

AGATA KLIBER, PAWEŁ KLIBER

ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY KURSAMI WALUT ŚRODKOWOEUROPEJSKICH W OKRESIE KRYZYSU 2008*

1. WSTĘP

Celem niniejszego badania było zbadanie zależności łączących kursy walutowe krajów środkowoeuropejskich w trakcie kryzysu finansowego. W tym artykule koncentrujemy się na roku 2008, którego końcówka obfitowała w szczególne wydarzenia na środkowoeuropejskim rynku walutowym (m.in. ataki spekulacyjne na waluty środkowoeuropejskie, upadki banków na świecie, itp.). Bierzemy pod uwagę cztery kursy walutowe: PLN/EUR, SKK/EUR (obecnie już nieistniejący), CZK/EUR oraz HUF/EUR. Korona słowacka w analizowanym okresie była w systemie ERM2, a samo badanie dotyczy okresu tuż przed przyjęciem przez Słowację euro. Oczekujemy zatem, że jej zachowanie będzie odbiegało od zachowań pozostałych walut w regionie.

Z wcześniejszych badań wiemy, że waluty środkowoeuropejskie są ze sobą dość silnie powiązane w okresie spokojnym [16]. Wiemy też, że na ich dynamikę wpływa w dużym stopniu zachowanie się kursu EUR/USD [8]. W przedstawionym tu badaniu pomijamy kształtowanie się kursu EUR/USD, ale badamy, czy kształtowanie się zmienności kursu walutowego któregośkolwiek z wymienionych krajów mogło w istotny sposób wpłynąć na dynamikę zmienności jakiejś innej waluty. Na tej podstawie możemy stwierdzić, czy któraś z walut dominowała w badanym okresie w regionie, tj. pierwsza zareagowała na niepokój na rynku zachodnioeuropejskim i w ten sposób wpłynęła na wzrost zmienności pozostałych walut. Chcemy również zweryfikować popularne stwierdzenie, że nagłe załamanie się kursu forinta w październiku 2008 pociągnęło za sobą kryzys pozostałych walut z regionu (zob. np. [1]).

Podsumowując, naszym celem nie było stworzenie ogólnego modelu zachowania się kursów walutowych z uwzględnieniem zmian cen, inflacji, oczekiwań i równowagi ogólnej (zob. np. [20], [23]). Nie koncentrowaliśmy się też na wzroście powiązań walut mierzonym współczynnikiem korelacji – który to jest najczęściej uwzględniany przy badaniu przenoszenia kryzysów (zob. [13], [14]). Proponowana przez nas metoda bardziej przypomina badanie „deszczy meteorytowych” zaproponowane przez Engle,

* Badania były finansowane z projektów badawczych MNiSW MNiS through the Project „Modelowanie zmienności stóp procentowych w krajach Europy Środkowej” (N N 113 323634), „Dynamika zmienności i zależności warunkowych na polskim rynku finansowym: analiza specyfiki, modelowanie i prognozowanie” (N N111 1256 33) oraz „Modelowanie polskiego rynku finansowego z wykorzystaniem procesów Lévy’ego” (N N111 436534).

Ito i Lina w 1990 r. [11], tj. sprawdzenie, jak zmienność na jednym rynku reaguje na skoki zmienności na rynku sąsiednim. Jeśli reakcja taka jest istotna, to przyjmujemy, że nastąpiło przeniesienie impulsu z jednego rynku na drugi, które można nazwać zarażaniem.

2. DANE

Badanie dotyczy kształtowania się zmienności środkowoeuropejskich kursów walutowych. Wykorzystaliśmy dwa zbiory danych: dane pięciominutowe, dotyczące okresu 18.08.2008 – 14.11.2008 (źródło: stooq.pl) oraz dane dzienne, obejmujące okres od 10.08.2007 do 14.11.2008 (źródło: oanda.com). Pierwszy zbiór danych wykorzystany został do estymacji skoków w kursach walutowych, podczas gdy drugi – do oszacowania modeli GARCH (w związku z tym, że do oszacowania modelu GARCH potrzebna jest próba o odpowiedniej długości, szereg danych dziennych musiał obejmować odpowiednio dłuższy okres). W przypadku gdy notowania dla kursów walutowych nie pokrywały się, usuwaliśmy dane nadmiarowe. Nastąpiła w ten sposób utrata pewnej informacji, ale jak pokazano w [9], jest to metoda, która daje dobre wyniki, jeśli chodzi o zachowanie właściwości procesu (przynajmniej w przypadku danych dziennych). W wyniku estymacji skoków otrzymaliśmy zbiór dni, w których skoki wystąpiły. Skoki te wprowadzone zostały następnie do równania w modelu GARCH jako zmienna binarna, gdzie 1 oznaczało dzień, w którym skok wystąpił, a 0 – dzień bez skoku.

