

KAROL PARTYKA¹

Zróznicowane reakcje w ramach polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe w modelu losowych współczynników²

Streszczenie

Zamiarem autora niniejszego artykułu jest analiza zróżnicowania reakcji w ramach polityki pieniężnej banków centralnych na wydarzenia na rynku kapitałowym. W tym celu oszacowano empiryczny model panelowy polityki pieniężnej, badający zależność pomiędzy stopami międzybankowymi a głównym indeksem lokalnego rynku kapitałowego. Dokonano tego na podstawie danych miesięcznych pochodzących z krajów Europy Centralnej prowadzących politykę bezpośredniego celu inflacyjnego. Nie znaleziono dowodów na to, że kraje te stosowały w badanym okresie politykę „przeciwstawiania się wiatrowi”. Rezultaty sugerują, że polityka pieniężna była zbyt luźna w badanym okresie i mogła się przyczynić do niestabilności cen na rynku kapitałowym.

Słowa kluczowe: polityka pieniężna, rynek giełdowy, losowe współczynniki, „przeciwstawianie się wiatrowi”

1. Wstęp

Zamiarem autora niniejszego artykułu jest zbadanie wpływu wydarzeń na rynkach giełdowych na krajowe stopy procentowe w krajach prowadzących politykę bezpośredniego celu inflacyjnego. Aby sprawdzić możliwość występowania postulowanej zróżnicowanej reakcji w ramach polityki pieniężnej, badanie przeprowadzono na próbie czterech małych gospodarek należących do Unii Europejskiej prowadzących politykę bezpośredniego celu inflacyjnego: Polski, Czech, Węgier i Rumunii. Wszystkie te kraje włączyły się do struktur

¹ Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych.

² Artykuł przygotowany w ramach projektu „Polityka pieniężna i rynek kapitałowy – reakcja banku centralnego na ceny aktywów”, finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki, przyznanych decyzją nr 2015/09/D/HS4/01051.

Unii Gospodarczo-Walutowej, choć na warunkach derogacji zachowały własne waluty. Wymienione kraje doświadczyły również znaczących wzrostów na rynkach aktywów po akcesji do Unii Europejskiej w 2004 r., zakończonych mniejszymi bądź większymi kontrakcjami gospodarki w wyniku światowego kryzysu finansowego. W tym kontekście ciekawa jest odpowiedź na pytanie: w jakim stopniu banki centralne w tych krajach reagowały na zmiany rynków akcji? Czy pomimo oficjalnych deklaracji skupienia się na celach inflacyjnych wpłynęły na powstanie baniek spekulacyjnych oraz pogłębiły skutki ich pęknięcia?

Główna hipoteza przedstawiona w artykule zakłada, że wydarzenia na rynkach giełdowych mają bezpośredni wpływ na zmiany w polityce monetarnej banku centralnego, które nie są wynikiem zmian związanych z inflacją lub luką popytową. Konstrukcja tej hipotezy wynika z konieczności kontrolowania szacowanego modelu reakcji banku centralnego na swój podstawowy cel – stabilizację inflacji, a także prawdopodobny dodatkowy element, tj. ograniczenie wahań cyklu koniunkturalnego. W związku z tym wykonano oszacowanie empiryczne modelu opartego na regule Taylora, w którym badano zależności między stopami procentowymi rynków międzybankowych a indeksem głównym lokalnej giełdy. W modelu empirycznym użyto danych miesięcznych z wybranych krajów Europy Środkowej stosujących strategię bezpośredniego celu inflacyjnego w latach 2001–2014, a ze względu na spodziewaną heterogeniczność reakcji w poszczególnych krajach oszacowania dokonano metodą losowych współczynników.

Struktura artykułu jest następująca: część druga obejmuje przegląd literatury dotyczącej zależności pomiędzy stopami procentowymi a wydarzeniami na rynkach aktywów; następnie przedstawiono opis modelu losowych współczynników; w kolejnej części opisano dane i ich źródła; część piątą poświęcono podsumowaniu uzyskanych wyników; na koniec przedstawiono wnioski.

