

Panelowa weryfikacja wpływu zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe

Nadesłany: 07.11.16 | Zaakceptowany do druku: 25.11.16

Hubert Wiśniewski*

Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja wpływu krajowych zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe. Do zbadania tych zależności wykorzystano trzy różne estymatory: DFE, MG i PMG. W badaniu wykorzystano dane dotyczące dwudziestu krajów należących do OECD. Natomiast wśród wykorzystanych zmiennych makroekonomicznych były: produkcja przemysłowa, inflacja, bezrobocie, kurs walutowy, krótko- i długoterminowa stopa procentowa. W wyniku estymacji otrzymano interesujące rezultaty w zakresie poszczególnych zmiennych makroekonomicznych czy rodzaju zależności (krótko- lub długookresowa).

Słowa kluczowe: zmienne makroekonomiczne, indeksy giełdowe, dane panelowe, zależności krótko-, długookresowe, estymatory DFE, MG i PMG.

Panel Verification of the Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Indices

Submitted: 07.11.16 | Accepted: 25.11.16

The aim of this article is an empirical verification of the impact of national macroeconomic variables on stock market indices. To investigate these relationships, three estimators: DFE, MG and PMG were used. The study used data from twenty OECD countries. The macroeconomic variables used included: industrial production, inflation, unemployment rate, exchange rate, short- and long-term interest rates. The estimation brought interesting results for the different macroeconomic variables, depending on the type of short-run or long-run relationships.

Keywords: macroeconomic variables, stock indices, panel data, short- and long-run relationship, DFE, MG and PMG estimators.

JEL: G12, G15, G17, E44

* **Hubert Wiśniewski** – dr, Uniwersytet Warszawski, Wydział Zarządzania.

Adres do korespondencji: Uniwersytet Warszawski, Wydział Zarządzania, ul. Szturmowa 1/3, 02-678 Warszawa; e-mail: hwisniewski@wz.uw.edu.pl.

1. Wstęp

W ciągu ostatnich dekad nastąpił bardzo znaczący wzrost roli giełdy papierów wartościowych w gospodarce. Współcześnie odgrywa ona dla niej 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 walorów notowanych na giełdzie. Mając świadomość, że zarówno gospodarka, jak i sama giełda to skomplikowane w swym działaniu mechanizmy, należy poszukać łatwo mierzalnych wskaźników, które stosunkowo dobrze obrazują ich stan. W przypadku giełdy takim miernikiem są zapewne indeksy giełdowe, natomiast dla gospodarki takimi agregatami wydają się zmienne makroekonomiczne.

Bazując na licznych artykułach naukowych, m.in. Geske i Roll (1983), Chen, Roll i Ross (1986), Mukherjee i Naka (1995), Buyuksalvarci (2010), Tangijtpram (2011), czy analizach eksperckich możemy zauważyć, że najczęściej rozpatrywanymi wskaźnikami makroekonomicznymi, oczywiście obok produktu krajowego brutto, są: krótko- i długoterminowa stopa procentowa, inflacja, produkcja przemysłowa, kurs walutowy, bezrobocie. W związku z tym te zmienne makroekonomiczne powinny mieć znaczący wpływ na wahania kursów walorów giełdowych na rynkach kapitałowych.

Celem tego artykułu jest empiryczna weryfikacja wpływu krajowych zmiennych makroekonomicznych na rozpatrywane indeksy giełdowe. Wynika to z faktu, że z dotychczasowych wyników empirycznych weryfikacji badanych zależności nie wynikają jednoznaczne wnioski. Dlatego też w celu ich sformułowania autor postanowił przeprowadzić badanie przy wykorzystaniu koncepcji dynamicznych modeli panelowych. Implementacja modeli panelowych do omawianego zagadnienia była już podejmowana (patrz: Wiśniewski, 2013). W badaniu opisanym w niniejszym artykule autor postanowił pogłębić i rozwinąć podejście z wykorzystaniem analizy na danych panelowych, stosując bardziej zaawansowane modele regresji, a zwłaszcza trzy estymatory: DFE MG i PMG, które uwzględniają m.in. problem niestacjonarności, jak również pozwalają na jednoczesne estymowanie zależności krótkookresowych i długookresowych.

2. Przegląd literatury

Empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji poświęcono wiele prac. Badania te były przeprowadzane na licznych rynkach, na podstawie różnych zestawów zmiennych makroekonomicznych i z wykorzystaniem odmiennych technik ekonometrycznych.

Artykuły, które są tutaj przytaczane, obrazują dosyć szerokie spektrum badań dostępnych w literaturze. Jeśli chodzi o podstawy teoretyczne, to autorzy tych prac korzystają głównie z prostych modeli regresji. Bezpośrednie odwołania do modelu CAPM czy APT znajdują się chociażby w pracach:

Chen, Roll i Ross (1986), Bilson i inni (1999). Należy podkreślić, że duży wpływ na tą klasę badań miał rozwój metodologii modelowania wielorównaniowego VAR czy VECM. Analizując szczególnie późniejsze prace z tego obszaru, widać, że ta technika ekonometryczna jest niezwykle wydajna i użyteczna dla tej klasy badań – patrz: Mukherjee i Naka (1995), Dadgostar i Moazzami (2003), Al-Sharkas (2004), Naik i Padhi (2012).

Jeśli chodzi zaś o wykorzystywane zmienne makroekonomiczne, najczęściej spotykane to: produkcja przemysłowa, inflacja, stopa procentowa (czasami jednocześnie krótko- długoterminowa), kurs walutowy. Rzadziej stosowane są takie zmienne, jak: PKB czy bezrobocie. Jeśli chodzi o kierunek ich wpływu na walory giełdowe, to w syntetyczny sposób wyniki te można przedstawić następująco.

