

Uniwersytet Warszawski
Wydział Nauk Ekonomicznych

Mikołaj Rymajdo
Nr albumu: 432511

Dominik Jędrzejczak
Nr albumu: 432223

**Weryfikacja hipotezy o efektywności rynku
walutowego na przykładzie pary walutowej
EUR/USD**

Praca zaliczeniowa - Modelowanie Rynków Finansowych

Praca wykonana pod kierunkiem
prof. Jerzego Mycielskiego
z Katedry Statystyki i Ekonometrii
WNE UW

Warszawa, styczeń 2024

Oświadczenie autora/autorów pracy

Mając świadomość odpowiedzialności prawnej oświadczam(y), że niniejsza praca zaliczeniowa została napisana przeze mnie/nas samodzielnie i nie zawiera treści uzyskanych w sposób nie zgodny z obowiązującymi przepisami prawa. Oświadczam(y) również, że przedstawiona praca zaliczeniowa, ani jej fragmenty nie są równoległe i nie były wcześniej wykorzystywane do uzyskania zaliczenia z innego przedmiotu w toku studiów na WNE UW (wyluczając badania na potrzeby pracy magisterskiej). Oświadczam(y) ponadto, że niniejsza wersja pracy jest identyczna z przesłaną wersją elektroniczną.

Hipoteza efektywności rynku głosi, że cena instrumentu finansowego w pełni odzwierciedla wszystkie dostępne informacje. Implikacją efektywności rynku jest brak możliwości systematycznego osiągania lepszych rezultatów niż rynek, ponieważ ceny rynkowe powinny reagować jedynie na nowe informacje. Rynek jest uważany za efektywny w sensie słabego, jeżeli aktualna cena instrumentu w pełni odzwierciedla wszystkie informacje zawarte w jego cenach z przeszłości, co oznacza, że badanie zachowań cen historycznych nie może przynieść nadzwyczajnych zysków. Implikacją efektywności w sensie słabego jest hipoteza błędzenia losowego, która wskazuje, że kolejne zmiany cen są losowe i niezależne. Hipoteza półsilna rynku efektywnego zakłada, że obecne ceny papierów wartościowych uwzględniają wszystkie publicznie dostępne informacje, w tym dane historyczne, raporty finansowe, prognozy ekonomiczne, itp. W tym przypadku, zastosowanie zarówno analizy technicznej, jak i analizy fundamentalnej do podejmowania decyzji inwestycyjnych nie prowadziłoby do uzyskania ponadprzeciętnych zysków. Wreszcie, hipoteza silna rynku efektywnego zakłada, że obecne ceny papierów wartościowych odzwierciedlają wszystkie dostępne informacje, zarówno publiczne, jak i poufne. Gdy jest ona spełniona, nawet handel informacjami wewnątrz firmy nie prowadziłoby do uzyskania ponadprzeciętnych zysków. Podział ten jest ściśle powiązany z Eugene'em Fama, który użył terminu "efektywność" po raz pierwszy i określił warunki, które są niezbędne, aby rynek był efektywny. Dokonał tego w swojej wpływowej recenzji teoretycznych i empirycznych badań z 1970 roku¹.

Euro zostało wprowadzone jako jednolita waluta europejska 1 stycznia 1999 roku. W tym dniu euro stało się oficjalną walutą dla 11 państw członkowskich Unii Europejskiej, które przyjęły nową jednostkę monetarną. Początkowo, w pierwszym etapie, euro było używane jedynie w transakcjach bezgotówkowych, a banknoty i monety euro zaczęły być wprowadzane do obiegu gotówkowego później, 1 stycznia 2002 roku. W miarę upływu czasu euro stawało się stopniowo powszechnie akceptowaną walutą w kolejnych państwach członkowskich Unii Europejskiej. Obecnie Euro jest drugą najczęściej używaną walutą międzynarodową na świecie, która stała się oficjalną walutą w 20 spośród 27 państw członkowskich UE i jest używana przez blisko 347 mln obywateli². Wraz z rozwojem roli euro, zaczęło pojawiać się zainteresowanie badaniami z zakresu efektywności rynków kursów wymiany euro. Badania te miały na celu zrozumienie i ocenę, w jakim stopniu rynki wymiany euro są efektywne,

