

*Eliza Buszkowska*

Katedra Nauk Ekonomicznych  
Uniwersytet im. A. Mickiewicza w Poznaniu

# Badanie zależności między indeksami giełdowymi a kursami walutowymi

## Streszczenie

W pracy zbadano zmianę wpływu kursów walutowych na rynek kapitałowy w okresach przed kryzysem *subprime*, po nim oraz w czasie jego trwania. Sprawdzono ponadto, czy kursy walutowe charakteryzowały się większą czy też mniejszą zmiennością niż indeks giełdowy w rozważanych okresach. Starano się odpowiedzieć na pytanie, czy istniały prawidłowości w przebiegu funkcji zmienności tych instrumentów. Przeprowadzono analizę kointegracji.

**Słowa kluczowe:** zmienność, kursy walutowe, korelacje Spearmana, kointegracja.

## 1. Wprowadzenie

Dobre modelowanie zmienności kursów walutowych ma istotne znaczenie ze względu na dużą rolę, jaką kursy walutowe odgrywają w gospodarce otwartej. Pełnią one przede wszystkim funkcję informacyjną i cenotwórczą. Kurs walutowy wpływa pośrednio na ceny towarów na rynku wewnętrznym i jest istotnym elementem polityki gospodarczej. Jest również ważnym czynnikiem decyzyjnym i jednym z najważniejszych instrumentów pośredniego zarządzania handlem zagranicznym. Nie jest jedynie formalnym instrumentem rachunkowym, ponieważ wpływa na koszty i dochody przedsiębiorstw biorących udział w wymianie międzynarodowej zarówno po stronie importu, jak i eksportu. Na poziom kursu

walutowego wpływa wiele czynników ekonomicznych, politycznych i psychologicznych. Najważniejszymi czynnikami ekonomicznymi są podaż walut obcych na krajowym rynku walutowym i popyt na nie, stan bilansu handlowego i płatniczego, różnice stóp procentowych i stóp inflacji między danym krajem a innymi krajami, poziom cen w kraju i za granicą, przepływy kapitałów, polityka walutowa, pieniążno-kredytowa i stan gospodarki w kraju, a także w krajach, z którymi utrzymuje on stosunki ekonomiczne i finansowe. Najistotniejszymi skutkami zmian kursów walutowych jest ich wpływ na bilans handlowy i płatniczy, inflację oraz obroty kapitału. Na rynkach finansowych zmienność kursów walutowych decyduje o cenach walutowych instrumentów pochodnych, które należą do najpopularniejszych wśród derywatów.

W niniejszym opracowaniu zbadano zmiany wpływu kursów walutowych na rynek kapitałowy w okresach przed i po ostatnim kryzysie finansowym oraz w czasie tego kryzysu. Uwzględniono problem równowagi długookresowej pomiędzy kursami walutowymi a indeksem WIG20. Sprawdzone ponadto, czy kursy walutowe charakteryzowały się większą, czy też mniejszą zmiennością niż indeks giełdowy w rozważanych okresach. Postawiono pytanie, czy istniały prawidłowości w przebiegu funkcji zmienności tych instrumentów. Badania te pozwolą lepiej poznać istniejące zależności między rynkiem walutowym a kapitałowym, porównać ryzyko związane z inwestowaniem w kursy walutowe z ryzykiem związanym z inwestowaniem w indeksy giełdowe. Praca ma na celu analizę powyższych zagadnień w powiązaniu z ostatnim kryzysem finansowym. Temat zależności kursów walutowych od giełdy był podjęty między innymi w pracy [Doman i Doman 2011], w której dokonano analizy wpływu dynamiki kursu walutowego na globalny rynek kapitałowy. Wnioskowanie będzie przeprowadzone na podstawie indeksu WIG20<sup>1</sup>. Spółki z tej grupy mają bardzo duży wpływ na cały rynek na GPW. Ponadto dają możliwość inwestowania w kontrakty WIG20 Futures. W artykule uwzględniono cztery kursy walutowe mające duży wpływ na polską gospodarkę<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> WIG20 – indeks giełdowy 20 największych spółek akcyjnych notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie SA. Jest indeksem cenowym. Zmiany składu tego indeksu są prowadzone cztery razy do roku.

<sup>2</sup> Kurs EUR/PLN. Znaczenie tego kursu dla polskiej gospodarki, a w szczególności polskiego rynku finansowego, wzrosło po przystąpieniu Polski do Unii Europejskiej. Euro jest wykorzystywane w Polsce w charakterze waluty rezerwowej, transakcyjnej i lokacyjnej.

Kurs CHF/PLN. Frank szwajcarski jest często wybieraną walutą przez osoby chcące zaciągnąć długoterminowy kredyt na wysoką kwotę, stąd też dynamika tego kursu ma znaczenie nie tylko dla osób aktywnych na rynkach walutowych. W 2009 r. podczas osłabienia kursu złotego raty kredytów nominowanych w CHF znacznie wzrosły.

Kurs GBP/PLN. Zmienność tego kursu stała się obecnie bardzo ważna ze względu na dużą w minionych latach emigrację Polaków do Wielkiej Brytanii.

W badaniu empirycznym wykorzystano codzienne obserwacje kursów walutowych i indeksów giełdowych od 8 sierpnia 2005 r. do 7 sierpnia 2007 r. oraz w okresie kryzysu *subprime* od 8 sierpnia 2007 r. Początek kryzysu *subprime* rozpoczął się w połowie 2007 r. (por. [Blackburn 2008, Tudor 2009]). Podziału badanej próby dokonano, wzorując się na pracy P. Płuciennika [2012]. W tym celu wykorzystano 3-miesięczne *spready* WIBOR-OIS, czyli *spready* pomiędzy 3-miesięczną stopą WIBOR a stopą stałą w kontrakcie OIS (*overnight indexed swap*). Za datę zakończenia kryzysu uznano 10 marca 2009 r. Trzeci uwzględniony okres dłużny wystąpił od 11 marca 2009 r. do 8 października 2013 r. W analizie korelacji Spearmana wzięto pod uwagę okres do 4 czerwca 2013 r. ze względu na dostępność danych.

