

Radosław Kurach, Jerzy Stelmach

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

ANALIZA WPLYWU CEN AKTYWÓW NA POLITYKĘ PIENIĘŻNĄ W POLSCE

Streszczenie: Przedmiotem niniejszego artykułu jest empiryczna analiza wpływu cen wybranych aktywów na politykę pieniężną w Polsce. W tym celu została wykorzystana funkcja reakcji banku centralnego z mechanizmem wygładzania zmian stóp procentowych rozszerzona o dwie zmienne wyrażające wahania cen aktywów finansowych i niefinansowych (WIG oraz średnia cena transakcyjna 1 m² lokalu mieszkalnego). Jako metodę estymacji przyjęto Uogólnioną Metodę Momentów (GMM). Wyniki badania wskazują na brak wpływu cen wybranych aktywów na kształtowanie się stóp procentowych w Polsce w analizowanym okresie.

Słowa kluczowe: polityka monetarna, ceny aktywów, GMM, funkcja reakcji banku centralnego.

1. Wstęp

W ostatnich kilku latach zmiany cen aktywów na rynkach światowych wzbudziły znaczne zainteresowanie zarówno ze strony ogółu społeczeństwa, jak i ze strony ekonomistów oraz władz monetarnych. Zainteresowanie to nie jest bezpodstawne: podczas gdy oficjalne indeksy cen jako mierniki inflacji były niskie i wskazywały na stabilne ceny, na rynkach aktywów ceny osiągały rekordowe wysokości, przybierając postać tzw. bańki spekulacyjnej, co w konsekwencji może prowadzić do zachwiania stabilności całej gospodarki. Stało się to przyczyną dyskusji na temat reakcji banku centralnego na zmiany cen aktywów, a nawet ewentualnego włączenia ich do celu inflacyjnego banku centralnego. Dyskusja akademicka została dodatkowo ożywiona niekorzystnymi dla gospodarki wydarzeniami na rynku nieruchomości w USA, których początek zazwyczaj ustala się na drugą połowę 2007 r.

Ceny aktywów stanowią niewątpliwie ważny element mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej. Wpływają na zagregowany popyt poprzez oddziaływanie na inwestycje i konsumpcję. Przykładowo, wzrost cen akcji, czyli wzrost oczekiwanego dochodu rozporządzalnego (efekt bogactwa), zwiększa konsumpcję. Jednocześnie powoduje, że rynkowa wartość przedsiębiorstwa (współczynnik q Tobina) rośnie, stymulując wzrost nakładów inwestycyjnych. Dodatkowo, ceny aktywów określają wartość zabezpieczeń, jakie mogą przedstawić przedsiębiorstwa czy gospodarstwa domowe, ubiegając się o kredyt. Jeśli zatem zadaniem banku central-

nego jest stabilizacja inflacji w ramach strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, a wzrost zagregowanego popytu może temu zagrażać, polityka monetarna musi brać pod uwagę zmiany cen aktywów. Nie oznacza to oczywiście automatycznej reakcji na bańkę spekulacyjną. Większość banków centralnych stoi na stanowisku, że zmiany cen aktywów są istotne dla polityki monetarnej tylko w takim zakresie, w jakim wpływają one na zmiany w przyszłym popycie i oczekiwanej inflacji¹. Nie widzą one również powodu, dla którego miałyby w jakikolwiek sposób modyfikować cel inflacyjny, uwzględniając w nim ceny aktywów finansowych. Odmienne stanowisko można znaleźć w pracy A. Filarda². Prezentuje on model, z którego wynika, że wahania, jakimi cechują się ceny aktywów, nie powinny być powodem unikania reakcji ze strony banku centralnego. Co więcej, nawet gdy polityce monetarnej trudno odróżnić, na ile wzrost cen jest uzasadniony zmiennymi fundamentalnymi, a na ile ma charakter spekulacyjny, bank centralny powinien reagować na wahania cen aktywów na rynkach finansowych.