W przypadku produkcji przemysłowej rezultaty 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). Otrzymane rezultaty są zgodne z rozważaniami teoretycznymi. 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, należałoby oczekiwać ujemnego wpływu na notowania akcji. Znajduje to potwierdzenie w wielu pracach, m.in.: Fama (1981), Chen, Roll i Ross (1986) (dla rynku amerykańskiego), Hsing (2011a; 2011b) (Czechy i Węgry) czy Naik i Padhi (2012) (Indie). Z drugiej strony trzeba odnotować także, iż dla tej zmiennej otrzymywano niekiedy również dodatnie współczynniki: Bilson i inni (1999) dla Meksyku i Tajlandii, Choudhry (2001) dla Argentyny, Chile, Meksyku, Wenezueli, Tangijtprom (2011) w przypadku Tajlandii.

Rozpatrując stopy procentowe, zauważmy, że w przypadku stopy krótkoterminowej dla zdecydowanej większości analizowanych prac odnotowano jej ujemny wpływ, np. Geske i Roll (1983), Hsing (2011a; 2011b), Buyuksalvarci (2010), Tangijtprom (2011). Odmienny rezultat 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 uzyskiwano wynik ujemny: Mukherjee i Naka (1995), Dadgostar i Moazzami (2003) oraz Hsing (2011a; 2011b).

Kolejna zmienna, która stosunkowo często przewijała się w artykułach dotyczących tego zagadnienia, to kurs walutowy. Nawiązując do rozważań teoretycznych, oczekuje się, że deprecjacja lokalnej waluty powinna negatywnie wpływać na ceny walorów giełdowych. Potwierdzeniem tego są chociażby wyniki otrzymane przez Hsing (2011a; 2011b), Buyuksalvarci (2010), Tangijtprom (2011). Z kolei dodatni wpływ deprecjacji odnotowali m.in. Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii, Dadgostar i Moazzami (2003) dla Kanady. Dodając do tego jeszcze pracę Bilson i inni (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.

Natomiast w przypadku bezrobocia teoretyczne dywagacje dotyczące jego ujemnego wpływu znalazły empiryczne potwierdzenie chociażby w pracy Tangjitprom (2011) dla rynku tajlandzkiego. Wpływem bezrobocia na ceny akcji zajmowali się także w swej pracy dla rynku amerykańskiego Chen, Roll i Ross (1986).

3. Metodologia badania – analiza na danych panelowych

Potwierdzona przez powyższy przegląd literatury niejednoznaczność co do kierunku wpływu poszczególnych zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe jest motywacją do przeprowadzenia kolejnych badań. Należy podkreślić, że cechą wspólną niemal wszystkich opracowań wymienionych w przeglądzie literatury jest to, że empiryczna weryfikacja badanych zależności była wykonywana wyłącznie na szeregach czasowych. W tym artykule postanowiono tego dokonać, stosując w zasadzie niespotykane dla tej klasy badań podejście z wykorzystaniem regresji na danych panelowych. Natomiast szerokie zastosowanie modeli panelowych do analiz ekonometrycznych prezentuje Baltagi (2003). Interesujących opracowań poświęconych rozwijaniu modeli przekrojowo-czasowych dostarczają chociażby: Peseran, Shin i Smith (1999) czy Blackburne III i Frank (2007).

Podstawową zaletą danych panelowych jest większa ilość informacji, jakich dostarczają one na temat obserwowanego zjawiska. Wynika to z faktu, że są one swoistym złożeniem 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 ważna własność, gdyż 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 więcej stopni 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 20 obiektów (krajów), dla których zebrano T obserwacji. W związku z tym, że T było równe dla każdego obiektu, miano do czynienia z tzw. panelem zbilansowanym. Celem tego badania jest empiryczna weryfikacja wpływu wielkości makroekonomicznych na zachowania indeksów giełdowych. Wybór zestawu

zmiennych makroekonomicznych opierał się głównie na rozważaniach teoretycznych (m.in. modele dyskontowe wyceny akcji), ważności w opisie sytuacji gospodarczej (analizy eksperckie), a przede wszystkim badaniami empirycznymi, m.in. Geske i Roll (1983), Chen, Roll i Ross (1986), Mukherjee i Naka (1995), Dadgostar i Moazzami (2003), Buyuksalvarci (2010), Tangijtprom (2011). Zestawy zmiennych makroekonomicznych wykorzystane w dotychczasowych opracowaniach dotyczących tego zagadnienia wraz uzyskanymi wynikami były niezwykle cenne do konfrontacji z rezultatami własnego badania i formułowania wniosków. W przypadku zaś doboru indeksu starano się wybierać ten najbardziej płynny dla danego rynku, co również znajduje poparcie w tego typu pracach dostępnych w literaturze.

Dlatego też przyjęto założenie, że długookresowa zależność indeksów giełdowych od badanych zmiennych będzie opisana równaniem (1):

$$\text{IND}_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1t} \text{IP}_{it} + \beta_{2t} \text{CPI}_{it} + \beta_{3t} \text{UEMP}_{it} + \beta_{4t} \text{MM}_{it} + \beta_{5t} \text{GB10}_{it} + \beta_{6t} \text{EX_RATE}_{it} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

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 krótkoterminowej stopy procentowej w t dla kraju i ,
- GB10_t – wartość długoterminowej stopy procentowej w t dla kraju i ,
- EX_RATE_t – kurs walutowy w t dla kraju i .