2. Reakcje w ramach polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe

Zależność gospodarki krajowej od zakłóceń związanych z aktywami finansowymi i rola banku centralnego w ich stabilizacji w ramach tzw. polityki makroostrożnościowej stały się jednymi z najistotniejszych problemów w makroekonomii po tzw. wielkim kryzysie finansowym. Jak wskazuje się w tradycyjnych opracowaniach teoretycznych dotyczących strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, bank centralny nie powinien reagować na wydarzenia gospodarcze, o ile

te wydarzenia nie mają bezpośredniego wpływu na inflację lub/i lukę popytową w zależności od sformułowań prawnych dotyczących roli banku centralnego w danej gospodarce.

Przed kryzysem w głównym nurcie teorii ekonomii twierdzono, że banki centralne powinny skupić się na stabilizowaniu inflacji i luki popytowej oraz ignorować wahania cen aktywów, nawet jeśli są one napędzane przez spekulację. Zgodnie z tzw. konsensusem z Jackson Hole w przypadku pęknięcia banki bank centralny powinien zareagować i obniżyć stopy procentowe w celu zapobieżenia głębszej recesji i uspokojenia paniki. Strategia ta jest nazywana *mop up after*. Przed wybuchem kryzysu w bankach centralnych – zgodnie z argumentacją B. Bernankego i M. Gertlera³ – niechętnie przystawano na zmiany w ramach polityki pieniężnej w celu ograniczenia powstawania rzekomych baniek cen aktywów. Autorzy ci twierdzili, że stabilność cen jest jedynym celem banku centralnego i ceny aktywów muszą być brane pod uwagę tylko wtedy, gdy sygnalizują zmiany w oczekiwanej inflacji.

Zdaniem zwolenników tego podejścia główne narzędzie będące do dyspozycji decydentów – krótkoterminowa stopa procentowa – jest nieskuteczne w powstrzymaniu powstania baniek spekulacyjnych i obniżaniu cen aktywów. Długotrwały wzrost aktywów bowiem często powoduje, że uczestnicy rynku oczekują dalszych wzrostów. Tego typu gorączka spekulacyjna (ang. *bubble thinking*) zdaje się głównym powodem słabej reakcji cen aktywów na podwyżki krótkoterminowych stóp procentowych w przypadku pojawienia się tzw. banki internetowej w USA. Innym przykładem jest gospodarka Japonii, w której przypadku A.S. Posen⁴ pokazuje, że w latach 80. interwencja przy użyciu stopy procentowej nie powstrzymała wzrostu cen aktywów. Ze względu na fakt, że dla kształtowania cen aktywów większe znaczenie ma długoterminowa stopa procentowa, duża otwartość gospodarki i swobodne przepływy kapitału mogą, zdaniem R.J. Caballero⁵, znacznie ograniczyć wpływ polityki pieniężnej na te ceny. Natomiast krótkoterminowa stopa procentowa wydaje się skutecznym narzędziem łagodzenia skutków powstawania baniek spekulacyjnych i działalność taka jest zgodna z klasycznym podejściem W. Bagehota i instytucją pożyczkodawcy ostatniej szansy.

³ B. Bernanke, M. Gertler, *Should central banks respond to movements in asset prices?*, „The American Economic Review” 2001, vol. 91(2), s. 253–257.

⁴ A.S. Posen, *Monetary Policy, Bubbles and the Knowledge Problem*, „Cato Journal” 2011, vol. 31, s. 427–439.

⁵ R.J. Caballero, *On the Macroeconomics of Asset Shortages*, National Bureau of Economic Research Working Paper no. 12753, 2006.

