

MACIEJ GAŁECKI

Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania
Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

Hipoteza neutralności pieniądza w Polsce i w strefie euro

Streszczenie

Artykuł dotyczy testowania długookresowej hipotezy neutralności pieniądza (LRN) dla Polski i dla strefy euro. Do tego celu zostały użyte: test ADF, strukturalny model VAR (SVAR), skumulowane odpowiedzi funkcji na impuls. W badaniu łącznym dla Polski i strefy euro wykorzystano test Ima, Pesarana i Shina (IPS) oraz test Levin–Lin–Chu oraz dynamiczne modele panelowe estymowane przy pomocy jednostopniowego estymatora GMM pierwszych różnic Arellano i Bonda (FDGMM1).

Słowa kluczowe: długookresowa hipoteza neutralności pieniądza (LRN), strukturalne modele VAR, skumulowane odpowiedzi funkcji na impuls, test Ima, Pesarana i Shina (IPS), test Levina–Lina–Chu, modele panelowe, estymator ważonej metody najmniejszych kwadratów (WMNK)

1. Wstęp

Poniższy artykuł dotyczy weryfikacji hipotezy długookresowej neutralności pieniądza w Polsce oraz w strefie euro względem indeksu produkcji przemysłowej. Badanie bazuje na koncepcji przedstawionej przez Roberta G. Kinga i Marka W. Watsona w artykule *Testing Long-Run Neutrality*, a także na polskim artykule *Hipoteza neutralności pieniądza*, autorstwa Michała Brzozy-Brzeziny, Bohdana Kłosa, Adama Kota oraz Tomasza Łyziaka. Głównymi narzędziami służącymi do zweryfikowania postawionej hipotezy są testy na stopień zintegrowania zmiennych oraz dwurównaniowe modele SVAR i uzyskane na ich podstawie skumulowane odpowiedzi funkcji na impuls. Hipoteza przyjmuje sześć wariantów. Badana jest neutralność

agregatów pieniężnych M1, M2, M3 dla Polski oraz dla strefy euro. W porównaniu do metody stosowanej przez autorów artykułu *Hipoteza neutralności pieniądza* rezygnujemy z badania neutralności indeksów Divisia-1 i Divisia-2, rozszerzamy badanie o neutralność agregatu M3 względem indeksu produkcji przemysłowej, przyjmujemy do badania okres o 3 lata dłuższy, począwszy od 2001 r., który jest ostatnim badanym rokiem we wspomnianym artykule. Dodatkowo badamy, dla jakiej dokładnej wartości parametrów α_{ym} i α_{my} z wyznaczonych przedziałów brakuje podstaw do odrzucenia hipotezy o neutralności pieniądza względem indeksu produkcji przemysłowej. Na ostatnim etapie został oszacowany model panelowy, na podstawie którego udzielono odpowiedzi na pytanie powiązane z hipotezą neutralności pieniądza. Poprzez ocenę parametru przy zmiennej obrazującą podaż pieniądza w okresie t zweryfikowano, czy istnieje jednoczesna zależność indeksu produkcji przemysłowej od podaży pieniądza. Hipotezę neutralności pieniądza dla danych panelowych zweryfikowano na podstawie testów Ima, Pesarana i Shina (IPS) oraz Levina, Lina i Chu i zależności przedstawionej w tabeli 1. Dane do estymacji pochodziły z 11 państw strefy euro (Austrii, Belgii, Finlandii, Francji, Grecji, Hiszpanii, Holandii, Irlandii, Niemiec, Portugalii, Włoch) i Danii.

W dotychczasowych badaniach częściej potwierdzano hipotezę o długo-okresowej neutralności pieniądza. Z ważniejszych analiz warto przytoczyć poniższe. Fisher i Seater w 1993 r., bazując na danych rocznych dla USA z okresu 1869–1975, stwierdzili, że pieniądź w ujęciu szerokim jest neutralny względem dochodu nominalnego oraz nie jest neutralny względem dochodu realnego. W 1997 r. Haugh i Lucas, wykorzystując dane roczne dla Kanady (1914–1994), wykazali, że pieniądź w ujęciu szerokim M2 jest neutralny względem dochodu realnego. W tym samym roku King i Watson na podstawie danych kwartalnych z lat 1949–1990 dla USA otrzymali neutralność pieniądza w ujęciu szerokim względem realnego dochodu. Odnosząc się do badań dotyczących grupy krajów, należy wspomnieć, że w 1994 r. Weber, bazując na danych kwartalnych po 1948 r., odnośnie do państw grupy G7 uzyskał dla pieniądza w ujęciu szerokim (mierzonego M2 lub M3) neutralność względem dochodu realnego. Wykazał również, że łatwiej odrzucić hipotezę o neutralności pieniądza w ujęciu wąskim. W badaniu dotyczącym polskiej gospodarki z 2002 r. (Brzoza-Brzezina, Kłos, Kot oraz Łyziak), wykorzystując miesięczne indeksy agregatów monetarnych M1 i M2 oraz indeksy Divisia-1 i Divisia-2 z lat 1993–2001, udało się potwierdzić neutralność M2 względem indeksu produkcji przemysłowej. Dla pozostałych trzech miar uzyskano wynik niejednoznaczny¹.

¹ http://nbp.pl/publikacje/materialy_i_studia/142.pdf [dostęp 12.04.2013].

