
Łukasz GOCZEK*
Karol PARTYKA**

Reakcja polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe¹

Streszczenie: Celem artykułu jest analiza reakcji polityki pieniężnej Narodowego Banku Polskiego na wydarzenia giełdowe. W badaniu empirycznym wykorzystano ramy teoretyczne reguły Taylora w celu ustalenia czy zmiany polityki monetarnej w Polsce wykazują oznaki przeciwdziałania fluktuacjom giełdowym niewynikającym ze stabilizacji inflacji i luki popytowej. W trakcie badań oszacowano serię bayesowsko uśrednianych modeli wektorowej korekty błędem (VECM) przy użyciu danych miesięcznych dla lat 2001–2015. Uzyskane wyniki pozwalają argumentować, że polityka pieniężna istotnie reaguje na wzrosty na rynku giełdowym w celu amortyzacji ich wpływu na gospodarkę. Efekt ten zaobserwowano zarówno dla nominalnych, jak i realnych stóp procentowych. Tym samym polityka Narodowego Banku Polskiego ma empirycznie obserwowalny charakter opierania się wiatrowi.

Słowa kluczowe: ceny aktywów, polityka pieniężna, bańki spekulacyjne, badanie empiryczne, polityka opierania się wiatrowi

Kody klasyfikacji JEL: E43, E44, E52, E58

Artykuł nadesłany 13 czerwca 2016r., zaakceptowany 28 września 2016r.

Wstęp

Globalny kryzys finansowy lat 2007–2010 został zapoczątkowany na rynkach finansowych, lecz jego skutki niemal natychmiast zostały przeniesione do gospodarki realnej. Ze względu na rozległość skutków kryzys ten na nowo

* Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: lgoczek@wne.uw.edu.pl

** Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: kpartyka@wne.uw.edu.pl

¹ Artykuł przygotowano w ramach projektu „Polityka pieniężna i rynek kapitałowy – reakcja banku centralnego na ceny aktywów”, finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki, przyznanych decyzją nr 2014/15/B/HS4/02078.

wzniecił zainteresowanie jednym z centralnych i najbardziej kontrowersyjnych zagadnień w makroekonomii, którym jest współzależność między polityką pieniężną i cenami aktywów. Wśród wielu aspektów tego zagadnienia jedynie kwestia odpowiedzi rynków finansowych na szoki ze strony polityki pieniężnej otrzymała odpowiednio wiele uwagi. Przeciwna zależność, to jest odpowiedź na pytanie, czy banki centralne reagują na zmiany zwrotów akcji, pozostaje w większości nieobecna w literaturze empirycznej. Kwestia wpływu zmian na rynkach kapitałowych na mechanizmy transmisji polityki pieniężnej jest kontrowersyjna i szeroko dyskutowana wśród ekonomistów akademickich i władz monetarnych.

Celem artykułu jest zbadanie wpływu rynków giełdowych na politykę monetarną w Polsce. Jak wskazuje się w licznych opracowaniach dotyczących strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, będącego strategią prowadzenia polityki pieniężnej również w Polsce, bank centralny nie powinien reagować na wydarzenia na rynkach aktywów, zwłaszcza na giełdzie, o ile te wydarzenia nie mają bezpośredniego wpływu na inflację. W przeciwieństwie do tych twierdzeń na fali kryzysu wskazuje się, że przeciwdziałanie bankom spekulacyjnym (systematycznym odchyleniom od wartości fundamentalnej na rynkach finansowych) powinno znajdować się wśród celów banków centralnych, których rolą jest również działanie na rzecz stabilności systemu finansowego. W tym kontekście wskazuje się na różnicę pomiędzy oficjalnymi twierdzeniami banków centralnych, a faktycznie prowadzoną przez nie polityką. Zatem głównym celem badawczym jest określenie na gruncie empirycznym, które z tych twierdzeń znajduje potwierdzenie w danych. W rozważaniach 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 bezpośrednią reakcją na zachowania rynków giełdowych.

Tak zaprezentowany problem badawczy pozwala na postawienie następującej głównej hipotezy artykułu: wydarzenia na rynkach giełdowych mają bezpośredni wpływ na zmiany w polityce monetarnej banku centralnego, które to zmiany nie są wynikiem zmian związanych z inflacją lub luką popytową. W celu ustalenia czy zmiany polityki monetarnej w Polsce wykazują oznaki przeciwdziałania fluktuacjom giełdowym oszacowano serię bayesowsko uśrednianych modeli wektorowej korekty błędem (VECM) przy użyciu danych miesięcznych dla lat 2001–2015.

Przedstawione badania stanowią próbę uzupełnienia dotychczasowego dorobku naukowego w zakresie badań ekonomicznych nad polityką pieniężną oraz stabilnością finansową. Zbadanie faktycznej odpowiedzi polityki pieniężnej na wydarzenia na rynkach aktywów ma zasadnicze konsekwencje dla oceny skutków polityki bezpośredniego celu inflacyjnego. Ewentualne potwierdzenie głównej hipotezy pozwoliłoby kwestionować powszechnie przyjmowane przed kryzysem finansowym stanowisko, iż celem polityki pieniężnej jest jedynie przeciwdziałanie inflacji. Miałoby to szczególnie znaczenie w sytuacji,

gdy pomimo obowiązującego konsensusu normatywnego zakładającego brak reakcji władz monetarnych – taka reakcja *de facto* miałyby miejsce.

Struktura artykułu jest następująca. Część druga obejmuje przegląd literatury dotyczący zależności pomiędzy stopami procentowymi a wydarzeniami na rynkach aktywów. Część trzecia opisuje dane użyte w badaniu, natomiast, w części czwartej artykułu przedstawiono opis zastosowanej metodyki. W kolejnej piątej części opisano wyniki empiryczne. Całość wieńczą wnioski na temat polityki pieniężnej Narodowego Banku Polskiego.

Reakcja polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe

Ostatni kryzys finansowy przypomniiał ekonomistom i politykom, że skutki ekonomiczne zmienności finansowej mogą być katastrofalne [Mishkin, 2011]. W przeciwieństwie do tego twierdzenia 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 i/lub lukę popytową (w zależności od sformułowań prawnych dotyczących roli banku centralnego w danej gospodarce). Dlatego też dowodzono, że banki centralne powinny skupić się na stabilizowaniu tych tradycyjnych celów polityki pieniężnej oraz ignorować wahania cen aktywów, pomimo podejrzenia narastania baniek spekulacyjnych. Zgodnie z tzw. konsensusem z Jackson Hole Volckera-Greenspana znanym pod nazwą „sprzątnania po” (*mop up after*) władze monetarne powinny wkroczyć w celu zapobieżenia pogłębieniu recesji i uspokojenia rynków finansowych dopiero po pęknięciu bańki spekulacyjnej. Bernanke i Gertler [2001] dowodzili, że stabilność cen jest jedynym celem banku centralnego i ceny aktywów mogą być brane pod uwagę o ile przekładają się na zmiany w oczekiwanej inflacji dóbr i usług.

Argumenty stojące za tym myśleniem były poważne. Zwolennicy dowodzili, że krótkoterminowa stopa procentowa jest nieskuteczna w powstrzymywaniu baniek spekulacyjnych i obniżaniu cen aktywów. Długotrwały wzrost aktywów często powoduje, że uczestnicy rynku irracjonalnie oczekują dalszych wzrostów. Przykładem takiej sytuacji jest brak reakcji tzw. bańki internetowej na początku lat 2000 na podnoszenie stóp procentowych. Natomiast krótkoterminowa stopa procentowa wydaje się skutecznym narzędziem łagodzenia efektów pęknięcia baniek spekulacyjnych, co jest tradycyjną rolą banku centralnego. Również sama ocena sytuacji sprawiała trudności, nie istnieją bowiem obiektywne miary oceny narastania baniek spekulacyjnych. Banki centralne prawdopodobnie nie są w stanie zidentyfikować baniek we wczesnej fazie ich powstawania, gdyż zmiany w wartościach aktywów mogą być natury fundamentalnej. Niemniej, co jest również prawdopodobne, oficjalne ogłoszenie bańki na rynku aktywów ze strony banku centralnego – aktora najbardziej poważanego w gospodarce – może spowodować potencjalnie szkodliwą panikę. Ten pogląd jest dodatkowo umocniony przez powstałą na fali kryzysu

literaturę dotyczącą racjonalnych spekulacji (*rational asset price bubbles*), która podkreśla fakt, że zwiększenie stopy procentowej może spowodować zwiększenie bańki na rynku akcji [Gali, 2014].

Podejściu *mop up after* można przeciwstawić mało popularne przed kryzysem podejście opierania się wiatrowi (*leaning against the wind*). Zwolennicy tego podejścia dowodzili, że bank centralny może ograniczyć powstałą nierównowagę na rynkach aktywów poprzez prowadzenie nadmiernie restrykcyjnej polityki. Wynika z tego, że polityka pieniężna powinna reagować na inflację aktywów bardziej niż wynika to z ich pośredniego wpływu na inflację i lukę popytową. Z powodu niepewności co do źródła wzrostu aktywów, reakcja ta byłaby swoistym ubezpieczeniem 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 tego 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.

