

Ekonomia

# Podatność rynków giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne

Wojciech Grabowski



3,33	28,2	27,4	30,4	-0,06	-0,14%
2,25	17,2	17,12	17,19	+0,56	1,91%
1,12	4,27	28,86	42,14	+0,17	3,52%
2,27	23,2	23,98	27,87	+0,26	0,89%
2,28	22,8	22,73	21,18	-1,14	-4,08%
2,29	28,8	23,18	27,33	+13,53	3,32%
2,30	28,2	27,17	311,58	+0,82	0,54%
2,31	9,2	9,73	96,51	+0,41	1,62%
2,32	28,8	22,78	25,32	+0,28	1,33%
2,33	28,2	27,18	29,81	+0,69	2,31%
2,34	28,2	28,82	31,47	+0,69	2,31%

# **Podatność rynków giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne**



WYDAWNICTWO  
UNIwersytetu  
ŁÓDZKIEGO

**Ekonomia**

# **Podatność rynków giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne**

Wojciech Grabowski

Wojciech Grabowski – Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny  
Instytut Ekonometrii, Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych  
90-214 Łódź, ul. Rewolucji 1905 nr 37/39

RECENZENT  
*Dobromił Serwa*

REDAKTOR INICJUJĄCY  
*Beata Koźniewska*

OPRACOWANIE REDAKCYJNE  
*Ilona Turowska*

SKŁAD I ŁAMANIE  
*AGENT PR*

PROJEKT OKŁADKI  
*AGENT PR*  
*Anna Basista*

Na okładce wykorzystano grafikę  
[https://static5.depositphotos.com/1054619/514/i/950/depositphotos\\_5140832-stock-photo-stock-market-electronic-board.jpg](https://static5.depositphotos.com/1054619/514/i/950/depositphotos_5140832-stock-photo-stock-market-electronic-board.jpg)

© Copyright by Wojciech Grabowski, Łódź–Kraków 2021  
© Copyright for this edition by Uniwersytet Łódzki, Łódź–Kraków 2021  
© Copyright for this edition by AGENT PR Łódź–Kraków 2021

Publikacja jest udostępniona na licencji Creative Commons  
Uznanie autorstwa-Użycie niekomercyjne-Bez utworów zależnych 4.0 (CC BY-NC-ND)

Wydane przez Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego  
Wydanie I. W.09284.19.0.M

Ark. wyd. 9,5; ark. druk. 13,625

ISBN 978-83-8220-395-0  
e-ISBN 978-83-8220-396-7  
ISBN AGENT PR 978-83-64462-63-4

<https://doi.org/10.18778/8220-395-0>

Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego  
90-131 Łódź, ul. Lindleya 8  
[www.wydawnictwo.uni.lodz.pl](http://www.wydawnictwo.uni.lodz.pl)  
e-mail: [ksiegarnia@uni.lodz.pl](mailto:ksiegarnia@uni.lodz.pl)  
tel. 42 665 58 63

# Spis treści

Wstęp	7
Rozdział 1	
<b>Sytuacja na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier w latach 1995–2020</b>	<b>11</b>
1.1. Indeksy giełdowe w krajach Grupy Wyszehradzkiej	11
1.2. Zewnętrzne otoczenie rynków giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej	15
1.3. Kształtowanie się indeksów giełdowych WIG, PX oraz BUX w okresie od początku 1995 do maja 2020 roku	18
1.4. Zachowanie stóp zwrotu z indeksów giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej	22
1.5. Historyczna zmienność na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier w latach 1995-2020	24
1.6. Prognozowanie stóp zwrotu na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier za pomocą modeli AR(p)-GARCH(1,1)	28
1.7. Identyfikacja okresów zmiany strukturalnej wariancji na analizowanych rynkach kapitałowych w latach 1995-2020	30
1.8. Własności stóp zwrotu z indeksów giełdowych w wybranych podokresach	33
1.9. Podsumowanie	40
Rozdział 2	
<b>Analiza powiązań między rynkami giełdowymi krajów Europy Środkowo-Wschodniej a rynkami walutowymi tych krajów</b>	<b>41</b>
2.1. Teoria dotycząca powiązań między rynkiem giełdowym a walutowym w krajach stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego	41
2.2. Analiza krótkookresowych powiązań między stopami zwrotu z indeksu WIG oraz stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN	47
2.3. Analiza krótkookresowych powiązań między stopami zwrotu z indeksu PX oraz stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK	52
2.4. Analiza krótkookresowych powiązań między stopami zwrotu z indeksu BUX oraz stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/HUF	54
2.5. Zastosowanie modelu Bahmani-Oskooee i Sahy do analizy krótko- i długookresowych zależności między rynkiem giełdowym a walutowym w Polsce, Czechach i na Węgrzech	57
2.6. Analiza zależności między zmiennością na rynku walutowym a zmiennością rynku giełdowego z wykorzystaniem modelu C-GARCH	62
2.7. Podsumowanie	65

Rozdział 3

<b>Współzależność między rynkami giełdowymi w krajach Europy Środkowo-Wschodniej a rynkami kapitałowymi w krajach rozwiniętych</b>	<b>69</b>
3.1. Powiązania między rynkami giełdowymi w okresach stabilnych i niestabilnych	69
3.2. Wyniki dotychczasowych badań poświęconych efektowi zarażania w Europie Środkowo-Wschodniej	71
3.3. Identyfikacja okresów łącznych spadków na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech na podstawie danych miesięcznych oraz dziennych	73
3.4. Identyfikacja czynników wpływających na pojawienie się łącznych spadków na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier	87
3.5. Identyfikacja okresów łącznych ekstremalnych spadków. Wykorzystanie metod regresji kwantylowej	92
3.6. Zastosowanie kopuli do analizy zależności między stopami zwrotu z indeksów giełdowych w ogonie rozkładu	106
3.7. Badanie powiązań między rynkami na podstawie analizy odtrendowanych współczynników korelacji	112
3.8. Analiza powiązań między rynkami giełdowymi w krajach Grupy Wyszehradzkiej a rynkami kapitałowymi w krajach rozwiniętych. Analiza transmisji zmienności	115
3.9. Wpływ odczytów makroekonomicznych, newsów politycznych oraz działań pomocowych banków centralnych na stopy zwrotu oraz zmienność na rynkach giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej	126
3.10. Analiza rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier pod kątem kontrybucji do ryzyka systemowego	149
3.11. Podsumowanie	160

Rozdział 4

<b>Zależność między poziomami indeksów giełdowych a kategoriami makroekonomicznymi dla Polski, Czech i Węgier. Czy hipoteza „za dużo finansów” jest prawdziwa?</b>	<b>161</b>
4.1. Czynniki makroekonomiczne determinujące poziom indeksów giełdowych	161
4.2. Wyniki badania empirycznego poświęconego wpływowi poszczególnych kategorii ekonomicznych na wartości indeksów giełdowych	163
4.3. Przesłanki teoretyczne wskazujące na istnienie zależności między rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym	167
4.4. Wyniki badania empirycznego mającego na celu weryfikację hipotezy „too much finance” dla regionu Europy Środkowo-Wschodniej	171
4.5. Podsumowanie	184
Zakończenie	187
Bibliografia	189
Spis rysunków	209
Spis tabel	213

# Wstęp

Rynek giełdowy jest jednym z najważniejszych źródeł finansowania przedsiębiorstw. W okresie poprzedzającym globalny kryzys finansowy obserwowany był wzrost znaczenia akcji w finansowaniu firm. Dotyczyło to także krajów Europy Środkowo-Wschodniej, gdzie relatywnie wysokie stopy procentowe zniechęcały do finansowania rozwoju z kredytów bankowych. Rynki giełdowe w Polsce, Czechach i na Węgrzech charakteryzują się relatywnie krótką historią, ze względu na brak działalności w czasie obecności gospodarki centralnie planowanej.

Po 1990 roku giełdy papierów wartościowych w Warszawie, Pradze i Budapeszcie zaczęły aktywnie działać. Przedsiębiorstwa chcące pozyskać kapitał na działalność bieżącą oraz inwestycje emitowały akcje na rynkach giełdowych. Stopy zwrotu z indeksów giełdowych analizowanych krajów były początkowo słabo zintegrowane ze stopami zwrotu na rynkach giełdowych w krajach rozwiniętych. Oznaczało to odporność rynków finansowych Europy Środkowo-Wschodniej na niestabilności w okresie kryzysu. Dlatego też relatywnie słaba była reakcja krajów znajdujących się w procesie transformacji systemowej na niestabilności pojawiające się na giełdach światowych w okresie kryzysu azjatyckiego, kryzysu związanego z wydarzeniami w Stanach Zjednoczonych z 11 września 2001 roku oraz kryzysu dotcom. Rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier relatywnie silnie odczuły załamanie wynikające z kryzysu rosyjskiego z 1998 roku.

Wejście Polski, Czech i Węgier do Unii Europejskiej doprowadziło do wzrostu zaufania inwestorów do rynków giełdowych tych krajów. Oprócz tego inwestorzy międzynarodowi wykorzystywali fakt, że omawiane rynki były wówczas słabo skorelowane z rynkami kapitałowymi krajów rozwiniętych i uwzględniali aktywa Polski, Czech i Węgier w swoich portfelach w celu dywersyfikacji ryzyka. Dlatego też po wejściu Polski, Czech i Węgier do Unii Europejskiej w 2004 roku nastąpił wzrost integracji finansowej między rynkami krajów Grupy Wyszehradzkiej a rynkami w rozwiniętych krajach Unii Europejskiej. Wybuch globalnego kryzysu finansowego w 2007 roku doprowadził do dalszego wzrostu powiązań między rynkami w krajach Europy Środkowo-Wschodniej a rynkami rozwiniętymi. Wysokie korelacje między stopami zwrotu z indeksów krajów Europy Środkowo-Wschodniej a stopami zwrotu w krajach rozwiniętych utrzymały się także w czasie kryzysu strefy euro. W kolejnych latach w Polsce, Czechach i na Węgrzech, a także w innych krajach



świata (np. Wielka Brytania, Stany Zjednoczone) miały miejsce zdarzenia wskazujące na odwrócenie procesu globalizacji. W efekcie tych zdarzeń zmniejszyły się powiązania między rynkami giełdowymi. Dotyczy to także powiązań między rynkami w Grupie Wyszehradzkiej a rynkami krajów rozwiniętych. Wraz z pojawieniem się negatywnych następstw związanych z wybuchem wirusa SARS-CoV-2 nastąpiły gwałtowne spadki na wszystkich giełdach, co doprowadziło do wzrostu powiązań między stopami zwrotu.

Celem niniejszej książki jest analiza powiązań między rynkami giełdowymi Polski, Czech i Węgier a rynkami kapitałowymi w krajach rozwiniętych od momentu wejścia krajów Europy Środkowo-Wschodniej do Unii Europejskiej w 2004 roku. Na początku rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier porównywane są pod kątem efektywności oraz momentów zmiany strukturalnej wariancji. Następnie badana jest wrażliwość tych rynków giełdowych na szoki pochodzące z krajów rozwiniętych. Wykorzystywane są metody badawcze nadające się do analizy danych wysokiej częstotliwości oraz badania zachowania stóp zwrotu w ogonach rozkładu.

Oprócz tego badane są powiązania między rynkiem giełdowym a rynkiem walutowym w krajach Europy Środkowo-Wschodniej stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego. Podejmowane są próby identyfikacji czynników wpływających na wartości indeksów giełdowych WIG, BUX oraz PX. Oprócz tego analizowany jest wpływ newsów politycznych, niespodzianek makroekonomicznych oraz działań banków centralnych na stopy zwrotu z indeksów giełdowych w analizowanej grupie krajów, a także wpływ tych kategorii na poziom niepewności na rynkach giełdowych.

Poziom rozwoju rynków i instytucji finansowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej jest badany pod kątem weryfikacji hipotezy „za dużo finansów”. Celem weryfikacji tej hipotezy jest sprawdzenie, czy poziom rozwoju instytucji finansowych osiągnął już poziom, powyżej którego wzrost gospodarczy jest hamowany, czy nie. Oprócz tego celem tego badania jest oszacowanie optymalnego poziomu rozwoju rynków i instytucji finansowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej.

Niniejsza książka ma następującą strukturę. W rozdziale pierwszym analizowane jest zachowanie głównych indeksów giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej. Kolejny rozdział poświęcony jest analizie powiązań między rynkiem giełdowym a walutowym w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Rozdział trzeci zawiera analizę wrażliwości stóp zwrotu na rynkach giełdowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej na sytuację na rynkach giełdowych w innych krajach, newsy polityczne, niespodzianki makroekonomiczne oraz działania pomocowe banków centralnych. W rozdziale czwartym prezentowane są wyniki badania mającego na celu identyfikację czynników wpływających na wartość indeksów giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej oraz weryfikowane są hipotezy dotyczące zależności między różnymi aspektami rozwoju rynków i instytucji finansowych a wzrostem gospodarczym.

W większości przypadków wykorzystywane są dane obejmujące okres od momentu wejścia Polski, Czech i Węgier do końca marca 2020 roku. Górna data graniczna wynika z dostępności danych w chwili przeprowadzania badania. Badania zawarte

w pierwszym rozdziale dotyczą nieco dłuższego okresu, ponieważ próba rozpoczyna się w 1995 roku. Celem tych badań jest jednak przybliżenie kontekstu związanego z funkcjonowaniem rynków giełdowych w Europie Środkowo-Wschodniej.

Niniejsza książka zawiera zbiór badań wykonywanych podczas realizacji grantu Narodowego Centrum Nauki „SONATA10” pt. „Podatność rynków giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne” o numerze 2015/19/D/HS4/03354. Kierownik grantu, będący jednocześnie jedynym wykonawcą badań zawartych w książce, składa podziękowania Narodowemu Centrum Nauki za możliwość wykonywania prac naukowych. Badania zawarte w niniejszej książce w dużym stopniu wykorzystują metody ekonometrii finansowej. Jednak teoria dotycząca metod ekonometrii finansowej nie jest w książce prezentowana. Zainteresowanego czytelnika warto odesłać m.in. do prac Brooksa (2019), Brzeszczyńskiego i Kelma (2002), R. Domana (2011), M. Doman i R. Domana (2004, 2009, 2014), Fiszедера (2009), Gurgula (2006), Łuniewskiej (2008), Olbryś (2014), Osiewalskiego (2001), Osińskiej (2006, 2007) Pajor (2010), Pipienia (2006), Welfe (2020). W wymienionych publikacjach znajduje się dokładny opis modeli wykorzystywanych podczas badania zjawisk finansowych, w tym przede wszystkim jedno- i wielorównaniowych modeli GARCH, modeli stochastycznej zmienności, kopuli.



## Rozdział 1

# Sytuacja na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier w latach 1995–2020

### 1.1. Indeksy giełdowe w krajach Grupy Wyszehradzkiej

Rynek giełdowy jest jednym z ważniejszych źródeł finansowania przedsiębiorstw (por. m.in. Domowitz, Glen, Madhavan, 2000; Maciejczyk-Bujnowicz, 2015). Oprócz zaciągania kredytów bankowych oraz emisji obligacji, emisja akcji należy do podstawowych metod pozyskiwania kapitału przez firmy. Wyniki analiz źródeł finansowania w czasie wskazują na wzrost znaczenia akcji, przede wszystkim w latach poprzedzających globalny kryzys finansowy (por. Maciejczyk-Bujnowicz, 2015). Dotyczy to przede wszystkim okresu stabilności na rynkach finansowych, w którym to wartości emitowanych akcji zazwyczaj rosną i inwestorzy chętnie wspomagają finansowo przedsiębiorstwa dobrze rokujące. W warunkach relatywnie wysokich stóp procentowych firmy preferują emisję akcji, co stanowi tańszy sposób na pozyskanie kapitału niezbędnego do funkcjonowania. Gwałtowny wzrost zainteresowania giełdą obserwowany był już w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego stulecia. Jak zauważyli m.in. Domowitz, Glen, Madhavan (2000), udział emitowanych akcji na rynkach krajowych wzrósł z 1% w latach osiemdziesiątych do poziomu 3% w latach dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku. Natomiast w krajach z najbardziej rozwiniętymi gospodarkami w porównywalnych okresach nastąpił gwałtowny wzrost udziału emisji papierów dłużnych kierowanych na rynki krajowe z poziomu około 5% do około 7%.

Różne są motywy związane z wejściem firmy na giełdę. Do podstawowych celów uzyskania źródeł finansowania na giełdzie należy zwiększenie kapitału pracującego, sfinansowanie przedsięwzięcia inwestycyjnego, spłata dotychczasowego zadłużenia lub jego restrukturyzacja (por. Dębski, 2005). Dzięki koncentracji kapitału spółki funkcjonujące na giełdzie mają łatwiejszy dostęp do niego. Publiczny rynek kapitałowy umożliwia łatwe dotarcie do znacznej liczby zarówno instytucjonalnych,

jak i indywidualnych dawców kapitału. Należy także podkreślić, że pozyskanie kapitału na rynku nie ma charakteru jednorazowego. Jeśli wyniki finansowe spółek notowanych na giełdzie zadowolają potencjalnych inwestorów, łatwiej jest pozyskać kolejny kapitał w drodze następnych emisji papierów wartościowych. Dobre wyniki finansowe i obowiązek ich raportowania na giełdzie niesie ze sobą również korzyść dla firmy w postaci wzrostu wiarygodności. W związku z tym wejście spółki na rynek giełdowy często traktowane jest jako awans do grona firm o wyższym prestiżu (por. Maciejczyk-Bujnowicz, 2015). Wówczas następuje dalsza poprawa pozycji rynkowej przedsiębiorstwa. Jeśli spółka zyskuje zaufanie dzięki dobrze prowadzonej polityce informacyjnej, nie tylko buduje ona zaufanie inwestorów, ale także kształtuje pozytywnie swój wizerunek w oczach partnerów handlowych, kontrahentów, klientów, a także banków i innych instytucji finansowych. Dlatego też, jak wskazują m.in. Thiel i Zwoliński (2004), niższy koszt pozyskania kapitału należy do ważnych motywów wejścia spółki na giełdę. Obecność papierów wartościowych w obrocie publicznym wiąże się także z bezpłatną promocją spółki w środkach masowego przekazu. Wynika to z faktu, że agencje informacyjne na bieżąco informują o sytuacji spółek notowanych na giełdzie. Oprócz powyższych determinant wzrost spółki jest także wymieniany jako potencjalna korzyść, wynikająca z jej obecności na parkiecie. Wzrost ten może odbywać się w wyniku budowania grupy kapitałowej poprzez przejmowanie innych spółek. W takim przypadku proces przejęcia polega na wydaniu akcji spółki przejmującej akcjonariuszom spółki przejmowanej.

Oprócz korzyści związanych z obecnością spółki na giełdzie należy też zwrócić uwagę na koszty i ograniczenia. Należy do nich wypełnianie obowiązków informacyjnych. Jeśli firma dokonuje tego poprzez raportowanie o swoich planach rozwojowych, odkrywana jest przed konkurencją strategia przedsiębiorstwa. Konkurencyjne spółki należące do tej samej branży mogą tę informację wykorzystać. Kolejnym bardzo ważnym aspektem, z którym musi się liczyć spółka wchodząca na giełdę, jest możliwość wrogiego przejęcia poprzez skup akcji na rynku wtórnym. Takie przejęcie jest na ogół dokonywane przez konkurentów w celu wyeliminowania spółki z rynku lub przejęcia nowych technologii. Oprócz tego ważną barierą związaną z planowanym wprowadzeniem firm na parkiet są wydatki dotyczące działań dodatkowych, które mają uatrakcyjnić ich ofertę. Z kosztami transakcyjnymi związane jest zjawisko asymetrii informacji wpływające na koszt jej pozyskania i przetworzenia. Istota tego zjawiska polega na tym, że jedna strona transakcji nie posiada informacji posiadanych przez drugą. Wówczas partnerowi charakteryzującemu się gorszym dostępem do informacji trudno jest podjąć właściwą decyzję. Ze względu na występowanie zjawiska asymetrii informacyjnej, obecne jest też ryzyko negatywnej selekcji oraz pokusa nadużycia.

Indeks giełdowy jest wskaźnikiem informującym inwestorów, w jaki sposób zmieniają się ceny, oraz ukazującym tendencje panujące na rynku giełdowym w określonym czasie. Indeks jest syntetycznym miernikiem poziomu cen papierów wartościowych obejmującym wszystkie papiery wartościowe lub też papiery z wybranej grupy czy określonego typu. Obserwując zmiany wartości indeksu, można

ocenić poziom zwrotu na rynku oraz określić kierunek ruchu cen bez analizowania sytuacji poszczególnych spółek. Indeksy giełdowe wykorzystywane są przede wszystkim przez duże korporacje, instytucje finansowe oraz banki w celu śledzenia i przewidywania trendów światowych. Rozróżnia się pomiędzy szerokim indeksem giełdowym obejmującym wszystkie akcje oraz indeksem wąskim, który pokazuje określone akcje z wybranego sektora lub wybranej branży. Indeksy tworzone są przez następujące instytucje:

- MSCI,
- FTSE International,
- Dow Jones,
- banki inwestycyjne.

Wskaźniki opracowywane są przede wszystkim dla inwestorów detalicznych zawierających kontrakty krótkoterminowe i nabywających instrumenty pochodne oraz zarządzających funduszami, którzy konstruują portfele inwestycyjne. Indeksy giełdowe pełnią przede wszystkim następujące funkcje:

- dostarczają informacji o sytuacji na rynku bądź jego wybranych segmentach,
- są instrumentem bazowym dla instrumentów pochodnych (opcji, kontraktów futures i forward),
- są punktem odniesienia dla oceny efektywności inwestowania,
- pomagają inwestorom w konstruowaniu własnych wskaźników giełdowych,
- stanowią substytut portfela rynkowego, który ma znaczenie w teorii portfelowej i modelach rynku kapitałowego.

Indeks giełdowy wykorzystywany jest także w celu identyfikacji hossy lub bessy na giełdzie. Wynika to z faktu, że zdecydowana większość papierów wartościowych zwężkuje podczas hossy i jeszcze wyższy odsetek papierów zniżkuje w czasie bessy. Kurs instrumentów pochodnych tworzonych na podstawie instrumentu bazowego (indeksu giełdowego) zależy od przyszłej, przewidywanej przez inwestorów wartości indeksu. Wykorzystanie indeksu giełdowego do oceny efektywności inwestowania odbywa się dzięki zastosowaniu metod analizy fundamentalnej. Polega ona na zastosowaniu analizy sektorowej oraz wyłonieniu sektora wzrostowego. Indeks giełdowy służy w tym przypadku porównaniu i ocenie efektywności inwestycji. Jego rola jest szczególnie ważna w funduszach powierniczych, których głównym celem jest uzyskanie lepszej stopy zwrotu z kapitału w porównaniu ze stopą zwrotu z lokalnego indeksu giełdowego.

Prawidłowo skonstruowany indeks giełdowy powinien być oparty na akcjach firm notowanych na giełdzie, pokazywać zachodzące zmiany cen akcji na bieżąco w porównaniu z okresem bazowym, być uzależnionym od zmian wartości akcji, a nie ich poziomów, a także uwzględniać udziały akcji wybranych firm na tle wszystkich akcji znajdujących się na giełdzie. W celu dokonania oceny efektywności inwestowania, dla każdego indeksu wyznaczany jest okres podstawowy, dla którego wartość indeksu wynosi np. 100. Wówczas porównywanie wartości indeksu z poziomem podstawowym w każdym innym okresie jest łatwym zadaniem.

Cechami, które odróżniają indeksy od siebie, są:

- liczba spółek uwzględnianych przy ich konstrukcji,
- układ wag, które są przydzielane akcjom poszczególnych spółek,
- metoda uśredniania wykorzystywana przy budowie indeksu.

Jedną z metod konstrukcji wag w indeksie opiera się na ważeniu wartości rynkowej, będącej ilorzem rynkowej wartości spółek w okresie badanym i podstawowym. Możliwe jest także ważenie na podstawie cen akcji spółek w taki sposób, aby wyższa waga odpowiadała wyższej cenie akcji. Czasami też akceptuje się jednakowe wagi dla wszystkich spółek.

Najbardziej popularnymi rodzajami indeksów na giełdach papierów wartościowych są:

- indeks geometryczny, będący średnią geometryczną cen spółek wchodzących w jego skład,
- indeks cenowy, który stanowi średnią arytmetyczną z cen spółek indeksu

oraz

- indeks ważony kapitalizacją poszczególnych jego spółek.

Pomiar tego ostatniego indeksu polega na porównaniu zmian zachodzących we wszystkich spółkach.

Najważniejszymi indeksami giełdy papierów wartościowych w Warszawie są:

- Warszawski Indeks Giełdowy (WIG),
- Warszawski Indeks Giełdowy Dużych Spółek (WIG30),
- Warszawski Indeks Giełdowy Średnich Spółek (WIG50),
- Warszawski Indeks Giełdowy Małych Spółek (WIG250).

Indeksy te obliczane są od początku istnienia giełdy, czyli od 16 kwietnia 1991 roku. Uwzględniają one rozwój rynku giełdowego oraz są przystosowane do trójstopniowego podziału indeksów giełdowych, który jest stosowany na rynkach zagranicznych.

Indeks WIG jest najszerszym oraz najstarszym indeksem w Polsce. Jest on obliczany od początku istnienia warszawskiej Giełdy Papierów Wartościowych, a jego wartość bazowa wynosiła 1000 punktów. W skład indeksu WIG wchodzi wszystkie spółki notowane na rynku głównym, zarówno krajowe, jak i zagraniczne. WIG należy do indeksów dochodowych. W związku z tym do jego obliczania włącza się zarówno ceny akcji, jak również dochody z praw poboru i dywidend. Podczas konstrukcji wykorzystywana jest zasada dywersyfikacji, mówiąca, że udział jednej spółki w indeksie nie może przekroczyć 10%, natomiast udział jednego sektora nie może być wyższy niż 30%. Po zakończeniu sesji trzeciego piątku ostatniego miesiąca przeprowadzana jest rewizja portfela indeksu WIG. Jego skład jest zmienny, więc po przeprowadzeniu rewizji wyznaczane są wielkości nowych pakietów akcji.

Giełda papierów wartościowych w Budapeszcie została założona 18 stycznia 1864 roku. W 1868 roku działalność tej giełdy została rozszerzona o obrót towarami. Po II wojnie światowej działalność giełdy została rozwiązana ze względu na znacjonalizowanie większości prywatnych przedsiębiorstw na Węgrzech. Majątek

giełdy stał się własnością państwa. Ponowne otwarcie tej giełdy nastąpiło 21 czerwca 1990 roku. W 1998 roku na giełdzie wprowadzony został elektroniczny system obrotu Multi-Market Trading System (MMTS), natomiast od 2013 roku giełda budapesztańska operuje w systemie Xetra. Głównym indeksem giełdowym Węgier jest BUX. Jest to oficjalny indeks giełdowy akcji blue chip, notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Budapeszcie. Jego wartość obliczana jest na podstawie rynkowych akcji znajdujących się w koszyku. Indeks BUX należał do pierwszych na świecie, których kapitalizacja odbywała się z uwzględnieniem akcji free float, zamiast standardowej kapitalizacji. Indeks BUX jest składnikiem opcji i kontraktów futures notowanych na giełdzie budapesztańskiej.

Czeska giełda papierów wartościowych zlokalizowana jest w stolicy kraju, czyli w Pradze. Działa ona już od 1871 roku, jednak w obecnym kształcie powstała 24 listopada 1992 roku. Handel na tej giełdzie został uruchomiony 6 kwietnia 1993 roku. PX jest indeksem spółek notowanych na giełdzie papierów wartościowych w Pradze. Indeks wystartował 5 kwietnia 1994 roku z poziomu 1000 punktów. Waga, z jaką dana spółka była uwzględniana w indeksie, zależała od jej kapitalizacji. Indeks był obliczany w godzinach 9.30–16.00 w pięciominutowych odstępach. Na początku indeks ten nosił nazwę PX50 i był obliczany na podstawie 50 największych spółek notowanych na GPW w Pradze. Od grudnia 2001 roku liczba spółek wchodzących w skład indeksu jest zmienna. Zmiana nazwy z PX50 na PX nastąpiła 20 marca 2006 roku.

## **1.2. Zewnętrzne otoczenie rynków giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej**

Aby zrozumieć kształtowanie się cen na rynkach giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w długim okresie, należy zwrócić uwagę na wydarzenia na globalnych rynkach finansowych, które miały miejsce w różnych latach. Rynki giełdowe nie funkcjonują w odosobnieniu. Kształtowanie się cen akcji w jednym kraju powinno zależeć od procesu kształtującego ceny akcji w innej gospodarce. Dotyczy to zwłaszcza krajów Europy Środkowo-Wschodniej, które przez większość analizowanego okresu zaliczane były do grupy rynków wschodzących. W związku z tym sytuacja na warszawskim, praskim i budapesztańskim rynku giełdowym zależała od ogólnej koniunktury w gospodarce światowej. Dlatego też niniejszy podrozdział poświęcony jest charakterystyce faz kryzysów w gospodarce światowej, które miały miejsce w latach 1995–2020.

W analizowanym okresie globalny kryzys finansowy odegrał istotny wpływ w kształtowaniu sytuacji na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier. Uznaje się, że faza zawirowań finansowych była jego pierwszym etapem (por. Stawasz-Grabowska, 2018). Za jej początek uznaje się 9 sierpnia 2007 roku, kiedy to francuski bank



BNP Paribas ogłosił, że zawiesza wypłaty z trzech funduszy inwestujących na rynku obligacji zabezpieczonych kredytami hipotecznymi podwyższonego ryzyka w Stanach Zjednoczonych z uwagi na trudności z wyceną ich aktywów. W warunkach niepewności dotyczącej skali zaangażowania europejskich banków na amerykańskim rynku kredytów *subprime* doszło do napięć na rynku międzybankowym w strefie euro. Spadek zaufania między instytucjami kredytowymi i wzrost awersji do ryzyka znalazł odzwierciedlenie w gwałtownym wzroście rozpiętości między stopami dla transakcji niezabezpieczonych i zabezpieczonych rynku pieniężnego, szczególnie dla dłuższych terminów zapadalności.

Następnie odnotowano fazę kryzysu finansowego. Początek tej fazy datuje się na dzień 15 września 2008 roku, kiedy to bank Lehman Brothers ogłosił upadłość. Wydarzenie to było ogromnym zaskoczeniem dla całego świata finansów, jako że zachwiało powszechnie panującym przekonaniem, że istnieją instytucje zbyt duże, by upaść. Doszło wówczas do intensyfikacji napięć na rynkach finansowych krajów rozwiniętych. W UE, podobnie jak w USA, rządy organizowały pomoc publiczną dla instytucji sektora finansowego. W okresie wrzesień 2008 roku – grudzień 2010 roku łączna wartość zaaprobowanej przez Komisję Europejską (KE) pomocy wyniosła 36% PKB UE, co odpowiadało 10% całości aktywów europejskiego sektora bankowego. Ponad 2/3 środków pomocowych zostało skierowanych do instytucji z krajów o największych rozmiarach sektora bankowego, tj. Wielkiej Brytanii, Niemiec, Francji i Irlandii. W omawianej fazie kryzys przeniósł się także do gospodarki realnej. Pogorszenie się koniunktury w USA szybko wpłynęło na sytuację w strefie euro, jako że są one jej głównym partnerem gospodarczym zarówno w dziedzinie przepływów towarowych, jak i kapitałowych.

Następnie kryzys przeniósł się ze Stanów Zjednoczonych do strefy euro. Na przełomie 2009 i 2010 roku rozpoczęła się faza kryzysu zadłużeniowego. Polegała ona na gwałtownym wzroście zadłużenia w grupie obejmującej niektórych członków Unii Gospodarczej i Walutowej. Jako jej główną przyczynę podaje się zaangażowanie rządów w pomoc publiczną dla sektora finansowego w połączeniu z wprowadzanymi pakietami stymulacyjnymi dla pobudzenia wzrostu gospodarczego. Stanowiło to poważne obciążenie dla finansów publicznych wielu krajów UGiW. Punktem zapalnym okazała się Grecja, w której jesienią 2009 roku odbyły się wybory parlamentarne. Nowo wybrany rząd G. Papandreu zszokował partnerów europejskich, ujawniając, że poprzednie władze fałszowały dane dotyczące sytuacji fiskalnej tego kraju. W efekcie Grecja doświadczyła serii obniżek ocen ratingowych (jako pierwsza rating nieinwestycyjny nadała Grecji agencja S&P w kwietniu 2010 roku), zaś różnica między rentownościami dziesięcioletnich obligacji skarbowych Grecji i odpowiednich walorów niemieckich systematycznie rosła, przekraczając w maju 2010 roku poziom 1000 punktów bazowych. Wyraźny wzrost spreadów stał się także problemem Irlandii i Portugalii, a następnie Hiszpanii i Włoch. Rosnące obawy o wypłacalność tych krajów spowodowały, że – poza Włochami – wszystkie one zmuszone były do zwrócenia się o pomoc

do międzynarodowych kredytodawców. Uspokojenie napięć na rynku obligacji skarbowych w strefie euro nastąpiło w II połowie 2012 roku, co można wiązać z ogłoszeniem przez Europejski Bank Centralny (EBC) we wrześniu tego roku programu bezwarunkowych transakcji monetarnych (ang. Outright Monetary Transactions – OMT). W szczególności program ten przewidywał możliwość prowadzenia przez EBC nieograniczonego skupu obligacji krajów Unii Gospodarczej i Walutowej na rynku wtórnym.

Po ogłoszeniu programu OMT obserwowano trwały spadek rentowności obligacji skarbowych w strefie euro (por. m.in. Afonso, Arghyrou, Gadea, Kontonikas, 2018). Poprawę odnotowano także w sferze realnej. Od 2014 roku w zdecydowanej większości krajów UGiW dynamika PKB pozostaje dodatnia, a bezrobocie systematycznie spada, choć w niektórych z nich (Grecja, Hiszpania) pozostaje wysokie. Oceniając sytuację finansów publicznych, na przestrzeni ostatnich lat obserwowano wyraźne zmniejszanie się relacji deficytu sektora instytucji rządowych i samorządowych (ang. *general government* – GG) do PKB. W 2018 roku prawie wszystkie kraje UGiW wypełniały kryterium deficytu z Maastricht. Systematycznie spadały także relacje długu sektora General Government do produktu krajowego brutto. Należy jednak zauważyć, że w krajach najbardziej dotkniętych kryzysem zadłużeniowym (z wyjątkiem Irlandii) są one nadal wysokie. W szczególności w 2018 roku omawiana relacja przekroczyła wartość referencyjną 60% ponad trzykrotnie w przypadku Grecji i dwukrotnie w przypadku Portugalii i Włoch.

Analizując zewnętrzne otoczenie rynków giełdowych Europy Środkowo-Wschodniej, należy zwrócić uwagę na wydarzenia, które rozpoczęły się w Chinach i miały miejsce pod koniec 2019 i na początku 2020 roku. Zagrożenie wirusem SARS-CoV-2 i wywoływaną przez niego chorobą COVID-19 doprowadziło do „zamrożenia” gospodarki w wielu regionach świata. Załamanie łańcuchów dostaw doprowadziło do problemów w przedsiębiorstwach w różnych sektorach. Dodatkowo, lockdowny wprowadzone przez poszczególne kraje miały wpływ na sytuację firm usługowych. To wszystko doprowadziło do paniki na rynkach giełdowych i spadku wartości indeksów giełdowych w różnych krajach, w tym w Europie Środkowo-Wschodniej.

### 1.3. Kształtowanie się indeksów giełdowych WIG, PX oraz BUX w okresie od początku 1995 do marca 2020 roku

Wykresy 1–3 prezentują kształtowanie się wartości indeksów giełdowych WIG, BUX oraz PX w okresie od 1 stycznia 1995 do 31 marca 2020 roku.



**Wykres 1.** Kształtowanie się indeksu WIG w okresie od stycznia 1995 do marca 2020 roku

**Źródło:** obliczenia własne.



**Wykres 2.** Kształtowanie się indeksu PX w okresie od stycznia 1995 do marca 2020 roku

**Źródło:** obliczenia własne.



**Wykres 3.** Kształtowanie się indeksu BUX w okresie od stycznia 1995 do marca 2020 roku

**Źródło:** obliczenia własne.

Wykresy 1–3 wskazują, że przez większość okresu 1995–2020 indeksy dla giełdy warszawskiej, praskiej i budapesztańskiej kształtowały się podobnie. Można jednak dostrzec pewne różnice. W latach 1995–1997 na giełdach w Warszawie, Pradze i Budapeszcie obserwowane były wzrosty głównych indeksów. Siła wzrostu nie była jednak taka sama w analizowanej grupie krajów. W przypadku giełdy praskiej można zauważyć spadki wartości indeksu w maju i czerwcu 1997 roku, które mogły być wywołane kryzysem walutowym (Małecki i in., 2001).

Kryzys rosyjski, który rozpoczął się 17 sierpnia 1998 wraz z dewaluacją rubla (Forbes, 2004), miał negatywny wpływ na sytuację na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech (Emin, 2016). Dlatego też wyraźny spadek wartości analizowanych indeksów giełdowych obserwowany był w drugiej połowie 1998 roku. W 1999 roku odnotowano jednak tendencję wzrostową na wschodzących rynkach giełdowych w Europie Środkowo-Wschodniej. Kolejne wydarzenia kryzysowe datowane są na okres od marca 2000 do końca 2002 roku. Wówczas rynki finansowe były pod wpływem kryzysu dotcom oraz kryzysu związanego z atakiem terrorystycznym z 11 września 2001 roku w Stanach Zjednoczonych. Okazuje się, że w analizowanym okresie nastąpił znaczący wzrost integracji rynków finansowych krajów Grupy Wyszehradzkiej z rynkami krajów rozwiniętych (Emin, 2016). Zgodnie z tendencjami obserwowanymi na rynkach giełdowych krajów rozwiniętych, spadki obserwowane były także w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Należy jednak zaznaczyć, że spadki te nie były takie same we wszystkich trzech krajach. Spadki indeksu BUX okazały się być zdecydowanie słabsze w porównaniu z obniżkami wartości dla WIG-u i PX-a. Na silniejszy spadek wartości indeksu WIG miała wpływ sytuacja wewnętrzna związana z niestabilną sytuacją finansów publicznych w Polsce oraz niższym tempem wzrostu gospodarczego (Grabowski, 2018).

Następnie w latach 2003–2007 obserwowane były silne wzrosty na wszystkich giełdach w Europie Środkowo-Wschodniej. Dotyczyły one także rynku polskiego, czeskiego i węgierskiego. Niemniej jednak daje się zauważyć różnice między trzema analizowanymi krajami, jeśli chodzi o skalę wzrostu wartości głównego indeksu giełdowego. W przypadku Polski i Czech wzrosty okazały się zdecydowanie silniejsze niż w przypadku Węgier. Jak podają Grela i in. (2014), niestabilna sytuacja w finansach publicznych Węgier na początku XXI wieku mogła przełożyć się na wolniejszą konwergencję tego kraju z gospodarkami rozwiniętymi. Niestabilność systemu finansowego związana z bardzo wysokim udziałem pożyczek denominowanych w obcej walucie przyczyniła się do relatywnie słabego zainteresowania inwestorów (mimo ogólnej hossy na rynkach giełdowych na świecie) giełdą budapeszteńską. Wskazuje się na dwa główne źródła dynamicznego wzrostu wartości głównych indeksów giełdowych na Węgrzech, ale przede wszystkim w Polsce i Czechach w latach 2003–2007. Po pierwsze, na początku transformacji rynki giełdowe w krajach Europy Środkowo-Wschodniej były relatywnie słabo zintegrowane z odpowiednimi rynkami w krajach rozwiniętych. Dlatego też, zgodnie z regułami analizy portfelowej (por. np. Grubel, 1968; Markowitz, 1959) międzynarodowi inwestorzy włączali papiery wartościowe tych krajów w swoich portfelach (por. m.in. Gilmore, McManus, Tezel, 2005). Gwałtowny wzrost popytu zgłaszanego przez inwestorów międzynarodowych na giełdach krajów Europy Środkowo-Wschodniej przyczynił się do wzrostu wartości aktywów emitowanych na tych rynkach. Po drugie, perspektywa oraz akcesja tych krajów do Unii Europejskiej zmieniła percepcję inwestorów, którzy przestali się obawiać ryzyka politycznego, płynnościowego oraz związanego z jakością zarządzania finansami przedsiębiorstw (Syllignakis, Kouretas, 2011; Syriopoulos, 2007). W efekcie możliwości związane ze stosowaniem strategii dywersyfikacji portfela zmniejszyły się znacząco, na co wskazują m.in. Brzeszczyński i Welfe (2007).

Po wielu latach stabilnego wzrostu na giełdach krajów Europy Środkowo-Wschodniej, wraz z pojawieniem się turbulencji na światowych rynkach finansowych w sierpniu 2007 roku nastąpił gwałtowny spadek zainteresowania rynkami giełdowymi krajów wschodzących. Spadkom na rynkach giełdowych w najbogatszych krajach świata towarzyszyło gwałtowne zmniejszenie się inwestycji portfelowych w Europie Środkowo-Wschodniej (por. Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski, 2013). Rynki giełdowe w analizowanych trzech krajach Europy Środkowo-Wschodniej drastycznie ucierpiały na skutek negatywnych tendencji obserwowanych na globalnych rynkach finansowych. Wówczas instytucjonalni inwestorzy wycofywali większość swoich aktywów z rynków wschodzących i inwestowali przede wszystkim w bezpieczne aktywa, takie jak niemieckie czy amerykańskie obligacje skarbowe (por. Bogołębska, Feder-Sempach, Stawasz-Grabowska, 2019; Feder-Sempach, Bogołębska, Stawasz-Grabowska, 2020). Rynki finansowe krajów Grupy Wyszehradzkiej znajdowały się pod presją ze względu na masowy odpływ kapitału (por. Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski, 2014). Duży udział zobowiązań denominowanych w walucie obcej pogłębił problemy w krajach Europy

Środkowo-Wschodniej w okresie kryzysu. Dotyczyło to przede wszystkim Węgier i w mniejszym stopniu Polski. Negatywne tendencje obserwowane na rynkach giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej dodatkowo zostały wzmocnione w okresie kryzysu sub-prime, który rozpoczął się wraz z upadkiem banku Lehman Brothers.

W okresie kryzysu strefy euro spadki wartości indeksów giełdowych w krajach rozwiniętych również negatywnie wpłynęły na kształtowanie się WIG-u, BUX-a i PX-a. Jak podają Bein i Tuna (2015), rynki giełdowe w Europie Środkowo-Wschodniej były wrażliwe na niestabilności powstające w dotkniętych kryzysem krajach strefy euro. Niemniej jednak podatność analizowanych rynków giełdowych na szoki zewnętrzne okazała się słabsza w porównaniu z kryzysem subprime. Jak wskazują Bieńkowski, Gawrońska-Nowak oraz Grabowski (2014), inwestorzy międzynarodowi nauczyli się rozróżniać pomiędzy aktywami bezpiecznymi a zagrożonymi. Dlatego też tendencje obserwowane na rynkach giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej w latach 2010–2013 nie były tak podobne jak we wcześniejszych latach.

Po 2013 roku nastąpił wzrost różnic w zachowaniu giełd krajów Grupy Wyszehradzkiej. Na przykład po 2015 roku na giełdzie budapesztańskiej obserwowany był silny i stabilny wzrost głównego indeksu giełdowego. Wartość indeksu PX wzrastała zdecydowanie wolniej. Jeśli chodzi o Polskę, okresy wzrostu wartości WIG-u przeplatały się z miesiącami gwałtownych spadków. Jak zauważyli Grabowski (2018) oraz Moagar-Poladian, Clichici, Stanciu (2019), w okresie pokryzysowym indeksy giełdowe Polski, Czech i Węgier zachowywały się zupełnie inaczej. Poziom współzależności analizowanych rynków giełdowych z rynkami krajów rozwiniętych zmniejszył się zdecydowanie. Wynika to przede wszystkim z faktu, że Polska, Czechy i Węgry w innych momentach doświadczały problemów wewnętrznych. W okresach słabszych powiązań między rynkami giełdowymi sytuacja wewnętrzna w większym stopniu determinowała kształtowanie się indeksów.

Koniec analizowanego okresu charakteryzuje się spadkami na każdym z trzech analizowanych rynków giełdowych. Między połową lutego a połową marca 2020 roku główny indeks giełdowy w Budapeszcie obniżył się o prawie jedną trzecią z poziomu około 46 tys. do poziomu 32 tys. punktów. W tym samym czasie indeks PX obniżył się z poziomu około 1100 do 800. Natomiast skala spadku Warszawskiego Indeksu Giełdowego była równie duża. Analizowany indeks obniżył się z poziomu około 58 tys. do około 37 tys. punktów.

Analizując kształtowanie się indeksów giełdowych Polski, Czech i Węgier, można mieć wrażenie, że odpowiednie szeregi czasowe generowane są przez zintegrowane w stopniu pierwszym procesy stochastyczne. Niemniej jednak zasadne jest testowanie stopnia integracji dla indeksów giełdowych. Ze względu na wysoką częstotliwość danych, użyty zostanie test ADF-GLS, który został zaproponowany przez Elliotta, Rothenberga i Stocka (1996). Tabela 1 ilustruje wyniki testowania prawdziwości hipotezy o niestacjonarności dla indeksów WIG, BUX, PX, a także stóp zwrotu z tych indeksów.

**Tabela 1.** Wyniki testowania stacjonarności indeksów giełdowych WIG, BUX oraz PX za pomocą testu ADF-GLS

Indeks	WIG	PX	BUX
P-statystyka dla poziomów	42,440	13,504	50,973
P-statystyka dla pierwszych różnic	0,072	0,056	0,261
Decyzja	Szereg czasowy jest generowany przez zintegrowany w stopniu pierwszym proces stochastyczny	Szereg czasowy jest generowany przez zintegrowany w stopniu pierwszym proces stochastyczny	Szereg czasowy jest generowany przez zintegrowany w stopniu pierwszym proces stochastyczny

**Źródło:** obliczenia własne.

Wyniki zawarte w tabeli 1 wskazują, że wszystkie trzy szeregi czasowe są generowane przez procesy stochastyczne zintegrowane w stopniu pierwszym.

## 1.4. Zachowanie stóp zwrotu z indeksów giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej

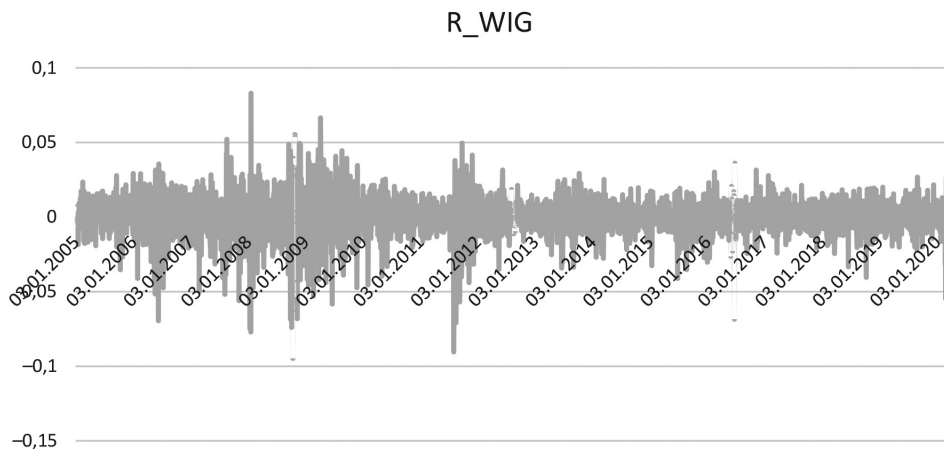
Niestacjonarność indeksów giełdowych, która została potwierdzona w badaniu przeprowadzonym w poprzednim podrozdziale, sprawia, że nie istnieje skończona wariancja. Dlatego też konstrukcja prognoz przedziałowych nie jest możliwa. Konstruowane są raczej prognozy krótkookresowe dla stóp zwrotu z indeksów giełdowych o ile są one stacjonarne. A zatem dla każdego z indeksów obliczane są logarytmiczne stopy zwrotu zgodnie z formułami:

$$r_t^{WIG} = \ln \left( \frac{WIG_t}{WIG_{t-1}} \right), \quad (1)$$

$$r_t^{BUX} = \ln \left( \frac{BUX_t}{BUX_{t-1}} \right), \quad (2)$$

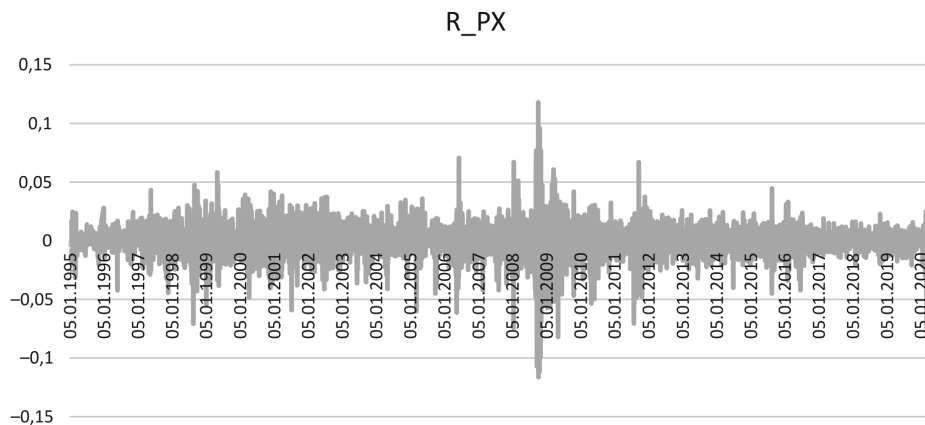
$$r_t^{PX} = \ln \left( \frac{PX_t}{PX_{t-1}} \right). \quad (3)$$

Wykresy 4–6 ilustrują kształtowanie się logarytmicznych stóp zwrotu odpowiednio z indeksów giełdowych WIG, PX oraz BUX w okresie od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku.



**Wykres 4.** Logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu WIG w okresie od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku

**Źródło:** obliczenia własne.



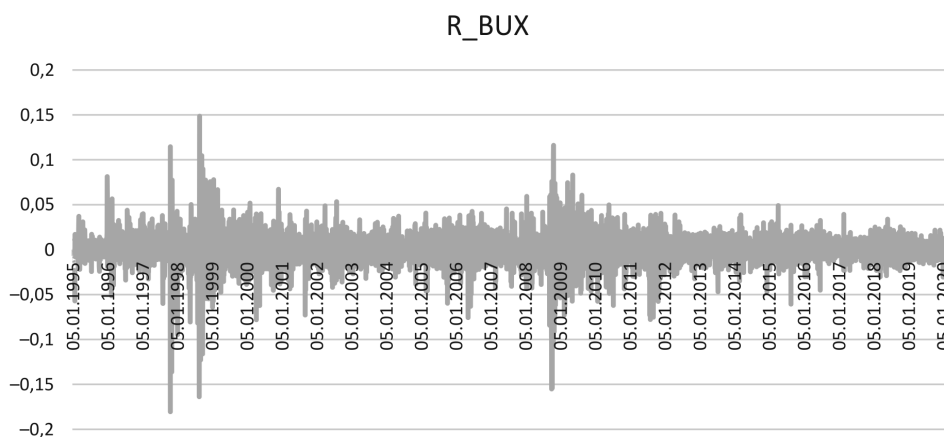
**Wykres 5.** Logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu PX w okresie od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku

**Źródło:** obliczenia własne.

Występowanie zjawiska grupowania wariancji jest wspólną cechą analizowanych szeregów czasowych. Można zauważyć wspólne dla wszystkich giełd podokresy podwyższonej zmienności. Wraz z upadkiem banku inwestycyjnego Lehman Brothers nastąpił znaczący wzrost niepewności na światowych rynkach giełdowych. Dotyczył on także wschodzących rynków Europy Środkowo-Wschodniej. Wzrost



niepewności na rynkach giełdowych w Pradze, Budapeszcie i Warszawie nastąpił także równocześnie w latach 2010–2012 w okresie kryzysu strefy euro. Związany z kryzysem COVID-19 i obserwowany na początku 2020 roku wzrost niepewności na rynkach giełdowych w Warszawie, Pradze i Budapeszcie jest także zjawiskiem wspólnym. Jeśli chodzi o pozostałe podokresy zwiększonej niepewności, to nie były one wspólne dla wszystkich środkowoeuropejskich rynków giełdowych. Na przykład gwałtowny wzrost niepewności na polskim rynku giełdowym w latach 2015–2016 wynikał z faktu wprowadzenia reformy Otwartych Funduszy Emerytalnych oraz niestabilności politycznej obserwowanej w tamtym okresie. Niepewność na giełdach pod koniec lat dziewięćdziesiątych XX wieku oraz na początku XXI wieku była charakterystyczna dla rynku warszawskiego i budapesztańskiego. Zdecydowanie spokojniej zachowywała się wówczas giełda praska. Wynik ten świadczy o wyższej odporności giełdy praskiej na wydarzenia związane z kryzysem rosyjskim. Może to wynikać także z faktu, że spadek powiązań gospodarczych między Czechami a Rosją był silniejszy niż analogiczny spadek dla par Polska–Rosja i Węgry–Rosja.



**Wykres 6.** Logarymiczne stopy zwrotu z indeksu BUX w okresie od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku

**Źródło:** obliczenia własne.

## 1.5. Historyczna zmienność na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier w latach 1995–2020

Wykresy 4–6 wskazują na okresy wyższej zmienności na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier. Właściwa ocena niepewności związanej z inwestowaniem w spółki wchodzące w skład powyższych indeksów wymaga obliczenia zmieniającej się w czasie historycznej zmienności.

Dlatego też w dalszej kolejności obliczana jest historyczna zmienność na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Punktem wyjścia do obliczenia historycznej zmienności dla analizowanych rynków jest estymacja parametrów następującego modelu GARCH(1,1):

$$r_t^a - \overline{r^a} = \varepsilon_t^a, \quad (4a)$$

$$\varepsilon_t^a \sim N(0, h_t^a), \quad (4b)$$

$$h_t^a = \alpha_0 + \alpha_1 (\varepsilon_t^a)^2 + \beta_1 h_{t-1}^a, \quad (4c)$$

gdzie  $a = \text{WIG}, \text{BUX}, \text{PX}$ .

Tabela 2 zawiera wyniki estymacji parametrów modelu (4a–c) dla wszystkich trzech rynków giełdowych.

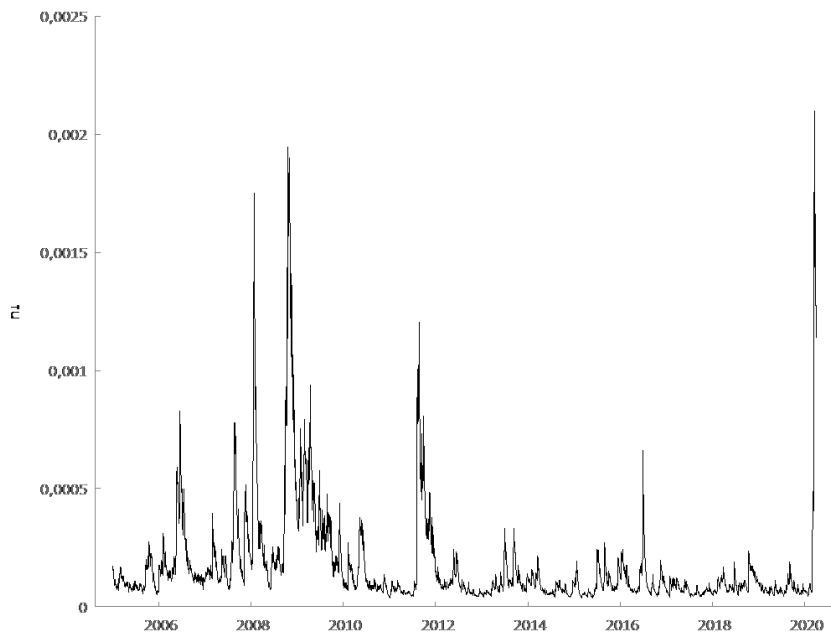
**Tabela 2.** Wyniki estymacji parametrów modelu GARCH(1,1) dla rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier dla okresu od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku

Kraj	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}_1$	Bezwarunkowa wariacja
Polska	$2,5 \cdot 10^{-6}$	0,09	0,90	0,00028
Czechy	$2,1 \cdot 10^{-6}$	0,11	0,88	0,00024
Węgry	$7,1 \cdot 10^{-6}$	0,12	0,86	0,00037

**Źródło:** obliczenia własne.

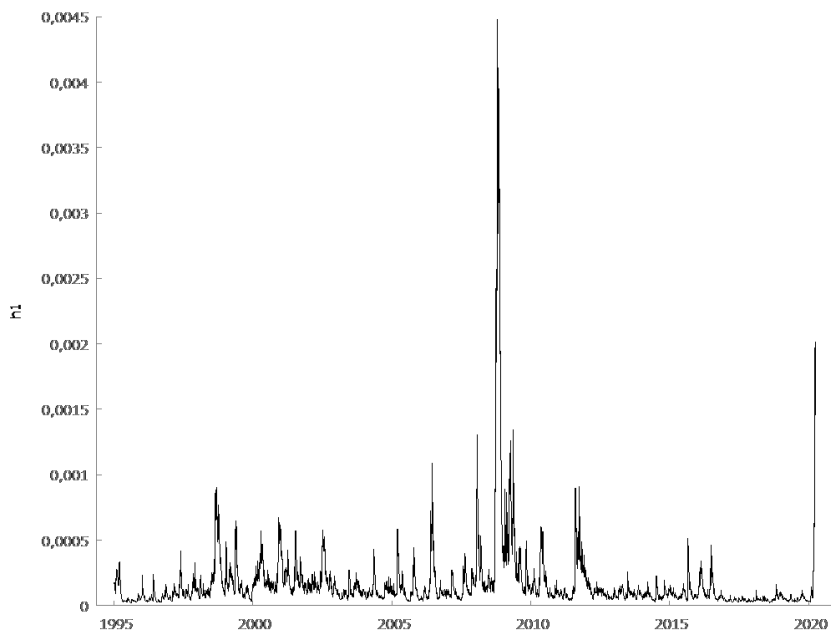
Wyniki estymacji wskazują, że stopa zwrotu z indeksu BUX charakteryzuje się zdecydowanie wyższą zmiennością w porównaniu ze stopami zwrotu z dwóch pozostałych indeksów giełdowych. Natomiast najniższy poziom zmienności obserwowany jest dla odmiany na giełdzie praskiej. Z kolei polski rynek giełdowy charakteryzuje się najwyższym poziomem persystencji spośród analizowanych trzech rynków. Świadczy o tym oszacowanie parametru  $\beta_1$  wynoszące 0,9. Wysoki poziom persystencji oznacza, że szoki powstające na polskim rynku giełdowym mają dość trwałe oddziaływanie na zmienność. Z kolei najmniej trwałe oddziaływanie szoków dotyczy giełdy buda-pesztańskiej. Z drugiej strony krótkookresowe oddziaływanie szoku jest najsilniejsze w przypadku rynku węgierskiego i najsłabsze dla rynku polskiego.

Następnie, po oszacowaniu parametrów modelu (4a–c) generowane są szeregi historycznej zmienności dla indeksów WIG, BUX oraz PX. Historyczna zmienność traktowana jest tutaj jako miara niepewności na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier (por. Jurado, Ludvigson, Ng, 2015). Wykresy 7–9 ilustrują kształtowanie się historycznych zmienności dla wszystkich trzech krajów.



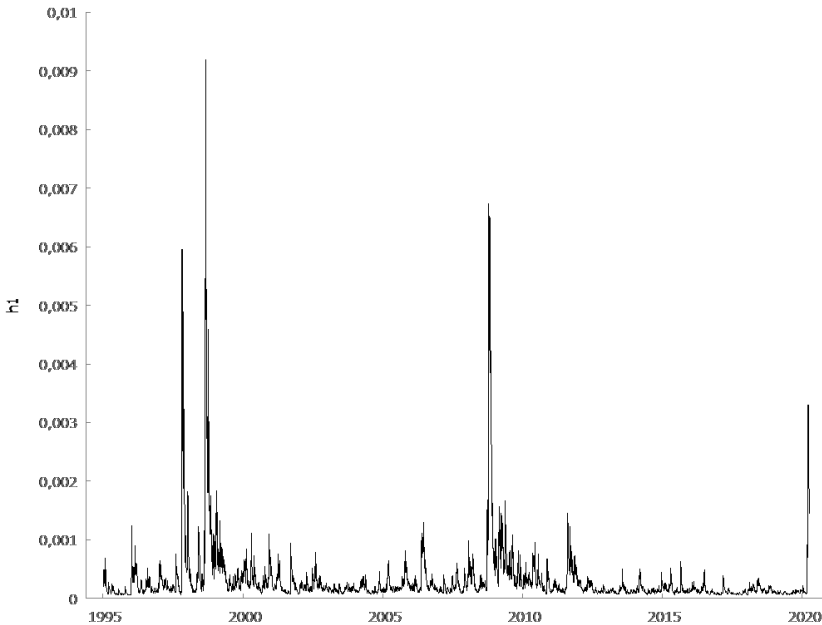
**Wykres 7.** Kształtowanie się historycznej zmienności dla indeksu WIG

**Źródło:** obliczenia własne.



**Wykres 8.** Kształtowanie się historycznej zmienności dla indeksu PX

**Źródło:** obliczenia własne.



**Wykres 9.** Kształtowanie się historycznej zmienności dla indeksu BUX

**Źródło:** obliczenia własne.

Wykresy 7–9 odzwierciedlają zmienności stóp zwrotu na rynkach giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej, które są widoczne na wykresach 4–6. Wysokie poziomy historycznych zmienności, które są obserwowane na wszystkich trzech rynkach giełdowych w latach 2008–2009 oraz 2011–2012, nie są zaskoczeniem. Niepewność obserwowana na globalnych rynkach finansowych, która pojawiła się w lecie 2007 roku, a następnie zwiększyła się wraz z upadkiem banku inwestycyjnego Lehman Brothers, przeszła z rynków rozwiniętych także do krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Wzrost historycznej zmienności na wszystkich trzech rynkach giełdowych w okresie kryzysu strefy euro jest również zgodny z oczekiwaniami. Kryzys, który objawił się przede wszystkim na rynkach obligacji skarbowych w peryferyjnych krajach strefy euro, doprowadził do wzrostu niepewności na giełdach powiązanych ze strefą euro krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W przypadku wszystkich trzech analizowanych giełd obserwowane są także gwałtowne wzrosty historycznej zmienności pod koniec próby. Wzrost ten jest związany z ogólnym załamaniem na giełdach na skutek kryzysu związanego z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2. Pozostałe okresy wzrostów historycznej zmienności różnią się między krajami. Na przykład w Polsce bardzo wysoki poziom historycznej zmienności obserwowany jest na początku próby, czyli w połowie lat dziewięćdziesiątych. Kryzys rosyjski oraz kryzys dotcom także przyczyniły się do wzrostu ryzyka związanego z inwestowaniem na giełdzie warszawskiej. Oprócz tego giełda ta charakteryzowała się wyższym poziomem niepewności przed wybuchem kryzysu subprime w porównaniu

z pozostałymi analizowanymi rynkami. Jeśli chodzi o historyczną zmienność stóp zwrotu z indeksu WIG, należy zwrócić uwagę na znaczący wzrost jej wartości w latach 2015–2016. Mogło to być związane ze wzrostem niepewności wynikającym z problemów wewnętrznych. Reforma systemu Otwartych Funduszy Emerytalnych oraz niestabilność polityczna w Polsce w latach 2014–2016 miały negatywny wpływ na sytuację na tamtejszej Giełdzie Papierów Wartościowych. Na rynku czeskim nie obserwuje się podwyższonej niepewności na początku próby, a wzrost zmienności związany z kryzysem rosyjskim okazał się być nieznaczny. Na Węgrzech niski poziom historycznej zmienności obserwowany był w latach 1995–1996. Niemniej jednak wzrost niepewności, który pojawił się w trakcie kryzysu rosyjskiego, był tak samo wysoki, jak ten obserwowany w latach 2007–2008.

## 1.6. Prognozowanie stóp zwrotu na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier za pomocą modeli AR(p)-GARCH(1,1)

W dalszej kolejności rynki giełdowe w krajach Grupy Wyszehradzkiej porównywane są pod kątem zdolności modeli AR(p)-GARCH(1,1) do prognozowania stóp zwrotu. Rozważane są różne warianty rzędu opóźnień oraz różne rozkłady składnika losowego. Tabela 3 zawiera pierwiastki z błędów średniokwadratowych dla różnych wariantów rzędu opóźnień oraz różnych rozkładów składnika losowego. Błędy dotyczą prognoz *ex post* formułowanych na jeden okres do przodu.

**Tabela 3.** Błędy prognozy *ex post* (RMSE) podczas prognozowania stóp zwrotu z indeksów giełdowych

Rozkład	p	WIG	BUX	PX
1	2	3	4	5
Rozkład normalny	0	0,014264	<b>0,017263</b>	0,012800
	1	0,014259	0,017292	0,012784
	2	0,014258	0,017292	0,012779
	3	0,014259	0,017287	0,012779
	4	<b>0,014249</b>	0,017285	0,012778
	5	<b>0,014249</b>	0,017276	<b>0,012777</b>

1	2	3	4	5
Symetryczny rozkład t-studenta	0	0,014264	0,017264	0,012806
	1	0,014259	0,017271	0,012788
	2	0,014258	0,017272	0,012784
	3	0,014258	0,017266	0,012784
	4	<b>0,014249</b>	0,017263	<b>0,012783</b>
	5	<b>0,014249</b>	<b>0,017256</b>	0,012784
Symetryczny rozkład GED	0	0,014264	0,017266	0,012804
	1	0,014259	0,017272	0,012786
	2	0,014258	0,017274	0,012782
	3	0,014258	0,017268	0,012782
	4	<b>0,014249</b>	0,017263	<b>0,012781</b>
	5	<b>0,014249</b>	<b>0,017256</b>	0,012782
Skośny rozkład t-Studenta	0	0,014258	0,017262	0,012800
	1	0,014251	0,017268	0,012782
	2	0,014252	0,017269	0,012778
	3	0,014250	0,017263	0,012779
	4	0,014249	0,017261	<b>0,012777</b>
	5	<b>0,014248</b>	<b>0,017254</b>	0,012780
Skośny rozkład GED	0	0,014263	<b>0,017261</b>	0,012789
	1	0,014262	0,017268	0,012791
	2	0,014260	0,017270	0,012787
	3	0,014259	0,017264	0,012785
	4	<b>0,014256</b>	<b>0,017261</b>	<b>0,012784</b>
	5	0,014257	0,017263	0,012785

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane rezultaty wskazują, że w przypadku giełdy warszawskiej optymalnym wyborem jest model AR(4)-GARCH(1,1) oraz AR(5)-GARCH(1,1). W przypadku giełdy budapesztańskiej najniższy błąd prognozy dotyczy wariantu bez opóźnień oraz ewentualnie wariantów z czterema i pięcioma opóźnieniami. Prognozowanie stóp

zwrotu z indeksu PX powinno odbywać się za pomocą modelu AR(4)-GARCH(1,1) lub ewentualnie AR(5)-GARCH(1,1). Wówczas pierwiastek z błędu średniokwadratowego jest najniższy. Różnice między rynkami giełdowymi są zgodne z rezultatami dotyczącymi persystencji procesów. W przypadku polskiego rynku giełdowego szoki mają charakter relatywnie trwałe. Dlatego też w modelu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu WIG należy uwzględnić większą liczbę opóźnionych stóp zwrotu. Najniższy poziom persystencji obserwowany w przypadku węgierskiego rynku giełdowego implikuje fakt, że model GARCH bez opóźnionej zmiennej zależnej również dobrze prognozuje kształtowanie się stóp zwrotu z indeksu BUX.

## 1.7. Identyfikacja okresów zmiany strukturalnej wariancji na analizowanych rynkach kapitałowych w latach 1995–2020

Ocena stanów, w których znajdują się rynki giełdowe, może odbywać się za pomocą metody identyfikacji zmiany strukturalnej w wariancji zaproponowanej przez Inclan i Tiao (1994). Polega ona na obliczaniu skumulowanej sumy kwadratów odśrodkowanych stóp zwrotu:

$$C_k = \sum_{t=1}^k (r_t^a - \bar{r}^a)^2, \quad (5)$$

oraz obliczeniu zcentralizowanej i znormalizowanej skumulowanej sumy kwadratów w następujący sposób:

$$D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{k}{T}, \quad k = 1, \dots, T. \quad (6)$$

Następnie obliczana jest wartość statystyki:

$$IT = \left| \sqrt{T/2} * D_{k^*} \right|. \quad (7)$$

Jeśli statystyka (7) przekracza wartość krytyczną, to wówczas  $k^*$  jest punktem istotnej zmiany strukturalnej.