3. METODA BADAWCZA

3.1. ESTYMACJA SKOKÓW

Przyjmujemy, że logarytmy kursów walut można opisać następującym modelem dyfuzji ze skokami:

$$dy_t = \alpha_t dt + \sigma_t dW_t + J_t dq_t \quad (1)$$

gdzie W jest standardowym procesem Wienera, q to proces Poissona, a J_t to niezależne zmienne losowe o jednakowym rozkładzie, reprezentujące wielkości skoków. Jeżeli dryf α i dyfuzja σ są deterministyczne (tj. mogą się zmieniać, ale nie są procesami stochastycznymi), to y jest procesem Lévy'ego o skończonej aktywności¹. Model (1) opisuje sytuację, w której ceny walut kształtują dwa zjawiska. Pierwszym z nich jest „normalny stan rynku”, w którym ceny zmieniają się nieznacznie (w sposób ciągły), trzymając się trendu długookresowego (α_t) i odchylając się od niego jedynie z powodu „szumu informacyjnego” (σ_t). Temu stanowi rynku odpowiada pierwsza, dyfuzyjna część równania (1). Drugim zjawiskiem jest sporadyczne pojawianie się nieprzewidywalnych wcześniej informacji, które generują „skoki” cen – czyli gwałtowne i nieciągłe zmiany.

¹ Patrz np. [7].

To zjawisko w równaniu (1) opisane jest procesem Poissona. W przedstawionych dalej testach detekcji skoków α i σ mogą być procesami stochastycznymi. Testy te można stosować także w sytuacji, gdy występuje tzw. efekt dźwigni, czyli korelacja między W i σ , co odpowiada obserwowanemu na rynkach faktowi, że okresy wyższej zmienności cen wiążą się na ogół ze spadkami cen. Efekt ten opisany został po raz pierwszy w roku 1976 przez Blacka.

W celu wykrycia skoków skorzystamy z grupy testów opartych na statystyce *swap variance* (wprowadzonej w [15]). Statystyka ta mierzy wielkość zysków (lub strat), jakie otrzymałoby się stosując strategię zabezpieczającą *delta-hedging* do replikacji opcji, której wypłaty są równe logarytmom z końcowych cen instrumentu podstawowego (w tym przypadku – z ceny waluty)². Można pokazać, że w przypadku braku skoków te zyski (lub straty) są równe skumulowanej wariancji zrealizowanej. Zatem istnienie skoków sprawdza się badając, jak bardzo *swap variance* różni się od wariancji zrealizowanej. Statystykę *swap variance* definiuje się następującym wzorem:

$$SwV_h = 2 \sum_{i=1}^N (e^{r_{h,i}} - 1 - r_{h,i}), \quad (7)$$

gdzie $r_{h,i}$ jest i -tą stopą zwrotu w skali czasowej³ h zaś N oznacza liczbę obserwacji (stóp zwrotu) w ciągu dnia. Jeśli np. $h = 10$ minut i dysponujemy notowaniami od 9.00 do 16.00, to $N = 42$ oraz $i = 1, 2, \dots, 42$.

Rozważa się trzy testy wykorzystujące tę statystykę (dalej podajemy odpowiednie statystyki testowe):

- test różnic:

$$JO_d = \frac{N}{\sqrt{\Omega_{sw}}} (SwV_h - RV_h), \quad (8)$$

- test logarytmiczny:

$$JO_l = \frac{[y^c]N}{\sqrt{\Omega_{sw}}} (\ln SwV_h - \ln RV_h), \quad (9)$$

- test ilorazowy:

$$JO_r = \frac{[y^c]N}{\sqrt{\Omega_{sw}}} \left(1 - \frac{RV_h}{SwV_h} \right). \quad (10)$$

² Istnieją także inne metody wykrywania skoków w finansowych szeregach czasowych. Stosuje się w tym celu metody falkowe (patrz np. [12] lub [24]). Metody te zazwyczaj nie pozwalają jednak na konstrukcję testów statystycznych. Metody statystyczne z kolei wykorzystują różnice między wariancją zrealizowaną a wariancją bi-kwadratową (*bi-power variantion*) (zob. np. [2] lub [3]), albo na zwrotach przeskalowanych do lokalnej zmienności (zob. [15]). Pierwsza z tych metod nie jest jednak odporna na efekt dźwigni, zaś testy oparte na drugiej metodzie mają małą moc.

³ Może to być 20 min, 10 min, 5 min, itd. Czym dokładniejsza skala, tym większa moc testu. Jednak przy zbyt wysokiej częstotliwości pojawiają się „efekty mikroskali” (odchylenia od „prawdziwych cen” spowodowane, np. działalnością animatorów rynku), które obciążają statystykę.

We wszystkich równaniach powyżej RV_h oznacza zmienność zrealizowaną, tj.

$$RV_h = \sum_{i=1}^N r_{h,i}^2,$$

natomiast $[y^c]$ oznacza wariancję kwadratową ciągłej części procesu. Ponadto

$\Omega_{sw} = \frac{\mu_6}{9} \int_0^T \sigma_s^3 ds$, gdzie $\mu_6 = 8\Gamma\left(\frac{7}{2}\right)/\sqrt{\pi}$. Rozkładem asymptotycznym (przy h dążącym

do 0) wszystkich trzech statystyk jest standardowy rozkład normalny. Test obecności skoków ma obustronny obszar odrzuceń.

3.2. MODELOWANIE ZMIENNOŚCI

Po oszacowaniu skoków, wprowadzaliśmy je jako zmienne zero-jedynkowe do równania modelu GARCH [6] dla każdej waluty. Niech y_t oznacza pozbawiony średniej zwrot logarytmiczny z instrumentu finansowego w chwili t , zaś σ_t jego zmienność w chwili t . Model GARCH(p, q) przyjmuje następującą postać:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2,$$

gdzie: $\varepsilon_t \sim iid(0, 1), \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$.

