

Uniwersytet Łódzki
Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny

Maciej Gałecki

*Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności
pieniądza w Polsce w środowiskach
procesów $I(1)$ oraz $I(2)$*

Praca doktorska

Promotor: prof. dr hab. Aleksander Welfe, czł. rzecz. PAN

Łódź, 2024

Pracę przyjmuję i akceptuję

.....

Data i podpis promotora pracy

Spis treści

Wstęp	6
 Rozdział 1. Związki między rynkami pieniądza, walutowym, dóbr i usług oraz pracy – główne teorie ekonomiczne	
1.1 Wstęp	13
1.2 Hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza	14
1.3 Zmiany podaży pieniądza i inflacja – ujęcie klasyczne	19
1.4 Zmiany podaży pieniądza – ujęcie keynesowskie	25
1.5 Inflacja popytowa i kosztowa	30
1.6 Zmiany podaży pieniądza i inflacja – ujęcie monetarystyczne	35
1.7 Podsumowanie	41
 Rozdział 2. Hipotezy szczegółowe w ramach hipotez neutralności i superneutralności pieniądza. Współczesne uwarunkowania systemu monetarnego	
2.1 Wstęp	42
2.2 Podstawowy efekt Fishera. Długookresowa neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej	43
2.3 Rozszerzony efekt Fishera. Długookresowa neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej i realnego kursu walutowego	47
2.4 Krzywa Phillipsa – długookresowa neutralność inflacji względem stopy bezrobocia	56
2.5 Skutki zmian podaży pieniądza - modele DD-AA i IS-LM	64
2.6 Egzogeniczność a endogeniczność pieniądza	70
2.7 Nominalne zerowe stopy procentowe a zależności między rynkiem pieniężnym, walutowym oraz rynkiem dóbr i usług	75
2.8 Podsumowanie	84

Rozdział 3. Analiza kointegracyjna oraz analiza wspólnych trendów stochastycznych w systemach I(1) oraz I(2)

3.1 Wstęp	87
3.2 Analiza wspólnych trendów stochastycznych w systemie I(1)	88
3.3 Analiza wspólnych trendów stochastycznych w systemie I(2)	91
3.4 Metody weryfikacji hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza	108
3.5 Podsumowanie	118

Rozdział 4. Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza

4.1 Wstęp	121
4.2 Hipotezy LRN i LRSN a model CVAR dla procesów I(2)	122
4.3 Hipotezy LRN i LRSN. Analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych	126
4.4 Restrykcje wynikające z teorii ekonomii oraz restrykcje dotyczące homogeniczności w relacjach kointegrujących	139
4.5 Restrykcje związane z hipotezami LRN i LRSN w relacjach długookresowych	150
4.6 Podsumowanie	156

Rozdział 5. Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza na przykładzie gospodarki Polski. Równanie wymiany Fishera

5.1 Wstęp	158
5.2 Weryfikacja hipotezy LRN w równaniu wymiany Fishera z aproksymantą szybkości obiegu pieniądza	165
5.3 Weryfikacja hipotezy LRN w równaniu wymiany Fishera z szybkością obiegu pieniądza	175
5.4 Weryfikacja hipotezy LRN w równaniu wymiany Fishera. Analiza wspólnych trendów stochastycznych	184
5.5 Weryfikacja hipotezy LRSN w systemie wynikającym z równania wymiany Fishera	192
5.6 Podsumowanie	202

Rozdział 6. Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza na przykładzie gospodarki Polski w systemie zmiennych wiążącym rynek pieniądza z rynkiem dóbr, pracy oraz walutowym

6.1 Wstęp	205
6.2 Weryfikacja hipotezy LRN w rozszerzonym systemie zmiennych	208
6.3 Weryfikacja hipotezy LRN w rozszerzonym systemie zmiennych. Analiza wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ oraz $I(1)$	230
6.4 Weryfikacja hipotezy LRSN w rozszerzonym systemie zmiennych	239
6.5 Weryfikacja hipotezy LRSN w rozszerzonym systemie zmiennych. Analiza wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$	244
6.6 Podsumowanie	249
Zakończenie	259
Aneks	265
Spis rysunków	267
Spis tabel	268
Bibliografia	275

Wstęp

Celem dysertacji jest weryfikacja hipotez neutralności pieniądza (long-run neutrality, LRN) i superneutralności pieniądza (long-run superneutrality, LRSN) z wykorzystaniem nowego narzędzia badawczego w postaci modelu CVAR (cointegrated VAR) dla procesów zintegrowanych w stopniu drugim - I(2).

Hipoteza LRN zakłada, że trwała i egzogeniczna zmiana poziomu podaży pieniądza nie ma wpływu na poziom zmiennych realnych oraz nominalnej stopy procentowej, a powoduje proporcjonalny wzrost cen i innych zmiennych nominalnych (por. Fisher, Seater 1993, King, Watson 1997, Barro 1997). W jej ramach analizowane są związki między rynkiem pieniądza, a rynkami dóbr i usług, rynkiem walutowym i rynkiem pracy. Głównym założeniem jest tu trwała zmiana podaży pieniądza, co oznacza, że podaż pieniądza charakteryzuje się długą pamięcią i pamięta szoki jakie na nią oddziaływały. Podaż pieniądza jest zatem generowana przez proces stochastyczny zintegrowany minimum w stopniu pierwszym I(1).

Zgodnie z hipotezą LRSN trwała i egzogeniczna zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza prowadzi do takiej samej zmiany nominalnej stopy procentowej i temp wzrostu innych zmiennych nominalnych, ale nie wpływa na poziom zmiennych realnych. Podstawowe założenie tej hipotezy, dotyczące trwałości zmian, powoduje, że proces stochastyczny generujący tempo zmian podaży pieniądza jest zintegrowany w stopniu pierwszym I(1). W efekcie podaż pieniądza jest realizacją stochastycznego procesu zintegrowanego w stopniu drugim I(2).

Dotychczas hipotezy LRN i LRSN były weryfikowane z wykorzystaniem modelu SVAR (por. King, Watson 1997, Bernanke, Mihov 1998, Coe, Nason 1999, Brzoza-Brzezina i in. 2002, Deey, Hodula 2016) lub modelu ARIMA (Fisher, Seater 1993, Haugh, Lucas 1997). Analizy skupiały się przede wszystkim na oszacowaniu skumulowanej funkcji odpowiedzi na impuls przeważnie monetarny (LRN) i inflacyjny (LRSN). Modele SVAR lub ARIMA składały

się najczęściej z dwóch równań, czyli weryfikowano w istocie hipotezę szczegółową w ramach ogólnej hipotezy neutralności, bądź superneutralności. Analizowano np. neutralność pieniądza względem produkcji, neutralność inflacji względem stopy bezrobocia (długookresowa krzywa Phillipsa), 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, wynikało z wykorzystania modelu CVAR dla procesów $I(1)$ (por. Ahmed, Rogers 1996, 1998). Zależności długookresowe wynikające z teorii ekonomii mogły być testowane poprzez nakładanie restrykcji na parametry długookresowych relacji równowagowych w przestrzeni kointegracyjnej $CI(1,1)$, na parametry dostosowań do relacji długookresowych oraz na parametry macierzy współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(1)$ i na parametry macierzy wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$. Analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ pozwalała w macierzy współczynników na określenie eksporterów szoków $I(1)$, a w macierzy wag importerów tych szoków.

Hipoteza neutralności pieniądza związana jest ściśle z monetarnym charakterem inflacji i ze stałą szybkością obiegu pieniądza. Naturalnym zbiorem zmiennych do weryfikacji hipotezy LRN wydaje się system związany z równaniem wymiany Fishera (podaż pieniądza, ceny, szybkość obiegu pieniądza, produkcja realna). Zależność między tymi czterema zmiennymi wiąże ze sobą jednak tylko rynek pieniądza z rynkiem dóbr i usług. Dwie kluczowe zmienne związane z równaniem wymiany Fishera, ceny i podaż pieniądza, mają charakter zasobowy i są to zmienne, dla których testy stopnia integracji wskazują często na $I(2)$. Wykorzystanie do badania zależności wynikających z równania wymiany Fishera modelu CVAR dla procesów $I(1)$ może okazać się niewystarczające ze względu na większą od zera liczbę nieskointegrowanych bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ (por. Juselius, 1999, 2002, 2004, 2006, Majsterek, Kelm 2005, Majsterek 2008, Kelm 2013). Model CVAR dla

procesów $I(2)$ obejmujący zmienne z równania wymiany Fishera wykorzystano jak dotąd tylko do analizy procesów inflacyjnych i określenia determinant popytu na pieniądz w ujęciu nominalnym i realnym oraz wskazania zmiennych stanowiących aproksymantę dla szybkości obiegu pieniądza (por. Juselius 2002, 2006, Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006, Majsterek 2008). System zmiennych wynikający z równania wymiany Fishera nie został wykorzystany wprost do weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza.

Model CVAR dla procesów $I(2)$ wydaje się właściwym narzędziem do weryfikacji hipotez LRN i LRSN. Po pierwsze możliwa jest analiza zależności długookresowych i średniookresowych między podażą pieniądza a pozostałymi zmiennymi w systemie poprzez stosowanie restrykcji wyłączających na parametry przestrzeni kointegracyjnej wynikające z teorii ekonomii. W ramach relacji równowagowych wyróżnić można relacje $CI(2,2)$, definiujące zależności w długim okresie, które manifestują się już w średnim okresie, relacje $CI(2,1)$, które definiują zależności tylko w długim okresie i nie prowadzą do stacjonarności reszt oraz relacje kointegracji wielomianowej $CI(1,1)$, które dotyczą równowagi średniookresowej, która utrwała się w długim okresie (por. Majsterek 2023). Ostatni rodzaj relacji równowagowych pozwala na równoległe testowanie tej samej szczegółowej hipotezy LRN i LRSN, gdyż tworzą ją poziomy i tempa zmian tych samych zmiennych, np. podaży pieniądza, co jest niezmiernie ważne. Każde równanie równowagowe prowadzi do weryfikacji innej hipotezy szczegółowej w ramach ogólnej hipotezy LRN.

Po drugie w ramach modelu CVAR możliwa jest także weryfikacja założenia o egzogeniczności trwałych zmian podaży pieniądza w macierzy dostosowań do relacji równowagowych. Takich możliwości nie dają modele SVAR, czy ARIMA, gdzie egzogeniczność podaży pieniądza nie podlega testowaniu. Należy oczekiwać, że współczesny pieniądz ma cechy pieniądza endogenicznego, a nie egzogenicznego.

Po trzecie weryfikacja hipotezy LRN związana jest z analizą bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$, która pokazuje 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 zarówno zweryfikować hipotezę szczegółową, jak również pełną hipotezę LRN dla rozpatrywanego systemu zmiennych. W ramach macierzy wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ określa się również właściwy stopień zintegrowania procesu stochastycznego generującego rozpatrywane zmienne.

Po czwarte można określić, które zmienne w badanym systemie są odpowiedzialne za generowanie zachowań cyklicznych. Służy do tego analiza macierzy współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(1)$ w ramach modelu CVAR dla procesów $I(2)$. Dzięki temu można np. zweryfikować jedno z ważniejszych założeń szkoły austriackiej, o tym, że podaż pieniądza odpowiada za cykliczne zmiany w produkcji.

Do kwestii wpływu pieniądza na gospodarkę odnosi się każda z najważniejszych szkół ekonomicznych. Różnią się one założeniami co do sztywności cen, wskazują na odmienne relacje dostosowawcze do poziomu równowagi i czas ich trwania, postulują inny charakter oczekiwań oraz przeważające źródła niestabilności. W efekcie hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza są postrzegane w odmienny sposób przez różne szkoły ekonomiczne. Wszystkie wymienione aspekty od sztywności cen po źródła niestabilności można weryfikować z wykorzystaniem modelu CVAR dla procesów $I(2)$.