Dla rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier obliczana jest wartość statystyki (7). Jest ona następnie porównywana z wartością krytyczną na poziomie istotności 0,01, wynoszącą 1,63 (por. Inclan, Tiao, 1994). Tabela 4 zawiera wykaz dat, dla których zidentyfikowane zostały zmiany strukturalnej wariancji wraz z wartościami statystyki (7).

**Tabela 4.** Zidentyfikowane okresy zmiany strukturalnej wariacji

Kraj	Polska	Węgry	Czechy
Okresy zmiany strukturalnej wariacji	5.06.1995 (5,39)	29.12.1995 (3,55)	29.03.1995 (4,11)
	23.10.1997 (3,82)	10.08.1998 (5,06)	19.06.1998 (4,75)
	20.04.2000 (2,03)	11.05.1999 (3,06)	10.11.2000 (1,65)
	1.03.2004 (3,16)	11.05.2006 (2,07)	26.04.2006 (2,53)
	2.01.2006 (3,29)	17.09.2008 (8,31)	9.09.2008 (8,34)
	12.09.2008 (4,31)	24.08.2009 (3,52)	17.08.2009 (4,66)
	23.09.2009 (5,07)	23.01.2012 (3,35)	27.01.2012 (3,46)
	21.12.2001 (4,29)	29.06.2016 (2,26)	18.07.2016 (1,96)
	26.03.2014 (2,45)	22.01.2018 (2,90)	11.10.2018 (2,26)
	26.06.2015 (1,85)	30.01.2020 (3,78)	30.01.2020 (3,93)
	31.01.2020 (4,56)		

**Źródło:** obliczenia własne.

Jak widać, w Polsce zidentyfikowano o jedną więcej zmianę strukturalną wariacji w porównaniu z Węgrami i Czechami. Dаты zmian strukturalnych różniły się nieco między analizowanymi krajami. W 1995 roku odnotowano zmianę strukturalną w każdym z trzech krajów. W Czechach została ona odnotowana w marcu 1995 roku, w Polsce zidentyfikowano ją w czerwcu, natomiast na Węgrzech istotną zmianę wariacji zaobserwowano pod koniec 1995 roku. Kolejne zmiany strukturalne wariacji odnotowane zostały w latach 1997–1998. Najwcześniej wariacja szoków zmieniła się istotnie w przypadku warszawskiego rynku giełdowego. Miało to miejsce w październiku 1997 roku. Jeśli zaś chodzi o momenty zmiany strukturalnej w Czechach i na Węgrzech, to są one podobne. Istotna zmiana wariacji stóp zwrotu zaobserwowana została na rynku praskim w czerwcu, zaś na rynku budapesztańskim w sierpniu 1998 roku. Następnie, zmiany strukturalne wariacji stóp zwrotu na rynkach giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej zidentyfikowane zostały w latach 1999–2000. Tym razem Węgry okazały się pierwszym krajem, w którym najwcześniej (w maju 1999 roku) nastąpiła zmiana strukturalna wariacji stóp zwrotu. W Polsce zmianę strukturalną wariacji zidentyfikowano w kwietniu, zaś w Czechach w listopadzie 2000. Następnie na praskim i budapesztańskim rynku giełdowym nie identyfikowano zmian strukturalnych wariacji stóp zwrotu aż do 2006 roku. Nieco inną sytuację zaobserwowano na giełdzie warszawskiej, gdzie na początku marca 2004 roku zanotowano zmianę strukturalną wariacji stóp zwrotu. Zmiana strukturalna mogła wynikać z faktu, że w latach 2000–2003 polski rynek



giełdowy charakteryzował się zdecydowanie wyższym poziomem niestabilności w porównaniu z pozostałymi. Dlatego też perspektywa wejścia do Unii Europejskiej przyczyniła się do istotnego spadku niepewności, identyfikowanego za pomocą metody proponowanej przez Inclan i Tiao (1994). W 2006 roku nastąpiła kolejna zmiana wariacji stóp zwrotu na rynkach giełdowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Najwcześniej (w styczniu 2006 roku) zaobserwowana ona została w przypadku rynku polskiego. Istotne zmiany strukturalne dla wariacji stóp zwrotu z indeksów PX oraz BUX odnotowano na przełomie kwietnia i maja 2006 roku. Zmiany strukturalne dla wariacji stóp zwrotu obserwowane w 2006 roku można interpretować jako efekt stadny związany ze zwiększonym zainteresowaniem rynkami giełdowymi w krajach Europy Środkowo-Wschodniej tuż po ich wejściu do Unii Europejskiej. Wzrost zainteresowania inwestorów rynkami giełdowymi Polski, Czech i Węgier sprawił, że dni umiarkowanych wzrostów przeplatały się z dniami bardzo wysokich wzrostów, a zatem wariacja stóp zwrotu była duża. Wraz z pojawieniem się turbulencji na globalnych rynkach finansowych (sierpień 2007 roku) zmienność stóp zwrotu dla WIG-u, PX-a oraz BUX-a była równie wysoka. Kolejny gwałtowny wzrost zmienności stóp zwrotu na rynkach giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej odnotowany został wraz z wybuchem kryzysu subprime w Stanach Zjednoczonych. Wrzesień 2008 roku to jeden z niewielu okresów, dla którego odnotowano istotną zmianę zmienności stóp zwrotu we wszystkich trzech analizowanych krajach. Różnice pomiędzy analizowanymi trzema rynkami wynoszą zaledwie kilka dni. Chwilowe uspokojenie na rynkach giełdowych w Warszawie, Pradze i Budapeszcie nastąpiło następnie w sierpniu (Czechy i Węgry) oraz we wrześniu (Polska) 2009 roku. Okres niższej niepewności nie trwał jednak długo, gdyż pojawiły się napięcia związane z kryzysem strefy euro. Chociaż kryzys strefy euro rozpoczął się w październiku 2009 roku wraz z ujawnieniem niekorzystnych danych dotyczących sytuacji finansów publicznych w Grecji (por. Grabowski, Stawasz-Grabowska, 2019; Stawasz-Grabowska, 2018; Stawasz-Grabowska, Grabowski, 2018), wzrost niepewności na rynkach finansowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej nastąpił zdecydowanie później. Na przełomie 2011 i 2012 roku nastąpił istotny wzrost zmienności stóp zwrotu dla Polski, Czech i Węgier. Był to okres największych napięć w strefie euro. Kolejne działania Europejskiego Banku Centralnego nie przynosiły pożądanych efektów. Dlatego też w analizowanym okresie rentowności obligacji skarbowych peryferyjnych krajów strefy euro nadal rosły, a panika ta odbiła się na rynkach giełdowych przede wszystkim w krajach nienależących do grupy największych gospodarek światowych. Gwałtowne zmiany wariacji na polskim rynku giełdowym obserwowane w latach 2014 i 2015 należy wiązać z napięciami krajowymi związanymi z reformą OFE oraz kontrowersyjnymi reformami politycznymi wprowadzanymi pod koniec kadencji rządów PO-PSL z lat 2007–2015 oraz na początku rządów Prawa i Sprawiedliwości z lat 2015–2019. Wzrost zmienności na rynkach giełdowych w analizowanych krajach Europy Środkowo-Wschodniej na lecie 2016 roku jest związany z niepewnością związaną z wynikami referendum

dotyczącego wyjścia Wielkiej Brytanii z Unii Europejskiej. Kolejny wzrost zmienności na rynkach giełdowych w Warszawie, Pradze i Budapeszcie wynika z napięć na rynkach światowych związanych z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2.

## 1.8. Własności stóp zwrotu z indeksów giełdowych w wybranych podokresach

Analiza zawarta w podrozdziale 1.6 wskazuje, że możliwe jest wyróżnienie wielu reżimów zmienności na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Postanowiono jednak zidentyfikować podokresy na podstawie wartości granicznej dla statystyki (7) wynoszącej 4 oraz ujednoczyć podokresy dla wszystkich trzech krajów. Ze względu na niewielką liczbę obserwacji w podokresie dotyczącym kryzysu związanego z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2, wyróżniane są następujące podokresy:

- 1) 5.06.1995–12.09.2008 – okres poprzedzający wybuch kryzysu subprime w Stanach Zjednoczonych.
- 2) 15.09.2008–23.12.2011 – okres największych napięć na rynkach finansowych związanych z kryzysem subprime oraz kryzysem zadłużeniowym w strefie euro.
- 3) 26.12.2011–18.07.2016 – okres relatywnego spokoju na rynkach finansowych po zakończeniu kryzysu strefy euro.
- 4) 19.07.2016–31.03.2020 – okres następujący po referendum związanym z wyjściem Wielkiej Brytanii z Unii Europejskiej. Napięcia na rynkach giełdowych dotyczą przede wszystkim okresu tuż po referendum ale także pierwszych miesięcy rozprzestrzeniania się wirusa SARS-CoV-2.

Tabela 5 prezentuje statystyki opisowe dla wszystkich czterech podokresów dla stóp zwrotu z trzech indeksów giełdowych.

**Tabela 5.** Statystyki opisowe dla stóp zwrotu z indeksów giełdowych Polski, Czech i Węgier w wyodrębnionych podokresach

Podokres	WIG		BUX		PX	
1	2		3		4	
Przed wybuchem kryzysu subprime	Średnia	0,046%	Średnia	0,072%	Średnia	0,023%
	Odchylenie standardowe	0,016	Odchylenie standardowe	0,018	Odchylenie standardowe	0,012
	Skośność	-0,231	Skośność	-0,874	Skośność	-0,289
	Kurtoza	6,641	Kurtoza	16,673	Kurtoza	6,203

Tabela 5 (cd.)

1	2		3		4	
Kryzys subprime oraz kryzys strefy euro	Średnia	-0,006%	Średnia	-0,014%	Średnia	-0,044%
	Odchylenie standardowe	0,018	Odchylenie standardowe	0,024	Odchylenie standardowe	0,020
	Skośność	-0,724	Skośność	-0,654	Skośność	-0,625
	Kurtoza	6,671	Kurtoza	8,834	Kurtoza	10,471
Po kryzysie strefy euro i przed referendum związanym z wyjściem Wlk. Brytanii z Unii Europejskiej	Średnia	0,016%	Średnia	0,036%	Średnia	-0,003%
	Odchylenie standardowe	0,009	Odchylenie standardowe	0,011	Odchylenie standardowe	0,009
	Skośność	-0,663	Skośność	-0,226	Skośność	-0,334
	Kurtoza	7,168	Kurtoza	5,101	Kurtoza	4,864
Okres po brexicie obejmujący napięcia związane z rozprzestrzenieniem się wirusa SARS-CoV-2	Średnia	-0,020%	Średnia	0,019%	Średnia	-0,006%
	Odchylenie standardowe	0,010	Odchylenie standardowe	0,010	Odchylenie standardowe	0,007
	Skośność	-2,357	Skośność	-2,431	Skośność	-2,456
	Kurtoza	22,785	Kurtoza	27,992	Kurtoza	24,238

**Źródło:** obliczenia własne.

Statystyki opisowe dla pierwszego podokresu wskazują, że najwyższą stopę zwrotu można było uzyskać, inwestując na giełdzie budapesztańskiej. Z drugiej jednak strony taka strategia inwestycyjna związana była ze zdecydowanie większym ryzykiem. Giełda budapesztańska charakteryzowała się też zdecydowanie silniejszą skośnością w porównaniu z praską i warszawską. Udział nietypowych (zwłaszcza bardzo ujemnych) stóp zwrotu z indeksu BUX był bardzo wysoki, o czym świadczy wartość współczynnika skośności oraz kurtozy. Inwestowanie na giełdzie praskiej wiązało się z najniższą oczekiwaną stopą zwrotu, ale także z najniższym poziomem ryzyka.

W drugim analizowanym podokresie odnotowano straty na wszystkich trzech rynkach giełdowych. Najniższe odnotowano na giełdzie warszawskiej, a najwyższe na praskiej. Wynik ten jest zgodny z oczekiwaniami, ponieważ Polska była tym krajem Unii Europejskiej, który najłagodniej odczuł skutki globalnego kryzysu finansowego. Zdecydowanie wyższy poziom powiązań czeskiego rynku giełdowego z rynkami krajów rozwiniętych, w tym członków Unii Gospodarczej i Walutowej, przyczynił się do silniejszej reakcji na turbulencje zewnętrzne. W okresie kryzysu subprime oraz kryzysu strefy euro najwyższy poziom niepewności obserwowany był na giełdzie węgierskiej, a najniższy na giełdzie polskiej.

W trzecim analizowanym podokresie dodatkowo stopy zwrotu obserwowano na rynku węgierskim i polskim. Należy jednak zauważyć, że polski rynek giełdowy charakteryzował się zdecydowanie wyższą skośnością. Może to wynikać ze znaczących spadków indeksu WIG w okresie związanym z reformą OFE oraz związanym z kontrowersyjnymi działaniami polityki wewnętrznej obserwowanymi w połowie i na końcu 2015 roku. Ujemna stopa zwrotu na rynku praskim jest odzwierciedleniem recesji obserwowanej w gospodarce czeskiej w latach 2012–2016. Wynik ten można traktować jako przyczynę nastrojów społecznych prowadzących do zwycięstwa partii ANO w wyborach z 2017 roku.

W przypadku ostatniego podokresu widoczny jest gwałtowny wzrost skośności oraz kurtozy. Jest on związany z wydarzeniami z początku roku i paniką na rynkach giełdowych wynikającą z rozprzestrzenienia się wirusa SARS-CoV-2. Najbardziej ujemny spadek wartości indeksu giełdowego obserwowany był na rynku polskim. Oprócz wydarzeń związanych z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2 na świecie i ich negatywnym wpływem na rynki finansowe, należy zwrócić uwagę, że giełda warszawska nie radziła sobie najlepiej jeszcze przed wybuchem pandemii. Gwałtowny wzrost inflacji w drugiej połowie 2019 roku oraz spadek tempa wzrostu PKB sprawiły, że osłabiło się zaufanie inwestorów do polskich rynków finansowych.

W analizowanych czterech podokresach zbadana zostanie efektywność rynków giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Koncepcja rynku efektywnego, która została wprowadzona w pracy Famy (1965), zakładała, że rynek efektywny szybko dostosowuje się do pojawiających się na nim nowych informacji. Koncepcja ta została następnie uściślona poprzez uwzględnienie takich aspektów jak: szybkość dostosowania się, koszt pozyskania informacji, dostępność wzorców, modele predykcyjne, a także oczekiwania inwestorów (por. np. Beechey i in., 2000; Czekał, 2014; Fama, MacBeth, 1973; Fama, 1981; Jensen, 1978; Timmermann, Granger, 2004). Rozbudowana koncepcja rynków efektywnych mówi, że inwestorzy działają racjonalnie, zaś informacje charakteryzujące się użytecznością krańcową, przekraczającą ich koszt pozyskania, nie są pomijane. Jednocześnie wyklucza się popełnianie błędów systematycznych przez inwestorów. Zgodnie z definicjami formułowanymi m.in. przez Grotowskiego i Wyrobę (2004), a także Starzeńskiego (2011), rynek efektywny charakteryzuje się tym, że:

- ceny aktywów w dowolnym momencie odzwierciedlają ich wartość i natychmiastowo reagują na pojawiające się informacje,
- brak nowych informacji implikuje brak zmian cen aktywów,
- na podstawie dostępnych informacji, sygnałów rynkowych oraz modeli prognostycznych nie jest możliwe osiągnięcie w długim okresie zysków większych od przeciętnych. Wyróżnia się efektywność słabą, półsilną oraz silną. Mówimy, że rynek jest efektywny w sensie słabym, jeśli bieżące ceny odzwierciedlają informacje na temat notowań z przeszłości. Z drugiej strony efektywność półsilna zachodzi wówczas, gdy wycena aktywów na nim odzwierciedla wszystkie publicznie dostępne informacje (np. raporty dotyczące

sytuacji finansowej firm, ich plany i strategię). Wówczas wykorzystanie narzędzi analizy fundamentalnej nie wystarcza do osiągnięcia ponadprzeciętnych zysków. Efektywność silna występuje, gdy sytuacja na rynku odzwierciedla pełen zbiór dostępnej informacji. Dotyczy to zarówno informacji publicznie dostępnej, jak również pochodzącej z wewnętrznych raportów firm. W praktyce jednak silnie efektywny rynek jest konstrukcją czysto teoretyczną (Grossman, Stiglitz, 1980; Jensen, 1978).

Zgodnie z definicją proponowaną przez Fama (1970), na rynku efektywnym informacyjnie kształtowanie się cen akcji opisuje następujący proces stochastyczny:

$$E(\hat{p}_{j,t+1} | \Omega_t) = [1 + E(r_{j,t+1} | \Omega_t)] p_{j,t}, \quad (8)$$

gdzie  $\hat{p}_{j,t}$  jest empiryczną ceną akcji  $j$  w dniu  $t$ ,  $p_{j,t}$  jest zmienną losową opisującą cenę akcji, natomiast  $r_{j,t}$  opisuje stopy zwrotu z  $j$ -tej akcji w chwili  $t$ . W modelu (8)  $\Omega_t$  oznacza zbiór informacji w pełni odzwierciedlony w cenach akcji w okresie  $t$ . Wzór (8) implikuje, że na rynku efektywnym informacyjnie nie ma możliwości zbudowania strategii pozwalającej na osiągnięcie przewagi nad innymi uczestnikami, tzn. uzyskania stopy zwrotu wyższej niż w stanie równowagi.

Istnieją trzy główne metody statystyczne, które są wykorzystywane do badania efektywności rynków finansowych (test autokorelacji, test serii, test obecności pierwiastka jednostkowego). Testowanie autokorelacji bazuje na analizie współczynnika autokorelacji ACF zdefiniowanego następująco:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k}^T (r_t - \bar{r})(r_{t-k} - \bar{r})}{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2}. \quad (9)$$

Ponieważ brak autokorelacji pierwszego rzędu nie wyklucza obecności autokorelacji wyższych rzędów, natomiast współczynniki autokorelacji wyższych rzędów ignorują informacje zawarte we współczynnikach autokorelacji niższych rzędów, do wnioskowania o efektywności rynku giełdowego wykorzystywane są cząstkowe współczynniki autokorelacji PACF.

Druga ważna metoda testowania efektywności rynków finansowych bazuje na teście serii. Jeśli rozważamy stopy zwrotu, można dokonać ich podziału dychotomicznego (dodatnie i ujemne) lub trychotomicznego (dodatnie, zerowe i ujemne). Jeśli obserwujemy na przykład kilka następujących po sobie dodatnich stóp zwrotu, to wówczas mówimy o serii. Tak samo definiujemy serie dla stóp zwrotu ujemnych oraz zerowych. Hipoteza zerowa analizowanego testu zakłada, że zmiany cen instrumentów finansowych są losowe. Statystyka testowa wykorzystywana do weryfikacji tej hipotezy przyjmuje postać:

$$U = \frac{K - E(\tilde{K})}{S(\tilde{K})}, \quad (10)$$

gdzie  $K$  jest empiryczną liczbą serii,  $E(\tilde{K})$  oznacza oczekiwaną liczbę serii, natomiast  $S(\tilde{K})$  jest odchyleniem standardowym liczby serii. W przypadku gdy brane pod uwagę są tylko dwa rodzaje stóp zwrotu (np. nieujemne i ujemne), to wówczas oczekiwana liczba serii i ich wariancja obliczane są zgodnie ze wzorem:

$$E(\tilde{K}) = \frac{2n_1n_2 + n}{n}, \quad (11)$$

$$S^2(\tilde{K}) = \frac{2n_1n_2(2n_1n_2 - n)}{(n-1)n^2}, \quad (12)$$

gdzie  $n_1$  oraz  $n_2$  oznaczają liczbę obserwacji poszczególnych typów, zaś  $n$  jest liczbą wszystkich obserwacji. Jeśli rozważane są trzy typy obserwacji, to wówczas wartość oczekiwana i wariancja liczby serii obliczane są zgodnie ze wzorami:

$$E(\tilde{K}) = n + 1 - \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2}{n}, \quad (13)$$

$$S^2(\tilde{K}) = \frac{\sum_{j=1}^3 n_j^2 \left( \sum_{j=1}^3 n_j^2 + n + n^2 \right) - 2n \sum_{j=1}^3 n_j^3 - n^3}{(n-1)n^2}, \quad (14)$$

gdzie  $n_1$ ,  $n_2$  oraz  $n_3$  oznaczają liczbę obserwacji określonego typu, zaś  $n$  jest liczbą wszystkich obserwacji. Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka (10) ma standardowy rozkład normalny.

Popularną metodę badania efektywności rynków finansowych zaproponowali Lo oraz MacKinley (1988). Omawiani autorzy zaproponowali wykorzystanie testu ilorazu wariancji w celu sprawdzenia, czy szereg cen jest generowany przez proces błędzenia losowego. Test ten oparty jest na założeniu, że wariancja przyrostów procesu błędzenia losowego jest liniowo niezależna. Statystyka ilorazu wiarygodności przyjmuje postać:

$$VR(k) = \frac{S^2(r_t + r_{t-1} + \dots + r_{t-k+1})}{k * S^2(r_t)}. \quad (15)$$

W celu zweryfikowania, czy prawdziwa jest hipoteza zerowa co do procesu błędzenia losowego pierwszego typu (RW1, założenie, że przyrosty procesu są niezależne i mają identyczny rozkład), wykorzystywana jest następująca statystyka:

$$M_1(k) = \frac{VR(k)-1}{\sqrt{\phi(k)}}, \quad (16)$$

gdzie:

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}, \quad (17)$$

W celu zweryfikowania prawdziwości hipotezy co do procesu błędzenia losowego trzeciego typu (RW3, założenie, że przyrosty procesu są zależne ale nieskorelowane), wykorzystywana jest następująca statystyka:

$$M_2(k) = \frac{VR(k)-1}{\sqrt{\phi^*(k)}}, \quad (18)$$

gdzie:

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1} \left[ \frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta_j, \quad (19)$$

oraz

$$\delta_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T (r_t - \bar{r})^2 (r_{t-j} - \bar{r})^2}{\left[ \sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r})^2 \right]^2}. \quad (20)$$

Zarówno statystyka  $M_1(k)$ , jak i  $M_2(k)$  mają standardowy rozkład normalny. Odrzucenie hipotezy zerowej oznacza, że ceny nie zachowują się zgodnie z procesem błędzenia losowego, co wskazuje na nieefektywność rynku.

Tabela 6 prezentuje wyniki dotyczące badania efektywności analizowanych rynków giełdowych we wszystkich czterech podokresach.

**Tabela 6.** Wyniki testowania efektywności rynków giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Podane są graniczne poziomy istotności

Podokres	WIG		BUX		PX	
1	2		3		4	
Przed wybuchem kryzysu subprime	Test ilorazu wariancji	0,938	Test ilorazu wariancji	0,350	Test ilorazu wariancji	0,887
	Funkcja autokorelacji	0,000	Funkcja autokorelacji	0,367	Funkcja autokorelacji	0,000
	Test serii	0,198	Test serii	0,178	Test serii	0,207

1	2		3		4	
Kryzys subprime oraz kryzys strefy euro	Test ilorazu wariacji	0,278	Test ilorazu wariacji	0,046	Test ilorazu wariacji	0,972
	Funkcja autokorelacji	0,333	Funkcja autokorelacji	0,013	Funkcja autokorelacji	0,804
	Test serii	0,321	Test serii	0,287	Test serii	0,342
Po kryzysie strefy euro i przed referendum związanym z wyjściem Wlk. Brytanii z Unii Europejskiej	Test ilorazu wariacji	0,934	Test ilorazu wariacji	0,854	Test ilorazu wariacji	0,584
	Funkcja autokorelacji	0,330	Funkcja autokorelacji	0,026	Funkcja autokorelacji	0,027
	Test serii	0,267	Test serii	0,289	Test serii	0,251
Okres po brexicie obejmujący napięcia związane z rozprzestrzenieniem się wirusa SARS-CoV-2	Test ilorazu wariacji	0,034	Test ilorazu wariacji	0,360	Test ilorazu wariacji	0,039
	Funkcja autokorelacji	0,000	Funkcja autokorelacji	0,000	Funkcja autokorelacji	0,000
	Test serii	0,002	Test serii	0,001	Test serii	0,000

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 6 świadczą o efektywności informacyjnej rynków giełdowych w trzecim podokresie i nieefektywności w ostatnim podokresie. W okresie globalnego kryzysu finansowego rynki giełdowe w Polsce i Czechach wykazały się wyższym poziomem efektywności informacyjnej w porównaniu z węgierskim. Z drugiej strony nie ma wątpliwości co do efektywności budapesztańskiego rynku giełdowego w okresie poprzedzającym wybuch globalnego kryzysu finansowego, natomiast analiza funkcji autokorelacji wskazuje na nieefektywność rynków giełdowych w Polsce i Czechach. Brak efektywności rynków giełdowych w ostatnim podokresie może wynikać z faktu, że pod koniec próby odnotowano nieoczekiwane, wysokie ujemne stopy zwrotu. Wynik ten również można wiązać z tym, że jak podają Homm i Breitung (2011), ceny instrumentów finansowych w okresach gwałtownych napięć mogą być generowane przez zintegrowane w stopniu drugim procesy stochastyczne.



## 1.9. Podsumowanie

Szeregi czasowe indeksów giełdowych Polski, Czech i Węgier generowane były przez zintegrowane w stopniu pierwszym procesy stochastyczne. Analizując zmiany strukturalne w wariancjach stóp zwrotu, wyodrębniono następujące podokresy:

- podokres poprzedzający wybuch globalnego kryzysu finansowego,
- podokres największych napięć na rynkach finansowych związanych z kryzysem subprime oraz kryzysem zadłużeniowym w strefie euro,
- podokres relatywnego spokoju na rynkach finansowych po zakończeniu kryzysu strefy euro,
- podokres relatywnego spokoju na rynkach finansowych po zakończeniu kryzysu strefy euro,
- podokres następujący po referendum związanym z wyjściem Wielkiej Brytanii z Unii Europejskiej. Napięcia na rynkach giełdowych dotyczą przede wszystkim okresu tuż po referendum, ale także pierwszych miesięcy rozprzestrzeniania się wirusa SARS-CoV-2.

Porównując zachowania stóp zwrotu z indeksów giełdowych między krajami Europy Środkowo-Wschodniej, należy zwrócić uwagę na znaczące podobieństwa między poszczególnymi rynkami w okresach niestabilnych oraz zróżnicowane zachowania w czasach bardziej stabilnych. Różnice w kształtowaniu się stóp zwrotu między Polską, Czechami a Węgrami były przede wszystkim widoczne w ostatnich latach, kiedy to problemy wewnętrzne poszczególnych państw Grupy Wyszehradzkiej pojawiały się w różnych okresach.

Uzyskane rezultaty wskazują na efektywność informacyjną rynków giełdowych w trzecim podokresie i nieefektywność w ostatnim podokresie. W okresie globalnego kryzysu finansowego rynki giełdowe w Polsce i Czechach wykazały się wyższym poziomem efektywności informacyjnej w porównaniu z węgierskim. Z drugiej strony nie ma wątpliwości co do efektywności budapesztańskiego rynku giełdowego w okresie poprzedzającym wybuch globalnego kryzysu finansowego, natomiast analiza funkcji autokorelacji wskazuje na nieefektywność rynków giełdowych w Polsce i Czechach. Brak efektywności rynków giełdowych w ostatnim podokresie może wynikać z faktu, że pod koniec próby odnotowano nieoczekiwane, wysokie ujemne stopy zwrotu.

Należy jednak pamiętać, że do wniosków dotyczących efektywności rynków giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej należy podchodzić z ostrożnością. Wynika to z faktu, że pełne wnioskowanie o efektywności rynków powinno zostać przeprowadzone na podstawie bardziej pogłębionych analiz i przy zastosowaniu bardziej zaawansowanych testów statystycznych (por. m.in. Kilon, Jamróz, 2015; Kim, Lim, Shamsuddin, 2011; Kompa, Matuszewska-Janica, 2009; Timmermann, Granger, 2004; Witkowska, Żebrowska-Suchodolska, 2008; Wright, 2000).

## Rozdział 2

# **Analiza powiązań między rynkami giełdowymi krajów Europy Środkowo-Wschodniej a rynkami walutowymi tych krajów**

### **2.1. Teoria dotycząca powiązań między rynkiem giełdowym a walutowym w krajach stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego**

Rynki giełdowe są powiązane z innymi segmentami rynku finansowego. Należy zwrócić szczególną uwagę na powiązania między rynkiem giełdowym a rynkiem walutowym oraz rynkiem obligacji skarbowych. Na obecność tych powiązań wskazują zarówno modele teoretyczne, jak i wyniki badań empirycznych (por. m.in. Caporale, Hunter, Ali, 2014; Ehrmann, Fratzscher, Rigobon, 2011; Khalid, Kawai, 2003; Kliber, 2010; Leung, Schiereck, Schroeder, 2017).

Charakter zależności między kursem walutowym i cenami akcji jest ważny zarówno z punktu widzenia decydentów politycznych, jak i inwestorów. Ma on istotny wpływ na rozwój gospodarki danego kraju. Istotny wzrost międzynarodowej mobilności kapitału w latach 1970–2010, a także bardzo wysoki udział akcji w przepływach kapitałowych rozbudziły dyskusję na temat zależności między indeksem giełdowym a kursem walutowym (por. Hau, Rey, 2004, 2006). Chociaż analizowana zależność jest dwukierunkowa, w wielu pracach rozważany jest model zakładający wpływ kursu walutowego na wartość indeksu giełdowego. Niemniej jednak nie istnieje ani teoretyczny, ani empiryczny konsensus, jeśli chodzi o kierunek zależności między kursem walutowym a wartością indeksu giełdowego (por. Stavarek, 2005). Ajayi oraz Mougoue (1996) sugerują, że należy rozróżnić pomiędzy charakterem zależności

w krótkim i długim okresie. Autorzy oczekują pozytywnej zależności między wartością waluty a wartością indeksu w długim i negatywnego związku w krótkim okresie. Istnieją różne podejścia wskazujące na występowanie zależności między kursem walutowym a cenami akcji. Zgodnie z reprezentowanym przez Dornbuscha i Fischera (1980) podejściem aprecjacja waluty krajowej prowadzi do pogorszenia się „terms of trade”, co implikuje gorszą sytuację na krajowym rynku giełdowym. Teoria ta sugeruje, że zmiana kursu walutowego jest przyczyną, zaś zmiana wartości indeksu giełdowego jest skutkiem. Inne podejście reprezentowane jest przez model bilansu płatniczego. Sugeruje on, że przy wyższych wartościach akcji krajowych następuje wzrost bogactwa, a następnie popytu na pieniądź. Wyższy popyt na walutę krajową prowadzi zaś do wzrostu jej wartości. Kierunek zależności przyczynowej jest w tym przypadku inny aniżeli w podejściu reprezentowanym przez Dornbuscha i Fischera (1980). Zgodnie z podejściem arbitrażowym reprezentowanym przez Capiello i De Santisa (2005), jeśli oczekiwana stopa zwrotu z rynku giełdowego dla kraju A jest wyższa niż dla kraju B, przewiduje się deprecjację waluty związanej z krajem A. Podobnie jak w teorii Uncovered Interest Rate Parity, kurs walutowy „wyrównuje” różnice z zysków związanych z różnicami stóp procentowych, tak samo Capiello, Engle, Sheppard (2006) argumentują, że zmiana kursu walutowego wyrównuje zmianę w różnicach ze stóp zwrotu na obu rynkach. W analizie zależności między cenami akcji a kursem walutowym ważną rolę odgrywa także podejście mikro-strukturalne reprezentowane przez Hau i Reya (2004). Zgodnie z nim istnieje kanał portfelowy między akcjami, obligacjami i walutami. Wzrost popytu na akcje lub obligacje danego kraju (wynikający ze wzrostu ich wartości) prowadzi do wzrostu popytu na daną walutę i ma wpływ na kurs walutowy.

Ciekawa hipoteza dotycząca zależności między kursem walutowym a wartością indeksu giełdowego została postawiona w pracy Katechosa (2011). W podejściu zaproponowanym przez autora przyjmuje się, że stopa zwrotu na rynku globalnym ma wpływ na kurs walutowy, natomiast kierunek wpływu zależy od poziomu stopy procentowej. Wyniki badań przeprowadzonych przez Katechosa (2011) mówią, że zmiana wartości waluty kraju charakteryzującego się wysoką stopą procentową jest pozytywnie skorelowana ze stopą zwrotu na globalnym rynku finansowym, natomiast w przypadku kraju o niskiej stopie procentowej charakter zależności jest przeciwny.

Wyjaśnienie jednostronnego wpływu kursu walutowego na ceny akcji często oparte jest na teoriach wyceny aktywów (por. np. Zarei, Ariff, Bhatti, 2019). Punktem wyjścia do wyjaśnienia wpływu kursu walutowego na ceny akcji na gruncie teorii wyceny aktywów jest model CAPM (Capital Asset Pricing Model) (por. Lintner, 1965; Mossin, 1966; Sharpe, 1964; Solnik, 1974). Jednoczynnikowy model wyjaśniający stopę zwrotu z  $j$ -tego aktywów przyjmuje postać:

$$sr^j = r^f + \beta^j (r^m - r^f), \quad (21)$$

gdzie  $r^f$  jest stopą oprocentowania aktywu wolnego od ryzyka,  $r^m - r^f$  oznacza rynkową premię za ryzyko, natomiast  $\beta^j$  odzwierciedla systemowe ryzyko  $j$ -tego aktywu. Na bazie równania (23) Adler i Dumas (1984) zaproponowali nowy model, uwzględniający testowanie podatności rynku giełdowego na zmiany kursu walutowego:

$$SR_{it} = \alpha_i + \gamma_i XR_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (22)$$

gdzie  $XR_{it}$  oznacza stopę zwrotu z kursu walutowego, natomiast parametr  $\gamma_i$  ilustruje ekspozycję  $i$ -tej firmy na zmiany kursu walutowego. Jorion (1991) rozwinął model (22) poprzez dołączenie stopy zwrotu dla całego rynku. Przyjmuje on postać:

$$SR_{it} = \alpha_i + \beta_i XRM_t + \gamma_i XR_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (23)$$

gdzie  $XRM_t$  definiuje aproksymantę stopy zwrotu dla rynku.

Wyniki dotyczące kierunku zależności pomiędzy kursem walutowym a wartością indeksu giełdowego nie są jednoznaczne. Może to wynikać z różnych założeń przyjętych przez autorów poszczególnych badań. Jak dowodzą Bahmai-Oskooee i Saha (2015), niekonkluzywność wniosków może być spowodowana różnicami w zakresie rozmiaru próby, metod badawczych, różnymi środowiskami inwestycyjnymi wewnątrz krajów, zróżnicowaniem regulacji dotyczących inwestowania na rynkach giełdowych. Wskazuje się jednak, że kierunek wpływu kursu walutowego na wartość indeksu giełdowego zależy od charakteru działalności firm w danym kraju (branży). Jeśli przeważają przedsiębiorstwa o proeksportowej orientacji, to wówczas umocnienie się waluty krajowej powinno prowadzić do spadku wartości indeksu. W przeciwnym przypadku oczekuje się pozytywnej zależności między siłą waluty a wartością indeksu giełdowego. Bahmani-Oskooee i Saha (2015, 2016a, 2016b) krytykują założenie dotyczące symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy. Zdaniem badaczy, nie można nie doceniać roli oczekiwań. Jak piszą Bahmani-Oskooee i Saha (2016a), oczekiwania dotyczące zmiany kursu walutowego mogą mieć podobny wpływ na sytuację na giełdzie bez względu na kierunek zmian kursu walutowego. Na przykład, jeśli inwestorzy oczekują deprecjacji, mają świadomość poprawy sytuacji firm nastawionych na eksport. Wzrost popytu na aktywa tych firm może wówczas prowadzić do wzrostu cen ich akcji. Z drugiej strony inwestorzy mogą oczekiwać aprecjacji ze względu na spodziewaną poprawę sytuacji ekonomicznej. Bahmani-Oskooee i Saha (2016a) proponują model uwzględniający asymetrię wpływu kursu walutowego na wartość indeksu giełdowego. Punktem wyjścia do rozważań omawianych badaczy jest następujący model wyjaśniający logarytm z wartości indeksu giełdowego ( $\ln SP_t$ ):

$$\ln SP_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln EX_t + \alpha_2 \ln IPI_t + \alpha_3 \ln CPI_t + \alpha_4 M2_t + \varepsilon_t, \quad (24)$$

gdzie  $EX_t$  oznacza kurs walutowy,  $IPI_t$  jest indeksem produkcji przemysłowej wykorzystywanym jako aproksymanta aktywności ekonomicznej, natomiast  $CPI_t$  jest indeksem cen towarów i usług konsumpcyjnych.  $M2_t$  oznacza nominalną podaż pieniądza. Uwzględnienie indeksu produkcji przemysłowej jako zmiennej objaśniającej w równaniu (24) wynika z faktu, że poziom aktywności gospodarczej jest ważną determinantą stopy zwrotu z indeksu giełdowego (por. Chen, Roll, Ross, 1986; Lycosa, Baumohl, Vyrost, 2011).

Zgodnie z rozważaniami przeprowadzonymi we wcześniejszych częściach tego podrozdziału oszacowanie parametru  $\alpha$ , może być zarówno ujemne, jak i dodatnie. Znak oszacowania zależy w dużym stopniu od tego, czy w danej branży (gospodarce) większy jest udział firm eksportujących czy importujących. Istnieje konsensus wskazujący na pozytywną zależność między poziomem aktywności ekonomicznej a cenami akcji. Oczekuje się negatywnej zależności między poziomem cen towarów i usług konsumpcyjnych a wartością indeksu giełdowego (por. Fama, 1981). Wynika to z faktu, że w warunkach wysokiej inflacji następuje wzrost kosztów produkcji, co następnie prowadzi do spadku zysków przedsiębiorstw (por. np. Otieno, Nguni, Muriu, 2019). Niemniej jednak Anari i Kolari (2001) argumentują, że zależność między inflacją a cenami akcji jest w krótkim okresie negatywna, zaś w długim okresie pozytywna. Jeśli akcje przechowywane są przez inwestorów przez długi okres, to wówczas mogą być traktowane jako metoda zabezpieczenia się przed inflacją. Zależność między podażą pieniądza a wartościami indeksu giełdowego może być zarówno pozytywna, jak i negatywna. Wzrost podaży pieniądza prowadzi do spadku stopy procentowej, co następnie prowadzi do wzrostu inwestycji i aktywności ekonomicznej. W dalszej kolejności następuje wzrost zysków przedsiębiorstw, prowadzący do wzrostu cen akcji. Z drugiej strony wzrost podaży pieniądza może prowadzić do wzrostu inflacji, co skutkuje spadkiem cen akcji.

Specyfikacja (24) umożliwia analizę zależności długookresowych między kategoriami ekonomicznymi. Dlatego też Bahmani-Oskooee i Saha (2016b) proponują rozszerzenie specyfikacji w taki sposób, aby można było analizować zależności zarówno w krótkim, jak i długim okresie. Proponowana jest następująca specyfikacja:

$$\begin{aligned} \Delta \ln SP_t = & \alpha + \sum_{k=1}^{n1} \beta_k \Delta \ln SP_{t-k} + \sum_{k=0}^{n2} \delta_k \Delta \ln EX_{t-k} + \sum_{k=0}^{n3} \phi_k \Delta \ln IPI_{t-k} + \\ & \sum_{k=0}^{n4} \theta_k \Delta \ln CPI_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \pi_k \Delta \ln M2_{t-k} + \lambda_1 \ln SP_{t-1} + \lambda_2 \ln EX_{t-1} + \lambda_3 \ln IPI_{t-1} + \\ & + \lambda_4 \ln CPI_{t-1} + \lambda_5 \ln M2_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (25)$$

Specyfikacja (25) wykorzystuje tę samą intuicję, co model zaproponowany przez Engle'a i Grangera (1987). Pesaran, Shin oraz Smith (2001) zamienili opóźniony składnik korekty błędem poprzez kombinację liniową poziomów zmiennych opóźnionych. Jak dowodzą Pesaran, Shin oraz Smith (2001), w celu sprawdzenia występowania

kointegracji między kategoriami ekonomicznymi należy przeprowadzić standardowy test F, którego wartości krytyczne są jednak inne. Jeśli odrzucona zostanie hipoteza o braku kointegracji, to wówczas długookresowy wpływ poszczególnych kategorii na wartości indeksu giełdowego mierzony jest za pomocą oszacowań parametrów  $\lambda_2$ – $\lambda_5$  normalizowanych ze względu na  $\lambda_1$ . Istotną zaletą analizowanego podejścia jest jednoczesne uwzględnienie zależności długo- i krótkookresowych.

Kolejnym krokiem zaproponowanym w pracy Bahmani-Oskooee i Sahy (2016a) było wyodrębnienie zmiennych związanych z pozytywnymi i negatywnymi zmianami kursu walutowego. W tym celu konstruuje się następujące zmienne:

$$POS_t = \sum_{j=1}^t \Delta \ln EX_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta \ln EX_j, 0), \quad (26a)$$

$$NEG_t = \sum_{j=1}^t \Delta \ln EX_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta \ln EX_j, 0). \quad (26b)$$

Po uwzględnieniu zmiennych (26a) i (26b) otrzymujemy następującą specyfikację:

$$\begin{aligned} \Delta \ln SP_t = & \alpha + \sum_{k=1}^{n1} \beta_k \Delta \ln SP_{t-k}^i + \sum_{k=0}^{n2} \delta_{1,k} \Delta POS_{t-k} + \sum_{k=0}^{n3} \delta_{2,k} \Delta NEG_{t-k} + \\ & \sum_{k=0}^{n4} \phi_k \Delta \ln IPI_{t-k} + \sum_{k=0}^{n4} \theta_k \Delta \ln CPI_{t-k} + \sum_{k=0}^{n5} \pi_k \Delta \ln M2_{t-k} + \lambda_1 \ln SP_{t-1} + \lambda_2 POS_{t-1} + \\ & \lambda_3 NEG_{t-1} + \lambda_4 \ln IPI_{t-1} + \lambda_5 \ln CPI_{t-1} + \lambda_6 \ln M2_{t-1} + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (27)$$

Model (27) jest modelem korekty błędem. Jak podają Shin, Yu oraz Greenwood-Nimmo (2014), jest to nieliniowy model z rozkładem opóźnień i proponowane podejście jest równoważne metodzie (bounds testing) zaproponowanej przez Pesarana i Shina (1998). Jeśli występuje relacja kointegrująca, to wówczas mówimy o symetryczności wpływu kursu walutowego na giełdę w długim okresie, tylko wtedy, gdy prawdziwa jest równość  $\lambda_2 = \lambda_3$ . Symetryczność wpływu w krótkim okresie implikuje, że parametry  $\delta_{1,k}$  są równe odpowiadającym im parametrom  $\delta_{2,k}$ .

Oprócz badania zależności między kursem walutowym a indeksem giełdowym należy zwrócić uwagę na prace poświęcone badaniu zależności między zmiennościami na odpowiednich rynkach. Badania przeprowadzone przez Kanasa (2000, 2002) wskazują na istnienie istotnej zależności między poziomem niepewności na rynku walutowym a niepewnością na rynku giełdowym. Istnienie tej zależności wynika z zastosowania podejścia aktywów do wyjaśnienia kursu walutowego. Zapatero (1995) argumentuje, że w przypadku w pełni zintegrowanego rynku zmienność kursu walutowego jest wyjaśniona za pomocą zmienności indeksów giełdowych krajów z nim związanych.

Engle oraz Lee (1999) zaproponowali model C-GARCH w celu zdekomponowania zmieniającej się w czasie wariancji na komponent długo- i krótkookresowy. Jak piszą Christoffersen, Jacobs, Wang (2008), model C-GARCH posiada liczne zalety w modelowaniu wariancji stóp zwrotu z indeksów giełdowych czy kursów walutowych. W standardowym modelu GARCH wariancja warunkowa jest odwracalna do pewnej niezmienniej w czasie wartości. W rezultacie zastosowanie standardowego modelu GARCH uniemożliwia rozróżnienie między zmiennością długo- i krótkookresową. W celu zaprezentowania modelu C-GARCH rozważmy następującą specyfikację standardowego modelu GARCH(1,1):

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha(\varepsilon_{t-1}^2 - \omega) + \phi(\sigma_{t-1}^2 - \omega). \quad (28)$$

W specyfikacji stałej modelu C-GARCH parametr  $\omega$  zastępowany jest poprzez zmieniający się w czasie komponent  $q_t$ :

$$q_t = \hat{\omega} + \rho(q_t - \hat{\omega}) + \tilde{\phi}(\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2). \quad (29)$$

W równaniu (29)  $q_t$  oznacza zmienny w czasie poziom zmienności, który dąży do niezmiennego w czasie poziomu długookresowego  $\hat{\omega}$  z szybkością określoną parametrem  $\rho$ .

Drugą częścią modelu C-GARCH jest specyfikacja dynamiki krótkookresowej. W tym celu wykorzystywany jest następujący model:

$$\sigma_t^2 - q_t = \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \lambda(\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}). \quad (30)$$

W celu identyfikacji zależności między zmiennością na jednym i drugim rynku Morales-Zumaquero i Sosvilla-Rivero (2018) zaproponowali estymację parametrów następującego modelu dla zmienności długookresowych:

$$V_{LR,t}^{st} = \rho_0 + \rho_1 V_{LR,t-1}^{st} + \rho_2 V_{LR,t-1}^{cu} + \zeta_{1t} \quad (31a)$$

$$V_{LR,t}^{cu} = \gamma_0 + \gamma_1 V_{LR,t-1}^{st} + \gamma_2 V_{LR,t-1}^{cu} + \zeta_{2t} \quad (31b)$$

gdzie  $V_{LR,t}^{st}$  jest długookresowym komponentem zmienności na rynku giełdowym, natomiast  $V_{LR,t}^{cu}$  oznacza długookresowy komponent zmienności na rynku walutowym. W celu sprawdzenia, czy w długim okresie ma miejsce transmisja zmienności, należy zweryfikować istotność parametrów  $\rho_2$  oraz  $\gamma_2$ .

W celu identyfikacji zależności między zmiennością krótkookresową na obu rynkach szacuje się parametry następujących modeli:

$$V_{SR,t}^{st} = \mu_0 + \mu_1 V_{SR,t-1}^{st} + \mu_2 V_{SR,t-1}^{cu} + \xi_{1t}, \quad (32a)$$

$$V_{SR,t}^{cu} = \varphi_0 + \varphi_1 V_{SR,t-1}^{st} + \varphi_2 V_{SR,t-1}^{cu} + \xi_{2t}, \quad (32b)$$

gdzie  $V_{SR,t}^{st}$  jest krótkookresowym komponentem zmienności na rynku giełdowym, natomiast  $V_{LR,t}^{cu}$  oznacza krótkookresowy komponent zmienności na rynku walutowym. Podobnie jak w przypadku równań wykorzystujących zmienności długookresowe, sprawdzenie, czy w krótkim okresie ma miejsce transmisja zmienności, polega na weryfikacji hipotezy dotyczącej istotności parametrów  $\mu_2$  oraz  $\varphi_2$ .

## 2.2. Analiza krótkookresowych powiązań między stopami zwrotu z indeksu WIG oraz stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN

W celu dokonania analizy powiązań między stopami zwrotu z indeksu giełdowego, kursu walutowego EUR/PLN a zmianami stóp procentowych rozważa się następujący asymetryczny model AGDCC-GARCH (por. Capiello, Engle, Sheppard, 2006):

$$y_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (33)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t^T) = H_t, \quad (34)$$

$$H_t = D_t R_t D_t, \quad (35)$$

gdzie macierz  $D_t$  składa się z pierwiastków kwadratowych wariancji szoków:

$$D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \sqrt{h_{22,t}}). \quad (36)$$

Wariancje szoków modelowane są zgodnie ze schematem GARCH(1,1):

$$h_{11,t} = \alpha_{01} + \alpha_{11} \varepsilon_{1,t-1}^2 + \beta_{11} h_{11,t-1}, \quad (37a)$$

$$h_{22,t} = \alpha_{02} + \alpha_{12} \varepsilon_{2,t-1}^2 + \beta_{12} h_{22,t-1}. \quad (37b)$$

Korelacje między szokami są również zmienne w czasie i opisuje je następujący układ równań:

$$R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2}, \quad (37c)$$



$$\mathbf{Q}_t = (1 - \tilde{\alpha}_1 - \tilde{\beta}_1) \bar{\mathbf{Q}} + \tilde{\gamma}_1 (\bar{\mathbf{Q}} - \bar{\mathbf{Q}}^-) + \tilde{\alpha}_1 \mathbf{u}_{t-1} \mathbf{u}_{t-1}^T + \tilde{\beta}_1 \mathbf{Q}_{t-1} + \tilde{\gamma}_1 \mathbf{u}_{t-1}^- (\mathbf{u}_{t-1}^-)^T, \quad (37d)$$

gdzie elementy wektora  $\mathbf{u}_t$  definiowane są następująco:

$$u_{n,t} = \frac{\varepsilon_{n,t}}{\sqrt{h_{nn,t}}}, \quad n = 1, 2, \quad (37e)$$

natomiast elementy wektora  $\mathbf{u}_{t-1}^-$  obliczane są zgodnie ze wzorem:

$$u_{n,t}^- = \min(0, u_{n,t}). \quad (37f)$$

$\bar{\mathbf{Q}}$  oraz  $\bar{\mathbf{Q}}^-$  odpowiadają bezwarunkowym macierzom kowariancji odpowiednio wektorów  $\mathbf{u}_{t-1}$  oraz  $\mathbf{u}_{t-1}^-$ .

Wektor  $\mathbf{y}_t$  z równania (33) definiowany jest następująco

$$\mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} r_t^{WIG} - r_t^{DAX} & r_t^{EUR/PLN} \end{bmatrix}^T.$$

$r_t^{WIG}$  jest logarytmiczną stopą zwrotu z indeksu WIG,  $r_t^{DAX}$  jest logarytmiczną stopą zwrotu z indeksu DAX, natomiast  $r_t^{EUR/PLN}$  oznacza logarytmiczną stopę zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN.

Parametry modelu VAR-AGDCC-GARCH szacowane są dla okresu od maja 2004 do marca 2020 roku. Początkiem próby jest moment wejścia Polski (i innych krajów Europy Środkowo-Wschodniej do Unii Europejskiej), natomiast wybór daty końcowej wynika z dostępności danych w momencie przeprowadzania badania. W pierwszej kolejności należy ustalić odpowiedni rząd opóźnień dla wektorowego modelu autoregresji. Tabela 7 prezentuje wartości kryteriów informacyjnych dla różnych wariantów liczby opóźnień.

**Tabela 7.** Wartość kryterium informacyjnego Akaike dla różnych wariantów długości opóźnienia. Badanie dla Polski

Długość opóźnienia	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	3,50*10 <sup>(-9)</sup>	-13,804	<b>-13,803</b>	<b>-13,801</b>
1	3,49*10 <sup>(-9)</sup>	-13,804	-13,801	-13,795
2	3,49*10 <sup>(-9)</sup>	-13,807	-13,802	-13,792
3	<b>3,48*10<sup>(-9)</sup></b>	<b>-13,809</b>	-13,801	-13,787
4	3,50*10 <sup>(-9)</sup>	-13,808	-13,799	-13,781

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 7 wskazują, że najlepszy jest model VAR(3)-AGDCC-GARCH lub AGDCC-GARCH. Jak widać zatem, mamy do czynienia z asymetrycznym wpływem szoków na zmienność. Wynik ten jest zgodny z rezultatami uzyskanymi przez Gijka, Horvath (2013), świadczącymi o tym na rynkach giełdowych Europy Środkowo-Wschodniej wrażliwość zmienności na szoki jest silniejsza w okresach niestabilnych w porównaniu z okresami stabilnymi. Zaprezentowane zostaną oszacowania parametrów obu modeli.

Tabela 8 zawiera wyniki estymacji parametrów modelu AGDCC-GARCH przy założeniu, że składniki losowe pochodzą z wielowymiarowego rozkładu t-Studenta, natomiast tabela 9 zawiera analogiczne wyniki estymacji parametrów modelu VAR(3)-AGDCC-GARCH.

**Tabela 8.** Wyniki estymacji parametrów modelu AGDCC-GARCH ilustrującego relację pomiędzy stopami zwrotu z indeksu WIG a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN

Równanie wariancji szoków dla stopy zwrotu z indeksu WIG			Równanie wariancji szoków dla stopy zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,097	0,000	$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,085	0,000
$h_{11,t-1}$	0,868	0,000	$h_{22,t-1}$	0,914	0,000
Stała w równaniu wariancji	$4,05 \cdot 10^{-6}$	0,000	Stała w równaniu wariancji	$1,17 \cdot 10^{-7}$	0,003
Korelacja między szokami			0,017		
Liczba stopni swobody			8,67		
Parametry równania persystencji					
parametr	oszacowanie		Graniczny poziom istotności		
$\tilde{\alpha}_1$	0,003		0,007		
$\tilde{\beta}_1$	0,981		0,000		
$\tilde{\gamma}_1$	0,007		0,000		

**Źródło:** opracowanie własne.

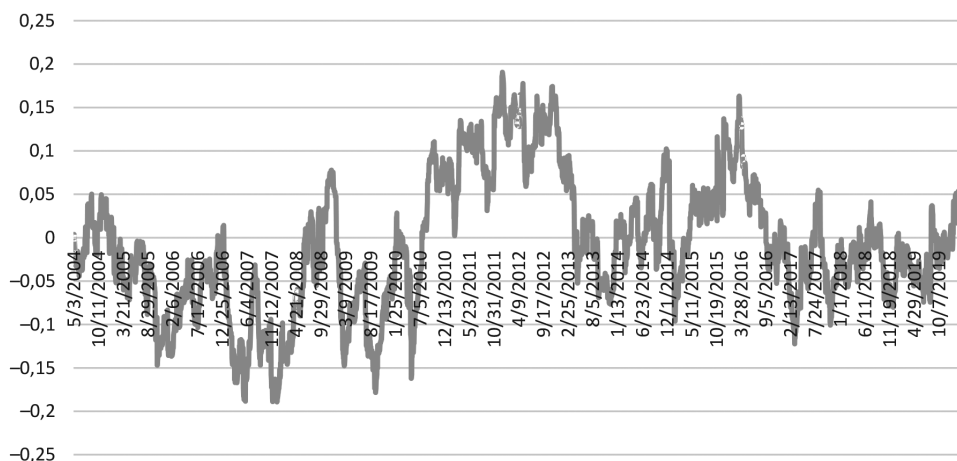
**Tabela 9.** Wyniki estymacji parametrów modelu VAR(3)-AGDCC-GARCH ilustrującego relację pomiędzy stopami zwrotu z indeksu WIG a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN

Równanie wyjaśniające stopy zwrotu z indeksu WIG			Równanie wyjaśniające stopy zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$r_{t-1}^{WIG} - r_{t-1}^{DAX}$	-0,010	0,521	$r_{t-1}^{WIG} - r_{t-1}^{DAX}$	-0,009	0,108
$r_{t-2}^{WIG} - r_{t-2}^{DAX}$	-0,022	0,161	$r_{t-2}^{WIG} - r_{t-2}^{DAX}$	-0,008	0,174
$r_{t-3}^{WIG} - r_{t-3}^{DAX}$	-0,009	0,573	$r_{t-3}^{WIG} - r_{t-3}^{DAX}$	0,004	0,461
$r_{t-1}^{EUR/PLN}$	0,052	0,083	$r_{t-1}^{EUR/PLN}$	-0,024	0,125
$r_{t-2}^{EUR/PLN}$	-0,015	0,610	$r_{t-2}^{EUR/PLN}$	-0,020	0,205
$r_{t-3}^{EUR/PLN}$	0,003	0,912	$r_{t-3}^{EUR/PLN}$	-0,022	0,157
Równanie wariacji szoków dla stopy zwrotu z indeksu WIG			Równanie wariacji szoków dla stopy zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,096	0,000	$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,083	0,000
$h_{11,t-1}$	0,869	0,000	$h_{22,t-1}$	0,916	0,000
Stała w równaniu wariacji	$4,02 \cdot 10^{-6}$	0,000	Stała w równaniu wariacji	$1,16 \cdot 10^{-7}$	0,003
Korelacja między szokami			0,016		
Liczba stopni swobody			8,53		
Parametry równania persystencji					
parametr		oszacowanie			
$\tilde{\alpha}_1$		0,004		0,009	
$\tilde{\beta}_1$		0,981		0,000	
$\tilde{\gamma}_1$		0,006		0,000	

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabelach 8 i 9 świadczą o tym, że zarówno polski rynek giełdowy, jak i walutowy charakteryzowały się wysokim poziomem persystencji. Statystyczna istotność parametru  $\hat{\gamma}_1$  wskazuje, że zastosowanie modelu uwzględniającego asymetryczny wpływ szoków jest uzasadnione. Dodatkowo oszacowanie tego parametru informuje, że wpływ szoków ujemnych na wariancje szoków i kowariancje między nimi jest silniejszy w porównaniu z wpływem szoków dodatnich. Okazuje się jednak, że zależność między szokami związanymi z oboma rynkami jest słaba.

Aby sprawdzić, jak korelacja między szokami pochodzącymi z obu rynków zmieniała się w czasie, dokonano analizy zmiennych oszacowań współczynników korelacji. W celu wyeliminowania wysokiej zmienności dla dziennych współczynników korelacji, dla każdego miesiąca obliczono wartość średnią. Wykres 10 ilustruje kształtowanie się współczynników korelacji między szokami w interwałach miesięcznych.



**Wykres 10.** Kształtowanie się korelacji między szokami pochodzącymi z rynku giełdowego i walutowego. Badanie dla Polski.

**Źródło:** opracowanie własne.

Uzyskane rezultaty świadczą o ujemnym oszacowaniu współczynnika korelacji między szokami w okresie poprzedzającym wybuch kryzysu strefy euro. Dodatkowo oszacowania tego współczynnika obserwowane są w czasie kryzysu strefy euro oraz w okresie napięć politycznych w Polsce obserwowanych na przełomie 2015 i 2016 roku.

### 2.3. Analiza krótkookresowych powiązań między stopami zwrotu z indeksu PX oraz stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK

Analogiczne badanie współzależności między rynkiem giełdowym a walutowym przeprowadzane jest dla Czech. Tabela 10 prezentuje wartości kryteriów informacyjnych dla różnych wariantów długości opóźnienia.

**Tabela 10.** Wartość kryterium informacyjnego Akaike dla różnych wariantów długości opóźnienia. Badanie dla Czech

Długość opóźnienia	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	$-2,19 \cdot 10^{(-9)}$	-14,2543	-14,2532	-14,2512
1	$-2,20 \cdot 10^{(-9)}$	-14,2736	<b>-14,2704</b>	<b>-14,2644</b>
2	$-2,20 \cdot 10^{(-9)}$	-14,2747	-14,2693	-14,2594
3	$-2,20 \cdot 10^{(-9)}$	-14,2763	-14,2687	-14,2549
4	<b><math>-2,21 \cdot 10^{(-9)}</math></b>	<b>-14,2782</b>	-14,2685	-14,2507

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 10 wskazują, że w celu wyjaśnienia zależności między stopami zwrotu z indeksu giełdowego PX a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK najlepiej jest zastosować model VAR(1)-AGDCC-GARCH lub VAR(4)-AGDCC-GARCH. Ze względu na mniejszy stopień sparametryzowania szacujemy parametry modelu VAR(1)-AGDCC-GARCH. Wyniki estymacji parametrów tego modelu zawiera tabela 11.

Istotność odpowiednich parametrów w równaniu persystencji świadczy o tym, że zastosowanie modelu AGDCC-GARCH było uzasadnione. Szoki negatywne istotnie silniej wpływają na kowariancję między szokami. Jednocześnie kowariancja między szokami cechuje się zmiennością, dlatego zastosowanie modelu DCC jest bardziej uzasadnione niż modelu CCC. Oszacowania parametrów zawarte w tabeli 11 pokazują, że zależność między rynkiem giełdowym a walutowym Czech nieco różni się od analogicznej zależności dla Polski.

Na uwagę zasługują oszacowania parametrów równania persystencji. Wskazują one na to, że szoki pojawiające się na czeskim rynku giełdowym i walutowym miały silny wpływ na kowariancję między szokami w pierwszych okresach po ich pojawieniu się. Jednocześnie jednak wpływ szoków na kowariancję wygaszał zdecydowanie szybciej niż w Polsce. Oszacowania parametrów równań wariancji są jednak podobne jak w przypadku Polski. Mówią one o wysokiej persystencji wariancji szoków na obu rynkach.

**Tabela 11.** Wyniki estymacji parametrów modelu VAR(1)-AGDCC-GARCH ilustrującego relację pomiędzy stopami zwrotu z indeksu PX a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK

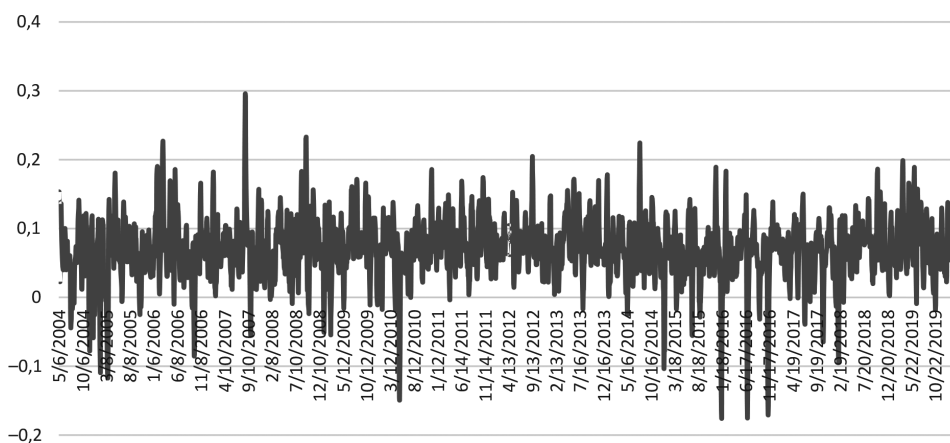
Równanie wyjaśniające stopy zwrotu z indeksu PX			Równanie wyjaśniające stopy zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$r_{t-1}^{PX} - r_{t-1}^{DAX}$	-0,125	0,000	$r_{t-1}^{PX} - r_{t-1}^{DAX}$	0,001	0,318
$r_{t-1}^{EUR/CZK}$	-0,036	0,430	$r_{t-1}^{EUR/CZK}$	-0,083	0,000
Równanie wariancji szoków dla stopy zwrotu z indeksu PX			Równanie wariancji szoków dla stopy zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,093	0,000	$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,088	0,000
$h_{11,t-1}$	0,874	0,000	$h_{22,t-1}$	0,904	0,000
Stała w równaniu wariancji	$5,84 \cdot 10^{-6}$	0,000	Stała w równaniu wariancji	$1,45 \cdot 10^{-9}$	0,228
Korelacja między szokami			0,068		
Liczba stopni swobody			5,85		
Parametry równania persystencji					
parametr		oszacowanie			
$\tilde{\alpha}_1$		0,025		0,002	
$\tilde{\beta}_1$		0,554		0,000	
$\tilde{\gamma}_1$		0,018		0,000	

**Źródło:** opracowanie własne.

Różnica między polskim a czeskim rynkiem giełdowym dotyczy także rozkładu składników losowych. W przypadku polskich rynków finansowych optymalny okazał się wielowymiarowy rozkład t-Studenta z dziewięcioma stopniami swobody. Na czeskich rynkach finansowych ta optymalna liczba wyniosła 6. Oznacza to zatem, że obserwacje nietypowe na czeskich rynkach finansowych pojawiały się częściej niż na rynkach polskich.

Istotność oszacowań parametrów przy zmiennych  $r_{t-1}^{PX} - r_{t-1}^{DAX}$  oraz  $r_{t-1}^{EUR/CZK}$  odpowiednio w równaniach definiujących stopę zwrotu z indeksu PX oraz kursu walutowego EUR/CZK przemawia za niską efektywnością analizowanych rynków.

Aby sprawdzić, jak korelacja między szokami pochodzącymi z obu rynków zmieniła się w czasie, dokonano analizy zmiennych oszacowań współczynników korelacji. W celu wyeliminowania wysokiej zmienności dla dziennych współczynników korelacji, dla każdego miesiąca obliczono wartość średnią. Wykres 11 ilustruje kształtowanie się współczynników korelacji między szokami w interwałach miesięcznych.



**Wykres 11.** Kształtowanie się korelacji między szokami pochodzącymi z rynku giełdowego i walutowego. Badanie dla Czech

**Źródło:** opracowanie własne.

Z wykresu 11 wynika, że korelacje między szokami pochodzącymi z rynku giełdowego i walutowego Czech były wyższe niż w przypadku Polski. Ich szczególnie wzrost obserwowany był na początku fazy turbulencji finansowych oraz pod koniec kryzysu strefy euro.

## 2.4. Analiza krótkookresowych powiązań między stopami zwrotu z indeksu BUX oraz stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/HUF

Analogiczne badanie współzależności między rynkiem giełdowym a walutowym przeprowadzono dla Węgier. Tabela 12 prezentuje wartości kryteriów informacyjnych dla różnych wariantów długości opóźnienia.

**Tabela 12.** Wartość kryterium informacyjnego Akaike (1974) dla różnych wariantów długości opóźnienia. Badanie dla Węgier

Długość opóźnienia	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	$5,7 \cdot 10^{-9}$	-13,3007	<b>-13,2996</b>	-13,2977
1	$5,7 \cdot 10^{-9}$	-13,3123	-13,3091	-13,3032
2	$5,7 \cdot 10^{-9}$	-13,3157	<b>-13,3103</b>	-13,3004
3	<b><math>5,6 \cdot 10^{-9}</math></b>	<b>-13,3161</b>	-13,3085	-13,2947
4	$5,7 \cdot 10^{-9}$	-13,3151	-13,3054	-13,2876

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 12 informują, że różne kryteria wskazują na inną optymalną liczbę opóźnień. Jeśli, na przykład, zastosowane zostanie kryterium błędu predykcji lub kryterium informacyjne Akaike, to wówczas optymalna liczba opóźnień wynosi 3. Przy zastosowaniu kryterium Hannan-Quinna optymalna liczba opóźnień wynosi 2, natomiast zgodnie z bayesowskim kryterium Schwarza optymalna liczba opóźnień wynosi 1.

Ze względu na mniejszą liczbę parametrów do oszacowania rozważany będzie model VAR(1)-AGDCC-GARCH. Tabela 13 zawiera wyniki testowania hipotez dotyczących asymetrii wpływu szoków na kowariancję oraz zasadności wykorzystania modelu DCC-GARCH względem modelu zakładającego stałość współczynnika korelacji między szokami pochodzącymi z dwóch rynków.

**Tabela 13.** Wyniki testów diagnostycznych dla modelu VAR(1)-AGDCC-GARCH

Testowanie	Graniczny poziom istotności
Asymetria wpływu szoków na kowariancję	0,197
Stażność współczynnika korelacji między szokami	0,224

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 13 świadczą o tym, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o symetryczności wpływu szoków na kowariancję między nimi. Jednocześnie nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o stałości współczynnika korelacji między szokami. Dlatego też zamiast modelu VAR(1)-AGDCC-GARCH szacowane są parametry modelu VAR(1)-CCC-GARCH. Tabela 14 zawiera wyniki estymacji parametrów.



**Tabela 14.** Wyniki estymacji parametrów modelu VAR(1)-CCC-GARCH ilustrującego relację pomiędzy stopami zwrotu z indeksu BUX a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/HUF

Równanie wyjaśniające stopy zwrotu z indeksu BUX			Równanie wyjaśniające stopy zwrotu z kursu walutowego EUR/HUF		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$r_{t-1}^{BUX} - r_{t-1}^{DAX}$	-0,061	0,000	$r_{t-1}^{BUX} - r_{t-1}^{DAX}$	-0,014	0,002
$r_{t-1}^{EUR/HUF}$	0,071	0,054	$r_{t-1}^{EUR/HUF}$	0,003	0,861
Równanie wariancji szoków dla stopy zwrotu z indeksu PX			Równanie wariancji szoków dla stopy zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\varepsilon_{1,t-1}^2$	0,071	0,000	$\varepsilon_{2,t-1}^2$	0,064	0,000
$h_{11,t-1}$	0,902	0,000	$h_{22,t-1}$	0,921	0,000
Stała w równaniu wariancji	$4,98 \cdot 10^{-6}$	0,000	Stała w równaniu wariancji	$1,30 \cdot 10^{-7}$	0,001
Korelacja między szokami			-0,059		
Liczba stopni swobody			7,50		

**Źródło:** opracowanie własne.

Uzyskane rezultaty wskazują na silniejszą zależność między rynkiem giełdowym a walutowym na Węgrzech w porównaniu z Polską i Czechami. Osłabianie się forinta węgierskiego względem euro prowadziło do wzrostu na giełdzie budapesztańskiej jeden dzień później. Z drugiej strony wzrosty na giełdzie budapesztańskiej prowadziły do umocnienia się forinta względem euro po upływie jednego dnia. Zależność ta może wynikać z ujemnej autokorelacji między bieżącymi a opóźnionymi stopami zwrotu z indeksu BUX. Otrzymane rezultaty przemawiają za spekulacyjnym charakterem działań wielu inwestorów na rynku budapesztańskim. Jeśli w danym dniu obserwowany był wzrost na rynku, inwestorzy sprzedawali akcje – i wartość indeksu w dniu kolejnym była niższa. Natomiast spadek wartości indeksu między dniem  $t-1$  oraz  $t$  mógł prowadzić do wzrostu popytu na tanie papiery wartościowe i przyczyniać się do wzrostu indeksu w dniu  $t+1$ . Zarówno węgierski rynek giełdowy, jak i walutowy charakteryzował się bardzo silną persystencją w latach 2004–2020. Świadczą o tym wysokie oszacowania parametrów przy opóźnionych wariancjach.