Współzależność między cenami aktywów a polityką pieniężną jest tematem względnie dobrze rozpoznanym w literaturze przedmiotu. Świadczy o tym znaczna liczba publikacji naukowych i raportów analitycznych z tego obszaru³. Jednakże, według najlepszej wiedzy autorów, brak jest opracowania tego typu dla gospodarki polskiej. Dlatego przedmiotem niniejszego artykułu jest empiryczna analiza wpływu cen wybranych aktywów na politykę pieniężną w Polsce, rozumianą jako polityka stóp procentowych. Tak sformułowanemu celowi podporządkowany został układ artykułu. Część druga prezentuje narzędzie analizy – model ekonometryczny, a także zawiera szczegółowy opis wykorzystanych danych liczbowych. W punkcie trzecim przedstawione są wyniki estymacji modelu, a wnioski i podsumowanie badań zawiera punkt czwarty.

2. Metoda badawcza i opis danych

W celu zbadania, czy polskie władze monetarne w prowadzonej przez siebie polityce pieniężnej uwzględniają ceny aktywów, wykorzystana zostanie rozszerzona o dodatkowe zmienne objaśniające funkcja reakcji banku centralnego. Określa się ją

¹ B. Bernanke, M. Gertler, *Should central banks respond to movements in asset prices?*, „American Economic Review” 2001, Vol. 91, No. 2, s. 253-257.

² A. Filardo, *Monetary policy and asset price bubbles: Calibrating the monetary policy trade-offs*, BIS Working Papers 2004, nr 155.

³ Np.: B. Bernanke, M. Gertler, *Monetary policy and asset price volatility*, NBER Working Paper 2000, No. 7559; S. Cecchetti, H. Genberg, J. Lipsky, S. Wadhvani, *Asset prices and central bank policy*, Geneva Report on the World Economy 2000, No. 2, CEPR; C. Detken, F. Smets, *Asset price booms and monetary policy*, ECB Working Paper 2004, No. 364; ECB, *Asset price bubbles and monetary policy*, „Monthly Bulletin” April 2005, s. 47-61; A. Filardo, wyd. cyt.; D. Gruen, M. Plumb, A. Stone, *How should monetary policy respond to asset-price bubbles?*, Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper 2003, 03-11; S. Gilchrist, J. Leahy, *Monetary policy and asset prices*, „Journal of Monetary Economics” 2002, Vol. 49, No. 1, s. 75-97.

najczęściej jako regułę, zgodnie z którą bank centralny określa poziom krótkookresowej stopy procentowej⁴. Funkcja reakcji, opisująca zależność między podstawowym instrumentem polityki monetarnej, jakim jest krótkookresowa stopa procentowa, a jego poszczególnymi determinantami jest jednym z głównych elementów mechanizmu transmisji monetarnej. W większości przypadków w roli instrumentu polityki monetarnej występuje zmienna o charakterze ciągłym, najczęściej krótkookresowa stopa procentowa z rynku pieniężnego.

Punktem wyjścia do skonstruowania funkcji reakcji opisującej zachowanie banku centralnego w Polsce może być funkcja reakcji nawiązująca do klasycznej reguły Taylora, którą można zapisać zgodnie z poniższym wzorem:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie: i_t – krótkookresowa nominalna stopa procentowa,

π_t – stopa inflacji,

y_t – luka popytowa, definiowana jako różnica między produkcją rzeczywistą a potencjalną,

ε_t – składnik losowy,

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ – parametry modelu, przy czym $\alpha_1, \alpha_2 \geq 0$, α_0 zaś stanowi kombinację liniową długookresowej realnej stopy procentowej r^* oraz celu inflacyjnego π^* .

Postać równania (1) wskazuje, że bank centralny zmienia poziom nominalnej stopy procentowej, jeżeli inflacja różni się od celu inflacyjnego lub jeżeli obserwowany PKB różni się od potencjału produkcyjnego gospodarki.

