

*Paweł Sekuła\**

## **PROSTY TEST SŁABEJ HIPOTEZY RYNKU EFEKTYWNEGO W WARUNKACH GPW W WARSZAWIE**

### **1. WPROWADZENIE**

Analiza i testy poziomu efektywności rynków kapitałowych, z uwagi na znaczenie problemu, znajdują się w centrum zainteresowania zarówno nauki i praktyki. Teoria efektywnych rynków kapitałowych została sformułowana w latach siedemdziesiątych XX wieku i od tego momentu wywołuje szereg dyskusji. Zakłada trzy poziomy efektywności rynku, w zależności od rodzaju i zakresu informacji odzwierciedlanej w cenach instrumentów finansowych. Przedmiotem przeprowadzonej analizy jest hipoteza słaba efektywności, która przyjmuje, że wszystkie informacje historyczne są doskonale odzwierciedlane w cenach. Jeśli taki warunek byłby spełniony, to kursy giełdowe dyskontowałyby wszystkie dotychczas ujawniane informacje. Oznaczałoby to, że wszelkie aktywne strategie inwestycyjne, opierające się na analizie danych historycznych byłby bezcelowe. Czyli nie byłby w stanie przynieść wyższych stóp zwrotu niż przeciętna rynkowa (w praktyce szeroki indeks giełdowy). Postawiony cel – zrealizowanie wstępnego sprawdzianu słabej hipotezy rynku efektywnego, w warunkach GPW w Warszawie, przeprowadzono wykorzystując test autokorelacji.

### **2. KONCEPCJA RYNKÓW EFEKTYWNYCH I WYNIKI WYBRANYCH BADAŃ**

Początków koncepcji efektywnych rynków kapitałowych upatruje się w końcu lat sześćdziesiątych i początkach siedemdziesiątych XX wieku. Szereg ówczesnych obserwacji empirycznych opisujących przypadkowe zachowanie się akcji zostało uzupełnione przez Fama, który sformułował teorię rynku efektywnego [Fama, 1970]. Poziom efektywności uzależnił od zakresu informacji odzwierciedlanej w cenach na rynku i wyróżnił trzy poziomy hipotezy efektywności – słabą, półsilną i silną. W późniejszym artykule Fama dokonał pewnych

---

\* Dr, adiunkt, Katedra Zarządzania Przedsiębiorstwem, Wydział Zarządzania Uniwersytetu Łódzkiego.

korekt, między innymi zmienił podział badań empirycznych, rozszerzając studia dotyczące hipotezy słabej [Fama, 1991]. W kolejnych latach pojawił się szeroki nurt badań i testów poszczególnych hipotez rynku efektywnego. Słaba hipoteza rynku efektywnego była badana przy wykorzystaniu statystycznych testów niezależności i przez testy reguł rynku. Statystyczne testy niezależności przeprowadzono głównie testami autokorelacji i testami serii. W przypadku rynku amerykańskiego najbardziej znane były badania Famy i MacBetha [1973]. Uzyskane wyniki wskazywały zwykle na brak autokorelacji – współczynniki korelacji były bardzo niskie i nieistotne statystycznie. Pojawiały się jednak badania, które dowodziły występowania związków autokorelacyjnych w przypadku poszczególnych grup spółek, szeregowanych względem poziomu kapitalizacji [Conrad i Kaul, 1988]. Obserwowane autokorelacje szczególnie dotyczyły spółek małych. W przypadku testów serii badania potwierdzały losowy charakter zmian cen, zarówno na rynkach giełdowych jak i pozagiełdowych [Hagerman i Richmond, 1973]. Dla krótkich okresów obserwowano pewne seryjne korelacje, ale uwzględnienie kosztów transakcyjnych powodowało występowanie efektywności w sensie ekonomicznym [Campbell, Grossman i Wang, 1993]. Testowanie reguł gry przyniosło wyniki nie do końca jednoznaczne. Pojawiały się dowody na poparcie, ale i przeciwko teorii efektywności. Wskazuje się jednak, że większość symulacji potwierdza słabą hipotezę [Reilly i Brown, 2001].

