

ŁUKASZ GOCZEK¹, KAROL PARTYKA²

Polityka pieniężna i ceny nieruchomości w krajach OECD w modelu losowych współczynników³

Streszczenie

Celem artykułu jest zbadanie zróżnicowania reakcji polityki pieniężnej na zmiany cen nieruchomości. W tym celu szacujemy model empiryczny oparty o regułę Taylora na podstawie próbki kwartalnych danych z OECD dla krajów stosujących politykę celu inflacyjnego. Badamy zależność pomiędzy stopą procentową a czterema wskaźnikami cen nieruchomości. Z powodu znaczącego zróżnicowania polityki pieniężnej w badanych krajach używamy panelowego modelu losowych współczynników. Po uwzględnieniu inflacji i luki popytowej odrzucamy hipotezę, że zmiany cen nieruchomości miały znaczący wpływ na politykę pieniężną.

Słowa kluczowe: reakcja polityki pieniężnej, rynek nieruchomości, model losowych współczynników, heterogeniczna polityka pieniężna

Kody kwalifikacji JEL: E43, E52, E58

1. Wstęp

Po wielkim kryzysie finansowym na nowo rozgorzała dyskusja na temat tego, czy polityka pieniężna powinna brać pod uwagę ceny aktywów, a w szczególności ceny nieruchomości. Dziś sytuacja na rynku nieruchomości pozostaje pod ścisłą obserwacją banków centralnych, lecz równolegle toczy się dyskusja o konieczności precyzyjnego wskazania przyczyn kryzysu finansowego w nadziei na uniknięcie podobnych wydarzeń w przyszłości. W tej dyskusji znaczącą uwagę poświęcono pytaniu, czy powinno się przeciwdziałać potencjalnym bańkom

¹ Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych.

² Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych.

³ 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.

spekulacyjnym za pomocą polityki stóp procentowych. Artykuł podejmuje ten temat w celu empirycznego oszacowania dotychczasowego wpływu cen na rynku nieruchomości na krajowe stopy procentowe w krajach prowadzących politykę bezpośredniego celu inflacyjnego. Empiryczna weryfikacja polityki przeciwdziałania wzrostom cen nieruchomości pozwala zbudować podstawę pozytywną do normatywnej dyskusji na temat zasadności stosowania takiej polityki.

W tym kontekście ciekawa jest odpowiedź na pytanie, w jakim stopniu banki centralne w analizowanych krajach – pomimo oficjalnych deklaracji skupienia się na celach inflacyjnych – wpłynęły na rzecz powstania baniek spekulacyjnych na rynkach aktywów oraz tym samym pogłębiły skutki ich pęknięcia. Z punktu widzenia gospodarek Europy Środkowej dwie kwestie wydają się szczególnie interesujące. Po pierwsze należy zadać pytanie, czy polityka obniżania stóp procentowych nie doprowadziła do inflacji cen aktywów i powstania omawianych baniek spekulacyjnych. Po drugie, czy następująca bezpośrednio po tym wydarzeniu konieczność podniesienia stóp procentowych na skutek odpływu kapitału nie pogłębiła skutków kryzysu w analizowanych krajach.

Główna hipoteza artykułu zakłada, że ruchy cen nieruchomości mierzone czterema wskaźnikami mają bezpośredni wpływ na zmiany w polityce monetarnej banku centralnego. Hipotezy kontrolne zakładają, że te zmiany nie są wynikiem zmian związanych z inflacją lub luką popytową. W tym celu wykonano oszacowanie empiryczne modelu opartego o regułę Taylora, w którym badano zależności między stopami procentowymi rynków międzybankowych, a czterema miarami ruchów cen na rynkach nieruchomości – na podstawie danych panelowych uzyskanych z OECD. Próba danych obejmowała 21 banków centralnych, obserwowanych w latach 1980–2015 z częstotliwością kwartalną.

Struktura artykułu jest następująca. Część 2. obejmuje przegląd literatury dotyczący zależności pomiędzy stopami procentowymi a kształtowaniem cen nieruchomości. W części 3. przedstawiono opis modelu losowych współczynników, natomiast w kolejnej 4. części opisano dane i ich źródła. Część 5. zawiera dyskusję poświęconą podsumowaniu uzyskanych wyników, ostatnią część stanowią wnioski.

