

Hubert WIŚNIEWSKI

Interakcje między wskaźnikami makroekonomicznymi a indeksami giełdowymi w wybranych krajach

Giełdę można określić jako miejsce, gdzie kupuje się i sprzedaje towary po cenach ogłoszonych w notowaniach codziennych. Istnieje wiele rodzajów giełd. Przypadkiem szczególnym jest giełda papierów wartościowych, która podlega odrębnym regulacjom i ścisłej kontroli. We współczesnej gospodarce giełda i rynek kapitałowy odgrywają kluczową rolę, jednak relacja ta nie jest jednostronna, ponieważ stan gospodarki ma na nie także ogromny wpływ. Zjawiska, które zachodzą w gospodarce mają odzwierciedlenie w cenach instrumentów finansowych. Jeśli więc rynek wpływa na gospodarkę, to i gospodarka na rynek. Można to zauważyć obserwując makroekonomiczne parametry gospodarki.

Najczęściej analizowanymi wskaźnikami makroekonomicznymi (obok PKB) są: stopa procentowa, inflacja, produkcja przemysłowa, kurs walutowy i bezrobocie. Poza tym w tego typu analizach zazwyczaj rozpatruje się także ceny ropy naftowej — jako kluczowego surowca dla wielu państw.

Naturalną kwestią pozostaje również występowanie zależności między stopami procentowymi i giełdą. Wydaje się, że najogólniej tę zależność można sprowadzić do stwierdzenia: gdy stopy procentowe rosną, to kurs akcji oraz wyemitowanych obligacji spada, natomiast gdy następuje spadek stóp procentowych, to kurs akcji i obligacji rośnie. Odpowiednie interakcje zachodzą między indeksami giełdowymi i wskaźnikami inflacji.

Jeśli chodzi o wzrost gospodarczy, inwestorzy przewidują, że wskaźnik inflacji może się podnieść, co skłoni odpowiedni organ (np. w Polsce Radę Polityki Pieniężnej) do podwyższenia stóp procentowych. Wówczas inwestorzy zachowują się ostrożnie, co skutkuje spadkiem kursów akcji, natomiast w fazie kryzysu następuje spadek aktywności gospodarczej, co automatycznie wpływa na obniżenie inflacji. Jednocześnie oczekuje się na decyzję banku centralnego dotyczącą obniżki stóp procentowych. Decyzja taka wpłynęłaby na poprawę nastroju inwestorów i doprowadziłaby do wzrostu kursów akcji. Dlatego więc, jeśli chodzi o inflację, jej wzrost powinien być odbierany negatywnie przez rynek.

Z kolei produkcja przemysłowa również oddziałuje na indeksy giełdowe, natomiast jej interpretacja rynkowa brzmi następująco: im więcej, tym lepiej. Należy jednak zwrócić uwagę, że utrzymujący się zbyt długo dwucyfrowy

wzrost stwarza zagrożenia tzw. „przegrzania” gospodarczego. Produkcja przemysłowa jest wskaźnikiem ogłaszanym szybko — w połowie danego miesiąca podaje się tę wartość za poprzedni miesiąc. Wzrost produkcji oddziałuje zazwyczaj na zwiększenie obrotów i zysków firm produkujących i sprzedających. Konsekwencją tego są wyższe ceny akcji. Opisaną pozytywną zależność między produkcją przemysłową i cenami akcji przedstawia wykres. Obrazuje on zmiany indeksu WIG 20 (skupiającego walory największych spółek parkietu warszawskiego) i indeksu produkcji przemysłowej całej gospodarki w Polsce.

W zdecydowanej większości krajów rozwiniętych obowiązuje system płynnych kursów walutowych. Oznacza to, że kurs ustalany jest przez rynek w zależności od popytu i podaży danej waluty na tym rynku, co wynika z ich dużej zmienności. Zależność między kursem walutowym i 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 kraju¹.

¹ Jajuga K. (2007), s. 124.

W przypadku bezrobocia konsumenci ograniczają najmocniej swoje wydatki właśnie wtedy, gdy tracą pracę. Najczęstszą reakcją giełdy na nieoczekiwany wzrost bezrobocia jest wyprzedaż papierów wartościowych oznaczająca spadek indeksów giełdowych. Dlatego też stopę bezrobocia należy interpretować następująco: im jest ona niższa, tym lepiej ocenia się gospodarkę danego kraju.

Istotną zmienną jest też cena ropy naftowej. Wartość tego surowca jest kluczowa od wielu dziesięcioleci, bowiem jest to podstawowy surowiec strategiczny w funkcjonowaniu wielu dziedzin przemysłu. Dlatego też jej cena ma znaczny wpływ na przepływy pieniężne poszczególnych firm, co z kolei powinno mieć odzwierciedlenie w cenach ich akcji i w konsekwencji w całych indeksach. Niemal pewne wydaje się, że wzrost cen ropy powinien mieć negatywny wpływ na indeksy krajów importujących ten surowiec.

Analizując ceny akcji na danym parkiecie nie można tego robić bez uwzględnienia stanu gospodarki. Czynniki ekonomiczne mają decydujące znaczenie w zakresie zmian kursów walorów na rozwiniętych rynkach kapitałowych. Najprościej i najbardziej czytelnie dla inwestorów giełdowych opisywane są te czynniki ekonomiczne przez mierniki syntetyczne (tzw. wskaźniki makroekonomiczne). Rzeczą poniekąd naturalną jest wykorzystywanie danych makroekonomicznych jako zmienne objaśniające wahania cen akcji. Tezę tę potwierdzają liczne badania opisane w literaturze. Analizowanie wpływu wielkości makroekonomicznych na ceny akcji jest przedmiotem zainteresowania licznej grupy badaczy.

Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja oddziaływania wielkości makroekonomicznych na indeks giełdowy przy wykorzystaniu dwóch technik ekonometrycznych — metodologii VAR będącej swego rodzaju standardem dla tej klasy badań i regresji na danych panelowych. Tego drugiego podejścia w kontekście takich badań autor w dostępnej literaturze nie spotkał.