W warunkach krajowego rynku kapitałowego cykl najbardziej znanych badań przeprowadzili Czekaj, Woś i Żarnowski [2001]. W ich ocenie polski rynek, jeżeli chodzi o różnice w efektywności, nie odbiega od rynku amerykańskiego. Stosowane symulacje aktywnych strategii inwestycyjnych nie pozwalały natomiast na podważenie hipotezy efektywności rynku. Badania dotyczące autokorelacji opublikowali między innymi również Brzeszczyński i Kelm [2002]. Dla okresu 1991–2000 stwierdzili występowanie zjawiska autokorelacji, ale słabnącego w czasie, co wpisuje w światowe badania, w których pojawiają się wyniki zróżnicowane i czasem niejednoznaczne.

### 3. TEST AUTOKORELACJI W WARUNKACH GPW W WARSZAWIE

Dla weryfikacji hipotez teorii rynku efektywnego wypracowano szereg dość zróżnicowanych testów. W przypadku hipotezy słabej uważa się, że stosowane rozwiązania można podzielić na dwie główne grupy testów [Reilly i Brown, 2001]. Pierwsza to statystyczne testy niezależności między stopami zwrotu, a druga polega na testowaniu strategii inwestycyjnych, wykorzystujących historyczne dane do selekcji instrumentów finansowych. W przypadku pierwszej grupy najczęściej mają zastosowanie testy autokorelacji i testy serii. Zakłada się tutaj, że zwrot z instrumentów finansowych otrzymany w danym

okresie powinien być niezależny do zwrotu uzyskanego w innym okresie. Spowodowane jest to zachowaniem się kursów w sposób losowy, reagujących na pojawiające się bieżące informacje, które mają charakter przypadkowy i niezależny.

Przeprowadzając test hipotezy słabej efektywności rynku zdecydowano się na wstępne badania, które polegały na weryfikacji występowania zjawiska autokorelacji między stopami zwrotu instrumentu finansowego z GPW w Warszawie. Badania wykorzystywały notowania z przeszłych okresów, czyli dane historyczne, zgodnie z założeniami teorii efektywności. W przypadku braku efektywności rynku związku między stopami zwrot w różnych okresach powinny być istotne statystycznie. Oznaczałoby to możliwość stosowania strategii inwestycyjnych, które pozwalałyby osiągać ponadprzeciętne dochody, podważając tym samym tezę o efektywności rynku na poziomie hipotezy słabej.

Test autokorelacji polega na mierzeniu poziomu korelacji między stopami zwrotu z instrumentu finansowego. Analizowany jest stopień, w jakim stopa zwrotu w okresie  $t$  jest skorelowana ze stopą zwrotu z okresu opóźnionego, na przykład  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-3$ , itd. Przy założeniu efektywności rynku, współczynniki korelacji powinny przyjmować niskie wartości zbliżone do zera.

Realizując badanie przyjęto, że instrumentem finansowym opisującym rynek akcji na GPW w Warszawie jest indeks WIG. W teście wykorzystano dzienne zmiany procentowe indeksu, w okresie od 16.04.1991 – pierwsza sesja giełdowa na GPW w Warszawie – do 29.06.2012. Dienne zmiany procentowe indeksu były wyznaczone między poziomami ustalonymi na zamknięciu notowań, czyli na podstawie kursów rozliczeniowych.

Tabela 1. Wartość współczynników korelacji dla indeksu WIG, w poszczególnych okresach badawczych

$s$	1991–2012	1991–2000	2001–2012
1	0,2544	0,3147	0,0890
2	-0,0048	-0,0031	-0,0144
3	0,0206	0,0177	0,0239
4	0,0486	0,0601	0,0140
5	0,0271	0,0298	0,0146
6	-0,0096	-0,0152	-0,0006
7	0,0204	0,0294	-0,0068
8	0,0477	0,0673	-0,0074
9	0,0195	0,0161	0,0217
10	0,0217	0,0220	0,0167

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2. Współczynniki korelacji dla indeksu WIG, w poszczególnych okresach badawczych

<i>s</i>	1991–1995	1996–2000	2001–2006	2007–2012
1	0,3801	0,1536	0,0792	0,0941
2	-0,0032	-0,0105	0,0318	-0,0459
3	0,0272	-0,0129	0,0203	0,0239
4	0,0951	-0,0307	0,0033	0,0196
5	0,0542	-0,0365	0,0431	-0,0047
6	-0,0144	-0,0245	0,0361	-0,0249
7	0,0448	-0,0156	-0,0222	0,0026
8	0,0934	-0,0022	0,0087	-0,0208
9	0,0095	0,0267	0,0139	0,0246
10	-0,0043	0,0788	-0,0164	0,0338

Źródło: opracowanie własne.