## 2. Metodyka badania

W pracy zastosowano współczynniki korelacji Spearmana do wyznaczenia korelacji pomiędzy szeregami czasowymi kursów walutowych a szeregami czasowymi indeksów giełdowych. Współczynnik rang Spearmana ma postać:

$$R = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N (Z_i^{(X)} - Z_i^{(Y)})^2}{N(N^2 - 1)}. \quad (1)$$

Współczynnik ten, podobnie jak współczynnik korelacji Pearsona, przyjmuje wartości z przedziału  $\langle -1, 1 \rangle$ . Ch. Spearman opracował metodę badania związku między zmiennymi  $X$  i  $Y$  przez rangowanie. Wyniki obserwacji  $N$  jednostek statystycznych przedstawia się w postaci dwóch szeregów. Pierwszy szereg tworzą obserwacje uporządkowane według rosnących wartości zmiennej  $X$ , drugi – odpowiadające im wartości zmiennej  $Y$ . Następnie obu szeregom przyporządkowuje się tak szeregi rang, że numer 1 przyporządkowywany jest obserwacji największej, a  $N$  najmniejszej. Analogicznie postępuje się z szeregiem drugim. Przez rangowanie otrzymuje się dwa nowe szeregi, które oznaczono jako  $Z_i^{(X)}$  i  $Z_i^{(Y)}$  [Augustyniak 2013]. Współczynniki Spearmana mogą być wykorzystane do badania zależności liniowych i nieliniowych, w przeciwieństwie do współczynników Pearsona. Nie wykrywają jednak sezonowości. Mogą być stosowane wtedy, gdy szeregi można uporządkować ([http://pl.wikipedia.org/wiki/Wsp%C3%B3%C5%82czynnik\\_korelacji\\_rang\\_Spearmana](http://pl.wikipedia.org/wiki/Wsp%C3%B3%C5%82czynnik_korelacji_rang_Spearmana)).

---

Kurs USD/PLN. W dolarze kwotowane są ceny wszystkich głównych surowców (np. ropa naftowa) i z tego względu kurs dolara wobec złotego ma istotny wpływ na inflację w Polsce. Z drugiej strony należy podkreślić, że coraz większa korelacja cen surowców oraz kursu EUR/USD zmniejsza wpływ zmienności dolara na rynku finansowym na gospodarkę w Polsce.

Do wyznaczenia 21 sesyjnej zmienności historycznej wykorzystano następującą formułę:

$$ZH = 16 \sqrt{\frac{\sum_{i=0}^{20} [\ln(W_{i-20}/W_{i-21}) - WW]^2}{20}} \cdot 100\%, \quad (2)$$

$$WW = \frac{\sum_{i=1}^{20} \ln(W_{i-20}/W_{i-21})}{21},$$

gdzie  $W_t$  – notowanie instrumentu finansowego w chwili  $t$ . Okno 21 sesyjne jest kompromisem pomiędzy nadmiernym uwzględnianiem historii procesu a traceniem istotnej informacji o procesie. Odpowiada liczbie 21 sesji giełdowych, czyli jednemu miesiącowi giełdowemu.

### **Kointegracja**

Zależność między zmiennymi skointegrowanymi może mieć kierunek ten sam lub przeciwny. Zmienne skointegrowane w długim okresie wykazują taką samą tendencję i zacierają do równowagi długookresowej. Teoria kointegracji została sformułowana przez C.W.J. Grangera w 1981 r. (rozwinęta przez C.W.J. Grangera i R.F. Engle'a w 1987 r.). Załóżmy, że  $y_t \sim I(1)$  oraz  $x_t \sim I(1)$ . Mówimy wówczas, że zmienne te są skointegrowane, jeśli istnieje takie  $\beta$ , że różnica

$$y_t - \beta x_t, \quad (3)$$

jest  $I(0)$  – czyli składnik losowy jest stacjonarny. Wówczas równanie:

$$y_t = \beta x_t + u_t, \quad (4)$$

opisuje sytuację, w której zmienne nie oddalają się zbyt od siebie wraz z upływem czasu, tzn. istnieje między nimi długookresowa równowaga. Jeśli  $u_t$  jest  $I(1)$  – lub wyższego stopnia – to ta równowaga nie występuje, a związek jest pozorny.

Kointegrację w praktyce można sprawdzać za pomocą algorytmu Engle'a-Grangera, który składa się z następujących kroków:

Krok 1: test na pierwiastek jednostkowy dla pierwszej zmiennej.

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$ .

Krok 2: test na pierwiastek jednostkowy dla drugiej zmiennej.

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$ .

Krok 3: estymacja równania kointegrującego.

Krok 4: test na pierwiastek jednostkowy dla procesu resztowego z równania kointegrującego.

Hipoteza zerowa: występuje pierwiastek jednostkowy  $a = 1$ ; proces  $I(1)$ .

### Metody wykrywania stacjonarności

Test KPSS (autorzy: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) jest to test sprawdzający hipotezę zerową o stacjonarności szeregu czasowego. Został przedstawiony w 1992 r. przez D. Kwiatkowskiego, P.C.B. Phillipsa, P. Schmidta i Y. Shina. Szereg taki wyrażany jest jako suma trendu deterministycznego, błędzenia losowego oraz błędu stacjonarnego. Test KPSS jest testem mnożnika Lagrange'a z hipotezą o zerowej wariancji błędzenia losowego. Za wartość opóźnienia w teście KPSS przyjmuje się część całkowitą z wartości  $4 \cdot (T/100)^{1/4}$  (dokumentacja programu GRET).

