

# MATERIAŁY I STUDIA

Zeszyt nr 258

---

## Podatność polskich rynków finansowych na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne

---

Wojciech Bieńkowski, Bogna Gawrońska-Nowak, Wojciech Grabowski

Wojciech Bieńkowski – Uczelnia Łazarskiego, Instytut Gospodarki Amerykańskiej i Stosunków Transatlantyckich

Bogna Gawrońska-Nowak – Uczelnia Łazarskiego, Katedra Ekonomii

Wojciech Grabowski – Uniwersytet Łódzki, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych

Projekt badawczy został zrealizowany w ramach konkursu Komitetu Badań Ekonomicznych NBP na projekty badawcze przeznaczone do realizacji przez pracowników NBP i osoby spoza NBP oraz sfinansowany ze środków Narodowego Banku Polskiego.

Projekt graficzny:

Oliwka s.c.

Skład i druk:

Drukarnia NBP

Wydał:

Narodowy Bank Polski

Departament Edukacji i Wydawnictw

00-919 Warszawa, ul. Świętokrzyska 11/21

tel. 22 653 23 35, fax 22 653 13 21

© Copyright Narodowy Bank Polski, 2011

Materiały i Studia są rozprowadzane bezpłatnie.

Dostępne są również na stronie internetowej NBP: <http://www.nbp.pl>

---

 Spis treści
 

---

Spis tabel i wykresów . . . . .	5
Streszczenie . . . . .	8
Wstęp . . . . .	9
<b>1. Kryzys finansowy i jego identyfikacja . . . . .</b>	<b>11</b>
1.1 Pojęcie kryzysu finansowego i kryzysu walutowego . . . . .	11
1.2 Wskaźnik presji rynkowej (EMP) . . . . .	13
1.3 Identyfikacja okresów kryzysu walutowego przy pomocy wskaźnika presji rynkowej . . . . .	14
1.4 Identyfikacja okresów kryzysu walutowego w Polsce na podstawie danych z rynku walutowego (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.) . . . . .	16
1.5 Identyfikacja okresów niestabilności na polskiej giełdzie i analiza transmisji szoków z polskiej giełdy na rynek walutowy (styczeń 2003 r.– –grudzień 2010 r.) . . . . .	19
<b>2. Badanie podatności polskich rynków finansowych na niestabilności wewnętrzne . . . . .</b>	<b>25</b>
2.1 Czynniki destabilizujące rynki finansowe w Polsce . . . . .	25
2.2 Jednorównaniowy model wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym dla Polski . . . . .	27
2.3 Modelowanie kryzysu walutowego w Polsce za pomocą modelu Qual-VECM . . . . .	30
2.4 Interpretacja uzyskanych rezultatów . . . . .	35
<b>3. Badanie podatności polskich rynków finansowych na niestabilności zewnętrzne . . . . .</b>	<b>37</b>
3.1. Efekt zarażania a specyfika gospodarek wschodzących . . . . .	37
3.2 Współczynniki korelacji pomiędzy papierami wartościowymi a optymalne zarządzanie portfelem . . . . .	39
3.3 Zależności pomiędzy współczynnikami korelacji a wariancjami stóp zwrotu. Błędy w przeprowadzonych testach równości współczynników korelacji . . . . .	41
3.4 Badanie podatności polskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Czech i Węgier za pomocą testu Forbes i Rigobona (2002) . . . . .	42
3.5 Uogólnienie testu zarażania na przypadek wielu rynków finansowych . . . . .	49
3.6 Zastosowanie modelu tobitowego z efektem ARCH do badania efektu zarażania . . . . .	52

4. Podsumowanie .....	58
Podziękowania .....	60
Bibliografia .....	61



---

 Spis tabel i wykresów
 

---

Tabela 1.1. Miary statystyczne dla stóp zwrotu z indeksu WIG20 w trzech podokresach .....	21
Tabela 1.2. Wartość statystyki (1.15) dla każdego z trzech podokresów .....	21
Tabela 1.3. Wartości statystyki (1.17) dla testu (1.16) .....	22
Tabela 1.4. Oszacowania parametrów modelu GARCH ilustrującego transmisję szoków z polskiej giełdy na rynek walutowy .....	24
Tabela 2.1. Stopień zintegrowania zmiennych występujących po prawej stronie w jednorównaniowym modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym .....	28
Tabela 2.2. Wyniki estymacji parametrów jednorównaniowego modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym .....	29
Tabela 2.3. Jakość dopasowania modelu do danych .....	30
Tabela 2.4. Rząd modelu Qual-VAR na bazie kryterium informacyjnego Akaike .....	31
Tabela 2.5. Testowanie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej .....	32
Tabela 2.6. Testowanie słabej egzogeniczności zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym (założenie: występują 3 relacje kointegrujące) .....	32
Tabela 2.7. Testowanie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej dla modelu Qual-VECM(6) ze stałą i dryfem przy założeniu egzogeniczności logarytmu z różnicy w CDSach .....	33
Tabela 2.8. Testowanie słabej egzogeniczności pozostałych zmiennych (bez różnicy w CDSach) .....	33
Tabela 2.9. Oszacowania elementów macierzy wag w modelu Qual-VECM(6) .....	33
Tabela 2.10. Jakość dopasowania modelu Qual-VECM(6) do danych (poziom <i>cut-off</i> 0,5) .....	34
Tabela 3.1. Dni, w których stopa zwrotu z indeksu giełdowego była o ponad 3 odchylenia standardowe niższa od średniej stopy zwrotu w przypadku Polski, Węgier i Czech .....	48
Tabela 3.2. Wyniki testowania efektu zarażania pomiędzy rynkami finansowymi Polski, Czech i Węgier .....	49
Tabela 3.3. Wartości statystyki testu mnożnika Lagrange'a mającego na celu weryfikację obecności efektu ARCH w modelach (3.22)-(3.24) .....	50
Tabela 3.4. Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1) mającego na celu ocenić podatność polskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Czech lub Węgier .....	51
Tabela 3.5. Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1) mającego na celu ocenić podatność węgierskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Polski lub Czech .....	51

Tabela 3.6. Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1) mającego na celu ocenić podatność czeskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Polski lub Węgier .....	51
Tabela 3.7. Podatność rynków kapitałowych na szoki płynące z pozostałych krajów regionu. ....	52
Tabela 3.8. Dni, w których ważona stopa zwrotu z indeksu giełdowego (3.25) była o ponad 3 odchylenia standardowe niższa od swojej średniej wartości. ....	53
Tabela 3.9. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków ze Stanów Zjednoczonych do Niemiec.....	56
Tabela 3.10. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków z Niemiec do Polski. ....	56
Tabela 3.11. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków z Niemiec na Węgry. ....	56
Tabela 3.12. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków z Niemiec do Czech.....	57
Wykres 1.1. Kurs walutowy PLN/EUR (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.) .....	17
Wykres 1.2. Poziom rezerw walutowych w Polsce (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.) .....	17
Wykres 1.3. Kształtowanie się rynkowej stopy procentowej w Polsce oraz w strefie euro (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.) .....	18
Wykres 1.4. Kształtowanie się EMP w Polsce w latach 2003–2010 .....	18
Wykres 1.5. Kształtowanie się indeksu WIG20 w Polsce (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.) .....	19
Wykres 1.6. Logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu giełdowego WIG20 .....	20
Wykres 1.7. Standaryzowany indeks giełdowy oraz standaryzowany kurs walutowy EUR/PLN .....	22
Wykres 2.1. Prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu walutowego w Polsce zgodnie z oszacowaniami parametrów modelu probitowego (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.) .....	30
Wykres 3.1. Kształtowanie się standaryzowanych indeksów giełdowych dla Polski, Czech i Węgier .....	44
Wykres 3.2. Kształtowanie się stóp zwrotu z indeksów giełdowych .....	44
Wykres 3.3. Kształtowanie się warunkowych współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych .....	45
Wykres 3.4. Kształtowanie się oszacowań wariancji stóp zwrotu z indeksów giełdowych w 30-okresowych rolujących oknach .....	46
Wykres 3.5. Bezwarunkowe współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych przy założeniu transmisji szoków z Polski .....	46
Wykres 3.6. Bezwarunkowe współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych przy założeniu transmisji szoków z Czech .....	47

**Wykres 3.7.** Bezwarunkowe współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych przy założeniu transmisji szoków z Węgier .... 48

**Wykres 3.8.** Wartości standaryzowanych indeksów giełdowych dla Niemiec oraz Stanów Zjednoczonych od stycznia 2000 r. do marca 2010 r. .... 53

---

## Streszczenie

---

Opracowanie ma na celu znalezienie determinant zakłóceń na polskim rynku finansowym oraz walutowym. Powszechnie wiadomo, że globalny kryzys finansowy rozpoczął się w USA, gdzie załamanie na rynku nieruchomości doprowadziło do kłopotów na rynku finansowym. Opracowanie prezentuje teorię kryzysów finansowych i walutowych, a także pokazuje wyniki badań transmisji szoków z USA do Niemiec oraz z Niemiec do gospodarek transformujących się. Okazuje się, że Węgry były krajem najbardziej podatnym na kryzys, który wybuchł w Europie Zachodniej, jednocześnie najbardziej zarażały nim pozostałe kraje grupy CEEE. Polski rynek finansowy okazał się odporny na szoki płynące z Czech, ale podatny na szoki płynące z Węgier. Podczas badania podatności polskiego rynku walutowego na niestabilności wewnętrzne okazało się, że cena CDS, zmienne związane z bilansem handlowym oraz obecność kryzysu walutowego w którymkolwiek kraju z grupy CEEE powodowały największe zakłócenia na polskim rynku walutowym.

Klasyfikacja JEL: C12, C35, F31, G01, G15, E58

Słowa kluczowe: wskaźnik presji rynkowej, efekt zarażania, kryzys finansowy, model wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym

---

## Wstęp

---

Bezpośrednią przestanką przeprowadzenia opisanych w niniejszym opracowaniu badań były wydarzenia kryzysowe ostatnich lat (szerszy opis przyczyn powstania globalnego kryzysu finansowego można znaleźć m.in. w pracach Reinharta i Rogoffa (2009) oraz Sławińskiego (2007)). Znamienne dla przebiegu tych zjawisk okazało się ich zróżnicowanie w odniesieniu do poszczególnych gospodarek, tych wysoko rozwiniętych – Stany Zjednoczone, Japonia, strefa euro, i tych w trakcie transformacji – takich jak Polska czy pozostali nowi członkowie Unii Europejskiej. Należy przyznać, że materia kryzysu finansowego, niestabilności na rynkach finansowych – czy nawet wężziej – kryzys walutowy stanowią same w sobie zarówno wystarczającą pokusę, jak i wyzwanie dla badacza. Wydaje się jednak ważne, aby analiza taka nie abstrahowała od określonego kontekstu ekonomicznego, gdzie aktualne wydarzenia tworzą historię i zmuszają do ciągłych dociekań na temat danego problemu.

Globalny kryzys finansowy dotknął Polskę i kraje Europy Środkowo-Wschodniej, gdy osiągały one wysokie poziomy integracji, konwergencji ze strefą euro oraz innymi wysoko rozwiniętymi partnerami. Jednocześnie odmienne tempo w budowaniu tych zależności, różnice w przyjętych przez poszczególne kraje modelach polityki, na przykład skrajnie odmienne reżimy kursowe mogły przyczynić się do różnej podatności na kryzys. Polska poradziła sobie relatywnie dobrze, gdy weźmiemy pod uwagę skalę spowolnienia gospodarczego. Nie oznacza to jednak braku oznak kryzysu. Rynek walutowy w Polsce oraz jej giełda papierów wartościowych podlegały licznym presjom i napięciom. Tendencje zachodzące na sąsiednich rynkach miały następnie kluczowe znaczenie dla innych sfer, w tym realnej gospodarki.

W niniejszym opracowaniu skoncentrowano się na znaczeniu czynników mogących destabilizować funkcjonowanie polskiego systemu finansowego, porównano wpływ zmiennych związanych z kondycją gospodarki rodzimej z siłą oddziaływania szoków zewnętrznych na polski system finansowy, a także określono czynniki determinujące zakłócenia na rynku walutowym. Analiza obejmuje lata 2003–2010. Do tych celów wykorzystano dane dotyczące kategorii ekonomicznych rynku walutowego, zmienne związane z sytuacją w bilansie płatniczym, dane dotyczące kategorii gospodarki realnej oraz ilustrujące poziom ryzyka kraju, a także indeksy giełdowe dla Polski, krajów regionu, Niemiec oraz Stanów Zjednoczonych.

Struktura opracowania jest następująca. W rozdziale drugim opisano istotę kryzysu walutowego i finansowego, zaprezentowano metody identyfikacji epizodów kryzysowych na rynku walutowym, zidentyfikowano okresy niestabilności polskiej złotówki, a także oszacowano parametry modelu mającego ilustrować wpływ niestabilności giełdowych na zakłócenia na rynku walutowym. W rozdziale trzecim omawia się te czynniki determinujące napięcia na rynku walutowym, które jako zmienne mogą występować w systemie wczesnego ostrzeżenia przed kryzysem walutowym. Szacowane są także parametry modelu wczesnego ostrzeżenia przed kryzysem walutowym. Do tego celu używany jest zarówno model dwumianowy, często wykorzystywany w literaturze przedmiotu, jak również niestandardowy model Qual-VECM, który jest w stanie zbadać nie tylko wpływ zmiennych ekonomicznych na kryzys walutowy, ale pozwala także ocenić, w jaki sposób kryzys walutowy wpływa na kształtowanie się zmiennych ekonomicznych. Rozdział czwarty prezentuje teorie dotyczące efektu wzajemnego zarażania się rynków finansowych, zawiera opis metod ekonometrycznych służących weryfikacji hipotez dotyczących tego efektu, a także

zawiera badania empiryczne na temat podatności polskiego rynku finansowego na szoki płynące z rynków finansowych innych krajów.

Autorzy zdają sobie sprawę, że nierówno rozkładają akcenty pomiędzy materiałem mającym rozpoznać mechanizmy i procesy niestabilności wybranych rynków finansowych w Polsce w kontekście aktualnego kryzysu światowego a próbą prowadzenia bardziej kompleksowych dociekań na temat uniwersalnego charakteru takich zjawisk, faworyzując ten pierwszy wątek. Do pewnego stopnia jednak ujęcie takie jest intencjonalne, autorzy przyjęli bowiem, że przejście przez polskie rynki swoistego testu dojrzałości i odporności na szoki w tak niezwykle niestabilnym, niepewnym i – w tym sensie – również nowym otoczeniu światowej gospodarki było wyraźnym impulsem do podjęcia starań na rzecz lepszego rozumienia tych konkretnie osadzonych w czasie i przestrzeni procesów. Tym samym inne możliwe kierunki badania odłożono na później.

## 1

## Kryzys finansowy i jego identyfikacja

### 1.1. Pojęcie kryzysu finansowego i kryzysu walutowego

Kryzys finansowy jest bardzo złożonym zjawiskiem. Mieści w sobie wiele, często nakładających się, podkategorii. Allen, Babus i Carletti (2009) dokonali ich uporządkowania – przedstawiając istniejący dorobek literatury, spróbowali uwspółcześnić rezultaty tej syntezy. Według nich kryzys finansowy obejmuje: kryzys bankowy, kryzys płynności, efekt zarażania oraz bąble na rynku aktywów. Jak się wydaje, autorzy pozostają pod dużym wpływem obecnego globalnego kryzysu finansowego i ich obszerny przegląd przez koncepcje koncentruje się wokół załamań dotyczących sektora bankowego. Omawiane są więc źródła i mechanizmy paniki bankowej – czy to przez pryzmat tradycyjnego nurtu samospełniającej się prognozy (Diamond i Dybvig, 1983), czy też z wykorzystaniem teorii (globalnej) gry (Carlsson i van Damme, 1993; Rochet i Vives, 2004; Goldstein i Pauzner, 2005). Warto w tym miejscu podkreślić, że ważny wkład w rozwój tej klasy modeli mają koncepcje Morrisa i Shina (1998) eksplorujące wątek ataku spekulacyjnego na rynku walutowym jako generatora kryzysu walutowego. Zakłócenia na rynku międzybankowym i szoki płynności rozpatrywane są w kontekście nadmiernej zmienności cen, asymetrii informacji, pokusy nadużycia (Acharya, Gale i Yorulmazer, 2009; Allen, Carletti i Gale, 2009). Efekt zarażania w cytowanym opracowaniu zostaje sprowadzony do jego transmisji do sektora bankowego i reakcji banków na tę transmisję (Allen, Babus i Carletti, 2009, s. 16–23). Wreszcie problem powstawania bąbli na rynku aktywów autorzy wyjaśniają na podstawie literatury poświęconej związkowi pomiędzy kredytami hipotecznymi a spekulacją na rynku nieruchomości (Geanakopulos, 1997, 2003; Caballero i Krishnamurthy, 2001; Makarov i Plantin, 2009).

Z pewnością powyższe rozważania pomagają rozpoznać zjawiska kryzysowe, które dotknęły w ostatnim czasie kraje wysoko rozwinięte – Stany Zjednoczone czy członków strefy euro. Jednak w odniesieniu do gospodarek wschodzących, gdzie procesy transformacji zrodziły potrzebę poszukiwania często własnych hybrydowych modeli rynków finansowych, a budowanie wiarygodności odbywa się wielopłaszczyznowo (również poprzez rozwój tych rynków wraz z ich instytucjami oraz umiejętne włączanie się w procesy integracji i globalizacji), wydaje się, że zrozumienie potencjalnych zagrożeń związanych z kryzysem powinno obejmować szerszy zakres zagadnień. Zatem jest tutaj potrzebne wykorzystanie innych historycznych doświadczeń, odmiennych sposobów definiowania i analizowania kryzysu finansowanego.

Kaminsky (2003) za pomocą metody drzewa regresyjnego poddaje badaniu 96 przypadków zdarzeń kryzysowych (które uznaje za przynależne do kategorii kryzysu finansowego) w 20 krajach (rozwiniętych, wschodzących i rozwijających się) w latach 1970–2001. Autorka wyodrębnia 6 kategorii identyfikujących główną przyczynę pojawienia się kryzysu:

- 1) pogorszenie się sytuacji na rachunku obrotów bieżących (*crises with current account problems*);
- 2) wstrząsy na rynkach finansowych (*crises of financial excesses*);
- 3) problemy z zadłużeniem zagranicznym (*crises of sovereign debt problems*);
- 4) nierównowaga fiskalna (*crises with fiscal deficits*);

5) nagłe odcięcie napływów kapitałowych wywołane wzrostem stóp procentowych na świecie (*sudden-stop crises*);

6) samospełniające się kryzysy (*self-fulfilling crises*), które trudno wiązać z wyraźnym pogorszeniem zmiennych fundamentalnych.

Otrzymane przez autorkę rezultaty wskazują, że 14% badanych kryzysów można uznać za przynależne do grupy 1, 2,9% – do grupy 2, aż 42% do grupy 3, 5% – do grupy 4, 5% do grupy 5 i 4% do grupy 6. Wyniki te zachęcają do zapoznania się dokładnie z naturą kryzysu walutowego (zwanego czasami kryzysem rachunku obrotów bieżących – por. Milesi-Ferretti i Razin, 1998) oraz problemem niestabilności rynków finansowych. Ten kierunek dociekań wydaje się również podyktowany specyfiką europejskich rynków wschodzących. Kształtowanie się określonej postaci salda rachunku obrotów bieżących w krajach Europy Środkowo-Wschodniej wynika ze specyficznych cech ich rynków finansowych oraz zaawansowanych procesów integracyjnych, które zachodzą w tych państwach. Dodatkowo uwagę przyciągają, typowe dla rynków wschodzących, stany będące jednocześnie potencjalnym źródłem niestabilności, tj. wysoka zmienność i wysoka rentowność w przypadku giełd papierów wartościowych (Chukwuogor-Ndu i Feridun, 2006) oraz silne związki giełdy z rynkiem walutowym, choćby poprzez ryzyko walutowe (Fedorova i Vaihekoski, 2009).

Trzeba przyznać, że teoria dotycząca kryzysów walutowych zasługuje na wyróżnienie, jeśli chodzi o ocenę ciągłości, kompletności dorobku oraz jego przekładalność na konkretne, ilościowe metody badawcze. Trudne zadanie polegające na obiektywnej identyfikacji momentów wystąpienia kryzysu doczekało się licznych prób opracowań. Warto podkreślić, że bardzo często teorie kryzysu walutowego (trzech generacji) podawane są jako obowiązujący kanon dla teorii kryzysu finansowego.

W literaturze można znaleźć uzasadnione przekonanie, że trudno w sposób jednoznaczny zdefiniować pojęcie kryzysu walutowego (Gawrońska-Nowak, 2008). Dotychczas podejmowane próby scharakteryzowania tego zjawiska na potrzeby badawczo-naukowe wskazują na określony spadek nominalnej wartości kursu danej waluty w stosunku do walut uznawanych za światowe. Główne rozbieżności pojawiają się co do reżimu kursowego, a także w odniesieniu do skali i ograniczeń czasowych, jako krytycznych wyznaczników wystąpienia kryzysu.

Tradycyjnie kryzysy walutowe definiowane są jako zjawiska polegające na załamaniu się reżimu kursu stałego na skutek niezdolności władz monetarnych do jego dalszego utrzymania, co w konsekwencji prowadzi do dewaluacji waluty krajowej (Gruszczyński, 2004, s. 42). Jednak współczesne definicje kryzysu walutowego dopuszczają w zasadzie wystąpienie kryzysu zarówno w warunkach kursu płynnego, jak i stałego.

Według Frankela i Rose'a (1996) wyróżnikiem sytuacji kryzysowej jest 25-procentowa nominalna dewaluacja (także deprecjacja) kursu, pod warunkiem że była ona co najmniej o 10 punktów procentowych wyższa od dewaluacji (deprecjacji) w poprzedzającym roku. Milesi-Ferretti i Razin (1998), podobnie jak Frankel i Rose, dopuszczają wystąpienie kryzysu niezależnie od przyjęcia kursu płynnego bądź stałego, natomiast krytyczną wartość stopy dewaluacji (deprecjacji) definiują jako przynajmniej dwa razy większą od ubiegłorocznej, jednocześnie przyjmując, że w minionym – w stosunku do analizowanego – roku stopa owa wyniosła mniej niż 40%. Osband i van Rijckeghem (2000) uznają, że kryzys występuje wtedy, gdy miesięczna stopa deprecjacji przekracza 10% i jednocześnie kształtuje się powyżej średniej miesięcznej od 3 do 14 miesięcy przed kryzysem. Średnia ta musiałaby być powiększona o dwukrotność odchylenia standardowego stopy deprecjacji obliczonego dla dwóch lat (poprzedzających moment wystąpienia kryzysu).

Wydaje się, że zdefiniowanie zjawiska kryzysu walutowego w sposób bardziej złożony będzie możliwe dzięki wykorzystaniu, stosowanego w licznych opracowaniach, indeksu presji rynkowej (EMP).



## 1.2. Wskaźnik presji rynkowej (EMP)

Napięcia na rynku walutowym często rodzą konieczność podjęcia interwencji przez bank centralny. Dlatego też miernik presji na rynku walutowym powinien uwzględniać – oprócz zmian kursu walutowego – również zmiany poziomu rezerw walutowych. Taki wskaźnik został początkowo zaproponowany przez Girtona i Ropera (1979) i nazwany wskaźnikiem presji rynkowej (EMP). W swojej pierwotnej wersji wskaźnik EMP był prostą sumą zmian kursu walutowego i poziomu rezerw. Istotny wkład do literatury poświęconej szacowaniu EMP miały prace Weymark (1995, 1997a, 1997b, 1998), w których to sformalizowano definicję EMP i wprowadzono tzw. czynnik konwersji. Zaproponowana w pracach Weymark (1995, 1997a, 1997b, 1998) postać wskaźnika presji rynkowej jest następująca:

$$EMP_t = \left( \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \right) + \eta \left( \frac{r_t - r_{t-1}}{r_{t-1}} \right), \quad (1.1)$$

gdzie  $e_t$  oraz  $r_t$  to odpowiednio kurs walutowy i poziom rezerw walutowych, natomiast czynnik konwersji  $\eta$  oblicza się na podstawie wzoru  $\eta = -\frac{\partial \Delta e_t}{\partial \Delta r_t}$ . Proponuje się, aby czynnik konwersji uzyskiwać poprzez estymację parametrów modelu przyczynowo-skutkowego (por. Weymark, 1995, 1997a, 1997b, 1998). Dlatego też mierzenie presji na rynku walutowym oparte na wskaźniku (1.1) nazywane jest podejściem zależnym od modelu. Wskaźnik presji rynkowej wyrażony wzorem (1.1) należy interpretować jako hipotetyczną zmianę kursu walutowego, która nastąpiłaby, gdyby nie nastąpiła zmiana poziomu rezerw. Podejście zależne od modelu było wykorzystywane do estymacji wskaźnika presji rynkowej w takich krajach jak Brazylia (por. Connolly and Silveira, 1979), Kostaryka (por. Thorton, 1985), Turcja (por. Parlaktuna, 2005), Pakistan (por. Khawaja, 2007), Indie (por. Mathur, 1999), Australia (por. Jeisman, 2005), RPA (por. Ziramba, 2007), nowe kraje członkowskie Unii Europejskiej (por. Bielecki, 2005; Stavarek, 2006, 2009, 2010a, 2010b; Hegerty, 2009; Kemme i Lyakir, 2009; Gawrońska-Nowak i Grabowski, 2011), kraje rejonu morza karaibskiego (por. Pollard, 1999), kraje G7 (por. Bahmani-Oskooee i Bernstein, 1999), Argentyna (por. Garcia i Malet, 2007). Podejście zależne od modelu zostało skrytykowane przez Eichengreena, Rose i Wyplosza (1995, 1996), którzy zaproponowali wskaźnik presji rynkowej niezależny od modelu przyczynowo-skutkowego:

$$EMP_t = \frac{1}{\sigma_e} \frac{\Delta e_t}{e_t} - \frac{1}{\sigma_r} \left( \frac{\Delta r_t}{r_t} - \frac{\Delta r_t^*}{r_t^*} \right) + \frac{1}{\sigma_i} \left( \Delta(i_t - i_t^*) \right), \quad (1.2)$$

gdzie  $i_t$  oznacza krajową stopę procentową,  $i_t^*$  oznacza zagraniczną stopę procentową w kraju referencyjnym,  $r_t$  oznacza stosunek rezerw zagranicznych do bazy monetarnej, natomiast  $r_t^*$  oznacza stosunek rezerw zagranicznych do bazy monetarnej w kraju referencyjnym. Odchylenia standardowe  $\sigma_e$ ,  $\sigma_r$  oraz  $\sigma_i$  odnoszą się do odpowiednich komponentów wskaźnika presji rynkowej. Jak widać wskaźnik presji rynkowej zdefiniowany wzorem (1.2) uwzględnia zmiany dysparytetu stóp procentowych. Jak wiadomo bowiem, w kraju z elastycznym reżimem kursowym bank centralny może wpływać na kształtowanie się kursu walutowego, oddziałując na stopy procentowe. Wskaźniki presji rynkowej spotykane w literaturze poświęconej kryzysom walutowym różnią się od siebie. Zaproponowane przez Sachsa, Tornella i Velasco (1996), a także przez Kaminsky, Lizondo, Reinhart (1998) oraz Kaminsky i Reinhart (1999) mierniki nie uwzględniają poziomu rezerw ani stopy procentowej w kraju referencyjnym. Każdy z definiowanych w literaturze wskaźników uwzględnia zmiany kursu walutowego i zmiany poziomu rezerw. Główna różnica polega na sposobie uwzględniania komponentu związanego ze zmianami stopy procentowej. Niektóre artykuły nie uwzględniają komponentu związanego ze zmianami stopy procentowej (por. Hallwood i Marsch, 2004; Siklos i Weymark, 2006; Peltonen, 2006; Frankel i Wei, 2008), niektóre uwzględniają zmianę nominalnej stopy procentowej (por. Busierre i Fratzscher, 2006; Van Horen, Jager i Klaassen, 2006), inne zaś uwzględniają zmiany realnej stopy procentowej (por. Pentecost, Van Hooydonk i Van Poeck, 2001; Haile i Pozo, 2006; Van Poeck, Vanneste i Veiner (2007).