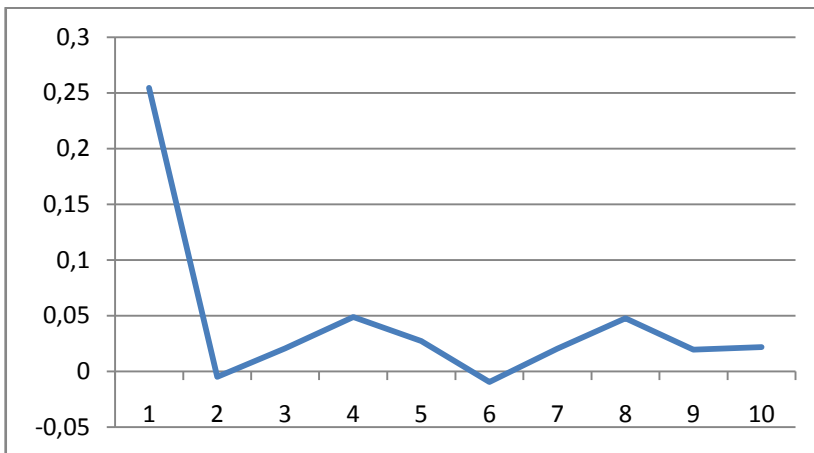
W pierwszym etapie testu przeprowadzono analizę poziomu korelacji między dziennymi stopami zwrotu indeksu WIG w okresie  $t$  i okresach opóźnionych  $t-s$ . Wyznaczano współczynniki korelacji:

$$\text{cor}(\Delta R_t, \Delta R_{t-s})$$

dla  $\Delta R_t$  – dziennej stopy zwrotu w okresie  $t$  i dziennej stopy zwrotu opóźnionej o  $s = 1, 2, \dots, S$ . Badania przeprowadzono w różnych wariantach czasowych. Najpierw wyznaczono współczynniki korelacji dla pełnej historii notowań GPW w Warszawie, od pierwszej sesji w 1991 roku do połowy roku 2012. Następnie wyróżniono dwa podokresy, do 2000 roku i od 2001 roku. Podział taki wydawał się uzasadniony, ponieważ w listopadzie 2000 roku wdrożono nowy system giełdowy, który diametralnie zmienił sposób notowań na GPW w Warszawie, co oczywiście mogło nie pozostać bez wpływu na poziom efektywności rynku. Otrzymane wyniki prezentuje tabela 1. W przypadku każdego z okresów współczynniki korelacji dla opóźnienia jednosesyjnego ( $s = 1$ ) są wyraźnie wyższe niż w pozostałych wariantach ( $s = 2, \dots, 10$ ). Współczynniki korelacji dla  $s = 1$  również ulegają zmianą w czasie. W całym okresie funkcjonowania giełdy współczynnik wynosi 0,2544, ale już po roku 2000 tylko 0,0890, co świadczy o słabnącej zależności wraz z rozwojem GPW. W pierwszym subokresie współczynnik korelacji jest najwyższy i wynosi 0,3147. Należy jednak podkreślić, że dla  $s$  różnych od jedności współczynniki korelacji są niskie, zwykle poniżej 0,05 (Rys. 1).

Znaczące dysproporcje w poziomie współczynnika korelacji między poszczególnymi próbami skłoniło do dokładniejszych badań dla krótszych okresów. W pierwszej kolejności czas funkcjonowania GPW w Warszawie podzielono na cztery okresy (tabela 2), a następnie wyznaczono współczynniki dla poszczególnych lat (tabela 3). W tym przypadku zdecydowano się połączyć pierwsze trzy lata

funkcjonowania giełdy, z uwagi na ograniczoną liczbę sesji w tygodniu. Połączono również w jeden okres dane z 2011 i 2012 roku, z uwagi na to, że ostatni rok obejmował w badaniu tylko pierwsze półrocze. Wcześniejsze obserwacje zostały uszczegółowione. Wyraźnie można było zaobserwować spadek wartości współczynnika korelacji, w miarę rozwoju GPW. Jednak współczynnik dla lat 2007–2012 był nieznacznie wyższy niż w okresie 2001–2006. W przypadku poszczególnych lat można było zaobserwować zdecydowanie większą zmienność. Ogólna tendencja została potwierdzona, w miarę rozwoju rynku współczynnik korelacji spadał. Przykładowo dla lat 1991–1993 – 0,4404, dla 1994 – 0,3559, co było najwyższymi wartościami, a dla 2010 – -0,0058 i dla 2011–2012 – 0,1424. Jednak między niektórymi latami występowały duże dysproporcje, na przykład współczynnik dla roku 2002 wyniósł -0,0240, gdy dla lat 2009 i 2011–2012 przekroczył 0,14 (tabela 3).