## 3. Wyniki empiryczne

Analitycy giełdowi piszą na forach internetowych, że istnieje ujemna korelacja pomiędzy kursem walutowym a indeksem giełdowym. W artykule zweryfikowano tę tezę. Analizę przeprowadzono dla szeregów stacjonarnych. Niestacjonarność może powodować wykrywanie korelacji nonsensownych. Jeśli szereg notowań nie był stacjonarny, to obliczono dla niego pierwsze różnice. Jeśli ta operacja nie zmieniła wyniku testu stacjonarności KPSS, to zastosowano drugie różnice. Korelacje wyznaczone metodą Spearmana dla szeregów zróżnicowanych przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Korelacje Spearmana dla wybranych zróżnicowanych kursów walutowych i indeksu giełdowego WIG20

Wyszczególnienie	Wartości współczynnika korelacji
Przed kryzysem	dEURPLN – dWIG20 -0,31514
Okres kryzysu	ddEURPLN – ddWIG20 -0,12933
Okres kryzysu dłużnego	dEURPLN – dWIG20 -0,44087
Przed kryzysem	dUSDPLN – dWIG20 -0,2598
Okres kryzysu	ddUSDPLN – ddWIG20 -0,26349
Okres kryzysu dłużnego	ddUSDPLN – ddWIG20 -0,44779

Źródło: opracowanie własne.

Istniały więc słabe korelacje ujemne lub były one nieistotne statystycznie. Korelacje nieistotne pojawiły się dla drugich przyrostów w okresie kryzysu.

Umiarkowane korelacje dla zróżnicowanych szeregów wystąpiły w okresie kryzysu dłużnego. (Jeżeli weźmie się pod uwagę szeregi niestacjonarne notowań giełdowych i zamiast zależności przyczynowo-skutkowych bada współwystępowanie na wykresach, to korelacje ujemne pomiędzy badanymi instrumentami finansowymi są znaczne. Taka analiza ma większe zastosowanie z punktu widzenia inwestora, który posługuje się na giełdzie notowaniami). Wyniki testu KPSS dla pierwszej pary zmiennych znajdują się w poniższych tabelach 2, 3 i 4.

Tabela 2. Wyniki testu KPSS dla okresu przed kryzysem dla pierwszych różnic z kursu EURPLN i pierwszych różnic z indeksu WIG20

dWIG20	Opóźnienie = 6 (T = 503)	Statystyka testu: 0,0327508	0,462 (5%)
dEURPLN	Opóźnienie = 6 (T = 503)	Statystyka testu: 0,045968	0,462 (5%)

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3. Wyniki testu KPSS dla okresu kryzysu dla drugich różnic z kursu EURPLN i drugich różnic z indeksu WIG20

ddEURPLN	Opóźnienie = 6 (T = 393)	Statystyka testu: 0,00945321	0,462 (5%)
ddWIG20	Opóźnienie = 6 (T = 393)	Statystyka testu: 0,012622	0,462 (5%)

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4. Wyniki testu dla okresu po kryzysie dla pierwszych różnic z kursu EURPLN i pierwszych różnic z indeksu WIG20

dEURPLN	Opóźnienie = 7 (T = 1062)	Statystyka testu: 0,162349	0,462 (5%)
dWIG20	Opóźnienie = 7 (T = 1062)	Statystyka testu: 0,279966	0,462 (5%)

Źródło: opracowanie własne.

Opóźnienie w testach KPSS wybrano, posługując się formułą:

$$4 \cdot (T/100)^{(1/4)},$$

gdzie  $T$  to długość szeregu czasowego. W ostatniej kolumnie znajdują się wartości krytyczne, otrzymane w programie GRETl dla poziomu istotności 0,05.

Wyniki testu KPSS dla zróżnicowanego w stopniu pierwszym bądź drugim kursu walutowego USDPLN również wskazywały na stacjonarność tych szeregów czasowych. Stacjonarność umożliwia modelowanie szeregów czasowych za pomocą modeli ARMA-GARCH. Następnie przeprowadzono analizę kointegracji. Nie stwierdzono kointegracji pomiędzy parami EURPLN – WIG20, USDPLN – WIG20, GBPLN – WIG20 i CHFPLN – WIG20 na podstawie metody Engle'a-Grangera (w programie GRETl). Kointegracja występuje, jeżeli każdy wykorzystywany

proces jest I(1), tzn. hipoteza zerowa o pierwiastku jednostkowym nie jest odrzucana oraz proces resztowy z równania kointegrującego nie jest zintegrowany (dokumentacja GRRTL). Nie był spełniony któryś z powyższych warunków metody Engle'a-Grangera. W przypadku pary USDPLN – WIG20 w okresie przed kryzysem nie udało się zweryfikować pozytywnie równania kointegrującego, mimo że inne warunki istnienia kointegracji były spełnione. Wartości ( $p$ -value) testów zawartych w poszczególnych krokach algorytmu Engle'a-Grangera znajdują się w tabeli 5.

