



Maciej Gatecki  

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny,
Uniwersytet Łódzki, Polska

Aleksander Welfe  

Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny,
Uniwersytet Łódzki, Polska

Czy w polskiej gospodarce pieniądz jest neutralny? Analiza wspólnych trendów stochastycznych w środowisku I(2)

Is Money Neutral in the Polish Economy?
Common Stochastic Trends Analyses in the I(2) Space

Streszczenie

Niestacjonarność procesów generujących dane powoduje, że badania empiryczne dotyczące procesów pieniężnych powinny być prowadzone przy wykorzystaniu skointegrowanych wektorowych modeli autoregresyjnych (CVAR). Weryfikacja ogólnej hipotezy neutralności pieniądza (LRN), która jest przedmiotem prezentowanego artykułu, możliwa jest wyłącznie poprzez analizę wspólnych trendów stochastycznych I(2) i testowanie restrykcji odporności zmiennych na szoki lub analizę funkcji odpowiedzi na impuls. W artykule wykorzystano to pierwsze podejście. Otrzymane rezultaty nie potwierdzają ogólnej hipotezy neutralności pieniądza, jednak nie dają podstaw do odrzucenia licznej grupy hipotez szczegółowych. Potwierdzony został długookresowy wpływ pieniądza na ceny, płace nominalne, kurs walutowy i stopę procentową. Pieniądz okazał się też nie być neutralny względem produkcji i stopy bezrobocia. Analiza wskazała na endogeniczny charakter pieniądza, mieszany, nie tylko monetarny, charakter inflacji oraz zmienną w czasie szybkość obiegu pieniądza. Weryfikacja hipotezy LRN w ramach modelu CVAR dla procesów I(2) z wykorzystaniem agregatów monetarnych stanowi alternatywę dla badań dotyczących polityki gospodarczej uwzględniających wykorzystanie reguły Taylora.

Abstract

Non-stationarity of the stochastic processes generating the data requires the application of cointegrated VAR models in empirical work. The general long-run money neutrality (LRN) hypothesis, which is the central issue addressed in this paper, can be verified exclusively through common stochastic trends analyses combined with restriction testing, or through impulse-response analyses. We applied the first approach. The results do not confirm the general LRN hypothesis, but they do support the hypothesis that money has a long-run influence on prices, nominal wages, the exchange rate and the interest rate. Money proved to be neutral with respect to production and the unemployment rate. The empirical findings point to the endogenous character of money and the mixed nature of inflation. Verifying the LRN hypothesis for I(2) processes may offer an alternative approach for policy studies based on the Taylor rule.

Słowa kluczowe:

kointegracja, procesy zintegrowane w stopniu drugim, hipoteza neutralności pieniądza

Kody klasyfikacji JEL:

C32, C51

Historia artykułu:

nadestany: 15 sierpnia 2025 r.
poprawiony: 6 grudnia 2025 r.
zaakceptowany: 9 grudnia 2025 r.

Keywords:

cointegration, I(2) processes, money neutrality hypothesis

JEL classification codes:

C32, C51

Article history:

submitted: August 15, 2025
revised: December 6, 2025
accepted: December 9, 2025

Wstęp

Ogólna hipoteza neutralności pieniądza (ang. *long-run neutrality*, LRN), którą doprecyzowują hipotezy szczegółowe, pozwala analizować długookresowy wpływ zmian podaży pieniądza na procesy zarówno nominalne, jak i realne zachodzące w gospodarce. Jest ona odmiennie postrzegana przez różne szkoły ekonomiczne, co było przedmiotem wielu badań z zakresu teorii ekonomii.

Celem artykułu jest weryfikacja hipotezy LRN w kontekście gospodarki polskiej oraz jednoczesna analiza związków występujących między rynkiem pieniężnym, walutowym, dóbr i usług oraz rynkiem pracy w środowisku procesów I(2) przy wykorzystaniu skointegrowanego, wektorowego modelu autoregresyjnego (CVAR). Tak szeroki zespół hipotez i związany z nim zbiór zmiennych nie był dotąd przedmiotem badań w ramach modelu CVAR (przegląd m.in. w: Bullard [1999], Brzoza-Brzezina et al. [2002]).

Model CVAR w przypadku procesów I(2) wydaje się właściwym narzędziem do weryfikacji hipotezy LRN z następujących powodów. Po pierwsze, możliwa jest analiza zależności długookresowych i średniookresowych między podażą pieniądza a pozostałymi zmiennymi poprzez zastosowanie restrykcji wyłączających nakładanych na parametry przestrzeni kointegracyjnej, a mających swoje źródło w teorii ekonomii. Każde równanie równowagowe prowadzi do weryfikacji innej hipotezy szczegółowej w ramach ogólnej hipotezy LRN. Po drugie, w ramach modelu CVAR możliwa jest weryfikacja założenia o egzogeniczności trwałych zmian podaży pieniądza poprzez macierz dostosowań do relacji równowagowych. Po trzecie, weryfikacja hipotezy LRN daje się sprowadzić do analizy wspólnych trendów stochastycznych I(2) wyrażających relacje odśrodkowe, wytrącające system z równowagi. Niezbędne jest tu zidentyfikowanie bazowego wspólnego trendu stochastycznego z dominującą rolą podaży pieniądza lub autonomicznego trendu monetarnego i testowanie restrykcji wyłączających w macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych I(2). Analiza macierzy wag pozwala zweryfikować zarówno hipotezy szczegółowe, jak i pełną hipotezę LRN dla rozpatrywanego systemu zmiennych. Po czwarte, model CVAR dzięki analizie macierzy współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(1) pozwala określić, które zmienne w badanym systemie są odpowiedzialne za generowanie zachowań cyklicznych. Należy dodać, że do zastosowania modelu CVAR konieczne jest występowanie w zbiorze zmiennych co najmniej dwóch zmiennych generowanych przez procesy stochastyczne zintegrowane w stopniu drugim, zintegrowanie pozostałych zmiennych zaś może być dowolne.

Artykuł składa się z czterech części. W kolejnej omówiona została hipoteza neutralności pieniądza w kontekście różnych szkół ekonomicznych. Następnie omówiono specyfikację modelu CVAR dla procesów I(2). Analiza możliwości wykorzystania modelu CVAR do weryfikacji ogólnej hipotezy LRN z wykorzystaniem analizy wspólnych trendów stochastycznych jest treścią następnej części. Część ostatnia zawiera wyniki empiryczne. Artykuł kończą wnioski i konkluzje.

Hipoteza neutralności pieniądza w ekonomii

Hipoteza LRN zakłada, że trwała i egzogeniczna zmiana poziomu podaży pieniądza nie ma wpływu w długim okresie na poziom zmiennych realnych oraz nominalnej stopy procentowej, a powoduje wyłącznie proporcjonalny wzrost cen i innych zmiennych nominalnych (por. Fisher, Seater [1993], King, Watson, [1997], Barro [1997]). Głównym założeniem jest tu trwała zmiana podaży pieniądza, co oznacza, że podaż pieniądza charakteryzuje się długą pamięcią i pamięta szoki, jakie na nią oddziaływały. Oznacza to, że podaż pieniądza jest generowana przez proces stochastyczny zintegrowany w stopniu pierwszym I(1) lub drugim I(2).

Zgodnie z bardziej restrykcyjną hipotezą superneutralności pieniądza (ang. *long-run superneutrality*, LRSN) trwała i egzogeniczna zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza prowadzi do takiej samej zmiany nominalnej stopy procentowej i tempa wzrostu innych zmiennych nominalnych, ale nie wpływa na poziom zmiennych realnych. Podstawowe, przyjmowane tu założenie dotyczące trwałości zmian prowadzi do wniosku, że proces stochastyczny generujący tempo zmian podaży pieniądza jest I(1), w konsekwencji zaś – podaż pieniądza jest I(2).