Publikując wyniki badania z 2010 r., Patrick J. Coe wskazywał w artykule *Structural VARs and Long-run Monetary Neutrality* na odrzucenie hipotezy o długookresowej neutralności pieniądza M2 względem realnego PKB, przy krótkookresowej restrykcji mówiącej, że podaż pieniądza wpływa na PKB z opóźnieniem. Podobne wyniki Coe uzyskuje dla bazy monetarnej M0. W przypadku Kanady dla agregatu M1 również odrzuca się hipotezę o długookresowej neutralności pieniądza względem realnego PKB. Jedynie w przypadku gospodarki brytyjskiej zostaje potwierdzona hipoteza zerowa o braku wpływu w długim okresie podaży pieniądza na sferę realną. Badanie dotyczące USA, Kanady i Wielkiej Brytanii zostało przeprowadzone na podstawie rocznych danych uzyskanych w okresie po II wojnie światowej².

P.J. Coe wskazuje, że ważnymi czynnikami determinującymi ostateczne wyniki są przyjmowane restrykcje identyfikujące modele SVAR oraz długość rozpatrywanych szeregów czasowych i rodzaj agregatu monetarnego³. Na tej podstawie do niniejszego badania przyjęto agregaty monetarne w ujęciu M1, M2 i M3.

2. Długookresowa hipoteza neutralności pieniądza (LRN)

Hipoteza ta zakłada, że permanentna i egzogeniczna zmiana poziomu podaży pieniądza nie ma wpływu w długim okresie na poziom żadnej zmiennej realnej lub stopy procentowej w ujęciu nominalnym, a skutkuje jedynie proporcjonalnym wzrostem cen i innych zmiennych nominalnych. Za przyjęciem takiej hipotezy opowiada się większość ekonomistów, począwszy od szkoły neoklasycznej (J. Fisher, A.C. Pigou), poprzez monetaryzm M. Friedmana. R. Lucas w swojej teorii racjonalnych oczekiwań przewiduje brak możliwości oddziaływania ekspansywną polityką monetarną na produkcję i zatrudnienie już w krótkim okresie. Z kolei J. Tobin w analizie portfelowej wskazuje na brak neutralności pieniądza zarówno w krótkim, jak i w długim okresie⁴. Badanie neutralności pieniądza ma sens jedynie wtedy, gdy podaż pieniądza jest procesem zintegrowanym co

² https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=ACE10&paper_id=107 [dostęp 12.04.2013].

³ Ibidem, s. 7.

⁴ M. Belka, *Neutralność pieniądza – ewolucja poglądów*, „Bank i Kredyt” 1993, nr 5–6, s. 2–8.

najmniej w stopniu pierwszym. Przekłada się to na zapamiętywanie przez ten proces permanentnych szoków (zaburzeń).

W tym artykule pod pojęciem długiego okresu rozumie się maksymalną długość współczesnego cyklu koniunkturalnego. Jak pokazują współczesne badania dotyczące cyklu koniunkturalnego (zgodnie z podejściem Lucasa⁵), fluktuacje utożsamiane z cyklem koniunkturalnym trwają do ok. 8–10 lat. Według Burnsa i Mitchella, maksymalna długość powojennego cyklu koniunkturalnego waha się od 10 do 12 lat⁶. Na tej podstawie okres 11 lat przyjęty w niniejszym badaniu spełnia kryteria długiego okresu.

Obok hipotezy LRN istnieje także długookresowa hipoteza superneutralności pieniądza (LRSN). Według niej, permanentna i egzogeniczna zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza prowadzi w długim okresie do takiej samej zmiany nominalnej stopy procentowej i stóp wzrostu innych zmiennych nominalnych, przy czym nie wpływa na poziom zmiennych realnych. Aby rozważyć superneutralność, należy potwierdzić neutralność. Zgodnie z definicjami długookresowej neutralności Kinga i Watsona (1997) oraz Bullarda (1999), zmiany podaży pieniądza powinny być nieprzewidywalne⁷.

Na neutralność i superneutralność można patrzeć szerzej, nie tylko w kontekście pieniądza. Można np. rozpatrywać długookresową neutralność inflacji względem stopy bezrobocia, które jest zobrazowane poprzez nachylenie długookresowej krzywej Phillipsa. Weryfikując hipotezę Fishera, mówimy o długookresowej neutralności inflacji względem stopy procentowej. Ponieważ neutralność jest definiowana w odniesieniu do konkretnych zmiennych opisujących procesy realne, istnieje zatem możliwość jej potwierdzenia dla konkretnej zmiennej lub dla części zmiennych, niekoniecznie dla wszystkich. Istotną cechą neutralności jest to, że możemy o niej mówić w długim okresie, czyli aż do momentu, gdy wszystkie zjawiska opisane przez zmienne zakończą proces dostosowawczy, zapoczątkowany trwałym zaburzeniem monetarnym. W krótkim okresie należy się więc spodziewać braku neutralności, czyli istotnego wpływu podaży pieniądza na sferę realną gospodarki. W przypadku badania efektów krótkookresowych należy zwrócić uwagę na kierunek zależności, który może okazać się błędny. Wiąże się to, przy założeniu neutralności w długim okresie, z faktem, że efekty

⁵ R.E. Lucas, *Understanding Business Cycles, Business Cycle Theory*, red. F.E. Kydland, Edward Elgar Publishing Limited, Aldershot 1995, s. 85–107.

⁶ P. Skrzypczyński, *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia” NBP, z. 252, Warszawa 2010, s. 12–13.