¹ Fama, Eugene (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *Journal of Finance*. 25 (2): 383–417

² Komisja Europejska, komunikat prasowy "Euro and Schengen: Croatia joins the Euro and Schengen areas", https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/pl/IP_22_7907

zwłaszcza w kontekście teorii losowego biegu kursów. Hipoteza błędzenia losowego oznajmia, że kolejne zmiany cen są losowe i niezależne, co oznacza, że analiza historycznych danych cenowych nie powinna umożliwiać przewidywania przyszłych zmian cen w celu osiągnięcia ponadprzeciętnych zysków. W poniższym badaniu dokonamy analizy historii kursów wymiany euro od 2005 roku, aby zweryfikować powyższą hipotezę, tym samym sprawdzając czy rynek jest efektywny w sensie słabym, a zmiany ceny losowe.

Przegląd literatury

Dla inwestorów szczególnie ważne przy podejmowaniu decyzji jest zrozumienie na ile ceny akcji odzwierciedlane są przez dostępne informacje na rynku, dlatego tak wielu badaczy wciąż interesuje weryfikacja hipotezy efektywnego rynku. Kilka dekad badań empirycznych nad przewidywalnością zwrotów przyniosło mieszane dowody. Podczas rozkwitu tej dziedziny naukowej w latach osiemdziesiątych, badacze często natrafiali na determinanty nadzwyczajnych zwrotów i potrafili wskazać konkretne strategie inwestycyjne mające pozwolić inwestorom na osiągnięcie nadmiarowych zysków.³ Szczególnie istotną rolę w budowaniu portfela przypisywało się czynnikowi “momentum”, które odzwierciedla zmiany ceny danego aktywa w ostatnim czasie. Badania te opierały się na popularnym przekonaniu, że ludzie mają tendencję do nadmiernej reakcji na informacje.⁴ Mimo rozwoju metodologii badawczych i zwiększonego dostępu do danych, nowe badania coraz rzadziej potrafią odnaleźć predyktory zwrotu i wskazują na zmniejszenie przewidywalności zwrotów w ostatnich latach. Za główny powód wskazuje się przede wszystkim pojawienie się handlu algorytmicznego, który pomógł inwestorom rozwiązać problem ograniczonej uwagi, szczególnie istotnej do monitorowania rynków finansowych, tym samym pozwalając na szybsze dostosowywanie się cen do informacji publicznych.⁵ Dodatkowo, proces ten został przyspieszony przez powstanie oprogramowania pozwalającego na natychmiastowe analizowanie informacji prasowych.⁶ Niektórzy autorzy także wskazują, że wzrost aktywności funduszy hedgingowych oraz rozwój

³ Jegadeesh, N., & Titman, S., 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.

⁴ De Bondt, Werner F. M. and Richard Thaler, 1985, Does the stock market overreact? *Journal of Finance* 40, 793-805.

⁵ Hendershott, Terrence, and Ryan Riordan, 2013, Algorithmic trading and the market for liquidity, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48, 1001–1024.

⁶ von Beschwitz, Bastian, Donald B. Keim, and Massimo Massa, 2018, First to ‘Read’ the news: News analytics and institutional trading, Working Paper.

badan naukowych dotyczących efektywności rynków finansowych wpłynął negatywnie na przewidywalność stóp zwrotu.⁷