W niniejszym badaniu do opisu procesu podejmowania decyzji przez bank centralny zaproponowano postać funkcji reakcji zbliżoną do równania (1), ale rozszerzoną dodatkowo o zmienne wyrażające wahania cen aktywów. Uwzględniono tu dwie klasy aktywów: finansowe i niefinansowe. W roli zmiennej odzwierciedlającej ceny aktywów finansowych przyjęto Warszawski Indeks Giełdowy (WIG), który określa zmianę – w stosunku do okresu bazowego – wartości rynkowej akcji spółek notowanych na rynku podstawowym. Indeks ten jest najstarszym i najszerszym indeksem Giełdy Papierów Wartościowych w Warszawie. Jako miarę cen aktywów niefinansowych przyjęto średnią cenę transakcyjną za 1 m² powierzchni użytkowej lokali mieszkalnych w danym miesiącu. Źródłem danych był System Analiz i Monitorowania Rynku Obrotu Nieruchomościami (AMRON)⁵. Tak rozszerzoną funkcję reakcji można wyrazić następująco:

⁴ J. Kotłowski, *Funkcje reakcji Rady Polityki Pieniężnej – analiza logitowa*, „Bank i Kredyt” 2006, nr 4, s. 3-18; B. Kłos, R. Kokoszcyński, T. Łyziak, J. Przystupa, E. Wróbel, *Modele strukturalne w prognozowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim*, „Materiały i Studia” 2004, nr 180, NBP.

⁵ System AMRON jest największą, ogólnopolską, wystandaryzowaną i wiarygodną bazą danych sektora finansowego o cenach transakcyjnych nieruchomości. Uczestnikami systemu są banki, które zasilając bazę centralną własnymi informacjami o rynku nieruchomości, jednocześnie mają możliwość

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 wig_t + \alpha_4 m_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

gdzie: wig_t – poziom indeksu WIG w okresie t ,

m_t – średnia cena transakcyjna 1 m² lokalu mieszkalnego.

Kolejna modyfikacja funkcji reakcji danej równaniem (2) ma na celu uwzględnienie założenia, zgodnie z którym Rada Polityki Pieniężnej do ustalania poziomu stóp procentowych wykorzystywała jedynie informacje pochodzące z przeszłości, czyli działała według formuły *backward looking*. Takie podejście implikuje wykorzystanie opóźnionych zmiennych egzogenicznych występujących w równaniu (2). W związku z tym, że Rada w momencie podejmowania decyzji (okres t) zna już wartości większości zmiennych objaśniających z poprzedniego miesiąca (okres $t-1$), nową postać funkcji reakcji można zapisać następująco:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 wig_{t-1} + \alpha_4 m_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (3)$$

Analizując równanie (3), należy zauważyć, iż nie uwzględnia ono skłonności banków centralnych do wygładzania zmian stóp procentowych. Wśród przyczyn niechęci władz monetarnych do dużych i jednorazowych zmian poziomu stóp procentowych można wymienić: obawę przed spowodowaniem zakłóceń na rynkach kapitałowych, utratę wiarygodności na skutek nagłych zwrotów w prowadzeniu polityki monetarnej, niepewność co do danych statystycznych, które w przyszłości mogą podlegać znacznym rewizjom⁶. Bezpośrednie zmierzenie i włączenie wymienionych czynników do modelu ekonometrycznego nie jest możliwe. Dlatego też, w celu uwzględnienia w funkcji reakcji zasady wygładzania zmian stóp procentowych, zastosowany zostanie mechanizm dostosowań częściowych⁷, który w danym przypadku postuluje, że bank centralny dostosowuje poziom stóp procentowych stopniowo, zdążając ku docelowemu ich poziomowi. Mechanizm ten zakłada, że pożądany poziom stopy procentowej oznaczony jako i_t^* jest linową funkcją zmiennych objaśniających:

$$i_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} + \alpha_3 wig_{t-1} + \alpha_4 m_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Przyjmując, że w bieżącym okresie tylko część odchylenia od wartości optymalnej ujawnia się w postaci przyrostu zmiennej i_t , mamy:

$$i_t - i_{t-1} = \rho(i_t^* - i_{t-1}), \quad 0 < \rho < 1, \quad (5)$$

gdzie ρ jest współczynnikiem dostosowania. Tak więc równanie (5) stwierdza, że rzeczywiście zaistniała zmiana instrumentu polityki monetarnej ($i_t - i_{t-1}$) jest tylko ułamkiem koniecznej do przeprowadzenia zmiany ($i_t^* - i_{t-1}$). Po podstawieniu rów-

prorowadzenia analiz na podstawie danych pochodzących z innych banków. Inicjatorem i właścicielem systemu jest Związek Banków Polskich.