## 2.5. Zastosowanie modelu Bahmani-Oskooee i Sahy do analizy krótko- i długookresowych zależności między rynkiem giełdowym a walutowym w Polsce, Czechach i na Węgrzech

W dalszej kolejności przeprowadzone zostało badanie mające na celu analizę długo- i krótkookresowych zależności między stopami zwrotu z indeksu giełdowego a zmianami kursu walutowego dla Polski, Czech i Węgier. W pierwszej kolejności zebrane zostały dane dotyczące kategorii ekonomicznych rozważanych w modelu (29), czyli:

- miesięczne poziomy indeksów giełdowych WIG, PX oraz BUX,
- miesięczne kursy walutowe EUR/PLN, EUR/CZK oraz EUR/HUF,
- indeksy produkcji przemysłowej dla trzech analizowanych krajów Grupy Wyszehradzkiej,
- indeksy cen towarów i usług konsumpcyjnych dla wszystkich trzech krajów Europy Środkowo-Wschodniej,
- nominalną podaż pieniądza dla Polski, Czech i Węgier.

Tabela 15 zawiera wyniki testowania prawdziwości hipotezy o występowaniu relacji kointegrującej dla Polski.

**Tabela 15.** Testowanie występowania długookresowej relacji kointegrującej między indeksem giełdowym, kursem walutowym, cenami, podażą pieniądza oraz aktywnością gospodarczą dla Polski

Wartość statystyki	Graniczny poziom istotności
5,34	0,000

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 15 wskazują, że istnieje długookresowa relacja kointegrująca między wartością indeksu WIG, kursem walutowym EUR/PLN, podażą pieniądza M3 a poziomem aktywności gospodarczej dla Polski. W kolejnym kroku testowano prawdziwość hipotezy dotyczącej symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy. Długość opóźnienia dla zmiennych  $\Delta \ln SP_{t-k}$  oraz  $\Delta \ln EX_{t-k}$  została wybrana zgodnie ze strategią od ogółu do szczegółu. Tabela 16 zawiera wyniki testowania prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla części długo- i krótkookresowej.

**Tabela 16.** Testowanie prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla Polski

Charakter relacji	Wartość statystyki F	Graniczny poziom istotności
Długookresowy	2,06	0,152
Krótkookresowy	1,17	0,280

**Źródło:** opracowanie własne.

W obydwu przypadkach nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej mówiącej o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy WIG. Dlatego też nie ma potrzeby szacowania parametrów modelu (29) uwzględniającego asymetrię wpływu kursu walutowego na wartość indeksu giełdowego. Zamiast tego szacowane będą parametry modelu (27), w którym zakładana jest symetryczność reakcji rynku giełdowego na wahania na rynku walutowym. Tabela 17 zawiera oszacowania ilustrujące długo- i krótkookresowy wpływ poszczególnych kategorii ekonomicznych na wartość indeksu giełdowego dla Polski.

**Tabela 17.** Oszacowania parametrów ilustrujących wpływ kursu walutowego EUR/PLN oraz indeksu produkcji przemysłowej na wartość indeksu giełdowego WIG

Relacja długookresowa		
Zmienna	Oszacowanie relacji długookresowej	Graniczny poziom istotności
$\Delta \ln SP_{t-k}$	0,054	0,078
$\Delta \ln EX_{t-k}$	0,401	0,000
$\Delta \ln IPI_{t-k}$	-0,110	0,007
Relacja krótkookresowa		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\Delta \ln SP_{t-k}$	-0,400	0,020
$\Delta \ln EX_{t-k}$	-0,496	0,050
$\Delta \ln IPI_{t-k}$	0,500	0,055

**Źródło:** opracowanie własne.

Uzyskane rezultaty wskazują na istnienie negatywnej długookresowej zależności między wartością indeksu giełdowego WIG a kursem walutowym EUR/PLN. Wraz z osłabianiem się polskiego złotego względem euro wartość indeksu WIG obniża się przy innych czynnikach niezmiennych. Rezultat ten jest zgodny z oczekiwaniami, ponieważ wraz z osłabianiem się polskiego złotego względem euro i innych walut

następuje spadek wartości spółek notowanych na polskim rynku kapitałowym. Z drugiej strony wzrost poziomu aktywności gospodarczej należy utożsamiać z poprawą wyników finansowych przedsiębiorstw notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie. Negatywna zależność między kursem walutowym a wartością indeksu giełdowego oraz pozytywna zależność między aktywnością gospodarczą a WIG została również zidentyfikowana dla krótkiego okresu. Zmienne związane z podażą pieniądza oraz poziomem cen okazały się nieistotne statystycznie i nie zostały uwzględnione w badaniu empirycznym. Dlatego też zmienne związane z podażą pieniądza nie występują ani w równaniu długookresowym, ani krótkookresowym.

Analogiczne badanie zostało przeprowadzone dla Węgier. Tabela 18 zawiera wyniki dotyczące testowania relacji kointegrującej.

**Tabela 18.** Testowanie występowania długookresowej relacji kointegrującej między indeksem giełdowym, kursem walutowym, cenami, podażą pieniądza oraz aktywnością gospodarczą dla Węgier

Wartość statystyki	Graniczny poziom istotności
4,13	0,003

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 18 świadczą o tym, że istnieje długookresowa relacja kointegrująca między wartością indeksu BUX, kursem walutowym EUR/HUF, podażą pieniądza M3 a poziomem aktywności gospodarczej dla Węgier. W kolejnym kroku testowano prawdziwość hipotezy dotyczącej symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy. Długość opóźnienia dla zmiennych  $\Delta \ln SP_{t-k}$  oraz  $\Delta \ln EX_{t-k}$  została wybrana zgodnie ze strategią od ogółu do szczegółu. Tabela 19 zawiera wyniki testowania prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla części długo- i krótkookresowej.

**Tabela 19.** Testowanie prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla Polski

Charakter relacji	Wartość statystyki F	Graniczny poziom istotności
Długookresowy	12,54	0,000
Krótkookresowy	1,19	0,280

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki testowania zawarte w tabeli 19 przemawiają za tym, że w długim okresie mamy do czynienia z asymetrią wpływu kursu walutowego EUR/HUF na indeks giełdowy BUX, natomiast w krótkim okresie nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy

zerowej o symetryczności wpływu. Dlatego też oszacowane zostaną parametry modelu uwzględniającego symetryczność wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy w krótkim okresie oraz asymetrię w długim okresie. Tabela 20 zawiera odpowiednie wyniki estymacji parametrów.

**Tabela 20.** Oszacowania parametrów ilustrujących wpływ kursu walutowego EUR/HUF, podaży pieniądza, poziomu cen oraz poziomu aktywności gospodarczej na indeks giełdowy BUX

Relacja długookresowa		
Zmienna	Oszacowanie relacji długookresowej	Graniczny poziom istotności
$\ln SP_{t-1}$	0,035	0,040
$POS_{t-1}$	0,499	0,000
$NEG_{t-1}$	0,474	0,004
$\ln CPI_{t-1}$	-0,347	0,022
Relacja krótkookresowa		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\Delta \ln EX_{t-1}$	-0,731	0,000

**Źródło:** opracowanie własne.

Podobnie jak dla Polski, oszacowania relacji długookresowej wskazują na negatywną zależność między kursem walutowym EUR/HUF a wartością indeksu giełdowego BUX. Okazuje się jednak, że deprecjacja waluty silniej oddziałuje na spadek wartości indeksu giełdowego niż aprecjacja wpływa na wzrost. Oznacza to zatem, że inwestorzy międzynarodowi mają większą skłonność do wycofywania węgierskich aktywów ze swoich portfeli w okresie osłabiania się węgierskiego forinta względem euro w porównaniu ze skłonnością do zakupywania aktywów tego kraju w okresach umacniania się tamtejszej waluty.

Analogiczne badanie empiryczne zostało przeprowadzone dla Czech. Tabela 21 zawiera wyniki testowania prawdziwości hipotezy o występowaniu relacji kointegrującej dla Czech.

**Tabela 21.** Testowanie występowania długookresowej relacji kointegrującej między indeksem giełdowym, kursem walutowym, cenami, podażą pieniądza oraz aktywnością gospodarczą dla Czech

Wartość statystyki	Graniczny poziom istotności
3,75	0,002

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 21 wskazują, że hipotezę zerową mówiącą o braku kointegracji między analizowanymi kategoriami należy odrzucić. Możemy więc wnioskować, że kurs walutowy, podaź pieniądza, poziom cen oraz poziom aktywności gospodarczej wpływają w długim okresie na wartość indeksu giełdowego PX.

W kolejnym kroku testowano prawdziwość hipotezy dotyczącej symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy. Długość opóźnienia dla zmiennych  $\Delta \ln SP_{t-1}$  oraz  $\Delta \ln EX_{t-1}$  została wybrana zgodnie ze strategią od ogółu do szczegółu. Tabela 22 zawiera wyniki testowania prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla części długo- i krótkookresowej.

**Tabela 22.** Testowanie prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla Czech

Charakter relacji	Wartość statystyki F	Graniczny poziom istotności
Długookresowy	6,46	0,012
Krótkookresowy	0,07	0,795

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 22 pokazują, że długookresowy wpływ kursu walutowego na indeks giełdowy nie jest symetryczny. W krótkim okresie rynek giełdowy reaguje tak samo na wzrosty i spadki kursu walutowego. Oznacza to zatem, że oszacowane zostaną parametry modelu uwzględniającego asymetryczną relację między kursem walutowym EUR/CZK a indeksem giełdowym PX w długim okresie oraz symetrię w krótkim okresie. Tabela 23 zawiera odpowiednie wyniki estymacji parametrów.

**Tabela 23.** Oszacowania parametrów ilustrujących wpływ kursu walutowego EUR/CZK, podaży pieniądza, poziomu cen oraz poziomu aktywności gospodarczej na indeks giełdowy PX

Relacja długookresowa		
Zmienna	Oszacowanie relacji długookresowej	Graniczny poziom istotności
$\ln SP_{t-1}$	-0,102	0,000
$POS_{t-1}$	-0,148	0,025
$\ln IPI_{t-1}$	0,194	0,019
$\ln CPI_{t-1}$	-0,827	0,000
Relacja krótkookresowa		
Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\Delta \ln EX_{t-1}$	-0,844	0,000

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 23 wskazują, że długookresowa zależność między kursem walutowym a indeksem giełdowym występuje jedynie w przypadku osłabiania się czeskiej korony względem euro. Taka tendencja prowadziła do spadku wartości indeksu PX w długim okresie. Okazuje się, że analizowany indeks nie reagował na wzrosty wartości czeskiej korony. Wzrost cen prowadził do spadku wartości indeksu giełdowego w długim okresie, natomiast długookresowa zależność między indeksem PX a poziomem aktywności gospodarczej okazała się dodatnia. W krótkim okresie tylko kurs walutowy wpływał na indeks giełdowy. Spadek wartości waluty prowadził do ujemnych stóp zwrotu na praskim rynku kapitałowym.

## 2.6. Analiza zależności między zmiennością na rynku walutowym a zmiennością rynku giełdowego z wykorzystaniem modelu C-GARCH

W kolejnym etapie przeprowadzone zostało badanie mające na celu sprawdzenie, czy występuje zależność między zmiennością na rynku giełdowym oraz walutowym dla trzech analizowanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. W tym celu szacowane były parametry modelu C-GARCH danego wzorami (28–30) dla Polski, Czech i Węgier zarówno dla rynku walutowego, jak i giełdowego. Następnie obliczone zostały zmienności dla trzech krajów dla obu rynków i oszacowane zostały parametry równań (31a–b) oraz (32a–b).

Tabela 24 prezentuje oszacowania parametrów modelu C-GARCH dla rynku giełdowego i walutowego oraz dla wszystkich trzech analizowanych krajów.

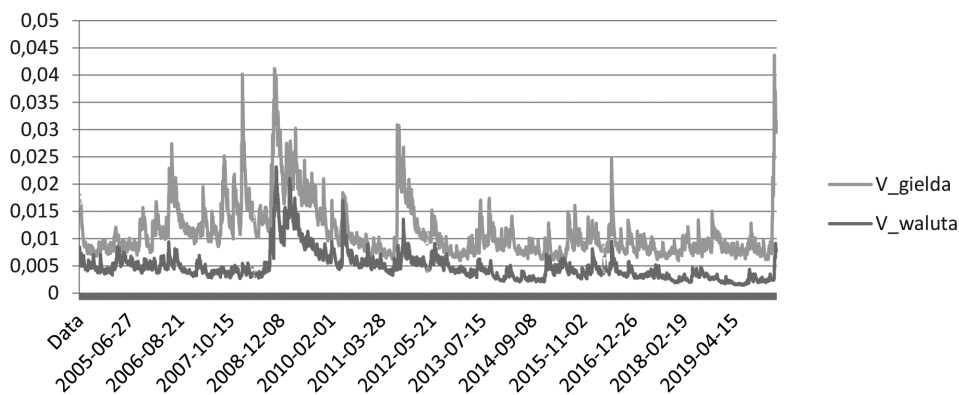
**Tabela 24.** Oszacowania parametrów modelu C-GARCH dla rynku giełdowego i walutowego Polski, Czech i Węgier

Parametr	Polska		Czechy		Węgry	
	Rynek					
	giełdowy	walutowy	giełdowy	walutowy	giełdowy	walutowy
$\omega$	$5,4 \cdot 10^{-7}$	$2,1 \cdot 10^{-8}$	$2,4 \cdot 10^{-7}$	$8,4 \cdot 10^{-10}$	$4,2 \cdot 10^{-7}$	$1,6 \cdot 10^{-8}$
$\alpha$	0,071	0,081	0,115	0,051	0,089	0,074
$\beta$	0,860	0,855	0,824	0,720	0,853	0,862
$\zeta$	0,997	0,996	0,998	0,991	0,998	0,997
$\phi$	0,002	0,003	0,001	0,008	0,001	0,002

**Źródło:** opracowanie własne.

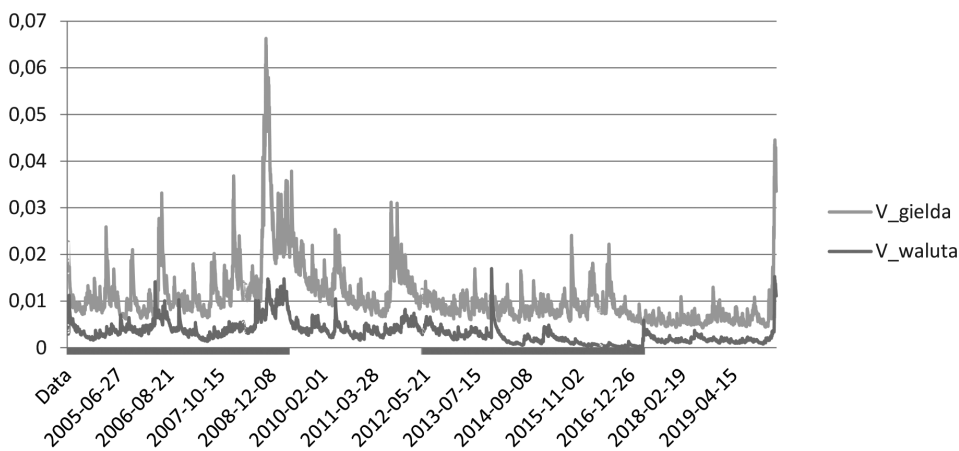
Uzyskane rezultaty wskazują, na wysoki poziom persystencji zmienności długookresowej oraz bardzo wysoką persystencję dla zmienności krótkookresowej.

Wykresy 12–14 prezentują kształtowanie się historycznych zmienności na obu rynkach dla wszystkich trzech analizowanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej.



**Wykres 12.** Historyczna zmienność z modelu C-GARCH dla rynku giełdowego oraz walutowego w Polsce

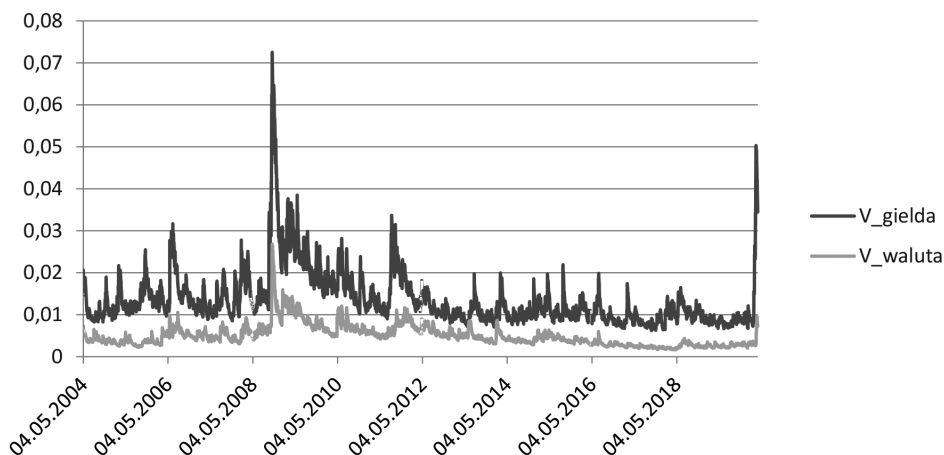
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 13.** Historyczna zmienność z modelu C-GARCH dla rynku giełdowego oraz walutowego w Czechach

**Źródło:** opracowanie własne.





**Wykres 14.** Historyczna zmienność z modelu C-GARCH dla rynku giełdowego oraz walutowego na Węgrzech

**Źródło:** opracowanie własne.

Wykresy 12–14 pokazują, że zmienność na rynku giełdowym przewyższała zmienność na rynku walutowym. Dotyczyło to wszystkich trzech analizowanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Widoczne było, że w okresach wzrostu na rynku giełdowym obserwowany był także wzrost na rynku walutowym. Wydaje się jednak, że wzrost niepewności na rynku walutowym poprzedzał wzrost niepewności na rynku kapitałowym. W celu sprawdzenia kierunku przyczynowości między rynkiem giełdowym a walutowym szacowane były parametry modeli (31a–b) oraz (32–b). Tabela 25 zawiera oszacowania parametrów równań dla zmienności długo- i krótkookresowej.

**Tabela 25.** Oszacowania parametrów równań ilustrujących relację między zmiennościami długo- i krótkookresowymi

Zależności między zmiennościami długookresowymi						
Zmienna	Rynek					
	giełdowy – Polska	walutowy – Polska	giełdowy – Czechy	walutowy – Czechy	giełdowy – Węgry	walutowy – Węgry
$const$	0,0001*** (0,0000)	0,0001 (0,0000)	0,00005* (0,00003)	0,00007*** (0,00002)	0,0002*** (0,0000)	0,0001*** (0,0000)
$V_{LR,t-1}^{st}$	0,918*** (0,057)	0,017*** (0,003)	0,925*** (0,103)	0,012*** (0,003)	0,921*** (0,109)	0,011*** (0,004)
$V_{LR,t-1}^{cu}$	0,025*** (0,007)	0,926*** (0,103)	0,036*** (0,010)	0,931*** (0,127)	0,021*** (0,005)	0,935*** (0,098)

Zależności między zmiennymi krótkookresowymi						
Zmienna	Rynek					
	giełdowy – Polska	walutowy – Polska	giełdowy – Czechy	walutowy – Czechy	giełdowy – Węgry	walutowy – Węgry
<i>const</i>	0,0002*** (0,0000)	0,00002 (0,00002)	0,0002*** (0,0000)	0,00003* (0,00002)	0,0002*** (0,0000)	0,00004** (0,00002)
$V_{SR,t-1}^{st}$	0,973*** (0,004)	0,011*** (0,002)	0,965*** (0,004)	0,011*** (0,002)	0,972*** (0,005)	0,011*** (0,002)
$V_{SR,t-1}^{cu}$	0,020** (0,008)	0,967*** (0,004)	0,054*** (0,013)	0,953*** (0,005)	0,026** (0,013)	0,962*** (0,004)

Źródło: opracowanie własne.

Analizując długoo- oraz krótkookresowe równanie dla Polski, należy zauważyć, że wzrost zmienności na rynku giełdowym prowadził przy innych czynnikach niezmiennych do wzrostu zmienności na rynku walutowym i odwrotnie. Wpływ rynku walutowego na rynek giełdowy okazał się jednak silniejszy. Podobna sytuacja dotyczy rynków finansowych w Czechach. Niemniej jednak należy zauważyć, że wpływ zmienności na rynku walutowym na zmienność na rynku giełdowym był szczególnie silny. Analizując krótkookresowe oraz długookresowe równanie dla Węgier, widzimy, że wzrost zmienności na rynku giełdowym przyczynia się do wzrostu zmienności na rynku walutowym i odwrotnie. Również i w tym przypadku transmisja zmienności z rynku walutowego na rynek giełdowy okazała się silniejsza niż transmisja z rynku giełdowego na rynek walutowy.

## 2.7. Podsumowanie

Polski rynek walutowy i giełdowy charakteryzują się bardzo wysokim poziomem persystencji. Szoki mają asymetryczny wpływ na zmienność i kowariancje. Okazuje się, że wpływ szoków ujemnych jest silniejszy od wpływu szoków dodatnich. Polska charakteryzuje się słabą korelacją między szokami pochodzącymi z rynku giełdowego i walutowego. Dotyczy to przede wszystkim podokresów stabilnych. W okresie kryzysu strefy euro oraz w czasie niestabilności politycznej w Polsce korelacje między szokami okazały się znacznie silniejsze.

Podobnie jak w Polsce, również i w Czechach szoki negatywne istotnie silniej wpływały na kowariancję w porównaniu z szokami pozytywnymi. Oszacowania parametrów wskazały, że zależność między rynkiem giełdowym a walutowym w przypadku Czech nieco różni się od analogicznej zależności dla Polski. Oszacowania

parametrów równania persystencji wskazały, że szoki pojawiające się na czeskim rynku giełdowym i walutowym miały silny wpływ na kowariancję między szokami w pierwszych okresach po ich pojawieniu się. Jednocześnie jednak wpływ szoków na kowariancję wygasł zdecydowanie szybciej niż w Polsce. Zarówno czeski rynek walutowy, jak i giełdowy charakteryzowały się niskim poziomem efektywności w analizowanym okresie.

Uzyskane rezultaty przemawiają za silniejszą zależnością między rynkiem giełdowym a walutowym na Węgrzech w porównaniu z Polską i Czechami. Osłabianie się forinta węgierskiego względem euro prowadziło do wzrostu na giełdzie budapesztańskiej jeden dzień później. Z drugiej strony wzrosty na giełdzie budapesztańskiej prowadziły do umocnienia się forinta względem euro po upływie jednego dnia. Zależność ta może wynikać z ujemnej autokorelacji między bieżącymi a opóźnionymi stopami zwrotu z indeksu BUX. Otrzymane rezultaty wskazały także na spekulacyjny charakter działań wielu inwestorów na rynku budapesztańskim. Jeśli w danym dniu obserwowany był wzrost na rynku, inwestorzy sprzedawali akcje, i wartość indeksu w dniu kolejnym była niższa. Natomiast spadek wartości indeksu między dniem  $t-1$  oraz  $t$  mógł prowadzić do wzrostu popytu na tanie papiery wartościowe i przyczyniać się do wzrostu indeksu w dniu  $t+1$ . Zarówno węgierski rynek giełdowy, jak i walutowy charakteryzował się bardzo silną persystencją w latach 2004–2020.

Wyniki badania długookresowego wskazały na istnienie negatywnej długookresowej zależności między wartością indeksu giełdowego WIG a kursem walutowym EUR/PLN. Wraz z osłabianiem się polskiego złotego względem euro wartość indeksu WIG obniżała się przy innych czynnikach niezmiennych. Rezultat ten okazał się zgodny z oczekiwaniami, ponieważ wraz z osłabianiem się polskiego złotego względem euro i innych walut następuje spadek wartości spółek notowanych na polskim rynku kapitałowym. Wynik ten był również zgodny z rezultatem prac Grabowskiego i Welfe (2016, 2020), mających na celu identyfikację czynników wpływających na napięcia na polskim rynku walutowym. Z drugiej strony wzrost poziomu aktywności gospodarczej można utożsamiać z poprawą wyników finansowych przedsiębiorstw notowanych na warszawskiej Giełdzie Papierów Wartościowych. Negatywna zależność między kursem walutowym a wartością indeksu giełdowego oraz pozytywna zależność między aktywnością gospodarczą a WIG-iem została również zidentyfikowana dla krótkiego okresu.

Zgodnie z wynikami uzyskanymi dla Czech długookresowy wpływ kursu walutowego na indeks giełdowy nie był symetryczny. W krótkim okresie rynek giełdowy reagował tak samo na wzrosty i spadki kursu walutowego. Otrzymane rezultaty wskazały, że długookresowa zależność między kursem walutowym a indeksem giełdowym występowała jedynie w przypadku osłabiania się czeskiej korony względem euro. Taka tendencja prowadziła do spadku wartości indeksu PX w długim okresie. Analizowany indeks nie reagował na wzrosty wartości czeskiej korony. Wzrost cen prowadził do spadku wartości indeksu giełdowego w długim okresie, natomiast długookresowa zależność między indeksem PX a poziomem aktywności gospodarczej

okazała się dodatnia. W krótkim okresie tylko kurs walutowy wpływał na indeks giełdowy. Spadek wartości waluty prowadził do ujemnych stóp zwrotu na praskim rynku kapitałowym (por. np. Kadlackova, Komarek, 2017).

Wyniki uzyskane dla Węgier wskazały, że w długim okresie mieliśmy do czynienia z asymetrią wpływu kursu walutowego EUR/HUF na indeks giełdowy BUX. Podobnie jak w przypadku Polski oszacowania relacji długookresowej wykazały negatywną zależność między kursem walutowym EUR/HUF a wartością indeksu giełdowego BUX. Okazało się, że deprecjacja waluty silniej oddziaływała na spadek wartości indeksu giełdowego niż aprecjacja wpływała na wzrost. Świadczyć to może o wyższej skłonności inwestorów międzynarodowych do wycofywania węgierskich aktywów ze swoich portfeli w okresie osłabiania się węgierskiego forinta względem euro w porównaniu ze skłonnością do zakupywania aktywów tego kraju w okresach umacniania się tamtejszej waluty.

Po porównaniu zmienności na obu rynkach okazało się, że zmienność na rynku giełdowym przewyższała zmienność na rynku walutowym. Dotyczyło to wszystkich trzech analizowanych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Widoczne było ponadto, że w okresach wzrostu na rynku giełdowym obserwowany był także wzrost na rynku walutowym. Wydaje się jednak, że wzrost niepewności na rynku walutowym poprzedzał wzrost niepewności na rynku kapitałowym.

Analizując długo- oraz krótkookresowe równanie dla Polski, należy zauważyć, że wzrost zmienności na rynku giełdowym prowadził przy innych czynnikach niezmiennych do wzrostu zmienności na rynku walutowym i odwrotnie. Wpływ rynku walutowego na rynek giełdowy okazał się jednak silniejszy. Podobna sytuacja dotyczy rynków finansowych w Czechach. Niemniej jednak należy zauważyć, że wpływ zmienności na rynku walutowym na zmienność na rynku giełdowym był szczególnie silny. Analizując krótkookresowe oraz długookresowe równanie dla Węgier, widzimy, że wzrost zmienności na rynku giełdowym przyczynia się do wzrostu zmienności na rynku walutowym i odwrotnie. Również i w tym przypadku transmisja zmienności z rynku walutowego na rynek giełdowy okazała się silniejsza niż transmisja z rynku giełdowego na rynek walutowy.



## Rozdział 3

# **Współzależność między rynkami giełdowymi w krajach Europy Środkowo-Wschodniej a rynkami kapitałowymi w krajach rozwiniętych**

### **3.1. Powiązania między rynkami giełdowymi w okresach stabilnych i niestabilnych**

Strategia inwestycyjna polegająca na dywersyfikacji portfela przynosi korzystne efekty pod warunkiem niskiego skorelowania między stopami zwrotu z różnych instrumentów. Dlatego też inwestorzy często poszukują aktywów charakteryzujących się wysoką oczekiwaną stopą zwrotu, niskim poziomem zmienności. Jednocześnie inwestorom zależy na posiadaniu w portfelu aktywów, których stopy zwrotu nie są skorelowane. Trudnością związaną z przeprowadzeniem prawidłowej analizy portfelowej jest zmienność w czasie korelacji między stopami zwrotu. Zjawisko to zostało po raz pierwszy zauważone przez Longina i Solnika (1995), podczas gdy analizy oparte na danych z lat osiemdziesiątych wskazywały na stałość macierzy korelacji między stopami zwrotu (por. m.in. Bertero, Mayer, 1990; Kaplanis, 1988; King, Wadhvani, 1990; Koch, Koch, 1991; Ratner, 1992). Wyższe współczynniki korelacji obserwowane są przede wszystkim w okresach niestabilnych, charakteryzujących się wysokimi co do modułu i ujemnymi stopami zwrotu oraz ich wysoką zmiennością. Nagły wzrost stopnia powiązań między rynkami w okresach niestabilnych jest często definiowany jako występowanie efektu zarażania.

Chociaż zainteresowanie zjawiskiem efektu zarażania zaczęło się dopiero w latach dziewięćdziesiątych XX wieku, literatura poświęcona tej tematyce jest bardzo bogata. Wynika to przede wszystkim z faktu, że kryzysy finansowe, z którymi mieliśmy do tej pory do czynienia, charakteryzowały się przenoszeniem szoków między rynkami finansowymi. Wydarzenia kryzysowe na początku lat dziewięćdziesiątych w Europie

Zachodniej oraz pod koniec lat dziewięćdziesiątych w Azji Południowo-Wschodniej skierowały uwagę badaczy na możliwość przenoszenia się kryzysu. Okazało się, że na skutek postępujących procesów globalizacyjnych zjawiska kryzysowe mogą być przenoszone, nawet wtedy, gdy makroekonomiczne fundamenty zainfekowanej gospodarki są stabilne. Szczególny wzrost zainteresowania zjawiskiem występowania efektu zarażania nastąpił wraz z pojawianiem się turbulencji na amerykańskich rynkach finansowych latem 2007 roku i wybuchem kryzysu subprime w Stanach Zjednoczonych we wrześniu 2008 roku. Zjawisko podatności i odporności na szoki było także szczegółowo badane wraz z wybuchem kryzysu strefy euro pod koniec 2009 roku (por. m.in. Stawasz-Grabowska, Grabowski, 2018).

Rozbieżności w sposobie definiowania analizowanego zjawiska są bardzo duże (por. Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski, 2011). Zgodnie z ujęciem szerokim, zarażanie jest ogólnym procesem transmisji szoku między krajami, co może mieć miejsce zarówno w okresie stabilności, jak i kryzysu. Oznacza to zatem, że efektu zarażania nie należy wiązać wyłącznie z negatywnym charakterem szoków, ale także z pozytywnym efektem rozlewania się. Zgodnie z podejściem rygorystycznym, efekt zarażania polega na przenoszeniu szoków między krajami należącymi do określonej grupy, jednak szoki te wykraczają poza tendencje wynikające z makroekonomicznych uwarunkowań (por. Billio, Pelizzon, 2003). Zgodnie z ujęciem bardzo rygorystycznym transmisja szoków zachodzi podczas kryzysu, kiedy to rynki różnych gospodarek odnotowują wspólną, wzmożoną podatność na zmiany, które nie da się wyjaśnić ani za pomocą szoków krajowych, ani globalnych.

Przeciwdziałanie negatywnym następstwom efektu zarażania jest możliwe, gdzie decydenci polityczni mają wiedzę na temat kanałów zarażania. Najważniejszymi kanałami zarażania wyróżnianymi w literaturze ekonomicznej (por. m.in. Allen, Baubs oraz Carletti, 2009; Didier, Mauro, Schmukler, 2008; Forbes, Rigobon, 2002; Forbes, Chin, 2004; Forbes, 2012; Karolyi, 2003) są:

- kanał handlowy,
- kanał portfelowy,
- kanał instytucji bankowych i pożyczkowych,
- kanał fundamentów.

Różne są metody sprawdzania, czy występuje efekt zarażania. Niektóre z metod badania występowania efektu zarażania bazują na współczynnikach korelacji między stopami zwrotu. Metody te (por. np. Boyer, Gibson, Loretan, 1998; Forbes, Rigobon, 2002; Serwa, Bohl, 2005) polegają na porównaniu współczynników korelacji w okresie poprzedzającym wybuch kryzysu ze współczynnikami dla okresu kryzysu. Ważna metoda badania występowania efektu zarażania polega na analizie wartości ekstremalnych. Polega ona na identyfikacji okresów charakteryzujących się bardzo niskimi (wysokimi co do modułu i ujemnymi) stopami zwrotu. Jeśli pojawienie się bardzo niekorzystnych warunków na jednym rynku jest w niewielkim stopniu zależne od faktu pojawienia się bardzo niekorzystnych warunków na drugim rynku, to wówczas prawdopodobieństwo jednoczesnego gwałtownego spadku

na obydwu rynkach jest równe iloczynowi bezwarunkowych prawdopodobieństw spadku na rynkach. Zgodnie z tą metodą zarażanie definiowane jest jako jednoczesne pojawienie się ekstremalnie negatywnych stóp zwrotu na dwóch rynkach w następstwie nieoczekiwanego wzrostu zmienności na jednym z rynków.

Metody poświęcone badaniu efektu zarażania często oparte są na zaawansowanych narzędziach statystyczno-ekonometrycznych. Wykorzystywane są m.in. jednowymiarowe modele klasy GARCH, w których zmienną objaśniającą jest stopa zwrotu na rynku będącym źródłem zarażania. Oprócz tego w badaniach poświęconych efektowi zarażania często stosuje się także wielowymiarowe modele GARCH oraz modele wektorowej autoregresji. W celu analizy zależności między stopami zwrotu w ogonach rozkładu wykorzystuje się często kopule. Uwzględnienie zmiennej ze względu na stan, w jakim znajduje się rynek zależności między stopami zwrotu, skłania do wykorzystania metod regresji przełącznikowej oraz regresji kwantylowej.

### **3.2. Wyniki dotychczasowych badań poświęconych efektowi zarażania w Europie Środkowo-Wschodniej**

W XX wieku rynki kapitałowe krajów Europy Środkowo-Wschodniej były relatywnie słabo zintegrowane z rynkami krajów rozwiniętych (por. Mateus, 2004; Maneschiold, 2006; Nielsson, 2007). Dlatego też inwestorzy giełdowi włączali do swoich portfeli aktywa tych krajów w celu zredukowania ryzyka inwestycyjnego (por. m.in. Gilmore, McManus, Tezel, 2005). Analiza wrażliwości rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier na szoki zewnętrzne podczas kryzysu dot-com wskazuje, że zachowywały się one wówczas spokojnie i nie reagowały na turbulencje na rynkach w krajach rozwiniętych.

Wzrost integracji rynków giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej z najbardziej rozwiniętymi rynkami kapitałowymi odnotowywany jest wówczas, gdy próba badawcza obejmuje lata następujące po rozszerzeniu Unii Europejskiej z 2004 roku (por. Bienkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski, 2014). Niemniej jednak wyniki badań uzyskanych przez Bein i Tuna (2015) wskazują, że po ogłoszeniu informacji o wejściu krajów Europy Środkowo-Wschodniej do Unii Europejskiej, zmienność na wszystkich analizowanych rynkach giełdowych reagowała tak samo zarówno na newsy pozytywne, jak i negatywne. Wynik ten jest często interpretowany jako wzrost wiarygodności rynków kapitałowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej w percepcji inwestorów międzynarodowych. Dlatego też, jak wskazuje wielu badaczy (por. m.in. Syllignakis, Kouretas, 2010, 2012), po wejściu krajów Europy Środkowo-Wschodniej do Unii Europejskiej, analizowanymi rynkami giełdowymi zainteresowali się ci inwestorzy, którzy wcześniej nie uwzględniali takich aktywów w swoich portfelach. Jak podają



m.in. Brzeszczyński i Welfe (2007), wzrost poziomu integracji rynków giełdowych nowych członków Unii Europejskiej z rynkami w starych krajach Wspólnoty sprawił, że zmniejszyły się korzyści wynikające z zastosowania strategii dywersyfikacji portfela.

Wpływ turbulencji na rynkach finansowych w Stanach Zjednoczonych oraz kryzysu subprime na rynki giełdowe w Europie Środkowo-Wschodniej był szeroko analizowany w literaturze ekonomicznej. Upadek banku Lehman Brothers został zidentyfikowany jako jeden z największych szoków, którego doświadczyły rynki giełdowe w Europie Środkowo-Wschodniej (por. Dajcman, 2012). W badaniu przeprowadzonym przez Harkmanna (2014) podaje się, że wzrost finansowej integracji rynków kapitałowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej z rozwiniętymi rynkami giełdowymi obserwowany był w okresie kryzysu finansowego 2007–2009. Najwyższy jej poziom obserwowany był w okresie obejmującym upadek banku Lehman Brothers. Zgodnie z wynikami wielu badań (por. m.in. Bein, Tuna, 2015; Das i in. 2018), rynki giełdowe w krajach Grupy Wyszehradzkiej miały skłonność do nadmiernej reakcji na szoki zewnętrzne w trakcie kryzysu subprime. Okazało się, że wówczas miało miejsce nie tylko zarażanie, ale także nastąpił stały wzrost korelacji między stopami zwrotu dla rynków wschodzących i rozwiniętych (por. m.in. Moagar-Poladian, Clichici, Stanciu, 2019). Rynki giełdowe w Europie Środkowo-Wschodniej były biorcami zmienności w okresie bardzo silnie jej transmisji (por. Grabowski, 2019a).

Prace poświęcone podatności rynków giełdowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej na szoki zewnętrzne w okresie kryzysu strefy euro pojawiały się rzadziej w stosunku do tych, które dotyczyły kryzysu subprime. Analiza dynamicznych współczynników korelacji przeprowadzona przez Bein i Tuna (2015) pokazuje, że stopy zwrotu na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier były w okresie kryzysu zadłużeniowego silnie skorelowane ze stopami zwrotu w krajach dotkniętych kryzysem (Grecja, Irlandia, Włochy, Portugalia, Hiszpania), a także głównych członkach Unii Europejskiej (Niemcy, Francja, Wielka Brytania). Oprócz tego zidentyfikowana została silna transmisja szoków z prawie wszystkich<sup>1</sup> krajów peryferyjnych strefy euro na rynki Polski, Czech i Węgier. Transmisja z większych krajów peryferyjnych strefy euro (Hiszpania, Włochy) okazała się silniejsza w porównaniu z transmisją pochodzącą z Portugalii i Irlandii. Po zestawieniu zachowania rynków giełdowych w trzech krajach Grupy Wyszehradzkiej (Polska, Czechy, Węgry) rynek polski okazał się silnie powiązany z głównymi rynkami europejskimi w porównaniu z rynkiem czeskim i węgierskim. Oprócz tego Bein i Tuna (2015) zauważyli, że w okresie kryzysu strefy euro rynki giełdowe w krajach Europy Środkowo-Wschodniej były bardziej odporne na szoki zewnętrzne w porównaniu z kryzysem subprime. Wyniki niektórych badań przeprowadzonych dla okresu kryzysu strefy euro wskazują na asymetrię reakcji rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier na szoki zewnętrzne (por. m.in. Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski, 2014; Grabowski, 2018). Rezultat ten interpretowany

1 Wyjątek stanowiła Grecja, z której transmisja szoków była słaba.

jest jako możliwość asymetrii informacyjnej i obecność graczy posiadających dodatkową wiedzę (por. Albuquerque, Vega, 2009; Kenourgios, Padhi, 2012).

Ciekawe wyniki związane z wrażliwością rynków giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej zostały uzyskane dla okresu następującego po kryzysie strefy euro. Jak zauważył Grabowski (2018), po ogłoszeniu programu OMT wrażliwość stóp zwrotu na rynkach krajów Grupy Wyszehradzkiej na szoki pochodzące z Niemiec, Stanów Zjednoczonych i innych krajów rozwiniętych zmniejszyła się nie tylko w porównaniu z okresem kryzysu, ale także z okresem przedkryzysowym. Oprócz tego wyniki badania przeprowadzonego przez Moagar-Poladian, Clichici oraz Stanciu (2019) wskazują, że ścieżki dla indeksów giełdowych WIG, BUX i PX różniły się zdecydowanie po zakończeniu kryzysu strefy euro. Stopień wewnętrznej integracji rynków kapitałowych krajów Grupy Wyszehradzkiej zmniejszył się zdecydowanie. Ze względu na niższy poziom niepewności na rynkach giełdowych osłabiło się zjawisko transmisji zmienności. W rezultacie nastąpił wzrost pozytywów związanych ze stosowaniem strategii dywersyfikacji portfela (por. Grabowski, 2019a). Należy jednak mieć na uwadze, że problemy (często związane z niepewnością polityczną) poszczególnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej intensyfikowały się w innych momentach i miały większy wpływ na kształtowanie się wartości indeksów giełdowych niż sytuacja w gospodarce światowej.

Ze względu na dosyć krótki okres od momentu, w którym panika związana z rozprzestrzenieniem się wirusa SARS-CoV-2 wpływa na gospodarkę światową i rynki giełdowe, analiza podatności WIG-u, BUX-a i PX-a na szoki zewnętrzne jest utrudniona. Niemniej jednak skala spadku wartości indeksów na giełdach światowych okazała się większa niż w okresie upadku banku inwestycyjnego Lehman Brothers, co każe przypuszczać, że w ostatnim okresie nastąpił silny wzrost powiązań między stopami zwrotu z indeksów giełdowych. Dotyczy to także krajów Grupy Wyszehradzkiej, które to podobnie jak wszystkie państwa świata nie są odporne na światowy problem związany z rozprzestrzenieniem się pandemii.

### **3.3. Identyfikacja okresów łącznych spadków na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech na podstawie danych miesięcznych oraz dziennych**

W pierwszej kolejności okresy łącznych załamań na rynkach giełdowych identyfikowane są w oparciu o dane publikowane z częstotliwością miesięczną. Tabela 26 zawiera dane dotyczące miesięcznych procentowych zmian wartości głównych indeksów giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech.

**Tabela 26.** Dane dotyczące miesięcznych zmian indeksów giełdowych dla Polski, Czech i Węgier dla okresu od maja 2004 do marca 2020 roku

Rok	Miesiąc	Polska	Czechy	Węgry	Rok	Miesiąc	Polska	Czechy	Węgry
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2004	VI	-0,39	-0,71	0,06	2013	I	0,63	0,63	0,02
	VII	0,20	0,41	0,29		II	-0,21	-0,25	0,63
	VIII	-0,15	-0,25	0,12		III	-0,17	-0,10	-0,33
	IX	0,28	0,56	0,46		IV	-0,20	-0,76	-0,46
	X	0,38	0,96	0,41		V	-0,25	0,06	0,15
	XI	0,18	0,75	0,48		VI	0,71	-0,20	0,57
2005	XII	-0,09	1,56	0,75	VII	-0,57	-1,24	-0,21	
	I	0,48	0,47	0,41	VIII	0,53	0,68	-0,14	
	II	-0,26	0,77	0,55	IX	0,42	0,42	-0,20	
	III	0,79	1,37	1,78	X	0,17	0,17	0,22	
	IV	-0,28	-0,55	-0,71	XI	0,72	0,90	0,16	
	V	-0,54	-0,30	-0,42	XII	0,14	0,25	-0,07	
	VI	0,27	0,17	0,27	2014	I	-0,55	-0,64	-0,11
	VII	0,62	0,71	1,05		II	-0,14	0,02	0,20
	VIII	0,71	0,58	1,16		III	0,16	0,32	-0,71
	IX	0,34	1,19	0,46		IV	0,12	-0,08	-0,14
	X	0,73	1,06	0,63		V	-0,10	0,05	-0,05
	XI	-0,42	-0,79	-1,00		VI	0,07	0,24	1,07
2006	XII	0,46	0,18	0,05	VII	-0,05	-0,25	-0,37	
	I	0,41	0,79	-0,19	VIII	-0,36	-0,80	-0,63	
	II	0,53	0,31	0,75	IX	0,38	0,39	0,15	
	III	0,42	0,40	0,47	X	0,49	0,14	0,07	
	IV	0,29	-0,25	0,01	XI	-0,14	-0,15	-0,40	
	V	0,88	-0,55	0,50	XII	-0,16	0,34	0,01	
	VI	-0,93	-1,37	-1,25	2015	I	-0,27	-0,90	-0,41
	VII	0,20	0,43	-0,10		II	0,11	0,15	-0,04
	VIII	1,20	0,44	0,58		III	0,22	1,01	1,02
	IX	-0,60	0,24	-0,24		IV	0,11	0,15	0,85
	X	0,20	-0,13	-0,26		V	0,50	-0,10	1,48
	XI	0,63	1,13	0,40		VI	-0,20	-0,07	-0,13
2007	XII	0,69	0,27	0,25	VII	-0,41	-0,59	-0,23	
	I	-0,04	0,34	0,83	VIII	-0,13	0,74	0,33	
	II	0,87	0,58	-0,19	IX	-0,34	-0,10	-0,62	
	III	-0,50	-0,81	-0,50	X	-0,17	-0,80	-0,22	

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
	IV	0,89	1,04	0,12	2016	XI	0,06	0,19	0,35		
	V	0,51	0,83	0,87		XII	-0,46	-0,14	1,05		
	VI	0,57	0,23	0,50		I	-0,50	-0,31	0,05		
	VII	0,32	0,23	0,84		II	-0,32	-0,53	0,02		
	VIII	-0,55	-0,80	-0,15		III	0,27	-1,06	-0,28		
	IX	-0,25	0,25	-0,43		IV	0,69	0,71	1,33		
	X	-0,09	0,12	0,42		V	-0,22	0,27	0,17		
	XI	0,32	0,75	-0,54		VI	-0,39	-0,36	-0,10		
	XII	-0,88	-1,08	-0,54		VII	-0,19	-1,29	-0,13		
	2008	I	-0,22	0,37		0,10	2017	VIII	0,29	1,09	0,52
		II	-1,39	-2,77		-0,98		IX	0,36	-0,39	0,16
		III	-0,36	0,48		-0,31		X	-0,18	0,07	-0,14
IV		0,25	-0,05	-0,74	XI	0,35		0,97	0,80		
V		-0,13	0,65	0,62	XII	-0,03		-0,67	0,09		
VI		-0,13	0,61	-0,04	I	0,60		0,67	0,68		
VII		-1,25	-1,84	-1,17	II	0,71		0,17	0,16		
VIII		0,24	-0,25	0,85	III	0,53		0,34	-0,14		
IX		-0,49	-0,01	-0,61	IV	-0,07		0,42	-0,14		
X		-0,67	-2,70	-0,96	V	0,61		0,40	0,46		
XI		-2,73	-4,64	-3,54	VI	-0,27		-0,09	0,49		
XII		-0,52	-0,58	-0,94	VII	0,14		-0,33	0,20		
2009	I	0,36	0,09	0,08	2018	VIII	0,25	0,43	0,17		
	II	-1,32	-1,79	-1,03		IX	0,35	0,19	0,67		
	III	-1,33	-2,84	-1,48		X	-0,06	0,33	-0,23		
	IV	1,27	2,72	1,16		XI	0,07	0,29	0,66		
	V	1,89	2,08	1,74		XII	-0,36	-0,09	-0,27		
	VI	0,15	0,22	1,84		I	0,20	0,26	0,18		
	VII	0,19	0,24	-0,10		II	0,34	0,72	0,24		
	VIII	1,47	2,34	1,23		III	-0,72	-0,13	-0,57		
	IX	0,76	1,44	1,26		IV	-0,53	0,04	-0,24		
	X	-0,11	-0,11	0,45		V	0,26	-0,11	0,29		
	XI	0,07	-0,40	-0,10		VI	-0,45	-0,54	-0,85		
	XII	0,46	-0,12	0,37		VII	-0,32	-0,17	0,21		
2010	I	0,08	0,04	0,17	2018	VIII	0,77	0,37	-0,10		
	II	-0,08	0,71	0,22		IX	0,04	-0,26	0,44		
	III	-0,22	-0,39	-0,15		X	-0,18	0,41	-0,02		
	IV	0,90	0,76	1,44		XI	-0,54	-0,50	-0,01		

Tabela 26 (cd.)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
	V	0,20	0,90	0,08	2019	XII	0,51	0,04	0,85		
	VI	-0,51	-1,49	-1,30		I	-0,24	-1,18	-0,32		
	VII	-0,54	-0,80	-0,48		II	0,50	0,83	0,49		
	VIII	0,86	1,11	0,85		III	-0,04	0,39	-0,14		
	IX	-0,13	-0,49	-0,03		IV	-0,03	0,04	0,35		
	X	0,68	-0,18	0,35		V	0,00	-0,06	0,22		
	XI	0,26	0,27	0,02		VI	-0,38	-0,37	-0,42		
	XII	-0,13	-0,49	-0,03		VII	0,52	-0,03	-0,17		
	2011	I	0,41	1,47		0,23	2020	VIII	-0,23	0,21	0,13
		II	-0,04	0,13		0,69		IX	-0,45	-0,27	-0,26
		III	0,03	0,01		0,22		X	0,07	0,06	0,22
		IV	0,26	0,18		-0,11		XI	0,18	0,13	0,44
V		0,25	0,04	0,54	XII	-0,11		0,42	0,35		
VI		0,01	-0,14	-0,39	I	0,08		0,48	0,57		
VII		-0,34	-0,24	-0,33	II	-0,27		-0,59	-0,73		
VIII		-0,22	-0,52	-0,48	III	-1,16		-1,39	-0,73		
IX		-1,20	-1,89	-1,72							
X		-1,15	-1,96	-1,95							
XI		0,71	-0,05	1,11							
XII		-0,18	-0,63	0,29							
2012	I	-0,44	0,62	-0,37							
	II	0,83	0,93	1,19							
	III	0,06	0,52	0,14							
	IV	0,00	-0,53	-0,31							
	V	-0,21	-0,42	-0,15							
	VI	-0,69	-1,31	-1,25							
	VII	0,79	0,62	0,60							
	VIII	-0,17	-0,10	0,02							
	IX	0,37	0,93	0,08							
	X	0,47	-0,01	0,63							
	XI	-0,05	0,27	0,34							
	XII	0,35	0,37	-0,54							

**Źródło:** opracowanie własne.

Na podstawie danych zawartych w tabeli 26 identyfikowane są okresy pojedynczych oraz łącznych załamań. Analiza przeprowadzana jest dla wszystkich trzech

par, tzn. Polska–Czechy, Polska–Węgry, Czechy–Węgry. Tabela 27 zawiera okresy, w których spadek wartości indeksu wystąpił zarówno dla Polski, jak i Czech, tylko dla Polski, tylko dla Czech oraz żadnego z tych dwóch krajów. Tabela 28 podaje wyniki analogicznej analizy dla pary Polska–Węgry, natomiast wyniki badania dla pary Czechy–Węgry zawarte są w tabeli 29.

**Tabela 27.** Zależności między zmianą wartości indeksu giełdowego na rynku polskim oraz czeskim

<b>Okresy, w których odnotowano spadek zarówno na giełdzie polskiej, jak i czeskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano spadek na giełdzie polskiej oraz wzrost na giełdzie czeskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano spadek na giełdzie czeskiej oraz wzrost na giełdzie polskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano wzrost zarówno na giełdzie polskiej, jak i czeskiej</b>
1	2	3	4
Czerwiec 2004	Grudzień 2004	Kwiecień 2006	Lipiec 2004
Sierpień 2004	Luty 2005	Maj 2006	Wrzesień 2004
Kwiecień 2005	Wrzesień 2006	Październik 2006	Październik 2004
Maj 2005	Styczeń 2007	Kwiecień 2008	Listopad 2004
Listopad 2005	Wrzesień 2007	Sierpień 2008	Styczeń 2005
Czerwiec 2006	Październik 2007	Listopad 2009	Marzec 2005
Sierpień 2007	Styczeń 2008	Grudzień 2009	Czerwiec 2005
Luty 2008	Marzec 2008	Październik 2010	Lipiec 2005
Lipiec 2008	Maj 2008	Czerwiec 2011	Sierpień 2005
Wrzesień 2008	Czerwiec 2008	Listopad 2011	Wrzesień 2005
Październik 2008	Luty 2010	Kwiecień 2012	Październik 2005
Listopad 2008	Luty 2011	Październik 2012	Grudzień 2005
Grudzień 2008	Styczeń 2012	Czerwiec 2013	Styczeń 2006
Luty 2009	Listopad 2012	Kwiecień 2014	Luty 2006
Marzec 2009	Maj 2013	Maj 2015	Marzec 2006
Październik 2009	Luty 2014	Marzec 2016	Lipiec 2006
Marzec 2010	Maj 2014	Wrzesień 2016	Sierpień 2006
Czerwiec 2010	Grudzień 2014	Lipiec 2017	Listopad 2006
Lipiec 2010	Sierpień 2015	Maj 2018	Grudzień 2006
Wrzesień 2010	Maj 2016	Wrzesień 2018	Luty 2007
Grudzień 2010	Październik 2016	Maj 2019	Kwiecień 2007
Lipiec 2011	Kwiecień 2017	Lipiec 2019	Maj 2007
Sierpień 2011	Październik 2017		Czerwiec 2007
Wrzesień 2011	Kwiecień 2018		Lipiec 2007
Październik 2011	Październik 2018		Listopad 2007
Grudzień 2011	Marzec 2019		Styczeń 2009
Maj 2012	Kwiecień 2019		Kwiecień 2009
Czerwiec 2012	Sierpień 2019		Maj 2009
Sierpień 2012	Grudzień 2019		Czerwiec 2009
Luty 2013			Lipiec 2009
Marzec 2013			Sierpień 2009
Kwiecień 2013			Wrzesień 2009

Tabela 27 (cd.)

1	2	3	4
Lipiec 2013			Styczeń 2010
Styczeń 2014			Kwiecień 2010
Lipiec 2014			Maj 2010
Sierpień 2014			Sierpień 2010
Listopad 2014			Listopad 2010
Styczeń 2015			Styczeń 2011
Czerwiec 2015			Marzec 2011
Lipiec 2015			Kwiecień 2011
Wrzesień 2015			Maj 2011
Październik 2015			Luty 2012
Grudzień 2015			Marzec 2012
Styczeń 2016			Lipiec 2012
Luty 2016			Wrzesień 2012
Czerwiec 2016			Grudzień 2012
Lipiec 2016			Styczeń 2013
Grudzień 2016			Sierpień 2013
Czerwiec 2017			Wrzesień 2013
Grudzień 2017			Październik 2013
Marzec 2018			Listopad 2013
Czerwiec 2018			Grudzień 2013
Lipiec 2018			Marzec 2014
Listopad 2018			Czerwiec 2014
Styczeń 2019			Wrzesień 2014
Czerwiec 2019			Październik 2014
Sierpień 2019			Luty 2015
Wrzesień 2019			Marzec 2015
Luty 2020			Kwiecień 2015
Marzec 2020			Listopad 2015
			Kwiecień 2016
			Sierpień 2016
			Listopad 2016
			Styczeń 2017
			Luty 2017
			Marzec 2017
			Maj 2017
			Sierpień 2017
			Wrzesień 2017
			Listopad 2017
			Styczeń 2018
			Luty 2018
			Sierpień 2018
			Grudzień 2018
			Luty 2019
			Październik 2019
			Listopad 2019
			Styczeń 2020

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 28.** Zależności między zmianą wartości indeksu giełdowego na rynku polskim oraz węgierskim

<b>Okresy, w których odnotowano spadek zarówno na giełdzie polskiej, jak i węgierskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano spadek na giełdzie polskiej oraz wzrost na giełdzie węgierskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano spadek na giełdzie węgierskiej oraz wzrost na giełdzie polskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano wzrost zarówno na giełdzie polskiej, jak i węgierskiej</b>
1	2	3	4
Kwiecień 2005	Czerwiec 2004	Styczeń 2006	Lipiec 2004
Maj 2005	Sierpień 2004	Lipiec 2006	Wrzesień 2004
Listopad 2005	Grudzień 2004	Październik 2006	Październik 2004
Czerwiec 2006	Luty 2005	Luty 2007	Listopad 2004
Wrzesień 2006	Styczeń 2007	Listopad 2007	Styczeń 2005
Marzec 2007	Październik 2007	Kwiecień 2008	Marzec 2005
Sierpień 2007	Styczeń 2008	Lipiec 2009	Czerwiec 2005
Wrzesień 2007	Maj 2008	Listopad 2009	Lipiec 2005
Grudzień 2007	Październik 2009	Kwiecień 2011	Sierpień 2005
Luty 2008	Luty 2010	Czerwiec 2011	Wrzesień 2005
Marzec 2008	Luty 2011	Grudzień 2012	Październik 2005
Czerwiec 2008	Grudzień 2011	Sierpień 2013	Grudzień 2005
Lipiec 2008	Sierpień 2012	Wrzesień 2013	Luty 2006
Wrzesień 2008	Listopad 2012	Grudzień 2013	Marzec 2006
Październik 2008	Luty 2013	Marzec 2014	Kwiecień 2006
Listopad 2008	Maj 2013	Kwiecień 2014	Maj 2006
Grudzień 2008	Luty 2014	Luty 2015	Sierpień 2006
Luty 2009	Grudzień 2014	Marzec 2016	Listopad 2006
Marzec 2009	Sierpień 2015	Marzec 2017	Grudzień 2006
Marzec 2010	Grudzień 2015	Sierpień 2018	Kwiecień 2007
Czerwiec 2010	Styczeń 2016	Lipiec 2019	Maj 2007
Lipiec 2010	Luty 2016		Czerwiec 2007
Wrzesień 2010	Maj 2016		Lipiec 2007
Grudzień 2010	Grudzień 2016		Sierpień 2008
Lipiec 2011	Czerwiec 2017		Styczeń 2009
Sierpień 2011	Lipiec 2018		Kwiecień 2009
Wrzesień 2011	Kwiecień 2019		Maj 2009
Październik 2011	Sierpień 2019		Czerwiec 2009
Styczeń 2012	Grudzień 2019		Sierpień 2009
Maj 2012			Wrzesień 2009
Czerwiec 2012			Grudzień 2009
Marzec 2013			Styczeń 2010
Kwiecień 2013			Kwiecień 2010
Lipiec 2013			Maj 2010
Styczeń 2014			Sierpień 2010
Maj 2014			Październik 2010
Lipiec 2014			Listopad 2010
Sierpień 2014			Styczeń 2011



Tabela 28 (cd.)

1	2	3	4
Listopad 2014 Styczeń 2015 Czerwiec 2015 Lipiec 2015 Wrzesień 2015 Październik 2015 Czerwiec 2016 Lipiec 2016 Październik 2016 Kwiecień 2017 Październik 2017 Grudzień 2017 Marzec 2018 Kwiecień 2018 Czerwiec 2018 Październik 2018 Listopad 2018 Styczeń 2019 Marzec 2019 Czerwiec 2019 Wrzesień 2019 Luty 2020 Marzec 2020		Styczeń 2006 Lipiec 2006 Październik 2006 Luty 2007 Listopad 2007 Kwiecień 2008 Lipiec 2009 Listopad 2009 Kwiecień 2011 Czerwiec 2011 Grudzień 2012 Sierpień 2013 Wrzesień 2013 Grudzień 2013 Marzec 2014 Kwiecień 2014 Luty 2015 Marzec 2016 Marzec 2017 Sierpień 2018 Lipiec 2019	Marzec 2011 Maj 2011 Listopad 2011 Luty 2012

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 29.** Zależności między zmianą wartości indeksu giełdowego na rynku czeskim oraz węgierskim

<b>Okresy, w których odnotowano spadek zarówno na giełdzie czeskiej, jak i węgierskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano spadek na giełdzie czeskiej oraz wzrost na giełdzie węgierskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano spadek na giełdzie węgierskiej oraz wzrost na giełdzie czeskiej</b>	<b>Okresy, w których odnotowano wzrost zarówno na giełdzie węgierskiej, jak i czeskiej</b>
1	2	3	4
Kwiecień 2005 Maj 2005 Listopad 2005 Czerwiec 2006 Październik 2006 Marzec 2007 Sierpień 2007 Grudzień 2007 Luty 2008 Kwiecień 2008	Czerwiec 2004 Sierpień 2004 Kwiecień 2006 Maj 2006 Sierpień 2008 Październik 2009 Październik 2010 Listopad 2011 Sierpień 2012 Październik 2012	Styczeń 2006 Lipiec 2006 Wrzesień 2006 Luty 2007 Wrzesień 2007 Listopad 2007 Marzec 2008 Czerwiec 2008 Lipiec 2009 Kwiecień 2011	Lipiec 2004 Wrzesień 2004 Październik 2004 Listopad 2004 Grudzień 2004 Styczeń 2005 Luty 2005 Marzec 2005 Czerwiec 2005 Lipiec 2005

1	2	3	4
Lipiec 2008	Luty 2013	Styczeń 2012	Sierpień 2005
Październik 2008	Czerwiec 2013	Grudzień 2012	Wrzesień 2005
Listopad 2008	Maj 2015	Sierpień 2013	Październik 2005
Grudzień 2008	Grudzień 2015	Wrzesień 2013	Grudzień 2005
Luty 2009	Styczeń 2016	Grudzień 2013	Luty 2006
Marzec 2009	Luty 2016	Marzec 2014	Marzec 2006
Listopad 2009	Wrzesień 2016	Maj 2014	Sierpień 2006
Marzec 2010	Grudzień 2016	Luty 2015	Listopad 2006
Czerwiec 2010	Czerwiec 2017	Październik 2016	Grudzień 2006
Lipiec 2010	Lipiec 2017	Marzec 2017	Styczeń 2007
Wrzesień 2010	Maj 2018	Kwiecień 2017	Kwiecień 2007
Grudzień 2010	Lipiec 2018	Kwiecień 2018	Maj 2007
Czerwiec 2011	Wrzesień 2018	Sierpień 2018	Czerwiec 2007
Lipiec 2011	Maj 2019	Październik 2018	Lipiec 2007
Sierpień 2011		Marzec 2019	Październik 2007
Wrzesień 2011			Styczeń 2008
Październik 2011			Maj 2008
Kwiecień 2012			Styczeń 2009
Maj 2012			Kwiecień 2009
Czerwiec 2012			Maj 2009
Marzec 2013			Czerwiec 2009
Kwiecień 2013			Sierpień 2009
Lipiec 2013			Wrzesień 2009
Styczeń 2014			Styczeń 2010
Kwiecień 2014			Luty 2010
Lipiec 2014			Kwiecień 2010
Sierpień 2014			Maj 2010
Listopad 2014			Sierpień 2010
Styczeń 2015			Listopad 2010
Czerwiec 2015			Styczeń 2011
Lipiec 2015			Luty 2011
Wrzesień 2015			Marzec 2011
Październik 2015			Maj 2011
Marzec 2016			Luty 2012
Czerwiec 2016			Marzec 2012
Lipiec 2016			Lipiec 2012
Grudzień 2017			Wrzesień 2012
Marzec 2018			Listopad 2012
Czerwiec 2018			Styczeń 2013
Listopad 2018			Maj 2013
Luty 2019			Październik 2013
Czerwiec 2019			Listopad 2013
Lipiec 2019			Luty 2014
Wrzesień 2019			Czerwiec 2014
Luty 2020			Wrzesień 2014
Marzec 2020			Październik 2014
			Grudzień 2014

Tabela 29 (cd.)

1	2	3	4
			Marzec 2015 Kwiecień 2015 Sierpień 2015 Listopad 2015 Maj 2016 Sierpień 2016 Listopad 2016 Styczeń 2017 Luty 2017 Maj 2017 Sierpień 2017 Wrzesień 2017 Listopad 2017 Styczeń 2018 Luty 2018 Grudzień 2018 Luty 2019 Kwiecień 2019 Sierpień 2019 Październik 2019 Listopad 2019 Grudzień 2019 Styczeń 2020

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabelach 31–33 wskazują, że okresy charakteryzujące się wzrostem na jednej i spadkiem na drugiej giełdzie pojawiały się zdecydowanie rzadziej w porównaniu z okresami, w których wartości dwóch indeksów giełdowych zmieniały się w tym samym kierunku. Można zatem się spodziewać, że zdarzenia polegające na spadku wartości indeksu giełdowego nie były od siebie niezależne. Aby sprawdzić, czy rzeczywiście tak było, należy zweryfikować następującą hipotezę:

$$H_0: P(A \cap B) = P(A) * P(B), \quad (38)$$

$$H_1: P(A \cap B) \neq P(A) * P(B).$$

Zdarzenie  $A$  należy interpretować jako spadek wartości indeksu giełdowego na jednym rynku, natomiast zdarzenie  $B$  oznacza spadek wartości indeksu giełdowego na drugim rynku. W celu weryfikacji prawdziwości hipotezy (38) wykorzystuje się następującą statystykę:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \left\{ \frac{(n_{ij} - \hat{n}_{ij})^2}{\hat{n}_{ij}} \right\}. \quad (39)$$

We wzorze (39),  $n_{ij}$  jest liczbą tych obserwacji, dla których stopy zwrotu na dwóch rynkach giełdowych przyjmują wartości z określonymi znakami. Na przykład można przyjąć, że  $n_{11}$  jest liczbą miesięcy, w których stopy zwrotu na obu rynkach są ujemne,  $n_{12}$  oznacza liczbę miesięcy, w których stopa zwrotu na rynku A jest ujemna i dodatnia na rynku B,  $n_{21}$  jest zaś liczbą miesięcy, w których stopa zwrotu jest dodatnia na rynku A oraz ujemna na rynku B.  $n_{22}$  jest liczbą tych miesięcy, w których obserwujemy dodatnią stopę zwrotu na obu rynkach.  $\hat{n}_{ij}$  jest teoretyczną liczbą miesięcy charakteryzujących się stopami zwrotu o określonych znakach.

Przy prawdziwości hipotezy zerowej statystyka (39) ma rozkład chi-kwadrat z jednym stopniem swobody. Tabela 30 to tablica kontyngencji dla pary Polsk–Czechy. Teoretyczne liczby określonych miesięcy zawiera tabela 31.

**Tabela 30.** Tablica kontyngencji dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz PX

		Stopa zwrotu z indeksu WIG	
		Ujemna	Dodatnia
Stopa zwrotu z indeksu PX	Ujemna	60	22
	Dodatnia	29	78

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 31.** Tablica informująca o teoretycznej liczbie miesięcy charakteryzujących się stopami zwrotu z indeksu WIG oraz PX o różnych znakach

		Stopa zwrotu z indeksu WIG	
		Ujemna	Dodatnia
Stopa zwrotu z indeksu PX	Ujemna	38,61	43,39
	Dodatnia	50,39	56,61

**Źródło:** opracowanie własne.

Po skorzystaniu ze wzoru (39) uzyskujemy wartość statystyki chi-kwadrat wynoszącą 39,54, dla której graniczny poziom istotności wynosi 0,000. Oznacza to zatem, że należy odrzucić hipotezę zerową o niezależności zdarzeń. W związku z tym można sformułować konkluzję, że znaki miesięcznych stóp zwrotu na polskim i czeskim rynku giełdowym w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku nie były niezależne. Dodatnim stopom zwrotu na polskim rynku giełdowym częściej towarzyszyły dodatnie stopy zwrotu na rynku czeskim, zaś ujemnym stopom zwrotu na jednym rynku towarzyszyły spadki wartości indeksu na drugim. Miesiące, w których znaki stóp zwrotu były przeciwne, pojawiały się istotnie rzadziej.

Analogiczne obliczenia przeprowadzono dla pary Polska–Węgry oraz Czechy–Węgry. Wyniki obliczeń dla pary Polska–Węgry zawierają tabele 32–33.