CHARAKTERYSTYKA PUBLIKOWANYCH BADAŃ INTERAKCYJNYCH

Początki empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na zachowania cen akcji sięgają końca lat 70. i początku 80. XX w. Wtedy to zaczęto sprawdzać na rzeczywistych danych oddziaływanie mierników makroekonomicznych na walory giełdowe. W kontekście tych badań wykorzystywano teoretyczne podstawy m.in. modeli wieloindeksowych. Rozwojowi tej teorii towarzyszył nieustanny postęp w zakresie metodologii statystyczno-ekonometrycznej. W szczególności kluczowe na tym polu było pojawienie się modeli VAR. Grupa tych modeli stanowi niejako pomost pomiędzy tradycyjną ekonometrią i modelami szeregów czasowych.

Należy podkreślić, że badania przeprowadzano na rynkach kapitałowych, stosunkowo zróżnicowanych pod względem rozwoju, poczynając od tych najbardziej rozwiniętych, jak Stany Zjednoczone (Nelson, 1976; Fama, 1981), Japonia (Mukherjee, Naka, 1995), Kanada (Dadgostar, Moazzami, 2003), przez kraje rozwijające się, jak Turcja (Buyuksalvarci, 2010) i Indie (Naik, Padhi,

2012), do stosunkowo egzotycznego Iranu (Hasanzadeh, Kianvand, 2012) czy Kenii (Elly, Oriwo, 2012).

Jeśli chodzi o wykorzystywane zmienne makroekonomiczne, to również występuje szerokie spektrum, przy czym najczęściej spotykane są: stopa procentowa (czasami jednocześnie krótko-, jak i długoterminowa), inflacja, produkcja przemysłowa i kurs walutowy. Rzadziej natomiast występują takie zmienne, jak PKB, bezrobocie czy ceny ropy naftowej. Analizując wyniki tylko pod względem współczynników statystycznie istotnych należy zwrócić uwagę na kilka faktów mających znaczenie w kontekście ich interpretacji.

W przypadku krótkoterminowej stopy procentowej notowano w większości prac wpływ ujemny, np.: K. R. Geske i R. Roll (1983), Y. Hsing (2011), A. Buyuksalvarci (2010), N. Tangjitprom (2011), natomiast rezultat odmienny otrzymano tylko w dwóch rozpatrywanych przypadkach, mianowicie T. K. Mukherjee i A. Naka (1995) dla Japonii i A. Al-Sharks (2004) dla Jordanii. Z kolei w zakresie długoterminowej stopy otrzymywano wynik ujemny — T. K. Mukherjee i A. Naka, B. Dadgostar i B. Moazzami, gdy opierano się na oprocentowaniu obligacji rządowych oraz Y. Hsing, przy użyciu rentowności obligacji strefy euro w przypadku Czech i Węgier.

Jeśli chodzi o inflację, jak wynika z rozważań teoretycznych, należałoby oczekiwać ujemnego wpływu na notowania akcji. Znajduje to potwierdzenie w wielu pracach dotyczących rynku amerykańskiego (Fama, 1981; Chen i in., 1986), następnie Czech i Węgier (Hsing, 2011) oraz Indii (Naik, Padhi, 2012) czy Jordanii (Al-Sharks, 2004). Należy także zaznaczyć, że w przypadku tej zmiennej otrzymywano dodatnie współczynniki dla Meksyku i Tajlandii (Bilson i in., 1999) czy dla Argentyny, Chile, Meksyku i Wenezueli (Choudhry, 2001).

W badaniach uwzględniających produkcję przemysłową wyniki są niemal takie same i wyrażają się dodatnim wpływem tego czynnika na ceny akcji (Fama, 1981; Chen i in., 1986; Mukherjee, Naka, 1995; Al-Sharks, 2004). Wyjątkiem pozostają ujemne wyniki uzyskane w przypadku rynku tureckiego (Buyuksalvarci, 2010) i Chile (Bilson i in., 1999).

Kolejna zmienna, która często występowała w badaniach, to kurs walutowy. Na podstawie przytoczonych tu rozważań teoretycznych można oczekiwać, że deprecjacja lokalnej waluty powinna negatywnie wpływać na ceny walorów giełdowych. Potwierdzeniem tego są wyniki otrzymane przez wymienianych już autorów prac, np. Y. Hsing, A. Buyuksalvarci czy N. Tangjitprom. Z kolei dodatni wpływ deprecjacji odnotowali m.in.: T. K. Mukherjee i A. Naka dla Japonii oraz B. Dadgostar i B. Moazzami dla Kanady. Jeśli weźmiemy jeszcze pod uwagę pracę Bilsona i współautorów, to widać, że kurs walutowy jest zmienną mającą duże znaczenie przy wyjaśnianiu cen akcji. Jednak jego wpływ jest stosunkowo nieprzewidywalny.

Warto także w omawianym kontekście zwrócić uwagę na bezrobocie. Potwierdzają to teoretyczne dywagacje dotyczące ujemnego wpływu tego zjawiska (Tangjitprom, 2011). W przypadku ropy naftowej uzyskano zarówno znak ujemny (Chancharat i in., 2007; Buyuksalvarci, 2010), jak i dodatni (Chen i in., 1986).

Na koniec przeglądu literatury przedmiotu należy stwierdzić, że rynek polski jest stosunkowo mało zweryfikowany. Trudno doszukać się badań traktujących w kompleksowy sposób interakcje między zmiennymi makroekonomicznymi i cenami walorów giełdowych. Interesujące zatem wydaje się przeprowadzenie takiego badania dla rynku polskiego. Badanie pozwoli ocenić, jak ten stosunkowo młody rynek kapitałowy zachowuje się w porównaniu do innych.