⁶ R. Clarida, J. Gali, M. Gertler, *Monetary policy rules in practice: Some international evidence*, „European Economic Review” 1998, Vol. 42, s. 1033-1067.

⁷ G.S. Maddala, *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006, s. 460.

niania (4) do (5) i rozwiązaniu względem obserwowanej zmiennej objaśnianej i_t otrzymujemy:

$$i_t = \rho(\alpha_0 + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2y_{t-1} + \alpha_3wig_{t-1} + \alpha_4m_{t-1}) + (1-\rho)i_{t-1} + \rho\varepsilon_t. \quad (6)$$

Dokonując przekształceń w równaniu (6) oraz zastępując otrzymane parametry od $\rho\alpha_0$ aż do $\rho\alpha_4$ nowymi symbolami parametrów β_0 do β_4 , ostateczną postać funkcji reakcji, która zostanie poddana oszacowaniu, można zapisać:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2y_{t-1} + \beta_3wig_{t-1} + \beta_4m_{t-1} + (1-\rho)i_{t-1} + \xi_t, \quad (7)$$

gdzie $\xi_t = \rho\varepsilon_t$ jest nowym składnikiem losowym, którego własności pozostają takie same jak składnika losowego ε_t . Należy zauważyć, iż postać (7) ma charakter pomocniczy i została skonstruowana ze względu na nieobserwowalność zmiennej i_t^* . Modelem właściwym, do którego należy odnosić interpretacje parametrów, jest model złożony z równań (4) oraz (5).

Ze względu na specyfikację modelu (7) jako metodę estymacji autorzy proponują wykorzystanie Uogólnionej Metody Momentów (ang. *Generalized Method of Moments*, GMM), która stanowi rozwinięcie klasycznej metody momentów, polegającej na szacowaniu momentów teoretycznych za pomocą momentów z próby. Metoda GMM ma wiele istotnych zalet. Przede wszystkim zaprojektowano ją m.in. w celu radzenia sobie z problemami autoregresyjnych właściwości zmiennej zależnej i z występowaniem odwrotnej zależności przyczynowej między zmienną objaśnianą a zmienną objaśniającą. Obydwa te problemy mogą z dużym prawdopodobieństwem wystąpić w estymowanej funkcji reakcji. Ponadto metoda GMM, poprzez dobór optymalnych macierzy wag w funkcji celu, daje możliwość jednoczesnego uwzględnienia zjawiska autokorelacji i heteroscedastyczności oraz rozróżnienia i zastosowania odpowiednich zmiennych instrumentalnych. Dodatkowo, GMM nie wymaga przyjęcia restrykcyjnych założeń odnośnie do rozkładu zakłóceń losowych⁸.

Podstawową hipotezą wyjściową w metodzie GMM jest przyjęcie, że zmienne egzogeniczne mogą być skorelowane ze składnikami losowymi. Przy tym założeniu zarówno estymator metody najmniejszych kwadratów, jak i estymator metody największej wiarygodności nie mają podstawowych własności, np. zgodności. Ideą tego podejścia jest zastosowanie w procesie estymacji odpowiednich instrumentów dla zmiennych objaśniających skorelowanych ze składnikiem losowym. Zakłada się następnie, iż dany czynnik jest właściwym instrumentem wówczas, gdy jest skorelowany z zastępowaną zmienną, a jednocześnie nie jest skorelowany z zakłóceniami losowymi. Jest to tzw. warunek ortogonalności. Ostateczne oszacowania parametrów otrzymuje się w wyniku rozwiązania warunków ortogonalności. Stąd kolejną zaletą GMM jest to, że niekiedy możliwe jest wyprowadzenie postaci warunków ortogonalności bezpośrednio z teorii ekonomii. W artykule jako instrumenty zasto-

⁸ Formalny opis Uogólnionej Metody Momentów można znaleźć np. w pracy: M. Verbeek, *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons, New York 2008, s. 129-167.

sowano opóźnione obserwacje na zmiennej endogenicznej oraz opóźnione obserwacje na zmiennych egzogenicznych występujących w modelu. Wektor instrumentów może być zatem interpretowany jako zbiór informacji uwzględnianych przez bank centralny w procesie podejmowania decyzji o zmianie poziomu stóp procentowych.