**Tabela 32.** Tablica kontyngencji dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz BUX

		Stopa zwrotu z indeksu WIG	
		Ujemna	Dodatnia
Stopa zwrotu z indeksu BUX	Ujemna	61	21
	Dodatnia	29	41

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 33.** Tablica informująca o teoretycznej liczbie miesięcy charakteryzujących się stopami zwrotu z indeksu WIG oraz BUX o różnych znakach

		Stopa zwrotu z indeksu WIG	
		Ujemna	Dodatnia
Stopa zwrotu z indeksu BUX	Ujemna	48,55	33,44
	Dodatnia	41,44	28,55

**Źródło:** opracowanie własne.

Po skorzystaniu ze wzoru (39) uzyskujemy wartość statystyki chi-kwadrat wynoszącą 16,99, dla której graniczny poziom istotności wynosi 0,000. Oznacza to zatem, że należy odrzucić hipotezę zerową o niezależności zdarzeń. W związku z tym można sformułować konkluzję, że znaki miesięcznych stóp zwrotu na polskim i węgierskim rynku giełdowym w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku nie były niezależne. Dodatnim stopom zwrotu na polskim rynku giełdowym częściej towarzyszyły dodatnie stopy zwrotu na rynku węgierskim, zaś ujemnym stopom zwrotu na jednym rynku towarzyszyły spadki wartości indeksu na drugim. Miesiące, w których znaki stóp zwrotu były przeciwne, pojawiały się istotnie rzadziej.

Tabela 34 prezentuje tablicę kontyngencji dla pary Czechy–Węgry. Tabela 35 zawiera liczebności teoretyczne dla czterech grup.

**Tabela 34.** Tablica kontyngencji dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu PX oraz BUX

		Stopa zwrotu z indeksu PX	
		Ujemna	Dodatnia
Stopa zwrotu z indeksu BUX	Ujemna	56	25
	Dodatnia	23	80

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 35.** Tablica informująca o teoretycznej liczbie miesięcy charakteryzujących się stopami zwrotu z indeksu PX oraz BUX o różnych znakach

		Stopa zwrotu z indeksu WIG	
		Ujemna	Dodatnia
Stopa zwrotu z indeksu BUX	Ujemna	34,77	46,22
	Dodatnia	44,22	58,78

**Źródło:** opracowanie własne.

Po skorzystaniu ze wzoru (39) uzyskujemy wartość statystyki chi-kwadrat wynoszącą 40,54, dla której graniczny poziom istotności wynosi 0,000. Oznacza to zatem, że należy odrzucić hipotezę zerową o niezależności zdarzeń. W związku z tym można sformułować konkluzję, że znaki miesięcznych stóp zwrotu na polskim i węgierskim rynku giełdowym w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku nie były niezależne. Dodatnim stopom zwrotu na polskim rynku giełdowym częściej towarzyszyły dodatnie stopy zwrotu na rynku węgierskim, zaś ujemnym stopom zwrotu na jednym rynku towarzyszyły spadki wartości indeksu na drugim. Miesiące, w których znaki stóp zwrotu były przeciwne, pojawiały się istotnie rzadziej.

Uzyskane rezultaty wskazują na istnienie zależności między znakami dla miesięcznych stóp zwrotu na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier. Analiza bazująca na danych miesięcznych pokazuje, że nie można mówić o niezależności analizowanych rynków giełdowych.

W kolejnym etapie przeprowadzono analizę zależności między dziennymi stopami zwrotu. Dokładniejsza analiza wymagała dokonania podziału szeregów stóp zwrotu na cztery kwartyle. Po dokonaniu tego podziału obliczono prawdopodobieństwa przynależności do jednej z 16 grup ze względu na kwartyle rozkładu dziennych stóp zwrotu. Tabele 36–38 prezentują rozkłady łączne dla dziennych stóp zwrotu z indeksów WIG, PX oraz BUX.

**Tabela 36.** Rozkłady empiryczne łącznego prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych kwartyli rozkładu dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz BUX

		WIG			
		Pierwszy kwartył	Drugi kwartył	Trzeci kwartył	Czwarty kwartył
BUX	Pierwszy kwartył	0,131	0,061	0,034	0,024
	Drugi kwartył	0,054	0,085	0,073	0,038
	Trzeci kwartył	0,039	0,067	0,085	0,060
	Czwarty kwartył	0,026	0,037	0,058	0,129

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 37.** Rozkłady empiryczne łącznego prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych kwartyli rozkładu dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz PX

		WIG			
		Pierwszy kwartył	Drugi kwartył	Trzeci kwartył	Czwarty kwartył
PX	Pierwszy kwartył	0,125	0,055	0,041	0,029
	Drugi kwartył	0,056	0,083	0,067	0,043
	Trzeci kwartył	0,041	0,066	0,078	0,065
	Czwarty kwartył	0,028	0,046	0,064	0,113

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 38.** Rozkłady empiryczne łącznego prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych kwartyli rozkładu dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu PX oraz BUX

		BUX			
		Pierwszy kwartył	Drugi kwartył	Trzeci kwartył	Czwarty kwartył
PX	Pierwszy kwartył	0,123	0,059	0,040	0,028
	Drugi kwartył	0,054	0,082	0,071	0,042
	Trzeci kwartył	0,041	0,063	0,077	0,069
	Czwarty kwartył	0,032	0,046	0,061	0,111

**Źródło:** opracowanie własne.

Jeśli prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych kwartyli dla dwóch rynków są od siebie niezależne, to wówczas prawdopodobieństwo przynależności do każdej z 16 grup wynosi 0,0625. Jak widać, empiryczne prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych grup różnią się znacząco od tej wielkości. W szczególności zdecydowanie wyższe są prawdopodobieństwa przynależności stóp zwrotu do tych samych kwartyli. Dotyczy to przede wszystkim skrajnych kwartyli, czyli pierwszego i czwartego. Z drugiej strony prawdopodobieństwo, że na jednym rynku obserwowana jest bardzo wysoka, a na innym rynku bardzo niska stopa zwrotu, jest bardzo niskie dla wszystkich trzech analizowanych przypadków. Oznacza to zatem, że na przykład wysokim stopom zwrotu na polskim rynku giełdowym towarzyszą wysokie stopy zwrotu na pozostałych dwóch rynkach giełdowych. Z drugiej strony w okresach niskich stóp zwrotu na polskiej giełdzie stopy zwrotu z indeksów BUX i PX są również niskie. Należy zwrócić uwagę, że w każdym z trzech przypadków empiryczne prawdopodobieństwo przynależności dwóch stóp zwrotu do tego samego najwyższego (lub najniższego) kwartyla jest wyższe niż analogiczne prawdopodobieństwo przynależności do dwóch „środkowych” kwartyli. Oznacza to zatem, że inwestorzy traktują oba rynki giełdowe jako „podobne” przede wszystkim w warunkach niestabilności oraz bardzo

dobrej koniunktury. Uzyskany rezultat wskazuje zatem na występowanie zjawiska efektu stadnego w warunkach bardzo dobrej oraz bardzo złej sytuacji na rynkach giełdowych. Dlatego też należy oczekiwać istnienia statystycznie istotnej zależności między stopami zwrotu również wówczas, gdy analizowane są dane dzienne. Niemniej jednak warto jest przeprowadzić formalne wnioskowanie statystyczne i zweryfikować prawdziwość hipotezy (38). Wnioskowanie to odbywa się w oparciu o podobną statystykę do tej wyrażonej wzorem (39), tylko że uwzględniającej podział stóp zwrotu na cztery kwartyle. Odpowiednia statystyka przyjmuje postać:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \left\{ \frac{(n_{ij} - \hat{n}_{ij})^2}{\hat{n}_{ij}} \right\}. \quad (40)$$

Tabela 39 zawiera wartości statystyki (40) oraz graniczne poziomy istotności dla hipotezy (38).

**Tabela 39.** Testowanie prawdziwości hipotezy o niezależności stóp zwrotu na podstawie danych dziennych

Para	Wartość statystyki	Graniczny poziom istotności
Polska-Węgry	1052,29	0,000
Polska-Czechy	733,91	0,000
Węgry-Czechy	704,69	0,000

**Źródło:** opracowanie własne.

Zgodnie z oczekiwaniami dla każdej z trzech par należy odrzucić hipotezę zerową o niezależności.

### 3.4. Identyfikacja czynników wpływających na pojawienie się łącznych spadków na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier

W poprzednim podrozdziale zidentyfikowane zostały okresy łącznych oraz pojedynczych spadków na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier. Celem badania empirycznego przeprowadzanego w niniejszym podrozdziale jest identyfikacja czynników wpływających na poszczególne stany na dwóch rynkach giełdowych. Jeśli rozważana jest para obejmująca Polskę oraz Czechy, to wówczas możliwe są następujące stany:



- wzrost wartości indeksów na obu rynkach,
- wzrost wartości indeksu WIG i spadek wartości indeksu PX,
- spadek wartości indeksu WIG oraz wzrost wartości indeksu PX,
- spadek wartości indeksów na obu rynkach.

Mamy zatem do czynienia z czterema możliwymi opcjami. Zgodnie z ideą modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych każdy z wyborów jest związany z pewną użytecznością. Użyteczność ta jest sumą części deterministycznej oraz losowej:

$$UZ_t^l = VZ_t^l + \varepsilon_t^l, l = 1, \dots, L, \quad (41)$$

gdzie część deterministyczna zależy od cech krajów:

$$VZ_t^l = \mathbf{x}_t^l \boldsymbol{\beta}^l. \quad (42)$$

Ponieważ stan w okresie  $t$  obserwowany jest przez badacza, uzyskuje się informację, która użyteczność jest najwyższa. Jeśli na przykład w okresie  $t$   $l$ -ty wariant był prawdziwy, to wówczas wiadomo, że:

$$\text{dla każdego } l \neq l' \quad UZ_t^l \geq UZ_t^{l'}. \quad (43)$$

W związku z tym prawdopodobieństwo wyboru  $l$ -tego wariantu w okresie  $t$  można zapisać następująco:

$$P(y_t = l | \mathbf{x}_{it}) = P\left(\prod_{l' \neq l} (\varepsilon_t^l - \varepsilon_t^{l'}) \leq (\mathbf{x}_t^l \boldsymbol{\beta}^l - \mathbf{x}_t^{l'} \boldsymbol{\beta}^{l'})\right). \quad (44)$$

Aby obliczyć prawdopodobieństwo (44), należy przyjąć założenia dotyczące rozkładu  $f_\varepsilon$  składnika losowego. Zakłada się, że dla każdego okresu wektor losowy  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\varepsilon_t^1 \quad \varepsilon_t^2 \quad \dots \quad \varepsilon_t^L]$  ma rozkład o funkcji gęstości łącznego rozkładu  $f_\varepsilon$ . Jeśli łączny rozkład jest rozkładem Gumbela, to wówczas prawdopodobieństwo (44) można zapisać następująco (por. m.in. Maddala, 1987, 2013; Marzec, 2008; Gruszczynski i in., 2012; Grabowski, 2019b):

$$P(y_t = l | \mathbf{x}_{it}) = p_t^l = \frac{\exp(\mathbf{x}_t^l \boldsymbol{\beta}^l)}{\sum_{r=1}^L \exp(\mathbf{x}_t^r \boldsymbol{\beta}^r)}, l = 1, \dots, L. \quad (45)$$

Wzór (45) można inaczej zapisać:

$$P(y_t = l | \mathbf{x}_t) = p_t^l = \frac{\exp(\mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}^l)}{\sum_{r=1}^L \exp(\mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta}^r)}, l = 1, \dots, L. \quad (46)$$

Ponieważ nie wszystkie parametry powyższego równania są identyfikowalne, konieczna jest normalizacja. Najczęściej przyjmuje się założenie, że jeden z wektorów  $\beta_1, \dots, \beta_L$  jest zerowy. Wówczas kategoria odpowiadająca wektorowi zerowemu nazywana jest bazową lub referencyjną. Jeśli dokonana zostanie następująca normalizacja  $\beta^1 = 0$ , to wówczas odpowiednie prawdopodobieństwa przyjmują postać:

$$p_t^1 = \frac{1}{1 + \sum_{r=2}^L \exp(\mathbf{x}_t \beta^r)}, \quad (47a)$$

$$p_t^l = \frac{\exp(\mathbf{x}_t \beta^l)}{1 + \sum_{r=2}^L \exp(\mathbf{x}_t \beta^r)}, \quad l=2, \dots, L. \quad (47b)$$

Wśród potencjalnych determinant prawdopodobieństwa, że dwa rynki znajdują się w danym stanie, rozważane są następujące kategorie:

- różnica w poziomie inflacji między krajami,
- różnica w stopie wzrostu produktu krajowego brutto między krajami,
- kurs walutowy między dwoma analizowanymi krajami,
- różnica w podaży pieniądza między krajami,
- historyczna zmienność na amerykańskim rynku giełdowym mierzona za pomocą indeksu VIX.

Parametry modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych szacowane są dla wszystkich trzech par. Tabela 40 zawiera wyniki estymacji parametrów modelu dla pary Polska–Czechy.

**Tabela 40.** Wyniki estymacji parametrów modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych wyjaśniającego stany na rynkach giełdowych Polski i Czech. Sytuacja wzrostu na obu rynkach jest kategorią referencyjną

Stan	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
1	2	3	4
Ujemna stopa zwrotu na giełdzie polskiej i dodatnia na giełdzie czeskiej	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/CZK	-30,810	0,028
	VIX	-0,002	0,939
Ujemna stopa zwrotu na giełdzie czeskiej i dodatnia na giełdzie polskiej	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/CZK	-15,557	0,280
	VIX	0,069	0,015

Tabela 40 (cd.)

1	2	3	4
Ujemna stopa zwrotu z obu indeksów giełdowych	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/CZK	-65,751	0,000
	VIX	0,020	0,460

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 44 wskazują, że relacja między miesięczną stopą zwrotu z indeksu WIG a miesięczną stopą zwrotu z indeksu PX zależała od relacji między wartościami walut w obydwu krajach oraz niepewności na globalnych rynkach finansowych. W warunkach spadku relacji wartości waluty polskiej do wartości czeskiej korony wysokie było prawdopodobieństwo wzrostu indeksu giełdowego na obu rynkach. Gdy polski złoty wzmacniał się istotnie względem czeskiej korony, wysokie było prawdopodobieństwo negatywnych miesięcznych stóp zwrotu na obu rynkach giełdowych.

**Tabela 41.** Wyniki estymacji parametrów modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych wyjaśniającego stany na rynkach giełdowych Polski i Węgier. Sytuacja wzrostu na obu rynkach jest kategorią referencyjną

Stan	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
Ujemna stopa zwrotu na giełdzie polskiej i dodatnia na giełdzie węgierskiej	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/HUF	-8,594	0,388
	Różnica w stopie wzrostu PKB dla Polski i Węgier	-11,913	0,020
Ujemna stopa zwrotu na giełdzie węgierskiej i dodatnia na giełdzie polskiej	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/HUF	0,474	0,965
	Różnica w stopie wzrostu PKB dla Polski i Węgier	14,852	0,007
Ujemna stopa zwrotu z obu indeksów giełdowych	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/HUF	-19,498	0,056
	Różnica w stopie wzrostu PKB dla Polski i Węgier	-7,824	0,136

**Źródło:** opracowanie własne.

Oszacowania zawarte w tabeli 41 wskazują, że relacja między miesięczną stopą zwrotu z indeksu WIG a miesięczną stopą zwrotu z indeksu BUX zależała od relacji między wartościami walut w obydwu krajach oraz różnicy między stopą wzrostu produktu krajowego brutto dla Polski a analogiczną stopą wzrostu dla Węgier. Wzmocnienie się polskiego złotego względem węgierskiego forinta prowadzi przy innych czynnikach niezmiennych do istotnego wzrostu prawdopodobieństwa, jednoczesnych spadków na rynkach giełdowych Polski i Węgier. Relacja między stopami zwrotu z indeksów giełdowych okazuje się w sposób silny zależeć od relacji między stopami wzrostu produktu krajowego brutto. Jeśli Polska charakteryzuje się wyższą stopą wzrostu PKB od Węgier, to wyższe jest wówczas prawdopodobieństwo dodatniej stopy zwrotu z indeksu WIG i ujemnej stopy zwrotu z indeksu BUX. Gdy PKB na Węgrzech rośnie szybciej niż w Polsce, można spodziewać się odwrotnej sytuacji. Wynik ten jest zgodny z oczekiwaniami.

Tabela 42 prezentuje analogiczne wyniki obliczeń dla pary Czechy–Węgry.

**Tabela 42.** Wyniki estymacji parametrów modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych wyjaśniającego stany na rynkach giełdowych Czech i Węgier. Sytuacja wzrostu na obu rynkach jest kategorią referencyjną

Stan	Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
Ujemna stopa zwrotu na giełdzie czeskiej i dodatnia na giełdzie węgierskiej	Stopa zwrotu z kursu walutowego CZK/HUF	16,823	0,066
	Różnica w stopie wzrostu PKB dla Czech i Węgier	-12,268	0,088
	VIX	0,038	0,111
Ujemna stopa zwrotu na giełdzie węgierskiej i dodatnia na giełdzie polskiej	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/HUF	-5,707	0,576
	Różnica w stopie wzrostu PKB dla Czech i Węgier	12,230	0,090
	VIX	-0,028	0,384
Ujemna stopa zwrotu z obu indeksów giełdowych	Stopa zwrotu z kursu walutowego PLN/HUF	14,162	0,136
	Różnica w stopie wzrostu PKB dla Polski i Węgier	-11,885	0,117
	VIX	0,041	0,090

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty estymacji zawarte w tabeli 42 są również zgodne z oczekiwaniami. W warunkach wyższej niepewności na globalnych rynkach finansowych wyższe było prawdopodobieństwo spadku na obu giełdach. Umacnianie się czeskiej korony względem węgierskiego forinta zwiększało prawdopodobieństwo dodatniej stopy zwrotu w Czechach i ujemnej stopy zwrotu na Węgrzech. Z kolei wraz ze wzrostem różnicy między stopą wzrostu PKB dla Czech i Węgier obserwowany był wzrost prawdopodobieństwa zaobserwowania pozytywnej stopy zwrotu z indeksu PX i negatywnej stopy zwrotu z indeksu BUX. Spadek tej różnicy zwiększał prawdopodobieństwo zdarzenia odwrotnego.

### 3.5. Identyfikacja okresów łącznych ekstremalnych spadków. Wykorzystanie metod regresji kwantylowej

Badania zawarte w podrozdziałach 3.3 i 3.4 dotyczyły identyfikacji okresów łącznych spadków lub łącznych, ekstremalnie niskich wartości. Należy pamiętać, że brane pod uwagę były bezwarunkowe stopy zwrotu. Badanie przeprowadzone w niniejszym podrozdziale różni się w dwóch aspektach. Po pierwsze, zamiast bezwarunkowych stóp zwrotu wykorzystywane są reszty z równań wyjaśniających kształtowanie się stóp zwrotu. Po drugie, wykorzystywane są metody regresji kwantylowej, mające na celu wyjaśnienie kształtowanie się stóp zwrotu na dwóch rynkach w różnych kwantylach rozkładu. W celu przeprowadzenia takiej analizy wykorzystywana jest koncepcja wspólnych ekstremalnych spadków, która została pierwotnie zaproponowana w pracy Bae, Karolyi oraz Stulz (2003).

W niniejszym podrozdziale rozważana jest procedura testowa bazująca na pracy Baur i Schulze (2005), którzy to zmodyfikowali miarę wspólnych ekstremalnych spadków zaproponowaną przez Bae, Karolyi oraz Stulz (2003). W celu identyfikacji okresów wspólnych zdarzeń ekstremalnych wykorzystujemy następującą formułę zaproponowaną przez Baur i Schulze (2005):

$$C(e_{it}^s, e_{jt}^s) = \begin{cases} \min(e_{it}^s, e_{jt-1}^s) & \text{gdy } e_{it}^s > 0 \text{ oraz } e_{jt-1}^s > 0, \\ \max(e_{it}^s, e_{jt-1}^s) & \text{gdy } e_{it}^s < 0 \text{ oraz } e_{jt-1}^s < 0, \\ 0 & \text{gdy } e_{it}^s e_{jt-1}^s < 0, \end{cases} \quad (48)$$

gdzie  $e_{it}^s$  oraz  $e_{jt}^s$  odpowiadają standaryzowanym resztom odpowiednio dla rynku  $i$  oraz  $j$ . Rynkiem lokalnym, podatnym na zarażanie jest rynek  $i$ , natomiast rynkiem zarażającym jest rynek  $j$ .

Standaryzowane reszty uzyskiwane są na podstawie modelu ARMAX(p,q)-EGARCH(r,f), tak samo jak to robili m.in. Horvath, Lycosa, Baumohl (2018). Procedura filtrująca dla stóp zwrotu oparta jest na modelu czynnikowym Forbes i Chin (2004), w którym zakłada się, że stopy zwrotu na rynku w danym kraju są funkcją czynników globalnych (stóp zwrotu z cen ropy naftowej, stóp zwrotu z cen złota), wewnątrz- i międzykrajowych (np. stopy zwrotu z kursu walutowego, stopy zwrotu z innych indeksów giełdowych) oraz innych czynników wpływających na rynki (np. rentowności amerykańskich obligacji skarbowych). W ten sposób izolowane są szoki powstające w danym kraju (por. Koch, 2014). Dla każdego rynku rozważany jest następujący model ARMAX(p,q)-EGARCH(r,f):

$$r_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 R_{t-1}^{OIL} + \tilde{\alpha}_2 R_{t-1}^{FX} + \tilde{\alpha}_3 R_{t-1}^{TB} + \tilde{\alpha}_4 R_{t-1}^{GOLD} + \tilde{\alpha}_5 R_{t-1}^{STX} + z_t, \quad (49)$$

$$\left(1 - \sum_{i=1}^p \varphi_i L^i\right) z_t = \left(1 + \sum_{j=1}^q \theta_j L^j\right) \varepsilon_t, \quad (50)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \eta_t, \quad \eta_t \sim iid(0,1), \quad (51)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{n=1}^N \lambda_n D_n(t) + \sum_{k=1}^r \left( \alpha_i s_{t-k} + \gamma_i (|s_{t-k}| - E[|s_{t-k}|]) \right) + \sum_{l=1}^s \beta_l \ln(\sigma_{t-l}^2), \quad (52)$$

gdzie  $\tilde{\alpha}_k$ ,  $\varphi_i$ ,  $\theta_j$  oraz  $\sigma_t$  są parametrami równania średniej,  $s_t$  oznacza standaryzowane składniki losowe, natomiast  $\gamma_i$  oraz  $\alpha_i$  są parametrami równania wariancji. Ponieważ persystencja zmienności rynkowej jest lepiej objaśniona, jeśli dokona się wyróżnienia różnych ze względu na zmienność podokresów (por. m.in. Hamilton, Susmel, 1994; Lamoureux, Lastrapes, 1990), w równaniu wariancji uwzględniane są zmienne sztuczne  $D_n(t)$ ,  $n = 1, 2, \dots, N$  związane z poszczególnymi reżimami. Uwzględnienie tych zmiennych ma na celu poradzenie sobie z problemem zmian w bezwarunkowej zmienności. W celu identyfikacji zmian strukturalnych w zmienności wykorzystywany jest test zaproponowany przez Sanso, Arago, Carrion (2004), który jest oparty na algorytmie iteracyjnej skumulowanej sumy kwadratów (Inclan, Tiao, 1994).

Ponieważ jesteśmy zainteresowani zależnością między stopami zwrotu w warunkach bardzo złej sytuacji na rynkach giełdowych, wykorzystujemy metodę regresji kwantylowej (por. m.in. Baur, 2013; Mensi i in. 2014). W tym celu definiujemy wektor wspólnych nadmiernych strat  $C_{ij}$  o wymiarze  $TX1$ , macierz  $X$  składającą się z  $k-1$  zmiennych egzogenicznych oraz wyrazu wolnego, wektor parametrów  $\beta(\tau)$  oraz wektor składników losowych  $\varepsilon(\tau)$ . Zakładamy, że elementy wektora  $C_{ij}$  w sposób liniowy zależą od zmiennych egzogenicznych. Model regresji kwantylowej dla kwantyla rzędu  $\tau$  dany jest następującym wzorem:

$$C_{ij} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}(\tau) + \boldsymbol{\varepsilon}(\tau), \quad (53)$$

Przyjmuje się założenie, że kwantyl rzędu  $\tau$  dla składnika losowego jest równy 0 oraz że forma funkcyjna równania (53) jest liniowa, co implikuje, że dostajemy następujący model definiujący kwantyl rzędu  $\tau$  wektora  $C_{ij}$ :

$$Q_{C_{ij}}(\tau | \mathbf{X}) = \mathbf{X}^T \boldsymbol{\beta}(\tau).$$

Oszacowania parametrów modelu regresji kwantylowej uzyskiwane są w wyniku minimalizacji następującej ważonej sumy odchyłeń wartości empirycznych od teoretycznych:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}(\tau) = \underset{\boldsymbol{\beta}(\tau) \in R^k}{\operatorname{arg\,min}} \left\{ \sum_{t: C_{ijt} \geq \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta}(\tau)} \tau |C_{ijt} - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta}(\tau)| + \sum_{C_{ijt} \leq \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta}(\tau)} (1-\tau) |C_{ijt} - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta}(\tau)| \right\}. \quad (54)$$

Procedura optymalizacyjna polega na zastosowaniu algorytmu Barroda i Roberts (1974), który wykorzystany został podczas konstrukcji estymatora regresji kwantylowej (por. Koenker, D'Orey, 1987, 1994).

W pierwszej kolejności oszacowano parametry modeli ARMAX-EGARCH(1,1) danych wzorami (49–52) dla Polski, Czech oraz Węgry. Obliczone zostały standaryzowane reszty. Tabela 43 zawiera informacje dotyczące udziału dni, w których wartość zmiennej  $C(e_{it}^s, e_{jt}^s)$  wynosiła 0 dla wszystkich lat, od 2004 do 2020 roku. Zgodnie z ideą przeprowadzonego badania w przypadku 2020 roku uwzględniany jest okres od stycznia do marca, natomiast w przypadku 2004 roku brany jest pod uwagę okres od maja do grudnia.

**Tabela 43.** Udział dni w roku, w których wartość zmiennej zdefiniowanej wzorem (48) wynosiła 0

	<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Czechy	<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Czechy
	1	2	3	4	5	6
<b>2004</b>	0,47	0,47	0,51	0,56	0,52	0,44
<b>2005</b>	0,39	0,53	0,43	0,50	0,40	0,34
<b>2006</b>	0,39	0,51	0,50	0,53	0,43	0,37
<b>2007</b>	0,54	0,53	0,49	0,50	0,53	0,49
<b>2008</b>	0,53	0,53	0,47	0,46	0,49	0,54
<b>2009</b>	0,59	0,57	0,51	0,52	0,49	0,47
<b>2010</b>	0,53	0,52	0,45	0,47	0,48	0,54

	1	2	3	4	5	6
<b>2011</b>	0,48	0,52	0,49	0,52	0,51	0,48
<b>2012</b>	0,52	0,49	0,49	0,44	0,53	0,49
<b>2013</b>	0,53	0,48	0,42	0,51	0,53	0,50
<b>2014</b>	0,48	0,49	0,54	0,54	0,47	0,52
<b>2015</b>	0,50	0,47	0,51	0,52	0,52	0,54
<b>2016</b>	0,45	0,48	0,53	0,54	0,55	0,46
<b>2017</b>	0,50	0,48	0,50	0,51	0,47	0,53
<b>2018</b>	0,51	0,52	0,52	0,49	0,51	0,53
<b>2019</b>	0,56	0,52	0,49	0,50	0,46	0,47
<b>2020</b>	0,46	0,52	0,37	0,54	0,58	0,57

**Źródło:** opracowanie własne.

Uzyskane wyniki wskazują, że w około 50 procentach przypadków negatywna stopa zwrotu na danym rynku poprzedzała dodatnią stopę zwrotu na innym rynku i odwrotnie. Frakcja dni, dla których dodatnia (ujemna) stopa zwrotu następowała po ujemnej (dodatniej) stopie zwrotu, nie ulegała zmianie w kolejnych latach. Uzyskany rezultat świadczy o tym, że na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier duża była frakcja spekulantów. Częste następowanie po sobie dodatnich i ujemnych stóp zwrotu świadczy o zwiększonej skłonności do krótkiej sprzedaży papierów wartościowych i szybkiej realizacji zysków.

Tabela 44 zawiera udział dni, w których wartość zmiennej (48) jest dodatnia w poszczególnych latach dla wszystkich sześciu par. Tabela 45 zawiera analogiczne informacje na temat frakcji dni, w których wartość analizowanej zmiennej była ujemna.

**Tabela 44.** Udział dni w roku, w których wartość zmiennej zdefiniowanej wzorem (48) była dodatnia

	<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Czechy	<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Czechy
	1	2	3	4	5	6
<b>2004</b>	0,33	0,33	0,30	0,30	0,30	0,36
<b>2005</b>	0,37	0,27	0,35	0,31	0,33	0,39
<b>2006</b>	0,34	0,29	0,28	0,27	0,33	0,35
<b>2007</b>	0,25	0,24	0,27	0,25	0,24	0,26



Tabela 44 (cd.)

	1	2	3	4	5	6
<b>2008</b>	0,19	0,19	0,22	0,24	0,21	0,20
<b>2009</b>	0,20	0,24	0,24	0,24	0,28	0,26
<b>2010</b>	0,28	0,25	0,31	0,26	0,26	0,23
<b>2011</b>	0,24	0,24	0,23	0,21	0,24	0,23
<b>2012</b>	0,26	0,26	0,28	0,30	0,25	0,28
<b>2013</b>	0,21	0,25	0,27	0,22	0,23	0,23
<b>2014</b>	0,28	0,28	0,25	0,24	0,28	0,25
<b>2015</b>	0,26	0,30	0,26	0,27	0,27	0,26
<b>2016</b>	0,28	0,29	0,24	0,26	0,25	0,30
<b>2017</b>	0,30	0,30	0,30	0,31	0,31	0,30
<b>2018</b>	0,23	0,24	0,23	0,27	0,24	0,25
<b>2019</b>	0,22	0,20	0,25	0,27	0,23	0,28
<b>2020</b>	0,15	0,20	0,20	0,20	0,17	0,18

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 45.** Udział dni w roku, w których wartość zmiennej zdefiniowanej wzorem (48) była ujemna

	<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Czechy	<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Czechy
	1	2	3	4	5	6
<b>2004</b>	0,20	0,20	0,19	0,14	0,18	0,20
<b>2005</b>	0,24	0,20	0,22	0,19	0,27	0,27
<b>2006</b>	0,27	0,20	0,22	0,20	0,24	0,28
<b>2007</b>	0,21	0,23	0,24	0,25	0,23	0,25
<b>2008</b>	0,28	0,28	0,31	0,30	0,30	0,26
<b>2009</b>	0,21	0,19	0,25	0,24	0,23	0,27
<b>2010</b>	0,19	0,23	0,24	0,27	0,26	0,23
<b>2011</b>	0,28	0,24	0,28	0,27	0,25	0,29
<b>2012</b>	0,22	0,25	0,23	0,26	0,22	0,23

	1	2	3	4	5	6
<b>2013</b>	0,26	0,27	0,31	0,27	0,24	0,27
<b>2014</b>	0,24	0,23	0,21	0,22	0,25	0,23
<b>2015</b>	0,24	0,23	0,23	0,21	0,21	0,20
<b>2016</b>	0,27	0,23	0,23	0,20	0,20	0,24
<b>2017</b>	0,20	0,22	0,20	0,18	0,22	0,17
<b>2018</b>	0,26	0,24	0,25	0,24	0,25	0,22
<b>2019</b>	0,22	0,28	0,26	0,23	0,31	0,25
<b>2020</b>	0,39	0,28	0,43	0,26	0,25	0,25

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabelach 48 i 49 wskazują, że ciężko jest zidentyfikować różnice między latami z punktu widzenia następowania po sobie nieoczekiwane ujemnych i nieoczekiwane dodatnich stóp zwrotu. W latach 2004–2006, czyli tuż po wejściu Polski do Unii Europejskiej, relatywnie wysoka była liczba okresów, w których niespodzianka polegająca na wzroście wartości indeksu giełdowego w jednym kraju analizowanego regionu prowadziła do wzrostu w innym kraju. Może to wynikać z faktu, że w latach 2004–2006 na globalnych rynkach giełdowych panowała hossa, natomiast wejście Polski, Czech i Węgier do Unii Europejskiej doprowadziło do wzrostu wiarygodności tych krajów w opinii inwestorów. W związku z tym pozytywne informacje dotyczące sytuacji na rynku giełdowym w jednym kraju prowadziły do wzrostu wartości indeksu na innym rynku. Analizując wartości zawarte w tabeli 28, należy zauważyć, że dla pary Polska–Czechy prawdopodobieństwo transmisji negatywnych stóp zwrotu między krajami było szczególnie wysokie w 2020 roku. Może to wynikać z faktu, że okres od stycznia do marca 2020 roku objął panikę na rynkach finansowych wywołaną rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2.

W dalszej kolejności identyfikowane są okresy, charakteryzujące się bardzo niskimi (poniżej  $-1,5$ ) wartościami zmiennej (48) dla dwóch krajów. Wyniki obliczeń zawiera tabela 46.

**Tabela 46.** Okresy charakteryzujące się wysokimi co do modułu i ujemnymi wartościami dla zmiennej (48)

<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Czechy	<i>i</i> = Polska <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Czechy <i>j</i> = Węgry	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Polska	<i>i</i> = Węgry <i>j</i> = Czechy
1	2	3	4	5	6
28.04.2005 14.10.2005	16.11.2004 13.06.2006	24.05.2006 4.03.2008	27.04.2006 22.09.2006	7.01.2005 13.06.2006	7.01.2005 17.03.2005

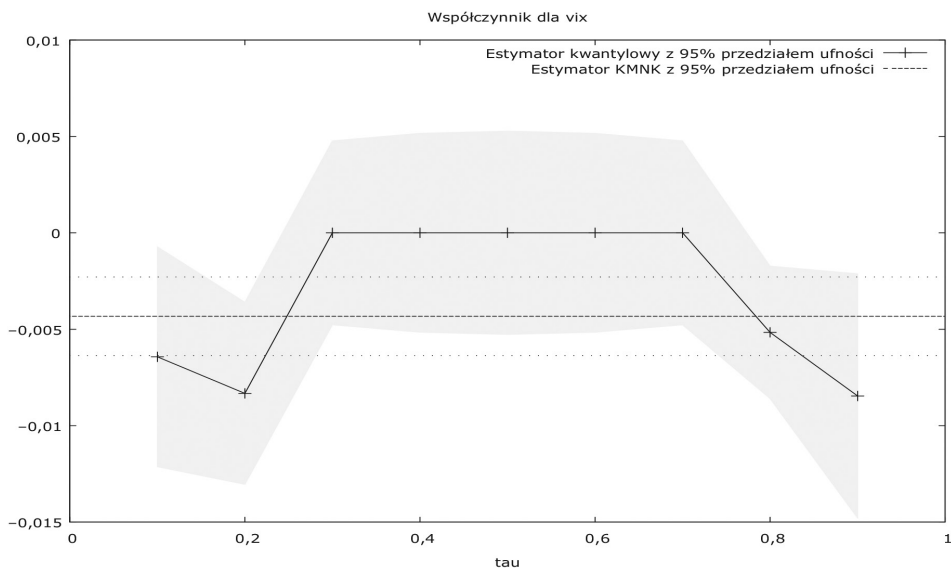
Tabela 46 (cd.)

1	2	3	4	5	6
27.01.2006	17.08.2007	22.05.2008	17.08.2007	28.02.2007	14.10.2005
8.03.2006	21.05.2008	21.01.2009	18.02.2009	14.01.2008	27.01.2006
28.04.2006	10.06.2008	5.02.2009	8.02.2010	19.02.2009	15.02.2006
16.05.2006	16.09.2008	18.02.2009	6.05.2010	6.05.2010	1.03.2006
23.05.2006	18.02.2009	8.02.2010	7.06.2010	12.11.2010	28.04.2006
25.05.2006	27.11.2009	6.05.2010	6.01.2012	5.08.2011	8.06.2006
8.06.2006	23.03.2013	12.11.2010	17.04.2012	11.08.2011	28.02.2007
14.07.2006	22.10.2012	5.08.2011	27.02.2013	23.11.2012	17.08.2007
20.12.2006	27.02.2014	26.09.2011	25.06.2013	24.06.2013	19.02.2009
9.02.2007	3.03.2014	16.05.2012	23.09.2013	28.02.2014	29.10.2009
28.02.2007	8.08.2014	29.01.2013	11.11.2013	4.03.2014	6.05.2010
17.07.2007	2.06.2016	19.04.2013	28.06.2016	16.04.2014	7.05.2010
17.08.2007	5.05.2017	24.05.2013	27.02.2017	22.09.2014	23.01.2013
14.04.2008	29.08.2019	28.01.2014		19.01.2016	26.06.2014
10.06.2008		4.03.2014		27.06.2016	30.01.2015
16.09.2008		17.03.2014		13.09.2016	10.02.2016
18.02.2009		3.10.2014		12.10.2018	14.06.2016
10.08.2011		19.01.2016		2.03.2020	25.05.2017
26.06.2013		27.06.2016		13.03.2020	26.04.2019
14.03.2014		13.09.2016			
7.11.2014		12.10.2018			
10.05.2016		29.01.2020			
25.10.2017		2.03.2020			
8.05.2019		13.03.2020			

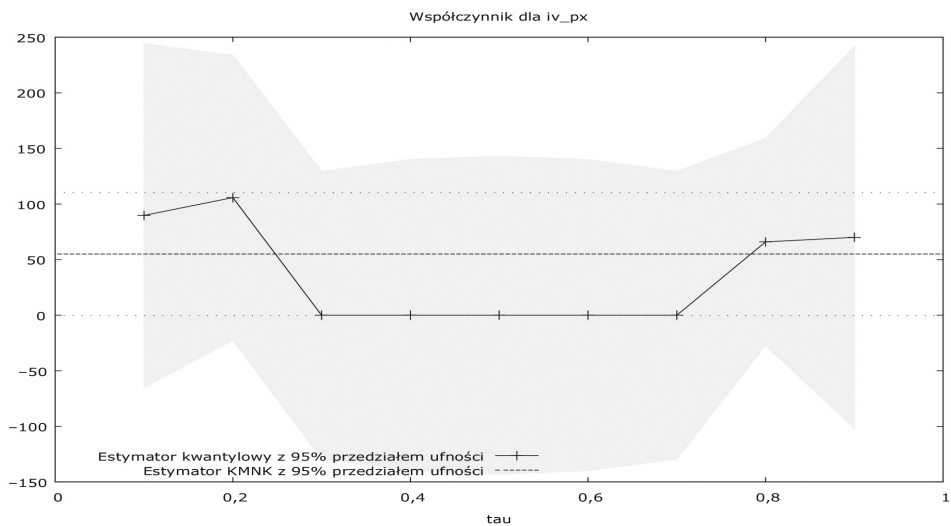
**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 50 wskazują, że zarażanie obserwowane było przede wszystkim w okresie kryzysu subprime oraz kryzysu zadłużeniowego strefy euro, czyli w latach 2007–2012. Niemniej jednak zarażanie z Czech do Polski oraz Węgier obserwowane było także w latach 2005–2006, czyli w okresie stabilności na rynkach finansowych. Należy zwrócić uwagę także na zarażanie z polskiego rynku giełdowego na rynki pozostałych krajów Europy Środkowo-Wschodniej w marcu 2020 roku, czyli na początku kryzysu związanego z rozprzestrzenieniem się wirusa SARS-CoV-2.

W dalszej kolejności oszacowane zostały parametry modeli regresji kwantylowej (53) wyjaśniających wartość zmiennej (48). Jako potencjalne regresory rozważana jest historyczna zmienność dla indeksu S&P500, czyli VIX, a także historyczna zmienność na rynku w kraju zarażającym. Wykresy 15–16 ilustrują kształtowanie się oszacowań parametrów modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego zarażanie z Czech do Polski.



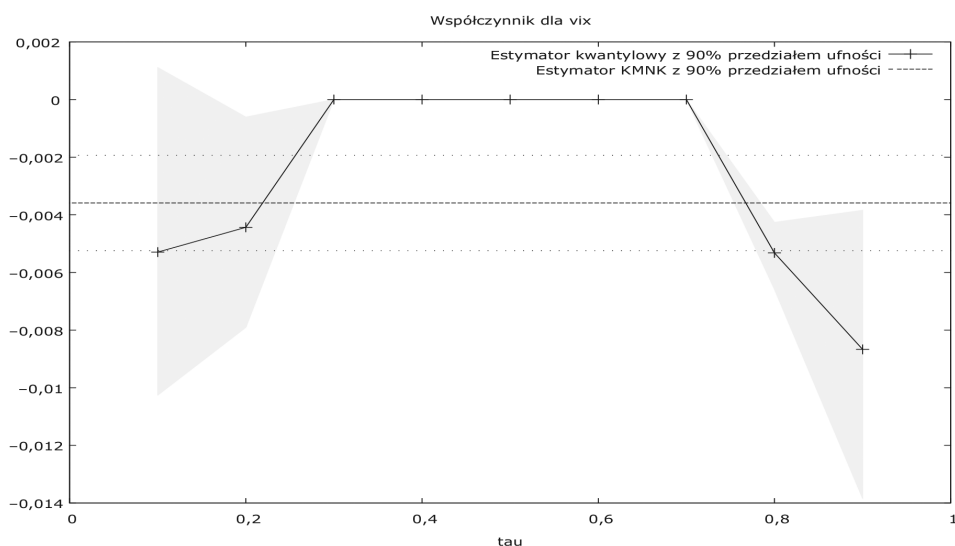
**Wykres 15.** Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Czech do Polski  
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 16.** Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ historycznej zmienności na czeskim rynku giełdowym na zarażenie z Czech do Polski  
**Źródło:** opracowanie własne.

Wykres 15 przedstawia ujemną zależność między skalą niepewności na globalnych rynkach finansowych a wartością zmiennej zdefiniowanej wzorem (48) w jej obu ogonach rozkładu. Oznacza to zatem, że wysokim wartościom zmiennej VIX towarzyszyły bardzo niskie wartości zmiennej (48). Wynik ten wskazuje, że niepewność na globalnych rynkach finansowych przyczyniała się do wzrostu skali zarażenia między polskim a czeskim rynkiem giełdowym. Z drugiej strony przy wysokim poziomie niepewności mało było okresów charakteryzujących się występowaniem nieoczekiwane dodatnich stóp zwrotu dzień po dniu. Uzyskany rezultat jest zgodny z oczekiwaniami. Wykres 16 pokazuje, że zależność między niepewnością na czeskim rynku giełdowym a zarażeniem z giełdy praskiej na giełdę warszawską było mało istotne. Dodatkowo, ale nieistotną na poziomie istotności 0,05 zależność odnotowano tylko w ogonach rozkładu zmiennej zdefiniowanej wzorem (48).

Wykresy 17–18 ilustrują kształtowanie się oszacowań parametrów modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego zarażenie z Węgier do Polski.

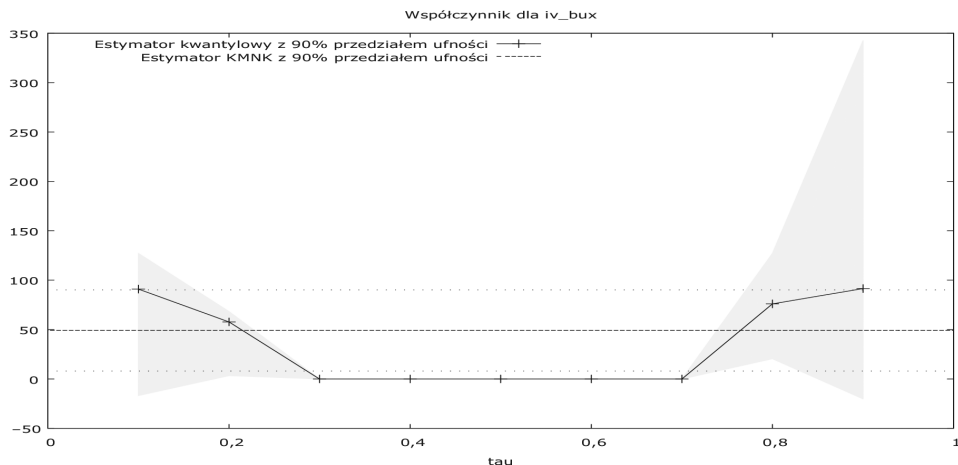


**Wykres 17.** Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Węgier do Polski

**Źródło:** opracowanie własne.

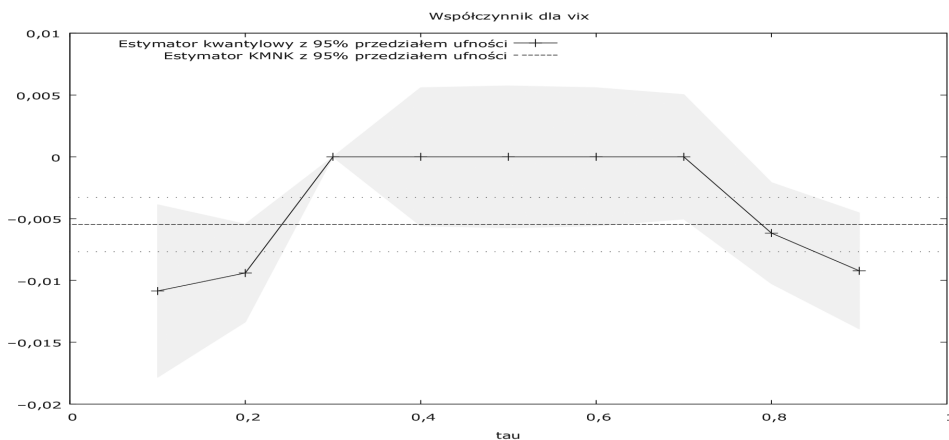
Wykres 17 pokazuje, że w przypadku wystąpienia ujemnych stóp zwrotu na rynku węgierskim ich transmisja na polski rynek giełdowy w niewielkim stopniu zależała od niepewności na globalnych rynkach finansowych. Z drugiej strony, wzrost niepewności na rynku amerykańskim prowadził do znaczącego spadku prawdopodobieństwa wystąpienia nieoczekiwanej dodatniej stopy zwrotu z indeksu WIG po pojawieniu się nieoczekiwane dodatniej stopy zwrotu na węgierskim rynku giełdowym. Analiza

wykresu 18 wskazuje także na słabą zależność między historyczną zmiennością na rynku węgierskim a skalą zarażenia między Węgrami a Polską.



**Wykres 18.** Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ historycznej zmienności na węgierskim rynku giełdowym na zarażenie z Węgier do Polski  
**Źródło:** opracowanie własne.

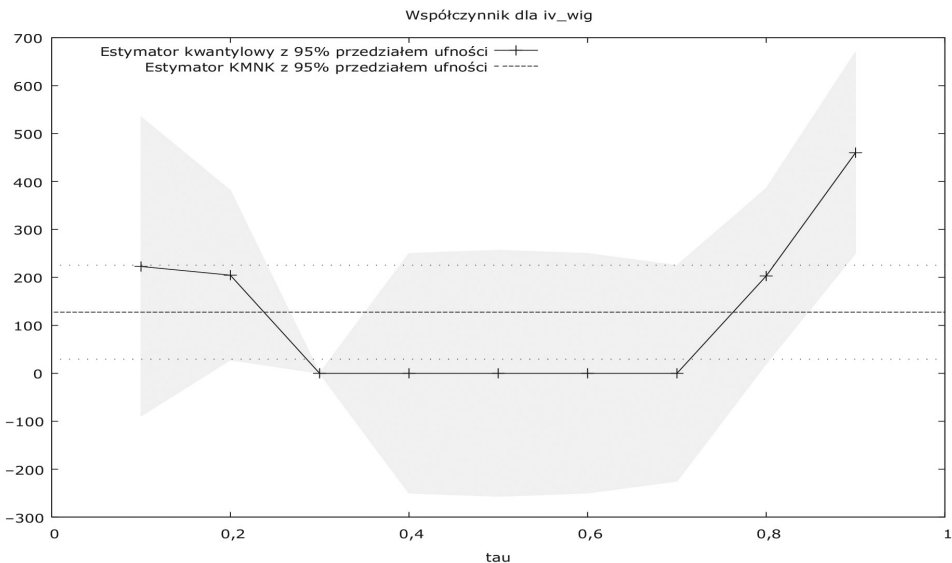
Wykresy 19–20 ilustrują kształtowanie się oszacowań parametrów modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego zarażenie z Polski do Czech.



**Wykres 19.** Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Polski do Czech  
**Źródło:** opracowanie własne

Wykres 19 przedstawia negatywną zależność między wartością indeksu niepewności VIX a skalą zarażenia z polskiego rynku giełdowego na rynek czeski.

Jest ona szczególnie widoczna w dolnych percentylach rozkładu zmiennej (48). Oznacza to zatem, że w okresach wysokiej niepewności wzrasta prawdopodobieństwo, że po wystąpieniu wysokiej co do modułu i ujemnej stopy zwrotu dla Polski obserwowana jest również wysoka co do modułu i ujemna stopa zwrotu z indeksu PX. Historyczna zmienność z indeksu WIG okazała się istotna na poziomie istotności 0,05 jedynie w najwyższych percentylach rozkładu zmiennej (48). Istotnie dodatnie oszacowanie wskazuje na to, że w warunkach wysokiej niepewności na globalnych rynkach finansowych nieoczekiwany wzrost na giełdzie warszawskiej prowadził do nieoczekiwanego wzrostu na giełdzie praskiej po upływie jednego dnia roboczego.

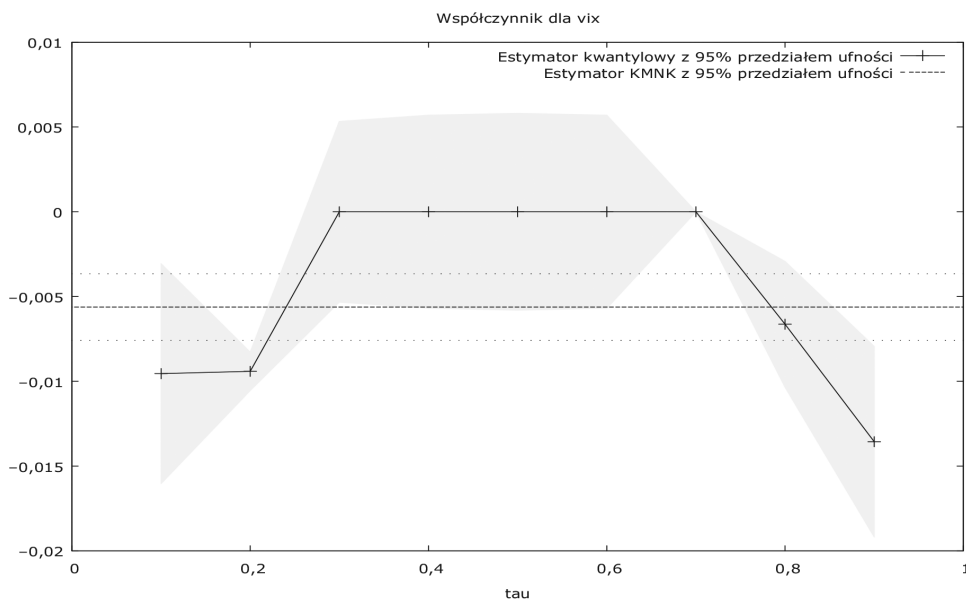


**Wykres 20.** Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ historycznej zmienności na polskim rynku giełdowym na zarażenie z Polski do Czech

**Źródło:** opracowanie własne.

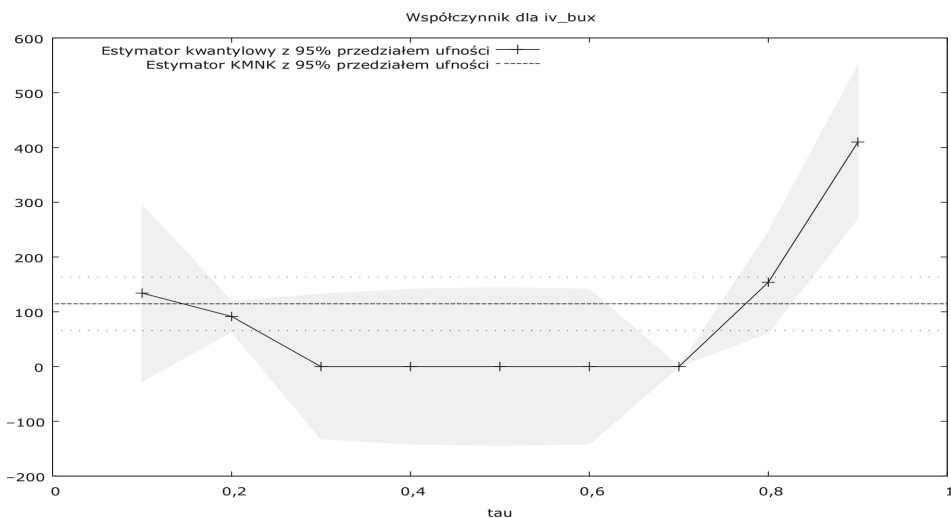
Wykresy 21–22 ilustrują kształtowanie się oszacowań parametrów modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego zarażenie z Węgier do Czech.

Analizowane czynniki podobnie wpływały na zarażenie z węgierskiego na czeski rynek giełdowy, jak było to dla pary Polska–Czechy. Wzrost niepewności na światowych rynkach finansowych zwiększał prawdopodobieństwo występowania po sobie wysokich co do modułu i ujemnych stóp zwrotu z indeksów BUX i PX oraz zmniejszał analogiczne prawdopodobieństwo wystąpienia dzień po dniu nieoczekiwanych wzrostów. Jednocześnie w warunkach wysokiej zmienności na rynku giełdowym w Budapeszcie wysokie było prawdopodobieństwo transmisji dodatniej stopy zwrotu z Węgier do Czech.



**Wykres 21.** Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Węgier do Czech

**Źródło:** opracowanie własne.

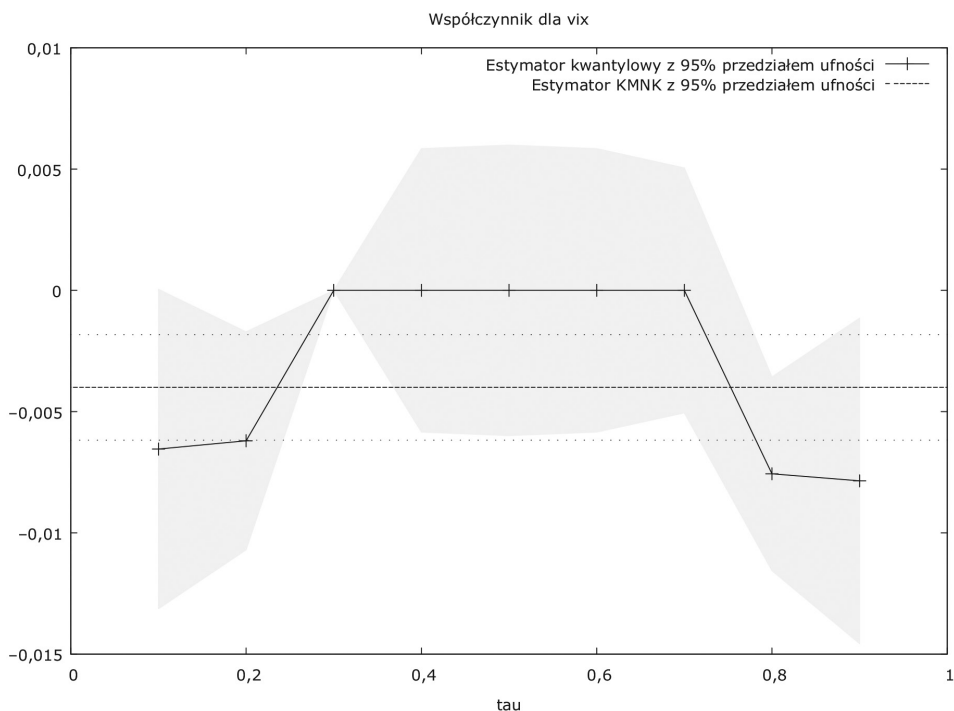


**Wykres 22.** Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ niepewności na węgierskim rynku giełdowym na skalę zarażenia z Węgier do Czech

**Źródło:** opracowanie własne.

Wykresy 23–24 ilustrują kształtowanie się oszacowań parametrów modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego zarażenie z Polski do Węgier.





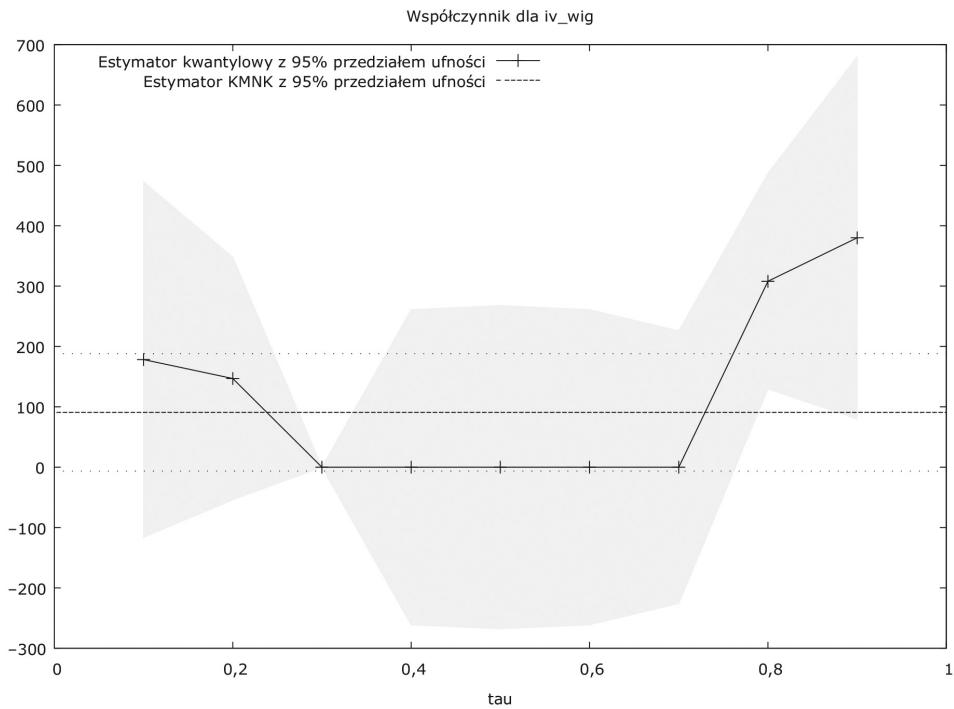
**Wykres 23.** Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Polski do Węgier

**Źródło:** opracowanie własne.

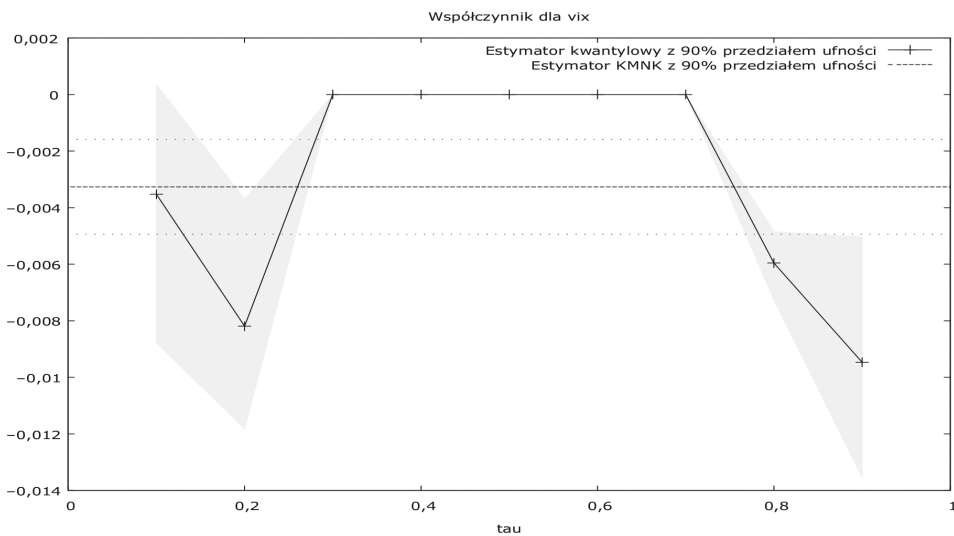
Wykres 23 pokazuje, że wpływ niepewności na globalnych rynkach finansowych na skalę transmisji szoków z Polski do Węgier był zdecydowanie niższy niż w przypadku pozostałych par krajów. Dopiero w najwyższych percentylach rozkładu zmiennej (48) parametr ilustrujący wpływ indeksu VIX na skalę zarażania był istotnie ujemny. Oznacza to zatem, że prawdopodobieństwo wystąpienia dwóch dodatnich stóp zwrotu dzień po dniu było istotnie niższe w warunkach wysokiej niepewności na rynku amerykańskim. Istotnie dodatnie oszacowanie parametru przy historycznej zmienności z indeksu WIG zostało odnotowane dla najwyższych percentyli rozkładu zmiennej (48). Oznacza to zatem, że w okresach wysokiej niepewności na polskim rynku giełdowym wysokie jest także prawdopodobieństwo zaobserwowania pozytywnego szoku na rynku węgierskim dzień po wystąpieniu pozytywnego szoku na giełdzie warszawskiej.

Wykresy 25–26 ilustrują kształtowanie się oszacowań parametrów modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego zarażenie z Czech do Węgier.

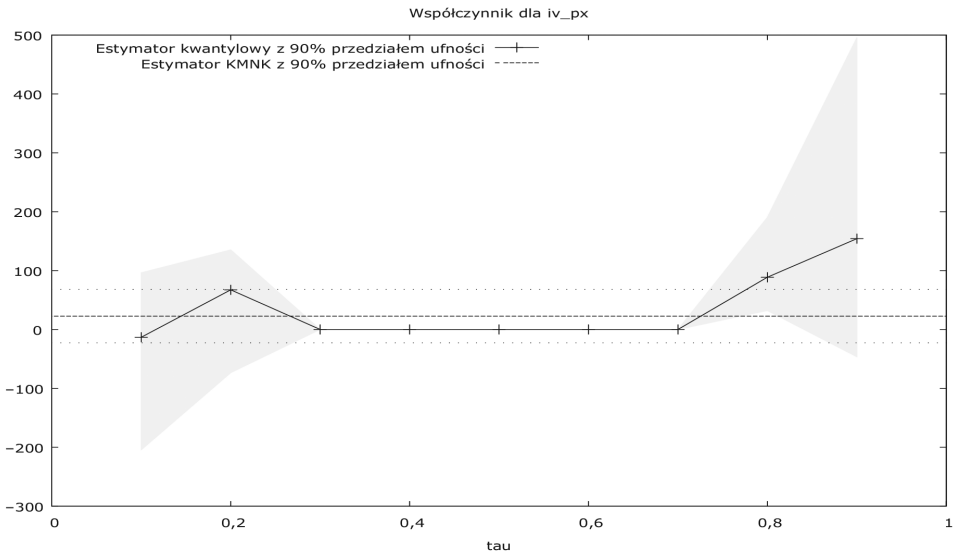
Wykresy 25 oraz 26 wskazują na silny i istotny wpływ indeksu VIX na skalę zarażania między praskim a budapesztańskim rynkiem giełdowym. W okresach wysokiej wartości analizowanego indeksu wysokie było prawdopodobieństwo transmisji negatywnych szoków z czeskiego na węgierski rynek giełdowy. Wzrost niepewności



**Wykres 24.** Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ niepewności na polskim rynku giełdowym na skalę zarażenia z Polski do Węgier  
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 25.** Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Czech do Węgier  
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 26.** Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ niepewności na czeskim rynku giełdowym na skalę zarażenia z Czech do Węgier  
**Źródło:** opracowanie własne.

prowadził zaś do istotnego spadku prawdopodobieństwa transmisji pozytywnych szoków między analizowanymi rynkami. Poziom zmienności na rynku giełdowym w Pradze nie wpływał na transmisję zmienności między analizowanymi rynkami.

Oszacowania parametrów modeli regresji kwantylowej przedstawiają podobne zależności dla wszystkich sześciu par krajów. Wzrost niepewności na globalnych rynkach finansowych prowadził, przy innych czynnikach niezmiennych, do wzrostu skali transmisji negatywnych szoków i spadku skali transmisji pozytywnych szoków między rynkami giełdowymi. Jednocześnie w okresach wysokiej zmienności na danym rynku giełdowym wyższe było prawdopodobieństwo transmisji pozytywnego szoku na inny rynek.

### 3.6. Zastosowanie kopuli do analizy zależności między stopami zwrotu z indeksów giełdowych w ogonach rozkładu

Zaproponowany w poprzednim podrozdziale model regresji kwantylowej umożliwił analizę wpływu poszczególnych czynników na występowanie zjawiska efektu zarażania w różnych kwantylach rozkładu zmiennej zależnej. Analiza powiązań między

poszczególnymi rynkami często odbywa się za pomocą oceny współczynników korelacji. Należy mieć jednak świadomość, że współczynnik korelacji jest odpowiednim narzędziem do mierzenia zależności między zwrotami instrumentów finansowych tylko wówczas, gdy łączny rozkład tych stóp zwrotu jest eliptyczny (np. wielowymiarowy normalny lub wielowymiarowy t-Student). W przeciwnym wypadku do badania zależności należy stosować miary kopuli łączących stopy zwrotu (por. m.in. Doman, 2011; Doman, Doman, 2004, 2009, 2014). Pojęcie, definicje i wzory dotyczące kopuli nie będą w niniejszej monografii szczegółowo omawiane. Zainteresowanych czytelników warto jest odesłać m.in. do prac Domana (2011), Joego (1997), Nelsena (2006).

Z formalnego punktu widzenia prezentowane jest jednak twierdzenie Sklara (1959) dotyczące kopuli. Aby zdefiniować kopulę, należy rozważyć  $d$ -wymiarowy wektor losowy  $X = (X_1, \dots, X_d)$  z dystrybuantą  $F$  oraz dystrybuantami brzegowymi  $F_i$ ,  $i = 1, \dots, d$ . Wówczas kopulę  $C: [0,1]^d$  definiujemy następująco:

$$F(x_1, \dots, x_d) = C(F_1(x_1), \dots, F_d(x_d)), \quad (55)$$

W przypadku ciągłych dystrybuant brzegowych kopula  $C$  wyznaczona jest jednoznacznie następującym wzorem:

$$C(u_1, \dots, u_d) = F(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_d^{-1}(u_d)). \quad (56)$$

Spośród miar zależności, które są niezmiennikami kopuli, do najbardziej znanych należą współczynnik tau Kendalla oraz rho Spearmana, zwany inaczej współczynnikiem korelacji rang. Współczynnik tau Kendalla dla wektora losowego  $(X_1, X_2)$  zdefiniowany jest następująco:

$$\tau(X_1, X_2) = P((X_1 - \tilde{X}_1)(X_2 - \tilde{X}_2) > 0) - P((X_1 - \tilde{X}_1)(X_2 - \tilde{X}_2) < 0). \quad (57)$$

Natomiast współczynnik rho Spearmana zdefiniowany jest następującym wzorem:

$$\rho_S(X_1, X_2) = \rho(F_1(X_1), F_2(X_2)). \quad (58)$$

Jeśli dystrybuanty brzegowe wektora losowego  $(X_1, X_2)$  są ciągłe, zaś  $C$  jest jego kopulą, to wówczas prawdziwe są następujące zależności:

$$\tau(X_1, X_2) = 4 \int \int_{[0,1]^2} C(u_1, u_2) dC(u_1, u_2) - 1, \quad (59)$$

$$\rho_S(X_1, X_2) = 12 \int \int_{[0,1]^2} C(u_1, u_2) du_1 du_2 - 3. \quad (60)$$

Analiza zależności między rynkami finansowymi jest szczególnie ważna w przypadku, gdy na jednym z rynków wystąpi zdarzenie ekstremalne w postaci bardzo

niskiej stopy zwrotu (por. Ane, Labidi, 2006; Rodriguez, 2007). Wówczas warto jest sprawdzić, czy na innym rynku również wystąpi zdarzenie ekstremalne. Najważniejszymi cechami współczynnika tau Kendalla oraz rho Spearmana będących niezmiennikami kopuli jest to, że nie zmieniają się ich wartości przy transformacji zmiennych  $X_1$  oraz  $X_2$  za pomocą funkcji ściśle rosnących. Jak wskazano w pracach m.in. Doman i Doman (2014) oraz Nelsen (2006), oba analizowane współczynniki spełniają warunki, które definiują miarę konkordancji (por. Scarsini, 1984). Miarą tą jest funkcja  $\kappa$  spełniająca następujące warunki:

- a)  $1 \leq \kappa(X, Y) \leq 1$ ,  $\kappa(X, X) = 1$ ,  $\kappa(X, -X) = -1$ ;
- b)  $\kappa(X, Y) = \kappa(Y, X)$ ;
- c) jeśli  $X$  i  $Y$  są niezależne to wówczas  $\kappa(X, Y) = 0$ ;
- d)  $\kappa(-X, Y) = \kappa(X, -Y)$ ;
- e) Jeśli  $C_1$  oraz  $C_2$  są kopulami odpowiednio wektorów  $(X_1, Y_1)$  oraz  $(X_2, Y_2)$ , natomiast nierówność  $C_1(u, v) \leq C_2(u, v) \leq$  jest prawdziwa dla wszystkich  $u, v \in [0, 1]$ , to wówczas  $\kappa(X_1, Y_1) \leq \kappa(X_2, Y_2)$ ;
- f) Jeśli  $C_n$  jest kopulą wektora  $(X_n, Y_n)$  o ciągłych dystrybuantach brzegowych natomiast ciąg  $C_n$  jest zbieżny punktowo do kopuli  $C$ , to wówczas:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \kappa_{C_n} = \kappa_C .$$

Ważnym zagadnieniem związanym z ryzykiem, którego ocena jest możliwa dzięki zastosowaniu kopuli, jest szacowanie prawdopodobieństwa, iż dwa czynniki ryzyka  $X_1$  oraz  $X_2$  jednocześnie będą przyjmować wartości ekstremalne.