Hipoteza LRN odnosi się do skutków zmian podaży pieniądza dla samego rynku pieniężnego, rynków dóbr i usług, pracy oraz walutowego i wskazuje, jakie efekty długookresowe dla gospodarki ma (głównie) ekspansywna polityka pieniężna banku centralnego.

Konsekwencje zmian podaży pieniądza są różnie postrzegane przez poszczególne szkoły ekonomiczne. Można tu jednak wskazać dwa podstawowe podejścia. Pierwsze z nich zakłada neutralność pieniądza, drugie z kolei jego brak. Różnice między szkołami dotyczą spełnienia określonych warunków, np. racjonalności oczekiwań podmiotów gospodarczych, doskonałej informacji, giętkości cen i płac, stałości w czasie szybkości obiegu pieniądza, jak również horyzontu oddziaływania zmian podaży pieniądza.

Uwarunkowania współczesnych gospodarek znacznie odbiegają od tych, w których formułowano hipotezy LRN i LRSN. Pojawienie się nowych form pieniądza, ich rosnący udział oraz coraz dłuższy okres zapadalności transakcji spowodował, że zarówno w praktyce gospodarczej, jak i w analizach bierze się pod uwagę cztery agregaty monetarne: M0, M1, M2 i M3. Dynamiczny rozwój sektora finansowego i ograniczona kontrola agregatów monetarnych zmusiły banki centralne do skupienia się na nominalnej stopie procentowej jako głównym narzędziu polityki. Reguła Taylora, wskazująca, o ile bank centralny powinien zmienić nominalną stopę procentową w odpowiedzi na rozbieżność między bieżącą inflacją a ustalonym celem inflacyjnym oraz na obecność luki produkcyjnej, stała się głównym wyznacznikiem polityki monetarnej.

Neutralność pieniądza postulowała większość ekonomistów: począwszy od szkoły klasycznej (D. Hume) i neoklasycznej (I. Fisher, H. Thornton, A. C. Pigou), poprzez monetaryzm, nową ekonomię klasyczną (szkołę racjonalnych oczekiwań), szkołę realnego cyklu koniunkturalnego, aż po współczesne szkoły – nową szkołę keynesowską i nową syntezę neoklasyczną. Przedstawiciele realnego cyklu koniunkturalnego twierdzą, że zmiany PKB i innych wielkości realnych mogą wywołać tylko szoki realne (głównie technologiczne), a wzrost ilości pieniądza w obiegu determinuje jedynie inflację. Superneutralność pieniądza jest formułowana jako hipoteza wyłącznie w ramach szkoły realnego cyklu koniunkturalnego (por. [King, Plosser \[1984\]](#)). Brak neutralności pieniądza jest jedną z głównych hipotez austriackiej szkoły ekonomii, zgodnie z którą zmiany podaży pieniądza wywołują zmiany cen i dochodów, co przekłada się na zmiany w alokacji zasobów i w produkcji. W rezultacie zmiany podaży pieniądza wpływają na aktywność gospodarczą i są przyczyną cyklu koniunkturalnego, czemu towarzyszy efekt Cantillona. Wprowadzenie dodatkowego pieniądza do gospodarki nie odbywa się we wszystkich sektorach równocześnie i w identycznym tempie. Ceny i dochody w poszczególnych sektorach (gałęziach) rosną zatem w różnym tempie. Podmioty, których dochody rosną jako pierwsze, są w uprzywilejowanej sytuacji, ponieważ dysponują przejściowo większą siłą nabywczą. W szkole austriackiej – obok zmian podaży pieniądza – znaczenie ma również kanał, którym dodatkowy pieniądz trafia do gospodarki (por. [Marzałek \[2011\]](#), [Sieroń \[2017\]](#)).

Szkoły ekonomiczne różnie definiują horyzont analiz. W przypadku krótkiego horyzontu dla neutralności pieniądza kluczową rolę odgrywa charakter oczekiwań co do zmian podaży pieniądza i możliwości trafnego ich prognozowania przez podmioty gospodarcze. Przejrzysta i dobrze komunikowana polityka monetarna prowadzi do neutralności pieniądza. Jednakże nieprzewidywalne szoki podażowe i (częściowo) powiązane z nimi systematyczne błędy w prognozach mogą spowodować, że podmioty gospodarcze będą utożsamiać wzrost popytu nominalnego ze wzrostem popytu realnego, co prowadzi do utraty neutralności pieniądza (por. [Lucas \[1972\]](#)). Dla przedstawicieli neokeyneszizmu pieniądz nie jest neutralny zarówno w krótkim, jak i w długim horyzoncie, a wahania podaży pieniądza są głównym źródłem fluktuacji gospodarczych w krótkim okresie (por. [Tobin \[1965\]](#)). Podobne stanowisko zajmują przedstawiciele nowej szkoły keynesowskiej. W ramach nowej syntezy neoklasycznej akcentuje się brak neutralności pieniądza w krótkim okresie i jego wpływ na realną sferę gospodarki nawet przy założeniu racjonalności oczekiwań podmiotów ekonomicznych, co jest skutkiem sztywności cenowych (por. [Goodfriend, King \[1998\]](#), [Mankiw \[2006\]](#), [Goodhart \[2007\]](#), [Gali \[2009\]](#), [Woodford \[2009\]](#), [Bludnik \[2010\]](#)).

Tabela 1. Neutralność pieniądza w różnych szkołach ekonomicznych

Szkoła ekonomiczna	Krótki okres	Długi okres
Neoklasyczna	brak neutralności pieniądza	neutralność pieniądza
Austriacka	brak neutralności pieniądza	brak neutralności pieniądza
Keynesizm	brak neutralności pieniądza	neutralność pieniądza uzależniona jest od popytu na pieniądź
Monetaryzm	brak neutralności pieniądza	raczej neutralny; rozstrzygają badania empiryczne
Neokeynesowska	brak neutralności pieniądza	brak neutralności pieniądza
Nowa ekonomia klasyczna	neutralność pieniądza; dopuszcza brak neutralności pieniądza w przypadku nieprzewidywanych zmian podaży pieniądza	neutralność pieniądza
Realnego cyklu koniunkturalnego	neutralność pieniądza	neutralność i superneutralność pieniądza
Nowa synteza neoklasyczna (nowa szkoła keynesowska)	brak neutralności pieniądza	neutralność pieniądza

Źródło: Opracowanie własne.

Model CVAR dla procesów I(2)

Model CVAR dla procesów I(2) można zapisać następująco (por. Juselius [2006], Welfe [2018]):

$$\Delta^2 Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-2} \Psi_s \Delta^2 Y_{t-s} + \Sigma_t, \quad (1)$$

gdzie Y_t oznacza wektor $M \times 1$ zmiennych, $\Pi = AB^T$ – macierz parametrów definiujących związki długookresowe ($M \times M$), A oraz B – macierze odpowiednio dostosowań i parametrów wektorów kointegrujących o wymiarach $M \times R$, Γ – macierz $M \times M$ parametrów definiujących związki średniookresowe, Ψ_s – macierz $M \times M$ parametrów krótkookresowych, Σ_t – wektor $M \times 1$ białoszumowych składników losowych. Rozszerzenie systemu o M -wymiarowy wektor kolumnowy składników deterministycznych μ_0 nie przedstawia trudności (por. Johansen [1991]).