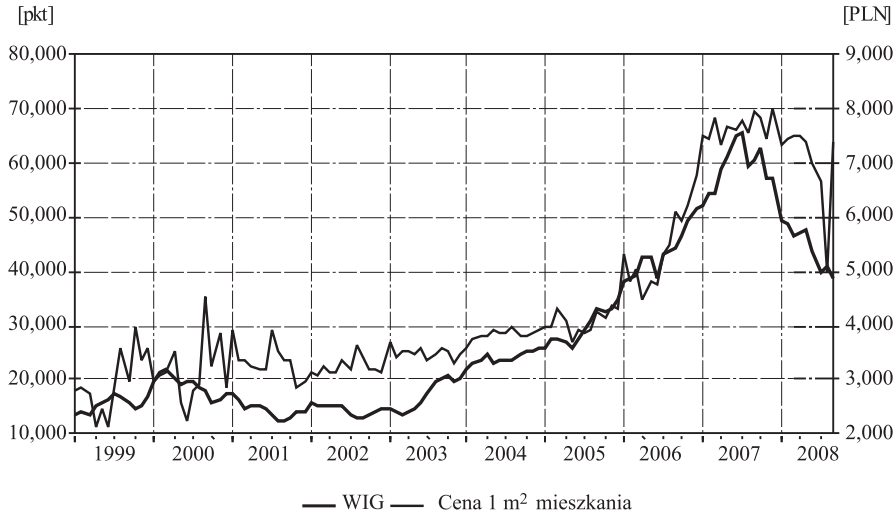
W badaniu wykorzystano dane o częstotliwości miesięcznej z okresu od stycznia 1999 r. do września 2008 r., co łącznie daje 117 obserwacji. Jako zmienną objaśnianą przyjęto średnią miesięczną stopę WIBOR 1M, która określa oprocentowanie pożyczek na polskim rynku międzybankowym udzielanych na okres jednego miesiąca. W roli stopy inflacji użyto wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych liczonego względem analogicznego miesiąca roku poprzedniego. Wartości luki popytowej skonstruowano przez różnicę między szeregiem czasowym opisującym kształtowanie się rocznej dynamiki produkcji sprzedanej przemysłu a wartościami wygładzonymi tego szeregu, otrzymanymi w wyniku zastosowania filtru Hodricka–Prescotta. Parametr wygładzania filtru ustalono na standardowym poziomie 14 400. Miesięczne wartości indeksu WIG otrzymano, obliczając średnią arytmetyczną z wartości indeksu na zamknięciu sesji w danym miesiącu. Źródła danych stanowiły publikacje Głównego Urzędu Statystycznego, biuletyny miesięczne Narodowego Banku Polskiego oraz wspomniany już system AMRON.

3. Wyniki empiryczne

Na rysunku 1 przedstawiono kształtowanie się cen aktywów uwzględnionych w szacowanym modelu. Wzrokowa ocena wykresu wskazuje na silną dodatnią korelację pomiędzy rozważanymi szeregami, co też zostało potwierdzone wysoką wartością współczynnika korelacji liniowej, który wyniósł 0,935. Włączenie do modelu ekonometrycznego takiej kombinacji zmiennych objaśniających może prowadzić do wystąpienia zjawiska przybliżonej współliniowości. Pomimo nadmiernego skorelowania, zdecydowano pozostawić obydwie zmienne w modelu ze względu na cel artykułu i idące za tym walory poznawcze. Dodatkowym argumentem jest to, że współliniowość nie powoduje utraty przez GMM-estymatory pożądaných własności, chociaż może zaniżyć precyzję ocen parametrów strukturalnych.

