

Uniwersytet Warszawski
Wydział Nauk Ekonomicznych

Hubert Wi niewski

**Wpływ zmiennych makroekonomicznych na indeksy
giełdowe**

Praca doktorska

Praca wykonana pod kierunkiem
dr hab., prof. UW Ryszarda Kokoszczy skiego
z Katedry Statystyki i Ekonometrii
WNE UW

Warszawa, 2014

SPIS TRECI

WST P.....	3
ROZDZIAŁ I. Rola rynku akcji w współczesnej gospodarce.....	7
1.1. Charakterystyka rynku kapitałowego	7
1.2. Rola giełdy papierów wartościowych w gospodarce.....	9
1.3. Rodzaje analiz cen akcji.....	14
1.4. Interakcje między sytuacją makroekonomiczną a indeksami giełdowymi.....	15
1.4.1. Relacje między produktem krajowym brutto a giełdą	17
1.4.2. Produkcja przemysłowa i sprzedaż detaliczna a sytuacja na giełdzie.....	18
1.4.3. Wpływ zatrudnienia na giełdę	19
1.4.4. Wpływ na giełdę stóp procentowych i inflacji.....	20
1.4.5. Kurs walutowy a rynek finansowy.....	22
1.4.6. Makroekonomiczne charakterystyki dodatkowe.....	23
1.5. Modele wyceny akcji.....	24
1.6. Podsumowanie.....	25
ROZDZIAŁ II. Przegląd prac badawczych dotyczących wpływu wielkości makroekonomicznych na indeksy giełdowe.....	27
2.1. Charakterystyka rozpatrywanej klasy badań	27
2.2. Przegląd literatury.....	28
2.3. Podsumowanie	42
ROZDZIAŁ III. Charakterystyka i wyniki badania empirycznego.....	47
3.1. Hipotezy i koncepcja realizacji badania.....	48

3.2. Dane.....	50
3.2.1. Kryteria doboru danych.....	51
3.2.2. Statystyki opisowe	52
3.3. Specyfikacja modeli i metoda przeprowadzenia badania.....	59
3.3.1. Analiza dla szeregu czasowego.....	60
3.3.2. Analiza na danych panelowych	64
3.4. Wyniki regresji.....	66
3.4.1. Szeregi czasowe.....	66
3.4.1.1. Zależności krótkookresowe.....	67
3.4.1.2. Zależności długookresowe.....	77
3.4.2. Dane panelowe.....	81
3.4.2.1. Opis wyników - próbka A.....	81
3.4.2.2. Opis wyników - próbka B.....	82
3.4.2.3. Opis wyników - próbka C.....	82
3.5. Dyskusja uzyskanych wyników.....	84
ZAKOŃCZENIE	97
BIBLIOGRAFIA.....	101
ANEKS.....	105

WSTĘP

W ciągu ostatnich dekad nastąpił bardzo znaczny wzrost roli giełdy papierów wartościowych w gospodarce. Współcześnie dla gospodarki giełda odgrywa kluczową rolę, jednak relacja ta nie jest jednostronna. Stan gospodarki ma także ogromny wpływ na giełdę. Zjawiska, które w niej zachodzą mają swoje odzwierciedlenie w cenach notowanych na niej walorów. Mając wiadomo, że zarówno gospodarka, jak i sama giełda to skomplikowane w swoim działaniu mechanizmy, należy poszukać łatwo mierzalnych wskaźników, które stosunkowo dobrze obrazują ich stan. W przypadku giełdy takim miernikiem są zapewne indeksy giełdowe, które w bardzo syntetyczny sposób opisują panującą na niej sytuację. Natomiast dla gospodarki takimi agregatami wydają się być zmienne makroekonomiczne.

Bazując na licznych artykułach naukowych, czy nawet analizach eksperckich możemy zauważyć, że najczęściej rozpatrywanymi wskaźnikami makroekonomicznymi, obok produktu krajowego brutto, są: stopa procentowa, inflacja, produkcja przemysłowa, kurs walutowy, bezrobocie. Poza tym, w tego typu analizach zazwyczaj rozpatruje się także ceny ropy naftowej jako kluczowego surowca dla wielu gospodarek świata. Wydaje się, że te zmienne makroekonomiczne mają znaczny wpływ na wahania kursów walorów giełdowych na rozwiniętych rynkach kapitałowych. Dlatego też, naturalne wydaje się wykorzystanie tych danych makroekonomicznych jako zmiennych objaśniających fluktuacje w notowaniach indeksów giełdowych. Potwierdzeniem tej tezy są liczne tego typu badania występujące w literaturze. Analizowanie wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji jest obszarem zainteresowania licznej grupy badaczy. Jednak w wynikach tych badań trudno doszukać się jakichś bardziej konkluzywnych wniosków. W związku z tym w pracy tej postanowiono dokonać próby pewnej syntezy. Autor wiedząc jednocześnie o postępującej globalizacji rynków kapitałowych ma wiadomo, o możliwości występowania wpływu indeksów giełdowych czy wskaźników makroekonomicznych z rynków najbardziej rozwiniętych na indeksy giełdowe krajów znajdujących się na wcześniejszym etapie rozwoju. W przypadku Stanów Zjednoczonych, można mówić o możliwości ich wpływu globalnie na wszystkie rynki. Natomiast dla Niemiec, Wielkiej Brytanii, czy Japonii może nie być konieczne o ogólnym, ale na pewno w jakimś stopniu o potencjalnym oddziaływaniu na zachowanie mniejszych rynków z ich regionu. Dlatego też, już wstępnie autor pragnie podkreślić, że praca ta będzie poświęcona dokładnemu i wieloaspektowemu zbadaniu wpływu krajowych zmiennych makroekonomicznych na indeks giełdowy.

W związku z tym zostanie tutaj zastosowane szerokie spektrum technik ekonometrycznych, do których należy zaliczyć m.in. metodologię VAR, będącą swego rodzaju standardem dla tej klasy badań, zaś w celu weryfikacji zależności długookresowych wykorzystany zostanie wektorowy model korekty błędem VECM. Poza tym postanowiono tu zastosować regresję z wykorzystaniem danych panelowych. Właśnie tego ostatniego podejścia z danymi panelowymi, w kontekście tego typu badań, autor w dostępczej literaturze nie spotkał. Innym aspektem, którego także trudno doszukać się w literaturze tego zagadnienia, jest ciekawy dobór próby, która pozwala na jednoczesne badanie zarówno najbardziej rozwiniętych rynków, jak również tych będących na wcześniejszym etapie rozwoju. Dlatego te wyniki takiego wieloaspektowego badania na tak dobranej próbie powinny dostarczyć materiału do sformułowania bardziej ogólnych wniosków.

Niniejsza praca może być zaliczona do szerokiej klasy badań zajmujących się empiryczną weryfikacją wpływu zmiennych makroekonomicznych na fluktuacje cen walorów giełdowych. W pracy zostaną wykorzystane dane dotyczące siedmiu rynków kapitałowych. Wśród rozpatrywanych krajów zrozumiałych dla autora względów znalazła się Polska, zaś aby badanie mogło być podstawą do dostarczenia nieco szerszych konkluzji dodano kraje z regionu będącego na podobnym stopniu rozwoju, a więc Czechy i Węgry. Kierując się do otrzymania bardziej ogólnych wniosków postanowiono do badanej próby dołączyć najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe: Stany Zjednoczone, Wielką Brytanię, Niemcy i Japonię. Przedmiotem pracy będzie empiryczna weryfikacja wpływu zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe. W przypadku tych zmiennych będzie to stosunkowo standardowy zestaw, wyłoniony na podstawie analizy dostępnych artykułów poświęconych temu zagadnieniu. Podobnie z selekcji indeksów giełdowych, gdzie wybierano te najbardziej płynne dla danego rynku kapitałowego, co także jest powszechną praktyką dla tego typu badań. Celem takiego zabiegu jest choćby porównywalność uzyskanych wyników, z wynikami przedstawionymi w literaturze.

W rozdziale I zaprezentowana zostanie ogólna charakterystyka rynku kapitałowego, jak również rosnąca we współczesnej gospodarce rola giełdy papierów wartościowych. W celu scharakteryzowania otoczenia badanego zjawiska, w kontekście przeprowadzenia samego badania empirycznego i interpretacji uzyskanych wyników, zaprezentowane zostanie teoretyczne spojrzenie na interakcje między sytuacją makroekonomiczną a indeksami giełdowymi. Następnie te podstawy teoretyczne zostaną wykorzystane (rozdział III) m.in. do

sformułowania hipotez badawczych w kontekście przeprowadzenia własnego badania empirycznego.

Z kolei rozdział II będzie swoistą charakterystyką już przeprowadzonych badań i prezentacją wybranych artykułów dostępnych w światowej literaturze. Przedstawione zostaną tutaj m.in. prace, które stały się podwalinami dla tej klasy badań i inspiracją do ich rozwoju. Dokonany zostanie również podział na prace dotyczące rynków kapitałowych na różnych etapach rozwoju. W tej części z jednej strony zostanie zwrócona uwaga na zastosowane modele wyceny akcji i ekonometryczne techniki estymacji, z drugiej przeprowadzona będzie analiza ze względu na kierunek wpływu poszczególnych wielkości makroekonomicznych na indeks. Zasadniczym celem będzie tutaj zdeterminowanie najbardziej standardowego zestawu zmiennych makroekonomicznych wykorzystywanych w tego typu badaniach, jak również doszukanie się ogólnych prawidłowości wynikających z przeprowadzonych badań. Sformułowane wnioski będą niezbędne do konfrontacji z wynikami własnego badania i zapewne pomogą w ich interpretacji.

Właściwe badanie empiryczne, wykorzystując dane, obserwacje i wnioski płynące z dwóch wcześniejszych rozdziałów, zostanie przedstawione w rozdziale III. Jak już wspomniano, głównym przedmiotem pracy będzie empiryczna weryfikacja wpływu wielkości makroekonomicznych na indeksy giełdowe. Badanie zostanie przeprowadzone na podstawie danych z siedmiu rynków kapitałowych: Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Japonia, Niemcy, Polska, Węgry i Czechy. Koncepcja badania będzie opierała się m.in. na estymacji parametrów określających wpływ wyselekcjonowanych zmiennych makroekonomicznych na wybrane indeksy giełdowe. Z jednej strony bazując na rozważaniach teoretycznych z rozdziału I, z drugiej natomiast na wynikach innych badań, których dotyczy szerokie spektrum zostanie zaprezentowane w rozdziale II. Na ich podstawie określony zostanie stosunkowo najbardziej standardowy zestaw zmiennych makroekonomicznych używanych w tego typu badaniach, w celu zapewnienia porównywalności z rezultatami własnych estymacji. W perspektywie empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na wybrane indeksy zostaną przyjęte następujące hipotezy badawcze dotyczące kierunku (znaku) ich oddziaływania. Od produkcji przemysłowej oczekuje się wpływu pozytywnego, negatywnego zaś od inflacji, bezrobocia, stopy oprocentowania jednomiesięcznych depozytów, oprocentowania dziesięcioletnich obligacji rządowych i kursu walutowego (aprecjacja obcej waluty). Natomiast dla ropy naftowej kierunek wpływu zależy od tego, czy kraj jest importerem (negatywny), czy eksporterem (pozytywny) tego surowca.

W celu określenia wartości dodanej tej pracy należy skupić się na trzech podstawowych aspektach. Do tej pory przeprowadzono już liczne badania dotyczące wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji. Empirycznej weryfikacji tych modeli dokonywano na różnych rynkach kapitałowych, jednak wydaje się, że dopiero w tej pracy zostanie jednocześnie przeprowadzona analiza najbardziej rozwiniętych rynków kapitałowych (Stany Zjednoczone, Niemcy, Japonia Wielka Brytania), razem z tymi bardziej na wczesniejszych etapach rozwoju (Polska, Węgry, Czechy). Zestaw taki był efektem wiadomego wyboru determinowanego chociażby uwzględnienia rynków bardziej na innym etapie rozwoju. Zabieg ten ma za zadanie umożliwić wygenerowanie bardziej ogólnych wniosków z otrzymanych wyników estymacji. Ponadto, dla rynku polskiego w zasadzie trudno doszukać się prac dokonujących tak szerokiej analizy tego typu zagadnienia, być może poza pracami Eryka Łona¹, które jednak wykorzystują inną metodologię badania. Co więcej rezultaty te, bazując na niemal identycznym okresie, będzie można porównać z wynikami dla krajów bardziej na podobnym etapie rozwoju rynku kapitałowego, jak również z tymi najbardziej rozwiniętymi. Kolejnym, i być może najważniejszym, wyróżnikiem tej pracy będzie użycie podejścia z wykorzystaniem techniki estymacji na danych panelowych, którego autor nie znalazł w literaturze światowej poświęconej tej klasie badań.

¹ Łon E., 2006, Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na polskim rynku akcji w świetle doświadczeń międzynarodowych, *Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*, Poznań

Rozdział I

Rola rynku akcji

1.1. Charakterystyka rynku kapitałowego.

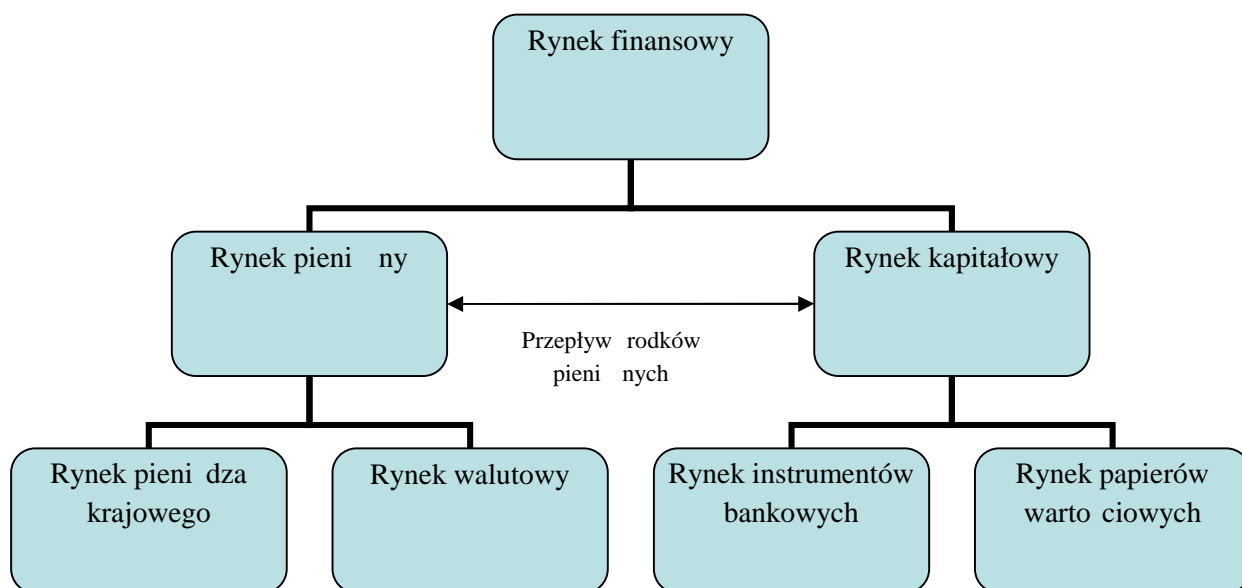
Rynek kapitałowy jest nierozdzielny z gospodarką rynkową powiązany z wieloma procesami gospodarczymi i finansowymi. Rynek kapitałowy jest jednym z kluczowych elementów rynku finansowego. Wyodrębniono go z względu na specyfikę, określone przede wszystkim przez funkcjonujące na nim instrumenty finansowe. Dlatego, aby lepiej zrozumieć istotę i zakres rynku kapitałowego, należy spojrzeć szerzej na cały rynek finansowy.

Rynek finansowy umożliwia przepływ środków finansowych od podmiotów chcących lub mogących ich ułożyć do podmiotów ich potrzebujących. Na rynku finansowym przedmiotem obrotu są walory finansowe występujące w formie zmaterializowanej lub zdematerializowanej. Zdrowy i sprawnie funkcjonujący rynek finansowy sprzyja rozwojowi gospodarki i odwrotnie. Występuje tu swego rodzaju obustronne sprzężenie, między gospodarką a rynkiem finansowym. Rynek finansowy nie jest oczywiście jednorodny i składa się z poszczególnych segmentów. Jego budowę obrazuje rysunek 1.1.

Z rysunku 1.1 wynika, że rynek finansowy składa się z dwóch podstawowych elementów: rynku pieniężnego i rynku kapitałowego. Rynek pieniężny to rynek, na którym przedmiotem transakcji jest tzw. kapitał krótkoterminowy, czyli o terminie zapadalności do jednego roku. Dlatego też, przedmiotem obrotu są tu takie produkty finansowe jak lokaty międzybankowe, kredyty krótkoterminowe, boni skarbowe, weksle. Operacje rynku pieniężnego mogą ponadto odbywać się w ramach rynku pieniężnego krajowego i/lub rynku walutowego. Krótki termin operacji finansowych umożliwia podmiotom finansowanie głównie bieżącej działalności. Do podstawowych funkcji rynku kapitałowego należy stworzenie możliwości upłynięcia istniejących nadwyżek pieniężnych oraz uzupełnienia ich niedoborów. Następuje więc swoisty przepływ środków finansowych od podmiotów, które mają ich nadwyżki, do tych, które ich potrzebują².

² Łuniewska M., 2008, *Ekonometria finansowa*, PWN, Warszawa, s. 38-39.

Rysunek 1.1. Schemat rynku finansowego.



Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Ostrowska E., Rynek kapitałowy, PWE, 2007, s.36

Przez rynek kapitałowy rozumie się ogół transakcji kupna-sprzedaży, których przedmiotem są instrumenty finansowe. Okres ich wykupu jest dłuższy od roku (kredyty bankowe, papiery wartościowe). Natomiast środki uzyskane z emisji tych instrumentów (akcji lub obligacji) mogą być przeznaczone na działalność rozwojową emitenta. Dlatego ten rynek kapitałowy można traktować jako miejsce mobilizacji wolnych funduszy w okresie średnio i długoterminowym na cele modernizacyjno-inwestycyjne przedsiębiorstwa. Bardziej opisowo jest to miejsce, gdzie z jednej strony występują podmioty indywidualne oraz jednostki gospodarcze, których celem jest ulokowanie swoich wolnych środków na dłuższe okresy, tak aby zapewnić sobie najwyższy stop zwrotu. Natomiast, z drugiej strony występują podmioty gospodarcze poszukujące wolnego kapitału do zagospodarowania. Należy także zauważyć, że na tym rynku występuje ponadto liczna grupa inwestorów, która kieruje się czysto spekulacyjnymi motywami.³

Cechą łączącą rynek kapitałowy z rynkiem pieniężnym jest ciągły przepływ środków finansowych między rynkami i przekształcanie kapitałów krótkoterminowych w średnio oraz długoterminowe i odwrotnie. Reasumując rynek kapitałowy ma odgrywać aktywną rolę w finansowaniu potrzeb inwestycyjnych podmiotów. W ten sposób jest miejscem kreowania

³ Dobski W., 2003, Rynek Finansowy i Jego Mechanizmy, PWN, Warszawa, s. 193.

wielu procesów finansowych poczynając od oszczędzania przez pozyskiwanie kapitału do inwestowania rzeczowego i finansowego.

Rynek kapitałowy możemy podzielić według wielu różnych kryteriów. Jednak wydajemy się, że do najważniejszych charakterystyk należy zaliczyć:

- przepływy finansowe: rynek pierwotny i wtórny;
- stopień regulacji rynku: rynek regulowany i nieregulowany;
- stopień zorganizowania rynku: rynek giełdowy i pozagiełdowy.

W kontekście tej pracy najistotniejszy będzie rynek giełdowy. Najprościej należy na niego patrzeć, jak na giełdę papierów wartościowych. Charakterystyką najprościej rynku giełdowego należy stwierdzić, że jest to obszar, gdzie:

- transakcje zawierane są w określonym miejscu i czasie, za kursy kształtowane według ściśle zdefiniowanych reguł, tj. przyjętego systemu notowania;
- informacje dotyczące kształtowania się kursów akcji i wartości obrotów przekazywane są do publicznej wiadomości;
- przedmiotem handlu są dopuszczone do obrotu papiery wartościowe emitentów spełniających określone kryteria⁴.

Od końca XX w. w wyniku różnych procesów takich jak liberalizacja przepływów kapitałowych, globalizacja, wprowadzenie wspólnej waluty w Unii Europejskiej, upowszechnienie elektronicznych systemów obrotu, giełda stała się centralną częścią rynku kapitałowego. Jednocześnie nie bardzo silnie stała się jej z realną gospodarką. Wszystko to sprawia, że zalecono ci te są monitorowane i ledzone przez liczne grono analityków i badaczy.

1.2. Rola giełdy papierów wartościowych w gospodarce.

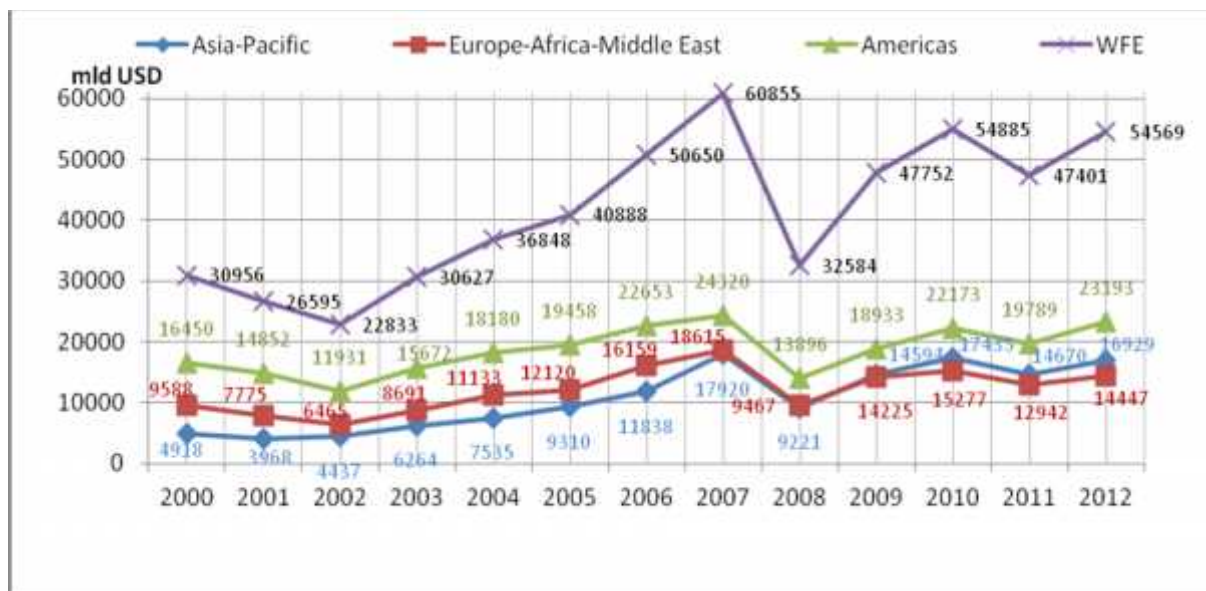
„Giełda papierów wartościowych jest jedną z najważniejszych części rynku finansowego. Rynek ten z kolei stanowi bardzo ważną część gospodarki kraju. [...] Mówimy o rynku finansowym a jego otoczeniem, w tym pozostałymi segmentami gospodarki, występują pewne zależności. W szczególności – otoczenie gospodarcze ma wpływ na rynek

⁴ Kachniowski M., Majewski B., Wasilewski P., 2008, Rynek kapitałowy i giełda papierów wartościowych, *FERK*, Warszawa, s. 28-31.

finansowy.”⁵ Giełdy papierów warto ciowych efektywnie przyczyniaj si do mobilizacji i transformacji kapitału oraz do jego wła ciwej alokacji i wyceny. Dlatego te , ich interakcj z realn gospodark uznaje si za oczywiste. Giełdy papierów warto ciowych dzia aj od wielu dziesi cioleci, za pocz tki tych wspólcze nie kluczowych, jak nowojorskiej (NYSE) czy londy skiej (LSE) si gaj pocz tku XIX w. Jednak szybki rozwój i wzrost znaczenia giełd nast pił w ostatnich dekadach, a sprzyjały temu na pewno m.in. post puj ca globalizacja i rozwój technologiczny ułatwiaj cy obrót walorami.

Jednym z kluczowych mierników obrazuj cych wzrost giełd jest ich kapitalizacja. Wykres 1.1 przedstawia te wielko ci dla członkówwiatowej federacji giełd (World Federation of Exchange – WFE) w podziale na strefy czasowe. Aktualnie na wiecie obrót walorami giełdowymi odbywa si w zasadzie ca ł dob . Wystarczy spojrze na lini WFE (wykres 1.1), obrazuj c ca łkowit kapitalizacj wszystkich członkówwiatowej federacji giełd. Na jej podstawie mo na zauwa y bardzo dynamiczny wzrost analizowanej wielko ci, szczególnie w okresie 2002-2007, prawie 300%. Najwy sz kapitalizacj maj giełdy zlokalizowane na kontynencie ameryka skim.

Wykres 1.1. Kapitalizacja giełd stowarzyszonych w World Federation of Exchange (WFE), w podziale na strefy czasowe.



ródło: Opracowanie własne na podstawie danych WFE.

⁵ Jajuga K., 2007, Podstawy inwestowania na rynku papierów warto ciowych, *Giełda Papierów Warto ciowych*, Warszawa, s.103.

Wyraźnie przedstawia to także tabela 1.1, która prezentuje największe giełdy pod względem kapitalizacji notowanych na nich krajowych spółek. Łatwo zauważyć, że czołowe miejsca zajmują tam giełdy zlokalizowane w światowych centrach finansowych, takich jak: Nowy Jork, Londyn, czy Tokio. W pierwszej dziesiątce znalazły się solidarnie po trzy giełdy z Ameryki Północnej, Europy i Azji, plus jedna z Australii. Warto także podkreślić, że te największe giełdy w ciągu 2012 r. znacznie zwiększyły kapitalizację. W przypadku 6 z 10 wymienionych parkietów wzrost przekroczył 15% w ujęciu rocznym.

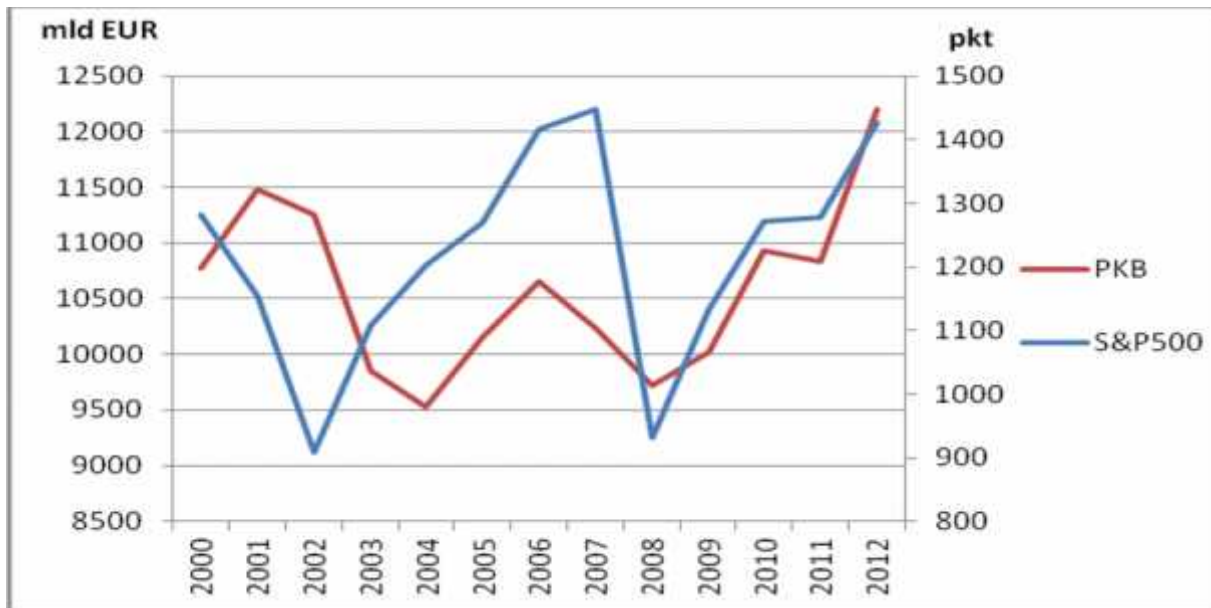
Tabela 1.1. Największe giełdy pod względem kapitalizacji krajowych spółek notowanych na ich parkietach.

	Exchange	USD bn	USD bn	% change	% change
		end-2012	end-2011	in USD	in local currency
1	NYSE Euronext (US)	14 086	11 796	19.4%	19.4%
2	NASDAQ OMX (US)	4 582	3 845	19.2%	19.2%
3	Tokyo Stock Exchange Group	3 479	3 325	4.6%	17.6%
4	London Stock Exchange Group	3 397	3 286	4.0%	2.4%
5	NYSE Euronext (Europe)	2 832	2 447	15.8%	14.0%
6	Hong Kong Exchanges	2 832	2 258	25.4%	25.2%
7	Shanghai SE	2 547	2 357	8.1%	7.0%
8	TMX Group	2 059	1 912	7.7%	5.3%
9	Deutsche Börse	1 488	1 185	25.5%	23.6%
10	Australian SE	1 387	1 198	15.7%	14.3%

ródło: 2012 WFE Market Highlights.

W interesujący sposób zależność między giełdą a gospodarką obrazuje wykres 1.2, który przedstawia fluktuacje PKB dla Stanów Zjednoczonych oraz kluczowego dla tego rynku indeksu S&P500. Pomimo że współczynnik korelacji dla tych dwóch wielkości wynosi 0,23, to jednak dokonując analizy tego wykresu nie trudno dostrzec, że zmiany tych dwóch wielkości są ze sobą stosunkowo ściśle powiązane. Mianowicie dla zdecydowanej większości rozpatrywanego okresu obydwa wskaźniki znajdują się jednocześnie w tych samych trendach: wzrostowym lub malejącym. Obserwacja ta może potwierdzać silną interakcję między realną gospodarką a giełdą w przypadku Stanów Zjednoczonych, największej gospodarki świata i jednocześnie nie najbardziej dojrzałego rynku kapitałowego globu.

Wykres 1.2. Wahania indeksu S&P500 i PKB dla Stanów Zjednoczonych.



ródło: Opracowanie własne na podstawie danych PKB – Eurostat; S&P 500 – Bossa.

Interesujących informacji dostarcza także tabela 1.2, prezentująca relację kapitalizacja/PKB dla pięciu wybranych rynków europejskich i rynku japońskiego, które w rozdziale III wejdą w skład badanej próby. Miernik ten dostarcza informacji ile kapitału wyceniane jest za pomocą rednictwem giełdy w stosunku do PKB. Zazwyczaj przyjmuje się, że jeśli wskaźnik ten kształtuje się powyżej 40%, to giełda ma istotne znaczenie dla gospodarki kraju. Wyraźnie widać, że w przypadku Czech i Węgier, w trakcie całego rozpatrywanego okresu lata 2000 – 2012, wartość współczynnika jest poniżej tej wielkości. Dla Polski, tylko w latach 2006 – 2007 jest powyżej, zaś dla giełdy frankfurckiej fluktuuje wokół tego poziomu. Jedynie dla giełdy w Tokio i Londynie współczynnik jest cały czas powyżej tej granicy, przy czym szczególnie, wysokie wartości przyjmuje dla Wielkiej Brytanii.

Innym wskaźnikiem, który świadczy o rosnącej roli giełdy w życiu gospodarczym, jest także liczba notowanych spółek. Dobrym przykładem jest tu rynek polski i GPW w Warszawie. Na koniec roku 2000 były tam notowane akcje 225 spółek, zaś na koniec 2012, już w walory 444 podmiotów, czyli ich liczba uległa prawie podwojeniu. Jednocześnie należy podkreślić, że w tym samym czasie spadł znacznie współczynnik koncentracji, który informuje o obrotach akcji pięciu największych spółek w całym obrocie. Dla przykładu w latach 2000-2002 ten współczynnik wynosił powyżej 60%. Natomiast już w 2007 należał do najniższych wśród giełd europejskich. Wartość tego współczynnika świadczy o stopniu rozwoju giełdy, im niższa jego wartość tym rynek bardziej dojrzały. Przyjmuje się, że na

rynkach dojrzałych udział pi ciu najwi kszych spółek nie przekracza 35-45% łącznych obrotów ⁶

Tabela 1.2. Współczynnik kapitalizacja do PKB dla wybranych giełd w latach 2000-2012.

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Warsaw Stock Exchange	18,2%	13,6%	12,9%	15,3%	25,4%	32,5%	41,5%	46,4%	17,9%	33,8%	40,1%	29,1%	35,3%
Budapest Stock Exchange	25,4%	19,6%	17,7%	17,9%	25,6%	31,1%	35,4%	31,7%	12,6%	22,8%	21,4%	14,7%	16,1%
Prague Stock Exchange	bd	12,5%	11,8%	14,6%	23,6%	29,7%	29,3%	36,4%	19,2%	22,0%	21,2%	18,7%	18,4%
Deutsche Börse	66,1%	57,3%	29,4%	37,4%	38,7%	45,8%	53,7%	59,3%	32,2%	37,9%	42,7%	35,2%	42,6%
London Stock Exchange	171,5%	147,2%	100,5%	117,1%	117,2%	140,4%	147,1%	127,7%	74,7%	123,9%	158,1%	144,4%	135,7%
Tokyo Stock Exchange	65,3%	54,2%	47,1%	61,6%	69,9%	104,9%	100,9%	93,4%	68,0%	63,9%	68,9%	60,6%	56,7%

ródło: Opracowanie własne na podstawie danych PKB - Eurostat –PKB; Kapitalizacja – Federation of European Securities Exchange i Tokyo Stock Exchange.

Reasumuj c powy ej zaprezentowano tylko kilka wska ników, które dla wybranych rynków w sposób jednoznaczny pokazywały rozwój giełd (Wykres 1.1, czy Tabela 1.1). Z drugiej strony obrazowały one siln interakcj mi dzy giełd a realn gospodark (Wykres 1.2) i jej znaczn rol w całej gospodarce (Tabela 1.2). Dlatego te , ciekawym zagadnieniem wydaje si empiryczna weryfikacja tych zale no ci mi dzy giełd a realn gospodark .

⁶ Przybylska-Kapusciska W., 2008, Rozwój polskiego rynku giełdowego na tle sytuacji giełd europejskich w XXI, *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wy szej*, nr 1, s. 133

1.3. Rodzaje analizy cen akcji.

Przedstawienie teoretycznych podstaw dla badania zależności giełdy od sfery makroekonomicznej ma na celu odwołanie się do różnorodności sposobów wyjaśniania cen pojedynczych akcji. Wykorzystuje się do tego różne rodzaje analiz, do najbardziej znanych należy zaliczyć analizy portfelowe, techniczne i fundamentalne.

Analiza portfelowa związana jest z zarządzaniem portfelem inwestycyjnym. Wykorzystanie analizy portfelowej daje możliwość tworzenia portfeli akcji o hipotetycznie przewidywanej stopie zwrotu i ryzyku. Należy pamiętać, że odbywa się to zgodnie z zasadą: im większy przewidywany dochód, tym większe ryzyko. W przypadku teorii portfelowej, jak również analizy technicznej nie wykorzystuje się danych fundamentalnych odnoszących się do spółek i całego rynku. Dlatego też, nie uwzględnia się tutaj również danych makro- i mikroekonomicznych. Ten rodzaj analizy nie może być wykorzystany dla celów tej pracy.

Analiza fundamentalna, zajmuje się badaniem podstaw determinujących wartości akcji. Polega ona na obserwowaniu zachowań kluczowych czynników kształtujących stopie atrakcyjności inwestycji w akcje w odpowiednio długim okresie w przeszłości i odpowiedzi na pytanie, jakie będą ich prawdopodobne kursy w przyszłości. Jest to więc badanie ekonomicznych uwarunkowań popytu i podaży na rynku akcji, które powodują wzrost, spadek lub stabilizację cen akcji. Analiza fundamentalna jest procesem składającym się generalnie z trzech etapów: analizy sektorowej (branżowej), analizy przedsiębiorstwa, którego akcjami zainteresowany jest inwestor, jak również analizy makroekonomicznej⁷.

Analiza sektorowa zajmuje się określeniem tych sektorów gospodarki, których funkcjonowanie w przyszłości może przynieść inwestorom największe zyski z inwestycji w akcje. Polega więc na identyfikacji takiej branży (lub branż), która na tle całej gospodarki ma największe szanse rozwoju. W tym rodzaju analizy wykorzystuje się szereg danych statystycznych i wskaźników. Informacje te, dotyczą przede wszystkim sprzedaży, zysku, wypłacanej dywidendy, płac, rentowności inwestycji, jak również stosowanej technologii, innowacji, dostępu do surowców, przepisów prawa, np. w zakresie uzyskiwania atestów.

Natomiast analiza przedsiębiorstwa jest swoistą oceną spółki, którą wybrano z branży. Jej podstawą są osiągnięcia w okresie ostatnich 3-5 lat wyniki ekonomiczno-finansowe, bieżąca sytuacja finansowa oraz otoczenie rynkowe, w którym ono działa. Z formalnego

⁷ Dłubiński W., 2003, Rynek finansowy i jego mechanizmy, PWN, Warszawa, s. 193.

punktu widzenia przeprowadza się ją na podstawie sprawozda finansowych (bilans, rachunek wyników, rachunek przepływów pieniężnych) oraz analizy wskaźnikowej. Ocenie poddawane są w szczególności takie wskaźniki jak: płynność, zadłużenie, efektywność, rentowność oraz wartość rynkowa. Analiza taka jest potrzebna do przeledzenia tendencji kształtowania się badanych pozycji sprawozda finansowych oraz wskaźników, by ocenić zmiany, jakie zaszły w spółce, jej potencjał i możliwości dalszego rozwoju⁸.

W kontekście tej pracy najważniejsza jest analiza makroekonomiczna, która koncentruje się na dokonaniu oceny opłacalności inwestowania na rynku danego państwa. Rozpatruje się to z punktu widzenia szans rozwoju tego rynku w przyszłości i tendencji wzrostowych kursów, a także mogących wystąpić zagrożeń w tym zakresie. Główny nacisk kładzie się na dokładną analizę sytuacji finansowej, gospodarczej oraz społeczno-politycznej kraju. Należy uwzględnić także występujące uwarunkowania zmian i rysujące się perspektywy w świetle realizowanej strategii polityki gospodarczej. W szczególności ocenie podlega polityka pieniężno-kredytowa banku centralnego, polityka kursu walutowego oraz polityka fiskalna. Dlatego też analizie podlegają tutaj syntetyczne wskaźniki makroekonomiczne, opisujące dane gospodarki takie jak: produkt krajowy brutto, produkcja przemysłowa, inflacja, podstawowe stopy procentowe, bezrobocie, kurs walutowy, bilans handlowy.

