

EWA WIDZ, TOMASZ BAR

*Autokorelacja stóp zwrotu w badaniu słabej efektywności
polskiego rynku kapitałowego*

Testing the Efficient Market Hypothesis with autocorrelation coefficients Polish Capital Market

Abstrakt: Hipoteza efektywności rynku kapitałowego od momentu powstania w latach 60. XX wieku była wielokrotnie przedmiotem badań, znajdując zarówno wielu entuzjastów, jak i zagorzałych krytyków. Podstawowym celem niniejszego artykułu jest weryfikacja hipotezy słabej efektywności informacyjnej warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych w latach 2001–2007, dokonana na podstawie testów autokorelacji stóp zwrotu dla spółek z indeksu WIG-20 oraz wybranych spółek z WIG-u.

Celowi podporządkowano układ pracy, która składa się z trzech części. Pierwsza część zawiera krótki opis hipotezy efektywności informacyjnej rynku kapitałowego (w skrócie zwanej dalej efektywnością lub efektywnością rynku) i dotychczasowe wyniki badań nad jej weryfikacją w polskich warunkach. W drugiej części opisano metodę badawczą. Trzecia część artykułu to prezentacja wyników przeprowadzonych badań oraz ich interpretacja.

HIPOTEZA EFEKTYWNOŚCI RYNKU KAPITAŁOWEGO
The Efficient Market Hypothesis

Hipoteza efektywności rynku kapitałowego została sformułowana w latach 60. XX wieku przez E. Fama. Według niego rynek efektywny to taki, na którym ceny zawsze w pełni odzwierciedlają dostępne informacje.¹ Definicja, jaką sformułował Fama, jest zbyt ogólna na potrzeby badań empirycznych. Jedną z częściej stosowanych obecnie definicji hipotezy efektywności głosi, iż rynek

¹ Zob. E. F. Fama, *Efficient Capital Market*, „The Journal of Finance” 1991, nr 46.

jest efektywny, jeśli ceny odzwierciedlają natychmiast i prawidłowo określone informacje, na podstawie których nie sposób odnosić systematycznie ponadnormalnych stóp zwrotu.² Oznacza to, że efektywność rynku należy badać względem konkretnego zbioru informacji. Zakres informacji, który wywiera wpływ na ceny, można podzielić na trzy grupy:

- informacje o przeszłych cenach aktywów finansowych,
- informacje market makerów, osób wewnątrz spółek oraz wszelkie informacje poufne,
- wszystkie publicznie dostępne informacje, które mogą mieć znaczenie przy wycenie aktywów finansowych (np. sprawozdania finansowe, raporty, bilanse itp.).

W zależności od tego, który zbiór informacji jest wykorzystywany, można rozróżnić trzy typy efektywności informacyjnej rynku: słabą, półsilną oraz silną.³ Hipoteza słabej efektywności rynku zakłada najwęższy dostęp do informacji. Według niej ceny odzwierciedlają wszystkie informacje przeszłe, dotyczące notowań instrumentów finansowych. W związku z tym analiza przeszłych stóp zwrotu nie prowadzi do prawidłowego prognozowania przyszłych cen tych instrumentów. W takiej sytuacji analiza techniczna staje się bezużyteczna. Efektywność półsilna (średnia) dotyczy szerszego zbioru informacji. Oprócz historycznych cen, obejmuje wszystkie publicznie dostępne informacje, jak np. raporty spółek. Za pomocą analizy fundamentalnej, w przypadku rynku efektywnego półsilnie, nie można osiągać ponadprzeciętnych zysków bez ponoszenia większego ryzyka. Najszerszy zbiór informacji jest zawarty w hipotezie silnej efektywności, jednocześnie jest to najbardziej rygorystyczna hipoteza. Postuluje ona, że wszystkie informacje, w tym także niejawnie, są uwzględnione w obecnej cenie instrumentu finansowego.