Dodatkowo nie istnieją uzgodnione ramy teoretyczne pozwalające na ustalenie, że na giełdach ma miejsce systematyczne odchylenie od wartości fundamentalnej, czyli dochodzi do powstania bańki spekulacyjnej. Banki centralne nie mają przewagi informacyjnej nad rynkiem i nie są w stanie zidentyfikować baniek we wczesnej fazie ich powstawania, gdyż zmiany w wartościach aktywów mogą być natury fundamentalnej. Co ważniejsze, przed kryzysem nie doceniano faktu istnienia presji na bank centralny związanej z troską o stabilność systemu finansowego. Niemniej, co jest również prawdopodobne, oficjalne oświadczenie banku centralnego, zgodnie z którym bańka na rynku aktywów właśnie powstała, może spowodować szkodliwą panikę. Jeśli bańka pęknie po interwencji, skutkiem będzie pogłębienie recesji. Pogląd ten jest dodatkowo umocniony przez powstałą na fali kryzysu literaturę dotyczącą racjonalnych spekulacji (ang. *rational asset price bubbles*), w której podkreśla się fakt, że zwiększenie stopy procentowej może spowodować zwiększenie bańki na rynku akcji⁶.

W opozycji do podejścia *mop up after* jest zachowanie nazywane „opieraniem się wiatrowi” (ang. *leaning against the wind*). Przed kryzysem nie cieszyło się ono dużym powodzeniem wśród decydentów. Jego zwolennicy twierdzili, że bank centralny może ograniczyć powstałe nierównowagi poprzez zaostrzenie swojej polityki. Stąd w ramach polityki pieniężnej powinno się reagować na zmianę cen aktywów bardziej, niż wynika to z ich wpływu na inflację i lukę popytową. Z powodu niepewności dotyczącej źródła wzrostu aktywów reakcja ta byłaby swoistym ubezpieczeniem się przed skutkami spekulacji. Stąd siła i czas reakcji powinny zależeć od siły przesłanek i przekonań decydentów co do rzeczywistego źródła wzrostów cen aktywów. Skupianie się na stabilności inflacji w krótkim okresie może stać w sprzeczności ze średniofalowymi celami stabilności cen oraz wzrostu gospodarczego. Dodatkowo długotrwałe utrzymywanie stopy procentowej na niskim poziomie może prowadzić instytucje finansowe do zakupu bardziej ryzykownych aktywów w celu zrealizowania stóp zwrotu oczekiwanych przez akcjonariuszy. Jednak najsilniejszym argumentem na rzecz takiego podejścia była symetria tego rozwiązania. W przeciwieństwie do podejścia *mop up after* opieranie się trendom rynkowym nie powoduje powstania pokusy nadużycia. Asymetria w reakcjach banku centralnego powoduje ograniczenie oczekiwanej straty inwestorów ze spekulacji (gwarancja pomocy po pęknięciu bańki) i może prowadzić do systemowego podejmowania nadmiernego ryzyka.

⁶ J. Gali, *Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles*, „American Economic Review” 2014, vol. 104(3), s. 721–752.

Argumenty za podejściem „opierania się wiatrowi” zyskały na znaczeniu po kryzysie 2008–2009, jednak istotna część argumentów zwolenników podejścia *mop up after* wciąż pozostaje w mocy i nie została empirycznie zanegowana. Niemniej jednak ostatnie dwie dekady zaowocowały w makroekonomii dużą liczbą badań empirycznych dotyczących skłonności banków centralnych do przyjęcia polityki, która *de facto* różni się od oficjalnych oświadczeń i *de jure* celów polityki tych instytucji⁷. Na przykład w małych gospodarkach otwartych niezależność polityki pieniężnej może być ograniczona poprzez wysoki stopień integracji i przepływy kapitałowe. W tym sensie potencjalny konflikt pomiędzy brakiem oficjalnego oświadczenia dotyczącego reakcji w ramach polityki pieniężnej a faktycznym działaniem może być łatwo wyjaśniony.

Ze względu na potencjalny konflikt pomiędzy celami *de jure* i *de facto* należy sprawdzić, czy banki centralne w rzeczywistości reagowały na zmiany na rynku akcji pomimo oficjalnych komunikatów, że nie biorą wydarzeń na rynkach aktywów pod uwagę przy podejmowaniu decyzji w polityce pieniężnej. Po rozważeniu aspektów prowadzenia polityki pieniężnej i kształtowania stóp procentowych należy odpowiedzieć na pytanie, w jakim stopniu zależność między stopami procentowymi a zachowaniem indeksów giełdowych wynika z niesionych przez te indeksy informacji na temat luki produktowej oraz oczekiwanej inflacji, a w jakiej jest osobną reakcją na kształtowanie się cen aktywów.