⁷ M. Brzoza-Brzezina, B. Kłos, A. Kot, T. Lyziak, *Hipoteza neutralności pieniądza*, „Materiały i Studia” NBP, z. 142, Warszawa 2002, s. 5–6.

krótkookresowe są sumą fragmentów długookresowego procesu, np. oscylującego. Analiza neutralności pieniądza w krótkim okresie jest prowadzona przy założeniu, że podmioty gospodarcze formułują swoje oczekiwania w sposób racjonalny, tzn. przewidują trafnie zmiany podaży pieniądza. W przypadku, kiedy oczekiwaniom towarzyszy systematyczny błąd, np. podmioty nie rozpoznają szoków, traktując zmiany nominalne jako realne, to pieniądz nie może być neutralny. Poprawnie przewidziany szok monetarny będzie skutkował wzrostem popytu nominalnego, następnie wzrosną ceny, przywracając płace realne do wyjściowego poziomu, i produkcja powróci do stanu równowagi. W takim ujęciu wydawać się może, że pieniądz jest neutralny również w krótkim okresie. Proces ten jest jednak długotrwały ze względu na sztywności cenowe⁸. W efekcie w krótkim okresie mamy do czynienia z brakiem neutralności polityki monetarnej.

3. Weryfikacja hipotezy neutralności pieniądza w długim okresie

Punktem wyjścia badania długookresowej neutralności pieniądza jest testowanie stopnia zintegrowania rozpatrywanych zmiennych. Zgodnie z definicją neutralności pieniądza, zmiana podaży pieniądza musi mieć charakter permanentny. Cecha ta uwidacznia się w procesach zintegrowanych w stopniu pierwszym, co dla agregatu monetarnego M1 zapisujemy formalnie $M1_t \sim I(1)$. O zmiennej $M1_t$ mówimy, że posiada pierwiastek jednostkowy. Jest to równoznaczne z tym, że szereg dla tej zmiennej ma „bardzo długą pamięć” i pamięta pojawiające się zaburzenia, szoki. W zależności od stopnia zintegrowania badanych zmiennych zachodzi określony wariant dla długookresowej hipotezy neutralności pieniądza (LRN). Wyniki przedstawia tabela 1.

Jeżeli zmienna pieniężna (agregat monetarny) jest zintegrowana w stopniu zero, to ze względu na brak trwałych szoków monetarnych hipoteza LRN nie jest weryfikowana (wariant „nie zachodzi” w tabeli 1). W przypadku, kiedy stopień zintegrowania agregatu monetarnego jest o jeden wyższy niż zmiennej realnej Y, zmienna Y nie pamięta trwałych szoków zmiennej monetarnej. Weryfikacji podlegają jedynie wariant 3 i 4, czyli przypadki, kiedy $M \sim I(1)$ i $Y \sim I(1)$, $M \sim I(2)$ i $Y \sim I(2)$ lub $M \sim I(1)$ i $Y \sim I(2)$ ⁹.

⁸ Ibidem, s. 6–8.

⁹ Ibidem, s. 9–10. Zob. R.G. King, M.W. Watson, *Testing Long-Run Neutrality*, „Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly” 1997, vol. 83/3, Summer, s. 71–73.

Tabela 1. Rząd zintegrowania zmiennej a hipoteza LRN

Pieniądz (M) Zmienna realna (Y)	$\sim I(0)$	$\sim I(1)$	$\sim I(2)$
$\sim I(0)$	nie zachodzi	zachodzi	zachodzi
$\sim I(1)$	nie zachodzi	3	zachodzi
$\sim I(2)$	nie zachodzi	4	3

Źródło: M. Brzoza-Brzezina, B. Kłos, A. Kot, T. Łyziak, *Hipoteza neutralności pieniądza*, „Materiały i Studia” NBP, z. 142, Warszawa 2002, s. 10.

Znając stopień integracji, w kolejnym kroku, bazując na koncepcji Kinga i Watsona, rozpatrujemy dwurównaniowy SVAR dla zmiennej realnej Y i nominalnego pieniądza M. Pomijamy dla uproszczenia składniki deterministyczne. Model, przy założeniu, że zmienne Y i M są zintegrowane rzędu jeden, przyjmuje postać:

$$A \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta M_t \end{bmatrix} = C_0 \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta M_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + C_p \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1-p} \\ \Delta M_{t-1-p} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} = C(L) \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta M_{t-1} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}, \quad (1)$$

gdzie:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{ym} \\ -\alpha_{my} & 1 \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \sim N(0, I).$$

Dla macierzy A i B zakładamy, że są nieosobliwe. L traktujemy jako operator opóźnienia ($Ly_t = y_{t-1}$). C(L) jest macierzowym wielomianem opóźnień:

$$C(L) = \sum_{j=0}^p C_j L^j. \quad (2)$$

Model SVAR (1) możemy przedstawić w formie zredukowanego modelu VAR:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta M_t \end{bmatrix} = A^{-1}C(L) \begin{bmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^m \end{bmatrix}, \quad (3)$$

ze składnikiem losowym określonym następująco:

$$u_t = \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^m \end{bmatrix} = A^{-1}B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \quad \text{lub} \quad A \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^m \end{bmatrix} = B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Macierz kowariancji składnika losowego u_t przyjmuje postać¹⁰:

$$E(u_t u_t') = \Psi = A^{-1} B E(\varepsilon_t \varepsilon_t') B' (A^{-1})' = A^{-1} B B' (A^{-1})'. \quad (5)$$

Model (3) przekształcamy do postaci końcowej w formie VMA:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta M_t \end{bmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} H^j \begin{bmatrix} u_{t-j}^y \\ u_{t-j}^m \end{bmatrix}, \quad \text{gdzie } H = A^{-1} C(L),$$

lub

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta M_t \end{bmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} H^j A^{-1} B \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-j}^y \\ \varepsilon_{t-j}^m \end{bmatrix}. \quad (6)$$

Model (6) możemy zapisać w postaci:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= d_{yy}(L) \varepsilon_t^y + d_{ym}(L) \varepsilon_t^m \\ \Delta M_t &= d_{my}(L) \varepsilon_t^y + d_{mm}(L) \varepsilon_t^m. \end{aligned} \quad (7)$$

Zmienne ΔY_t i ΔM_t są ujęte jako nieskończona suma ważona dwóch rodzajów zaburzeń strukturalnych – pojawiającego się w strefie realnej ε_t^y i monetarnego ε_t^m . Przeprowadzona dekompozycja ε na dwa typy szoków (ε_t^y i ε_t^m) pozwala badać wpływ szoków monetarnych na zmienną realną. Pełny wpływ szoków monetarnych na zmienną realną przedstawia suma parametrów $d_{ym}(1) = \Sigma d_{ym}$, pod warunkiem, że $d_{mm}(1) = \Sigma d_{mm} \neq 0$.