1.4. Wpływ sytuacji makroekonomicznej na zachowanie indeksów giełdowych.

Na stosunkowo wysokim poziomie ogólnie giełdy można określić jako miejsce, gdzie kupuje i sprzedaje się określone towary po cenach ogłoszonych w codziennych notowaniach. Istnieje wiele rodzajów giełd, przypadkiem szczególnym w całej klasie jest giełda papierów wartościowych, która podlega odrębnym regulacjom i ścisłej kontroli. Współcześnie dla gospodarki giełda odgrywa kluczową rolę, jednak relacja ta nie jest jednostronna. Stan gospodarki ma także ogromny wpływ na giełdę. Zjawiska, które na niej zachodzą mają swoje odzwierciedlenie w cenach instrumentów finansowych.

Pomiędzy podstawowymi grupami podmiotów gospodarczych (przedsiębiorstwami, gospodarstwami domowymi, instytucjami finansowymi i sektorem publicznym) zachodzą przepływy pieniężne, będące finansowym odzwierciedleniem procesów gospodarczych. Z kolei determinanty gospodarki to: produkcja, konsumpcja, oszczędności i inwestycje. Dokonując pewnego uproszczenia procesów zachodzących w gospodarce można stwierdzić,

⁸ Ibidem, s. 194.

e produkcja tworzy dochód, który następnie podmioty gospodarcze konsumują w pewnej części. Natomiast różnic między dochodem a konsumpcją tworzy oszczędność, które staje się kapitałem. Z kolei posiadacze tego kapitału inwestują go, by znów uzyskać dochód. W tym miejscu pojawia się giełda, która umożliwia transfer kapitału od podmiotów nim dysponujących do tych, które ten kapitał chcą pozyskać w celu zwiększenia produkcji. Dlatego też, jeżeli giełda wpływa na gospodarkę, to i gospodarka na giełdę. W dalszej części pracy, w sposób empiryczny będzie badany wpływ wybranych charakterystyk gospodarki na zachowania indeksów giełdowych. Podstawowymi kryteriami doboru zmiennych makroekonomicznych do celu właściwego badania empirycznego będzie zestaw zmiennych stosunkowo najczęściej pojawiających się w literaturze. Wynika to z konieczności konfrontacji uzyskanych przez autora wyników z rezultatami innych badań z tego zakresu, które będą przedstawione w rozdziale II. Ponadto ze względów czysto technicznych autor będzie skłaniał się do wykorzystania zmiennych publikowanych miesięcznie, co zwiększy liczbę dostępnych obserwacji i wpłynie pozytywnie na jakość estymowanych parametrów.

Zastosowanie indeksów giełdowych wydaje się tu racjonalne, gdy możemy je potraktować jako zagregowane wielkości opisujące sytuację na giełdzie. Wynika to z faktu, że są to mierniki obrazujące zmiany cen akcji z danej giełdy. Obliczane są na podstawie kursów wszystkich notowanych tam spółek lub określonej ich grupy. Generalnie, obserwacja zmian indeksów pozwala lepiej zrozumieć sytuację koniunktury giełdowej. Systematyczne obliczanie indeksów giełdowych pozwala dokonywać analiz pokazujących długoterminowe zależności. Poprawnie zbudowany indeks giełdowy powinien uwzględniać kilka czynników m.in.: musi być oparty na reprezentatywnej grupie papierów wartościowych notowanych na danej giełdzie, obejmować zmiany cen danych walorów, a nie bazować na ich skrajnych poziomach. W tym aspekcie wydaje się również taka konstrukcja indeksu, która daje możliwość porównywania wartości aktualnych z wynikami z przeszłości.

Generalnie wyróżnia się dwa podstawowe rodzaje indeksów giełdowych: indeksy dochodowe i indeksy cenowe. Indeksy dochodowe umożliwiają obserwację łącznej zmiany cen danej grupy akcji wraz z przypisanymi tym walorom prawami majątkowym, tj. prawami do dywidendy czy prawami poboru akcji. Indeksy cenowe bazują jedynie na odnotowywaniu zmian cen akcji. Należy też wspomnieć, że występują indeksy tzw. szerokiego portfela i indeksy wąskiego portfela. Pierwsze odnoszą się do wszystkich spółek danego rynku, drugie zaś tylko do wybranej grupy spółek.

W przypadku doboru indeksu giełdowego do badania wpływu zmiennych makroekonomicznych na jego zachowania w dostępczej literaturze dominuje wybór najbardziej płynnego indeksu dla danego rynku. Indeksy te skupiają największe spółki z danej giełdy, których akcje cechują się największym obrotem lub największą kapitalizacją.

W kolejnych paragrafach w sposób syntetyczny zostaną przedstawione interakcje między pojedynczymi wybranymi wskaźnikami makroekonomicznymi, a giełdą reprezentowaną przez indeksy, które są jej syntetycznym obrazem. Jak już wspomniano wskaźniki te to: produkt krajowy brutto, produkcja przemysłowa, sprzedaż detaliczna, stopa procentowa, inflacja, bezrobocie, kurs walutowy. Poza tym do rozważań tych dodano także wpływ cen ropy naftowej. W celu od razu uzupełnienia tych rozważań teoretycznych o pewien aspekt praktyczny. Dla większości zmiennych postanowiono dodać prosty wykres zachowania poziomów rozpatrywanej zmiennej i wybranego indeksu giełdowego. W związku z tym, że ten rodzaj analizy nie jest głównym narzędziem tego badania i nie będzie podstawą do wyciągnięcia ostatecznych wniosków. Natomiast przy rozważaniach teoretycznych służy tylko pewnemu zobrazowaniu rozpatrywanych zależności rzeczywistymi danymi rynkowymi. Dlatego te postanowiono to przedstawiać tylko dla jednego wybranego z analizowanej próby rynku.

1.4.1. Relacje między produktem krajowym brutto a giełdą.

Najszerzej komentowanym wskaźnikiem opisującym stan gospodarki danego kraju jest produkt krajowy brutto (PKB). Istnieje co najmniej kilka sposobów opisu tego miernika, jednak w bardzo obrazowy sposób można go zapisać jako następujące równanie: $PKB = \text{konsumpcja krajowa} + \text{inwestycje} + \text{wydatki rządowe} + (\text{eksport} - \text{import})$.

Zależności między zmianami PKB a giełdą mają charakter dwustronny. Szybki wzrost PKB oznacza dobrą sytuację gospodarczą kraju, co z kolei ma swoje odzwierciedlenie w zwiększaniu się produkcji, inwestycji i oszczędności. Wtedy to wśród podmiotów gospodarczych następuje wzrost zainteresowania pozyskiwaniem kapitału, a giełda jest jednym z jego źródeł. Efektem takiego wzrostu zainteresowania jest zwiększenie się obrotów na rynku.

PKB z zasady publikowany jest kwartalnie. Jednak w praktyce inwestorów giełdowych bardziej interesuje dynamika PKB (zmiana roczna), gdyż w sposób syntetyczny informuje ona o zmianach kondycji gospodarki danego kraju.

1.4.2. Produkcja przemysłowa i sprzedaż detaliczna a sytuacja na giełdzie.

Kolejne dwa wskaźniki opisują dokładniej procesy produkcyjne i konsumpcyjne w gospodarce. Produkcja przemysłowa mierzy zmiany w całkowitej produkcji sektora przemysłowego, górniczego i energetycznego. Natomiast bieżąca konsumpcja i jej zmiany można odczytać w publikowanych co miesiąc danych o dynamice sprzedaży detalicznej. Najczęściej spotykane porównania dotyczą okresów rok do roku, ale niemniej istotne są te informacje o zmianie miesiąc do miesiąca. Produkcja przemysłowa w połączeniu z sprzedażą detaliczną daje w miarę dokładne prognozy szybkości rozwoju gospodarki. Dodatkowo ich interpretacja rynkowa jest generalnie taka sama, mianowicie: im więcej tym lepiej. Należy jednak zwrócić tutaj uwagę, że silny wzrost utrzymujący się zbyt długo stwarza zagrożenie tzw. przegrzania gospodarki.

Produkcja przemysłowa i sprzedaż detaliczna są wskaźnikami podawanymi stosunkowo szybko, gdyż już w połowie miesiąca za miesiąc poprzedni. Dla do wiadczonych inwestorów oznacza to, że obserwując kolejne zmiany dynamiki tych wskaźników są one w stanie z dobrą dokładnością przewidzieć wzrost PKB w danym okresie. Wzrosty produkcji, jak i sprzedaży przekładają się na zwiększenie obrotów i zysków firm produkujących i sprzedających, a konsekwencją tego są zwykle wyższe ceny akcji. Najwyższe zyski z inwestycji odnotowywane są zazwyczaj wtedy, kiedy po dużym spadku tych indeksów, popyt się odradza i zaczyna wzrastać. Wtedy to przyjmuje się, że akcje są najtańsze w całym cyklu koniunkturalnym.

W pewien sposób opisane powyżej zależności między produkcją przemysłową a cenami akcji przedstawia wykres 1.3. Obrazuje on zmiany indeksu WIG 20 (skupiającego walory największych spółek warszawskiego parkietu) i indeksu produkcji przemysłowej dla polskiej gospodarki. Dla większości analizowanego okresu kwiecień 1999 - czerwiec 2012 widoczny jest wyraźny pozytywny związek w kierunku zmian obu indeksów. Współczynnik korelacji dla tych zmiennych wynosi 0,68. Obserwacja ta jest zgodna z panującą opinią o dodatniej zależności między tymi wielkościami. Wynika to z faktu, że z jednej strony w skład indeksu WIG 20 wchodzi w zasadzie najważniejsze spółki na polskim rynku i jest on uważany za swoisty barometr polskiej gospodarki. Z drugiej zaś strony mamy indeks produkcji przemysłowej mierzący dynamikę w produkcji podmiotów działających w sektorze przemysłowym, górniczym i energetycznym, a więc indyktor, który dosyć dobrze opisuje ogólną sytuację podmiotów mających kluczowy wpływ na funkcjonowanie całej gospodarki.

Wykres 1.3. Kształtowanie się indeksu produkcji przemysłowej (IP, indeks 100 = 2005 r.) i indeksu WIG 20 w Polsce (kwiecień 1999 – czerwiec 2012)



ródło: Opracowanie własne na podstawie danych WIG20 – Bossa; IP – OECD.

1.4.3. Wpływ zatrudnienia na giełdę

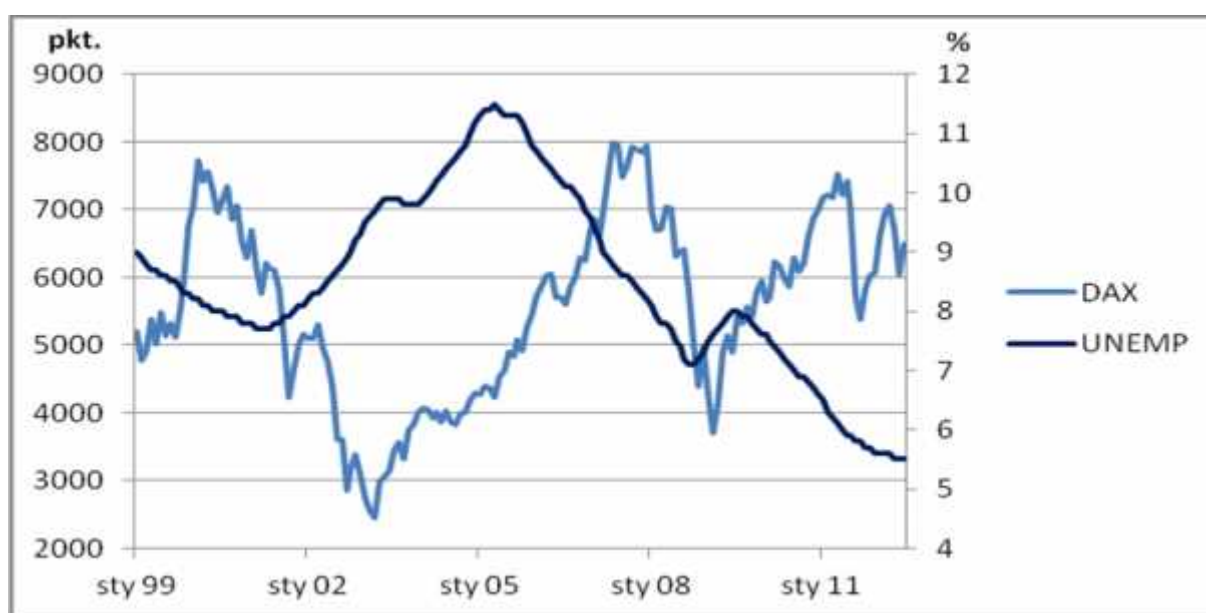
Rola zatrudnienia w gospodarce z punktu widzenia giełdy jest niezwykle ważna, ponieważ zawiera wiele informacji o ogólnych warunkach ekonomicznych w kraju. „Dane o sytuacji w zatrudnieniu są istotne, bo ukazują sposób postrzegania aktualnej i nadchodzącej koniunktury gospodarczej przez firmy, korporacje i osoby odpowiedzialne za decyzje o zwężeniu lub redukcji zatrudnienia. Firmy nie zainwestują we wzrost zatrudnienia, jeżeli są przekonane, że w najbliższej przyszłości nie będzie potrzebowa dodatkowych pracowników. Nie będą też skłonne do ograniczania liczebności personelu, jeżeli przewidują rosnący popyt na towary.”⁹ Wniosek z tego jest stosunkowo prosty: konsumenci ograniczają najmocniej swoje wydatki właśnie wtedy, gdy tracą pracę. W kontekście giełdy najczęstszą reakcją na nieoczekiwany wzrost bezrobocia jest wyprzedanie papierów wartościowych. Dlatego ten stop bezrobocia powinno interpretować się jednoznacznie: im jest ona niższa, tym lepiej ocenia się gospodarkę danego kraju.

Odnoścąc się do danych rzeczywistych warto spojrzeć na wykres 1.4. Obrazuje on wahania stopy bezrobocia w Niemczech i indeksu DAX, którego wartość zależy od kursów

⁹ Yamarone R., 2006, Wskaźniki ekonomiczne. Przewodnik inwestora, Wydawnictwo Helion, Gliwice, s. 86.

30 największych pod względem kapitalizacji i wolumenu spółek notowanych na frankfurckiej giełdzie. Zgodnie z przedstawionym powyżej rozumowaniem wzrost stopy bezrobocia jest wyrazem pewnych problemów całej gospodarki. Sytuacja taka, ma swoje odbicie w słabszej kondycji finansowej większości firm i tym samym ujemnie wpływa na ceny ich akcji. Właśnie takiej negatywnej zależności między tymi zmiennymi łatwo doszukać się na poniższym wykresie. Należy dodać, że współczynnik korelacji dla tych zmiennych wyniósł w tym przypadku -0,51.

Wykres 1.4. Fluktuacje stopy bezrobocia i indeksu DAX w Niemczech (styczeń 1999 – czerwiec 2012)



ródło: Opracowanie własne na podstawie danych indeks DAX – Bossa; stopa bezrobocia UNEMP – OECD.

1.4.4. Wpływ na giełdę stóp procentowych i inflacji.

W przypadku całego rynku kapitałowego stopa procentowa wydaje się być kluczową zmienną. „W najprostszym ujęciu stopa procentowa może być traktowana, jako cena transferowanego na rynku finansowym kapitału. Dla kapitałodawców stopa procentowa jest stopem dochodu z inwestycji polegającej na udostępnieniu kapitału, zaś dla kapitałobiorców stopa procentowa jest kosztem pozyskanego kapitału.”¹⁰

¹⁰ K. Jajuga, 2007, Podstawy inwestowania na rynku papierów wartościowych, *Giełda Papierów Wartościowych*, Warszawa, s. 113.

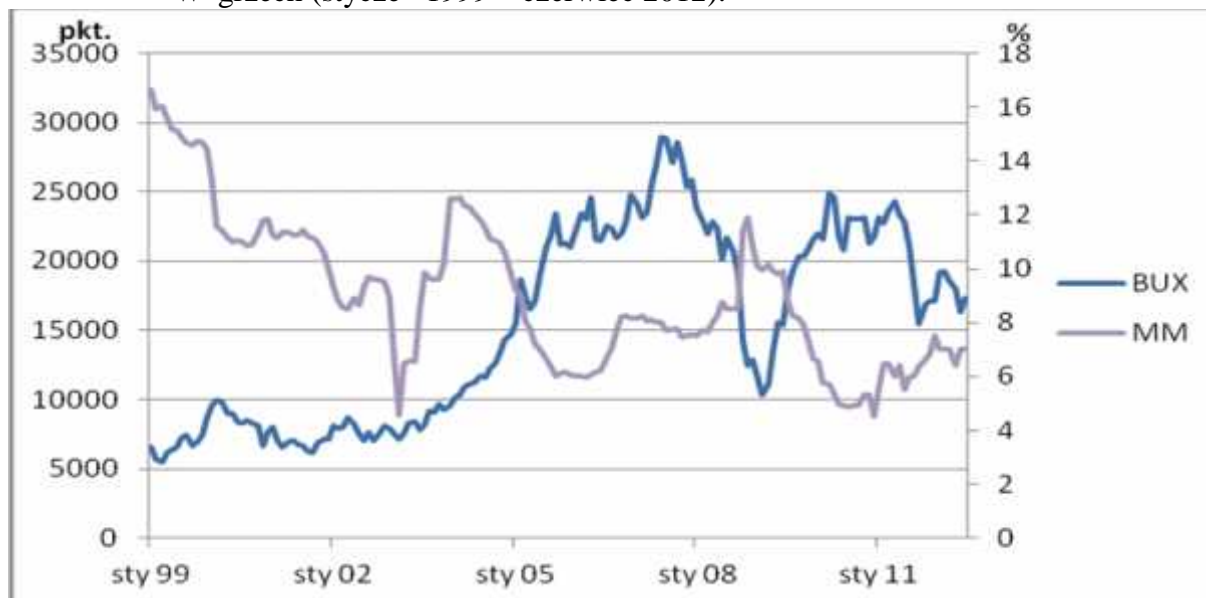
Naturalną kwestią jest więc występowanie zależności między stopami procentowymi a giełdą. Wydaje się, że najogólniej tę zależność można sprowadzić do stwierdzenia: gdy stopy procentowe rosną, spada kurs akcji, gdy zaś następuje spadek tych stóp to rośnie kurs akcji.

Kolejnym czynnikiem makroekonomicznym, którego zmiany związane są ze zmianami stóp procentowych jest inflacja. W przypadku wzrostu gospodarczego inwestorzy przewidują, iż wskaźnik inflacji może się podnieść, co skłoni odpowiedni organ (w przypadku Polski, Radę Polityki Pieniężnej) do podwyższenia stóp procentowych. Wówczas inwestorzy zachowują się ostrożnie, co przekłada się na spadek kursów akcji. Natomiast w fazie kryzysu następuje spadek aktywności gospodarczej, co automatycznie przekłada się na obniżenie inflacji. Wtedy wzrastają oczekiwania na decyzję banku centralnego dotyczące obniżki stóp procentowych, co wpłynęło na poprawę nastrojów inwestorów i doprowadziło do wzrostu kursów akcji.

Niemniej jednak „[...] należy zauważyć, że na rynku kapitałowym akcje i obligacje stanowią konkurencyjne możliwości inwestowania. Można to oznaczać, że w przypadku wzrostu stopy procentowej i spadku cen obligacji wzrosną ceny akcji i odwrotnie, w przypadku spadku stopy procentowej i wzrostu cen obligacji spadną ceny akcji.”¹¹

Opisywana zależność między cenami akcji a stopami procentowymi znajduje empiryczne potwierdzenie dla wikszości analizowanego okresu na wykresie 1.5.

Wykres 1.5. Wahania indeksu BUX i oprocentowania jednomiesięcznych depozytów w grzech (styczeń 1999 – czerwiec 2012).



ródło: Opracowanie własne na podstawie danych indeks BUX –Bossa; oprocentowanie jednomiesięcznych depozytów MM – Eurostat.

¹¹ Ibidem, s. 120

Przedstawione są tam wahania oprocentowania jednomiesięcznego depozytu i BUX podstawowego indeksu dla giełdy w Budapeszcie. Zgodnie z powyższymi rozważaniami, wzrost stopy procentowej powinien wpływać negatywnie na indeks giełdowy. Spowodowane jest to tym, że z jednej strony dla potencjalnych inwestorów wzrasta atrakcyjność depozytów. Z drugiej natomiast strony zwiększa się koszt kredytów inwestycyjnych zazwyczaj niezbędnych do rozwoju firm. Właśnie takiego negatywnego związku między fluktuacjami indeksu BUX i jednomiesięcznej stopy depozytowej można doszukać się na wykresie 1.5. Dodatkowo tujem relację potwierdza współczynnik korelacji dla tych zmiennych w rozpatrywanym okresie, który wyniósł $-0,72$.

1.4.5. Kurs walutowy a rynek finansowy

Kursem walutowym najczęściej określa się cenę waluty obcej wyrażonej w walucie krajowej. W zdecydowanej większości rozwiniętych gospodarek obowiązuje system płynnych kursów walutowych, co oznacza, że kurs ustalany jest przez rynek w zależności od popytu i podaży danej waluty na tym rynku. Oznacza to także, że kursy mają dużą zmienność. Zależności między kursem walutowym a rynkiem finansowym, a więc i giełdą, przedstawia się następująco:

„1. Wzrost kursu walutowego (aprecjacja obcej waluty) powoduje spadek atrakcyjności inwestycji w danym kraju,

2. Spadek kursu walutowego (deprecjacja obcej waluty) powoduje wzrost atrakcyjności inwestycji w danym kraju.”¹²

Dla przykładu można porównać kurs EUR w GBP. I tak, jeżeli kurs EUR rośnie (aprecjacja EUR), to inwestycje np. w Wielkiej Brytanii dla francuskiego inwestora są mniej atrakcyjne. Ale jednocześnie powoduje to wzrost atrakcyjności eksportu brytyjskich podmiotów gospodarczych w Francji i może wpłynąć na polepszenie sytuacji spółki. Z kolei, gdy kurs EUR spada (deprecjacja EUR), dla inwestora francuskiego również, także atrakcyjność inwestycji w Wielkiej Brytanii. I znów jednocześnie obniża się atrakcyjność

¹²Ibidem, s.124

eksportu brytyjskich podmiotów gospodarczych w Francji i wpływa na pogorszenie kondycji finansowej spółki w kraju.

W związku z tym w współczesne gospodarki są zdecydowanie większe otwarte na wymiany handlowe i przepływy kapitału, a obserwowanie wahań kursu walutowego jest sprawą niezwykle istotną. Widoczne zależności między kursem walutowym, a FTSE100 podstawowym indeksem giełdy londyńskiej widać na wykresie 1.6. Należy doprecyzować, że kurs walutowy reprezentuje tutaj cenę EUR w GBP, a więc wzrost kursu to aprecjacja euro, co powinno powodować obniżenie atrakcyjności inwestycji w Wielkiej Brytanii i spadek indeksu FTSE 100. Analizując wykres 1.6, można łatwo dostrzec takie zależności tymi dwiema wielkościami. Dodatkowo potwierdza to w pewnym stopniu współczynnik korelacji dla tych zmiennych -0,15. Dlatego też można doszukać tutaj pewnej empirycznej weryfikacji, że aprecjacja obcej waluty powoduje spadek atrakcyjności inwestycji w danym kraju, zaś jej deprecjacja wpływa na wzrost tej atrakcyjności.

Wykres 1.6. Zmiany kursu walutowego dla Wielkiej Brytanii i indeksu FTSE100 (styczeń 1999 – czerwiec 2012)



ródło: Opracowanie własne na podstawie danych indeks FTSE 100 – Bossa, kurs walutowy EX_RATE – Eurostat.

1.4.6. Makroekonomiczne charakterystyki dodatkowe.

Oprócz wymienionych wcześniej parametrów makroekonomicznych gospodarki, na uwagę zasługują chociażby jeszcze cztery: deficyt budżetowy, dług publiczny, poda

pieni dza i ceny ropy naftowej. Jednoznaczne okre lenie kierunku wpływu pierwszych trzech z nich na sytuacje na giełdzie nie wydaje si mo liwe ono na podstawie ogólnych danych.

W przypadku ropy naftowej sytuacja jest nieco ja niejsza. Wynika to z faktu e, ropa naftowa to podstawowy surowiec strategiczny w funkcjonowaniu wielu dziedzin przemysłu. Dlatego te jej cena ma znaczny wpływ na przepływy pieni ne poszczególnych firm, co z kolei powinno mie odzwierciedlenie w cenach ich akcji, a w konsekwencji całych indeksów. W zwi zku z tym, słusznym wydaje si stwierdzenie, e wzrost cen ropy powinien mie negatywny wpływ na indeksy giełdowe krajów importuj cych ten surowiec. W pewien sposób empirycznym potwierdzeniem takiego zało enia mo e by wykres 1.7, na którym przedstawione s fluktuacje cen ropy naftowej i japo skiego indeksu Nikkei 225. W znacznej cz ci analizowanego okresu wida wyra n negatywn relacj mi dzy rozpatrywanymi zmiennymi. Dodatkowo znajduje to odzwierciedlenie w współczynniku korelacji dla tych zmiennych, który wynosi -0,19. Obserwacja ta potwierdza, ujemny wpływ wzrostu cen ropy naftowej na indeks giełdowy w kraju importuj cym ten surowiec.

Wykres 1.7. Wahania cen ropy naftowej (baryłk) i indeksu Nikkei 225 (I 1999 – VI 2012)



ródło: Opracowanie własne na podstawie danych indeks NIKKEI 225 – Bossa; ceny ropy naftowej OIL – U.S. Energy Information Administration.

1.5. Modele wyceny akcji.

Praca dotyczy wprowadzie zachowania si konstrukcji bardziej złożonych, jakimi s indeksy giełdowe, ale naturalne wydaje si pytanie, czy w modelach wyceny pojedynczych

akcji nie można znaleźć inspiracji dla zestawu zmiennych makroekonomicznych, jakie w pracy tego typu powinny być uwzględnione.

W najpopularniejszych typach modeli wyceny akcji nie znajdujemy jednak generalnie sugestii, co do zmiennych makroekonomicznych, które wykraczałyby poza zestaw zmiennych przedstawiony we wcześniejszym paragrafie. Przykładem może tu być model Gordona-Shapiro, gdzie jednym z kluczowych czynników kształtujących ceny akcji jest tempo wzrostu dywidendy, które jest bardzo blisko związane z tempem wzrostu PKB. Stopa dyskontowa odgrywa ważną rolę w wielu modelach wyceny akcji, które zawiera się pod wpływem zmian stóp procentowych w gospodarce, te modele dyskontowe są ściśle związane z wielkościami realnymi, więc trudno mówić tutaj o prostej zależności.

1.6. Podsumowanie.

Uwzględniając informacje, przedstawione w kolejnych paragrafach tego rozdziału, należy raczej zgodzić się z stwierdzeniem, że gospodarka ma silny wpływ w sytuacji na giełdzie. Naturalne jest więc wykorzystanie danych makroekonomicznych jako zmiennych objaśniających wahania cen indeksów giełdowych. Dodatkowym potwierdzeniem słuszności takiej konstrukcji badania są stosunkowo liczne przykłady tego typu badań występujące w literaturze przedmiotu.

Analizowanie wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji, jest przedmiotem zainteresowania dość licznej grupy ekonomistów od kilku dziesięcioleci. W tym celu wykorzystuje się różne podejścia modelowe, bada się nie tylko wpływ wielkości krajowych zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe, ale takich zmiennych, jak ceny ropy naftowej lub złota oraz zmiany na innych rynkach kapitałowych świata.

W tej pracy postanowiono zająć się próbą uchwycenia wpływu krajowych wielkości makroekonomicznych na indeks giełdowy. Od strony teoretycznej punktem wyjścia będą modele wieloindeksowe. W celu zwiększenia wiarygodności estymacji rozpatrywanych zależności wykorzystane zostaną odpowiednie metody statystyczno-ekonometryczne. Badania tego typu są dość często spotykane w literaturze światowej. Jednak dotychczasowe wyniki empirycznych weryfikacji tych zależności nie dają podstaw do osiągnięcia jakiegoś konsensusu. Dlatego też potrzebne jest pogłębienie tych badań w celu uzyskania bardziej generalnych wniosków.

W rozdziale następnym zostanie przedstawiona liczna grupa artykułów wpisujących się w tę klasę badań. Na tej podstawie zostanie dokonana selekcja wielkości makroekonomicznych, w celu stworzenia standardowego zestawu tych zmiennych aplikowanych w tego typu badaniach. Dzięki temu zabiegowi możliwa będzie konfrontacja wyników otrzymanych w literaturze z rezultatami własnego badania i wyciągnięcie bardziej uniwersalnych wniosków.

ROZDZIAŁ II

Przebieg prac badawczych dotyczących wpływu wielkości makroekonomicznych na indeksy giełdowe

2.1. Charakterystyka rozpatrywanej klasy badań

Początki empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na zachowania cen akcji sięgają końca lat siedemdziesiątych i początku lat osiemdziesiątych XX wieku. Wtedy to zaczęto sprawdzać na rzeczywistych danych oddziaływanie mierników makroekonomicznych na walory giełdowe. Nie jest to wielkim zaskoczeniem, że początkowo dokonywano tego głównie dla Stanów Zjednoczonych, później dla Japonii czy Wielkiej Brytanii. Z jednej strony wynikało to oczywiście z tego, że są to najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe. Konsekwencją tego jest także to, że istnieją dla nich odpowiednio liczne zbiory obserwacji. Z drugiej strony, także w tych miejscach zlokalizowane są ośrodki akademickie, w których głównie powstawały teorie i modele wyceny akcji. W związku z tym wydaje się naturalnym, że to właśnie tam była największa motywacja i jednocześnie największe możliwości przeprowadzania empirycznych weryfikacji tych zależności. Później nieco zaczęto badać te zależności dla rozwijających się rynków azjatyckich (Malezja, Tajlandia), Ameryki Południowej (Argentyna, Brazylia), takich krajów europejskich jak Czechy, Węgry, Grecja, Turcja, czy też afrykańskich, jak np. Kenia.

W kontekście tych badań wykorzystywano stosunkowo proste konstrukcje. Dane dla danego rynku analizowano, głównie jako zestaw szeregów czasowych. Korzystając zwykle ze standardowych modeli regresji liniowej. W podejściach tego typu zazwyczaj trudno jednoznacznie interpretować uzyskane zależności jako relacje przyczynowo-skutkowe. W tym etapie rozwoju badań tego typu było pojawienie się takich modeli, jak VAR czy VECM. Modele tego typu minimalizują problem przyczynowości, gdy dopuszczają potencjalnie zależności między wszystkimi zmiennymi wykorzystanymi w modelu. Ta nowa metodologia modelowania wielorównaniowego, model wektorowo-autoregresyjny VAR, została zaproponowana przez Christophera Simsa w roku 1980. Modele VAR stanowią niejako pomost pomiędzy tradycyjną ekonometrią a współczesną analizą szeregów

czasowych. Wynika to z faktu, że są modelami wielorównaniowymi, w których mogą być uwzględnione informacje sugerowane nawet przez bardzo szczegółowe koncepcje teoretyczne. W tradycyjnej ekonometrii rzadko ponadto zwracano uwagę na możliwość niestacjonarności szeregu czasowego, co doprowadzało często do tzw. regresji pozornych. Konsekwencją tego było uzyskiwanie m.in. zawyżonych współczynników determinacji, zbyt optymistycznych miar dopasowania, zawyżenie statystyk wyznaczanych na podstawie odchyła standardowych oszacowanych parametrów. Modele VECM (ang. Vector Error Correction Model), wektorowe modele korekty błędów, będące w pewnym stopniu rozszerzeniem modeli VAR, pozwalają poradzić sobie z problemem niestacjonarności wtedy, gdy mamy do czynienia z obecnymi długofalowymi relacjami równowagi, między tymi szeregami, czyli stanem w którym nie występują tendencje do jego zmiany. Generalnie analiza prowadzona za pomocą modeli VAR i VECM pozwala skoncentrować się na identyfikacji relacji płynących bezpośrednio z informacji zawartych w danych. Dzięki tej metodologii można znaleźć m.in. długookresowe relacje między rozpatrywanymi zmiennymi, krótkookresowe dostosowania, jak również wyznaczyć opisujące reakcje poszczególnych zmiennych na zmiany innych zmiennych (IRF). Zagadnienie to zostanie obszerniej przedstawione w rozdziale trzecim niniejszej pracy, który będzie poświęcony własnemu badaniu empirycznemu. Natomiast w tym rozdziale, zostanie zaprezentowany przegląd wybranych badań dotyczących interesującej nas tematyki w dostępnej literaturze.

2.2. Przegląd literatury.

Empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji, poświęconych jest wiele prac. Badania te były przeprowadzane na licznych rynkach, opierając się na różnych zestawach zmiennych makroekonomicznych i wykorzystując odmienne techniki ekonometryczne. W celu dokonania w miarę syntetycznej prezentacji tej stosunkowo szerokiej klasy badań, dokonano wyboru najbardziej charakterystycznych artykułów, obrazujących jej zróżnicowanie. Dlatego też nie chciano przedstawiać dwóch artykułów badających identyczną metodologią ten sam rynek, dla którego wzięto ten sam zestaw zmiennych uzyskując zbliżone wyniki. W związku z tym kryterium doboru prac do tego przeglądu bazowało przede wszystkim na różnorodności: badanych rynków, zestawu wykorzystanych zmiennych makroekonomicznych i użytych technik ekonometrycznych. Podejście takie wydaje się również niezbędne w kontekście własnego badania i próby

sformułowania bardziej ogólnych wniosków dla tego zagadnienia. W celu poszukania tych konkluzji postanowiono do tego zagadnienia podejść wieloaspektowo tzn. badając zarówno relacje krótko-, jak i długookresowe. Poza tym zdecydowano o dwóch próbach badania, jednocześnie rozpatrując zarówno najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe, jak również te będące na wcześniejszym etapie rozwoju. Tego typu rozważania autor nie spotkał podczas lektury artykułów dotyczących tego zagadnienia. Dlatego też, w prezentacji wybranych artykułów zaproponowano podział na dwie grupy, gdzie kryterium jest właśnie poziom rozwoju rynku kapitałowego. W szczególności w ramach grupy zawierającej rynki słabiej rozwinięte starano się przedstawić badania obejmujące również giełdy. Wynikało to z chęci sprawdzenia, czy pewne reguły dotyczące rynku akcji aplikują się tak samo bez względu na otoczenie. W związku z tym w części tej znajdują się prace dotyczące rynków kapitałowych z różnych części globu. Dzięki temu można było także w pewien sposób zweryfikować, czy wpływ zmiennych makroekonomicznych ma charakter uniwersalny, bez względu na rozwój rynku i odmienną otoczenia społeczno-ekonomicznego.

Kluczem do kolejności prezentacji wybranych artykułów jest podział na dwie grupy: pierwsza to rynki najbardziej rozwinięte, a druga skupia się na rynkach będących na wcześniejszych etapach rozwoju. W obrębie grupy o porządku decyduje chronologia publikacji badania. Dodatkowo, w bardzo syntetyczny sposób wybrane prace przedstawiono w tabeli 2.1.

Prezentację literatury zaczynamy od kilku prac, które były jednymi z pierwszych dotyczących tego zagadnienia. Jednocześnie stały się swego rodzaju intelektualną inspiracją do przeprowadzenia kolejnych tego typu badań, o czym świadczą liczne odwołania do tych publikacji. Do tej grupy niewątpliwie należy zaliczyć artykuły: Charles R. Nelson (1976), Eugene F. Fama (1981), Robert Geske, Richard Roll (1983) Nai-Fu Chen, Richard Roll, Stephen A. Ross (1986).

Pierwszą z nich jest praca Nelsona (1976), celem tego badania było empiryczne sprawdzenie relacji między stopem zwrotu z akcji a zmianami w stopie inflacji w okresie powojennym. Uzyskano negatywny wpływ inflacji oczekiwanej, jak również nieoczekiwanej, na stop zwrotu z akcji. Wykorzystano tutaj dane dla rynku amerykańskiego z okresu 1953-1974. Estymacji dokonywano zarówno dla całej próby, jak również podokresów, poza inflacją biernie badano również wpływ inflacji opóźnionej.

Tabela 2.1. Wybrane badania zajmujące się weryfikacją wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji opublikowane w latach 1976-2012.