2. Polityka pieniężna i ceny nieruchomości

Niedawny kryzys finansowy doprowadził do ponownego zbadania roli cen nieruchomości w makroekonomii. Już w artykule napisanym w początkowych

dniach wybuchu kryzysu finansowego⁴ banki centralne i ich polityka niskich stóp procentowych w przededniu kryzysu stały się obiektem ostrej krytyki. Ze względu na pilność problemu zagadnienie polityki pieniężnej i cen nieruchomości stało się priorytetem badawczym mającym na celu rozważenie źródeł wahań cen mieszkań i ich wpływu na wydatki gospodarstw domowych, kredyty hipoteczne, stabilność instytucji finansowych, a ostatecznie na rzeczywiste wyniki oraz politykę gospodarczą. Ta dynamicznie rozwijająca się literatura bada związek między polityką monetarną a cenami mieszkań, a także konsekwencjami wahań cen nieruchomości w polityce pieniężnej.

Pomimo znacznej liczby prac, wykonano stosunkowo mało empirycznych badań nad wpływem cen aktywów, zwłaszcza cen domów na reakcję polityki pieniężnej. Do wyjątków zaliczyć można badania Jordi i in.⁵ Autorzy wykazują, że luźne warunki pieniężne prowadzą do boomu w zakresie podaży nieruchomości i bańki cen nieruchomości; te z kolei znacząco zwiększają ryzyko wystąpienia kryzysów finansowych. Jak zatem ruchy cen na rynkach mieszkaniowych wpływają na politykę banków centralnych?

Przed kryzysem w głównym nurcie teorii ekonomii argumentowano, że banki centralne powinny skupić się na stabilizowaniu inflacji oraz luki popytowej oraz ignorować wahania cen aktywów, nawet jeśli są one napędzane przez spekulację⁶. Zgodnie z tzw. konsensusem z Jackson Hole w przypadku pęknięcia bańki, bank centralny powinien zareagować i obniżyć stopy procentowe w celu zapobieżeniu głębszej recesji i uspokojenia paniki. Ta strategia jest znana pod nazwą *mop up after*. Przed kryzysem banki centralne niechętnie przystawały na dostosowania polityki pieniężnej w celu ograniczenia rzekomych baniek cen aktywów w myśl argumentów Bernanke i Gertlera⁷. Autorzy stwierdzili, że stabilność cen jest jedynym celem banku centralnego i ceny aktywów, muszą być brane pod uwagę tylko, jeżeli sygnalizują zmiany w oczekiwanej inflacji. Jeśli natomiast wzrost cen aktywów, w tym przypadku – nieruchomości nie przekłada się na wzrost pozostałych cen – powinien on zostać zignorowany przez władze monetarne w celu zachowania wiarygodności polityki celu inflacyjnego.

⁴ J.B. Taylor, *Housing and Monetary Policy, Proceedings*, Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City 2007, s. 463–476.

⁵ Ò. Jordà, M. Schularick, A.M. Taylor, *When Credit Bites Back*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2013, vol. 45(s2), s. 3–28.

⁶ Szersza dyskusja zob.: Ł. Goczek, K. Partyka, *Reakcja polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe*, „Gospodarka Narodowa” 2016, nr 5, s. 27–50.

⁷ B. Bernanke, M. Gertler, *Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?*, „The American Economic Review” 2001, vol. 91(2), s. 253–257.