Problem neutralności rozpatrujemy, biorąc pod uwagę relację skumulowanych reakcji zmiennej ΔY_t i ΔM_t na zaburzenie monetarne (szok monetarny) ε_t^m :

$$\gamma_{ym} = \frac{d_{ym}(1)}{d_{mm}(1)}, \quad (8)$$

gdzie: $d_{ym}(1)$ i $d_{mm}(1)$ – skumulowane wartości funkcji odpowiedzi na impuls.

Gdy $\gamma_{ym} = 0$, to potwierdzona zostaje długookresowa neutralność pieniądza¹¹.

Chcąc wyznaczyć parametr γ_{ym} , powinniśmy zacząć od estymacji modelu SVAR (1) lub zredukowanej formy VAR (2). W obu przypadkach stoimy przed problemem nałożenia restrykcji na elementy macierzy A i B. Model (1) jako forma modelu o równaniach współzależnych nie spełnia podstawowego warunku identyfikowalności. King i Watson sugerują, że powinien on mieć charakter rekurencyjny. Wiąże się to z nałożeniem w najprostszym przypadku restrykcji zerowej na

¹⁰ M. Brzoza-Brzezina, B. Kłós, A. Kot, T. Łyziak, op.cit., s. 11–12.

¹¹ Ibidem, s. 12–13. Zob. R.G. King, M.W. Watson, op.cit., s. 73–77.

parametr α_{ym} lub α_{my} . W ramach tej restrykcyj możemy ustalić również niezerową wartość parametru α_{ym} lub α_{my} . O macierzy B zakładamy, że jest diagonalna. W takim układzie spełniony jest konieczny warunek identyfikowalności. Dla tak określonych założeń odnośnie do macierzy A i B szacujemy najpierw równanie, w którym nie ma bieżącej (nieopóźnionej) zmiennej endogenicznej w roli zmiennej objaśniającej. Estymacji możemy dokonać za pomocą MNK. W celu uniknięcia wyznaczenia wartości (8) dla arbitralnie przyjętego założenia na parametr α_{ym} lub α_{my} King i Watson zaproponowali, żeby wyznaczyć wartość (8) warunkowo od szeregu wartości α_{ym} lub α_{my} . W ten sposób traktujemy γ_{ym} jako zmienną losową¹².

Długookresową neutralność pieniądza możemy również potwierdzić, bazując na wielkości (8), przez rozpatrzenie sytuacji, kiedy $d_{ym}(1) = 0$. Tylko w takim przypadku ułamek (8) może być równy zero.

4. Empiryczna weryfikacja LRN dla Polski i strefy euro

Badanie neutralności pieniądza względem indeksu produkcji przemysłowej dla Polski i strefy euro zostało przeprowadzone na podstawie danych miesięcznych od stycznia 2001 r. do grudnia 2012 r. Do badania przyjęto indeks produkcji przemysłowej ze względu na dostępność tej zmiennej dla obszaru strefy euro. Za zmienną monetarną przyjęto agregaty M1, M2 i M3. Dane zostały pobrane ze strony Narodowego Banku Polskiego (agregaty M1, M2 i M3 dla Polski) oraz ze strony Eurostatu (agregaty M1, M2 i M3 dla strefy euro). Dane dotyczące indeksu produkcji przemysłowej w ujęciu miesiąc do analogicznego miesiąca roku poprzedniego pochodziły z bazy Eurostatu. Dane zlogarytmowano.

W pierwszym kroku zbadany został stopień zintegrowania zmiennych $\ln Y_t$, $\ln M1_t$, $\ln M2_t$ i $\ln M3_t$ dla Polski i dla strefy euro. Wykorzystano test ADF i KPSS. W teście ADF dla wartości $p < 0,1$ odrzucamy hipotezę zerową. Hipotezy w teście ADF przyjmują postać:

H_0 : proces X_t jest zintegrowany w stopniu $n+1$,

H_1 : proces X_t jest zintegrowany w stopniu n ,

gdzie $n = \{0,1,2\}$.

Procedura testowania stopnia integracji zaczyna się od $n = 0$ i trwa do momentu odrzucenia hipotezy zerowej. W teście KPSS hipoteza zerowa jest hipotezą alternatywną z testu ADF. Wyniki przedstawiają tabele 2 i 3.

¹² R.G. King, M.W. Watson, op.cit., s. 75–77, 80–85.