Większość badań empirycznych, w których rynek cechuje się łatwym dostępem do sprawozdań finansowych spółek i stosunkowo niskimi kosztami transakcyjnymi, przemawia za efektywnością rynków finansowych przynajmniej w pólslnej postaci. W związku z tym badacze coraz częściej interesują się rynkami finansowymi w krajach rozwijających się. Worthington i Higgs⁸ doszli do wniosku, że rynki rozwinięte i wschodzące różnią się znacznie. W rzeczywistości proces błędzenia losowego nie jest jednogłośnie odnotowywany na rynkach wschodzących, podczas gdy badania dotyczące rynków rozwiniętych dużo częściej uzyskują konsensus losowości zwrotów. Istotnym elementem ograniczającym efektywność rynków finansowych mogą być wysokie koszty analizy, z tego względu kraje rozwijające się o wysokich kosztach analizy mogą być mniej efektywne.⁹ Dodatkowo w krajach rozwijających się edukacja ekonomiczna i finansowa jest gorsza, co budzi wątpliwości co do zdolności inwestorów do dokonywania racjonalnej wyceny zgodnej z zasadami wartościowania fundamentalnego.¹⁰ Zmienność wyników wydaje się więc zrozumiała. W niektórych państwach rynek kapitałowy ewoluuje z nieskutecznego w kierunku efektywnego lub poziom efektywności wzrasta w czasie. Na przykład Czechy, Łotwa, Litwa i Polska początkowo zostały sklasyfikowane jako nieefektywne, jednak nowsze badania potwierdziły ich poprawę pod względem efektywności.¹¹

Dane

Badanie efektywności rynku dokonamy na międzynarodowym rynku walut. Do poniższego badania wykorzystano notowania dzienne kursu zamknięcia pary walut $\frac{EUR}{USD}$ ze strony stooq.pl. Badanie obejmuje okres od 03.01.2005 roku aż do 30.11.2023 roku. Takie ograniczenie danych powoduje usunięcie początkowych lat, kiedy euro było walutą dopiero wprowadzoną, bez głębokiego zakorzenienia w rynku i bez możliwości płatności

⁷ McLean, R. David, and Jeffrey Pontiff, 2016, Does academic research destroy stock return predictability?, *The Journal of Finance* 71, 5–32.

⁸ Worthington AC, Higgs H (2004) Random walks and market efficiency in European equity markets. *Glob. J Financ Econ* 1:59–78

⁹ Grossman S.J., Stiglitz J.E., *On the Impossibility of Informationally Efficient Markets*, *American Economic Review*, t. 70, 1980, s. 393–408.

¹⁰ Gurgul H, Majdosz P (2007) The informational content of insider trading disclosures: empirical results for the Polish stock market. *Cent Eur J Oper Res* 15:1–19

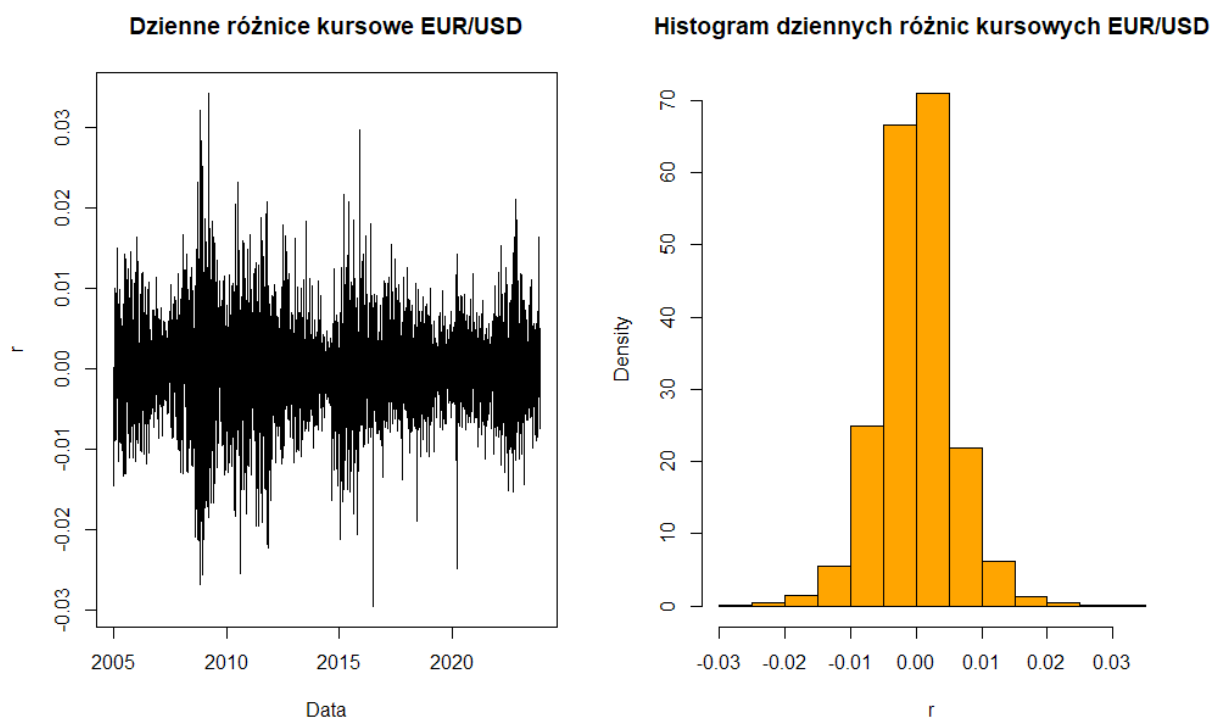
¹¹ Dragotă, V., Țilică, E.V., 2014, Market efficiency of the Post Communist East European stock markets. *Cent Eur J Oper Res* 22, 307–337.