Jak dotąd nie podjęto próby weryfikacji hipotez neutralności i superneutralności pieniądza z wykorzystaniem obszernego zbioru zmiennych w ramach jednej gospodarki, tak by pokazać powiązania między rynkiem pieniądza a rynkami dóbr i usług, walutowym oraz pracy.

Omówienie wyników dotychczasowych badań można znaleźć m.in. w pracach Bullarda (1999) oraz Brzozy-Brzeziny i współautorów (2002).

W dysertacji zweryfikowano następujące hipotezy badawcze:

1. Trwała i egzogeniczna zmiana podaży pieniądza prowadzi w długim okresie do proporcjonalnego wzrostu cen, nominalnego kursu walutowego, płacy nominalnej i oczekiwań inflacyjnych oraz nie ma wpływu na produkcję realną, zatrudnienie, płacę realną i nominalną stopę procentową - LRN.
2. Trwała i egzogeniczna zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza prowadzi do takiej samej zmiany nominalnej stopy procentowej, oczekiwań inflacyjnych i temp wzrostu cen, płac nominalnych, nominalnego kursu walutowego, przy czym nie wpływa na poziom produkcji realnej i stopy bezrobocia - LRSN.
3. Częściej odrzuca się hipotezę neutralności dla pieniądza w ujęciu wąskim niż w ujęciu szerokim.

Udzielono również odpowiedzi na cztery pytania pomocnicze:

1. Czy szybkość obiegu pieniądza jest stabilna w czasie ?
2. Czy współczesny pieniądz jest nadal pieniądzem egzogenicznym ?
3. Czy inflacja zgodnie z LRN jest tylko i wyłącznie zjawiskiem monetarnym ?
4. Czy należy się spodziewać niższych elastyczności cen i nominalnego kursu walutowego względem pieniądza w ujęciu wąskim niż w ujęciu szerokim ?

Dysertacja składa się z sześciu rozdziałów. W rozdziale pierwszym omówiono skutki zmian podaży pieniądza dla gospodarki z punktu widzenia różnych szkół ekonomicznych: neoklasycznej, austriackiej, keynesowskiej, monetarystycznej, neokeynesowskiej, nowej ekonomii klasycznej, szkoły realnego cyklu koniunkturalnego, nowej szkoły keynesowskiej, nowej syntezy neoklasycznej. Wskazano na główne przyczyny inflacji, w związku z odpowiedzią na trzecie pytanie pomocnicze.

W rozdziale drugim omówiono szczegółowe hipotezy w ramach ogólnych hipotez LRN i LRSN. Scharakteryzowano podstawowy i rozszerzony efekt Fishera, czyli neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej oraz neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej i realnego kursu walutowego. Przedstawiono monetarne podejście do zmian kursu walutowego. Omówiono hipotezę neutralności inflacji względem stopy bezrobocia w ujęciu długookresowej krzywej Phillipsa oraz współczesne spojrzenie na krzywą Phillipsa. Pokazano również różnicę między pieniądzem egzogenicznym i endogenicznym oraz wskazano na zależności między rynkiem pieniądza a rynkami dóbr i usług oraz walutowym w warunkach nominalnych zerowych stóp procentowych.

Rozważania przedstawione w dwóch pierwszych rozdziałach pozwoliły wskazać na zbiór zmiennych stanowiący podstawę weryfikacji ogólnej hipotezy neutralności pieniądza.

W rozdziale trzecim scharakteryzowano model CVAR dla procesów $I(2)$. Omówione zostały rodzaje zależności długookresowych oraz średniookresowych i ich własności. Przedstawiono jak definiowane są bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ i $I(1)$ oraz które z nich wskazują na zależności średniookresowe o charakterze cyklicznym. Wskazano, które elementy odpowiadają za eksport i import szoków. Pokazano w jaki sposób przejść z modelu ze zmiennymi nominalnymi do modelu ze zmiennymi realnymi. Scharakteryzowano również w jaki sposób wykorzystywano modele SVAR i ARIMA do weryfikacji hipotez LRN i LRSN oraz dokonano porównania modeli SVAR i CVAR dla procesów $I(2)$ w kontekście możliwości testowania hipotez neutralności i superneutralności pieniądza.

W rozdziale czwartym wykazano, dlaczego do weryfikacji hipotezy LRN należy wykorzystać model CVAR dla procesów $I(2)$. Omówiono w jaki sposób należy nałożyć restrykcje w analizie bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$, aby móc analizować hipotezę neutralności pieniądza z punktu widzenia szkoły neoklasycznej i szkoły keynesowskiej. Wskazano jakich szoków o charakterze cyklicznym należy się spodziewać w

średnim okresie. Omówiono jak powinny wyglądać restrykcje w analizie bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$, aby móc analizować hipotezę LRSN. Przedstawiono ponadto, jak powinny wyglądać restrykcje na parametry w przestrzeni kointegracyjnej związane z hipotezami neutralności i superneutralności pieniądza. Pokazano również, w jaki sposób należy nałożyć restrykcje na parametry w wektorze kointegrującym, żeby badać szybkość obiegu pieniądza.

W rozdziale piątym i szóstym przeanalizowano hipotezy LRN i LRSN w zbiorze danych wynikających z równania wymiany Fishera oraz w zbiorze danych rozszerzonym o nominalny kurs walutowy, płacę nominalną oraz stopę bezrobocia. Miarę szybkości obiegu pieniądza aproksymowano różnicą między nominalną krótko- i długookresową stopą procentową (por. Juselius 2002, Majsterek, Kelm 2005), testując tę zależność w relacji długookresowej. Badania przeprowadzono równolegle w zbiorach danych z pieniądzem w ujęciu szerokim i wąskim. Weryfikacja hipotez LRN i LRSN odbyła się poprzez nakładanie restrykcji na parametry w przestrzeni kointegrującej oraz poprzez nakładanie restrykcji na parametry w reprezentacji bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ (hipoteza LRN) i oraz w reprezentacji bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ (hipoteza LRSN). W ostatnim etapie badania porównano otrzymane rezultaty z wcześniejszymi wynikami badań dostępnymi w literaturze.

Pracę kończy podsumowanie zawierające główne konkluzje i propozycje dalszych badań.

Rozdział 1. Związki między rynkami pieniądza, walutowym, dóbr i usług oraz pracy – główne teorie ekonomiczne

1.1 Wstęp

Głównymi hipotezami ekonomicznymi, które wiążą rynek pieniądza, rynek walutowy i rynek dóbr i usług oraz rynek pracy w gospodarce otwartej są hipoteza neutralności oraz superneutralności pieniądza, w ramach których analizowane są skutki zmian podaży pieniądza oraz tempa zmian podaży pieniądza. Do hipotez tych odnosi się każda z najważniejszych szkół ekonomicznych. Odmienne założenia co do sztywności cen, relacji dostosowawczych do poziomu równowagi i czasu ich trwania, charakteru oczekiwań oraz przeważających źródeł niestabilności, powodują, że hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza są postrzegane w odmienny sposób przez różne szkoły ekonomiczne.

Jednym z głównych postulatów hipotez neutralności i superneutralności pieniądza jest pieniężny i tylko pieniężny charakter inflacji. Z takim postrzeganiem inflacji zgadza się szkoła neoklasyczna i monetarystyczna. Odmienne zdania są szkoły związane z nurtem keynesowskim, które twierdzą, że inflacja nie ma charakteru pieniężnego a kosztowy i/lub dochodowy. Za przyczynę inflacji uważa się wzrost płac, które nie mają pokrycia we wzroście wydajności pracy oraz wzrost popytu za którym nie podąża podażowa strona gospodarki. Kolejną z przyczyn inflacji są rosnące koszty czynników produkcji m.in. ropy naftowej.

Kluczową zmienną, która gwarantuje pieniężny charakter inflacji jest stała szybkość obiegu pieniądza.

1.2 Hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza

Hipoteza neutralności pieniądza (long-run neutrality, LRN) zakłada, że trwała i egzogeniczna zmiana poziomu podaży pieniądza nie ma wpływu na poziom zmiennych realnych (produkcji, zatrudnienia, realnej stopy procentowej, realnego kursu walutowego, płacy realnej) oraz nominalnej stopy procentowej, a pociąga za sobą jedynie proporcjonalny wzrost cen i innych zmiennych nominalnych (nominalnego kursu walutowego, płacy nominalnej).

Zgodnie z hipotezą superneutralności pieniądza (long-run superneutrality, LRSN) trwała i egzogeniczna zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza prowadzi do takiej samej zmiany nominalnej stopy procentowej i temp wzrostu innych zmiennych nominalnych, przy czym nie wpływa na poziom zmiennych realnych. Warunkiem koniecznym, ale nie wystarczającym superneutralności pieniądza, jest jego neutralność (por. Fisher, Seater 1993). Warunkiem spełnienia hipotezy LRSN jest brak efektu Mundella-Tobina, który zakłada, że spadkowi inflacji towarzyszy mniej niż wprost proporcjonalny spadek nominalnej stopy procentowej, co wiąże się z rosnącą preferencją podmiotów rynkowych do gromadzenia środków pieniężnych kosztem inwestycji w inne aktywa (Mundell 1963, Tobin 1965).

Neutralność pieniądza oznacza, że trwałe zmiany podaży pieniądza nie wpływają na zmienne realne tylko na zmienne nominalne, w tym na nominalną stopę procentową. Jeżeli wszystkie zmienne realne są niezależne od zachowania się pieniądza, to pieniądz jest superneutralny. Istotne jest, by realna stopa procentowa i PKB były określone niezależnie od zmieniającej się ścieżki wzrostu ilości pieniądza (por. Barro 1997).

Hipotezy LRN i LRSN postulują trwałe zmiany podaży pieniądza lub tempa jego wzrostu. Trwała zmiana poziomu podaży pieniądza M_t oznacza, że zmienna M_t ma pierwiastek jednostkowy, czyli charakteryzuje się bardzo długą pamięcią i nie zapomina pojawiających się szoków. Jeżeli w historycznym przebiegu zmiennej M_t nie występuje trwała zmiana, to oznacza, że gospodarka nie doświadczyła trwałego szoku monetarnego i nie należy testować

hipotezy neutralności. Podobnie gdy tempo zmian podaży pieniądza nie ma pierwiastka jednostkowego, to hipotezy LRSN nie powinno się weryfikować (por. Fisher, Seater 1993). Ekonomicznym wyróżnikiem trwałych zmian podaży pieniądza jest zmiana oczekiwań dotyczących poziomu kursu walutowego w długim okresie, co przekłada się na oczekiwany poziom kursu w krótkim okresie (por. Krugman, Obstfeld 2007).