W szczególności interesującym aspektem dyskusji jest sytuacja na rynkach aktywów tzw. krajów z derogacją uczestnictwa w Unii Gospodarczo-Walutowej. Obecnie krajami tymi są Czechy, Polska, Rumunia i Węgry, które przeszły na system bezpośredniego celu inflacyjnego na początku XXI w. Wraz z akcesją do Unii Europejskiej doświadczyły znaczącego napływu środków finansowych, które spowodowały znaczącą inflację cen aktywów. Była ona widoczna zwłaszcza na rynkach giełdowym i mieszkaniowym oraz przyczyniła się do znaczącej hossy w analizowanych gospodarkach. W sytuacji pogłębienia się kryzysu finansowego w Stanach Zjednoczonych zarówno banki, jak i samo ożywienie gospodarcze zostały poddane znaczącej deflacji, która częściowo wstrząsnęła gospodarkami regionu (choć w różnym stopniu). W kontekście gospodarek Europy Środkowej dwie kwestie wydają się szczególnie interesujące. Należy zadać następujące pytania: po pierwsze, czy polityka obniżania stóp procentowych w okresie poakcesyjnym ze względu na malejące ryzyko polityczne doprowadziła przypadkiem do inflacji cen aktywów i powstania omawianych baniek

⁷ Ł. Goczek, D. Mycielska, *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt” 2014, nr 45(3) s. 267–290.

spekulacyjnych, a po drugie, czy następująca bezpośrednio po tym wydarzeniu konieczność podniesienia stóp procentowych na skutek odpływu kapitału zagranicznego nie pogłębiła skutków kryzysu w analizowanych krajach.

3. Model losowych współczynników

W typowych zastosowaniach panelowych wymiar przekrojowy uwzględniony w badaniu jest znacznie większy niż wymiar czasowy. Sytuacja ta ulega odwróceniu w przypadku danych makroekonomicznych, w których – ze względu na agregację – liczba obserwowanych podmiotów jest z natury niska. Ograniczona liczba krajów ogółem jest znacznym problemem, natomiast jeszcze bardziej problematyczna jest sytuacja, w której przedmiotem zainteresowania jest jedynie grupa krajów wybrana ze względu na pewne ich własności (np. położenie w określonym regionie), co dodatkowo ogranicza rozmiar próby – utrudnia to uzyskanie dokładnych oszacowań indywidualnych dla jednostek. Niemniej jednak nie wszystkie jednostki panelu w próbie muszą wykazywać identyczną reakcję względem analizowanych czynników – z tego powodu heterogeniczność jednostek panelu w przypadku krajów ma zasadnicze znaczenie.

Zazwyczaj modele efektów stałych używane w makroekonomicznym modelowaniu panelowym uwzględniają heterogeniczność panelu jedynie przy pomocy zestawu parametrów, których włączenie ma zapewnić, że każdej jednostce panelu będzie odpowiadać zróżnicowany wyraz wolny. Tego rodzaju heterogeniczność ujmuje się najczęściej w rozumieniu nieobserwowalnego efektu stałego w czasie, tj. stałego przesunięcia reakcji danej jednostki obserwacyjnej, która to reakcja z założenia jest najczęściej jednakowa co do wielkości dla wszystkich jednostek modelu. W przypadku krajów oznacza to np., że istnieje pewnego rodzaju nieobserwowalny efekt stały w czasie, ale poza tym wszystkie kraje w próbie reagują identycznie na zmiany czynników w modelu. Założenie to jest przyjmowane zwykle dla uproszczenia ze względu na brak dostatecznie dużej liczby danych i dotyczy głównie różnego rodzaju modeli efektów stałych oraz estymatorów panelowej uogólnionej metody momentów – Arrelano–Bonda i Blundella–Bonda. W modelach tych najczęściej przyjmuje się, że oszacowane współczynniki są jednakowe dla wszystkich jednostek w badaniu. W naszym kontekście oznaczałoby to, że dla każdego kraju reakcja banku centralnego jest taka sama. W obliczu znaczącego zróżnicowania instytucjonalnego badanych banków centralnych założenie to nie jest realistyczne.