KRYTERIA DOBORU KRAJÓW I ICH INDEKSÓW GIEŁDOWYCH

Dobór krajów wynikał głównie z kryterium geograficznego i stopnia rozwoju rynku kapitałowego. Stany Zjednoczone wybrano jako najbardziej rozwinięty rynek kapitałowy i obszar, który w tej dziedzinie był już poniekąd zbadany. Dlatego w jakimś stopniu można porównać wyniki badania z innymi badaniami empirycznymi. Interesujący jest też rynek azjatycki, przy czym ze względu na dostępność danych wybrano najbardziej rozwinięty rynek kapitałowy Japonii. Uwzględnione w badaniu dwa rozwinięte rynki spoza Europy wymagały — chociażby dla porównania — wytypowania dojrzałego kapitałowo kraju ze starożytności. W celu podkreślenia jego zróżnicowania postanowiono uwzględnić dwa rynki: jako przykład modelu anglosaskiego — Wielką Brytanię, zaś kontynentalnego — Niemcy. Ponadto uwzględniono Czechy i Węgry ze względu na podobieństwo stopnia rozwoju z Polską.

W badaniu wykorzystano dane miesięczne, które w zależności od dostępności obejmują okres od stycznia 1999 r. do czerwca 2012 r. w przypadku Stanów Zjednoczonych, Wielkiej Brytanii, Niemiec, Japonii, Węgier, następnie od maja 1999 r. do czerwca 2012 r. dla Polski i od kwietnia 2000 r. do czerwca 2012 r. dla Czech. Styczeń 1999 r. to czas wprowadzenia euro w kluczowych państwach Europy kontynentalnej, takich jak Niemcy, Francja i Włochy. Wprowadzenie jednej waluty uprościło niektóre mechanizmy na globalnym rynku kapitałowym.

Wybrano najbardziej charakterystyczne indeksy poszczególnych rynków kapitałowych. W przypadku Stanów Zjednoczonych jest to S&P500 — indeks, w skład którego wchodzi 500 firm o największej kapitalizacji notowanych na parkiecie w Nowym Jorku. Jest to jeden z najbardziej monitorowanych indeksów giełdowych świata, którego wahania mają duży wpływ na decyzje inwestorów na całym świecie. W przypadku Wielkiej Brytanii jest to FTSE100 — indeks akcji spółek giełdowych notowanych na giełdzie londyńskiej (LSE). Indeks ten obejmuje 100 największych spółek spełniających wiele wymagań dotyczących m.in. kapitalizacji czy płynności. Ze względu na jego ważną rolę na LSE jest uznawany za barometr gospodarki brytyjskiej. Dla Niemiec jest to DAX, który pokazuje zmianę wartości akcji 30 największych spółek akcyjnych pod względem kapitalizacji i obrotu. Dlatego też DAX jest najważniejszym indeksem tego kraju notowanym na giełdzie we Frankfurcie (Frankfurter Wertpapierbörse) od lipca 1988 r. Reprezentantem Japonii jest Nikkei 225, który jest jednym z najważniejszych indeksów giełdowych w Azji. Obejmuje walory 225 największych spółek notowanych na giełdzie w Tokio. Dla Polski uwzględniono

WIG 20, a więc indeks giełdowy 20 największych spółek notowanych na Giełdzie Papierów Wartościowych w Warszawie (GPW). Należy dodać, że w ramach tego indeksu nie może być notowanych więcej niż 5 spółek z jednego sektora. W przypadku Czech i Węgier wybrano główne indeksy dla parkietów w Pradze i Budapeszcie, czyli odpowiednio indeksy PX i BUX.

METODOLOGIA WYKORZYSTANA W BADANIU

W opracowaniu nawiązano do teoretycznych podstaw modeli czynnikowych wartościowania akcji². Sprowadza się to do wyboru odpowiedniego modelu regresji uwzględniającego wpływ czynników determinujących fluktuacje ich cen. Budowanie modelu następuje na podstawie statystycznej analizy regresji, w trakcie której wartość akcji uzależnia się od czynników ekonomicznych wpływających na nią. Koncepcję tego badania oparto na estymacji współczynników β określających wpływ wyselekcjonowanych zmiennych na wybrane indeksy giełdowe. Podstawą przyjętej koncepcji są z jednej strony rozważania teoretyczne, z drugiej zaś wyniki tego typu badań, których szerokie spektrum przedstawiono w tym artykule. W perspektywie empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na wybrane indeksy przyjęto następujące hipotezy:

1. Negatywny wpływ jednomiesięcznej stopy depozytowej na indeks giełdowy, tzn. $\beta_1 < 0$.

Wzrost tej stopy z jednej strony powoduje zwiększenie opłacalności inwestowania w lokaty, z drugiej ma także wpływ na wzrost stopy nominalnej. Oczekuje się zatem jej negatywnego wpływu na indeks giełdowy.

2. Negatywny wpływ stopy oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych na indeks giełdowy, tzn. $\beta_2 < 0$.

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

3. Negatywny wpływ stopy inflacji na indeks giełdowy, tzn. $\beta_3 < 0$.

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

² Dębski W. (2003), s. 210.

4. Pozytywny wpływ produkcji przemysłowej na indeks giełdowy, tzn. $\beta_4 > 0$.

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

5. Wzrost kursu walutowego powoduje spadek atrakcyjności inwestycji w danym kraju, tzn. $\beta_5 < 0$.

Przykładowo można porównać kurs USD w złotych. I tak, jeżeli kurs USD rośnie (aprecjonuje), to inwestycje w Polsce są mniej atrakcyjne dla inwestora amerykańskiego.

6. Negatywny wpływ stopy bezrobocia na indeks giełdowy, tzn. $\beta_6 < 0$.

Stopa bezrobocia jest wskaźnikiem ogólnej kondycji gospodarczej, dlatego też jej wzrost oznacza negatywny wpływ na indeks giełdowy.

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 importerm tego surowca powoduje wzrost cen produkcji, co z kolei obniża przyszłe przepływy pieniężne i ma negatywny wpływ na indeks giełdowy.

Do estymacji współczynników β wyrażających wpływ wielkości makroekonomicznych na indeks wykorzystano dwa podejścia. Pierwsze (powszechnie spotykane w literaturze) zakłada analizę każdego rynku osobno, uwzględniając przypisane do niego dane jako swoisty szereg czasowy. Drugie, traktuje dane dla siedmiu rynków kapitałowych jako panelowe (jak wspomniano wcześniej, autor nie spotkał w literaturze tego podejścia).