Dynamiczną specyfikację ARDL(1,1,1,1,1,1,1) równania (1) regresji panelowej można zapisać w postaci:

$$\begin{aligned} \text{IND}_{it} = & \mu_i + \theta_{10i} \text{IP}_{it} + \theta_{11i} \text{IP}_{it-1} + \theta_{20i} \text{CPI}_{it} + \theta_{21i} \text{CPI}_{it-1} + \\ & + \theta_{30i} \text{UEMP}_{it} + \theta_{31i} \text{UEMP}_{it-1} + \theta_{40i} \text{MM}_{it} + \\ & + \theta_{41i} \text{MM}_{it-1} + \theta_{50i} \text{GB10}_{it} + \theta_{51i} \text{GB10}_{it-1} + \\ & + \theta_{60i} \text{EX_RATE}_{it} + \theta_{61i} \text{EX_RATE}_{it-1} + \\ & + \lambda_i \text{IND}_{it-1} + \epsilon_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

Następnie, uzupełniając równanie (2) o tzw. składnik korekty błędem, który wyraża długookresową relację pomiędzy niestacjonarnymi zmiennymi, otrzymujemy równanie (3):

$$\begin{aligned} \Delta \text{IND}_{it} = & \phi_i (\text{IND}_{it-1} - \beta_{0i} - \beta_{1i} \text{IP}_{it} - \beta_{2i} \text{CPI}_{it} - \beta_{3i} \text{UEMP}_{it} - \\ & - \beta_{4i} \text{MM}_{it} - \beta_{5i} \text{GB10}_{it} - \beta_{6i} \text{EX_RATE}_{it} - \\ & - \beta_{7i} \text{OIL}_{it}) + \theta_{11i} \Delta \text{IP}_{it} + \theta_{21i} \Delta \text{CPI}_{it} + \\ & + \theta_{31i} \Delta \text{UEMP}_{it} + \theta_{41i} \Delta \text{MM}_{it} + \\ & + \theta_{51i} \Delta \text{GB10}_{it} + \theta_{61i} \Delta \text{EX_RATE}_{it} + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie:

$$\phi_i = -(1 - \lambda_i),$$

$$\beta_{0i} = \frac{\mu_i}{1 - \lambda_i},$$

$$\beta_{1i} = \frac{\theta_{10i} + \theta_{11i}}{1 - \lambda_i},$$

$$\beta_{2i} = \frac{\theta_{20i} + \theta_{21i}}{1 - \lambda_i}.$$

W równaniu (3) współczynniki beta (β) stojące przy odpowiednich zmiennych interpretuje się jako te, które opisują relacje długookresowe, zaś teta (θ), jako te, które przedstawiają relacje krótkookresowe. Do estymacji równania (3) należy wybrać odpowiednią metodę. Jak wskazuje się w dostępnej literaturze, np.: Blackburne III i Frank (2007), Peseran, Shin i Smith (1999), do estymacji niestacjonarnych paneli dynamicznych wykorzystywane są m.in. estymatory MG, PMG i DFE. W przypadku estymatora MG dopuszcza się, że współczynniki określające zarówno relacje krótkookresowe, jak również długookresowe, mogą się różnić między rozpatrywanymi obiektami. Dla każdego z nich przeprowadzana jest w związku z tym oddzielna regresja, a następnie z otrzymanych współczynników obliczana jest średnia. W przypadku estymatora PMG zakłada się natomiast, że tylko w przypadku współczynników dotyczących relacji krótkookresowych możliwe jest zróżnicowanie między analizowanymi obiektami. Z kolei dla estymatora DFE przyjmuje się, że obydwa rodzaje współczynników nie różnią się między rozpatrywanymi jednostkami.

Do estymacji równania (3) zostaną więc wykorzystane estymatory DFE MG i PMG, które do badań zależności makroekonomicznych stosowali m.in. Blackburne III i Frank, (2007) i Peseran, Shin i Smith (1999).

Koncepcja badania będzie się opierać na estymacji parametrów mierzących wpływ wyselekcjonowanych zmiennych makroekonomicznych na wybrane indeksy giełdowe. Dlatego też, uwzględniając z jednej strony rozważania teoretyczne dotyczące interakcji zmiennych makroekonomicznych z indeksami giełdowymi, a z drugiej strony korzystając z wyników dostępnych badań, sformułowano następujące hipotezy:

- Hipoteza 1: Pozytywny wpływ wartości indeksu produkcji przemysłowej na wartość indeksu giełdowego.
- Hipoteza 2: Negatywny wpływ wielkości inflacji na wartość indeksu giełdowego.
- Hipoteza 3: Negatywny wpływ stopy bezrobocia na wartość indeksu giełdowego.
- Hipoteza 4: Negatywny wpływ krótkoterminowej stopy procentowej na wartość indeksu giełdowego.
- Hipoteza 5: Negatywny wpływ długoterminowej stopy procentowej na wartość indeksu giełdowego.

- Hipoteza 6: Wzrost kursu walutowego (deprecjacja waluty lokalnej) powoduje negatywny wpływ na wartość indeksu giełdowego.

4. Dane wykorzystane w badaniu

W badaniu wykorzystane zostaną dane miesięczne, które obejmują okres od stycznia 2001 r. do czerwca 2016 r. W założeniu badaniem miały być objęte wszystkie kraje należące do OECD, czyli organizacji o profilu ekonomicznym skupiającym demokratyczne i wysoko rozwinięte kraje. Jednak ze względu na ograniczenia w dostępności do danych dla wszystkich rozpatrywanych zmiennych, ostatecznie w badaniu uwzględniono 20 krajów należących do OECD. Są to: Austria, Belgia, Czechy, Dania, Finlandia, Francja, Hiszpania, Holandia, Japonia, Kanada, Korea Południowa, Niemcy, Norwegia, Polska, Portugalia, Stany Zjednoczone, Szwecja, Węgry, Wielka Brytania i Włochy.