Ponadto zróżnicowane efekty stałe nie są działaniem wystarczającym do uzyskania nieobciążonych wyników w sytuacji heterogeniczności, może ona bowiem również przejawiać się w różnych współczynnikach kierunkowych funkcji badanych czynników dla poszczególnych jednostek w panelu. W omawianym tutaj przykładzie krajów reakcja może nie tylko różnić się w poziomie, ale także w zależności od wewnętrznej trajektorii poszczególnych krajów, która to własność może być najbardziej widoczna w przypadku zjawisk powiązanych z cyklem koniunkturalnym. Poszczególne kraje mogą się bowiem poruszać w innych cyklach koniunkturalnych i być na innym etapie w danym obserwowanym momencie próby. Z tych względów założenie jednakowych współczynników w tego rodzaju badaniach makroekonomicznych jest zbyt restrykcyjne, a stosowane dotychczas estymatory mogą nie być zgodne i skutkować obciążeniem parametrów równania.

Rozwiązaniem opisanych powyżej problemów są bardziej ogólne modele losowych współczynników⁸, gdyż pozwalają na oszacowanie własnego wektora współczynników nachylenia dla każdej z jednostek obserwacyjnych, które wylosowano z rozkładu wspólnego dla wszystkich paneli. W tej sytuacji parametr przy k -tej zmiennej objaśniającej dla i -tej jednostki jest równy:

$$\beta_{k,i} = \beta_k + \pi_{k,i}, \quad (1)$$

gdzie β_k jest wspólną dla wszystkich jednostek „częścią” parametru przy k -tej zmiennej objaśniającej, zaś $\pi_{k,i}$ jest losowym odchyleniem parametru dla i -tej jednostki.

Model można zapisać jako:

$$y_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_{k,i} \cdot x_{k,it} + \varepsilon_{it} = \sum_{k=1}^K (\beta_k + \pi_{k,i}) \cdot x_{k,it} + \varepsilon_{it}. \quad (2)$$

Niech π oznacza wektor odchyłeń parametrów przy poszczególnych zmiennych objaśniających dla i -tej jednostki. W celu oszacowania powyższego modelu należy przyjąć założenia, że wartość oczekiwana π jest równa zero, zaś poszczególne elementy wektora π są wzajemnie nieskorelowane oraz nieskorelowane z wartościami zmiennych objaśniających.

⁸ Użyty model został po raz pierwszy wykorzystany w: P.A.V. B. Swamy, *Efficient inference in a random coefficient regression model*, „Econometrica” 1970, vol. 38, s. 311–323.

Macierzą wariancji i kowariancji składnika losowego \mathbf{s} jest wobec tego blokowa macierz diagonalna z elementami (blokami) dla każdej i -tej jednostki o postaci:

$$\Phi_i = \mathbf{X}_i \Delta \mathbf{X}_i' + \delta_i^2 \mathbf{I}_T, \quad (3)$$

gdzie Δ jest macierzą wariancji i kowariancji odchyłeń wartości parametrów od ich wartości oczekiwanych. Spełnienie przedstawionego zestawu założeń umożliwia oszacowanie UMNK. Estymator ten przyjmuje więc postać:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{GLS}} = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \Phi_i^{-1} \mathbf{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \Phi_i^{-1} \mathbf{y}_i \right). \quad (4)$$