Rozpatrywaliśmy dwa przypadki: w pierwszym zmienne binarne włączyliśmy do równania średniej, w drugim – do równania wariancji warunkowej.

3.3. ESTYMACJA WSPÓLNYCH SKOKÓW

W celu sprawdzenia otrzymanych wyników, przeprowadziliśmy także oszacowania wspólnych skoków (*co-jumps*) walut. Estymacje te przeprowadza się osobno dla każdej pary kursów walutowych, przyjmując, że proces cen obu walut składa się z trzech składowych. Pierwszą z nich jest część dyfuzyjna (odpowiadająca zmianom kursu waluty w „normalnym” stanie rynku). Te składniki kursów pary walut mogą być (i najczęściej są) ze sobą skorelowane. Drugą składową stanowią „skoki własne” każdej waluty. Są to gwałtowne zmiany, charakterystyczne tylko dla tej waluty i niezwiązane ze zmianami kursów innych walut. Trzecią składową są wspólne skoki obu walut, przy czym zakłada się, że dla obu walut występują one w tych samych chwilach, ale mogą mieć różne wielkości. Zgodnie z tymi założeniami logarytmy kursów pary walut można opisać następującym układem stochastycznych równań różniczkowych:

$$\begin{aligned} dy_t^1 &= \alpha_t^1 dt + \sigma_t^1 dW_t^1 + J_t^{11} dq_t^1 + J_t^1 dq_t, \\ dy_t^2 &= \alpha_t^2 dt + \sigma_t^2 dW_t^2 + J_t^{21} dq_t^2 + J_t^1 dq_t. \end{aligned} \quad (11)$$

Procesy Wienera W^1 i W^2 mogą być ze sobą skorelowane. Wszystkie procesy Poissona w równaniach (11), tj. q^1 , q^2 i q , są niezależne (a więc z prawdopodobieństwem 1 procesy te nie mają wspólnych skoków, zob. np. [7] lub [22]). Proces q wyznacza moment wspólnych skoków dla obu walut, podczas gdy procesy q^1 i q^2 odpowiadają za skoki własne każdej waluty.

Miarą zależności między dwoma procesami stochastycznymi, opisanymi stochastycznymi równaniami różniczkowymi, jest ich kowariancja kwadratowa (*quadratic covariance*) (zob. [22], s. 66), którą można zdefiniować jako:

$$[y^1, y^2]_t = \int_0^t \rho \sigma_s^1 \sigma_s^2 ds + \sum_{s \leq t} \Delta y_s^1 \Delta y_s^2. \quad (12)$$

Kowariancja kwadratowa ciągłych części procesów (części dyfuzyjnej, bez uwzględnienia skoków) wynosi

$$\langle y^1, y^2 \rangle_t = \int_0^t \rho \sigma_s^1 \sigma_s^2 ds. \quad (13)$$

W celu estymacji obu tych wielkości można skorzystać ze wzoru polaryzacyjnego dla form dwuliniowych (zob. np. [13], s. 66):

$$[y^1, y^2]_t = \frac{1}{4}([y^1 + y^2]_t - [y^1 - y^2]_t), \quad (14)$$

(gdzie $[x]$ oznacza wariancję kwadratową procesu x). Prawdziwy jest też analogiczny wzór dla kowariancji kwadratowej ciągłych części procesów $\langle y^1, y^2 \rangle$. W celu oszacowania odpowiednich wielkości (wariancji kwadratowych procesów $y^1 + y^2$ i $y^1 - y^2$ oraz wariancji kwadratowych ich ciągłych składowych) można wykorzystać estymatory wariancji zrealizowanej i wariancji bi-kwadratowej wprowadzone przez Barndorff-Nielsen i Shephard (zob. [2] oraz [3]). Jako estymator wariancji kwadratowej przyjmujemy wariancję zrealizowaną:

$$RV_h = \sum_{i=1}^N r_{h,i}^2 \quad (15)$$

zaś w celu estymacji wariancji kwadratowej ciągłej części procesu $\langle y \rangle_t$ wykorzystamy następującą własność asymptotyczną wariancji bi-kwadratowej:

$$BPV_h = \sum_{i=2}^N |r_{h,i-1} \parallel r_{h,i}| \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \frac{2}{\pi} \langle y \rangle_t. \quad (16)$$

Korzystając z równania (14), jego odpowiednika dla procesów ciągłych, oraz z (15) i (16) otrzymujemy następujące oszacowanie kowariancji skoków:

$$\begin{aligned}
[y^1, y^2]_t - \langle y^1, y^2 \rangle_t &= \frac{1}{4} \sum \left\{ (r_{h,i}^1 + r_{h,i}^2)^2 - (r_{h,i}^1 - r_{h,i}^2)^2 \right\} - \\
&- \frac{\pi}{8} \sum \left\{ \left| r_{h,i}^1 + r_{h,i}^2 \right| \left| r_{h,i-1}^1 + r_{h,i-1}^2 \right| - \left| r_{h,i}^1 - r_{h,i}^2 \right| \left| r_{h,i-1}^1 - r_{h,i-1}^2 \right| \right\}.
\end{aligned} \tag{17}$$