Źródłem informacji były elektroniczne bazy danych. W przypadku indeksów giełdowych był to portale: bossa, stooq i yahoo finance. Z kolei dla wielkości makroekonomicznych – indeksu produkcji przemysłowej, stopy bezrobocia, inflacji, kursów walutowych (waluta lokalna do dolara amerykańskiego) i stóp procentowych (krótko- i długoterminowych) – źródłem były bazy danych OECD. Wykorzystanie takich źródeł danych gwarantuje dodatkowo porównywalność tych danych. Dla każdego z rynków kapitałowych starano się wybrać najbardziej płynne indeksy, które w jak najlepszy sposób oddają sytuację panującą na danej giełdzie. Do badania wykorzystano następujące: ATX (Austria), BEL20 (Belgia), PX (Czechy), OMX Copenhagen 20 (Dania), OMX Helsinki (Finlandia), CAC 40 (Francja), IBEX 35 (Hiszpania), AEX (Holandia), NIKKEI 225 (Japonia), TSE-300 (Kanada), KOSPI (Korea Południowa), DAX (Niemcy), OSEAX (Norwegia), WIG20 (Polska), PSI 20 (Portugalia), S&P500 (Stany Zjednoczone), OMX Stockholm 30 (Szwecja), BUX (Węgry), FTSE 100 (Wielka Brytania) i FTSE MIB (Włochy).

5. Charakterystyka i wyniki badania empirycznego oraz ich dyskusja

W tej części zaprezentowane zostaną wyniki własnego badania empirycznego. Bazując na rozważaniach teoretycznych, analizach eksperckich i dotychczasowych badaniach poświęconych temu zagadnieniu, wybrano stosunkowo standardowy zestaw zmiennych makroekonomicznych. W ten sposób chciano uzyskać możliwość porównania i konfrontacji wyników własnych obliczeń z tymi istniejącymi w literaturze. Do zbadania tych zależności postanowiono wykorzystać dynamiczne modele panelowe, a szczególnie zastosować trzy estymatory: DFE MG i PMG (patrz: Blackburne III i Frank (2007)), czego w dostępnej literaturze badanego zagadnienia autor nie spotkał. Estymatory te radzą sobie z problemem niestacjonarności badanych

zmiennych. Dodatkowo zastosowanie tej metody umożliwia estymowanie zależności krótko- i długookresowych między analizowanymi zmiennymi makroekonomicznymi a indeksami giełdowymi.

Przed przystąpieniem do właściwej estymacji badanych zależności postanowiono przeprowadzić testy badające stacjonarność rozpatrywanych zmiennych. Do tego celu użyto trzy testy diagnostyczne: Breitung, Im-Pesaran-Shin (IPS) i Hadri. Wyniki dla tych testów przedstawia tabela 1. W kolumnach Breitung, IPS i Hadri podane są wyniki tych testów, tzn. wartości odpowiednich statystyk, zaś w nawiasie odpowiadająca im wartość p-value, która w jasny sposób określa poziom istotności. W wierszach podane są nazwy analizowanych zmiennych, symbol delta Δ przed nazwą zmiennej oznacza, że jest to jej pierwsza różnica. Wyniki testów potwierdzają, że mamy do czynienia z niestacjonarnością rozpatrywanych zmiennych, co potwierdza słuszność wyboru estymatorów DFE, MG i PMG do kalkulacji badanych zależności.

Zmienna	Breitung	IPS	Hadri
Index	-0,4801 (0,3156)	1,5128 (0,9348)	203,6905 (0,0000)
Δ Index	-35,5568 (0,0000)	-38,5298 (0,0000)	-1,4431 (0,9255)
ip	1,5200 (0,9357)	-1,1902 (0,1170)	387,3147 (0,0000)
Δ ip	-34,8575 (0,0000)	-45,6992 (0,0000)	-2,8232 (0,9976)
cpi	16,8031 (1,0000)	1,9850 (0,9764)	510,7407 (0,9977)
Δ cpi	-30,8305 (0,0000)	-37,4231 (0,0000)	2,5915 (0,0048)
unemp	2,9065 (0,9982)	2,4917 (0,9936)	369,9904 (0,0000)
Δ unemp	-21,0881 (0,0000)	-32,0020 (0,0000)	17,3656 (0,0000)
mm	3,9221 (1,0000)	4,3418 (1,0000)	304,0313 (0,0000)
Δ mm	-20,0657 (0,0000)	-23,1132 (0,0000)	2,1869 (0,0144)
gb10	5,3517 (1,0000)	5,4498 (1,0000)	306,3509 (0,0000)
Δ gb10	-32,0870 (0,0000)	-35,1520 (0,0000)	-0,1597 (0,5634)
ex_rate	-0,5381 (0,2953)	-6,8145 (0,0000)	37,7069 (0,0000)
Δ ex_rate	-27,5902 (0,0000)	-33,3585 (0,0000)	1,9286 (0,0269)

Tab. 1. Wyniki testów: Breitung, Im-Pesaran-Shin (IPS) i Hadri. Źródło: opracowanie własne.