Tabela 2. Rząd zintegrowania zmiennych w Polsce

Zmienna	Asymptotyczna wartość p		KPSS		Stopień zintegrowania
	ADF bez stałej	ADF ze stałą	Wartość testu	Wartość kryt.	
$\ln(M1_P)_t$	0,958	0,1862	0,50631	0,12	2
$\Delta \ln(M1_P)_t$	0,2849	0,3741	0,448263	0,349	1
$\Delta^2 \ln(M1_P)_t$	6,75E-08	1,92E-06	0,0811572	0,349	0
$\ln(M2_P)_t$	0,9731	0,9114	0,286823	0,12	2
$\Delta \ln(M2_P)_t$	0,3651	0,3782	0,385615	0,349	1
$\Delta^2 \ln(M2_P)_t$	9,64E-11	2,60E-09	0,041642	0,349	0
$\ln(M3_P)_t$	0,9838	0,9299	0,506314	0,12	2
$\Delta \ln(M3_P)_t$	0,3726	0,2875	0,367591	0,349	1
$\Delta^2 \ln(M3_P)_t$	5,41E-10	1,60E-08	0,0429319	0,349	0
$\ln(Y_P)_t$	0,6306	0,008598	0,116329	0,12	1
$\Delta \ln(Y_P)_t$	2,29E-05	0,0006163	0,0922087	0,349	0

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

Tabela 3. Rząd zintegrowania zmiennych w strefie euro

Zmienna	Asymptotyczna wartość p		KPSS		Stopień zintegrowania
	ADF bez stałej	ADF ze stałą	Wartość testu	Wartość kryt.	
$\ln(M1_EU17)_t$	0,9973	0,261	0,430961	0,12	1
$\Delta \ln(M1_EU17)_t$	0,04773	0,04784	0,0783276	0,12	0
$\ln(M2_EU17)_t$	0,9502	0,5565	0,335647	0,12	2
$\Delta \ln(M2_EU17)_t$	0,3097	0,5056	0,294801	0,12	1
$\Delta^2 \ln(M2_EU17)_t$	1,15E-17	4,94E-17	0,062043	0,349	0
$\ln(M3_EU17)_t$	0,9185	0,3411	0,363552	0,12	2
$\Delta \ln(M3_EU17)_t$	0,1913	0,4799	0,238512	0,12	1
$\Delta^2 \ln(M3_EU17)_t$	2,04E-16	1,20E-15	0,0616534	0,349	0
$\ln(Y_EU17)_t$	0,6037	0,1576	0,100901	0,12	1
$\Delta \ln(Y_EU17)_t$	1,91E-06	5,49E-05	0,057371	0,349	0

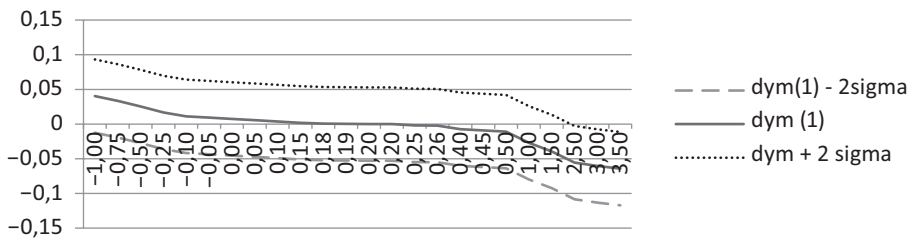
Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

Zgodnie z treścią tabeli 1, stopień zintegrowania zmiennych w Polsce wskazuje, że dla każdego agregatu monetarnego zachodzi długookresowa neutralność

pieniądza względem indeksu produkcji przemysłowej. W strefie euro neutralny względem indeksu produkcji przemysłowej jest agregat M2 i M3. Neutralność agregatu M1 zostanie przetestowana przy wykorzystaniu procedury Kinga i Watsona z polską modyfikacją zawartą w artykule *Hipoteza neutralności pieniądza*¹³. Wyniki przedstawiają tabele A1 i A2 (aneks) oraz rysunki 1–4.

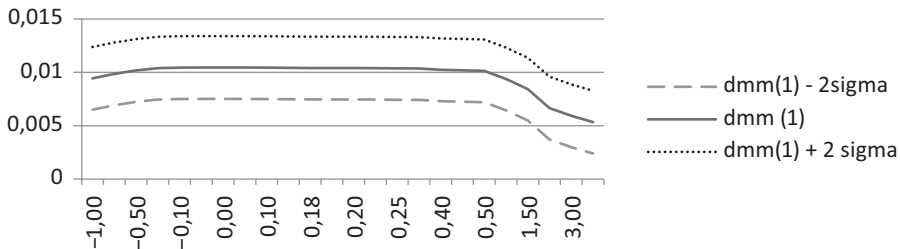
Ponieważ wartość (8) będzie równa zero tylko wtedy, gdy $d_{ym}(1) = 0$, dla zweryfikowania hipotezy zerowej o długookresowej neutralności pieniądza M1 względem indeksu produkcji przemysłowej w strefie euro zostały zbudowane 95-procentowe przedziały ufności dla skumulowanych odpowiedzi zmiennej ΔY_t i ΔM_t na zaburzenie monetarne (szok monetarny) ε_t^m . Obrazują to rysunki 1–4.

W przedziale dla $\alpha_{ym} \in (-1; 2,2)$ skumulowana reakcja produkcji na szok monetarny nie jest statystycznie różna od zera. Nie mamy podstaw do odrzucenia H_0 o LRN względem indeksu produkcji przemysłowej, o ile $d_{mm}(1) \neq 0$ w tym samym przedziale lub jego części. O ewentualnym odrzuceniu H_0 możemy mówić dla $\alpha_{ym} > 2,2$.



Rysunek 1. Reakcja zmiennej ΔY_t na zaburzenie monetarne agregatu M1 (ε_t^m) w strefie euro dla wartości parametru α_{ym} z przedziału $[-1; 3,5]$

Źródło: opracowanie własne.