Argumenty stronników podejścia „opierania się wiatrowi” zyskały na znaczeniu po kryzysie z 2008–2009, jednak istotna część argumentów zwolenników podejścia *mop up after* wciąż pozostaje w mocy i nie została empirycznie zanegowana. W rezultacie tych stosunkowo niedawnych doświadczeń, konsensus dotyczący roli jaką powinny odgrywać ceny aktywów w polityce pieniężnej, wydaje się zmieniać. Opisywana zależność pomiędzy polityką pieniężną a rynkami giełdowymi może być rozdzielona na trzy zagadnienia. Pierwsze z nich dotyczy reakcji cen aktywów na zmiany polityki pieniężnej. Drugie zagadnienie dotyczy hipotezy, zgodnie z którą polityka pieniężna reaguje systematycznie na ruchy indeksów giełdowych. Trzecie zagadnienie skupia się na badaniu, w jaki sposób wydarzenia na rynkach giełdowych wpływają na mechanizm transmisji polityki pieniężnej. Proponowane w artykule badanie dotyczy dwóch ostatnich kwestii, ponieważ pierwszy problem został już zbadany, choć głównie dla przypadku USA [Gali, Gambetti, 2014].

Druga spośród wymienionych zależności, dotyczy dostosowania polityki monetarnej w odpowiedzi na wydarzenia mające miejsce na rynku giełdowym. Przed kryzysem w głównym nurcie teorii ekonomii argumentowano, że banki centralne powinny skupić się na stabilizowaniu inflacji i luki popytowej oraz ignorować wahania cen aktywów, nawet jeśli są one postrzegane jako napędzane przez spekulację. Banki centralne niechętnie przystawały na dostosowania polityki pieniężnej w celu ograniczenia rzekomych baniek

cen aktywów w myśl argumentów Bernanke i Gertlera [2001]. Niemniej jednak ostatnie dwie dekady badań w makroekonomii zaowocowały dużą liczbą badań empirycznych na temat skłonności banków centralnych do przyjęcia polityki, która *de facto* różni się od oficjalnych oświadczeń i *de jure* celów polityki tych instytucji (na przykład w makroekonomii gospodarki otwartej – Goczek i Mycielska [2014]). W tym sensie potencjalny konflikt pomiędzy brakiem oficjalnego oświadczenia dotyczącego reakcji polityki pieniężnej a faktycznym działaniem może być łatwo wyjaśniony. Nie istnieją uzgodnione ramy teoretyczne, pozwalające na ustalenie, że na giełdach ma miejsce systematyczne odchylenie od wartości fundamentalnej (czyli bańka spekulacyjna), ale – co ważniejsze – przed kryzysem nie doceniano faktu istnienia presji na bank centralny, który troszczy się o stabilność systemu finansowego, tak by w porę reagować na te ruchy. Niemniej, co jest również prawdopodobne, oficjalne oświadczenie ze strony banku centralnego, zgodnie z którym bańka na rynku aktywów właśnie ma miejsce, może spowodować potencjalnie szkodliwą panikę. Wreszcie stopy procentowe są „zbyt tępy” instrumentem do wymuszenia pęknięcia bańki, a ich użycie w tym celu może przynieść niezamierzone skutki dla realnej gospodarki. Z tych względów należy sprawdzić, czy banki centralne *de facto* reagowały na zmiany na rynku akcji, pomimo oficjalnych komunikatów, że nie biorą wydarzeń na rynkach aktywów pod uwagę przy podejmowaniu decyzji w polityce pieniężnej.

W literaturze dominują tu trzy główne podejścia. Pierwszym podejściem jest analiza zdarzeń zapoczątkowana w ramach podejścia realizowanego przez Bernanke i Kuttnera [2005]. Bardziej rygorystyczne metodycznie badania zawarto w przełomowej pracy Rigobona i Sacka [2003]. Autorzy wykorzystują techniki identyfikacji heteroskedastyczności zwrotów giełdowych poprzedzających każdą zmianę stopy procentowej w celu pomiaru reakcji polityki pieniężnej w USA na wydarzenia giełdowe. Wyniki wskazują na występowanie silnej reakcji polityki Rezerwy Federalnej. 5% wzrostu w indeksie S&P 500 przekłada się na rosnące o połowę prawdopodobieństwo zacieśnienia o 25 punktów bazowych. Przy wykorzystaniu podobnej metodyki, Bohl i in. [2007] pokazują, że EBC nie dostosowuje stóp procentowych po zmianach na rynkach euro/dolara oraz zmianach giełdowych. Wyjaśniając ten wynik autorzy interpretują go jako odbicie wygładzania stopy procentowej i podejmowania decyzji przez władze monetarne jedynie w regularnych odstępach czasu, co uniemożliwia reakcję na codzienny rozwój sytuacji na rynkach aktywów. Podejście to nie uwzględnia jednak możliwej niestacjonarności zmiennych w modelu.

Drugie podejście opiera się na teoretycznych modelach Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) (na przykład Castelnuovo i Nisticò [2010]) i modelach bezpośrednio analizujących regułę Taylora przy użyciu metod UMM, jak czyni to na przykład Hoffmann [2013]. Metoda ta wymaga jednak założeń teoretycznych, co do reakcji gospodarki na politykę pieniężną i kanałów transmisji. Z punktu widzenia celu badawczego przyjętego przez autorów artykułu jej użycie wprowadziłoby do badania dodatkowe ryzyko niepewności modelowania.

Trzecie podejście opiera się na rodzinie ateoretycznych modeli wektorowo autoregresyjnych (VAR). Bjørnland i Leitemo [2009] za pomocą tej metody wskazują, że ceny akcji spadną o siedem do dziewięciu procent w następstwie szoku polityki pieniężnej, która podnosi stopę funduszy federalnych o 100 punktów bazowych, natomiast rosnące ceny akcji o jeden procent doprowadzą do wzrostu stopy procentowej o blisko 4 punkty bazowe.

Trzecie podejście wydaje się najbardziej adekwatne, ponieważ pozwala na bezpośrednią analizę problemów związanych z endogenicznością oraz równoczesnością polityki pieniężnej i zmian giełdowych przy braku ustalonej teorii reakcji banku centralnego na bańki spekulacyjne, a także umożliwia modelowanie dynamicznej reakcji polityki pieniężnej na szok ze strony cen akcji. W podejściu tym można wskazywać na niepewność strukturalnych parametrów modelu, a zwłaszcza deterministycznych składników równań kointegracyjnych. W tym celu zasadnym wydaje się użycie uśredniania bayesowskiego dla różnych założeń dotyczących stałych i trendów oraz długości opóźnień. W kontekście reguł Taylora, uśrednianie bayesowskie zostało użyte przez Lee i in. [2011] w badaniu reguł polityki pieniężnej dla Wielkiej Brytanii i Australii. Autorzy łączą różne reguły zawierające dostępne miary inflacji i luki popytowej oraz używają różnych opóźnień zmiennych w celu stworzenia pojedynczej meta reguły prowadzenia polityki pieniężnej.

Z powyższych powodów badanie przeprowadzono w celu oszacowania dynamicznej reakcji polityki pieniężnej na wstrząsy na rynkach giełdowych poprzez empiryczną weryfikację hipotezy o charakterze wpływu kształtowania cen akcji na zmiany stóp procentowych. Ostatecznie doprowadzi to do uzyskania wyników, które mogą pogłębić rozumienie wpływu polityki pieniężnej na ceny aktywów, a w szerszym sensie dołączyć do literatury poświęconej problemowi baniek spekulacyjnych na rynkach aktywów. Zrozumienie jest niezbędne do wyciągnięcia wniosków co do sposobu, w jaki polityka pieniężna powinna reagować na rozwój cen aktywów [Gali, 2014].

Metoda

Za Claridem i in. [2000] użyto reguły Taylora w celu wyjaśnienia funkcji reakcji polityki banku centralnego. Przypadek Polski badany jest za pomocą modeli szeregów czasowych opartych na relacji kointegrującej. Między innymi został zbudowany model VECM dla szeregów czasowych indeksów polskiej giełdy i stóp WIBOR. Model ten autorzy wykorzystają przy testowaniu parametrycznych hipotez dotyczących szybkości dostosowywania stóp procentowych do sytuacji na giełdzie, przy użyciu zmiennych kontrolnych. Badanie zachowania dynamicznego systemu złożonego ze stóp procentowych, inflacji oraz luki popytowej jest jedną z podstawowych metod empirycznego mierzenia funkcji reakcji banku centralnego w literaturze. W podstawowej formie badana zależność przyjmuje postać:

$$i_t = \pi_t + \bar{r} + \beta_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \beta_y y_t, \quad (1)$$

gdzie i_t – krótkoterminowa stopa procentowa, \bar{r} naturalna realna stopa procentowa, π_t – inflacja, $\bar{\pi}$ – cel inflacyjny, y_t – luka popytowa. Wartości β_π i β_y odzwierciedlają preferencje banku centralnego pomiędzy odchyleniem od celu inflacyjnego a luką popytową przy kwadratowej funkcji celu. W sytuacji gdy β_π jest wyższy niż β_y , bank centralny stara się uniknąć wahań inflacji bardziej niż wahań luki popytowej. W celu zbadania hipotezy głównej zawartej we wstępie tego artykułu, tj. reakcji banku centralnego na wydarzenia giełdowe, regułę tę wzbogacono o zlogarytmowany poziom indeksu WIG²:

$$i_t = \pi_t + \bar{r} + \beta_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) + \beta_y y_t + \beta_{\log WIG} \log WIG_t. \quad (2)$$