4. WYNIKI

4.1. WYNIKI ESTYMACJI SKOKÓW

Przeprowadziliśmy wszystkie trzy testy na podstawie danych za okres od 18 sierpnia do 14 listopada 2008. Dla każdego dnia wyznaczyliśmy opisane wcześniej statystyki JO_d , JO_r i JO_l , posługując się śróddziennymi, dziesięciominutowymi stopami zwrotu. Wszystkie trzy testy dały zbliżone wyniki. W rzeczywistości dwa ostatnie testy (logarytmiczny i ilorazowy) dały *identyczne* wyniki – wskazały istnienie skoków w tych samych dniach. Takie same wyniki otrzymaliśmy stosując pierwszy test (test różnic) dla kursów korony czeskiej i słowackiej. W przypadku kursu węgierskiego forinta test ten wskazywał jeden skok więcej niż pozostałe dwa testy, natomiast w przypadku kursu złotego polskiego – test ten prowadził do wykrycia trzech skoków więcej. Do dalszych badań wzięliśmy zatem wyniki z testów opartych na statystykach JO_r i JO_l (test logarytmiczny i ilorazowy). Wyniki te przedstawiamy w tabeli 1 (symbol „*” oznacza, że w danym dniu wykryto skoki). Należy zwrócić uwagę na wykryty skok dla forinta węgierskiego z dnia 9 października – był to dzień nagłego osłabienia się tej waluty. Zdarzenie to często było przedstawiane jako jedno z głównych źródeł kryzysu walut Europy Środkowej.

Tabela 1

Dni, w których wykryto skoki w kursach walutowych

Data	CZK	HUF	PLN	SKK	Data	CZK	HUF	PLN	SKK	Data	CZK	HUF	PLN	SKK	Data	CZK	HUF	PLN	SKK
18.08	*	*	*	*	09.09		*			20.09					21.10			*	
19.08					10.09					01.10	*				22.10		*	*	
20.08		*			11.09					02.10			*		27.10	*	*	*	
21.08					12.09	*		*		03.10					29.10			*	
22.08			*		15.09				*	06.10					30.10				
25.08			*		16.09	*				07.10					31.10	*		*	
26.08		*			17.09		*			08.10					03.11				
27.08		*			18.09			*		09.10		*			04.11		*	*	
28.08		*			19.09			*		10.10					05.11				
01.09	*				22.09					13.10					06.11				

cd. tabeli 1

Data	CZK	HUF	PLN	SKK	Data	CZK	HUF	PLN	SKK	Data	CZK	HUF	PLN	SKK	Data	CZK	HUF	PLN	SKK
02.09	*				23.09		*			14.10		*			07.11				
03.09					24.09		*			15.10	*				10.11	*		*	
04.09		*	*		25.09					16.10					12.11				
09-05					09-26					10-17					11-13		*		
09-08			*		09-29				*	10-20	*				11-14				

Opis: symbol „*” oznacza, że w danym dniu wykryto skoki.

Źródło: opracowanie własne.

Warto również zwrócić uwagę na skoki wykryte dla korony słowackiej. Jest ich dużo mniej niż w przypadku pozostałych walut. Jest to najprawdopodobniej związane z faktem, iż korona słowacka była w badanym okresie w systemie ERM2, a zatem jej kurs był kontrolowany. Uzyskane przez nas wyniki potwierdzają zatem odrębny charakter tej waluty.

4.2. MODELE ZMIENNOŚCI ZE SKOKAMI WPROWADZONYMI DO RÓWNIANIA ŚREDNIEJ

W tabeli 2 przedstawione zostały wyniki estymacji modeli GARCH ze skokami wprowadzonymi do równania średniej. W pierwszym wierszu każdej komórki przedstawiamy typ modelu GARCH, podając też rozkład reszt. W ostatnim wierszu umieściliśmy wartości kryteriów informacyjnych: pierwsze z nich to kryterium Schwarz, zaś drugie – Akaikego. Kryterium Schwarz zawsze preferuje model z mniejszą liczbą parametrów, dlatego spodziewaliśmy się, że w każdym przypadku preferować ono będzie model ze skokami EUR/SKK w równaniu średniej warunkowej (skoków tych było najmniej). Jednakże przypuszczenie to nie okazało się słuszne w przypadku modelu dla EUR/SKK, gdzie oba kryteria wskazały na model ze skokami EUR/HUF w równaniu średniej warunkowej jako najlepiej opisujący zachowanie się EUR/SKK.

W przypadku większości walut udało się dopasować do danych model ARMA-GARCH. Wyjątek stanowił model dla korony słowackiej ze skokami korony czeskiej, gdzie udało się dopasować jedynie model IGARCH [10]. Ponadto w przypadku korony czeskiej jej zmienność najlepiej opisywały modele GARCH(0,1), czyli po prostu ARCH (wyjątek stanowił model ze skokami forinta). W większości przypadków udało się dopasować do danych modele z rozkładem Studenta, aczkolwiek w niektórych przypadkach musieliśmy użyć rozkładu normalnego lub GED [21]. Ponadto okazało się, że w przypadku forinta węgierskiego, korony czeskiej oraz złotego to właśnie model ze skokami złotego najlepiej opisywał zmienności tych walut.