Jeśli $Y_t \sim I(2)$, to macierz B zawiera parametry bazowych zależności kointegracyjnych, które mogą być bezpośrednio stacjonarne – $CI(2, 2)$ lub/i niestacjonarne – $CI(2, 1)$. W takiej sytuacji oszacowanie parametrów macierzy A , B i Γ nie jest wystarczające do otrzymania ekonomicznie interpretowalnych wyników w odróżnieniu od modelu ze zmiennymi $I(1)$, gdzie wektory tworzące macierz B są kombinacjami R stacjonarnych relacji, co umożliwia interpretację tych relacji jako równowagowych. W modelu ze zmiennymi $I(2)$ jest również R liniowo niezależnych relacji kointegrujących. Jednak tylko R_0 ($R_0 \leq R$) zależności jest stacjonarna, a R_1 relacji prowadzi do $CI(2, 1)$. Relacje R_0 tworzą macierz B_0 ($M \times R_0$), w macierzy B_1 ($M \times R_1$) ujęte są zaś zależności R_1 , a zatem $B = [B_0 B_1]$ lub w sytuacji, gdy jedynymi trendami stochastycznymi w modelu CVAR dla procesów $I(2)$ są trendy $I(2)$, wówczas $B = B_1$. Współobecność w macierzy B kombinacji zależności stacjonarnych i niestacjonarnych uniemożliwia ich interpretację. W macierzy B_0 zdefiniowana jest przestrzeń kointegracyjna $CI(2, 2)$, która zawiera związki długookresowej równowagi, które manifestują się już w średnim okresie. Przestrzeń $CI(2, 1)$ z macierzy B_1 zawiera również wektory kointegrujące, gdyż redukują one stopień integracji o 1, ale nie mają jednoznacznej interpretacji jak w macierzy B_0 . Obie przestrzenie są wzajemnie ortogonalne (por. Juselius [2002], Majsterek [2003]).

Charakterystyczną cechą skointegrowania typu $CI(2, 1)$ jest to, że zmienne tworzące te relacje mają podobne trendy stochastyczne w bardzo długim okresie, w średnim i krótkim zaś ścieżki wzrostu zmiennych nie są ze sobą powiązane. Relacje kointegracyjne $B_1^T Y_{t-1}$ anihilują tylko trendy stochastyczne tkwiące w przyrostach. Szoki oddziałujące na relacje $CI(2, 1)$ nie ulegają wzmocnieniu, a mechanizm korekty błędem działa jedynie asymptotycznie.

Analogicznie do modelu CVAR ze zmiennymi I(1), również w modelu CVAR ze zmiennymi I(2) można zdefiniować reprezentację wspólnych trendów stochastycznych:

$$Y_t = C_1 \sum_{i=1}^t \Sigma_i + C_2 \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^j \Sigma_i + C(L) \Sigma_t, \quad (2)$$

gdzie $C_2 = B_{2\perp} (A_{2\perp}^T (\Gamma B (B^T B)^{-1} (A^T A)^{-1} A^T \Gamma - \sum_{s=1}^{S-2} \Psi_s) B_{2\perp}^T)^{-1} A_{2\perp}^T$ jest macierzą $M \times M$ parametrów związaną z trendami stochastycznymi I(2), zdefiniowanymi poprzez $A_{2\perp}^T \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^j \Sigma_i$, zaś Σ_i jest wektorem procesów resztowych z modelu CVAR dla procesów I(2). Pozostałe symbole oznaczają macierze kwantyfikujące w systemie zależności odśrodkowe:

$A_{1\perp}$ – macierz $M \times P_1$ współczynników definiujących średniookresowe szoki I(1),

$A_{2\perp}$ – macierz $M \times P_2$ współczynników bazowych trendów stochastycznych I(2),

$B_{1\perp}$ – składowa macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych I(1),

$B_{2\perp}$ – składowa macierzy wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych I(2).

Liczba bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(1) wynosi P_1 , zaś P_2 – trendów stochastycznych I(2), $P_1 + P_2 = M - R$. Wymiary macierzy $B_{1\perp}$ i $B_{2\perp}$ odpowiadają wymiarom macierzy $A_{1\perp}$ i $A_{2\perp}$. Przestrzenie wspólnych trendów stochastycznych I(1) oraz I(2) są wzajemnie ortogonalne oraz każda z nich jest ortogonalna względem przestrzeni kointegracyjnej (por. Majsterrek [2003], Haldrup [1999]).

Element c_{2mn} macierzy C_2 mierzy wpływ na m -tą zmienną trwałego (podwójnie skumulowanego) szoku pochodzącego z n -tej zmiennej. Natomiast element c_{1mn} macierzy C_1 mierzy wpływ wywierany na m -tą zmienną przez średniookresowy szok pochodzący z n -tej zmiennej.

Wybrany n -ty bazowy wspólny trend stochastyczny I(2) (spośród P_2 takich trendów) można zapisać następująco:

$$\bar{a}_{1n} \sum \sum \Sigma_{1t} + \dots + \bar{a}_{Mn} \sum \sum \Sigma_{Mt}, \quad n = 1, 2, \dots, P_2, \quad (3)$$

gdzie $\bar{a}_{1n}$ jest elementem macierzy $A_{2\perp}$ definiującym wspólny trend stochastyczny I(2). W P_2 kolumnach macierzy współczynników bazowych trendów stochastycznych I(2) $A_{2\perp}$ określa się eksporterów szoków I(2). W celu sprawdzenia, czy dana zmienna jest odporna na działanie sił odśrodkowych w systemie (n -ty szok I(2)), niezbędna jest analiza współczynników z macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2):

$$\tilde{B}_{2\perp} = B_{2\perp} (A_{2\perp}^T (\Gamma B (B^T B)^{-1} (A^T A)^{-1} A^T \Gamma - \sum_{s=1}^{S-2} \Psi_s) B_{2\perp}^T)^{-1}. \quad (4)$$

W n -tej kolumnie macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$ znajdują się parametry pozwalające określić, jak zmienna z m -tego wiersza absorbuje n -ty szok I(2). Iloczyn macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ i $A_{2\perp}^T$ pozwala uzyskać macierz C_2 . Konsekwentnie zatem wpływ P_2 trendów stochastycznych I(2) na wybraną m -tą zmienną wyraża następująca suma:

$$w_{m1} (\bar{a}_{11} \sum \sum \Sigma_{1t} + \dots + \bar{a}_{M1} \sum \sum \Sigma_{Mt}) + \dots + w_{m,P_2} (\bar{a}_{1,P_2} \sum \sum \Sigma_{1t} + \dots + \bar{a}_{M,P_2} \sum \sum \Sigma_{Mt}) \quad (5)$$

gdzie w_{mn} jest elementem macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$.

Zastosowanie modelu CVAR do weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza

Narzędziem weryfikacji hipotez LRN i LRSN były dotąd najczęściej modele SVAR (por. King, Watson [1997], Weber [1994], Bernanke, Mihov [1998], Coe, Nason [1999], Brzoza-Brzezina i in. [2002], Deev, Hodula [2016], Amassoma, Ademola [2020], Iranmanesh, Jalaei [2021]) oraz ARIMA (por. Fisher, Seater [1993], Haug, Lucas [1997]). Analizy skupiały się przede wszystkim na oszacowaniu skumulowanej funkcji odpowiedzi na impuls (przeważnie) monetarny (LRN) i inflacyjny (LRSN). Modele składały się w większości z dwóch równań, czyli weryfikowano w istocie hipotezę szczegółową w ramach ogólnej hipotezy neutralności lub superneutralności. Analizowano np. neutralność pieniądza względem produkcji, neutralność inflacji

względem stopy bezrobocia (długookresowa krzywa Phillipsa) lub neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej (reguła Fishera, por. [Fisher, Seater, \[1993\]](#), [King, Watson \[1997\]](#)). Pójście o krok dalej w badaniu neutralności i superneutralności pieniądza wiązało się z wykorzystaniem modelu CVAR dla procesów I(1) (por. [Ahmed, Rogers \[1996, 2000\]](#)). Zależności długookresowe wynikające z teorii ekonomii testowano poprzez nakładanie restrykcji na parametry: (a) długookresowych relacji równowagowych w przestrzeni kointegracyjnej CI(1, 1), (b) dostosowań do relacji długookresowych, (c) zawarte w macierzy współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(1), (d) zawarte w macierzy wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych I(1).