Hipotezę o słabej efektywności można weryfikować trzema różnymi metodami. Najprostsza z nich polega na sprawdzeniu wprost tego, co słaba efektywność eliminuje z narzędzi prognostycznych. Mowa tu o analizie technicznej, która w przypadku prawdziwości tej hipotezy nie powinna przynieść wiarygodnych przesłanek do inwestowania. Używając narzędzi analizy technicznej, opracowywane są strategie inwestycyjne. W dalszej kolejności należy sprawdzić, w ja-

² Normalne stopy zwrotu to stopy zwrotu wynikające z modeli takich jak APT (*arbitrage pricing theory*, tzw. teoria arbitrażu cenowego) lub CAPM (*capital asset pricing model*, tzw. model wyceny aktywów kapitałowych). Model CAPM opiera się na klasycznej teorii portfela i wymaga istnienia doskonałej równowagi rynkowej, co oznacza, że każdy inwestor kieruje się kryterium średniej stopy zwrotu i ryzyka. Teoria arbitrażu nie wymaga tego założenia, przyjmuje się natomiast, że kiedy stopy zwrotu nie są obciążone ryzykiem, inwestorzy preferują wyższe stopy zwrotu. Zob. D. G. Luenberger, *Teoria inwestycji finansowych*, PWN, Warszawa 2003, s. 260–268.

³ P. Bernstein, *Intelektualna historia Wall Street*, WIG-Press, Warszawa 1998.

kim stopniu sygnały otrzymane z tych strategii są przydatne. Jeśli otrzymane prognozy są wiarygodne (analiza techniczna dostarczyła prawidłowych sygnałów kupna/sprzedaży), to można mniemać, iż nie występuje efektywność w słabej formie.

Kolejną metodą jest weryfikacja hipotezy o tym, iż szereg cen jest procesem błędzenia losowego. Do testowania wykorzystuje się testy takie jak: test serii, test na istnienie pierwiastków jednostkowych, test znaków, ilorazu wariancji czy autoregresji. Jeśli w wyniku testów nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o błędzeniu losowym szeregu cenowego, nie istnieją również podstawy do odrzucenia hipotezy efektywności.

Następna metoda polega na próbie znalezienia regularności w rozkładzie stóp zwrotu. Można badać rozkład dziennych stóp zwrotu w obrębie tygodnia w poszukiwaniu istnienia tzw. „efektu piątku” lub rozkład miesięcznych stóp zwrotu w obrębie roku, poszukując tzw. „efektu stycznia”. W przypadku stwierdzenia takich anomalii rynek nie jest efektywny.

Znacznie trudniej zweryfikować hipotezę półsilnej efektywności rynku. Do jej badania wykorzystuje się analizę zdarzeń oraz testy strategii inwestycyjnych, bazujących na informacjach dostępnych publicznie. Testy strategii inwestycyjnych w przypadku półsilnej efektywności opierają się na wnioskach płynących z analizy fundamentalnej. W przypadku prawdziwości tej hipotezy portfel zbudowany ze spółek dobranych według kryterium na przykład wysokości wskaźnika cena/zysk netto nie powinien przynieść ponadnormalnych dochodów.

Hipoteza o silnej efektywności jest najbardziej kontrowersyjna i wyjątkowo trudna do zweryfikowania w związku z tym, że zakłada niemożliwość osiągnięcia ponadnormalnych zysków przez specjalistów z dostępem do większego zbioru informacji niż większość inwestorów. Ewentualną metodą jej weryfikacji mogłoby być obserwowanie wyników funduszy inwestycyjnych, które zatrudniają szeroką kadrę specjalistów i mają szerszy dostęp do informacji (szerszy dostęp do informacji niekoniecznie musi oznaczać, iż fundusze dysponują informacjami nielegalnymi albo tajnymi; w takich przypadkach znaczenie ma również to, jak szybko dostaniemy jawną informację). W związku z tym można przypuszczać, iż fundusze będą lepiej radziły sobie na rynku niż inni gracze.