Natomiast właściwe wyniki estymacji równania (3) przedstawia tabela 2 (zależności długookresowe) i tabela 3 (zależności krótkookresowe), gdzie otrzymane rezultaty zaprezentowano dla każdej z trzech zastosowanych metod: DFE – kolumna A, MG – kolumna C i PMG – kolumna E. Warto zwrócić tutaj uwagę, że błędy standardowe podawane są w nawiasach dla każdego współczynnika. Współczynniki istotne statystycznie dla poziomu istotności: 1%, 5%, 10% oznaczono w tabeli 2 i 3 gwiazdkami odpowiednio: (***), (**), (*). Dla estymatora PMG w przypadku zależności krótkookresowych (tabela 3, kolumna E), ze względu na ramy objętościowe referatu zaprezentowano tylko istotne statystycznie współczynniki. Natomiast kolumny B, D, E, w tabelach 2 i 3 prezentują zgodność otrzymanych wyników z postawionymi hipotezami, gdzie litera T występuje w przypadku otrzymania współczynnika istotnego statystycznie i zgodnego z postawioną hipotezą, N współczynnika istotnego statystycznie i niezgodnego z postawioną hipotezą, zaś „-” oznacza współczynnik nieistotny statystycznie.

Wyszczególnienie	DFE		MG		PMG	
	A	B	C	D	E	F
ip – indeks produkcji przemysłowej	25,96 (38,87)	–	295,48* (157,38)	T	153,00 (157,48)	–
cpi – indeks inflacji	-359,77* (188,98)	T	-853,37** (415,92)	T	-952,00** (442,13)	T
unemp – stopa bezrobocia	-82,61 (144,05)	–	268,48 (990,66)	–	593,62 (359,79)	–
mm – krótkoterminowa stopa procentowa	-1820,2* (1043,36)	T	-3370** (1656,9)	T	-5054,2** (2443,1)	T
gb10 – długoterminowa stopa procentowa	-876,68*** (266,29)	T	-1570,3** (755,58)	T	-1715,3** (873,4)	T
ex_rate – kurs walutowy	6,99 (14,96)	–	-18469** (8875)	T	157,48 (115,12)	–

Tab. 2. Wyniki estymacji badanych zależności i zestawienie zgodności otrzymanych wyników z hipotezami dla relacji długookresowych. Źródło: opracowanie własne.

Wyniki estymacji dla zależności długookresowych prezentuje tabela 2. Warto podkreślić jest to, że dla inflacji oraz krótko- i długoterminowej stopy procentowej otrzymano istotne statystycznie współczynniki dla każdej z trzech zastosowanych metod. Co więcej, znaki tych współczynników (ujemne) okazały się zgodne z oczekiwaniami. Dodatkowo dla estymatora MG uzyskano współczynniki istotne statystycznie dla produkcji przemysłowej i kursu walutowego, ich znaki (dodatni dla produkcji przemysłowej i ujemny dla kursu walutowego) były również zgodne z oczekiwaniami. W przypadku relacji długookresowych, wykorzystując trzy metody, estymowano w sumie

18 współczynników, z czego aż 11 było istotnych statystycznie, co może potwierdzać realny wpływ zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe w długim okresie. Należy jeszcze podkreślić, że każdy z tych 11 istotnych statystycznie współczynników co do znaku był zgodny z postawionymi dla nich hipotezami.

Dla relacji krótkookresowych wyniki estymacji są zaprezentowane w tabeli 3, przy czym w przypadku metody DFE i MG estymowany jest dla każdej zmiennej jeden współczynnik dla całego panelu, zaś dla metody PMG dla każdej zmiennej osobno dla poszczególnego obiektu (rozpatrywanego kraju). Dla metody DFE otrzymano trzy istotne statystycznie współczynniki dla inflacji, krótko- i długoterminowej stopy procentowej; wszystkie z nich były dodatnie. Natomiast dla estymatora MG uzyskano tylko jeden istotny statystycznie współczynnik, a mianowicie dla kursu walutowego i był on co do znaku ujemny.

Wyszczególnienie	DFE		MG		PMG		
	A	B	C	D	Kraj	E	F
ip – indeks produkcji przemysłowej	-5,34 (4,53)	-	-0,04 (6,14)	-	Finlandia	-12,24*** (4,61)	N
					Japonia	49,57** (21,37)	T
					Norwegia	-0,95* (0,53)	N
					Wielka Brytania	31,57* (16,56)	T
cpi – indeks inflacji	84,54** (39,35)	N	27,57 (38,31)	-	Belgia	-91,52** (39,2)	T
					Węgry	483,2*** (177,46)	N
unemp – stopa bezrobocia	-79,95 (52,51)	-	-50,38 (67,55)	-	Czechy	70,89** (34,95)	N
					Hiszpania	-438,24* (230,73)	T
mm – krótkoterminowa stopa procentowa	100,82* (58,44)	N	-58,63 (231,84)	-	Belgia	145,59** (71,87)	N
					Dania	-21,38* (12,08)	T
					Finlandia	156,43** (67,27)	N
					Japonia	-4150** (2005)	T
					Włochy	1980*** (737)	N
gb10 – długoterminowa stopa procentowa	- 320,26* (193,08)	T	-13,03 (111,21)	-	Dania	22,17** (10,29)	N
					Hiszpania	-459,21** (182,34)	T
					Holandia	22,00** (10,45)	N
					Japonia	1462,9*** (453,4)	N
					Niemcy	366,39** (180,2)	N
					Norwegia	23,79** (10,00)	N
					Polska	-105,88** (53,44)	T