Tabela 5. Prawdopodobieństwa testowe ( $p$ -value) badania kointegracji za pomocą procedury Engle'a-Grangera  $m = 5$

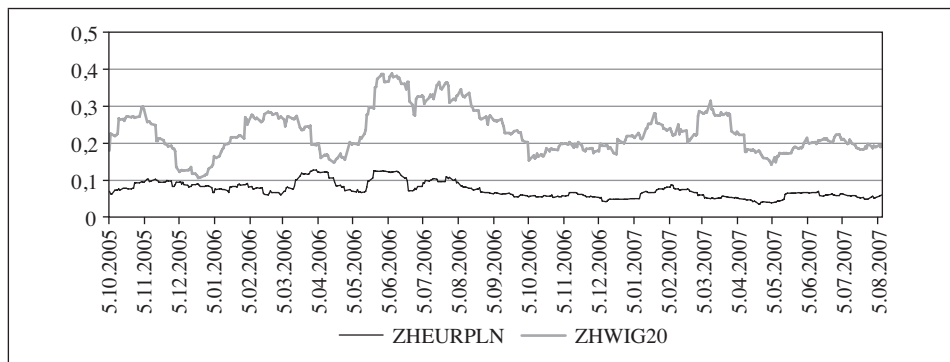
Zmienne	Okres badania	Krok 1	Krok 2	Krok 4
EURPLN – WIG20	przed kryzysem	$p = 0,1082$	$p = 0,605$	$p = 0,1997$
EURPLN – WIG20	kryzys	$p = 0,9977$	$p = 0,9455$	$p = 0,9887$
EURPLN – WIG20	kryzys dłużny	$p = 0,01105$	$p = 0,0657$	$p = 0,1282$
USDPLN – WIG20	przed kryzysem	$p = 0,5383$	$p = 0,7357$	$p = 0,01835$
USDPLN – WIG20	kryzys	$p = 0,9956$	$p = 0,9412$	$p = 0,9632$
USDPLN – WIG20	kryzys dłużny	$p = 0,01474$	$p = 0,1524$	$p = 0,1652$
GBPPLN – WIG20	przed kryzysem	$p = 0,05563$	$p = 0,5181$	$p = 0,1391$
GBPPLN – WIG20	kryzys	$p = 0,2791$	$p = 0,9455$	$p = 0,6761$
GBPPLN – WIG20	kryzys dłużny	$p = 0,2853$	$p = 0,01134$	$p = 0,23$
CHFPLN – WIG20	przed kryzysem	$p = 0,5703$	$p = 0,5383$	$p = 0,1616$
CHFPLN – WIG20	kryzys	$p = 0,9455$	$p = 0,9984$	$p = 0,8343$
CHFPLN – WIG20	kryzys dłużny	$p = 0,01136$	$p = 0,6724$	$p = 0,04511$

Źródło: opracowanie własne.

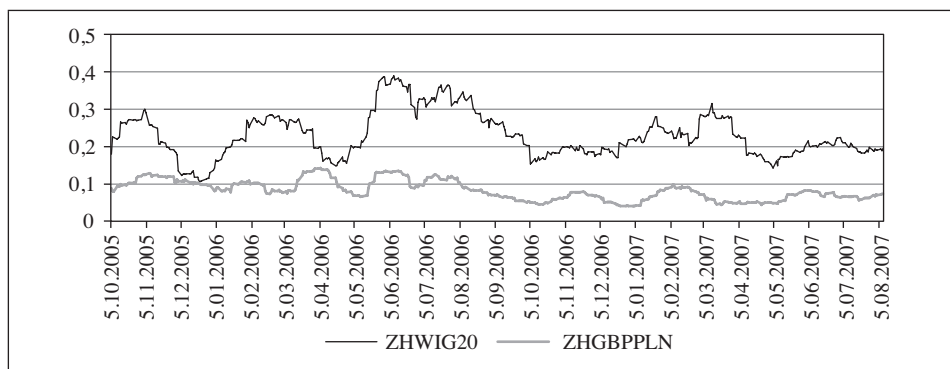
Dla opóźnień 0, 1 i 2 modelu w teście ADF (rozszerzony test Dickey-Fullera (<http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/Kointegracja.pdf>) otrzymano ten sam na wniosek o braku kointegracji. Oznacza to, że badane instrumenty nie zachowują tych samych relacji na wykresie w długich okresach.

Na drugim etapie przeprowadzono badanie mające na celu porównanie zmienności kursów walutowych i indeksów giełdowych. W okresie przed kryzysem otrzymano wykresy zmienności (rys. 1–4)<sup>3</sup>. Zmienności w okresie kryzysu subprime przedstawione zostały na rys. 5–7, natomiast dla okresu kryzysu dłużnego na rys. 8–9.

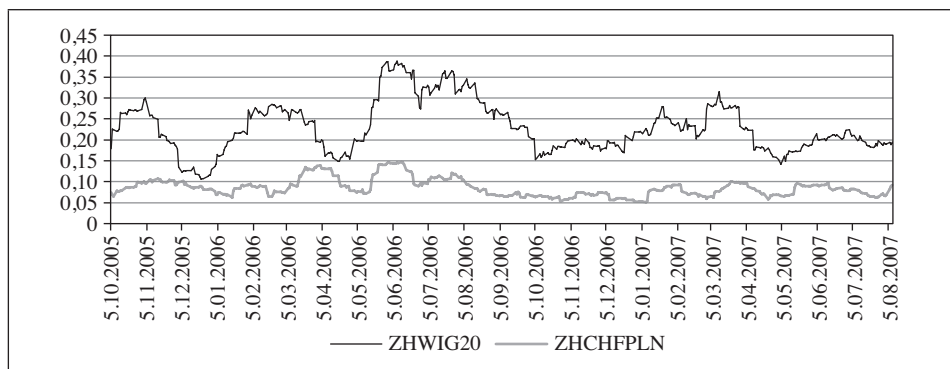
<sup>3</sup> Oznaczenia: ZHEURPLN zmienność historyczna eurodolara w okresie przed kryzysem. ZHUSDPLN2 zmienność historyczna dolarzłotego w okresie kryzysu. ZHUSDPLN3 zmienność historyczna dolarzłotego w okresie kryzysu dłużnego. dEURPLN szereg pierwszych różnic dla kursu walutowego EURPLN.



Rys. 1. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG – 20 EURPLN  
Źródło: opracowanie własne.