gotówkowych, co mogłoby również sugerować, że w notowaniach nie zostały jeszcze uwzględnione wszystkie dane dostępne na jej temat. Próba składa się z 4903 obserwacji i obejmuje okres niecałych 19 lat. Dienne zwroty są określone jako różnica logarytmów dwóch sąsiadujących obserwacji:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

Na Rys. 1 zwizualizowano różnice kursowe oraz ich histogram. Dienne zmiany kursu wydają się losowe, a proces stacjonarny o średniej równej zero. Największe odchylenia kursu widoczne są w okolicach kryzysu finansowego w 2008 r. Rozkład zmiennej jest mocno skoncentrowany w zerze i nie jest podobny do rozkładu normalnego. Brak rozkładu normalnego zmiennej potwierdzono również testami na normalność: Shapiro-Wilka, Shapiro-Francia oraz Jarque Bera. Wszystkie wskazane testy ujawniły p-value równe 0.00, a więc odrzucono hipotezę zerową o normalności rozkładu.

Rys. 1. Wykres różnic kursowych oraz ich histogram



Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych ze Stooq.pl

Statystyki opisowe zmiennej przedstawiono w powyższej tabeli. Dzienna stopa zwrotu waha się od -0,02948 do 0,03416, przy średniej i medianie wynoszącej odpowiednio -0,00004 i 0,00007. Jeśli seria danych ma dokładnie rozkład normalny, wartości skośności i kurtozy

wynoszą zero. Wartości skośności i kurtozy przedstawione w Tabeli 1. sugerują, że rozkład zmian kursu wymiany $\frac{EUR}{USD}$ nie jest normalny.

Tabela 1. Statystyki opisowe dziennych zmian logarytmów kursów.

Minimum	1. Kwartyl	Mediana	Średnia	3. Kwartyl	Maksimum	Skośność	Kurtoza
-0,02948	-0,00328	0,00007	-0,00004	0,00314	0,03416	0,074	5,378

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu oprogramowania R.

Metodologia

Weryfikacja hipotezy błędzenia losowego może być przeprowadzona na wiele sposobów. Zakłada się, że szereg czasowy, będący realizacją procesu błędzenia losowego, powinien wykazywać pewne charakterystyczne właściwości. Jednym z podejść do weryfikacji jest analiza wariancji przyrostów procesu w czasie. Jeżeli szereg czasowy jest generowany przez proces błędzenia losowego, to wariancja przyrostów procesu ($q_t - q_{t-s}$) powinna być s-krotnie większa niż wariancja ($q_t - q_{t-1}$). Innymi słowy, różnice między wartościami szeregu czasowego na odległych punktach czasowych powinny wykazywać proporcjonalny wzrost wariancji w zależności od rozpatrywanego horyzontu czasu. Oznacza to, że wówczas będzie zachodzić:

$$VR = \frac{1}{s} * \frac{var(q_t - q_{t-s})}{var(q_t - q_{t-1})} = 1$$

gdzie:

VR - współczynnik proporcji wariancji,

q_t - wartość szeregu czasowego w chwili t,

t - rozpatrywany horyzont czasu,

s - krok czasowy.