Artykuł Klaassena i Jagera (2011) stanowi ważny, krytyczny wkład do literatury dotyczącej sposobu konstruowania EMP. Z jednej strony uwzględnienie zmiany stopy procentowej jako ważnej składowej wydaje się zasadne, gdy weźmiemy pod uwagę możliwość oddziaływania banku centralnego na kurs walutowy. Z drugiej zaś strony uwzględnianie zmian stopy procentowej w EMP zgodnie z równaniem (1.2) powoduje, że jeśli np. pomiędzy okresami  $t-1$  oraz  $t$  stopa procentowa wzrośnie o 100% zaś pomiędzy okresami  $t$  oraz  $t+1$  nie ulegnie zmianie, to wówczas zła sytuacja na rynku walutowym identyfikowana jest tylko w okresie  $t$ . Mimo że w rzeczywistości stopa procentowa w okresie  $t+1$  nadal jest wysoka, co może świadczyć o konieczności stosowania restrykcyjnej polityki pieniężnej w celu uniknięcia deprecjacji. Poza tym według Klaassena i Jagera (2011) EMP uwzględniający zmiany dysparytetu stóp procentowych nie jest zgodny z definicją wskaźnika presji rynkowej wprowadzoną przez Weymark (1997a). A zatem jeśli chcielibyśmy zachować zgodność z pierwotną definicją, wówczas EMP powinien raczej obejmować poziom stopy procentowej, a nie dysparytety. Zgodny z definicją wskaźnik presji rynkowej powinien zdaniem Klaassena i Jagera (2011) uwzględniać poziom stopy procentowej. Ujęcie takie także rodzi problemy interpretacyjne, gdyż wysoka stopa procentowa niekoniecznie musi wskazywać na presję na rynku walutowym. Stan taki może być przecież rezultatem restrykcyjnej polityki monetarnej. W związku z tym Klaassen i Jager (2011) zaproponowali, aby uwzględniać różnicę pomiędzy obserwowanym poziomem stopy procentowej  $i_t$ , a tzw. poziomem pożądanym  $i_t^d$ . Pożyczony poziom stopy procentowej oznacza hipotetyczny poziom stopy procentowej, który byłby obserwowany, gdyby bank centralny nie stosował tego instrumentu do regulacji kursu walutowego. Ostatecznie zaproponowany przez Klaassena i Jagera (2011) miernik przyjmuje postać:

$$EMP_t = \Delta e_t + \omega_i (i_t - i_t^d) + \omega_c c_t, \quad (1.3)$$

gdzie  $i_t^d$  oznacza pożądaną przez bank centralny poziom stopy procentowej, natomiast zmienną  $c_t$  definiuje się jako iloraz zgłoszonych przez bank centralny zleceń kupna waluty krajowej w stosunku do całego obrotu tą walutą na rynku forex. Wagi  $\omega_i$  oraz  $\omega_c$ , podobnie jak we wzorze (1.2), są odwrotnościami odchyłeń standardowych odpowiednich zmiennych w całym okresie próby.

### 1.3. Identyfikacja okresów kryzysu walutowego przy pomocy wskaźnika presji rynkowej

Omawiany w poprzednim podrozdziale wskaźnik presji rynkowej informuje o poziomie presji na rynku walutowym. Aby odpowiedzieć na pytanie, czy w danym okresie obserwowany jest kryzys na rynku walutowym, należy zdefiniować zmienną dychotomiczną wiążącą określone wartości wskaźnika EMP z czasem występowania kryzysu walutowego. Przyjmuje ona wartości 0 w okresach stabilności na rynku walutowym oraz 1 w okresach kryzysu walutowego. Zmienna binarna identyfikująca okresy kryzysu walutowego najczęściej przyjmuje postać (por. Eichengreen, Rose i Wyplosz, 1995, 1996):

$$K_t = \begin{cases} 1 & \text{jeżeli } EMP > \mu_{EMP} + k \cdot \sigma_{EMP}, \\ 0 & \text{w prz. przypadku.} \end{cases} \quad (1.4)$$

$\mu_{EMP}$  oraz  $\sigma_{EMP}$  to odpowiednio wartość średnia oraz odchylenie standardowe wskaźnika presji rynkowej w całym okresie próby. Współczynnik  $k$  przyjmuje wartość 1,5 lub 2 (por. Eichengreen, Rose i Wyplosz, 1995, 1996). Zatem zgodnie z równaniem (1.4) kryzys jest identyfikowany w tych okresach, w których wskaźnik presji rynkowej znacząco przekracza swoją średnią wartość.

Podstawową wadą metody identyfikacji okresów zakłóceń na rynku walutowym za pomocą zależności (1.4) jest to, że kryzys walutowy jest identyfikowany tylko w okresach silnej deprecjacji waluty, gwałtownego spadku poziomu rezerw, znaczącego wzrostu stopy procentowej, bądź kombinacji powyższych czynników (por. Grabowski, 2009b). Jeżeli pomiędzy okresami  $t-1$  oraz  $t$  następuje gwałtowny wzrost kursu walutowego bądź bardzo

duży spadek poziomu rezerw, natomiast pomiędzy okresami  $t$  oraz  $t+1$  wielkości te nie ulegają zmianie, to wówczas EMP nie przyjmuje wysokiej wartości i kryzys walutowy nie jest odnotowywany. Jednak w okresie  $t+1$  kurs walutowy jest zdecydowanie wyższy albo poziom rezerw jest zdecydowanie niższy niż dwa okresy wcześniej. Brak identyfikacji kryzysu w okresie  $t+1$  jest niezgodny z intuicją. Dlatego też metoda identyfikacji oparta na wzorze (1.4) pozwala identyfikować tylko krótkookresową presję na rynku walutowym, nie jest natomiast w stanie rozpoznać zjawiska kryzysowego. Świadczy o tym sposób identyfikacji okresów kryzysowych na podstawie zależności (1.4) – według niej kryzysy identyfikowane historycznie przy pomocy danych miesięcznych są bardzo krótkie i trwają często nie dłużej niż 1 miesiąc. Jednak gdyby kryzys walutowy był zjawiskiem chwilowym – zgodnie z prezentowaną powyżej percepcją – nie istniałaby potrzeba zagłębienia się w jego istotę i objaśnienia jego specyfiki. Tymczasem kryzysy walutowe, które wybuchały w różnych krajach trwały zdecydowanie dłużej i negatywnie odbijały się na gospodarkach krajów, w których były obecne. Warto pamiętać tutaj o złożonym charakterze kryzysu finansowego oznaczającym nakładanie się na siebie różnych jego składowych (takich jak kryzys walutowy właśnie) – wystarczy wspomnieć kryzys bliźniaczy. Wówczas kryzys walutowy uruchamia dodatkowo inne negatywne zjawiska, sprzyja ich pojawianiu się i trwaniu, co zdecydowanie wykracza poza identyfikację kryzysu walutowego rozumianą jako wskazanie tylko krytycznego momentu jego wystąpienia.

Ze względu na to, że dla większości gospodarek kurs walutowy, stopa procentowa oraz poziom rezerw są zmiennymi zintegrowanymi w stopniu pierwszym, EMP jest zmienną stacjonarną. Zgodnie ze specyfiką zmiennych stacjonarnych (por. Majsterek, 2008) po wytrąceniu takiej zmiennej z trajektorii długookresowej równowagi, następuje jej natychmiastowy powrót na tę trajektorię. Dlatego też proponowana jest modyfikacja sposobu identyfikacji okresów występowania zakłóceń na rynku walutowym (por. Grabowski, 2009b), tak aby wyjście ze stanu kryzysu wynikało z poprawy sytuacji na rynku walutowym.

Busierre i Fratzscher (2006) argumentują, że dokładne określenie momentu wybuchu kryzysu walutowego jest bardzo trudne, proponują więc modelowanie wystąpienia kryzysu w określonym horyzoncie czasowym. Dlatego też proponują transformację zmiennej binarnej w następujący sposób:

$$Y_t = \begin{cases} 1 & \text{gdy } \exists_{k=1, \dots, m} K_{t+k} = 1, \\ 0 & \text{w prz. przypadku.} \end{cases} \quad (1.5)$$

Podobną metodę identyfikacji epizodów kryzysowych zastosował m.in. Serwa (2005) w modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym w Polsce, a także Crespo Cuaresma i Slacik (2009). Jak widać zmienna binarna przyjmuje wartość 1, jeśli na określonej liczbie okresów do przodu występuje okres, w którym wskaźnik EMP przekracza wartość krytyczną. Wówczas mamy do czynienia z niebezpieczeństwem wystąpienia kryzysu. Opisane powyżej podejście wydaje się być kontrowersyjne, ponieważ zmienna binarna przyjmuje wartość 1 również dla tych okresów, dla których sytuacja na rynku walutowym nie jest zła. Wobec tego definiowanie epizodów kryzysowych na podstawie transformacji (1.5) jest sztuczne i nie potwierdza go rzeczywista sytuacja na rynku walutowym. Oszacowania parametrów modelu dwumianowego mogą być wówczas niewiarygodne.

Dlatego też w niniejszym opracowaniu proponujemy modyfikację metody definiowania okresów kryzysu walutowego. Zgodnie z nią zmienna definiująca kryzys walutowy przyjmuje wartości 0 i 1 według następującego schematu (por. Grabowski, 2009b):

$$Z_t = \begin{cases} 1 & \text{gdy } EMP_t > \mu_{EMP} + k \cdot \sigma_{EMP} \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku,} \end{cases} \quad (1.6a)$$

$$Z_t = \begin{cases} 1 & \text{gdy } EMP_t > \mu_{EMP} + k \cdot \sigma_{EMP} \text{ lub } (Z_{t-1} = 1 \wedge EMP_t > \mu_{EMP}) \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku,} \end{cases} \quad (1.6b)$$

dla  $t = 2, 3, \dots$

Proponowana modyfikacja sprawia (por. z równaniami (1.6a)–(1.6b)), że wymagana jest korekta polegająca na spadku EMP poniżej średniego poziomu, aby można było wykluczyć stan kryzysu walutowego na rynku.

Druga propozycja formułuje jeszcze bardziej restrykcyjne warunki wyjścia ze stanu kryzysu. Wymagana korekta i kształtowanie się EMP poniżej wartości średniej powinny trwać co najmniej dwa okresy. Zmienna  $Z$  definiująca kryzys walutowy przyjmuje wartości 0 i 1 zgodnie z następującym schematem:

$$Z_1 = \begin{cases} 1 & \text{gdy } EMP_1 > \mu_{EMP} + k \cdot \sigma_{EMP} \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku,} \end{cases} \quad (1.7a)$$

$$Z_2 = \begin{cases} 1 & \text{gdy } EMP_2 \geq \mu_{EMP} + k \cdot \sigma_{EMP} \text{ lub } (Z_1 = 1 \wedge EMP_2 \geq \mu_{EMP}) \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku,} \end{cases} \quad (1.7b)$$

$$Z_t = \begin{cases} 0 & \text{gdy } ((Z_{t-1} = 0) \wedge (EMP_t < \mu_{EMP} + k\sigma_{EMP})) \\ & \text{lub} \\ & ((Z_{t-1} = 1) \wedge (EMP_t < \mu_{EMP}) \wedge (EMP_{t+1} < \mu_{EMP})) \\ 1 & \text{w przeciwnym przypadku,} \end{cases} \quad (1.7c)$$

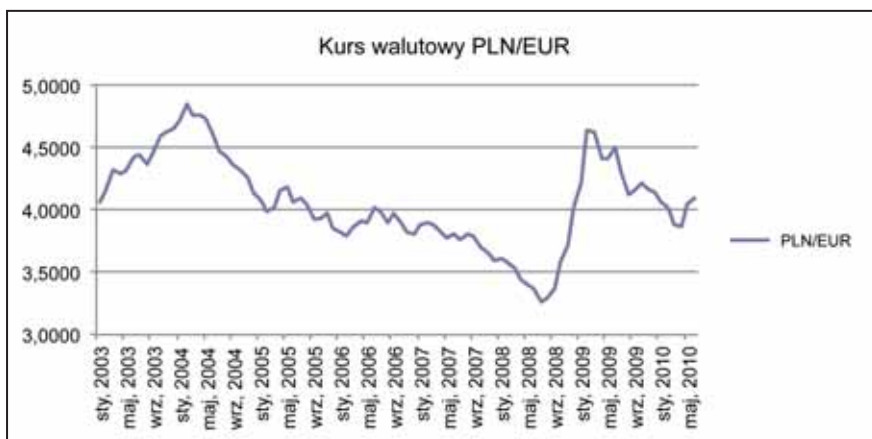
dla  $t = 3, 4, 5, \dots$

Powyższa modyfikacja sprawia (por. z równaniami (1.7a)–(1.7c)), że wymagana jest korekta polegająca na spadku EMP poniżej średniego poziomu, trwająca co najmniej 2 okresy, aby można było wykluczyć stan kryzysu walutowego na rynku. Wydaje się, że wymóg dwumiesięcznej korekty EMP dobrze odzwierciedla charakter procesów rynkowych, dla których dwa okresy są już odpowiednio długim przedziałem czasu, by można było mówić o wyraźnej zmianie tendencji.

#### 1.4. Identyfikacja okresów kryzysu walutowego w Polsce na podstawie danych z rynku walutowego (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.)

Badanie empiryczne, którego wyniki zaprezentowano w niniejszym podrozdziale dotyczy systemu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym w Polsce. Analizowany przedział czasowy od stycznia 2003 r. do czerwca 2010 r. obejmuje m.in. okresy przełomu lat 2008 i 2009, kiedy to polski złoty podlegał gwałtownej deprecjacji. W pierwszym etapie należy zidentyfikować okresy występowania kryzysu walutowego w Polsce. W tym celu wyznaczone zostaną wartości wskaźnika presji rynkowej za pomocą wzoru (1.2). Wartości nominalnego kursu walutowego PLN/EUR pochodzą z bazy danych CEIC z działu *Interest and Foreign Exchange Rates*. Kształtowanie się tej zmiennej ilustruje wykres 1.1, na którym należy odnotować dwa dłuższe okresy gwałtownego załamania kursu walutowego. Pierwszy z nich obejmował rok 2003, natomiast drugi kryzys walutowy był obserwowany na przełomie lat 2008 i 2009.

Wykres 1.1. Kurs walutowy PLN/EUR (styczeń 2003 r. – czerwiec 2010 r.)



Wartości rezerw walutowych pochodzą z bazy danych CEIC z działu *Monetary* (poddział: *International Liquidity*, zmienna: *Total Reserves minus Gold*). Wartości są wyrażone w miliardach dolarów. Jak widać na wykresie 1.2, w latach 2003–2006 był w Polsce obserwowany mniej więcej stały wzrost poziomu rezerw walutowych. W 2007 r. i na początku 2008 r. zwiększenie rezerw walutowych było szczególnie gwałtowne. W drugiej połowie 2008 r. i na początku 2009 r. nastąpił gwałtowny spadek poziomu rezerw walutowych. Następnie nastąpił ponowny ich wzrost i pod koniec 2009 r. oraz w 2010 r. rezerwy walutowe były na poziomie zbliżonym do tego z początku 2008 r.

Wykres 1.2. Poziom rezerw walutowych w Polsce (styczeń 2003 r. – czerwiec 2010 r.)



Wartości krajowej stopy procentowej, podobnie jak wartości zagranicznej stopy procentowej („krajem referencyjnym” względem Polski jest strefa euro), zostały zaczerpnięte z bazy danych CEIC z działu *Interest and Foreign Exchange Rates* (zmienna: *Money Market Rate*). Kształtowanie się krajowej i zagranicznej stopy procentowej pokazuje wykres 1.3. Z wykresu 1.3 wynika, że na początku badanego okresu dysparytet pomiędzy krajową a zagraniczną (strefy euro) rynkową stopą procentową był duży. W 2003 r. następowało obniżenie dysparytetu na skutek silniejszego spadku stopy procentowej w Polsce w porównaniu ze spadkiem stopy procentowej w strefie euro. W latach 2004–2005 została zahamowana tendencja spadkowa rynkowej stopy procentowej strefy euro, natomiast w latach 2006–2007 stopa procentowa w strefie euro rosła, co doprowadziło do zrównania krajowej i zagranicznej stopy procentowej. Aby nie dopuścić do przegrzania koniunktury w Polsce, pod koniec 2007 r. stopa referencyjna NBP została podniesiona, co doprowadziło do wzrostu krajowej stopy procentowej i powiększenia się dysparytetu. Przez cały rok 2009 oraz w pierwszej połowie 2010 r. dysparytet stóp procentowych między Polską a strefą

euro nie ulegał większym zmianom. Wskaźnik presji rynkowej dla Polski między styczniem 2003 r. a czerwcem 2010 r. definiuje wzór:

$$EMP_t = 39,5850 \left( \frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} \right) - 22,311 \left( \frac{r_t - r_{t-1}}{r_{t-1}} \right) + 2,9141 \left( (i_t - i_t^*) - (i_{t-1} - i_{t-1}^*) \right). \quad (1.8)$$

Ponieważ  $\mu_{EMP} = -0,323$  oraz  $\sigma_{EMP} = 1,9337$ , zgodnie z metodą identyfikacji epizodów kryzysowych opisaną wzorami (1.6a)–(1.6b) oraz po przyjęciu  $k = 1,5$ , uzyskujemy wartość krytyczną wskaźnika presji rynkowej wynoszącą 2,5776. Dla tych okresów, dla których oszacowanie EMP przekracza tę wartość, należy przyjąć wystąpienie kryzysu walutowego.

Wykres 1.3. Kształtowanie się rynkowej stopy procentowej w Polsce oraz w strefie euro (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.)



Wykres 1.4 przedstawia kształtowanie się EMP a także krytyczną wartość EMP w okresie od stycznia 2003 r. do czerwca 2010 r. Szczególnie wysokie, przekraczające krytyczny poziom, wartości wskaźnika zostały odnotowane na przełomie lat 2008/2009. Po porównaniu oszacowań EMP z wartością krytyczną łatwo wywnioskować, że załamanie na polskim rynku walutowym miało miejsce w okresie od października 2008 r. do marca 2009 r.

Wykres 1.4. Kształtowanie się EMP w Polsce w latach 2003–2010



### 1.5. Identyfikacja okresów niestabilności na polskiej giełdzie i analiza transmisji szoków z polskiej giełdy na rynek walutowy (styczeń 2003 r.–grudzień 2010 r.)

Jednym z ważnych segmentów rynku finansowego jest rynek kapitałowy. Podstawą analizy kryzysu finansowego jest często zbadanie sytuacji na giełdzie w danym kraju. Nagłe załamanie głównego indeksu giełdowego identyfikuje się nierzadko jako początek kryzysu finansowego, natomiast początek kryzysu finansowego jest z reguły uznawany za rozpoczęcie szerszej rozumianego kryzysu ekonomicznego (por. Khalid i Kawai, 2003). Zidentyfikowanie momentów załamań na polskiej giełdzie i zestawienie ich z momentami nagłej deprecjacji złotówki umożliwi weryfikację powiązań pomiędzy obydwoma rynkami. Z kolei dzięki analizie tendencji zachodzących na jednym z rynków łatwiej prognozować przyszłe zachowania rynku drugiego.

Spośród mierników służących ocenie sytuacji na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych (GPW) głównymi są WIG, WIG20, mWIG40, sWIG80, New Connect. Analiza sytuacji na polskiej giełdzie przeprowadzona w niniejszym opracowaniu wykorzystuje dane dotyczące indeksu WIG20. Indeks ten ilustruje sytuację 20 największych spółek notowanych na GPW. Bazową datą dla tego indeksu jest 16 kwietnia 1994 r., zaś wartością bazową – 1000 punktów. Jest to indeks typu cenowego (przy jego obliczaniu bierze się pod uwagę jedynie ceny zawartych w nim transakcji). W ramach WIG20 nie może być notowanych więcej niż 5 spółek z jednego sektora; nie są w nim notowane fundusze inwestycyjne.

Badania empiryczne dotyczące sytuacji na polskiej giełdzie często wykorzystywały indeks WIG20 jako miernik oceny sytuacji na rynku kapitałowym (por. Doman, 2003, 2004, 2006, 2007; Doman, 2003a, 2003b, 2004a, 2004b, 2005; Doman i Doman, 2005; Płuciennik i Buszkowska, 2007; Będowska-Sójka, 2009; Bartkowiak, 2008; Kompa i Matuszewska-Janica, 2009; Fiszedler i Romański, 2001). Kształtowanie się indeksu WIG20 dla Polski ilustruje wykres 1.5. Na podstawie tego wykresu można wywnioskować, że w latach 2003–2007 wartości indeksu trwale wzrastały, dopiero na przełomie lat 2007/2008 nastąpiło gwałtowne załamanie WIG20. Tendencja spadkowa występowała do początku 2009 r., a następnie w latach 2009–2010 obserwowano stały wzrost indeksu.

**Wykres 1.5. Kształtowanie się indeksu WIG20 w Polsce (styczeń 2003 r.–grudzień 2010 r.)**



Kompa i Matuszewska-Janica (2009) analizowali sytuację na warszawskiej GPW w latach 2000–2006 pod kątem jej efektywności. Okres 2000–2006 podzielony został na trzy podokresy (por. Kompa i Matuszewska-Janica, 2009):

- od 03.01.2000 r. do 08.10.2001 r. – tendencja spadkowa indeksu WIG,
- od 09.10.2001 r. do 03.07.2003 – stagnacja na giełdzie,



– od 04.07.2003 do 29.12.2006 – tendencja wzrostowa indeksu WIG.

Z kolei analiza wykresu 1.5 wskazuje, że okres styczeń 2003 r.–grudzień 2010 r. należy podzielić na trzy następujące podokresy:

– od 02.01.2003 r. do 29.10.2007 r. – tendencja wzrostowa WIG20,

– od 30.10.2007 r. do 17.02.2009 r. – globalny kryzys finansowy i wynikający z niego spadek indeksu giełdowego,

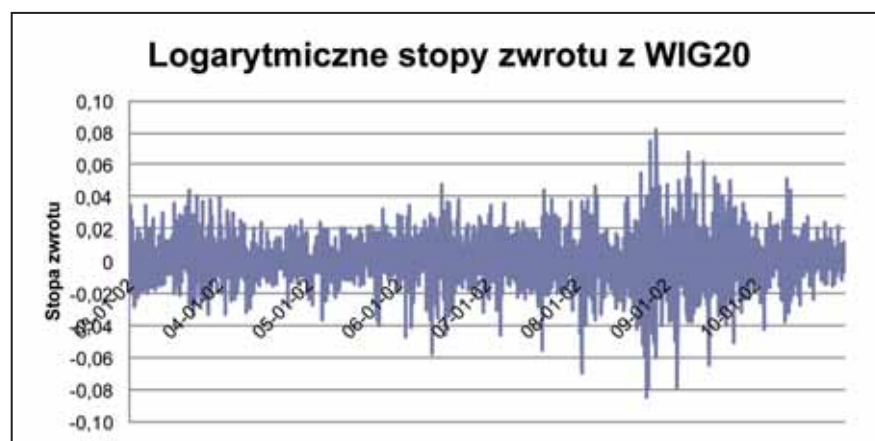
– od 18.02.2009 r. do 31.12.2010 r. – zakończenie kryzysu finansowego i ponowny wzrost WIG20.

Na początku analizy sytuacji na warszawskiej GPW wyznaczony został szereg logarytmicznych stóp zwrotu z indeksu giełdowego:

$$r_t = \ln\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right). \quad (1.9)$$

Wykres 1.6 przedstawia kształtowanie się logarytmicznych stóp zwrotu w okresie od stycznia 2003 r. do grudnia 2010 r.

**Wykres 1.6. Logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu giełdowego WIG20**



Na wykresie 1.6 widać zjawisko grupowania wariacji stóp zwrotu z WIG20 w poszczególnych podokresach. Wariacja stóp zwrotu w okresach obejmujących kryzys finansowy wydaje się być istotnie wyższa niż w okresach stabilności na rynkach finansowych.

W dalszej kolejności zostały obliczone takie mierniki wielkości (1.9) jak średnia arytmetyczna  $\bar{r}$ , odchylenie standardowe  $s(r)$ , współczynnik asymetrii dany wzorem:

$$A(r) = \frac{T}{(T-1)(T-2)} \frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^3}{s(r)^3}, \quad (1.10)$$

standaryzowana miara asymetrii:

$$SA(r) = A(r) \left(\frac{6}{T}\right)^{\frac{1}{2}}, \quad (1.11)$$

kurtoza:

$$K(r) = \left\{ \frac{T(T+1)}{(T-1)(T-2)(T-3)} \cdot \sum_{t=1}^T \frac{(r_t - \bar{r})^4}{s(r)^4} \right\} - \frac{3(T-1)^2}{(T-2)(T-3)} \quad (1.12)$$

oraz standaryzowany miernik kurtozy:

$$SK(r) = K \left(\frac{24}{T}\right)^{\frac{1}{2}}. \quad (1.13)$$

Tabela 1.1 przedstawia kształtowanie się tych mierników dla każdego z trzech analizowanych podokresów:



**Tabela 1.1. Miary statystyczne dla stóp zwrotu z indeksu WIG20 w trzech podokresach**

	02.01.2003–29.10.2007	30.10.2007–17.02.2009	18.02.2009–31.12. 2010
Średnia	0,000989	-0,00335	0,001535
Odchylenie standardowe	0,013459	0,023204	0,016963
Współczynnik asymetrii	-0,1396	-0,2069	0,2696
Standaryzowana miara asymetrii	-1,9879	-1,5182	2,3939
Kurtoza	1,1490	1,4329	1,4458
Standaryzowany miernik kurtozy	8,1790	5,2568	6,4186

Zgodnie z wynikami z tabeli 1.1 oszacowania średnich stóp zwrotu w okresach stabilności były dodatnie, natomiast podczas kryzysu uzyskaliśmy ujemne oszacowanie średniej. W celu sprawdzenia, czy oczekiwana stopa zwrotu różni się istotnie od 0, weryfikowana jest następująca hipoteza (por. Aczel (1989)):

$$H_0 : E(r_t) = 0, \quad (1.14)$$

$$H_1 : E(r_t) \neq 0.$$

Aby zweryfikować prawdziwość hipotezy (1.14), wykorzystywana jest następująca statystyka:

$$u = \frac{\bar{r}}{s(r)} \sqrt{T}, \quad (1.15)$$

która przy prawdziwości hipotezy zerowej ma asymptotycznie rozkład normalny. Tabela 1.2 pokazuje wartości statystyki (1.15) dla każdego z trzech podokresów.