Dla hipotezy LRN zakłada się stałe tempo wzrostu podaży pieniądza μ . Pozwala to zdefiniować podaż pieniądza następująco:

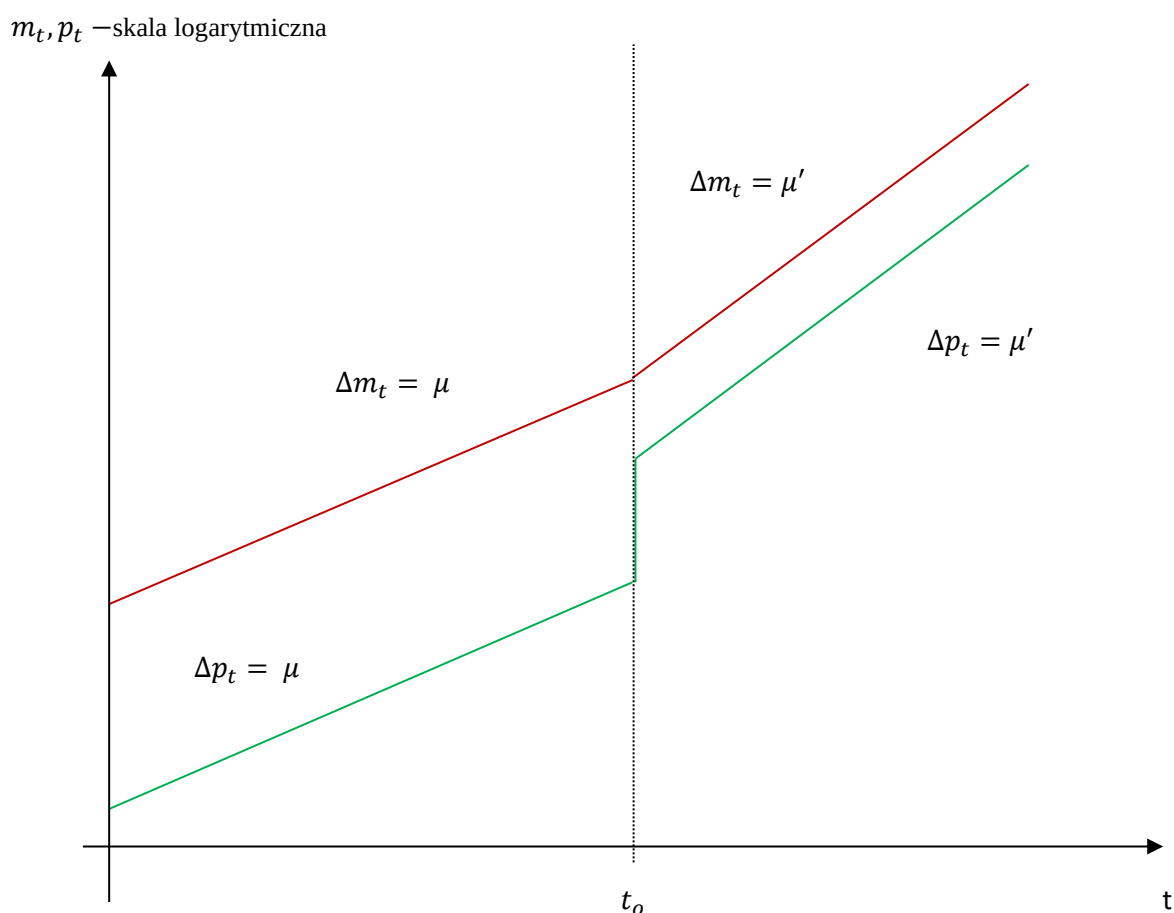
$$M_t = (1 + \mu)M_{t-1}. \quad (1.1)$$

Dla potrzeb ilustracji graficznej (Rys. 1) M_t wygodnie jest przedstawić na skali proporcjonalnej (logarytmicznej). Każdy odcinek na osi rzędnych odpowiada takiej samej proporcjonalnej zmianie wartości zasobu pieniądza. Początkowo podaż pieniądza m_t ilustruje linia prosta, której kąt nachylenia jest równy tempu wzrostu podaży pieniądza μ . Ceny p_t reprezentuje prosta równoległa do ilości pieniądza, co oznacza, że ceny wzrastają w tym samym tempie μ . W okresie powyżej t_0 zwiększa się tempo wzrostu podaży pieniądza z μ do μ' . Podaż pieniądza m_t reprezentuje teraz prosta o nachyleniu μ' . Po zmianie tempa wzrostu podaży pieniądza następuje zmiana stopy inflacji. Tempo zmian cen również wzrasta z μ do μ' (por. Barro 1997). Jeżeli do okresu t_0 ceny wynoszą p_0 , a w okresie powyżej t_0 ceny wynoszą p_1 to różnica $p_1 - p_0$ oznacza ceny względne. Ponieważ tempo zmian cen jest identyczne do tempa zmian podaży pieniądza, realna podaż pieniądza $m_t - p_t$ przed i po okresie t_0 jest taka sama, co oznacza, że ceny względne się nie zmieniają.

Ważnym elementem hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza jest jego egzogeniczność, czyli traktowanie pieniądza jako instrumentu polityki makroekonomicznej niezależnego od procesów zachodzących w gospodarce. Neutralność pieniądza wymaga, by zmiany podaży pieniądza były nieprzewidywalne podobnie jak zmiany jego tempa wzrostu w przypadku superneutralności pieniądza (por. King, Watson 1997, Bullard 1999). Strategia

bezpośredniego celu inflacyjnego (którą stosuje NBP) odrzuca założenie o egzogeniczności pieniądza. Nie zamyka to jednak drogi do empirycznej weryfikacji związku pieniądza z realną sferą gospodarki (por. Brzoza-Brzezina 2000, Brzoza-Brzezina i in. 2002).

Rysunek 1. Zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza m_t i poziomu cen p_t



Opracowano na podstawie: Barro (1997).

Hipotezę neutralności pieniądza postuluje 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) oraz szkołę realnego cyklu koniunkturalnego. Zwolennicy tego ostatniego nurtu twierdzą, że zmiany PKB i innych wielkości realnych mogą wywołać jedynie szoki realne (głównie technologiczne). Zwiększenie ilości pieniądza w obiegu determinuje jedynie inflację. Reprezentanci szkoły realnego cyklu

koniunkturalnego jako jedyni uważają, że pieniądz jest superneutralny (por. King, Plosser 1984).

Brak neutralności pieniądza jest jednym z głównych założeń austriackiej szkoły ekonomii. Zmiany podaży pieniądza wywołują zmiany cen względnych i dochodów, co przekłada się na zmiany w procesie alokacji zasobów i produkcji. Zmiany w podaży pieniądza wpływają na aktywność gospodarczą i są przyczyną cyklu koniunkturalnego. Według szkoły austriackiej zmianom podaży pieniądza towarzyszy efekt Cantillona. Wprowadzenie nowego pieniądza do gospodarki nie odbywa się we wszystkich sektorach równomiernie i w identycznym tempie. Ceny i dochody w poszczególnych sektorach (gałęziach) rosną w różnej kolejności i tempie. Podmioty, których dochody rosną jako pierwsze są w uprzywilejowanej sytuacji, gdyż dysponują przejściowo większą siłą nabywczą. Dla szkoły austriackiej obok zmian podaży pieniądza znaczenie ma również kanał, którym dodatkowy pieniądz trafia do gospodarki (por. Marszałek 2011, Sieroń 2017).

Szkoły ekonomiczne odnoszą się do krótkiego i długiego okresu. W przypadku weryfikacji zależności krótkookresowych dla neutralności pieniądza kluczową rolę odgrywa charakter oczekiwań co do zmian podaży pieniądza. Skutki zmian polityki pieniężnej w krótkim okresie zależą od trafnego przewidywania zmian podaży pieniądza. Przejrzysta i systematyczna polityka monetarna z trafnie formułowanymi przez podmioty gospodarcze oczekiwaniami (bez błędu systematycznego) prowadzi w krótkim i w długim okresie do neutralności pieniądza (por. Lucas 1972). Zgodnie z hipotezą racjonalnych oczekiwań występują mniejsze możliwości oddziaływania polityką monetarną na produkcję i zatrudnienie już w krótkim okresie. Pieniądz może nie być neutralny w krótkim okresie na skutek nieprzewidzianych zmian podaży pieniądza lub przewidzianych z systematycznym błędem. Jeżeli podmioty gospodarcze nie rozpoznają szoku, np. traktują wzrost nominalnego popytu na równi ze wzrostem realnego popytu, to pieniądz nie może być neutralny.

Według przedstawicieli neokeynesizmu pieniądz nie jest neutralny zarówno w krótkim i w długim okresie (por. Tobin 1965).

Neoklasyczna teoria ekonomii zwraca uwagę, że w krótkim okresie pieniądz nie jest jednak neutralny, wpływa na sferę realną gospodarki. Może tak być również przy racjonalnych oczekiwaniach podmiotów gospodarczych chociażby na skutek sztywności cenowych w krótkim okresie. Poglądy na neutralność pieniądza w ramach szkół ekonomicznych podsumowuje tabela 1.

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
Keynesowska	Brak neutralności pieniądza	Według Keynesa uzależniona jest od popytu na pieniądz
Monetaryzm	Brak neutralności pieniądza	Raczej neutralny. Rozstrzygnięcie Friedman pozostawia badaniom empirycznym.
Neokeynesowska	Brak neutralności pieniądza	Brak neutralności pieniądza
Nowa ekonomia klasyczna	Neutralność pieniądza. Dopuszcza się brak neutralności pieniądza w przypadku nieprzewidzianych zmian podaży pieniądza.	Neutralność pieniądza
Realnego cyklu koniunkturalnego	Neutralność pieniądza	Neutralność i superneutralność pieniądza
Nowa szkoła Keynesowska	Brak neutralności pieniądza	Brak neutralności pieniądza
Nowa synteza neoklasyczna	Brak neutralności pieniądza	Brak neutralności pieniądza

1.3 Zmiany podaży pieniądza i inflacja – ujęcie klasyczne

Hipoteza neutralności pieniądza związana jest z klasyczną teorią pieniądza i z równaniem wymiany postaci (I. Fisher):

$$M_t \cdot V_t = P_t \cdot Y_t \quad (1.2)$$

lub

$$m_t = p_t + y_t - v_t, \quad (1.3)$$

gdzie:

M_t – autonomicznie (niezależnie) ustalana podaż pieniądza,

Y_t – dochód narodowy (produkt krajowy brutto *PKB*),

P_t – indeks cen dóbr i usług,

V_t – dochodowa szybkość obiegu pieniądza.

Małe litery we wzorach oznaczają logarytm naturalny zmiennej.

Jeśli zamiast dochodu realnego do równania (1.2) podstawiony zostanie poziom zawieranych transakcji pieniężnych MT_t , to otrzymamy wersję transakcyjną równania ilościowego. Wersja z Y_t nosi nazwę wersji dochodowej.

Równanie (1.2) lub (1.3) jest zawsze prawdziwe. Całkowity wolumen transakcji w gospodarce jest mierzony po stronie towarowej iloczynem sumy dóbr będącej przedmiotem obrotu Y_t i ich średniej ceny P_t . Z kolei po stronie pieniężnej wolumen transakcji mierzony jest ilością środków płatniczych używaną w wymianie. Ilość środków płatniczych określona jest poprzez iloczyn całkowitego zasobu pieniądza M_t i częstotliwości z jaką w ciągu danego okresu dana jednostka pieniądza jest średnio używana V_t (por. Duwendag i in. 1996).

W równaniu (1.2) dochód realny Y_t jest określony zewnętrznie przez czynniki realne i można traktować go jako dany i niezależny od innych czynników, które występują w równaniu wymiany. Z kolei szybkość obiegu pieniądza V_t w krótkich okresach jest stała. Z równania (1.2) można wyprowadzić funkcję popytu na pieniądz. Podmioty gospodarcze chcąc dokonać

transakcji będą przechowywać średnio w okresie każdą jednostkę pieniądza przez stały czas jako część swoich zasobów kasowych. Przechowywany pieniądz stanowi stałą część k_t dochodów podmiotów gospodarczych ($k_t = 1/V_t$). Określony w ten sposób popyt na pieniądz musi w stanie równowagi zrównać się z egzogenicznie określoną podażą pieniądza:

$$M_t^d = k_t \cdot P_t \cdot Y_t, \quad (1.4)$$

$$M_t^s / P_t = k_t \cdot Y_t, \quad (1.5)$$

a więc: $M_t^d = M_t^s$.