W przypadku pierwszego podejścia modelowania i szukania zależności na szeregach czasowych wymagane jest dobranie odpowiedniej techniki ekonometrycznej. Aktualnie światowym standardem w tej dziedzinie badań są modele VAR. W tradycyjnym podejściu zazwyczaj pomijano kwestie niestacjonarności szeregu czasowego, co doprowadzało do tzw. regresji pozornych. W modelach VAR natomiast badanie stacjonarności jest jednym z etapów budowy modelu. Co więcej, rozwinięcia modeli VAR mogą być zgodne nawet z bardzo szczegółową teorią ekonomiczną. Nieco formalizując, modele wektorowo-autoregresyjne to modele wielorównaniowe, w których każda zmienna wyjaśniana jest przez swoje własne opóźnienia i opóźnienia pozostałych zmiennych objaśnianych. Dlatego też najprostszą wersję modelu VAR można zapisać za pomocą równania³:

$$X_t = \mathbf{B}_0 C_t + \mathbf{B}_1 X_{t-1} + \mathbf{B}_2 X_{t-2} + \dots + \mathbf{B}_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

³ Kusiś E. (2000), s. 16.

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 wartości, takich jak wyraz wolny,
 B_0 — macierz parametrów dla elementów wektora C_t ,
 B_i — macierz parametrów dla wektorów X_{t-i} , gdzie $i = 1, \dots, k$,
 ε_t — wektor stacjonarnych zakłóceń losowych $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \dots, \varepsilon_{nt}]^T$.

Model zapisany równaniem (1) sprawia wrażenie niezwykle prostego, gdyż wydaje się, że należy określić tylko zestaw zmiennych i dobrać liczbę opóźnień. Jednak poprawna specyfikacja tego modelu nie jest aż tak trywialna.

Po pierwsze — dobór zestawu zmiennych powinien być oparty na dobrej znajomości modelowanego układu ekonomicznego. Również ze względów czysto technicznych dodawanie kolejnej zmiennej (przez jej opóźnienia) znacznie zmniejsza liczbę stopni swobody. Po drugie — ważnym etapem jest dobór liczby opóźnień. W tym celu wykorzystano powszechnie stosowane do tego typu badania kryteria informacyjne, m.in.: AIC, SBIC, HQIC. Po trzecie — kluczową kwestią jest stacjonarność zmiennych. W przeciwnym wypadku, pomimo że możemy uzyskać nawet interesujące wyniki, są one wątpliwe i zazwyczaj prowadzą do tzw. regresji pozornych. W celu sprawdzenia stacjonarności wykorzystano dwa testy diagnostyczne — Dickey-Fuller i Philips-Perron. Wyniki testów były we wszystkich przypadkach zgodne i jednoznacznie wskazywały na niestacjonarność zmiennych i stacjonarność ich pierwszych różnic. Następnie można było oszacować odpowiednie współczynniki w przypadku każdego z siedmiu rynków kapitałowych.

W drugim podejściu do empirycznej weryfikacji wpływu wielkości makroekonomicznych na indeks wykorzystano model estymowany na danych panelowych. Pomysł ten pojawił się podczas lektury teoretycznych podstaw modeli czynnikowych. W licznych opracowaniach prezentujących równania wyceny akcji podkreślano, że w zależności od tego co reprezentuje odpowiedni indeks przy zmiennych — czas czy obiekt — równanie to opisuje odpowiednio albo model związków w czasie, albo model przekrojowy⁴. Dodatkowo, dysponując właściwym zbiorem danych, czyli mając obserwacje w czasie dla siedmiu obiektów, postanowiono zastosować niespotykaną w literaturze tego zagadnienia regresję opartą na danych panelowych, obok standardowej dla tego typu badań metodologii VAR. Szerokie zastosowanie modeli panelowych do analiz ekonomicznych opisał chociażby Baltagi (2005).

Podstawową zaletą danych panelowych jest większa liczba informacji, jakich dostarczają na temat obserwowanego zjawiska. Wynika to z faktu, że stanowią one swoiste powiązanie danych przekrojowych z szeregiem czasowym. Dlatego

⁴ Łuniewska M. (2008), s. 30.

też umożliwiają obserwację określonej liczby obiektów i w pewnych punktach czasu t . W konsekwencji otrzymujemy dokładniejszą estymację parametrów modelu.

Przy estymacji danych panelowych wyróżnia się dwa zasadnicze estymatory efektów stałych i zmiennych⁵. 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 i zmiennymi objaśniającymi, natomiast dla estymatora efektów losowych zakłada się z góry, że efekt indywidualny jest nieskorelowany ze zmiennymi objaśniającymi. W przypadku badanej próby słuszność wyboru modelu efektów stałych potwierdziły obliczenia wspomnianej korelacji. Opierając się na tych wynikach w każdym z badanych przypadków, korelacja była istotnie różna od zera. Dodatkowo wyniki testu Breusch-Pagan na występowanie efektów indywidualnych potwierdziły słuszność użycia estymatora efektów stałych. Dlatego też dokonano estymacji następującego równania:

$$IND_{it} = \alpha_i + \beta_1 MM_{it} + \beta_2 GB10_{it} + \beta_3 CPI_{it} + \beta_4 IP_{it} + \beta_5 EX_RATE_{it} + \beta_6 UEMP_{it} + \beta_7 OIL_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

gdzie:

- IND_{it} — wartość indeksu giełdowego w okresie t dla kraju i ,
- MM_{it} — wartość jednomiesięcznej stopy depozytowej w okresie t dla kraju i ,
- $GB10_{it}$ — wartość stopy oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych w okresie t dla kraju i ,
- CPI_{it} — wartość indeksu inflacji w okresie t dla kraju i ,
- IP_{it} — wartość indeksu produkcji przemysłowej w okresie t dla kraju i ,
- EX_RATE_{it} — kurs walutowy w okresie t dla kraju i ,
- $UEMP_{it}$ — wartość stopy bezrobocia w okresie t dla kraju i ,
- OIL_{it} — cena ropy naftowej w okresie t dla kraju i .