Jedną z metod opisu takiego zjawiska polega na oszacowaniu prawdopodobieństwa, że zmienna  $X_2$  przekroczy swój kwantyl rzędu  $\alpha$  pod warunkiem, że uczyni to także zmienna  $X_1$ . Następnie analizowane są granice prawdopodobieństw przy rzędzie kwantyla dążącym do 0 lub 1. W ten sposób definiowane są współczynnik zależności w dolnym ogonie rozkładu  $\lambda^L$  oraz współczynnik zależności w ogonie górnym  $\lambda^U$ . Jeśli  $F_1$  oraz  $F_2$  są dystrybuantami brzegowymi wektora  $(X_1, X_2)$ , to wówczas współczynniki zależności w ogonach rozkładu oblicza się następująco:

$$\lambda^U = \lim_{\alpha \rightarrow 1^-} P\left(X_2 > F_2^{(-1)}(\alpha) \mid X_1 > F_1^{(-1)}(\alpha)\right), \quad (61)$$

$$\lambda^L = \lim_{\alpha \rightarrow 0^-} P\left(X_2 \leq F_2^{(-1)}(\alpha) \mid X_1 \leq F_1^{(-1)}(\alpha)\right). \quad (62)$$

Tabela 47 prezentuje rodzaje kopuli najczęściej wykorzystywanych w badaniach ekonomicznych. Oprócz wzorów definiujących kopule prezentowane są wzory definiujące współczynnik tau Kendalla oraz współczynnik zależności w dolnym i górnym ogonie rozkładu.

**Tabela 47.** Rodzaje kopuli wykorzystywanych w badaniach ekonomicznych

Nazwa	Wzór	Współczynnik tau Kendalla	Współczynnik zależności w dolnym ogonie rozkładu	Współczynnik zależności w górnym ogonie rozkładu
Gaussowska	$C_R^{Gn}(u_1, u_2) = \Phi_\rho^d(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2))$	$\tau = \frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$	$\lambda = 0$	$\lambda = 0$
t-Studenta	$t_{v,\rho}^d(u_1, u_2) = t_{v,\rho,R}^{-1}(t_v^{-1}(u_1), t_v^{-1}(u_2))$	$\tau = \frac{2}{\pi} \arcsin(\rho)$	$\lambda = 2t_{v+1}^{-1} \left( -\sqrt{\frac{(v+1)(1-\rho)}{1+\rho}} \right)$	
Kopula Franka	$C_\theta^{Fr}(u_1, u_2) = \begin{cases} -\frac{1}{\theta} \ln \left( 1 + \frac{(\exp(-\theta u_1) - 1)(\exp(-\theta u_2) - 1)}{\exp(-\theta) - 1} \right) & , \theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}, \\ u_1 u_2 & \theta = 0. \end{cases}$	$\tau_\theta = 1 - \frac{4}{\theta} (1 - D_1(\theta))$	$\lambda = 0$	
Kopula Claytona	$C_\theta^{Cl}(u_1, u_2) = (u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}$	$\tau = \frac{\theta}{\theta + 2}$	$\lambda^L = 2^{-1/\theta}$	-
Kopula Gumbela	$C_\theta^{Gn}(u_1, u_2) = \exp \left( - \left( (-\ln(u_1))^\theta + (-\ln(u_2))^\theta \right)^{1/\theta} \right)$	$\tau = 1 - \frac{1}{\theta}$	-	$\lambda^U = 2 - 2^{1/\theta}$
Uogólniona kopula Gumbela	$C_{\theta,\delta}^{Gn}(u_1, u_2) = \left[ \left( (u_1^{-1} - 1)^\delta \right)^{1/\delta} - 1 \right]^{-1/\theta}$	$\tau = 1 - \frac{2}{(2 + \theta)\delta}$	$\lambda^L = 2^{-1/(\infty\theta)}$	$\lambda^U = 2 - 2^{1/\delta}$
Kopula Joego i Claytona	$C_{\kappa,\gamma}^{JC}(u_1, u_2) = 1 - \left( 1 - \left[ 1 - (1 - u_1)^\kappa \right]^\gamma + \left[ 1 - (1 - u_2)^\kappa \right]^\gamma - 1 \right)^{-1/\gamma}$	$\tau_{\kappa,\gamma}^{JC} = \begin{cases} 1 + \frac{2}{\gamma(\kappa-2)} - \frac{4(\gamma+1)B\left(\frac{2}{\kappa}, \gamma+1\right)}{\kappa\gamma(\kappa-2)} \\ 1 + \frac{1}{\gamma} \frac{(\psi(\gamma+2) - \psi(1))}{\gamma}, \text{ dla } \kappa=2 \end{cases}$	$\lambda^L = 2^{-1/\gamma}$	$\lambda^U = 2 - 2^{1/\kappa}$

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie pracy Doman i Domana (2014).

Oszacowano parametry dwuwymiarowego asymetrycznego uogólnionego modelu DCC-GARCH dla różnych wariantów kopuli oraz różnych par rynków „główny-wyzehradzki”. Estymacji dokonano zarówno dla całej próby, jak i dla podprób wyróżnionych na podstawie kształtowania się stóp zwrotu z indeksów giełdowych (por. podrozdział 1.8):

- okres od wejścia Polski, Czech i Węgier do Unii Europejskiej do 12.09.2018 roku,
- 15.09.2008–23.12.2011,
- 26.12.2011–18.07.2016,
- 10.07.2016–31.03.2020.

Tabela 48 zawiera oszacowania parametru  $\theta$ , współczynnika tau Kendalla ( $\tau$ ) oraz współczynnika zależności w lewym ogonie rozkładu dla przypadku wykorzystania kopuli Claytona.

**Tabela 48.** Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Claytona

Para	Cały okres			1.05.2004–12.09.2008			15.09.2008–23.12.2011			26.12.2011–18.07.2016			19.07.2016–31.03.2020		
	$\theta$	$\tau$	$\lambda^L$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^L$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^L$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^L$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^L$
PL-US	1,06	0,35	0,52	0,87	0,30	0,45	1,11	0,36	0,54	0,98	0,33	0,49	1,10	0,35	0,53
PL-DE	1,13	0,36	0,54	0,95	0,32	0,48	1,23	0,38	0,57	1,03	0,34	0,51	1,22	0,38	0,57
CZ-US	1,10	0,35	0,53	0,94	0,32	0,48	1,26	0,39	0,58	1,05	0,34	0,52	1,24	0,38	0,57
CZ-DE	1,17	0,37	0,55	1,03	0,34	0,51	1,46	0,42	0,62	1,17	0,37	0,55	1,47	0,42	0,62
HU-US	1,11	0,36	0,54	0,96	0,32	0,49	1,13	0,36	0,54	1,08	0,35	0,53	1,12	0,36	0,54
HU-DE	1,18	0,37	0,56	1,05	0,34	0,52	1,45	0,42	0,62	1,19	0,37	0,56	1,43	0,42	0,62

**Źródło:** opracowanie własne.

Tabela 49 zawiera zaś oszacowania parametru  $\theta$ , a także wartość współczynnika tau Kendalla ( $\tau$ ) dla przypadku kopuli Franka.

**Tabela 49.** Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Franka

Para	Cały okres		1.05.2004–12.09.2008		15.09.2008–23.12.2011		26.12.2011–18.07.2016		19.07.2016–31.03.2020	
	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$
PL-US	2,01	0,21	1,87	0,20	4,11	0,40	1,96	0,21	3,52	0,35
PL-DE	2,79	0,29	2,35	0,25	5,02	0,46	2,61	0,27	4,12	0,40
CZ-US	2,47	0,26	2,51	0,26	4,47	0,42	2,41	0,25	3,97	0,39
CZ-DE	3,12	0,32	2,67	0,28	5,34	0,48	2,65	0,28	4,33	0,41
HU-US	2,40	0,25	2,44	0,36	4,79	0,44	2,28	0,24	4,05	0,39
HU-DE	3,09	0,31	2,59	0,27	5,60	0,49	2,52	0,26	4,56	0,43

**Źródło:** opracowanie własne.

Tabela 50 prezentuje oszacowania parametru  $\theta$ , wartość współczynnika tau Kendalla ( $\tau$ ) oraz współczynnika zależności w prawym ogonie rozkładu dla przypadku kopuli Gumbela.

**Tabela 50.** Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Gumbela

Para	Cały okres			1.05.2004– 12.09.2008			15.09.2008– 23.12.2011			26.12.2011– 18.07.2016			19.07.2016– 31.03.2020		
	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$
PL-US	1,13	0,12	0,15	1,01	0,01	0,01	1,56	0,36	0,44	1,10	0,09	0,12	1,31	0,24	0,30
PL-DE	1,14	0,12	0,16	1,02	0,02	0,03	1,57	0,36	0,44	1,09	0,08	0,11	1,33	0,25	0,32
CZ-US	1,35	0,26	0,33	1,32	0,24	0,31	1,70	0,41	0,50	1,12	0,11	0,14	1,39	0,28	0,35
CZ-DE	1,57	0,36	0,44	1,35	0,26	0,33	1,84	0,46	0,54	1,32	0,24	0,31	1,42	0,30	0,37
HU-US	1,33	0,25	0,32	1,32	0,24	0,31	1,64	0,39	0,48	1,23	0,18	0,24	1,37	0,27	0,34
HU-DE	1,43	0,30	0,37	1,41	0,29	0,37	1,84	0,46	0,54	1,30	0,23	0,29	1,40	0,29	0,36

**Źródło:** opracowanie własne.

Obliczenia w zakresie oszacowań parametrów kopuli, współczynnika tau Kendalla oraz współczynników zależności w rozkładzie dla kopuli Joego-Claytona oraz AMH prezentowane są odpowiednio w tabelach 51 i 52.

**Tabela 51.** Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Joego

Para	Cały okres			1.05.2004– 12.09.2008			15.09.2008– 23.12.2011			26.12.2011– 18.07.2016			19.07.2016– 31.03.2020		
	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$	$\theta$	$\tau$	$\lambda^U$
PL-US	1,03	0,01	0,03	1,24	0,12	0,25	1,61	0,25	0,46	1,13	0,07	0,15	1,09	0,05	
PL-DE	1,02	0,01	0,02	1,26	0,13	0,27	1,65	0,27	0,48	1,24	0,12	0,25	1,11	0,06	
CZ-US	1,42	0,19	0,37	1,36	0,17	0,34	1,85	0,32	0,55	1,28	0,14	0,28	1,39	0,18	
CZ-DE	1,53	0,23	0,43	1,43	0,19	0,38	2,03	0,36	0,59	1,38	0,18	0,35	1,41	0,19	
HU-US	1,39	0,18	0,36	1,38	0,18	0,35	1,78	0,30	0,53	1,25	0,13	0,26	1,43	0,20	
HU-DE	1,51	0,22	0,42	1,45	0,20	0,39	2,02	0,36	0,59	1,35	0,17	0,33	1,46	0,21	

**Źródło:** opracowanie własne.



**Tabela 52.** Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli AMH

Para	Cały okres		1.05.2004– 12.09.2008		15.09.2008– 23.12.2011		26.12.2011– 18.07.2016		19.07.2016– 31.03.2020	
	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$	$\theta$	$\tau$
PL-US	0,85	0,26	0,81	0,24	0,96	0,31	0,78	0,23	0,90	0,28
PL-DE	0,89	0,27	0,84	0,25	0,97	0,31	0,79	0,23	0,91	0,28
CZ-US	0,94	0,30	0,91	0,29	0,98	0,32	0,83	0,25	0,94	0,30
CZ-DE	0,97	0,32	0,90	0,28	0,99	0,33	0,85	0,26	0,96	0,32
HU-US	0,91	0,28	0,87	0,26	0,99	0,33	0,82	0,24	0,94	0,30
HU-DE	0,96	0,31	0,87	0,26	0,99	0,33	0,83	0,25	0,97	0,32

**Źródło:** opracowanie własne.

Uzyskane rezultaty wskazują, że rynki giełdowe Czech i Węgier charakteryzowały się silniejszymi powiązaniem w ogonach rozkładu w porównaniu z polskim rynkiem giełdowym. Jednocześnie powiązania rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier z rynkiem niemieckim są silniejsze niż powiązania z rynkiem amerykańskim. Należy także zwrócić uwagę na zróżnicowanie skali powiązań między rynkami finansowymi w podokresach. Zgodnie z oczekiwaniami, najsilniejsze powiązania między stopami zwrotu w ogonie rozkładu odnotowano w okresie globalnego kryzysu finansowego oraz na pierwszym etapie kryzysu strefy euro. Oprócz tego silne powiązania obserwowane były w ostatnim podokresie. Może to wynikać ze znaczącego wzrostu powiązań na początku kryzysu związanego z rozprzestrzenieniem się wirusa SARS-CoV-2. Najsłabsze powiązania między rynkami giełdowymi krajów Europy Środkowo-Wschodniej a rynkami kapitałowymi w krajach rozwiniętych obserwowane były w okresie przedkryzysowym. Omawiane wyniki są podobne dla wszystkich pięciu wariantów kopuli archimedesowych. Świadczy to o odporności rezultatów.

### 3.7. Badanie powiązań między rynkami na podstawie analizy odtrendowanych współczynników korelacji

Analiza zmieniających się w czasie powiązań między rynkami finansowymi jest także możliwa dzięki zastosowaniu metody odtrendowanych współczynników korelacji. Odtrendowany współczynnik korelacji został zaproponowany w pracy Zebende (2011) na podstawie techniki zaproponowanej przez Podobnika i Stanleya (2008). Technika ta składa się z następujących kroków (por. Ferreira, 2018a, 2018b):

**Krok 1** – integrowane są szeregi stóp zwrotu na rynkach  $x$  oraz  $y$  po to, aby uzyskać:

$$r_t^x = \sum_{k=1}^t r_k^x \quad (63)$$

oraz

$$r_t^y = \sum_{k=1}^t r_k^y. \quad (64)$$

**Krok 2** – próba jest dzielona na nakładające się na siebie podpróby. Jeśli  $T$  jest całkowitą liczbą obserwacji, to wówczas mamy  $T-n$  podprób, każda o długości  $n$ .

**Krok 3** – dla każdej podpróby szacowany jest parametr trendu lokalnego. Teoretyczne wartości oznaczane są jako  $\hat{r}_t^x$  oraz  $\hat{r}_t^y$ .

**Krok 4** – obliczane są odtrendowane szeregi poprzez odjęcie od wartości empirycznych wartości teoretycznych (wynikających z zastosowania modelu trendu liniowego).

**Krok 5** – dla każdej podpróby obliczane są wariancje reszt:

$$f_{DFA\{x\}}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=i}^{i+n} (r_k^x - \hat{r}_k^x)^2, \quad (65)$$

$$f_{DFA\{y\}}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=i}^{i+n} (r_k^y - \hat{r}_k^y)^2 \quad (66)$$

oraz kowariancje reszt:

$$f_{DCCA}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{k=i}^{i+n} (r_k^x - \hat{r}_k^x)(r_k^y - \hat{r}_k^y). \quad (67)$$

**Krok 6** – obliczana jest odtrendowana kowariancja poprzez uśrednienie kowariancji dla wszystkich podprób:

$$F_{DCCA}^2(n) = \frac{1}{N-n} \sum_{i=1}^{N-n} f_{DCCA}^2 \quad (68)$$

oraz odtrendowane wariancje:

$$F_{DFA\{x\}}^2(n) = \frac{1}{N-n} \sum_{i=1}^{N-n} f_{DFA\{x\}}^2, \quad (69)$$

$$F_{DFA\{y\}}^2(n) = \frac{1}{N-n} \sum_{i=1}^{N-n} f_{DFA\{y\}}^2 \cdot \quad (70)$$

**Krok 7** – Obliczany jest współczynnik korelacji DCCA, zgodnie z następującym wzorem:

$$\rho DCCA(n) = \frac{F_{DCCA}^2(n)}{F_{DFA\{x\}}^2(n) * F_{DFA\{y\}}^2(n)} \cdot \quad (71)$$

Wartości krytyczne dla statystyki (71) zależą od  $n$  i zostały stabilcowane m.in. w pracach Podobnika i in. (2011), a także Guedesa i in. (2018), Guedesa i Zebende (2019).

Badanie empiryczne zostało przeprowadzone dla różnych wartości  $n$ , dla wszystkich par obejmujących Polskę, Czechy, Węgry i Niemcy jako główny kraj Unii Europejskiej i strefy euro, z którego może pochodzić zarażanie do państw Grupy Wyszehradzkiej. Tabela 53 zawiera wyniki analiz przeprowadzonych na podstawie odtrendowanych współczynników korelacji.

**Tabela 53.** Analiza powiązań między rynkami giełdowymi Polski, Czech, Węgier i Niemiec na podstawie analizy odtrendowanych współczynników korelacji. Wartości w nawiasach są granicznymi poziomami istotności dla testowania hipotezy o istotności współczynników korelacji

Para \ n	20	30	40	50
Polska–Czechy	0,31 (0,00)	0,52 (0,00)	0,41 (0,00)	0,34 (0,00)
Polska–Węgry	0,26 (0,00)	0,23 (0,01)	0,14 (0,11)	0,09 (0,23)
Czechy–Węgry	0,25 (0,00)	0,42 (0,00)	0,33 (0,00)	0,27 (0,00)
Niemcy–Polska	0,30 (0,00)	0,50 (0,00)	0,39 (0,00)	0,32 (0,00)
Niemcy–Czechy	0,29 (0,00)	0,48 (0,00)	0,38 (0,00)	0,31 (0,00)
Niemcy–Węgry	0,23 (0,01)	0,27 (0,00)	0,29 (0,00)	0,37 (0,00)

**Źródło:** opracowanie własne.

Zgodnie z tabelą 53 w przypadku zdecydowanej większości par krajów mieliśmy do czynienia z istotnymi powiązaniemmi między rynkami giełdowymi. Wyjątek stanowi para Polska–Węgry. Analiza odtrendowanych współczynników korelacji dla  $n = 40$  oraz  $n = 50$  wskazuje, że analizowane rynki giełdowe nie były ze sobą tak silnie powiązane.

### 3.8. Analiza powiązań między rynkami giełdowymi w krajach Grupy Wyszehradzkiej a rynkami kapitałowymi w krajach rozwiniętych. Analiza transmisji zmienności

W celu analizy powiązań między stopami zwrotu z indeksów WIG, BUX, PX a stopami zwrotu osiąganymi na rynkach kapitałowych krajów rozwiniętych rozważany jest model VAR-AGDCC-GARCH(1,1). Umożliwia on identyfikację zarówno zależności między stopami zwrotu, jak i analizę transmisji zmienności. Przyjmuje on następującą postać:

$$\mathbf{r}_t = \sum_{i=1}^p \Pi_i \mathbf{r}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (72)$$

$$E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t^T) = \mathbf{H}_t, \quad (73)$$

gdzie  $\mathbf{r}_t$  jest wektorem składającym się ze stóp zwrotu z indeksów giełdowych, natomiast macierz kowariancji  $\mathbf{H}_t$  dekomponowana jest w następujący sposób:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \quad (74)$$

gdzie macierz  $\mathbf{D}_t$  składa się z pierwiastków kwadratowych z wariancji szoków:

$$\mathbf{D}_t = \text{diag}[\sqrt{h_{11,t}} \quad \dots \quad \sqrt{h_{NN,t}}]. \quad (75)$$

Wariancje szoków wyjaśniane są za pomocą modelu GARCH(1,1):

$$h_{nn,t} = \alpha_{0n} + \alpha_{1n} \varepsilon_{n,t-1}^2 + \beta_{1n} h_{nn,t-1}, \quad n = 1, \dots, N. \quad (76)$$

Korelacje między szokami są zmienne w czasie i zależą od szoków pozytywnych, jak i negatywnych zgodnie z następującymi równaniami:

$$\mathbf{R}_t = (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-1/2} \mathbf{Q}_t (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-1/2}, \quad (77)$$

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \tilde{\boldsymbol{\alpha}}_1 - \tilde{\boldsymbol{\beta}}_1) \bar{\mathbf{Q}} + \gamma_1 (\bar{\mathbf{Q}} - \bar{\mathbf{Q}}^-) + \tilde{\boldsymbol{\alpha}}_1 \mathbf{u}_{t-1} \mathbf{u}_{t-1}^T + \tilde{\boldsymbol{\beta}}_1 \mathbf{Q}_{t-1} + \tilde{\boldsymbol{\gamma}}_1 \mathbf{u}_{t-1}^- (\mathbf{u}_{t-1}^-)^T. \quad (78)$$

Elementy wektora  $\mathbf{u}_t$  definiowane są następująco:

$$u_{n,t} = \frac{\varepsilon_{n,t}}{\sqrt{h_{nn,t}}}, \quad (79)$$

gdzie  $\mathbf{u}_t^-$  zawiera ucięte w zerze standaryzowane błędy, natomiast macierze  $\bar{\mathbf{Q}}$  oraz są bezwarunkowymi macierzami kowariancji odpowiednio dla wektorów  $\mathbf{u}_t$  oraz  $\mathbf{u}_t^-$ .

Reprezentacja średniej ruchomej dla stóp zwrotu przyjmuje następującą postać:

$$\mathbf{r}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \mathbf{A}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i}, \quad (80)$$

gdzie macierze współczynników  $\mathbf{A}_i$  uzyskuje się na podstawie następującej rekursywnej formuły:

$$\mathbf{A}_i = \mathbf{\Pi}_1 \mathbf{A}_{i-1} + \mathbf{\Pi}_2 \mathbf{A}_{i-2} + \dots + \mathbf{\Pi}_p \mathbf{A}_{i-p}, \quad (81)$$

gdzie  $\mathbf{A}_0$  jest macierzą jednostkową oraz  $\mathbf{A}_i = 0$  dla  $i < 0$ .

Dekompozycja wariancji błędu prognozy wymaga ortogonalnych składników losowych, natomiast składniki losowe modelu (80) są ze sobą skorelowane. Aby przezwyciężyć ten problem, wykorzystywane są metody zaproponowane przez Kopa, Pesarana i Pottera (1996) oraz Pesarana i Shina (1998). W rezultacie możliwe są dekompozycje wariancji błędu prognozy niezależne od sposobu ustawienia rynków.

Zgodnie z podejściem zaproponowanym przez Diebolda i Yilmaza (2012), własne udziały w wariancji  $i$ -tego rynku informują o wpływie szoku pochodzącego z  $i$ -tego rynku na wariancję błędu prognozy  $r_{it}$  na  $L$  okresów do przodu. Udziały przekątne (transmisje z  $j$ -tego rynku na rynek  $i$ -ty) informują o wpływie szoku pochodzącego z  $j$ -tego rynku na wariancję błędu prognozy  $r_{it}$  na  $L$  okresów do przodu. Jeśli  $\theta_{ij,t}^g(L)$  oznacza dekompozycję wariancji błędu prognozy na  $L$  okresów do przodu, to wyznaczana jest ona zgodnie ze wzorem:

$$\theta_{ij,t}^g(L) = \frac{h_{jj,t}^{-1} \sum_{l=0}^{L-1} (\mathbf{e}_i^T \mathbf{A}_l \mathbf{H}_l \mathbf{e}_j)^2}{\sum_{l=0}^{L-1} (\mathbf{e}_i^T \mathbf{A}_l \mathbf{H}_l \mathbf{A}_l^T \mathbf{e}_j)}, \quad (82)$$

gdzie  $h_{jj,t}$  jest  $j$ -tym diagonalnym elementem macierzy  $\mathbf{H}_l$  natomiast  $\mathbf{e}_i$  jest wektorem selekcji, posiadającym wartość 1 na  $i$ -tym miejscu oraz 0 na pozostałych miejscach. Następnie każdy wkład do wariancji błędu prognozy na  $i$ -tym rynku jest normalizowany w taki sposób, że jest on dzielony przez sumę wkładów ze wszystkich rynków:

$$\tilde{\theta}_{ij,t}^g(L) = \frac{\theta_{ij,t}^g(L)}{\sum_{n=1}^N \theta_{in,t}^g(L)}. \quad (83)$$

Na podstawie znormalizowanych kontrybucji zdefiniowanych zgodnie ze wzorem (83), indeks transmisji zmienności ogólnej przyjmuje następującą postać:

$$S_t^g(L) = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij,t}^g(L)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij,t}^g(L)} * 100. \quad (84)$$

Zmienność „otrzymywana” przez  $i$ -ty rynek z innych rynków definiowana jest wzorem:

$$S_{i,t}^{g*}(L) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij,t}^g(L)}{N} * 100. \quad (85)$$

Natomiast zmienność transmitowana przez  $i$ -ty rynek na inne rynki wynosi:

$$S_{i,t}^g(L) = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ji,t}^g(L)}{N} * 100. \quad (86)$$

Jeśli dany kraj uzyskuje dużo zmienności z innych krajów, to wówczas wartość miernika (85) jest wysoka. Jeśli natomiast więcej zmienności jest transmitowane przez dany kraj niż uzyskiwane z innych krajów, to wówczas wartość wyrażenia (86) jest wyższa od wartości wyrażenia (85). Transmisję zmienności netto między rynkiem a pozostałymi rynkami oblicza się, korzystając z formuły:

$$S_{i,t}^g(L) = S_{i,t}^g(L) - S_{i,t}^{g*}(L). \quad (87)$$

Mówimy, że dany kraj jest „dawcą” zmienności, jeśli wyrażenie (87) przyjmuje wartość dodatnią, oraz „biorcą” zmienności, jeśli znak tego wyrażenia jest przeciwny. W celu określenia transmisji netto parami między rynkiem  $i$  oraz rynkiem  $j$ , wykorzystywana jest następująca formuła:

$$\tilde{\theta}_{ji,t}^g(L) - \tilde{\theta}_{ij,t}^g(L). \quad (88)$$

W pierwszej kolejności oszacowano parametry asymetrycznego modelu VARX-DCC-GARCH. W badaniu uwzględnione zostały logarytmiczne stopy zwrotu z indeksów giełdowych WIG, PX, BUX oraz DAX. Tabela 54 zawiera informacje dotyczące optymalnego rzędu opóźnień na podstawie kryteriów informacyjnych.

**Tabela 54.** Wybór optymalnego rzędu opóźnień na podstawie kryteriów informacyjnych dla modelu VAR-DCC-GARCH

Długość opóźnienia	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	$2,1 \cdot 10^{-16}$	-24,7318	-24,7296	-24,7257
1	$2 \cdot 10^{-16}$	-24,8046	<b>-24,7938</b>	<b>-24,7741</b>
2	$2 \cdot 10^{-16}$	-24,8111	-24,7917	-24,7562
3	$2 \cdot 10^{-16}$	-24,8156	-24,7875	-24,7362
4	<b><math>1,9 \cdot 10^{-16}</math></b>	<b>-24,8261</b>	-24,7894	-24,7223

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 54 wskazują, że optymalnym rozwiązaniem jest model wektorowej autoregresji zakładający jedno lub cztery opóźnienia. Rozważany będzie model z mniejszą liczbą parametrów do oszacowania, a zatem model VAR(1)-AGDCC-GARCH. Przyjmuje się założenie, że model GJR-GARCH wyjaśnia kształtowanie się zmiennych w czasie wariacji szoków. Prawdziwość założenia dotyczącego asymetrii jest weryfikowana.

Tabela 55 zawiera oszacowania parametrów przy opóźnionych stopach zwrotu w równaniach wyjaśniających bieżące stopy zwrotu.

**Tabela 55.** Oszacowania parametrów przy opóźnionych stopach zwrotu w równaniach wyjaśniających bieżące stopy zwrotu. W nawiasach podano średnie błędy szacunku

	$r_t^{PL}$	$r_t^{CZ}$	$r_t^{HU}$	$r_t^{DE}$
$r_{t-1}^{PL}$	0,039* (0,022)	0,061*** (0,007)	0,093*** (0,027)	0,051** (0,023)
$r_{t-1}^{CZ}$	-0,001 (0,020)	-0,100*** (0,020)	0,011 (0,025)	0,007 (0,021)
$r_{t-1}^{HU}$	-0,044*** (0,017)	0,001 (0,017)	-0,111*** (0,021)	0,046*** (0,018)
$r_{t-1}^{DE}$	-0,026 (0,020)	0,164*** (0,020)	0,044* (0,025)	-0,067*** (0,021)

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie istotności 0,1; 0,05 oraz 0,01

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 51 świadczą o tym, że rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier charakteryzowały się niskim poziomem efektywności. Mówi o tym

istotność oszacowań diagonalnych parametrów macierzy  $\Pi_1$ . Istotnie ujemne oszacowania parametrów należy interpretować jako tendencję do pojawiania się naprzemiennie dodatnich i ujemnych stóp zwrotu. Po realizacji zysków inwestorzy mają skłonność do sprzedaży papierów wartościowych. Wynik ten wskazuje na możliwość wysokiego udziału inwestorów krótkoterminowych na analizowanych rynkach giełdowych. Opóźnione stopy zwrotu z indeksu DAX okazały się istotne w równaniach wyjaśniających bieżące stopy zwrotu z indeksów PX i BUX. Wynik ten nie budzi wątpliwości, ponieważ sytuacja na rynkach giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej ogólnie zależy od stanu rynku niemieckiego. Brak istotności opóźnionej stopy zwrotu z indeksu DAX w równaniu wyjaśniającym stopę zwrotu z indeksu WIG może zaskakiwać. Niemniej jednak zmiany na rynku niemieckim wpływają na rynek polski natychmiastowo. Uchwycenie ich byłoby możliwe, gdyby w odpowiednim równaniu uwzględniona została bieżąca stopa zwrotu z indeksu DAX.

Tabela 56 zawiera oszacowania parametrów dla równań wariancji. W specyfikacjach wszystkich równań uwzględnione zostały także wyrazy wolne. Jednak oszacowania dla wyrazów wolnych nie są prezentowane.

**Tabela 56.** Oszacowania parametrów w równaniach wariancji szoków

	$\sigma_t^{2,PL}$	$\sigma_t^{2,CZ}$	$\sigma_t^{2,HU}$	$\sigma_t^{2,DE}$
$\varepsilon_{t-1}^2$	0,041*** (0,008)	0,075*** (0,010)	0,056*** (0,008)	0,016*** (0,005)
$\varepsilon_{t-1}^2 I\{\varepsilon_{t-1} < 0\}$	0,101*** (0,009)	0,082*** (0,010)	0,074*** (0,009)	0,164*** (0,008)
$\sigma_{t-1}^2$	0,889*** (0,006)	0,873*** (0,007)	0,891*** (0,007)	0,903*** (0,006)

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie istotności 0,1; 0,05 oraz 0,01

**Źródło:** opracowanie własne.

Okazuje się, że w przypadku każdego z czterech analizowanych rynków giełdowych wpływ szoków na zmienność charakteryzował się silną asymetrią. Rynki giełdowe Polski, Czech, Węgier oraz Niemiec zdecydowanie silniej reagowały na newsy negatywne niż na newsy pozytywne. Wynik ten nie budzi wątpliwości i jest zgodny z teorią finansów behawioralnych.

Tabela 57 zawiera oszacowania parametrów dla równania kowariancji oraz oszacowania korelacji między szokami. Okazało się, że składniki losowe pochodzą z wielowymiarowego rozkładu t-Studenta.



**Tabela 57.** Oszacowania parametrów dla równania kowariancji oraz oszacowania korelacji między szokami

Parametr	Oszacowanie	Średni błąd szacunku
$\tilde{\alpha}_1$	0,008***	0,001
$\tilde{\beta}_1$	0,977***	0,002
$\tilde{\gamma}_1$	0,007***	0,001
$corr^{PL,CZ}$	0,426***	0,034
$corr^{PL,HU}$	0,484***	0,032
$corr^{PL,DE}$	0,570***	0,028
$corr^{CZ,HU}$	0,400***	0,035
$corr^{CZ,DE}$	0,420***	0,034
$corr^{HU,DE}$	0,452***	0,033
Stopnie swobody	7,294***	0,379

\*, \*\*, \*\*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie istotności 0,1; 0,05 oraz 0,01

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 57 wskazują, że zastosowanie modelu zakładającego zmienność w czasie współczynników korelacji oraz asymetryczny wpływ dodatnich i ujemnych szoków na elementy macierzy wariancji-kowariancji było uzasadnione. Uzyskane wyniki potwierdzają silniejszą reakcję elementów macierzy kowariancji między szokami na negatywne newsy.

Wykresy 27–32 ilustrują kształtowanie się zmiennych w czasie korelacji między szokami.

**Wykres 27.** Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Polski i Czech.

**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 28.** Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Polski i Węgier  
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 29.** Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Polski i Niemiec  
**Źródło:** opracowanie własne.

Wykresy 27–32 wskazują, że na początku analizowanej próby rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier były relatywnie słabo zintegrowane z rynkiem niemieckim. W kolejnych miesiącach i latach przynależności tych krajów do Unii Europejskiej następował wzrost integracji tamtejszych rynków giełdowych z rynkami krajów rozwiniętych, w tym także rynkiem niemieckim. Wysokie wartości współczynników korelacji obserwowane są przede wszystkim w okresie globalnego kryzysu finansowego zapoczątkowanego w Stanach Zjednoczonych oraz w czasie kryzysu strefy euro. Wzrost powiązań między rynkami giełdowymi w okresie kryzysu jest oczekiwanym

rezultatem. W latach 2013–2019 obserwowany jest spadek powiązań między rynkami giełdowymi. Sytuacja na rynkach giełdowych uspokoiła się. Oprócz tego kształtowanie się indeksów w krajach Grupy Wyszehradzkiej w dużym stopniu zależało od sytuacji politycznej w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Wzrost powiązań obserwowany był natomiast w 2020 roku. Wynikał on z faktu, że rynki giełdowe w analizowanych czterech krajach podobnie zareagowały w okresie paniki związanej z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2.



**Wykres 30.** Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Węgier i Czech  
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 31.** Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Węgier i Niemiec  
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 32.** Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Czech i Niemiec

**Źródło:** opracowanie własne.

Kolejnym krokiem było obliczenie indeksu transmisji zmienności Diebolda-Yilmaza zdefiniowanego wzorem (84), a także indeksów transmisji zmienności między krajami. Zgodnie ze wzorami (84–88) wartości odpowiednich mierników są zmienne w czasie. Dlatego też ich wartości prezentowane są w poszczególnych fazach. Uwzględniane są te fazy, które zostały wyróżnione w podrozdziale 1.5. Tabela 54 przedstawia wyniki w zakresie transmisji zmienności.

Wyniki zawarte w tabeli 54 pokazują, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej były biorcami zmienności płynącej ze strony rynku niemieckiego. Wynik ten nie budzi wątpliwości, ponieważ rynki giełdowe krajów Europy Środkowo-Wschodniej są biorcami zmienności pochodzącej z rynków rozwiniętych. Ze względu na bardzo wysoki stopień powiązania rynków krajów Grupy Wyszehradzkiej z rynkiem niemieckim, analizowane rynki giełdowe odbierały głównie zmienność pochodzącą z Niemiec. Wyniki zawarte w tabeli 35 wskazują także na zmienność w czasie skali transmisji między rynkami giełdowymi. Okazuje się, że w okresach kryzysu oraz niepewności skala transmisji jest wyższa w porównaniu z okresami stabilności na rynkach finansowych. Obliczone zostały także współczynniki transmisji netto między krajami, określone wzorem (88). Wartości tego miernika dla wszystkich par, w poszczególnych fazach stabilności i kryzysu, zawiera tabela 58.

**Tabela 58.** Wyniki dotyczące transmisji zmienności w poszczególnych fazach

<b>Miernik</b>	<b>Faza</b>	<b>Przed wybuchem kryzysu subprime</b>	<b>Kryzys subprime oraz kryzys strefy euro</b>	<b>Po kryzysie strefy euro i przed referendum związanym z wyjściem Wielkiej Brytanii z Unii Europejskiej</b>	<b>Okres po brexicie obejmujący napięcia związane z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2</b>
Indeks transmisji zmienności Diebolda-Yilmaza		0,47	0,67	0,63	0,57
Transmisja do Niemiec		0,56	0,65	0,61	0,54
Transmisja z Niemiec		0,61	0,73	0,66	0,59
Transmisja do Polski		0,47	0,72	0,65	0,52
Transmisja z Polski		0,44	0,69	0,63	0,49
Transmisja do Czech		0,46	0,71	0,64	0,59
Transmisja z Czech		0,44	0,69	0,62	0,57
Transmisja do Węgier		0,44	0,69	0,62	0,57
Transmisja z Węgier		0,44	0,66	0,61	0,56

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 54 wskazują, że kraje Europy Środkowo-Wschodniej były biorcami zmienności płynącej z rynku niemieckiego. Wynik ten nie budzi wątpliwości, ponieważ rynki giełdowe krajów doganiających są na ogół biorcami zmienności pochodzącej z rynków krajów bogatych. Ze względu na bardzo wysoki stopień powiązania rynków krajów Grupy Wyszehradzkiej z rynkiem niemieckim, analizowane rynki giełdowe odbierały głównie zmienność pochodzącą z Niemiec. Wyniki zawarte w tabeli 54 pokazują także zmienność w czasie skali transmisji między rynkami giełdowymi. Okazuje się, że w okresach kryzysu oraz niepewności skala transmisji jest wyższa w porównaniu z okresami stabilności na rynkach finansowych. Obliczone zostały także współczynniki transmisji netto między krajami, określone wzorem (88). Wartości tego miernika dla wszystkich par, w poszczególnych fazach stabilności i kryzysu, zawiera tabela 59.

**Tabela 59.** Indeks transmisji zmienności netto dla wszystkich faz i różnych par krajów

	<b>Polska</b>	<b>Czechy</b>	<b>Węgry</b>	<b>Niemcy</b>
Polska	-	I -0,012 II 0,023 III -0,015 IV 0,021	I 0,013 II -0,019 III -0,018 IV 0,022	I -0,135 II -0,189 III -0,111 IV -0,067
Czechy	I 0,012 II -0,023 III 0,015 IV -0,021	-	I 0,025 II -0,034 III -0,035 IV 0,037	I -0,156 II -0,191 III -0,122 IV -0,089
Węgry	I -0,013 II 0,019 III 0,018 IV -0,022	I -0,025 II 0,034 III 0,035 IV -0,033	-	I -0,143 II -0,165 III -0,103 IV -0,091
Niemcy	I 0,135 II 0,189 III 0,111 IV 0,067	I 0,156 II 0,191 III 0,122 IV 0,089	I 0,143 II 0,165 III 0,103 IV 0,091	-

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 59 wskazują, że transmisje zmienności między krajami Grupy Wyszehradzkiej były nieznaczące, natomiast skala transmisji z Niemiec do krajów Europy Środkowo-Wschodniej okazała się zdecydowanie wyższa. Spośród trzech analizowanych krajów węgierski rynek giełdowy w najmniejszym stopniu przyjmował zmienność pochodzącą z rynku niemieckiego. Dotyczy to przede wszystkim okresu kryzysu subprime oraz kryzysu strefy euro. Wynik ten może być związany z faktem, że sytuacja na węgierskim rynku giełdowym była w analizowanym okresie w dużym stopniu zależna od turbulencji politycznych obserwowanych w tym kraju. Relatywnie niski poziom transmisji zmienności z Niemiec do Polski w ostatnim podokresie może również wynikać z faktu, że w latach 2016–2020 sytuacja polityczna w Polsce miała istotny wpływ na zachowania inwestorów na rynku giełdowymi kształtowanie się indeksu WIG.

Uzyskane rezultaty są w dużej części zgodne z wynikami innych prac wskazujących na zmieniające się w czasie powiązania między stopami zwrotu i zmiennością dla rynków giełdowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej a analogicznymi wielkościami dla giełd krajów rozwiniętych (por. np. Cerny, Koblas, 2008; Chelley-Steeley, 2005; Demian, 2011; Deltuvaite, 2016; Egert, Kocenda, 2007, 2011; Horvath, Petrovski, 2013; Li, Majerowska, 2008; Pietrzak i in. 2017; Reboredo, Tiwari, Albulescu, 2015; Savva, Aslanidis, 2010; Scheicher, 2001; Tilfani, Ferreira, El Boukfaoui, 2020; Voronkova, 2004; Vychytilova, 2018). Ze względu na elastyczne reżimy kursowe integracja rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier z rynkami giełdowymi krajów rozwiniętych okazała się mniej intensywna niż analogiczna integracja w przypadku krajów bałtyckich (por. Nikkinen, Piljak, Aijo, 2012).

### **3.9. Wpływ odczytów danych makroekonomicznych, newsów politycznych oraz działań pomocowych banków centralnych na stopy zwrotu oraz zmienność na rynkach giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej**

Badanie empiryczne zostało przeprowadzone dla rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier. Próba badawcza obejmuje okres od stycznia 2010 do marca 2020 roku. Dolne ograniczenie próby badawczej jest związane z datą wybuchu kryzysu zadłużeniowego w strefie euro. Górne ograniczenie wynika z dostępności danych w momencie przeprowadzania badania empirycznego. Częstotliwość danych jest dzienna (tydzień pięciodniowy). Rozważany jest wpływ następujących kategorii na stopy zwrotu:

- niekonwencjonalna polityka monetarna Europejskiego Banku Centralnego,
- niekonwencjonalna polityka monetarna banków centralnych Polski, Czech i Węgier,
- niespodzianki makroekonomiczne związane z odczytami podstawowych kategorii makroekonomicznych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej,
- newsy polityczne dotyczące sytuacji w krajach Europy Środkowo-Wschodniej.

Wykorzystanie zmiennych związanych z niekonwencjonalną polityką Europejskiego Banku Centralnego oraz banków centralnych Polski, Czech i Węgier wynika z faktu, że jak wskazuje Castiglionesi (2007), banki centralne odgrywają bardzo ważną rolę z punktu widzenia transmisji szoków i zmienności. Modele teoretyczne oraz wyniki badań empirycznych pokazują, że działania podejmowane przez banki głównych gospodarek świata (takie jak na przykład Europejski Bank Centralny czy Fed w Stanach Zjednoczonych) mają wpływ na sytuację na rynkach krajów peryferyjnych (por. np. Altavilla, Giannone, Lenza, 2016; Altavilla i in. 2019; Apostolou, Beirne, 2019; Babecka-Kucharcukova, Clayes, Vasicek, 2016; Bauer, Neely, 2014; Borrallo, Hernando, Valles, 2016; Burrgiel, Galesi, 2018; Chen, Griffoli, Sahay, 2014; Chen, Filardo, He, Zhu, 2016; Chen, Lombardi, Ross, Zhu, 2017; Ciarlone, Colabella, 2016; Dees, Mauro, Pesaran, Smith, 2007; De Santis, 2020; Dewachter, Iania, Wijnandts, 2016; Falagiarda, McQuade, Tirpak, 2015; Falagiarda, Reitz, 2015; Feldkircher, Gruber, Huber, 2020; Georgiadis, Grab, 2016; Grabowski, Stawasz-Grabowska, 2020; Hajek, Horvath, 2018; Horvath, Voslarova, 2016; Kindrebeogo, 2016; Korus, 2019; Moder, 2019; Potjagailo, 2017; Varghese, Zhang, 2018). W pierwszej kolejności omówione zostaną zmienne binarne związane z inicjatywami Europejskiego Banku Centralnego. W okresie od stycznia

2010 do marca 2020 roku EBC wprowadził szereg inicjatyw dotyczących polityki pieniężnej. Dokładne omówienie działań Europejskiego Banku Centralnego można znaleźć m.in. w pracach Stawasz-Grabowskiej (2018) oraz Stawasz-Grabowskiej i Grabowskiego (2018). W porządku chronologicznym należy wyróżnić następujące działania EBC:

- działania wprowadzone w ramach wsparcia kredytowego mającego na celu uniknięcie załamania kredytowego w strefie euro (program CBPP2 – Covered Bond Purchase Programme 2) oraz dwie trzyletnie długoterminowe operacje refinansujące 3Y-LTRO),
- dwa programy umożliwiające skup obligacji skarbowych krajów członkowskich strefy euro na rynku wtórnym przez Europejski Bank Centralny. W ramach programu SMP (Securities Market Programme) Europejski Bank Centralny skupił obligacje rządowe Grecji, Irlandii, Włoch, Portugalii oraz Hiszpanii na łączną kwotę 220 bilionów euro. Program ten został wycofany wraz z ogłoszeniem programu OMT (Outright Monetary Transactions), co miało miejsce we wrześniu 2012 roku (por. Boysen-Hogrefe, 2017). Zakładał on nieograniczony skup obligacji skarbowych państw członkowskich strefy euro i był utożsamiany z wejściem przez EBC w rolę pożyczkodawcy ostatniej instancji (por. De Grauwe, Ji, 2013, 2014; Mourao, Stawska, 2020; Saka, Fuertes, Kalotychou, 2015; Winkler, 2015),
- pakiet działań zainicjowanych w 2014 roku na skutek pojawienia się ryzyka związanego z deflacją i słabym wzrostem w strefie euro. Miał on na celu wsparcie mechanizmu transmisyjnego oraz umożliwienie dostarczenia kredytu do gospodarki realnej w celu pobudzenia aktywności w strefie euro. Pakiet ten obejmował takie działania jak TLTRO (Targeted Longer-Term Refinancing Operations), APP (Asset Purchase Program), składający się z programów CSPP (Corporate Sector Purchase Programme), PSPP (Public Sector Purchase Programme), ABSPP (Asset-Backed Purchase Programme), oraz CBPP3 (Third Covered Bond Purchase Programme). Program APP wygasł w grudniu 2018 roku. Niemniej jednak Europejski Bank Centralny zdecydował się na ponowne zakupy we wrześniu 2019 roku na skutek negatywnych prognoz dotyczących wzrostu gospodarczego w strefie euro.

Analizując wpływ działań Europejskiego Banku Centralnego na rynki giełdowe w Europie Środkowo-Wschodniej, należy także uwzględnić zmiany kluczowych stóp procentowych. Tabela 56 zawiera opis działań Europejskiego Banku Centralnego wraz z datami ich podjęcia oraz nazwami zmiennych wykorzystywanych w badaniu empirycznym.



**Tabela 60.** Zmienne związane z działaniami Europejskiego Banku Centralnego

<b>Działanie</b>	<b>Data</b>	<b>Zdarzenie</b>	<b>Zmienna</b>
1	2	3	4
Polityka stopy procentowej	3.11.2011; 8.12.2011; 5.07.2012; 2.05.2013; 7.11.2013; 5.06.2014; 4.09.2014; 3.12.2015; 10.03.2016; 12.09.2019	Europejski Bank Centralny zdecydował się obniżyć stopy procentowe	$IR^{DOWN}_{ECB}$
	7.04.2011; 7.07.2011	Europejski Bank Centralny zdecydował się podwyższyć stopy procentowe	$IR^{UP}_{ECB}$
Trzyletnie operacje LTRO	8.12.2011	Europejski Bank Centralny ogłasza dwa programy LTRO o zapadalności 3 lat	$LTRO^{ANN}$
	21.12.2011	Pierwsze trzyletnie LTRO zostało przydzielone	$LTRO(1)^{ALL}$
	22.12.2011	Pierwsze trzyletnie LTRO zostało wprowadzone	$LTRO(1)^{SETTLE}$
	29.02.2012	Drugie trzyletnie LTRO zostało przydzielone	$LTRO(2)^{ALL}$
	1.03.2012	Drugie trzyletnie LTRO zostało wprowadzone	$LTRO(2)^{SETTLE}$
SMP	10.05.2010	Europejski Bank Centralny ogłasza program SMP	$SMP^{ANN}$
CBPP2	6.10.2011	Europejski Bank Centralny ogłasza program CBPP2	$CBPP2^{ANN}$
	3.11.2011	Europejski Bank Centralny ogłasza szczegóły techniczne programu CBPP2	$CBPP2^D$
OMT	26.07.2012	Mario Draghi informuje, że EBC będzie robił wszystko na rzecz ratowania strefy euro	$OMT^{ANN}$
	6.09.2012	Europejski Bank Centralny ogłasza szczegóły programu OMT	$OMT^D$
CBPP3 oraz ABSPP	4.09.2014	EBC ogłasza programy CBPP3 oraz ABSPP	$CBPP3_{ABSPP}^{ANN}$
	2.10.2014	EBC ogłasza szczegóły programów CBPP3 oraz ABSPP	$CBPP3_{ABSPP}^D$

1	2	3	4
CBPP3 oraz ABSPP	20.10.2014	EBC rozpoczyna skup obligacji w ramach programu CBPP3	<i>CBPP3<sup>START</sup></i>
	21.11.2014	EBC rozpoczyna skup aktywów zabezpieczonych w ramach programu ABSPP	<i>ABSPP<sup>START</sup></i>
PSPP	22.01.2015	EBC ogłasza program PSPP	<i>PSPP<sup>ANN</sup></i>
	9.03.2015	EBC rozpoczyna skupować aktywa sektora publicznego w ramach programu PSPP	<i>PSPP<sup>START</sup></i>
CSPP	10.03.2016	EBC ogłasza program CSPP	<i>CSPP<sup>ANN</sup></i>
	21.04.2016	EBC ogłasza szczegóły dotyczące programu CSPP	<i>CSPP<sup>D</sup></i>
	8.06.2016	EBC rozpoczyna skupować aktywa sektora prywatnego w ramach programu CSPP	<i>CSPP<sup>START</sup></i>
APP	3.09.2015; 3.12.2015; 10.03.2016; 8.12.2016; 26.10.2017; 14.06.2018	EBC ogłasza rozszerzenie programu APP w kontekście jego rozmiaru i czasu trwania	<i>APP<sup>EXT_ANN</sup></i>
	3.12.2018	EBC ogłasza zakończenie zakupów w ramach programu APP w grudniu 2018	<i>APP<sup>END_ANN</sup></i>
	12.09.2019	EBC ogłasza restart zakupów w ramach programu APP	<i>APP<sup>RESTART_ANN</sup></i>
TLTRO I	5.06.2014	EBC ogłasza pierwszą serię operacji TLTRO	<i>TLTRO(1)<sup>ANN</sup></i>
	24.09.2014; 17.12.2014; 25.03.2015; 24.06.2015; 30.09.2015; 16.12.2015; 30.03.2016; 29.06.2016	Wprowadzane są kolejne operacje w ramach pierwszej serii TLTRO	<i>TLTRO(1)<sup>SETTLE</sup></i>
TLTRO II	10.03.2016	EBC ogłasza drugą serię operacji TLTRO	<i>TLTRO(2)<sup>ANN</sup></i>
	29.06.2016; 28.09.2016; 21.12.2016	Kolejne operacje w ramach programu TLTRO II są wprowadzane	<i>TLTRO(2)<sup>SETTLE</sup></i>
TLTRO III	7.03.2019	EBC ogłasza trzecią serię operacji TLTRO	<i>TLTRO(3)<sup>ANN</sup></i>

**Źródło:** Lista zdarzeń jest tworzona jako rozszerzenie badania przeprowadzonego przez Grabowskiego i Stawasz-Grabowską (2019).

Kolejna grupa zmiennych obejmuje niestandardowe działania polityki pieniężnej przeprowadzone przez banki centralne krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Zdecydowana większość z nich to operacje przeprowadzone przez Narodowy Bank Węgier. Należy tutaj wymienić:

- program FGS (Funding for Growth Scheme) – został ogłoszony w kwietniu 2013 roku i miał na celu wsparcie sektora małych i średnich przedsiębiorstw w dostępie do pożyczek denominowanych w forincie oraz zwiększenie stabilności finansowej,
- program MBPP (Mortgage Bond Purchase Programme) – został ogłoszony w listopadzie 2017 roku. Miał on na celu zwiększenie emisji obligacji zabezpieczonych hipotekami oraz wzrost aktywności rynkowej,
- program SFP (Self-financing Programme) – został ogłoszony w kwietniu 2014 roku i miał na celu zredukowanie zadłużenia zewnętrznego i zwiększenie finansowania zadłużenia za pomocą forinta węgierskiego,
- program CBPP (Corporate Bond Purchasing Programme) – został zainicjowany w lipcu 2019 roku i miał na celu wsparcie dywersyfikacji wsparcia dla sektora przedsiębiorstw.

Jeśli zaś chodzi o działania wprowadzone przez Narodowy Bank Czech, należy zwrócić uwagę na decyzję z listopada 2013 roku dotyczącą interweniowania na rynku walutowym w celu utrzymania kursu walutowego EUR/CZK w okolicach 27. Interwencje walutowe zostały także przeprowadzone przez Narodowy Bank Polski. W szczególności bank centralny w Polsce zakupił walutę obcą w kwietniu 2010 roku oraz przeprowadził szereg interwencji polegających na sprzedaży rezerw walutowych w 2011 roku. Banki centralne wszystkich trzech krajów Grupy Wyszehradzkiej podjęły liczne decyzje dotyczące zmiany stopy procentowej w analizowanym okresie. Tabela 61 zawiera definicje, opisy oraz nazwy zmiennych związanych z interwencjami banków centralnych w Europie Środkowo-Wschodniej, a także daty związane z podjętymi działaniami.

**Tabela 61.** Zmienne związane z działaniami Narodowe Banku Polskiego (NBP), Narodowego Banku Czech (CNB) oraz Narodowego Banku Węgier (MNB)

Działanie	Data	Zdarzenie	Zmienna
1	2	3	4
Polityka stopy procentowej	68 decyzji dotyczących kluczowych stóp procentowych obejmujących odpowiednio 4 (8), 36 (5) oraz 10 (5) obniżek (podwyżek) dla Czech, Węgier oraz Polski	NBP decyduje się na obniżenie stopy procentowej	$IR^{DOWN}_{PL}$
		CNB decyduje się na obniżenie stopy procentowej	$IR^{DOWN}_{CZ}$
		MNB decyduje się na obniżenie stopy procentowej	$IR^{DOWN}_{HU}$

1	2	3	4
Polityka stopy procentowej	68 decyzji dotyczących kluczowych stóp procentowych obejmujących odpowiednio 4 (8), 36 (5) oraz 10 (5) obniżek (podwyżek) dla Czech, Węgier oraz Polski	NBP decyduje się na podwyższenie stopy procentowej	$IR_{PL}^{UP}$
		CNB decyduje się na podwyższenie stopy procentowej	$IR_{CZ}^{UP}$
		MNB decyduje się na podwyższenie stopy procentowej	$IR_{HU}^{UP}$
FGS	4.04.2013	MNB ogłasza program FGS	$FGS_{HU}^{ANN}$
	1.06.2013		$FGS_{HU}^{ANN}$
	31.03.2017	Program FGS dobiega końca	$FGS_{HU}^{ANN}$
MBPP	21.11.2017	MNB ogłasza program MBPP	$FGS_{HU}^{ANN}$
	21.12.2017	Warunki zakupów w ramach programu MBPP zostają ustalone	$FGS_{HU}^{ANN}$
	18.09.2018	MNB ogłasza zakończenie programu MBPP do końca 2018 roku	$FGS_{HU}^{ANN}$
SFP	23.04.2014	MNB ogłasza program SFP	$FGS_{HU}^{ANN}$
	10.05.2016	MNB ogłasza, że zakończenie programu SFP nastąpi 7 lipca tego samego roku	$FGS_{HU}^{ANN}$
	7.07.2016	Zakończenie programu SFP	$FGS_{HU}^{ANN}$
CBPP	26.03.2019	MNB ogłasza program CBPP	$FGS_{HU}^{ANN}$
	1.07.2019	Program CBPP wchodzi w życie	$CBPP_{HU}^{ANN}$
EUR/CNB – przywiązanie	7.11.2013 – 6.04.2017	CNB decyduje, iż kurs walutowy EUR/CNB nie będzie niższy niż 27	$CRB_{CZ}$
Interwencje walutowe NBP	9.04.2010	NBP kupuje waluty obce	$INT_{PL}^{PUR}$
	23.09.2011; 30.09.2011; 3.10.2011; 23.11.2011; 29.12.2011	NBP sprzedaje waluty obce	$INT_{PL}^{SEL}$

**Źródło:** Lista zdarzeń jest tworzona jako rozszerzenie badania przeprowadzonego przez Grabowskiego i Stawasz-Grabowską (2019).

Kolejna grupa zmiennych wykorzystywanych w badaniu empirycznym obejmuje niespodzianki makroekonomiczne. Wyniki różnych badań empirycznych wskazują na podatność rynków giełdowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej na niespodzianki makroekonomiczne (por. m.in. Hanousek, Kocenda, Kutan, 2009). Konstrukcja tych zmiennych oparta jest na analizie prognoz dotyczących kategorii makroekonomicznych zawartych w bazie Bloomberg i porównaniu ich z wartościami empirycznymi. Zmienne związane z niespodziankami są konstruowane zgodnie z następującą formułą zaproponowaną przez Kilponena, Laakkonena oraz Vilmunena (2015):

$$NIESP_{KR}^{zm} = (AKT_{KR}^{zm} - PROG_{KR}^{zm}) / ODCH_{KR}^{zm} \quad (89)$$

W równaniu (89)  $NIESP_{KR}^{zm}$  oznacza poziom niespodzianki związanej z zaobserwowaną wartością zmiennej  $zm$  dla kraju  $KR$ .  $AKT_{KR}^{zm}$  oznacza wartość aktualną zmiennej  $zm$  dla kraju  $KR$ , natomiast  $PROG_{KR}^{zm}$  jest prognozą dla zmiennej  $zm$  oraz kraju  $KR$ .  $ODCH_{KR}^{zm}$  jest odchyleniem standardowym dla zmiennej  $(AKT_{KR}^{zm} - PROG_{KR}^{zm})$ . Następujące kategorie makroekonomiczne uwzględnione są w badaniu empirycznym:

$Zm = gdp$ , gdy prognoza i odczyt dotyczą stopy wzrostu PKB,

$zm = rs$ , gdy prognoza i odczyt dotyczą poziomu sprzedaży detalicznej,

$zm = cpi$ , gdy prognoza i odczyt dotyczą stopy inflacji,

$zm = un$ , gdy prognoza i odczyt dotyczą stopy bezrobocia,

$zm = ca$ , gdy prognoza i odczyt dotyczą bilansu na rachunku obrotów bieżących.

Kody krajów  $KR = CZ, PL, HU$  dotyczą odpowiednio Czech, Polski i Węgier.

Kolejna grupa zmiennych jest związana z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji w analizowanych krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Źródłem informacji na temat newsów politycznych jest strona internetowa „Financial Times”. Każda informacja dotycząca sytuacji w krajach Grupy Wyszehradzkiej była analizowana, a następnie odbywało się grupowanie podobnych newsów. Rozważane są przede wszystkim informacje dotyczące kontrowersyjnych działań rządów poszczególnych państw. Szczegółowy opis i ocenę działań rządów Polski, Czech i Węgier w ostatnich latach można znaleźć m.in. w pracach Agh (2016), Buzogany (2017), Enyedi (2016), Hanley, Vachudova (2018), Havlik, Voda (2018), Havlik (2019), Maskarinec (2019), Matczak (2020), Sadurski (2018), Sata, Karolewski (2020), Voeten (2020). Newsy polityczne, działania i decyzje rządów mają ważny wpływ na rynki giełdowe, co wynika m.in. z badań przeprowadzonych przez Kongprajya (2010), Mahmood i in. (2014), Moussa, Talbi (2019), Nazir i in. (2018), Ramesh, Rajumesh (2015), Sathyanarayana, Gargasha (2016), Sultanaeva (2008), Suleman (2012).

Tabele 62–64 zawierają definicje zmiennych binarnych związanych z newsami politycznymi dotyczącymi odpowiednio Polski, Węgier oraz Czech.

**Tabela 62.** Zmienne binarne związane z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji w Polsce

Zmienna	News
$JUD\_REF_{PL}$	News związany z faktem przeprowadzania przez polski rząd kontrowersyjnej reformy wymiaru sprawiedliwości
$CONTROLCOMP_{PL}$	News dotyczący faktu przejmowania kontroli nad przedsiębiorstwami przez polski rząd
$NOCONF\_SURV_{PL}$	News dotyczący wygrania przez polski rząd głosowania dotyczącego wotum zaufania
$GOV\_CHANGES_{PL}$	News dotyczący zmiany wewnątrz polskiego rządu
$IMIGRUKR_{PL}$	News dotyczący migracji pracowników pochodzących z Ukrainy do Polski
$POPULISM_{PL}$	News dotyczący wzrostu tendencji populistycznych w polskiej polityce
$CONS\_CRISIS_{PL}$	News dotyczący kryzysu konstytucyjnego w Polsce
$EU\_CONF_{PL}$	News dotyczący konfliktu politycznego między polskim rządem a instytucjami Unii Europejskiej
$REAL\_ECON^{NEG}_{PL}$	News dotyczący złej sytuacji w gospodarce realnej w Polsce
$REAL\_ECON^{POS}_{PL}$	News dotyczący dobrej sytuacji w gospodarce realnej Polski
$FINPUB^{NEG}_{PL}$	News dotyczący negatywnej sytuacji w finansach publicznych Polski
$FINPUB^{POS}_{PL}$	News dotyczący dobrej sytuacji w finansach publicznych Polski
$OPPOS^{POS}_{PL}$	Pozytywna informacja dotycząca tej części polskiej opozycji, która opowiada się za pogłębieniem integracji Polski z Unią Europejską
$OPPOS^{NEG}_{PL}$	Negatywne newsy dotyczące stanu opozycji demokratycznej w Polsce
$NATION_{PL}$	News dotyczący rozprzestrzeniania się problemu nacjonalizmu w Polsce
$CORRUPT_{PL}$	News dotyczący problemów związanych z korupcją w polskim rządzie lub innych instytucjach szczebla centralnego
$BANKING^{POS}_{PL}$	News pozytywny dotyczący sytuacji w polskim systemie bankowym
$MEDIA^{NEG}_{PL}$	News negatywny dotyczący sytuacji na rynku mediów w Polsce
$PROTESTS_{PL}$	News dotyczący protestów w Polsce
$POL\_TEN_{PL}$	News dotyczący turbulencji politycznych i przewidywań dotyczących możliwości zmiany rządu w Polsce
$STIM\_ECON_{PL}$	News dotyczący stymulacji gospodarki przez polski rząd
$FUND\_CUTS_{PL}$	News dotyczący zmniejszenia wsparcia z Unii Europejskiej dla Polski

**Źródło:** opracowanie własne.

**134** Współzależność między rynkami giełdowymi w krajach Europy...

**Tabela 63.** Zmienne binarne związane z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji w Czechach

Zmienna	News
<i>BABIS_FRAUD</i> <sub>CZ</sub>	News związany z powstaniem podejrzenia dotyczącego dokonania defraudacji przez premiera Czech, Andreja Babiša
<i>INTEGR</i> <sub>CZ</sub>	Pozytywny news dotyczący dalszej integracji Czech z Unią Europejską
<i>NOCONF_SURV</i> <sub>CZ</sub>	News dotyczący wygrania przez czeski rząd głosowania dotyczącego wotum zaufania
<i>EU_CONF</i> <sub>CZ</sub>	News dotyczący konfliktu politycznego między czeskim rządem a instytucjami Unii Europejskiej
<i>REAL_ECON</i> <sup>NEG</sup> <sub>CZ</sub>	News dotyczący złej sytuacji w gospodarce realnej w Czechach
<i>REAL_ECON</i> <sup>POS</sup> <sub>CZ</sub>	News dotyczący dobrej sytuacji w gospodarce realnej w Czechach
<i>BANKING</i> <sup>NEG</sup> <sub>CZ</sub>	News negatywny dotyczący sytuacji w czeskim systemie bankowym

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 64.** Zmienne binarne związane z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji na Węgrzech

Zmienna	News
<i>CONS_CHANGE</i> <sub>HU</sub>	News związany z faktem zmiany konstytucji przez węgierski rząd
<i>REAL_ECON</i> <sup>NEG</sup> <sub>HU</sub>	News dotyczący złej sytuacji w gospodarce realnej na Węgrzech
<i>REAL_ECON</i> <sup>POS</sup> <sub>HU</sub>	News dotyczący dobrej sytuacji w gospodarce realnej na Węgrzech
<i>DESTR_INST</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący destrukcji instytucji na Węgrzech
<i>EU_CONF</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący konfliktu politycznego między węgierskim rządem a instytucjami Unii Europejskiej
<i>CONTR_COMP</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący przejmowania kontroli nad firmami przez węgierski rząd
<i>STIM_ECON</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący stymulacji gospodarki węgierskiej przez państwo
<i>BANKING</i> <sup>POS</sup> <sub>HU</sub>	News pozytywny dotyczący sytuacji w węgierskim systemie bankowym
<i>BANKING</i> <sup>NEG</sup> <sub>HU</sub>	News negatywny dotyczący sytuacji w węgierskim systemie bankowym
<i>FUND_CUTS</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący zmniejszenia wsparcia z Unii Europejskiej dla Węgier
<i>MEDIA</i> <sup>NEG</sup> <sub>HU</sub>	News dotyczący negatywnej informacji związanej z brakiem niezależności mediów dla Węgier
<i>NGOS_CONF</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący konfliktu między węgierskim rządem a organizacjami pozarządowymi
<i>PROTESTS</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący protestów na Węgrzech
<i>CORRUPT</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący korupcji na Węgrzech
<i>JUDICIAL_REFORM</i> <sub>HU</sub>	News dotyczący przeprowadzania przez węgierski rząd kontrowersyjnej reformy sądownictwa

**Źródło:** opracowanie własne.

W celu przybliżenia szczegółów związanych z klasyfikacją newsów politycznych, w tabeli 61 zawarto przykłady dotyczące klasyfikacji poszczególnych newsów. Oprócz głównych tytułów newsów podano nazwy zmiennych binarnych.

**Tabela 65.** Przykłady newsów związanych z poszczególnymi zmiennymi binarnymi

Nazwa zmiennej	Przykłady
1	2
<b>Polska</b>	
<i>NATION</i> <sub>PL</sub>	Poland's flirtation with nationalism will backfire
<i>EU_CONF</i> <sub>PL</sub>	EU takes Poland to court over migrants quotas
<i>NOCONF_SURV</i> <sub>PL</sub>	Poland's ruling party swaps prime ministers
<i>MEDIA</i> <sup>NEG</sup> <sub>PL</sub>	Polish broadcaster fine sparks press attack claim
<i>REAL_ECON</i> <sup>NEG</sup> <sub>PL</sub>	Polish economy shrinks for 1 <sup>st</sup> time since 2012
<i>REAL_ECON</i> <sup>POS</sup> <sub>PL</sub>	Poland's government has put a brake on growth
<i>GOV_CHANGES</i> <sub>PL</sub>	Poland's foreign and defence ministers out in wide-ranging reshuffle
<i>IMIGRUKR</i> <sub>PL</sub>	Ukrainian migrants are changing Poland's tech scene
<i>JUD_REF</i> <sub>PL</sub>	Poland proposes changes to controversial judicial reform
<i>PROTESTS</i> <sub>PL</sub>	Poles take to the streets against stricter abortion laws
<i>POL_TEN</i> <sub>PL</sub>	Poland's president in new clash with ruling Law and Justice party
<i>FUND_CUTS</i> <sub>PL</sub>	Poland faces sharp cut in EU funding
<i>POPULISM</i> <sub>PL</sub>	Poland's new government finds a model in Orban's Hungary
<i>BANKING</i> <sup>NEG</sup> <sub>PL</sub>	Poland's banks threatened by new tax says Moody's
<i>FINPUB</i> <sup>NEG</sup> <sub>PL</sub>	Polish zloty hit by Moody's deficit warning
<i>CONS_CRISIS</i> <sub>PL</sub>	Poland's bid to delay report on new laws fails
<b>Czechy</b>	
<i>BABIS_FRAUD</i> <sub>CZ</sub>	Czech PM Andrej Babis set to face no-confidence vote
<i>NOCONF_SURV</i> <sub>CZ</sub>	Czech Government survives no-confidence vote
<i>EU_CONF</i> <sub>CZ</sub>	EU urged to halt funding for business founded by Czech premier
<i>BANKING</i> <sup>NEG</sup> <sub>CZ</sub>	Czech banks hit after prime minister's proposal on dividends
<i>PROTESTS</i> <sub>CZ</sub>	Czech PM Andrej Babis hits back at conflict of interest as protests mount
<b>Węgry</b>	
<i>STIM_ECON</i> <sub>HU</sub>	Hungary unveils growth stimulus package
<i>CONTR_COMP</i> <sub>HU</sub>	Hungary: renationalisation speeds up
<i>EU_CONF</i> <sub>HU</sub>	Brussels warns Hungary on constitution
<i>CONS_CHANGE</i> <sub>HU</sub>	Hungary revisits controversial constitution plan
<i>DESTR_INST</i> <sub>HU</sub>	Orban's threat to democratic values



Tabela 65 (cd.)