Równanie ilościowej teorii pieniądza jest przekształconym równaniem wymiany:

$$P_t = (M_t / Y_t) \cdot V_t. \quad (1.6)$$

Równanie ilościowej teorii pieniądza można również zapisać następująco (podejście zasobowe):

$$P_t = M_t / (Y_t \cdot k_t). \quad (1.7)$$

Z równań (1.6) i (1.7) wynika, że spadek (wzrost) podaży pieniądza pociąga za sobą, przy produkcji na poziomie produkcji potencjalnej i braku zmian w nawykach płatności proporcjonalny spadek (wzrost) poziomu cen. W następstwie spada (wzrasta) nominalny dochód narodowy $P_t \cdot Y_t$. Podobne skutki wywołuje, przy założeniu stałości M_t i Y_t , wzrost (spadek) współczynnika k_t . Poziom PKB i zatrudnienia oraz realne stosunki wymiany (ceny względne) dóbr i usług są w rozumieniu paradygmatu klasycznego określone wyłącznie przez czynniki ze sfery realnej, np. warunki produkcji, preferencje. Klasyczna teoria pieniądza zakłada, że zmiana podaży pieniądza (ewentualnie zmiana V_t lub k_t) powoduje jedynie zmianę bezwzględnego poziomu cen. Z kolei poziom PKB i jego składniki oraz poziom cen względnych nie ulegają zmianie. Innymi słowy zjawiska pieniężne nie wywierają wpływu na równowagę w sektorze realnym. Sytuację taką określa się mianem neutralności pieniądza lub „klasyczną dychotomią” (por. Duwendag i in. 1996).

W momencie t_0 realne zasoby pieniądza wynoszą M_0 / P_0 . Jeśli wzrasta autonomiczna podaż pieniądza o ΔM , to w efekcie realne zasoby pieniądza wzrastają do poziomu $M_0 + \Delta M$, co przy początkowo niezmiennym poziomie cen P_0 pociąga za sobą wzrost realnych zasobów pieniądza będących w dyspozycji sektora prywatnego. Zgodnie z efektem zasobowym wzrost realnych zasobów gotówki jest równoważny wzrostowi majątku. W takiej sytuacji podmioty gospodarcze, których majątek netto rośnie, oszczędzają mniejszą część bieżących dochodów. Ich bieżące wydatki są większe. Pojawia się nadwyżka popytu ΔD przewyższająca podaż, co powoduje wzrost cen na rynku dóbr i usług o ΔP . Oddziaływanie efektu zasobowego jest widoczne dopóki realne zasoby gotówki (w momencie t_1) nie osiągną wyjściowego poziomu z momentu t_0 :

$$(M_0 + \Delta M) / (P_0 + \Delta P) = M_1 / P_1. \quad (1.8)$$

Równanie (1.8) przedstawia sytuację, gdy poziom cen wzrasta proporcjonalnie do wzrostu podaży pieniądza w momencie t_0 . Cały mechanizm wzrostu podaży pieniądza o ΔM ilustruje ciąg zależności (por. Duwendag i in. 1996):

$$\frac{M_0}{P_0} + \Delta M \rightarrow \frac{M_0 + \Delta M}{P_0} \rightarrow + \Delta D \rightarrow + \Delta P \rightarrow \frac{M_0 + \Delta M}{P_0 + \Delta P} = \frac{M_1}{P_1}. \quad (1.9)$$

Równania ilościowej teorii pieniądza (1.6) i (1.7) związane są z teorią inflacji pieniężnej i wpisują się w klasyczną (ilościową) teorię inflacji. Inflacja to nieodwracalny wzrost ogólnego poziomu cen lub presja na wzrost cen. Skutkiem inflacji jest deprecjacja pieniądza. Jeżeli wzrost cen jednych dóbr i/lub usług jest kompensowany przez spadek innych, to nie można mówić o inflacji. Wzrost cen powinien dotyczyć ogólnego poziomu cen mierzonego np. indeksem kosztów utrzymania. Nieodwracalność wzrostu cen oznacza, że krótkookresowe zmiany cykliczne poziomu cen nie mogą być utożsamiane z inflacją. Inflacji zawsze musi towarzyszyć deprecjacja pieniądza. Wyjątkiem może być jedynie mało prawdopodobny

scenariusz wzrostu ogólnego poziomu cen i wymiany znaków pieniężnych. Wzrost cen na skutek decyzji administracyjnych może nie nastąpić, ale na skutek presji inflacyjnej pojawi się nierównowaga rynkowa. Skutkiem nierównowagi rynkowej będzie niezaspokojony popyt i oszczędności wymuszone. Taka sytuacja określana jest mianem inflacji zawieszanej (odroczonej, odłożonej, por. A. Welfe 1993).

Spośród wielu teorii opisujących inflację, które wskazują na jej źródła, do najważniejszych można zaliczyć: teorię ilościową (klasyczną), teorię luki inflacyjnej, teorię popytową (dochodową), teorię kosztową, krzywą Phillipsa, teorię monetarystyczną oraz fiskalną teorię poziomu cen.

Główne założenie teorii klasycznej (ilościowej), to rozumienie inflacji jako zjawiska czysto pieniężnego. Wyróżnia się 5 cech charakterystycznych dla klasycznej teorii inflacji:

1. Istnienie ścisłego związku przyczynowo–skutkowego między ilością pieniądza (przyczyna), a poziomem cen (skutek).
2. Założenie o stałej szybkości obiegu pieniądza, oraz o stałym udziale rezerw pieniężnych w dochodzie.
3. Istnienie doskonałej giętkości cen. Giętkość płac jest mniejsza od giętkości cen. Jedno z elementarnych założeń ekonomii neoklasycznej od czasów A. Marshalla.
4. Występowanie pełnego zatrudnienia w gospodarce.
5. Założenie iż narzędziem zapobiegania inflacji jest polityka pieniężna, która wykorzystuje do tego celu oddziaływanie na podaż pieniądza.

Wysoką inflację w Polsce, Austrii i na Węgrzech oraz hiperinflację w Niemczech po I Wojnie Światowej można wytłumaczyć na gruncie teorii ilościowej (por. Rosati, Michalski 1989).

Inflacyjny wzrost cen jest reakcją na zmianę proporcji między ilością pieniądza w obiegu a ilością dostępnych na rynku towarów. Inflację rozumiano jako zjawisko czysto pieniężne, które było wynikiem nierównowagi między popytem a sumą cen towarów.

Odwołując się do równań (1.6) i (1.7) klasyczna teoria ilościowa wyjaśnia zmiany poziomu cen. Wyróżnia się pięć zasadniczych czynników wpływających bezpośrednio na poziom cen: ilość pieniądza gotówkowego, prędkość jego obiegu, wolumen transakcji pieniężnych, wielkość depozytów i termin ich zapadalności. Dodatkowo można wskazać na niepewność na rynku, nieurodzaje, wynalazki, jako na czynniki, które wpływają na ceny w sposób sporadyczny i pośredni. Zgodnie z założeniami ekonomii marginalistycznej i rozważaniami Fishera ceny pełnią rolę zmiennej zależnej (por. Rosati, Michalski 1989).

W klasycznej teorii inflacji decydującą zmienną jest szybkość obiegu pieniądza V . Wpływ na nią wywierają rozwój systemów płatności, nadwyżki rosnący udział bezgotówkowych form płatności, szybkość transportu oraz gęstość zaludnienia. Czynniki te dotyczą całości instytucjonalnych i technicznych warunków obiegu, które w krótkim okresie raczej nie ulegają zmianie. Uzasadnione jest zatem przyjęcie wartości V_t jako stałej w krótkim okresie. Zmiany V_t w długim okresie również nie występują. Inaczej postrzegana jest szybkość obiegu pieniądza przez keynesizm, neokeynesizm, fiskalną teorię cen i nową teorię monetarystyczną.

Obok podejścia opartego na szybkości obiegu pieniądza w ilościowej teorii pieniądza (klasycznej teorii inflacji) istnieje również podejście oparte na zasobach kasowych. Podejście zasobowe wyjaśnia popyt na pieniądz również jako zjawisko związane z procesami transakcyjnymi. Przedstawicielami tego podejścia byli A. Marshall oraz A. Pigou. Ilościowa teoria pieniądza jest teorią popytu na pieniądz, która swoje źródło ma w podstawach mikroekonomicznych. Podstawowe pytanie brzmi, ile pieniądza chcą posiadać podmioty rynkowe przy założeniu, że posiadanie zasobów pieniężnych do przeprowadzenia transakcji jest w ogóle potrzebne. Ilość pieniądza jaką muszą mieć podmioty gospodarcze z powodów technicznych i instytucjonalnych, by dokonać określonej ilości transakcji nie ma znaczenia. Popyt na pieniądz jest jedną z form utrzymywania majątku obok posiadania kapitału w postaci

rzeczowej i/lub papierów wartościowych. Wśród czynników determinujących popyt na pieniądź pojawiają się zatem ograniczenia budżetowe, koszty alternatywne oraz preferencje podmiotów gospodarczych w odniesieniu do posiadania pieniądza. Podejście zasobowe można formalnie wyrazić wzorami (1.4), (1.5) i $M_t^d = M_t^s$. Stałość zmiennych V_t lub k_t wymaga za każdym razem spełnienia innych założeń. Niezmienne instytucjonalne i techniczne warunki obiegu pieniądza są zgodne z podejściem opartym na szybkości obiegu pieniądza. Podejście zasobowe akcentuje dodatkowo rolę stopy procentowej (alternatywny koszt przechowywania pieniądza) i oczekiwań inflacyjnych (por. Duwendag i in. 1996).

Zgodnie z ilościową teorią inflacji długookresowy wzrost cen nie jest możliwy bez przyrostu ilości pieniądza, który przekracza tempo wzrostu gospodarczego. Pozostałe zmienne występujące w równaniu (1.6) lub (1.7) powodują jedynie krótkookresowe impulsy pociągające za sobą wzrost cen. Traktowanie równania wymiany za fundament klasycznej teorii inflacji wymaga przyjęcia kilku założeń. Po pierwsze, kierunek związku przyczynowego musi przebiegać od lewej do prawej strony tożsamości. Po drugie, wyznaczenie nominalnego zasobu pieniądza musi się odbyć w skutek oddziaływania czynników niezależnych od popytu ludności na rezerwy kasowe. Powoduje to niedostosowanie popytu i podaży na pieniądź. Po trzecie, postrzeganie inflacji jako zjawiska czysto pieniężnego (również w monetarystycznej teorii inflacji) sprawia, że związek przyczynowo-skutkowy między inflacją a podażą pieniądza ma charakter jednokierunkowy. W klasycznej teorii inflacji nie występuje zatem spirala inflacyjna, tylko jednostronny mechanizm transmisji, który prowadzi od nadmiernej podaży pieniądza do zjawisk inflacyjnych. Przekładając klasyczną teorię inflacji na język wspólnych trendów stochastycznych, spodziewać należy się jednostronnej transmisji szoków nominalnych, które wywołują trwałe i niestacjonarne zmiany po stronie nominalnej oraz wzmocnienia ich oddziaływania przez szoki realne. Nie powinno się oczekiwać transmisji niestacjonarności z szoków nominalnych na zmienne realne (por. Majsterek 2008).

1.4 Zmiany podaży pieniądza – ujęcie keynesowskie

Inaczej kwestię wpływu zmian podaży pieniądza na sferę realną gospodarki przedstawia szkoła keynesowska. Poprzez określenie funkcji preferencji płynności, która zależy od stopy procentowej, wyznaczana jest ilość pieniądza w gospodarce:

$$M_t = l(R_t), \quad (1.10)$$

gdzie:

l – funkcja preferencji płynności (funkcja popytu na pieniądź),

R_t – nominalna stopa procentowa.

Na preferencję płynności składają się trzy motywy utrzymywania pieniądza: transakcyjny, ostrożnościowy i spekulacyjny. Wzrost podaży pieniądza obniża stopę procentową, co pobudza wzrost inwestycji. Inwestycję nie wzrosną, jeżeli krańcowa efektywność kapitału obniży się bardziej niż stopa procentowa. Wzrost inwestycji wpływa na wzrost zatrudnienia pod warunkiem, że nie zmniejszy się skłonność do konsumpcji. Wzrost cen i zatrudnienia zależy od rozmiaru podaży na rynku dóbr (od produkcji) oraz od wzrostu nominalnej stawki płac. Jeżeli produkcja i ceny wzrosną, to wpłynie to na preferencję płynności (popyt na pieniądź) poprzez zwiększenie ilości pieniądza niezbędnej do utrzymania stopy procentowej.