Badania empiryczne efektywności polskiego rynku kapitałowego są niezbyt liczne. Jest to spowodowane krótką historią tego rynku. Wśród najważniejszych należy wymienić próbę weryfikacji hipotezy o słabej efektywności polskiego rynku kapitałowego przeprowadzoną przez J. Czekaję, M. Wosię i J. Żarnowskiego w 2001 roku.⁴ Badania te potwierdzają hipotezę błędzenia losowego notowań, co z kolei potwierdza hipotezę efektywności giełdy.

⁴ J. Czekaj, M. Woś, J. Żarnowski, *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce*, PWN, Warszawa 2001.

Badania dotyczące rozkładu stóp zwrotu w czasie na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie przeprowadził A. Szyszka.⁵ Autor skoncentrował się na potencjalnych anomaliach rynku, bazując na danych dziennych i tygodniowych. Ponadprzeciętne stopy zwrotu udało się zaobserwować w pierwszym tygodniu miesiąca oraz w większości przypadków w poniedziałek (tak zwany efekt poniedziałku). Efekt poniedziałku okazał się statystycznie istotny, jednakże istotność efektów pierwszego tygodnia miesiąca pozostawała na niskim poziomie.

Późniejsze badania anomalii na rynku giełdowym w Polsce nie potwierdziły otrzymanych wyników⁶ zarówno dla danych tygodniowych, jak i dziennych, co może świadczyć o dojrzewaniu polskiego rynku kapitałowego.

METODOLOGIA

Methodology

Jakie znaczenie ma badanie autokorelacji dla hipotezy o słabej efektywności rynku? Gdyby istniała silna autokorelacja szeregów stóp zwrotu, można by „z dużym prawdopodobieństwem i dokładnością prognozować przyszłe stopy zwrotu w krótkich okresach czasu”⁷, co stoi w sprzeczności z teorią o efektywności.

W przeprowadzonym badaniu wykorzystano szeregi czasowe cen spółek notowanych na warszawskiej giełdzie. Okres, jaki przyjęto do badania, to lata 2000–2007.⁸ Spółki zostały wybrane spośród wchodzących w skład indeksów WIG-20 i WIG. Taka decyzja była związana z przypuszczeniem, iż największe polskie spółki są: po pierwsze, notowane w systemie ciągłym, po drugie, rozpoznawane przez większość inwestorów, po trzecie, dzięki wielkości obrotów ich akcjami można przypuszczać, iż rynek dobrze wycenia te aktywa finansowe. Spółki spoza indeksu WIG-20 zostały dobrane pod względem zgodności co do przyjętego okresu badań.

Istnieje wiele testów służących do wykrywania autokorelacji szeregów czasowych. Wśród nich można wymienić funkcję autokorelacji, autokorelacji cząstkowej, testy statystyczne takie, jak test Durбина-Watsona czy Boxa-Pierce’a. Test Ljunga-Boxa użyty w niniejszym artykule jest pochodnym testu Boxa-Pierce’a. Został on wybrany ze względu na fakt, iż test Boxa-Pierce’a daje mało

⁵ A. Szyszka, *Efektywność rynku a anomalie w rozkładzie stóp zwrotu w czasie*, „Rynek Kapitałowy” 1999, nr 12.

⁶ Zob. S. Buczek, *Efektywność informacyjna rynków akcji – teoria a rzeczywistość*, Wydawnictwo SGH, Warszawa 2005.

⁷ M. Osińska, *Ekonometria finansowa*, PWE, Warszawa 2006, s. 36.

⁸ Długość szeregów, pomimo że zaczynają i kończą się w tym samym momencie, jest różna. Nie wpływa to jednakże na poprawność testów i na późniejsze wnioski.

wiarygodne rezultaty dla małych prób danych.⁹ W przypadku dużych prób oba testy mają podobne własności. Ponadto test Ljunga-Boxa w praktyce jest najczęściej stosowanym testem, który pozwala na weryfikację hipotezy o braku korelacji dowolnego rzędu.