Autorzy	Rok publikacji	Kraj	Okres badania	Istotne statystycznie zmienne mające wpływ:	
				Pozytywny	Negatywny
Najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe					
Charles R. Nelson	1976	Stany Zjednoczone	1953 - 1974		<ul style="list-style-type: none"> - Inflacja oczekiwana - Inflacja nieoczekiwana
Eugene F. Fama	1981	Stany Zjednoczone	1954-1976	<ul style="list-style-type: none"> - Produkcja przemysłowa, - Realny PNB 	<ul style="list-style-type: none"> - Podaż pieniądza, - Inflacja oczekiwana, - Inflacja nieoczekiwana
Robert Geske, Richard Roll	1983	Stany Zjednoczone	1947-1980		<ul style="list-style-type: none"> - Krótkoterminowa stopa procentowa, - Inflacja nieoczekiwana
Nai-Fu Chen, Richard Roll, Stephen A. Ross	1986	Stany Zjednoczone	1958-1984	<ul style="list-style-type: none"> - Produkcja przemysłowa, - Różnica w oprocentowaniu obligacji o wysokim niskim stopniu wiarygodności, - Cena ropy naftowej (1958-1967) 	<ul style="list-style-type: none"> - Różnica między długo i krótkoterminową stopą procentową, - Inflacja oczekiwana - Inflacja nieoczekiwana
Tarun K. Mukherjee, Atsuyuki Naka	1995	Japonia	I 1971 –XII 1990	<ul style="list-style-type: none"> - Produkcja przemysłowa, - Podaż pieniądza, - Krótkoterminowa 	<ul style="list-style-type: none"> - Inflacja, - Długoterminowa stopa procentowa

				stopa procentowa, – Kurs walutowy	
Nicolaas Groenewold Patricia Fraser	1997	Australia	XII 1979 – IV 1994		– Inflacja – Poda pieniądza – Stopa procentowa
Willem Thorbecke	1997	Stany Zjednoczone	I 1967 – XII 1990		– Stopa procentowa – Oczekiwana inflacja
Bahram Dadgostar Bakhtiar Moazzami	2003	Kanada	I 1974-VII 2002	– Produkcja przemysłowa – Kurs walutowy	– Długoterminowa stopa procentowa (obligacji rządowych) – Poda pieniądza
Mathias Binswanger	2004	Stany Zjednoczone, Japonia, Francja, Niemcy, Włochy, Wielka Brytania	1960 - 1999	– Produkcja przemysłowa	
Mathias Binswanger	2004	Stany Zjednoczone	1953 -2002	– Produkcja przemysłowa	
Andreas Humpe, Peter Macmillan	2007	Stany Zjednoczone, Japonia,	I 1965 – VI 2005	– Produkcja przemysłowa	– Inflacja (dla USA), – Stopa procentowa (dla USA), – Poda pieniądza (dla Japonii)
David G. McMillan	2010	Wielka Brytania,	QI 1965 –QIV 2008	– PKB – Konsumpcja	
Słabiej Rozwinięte Rynki Kapitałowe					
Chris Bilson, Tim Brailsford, Vince Hooper	1999	Argentyna, Brazylia, Chile, Kolumbia, Meksyk, Wenezuela, Indie,	I 1985 – XII 1997	– Inflacja (Meksyk, Tajlandia) – Poda pieniądza (Argentyna, Chile,	– Poda pieniądza (Jordania) – Produkcja przemysłowa

		Indonezja, Korea, Malezja, Pakistan, Portugalia, Filipiny, Tajwan, Tajlandia, Turcja, Grecja, Jordania, Nigeria, Zimbabwe		Indonezja) – Produkcja przemysłowa (Korea Południowa) – Kurs walutowy (Malezja, Nigeria, Filipiny) – MSCI (Indonezja, Korea, Malezja, Meksyk, Filipiny, Portugalia, Tajwan, Tajlandia)	(Chile) – Kurs walutowy (Indie, Indonezja, Jordania, Korea Płd., Meksyk, Pakistan, Tajwan, Turcja, Zimbabwe
Taufiq Choudhry	2001	Argentyna, Chile, Meksyk, Wenezuela,	I 1981 – VI 1998	– Inflacja	
Adel Al-Sharkas	2004	Jordania	QI 1980 –QIV 2003	– Produkcja przemysłowa – Poda pieni dza M2 – Stopa procentowa (3M TB)	– Inflacja
Christopher Gan, Minsoo Lee, Hua Hwa Au Yong, Jun Zhang	2006	Nowa Zelandia,	I 1990 – I 2003	– PKB	– Poda pieni dza – Długoterminowa stopa procentowa – Inflacja
Surachai Chancharat, Abbas Valadkhani, Charles Havie	2007	Tajlandia	I 1988 – II 2004	– Do 1997 – indeksy giełdowe: Singapur, Malezja, Indonezja – Po 1997 – indeksy giełdowe: Singapur, Filipiny, Korea Płd.	– Do 1997 - Ceny ropy naftowej

Costas Leon, George Filis	2008	Grecja	Q1 1989 – QII 2005	– PKB	
Aisyah Abdul Rahman, Noor Zahirah Mohd Sidek, Fauziah Hanim Tafri	2009	Malezja	I 1986 – III 2008	– Produkcja przemysłowa, – Rezerwy walutowe	– Poda pieni dza, – Kurs walutowy (RM/USD)
Sulaiman D. Mohammad, Adnan Hussain, M. Anwar Jalil, Adnan Ali	2009	Pakistan	1986 -2008	– Produkcja przemysłowa – Rezerwy walutowe – Inflacja	– Poda pieni dza (M2), – Stopa procentowa, – Kurs walutowy
Ahmet Buyuksalvarci	2010	Turcja	I 2003 – III 2010	– Poda pieni dza	– Inflacja, – Krótkoterminowa stopa procentowa, – Produkcja przemysłowa, – Cena ropy naftowej, – Kurs walutowy (TRY/USD)
Yu Hsing	2011	Czechy	QI 2002 –QII 2010	– PKB, – Niemiecki i ameryka ski indeks giełdowy	– Krajowa stopa procentowa, – Kurs walutowy (CZK/USD), – Oczekiwana inflacja, – Relacja dług publiczny/PKB, – Rentowno obligacji strefy euro
Yu Hsing	2011	W gry	QI 2000 – QII 2010	– PKB,	– Stopa procentowa,

				<ul style="list-style-type: none"> – Relacja dług publiczny do PKB, – indeks DAX 	<ul style="list-style-type: none"> – Inflacja, – Kurs walutowy – Rentowno obligacji strefy euro, – Kwadrat poda y pieni dza
Yessengaki Oskenbayev, Mesut Yilmaz, Dauren Chagirov	2011	Kazachstan	I 2001 – VIII 2009	<ul style="list-style-type: none"> – Produkcja przemysłowa 	<ul style="list-style-type: none"> – Inflacja, – Kurs walutowy
Nopphon Tangjitprom	2011	Tajlandia	I 2001 – XII 2010	<ul style="list-style-type: none"> – Inflacja (opó nienie dwa okresy) 	<ul style="list-style-type: none"> – Stopa procentowa, – Kurs walutowy, – Bezrobocie (opó nienie o dwa okresy)
Ali Hasanzadeh Mehran Kianvand	2012	Iran	I 1996 – I 2008	<ul style="list-style-type: none"> – PKB – Poda pieni dza 	<ul style="list-style-type: none"> – Cena złota – Kurs walutowy – Inwestycje sektora prywatnego w nieruchomo ci
Hussain Ali Bekhet, Mohamed Ibrahim Mugableh	2012	Malezja	1977 - 2011	<ul style="list-style-type: none"> – PKB 	<ul style="list-style-type: none"> – Inflacja (PPI, CPI) – Kurs walutowy (RM/USD) – Poda pieni dza
Ochieng Duncan Adhiambo Oriwo	2012	Kenia	III 2008 – III 2012	<ul style="list-style-type: none"> – Inflacja 	<ul style="list-style-type: none"> – Stopa procentowa (3M TB)
Pramod Kumar Naik Puja Padhi	2012	Indie	IV 1994 – VI 2011	<ul style="list-style-type: none"> – Produkcja przemysłowa – Poda pieni dza 	<ul style="list-style-type: none"> – Inflacja

ródło: Opracowanie własne

W drugiej kolejno ci nale y wymieni badanie Fama (1981). W tej pracy autor, wykorzystuj c jako podstawy teoretyczne kombinacj ró nych wersji teorii pieni dza badał głównie wpływ inflacji na stop zwrotu z akcji. Nale y doda , e weryfikowano tu wpływ zarówno oczekiwanej, jak i nieoczekiwanej inflacji. Poza tym dokonano empirycznego sprawdzenia wpływu stopy wzrostu bazy monetarnej, produkcji przemysłowej i realnego produktu narodowego brutto na stop zwrotu z rynku akcji. Do badania wykorzystane były dane miesi czne, kwartalne i roczne obejmuj ce okres 1954-1976 dla rynku ameryka skiego. W przypadku zmiennych reprezentuj cych realn gospodark , a wi c produkcji przemysłowej i realnego PNB, zaobserwowano ich istotny pozytywny wpływ na ceny walorów giełdowych. Natomiast dla poda y pieni dza i inflacji, zarówno oczekiwanej, jak i nieoczekiwanej, w przypadku badanej próbki otrzymano negatywn relacj z cenami akcji.

Nast pnym interesuj cym opracowaniem w tej grupie bada jest artykuł Robert Geske i Richard Roll (1983). W pracy tej starano si powi za zmiany stóp zwrotu z akcji z kilkoma istotnymi wielko ciami makroekonomicznymi, takimi jak: inflacja, bezrobocie, krótkoterminowa stopa procentowa, podatki, wydatki rz dowe. Badanie przeprowadzono dla rynku ameryka skiego, wykorzystuj c dane dla okresu 1947-1980. Do podstawowych wniosków tej pracy nale y zaliczy empiryczn weryfikacj negatywnego zwi zku mi dzy stop zwrotu z akcji a krótkoterminow stop procentow i nieoczekiwan inflacj .

Kolejn istotn prac jest Nai-Fu Chen, Richard Roll, Stephen A. Ross (1986), w której badano, jak na fluktuacje cen akcji wpływaj m.in. takie wielko ci makroekonomiczne, jak produkcja przemysłowa, oczekiwana i nieoczekiwana inflacja, ró nica mi dzy długo- i krótkoterminow stop procentow oraz ró nice w oprocentowaniu obligacji o wysokim i niskim stopniu wiarygodno ci kredytowej. Poza tym badano tutaj tak e wpływ zmian cen ropy naftowej na warto cen akcji. W badaniu wykorzystano dane miesi czne z okresu 1958-1984 dla rynku ameryka skiego. Regresji dokonywano tutaj dla całego okresu, tzn. 1958-1984, jak i dla trzech podokresów 1958-67, 1968-77, 1978-84. Zaobserwowano, e dla wi kszo ci przypadków statystycznie istotny wpływ maj takie zmienne, jak produkcja przemysłowa, ró nice w oprocentowaniu obligacji o wysokim i niskim stopniu wiarygodno ci kredytowej (te zmienne wpływały pozytywnie na ceny akcji), ró nice mi dzy długo i krótkoterminow stop zwrotu (negatywny wpływ). Natomiast inflacja oczekiwana, jak i nieoczekiwana były istotne statystycznie w znacznie mniejszej liczbie estymacji i był to wpływ negatywny. Nale y doda , e troch zaskakuj ce wyniki uzyskano, gdy do zestawu zmiennych obja niaj cych dodano ceny ropy naftowej. Zmienna ta była istotna statystycznie

(dodatni wpływ), tylko dla jednego podokresu 1958-67 okazała się natomiast nieistotna dla znamienego okresu 1968-77, kiedy to wystąpiły tzw. „szoki naftowe”. Dodanie jako zmiennej objaśniającej ropy naftowej sprawiło ponadto, że nieistotna statystycznie stała się produkcja przemysłowa.

W drugim rzędzie chciano zwrócić uwagę na grupę prac, które bezpośrednio nawiązywały do powyższych badań, tylko zostały przeprowadzone na innych rynkach rozwiniętych (np. Groenewold i Fraser (1997)). Głównie jednak przedstawione tu będą prace, które odwołują się do opisanych powyżej, ale wykorzystana jest już w nich metodologia modelowania wielorównaniowego (VAR, VECM), (Mukherjee i Naka (1995), Thorbecke (1997), Dadgostar i Moazzami (2003), Binswanger (2004), Humpe i Macmillan (2007)).

Groenewold i Fraser (1997) zajmowali się rynkiem australijskim stosując podstawy teoretyczne modeli APT i CAPM. Autorzy wykorzystywali dane z okresu od grudnia 1979 do kwietnia 1994. W swym badaniu stworzyli m.in.: 19 portfeli akcyjnych, gdzie kryterium doboru stanowiła branża, w jakiej działa firma. Następnie sprawdzili, czy na stopę zwrotu dla każdego z tych 19 portfeli mają wpływ zmienne makroekonomiczne. Autorzy przy wyborze tych zmiennych odwołują się do pracy Chen, Roll, Ross (1986), która wydaje się być jedną z głównych inspiracji tego badania. W wyniku estymacji okazuje się, że największy wpływ na wahania stóp zwrotu z analizowanych portfeli ma inflacja, podaż pieniądza i stopa procentowa (dla trzy miesięcznych bonów), wszystkie wymienione zmienne oddziaływały pozytywnie.

Kolejne interesujące badanie, które tak bezpośrednio nawiązuje do prac: Chen, Roll, Ross (1986) oraz Geske i Roll (1983), przeprowadzili Mukherjee i Naka (1995). Praca ta ma dodatkowy walor, ponieważ wykorzystano w niej wspomniany już wcześniej wektorowy model korekty błędem (VECM). Przedmiotem badania był wpływ wielkości makroekonomicznych na indeks giełdowy dla giełdy w Tokio. Wśród rozpatrywanych zmiennych znalazły się: produkcja przemysłowa, inflacja, podaż pieniądza, kurs walutowy (JPY/USD), długo i krótkoterminowa stopa procentowa. Bazując na modelu korekty błędem (VECM) i wykorzystując dane miesięczne: styczeń 1971 – grudzień 1990 dokonano estymacji odpowiednich parametrów. W ten sposób uzyskano dodatnie współczynniki dla kursu walutowego (depresyjacja jena pozytywnie wpływa na indeks giełdowy), produkcji przemysłowej, podaży pieniądza, krótkoterminowej stopy procentowej, natomiast negatywny wpływ otrzymano dla inflacji i długoterminowej stopy procentowej.

Kolejne ciekawe badanie korzystające z metodologii modelowania wielorównaniowego przeprowadził Thorbecke (1997). W pracy tej podstawowym zadaniem było sprawdzenie, jak stopa zwrotu z akcji odpowiada na szoki polityki monetarnej. W tym celu wykorzystano wspomnianą metodologię VAR. Przedmiotem badania był rynek amerykański, korzystano z danych miesięcznych styczeń 1967 – grudzień 1990. Wśród podstawowych wniosków można znaleźć stwierdzenie, że ekspansywna polityka monetarna, powodując wzrost przyszłych przepływów pieniężnych lub obniżenie czynnika dyskontowego, dla tych przepływów, wpływa pozytywnie na stopę zwrotu z akcji. Kolejną konkluzją było, iż polityka monetarna ma większy wpływ na mniejsze firmy niż na duże korporacje. Wynika to z faktu, że te mniejsze są bardziej uzależnione od dostępu do kredytu.

Interesującego badania także korzystające z modeli VECM, dokonali Dadgostar i Moazzami (2003). Badanie przeprowadzono dla rynku kanadyjskiego, w doborze zmiennych odwoływano się do wspomnianej tutaj pracy Chen, Roll i Ross (1986). Dlatego też do objaśnienia zmienności cen akcji wybrano: produkcję przemysłową, podaż pieniądza (M1), kurs walutowy (CAD/USD), inflację, krótkoterminową stopę procentową (trzy miesięczne bony pieniężne), długoterminową stopę procentową (długoterminowe obligacje rządowe). Korzystano z danych miesięcznych z okresu styczeń 1974 – lipiec 2002. W wyniku estymacji istotne statystycznie okazały się podaż pieniądza i długoterminowa stopa procentowa, których wpływ był negatywny. Dodatni znak otrzymano natomiast dla produkcji przemysłowej i kursu walutowego. Uzyskane wyniki były zgodne z oczekiwaniami. Należy dodać, że w przypadku kursu walutowego zwracano uwagę, że gospodarka kanadyjska jest bardzo uzależniona od eksportu towarów i usług, w czym wydatnie pomaga deprecjacja rodzimej waluty. Dlatego dodatni współczynnik przy tej zmiennej nie wzbudził zaskoczenia.

Warto również wspomnieć o pracy Binswanger (2004), który dokonał ciekawej ze względu na rozpatrywane rynki i okres badania, empirycznej weryfikacji relacji między produkcją przemysłową a cenami akcji. Korzystając z modelu VAR wykorzystał dane dla USA, Japonii i Europy (zagregowane dane z czterech rynków: Niemiec, Francji, Włoch i Wielkiej Brytanii) z okresu 1960 – 1999. Podstawowym wnioskiem z tego badania jest to, że w okresie 1960-1982 zmiany w produkcji przemysłowej wyjaśniały znaczne fluktuacje w cenach akcji. Dla okresu 1983- 1999, stopie objaśnienia zmienności dla tych walorów giełdowych przez produkcję przemysłową drastycznie jednak spadł.

Na koniec tej grupy badań warto jeszcze przytoczyć artykuł Humpe i Macmillan (2007), korzystający także z modelu VECM. Autorzy przeprowadzili badanie obejmujące rynek

japoński i amerykański w okresie styczeń 1965 – czerwiec 2005. Dokonano w nim empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych: inflacji (CPI), produkcji przemysłowej, podaży pieniądza i stopy procentowej na indeks giełdowy. W wyniku estymacji istotnie statystycznie współczynniki w przypadku rynku amerykańskiego otrzymano dla produkcji przemysłowej (pozytywny wpływ), za negatywną relacją uzyskano dla inflacji i stopy procentowej. Natomiast dla Japonii pozytywny okazał się współczynnik dla produkcji przemysłowej, negatywny dla podaży pieniądza, zaś inflacja i stopa procentowa okazały się statystycznie nieistotne. Różnice w wynikach dla tych dwóch rynków tłumaczono głównie spowolnieniem gospodarczym w Japonii zapoczątkowanym w latach 90 i pułapką płynności.

Druga grupa omawianych tutaj prac zawiera artykuły badające wpływ wielkości makroekonomicznych na ceny akcji dla mniej rozwiniętych rynków kapitałowych. Artykułów tego typu szczególnie dużo powstało w ostatnim dziesięcioleciu. Poniżej starano się tak dobrać teksty w sposób pozwalający zróżnicować te rynki geograficznie, co może być dodatkową zaletą. W prezentacji starano się zachować porządek chronologiczny publikacji artykułów.

Pierwszym z nich jest artykuł Bilson i inni (1999), gdzie przeprowadzono bardzo obszerne badanie obejmujące 20 tzw. rynków wschodzących, m.in. Argentynę, Indonezję, Kolumbię, Pakistan, Wenezuelę, Jordanię, Zimbabwę. Korzystano tutaj z danych miesięcznych z okresu styczeń 1985 - grudzień 1997. Do wyjaśnienia zmienności cen akcji użyto jako zmiennych objaśniających m.in. inflacji, produkcji przemysłowej, podaży pieniądza, kurs walutowy i indeks MSCI. W przypadku tych rozpatrywanych rynków wschodzących zauważono, że największe znaczenie w wyjaśnianiu zmienności mają czynniki lokalne, jak inflacja czy produkcja przemysłowa.

Kolejną interesującą pod względem uzyskanych rezultatów jest praca Choudhry (2001). Autor zajmował się empiryczną weryfikacją wpływu inflacji na stopy zwrotu z akcji. Badaniem zostały objęte kraje o stosunkowo wysokiej wartości inflacji jak Argentyna, Chile, Meksyk i Wenezuela. Wykorzystano tutaj dane miesięczne z okresu styczeń 1981 – czerwiec 1998. Praca ta jest ciekawa z punktu widzenia uzyskanych wyników, gdy otrzymano tutaj pozytywny związek między inflacją a rynkiem akcji, co w tego typu pracach jest raczej rzadko spotykane.

Następnie interesujące badanie przeprowadził Al Sharkas (2004), gdzie wykorzystując podstawy teoretyczne wektorowego modelu korekty błędem (VECM), empirycznie weryfikowano wpływ wielkości makroekonomicznych na indeks giełdy w Jordani (Amman

Stock Exchange). W badaniu wykorzystano dane kwartalne dla okresu 1980 Q1 – 2003 Q4. W wyniku estymacji istotny statystycznie pozytywny wpływ na tamtejszy indeks giełdowy odnotowano dla produkcji przemysłowej, poda y pieni dza i krótkoterminowej stopy procentowej (3 – miesi czne bony pieni ne). Natomiast ujemn relacj otrzymano w przypadku inflacji.

Równie interesuj c prac zaprezentowali Gan i inni (2006), którzy badali wpływ wielko ci makroekonomicznych na indeks giełdowy (NZSE40) dla rynku w Nowej Zelandii. Badanie opierało si na danych miesi cznych z okresu stycze 1990 – stycze 2003. Wykorzystano tutaj takie wielko ci makroekonomiczne, jak inflacja (CPI), kurs walutowy, PKB, poda pieni dza (M1), ceny ropy naftowej, krótko i długoterminowa stopa procentowa. W podstawowych wnioskach z badania mo na znale stwierdzenie, e w rozpatrywanym okresie najwi ksz y wpływ na indeks ma stopa procentowa, poda pieni dza i PKB.

Kolejn ciekaw prac zaprezentowali Chancharat i inni (2007), którzy badali wpływ zmiennych makroekonomicznych i zagranicznych indeksów giełdowych na indeks w Tajlandii. W ród zmiennych makroekonomicznych wykorzystywali inflacj , kurs walutowy, stopy procentowe, poda pieni dza (M2), ceny ropy naftowej. Natomiast, je li chodzi o zagraniczne indeksy giełdowe, to wykorzystano pi tna cie indeksów m.in. z takich krajów jak Australia, Brazylia, Niemcy, Indonezja, Korea Południowa, Malezja, Filipiny, Rosja, Singapur, Stany Zjednoczone. Korzystano tutaj z danych miesi cznych z okresu stycze 1988 – grudzie 2004, przy estymacji dokonano podziału tej próbki na dwa podokresy: do kryzysu w 1997 i po kryzysie. W ród podstawowych wniosków mo na znale stwierdzenie, e adna ze zmiennych makroekonomicznych nie była istotna statystycznie w wyja nianiu zmienno ci cen akcji. Jedynie ceny ropy naftowej w okresie przed kryzysem 1997 były statystycznie istotne i miały negatywny wpływ na ceny akcji. W przypadku indeksów zagranicznych istotny statystycznie pozytywny wpływ ma Indonezja, Malezja (do kryzysu w 1997), Filipiny i Korea Południowa (po kryzysie 1997), oraz Singapur (dla obydwu podokresów). Podkre lono tutaj, e w szczególno ci współczynnik dla indeksu giełdowego z Singapuru nie jest niespodziank , poniewa jest on głównym centrum finansowym w tamtej cz ci wiata.

Nast pna praca dotyczy rynku europejskiego: Leon i Filis (2008) weryfikowali relacj mi dzy inwestycjami, PKB i rynkiem akcji dla Grecji. W swych badaniach wykorzystywali analiz spektraln oraz model VAR. Do tych estymacji wykorzystywali dane kwartalne z okresu 1989 Q1 – 2005 QII. W ród przedstawionych wniosków z badania nale y podkre li ,

e PKB wpływa pozytywnie i w znacznym stopniu na stopy zwrotu z akcji. Natomiast wpływ inwestycji jest tylko sporadyczny.

Kolejna praca może zainteresować, ze względu na rozpatrywany rynek kapitałowy. Mohammad i inni (2009), badali wpływ agregatów makroekonomicznych na walory giełdy w Karachi (KSE), opierając się na modelach klasy ARIMA i danych kwartalnych z okresu 1986-2008. Do podstawowych wyników badania należy zaliczyć uzyskanie pozytywnej relacji indeksu KSE z produkcją przemysłów. Negatywna zależność dla indeksu KSE otrzymano m.in. dla podaży pieniądza (M2), stopy procentowej i kursu walutowego.

Ciekawość szczególnie ze względu na zastosowanie technik ekonometrycznych oraz stosunkowo młody i dynamicznie rozwijający się rynek kapitałowy jest praca Rahman i inni (2009). Autorzy sprawdzali makroekonomiczne determinanty dla malezyjskiego rynku akcji. Wykorzystując metodologię VAR i opierając się na danych miesięcznych z okresu styczeń 1986 – marzec 2008, badali oni interakcje między zmiennymi makroekonomicznymi a podstawowym indeksem giełdy w Kuala Lumpur (KLCI). Wśród zmiennych makroekonomicznych były podaż pieniądza (M2), produkcja przemysłowa, kurs walutowy (RM/USD), rezerwy, stopa procentowa 3 – miesięcznych bonów skarbowych. W wyniku estymacji otrzymano pozytywny i silny związek indeksu z produkcją przemysłów i rezerwami, negatywny zaś z podażą pieniądza i kursem walutowym.

Warto także zwrócić uwagę, chociażby z względu na wykorzystane zmienne makroekonomiczne, na pracę Buyuksalvarci (2010). Autor empirycznie weryfikował wpływ zmiennych makroekonomicznych na ceny akcji dla rynku tureckiego. W tym przypadku zestaw zmiennych objaśniających był bardziej obszerny i składał się z inflacji (CPI), krótkoterminowej stopy procentowej, indeksu produkcji przemysłowej, podaży pieniądza (M2), ceny złota, ceny ropy naftowej, kursu walutowego (TRY/USD). Wykorzystano tutaj dane miesięczne z okresu styczeń 2003 – marzec 2010. W wyniku estymacji pozytywny wpływ miała jedynie podaż pieniądza, współczynnik dla ceny złota okazał się nieistotny statystycznie, dla pozostałych zmiennych otrzymano zaś ujemne współczynniki.

Kolejny artykuł wydaje się także ciekawy, chociażby z względu na to i dotyczy stosunkowo młodego rynku kapitałowego. Oskembayev i inni (2011) zajmowali się empiryczną weryfikacją wpływu wielkości makroekonomicznych na podstawowy indeks giełdy w Kazachstanie (KASE). W badaniu wykorzystano dane miesięczne dla okresu styczeń 2001 – sierpień 2009. W zestawie zmiennych makroekonomicznych znalazły się takie wielkości, jak: PKB, produkcja przemysłowa, podaż pieniądza (M2), inflacja (CPI), kurs

walutowy, cena ropy naftowej, krótko i długoterminowa stopa procentowa. Regresji dokonano dla dwóch zestawów zmiennych, ze zmienną zero – jedynkową uwzględniając kryzys z 2008 i bez tej zmiennej. W wyniku estymacji istotnie statystycznie wyniki uzyskano dla produkcji przemysłowej (pozytywny wpływ w obydwu modelach), inflacji (negatywny dla obydwu przypadków). Kurs walutowy miał negatywny wpływ w modelu bez zmiennej zero-jedynkowej, zaś w drugim był statystycznie nieistotny.

Hsing (2011 a i b) w 2011 opublikował dwa artykuły, które z względu na badane rynki są niezwykle interesujące z punktu widzenia tej pracy. W jednym (Hsing 2011b) badał związek między indeksem giełdy w Budapeszcie a wybranymi wielkościami makroekonomicznymi. Opierał się w nim na danych kwartalnych z okresu 2000 Q1 – 2010 Q2. W wyniku estymacji Hsing otrzymał dodatnie współczynniki dla PKB, relacji dług publiczny do PKB i dla niemieckiego indeksu DAX. Negatywną relację uzyskał natomiast dla stopy procentowej, inflacji, rentowności obligacji strefy euro, kursu walutowego (deprecjacja forinta ma ujemny wpływ na index) i kwadratu podaży pieniądza M2. W drugim artykule (Hsing 2011a) zaprezentował wyniki wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny walorów notowanych dla rynku w Pradze. Wykorzystał tutaj także dane kwartalne, jednak dla nieco krótszego okresu 2002 Q1 – 2010 Q2. Wyniki były nieco odmienne, dodatni wpływ odnotowano dla PKB oraz niemieckiego i amerykańskiego indeksu giełdowego. Ujemny wpływ otrzymano natomiast dla krajowej stopy procentowej, kursu walutowego (CZK/USD), oczekiwanej inflacji, relacji dług publiczny/PKB oraz rentowności obligacji strefy euro.

Z kolei Hasanzadeh i Kianvand (2012), zajmowali się dość specyficznym z względu na sytuację polityczną rynkiem kapitałowym, jakim jest Iran. Wykorzystując model VECM, badali oni wpływ wybranych wielkości makroekonomicznych na ceny walorów notowanych na giełdzie w Teheranie. W estymacjach korzystali z danych miesięcznych dla okresu I 1996 – I 2008. Na ich podstawie uzyskali dodatni wpływ PKB i podaży pieniądza (M2) na indeks giełdowy. Ujemną relację otrzymano dla inwestycji sektora prywatnego w nieruchomości, cen złota i kursu walutowego.

Kolejną pracą, na którą chciałbym tutaj zwrócić uwagę, to Tangjitpronn (2011). W tym artykule badano wpływ wielkości makroekonomicznych na tajlandzki indeks giełdowy SET. Wśród wybranych zmiennych znalazło się bezrobocie, inflacja (CPI), stopa procentowa (5 – letnich obligacji), kurs walutowy (TBT/USD). Korzystano z danych miesięcznych z okresu styczeń 2001 – grudzień 2010. W wyniku estymacji istotnie statystycznie okazały się współczynniki dla stopy procentowej i kursu walutowego, w obydwu przypadkach miały one

znak ujemny. Następnie dokonano estymacji drugiego równania, gdzie bezrobocie i inflacja opó niono o dwa okresy. Wtedy wszystkie zmienne były statystycznie istotne, inflacja miała dodatni wpływ, za pozostałe zmienne ujemny.

Elly i Oriwo (2012), odwołuj c si do podstaw teoretycznych modelu APT, weryfikowali, czy zmienne makroekonomiczne maj wpływ na zachowania cen walorów notowanych na giełdzie w Nairobi. Dla rynku kenijskiego wykorzystano dane miesi czne z okresu marzec 2008 – marzec 2012. W ród zmiennych makroekonomicznych znalazły si takie wielko ci, jak inflacja i stopa procentowa. Statystycznie istotna okazała si inflacja, dla której odnotowano wpływ pozytywny, i krótkoterminowa stopa procentowa (3 – miesi czne bony pieni ne) z relacj ujemn .

Ciekawego badania chocia by ze wzgl du na analizowany rynek kapitałowy, dokonali Naik i Padhi (2012), którzy zajmowali si giełd w Bombaju (najstarsza w Azji), o rosn eej roli na rynku globalnym. Korzystali oni z ekonometrycznej metodologii modelowania wielorównaniowego: VAR i VECM. Do badania wykorzystali takie zmienne, jak produkcja przemysłowa, poda pieni dza, krótkoterminowa stopa procentowa i kurs walutowy oraz dane miesi czne z okresu kwiecie 1994 – czerwiec 2011. W wyniku estymacji istotny statystycznie pozytywny wpływ otrzymano dla produkcji przemysłowej i poda y pieni dza, negatywny za dla inflacji.

2.3. Podsumowanie.

Zaprezentowane powy ej artykuły przedstawiaj dosy szerokie spektrum bada dost pnych w literaturze. Je li chodzi o podstawy teoretyczne, to autorzy tych prac korzystaj głównie z prostych modeli regresji. Bezpo rednie odwołania do modelu CAPM, czy APT znajduj si chocia by w pracach: Chen, Roll, Ross(1986), Groenewold i Fraser (1997), Bilson i inni (1999). Naley podkre li , e du y wpływ na t klas bada miał rozwój metodologii modelowania wielorównaniowego: VAR, czy VECM. Metodologia ta dokładniej zostanie przedstawiona w rozdziale nast pnym. Analizuj c szczególnie pó niejsze prace z tego obszaru, wida , e ta technika ekonometryczna jest niezwykle wydajna i u yteczna dla tej klasy bada (patrz: Mukherjee i Naka (1995), Dadgostar i Moazzami (2003), Al-Sharkas(2004), Rahman i inni (2009), Hasanzadeh i Kianvand (2012), Naik i Padhi (2012)).

Ju pobie na analiza tabeli 2.1., pokazuje i badania interesuj cego nas typu klasy przeprowadzono na stosunkowo zró nicowanych pod wzgl dem rozwoju rynkach

kapitałowych. Były to bowiem rynki najbardziej rozwinięte, jak Stany Zjednoczone (Nelson (1976), Fama (1981)), Japonia (Mukherjee i Naka (1995)), Kanada (Dadgostar i Moazzami (2003)), i rynki rozwijające się jak Turcja (Buyuksalvarci (2010)), Malezja (Rahman i inni (2009)), Indie (Naik i Padhi (2012)) jak i rynki stosunkowo egzotyczne, jak Iran (Hasanzadeh i Kianvand (2012)) czy Kenia (Elly i Oriwo (2012)). Jeśli chodzi o wykorzystywane zmienne makroekonomiczne, to najczęściej spotykane to: produkcja przemysłowa, inflacja, stopa procentowa (czasami jednocześnie krótko- i długoterminowa), kurs walutowy, podaż pieniądza. Rzadziej wykorzystywane są takie zmienne jak PKB, bezrobocie, czy ceny ropy naftowej. Syntetyczny obraz wyników można przedstawić następująco.

W przypadku produkcji przemysłowej wyniki są w zasadzie takie same i wyrażają się w dodatnim wpływie tego czynnika na ceny akcji (m.in. Fama (1981), Chen, Roll, Ross (1986), Mukherjee i Naka (1995), Al-Sharkas (2004), Rahman (2009)). Otrzymane rezultaty są zgodne z rozważaniami teoretycznymi przeprowadzonymi w rozdziale I (paragraf 1.4.2). Wyjątkiem pozostają tylko ujemne wyniki uzyskane dla rynku tureckiego przez Buyuksalvarci (2010) i dla Chile w pracy Bilson i inni (1999).

Dla inflacji, jak wynika z rozważań teoretycznych, (rozdział I, paragraf 1.4.4), należałoby oczekiwać ujemnego wpływu na notowania akcji. Znajduje to potwierdzenie w wielu pracach (m.in.: Nelson (1976), Fama (1981), Chen, Roll, Ross (1986) (wszystkie dotyczyły rynku amerykańskiego), Groenewold i Fraser (1997) (dla Australii), Hsing (2011) (Czechy, Węgry), Naik i Padhi (2012) (Indie)). Z drugiej strony trzeba odnotować także, iż dla tej zmiennej otrzymano niekiedy również dodatnie współczynniki: Bilson i inni (1999) dla Meksyku i Tajlandii, Choudhry (2001) dla Argentyny, Chile, Meksyk, Wenezuela, Tangijtprom (2011) w przypadku Tajlandii czy Elly i Oriwo (2012) dla Kenii. Patrząc na powyższe wyniki widać, że ten „nieoczekiwany” znak dodatni otrzymano tylko dla pewnych rynków rozwijających się.

Rozpatrując stopy procentowe zauważamy, że w przypadku stopy krótkoterminowej dla zdecydowanej większości analizowanych prac odnotowano jej ujemny wpływ np. Geske Roll (1983), Thorbecke (1997), Hsing (2011), Mohammad i inni (2009), Buyuksalvarci (2010), Tangijtprom (2011). Odmienne rezultaty otrzymano tylko w dwóch rozpatrywanych przypadkach, a mianowicie Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii i Al-Sharkas (2004) dla Jordanii. Z kolei dla stopy długoterminowej otrzymywano wynik ujemny: Mukherjee i Naka (1995), Dadgostar Moazzami (2003) oraz Hsing (2011). Otrzymane wyniki są więc w dużej mierze zgodne z rozważaniami teoretycznymi z paragrafu 1.4.2.

Kolejną zmienną, która stosunkowo często przewijała się w zaprezentowanych artykułach, to kurs walutowy. Nawet zgodnie z paragrafem 1.4.5. oczekuje się, że deprecjacja lokalnej waluty powinna negatywnie wpływać na ceny walorów giełdowych. Potwierdzeniem tego są chociażby wyniki otrzymane przez Hsing (2011 a i b), Buyuksalvarci (2010), Tangjitprom (2011), Bekhet i Mugableh (2012). Z kolei dodatni wpływ deprecjacji odnotowali m.in.: Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii czy Dadgostar Moazzami (2003) dla Kanady. Dodając do tego jeszcze prace Bilsona (1999) widać, że kurs walutowy jest zmienną mającą duże znaczenie przy wyjaśnianiu cen akcji. Jednak jego wpływ jest o wiele bardziej nieprzewidywalny niż czynników wymienionych wcześniej.

Podobne stwierdzenie o zmiennym wpływie na ceny akcji dotyczy także podaż pieniądza. Jednak tego oczekiwano już w rozważaniach teoretycznych w paragrafie 1.4.6. Wpływ ujemny odnotowano w pracach Fama (1981), Dadgostar Moazzami (2003), Rahman i inni (2009), Mohammad i inni (2009). Z kolei dodatni zależność dla tej zmiennej i notowań walorów giełdowych uzyskano w artykułach Mukherjee i Naka (1995), Al-Sharkas (2004), Buyuksalvarci (2010).

Dla PKB otrzymano tylko pozytywny wpływ, por.: Leon i Filis (2008), McMillan (2010), Gan i inni (2006), Bekhet i Mugableh (2012). Wyniki te są zgodne z oczekiwaniami, o czym szerzej było w paragrafie 1.4.1. Potwierdzenie u Tangjitprom (2011) znalazły teoretyczne rozważania (paragraf 1.4.2), dotyczące ujemnego wpływu bezrobocia. Natomiast w przypadku ropy naftowej uzyskiwano zarówno znak ujemny (Chancharat i inni (2007), Buyuksalvarci (2010)), jak i dodatni (Chen Roll Ross (1983)).

Reasumując, w zdecydowanej większości dla poszczególnych wielkości makroekonomicznych otrzymywano znaki współczynników zgodne z rozważaniami teoretycznymi z rozdziału I (paragraf 1.4.4). W zagregowany sposób przedstawia to tabela 2.2. Interpretacja tej tabeli jest bardzo prosta, liczby w niej zawarte oznaczają liczbę wyników zgodnych i niezgodnych z rozważaniami teoretycznymi rozdziału I. Łatwo zaobserwować, że najbardziej zmienny jest wpływ inflacji i kursu walutowego.

Warto w tym miejscu zaznaczyć, że pewne wyniki nie były zgodne z oczekiwaniami. W przypadku produkcji przemysłowej raczej trudno było spodziewać się jej negatywnego wpływu. Jednak rezultat taki odnotowano dla dwóch rynków: Turcji (Buyuksalvarci 2010) i Chile (Bilson 1999). Wydaje się, że wynikiem tym byli zaskoczeni sami autorzy, odnotowując w zasadzie, że różni się on od oczekiwań i rezultatów osiągniętych na innych rynkach. Dlatego też, w tym przypadku można jedynie dywagować nad możliwymi specyfikacjami

danego rynku w rozpatrywanym okresie. Jednym z wyjaśnień może być to, że przedsiębiorstwa, które głównie odpowiadały za generowanie produkcji przemysłowej w analizowanym okresie, nie były podmiotami notowanymi na tamtejszych parkietach.

Tabela 2.2. Empiryczne weryfikacje wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji.

Zmienna	Najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe		Słabiej rozwinięte Rynki Kapitałowe		Razem	
	Zgodne	Niezgodne	Zgodne	Niezgodne	Zgodne	Niezgodne
PKB	1	0	6	0	7	0
Produkcja przemysłowa	10	0	6	2	16	2
Bezrobocie	0	0	1	0	1	0
Krótkoterminowa stopa procentowa	4	1	6	1	10	2
Długoterminowa stopa procentowa	2	0	3	0	5	0
Inflacja	7	0	8	9	15	9
Kurs walutowy	0	2	18	3	18	5
Cena ropy naftowej	0	1	1	0	1	1

ródło: Opracowanie własne

Takie w przypadku inflacji odnotowano nieoczekiwany dodatni wpływ. Jednak taki rezultat osiągnęło tylko dla grupy krajów słabiej rozwiniętych. Dodatkowo w badanym okresie charakteryzowały się one wysokim poziomem inflacji (np. Choudhry (2001)), co mogło mieć wpływ na otrzymany rezultat.

Również nieco zaskakujący dodatni wynik dla krótkoterminowej stopy procentowej otrzymali Mukerjee i Naka (1995) dla Japonii i Al-Sharkas (2004) dla Jordanii. Pierwsi jako potencjalne wytłumaczenie podali, że może dla tego rynku lepszym substytutem elementu pozbawionego ryzyka w czynniku dyskontowym modeli wyceny akcji jest stopa

długoterminowa. Należy dodać, że dla niej, zgodnie z oczekiwaniami, otrzymano znak ujemny.

Warto jeszcze wspomnieć o kursie walutowym, gdzie jednak nie zawsze deprecjacja waluty była negatywnie odbierana przez giełdę. Wystarczy tu przytoczyć wspomnianą już pracę Mukerjee i Naka (1995) dla Japonii czy Dadgostar Moazzami (2003) dla Kanady. Wspólnym mianownikiem dla tych dwóch wyników jest to, że dotyczą bardzo dobrze rozwiniętych rynków kapitałowych. Natomiast rezultat ten jest tłumaczony tak samo, i deprecjacja rodzimej waluty pomaga eksportowi, który jest akurat niezwykle istotny dla obydwu krajów.

Mimo tych przytoczonych „nieoczekiwanych wyników”, które można na skwitować stwierdzeniem, że niekażdy rynek zawsze działa modelowo, znaczna część rezultatów pokrywała się z oczekiwaniami.