Ilość pieniądza M należy rozdzielić na dwie części, którym odpowiadają dwie funkcje płynności:

$$M_t = M_{1,t} + M_{2,t} = l_1(Y_t) + l_2(R_t), \quad (1.11)$$

gdzie:

$M_{1,t}$ – ilość pieniądza wynikająca z motywu transakcyjnego i motywu ostrożności,

$M_{2,t}$ – ilość pieniądza wynikająca z motywu spekulacyjnego,

$l_1(Y_t)$ – funkcja płynności zależna głównie od dochodu globalnego,

$l_2(R_t)$ – funkcja płynności zależna od stopy procentowej.

Zwiększenie ilości pieniądza M_t zawsze powoduje wzrost dochodu Y_t . Rosnący dochód przekłada się na wzrost popytu na pieniądź M_t . Nie cały przyrost M_t jest widoczny w przyroście $M_{1,t}$. Im większy spadek stopy procentowej R_t , tym większy wzrost $M_{2,t}$. Zmiany w popycie na pieniądź M_t wynikają ze zmian w stopie procentowej R_t . Z kolei zmiana R_t prowadzi do nowego stanu równowagi, zmieniając $M_{2,t}$, Y_t i przez to również $M_{1,t}$. Podział przyrostu M_t między $M_{1,t}$ i $M_{2,t}$ zależy w nowym stanie równowagi od reakcji inwestycji na obniżenie stopy procentowej oraz od reakcji dochodu na zwiększenie inwestycji

Kolejna różnica w stosunku do ilościowej teorii pieniądza dotyczy szybkości obiegu pieniądza V_t :

$$l_1(Y_t) = M_{1,t}, \quad (1.12)$$

$$l_1(Y_t) = Y_t / V_t. \quad (1.13)$$

Szybkość obiegu pieniądza V_t nie jest w krótkim okresie wielkością stałą. Zależy od zwyczajów płatniczych społeczeństwa, podziału dochodu między różne grupy społeczne, kosztów utrzymania wolnego zasobu pieniądza, organizacji systemu bankowego i gospodarczego, których niezmiennosc gwarantuje, że szybkość obiegu pieniądza w krótkim okresie jest stała.

Jeżeli oczekiwania społeczeństwa nie charakteryzują się niepewnością co do przyszłego poziomu stopy procentowej, to funkcja płynności l_2 (skłonność do tezauryzacji) w stanie równowagi będzie równa zero. Jeżeli $l_2(R_t) = 0$, to $M_{2,t} = 0$ i $M_t = M_{1,t}$. Oznaczając wolumen produkcji przez X_t i jej cenę przez P_t , można zapisać dochód globalny $Y_t = X_t \cdot P_t$. Ponieważ $M_{1,t} \cdot V_t = Y_t$, zatem $M_{1,t} \cdot V_t = X_t \cdot P_t$ lub $M_t \cdot V_t = X_t \cdot P_t$. Równanie $M_t \cdot V_t = X_t \cdot P_t$ jest tożsame z równaniem wymiany (1.2). Wadą teorii ilościowej jest nieodróżnienie zmian cen, które są funkcją zmian produkcji (np. wzrost produkcji z powodu wzrostu wydajności pracy), od zmian cen, które są funkcją zmian jednostki płac (płace rosną szybciej od wydajności pracy).

„Stan prawdziwej inflacji” występuje, kiedy wzrost popytu efektywnego nie przekłada się na wzrosty produkcji, a powoduje jedynie wzrost kosztów produkcji (przez wzrost kosztów wynagrodzeń). Każdy wzrost podaży pieniądza zwiększający popyt efektywny wyrazi się częściowo we wzroście produkcji i we wzroście płacy jednostkowej, jeżeli producent działa na rynku, który nie jest doskonale konkurencyjny. Dopóki istnieją wolne czynniki produkcji, wzrost ilości pieniądza nie przełoży się na wzrost poziomu cen, a zatrudnienie czynników produkcji zwiększa się proporcjonalnie do przyrostu popytu efektywnego, który jest skutkiem wzrostu podaży pieniądza. Po osiągnięciu pełnego zatrudnienia jednostkowa stawka płac i ceny będą wzrastać wprost proporcjonalnie do wzrostu popytu efektywnego. Warunkiem takich zmian jest doskonale elastyczna podaż na rynku dóbr w warunkach bezrobocia i doskonale nieelastyczna w warunkach pełnego zatrudnienia, a popyt efektywny zmienia się w tej samej proporcji co podaż pieniądza.

Uogólnioną ilościową teorię pieniądza w ujęciu Keynesa można zapisać w postaci następującej tożsamości:

$$M_t \cdot V_t = D_t, \quad (1.14)$$

gdzie:

V_t - dochodowa szybkość obiegu pieniądza,

D_t – popyt efektywny.

Jeżeli V_t jest stałe to ceny będą się zmieniać w tej samej proporcji co podaż pieniądza, pod warunkiem, że elastyczność cen P_t względem zmian w popycie efektywnym D_t będzie jednostkowa:

$$e_P = \frac{\Delta P_t}{\Delta D_t} \cdot \frac{D_t}{P_t} = 1. \quad (1.15)$$

Równanie (1.15) jest spełnione, jeżeli elastyczność produkcji X_t względem popytu efektywnego D_t będzie równa zero (podaż doskonale nieelastyczna):

$$e_X = \frac{\Delta X_t}{\Delta D_t} \cdot \frac{D_t}{X_t} = 0 \quad (1.16)$$

lub jeżeli elastyczność płac nominalnych W_t względem efektywnego popytu D_t będzie równa jeden:

$$e_W = \frac{\Delta W_t}{\Delta D_t} \cdot \frac{D_t}{W_t} = 1. \quad (1.17)$$

Wynika to z zależności:

$$e_P = 1 - e_X(1 - e_W). \quad (1.18)$$

Warunek $e_X = 0$ oznacza, że produkcja nie reaguje na dalszy wzrost popytu efektywnego. Z kolei warunek $e_W = 1$ oznacza, że płaca jednostkowa wzrasta w tej samej proporcji co popyt efektywny. W obu przypadkach produkcja nie ulega zmianie pod wpływem wzrostu popytu efektywnego, który jest skutkiem wzrostu podaży pieniądza.

Zakładając niestałą dochodową szybkość obiegu pieniądza V_t , można wyznaczyć elastyczność efektywnego popytu D_t względem zmian podaży pieniądza M_t :

$$e_D = \frac{\Delta D_t}{\Delta M_t} \cdot \frac{M_t}{D_t}, \quad (1.19)$$

co pozwala wyznaczyć elastyczność cen P_t względem zmian podaży pieniądza M_t , czyli reakcję cen na zmiany podaży pieniądza:

$$e_P \cdot e_D = \frac{\Delta P_t}{\Delta M_t} \cdot \frac{M_t}{P_t} = e. \quad (1.20)$$

Elastyczność cen P_t względem zmian w popycie efektywnym D_t e_P można zapisać następująco:

$$e_P = 1 - e_E e_X(1 - e_W), \quad (1.21)$$

gdzie: $e_E = \frac{\Delta N_t}{\Delta D_t} \cdot \frac{D_t}{N_t}$ oznacza elastyczność zatrudnienia względem zmian w popycie efektywnym mierzonym stawką płac. Dalej przekształcając zależność (1.20) można wyrazić reakcję cen P_t na zmiany podaży pieniądza M_t w postaci:

$$e = e_D - (1 - e_W)e_D \cdot e_E \cdot e_X = e_D(1 - e_E \cdot e_X + e_E \cdot e_X \cdot e_W). \quad (1.22)$$

Wyrażenie (1.22) przedstawia proporcjonalną zmianę cen pod wpływem zmiany podaży pieniądza. Wpływ zmian podaży pieniądza na ceny zależy od czterech zmiennych będących elastycznościami:

1. e_D – która reprezentuje elementy płynności, które określają popyt na pieniądz w każdej sytuacji,
2. e_W – która reprezentuje czynniki pracy, które określają rozmiary wzrostu płac nominalnych przy wzroście zatrudnienia
3. e_E i e_X – które oznaczają czynniki techniczne, które określają stopę malejących przychodów przy zatrudnianiu większej liczby pracowników przy istniejącym aparacie wytwórczym.

Szkoła keynesowska poddała krytyce centralne założenie teorii ilościowej dotyczące stałej prędkości obiegu pieniądza. Preferencje płynności podlegają zmianom na skutek zmian stopy procentowej i wielkości przewidywanych zysków z inwestycji.

Powyższe rozważania na temat wpływu zmian podaży pieniądza w ujęciu keynesowskim dotyczą krótkiego okresu. W długim okresie związek między dochodem narodowym a podażą pieniądza jest zależny od preferencji płynności (popytu na pieniądz). Poziom cen w długim okresie jest zależny od presji na wzrost stawki płac w porównaniu do tempa wzrostu wydajności aparatu wytwórczego. Innymi słowy szkoła keynesowska dopuszcza w długim okresie brak neutralności pieniądza względem zmiennych realnych.

Odrębną kwestią jest pułapka płynności. Jest to sytuacja w polityce pieniężnej, której odpowiada niska elastyczność stopy procentowej względem podaży pieniądza, która utrudnia bankowi centralnemu kontrolowanie stopy procentowej. Współcześnie pułapką płynności określa się problem zerowego ograniczenia nominalnych stóp procentowych (por. Brzoza-Brzezina 2011). Przy bardzo niskim poziomie stopy procentowej (z jakim wiele państw miało do czynienia w latach 2009-2021), każdy podmiot gospodarczy oczekuje wzrostu stopy procentowej. Zwiększy się zatem popyt na gotówkę. Popyt na pieniądz jest doskonale elastyczny względem stopy procentowej. Oznacza to, że podmioty gospodarcze są skłonne przechowywać dodatkową podaż pieniądza bez dalszego spadku stopy procentowej. Gotówka

znika w pułapce płynności. W takim przypadku stopa procentowa nie może zostać zmieniona przez politykę pieniężną. W modelu keynesowskim polityka pieniężna w warunkach pułapki płynności jest zupełnie nieefektywna (por. Duwendag i in. 1996).

1.5 Inflacja popytowa i kosztowa

Obok innego postrzegania skutków zmian podaży pieniądza keynesizm inaczej postrzega też zjawisko inflacji. Wiąże on inflację z ilościowym wzrostem popytu efektywnego, który nie przekłada się na wzrost produkcji, a powoduje jedynie wzrost kosztów produkcji proporcjonalny do wzrostu popytu efektywnego. Wzrost kosztów produkcji wynika ze wzrostu kosztów wynagrodzeń. U źródeł innego spojrzenia na inflację stał wielki kryzys lat 1929–1933, który doprowadził do zakwestionowania klasycznej (pieniężnej) teorii inflacji i ilościowej teorii pieniądza. Równowaga pieniężna straciła na znaczeniu. Priorytetem w gospodarce stało się utrzymanie wysokiego poziomu zatrudnienia oraz aktywności gospodarczej. Poddano krytyce założenia teorii ilościowej (Keynes, R. Harrod, P. Samuelson J. Robinson i L. Metzler). Inflacja jest przejawem nierównowagi, którą wywołuje niedostosowanie się kluczowych wielkości makroekonomicznych, np. wydatków do dostępnej ilości dóbr na rynku (inflacja popytowa, dochodowa). Poziom cen zależy od siły nabywczej pieniądza w stosunku do towarów oraz od siły nabywczej pieniądza w stosunku do siły roboczej, która opłacana jest pieniądzem. Inflacja w paradygmacie keynesowskim nie jest zjawiskiem pieniężnym. Poziom cen nie odnosi się do rezerw pieniężnych (dochodowa wersja równania ilościowego), czy też do wolumenu transakcji pieniężnych (transakcyjna wersja równania ilościowego). Rezerwy pieniężne i wolumen transakcji pieniężnych są wtórne. W teorii keynesowskiej poziom cen zależy od dwóch czynników: różnicy między inwestycjami a oszczędnościami (inflacja popytowa) oraz od jednostkowego kosztu siły roboczej (inflacja popytowa i kosztowa). Pierwszy czynnik uzależnia inflację od nierównowagi między makroekonomicznymi

wartościami popytu i podaży. Został on zapożyczony bezpośrednio z koncepcji luki inflacyjnej Wicksella.