1	2
$FUND\_CUTS_{HU}$	Brussels suspends funding to Hungary over alleged irregularities
$BANKING^{POS}_{HU}$	Hungarian banks in relief rally
$BANKING^{NEG}_{HU}$	Brokerage bailout puts Hungary's truce with banks in jeopardy
$REAL\_ECON^{NEG}_{HU}$	Hungary: falling retail sales hit forint
$REAL\_ECON^{POS}_{HU}$	Hungary's GDP: welcome surprise
$MEDIA^{NEG}_{HU}$	Hungarian advertising tax raises fear of media clampdown
$NGOS\_CONF_{HU}$	Hungary under fire over handling of NGOs
$PROTESTS_{HU}$	Days of impulse and quiet repression in Orban's illiberal democracy
$ANTI-MIGRANT_{HU}$	Brussels warns Hungary against erecting Slovenia migrant fence

**Źródło:** opracowanie własne.

W celu identyfikacji wpływu newsów makroekonomicznych, newsów politycznych, działań antykryzysowych Europejskiego Banku Centralnego oraz banków centralnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej proponuje się zastosować następującą strategię:

- szacowane są parametry modelu VAR-AGDCC-GARCH danego wzorami (40–41),
- wyznaczany jest wektor reszt  $e_t$  oraz macierz wariancji-kowariancji  $H_t$  dla każdego okresu,
- szacowane są parametry następujących modeli wyjaśniających reszty dla każdego z krajów:

$$e_t^{PL} = nc_t^{EBC} \gamma_{PL}^{EBC} + nc_t^{NBP} \gamma_{PL}^{NBP} + NIESP_t^{PL} \gamma_{PL}^{NIESP} + POL_t^{PL} \gamma_{PL}^{POL} + \varepsilon_t^{PL}, \quad (90)$$

$$e_t^{CZ} = nc_t^{EBC} \gamma_{CZ}^{EBC} + nc_t^{CNB} \gamma_{CZ}^{CNB} + NIESP_t^{CZ} \gamma_{CZ}^{NIESP} + POL_t^{CZ} \gamma_{CZ}^{POL} + \varepsilon_t^{CZ}, \quad (91)$$

$$e_t^{HU} = nc_t^{EBC} \gamma_{HU}^{EBC} + nc_t^{CNB} \gamma_{HU}^{CNB} + NIESP_t^{HU} \gamma_{HU}^{NIESP} + POL_t^{HU} \gamma_{HU}^{POL} + \varepsilon_t^{HU}. \quad (92)$$

- szacowane są parametry następujących modeli wyjaśniających wariancje stóp zwrotu na trzech analizowanych rynkach:

$$\hat{h}_t^{WIG} = \lambda_1^{WIG} VSTOXX_t + nc_t^{EBC} \lambda_{WIG}^{EBC} + nc_t^{NBP} \lambda_{WIG}^{NBP} + NIESP_t^{PL} \lambda_{WIG}^{NIESP} + POL_t^{PL} \lambda_{WIG}^{POL} + \xi_t^{WIG}, \quad (93)$$

$$\hat{h}_t^{BUX} = \lambda_1^{BUX} VSTOXX_t + nc_t^{EBC} \lambda_{BUX}^{EBC} + nc_t^{MNB} \lambda_{BUX}^{MNB} + NIESP_t^{HU} \lambda_{BUX}^{NIESP} + POL_t^{HU} \lambda_{BUX}^{POL} + \xi_t^{BUX}, \quad (94)$$

$$\hat{h}_t^{PX} = \lambda_1^{PX} VSTOXX_t + nc_t^{EBC} \lambda_{WIG}^{EBC} + nc_t^{CNB} \lambda_{WIG}^{CNB} + NIESP_t^{PL} \lambda_{WIG}^{NIESP} + POL_t^{CZ} \lambda_{WIG}^{POL} + \xi_t^{PX}. \quad (95)$$

W równaniach (90–95)  $\mathbf{nc}_t^{EBC}$  jest wektorem składającym się ze zmiennych zero-jedynkowych związanych z niekonwencjonalnymi działaniami Europejskiego Banku Centralnego,  $\mathbf{nc}_t^{NBP}$  zawiera zmienne binarne odnoszące się do niekonwencjonalnych działań Narodowego Banku Polskiego, natomiast  $\mathbf{nc}_t^{CNB}$  oraz  $\mathbf{nc}_t^{MNB}$  zawierają także zmienne zero-jedynkowe związane z działaniami banków centralnych odpowiednio Czech i Węgier.  $\mathbf{NIESP}_t^{PL}$ ,  $\mathbf{NIESP}_t^{CZ}$ ,  $\mathbf{NIESP}_t^{HU}$  to wektory zawierające zmienne związane z niespodziankami dotyczącymi odczytów kategorii makroekonomicznych odpowiednio dla Polski, Czech oraz Węgier. Wektory  $\mathbf{POL}_t^{PL}$ ,  $\mathbf{POL}_t^{CZ}$  oraz  $\mathbf{POL}_t^{HU}$  zawierają zmienne binarne związane z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji odpowiednio w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Wektory  $\gamma_{PL}^{EBC}$ ,  $\gamma_{CZ}^{EBC}$ ,  $\gamma_{HU}^{EBC}$  zawierają parametry ilustrujące wpływ działań Europejskiego Banku Centralnego na stopy zwrotu na rynku polskim, czeskim oraz węgierskim. Wektory  $\gamma_{PL}^{NBP}$ ,  $\gamma_{PL}^{CNI}$  oraz  $\gamma_{PL}^{MNB}$  składają się z parametrów ilustrujących wpływ działań antykryzysowych banków centralnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej na odpowiednie rynki giełdowe. Parametry  $\gamma_{PL}^{POL}$ ,  $\gamma_{PL}^{POL}$  oraz  $\gamma_{PL}^{POL}$  ilustrują wpływ newsów politycznych związanych z krajami Grupy Wyszehradzkiej na odpowiednie stopy zwrotu z indeksów WIG, PX i BUX. Parametry  $\lambda_1^{WIG}$ ,  $\lambda_1^{WIG}$  oraz  $\lambda_1^{WIG}$  informują o wpływie historycznej zmienności z indeksu EUROSTOXX50 na niepewność na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Wektory  $\lambda_{WIG}^{EBC}$ ,  $\lambda_{PX}^{EBC}$  oraz  $\lambda_{BUX}^{EBC}$  zawierają parametry ilustrujące wpływ działań pomocowych Europejskiego Banku Centralnego na niepewność na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier. Parametry wchodzące w skład wektorów  $\lambda_{WIG}^{NBP}$ ,  $\lambda_{WIG}^{NBP}$  oraz  $\lambda_{WIG}^{NBP}$  ilustrują wpływ działań pomocowych banków centralnych odpowiednio Polski, Czech i Węgier na wariacje stóp zwrotu na analizowanych rynkach giełdowych. Wektory  $\lambda_{WIG}^{POL}$ ,  $\lambda_{PX}^{POL}$  oraz  $\lambda_{BUX}^{POL}$  zawierają parametry ilustrujące wpływ newsów politycznych dotyczących odpowiednio Polski, Czech i Węgier na niepewność na rynkach giełdowych w analizowanych krajach. W sprawie składników losowych  $\varepsilon_t^{PL}$ ,  $\varepsilon_t^{PL}$ ,  $\varepsilon_t^{PL}$  oraz zmiennych losowych  $\xi_t^{WIG}$ ,  $\xi_t^{WIG}$  i  $\xi_t^{WIG}$  przyjmuje się założenia, że mają one jednakowy rozkład o zerowej wartości oczekiwanej.

Analiza wpływu działań pomocowych oraz newsów na stopy zwrotu z indeksów giełdowych oraz ich zmienność wymaga zdefiniowania długości okna. Niektóre działania mogą charakteryzować się tym, że ich wpływ jest natychmiastowy, natomiast kilka dni po ogłoszeniu wpływ instrumentu wygasa. Dlatego też badany jest wpływ newsów politycznych, działań antykryzysowych Europejskiego Banku Centralnego oraz działań banków Polski, Czech i Węgier w okna różnej długości. Rozważane są okna jednodniowe, trzydniowe, sześciodniowe oraz jedenastodniowe. Dlatego też definiowane są nazwy zmiennych w zależności od długości okna. Na przykład zmienna  $zm\_W3_t$  definiowana jest następująco:

$$zm\_W3_t = \max(zm_t, zm_{t-1}, zm_{t-2}). \quad (96)$$

Jeśli zaś rozważane zmienna  $zm\_W6_p$ , to jej definicja jest następująca:

$$zm\_W6_t = \max(zm_p, zm_{t-1}, zm_{t-2}, zm_{t-3}, zm_{t-4}, zm_{t-5}). \quad (97)$$

Parametry modeli (90–92) oraz (93–95) szacowane były metodą najmniejszych kwadratów. Została zastosowana strategia od ogółu do szczegółu. Rozważane są cztery warianty długości okien (jednodniowe, trzydniowe, sześciodniowe oraz jedenastodniowe) Tabele 62–70 zawierają wyniki estymacji parametrów modeli (90–92) dla wszystkich krajów oraz dla wszystkich wariantów długości okna, natomiast tabele 71–75 zawierają wyniki estymacji parametrów modeli (93–95). Zamiast oszacowań parametrów prezentowane są wyniki dotyczące istotności wpływu zmiennych w poszczególnych oknach. \*\*\* wskazuje na istotność na poziomie 0,01; \*\* informuje o istotności na poziomie 0,05; znak \* dotyczy zmiennych istotnych na poziomie 0,1. W przypadku zmiennych nieistotnych statystycznie podana jest informacja o nieistotności (> 0,1).

**Tabela 66.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu WIG

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
$SMP_{ANN}$	***(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$LTRO(1)_{ALL}$	***(+)	*(+)	> 0,1	> 0,1
$TLTRO(1)_{ANN}$	*(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$TLTRO(2)_{ANN}$	**(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 67.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu PX

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
$SMP_{ANN}$	***(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$LTRO(1)_{ALL}$	***(+)	***(+)	***(+)	**(+)
$LTRO(2)_{ALL}$	***(+)	***(+)	> 0,1	> 0,1
$TLTRO(2)_{ANN}$	***(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$CBPP(3)_{START}$	> 0,1	> 0,1	*(+)	*(+)
$ABSPP_{START}$	> 0,1	> 0,1	> 0,1	*(+)

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 68.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu BUX

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
$SMP_{ANN}$	***(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$PSPP_{ANN}$	*(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$APP_{EXT}_{ANN}$	> 0,1	> 0,1	*(+)	> 0,1

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 66 wskazują, że większość programów pomocowych Europejskiego Banku Centralnego krótkotrwale oddziaływało na polski rynek giełdowy. Ogłoszenie programu Securities Markets Programme przyczyniło się do istotnego statystycznie wzrostu wartości indeksu WIG tylko w dniach po ogłoszeniu. Podobnie krótkotrwale wpływ na polski rynek giełdowy miało ogłoszenie dwóch programów TLTRO. Z kolei przydział środków w ramach pierwszego programu z cyklu Long-Term Refinancing Operations wpływało na stopę zwrotu z indeksu WIG jeden dzień oraz trzy dni później. Ogłoszenie programu SMP miało również krótkookresowy wpływ na sytuację na praskim rynku giełdowym. Przy innych czynnikach niezmiennych dzień po ogłoszeniu analizowanego programu obserwowany był wzrost wartości indeksu PX. Przydział środków w ramach dwóch programów LTRO oddziaływał na czeski rynek giełdowy nie tylko dzień po decyzji Europejskiego Banku Centralnego. Szczególnie w przypadku pierwszego przydziału jego wpływ okazał się skuteczny aż 11 dni po działaniu Europejskiego Banku Centralnego. Stopa wzrostu z indeksu istotnie wzrosła także po ogłoszeniu drugiego programu TLTRO. Start programów CBPP(3) oraz ABSPP przyczynił się do wzrostu wartości indeksu PX, ale z opóźnieniem. Ogłoszenie programów SMP oraz PSPP krótkookresowo pozytywnie wpłynęło na stopę zwrotu z indeksu BUX. Główny indeks na giełdzie budapesztańskiej istotnie wzrósł także po upływie sześciu dni roboczych od zapowiedzi rozszerzenia programu APP.

Tabele 69–71 zawierają informacje dotyczące istotności zmiennych związanych z działaniami krajowych banków centralnych oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniach wyjaśniających stopy zwrotu z indeksów WIG, BUX oraz PX.

**Tabela 69.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Narodowego Banku Polskiego oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu WIG

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
1	2	3	4	5
$INT^{PUR}_{PL}$	***(+)	***(+)	***(+)	**(+)
$INT^{SEL}_{PL}$	**(-)	> 0,1	> 0,1	> 0,1

Tabela 69 (cd.)

1	2	3	4	5
$SUR_{PL}^{ca}$	> 0,2	***(+)	***(+)	***(+)
$SUR_{PL}^{gdp}$	***(+)	***(+)	**(+)	*(+)
$SUR_{PL}^{rs}$	> 0,1	***(+)	*(+)	> 0,1

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 69 wskazują, że interwencje walutowe podejmowane przez Narodowy Bank Polski miały istotny wpływ na stopę zwrotu z indeksu WIG. Działania polegające na zakupie waluty obcej prowadziły przy innych czynnikach niezmiennych do wzrostu wartości indeksu giełdowego. Wpływ ten okazał się trwały. Sprzedaż waluty obcej prowadziła zaś do negatywnych stóp zwrotu z indeksu WIG. Wpływ ten okazał się jednak krótkotrwały. Tradycyjna polityka stopy procentowej prowadzona przez Narodowy Bank Polski nie miała istotnego wpływu na kształtowanie się indeksu giełdowego dla Polski. Niespodzianki makroekonomiczne również istotnie wpływały na sytuację polskiego rynku giełdowego. Wyższa od oczekiwań stopa wzrostu PKB, sprzedaż detaliczna oraz lepszy od oczekiwań bilans handlowy prowadziły do wzrostu wartości indeksu WIG przy innych czynnikach niezmiennych. Z drugiej strony, jeśli zaobserwowane wartości kategorii makroekonomicznych były niższe od oczekiwań, następował spadek wartości indeksu WIG.

**Tabela 70.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Narodowego Banku Czech oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu PX

Zmienna \ Długość okna	Długość okna			
	1	3	6	11
$IR_{CZ}^{DOWN}$	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,2
$IR_{CZ}^{UP}$	*(-)	> 0,2	> 0,2	> 0,2

**Źródło:** opracowanie własne.

W przypadku Narodowego Banku Czech wpływ odpowiednich działań na wartość praskiego indeksu giełdowego nie był taki jak w Polsce. Polityka stopy procentowej okazała się mieć wpływ na stopę zwrotu z indeksu PX jedynie w bardzo krótkim okresie.

**Tabela 71.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Narodowego Banku Węgier oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu BUX

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
$CBPP_{HU}^{ANN}$	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)
$FGS_{HU}^{START}$	***(-)	> 0,2	> 0,2	> 0,2
$IR_{HU}^{DOWN}$	> 0,2	> 0,2	> 0,2	***(+)
$MBPP_{HU}^D$	> 0,2	> 0,2	**(-)	**(-)
$SUR_{HU}^{\pi}$	> 0,2	> 0,2	> 0,2	**(+)
$SUR_{HU}^{gdp}$	> 0,2	> 0,2	**(-)	> 0,2
$SUR_{HU}^s$	> 0,2	> 0,2	> 0,2	***(-)

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 72.** Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniu wyjaśniającym stopę zwrotu z indeksu WIG

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
$NATION_{PL}$	***(-)	**(-)	> 0,1	> 0,1
$CONTROLCAOMP_{PL}$	***(-)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$MEDIA_{PL}^{NEG}$	**(-)	**(-)	*(-)	*(-)
$NOCONF\_SURV_{PL}$	***(+)	*(+)	> 0,1	*(+)
$REAL\_ECON_{PL}^{POS}$	**(+)	*(+)	*(+)	**(+)
$GOV\_CHANGES_{PL}$	***(+)	> 0,1	> 0,1	**(+)
$IMIGRUKR_{PL}$	***(-)	***(-)	> 0,1	> 0,1
$POL\_TEN_{PL}$	***(-)	***(-)	> 0,1	> 0,1
$POPULISM_{PL}$	*(-)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$FINPUB_{PL}^{NEG}$	***(-)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$CONS\_CRISIS_{PL}$	***(-)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$RATING_{PL}^{DOWN}$	***(-)	*(-)	*(-)	> 0,1

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 73.** Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniu wyjaśniającym stopę zwrotu z indeksu PX

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
<i>BABIS_FRAUD</i> <sub>CZ</sub>	> 0,1	> 0,1	> 0,1	*(-)
<i>BANKING</i> <sup>NEG</sup> <sub>CZ</sub>	> 0,1	> 0,1	*(-)	> 0,1
<i>REAL_ECON</i> <sup>POS</sup> <sub>CZ</sub>	***(+)	**(+)	> 0,1	> 0,1

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 74.** Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniu wyjaśniającym stopę zwrotu z indeksu BUX

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
<i>STIM_ECON</i> <sub>HU</sub>	*(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
<i>FUND_CUTS</i> <sub>HU</sub>	**(-)	> 0,1	> 0,1	*(-)
<i>OPPOSITION</i> <sup>POS</sup> <sub>HU</sub>	***(+)	***(+)	*(+)	> 0,1
<i>BANKING</i> <sup>POS</sup> <sub>HU</sub>	***(+)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
<i>CORRUPT</i> <sub>HU</sub>	> 0,1	*(-)	***(-)	> 0,1
<i>JUDICIAL_REFORM</i> <sub>HU</sub>	> 0,1	***(-)	> 0,1	> 0,1

**Źródło:** opracowanie własne

Wyniki zawarte w tabelach 66–68 wskazują, że ogłoszenie programu SMP (Securities Markets Programme) przez Europejski Bank Centralny przyczyniło się do istotnego wzrostu na rynkach giełdowych w analizowanych trzech krajach. Transmisja oddziaływania programu na inne rynki okazała się mało trwała, o czym świadczy nieistotność odpowiednich zmiennych dla wariantów okien trzydniowych, sześciodniowych oraz jedenastodniowych. Pozytywny wpływ ogłoszenia programu PSPP został uzyskany dla Węgier, natomiast decyzja Europejskiego Banku Centralnego o zakończeniu zakupów w ramach programów APP (Asset Purchase Programme) miała negatywny wpływ na sytuację na giełdzie czeskiej. Program OMT okazał się mieć słaby wpływ na rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier. Z badań przeprowadzonych przez Grabowskiego i Stawasz-Grabowską (2020) wynika, że program OMT miał wpływ na rynek walutowy oraz rynek obligacji skarbowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej. Analizując wpływ niestandardowych operacji mających na celu dostarczenie płynności, należy zauważyć, że zarówno wprowadzenie programu 3Y-LTRO, jak i TLTRO miało pozytywny wpływ na indeksy giełdowe. Niemniej jednak należy podkreślić, że wpływ niekonwencjonalnych działań Europejskiego

**Tabela 75.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniach wyjaśniających zmienność na rynkach giełdowych

	Polska					Czechy					Węgry				
	1	3	6	11	11	1	3	6	11	11	1	3	6	11	
ABSPP <sup>START</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1
APP_END <sup>ANN</sup>	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1
APP_EX <sup>TANN</sup>	*(+)	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1
APP_RESTAR <sup>TANN</sup>	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1
CBPP2 <sup>ANN</sup>	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
CBPP2 <sup>D</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
CBPP3_ABSPP <sup>ANN</sup>	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1
CBPP3_ABSPP <sup>D</sup>	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
CBPP3 <sup>START</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
CSP <sup>ANN</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
CSP <sup>D</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
CSP <sup>START</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
IR <sup>DOWN</sup>	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
IR <sup>UP</sup>	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
LTRO <sup>ANN</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
LTRO(1) <sup>ALL</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
LTRO(2) <sup>ALL</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
OM <sup>TANN</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
OM <sup>T<sup>D</sup></sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
PSP <sup>ANN</sup>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
SMP <sup>ANN</sup>	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1	***(-)	***(-)	***(-)	> 0,1
TLTRO(1) <sup>ANN</sup>	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1
TLTRO(3) <sup>ANN</sup>	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1	***(+)	***(+)	***(+)	> 0,1

Źródło: obliczenia własne.



**Tabela 76.** Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi banków centralnych Polski, Czech i Węgier oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniach wyjaśniających zmienność na rynkach giełdowych

	Polska			Czechy			Węgry					
	1	3	6	11	1	3	6	11	1	3	6	11
$FGS_{ANN}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$FGS_{END}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(+)	***(+)	> 0,1	> 0,1
$FGS_{START}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$IR_{DOWN}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	*(+)	***(+)	*(+)	> 0,1
$IR_{DOWN}^{PL}$	*(+)	***(+)	***(+)	***(+)	---	---	---	---	---	---	---	---
$IR_{UP}^{CZ}$	---	---	---	---	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)	---	---	---	---
$IR_{UP}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	> 0,1	*(+)	***(+)	***(+)
$MBPP_{ANN}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)
$MBPP_{PP}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)
$MBPP_{END\_ANN}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$SFP_{ANN}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)
$SFP_{END}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$SUR_{CO}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	> 0,1	> 0,1	*(+)	***(+)
$SUR_{CPI}^{CZ}$	---	---	---	---	> 0,1	> 0,1	> 0,1	***(+)	---	---	---	---
$SUR_{CPI}^{PL}$	*(+)	***(+)	***(+)	***(+)	---	---	---	---	---	---	---	---
$SUR_{GDP}^{CZ}$	---	---	---	---	> 0,1	> 0,1	> 0,1	***(+)	---	---	---	---
$SUR_{GDP}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	> 0,1	***(+)	***(+)	> 0,1
$SUR_{GDP}^{PL}$	> 0,1	> 0,1	***(+)	***(+)	---	---	---	---	---	---	---	---
$SUR_{RS}^{CZ}$	---	---	---	---	> 0,1	> 0,1	*(-)	***(-)	---	---	---	---
$SUR_{RS}^{PL}$	> 0,1	> 0,1	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
$SUR_{UN}^{HU}$	---	---	---	---	---	---	---	---	*(+)	***(+)	***(+)	***(+)

Źródło: obliczenia własne.

Banku Centralnego na rynki giełdowe w krajach Grupy Wyszehradzkiej był ograniczony. Wyniki uzyskane w tym zakresie są częściowo zgodne z rezultatami badań przeprowadzonych przez Fratzschera, Lo Duca i Strauba (2016), którzy zauważyli, że rynki giełdowe w krajach Europy Środkowo-Wschodniej były na ogół mało wrażliwe na decyzje Europejskiego Banku Centralnego mające na celu poradzenie sobie z kryzysem strefy euro. Może to wynikać także z faktu, że w analizowanym okresie problemy wewnętrzne miały istotny wpływ na sytuację na rynkach giełdowych przede wszystkim Węgier, ale także Polski.

**Tabela 77.** Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniach wyjaśniających zmienność z indeksu WIG

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
$REAL\_ECON_{PL}^{POS}$	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$RATING_{PL}^{DOWN}$	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)
$POL\_TEN_{PL}$	***(+)	***(+)	> 0,1	> 0,1
$NOCONF\_SURV_{PL}$	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$INVEST_{PL}^{POS}$	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$IMMIGR_{PL}$	***(-)	***(-)	*(-)	> 0,1
$GOV\_CHANGE_{PL}$	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$GOOD\_REL\_EU_{PL}$	***(-)	> 0,1	> 0,1	> 0,1
$BANKING_{PL}^{NEG}$	**(+)	***(+)	***(+)	***(+)

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 78.** Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniach wyjaśniających zmienność z indeksu PX

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
$REAL\_ECON_{CZ}^{POS}$	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$NOCONF\_SURV_{CZ}$	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
$INTEGRATION_{CZ}$	***(-)	> 0,1	> 0,1	> 0,1

**Źródło:** opracowanie własne.

**Tabela 79.** Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniach wyjaśniających zmienność z indeksu BUX

Zmienna \ Długość okna	1	3	6	11
<i>STIM_ECON</i> <sub>HU</sub>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
<i>REAL_ECON</i> <sup>POS</sup> <sub>HU</sub>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
<i>OPPOSITION</i> <sup>POS</sup> <sub>HU</sub>	***(-)	***(-)	***(-)	***(-)
<i>JUDICAL_REF</i> <sub>HU</sub>	***(+)	***(+)	***(+)	***(+)
<i>PROTESTS</i> <sub>HU</sub>	> 0,1	> 0,1	*(+)	**(+)
<i>CONS_CHANGE</i> <sub>HU</sub>	> 0,1	> 0,1	> 0,1	*(+)

**Źródło:** opracowanie własne.

Analiza wpływu działań banków centralnych Polski, Czech i Węgier wskazuje, że decyzje dotyczące zmiany stopy procentowej (podniesienia lub obniżenia) miały ważny wpływ na rynki giełdowe we wszystkich trzech analizowanych krajach. Uzyskane rezultaty są zgodne z oczekiwaniami – indeksy giełdowe pozytywnie reagują na obniżenia stopy procentowej i negatywnie reagują na podnoszenie stopy referencyjnej. W przypadku polskiego rynku giełdowego analizowany efekt jest opóźniony w czasie, o czym świadczy istotność analizowanej zmiennej jedynie w wariancie modelu zakładającego jedenastodniowe okno. Z kolei praski i budapesztański rynek giełdowy reagują zdecydowanie szybciej. Dodatkowo, w przypadku węgierskiego rynku giełdowego należy zauważyć pozytywne oddziaływanie uruchomienia programu FGS. Zakończenie tego programu wywołało przeciwną reakcję.

Polski i czeski rynek giełdowy okazały się wrażliwe na niespodzianki makroekonomiczne. W szczególności wyższa od oczekiwań stopa wzrostu produktu krajowego brutto przyczyniła się wzrostu wartości indeksów giełdowych w analizowanych krajach.

Okazuje się, że wiele negatywnych newsów politycznych miało niekorzystny wpływ na sytuację na polskim rynku giełdowym. W większości przypadków wpływ okazał się jednak krótkotrwały. Informacja dotycząca przejmowania kontroli nad firmami przez polski rząd przyczyniła się przy innych czynnikach niezmiennych do istotnego spadku wartości indeksu giełdowego WIG jeden dzień roboczy po jej pojawieniu się. Podobny, jednak trochę dłuższy wpływ na kształtowanie się indeksu WIG miała negatywna informacja dotycząca wzrostu tendencji nacjonalistycznych w polskim społeczeństwie. Krótkotrwały i negatywny wpływ na polski rynek giełdowy miały także informacje dotyczące złej sytuacji w finansach publicznych Polski, kryzysu konstytucyjnego oraz rozprzestrzeniania się fali populizmu w kraju. Nieco dłuższy i również negatywny wpływ miały niekorzystne informacje dotyczące pogorszenia się ratingu Polski oraz napięć politycznych wewnątrz kraju. Negatywne

działania polskiego rządu mające na celu ograniczenie niezależności mediów miały trwały, niekorzystny wpływ na stopę zwrotu z indeksu WIG. Niektóre newsy polityczne miały jednak pozytywny wpływ na polski rynek giełdowy. Dotyczy to przede wszystkim informacji związanych z dobrą sytuacją w gospodarce, zmianami w rządzie oraz jego obroną przed wotum nieufności. W przypadku czeskiego rynku giełdowego, obserwowaliśmy słabszą reakcję na newsy polityczne w porównaniu z rynkiem polskim. Informacje dotyczące złej sytuacji w systemie bankowym oraz defraudacji dokonanej przez premiera Andreja Babiša przyczyniły się do spadku stopy zwrotu z indeksu PX. Korzystny wpływ na czeski rynek giełdowy miały zaś pozytywne informacje dotyczące sytuacji w gospodarce. Wyniki zawarte w tabeli 70 wskazują, że informacje dotyczące korupcji na Węgrzech, wprowadzania przez węgierski rząd kontrowersyjnej reformy wymiaru sprawiedliwości oraz pojawienia się niebezpieczeństwa obciążenia środków z Unii Europejskiej dla Węgier. Pozytywne informacje dotyczące korzystnej sytuacji w systemie bankowym oraz wśród węgierskiej opozycji, a także stymulowania gospodarki przez rząd węgierski przyczyniły się do wzrostu stopy zwrotu z indeksu BUX.

W ogólności rezultaty zawarte w tabeli 71 pokazują, że ogłoszenia związane z większością inicjatyw Europejskiego Banku Centralnego prowadziły do spadku niepewności na rynkach giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Konkluzja ta dotyczy w szczególności działań związanych z zakupem obligacji skarbowych peryferyjnych członków strefy euro. Ogłoszenia związane z programem OMT prowadziły przy innych czynnikach niezmiennych do redukcji niepewności w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Wynik ten wskazuje, że program OMT nie tylko odegrał kluczową rolę w redukcji napięć na rynkach obligacji skarbowych w strefie euro (por. m.in. Afonso, Kazemi 2018; Afonso, Jalles 2019), ale także pozytywnie wpłynął na rynki finansowe krajów Europy Środkowo-Wschodniej za pomocą kanału zaufania. Oprócz tego działania związane z programem PSPP również przyczyniły się do redukcji niepewności na rynkach giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej. Z kolei efekty związane z programem skupu aktywów SMP okazały się mieć istotny wpływ na zmienność z indeksu WIG. Przechodząc do inicjatyw Europejskiego Banku Centralnego związanych z zakupem aktywów, należy zwrócić uwagę na fakt, że program CSPP przyczynił się do redukcji zmienności na wszystkich trzech analizowanych rynkach giełdowych. Z kolei informacja dotycząca rozpoczęcia programu ABSPP doprowadziła do istotnego spadku niepewności na polskim rynku giełdowym. Ogłoszenia dotyczące programów CBPP2 oraz CBPP3 wywierają niejednoznaczny wpływ na niepewność na rynkach giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Ogłoszenie programu CBPP2 przez Europejski Bank Centralny przyczyniło się do istotnego spadku zmienności z indeksu PX. Ustalenie technicznych szczegółów dotyczących tego programu miało zaś ujemny wpływ na zmienność ze wszystkich trzech analizowanych indeksów giełdowych. Ogłoszenie programu CBPP3\_ABSPP prowadziło przy innych czynnikach niezmiennych do wzrostu niepewności. Dopiero start programu CBPP3 przyczynił się do istotnego

spadku wariacji na rynkach giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej. Działania związane z programami LTRO prowadziły do spadku wariacji analizowanych indeksów giełdowych. Natomiast decyzje dotyczące programów TLTRO miały nieoczekiwanie dodatni wpływ na zmienność. Analizując wpływ konwencjonalnej polityki Europejskiego Banku Centralnego na niepewność na rynkach giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej, należy zwrócić uwagę na fakt, że decyzje dotyczące obniżania stopy procentowej prowadziły przy innych czynnikach niezmiennych do spadku zmienności.

Niekonwencjonalna polityka pieniężna w Europie Środkowo-Wschodniej również miała wpływ na niepewność na rynkach giełdowych. Decyzje Narodowego Banku Węgier dotyczące programu MBPP miały wpływ na zmienność indeksu BUX. Informacje dotyczące rozpoczęcia tego programu i uzgodnienia jego technicznych szczegółów prowadziły do wzrostu zmienności, natomiast informacje dotyczące zakończenia programu MBPP prowadziły do spadku zmienności indeksu BUX. Informacje dotyczące działań Narodowego Banku Węgier w ramach programu FGS również miały wpływ na zmienność na węgierskim rynku giełdowym. Ogłoszenie tego programu i jego rozpoczęcie doprowadziło do spadku niepewności na giełdzie budapesztańskiej, natomiast jego zakończenie doprowadziło do wzrostu wariacji.

Niespodzianki związane z odczytami kategorii makroekonomicznych również miały wpływ na zmienność na rynkach giełdowych w krajach Grupy Wyszehradzkiej. W większości prowadziły one do wzrostu niepewności na rynkach giełdowych. Na przykład wyższy (od oczekiwań) poziom inflacji w Polsce i Czechach prowadził do zdecydowanego wzrostu zmienności na tamtejszych rynkach giełdowych. Z kolei wyższy od oczekiwań bilans handlowy w relacji do PKB oraz wyższy od oczekiwań poziom stopy bezrobocia prowadziły do wzrostu zmienności z indeksu BUX. Również pozytywne niespodzianki związane ze stopą wzrostu produktu krajowego brutto prowadziły do wzrostu niepewności na analizowanych rynkach giełdowych. Może to być związane z faktem, że w okresach dobrej koniunktury inwestorzy wierzą we wzrost wartości notowanych na giełdach spółek i częściej je zakupują, zwiększając jednocześnie wariację stóp zwrotu.

Niektóre newsy polityczne również miały istotny wpływ na zmienność na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier. Niepewność na polskim rynku giełdowym zmniejszała się wraz z pojawianiem się informacji dotyczących dobrej sytuacji w lokalnej gospodarce, dobrego klimatu inwestycyjnego, uzyskania przez rząd wotum zaufania, zmian w rządzie oraz poprawy stosunków z Unią Europejską. Z drugiej strony, turbulencje polityczne, zła sytuacja w systemie bankowym oraz pogorszenie się ratingu kredytowego Polski prowadziło do wzrostu zmienności z indeksu WIG. Uzyskanie przez rząd wotum zaufania oraz dobra sytuacja w gospodarce prowadziły także do redukcji niepewności na czeskim rynku giełdowym. W przypadku węgierskiego rynku giełdowego, niepewność obniżała się na skutek pozytywnych informacji dotyczących węgierskiej opozycji poprawy sytuacji w gospodarce oraz

jej stymulowania przez rząd Węgier. Wzrost niepewności na analizowanym rynku giełdowym następował w wyniku pojawiania się informacji dotyczących zmiany konstytucji, protestów oraz kontrowersyjnej reformy wymiaru sprawiedliwości.

### **3.10. Analiza rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier pod kątem kontrybucji do ryzyka systemowego**

Globalny kryzys finansowy 2007–2009 spowodował zwrócenie większej uwagi na pojęcie nadzoru ostrożnościowego. Jednocześnie istotną wskazówką dla polityki gospodarczej państw i banków centralnych była konieczność podjęcia działań mających na celu jego ograniczenie. Na znaczeniu zyskały następujące pojęcia oraz paradygmaty:

#### **SIFIs – Systematically Important Financial Institutions**

Jak wskazują m.in. Banulescu i Dumitrescu (2015), do systemowo ważnych instytucji finansowych należy zaliczyć te, których upadek byłby bardzo groźny dla systemu finansowego i aktywności ekonomicznej ze względu na ich rozmiar, złożoność i powiązania systemowe.

#### **TBTF – Too Big To Fail**

Paradygmat ten zakłada, że w systemie występują instytucje zbyt duże, aby upaść. Został on jednak obalony w trakcie globalnego kryzysu finansowego, kiedy 15 września 2008 roku nastąpił upadek banku Lehman Brothers.

#### **TITF – Too Interconnected To Fail**

Gdy okazało się, że duże instytucje finansowe również mogą upaść, zwrócono szczególną uwagę na kwestie powiązania między nimi. Wynika to z faktu, że upadek jednej instytucji może nieść ze sobą upadek całego systemu finansowego. Dlatego też niektóre instytucje mogą być tak silnie powiązane z innymi, że upadek tych pierwszych może doprowadzić do problemów dla całego systemu.

Istnieją dwie główne metody identyfikacji systemowo istotnych instytucji finansowych. Pierwsza z nich oparta jest na analizie głównych pozycji bilansowych instytucji finansowych ze szczególnym uwzględnieniem takich kategorii jak dług czy aktywa. Metoda ta jednak nie będzie wykorzystywana w niniejszej książce. Po drugie, identyfikacja instytucji systemowo ważnych bazuje na publicznie dostępnych danych rynkowych. Rozważane jest zagregowane ryzyko systemu (mierzone za pomocą Value at Risk lub expected shortfall) i obliczana jest kontrybucja każdej firmy do ryzyka systemowego.

Możliwa jest identyfikacja podobieństw między analizą ryzyka systemowego a analizą ryzyka portfelowego. W przypadku analizy ryzyka portfelowego badacz ma na celu oszacowanie kontrybucji danego instrumentu do ryzyka całego portfela, natomiast w przypadku analizy ryzyka systemowego celem badacza jest oszacowanie kontrybucji instytucji finansowej do ryzyka całego systemu finansowego. Niemniej jednak w obu przypadkach możliwe jest zastosowanie tego samego podejścia, czyli Component Expected Shortfall. W niniejszym podrozdziale zaproponowane zostanie wykorzystanie podejścia Component Expected Shortfall w celu identyfikacji kontrybucji Polski, Czech i Węgier do ryzyka związanego z inwestowaniem w aktywa krajów CEE-3.

Rynkowa stopa zwrotu definiowana jest jako średnia ze stóp zwrotu dla instrumentów dostępnych na rynku. W celu jej obliczenia wykorzystywana jest następująca formuła:

$$r_{mt} = \sum_{i \in I} w_i r_{it}, \quad (98)$$

gdzie  $i$  indeksuje poszczególne instrumenty, zaś  $I$  jest zbiorem instrumentów.  $w_i$  jest wagą  $i$ -tego instrumentu w portfelu, natomiast  $r_{it}$  jest stopą zwrotu z  $i$ -tego instrumentu. Następnie oblicza się tzw. oczekiwaną stratę w przypadku załamania, czyli oczekiwaną stopę zwrotu pod warunkiem, że nie przekroczy ona pewnego poziomu ze znakiem „minus”:

$$ES_{t-1}(C) = -E_{t-1}(r_{mt} | r_{mt} < C). \quad (99)$$

Krańcowy oczekiwany ubytek w przypadku załamania oblicza się zaś na podstawie wzoru:

$$MES_{t-1}(C) = \frac{\partial ES_{m,t-1}(C)}{\partial w_{it}} = -E_{t-1}(r_{it} | r_{mt} < C). \quad (100)$$

Wkład  $i$ -tego instrumentu do ryzyka systemowego (Component Expected Shortfall) oblicza się na podstawie wzoru:

$$CES_{it}(C) = w_{it} \frac{\partial ES_{m,t-1}(C)}{\partial w_{it}} = -w_{it} E_{t-1}(r_{it} | r_{mt} < C). \quad (101)$$

Zależność pomiędzy oczekiwaną stratą dla całego rynku a udziałem  $i$ -tego instrumentu w ryzyku systemowym przyjmuje postać:

$$ES_{m,t-1}(C) = \sum_{i=1}^n CES_{it}(C) \quad (102)$$

Metoda szacowania zmiennych w czasie wartości CES jest następująca:

- 1) na początku szacowane są parametry modelu DCC-GARCH dla „odśrednionych” stóp zwrotu:

$$\mathbf{r}_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (103)$$

gdzie:

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \quad (104)$$

macierz  $\mathbf{D}_t$  składa się z pierwiastków kwadratowych z wariancji szoków:

$$\mathbf{D}_t = \text{diag} \left[ \sqrt{h_{11,t}} \quad \dots \quad \sqrt{h_{NN,t}} \right]. \quad (105)$$

Wariancje szoków wyjaśniane są za pomocą modelu GARCH(1,1):

$$h_{nn,t} = \alpha_{0n} + \alpha_{1n} \varepsilon_{n,t-1}^2 + \beta_{1n} h_{nn,t-1}, \quad n = 1, \dots, N \quad (106)$$

Korelacje między szokami są zmienne w czasie i zależą od szoków pozytywnych, jak i negatywnych, zgodnie z następującymi równaniami:

$$\mathbf{R}_t = (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-1/2} \mathbf{Q}_t (\text{diag}(\mathbf{Q}_t))^{-1/2}, \quad (107)$$

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \tilde{\alpha}_1 - \tilde{\beta}_1) \bar{\mathbf{Q}} + \gamma_1 (\bar{\mathbf{Q}} - \bar{\mathbf{Q}}^-) + \tilde{\alpha}_1 \mathbf{u}_{t-1} \mathbf{u}_{t-1}^T + \tilde{\beta}_1 \mathbf{Q}_{t-1} + \tilde{\gamma}_1 \mathbf{u}_{t-1}^- (\mathbf{u}_{t-1}^-)^T. \quad (108)$$

Elementy wektora  $\mathbf{u}_t$  definiowane są następująco:

$$u_{n,t} = \frac{\varepsilon_{n,t}}{\sqrt{h_{nn,t}}}, \quad (109)$$

gdzie  $\mathbf{u}_t^-$  zawiera ucięte w zerze standaryzowane błędy, natomiast macierze  $\bar{\mathbf{Q}}$  oraz  $\bar{\mathbf{Q}}^-$  są bezwarunkowymi macierzami kowariancji odpowiednio dla wektorów  $\mathbf{u}_t$  oraz  $\mathbf{u}_t^-$ .

- 2) Następnie kontrybucja do ryzyka systemowego obliczana jest na podstawie wzoru:

$$CES_{it}(C) = -w_{it} \left( \sigma_{it} \rho_{it} E_{t-1} \left( \varepsilon_{mt} \mid \varepsilon_{mt} < \frac{C}{\sigma_{mt}} \right) + \sigma_{it} \sqrt{1 - \rho_{it}^2} E_{t-1} \left( \xi_{it} \mid \varepsilon_{mt} < \frac{C}{\sigma_{mt}} \right) \right). \quad (110)$$

Ze wzoru (110) wynika, że CES należy traktować jako nieliniową kombinację następujących czterech elementów:



- zmienności,
- korelacji,
- warunkowej wartości oczekiwanej w ognie rozkładu,
- wagi instytucji.

Aby obliczyć CES w próbie, należy na początku oszacować parametry modelu GJR-GARCH dla każdego rynku osobno w celu uwzględnienia efektu dźwigni i oszacowania warunkowych wariancji. Następnie wykorzystywane są standaryzowane reszty i następuje estymacja parametrów modelu DCC-GARCH dla każdej pary rynek-firma w celu wyznaczenia zmieniających się w czasie korelacji warunkowych. Aby wyznaczyć warunkowe wartości oczekiwane w ognie rozkładu, wykorzystywane są metody nieparametrycznej estymacji jądrowej (por. Scaillet, 2004, 2005):

$$\hat{E}_{t-1}(\varepsilon_{mt} | \varepsilon_{mt} < c) = \frac{\sum_{t=1}^T \varepsilon_{mt} \Phi\left(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h}\right)}{\Phi\left(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h}\right)}, \quad (111a)$$

$$\hat{E}_{t-1}(\xi_{it} | \varepsilon_{mt} < c) = \frac{\sum_{t=1}^T \xi_{it} \Phi\left(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h}\right)}{\Phi\left(\frac{c - \varepsilon_{mt}}{h}\right)}, \quad (111b)$$

gdzie:

$$c = \frac{C}{\sigma_{mt}}, \quad h = T^{-1/5}.$$

Następnie wyrażenia (111a–b) uwzględniane są we wzorze (110) i CES obliczane jest dla każdego dnia.

Oprócz szacowania CES dla okresu próby możliwe jest także jego prognozowanie poza niego. Procedura wygląda następująco:

- 1) Z dystrybuanty rozkładów dwuwymiarowych losowanych jest  $S$  dwuwymiarowych wektorów losowych dla okresów od  $t+1$  do  $t+H$ :

$$\left\{ \varepsilon_{m,t}^s, \xi_{i,t}^s \right\}_{T+1}^{T+h}, \quad s = 1, \dots, S.$$

- 2) Model GJR-GARCH oraz DCC-GARCH wykorzystywane są w celu obliczenia ciągów rynkowych i indywidualnych stóp zwrotu. Wykorzystywana jest także wartość dla ostatniego okresu w próbie.

3) Dla okresów  $T+1:T+h$  obliczane są skumulowane stopy zwrotu:

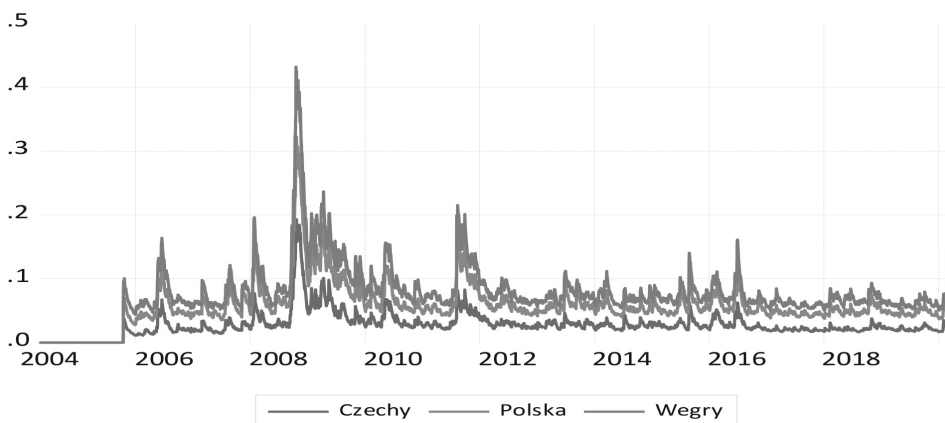
$$R_{m,T+1:T+h}^s = \exp\left(\sum_{j=1}^h r_{m,T+j}^s\right) - 1, \quad (112a)$$

$$R_{m,T+1:T+h}^i = \exp\left(\sum_{j=1}^h r_{m,T+j}^i\right) - 1. \quad (112b)$$

Następnie obliczana jest długookresowa wartość MES.

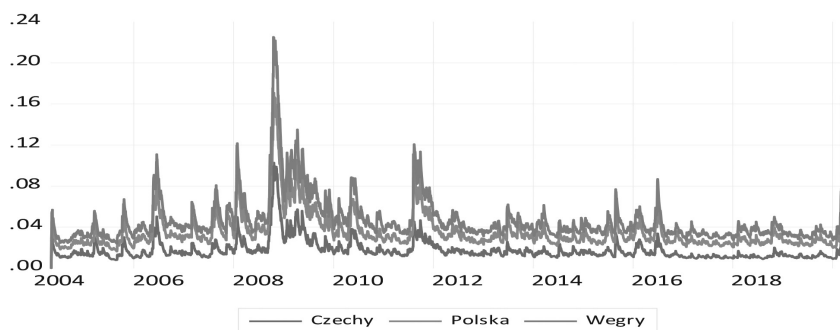
Przeprowadzono badanie empiryczne mające na celu ocenę wkładu giełdy polskiej, czeskiej i węgierskiej do ryzyka systemowego związanego z inwestowaniem w regionie. Badanie dotyczy okresu od maja 2004 do marca 2020 roku. Rynkową stopę zwrotu dla grupy obejmującej Polskę, Czechy oraz Węgry obliczamy zgodnie ze wzorem (89). Wagi są wprost proporcjonalne do poziomów kapitalizacji rynków giełdowych. Następnie obliczane są odśrednione stopy zwrotu i wielowymiarowy model AGDCC-GARCH jest wykorzystywany w celu wyznaczenia zmiennych w czasie wariancji stóp zwrotu. Wariancja stóp zwrotu jest wyjaśniana za pomocą modelu GARCH lub GJR-GARCH. W celu wyboru jednego z tych dwóch modeli weryfikowana jest prawdziwość hipotezy dotyczącej symetrycznego wpływu szoków na zmienność. Obecność asymetrii jest także weryfikowana w równaniach dotyczących kowariancji między szokami. Dokonywany jest wybór między modelem DCC-GARCH oraz AGDCC-GARCH.

Wykresy 33–35 ilustrują kształtowanie się zmiennej CES dla kwantyli rzędu 0,01; 0,05 oraz 0,1.



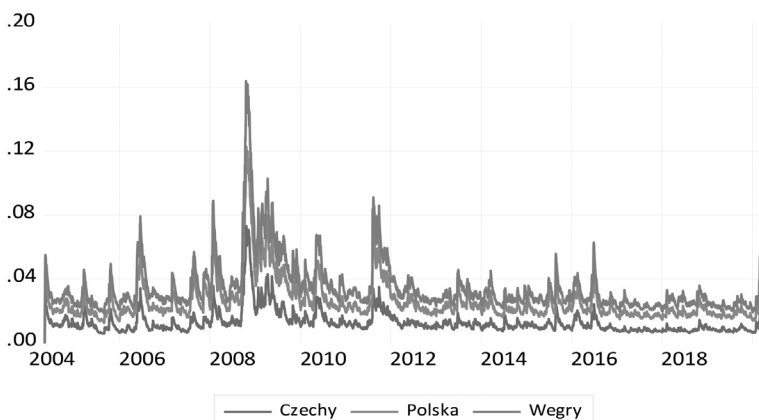
**Wykres 33.** Kształtowanie się miernika CES dla Polski, Czech oraz Węgry dla kwantyla rzędu 0,01 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 34.** Kształtowanie się miernika CES dla Polski, Czech oraz Węgier dla kwantyla rzędu 0,05 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.

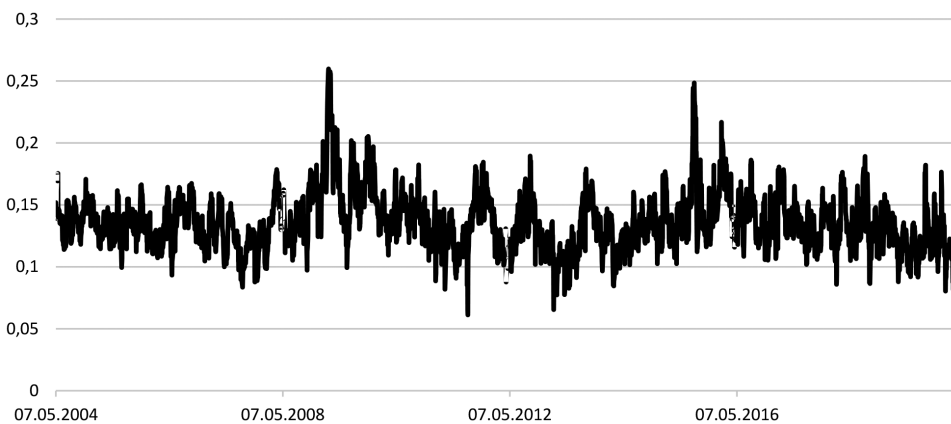


**Wykres 35.** Kształtowanie się miernika CES dla Polski, Czech oraz Węgier dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.

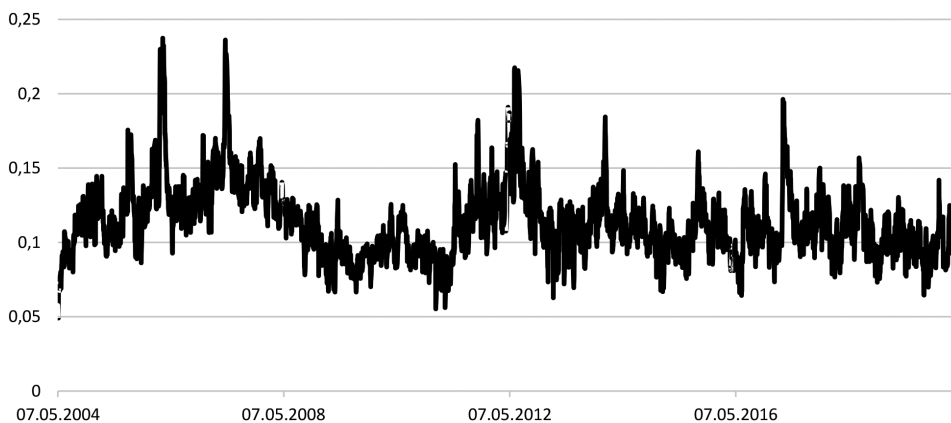
Wykresy 33–35 pokazują, że rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier miały największy wkład do ryzyka systemowego w okresach największych turbulencji na światowych rynkach finansowych. Obejmują one przede wszystkim kryzys subprime, kryzys strefy euro, a także kryzys związany z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2. W mniejszym stopniu wzrost wkładu do ryzyka systemowego obserwowany jest w okolicach daty związanej z referendum dotyczącym wyjścia Wielkiej Brytanii z Unii Europejskiej oraz niebezpieczeństwem w sprawie możliwości opuszczenia strefy euro przez Grecję. Porównując wkład do ryzyka systemowego poszczególnych krajów, najwyższy poziom obserwowany jest dla Węgier, a najniższy dla Czech. Dotyczy to zdecydowanej większości analizowanego okresu 2004–2020. Wynik ten jest zgodny z oczekiwaniami, ponieważ budapesztański rynek giełdowy charakteryzował się wyższym poziomem niepewności w porównaniu z giełdą warszawską i praską.

W kolejnym etapie badana była kontrybucja poszczególnych branż do ryzyka systemowego związanego z inwestowaniem na giełdzie papierów wartościowych w Warszawie. Przeprowadzono analogiczne obliczenia. Różnica polegała na tym, że stopa zwrotu z indeksu WIG wykorzystywana była jako rynkowa stopa zwrotu. Oprócz tego w badaniu uwzględnione zostały stopy zwrotu z indeksów sektorowych. Uwzględnione zostały takie sektory jak nieruchomości, banki, budownictwo, paliwa oraz informatyka. Wybór sektorów podyktowany był dostępnością danych dla okresu od maja 2004 do marca 2020 roku. Wykresy 36–38 ilustrują kształtowanie się miernika CES dla poszczególnych sektorów odpowiednio dla kwantyla rzędu 0,1.



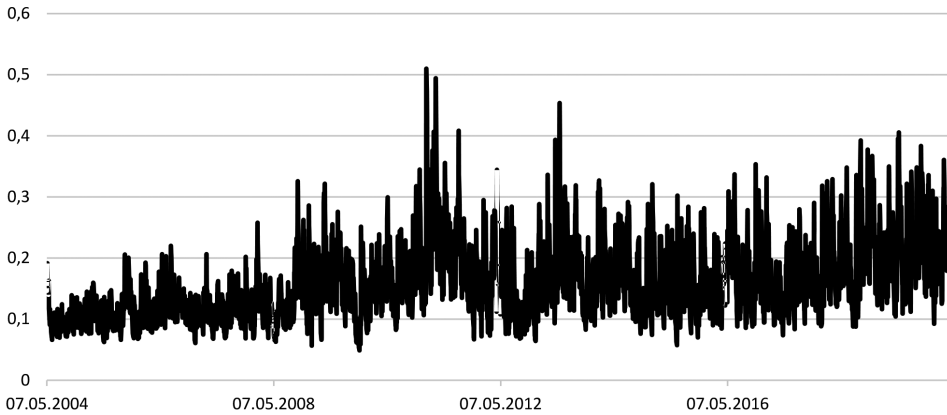
**Wykres 36.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „banki” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.



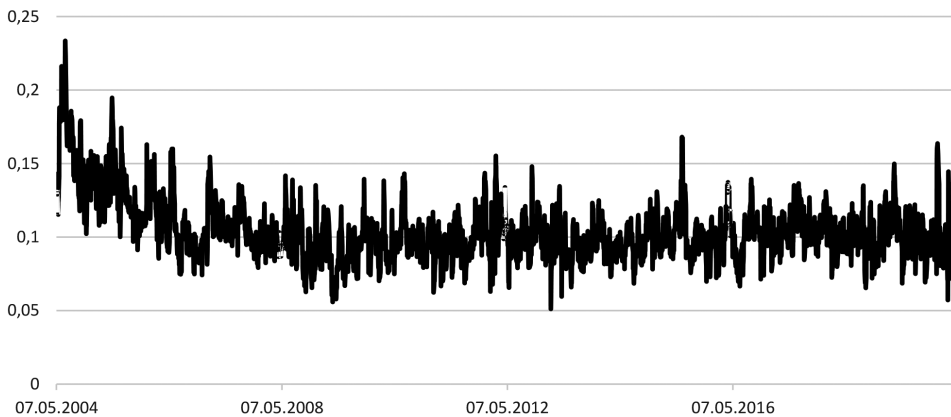
**Wykres 37.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „budownictwo” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 38.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „chemia” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.

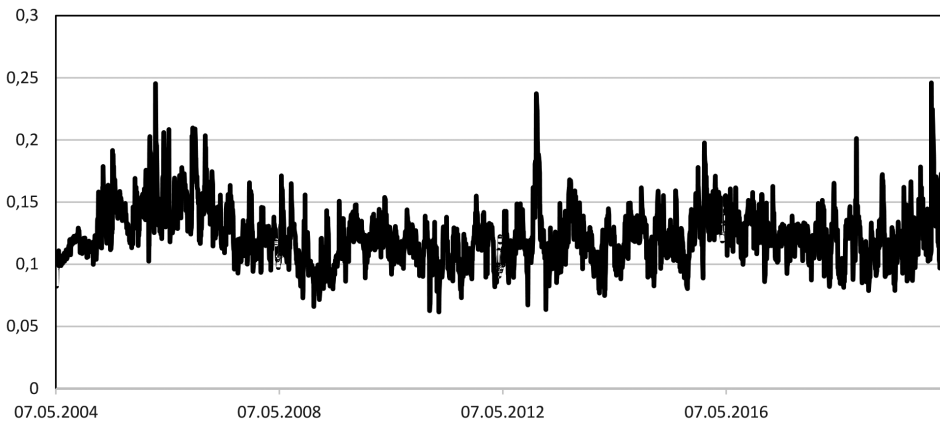


**Wykres 39.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „informatyka” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.

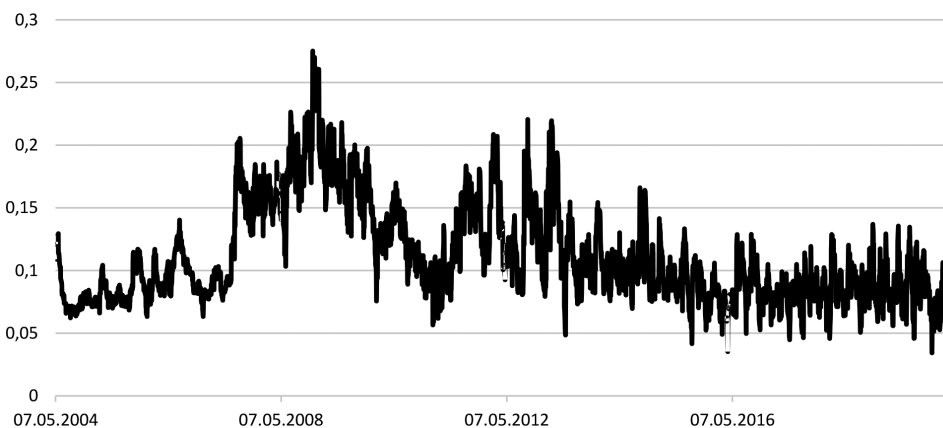
Wykresy 36–43 pokazują, że zmienność wkładów poszczególnych sektorów do ryzyka systemowego była zróżnicowana. Na przykład w przypadku sektora bankowego najwyższy wkład do ryzyka systemowego dotyczył okresu związanego z globalnym kryzysem finansowym. W sektorze budowlanym największy wkład do ryzyka systemowego obserwowany był w fazie koniunktury poprzedzającej globalny kryzys finansowy. Branża chemiczna charakteryzuje się najwyższą kontrybucją do ryzyka systemowego w okresie kryzysu strefy euro. W okresie 2004–2007 obserwowany był regularny spadek wkładu do ryzyka systemowego firm giełdowych z branży

„informatyka”. W kolejnych latach wkład tego sektora do ryzyka systemowego utrzymywał się na niskim poziomie. W branży medialnej wysoki wkład do ryzyka systemowego odnotowano w latach 2005–2006, w fazie kryzysu strefy euro oraz kryzysu związanego z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV-2. Najwyższy wkład sektora „nieruchomości” do ryzyka systemowego był związany z bańką na rynku nieruchomości, obserwowaną w 2008 roku. W sektorze spożywczym i telekomunikacyjnym zakończenie kryzysu strefy euro wiązało się ze znaczącym wzrostem wkładu tych sektorów do ryzyka systemowego.



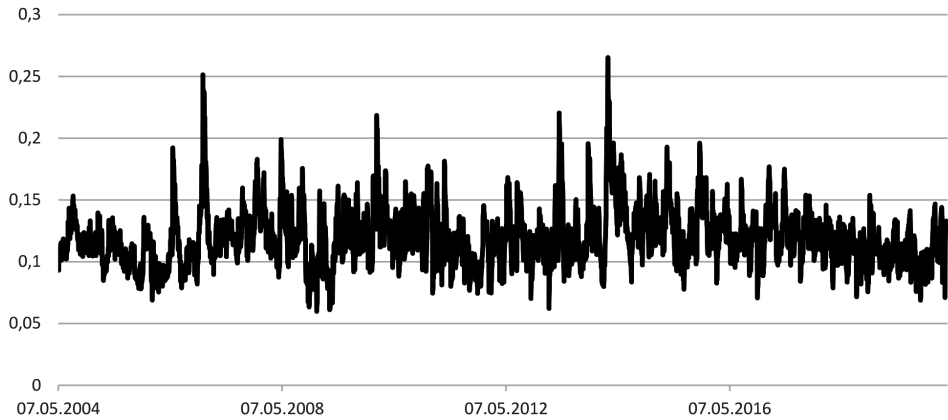
**Wykres 40.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „media” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.

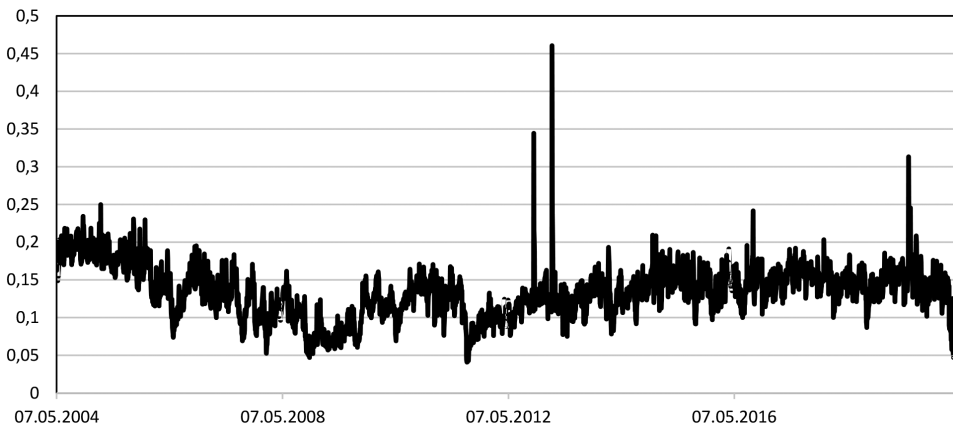


**Wykres 41.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „nieruchomości” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku

**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 42.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „spożywczy” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku  
**Źródło:** opracowanie własne.



**Wykres 43.** Kształtowanie się miernika CES dla sektora „telekomunikacja” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku  
**Źródło:** opracowanie własne.

W kolejnym etapie obliczony został wkład poszczególnych instytucji finansowych do ryzyka systemowego. W tym celu także wykorzystana została metoda bazująca na podejściu Component Expected Shortfall. Tabela 80 prezentuje informacje dotyczące wkładu poszczególnych instytucji finansowych do ryzyka systemowego w kolejnych latach.

**Tabela 80.** Wkład poszczególnych polskich instytucji finansowych do ryzyka systemowego uzyskany za pomocą podejścia Component Expected Shortfall

	Bank Ochrony Środowiska	Getin Bank	Bank Handlowy	MBank	Bank Millenium	Bank PEKAO SA	Santander Bank	Bank PKO BP
2004	0,067	0,197	0,081	0,144	0,155	0,156	0,075	0,125
2005	0,068	0,196	0,082	0,143	0,154	0,157	0,073	0,127
2006	0,069	0,195	0,084	0,141	0,154	0,155	0,074	0,128
2007	0,069	0,185	0,113	0,155	0,180	0,121	0,078	0,098
2008	0,062	0,170	0,095	0,148	0,162	0,134	0,120	0,109
2009	0,061	0,155	0,099	0,155	0,162	0,143	0,108	0,116
2010	0,082	0,151	0,107	0,140	0,144	0,114	0,151	0,112
2011	0,075	0,174	0,109	0,134	0,147	0,119	0,130	0,112
2012	0,090	0,180	0,116	0,113	0,151	0,109	0,142	0,098
2013	0,098	0,182	0,112	0,139	0,156	0,107	0,105	0,101
2014	0,099	0,195	0,105	0,132	0,162	0,110	0,094	0,102
2015	0,089	0,190	0,099	0,137	0,157	0,097	0,123	0,109
2016	0,076	0,155	0,108	0,140	0,137	0,110	0,166	0,107
2017	0,099	0,180	0,095	0,143	0,158	0,100	0,116	0,109
2018	0,086	0,212	0,091	0,131	0,152	0,102	0,119	0,018
2019	0,080	0,273	0,081	0,131	0,147	0,090	0,108	0,090

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 80 wskazują na zdecydowane zróżnicowanie między instytucjami finansowymi z punktu widzenia ich wkładu do ryzyka systemowego związanego z sektorem bankowym w Polsce. Zdecydowanie najwyższy wkład do ryzyka systemowego dotyczy Getin Banku. Wpływ ten rósł w ostatnich kilku latach szczególnie mocno. MBank oraz Bank Millenium również charakteryzowały się wysokimi poziomami kontrybucji do ryzyka systemowego. Z kolei takie instytucje jak Bank Handlowy, Bank Ochrony Środowiska, Bank PEKAO SA oraz PKO BP charakteryzowały się niskimi kontrybucjami do ryzyka systemowego. Zróżnicowanie kontrybucji między latami okazało się słabsze niż wariancja między instytucjami.



### 3.11. Podsumowanie

Badania empiryczne przeprowadzone w niniejszym rozdziale pokazały, że przez większość analizowanego okresu rynki giełdowe w Polsce, Czechach i na Węgrzech traktowane były jako podobne. Oznacza to zatem, że inwestorzy traktowali Polskę, Czechy i Węgry jako homogeniczny region. A zatem gdy pojawiały się problemy jednego z krajów, rynki giełdowe pozostałych krajów również je odczuwały. Działo się tak nawet w przypadkach braku podstaw do pojawienia się trendu spadkowego na którymś z rynków. Należy jednak podkreślić, że w okresie kryzysu finansowego oraz kryzysu w strefie euro powiązania między rynkami giełdowymi były silniejsze niż w okresach stabilnych. Wysoki poziom niepewności na amerykańskim rynku giełdowym był związany z wysokim prawdopodobieństwem wystąpienia łącznych spadków na co najmniej dwóch rynkach krajów Grupy Wyszehradzkiej. W ostatnich latach odnotowano osłabienie powiązań między rynkami giełdowymi poszczególnych krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Wynika to z faktu, że Polska, Czechy i Węgry w innych okresach miały problemy wewnętrzne.

Sytuacja na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech istotnie zależała od kształtowania się indeksów giełdowych na rynkach rozwiniętych. Wyniki licznych badań empirycznych wskazują na podatność rynków giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej na niestabilności pochodzące zarówno z giełdy amerykańskiej, jak i rynku niemieckiego. Kraje Europy Środkowo-Wschodniej okazały się biorcami szoków pochodzących z rynków giełdowych krajów rozwiniętych. Silna zależność między stopami zwrotu na rynkach giełdowych krajów Grupy Wyszehradzkiej a rynkach kapitałowych w krajach rozwiniętych dotyczyła przede wszystkim ogonów rozkładu.

Wyniki badań empirycznych pokazują także, że na rynkach giełdowych Polski, Czech i Węgier duża była frakcja spekulantów. Częste występowanie po sobie dodatnich i ujemnych stóp zwrotu świadczy o zwiększonej skłonności do krótkiej sprzedaży papierów wartościowych i szybkiej realizacji zysków.

Rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier okazały się także wrażliwe na newsy polityczne, niespodzianki makroekonomiczne oraz działania krajowych banków centralnych. Badanie empiryczne potwierdziło obecność transmisji działań pomocowych Europejskiego Banku Centralnego na rynki kapitałowe w krajach Grupy Wyszehradzkiej. Wpływ poszczególnych działań banków centralnych różnił się z punktu widzenia trwałości.

Wkład poszczególnych rynków giełdowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej do ryzyka systemowego wzrósł w okresie globalnego kryzysu finansowego oraz kryzysu strefy euro, a także na początku kryzysu związanego z rozprzestrzenianiem się wirusa SARS-CoV2. Wkład poszczególnych sektorów do ryzyka systemowego na polskiej giełdzie zmieniał się wraz z upływem lat. Z drugiej strony, różnice między kontrybucją poszczególnych instytucji finansowych do ryzyka finansowego okazały się w miarę trwałe.