Ta równość stanowi kryterium sprawdzające, czy szereg czasowy jest zgodny z hipotezą błędzenia losowego. Ostateczne równanie $VR = 1$ jest warunkiem, który musi zostać spełniony, aby potwierdzić zgodność szeregu czasowego z hipotezą błędzenia losowego.

1. Konwencjonalny test współczynnika wariancji autorstwa Lo i Mackinlay'a (1988).

Test ilorazu wariancji Lo i MacKinlaya (1988) opiera się na założeniu, że wariancja przyrostów chodu losowego X_t jest liniowa w jego przedziale danych. Oznacza to, że wariancja $(X_t - X_{t-q})$ jest q razy większa od wariancji $(X_t - X_{t-1})$. Dlatego hipotezę o błędzeniu losowym można zbadać porównując $\frac{1}{q}$ razy wariancję $(X_t - X_{t-q})$ z wariancją $(X_t - X_{t-1})$. Taką zależność można przeprowadzić testem Lo i MacKinlay'a. Badacze wprowadzili statystykę Z , którą jest używana do testowania hipotezy zerowej o błędzeniu losowym przy założeniu homoskedastyczności i oblicza się ją jako:

Rys 2. Wzór na statystykę $Z(q)$, stosowany do testowania błędzenia losowego w przypadku homoskedastyczności.

$$Z(q) = \frac{V^{(q)} - 1}{\sqrt{\theta(q)}} \sim N(0,1)$$

where

$$\theta(q) = \frac{2(2q-1)(q-1)}{3q(nq)}$$

Źródło: Jeng-Hong Chen, (2010) "Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate, International Business & Economics Research Journal – December 2008, Vol. 7, No 12, pp. 97-106.

Dodatkowo, ten test można również przeprowadzić w przypadku zmiennej charakteryzującej się heteroskedastycznością. Standardową normalną statystyką testową stosowaną w przypadku zgodności z heteroskedastycznością jest $Z^*(q)$, jest obliczana jako:

Rys 3. Wzór na statystykę $Z^*(q)$, stosowany do testowania błędzenia losowego w przypadku zgodności z heteroskedastycznością.

$$Z^*(q) = \frac{V^N(q)^{-1/2}}{\sqrt{\theta^*(q)}} \sim N(0,1)$$

where

$$\theta^*(q) = \sum_{j=1}^{q-1} \left[\frac{2(q-j)}{q} \right]^2 \hat{\delta}(j)$$

Źródło: Jeng-Hong Chen, (2010) "Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate, International Business & Economics Research Journal – December 2008, Vol. 7, No 12, pp. 97-106.

2. Test współczynnika wielokrotnej wariancji autorstwa Chow'a i Denning'a (1993)

Chow i Denning (1993) zauważają, że brak kontroli wielkości testu dla estymacji wariancji prowadzi do występowania dużych błędów typu I. Aby kontrolować wielkość testu i zmniejszyć błędy tego typu, Chow i Denning (1993) rozwijają klasyczną metodologię testu stosunku wariancji Lo-MacKinlaya (1988) i tworzą prosty test wielokrotnego stosunku wariancji, który wykorzystuje statystyki testu Lo-MacKinlaya jako studentyzowane statystyki maksymalnego modułu (SMM).

Rys 4. Wzór na statystykę $Z(q)$ oraz $Z^*(q)$, stosowany do testowania błędzenia losowego.

$$Z_1(q) = \text{Max}_{1 \leq i \leq L} |Z(q_i)|$$

$$Z_2(q) = \text{Max}_{1 \leq i \leq L} |Z^*(q_i)|$$

Źródło: Jeng-Hong Chen, (2010) "Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate, International Business & Economics Research Journal – December 2008, Vol. 7, No 12, pp. 97-106.