Wykorzystanie modeli SVAR i ARIMA nie pozwala na równoczesną weryfikację hipotezy LRN w przestrzeni kointegrującej i testowanie egzogeniczności podaży pieniądza. Modele CVAR dla procesów I(1) dają już taką możliwość. Jednakże obydwa podejścia wykluczają testowanie hipotezy dotyczącej przejścia od modelu ze zmiennymi nominalnymi I(2) do modelu zdefiniowanego dla zmiennych realnych I(1). Z góry zakładano zatem, że istnieje wspólny trend stochastyczny generujący realną podaż pieniądza. Ponadto modele SVAR, ARIMA i CVAR dla procesów I(1) uniemożliwiają wskazanie źródeł zachowań cyklicznych w systemie zmiennych. Także zastosowanie modelu ARDL umożliwia weryfikację tylko jednej, szczegółowej hipotezy LRN (por. np. [Mogaji \[2018\]](#)).

Hipotezę dotyczącą parytetu siły nabywczej, którą można traktować jako szczegółową hipotezę LRN, przy założeniu, że zmiany cen krajowych są wynikiem zmian podaży pieniądza, weryfikowano za pomocą modeli integracji ułamkowej (FCVAR, por. [Hualde, Robinson \[2010\]](#), [Hualde, Nielsen \[2022\]](#)).

Do weryfikacji szczegółowych hipotez w ramach LRN wykorzystano również modele progowe TFCVAR (por. [Gil-Alana, Moreno \[2012\]](#)) oraz modele przełącznikowe (ang. *markov-switching TVP-VAR*, por. [Buthelezi \[2023\]](#)). W pierwszym przypadku analizowano związek między inflacją, stopą procentową oraz stopą bezrobocia w gospodarce amerykańskiej. W drugim badano wpływ zmian podaży pieniądza na ceny i PKB, gdzie w roli zmiennej przełącznikowej wykorzystano indeks cen. Wszystkie wspomniane powyżej badania koncentrowały się jednak na weryfikacji wybranych hipotez, które są zawarte w LRN.

Ceny i podaż pieniądza, dwie kluczowe zmienne związane z równaniem wymiany Fishera, które stanowi fundament hipotezy neutralności pieniądza, mają charakter zasobowy i są zintegrowane w stopniu drugim, I(2). Potwierdzają to wyniki empiryczne (por. tabela 10) i wyniki wcześniejszych badań (por. [Juselius \[2002, 2006\]](#), [Majsterrek, Kelm \[2005\]](#), [Kelm, Majsterrek \[2006\]](#), [Majsterrek \[2008\]](#)). Zastosowanie w badaniach empirycznych standardowego modelu CVAR prowadzi do błędów, ponieważ mogą w tym przypadku występować nieskointegrowane, bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2) (por. [Juselius \[1999, 2004\]](#)). Model CVAR dla procesów I(2) wykorzystano jak dotąd tylko do analizy procesów inflacyjnych i określenia determinant popytu na pieniądź oraz szybkości obiegu pieniądza (por. [Juselius \[2002, 2006\]](#), [Majsterrek, Kelm \[2005\]](#), [Kelm, Majsterrek \[2006\]](#), [Majsterrek \[2008\]](#)). Pełny zbiór zmiennych składający się na równanie wymiany Fishera, pozwalający na powiązanie rynku pieniężnego z rynkiem dóbr i usług, nie został jak dotąd wykorzystany do weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza.

Weryfikacja hipotezy neutralności pieniądza w ujęciu wąskim i szerokim jest możliwa w systemie następujących 8 zmiennych:

$$Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } U_t], \quad (6)$$

gdzie m_t oznacza podaż pieniądza, ex_t – kurs walutowy, p_t – indeks cen, y_t – produkcję (w ujęciu realnym), w_t – płace, R_t^s oraz R_t^l – odpowiednio krótkookresową i długookresową nominalną stopę procentową, U_t – stopę bezrobocia. Małe litery oznaczają logarytm naturalny zmiennej. Zaproponowany zbiór zmiennych jest najmniejszym systemem, który pozwala na weryfikację pełnej hipotezy LRN, czyli wiąże rynek pieniądza, dóbr i usług, pracy oraz rynek walutowy. W systemie z mniejszą liczbą zmiennych można weryfikować tylko hipotezy szczegółowe wywodzące się z ogólnej hipotezy LRN.

Opierając się na wynikach wcześniejszych badań (por. Webber [1994], Bullard [1999], Brzoza-Brzezina i in. [2002], Coe, Nason [1999, 2004]), za podaż pieniądza przyjęto M2 i alternatywnie M0. Główne badanie dotyczy agregatu M2. Agregat M0 wykorzystano w celu zweryfikowania hipotezy, że łatwiej odrzucić hipotezę LRN względem pieniądza w ujęciu wąskim (por. Webber [1994]). Szybkość obiegu pieniądza może być aproksymowana przez dysparytet stóp procentowych $R_t^s - R_t^l$, nadając mu dodatkową interpretację (por. Kelm, Majsterek [2005, 2006]).

Ogólną hipotezę neutralności pieniądza można wyrazić następująco: trwała i egzogeniczna zmiana podaży pieniądza prowadzi w długim okresie do proporcjonalnego wzrostu cen, kursu walutowego, płac oraz nie ma wpływu na produkcję realną, zatrudnienie, płacę realną, stopę procentową i szybkość obiegu pieniądza. Weryfikację tej hipotezy umożliwia analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) i testowanie odpowiednich restrykcji nakładanych na: (a) elementy macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $\tilde{B}_{2\perp}$ (macierz importerów szoków), (b) główną składową tej macierzy, czyli macierz $B_{2\perp}$ oraz macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2) $A_{2\perp}$ (macierz eksporterów szoków). Nałożenie restrykcji zależy od liczby bazowych relacji kointegrujących $CI(2, 2) - R_0$ i $CI(2, 1) - R_1$, przy czym liczba niestacjonarnych relacji $CI(2, 1)$ powinna być równa liczbie trendów I(2) w systemie $-P_2$, która określa liczbę kolumn w macierzach $\tilde{B}_{2\perp}$ i $A_{2\perp}$.

Załóżmy dla uproszczenia na potrzeby poniższej analizy, że w rozważanym systemie obecne są trzy bazowe wspólne nieskointegrowane trendy stochastyczne I(2), $P_2 = 3$, a liczba bazowych relacji kointegracyjnych wynosi cztery, $R = 4$. Dzięki temu można wyznaczyć liczbę bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(1) następująco: $P_1 = M - R - P_2 = 8 - 4 - 3 = 1$.

Przyjęcie takich założeń dla systemu zmiennych (6) pozwala powyższe restrykcje przedstawić w formie tabel 2 i 3. W tabeli 2 zdefiniowano transponowaną macierz współczynników $A_{2\perp}^T$ tworzących trzy trendy stochastyczne I(2):

$$\begin{aligned} \bar{a}_{11} \sum \sum \varepsilon_{m,t} &- \text{długookresowy trend monetarny, autonomiczny szok monetarny, } \bar{a}_{11} = 1, \\ \bar{a}_{23} \sum \sum \varepsilon_{p,t} &- \text{długookresowy trend cenowy, autonomiczny szok cenowy, } \bar{a}_{23} = 1, \\ \bar{a}_{35} \sum \sum \varepsilon_{w,t} &- \text{długookresowy trend w płacy nominalnej, autonomiczny szok płacowy, } \bar{a}_{35} = 1. \end{aligned}$$

Drugi i trzeci wspólny trend stochastyczny może też być kombinacją liniową kilku szoków.

Analiza wspólnych trendów stochastycznych I(2) pozwala na weryfikację hipotez wywodzących się z różnych szkół ekonomicznych. Przetestowanie i nieodrzućenie restrykcji symetrii dla dysparytetu stóp procentowych $R_t^s - R_t^l$ pozwala przejść na model z szybkością obiegu pieniądza i odnieść się do jednej z podstawowych różnic między ekonomią klasyczną a keynesową.