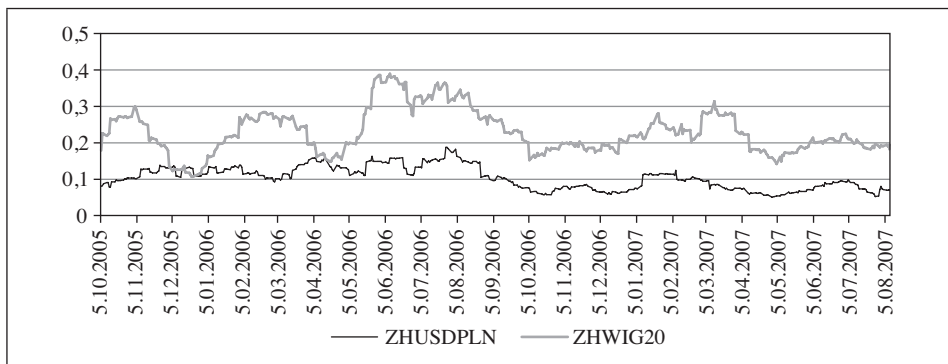


Rys. 2. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – GBPPLN  
Źródło: opracowanie własne.

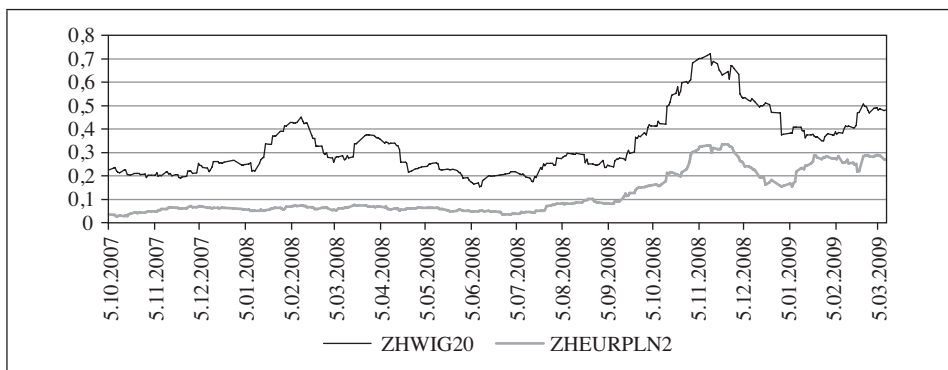


Rys. 3. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – CHF  
Źródło: opracowanie własne.

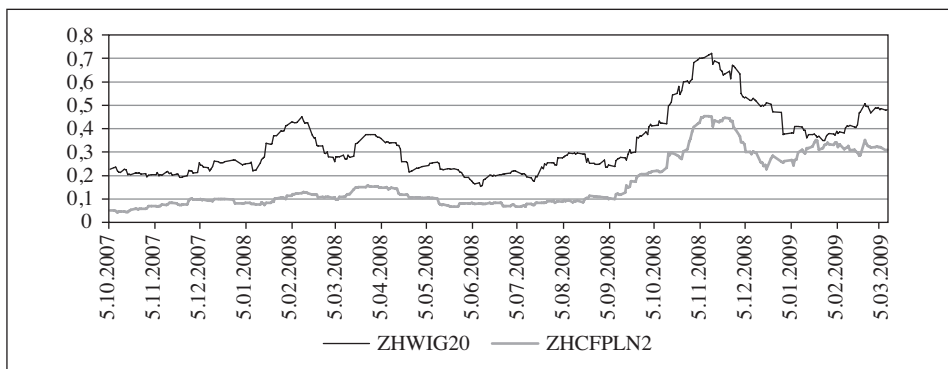




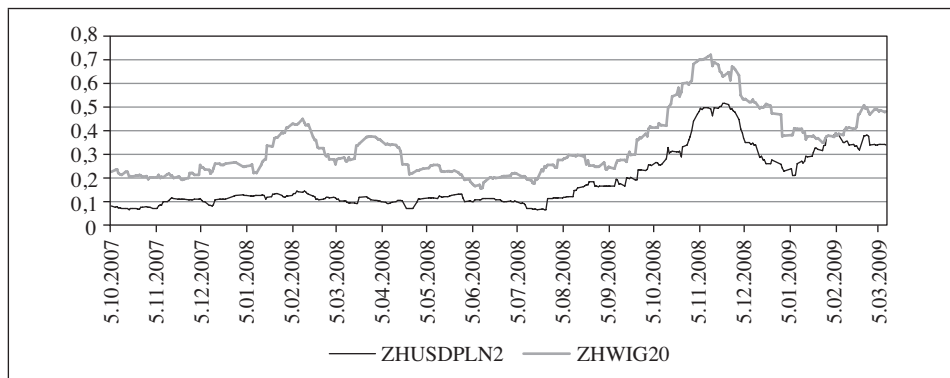
Rys. 4. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – USDPLN  
 Źródło: opracowanie własne.



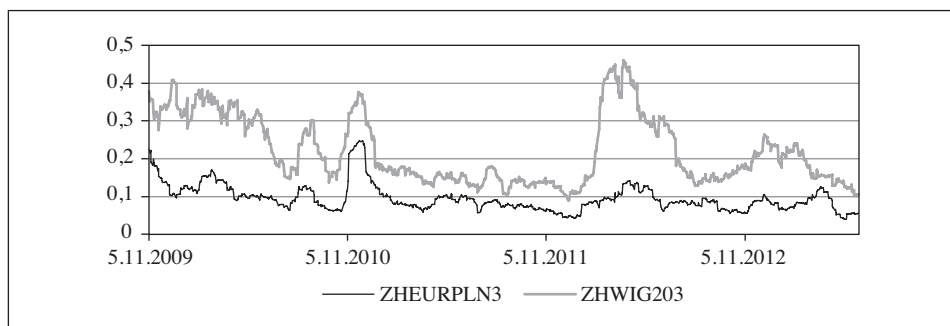
Rys. 5. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – EURPLN  
 Źródło: opracowanie własne.