Hipoteza zerowa zakłada, że autokorelacje wszystkich rzędów równają się zero. W hipotezie alternatywnej istnieje przynajmniej jedna autokorelacja różna od zera. Można to zapisać następująco:

$$H_0: \forall j \rho_j = 0, \quad H_1: \exists j \rho_j \neq 0.$$

Statystyka Q' Ljunga-Boxa ma następującą postać¹⁰:

$$Q' = T(T+2) \sum_{j=1}^p \frac{\rho_j^2}{T-j} \quad \text{Równanie 1}$$

gdzie: T – długość szeregu czasowego (liczba obserwacji), ρ_j – współczynniki autokorelacji rzędu j , j – rząd autokorelacji, $j=1, 2, 3, \dots, p$.

Statystyka Q' Ljunga-Boxa posiada rozkład zbieżny do rozkładu χ^2 (chi-kwadrat) o p stopniach swobody.

Estymator współczynnika ρ_j do realizacji białego szumu przyjmuje postać¹¹:

$$\hat{\rho}_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T \varepsilon_t \varepsilon_{t-j}}{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2} \quad \text{Równanie 2}$$

Test Ljunga-Boxa jest często używany jako statystyka portfelowa (test całościowy) do badania liniowej zależności szeregów czasowych. Mankamentem tego testu jest fakt, iż mierzy tylko liniową zależność, nie może być stosowany w celu wykrywania zależności nieliniowych.

TESTOWANIE AUTOKORELACJI STÓP ZWROTU – TEST LJUNGA-BOXA Autocorrelation analysis – Ljung-Box test

Autokorelacja stóp zwrotu została zweryfikowana przy użyciu testu Ljunga-Boxa. Badanie przeprowadzono dla danych dziennych i tygodniowych¹², nato-

⁹ C. Brookes, *Introductory econometrics for finance*, Cambridge 2002, s. 233.

¹⁰ M. Osińska, *op. cit.*, s. 35.

¹¹ *Ibid.*, s. 36.

¹² W badaniach nie wykorzystywano danych miesięcznych, gdyż szeregi czasowe obejmujące 84 pozycje (7 lat*12 miesięcy) są zbyt krótkie i mogłyby dawać zniekształcone wyniki.

miast sam test został przeprowadzony dla czterech rzędów opóźnień (pierwszego, piątego, dziesiątego i dwudziestego). Celem takiego doboru było badanie wpływu na dzisiejsze dane danych: z dnia poprzedniego, sprzed tygodnia, dwóch tygodni oraz sprzed około miesiąca. Wyniki zostały zaprezentowane w tabelach 1–4. Wartości krytyczne testu pochodzą z tablic chi-kwadrat.

Wyniki testów autokorelacji dla dziennych stóp zwrotu zostały przedstawione w tabelach 1 i 2. Tabela 1 zawiera autokorelację rzędu jeden i pięć, tabela 2 z kolei opóźnienia rzędu dziesięciu i dwudziestu dni.

Otrzymane rezultaty nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, czy dzienne stopy zwrotu są realizacją procesu błędzenia losowego akcji. Dla 16 z 24 spółek, na poziomie istotności 1%, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Brak korelacji między stopami zwrotu oznacza, że przyszłe wartości kursów akcji nie są zależne (liniowo) od poprzednich, co nie stanowi dowodu przeciwko teorii błędzenia losowego cen akcji. W przypadku pozostałych ośmiu spółek możliwe było odrzucenie hipotezy zerowej na jednoprocetowym poziomie istot-

Tab. 1. Wyniki testów autokorelacji stóp zwrotu dla danych dziennych rzędu I i V
Autocorrelation test results for daily rate of return (lag I and V)