Estymując parametry równania (2) dokonano obliczeń według trzech zestawów. Podział taki wynikał z faktu dużego zróżnicowania rozpatrywanych rynków pod względem wielkości średniej kapitalizacji. Chodziło o zaobserwowanie, jak wpłynie to na wyniki regresji i wielkość dopasowania (statystyka R^2). W tym celu wyodrębniono zestawy: A — wszystkie rozpatrywane rynki, B — najbardziej rozwinięte rynki (Stany Zjednoczone, Niemcy, Japonia, Wielka Brytania), C — rynki słabiej rozwinięte (Polska, Węgry, Czechy).

⁵ Baltagi B. H. (2005), s. 12—18.

Wyniki w ujęciu syntetycznym przedstawia tabl. 2. Ważnymi pozycjami są tutaj także wartości statystyki R^2 . R^2 *within* związana jest z wariancją wewnątrz grupy (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 przy użyciu wybranego modelu wyjaśnione są zmiany w poziomach zmiennej *index* dla krajów. Statystyka R^2 *overall* jest z kolei ważnym uśrednieniem i stosunkowo trudno poddać ją intuicyjnej interpretacji.

WYNIKI ESTYMACJI

Koncepcja opracowania zawiera analizę zgromadzonych danych jako pojedynczych szeregów czasowych według każdego rynku kapitałowego i analizę całości jako danych panelowych. Wyniki przedstawiono w dwóch częściach. Pierwsza poświęcona jest wynikom estymacji na szeregach czasowych (tabl. 1), druga zaś przedstawia wyniki estymacji na danych panelowych (tabl. 2). W obydwu tablicach podano wartości współczynników; przedstawiono błędy standardowe (w nawiasach) dla każdego współczynnika. Współczynniki istotne statystycznie według poziomu istotności: 1%, 5%, 10% oznaczono gwiazdkami odpowiednio: ***, **, *.

W przypadku szeregów czasowych, w wyniku wykrycia niestacjonarności rozpatrywanych zmiennych, estymacji dokonano na pierwszych różnicach analizowanych zmiennych. Wyniki przedstawia tabl. 1, gdzie w pierwszej kolumnie podano opóźnienia poszczególnych zmiennych, które dobierano za pomocą wspomnianych kryteriów informacyjnych. Kolejne kolumny zawierają wyniki według poszczególnych rynków, na podstawie których możemy przedstawić wnioski.

W przypadku Stanów Zjednoczonych współczynniki istotne statystycznie uzyskano dla drugiego opóźnienia przyrostu indeksu — ze znakiem minus. Poza tym znak ujemny otrzymano dla pierwszego opóźnienia przy zmiennej związanej ze stopą depozytową, co jest 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 ma znak dodatni i występuje przy drugim opóźnieniu zmiennej związanej z cenami ropy naftowej.

W przypadku Wielkiej Brytanii, na podstawie kryteriów informacyjnych, równanie było estymowane tylko dla pierwszych opóźnień. W wyniku tej regresji otrzymano tylko jeden istotny statystycznie współczynnik (dla zmiennej związanej z kursem walutowym), który w tym przypadku ma wpływ negatywny. Rezultat taki jest zgodny z hipotezą dotyczącą tej zmiennej.

Kolejnym rozpatrywanym krajem były Niemcy. W przypadku tego rynku przeprowadzono analizę regresji równania z dwoma opóźnieniami. Spośród współczynników istotnych statystycznie pozytywny wpływ na kształtowanie się

indeksu giełdowego otrzymano dla pierwszego opóźnienia zmiennej związanej z przyrostem indeksu DAX oraz dla drugiego opóźnienia zmiennej związanej z ceną ropy naftowej. Z kolei negatywny wpływ na ceny akcji miało pierwsze opóźnienie związane z przyrostem stopy depozytowej i drugie opóźnienie związane z inflacją. W przypadku tych dwóch negatywnych współczynników wynik jest zgodny z hipotezami. Jedynie dodatni znak dla ropy naftowej jest poniekąd zaskoczeniem.

W przypadku zaś Japonii — na podstawie kryteriów informacyjnych — w równaniu regresji uwzględniono tylko pierwsze opóźnienie w zakresie rozpatrywanych zmiennych. W wyniku przeprowadzonej estymacji uzyskano tylko jeden statystycznie istotny parametr. Jest to ujemny współczynnik dotyczący zmiennej związanej z inflacją, co jest zgodne z hipotezą postawioną wobec tej zmiennej.

TABL. 1. WYNIKI ESTYMACJI VAR DLA 7 RYNKÓW KAPITAŁOWYCH

Opóźnie- nia	Stany Zjednoczone — S&P500	Wielka Brytania — FTSE100	Niemcy — DAX	Japonia — NIKKEI	Polska — WIG 20	Czechy — PX	Węgry — BUX
<i>D.Index</i>							
1	0,056 (0,084)	0,002 (0,083)	0,203** (0,08)	0,123 (0,085)	-0,022 (0,085)	0,12 (0,086)	0,186** (0,093)
2	-0,224** (0,089)	x	-0,09 (0,084)	x	x	x	x
<i>D.MM</i>							
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)
2	-6,93 (14,01)	x	281,23 (178,97)	x	x	x	x
<i>D.GB10</i>							
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)
2	5,13 (19,7)	x	2,28 (149,9)	x	x	x	x
<i>D.CPI</i>							
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)
2	1,75 (12,53)	x	-178,29* (95,96)	x	x	x	x
<i>D.IP</i>							
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)
2	12,61* (7,57)	x	16,61 (18,84)	x	x	x	x
<i>D.EX_RATE</i>							
1	-144,37 (165,48)	-4112,2*** (1535,46)	-460,96 (991,43)	22,00 (18,09)	-97,98 (143,10)	-15,48 (15,72)	5,35 (24,28)
2	183,41 (162,63)	x	-1007,12 (946,17)	x	x	x	x

TABL. 1. WYNIKI ESTYMACJI VAR DLA 7 RYNKÓW KAPITAŁOWYCH (dok.)