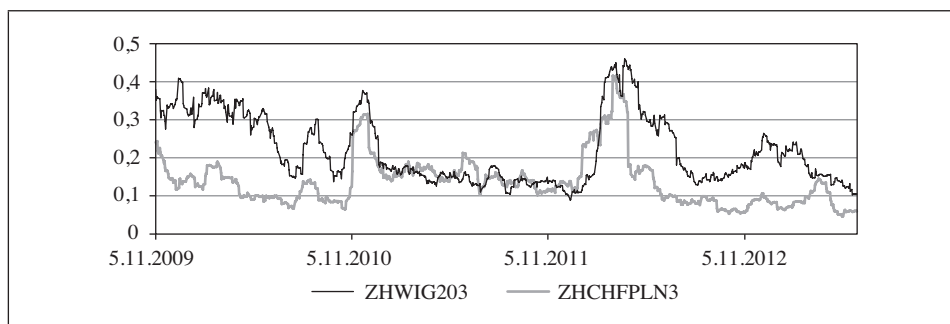
Rys. 6. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – CHFPLN  
 Źródło: opracowanie własne.



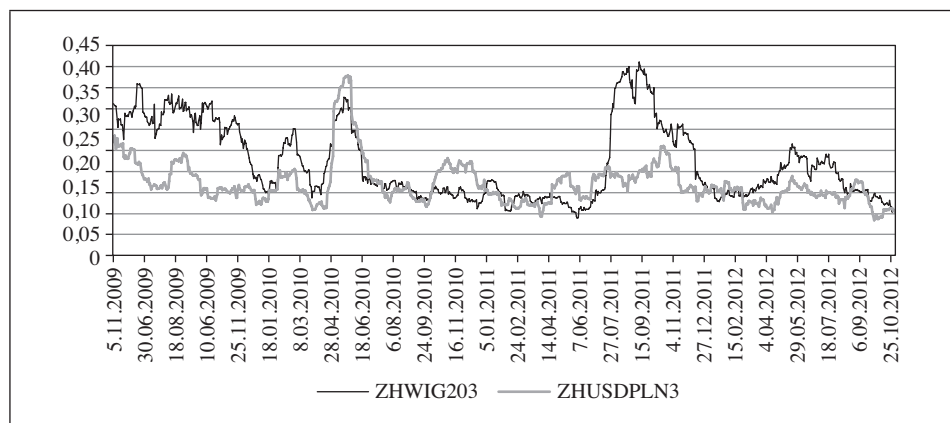
Rys. 7. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – USDPLN  
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 8. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – EURPLN  
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 9. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – CHFPLN  
Źródło: opracowanie własne.



Rys. 10. Zmienność obliczona jako 21-sesyjna zmienność historyczna pary WIG20 – USDPLN

Źródło: opracowanie własne.

Podobną analizę przeprowadzono za pomocą parametrycznego modelowania ekonometrycznego. Wykorzystano w tym celu parametryczne modele heteroskedastyczności warunkowej typu ARMA-GARCH. Wszystkie dopasowane modele miały istotne parametry statystyczne. Modele zostały ocenione pozytywnie, ponieważ nie istniały dla nich korelacje w resztach standaryzowanych i kwadratach reszt standaryzowanych. Ten fakt stwierdzono na podstawie testu Boxa-Pierce'a, przyjmując 0,05 poziom istotności. Ponadto wszystkie modele były stacjonarne, gdyż zarówno część autoregresyjna, jak i parametry modelu typu GARCH spełniały warunki stacjonarności. Żeby uzyskać stacjonarność szeregów czasowych zastosowano zwroty logarytmiczne. Jeżeli szeregi były nadal niestacjonarne, zastosowano modele ARIMA. W statystyce i ekonometrii model ARIMA jest uogólnieniem modelu ARMA stosowanym w przypadku szeregów niestacjonarnych, które po  $n$ -krotnym zróżnicowaniu stają się stacjonarne. Dla okresu kryzysu *subprime* wyniki przedstawiono na rys. 11.

Wartości teoretyczne dla zwrotów z kursu walutowego EUR/PLN zostały wygenerowane za pomocą modelu ARIMA(0,1,1) – FIEGARCH(1,1).

O braku korelacji w resztach i kwadratach reszt świadczą wyniki testu Boxa-Pierce'a:

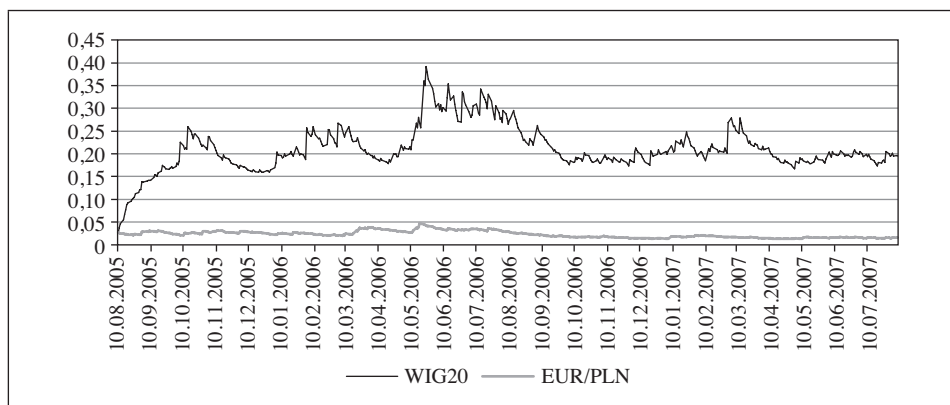
Box-Pierce (reszty):  $Q(11) = 7,0844 \{0,792\}$

Box-Pierce (kwadraty reszt):  $Q(12) = 13,9103 \{0,306\}$ .