Podejście to ma szereg uzasadnień:

1. Bank centralny nie wie, czy rzeczywiście istnieje bańka spekulacyjna, czyli systematyczne odchylenie od wartości fundamentalnej. Banki centralne nie mają przewagi informacyjnej nad rynkiem i nie są w stanie zidentyfikować baniek we wczesnej fazie. Nie ma bowiem uznanych metod uznawania wzrostów cen za spekulacyjne i nie sposób odróżnić ich *ex ante* od zwykłych zmian powodowanych czynnikami fundamentalnymi.
2. Nawet jeżeli powstaje przypuszczenie, że rynki opanowała bańka wzrostów cen, trudno ocenić skalę interwencji. Jeżeli uczestnicy rynku w sposób behawioralny, lub nawet irracjonalny, wierzą w nieskończone wzrosty – nagle wytrącenie ich z tych przypuszczeń przez bank centralny ogłaszający powstanie bańki wzrostów i jej przeciwdziałanie może spowodować potężny samospełniający się kryzys.
3. Krótkoterminowa stopa procentowa jest nieskuteczna w powstrzymywaniu baniek spekulacyjnych i obniżaniu cen aktywów, natomiast może nieoptymalnie i niekorzystnie wpłynąć na pozostałe sektory gospodarki (nieobjęte bańką).
4. Oprócz tego jak sygnalizuje Svensson⁸, taka polityka przeciwdziałania domniemanym bańkom może mieć znaczne koszty dobrobytowe, które zostaną poniesione nadaremnie, jeżeli rynek opanują zachowania stadne mające charakter behawioralny. Według autora koszty stabilizacji cen aktywów przy użyciu stopy procentowej są znacząco wyższe niż korzyści z takiej polityki.
5. 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 akcji⁹.

W przeciwieństwie do tych zastrzeżeń, krótkoterminowa stopa procentowa wydaje się skutecznym narzędziem łagodzenia efektów późniejszego samoczynnego pęknięcia baniek spekulacyjnych. Wówczas bank centralny powinien dostarczyć płynność oraz zabezpieczyć działalność kreatorów poszczególnych rynków pieniężnych i finansowych. Działalność taka jest zgodna z klasyczną filozofią instytucji pożyczkodawcy ostatniej szansy. Z tych względów przed kryzysem finansowym zdecydowaną przewagę w argumentacji miał pogląd uważnego

⁸ L. Svensson, *Inflation Targeting and Leaning against the Wind*, „International Journal of Forecasting” 2012, vol. 10(2), s. 103–14.

⁹ J. Gali, *Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles*, „American Economic Review” 2014, no. 104(3), s. 721–752.

obserwowania cen aktywów, nieruchomości – bez podejmowania interwencji aż do momentu kryzysu.

Jak już wspomniano, wybuch kryzysu spowodował powrót powyższej debaty. Krytycy podejścia polegającego na łagodzeniu skutków, a nie przyczyn kryzysów dowodzili, że bank centralny może ograniczyć powstałe nierównowagi poprzez zaostrzenie swojej polityki w początkowych stadiach rozgrzewania się rynku nieruchomości. Zasadniczym argumentem zwolenników tego podejścia jest konieczność rozszerzenia dotychczasowego mandatu banku centralnego – skupianie się na stabilności inflacji w krótkim okresie może stać w sprzeczności ze średniofalowymi celami stabilności systemu finansowego oraz zrównoważonego 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. Argumenty tego podejścia zyskały na medialności po kryzysie 2008–2009, jednak istotna naukowa część argumentów zwolenników wcześniejszego podejścia sprzątanina po kryzysie wciąż zachowuje swoją ważność i jak dotąd nie została empirycznie zanegowana.

Ze względu na potencjalny konflikt pomiędzy celami *de jure* – oficjalnie ogłaszanymi przez bank centralny i *de facto* – rzeczywistymi działaniami, należy zbadać czy banki centralne istotnie reagowały w polityce stóp procentowych na zmiany na rynku nieruchomości. Jednocześnie w tych rozważaniach na temat prowadzenia polityki pieniężnej i kształtowania stóp procentowych, należy odpowiedzieć na pytania kontrolne, w jakim stopniu zależność między stopami procentowymi, a zachowaniem aktywów takich jak nieruchomości, 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 tym celu najczęściej stosuje się rodzinę modeli opartych na regułach polityki pieniężnej, głównie tzw. Regule Taylora, która w omawianych badaniach pozwala kontrolować te elementy środowiska stóp procentowych, które są związane z pozostałymi celami szerokiej próby banków centralnych tj. stabilizacji cen oraz produkcji.