## Rozdział 4

# Zależność między poziomami indeksów giełdowych a kategoriami makroekonomicznymi dla Polski, Czech i Węgier. Czy hipoteza „za dużo finansów” jest prawdziwa?

### 4.1. Czynniki makroekonomiczne determinujące poziom indeksów giełdowych

Model ekonometryczny zaproponowany przez Bahmani-Oskooee, Saha (2016a, 2016b), który został dokładnie omówiony w podrozdziale 2.1, oparty jest na założeniu, że kształtowanie się wartości indeksu giełdowego zależy od kursu walutowego, poziomu cen, poziomu aktywności gospodarczej oraz podaży pieniądza. Niniejszy rozdział poświęcony jest szczegółowemu omówieniu czynników wpływających na wartość indeksu giełdowego. Oprócz badań mających na celu analizę wpływu poszczególnych czynników na wartość indeksu, przeprowadzone zostaną badania dotyczące oddziaływania rozwoju rynku finansowego na wzrost gospodarczy.

Rozważania dotyczące wpływu kategorii ekonomicznych na wartość indeksu często skupiają się na analizie zależności między cenami akcji a inflacją. Na negatywną zależność między poziomem inflacji a stopą wzrostu z indeksu giełdowego wskazują wyniki badań przeprowadzanych już w latach sześćdziesiątych i siedemdziesiątych XX wieku (por. m.in. Body, 1976; Fama, Schwert, 1977; Nelson, 1976). Wyniki te były jednak pewną niespodzianką dla autorów ze względu na istniejące wówczas przekonanie, że papiery wartościowe są zabezpieczeniem wobec inflacji. Jednak, jak wskazuje Fama (1991), negatywna zależność między stopą zwrotu z indeksu giełdowego a poziomem inflacji wynika z istnienia ujemnego związku między inflacją a kategoriami realnymi. Dlatego też uwzględnienie zmiennych realnych w modelu

wyjaśniającym sytuację na giełdzie powoduje, że problematyczna zależność między inflacją a stopą zwrotu zmienia się.

Dlatego też Fama (1970) zwrócił uwagę na wpływ kategorii realnych na roczną stopę zwrotu z indeksu giełdowego. Rozważał kilka modeli ekonometrycznych, w których to kategorie realne występowały jako zmienne objaśniające dla rocznych stóp zwrotu. Jedną z rozważanych kategorii objaśniających była zmiana stopy wydatków kapitałowych instytucji niefinansowych. W kolejnym modelu regresji zmienną objaśniającą była zmiana średniej stopy zwrotu z zasobów kapitałowych instytucji niefinansowych. Zmiana poziomu produkcji przemysłowej oraz dochodu narodowego również były rozważane jako potencjalne zmienne objaśniające. Analizując wpływ inflacji na stopę wzrostu z indeksu giełdowego, Fama (1965) rozróżnił między oczekiwanym a nieoczekiwanym jej poziomem. Rozważał dekompozycję inflacji na oczekiwaną i nieoczekiwaną zgodnie z teorią stopy procentowej Fishera (1930) oraz jego ilościową teorią pieniądza (1911). Wyniki dotyczące wpływu inflacji oczekiwanej i nieoczekiwanej na stopę zwrotu z indeksu giełdowego okazały się niejednoznaczne.

Chen, Roll oraz Ross (1986) rozważali wpływ szerokiej gamy kategorii ekonomicznych na stopę zwrotu z indeksu giełdowego. Rozważane były takie kategorie jak: zmiana poziomu produkcji przemysłowej, inflacja, premia za ryzyko, premia terminowa, stopy zwrotu z innych indeksów giełdowych, poziom konsumpcji, poziom cen paliw. Autorzy wykorzystali podejście arbitrażowe zaproponowane przez Chena (1983) oraz wcześniejsze prace empiryczne Rolla, Rossa (1980), a także Browna i Weinsteina (1983). Badali estymację parametrów w całym okresie próby obejmującym lata 1958–1984 oraz w poszczególnych podokresach: 1958–1967, 1968–1977, 1978–1984. Pod uwagę brany był model czynnikowy. W celu sprawdzenia, czy zmienne ilustrujące stan gospodarki dobrze wyjaśniają wykorzystane czynniki, zastosowana została technika zaproponowana przez Famę oraz MacBeth (1973). Procedura składała się z następujących kroków:

- Wybrana została próba aktywów.
- Ekspozycja aktywów na zmienne ilustrujące stan gospodarki została zmierzona na podstawie regresji stóp zwrotu z aktywów na nieoczekiwane zmiany kategorii ekonomicznych.
- Oszacowania ekspozycji aktywów na zmienne ekonomiczne zostały wykorzystane w dwunastu regresjach przekrojowych, każda z nich dotyczyła kolejnych z dwunastu miesięcy, a miesięczne stopy zwrotu z aktywów miały charakter zmiennych objaśniających. Każde z oszacowań z regresji przekrojowych traktowane było jako suma premii za ryzyko oraz niespodziewanej zmiany kategorii ilustrującej stan gospodarki.
- Poprzednie dwa kroki były powtarzane dla każdego roku.
- Następnie stałość parametrów ilustrujących ekspozycję aktywów na zmienne ekonomiczne weryfikowana była za pomocą testu  $t$ .

W celu estymacji zależności między kategoriami makroekonomicznymi a sytuacją na japońskim rynku giełdowym, Mukherjee oraz Naka (1995) rozważali wektorowy

model korekty błędem. Rozpatrywana była grupa obejmująca sześć kategorii makroekonomicznych, takich jak: kurs walutowy, podaż pieniądza, inflacja, produkcja przemysłowa, długookresowa stopa oprocentowania obligacji skarbowych oraz stopa pożyczkowa. Okazało się, że wartość japońskiego indeksu giełdowego jest skointegrowana z tymi kategoriami. Znaki oszacowań dla długookresowych elastyczności przy zmiennych makroekonomicznych były zgodne z postawionymi hipotezami. Wyniki uzyskane przez Mukherjee oraz Naka (1995) okazały się odporne na różne uszeregowania zmiennych w systemie oraz podobne w dwóch podokresach. Wektorowy model korekty błędem okazał się dostarczać lepsze prognozy w porównaniu z modelem wektorowej autoregresji.

## 4.2. Wyniki badania empirycznego poświęconego wpływowi poszczególnych kategorii ekonomicznych na wartości indeksów giełdowych

Na podstawie rozważań zawartych w podrozdziale 4.1 analizowana była zależność między stopą zwrotu z indeksów giełdowych a kategoriami makroekonomicznymi dla Polski, Czech i Węgier. Wykorzystane zostały kategorie ekonomiczne, omówione wcześniej w podrozdziale 4.1. Tabela 81 zawiera opis odpowiednich zmiennych rozważanych w badaniu empirycznym.

**Tabela 81.** Opis zmiennych rozważanych w badaniu empirycznym dotyczącym wpływu poszczególnych kategorii ekonomicznych na wartość indeksów giełdowych

Zmienna	Definicja
<i>SP</i>	Główny indeks giełdowy (WIG, BUX, PX)
<i>EX</i>	Kurs walutowy względem euro (EUR/PLN, EUR/CZK, EUR/HUF)
<i>IPI</i>	Jednospodstawowy indeks produkcji sprzedanej przemysłu
<i>CPI</i>	Poziom cen
<i>M3</i>	Podaż pieniądza M3

**Źródło:** opracowanie własne.

W podrozdziale 2.5 analizowana była długookresowa zależność między wartościami indeksów giełdowych a kursem walutowym osobno dla Polski, Czech i Węgier. W niniejszym podrozdziale przeprowadzone zostanie badanie, w którym zależność

między sytuacją na rynku giełdowym i walutowym analizowana będzie wspólnie dla wszystkich analizowanych krajów. Pierwszym krokiem będzie sprawdzenie, czy podczas modelowania zależności między kursem walutowym a indeksem giełdowym dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej pojawia się problem zależności przekrojowej (ang. *cross-sectional dependence*). W tym celu wykorzystany zostanie test Pesarana (2004). Punktem wyjścia do przeprowadzenia tego testu jest następujący model panelowy:

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad (113)$$

$$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T.$$

W modelu (113) przyjmuje się założenie, że składniki losowe  $u_{it}$  są niezależne i mają jednakowy rozkład. Niemniej jednak w badaniach panelowych może pojawić się problem współzależności przekrojowej, polegającej na skorelowaniu składników losowych ze względu na przekroje. W teście zaproponowanym przez Pesarana (2004) hipoteza zerowa zakłada, że nie występuje korelacja między składnikami losowymi ze względu na przekroje. Odpowiednia statystyka testowa zdefiniowana jest następująco:

$$D = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right), \quad (114)$$

gdzie  $\hat{\rho}_{ij}$  oznacza współczynnik korelacji między składnikami losowymi związanymi odpowiednio z  $i$ -tym i  $j$ -tym przekrojem.

Tabela 26 prezentuje wyniki testowania współzależności przekrojowej za pomocą omawianego testu statystycznego.

**Tabela 82.** Wyniki testowania współzależności przekrojowej dla modelu panelowego wyjaśniającego kształtowanie się indeksów giełdowych

Wartość statystyki	Graniczny poziom istotności
5,429	0,000

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 82 wskazują, że problem współzależności przekrojowej występuje. Dlatego też techniki panelowe drugiej generacji powinny zostać zastosowane. Test Pesarana (2007) na obecność pierwiastka jednostkowego zostanie przeprowadzony. Wyniki testowania stopnia zintegrowania zmiennych zawiera tabela 83.

**Tabela 83.** Wyniki testowania stopnia zintegrowania poszczególnych zmiennych za pomocą testu Pesarana w warunkach występowania współzależności przekrojowej

Zmienna	Poziom		Statystyka	Graniczny poziom istotności	Decyzja
	Statystyka	Graniczny poziom istotności			
$\ln SP_t$	2,812	0,998	-8,468	0,000	I(1)
$\ln EX_t$	-0,252	0,401	-8,457	0,000	I(1)
$\ln IPI_t$	-0,168	0,433	-8,465	0,000	I(1)
$\ln CPI_t$	-0,014	0,494	-8,468	0,000	I(1)
$\ln M3_t$	-0,559	0,288	-8,468	0,000	I(1)

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 83 pokazują, że analizowane zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym. Ze względu na występowanie współzależności przekrojowej oraz fakt, że szeregi są I(1), zastosowany zostanie zaproponowany przez Westerstunda (2007) test kointegracji panelowej. Oparty jest on na następującym procesie generującym dane:

$$y_{it} = \phi_i + \phi_i t + z_{it}, \quad (115)$$

$$\mathbf{x}_{it} = \mathbf{x}_{it-1} + \mathbf{v}_{it}, \quad (116)$$

$$i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T.$$

W modelu (115) skalar  $y_{it}$  składa się z części deterministycznej oraz stochastycznej  $z_{it}$ , której kształtowanie się opisuje równanie:

$$\lambda_i(L) \Delta z_{it} = \lambda_i(z_{it-1} - \mathbf{x}_{it-1} \boldsymbol{\beta}) + \gamma_i(L) \mathbf{v}_{it} + e_{it}, \quad (117)$$

gdzie:

$$\lambda_i(L) = 1 - \sum_j^{P_i} \lambda_{ij} L^j$$

$$\gamma_i(L) = \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} L^j.$$

Po wstawieniu równania (115) do równania (117), uzyskujemy następujący panelowy model korekty błędem:

$$\lambda_i(L)\Delta y_{it} = \delta_{1i} + \delta_{2i}t + \lambda_i(y_{it-1} - \mathbf{x}_{it-1}\boldsymbol{\beta}) + \gamma_i(L)v_{it} + e_{it}, \quad (118)$$

gdzie:

$$\delta_{1i} = \lambda_i(1)\phi_{2i} - \lambda_i\phi_{1i} + \lambda_i\phi_{2i},$$

$$\delta_{2i} = -\lambda_i\phi_{2i}.$$

Uwzględnienie stałej i/lub trendu deterministycznego zależy od ich istotności. W oparciu o równanie (118) obliczane są statystyki średniej grupowej ( $G_\tau$ ,  $G_\alpha$ ) oraz statystyki panelowe ( $P_\tau$ ,  $P_\alpha$ ). W tabeli 84 prezentowane są wyniki testowania kointegracji panelowej za pomocą testu Westerlunda (2007).

**Tabela 84.** Wyniki testowania kointegracji panelowej za pomocą testu Westerlunda

Statystyka	Wartość statystyki	Graniczny poziom istotności
$G_\tau$	-4,353	0,000
$G_\alpha$	-1,872	0,031
$P_\tau$	-4,372	0,000
$P_\alpha$	-4,044	0,000

**Źródło:** opracowanie własne.

Rezultaty zawarte w tabeli 84 wskazują, że występuje długookresowa relacja kointegrująca dla panelu składającego się z trzech krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Wyniki estymacji parametrów panelowego modelu korekty błędem prezentuje tabela 85.

**Tabela 85.** Wyniki estymacji parametrów panelowych

Zmienna	Oszacowanie	Graniczny poziom istotności
$\ln SP_{t-1}$	-0,037	0,000
$\ln EX_{t-1}$	0,014	0,003
$\Delta \ln SP_{t-1}$	0,147	0,000
$\Delta \ln EX_{t-1}$	-0,247	0,000
$\Delta \ln CPI_t$	0,706	0,013

**Źródło:** opracowanie własne.

Zmienna związana z poziomem produkcji przemysłowej oraz zmienna związana z podażą pieniądza nie zostały uwzględnione w finalnej specyfikacji. Dlatego też nie ma oszacowań parametrów przy tych zmiennych w tabeli 85. Zmienna związana z poziomem cen nie ma wpływu na wartość indeksu giełdowego w długim okresie. Dlatego też nie została ona uwzględniona w finalnej specyfikacji równania długookresowego. W długim okresie mamy do czynienia z negatywną zależnością między kursem walutowym a wartością indeksu giełdowego. Wyniki, które uzyskano w badaniach odrębnych dla trzech krajów, zostały potwierdzone w modelu panelowym. Zależność między kursem walutowym a indeksem giełdowym ma charakter negatywny również w krótkim okresie. Badanie panelowe potwierdziło także obecność zależności między inflacją a zmianą wartości indeksu giełdowego. Przy wyższym poziomie inflacji istotnie wyższy jest wzrost wartości indeksu giełdowego.

### **4.3. Przesłanki teoretyczne wskazujące na istnienie zależności między rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym**

W gospodarce rynkowej system finansowy definiowany jest jako mechanizm współtworzenia i przepływu siły nabywczej między podmiotami ekonomicznymi. Składa się z instrumentów, rynków oraz instytucji finansowych, a także zasad, zgodnie z którymi one funkcjonują. Systemy finansowe odgrywają ważną rolę w nowoczesnych gospodarkach rynkowych i ich rozwój determinuje wzrost gospodarczy. Finansowanie wzrostu gospodarczego może odbywać się pośrednio (poprzez rynek kapitałowy) oraz bezpośrednio (poprzez pośredników finansowych, np. poprzez banki). Ciągły rozwój rynków finansowych przyczynił się do powstania paradygmatu, zgodnie z którym instytucje finansowe (banki, firmy ubezpieczeniowe, fundusze inwestycyjne) zarządzają zasobami finansowymi gospodarstw domowych. Instytucje te działają na rynku długu oraz inwestycji kapitałowych i w efekcie odbiorcą kapitału jest sektor przedsiębiorstw i gospodarstw domowych. Pierwsze badania poświęcone analizie długookresowego wpływu rozwoju systemu bankowego na wzrost gospodarczy zostały zapoczątkowane przez Bagehota (1873) oraz Schumpetera (1932). Autorzy ci sformułowali hipotezę mówiącą, że usługi sektora finansowego są bardzo ważnymi czynnikami wzrostu gospodarczego. Dzięki tym usługom oszczędności z inwestycji generujących niską stopę zwrotu są alokowane w sektorach charakteryzujących się wyższą stopą zwrotu.



Kanały wpływu rozwoju finansowego na wzrost gospodarczy obejmują akumulację kapitału oraz poprawę produktywności czynników produkcji. Istnienie systemu finansowego prowadzi do zmniejszenia kosztów informacyjnych i transakcyjnych i lepszej realokacji zasobów w warunkach niepewności (por. m.in. Levine, Zervos, 1998). Efektywny system bankowy oraz dobrze działające rynki finansowe mają pozytywny wpływ na poziom zamożności społeczeństwa, ponieważ ułatwiają dostęp do zasobów finansowych. W efekcie następuje wzrost konsumpcji i produkcji. Choć w przeszłości ekonomiści koncentrowali się na analizie pozytywnej zależności między rozwojem systemu bankowego a wzrostem gospodarczym, istnieje obszerna literatura poświęcona wpływowi rozwoju rynku giełdowego na długookresowy wzrost gospodarczy. Bencivenga, Smith, Starr Ross (1995) oraz Levine (1991) prezentowali modele pokazujące, że wraz ze wzrostem płynności rynku giełdowego zmniejszało się znaczenie czynników zniechęcających do inwestowania w projekty charakteryzujące się dłuższym oczekiwaniem na zysk. Obstfeld (1994) pokazał, że im wyższy jest poziom dywersyfikacji ryzyka portfelowego, tym wyższa jest skłonność do rezygnacji z inwestycji charakteryzujących się niską stopą zwrotu i niskim poziomem ryzyka na korzyść tych o wyższej wartości oczekiwanej i wariancji. Pozytywna zależność pomiędzy płynnością rynku giełdowego a wzrostem gospodarczym została zidentyfikowana m.in. w pracach Levine, Zervos (1998) oraz Sahaya i in. (2015). Dodatni wpływ faktu otwarcia rynku giełdowego na stopę wzrostu gospodarczego jest rezultatem badania przeprowadzonego m.in. przez Baiera i in. (2004).

Wypracowany konsensus wskazuje na pozytywną zależność między rozwojem finansowym a wzrostem gospodarczym (por. m.in. Beck i in., 2000; Beck i in., 2004; King i in., 1993; Levine, Zervos, 1998; Próchniak, Wasiak, 2017; Rioja i Valev, 2004). Niemniej jednak identyfikacja kierunku przyczynowości jest często kwestionowana w literaturze ekonomicznej. Zgodnie z podejściem podażowym podaż usług finansowych odgrywa bardzo ważną rolę. Obecność pośredników finansowych ma pozytywny wpływ na efektywność akumulacji kapitału i prowadzi do wzrostu stopy oszczędności (por. Bencivenga i Smith, 1991; Goldsmith, 1969; Greenwood, Jovanovic, 1990; Shaw, 1973). Z drugiej strony, podejście popytowe jest także popularne w literaturze ekonomicznej. Zgodnie z tym podejściem instytucje finansowe są zmuszone do tworzenia coraz bardziej innowacyjnych usług finansowych w sytuacji, gdy przedsiębiorstwa są „zmuszane przez rynek” do zgłaszania popytu na te usługi (por. Friedman, Schwartz, 1963; Ireland, 1994). Dwustronna przyczynowość między rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym jest wynikiem badań przeprowadzonych przez m.in. Shana, Morrisa i Suna (2001).

Niemniej jednak istnieją prace, w których wskazuje się brak wpływu rozwoju finansowego na wzrost gospodarczy. Robinson (1952) argumentował, że banki reagują pasywnie na wzrost gospodarczy. Podobna konkluzja pochodzi z badań przeprowadzonych przez Solowa (1956), wskazującego, że progres technologiczny jest głównym czynnikiem wzrostu. Wnioski uzyskane przez Lucasa (1988) mówią o tym, że ekonomiści przeszacowują rolę systemu finansowego we wzroście

gospodarczym. Podobne sceptyczne opinie dotyczące zależności między analizowanymi kategoriami wynikają z badań przeprowadzonych przez Stiglitz (2000) oraz Rodrika i Subramaniana. (2009).

Wraz ze znaczącym wzrostem znaczenia systemów finansowych w krajach wysoko rozwiniętych, ekonomiści zaczęli się zastanawiać, czy ich zbyt silny rozwój nie jest przeszkodą dla wzrostu gospodarczego. Aghion i in. (2005) oraz Fung (2009) argumentowali, że w krajach biednych rozwój systemu finansowego ma pozytywny wpływ w procesie nadgania, natomiast po osiągnięciu pewnego poziomu produktywności wpływ ten wygasa. Opinie dotyczące nieliniowego wpływu rozwoju sektora finansowego na wzrost gospodarczy nasiliły się wraz z wybuchem globalnego kryzysu finansowego i gospodarczego.

Wyniki badań, które zostały przeprowadzone po 2007 roku, wskazują na pozytywną zależność między rozwojem finansowym a wzrostem gospodarczym pod warunkiem, że analizowany rozwój znajduje się poniżej określonego granicznego poziomu. Okazuje się, że jeśli relacja kredytu bankowego do PKB (będąca miernikiem rozwoju systemu finansowego) przekracza określony poziom krytyczny, dalszy wzrost relacji kredytu bankowego do PKB ma negatywny wpływ na wzrost gospodarczy. Dlatego też zagadnienie słabnącego wpływu rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy jest coraz szerzej omawiane w literaturze ekonomicznej (Cournede, Denk, 2015; Rousseau, Wachtel, 2011). Wyniki badań przeprowadzonych przez Cournede'a i Denka (2015), a bazujące na krajach wchodzących i niewchodzących w skład OECD, mówią o tym, że jeśli relacja kredytu bankowego do PKB przekracza 100%, to dalszy przyrost tego miernika ma negatywny wpływ na stopę wzrostu produktu krajowego brutto. Cournede i Denk (2015) wymienili pięć czynników powodujących „zbyt dynamiczny” rozwój pośrednictwa finansowego w ekonomii. Należą do nich: nadmierna deregulacja rynków finansowych, relatywnie wysoki udział kredytu z sektora bankowego w całości kredytu, wyższy poziom gwarancji kredytowych ze strony władz publicznych, niższa jakość kredytu, wysoka relacja poziomu kredytu dla gospodarstw domowych do kredytu dla przedsiębiorstw. Alessi i in. (2014) zauważyli, że jeśli relacja kredytu bankowego do PKB jest zbyt wysoka, to wówczas wzrasta prawdopodobieństwo recesji w przyszłości. Oszacowanie krytycznego poziomu wyniosło 92%. Oprócz tego Phillipon (2007, 2010), a także Phillipon i Reshef (2012) pokazali, że wraz ze wzrostem różnicy między średnią płacą w sektorze finansowym a średnim wynagrodzeniem w gospodarce wpływ rozwoju finansowego na wzrost gospodarczy był coraz słabszy. Mogło to wynikać z faktu, że młode, zdolne osoby podejmowały studia ekonomiczne i zajmowały się analizą finansową. W tym samym czasie zmniejszała się podaż inżynierów.

Cecchetti i Kharroubi (2012, 2015) oraz Law, Singh (2014) zidentyfikowali nieliniową zależność między głębokością systemu finansowego a wzrostem gospodarczym. Aby pokazać nieliniowość zależności, szacowane były parametry modelu uwzględniającego poziom i kwadrat zmiennej objaśniającej. Próchniak i Wasiak (2017) analizowali wpływ sześciu kategorii ilustrujących poziom rozwoju

finansowego (relacja kredytu krajowego dostarczanego przez sektor finansowy do PKB, relacja kapitału do aktywów w systemie bankowym, relacja kapitalizacji spółek giełdowych do produktu krajowego brutto, wskaźnik rotacji spółek giełdowych znajdujących się w obrocie, relacja pieniądza do PKB) na wzrost gospodarczy. Kapitalizacja rynku giełdowego oraz wskaźnik rotacji spółek giełdowych okazały się mieć pozytywny i nieliniowy wpływ na wzrost gospodarczy, co było zgodne z teorią malejących krańcowych korzyści. Analiza wpływu zmiennych związanych z sytuacją sektora bankowego wskazywała, że zbyt duży rozmiar sektora finansowego (nadmierna skłonność do udzielania pożyczek lub zbyt wysoki wolumen pożyczek niemających pokrycia) mogą mieć negatywny wpływ na stopę wzrostu PKB.

Chociaż wyniki badań empirycznych pokazują istnienie pozytywnej zależności między rozwojem finansowym a wzrostem gospodarczym zarówno w krajach rozwijających się, jak i rozwiniętych, analizowany problem nie był nadmiernie eksplorowany w gospodarkach znajdujących się w fazie transformacji systemowej. Hipoteza dotycząca wpływu rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy w przypadku gospodarek znajdujących się w transformacji weryfikowana była m.in. w pracy Bonin, Watchel (2003). Z konkluzji uzyskanych przez tych autorów wynika, że pod koniec XX wieku rozwój pośrednictwa finansowego miał pozytywny wpływ na wzrost gospodarczy. Pozytywna rola banków w promowaniu wzrostu gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej została zidentyfikowana m.in. przez Atkinsa (2006). Uzyskane wyniki wskazywały, że banki komercyjne dominowały w dostarczaniu usług finansowych do mikroprzedsiębiorstw. W związku z tym rozwój sektora bankowego okazał się konieczny dla finansowania inwestycji. Niemniej jednak wyniki badania wskazywały na niższą efektywność sektora bankowego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej w porównaniu z gospodarkami rozwiniętymi. Wynikało to przede wszystkim z wyższego udziału pożyczek zagrożonych. Podsumowując, Atkins (2006) rekomendował dywersyfikację systemu usług finansowych w celu zapewnienia dalszego rozwoju w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Bonin i Watchel (2003) wskazywali na konieczność zwiększenia roli giełdy w finansowaniu przedsiębiorstw w analizowanej grupie krajów. Oprócz tego wymienieni badacze wskazywali na potrzebę poprawy funkcjonowania pośredników finansowych poprzez zwiększenie roli nadzoru. Niemniej jednak wydawało się, że uogólnienie wniosków na całą grupę krajów Europy Środkowo-Wschodniej jest utrudnione ze względu na różnice w gospodarkach (por. Grabowski, Maciejczyk-Bujnowicz, 2019, 2020). Na przykład w przypadku Polski zależność między regulacjami w sektorze bankowym oraz wzrostem gospodarczym badana była w pracy Marcinkowskiej i in. (2014). Uzyskane rezultaty pokazują, że wzrost wymagań kapitałowych i płynnościowych może mieć nieco negatywny wpływ na wzrost ze względu na ograniczenia w podaży kredytu.

#### **4.4. Wyniki badania empirycznego mającego na celu weryfikację hipotezy „too much finance” dla regionu Europy Środkowo-Wschodniej**

Zależność między rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym była celem wielu prac empirycznych z zakresu ekonomii (por. np. Beck, Degryse, Kneer, 2014; Beck, Georgiadis, Straub, 2014; Beck, Levine, Loyaza, 2000). W zależności od okresu, którego dotyczyło badanie empiryczne, wyciągane były różne wnioski. Celem badania empirycznego przeprowadzanego w niniejszym rozdziale jest ocena wpływu rozwoju systemu finansowego na wzrost gospodarczy. Dlatego też należy krótko scharakteryzować zmienne mierzące poziom rozwoju rynku finansowego. Ze względu na wielowymiarową naturę systemów finansowych analiza ich rozwoju powinna uwzględniać zarówno instytucje, jak i rynki finansowe. Oprócz tego należy uwzględnić następujące wymiary: głębokość, dostępność, efektywność, stabilność. Oznacza to zatem, że analiza wpływu systemu finansowego na wzrost gospodarczy powinna brać pod uwagę szeroką gamę czynników. Arcand, Berkes, Panizza (2015) rozważali wpływ relacji kredytu krajowego do PKB na wzrost gospodarczy. Celem badania empirycznego przeprowadzonego przez Arcanda, Berkes, Panizza (2015) była weryfikacja, czy zależność między poziomem rozwoju systemu finansowego a wzrostem gospodarczym ma charakter nieliniowy. Z kolei Próchniak i Wasiak (2017) rozważali osobne modele regresji liniowej ze zmiennymi specyficznymi mierzącymi poziom rozwoju systemu finansowego. W odróżnieniu od omawianych badań, w badaniu empirycznym rozważanym w niniejszym rozdziale uwzględniane są mierniki związane z różnymi aspektami rozwoju i stabilności. Uwzględniane mierniki dotyczą zarówno instytucji, jak i rynków finansowych. Tabela 86 zawiera nazwy, definicje i opisy zmiennych rozważanych w badaniu empirycznym.

Szacowanie optymalnych wartości poszczególnych zmiennych oddzielnie na podstawie warunków pierwszego rzędu jest właściwe, jeśli korelacje między zmiennymi są niskie. W związku z tym należy przeanalizować macierz współczynników korelacji między potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi. Jest ona prezentowana w tabeli 87.

Tabela 86. Zmienne mierzące poziom rozwoju finansowego i stabilności rozważane w modelu ekonometrycznym

Zmienna i jednostka pomiaru	Nazwa	Rynki czy instytucje	Wymiar	Oczekiwany wpływ. Odwołanie do literatury
1	2	3	4	5
Kredyt krajowy dostarczony przez sektor finansowy do sektora prywatnego (% PKB)	DC	Instytucje	Głębokość	Użycie relacji kredytu krajowego do PKB jest uzasadnione z tego powodu, że sektor finansowy bierze pod uwagę ryzyko związane z finansowaniem firm prywatnych. Dlatego też kredyt udzielany jest dobrze rokującym przedsiębiorstwom (por. Arcand, Berkes, Panizza, 2015). Niemniej jednak Courneade i Denk (2015) zauważyli, że zmiana ta może mieć również ujemny na wzrost gospodarczy, jeśli jej wartość przekroczy poziom krytyczny. Autorzy ci wymieniili pięć czynników prowadzących do „zbyt dynamicznego” wzrostu pośrednictwa finansowego w gospodarce. Są to: nadmierna deregulacja rynków finansowych, relatywnie wysoki poziom kredytu z sektora bankowego w całości kredytu, wyższy poziom gwarancji pożyczek udzielonych przez rząd, niższa jakość kredytu, relatywnie wysoka relacja kredytu udzielonego gospodarstwom domowym w stosunku do kredytu udzielonego przedsiębiorstwom.
Całkowita wartość obrotów na rynku giełdowym (% PKB)	SMTVT	Rynki	Głębokość	Jak wskazują m.in. Bencivenga, Smith, Starr Ross (1995), istnieje wiele dowodów na to, że wraz ze wzrostem płynności rynku giełdowego podnosi się stopa wzrostu PKB. Jest to spowodowane lepszym dostępem firm do informacji oraz bardziej skutecznym zarządzaniem finansami przedsiębiorstw. Analizowana zależność dla rynków giełdowych w Europie Środkowo-Wschodniej została potwierdzona m.in. w badaniach przeprowadzonych przez Carp (2012). Niemniej jednak wyniki badań przeprowadzonych przez Pan i Mishra (2018) wskazują, że może występować ujemna zależność między głębokością rynku giełdowego a wzrostem gospodarczym. Może to wynikać z faktu, że na rynku giełdowym występuje nieuzasadniona hossa lub też bankła spekulacyjna.

Wskaźnik obrotów na rynku giełdowym (relacja akcji znajdujących się w obrocie do kapitalizacji)	SMTR	Rynki	Efektywność	Zgodnie z teorią efektywne rynki finansowe mogą przyczynić się do akumulacji kapitału poprzez zwiększenie możliwości kredytowania wykorzystywanych w celu dokonywania inwestycji w projekty pozytywnie wpływające na wzrost gospodarczy (Qamruzzman, Jianguo, 2018). Pozytywna zależność między efektywnością rynku giełdowego a wzrostem gospodarczym została zidentyfikowana m.in. przez Sevena i Hakana (2016).
Stopa zwrotu na rynku giełdowym (%)	SR	Rynki	Efektywność	
Stopa zwrotu banku	ROE	Instytucje	Efektywność	Zyskowność banków może mieć korzystny wpływ na stopę wzrostu gospodarczego poprzez dwa kanały: kanał stabilności finansowej oraz kanał konkurencji bankowej (Klein, Weill, 2018). Stabilność finansowa może przyczynić się do poprawy stopy wzrostu gospodarczego ze względu na fakt, że zyskowne banki zatrzymują zyski, oferują wyższe stopy zwrotu dla akcjonariuszy i zwiększają poziom kapitału na rynku (Flannery, Rangan, 2008). Z drugiej strony, wyższy poziom konkurencyjności prowadzi do złagodzenia ograniczeń kredytowych (por. Love, Peria, 2014; Ryan, O'Toole, McCann, 2014).
Zmienność na rynku giełdowym	VOL	Rynki	Stabilność	Relacja między zmiennością na rynku giełdowym a stopą wzrostu gospodarczego nie jest jednoznaczna. Istnieją badania, których wyniki wskazują na pozytywny wpływ niepewności na rynku giełdowym na wzrost gospodarczy (Levine, Zervos, 1998). Niemniej jednak inni badacze wskazują na odwrotny kierunek analizowanej zależności (Adjasi, Biekpe, 2006).

Tabela 86 (cd.)

1	2	3	4	5
Z-score banków	Z	Instytucje	Stabilność	
Udział pożyczek niepokrytych we wszystkich pożyczkach (%)	BNPL	Instytucje	Stabilność	Współczynnik z-score jest miarą stabilności instytucji finansowych. Miernik ten jest w prostym sposób związany z prawdopodobieństwem niewypłacalności instytucji finansowej (Beck i in. 2014; Cihak i Hesse 2010; Cihak, Demirgüç-Kunt, Feyen, Levine, 2013; Laeven, Levine 2009). Wyższa wartość tego miernika oznacza niższe prawdopodobieństwo niewypłacalności. Udział pożyczek zagrożonych, a także relacja kapitału banków do ich aktywów to kategorie wykorzystywane przez Międzynarodowy Fundusz Walutowy. Są one traktowane jako mierniki solidności finansowej i dostarczają informacji dotyczących zdrowotności instytucji finansowych. Pozytywna zależność między stabilnością sektora bankowego a wzrostem gospodarczym została zidentyfikowana m.in. przez Jokipii, Monnina (2013) oraz Jayakummara i in. (2018).
Relacja kapitału banków do aktywów (%)	BCTAR	Instytucje	Stabilność	
Udział pożyczek wymagających zabezpieczenia (%)	LOANS_COLL	Instytucje	Dostępność	Dostęp do usług finansowych wydaje się być jednym z najważniejszych czynników prowadzących do redukcji ubóstwa oraz zapewnienia stabilnej stopy wzrostu gospodarczego w krajach znajdujących się w fazie transformacji. Zwiększając dostęp do usług finansowych, sektor finansowy może odegrać ważną rolę w stymulowaniu rozwoju ekonomicznego (Sethi, Acharya, 2018; Sethi, Sethy, 2019).

**Źródło:** opracowanie własne na podstawie The Global Financial Development Database.

**Tabela 87.** Macierz współczynników korelacji między zmiennymi mierzącymi różne wymiary rozwoju finansowego i stabilności

	DC	SMTVT	SMTR	ROE	SR	VOL	Z	BNPL	BCTAR	LOANS_COLL
DC	1	-0,04	-0,23**	-0,21**	0,08	-0,03	-0,30**	0,05	0,14	-0,36**
SMTVT	-0,04	1	0,68**	0,70**	-0,05	0,21**	0,09	-0,25**	-0,42**	-0,00
SMTR	-0,23**	0,68**	1	0,98**	0,03	0,23**	-0,00	0,10	-0,16*	0,05
ROE	-0,21**	0,70**	0,98**	1	0,25**	0,23**	0,28**	-0,10	-0,38**	0,17*
SR	0,08	-0,05	0,03	0,25**	1	-0,21**	-0,02	-0,22**	-0,00	0,29**
VOL	-0,03	0,21**	0,23**	0,23**	-0,21**	1	-0,08	0,05	0,01	0,00
Z	-0,30**	0,09	-0,00	0,28**	-0,02	-0,08	1	-0,25**	0,19**	-0,00
BNPL	0,05	-0,25**	0,10	-0,10	-0,22**	0,05	-0,25**	1	0,09	-0,08
BCTAR	0,14	-0,42**	-0,16*	-0,38**	-0,00	0,01	0,19**	0,09	1	0,21**
LOANS_COLL	-0,36**	-0,00	0,05		0,29**	0,00	-0,00	-0,08	0,21**	1

\*, \*\* oznaczają istotność na poziomie istotności odpowiednio 0,1 oraz 0,05

**Źródło:** opracowanie własne.

Wyniki zawarte w tabeli 50 wskazują, że korelacja między zmiennymi mierzącymi głębokość rynków finansowych jest bardzo niska i nieistotna. Oznacza to zatem, że jeśli poziomy i przyrosty tych dwóch zmiennych uwzględniane są w modelu regresji, warunki pierwszego rzędu mogą zostać wykorzystane w celu określenia optymalnych poziomów zarówno dla zmiennej DC, jak i SMTVT. W niektórych przypadkach korelacje pomiędzy zmiennymi są bardzo wysokie (na przykład wartość będąca w obrocie na rynku giełdowym jest silnie skorelowana z obrotem na rynku giełdowym oraz stopą zwrotu z akcji banków). Oznacza to zatem, że zmienne SMTR oraz ROE dostarczają takiej samej informacji jak zmienna SMTVT. Ponieważ szczególnie interesującym wydaje się sprawdzenie, czy wpływ relacji wartości znajdującej się w obrocie giełdowym do PKB na stopę wzrostu gospodarczego jest nieliniowy, zmienne SMTR oraz ROE nie są uwzględniane w finalnej specyfikacji. Wybór zmiennych uwzględnianych w finalnej specyfikacji jest oparty na analizie współczynników korelacji. Zmienne zostały wybrane w taki sposób, aby uniknąć pary regresorów, dla których współczynnik korelacji z próby co do modułu przekracza 0,30. Finalnie rozważany jest następujący model regresji:



$$\begin{aligned}
Growth_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \log(GDP_{it-1}) + \alpha_2 Growth_{it-1} + \alpha_3 DC_{it} + \alpha_3^* DC_{it}^2 + \alpha_4 SMTVT_{it} + \\
& + \alpha_4^* SMTVT_{it}^2 + \alpha_5 Z_{it} + \alpha_6 VOL_{it} + \alpha_7 SR_{it} + \alpha_8 Z_{it} + \alpha_9 LOANS\_COLL_{it} + \beta_3 DC_{it} * CR_{it} + \\
& + \beta_3^* DC_{it}^2 * CR_{it} + \beta_4 SMTVT_{it} * CR_{it} + \beta_4^* SMTVT_{it}^2 * CR_{it} + \beta_5 Z_{it} * CR_{it} + \\
& + \beta_6 VOL_{it} * CR_{it} + \beta_7 SR_{it} * CR_{it} + \beta_8 BNPL_{it} * CR_{it} + \beta_9 LOANS\_COLL_{it} * CR_{it} + \\
& + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\lambda} * CR_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \tag{119}$$

gdzie  $Growth_{it} = 100(\log(GDP_{it}) - (\log(GDP_{it-1})))$ , natomiast  $GDP_{it}$  oznacza poziom produktu krajowego brutto w lokalnej walucie oraz cenach stałych z 2015 roku.  $CR_{it}$  przyjmuje wartość 1 od 2008 roku, czyli od początku kryzysu finansowego. Inne zmienne wpływające na stopę wzrostu PKB wchodzi w skład wektora  $\mathbf{x}_{it}$ . Ich definicje zawarte są w tabeli 88. Uwzględnienie tych zmiennych wynika z faktu, że wiele czynników niezwiązanych z rozwojem finansowym również wpływa na stopę wzrostu PKB. Wybór tych determinant bazuje na definicji produktu krajowego brutto, funkcji produkcji Cobba-Douglasa oraz analizie literatury poświęconej czynnikom wzrostu gospodarczego (por. m.in. Barro, 1991; Barro i in., 2003; Baumol, 1986; Ciccone i in., 2008; Islam, 1995; Lee, Kim, 2018) oraz studiom literatury z obszaru konwergencji w Europie Środkowo-Wschodniej (por. m.in. Dobrzański, Grabowski, 2019; Dogan i Saracoglu, 2007; Kutan, Yigit, 2004; Matkowski, Próchniak, 2007; Vojinovic i Oplotnik, 2008);

**Tabela 88.** Nazwy i definicje innych zmiennych rozważanych jako objaśniające w modelu (85)

Zmienna	Definicja
EA_Growth	Roczna stopa wzrostu Produktu Krajowego Brutto na mieszkańca
Capital_change	Roczna stopa wzrostu poziomu kapitału (%)
CG	Wydatki na finalną konsumpcję (% PKB)
R&D_change	Roczna stopa wzrostu wydatków na badania i rozwój (%)
Labor_change	Roczna stopa wzrostu zatrudnienia (%)
Trade_openess	Relacja sumy eksportu i importu do PKB (%)
Savings_change	Roczna stopa zwrotu poziomu oszczędności (%)
Export_change	Roczna zmiana eksportu netto (%)
FDI	Różnica w między napływem a odpływem inwestycji
Patents_change	Roczna stopa wzrostu aplikacji patentowych (%)
POP15_64	Udział osób w wieku 15–64 lat (% całej populacji)

**Źródło:** opracowanie własne.

W modelu (119) uwzględniana jest zmienna  $\log(GDP_{it-1})$  w celu sprawdzenia, czy występuje beta-konwergencja. Uwzględnienie zmiennej  $CR_{it}$  wynika z faktu, że poziom rozwoju rynku finansowego może inaczej oddziaływać na wzrost gospodarczy w czasie dobrej koniunktury, a inaczej w okresie kryzysu. Niemniej jednak uwzględnienie zmiany strukturalnej jest podejściem właściwym, jeśli odrzucana jest następująca hipoteza:

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = \dots = \beta_9 = 0 \wedge \lambda = 0, \quad (120)$$

$$H_1 : \sim H_0.$$

Uwzględnienie poziomów oraz kwadratów zmiennych  $DC$  oraz  $SMTVT$  wynika z faktu, że w takim przypadku na podstawie warunków pierwszego rzędu łatwo jest wyznaczyć optymalne wartości zmiennych. W celu sprawdzenia czy zależność między rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym w celu zależność między rozwojem systemu finansowego a wzrostem gospodarczym w okresie stabilności ma kształt „odwróconej litery U” weryfikowana jest hipoteza:

$$H_0 : \alpha_3 = \alpha_3^* = 0, \quad (121)$$

$$H_1 : \alpha_3 \neq 0 \vee \alpha_3^* \neq 0$$

a także:

$$H_0 : \alpha_4 = \alpha_4^* = 0, \quad (122)$$

$$H_1 : \alpha_4 \neq 0 \vee \alpha_4^* \neq 0.$$

Sprawdzenie tych zależności w okresie kryzysu odbywa się poprzez weryfikację prawdziwości hipotezy:

$$H_0 : \alpha_3 + \beta_3 = \alpha_3^* + \beta_3^* = 0, \quad (123)$$

$$H_1 : \alpha_3 + \beta_3 \neq 0 \vee \alpha_3^* + \beta_3^* \neq 0$$

oraz:

$$H_0 : \alpha_4 + \beta_4 = \alpha_4^* + \beta_4^* = 0, \quad (124)$$

$$H_1 : \alpha_4 + \beta_4 \neq 0 \vee \alpha_4^* + \beta_4^* \neq 0.$$

Optymalne wartości poszczególnych zmiennych znajdują się na podstawie warunków pierwszego rzędu. A zatem dla pierwszego podokresu wykorzystywane są formuły:

$$OPT^{DC} = -\frac{\hat{\alpha}_3}{2\hat{\alpha}_3^*}, \quad (125)$$

$$OPT^{SMTVT} = -\frac{\hat{\alpha}_4}{2\hat{\alpha}_4^*}. \quad (126)$$

Z kolei optymalne poziomy dla drugiego podokresu wyznaczane są zgodnie ze wzorami:

$$O\tilde{P}T^{DC} = -\frac{\hat{\alpha}_3 + \hat{\beta}_3}{2(\hat{\alpha}_3^* + \hat{\beta}_3^*)}, \quad (127)$$

$$O\tilde{P}T^{SMTVT} = -\frac{\hat{\alpha}_4 + \hat{\beta}_4}{2(\hat{\alpha}_4^* + \hat{\beta}_4^*)}. \quad (128)$$

Uogólniona metoda momentów stała się ważnym sposobem szacowania parametrów modeli wzrostu gospodarczego w literaturze ekonomicznej. W szczególności estymator pierwszych różnic zaproponowany przez Arellano, Bonda (1991), a także systemowy estymator GMM zaproponowany przez Blundella i Bonda (1998) zyskały spore zainteresowanie (por. m.in. Aghion i in., 2009; Cohen, Soto, 2007; Dalgaard i in., 2002). Dostępność danych oraz potrzeba oszacowania wpływu poziomu rozwoju systemu finansowego i stabilności na wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej wymagają estymacji parametrów modelu z niewielką liczbą okresów i jednostek. Problemem jest jednak obciążenie metod panelowych w przypadku małej liczby obiektów i okresów (por. Flannery i Hankins, 2013; Kiviet, 1995; Soto, 2009). Chociaż systemowy estymator Blundella, Bonda (1998) ma lepsze własności od innych estymatorów w przypadku krótkich paneli z niewielką liczbą obiektów (por. Flannery i Hankins, 2013; Soto, 2009), nie należy ignorować omawianego problemu obciążoności. Dlatego też, na podstawie propozycji Zhou, Faff oraz Alpert (2014), liniowa korekta obciążenia po zastosowaniu uogólnionej metody momentów jest stosowana.

W pierwszej kolejności weryfikowana jest hipoteza (120) dotycząca zasadności użycia zmiennych interakcyjnych. Następnie weryfikowane są hipotezy dotyczące U-kształtności (121–124). Tabela 89 prezentuje wyniki testowania prawdziwości hipotez (95–99).

**Tabela 89.** Wyniki testowania prawdziwości hipotez (95–99)

Hipoteza	Statystyka Walda	Graniczny poziom istotności
(120)	13,79	0,000
(121)	1,13	0,566
(122)	21,17	0,000
(123)	30,82	0,000
(124)	28,75	0,000

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 90 prezentuje wyniki estymacji parametrów uogólnioną metodą momentów z liniową korektą obciążenia.

**Tabela 90.** Wyniki estymacji parametrów uzyskane uogólnioną metodą momentów

Zmienna	Oszacowanie	Średni błąd szacunku	Graniczny poziom istotności
1	2	3	4
$Growth_{it-1}$	0,094	0,032	0,003
$\log(GDP_{it-1})$	-0,104	0,022	0,000
$EA\_Growth$	-0,265	0,220	0,228
$EA\_Growth*CR$	0,845	0,224	0,000
$Capital\_change$	0,109	0,012	0,000
$RD\_change$	0,036	0,010	0,000
$Trade\_openess$	0,056	0,013	0,000
$CG$	-0,013	0,006	0,050
$DC$	0,022	0,039	0,565
$DC^2$	0,003	0,009	0,732
$DC^2*CR$	-0,020	0,002	0,000
$SMTVT$	-0,0015	0,0009	0,091
$SMTVT*CR$	-0,0008	0,0004	0,048
$SMTVT^2$	-0,0001	0,0000	0,037

Tabela 90 (cd.)

1	2	3	4
BNPL	-0,0008	0,0004	0,032
LOANS_COLL	-0,0004	0,0002	0,085
VOL	-0,0015	0,0003	0,000
$OPT^{DC}$ for the crisis and post-crisis period	62,37%		
$OPT^{SMTVT}$ for pre-crisis period	7,95%		
$OPT^{SMTVT}$ for the crisis and post-crisis period	3,53%		
Arellano-Bond test for autocorrelation of order 2	Statystyka = 1,02 Graniczny poziom istotności = 0,31		
Sargan test of overidentifying restrictions	Statystyka = 97,81 Graniczny poziom istotności = 0,23		

**Źródło:** opracowanie własne.

Hipoteza (121) nie została odrzucona. Oznacza to zatem brak relacji między relacją kredytu w sektorze bankowym do PKB a wzrostem gospodarczym. Wyniki wskazujące na niewielką rolę pośrednictwa finansowego w stymulowaniu wzrostu gospodarczego są zgodne z rezultatami badań uzyskanymi przez innych autorów (por. m.in. Dudian, Popa, 2013; Petkovski i Kjosevski, 2014). Niemniej jednak omawiani badacze uzyskali istotnie ujemne oszacowanie parametru przy zmiennej mierzącej relację kredytu bankowego do PKB. Różnica w oszacowaniach może być wynikiem tego, że analizie zostały poddane różne okresy. Dudian oraz Popa (2013) wykorzystywali dane od 1996 roku, podczas gdy w analizie przeprowadzonej przez Petkovskiego i Kjosevskiego (2014) uwzględniane jest okres od 1991 roku. W latach dziewięćdziesiątych XX wieku efektywność instytucji finansowych w Europie Środkowo-Wschodniej była bardzo niska (Atkins, 2006). Udział pożyczek straconych okazał się w analizowanych krajach zdecydowanie wyższy niż w państwach rozwiniętych. Jednak wzrost efektywności instytucji finansowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej po 2007 roku przyczynił się do zaistnienia zależności między głębokością finansową a wzrostem gospodarczym. Uzyskany rezultat jest zgodny z wynikami badań przeprowadzonych przez Cojocar, Falaris, Hoffman, Miller (2016), wskazującymi, że w krajach Europy Środkowo-Wschodniej efektywność rynków finansowych oraz konkurencyjność były ważniejszymi czynnikami wzrostu niż rozmiar rynku.

Uzyskane rezultaty wskazują, że relacja między głębokością instytucji finansowych a wzrostem gospodarczym zmieniła się znacząco w okresie kryzysu i po kryzysie. Hipoteza (98) została odrzucona, co oznacza, że analizowana zależność miała charakter nieliniowy. Poniżej poziomu krytycznego (wynoszącego 62,5%)

zwiększanie głębokości finansowej miało pozytywny wpływ na wzrost gospodarczy. Powyżej tego poziomu obserwowana była przeciwna zależność. Okazuje się zatem, że hipoteza „zbyt dużo finansów” jest prawdziwa także dla krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Niemniej jednak optymalny poziom głębokości instytucji finansowych okazał się zdecydowanie niższy w porównaniu z krajami OECD. Wynik ten nie jest zaskoczeniem, ponieważ instytucje finansowe w Europie Środkowo-Wschodniej są mniej rozwinięte niż ich odpowiedniki w krajach rozwiniętych. Poza tym wyższe stopy procentowe w analizowanej grupie krajów prowadzą do wyższych problemów przedsiębiorstw ze spłacaniem kredytów. Obecność zmiany strukturalnej wskazuje na wzrost efektywności pośrednictwa finansowego w analizowanym regionie w ostatnich latach. Uzyskane wyniki potwierdzają teorię Arcanda i in. (2015) oraz Creela i in. (2015), mówiącą, że wpływ zwiększania głębokości instytucji finansowych na wzrost gospodarczy zależy od rozwoju finansowego. Istnieje kilka uzasadnień dla tego zjawiska. Po pierwsze, asymetria informacyjna oraz deregulacja zmusiły banki do wzięcia na siebie większego ryzyka w latach 2008–2014. Pogłębianie finansowe towarzyszące wyższej skłonności do udzielania pożyczek doprowadziły do powstania baniek i pogorszenia się bilansów instytucji finansowych (por. Creel, 2015). Oprócz tego, jak argumentuje m.in. Phillipon (2010), szybszy wzrost systemu finansowego w porównaniu z gospodarką realną sprawił, że sektor finansowy chętniej niż przemysł przyciągał młode talenty. Doprowadziło to do wolniejszego wzrostu produktywności w przemyśle.

Różnice dotyczące wpływu zmiennej *DC* w dwóch podokresach dostarczają interesujących interpretacji w zakresie wpływu globalnego kryzysu finansowego na optymalny poziom relacji kredytu dostarczonego do sektora prywatnego na wzrost gospodarczy. Wraz z nadejściem kryzysu finansowego relacja między rozwojem finansowym a wzrostem gospodarczym zmieniła się znacząco. Wynik ten jest zgodny z rezultatem uzyskanym przez Próchniak i Wasiak (2017), którzy potwierdzili, że uwzględnienie w modelu zmiennych binarnych związanych z kryzysem dostarcza nowych interpretacji w zakresie wpływu rozwoju finansowego na wzrost gospodarczy. Jednym z wyjaśnień tej prawidłowości może być fakt, że gwałtowny wzrost kredytu jest jedną z ważniejszych determinant kryzysów bankowych (por. Cihak, Demirguc-Kunt, Feyen, Levine, 2013; Kaminsky, Reinhart, 1999). Zgodnie z obliczeniami wykonanymi przez Dell’Ariccia, Detragiache, Rajan (2004), około 75% gwałtownych wzrostów aktywności kredytowych w krajach wschodzących prowadziło w przeszłości do kryzysów bankowych. Na podstawie Global Financial Development Database można wnioskować, że Łotwa oraz Słowenia doświadczyły kryzysu bankowego w latach 2008–2011. Obecność kryzysu bankowego w analizowanych krajach mogła wynikać z gwałtownego wzrostu aktywności kredytowej w okresach poprzedzających. Problemy sektora bankowego w analizowanych krajach doprowadziły do recesji. Drugim wyjaśnieniem dla analizowanego zjawiska może być fakt, że kraje charakteryzujące się słabiej zintegrowanymi rynkami finansowymi mniej odczuły skutki globalnego kryzysu finansowego ze względu na mniejszą

wrażliwość na szoki zewnętrzne. Dotyczy to przede wszystkim Polski, która okazała się krajem odpornym na kryzys (por. Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski, 2014). W efekcie kraje charakteryzujące się wysoką relacją kredytu krajowego do PKB (np. Estonia, Łotwa, Węgry) zanotowały głęboką recesję, natomiast pozytywna stopa wzrostu PKB w analizowanym okresie była obserwowana w Polsce, Rumunii czy Słowacji, gdzie analizowana kategoria była na poziomie około 50%. Powyższe interpretacje dostarczają też dodatkowych wyjaśnień w zakresie odporności polskiej gospodarki w czasie globalnego kryzysu finansowego. Są one zgodne z rezultatami uzyskanymi w pracy Sahay i in. (2015), którzy to określili poziom rozwoju systemu finansowego w Polsce jako optymalny z punktu widzenia wzrostu gospodarczego i jego zmienności.

Hipotezy (122) oraz (124) zostały odrzucone. Istotnie dodatnie oszacowanie parametru przy zmiennej  $SMTVT$  oraz istotnie ujemne oszacowanie przy zmiennej  $SMTVT^2$  wskazują, że relacja między głębokością rynków finansowych a wzrostem gospodarczym miała kształt odwróconej litery U. Optymalny wartość rynku giełdowego znajdująca się w obrocie w latach 2001–2007 stanowiła 8% produktu krajowego brutto. Wynik ten może zostać wyjaśniony poprzez zjawiska obserwowane na rynkach giełdowych Europy Środkowo-Wschodniej w analizowanym okresie. W szczególności wyższy (niż optymalny) poziom zmiennej  $SMTVT$  obserwowany był w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Na początku XXI wieku rynki giełdowe w tych krajach były relatywnie słabo zintegrowane z odpowiednikami w krajach rozwiniętych. Inwestorzy międzynarodowi dołączali do swoich portfeli aktywa z krajów Europy Środkowo-Wschodniej w celu zmniejszenia ryzyka inwestycyjnego (Bieńkowski, Gawrońska-Nowak, Grabowski, 2014; Gilmore, McManus, Tezel, 2005). Wyniki badania przeprowadzonego przez Becka i Stanka (2019) wskazują, że krótko po akcesji Polski, Czech i Węgier do Unii Europejskiej gwałtownie wzrosło zainteresowanie akcjami tych krajów w międzynarodowych centrach finansowych. Oprócz tego wzrosło zainteresowanie inwestorów międzynarodowych akcjami spółek z krajów Europy Środkowo-Wschodniej. Wiele transakcji miało charakter spekulacyjny. Na przykład w Polsce odnotowywano niskie stopy wzrostu PKB oraz wysokie roczne stopy zwrotu z indeksu WIG w latach 2002–2005. Zależność o kształcie odwróconej litery U między głębokością rynków finansowych a wzrostem gospodarczym w grupie 15 krajów Europy Środkowo-Wschodniej obserwowana była także po 2007 roku. Niemniej jednak optymalny poziom relacji transakcji na rynku giełdowym do PKB obniżył się istotnie do poziomu 3,5%. Z powodu globalnego kryzysu finansowego inwestorzy wycofywali aktywa krajów Europy Środkowo-Wschodniej ze swoich portfeli. Kraje charakteryzujące się wyższym poziomem rozwoju rynków giełdowych odnotowywały wówczas niższe stopy wzrostu PKB. Po 2012 roku recesja ustąpiła, a relacja obrotów na rynku giełdowym do PKB zmniejszyła się istotnie. Należy podkreślić, że uzyskane rezultaty różnią się nieznacznie od konkluzji otrzymanych przez Bongini, Iwanicz-Drozdowską, Smagę i Witkowskiego (2017). Omawiani badacze uzyskali pozytywną zależność między

głębokością rynków finansowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej a wzrostem gospodarczym. Niemniej jednak w analizowanym badaniu próba rozpoczęła się od 1997 roku, a nieliniowość nie była testowana.

Zmienna *BNPL* okazała się mieć istotny wpływ na wzrost gospodarczy w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Wyższy udział „złych” pożyczek prowadził do słabszego wzrostu gospodarczego. Wynik ten jest zgodny z oczekiwaniami, ponieważ instytucje finansowe, charakteryzujące się niższym udziałem kredytów zagrożonych, są bardziej zdrowe. Otrzymane rezultaty są zgodne z wynikami innych badań wskazujących na jednoznacznie pozytywny wpływ redukcji „złych” kredytów banków na wzrost gospodarczy (Balgova, Nies, Plekhanov, 2016). Wynika to przede wszystkim z faktu, że przy wyższej jakości aktywów bankowych transmisja impulsów pieniężnych jest lepsza (Byrne, Kelly, 2017).

Zmienność na rynku giełdowym okazała się mieć negatywny wpływ na stopę wzrostu realnego PKB. Oznacza to zatem, że stabilność rynków finansowych w Europie Środkowo-Wschodniej jest ważnym czynnikiem trwałego wzrostu w regionie. Oznacza to zatem, że rządy poszczególnych krajów powinny troszczyć się o sytuację w finansach publicznych, stabilność kursu walutowego, pozytywną ocenę inwestorów, unikać pogorszenia ratingów oraz zredukować niepewność na rynkach giełdowych. Chociaż niepewność na rynku giełdowym w danym kraju zależy od czynników globalnych i regionalnych, wyniki badań wskazują, że środowisko ekonomiczne oraz polityka rządowa odgrywają ważną rolę (Sainy, 2016).

Zmienna *LOANS\_COLL* okazała się mieć istotny oraz ujemny wpływ na wzrost gospodarczy. Oznacza to zatem, że w warunkach gorszego dostępu do kredytu ze strony instytucji finansowych, perspektywy wzrostu gospodarczego są gorsze. Lepiej funkcjonujące systemy finansowe inwestują bardziej w oparciu o jakość projektów, a mniej patrzą na bogactwo przedsiębiorców i ich sieci społeczne. Dlatego też lepiej funkcjonujące instytucje finansowe powinny radzić sobie również w warunkach niestabilności na rynkach finansowych i lepiej wybierać obiecujące firmy. Uzyskane rezultaty pokazują, że dostępność usług finansowych jest jedną z ważniejszych determinant wzrostu gospodarczego w krajach będących w fazie transformacji systemowej. Oprócz tego wyniki są zgodne z konkluzjami innych badań przeprowadzonych dla krajów wschodzących (por. m.in. Cojocar, Falaris, Hoffman, Miller, 2016; Sethi, Acharya, 2018).

Wpływ zmiennych nieilustrujących poziomu rozwoju finansowego okazał się zgodny z oczekiwaniami. Wskazują one na silną konwergencję w analizowanej grupie krajów w latach 2001–2015. Kraje, które były relatywnie bogate na początku XXI wieku (np. Czechy, Węgry, Słowenia), charakteryzowały się wolniejszym tempem wzrostu PKB w kolejnych latach, podczas gdy kraje relatywnie biedne (Polska, Rumunia) rozwijały się szybciej. Istotnie dodatnie oszacowanie parametru przy zmiennej *EA\_Growth* jest uzasadnione poprzez silne powiązania gospodarcze pomiędzy krajami Europy Środkowo-Wschodniej a strefą euro. Nie jest to dziwne, ponieważ pięć spośród analizowanych jedenastu krajów przystąpiło do Europejskiej



Unii Gospodarczej i Walutowej i ich cykle są zbieżne z cyklem strefy euro. Wybuch globalnego kryzysu finansowego doprowadził do wzrostu synchronizacji cykli koniunkturalnych. Oszacowania parametrów przy zmiennych *Capital\_change* oraz *RD\_change* są zgodne z ideą rozszerzonej funkcji produkcji Cobba-Douglassa. Wzrost poziomu kapitału, podobnie jak postęp technologiczny, prowadzą do wzrostu gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej. Ujemne oszacowanie parametru przy zmiennej *CG* świadczy o tym, że oszczędności i inwestycje były ważnymi czynnikami wzrostu w Europie Środkowo-Wschodniej w latach 2001–2015. Ważnym czynnikiem wzrostu okazał się także handel zagraniczny. Kraje o wyższym poziomie otwartości charakteryzowały się wyższym poziomem wzrostu PKB. Rezultat ten jest zgodny z wynikami uzyskanymi przez Nannicini i Billmeier (2011), którzy wskazali na ważną rolę handlu w stymulowaniu wzrostu gospodarczego w krajach Europy Środkowo-Wschodniej.

## 4.5. Podsumowanie

Kształtowanie się indeksów giełdowych Polski, Czech i Węgier okazało się zależeć od wartości przyjmowanych przez inne kategorie makroekonomiczne. Najważniejszymi determinantami kursu giełdowego okazały się być kurs walutowy oraz poziom inflacji. Wpływ kursu walutowego na indeks giełdowy w Polsce, Czechach i na Węgrzech okazał się istotny zarówno w krótkim, jak i długim okresie. Przy wyższym poziomie inflacji wzrost wartości indeksu giełdowego był istotnie silniejszy.

Wyniki badania empirycznego mającego na celu identyfikację wpływu rozwoju systemu finansowego w Europie Środkowo-Wschodniej na wzrost gospodarczy wskazują, że zależność ta była inna w okresie kryzysu, a inna w okresie stabilności na rynkach finansowych. Zależność między głębokością instytucji finansowych a wzrostem gospodarczym miała charakter nieliniowy. Poniżej poziomu krytycznego (wynoszącego 62,5%) dla zmiennej definiującej relację kredytu bankowego do PKB, zwiększanie głębokości finansowej miało pozytywny wpływ na wzrost gospodarczy. Powyżej tego poziomu obserwowana była przeciwna zależność. Okazało się zatem, że optymalny poziom głębokości finansowej w krajach Europy Środkowo-Wschodniej był zdecydowanie niższy niż w gospodarkach rozwiniętych. Wynik ten nie jest zaskoczeniem ze względu na fakt, że instytucje finansowe w Europie Środkowo-Wschodniej są mniej rozwinięte niż ich odpowiedniki w krajach rozwiniętych. Poza tym wyższe stopy procentowe w analizowanej grupie krajów prowadzą do większych problemów przedsiębiorstw z wypłacalnością. Obecność zmiany strukturalnej wskazuje na wzrost efektywności pośrednictwa finansowego w analizowanym regionie w ostatnich latach.

Relacja między głębokością rynków finansowych a wzrostem gospodarczym miała kształt odwróconej litery U. Optymalna wartość rynku giełdowego znajdującego się w obrocie w latach 2001–2007 stanowiła 8% produktu krajowego brutto. Zależność o kształcie odwróconej litery U między głębokością rynków finansowych a wzrostem gospodarczym w grupie 15 krajów Europy Środkowo-Wschodniej obserwowana była także po 2007 roku. Niemniej jednak optymalny poziom relacji transakcji na rynku giełdowym do PKB obniżył się istotnie do poziomu 3,5%. Z powodu globalnego kryzysu finansowego inwestorzy wycofywali aktywa krajów Europy Środkowo-Wschodniej ze swoich portfeli. Kraje charakteryzujące się wyższym poziomem rozwoju rynków giełdowych odnotowywały wówczas niższe stopy wzrostu PKB.



# Zakończenie

W niniejszej książce przeprowadzone zostały szczegółowe badania sytuacji na rynkach giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech. W większości z przeprowadzonych badań próba badawcza obejmowała lata 2004–2020.

Odporność rynków giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej na niestabilności zewnętrzne zależała od ogólnej niepewności na globalnych rynkach finansowych. Świadczy o tym zróżnicowanie wskaźników zależności między stopami zwrotu, jak i ogonach rozkładu. Wraz ze wzrostem ogólnej niepewności na rynkach finansowych odnotowywano wyższe prawdopodobieństwa jednoczesnych spadków na dwóch rynkach giełdowych. Po zakończeniu kryzysu strefy euro, rynki giełdowe Polski, Czech i Węgry okazały się bardziej odporne na niestabilności zewnętrzne. Wynika to z co najmniej dwóch powodów. Po pierwsze, nastąpiło uwstecznienie procesów globalizacyjnych, którego wynikiem był spadek powiązań między różnymi rynkami finansowymi. Po drugie, Polska, Czechy oraz Węgry doświadczały niestabilności politycznej i problemów wewnętrznych w innych okresach. W związku z tym okresy gwałtownych spadków na rynkach giełdowych poszczególnych krajów były różne.

Stopy zwrotu z indeksów giełdowych w krajach Europy Środkowo-Wschodniej zależały nie tylko od kształtowania się stóp zwrotu na rynkach krajów rozwiniętych. Zmiany kursu walutowego oraz poziomu cen okazały się również ważnymi determinantami. Oprócz tego stopy zwrotu z WIG-u, BUX-a oraz PX-a zależały od niespodzianek makroekonomicznych, newsów politycznych oraz działań pomocowych banków centralnych. Zidentyfikowano także transmisję polityki antykryzysowej Europejskiego Banku Centralnego na rynki giełdowe Polski, Czech i Węgier.

Oprócz powiązań między stopami zwrotu na rynkach giełdowych krajów Europy Środkowo-Wschodniej odnotowano także istotne powiązania między krótko- i długookresową zmiennością na rynkach giełdowych. Miała miejsce również transmisja szoków między rynkami kapitałowymi. W większości przypadków transmisja ta miała charakter asymetryczny. Negatywne szoki silniej wpływały na zmienność w porównaniu z szokami pozytywnymi. Kraje Europy Środkowo-Wschodniej okazały się biorcami szoków pochodzących z krajów rozwiniętych.

Odporność krajów Europy Środkowo-Wschodniej na niestabilności zewnętrzne okazała się wyższa w krajach charakteryzujących się słabszym rozwojem systemu

finansowego. Wynik ten został potwierdzony poprzez obecność zmiany strukturalnej w modelu uzależniającym wzrost gospodarczy od poziomu rozwoju systemu finansowego. Należy jednak pamiętać, że finansowy charakter poprzedniego kryzysu przyczynił się do wyższej odporności w krajach charakteryzujących się słabszym rozwojem sektora finansowego. Charakter kryzysu związanego z pandemią koronawirusa jest inny, co powoduje, że odporność poszczególnych gospodarek powinna różnić się w stosunku do poprzednich kryzysów.

# Bibliografia

- Adjasi C.K.D., Biekpe N. (2006), *Stock market development and economic growth: The case of selected African countries*, "African Development Review", vol. 18, s. 144–161.
- Adler M., Dumas B. (1984), *Exposure to currency risk: definition and measurement*, "Financial Management", vol. 13, s. 41–50.
- Afonso A., Jalles J.T. (2019), *Quantitative easing and sovereign yield spreads euro-area time-varying evidence*, "Journal of International Financial Markets, Institutions and Money", vol. 58, s. 208–224.
- Afonso A., Kazemi M. (2018), *Euro area sovereign yields and the power of unconventional monetary policy*, "Finance a uver-Czech Journal of Economics and Finance", vol. 68, s. 100–119.
- Afonso A., Arghyrou M., Gadea M., Kontonikas A. (2018), „*Whatever it takes*” to resolve the European sovereign debt crisis? *Bond pricing regime switches and monetary policy effects*, "Journal of International Money and Finance", vol. 86, s. 1–30.
- Agh A. (2016), *The decline of democracy in East-Central Europe*, "Problems of Post-Communism", vol. 63, s. 277–287.
- Aghion P., Howitt P., Mayer-Foulkes D. (2005), *The effect of financial development on convergence: theory and evidence*, "Quarterly Journal of Economics", vol. 120, s. 173–222.
- Aghion P., Bacchetta P., Ranciere P., Rogoff K. (2009), *Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development*, "Journal of Monetary Economics", vol. 56, s. 494–513.
- Ajayi R.A., Mougoue M. (1996), *On the dynamic relation between stock prices and exchange rates*, "Journal of Financial Research", vol. 19, s. 193–207.
- Akaike H. (1974), *A new look at the statistical model identification*, "IEEE Transactions on Automatic Control", vol. 19, s. 716–723.
- Albuquerque R., Vega C. (2009), *Economic news and international stock market co-movement*, "Review of Finance", vol. 13, s. 401–465.
- Alessi L., Ghysels E., Onorante L., Peach R., Potter S. (2014), *Central Bank macroeconomic forecasting during the global financial crisis: The European Central Bank and Federal Reserve Bank of New York experiences*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 32, s. 483–500.