**Tabela 1.2. Wartości statystyki (1.15) dla każdego z trzech podokresów**

Podokres	02.01.2003–29.10.2007	30.10.2007–17.02.2009	18.02.2009–31.12.2010
$u$	2,56	-2,59	1,97

Gdy przyjmujemy poziom istotności 0,05, należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą o zerowej oczekiwanej stopie zwrotu z WIG20 dla każdego z trzech podokresów. Skoro hipoteza zerowa (1.14) została odrzucona na rzecz alternatywy obustronnej, to – przyjmując ten sam poziom istotności – zostałaby odrzucona również na rzecz alternatywy jednostronnej. Następnie należy zweryfikować hipotezę równości wariancji stóp zwrotu w trzech podpróbach. Dla każdej z trzech par wariancji sprawdzana jest następująca hipoteza (por. Aczel, 1989):

$$H_0 : \text{Var}(r_t^k) = \text{Var}(r_t^l), \quad (1.16)$$

$$H_1 : \text{Var}(r_t^k) > \text{Var}(r_t^l),$$

$$k, l = 1, 2, 3, \quad k \neq l.$$

Statystyka testowa służąca weryfikacji hipotezy (1.16) przyjmuje postać:

$$F = \frac{S^2(r^k)}{S^2(r^l)}. \quad (1.17)$$

Tabela 1.3 zawiera wyniki testowania hipotezy (1.16) za pomocą statystyki (1.17). Jak widać, dla każdej z trzech par należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą o równości wariancji w dwóch podokresach.

Ze względu na różność wartości oczekiwanych i różność wariancji stóp zwrotu z indeksu WIG20 dla trzech badanych prób, konieczne jest badanie transmisji szoków polskiej giełdy na polski rynek walutowy z uwzględnieniem podziału omawianego okresu na 3 podokresy. W celu przeanalizowania powiązań pomiędzy sytuacją na giełdzie a sytuacją na rynku walutowym rozważmy łączne kształtowanie się standaryzowanych warto-

ści indeksu WIG20 a także standaryzowanych<sup>1</sup> wartości kursu walutowego EUR/PLN (por. wykres 1.7).

Tabela 1.3. Wartości statystyki (1.17) dla testu (1.16)

	02.01.2003–29.10.2007	30.10.2007–17.02.2009	18.02.2009–31.12.2010
02.01.2003-29.10.2007	–	0,336 (1,153)	0,630 (1,132)
30.10.2007-17.02.2009	2,972 (1,161)	–	1,871 (1,185)
18.02.2009-31.12.2010	1,588 (1,137)	0,534 (1,181)	–

Uwaga: w nawiasach podano wartości krytyczne dla poziomu istotności 0,05.

Wykres 1.7. Standaryzowany indeks giełdowy oraz standaryzowany kurs walutowy EUR/PLN



Analizując kształtowanie się standaryzowanej wartości kursu walutowego oraz standaryzowanej wartości indeksu WIG20, zauważamy, że rynek walutowy reaguje z opóźnieniem na sytuację na rynku kapitałowym. Na początku omawianego okresu nastąpił zwrot tendencji na rynku kapitałowym, podczas gdy deprecjacja polskiego złotego trwała nadal.

Następnie znów z opóźnieniem tendencji na rynku walutowym odwróciła się i przez kilka następnych lat obserwowano trwały wzrost obydwu standaryzowanych indeksów. W październiku 2007 r. nastąpiło załamanie na polskiej giełdzie, podczas gdy polski złoty nadal aprecjonował aż w lipcu 2008 r. został osiągnięty szczyt, po czym nastąpiła gwałtowna deprecjacja. W lutym 2009 r. jednocześnie na rynku walutowym i kapitałowym miało miejsce kolejne odwrócenie tendencji. Z wykresu 1.7 wynika, że po zakończeniu kryzysu obydwa indeksy podążały zbliżoną ścieżką. Dlatego też do badania wpływu stóp zwrotu z indeksu giełdowego na stopy zwrotu z inwestycji w polską złotówkę należałoby zaproponować taki model, aby w pierwszym i drugim podokresie kurs walutowy z opóźnieniem reagował na sytuację na warszawskiej giełdzie, natomiast w trzecim podokresie działał natychmiastowo. Dzielne logarytmiczne stopy zwrotu (1.9) odzwierciedlają krótkookresowe zmiany. W celu zdefiniowania wielkości pokazującej trwalsze zmiany indeksu giełdowego formułuje się następującą ważoną średnią z logarytmicznych stóp zwrotu:

$$r_{g,t} = 0,5r_t + 0,25r_{t-1} + 0,125r_{t-2} + 0,0625r_{t-3} + 0,0625r_{t-4} \quad (1.18)$$

<sup>1</sup> Standaryzacja polega na odjęciu wartości średniej z próby, a następnie podzieleniu uzyskanej wielkości przez odchylenie standardowe z próby.

W podobny sposób należy zdefiniować ważoną średnią z logarytmicznych stóp zwrotu z inwestycji w polską walutę. Ponieważ określony w poprzednich podrozdziałach kurs walutowy to kurs PLN/EUR, ważona średnia z logarytmicznych stóp zwrotu w polską walutę przedstawiana jest następująco:

$$rw_t = 0,5 \ln \left( \frac{e_{t-1}}{e_t} \right) + 0,25 \ln \left( \frac{e_{t-2}}{e_{t-1}} \right) + 0,125 \ln \left( \frac{e_{t-3}}{e_{t-2}} \right) + 0,0625 \ln \left( \frac{e_{t-4}}{e_{t-3}} \right) + 0,0625 \ln \left( \frac{e_{t-5}}{e_{t-4}} \right). \quad (1.19)$$

Ze względu na widoczne opóźnienie wpływu indeksu giełdowego na kurs walutowy, podział okresu próby na trzy podokresy jest inny niż w przypadku analizy jedynie rynku kapitałowego. Trend aprecjacyjny polskiej waluty rozpoczął się 02.03.2004 r., natomiast presja na deprecjację zaczęła się nasilać 31.07.2008 r. Dlatego też należy dokonać podziału próby na trzy następujące podokresy:

- od 02.03.2004 r. do 31.07.2008 r. – tendencja aprecjacyjna,
- od 01.08.2008 r. do 18.02.2009 r. – silna presja na rynku walutowym,
- od 19.02.2009 r. do 31.12.2010 r. – stabilizacja na rynku walutowym i ponowna aprecjacja złotówki.

Zagadnienie transmisji szoków pomiędzy rynkami walutowym i kapitałowym jest często obecne w literaturze ekonomicznej (por. Khalid i Kawai, 2003). Doman (2005, 2006, 2007) wykorzystywał podejście Copula ze zmianą reżimów do analizy powiązań pomiędzy indeksem giełdowym a kursem walutowym. W niniejszym opracowaniu, w celu badania transmisji szoków pomiędzy polską giełdą a polskim rynkiem walutowym, były rozważane różne postacie modelu AR-GARCH(q,p) o zmiennych parametrach i różnych rozkładach składnika losowego<sup>2</sup>. Okazało się, że zagadnienie transmisji szoków z rynku kapitałowego na rynek walutowy najlepiej opisuje następujący model GARCH(1,1):

$$rw_t = \alpha_0 + \alpha_0^* U2_t + \alpha_1 rw_{t-1} + \alpha_2 rg_t + \alpha_2^* rg_t U2_t + \alpha_2^{**} rg_t U3_t + \varepsilon_t, \quad (1.20a)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim t(\nu), \quad (1.20b)$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_0^* U2_t + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 + \theta_2 \varepsilon_{t-1}^2, \quad (1.20c)$$

gdzie:

$U2_t$  przyjmuje wartość 1 dla drugiego podokresu oraz 0 dla pierwszego i trzeciego podokresu, natomiast  $U3_t$  przyjmuje wartość 1 dla trzeciego podokresu oraz wartość 0 dla pierwszego i drugiego podokresu.  $\nu$  oznacza liczbę stopni swobody, która jest dodatkowym parametrem do oszacowania. Oszacowania parametrów modelu AR(1)-GARCH(1,1) podaje tabela 1.4. Wyniki w niej zawarte potwierdzają silny i istotny wpływ szoków wywodzących się z rynku kapitałowego na sytuację na rynku walutowym. Stwierdzono, że zarówno podczas kryzysu walutowego, jak również w czasie pokryzysowej stabilizacji wpływ rynku kapitałowego na rynek walutowy jest większy niż w okresie poprzedzającym kryzys. Uzyskane wyniki świadczą o tym, że uwzględnienie zmiennej ilustrującej sytuację na rynku finansowym powinno polepszyć dopasowanie modelu wczesnego ostrzeżenia przed kryzysem walutowym. Dlatego też badanie empiryczne mające objaśnić przyczyny kryzysu walutowego w Polsce, które opisano w rozdziale trzecim, wykorzystuje indeksy ryzyka CDS dla Polski i Niemiec, ponieważ są one silnie skorelowane z indeksami giełdowymi odpowiednich krajów.

<sup>2</sup> Porównanie własności różnych rozkładów składnika losowego w modelach GARCH można znaleźć m.in. w pracach Pipienia (2004a, 2004b, 2007).

Tabela 1.4. Oszacowania parametrów modelu GARCH ilustrującego transmisję szoków z polskiej giełdy na rynek walutowy

Równanie wartości średniej			
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	T-student
<i>cons</i>	0,00023	$5,67 \cdot 10^{-5}$	4,014
$U2_t$	-0,0011	0,0005	-2,154
$rw_{t-1}$	0,403	0,0201	20,084
$rg_t$	0,065	0,007	8,880
$rg_t U2_t$	0,097	0,029	3,278
$rg_t U3_t$	0,104	0,017	6,092
Równanie wariancji			
<i>cons</i>	$5,51 \cdot 10^{-8}$	$2,14 \cdot 10^{-8}$	2,574
$\epsilon_{t-1}^2$	0,033	0,0076	4,338
$\sigma_{t-1}^2$	0,957	0,008	112,63
$U2_t$	$9,32 \cdot 10^{-7}$	$3,22 \cdot 10^{-7}$	2,896
$\nu$	8,153	1,640	4,972

## 2

## Badanie podatności polskich rynków finansowych na niestabilności wewnętrzne

## 2.1. Czynniki destabilizujące rynki finansowe w Polsce

Przywykło się uważać, że gospodarki wschodzące oraz kraje rozwijające się mogą być szczególnie podatne na wybuch kryzysu. Wynika to z ich słabości czy niedoskonałości strukturalnych, oraz ogólnej charakterystyki makroekonomicznej. Jednak ostatnie wydarzenia związane z globalnym kryzysem finansowym dowiodły, że kraje wysoko rozwinięte i stojąca za nimi architektura finansowa również nie są wolne od zjawisk kryzysowych. Często mechanizm dalszej światowej propagacji ostatniego kryzysu do krajów mniej rozwiniętych opierał się na subiektywnych ocenach uczestników rynku – abstrahujących od rzetelnej, szczegółowej analizy faktycznej sytuacji gospodarek – wyrażanych w zachowaniach stadnych czy ogólnie na decyzjach podejmowanych przy zniekształceniach informacyjnych. Jednocześnie trudno zignorować znaczenie obiektywnych sygnałów zapowiadających pojawienia się kryzysu, takich jak kumulacja wysokich poziomów deficytów na rachunku obrotów bieżących Litwy i Łotwy, powiązania handlowe i kapitałowe z gospodarkami rozwiniętymi, pozycja konkurencyjna gospodarek doganiających czy poziom regulacji ich rodzimego rynku finansowego. Do czynników, które przyczyniają się do wybuchu kryzysu walutowego na rynkach wschodzących najczęściej zalicza się:

- liberalizację przepływów kapitałowych, której towarzyszy duże i gwałtowne przemieszczanie się kapitału;
- nieugruntowany system bankowy;
- zadłużenie gospodarki wyrażone w obcej walucie i w krótkoterminowych zobowiązaniach dłużnych, co naraża gospodarkę na ryzyko podlegania wahnięciom kursów krajów obcych i zwiększa prawdopodobieństwo wystąpienia kryzysu;
- zmiany w otoczeniu makroekonomicznym (np. narastanie deficytu fiskalnego do bardzo wysokiego poziomu, nieudane próby sterylizacji napływów kapitałowych poprzez politykę monetarną);
- złą infrastrukturę instytucjonalną (złe zarządzanie państwem, słaba ochrona działań inwestycyjnych, korupcja, brak przejrzystości w strukturach państwa, etc.);
- stosowanie określonego reżimu kursowego.

Kryzys azjatycki z 1997 r. jest dość chętnie przywoływany z racji swojego podobieństwa do ostatnich wydarzeń kryzysowych w nowych państwach UE (IMF, 2009). Wysokie tempo rozwoju gospodarczego krajów azjatyckich (od 5% do 8% rocznie) było możliwe do utrzymania w dużej mierze dzięki napływowi kapitałowym, które z kolei przyczyniały się do umacniania realnego kursu walutowego (Gawrońska-Nowak, 2008). Powstające w ten sposób niewielkie deficyty na rachunku obrotów bieżących mogły stanowić źródło niestabilności gospodarczej w przyszłości. Układ mógł być stabilny dopóty, dopóki inwestorzy nie zdecydowaliby się zaprzestać finansowania deficytu i wycofałyby kapitał. W konsekwencji uniknięcie załamania gospodarczego było możliwe pod warunkiem, że gospodarka miała wystarczająco dużo czasu na „odzyskanie” środków zamrożonych w niedokończonych inwestycjach. Jeśli zaś „łatanie dziury” deficytowej na rachunku obrotów bieżących po wycofującym się kapitale musiałyby nastąpić szybko, to poziom rezerw zagranicznych

koniecznych do uruchomienia mógłby okazać się niewystarczający, a wówczas stopy procentowe musiałyby wzrosnąć, tak by przyciągnąć świeży kapitał. Jednocześnie kraje azjatyckie borykały się z niewydolnym systemem finansowym. Wysokie stopy procentowe wymuszone opisanym brakiem równowagi w gospodarce spowodowały wzrost kosztów sektora bankowego. Przerzucanie tych obciążeń na swoich klientów zmniejszało wypłacalność kredytobiorców i tylko pogarszało wyniki finansowe podmiotów bankowych oraz ich płynność. Pogodzenie potrzeby utrzymywania wysokich stóp jako „przynęty” dla kapitału zagranicznego z wolą „uzdrowienia” sektora bankowego poprzez zmniejszenie kosztów było niemożliwe. Udział krótkoterminowego zadłużenia zagranicznego banków i przedsiębiorstw w Azji w ich łącznym zadłużeniu znacząco wzrósł.

Przy wyliczaniu tych wszystkich czynników wskazujących na określony kontekst makroekonomiczny kryzysu, należy jednocześnie podkreślić rolę oczekiwań (por. Corsetti, Penseti i Roubini, 1998). Oczekiwania ukształtował długi okres usztywnienia kursu w Azji, który osłabił w inwestorach potrzebę podjęcia kroków zabezpieczających przed dewaluacją w postaci operacji na rynku terminowym i opcji. Tym gwałtowniejsza więc była późniejsza reakcja rynku i zmiana oczekiwań, gdy uczestnicy rynku uświadomili sobie potencjalną dewaluację. Można więc zaryzykować dość przewrotne stwierdzenie, że wysiłek rządów krajów azjatyckich polegający na uwiarygodnieniu obranej polityki sztywnego kursu przyczynił się wydatnie do intensyfikacji kryzysu. Ponadto banki, pragnąc zabezpieczyć się przed potencjalną deprecjacją, zaczęły masowo skupować obcą walutę i tym samym – zgodnie z mechanizmem samospełniającej się prognozy – skutecznie doprowadziły do tejże deprecjacji.

Przytoczony mechanizm może rzeczywiście być niezwykle trafnym odniesieniem do wydarzeń zaobserwowanych w europejskich gospodarkach wschodzących, zwłaszcza na Litwie i Łotwie, w ostatnim okresie.

Na potrzeby niniejszego badania mającego określić czynniki wpływające na prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu w Polsce (mierzonego z wykorzystaniem wskaźnika presji rynkowej, EMP) wzięto pod uwagę ograniczoną liczbę zmiennych:

- PRRAT – iloraz jednopodstawowego (podstawa w styczniu 2006 r.) indeksu cen eksportu do jednopodstawowego (podstawa w styczniu 2006 r.) indeksu cen importu,
- TRADE\_BALANCE – wartość polskiego importu pomniejszona o wartość polskiego eksportu (w mld EURO),
- IPCH – roczny procentowy wzrost poziomu produkcji przemysłowej (produkcja w danym okresie – produkcja w analogicznym okresie roku poprzedniego)/produkcja w analogicznym okresie roku poprzedniego,
- CDSP – wartość indeksu ryzyka CDS dla Polski,
- CDSN – wartość indeksu ryzyka CDS dla Niemiec.
- INFL – roczna stopa inflacji dla Polski.

Wybór zmiennych – z pewnością niekompletny choćby w stosunku do prowadzonych powyżej rozważań – miał uwzględniać intuicyjnie definiowane czynniki, które wynikają nie tylko z czystej teorii, ale również z obserwacji najnowszych wydarzeń kryzysowych. Stąd też nacisk położono na weryfikację takich tendencji jak zmiany w konkurencyjności naszej gospodarki, kształtowanie się ocen ryzyka krajowego oraz ryzyka gospodarki referencyjnej dla Polski, formułowanych przez uczestników rynków finansowych oraz zmiana kondycji realnej sfery gospodarki. Autorzy zdają sobie sprawę, że lista ta nie wyczerpuje możliwych kierunków analizy. Jednak wydaje się, że taki dobór czynników pozwala uchwycić część zjawisk ważnych przy identyfikacji napięć powstałych na polskim rynku, a także zasygnalizować nowe ścieżki badania, takie jak efekt zarażania.

## 2.2. Jednorównaniowy model wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym dla Polski

Wskaźnik presji rynkowej (EMP) umożliwia zdefiniowanie różnych stanów rynku walutowego. Jest definiowany jako funkcja zmiennych ciągłych, więc może też przyjmować wszystkie wartości ze zbioru liczb rzeczywistych. Znajdowanie powiązań pomiędzy sytuacją na rynku walutowym (ilustrowaną na podstawie wartości przyjmowanych przez wskaźnik EMP) a kategoriami ekonomicznymi, które mogą wpływać na sytuację na rynku, może być oparte na modelu uzależniającym wartość wskaźnika presji rynkowej od odpowiednich zmiennych makroekonomicznych. W praktyce były podejmowane próby objaśnienia sytuacji na rynku walutowym za pomocą klasycznych modeli regresji liniowej, w których to po lewej stronie występowała zmienna ciągła, jaką jest EMP (por. m.in. Stavarek, 2010c). Jednak oszacowania parametrów klasycznego modelu regresji liniowej uwzględniają zmienność EMP w okresach korzystnej sytuacji na rynku walutowym, co jest istotnym mankamentem tej metody. Jeśli zależy nam na trafnym zidentyfikowaniu przyczyn wybuchu kryzysu walutowego, wówczas rozróżnienie pomiędzy bardzo dobrym, dobrym a przeciętnym stanem rynku walutowego nie ma znaczenia, natomiast konieczne jest rozróżnienie pomiędzy sytuacją bardzo złą a sytuacją lepszą niż bardzo zła. Dlatego też w zdecydowanej większości artykułów poświęconych systemom wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym definiowana jest zmienna binarna przyjmująca wartość 1 w okresach kryzysu oraz 0 w okresach stabilności na rynku walutowym (por. m.in. Serwa, 2006, Gawrońska-Nowak, Grabowski 2009). Ponieważ kryzys walutowy w modelu wczesnego ostrzegania jest zmienną zależną, aby wyjaśnić analizowane zjawisko, najczęściej wykorzystuje się model dwumianowy:

$$\begin{aligned} Z_t^* &= \mathbf{x}_t \boldsymbol{\alpha} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim F, \quad t = 1, \dots, T, \\ Z_t &= 1 \{ Z_t^* \geq 0 \}, \end{aligned} \quad (2.1)$$

gdzie  $\varepsilon_t \sim F$  oznacza, że składnik losowy pochodzi z rozkładu o dystrybuancie  $F$ . Jeśli  $F$  jest dystrybuantą standaryzowanego rozkładu normalnego, tzn.

$$F(z) = \int_{-\infty}^z \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{s^2}{2}\right) ds, \quad (2.2a)$$

to wówczas mamy do czynienia z modelem probitowym, natomiast w przypadku, gdy  $F$  jest dystrybuantą rozkładu logistycznego tzn.

$$F(z) = \frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}, \quad (2.2b)$$

to wówczas mamy do czynienia z modelem logitowym. Zmienna  $Z_t$  przyjmuje wartości 1 dla tych okresów, w których kryzys występuje, oraz 0 w pozostałych okresach. Wektor  $\mathbf{x}_t$  zawiera zmienne determinujące wybuch kryzysu walutowego.

W modelu dwumianowym stopień zintegrowania regresora oddziałuje na konstrukcję przedziału ufności dla parametru przy tej zmiennej (por. Grabowski, 2009a). Dlatego też w pierwszym etapie weryfikuje się stopień zintegrowania zmiennych ciągłych. W tym celu został przeprowadzony m.in. rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF) (por. Dickey i Fuller, 1979), a także test KPSS (Kwiatkowski i in., 1992).

Tabela 2.1 zawiera wyniki testowania stopnia zintegrowania zmiennych dla poziomów oraz przyrostów za pomocą testów ADF i KPSS. W teście ADF litera w nawiasie informuje o tym, czy w modelu występuje trend i wyraz wolny (t), czy tylko wyraz wolny (i), czy też może jest to model bez trendu i bez wyrazu wolnego (n). Liczba w nawiasie oznacza długość opóźnienia, którego wybór jest dokonywany na podstawie kryterium informacyjnego Bayesa-Schwarza. Trend i wyraz występują w równaniu testu ADF, jeśli graniczny poziom istotności dla tych zmiennych nie przekracza 0,05. W teście KPSS litera w nawiasie informuje, czy w równaniu testowym uwzględniany jest tylko wyraz wolny (i), czy może trend i wyraz wolny (t). Obecność trendu w równaniu testu KPSS zależy od tego, czy graniczny poziom istotności dla tej zmiennej jest niższy niż 0,05, czy nie. Liczba w nawiasie

informuje o długości okna Bartletta. Testy ADF oraz KPSS dla pierwszych przyrostów były przeprowadzane tylko wówczas, gdy nie istniały podstawy do odrzucenia hipotezy zerowej o niestacjonarności zmiennej.

**Tabela 2.1. Stopień zintegrowania zmiennych występujących po prawej stronie w jednorównaniowym modelu wczesnego ostrzeżenia przed kryzysem walutowym**

Zmienna	Poziomy		Pierwsze przyrosty	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
$prrat_t$	-1,46 (n,11)	0,17 (i,4)	-12,87 (t,10)	–
$\frac{IP_t - IP_{t-12}}{IP_{t-12}}$	-4,96 (n,2)	0,08 (t,6)	–	–
$tb_t$	-2,24 (i,2)	0,20 (i,6)	-11,02 (n,1)	–
$cdspn_t$	-0,15 (n,1)	0,23 (t,7)	-7,04 (n,0)	0,17 (i,4)
$\ln I_t$	-2,44 (i,1)	0,09 (t,6)	-5,35 (n,0)	–

Zgodnie z wynikami z tabeli 2.1 procentowa zmiana produkcji przemysłowej rok do roku jest zmienną stacjonarną. W przypadku zmiennych  $prrat_t$ ,  $tb_t$  oraz  $\ln I_t$  wyniki testu ADF wskazują na zintegrowanie tych zmiennych w stopniu pierwszym, natomiast wyniki testu KPSS wskazują na ich stacjonarność. W przypadku zmiennej  $cdspn_t$  wyniki obydwu testów wykazują zintegrowanie tej zmiennej w stopniu pierwszym. W analizowanym modelu, ze względu na niską moc testów stacjonarności oraz ekonomiczny charakter poszczególnych zmiennych, traktujemy zmienne  $prrat_t$ ,  $tb_t$  oraz  $\ln I_t$  jako zmienne zintegrowane w stopniu pierwszym.