Spółka	Autokorelacja I rzędu		Autokorelacja V rzędu	
	Współczynnik autokorelacji	Statystyka	Współczynnik autokorelacji	Statystyka
Agora	0,073615213	10,20436*	0,014869849	12,02637**
Alma	0,001575508	0,00457	-0,017786684	5,139165
Atlantis	-0,098959141	17,76436*	0,009044206	23,40311*
Bank Zachodni	0,032280074	1,577595	0,014447518	2,814838
BPH	-0,02673126	1,326225	-0,009197345	2,261497
BRE Bank	0,046988382	4,153079**	0,012278147	9,991962
Cersanit	-0,020083525	0,714733	-0,0158616	1,501628
Debica	0,090265504	15,71724*	0,015285964	21,09827*
DzPolska	-0,253685046	97,62833*	0,017213656	102,0053*
Echo	0,035250838	2,369681	0,013268455	11,74429**
Grajewo	-0,111276886	20,81508*	-0,026628182	22,87242*
Indykpol	-0,131393608	31,30017*	-0,005070373	42,76835*
Irena	-0,036988287	2,451697	-0,031448875	20,97111*
Kęty	-0,028184911	1,47121	-0,012010155	2,013898
KGHM	0,040978199	3,16196	0,020717631	11,94821**
Kruszwica	0,05454765	5,477801**	-0,020923978	9,729796
Novita	-0,058770226	5,567757**	-0,109636519	35,57942*
PEKAO	-0,016687165	0,524343	-0,015557641	6,531431
PKNOrlen	0,017056697	0,547823	-0,011810225	5,514051
Prokom	0,025712252	1,24489	0,022589691	6,165161
TP SA	0,009103139	0,156039	0,024415949	3,400076
Fortis	-0,068832379	7,130544*	-0,00797967	20,7673*
StalExport	0,083018428	13,24655*	-0,039099559	17,80652*
Żywiec	-0,057235226	6,119333**	-0,017122936	9,512608
WIG-20	-0,06603	8,301384587*	0,006562	8,805465706

* istotność na poziomie 1%, ** istotność na poziomie 5%, *** istotność na poziomie 10%.

Źródło: Obliczenia własne.

ności. Oznacza to, że dla tych spółek jest możliwe prognozowanie przyszłych stóp zwrotu, bazujące na historycznych danych, co więcej – większość tych spółek powtórzyła się dla opóźnień rzędu I, V, X i XX.

Tab. 2. Wyniki testów autokorelacji stóp zwrotu dla danych dziennych rzędu X i XX
Autocorrelation test results for daily rate of return (lag X and XX)

Spółka	Autokorelacja X rzędu		Autokorelacja XX rzędu	
	Współczynnik autokorelacji	Statystyka	Współczynnik autokorelacji	Statystyka
Agora	-0,00816834	16,16018***	-0,00679619	37,33505559**
Alma	-0,036347638	14,35262	0,018764269	28,84096674***
Atlantis	-0,003400522	25,99129*	-0,00346225	39,61874275*
Bank Zachodni	-0,021533073	10,07725	-0,02350012	26,44317794
BPH	0,01169856	5,93559	-0,02556743	22,13137393
BRE Bank	0,003921316	10,13873	-0,01932584	20,80483377
Cersanit	-0,012642841	1,921321	-0,01171503	4,061495379
Dębica	0,022715782	23,25824*	0,042117473	43,94506827*
DzPolska	0,025385461	133,5129*	0,003989372	155,1400722*
Echo	-0,004539511	16,65945***	-0,02606051	25,8572362
Grajewo	0,069122084	35,53599*	-0,033299	46,80957028*
Indykpol	-0,006280582	50,05888*	-0,01614507	64,4642115*
Irena	0,002602586	24,25661*	-0,0456628	43,80731392*
Kęty	0,000376315	2,855073	-0,00817355	13,72861126
KGHM	-0,02851628	19,09155**	0,022539943	30,19844435***
Kruszwica	0,002908916	22,04238**	0,016517827	34,28431008**
Novita	0,045043922	65,8188*	0,053007631	90,08673656*
PEKAO	0,013776768	9,000939	-0,00655211	21,02011521
PKNOrlen	0,008965978	10,6927	0,011219482	24,16818426
Prokom	-0,026042191	19,99025**	0,006605827	39,05179218*
TP SA	-0,046230938	13,24541	0,013902199	27,14480909
Fortis	0,043469478	27,51071*	-0,00811328	34,10170678**
StalExport	0,008057469	22,81027**	-0,02690521	30,20750067***
Żywiec	0,005816629	14,83829	-0,01025599	28,00697626
WIG-20	0,0000597	14,08923	0,013008	30,97907***