Cd. tab. 3

Wyszczególnienie	DFE		MG		PMG		
	A	B	C	D	Kraj	E	F
b10 – długoterminowa stopa procentowa					Portugalia	-157,08** (77,23)	T
					Stany Zjednoczone	32,51* (19,68)	N
					Węgry	-1098*** (218)	T
					Włochy	-893,34* (466,2)	T
ex_rate – kurs walutowy	-2,46 (3,27)	-	-1154,6** (535,16)	T	Austria	-1981*** (655,2)	T
					Czechy	-24,95*** (7,15)	T
					Dania	23,07* (12,44)	N
					Hiszpania	-4841,4** (2153,4)	T
					Japonia	89,37*** (20,02)	N
					Kanada	-5543*** (1443)	T
					Korea Płd.	-1,01*** (0,2)	T
					Norwegia	-29,21*** (9,88)	T
					Polska	-463,64*** (96,6)	T
					Portugalia	-3416,16** (1618)	T
					Stany Zjednoczone	647,7*** (141,91)	N
					Węgry	-28,05** (12,77)	T
Włochy	-10186* (5502)	T					

Tab. 3. Wyniki estymacji badanych zależności i zestawienie zgodności otrzymanych wyników z hipotezami dla relacji krótkookresowych. Źródło: opracowanie własne.

W przypadku zaś wyników dla estymatora PMG należy dokonać głębszej analizy w obrębie poszczególnych zmiennych. Dla produkcji przemysłowej otrzymano cztery istotne statystycznie współczynniki: dwa dodatnie (Japonia i Wielka Brytania) i dwa ujemne (Finlandia i Norwegia). W przypadku inflacji i bezrobocia otrzymano po dwa istotne statystycznie współczynniki, odpowiednio dodatni dla Węgry i Czech, ujemny zaś dla Belgii i Hiszpanii. Natomiast dla krótkoterminowej stopy procentowej uzyskano pięć istotnych statystycznie współczynników: trzy dodatnie (Belgia, Finlandia, Włochy) i dwa ujemne (Dania i Japonia). Z kolei dla długoterminowej stopy procentowej otrzymano aż 11 istotnych statystycznie współczynników: sześć dodatnich (Dania, Holandia, Japonia, Norwegia, Niemcy i Stany Zjednoczone) i pięć ujemnych (Hiszpania, Polska, Portugalia, Węgry i Włochy). Jeszcze więcej istotnych statystycznie współczynników, bo aż 13, otrzymano dla kursu walutowego, z czego 10 było dodatnich (Austria, Czechy, Hisz-

pania, Kanada, Korea Południowa, Norwegia, Polska, Portugalia, Węgry i Włochy) i trzy ujemne (Dania, Japonia i Stany Zjednoczone).

Interesująca wydaje się jeszcze analiza uzyskanych wyników i ich zgodności z hipotezami w kontekście poszczególnych zmiennych makroekonomicznych.

W przypadku produkcji przemysłowej otrzymano dla relacji długookresowych jeden dodatni istotny statystycznie współczynnik. Natomiast dla relacji krótkookresowych istotne statystycznie współczynniki uzyskano tylko dla metody PMG, gdzie estymowano współczynnik indywidualnie dla każdego kraju. W efekcie tej kalkulacji otrzymano dwa ujemne i dwa dodatnie współczynniki. Dodatni wpływ produkcji przemysłowej nie powinien dziwić, szczególnie jeżeli weźmie się pod uwagę, że miernik ten daje dość dobrą charakterystykę bieżącej dynamiki gospodarki. Wynik taki znajduje potwierdzenie także w innych pracach empirycznych: Fama (1981) dla rynku amerykańskiego, Humpe i Macmillan, (2007) dla Stanów Zjednoczonych i Japonii. Jednak w przypadku relacji krótkookresowych uzyskano także wpływ negatywny, co jest niezgodne z hipotezą. Pomimo że uzyskany wynik jest odmienny od oczekiwań, to rezultat taki odnotowano już np. dla Turcji – Buyuksalvarci (2010) i dla Chile – Bilson (1999). Dlatego też w tym przypadku można jedynie dywagować nad możliwą specyfiką 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 bądź też ich wpływ na indeks nie był istotny.

Z kolei dla inflacji odnotowano dla relacji długookresowych trzy istotne statystycznie współczynniki dla każdej z rozpatrywanych metod ekonometrycznych, co więcej – są one zgodne z oczekiwaniami. Natomiast dla relacji krótkookresowych w przypadku estymatora PMG otrzymano jeden ujemny i jeden dodatni współczynnik. Poza tym niezgodny z oczekiwaniami dodatni współczynnik otrzymano dla estymatora DFE. Pozytywna relacja między inflacją a cenami akcji była jednak potwierdzana empirycznie także dla innych rynków w pracach m.in. Bilson i inni (1999) czy Choudhry (2001). Jednym z wytłumaczeń takiego wyniku, które podzielają także inni autorzy, np. Ratanapakorn i Sharma (2007), jest to, że zakup akcji może być zabezpieczeniem przed inflacją.

Natomiast dla bezrobocia otrzymano tylko dwa istotne statystycznie współczynniki i to tylko dla relacji krótkookresowych, przy wykorzystaniu estymatora PMG. Jeden z tych współczynników był ujemny (dla Hiszpanii), czyli zgodny z oczekiwaniami, drugi zaś w przypadku Czech dodatni. W przypadku bezrobocia dodatni współczynnik jest zaskakujący i trudno go jednoznacznie wytłumaczyć. Dla Czech wynik ten można próbować wyjaśnić w następujący sposób. Rozpatrywany okres wiązał się z stosunkowo niskim bezrobociem, dlatego jego wzrost odbierano jako pozytywny sygnał dla braku podstaw do ewentualnych podwyżek stóp procentowych, nie zaś negatyw-

nie, jako sygnał, który mógłby mieć wpływ na pogorszenie się koniunktury gospodarczej. Przypadki takich zachowań były empirycznie potwierdzane m.in. przez Boyd i innych (2001).