Gospodarka rynkowa przeważnie funkcjonuje w warunkach niepełnego wykorzystania mocy produkcyjnych (wytwórczych). W takich okolicznościach wzrost zagregowanego popytu, niezależnie od sposobu finansowania, powoduje w pierwszej kolejności wzrost popytu na siłę roboczą, następnie wzrost zatrudnienia i wzrost aktywności gospodarczej. W takim procesie dostosowawczym ceny pozostają na stałym poziomie do czasu, gdy moce produkcyjne zostaną w pełni wykorzystane. Dopiero wtedy dalszy wzrost popytu spowoduje wzrost cen i pojawi się inflacja.

Dodatkowo w teorii keynesowskiej wyróżnia się tzw. stany półinflacyjne, które są związane z podwyżkami ogólnego poziomu cen i pojawiają się przed osiągnięciem granicy możliwości produkcyjnych. Do przyczyn takich podwyżek zalicza się: różnice w krańcowych kosztach produkcji, niedoskonałą podzielność i przenośność zasobów produkcyjnych, zmieniającą się skalę preferencji płynności (ilość pieniądza gotówkowego pozostająca w posiadaniu ludności, por. Duwendag i in. 1996). Zmiana tych czynników prowadzi do zakwestionowania proporcjonalnej zależności między podażą pieniądza a zmianą poziomu cen. Zmiana podaży pieniądza, której celem jest regulowanie poziomu zagregowanego popytu, może lub nie, wpływać na poziom cen. Pośrednim ogniwem, które łączy te dwa zjawiska jest stopa procentowa. Zmiany stopy procentowej, wynikające częściowo ze zmiany podaży pieniądza, powodują zmiany w pożądanym zasobie pieniądza gotówkowego (w preferencji płynności) oraz zmiany w poziomie krańcowej stopy przychodu z zainwestowanego kapitału. Przekłada się to na zmiany poziomu inwestycji. Nie można jednak określić jednoznacznej relacji między podażą pieniądza M_t a poziomem cen P_t .

Szkoła keynesowska kwestionuje inflacjogenną rolę wzrostu podaży pieniądza w sytuacji niepełnego wykorzystania mocy produkcyjnych. W ekonomii neoklasycznej wzrost podaży

pieniądza powoduje proporcjonalny wzrost cen. Nie zmieniają się natomiast wielkości realne: zatrudnienie, produkcja, inwestycje. Zmiany ilości pieniądza pociągają za sobą tylko zmiany wielkości nominalnych, wielkości realne pozostają nadal w równowadze. Krytyka keynesizmu dotyczyła także oddzielenia strony pieniężnej od strony realnej (klasyczna dychotomia). Szybkość obiegu pieniądza uzależniona jest od stopy procentowej, dlatego równanie ilościowe (1.2) nie tłumaczy związku pomiędzy ilością pieniądza a poziomem cen (por. Kalecki 1955).

Pieniądz w ramach teorii ilościowej pełni rolę zmiennej objaśniającej zmiany poziomu cen. Keynes odwrócił tę relację. 150 lat przed Keynesem identyczną relację sformułował inny angielski ekonomista James Steuart. Jego zdaniem popyt na pieniądz jest określany przez ceny towarów, a ewentualny nadmiar pieniądza ulega tezauryzacji i jest samorzutnie wycofany z obiegu. Poglądy J. Steuarta znalazły potwierdzenie w keynesowskiej preferencji płynności, uważając, że zmiany ilości pieniądza w obiegu nie mają znaczenia w procesie ustalania poziomu cen. W proces ustalania cen zaangażowana jest krańcowa skłonność do konsumpcji, której stałość gwarantuje uzyskanie pożądanego wpływu na popyt poprzez regulowanie wielkości dochodów. Regulowanie dochodów pozwala uniknąć inflacji.

Innym założeniem teorii ilościowej, które kwestionował keynesizm była giętkość cen, a zwłaszcza płac. Jeżeli gospodarka znajduje się w pobliżu granicy pełnego wykorzystania mocy wytwórczych, to każda ekspansja wywołuje tendencję do wzrostu cen. Ma to związek z tym, że krańcowa produktywność pracy maleje i wynika to z niedoskonałej podzielności i mobilności zasobów. Przekłada się to na wzrost kosztów krańcowych niezależnie od zmian płacy jednostkowej. Jeżeli istnieją niewykorzystane zdolności produkcyjne (czynniki produkcji), to ogólny poziom cen nie musi rosnąć wraz ze wzrostem produkcji. Wystąpienie trudności z pozyskaniem czynników produkcji może powodować pojawienie się gwałtownej podwyżki cen niektórych towarów.

Mimo istnienia różnic w wydajności pracy, jednostki wynagrodzeń mają tendencję do wyrównywania się i w efekcie siła robocza może być traktowana jako kategoria jednolita. Przeciętna płaca jednostkowa rośnie w fazie ekspansji, zanim osiągnięte zostanie pełne zatrudnienie. Presja na wzrost płac jest tym skuteczniejsza, im większa jest skłonność przedsiębiorców do ustępstw i im większy jest popyt na siłę roboczą. W efekcie płace, reagując na rosnący nominalny popyt efektywny, rosną choć niekoniecznie proporcjonalnie do wzrostu cen niektórych towarów (wąskie gardła). Wzrost płac jednostkowych powoduje wzrost cen poprzez większy jednostkowy koszt wytwarzania. W długim okresie zachowanie cen zależy od nasilenia tendencji zwyżkowej płacy jednostkowej w porównaniu do wzrostu tempa wydajności produkcji.

Keynesowska koncepcja inflacji jest powiązana z mechanizmem cyklu koniunkturalnego. Widoczne jest to w spostrzeżeniu o niskiej giętkości płac w dół. W okresie ekspansji występuje tendencja do wzrostu płac i w efekcie cen. W okresach recesji należy spodziewać się raczej mniej niż proporcjonalnego spadku płac i cen. Fluktuacja poziomu cen powiązana z cyklem koniunkturalnym występuje nadal, jednakże pojawia się w niej asymetria. Względnie większym podwyżkom cen odpowiada trwała tendencja do zwiększania jednostkowej wydajności pracy, która może wpływać na dynamikę cen w dłuższym okresie w sposób przeciwny. Mikroekonomiczne podejście szkoły keynesowskiej do poziomu płac i cen kontynuowali neokeynesiści, którzy w latach czterdziestych i pięćdziesiątych XX w. rozwinęli koncepcję inflacji kosztowej (pchanej przez koszty, por. Rosati, Michalski 1989). Ponadto podstawą neokeynesowskich teorii inflacji jest uchylenie założenia o stałej szybkości obiegu pieniądza. Przyspieszenie obiegu pieniądza może być przyczyną inflacji.

Popytowa teoria inflacji jest rozwinięciem koncepcji luki inflacyjnej (por. A. Welfe 1993). Osadzona jest w prawie równowagi rynkowej i zakłada, że przyczyną inflacji jest trwale przewyższający podaż popyt efektywny. Przyczynami (impulsem) zwiększonego w stosunku

do podaży popytu są wzrost dochodów realnych lub tylko nominalnych (efekt iluzji pieniądza), obniżka stóp procentowych, polityka proeksportowa lub antyimportowa. Nadwyżkowy popyt przekłada się na zwiększenie szybkości obiegu pieniądza. Krótkookresowy impuls o charakterze egzogenicznym jest utrwalony przez działanie spirali inflacyjnej. Sprzężenie inflacyjne pojawia się między płacami, cenami a dochodami. Innym kanałem, poprzez który popyt oddziałuje na wzrost cen, jest dodatni wpływ popytu efektywnego na stopień wykorzystania mocy produkcyjnych i szybsze osiągnięcie poziomu produkcji potencjalnej. Początkowy impuls (stacjonarny) wychodzi od czynników popytowych i utrwała się następnie w niestacjonarne szoki, które oddziałują na ceny (por. Majsterek 2008). Zasadnicze znaczenie w teorii popytowej mają elastyczności płac względem cen i cen względem płac oraz ewentualne opóźnienia w procesach dostosowawczych. Ponadto w ramach teorii inflacji popytowej znaczenia nabierają: zdolność grup zawodowych do obrony swoich dochodów realnych, siła iluzji pieniądza, antycypacja żądań płacowych (dochodowych), rola oczekiwań, proces wydatkowania oszczędności, redystrybucja dochodu narodowego, wpływ systemu bankowego na skłonność do oszczędzania oraz rola polityki podatkowej (por. A. Welfe 1993). Teoria dochodowa wskazuje na dużą rolę płac w procesie inflacyjnym.

Teoria kosztowa inflacji powstała na gruncie doświadczeń krajów wysoko rozwiniętych w latach pięćdziesiątych ubiegłego stulecia. Mimo niepełnego wykorzystania czynników produkcji (bezrobocie, wolne moce wytwórcze), nastąpił powolny i nieodwracalny wzrost cen, którego nie dało się wyjaśnić przy pomocy teorii popytowej (por. A. Welfe 1993). U podstaw teorii kosztowej stoi założenie, że rosnące koszty produkcji są źródłem negatywnego szoku podażowego w warunkach braku istnienia barier wzrostu. Wyróżnia się kilka wariantów teorii kosztowej, w zależności od wiodącego kosztu produkcji.

Pierwszym wariantem jest inflacja płacowa wynika z istniejących i utrwalonych mechanizmów przetargowych pomiędzy pracodawcami a pracownikami. Zakłada się tu, że

związki zawodowe nie ulegają iluzji pieniądza i dążą do utrzymania płac realnych. W kształtowaniu presji inflacyjnej znaczącą rolę odgrywa nieuzasadniony wzrost płac, który nie ma pokrycia we wzroście wydajności pracy.

Drugim czynnikiem proinflacyjnym w ramach teorii kosztowej jest dążenie przedsiębiorców do osiągnięcia lub przekroczenia z góry określonych poziomów zysku. Trzecim czynnikiem proinflacyjnym są rosnące koszty importu surowców i materiałów z zagranicy (kanał importowy). W polskiej gospodarce szczególną rolę w transmisji impulsów inflacji importowej odgrywają rosnące ceny paliw (por. Majsterek 2008).

Czwarta odmiana teorii kosztowej zakłada, że w gospodarce następuje istotne zróżnicowanie tempa wzrostu wydajności pracy. W wiodących gałęziach gospodarki, gdzie koncentracja nowych technologii i kapitału jest największa, osiągana jest wyższa wydajność pracy niż w pozostałych gałęziach gospodarki. W ślad za wyższą wydajnością pracy w gałęziach tych następuje wzrost płacy, który zazwyczaj nie przekracza tempa wzrostu wydajności pracy. W gospodarce następuje zmiana proporcji płacowych. Przekłada się to na żądania wzrostu płac w mniej wydajnych gałęziach gospodarki. Presję płacową wywierają nie tylko związki zawodowe ale i pracodawcy, którzy obawiają się utraty pracowników na rzecz konkurencyjnych płacowo miejsc pracy. W efekcie rosną koszty produkcji w gałęziach, gdzie stopa wzrostu wydajności pracy jest niższa i pojawia się z drugiej strony nadwyżka popytu nad podażą. Powoduje to wzrost ogólnego poziomu cen – inflację (por. A. Welfe 1993).