Po zbadaniu stopnia zintegrowania poszczególnych zmiennych szacowane są parametry modelu dwumianowego (2.1) metodą największej wiarygodności. Przy założeniu, że składnik losowy pochodzi ze standaryzowanego rozkładu normalnego, funkcja wiarygodności przyjmuje postać:

$$\ln L(\boldsymbol{\alpha}|\mathbf{X}, \mathbf{y}) = \sum_{t=1}^T \{Z_t \ln \Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha}) + (1 - Z_t) \ln [1 - \Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})]\}. \quad (2.3)$$

Maksymalizacja funkcji wiarygodności (2.3) odbywa się za pomocą algorytmu numerycznego BHHH przy wykorzystaniu wektora pierwszych pochodnych:

$$\frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\alpha}|\mathbf{X}, \mathbf{y})}{\partial \boldsymbol{\alpha}} = \sum_{y_t=0} \frac{-\varphi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})}{(1 - \Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha}))} \mathbf{x}_t^T + \sum_{y_t=1} \frac{\varphi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})}{\Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})} \mathbf{x}_t^T \quad (2.4)$$

i macierzy drugich pochodnych:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\alpha}|\mathbf{X}, \mathbf{y})}{\partial \boldsymbol{\alpha} \partial \boldsymbol{\alpha}^T} &= \sum_{y_t=0} \frac{\varphi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})}{1 - \Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})} \left( -\frac{\varphi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})}{1 - \Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})} + \mathbf{x}_t \boldsymbol{\alpha} \right) \mathbf{x}_t^T \mathbf{x}_t + \\ &+ \sum_{y_t=1} \left( -\frac{\varphi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})}{\Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})} \right) \left( \frac{\varphi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})}{1 - \Phi(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\alpha})} + \mathbf{x}_t \boldsymbol{\alpha} \right) \mathbf{x}_t^T \mathbf{x}_t, \end{aligned} \quad (2.5)$$

Odchylenia standardowe estymatorów parametrów modelu dwumianowego są inne dla regresorów zintegrowanych w stopniu pierwszym niż dla regresorów stacjonarnych. Średnie błędy szacunku w przypadku stacjonarnych regresorów oblicza się na podstawie wzoru (por. Grabowski, 2009a):

$$\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_k} = \left\{ \sum_{t=1}^T \frac{\varphi(\mathbf{x}_t, \hat{\boldsymbol{\alpha}}^{ML})^2}{\Phi(\mathbf{x}_t, \hat{\boldsymbol{\alpha}}^{ML})(1 - \Phi(\mathbf{x}_t, \hat{\boldsymbol{\alpha}}^{ML}))} \mathbf{x}_{kt}^2 \right\}^{-1/2}, \quad (2.6)$$

natomiast w przypadku regresorów zintegrowanych w stopniu pierwszym zmodyfikowane średnie błędy szacunku oblicza się na podstawie wzoru (por. Grabowski, 2009a):



$$\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_k} = \left\{ \sum_{t=1}^T \frac{\varphi(\mathbf{x}_t \hat{\boldsymbol{\alpha}}^{ML})^2}{\Phi(\mathbf{x}_t \hat{\boldsymbol{\alpha}}^{ML})(1-\Phi(\mathbf{x}_t \hat{\boldsymbol{\alpha}}^{ML}))} x_{kt}^2 \right\}^{-1/2} \frac{\hat{w}_k}{\sqrt{\hat{L}_{1k}(1,0)}}, \quad (2.7)$$

gdzie oszacowania czasu lokalnego oblicza się na podstawie wzoru  $\hat{L}_{1k}(1,0) = \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \frac{1}{2\varepsilon} \int_0^1 \mathbb{1}_{\{\hat{V}_{1k}(r) < \varepsilon\}} dr$ ,  $\forall_{r \in (0,1)} \hat{V}_{1k}(r) = \hat{w}_k V(r)$ ,  $\hat{w}_k = \frac{|\hat{\alpha}_k|}{\sqrt{\sum_{i=1}^L \hat{\alpha}_i^2}}$  natomiast  $V(r)$  jest ruchem Browna.  $\hat{\alpha}_1, \dots, \hat{\alpha}_L$  to oszacowania parametrów przy zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym.

Tabela 2.2 zawiera wyniki estymacji parametrów jednorównaniowego probitowego modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym w Polsce. Wyznaczono zarówno „klasyczne” błędy standardowe, czyli błędy obliczane bez uwzględnienia problemu niestacjonarności regresorów, a także błędy standardowe zmodyfikowane, które uwzględniają zintegrowanie w stopniu pierwszym poszczególnych regresorów (por. Grabowski, 2009a).

**Tabela 2.2. Wyniki estymacji parametrów jednorównaniowego modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym**

Zmienna	Oszacowanie	Średni błąd szacunku uzyskany „złą” metodą	Średni błąd szacunku uzyskany „właściwą” metodą
<i>cons</i>	-9,57	–	6,37
<i>prrat<sub>t</sub></i>	2,07	2,73	0,94
$\frac{IP_t - IP_{t-12}}{IP_{t-12}}$	-0,10	–	0,04
<i>CONTAGION<sub>t</sub></i>	1,45	0,58	0,58
<i>tb<sub>t</sub></i>	0,97	0,75	0,43

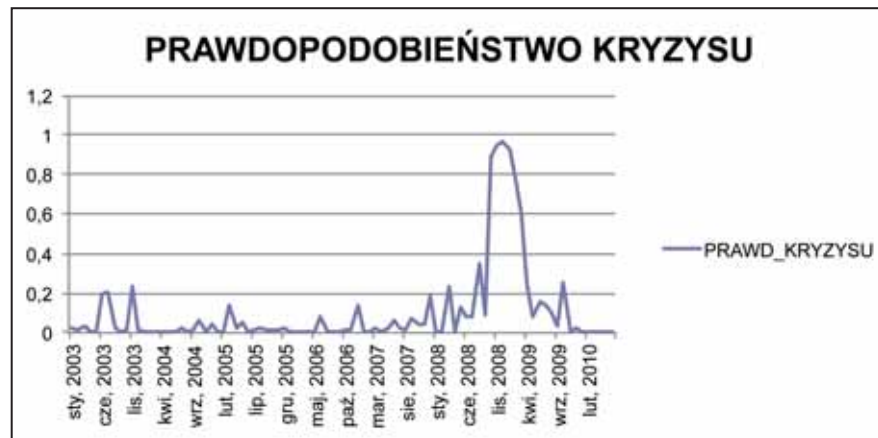
Jak wynika z tabeli 2.2, nieuwzględnienie problemu niestacjonarności zmiennych w modelu dwumianowym powoduje przeszacowanie średniego błędu szacunku dla każdego z estymatorów. Jest to zgodne z wynikami symulacji uzyskanymi przez Grabowskiego (2009a).

W celu sprawdzenia walorów prognostycznych modelu w dostępnej próbie i zweryfikowania, czy model wczesnego ostrzegania we właściwy sposób przewidywał kryzys walutowy w Polsce, obliczono oszacowania prawdopodobieństw wybuchu kryzysu walutowego w Polsce w okresie od stycznia 2003 r. do czerwca 2010 r.. Wykorzystano do tego wzór:

$$P(Z_t = 1 | \mathbf{x}_t) = \Phi(\mathbf{x}_t \hat{\boldsymbol{\alpha}}). \quad (2.8)$$

Wykres 2.1 przedstawia te oszacowania:

Wykres 2.1. Prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu walutowego w Polsce zgodnie z oszacowaniami parametrów modelu probitowego (styczeń 2003 r.–czerwiec 2010 r.)



Jak widać, analizowany model wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym w sposób właściwy przewidział kryzys walutowy w Polsce na przełomie lat 2008 i 2009. Chociaż wartości wskaźnika presji rynkowej przekroczyły wartość krytyczną również w marcu 2003 r., czerwcu 2003 r. oraz marcu 2005 r., oszacowania prawdopodobieństw obecności kryzysu walutowego nie są dla tych okresów duże ( $P(Z_{2003.03} = 1|x_{2003.03}) = 0,033$ ,  $P(Z_{2003.05} = 1|x_{2003.05}) = 0,201$ ,  $P(Z_{2005.03} = 1|x_{2005.03}) = 0,139$ ). Dodatkowo w marcu 2009 r. na podstawie współczynnika EMP nie stwierdzono epizodu kryzysowego, natomiast oszacowanie prawdopodobieństwa występowania kryzysu walutowego dla tamtego okresu wyniosło  $P(Z_{2009.03} = 1|x_{2009.03}) = 0,602$ . Przyjmijmy, że krytyczna wartość  $P(Z_t = 1|x_t)$  wynosi 0,5 i w zależności od tego, czy oszacowanie prawdopodobieństwa przekracza tę wartość, czy nie, przyjmujemy odpowiednio  $\hat{Z}_t = 1$  lub  $\hat{Z}_t = 0$ . Wówczas jakość dopasowania modelu do danych przedstawia tabela 2.3. Ponieważ 86 na 90 wartości zmiennej  $Z_t$  zostało oszacowanych poprawnie, to należy wnioskować, że dopasowanie modelu do danych jest dobre. O dobrym dopasowaniu modelu do danych świadczą również wartości innych miar dopasowania takich jak:

$$R^2 - McFadden = 0,5,$$

$$\frac{\sum_{Z_t=1} P(Z_t = 1|x_t) + \sum_{Z_t=0} (1 - P(Z_t = 1|x_t))}{T} = 0,9173.$$

Tabela 2.3. Jakość dopasowania modelu do danych

	$\hat{Z}_t = 0$	$\hat{Z}_t = 1$
$\hat{Z}_t = 0$	81	1
$\hat{Z}_t = 1$	3	5

### 2.3. Modelowanie kryzysu walutowego w Polsce za pomocą modelu Qual-VECM

Zaprezentowany w podrozdziale 2.1 jednorównaniowy model wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym dobrze wyjaśniał wystąpienia napięć na polskim rynku walutowym na przełomie lat 2008/2009, a także w pojedynczych miesiącach roku 2003 i 2005. Był jednak uproszczeniem, gdyż zakładał egzogeniczność czynników determinujących wybuch kryzysu walutowego. Jednak zmienne objaśniające w modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym wcale nie muszą być egzogeniczne. Samo zjawie-

sko kryzysu walutowego może przecież mieć istotny wpływ na kształtowanie się poszczególnych kategorii ekonomicznych. W celu uwzględnienia sprzężeń zwrotnych pomiędzy kryzysem walutowym a innymi kategoriami ekonomicznymi należy zastosować model Qual-VECM, który umożliwi znalezienie długo- i krótkookresowych zależności pomiędzy kryzysem walutowym a innymi kategoriami ekonomicznymi. (por. Grabowski, 2009c, 2011). Rozważmy następujący model Qual-VECM (por. Grabowski, 2009c, 2011):

$$\begin{aligned} & \left[ \Delta Z_t^* \quad \Delta prrat_t \quad \Delta tb_t \quad \Delta cdspn_t \quad \Delta \inf l_t \right]^T = \\ & = \Pi \left[ Z_{t-1}^* \quad prrat_{t-1} \quad tb_{t-1} \quad cdspn_{t-1} \quad \inf l_{t-1} \right]^T + \\ & + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \left[ \Delta Z_{t-s}^* \quad \Delta prrat_{t-s} \quad \Delta tb_{t-s} \quad \Delta cdspn_{t-s} \quad \Delta \inf l_{t-s} \right]^T + \\ & + \sum_{j=0}^p \Lambda_j \left[ \begin{array}{c} CONTAGION_{t-j} \quad \frac{I_{t-j} - I_{t-12-j}}{I_{t-12-j}} \end{array} \right]^T + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(\mathbf{0}, \Omega) \\ & Z_t = 1 \{ Z_t^* \geq 0 \}, \quad t = S+1, S+2, \dots, T. \end{aligned} \quad (2.9)$$

Podobnie jak w przypadku strukturalnego wektorowego modelu korekty błędem, który nie zawiera zmiennych jakościowych, w pierwszym kroku ustalamy rząd opóźnień dla modelu Qual-VAR. Ze względu na obecność trendu deterministycznego w procesie generującym kształtowanie się zmiennej  $\Delta prrat_t$  (por. tabela 2.1) porównywane są wartości kryterium informacyjnego Akaike'a dla modelu Qual-VAR zawierającego stałą oraz trend deterministyczny:

$$\begin{aligned} & \left[ Z_t^* \quad prrat_t \quad tb_t \quad cdspn_t \quad \inf l_t \right]^T = \mu + \delta t + \\ & + \sum_{s=1}^S \Pi_s \left[ Z_{t-s}^* \quad prrat_{t-s} \quad tb_{t-s} \quad cdspn_{t-s} \quad \inf l_{t-s} \right]^T + \varepsilon_t, \quad t = S+1, S+2, \dots, T. \end{aligned} \quad (2.10)$$

Wartości kryterium informacyjnego Akaike'a zawiera tabela 2.4.

**Tabela 2.4. Rząd modelu Qual-VAR na bazie kryterium informacyjnego Akaike**

Rząd opóźnień	Wartość kryterium Akaike
1	-0.096418
2	0.045260
3	-0.288116
4	-0.861247
5	-1.392060
6	-1.441246

Zgodnie z powyższą tabelą najlepszą wartością kryterium informacyjnego Akaike'a daje model Qual-VAR z 6 opóźnieniami. Wyższe rzędy opóźnień modelu Qual-VAR nie są brane pod uwagę ze względu na to, że przy 5 zmiennych endogenicznych i 90 obserwacjach stosowanie modeli Qual-VAR z większą liczbą opóźnień doprowadziłoby do znacznej redukcji liczby stopni swobody i problemów estymacyjnych. Dlatego też testowanie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej odbywa się dla modelu Qual-VECM z 6 opóźnieniami.

Obecność zmiennej nieobserwowalnej w modelu Qual-VECM (2.9) sprawia, że należy dokonać modyfikacji klasycznej metody znajdowania relacji kointegrujących, zaproponowanej przez Johansena (1991). Proponuje się zastosować dwustopniową metodę estymacji parametrów modelu Qual-VECM (por. Grabowski, 2011). Tablice krytyczne dla opisanej powyżej procedury różnią się od klasycznych tablic krytycznych testów wymiaru przestrzeni kointegracyjnej (por. Grabowski, 2009c). Wartości własne  $\hat{\lambda}_i$  uzyskuje się zgodnie z procedurą Johansena (1991) przy założeniu, że wartości zmiennej nieobserwowalnej są zastępowane przez warunkowe wartości oczekiwane, które uzyskuje się zgodnie z procedurą dwustopniową (por. Grabowski, 2011).

Na początku testowania wymiaru przestrzeni kointegracyjnej dla modelu Qual-VECM(6) zakłada się, że wśród zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym nie ma zmiennych słabo egzogenicznych. Należy zweryfikować następujące zespoły hipotez:

$$H_0: R = r, \quad (2.11)$$

$$H_0: R = 5,$$

$$\text{dla } r = 0, 1, 2, 3, 4.$$

Wyniki testowania wymiaru przestrzeni kointegracyjnej dla modelu Qual-VECM(6) zawierającego stałą i trend, ograniczone do przestrzeni kointegracyjnej, przedstawia tabela 2.5.

**Tabela 2.5. Testowanie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej**

Wymiar przestrzeni kointegracyjnej dla hipotezy zerowej	Wartość własna	Wartość statystyki zmodyfikowanego testu śladu	Asymptotyczna wartość krytyczna przy poziomie istotności 0,05
0	0,441	145,76	114,69
1	0,410	100,40	75,67
2	0,368	59,24	50,59
3	0,170	23,45	25,51
4	0,108	8,91	9,72

Zgodnie z wynikami tabeli 2.5, przy założeniu endogeniczności wszystkich zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym, występują trzy wektory kointegrujące.

W kolejnym kroku należy testować słabą egzogeniczność poszczególnych zmiennych. W tym celu weryfikowane są następujące hipotezy:

$$H_0: \alpha_{m1} = \alpha_{m2} = \alpha_{m3} = 0, \quad (2.12)$$

$$H_1: \sim H_0,$$

$$\text{dla } m = Z^*, cdspn, tb, prrat, inf l.$$

Aby zweryfikować hipotezę (2.12), wykorzystuje się następującą statystykę:

$$EX_m = T \left( \sum_{r=1}^3 \ln(1 - \bar{\lambda}_{mr}) - \sum_{r=1}^3 \ln(1 - \hat{\lambda}_r) \right), \quad (2.13)$$

dla  $m = Z^*, cdspn, tb, prrat, inf l$ .  $\bar{\lambda}_{mr}$  oznacza tą wartość własną przy założeniu, że  $m$ -ta zmienna jest słabo egzogeniczna, natomiast  $\hat{\lambda}_r$  oznacza  $r$ -tą wartość własną bez nakładania restrykcji egzogeniczności na dodatkowe zmienne. Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka (2.13) ma rozkład chi-kwadrat o  $R \cdot M$  stopniach swobody, gdzie  $M$  oznacza liczbę zmiennych słabo egzogenicznych. Wyniki testowania słabej egzogeniczności pokazuje tabela 2.6:

**Tabela 2.6. Testowanie słabej egzogeniczności zmiennych zintegrowanych w stopniu pierwszym (założenie: występują 3 relacje kointegrujące)**

Zmienna	$Z^*$	$cdspn$	$prrat$	$tb$	$inf l$
$EX_m$	18,523	7,002	29,980	23,705	9,189

Gdy przyjmimy poziom istotności 0,05, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o egzogeniczności zmiennej  $cdspn$ . W przypadku pozostałych zmiennych hipotezę zerową o słabej egzogeniczności należy odrzucić. Dlatego też testowanie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej należy powtórzyć przy założeniu egzogeniczności zmiennej  $cdspn$ . Tabela 2.7 przedstawia wyniki testowania wymiaru przestrzeni kointegracyjnej dla modelu Qual-VECM(6) ze stałą i trendem ograniczonymi do przestrzeni kointegracyjnej przy założeniu, że zmienna  $cdspn$  jest słabo egzogeniczna. Zgodnie z wynikami – przy założeniu słabej egzogeniczności zmiennej  $cdspn$  – w modelu występują trzy wektory

kointegrujące. Następnie należy testować słabą egzogeniczność pozostałych zmiennych i zgodnie z odpowiednim podejściem (por. Majsterek, 2008; Welfe, 2008) należy tę procedurę kontynuować tak długo aż zostaną wyodrębnione wszystkie zmienne słabo egzogeniczne. Wyniki testowania słabej egzogeniczności pozostałych zmiennych przedstawia tabela 2.8.

**Tabela 2.7. Testowanie wymiaru przestrzeni kointegracyjnej dla modelu Qual-VECM(6) ze stałą i dryfem przy założeniu egzogeniczności logarytmu z różnicy w CDSach**

Wymiar przestrzeni kointegracyjnej dla hipotezy zerowej	Wartość własna	Wartość statystyki zmodyfikowanego testu śladu	Asymptotyczna wartość krytyczna przy poziomie istotności 0,05
0	0,417	127,44	75,67
1	0,408	85,36	50,59
2	0,344	44,47	16,09
3	0,103	8,48	9,72

**Tabela 2.8. Testowanie słabej egzogeniczności pozostałych zmiennych (bez różnicy w CDSach)**

Zmienna	$Z^*$	$prrat$	$tb$	$inf I$
$EX_m$	22,924	30,615	29,166	8,631

Z tabeli 2.8 wynika, że żadna spośród czterech zmiennych nie jest słabo egzogeniczna. Dlatego też należy oszacować parametry modelu Qual-VECM(6) z egzogeniczną zmienną  $cdspn$  oraz z takimi zmiennymi egzogenicznymi, jak  $CONTAGION$  oraz  $IPCH_t = \frac{I_t - I_{t-12}}{I_{t-12}}$ . Szacując parametry modelu Qual-VECM(6) danego wzorem (2.9) zgodnie z opisanym powyżej algorytmem iteracyjnym, uzyskujemy następujące oszacowanie parametrów równań długookresowych (w nawiasach podano wartości statystyk t-studenta):

$$Z_t^* = -17,05 + 36,76 prrat_t + 0,049 inf I_t + 3,527 CONTAGION_t + 0,664 cdspn_t, \quad (2.14a)$$

(85,507) (1,859) (2,952) (4,337)

$$prrat_t = -0,003 IPCH_t + 0,060 CONTAGION_t, \quad (2.14b)$$

(-21,708) (1,762)

$$tb_t = -0,004 Z_t^* + 50 prrat_t - 0,009 t. \quad (2.14c)$$

(-2,022) (7,9) (-1,982)

Tabela 2.9 przedstawia oszacowania macierzy wag ilustrujących wpływ poszczególnych zmiennych w kolejnych relacjach kointegracyjnych (w nawiasach podano oszacowania statystyk t-studenta). Aby zbadać prawdziwość nałożonych restrykcji, obliczono wartość statystyki testu ilorazu wiarygodności, która wyniosła LR = 6,915. Oznacza to, że dla poziomu istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o prawdziwości nałożonych restrykcji.

**Tabela 2.9. Oszacowania elementów macierzy wag w modelu Qual-VECM(6)**

Zmienna endogeniczna	Relacja kointegrująca	1	2	3
$Z^*$		-0,443 (-5,414)	-42,189 (-3,045)	-1,120 (-2,857)
$prrat$		-0,050 (-2,674)	-5,855 (-1,853)	-0,120 (1,949)
$tb$		-0,187 (-4,174)	7,166 (0,944)	0,217 (1,012)
$inf I$		0,055 (1,824)	7,242 (1,416)	0,182 (1,260)

Po dokonaniu estymacji parametrów modelu Qual-VECM(6) przeprowadzono testy diagnostyczne dla reszt. Po zastosowaniu ortogonalizacji reszt VECM Choleskiego, uzyskano następujące wartości statystyk testu normalności Jarque'a-Berry:

$$JB(\Delta praat_t) = 1,24,$$

$$JB(\Delta tb_t) = 0,73,$$

$$JB(\Delta inf_t) = 0,92.$$

Oznacza to, że w przypadku obydwu równań nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o normalności rozkładu reszt dla każdego z trzech równań. Testując autokorelację składnika losowego trzeciego rzędu przy pomocy statystyki testu mnożnika Lagrange'a, uzyskaliśmy następujące wartości statystyk:

$$LM(\Delta prrat_t) = 3,57, \quad LM(\Delta tb_t) = 4,73, \quad LM(\Delta inf_t) = 2,92.$$

Przy poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o braku autokorelacji składnika losowego. Testując heteroskedastyczność składnika losowego, uzyskujemy następujące wartości statystyki White'a:

$$- \text{dla } e_{1t}^2 \quad \chi^2(18) = 13,32,$$

$$- \text{dla } e_{2t}^2 \quad \chi^2(18) = 17,85,$$

$$- \text{dla } e_{3t}^2 \quad \chi^2(18) = 22,11,$$

$$- \text{dla } e_{1t}e_{2t} \quad \chi^2(18) = 19,91,$$

$$- \text{dla } e_{1t}e_{3t} \quad \chi^2(18) = 12,05,$$

$$- \text{dla } e_{2t}e_{3t} \quad \chi^2(18) = 16,77.$$

Przy poziomie istotności 0,05 nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o homoskedastyczności składnika losowego.

Okazuje się, że model Qual-VECM w lepszy sposób przewiduje wybuch kryzysu walutowego aniżeli jednorównaniowy model probitowy. Pokazuje to także tabela 2.10. Wynika z niej, że po przyjęciu poziomu *cut-off* wynoszącego 0,5, 82 spośród 84 obserwacji zostało sklasyfikowane poprawnie.

**Tabela 2.10. Jakość dopasowania modelu Qual-VECM(6) do danych (poziom *cut-off* 0,5)**

	$\hat{Z}_t = 0$	$\hat{Z}_t = 1$
$Z_t = 0$	77	1
$Z_t = 1$	1	5

O lepszym dopasowaniu modelu Qual-VECM(6) do danych w porównaniu z jednorównaniowym modelem probitowym świadczy również wartość takiej miary dopasowania jak:

$$\frac{\sum_{Z_t=1} P(Z_t = 1 | x_t) + \sum_{Z_t=0} (1 - P(Z_t = 1 | x_t))}{T} = 0,9832$$

O ile jednorównaniowe modele wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym są często wykorzystywane do identyfikacji czynników skutkujących zakłóceniami na rynkach walutowych, o tyle wykorzystanie modelu Qual-VECM do analizy kryzysów walutowych nie jest powszechnie stosowane. W porównaniu z modelem jednorównaniowym model Qual-VECM umożliwił zidentyfikować wpływ kryzysu walutowego na kategorie ekonomiczne związane z bilansem płatniczym, a także pokazał oddziaływanie kryzysu walutowego w Czechach i na Węgrzech na konkurencyjność polskiego eksportu. Zważywszy na lepsze dopasowanie modelu Qual-VECM do danych, wydaje się, że jest to właściwe narzędzie, które należy stosować przy wnioskowaniu o przyczynach i skutkach kryzysów.

## 2.4. Interpretacja uzyskanych rezultatów

Oszacowania parametrów jednorównaniowego modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym zawarte w tabeli 2.2 wskazują, że sytuacja w handlu zagranicznym ma duży wpływ na prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu. Wraz ze wzrostem relacji cen eksportu do cen importu, a także wraz z powiększaniem się nadwyżki importu nad eksportem, wzrasta prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu walutowego. W pewnym stopniu Polska podzieliła przecież losy pozostałych nowych członków UE. Mamy tutaj na myśli utratę konkurencyjności, pogłębianie się deficytów zewnętrznych oraz pogarszanie stanu finansów publicznych. Warto zaznaczyć, że tendencje te mocniej dotknęły kraje ze sztywnymi kursami (Bułgarię, Estonię, Litwę, Łotwę) niż kraje o płynnych kursach (Czechy, Węgry czy właśnie Polskę). Siłą napędową tych negatywnych procesów mogły być utrzymujące się niskie poziomy stóp procentowych połączone z oczekiwaniami dotyczącymi szybkiej konwergencji ze strefą euro, co napędzało popyt wewnętrzny, zwiększało napływy kapitału zagranicznego i tym samym powiększało rozmiary nierównowagi makroekonomicznej.

Wydaje się, że kolejna zależność potwierdzona przez uzyskane oszacowania – wzrost prawdopodobieństwa wybuchu kryzysu walutowego na skutek spadku procentowej zmiany poziomu produkcji przemysłowej – jest dalszą, pogłębioną ilustracją omawianych procesów. Należałoby bowiem przyjąć, że spadek ów wiąże się z utratą konkurencyjności polskich producentów, spadkiem eksportu, usztywnieniem rynku pracy poprzez wzrost płac, który dodatkowo osłabia pozycję konkurencyjną, oraz pogarszającą się relacją cenową pomiędzy dobrami niewymienialnymi a wymienialnymi.

Ponadto na uwagę zasługuje istotność wpływu zmiennej *CONTAGION*, co oznacza podatność polskiego rynku walutowego na efekty zarażania generowane przez Czechy i Węgry. Pojawienie się kryzysu walutowego w jednym z tych dwóch krajów wyraźnie zwiększa prawdopodobieństwo wybuchu kryzysu walutowego w Polsce. Warto w tym miejscu zastanowić się, na ile ów kanał transmisji można wiązać ze zniekształceniami informacyjnymi i zachowaniami stadnymi. Jak wiadomo, tego typu zjawiska są już opisane w literaturze (Alhulwalia, 2000; Hernandez i Valdes 2001; Fazio, 2007) i mogą mieć zastosowanie w przypadku, gdy obiektywna ocena faktycznych różnic w jakości aktywów poszczególnych krajów ustępuje stereotypowym wyobrażeniom o ich wyolbrzymionych podobieństwach. Wyobrażenia te trafiają na podatny grunt podczas paniki i nagłej potrzeby płynności. Dodatkowym argumentem przemawiającym za taką interpretacją jest utrata istotnego wpływu przez taką zmienną jak *cdspn*, gdy do zbioru regresorów została dołączona zmienna *CONTAGION*. Średnie błędy szacunku estymatorów parametrów przy tych zmiennych okazywały się wysokie, natomiast oszacowania przypadkowe. Czyżby więc oznaczało to minimalizowanie znaczenia oceny ryzyka w rozbiciu na poszczególne kraje na rzecz oceny ryzyka zbiorowego – dla krajów postrzeganych przez inwestorów jako homogeniczna grupa? Należy jednak zachować ostrożność w bezkrytycznym przyjmowaniu takiej hipotezy, gdyż zgodnie z uzyskanymi oszacowaniami parametrów modelu Qual-VECM(6) relacja pomiędzy indeksem ryzyka CDS dla Polski i dla Niemiec oddziałuje dodatnio na prawdopodobieństwo kryzysu walutowego w Polsce. Z pewnością więc badanie kanału asymetrii informacji i zachowań stadnych wymaga odrębnego potraktowania, co wykracza poza zakres niniejszego opracowania.