* istotność na poziomie 1%, ** istotność na poziomie 5%, *** istotność na poziomie 10%.

Źródło: Obliczenia własne.

Na uwagę zasługuje fakt, iż wszystkie spółki, dla których została odrzucona hipoteza zerowa, nie wchodzi w skład indeksu WIG-20, co może oznaczać, iż są one mniej efektywnie wyceniane przez rynek.¹³ W przypadku indeksu WIG-20, dla dziennych notowań, istotna autokorelacja została zanotowana tylko dla I rzędu opóźnień. Na poziomie istotności 5% prawie połowa spółek wykazuje istotną autokorelację wszystkich badanych rzędów.

Możliwość przewidywania przyszłych stóp zwrotu na podstawie autokorelacji nie oznacza jednak automatycznej dyskwalifikacji hipotezy efektywności. Należy pamiętać o kosztach transakcyjnych, których uwzględnienie jest nieodzowne w transakcjach kupna i sprzedaży papierów wartościowych.

¹³ Wyjątkiem jest tylko Agora, która miała istotną autokorelację I rzędu.

Autokorelacje tygodniowych stóp zwrotu zostały przedstawione w tabelach 3 i 4. Pierwsza z nich zawiera wyniki testu dla opóźnień rzędu I i V, zaś w drugiej zaprezentowano rezultaty testu dla opóźnień rzędu X i XX.

Tab. 3. Wyniki testów autokorelacji stóp zwrotu dla danych tygodniowych rzędu I i V
Autocorrelation test results for weekly rate of return (lag I and V)

Spółka	Autokorelacja I rzędu		Autokorelacja V rzędu	
	Współczynnik autokorelacji	Statystyka	Współczynnik autokorelacji	Statystyka
Agora	-0,001106221	0,000484604	0,002955	2,11199994
Alma	-0,00696009	0,019474437	0,033438	3,193468
Atlantis	0,022816005	0,201985256	0,029315	1,227453
Bank Zachodni	-0,011309534	0,040803092	0,040606	4,219608384
BPH	0,021566372	0,18418649	0,040962	7,611655
BRE Bank	-0,061880581	1,524053282	0,01437	3,461107
Cersanit	0,041945797	0,686199121	0,006971	1,515034
Dębica	0,063725739	1,652844952	0,014421	6,742266
DzPolska	-0,164240627	10,97901907*	0,001559	15,69953**
Echo	0,120247263	5,885085144**	-0,00908	6,651597
Grajewo	-0,028226138	0,317895289	-0,01939	2,185632
Indykpol	-0,048228218	0,907142875	0,098741	6,472136
Irena	-0,218051321	18,59100264*	-0,00487	19,3477*
Kęty	-0,001600142	0,001001158	0,150704	13,0038**
KGHM	0,040404619	0,646495664	-0,03414	4,858402
Kruszwica	-0,001374897	0,000739139	0,045757	13,62309**
Novita	-0,020153706	0,168158126	0,083092	11,77322**
PEKAO	-0,090603278	3,250808602***	-0,03509	9,07486***
PKNOrlen	-0,08975079	3,189922563***	0,014401	4,299633
Prokom	-0,019640738	0,152763359	0,036182	5,134598
TP SA	-0,096159006	3,661706285***	0,07789	10,84215***
Fortis	-0,270409579	28,07917197*	0,028547	29,42971*
StalExport	-0,020288014	0,1667025	0,046685	3,850812
Żywiec	-0,04574871	0,847658149	0,101681	11,04143
WIG-20	-0,099139148	3,980644626**	0,058507	9,174754

* istotność na poziomie 1%, ** istotność na poziomie 5%, *** istotność na poziomie 10%

Źródło: Obliczenia własne.