3. Metoda

W celu weryfikacji głównej hipotezy artykułu posłużono się metodą losowych współczynników Swamiego. W artykule Partyki¹⁰ szczegółowo opisano zastosowanie tej metody do badań reakcji banku centralnego. Metoda ta może przynieść korzyści w stosunku do homogenicznych paneli, o ile poszczególne parametry beta dla poszczególnych jednostek panelu istotnie różnią się od siebie. Przy hipotezie zerowej $\beta_{i,j} = \beta_j$ statystyka testowa F ma rozkład χ^2 z $k(p-1)$ stopniami swobody.

Szacowany model przyjął postać opisaną szczegółowo przez Claridę i in.¹¹. Autorzy używają reguły Taylora w celu przedstawienia reakcji banku centralnego. Objaśnianą zmienną są stopy procentowe rynku międzybankowego. 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 wyprowadzone za autorami z 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 ruchy cen nieruchomości, regułę tę zmodyfikowano dodając zlogarytmowany poziom jednego z czterech indeksów cen nieruchomości:

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

Badana hipoteza zakłada, że ruchy cen nieruchomości mierzone czterema wskaźnikami mają bezpośredni wpływ na zmiany w polityce monetarnej banku centralnego. Jak już wspomniano na wstępie, badanie tej hipotezy charakteryzuje się koniecznością kontrolowania szacowanego modelu reakcji banku

¹⁰ K. Partyka, *Zróźnicowane reakcje w ramach polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe w modelu losowych współczynników*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych” 2016, nr 41, s. 95–107.

¹¹ R. Clarida, J. Gali, M. Gertler, *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, „Quarterly Journal of Economics” 2000, vol. 115(1), s. 147–180.

centralnego na jego podstawowy cel – inflację oraz prawdopodobny dodatkowy element – tj. stabilizację cyklu koniunkturalnego według Reguły Taylora. Zatem interesują nas reakcje stóp procentowych, które nie są wynikiem zmian związanych z inflacją lub luką popytową.

Zatem zmiennymi objaśniającymi są: logarytm jednej z czterech miar cen nieruchomości w danym kraju (indeks realnych cen mieszkań, stosunek ceny mieszkań do dochodu, stosunek ceny mieszkań do kosztów wynajmu, indeks cen mieszkań OECD), stopa inflacji oraz odchylenie od trendu produkcji sprzedanej przemysłu uzyskane przy pomocy filtru Hodricka–Prescotta (uzyskana miara mierzy procentowe odchylenie od produktu potencjalnego).

Źródłem danych była baza OECD oraz banki centralne poszczególnych krajów. Z ograniczeń tego źródła wynika też maksymalny zakres i ilość analizowanych krajów OECD i stowarzyszonych (dla 24 krajów zebrano dane dotyczące stóp procentowych, lecz z powodu braków w miarach cen nieruchomości uzyskano ostateczną próbę zawierającą od 17 do 21 krajów).

Analizowana próba obejmuje dane kwartalne za lata 1980–2015.

Tabela nr 1. Opis zmiennych i statystyki opisowe, przed transformacjami

Zmienna	Opis	Średnia	Min	Max
Stopa procentowa	Krótkookresowa stopa procentowa	8,7	-0,8	350,5
Inflacja	Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych	8,7	-2,5	1088,9
HPI_RPI	Indeks realnych cen mieszkań	91,5	37,1	200,1
HPI_YDH	Stosunek ceny mieszkań do dochodu	96,5	52,2	264,3
RHP	Stosunek ceny mieszkań do kosztów wynajmu	88,6	28,2	174,1
RP0101	Indeks cen mieszkań	88,9	3,1	241,1
PKB_cykl	Składowa cykliczna PKB	0,0	-10,2	12,2
PKB_do_trendu	Stosunek PKB do trendu	0,0	-8,4	9,5

Źródło: Opracowanie własne.