Ponadto zgodnie z innymi wynikami naszej analizy opartej na modelu Qual-VECM(6) – podobnie jak w jednorównaniowym systemie wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym – ryzyko niestabilności na rynku walutowym wzrasta wraz z pogorszeniem się relacji cen eksportu do cen importu. Oszacowanie (2.14a) wskazuje również na wzrost ryzyka wybuchu kryzysu walutowego wraz ze wzrostem inflacji. Model Qual-VECM wyjaśnia także kształtowanie się relacji cen importu do cen eksportu, od której zależy prawdopodobieństwo obecności kryzysu walutowego. Oszacowanie (2.14b) wskazuje, że w badanym okresie mogliśmy mieć do czynienia z efektem tzw. powiązań handlowych. Obecność

kryzysu walutowego w Czechach lub na Węgrzech, a zatem deprecjacja walut w tych krajach, powodowała względny (w odniesieniu do Polski) wzrost konkurencyjności ich gospodarek, co było widoczne w pogarszających się relacjach cen eksportu do cen importu, a zatem (zgodnie z oszacowaniem (2.14c)) wpływało negatywnie na saldo bilansu płatniczego w Polsce oraz (zgodnie z oszacowaniem (2.14a)) generowało zakłócenia na naszym rynku walutowym.

Jednocześnie oszacowanie (2.14a) pokazuje dobroczynne dla polskiego bilansu handlowego działanie deprecjacji, jako pochodnej zjawiska kryzysu walutowego. Warto tutaj przytoczyć wyniki badań Ghosha, Gulde'a i Wolfa (2002), którzy twierdzą, że choć – bez względu na poziom dochodu danego kraju – kryzysy walutowe występują częściej w warunkach kursu płynnego aniżeli kursu sztywnego, to gospodarki z płynnym kursem przechodzą go łagodniej, ponosząc niższe koszty kryzysu. Zatem dużo wskazuje na to, że elastyczny kurs jako mechanizm absorpcyjny opisanych szoków pomógł Polsce uniknąć recesji. Wnioski te są zgodne z wynikami symulacji przeprowadzonymi przez Welfego i Florczaka (2010).

Zgodnie z wynikami tabeli 2.9 poszczególne zmienne endogeniczne oddziałują najbardziej na drugą relację kointegrującą (2.14b). Jednak gdy przeanalizujemy wartości statystyk t-studenta, istotny statystycznie jest wpływ wszystkich zmiennych na pierwszą relację kointegrującą. Podczas analizy, która ma ocenić rolę zmiennych w wyjaśnianiu kolejnych relacji kointegrujących, należy zwrócić szczególną uwagę na istotne (na poziomie istotności poniżej 0,1) wpływy kryzysu oraz relacji cen eksportu do cen importu w wyjaśnieniu poszczególnych relacji kointegrujących.



## 3

## Badanie podatności polskich rynków finansowych na niestabilności zewnętrzne

## 3.1. Efekt zarażania a specyfika gospodarek wschodzących

Dorobek literatury w zakresie definiowania, wyjaśniania i badania efektu zarażenia (*contagion*) jest już pokaźny, mimo że zainteresowanie tym tematem zaczęło się dopiero w latach 90. XX wieku. Wtedy to wydarzenia kryzysowe – w szczególności kryzys w Europie w 1991 r. i kryzys w Azji Południowo-Wschodniej w 1997 r. – skierowały uwagę badaczy na możliwość przenoszenia się kryzysu. Okazało się, że postępujące procesy globalizacji mogą być doskonałymi nośnikami zjawisk kryzysowych nawet wówczas, gdy makroekonomiczne fundamenty zainfekowanej w ten sposób gospodarki są w relatywnie dobrym stanie. Złożoność mechanizmów transmisji efektu zarażenia oraz wielorakość ich przyczyn sprawiły, że zarówno kwestie pojęciowe, jak i – w ich następstwie – proponowane i stosowane metodologie badawcze podlegają ciągłej debacie i często budzą kontrowersje. Rozbieżności uwidaczniają się już na etapie różnych prób zdefiniowania samego zjawiska, co widać w klasyfikacji przyjętej przez Bank Światowy (Billio i Pelizzon, 2003, s. 407–406):

- ujęcie szerokie: ogólny proces transmisji szoku pomiędzy krajami, co ma mieć miejsce zarówno podczas kryzysu, jak i w tzw. okresach spokoju; tym samym efektu zarażenia nie należy wiązać wyłącznie z negatywnym charakterem szoków, ale także z pozytywnym efektem rozlewania się (*spillover effect*);
- ujęcie rygorystyczne: efekt zarażenia polega na propagacji szoków pomiędzy dwoma krajami (lub grupą krajów), szoki te wykraczają poza tendencje wynikające z makroekonomicznych uwarunkowań (oparte na tzw. fundamentach) oraz są czymś innym niż współzależności obserwowane w ramach tzw. szoków wspólnego pochodzenia;
- ujęcie bardzo rygorystyczne: transmisja zachodzi podczas kryzysu i wówczas korelacja pomiędzy rynkami jest silniejsza – a zatem rynki różnych gospodarek odnotowują wspólną, wzmożoną podatność na zmiany, której nie daje się wytłumaczyć ani na podstawie pojawienia się szoków agregatowych ani szoków krajowych.

Warto odnotować, że rygorystyczne ujęcia są szczególnie bliskie podejściu stosowanemu przez Forbes i Rigobona (2002), zgodnie z nim czynniki takie jak: możliwość występowania stanów równowagi wielorakiej, płynność rynków kapitałowych oraz psychologia inwestorów mogą mieć ważny wpływ na efekt zarażenia. Natomiast szeroka definicja wpisuje się raczej w ogólny nurt poświęcony międzynarodowej propagacji szoków.

W niniejszym opracowaniu za szczególnie przydatną traktuje się definicję zaproponowaną przez Fratzschera (2000, s. 2): „efekt zarażenia oznacza transmisję kryzysu do danej gospodarki z powodu jej powiązań z innymi krajami, zarówno o charakterze realnym, jak i finansowym”. Taka definicja wydaje się bowiem szczególnie trafna w przypadku europejskich gospodarek wschodzących. Procesy integracji i konwergencji mają tam własne tempo i swoją specyfikę, co zachęca do szerszego badania, tak by analizie podlegały właśnie stopień zaawansowania tych procesów oraz faktyczne podobieństwo do gospodarek wysoko rozwiniętych. Jednocześnie dokonanie w miarę precyzyjnego rozróżnienia pomiędzy kanałami powstałymi na skutek powiązań dotyczących sfery realnej, a tymi, których powstanie należałoby raczej wiązać z asymetrią informacji i zachowaniami stadnymi

jest ważnym dopełnieniem naszej pracy empirycznej. Dlatego na kolejnym etapie badania wykorzystano także metody proponowane przez Forbes i Rigobona (2002).

W ramach owej szerszej koncepcji efektu zarażania na uwagę zasługuje kanał handlowy, przez który może nastąpić transmisja. Potencjalne zagrożenie występuje tutaj zarówno przy wyraźnej dominacji jakiegoś konkretnego partnera handlowego w obrotach handlowych danego państwa, jak również w sytuacji, kiedy kraje konkurują o ten sam rynek – wówczas między konkurentami oraz między krajem, o którego rynek toczy się współzawodnictwo, zarysowują się kanały transmisyjne. Wspomniane powiązania sprawiają, że kryzys może dotknąć kraje pozostające w tych relacjach, abstrahując od tego czy ich gospodarki są w dobrej, czy złej kondycji. Jeśli na przykład nastąpi jakieś istotne załamanie na rynku walutowym w kraju współpracującym z innym krajem (umownie nazwanym „kooperantem”), to naturalnym skutkiem jest naruszenie międzynarodowej pozycji konkurencyjnej drugiego kraju – „kooperanta”, co może oznaczać przeniesienie wstrząsu na jego rynek walutowy i szerzej na całą gospodarkę. Łatwo sobie wyobrazić, jak nagła deprecjacja poprawia bilans handlowy pierwszego kraju, jednocześnie pogarszając bilans drugiego. W drugim kraju spada więc eksport, co może skutkować pojawieniem się deficytu handlowego, spadkiem cen dóbr eksportowanych, spadkiem ogólnego poziomu cen i deprecjacją. To z kolei rodzi konieczność interwencji banku centralnego w celu utrzymania poprzedniego kursu (*leaning against the wind*), powiązaną z wykorzystaniem rezerw międzynarodowych. Takie działania są natomiast pożywką dla spekulantów, zwiększając tym samym prawdopodobieństwo ataku i wystąpienia dalszych perturbacji (Gawrońska-Nowak, 2008).

W kontekście ostatnich wydarzeń kryzysowych w Europie koncepcja efektu zarażania sformułowana przez Buitera, Coresettiego i Pesentiego (1998) wydaje się aktualna. Zwracają oni uwagę na specyficzny układ gospodarek różnych krajów, który poprzez swoją konstrukcję tworzy określone kanały transmisyjne. Chodzi tutaj o zależności zachodzące pomiędzy „centrum” oraz „krajami peryferyjnymi”. Zależność między peryferiami a centrum polega na usztywnieniu kursu na peryferiach w relacji do waluty kraju „centrum”. Empirycznie najbliższa wydaje się analogia: strefa euro jako centrum i kraje aspirujące do niej jako peryferia (szczególnie te o sztywnych kursach z parytetem przyjętym w euro). Zgodnie z teorią centrum jest mniej skłonne do ryzyka i stąd mniej chętne do współpracy w ramach polityki makroekonomicznej stabilizującej kurs tych podmiotów, które pozostają w jego dalszej orbicie. Każde podniesienie stopy procentowej ze strony centrum – na przykład w odpowiedzi na negatywny szok – zmusza peryferia do weryfikacji swojej polityki kursowej. Jeśli członkowie grupy peryferii kooperują ze sobą, wówczas mogą dojść do wspólnego wniosku, żeby zarzucić reżim kursowy. Na ogół jednak zdarza się, że decyzję taką podejmą tylko te kraje, których gospodarki są najbardziej wrażliwe na zmianę stopy procentowej. W takiej sytuacji efekt zarażenia ograniczy się właśnie do tej podgrupy. Ważne jest to, że ich decyzja o wyłączeniu się z reżimu kursowego tym samym stabilizuje kursy pozostałych peryferii, które pozostały w przyjętym systemie. Stanie się tak, ponieważ „centrum” będzie musiało zareagować na przewartościowanie swojej waluty spowodowane monetarną ekspansją i deprecjacją w krajach, które zarzuciły reżim kursowy. Reakcja ta wywoła rozluźnienie monetarne, co pozwoli także krajom pozostającym w reżimie zmniejszyć dotychczasową presję na ich waluty (Gawrońska-Nowak, 2008). Prezentowana koncepcja nie bada sytuacji, w której nie dochodzi do zarzucenia reżimu (na przykład Litwa czy Łotwa wobec aktualnego kryzysu, czy Grecja, Portugalia, Hiszpania). Zgodnie z rozpoznanym kierunkiem transmisji akcentuje się zatem skończony mechanizm zarażania krajów gorzej rozwiniętych przez lepiej rozwinięte – centrum oddziałuje negatywnie na peryferia. Tak więc ewentualne sprzężenie zwrotne, którego siłą napędową są przewlekłe i nierozwiązane problemy peryferii nie jest tu uwzględnione. Jednak kłopoty Grecji, Portugalii, Hiszpanii i – ostatnio – Irlandii, a także wzrastające znaczenie gospodarek peryferii dla strefy euro inspirują do rozważenia transmisji w drugą stronę.

Drugi rodzaj kanału transmisyjnego stanowią powiązania pomiędzy rynkami finansowymi. Goldfajn i Valdes (1995) wskazują na mechanizm, który odgrywa ważną rolę w przypadku krajów wschodzących. Gospodarki wschodzące mają duże potrzeby w zakresie absorpcji kapitału, dlatego muszą tworzyć warunki sprzyjające napływowi kapitału, na ogół niechętnemu długookresowym inwestycjom. Często masowy napływ kapitału może zostać gwałtownie przerwany (teoria *sudden capital stops*), wówczas pośrednicy finansowi mogą mieć trudności, aby bez ponoszenia żadnych kosztów, w sposób płynny wycofać wkłady uczestników rynku. Zatory w płynności mogą zostać odczytane jako zły prognostyk i spowodować lawinę roszczeń, doprowadzając do upadku pośredników, a także do silnego osłabienia waluty krajowej. Kryzys będzie się rozprzestrzeniał, kiedy wśród inwestorów zagranicznych wybuchnie panika, i zechcą oni wycofywać na zasadzie „reakcji łańcuchowej” swój kapitał z innych krajów. Takie postawy często opierają się na zjawisku nazywanym przez Hernandeza i Valdesa (2001, s. 5–6) „instytucjonalnymi praktykami rynku finansowego” – chodzi mianowicie o nabywanie aktywów dla całej grupy krajów uznanych przez inwestorów za region. Wówczas negatywny szok w jednym z krajów powoduje spadek popytu na aktywa w pozostałych krajach tworzących taki grupowy „portfel”. Ten rodzaj percepcji inwestorów – często pozbawionej znamion głębszej analizy – potwierdza również koncepcja kanału transmisyjnego, który stanowią tzw. wspólne makroekonomiczne słabości czy inaczej makroekonomiczne podobieństwa. Nawiązuje ona do II generacji modeli kryzysów walutowych, gdzie wyjaśnienie mechanizmu działania owego kanału opiera się na obserwacji stanów równowagi wielorakiej występujących na rynku walutowym. Zmiany w oczekiwaniach inwestorów mogą uruchamiać przejścia pomiędzy tymi stanami. Oznacza to uproszczoną ocenę zachodzących zjawisk opartą na przekonaniu o mocnych podobieństwach i silnych powiązaniach pomiędzy krajami, co *de facto* powoduje przeniesienie presji spekulacyjnej na kraje wykazujące największe – zdaniem inwestorów – podobieństwa do kraju „nosiela”. Ahluwalia (2000) opisuje to zjawisko jako efekt zarażania oparty na dyskryminacji (*discriminating contagion*). Należy podkreślić, że dyskryminacja zakłada jednak bardziej selektywne (choć być może zniekształcone i przez to krzywdzące) podejście inwestorów do informacji na temat danych krajów, nawet jeśli tworzą one jedną grupę czy region. Jak zwraca uwagę Fazio (2007), brak praktyk dyskryminacyjnych będzie na ogół oznaczał w krajach wschodzących równoległy odpływ z nich kapitału, co byłoby bliższe myśli zawartej w ramach „instytucjonalnych praktyk rynku finansowego” Hernandeza i Valdesa (2001). Ci sami autorzy doprecyzowują jeszcze inne ścieżki transmisji kryzysu poprzez kanał finansowy. Oprócz bezpośrednich powiązań finansowych, które powodują (wspomniane już wcześniej) problemy z płynnością inwestorów zagranicznych, do grupy ważnych czynników kryzysogennych zaliczają asymetrię informacji i zachowania stadne. Jak wiadomo, w sytuacji kryzysowej wyprzedawanie nawet dobrych aktywów, tak by zapewnić sobie płynność, wywołuje dezinformację na rynku. Pozostali uczestnicy rynku mogą pomyśleć, że sprzedaż wynika nie tyle z potrzeby płynności, ile odzwierciedla rzeczywistą ocenę tych aktywów. Wówczas następuje reakcja łańcuchowa – inni uczestnicy także zaczynają pozbywać się owych aktywów. Powodem takiego działania jest nie tylko błędna interpretacja, ale także przyjęcie postawy typowej dla zachowania stadnego, które opiera się na zaufaniu większości.

### 3.2. Współczynniki korelacji pomiędzy papierami wartościowymi a optymalne zarządzanie portfelem

Znajomość współczynników korelacji pomiędzy papierami wartościowymi jest kluczowa z punktu widzenia inwestora chcącego maksymalizować zysk i jednocześnie minimalizować ryzyko swojego portfela. Załóżmy bowiem, że portfel takiego inwestora składa się z papierów wartościowych  $W_1, \dots, W_K$ , których oczekiwane stopy zwrotu opisuje wektor  $\lambda = [\lambda_1 \dots \lambda_K]$ , natomiast macierz wariancji-kowariancji pomiędzy tymi stopami zwrotu

jest następująca:  $\Gamma = \begin{bmatrix} \tau_{11} & \tau_{12} & \dots & \tau_{1K} \\ \tau_{21} & \tau_{22} & \dots & \tau_{2K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \tau_{K1} & \tau_{K2} & \dots & \tau_{KK} \end{bmatrix}$ . Jeśli  $a_k$  dla  $k = 1, \dots, K$  oznacza udział  $k$ -tego

papieru wartościowego w portfelu, to wówczas ryzyko takiego portfela mierzone wariancją stopy zwrotu z portfela wynosi:

$$\text{Ryzyko} = \sum_{i=1}^K a_i^2 \tau_{ii} + \sum_{i=1}^K \sum_{j=i+1}^K a_i a_j \tau_{ij}. \quad (3.1)$$

Kowariancje  $\tau_{ij}$  są proporcjonalne do współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotu. Dlatego też analiza współczynników korelacji pomiędzy finansowymi szeregami czasowymi jest bardzo ważna, gdy chce się skutecznie zarządzać ryzykiem portfelowym. Międzynarodowa dywersyfikacja portfeli umożliwia znaczną redukcję ryzyka. Zatem szczególnie istotne jest udzielenie odpowiedzi na pytanie, czy współczynniki korelacji są stałe w czasie. Niestalość współczynników korelacji utrudnia skuteczne zarządzanie portfelem i prawidłowe szacowanie prawdopodobieństw uzyskania określonych stóp zwrotu z inwestycji, dlatego też wiele artykułów poświęconych analizie portfelowej zajmuje się tym problemem. Kaplanis (1988) badała stabilność współczynników korelacji i elementów macierzy wariancji-kowariancji dla miesięcznych stóp zwrotu dla dziesięciu rynków, przyjąwszy okres od 1967 r. do 1982 r. Autorka porównywała macierze zawierające oszacowania wariancji i kowariancji dla 46-miesięcznych podokresów, stosując testy zaproponowane przez Boxa (1946) i Jenricha (1970). Hipoteza zerowa dotycząca stałości współczynników korelacji w dwóch sąsiednich podokresach nie została odrzucona na 15-procentowym poziomie istotności. Mniejszą stabilność wykazywała macierz wariancji-kowariancji, jednak wynikało to zapewne ze zmiennej wariancji stóp zwrotów z aktywów. Wyniki badań przeprowadzonych przez Ratnera (1992), dotyczących okresu od 1973 r. do 1989 r., wskazały na stałość współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotów z aktywów. Koch oraz Koch (1991) analizowali współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów aktywów na 8 rynkach w latach 1972, 1980 oraz 1987. Po przeprowadzeniu testu stabilności parametrów doszli do wniosku, że rynki finansowe różnych krajów stają się coraz bardziej współzależne. Von Furstenberg oraz Jeon (1989) doszli do takiej samej konkluzji, stosując model VAR dla czterech rynków i bazując na danych z lat 1986–1988. King oraz Wadhvani (1990), a także Bertero oraz Mayer (1990), twierdzili, iż wzrost współczynników korelacji mógł nastąpić w okresach turbulencji na rynkach finansowych, co wynikało z tego, że w okresach turbulencji czynniki globalne dominują nad czynnikami lokalnymi. Longin and Solnik (1995) przeprowadzili badanie dotyczące miesięcznych stóp zwrotów z papierów wartościowych krajów rozwiniętych, tzn. Niemiec, Francji, Wielkiej Brytanii, Szwecji, Japonii, Kanady, Stanów Zjednoczonych dla lat 1960–1990. Oszacowania elementów macierzy wariancji-kowariancji oraz współczynników korelacji porównywane były w 5-letnich podokresach. Dla 10 spośród 15 porównań hipoteza zerowa o stałości współczynnika korelacji została odrzucona na poziomie istotności 0,15, natomiast dla 5 porównań hipoteza zerowa została odrzucona na poziomie istotności 0,05. Podczas badania stałości elementów macierzy wariancji-kowariancji hipoteza zerowa została odrzucona w 14 (spośród 15) przypadkach na poziomie istotności poniżej 0,01.

Jeśli współczynniki korelacji nie są stałe, to mamy wówczas do czynienia z zagadnieniem „załamywania się współczynników korelacji”, które szerzej opisują m.in. Boyer, Gibson, Loretan (1999). Mówi ono o tym, że minimalizacja ryzyka poprzez dywersyfikację portfela może nie przynieść zamierzonego efektu, ponieważ spadek wartości jednego z aktywów podczas kryzysu – ze względu na wyższą wartość współczynnika korelacji między aktywami niż w okresie stabilności na rynkach – pociąga za sobą spadek wartości drugiego z aktywów.

### 3.3. Zależności pomiędzy współczynnikami korelacji a wariancjami stóp zwrotu. Błędy w przeprowadzonych testach równości współczynników korelacji

Pierwotnie zaproponowane testy równości współczynników korelacji nie są jednak doskonałe, na co wskazują min. Boyer, Gibson, Loretan (1999) oraz Loretan, English (2000). Aby pokazać niedoskonałości, jakie niesie ze sobą testowanie równości niezmodyfikowanych współczynników korelacji, rozważmy zmienne losowe  $x \sim N(\mu_x, \sigma_x^2)$  oraz  $y \sim N(\mu_y, \sigma_y^2)$  o współczynniku korelacji  $\rho$ . Można je zapisać w następujący sposób:

$$x = \mu_x + \sigma_x u, \quad (3.2a)$$

$$y = \mu_y + \rho \sigma_y u + \sqrt{1 - \rho^2} \sigma_y v = \quad (3.2b)$$

$$= \mu_y + (\rho \sigma_y / \sigma_x)(x - \mu_x) + \sqrt{1 - \rho^2} \sigma_y v,$$

gdzie  $u$  oraz  $v$  są niezależnymi od siebie zmiennymi losowymi pochodzącymi ze standardowego rozkładu normalnego. Są one również niezależne od zmiennych losowych  $x$  oraz  $y$ . Bez straty ogólności założmy, że  $\mu_x = \mu_y = 0$ . Niech  $A$  będzie zdarzeniem, któremu przypisane jest prawdopodobieństwo takie, że  $0 < P(A) < 1$ . Z punktu widzenia różnych stanów rynku finansowego zdarzeniem  $A$  może być obecność kryzysu finansowego. Współczynnik korelacji pomiędzy zmiennymi  $x$  oraz  $y$ , pod warunkiem zaistnienia zdarzenia  $A$ , definiuje wzór:

$$\rho(x, y|A) = \frac{\text{cov}(x, y|A)}{\sqrt{\text{Var}(x|A)}\sqrt{\text{Var}(y|A)}}. \quad (3.3)$$

Korzystając ze wzorów (3.2a) oraz (3.2b) definiujących zmienne losowe  $x$  oraz  $y$ , a także z niezależności zmiennych losowych  $x$  oraz  $y$ , licznik wyrażenia (3.3) możemy zapisać jako:

$$\text{cov}(x, y|A) = \text{cov}(x, (\rho \sigma_y / \sigma_x)x + \sqrt{1 - \rho^2} \sigma_y v|A) = (\rho \sigma_y / \sigma_x) \text{Var}(x|A). \quad (3.4)$$

Kolejno po podstawieniu równania (4.2b) do wzoru na  $\text{Var}(y|A)$  otrzymujemy:

$$\begin{aligned} \text{Var}(y|A) &= \text{Var}((\rho \sigma_y / \sigma_x)x + \sqrt{1 - \rho^2} \sigma_y v|A) = (\rho^2 \sigma_y^2 / \sigma_x^2) \text{Var}(x|A) + \\ &+ (1 - \rho^2) \sigma_y^2 \text{Var}(v|A) = (\rho^2 \sigma_y^2 / \sigma_x^2) \text{Var}(x|A) + (1 - \rho^2) \sigma_y^2. \end{aligned} \quad (3.5)$$

Następnie po podstawieniu równań (3.4) oraz (3.5) do równania (3.3), ostatecznie uzyskujemy:

$$\rho(x, y|A) = \rho \left( \rho^2 + (1 - \rho^2) \frac{\text{Var}(x)}{\text{Var}(x|A)} \right)^{-1/2}. \quad (3.6)$$

Jak widać, znak wyrażenia  $|\rho(x, y|A)| - |\rho(x, y)|$  zależy od znaku wyrażenia  $\text{Var}(x|x \in A) - \text{Var}(x)$ . Jeśli zatem  $\text{Var}(x|x \in A) > \text{Var}(x)$ , to wówczas również  $|\rho(x, y|A)| > |\rho(x, y)|$ .

Reasumując, dokonanie podziału próby na 2 podpróby może sprawić, że – ze względu na wyższą wariancję zmiennej pochodzącej z rozkładu normalnego w jednej podpróbie – wyższy jest także współczynnik korelacji pomiędzy tą zmienną a inną zmienną pochodzącą również z rozkładu normalnego w analizowanej podpróbie. Wpływ zmienności wariancji na brak równości warunkowego i bezwarunkowego współczynnika korelacji dotyczy również innych rozkładów niż wielowymiarowy rozkład normalny. Przekładając powyższe rozważania na język kryzysów finansowych, rozważmy zmienność stóp zwrotu z papieru wartościowego w czasie. Jak wiadomo, zmienność ta wzrasta podczas kryzysu w porównaniu z okresami stabilności na rynkach finansowych. W związku z tym wzrost wartości współczynnika korelacji pomiędzy stopami zwrotu z dwóch papierów wartościowych może być wynikiem ogólnego wzrostu zmienności na rynkach finansowych, nie może jednak wynikać z „zarażenia się” kryzysem finansowym. Dlatego też testy zarażania kryzysem finansowym mogą prowadzić do błędnych rezultatów. Brak równości współczynników korelacji w dwóch podpróbach może być związany z rodzajem danych i nierówności wariancji, i wcale nie musi być efektem zarażenia.