Zapisując (2) jako wektor przyrównany do zera w celu zgodności z postacią szacowanego modelu można uzyskać:

$$i_t - \pi_t - \bar{r} - \beta_\pi(\pi_t - \bar{\pi}) - \beta_y y_t - \beta_{\log WIG} \log WIG_t = 0. \quad (3)$$

Można wskazać dwie podstawowe linie krytyki tej koncepcji. Po pierwsze koncepcja naturalnej stopy procentowej \bar{r} jest koncepcją teoretyczną, a jej estymacja jest obciążona dużym błędem. Na przykład Kozicki [1999] pokazuje, że poziom realnej stopy procentowej w USA zmienia się z czasem. Nie jest wiadome także, do jakiego okresu zapadalności miałyby dotyczyć stopa z reguły Taylora. Na przykład Brzoza-Brzezina i Kotłowski [2014] szacują całą krzywą naturalnych stóp procentowych dla USA, której kształt i poziom znacząco zmienia się z czasem. Jeśli wartość \bar{r} zmienia się w czasie, to użycie poziomu stopy nominalnej jako miary stanu polityki pieniężnej może prowadzić do błędnych konkluzji. Wtedy spadek stóp procentowych nie musi koniecznie oznaczać próby zwiększenia inflacji, a może oznaczać dostosowanie się do zmiany stopy naturalnej.

Po drugie należy podkreślić, że z powodu wielowymiarowości narzędzi w dyspozycji banku centralnego ograniczenie polityki pieniężnej do polityki stóp procentowych nie jest oczywiste. Użycie jednowymiarowej miary będzie się zawsze wiązało z pewnymi uproszczeniami. Dodatkowo na fali kryzysu zostały użyte tzw. niestandardowe narzędzia polityki pieniężnej takie jak luzowanie ilościowe (*quantitative easing*) oraz tzw. *forward guidance*³, które komplikują analizę polityki pieniężnej. Innym problemem istotnym w okresie kryzysu, choć obecnym już wcześniej w Japonii, jest tzw. zerowy próg stóp

² Indeks WIG został użyty jako najbardziej ogólny index GPW. Użycie logarytmów wynika z tradycji modelowania wartości indexów giełdowych za pomocą geometrycznego ruchu Browna.

³ Komunikowanie otoczeniu gospodarczemu, jaką politykę pieniężną zamierza prowadzić bank centralny w horyzoncie dłuższym niż do następnego posiedzenia jego ciała decyzyjnego. Kształtowanie oczekiwań co do polityki pieniężnej za pomocą *forward guidance* stało się jednym z istotnych narzędzi polityki banków centralnych w ostatnich latach, choć trwało w Polsce przez względnie krótki okres (lipiec 2013 r.–czerwiec 2014 r.).

nominalnych. Niemniej jednak pomimo powstania różnych sposobów mierzenia nastawienia polityki pieniężnej po osiągnięciu progu, takich jak *shadow interest rate* [Xiu, Wu, 2014], nadal trwa na ten temat dyskusja, a metody mierzenia reakcji ulegają obecnie znaczącym zmianom. Ponieważ w Polsce problem zerowego progu stóp nominalnych nie występuje oraz nie zastosowano luzowania ilościowego, nie ma przeciwwskazania, by w badaniu użyć najbardziej popularnych miar pozycji polityki pieniężnej, czyli nominalnych i realnych stóp procentowych.

Z powyższych względów ograniczono się do tradycyjnych miar stóp procentowych. Podstawowym sposobem mierzenia polityki pieniężnej jest nominalna stopa procentowa na rynku międzybankowym⁴. Istotny jest również okres zapadalności. Międzybankowa stopa overnight nie odzwierciedla wielu narzędzi polityki pieniężnej takich jak komunikacja społeczna czy kształtowanie oczekiwań. Z tego powodu jako miarę polityki pieniężnej użyto 3-miesięczną stopę WIBOR. Zmienna ta powinna odzwierciedlać komunikowane zamiary zmiany stopy procentowej oraz instytucjonalne aspekty prowadzenia polityki pieniężnej. Dodatkowo jest to miara głęboko zakorzeniona w literaturze, dotyczącej zwłaszcza reguły Taylora. Część zmienności stopy WIBOR3M nie jest spowodowana zmianą polityki pieniężnej, ale istnieniem różnego rodzaju szoków (w poziomie ryzyka, inflacji, poziomie stóp zagranicznych). Jednym z najbardziej istotnych są szoki wpływające na poziom inflacji. W celu omińnięcia tego problemu, użyto również szeregu zrealizowanych stóp realnych. Zmniejsza to wpływ szoków pochodzących ze wzrostu cen na estymację reakcji banku centralnego. Zmienna ta jest otrzymana poprzez odjęcie od stóp WIBOR3M wartości inflacji w danym miesiącu.

Do mierzenia luki popytowej użyto miesięcznego indeksu produkcji udośćnianego przez Eurostat. Zlogarytmowany indeks produkcji został rozdzielony na komponenty trendu i cyklu za pomocą standardowego filtra Hodricka-Prescotta z λ równą 12900⁵. Jako miarę sytuacji na rynku akcji użyto głównego indeksu Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie – indeksu WIG⁶. Wykorzystane w badaniu dane pochodzą z okresu od stycznia 2001 r. do września 2015 r.

W makroekonomii jedną z podstawowych kwestii jest pytanie o stacjonarność zmiennych. Pomimo przesłanek teoretycznych, że stopa procentowa oraz inflacja powinny być procesami stacjonarnymi, nie jest to obserwowane

⁴ Krótkoterminowe stopy są głównym narzędziem banku centralnego oraz panuje konsensus, że jest on w stanie kontrolować ich wartość z relatywnie krótkim opóźnieniem. Zgodnie z danymi NBP przedstawionymi w Kapuściński i in. [2014], współczynniki dostosowania stóp międzybankowych w reakcji na zmianę stopy referencyjnej jest bliski 1, a dostosowanie zajmuje ok. 0,3 miesiąca. Wyjątkiem od tej reguły są lata 2009–2010, gdy stawka POLONIA (O/N) była istotnie niższa od stopy referencyjnej. Rynek międzybankowy był wtedy zdominowany przez transakcje jednodniowe, co znacząco obniżało wartość stopy O/N.

⁵ Wyniki dla λ równego 1600 nie były istotnie różne. Użyte wartości są standardowo przyjęte w literaturze dla danych o miesięcznej częstotliwości.

⁶ Użycie indeksu WIG20 nie przyniosło istotnie różnych wyników.

w przypadku dostępnych danych empirycznych. Jeśli stopa procentowa, inflacja lub luka popytowa są niestacjonarne, estymacja reguły w duchu Taylora [1993] może prowadzić do regresji pozornej. W kontekście reguły Taylora kwestia ta została podniesiona najpierw przez Österholma [2005], a później przez Christensena i Nielsena [2007]. W obu artykułach autorzy dochodzą do wniosku, że stopa procentowa i inflacja w USA są niestacjonarne, a dowody na niestacjonarność luki popytowej są mieszane. Österholm [2005] nie znajduje dowodów na kointegrację zmiennych zawartych w regule Taylora natomiast Christensen i Nielsen [2007] odnajdują wektor kointegrujący podobny do reguły Taylora. Siklos i Wohar [2005] badają różne miary inflacji i luki popytowej w USA i dochodzą do podobnych wniosków. Vasicek [2010] testuje inflację i stopę procentową dla 12 nowych członków Unii Europejskiej (w tym Polski) przed kryzysem i dochodzi do wniosku, że są one niestacjonarne. W kontekście Polski stopy procentowe badali Goczek i Mycielski [2012], stwierdzając ich niestacjonarność za pomocą wszystkich popularnych testów pierwiastka jednostkowego oraz stacjonarności.

Tabela 1 zawiera wyniki testów stacjonarności przeprowadzonych za pomocą zebranych danych. Hipoteza o stacjonarności jest odrzucona dla wszystkich zmiennych przez test KPSS, a żaden inny test nie odrzuca hipotezy o niestacjonarności, z wyjątkiem testu ZA dla nominalnych stóp procentowych oraz testu ERS dla cyklu produkcji.

Tabela 1. Testy pierwiastka jednostkowego

	Standardowe testy stacjonarności zmiennych				
	ERS	KPSS	PP	ADF	ZA
Wartości statystyk testowych					
Nominalne stopy procentowe	-1.539	0.561*	-1.66	-2.312	-5.682*
Realne stopy procentowe	-0.733	0.596*	-2.92	-2.455	-3.746
logWIG	-1.819	0.466*	-1.844	-1.781	-4.768
Inflacja	-2.26	0.442*	-1.714	-1.817	-4.015
Cykl Produkcji	-2.681*	0.148*	-3.045	-2.838	-3.84
Wartości krytyczne					
Test na poziomie 5%	-2.93	0.146	-3.43	-3.442	-5.08
Test na poziomie 10%	-2.64	0.119	-3.146	-3.13	-4.82

* H0 odrzucona przy 10-procentowym poziomie istotności.

Źródło: opracowanie własne.