Decyzja o odrzuceniu hipotezy zerowej może być oparta na maksymalnej wartości bezwzględnej statystyki testu pojedynczego stosunku wariancji. Statystyka testu podlega rozkładowi SMM z L i T (rozmiar próbki) stopniami swobody, a jej wartości krytyczne są dostępne w pracy Stoline'a i Ury (1979). Gdy rozmiar próbki T jest duży, odrzucenie hipotezy zerowej na poziomie istotności α zachodzi, jeśli $Z(q)$ jest większe niż $(1 - \frac{\alpha^*}{2})$ percentyl standardowego rozkładu normalnego, gdzie $\alpha^* = 1 - (1 - \alpha)^{\frac{1}{L}}$. $Z_1(q)$ i $Z^*(q)$ mają takie same obszary krytyczne. Gdy T jest duże, wartości krytyczne SMM przy $L = 4$ i poziomie istotności α równym 10%, 5% i 1% wynoszą odpowiednio 2,23; 2,49 i 3,03.

3. Nieparametryczne testy współczynnika wariancji z wykorzystaniem rang i znaków autorstwa Wright'a (2000)

Test nieparametryczny opracowany przez Wrighta (2000) jest bardziej odporny na brak normalności rozkładu szeregu czasowego. Metodologia wspomnianego autora składa się z dwóch testów: testu pozycji (ranks) dla szeregów homoskedastycznych oraz testu znaków (signs) dla szeregów heteroskedastycznych. Na potrzebę testu pozycji, każdej obserwacji w szeregu przypisuje się rangę $r(Y_t)$ przyjmującą wartość od 1 do T, a więc stanowi losową permutację liczb. Następnie wylicza się statystyki testowe R1 i R2 według wzorów:

Rys 5. Wzór na statystyki R, stosowane do testowania błędzenia losowego za pomocą rang.

$$R_1 = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{1t} + r_{1t-1} \dots + r_{1t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} - 1 \right) \times \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{-1/2}$$

$$R_2 = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (r_{2t} + r_{2t-1} \dots + r_{2t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} - 1 \right) \times \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{-1/2}$$

Źródło: Jeng-Hong Chen, (2010) "Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate, International Business & Economics Research Journal – December 2008, Vol. 7, No 12, pp. 97-106.

gdzie:

$$r_{1t} = \frac{(r(y_t - (T + 1/2)))}{\sqrt{(T-1)(T+1)/12}}$$

$$r_{2t} = \Phi^{-1} \left(\frac{r(y_t)}{T+1} \right)$$

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}$$

Przedział ufności w tym teście generowany jest przez proces symulacji Monte Carlo, w którym wartości statystyk r_{1t} i r_{2t} zastępowane są symulowanymi wartościami otrzymanymi przy użyciu estymacji bootstrap. Estymacje bootstrap polegają na wielokrotnym losowym generowaniu danych w celu imitacji właściwości statystycznych prawdziwego rozkładu próbkii.

W przypadku alternatywnego testu znaków, istotne jest czy zwrot osiąga wartość ujemną czy dodatnią. Dla poniższej statystyki, zmienne s przyjmują wartość -1 dla obserwacji z ujemnym znakiem oraz wartość 1 dla dodatniej obserwacji. W teście znaków przedział ufności również wyliczany jest indywidualnie poprzez symulacje.

Rys 6. Wzór na statystykę S , stosowaną do testowania błędzenia losowego za pomocą znaków

$$S_1 = \left(\frac{\frac{1}{Tk} \sum_{t=k}^T (s_t + s_{t-1} \dots + s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \times \left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \right)^{-1/2}$$

Źródło: Jeng-Hong Chen, (2010) "Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate, International Business & Economics Research Journal – December 2008, Vol. 7, No 12, pp. 97-106.

Wyniki empiryczne

W tym rozdziale zostaną opisane wyniki dla przeprowadzonych wszystkich trzech różnych testów na błędzenie losowe. Wszystkie wyniki zostały skalkulowane na wyżej opisanej próbie badawczej, a do obliczeń posłużyło oprogramowanie R z pakietem “vrtest”, który usprawnia liczenie statystyk testowych oraz obszarów krytycznych, dla wymagających tego testów.

