarny charakter badanych szeregów, jednakże testy obecności pierwiastka jednostkowego (wraz z analizą potwierdzającą) skłaniają do przyjęcia hipotezy o jego występowaniu. W przypadku 2 spółek (JSW, PGN) test Dickeya–Fullera sugerowałby odrzucenie hipotezy o istnieniu pierwiastka jednostkowego, jednak test KPSS oraz Nelsona–Plossera wskazuje na konieczność jej przyjęcia. Jedynie w odniesieniu do 6 spółek (BRS, PEO, PGE, SNS, TPE, TPS) hipotezę błędzenia losowego cen papierów wartościowych należy odrzucić – wskazują na to wyniki testu medianowego (potwierdzone w 5 przypadkach przez wyniki testu znaków). W 3 przypadkach wykryte zależności mogą mieć charakter liniowy, na co wskazują wartości statystyk Q i Q’ (PEO, PGE, SNS). Należy także podkreślić, że w odniesieniu do indeksu WIG20 nieprawdziwa okazała się hipoteza Samuelsona. W świetle otrzymanych wyników należy uznać, że wartości tego indeksu kształtują się zgodnie z procesem błędzenia losowego, jakkolwiek nie podlegają mu niektóre komponenty tego indeksu.

Podsumowanie

Zastosowane metody statystyczne na poziomie istotności wynoszącym 5% nie pozwoliły na odrzucenie hipotezy o niezależności i identyczności rozkładu jedno-okresowych nadwyżkowych stóp zwrotu w 14 przypadkach, a także w odniesieniu do samego indeksu WIG20. Należy wszakże podkreślić, że testowana hipoteza w rzeczywistości jest koniunkcją, badano bowiem, czy stopy zwrotu są zmiennymi losowymi niezależnymi i czy mają jednakowy rozkład. Ta część hipotezy, która dotyczy identyczności rozkładów, niesie ze sobą skutki – z punktu widzenia podmiotów lokujących środki finansowe w instrumentach będących przedmiotem transakcji zawieranych na rynku kapitałowym – zdecydowanie mniej ważkie niż część pierwsza. Jeżeli stopy zwrotu są zmiennymi losowymi niezależnymi, wówczas żadne informacje o notowaniach z przeszłości nie są w stanie pomóc w osiągnięciu ponadnormalnego zysku. W tej sytuacji można co prawda próbować ustalić pewne cechy przyszłych stóp zwrotu (zwłaszcza w przypadku, gdy posiadają one ten sam rozkład wykorzystując centralne twierdzenie graniczne Lindeberga–Levy’ego), np. średnią czy prawdopodobieństwo przyjęcia wartości z określonego przedziału, lecz dalej niemożliwe będzie określenie konkretnego poziomu jaki stopa zwrotu miałyby osiągnąć. Długoterminowe pokonywanie rynku na podstawie kwotowań historycznych staje się niewykonalne. Jakie wynikają stąd konsekwencje?

Podstawowym skutkiem niezależności stóp zwrotu jest całkowita nieprzydatność narzędzi prognostycznych skonstruowanych zgodnie z zasadami analizy technicznej. Klasyczna analiza techniczna opiera się na trzech założeniach:

1. Zmiany podaży i popytu są odzwierciedlane w cenach instrumentów finansowych.
2. Ceny kształtują się zgodnie z utrzymującymi się przez pewien czas trendami.
3. Sytuacje mające miejsce na giełdzie powtarzają się.

Dane historyczne o cenach i wielkości obrotów są nanoszone przez czartyści na wykresy. Chcąc przewidzieć ceny przyszłe, analitycy techniczni badają je, wyszukując znane im z przeszłości formacje. Rozpoznanie określonego wzoru graficznego lub przyjęcie wybranej wartości przez właściwy wskaźnik jest sygnałem skłaniającym do podjęcia decyzji inwestycyjnej o sprzedaży bądź zakupie waloru. Analitycy techniczni twierdzą, że są w stanie przewidywać zachowanie rynku, ponieważ stosowane przez nich metody mają uwzględniać czynniki psychologiczne. Czy jest tak w rzeczywistości? Lektura porad opierających się na psychologii tłumu nie wydaje się dostarczać żadnych istotnych (i co ważniejsze skutecznych) zaleceń. Rzekome osiągnięcia analizy technicznej zostały ostatecznie zdemaskowane w latach 60. przez Roberta i Workinga. Nawet wytrawni czartyści nie byli w stanie odróżnić od siebie rzeczywistych wy-