Na koniec tego przeglądu literatury należy zwrócić uwagę, że pomimo takiej obfitości tego typu badań dla wielu rynków kapitałowych, rynek polski w tym kontekście jest stosunkowo mało zweryfikowany. Trudno znaleźć inne przykłady badań traktujących w tak kompleksowy sposób interakcje między zmiennymi makroekonomicznymi a cenami akcji. Istnieją pojedyncze opracowania zajmujące się dla rynku polskiego tematyką interakcji między realną gospodarką a rynkiem akcji. Wiele miejsca tej tematyce w swoich pracach poświęcił chociażby wspomniany już Eryk Łon¹³. Jednak wykorzystywano tam inną metodologię badania, dlatego te, nie omawiano ich szerzej w tym rozdziale. Nawet jednak uwzględniając te prace można jednak stwierdzić, że to i tak rynek polski jest stosunkowo słabo przebadany pod względem interakcji między giełdą a gospodarką. Dlatego te niezwykle interesującym wydaje się przeprowadzenie takiego typu badania dla rynku polskiego. W ten sposób dokonana zostanie weryfikacja, jak ten stosunkowo młody rynek kapitałowy zachowuje się w porównaniu do innych. Zatem w kolejnym rozdziale zostanie przeprowadzone i opisane tego typu badanie empiryczne wykonane przez autora tej pracy.

¹³ Łon E., 2006, Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na polskim rynku akcji w świetle danych międzynarodowych, *Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*, Poznań

ROZDZIAŁ III

Charakterystyka i wyniki badania empirycznego

W tym rozdziale zaprezentowane zostaną wyniki własnego badania empirycznego. Zgodnie z tym, co zostało już wspomniane chociażby w wstępie, autor ma wiadomości o skutkach globalizacji i integracji rynków kapitałowych. Jednym z efektów tego może być to, że indeksy giełdowe w krajach słabiej rozwiniętych pozostają pod wpływem zachowania wielkości makroekonomicznych i indeksów giełdowych z krajów najbardziej rozwiniętych. Jednak prezentowane tu badanie poświęcone jest empirycznej weryfikacji wpływu lokalnych zmiennych makroekonomicznych na indeks giełdowy. W celu uzyskania możliwości wyciągnięcia w miarę ogólnych wniosków do badanej próby obok Polski dodano rynki będące na podobnym etapie rozwoju, czyli Czechy i Węgry. Poza tym, w celu uzyskania możliwości formułowania jeszcze bardziej ogólnych wniosków na podstawie wyników przeprowadzonych estymacji, do próby dodano najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe: Stany Zjednoczone, Wielką Brytanię, Niemcy i Japonię. Bazując na rozważaniach teoretycznych z rozdziału I i na przeglądzie literatury z rozdziału II wybrano stosunkowo standardowy zestaw zmiennych makroekonomicznych dla tego zagadnienia. W ten sposób chciano uzyskać możliwość porównania i konfrontacji wyników własnych obliczeń z tymi istniejącymi w literaturze. Korzystając także z dwóch wcześniejszych rozdziałów sformułowano odpowiednie hipotezy badawcze, jak również zaproponowano odpowiednią metodologię badawczą. Chcąc zwikszywać wartość dodaną tej pracy wykorzystano ponadto estymację na danych panelowych, czego w dostępnej literaturze autor nie spotkał.

Kolejne paragrafy tego rozdziału opisują kolejno hipotezy badawcze, wykorzystane dane, specyfikację modeli i zastosowaną metodologię, uzyskane wyniki i ich interpretację. Z uwagi na okres, z którego pochodzą dane wykorzystane w badaniu, tj. styczeń 1999 – czerwiec 2012, istotne jest pytanie, czy na badane zaleźności miał wpływ globalny kryzys finansowy zapoczątkowany upadkiem banku Lehman Brothers w wrześniu 2008. W wyniku przeprowadzonych estymacji okazało się, że kryzys ten nie odmienił diametralnie kształtu badanych zaleźności. Dlatego te wyniki obliczeń poświęconych temu zagadnieniu umieszczono w aneksie.

3.1. Hipotezy i koncepcja realizacji badania

Koncepcja badania będzie opierała się na estymacji parametrów mierzonych wpływ wyselekcjonowanych zmiennych makroekonomicznych na wybrane indeksy giełdowe. Dlatego też uwzględniamy z jednej strony rozważania teoretyczne z rozdziału I, w szczególności te z paragrafu 1.4, dotyczące interakcji zmiennych makroekonomicznych z indeksami giełdowymi, a z drugiej strony korzystamy z wyników badań zaprezentowanych w rozdziale II, sformułowano następujące hipotezy:

Hipoteza 1: *Pozytywny wpływ produkcji przemysłowej na indeks giełdowy.*

Produkcja przemysłowa mierzy syntetycznie aktywność ekonomiczną całego przemysłu danej gospodarki, zakłada się jej pozytywny wpływ na oczekiwane przyszłe przepływy pieniężne, co dodatkowo wpływa na indeksy giełdowe.

Hipoteza 2: *Negatywny wpływ stopy inflacji na indeks giełdowy.*

Inflacja generalnie jest szerokim miarą średniego wzrostu cen towarów i usług w danym okresie. Z drugiej strony jest składnikiem nominalnej stopy procentowej, mającej kluczowy wpływ na tzw. czynnik dyskontowy. Jej wzrost powoduje spadek wartości bieżących przepływów pieniężnych, co negatywnie wpływa na wycenę walorów giełdowych.

Hipoteza 3: *Negatywny wpływ stopy bezrobocia na indeks giełdowy.*

Stopa bezrobocia jest wskaźnikiem ogólnej kondycji gospodarczej, dlatego też od jej wzrostu oczekuje się negatywnego wpływu na indeks giełdowy.

Hipoteza 4: *Negatywny wpływ jednomiesięcznej stopy depozytowej na indeks giełdowy.*

Wzrost tej stopy powoduje zwiększenie opłacalności z inwestowania w lokaty. W związku z tym oczekuje się jej negatywnego wpływu na indeks giełdowy.

Hipoteza 5: *Negatywny wpływ stopy oprocentowania 10 letnich obligacji rządowych na indeks giełdowy.*

Wzrost stopy oprocentowania 10 letnich obligacji zwiększa atrakcyjność inwestowania w papiery rządowe, które są alternatywą inwestycyjną dla akcji. Dlatego też wzrost tej stopy powinien mieć negatywny wpływ na indeks giełdowy.

Hipoteza 6: *Wzrost kursu walutowego (deprecjacja waluty lokalnej) powoduje negatywny wpływ na indeks giełdowy w danym kraju.*

Jeśli kurs lokalnej waluty rośnie, to inwestycje w tym kraju są dla zagranicznych inwestorów mniej atrakcyjne (zyskowne). W wyniku czego jest mniejszy popyt na akcje, co powoduje spadek indeksu giełdowego.

Hipoteza 7: *W przypadku kraju importera (eksportera) tego surowca, negatywny (pozytywny) wpływ wzrostu ceny ropy naftowej na indeks giełdowy.*

Wzrost cen ropy naftowej dla kraju będącego importerskim tego surowca, powoduje wzrost cen produkcji, to z kolei obniża przyszłe przepływy pieniężne i ma negatywny wpływ na indeks giełdowy. Natomiast w kraju eksporterskim przejawia się to przede wszystkim zwiększonym dochodem koncernów naftowych, a przez to wzrostem cen ich akcji, które mają zazwyczaj duży wpływ na całe indeksy giełdowe.

Do estymacji parametrów wyrażających wpływ wielkości makroekonomicznych na indeks wykorzystano dwa podejścia. W pierwszym, występującym często w literaturze przedmiotu, każdy kraj rozpatruje się osobno. Drugie zaś, którego autor nie spotkał w literaturze, dokonuje estymacji tej zależności traktując posiadany zbiór danych jako dane panelowe.

W przypadku obydwu podejść należy uwzględnić odpowiednie techniki ekonometryczne do estymacji wybranej zależności. Dla szeregów czasowych wybrano metodologię modeli wektorowo – autoregresyjnych VAR (Vector Autoregression), ze szczególnym uwzględnieniem wektorowego modelu korekty błędów (VECM – Vector Error Correction Model). Metoda ta znajduje szerokie zastosowanie w tej klasie badań. Potwierdzenie tego można było znaleźć w licznych pracach prezentowanych w rozdziale II (por. Mukherjee i Naka (1995), Al-Sharkas (2004), Rahman i inni (2009), Hasanzadeh i Kianvand (2012), Naik i Padi (2012)). Natomiast w przypadku podejścia panelowego wykorzystano regresję z efektami stałymi. Więcej informacji na temat wyboru i adekwatności zastosowania tych dwóch podejść zawiera punkt 3.3.

3.2. Dane

W badaniu wykorzystane zostaną dane miesięczne, które w zależności od dostępu dla poszczególnych krajów obejmują okres od stycznia 1999 do czerwca 2012 w przypadku Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Japonii, Węgier, od maja 1999 do czerwca 2012 dla Polski i od kwietnia 2000 do czerwca 2012 dla Czech. Początek badanego okresu, styczeń 1999, to dodatkowo wprowadzenie wspólnej waluty euro w kluczowych gospodarkach Europy kontynentalnej, co w określony sposób uprościło pewne mechanizmy na globalnym rynku kapitałowym.

Źródłem informacji były elektroniczne bazy danych. W przypadku indeksów giełdowych był to portal [Bloomberg](#). Dla cen ropy naftowej (Euro Brent) była to strona internetowa amerykańskiej administracji rządowej: U.S. Energy Information Administration. Z kolei dla wielkości makroekonomicznych: produkcji przemysłowej, stopy bezrobocia, inflacji, kursów walutowych i stóp procentowych (krótko- i długoterminowych), źródłem były bazy danych OECD i Eurostatu. Wykorzystanie takich źródeł danych gwarantuje dodatkowo porównywalność danych. Dla każdego z rynków kapitałowych starano się wybrać najbardziej płynne indeksy, które w jak najlepszy sposób oddają sytuację panującą na danej giełdzie. Dla Stanów Zjednoczonych jest to S&P500, indeks, w skład którego wchodzi 500 firm o największej kapitalizacji notowanych na parkiecie w Nowym Jorku. Zapewne jest to jeden z najbardziej monitorowanych indeksów giełdowych świata, którego wahania mają duży wpływ na nastroje inwestorów na całym świecie. W przypadku Wielkiej Brytanii jest to FTSE 100 - indeks akcji spółek giełdowych notowanych na giełdzie londyńskiej (LSE). Indeks obejmuje 100 największych spółek spełniających wiele wymagań dotyczących m.in. kapitalizacji czy płynności. Z względu na ważną rolę LSE uznawany jest za barometr brytyjskiej gospodarki. Dla Niemiec wybranym indeksem jest DAX, który pokazuje zmiany wartości akcji 30 największych spółek pod względem kapitalizacji i obrotu. Jest to najważniejszy indeks notowany na giełdzie we Frankfurcie (Frankfurter Wertpapierbörse) od lipca 1988. Reprezentantem Japonii jest tu Nikkei 225, który dodatkowo jest jednym z najważniejszych indeksów giełdowych w Azji. Indeks obejmuje wartości 225 największych spółek notowanych na giełdzie w Tokio. Dla Polski uwzględniono tutaj WIG20, a więc indeks giełdowy 20 największych spółek notowanych na GPW w Warszawie. Należy dodać, że w ramach tego indeksu nie może być notowanych więcej niż 5 spółek z jednego sektora. W przypadku Czech

i W gier wybrano główne indeksy dla giełd w Pradze i Budapeszcie, czyli odpowiednio indeksy PX i BUX.

Tabela 3.1. Rynki kapitałowe uwzględnione w badaniu

Tabela zawiera zestawienie wszystkich rynków kapitałowych uwzględnionych w badaniu wraz z okresem, dla którego brano dane dla każdego rynku kapitałowego. Kolumna druga zawiera nazwę indeksu giełdowego reprezentującego dany rynek kapitałowy.

Rynek kapitałowy	Nazwa indeksu	Okres obserwacji	
		Początek	Koniec
Stany Zjednoczone	S&P500	styczeń 1999	czerwiec 2012
Wielka Brytania	FTSE100	styczeń 1999	czerwiec 2012
Niemcy	DAX	styczeń 1999	czerwiec 2012
Japonia	NIKKEI225	styczeń 1999	czerwiec 2012
Polska	WIG20	maj 1999	czerwiec 2012
Czechy	PX	kwiecień 2000	czerwiec 2012
Węgry	BUX	styczeń 1999	czerwiec 2012

ródło: Opracowanie własne

3.2.1. Kryteria doboru danych.

Dobór próby do badania był wypadkową kilku czynników. Pierwszym z nich była dostępność danych w postaci odpowiednio długich szeregów czasowych. Drugim było istnienie wcześniejszych badań dla danego indeksu w dostępnej literaturze. Trzecim czynnikiem to było posiadanie stosunkowo zróżnicowanej próby dla możliwie tego samego okresu czasu. Dlatego te do podstawowych kryteriów doboru próby użytych w tym badaniu należy zaliczyć stopień rozwoju danego rynku kapitałowego, w znacznie mniejszym zaś położeniu geograficznym. W związku z tym ostatecznie zdecydowano się uwzględnić w tym badaniu siedem rynków kapitałowych. Wybór polski, która traktowana jest tutaj jako rynek słabiej rozwinięty, był oczywisty z punktu widzenia samego autora. Dodatkowo motywacją stał fakt, że autor w dostępnej literaturze nie spotkał tego typu badania dla rodzimego rynku. W celu uzyskania podstaw do wyciągnięcia bardziej ogólnych wniosków, do badanej

próby postanowiono dodać inne rynki o podobnym stopniu rozwoju: Czechy i Węgry. Wybór tych dwóch rynków może być dodatkowo argumentowany porównaniem wyników własnego badania z innymi dostępnymi w literaturze. W kontekście porównania wyników własnego badania z innymi dostępnymi w literaturze, w tym celu jeszcze bardziej ogólnych wniosków poszerzono badanie prób o najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe. W efekcie czego dodano jeszcze cztery rynki. Pierwszy z nich to Stany Zjednoczone, jako najbardziej rozwinięty rynek kapitałowy, dla którego łatwo dostępne są odpowiednie dane. Jest to poza tym rynek najbardziej zbadany w tej materii, co ułatwia porównanie wyników własnych estymacji z innymi badaniami empirycznymi tego rynku. Innym niezwykle interesującym obszarem do tego typu badań wydaje się być coraz bardziej dojrzały rynek azjatycki. Dla którego, tak samo jak ze względu na dostępność danych, wybrano najbardziej rozwinięty rynek kapitałowy, jakim jest Japonia. W takim zestawieniu mając już dwa rozwinięte rynki spoza Europy, naturalne wydaje się dodanie do nich rynków europejskich. Kluczową rolę w Europie odgrywa giełda w Londynie. Dodatkowo jednak, chcąc podkreślić pewne zróżnicowanie rynku europejskiego, postanowiono uwzględnić, obok Wielkiej Brytanii będącej przykładem modelu anglosaskiego, Niemcy jako przedstawiciela modelu kontynentalnego. Obecność rynku niemieckiego wydaje się tutaj jak najbardziej uzasadniona. Wynika ona zarówno z punktu widzenia istotnej roli tamtejszej gospodarki w wymiarze globalnym, jak również z tego, że giełda w Frankfurcie pod względem kapitalizacji należy do największych na świecie.

3.2.2. Statystyki opisowe.

W tym elementem analizy danych są również statystyki opisowe wykorzystywanych zmiennych. W pewnym stopniu pozwalają one lepiej poznać rozpatrywany szereg czasowy. Wyniki prezentowanych wielkości dla większości statystyk zaokrąglono z dokładnością do drugiego miejsca po przecinku. Tabele o numerach od 3.2 do 3.8 przedstawiają: liczbę obserwacji, wartość średnią, odchylenie standardowe, wartości minimalną i maksymalną dla kolejnych rynków kapitałowych: Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Japonii, Polski, Czech i Węgier. W każdej z poniższych tabel pierwszą analizowaną zmienną jest indeks giełdowy dla odpowiedniego rynku kapitałowego. Następnie mamy unemployment czyli stop bezrobocia, *ex_rate* – kurs walutowy będący kursem wymiany waluty lokalnej na euro (w przypadku Niemiec, wzięto kurs EUR/USD. Oil jest tu ceną ropy naftowej (Euro Brent) za baryłek wyrażoną w dolarach amerykańskich (USD). Kolejne zmienne to: *mm* – stopa

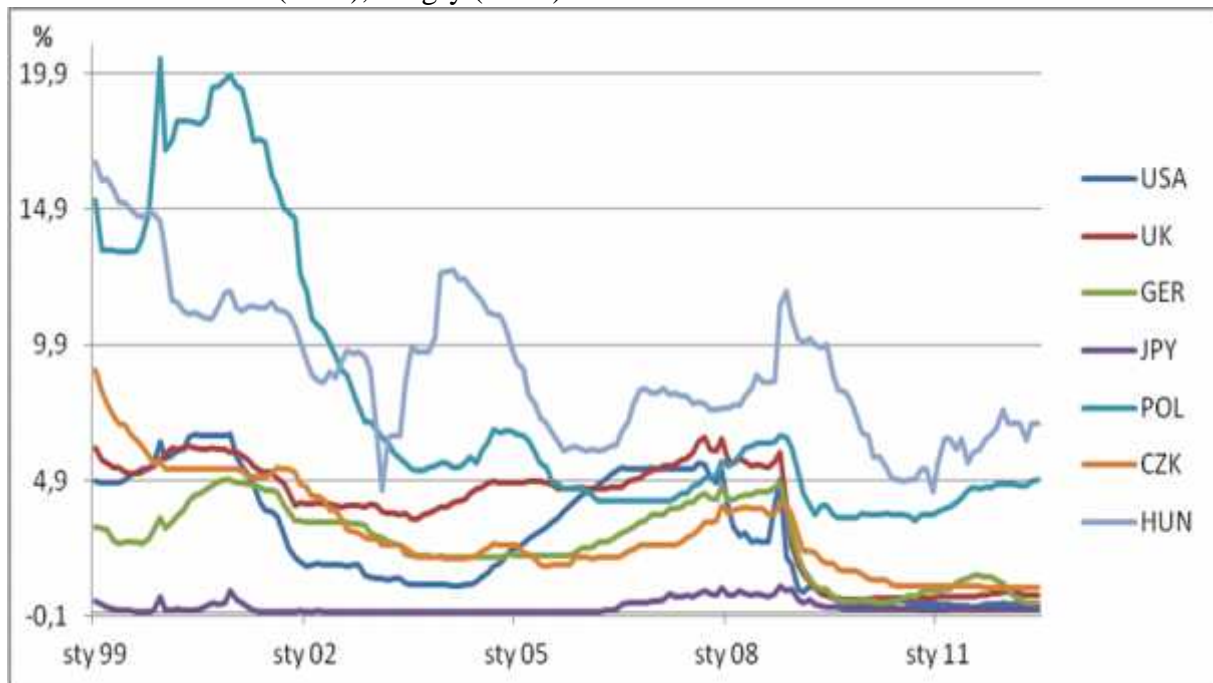
jednomiesięcznego depozytu i gbl10 - oprocentowanie 10 letnich obligacji rządowych. Dwie ostatnie zmienne IP i CPI, S to indeksy (gdzie 100 = 2005 r.) odpowiednio produkcji przemysłowej oraz cen towarów i usług.

Analizując tabele 3.2 – 3.8 można dokonać ciekawych spostrzeżeń. Najbardziej interesujące dodatkowo zostały zobrazowane graficznie na wykresach: 3.1 – 3.3. Patrząc na statystyki dotyczące indeksów giełdowych dla poszczególnych rynków dosyć łatwo można zauważyć, że odchylenia standardowe w stosunku do średnich wartości są wyższe dla rynków mniej rozwiniętych (Czechy, Polska, Węgry). Wydaje się, że można to interpretować tak, iż indeksy tych krajów w badanym okresie podlegały większym wahaniami niż te dla najbardziej rozwiniętych rynków. W przypadku bezrobocia najwyższą średnią (13,9%), jak również rozpiętość wahań między wartością minimalną (6,9%) a maksymalną (20,3%), ma Polska. W tej kategorii na przeciwnym biegunie znajduje się Japonia z średnią 4,67% oraz wartością minimalną 3,6% i maksymalną 5,5%. Dla tej zmiennej można też trochę zaskakująca wysoka wartość średnia dla Niemiec, wyszła w rozpatrywanej grupie ma tylko Polska. W przypadku kursu walutowego widujemy, że w badanym okresie stosunkowo największym wahaniami podlegał: japoński jen, polski złoty i czeska korona. W przypadku jednomiesięcznej stopy depozytowej najwyższą średnią otrzymano dla Węgier i Polski, odpowiednio 9,01% i 7,63%, a zdecydowanie najniższą dla Japonii. Wyraźnie pokazuje to wykres 3.1. obrazujący wahania tej stopy w badanym okresie dla wszystkich rozpatrywanych rynków. Znamienne jest spadki tej wielkości (może poza Japonią) pod koniec 2008, była to oczywiście reakcja na początek kryzysu finansowego. W zasadzie poza Polską i Węgrami wielkość ta spadła poniżej 1%, czego wcześniej raczej trudno było oczekiwać. W przypadku oprocentowania dziesięcioletnich obligacji, wartości średnie w badanym okresie są wyższe dla krajów słabiej rozwiniętych (Czechy, Polska, Węgry). Dodatkowo w przypadku Polski można odnotować najwyższą rozpiętość dla tej zmiennej. Różnicą między wartością maksymalną a minimalną wynosi ponad 8,5%. Najniższą zaś wartość średnią dla tej wielkości odnotowano dla Japonii, gdy zaledwie 1,41%.

Kolejną zmienną jest produkcja przemysłowa, wyraźnie widujemy, że dla tej wielkości kraje rozwijające mają najwyższe odchylenia standardowe w rozpatrywanej grupie. Warto tu zwrócić uwagę na wykres 3.2. obrazujący wahania tej zmiennej dla wszystkich siedmiu rynków w rozpatrywanym okresie. W 2008 roku wyraźnie widujemy, jak na spadkach tego indeksu wyraźnie odcisnął kryzys finansowy. Ciekawym spostrzeżeniem może być to, że spadki były tu płytsze w krajach mniej rozwiniętych. Najmniejsze załamanie odnotowano

za w Polsce. Ostatni zmienny, na który należy zwrócić uwagę to indeks inflacji CPI. Najbardziej stabilny jest on w przypadku Japonii. Na przeciwnym biegunie znajdują się Węgry, gdzie sama rozpiętość indeksu waha się od 65,3 do 143,2. W kontekście tego wskaźnika należy jeszcze zwrócić uwagę na wykres 3.3. Przedstawia on zmienność tej wielkości dla wszystkich rozpatrywanych rynków kapitałowych. W analizowanym okresie obserwuje się mniej lub bardziej dynamiczny wzrost tego indeksu. Nieco generalizując wydaje się, że najmniejszymi fluktuacjom rozpatrywane zmienne podlegają w przypadku Japonii. Natomiast dużej zmienności wielkości te charakteryzują się w przypadku Polski.

Wykres 3.1. Stopa procentowa jednomiesięcznego depozytu dla: Stanów Zjednoczonych (USA), Wielkiej Brytanii (UK), Niemiec (GER), Japonii (JPY), Polski (POL), Czech (CZK), Węgry (HUN) w okresie I 1999 – VI 2012.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Wykres 3.2. Indeks produkcji przemysłowej (indeks 100 = 2005 r) dla: Stanów Zjednoczonych (USA), Wielkiej Brytanii (UK), Niemiec (GER), Japonii (JPY), Polski (POL), Czech (CZK), W gry (HUN) w okresie I 1999 – VI 2012.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Wykres 3.3. Indeks inflacji (CPI, gdzie indeks 100 = 2005 r.) dla: Stanów Zjednoczonych (USA), Wielkiej Brytanii (UK), Niemiec (GER), Japonii (JPY), Polski (POL), Czech (CZK), W gry (HUN) w okresie I 1999 – VI 2012.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.2. Statystyki opisowe dla rynku Stanów Zjednoczonych.

Zmienna	Liczba obserwacji	Warto rednia	Odchylenie standardowe	Warto minimalna	Warto maksymalna
sp500	162	1208,79	182,67	700,82	1547,04
unemp	162	6,1	1,94	3,8	10
ex_rate	162	1,21	0,19	0,85	1,58
oil	162	56,67	32,4	10,58	138,4
mm	162	2,79	2,11	0,22	6,58
gb10	162	4,23	1,08	1,61	6,66
ip	162	96,94	4,43	87,4	105,5
cpi	162	100,89	9,9	84,1	117,8

ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.3. Statystyki opisowe dla rynku Wielkiej Brytanii.

Zmienna	Liczba obserwacji	Warto rednia	Odchylenie standardowe	Warto minimalna	Warto maksymalna
ftse100	162	5406,6	816,39	3625,83	6795
unemp	162	5,9	1,22	4,6	8,3
ex_rate	162	0,72	0,1	0,59	0,92
oil	162	56,67	32,4	10,58	138,4
mm	162	3,83	2,00	0,51	6,49
gb10	162	4,39	0,77	1,82	5,7
ip	162	97,83	5,05	87,1	104
cpi	162	103,05	9,14	91,4	122,9

ródło: Obliczenia własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.4. Statystyki opisowe dla rynku w Niemczech

Zmienna	Liczba obserwacji	Warto rednia	Odchylenie standardowe	Warto minimalna	Warto maksymalna
dax	162	5560,76	1343,54	2450,19	7987,85
unemp	162	8,49	1,55	5,5	11,5
ex_rate	162	1,21	0,19	0,85	1,58
oil	162	56,67	32,4	10,58	138,4
mm	162	2,63	1,36	0,38	4,95
gb10	162	3,88	0,91	1,19	5,54
ip	162	101,03	9,11	87,4	117,9
cpi	162	101,03	6,37	90,7	112,8

ródło: Obliczenia własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.5. Statystyki opisowe dla rynku w Japonii.

Zmienna	Liczba obserwacji	Warto rednia	Odchylenie standardowe	Warto minimalna	Warto maksymalna
nikkei	162	12466,93	3291,7	7280,15	20726
unemp	162	4,67	0,49	3,6	5,5
ex_rate	162	127,34	18,78	92,74	168,45
oil	162	56,67	32,4	10,58	138,4
mm	162	0,23	0,24	0,04	0,99
gb10	162	1,41	0,3	0,56	2,11
ip	162	96,36	7,08	72,3	110
cpi	162	100,68	1,09	99	103,4

ródło: Obliczenia własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.6. Statystyki opisowe dla rynku w Polsce.

Zmienna	Liczba obserwacji	Warto rednia	Odchylenie standardowe	Warto minimalna	Warto maksymalna
wig20	158	2144,05	711,95	1017,8	3812,55
unemp	158	13,93	4,62	6,9	20,3
ex_rate	158	4,03	0,32	3,26	4,86
oil	158	56,67	32,4	10,58	138,4
mm	158	7,63	5,00	3,42	20,47
gb10	158	6,96	2,15	4,58	13,31
ip	158	106,04	24,37	68,9	150,3
cpi	158	101,97	11,21	79,1	125

ródło: Obliczenia własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.7. Statystyki opisowe dla rynku w Czechach.

Zmienna	Liczba obserwacji	Warto rednia	Odchylenie standardowe	Warto minimalna	Warto maksymalna
px	147	1004,18	438,51	333,9	1925,5
unemp	147	7,07	1,19	4,3	9
ex_rate	147	28,98	3,48	23,53	36,55
oil	147	56,67	32,4	10,58	138,4
mm	147	2,67	1,38	0,94	5,4
gb10	147	4,55	1,03	3,00	7,59
ip	147	101,86	14,88	73,1	128
cpi	147	104,24	9,38	88,5	121,5

ródło: Obliczenia własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.8. Statystyki opisowe dla rynku na W grzech.

Zmienna	Liczba obserwacji	Warto rednia	Odchylenie standardowe	Warto minimalna	Warto maksymalna
bux	162	15351,31	6991,4	5512,7	28984,76
unemp	162	7,67	1,99	5,5	11,3
ex_rate	162	260,43	15,54	231,82	309,15
oil	162	56,67	32,4	10,58	138,4
mm	162	9,01	2,75	4,5	16,63
gb10	162	7,82	1,11	5,64	11,65
ip	162	96,48	17,17	59,8	126,3
cpi	162	103,3	21,51	65,3	143,2

ródło: Obliczenia własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

3. 3. Specyfikacja modeli i metoda przeprowadzenia badania.

W pierwszej cz ci pracy wykorzystano, jak w jednym z nurtów opisywanej w rozdziale drugim literatury, prosty model regresji. Wa n kwesti przy konstrukcji takiego modelu jest prawidłowa specyfikacja czynników determinuj cych zmienn obja nian i oszacowanie na podstawie danych historycznych siły ich wpływu.

Podstawowymi determinantami okre laj cymi warto akcji mog by takie zmienne makroekonomiczne, jak inflacja, produkcja przemysłowa, długo- i krótkoterminowa stopa procentowa, bezrobocie. Zmienne te pełni rol tzw. zmiennych obja niaj cych. Powinny by tak dobrane, aby stopie obja nienia zmiennej niezale nej był jak najwy szy. Z kolei znaki współczynników mierz cych wpływ poszczególnych zmiennych obja niaj cych na zmienn obja nian powinny by prawidłowe z merytorycznego punktu widzenia, tzn. wynika z naszej wiedzy o kierunku oddziaływania danego czynnika na warto akcji.

Model regresji tego typu ma zazwyczaj nast puj c posta ¹⁴:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad (3.1)$$

¹⁴ Łuniewska M., Ekonometria Finansowa, PWN, Warszawa 2008, s. 30.

gdzie:

y_t - zmienna objaśniana;

x_i – zmienne objaśnialne, $i = 1, 2, \dots, k$;

β_i – nieznane parametry strukturalne modelu, $i = 0, 1, \dots, k$;

u_t – składnik losowy.

Współczynniki te wskazują na wagę każdej ze zmiennych objaśnialnych w kształtowaniu zmiennej objaśnianej y , którą może być np. cena rynkowa akcji. Słone wi c miar oddziaływania każdej determinanty na cenę akcji. Powyższe równanie może być zbudowane dla całego rynku akcji lub dla jego określonego segmentu, np. dla branży czy jej reprezentacji.

Dokładna postać prostego modelu regresji wykorzystanego w badaniach uwzględnia następujące zmienne objaśnialne:

- IP – wartość indeksu produkcji przemysłowej;
- CPI – wartość indeksu inflacji;
- UEMP – wartość stopy bezrobocia;
- MM – wartość jednomiesięcznej stopy depozytowej – krótkoterminowa stopa procentowa;
- GB10 – wartość oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych – długoterminowa stopa procentowa;
- EX_RATE – kurs walutowy;
- OIL – cena ropy naftowej.

Dysponując zbiorem danych, składającym się z indeksu giełdowego i wybranych zmiennych makroekonomicznych dla siedmiu rynków kapitałowych, postanowiono zweryfikować empirycznie wpływ tych zmiennych na indeks uśredniony z dwóch podejść. Pierwsze, powszechnie spotykane w literaturze rozpatruje każdy rynek osobno, korzystając ze standardowych metod analizy szeregów czasowych. Drugie, którego autor nie spotkał w dostępnej literaturze, a traktuje te dane dla siedmiu rynków kapitałowych jako jeden zbiór, to tzw. analiza panelowa.

3.3.1. Analiza szeregów czasowych.

Modelowanie i szukanie zależności dla szeregów czasowych wymaga dobrania odpowiednich metod ekonometrycznych. W przypadku modelowania zależności między

zestawem zmiennych, co do których mo liwe jest wykorzystanie dwustronnych sprz e , standardowym podej ciem stało si od lat osiemdziesi tych XX wieku wykorzystywanie modeli wektorowej autoregresji (VAR), zaproponowanych po raz pierwszy przez Simsa (1980).

Modele wektorowo – autoregresyjne to modele wielorównaniowe, w których zachowania ka dej zmiennej tłumaczone s przez jej własne opó nienia i opó nienia pozostałych zmiennych. Dlatego te najprosz wersj modelu VAR mo na zapisa za pomoc nast puj cego równania:

$$X_t = \alpha_0 C_t + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_k X_{t-k} + \epsilon_t \quad (3.2)$$

gdzie:

X_t – wektor obserwacji n zmiennych wykorzystanych w modelu w czasie t, $X_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]^T$

C_t – wektor deterministycznych warto ci takich jak wyraz wolny, zmienna czasowa, zmienne zero – jedynkowe;

α_0 – macierz parametrów dla elementów wektora C_t ;

α_i – macierz parametrów dla wektorów X_{t-i} ;

ϵ_t – wektor stacjonarnych zakłóce losowych $\epsilon_t = [\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \dots, \epsilon_{nt}]^T$.

Model zapisany równaniem (3.2) sprawia wra enie niezwykle prostego, poniewa wydaje si , i nale y okre li tylko zestaw zmiennych i dobra liczb opó nie . Jednak poprawna specyfikacja tego modelu nie jest a tak trywialna.

Po pierwsze, dobór zestawu zmiennych powinien by oparty na dobrej znajomo ci modelowanego układu ekonomicznego. Drugim wa nym etapem jest dobór liczby opó nie , który powinien odzwierciedla naturalne interakcje mi dzy zmiennymi. Trzeci niezwykle kluczow kwesti jest stacjonarno zmiennych. W przeciwnym wypadku pomimo, e mo emy uzyska nawet interesuj ce wyniki, s one niezwykle w tpliwe i zazwyczaj prowadz do tzw. regresji pozornych.

W przypadku niestacjonarnych zmiennych najcz ciejszym spotykan praktyk jest ich ró nicowanie (czyli obliczanie tzw. przyrostów), w celu osi gni cia stacjonarno ci. Oszacowanie modelu dla przyrostów zmiennych nie pozwala jednak na wyodr bnienie tendencji długookresowych. W ten sposób otrzymuje si tylko informacje o krótkookresowych wpływach poszczególnych zmiennych na zmienn obja nian . Mo na jednak zbudowa model uwzgl dniaj cy bezpo rednio powi zania zmiennych

niestacjonarnych o charakterze długookresowym. Modele takie nazywane są modelami korekty błędów. Kluczową kwestią do zbudowania odpowiedniego modelu dla zmiennych niestacjonarnych, jest określenie, czy istnieje dla nich relacja długookresowa. Jeżeli tak to mówimy, że zmienne są skointegrowane.

W kontekście badania kointegracji kluczowe znaczenie miała praca S. Johansena (1988). Autor, proponuje tam badanie związków długookresowej równowagi na podstawie modeli wektorowo – autoregresyjnych VAR. Możliwość użycia modelu VAR do badania kointegracji istnieje, jeżeli przekształcimy go do postaci wektorowego modelu korekty błędów (VECM). Do modelu VECM można przejść poprzez odjęcie X_{t-1} od obu stron równania (3.2):

$$X_t = \alpha_0 C_t + (\alpha_1 - I)X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_k X_{t-k} + \epsilon_t \quad (3.2.1)$$

Kolejne przekształcenia polegają na odejmowaniu i dodawaniu wyrażenia $(\alpha_1 - I)X_{t-2}$, $(\alpha_2 + \alpha_1 - I)X_{t-3}, \dots$, doprowadzając do otrzymania wektorowego modelu korekty błędów postaci:

$$X_t = \alpha_0 C_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i X_{t-i} + \alpha_k X_{t-k} + \epsilon_t \quad (3.3.1)$$

gdzie:

$$\alpha_0 = \sum_{i=1}^k \alpha_i - I$$

$$\Pi_i = \sum_{j=1}^i \alpha_j - I$$

$$X_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]^T$$

α_0 – macierz parametrów dla elementów wektora C_t .

Jednak najczęściej spotykaną w literaturze postacią modelu VECM jest:

$$X_t = \alpha_0 C_t + \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.3)$$

Oba typy modeli, VAR i VECM, wykorzystane zostały w pierwszym etapie przedstawianego tu badania.

W celu weryfikacji stacjonarności wykorzystano dwa testy diagnostyczne: Dickey-Fuller i Philips-Perron. Wyniki testów były w wszystkich przypadkach zgodne i jednoznacznie wskazywały na niestacjonarność zmiennych i stacjonarność ich pierwszych różnic.

Dokonywanie wyboru liczby opó nie wykorzystano powszechnie stosowane w tego typu badaniach kryteria informacyjne m.in.: AIC (Akaike's information criterion), SBIC (Schwarz Bayesian information criterion), HQIC (Hannan and Quinn information criterion). W przypadku pewnych rozbieżności w wskazaniach poszczególnych kryteriów zazwyczaj liczb opó nie dobierano kierując się kryterium AIC, zgodnie z tym, co rekomendował Ivanov i Kilian (2001).

Następnie można było oszacować odpowiednie współczynniki dla każdego z siedmiu rynków kapitałowych. Obliczenia tych dokonano w pakiecie ekonometrycznym Stata12, a syntetyczne wyniki przedstawiono w tabeli 3.9.

W przypadku modeli VAR, największą uwagę przykłada się do funkcji reakcji na impuls (poszczególnych zmiennych makroekonomicznych na indeks giełdowy). Ilustracje tych funkcji dla każdego rynku zamieszczono na rysunkach: rysunek 3.1 – rysunek 3.7. W ten sposób uzyskano jednak tylko informacje o krótkookresowych wpływach poszczególnych zmiennych.

W celu bardziej wnikliwej analizy wpływu rozpatrywanych zmiennych makroekonomicznych na wybrane indeksy giełdowe postanowiono poszukać relacji długookresowych wykorzystując podstawy teoretyczne wektorowego modelu korekty błędów (VECM). Poszukiwanie wektora kointegracyjnego opierano na powszechnie stosowanej metodzie Johansena. Metoda Johansena wymaga tego samego stopnia integracji zmiennych. Zakłada się, że wynikiem tego etapu jest stwierdzenie, czy zmienne są zintegrowane rzędu pierwszego. W przypadku tego badania założenie to zostało potwierdzone przez testy diagnostyczne: Dickey-Fuller i Philips-Perron. Następnie dokonywano jeszcze m.in. ustalenia liczby opó nie w modelu, wykorzystując znane już kryteria informacyjne takie jak: AIC, SBIC, HQIC. Kolejnym, chyba najważniejszym krokiem w całej procedurze Johansena, jest testowanie rzędu macierzy współczynników, która została zdefiniowana w modelu korekty błędów (VECM). Rząd tej macierzy należy natomiast samą z liczb liniowo niezależnych wektorów kointegracyjnych. W przypadku, gdy rząd jest on równy zero, rozpatrywane zmienne nie są skointegrowane. Dlatego też jest to kluczowy etap całej metody Johansena. W celu określenia rzędu bazuje się m.in. na wartościach własnych tej macierzy wykorzystując dwie statystyki: statystykę maksymalnej wartości własnej i statystykę ładunku. Procedura ta została zastosowana do każdego z siedmiu rozpatrywanych rynków kapitałowych. Dla każdego przypadku został znaleziony wektor kointegracyjny, obrazujący długookresowe zależności między rozpatrywanymi zmiennymi makroekonomicznymi a odpowiadającym im

indeksem giełdowym. Rezultaty te sposob syntetyczny zostały przedstawione w tabeli 3.17. Należy jednak podkreślić, że z wyników estymacji wykorzystanych modeli korekty błędów postanowiono zaprezentować tylko wektory kointegracyjne, które przedstawiają zależność długookresowe. Wynika to z faktu, że wyniki dotyczą zależności krótkookresowych już zaprezentowano w tabeli 3.9, a do ich estymacji wykorzystano proste modele VAR.