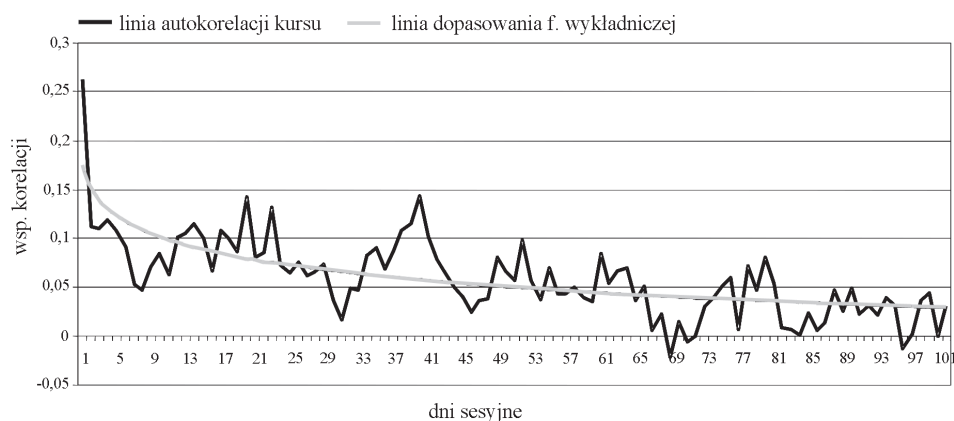
Otrzymane wyniki dostarczają jeszcze mniej dowodów przeciwko hipotezie losowości analizowanych danych niż w przypadku danych dziennych. Hipotezę o istotnej autokorelacji, na poziomie istotności 1%, można odrzucić dla prawie wszystkich spółek. Oznacza to, że na podstawie historycznych danych tygodniowych w większości przypadków nie można przewidywać przyszłych wartości, co potwierdza hipotezę o losowym błędzeniu cen. Istotna autokorelacja rzędu I i XX pojawiła się dla trzech spółek, natomiast istotna autokorelacja rzędu V i X wystąpiła w dwóch przypadkach.

Należy zwrócić uwagę na fakt, iż tylko spółka Irena posiada istotną autokorelację dla wszystkich badanych opóźnień. Ponadto współczynnik autokorelacji pierwszego rzędu dla tej spółki wyniósł -0,21, co jest jednym z wyższych wyników otrzymanych w badanej próbie. Zarazem jednak wartość współczynnika

Tab. 4. Wyniki testów autokorelacji stóp zwrotu dla danych tygodniowych rzędu X i XX
Autocorrelation test results for weekly rate of return (lag X and XX)