Rys. 1. Wartość współczynnika korelacji dla WIG w okresie 1991–2012, w zależności od poziomu opóźnienia  $s$

Źródło: opracowanie własne

Tabela 3. Współczynniki korelacji dla indeksu WIG, w poszczególnych okresach badawczych

$s$	1	2	3	4	5
1991-1993	0,4404	-0,0060	-0,0002	0,0630	0,0195
1994	0,3559	-0,0426	0,0318	0,1185	0,0624
1995	0,1363	-0,0150	-0,0209	-0,0256	0,0142
1996	0,2975	0,1076	0,0800	0,0777	-0,0477
1997	0,1932	-0,0143	-0,0628	-0,0365	-0,0608
1998	0,2203	0,0132	-0,0548	-0,0585	-0,0200
1999	0,1094	-0,1322	0,0185	-0,1283	-0,1020
2000	-0,0576	-0,0407	-0,0364	0,0052	0,0253

Tabela 3 (Cd.)

s	1	2	3	4	5
2001	0,1227	0,0241	-0,0399	0,0293	0,0487
2002	-0,0240	0,0544	0,0186	0,1087	0,0080
2003	0,0867	0,0196	0,1020	-0,0700	0,0418
2004	0,0670	0,0144	0,0038	-0,1191	0,0761
2005	0,1214	-0,0341	-0,1034	0,0543	0,0502
2006	0,0796	0,0506	0,0572	-0,0482	0,0236
2007	0,0230	0,0408	0,0365	0,0179	-0,0533
2008	0,0712	-0,0687	0,0951	0,0699	0,0491
2009	0,1491	-0,0976	-0,0417	0,0074	-0,0759
2010	-0,0058	-0,0584	0,0690	-0,0461	-0,0480
2011-2012	0,1424	-0,0607	-0,1148	-0,0628	0,0155

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane wyniki pokazywały występowanie dość silnego związku między dziennymi stopami zwrotu indeksu WIG dla okresów bezpośrednio następujących po sobie. W przypadku większego opóźnienia współczynniki korelacji przyjmowały niskie wartości, zwykle poniżej 0,05. Dawało się również zaobserwować przewagę współczynników korelacji dodatnich nad ujemnymi, co świadczyło o przewadze wzrostów nad spadkami w analizowanych próbach. Należy jednak podkreślić, że poziom wyznaczanych współczynników korelacji spadał w miarę rozwoju GPW w Warszawie, co mogło sugerować wzrost jej efektywności.

Oszacowanie tylko współczynników korelacji było niewystarczające, z uwagi na ich ograniczenia i zostały potraktowane jako badanie wstępne. Dlatego w kolejnym etapie testu hipotezę o braku losowości zmian stóp zwrotu indeksu WIG weryfikowano przy wykorzystaniu następującego modelu:

$$\Delta R_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta R_{t-s} + \varepsilon_t$$

Przedmiotem badania była analiza istotność zmiennych objaśniających. Jeśli  $\alpha_0$  i  $\alpha_1$  byłyby równe zero, to nie byłoby podstaw do odrzucenia hipotezy o losowości zmian stóp zwrotu indeksu WIG. Wtedy  $\Delta R_t$  byłby równy:

$$\Delta R_t = \varepsilon_t$$

Wówczas pojawiłyby się argumenty na potwierdzenie hipotezy o słabej efektywności rynku, negując tym samym zasadność inwestowania na podstawie danych historycznych.