1.6 Zmiany podaży pieniądza i inflacja – ujęcie monetarystyczne

Monetaryzm przedstawił nową wersję ilościowej teorii pieniądza, która jest rozwinięciem ujęcia zasobowego i zawiera istotne elementy preferencji płynności Keynesa. Popyt na pieniądz jest analogiczny do popytu na dobro konsumpcyjne trwałego użytku. Podobnie jak w popycie na dobro konsumpcyjne, w popycie na pieniądz można wyróżnić trzy grupy czynników:

1. całkowity majątek podmiotu gospodarczego ulokowany w rozmaitych formach rozumiany jako ograniczenie budżetowe,
2. przychody z utrzymania pieniądza i jego koszty alternatywne,
3. preferencje podmiotów gospodarczych.

Górnym ograniczeniem dla popytu na pieniądz jest nominalna wielkość całkowitego majątku. Majątek obejmuje wszystkie źródła dochodu i usług, które mogą być przedmiotem konsumpcji, w tym kapitał ludzki jako źródło dochodów z pracy. Oczekiwany nominalny dochód podmiotu gospodarczego jest oczekiwanym przychodem z posiadanego majątku. Nominalna wielkość całkowitego majątku jest zdyskontowaną na bieżący moment wartością strumienia przyszłych przychodów. Przy średnim oprocentowaniu R_A całkowitej nominalnej wielkości majątku A , przy założeniu nieskończonego czasu życia i stałych przychodów netto, prowadzi to do następujących zależności:

$$A_t = Y_t^P / R_{A,t} \quad (1.23)$$

lub

$$Y_t^P = R_{A,t} \cdot A_t, \quad (1.24)$$

gdzie:

Y_t^P – dochód nominalny będący substytutem całkowitego majątku.

Podmiot gospodarczy może utrzymywać majątek w pięciu formach: pieniądzu M_t , obligacjach B_t , w udziałach i akcjach E_t , w postaci kapitału rzeczowego i w formie kapitału ludzkiego. Podmioty gospodarcze utrzymują tym więcej pieniądza im większy jest udział kapitału ludzkiego w ich całkowitym majątku. Dochód nominalny Y_t^P i udział kapitału ludzkiego w całkowitym majątku łącznie określają ograniczenie budżetowe w funkcji popytu na pieniądz. Posiadanie majątku w postaci pieniądza przynosi przychód tylko wtedy, gdy wkłady na żądanie i/lub wkłady terminowe są oprocentowane. Bardziej korzystne od tego przychodu są korzyści z tytułu oszczędności zasobów wynikające z posiadania płynnych rezerw gotówki. Realna

wartość tych korzyści na jednostkę kasowych zasobów gotówki zależy od siły nabywczej jednostki pieniężnej, czyli od zmian ogólnego poziomu cen P_t . W przypadku innych form lokat pieniądź służy jako jednostka rozrachunkowa i zmiany ogólnego poziomu cen wywierają wpływ na realne przychody z tytułu utrzymywania zasobów gotówki. Utrzymywanie majątku w pieniądzu powoduje oprócz korzyści powstanie kosztów alternatywnych w formie utraconych przychodów z innych form lokowania pieniądza w udziały, akcje, obligacje, itp. Dla kapitału rzeczowego w innej formie niż udziały i akcje również można określić nominalny przychód poprzez wzrost nominalnej wartości tych aktywów, np. z tytułu zmian w poziomie cen. Ostatnim z czynników wpływającym na popyt na pieniądź są preferencje podmiotów gospodarczych dotyczące utrzymywania zasobów pieniądza. Wpływ na te preferencje mają przyszła sytuacja gospodarcza i korzyści z płynności.

Budując funkcję popytu na pieniądź należy zauważyć, że oprocentowanie całego majątku jako średnia ważona ze stóp przychodu od różnych form lokat ($R_{A,t}$) jest wielkością nieobserwowalną. Ponadto $R_{A,t}$ zmienia się w dużym stopniu jak stopa oprocentowania obligacji i stopa dywidendy. Konkurencja na rynku finansowym przy znacznym podobieństwie akcji i obligacji prowadzi do zależności: $R_{B,t} = R_{E,t} + \Pi_t$. Funkcję popytu na pieniądź można ostatecznie zapisać w następujący sposób:

$$M_t^d = f(Y_t^P, h_t, P_t, R_{B,t}, R_{E,t}, \Pi_t, u_t), \quad (1.25)$$

h_t – udział kapitału ludzkiego w całkowitym majątku,

$R_{M,t}$ – oprocentowanie wkładów pieniężnych na żądanie i wkładów terminowych.

$R_{B,t}$ – stopa procentowania obligacji (nominalna stopa procentowa),

$R_{E,t}$ – dywidenda,

Π_t - stopa inflacji, $\Pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$

u_t – preferencje podmiotów gospodarczych dotyczące utrzymania zasobów pieniądza.

Jest to postać funkcji popytu na pieniądz w ujęciu nominalnym. Popyt na pieniądz podmiotów gospodarczych, które nie ulegają złudzeniu pieniężnemu dotyczy realnej wielkości zasobów pieniądza. Realny popyt na pieniądz nie może zależeć od wielkości nominalnych, którymi w równaniu (1.25) są ceny P_t i dochód Y_t^P . Uwzględnienie tego założenia prowadzi do następującej funkcji popytu na pieniądz:

$$\lambda M_t^d = g(\lambda Y_t^P, h_t, \lambda P_t, R_{B,t}, R_{E,t}, \Pi_t, u_t) \quad (1.26)$$

Podstawiając do wyrażenia (1.26) za mnożnik λ odwrotność poziomu cen ($\lambda = \frac{1}{P_t}$), można otrzymać funkcję popytu na pieniądz w ujęciu realnym:

$$\frac{M_t^d}{P_t} = g\left(\frac{Y_t^P}{P_t}, h_t, R_{B,t}, R_{E,t}, \Pi_t, u_t\right) \quad (1.27)$$

Realny popyt na pieniądz zależy tylko od czynników realnych. Wzrasta jeżeli rośnie realny dochód i stosunek kapitału ludzkiego do kapitału w postaci rzeczowej. Maleje, gdy rośnie nominalna i realna stopa procentowa oraz stopa inflacji. Zmienne będące argumentami funkcji g są związane z mechanizmem cen względnych, a zatem z mechanizmem transmisji impulsów monetarnych. Monetaryści pozostawiają określenie znaczenia zmiennych zależnych na popyt na pieniądz badaniom empirycznym (por. Duwendag i in. 1996).

Równanie realnego popytu na pieniądz (1.27) stanowi element nowej wersji teorii ilościowej. Pokazanie związku nowej wersji ilościowej teorii pieniądza z klasyczną wersją ilościowej teorii pieniądza wymaga dwóch kroków. W pierwszym należy podstawić odwrotność dochodu nominalnego ($\lambda = \frac{1}{Y_t^P}$) do wyrażenia (1.26):

$$\frac{M_t^d}{Y_t^P} = k\left(h_t, \frac{P_t}{Y_t^P} R_{B,t}, R_{E,t}, \Pi_t, u_t\right). \quad (1.28)$$

Relacja popytu na pieniądz do dochodu jest teraz funkcją odwrotności szybkości obiegu pieniądza. W drugim kroku należy wyznaczyć realny dochód $\frac{Y_t^P}{P_t}$ jako argument funkcji (1.28).

Można wówczas zapisać relację (1.28) w następujący sposób:

$$\frac{M_t^d}{Y_t^P} = 1 / [V(h_t, \frac{Y_t^P}{P_t} R_{B,t}, R_{E,t}, \Pi_t, u_t)] \quad (1.29)$$

lub

$$Y_t^P = V(h_t, \frac{Y_t^P}{P_t} R_{B,t}, R_{E,t}, \Pi_t, u_t) \cdot M_t^d. \quad (1.30)$$

Równanie (1.30) wykazuje duże podobieństwo do równania $Y_t/(M_t/P_t) = V_t$, które jest przekształconym równaniem (1.2) lub (1.6). Różnica polega na tym, że w nowej wersji ilościowej teorii pieniądza szybkość obiegu pieniądza V_t nie jest wielkością stałą, a funkcją określonych zmiennych. Bank centralny kontrolując podaż pieniądza M_t może wywierać przewidywalny wpływ na dochód nominalny Y_t^P , szczególnie w przypadku stabilnej funkcji popytu na pieniądz, poprzez przedstawiony w równaniu (1.30) mechanizm cen względnych. Nowa wersja teorii ilościowej pieniądza zawiera wyjaśnienie transmisji impulsów monetarnych do dochodu nominalnego. W kontekście hipotezy neutralności pieniądza i wpływu zmian podaży pieniądza na sferę realną gospodarki nowa teoria ilościowa dostarcza tylko ram do badań empirycznych związku między M_t i Y_t (por. Duwendag i in. 1996).

Funkcja popytu na pieniądz (1.27) określa popyt gospodarstw domowych, a w skali całej gospodarki znaczenie ma także popyt na pieniądz zgłaszany przez przedsiębiorstwa (por. Duwendag i in. 1996).

Można wyróżnić siedem podstawowych cech, które są charakterystyczne dla monetaryzmu:

1. W rozwiązywaniu problemów makroekonomicznych monetaryzm pozostaje wierny teorii ilościowej. Równanie (1.29) lub (1.30) jest wykorzystywane na dwa sposoby: jako funkcja popytu na pieniądz oraz jako zobrazowanie tezy, że zmiany ilości pieniądza wpływają na zmiany poziomu dochodu nominalnego.
2. W określeniu zmian poziomu dochodu nominalnego i cen należy uwzględnić czynniki pieniężne – głównie ilość pieniądza.

3. Można skutecznie kontrolować ilość pieniądza w obiegu.
4. Monetarizm cechuje się sceptycznym podejściem wobec wszelkich odmian polityki stabilizacji koniunktury i zdecydowanie odrzuca bezpośrednią kontrolę cen i płac.
5. Przewidywania cenowo-płacowe należy uwzględnić w średnio- i długookresowej analizie oraz powinno się im przyznać decydującą rolę w wyjaśnianiu inflacji Keynesa – Phillipsa, która nie ma charakteru kosztowego.
6. Zasady monetarizmu należy rozszerzyć na teorię kursu walutowego i bilans płatniczy.
7. Inflacja jest zawsze i wszędzie zjawiskiem pieniężnym i może być wywołana tylko i wyłącznie przez szybszy wzrost ilości pieniądza niż wolumenu produkcji (por. Rosati, Michalski 1989). Monetarysty uważają inflację za czynnik hamujący wzrost produkcji. Według nich wzrost cen osłabia skłonność do inwestowania i oszczędzania oraz niszczy bodźce do pracy (por. Tarajkowski i in. 1995).

Monetarystyczna teoria inflacji podobnie do teorii klasycznej (ilościowej) jest teorią inflacji pieniężnej.

Na negacji ilościowej teorii pieniądza oraz na podkreślaniu znaczenia ograniczenia budżetowego rządu opiera się fiskalna teoria cen. Kwestionuje egzogeniczność podaży pieniądza, stałą dochodową szybkością obiegu pieniądza, wpływ na produkcję tylko czynników realnych. Według teorii fiskalnej dochodowa szybkość obiegu pieniądza jest rosnącą funkcją nominalnej stopy procentowej. Stopa procentowa uzależniona jest od oczekiwanej stopy inflacji. Popyt na pieniądz nie jest stabilny. Inflacja nie może zależeć tylko od różnicy między stopą wzrostu gospodarczego a stopą wzrostu podaży pieniądza. Kontrola podaży pieniądza nie wystarczy do dokładnego określenia ścieżki zmian poziomu cen. Brakującym elementem według przedstawicieli szkoły fiskalnej jest ograniczenie budżetowe rządu i wpływ na inflację rosnącego długu publicznego oraz rodzaju gry ekonomicznej między rządem a bankiem

centralnym. Ograniczenie budżetowe pozwala uwzględnić współzależności między polityką fiskalną i monetarną (por. Sargent, Wallace 1981, Darby 1994, Jurek, Marszałek 2007).