Spółka	Autokorelacja X rzędu		Autokorelacja XX rzędu	
	Współczynnik autokorelacji	Statystyka	Współczynnik autokorelacji	Statystyka
Agora	0,064457	9,246075	0,121004	23,17413071
Alma	0,067746	6,620914	-0,01499	21,231085
Atlantis	0,050099	9,145732	0,012837	24,88596959
Bank Zachodni	-0,05869	5,752992935	-0,04785	22,00324237
BPH	0,090438	19,17051***	-0,03416	23,68586254
BRE Bank	0,003263	8,956982	-0,02515	25,47694798
Cersanit	0,009268	2,449084	-0,01593	2,721308488
Dębica	0,013811	18,34757**	0,01407	33,28464187**
DzPolska	0,046805	17,84228***	-0,03512	25,55382753
Echo	0,022094	8,352894	-0,0575	14,44443314
Grajewo	-0,01228	9,817761	0,021217	20,9410547
Indykpol	0,075363	21,09993**	0,070621	29,19006011***
Irena	-0,07596	30,89611*	-0,02347	42,40624946*
Kęty	0,080181	17,17572***	0,049638	30,68252947***
KGHM	0,065807	8,111988	-0,03152	22,17589875
Kruszwica	0,080973	17,42702	0,014564	41,85913993*
Novita	-0,06366	18,79151**	0,012389	36,76969855**
PEKAO	-0,02252	13,70347	-0,04868	25,65752295
PKNOrlen	0,019386	10,56222	0,038123	19,88535825
Prokom	0,040395	14,79111	0,06177	32,77311663**
TP SA	0,038176	16,39064***	-0,02225	21,86429487
Fortis	-0,06661	32,85974*	-0,00602	36,72818218**
StalExport	0,023282	16,38277***	0,021883	9,286942
Żywiec	0,063505	16,00701***	0,15355	41,93440605*
WIG-20	0,065996	12,70931	0,03108	22,73166166

* istotność na poziomie 1%, ** istotność na poziomie 5%, *** istotność na poziomie 10%
Źródło: Obliczenia własne.



Rys. Zanikanie autokorelacji bezwzględnych stóp zwrotu – przykład na podstawie spółki Irena
Declining of autocorrelation coefficient – example based on Irena company

Źródło: Obliczenia własne.

znajdująca się w przedziale $< |0,2|; |0,4| >$ świadczy o tym, że występuje zależność między badanymi szeregami, lecz jest ona niska. Dodatkowo autokorelacja bezwzględnych stóp zwrotu zanika w czasie w tempie potęgowym o ujemnym wykładniku. Proces ten został przedstawiony na rysunku 1.

Wartość współczynnika autokorelacji bezwzględnych stóp zwrotu już na przestrzeni dwóch tygodni spada poniżej poziomu 0,1, co może świadczyć o szybkim zanikaniu zależności między szeregami w czasie.

PODSUMOWANIE

Conclusion

Badanie przeprowadzone na podstawie autokorelacji szeregów czasowych w znacznej mierze potwierdza zasadność hipotezy efektywności informacyjnej warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych (co należy rozumieć, iż nie znaleziono dowodów przeciwko tej hipotezie). Jednakże udzielenie jednoznacznej odpowiedzi na stawianą hipotezę jest niemożliwe. Rezultaty otrzymane w oparciu o dane największych i najbardziej rozpoznawalnych spółek, wchodzących w skład indeksu WIG-20, świadczą na korzyść hipotezy efektywności. Przeprowadzone badanie wskazuje, że prognozowanie w oparciu o przeszłe dane jest niemożliwe lub nieistotne z ekonomicznego punktu widzenia. Zarazem jednak część spółek charakteryzowała się istotną autokorelacją stóp zwrotu, co może świadczyć o odstępstwach od modelu błędzenia losowego. Na podstawie ich przeszłych notowań można próbować budować strategie, które mogą przynosić ponadnormalne stopy zwrotu. Jednakże w celu weryfikacji takich strategii należy uwzględnić koszty transakcyjne.

SUMMARY

The autocorrelation analysis using company time series data has largely supported the Efficient Market Hypothesis with regard to the Warsaw Stock Exchange (i.e. no evidence to the contrary has been found). The conclusive answer about the efficiency of the Polish stock market is, however, impossible. The results obtained from the analysis of the biggest and most renowned companies listed on WIG20 seem to support the hypothesis; the prediction of future price movements on the basis of past data is either impossible or economically impractical. On the other hand, some smaller companies listed on WIG have displayed significant autocorrelation coefficients, which allows for planning strategies based on past time series with a higher-than-normal rate of return. The verification of such strategies would require taking into consideration the transaction costs, which are ignored in the hypothetical model.