Opóźnie- nia	Stany Zjednoczone — S&P500	Wielka Brytania — FTSE100	Niemcy — DAX	Japonia — NIKKEI	Polska — WIG 20	Czechy — PX	Węgry — BUX
D.UNEMP							
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)
2	18,5 (31,66)	x	-439,9 (423,28)	x	x	x	x
D.OIL							
1	-0,22 (0,89)	-2,35 (3,21)	-1,71 (5,00)	-1,34 (10,72)	2,24 (2,11)	0,23 (0,95)	32,06** (16,21)
2	1,90* (1,13)	x	17,82*** (5,75)	x	x	x	x
Const	0,73 (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)

U w a g a. Regresji dokonano dla pierwszych różnic zmiennych ze względu na stacjonarność, gdzie pierwsze różnice występują według odpowiednich indeksów: *D.Index* — giełdowego, *D.IP* — produkcji przemysłowej, *D.CPI* — inflacji, *D.UNEMP* — stopy bezrobocia, *D.MM* — jednomiesięcznej stopy depozytowej, *D.GB10* — stopy oprocentowania 10-letnich obligacji rządowych, *D.EX_RATE* — kursu walutowego, *D.OIL* — cena ropy naftowej.

Ź r ó d ł o: opracowanie własne.

Rozpatrując rynek Polski na podstawie kryteriów informacyjnych dotyczących doboru opóźnień przeprowadzono regresję tylko w zakresie pierwszych opóźnień. W efekcie kalkulacji otrzymano także tylko jeden statystycznie istotny parametr. W tym przypadku był to ujemny współczynnik zmiennej związanej z jednomiesięczną stopą depozytową. Rezultat taki był zgodny z oczekiwaniami dotyczącymi wpływu tej zmiennej.

Podobnie w przypadku Czech dokonano estymacji według równania uwzględniającego tylko pierwsze opóźnienia. W wyniku tej analizy regresji otrzymano dwa istotne statystycznie współczynniki. Jeden z nich dotyczył zmiennej związanej z produkcją przemysłową, drugi zaś z bezrobociem, obydwa miały natomiast znak dodatni. Wynik ten w przypadku pierwszej z tych wielkości jest zgodny z postawioną hipotezą, z kolei zaskoczeniem był pozytywny wpływ bezrobocia, bowiem kłócił się z intuicją i oczekiwaniami.

Dla rynku węgierskiego dokonano także estymacji funkcji regresji uwzględniającej tylko pierwsze opóźnienia rozpatrywanych zmiennych. W tym przypadku otrzymano dwa statystycznie istotne współczynniki. Obydwa miały dodatni wpływ na ceny akcji, jeden związany z przyrostem indeksu, drugi z ceną ropy naftowej. Należy dodać, że w przypadku Węgier można było oczekiwać dodatniego współczynnika ropy naftowej.

W tabl. 2 podano wyniki regresji opartej na danych panelowych — współczynnikach dotyczących wszystkich rozpatrywanych rynków (zestaw A), najbardziej rozwiniętych rynków kapitałowych (B) oraz znajdujących się na wcześniejszych etapach rozwoju (C).

W przypadku zestawu A tylko ceny ropy naftowej okazały się statystycznie istotne, natomiast w zakresie 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 spośród współczynników statystycznie istotnych tylko dotyczący obligacji jest niezgodny z postawionymi hipotezami. Warto zwrócić tutaj uwagę na wartości statystyki R^2 . W przypadku R^2 *within* jest to wartość ponad 61%, zaś dla R^2 *between* — 33,28%, co w tego typu badaniach jest poziomem zadowalającym.

Wśród wyników uzyskanych w przypadku grupy rynków kapitałowych najbardziej rozwiniętych (B) zwracają uwagę stosunkowo wysokie wartości parametrów R^2 *within* — ponad 38% i R^2 *between* — powyżej 61%. Wartości te potwierdzają, że model w znacznym stopniu wyjaśnia zmienność indeksu giełdowego za pomocą zmiennych objaśniających dla tych rynków. Z estymowanych współczynników jedynie dotyczący stopy bezrobocia okazał się nieistotny statystycznie. Negatywny wpływ na indeks w tym przypadku miały stopa depozytowa i ceny ropy naftowej. Jednak te wyniki są zgodne z przyjętymi hipotezami. Spośród współczynników mających pozytywny wpływ na ceny akcji wymienić należy: oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji, kurs walutowy, inflację i produkcję przemysłową, przy czym tylko ostatni spełnia oczekiwania.

W grupie słabiej rozwiniętych rynków kapitałowych (C) tylko współczynnik dotyczący ropy naftowej okazał się statystycznie istotny. Negatywny wpływ na indeks okazały się mieć: jednomiesięczna stopa procentowa, kurs walutowy, inflacja i bezrobocie, natomiast dodatni wpływ na akcje miały produkcja przemysłowa i oprocentowanie dziesięcioletnich obligacji. Ten ostatni współczynnik i kurs walutowy, wydają się kłócić z zestawem hipotez. Warto jeszcze zwrócić uwagę na wysoką wartość statystyki R^2 *within* — prawie 67%.

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI DANYCH PANELOWYCH

Wyszczególnienie	A	B	C
<i>MM</i>	-1201,91*** (99,35)	-342,86*** (64,97)	-1645,39*** (204,07)
<i>GB10</i>	1150,33*** (193,83)	1464,69*** (137,5)	1852,69*** (397,07)
<i>CPI</i>	-49,29** (22,22)	161,94*** (16,04)	-167,9*** (43,95)
<i>IP</i>	226,98*** (16,51)	148,8*** (11,6)	223,44*** (45,65)
<i>EX_RATE</i>	-43,03*** (8,58)	18,84*** (6,47)	-75,65*** (15,54)
<i>UNEMP</i>	-609,61*** (74,39)	-79,73 (55,59)	-709,82*** (137,33)
<i>OIL</i>	0,9 (6,05)	-21,04*** (2,93)	28,43 (18,67)

TABL. 2. WYNIKI ESTYMACJI DANYCH PANELOWYCH (dok.)