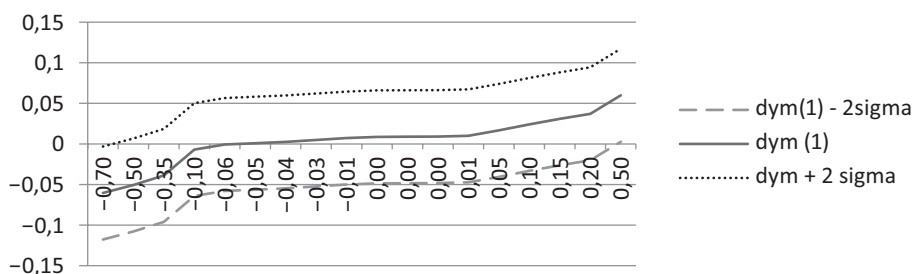


Rysunek 2. Reakcja zmiennej ΔM_t na zaburzenie monetarne agregatu M1 (ε_t^m) w strefie euro dla wartości parametru α_{ym} z przedziału $[-1; 3,5]$

Źródło: opracowanie własne.

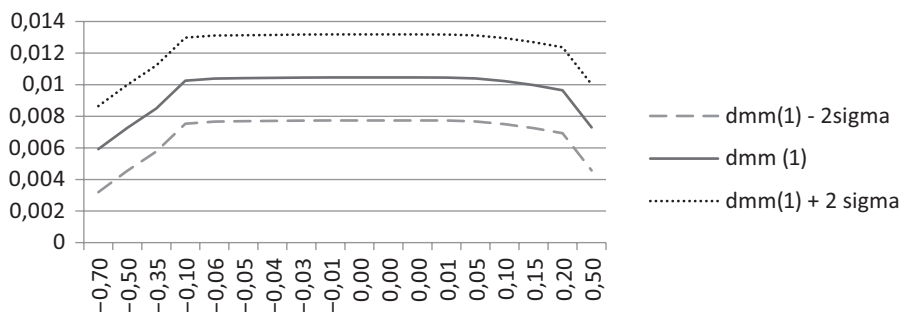
¹³ Zob. M. Brzoza-Brzezina, B. Kłos, A. Kot, T. Łyziak, op.cit., s. 20–27.

W całym przedziale (dla $\alpha_{ym} \in [-1; 3,5]$) skumulowana reakcja podaży pieniądza na szok monetarny jest statystycznie różna od zera. Zatem dla $\alpha_{ym} \in (-1; 2,2)$ zostaje potwierdzona LRN w strefie euro dla pieniądza wąskiego względem indeksu produkcji przemysłowej. Podobne wyniki uzyskujemy dla $\alpha_{my} \in (-0,5; 0,5)$.



Rysunek 3. Reakcja zmiennej ΔY_t na zaburzenie monetarne agregatu $M1(\varepsilon_t^m)$ w strefie euro dla wartości parametru α_{my} z przedziału $[-0,5; 0,5]$

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 4. Reakcja zmiennej ΔM_t na zaburzenie monetarne agregatu $M1(\varepsilon_t^m)$ w strefie euro dla wartości parametru α_{ym} z przedziału $[-0,5; 0,5]$

Źródło: opracowanie własne.

Innym sposobem na zweryfikowanie LRN jest przyjęcie restrykcji długookresowej mówiącej o tym, że skumulowana odpowiedź indeksu produkcji przemysłowej na szok monetarny w długim okresie wynosi zero, $d_{ym}(1) = 0$. Taka restrykcja wskazuje na brak podstaw do odrzucenia LRN. Następnie rozwiązujemy równanie macierzowe postaci (9), wyznaczamy wartości parametrów α_{ym} i α_{my} i sprawdzamy, czy zawierają się one w otrzymanych przedziałach. Odpowiednio $(-1; 2,2)$ i $(-0,5; 0,5)$.

$$(I-H)^{-1}A^{-1} = D, \quad (9)$$

$$\text{gdzie: } D = \begin{bmatrix} d_{yy}(1) & d_{ym}(1) \\ d_{my}(1) & d_{mm}(1) \end{bmatrix}.$$

Dla rozpatrywanego przypadku równanie (9) przyjmuje postać:

$$\begin{bmatrix} 2,35244284 & 0,9689688 \\ -0,00244693 & 1,3555464 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{ym} \\ -\alpha_{my} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,038246 & 0 \\ 0,002189 & 0,010226 \end{bmatrix}.$$

Zakładając, że b_{11} i b_{22} są różne od zera, otrzymujemy następujące wartości parametrów α_{ym} i α_{my} :

$$\begin{aligned} \alpha_{ym} &= 0,10545043 \in (-1; 2,2), \\ \alpha_{my} &= -0,41189899 \in (-0,5; 0,5). \end{aligned}$$

Na podstawie danych miesięcznych (od stycznia 2001 r. do marca 2013 r.) zostały oszacowane dla 11 państw strefy euro i Danii modele panelowe. Z bazy Europejskiego Banku Centralnego pochodzi agregat podaży pieniądza M1, a z bazy Eurostatu indeks produkcji przemysłowej. Zmienne zostały zlogarytmowane. Na podstawie zależności z tabeli 1, czyli zależności pomiędzy stopniami zintegrowania zmiennej realnej i pieniężnej, zostanie zweryfikowana długookresowa hipoteza neutralności pieniądza (LRN). Na ostatnim etapie zostanie oszacowany model panelowy, który da odpowiedź na pytanie, czy istnieje jednoczesna zależność indeksu produkcji przemysłowej od podaży pieniądza w strefie euro. Do estymacji zostanie wykorzystany estymator ważonej metody najmniejszych kwadratów (WMNK)¹⁴.

Na podstawie testu Ima, Pesarana i Shina (IPS) oraz testu Levina, Lina i Chu¹⁵ zostanie określony rząd zintegrowania dla zmiennych $\ln Y_{it}$ oraz $\ln M1_{it}$. Wyniki przedstawiają tabele 4 i 5.