Tabela 4. Parametry oszacowane dla testowanego modelu autoregresji, w poszczególnych okresach badawczych

s	1991–2012		1991–2000		2001–2012	
	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$
1	0,0007* (2,5979)	0,2544* (18,3309)	0,0012* (2,1802)	0,3147* (14,7160)	0,0030 (1,3952)	0,0890* (4,7965)
2	0,0010* (3,4062)	-0,0048 (-0,3367)	0,0018* (3,0591)	-0,0031 (-0,1374)	0,0004 (1,5569)	-0,0145 (-0,7759)
3	0,0010* (3,3385)	0,0206 (1,4332)	0,0018* (3,0168)	0,0176 (0,7836)	0,0004 (1,4711)	0,0239 (1,2852)
4	0,0009* (3,2526)	0,0486* (3,3909)	0,0017* (2,8999)	0,0601* (2,6715)	0,0004 (1,5151)	0,0140 (0,7500)
5	0,0009* (3,3021)	0,0271 (1,8863)	0,0018* (2,9636)	0,0298 (1,3224)	0,0004 (1,5457)	0,0146 (0,7821)

W nawiasach podano wartość statystyk  $t$

\* Parametry istotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Parametry oszacowane dla testowanego modelu autoregresji, w poszczególnych okresach badawczych

s	1991–1995		1996–2000		2001–2006		2007–2012	
	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$
1	0,0022 (1,6894)	0,3801* (11,0428)	0,0007 (1,3867)	0,1535* (5,4834)	0,0007* (2,3427)	0,0791* (3,0794)	0,0000 (-0,1108)	0,0941* (3,5077)
2	0,0035* (2,5685)	-0,0032 (-0,0852)	0,0008 (1,6224)	-0,0105 (-0,3695)	0,0007* (2,4765)	0,0318 (1,2345)	-0,0001 (-0,1271)	-0,0459 (-1,7055)
3	0,0035* (2,5166)	0,0272 (0,7296)	0,0008 (1,6004)	-0,0129 (-0,4565)	0,0007* (2,4620)	0,0203 (1,2345)	0,0000 (-0,0905)	0,0239 (0,8850)
4	0,0032* (2,3627)	0,0950* (2,5611)	0,0008 (1,5663)	-0,0306 (-1,0831)	0,0008* (2,5516)	0,0033 (0,1274)	0,0000 (-0,0614)	0,0196 (0,7274)
5	0,0034* (2,4308)	0,0542 (1,4554)	0,0008 (1,5422)	-0,0364 (-1,2853)	0,0008* (2,5069)	0,0430 (1,6696)	0,0000 (-0,0630)	-0,0047 (-0,1744)

W nawiasach podano wartość statystyk  $t$

\* Parametry istotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki charakteryzujące testowany model okazały się zbliżone do obserwacji, jakich dokonano w przypadku współczynników korelacji. Dla najdłuższych analizowanych okresów (tabela 4) parametry  $\alpha$  istotnie statystycznie różniły się od zera, ale tylko dla  $s = 1$ . Potwierdzając występowanie związku między dziennymi stopami zwrotu z indeksu WIG dla sesji giełdowych następujących po sobie. Potwierdzone zostało również zjawisko osłabiania się siły

związku między badanymi stopami zwrotu. W okresie do 2000 roku współczynnik  $\hat{\alpha}_1$  był ponad trzykrotnie wyższy niż w przypadku okresu 2001–2012. Świadcząc o zmianach, jakie zachodziły w funkcjonowaniu GPW w Warszawie. Zjawisko zmiany siły związków autokorelacyjnych przeanalizowano również dokonując analizy w krótszych okresach badawczych (tabela 5, 6 i 7). W przypadku podziału całego okresu funkcjonowania GPW w Warszawie na cztery subokresy potwierdzone zostały wcześniejsze obserwacje. Najsilniejszy związek między dziennymi stopami zwrotu indeksu miał miejsce w pierwszym okresie,  $\hat{\alpha}_1$  było równe ponad 0,38, dla statystyki  $t$  na poziomie ponad 11, gdy w ostatnim okresie  $\hat{\alpha}_1$  wyniosło 0,094 przy statystyce  $t$  3,5. Należy jednak podkreślić, że w żadnym z okresów nie uzyskano potwierdzenia o losowym charakterze zmian dziennych stóp zwrotu indeksu WIG.