W tabeli 3 zdefiniowano transponowaną macierz wag przy wspólnych trendach stochastycznych I(2) $\tilde{B}_{2\perp}^T$ z nałożonymi restrykcjami wyłączającymi na parametry zgodnymi z hipotezą LRN. Pierwszy wiersz w tabeli 3 pokazuje, jak zmienne w systemie reagują na długookresowy szok monetarny, drugi – na szok cenowy, trzeci – na szok płacowy.

Tabela 2. Macierz $A_{2\perp}^T$ współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2)

	ε_m	ε_{ex}	ε_p	ε_y	ε_w	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
$A_{2\perp}^T =$	$\alpha_{2\perp, 11}$	O	O	O	O	O	O	O
	O	O	$\alpha_{2\perp, 23}$	O	O	O	O	O
	O	O	O	O	$\alpha_{2\perp, 35}$	O	O	O

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 3. Macierz $\tilde{B}_{2\perp}^T$ wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2); macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN i szokami zdefiniowanymi w tabeli 2

	m_t	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t
$\tilde{B}_{2\perp}^T =$	$\tilde{b}_{2\perp,11}$	$\tilde{b}_{2\perp,12}$	$\tilde{b}_{2\perp,13}$	0	$\tilde{b}_{2\perp,15}$	0	$\tilde{b}_{2\perp,17}$	0
	$\tilde{b}_{2\perp,21}$	$\tilde{b}_{2\perp,22}$	$\tilde{b}_{2\perp,23}$	$\tilde{b}_{2\perp,24}$	$\tilde{b}_{2\perp,25}$	$\tilde{b}_{2\perp,26}$	$\tilde{b}_{2\perp,27}$	0
	$\tilde{b}_{2\perp,31}$	$\tilde{b}_{2\perp,32}$	$\tilde{b}_{2\perp,33}$	$\tilde{b}_{2\perp,34}$	$\tilde{b}_{2\perp,35}$	$\tilde{b}_{2\perp,36}$	$\tilde{b}_{2\perp,37}$	$\tilde{b}_{2\perp,38}$

Źródło: Opracowanie własne.

Zgodnie z hipotezą LRN podaż pieniądza nie wpływa na zmienne realne: produkcję ($\tilde{b}_{2\perp,14} = 0$) i stopę bezrobocia ($\tilde{b}_{2\perp,18} = 0$) oraz nominalne stopy procentowe ($\tilde{b}_{2\perp,16} = 0$ i $\tilde{b}_{2\perp,17} = 0$). W następstwie trwałego szoku monetarnego następuje wzrost nominalnego kursu walutowego ($\tilde{b}_{2\perp,12} > 0$), cen ($\tilde{b}_{2\perp,13} > 0$) oraz płac nominalnych ($\tilde{b}_{2\perp,15} > 0$).

Zgodnie ze szkołą neoklasyczną szybkość obiegu pieniądza jest stała i podaż pieniądza na nią nie wpływa, zatem $\tilde{b}_{2\perp,16} = \tilde{b}_{2\perp,17} = 0$.

Wartość parametru $\tilde{b}_{2\perp,21}$ jest zerowa zgodnie z koncepcją szkoły neoklasycznej i zgodna z LRN. Razem z zerowym parametrem $\tilde{b}_{2\perp,31}$ potwierdza egzogeniczny charakter podaży pieniądza. Niezerowy element $\tilde{b}_{2\perp,21}$ jest potwierdzeniem hipotez wynikających ze szkoły keynesowskiej o dostosowywaniu się podaży pieniądza do popytu na pieniądź (endogeniczność podaży pieniądza), który reaguje na zmiany cen. Obok niezerowego elementu $\tilde{b}_{2\perp,21}$ należy jeszcze potwierdzić w ramach restrykcji na macierz B_1 zidentyfikowanie funkcji popytu na pieniądź i ujemny (istotny statystycznie) parametr dostosowań do tej relacji długookresowej w macierzy A_1 przy zmiennej m_t . Niezerowy element $\tilde{b}_{2\perp,31}$ również potwierdza endogeniczny charakter pieniądza.

Ujemna wartość parametru $\tilde{b}_{2\perp,22}$ pozwala zdefiniować w modelu realny kurs walutowy, w przypadku trendu stochastycznego wywodzącego się z cen. Parametr $\tilde{b}_{2\perp,25}$ powinien być dodatni, ponieważ trwały szok cenowy powoduje wzrost płac nominalnych. Zerowa wartość parametru $\tilde{b}_{2\perp,28} = 0$ wskazuje, że szok cenowy w długim okresie nie wpływa na stopę bezrobocia zgodnie z hipotezą długookresowej krzywej Phillipsa.

Pierwszy wiersz macierzy $\tilde{B}_{2\perp}^T$ pozwala na zweryfikowanie pełnej wersji hipotezy LRN. Każdy element pierwszego wiersza to inna hipoteza szczegółowa w ramach ogólnej hipotezy neutralności pieniądza. W zależności od zidentyfikowanych wspólnych nieskointegrowanych trendów stochastycznych I(2) możliwe jest także zweryfikowanie innych hipotez ekonomicznych.

Reprezentację bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) zgodną z hipotezą LRN według szkoły neoklasycznej można zapisać następująco:

$$\begin{bmatrix} m_t \\ ex_t \\ p_t \\ y_t \\ w_t \\ R_t^s \\ R_t^l \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{b}_{2\perp,11} & 0 & 0 \\ \tilde{b}_{2\perp,21} & \tilde{b}_{2\perp,22} & \tilde{b}_{2\perp,23} \\ \tilde{b}_{2\perp,31} & \tilde{b}_{2\perp,32} & \tilde{b}_{2\perp,33} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,42} & \tilde{b}_{2\perp,43} \\ \tilde{b}_{2\perp,51} & \tilde{b}_{2\perp,52} & \tilde{b}_{2\perp,53} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,62} & \tilde{b}_{2\perp,63} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,72} & \tilde{b}_{2\perp,73} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,82} & \tilde{b}_{2\perp,83} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum \sum \varepsilon_{m,t} \\ \sum \sum \varepsilon_{p,t} \\ \sum \sum \varepsilon_{w,t} \end{bmatrix} + \dots \quad (7)$$

Pierwszy wiersz macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$ zawiera restrykcję wyłączającą, które wskazują, że podaż pieniądza jest odporna na niezależne szoki nominalne: cenowy i płacowy. Pierwsza kolumna macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$ definiuje restrykcje zgodne z ogólną hipotezą LRN w ramach szkoły neoklasycznej. Podaż pieniądza w długim okresie nie wpływa na zmienne realne (produkcja, zatrudnienie) oraz na nominalną stopę procentową. Druga kolumna macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ zawiera informację o odporności każdej zmiennej z systemu na szok cenowy, a trzecia na szok płacowy.

W przypadku zidentyfikowania więcej niż tylko szoku monetarnego $I(2)$ możliwa jest bardziej szczegółowa analiza zakłóceń, niż wskazuje na to ogólna hipoteza neutralności pieniądza.

Wyniki empiryczne

Szeregi czasowe wykorzystane w badaniu mają częstotliwość miesięczną, obejmując okres od stycznia 2000 r. do grudnia 2022 r. i zostały odsezonowane (z wyjątkiem nominalnego kursu walutowego i stóp procentowych) za pomocą procedury X12Arima w programie OxMetrics7 (definicje zmiennych podane są w tabeli 4). Wszystkie obliczenia wykonano w programie RATS 9.1, w nakładce CATS 2.0.

W tabeli 5 zawarte są wyniki podstawowych testów stopnia zintegrowania procesów generujących dane. Stosunkowo słaba moc tych testów powoduje, że do wyników należy odnosić się z rezerwą. Dlatego stopień zintegrowania był dalej testowany przy wykorzystaniu macierzy wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $\tilde{B}_{2\perp}$.

Wynik łącznego testu rzędu kointegracji (por. tabela 6) i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych wskazał na cztery relacje kointegrujące, trzy bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ i jeden bazowy wspólny trend stochastyczny $I(1)$ ($R = 4$, $P_2 = 3$ i $P_1 = 8 - 4 - 3 = 1$). Oznacza to, że trzy z czterech równowagowych relacji długookresowych są relacjami typu $CI(2, 1)$, a jedna jest relacją kointegrującą $CI(2, 2)$. Identyczne wskazania testu uzyskano dla bazy monetarnej ($M0$).