Z powodu ryzyka niestacjonarności zmiennych wnioskowanie oparto na modelu wektorowej korekty błędem (VECM)⁷. Model ten przyjmował postać:

⁷ Użycie zmiennej stacjonarnej (cyklu produkcji uzyskanego z filtra HP) w wektorze Y , nie wpływa na rezultaty relacji kointegrującej, dopóki co najmniej dwie z pozostałych zmiennych są niestacjonarne.

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta Y_{t-1} + \mu + \rho t) + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p \Delta Y_{t-p} + \gamma + \tau t + u_t, \quad (4)$$

gdzie wektor zmiennych endogenicznych Y_t jest 4-elementowy i złożony kolejno z miary interwencji banku centralnego (stopy nominalne oraz realne), poziomu inflacji, fazy cyklu koniunkturalnego oraz miernika sytuacji na rynku akcji:

$$Y_t = \begin{cases} i_t \\ \pi_t \\ y_t \\ \log WIG_t \end{cases} \quad (5)$$

Elementy wektorów α , β oraz macierzy $\Gamma_1, \dots, \Gamma_p$ są parametrami modelu, zaś u_t jest wektorem składnika losowego. Wartości β zostały wystandaryzowane tak, by wartość przy stopach procentowych była równa jeden ($\beta_i = 1$). Jest to związane z niejednoznacznością wartości wektora kointegrującego co do pomnożenia przez stałą. Nie wpływa to na wyniki modelu, gdyż pomnożenie przez stałą wektora β przekłada się na przeskalowanie rezultatów estymacji α o odwrotność tej stałej.

Składowe $\mu + \rho t$ oraz $\gamma + \tau t$ mają charakter deterministyczny i stanowią element trendu oraz stałej w specyfikacji równań modelu. Za Johansenem rozpatrzono pięć specyfikacji z następującymi ograniczeniami nałożonymi na parametry μ , ρ , γ i τ :

- (a) Bez ograniczeń
- (b) $\tau = 0$, ograniczony trend
- (c) $\rho = 0$ i $\tau = 0$, bez trendu
- (d) $\rho = 0$, $\tau = 0$ i $\gamma = 0$, ograniczona stała
- (e) $\rho = 0$, $\tau = 0$, $\gamma = 0$ i $\mu = 0$, bez stałej i trendu.

Problem badawczy opisano rozbudowaną regułą Taylora przedstawioną we wzorze (3), a zapisaną wektorami w równaniu (4). Na tej podstawie można przedstawić następujące cztery hipotezy parametryczne:

H1: $\alpha_i = 0$: Interwencja banku centralnego nie ulega dostosowaniu do równowagi długookresowej przedstawionej rozbudowaną regułą Taylora.

H2: $\alpha_{\log WIG} = 0$: Wartość indeksu giełdowego nie dąży do równowagi długookresowej.

H3: $\beta_{\log WIG}$, β_y , $\beta_\pi = 0$: Istotność poszczególnych składników wektorów kointegrujących przedstawionych regułą Taylora.

H4: $\beta_{\log WIG}$, β_y , $\beta_\pi < 0$: Kierunek długookresowej reakcji stopy procentowej na szoki ze strony każdej ze zmiennych.

Hipotezy H1 i H2 to badanie tzw. słabej egzogeniczności zmiennych w modelu. Jeśli parametr korekty błędem nie jest istotnie różny od zera, zmienna jest słabo egzogeniczna. Oznacza to, że ta zmienna powoduje zmiany wartości wektora kointegrującego, ale sama nie reaguje na odchylenia od wektora kointegrującego. W modelach VECM pozwala to odróżnić zależność krótkookresową oraz długookresową. Natomiast weryfikacja hipotez H3 i H4 ma

na celu sprawdzenie istotności zmiennych w relacji kointegrującej oraz zależności pomiędzy nimi.

Pojedynczy model (4) może zostać oszacowany przy użyciu Metody Największej Wiarygodności Johansena. Należy jednak zauważyć, że w prezentowanym problemie można rozpatrzyć wiele postaci specyfikacji modelu i trudno *a priori* dokonać wyboru postaci właściwej. Istnieje bowiem wiele wariantów omawianych modeli. Po pierwsze trudno określić odpowiednią wartość maksymalnego rzędu opóźnienia p . O ile wartości wysokie prowadziłyby do potencjalnie nadmiernej parametryzacji modelu, o tyle trudno uzasadnić wybór spośród niższych wartości tj. $p = 0$, $p = 1$ lub $p = 2$. Po drugie, równie trudno uzasadnić *a priori* wybór jednej z Johansenowskiej struktury deterministycznej modelu, tj. założeń dotyczących trendu i stałej w poszczególnych równaniach. Po trzecie, jak wskazano, rozpatrujemy trzy potencjalne miary interwencji polityki pieniężnej.

W celu sprawdzenia omówionych wcześniej hipotez badawczych, możliwe jest oszacowanie poszczególnych modeli (z określoną wartością p , strukturą trendu i miarą interwencyjną), a następnie – opierając się na powszechnie stosowanych miarach, np. kryteriach informacyjnych – wybranie jednego spośród modeli w celu wykorzystania do uzyskania potwierdzenia lub zaprzeczenia sformułowanych hipotez. W niniejszym artykule wykorzystano jednak alternatywne podejście, oparte na bayesowskim uśrednianiu oszacowań (*Bayesian Model Averaging*, BMA). U podstaw tego narzędzia, wykorzystywanego najczęściej do oszacowania parametrów przy dużej liczbie regresorów bez estymacji jednego równania zawierającego wszystkie z nich, lub do doboru optymalnego zbioru zmiennych objaśniających, leży założenie, że nie jest znana prawdziwa postać modelowanej zależności. W zamian za to dysponujemy próbą, na podstawie której szacuje się wiele takich modeli, spośród których każdy zawiera jeden z możliwych zbiorów dostępnych zmiennych. Następnie, dla każdego z tak oszacowanych modeli wyznacza się prawdopodobieństwo *a posteriori* jego prawdziwości, korygując niejako wcześniej przypisane prawdopodobieństwo *a priori* (szczegóły wyznaczania prawdopodobieństw *a posteriori* dla modeli szacowanych KMNK oraz GMM podają Próchniak i Witkowski [2012]). Tak wyznaczone prawdopodobieństwa *a posteriori* mogą być wykorzystane jako wagi – zarówno przy szacowaniu ocen parametrów przy każdej ze zmiennych bez konieczności dokonywania wyboru jednej postaci funkcyjnej, jak i przy przeprowadzaniu testów statystycznych zgodnie z ideą metaanalizy. Na podstawie powyższej metody, w badaniu użyto BMA do uniezależnienia wyników od nieznaności Johansenowskiej struktury trendu oraz nieznaności prawidłowej liczby opóźnień.

Rozważmy sytuację, w której estymacji podlega model VECM z wybraną zmienną interwencyjną, nie czynimy jednak założenia co do wyboru jednej z pięciu struktur trendu oraz liczby opóźnień (między 0 a 2). Aby rozstrzygnąć o prawdziwości postawionych hipotez badawczych na podstawie wniosków

ze wszystkich możliwych do oszacowania w tej sytuacji modeli zastosowano następujący algorytm:

- 1) Oszacowano każdy spośród możliwych do utworzenia przy wskazanych ograniczeniach model M_j , $j = 1, \dots, J$.
- 2) Dla każdego M_j , $j = 1, \dots, J$ przyjęto prawdopodobieństwo *a priori* jego prawidłowości p_j . W typowej sytuacji najczęściej przyjmuje się założenie proporcjonalnych szans: zakłada się, że dla każdej spośród zmiennych objaśniających prawdopodobieństwo znalezienia się w prawidłowym modelu jest takie samo i niezależne od tego, jakie inne zmienne się w nim znajdują. Z kolei prawdopodobieństwo dla danego M_j wynika z tego, ile zmiennych objaśniających się w nim znajduje, zaś dokładne p_j wyznacza się ze schematu Bernoulliego. Rzadziej rozpatruje się inne schematy prawdopodobieństwa *a priori*, w tym taki, w którym jednakowe prawdopodobieństwo prawidłowości przypisuje się nie poszczególnym potencjalnym zmiennym, lecz poszczególnym modelom M_j , $j = 1, \dots, J$ – w tym ostatnim przypadku mamy $p_j = 1/J$. W niniejszym badaniu przyjęto jednak właśnie stałe prawdopodobieństwa *a priori* prawidłowości poszczególnych M_j , $j = 1, \dots, J$. Założenie to wynika z faktu, że poszczególne modele nie różnią się między sobą liczbą zmiennych objaśniających (różnią sposobem ujęcia trendu i liczbą opóźnień tych samych zmiennych).
- 3) Dla każdego M_j , $j = 1, \dots, J$ wyznaczono prawdopodobieństwo *a posteriori* jego prawidłowości P_j . Ye i in. [2004] pokazują, że można je wyznaczyć jako:

$$P_j = \frac{\exp(-0.5\Delta KIC_j)p_j}{\sum_{l=1}^J \exp(-0.5\Delta KIC_l)p_l},$$

$$\Delta KIC_j = KIC_j - KIC_{\min},$$

gdzie KIC_j oznacza wartość kryterium informacyjnego Kashyapa [1982], zaś ΔKIC_j oznacza różnicę między wartością kryterium dla danego M_j a jego wartością dla tego spośród modeli, gdzie KIC_j jest najmniejsze. Jednocześnie kryterium Kashyapa jest bardziej kłopotliwe obliczeniowo od typowo stosowanych kryteriów informacyjnych, jednak Ye i in. [2004] wskazują, że może być zastąpione przez typowe kryterium Schwarza (BIC) pod warunkiem dużej liczebności próby w proporcji do liczby rozpatrywanych zmiennych. Ponieważ sytuacja ta ma miejsce, w obliczeniach wykorzystano:

$$P_j = \frac{\exp(-0.5\Delta BIC_j)p_j}{\sum_{l=1}^J \exp(-0.5\Delta BIC_l)p_l},$$

$$\Delta BIC_j = BIC_j - BIC_{\min},$$

gdzie BIC_j oznacza wartość kryterium Bayesowskiego Schwarza dla modelu M_j .