Tabela 4. Wyniki testu Ima, Pesarana i Shina (IPS)

Zmienna	H_0 : Wszystkie szeregi mają pierwiastek jednostkowy	Wartość p
$\ln(M1)_{it}$	$W_tbar = 0,61792$	[0,7317]
$\Delta \ln(M1)_{it}$	$W_tbar = -18,8346$	[0,0000]
$\ln Y_{it}$	$W_tbar = -19,0688$	[0,0000]

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

¹⁴ Zob. D. Dańska-Borsiak, *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011, s. 56–58.

¹⁵ Zob. ibidem, s. 217–219.

Hipoteza zerowa w teście Levina, Lina i Chu zakłada, że szereg obserwacji dla każdego obiektu posiada pierwiastek jednostkowy, wobec hipotezy alternatywnej o stacjonarności każdego szeregu¹⁶.

Tabela 5. Wyniki testu Levina–Lina–Chu

Zmienna	Współczynnik	<i>t</i> -Student	<i>z</i> -score	Wartość <i>p</i>
$\ln(M1)_{it}$	0,000315	0,583	0,582909	[0,7200]
$\Delta \ln(M1)_{it}$	-1,0159	-13,000	-12,9874	[0,0000]
$\ln Y_{it}$	-1,6488	-15,132	-15,1171	[0,0000]

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

Oba testy wskazują na to, że $\ln M1_{it} \sim I(1)$, a $\ln Y_{it} \sim I(0)$. Zgodnie z danymi z tabeli 1, zachodzi neutralność pieniądza względem indeksu produkcji przemysłowej. Potwierdza to model panelowy oszacowany z wykorzystaniem estymatora ważonej metody najmniejszych kwadratów (WMNK), który jest przedstawiony w tabeli 8.

Pierwszy model panelowy (tabela 6) obejmuje 12 jednostek przekrojowych i został oszacowany z wykorzystaniem estymatora KMNK. Dla tego modelu zostały wykonane testy diagnostyczne, które zawarto w tabeli 7.

Tabela 6. Oszacowany model panelowy dla zmiennej $\ln Y_{it}$ z wykorzystaniem estymatora KMNK

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka <i>t</i> -Studenta	Wartość <i>p</i>	
stała	6,88147	0,20875	32,97	1,17E-184	***
$\Delta \ln(M1)_{it-1}$	0,044155	0,016853	2,62	0,0089	***
$\ln Y_{it-1}$	-0,442655	0,023893	-18,53	6,13E-70	***
$\ln Y_{it-2}$	-0,104617	0,023918	-4,374	1,29E-05	***
$\ln Y_{it-5}$	0,05289	0,021846	2,421	0,0156	**

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

Na podstawie testów z tabeli 7 możemy stwierdzić, że panelowy model MNK z tabeli 6 jest modelem właściwszym aniżeli modele o ustalonych i losowych efektach. Wadą tego modelu jest jednak, jak wskazuje test Walda na heteroskedastyczność, brak wspólnej wariancji resztowej. W efekcie właściwym estymatorem

¹⁶ Ibidem, s. 217.

w takiej sytuacji okazuje się estymator ważonej metody najmniejszych kwadratów (WMNK). Przy użyciu tego estymatora oszacowany został model z tabeli 8.

Tabela 7. Testy diagnostyczne dla modelu panelowego z tabeli 6

Rodzaj testu	Hipoteza zerowa	Wartość statystyki	Wartość p
Test Walda na heteroskedastyczność	jednostki mają wspólną wariancję resztową	Chi-kwadrat (12) = 292,044	2,19444e-055
Łączna istotność nierówności średnich grupowych	model panelowy MNK jest poprawny	F(11, 1688) = 1,36169	0,184694
Test Breuscha–Pagana	model panelowy MNK jest poprawny wobec hipotezy H1, że model o losowych efektach jest właściwszy	LM = 0,317645	0,573027
Test Hausmana	estymator UMNK (GLS) jest zgodny	Chi-kwadrat (4) = 15,0583	0,00458175

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

Tabela 8. Oszacowany model panelowy dla zmiennej $\ln Y_{it}$ z wykorzystaniem estymatora WMNK

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka t -Studenta	Wartość p	
stała	4,52868	0,237624	19,06	1,55E-73	***
$\Delta \ln (M1)_{it-2}$	0,0256818	0,0145022	1,771	0,0768	*
$\ln Y_{it-1}$	-0,310697	0,0231428	-13,43	3,95E-39	***
$\ln Y_{it-3}$	0,144125	0,0240394	5,995	2,47E-09	***
$\ln Y_{it-4}$	0,0986662	0,025027	3,942	8,40E-05	***
$\ln Y_{it-5}$	0,084456	0,0238452	3,542	0,0004	***

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

Znak przy zmiennej $\Delta \ln (M1)_{t-2}$ potwierdza, że nie istnieje jednoczesny wpływ podaży pieniądza w okresie t na sferę realną. Jest on zgodny z teorią ekonomii. Model panelowy z tabeli 8 potwierdza LRN.

5. Podsumowanie

Przeprowadzone badanie potwierdziło, że w Polsce oraz w strefie euro istnieje długookresowa neutralność podaży pieniądza względem indeksu produkcji przemysłowej. W Polsce neutralne są agregaty M1, M2 i M3, w strefie euro – M2 i M3. Dla M1 potwierdzono neutralność w zawężonym zakresie wartości parametrów α_{ym} . Z kolei dla całego badanego zakresu parametru α_{my} można mówić o neutralności agregatu monetarnego M1. Odnosząc się do wcześniejszych badań, potwierdzono neutralność M2 względem indeksu produkcji przemysłowej dla Polski.