3.3.2. Analiza na danych panelowych

W drugim podejściu do empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na indeks wykorzystano model estymowany na danych panelowych. Rolą modeli przekrojowo - czasowych podkreślają chociażby Griliches i Intriligator (2007). Szerokie zastosowanie modeli panelowych do analiz ekonometrycznych prezentuje Baltagi (2003). Modele te bez wątpienia mają szerokie zastosowanie w analizach zjawisk ekonometrycznych.

Podstawową zaletą danych panelowych jest większa ilość informacji, jakich dostarczają one na temat obserwowanego zjawiska. Wynika to z faktu, że są one swoistym złozeniem danych przekrojowych z szeregiem czasowym. W konsekwencji daje to dokładniejszą estymację parametrów modelu. Należy dodać, że dane panelowe pozwalają uwzględnić zróżnicowanie badanych podmiotów i obserwować historię pewnej zmiennej dla poszczególnych obiektów. Jest to ważne zwłaszcza, gdy agregacja danych często powoduje rozmycie się teoretycznych zależności, które powinny zachodzić między zmiennymi ekonomicznymi. Dlatego też użycie danych panelowych dostarcza wielu korzyści pod względem ekonometrycznej estymacji parametrów modelu. Przede wszystkim łatwiejsza staje się identyfikacja badanej zależności ekonomicznej oraz wybór jednej z konkurujących hipotez. Dodatkowo w badaniach prowadzonych tylko na przekrojach lub na szeregach czasowych z reguły nie ma możliwości uwzględnienia wewnętrznego zróżnicowania jednostek. Panele mają również istotną zaletę techniczną: mogą zaoferować większy stopień swobody, ponieważ dają więcej „punktów czasowych”, co powoduje zwiększenie efektywności oszacowań oraz wpływa na zmniejszenie współliniowości zmiennych w modelu.

W tym badaniu dysponowano panelem składającym się z 7 obiektów (krajów), dla których zebrano T obserwacji. W związku z tym, że T nie było równe dla każdego obiektu, miało to do czynienia z tzw. panelem niebilansowanym.

Przy estymacji danych panelowych wyróżnia się dwa zasadnicze estymatory, a mianowicie: efektów stałych i efektów zmiennych. W celu estymacji wpływu wielkości makroekonomicznych na odpowiednie indeksy, wykorzystano regresję na danych panelowych z efektami stałymi. W przypadku estymatora efektów stałych dopuszcza się występowanie korelacji między efektami indywidualnymi a zmiennymi objaśniającymi. Natomiast dla estymatora efektów losowych zakłada się z góry, że efekt indywidualny jest nieskorelowany ze zmiennymi objaśniającymi. Jeżeli tak nie jest, estymator efektów losowych traci własność zgodności. W przypadku badanej próby słuszność wyboru modelu efektów stałych potwierdziły chociażby obliczenia wspomnianej korelacji, która dla każdego z badanych przypadków była istotnie różna od zera. Dodatkowo wyniki testu Breusch-Pagana, na występowanie efektów indywidualnych potwierdzają słuszność użycia estymatora efektów stałych. Dlatego też dokonano estymacji poniższego równania (3.4):

$$IND_{it} = \alpha_i + \beta_1 IP_{it} + \beta_2 CPI_{it} + \beta_3 UEMP_{it} + \beta_4 MM_{it} + \beta_5 GB10_{it} + \beta_6 EX_RATE_{it} + \beta_7 OIL_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.4)$$

gdzie:

IND_t – wartość indeksu giełdowego w t dla kraju i

IP_t – wartość indeksu produkcji przemysłowej w t dla kraju i

CPI_t – wartość indeksu inflacji w t dla kraju i

$UEMP_t$ – wartość stopy bezrobocia w t dla kraju i

MM_t – wartość jednomiesięcznej stopy depozytowej w t dla kraju i

$GB10_t$ – wartość stopy oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych w t dla kraju i

EX_RATE_t – kurs walutowy w t dla kraju i

OIL_t – cena ropy naftowej w t dla kraju i

Estymując parametry równania (3.4), dokonano obliczeń na trzech próbkach. Próbka A składała się z wszystkich 7 krajów, próbki B stanowiły najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe (Stany Zjednoczone, Niemcy, Japonia, Wielka Brytania), natomiast próbki C stworzyły słabiej rozwinięte rynki kapitałowe (Polska, Węgry, Czechy).

Podział taki wynikał z faktu, że zróznicowanie rozpatrywanych rynków kapitałowych pod względem wartości średniej kapitalizacji. Dlatego też, chciano zobaczyć, jak wpłynie to na wyniki regresji i miary dopasowania (statystyki R^2). W tym celu

wyróżniono próbkę B rynki o stosunkowo wysokiej wartości kapitalizacji, oraz próbkę C o stosunkowo mniejszej wartości kapitalizacji.

Wyniki w ujęciu syntetycznym przedstawia tabela 3.18. Warto zwrócić tutaj uwagę na błędy standardowe podawane są w nawiasach dla każdego współczynnika. Współczynniki istotne statystycznie dla poziomu istotności: 1%, 5%, 10% oznaczono w tabeli 3.18 gwiazdkami odpowiednio: (***), (**), (*). W tym miejscu warto także zwrócić uwagę na wartości statystyk R^2 . R^2 within związana jest z wariancją wewnątrz grupy, czyli w tym badaniu konkretnego kraju. Statystyka R^2 between opisuje relacje wariancji w przestrzeni między grupami, a więc między krajami. W przypadku tego badania jest to bardzo ważna statystyka, gdyż pokazuje w jakim stopniu przyjęcie wybranego modelu wyjaśnia zmiany w poziomach zmiennej Index dla krajów. Statystyka R^2 overall jest ważnym uśrednieniem tych dwóch statystyk i stosunkowo trudno poddać intuicyjnej interpretacji.

3.4. Wyniki regresji.

W tym paragrafie dokonano prezentacji i opisu uzyskanych wyników. W związku z tym, koncepcja badania zawierała analizę zgromadzonych danych jako pojedynczych szeregów czasowych dla każdego rynku kapitałowego i analizę całości jako danych panelowych, wyniki zostały przedstawione w dwóch częściach. Pierwsza część jest wynikiem estymacji na szeregach czasowych (3.4.1). W części drugiej za przedstawiono wyniki uzyskane dla estymacji na danych panelowych (3.4.2).

3.4.1. Szeregi czasowe

Wykorzystując do analizowanych szeregów czasowych metodologię VAR, a w wyniku wykrycia niestacjonarności rozpatrywanych zmiennych, przeprowadzono estymację na pierwszych różnicach analizowanych zmiennych, obrazując tzw. zależności krótkookresowe (sekcja 3.4.1.1). Następnie przy użyciu metody Johansena znaleziono wektory kointegracyjne, obrazujące tzw. zależności długookresowe, dla wszystkich rozpatrywanych rynków (sekcja 3.4.1.2). Dlatego też w sekcji 3.4.1.1 postanowiono zaprezentować wyestymowane współczynniki dla tzw. zależności krótkookresowych wraz z funkcjami reakcji na impuls (IRF), zaś w sekcji 3.4.1.2 wspomniane wektory kointegracyjne.

3.4.1.1. Zależności krótkookresowe.

W związku z tym, że w literaturze przedmiotu dokonywano badań tego zagadnienia wykorzystując proste modele regresji, dlatego również w tej pracy postanowiono przedstawić oprócz funkcji reakcji na impuls (IRF), również współczynniki reprezentujące krótkookresowy wpływ poszczególnych zmiennych makroekonomicznych na indeks. Wyniki te w sposób syntetyczny przedstawione są w tabeli 3.9. Opóźnienia odpowiednich zmiennych dla konkretnych rynków kapitałowych były dobierane za pomocą wspomnianych już kryteriów informacyjnych. Kolejne kolumny zawierają wyniki dla poszczególnych rynków. Podano tam wartości współczynników, a błędy standardowe przedstawione są w nawiasach dla każdego współczynnika. Współczynniki istotne statystycznie dla poziomu istotności: 1%, 5%, 10% oznaczono w tabeli 3.9 gwiazdkami odpowiednio: (***), (**), (*).

Dokonyując szybkiego przeglądu uzyskanych wyników dla poszczególnych rynków kapitałowych, można zauważyć, że dla Stanów Zjednoczonych (kolumna druga), współczynniki istotne statystycznie uzyskano dla drugiego opóźnienia przyrostu indeksu, ze znakiem minus. Poza tym znak ujemny otrzymano dla pierwszego opóźnienia stopy depozytowej, co wydaje się zgodne z oczekiwaniami. Podobnie, jak dodatnie, statystycznie istotne współczynniki przy pierwszym i drugim opóźnieniu dla pierwszej różnicy indeksu produkcji przemysłowej. Ostatni z istotnych statystycznie współczynników jest co do znaku dodatni i występuje przy drugim opóźnieniu dla zmiennej związanej z cenami ropy naftowej.

W przypadku Wielkiej Brytanii zgodnie ze wskazaniem kryteriów informacyjnych estymowane było równanie dla pierwszych opóźnień. Otrzymano tu tylko jeden istotny statystycznie współczynnik, dla kursu walutowego, który w tym przypadku ma wpływ negatywny. Rezultat taki jest zgodny z hipotezami dotyczącymi tej zmiennej.

Kolejnym krajem są Niemcy, dla tego rynku przeprowadzono regresję dla równania z dwoma opóźnieniami. Istotne statystycznie dodatnie współczynniki otrzymano dla pierwszego opóźnienia przyrostu indeksu DAX oraz dla drugiego opóźnienia ceny ropy naftowej. Z kolei negatywny wpływ na ceny akcji miało pierwsze opóźnienie przyrostu stopy depozytowej i drugie opóźnienie inflacji. W przypadku tych dwóch negatywnych współczynników wynik jest zgodny z hipotezami. Jedynie dodatni znak dla ropy naftowej jest pewnym zaskoczeniem, gdy Niemcy nie są jej eksporterem.

Z kolei dla Japonii, bazując na wskazaniach kryteriów informacyjnych, w równaniu regresji uwzględniono tylko pierwsze opóźnienie dla rozpatrywanych zmiennych. W wyniku

przeprowadzonej estymacji uzyskano tutaj tylko jeden statystycznie istotny parametr. Mianowicie otrzymano ujemny współczynnik dla inflacji, co jest zgodne z hipotez sformułowan dla tej zmiennej.

W przypadku za Polski, podobnie jak dla rynku japońskiego bazując na kryteriach informacyjnych przeprowadzono regresję, tylko dla pierwszych opóźnień. W efekcie otrzymano także tylko jeden statystycznie istotny parametr. W tym przypadku był to ujemny współczynnik dla jednomiesięcznej stopy depozytowej. Wynik taki był zgodny z oczekiwaniami dotyczącymi wpływu tej zmiennej.

Dla Czech, podobnie jak dla dwóch powyższych rynków, dokonano estymacji dla równania uwzględniającego tylko pierwsze opóźnienia dla rozpatrywanych zmiennych. W wyniku tej regresji otrzymano dwa istotne statystycznie współczynniki. Jeden z nich dla produkcji przemysłowej, drugi zaś dla bezrobocia, obydwa miały znak dodatni. Wynik ten dla pierwszej z tych wielkości jest zgodny z postawioną dla niej hipotezą. Natomiast zaskakuje pozytywny wpływ bezrobocia, który kłóci się z intuicją i z oczekiwaniami.

Dla Węgier dokonano także oszacowania równania uwzględniającego tylko pierwsze opóźnienia rozpatrywanych zmiennych. W tym przypadku w wyniku estymacji otrzymano dwa statystycznie istotne współczynniki. Obydwa miały dodatni wpływ na ceny akcji, jeden związany z przyrostem indeksu, drugi zaś z cenami ropy naftowej. Należy dodać, że dodatni współczynnik dla ropy naftowej w przypadku Węgier jest niezgodny z oczekiwaniami.

Reasumując w wyniku tej estymacji uzyskano stosunkowo niewiele istotnych statystycznie współczynników, jednak w zdecydowanej większości były one zgodne z postawionymi hipotezami. Jedynie dodatnie współczynniki dla bezrobocia w przypadku Czech i ropy naftowej dla Niemiec i Węgier mogą budzić pewne zaskoczenie.

W dalszej części tego punktu na rysunkach 3.1. – 3.7. przedstawiono funkcje reakcji na impuls dla każdego z rozpatrywanych rynków kapitałowych. Generalnie, jest to graficzne przedstawienie wpływu, jaki na indeks ma nagła i nieoczekiwana zmiana kadej z analizowanych zmiennych w czasie. Dodatkowo dla każdego rysunku (obrazując konkretny rynek kapitałowy), przygotowano tabele (Tabela 3.10 - 3.16), które pokazują kierunek reakcji indeksu, w pierwszym okresie po wystąpieniu szoku. Dodatkowo, dla kadej reakcji jej znak negatywny/pozytywny konfrontowany jest z postawionymi hipotezami (N - niezgodny, T - zgodny). W przypadku tych reakcji, zgodnie z przyjętymi w literaturze zwyczajami, rozważane są one bez względu, na to czy są one istotne statystycznie, czy też nie.

Tabela 3.9. Współczynniki zależne od krótkookresowych dla 7 rynków kapitałowych.

Regresji dokonano dla pierwszych różnic zmiennych z względu na stacjonarność, gdzie: D.Index – pierwsza różnica dla odpowiedniego indeksu giełdowego, D.ip – pierwsza różnica dla indeksu produkcji przemysłowej, D.cpi – pierwsza różnica dla indeksu inflacji, D.unemp – pierwsza różnica dla stopy bezrobocia, D.mm – pierwsza różnica dla jednomiesięcznej stopy depozytowej, D.gb10 – pierwsza różnica dla stopy oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych; D.ex_rate – pierwsza różnica dla kursu walutowego, D.oil – pierwsza różnica dla ceny ropy naftowej, ***, **, * oznaczają współczynniki istotne na poziomie 1%, 5%, 10%. W kolumnach wyniki dla poszczególnych rynków kapitałowych, oznaczenia: USA – Stany Zjednoczone, UK – Wielka Brytania, GER – Niemcy, JPY – Japonia, POL – Polska, CZK – Czechy, HUN – Węgry

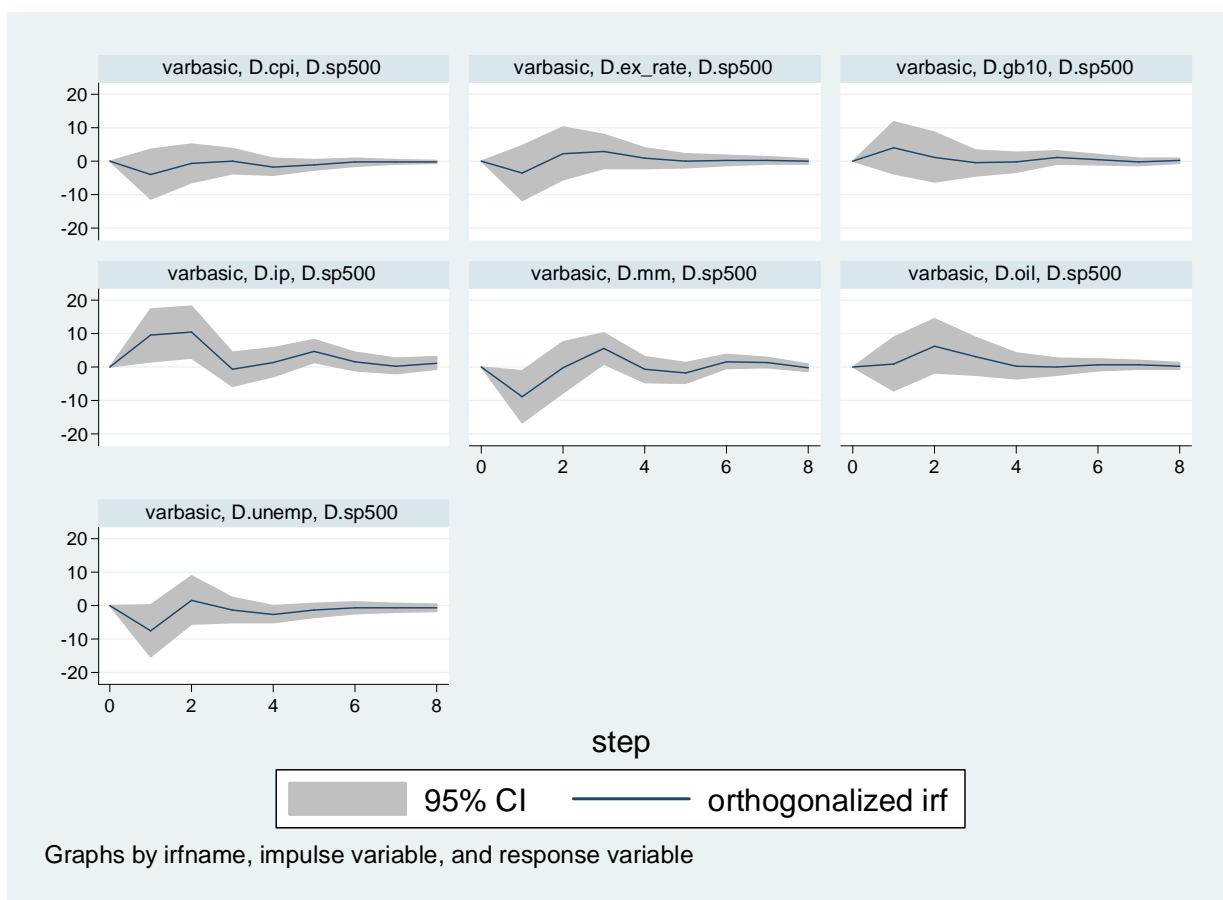
	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
D.Index	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Opó nienie 1	.056 (.084)	.002 (.083)	.203** (.08)	.123 (.085)	-.022 (.085)	.12 (.086)	.186** (.093)
Opó nienie 2	-.224** (.089)		-.09 (.084)				
D.mm							
Opó nienie 1	-29.38** (13.72)	-134.5 (85.58)	-499.5*** (184.41)	-81.48 (586.28)	-40.45* (23.43)	-10.13 (42.87)	84.73 (168.18)
Opó nienie 2	-6.93 (14.01)		281.23 (178.97)				
D.ex_rate							
Opó nienie 1	-144.37 (165.48)	-4112*** (1535.46)	-460.96 (991.43)	22.00 (18.09)	-97.98 (143.10)	-15.48 (15.72)	5.35 (24.28)
Opó nienie 2	183.41 (162.63)		-1007.12 (946.17)				
D.oil							
Opó nienie 1	-.22 (.89)	-2.35 (3.21)	-1.71 (5.00)	-1.34 (10.72)	2.24 (2.11)	.23 (.95)	32.06** 16.21
Opó nienie 2	1.90* (1.13)		17.82*** (5.75)				

D.gb10							
Opó nienie 1	21.04 (21.74)	34.84 (111.51)	143.95 (160.75)	-688.15 (539.68)	35.11 (38.79)	28.55 (26.56)	260.15 (310.12)
Opó nienie 2	5.13 (19.7)		2.28 (149.9)				
D.ip							
Opó nienie 1	14.83** (7.24)	13.18 (22.21)	-12.96 (18.86)	-1.87 (27.83)	7.00 (5.41)	7.7*** (2.19)	-28.88 (31.13)
Opó nienie 2	12.61* (7.57)		16.61 (18.84)				
D.cpi							
Opó nienie 1	-16.30 (16.19)	-14.91 (49.31)	-107.61 (99.18)	-537.0*** (203.02)	-17.42 (32.37)	-8.31 (10.88)	-159.17 (169.06)
Opó nienie 2	1.75 (12.53)		-178.29* (95.96)				
D.unemp							
Opó nienie 1	-42.82 (32.49)	-224.96 (185.19)	43.84 (422.64)	-221.05 (476.46)	-9.97 (55.9)	93.39** (45.36)	1019.81 (765.79)
Opó nienie 2	18.5 (31.66)		-439.9 (423.28)				
const	.73 (5.67)	3.71 (20.94)	28.34 (35.58)	-40.07 (58.01)	2.70 (16.40)	2.11 (6.4)	109.84 (121.52)

ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

W przypadku Stanów Zjednoczonych zaobserwowano najmocniejsz reakcj na szok pochodz cy od produkcji przemysłowej (ip), jednomiesi cznej stopy depozytowej (mm) i stopy bezrobocia (unemp). Naley doda , e ich kierunek był zgodny z postawionymi dla nich hipotezami (tabela 3.10)

Rysunek 3.1. Funkcje reakcji na impuls dla rynku Stanów Zjednoczonych .



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Poza tym dla pozostałych zmiennych jedynie dla cen ropy naftowej i oprocentowania 10 - letnich obligacji kierunek wpływu był niezgodny z hipotezami. Należy zwrócić uwagę, że w zasadzie dla każdej z rozpatrywanych zmiennych, wpływ szoku na indeks po 4 okresie spadł do zera.

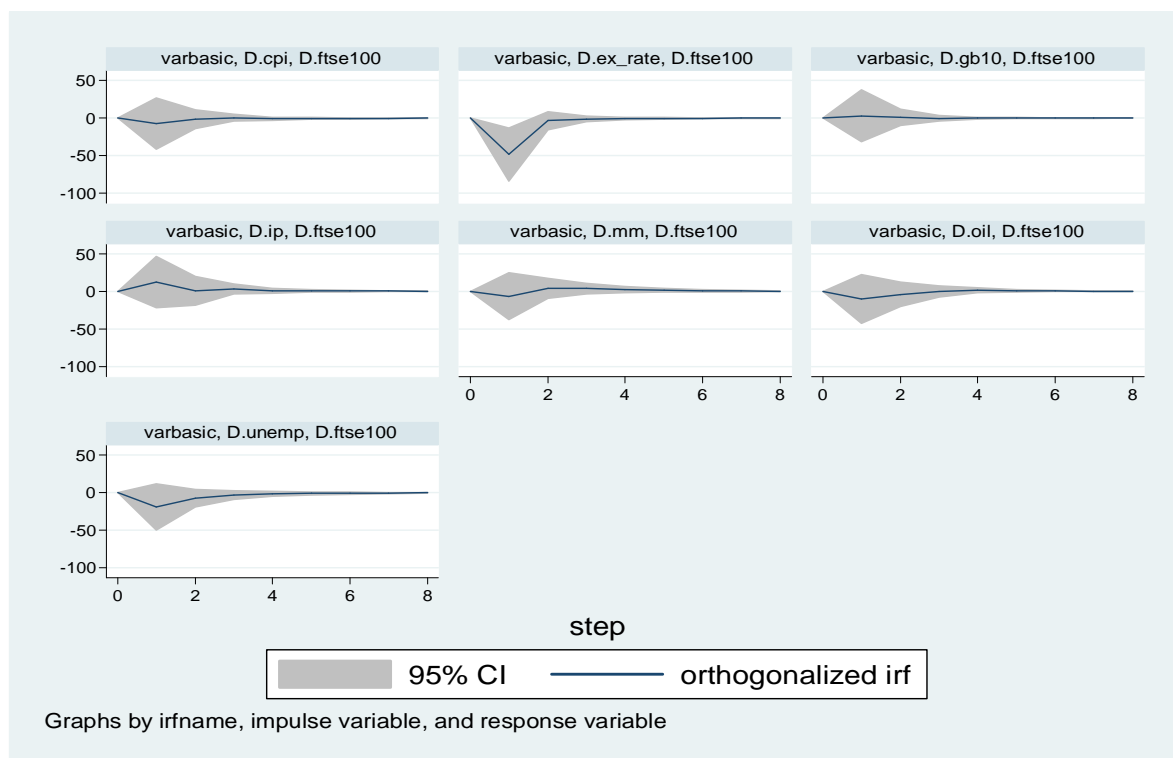
Tabela 3.10. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Stanów Zjednoczonych.

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	-	-	+	+	+	-	-
Zgodno z hipotezami	T	T	N	N	T	T	T

ródło: Opracowanie własne.

W przypadku Wielkiej Brytanii sytuację obrazuje rysunek 3.2., a reasumuje tabela 3.11.

Rysunek 3.2. Funkcje reakcji na impuls dla rynku Wielkiej Brytanii.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Najmocniejszą odpowiedź indeksu uzyskano tu na szok pochodzący od kursu walutowego (*ex_rate*), bezrobocia (*unemp*) i produkcji przemysłowej (*ip*). Jednak stosunkowo szybko uległy one wygaszeniu. Patrz c na tabel 3.11. w wierszu zgodnie z hipotezami mamy przewagę T, a to oznacza, że wi kszo reakcji jest zgodna z oczekiwaniami.

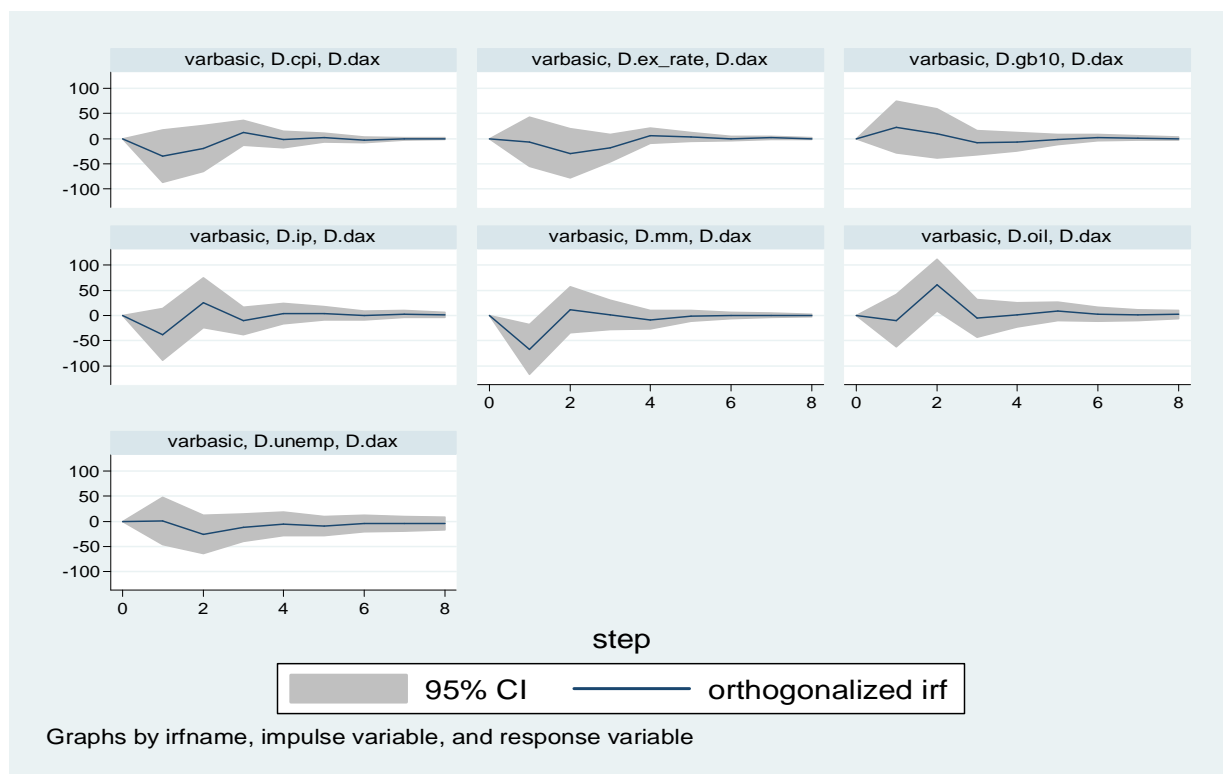
Tabela 3.11. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Wielkiej Brytanii.

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	-	-	-	+	+	-	-
Zgodno z hipotezami	T	T	N	N	T	T	T

ródło: Opracowanie własne.

Wyniki dla Niemiec przedstawiaj rysunek 3.3. i tabela 3.12.

Rysunek 3.3. Funkcje reakcji na impuls dla rynku w Niemczech.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Patrząc na rysunek 3.3, można dostrzec, że w porównaniu do dwóch wcześniejszych rynków odpowiedzi na szok pochodzący od każdej z rozpatrywanych zmiennych są stosunkowo silne, jak również trwają dłużej. Jeśli jednak chodzi o zgodność z hipotezami, to dla większości zmiennych otrzymano wyniki inne od oczekiwanych.

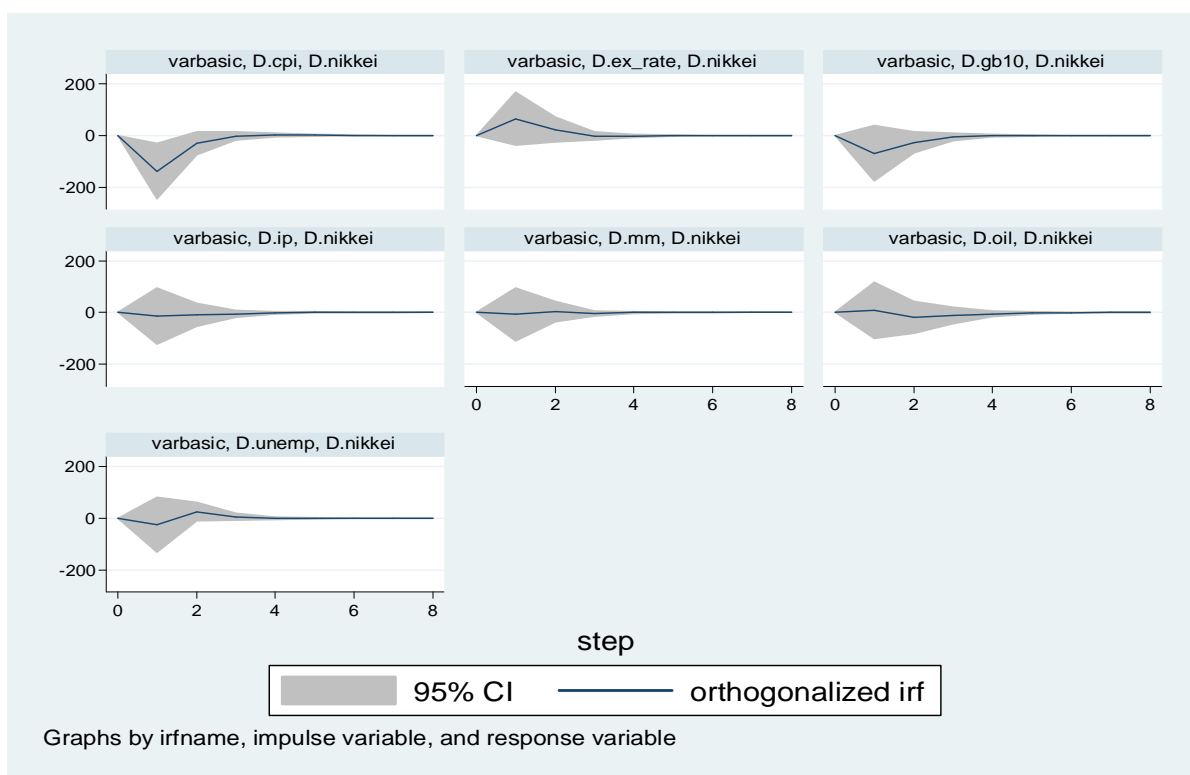
Tabela 3.12. Reakcja indeksu po szokach pochodzących od odpowiedniej zmiennej dla Niemiec.

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	-	-	-	+	-	-	+
Zgodno z hipotezami	T	N	T	N	N	T	N

ródło: Opracowanie własne.

Kolejnym rozpatrywanym rynkiem jest Japonia, w tym przypadku szczególnie silną reakcją zaobserwowano dla inflacji, kursu walutowego i oprocentowania 10-letnich obligacji.

Rysunek 3.4. Funkcje reakcji na impuls dla rynku w Japonii.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Je li chodzi o zgodno reakcji z postawionymi hipotezami, to wi kszo zmiennych zachowywała si zgodnie z oczekiwaniami.

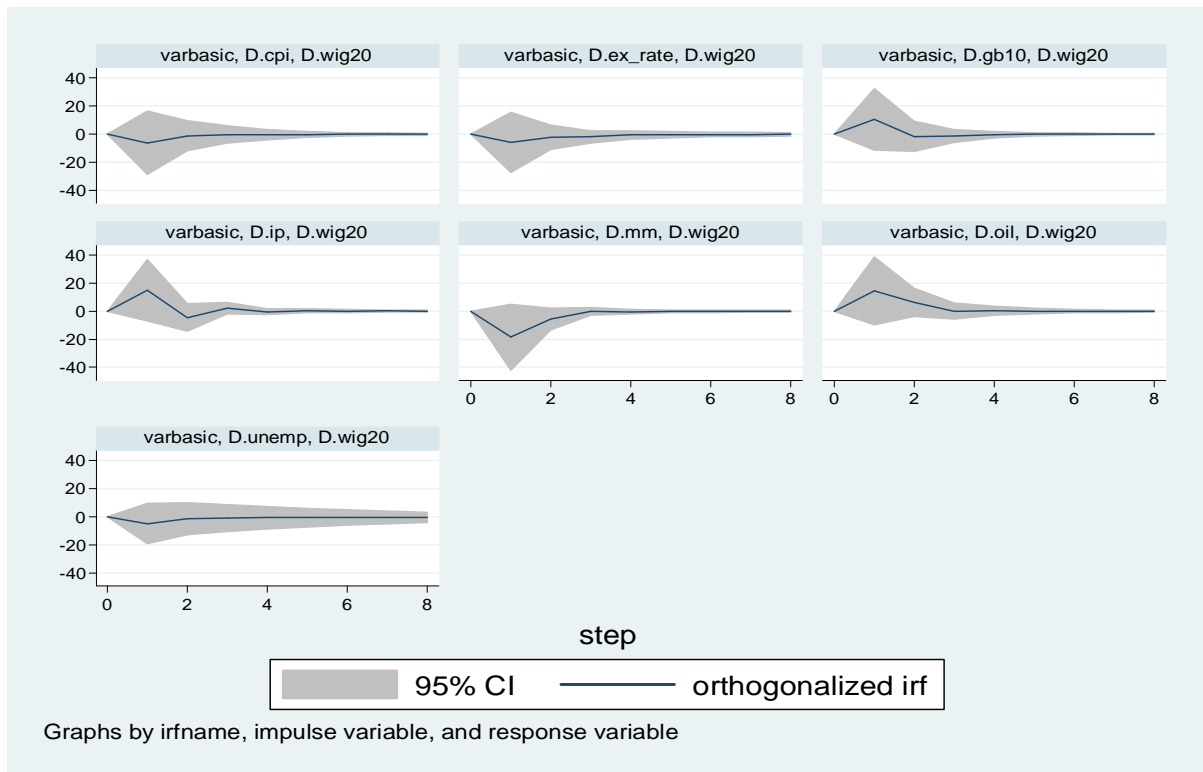
Tabela 3.13. Reakcja indeksu po szoku pochodz cym od odpowiedniej zmiennej dla Japonii.

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	-	+	+	-	-	-	-
Zgodno z hipotezami	T	N	N	T	N	T	T

ródło: Opracowanie własne.

W przypadku Polski, najsilniejsze reakcje indeksu odnotowano na szoki pochodz ce od produkcji przemysłowej (ip), jednomiesi cznej stopy depozytowej (mm) i cen ropy naftowej (oil). Je li chodzi o kierunek reakcji, to w tym przypadku dla wi kszo ci zmiennych pozostaje on zgodny z postawionymi hipotezami (por. tabela 3.14). Wyj tkiem s reakcje na impuls pochodz cy od cen ropy naftowej i oprocentowania 10-letnich obligacji.

Rysunek 3.5. Funkcje reakcji na impuls dla rynku w Polsce.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

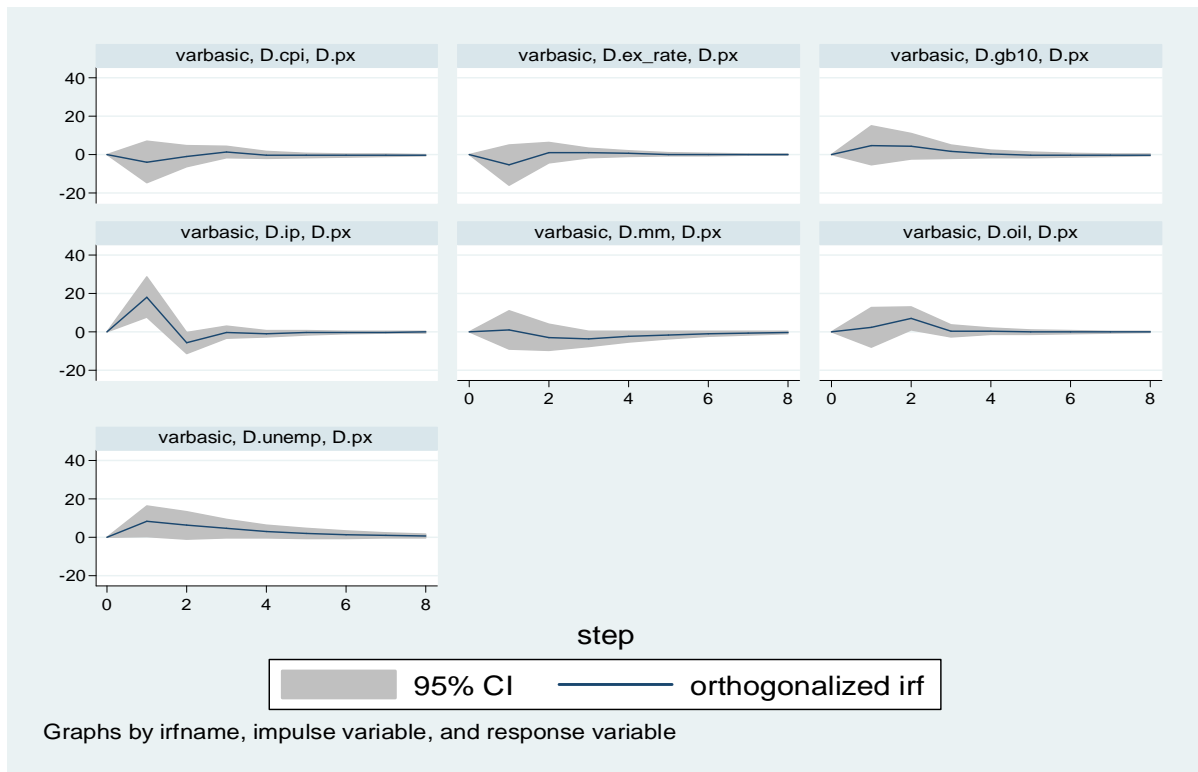
Tabela 3.14. Reakcja indeksu po szoku pochodzący od odpowiedniej zmiennej dla Polski.

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	-	-	+	+	+	-	-
Zgodno z hipotezami	T	T	N	N	T	T	T

ródło: Opracowanie własne.

W przypadku Czech zaobserwowano najsilniejszą reakcję indeksu na impuls pochodzący od produkcji przemysłowej. Z kolei w przypadku bezrobocia reakcja ta była najdłuższa. W przypadku pozostałych zmiennych reakcje były słabsze i stosunkowo szybko wygasły. Dla większości zmiennych kierunek reakcji był niezgodny z oczekiwaniami, jedynie dla kursu walutowego, inflacji i produkcji przemysłowej otrzymano wyniki takie, jakich oczekiwano.