### 3.4. Badanie podatności polskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Czech i Węgier za pomocą testu Forbes i Rigobona (2002)

Niedoskonałość metod badania efektu zarażania kryzysem finansowym opartych na „klasycznych” współczynnikach korelacji (por. Boyer, Gibson, Loretan, 1999; oraz Loretan, English, 2000) sprawiła, że konieczne było zaproponowanie miernika korygującego, który umożliwiłby skuteczną odpowiedź na pytanie, czy występuje efekt zarażania kryzysem finansowym. Forbes i Rigobon (2002) dokonali rozróżnienia dwóch zjawisk charakterystycznych dla rynków finansowych: współzależności oraz zarażania. Ze współzależnością mamy do czynienia wówczas, gdy nierówność współczynników korelacji w dwóch podpróbach wynika tylko i wyłącznie z nierówności wariancji w tych podpróbach. Dlatego też zaproponowany przez Forbes i Rigobona (2002) zmodyfikowany współczynnik korelacji uwzględnia nierówność wariancji w okresach silnej i słabej zmienności na rynku.

Aby przybliżyć ideę testu zaproponowanego przez Forbes i Rigobona (2002), rozważmy zagadnienie testowania efektu zarażania, polegającego na wybuchu kryzysu w kraju  $K1$  i jego transmisji do kraju  $K2$ .  $x$  oraz  $y$  oznaczają stopy zwrotów z aktywów odpowiednio kraju  $K1$  oraz  $K2$ . Zmodyfikowany bezwarunkowy współczynnik korelacji pomiędzy stopami zwrotów z aktywów krajów  $K1$  oraz  $K2$  przyjmuje postać:

$$\rho_{K1}^*(x, y) = \frac{\rho^h(x, y)}{\sqrt{1 + \left(\frac{\sigma_{K1}^{2,h}}{\sigma_{K1}^{2,l}} - 1\right) [1 - \rho^h(x, y)^2]}} \quad (3.7)$$

gdzie  $\sigma_{K1}^{2,l}$  oraz  $\sigma_{K1}^{2,h}$  oznaczają odpowiednio wariancje stóp zwrotu aktywu kraju  $K1$  w okresach niskiej oraz wysokiej zmienności stóp zwrotu na rynkach finansowych. Natomiast  $\rho^h(x, y)$  oraz  $\rho^l(x, y)$  oznaczają współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów  $x$  oraz  $y$  odpowiednio w okresach wysokiej i niskiej zmienności na rynkach walutowych. Warto odnotować, że ze względu na różne ilorazy wariancji  $\frac{\sigma_{K1}^{2,h}}{\sigma_{K1}^{2,l}}$  dla krajów  $K1$  oraz  $K2$  zmodyfikowany współczynnik korelacji przyjmuje inne wartości w sytuacji, gdy analizowana jest transmisja szoków z kraju  $K1$  do kraju  $K2$ , a inne, gdy analizuje się transmisję szoków w przeciwnym kierunku. Zmodyfikowany współczynnik korelacji (3.7) należy interpretować jako współczynnik korelacji – przy założeniu wysokiej zmienności na rynkach finansowych – skorygowany o nieliniową funkcję procentowej zmiany wariancji stóp zwrotu w okresach dużej zmienności w porównaniu z okresami niskiej zmienności. Aby zweryfikować, czy różnica pomiędzy współczynnikami korelacji dla okresów stabilności i zaburzeń jest istotna, i w związku z tym efekt zarażania kraju  $K2$  przez kraj  $K1$  ma miejsce, weryfikowany jest następujący zespół hipotez:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_{K1}^*(x, y) &= \rho^l(x, y) \quad (3.8) \\ H_0 : \rho_{K1}^*(x, y) &> \rho(x, y) \end{aligned}$$

Statystyka mająca, przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, rozkład t-studenta o  $T - 2$  stopniach swobody i służąca do weryfikacji powyższej hipotezy przyjmuje następującą postać:

$$FR_1 = \frac{\hat{\rho}_{K1}^*(x, y) - \hat{\rho}^l(x, y)}{\sqrt{\frac{1}{T^h} + \frac{1}{T^l}}} \quad (3.9)$$

gdzie  $T^h$  oraz  $T^l$  oznaczają odpowiednio liczbę okresów, dla których zmienność na rynku finansowym jest bądź duża, bądź mała. W przypadku próby o małej liczebności Forbes i Rigobon (2002) proponują zastosować transformację Fishera. Po jej przeprowadzeniu statystyka testowa przyjmuje postać:

$$FR_2 = \frac{0,5 \ln \left( \frac{1 + \hat{\rho}_{K1}^*(x, y)}{1 - \hat{\rho}_{K1}^*(x, y)} \right) - 0,5 \ln \left( \frac{1 + \hat{\rho}^l(x, y)}{1 - \hat{\rho}^l(x, y)} \right)}{\sqrt{\frac{1}{T^h - 3} + \frac{1}{T^l - 3}}} \quad (3.10)$$

Alternatywne podejście do testu zaproponowanego przez Forbes i Rigobona (2002) oparte jest na modelu regresji. Rozważmy równanie regresji uzależniającej skalowane przez odchylenie standardowe stopy zwrotu z aktywów kraju  $K2$  względem skalowanych stóp zwrotu z aktywów kraju  $K1$  w okresie stabilności na rynkach finansowych:

$$\left(\frac{y_t}{\sigma_{K2}^l}\right) = \alpha_1 \left(\frac{x_t}{\sigma_{K1}^l}\right) + \eta_t^l, \quad t = 1, \dots, T^l. \quad (3.11)$$

Natomiast w okresach niestabilności na rynkach finansowych powyższe równanie przyjmuje postać:

$$\left(\frac{y_t}{\sigma_{K2}^h}\right) = \beta_1 \left(\frac{x_t}{\sigma_{K1}^h}\right) + \eta_t^h, \quad t = T^l + 1, \dots, T^l + T^h. \quad (3.12)$$

Parametry  $\alpha_1$  oraz  $\beta_1$  są proporcjonalne odpowiednio do współczynników korelacji  $\rho_{K1}^*(x, y)$  oraz  $\rho^l(x, y)$ . Aby testować równość tych parametrów, przeprowadza się test stabilności parametru w modelu regresji. W tym celu należy oszacować parametry następującego modelu:

$$\left(\frac{y_t}{\sigma_{K2}^l}\right) = \beta_1 \left(\frac{x_t}{\sigma_{K1}^l}\right) + \gamma_1 \left(\frac{x_t}{\sigma_{K1}^l}\right) d_t + \eta_t, \quad t = 1, \dots, T^l + T^h, \quad (3.13)$$

gdzie:

$$d_t = \begin{cases} 1 & \text{dla } t > T^l, \\ 0 & \text{dla } t \leq T^l. \end{cases}$$

W związku z tym testowanie efektu zarażania kryzysem walutowym jest oparte na testowaniu hipotezy:

$$H_0: \gamma_1 = 0, \quad (3.14)$$

$$H_1: \gamma_1 > 0.$$

Przy założeniu normalności rozkładu składnika losowego  $\eta_t$  odpowiednim narzędziem weryfikacyjnym jest statystyka t-studenta.

W celu zbadania podatności polskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Czech i Węgier dokonano analizy dziennych stóp zwrotu z głównych indeksów giełdowych (WIG w przypadku Polski, PX w przypadku Czech oraz BUX w przypadku Węgier). Wartości indeksów giełdowych są oznaczane przez  $IG_t^k$  dla  $k = \text{Polska/Czechy/Węgry}$ . Aby móc zaprezentować kształtowanie się wszystkich trzech indeksów na jednym wykresie, należy dokonać ich standaryzacji. W niniejszym opracowaniu proponowana jest następująca standaryzacja:

$$STIG_t^k = \frac{IG_t^k - \min\{IG_1^k, \dots, IG_T^k\}}{\max\{IG_1^k, \dots, IG_T^k\} - \min\{IG_1^k, \dots, IG_T^k\}}. \quad (3.15)$$

Wówczas dla każdego z krajów wielkość ta przyjmuje wartości z przedziału  $(0,1)$ . Wykres 3.1 przedstawia kształtowanie się standaryzowanych wartości indeksów giełdowych dla Polski, Czech i Węgier.



Wykres 3.1. Kształtowanie się standaryzowanych indeksów giełdowych dla Polski, Czech i Węgier

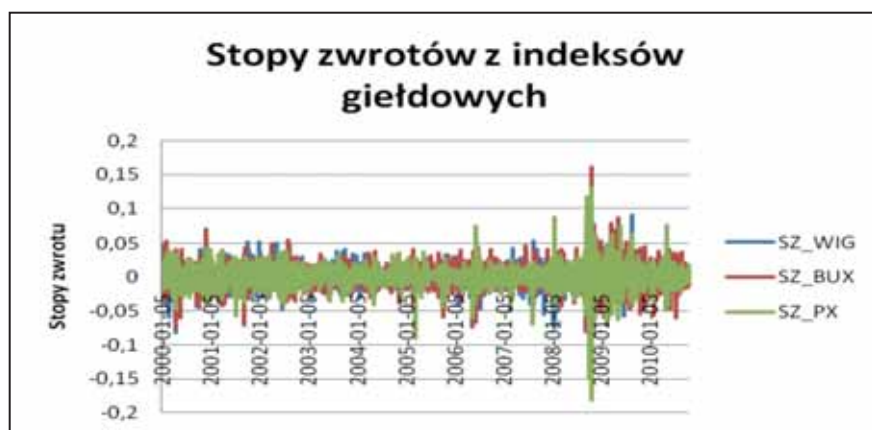


Wykres 3.1 pokazuje, że standaryzowane indeksy giełdowe dla omawianych trzech krajów były w analizowanym okresie silnie skorelowane. Szczególnie silna zależność korelacyjna dotyczy indeksów praskiego i budapeszteńskiego. Po wstąpieniu Polski, Czech i Węgier do Unii Europejskiej nastąpił istotny wzrost wartości każdego z trzech indeksów, jednak w przypadku Polski wzrost ten był słabszy aniżeli w przypadku dwóch pozostałych krajów. Pod koniec 2006 r. nastąpiło załamanie na praskiej i budapeszteńskiej giełdzie, podczas gdy indeks WIG cechował trend wzrostowy. Jednak załamanie na światowych rynkach finansowych przełomu lat 2007/2008 odbiło się na wszystkich trzech indeksach. Przez cały rok 2008 i na początku 2009 r. widoczny był istotny trend spadkowy każdego z trzech indeksów giełdowych. Warto odnotować, że w okresie zakłóceń na rynkach finansowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej standaryzowane indeksy giełdowe Polski, Czech i Węgier były szczególnie silnie skorelowane. Stopy zwrotów z indeksów giełdowych dla  $k = \text{Polska/Czechy/Węgry}$  wyznaczone są następnie na podstawie wzoru:

$$SIG_t^k = \frac{IG_t^k - IG_{t-1}^k}{IG_{t-1}^k} \quad (3.16)$$

Wykres 3.2 przedstawia kształtowanie się stóp zwrotu z analizowanych indeksów giełdowych dla okresu od stycznia 2000 r. do października 2010 r.

Wykres 3.2. Kształtowanie się stóp zwrotu z indeksów giełdowych



Zgodnie z wykresem 3.2 stopy zwrotów z indeksów giełdowych cechowały się umiarkowaną i mniej więcej stałą zmiennością w okresach stabilności na rynkach walutowych. W latach 2008–2009 nastąpił gwałtowny wzrost zmienności stóp zwrotu dla każdego z trzech krajów.



W celu przeprowadzenia testu zaproponowanego przez Forbes i Rigobona (2002) zostały obliczone w następujący sposób wartości warunkowych współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotu (użyte okna obejmują 30 okresów, dla których wskaźnik giełdowy jest notowany we wszystkich trzech krajach) :

$$\rho_{i,j}^{k,l} = \frac{\frac{1}{30} \sum_{t=0}^{29} SIG_{t-i}^k SIG_{t-i}^l - \left( \frac{1}{30} \sum_{t=0}^{29} SIG_{t-i}^k \right) \left( \frac{1}{30} \sum_{t=0}^{29} SIG_{t-i}^l \right)}{\sqrt{\left( \frac{1}{29} \sum_{t=0}^{29} \left[ SIG_{t-i}^k - \frac{1}{30} \sum_{t=0}^{29} SIG_{t-i}^k \right]^2 \right) \left( \frac{1}{29} \sum_{t=0}^{29} \left[ SIG_{t-i}^l - \frac{1}{30} \sum_{t=0}^{29} SIG_{t-i}^l \right]^2 \right)}} \quad (3.17)$$

Kolejne okna oznaczane są poprzez  $s = 1, \dots, S$ . Wykres 3.3 przedstawia kształtowanie się trzech par współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych. Zgodnie z wykresem 3.3 wartości warunkowych współczynników korelacji na rynkach finansowych Polski, Czech i Węgier były wyższe w okresach niestabilności. W okresach stabilności na rynkach finansowych zdecydowanie częściej spotykane były ujemne oszacowania 30-okresowych współczynników korelacji. Wynikały one zapewne z tego, że w okresach ogólnego spokoju na rynkach światowych przejściowe negatywne szoki w jednym kraju nie oddziaływały na sytuację na rynku finansowym drugiego kraju. Należy jednak zweryfikować, czy wzrost współczynników korelacji w okresach kryzysu na rynkach finansowych był rezultatem zarażania kryzysem finansowym, czy wynikał jednak ze współzależności pomiędzy rynkami finansowymi poszczególnych krajów.

**Wykres 3.3. Kształtowanie się warunkowych współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych**



Dlatego też należy obliczyć zmodyfikowane współczynniki korelacji pomiędzy wskaźnikami giełdowymi. W tym celu należy dla każdego z trzech krajów oraz dla każdego z obejmującego 30 dni okna obliczyć oszacowania wariancji stóp zwrotu. Kształtowanie się oszacowań wariancji w poszczególnych oknach ilustruje wykres 3.4.

Wykres 3.4. Kształtowanie się oszacowań wariancji stóp zwrotu z indeksów giełdowych w 30-okresowych rolujących oknach



Znaczący wzrost wariancji stóp zwrotu obserwowany był na przełomie lat 2008 oraz 2009. Jednak w przypadku Czech i Węgier były obserwowane wyższe wariancje niż w przypadku Polski. Dlatego też wzrost współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotu mógł wynikać bardziej ze wzrostu zmienności stóp zwrotu niż być rezultatem transmisji szoków pomiędzy rynkami finansowymi poszczególnych krajów.

Kolejną wielkością, którą należało obliczyć dla każdego z trzech krajów dla każdego z okien, był iloraz wariancji stóp zwrotu w analizowanym okresie w stosunku do minimalnej wariancji:

$$ILVAR_s^k = \frac{VAR_s^k}{\min_{s \in \{1, \dots, S\}} VAR_s^k}, \quad (3.18)$$

gdzie  $VAR_s^k$  oznacza wariancję stóp zwrotu z indeksów giełdowych w  $s$ -tym oknie dla  $k$ -tego kraju. Następnie obliczane są zmodyfikowane (na podstawie propozycji Forbes i Rigobona, 2002) wartości współczynników korelacji:

$$\rho_s^{*,k-l} = \frac{\rho_s^{k,l}}{\sqrt{1 + (ILVAR_s^k - 1)[1 - (\rho_s^{k,l})^2]}}. \quad (3.19)$$

Ponieważ  $\rho_s^{*,k-l} \neq \rho_s^{*,l-k}$ , wykresy 3.5–3.7 przedstawiają kształtowanie się 6 par zmodyfikowanych współczynników korelacji. Porównanie wartości zmodyfikowanych współczynników korelacji (3.19) umożliwia ustalenie, czy negatywne szoki powstałe w kraju  $k$  są następnie transmitowane do kraju  $l$ .

Wykres 3.5. Bezwarunkowe współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych przy założeniu transmisji szoków z Polski



Korekta heteroskedastyczności ma, jak widać, duży wpływ na wyniki wnioskowania, czy mamy do czynienia z zarażaniem, czy współzależnością. Podczas kryzysu globalnego doświadczyliśmy wzrostu współczynników korelacji pomiędzy stopami zwrotu z indeksów giełdowych. Jednak wzrost ten wynikał z większej wariancji stóp zwrotu w okresach niestabilności i, jak pokazuje wykres 3.5, ciężko jest mówić o znacząco wyższych bezwarunkowych współczynnikach korelacji w okresach turbulencji na rynkach finansowych. Dlatego też wydaje się, że równoczesne pogorszenie się sytuacji na rynkach kapitałowych Polski, Czech i Węgier wynikało ze współzależności tych rynków, a nie z transmisji szoków ze strony Polski. Aby sprawdzić, czy miała miejsce transmisja negatywnych szoków ze strony Czech lub Węgier, należy obliczyć bezwarunkowe współczynniki korelacji, tym razem przy wykorzystaniu ilorazu wariancji (3.18) odpowiednio dla Czech i Węgier. Wykresy 3.6 oraz 3.7 przedstawiają kształtowanie się bezwarunkowych współczynników korelacji przy założeniu transmisji szoków odpowiednio ze strony Czech i Węgier. Analiza wykresów 3.6 oraz 3.7 dostarcza nieco innych wniosków niż analiza wykresu 3.5. Z wykresów 3.6 oraz 3.7 wynika, że bezwarunkowe współczynniki korelacji na przełomie lat 2007 i 2008, czyli na początku zakłóceń na światowych rynkach finansowych, były istotnie wyższe niż w okresach stabilności poprzedzających wybuch kryzysu finansowego.

**Wykres 3.6. Bezwarunkowe współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych przy założeniu transmisji szoków z Czech**



**Wykres 3.7. Bezwarunkowe współczynniki korelacji pomiędzy stopami zwrotów z indeksów giełdowych przy założeniu transmisji szoków z Węgier**



Aby zweryfikować wpływ negatywnych szoków na danym rynku finansowym na sytuację na rynkach finansowych innych krajów, należy określić moment załamania na rynkach finansowych. Dlatego też należy zdefiniować graniczną wartość ujemnej stopy zwrotu, dla której możemy mówić o początku niestabilności. W niniejszym opracowaniu przyjmuje się, że załamanie na rynku finansowym występuje wówczas, gdy stopa zwrotu jest o ponad 3 odchylenia standardowe mniejsza od średniej stopy zwrotu dla całego analizowanego okresu. Tabela 3.1 zawiera zestawienie okresów, w których widać taką zależność, dla lat 2000–2010.

**Tabela 3.1. Dni, w których stopa zwrotu z indeksu giełdowego była o ponad 3 odchylenia standardowe niższa od średniej stopy zwrotu w przypadku Polski, Węgry i Czech**

Kraj Rok	Polska	Węgry	Czechy
2000	28.02, 17.04	17.04, 22.05	
2001	09.11	09.11	16.07
2005		14.10	16.03
2006		18.05, 31.05, 13.06	
2007	28.02, 10.08, 08.11		16.08
2008	16.01, 22.01, 30.09, 08.10, 10.10, 16.10, 22.10, 27.10, 13.11	18.09, 30.09, 08.10, 10.10, 16.10, 27.10, 06.11, 12.11, 13.11, 20.11	10.09, 16.09, 29.09, 06.10, 10.10, 15.10, 16.10, 17.10, 27.10, 12.11, 13.11, 20.11
2009	24.02, 23.06	19.02, 26.02, 14.05	17.02, 30.03, 13.05
2010		02.05, 19.07	05.05

Liczba wysokich spadków na rynkach kapitałowych była szczególnie duża w 2008 r., a także w pierwszej połowie 2009 r. Można jednak zaobserwować, że Polska jest pierwszym krajem regionu, w którym pojawiły się zakłócenia na rynku kapitałowym. Jako graniczną datę należy uznać 10 sierpnia 2007 r., gdyż przed tą datą wysokie spadki na rynkach kapitałowych Polski, Czech i Węgry pojawiały się sporadycznie. Przyjmuje się, że podokres stabilności na rynkach finansowych trwał od 05.01.2004 r. do 09.08.2007 r., natomiast podokres niestabilności od 10.08.2007 r. do 20.11.2008 r. Dla każdej z sześciu par krajów weryfikuje się hipotezę (3.8) i oblicza wartość statystyki (3.9). Tabela 3.2 zawiera wartości statystyki (3.9) dla każdej z sześciu par krajów. Gdy przyjmiemy poziom istotności 0,05, to okazuje się, że dla każdej z sześciu par krajów nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, zgodnie z którą mamy do czynienia ze współzależnością rynków finansowych. Najwyższa wartość statystyki (3.9) występuje podczas testowania transmisji negatywnych szoków z Węgry do Czech. Hipoteza zerowa, odrzucana na korzyść hipotezy alternatywnej mówiącej o występowaniu efektu zarażania, przyjmuje poziom istotności wyższy niż 0,079. Tym samym po przeprowadzeniu testu zaproponowanego przez Forbes i Rigobona (2002) okazuje się, że polski rynek kapitałowy był odporny na szoki ze strony Czech i Węgry, a efekt zarażania kryzysem finansowym przebiegał na linii Węgry-Czechy.

**Tabela 3.2. Wyniki testowania efektu zarażania pomiędzy rynkami finansowymi Polski, Czech i Węgry**

	Polska	Węgry	Czechy
Polska	-	0,220	-0,594
Węgry	-0,144	-	1,415
Czechy	-1,609	0,478	-

### 3.5. Uogólnienie testu zarażania na przypadek wielu rynków finansowych

Zaproponowana w poprzednim podrozdziale metoda testowania efektu zarażania ogranicza się do aktywów występujących na dwóch rynkach finansowych. Dungey i in. (2005) zaproponowali uogólnienie zaproponowanego przez Forbes i Rigobona (2002) testu na przypadek wielowymiarowy. Możliwe jest zatem testowanie, czy dany kraj jest podatny na jakiegokolwiek szoki zewnętrzne. Niech  $y_1, y_2, \dots, y_K$  oznaczają stopy zwrotu z aktywów  $K$  krajów,  $\sigma_1^l, \dots, \sigma_K^l$  są odchyleniami standardowymi odpowiednich stóp zwrotu w okresie niskiej zmienności na rynkach walutowych, natomiast  $\sigma_1^h, \dots, \sigma_K^h$  są odchyleniami standardowymi w okresach wysokiej zmienności na rynkach finansowych. Wówczas punktem wyjścia do testowania hipotezy dotyczącej wpływu szoków zewnętrznych pochodzących z innych krajów na kryzys finansowy w  $k$ -tym kraju jest następujące równanie regresji:

$$\left(\frac{y_{kt}}{\sigma_k^l}\right) = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^K \alpha_{ki} \left(\frac{y_{it}}{\sigma_i^l}\right) + d_t \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq k}}^K \gamma_{ki} \left(\frac{y_{it}}{\sigma_i^h}\right) + \eta_t. \quad (3.20)$$

Testowanie podatności tego kraju na szoki zewnętrzne opiera się zatem na weryfikacji hipotezy:

$$H_0 : \gamma_{k1} = \dots = \gamma_{kk-1} = \gamma_{kk+1} = \dots = \gamma_{kk} = 0, \quad (3.21)$$

$$H_1 : \sim H_0.$$

Zmienna  $d_t$  przyjmuje wartość 1 w okresach kryzysu na rynkach finansowych. Hipotezę (3.21) należy testować za pomocą statystyki testu mnożnika Lagrange'a, ilorazu wiarygodności bądź testu Walda. Zaproponowany przez Dungeya i in. (2005) test efektu zarażania dla rynku kapitałowego został następnie rozszerzony na rynek walutowy przez Mandilarasa i Birda (2010), którzy zbadali obecność efektu zarażania podczas kryzysu ERMII.

W niniejszym opracowaniu będą szacowane parametry modelu (3.20) dla każdego z trzech krajów i zostanie weryfikowana hipoteza (3.21). W celu zbadania podatności Polski na szoki przychodzące z Węgier lub Czech należy szacować parametry następujących modeli:

$$\left(\frac{sig_t^{p\ln}}{0,0120}\right) = \alpha_{10} + \alpha_{12} \left(\frac{sig_t^{hu}}{0,0142}\right) + \alpha_{13} \left(\frac{sig_t^{cz}}{0,0115}\right) + d_t \gamma_{12} \left(\frac{sig_t^{hu}}{0,0142}\right) + d_t \gamma_{13} \left(\frac{sig_t^{cz}}{0,0115}\right) + \varepsilon_t^{p\ln}, \quad (3.22)$$

$$\varepsilon_t^{p\ln} \sim D(0, h_t^{p\ln}),$$

$$h_t^{p\ln} = \beta_{10} + \sum_{i=1}^q \theta_{1i} (\varepsilon_{t-i}^{p\ln})^2 + \sum_{i=1}^p \kappa_{1i} h_{t-i}^{p\ln},$$

gdzie  $sig_t^h = \ln\left(\frac{IG_t^h}{IG_{t-1}^h}\right)$ . Wartości w mianowniku są, zgodnie z modelem (3.20), oszacowaniami odchyłeń standardowych poszczególnych zmiennych w okresie stabilności na rynkach finansowych, czyli między 05.01.2004 r. a 09.08.2007 r. Analogicznie, aby zbadać podatność odpowiednio Węgier i Czech na szoki przychodzące z dwóch pozostałych krajów, szacowane są odpowiednio parametry modeli:

$$\left(\frac{sig_t^{hu}}{0,0142}\right) = \alpha_{20} + \alpha_{21} \left(\frac{sig_t^{p\ln}}{0,0120}\right) + \alpha_{23} \left(\frac{sig_t^{cz}}{0,0115}\right) + d_t \gamma_{21} \left(\frac{sig_t^{p\ln}}{0,0120}\right) + d_t \gamma_{23} \left(\frac{sig_t^{cz}}{0,0115}\right) + \varepsilon_t^{hu}, \quad (3.23)$$

$$\varepsilon_t^{hu} \sim D(0, h_t^{hu}),$$

$$h_t^{hu} = \beta_{20} + \sum_{i=1}^q \theta_{2i} (\varepsilon_{t-i}^{hu})^2 + \sum_{i=1}^p \kappa_{2i} h_{t-i}^{hu}$$

oraz

$$\left( \frac{sig_t^{hu}}{0,0115} \right) = \alpha_{20} + \alpha_{21} \left( \frac{sig_t^{pIn}}{0,0120} \right) + \alpha_{23} \left( \frac{sig_t^{cz}}{0,0142} \right) + d_t \gamma_{21} \left( \frac{sig_t^{pIn}}{0,0120} \right) + d_t \gamma_{23} \left( \frac{sig_t^{cz}}{0,0142} \right) + \varepsilon_t^{hu}, \quad (3.24)$$

$$\varepsilon_t^{hu} \sim D(0, h_t^{hu}),$$

$$h_t^{hu} = \beta_{20} + \sum_{i=1}^q \theta_{2i} (\varepsilon_{t-i}^{hu})^2 + \sum_{i=1}^p \kappa_{2i} h_{t-i}^{hu}.$$

Dla każdego z analizowanych modeli (3.22)–(3.24) rozkład bezwarunkowy to, w zależności od wartości przyjmowanych przez kryteria informacyjne, rozkład normalny lub rozkład t-studenta. W pierwszym kroku dla każdego z modeli (3.22)–(3.24) były szacowane parametry – przy założeniu, że efekt ARCH nie występuje – a następnie zastosowano test Engle’a (1982) w celu zweryfikowania obecności efektu ARCH. Tabela 3.3 zawiera wartości statystyki testu mnożnika Lagrange’a opartego na równaniu regresji kwadratów reszt względem ich opóźnień do 10-tego włącznie.