kresów cen akcji z uzyskanymi w drodze symulacji komputerowej. Jak pisze Piotr Zielonka: „Analiza techniczna bierze pod uwagę psychologiczne podłoże zmian cen, ale stanowi mieszankę koncepcji racjonalnych i ezoterycznych [...]”¹⁵. Istnieją także metody analizy technicznej wykorzystujące różne wyrafinowane narzędzia matematyczno-statystyczne, których skuteczność również pozostaje wątpliwa. Mimo to miliony ludzi na całym świecie codziennie podejmują decyzje o zawarciu transakcji na ogromne kwoty kierując się wskazówkami analityków (nierzadko niedarmowymi), zapominając, że (jak stwierdził Cowles): „Udzielanie płatnych porad rynkowych jest paradoksem”, gdyż „Ktoś, kto rzeczywiście posiadałby taką wiedzę, nie dzieliłby się nią z nikim. Po co miałby to robić? Przecież w ciągu pięciu lat mógłby się stać najbogatszym człowiekiem na świecie. Po co miałby o tym mówić?”¹⁶. Na nadzwyczajną trwałość wiary w skuteczność metod czartyzmu ma wpływ przede wszystkim naturalna niechęć człowieka do zdarzeń przypadkowych. Potwierdzenie hipotezy o niezależności stóp zwrotu prowadzi do obalenia drugiej i trzeciej podstawowej zasady analizy technicznej. Występujące trendy mają charakter pozorny, podobnie jak powtarzalność sytuacji. Prowadzi to do konkluzji, że analiza techniczna „[...] z samej natury rzeczy nie może być narzędziem obiektywnym. Może być natomiast używana jako swego rodzaju sztuka (czyli coś analogicznego pod względem metodologicznym do psychoanalizy), a nawet od czasu do czasu przynosić nadspodziewanie dobre efekty”¹⁷.

Odpowiedziawszy na pytanie, stosowanie jakich metod w sytuacji nieodrzućenia hipotezy zerowej jest dla inwestorów nieopłacalne, należy zastanowić się, czy istnieją techniki umożliwiające osiągnięcie w długim okresie zysku ponadnormalnego. W tym celu niezbędne jest badanie istnienia efektywności rynku w wersji półsilnej i silnej. Jeżeli rynek jest słabo efektywny, lecz nie cechuje się wyższymi formami efektywności, wówczas zaleca się stosowanie analizy fundamentalnej, względnie portfelowej. O ile możliwość istnienia silnej efektywności odrzucono ostatecznie po prezentacji pracy Grossmana i Stiglitz, to jednak nadal badana jest hipoteza efektywności półsilnej w odniesieniu do różnych rynków. Z jednej strony zaobserwowano wiele odstępstw od konstrukcji teoretycznej (efekty związane ze wskaźnikami, takimi jak wskaźnik cena/zysk, efekt wielkości firmy), z drugiej zaś znaleziono także wiele przesłanek na jej korzyść (brak efektu splitów, zanikanie odchyłań powszechnie znanych). Być może najlepszym wyjściem jest inwestowanie pasywne. W żadnym wypadku nie

¹⁵ P. Zielonka: Czym są finanse behawioralne, czyli krótkie wprowadzenie do psychologii rynków finansowych. „Materiały i Studia”, z. 158, NBP, Warszawa 2003, s. 11.

¹⁶ P. Zielonka: O przewidywaniu cen akcji. Od analizy fundamentalnej do finansów behawioralnych. „Materiały i Studia”, z. 105, NBP, Warszawa 2000, s. 20.

¹⁷ P. Zielonka: Czym są finanse... , op. cit., s. 37.

należy jednak postępować zgodnie z zaleceniami krytyków koncepcji efektywności rynku, często ironicznie przytaczającymi stary dowcip maklerów amerykańskich: „Jeśli widzisz banknot studolarowy leżący na Wall Street, nie podnoś go – to zapewne tylko złudzenie, gdyby był prawdziwy, to ktoś wcześniej musiałby go dostrzec”. Gdy zauważymy banknot na bruku, należy postąpić dokładnie odwrotnie – jak najszybciej go podnieść, by nie ubiegł nas nikt inny. Wyniki badań zaprezentowanych w niniejszym opracowaniu pozwalają jednak stwierdzić, że analizowanie danych o wszystkich zgubionych do tej pory banknotach nie dostarczy nam informacji, gdzie i kiedy poszukiwać następnej studolarówki.

BEHAVIOR OF WIG20 INDEX COMPONENTS PRICES FROM EFFICIENT CAPITAL MARKETS THEORIST VIEWPOINT

Summary

This article deals with problem of informational efficiency of capital markets. In the first part theory of efficient capital markets created by Eugene Fama is described. The evolution of efficient capital market definition is presented and a new one is introduced. In the next part of the article proper null hypothesis is constructed and methods used to verify it are discussed. Author presents three groups of verification techniques: tests of autocorrelation, tests of randomness and unit root tests. In the third part of the text results of these statistical tests applied to prices of shares included in WIG20 index and values of this index as well are described. In the last part of article economic consequences for investors are presented.