1. Konwencjonalny test współczynnika wariancji autorstwa Lo i Mackinlay’a.

Tabela 2. Statystyki testowe testu Lo i MacKinlay’a dla $q = \{2, 4, 8, 16\}$

	$q = 2$	$q = 4$	$q = 8$	$q = 16$
$Z(q)$	-0,1885	-0,7842	-0,7425	-0,5769
$Z^*(q)$	-0,1470	-0,6029	-0,5703	-0,4447

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu oprogramowania R.

W tabeli 2. przedstawiono wyniki dla testu Lo i Mackinlay’a dla czterech różnych wartości opóźnień q . W wierszu oznaczonym $Z(q)$ znajdują się statystyki testu współczynnika wariancji przy założeniu homoskedastyczności stóp zwrotu. Statystyki testowe współczynnika wariancji odporne na heteroskedastyczność zostały opisane w wierszu oznaczonym $Z^*(q)$. Obszarem krytycznym dla tego testu przyjmuje się wartości z rozkładu normalnego. To znaczy, że dla poziomu istotności $\alpha = 5\%$, obszar krytyczny wyznacza się na $(-\infty; -1,96] \cup [1,96; +\infty)$. Przy poziomie istotności 5%, żadna statystyka w tym teście nie wpada do obszaru krytycznego. Nie daje to podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, która zakłada błędzenie losowe. Wyniki testu wskazują na efektywność rynku forex w sensie słabym na przykładzie kursu $\frac{EUR}{USD}$.

2. Test współczynnika wielokrotnej wariancji autorstwa Chow’a i Denning’a (1993)

Tabela 3. Statystyki testowe testu Chow-Denninga.

	Statystyki testowe
$Z(q)$	0,7843
$Z^*(q)$	0,6029

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu oprogramowania R.

W tabeli 3. przedstawione zostały wyniki testu Chowa i Denninga. W wierszu $Z(q)$ znajduje się statystyka, którą stosuje się przy założeniu homoskedastyczności. W drugim wierszu, oznaczonym symbolem $Z^*(q)$ znajduje się statystyka, która jest odporna na heteroskedastyczność. Obszar krytyczny dla tego testu na poziomie istotności $\alpha = 0,05$ przyjmuje $[2,49; +\infty)$. W przypadku danych użytych w tym badaniu żadna ze statystyk nie wpada do obszaru krytycznego. Nie ma zatem podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o błędzeniu losowym zmiennej. Uwzględniając wyniki tego testu można przyjąć, że dzienne różnice w kursie $\frac{EUR}{USD}$ to błędzenie losowe.

3. Nieparametryczne testy współczynnika wariancji z wykorzystaniem rang i znaków autorstwa Wright'a (2000)

Tabela 4. Statystyki testowe testu Wright'a dla opóźnień $k=\{2, 4, 8, 16\}$

	$k = 2$	$k = 4$	$k = 8$	$k = 16$
R1	-1,9693*	-2,1997**	-2,0864*	-1,4801
R2	-0,9999	-1,3506	-1,2887	-0,8828
S1	-2,8566***	-3,1378***	-2,5059**	-1,8504*

Źródło: Opracowanie własne przy wykorzystaniu oprogramowania R.

W tabeli 4. przedstawiono wyniki dla testu Wright'a dla czterech różnych wartości opóźnień q . Opóźnienia wykorzystane w tym teście są tożsame z tymi wykorzystanymi przy teście Lo i Mackinlay'a i wynoszą odpowiednio 2, 4, 8 oraz 16. Wiersze oznaczone jako R1 oraz R2 odnoszą się do testów opartych na rangach, natomiast S1 odnosi się do testu opartego na znakach. Gwiazdki przy wartości statystyki testowej należy interpretować jako:

* - istotność na poziomie istotności 10%

** - istotność na poziomie istotności 5%

*** - istotność na poziomie istotności 1%

Obszary krytyczne zostały wytyczone metodami Monte Carlo, zgodnie z zaleceniami twórcy testu na próbie 10 000 iteracji (Wright, 2000). Jak wynika z powyższej tabeli, wyniki dla testów opartych na rangach (R1 oraz R2) są stosunkowo jednoznaczne i dla naszych danych nie ma powodu do odrzucenia hipotezy zerowej twierdzącej o błędzeniu losowym różnic w kursie $\frac{EUR}{USD}$. Test oparty na znakach (S1) daje niejednoznaczne wyniki dla danych ujętych w tym badaniu.