Rysunek 3.6. Funkcje reakcji na impuls dla rynku w Czechach.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

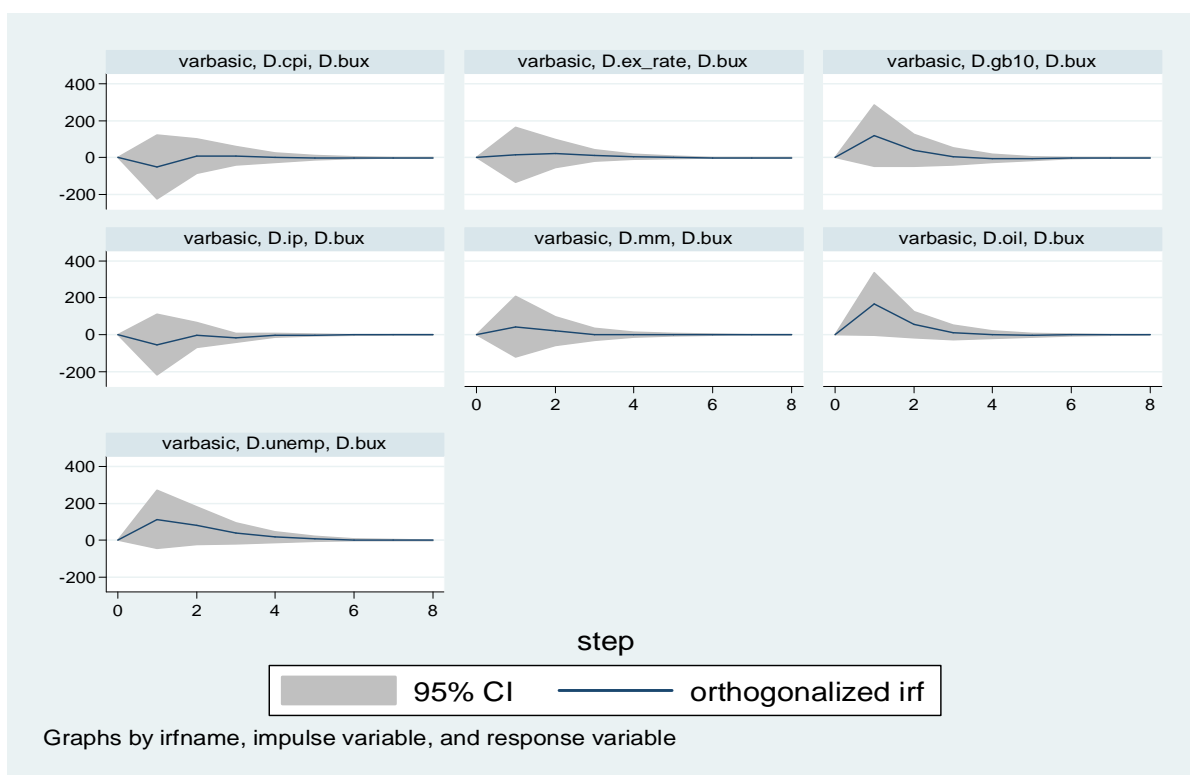
Tabela 3.15. Reakcja indeksu po szoku pochodzący od odpowiedniej zmiennej dla Czech.

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	+	-	+	+	+	-	+
Zgodno z hipotezami	N	T	N	N	T	T	N

ródło: Opracowanie własne.

W przypadku W gier, reakcje na impuls są stosunkowo silne, przede wszystkim dla oprocentowania 10-letnich obligacji, bezrobocia i cen ropy naftowej. Interesujące jest również to, że kierunek reakcji dla tych zmiennych jest niezgodny z postawionymi dla nich hipotezami. Należy podkreślić, że zgodnie z oczekiwaniami zachowywały się tylko reakcje wywołane przez impuls pochodzący od inflacji.

Rysunek 3.7. Funkcje reakcji na impuls dla rynku na W grzech.



ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu.

Tabela 3.16. Reakcja indeksu po szoku pochodzący od odpowiedniej zmiennej dla W grzech.

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	+	+	+	+	-	-	+
Zgodno z hipotezami	N	N	N	N	N	T	N

ródło: Opracowanie własne.

3.4.1.2. Zależności długookresowe

W nawiązaniu do części 3.3.1, chcąc znaleźć relacje długookresowe między rozpatrywanymi indeksami giełdowymi i wielkościami makroekonomicznymi, zastosowano tzw. wektorowy model korekty błędów (VECM). W jego efekcie dla każdego rynku uzyskano tzw. wektor kointegracyjny opisujący charakter i siłę tej długookresowej zależności, co w sposób syntetyczny przedstawia tabela 3.17. W związku z tym, że współczynniki prezentujące zależności krótkookresowe już przedstawiono w tabeli 3.9, z wyników otrzymanych przy

u yciu modelu VECM postanowiono zaprezentowa tylko te dotycz ce relacji długookresowych.

Naley jednak podkre li , e otrzymane wyniki, poprzedziła cała procedura zwi zana z t metod , o której szerzej pisano w cz ci 3.3.1. W jej ramach dokonano m.in. sprawdzenia stacjonarno ci rozpatrywanych szeregów czasowych za pomoc testów Dickey-Fuller i Philips-Perron. Dla wszystkich przypadków wyniki testów były zgodne i wskazywały niestacjonarno wyj ciowych szeregów danych i stacjonarno ich pierwszych ró nic, czyli s to tzw. szeregi I(1). W ten sposób uzyskano potwierdzenie, e rozpatrywane zmienne s zintegrowane stopnia pierwszego. Nast pnie dla ka dego rynku kapitałowego dokonywano specyfikacji liczby opó nie na podstawie znanych kryteriów informacyjnych: AIC, SBIC, HQIC. W kolejnym kroku zbadano za pomoc statystyki maksymalnej warto ci własnej i statystyki ład u wyst powanie kointegracji dla rozpatrywanych zmiennych w obr bie ka dego rynku kapitałowego. Pozytywny wynik otrzymano dla ka dego przypadku. Efektem ko cowym było wyestymowanie wspomnianych ju wektorów kointegracyjnych.

Prezentacj tych finalnych wyników przedstawia tabela 3.17, ka da kolumna to rynek kapitałowy, wiersz reprezentuje za zmienn . Bł dy standardowe s podawane w nawiasach dla ka dego współczynnika. Współczynniki istotne statystycznie dla poziomu istotno ci: 1%, 5%, 10% oznaczono w tabeli 3.17 gwiazdkami odpowiednio: (***), (**), (*).

Dokonuj c szybkiego przegl du uzyskanych wyników mo na zauwazy e w przypadku Stanów Zjednoczonych współczynniki istotne statystycznie maj ce znacz cy wpływ na indeks otrzymano dla jednomiesi cznej stopy depozytowej, kursu walutowego, cen ropy naftowej, oprocentowania dziesioletnich obligacji. Jedynie znaki dla cen ropy naftowej i oprocentowania obligacji okazały si niezgodne z postawionymi hipotezami.

Natomiast dla Wielkiej Brytanii, statystycznie istotne zmienne to cena ropy naftowej, oprocentowanie dziesioletnich obligacji, produkcja przemysłowa i bezrobocie. W tym przypadku niezgodne z hipotezami okazały si znaki współczynników dla bezrobocia i oprocentowania dziesioletnich obligacji.

W kolejnej kolumnie podano wyniki dla rynku niemieckiego, gdzie współczynniki statystycznie istotne wpływaj ce w sposób znacz cy na indeks uzyskano dla oprocentowania dziesioletnich obligacji, produkcji przemysłowej i inflacji. W tym przypadku jedynie współczynnik dla oprocentowania obligacji był niezgodny z postawionymi hipotezami.

Tabela 3.17. Wektory ko integracyjne uzyskane przy wykorzystaniu modelu VECM.

Regresji dokonano wykorzystując model VECM, gdzie: ip – indeks produkcji przemysłowej, cpi – indeks inflacji, unemp – stopa bezrobocia, mm – jednomiesięczna stopa depozytowa, gb10 – stopa oprocentowania 10 letnich obligacji rządowych; ex_rate – kurs walutowy, oil – cena ropy naftowej, ***, **, * oznaczają współczynniki na poziomie istotności: 1%, 5%, 10%. W kolumnach wyniki dla poszczególnych rynków kapitałowych, oznaczenia: USA – Stany Zjednoczone, UK – Wielka Brytania, GER – Niemcy, JPY – Japonia, POL – Polska, CZK – Czechy, HUN – Węgry

Kraj	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
Indeks	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
mm	-46,29** (23,29)	5,68e ⁻¹⁴	4,55 e ⁻¹³	1459,37 (1569,05)	1,42e ⁻¹⁴	-2,84e ⁻¹⁴	-4645,3*** (901,28)
ex_rate	-629,16*** (191,25)	-1521,85 (4211,37)	1,82e ⁻¹²	-51,24*** (19,14)	0	-289,6*** (67,76)	-8,53e ⁻¹⁴
oil	9,72*** (1,92)	45,63*** (5,93)	314,27 (210,87)	0	-2,26 (5,01)	0	2,84e ⁻¹⁴
gb10	301,1*** (52,5)	777,97** (318,57)	8270,04** (494,14)	2865,11** (1285,65)	210,39*** (43,37)	305,79*** (77,13)	10065*** (1674,82)
ip	27,21** (1,68)	228,62** (108,79)	1908,88*** (52,03)	141,22*** (55,05)	75,76*** (16,49)	20,77** (11,15)	771,31*** (121,91)
cpi	0	1,42 e ⁻¹⁴	-2823,1*** (906,91)	1993,14*** (319,59)	-118,39*** (23,62)	-73,54*** (20,21)	-566,99*** (123,68)
unemp	7,52 (40,15)	845,31*** (249,06)	-1139,93 (1232,4)	-2910,76*** (972,77)	-28,13 (28,69)	2,13e ⁻¹⁴	4,55e ⁻¹¹
const	-2414,07	-26405,07	-9501,79	-186855	4893,89	13375,84	-43371,49

ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu

W przypadku Japonii dla pięciu zmiennych otrzymano współczynniki istotnie statystycznie mające realny wpływ na ceny akcji – to kurs walutowy, oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji, produkcja przemysłowa, inflacja i bezrobocie. Jedynie współczynniki dla inflacji i oprocentowania dziesięcioletnich obligacji rządowych okazały się niezgodne z postawionymi hipotezami.

Następnym analizowanym rynkiem jest rynek polski. Wśród istotnych statystycznie zmiennych mających wpływ na indeks stopa oprocentowania dziesięcioletnich obligacji, produkcja przemysłowa i inflacja. Współczynniki dla produkcji przemysłowej i inflacji spełniają postawione dla nich hipotezy.

Dla Czech otrzymano cztery istotne statystycznie współczynniki wpływające w znacznym stopniu na fluktuacje indeksu akcji – to parametry dla takich zmiennych jak kurs walutowy, stopa oprocentowania dziesięcioletnich obligacji, produkcja przemysłowa oraz inflacja. Należy dodać, że znaki współczynników dla inflacji, kursu walutowego i produkcji przemysłowej są zgodne z postawionymi hipotezami.

W ostatniej kolumnie zaprezentowano wyniki dla giełdy w Budapeszcie. Wśród otrzymanych współczynników istotnie statystycznie uzyskano dla stopy depozytowej, oprocentowania dziesięcioletnich obligacji, produkcji przemysłowej i inflacji. Jedyne wyniki dla oprocentowania obligacji okazały się niezgodne z postawionymi wcześniej hipotezami.

Zaprezentowane w tabeli 3.17 wektory kointegracyjne, uwzględniając tylko elementy istotne statystycznie, można zapisać w bardziej syntetycznej postaci za pomocą równania. W ten sposób dla każdego rozpatrywanego istnieje równanie opisujące te długookresowe relacje, które przedstawić można następująco:

- Stany Zjednoczone

$$\mathbf{S\&P500} = -46,29 \mathbf{mm} - 629,16 \mathbf{ex_rate} + 9,72 \mathbf{oil} + 301,1 \mathbf{gb10} + 27,21 \mathbf{ip} - 2414,07$$

- Wielka Brytania

$$\mathbf{FTSE100} = 45,63 \mathbf{oil} + 777,97 \mathbf{gb10} + 228,62 \mathbf{ip} + 845,31 \mathbf{unemp} - 26405,07$$

- Niemcy

$$\mathbf{DAX} = 8270,04 \mathbf{gb10} + 1908,88 \mathbf{ip} - 2823,1 \mathbf{cpi} - 9501,79$$

- Japonia

$$\mathbf{NIKKEI} = -51,24 \mathbf{ex_rate} + 2865,11 \mathbf{gb10} + 141,22 \mathbf{ip} + 1993,14 \mathbf{cpi} - 2910,76 \\ \mathbf{unemp} - 186855$$

- Polska

$$\mathbf{WIG20} = 210,39 \mathbf{gb10} + 75,76 \mathbf{ip} - 118,39 \mathbf{cpi} + 4893,89$$

- Czechy

$$\mathbf{PX} = -289,6 \mathbf{ex_rate} + 305,79 \mathbf{gb10} + 20,77 \mathbf{ip} - 73,54 \mathbf{cpi} + 13375,84$$

- W gry

$$\mathbf{BUX} = -4645,3 \mathbf{mm} + 10065 \mathbf{gb10} + 771,31 \mathbf{ip} - 566,99 \mathbf{cpi} - 43371,49.$$

Reasumując, w wyniku estymacji wektorów kointegracyjnych opisujących relacje długookresowe, otrzymano stosunkowo dużo istotnych statystycznie współczynników. Rezultat ten potwierdza, iż w długim okresie wskaźniki makroekonomiczne mają wpływ na zachowanie indeksów giełdowych. Co więcej należy dodać, że dla większości z nich, może poza oprocentowaniem dziesięcioletnich obligacji, otrzymane współczynniki pozostają zgodne z postawionymi hipotezami.

3.4.2. Dane panelowe

W tej części dokonano opisu wyników uzyskanych po przeprowadzeniu regresji równania (3.4) dla całej próby (kolumna A), najbardziej rozwiniętych rynków: Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Niemcy, Japonia (kolumna B), pozostałych rynków Polska, Czechy, Węgry (kolumna C). Zgodnie z przyjętą wcześniej konwencją, także i tutaj błędy standardowe podawane są w nawiasach dla każdego współczynnika. Współczynniki istotne statystycznie dla poziomu istotności: 1%, 5%, 10% oznaczono w tabeli 3.18, gwiazdkami odpowiednio: (***), (**), (*).

3.4.2.1. Opis wyników - próbka A

Wyniki estymacji dla próbki A składają się ze wszystkich 7 analizowanych rynków przedstawione są w tabeli 3.18, panel A. W przypadku tej regresji tylko ceny ropy naftowej okazały się statystycznie istotne. Dla pozostałych współczynników negatywny wpływ na indeks miały stopa depozytowa, kurs walutowy, inflacja i bezrobocie, pozytywny zaś produkcja przemysłowa i oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji. Z tego wynika, że z współczynników statystycznie istotnych tylko ten dla oprocentowania obligacji jest niezgodny z postawionymi hipotezami. Dodatkowo, warto jeszcze zwrócić tutaj uwagę na wielkość

statystyk R^2 . W przypadku R^2 within jest to wartość ponad 61%, zaś dla R^2 between 33,28 %, co dla tego typu badań jest poziomem zadowalającym.

3.4.2.2. Opis wyników - próbka B

W przypadku wyników uzyskanych dla grupy rynków najbardziej rozwiniętych: Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Niemcy i Japonia (tabela 3.18, panel B), uwagę zwracają stosunkowo wysokie wartości parametrów R^2 within ponad 38% i R^2 between powyżej 61%. Fakt ten świadczy o tym, że model w znacznym stopniu wyjaśnia zmienność indeksu giełdowego za pomocą rozpatrywanych zmiennych objaśnionych dla tych rynków. Z estymowanych współczynników jedynie ten dla stopy bezrobocia okazał się być nieistotny statystycznie. Negatywny wpływ na indeks w tym przypadku mają stopa depozytowa i ceny ropy naftowej. Jednak te wyniki są zgodne z przyjętym zestawem hipotez. Natomiast z współczynników mających pozytywny wpływ na ceny akcji, czyli oprocentowania dziesięcioletnich obligacji, kursu walutowego, inflacji i produkcji przemysłowej, tylko parametr dla tej ostatniej spełnia oczekiwania.

3.4.2.3. Opis wyników - próbka C

W grupie słabiej rozwiniętych rynków kapitałowych, a więc Polska, Czechy, Węgry (tabela 3.18, panel C), tylko współczynnik dla ropy naftowej jest statystycznie nieistotny. Negatywny wpływ na indeks okazały się mieć jednocześnie stopa procentowa, kurs walutowy, inflacja i bezrobocie. Natomiast dodatni wpływ na indeks miały produkcja przemysłowa i oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji. Ten ostatni współczynnik jest niezgodny z wyżej wymienionymi hipotezami. Warto jeszcze zwrócić uwagę na wysoką wartość statystyki R^2 within prawie 67%. Dodatkowo można zauważyć, że wyestymowane współczynniki, poza stałą, co do wartości bezwzględnej są większe dla próbki C niż analogiczne otrzymane dla próbki B. Wynik ten świadczy o tym, że dla krajów słabiej rozwiniętych indeks reaguje znacznie mocniej na zmiany odpowiednich wielkości makroekonomicznych niż w przypadku krajów bardziej rozwiniętych.

Tabela 3.18. Wyniki estymacji na danych panelowych

Regresji dokonano na danych panelowych, gdzie: ip – indeks produkcji przemysłowej, cpi – indeks inflacji, unemp – stopa bezrobocia, mm – jednomiesi czna stopa depozytowa, gb10 – stopa oprocentowania 10 letnich obligacji rz dowych; ex_rate – kurs walutowy, oil– cena ropy naftowej, ***, **, * oznaczaj współczynniki na poziomie istotno ci: 1%, 5%, 10%. W kolumnach wyniki dla poszczególnych próbek: A – wszystkie rynki, B – (Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Niemcy, Japonia), C – (Polska, Czechy, W gry)

	A	B	C
mm	-1201,91 ^{***} (99,35)	-342,86 ^{***} (64,97)	-1645,39 ^{***} (204,07)
ex_rate	-43,03 ^{***} (8,58)	18,84 ^{***} (6,47)	-75,65 ^{***} (15,54)
oil	0,9 (6,05)	-21,04 ^{***} (2,93)	28,43 (18,67)
gb10	1150,33 ^{***} (193,83)	1464,69 ^{***} (137,5)	1852,69 ^{***} (397,07)
ip	226,98 ^{***} (16,51)	148,8 ^{***} (11,6)	223,44 ^{***} (45,65)
cpi	-49,29 ^{**} (22,22)	161,94 ^{***} (16,04)	-167,9 ^{***} (43,95)
unemp	-609,61 ^{***} (74,39)	-79,73 (55,59)	-709,82 ^{***} (137,33)
const	-652,43 (2439,4)	-28050,68 ^{***} (2052,93)	21330,81 ^{***} (5635,07)
R² within	0,6179	0,3832	0,6675
R² between	0,3328	0,6107	0,0553
R² overall	0,0018	0,0011	0,0377
Liczba obserwacji	1115	648	467

ródło: Opracowanie własne, na podstawie danych wykorzystanych w badaniu

3.5. Dyskusja uzyskanych wyników

Dokonując analizy otrzymanych wyników należy zauważyć, iż wikszość wyestymowanych wyników jest zgodna z postawionymi hipotezami. Szczególnie dobrze to widać w tabelach: 3.19 - 3.25, które odpowiednio dla każdej rozpatrywanej wielkości makroekonomicznej prezentują, czy rezultat jest zgodny z postawionymi hipotezami, czy też nie (odpowiednio litera T i N). W tabelach tych ujęte są tylko wyniki istotne statystycznie dla relacji długookresowych i regresji na danych panelowych. Natomiast w przypadku funkcji reakcji na impuls zgodnie z przyjętą konwencją rozpatruje się wszystkie uzyskane wyniki.

W przypadku jednomiesięcznej stopy depozytowej, weryfikację zgodności z hipotezami uzyskanych wyników w czytelny sposób prezentuje tabela 3.19.

Tabela 3.19. Zestawienie zgodności otrzymanych wyników z hipotezami dla jednomiesięcznej stopy depozytowej.

Metoda	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Relacje krótkookresowe (IRF)	T	T	T	T	T	N	N
Relacje długookresowe	T	-	-	-	-	-	T
Regresja na danych panelowych	T				T		
	T						

Źródło: Opracowanie własne.

Dla relacji krótkookresowych (IRF), tylko dla dwóch rynków: Czech i Węgier otrzymano niezgodność z hipotezami. Natomiast dla pozostałych pięciu rynków otrzymano ujemną reakcję. Negatywny wpływ uzyskano także dla relacji długookresowych w przypadku każdego istotnego statystycznie współczynnika. Wynik ten jest zgodny z postawioną dla tej zmiennej hipotezą (hipoteza 4, paragraf 3.1), jak również z rozważaniami teoretycznymi z rozdziału I (paragraf 1.4.4). Wzrost stopy procentowej zwiększa koszt pozyskania kapitału

niezbadanego do rozwoju firmy, co po średnio wpływa na atrakcyjność jej akcji, co wiódce, bezpo średnio obniża wycenę akcji firmy. Należy dodać, że te ujemne współczynniki uzyskane dla USA i Węgier są zgodne z tym, co otrzymali m.in. Geske i Roll (1983) oraz Thorbecke (1997) dla rynku amerykańskiego i Hsing (2011 b) dla węgierskiego. Warto podkreślić, że negatywny wpływ krótkoterminowej stopy procentowej na indeks uzyskano także wykorzystując regresje na danych panelowych (tabela 3.18). Wynik taki otrzymano dla każdego z trzech próbek, co jeszcze dobitniej podkreśla negatywny rodzaj interakcji między krótkoterminową stopą a indeksem giełdowym.

W kontekście kursu walutowego, w przypadku funkcji reakcji na impuls (relacje krótkookresowe IRF) tylko dla trzech rynków: Niemcy, Japonia i Węgry uzyskano wyniki niezgodne z oczekiwaniami (rozdział I, paragraf 1.4.5), jak również z hipotez 6 (paragraf 3.1). Zakładano mianowicie, że wzrost kursu co oznacza deprecjację waluty krajowej, wpłynie negatywnie na ceny akcji. Poza tym tak niezgodno z hipotez otrzymano w przypadku regresji na danych panelowych dla próbki B, czyli tzw. krajów wysoko rozwiniętych. Syntetyczne zestawienie zgodnie z otrzymanymi rezultatami dla wszystkich metod z hipotez 6 prezentuje tabela 3.20.

Tabela 3.20. Zestawienie zgodnie z otrzymanymi rezultatami z hipotez dla kursu walutowego.

Metoda	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Relacje krótkookresowe (IRF)	T	T	N	N	T	T	N
Relacje długookresowe	T	-	-	T	-	T	-
Regresja na danych panelowych	N				T		
	T						

ródło: Opracowanie własne.

Dla relacji długookresowych, znaczący ujemny wpływ deprecjacji waluty lokalnej otrzymano dla Stanów Zjednoczonych, Japonii i Czech. W przypadku Czech negatywny wpływ deprecjacji na ceny walorów notowanych na parkiecie w Pradze uzyskał chociażby Hsing (2011 a).

Z kolei należy tu jeszcze wspomnieć, że dla Japonii odmienny wynik, właśnie wykorzystując model VECM, otrzymali swego czasu Mukherjee i Naka (1995), o czym pisano w rozdziale II. Wynik ten autorzy tłumaczyli tym, że deprecjacja jena pomaga bardzo istotnie dla tamtej gospodarki eksportowi. Rozbieżność ta na pewno pochodzi z jednej strony tłumaczy para walut JPY/USD uzyskana przez Mukherjee i Naka (1995), gdy w tej pracy zastosowano JPY/EUR. Z drugiej strony może mieć na to wpływ inny okres badania: dla Mukherjee i Naka były to lata 1971 -1990, kiedy Japonia była eksportem netto. Natomiast ta estymacja dotyczy lat 1999 – 2012, a więc okresu kiedy rola Japonii jako światowego eksportera nieznacznie spadła. Trochę trudnym do wytłumaczenia wydaje się dodatni znak otrzymany dla próbek B w przypadku danych panelowych. Wydaje się, że jedynym cechem łączącym kraje wchodzące w skład tej grupy (Stany Zjednoczone, Japonia, Niemcy, Wielka Brytania), która może pomóc w wyjaśnieniu tego wyniku to, iż są to kluczowi światowi eksporterzy. Według raportu Organizacji Narodów Zjednoczonych, na temat handlu zagranicznego, wspólny eksport tych czterech krajów w latach 2006 – 2009 miał blisko 40 % udział w eksporcie globalnym. Dodatkowo należy pamiętać, że kraje te eksportują towary wysoce przetworzone, których elastyczność cenowa jest znacznie wyższa niż produktów rolnych czy niektórych surowców. Deprecjacja lokalnej waluty wpływa zatem pozytywnie na eksport. Z kolei ma to dodatnie przełożenie na przychody firm eksportujących z produkcji, co z kolei może znajdować odzwierciedlenie w cenach akcji tych firm. W koncowym efekcie może to mieć pozytywny wpływ na cały indeks danej giełdy.

Dla kolejnej rozpatrywanej zmiennej, produkcji przemysłowej, uzyskano dla relacji krótkookresowych, poza trzema rynkami (Niemcy, Japonia, Węgry) zgodną z oczekiwaniami dodatnią zależność. Należy jednak dodać, że dla tych trzech przypadków (Niemcy, Japonia, Węgry) ta negatywna reakcja była stosunkowo słaba i szybko wygasła. Weryfikacja hipotezy 1 dla wszystkich metod przedstawia tabela 3.21. Dodatni wpływ produkcji przemysłowej nie powinien dziwić, szczególnie jeżeli weźmie się pod uwagę, że to jeden z mierników, który daje dokładne prognozy szybkiego rozwoju gospodarki (o czym pisano w paragrafie 1.4.2).

Tabela 3.21. Zestawienie zgodności otrzymanych wyników z hipotez dla produkcji przemysłowej.

Metoda	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Relacje krótkookresowe (IRF)	T	T	N	N	T	T	N
Relacje długookresowe	T	T	T	T	T	T	T
Regresja na danych panelowych	T				T		
	T						

ródło: Opracowanie własne.

Należy podkreślić, że w przypadku tej zmiennej, dla relacji długookresowych i regresji na danych panelowych, pozytywny wpływ osi gni to dla każdego statystycznie istotnego współczynnika. Co więcej w przypadku danych panelowych uzyskano istotne statystycznie współczynniki dla każdego z rozpatrywanej próbki. Taki sam rezultat otrzymano w przypadku relacji długookresowych, gdzie dla każdego z siedmiu rozpatrywanych rynków współczynnik dla tej zmiennej jest pozytywny i istotny statystycznie. Wynik taki znajduje potwierdzenie także w innych pracach empirycznych: Fama (1981) dla rynku amerykańskiego, Humpe Macmillan (2007) dla Stanów Zjednoczonych i Japonii. Pozytywny wpływ tej wielkości na indeks otrzymywano także dla krajów rozwijających się: Al-Sharkas (2004) dla Jordanii, Mohammad i inni (2009) dla Pakistanu, czy Rahman i inni (2009) dla Malezji.

W przypadku inflacji, zgodnie z teoretycznymi rozważaniami z rozdziału I (paragraf 1.4.4) i z hipotez 2 oczekiwano znaku ujemnego. Natomiast takiej zgodności wyników nie otrzymano. W syntetyczny sposób jest to przedstawione w tabeli 3.22. W przypadku relacji krótkookresowych funkcje reakcji na impuls zachowywały się zgodnie z oczekiwaniami a mianowicie dla każdego z rozpatrywanych siedmiu rynków kapitałowych odnotowano ujemny wpływ.

Tabela 3.22. Zestawienie zgodności otrzymanych wyników z hipotez dla inflacji.

Metoda	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Relacje krótkookresowe (IRF)	T	T	T	T	T	T	T
Relacje długookresowe	-	-	T	N	T	T	T
Regresja na danych panelowych	N				T		
	T						

ródło: Opracowanie własne.

Natomiast już w przypadku relacji długookresowych uzyskano różne znaki. Wśród współczynników istotnych statystycznie dla Niemiec, Polski, Czech i Węgier wynik estymacji był zgodny z oczekiwaniami. Co więcej, hipotezy 2 potwierdziły także regresje na danych panelowych dla próbek A (wszystkie rynki) i C (Czechy, Polska, Węgry). Dla Czech i Węgier negatywny wpływ inflacji na indeks został empirycznie potwierdzony chociażby przez Hsing (2011a i b). Poza tym ujemny wpływ inflacji na ceny akcji był także otrzymywany na innych rynkach, np.: Nelson (1976) i Humpe, Macmillan (2007) dla Stanów Zjednoczonych, czy Groenewold i Fraser (1997) dla Australii.

Jednak w tym badaniu otrzymano również wyniki niezgodne z oczekiwaniami dla regresji na szeregach czasowych. W przypadku relacji długookresowych dodatni wpływ uzyskano dla Japonii. Dodatkowo wynik ten pozostaje w sprzeczności z tym, co dla tego rynku uzyskali Mukherjee i Naka (1995). Wydaje się, że wytłumaczeniem może tu być odmienny okres badania. Mukherjee i Naka (1995) zajmowali się latami 1971 – 1990, a więc najlepszymi dekadami w historii rozwoju japońskiej gospodarki. Natomiast ta praca rozpatruje okres 1999 – 2012, kiedy to po kryzysowych latach 90 sytuacja tamtejszej gospodarki, mimo wysiłku rządu, nie jest już zadowalająca. W tym okresie w Japonii, pomimo niskich stóp procentowych, inflacja pozostawała także na niskim poziomie, czasami przyjmując nawet wartości ujemne. Dlatego też, w takiej specyficznej sytuacji, być może inwestorzy odbierali inflację pozytywnie jako wzrost konsumpcji i sygnał pewnego

o ywienia. Z drugiej strony dostrzegaj c du presj na wzrost gospodarczy nie obawiali si szybkiej podwy ki stóp procentowych. Poza tym dodatni wynik otrzymano tak e dla regresji na danych panelowych dla próbki B (Stany Zjednoczone, Japonia, Niemcy, Wielka Brytania). Pozytywna relacja mi dzy inflacj a cenami akcji była jednak potwierdzana empirycznie tak e dla innych rynków w pracach m.in.: Bilson i inni (1999), Choudhry (2001), czy Mohammad (2009).

W przypadku bezrobocia oczekiwano negatywnego wpływu, gdy jak ju zwracano uwag w cz ci 1.4.2., reakcj na nieoczekiwany wzrost bezrobocia jest wyprzeda papierów warto ciowych. Wynik taki został empirycznie potwierdzony chocia by przez Tangjitprom (2011) dla rynku tajlandzkiego. W bardzo syntetyczny sposób zgodno wszystkich wyników z hipotez 3 przedstawia tabela 3.23.

Tabela 3.23. Zestawienie zgodno ci otrzymanych wyników z hipotez dla bezrobocia.

Metoda	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Relacje krótkookresowe (IRF)	T	T	N	T	T	N	N
Relacje długookresowe	-	N	-	T	-	-	-
Regresja na danych panelowych	-				T		
	T						

ródło: Opracowanie własne.

W przypadku tego badania, oczekiwania te bardzo wyra nie zostały potwierdzone w estymacjach na danych panelowych. Negatywn zale no mi dzy bezrobociem a indeksem giełdowym otrzymano dla wszystkich próbek, przy czym nieistotny statystycznie był tylko rezultat dla grupy krajów najbardziej rozwini tych. W przypadku próbki A (wszystkie rynki) i C (kraje rozwijaj ce), otrzymano wyra ny negatywny wpływ przy 99% współczynnika ufno ci. Natomiast dla estymacji na szeregach czasowych ju takiej zgodno ci nie otrzymano. W przypadku zale no ci długookresowych bazuj c na metodzie Johansena uzyskano tylko

dwa statystycznie istotne współczynniki. Zale no ujemn otrzymano tu dla rynku japo skiego. Z kolei nieoczekiwany dodatni współczynnik uzyskano dla Wielkiej Brytanii. Co wi cej, dodatni wpływ odnotowano tak e dla relacji krótkookresowych w przypadku Niemiec, Czech i W gier. Taki pozytywny wpływ mo na chyba interpretowa tym, e wzrost bezrobocia był spowodowany restrukturyzacjami okre lonych bran , gał zi przemysłu, co wi zało si z zwolnieniami grupowymi. Działania takie miały pozytywny wpływ na wzrost wydajno ci i popraw rentowno ci danej bran y czy gał zi gospodarki. Dlatego te zjawisko to zostało pozytywnie odebrane przez rynek i przejawiało si wzrostem cen walorów.

Interesuj ce wyniki otrzymano dla ropy naftowej, co w stosunkowo czytelny sposób prezentuje tabela 3.24.

Tabela 3.24. Zestawienie zgodnie otrzymanych wyników z hipotez dla ropy naftowej.

Metoda	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Relacje krótkookresowe (IRF)	N	N	T	N	N	N	N
Relacje długookresowe	N	T	-	-	-	-	-
Regresja na danych panelowych	T				-		
	-						

ródło: Opracowanie własne.

W przypadku ropy naftowej relacji dodatniej spodziewano si dla eksporterów netto tego surowca. Dlatego te , w przypadku tej próbki, takiego wpływu mo na by oczekiwa tylko dla Wielkiej Brytanii, kraje ten przez wi kszo badanego okresu był eksporterem netto tego surowca. Natomiast współczynniki statystycznie istotne dla relacji długookresowych otrzymano dla Stanów Zjednoczonych i Wielkiej Brytanii. Współczynniki te maj znak dodatni, wynik taki dla Wielkiej Brytanii jako powa nego eksportera tego surowca nie jest zaskoczeniem. Dla Stanów Zjednoczonych, jako kluczowego globalnego importera ropy

naftowej wynik, ten jest sprzeczny z oczekiwaniami. Jednak należy zwrócić uwagę, że w tym przypadku sytuacja rynku amerykańskiego jest trochę specyficzna. Wynika to z faktu, że Stany Zjednoczone to także jeden z największych producentów tego surowca, to sprawia że rosnące ceny ropy naftowej wpływają na wzrost dochodów potencjalnych amerykańskich koncernów naftowych. To wpływa na wzrost ich akcji, co może mieć pewien pozytywny wpływ na indeks. Co więcej, taki wynik dla Stanów Zjednoczonych otrzymali m.in. Chen, Roll i Ross (1983). Dla relacji krótkookresowych dodatnie reakcje odnotowano dla Stanów Zjednoczonych, Węgier, Japonii, Polski i Czech. W kontekście powyższych rozważań mogą szczególnie zaskakiwać te dodatnie zależności dla czterech ostatnich rynków. W przypadku za regresji na danych panelowych istotny statystycznie współczynnik (ujemny) osiągnięty tylko dla próbek B. W jej skład obok Wielkiej Brytanii, wchodzi Stany Zjednoczone, Niemcy i Japonia, te trzy ostatnie kraje to największe na świecie konsumenci, a zarazem importerzy tego surowca. Dlatego też, taki wynik dla próbek B (Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Niemcy i Japonia) wydaje się jednak łatwo interpretowalny, gdy wzrost cen ropy naftowej jest swego rodzaju obciążeniem dla gospodarki. Sztandarowym przykładem negatywnego wpływu wzrostu cen na globalną gospodarkę jest kryzys lat siedemdziesiątych. Ujemny wpływ wzrostu cen ropy naftowej na ceny akcji otrzymali także w swoich pracach m.in.: Chancharat i inni (2007), Buyuksalvarci (2010).

Na koniec pozostaje opóźnienie dziesięcioletnich obligacji, gdzie wyniki poza przypadkiem Japonii dla relacji krótkookresowych pozostają sprzeczne z postawionymi hipotezami. Bardzo dobrze widać to analizując tabelę 3.25. Co więcej pozostaje to niezgodne chociażby z wynikami uzyskanymi przez Mukherjee i Naka (1995) dla rynku japońskiego oraz Dadgostar Moazzami (2003) dla rynku kanadyjskiego. Różnice te mogą być poniekąd tłumaczone innym czasowym zakresem danych, w pierwszym badaniu był to okres 1971 – 1990, kiedy to Japonia była w zupełnie odmiennej sytuacji gospodarczej. Natomiast otrzymany w tym badaniu pozytywny wpływ może oznaczać, że 10-letnie obligacje nie są dla inwestorów alternatywną alokacją kapitału w stosunku do akcji. A może takiego nieoczekiwanego związku między cenami akcji a oprocentowaniem obligacji należy szukać w specyfice analizowanego okresu. Zwiększenie wydatków rządowych finansowane emisją obligacji prowadziło do wzrostu ich oprocentowania, ale miało to służyć stymulowaniu gospodarek walczących z spowolnieniem, a w znacznej części tego okresu niespotykanym od dziesięcioleci recesji. Sygnał ten był pozytywnie wyceniany przez inwestorów oczekujących ogólnej

poprawy sytuacji gospodarczej, co przełożyłoby się na poprawę kondycji finansowej spółek, a w konsekwencji na wzrost wartości ich walorów.

Tabela 3.25. Zestawienie zgodności otrzymanych wyników z hipotez dla stopy oprocentowania 10 letnich obligacji rządowych.

Metoda	USA	UK	GER	JPY	POL	CZK	HUN
	S&P500	FTSE100	DAX	NIKKEI	WIG20	PX	BUX
Relacje krótkookresowe (IRF)	N	N	N	T	N	N	N
Relacje długookresowe	N	N	N	N	N	N	N
Regresja na danych panelowych	N				N		
	N						

ródło: Opracowanie własne.

Reasumując, w przeprowadzonym badaniu wpływu wielkości makroekonomicznych na indeksy giełdowe wykorzystano trzy podejścia modelowe. Dla relacji krótkookresowych zastosowano metodę VAR, prezentując funkcję reakcji na impuls. Natomiast dla zależności długookresowych, oszacowano wektory kointegracyjne przy wykorzystaniu modelu korekty błędów (VECM). Poza tym, przeprowadzono niespotykane przez autora w dostępnej literaturze tego zagadnienia, regresje na danych panelowych. Obszarem badania objęto siedem rynków kapitałowych, które podzielono na rynki najbardziej rozwinięte (Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Niemcy i Japonia) i te słabiej rozwinięte (Polska, Węgry i Czechy). Celem tego była próba poszukania bardziej ogólnych wniosków dla tego zagadnienia. Dlatego też wybrano tak zróżnicowane rynki kapitałowe i zastosowano tyle metod estymacji. Przedstawia to tabela 3.26, w której mamy syntetyczne ilościowe zestawienie dotyczące weryfikacji hipotez w podziale na zastosowane podejścia modelowe. W celu uniknięcia potencjalnych nieporozumień należy pamiętać, że dla regresji na danych panelowych były estymowane trzy próbki A – wszystkie rynki, B – najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe i C – słabiej

rozwinione rynki kapitałowe. Dlatego też w tabeli 3.26 i 3.27, dla tej metody w kolumnie razem uwzględniono także wyniki dla próbek A.

Tabela 3.26. Weryfikacja hipotez - zestawienie ilościowe w podziale na podejścia modelowe.