Wyszczególnienie	A	B	C
Stała	-652,43 (2439,4)	-28050,68*** (2052,93)	21330,81*** (5635,07)
R^2 within	0,6179	0,3832	0,6675
R^2 between	0,3328	0,6107	0,0553
R^2 overall	0,0018	0,0011	0,0377
Liczba obserwacji	1115	648	467

U w a g a. Regresji dokonano na danych panelowych, gdzie zmienne objaśniane to: *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.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

CHARAKTERYSTYKA WYNIKÓW UZYSKANYCH Z BADANIA

Dokonując analizy otrzymanych wyników należy zauważyć, że większość wyestymowanych współczynników jest zgodna z postawionymi hipotezami.

W przypadku jednomiesięcznej stopy depozytowej wśród współczynników istotnych statystycznie otrzymano negatywny wpływ na odpowiedni indeks giełdowy według metodologii VAR. Wynik jest zgodny z postawioną dla tej zmiennej hipotezą. Warto podkreślić, że negatywny wpływ krótkoterminowej stopy procentowej na indeks uzyskano także wykorzystując regresję opartą na danych panelowych (tabl. 2). Wynik taki otrzymano dla każdego z trzech zestawów, co jeszcze dobitniej podkreśla negatywną interakcję między krótkoterminową stopą i indeksem giełdowym.

Z kolei dla stopy dziesięcioletnich obligacji wyniki istotne statystycznie otrzymano tylko na podstawie danych panelowych, jednak są one niezgodne z postawioną hipotezą. Dlatego też otrzymany w tym badaniu dodatni znak wyestymowanych współczynników może oznaczać, że 10-letnie obligacje nie są dla inwestorów alternatywną alokacją kapitału w stosunku do akcji. Może takiego nieoczekiwanego związku między cenami akcji i oprocentowaniem obligacji należy szukać w specyfice analizowanego okresu? W tym mianowicie, że zwiększenie oprocentowania obligacji sygnalizowało wzrost wydatków rządowych służących stymulowaniu gospodarki krajów walczących ze spowolnieniem, a w znacznej części tego okresu — z niespotykaną od dziesięcioleci recesją. Sygnał ten był pozytywnie oceniany przez inwestorów oczekujących na ogólną poprawę sytuacji gospodarczej, co wpłynęłoby na poprawę kondycji finansowej spółek, a w konsekwencji na wzrost wartości ich walorów.

W przypadku inflacji (zgodnie z postawioną hipotezą) oczekiwano znaku ujemnego, natomiast takiej zgodności wyników nie otrzymano. Z kolei w przypadku estymacji VAR według współczynników istotnych statystycznie (pierwsze opóźnienie dotyczyło Japonii, drugie Niemiec) uzyskano tylko znaki ujemne. Weryfikowaną hipotezę potwierdziły także regresje danych panelowych w za-

kresie zestawu wszystkich rozpatrywanych rynków i rynków krajów słabiej rozwiniętych. Jednak otrzymano pozytywny wynik regresji według danych panelowych rynków krajów wysoko rozwiniętych (Stany Zjednoczone, Japonia, Niemcy, Wielka Brytania). Pozytywna relacja między inflacją i cenami akcji była potwierdzana empirycznie także dla innych rynków (Bilson i in., 1999; Choudhry, 2001; Mohammad i in., 2009).

Dla kolejnej rozpatrywanej zmiennej — produkcji przemysłowej — uzyskano zgodną z oczekiwaniami pozytywną relację. Należy podkreślić, że w przypadku tej zmiennej pozytywny wpływ osiągnięto w zakresie każdego statystycznie istotnego współczynnika w obydwu metodach.

W kontekście kursu walutowego dla współczynników istotnych statystycznie uzyskano wyniki zgodne z hipotezą. Wyjątkiem jest tu wynik uzyskany w przypadku regresji na danych panelowych dla rynków najbardziej rozwiniętych. Wynik taki można tłumaczyć tym, że kraje te eksportują towary wysoce przetworzone, których elastyczność cenowa jest znacznie wyższa niż produktów rolnych czy niektórych surowców. Z kolei deprecjacja lokalnej waluty wpływa pozytywnie na eksport, a przez to na przychody firm, co może mieć pozytywne odzwierciedlenie w cenach ich akcji.

W przypadku bezrobocia oczekiwano wpływu negatywnego. Zależność taka została wyraźnie potwierdzona w estymacji na danych panelowych. Negatywna zależność między bezrobociem i indeksem giełdowym dotyczyła wszystkich zestawów, przy czym nieistotny statystycznie był tylko rezultat rynków najbardziej rozwiniętych, natomiast dla estymacji na szeregach czasowych otrzymano dodatni wpływ pierwszego opóźnienia bezrobocia w przypadku Czech. Pozytywny wpływ można interpretować tym, że wzrost bezrobocia był spowodowany zwolnieniami grupowymi w wyniku przeprowadzanej restrukturyzacji niektórych branż przemysłu. W efekcie osiągnięto wzrost wydajności i poprawę ich rentowności. Działania te zostały pozytywnie odebrane przez rynek, co przejawiało się wzrostem cen walerów.

Interesujące wyniki otrzymano dla ropy naftowej, gdzie relacji dodatniej spodziewano się w przypadku eksporterów netto tego surowca, co jeśli chodzi o tę próbkę w badanym okresie mogło dotyczyć tylko Wielkiej Brytanii i Węgier. Dodatnie statystycznie istotne współczynniki estymacji na szeregach czasowych uzyskano dla Stanów Zjednoczonych, Niemiec i Węgier. W odniesieniu do Stanów Zjednoczonych, jako kluczowego globalnego importera tego surowca, wynik ten jest sprzeczny z oczekiwaniami. Jednak jest to także jeden z największych producentów tego surowca. Sprawia to, że rosnące ceny ropy naftowej wpływają na wzrost dochodów potężnych amerykańskich koncernów naftowych, natomiast ma to z kolei wpływ na wzrost cen ich akcji, co może mieć też pozytywny wpływ na indeks. W przypadku zaś regresji na danych panelowych istotny statystycznie współczynnik (ujemny) osiągnięto tylko dla rynków najbardziej rozwiniętych — Wielkiej Brytanii, Stanów Zjednoczonych, Niemiec i Japonii. Trzy ostatnie kraje to najwięksi na świecie konsumenci, a zarazem importerzy tego surowca.