Analiza badanych związków w poszczególnych latach pokazała dynamikę zmian zależności między stopami zwrotu z perspektywy krótszego horyzontu czasowego (tabela 6 i 7). Oczywiście w tym przypadku również potwierdzono występowanie istotnych związków między stopami zwrotu indeksu dla parametru opóźnienia jednosesyjnego. W każdym bądź razie słabnięcie zjawiska autokorelacji i jego zmiany w czasie były wyraźniejsze. Parametry  $\hat{\alpha}_1$  przyjmowały najwyższe wartości w pierwszych latach funkcjonowania giełdy. Do 1998 roku w każdym badanym okresie okazywały się istotnie statystycznie różne od zera, podważając hipotezę o słabym poziomie efektywności. W kolejnych latach można obserwować wyraźny spadek siły autokorelacji, od 1999 do 2008, w każdym roku, występowały parametry  $\hat{\alpha}_1$  na bardzo niskim poziomie, które istotnie statystycznie nie różniły się od zera. Sygnalizowały zmianę charakteru rynku, losowość kursów i wzrost poziomu efektywności. Ostatnie lata przyniosły jednak, w tym jednoznacznym obrazie, zmiany. Można byłoby zakładać, że rozwój rynku, wzrost udziału inwestorów instytucjonalnych i zagranicznych wpłynęły na wzrost poziomu efektywności GPW w Warszawie. W ciągu ostatnich trzech okresów badawczych okazało się, że zjawiska autokorelacyjne znów się nasiliły. Dla roku 2009 i okresu 2011–2012 parametry  $\hat{\alpha}_1$  osiągnęły wartości istotnie różne od zera, podważając tym samym losowość zmian.

Tabela 6. Parametry oszacowane dla testowanego modelu autoregresji, w poszczególnych latach okresu 1991–2002

$s$		1	2	3	4	5
1991–1993	$\hat{\alpha}_0$	0,0055* (2,4975)	0,0098* (4,0185)	0,0099* (4,0365)	0,0093* (3,8133)	0,0097* (3,9396)
	$\hat{\alpha}_1$	0,4415* (8,2820)	-0,0060 (-0,1007)	-0,0002 (-0,0041)	0,0639 (1,0602)	0,0198 (0,3269)
1994	$\hat{\alpha}_0$	-0,0013 (-0,4229)	-0,0022 (-0,6666)	-0,0020 (-0,6110)	-0,0019 (-0,5758)	-0,0021 (-0,6357)
	$\hat{\alpha}_1$	0,3554* (5,1795)	-0,0425 (-0,5782)	0,0318 (0,4311)	0,1183 (1,6105)	0,0622 (0,8408)



s		1	2	3	4	5
1995	$\hat{\alpha}_0$	0,0002 (0,1143)	0,0001 (0,0463)	0,0001 (0,0994)	0,0001 (0,0755)	0,0003 (0,1903)
	$\hat{\alpha}_1$	0,1360* (2,1578)	-0,0149 (-0,2344)	-0,0207 (-0,3266)	-0,0254 (-0,3987)	0,0140 (0,2214)
1996	$\hat{\alpha}_0$	0,0018 (1,9665)	0,0023* (2,3499)	0,0023* (2,3475)	0,0021* (2,2187)	0,0024* (2,4635)
	$\hat{\alpha}_1$	0,2972* (4,8973)	0,1074 (1,6982)	0,0798 (1,2558)	0,0766 (1,2182)	-0,0469 (-0,7441)
1997	$\hat{\alpha}_0$	0,0002 (0,1626)	0,0002 (0,1801)	0,0002 (0,1924)	0,0001 (0,1004)	0,0000 (0,0183)
	$\hat{\alpha}_1$	0,1932* (3,0877)	-0,0144 (-0,2240)	-0,0638 (-0,9823)	-0,0369 (-0,5688)	-0,0614 (-0,9480)
1998	$\hat{\alpha}_0$	-0,0003 (-0,1887)	-0,0003 (-0,2138)	-0,0002 (-0,1132)	-0,0002 (-0,1369)	-0,0001 (-0,0839)
	$\hat{\alpha}_1$	0,2201* (3,5496)	0,0132 (0,2066)	-0,0545 (-0,8591)	-0,0584 (-0,9153)	-0,0200 (-0,3114)
1999	$\hat{\alpha}_0$	0,0012 (1,1565)	0,0015 (1,4479)	0,0013 (1,1878)	0,0012 (1,1930)	0,0012 (1,1409)
	$\hat{\alpha}_1$	0,1087 (1,7265)	-0,1311 (-2,0875)	0,0184 (0,2883)	-0,1247* (-2,0167)	-0,0992 (-1,5947)
2000	$\hat{\alpha}_0$	-0,0001 (-0,0708)	0,0000 (0,0066)	0,0002 (0,1710)	0,0001 (0,0909)	-0,0001 (-0,0857)
	$\hat{\alpha}_1$	-0,0568 (-0,9074)	-0,0400 (-0,6396)	-0,0353 (-0,5697)	0,0050 (0,0813)	0,0242 (0,3945)
2001	$\hat{\alpha}_0$	-0,0007 (-0,8569)	-0,0008 (-0,9105)	-0,0010 (-1,0820)	-0,0008 (-0,9171)	-0,0007 (-0,7990)
	$\hat{\alpha}_1$	0,1226 (1,9431)	0,0240 (0,3775)	-0,0396 (-0,6243)	0,0290 (0,4573)	0,0480 (0,7603)
2002	$\hat{\alpha}_0$	0,0002 (0,2373)	0,0000 (-0,0218)	-0,0001 (-0,1553)	-0,0002 (-0,2402)	-0,0002 (-0,2021)
	$\hat{\alpha}_1$	-0,0240 (-0,3770)	0,0529 (0,8534)	0,0179 (0,2908)	0,1045 (1,7049)	0,0077 (0,1243)