4. Wyniki

Uzyskane wyniki z modelu losowych współczynników zostały przedstawione w tabeli 2. (PKB w stosunku do trendu) oraz 3. (składowa cykliczna PKB). Różnice w oszacowaniach pomiędzy dwoma miarami cyklu koniunkturalnego mają

charakter ilościowy, nie jakościowy. W zakresie hipotezy głównej oba wyniki są zbliżone i niestety niejednoznacznie wskazują, czy banki centralne w analizowanych krajach wpłynęły na rzecz powstania baniek spekulacyjnych. Z szacowanych 8 modeli ogółem, jedynie jedna z miar cyklu połączona z jednym indeksem cen nieruchomości przyniosła wyniki współczynnika istotnego na poziomie 5% istotności. Pozwala to wnioskować o odrzuceniu hipotezy głównej artykułu.

Tabela nr 2. Wyniki modelu losowych współczynników, zmienna cyklu koniunkturalnego PKB w stosunku do trendu

	(1)	(2)	(3)	(4)
Inflacja	0,811*** (6,48)	0,830*** (7,08)	0,740*** (6,26)	0,455*** (3,92)
log_HPI_RPI	-4,308* (-2,11)			
log_HPI_YDH		2,162 (0,58)		
log_RHP			-1,861 (-0,76)	
log_RP0101				-1,313 (-0,69)
PKB_do_trendu	0,235* (2,29)	0,209 (1,72)	0,0917 (0,46)	-0,0161 (-0,07)
Stała	21,28* (2,22)	-8,609 (-0,50)	10,66 (0,93)	8,884 (0,97)
N	1488	1285	1704	633

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

Źródło: Opracowanie własne.

Następnie zbadano, czy zastosowanie przedstawionej metody rzeczywiście jest korzystne w posiadanym zbiorze danych, a zatem czy poszczególne parametry beta dla poszczególnych jednostek panelu istotnie różnią się od siebie. Przy hipotezie zerowej $\beta_{i,j} = \beta_j$ statystyki testowe F o rozkładzie χ^2 w każdym przypadku osiągają wartości o infimezymalnie małej wartości granicznej. Oznacza to zdecydowane odrzucenie hipotezy zerowej. Odpowiada to konkluzji, że reakcja poszczególnych władz monetarnych była w znacznej mierze zróżnicowana a zatem zgodnie z założeniami modelu – heterogeniczna.

Wyniki modelu losowych współczynników w rozbiciu na oszacowania dla poszczególnych krajów przynoszą kolejne informacje potwierdzające założenia modelu. Porównanie to jednak ukazuje, że cele polityki pieniężnej w krajach w próbie znacząco różnią się co do wagi inflacji – od wartości znacznie ponad 1

w krajach wysokorozwiniętych do okolic 0,4–0,5 w krajach doganiających najbogatsze, co prawdopodobnie odzwierciedla znany w literaturze problem ich niższej wiarygodności. Również i reakcja na cykl koniunkturalny miała charakter dość zróżnicowany – większą reakcją wykazywały kraje małe i biedniejsze, największe i najbogatsze przydawały znacznie mniejszą wagę stabilizacji koniunktury. Oba wyniki w zakresie są stosunkowe znane w literaturze przedmiotu.

Tabela nr 3. Wyniki modelu losowych współczynników, zmienna cyklu OECD

	(5)	(6)	(7)	(8)
Inflacja	0,779*** (8,00)	0,779*** (8,40)	0,752*** (8,28)	0,483*** (4,95)
log_HPI_RPI	-3,267 (-1,82)			
log_HPI_YDH		2,520 (0,81)		
log_RHP			-1,215 (-0,52)	
log_RP0101				-2,268 (-1,48)
PKB_cykl	0,223** (2,89)	0,223* (2,31)	0,0989 (0,74)	0,151 (1,13)
Stała	16,73* (2,00)	-9,861 (-0,69)	7,560 (0,69)	13,46 (1,82)
<i>N</i>	1819	1582	2053	791

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

Źródło: Opracowanie własne.

W przeciwieństwie do tego wyniku reakcja na ceny nieruchomości wykazała znacznie większe zróżnicowanie i to raczej mniejsza grupa krajów zaważyła na wyniku. Wymaga to jednak znacznie bardziej pogłębionych analiz, być może przy użyciu bardziej wydajnych metod ekonometrycznych w dalszych badaniach. W obecnej postaci wyniki wskazują, że banki centralne w analizowanych krajach zgodnie z oficjalnymi deklaracjami skupienia się na celach inflacyjnych raczej nie reagowały na powstania baniek spekulacyjnych na rynkach nieruchomości.