Podsumowanie

Efektywność rynku zawsze stanowi istotny temat dla badaczy akademickich i praktyków. Euro stało się główną walutą międzynarodową po swoim wprowadzeniu w styczniu 1999 roku. Rosnąca popularność Euro przyciągnęła uwagę zainteresowanych grup na rynki kursów wymiany Euro. W niniejszym badaniu użyto codziennych danych nominalnych kursów wymiany $\frac{EUR}{USD}$ od 3 stycznia 2005 roku aż do 30 listopada 2023 roku. Wykorzystuje trzy testy stosunku wariancji: Konwencjonalny test współczynnika wariancji Lo-MacKinlay'a (1988), prosty test wielokrotnego współczynnika wariancji Chow-Denning'a (1993) oraz nieparametryczny test współczynnika wariancji oparty na rangach i znakach Wright'a (2000) w celu zbadania błędzenia losowego na rynku walutowym $\frac{EUR}{USD}$. Wyniki tych trzech testów wskaźnika wariancji stosunkowo jednoznacznie wskazują, że nie można odrzucić zerowej hipotezy mówiącej o błędzeniu losowym stopy zwrotu z wymiany tychże walut. Z tego powodu rynek kursu wymiany $\frac{EUR}{USD}$ uznaje się, że jest efektywny w formie słabej. Oznacza to, że zmiany cen dla tej pary walut są losowe oraz aktualna cena instrumentu w pełni odzwierciedla wszystkie informacje zawarte w jego cenach z przeszłości, skąd można wnioskować, że badanie przebiegu cen historycznych nie może przynieść nadzwyczajnych zysków w przyszłości.

Bibliografia

Erdas, Mehmet (2019) "Validity of weak-form market efficiency in Central and Eastern European Countries (CEECs): Evidence from linear and nonlinear unit root tests", *Review of Economic Perspectives*, Vol. 19, Iss. 4, pp. 399-428

Jeng-Hong Chen, (2010) "Variance Ratio Tests Of Random Walk Hypothesis Of The Euro Exchange Rate, *International Business & Economics Research Journal* – December 2008, Vol. 7, No 12, pp. 97-106

Lo, A. W., & MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *The review of financial studies*, 1(1), 41-66

Chow, K. V., & Denning, K. C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of econometrics*, 58(3), 385-401

Wright H. J. (2000) Alternative Variance-Ratio Tests Using Ranks and Signs. *Journal of Business & Economic Statistics*. Vol. 18, No. 1, 1-9

Fama, Eugene (1970). "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work". *Journal of Finance*. 25 (2): 383–417

Komisja Europejska, komunikat prasowy "Euro and Schengen: Croatia joins the Euro and Schengen areas", https://ec.europa.eu/commission/presscorner/detail/pl/IP_22_7907

Jegadeesh, N., & Titman, S., 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.

De Bondt, Werner F. M. and Richard Thaler, 1985, Does the stock market overreact? *Journal of Finance* 40, 793-805

Hendershott, Terrence, and Ryan Riordan, 2013, Algorithmic trading and the market for liquidity, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48, 1001–1024.

von Beschwitz, Bastian, Donald B. Keim, and Massimo Massa, 2018, First to 'Read' the news: News analytics and institutional trading, Working Paper.

McLean, R. David, and Jeffrey Pontiff, 2016, Does academic research destroy stock return predictability?, *The Journal of Finance* 71, 5–32.

Worthington AC, Higgs H (2004) Random walks and market efficiency in European equity markets. *Glob. J Financ Econ* 1:59–78

Grossman S.J., Stiglitz J.E., On the Impossibility of Informationally Efficient Markets, *American Economic Review*, t. 70, 1980, s. 393–408.

Gurgul H, Majdosz P (2007) The informational content of insider trading disclosures: empirical results for the Polish stock market. *Cent Eur J Oper Res* 15:1–19

Dragotă, V., Țilică, E.V., 2014, Market efficiency of the Post Communist East European stock markets. *Cent Eur J Oper Res* 22, 307–337.