Podejście modelowe	Najbardziej Rozwinione Rynki Kapitałowe		Słabiej Rozwinione Rynki Kapitałowe		Razem	
	Zgodne	Niezgodne	Zgodne	Niezgodne	Zgodne	Niezgodne
Relacje krótkookresowe (IRF)	17	11	9	12	26	23
Relacje długookresowe	10	7	8	3	18	10
Regresja na danych panelowych	3	3	5	1	13	5
Razem	30	21	22	16	57	38

ródło: Opracowanie własne.

Analizując tabelę 3.26 można dokonać kilku interesujących obserwacji. Mianowicie odnosząc liczbę wyników zgodnych do niezgodnych w kolumnie razem mamy dla każdego podejścia przewagę tych pierwszych. Najwyższą relację wyników zgodnych do niezgodnych odnotowano w przypadku regresji na danych panelowych. Inną obserwacją jest to, że kraje słabiej rozwinięte zachowywały się częściej zgodnie z oczekiwaniami, niż kraje najbardziej rozwinięte, w przypadku relacji długookresowych i regresji na danych panelowych. Natomiast dla relacji krótkookresowych otrzymano zależność przeciwną, tzn. kraje najbardziej rozwinięte zachowywały się częściej zgodnie z oczekiwaniami niż kraje słabiej rozwinięte.

Dokonując podsumowania uzyskanych wyników warto spojrzeć także na tabelę 3.27, która jest ilościowym zestawieniem weryfikacji postawionych hipotez w podziale na rozpatrywane zmienne makroekonomiczne. Dodatkowo dla każdej zmiennej dokonano jeszcze dekompozycji na rodzaj zastosowanej metody ekonometrycznej. Tabela ta została stworzona w celu podsumowania wyników powyższych estymacji, jak również porównania z rezultatami przeglądu literatury, zaprezentowanego w rozdziale II. Dlatego też, dokonując jej

analizy, nie mo na tego robi w oderwaniu od tabeli 2.2, która w bardzo syntetyczny sposób prezentuje wyniki z artykułów przedstawionych w rozdziale II.

Patrz c na tabel 3.27 łatwo zauwa y , e dla takich zmiennych jak mm (jednomiesi czna stopa depozytowa), ip (produkcja przemysłowa), ex_rate (kurs walutowy), cpi (inflacja), liczba wyników zgodnych jest kilka razy wi ksza od niezgodnych. W przypadku mm i ip niezgodno ci otrzymano tylko dla relacji krótkookresowych, w pozostałych dwóch metodach otrzymano pełn zgodno z oczekiwaniami. W kontek cie tych dwóch zmiennych nale y spojrze w tabeli 2.2 na produkcj przemysłów i krótkoterminow stop procentow . W jednej i drugiej tabeli wyra nie wida , e te dwie zmienne w zdecydowanej wi kszo ci przypadków zachowuj si zgodnie z oczekiwaniami.

Nast pnie patrz c w tabeli 2.2 na inflacj wida , e o ile w grupie krajów najbardziej rozwini tych mamy pełn zgodno , to w grupie krajów słabiej rozwini tych ju tak nie jest. Wydaje si , e te mog ce si rodzi w tpliwo ci co do kierunku wpływu tej zmiennej, rozwiewaj wyniki tu przedstawionego badania. W tabeli 3.27, dla zmiennej cpi mo na zaobserwowa , e dla obydwu grup rynków, istnieje zdecydowana przewaga wyników zgodnych z oczekiwaniami, co stanowi silne empiryczne potwierdzenie ujemnego wpływu inflacji na indeks giełdowy.

Kolejn zmienn z tabeli 2.2, której kierunek wpływu mo e budzi w tpliwo ci, jest kurs walutowy, w szczególno ci dla rynków najbardziej rozwini tych. Równie w tym przypadku wydaje si , e obecne badanie rozstrzyga te w tpliwo ci, gdy w tabeli 3.27 wida jednoznacznie dla ka dej grupy rynków przewag wyników zgodnych nad niezgodnymi. Obserwacja ta jest dowodem na negatywny wpływ deprecjacji lokalnej waluty na indeks giełdowy.

Wracaj c do tabeli 2.2 i patrz c na ceny ropy naftowej w kolumnie razem mamy nierozstrzygni t sytuacj . W tej kwestii równie rozstrzygaj ce, wydaj si by wyniki obecnego badania, gdzie dla obydwu rodzajów rynków osi gni to przewag wyników niezgodnych z postawion dla tej zmiennej hipotez .

Na koniec trzeba wspomnie jeszcze o dwóch pozostałych zmiennych, bezrobociu i długoterminowej stopie procentowej, czyli w tabeli 3.27 odpowiednio unemp i gb10. W przypadku bezrobocia raczej nie ma wi kszych w tpliwo ci, wpływ tej zmiennej jest zgodny z oczekiwaniami. Bezrobocie negatywnie wpływa na zachowanie indeksów giełdowych. Bardziej kłopotliwy wydaje si swego rodzaju rozd wi k mi dzy wynikami dla długoterminowej stopy procentowej.

Tabela 3.27. Weryfikacja hipotez - zestawienie ilościowe w podziale na zmienne makroekonomiczne.

Tabela przedstawia ilościowe zestawienie wyników zgodnych/niezgodnych z zestawem hipotez 1-7 z cz. 3.1. Oznaczenia użyte w tabeli w kolumnie: zmienna: mm – jednomiesięczna stopa depozytowa ex_rate – kurs walutowy, oil – cena ropy naftowej gb10 – stopa oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych ip – indeks produkcji przemysłowej, cpi – indeks inflacji, unemp – stopa bezrobocia; Metoda: krótkookresowe – dotyczy wyników uzyskanych za pomocą funkcji reakcji na impuls (IRF), długookresowe – dotyczy wektorów kointegracyjnych obrazujących relacje długookresowe, panel – dotyczy wyników uzyskanych w rezultacie regresji na danych panelowych; Najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe – Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Japonii; Słabiej rozwinięte rynki kapitałowe – Polski, Czech i Węgier.

Zmienna	Metoda	Najbardziej rozwinięte rynki kapitałowe		Słabiej rozwinięte rynki kapitałowe		Razem	
		Zgodne	Niezgodne	Zgodne	Niezgodne	Zgodne	Niezgodne
mm	Krótkookresowe	4	0	1	2	5	2
	Długookresowe	1	0	1	0	2	0
	Panel	1	0	1	0	3	0
	Razem	6	0	3	2	10	2
ex_rate	Krótkookresowe	2	2	2	1	4	3
	Długookresowe	2	0	1	0	3	0
	Panel	0	1	1	0	2	1
	Razem	4	3	4	1	9	4
oil	Krótkookresowe	1	3	0	3	1	6
	Długookresowe	1	1	0	0	1	1
	Panel	1	0	0	0	1	0
	Razem	3	4	0	3	3	7
gb10	Krótkookresowe	1	3	0	3	1	6
	Długookresowe	0	4	0	3	0	7
	Panel	0	1	0	1	0	3
	Razem	1	8	0	7	1	16
ip	Krótkookresowe	2	2	2	1	4	3
	Długookresowe	4	0	3	0	7	0
	Panel	1	0	1	0	3	0
	Razem	7	2	6	1	14	3
cpi	Krótkookresowe	4	0	3	0	7	0
	Długookresowe	1	1	3	0	4	1
	Panel	0	1	1	0	2	1
	Razem	5	2	7	0	13	2
unemp	Krótkookresowe	3	1	1	2	4	3
	Długookresowe	1	1	0	0	1	1
	Panel	0	0	1	0	2	0
	Razem	4	2	2	2	7	4

ródło: Opracowanie własne.

W tym badaniu zgodnie z hipotezami otrzymano tylko w jednym przypadku, za w badaniach z rozdziału II w ka dym. Wynik taki dla oprocentowania 10-letnich obligacji, uzyskany w obecnym badaniu jest jednak nieoczekiwany. Rezultat taki, jak pisano powyżej, może być związany z specyfiką analizowanego okresu, czyli wystąpieniem światowego kryzysu zapoczątkowanego w trzecim kwartale 2008. Przypuszczenia te znajdują częściowe potwierdzenie w wynikach uwzględniających bezpośrednio wpływ kryzysu, które zostały przedstawione w cz. II aneksu.

Zako czenie

Niniejsz prac mo na zaliczy do szerokiej klasy bada zajmuj cych si empiryczn weryfikacj wpływu zmiennych makroekonomicznych na fluktuacje cen walorów giełdowych. W pracy oparto si na danych dotycz cych siedmiu rynków kapitałowych, które były charakteryzowane przez odpowiednio dobrane mierniki makroekonomiczne i kluczowe dla poszczególnych giełd indeksy. Przedmiotem pracy było zbadanie wpływu wielko ci makroekonomicznych na indeksem giełdowe.

W rozdziale I przedstawiono ogóln charakterystyk rynku kapitałowego, rosn c rol giełdy papierów warto ciowych w współczesnej gospodarce, jak również wspomniano o rodzajach analiz cen akcji. Prezentacja tych elementów miała na celu przybli enie ogólnej charakterystyki otoczenia badanego zjawiska. W dalszej cz ci tego rozdziału, maj c w perspektywie przeprowadzenie własnego badania empirycznego i interpretacji uzyskanych wyników, przedstawiono dominuj ce w literaturze teoretyczne spojrzenie na interakcje mi dzy sytuacj makroekonomiczn a indeksami giełdowymi. Nast pnie te podstawy teoretyczne zostały wykorzystane (rozdział III) do sformułowania hipotez badawczych w celu przeprowadzenia własnego badania empirycznego.

Rozdział II to charakterystyka tego typu bada i przedstawienie wybranych artykułów dost pnych w wiatowej literaturze. Zaprezentowano tutaj prace, które stały si intelektualn inspiracj do rozwoju tej klasy bada . Generalnie dokonano tutaj podziału na prace dotycz ce najbardziej rozwini tych rynków kapitałowych i tych mniej rozwini tych. Z jednej strony starano si w tej cz ci zwróci uwag na zastosowane modele wyceny akcji i ekonometryczne techniki estymacji. Z drugiej, analizowano rodzaj wpływu poszczególnych wielko ci makroekonomicznych na notowania walorów giełdowych. W ten sposób chciano doszuka si bardziej ogólnych prawidłowo ci wynikaj cych z tych wyników. Wnioski te były niezb dne do konfrontacji z wynikami własnego badania i pomogły w ich interpretacji. Poza tym, rozdział ten stał si tak e podstaw do okre lenia najbardziej standardowego zestawu zmiennych makroekonomicznych wykorzystywanych w tej klasie bada . Nast pnie zestaw tych zmiennych wykorzystano ju we własnym badaniu.

Rozdział III to ju to wła ciwe badanie empiryczne, wykorzystuj ce wiedz , obserwacje i wnioski płyn ce z dwóch wcze niejszych rozdziałów. Jak ju wspomniano, głównym przedmiotem pracy była empiryczna weryfikacja wpływu wielko ci makroekonomicznych na zachowania indeksów giełdowych. Zgodnie z tym, co pisano powy ej, bazuj c na literaturze

tego zagadnienia wybrano najbardziej standardowy zestaw zmiennych makroekonomicznych. W przypadku za doboru indeksu wybierano najbardziej płynny dla danego rynku, co równie znajduje poparcie w pracach tego typu dost pnych w literaturze. Badanie przeprowadzono na podstawie danych z siedmiu rynków kapitałowych, dla okresu stycze 1999 (z wyj tkiem 2 dwóch krajów) - czerwiec 2012. W próbie tej ze zrozumiałych wzgl dów znalazła si Polska, a chc c mie mo liwo porównania wyników i wyci gni cia szerszych wniosków z tych estymacji dodano kraje b d ce na podobnym stopniu rozwoju, a wi c Czechy i W gry. W celu zapewnienia sobie mo liwo ci wyci gni cia jeszcze bardziej ogólnych konkluzji z tego badania do tych trzech krajów dodano jeszcze najbardziej rozwini te rynki kapitałowe: Stany Zjednoczone, Wielk Brytani , Niemcy i Japoni . Na tej podstawie starano si dokona ciekawych spostrze e i sformułowa bardziej ogólne wnioski dla rozpatrywanego zagadnienia.

Do tej pory przeprowadzono liczne badania dotycz ce wpływu wielko ci makroekonomicznych na zachowania ceny walorów giełdowych. Empirycznej weryfikacji tych modeli dokonywano ju na ró nych rynkach kapitałowych. Jednak wydaje si , e dopiero w tej pracy przeprowadzono jednocze nie estymacj dla najbardziej rozwini tych rynków kapitałowych (Stany Zjednoczone, Niemcy, Japonia Wielka Brytania), i dla rynków b d cych na wcze niejszych etapach rozwoju (Polska, W gry, Czechy). Analiza taka wydaje si by bardzo interesuj ca i unikatowa dla tej klasy bada . Wystarczy spojrze na tabel 3.26, eby zauwa y , i w przypadku otrzymanych wyników dla relacji długookresowych i regresji na danych panelowych wi ksz zgodno z hipotezami dla odpowiednich zmiennych uzyskano w przypadku krajów rozwijaj cych si . Natomiast dla krajów najbardziej rozwini tych otrzymane wyniki dla relacji krótkookresowych były cz ciej zgodne z oczekiwaniami, co bardzo szczegółowo wida w tabelach 3.19 – 3.25. Natomiast, co do samego kierunku wpływu poszczególnych zmiennych makroekonomicznych, to udało si w tym badaniu w bardzo silny sposób potwierdzi pozytywny wpływ produkcji przemysłowej i negatywny jednomiesi cznej stopy depozytowej na indeks giełdowy. Wyniki takie odnotowano w zdecydowanej wi kszo ci rozpatrywanych przypadków, co dobrze obrazuje chocia by tabela 3.27. Poza tym badanie to równie mocno potwierdziło negatywny wpływ inflacji i deprecjacji lokalnej waluty na indeks giełdowy, co po lekturze dotychczasowych bada nie do ko ca mogło by przekonywuj ce. Wydaje si , e to badanie rozstrzyga tak e wystarczaj co stanowczo negatywny wpływ bezrobocia na indeks giełdowy. Jedynie w przypadku cen ropy naftowej i oprocentowania 10 letnich obligacji otrzymane wyniki nie

potwierdzają postawionych hipotez. W szczególności dobrze widać to (tabela 3.27) w przypadku tej drugiej zmiennej. Na taki rezultat w jakim stopniu mogła mieć wpływ specyfika analizowanego okresu, który obejmuje ogólnie światowy kryzys gospodarczy.

W związku z jego siłą i ogromnym oddziaływaniem na globalną rzeczywistość gospodarczą, naturalnym pytaniem jest to, czy miał on ten wpływ na uzyskane wyniki. Dlatego też autor postanowił odrębnie zbadać ten aspekt. W efekcie przeprowadzonych obliczeń okazało się jednak, że generalnie wpływ tego kryzysu nie wpływa istotnie na rezultaty przedstawione w rozdziale III. W związku z czym autor postanowił zaprezentować analizę dotyczącą tego aspektu w aneksie do niniejszej pracy.

Na koniec warto także podkreślić, że szczegółowe podejście do badania tego zjawiska, polegające na zastosowaniu kilku metod ekonometrycznych, wydaje się tu odgrywać bardzo ważną rolę. Pozwala ono dogłębniej przeanalizować rozpatrywane zjawisko. Potwierdzeniem tego jest chociażby estymacja wpływu inflacji czy oprocentowania 10-letnich obligacji dla rynku japońskiego lub kursu walutowego dla Wielkiej Brytanii. W wymienionych przypadkach odnotowywano przeciwny kierunek wpływu analizowanej zmiennej na indeks giełdowy w przypadku relacji krótko i długookresowych. Co może sygnalizować, że kierunek wpływu zależy także od rodzaju analizowanych relacji.

Patrząc nieco bardziej kompleksowo na niniejszą pracę, należy zauważyć, że z punktu widzenia polskiej ekonomii wydaje się ona także interesująca. Wynika to z faktu, że dla rynku polskiego w zasadzie trudno doszukać się prac dokonujących tak szerokiej analizy tego zagadnienia. Dodatkowo, wyniki te można porównać z wynikami dla krajów bardziej zaawansowanych na podobnym etapie rozwoju rynku kapitałowego, jak również z tymi najbardziej rozwiniętymi.

Kolejnym i chyba najważniejszym wyróżnikiem tej pracy jest użycie podejścia z wykorzystaniem techniki estymacji na danych panelowych, którego autor nie doszukał się w innych badaniach tego zagadnienia. Co więcej, w ramach tej metody dokonano jeszcze dodatkowej segmentacji próby, na dwie podpróbki B – kraje z najbardziej rozwiniętymi rynkami kapitałowymi i C – kraje z słabiej rozwiniętymi rynkami kapitałowymi. Wśród wyników istotnych statystycznie dla odpowiednich zmiennych zaobserwowano różne znaki (kierunki wpływu), czego przykładem jest kurs walutowy. Wynik taki może stanowić swego rodzaju asumpt do dalszej dyskusji, czy od stopnia rozwoju danego rynku/gospodarki zależy to, że zmienne makroekonomiczne mają odmienny wpływ na indeks giełdowy?

Generalnie, analizując otrzymane w tym badaniu wyniki i porównując je z uzyskiwanymi w innych pracach po wieconych temu zagadnieniu, można zauważyć wiele

analogii. Należy jednak zwrócić uwagę na pewną odrębność tej pracy od wielu badań tej klasy. Związane jest to głównie z szerokim spektrum wykorzystanych metod ekonometrycznych. Wątkiem jest uzyskany wysoki również stopień objaśnienia zmienności indeksów za pomocą wybranych wielkości makroekonomicznych. Potwierdza to jeszcze mocniej znaczny wpływ zmiennych makroekonomicznych na zachowania indeksów giełdowych.

Bibliografia

- Al-Sharkas, A., 2004, The dynamic relationship between macroeconomic factors and the Jordanian Stock Market, *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol. 1, No.1, pp. 97-114
- Baltagi, B.H.,2005, Econometric analysis of panel data, *John Wiley & Sons*, Chichester
- Bekaert G, Harvey C. R., 1995, Time-Varying World Market Integration, *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, pp. 403-444
- Bekhet H.A., Mugableh M. I., 2012, Investigating Equilibrium Relationship between Macroeconomic Variables and Malaysin Stock Market Index through Bounds Tests Approach, *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 10, pp. 69-81
- Bilson C., Brailsford T., Hooper V., 1999, Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns, *Department of Commerce Australia National University Canberra 0200, SSRN*
- Binswanger M., 2004, How important are fundamentals? – Evidence from a structural VAR model for the structural VAR model for the stock markets in the US, Japan and Europe, *International Financial Markets Institutions & Money*, No. 14, s.185-201
- Binswanger M., 2004, How do stock process respond to fundamental shocks?, *Finance Research Letters*, No. 1, s.90-99
- Box G., Jenkins, G., 1970, Time Series Analysis: Forecasting and Control, *Holden-Day*, San Francisco
- Buyuksalvarei, A., 2010, Effect of Macroeconomic variables on Stock Returns: Evidence from Turkey, *European Journal of Social Sciences*, Vol. 14, No. 3, pp. 404-416
- Chancharat S., Valadkhani A., Harvie C., 2007, The Influence of International Stock Markets and Macroeconomic Variables on the Thai Stock Market, *Applied Econometrics and International Development*, Vol.7, No. 1, s. 221-38
- Charemza W. W., Deadman D. F., 1992, New Direction in econometric practice, *Edward Elgar Publishing*, Aldershot
- Chen, N., Roll, R., Ross, S. A., 1986, Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business*, Vol.59, No. 3, pp. 383-403
- Choudhry T., 2001, Inflation and rates of return on stocks:evidence from high inflation countries *Journal of International Financial Markets*, Vol. 11, No. 1, pp. 75-96
- Click R. W., Plummer M. G., 2005, Stock market integration in ASEAN after the Asian financial crisis, *Journal of Asian Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 5-28
- Dadgostar B., Moazzami B., 2003, Dynamic Relationship Between Macroeconomic Variables and the Canadian Stock Market, *Journal of Applied Business and Economics*, Vol. 2, No. 1, pp. 7-14

- Dłubiński W., 2003, Rynek finansowy i jego mechanizmy, *PWN*, Warszawa
- Elly O.D., Oriwo A.E., 2012, The Relationship Between Macro Economic Variables And Stock Market Performance in Kenya, *DBA Africa Management Review*, Vol.3, No.1, pp.38-49
- Elton E.J., M.J. Gruber, 1998, Nowoczesna teoria portfelowa i analiza papierów wartościowych, *WIG-Press*, Warszawa
- Ely D.P., Robinson J. R., 1997, Are stocks a hedge against inflation? International evidence using a long-run approach, *Journal of International Money and Finance* Vol. 16 No. 1, s.141-167
- Enders W., 1995, Applied Econometric Time Series, *John Wiley & Sons*, New York
- Fama, E.F., 1981, Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money, *American Economic Review*, Vol. 71, No. 4, pp. 545-565
- Geske, K.R. and Roll, R., 1983, The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation, *Journal of Finance*, Vol. 38, No. 1, pp. 1-33
- Gan C., Lee M., Young H. H. A., Zhang J., 2006, Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions: New Zealand Evidence, *Investment Management and Financial Innovations*, Vol. 3, No. 4, pp. 89-101.
- Groenewold, N., Fraser, P. 1997, Share Prices and Macroeconomic Factors, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 24, No. 9 & 10, pp. 1367-1383
- Harvey C. R., 2000, Drivers of Expected Returns in International Markets, *Emerging Markets Quarterly*, Fall 2000, pp.1-17
- Hasanzadeh A., Kianvand M., 2012, The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices: The Case of Tehran Stock Exchange, *Money and Economy*, Vol.6, No. 2, pp. 171-189
- Heaton J., Lucas D, 2000, Stock prices and fundamentals, *NBER Macroeconomics Annual 1999*, Vol. 14, pp. 213-264
- Humpe A., Macmillan P., 2007, Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? A comparison of the US and Japan, *Centre for Dynamic Macroeconomics Analysis Working Paper Series CDMA 07/20, SSRN*, pp. 1-26
- Hsing Y., 2011 a, Effects of Macroeconomic Variables on the Stock Market: The Case of the Czech Republic, *Theoretical and Applied Economics*, Vol. 18, No. 7, pp. 53-64
- Hsing Y., 2011 b, Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index and Policy Implications: The Case of a Central European Country, *Eurasian Journal of Business and Economics*, Vol.4, No.7, pp. 1-11.

- Imrohorglu S., De Santis G., 1997, Stock returns and volatility in emerging financial markets, *Journal of International Money and Finance* Vol.16 No.4 s.561-579
- Ivanov, V. , Kilian, L, 2001, A Practitioner's Guide to Lag-Order Selection for Vector Autoregressions, *CEPR Discussion Paper No. 2685*
- Jajuga K., 2007, Podstawy inwestowania na rynku papierów warto ciowych, *GPW*, Warszawa
- Johansen S., 1988, Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12, No.1, pp 231-254
- Karamustafa O., Kucukkale Y., 2003, Long run relationships between stock market returns and macroeconomic performance: evidence from Turkey, *EPS Finance Papers No.0309010*
- Kachniewski M., Majewski B., Wasilewski P., 2008, Rynek kapitałowy i giełda papierów warto ciowych, *FERK*, Warszawa
- Kryzanowski L., Zhang H., 1992, Economic Forces and Seasonality in Security Returns, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, No. 2, pp. 227-244
- Kusideł E., 2000, Modele wektorowo -autoregresyjne VAR, *Metodologia i Zastosowanie*, P.S. *Absolwent*, Łódź
- Leon C., Filis G., 2008, Cyclical Fluctuations and Transmission Mechanism of the GDP, Investments and the Stock Exchange in Greece Evidence from Spectral and VAR Analysis, *Journal of Money, Investment and Banking*, Issue 6, s. 54-65.
- Louis R., L., Eldomiaty T., 2010, How do stock prices respond to fundamental shocks in the case of the United States? Evidence from NASDAQ and DJIA, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.50, No.3, pp. 310-322
- Łon E., 2006, Makroekonomiczne uwarunkowania koniunktury na polskim rynku akcji w wietle do wiadczemi dzynarodowych, *Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu*, Poznań
- Łuniewska M., 2008, Ekonometria finansowa, *PWN*, Warszawa
- McMillan D. G., 2010, Stock Market Fundamentals and Bubbles:Implications for Prices, GDP and Consumption, *SSRN*
- Mohammad S. D., Hussain A., Jalil M. A., Ali A., 2009, impact of Macroeconomics Variables on Stock Prices: Emperical Evidance in Case of KSE (Karachi Stock Exchange), *European Journal Of Scientific Research*, Vol.38 No.1, s. 96-103
- Mukherjee, T. K., Naka, A., 1995, Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and Japanese Stock Market, *The Journal of Financial Research*, Vol 18, No. 2, pp. 223-237
- Naik P. K., Padhi P., 2012, The Impact of Macroeconomic Fundamentals on Stock Prices Revisited: Evidence from Indian ,*Eurasian Journal of Business and Economics*, Vol. 5, No. 10, pp. 25-44

- Nelson C., 1976, Inflation and Rates of Return on Common Stocks, *The Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2, pp. 471-483
- Oskenbayev Y., Yilmaz M., Chagirov D., 2011, The impact of macroeconomic indicators on stock exchange performance in Kazakhstan, *African Journal of Business Management* Vol.5, No. 7, pp. 2985-2991
- Rahman A.A., Sidek N. Z. M., Tafri F. H., 2009, Macroeconomic Determinants of Malaysian Stock Exchange, *African Journal of Business Management*, Vol.3, No. 3, pp. 095-106
- Sims Ch., 1980, Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, pp. 1-48.
- Przybylska-Kapusci ska W., 2008, Rozwój polskiego rynku giełdowego na tle sytuacji giełd europejskich w XXI, *Roczniki Ekonomiczne Kujawsko-Pomorskiej Szkoły Wy szej*, Nr 1, s. 117-137
- Tangjitprom N., 2011, Macroeconomic Factors of Emerging Stock Market: the Evidence from Thailand, *International Journal of Financial Research*, Vol.3, No. 2, pp. 105-114
- Thorbecke W., 1997, On Stock Market Returns and Monetary Policy, *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 2, pp. 635- 654
- Triphaty N., 2011, Causal Relationship between Macro-Economic Indicators and Stock Market in India, *Asian Journal of Finance & Accounting*, Vol. 3, No. 1, pp. 208-226
- Yamarone R., 2006, Wska niki ekonomiczne. Przewodnik inwestora, *Wydawnictwo Helion*, Gliwice
- Zhao Yu, Zhang Yu, Qi Chunjie, 2011, Are Chinese stock markets mature and open? Evidence from mature stock markets, *African Journal of Business Management*, Vol. 5 No. 12, pp 4657-4665
- Zielonka P., 2000, O przewidywaniu cen akcji, *NBP*, Warszawa

Aneks

Z względu na okres badania (styczeń 1999 – czerwiec 2012), trudno uniknąć pytania dotyczącego wpływu światowego kryzysu gospodarczego zapoczątkowanego upadkiem banku Lehman Brothers (15 września 2008 r.) na wyniki tego badania. O samym kryzysie, jego przyczynach, przebiegu, czy skutkach, powszechnie bardzo wiele się mówiło i pisało. Dlatego też w tym aneksie zdecydowano się już nie opisywać tych kwestii. Natomiast zbada wpływ kryzysu na uzyskane w tym badaniu rezultaty postanowiono zastosować dwa zabiegi, wykorzystując funkcje reakcji na impuls i regresję na danych panelowych, a następnie porównać te rezultaty z odpowiednimi wynikami zaprezentowanymi w rozdziale III.

W przypadku funkcji reakcji na impuls postanowiono zastosować opisaną w rozdziale III metodologię VAR do rozpatrywanych szeregów czasowych. Jednak chcąc wyeliminować oddziaływanie wspomnianego kryzysu dokonano skrócenia analizowanych szeregów obserwacji dla każdego rynku i zakończono je na grudniu 2007, czyli prawie 3 kwartały przed oficjalnym początkiem kryzysu. W ten sposób pozbyto się ewentualnego wpływu kryzysu na rozpatrywane relacje. Następnie dla każdego rynku wygenerowano funkcje reakcji na impuls (rysunki 1–7), aby móc je porównać z tymi przedstawionymi na rysunkach 3.1 – 3.7. Dodatkowo dla każdego rysunku, podobnie jak w rozdziale III (tabele 3.10 – 3.16), skonstruowano tabele 1 – 7, gdzie dla każdego rynku w syntetyczny sposób przedstawiono uzyskany w pierwszym kroku kierunek wpływu (dodatni (+) / ujemny (-)), i jego zgodność z odpowiednimi hipotezami (zgodny (T) / niezgodny (N)). W przypadku zmiany kierunku w porównaniu z pierwotnym badaniem z rozdziału III stawiano przy znakach +/- i T/N gwiazdkę. Estymacja na skróconych szeregach nie zmieniła jednak znacząco otrzymanych rezultatów, na 49 rozpatrywanych przypadków (7 zmiennych dla 7 siedmiu rynków) zmiana znaku nastąpiła tylko w 13 przypadkach. Najwięcej, bo po trzy zmiany odnotowano dla Stanów Zjednoczonych i Czech, po 2 w przypadku Wielkiej Brytanii i Niemiec, zaś dla Japonii, Polski i Węgier odnotowano tylko po jednej zmianie. Interesującym jest to, że na 13 zmianach 9 spowodowało zmianę kierunku wpływu z niezgodnego na zgodny z oczekiwaniami, co może skłaniać do stwierdzenia, że to kryzys w pewnym stopniu zaburzył modelowy wpływ zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe. Jeśli chodzi o rozpatrywane wskaźniki makroekonomiczne, to zmianie podlegało sześć z nich: *gb* 10 (oprocentowanie 10-letnich obligacji) i *oil* (ceny ropy naftowej) po cztery przypadki, *mm* (jednomiesięczna stopa depozytowa) dwa razy, a *ex_rate* (kurs walutowy), *unemp*

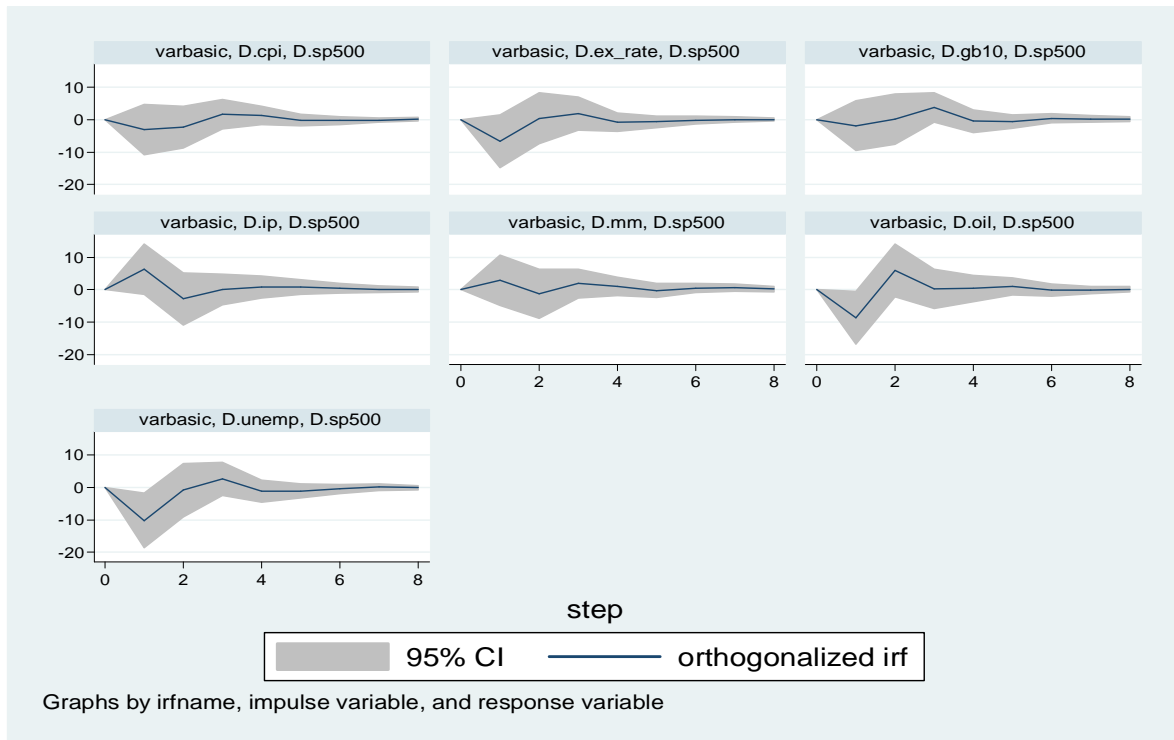
(bezrobocie) i cpi (inflacja) po jednym przypadku. Uwaga zwraca tutaj przede wszystkim zachowanie zmiennej $gb10$, dla której w czterech przypadkach nastąpiła zmiana kierunku z dodatniego na ujemny, co jest zgodne z oczekiwaniami. Natomiast w estymacjach z rozdziału III dla tej zmiennej otrzymano tylko w jednym przypadku wynik zgodny z wyjściowymi hipotezami.

W celu weryfikacji wpływu wspomnianego kryzysu na wyniki tego badania przeprowadzono ponadto dodatkowe estymacje na danych panelowych. Na jej potrzeby panel wykorzystany w rozdziale III uzupełniono o tzw. zmienną zero-jedynkową, którą nazwano *crisis*. Dla jej określenia dokonano dodatkowej analizy dla każdego rozpatrywanego rynku kapitałowego. Mianowicie, dla poszczególnych indeksów policzono ich wartość średnią dla danych do grudnia 2007. Następnie analizując ich wartości począwszy od 2008 roku, jeżeli zaobserwowano okres dla którego w ciągu 5 kolejnych miesięcy wartość indeksu była poniżej tak obliczonej dla niego wartości średniej, to okres ten uznawano za kryzys. Dla tych miesięcy zmienna *crisis* przyjmowała wartość jeden, w pozostałych przypadkach za zero. Zabiegu takiego dokonano dla każdego z rozpatrywanych siedmiu rynków kapitałowych. Na tak zmodyfikowanym panelu przeprowadzono regresję, której wyniki zaprezentowano w tabeli 8. Dla każdej z trzech rozpatrywanych próbek: A – wszystkie rynki, B – najbardziej rozwinięte rynki, C – słabiej rozwinięte rynki, zmienna *crisis* jest istotna i ma silny ujemny wpływ. Jednak dodanie tej zmiennej nie wpłynęło na kierunek oddziaływania pozostałych wskaźników makroekonomicznych, poza współczynnikiem dla inflacji, który w przypadku próbki A i C stał się nieistotny.

Generalnie, reasumując na podstawie otrzymanych rezultatów, można stwierdzić, że wystąpienie kryzysu nie miało znacznego wpływu na kierunek oddziaływania poszczególnych zmiennych makroekonomicznych na indeks giełdowy dla rozpatrywanych rynków. W przypadku funkcji reakcji na impuls można odnotować pewien wpływ, ale tylko na poziomie pojedynczych zmiennych, jak chociażby $gb10$ (oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji). Natomiast już w przypadku regresji na danych panelowych, oddziaływanie kryzysu na kierunek wpływu zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe jest w zasadzie niezauważalne. Estymacja ta potwierdza jednak niezwykle negatywny wpływ kryzysu na zachowanie indeksów giełdowych w przypadku rozpatrywanych rynków kapitałowych.

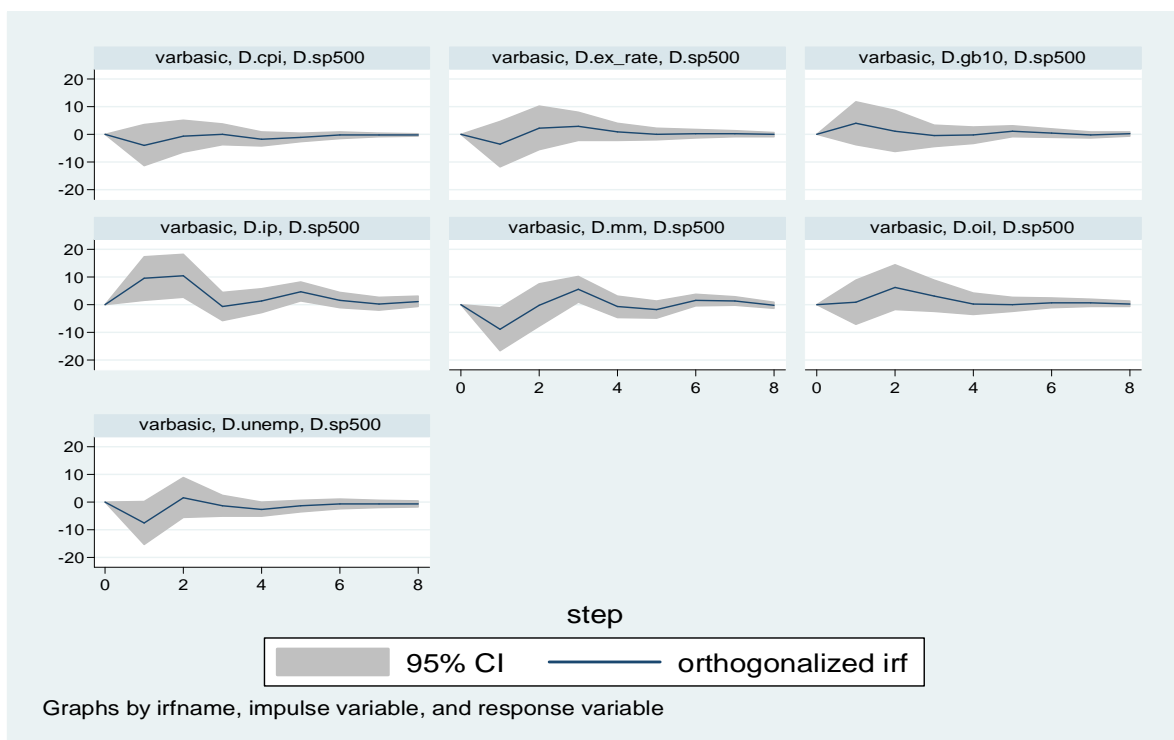
I. Funkcje reakcji na impuls dla Stanów Zjednoczonych.

Rysunek 1. Okres I 1999 – XII 2007.



ródło: Opracowanie własne.

Rysunek 3.1. Okres I 1999 – VI 2012.



ródło: Opracowanie własne.

Tabela 1. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Stanów Zjednoczonych dla okresu I 1999 – XII 2007

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	* +	-	* -	* >	+	-	-
Zgodno z hipotezami	* N	T	* T	* T	T	T	T

ródło: Opracowanie własne.