5. Podsumowanie

Przedmiotem artykułu była weryfikacja hipotezy o wpływie cen nieruchomości na politykę pieniężną w próbie przekrojowo-czasowej krajów OECD i stowarzyszonych. Na podstawie przeglądu literatury przedstawiono dominujący konsensus, który postuluje, że władze monetarne powinny pozostawiać bez reakcji ruchy na rynku nieruchomości w zakresie, który nie przekłada się na wzrost inflacji w długim okresie. Na podstawie wyników można argumentować, że banki centralne w analizowanym okresie prowadziły dość luźną politykę pieniężną odnośnie inflacji (nawet nie akomodując jej wzrostów), natomiast rynek nieruchomości rósł, jako zmienna towarzysząca temu luźnemu nastawieniu w polityce pieniężnej. Nie ma dowodów na to, że polityka pieniężna reagowała na gwałtowne wzrosty cen nieruchomości

W tym kontekście uzyskano pośrednie potwierdzenie hipotezy Jordi i in. (2013, 2014), w których to publikacjach autorzy obwiniają luźną politykę pieniężną o doprowadzenie do boomu w zakresie podaży nieruchomości i bańki cen nieruchomości. Brak reakcji na boom nieruchomości przy jednoczesnej luźnej polityce pieniężnej mógł znacząco przyczynić się do pogłębienia kryzysu finansowego.

Wyniki testów F wykazały, że użycie modelu współczynników zmiennych było zasadne ze względu na zróżnicowanie reakcji pomiędzy jednostkami panelu. Z tego powodu przyjęto założenie o zmiennych współczynnikach dla wszystkich krajów w próbie, co może być wyjaśniane, jako wynik realizacji różnej polityki pieniężnej przez badane banki centralne w reakcji na różne fazy cyklu koniunkturalnego oraz wydarzenia na poszczególnych rynkach krajowych nieruchomości. Dalsze badania będą się koncentrowały na próbach wskazania, na ile wspólne trendy w polityce pieniężnej i globalna współzależność zmiennych ekonomicznych wpłynęły na uzyskane wyniki oraz kontrolowaniem ich wpływu na oszacowania reakcji polityki pieniężnej.

Bibliografia

- Allen F., Rogoff K., *Asset Prices, Financial Stability and Monetary Policy*, w: *The Riksbank's Inquiry into the Risks in the Swedish Housing Market*, Sveriges Riksbank, Stockholm 2011, s. 189–217.
- Bernanke B., Gertler M., *Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?*, „*The American Economic Review*” 2001, vol. 91(2), s. 253–257.