**Tabela 3.3. Wartości statystyki testu mnożnika Lagrange’a mającego na celu weryfikację obecności efektu ARCH w modelach (3.22)–(3.24)**

Kraj	Polska	Węgry	Czechy
$LM = TR_c^2$	142,67	243,05	289,08

W przypadku każdego z trzech krajów hipotezę zerową mówiącą o braku obecności efektu ARCH należy odrzucić na korzyść hipotezy alternatywnej mówiącej o niestałej wariancji składnika losowego. Dlatego też dla każdego z trzech krajów były szacowane parametry modelu GARCH, a wyniki oszacowań prezentują tabele 3.4–3.6. Dla każdego z trzech krajów najwyższa wartość kryterium informacyjnego Hannana-Quinnona była uzyskiwana, gdy przyjęto, że składnik losowy pochodzi z rozkładu t-studenta z nieznaną liczbą stopni swobody. Jeśli zaś chodzi o wybór liczby opóźnień modelu GARCH, w każdym z trzech przypadków najlepszy okazał się model GARCH(1,1). Podczas weryfikacji hipotezy (3.21) dla Polski okazuje się, że wartość statystyki testu ilorazu wiarygodności wyniosła  $LR = 37,298$ . Dlatego też należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą, że Polska nie jest podatna na szoki zewnętrzne. Jednak gdy weźmiemy pod uwagę znak oszacowania przy zmiennej  $ssig_t^{cz} d_t$ , należy wnioskować, że w czasie kryzysu na rynkach finansowych wpływ sytuacji na praskim rynku kapitałowym na sytuację na rynku warszawskim był mniejszy aniżeli w okresie poprzedzającym wybuch kryzysu. Dlatego też można mówić tylko o zarażaniu na linii Budapeszt-Warszawa. Z kolei tabela 3.5 pokazuje podatność węgierskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Polski lub Czech. Jak widać zmienna  $ssig_t^{cz} d_t$  nie została uwzględniona, ponieważ nie była istotna statystycznie, przyjmując poziom istotności wynoszący 0,1. Dlatego też należy wnioskować, że wpływ sytuacji na praskim rynku kapitałowym na sytuację na rynku budapeszteńskim był taki sam w okresie stabilności na rynkach finansowych, jak i podczas kryzysu. Istotna statystycznie okazała się jednak zmienna  $ssig_t^{pIn} d_t$ , a poza tym wartość statystyki testu ilorazu wiarygodności podczas weryfikacji hipotezy (3.21) wyniosła  $LR = 78,72$ . Tym samym węgierski rynek kapitałowy w okresie kryzysu finansowego był szczególnie podatny na negatywne szoki płynące z Polski. W celu zbadania podatności czeskiego rynku kapitałowego przeprowadzono analogiczne badanie, w którym zmienną zależną jest  $ssig_t^{cz}$ . W tabeli 3.6 można znaleźć wyniki estymacji parametrów tego modelu.

Tabela 3.4. Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1) mającego na celu ocenić podatność polskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Czech lub Węgier

Zmienna zależna: $ssig_t^{p^{ln}}$					
Równanie wartości oczekiwanej			Równanie wariancji		
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy
<i>cons</i>	2,69	1,94	<i>cons</i>	286,00	118,84
$ssig_t^{hu}$	0,52	0,03	$(\varepsilon_{t-1}^{p^{ln}})^2$	0,08	0,02
$ssig_t^{cz}$	0,20	0,03	$h_{t-1}^{p^{ln}}$	0,87	0,03
$ssig_t^{hu} d_t$	0,39	0,05	Liczba stopni swobody rozkładu t-studenta		
$ssig_t^{cz} d_t$	-0,12	0,04	Oszacowanie		Błąd standardowy
			7,33		1,54

Tabela 3.5. Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1) mającego na celu ocenić podatność węgierskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Polski lub Czech

Zmienna zależna: $ssig_t^{hu}$					
Równanie wartości oczekiwanej			Równanie wariancji		
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy
<i>cons</i>	1,89	1,62	<i>cons</i>	191,26	96,16
$ssig_t^{p^{ln}}$	0,39	0,02	$(\varepsilon_{t-1}^{hu})^2$	0,08	0,02
$ssig_t^{cz}$	0,07	0,02	$h_{t-1}^{hu}$	0,87	0,04
$ssig_t^{p^{ln}} d_t$	0,12	0,03	Liczba stopni swobody rozkładu t-studenta		
-	-	-	Oszacowanie		Błąd standardowy
			7,51		1,41

Tabela 3.6. Oszacowania parametrów modelu GARCH(1,1) mającego na celu ocenić podatność czeskiego rynku kapitałowego na szoki płynące z Polski lub Węgier

Zmienna zależna: $ssig_t^{cz}$					
Równanie wartości oczekiwanej			Równanie wariancji		
Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Zmienna	Oszacowanie	Błąd standardowy
<i>cons</i>	9,14	2,06	<i>cons</i>	385,02	133,95
$ssig_t^{hu}$	0,08	0,04	$(\varepsilon_{t-1}^{hu})^2$	0,14	0,03
$ssig_t^{p^{ln}}$	0,20	0,03	$h_{t-1}^{hu}$	0,83	0,03
$ssig_t^{p^{ln}} d_t$	0,26	0,07	Liczba stopni swobody rozkładu t-studenta		
-	-	-	Oszacowanie		Błąd standardowy
			5,21		0,70



Zmienna  $ssig_i^{pln}d_i$  nie została uwzględniona, ponieważ okazała się nieistotna statystycznie. Dlatego też nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, według której wybuch globalnego kryzysu finansowego nie ma wpływu na siłę mechanizmu transmisji szoków z polskiego rynku kapitałowego na rynek czeski. Istotnie dodatni jest natomiast parametr przy zmiennej  $ssig_i^{pln}d_i$ , co oznacza, że podczas globalnego kryzysu na światowych rynkach finansowych na praski rynek kapitałowy bardziej – w porównaniu z okresem poprzedzającym wybuch kryzysu finansowego – oddziaływała sytuacja na giełdzie budapeszteńskiej. Po zweryfikowaniu hipotezy (3.21) wartość statystyki testu ilorazu wiarygodności wyniosła  $LR = 88,32$ , tym samym należy odrzucić hipotezę zerową mówiącą o braku podatności praskiego rynku kapitałowego na negatywne szoki płynące z innych rynków kapitałowych regionu. Tabela 3.7 reasumuje wyniki estymacji zawarte w tabelach 3.4–3.6 pod kątem podatności lub odporności na negatywne szoki płynące z pozostałych krajów. Jak widać z tabeli 3.7, rynkiem kapitałowym, który w największym stopniu wpływa na rynki kapitałowe pozostałych krajów regionu, jest rynek węgierski. Nie ma natomiast problemu zarażania ze strony czeskiego rynku kapitałowego. Zarówno Polski, jak i węgierski rynek kapitałowy są odporne na negatywne szoki płynące ze strony czeskiego rynku kapitałowego.

**Tabela 3.7. Podatność rynków kapitałowych na szoki płynące z pozostałych krajów regionu**

Rynek kapitałowy	Polski	Węgierski	Czeski
Szoki płynące z:			
Polski	X	podatny	odporny
Węgier	Podatny	X	podatny
Czech	Odporny	odporny	X

### 3.6. Zastosowanie modelu tobitowego z efektem ARCH do badania efektu zarażania

Zgodnie z wynikami badań empirycznych przeprowadzonych w poprzednich podrozdziałach Węgry są najgroźniejszym źródłem zarażania. Należy jednak pamiętać, że globalny kryzys światowy nie rozpoczął się ani w Polsce, ani w Czechach, ani na Węgrzech, tylko był rezultatem niekorzystnych tendencji na rynkach finansowych w krajach dużo bardziej rozwiniętych. Aby móc analizować kryzys finansowy bardziej kompleksowo i odpowiedzieć na pytania dotyczące transmisji szoków na światowych rynkach finansowych, nie należy zamykać się na grupie składającej się z trzech rynków, tylko warto skupić się na transmisji szoków ze strony rynków kapitałowych krajów bardziej rozwiniętych niż kraje Europy Środkowo-Wschodniej. Na sytuację na rynkach finansowych Polski, Czech i Węgier wyraźnie oddziałuje sytuacja na rynkach finansowych w rozwiniętych krajach Unii Europejskiej. Dlatego też należałoby spróbować odpowiedzieć na pytanie, czy załamanie na niemieckiej giełdzie nie przełożyło się na pogorszenie sytuacji na rynkach kapitałowych Polski, Czech czy Węgier. Ponadto zgodnie z rozważaniami z pierwszego rozdziału niniejszego opracowania za główne źródło napięć w gospodarce światowej należy bezwzględnie uznać Stany Zjednoczone. Dlatego znalezienie powiązań pomiędzy giełdą amerykańską a niemiecką w okresie poprzedzającym kryzys oraz podczas kryzysu światowego, a następnie zbadanie, czy kryzys w Niemczech rozprzestrzenił się na kraje Europy Środkowo-Wschodniej, wydaje się być uzasadnionym kierunkiem badania.

Aby zweryfikować hipotezę dotyczącą transmisji negatywnych szoków ze Stanów Zjednoczonych do Niemiec, przeanalizujemy kształtowanie się głównych indeksów giełdowych odpowiednich krajów tzn. Dow Jones w przypadku Stanów Zjednoczonych oraz DAX w przypadku Niemiec. Wykres 3.8 przedstawia kształtowanie się standaryzowanych indeksów giełdowych od początku stycznia 2000 r. do końca marca 2010 r. Podobnie jak to było



w przypadku Polski, Czech i Węgier standaryzowane indeksy giełdowe dla Niemiec oraz dla Stanów Zjednoczonych były obliczane za pomocą wzoru (3.15).

**Wykres 3.8. Wartości standaryzowanych indeksów giełdowych dla Niemiec oraz Stanów Zjednoczonych od stycznia 2000 r. do marca 2010 r.**



Jak wynika z wykresu 3.8 kierunki zmian indeksów giełdowych Niemiec i Stanów Zjednoczonych pokrywały się przez większość analizowanego okresu. Jednak pod koniec 2006 r. zdecydowanie wzrosła współzależność obydwu indeksów giełdowych i korelacja pomiędzy indeksami w okresie kryzysu finansowego była szczególnie duża. Z analizy wykresu 4.8 można wywnioskować, że Stany Zjednoczone są krajem zarażającym, natomiast Niemcy są krajem zarażanym. Aby jednak sprawdzić empirycznie, który z dwóch krajów jest krajem zarażającym, zdefiniujemy regułę, zgodnie z którą znajdowany jest kraj zarażający. Tabela 3.1 zawiera wykaz dni, dla których stopa zwrotu z indeksu giełdowego odpowiednio Polski, Czech i Węgier była wysoce ujemna. Wydaje się jednak, że identyfikacja okresów załamań na rynkach finansowych powinna uwzględniać kształtowanie się wielkości uwzględniającej stopy zwrotu z kilku ostatnich okresów. Dla  $h = \text{Niemcy}, \text{USA}$ , zgodnie z ideą zaproponowaną przez Hashimoto i Ito (2002), jest definiowana następująca wielkość:

$$wsig_t^h = 0,5sig_t^h + 0,25sig_{t-1}^h + 0,125sig_{t-2}^h + 0,125sig_{t-3}^h, \quad (3.25)$$

gdzie:

$$sig_t^h = \ln\left(\frac{IG_t^h}{IG_{t-1}^h}\right).$$

Tabela 3.8 informuje, w których dniach wielkość określona wzorem (3.25) była o co najmniej 3 odchylenia standardowe niższa od swojej średniej wartości. W tych właśnie dniach możemy mówić o gwałtownym załamaniu na rynku kapitałowym.

**Tabela 3.8. Dni, w których ważona stopa zwrotu z indeksu giełdowego (3.25) była o ponad 3 odchylenia standardowe niższa od swojej średniej wartości w przypadku USA i Niemiec**

Rok	USA	Niemcy
2000	17.04, 13.10	
2001	13.03, 17.09, 09.18, 09.20	17.09, 20.09, 21.09
2002	22.07, 23.07, 06.08, 09.04,	16.07, 23.07, 24.07, 06.08, 04.09, 20.09, 24.09, 30.12
2003		13.03
2008	18.09, 30.09, 08.10, 09.10, 10.10, 13.10, 16.10, 23.10, 27.10, 28.10, 07.11, 13.11, 20.11, 21.11, 02.12	22.01, 08.10, 09.10, 10.10, 16.10, 24.10, 27.10, 20.11, 02.12
2009	03.03, 06.03	15.01

Znaczące spadki indeksów giełdowych miały miejsce na początku 2000 r., a także w okresie ostatniego globalnego kryzysu finansowego. Z wyjątkiem bardzo niskiej wartości zmiennej (3.25) w Niemczech 22 stycznia 2008 r., należy wnioskować, że seria bardzo niskich wartości indeksu (3.25) rozpoczęła się we wrześniu 2008 r. w Stanach Zjednoczonych. Obserwacja ta utwierdza tylko w przekonaniu, że to Stany Zjednoczone były pierwotnym źródłem kryzysu.

W celu wyjaśnienia mechanizmu transmisji negatywnych szoków z amerykańskiego rynku kapitałowego na rynek niemiecki proponujemy wykorzystać model frykcyjny, który jest rozszerzeniem modelu tobitowego. Model frykcyjny, uwzględniający efekt ARCH, został wykorzystany do modelowania efektu zarażania dla regionu Azji Południowo-Wschodniej przez Hashimoto i Ito (2004). Zastosowanie modelu frykcyjnego ma pomóc w uwzględnieniu tylko istotnych zmian indeksu giełdowego, natomiast spowodować pozbycie się zmian niewielkich, które mogą stanowić szum informacyjny (por. Hashimoto i Ito, 2002, 2004). Zastosowanie modelu frykcyjnego w praktyce polega na przypisaniu niskim, co do modułu, wartościom zmiennej  $wsig_t^{ge}$  wartości 0. Zamiast tego definiuje się zmienną nieobserwowalną  $wsig_t^{ge,*}$ , której to wartości nie obserwuje się dla zerowych wartości zmiennej  $wsig_t^{ge}$ . Zatem są szacowane parametry następującego modelu frykcyjnego ze składnikiem losowym podlegającym schematowi ARCH(p):

$$\begin{aligned}
 wsig_t^{ge,*} &= \alpha_0 + \alpha_1 wsig_t^{usa} + \varepsilon_t, & (3.26) \\
 wsig_t^{ge} &= \begin{cases} wsig_t^{ge,*} - b & \text{dla } wsig_t^{ge,*} > b, \\ 0 & \text{dla } a \leq wsig_t^{ge,*} \leq b, \\ wsig_t^{ge,*} - a & \text{dla } wsig_t^{ge,*} < a, \end{cases} \\
 \varepsilon_t &\sim N(0, h_t), \\
 h_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2.
 \end{aligned}$$

W niniejszym badaniu przyjmuje się, że  $b = -a = 0,5s(wsig_t^{ge,*})$ . Aby znaleźć oszacowania parametrów równania (3.26), należy maksymalizować następującą funkcję wiarygodności:

$$\begin{aligned}
 \ln L(\alpha_0, \alpha_1, \beta_0, \dots, \beta_p | wsig_{(t)}^{usa}, wsig_{(t)}^{ge}) &= \\
 &= \sum_{wsig_t^{ge,*} < a} \ln \left[ \frac{\phi \left( \frac{wsig_t^{ge} + a - \alpha_0 - \alpha_1 wsig_t^{usa}}{\sqrt{\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2}} \right)}{\sqrt{\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2}} \right] + \\
 &+ \sum_{a \leq wsig_t^{ge,*} \leq b} \ln \left[ \Phi \left( \frac{b - \alpha_0 - \alpha_1 wsig_t^{usa}}{\sqrt{\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2}} \right) - \Phi \left( \frac{a - \alpha_0 - \alpha_1 wsig_t^{usa}}{\sqrt{\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2}} \right) \right] + \\
 &+ \sum_{wsig_t^{ge,*} > b} \ln \left[ \frac{\phi \left( \frac{wsig_t^{ge} + b - \alpha_0 - \alpha_1 wsig_t^{usa}}{\sqrt{\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2}} \right)}{\sqrt{\beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2}} \right]. & (3.27)
 \end{aligned}$$

Dla tych obserwacji, dla których  $wsig_t^{ge} \neq 0$ ,  $e_t = wsig_t^{ge} - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 wsig_t^{usa}$  natomiast jeśli  $wsig_t^{ge} = 0$ , to wówczas  $e_t \in (a - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 wsig_t^{usa}; b - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 wsig_t^{usa})$ . Proponowana jest następująca iteracyjna procedura estymacji parametrów modelu (3.27):

- 1) Na początku losowany jest  $T$ -elementowy szereg wartości z rozkładu jednostajnego na przedziale  $(a, b)$ . Szereg ten oznaczany jest poprzez  $z_1^1, z_2^1, \dots, z_T^1$ . Indeks górny definiuje numer iteracji, natomiast indeks dolny definiuje numer obserwacji.
- 2) Następnie szacowane są parametry modelu (3.27) metodą największej wiarygodności przy zastosowaniu algorytmu numerycznego Newtona-Raphsona. Jeśli  $wsig_t^{ge} = 0$ , to wówczas w miejsce  $e_t$  przyjmuje się wielkość  $z_t^1 - \alpha_0 - \alpha_1 wsig_t^{usa}$ . Oszacowania parametrów uzyskane na tym etapie oznaczmy poprzez  $\tilde{\alpha}_0^1, \tilde{\alpha}_1^1, \tilde{\beta}_0^1, \dots, \tilde{\beta}_p^1$ . Następnie obliczamy oszacowanie funkcji wiarygodności i oznaczamy je poprzez  $\tilde{l}^1$ .
- 3) Po znalezieniu oszacowań generowane są wartości szeregu  $z_1^2, z_2^2, \dots, z_T^2$ . Fakt, że zmienna  $x$  jest generowana z rozkładu normalnego o wartości oczekiwanej  $\mu_1$  oraz wariancji  $\mu_2$  obustronnie uciętego w punktach  $\mu_1$  i  $\mu_2$  oznaczmy poprzez  $x = RNDN(p1, p2, u1, u2)$ . Wówczas sposób uzyskiwania wartości szeregu  $z_1^2, z_2^2, \dots, z_T^2$  definiuje zależność:

$$z_1^2 = \begin{cases} wsig_1^{ge} & \text{gdy } wsig_1^{ge} \neq 0, \\ RNDN(\tilde{\alpha}_0^1 + \tilde{\alpha}_1^1 wsig_1^{usa}, \tilde{\beta}_0^1, a, b) & \text{gdy } wsig_1^{ge} = 0, \end{cases}$$

dla  $T = 2, \dots, T$

$$z_T^2 = \begin{cases} wsig_T^{ge} & \text{gdy } wsig_T^{ge} \neq 0, \\ RNDN\left(\tilde{\alpha}_0^1 + \tilde{\alpha}_1^1 wsig_T^{usa}, \tilde{\beta}_0^1 + \sum_{j=1}^p \tilde{\beta}_j^1 (z_{T-j}^1 - \tilde{\alpha}_0^1 - \tilde{\alpha}_1^1 wsig_{T-j}^{usa}), a, b\right) & \text{gdy } wsig_T^{ge} = 0. \end{cases}$$

- 4) Następnie szacowane są parametry modelu (3.27) metodą największej wiarygodności przy zastosowaniu algorytmu numerycznego Newtona-Raphsona. W miejsce  $e_t$  przyjmowana jest wielkość  $z_t^2 - \alpha_0 - \alpha_1 wsig_t^{usa}$ . Oszacowania parametrów uzyskane na tym etapie oznaczamy poprzez  $\tilde{\alpha}_0^2, \tilde{\alpha}_1^2, \tilde{\beta}_0^2, \dots, \tilde{\beta}_p^2$ . Potem obliczamy oszacowanie funkcji wiarygodności i oznaczamy je poprzez  $\tilde{l}^2$ . Jeśli  $\tilde{l}^2 > \tilde{l}^1$ , to wówczas w sposób analogiczny jak opisano w kroku trzecim, są znajdowane wartości szeregu  $z_1^3, z_2^3, \dots, z_T^3$ , co prowadzi do oszacowania parametrów modelu metodą największej wiarygodności. Jeśli natomiast  $\tilde{l}^2 \leq \tilde{l}^1$ , to wówczas po raz kolejny są wyznaczane wartości szeregu  $z_1^2, z_2^2, \dots, z_T^2$  i po raz kolejny uzyskuje się wartość funkcji wiarygodności  $\tilde{l}^2$ . Dalsze postępowanie (obliczanie wartości szeregu  $z_1^3, z_2^3, \dots, z_T^3$  lub obliczanie wartości szeregu  $z_1^2, z_2^2, \dots, z_T^2$ ) zależy od tego, czy  $\tilde{l}^2 > \tilde{l}^1$ , czy może  $\tilde{l}^2 \leq \tilde{l}^1$ .
- 5) Procedura iteracyjna kontynuowana jest aż wartości funkcji wiarygodności nie daje się poprawić w 5 kolejnych losowaniach.

Tabela 3.9 przedstawia rezultaty oszacowania parametrów modelu (3.27), zgodnie z zaproponowanym powyżej algorytmem. Jak widać z powyższych rezultatów, pomiędzy rynkami kapitałowymi w Niemczech oraz w Stanach Zjednoczonych doszło do transmisji szoków. Warto zauważyć, że oszacowanie parametru informującego o sile mechanizmu transmisji szoków jest bliskie jedności. Nie ma jednak potrzeby nakładania restrykcyj (wspomniany parametr równy 1), która gwarantuje globalną stabilność według prawdopodobieństwa (por. Grabowski i Welfe, 2010). Powodem jest to, że stopy zwrotu są zmiennymi stacjonarnymi, a model frykcyjny nie uwzględnia niewielkich zmian zmiennej zależnej, zaś parametry nie są szacowane w długim okresie tylko w stosunkowo krótkim okresie obejmującym kryzys finansowy.

**Tabela 3.9. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków ze Stanów Zjednoczonych do Niemiec**

Parametr	Oszacowanie	Błąd standardowy
$\alpha_0$	-0,00013	0,00033
$\alpha_1$	0,932	0,022
$\beta_0$	$1,83 \cdot 10^{-5}$	$2,86 \cdot 10^{-6}$
$\beta_1$	0,172	0,076
$\beta_2$	0,256	0,076
$\beta_3$	0,261	0,093

W podobny sposób szacowano parametry modelu wyjaśniającego mechanizm transmisji szoków z Niemiec do Polski, Węgier i Czech. Tabele 3.10–3.12 przedstawiają wyniki badania mechanizmu transmisji szoków z Niemiec odpowiednio do Węgier, Polski i Czech za pomocą modelu frykcyjnego z efektem ARCH. Badania dotyczące mechanizmu transmisji szoków z Niemiec do krajów Europy Środkowo-Wschodniej obejmują okres od 27 listopada 2007 r. do 16 marca 2009 r., kiedy to dla każdego z czterech krajów długie serie ujemnych wartości zmiennej (3.25) były przerywane krótkimi okresami dodatnich wartości tej zmiennej.

Wyniki zawarte w tabelach 3.10–3.12 pokazują, że – spośród trzech analizowanych gospodarek Europy Środkowo-Wschodniej – to Węgry okazały się krajem najbardziej podatnym na szoki płynące z niemieckiego rynku finansowego. Z kolei najmniej podatne na negatywne szoki płynące ze strony Niemiec okazały się Czechy. Takie przyporządkowanie zapewne wynika z tego, że to czynniki zewnętrzne powodowały niestabilność na węgierskim rynku finansowym. Węgry jako kraj najbardziej zarażany z Niemiec, a wcześniej ze Stanów Zjednoczonych, miały największy potencjał, aby móc zarażać inne kraje. Czechy okazują się być krajem mniej podatnym na szoki zewnętrzne od Polski. Nie jest to jednak kwestia słabszego zintegrowania Czech ze strefą euro, a raczej tego, że w latach poprzedzających kryzys finansowy Czechy rozwijały się dynamiczniej od Polski i były zapewne postrzegane jako kraj o niższym poziomie ryzyka. Dlatego też w obliczu masowej ucieczki kapitału był on wcześniej wycofywany z kraju gorzej ocenianego przez agencje ratingowe, czyli z Polski.

**Tabela 3.10. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków z Niemiec do Polski**

Parametr	Oszacowanie	Błąd standardowy
$\alpha_0$	-0,00067	0,00050
$\alpha_1$	0,791	0,023
$\beta_0$	$3,31 \cdot 10^{-5}$	$4,03 \cdot 10^{-6}$
$\beta_1$	0,485	0,111
$\beta_2$	0,119	0,064
$\beta_3$	0,101	0,045

**Tabela 3.11. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków z Niemiec na Węgry**

Parametr	Oszacowanie	Błąd standardowy
$\alpha_0$	-0,00071	0,00045
$\alpha_1$	0,812	0,025
$\beta_0$	$3,55 \cdot 10^{-5}$	$4,92 \cdot 10^{-6}$
$\beta_1$	0,240	0,080
$\beta_2$	0,448	0,098
$\beta_3$	0,147	0,077

**Tabela 3.12. Oszacowania parametrów modelu frykcyjnego z efektem ARCH badającego mechanizm transmisji szoków z Niemiec do Czech**

Parametr	Oszacowanie	Błąd standardowy
$\alpha_0$	-0,00044	0,00045
$\alpha_1$	0,608	0,031
$\beta_0$	$3,33 \cdot 10^{-5}$	$7,31 \cdot 10^{-6}$
$\beta_1$	0,514	0,103
$\beta_2$	0,169	0,065
$\beta_3$	0,390	0,076

## 4

## Podsumowanie

Nieodpowiednia polityka w zakresie nadzoru finansowego w Stanach Zjednoczonych i załamanie na rynku kredytów hipotecznych doprowadziły do poważnych problemów na rynkach finansowych w USA i załamania głównego indeksu giełdowego tego kraju (Dow Jones). Łatwo było przewidzieć, że sytuacja w największej gospodarce świata odbije się na gospodarkach innych państw. Dlatego też po załamaniu na rynkach finansowych w Stanach Zjednoczonych nastąpiła transmisja szoków z tego kraju do innych krajów świata. W pierwszej kolejności transmisja negatywnych szoków dotknęła kraje wysoko rozwinięte, bowiem to one są największymi partnerami handlowymi Stanów Zjednoczonych, a ich rynki finansowe są najpełniej zintegrowane z rynkiem amerykańskim. Analiza współbieżności ścieżek indeksów giełdowych DAX i Dow Jones, a także wyniki badania empirycznego wskazują na duże powiązania pomiędzy amerykańską a niemiecką giełdą. Powiązania te okazały się szczególnie silne w okresie kryzysu finansowego, kiedy to nastąpiła transmisja negatywnego szoku z USA do Niemiec.