Wariancję warunkową dla zwrotów logarytmicznych z indeksu WIG20 otrzymano za pomocą modelu GARCH(1,1).

Box-Pierce (reszty):  $Q(12) = 14,5565 \{0,267\}$

Box-Pierce (kwadraty reszt):  $Q(12) = 12,0017 \{0,446\}$ .



Rys. 11. Zestawienie zmienności warunkowych w okresie przed kryzysem

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6. Model ARIMA(0,1,1) – FIEGARCH(1,1) dla zwrotu z EURPL

Wyszczególnienie	Estymacja parametru	Błąd standardowy	Statystyka $t$	Wartości ( $p$ -value)
MA1	0,96735	0,01409	68,655	0
[2]EGARCH stała	5,3505	0,8347	–	–
FIEGARCH d	0,64334	0,1259	–	–
EGARCH Alpha1	-0,45748	0,20766	-2,203	0,028
EGARCH Beta1	0,52993	0,07387	7,174	0

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Model GARCH(1,1) z rozkładem Gaussa dla zwrotu z WIG20

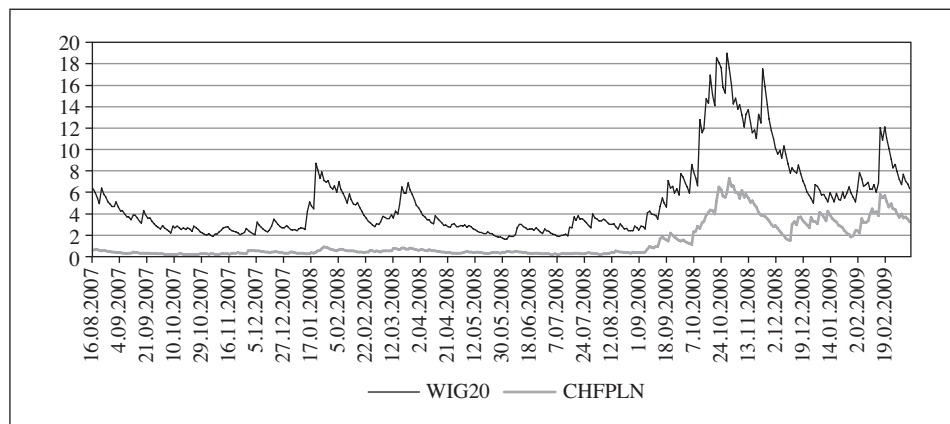
Wyszczególnienie	Estymacja parametru	Standard Error	Statystyka $t$	Wartości ( $p$ -value)
[2]GARCH Stała	0,11088	0,0325	–	–
GARCH Alpha1	0,04432	0,01749	2,534	0,012
GARCH Beta1	0,90593	0,02032	44,583	0

Źródło: opracowanie własne.

Dla zwrotów logarytmicznych z kursów walutowych USDPLN, GBPPLN i CHFPLN również wariancje warunkowe były mniejsze niż dla zwrotów logarytmicznych indeksu WIG20, w pierwszym okresie badania.

W okresie kryzysu uzyskano wyniki przedstawione na rys. 12. W okresie kryzysu zmienność indeksu WIG20 była wyższa niż zmienność CHFPLN. Jest to zgodne z rezultatami dla zmienności historycznej. Podobnie jak na wykresie dla

ZH21 zmienności zachowywały te same tendencje. Wniosek ten jest prawdziwy również dla innych rozważanych w tym badaniu kursów walutowych. Parametry wykorzystanych modeli znajdują się w tabeli 8 i 9.



Rys. 12. Zestawienie zmienności warunkowych w okresie kryzysu

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8. Model GARCH(1,1) dla zwrotów z indeksu WIG20

Wyszczególnienie	Estymacja parametru	Błąd standardowy	Statystyka $t$	Wartości ( $p$ -value)
[2]GARCH Stała	0,01406	0,0094	–	–
GARCH Alpha1	0,18631	0,0822	2,267	0,024
GARCH Beta1	0,79914	0,08408	9,505	0

Źródło: opracowanie własne.

Box-Pierce (reszty):  $Q(12) = 11,2094 \{0,511\}$

Box-Pierce (kwadraty reszt):  $Q(12) = 5,8227 \{0,925\}$

Tabela 9. Model GARCH(1,1) dla zwrotów z kursu walutowego CHF/PLN

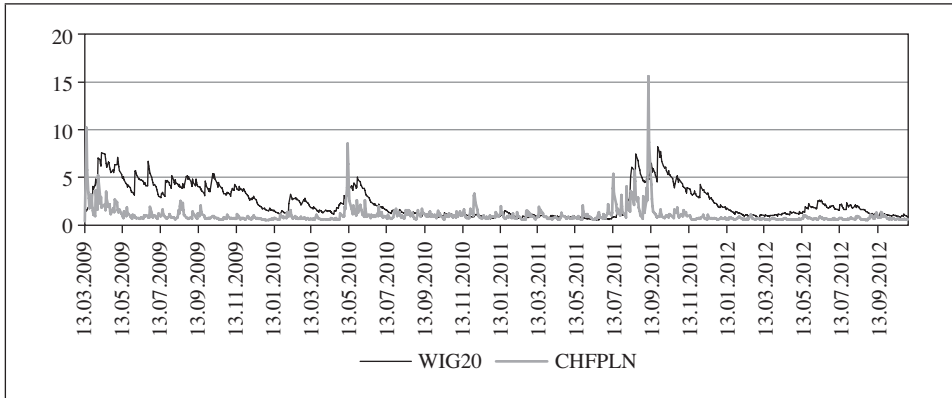
Wyszczególnienie	Estymacje parametru	Błąd standardowy	Statystyka $t$	Wartości ( $p$ -value)
Student's $t$ d.f.	13,389	8,8818	–	–
[2]GARCH Stała	0,00627	0,0079	–	–
GARCH Alpha1	0,10645	0,03457	3,079	0,002
GARCH Beta1	0,89677	0,04129	21,719	0

Źródło: opracowanie własne.