Dla krótkoterminowej stopy procentowej otrzymano trzy istotne statystycznie współczynniki dla relacji długookresowych w przypadku każdej z zastosowanych metod ekonometrycznych. Natomiast dla relacji krótkookresowych takiej zgodności co do znaku współczynników już nie otrzymano. Dla estymatora PMG uzyskano dwa współczynniki ujemne i trzy dodatnie; współczynnik dodatni dla tej zmiennej otrzymano, także dla estymatora MG. Ujemne współczynniki są zgodne z oczekiwaniami i jednocześnie z tym, co uzyskali inni badacze m.in. Geske i Roll (1983) dla rynku amerykańskiego i Hsing (2011a; 2011b) dla czeskiego i węgierskiego. Z kolei pozytywny wpływ tej zmiennej na indeksy giełdowe był już też empirycznie potwierdzane przez m.in. Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii i Al-Sharkas (2004) dla Jordanii. Jednym z wytłumaczeń tego wyniku może być to, że lepszym substytutem elementu pozbawionego ryzyka w czynniku dyskontowym modeli wyceny akcji jest stopa długoterminowa.

Z kolei dla długoterminowej stopy procentowej uzyskano trzy istotne statystycznie współczynniki, czyli dla każdej z rozpatrywanych metod ekonometrycznych, przy czym należy podkreślić, że wszystkie są ujemne, a więc zgodne z oczekiwaniami. Co więcej, ujemny współczynnik otrzymano także dla relacji krótkookresowych w przypadku estymatora DFE. Jedynie w przypadku estymatora PMG dla relacji krótkookresowych pojawiły się rozbieżność co do znaku, uzyskano 6 współczynników ujemnych i 5 dodatnich. Ten ujemny wpływ jest też zgodny chociażby z wynikami uzyskanymi przez innych badaczy, m.in. Mukherjee i Naka (1995) dla rynku japońskiego, Dadgostar i Moazzami (2003) dla rynku kanadyjskiego czy Hsing (2011a; 2011b) w przypadku Czech i Węgier. Jednak w tym badaniu otrzymano także dodatni wpływ dla relacji krótkookresowych dla estymatora PMG.

Wynik taki jest nieoczekiwany, a żeby go w jakiś sposób wytłumaczyć, należy chyba zwrócić uwagę na czynniki, które mają kluczowy wpływ na cenę akcji i obligacji, ponieważ ich oprocentowanie jest referencją dla długoterminowych stop procentowych. W przypadku długoterminowych obligacji wydaje się, że naturalnie stopa depozytowa i inflacja mają niezwykle istotny wpływ na ich oprocentowanie, które uwzględnia także tzw. czasową premię za ryzyko związaną m.in. z ryzykiem zmiany bazowych stóp procentowych. Podobnie jest w przypadku akcji, gdzie istotny wpływ na cenę ma stopa bazowa (stopa depozytowa), inflacja i tzw. premia za ryzyko związana z inwestowaniem w ten rodzaj aktywa. Natomiast analizowany okres na rozpatrywanych rynkach (Dania, Holandia, Japonia, Norwegia, Niemcy i Stany Zjednoczone), dla których uzyskano dodatni współczynnik, charakteryzował się stosunkowo niską i stabilną inflacją, co z kolei miało przełożenie na niskie stopy bazowe, a to na zmniejszanie się tzw. czasowej premii za ryzyko w przypadku obligacji i premii za ryzyko z tytułu inwestowania

w akcje. Natomiast to mogło być główną przyczyną otrzymanej w badaniu pozytywnej relacji. Co więcej, w literaturze spotyka się opracowania takie jak Andersson, Krylova, Vahamaa (2008), w którym autorzy empirycznie potwierdzają zależność negatywnej (pozytywnej) korelacji między cenami akcji a rentownością obligacji w okresach wysokiej (niskiej) oczekiwanej inflacji.

Na koniec, dla kursu walutowego w przypadku relacji długookresowych otrzymano tylko jeden istotny statystycznie współczynnik zgodny z oczekiwaniami dla estymatora MG. Ujemny, zgodny z oczekiwaniami współczynnik otrzymano także dla estymatora MG w przypadku relacji krótkookresowych. Jedynie w przypadku relacji krótkookresowych dla estymatora PMG otrzymano pewne niezgodności, mianowicie na 13 istotnych statystycznie współczynników otrzymano trzy, których znaki nie były zgodne z oczekiwaniami (dla Danii, Stanów Zjednoczonych i Japonii). Wynik taki, w którym deprecjacja lokalnej waluty pozytywnie wpływała na indeks, odnotowali już m.in. Mukherjee i Naka (1995) dla Japonii, czy Dadgostar i Moazzami (2003) dla Kanady. Wydaje się, że jedyną cechą łączącą te kraje, a szczególnie Japonię i Stany Zjednoczone, jest to, że kraje te eksportują towary wysoce przetworzone, których elastyczność cenowa jest znacznie wyższa niż produktów rolnych czy niektórych surowców. Dlatego też deprecjacja lokalnej waluty powinna w znacznie wyższym stopniu wpływać pozytywnie na eksport. W efekcie ma to dodatnie przełożenie na przychody firm eksportujących swą produkcję, co z kolei może znajdować odzwierciedlenie we wzrostach cen akcji tych firm. W ostatecznym zaś efekcie może to mieć pozytywny wpływ na cały indeks danej giełdy.