- 4) Wszystkie wartości p w testach statystycznych zostały wyznaczone na podstawie własności prawdopodobieństwa całkowitego. Niech $p(H_n)_j$ oznacza wartość p (empiryczną wartość prawdopodobieństwa) wyznaczoną na podstawie modelu M_j jako prawdopodobieństwo błędu pierwszego rodzaju w teście pewnej hipotezy H_n . Wówczas można zapisać:

$$p(H_n) = \sum_{j=1}^J p(H_n)_j \cdot P_j,$$

gdzie $p(H_n)_j$ jest wartością p w hipotezie H_n , wyznaczoną poprzez uśrednienie ze wszystkich rozpatrywanych modeli M_j , $j = 1, \dots, J$.

W podobny sposób korzystając z własności warunkowej wartości oczekiwanej można wyznaczyć uśrednione wartości parametrów oraz ich wariancję.

$$E(\alpha) = E(E(\alpha | M_j)) = \sum_{j=1}^J E(\alpha | M_j) \cdot P_j$$

$$Var(\alpha) = E(Var(\alpha | M_j)) + Var(E(\alpha | M_j))$$

Warto jednak zauważyć, że nawet jeśli estymatory w każdym z modeli mają rozkład normalny, rozkład parametru α będzie mieszkanką rozkładów normalnych – będzie wielomodalny i w przypadku niewielkiej liczby modeli, będzie daleko od rozkładu normalnego. W analogiczny sposób jesteśmy w stanie wyznaczyć wartość oczekiwaną dowolnej funkcji parametrów modelu, zwłaszcza funkcji reakcji na impuls (poprzez uśrednienie reakcji na impuls otrzymanej na podstawie każdego spośród uśrednianych modeli tak, że w każdym z nich rozpatruje się tę samą parę zmiennych impulsowych i odpowiadających).

Wyniki

W artykule przedstawiono wyniki, porównując wyniki uśredniania bayesowskiego z podejściem opartym na minimalizacji kryterium Schwartza. Przy przedstawianiu wyników każdorazowo podano wyniki z modelu, który zostałby wybrany, w przypadku gdyby zastosowano minimalizację kryterium Schwartza i oznaczono je jako „min BIC”. Jak wcześniej wspomniano, użyto modeli z pięcioma możliwymi rodzajami specyfikacji kointegracji oraz trzema różnymi długościami operatora opóźnień. *A priori* założono, że każdy model jest równie prawdopodobny.

W tabeli 2 przedstawiano wyniki tych obliczeń. Nie ma istotnych przesłanek, by preferować jeden z rodzajów specyfikacji kointegracji – prawdopodobieństwa *a posteriori* prawidłowości modelu w poszczególnych specyfikacjach charakteryzują się dużym podobieństwem, co potwierdza zasadność przyjętych założeń. Wśród przedstawionych specyfikacji najbardziej prawdopodobna jest kointegracja z ograniczonym trendem, zarówno w nominalnych, jak i w realnych stopach procentowych. Niemniej jednak niewielkie różnice w wartości prawdopodobieństwa pomiędzy poszczególnymi specyfikacjami nie pozwalają przesądzić jednoznacznie o preferowanym modelu. Również w tym aspekcie

potwierdza to zasadność przyjętego uśredniania modeli. Niezależnie od specyfikacji wartości statystyk testowych odrzucają hipotezę o braku kointegracji w każdym z modeli.

Tabela 2. Prawdopodobieństwa *a posteriori* prawidłowości modelu

	Liczba opóźnień		
	$p = 0$	$p = 1$	$p = 2$
Brak ograniczeń	0.0701	0.0704	0.0566
$\tau = 0$	0.0726	0.0730*	0.0585
$\rho, \tau = 0$	0.0690	0.0700	0.0563
$\rho, \tau, \gamma = 0$	0.0717	0.0723	0.0582
$\rho, \mu, \tau, \gamma = 0$	0.0716	0.0709	0.0589

* Model minimalizujący BIC.

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 3 przedstawiono wyniki weryfikacji wcześniej omówionych hipotez parametrycznych. Na górze tabeli 3 przedstawione są hipotezy zerowe oraz alternatywne. W wierszach „wartości parametrów” przedstawiono uśrednione rezultaty estymacji zgodnie z opisaną metodą. W wierszach poniżej wartości parametrów przedstawiono rezultaty hipotezy H_0 z alternatywą H_A .

Tabela 3. Testy głównych hipotez

	Wartości granicznego poziomu istotności statystyki testowej hipotezy o zerowości parametrów (P-value)				
H_0 :	$\alpha_{\log WIG} = 0$	$\alpha_i = 0$	$\beta_{\log WIG} = 0$	$\beta_\pi = 0$	$\beta_\gamma = 0$
H_A :	$\alpha_{\log WIG} < 0$	$\alpha_i < 0$	$\beta_{\log WIG} > 0$	$\beta_\pi < 0$	$\beta_\gamma < 0$
Stopa nominalna					
min BIC					
Wartość parametru	-0.0357**	-0.0800**	1.6174**	-0.3049**	-0.1916**
Test H_0 (P-value)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Wyniki uśrednione					
Wartość parametru	-0.0147	-0.0639**	1.7424*	-0.5148**	-0.4959**
Test H_0 (P-value)	0.1539	0.0004	0.0964	0.0000	0.0014
Stopa realna					
min BIC					
Wartość parametru	-0.0357**	0.0433	1.6174**	0.6951**	-0.1916**
Test H_0 (P-value)	0.0000	0.2680	0.0000	1.0000	0.0000
Wyniki uśrednione					
Wartość parametru	-0.0147	0.0135	1.7424*	0.4852*	-0.4959**
Test H_0 (P-value)	0.1539	0.4078	0.0964	0.9056	0.0014

* Istotność na poziomie 0.1, ** istotność na poziomie 0.05.

Źródło: opracowanie własne.

Testy hipotez w poszczególnych modelach przeprowadzono zgodnie z metodą zaproponowaną przez Johansena, a następnie uśredniono. Wartości testów hipotez uzyskanych przy uśrednianiu są bardziej konserwatywne (rzadziej odrzucana jest hipoteza zerowa) niż uzyskane z modelu z minimalnym BIC. Ilustruje to korzyści z metody uśredniania. Ponieważ nie wiadomo, który model jest najbardziej prawdopodobny, użycie tylko jednego modelu może prowadzić do statystyki testowej zbyt często wskazującej na odrzucenie hipotezy zerowej.

W przypadku modelu uśredniania bayesowskiego ze stopą nominalną brak przesłanek do odrzucenia hipotezy, że rynek giełdowy jest zmienną słabo egzogeniczną – współczynnik $\alpha_{\log WIG}$ nie jest istotnie mniejszy od zera. Ponieważ nie można odrzucić hipotezy, że $\alpha_{\log WIG} = 0$, to wartość indeksu giełdowego nie dostosowuje się do relacji kointegrującej. Natomiast w równaniu dla stopy nominalnej odrzucono hipotezę o słabej egzogeniczności zarówno w modelu z minimalnym BIC, jak i za pomocą uśredniania bayesowskiego. Oznacza to, że stopa nominalna dostosowuje się do długookresowej równowagi.

Zaprezentowane w tabeli 3 wartości β_y oraz β_π są istotnie statystycznie różne od zera oraz zgodnie z oczekiwaniami ujemne. Oznacza to, że stopa nominalna wzrasta w reakcji na wyższą inflację oraz wzrasta w reakcji na dodatnią wartość luki popytowej. Istotność parametrów w relacji kointegrującej jest niezależna od zabiegu uśredniania – potwierdzona została zarówno w modelu minBIC, jak i w modelu uśredniania bayesowskiego. Natomiast wielkości parametrów β_π są niezgodne z oczekiwaniami. W tradycyjnym ujęciu reguły Taylora parametr β_π powinien być większy od 1 w celu zapewnienia stabilności makroekonomicznej. Przy szoku inflacyjnym nominalne stopy procentowe powinny ulec zwiększeniu co najmniej o wzrost inflacji. Jeśli reakcja stopy nominalnej jest mniejsza od 1, stopy nominalne nie akomodują wyższej stopy inflacji. Wówczas wzrost inflacji powoduje spadek stóp realnych. Z kolei obniżone stopy realne mogą spowodować dalszy wzrost inflacji. Porównanie wartości β_y oraz β_π sugeruje, że NBP przykłada większą wagę do kontroli inflacji niż do kontroli luki popytowej, co jest zgodne z założeniami bezpośredniego celu inflacyjnego.