Tabela 2

Zestawienie modeli GARCH ze skokami uwzględnionymi w równaniu dla średniej warunkowej

Zmienna objaśniana	EUR/CZK	EUR/HUF	EUR/PLN	EUR/SKK
EUR/CZK	ARMA(0,0)- GARCH(0,1) Student(4.8) 1.855/1.67	ARMA(0,0)- GARCH(1,1) Student(4) 1.919/1.67	ARMA(0,0)-GARCH(0,1) Student(4.5) 1.89/1.645	ARMA(0,0)-GARCH(0,1) Student(4.6) 1.78/1.69
EUR/HUF	ARMA(1,1)- GARCH(1,1) Gauss 2.234/2.05	ARMA(0,0)- GARCH(1,1) Student(3.3) 2.214/1.97	ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Student(3) 2.209/1.95	ARMA(0,0)-GARCH(1,1) Student(3.9) 2.06/1.97
EUR/PLN	ARMA(1,0)- GARCH(1,1) Gauss 1.629/1.46	ARMA(1,1)- GARCH(1,1) Student(3) 1.673/1.41	ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Student(3.8) 1.56/1.3	ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Gauss 1.52/1.43
EUR/SKK	ARMA(0,0)- IGARCH(1,1) Student(4) 0.219/0.03	ARMA(0,0)- GARCH(1,1) GED(0.72) 0.214/0.03	ARMA(1,0)-GARCH(1,1) Gauss 0.406/0.16	ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Gauss 0.25/0.14

Opis: W boczku tabeli znajduje się zmienna objaśniana, w główce podano zmienne objaśniające. W każdej komórce podano oszacowany model ARMA-GARCH z odpowiednim rozkładem i liczbą stopni swobody (poza rozkładem normalnym). W ostatnim wierszu każdej komórki znajdują się kryteria informacyjne: Schwarza i Akaiego.

Źródło: opracowanie własne.

4.3. MODELE ZMIENNOŚCI ZE SKOKAMI WPROWADZONYMI DO RÓWNANIA WARIANCJI

W drugim etapie badania oszacowaliśmy modele GARCH ze zmiennymi objaśniającymi w równaniu wariancji warunkowej. Tabela 3 przedstawia wyniki estymacji. Tak jak w poprzednim przypadku, kryterium Schwarza preferowało modele, w których do równania wariancji warunkowej wprowadzono skoki EUR/SKK. Jeśli weźmiemy jednak pod uwagę kryterium Akaiego, to w przypadku kursu korony czeskiej preferowanym modelem był ten, w którym zmiennymi wprowadzanymi do równania wariancji warunkowej były skoki własne. Model ze skokami EUR/CZK był także preferowany w przypadku zmienności korony słowackiej. Natomiast oba kryteria informacyjne wskazały jako najlepszy model ze skokami EUR/SKK objaśniającymi zmienność węgierskiego forinta. Jednakże analiza oszacowanego modelu wykazała, że skoki te były zmiennymi nieistotnymi, dlatego też uznaliśmy, iż zmienność forinta najlepiej będzie objaśniał model z własnymi skokami. Podobna sytuacja zaszła w przypadku modelu dla złotego – oba kryteria faworyzowały model z nieistotnymi zmiennymi objaśniającymi.

Tak jak w poprzednim badaniu, w przypadku korony słowackiej nie udało się dopasować w każdym przypadku modelu GARCH i do zmienności tej waluty dopasowane zostały modele IGARCH (wyjątek stanowił model ze skokami forinta, gdzie oszacowany został model ARCH z rozkładem GED). Również w przypadku modeli zmienności korony czeskiej ze skokami korony słowackiej oraz ze skokami własnymi dopasowane zostały modele ARCH.

Tabela 3

Zestawienie modeli GARCH ze skokami uwzględnionymi w równaniu dla wariancji warunkowej

Zmienna objaśniana	EUR/CZK	EUR/HUF	EUR/PLN	EUR/SKK
EUR/CZK	ARMA(0,0)- GARCH(0,1) Student(6.2) 1.88/ 1.69	ARMA(1,0)- GARCH(1,1) Student(6.3) 1.95/1.71	ARMA(1,0)-GARCH(1,1) Student(6.2) 1.99/1.71	ARMA(1,1)-GARCH(0,1) Student(4.5) 1.82/1.71
EUR/HUF	ARMA(1,1)- GARCH(1,1) Gauss 2.21/2.03	ARMA(1,1)- GARCH(1,1) GED(1.23) 2.25/ 1.99	ARMA(1,0)-GARCH(1,1) GED(1.23) 2.26/2.02	ARMA(1,0)-GARCH(1,1) Student(4.1) 2.07/1.98
EUR/PLN	ARMA(1,0)- GARCH(1,1) Gauss 1.59/1.41	ARMA(1,1)- GARCH(1,1) Student(6.8) 1.69/1.43	ARMA(1,0)-GARCH(1,1) Gauss 1.66/1.43	ARMA(1,1)-GARCH(1,1) Student(4.8) 1.50/1.40
EUR/SKK	ARMA(0,0)- IGARCH(1,1) Student(4.3) 0.19/0.01	ARMA(1,0)- GARCH(0,1) GED(0.89) 0.45/0.21	ARMA(1,0)-IGARCH(1,1) Student(4.2) 0.26/0.02	ARMA(1,0)-IGARCH(1,1) Gauss 0.19/0.13

Opis: W boczku tabeli znajduje się zmienna objaśniana, w główce podano zmienne objaśniające. W każdej komórce podano oszacowany model ARMA-GARCH z odpowiednim rozkładem i liczbą stopni swobody (poza rozkładem normalnym). W ostatnim wierszu każdej komórki znajdują się kryteria informacyjne: Schwarza i Akeikego.