Bibliografia

1. Belka M., *Neutralność pieniądza – ewolucja poglądów*, „Bank i Kredyt” 1993, nr 5–6, s. 2–8.
2. Brzoza-Brzezina M., Kłos B., Kot A., Łyziak T., *Hipoteza neutralności pieniądza*, „Materiały i Studia” NBP, z. 142, Warszawa 2002, s. 5–13.
3. Dańska-Borsiak D., *Dynamiczne modele panelowe w badaniach ekonomicznych*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź 2011.
4. King R.G., Watson M.W., *Testing Long-Run Neutrality*, „Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly” 1997, vol. 83/3, Summer, s. 69–98.
5. Lucas R.E., *Understanding Business Cycles*, *Business Cycle Theory*, red. F.E. Kydland, Edward Elgar Publishing Limited, Aldershot 1995, s. 85–107.
6. Skrzypczyński P., *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia” NBP, z. 252, Warszawa 2010, s. 12–13.

Źródła sieciowe

1. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=ACE-10&paper_id=107 [dostęp 12.04.2013].
2. http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database [dostęp 11.04.2013].
3. <https://www.ecb.int/stats/money/aggregates/aggr/html/index.en.html> [dostęp 11.04.2013].
4. http://www.nbp.pl/home.aspx?f=/statystyka/pieniezna_i_bankowa/miary.html [dostęp 10.04.2013].

Aneks

Tabela A1. Wartość skumulowanych odpowiedzi funkcji na impuls i wartość $\gamma_{ym}(\alpha_{ym})$

α_{ym}	α_{my}	$d_{ym}(1)$	$d_{mm}(1)$	$\gamma_{ym}(\alpha_{ym})$
-1	0,229111	0,040335	0,0094382	4,2735903
-0,75	0,169267	0,033382	0,0098549	3,38735046
-0,5	0,109676	0,025449	0,010184	2,49891987
-0,25	0,0503594	0,016711	0,010393	1,60790917
-0,1	0,014892	0,011205	0,010449	1,07235142
-0,05	0,00309014	0,0093436	0,010456	0,89361132
0	-0,0087015	0,0074743	0,010456	0,71483359
0,05	-0,0204828	0,0056007	0,010451	0,53590087
0,1	-0,0322539	0,003726	0,010439	0,35693074
0,15	-0,0440148	0,0018535	0,010421	0,17786201
0,18	-0,0510665	0,00073248	0,010407	0,0703834
0,19	-0,0534163	0,00035935	0,010402	0,03454624
0,197	-0,0550609	9,84E-05	0,010399	0,00945822
0,2	-0,0557656	-1,34E-05	0,010397	-0,0012935
0,25	-0,0675059	-0,0018718	0,010368	-0,1805363
0,26	-0,0698527	-0,0022422	0,010361	-0,2164077
0,4	-0,102666	-0,0073648	0,010245	-0,7188677
0,45	-0,114365	-0,0091591	0,010194	-0,8984795
0,5	-0,126053	-0,010931	0,010138	-1,0782206
1	-0,242409	-0,026999	0,0093756	-2,879709
1,5	-0,357663	-0,039536	0,0084274	-4,6913639
2,5	-0,585404	-0,055467	0,0066529	-8,3372665
3	-0,698019	-0,060369	0,0059365	-10,169123
3,5	-0,808264	-0,064148	0,0053311	-12,032789

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v. 1.9.3. cvs.

Tabela A2. Wartość skumulowanych odpowiedzi funkcji na impuls i wartość $\gamma_{ym}(\alpha_{my})$

α_{my}	α_{ym}	$d_{ym}(1)$	$d_{mm}(1)$	$\gamma_{ym}(\alpha_{my})$
-1	Osobliwa macierz			
-0,7	3,01034	-0,06048	0,005922	-10,2133
-0,5	2,12287	-0,05061	0,007274	-6,95807
-0,35	1,46591	-0,03878	0,0084946	-4,56514
-0,1	0,38861	-0,00695	0,010256	-0,67794
-0,06	0,218029	-0,00068	0,010387	-0,06592
-0,05	0,175463	0,000902	0,01041	0,08663
-0,04	0,132927	0,002492	0,010428	0,23901
-0,025	0,0691825	0,004881	0,010447	0,467254
-0,01	0,00550888	0,007268	0,010456	0,695113
-0,001	-0,0326614	0,008696	0,010457	0,831606
0	-0,0369011	0,008855	0,010457	0,846753
0,001	-0,0411404	0,009013	0,010456	0,861974
0,007	-0,0665694	0,009962	0,010454	0,952889
0,05	-0,248482	0,016656	0,010394	1,602463
0,1	-0,459283	0,024074	0,010227	2,353965
0,15	-0,669323	0,030924	0,0099722	3,101021
0,2	-0,878546	0,037086	0,0096492	3,843427
0,5	-2,11828	0,059919	0,0072979	8,210444
1	Osobliwa macierz			
1,5				
2				
3				
3,5				

Źródło: opracowanie własne w programie Gretl v.1.9.3. cvs.

* * *

The hypothesis of money neutrality in Poland and in the eurozone

This article relates testing of Long-Run Monetary Neutrality (LRN) for Poland and Euro Area. To do this taken: ADF test, Structural VARs, Cumulated Impulse Response Functions (IRFs). In research of Euro Area were used Im, Pesaran and Shin test (IPS) and Levin–Lin–Chu test as well as panel models which were estimated using weighted least squares method estimator.

Keywords: Long-Run Monetary Neutrality (LRN), Structural VARs, Cumulated Impulse Response Functions (IRFs), ADF Test, KPSS Test, Im, Pesaran and Shin Test (IPS), Levin–Lin–Chu Test, panel models, weighted least squares method estimator