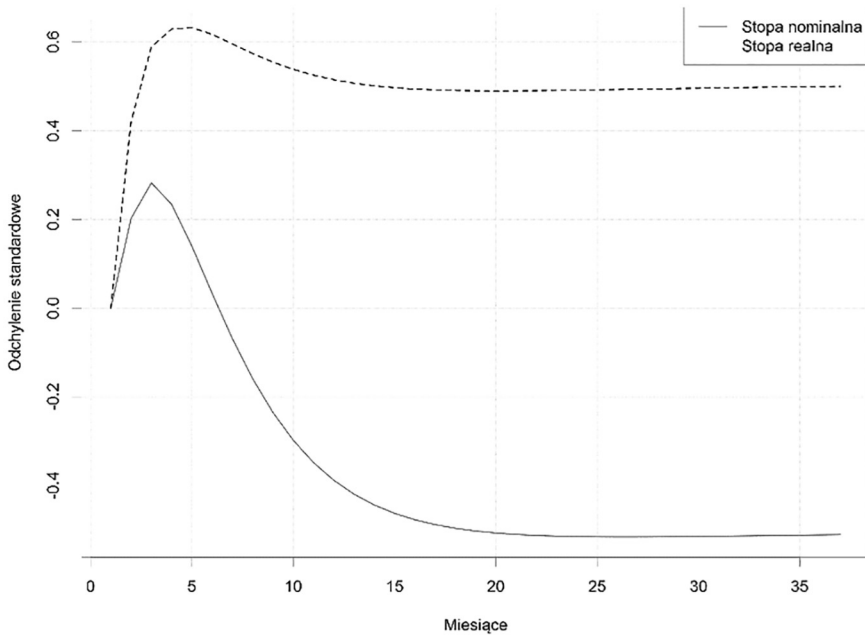
Przechodząc do głównej hipotezy badania – wartość $\beta_{\log WIG}$ jest istotnie dodatnia, co jest sprzeczne z oczekiwaniami wyrażonymi w teorii przedmiotu. Bank centralny w myśl teorii przeciwstawiania się wiatrowi (*leaning against the wind*) powinien przeciwdziałać nadmiernym wzrostom na rynkach akcji albo przynajmniej nie reagować na sytuację na giełdzie. W przeciwieństwie do tych założeń dodatni współczynnik $\beta_{\log WIG}$ sugeruje, że stopa nominalna maleje w długim okresie, gdy wartość indeks WIG rośnie. Odpowiada to sytuacji, w której bank centralny zamiast przeciwdziałać wzrostowi cen aktywów, w istocie sam ją powoduje. Byłaby to jednak przedwczesna konkluzja.

W przypadku modelu realnej stopy procentowej rezultaty uśredniania bayesowskiego sugerują, że zarówno realna stopa procentowa, jak i indeks giełdowy są ściśle egzogeniczne i nie dostosowują się do relacji kointegrującej.

Współczynnik $\beta_{\log w_{ig}}$ jest dodatni tak jak w przypadku stóp nominalnych. Natomiast współczynnik β_{π} zmienia znak i jest dodatni dla realnych stóp procentowych – ilustruje to negatywną relację pomiędzy stopami realnymi a inflacją.

Aby zinterpretować pozyskane wyniki, oszacowano funkcje reakcji na impuls. Po pierwsze – jak można zaobserwować na rysunku 1 – stopa nominalna, jak i realna początkowo reagują na wzrost rynku akcji dodatnio (w ciągu około 5 miesięcy).

Rysunek 1. Uśredniona reakcja stopy nominalnej i realnej na jednostkowy szok logWIG



Zarówno szok, jak i reakcja są wyznaczone w odchyleniach standardowych poszczególnych zmiennych.

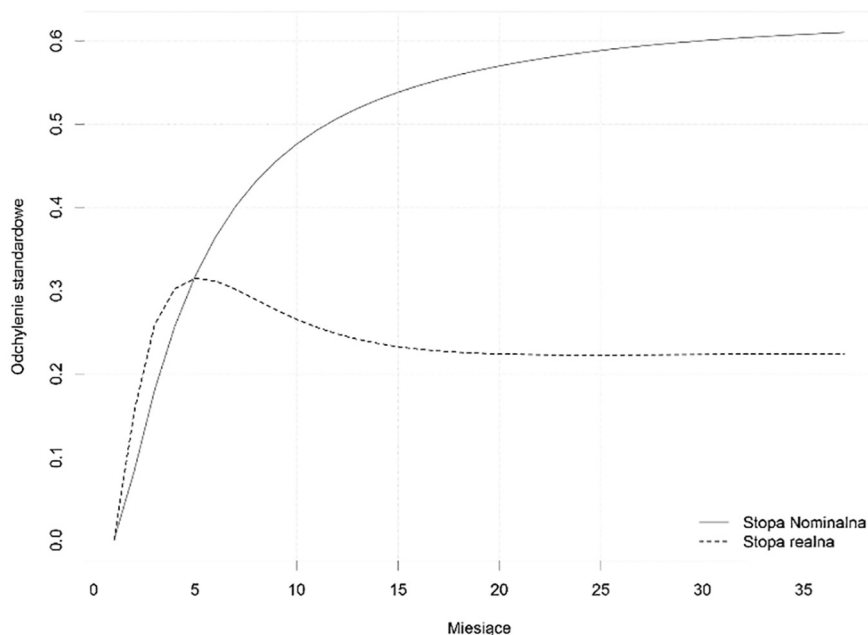
Źródło: opracowanie własne.

Z biegiem czasu reakcja stopy realnej nie zmienia się znacząco, natomiast stopa nominalna spada i jej reakcja jest w długim okresie ujemna. Jednym z wytłumaczeń tego rezultatu sugerowanym przez pozostałe wyniki modelu jest konkluzja, że realna stopa reaguje na zmiany na rynku giełdowym i prowadzi do obniżenia inflacji. Oznacza to, że po początkowym wzroście nominalnej stopy procentowej pojawia się spadek inflacji, który doprowadza do obniżenia stopy nominalnej. Alternatywnym wytłumaczeniem byłoby istnienie efektu substytucji pomiędzy płynnymi depozytami a niepłynnymi aktywami giełdowymi. Jeśli aktywa giełdowe będą postrzegane jako bardziej atrakcyjne, to popyt na płynne depozyty bankowe zmaleje. Może to spowodować, że banki będą potrzebowały mniej rezerw na uregulowanie płatności na rynku międzybankowym, czego wynikiem będzie spadek nominalnej stopy procentowej.

Alternatywne wyjaśnienie oznaczałoby jednak spadek realnej stopy procentowej na rynku międzybankowym w długim okresie. Efekt ten nie wydaje się być istotny dla rezultatów opisywanego modelu, gdyż stopa realna nie dostosowuje się do równowagi długookresowej.

Rysunek 2 przedstawia reakcję stóp procentowych na inflację. Wzrost inflacji powodują istotnie statystycznie dodatnią reakcję polityki pieniężnej – wzrost zarówno realnej, jak i nominalnej stopy procentowej. Jest to zgodne z hipotezami i oczekiwaniami dotyczącymi polityki pieniężnej NBP.

Rysunek 2. Uśredniona reakcja stóp procentowych na jednostkowy szok inflacji

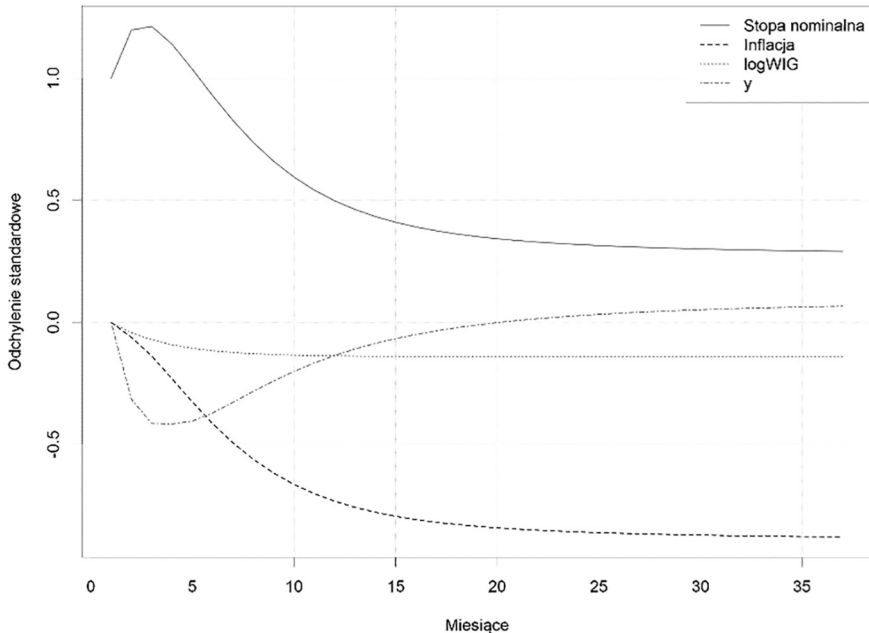


Zmienne wyrażone w odchyleniach standardowych.

Źródło: opracowanie własne.