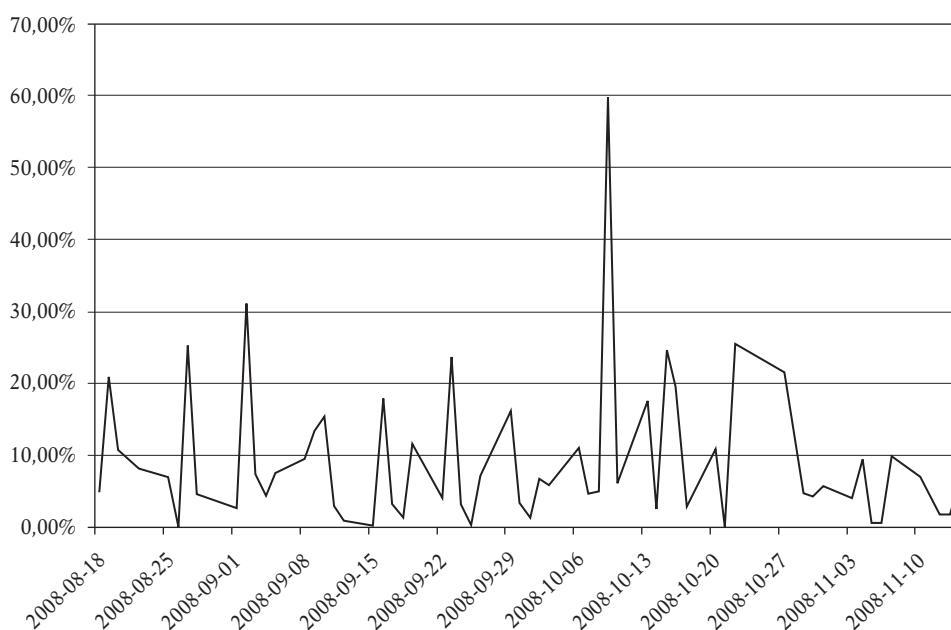
Źródło: opracowanie własne.

Podsumowując, modelami preferowanymi przez kryteria informacyjne były te, w których skoki zostały wprowadzone do równania średniej warunkowej. W przypadku średniego poziomu złotego, forinta oraz korony czeskiej najlepszymi modelami okazały się te, w których zmiennymi objaśniającymi były skoki złotego, zaś w przypadku korony słowackiej – skoki forinta. Co ciekawe, skok forinta z dnia 9.10.2008 okazał się mieć mniejszy wpływ na zmienność walut z regionu niż skoki złotego, które po nim nastąpiły.

4.4. WYNIKI ESTYMACJI WSPÓLNYCH SKOKÓW

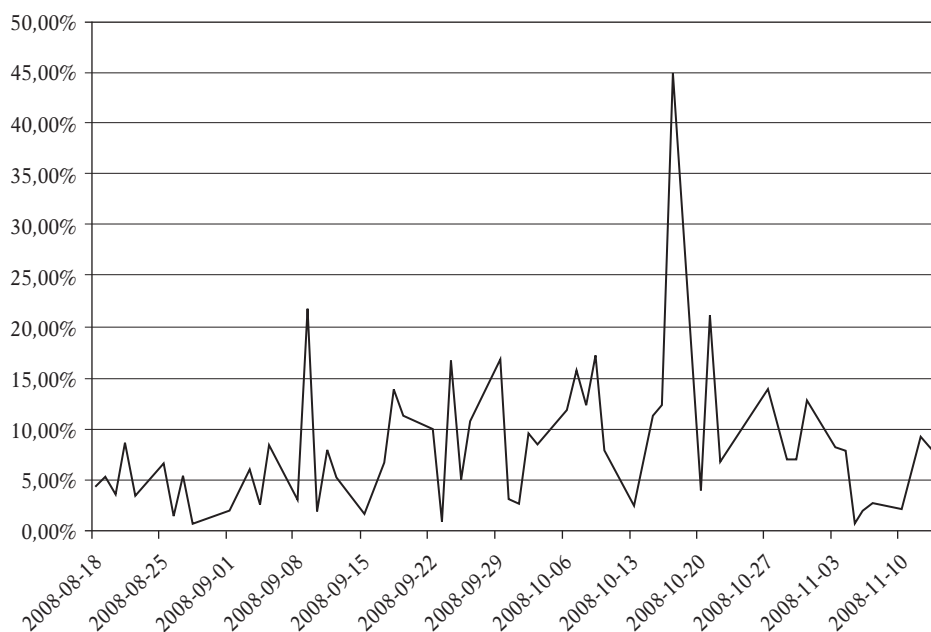
W przeprowadzonych badaniach wyznaczyliśmy oszacowania wspólnych skoków dla wszystkich par walut, tj. dla par CZK-HUF, CZK-PLN, CZK-SKK, HUF-PLN, HUF-SKK oraz PLN-SKK. Tutaj prezentujemy jedynie najciekawsze z otrzymanych wyników. Na rysunkach 1-3 przedstawiamy udział wariancji wspólnych skoków w całkowitej wariancji kwadratowej (wariancji zrealizowanej) danej waluty.