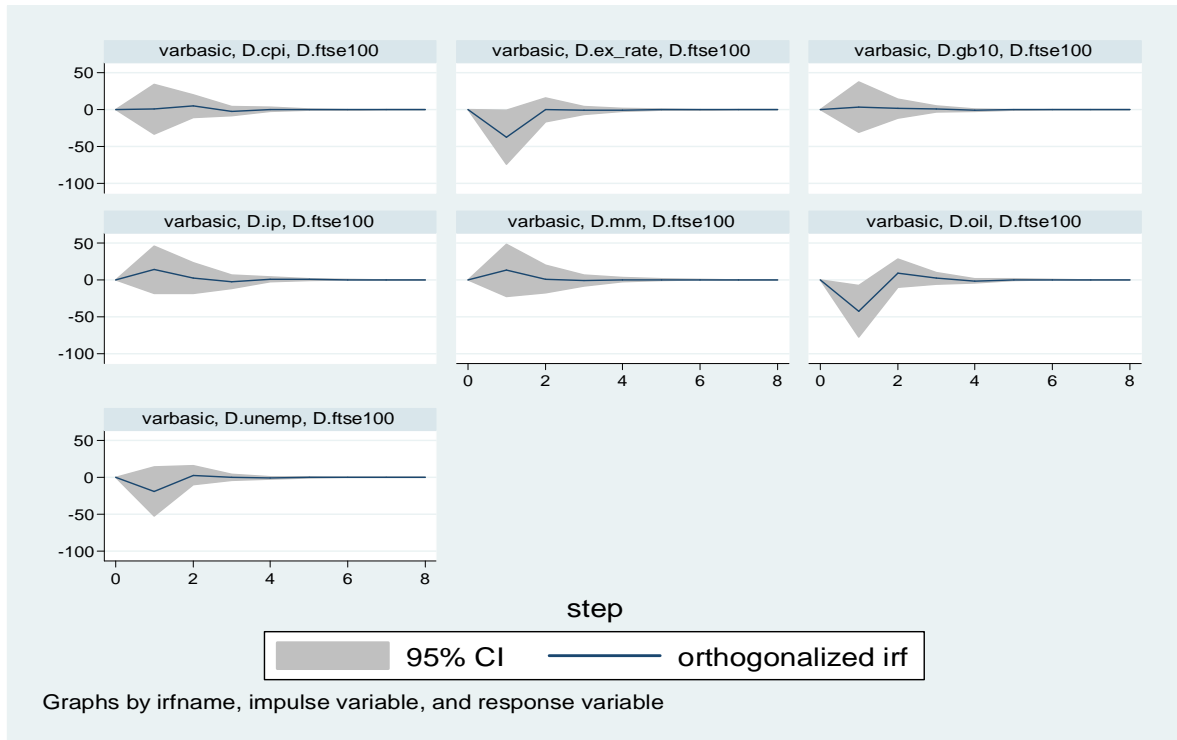
Tabela 3.10. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Stanów Zjednoczonych dla okresu I 1999 – VI 2012

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	* -	-	* +	* +	+	-	-
Zgodno z hipotezami	* T	T	* N	* N	T	T	T

ródło: Opracowanie własne.

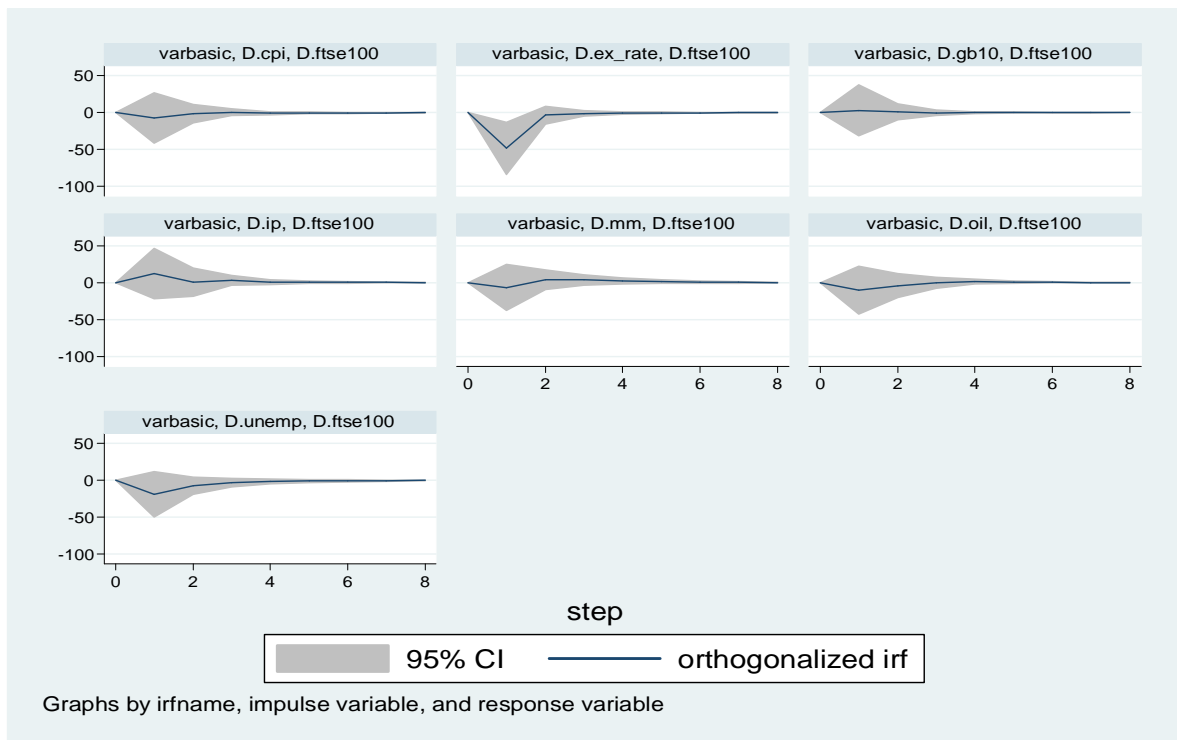
II. Funkcje reakcji na impuls dla Wielkiej Brytanii.

Rysunek 2. Okres I 1999 – XII 2007



ródło: Opracowanie własne.

Rysunek 3.2. Okres I 1999 – VI 2012



ródło: Opracowanie własne.

Tabela 2. Reakcja indeksu po szoku pochodz cym od odpowiedniej zmiennej dla Wielkiej Brytanii
okres I 1999 – XII 2007

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	* +	-	-	+	+	* +	-
Zgodno z hipotezami	* N	T	N	N	T	* N	T

ródło: Opracowanie własne.

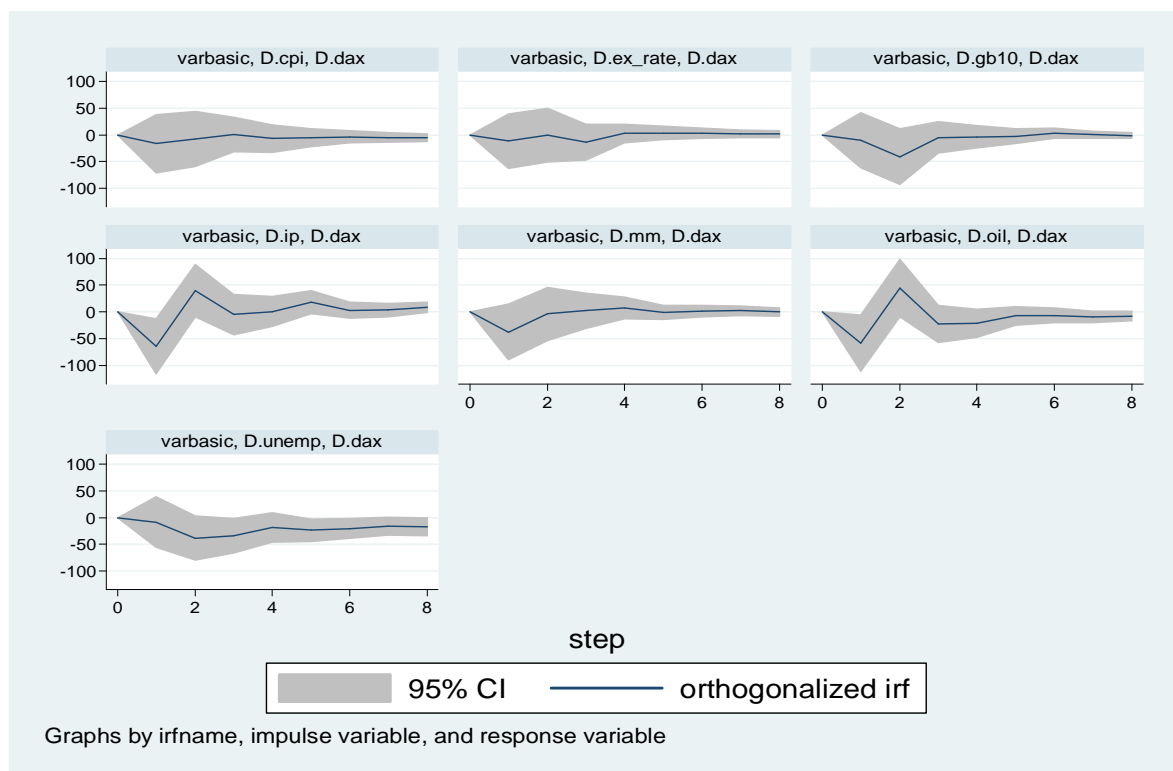
Tabela 3.11. Reakcja indeksu po szoku pochodz cym od odpowiedniej zmiennej dla Wielkiej Brytanii
okres I 1999 – VI 2012

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	* -	-	-	+	+	* -	-
Zgodno z hipotezami	* T	T	N	N	T	* T	T

ródło: Opracowanie własne.

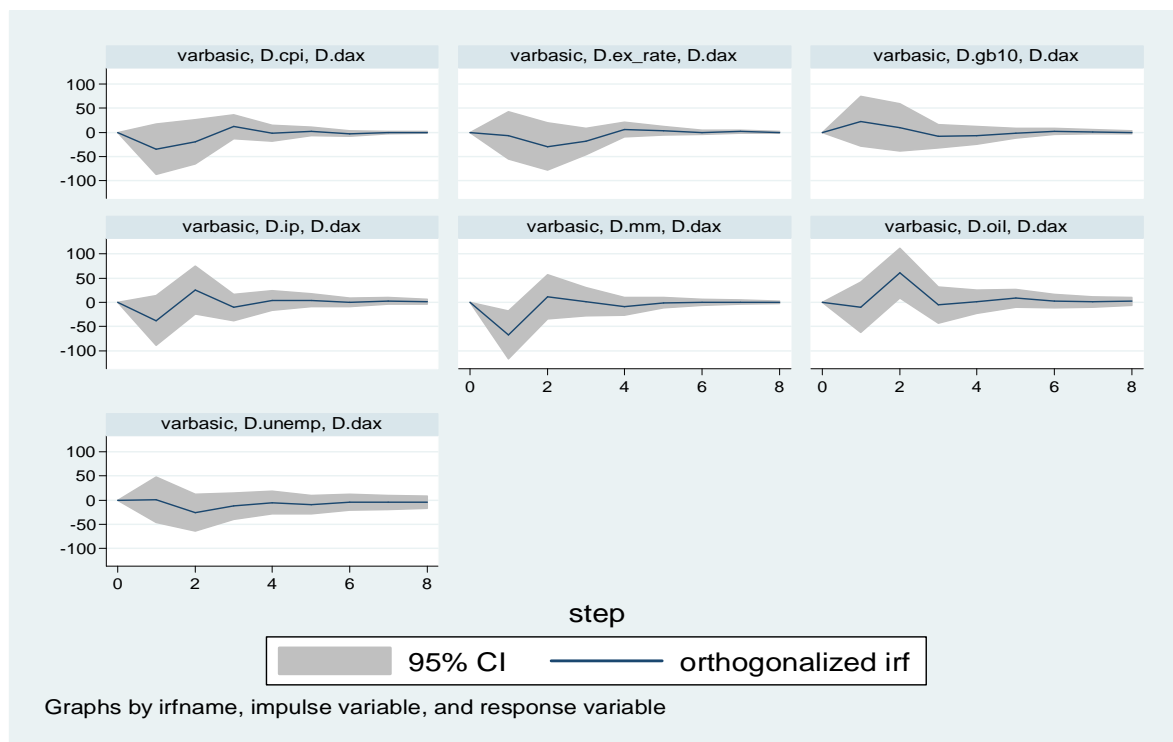
III. Funkcje reakcji na impuls dla Niemiec.

Rysunek 3. Okres I 1999 – XII 2007



ródło: Opracowanie własne.

Rysunek 3.1. Okres I 1999 – VI 2012



ródło: Opracowanie własne.

Tabela 3. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Niemiec dla I 1999 – VI 2012

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	–	–	–	* +	–	–	* +
Zgodno z hipotezami	T	N	T	* N	N	T	* N

ródło: Opracowanie własne.

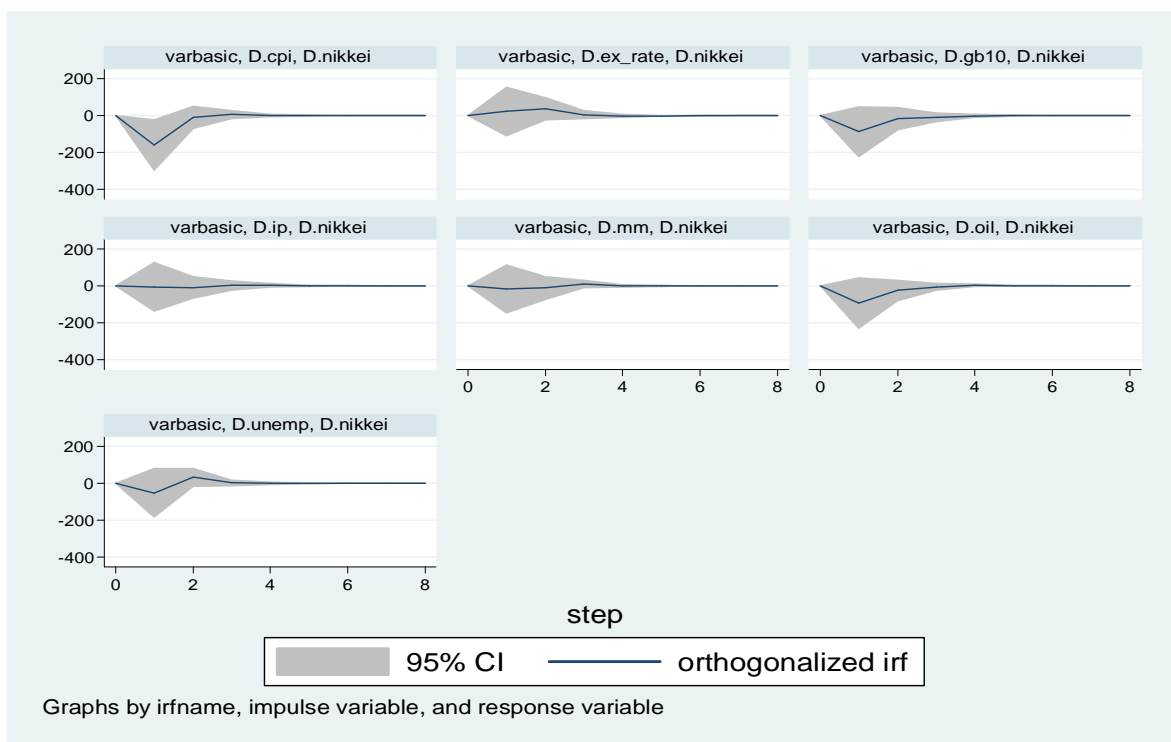
Tabela 3.12. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Niemiec dla I 1999 – XII 2007

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	–	–	–	* –	–	–	* –
Zgodno z hipotezami	T	N	T	* T	N	T	* T

ródło: Opracowanie własne.

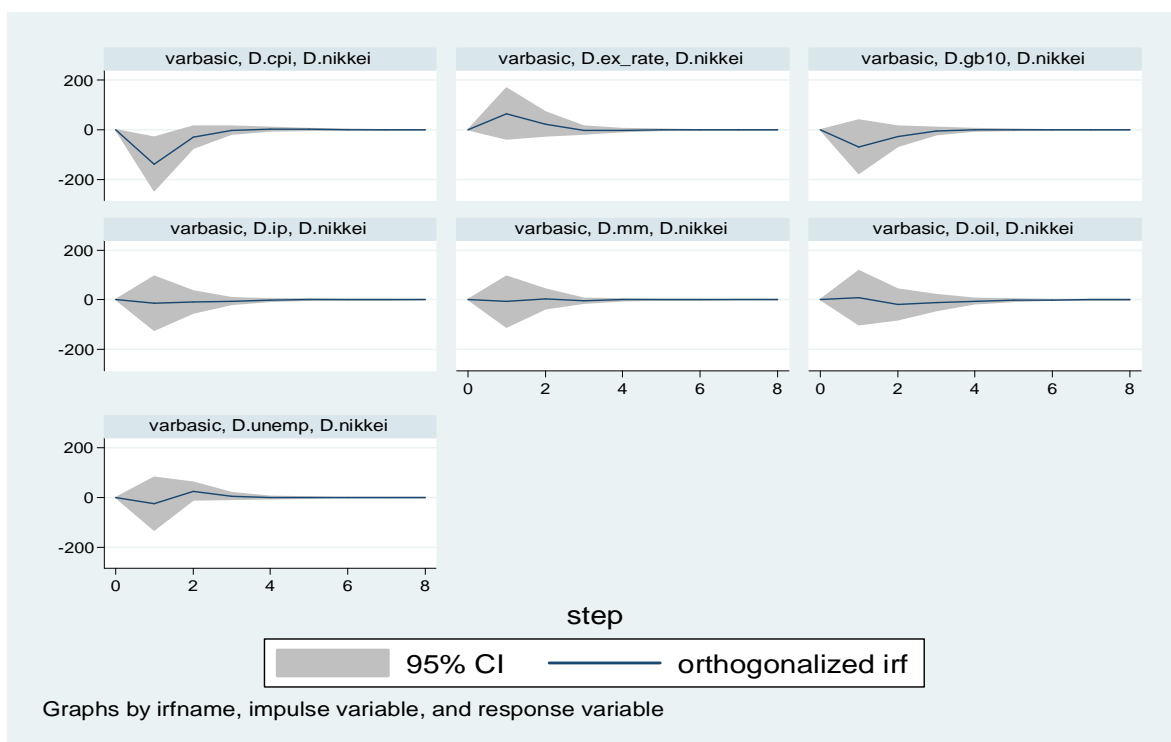
IV. Funkcje reakcji na impuls dla Japonii.

Rysunek 4. Okres I 1999 – XII 2007



ródo: Opracowanie własne.

Rysunek 3.4. Okres I 1999 – VI 2012



ródo: Opracowanie własne.

Tabela 4. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Japonii, okres I 1999 – XII 2007

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	–	+	* –	–	–	–	–
Zgodno z hipotezami	T	N	* T	T	N	T	T

ródło: Opracowanie własne.

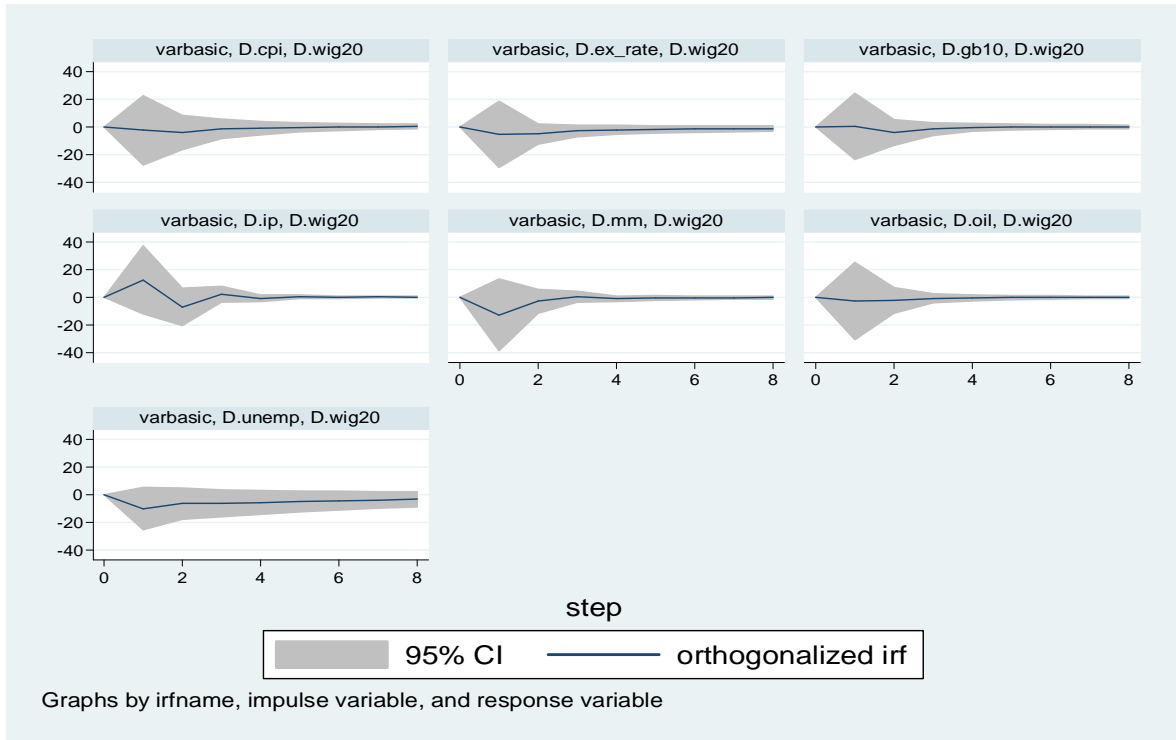
Tabela 3.13. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Japonii, okres I 1999 – VI 2012

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	–	+	* +	–	–	–	–
Zgodno z hipotezami	T	N	* N	T	N	T	T

ródło: Opracowanie własne.

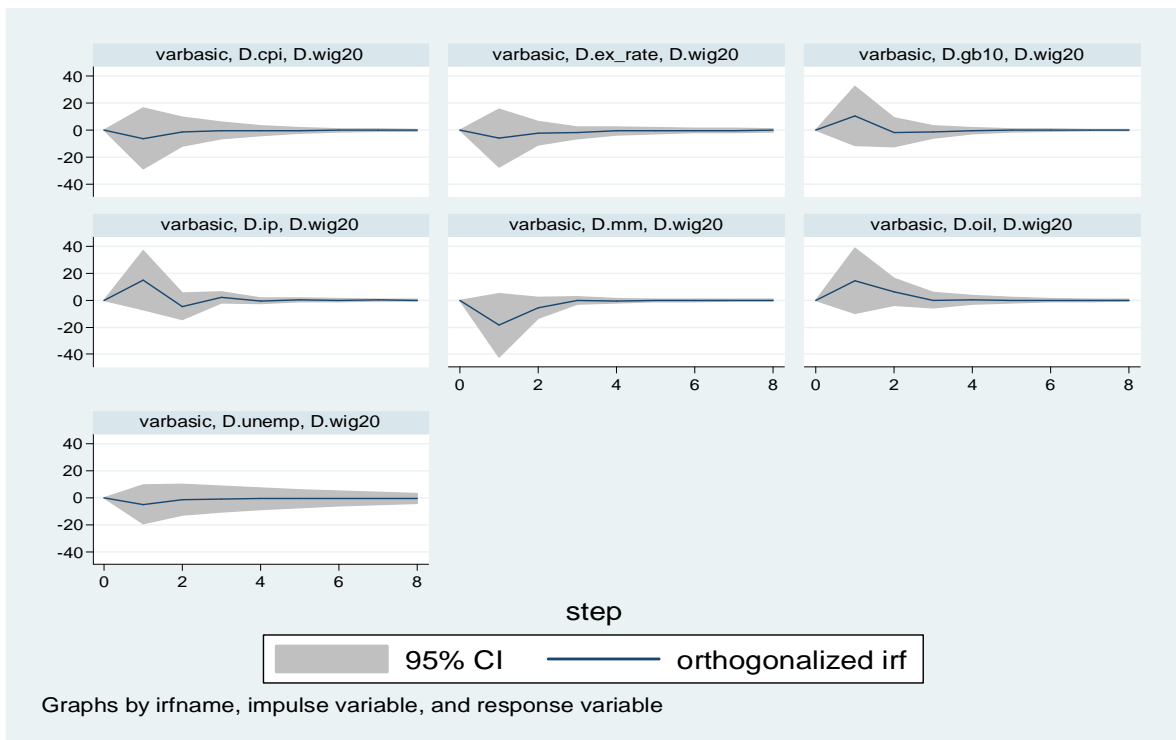
V. Funkcje reakcji na impuls dla Polski.

Rysunek 5. Okres: V 1999 – XII 2007



ródło: Opracowanie własne.

Rysunek 3.5. Okres V 1999 – VI 2012.



ródło: Opracowanie własne.

Tabela 5. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Polski dla okresu V 1999 – XII 2007

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	–	–	* –	+	+	–	–
Zgodno z hipotezami	T	T	* T	N	T	T	T

ródło: Opracowanie własne.

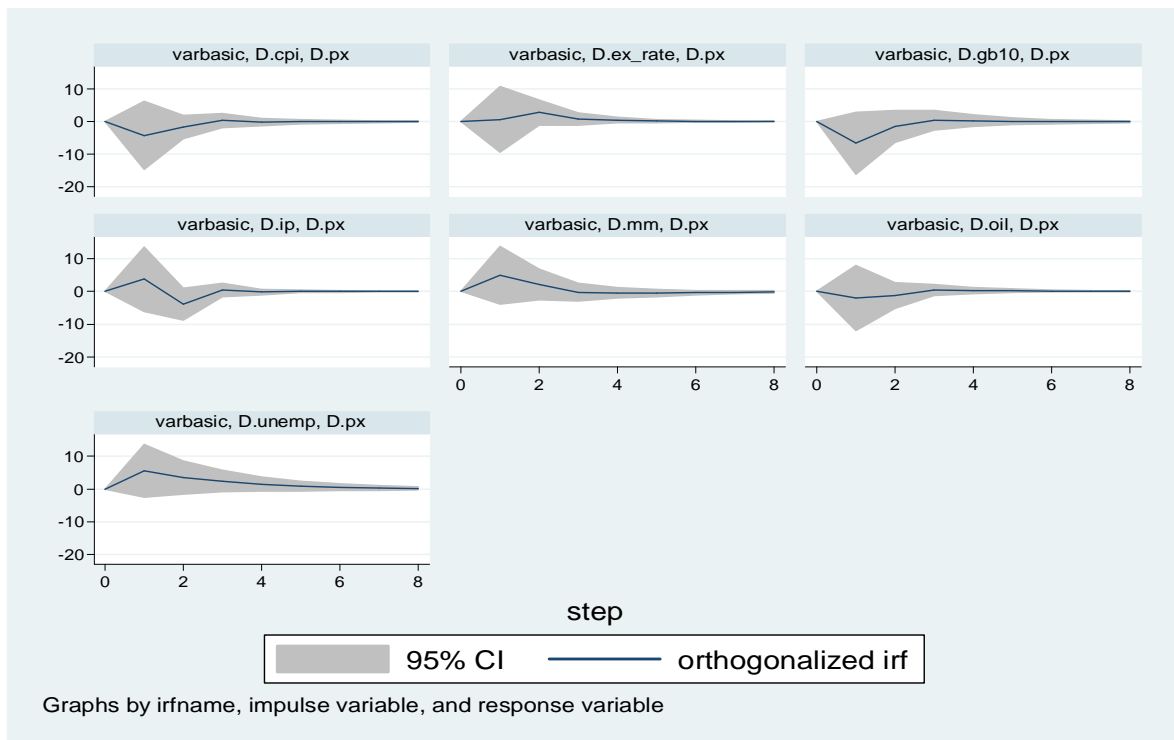
Tabela 3.14. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Polski dla okresu V 1999 – VI 2012

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	–	–	* +	+	+	–	–
Zgodno z hipotezami	T	T	* N	N	T	T	T

ródło: Opracowanie własne.

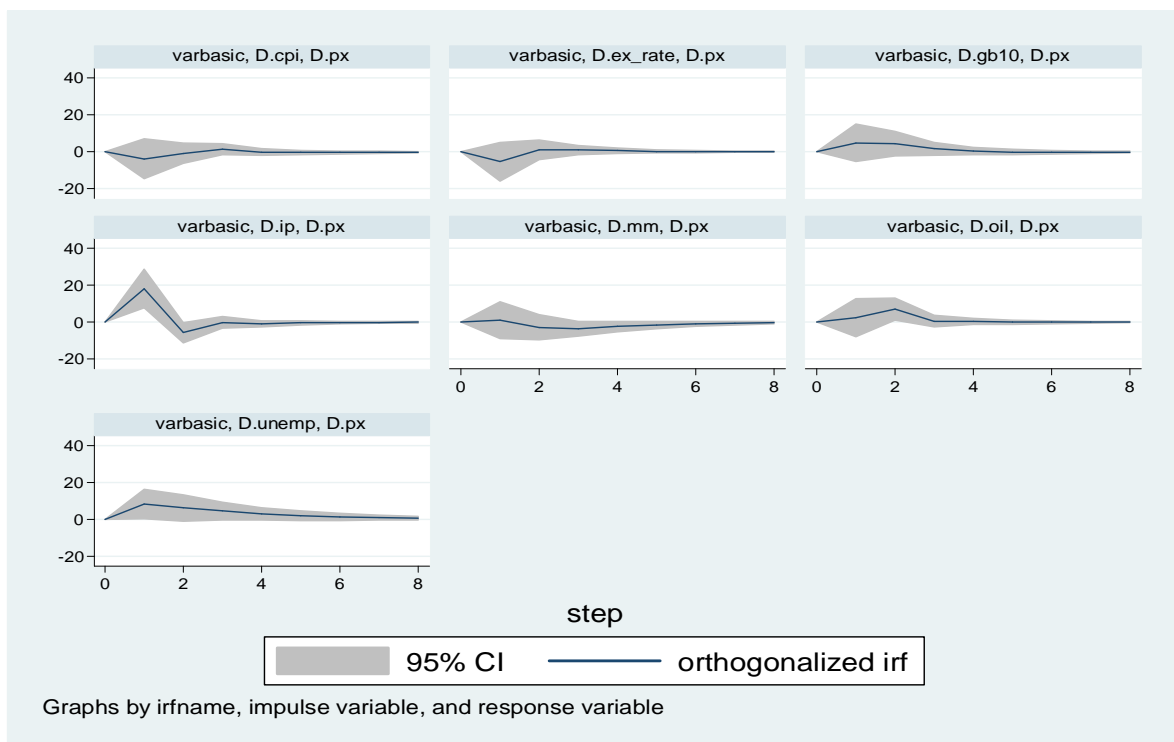
VI. Funkcje reakcji na impuls dla Czech.

Rysunek 6. Okres: IV 2000 – XII 2007.



ródło: Opracowanie własne.

Rysunek 3.6 . Okres: IV 2000 – VI 2012



ródło: Opracowanie własne.

Tabela 6. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Czech dla okresu IV 2000 – XII 2007

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	+	*	*	*	+	-	+
Zgodno z hipotezami	N	N	T	T	T	T	N

ródło: Opracowanie własne.

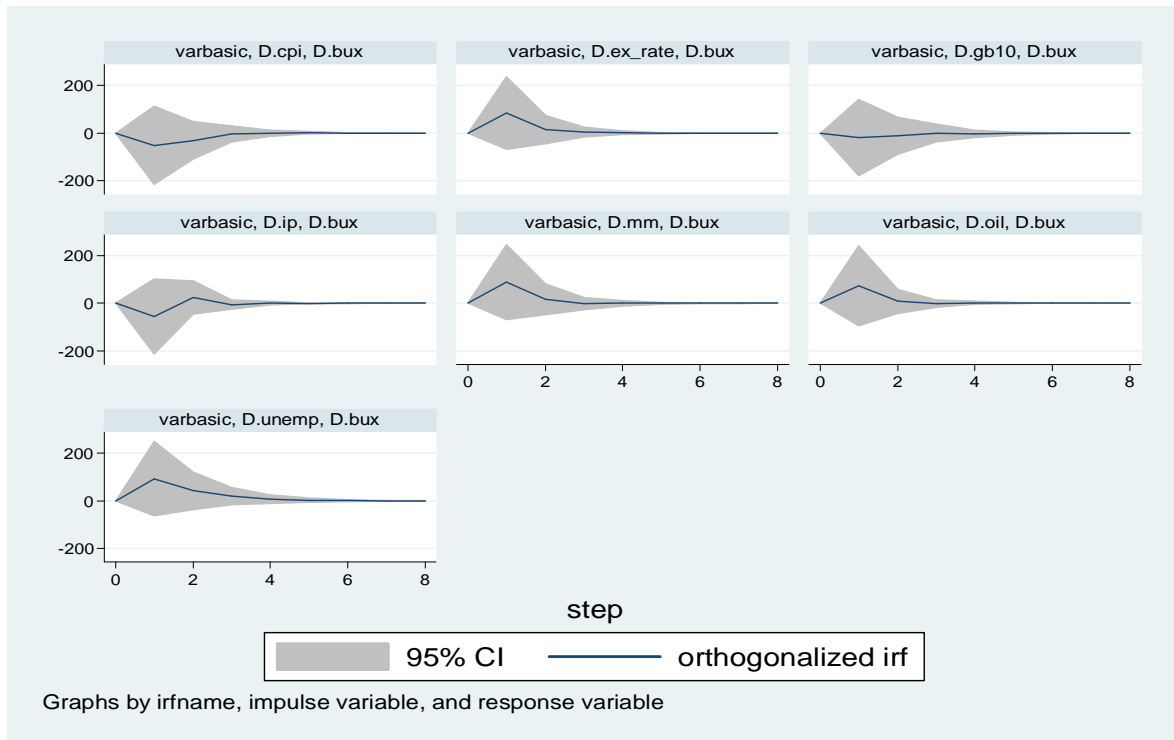
Tabela 3.15. Reakcja indeksu po szoku pochodzącym od odpowiedniej zmiennej dla Czech dla okresu IV 2000 – VI 2012

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	+	*	*	*	+	-	+
Zgodno z hipotezami	N	T	N	N	T	T	N

ródło: Opracowanie własne.

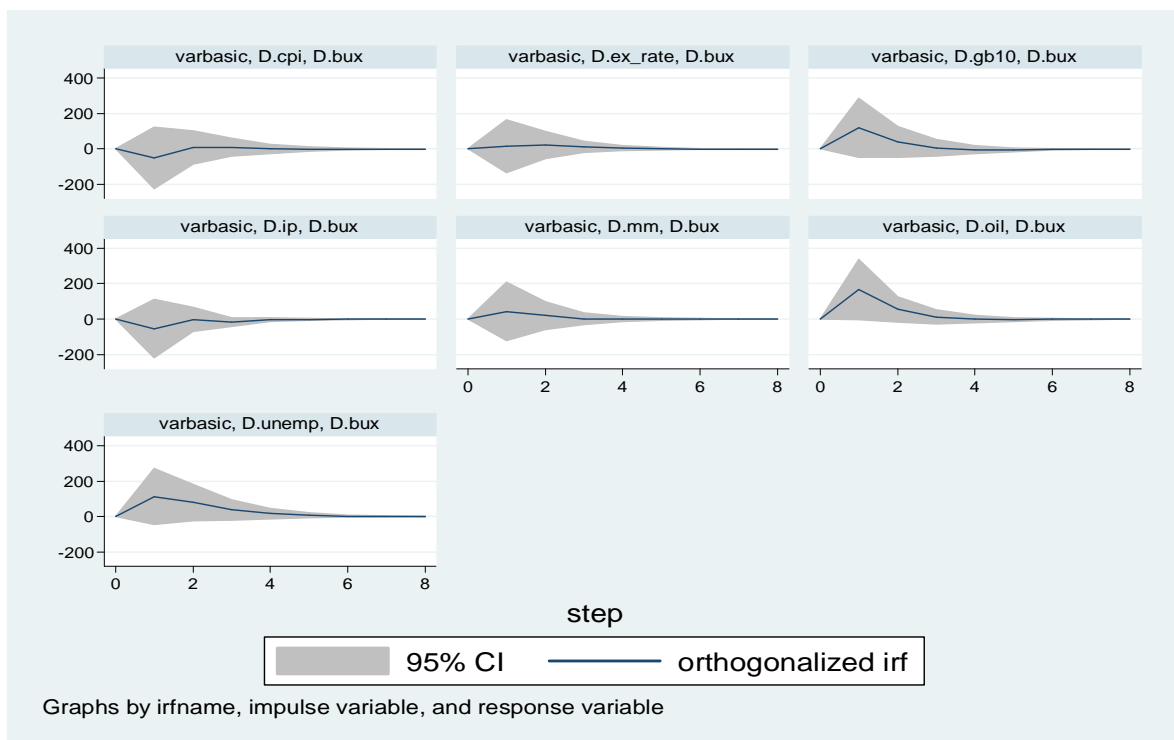
VII. Funkcje reakcji na impuls dla W gier.

Rysunek 7. Okres: I 1999 – XII 2007.



ródło: Opracowanie własne.

Rysunek 3.7. Okres: I 1999 – VI 2012



ródło: Opracowanie własne.

Tabela 7. Reakcja indeksu po szoku pochodz cym od odpowiedniej zmiennej dla W gier dla okres I 1999 – XII 2007

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	+	+	+	* –	–	–	+
Zgodno z hipotezami	N	N	N	* T	N	T	N

ródło: Opracowanie własne.

Tabela 3.16. Reakcja indeksu po szoku pochodz cym od odpowiedniej zmiennej dla W gier dla okres I 1999 – VI 2012

Zmienne	mm	ex_rate	oil	gb10	ip	cpi	unemp
Wpływ na indeks	+	+	+	* +	–	–	+
Zgodno z hipotezami	N	N	N	* N	N	T	N

ródło: Opracowanie własne.

Tabela 8 Wyniki estymacji na danych panelowych z zmienna crisis

Regresji dokonano na danych panelowych, gdzie: ip – indeks produkcji przemysłowej, cpi – indeks inflacji, unemp – stopa bezrobocia, mm – jednomiesi czna stopa depozytowa, gb10 – stopa oprocentowania 10 letnich obligacji rz dowych; ex_rate – kurs walutowy, oil– cena ropy naftowej, ***, **, * oznaczaj współczynniki na poziomie istotno ci: 1%, 5%, 10%. W kolumnach wyniki dla poszczególnych próbek: A – wszystkie rynki, B – (Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Niemcy, Japonia), C – (Polska, Czechy, W gry)

	A	B	C
mm	-1215,89 ^{***} (98,36)	-298,57 ^{***} (64,25)	-1618,74 ^{***} (196,38)
ex_rate	-46,67 ^{***} (8,53)	16,38 ^{***} (6,36)	-79,71 ^{***} (14,97)
oil	3,73 (5,97)	-16,09 ^{***} (3,03)	-22,19 (18,67)
gb10	1113,76 ^{***} (191,96)	1352,19 ^{***} (136,5)	1933,34 ^{***} (382,25)
ip	195,56 ^{***} (17,54)	124,51 ^{***} (12,29)	190,26 ^{***} (44,25)
cpi	-26,21 (22,48)	153,13 ^{***} (15,81)	-22,93 (48,43)
unemp	-694,31 ^{***} (75,60)	-53,72 (54,72)	-1083,49 ^{***} (145,47)
crisis	-2046,12 ^{***} (415,81)	-987,62 ^{***} (190)	-8280,17 ^{***} (1348,35)
const	1254,87 (2445)	-24703,26 ^{***} (2112,78)	16368,6 ^{***} (5481,41)
R² within	0,6261	0,4084	0,6929
R² between	0,3688	0,6264	0,1279
R² overall	0,0061	0,0082	0,0177
Liczba obserwacji	1115	648	467