Rysunki 3 i 4 przedstawiają reakcję pozostałych zmiennych w modelu na impuls realnej oraz nominalnej stopy procentowej. Jak można wnioskować na podstawie wyników testów hipotez reakcja *logWIG* na stopy procentowe jest bliska zeru. Objawia się to bliskimi zera wartościami funkcji reakcji *logWIG* zarówno na rysunku 3, jak i 4. Reakcja cyklu koniunkturalnego na obu rysunkach jest tylko chwilowa i wygasa po około 15 miesiącach. Impuls stopy nominalnej częściowo wygasa, gdy inflacja dostosowuje się do relacji kointegrującej, natomiast impuls stopy realnej nie wygasa w modelu. Spowodowane jest to brakiem reakcji stopy realnej na relację kointegrującą (słaba egzogeniczność). Dodatkowo wzrost stopy nominalnej oraz realnej są skutecznymi narzędziami w zwalczaniu inflacji i powodują jej spadek w ciągu około 15 miesięcy.

Rysunek 3. Uśredniona reakcja zmiennych w modelu na jednostkowy szok nominalnej stopy procentowej



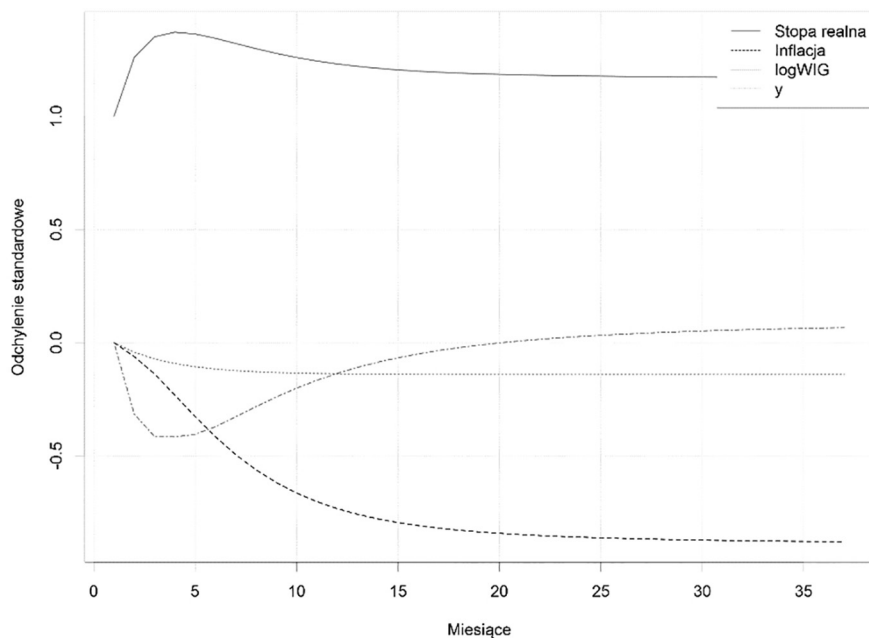
Zmienne wyrażone w odchyleniach standardowych.

Źródło: opracowanie własne.

Z przeprowadzonej analizy funkcji reakcji wynika, że realna stopa reaguje na szoki na rynkach aktywów i jest skutecznym narzędziem obniżania inflacji. Ponadto w wynikach modelu nie zaobserwowano istotnego wpływu zmiany stóp procentowych na indeks giełdowy. Wynika stąd, że nominalna stopa procentowa nie jest skutecznym narzędziem zmniejszania baniek spekulacyjnych w Polsce i stosowanie podejścia *leaning against the wind* nie powoduje zmniejszenia nierównowagi na rynku aktywów. Natomiast wyniki empiryczne potwierdzają, że polityka pieniężna mierzona stopą procentową reagowała na zmiany na rynku akcji w badanym okresie. Sytuacja na rynku akcji jest przyczyną w sensie Grangera polityki pieniężnej zarówno mierzonej stopą nominalną, jak i realną. Natomiast stopy procentowe nie są przyczyną w sensie Grangera dla wartości indeksów giełdowych. Reakcja stopy nominalnej na zmianę indeksu giełdowego w długim okresie jest negatywna – spowodowane jest to reakcją inflacji na początkowy wzrost stopy procentowej. Oba czynniki – czyli szoki giełdowe oraz stopy procentowej – istotnie wpływają na cykl koniunkturalny oraz inflację i wspólnie kształtują ich przebieg. Podsumowując, jest prawdopodobne, że Narodowy Bank Polski reaguje na wydarzenia na rynku giełdowym i ta reakcja nie jest związana z inflacją ani luką popytową. Reakcja ta ma znaczący wpływ na poziom inflacji oraz luki

popytowej i amortyzuje przyszłe zmiany tych zmiennych w reakcji na wysoki poziom wyceny giełdowej.

Rysunek 4. Uśredniona reakcja zmiennych w modelu na jednostkowy szok realnej stopy procentowej



Zmienne wyrażone w odchyleniach standardowych.

Źródło: opracowanie własne.

Otrzymane wyniki niosą ze sobą konsekwencje dla kwestii stabilności systemu finansowego. Pomimo że w literaturze dyskusja na temat szkodliwości strategii przeciwstawiania się wiatrowi nie została rozstrzygnięta, istnieją silne teoretyczne przesłanki (Bernanke i Gertler [2001] oraz Gali [2014]) przeciwko stosowaniu tej strategii. W myśl tych interpretacji może to prowadzić do wzmocnienia wahań cyklu finansowego oraz dodatkowych kosztów związanych z nieoptymalną strategią stopy procentowej. Natomiast nie rozstrzygnięto, z jakich powodów rada polityki pieniężnej przyjmuje taką strategię. Możliwe jest, że indeksy giełdowe wykorzystywane są do monitorowania efektów polityki pieniężnej ze względu na ich wysoką widoczność oraz natychmiastowość obserwacji. W przeciwieństwie do tego wyniki oszacowanych modeli sugerują nam, że stabilność wycen giełdowych jest osobnym celem, do którego dąży polska polityka pieniężna. W przypadku znacznych kosztów wahań giełdowych dla Polski strategia ta może być optymalna. Biorąc pod uwagę dużą konkurencję na światowych rynkach kapitałowych z jaką muszą się zmierzyć polskie spółki, wsparcie stabilności polskiej giełdy może mieć pozytywny efekt netto. Ostatnia hipoteza ma charakter *ex post*,

bowiem empiryczna weryfikacja korzyści i kosztów stosowanej polityki jest poza zasięgiem tego artykułu, którego celem jest empiryczne stwierdzenie występowania przeciwstawianiu się wiatrowi w polskiej polityce pieniężnej.

W celu sprawdzenia wrażliwość wyników na uwzględnienie innych zmiennych, w modelu rozszerzono podstawowy model o dodatkowe zmienne. Zmienne brane pod uwagę to kurs walutowy EUR/PLN(fx), zmienna cyklu koniunkturalnego strefy euro (eurcykl), europejska stopa międzybankowa Euribor3M (euribor), inflacja w strefie euro (eurinflacja), indeks produkcji dla strefy euro oraz poziom aktywów zagranicznych netto. Wówczas wektor zmiennych będzie przyjmował postać:

$$Y_t = \begin{cases} i_t \\ \pi_t \\ y_t \\ \log WIG_t \\ X_t \end{cases},$$

gdzie X_t to jedna z wyżej wymienionych zmiennych. Cały proces estymacji przebiega tak samo jak w podstawowym przypadku, z tym że jest więcej potencjalnych modeli. Tabela 4 przedstawia prawdopodobieństwo *a posteriori* modeli z uwzględnioną dodatkową zmienną.

Tabela 4. Prawdopodobieństwa *a posteriori*, modeli z dodaną zmienną

Zmienne dodatkowe uwzględnione w modelu					
eurcykl	euribor	eurinflation	eurprod	fx	aktywa zagraniczne netto
Prawdopodobieństwo <i>a posteriori</i> grupy modeli:					
0.0433	0.3497	0.1634	0.0421	0.3965	0.0050

Źródło: opracowanie własne.

Wyniki estymacji modeli z dodatkowymi zmiennymi wskazują, że modele z uwzględnieniem kursu walutowego oraz stopy Euribor 3M najlepiej odpowiadają danym. W tabeli 5 przedstawiono uśrednione wyniki testów głównych hipotez w rozszerzonych modelach. Uzyskane wyniki mają podobną strukturę jak w wypadku podstawowego modelu, z wyjątkiem zmiany istotności testu dla $\alpha_{\log WIG}$, który w powiększonym modelu staje się istotny. Natomiast wartość $\beta_{\log WIG}$ przestaje być istotna na poziomie 10%. Jest to prawdopodobnie spowodowane znacząco większą liczbą parametrów oraz mniejszą efektywnością estymatorów modelu.