Jako ocenę wariancji składnika losowego zastosowano wariancję reszt. Nie można jednak oszacować reszt w modelu Swamy'ego⁹, nie znając δ_ε^2 . Można zauważyć, że model ten jest efektywnym połączeniem osobnej estymacji równań dla N obiektów w próbie i łącznej estymacji całego panelu (wartości oczekiwane parametrów stałe dla wszystkich jednostek, ale ich dokładne wartości mogą różnić się w przekroju przez jednostki). Nieobciążonym estymatorem δ_ε^2 jest wariancja reszt uzyskanych w osobnej estymacji N równań:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_i = \left(\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i \right)^{-1} \cdot \mathbf{X}_i' \mathbf{y}_i. \quad (5)$$

Możliwe jest przy wykorzystaniu oszacowań $\hat{\boldsymbol{\beta}}_i$ dla kolejnych jednostek obliczenie postaci macierzy wariancji i kowariancji odchyłeń wartości ocen parametrów $\hat{\boldsymbol{\beta}}_i$ od ich poziomu średniego. Macierz tę, opartą na odchyleniach wartości ocen parametrów w osobnych równaniach dla poszczególnych jednostek panelu, można potraktować jako ocenę macierzy wariancji i kowariancji odchyłeń Δ :

$$\hat{\Delta} = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\boldsymbol{\beta}}_i \right) \cdot \left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_i - \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \hat{\boldsymbol{\beta}}_j \right)'. \quad (6)$$

Naturalne jest pytanie o to, czy faktycznie przedstawiona metoda przynosi spodziewane korzyści, tj. czy poszczególne parametry beta dla poszczególnych jednostek panelu istotnie różnią się od siebie. Przy hipotezie zerowej $\beta_{i,j} = \beta_i$

⁹ Dokładny opis algorytmu estymacji wraz z implementacją można znaleźć w: B.P. Poi, *From the help desk: Swamy's random-coefficients model*, „The Stata Journal” 2003, vol. 3, s. 302–308.

statystyka testowa F, która posłuży do oceny modelu, ma rozkład χ^2 z $k(p-1)$ stopniami swobody.

4. Opis danych

Szacowany model przyjął postać daną wzorem (2). W modelu tym objaśnianą zmienną są stopy procentowe rynku międzybankowego. Zmienna ta w literaturze przedmiotu odzwierciedla zmiany w polityce pieniężnej w przypadku strategii bezpośredniego celu inflacyjnego. W badaniu uwzględniono stopy procentowe rynku międzybankowego dla czterech badanych krajów (tj. Polski, Czech, Rumunii i Węgier). Źródłem tych danych są odpowiednie banki centralne.

Główna hipoteza przedstawiona w artykule zakłada, że wydarzenia na rynkach giełdowych mają bezpośredni wpływ na zmiany w polityce monetarnej banku centralnego, które nie są wynikiem zmian związanych z inflacją lub luką popytową. Jak już wspomniano, konstrukcja tej hipotezy wynika z konieczności kontrolowania szacowanego modelu reakcji banku centralnego na swój podstawowy cel – stabilność cen oraz prawdopodobny dodatkowy element, tj. stabilizację cyklu koniunkturalnego według tzw. reguły Taylora. Składnikami macierzy są zatem: logarytm indeksu giełdowego w danym kraju, stopa inflacji oraz odchylenie od trendu produkcji sprzedanej przemysłu uzyskane przy pomocy filtra Hodricka–Prescotta. Źródłem tych danych był Eurostat oraz giełdy w analizowanych krajach, próba zaś obejmuje dane miesięczne za lata 2001–2015.

5. Wyniki empiryczne

Uzyskane wyniki z modelu losowych współczynników oraz modelu efektów stałych zostały przedstawione w tabeli 1. Różnice pomiędzy obiema metodami mają charakter ilościowy, nie jakościowy. W zakresie hipotezy głównej oba wyniki są zbliżone i jednoznacznie wskazują na to, że banki centralne w analizowanych krajach – pomimo oficjalnych deklaracji koncentrowania się w ramach polityki pieniężnej na celach inflacyjnych – wpłynęły na powstanie baniek spekulacyjnych, a następnie przyczyniły się do pogłębienia skutków ich pęknięcia.