Ze względu na przynależność do UE Polski, Czech i Węgier ich głównymi partnerami handlowymi są kraje strefy euro. Tym samym powiązania rynków polskiego, czeskiego i węgierskiego z rynkiem niemieckim (największym rynkiem strefy euro) są bardzo duże. Dlatego też nie dziwi, że negatywne szoki, które przeniknęły do Niemiec ze Stanów Zjednoczonych, następnie zostały przeniesione do krajów Europy Środkowo-Wschodniej, takich jak Polska, Czechy, Węgry. Trzeba jednak pamiętać, że kryzys finansowy w Europie Zachodniej najmocniej odcisnął swoje piętno na węgierskim rynku finansowym, podczas gdy czeski rynek finansowy ucierpiał najmniej. Z kolei Polska, mimo zdrowych fundamentów makroekonomicznych, była na początku traktowana jako kraj, w którym inwestowanie wiąże się z większym ryzykiem niż w Czechach, dlatego też transmisja negatywnych szoków do Polski była silniejsza.

Analiza transmisji szoków wewnątrz grupy trzech analizowanych krajów wskazuje na Węgry jako kraj najbardziej zarażający kryzysem finansowym, natomiast Czechy okazują się krajem najmniej zarażającym. Nie można jednak stwierdzić, że zakłócenia na polskim i czeskim rynku finansowym wynikały bezpośrednio z problemów na rynku węgierskim. Należy jednak podkreślić, że w momencie wybuchu światowego kryzysu finansowego Węgry (spośród trzech badanych krajów) cechowała najgorsza sytuacja makroekonomiczna. Dlatego też prawdopodobnie kraj ten okazał się najbardziej podatny na szoki płynące z Europy Zachodniej.

Wydaje się, że obecnie – w obliczu prawie pełnej liberalizacji przepływów finansowych i bardzo silnej integracji rynków finansowych – uniknięcie skutków kryzysu globalnego jest niemożliwe. Jednak przypadek trzech krajów pokazuje, że siłę oddziaływania szoków można zmniejszyć, jeśli kondycja gospodarki jest dobra. Chodzi tu jednak raczej o długofalową kondycję gospodarki niż krótkotrwałe pozytywne tendencje. Analiza zakłóceń na polskim rynku walutowym wskazuje na współbieżność ścieżek wskaźnika presji rynkowej dla Czech, Polski i Węgier, szczególnie podczas kryzysu globalnego. Sytuacja na polskim rynku walutowym była w dużym stopniu uzależniona od sytuacji na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Wyniki badania empirycznego wskazują na to, że załamanie się jednego z głównych indeksów giełdowych wyprzedziło załamanie na polskim rynku walutowym. Transmisja szoków z rynku kapitałowego na rynek walutowy była silna. Jednocześnie do ważnych czynników determinujących kryzys walutowy, uwzględnionych w jedno- i wielorównaniowym modelu wczesnego ostrzegania przed kryzysem waluto-

wym, należy zaliczyć dysparytet indeksów ryzyka CDS, a także zmienne związane z bilansem płatniczym (relacja cen eksportu do cen importu i saldo bilansu handlowego). Można wnioskować, że znacząca skala niestabilności na polskim rynku walutowym podczas światowego kryzysu była powiązana z wcześniejszym przewartościowaniem złotego, co musiało mieć wpływ na osłabienie polskiej konkurencyjności i gorsze wyniki bilansu handlowego. Jednocześnie uzyskane w procesie estymacji parametrów modelu Qual-VECM istotne sprzężenie zwrotne pomiędzy kryzysem walutowym a saldem bilansu handlowego oznacza, że wstrząsy związane z kryzysem walutowym miały również swoje dobroczynne działanie – poprawiły konkurencyjność polskiej gospodarki, polepszyły wyniki w bilansie handlowym. W dobie kryzysu na rynkach światowych było to korzystne dla realnej sfery gospodarki i sprawiło, że Polska jako jedyny kraj z Europy wykazywała dodatnie tempo wzrostu PKB (por. Welfe i Florczak, 2010).

---

## Podziękowania

---

Autorzy prezentowali wstępne wyniki niniejszego raportu podczas seminarium Instytutu Ekonomicznego Narodowego Banku Polskiego w dniu 30 listopada 2010 r. W trakcie tego seminarium autorzy uzyskali cenne uwagi, za które pragną podziękować Panom Profesorom: Ryszardowi Kokoszczyńskiemu i Mateuszowi Pipieniowi oraz Pana Doktorowi Dobromiłowi Serwie, a także wszystkim pozostałym uczestnikom seminarium, których nazwisk nie sposób wymienić. Ich cenne uwagi zostały przez autorów uwzględnione w ostatecznej wersji projektu. Autorzy zastosowali się do zmian, które zostały zasugerowane w recenzji poprzedniej wersji raportu przez profesorów Ryszarda Kokoszczyńskiego, Mateusza Pipienia oraz Andrzeja Sławińskiego. Cenne uwagi i propozycje modyfikacji wskazane przez wyżej wymienionych recenzentów ulepszyły projekt.

Autorzy pragną też podziękować za pomoc w uzyskaniu danych empirycznych wykorzystywanych w badaniu Pani Marcie Beker z Uczelni Łazarskiego. Autorzy są także wdzięczni Komitetowi Badań Ekonomicznych Narodowego Banku Polskiego. Wytypowanie projektu „Podatność polskich rynków finansowych na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne” było inspiracją do ciekawych badań nad mechanizmem transmisji szoków w Europie Środkowo-Wschodniej.

Współautor niniejszego raportu mgr Wojciech Grabowski składa wyrazy wdzięczności Panu Profesorowi Aleksandrowi Welfemu, promotorowi rozprawy doktorskiej pt. „Testowanie stacjonarności i analiza kointegracji w modelach wielomianowych”, której fragment dotyczący zastosowania zmiennych dyskretnego wyboru w modelach wczesnego ostrzegania przed kryzysem walutowym jest częścią niniejszego raportu. Pomoc Promotora umożliwiła współautorowi udoskonalenie swojego wkładu do niniejszego raportu.



---

## Bibliografia

---

- Acharya V., D. Gale, T. Yorulmazer (2009), *Rollover Risk and Market Freezes*, New York University Working Paper.
- Aczel, A.D. (1989), *Complete business statistics*. Homewood, Boston: Irwin Burr Ridge.
- Ahluwalia P. (2000), *Discriminating Contagion: An Alternative Explanation of Contagious Currency Crises in Emerging Markets*, IMF Working Paper, No 0014.
- Allen F., A. Babus i E. Carletti (2009), *Financial Crises: Theory and Evidence*, mimeo.
- Allen F., E. Carletti, D. Gale (2009), *Interbank Market Liquidity and Central Bank Intervention*, Journal of Monetary Economics, Vol. 56, 639-652.
- Bahmani-Oskooee, M., D.J. Bernstein (1999), *Exchange market pressure during the current managed float*, Applied Economics Letters, Vol. 6, No. 9.
- Bartkowiak M. (2008), *Zastosowanie modeli GARCH do wyceny opcji na WIG20*, w: *Metody Ilościowe w Naukach Ekonomicznych*, Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Będowska-Sójka B. (2009), *Macroeconomic Announcements and Volatility of Intraday WIG20 Futures Returns and Volume*, Proceedings of the 35-th International Conference Macromodels, 71-85, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Bertero E., C. Mayer (1987), *Structure and Performance: Global Interdependence of Stock Markets around the Crash of October 1987*, European Economic Review, Vol. 34.
- Bielecki, S. (2005), *Exchange market pressure and domestic credit evidence from Poland*, The Poznan University of Economics Review, Vol. 5, No. 1.
- Billio M., L. Pelizzon (2003), *Contagion and Interdependence in Stock Markets: Have they been misdiagnosed?*, Journal of Economics and Business, Vol. 55.
- Bordo M. (2003), *Exchange Rate Regime Choice in Historical Perspective*, NBER Working Paper No.9654.
- Bordo M., B. Eichengreen, D. Klingebiel and M. Soledad Martinez-Peria (2001), *Is the crisis problem growing more severe?*, Economic Policy, Vol. 16, No. 32.
- Box G.E.P. (1949), *A General Distribution Theory for a Class of Likelihood Criteria*, Biometrika, Vol. 36.
- Boyer B.H., M. Gibson, M. Loretan (1999), *Pitfalls in tests for changes in correlations*, International Finance Discussion Papers, No 597.
- Buiter W.H., G. Corsetti, P.A. Pesenti (1999), *Financial Markets and European Monetary Cooperation: The Lessons of the 1992-93 Exchange Rate Mechanism Crisis*, International Journal of Finance and Economics, Vol. 4.
- Bussierre M., M. Frtzscher (2006), *Towards a new Early Warning System of Financial Crises*, Journal of International Money and Finance, Vol. 25, No. 6.
- Caballero R., A. Krishnamurthy (2001), *International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises*, Journal of Monetary Economics, Vol. 48, 513-548.
- Calvo G.A., E.G. Mendoza (2000), *Rational contagion and the globalization of securities markets*, Journal of International Economics, Vol. 51.
- Carlsson H., E. Van Damme (1993), *Global Games and Equilibrium Selection*, Econometrica, Vol. 61, 989-1018.
- Chukwuogor-Ndu C., M. Feridun (2006), *An econometric investigation of the day-of-the-week effect and returns volatility in 15 Asia Pacific financial markets (1998-2003)*, Vol. 6, No. 1.
- Cipriani H., A. Guarino (2008), *Herd Behavior and Contagion in Financial Markets*, The B.E. Journal of Theoretical Economics, Vol. 8.

- Connolly M., J.D. Silveira (1979), *Exchange Market Pressure in Postwar Brazil: An Application of Girton-Roper Monetary Model*, *American Economic Review*, Vol. 69, No.3, 448-454.
- Corsetti G., P. Pesenti, N. Roubini (1999), *Paper Tigers? A Model of the Asian Crisis*, *European Economic Review*, Vol. 43.
- Crespo Cuaresma J., T. Slacik (2009), *On the determinants of currency crises: The role of model uncertainty*, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 4.
- Diamond D., P. Dybvig (1983), *Bank Runs, Deposit Insurance and Liquidity*, *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 401-419.
- Dickey D.A., W.A. Fuller (1979), *Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74.
- Doman M., R. Doman (2005), *Ocena przydatności modeli BL-GARCH w szacowaniu wartości zagrożonej indeksu WIG20*, *Zeszyty Naukowe Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*, z. 64, 50-69.
- Doman M. (2006), *Modeling Volatility of Irregularly Spaced Financial Data from the Warsaw Stock Exchange*, *Proceedings of the 32-nd International Conference Macromodels*, 269-283, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Doman M. (2007), *Modeling the Realized Volatility with Regime Switching Models: Results from the Polish Financial Market*, *Proceedings of the 33-rd International Conference Macromodels*, 123-135, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Doman R. (2003a), *Forecasting the Polish Stock Market Volatility. A Comparison Between GARCH and SV Models Abilities*, *Proceedings of the 29-th International Conference Macromodels*, 237-251, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Doman R. (2003b), *Prognozowanie zmienności zrealizowanej indeksu WIG20 za pomocą modeli GARCH*, *Przegląd Statystyczny*, Vol. 50, No.4, 237-251.
- Doman R. (2005), *Forecasting the Polish Stock Market Volatility with Markov Switching GARCH*, w: *Forecasting Financial Markets. Theory and Applications*, Milo W., P. Wdowiński (red.), Łódź University Press.
- Doman R. (2006), *Modeling Dependence Between Polish Financial Returns Using Dynamic Copula Models*, *Proceedings of the 32-nd International Conference Macromodels*, 285-297, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Doman R. (2007), *Modeling Conditional Dependence Between Polish Financial Returns Using Copula-Based Dependence Measures*, *Proceedings of the 33-rd International Conference Macromodels*, 199-212, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Doman R. (2008), *Conditional Dependence Between Polish Financial Returns: A Regime Switching Copula Approach*, *Proceedings of the 34-th International Conference Macromodels*, 145-156, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Dungey M., R. Fry, B. Gonzalez-Hermosillo, V.L. Martin (2005), *Empirical modelling of contagion: a review of methodologies*, *Quantitative Finance*, Vol. 5.
- Eichengreen B.J., A.K. Rose, C. Wyplosz (1995), *Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks*, *Economic Policy*, Vol. 10, No. 21.
- Eichengreen B.J., A.K. Rose and C. Wyplosz (1996), *Contagious currency crises: First tests*, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 98, No. 4.
- Eichengreen B.J. (2008), *Exchange Rate Regimes and Capital Mobility: How Much of the Swoboda Thesis Survives?*, NBER Working Papers 14100.
- Engle R. (1982), *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrica*, Vol. 50.
- Fazio G. (2007), *Extreme interdependence and extreme contagion between emerging markets*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26.
- Fedorova E., M. Vaihekoski (2009), *Global and local sources of risk in Eastern European Emerging Stock Markets*, *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 59, No. 1, 2-19.
- Fiszeder P., J. Romański (2001), *Modelling Polish Stock Returns with GARCH Models*, *Proceedings of the 27-th International Conference Macromodels*, 115-127.

- Flood R., P. Garber (1984), *Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples*, Journal of International Economics, Vol. 17.
- Flood R., N. Marion (1999), *Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature*, International Journal of Finance and Economics, Vol. 4.
- Forbes K.J., R. Rigobon (2002), *No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements*, Journal of Finance, Vol. LVII No. 5.
- Frankel J.A., A.K. Rose (1996), *Currency Crashes in Emerging Markets. Empirical Indicators*, NBER Working Paper, No. 5437.
- Frankel J.A., S-J. Wei (2008), *Estimation of De Facto Exchange Rate Regimes: Synthesis of the Techniques for Inferring Flexibility and Basket Weights*, IMF staff papers, No 55.3.
- Fratzscher M. (2000), *On Currency Crisis and Contagion*, Working Paper of Institute of International Economics, No 00-9.
- Garcia, C., N. Malet (2007), *Exchange market pressure, monetary policy and economic growth: Argentina, 1993-2004*, The Developing Economies, Vol. 45, No. 3.
- Gawrońska-Nowak B. (2008), *Niepewność na rynkach walutowych. Teoretyczne podstawy*, Wydawnictwo Key Text, patronat naukowy INE PAN, publikacja sfinansowana przez WSHIP im. R. Łazarskiego, Warszawa 2008.
- Gawrońska-Nowak B. (2007), *Kryzysy walutowe w krajach rozwijających się*, w: R. Piasecki (red.), *Ekonomia rozwoju*, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa 2007.
- Gawronska-Nowak B., W. Grabowski (2009), *Kryzysy walutowe- doświadczenia przydatne dla rozwoju polskiej gospodarki*, in: *Rozważania o rozwoju gospodarczym Polski*, Bienkowski W. i K. Szczygielski (red.), Warsaw.
- Gawrońska-Nowak B., W. Grabowski (2011), *Cointegration Approach to Estimation of Exchange Market Pressure in Slovakia*, Journal of Business and Economics, Vol. 2, 12-23
- Geanakopolos J. (1997), *Promises, promises, w: The Economy as an Evolving Complex System II*, B. Arthur, S.Durlauf (red.), Reading, MA: Addison-Wesley, 285-320.
- Geanakopolos J. (2003), *Liquidity, Default and Crashes: Endogenous Contracts in Equilibrium*, w: *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*, Eight World Congress, M. Dewatripont, L. Hansen i S. Turnovsky (red.), Volume II, 278-283.
- Ghosh A.R., A. Gulde, H.C. Wolf (2002), *Exchange Rate Regimes. Choices and Consequences*, MIT University Press.
- Girton L., D. Roper (1977), *A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience*, American Economic Review, Vol. 67, 537-548.
- Goldfajn I., R.O. Valdes (1995), *Balance of Payments Crises and Capital Flows: The role of liquidity*, mimeo, MIT.
- Goldstein I., Pauzner A. (2005), *Demand-Deposit Contracts and the Probability of Bank Runs*, Journal of Finance, Vol. 60, 1293-1327.
- Grabowski W. (2009a), *Restriction Testing In Binary Choice Model with I(1) Regressors*, Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics, Vol. 1 No. 4.
- Grabowski W. (2009b), *Nowa metoda identyfikacji epizodów kryzysowych na rynku walutowym w oparciu o wskaźnik presji rynkowej (EMP)*, Studia prawno-ekonomiczne, Vol. 80.
- Grabowski W. (2009c), *Qual-VECM Approach to Modeling Cointegrated Systems with I(1) Binary Variables*, Proceedings of the 35th International Conference "Macromodels", Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Grabowski W., A. Welfe (2010), *Global stability conditions of dynamic models*, Economic Modelling, Vol. 28, 782-784.
- Grabowski W. (2011), *Testowanie stacjonarności i analiza kointegracji w modelach wielomianowych*, praca doktorska złożona na Wydziale Ekonomiczno-Socjologicznym Uniwersytetu Łódzkiego.
- Gruszczyński M. (2002), *Kryzysy walutowe a liberalizacja obrotów kapitałowych*, Wydawnictwo PWN, Warszawa.
- Hallwood C.P., I.W. Marsch (2004), *Exchange market pressure on the pound-dollar exchange rate: 1925-1931*, North American Journal of Economics and Finance, Vol. 15.

- Hashimoto T., Y. Ito (2002), *High-Frequency Contagion of Currency Crises in Asia*, NBER Working Paper, No 9376.
- Hashimoto T., Y. Ito (2004), *High-Frequency Contagion Between the Exchange Rates and Stock Prices*, NBER Working Paper, No 10448.
- Hegerty, S.W., (2009), *Capital inflows, exchange market pressure and credit growth in four transition economies with fixed exchange rates*, *Economic Systems*, Vol. 33.
- Hernandez L.F., R.O. Valdes (2001), *What drives contagion: Trade, neighborhood or financial links?*, *International Review of Financial Analysis*, Vol. 10.
- IMF, April 2009. *World Economic Outlook*. IMF, Washington, DC.
- Jeisman S. (2005), *Exchange Market Pressure in Australia*, *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 44.
- Jenrich J.I. (1970), *An Asymptotic Chi-square Test for the Equality of Two Correlation Matrices*, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 65.
- Johansen S. (1991), *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*, *Econometrica*, Vol. 59.
- Kaminsky G., S. Lizondo oraz C. Reinhart (1998), *Leading indicators of currency crises*, IMF Staff Paper, Vol. 45, No.1, 1-48.
- Kaminsky G. and C. Reinhart (1999), *The Twin Crises: Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems*, *American Economic Review*, June 1999.
- Kaminsky G., (2003), *Varieties of Currency Crises*, NBER Working Paper, No 10193.
- Kaplanis E.C. (1988), *Stability and Forecasting of the Co-movement Measures of International Stock Market Return*, *Journal of International Money and Finance*, vol. 8.
- Kemme D.M., G. Lyakir (2011), *From Peg to Float: Exchange Market Pressure and Monetary Policy in the Czech Republic*, *Review of International Economics*, vol. 19, No.1, 93-108.
- Kębłowski P., A. Welfe (2010), *Estimation of the Equilibrium Exchange Rate: The CHEER Approach*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29, No 7.
- Kębłowski P., A. Welfe (2011), *The Risk-Driven Approach to the Equilibrium Exchange Rate*, University of Lodz, mimeo.
- Khalid A.M., M. Kawai (2003), *Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia? Evidence using a multivariate VAR model*, *Journal of Asian Economics*, Vol. 14, No.1, 133-159.
- Khwaja M.I. (2007), *Exchange Market Pressure and Monetary Policy: Evidence from Pakistan*, PIDE-Working Papers, 2007:31.
- King M., S. Wadhvani (1990), *Transmission of Volatility between Stock Markets*, *Review of Financial Studies*, Vol. 3.
- Klaassen, F., H. Jager (2011), *Definition-consistent measurement of exchange market pressure*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 30.
- Kliber A. (2007), *Volatility Transmission Along the Yield Curve in Polish Financial Market*, *Proceedings of the 33-rd International Conference Macromodels*, 155-179, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Koch P.D., T.W. Koch (1991), *Evolution in Dynamic Linkages across National Stock Indexes*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 10.
- Kompa K., A. Matuszewska-Janica (2009), *Efficiency of the Warsaw Stock Exchange: Analysis of Selected Properties*, *International Advances in Economic Research*, Vol. 15, 59-70.
- Koronowski A. (2003), *Czynniki destabilizacji rynków walutowych*, Wydawnictwo Twigger.
- Krugman P. (1979), *A Model of Balance-of-Payments Crises*, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 11.
- Krugman P. (1999), *Balance Sheets, the Transfer Problem and Financial Crises*, w: *International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert P. Flood, Jr*, Boston Kluwer Academic Publishers.

- Kwiatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?*, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 159-178.
- Longin F., B. Solnik (1995), *Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No 1.
- Loretan M., W.B. English (2000), *Evaluating "correlation breakdowns" during periods of market volatility*, *International Finance Discussion Papers*, No 658.
- Majsterek M. (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2008.
- Makarov I., G. Plantin (2009), *Equilibrium Subprime Lending*, London Business School Working Paper.
- Mandilaras A., G. Bird (2010), *A Markov switching analysis of contagion in the EMS*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 29.
- Mathur P. (1999), *An Exchange Market Pressure for India*, *Indian Economic Review*, Vol. 34, No 2, 127-148.
- Milesi-Ferretti M., G. Razin (1998), *Sharp reductions in current account deficits. An empirical analysis*, *European Economic Review*, Vol. 42, No. 3-5, 897-908.
- Morris S., H. Shin (1998), *Unique Equilibrium in a Model of Self-Fulfilling Currency Attacks*, *American Economic Review*, Vol. 88, 587-597.
- Obstfeld M. (1996), *Models of Currency Crises with Self-fulfilling Features*, *European Economic Review*, Vol. 40.
- Osband K., C. Van Rijckeghem (2000), *Safety from currency crashes*, *IMF Staff Papers*, Vol. 47, No.2.
- Parlaktuna I. (2005), *Exchange Market Pressure in Turkey 1993-2004: An Application of the Girton-Roper Model*, *International Economic Journal*, Vol. 19, No.1, 51-62.
- Peltonen, T.A. (2006), *Are Emerging market currency crises predictable? A Test*. European Central Bank, Working Paper Series.
- Pipień M. (2004a), *GARCH Processes with Skewed-t and Stable Conditional Distribution. Dynamic Bayesian Comparison for WIBOR Interest Rates*, *Proceedings of the 34-th International Conference Macromodels*, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Pipień M. (2004b), *Procesy GARCH o warunkowym rozkładzie skośnym-t lub a-stabilnym. Bayesowskie porównanie mocy wyjaśniającej*, w: *Metody Ilościowe w Naukach Ekonomicznych*, Welfe A. (red.), Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Pipień M. (2007), *Bayesowskie porównanie procesów GARCH o rozkładach warunkowych dopuszczających grube ogony i asymetrię*, w: *Metody Ilościowe w Naukach Ekonomicznych*, Welfe A. (red.), Wydawnictwo SGH, Warszawa.
- Pluciennik P., Buszkowska E. (2007), *Modeling and Forecasting the Implied Volatility of the WIG20 Index*, *Proceedings of the 33-rd International Conference Macromodels*, 137-153, Welfe A., W. Welfe (red.), Łódź.
- Ratner M. (1992), *Portfolio Diversification and the Inter-temporal Stability of International Indices*, *Global Finance Journal*, Vol. 3.
- Reinhart C.M., K.S. Rogoff (2009), *This time is different: Eight centuries of financial folly*, Princeton University Press, Princeton.
- Rochet J., X. Vives (2004), *Coordination Failures and the Lender of Last Resort: Was Bagehot Right after All?*, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2, 1116-1147.
- Sachs J., A. Tornell, A. Velasco (1996), *Financial Crises in Emerging Markets: The lessons from 1995*, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 27, No. 1, 147-216.
- Serwa D. (2005), *Modele wczesnego ostrzegania przed kryzysami walutowymi – zastosowania dla Polski*, *Bank i Kredyt*, Vol. 36, No.9.
- Siklos P.L., D.N. Weymark (2006), *Measuring the impact of intervention on Exchange market pressure*, *Laurier Business and Economics Working Paper Series*.
- Stawiński A. (2007), *Przyczyny i konsekwencje kryzysu na rynku papierów wartościowych emitowanych przez fundusze sekurytyzacyjne*, *Bank i Kredyt*, Vol. 38.

Stavarek D., (2006), *Exchange Market Pressure before Entering the ERMII – the Case of Central European Countries*, *Amfiteatru Economic*, Vol. 19.

Stavarek D., (2009), *Exchange Market Pressure in Central European Countries from the Eurozone Membership Perspective*, *South East European Journal of Economics and Business*, Vol. 23.

Stavarek D., (2010a), *Investigation of Exchange Market Pressure in Central European Countries Using the Girton-Roper Model*, *Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, Vol. 44, No. 2.

Stavarek D., (2010b), *Exchange Market Pressure and De Facto Exchange Rate Regime in the Euro-Candidates*, *Romanian Journal for Economic Forecasting*, Vol. 13, No. 2.

Stavarek D. (2010c), *Determinants of the exchange market pressure in the euro-candidate countries*, *Munich Personal RePEc Archiv*, No. 26933.

Welfe A. (2008), *Ekonometria*, Wydanie czwarte, PWE, Warszawa.

Welfe W., W. Florczak (2010), *Slowdown of the Polish Economy. Model-based simulations*, *Gospodarka Narodowa*, Vol. 9/2010.

Weymark, D.N. (1995), *Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada*, *Journal of International Economics*, Vol. 39, s. 273-295.

Weymark, D.N. (1997a), *Measuring the Degree of Exchange Market Intervention in a Small Open Economy*, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, s. 55-79.

Weymark, D.N. (1997b), *Measuring Exchange Market Pressure and Intervention in Interdependent Economy: A Two-Country Model*, *Review of International Economics*, Vol. 5, s. 72-82.

Weymark, D.N. (1998), *A General Approach to Measuring Exchange Market Pressure*, *Oxford Economic Papers*, Vol. 50, No. 1, s. 106-121.

Van Horen, N., H. Jager. and F. Klaassen, (2006), *Foreign exchange market contagion in the Asian crisis: a regression-based approach*, *Review of World Economics*, Vol. 142, s. 374-401.

Van Poeck, A., J. Vanneste, M. Veiner (2007), *Exchange rate regimes and exchange market pressure in the new EU member states*, *Journal of Common Market Studies*, Vol. 45, s. 459-485.

Ziramba, E. (2007), *Measuring exchange market pressure in South Africa: an application of the Girton-Roper monetary model*, *South African Journal of Economic and Management Sciences*, Vol. 10, 89-98.