Tabela 5. Wyniki testów hipotez z uwzględnionymi dodatkowymi zmiennymi

Testy Hipotezy o zerowości parametrów (P-values)					
H0:	$\alpha_{\log WIG} = 0$	$\alpha_i = 0$	$\beta_{\log WIG} = 0$	$\beta_y = 0$	$\beta_x = 0$
HA:	$\alpha_{\log WIG} < 0$	$\alpha_i < 0$	$\beta_{\log WIG} > 0$	$\beta_y < 0$	$\beta_x < 0$
Stopa nominalna					
min BIC	0.0000	0.0000	0.0137	0.0000	0.0000
Uśrednione	0.0548	0.0011	0.1550	0.0413	0.0509
Stopa realna					
min BIC	0.0000	0.8257	0.0137	0.0000	1.0000
Uśrednione	0.0548	0.3845	0.1550	0.0413	0.7740

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie i kierunki dalszych badań

W artykule poddano analizie współzależność pomiędzy polityką pieniężną wyrażoną za pomocą stóp procentowych rynku międzybankowego a głównym indeksem polskiej giełdy w celu zbadania reakcji Narodowego Banku Polskiego na wydarzenia giełdowe. Uzyskane wyniki świadczą o tym, że nominalne stopy procentowe nie były skutecznym narzędziem przeciwdziałania wzrostom cen aktywów na polskiej giełdzie. Ponadto nominalna stopa procentowa systematycznie reaguje na zmiany w poziomie indeksu WIG. W krótkim okresie reakcja ta jest pozytywna i dopiero w długim okresie zaczyna być istotnie negatywna. Dzieje się tak wskutek spadku inflacji po początkowej reakcji stopy procentowej. Natomiast reakcja realnej stopy procentowej na wzrost indeksu giełdowego jest dodatnia.

Wyniki pozwalają argumentować, że polityka pieniężna istotnie reaguje na wzrosty na rynku giełdowym w celu stabilizacji wycen rynku kapitałowego. Tym samym polityka ta ma charakter stabilizujący. Nie stwierdzono przeciwnej zależności, tj. reakcji giełdy na politykę polskiego banku centralnego – oznacza to, że wydarzenia giełdowe są słabo egzogeniczne względem polskiej polityki pieniężnej. Wyniki te były odporne na dodawanie innych potencjalnych celów polityki pieniężnej. Wyniki te są spójne z hipotezą o globalnym cyklu finansowym [Rey, 2015], który to cykl poprzez swój znaczący wpływ na inwestycje i ceny aktywów powoduje osłabienie transmisji polityki pieniężnej.

Wyniki sugerują niski wpływ polityki pieniężnej w badanym okresie na wyceny giełdowe. Niemniej empiryczna ocena korzyści i kosztów stosowania polityki opierania się wiatrowi w Polsce jest poza zasięgiem tego artykułu. Istnieją istotne ekonomiczne przesłanki do stosowania tej strategii – takie jak międzynarodowa konkurencja rynków kapitałowych, wysokie potencjalne koszty niestabilności systemu finansowego oraz pro cykliczny poziom dźwigni finansowej. Co więcej, mierzenie kosztów związanych z tą strategią jest trudne empirycznie. Jednak w literaturze teoretycznej wydaje się panować

konsensus, że do celu zwiększenia stabilności finansowej powinno się używać narzędzi makroostrożnościowych a nie polityki stóp procentowych. Możliwe, że obserwowane zastosowanie strategii przeciwdziałania wiatrowi ma charakter tymczasowy, która będzie stosowana do czasu dopracowania sieci regulacji makroostrożnościowych.

Dalsze badania tego tematu wymagają użycia innych miar interwencji banku centralnego oraz rozszerzenia badania o inne kraje. Kolejnym kierunkiem badań powinno być uwzględnienie w rozważaniach globalnych trendów zarówno w cenach aktywów, jak i polityce pieniężnej. Mogą one mieć znaczący wpływ na rezultaty, gdyż lokalna wycena aktywów może być mocno powiązana z warunkami na globalnym rynku finansowym.

Bibliografia

- Assenmacher-Weshe K., Gerlach S. [2008], *Monetary Policy, Asset Prices and Macroeconomic Conditions: A Panel VAR Study*, National Bank of Belgium Working Paper, no. 149.
- Bernanke B., Gertler M. [2001], *Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?* "The American Economic Review", vol. 91(2), s. 253–257.
- Bernanke B.S., Kuttner K.N. [2005], *What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?*, "Journal of Finance", vol. 60(3), s. 1221–1257.
- Bjørnland H., Leitemo K. [2009], *Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market*, "Journal of Monetary Economics", vol. 56(2), s. 275–82.
- Bohl M., Siklos P., Werner T. [2007], *Do Central Banks React to the Stock Market? The Case of the Bundesbank*, "Journal of Banking and Finance", vol. 31(3), s. 719–733.
- Brzoza-Brzezina M., Kotłowski J. [2014], *Measuring the Natural Yield Curve*, "Applied Economics", vol. 46(17), s. 2052–2065.
- Caballero R.J. [2006], *On the Macroeconomics of Asset Shortages*, NBER Working Paper, no. 12753.
- Castelnuovo E., Nisticò S. [2010], *Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model for the U.S.*, "Journal of Economic Dynamics and Control", vol. 34(9), s. 1700–1731.
- Christensen A., Nielsen H. [2003], *Has US Monetary Policy Followed the Taylor Rule?. A Cointegration Analysis 1988–2002*, Danmark Nationalbank Working Papers, no. 11.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. [2000], *Monetary Policy and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, "The Quarterly Journal of Economics", vol. 115(1), s. 147–180.
- Gali J. [2014], *Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles*, "American Economic Review", vol. 104(3), s. 721–52.
- Gali J., Gambetti L. [2014], *The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence*, NBER Working Papers no. 19981, National Bureau of Economic Research.
- Goczek Ł. [2012], *Przegląd i ocena ekonometrycznych metod używanych w modelach empirycznych wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa”, nr 10, s. 49–71.
- Goczek Ł., Mycielska D. [2014], *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt”, nr 45(3), s. 267–290.

- Goczek Ł., Mycielski J. [2013], *Modelowanie stóp procentowych w Polsce-testy istnienia pierwiastka jednostkowego ze strukturalnym załamaniem*, w: *Innowacje i implikacje interdyscyplinarne*, red. Z. Zieliński, PITWIN, Kielce.
- Hoffmann A. [2013], *Did the Fed and ECB React Asymmetrically with Respect to Asset Market Developments?*, "Journal of Policy Modeling", vol. 35, s. 197–211.
- Johansen S. [1995], *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Kapuściński M. i in. [2014], *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku?*, Materiały i Studia NBP, nr 306.
- Kashyap R.L. [1982], *Optimal Choice of AR and MA Parts in Autoregressive Moving Average Models*, "IEEE Trans. Pattern Anal. Mach. Intel.", vol. 4(2), s. 99–104.
- Kozicki S. [1999], *How Useful are Taylor Rules for Monetary Policy?*, Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, vol. Q II, s. 5–33.
- Lee K., Olekalns N., Shields N. [2013], *Meta Taylor Rules for the UK and Australia; Accommodating Regime Uncertainty in Monetary Policy Analysis Using Model Averaging Methods*, "The Manchester School", vol. 81, s. 28–53.
- Mishkin F.S. [2011], *Over the Cliff: From the Subprime to the Global Financial Crisis*, "Journal of Economic Perspectives", vol. 25(1), s. 49–70.
- Österholm P. [2005], *The Taylor Rule: A Spurious Regression?*, "Bulletin of Economic Research", vol. 57, s. 217–247.
- Posen A.S. [2011], *Monetary Policy, Bubbles and the Knowledge Problem*, "Cato Journal", vol. 31, s. 261–271.
- Próchniak M., Witkowski B. [2012], *Konwergencja gospodarcza typu β w świetle bayesowskiego uśredniania oszacowań*, „Bank i Kredyt”, nr 2(43), s. 25–58.
- Rey H. [2015], *Dilemma not Trilemma: The global Financial Cycle and Monetary Policy Independence*, NBER Working Paper, no. 21162.
- Rigobon R., Sack B. [2003], *Measuring The Reaction Of Monetary Policy To The Stock Market*, "The Quarterly Journal of Economics", vol. 118(2), s. 639–669.
- Siklos P.L., Wohar [2005], *Estimating Taylor-Type Rules: An Unbalanced Regression?*, "Econometric Analysis of Financial and Economic Time Series", vol. 20, s. 239–276.
- Vasicek B. [2010], *Monetary Policy Rules and Inflation Process in Open Emerging Economies: Evidence for 12 New EU Members*, "Eastern European Economics", vol. 48, issue 4, s. 36–58.
- Taylor J.B. [1993], *Discretion Versus Policy Rules in Practice*, "Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy", vol. 39, s. 195–214.
- Ye M., Neuman S.P., Meyer P.D. [2004], *Maximum Likelihood Bayesian Averaging of Spatial Variability Models in Unsaturated Fractured Tuff*, "Water Resources Research", vol. 40, W05113.
- Wu J.C., Xia F.D. [2016], "Journal of Money, Credit, and Banking", vol. 48 (2–3), s. 253–291.

MONETARY POLICY RESPONSE TO STOCK MARKET VOLATILITY**Abstract**

The aim of the article is to analyze how the monetary policy of the National Bank of Poland responds to developments on the stock market. The empirical study uses the theoretical framework of the so-called Taylor Rule to determine whether changes in monetary policy in Poland show signs of counteracting stock market fluctuations not related to the stabilization of inflation and the output gap. In the study, a series of Bayesian averaged vector error correction models (VECM) were estimated using monthly data for the years 2001–2015. The obtained results make it possible to argue that monetary policy reacts to significant spikes on the stock market to cushion their impact on the economy. Thus, the policy aims to have a stabilizing effect on capital markets.

Keywords: monetary policy response, stock market, Taylor Rule, leaning against the wind

JEL classification codes: E43, E44, E52, E58