- Clarida R., Gali J., Gertler M., *Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory*, „Quarterly Journal of Economics” 2000, vol. 115(1), s. 147–180.
- Del Negro M., Otrok C., *99 Luftballoons: Monetary Policy and the House Price Boom across States*, „Journal of Monetary Economics” 2007, no. 54(7), s. 1962–1985.
- Gali J., Gambetti L., *The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence*, „NBER Working Papers” 1998, vol. 1, National Bureau of Economic Research Inc. 2014.
- Gali J., *Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles*, „American Economic Review” 2014, no. 104(3), s. 721–752.
- di Giovanni, J., Shambaugh J.C., *The Impact of Foreign Interest Rates on the Economy: The Role of the Exchange Rate Regime*, „Journal of International Economics” 2008, no. 74(2), s. 341–61.
- Glaeser E.L. et al., *Can Cheap Credit Explain the Housing Boom?*, „NBER Working Paper” 2010, vol. 16230.
- Goczek Ł., Mycielska D., *Gotowi na euro? Badanie empiryczne faktycznej swobody polskiej polityki pieniężnej*, „Bank i Kredyt” 2014, nr 45(3), s. 267–290.
- Goczek Ł., *Przegląd i ocena ekonometrycznych metod używanych w modelach empirycznych wzrostu gospodarczego*, „Gospodarka Narodowa” 2012, nr 10, s. 49–71.
- Goczek Ł., Partyka K., *Reakcja polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe*, „Gospodarka Narodowa” 2016, nr 5, s. 27–50.
- Goodhart C., Hoffmann B., *House Prices, Money, Credit and the Macroeconomy*, „Oxford Review of Economic Policy” 2008, vol. 24(1), s. 180–205.
- Jarociński M., Smets F.R., *House Prices and the Stance of Monetary Policy*, „Federal Reserve Bank of St. Louis Review” 2008, vol. 90(4), s. 339–366.
- Jordà Ò., Schularick M., Taylor A.M., *When Credit Bites Back*, „Journal of Money, Credit and Banking” 2013, vol. 45(s2), s. 3–28.
- Jordà Ò., Schularick M., Taylor A.M., *Betting the House*, „NBER Working Paper” 2014, vol. 20771.
- Klein M.W., Shambaugh J.C., *Rounding the Corners of the Policy Trilemma: Sources of Monetary Policy Autonomy*, „NBER Working Paper” 2013, vol. 19461.
- Knoll K., Schularick M., Steger T., *No Price Like Home: Global House Prices 1870–2012*, „CEPR Discussion Paper” 2014, vol. 10166.
- Kuttner K., *Low Interest Rates and Housing Bubbles: Still No Smoking Gun*, „Department of Economics Working Paper” 2012, no. 1, Williams College.
- Mian A., Sufi A., *House of Debt: How They (and You) Caused the Great Recession and How We Can Prevent It from Happening Again*, University of Chicago Press, Chicago 2014.
- Obstfeld M., Taylor A.M., *Global Capital Markets: Integration, Crisis and Growth*, Cambridge University Press, New York 2004.

- Obstfeld, M., Shambaugh, J.C., Taylor, A.M., *Monetary Sovereignty, Exchange Rates, and Capital Controls: The Trilemma in the Interwar Period*, „IMF Staff Papers” 2004, vol. 51 (s1), s. 75–108.
- Obstfeld M., Shambaugh J.C., Taylor A.M., *The Trilemma in History: Tradeoffs among Exchange Rates, Monetary Policies and Capital Mobility*, „Review of Economics and Statistics” 2005, vol. 87(3), s. 423–38.
- Partyka K., *Zróżnicowane reakcje w ramach polityki pieniężnej na wydarzenia giełdowe w modelu losowych współczynników*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych” 2016, z. 41, s. 95–107.
- Posen A.S., *Monetary Policy, Bubbles and the Knowledge Problem*, „Cato Journal” 2011, vol. 31, no. 3.
- Svensson L., *Inflation Targeting and Leaning against the Wind*, „International Journal of Forecasting” 2012, no. 10(2), s. 103–14.
- Svensson L., *Cost-Benefit Analysis of Leaning Against the Wind: Are Costs Larger Also with Less Effective Macroprudential Policy?*, „NBER Working Papers” 2016, vol. 21902.
- Swamy P.A., *Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model*, „Econometrica” 1970, vol. 38, s. 311–323.
- Taylor J.B., *Housing and Monetary Policy*, *Proceedings*, Economic Policy Symposium, Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City 2007, s. 463–476.
- Williams J.C., *Monetary Policy and Housing Booms*, „International Journal of Central Banking” 2011, vol. 7(1), s. 345–355.

* * *

Monetary policy and housing prices in OECD countries in random coefficients model

Summary

The aim of the article is to analyze the heterogeneity of monetary policy reaction to housing prices. To this end, an empirical model based on the Taylor rule was estimated that investigated the impact of four OECD housing price indices on interest rates on interbank markets. The empirical model uses quarterly data from OECD countries using the strategy of inflation targeting during the years 2001–2014. Estimates were obtained using random coefficients, because of the expected heterogeneity of the reaction between countries. We find no evidence for monetary policy reaction to housing prices.

Keywords: monetary policy reaction, housing market, random coefficients, monetary policy heterogeneity

Zgodnie z oświadczeniem Autorów, ich udział w przygotowaniu artykułu wyniósł: Łukasz Goczek – 50%, Karol Partyka – 50%.