Podsumowanie

W artykule wykorzystano dane dotyczące siedmiu charakterystycznych rynków kapitałowych, które wytypowano według subiektywnie dobranych mierników makroekonomicznych i indeksów kluczowych dla poszczególnych giełd. Przedmiotem opracowania było zbadanie zależności występujących między indeksem giełdowym i wybranymi wielkościami makroekonomicznymi.

Empirycznej weryfikacji tych modeli dokonywano na różnych rynkach kapitałowych, jednocześnie przeprowadzono analizę porównawczą najbardziej rozwiniętych rynków kapitałowych z będącymi na wcześniejszych etapach rozwoju. Zdaniem autora dokonano takiego porównania po raz pierwszy. Należy podkreślić, że niemal dla każdego rynku kapitałowego można było uwzględnić dane miesięczne z analogicznych okresów.

Badanie wydaje się interesujące również z punktu widzenia rynku polskiego. Ważną kwestią — szczególnie w przypadku wyników uzyskanych dla wszystkich rynków oraz rynków najbardziej rozwiniętych — jest wysoki stopień objaśniania zmienności indeksów za pomocą właściwych wielkości makroekonomicznych. Świadczyć to może o silnych interakcjach między giełdą i gospodarką realną.

Reasumując, większość statystycznie istotnych wyników była zgodna z postawionymi hipotezami. Jednak otrzymano także rezultaty przeciwne do oczekiwań, jak w przypadku oprocentowania dziesięcioletnich obligacji. W przypadku takich zmiennych, jak inflacja czy kurs walutowy w estymacji według danych panelowych otrzymano przeciwne znaki dla krajów najbardziej rozwiniętych i tych będących na wcześniejszym etapie rozwoju. Otrzymane wyniki mogą stanowić swoisty asumpt do dalszych rozważań i badań empirycznych.

mgr Hubert Wiśniewski — *Credit Agricole Bank Polska S.A.*

LITERATURA

- 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
- Baltagi B. H. (2005), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons
- Bilson C., Brailsford T., Hooper V. (1999), *Selecting macroeconomic variables as explanatory factors of emerging stock market returns*, SSRN
- Buyuksalvarci A. (2010), *Effect of macroeconomic variables on stock returns: evidence from Turkey*, „European Journal of Social Sciences”, Vol. 14, No. 3
- 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

- Chen N., Roll R., Ross S. A. (1986), *Economic forces and the stock market*, „Journal of Business”, Vol. 59, No. 3
- Choudhry T. (2001), *Inflation and rates of return on stocks: evidence from high inflation countries*, „Journal of International Financial Markets”, No. 11
- 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
- Dębski W. (2003), *Rynek finansowy i jego mechanizmy*, PWN
- Elly O. D., Oriwo A. E. (2012), *The relationship between macroeconomic variables and stock market performance in Kenya*, „DBA Africa Management Review”, Vol. 3, No. 1
- Fama E. F. (1981), *Stock returns, real activity, inflation, and money*, „American Economic Review”, Vol. 71, No. 4
- Geske K. R., Roll R. (1983), *The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation*, „Journal of Finance”, Vol. 38, No. 1
- 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
- Hsing Y. (2011), *Macroeconomic determinants of the stock market index and policy implications: the case of a Central European country*, „Eurasian Journal of Business and Economics”, Vol. 7, No. 4
- Jajuga K. (2007), *Podstawy inwestowania na rynku papierów wartościowych*, GPW
- Kusideł E. (2000), *Modele wektorowo-autoregresyjne VAR, metodologia i zastosowanie*, P. S. Absolwent
- Łuniewska M. (2008), *Ekonometria finansowa*, PWN
- Mohammad D. S., Hussain A., Ali A. (2009), *Impact of macroeconomics variables on stock prices: empirical evidence in case of KSE (Karachi Stock Exchange)*, „European Journal of Scientific Research”, Vol. 38, No. 1
- Mukherjee T. K., Naka A. (1995), *Dynamic relations between macroeconomic variables and Japanese Stock Market*, „The Journal of Financial Research”, Vol. 18, No. 2
- Naik P. K., Padhi P. (2012), *The impact of macroeconomic fundamentals on stock prices revisited: evidence from Indian*, „Data Eurasian Journal of Business and Economics”, Vol. 5, No. 10
- Nelson C. (1976), *Inflation and rates of return on common stocks*, „The Journal of Finance”, Vol. 31, No. 2
- Tangjitprom N. (2011), *Macroeconomic factors of emerging stock market: the evidence from Thailand*, „International Journal of Financial Research”, Vol. 3, No. 2, SSRN

SUMMARY

The paper presents an empirical verification of selected macroeconomic variables interacting with stock index. Estimations were made using two econometric techniques. On the one hand the VAR methodology was used here, standard for this class of research, on the other hand a novel approach was used with panel data regression. The study was conducted in seven selected capital markets, which are at different stages of development. Due to the fact this gave an interesting range of results i.a. different signs of coefficients obtained for inflation, the exchange rate, depending on the range of markets for which estimates were made.

РЕЗЮМЕ

В статье была проведена эмпирическая проверка взаимодействия избранных макроэкономических показателей и индексов фондовой биржи. Оценка проводилась с использованием двух эконометрических методов. С одной стороны использовалась методология VAR, стандартная для такого вида обследований, с другой стороны новаторский подход с использованием регрессии панельных данных. Обследование проводилось для семи выделенных рынков капитала, находящихся на разной степени развития. Благодаря использованию двух разных эконометрических методов получился интересный круг результатов для различных рынков, в частности: разные знаки коэффициентов для инфляции или валютного курса в зависимости от состава рынков, для которых была сделана оценка.