W nawiasach podano wartość statystyk  $t$ .

\* Parametry istotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$ .

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Parametry oszacowane dla testowanego modelu autoregresji, w poszczególnych latach okresu 2003-2012

$s$		1	2	3	4	5
2003	$\hat{\alpha}_0$	0,0014 (1,8608)	0,0014 (1,8665)	0,0013 (1,6905)	0,0015* (2,0141)	0,0014 (1,8402)
	$\hat{\alpha}_1$	0,0867 (1,3710)	0,0194 (0,3084)	0,1010 (1,6078)	-0,0694 (-1,0985)	0,0414 (0,6533)
2004	$\hat{\alpha}_0$	0,0009 (1,4806)	0,0008 (1,3752)	0,0008 (1,4150)	0,0009 (1,6197)	0,0007 (1,3001)
	$\hat{\alpha}_1$	0,0662 (1,0658)	0,0139 (0,2288)	0,0036 (0,0593)	-0,1154 (-1,8924)	0,0737 (1,2016)
2005	$\hat{\alpha}_0$	0,0010 (1,8682)	0,0013* (2,2420)	0,0014* (2,5758)	0,0013* (2,2656)	0,0013* (2,2647)
	$\hat{\alpha}_1$	0,1218 (1,9257)	-0,0342 (-0,5363)	-0,1027 (-1,6312)	0,0539 (0,8509)	0,0499 (0,7848)
2006	$\hat{\alpha}_0$	0,0013 (1,5470)	0,0013 (1,5000)	0,0012 (1,3971)	0,0013 (1,5789)	0,0012 (1,4145)
	$\hat{\alpha}_1$	0,0795 (1,2577)	0,0503 (0,7962)	0,0569 (0,8988)	-0,0479 (-0,7549)	0,0235 (0,3689)
2007	$\hat{\alpha}_0$	0,0004 (0,4845)	0,0004 (0,4744)	0,0005 (0,5586)	0,0006 (0,6490)	0,0006 (0,6924)
	$\hat{\alpha}_1$	0,0230 (0,3612)	0,0409 (0,6385)	0,0365 (0,5703)	0,0178 (0,2790)	-0,0531 (-0,8302)
2008	$\hat{\alpha}_0$	-0,0025 (-1,9549)	-0,0028* (-2,2478)	-0,0024 (-1,8624)	-0,0024 (-1,8515)	-0,0024 (-1,9058)
	$\hat{\alpha}_1$	0,0712 (1,1237)	-0,0688 (-1,0829)	0,0952 (1,4979)	0,0699 (1,0964)	0,0491 (0,7678)
2009	$\hat{\alpha}_0$	0,0013 (1,1431)	0,0016 (1,4349)	0,0016 (1,3972)	0,0016 (1,3641)	0,0018 (1,5589)
	$\hat{\alpha}_1$	0,1478* (2,3801)	-0,0965 (-1,5440)	-0,0412 (-0,6559)	0,0073 (0,1157)	-0,0746 (-1,1908)
2010	$\hat{\alpha}_0$	0,0007 (1,0104)	0,0007 (1,0332)	0,0006 (0,8612)	0,0007 (1,0535)	0,0007 (1,0407)
	$\hat{\alpha}_1$	-0,0057 (-0,0914)	-0,0581 (-0,9237)	0,0687 (1,0892)	-0,0457 (-0,7247)	-0,0477 (-0,7535)
2011-2012	$\hat{\alpha}_0$	-0,0008 (-0,8613)	-0,0009 (-1,0043)	-0,0009 (-1,0060)	-0,0008 (-0,9330)	-0,0007 (-0,8181)
	$\hat{\alpha}_1$	0,1422* (2,2654)	-0,0606 (-0,9556)	-0,1146 (-1,8125)	-0,0627 (-0,9849)	0,0154 (0,2417)

W nawiasach podano wartość statystyk  $t$ .