Tabela 4. Zmienne wykorzystane w badaniu empirycznym

Nazwa zmiennej	Kategoria statystyczna	Źródło
Podaż pieniądza m_t	podaż pieniądza M2 i M0	NBP
Nominalny kurs walutowy ex_t	średniomiesięczny kurs złotego względem euro	NBP
Ceny p_t , indeks	HICP, 2015 = 100	Eurostat
Produkcja y_t	suma: produkcja sprzedana przemysłu c.s. + produkcja budowlano-montażowa c.s. + sprzedaż detaliczna towarów c.s.; ceny stałe z 2015	GUS
Płaca nominalna w_t	przeciętna miesięczna płaca nominalna brutto w sektorze przedsiębiorstw	GUS
Krótkoterminowa, nominalna stopa procentowa R_t^s	WIBOR 1M w ujęciu rocznym	Eurostat
Długoterminowa nominalna stopa procentowa R_t^l	oprocentowanie 10-letnich obligacji rządowych w ujęciu rocznym	FRED
Stopa bezrobocia U_t	stopa bezrobocia	Eurostat

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 5. Wyniki podstawowych testów zintegrowania

Zmienna	ADF ze statą	ADF – stała + trend	KPSS	PP
$m2_t$	I(2)	I(2)	I(1)	I(1)
$m0_t$	I(2)	I(2)	I(1)	I(1)
ex_t	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
p_t	I(2)	I(2)	I(2)	I(1)
Rs_t	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
Rl_t	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)
U_t	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
y_t	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
w_t	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki testu egzogeniczności (por. tabela 7) nie wskazały na obecność zmiennych, które nie dostosowują się do co najmniej jednej z czterech relacji kointegrujących. Dla przykładu, egzogeniczność płacy nominalnej, w_t , oznaczałaby z jednej strony, że płace nominalne nie dostosowują się do żadnej z relacji równowagowych oraz że są one niezależnym eksporterem szoku I(2) (por. Wróblewska [2009], Majsterek, Welfe [2012]).

Zgodnie z wynikami testów restrykcji dotyczących homogeniczności relacji długookresowej i średniookresowej należy weryfikację hipotezy LRN przeprowadzić w modelu dla zmiennych nominalnych (por. tabela 9). Dla relacji długookresowych weryfikowano, czy parametr związany z cenami ma wartość -1 , co definiuje realną podaż pieniądza jako $m_t - p_t$ oraz płacę realną jako $w_t - p_t$. Homogeniczność relacji średniookresowej dotyczyła tempa wzrostu realnej podaży pieniądza i płacy realnej, a zatem $\Delta m_t - \Delta p_t$ oraz $\Delta w_t - \Delta p_t$ (por. Kongsted [2005], Juselius [2006], Majsterek [2008]). Identyczny wynik testu restrykcji uzyskano również dla pieniądza w ujęciu wąskim (por. tabela 9).

Brak podstaw do odrzucenia restrykcji dotyczących homogeniczności relacji długo- i średniookresowych pozwoliłby przejść z modelu ze zmiennymi nominalnymi I(2) do modelu ze zmiennymi realnymi I(1).

Wykorzystana w badaniu empirycznym próba jest niejednorodna i obejmuje dwa kryzysy: finansowy i związany z COVID-19. Jej początek to okres wysokich nominalnych stóp procentowych i odwróconej relacji między krótko- i długookresową stopą procentową. Koniec próby charakteryzuje się dość wysokimi nominalnymi stopami procentowymi, będącymi następstwem rosnącej inflacji. Wstępne rezultaty empiryczne wskazały na potrzebę eliminacji okresów o szczególnie wysokich resztach, co stało się poprzez wprowadzenie zmiennych zero-jedynkowych. Poprawność tego postępowania potwierdziły testy statystyczne istotności.

Liczba wprowadzonych zmiennych zero-jedynkowych jest niewielka w stosunku do liczby obserwacji (por. tabela 8). Należy także podkreślić, że rozszerzenie specyfikacji o te zmienne nie zmieniło wyników wnioskowania zawartych w tabelach 6, 7 i 9.

Tabela 6. Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych dla 3 i 4 wektorów kointegrujących (w nawiasach graniczny poziom istotności p -value)

M − R		R	P ₂ = M − R − P ₁								
			8	7	6	5	4	3	2	1	0
m2 _t	5	3				297.321 (0.000)	221.438 (0.000)	157.148 (0.010)	129.397 (0.018)	108.699 (0.021)	123.499 (0.000)
m2 _t	4	4					148.148 (0.018)	109.293 (0.128)	72.548 (0.624)	53.222 (0.769)	70.377 (0.011)
m0 _t	5	3				292.732 (0.000)	207.795 (0.000)	157.790 (0.009)	124.174 (0.043)	114.682 (0.007)	124.05 (0.000)
m0 _t	4	4					150.453 (0.012)	111.882 (0.090)	73.610 (0.584)	63.485 (0.356)	74.579 (0.004)

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 7. Wyniki testu egzogeniczności, $Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^i \text{ } U_t]$

R		$\chi^2_{0.05, R}$	$m2_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^i	U_t
$m2_t$	4	9.488	10.191 [0.037]	19.480 [0.001]	33.989 [0.000]	17.136 [0.002]	9.785 [0.044]	12.787 [0.012]	11.362 [0.023]	23.388 [0.000]
$m0_t$	4	9.488	21.639 [0.000]	20.066 [0.000]	32.164 [0.000]	22.176 [0.000]	21.024 [0.000]	31.549 [0.000]	9.898 [0.042]	16.033 [0.003]

Źródło: Opracowanie własne.

Tabela 8. Zmienne zerojedynkowe ZJ_{oi} (por. tabele 9 i 10)

Agregat	W macierzy B	Poza macierzą B	1 dla wskazanych dat
$m2_t$	ZJ_{03}		2000:07; 2000:12; 2002:03; 2004:04; 2004:10; 2004:11; 2008:12; 2009:07; 2010:01; 2011:03; 2020:04; 2022:02; 2022:07
		ZJ_{04}	2000:07; 2001:12; 2004:10; 2004:11; 2008:04; 2008:07; 2009:02; 2020:03; 2020:04; 2020:05; 2022:02; 2022:10
mO_t	ZJ_{08}		2001:02; 2002:02; 2008:12; 2009:02; 2011:12; 2020:03; 2020:04; 2022:03
		ZJ_{09}	2000:12; 2001:02; 2004:01; 2008:07; 2008:10; 2008:12; 2009:02; 2011:12; 2020:03; 2020:04; 2020:05; 2022:03; 2022:09; 2022:11

Źródło: Opracowanie własne.

Ostatni etap weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza dotyczy analizy bazowych wspólnych nieskointegrowanych trendów stochastycznych I(2). W systemie zmiennych $Y_t = [m2_t, ex_t, p_t, y_t, w_t, R_t^s, R_t^l, U_t]$ występują trzy trendy stochastyczne I(2), w których dominującą rolę mają ceny, płace nominalne i podaż pieniądza. W celu precyzyjniejszej weryfikacji hipotezy LRN w ramach nakładania restrykcji wyłączających rozszerzono restrykcje, tak by uzyskać autonomiczny monetarny trend stochastyczny I(2) lub wspólny trend stochastyczny I(2) z wiodącą rolą podaży pieniądza (por. tabela 10).