Standardowym postępowaniem w estymacji modeli dynamicznych opartych na szeregach czasowych jest badanie stacjonarności wszystkich zmiennych występujących w modelu. W tym celu wykorzystano rozszerzony test Dickeya–Fullera⁹. Wyniki przeprowadzonej procedury testowej jednoznacznie wskazują na niestacjonarność zmiennych modelu, co też nie było trudne do przewidzenia. Taki wniosek zazwyczaj wymaga sprowadzenia szeregów czasowych do stacjonarności, np. przez obliczenie pierwszych różnic ich logarytmów. Jednakże w danym badaniu zdecydo-

⁹ Szczegółowy opis procedury testowej można znaleźć np. w pracy G.S. Maddala, wyd. cyt., s. 614.



Rys. 1. Wykres indeksu WIG (lewa skala) i średnia cena transakcyjna 1 m² lokalu mieszkalnego w Polsce (prawa skala)

Źródło: opracowanie własne.

wano nie dokonywać odpowiednich przekształceń zmiennych ze względu na trzy następujące przyczyny. Po pierwsze, przekształcenie zmiennych z poziomów do przyrostów prowadzi do eliminacji trendu, który może nieść istotne dla analizy informacje długookresowe. Po drugie, założenie o stacjonarności nie jest warunkiem koniecznym do poprawności wnioskowania statystycznego w użytej metodzie estymacji parametrów strukturalnych. Po trzecie, wykorzystanie stacjonarnych przyrostów zmiennych opisujących ceny aktywów nie ujawnia możliwości narastania bąbla spekulacyjnego, co jest kluczowe z punktu widzenia przedmiotu niniejszego artykułu.

Oszacowania funkcji reakcji opisanej równaniem (7) dokonano dla dwóch okresów: dla całej dostępnej próby (styczeń 1999 – wrzesień 2008) oraz dodatkowo dla podpróby obejmującej obserwacje od stycznia 2004 r. do września 2008 r. Motywacją dla takiego rozróżnienia była chęć zbadania wrażliwości ocen poszczególnych parametrów na zmianę składu osobowego RPP. W roli zmiennych instrumentalnych posłużyły opóźnione od 2 do 6 okresów włącznie wartości zmiennych i_t , π_t , y_t , wig_t oraz m_t . W obliczeniach numerycznych zastosowano korektę macierzy wariancji-kowariancji metodą Neweya-Westa, która ma na celu uodpornienie standardowych błędów szacunku parametrów na ewentualne występowanie zjawisk heteroscedastyczności bądź autokorelacji. Wyniki estymacji¹⁰ zamieszczono w tab. 1.

¹⁰ Wszystkie obliczenia wykonano z wykorzystaniem programu Eviews 6.0.

Tabela 1. Wyniki estymacji funkcji reakcji polityki pieniężnej postaci:

$$i_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 wig_{t-1} + \beta_4 m_{t-1} + (1-\rho)i_{t-1} + \zeta_t$$

Okres próby	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	$(1-\rho)$	R^2	JB [<i>p-value</i>]
01.1999-09.2008	-8,565 [0,000]	0,089 [0,000]	0,003 [0,602]	5,7e-06 [0,128]	-6,1e-05 [0,059]	0,969 [0,000]	0,988	1762 [0,000]
01.2004-09.2008	-4,759 [0,010]	0,048 [0,016]	0,004 [0,004]	1,7e-06 [0,437]	3,9e-06 [0,796]	0,951 [0,000]	0,966	4,485 [0,106]

Uwagi do tabeli: w nawiasach kwadratowych pod oszacowaniami parametrów podano wartości *p-value* dla testu istotności *t-Studenta*; JB – wartość statystyki testowej Jarque-Bery’ego (normalność reszt).

Źródło: obliczenia własne.

Ogólna ocena wyników estymacji jest zadowalająca, ponieważ z wyjątkiem β_3 oraz β_4 przeważająca większość parametrów jest statystycznie istotna na poziomie istotności 5% oraz ma znaki zgodne z teorią ekonomii. Współczynniki determinacji są wysokie, co oznacza dobre dopasowanie modelu do danych empirycznych. Badanie normalności reszt przeprowadzone na podstawie testu Jarque-Bery’ego wskazuje na normalność w przypadku próby skróconej oraz brak normalności dla całej próby, co jednak ze względu na sposób konstrukcji estymatorów w GMM nie jest koniecznym założeniem. Badanie autokorelacji (nie zamieszczone w opracowaniu) do rzędu 36 włącznie za pomocą testu Boxa-Ljunga wskazuje na brak zjawiska autokorelacji w szeregu reszt modelu.