6. Zakończenie

Niniejsze badanie było poświęcone empirycznej weryfikacji wpływu krajowych zmiennych makroekonomicznych na indeksy giełdowe. W pracy oparto się na danych dotyczących dwudziestu rynków kapitałowych, które były charakteryzowane przez odpowiednio dobrane mierniki makroekonomiczne i kluczowe dla poszczególnych giełd indeksy. Celem pracy było zbadanie wpływu krajowych wielkości makroekonomicznych na indeksy giełdowe. Do realizacji tego celu wykorzystano dynamiczne modele panelowe, używając trzech różnych estymatorów: DFE, MG i PMG – takiego rozwiązania autor nie spotkał w literaturze dotyczącej tego zagadnienia. Ten rodzaj estymacji radzi sobie z problemem niestacjonarności wykorzystywanych zmiennych, jak również umożliwia jednoczesne badanie zależności krótko- i długookresowych.

W efekcie zastosowania tej metody znaczna część estymowanych współczynników okazała się istotna statystycznie. Co więcej, wśród tych istotnych statystycznie większość była zgodna z oczekiwaniami, zaś w przypadku relacji długookresowych w pełni potwierdzono hipotezy badawcze. Należy

podkreślić, że uzyskano kilka ciekawych rezultatów, np. w przypadku estymatora DFE dla inflacji i krótkoterminowej stopy procentowej, gdzie dla relacji krótkookresowych otrzymano rezultaty niezgodne z oczekiwaniami, natomiast w przypadku długookresowych zgodne z oczekiwaniami. Innym interesującym rezultatem są wyniki otrzymane dla estymatora PMG, gdzie dla relacji długookresowych otrzymano pełną zgodność z hipotezami, zaś dla relacji krótkookresowych w przypadku pewnych rynków otrzymywano różny kierunek wpływu danej zmiennej.

Z jednej strony interesujące wyniki tego opracowania, z drugiej zaś ciągle rozwój metod analizy panelowej wydaje się zachęcać do kolejnych prób implementacji tej metodologii do badania tego typu zależności. Kolejne estymacje można by wykonywać dla innych rynków, w różnych przekrojach czasowych, używając innych estymatorów z zakresu analizy panelowej. Poza tym wyniki tego badania mogą skłaniać również do zastanowienia się nad różnicowaniem w formułowaniu hipotez w zależności od tego, czy rozpatruje się relacje krótko- czy długookresowe.

Bibliografia

- Al-Sharkas, A. (2004). The Dynamic Relationship between Macroeconomic Factors and the Jordanian Stock Market. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 1(1), 97–114.
- Andersson, M., Krylova, E. i Vahamaa, S. (2008). Why Does the Correlation between Stock and Bond Returns Vary over Time? *Applied Financial Economics*, 18(2), 139–151.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Bilson, C., Brailsford, T. i Hooper, V. (1999). *Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Market Returns*. Canberra: Department of Commerce, Australia National University.
- Blackburne III, E.F. i Frank, M.W. (2007). Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels. *The Stata Journal*, 7(2), 197–208.
- Boyd, J.H., Jagannathan, R. i Hu, J. (2001). The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News is Usually Good for Stocks. *NBER Working Paper*, (8092).
- Buyuksalvarei, A. (2010). Effect of Macroeconomic Variables on Stock Returns: Evidence from Turkey. *European Journal of Social Sciences*, 14(3), 404–416.
- Chen, N., Roll, R. i Ross, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59(3), 383–403.
- Choudhry, T. (2001). Inflation and Rates of Return on Stocks: Evidence from High Inflation Countries. *Journal of International Financial Markets*, 11(1), 75–96.
- Dadgostar, B. i Moazzami, B. (2003). Dynamic Relationship between Macroeconomic Variables and the Canadian Stock Market. *Journal of Applied Business and Economics*, 2(1), 7–14.
- Fama, E.F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *American Economic Review*, 71(4), 545–565.
- Geske, K.R. i Roll, R. (1983). The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation. *Journal of Finance*, 38(1), 1–33.
- Hsing, Y. (2011a). Effects of Macroeconomic Variables on the Stock Market: The Case of the Czech Republic. *Theoretical and Applied Economics*, 18(7), 53–64.

- Hsing, Y. (2011b). Macroeconomic Determinants of the Stock Market Index and Policy Implications: The Case of a Central European Country. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 4(7), 1–11.
- Humpe, A. i 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, 1–26.
- Mukherjee, T.K. i Naka, A. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and Japanese Stock Market. *The Journal of Financial Research*, 18(2), 223–237.
- Naik, P.K. i Padhi, P. (2012). The Impact of Macroeconomic Fundamentals on Stock Prices Revisited: Evidence from Indian. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 5(10), 25–44.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. i Smith, R.P. (1999). Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446).
- Ratanapakorn, O. i Sharma, S.C. (2007). Dynamics Analysis between the US Stock Return and the Macroeconomics Variables. *Applied Financial Economics*, 17(4), 369–377.
- Tangitprom, N. (2011). Macroeconomic Factors of Emerging Stock Market: The Evidence from Thailand. *International Journal of Financial Research*, 3(2), 105–114.
- Wiśniewski, H. (2013). Interakcje między wskaźnikami makroekonomicznymi a indeksami giełdowymi w wybranych krajach. *Wiadomości Statystyczne*, (11), 72–89.