Tabela 9. Restrykcje homogeniczności relacji długookresowej i średniookresowej

Restrykcje	Stopnie swobody	χ^2	p-value
$m2_t - p_t - \beta_1 t, \Delta m2_t - \Delta p_t + \beta_1 \Delta t$	10	55.072	[0.000]
$w_t - p_t - \beta_2 t, \Delta w_t - \Delta p_t + \beta_2 \Delta t$	10	56.157	[0.000]
$mO_t - p_t - \beta_1 t, \Delta mO_t - \Delta p_t + \beta_1 \Delta t$	10	47.223	[0.000]
$w_t - p_t - \beta_2 t, \Delta w_t - \Delta p_t + \beta_2 \Delta t$	10	61.978	[0.000]

Źródło: Opracowanie własne.

W pierwszej kolumnie tabeli 10 wskazano, która zmienna importuje trzy szoki I(2) zdefiniowane w drugiej kolumnie tej samej tabeli. Dla przykładu, trzeci wiersz zawiera informację, iż ceny podlegają działaniu trzech niezależnych szoków I(2): nominalnej podaży pieniądza, płac nominalnych i cen. W macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych I(2) $B_2 \perp$ testowana jest restrykcja wyłączająca o braku wpływu w długim okresie tych szoków na ceny. W czwartej kolumnie znajduje się wartość statystyki dla testu restrykcji, której w piątej kolumnie odpowiada wartość empirycznego poziomu istotności – *p-value*. Odrzucenie hipotezy dotyczącej restrykcji wyłączającej (ang. *exclusion restriction*), oznaczającej brak wpływu w długim okresie podaży pieniądza na ceny, jest zgodne z hipotezą LRN.

Nie potwierdzono pełnej wersji hipotezy neutralności pieniądza. Zgodnie z LRN szok monetarny wpływa w długim okresie na nominalny kurs walutowy, ceny, płace nominalne. W długim okresie pieniądz nie jest neutralny względem produkcji, zatrudnienia i nominalnej stopy procentowej. Wyniki zawarte w wierszu piątym wskazują, że szybkość obiegu pieniądza absorbuje szok monetarny i jest zmienna w czasie. Możliwość oddziaływania podaży pieniądza na produkcję w długim okresie jest postulowana przez szkołę austriacką. Pieniądz szeroki absorbuje szoki pochodzące z cen i płac nominalnych, jest zatem endogeniczny, co potwierdza odrzucenie restrykcji wyłączających (por. pierwszy wiersz tabeli 10).

W przypadku analizy z autonomicznym monetarnym szokiem I(2) dwa razy w miejsce szoku płacowego pojawił się szok walutowy (por. tabela 10): dla restrykcji związanych z brakiem importu szoków I(2) przez nominalny kurs walutowy (wiersz drugi) i nominalną stopę procentową (wiersz siódmy).

W celu zweryfikowania hipotezy, że łatwiej odrzucić hipotezę neutralności pieniądza względem pieniądza w ujęciu wąskim niż szerokim, analizę trendów stochastycznych I(2) powtórzono w systemie zmiennych $Y_t = [mO_t, ex_t, p_t, y_t, w_t, R_t^s, R_t^l, U_t]$.

Tabela 10. Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2); $P_2 = 3$, $m2t$

Importer szoku	Postać wspólnych trendów stochastycznych	χ^2_{10}/χ^2_{15}	p-value	Czy zgodność z LRN
$m2_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	72.764	[0.000]	NIE
ex_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	51.029	[0.000]	TAK
p_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	95.527	[0.000]	TAK
w_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.457 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	73.754	[0.000]	TAK
$R_t^i - R_t^l$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.1 \sum \sum \varepsilon_{y,t}$	81.089	[0.000]	NIE
y_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.332 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 0.039 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$	75.269	[0.000]	NIE
R_t^s	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$	70.747	[0.000]	NIE
U_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t}$	62.576	[0.000]	NIE

Źródło: Opracowanie własne.

Wnioskowanie dla bazy monetarnej przeprowadzono również w przestrzeni trzech wspólnych nieskointegrowanych trendów stochastycznych I(2) (por. tabele 6, 7 i 9). Powtórzenie analizy wspólnych trendów stochastycznych dla M0 zmieniło część wyników. Potwierdzono neutralność pieniądza w ujęciu wąskim względem stopy bezrobocia. Wynik wnioskowania o neutralności pieniądza względem cen i szybkości obiegu pieniądza przeprowadzono, zakładając, że M0 nie jest głównym elementem szoku I(2) (por. tabela 11, wiersze trzeci i piąty). W przypadku neutralności względem płac nominalnych i nominalnej stopy procentowej nałożenie restrykcji wyłączających na importerów szoków I(2) nie pozwoliło zidentyfikować szoku pochodzącego z bazy monetarnej, zatem zweryfikowanie tych hipotez szczegółowych okazało się niemożliwe.

Powodem braku zidentyfikowania wspólnego trendu stochastycznego I(2) z wiodącym udziałem M0 jest najprawdopodobniej mały udział pieniądza bezgotówkowego w agregacie $m0_t$. Agregat monetarny $m0_t$ definiuje ilość pieniędzy w bezzwłocznych transakcjach gotówkowych. Nie zawiera w przeciwieństwie do agregatu $m2_t$ depozytów, depozytów terminowych w bankach komercyjnych z terminem pierwotnym do 2 lat oraz depozytów z terminem wypowiedzenia do 3 miesięcy oraz określonej grupy papierów wartościowych.

Pieniądz $M0$ dotyczy zatem wąskiego zakresu procesów zachodzących w życiu gospodarczym. Im wyższy rodzaj agregatu pieniężnego, tym większy udział nowoczesnych form pieniądza oraz większy okres zapadalności transakcji.

Tabela 11. Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2); $P_2 = 3$, mO_t

Importer szoku	Postać wspólnych trendów stochastycznych	χ^2/χ^2_{10}	p-value	Czy zgodność z LRN
mO_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.19 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.047 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$	36.315	[0.000]	NIE
ex_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{mO,t} + 0.109 \sum \sum \varepsilon_{R,t} - 0.063 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.467 \sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.1 \sum \sum \varepsilon_{R,t} + 0.013 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.046 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$	12.251	[0.032]	TAK
p_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ep,t} - 0.126 \sum \sum \varepsilon_{mO,t} + 0.13 \sum \sum \varepsilon_{y,t} - 0.03 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.065 \sum \sum \varepsilon_{R,t} + 0.124 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.08 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$	35.263	[0.000]	TAK*
w_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.092 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.208 \sum \sum \varepsilon_{y,t} - 0.02 \sum \sum \varepsilon_{R,t} - 0.054 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.258 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$	38.515	[0.000]	NA
$R_t^s - R_t^l$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} - 0.05 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.43 \sum \sum \varepsilon_{mO,t} + 0.31 \sum \sum \varepsilon_{y,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.37 \sum \sum \varepsilon_{mO,t} + 0.1 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$	39.687	[0.000]	NIE*
y_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} - 0.369 \sum \sum \varepsilon_{w,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.303 \sum \sum \varepsilon_{w,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{mO,t} - 0.401 \sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.113 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$	38.105	[0.000]	NIE
R_t^s	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.095 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.073 \sum \sum \varepsilon_{R,t} + 0.123 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.125 \sum \sum \varepsilon_{y,t} + 0.011 \sum \sum \varepsilon_{R,t} + 0.023 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$	28.264	[0.000]	NA
U_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.046 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.198 \sum \sum \varepsilon_{w,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{mO,t} + 0.885 \sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.137 \sum \sum \varepsilon_{R,t} - 0.054 \sum \sum \varepsilon_{R,t}$	10.187	[0.070]	TAK

Źródło: Opracowanie własne.

Zakończenie

Hipoteza neutralności pieniądza w odniesieniu do gospodarki Polski została zweryfikowana z wykorzystaniem modelu CVAR w środowisku procesów I(2) poprzez nakładanie restrykcji wyłączających w macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych.