Parametr dostosowań ρ jest wysoce istotny, a jego wartość liczbowa dla obu prób jest podobna i wynosi średnio ok. 0,04. Odwołując się do równania (5), niską wartość tego parametru można zinterpretować jako bardzo powolne dostosowywanie stóp procentowych do pewnego nieobserwowalnego, docelowego poziomu w okresie objętym badaniem. Duża inercja w reakcji stopy procentowej na zmianę warunków gospodarczych może świadczyć o ostrożności banku centralnego. Otwarta pozostaje kwestia, czy poziom ostrożności wynikający z oszacowania parametru ρ nie jest nadmierny i nie zmniejsza skuteczności polityki monetarnej.

Dokonując porównania wyników estymacji ze względu na dwa wyróżnione okresy badań, należy stwierdzić brak znaczących rozbieżności. Jedynie warte uwagi jest to, że rezultaty badań dla całej próby sugerują nieistotność parametru przy luce popytowej (*p-value* > 0,05) oraz prawie dwukrotnie większą wartość parametru przy stopie inflacji. Przykładowo, informacja płynąca z oszacowania parametru β_1 dla całej próby może brzmieć następująco: wzrost stopy inflacji o 1 pkt proc. ponad cel inflacyjny prowadzi w następnym okresie do wzrostu stopy procentowej średnio o 2,87 pkt. proc. ($\alpha_1 = \beta_1/\rho = 2,87$) przy pozostałych warunkach niezmiennych. Analogiczna interpretacja parametru β_1 , ale dla próby rozpoczynającej się w styczniu

2004 r., wskazuje na wzrost stopy procentowej o 1,41 pkt. proc. Taka różnica ma uzasadnienie intuicyjne, ponieważ w okresie od stycznia 2004 r. stopy procentowe charakteryzowały się mniejszą zmiennością niż w całej próbie. Natomiast nieistotność parametru β_2 może wskazywać na to, że w całym okresie próby RPP zwracała mniejszą uwagę na narastanie luki popytowej w porównaniu z ostatnimi latami.

Odnosząc się do podstawowego pytania artykułu – czy bank centralny w Polsce reaguje na zmiany cen aktywów – należy udzielić odpowiedzi negatywnej. Świadczą o tym zarówno bliskie zera wartości parametrów przy zmiennych odzwierciedlających ceny aktywów, jak i statystyczna nieistotność tych zmiennych. Stwierdzenie to jest prawdziwe dla obydwu rozważanych prób. Dodatkowo, w celu zweryfikowania hipotezy o zasadności jednoczesnego nałożenia restrykcji zerowych na parametry przy cenach aktywów, którą można zapisać w postaci $\beta_3 = \beta_4 = 0$, zastosowano test Walda¹¹. Statystyka testowa przy prawdziwości H_0 ma rozkład χ^2 z liczbą stopni swobody równą liczbie narzuconych restrykcji. Wyniki testu przedstawia tab. 2.

Tabela 2. Wyniki testu Walda dla hipotezy zerowej postaci $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$

Okres próby	Wartość statystyki testowej	<i>p-value</i>
01.1999-09.2008	4,227	0,121
01.2004-09.2008	4,187	0,123

Źródło: obliczenia własne.

Na podstawie wyników zamieszczonych w tab. 2 dla obydwu podprób należy stwierdzić brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, co jest kolejnym potwierdzeniem braku wpływu cen aktywów na kształtowanie się stóp procentowych w Polsce.