\* Parametry istotne statystycznie dla  $\alpha = 0,05$ .

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując badania, w których wykorzystano model autoregresyjny, należy podkreślić, że dla większości analizowanych okresów nie można było przyjąć hipotezy o losowym zachowaniu się kursów, jednak można było obserwować zjawisko słabnięcia w czasie związków autokorelacyjnych między dziennymi stopami zwrotu indeksu WIG.

#### 4. PODSUMOWANIE

Wyniki przeprowadzonych badań autokorelacji, w warunkach krajowego rynku kapitałowego, wskazywały, że w przypadku zdecydowanej większości badanych okresów, nie można było przyjąć hipotezy o losowości zmian kursów akcji. Oznaczałoby to możliwość uzyskiwania ponadprzeciętnych dochodów ze strategii inwestycyjnych wykorzystujących historyczne dane, co tym samym podważało efektywność GPW w Warszawie na poziomie hipotezy słabej.

W teście wykorzystano, jako odpowiednik rynku, dzienne stopy zwrotu indeksu WIG. W przypadku których poszukiwano związków autokorelacyjnych, testowanych w różnych wariantach czasowych i przy różnych stopniach opóźnienia danych. Badania przeprowadzono w dwóch etapach. Najpierw jako test wstępny wyznaczono współczynniki korelacji między poszczególnymi dziennymi stopami zwrotu indeksu WIG, a następnie wykorzystano model autoregresyjny, który pozwolił ocenić istotność zmiennych objaśniających.

Otrzymane wyniki pokazywały na występowanie dość silnego związku między dziennymi stopami zwrotu indeksu WIG dla opóźnienia jednosesyjnego. Dawało się również zaobserwować przewagę współczynników korelacji dodatnich nad ujemnymi, co świadczyło o przewadze wzrostów nad spadkami w analizowanych próbach. Należy jednak zauważyć, że siła związków autokorelacyjnych ulegała zmianom w czasie. Najsilniejsza była w przypadku pierwszych lat funkcjonowania GPW w Warszawie, a następnie słabła lub nawet zanikała, w zależności od badanego okresu. Może to skłaniać do wniosków, że rozwój rynku, jego profesjonalizacja i wzrost udziału inwestorów instytucjonalnych podnoszą poziom efektywności. Dlatego wydaje się, że wnioski o braku losowości zmian kursów nie mogą być jednoznaczne. Przeprowadzone badania powinny być kontynuowane, tym bardziej, że zrealizowane proste testy również nie są pozbawione pewnych wad.

**Słowa kluczowe:** hipoteza rynku efektywnego, GPW w Warszawie.

**LITERATURA**

- Brzeszczyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych*, WIG-Press, Warszawa
- Campbell J., Grossman S., Wang J. (1993), *Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns*, „Quarterly Journal of Economics”, No. 3
- Conrad J., G. Kaul, 1988, *Time Variation in Expected Returns*, „Journal of Business”, No.4
- Czekaj J., Woś M., Żarnowski J. (2001), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, PWN, Warszawa
- Fama E.F. (1970), *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, „Journal of Finance”, No. 2
- Fama E.F., MacBeth J. (1973), *Return and Equilibrium: Empirical Tests*, „Journal of Political Economy”, No. 3
- Fama E.F. (1991), *Efficient Capital Markets II*, „Journal of Finance”, No. 5
- Hagerman R.L., Richmond R.D. (1973), *Random Walks, Martingales and the OTC*, „Journal of Finance”, No. 4
- Reilly F.K., Brown K.C. (2001), *Analiza inwestycji i zarządzanie portfelem*, PWE, Warszawa.

*Paweł Sekuła*

**SIMPLE TEST WEAK-FORM EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS  
ON THE WARSAW STOCK EXCHANGE****Summary**

This paper aims to determine whether the Polish capital market is efficient at low level. The test results suggest the presence of autocorrelation of daily returns on WIG index. However, observations showed weakening of the autocorrelation with the development of the Warsaw Stock Exchange.

**Keywords:** efficient market hypothesis, Warsaw Stock Exchange.