Nie potwierdzono pełnej wersji hipotezy neutralności pieniądza, natomiast udało się potwierdzić szereg hipotez szczegółowych. Pieniądz w ujęciu szerokim $M2$ wywiera w długim okresie trwały wpływ na ceny, płace, (nominalny) kurs walutowy. Potwierdzono także wpływ pieniądza $M2$ na produkcję, stopę bezrobocia i (nominalną) stopę procentową, co nie jest zgodne z hipotezą neutralności. Dla pieniądza $M0$ nie potwierdzono wpływu na stopę bezrobocia. W przypadku obu agregatów monetarnych szybkość obiegu pieniądza okazała się zmienna w czasie.

Przeprowadzone badanie różni się istotnie od wcześniejszych z następujących powodów. Po pierwsze, przyjęty zbiór zmiennych pozwalał na analizę pełnej wersji hipotezy neutralności. Po drugie, wykorzystany został model CVAR dla procesów I(2). Po trzecie, testowano restrykcje wyłączające w macierzy wag $\hat{B}_{2\perp}$, a zatem brak wpływu szoku monetarnego I(2) na wybraną zmienną. Po czwarte, stopień zintegrowania procesów generujących dane określony został na podstawie parametrów zawartych w macierzy wag $\hat{B}_{2\perp}$ przy wspólnych trendach stochastycznych I(2), co daje większą pewność otrzymanych rezultatów w porównaniu z wynikami standardowych testów zintegrowania.

Bibliografia

- Ahmed S., Rogers J.H. [1996], *Long-term evidence on the Tobin and Fisher Effects: a new approach*, International Finance Discussion Papers No. 566.
- Ahmed S., Rogers J.H. [2000], Inflation and the great ratios: long-term evidence from the U.S., *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, 45 (1): 3–35.
- Amassoma D., Ademola B. [2020], Re-Appraisal of the Validity of long-run money neutrality: an evidence from Nigeria, *Acta Universitatis Danubius, Economica*, 16 (3): 53–73.
- Barro R.J. [1997], *Makroekonomia*, PWE, Warszawa.
- Bernanke B.S., Mihov I. [1998], *The liquidity effect and long-run neutrality*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 6608.
- Bludnik I. [2010], Nowa synteza neoklasyczna w makroekonomii, *Bank i Kredyt*, 41 (2): 43–70.
- Brzoza-Brzezina M. [2000], Neutralność pieniądza a badanie mechanizmów transmisji monetarnej w Polsce, *Bank i Kredyt*, 3: 34–46.
- Brzoza-Brzezina M., Klos B., Kot A., Łyziak T. [2002], Hipoteza neutralności pieniądza, *Materiały i Studia (NBP)*, 142: 3–38.
- Bullard J. [1999], Testing long-run monetary neutrality propositions: lessons from the recent research, *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, November–December: 57–78.
- Buthelezi E.M. [2023], Impact of money supply in different states of inflation and economic growth in South Africa, *Economies*, 11 (2): 64.
- Coe P.J., Nason J.M. [1999], *Long run monetary neutrality in three samples: the United Kingdom, the United States and the Small*, Working Paper, University of Calgary.
- Coe P.J., Nason J.M. [2004], Long-run monetary neutrality and long-horizon regressions, *Journal of Applied Econometrics*, 19 (3): 355–373.
- Deev O., Hodula M. [2016], The long-run superneutrality of money revised: the extended European evidence, *Review of Economic Perspectives*, 16 (3): 187–203.
- Fisher M.E., Seater J.J. [1993], Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework, *The American Economic Review*, 83 (3): 402–415.
- Gali J. [2009], *The new Keynesian approach to monetary policy analysis: lessons and new directions*, <http://www.crei.cat/people/gali/jg09cfs.pdf> (accessed on [data]).
- Gil-Alana L.A., Moreno A. [2012], Fractional integration and structural breaks in U.S. macro dynamics, *Empirical Economics*, 43: 427–446.
- Goodhart C. [2007], *Whatever became of the monetary aggregates?*, Peston Lecture in Honour of Maurice, Lord Peston, delivered at Queen Mary College, London.
- Goodfriend M., King G.R. [1998], *The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy*, Federal Reserve Bank of Richmond, Working Paper No 5.
- Haldrup N. [1999], An econometric analysis of I(2) variables, w: McAleer M., Oxley L. (red.), *Practical Issues in Cointegration Analysis*, Blackwell Publishers, Oxford.
- Haug A., Lucas R. [1997], Long-run neutrality and superneutrality in an ARIMA framework: comment, *American Economic Review*, 87 (4): 756–759.
- Hualde J., Nielsen M.O. [2022], *Fractional integration and cointegration*, Working Paper.
- Hualde J., Robinson P.M. [2010], Semiparametric inference in multivariate fractionally cointegrated systems, *Journal of Econometrics*, 157: 492–511.
- Iranmanesh N., Jalaei S.A. [2021], Testing the long-run neutrality and superneutrality of money in a developing country: evidence from Iran, *MethodsX*, 8.

- Johansen S. [1991], Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59: 1551–1580.
- Juselius K. [1999], Price convergence in the long run and medium run. An I(2) analysis of six price indices, w: Engle R., White H. (red.), *Cointegration, Causality and Forecasting*, Oxford University Press, Oxford.
- Juselius K. [2002], *Testing restrictions on betas and alphas*, Working Paper.
- Juselius K. [2004], Inflation, money growth and the I[2] analysis, w: Welfe A. (red.), *New Directions in Macromodelling*, Elsevier, Amsterdam.
- Juselius K. [2006], *The Cointegrated VAR model: methodology and applications*, Oxford University Press, Oxford.
- Kelm R., Majsterek M. [2006], The I(2) analysis of money demand and inflation in Poland in the transition period 1995–2005, w: Welfe W., Welfe A. (red.), *Proceedings of the 32th Conference Macromodels 2005*: 49–72, Chair of Econometric Models and Forecasts, Łódź.
- King R. G., Plosser C. I. [1984], Money, credit, and prices in a real business cycle, *The American Economic Review*, 74 (3): 363–380.
- King R. G., Watson M. W. [1997], Testing long-run neutrality, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 83 (3): 69–98.
- Kongsted H. Ch. [2005], Testing nominal-to-real transformation, *Journal of Econometrics*, 124: 202–225.
- Lucas R. [1972], Expectations and the neutrality of money, *Journal of Economic Theory*, 4 (2): 103–124.
- Majsterek M. [2003], Zmienne zintegrowane w stopniu drugim w modelowaniu ekonometrycznym, *Przegląd Statystyczny*, 50 (2): 97–116.
- Majsterek M. [2008], *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Majsterek M., Kelm R. [2005], An I(2) analysis of inflationary processes in Poland, *Acta Universitatis Lodzensis, Folia Oeconomica*, 90: 55–73.
- Majsterek M., Welfe A. [2012], Price-wage nexus and the role of a tax system, *Economic Change and Restructuring*, 45: 121–133.
- Mankiw N. G. [2006], The macroeconomist as scientist and engineer, *Journal of Economic Perspectives*, 20 (4): 29–46.
- Marszałek P. [2011], Pieniądz w teoriach szkoły austriackiej, *Ruch Prawniczy, Ekonomiczny i Socjologiczny*, 73 (4): 133–136.
- Mogaji P. H. [2018], *ARDL bounds tests for neutrality and superneutrality of money towards monetary integration of West Africa*, Munich Personal RePEc Archive Paper No. 98741.
- Sieroń A. [2017], *Efekt Cantillona, czyli dlaczego pieniądz ma znaczenie*, CeDeWu, Warszawa.
- Tobin J. [1965], Money and economic growth, *Econometrica*, 33 (4): 671–684.
- Weber A. A. [1994], Testing long-run neutrality: empirical evidence for G7-countries with special emphasis on Germany, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41: 67–117.
- Welfe A. [2018], *Ekonometria*, PWE, Warszawa.
- Woodford M. [2009], Convergence in macroeconomics: elements of the new synthesis, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1 (1): 267–279.
- Wróblewska J. [2009], Spirala płacowo-cenowa w gospodarce polskiej, w: *Statystyka bayesowska i podejścia konkurencyjne w empirycznych badaniach ekonomicznych*: 1–3, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, Kraków.