4. Podsumowanie

W artykule przedstawiona została próba empirycznej identyfikacji wpływu cen aktywów na politykę monetarną w Polsce w ujęciu *ex-post*. W roli narzędzia badawczego wykorzystano funkcję reakcji polityki pieniężnej typu *backward looking* rozszerzoną o mechanizm wygładzania stóp procentowych oraz dwie dodatkowe zmienne objaśniające opisujące kształtowanie się cen aktywów. Wyniki estymacji jednoznacznie wskazują na brak wpływu cen wybranych aktywów na kształtowanie się stóp procentowych w Polsce w okresie objętym badaniem. Ponadto stwierdzono dużą inercję w dostosowywaniu się stóp procentowych do zmian warunków gospodarczych.

¹¹ Szczegółowy opis testów Walda, Jarque-Bery'ego oraz Boxa-Ljunga można znaleźć np. w pracy: M. Verbeek, wyd. cyt.

Bez wątpienia jednak wzrost cen aktywów na rynkach finansowych i niefinansowych stanowi poważne wyzwanie dla banku centralnego. Bank stara się z jednej strony uniknąć presji inflacyjnej pochodzącej z tych rynków, z drugiej natomiast zapobiec ewentualnym niekorzystnym skutkom załamania się cen aktywów, jakich może doświadczyć cała gospodarka. Kompromisem może okazać się polityka wczesnego, ale stopniowego zacieśniania polityki monetarnej (tzw. *leaning against the wind*¹²), tak aby gospodarka miała czas na dostosowanie się do wyższych stóp procentowych.

W opinii autorów uzyskane wyniki ze względu na ich statystyczny charakter oraz związaną z tym inherentną niepewność należy traktować z ostrożnością. W przyszłości warto powtórzyć przeprowadzone badanie być może dla innego zestawu zmiennych objaśniających i dla dłuższej próby, w szczególności obejmującej obserwacje po wrześniu 2008 r., gdy nasileniu uległ globalny kryzys finansowy i coraz bardziej realna stała się groźba istotnego spowolnienia tempa wzrostu gospodarczego Polski.

Literatura

- Bernanke B., Gertler M., *Monetary policy and asset price volatility*, NBER Working Paper 2000, No. 7559.
- Bernanke B., Gertler M., *Should central banks respond to movements in asset prices?*, „American Economic Review” 2001, Vol. 91, No. 2, s. 253-257.
- Cecchetti S., Genberg H., Lipsky J., Wadhvani S., *Asset prices and central bank policy*, Geneva Report on the World Economy 2000, No. 2, CEPR.
- Clarida R., Gali J., Gertler M., *Monetary policy rules in practice: Some international evidence*, „European Economic Review” 1998, Vol. 42, s. 1033-1067.
- Detken C., Smets F., *Asset price booms and monetary policy*, ECB Working Paper 2004, No. 364.
- ECB, *Asset price bubbles and monetary policy*, „Monthly Bulletin” April 2005, s. 47-61.
- Filardo A., *Monetary policy and asset price bubbles: Calibrating the monetary policy trade-offs*, BIS Working Papers 2004, nr 155.
- Gilchrist S., Leahy J., *Monetary policy and asset prices*, „Journal of Monetary Economics” 2002, Vol. 49, No. 1, s. 75-97.
- Gruen D., Plumb M., Stone A., *How should monetary policy respond to asset-price bubbles?*, Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper 2003, 03-11.
- Kotłowski J., *Funkcje reakcji Rady Polityki Pieniężnej – analiza logitowa*, „Bank i Kredyt” 2006, nr 4, s. 3-18.
- Kłos B., Kokoszczyński R., Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E., *Modele strukturalne w prognozowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim*, „Materiały i Studia” 2004, nr 180, NBP.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Verbeek M., *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons, New York 2008.

¹² ECB, *Asset...*

AN ANALYSIS OF THE IMPACT OF ASSET PRICES ON MONETARY POLICY IN POLAND

Summary: The paper presents an empirical investigation into the influence of changes in asset prices on the conduct of monetary policy in Poland. Our analytical approach is based on backward looking monetary policy reaction function with interest rate smoothing mechanism and two additional explanatory variables (namely the stock index and the average transaction prices of dwellings per sq. meter) incorporated to capture the impact of financial and non-financial asset prices. As an estimation procedure we employed Generalized Method of Moments. The main findings suggest that Polish monetary authorities do not respond to asset price movements.