W dalszej kolejności sprawdzono, czy przedstawiona metoda faktycznie przynosi spodziewane korzyści, tj. czy poszczególne parametry beta dla poszczególnych

jednostek panelu istotnie różnią się od siebie. Przy hipotezie zerowej $\beta_{i,j} = \beta_i$ statystyka testowa F o rozkładzie χ^2 ma wartość $F(3, 740) = 149,95$ o zanedbywalnie małej wartości granicznej. Oznacza to zdecydowane odrzucenie hipotezy zerowej i pokazuje, że reakcja poszczególnych banków centralnych była faktycznie heterogeniczna.

Tabela 1. Wyniki modelu losowych współczynników oraz efektów stałych

	(1)	(2)
	SWAMY	FIXED EFFECTS
CycleProd	9,680	6,485***
	(1,24)	(3,43)
Inflation	0,777***	0,891***
	(8,10)	(45,06)
logStock	-3,210***	-3,331***
	(-3,55)	(-17,37)
Stała	32,55**	31,96***
	(3,10)	(18,21)
N	747	747

Statystyki t w nawiasach, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki modelu losowych współczynników w rozbięciu na oszacowania dla poszczególnych krajów. Porównanie to ukazuje, że cele polityki pieniężnej w krajach w próbie znacząco różnią się co do wagi inflacji – od wartości bliskiej 1 w Polsce do zaledwie 0,55 w Czechach. Jeżeli zaś chodzi o wynik dotyczący hipotezy głównej, we wszystkich krajach regionu wpływ zdarzeń giełdowych był ujemny, co wskazuje na znaczące zwiększenie hossy na tych rynkach przez poszczególne banki centralne. Wpływ ten był jednakowo istotny we wszystkich analizowanych krajach. Wyniki nie potwierdzają stosowania przez banki centralne strategii przeciwdziałania wahanom cen aktywów.

Tabela 2. Wyniki modelu losowych współczynników dla poszczególnych krajów

	Współczynnik	Wartość graniczna statystyki testowej
Czechy		
CycleProd	1,617188	0,480
Inflation	,5532227	0,000
logStock	-1,697754	0,000

	Współczynnik	Wartość graniczna statystyki testowej
Staća	12,68359	0,000
Węgry		
CycleProd	-7,515625	0,001
Inflation	,7252197	0,000
logStock	-1,908203	0,000
Staća	22,21875	0,000
Polska		
CycleProd	23,40625	0,000
Inflation	,9624023	0,000
logStock	-5,34375	0,000
Staća	59,0625	0,000
Rumunia		
CycleProd	21,125	0,000
Inflation	,8564453	0,000
logStock	-3,886719	0,000
Staća	36,15625	0,000

Statystyki t w nawiasach, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Źródło: opracowanie własne.

6. Podsumowanie i kierunki dalszych badań

Przedmiotem artykułu była weryfikacja hipotezy o wpływie wydarzeń giełdowych na politykę pieniężną w danym kraju. Jak zauważono, w ramach strategii bezpośredniego celu inflacyjnego powinno się ignorować wpływ tych wydarzeń w zakresie pozostającym bez wpływu na inflację (innymi słowy, w ramach polityki pieniężnej nie powinno się reagować na wydarzenia giełdowe, o ile nie wpływają one na poziom inflacji).

Hipotezę przedstawioną w artykule weryfikowano na podstawie dwóch modeli analizy panelowej – efektów stałych oraz zmiennych współczynników. Wyniki testów wskazały model współczynników zmiennych jako bardziej preferowany. W modelu tym przyjmuje się założenie o zmiennych współczynnikach dla wszystkich krajów w próbie, co może być interpretowane jako wynik realizacji różnej polityki pieniężnych przez te kraje w krótkim okresie bądź różnych faz cyklu koniunkturalnego. Różnice w dostosowywaniu się stóp procentowych w różnych krajach mogą także świadczyć nie tyle o rozbieżności celów polityk

pieniężnych, ile o różnicach w zakłóceniach dotyczących te kraje. Dalsze prace będą zatem uwzględniały przyjęcie założeń na temat zróżnicowania i wspólnych wartości współczynników dostosowań w różnych okresach oraz weryfikację tego, czy w ramach polityki pieniężnej reaguje się w różnych państwach odmiennie przy porównywalnym zestawie szoków makroekonomicznych.