Rysunek 1 przedstawia udział wspólnych skoków pary walut HUF-PLN w całkowitej wariancji zrealizowanej PLN. Jak łatwo zauważyć, udział ten jest wysoki (zazwyczaj mieści się w przedziale od kilku procent do 30%). Dla tej właśnie pary walut powiązania skoków były najsilniejsze. Rzuca się w oczy jeszcze jedna ważna obserwacja – gwałtowny wzrost do 60% w dniu 9.10.2008. Był to dzień gwałtownego spadku kursu węgierskiego forinta. Podobny wzrost widać też na rysunku 2, obrazującym wspólne skoki CZK i HUF. Na jego podstawie możemy przypuszczać, że spadek kursu forinta z 9.10.2008 był spowodowany *wspólnymi* skokami kursów węgierskiego forinta i korony czeskiej. Rysunek 3 obrazuje związki między skokami CZK i PLN. Na podstawie zobrazowanych na nim wyników możemy sądzić, że w badanym okresie wystąpił pewien wzrost powiązań skoków obu tych walut.



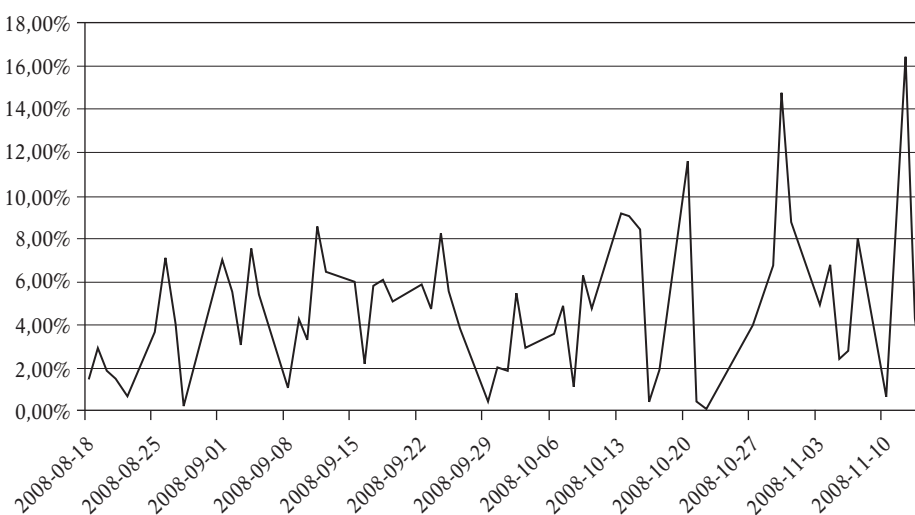
Rysunek 1. Wspólne skoki HUF i PLN (udział w zmienności kursu PLN)

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 2. Wspólne skoki CZK i HUF (udział w zmienności kursu HUF)

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 3. Wspólne skoki CZK i PLN (udział w zmienności kursu PLN)

Źródło: opracowanie własne.

6. WNIOSKI

Przeprowadziliśmy dwa rodzaje testów w celu zbadania zależności między kursami walut wybranych krajów Europy Środkowej. Na podstawie notowań dziesięciominutowych wyznaczyliśmy dni występowania skoków (gwałtownych zmian) w kursach każdej z walut, a następnie wyróżniliśmy te dni w modelu GARCH, szacowanym na podstawie danych dziennych, posługując się zmiennymi zero-jedynkowymi. Jak się okazało, model uwzględniający skoki w równaniu średniej warunkowej daje lepsze dopasowanie (mierzone kryteriami informacyjnymi) niż model ze skokami uwzględnionymi w równaniu wariancji warunkowej. Można stąd wyciągnąć wniosek, że gwałtowane zmiany w kursie jednej waluty prowadzą raczej do zmian w poziomie kursów innych walut niż do zmian zmienności kursów innych walut.

Na podstawie modeli GARCH można stwierdzić, że zmiany w kursie złotego w stosunku do euro silnie wpływają na kursy pozostałych walut. Jednak dopiero analizy wspólnych skoków ujawniają, że na poziom kursów walut najbardziej wpływają nie tyle same zmiany w kursie PLN/EUR, co *wspólne* skoki kursów złotego i forinta. Możemy zatem zaryzykować stwierdzenie, że źródłem „zarażenia” były gwałtowane zmiany zachodzące jednocześnie na rynku polskim i węgierskim. Powody występowania tych skoków nie są jasne. Można się domyślać, że w grę wchodzi tu ataki spekulacyjne lub wycofanie się z tych rynków dużego inwestora.

Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

LITERATURA

- [1] Baj L., *Forint złoty dwa bratanki. Niestety dla Polaków*, „Gazeta Wyborcza”, art. z dn. 10.10.2008.
- [2] Barndorff-Nielsen O.E., Shephard N., [2004], *Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps*, „Journal of Financial Econometrics”, 2, s. 1-48.
- [3] Barndorff-Nielsen O.E., Shephard N., [2006], *Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation*, „Journal of Financial Econometrics”, 4, s. 1-30.
- [4] Black F., [1976], *Studies of Stock Price Volatility Changes*, Proceedings of the 1976 Meeting of the American Statistical Association, s. 177-181.
- [5] Black F., Scholes M., [1973], *The Pricing of Options and Corporate Liabilities*, „Journal of Political Economy”, 81, s. 637-654.
- [6] Bollerslev T., [1986], *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, „Journal of Econometrics”, 31, s. 307-327.
- [7] Cont R., Tankov P., [2004], *Financial Modelling with Jump Processes*, Chapman & Hall.
- [8] Doman M., [2009], *Interdependencies in the European Currency Market*, Matłoka M. [ed.] *Quantitative Methods in Economics*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- [9] Doman M., [2009], *Modelling Volatility and Conditional Correlations: Do Holidays Matter?*, prezentacja na konferencji Macromodels International Conference, Bochnia.
- [10] Engle R.F., Bollerslev T., [1986], *Modeling the Persistence of Conditional Variances*, „Econometric Reviews”, 5, s. 1-50.
- [11] Engle R.F., Ito T., Lin W., [1990], *Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market*, „Econometrica”, 58, s. 525-542.
- [12] Fan J., Wan Y., [2007], *Multi-Scale Jump and Volatility Analysis for High-Frequency Financial Data*, „Journal of American Statistical Association”, 102, s. 1349-1362.

- [13] Forbes K., Rigobon R., [2002], *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-Movements*, „The Journal of Finance”, 57, s. 2223-2261.
- [14] Huang B.N., Yang C.W., [2003], *An Analysis of Exchange Rate Linkage Effect: an Application of the Multivariate Correlation Analysis*, „Journal of Asian Economics”, 14, s. 337-351.
- [15] Jiang G.J., Oomen R.C.A., [2008], *Testing for Jumps When Asset Prices are Observed with Noise – A Swap Variance Approach*, „Journal of Econometrics”, Vol. 144, s. 352-370.
- [16] Kliber A., [2010], *Stopy procentowe i kursy walutowe. Zależność i powiązania w gospodarkach środkowoeuropejskich*, Wolters Kluwer Polska – OFICYNA.
- [17] Lee S.S., Mykland P.A., [2006], *Jumps in Real-time Financial Markets: A New Nonparametric Test and Jump Dynamics*, Technical Report No. 566, Department of Statistics, University of Chicago.
- [18] Mandelbrot B.B., Hudson R.L., [2005], *Fraktale und Finanzen*, Piper.
- [19] Merton R., [1976], *Option pricing when underlying stock returns are discontinuous*, „Journal of Financial Economics”, 3, s. 125-144.
- [20] Mussa M., [1982], *A Model of Exchange Rate Dynamics*, „Journal of Political Economy”, 90, s. 74-104.
- [21] Nelson D.B., [1991], *Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach*, „Econometrica”, 59, s. 347-370.
- [22] Protter P.E., [2005], *Stochastic Integration and Differential Equations*, Springer.
- [23] Taylor M.P., [1995], *The Economics of Exchange Rates*, „Journal of Economic Literature”, 33, s. 13-47.
- [24] Wang Y., [1995], *Jump and Sharp Cusp Detection via Wavelets*, „Biometrika”, 822, s. 385-397.

Praca wpłynęła do redakcji w styczniu 2010 r.

ZALEŻNOŚCI POMIĘDZY KURSAMI WALUT ŚRODKOWOEUROPEJSKICH W OKRESIE KRZYSU 2008

Streszczenie

W artykule zajmujemy się analizą powiązań walut Europy Środkowej w okresie kryzysu z końca roku 2008. Staramy się odpowiedzieć na pytanie o mechanizmy przenoszenia tego kryzysu. W tym celu wyznaczamy skoki – gwałtowne zmiany kursów – dla czterech walut regionu: polskiego złotego, węgierskiego forinta, czeskiej korony i korony słowackiej. Otrzymane momenty skoków wykorzystujemy przy opisie zmienności kursów modelami GARCH. Następnie estymujemy wspólne skoki dla par walut i sprawdzamy, jaka część zmienności kursów jest przez nie spowodowana. Otrzymane wyniki sugerują, że gwałtowne zmiany kursu jednej waluty miały wpływ na poziom kursów innych walut (ale już nie zawsze na ich zmienność) oraz, że największy wpływ miały tu wspólne skoki polskiego złotego i węgierskiego forinta.

Słowa kluczowe: kryzysy walutowe, modele dyfuzji ze skokami, zmienność kursów walut, modele GARCH, wariacja zrealizowana

THE INTERDEPENDENCES AMONG EXCHANGE RATES OF CENTRAL EUROPEAN CURRENCIES IN THE LIGHT OF CRISIS IN 2008

Summary

In the paper we try to analyze the interrelations between currencies in Central Europe during the financial crisis in 2008. In order to find out the transition mechanism of the crisis we estimate the jumps (i.e. sudden changes) in exchange rates of four currencies of the region: Polish Zloty, Hungarian Forint, Czech Crown and Slovakian Crown. We use the obtained moments of jumps as dummy variables in GARCH models for exchange rates. Then we also estimate co-jumps for pairs of analyzed currencies to check how

much of the volatility is due to the common jumps. The results suggest that sudden jumps in any currency causes the changes in levels of other currencies (although not in volatility of other currencies) and that the common jumps in Polish zloty and Hungarian forint had the greatest influence.

Key words: currency crises, jump-diffusion models, volatility of exchange rates, GARCH models, realized variation