- Allen F., Babus A., Carletti E. (2009), *Financial crises: theory and evidence*, "Annual Review of Financial Economics", vol. 1, s. 97–116.
- Altavilla C., Giannone D., Lenza M. (2016), *The financial and macroeconomic effects of the OMT announcements*, "International Journal of Central Banking", vol. 16, s. 29–57.
- Altavilla C., Brugnolini L., Gurkaynak R.S., Motto R., Ragusa G. (2019), *Measuring euro area monetary policy*, "Journal of Monetary Economics", vol. 108, s. 162–179.
- Anari A., Kolari J. (2001), *Stock prices and inflation*, "Journal of Financial Research", vol. 24, s. 587–602.
- Ane T., Labidi C. (2006), *Spillover effects and conditional dependence*, "International Review of Economics and Finance", vol. 15, s. 417–442.
- Apostolou A., Beirne J. (2019), *Volatility spillovers of unconventional monetary policy to emerging market economies*, "Economic Modelling", vol. 79, s. 118–129.
- Arcand J.-L., Berkes E., Panizza U. (2015), *Too much finance?*, "Journal of Economic Growth", vol. 20, s. 105–148.
- Arellano M., Bond S. (1991), *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*, "Review of Economic Studies", vol. 58, s. 277–297.
- Atkins R. L. (2006), *Financial development and economic growth in transition countries in Southeast Europe*, Georgia State University: AYSPS.
- Babecka-Kucharcukova O., Clayes P., Vasicek B. (2016), *Spillover of the ECB's monetary policy outside the euro area: how different is conventional from unconventional policy?* "Journal of Policy Modelling", vol. 38, s. 199–225.
- Bae K.-H., Karolyi G.A., Stulz R.M. (2003), *A new approach to measuring financial contagion*, "Review of Financial Studies", vol. 16, s. 717–763.
- Bagehot W. (1873), *Lombard Street*, Homewood, IL (edition 1962): Richard D. Irwin.
- Bahmani-Oskooee M., Saha S. (2015), *On the Relation between stock prices and exchange rates: A review article*, "Journal of Economic Studies", vol. 42, s. 707–732.
- Bahmani-Oskooee M., Saha S. (2016a), *Asymmetry cointegration between the value of the dolar and sectoral indices in the U.S.*, "International Review of Economics and Finance", vol. 46, s. 78–86.
- Bahmani-Oskooee M., Saha S. (2016b), *Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices?*, "Global Finance Journal", vol. 31, s. 57–72.
- Baier S.L., Dwyer G.P. Tamura R. (2004), *Does opening of a stock exchange increase economic growth?*, "Journal of International Money and Finance", vol. 23, s. 311–331.
- Balgova M., Nies M., Plekhanov A. (2016), *The economic impact of reducing non-performing loans*, "EBRD Working Paper", vol. 193, s. 1–15.
- Banulescu G.-D., Dumitrescu E.-I. (2015), *Which are the SIFIs? A Component Expected Shortfall approach to systemic risk*, "Journal of Banking and Finance", vol. 50, s. 575–588.

- Barro R. (1991), *Economic growth in a cross section of countries*, "Quarterly Journal of Economics", vol. 106, s. 407–443.
- Barro R.J., Sala-i-Martin X. (2003), *Economic growth*, New York: MIT Press.
- Barroda I., Roberts F.D.K. (1974), *Solution of an overdetermined system of equations in the  $l_1$  norm*, "Communications of the ACM", vol. 17, s. 319–320.
- Bauer M., Neely C. (2014), *International channels of the Fed's unconventional monetary policy*, "Journal of International Money and Finance", vol. 44, s. 24–46.
- Baumol W.J. (1986), *Productivity growth, convergence and welfare: What the long-run data show?* "American Economic Review", vol. 76, s. 1072–1085.
- Baur D.G., Schulze N. (2005), *Coexceedances in financial markets – a quantile regression analysis of contagion*, "Emerging Markets Review", vol. 6, s. 21–43.
- Baur D.G. (2013), *The structure and degree of dependence: a quantile regression approach*, "Journal of Banking and Finance", vol. 37, s. 786–798.
- Beck K., Stanek P. (2019), *Globalization or regionalization of stock markets? The case of Central and Eastern European countries*, "Eastern European Economics", vol. 57, s. 317–330.
- Beck R., Georgiadis G., Straub R. (2014), *The finance and growth nexus revisited*, "Economics Letters", vol. 124, s. 382–385.
- Beck T., Levine R. (2004), *Stock markets, banks and growth: Panel evidence*, "Journal of Banking and Finance", vol. 28, s. 423–442.
- Beck T., Degryse H., Kneer Ch. (2014), *Is more finance better? Disentangling intermediation and size effects of financial systems*, "Journal of Financial Stability", vol. 10, s. 50–64.
- Beck T., Levine R., Loyaza N. (2000), *Finance and the sources of growth*, "Journal of Financial Economics", vol. 58, s. 261–300.
- Beechey M., Gruen D.W., Vickery J. (2000), *The efficient market hypothesis: a survey*, "Economic Research Department of Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper", no. 2000–01.
- Bein M., Tuna G. (2015), *Volatility transmission and dynamic correlation analysis between developed and emerging European stock markets during sovereign debt crisis*, "Romanian Journal of Economic Forecasting", vol. 18, s. 61–80.
- Bencivenga V.R., Smith B.D. (1991), *Financial intermediation and endogenous growth*, "Review of Economic Studies", vol. 58, s. 195–209.
- Bencivenga V.R., Smith B.D., Starr Ross M. (1995), *Transactions costs, technological choice, and endogenous growth*, "Journal of Economic Theory", vol. 67, s. 153–177.
- Bertero E., Mayer C. (1990), *Structure and performance: global interdependence of stock markets around the crash of October 1987*, "European Economic Review", vol. 34, s. 1155–1180.
- Bieńkowski W., Gawrońska-Nowak B., Grabowski W. (2011), *Podatność polskich rynków finansowych na niestabilności wewnętrzne i zewnętrzne*, „Materiały i Studia NBP”, vol. 258.



- Bieńkowski W., Gawrońska-Nowak B., Grabowski W. (2013), *Analiza transmisji szoków dla rynków giełdowych Czech, Węgier i Polski w okresie globalnego kryzysu*, „Bank i Kredyt”, vol. 44, s. 403–434.
- Bieńkowski W., Gawrońska-Nowak B., Grabowski W. (2014), *Comovements of stock markets in the CEE-3 countries during the global financial crisis*, “Eastern European Economics”, vol. 52, s. 32–55.
- Billio M., Pelizzon L. (2003), *Contagion and Interdependence in stock markets: have they been misdiagnosed?* “Journal of Economics and Business”, vol. 55, s. 405–426.
- Blundell R., Bond S. (1998), *Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models*, “Journal of Econometrics”, vol. 87, s. 115–143.
- Body Z. (1976), *Common stocks as a hedge against inflation*, “Journal of Finance”, vol. 31, s. 459–470.
- Bogołębska J., Feder-Sempach E., Stawasz-Grabowska E. (2019), *Reserve currency status as a safe asset determinant. Empirical evidence from main public issuers in the period 2005–2017*, “Comparative Economic Research. Central and Eastern Europe”, vol. 22, s. 65–81.
- Bongini P., Iwanicz-Drozdowska M., Smaga P., Witkowski B. (2017), *Financial development and economic growth: the role of foreign-owned banks in CESEE countries*, „Sustainability”, vol. 9, s. 335–344.
- Bonin J., Watchel P. (2003), *Financial sector development in transition economies: Lessons from the first decade*, “Financial Markets, Institutions and Instruments”, vol. 12, s. 1–66.
- Borralló F., Hernando I., Valles J. (2016), *The effects of US unconventional monetary policies in Latin America*, “CEMLA Working Paper”.
- Boyer B.H., Gibson M.S., Loretan M. (1998), *Pitfalls in tests for changes in correlations*, “International Finance Discussion Papers”, no. 597.
- Boysen-Hogrefe J. (2017), *Risk assessment on euro area government bond markets – the role of governance*, “Journal of International Money and Finance”, vol. 73, s. 104–117.
- Brooks C. (2019), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Brown S., Weinstein M. (1983), *A new approach to testing asset pricing models: The bilinear paradigm*, “Journal of Finance”, vol. 38, s. 1393–1414.
- Brzezyczyński J., Kelm R. (2002), *Ekonometryczne modele rynków finansowych. Modele kursów akcji i walutowych*, Warszawa: WIG PRESS.
- Brzezyczyński J., Welfe A. (2007), *Are there benefits from trading strategy based on the returns spillovers to the emerging stock markets? Evidence from Poland*, “Emerging Markets Finance and Trade”, vol. 43, s. 74–92.
- Burriel P., Galesi A. (2018), *Uncovering the heterogeneous effects of ECB unconventional monetary policy across euro area countries*, “European Economic Review”, vol. 101, s. 210–229.

- Buzogany A. (2017), *Illiberal democracy in Hungary: authoritarian diffusion or domestic causation?*, "Democratization", vol. 24, s. 1307–1325.
- Byrne D., Kelly R. (2017), *Bank asset quality and monetary policy pass-through*, "Research Technical Papers", vol. 11/RT/17.
- Capiello L., De Santis R.A. (2005), *Explaining exchange rate dynamics: the uncovered equity return parity condition*, "European Central Bank Working Paper", no. 529.
- Capiello L., Engle R.F., Sheppard K. (2006), *Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns*, "Journal of Financial Econometrics", vol. 4, s. 537–572.
- Caporale G.M., Hunter J., Ali F.M. (2014), *On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010*, "International Review of Financial Analysis", vol. 33, s. 87–103.
- Carp L. (2012), *Can stock market development boost economic growth? Empirical evidence from emerging markets in Central and Eastern Europe*, "Procedia Economics and Finance", vol. 3, s. 438–442.
- Castiglionesi F. (2007), *Financial contagion and the role of the central bank*, "Journal of Banking and Finance", vol. 31, s. 81–101.
- Cecchetti S., Kharroubi E. (2012), *Reassessing the impact of finance on growth*, "BIS Working Paper", no. 381.
- Cecchetti S., Kharroubi E. (2015), *Why does financial sector growth crowd out real economic growth?*, "BIS Working Papers", no. 490.
- Cerny A., Koblas M. (2008), *Stock Market Integration and the Speed of Information Transmission*, "Finance a uver. Czech Journal of Economics and Finance", vol. 58, s. 2–20.
- Chelley-Steeley P.L. (2005), *Modelling equity market integration using smooth transition analysis: A study of Eastern European stock markets*, "Journal of International Money and Finance", vol. 24, s. 818–831.
- Chen J., Griffoli T., Sahay R. (2014), *Spillovers from United States monetary policy on emerging markets: different this time?*, "IMF Working Papers", no. 14/240.
- Chen N.-F. (1983), *Some empirical tests of the theory of arbitrage pricing*, "Journal of Finance", vol. 38, s. 1393–1414.
- Chen N.-F., Roll R., Ross S.A. (1986), *Economic forces and the stock market*, "Journal of Business", vol. 59, s. 383–403.
- Chen Q., Filardo A., He D., Zhu F. (2016), *Financial crisis, US unconventional monetary policy and international spillovers*, "Journal of International Money and Finance", vol. 67, s. 62–81.
- Chen Q., Lombardi M., Ross A., Zhu F. (2017), *Global impact of US and euro area unconventional monetary policies: a comparison*, "BIS Working Papers", no. 610.
- Christoffersen P., Jacobs K., Wang Y. (2008), *Option valuation with long-run and short-run volatility components*, "Journal of Financial Economics", vol. 90, s. 272–297.

- Ciarlone A., Colabella A. (2016), *Spillovers of the ECB's a non-standard monetary policy into CESEE economies*, "Questiomi di Economia e Finanza Occasional Paper", no. 351.
- Ciccone A., Jarocinski M. (2008), *Determinants of economic growth. Will data tell?* "ECB Working Paper", no. 852.
- Cihak M., Hesse H. (2010), *Banks and financial stability: an empirical analysis*, "Journal of Financial Services Research", vol. 38, s. 95–113.
- Cihak M., Demirguc-Kunt A., Feyen E., Levine R. (2013), *Financial development in 205 economies, 1960 to 2010*, "NBER Working Paper Series", no. 18946.
- Cohen D., Soto M. (2007), *Growth and human capital: good data, good results*, "Journal of Economic Growth", vol. 12, s. 51–76.
- Cojocaru L., Falaris E.M., Hoffman S.D., Miller J.B. (2016), *Financial system development and economic growth in transition economies*, "Emerging Markets Finance and Trade", vol. 52, s. 223–236.
- Cournede B., Denk O. (2015), *Finance and economic growth in OECD countries*, "OECD Economics Department Working Papers", vol. 1223, s. 1–60.
- Creel J., Hubert P., Labondance F. (2015), *Financial stability and economic performance*, "Economic Modelling", vol. 48, s. 25–40.
- Czekaj J. (2014), *Efektywność giełdowego rynku akcji w Polsce z perspektywy dwudziestolecia*, Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Dalgaard C. (2002), *On the empirics of foreign aid and growth*, "Economics Journal", vol. 114, s. 229–244.
- Dajcman S. (2012), *The dynamics of return comovement and spillovers between the Czech and European stock markets in the period 1997–2010*, "Finance a uver. Czech Journal of Economics and Finance", vol. 62, s. 368–390.
- Das D., Kannadhasan M., Tiwari A., Al-Tahyaee K. (2018), *Has co-movement dynamics in emerging stock markets changed after global financial crisis? New evidence from wavelet analysis*, "Applied Economics Letters", vol. 25, s. 1447–1453.
- Dees S., Mauro F.D., Pesaran M.H., Smith L.V. (2007), *Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis*, "Journal of Applied Econometrics", vol. 22, s. 1–38.
- De Grauwe P., Ji Y. (2013), *Self-fulfilling crises in the Eurozone: an empirical test*, "Journal of International Money and Finance", vol. 34, s. 15–36.
- De Grauwe P., Ji Y. (2014), *The future of the Eurozone*, "The Manchester School", vol. 82, s. 15–34.
- Dell'Ariccia G., Detragiache E., Rajan R. (2004), *The real effect of banking crises*, "IMF Working Paper", no. 2004–00–00.
- Deltuvaite V. (2016), *Transmission of shocks through stock markets channel: the case of the CEECs*, "Procedia Economics and Finance", vol. 39, s. 292–297.
- Demian C.-V. (2011), *Cointegration in Central and East European markets in light of EU accession*, "Journal of International Financial Markets, Institutions & Money", vol. 21, s. 144–155.

- De Santis R. (2020), *Impact of the asset purchase programme on euro area government bond yields using market news*, "Economic Modelling", vol. 86, s. 192–209.
- Dewachter H., Iania L., Wijnandts J. (2016), *The response of euro area sovereign spreads to the ECB unconventional monetary policies*, "National Bank of Belgium Working Paper", no. 309.
- Dębski W. (2005), *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, Warszawa: Polskie Wydawnictwo Naukowe.
- Didier T., Mauro P., Schmukler S. (2008), *Vanishing Financial Contagion?* "Journal of Policy Modelling", vol. 30, s. 775–791.
- Diebold F., Yilmaz K. (2012), *Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers*, "International Journal of Forecasting", vol. 28, s. 57–66.
- Dobrzański P., Grabowski W. (2019), *Structural and productivity changes of Central and Eastern Europe*, "Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: casopis za ekonomsku teoriju i praksu", vol. 12, s. 427–471.
- Dogan N., Saracoglu B. (2007), *Income Convergence of the European Union and candidate countries: Are they all the same?*, "International Research Journal of Finance and Economics", vol. 12, s. 160–164.
- Doman R. (2011), *Zastosowanie kopuli w modelowaniu dynamiki zależności na rynkach finansowych*, Poznań: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu.
- Doman M., Doman R. (2004), *Ekonometryczne modelowanie dynamiki polskiego rynku finansowego*, Poznań: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu.
- Doman M., Doman R. (2009), *Modelowanie zmienności i ryzyka*, Kraków: Wolters Kluwer Business.
- Doman M., Doman R. (2014), *Dynamika zależności na globalnym rynku finansowym*, Warszawa: Wydawnictwo Diffin.
- Domowitz I., Glen J., Madhavan A. (2000), *International evidence on aggregate corporate financing decisions*, "International Financing Decisions". vol. 2000, s. 1–38.
- Dornbusch R., Fischer S. (1980), *Exchange rates and the current account*, "American Economic Review", vol. 70, s. 960–971.
- Dudian M., Popa R.A. (2013), *Financial development and economic growth in Central and Eastern Europe*, "Theoretical and Applied Economics", vol. 20, s. 59–68.
- Egert B., Kocenda E. (2007), *Interdependence between Eastern and Western European stock markets: evidence from intraday data*, "Economic Systems", vol. 31, s. 184–203.
- Egert B., Kocenda E. (2011), *Time-varying synchronization of European stock markets*, "Empirical Economics", vol. 40, s. 393–407.
- Ehrmann M., Fratzscher M., Rigobon R. (2011), *Stock, bonds, money markets and exchange rates – measuring international financial transmission*, "Journal of Applied Econometrics", vol. 26, s. 948–974.

- Elliot G., Rothenberg T.J., Stock J.H. (1996), *Efficient tests for an autoregressive unit root*, "Econometrica", vol. 64, s. 813–836.
- Emin D. (2016), *Effects of global incidents on dynamic correlations of emerging European countries*, "Eurasian Journal of Economics and Finance", vol. 4, s. 1–23.
- Engle R.F., Granger C.W.J. (1987), *Cointegration and error correction: representation, estimation and testing*, "Econometrica", vol. 55, s. 251–276.
- Engle R.F., Lee G.G.J. (1999), *A permanent and transitory component model of stock return volatility*. W: Engle R., White H. (red.), "Cointegration, causality and forecasting: A festschrift in honor of Clive W.J. Granger", s. 475–497, Oxford: Oxford University Press.
- Enyedi Z. (2016), *Paternalist populism and illiberal elitism in Central Europe*, "Journal of Political Ideologies", vol. 21, s. 9–25.
- Falagiarda M., Reitz S. (2015), *Announcements of ECB unconventional programs: implications for the sovereign spreads of stressed euro area countries*, "Journal of International Money and Finance", vol. 53, s. 276–295.
- Falagiarda M., McQuade P., Tirpak M. (2015), *Spillovers from the ECB's nonstandard monetary policies on non-euro area EU countries: evidence from an event study analysis*, "ECB Working Paper", no. 1869.
- Fama E.F. (1965), *The behavior of stock-market prices*, "Journal of Business", vol. 38, s. 34–105.
- Fama E.F. (1970), *Efficient capital markets: a review of theory and empirical work*, "Journal of Finance", vol. 25, s. 383–417.
- Fama E.F. (1981), *Stock returns, real activity, inflation, and money*, "American Economic Review", vol. 71, s. 545–565.
- Fama E.F. (1991), *Efficient capital markets: II*, "Journal of Finance", vol. 46, s. 1576–1577.
- Fama E.F., MacBeth J.D. (1973), *Risk, return, and equilibrium: empirical tests*, "Journal of Political Economy", vol. 81, s. 607–636.
- Fama E.F., Schwert G.W. (1977), *Asset returns and inflation*, "Journal of Financial Economics", vol. 5, s. 115–146.
- Feder-Sempach E., Bogołębska J., Stawasz-Grabowska E. (2020), *Główne determinanty podaży publicznych aktywów bezpiecznych. Analiza na podstawie krajów emitentów walut rezerwowych w okresie 1989–2018*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, vol. 64, s. 49–64.
- Feldkircher M., Gruber T., Huber F. (2020), *International effects of a compression of euro area yield curves*, "Journal of Banking and Finance", vol. 113, 105533.
- Ferreira P. (2018a), *What guides Central and Eastern European stock markets? A view from detrended methodologies*, "Post-Communist Economies", vol. 30, s. 805–819.
- Ferreira P. (2018b), *Long-range dependencies of Eastern European stock markets: A dynamic detrended analysis*, "Physica A", vol. 505, s. 454–470.
- Fisher I. (1911), *The purchasing power of money*, New York.
- Fisher I. (1930), *The theory of interest*, New York.

- Fiszeder P. (2009), *Modele klasy GARCH w empirycznych badaniach finansowych*, Toruń: Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika.
- Flannery M.J., Hankins K.W. (2013), *Estimating dynamic panel models in corporate finance*, "Journal of Corporate Finance", vol. 19, s. 1–19.
- Flannery M.J., Rangan K.P. (2008), *What caused the bank capital build-up of the 1990s?*, "Review of Finance", vol. 12, s. 391–429.
- Forbes K.J. (2004), *The asian flu and russian virus: the international transmission of crises in firm level data*, "Journal of International Economics", vol. 63, s. 59–92.
- Forbes K.J. (2012), *The "BIG C": identifying contagion*, "NBER Working Papers", no. 18465.
- Forbes K.J., Chin M.D. (2004), *A decomposition of global linkages in financial markets over time*, "The Review of Economics and Statistics", vol. 86, s. 705–722.
- Forbes K.J., Rigobon R. (2002), *No Contagion, only interdependence: measuring stock market co-movements*, "Journal of Finance", vol. 57, s. 2223–2261.
- Fratzscher M., Lo Duca M., Straub R. (2016), *ECB unconventional monetary policy: market impact and international spillovers*, "IMF Economic Review", vol. 64, s. 36–74.
- Friedman M., Schwartz A.J. (1963), *A monetary history of the United States 1867–1960*, Princeton.
- Fung M.K. (2009), *Financial development and economic growth: Convergence or divergence?*, "Journal of International Money and Finance", vol. 28, s. 56–67.
- Georgiadis G., Grab J. (2016), *Global financial market impact of the announcement of the ECB's asset purchase programme*, "Journal of Financial Stability", vol. 26, s. 257–265.
- Gijka D., Horvath R. (2013), *Stock market comovement in Central Europe: Evidence from asymmetric DCC model*, "Economic Modelling", vol. 33, s. 55–64.
- Gilmore C., McManus G., Tezel A. (2005), *Portfolio allocations and the emerging equity markets of Central Europe*, "Journal of Multinational Financial Management", vol. 15, s. 287–300.
- Goldsmith R.W. (1969), *Financial structure and development*, New Haven: Yale University Press.
- Grabowski W. (2018), *Comovements of stock markets in the CEE-3 countries during the global financial crisis*, "Research Papers of the Wrocław University of Economics", vol. 519, s. 88–98.
- Grabowski W. (2019a), *Givers or Recipients? Co-Movements between Stock Markets of CEE-3 and Developed Countries*, "Sustainability", vol. 11, s. 6495–6518.
- Grabowski W. (2019b), *Modele wielopoziomowe. Wykorzystanie danych regionalnych w badaniach ekonomicznych i socjologicznych*, Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Grabowski W., Maciejczyk-Bujnowicz I. (2019), *Verification of „too much finance” hypothesis in Central and Eastern European Countries – empirical research*, "Folia Oeconomica. Acta Universitatis Lodziensis", vol. 1(340), s. 115–132.

- Grabowski W., Maciejczyk-Bujnowicz I. (2020), *Is there „Too much finance” in Central and Eastern European countries?*, “Argumenta Oeconomica”, vol. 45, s. 1–21.
- Grabowski W., Stawasz-Grabowska E. (2019), *News releases, credit rating announcements, and anti-crisis measures as determinants of sovereign bond spreads in the peripheral euro-area countries*, “Finance a uver. Czech Journal of Economics and Finance”, vol. 69, s. 149–173.
- Grabowski W., Stawasz-Grabowska E. (2020), *How have the European central bank’s monetary policies been affecting financial markets in CEE-3 countries?*, “Eurasian Economic Review”, forthcoming.
- Grabowski W., Welfe A. (2016), *An exchange rate model with market pressures and a contagion effect*, “Emerging Markets Finance and Trade”, vol. 52, s. 2706–2720.
- Grabowski W., Welfe A. (2020), *The Tobit cointegrated vector autoregressive model: An application to the currency market*, “Economic Modelling”, vol. 89, s. 88–100.
- Greenwood J., Jovanovic B. (1990), *Financial development, growth and the distribution of income*, “Journal of Political Economy”, vol. 98, s. 1076–1107.
- Greła M., Humanicki M., Kitala M., Michałek T., Mroczek W., Mućk J. (2014), *Sytuacja gospodarcza w krajach Europy Środkowo-Wschodniej*, Warszawa: Narodowy Bank Polski.
- Grossman S.J., Stiglitz J.E. (1980), *On the impossibility of informationally efficient markets*, “American Economic Review”, vol. 70, s. 1088–1105.
- Grotowski M., Wyroba K. (2004), *Efektywność informacyjna polskiego rynku walutowego – analiza wstępna*, „Bank i Kredyt”, vol. 1, s. 65–79.
- Grubel H. (1968), *Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows*, “American Economic Review”, vol. 58, s. 1299–1314.
- Gruszczyński M. (2012), *Mikroekonometria*, Warszawa: Wolters Kluwer Polska.
- Guedes E.F., Zebende G.F. (2019), *DCCA cross-correlation coefficient with sliding windows approach*, “Physica A: Statistical Mechanics and its Applications” vol. 527, s. 121–286.
- Guedes E.F., Brito A.A., Oliveira Filho F.M., Fernandez B.F., De Castro A.P.N., Da Silva Filho A.M., Zebende G.F. (2018), *Statistical test for  $\Delta\rho_{DCCA}$ : Methods and data*, “Data in Brief”, vol. 18, s. 795–798.
- Gurgul H. (2006), *Analiza zdarzeń na rynkach akcji*, Kraków: Oficyna Ekonomiczna.
- Hajek J., Horvath R. (2018), *International spillovers of (un)conventional monetary policy: the effect of the ECB and the US Fed on non-euro EU countries*, “Economic Systems”, vol. 42, s. 91–105.
- Hamilton J.D., Susmel R. (1994), *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime*, “Journal of Econometrics”, vol. 64, s. 307–333.
- Hanley S., Vachudova M.A. (2018), *Understanding the illiberal turn: democratic backsliding in the Czech Republic*, “East European Politics”, vol. 34, s. 276–296.
- Hanousek J., Kocenda E., Kután A. (2009), *The reaction of asset prices to macroeconomic announcements in new EU markets: evidence from intraday data*, “Journal of Financial Stability”, vol. 5, s. 199–219.

- Harkmann K. (2014), *Stock market contagion from Western Europe to Central and Eastern Europe during the crisis years 2008–2012*, “Eastern European Economics”, vol. 52, s. 55–65.
- Hau H., Rey H. (2004), *Can portfolio rebalancing explain the dynamics of equity returns, equity flows and exchange rates?*, “American Economic Review”, vol. 94, s. 126–133.
- Hau H., Rey H. (2006), *Exchange rates, equity prices and capital flows*, “Review of Financial Studies”, vol. 19, s. 273–317.
- Havlik V. (2019), *Technocratic Populism and Political Illiberalism in Central Europe*, “Problems of Post-Communism”, vol. 66, s. 369–384.
- Havlik V., Voda P. (2018), *Cleavages, protest or voting for hope? The rise of centrist populist parties in the Czech Republic*, “Swiss Political Science Review”, vol. 24, s. 161–186.
- Homm U., Breitung J. (2011), *Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods*, “Journal of Financial Econometrics”, vol. 10, s. 198–231.
- Horvath R., Petrovski D. (2013), *International stock market integration: Central and Eastern Europe compared*, “Economic Systems”, vol. 37, s. 81–91.
- Horvath R., Voslarova K. (2016), *International spillovers of ECB’s unconventional monetary policy: the effect on Central Europe*, “Applied Economics”, vol. 49, s. 2352–2364.
- Horvath R., Lycosa S., Baumohl E. (2018), *Stock market contagion in Central and Eastern Europe: unexpected volatility and extreme coexceedance*, “The European Journal of Finance”, vol. 24 (5), s. 391–412.
- Inclan C., Tiao G.C. (1994), *Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance*, “Journal of the American Statistical Association”, vol. 89(427), s. 913–923.
- Ireland P.N. (1994), *Money and growth: an alternative approach*, “American Economic Review”, vol. 84, s. 47–65.
- Islam N. (1995), *Growth empirics: a panel data approach*, “Quarterly Journal of Economics”, vol. 110, s. 1127–1170.
- Jayakumar M., Pradhan R.P., Dash S., Maradana R.P., Gaurav K. (2018), *Bank competition, bank stability, and economic growth: Are feedback effects at works?*, “Journal of Economics and Business”, vol. 96, s. 15–41.
- Jensen M.C. (1978), *Some anomalous evidence regarding market efficiency*, “Journal of Financial Economics”, vol. 6, s. 95–101.
- Joe H. (1997), *Multivariate models and dependence concepts*, London: Chapman and Hall.
- Jokipii T., Monnin P. (2013), *The impact of banking sector stability on real economy*, “Journal of International Money and Finance”, vol. 32, s. 1–16.
- Jorion P. (1991), *The pricing of exchange rate risk in the stock market*, “Journal of Financial and Quantitative Analysis”, vol. 26, s. 363–376.



- Jurado K., Ludvigson S.C., Ng S. (2015), *Measuring uncertainty*, "American Economic Review", vol. 105, s. 1177–1216.
- Kadlackova N., Komarek L. (2017), *Foreign exchange market contagion in Central Europe from the viewpoint of extreme value theory*, "Prague Economic Papers", vol. 26, s. 690–721.
- Kaminsky G., Reinhart C. (1999), *The twin crises: the causes of banking and balance of payment problems*, "American Economic Review", vol. 89, s. 473–500.
- Kanas A. (2000), *Volatility spillover between stock returns and exchange rate changes: International evidence*, "Journal of Business Finance and Accounting", vol. 27, s. 447–467.
- Kanas A. (2002), *Is exchange rate volatility influenced by stock return volatility? Evidence from the US, the UK and Japan*, "Applied Economics Letters", vol. 9, s. 501–503.
- 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, s. 63–75.
- Karolyi A.G. (2003), *Does international finance contagion really exist?*, "International Finance", vol. 2, s. 179–199.
- Katechos G. (2011), *On the relationship between exchange rates and equity returns: A new approach*, "Journal of International Financial Markets, Institutions & Money", vol. 21, s. 550–559.
- Kenourgios D., Padhi P. (2012), *Emerging markets and financial crises: regional, global or isolated shocks?*, "Journal of Multinational Financial Markets", vol. 22, s. 24–39.
- Khalid A., Kawai M. (2003), *Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia? Evidence from using a multivariate VAR model*, "Journal of Asian Economics", vol. 14, s. 131–156.
- Kilon J., Jamróz P. (2015), *Informational (in)efficiency of the Polish Stock Exchange*, "Procedia-Social and Behavioral Sciences", vol. 213, s. 390–396.
- Kilponen J., Laakkonen H., Vilmunen J. (2015), *Sovereign risk, european crisis-resolution policies, and bond spreads*, "International Journal of Central Banking", vol. 11, s. 285–323.
- Kim J.H., Lim K.-P., Shamsuddin A. (2011), *Stock return predictability and the adaptive markets hypothesis: evidence from century long U.S. data*, "Journal of Empirical Finance", vol. 18, s. 868–879.
- Kindrebeogo Y. (2016), *Unconventional monetary policy and capital flows*, "Economic Modelling", vol. 54, s. 412–424.
- King M., Wadhvani S. (1990), *Transmission of volatility between stock markets*, "Review of Financial Studies", vol. 3, s. 5–33.
- King R.G., Levine R. (1993), *Finance and growth: Schumpeter might be right*, "Quarterly Journal of Economics", vol. 108, s. 717–737.
- Kiviet J. (1995), *On bias, inconsistency and efficiency of various estimators in dynamic panel data models*, "Journal of Econometrics", vol. 68, s. 53–78.

- Klein P.-O., Weil L. (2018), *Bank profitability and economic growth*, "BOFIT Discussion Papers", no. 15.
- Kliber A.M. (2010), *Stopy procentowe i kursy walutowe. Zależności i powiązania w gospodarkach środkowoeuropejskich*, Kraków: Wolters Kluwer Business.
- Koch P.D., Koch T.W. (1991), *Evolution in dynamic linkages across national stock indexes*, "Journal of International Money and Finance", vol. 10, s. 231–251.
- Koch N. (2014), *Tail events: a new approach to understanding extreme energy commodity prices*, "Energy Economics", vol. 43, s. 195–205.
- Koenker R.W., D'Orey V. (1987), *Algorithm AS 229: computing regression quantiles*, "Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)", vol. 37, s. 383–393.
- Koenker R.W., D'Orey V. (1994), *A remark on algorithm AS 229: Computing regression quantiles*, "Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)", vol. 43, s. 410–414.
- Kompa K., Matuszewska-Janica A. (2009), *Efficiency of the Warsaw Stock Exchange: Analysis of selected properties*, "International Advances in Economic Research", vol. 15, s. 59–70.
- Kongprajya A. (2010), *An analysis of the impact of political news on Thai stock market*, "University of Nottingham Working Paper", no. 11548.
- Koop G., Pesaran M., Potter S. (1996), *Impulse response analysis in non-linear multivariate models*, "Journal of Econometrics", vol. 74, s. 119–147.
- Korus A. (2019), *Spillover effects from the ECB's unconventional monetary policies: the case of Denmark, Norway and Sweden*, "Athens Journal of Business and Economics", vol. 5, s. 53–78.
- Kutan A.M., Yigit T.M. (2004), *Nominal and Real Stochastic Convergence of Transition Economies*, "Journal of Comparative Economics", vol. 32, s. 23–36.
- Laeven L., Levine R. (2009), *Bank governance, regulation and risk taking*, "Journal of Financial Economics", vol. 93, s. 259–275.
- Lamoureux Ch.G., Lastrapes W.D. (1990), *Persistence in variance, structural change, and the GARCH model*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 8, s. 225–234.
- Law S.H., Singh N. (2014), *Does too much finance harm economic growth?*, "Journal of Banking and Finance", vol. 41, s. 36–44.
- Lee K., Kim K. (2018), *Exchange rate flexibility, financial market openness, and economic growth*, "Asian Economic Papers", vol. 17, s. 145–162.
- Leung H., Schiereck D., Schroeder F. (2017), *Volatility spillovers and determinants of contagion: Exchange rate and equity markets during crises*, "Economic Modelling", vol. 61, s. 169–180.
- Levine R. (1991), *Stock markets, growth and tax policy*, "Journal of Finance", vol. 46, s. 1445–1465.
- Levine R., Zervos S. (1998), *Stock markets, banks and economic growth*, "American Economic Review", vol. 88, s. 537–558.

- Li H., Majerowska E. (2008), *Testing stock market linkages for Poland and Hungary. A multivariate GARCH approach*, "Research in International Business and Finance", vol. 22, s. 247–266.
- Lintner J. (1965), *Security prices, risk and maximal gains from diversification*, "Journal of Finance", vol. 20, s. 587–615.
- Lo A.W., MacKinlay C. (1988), *Stock Market Prices do not follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test*, "Review of Financial Studies", vol. 1, s. 41–66.
- Longin F., Solnik B. (1995), *Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?*, "Journal of International Money and Finance", vol. 14, s. 3–26.
- Love I., Peria M.S.M. (2014), *How Bank Competition affects firms' access to finance*, "World Bank Economic Review", vol. 29, s. 413–448.
- Lucas, R.E. (1988), *On the mechanics of economic development*, "Journal of Monetary Economics", vol. 22, s. 3–42.
- Lycosa S., Baumohl E., Vyrost T. (2011), *The stock markets and real economic activity: new evidence from CEE*, "Eastern European Economics", vol. 49, s. 6–23.
- Łuniewska M. (2008), *Ekonometria finansowa. Analiza rynku kapitałowego*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Maciejczyk-Bujnowicz I. (2015), *Kapitał finansowy a wzrost gospodarczy w Polsce*, Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Maddala G. (1987), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Maddala G. (2013), *Ekonometria*, Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Mahmood S., Irfan M., Iqbal S., Kamran M., Ijaz A. (2014), *Impact of political events on stock market: evidence from Pakistan*, "Journal of Asian Business Strategy", vol. 30, s. 60–78.
- Małecki W., Sławiński A., Piasecki R., Żuławska U. (2001), *Kryzysy walutowe*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Maneschiold P. (2006), *Integration between the Baltic and International Stock Markets*, "Emerging Markets Finance and Trade", vol. 42, s. 25–45.
- Mantegna R.N., Stanley H.E. (2001), *Ekonofizyka. Wprowadzenie*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Marcinkowska M., Wdowiński P., Flejterski S., Bukowski S., Zygierowicz M. (2014), *Wpływ regulacji sektora bankowego na wzrost gospodarczy – wnioski dla Polski*, „Materiały i Studia NBP”.
- Markowitz H. (1959), *Portfolio selection*, "Journal of Finance", vol. 7, s. 77–91.
- Marzec J. (2008), *Bayesowskie modele zmiennych jakościowych i ograniczonych w badaniach niespłacalności kredytów*, Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Maskarinec P. (2019), *The rise of new populist political parties in Czech parliamentary elections between 2010 and 2017: the geography of party replacement*, "Eurasian Geography and Economics", vol. 60, s. 511–547.

- Matczak M. (2020), *The clash of powers in poland's rule of law crisis: tools of attack and self-defence*, "Hague Journal on the Rule of Law", DOI: 10.1007/s40803-020--00144-0.
- Mateus T. (2004), *The risk and predictability of equity returns of the EU accession countries*, "Emerging Markets Review", vol. 5, s. 241–266.
- Matkowski Z., Próchniak M. (2007), *Economic convergence between the CEE-8 and the European Union*, "Eastern European Economics", vol. 45, s. 59–76.
- Mensi W., Hammoudeh S., Reboredo J.C., Nguyen D.K. (2014), *Do global factors impact BRICS stock markets?*, "Emerging Markets Review", vol. 19, s. 1–17.
- Moagar-Poladian S., Clichici D., Stanciu C.-V. (2019), *The comovement of exchange rates and stock markets in Central and Eastern Europe*, "Sustainability", vol. 11, s. 3985–4006.
- Moder I. (2019), *Spillovers from the ECB's non-standard monetary policy measures on Southeastern Europe*, "International Journal of Central Banking", vol. 14, s. 127–163.
- Morales-Zumaquero A., Sosvilla-Rivero S. (2018), *Volatility spillovers between foreign exchange and stock markets in industrialized economies*, "The Quarterly Review of Economics and Finance", vol. 70, s. 121–136.
- Mossin J. (1966), *Equilibrium in a Capital Asset Market*, "Econometrica", vol. 34, s. 768–783.
- Mourao P.R., Stawska J.M. (2020), *Governments as bankers – how European bonds have substituted bank deposits*, "Applied Economics", DOI: 10.1080/00036846.2020.1738328.
- Moussa F.B., Talbi M. (2019), *Stock market reaction to terrorist attack and political uncertainty: empirical evidence from the Tunisian stock exchange*, "International Journal of Economics and Financial Issues", vol. 9, s. 48–64.
- Mukherjee T.K., Naka A. (1995), *Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: An application of a vector error correction model*, "Journal of Financial Research", vol. 18, s. 223–237.
- Nannicini T., Billmeier A. (2011), *Economies in transition: how important is trade openness for growth?*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", vol. 73, s. 287–314.
- Nazir M.S., Khan M.K., Akram A., Ahmed I. (2018), *Impact of political and terrorist events on stock market returns: a case study in South Asian context*, "Journal of Political Studies", vol. 25, s. 179–200.
- Nelsen R.B. (2006), *An introduction to copulas*, New York: Springer Science + Business Media Inc.
- Nelson C.R. (1976), *Inflation and rates of return on common stocks*, "Journal of Finance", vol. 31, s. 471–483.
- Nielsson U. (2007), *Interdependence of Nordic and Baltic stock markets*, "Baltic Journal of Economics", vol. 6, s. 9–27.

- Nikkinen J., Piljak V., Aijo J. (2012), *Baltic stock markets and the financial crisis of 2008–2009*, "Research in International Business and Finance", vol. 26, s. 398–409.
- Obstfeld M. (1994), *Risk-taking, global diversification and growth*, "American Economic Review", vol. 84, s. 1310–1329.
- Olbrys J. (2014), *Wycena aktywów kapitałowych na rynku z zakłóceniami w procesach transakcyjnych*, Warszawa: Wydawnictwo Diffin.
- Osiewalski J. (2001), *Ekonometria bayesowska w zastosowaniach*, Kraków: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Krakowie.
- Osińska M. (2006), *Ekonometria finansowa*, Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Osińska M. (2007), *Procesy STUR. Modelowanie i zastosowanie do finansowych szeregów czasowych*, Toruń: Wydawnictwo Dom Organizatora.
- Otieno D.A., Ngugi R.W., Muriu P.W. (2019), *The impact of inflation rate on stock market returns: evidence from Kenya*, "Journal of Economics and Finance", vol. 43, s. 73–90.
- Pajor A. (2010), *Wielowymiarowe procesy wariancji stochastycznej w ekonometrii finansowej. Ujęcie bayesowskie*, Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.
- Pan L., Mishra V. (2018), *Stock market development and economic growth: Empirical evidence from China*, "Economic Modelling", vol. 68, s. 661–673.
- Pesaran M., Shin Y. (1998), *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*, "Economics Letters", vol. 58, s. 17–29.
- Pesaran M.H. (2004), *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*, "Cambridge Working Papers in Economics", no. 0435.
- Pesaran M.H. (2007), *A Simple Panel Unit Root Test in the presence of cross-section dependence*, "Journal of Applied Econometrics", vol. 22, s. 265–312.
- Pesaran M.H., Shin Y., Smith R.J. (2001), *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*, "Journal of Applied Econometrics", vol. 16, s. 289–326.
- Petkovski M., Kjosevski J. (2014), *Does banking sector development promote economic growth? An empirical analysis for selected countries of the Central and South Eastern Europe*, "Economic Research – Ekonomska Istrazivanja", vol. 27, s. 55–66.
- Phillipon T. (2007), *Financiers vs. Engineers: Should the financial sector be taxed or subsidized?*, "NBER Working Paper Series", vol. 13560, s. 1–27.
- Phillipon T. (2010), *Financiers vs. Engineers: Should the financial sector be taxed or subsidized?*, "American Economic Review", vol. 2, s. 158–182.
- Phillipon T., Reshef A. (2012), *Wages and Human Capital in the U.S. Finance Industry: 1909–2006*, "Quarterly Journal of Economics", vol. 127, s. 1557–1609.
- Pietrzak M., Fałdziński M., Balcerzak A., Melzuin T., Zinecker M. (2017), *Short-term shocks and long-term relationships of interdependencies among Central European capital markets*, "Economics and Sociology", vol. 10, s. 61–77.
- Piپی M. (2006), *Wnioskowanie bayesowskie w ekonometrii finansowej*, Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Krakowie.

- Podobnik B., Stanley H. (2008), *Detrended cross-correlation analysis: A new method for analysing two nonstationary time series*, "Physical Review Letters", vol. 100, s. 84–102.
- Podobnik B., Zhi-Qiang J., Wei-Xing Z., Stanley H.E. (2011), *Statistical tests for power-law cross-correlation processes*, "Physical Review E", vol. 84, s. 66–118.
- Potjagailo G. (2017), *Spillover effects from Euro area monetary policy across Europe: a factor-augmented VAR approach*, "Journal of International Money and Finance", vol. 72, s. 127–147.
- Próchniak M., Wasiak K. (2017), *The impact of the financial system on economic growth in the context of the global crisis: empirical evidence for the EU and OECD countries*, "Empirica", vol. 44, s. 295–337.
- Qamruzzman M., Jianguo W. (2018), *Nexus between financial innovation and economic growth in South Asia: Evidence from ARDL and Non-linear ARDL approaches*, "Financial innovation", vol. 5, s. 1–19.
- Ramesh S., Rajumesh S. (2015), *Stock market reaction to political events: a study of listed companies in Colombo stock exchange of Sri Lanka*, "Journal of Economics and Sustainable Development", vol. 6, s. 131–138.
- Ratner M. (1992), *Portfolio diversification and the inter-temporal stability of international indices*, "Global Finance Journal", vol. 3, s. 67–77.
- Reboredo J.C., Tiwari A.K., Albulescu C.T. (2015), *An analysis of dependence between Central and Eastern European stock markets*, vol. 39, s. 474–490.
- Rioja F., Valev N. (2004), *Does one size fit all? A reexamination of the finance and growth relationship*, "Journal of Development Economics", vol. 74, s. 429–447.
- Robinson J. (1952), *The generalization of the general theory*, W: "The Rate of Interest and Other Essays", London: Macmillan.
- Rodriguez J.C. (2007), *Measuring financial contagion: A copula approach*, "Journal of Empirical Finance", vol. 14, s. 401–423.
- Rodrik D., Subramanian A. (2009), *Why did financial globalization disappoint?*, "IMF Staff Papers", vol. 56, s. 112–138.
- Roll R., Ross S. (1980), *An empirical investigation of the arbitrage pricing theory*, "Journal of Finance", vol. 35, s. 1073–1103.
- Rousseau P.L., Wachtel P. (2011), *What is happening to the impact of financial deepening on economic growth?*, "Economic Inquiry", vol. 49, s. 276–288.
- Ryan R.M., O'Toole C.M., McCann F. (2014), *Does bank market power affect financing constraints?* "Journal of Banking and Finance", vol. 49, s. 495–505.
- Sahay R., Cihak M., N'Diaye P., Barajas A., Bi R., Ayala D., Gao Y., Kyobe A., Nguyen L., Saborowski Ch., Svirydzienka K., Yousefi S.R. (2015), *Rethinking financial deepening: stability and growth in emerging markets*, "IMF Staff Discussion Note", vol. 15/08.
- Sadurski W. (2018), *How democracy dies (in Poland): A case study of anti-constitutional populist backsliding*, "Sydnet Law School research Paper", no. 18/01.

- Sainy R. (2016), *A study of factors affecting stock price volatility: Perception of stock brokers*, "Intercontinental Journal of Finance Research Review", vol. 4, s. 1–10.
- Saka O., Fuertes A., Kalotychou E. (2015), *ECB policy and Eurozone fragility: Was De Grauwe right?*, "Journal of International Money and Finance", vol. 54, s. 168–185.
- Sanso A., Arago V., Carrion J.L. (2004), *Testing for changes in the unconditional variance of financial time series*, "Revista de Economia financier", vol. 4(1), s. 32–53.
- Sata R., Karolewski I.P. (2020), *Caesarean politics in Hungary and Poland*, "East European Politics", vol. 36, s. 206–225.
- Sathyanarayana S., Gargesha S. (2016), *Impact of BREXIT referendum on Indian Stock Market*, "IRA. International Journal of Management and Social Sciences", vol. 5, s. 104–121.
- Savva C., Aslanidis C. (2010), *Stock market integration between new EU member states and the Euro-zone*, "Empirical Economics", vol. 39, s. 337–351.
- Scaillet O. (2004), *Nonparametric estimation and sensitivity analysis of expected shortfall*, "Mathematical Finance", vol. 14, s. 115–129.
- Scaillet O. (2005), *Nonparametric estimation of conditional expected shortfall*, "Revue Assurances et Gestion des Risques/Insurance and Risk Management Journal", vol. 74, s. 639–660.
- Scarsini M. (1984), *On measures of concordance*, "Stochastica", vol. 8, s. 201–218.
- Scheicher M. (2001), *The comovements of stock markets in Hungary, Poland and the Czech Republic*, "International Journal of Finance and Economics", vol. 6, s. 27–39.
- Schumpeter J.A. (1932), *The theory of economic development*, transl. by Redvers Opie, Cambridge: Harvard University Press.
- Serwa D., Bohl M.T. (2005), *Financial contagion vulnerability and resistance: A comparison of European stock markets*, "Economic Systems", vol. 29, s. 344–362.
- Sethi D., Acharya D. (2018), *Financial inclusion and economic growth linkage: Some cross country evidence*, "Journal of Financial Economic Policy", vol. 10, s. 369–385.
- Sethi D., Sethy K. (2019), *Financial inclusion matters for economic growth in India: Some evidence from cointegration analysis*, "International Journal of Social Economics", vol. 46, s. 132–151.
- Seven V., Hakan Y. (2016), *Financial intermediation and economic growth: Does income matter?*, "Economic Systems", vol. 40, s. 39–58.
- Shan J., Morris A.G., Sun F. (2001), *Financial development and economic growth: an egg-and-chicken problem?*, "Review of International Economics", vol. 9, s. 443–454.
- Sharpe W.F. (1964), *Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk*, "Journal of Finance", vol. 19, s. 425–442.
- Shaw E. (1973), *Financial deepening in economic development*, New York: Oxford University Press.
- Shin Y., Yu B., Greenwood-Nimmo M. (2014), *Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework*, W: Horrace W.C.,

- Sickles R.C. (ed.), "Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications", s. 281–314, New York: Springer Science & Business Media.
- Sklar A. (1959), *Fonctions de repartition a n dimensions et leurs marges*, "Publications de l'Institut Statistique de l'Universite de Paris", vol. 8, s. 229–231.
- Solnik B.H. (1974), *An equilibrium model of international capital market*, "Journal of Economic Theory", vol. 8, s. 500–524.
- Solow, R.M. (1956), *A contribution to the theory of economic growth*, "Quarterly Journal of Economics", vol. 106, s. 327–368.
- Soto, M. (2009), *System GMM estimation with a small sample*, "Barcelona Economics Working Paper Series", no. 395.
- Soultanaeva, A. (2008), *Impact of political news on the Baltic state stock markets*, "Umea Economic Studies Research Paper", no. 735.
- Starzeński O. (2011), *Analiza rynków finansowych*, Warszawa: Wydawnictwo C.H. Beck.
- Stavarek D. (2005), *Stock prices and exchange rates in the EU and the USA: evidence of their mutual interactions*, "Finance a uver. Czech Journal of Economics and Finance", vol. 55, s. 141–161.
- Stawasz-Grabowska E. (2018), *Pożyczkodawca ostatniej instancji w strefie euro. Nowa rola Europejskiego Banku Centralnego*, Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Stawasz-Grabowska E., Grabowski W. (2018), *Rynek obligacji skarbowych w strefie euro w okresie kryzysu*, Warszawa: CeDeWu.
- Stiglitz J. (2000), *Capital market liberalization, economic growth and instability*, "World Development", vol. 28, s. 1075–1086.
- Suleman T. (2012), *Stock market reaction to good and bad political news*, "Asian Journal of Finance and Accounting", vol. 4, s. 299–312.
- Syllignakis M., Kouretas G. (2010), *German, U.S. and Eastern European stock market integration*, "Open Economies Review", vol. 21, s. 607–628.
- Syllignakis M., Kouretas G. (2011), *Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets*, "Journal of International Financial Markets, Institutions and Money", vol. 19, s. 565–587.
- Syllignakis M., Kouretas G. (2012), *Switching volatility in emerging stock markets and financial liberalization: evidence from the new EU member countries*, "Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics", vol. 4, s. 65–93.
- Syriopoulos T. (2007), *Dynamic linkages between emerging European and developed stock markets: Has the EMU any impact?*, "International Review of Financial Analysis", vol. 16, s. 41–60.
- Thiel S., Zwoliński T. (2004), *Akcje i obligacje korporacyjne w publicznym obrocie papierami wartościowymi*, Warszawa: Komisja Nadzoru Finansowego.
- Tilfani O., Ferreira P., El Boukfaoui M.Y. (2020), *Revisiting stock market integration in Central and Eastern European stock markets with a dynamic analysis*, "Post-Communist Economies", vol. 32, s. 643–674.



- Timmermann A., Granger C.W.J. (2004), *Efficient market hypothesis and forecasting*, "International Journal of Forecasting", vol. 20, s. 15–27.
- Varghese R., Zhang Y. (2018), *A new wave of ECB's unconventional monetary policies: domestic impact and spillovers*, "IMF Working Papers", no. 18/11.
- Voeten E. (2020), *Populism and backlashes against international courts*, "Perspectives on Politics", vol. 18, s. 407–422.
- Vojinovic B., Oplotnik Z.J. (2008), *Real convergence of GDP per capita in the new EU member states*, "Transformations in Business and Economics", vol. 7, s. 89–103.
- Voronkova S. (2004), *Equity market integration in Central European emerging markets: a cointegration analysis with shifting regimes*, "International Review of Financial Analysis", vol. 13, s. 633–647.
- Vychytilova J. (2018), *Stock market development beyond the GFC: the case of V4 countries*, "Journal of Competitiveness", vol. 10, s. 149–163.
- Welfe A. (2020), *Ekonometria*, Warszawa: Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- Westerlund J. (2007), *Testing for error correction in panel data*, "Oxford Bulletin of Economics and Statistics", vol. 69, s. 709–748.
- Winkler A. (2015), *The ECB as lender of last resort: banks versus governments*, "Journal of Economics and Statistics", vol. 235, s. 329–341.
- Witkowska D., Żebrowska-Suchodolska D. (2008), *Badanie słabej efektywności informacyjnej GPW*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego”, vol. 9, s. 155–165.
- Wright J.H. (2000), *Alternative variance-ratio tests using ranks and signs*, "Journal of Business and Economic Statistics", vol. 18, s. 1–9.
- Zapatero F. (1995), *Equilibrium asset prices and exchange rates*, "Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 19, s. 787–811.
- Zarei A., Ariff M., Bhatti M.I. (2019), *The impact of exchange rates on stock market returns: new evidence from seven free-floating currencies*, "The European Journal of Finance", vol. 25(14), s. 1277–1288.
- Zebende G. (2011), *DCCA cross-correlation coefficient: Quantifying level of cross-correlation*, "Physica A", vol. 390, s. 614–618.
- Zhou Q., Faff R., Alpert K. (2014), *Bias correction in the estimation of dynamic panel models in corporate finance*, "Journal of Corporate Finance", vol. 25, s. 494–513.

# Spis wykresów

Wykres 1. Kształtowanie się indeksu WIG w okresie od stycznia 1995 do marca 2020 roku	18
Wykres 2. Kształtowanie się indeksu PX w okresie od stycznia 1995 do marca 2020 roku	18
Wykres 3. Kształtowanie się indeksu BUX w okresie od stycznia 1995 do marca 2020 roku	19
Wykres 4. Logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu WIG w okresie od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku	23
Wykres 5. Logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu PX w okresie od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku	23
Wykres 6. Logarytmiczne stopy zwrotu z indeksu BUX w okresie od stycznia 1995 roku do marca 2020 roku	24
Wykres 7. Kształtowanie się historycznej zmienności dla indeksu WIG	26
Wykres 8. Kształtowanie się historycznej zmienności dla indeksu PX	26
Wykres 9. Kształtowanie się historycznej zmienności dla indeksu BUX	27
Wykres 10. Kształtowanie się korelacji między szokami pochodzącymi z rynku giełdowego i walutowego. Badanie dla Polski	51
Wykres 11. Kształtowanie się korelacji między szokami pochodzącymi z rynku giełdowego i walutowego. Badanie dla Czech	54
Wykres 12. Historyczna zmienność z modelu C-GARCH dla rynku giełdowego oraz walutowego w Polsce	63
Wykres 13. Historyczna zmienność z modelu C-GARCH dla rynku giełdowego oraz walutowego w Czechach	63
Wykres 14. Historyczna zmienność z modelu C-GARCH dla rynku giełdowego oraz walutowego na Węgrzech	64
Wykres 15. Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Czech do Polski	99
Wykres 16. Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ historycznej zmienności na czeskim rynku giełdowym na zarażenie z Czech do Polski	99
Wykres 17. Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Węgier do Polski	100
Wykres 18. Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ historycznej zmienności na węgierskim rynku giełdowym na zarażenie z Węgier do Polski	101

Wykres 19. Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Polski do Czech	101
Wykres 20. Wykres oszacowań parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ historycznej zmienności na polskim rynku giełdowym na zarażenie z Polski do Czech	102
Wykres 21. Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Węgier do Czech	103
Wykres 22. Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ niepewności na węgierskim rynku giełdowym na skalę zarażenia z Węgier do Czech	103
Wykres 23. Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Polski do Węgier	104
Wykres 24. Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ niepewności na polskim rynku giełdowym na skalę zarażenia z Polski do Węgier	105
Wykres 25. Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ indeksu VIX na zarażenie z Czech do Węgier	105
Wykres 26. Oszacowania parametru modelu regresji kwantylowej wyjaśniającego wpływ niepewności na czeskim rynku giełdowym na skalę zarażenia z Czech do Węgier	106
Wykres 27. Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Polski i Czech	120
Wykres 28. Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Polski i Węgier	121
Wykres 29. Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Polski i Niemiec	121
Wykres 30. Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Węgier i Czech	122
Wykres 31. Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Węgier i Niemiec	122
Wykres 32. Zmienne w czasie korelacje między szokami dla rynków giełdowych Czech i Niemiec	123
Wykres 33. Kształtowanie się miernika CES dla Polski, Czech oraz Węgier dla kwantyla rzędu 0,01 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	153
Wykres 34. Kształtowanie się miernika CES dla Polski, Czech oraz Węgier dla kwantyla rzędu 0,05 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	154
Wykres 35. Kształtowanie się miernika CES dla Polski, Czech oraz Węgier dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	154
Wykres 36. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „banki” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	155
Wykres 37. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „budownictwo” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	155
Wykres 38. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „chemia” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	156

Wykres 39. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „informatyka” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	156
Wykres 40. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „media” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	157
Wykres 41. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „nieruchomości” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	157
Wykres 42. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „spożywczy” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	158
Wykres 43. Kształtowanie się miernika CES dla sektora „telekomunikacja” na giełdzie warszawskiej dla kwantyla rzędu 0,1 w okresie od maja 2004 do marca 2020 roku	158



# Spis tabel

Tabela 1.	Wyniki testowania stacjonarności indeksów giełdowych WIG, BUX oraz PX za pomocą testu ADF-GLS	22
Tabela 2.	Wyniki estymacji parametrów modelu GARCH(1,1) dla rynków giełdowych Polski, Czech i Węgier dla okresu od stycznia 1995 do marca 2020 roku	25
Tabela 3.	Błędy prognozy <i>ex post</i> (RMSE) podczas prognozowania stóp zwrotu z indeksów giełdowych	28
Tabela 4.	Zidentyfikowane okresy zmiany strukturalnej wariancji	31
Tabela 5.	Statystyki opisowe dla stóp zwrotu z indeksów giełdowych Polski, Czech i Węgier w wyodrębnionych podokresach	33
Tabela 6.	Wyniki testowania efektywności rynków giełdowych w Polsce, Czechach i na Węgrzech. Podane są graniczne poziomy istotności	38
Tabela 7.	Wartość kryterium informacyjnego Akaike dla różnych wariantów długości opóźnienia. Badanie dla Polski	48
Tabela 8.	Wyniki estymacji parametrów modelu AGDCC-GARCH ilustrującego relację między stopami zwrotu z indeksu WIG a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN	49
Tabela 9.	Wyniki estymacji parametrów modelu VAR(3)-AGDCC-GARCH ilustrującego relację między stopami zwrotu z indeksu WIG a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/PLN	50
Tabela 10.	Wartość kryterium informacyjnego Akaike dla różnych wariantów długości opóźnienia. Badanie dla Czech	52
Tabela 11.	Wyniki estymacji parametrów modelu VAR(1)-AGDCC-GARCH ilustrującego relację pomiędzy stopami zwrotu z indeksu PX a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/CZK	53
Tabela 12.	Wartość kryterium informacyjnego Akaike dla różnych wariantów długości opóźnienia. Badanie dla Węgier	55
Tabela 13.	Wyniki testów diagnostycznych dla modelu VAR(1)-AGDCC-GARCH	55
Tabela 14.	Wyniki estymacji parametrów modelu VAR(1)-CCC-GARCH ilustrującego relację pomiędzy stopami zwrotu z indeksu BUX a stopami zwrotu z kursu walutowego EUR/HUF	56
Tabela 15.	Testowanie występowania długookresowej relacji kointegrującej między indeksem giełdowym, kursem walutowym, cenami, podażą pieniądza oraz aktywnością gospodarczą dla Polski	57
Tabela 16.	Testowanie prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla Polski	58

Tabela 17. Oszacowania parametrów ilustrujących wpływ kursu walutowego EUR/PLN oraz indeksu produkcji przemysłowej na wartość indeksu giełdowego WIG	58
Tabela 18. Testowanie występowania długookresowej relacji kointegrującej między indeksem giełdowym, kursem walutowym, cenami, podażą pieniądza oraz aktywnością gospodarczą dla Węgier	59
Tabela 19. Testowanie prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla Polski	59
Tabela 20. Oszacowania parametrów ilustrujących wpływ kursu walutowego EUR/HUF, podaży pieniądza, poziomu cen oraz poziomu aktywności gospodarczej na indeks giełdowy BUX	60
Tabela 21. Testowanie występowania długookresowej relacji kointegrującej między indeksem giełdowym, kursem walutowym, cenami, podażą pieniądza oraz aktywnością gospodarczą dla Czech	60
Tabela 22. Testowanie prawdziwości hipotezy o symetryczności wpływu kursu walutowego na indeks giełdowy dla Czech	61
Tabela 23. Oszacowania parametrów ilustrujących wpływ kursu walutowego EUR/CZK, podaży pieniądza, poziomu cen oraz poziomu aktywności gospodarczej na indeks giełdowy PX	61
Tabela 24. Oszacowania parametrów modelu C-GARCH dla rynku giełdowego i walutowego Polski, Czech i Węgier	62
Tabela 25. Oszacowania parametrów równań ilustrujących relację między zmiennościami długo- i krótkookresowymi	64
Tabela 26. Dane dotyczące miesięcznych zmian indeksów giełdowych dla Polski, Czech i Węgier dla okresu od maja 2004 do marca 2020 roku	74
Tabela 27. Zależności między zmianą wartości indeksu giełdowego na rynku polskim oraz czeskim	77
Tabela 28. Zależności między zmianą wartości indeksu giełdowego na rynku polskim oraz węgierskim	79
Tabela 29. Zależności między zmianą wartości indeksu giełdowego na rynku czeskim oraz węgierskim	80
Tabela 30. Tablica kontyngencji dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz PX	83
Tabela 31. Tablica informująca o teoretycznej liczbie miesięcy charakteryzujących się stopami zwrotu z indeksu WIG oraz PX o różnych znakach.	83
Tabela 32. Tablica kontyngencji dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz BUX	84
Tabela 33. Tablica informująca o teoretycznej liczbie miesięcy charakteryzujących się stopami zwrotu z indeksu WIG oraz BUX o różnych znakach.	84
Tabela 34. Tablica kontyngencji dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu PX oraz BUX	84
Tabela 35. Tablica informująca o teoretycznej liczbie miesięcy charakteryzujących się stopami zwrotu z indeksu PX oraz BUX o różnych znakach	85
Tabela 36. Rozkłady empiryczne łącznego prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych kwartyli rozkładu dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz BUX	85
Tabela 37. Rozkłady empiryczne łącznego prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych kwartyli rozkładu dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu WIG oraz PX	86

Tabela 38. Rozkłady empiryczne łącznego prawdopodobieństwa przynależności do poszczególnych kwartyli rozkładu dla pary obejmującej stopę zwrotu z indeksu PX oraz BUX	86
Tabela 39. Testowanie prawdziwości hipotezy o niezależności stóp zwrotu na podstawie danych dziennych	87
Tabela 40. Wyniki estymacji parametrów modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych wyjaśniającego stany na rynkach giełdowych Polski i Czech. Sytuacja wzrostu na obu rynkach jest kategorią referencyjną	89
Tabela 41. Wyniki estymacji parametrów modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych wyjaśniającego stany na rynkach giełdowych Polski i Węgier. Sytuacja wzrostu na obu rynkach jest kategorią referencyjną	90
Tabela 42. Wyniki estymacji parametrów modelu wielomianowego kategorii nieuporządkowanych wyjaśniającego stany na rynkach giełdowych Czech i Węgier. Sytuacja wzrostu na obu rynkach jest kategorią referencyjną	91
Tabela 43. Udział dni w roku, w których wartość zmiennej zdefiniowanej wzorem (48) wynosiła 0	94
Tabela 44. Udział dni w roku, w których wartość zmiennej zdefiniowanej wzorem (48) była dodatnia	95
Tabela 45. Udział dni w roku, w których wartość zmiennej zdefiniowanej wzorem (48) była ujemna	96
Tabela 46. Okresy charakteryzujące się wysokimi co do modułu i ujemnymi wartościami dla zmiennej (48)	97
Tabela 47. Rodzaje kopuli wykorzystywanych w badaniach ekonomicznych	109
Tabela 48. Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Clayтона	110
Tabela 49. Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Franka	110
Tabela 50. Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Gumbela	111
Tabela 51. Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli Joego	111
Tabela 52. Oszacowania parametrów dla dwuwymiarowych kopuli AMH	112
Tabela 53. Analiza powiązań między rynkami giełdowymi Polski, Czech, Węgier i Niemiec na podstawie analizy odtrendowanych współczynników korelacji. Wartości w nawiasach są granicznymi poziomami istotności dla testowania hipotezy o istotności współczynników korelacji	114
Tabela 54. Wybór optymalnego rzędu opóźnień na podstawie kryteriów informacyjnych dla modelu VAR-DCC-GARCH	118
Tabela 55. Oszacowania parametrów przy opóźnionych stopach zwrotu w równaniach wyjaśniających bieżące stopy zwrotu. W nawiasach podano średnie błędy szacunku	118
Tabela 56. Oszacowania parametrów w równaniach wariancji szoków	119
Tabela 57. Oszacowania parametrów dla równania kowariancji oraz oszacowania korelacji między szokami	120
Tabela 58. Wyniki dotyczące transmisji zmienności w poszczególnych fazach	124
Tabela 59. Indeks transmisji zmienności netto dla wszystkich faz i różnych par krajów	125
Tabela 60. Zmienne związane z działaniami Europejskiego Banku Centralnego	128



Tabela 61. Zmienne związane z działaniami Narodowego Banku Polskiego (NBP), Narodowego Banku Czech (CNB) oraz Narodowego Banku Węgier (MNB)	130
Tabela 62. Zmienne binarne związane z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji w Polsce	133
Tabela 63. Zmienne binarne związane z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji w Czechach	134
Tabela 64. Zmienne binarne związane z newsami politycznymi dotyczącymi sytuacji na Węgrzech	134
Tabela 65. Przykłady newsów związanych z poszczególnymi zmiennymi binarnymi	135
Tabela 66. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu WIG	138
Tabela 67. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu PX	138
Tabela 68. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu BUX	139
Tabela 69. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Narodowego Banku Polskiego oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu WIG	139
Tabela 70. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Narodowego Banku Czech oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu PX	140
Tabela 71. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Narodowego Banku Węgier oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniu wyjaśniającym stopy zwrotu z indeksu BUX	141
Tabela 72. Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniu wyjaśniającym stopę zwrotu z indeksu WIG	141
Tabela 73. Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniu wyjaśniającym stopę zwrotu z indeksu PX	142
Tabela 74. Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniu wyjaśniającym stopę zwrotu z indeksu BUX	142
Tabela 75. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi Europejskiego Banku Centralnego w równaniach wyjaśniających zmienność na rynkach giełdowych	143
Tabela 76. Istotność zmiennych związanych z działaniami pomocowymi banków centralnych Polski, Czech i Węgier oraz niespodziankami makroekonomicznymi w równaniach wyjaśniających zmienność na rynkach giełdowych	144
Tabela 77. Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniach wyjaśniających zmienność z indeksu WIG	145
Tabela 78. Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniach wyjaśniających zmienność z indeksu PX	145
Tabela 79. Istotność zmiennych związanych z newsami politycznymi w równaniach wyjaśniających zmienność z indeksu BUX	146

Tabela 80. Wkład poszczególnych polskich instytucji finansowych do ryzyka systemowego uzyskany za pomocą podejścia Component Expected Shortfall	159
Tabela 81. Opis zmiennych rozważanych w badaniu empirycznym dotyczącym wpływu poszczególnych kategorii ekonomicznych na wartość indeksów giełdowych	163
Tabela 82. Wyniki testowania współzależności przekrojowej dla modelu panelowego wyjaśniającego kształtowanie się indeksów giełdowych	164
Tabela 83. Wyniki testowania stopnia zintegrowania poszczególnych zmiennych za pomocą testu Pesarana w warunkach występowania współzależności przekrojowej	165
Tabela 84. Wyniki testowania kointegracji panelowej za pomocą testu Westeralunda	166
Tabela 85. Wyniki estymacji parametrów panelowych	166
Tabela 86. Zmienne mierzące poziom rozwoju finansowego i stabilności rozważane w modelu ekonometrycznym	172
Tabela 87. Macierz współczynników korelacji między zmiennymi mierzącymi różne wymiary rozwoju finansowego i stabilności	175
Tabela 88. Nazwy i definicje innych zmiennych rozważanych jako objaśniające w modelu (85)	176
Tabela 89. Wyniki testowania prawdziwości hipotez (95–99)	179
Tabela 90. Wyniki estymacji parametrów uzyskane uogólnioną metodą momentów	179