W obecnej postaci wyniki wskazują na fakt, że banki centralne w analizowanych krajach pomimo oficjalnych deklaracji skupienia się na celach inflacyjnych wpłynęły na powstanie baniek spekulacyjnych oraz pogłębiły skutki ich pęknięcia. Rezultaty badań nie potwierdzają stosowania przez banki centralne strategii przeciwdziałania wzrostom na rynkach aktywów w badanym okresie.

Bibliografia

- Assenmacher-Weshe K., Gerlach S., *Monetary Policy, Asset Prices and Macroeconomic Conditions: a Panel VAR Study*, National Bank of Belgium Working Paper no. 149, 2008.
- Bernanke B., Gertler M., *Should central banks respond to movements in asset prices?*, „The American Economic Review” 2001, vol. 91(2), s. 253–257.
- Bernanke B., Kuttner K., *What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?*, „Journal of Finance” 2005, vol. 60(3), s. 1221–1257.
- Bjørnland H., Leitemo K., *Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market*, „Journal of Monetary Economics” 2009, vol. 56(2), s. 275–282.
- Bohl M., Siklos P., Werner T., *Do central banks react to the stock market? The case of the Bundesbank*, „Journal of Banking and Finance” 2007, vol. 31(3), s. 719–733.
- Caballero R.J., *On the Macroeconomics of Asset Shortages*, National Bureau of Economic Research Working Paper no. 12753, 2006.
- Castelnuovo E., Nisticò S., *Stock market conditions and monetary policy in a DSGE model for the U.S.*, „Journal of Economic Dynamics and Control” 2010, vol. 34(9), s. 1700–1731.
- Gali J., *Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles*, „American Economic Review” 2014, vol. 104(3), s. 721–752.
- Gali J., Gambetti L., *The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence*, National Bureau of Economic Research Working Papers no. 19981, 2014.
- Goczek Ł., *Przegląd i ocena ekonometrycznych metod używanych w modelach empirycznych wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–71.
- Goczek Ł., Mycielska D., *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt” 2014, nr 45(3), s. 267–290.

- Grostał W. et al., *Ewolucja strategii celu inflacyjnego w wybranych krajach*, NBP, Warszawa 2014.
- Hoffmann A., *Did the Fed and ECB react asymmetrically with respect to asset market developments?*, „Journal of Policy Modeling” 2013, vol. 35, s. 197–211.
- Poi B.P., *From the help desk: Swamy’s random-coefficients model*, „The Stata Journal” 2003, vol. 3, s. 302–308.
- Posen A.S., *Monetary Policy, Bubbles and the Knowledge Problem*, „Cato Journal” 2011, vol. 31, s. 461–471.
- Rigobon R., Sack B., *Measuring the Reaction Of Monetary Policy To The Stock Market*, „The Quarterly Journal of Economics” 2003, vol. 118(2), s. 639–669.
- Swamy P.A.V.B., *Efficient inference in a random coefficient regression model*, „Econometrica” 1970, vol. 38, s. 311–323.

* * *

Heterogeneous monetary policy reaction to stock market events in a random coefficients model

Summary

The aim of the article is to analyze the heterogeneity of monetary policy reaction to stock market events. To this end an empirical model based on the Taylor rule was estimated, which investigated the relationship between interest rates on interbank markets and the main index of the local stock exchange. The empirical model uses monthly data from four countries using the strategy of inflation targeting from the Central Europe in the years 2001–2015. Estimates were obtained using random coefficients, because of the expected heterogeneity of the reaction between countries. The results suggest that the monetary policy was more accommodative than the policy implied by inflation targeting and might have exacerbated the asset price bubbles. No evidence of the leaning against the wind policies were found.

Keywords: monetary policy reaction, stock market, random coefficients, monetary policy heterogeneity, leaning against the wind