Box-Pierce (reszty):  $Q(12) = 12,3869 \{0,415\}$

Box-Pierce (kwadraty reszt):  $Q(12) = 8,2253 \{0,767\}$ .

Otrzymano również wyniki dla okresu po kryzysie. Przykładowy wykres znajduje się na rys. 13.



Rys. 13. Wariacje warunkowe w okresie po kryzysie

Źródło: opracowanie własne.

Analiza wykresu prowadzi do wniosku, że w okresie kryzysu dłużnego wariacja warunkowa kursu walutowego przekraczała poziom wariacji warunkowej indeksu giełdowego dla pojedynczych okresów. Było to prawdą również dla innych uwzględnionych kursów walutowych bądź zmienność kursu walutowego była mniejsza. Jest to zgodne z wynikami dla zmienności historycznej.

Parametry wyestymowanych modeli znajdują się w tabelach 10 i 11.

Tabela 10. Parametry modelu zmienności dla zwrotów z indeksu WIG20 w okresie po kryzysie

Wyszczególnienie	Estymacja parametru	Błąd standardowy	Statystyka $t$	Wartości ( $p$ -value)
[2]GARCH Stała	0,01948	0,0109	–	–
GARCH Alpha1	0,07025	0,01402	5,011	0
GARCH Beta1	0,9216	0,01413	65,223	0

Źródło: opracowanie własne.

Box-Pierce (reszty):  $Q(12) = 15,0989 \{0,236\}$

Box-Pierce (kwadraty reszt):  $Q(12) = 9,3614 \{0,672\}$ .

Tabela 11. Parametry modelu GARCH(1,1) dla zwrotów z kursu walutowego CH FPLN

Wyszczególnienie	Estymacja parametru	Błąd standardowy	Statystyka $t$	Wartości ( $p$ -value)
[2]GARCH Stała	0,25872	0,2147	–	–
GARCH Alpha1	0,22875	0,05122	4,466	0
GARCH Beta1	0,53912	0,20634	2,613	0,009

Źródło: opracowanie własne.

Box-Pierce (reszty):  $Q(12) = 16,4941 \{0,17\}$

Box-Pierce (kwadraty reszt):  $Q(12) = 15,2223 \{0,23\}$ .

## 4. Wnioski

Korelacje między pierwszymi lub drugimi przyrostami kursów walutowych i przyrostami indeksu WIG20 były niskie i ujemne w okresie po kryzysie, a osłabły do nieistotnych w pozostałych okresach. Zatem podczas kryzysu dłużnego istniały wpływy ujemne tych instrumentów na siebie. (W nieujętych w tej pracy badaniu pokazano, że dla niestacjonarnych szeregów notowań korelacje między badanymi instrumentami były wysokie i ujemne, lecz charakter tych zależności może być pozorny. Interesujące może być jednak bardziej dla inwestora współwystępowanie na wykresie niż zależności przyczynowo-skutkowe). Inaczej było ze zmiennością, której przebieg był bardzo podobny dla kursów walutowych i indeksów giełdowych w okresie kryzysu. Zmienności zachowywały w większości te same tendencje. Wykresy zmienności przebiegały odmiennie w pozostałych dwóch okresach. Zmienność kursów walutowych była mniejsza niż zmienność indeksów giełdowych, zatem w porównaniu z indeksami giełdowymi są to inwestycje o mniejszym ryzyku rynkowym. Zależność ta nie jest prawdziwa w okresie obecnego kryzysu dłużnego. Powyższe wnioski są prawdziwe również dla wariancji warunkowej otrzymanej za pomocą parametrycznych modeli zmienności. Ponadto kursy walutowe i indeks giełdowy nie są ze sobą skointegrowane, czyli nie można mówić o trwałości długookresowej relacji pomiędzy tymi instrumentami.

## Literatura

- Augustyniak H. [2003], *Statystyka opisowa z elementami demografii*, Poznań, Ars boni et aequi, Poznań.
- Blackburn R. [2008], *The Subprime Crisis*, „New Left Review”, vol. 50, March, April.

- Doman M., Doman R. [2011], *The Impact of the Exchange Rate Dynamics on the Dependencies in Global Stock Market*, „Dynamic Econometric Models”, vol. 11, Nicolaus Copernicus University, Toruń.
- Konopczak M., Sieradzki R., Wiernicki M. [2010], *Kryzys na światowych rynkach finansowych – wpływ na rynek finansowy w Polsce oraz implikacje dla sektora realnego*, „Bank i Kredyt”, vol. 41 (6).
- Pluciennik P. [2012], *Influence of the American Financial Market on Other Markets during the Subprime Crisis*, *Folia Oeconomica Stetinensia*, vol. 12, nr 2.
- Thornton D. L. [2009], *What the Libor-OIS Spread Says*, „Economic Synopses”, nr 24.
- Tudor C. [2009], *Understanding the Roots of the US Subprime Crisis and Its Subsequent Effects*, „The Romanian Economic Journal”, Year XII, vol. 31(1).

### **An Analysis of the Links between Stock Indexes and Currency Exchange Rates**

In the article I examine the influence of exchange rates on the Polish capital market in the periods before, after and during the last financial crisis. I also attempt to determine if currency rates characterised bigger or smaller volatility than the stock index in the periods considered. Finally, I turn to the question of whether there were regularities in the investigation of the volatility function of these instruments. Cointegration analysis was performed.

**Keywords:** volatility, currency rates, Spearman correlations, cointegration.