1.7 Podsumowanie

Hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza przedstawiają jak zmiany zachodzące na rynku pieniądza wpływają na rynek dóbr i usług, rynek pracy i rynek walutowy. Wpływ zmian podaży pieniądza lub tempa zmian podaży pieniądza jest różnie rozumiany przez główne szkoły ekonomiczne. Można tu wyróżnić dwa główne nurty. Pierwszy, wywodzący się ze szkoły klasycznej, zakłada brak możliwości oddziaływania zmianami podaży pieniądza na sferę realną gospodarki i pieniężny charakter inflacji oraz stałą szybkość obiegu pieniądza. Drugi, czerpiący z keynesizmu, traktuje pieniądź jako ważny czynnik aktywności gospodarczej i nie widzi w nim źródła inflacji. Szybkość obiegu pieniądza traktuje jako zmienną, która nie jest stała w czasie. Te dwa nurty próbuje łączyć szkoła austriacka, według której pieniądź nie jest neutralny, jest głównym źródłem cykli koniunkturalnych i stanowi źródło inflacji.

Rozdział 2. Hipotezy szczegółowe w ramach hipotez neutralności i superneutralności pieniądza. Współczesne uwarunkowania systemu monetarnego

2.1 Wstęp

W ramach hipotez neutralności i superneutralności pieniądza można wyróżnić dwie hipotezy szczegółowe. Pierwsza z nich dotyczy związku między stopą inflacji a nominalną i realną stopą procentową (dekompozycja Fishera, podstawowy efekt Fishera – neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej). Rozszerzony efekt Fishera obejmuje także związek między stopami procentowymi w kraju i zagranicą wiążąc je z kursem walutowym. Druga hipoteza dotyczy długookresowej krzywej Phillipsa i zakłada brak wpływu stopy inflacji na stopę bezrobocia (neutralność inflacji względem stopy bezrobocia). Inflacja w świetle hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza jest zjawiskiem czysto pieniężnym. Taki charakter akceptuje szkoła neoklasyczna czego wyrazem jest równanie ilościowej teorii pieniądza. W opozycji do niej jest teoria luki inflacyjnej, teoria dochodowa (popytowa), teoria kosztowa oraz fiskalna.

Związek między stopą inflacji a stopą bezrobocia należy konfrontować z nowymi wersjami krzywej Phillipsa. Nowa Keynesowska krzywa Phillipsa (NKKP) kładzie nacisk na rolę realnego kosztu krańcowego produkcji oraz oczekiwań inflacyjnych w kształtowaniu się inflacji. Hybrydowa nowa Keynesowska krzywa Phillipsa dodatkowo uwzględnia lukę popytową i obserwowalną w przeszłości inflację. W ramach syntezy neoklasycznej inflacja staje się funkcją oczekiwań inflacyjnych, luki popytowej oraz narzutu na wynagrodzenia. NKKP, hybrydowa NKKP oraz krzywa Phillipsa w ramach syntezy neoklasycznej formułują nowe podejście do relacji inflacja – bezrobocie, ponieważ stopa bezrobocia nie jest bezpośrednio powiązana z inflacją.

Związek z hipotezą neutralności pieniądza widoczny jest także w monetarnym podejściu do kursu walutowego, co ma związek z parytetem siły nabywczej walut w wersji absolutnej. Dodatkowo zmienność kursu walutowego jest uzależniona od parytetu siły nabywczej w wersji względnej, parytetu ubezpieczonych (pokrytych) stóp procentowych oraz nieubezpieczonych (niepokrytych) stóp procentowych. Nowym czynnikiem, który stosunkowo niedawno został włączony do funkcji kursu walutowego jest premia za ryzyko inwestycyjne.

Można przypuszczać, że zerowe a nawet ujemne stopy procentowe obserwowalne w wielu krajach w latach 2009-2021 zaowocują nowymi hipotezami ekonomicznymi.

2.2 Podstawowy efekt Fishera. Długookresowa neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej

Głównym wyznacznikiem hipotezy LRN jest zmiana podaży pieniądza, zaś hipotezy LRSN - zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza. W celu określenia dokładnego związku pomiędzy wzrostem masy pieniądza, inflacją, a nominalną stopą procentową, dla uproszczenia, ograniczmy listę do dwóch zmiennych realnych (produkcji Y_t i realnej stopy procentowej r_t). Dodatkowo założmy, że produkcja i realna stopa procentowa są stałe, co wymaga dwóch dodatkowych założeń. Po pierwsze, że oczekiwane zmiany ilości pieniądza i cen nie wpływają na produkcję i realną stopę procentową. Po drugie, że wraz z upływem czasu nie następują zmiany popytu i podaży dóbr, które doprowadziłyby do zmian produkcji i realnej stopy procentowej.

Przyjęcie stałego tempa wzrostu pieniądza μ pozwala zapisać równanie, które wyraża zachowanie pieniądza w okresie od t_0 do t_j ($j \in N$) :

$$M_t = (1 + \mu) \cdot M_{t-1} = (1 + \mu)^t \cdot M_0. \quad (2.1)$$

Dla każdego z tych okresów można wyznaczyć poziom cen, przy założeniu wzrostu ilości pieniądza według stałego tempa μ . Zakładając brak zmian podaży i popytu na rynku dóbr oraz

stałą wielkość produktu Y_t , realna stopa procentowa r_t jest stopą oczyszczającą rynek dóbr. Przyjęcie powyższych założeń sprawia, że poziom cen P_t równoważy rynek pieniądza (utrzymywanie pieniądza jest dobrowolne). Realny warunek równowagi na rynku pieniądza przyjmuje zatem postać:

$$M_t/P_t = l(Y_t, R_t), \quad (2.2)$$

gdzie R_t to nominalna stopa procentowa. Trwały wzrost podaży pieniądza prowadzi do proporcjonalnego wzrostu poziomu cen. Jeżeli podaż pieniądza wzrasta według stałego tempa μ , to poziom cen P_t też powinien wzrastać według tego samego tempa. Stopa inflacji

$$\Pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (\ln \Pi_t = \pi_t = \Delta p_t) \quad (2.3)$$

wynosi zatem μ i jest stała oraz równa tempu wzrostu podaży pieniądza. Jeżeli podaż pieniądza oraz ceny rosną w tym samym tempie, to iloraz $\frac{M_t}{P_t}$ (realna podaż pieniądza) pozostaje stały w czasie. Realny zasób pieniądza po lewej stronie równania (2.2) nie zmienia się. Nominalna stopa procentowa jest sumą stopy inflacji i realnej stopy procentowej ($R_t = \Pi_t + r_t$). Ponieważ realna stopa procentowa jest stała, to przy stałej stopie inflacji μ nominalna stopa procentowa również jest stała. W efekcie realny popyt na pieniądz $l(Y_t, R_t)$ jest stały. O produkcie Y_t przyjęto założenie stałości w czasie. Po obu stronach równania (2.2) są wielkości stałe. Zrównanie podaży pieniądza z popytem na pieniądz w równaniu (2.2) jest możliwe, jeżeli tylko bieżący poziom cen P_t zrówna realną podaż pieniądza ze zintegrowanym popytem na pieniądz. Jeżeli tylko ceny rosną w tym samym tempie co podaż pieniądza, to spełniony zostanie warunek oczyszczania się rynku:

$$P_t = (1 + \Pi)^t P_0 = (1 + \mu)^t P_0. \quad (2.4)$$

Podsumowując, stałe tempo wzrostu podaży pieniądza μ , zwiększa stopę inflacji Π_t oraz nominalną stopę procentową R_t w proporcji 1:1 (por. Barro 1997). Wzrost zasobu pieniądza według stałego tempa μ nie wywiera wpływu w długim okresie na produkcję, zatrudnienie, realną stopę procentową i płacę realną.

Do równania (2.1) wprowadzono modyfikację zmiany tempa wzrostu zasobu pieniądza. W okresie od t_0 do t_j podaż pieniądza wzrasta według stałego tempa μ . Dodatkowo podmioty gospodarcze zakładają, że będzie się tak działo stale. W następstwie stopa inflacji pozostaje stała ($\Pi_t = \mu$), a nominalna stopa procentowa jest określona przez tożsamość:

$$R_t = r_t + \mu. \quad (2.5)$$

Realna stopa procentowa jest różnicą pomiędzy nominalną stopą procentową i oczekiwaną inflacją: $r_t = R_t - \Pi_t^e$, zatem:

$$R_t = r_t + \Pi_t^e. \quad (2.6)$$

Równanie (2.6) znane jest jako tożsamość Fishera. Wykorzystując równanie (2.6) i założenie o stałości Y_t i r_t , można przedstawić równanie (2.2) następująco:

$$P_t = M_t / l(r_t + \Pi_t^e, Y_t). \quad (2.7)$$

Powyżej przyjęto założenie, że podaż pieniądza M_t i ceny P_t rosną razem według pewnego stałego tempa μ , co powoduje, że realny zasób pieniądza M_t / P_t pozostaje stały oraz faktyczna inflacja Π_t jest równa oczekiwanej, $\Pi_t^e = \mu$. W momencie t_{j+1} następuje jednak trwałe zwiększenie stopy wzrostu podaży pieniądza, które dla podmiotów gospodarczych jest niespodzianką. Po tej zmianie nominalna podaż pieniądza M_t wzrasta według nowego stałego tempa μ' , realna stopa procentowa r_t i produkcja Y_t są z założenia stałe, w efekcie M_t / P_t również pozostaje stałe, ponieważ inflacja wzrasta w tempie μ' . Wynika z tego, że równanie (2.7) jest spełnione przy cenach P_t rosnących w tym samym tempie, co M_t i Π_t^e .

Prześledźmy dokładnie zmiany w momencie t_{j+1} . Ponieważ poziom cen rośnie szybciej niż poprzednio, w momencie tej zmiany oczekiwana inflacja Π_t^e wzrasta skokowo. W związku z tym następuje skokowy wzrost nominalnej stopy procentowej:

$$R_t = r_t + \Pi_t' = r_t + \mu'. \quad (2.8)$$

W ten sam nieciągły sposób maleje wielkość popytu na realne zasoby gotówki. Pamiętając, że nominalna podaż pieniądza M_t zmienia się w sposób ciągły, w momencie t ; ceny P_t muszą wzrosnąć skokowo (por. Romer 2000).

Powyższa analiza wskazuje na dwie zależności:

1. Zmiana inflacji będąca następstwem zmiany tempa wzrostu podaży pieniądza znajduje odzwierciedlenie w długim okresie w nominalnej stopie procentowej, co jest zgodne z efektem Fishera. Wynika to z tożsamości Fishera i założenia, że inflacja nie ma wpływu na realną stopę procentową. Ten brak wpływu określany jest także jako hipoteza neutralności inflacji względem realnej stopy procentowej (por. Barro 1997).
2. Wyższe tempo wzrostu nominalnego zasobu pieniądza zmniejsza realny zasób pieniądza. Podwyższenie tempa wzrostu podaży pieniądza powoduje wzrost oczekiwanej inflacji, wywołując wzrost nominalnej stopy procentowej. Ten wzrost alternatywnego kosztu przetrzymywania pieniądza sprawia, że zmniejszają się realne zasoby pieniądza, jakie gotowe są przechowywać gospodarstwa domowe.

Zwiększenie (jak i zmniejszenie) tempa wzrostu podaży pieniądza w długim okresie nie wpływa na realną stopę procentową, realną stawkę płac, produkcję (w rozumieniu produktu całej gospodarki) i zatrudnienie (por. Barro 1997).

Inaczej sytuacja wygląda w krótkim okresie, kiedy ceny są niezupełnie giętkie. W przypadku ekspansji pieniężnej maleją nominalne stopy krótkookresowe. Zjawisko to określa się mianem efektu płynności. Ekspansja pieniężna obniża realną stopę procentową. Jeżeli ceny nie są całkowicie giętkie, to wzrost masy pieniądza pociąga za sobą wzrost produkcji, a to wymaga obniżenia realnej stopy procentowej. W przypadku odpowiednio dużego spadku realnej stopy procentowej zrekompensowany zostaje wzrost oczekiwanej inflacji.

W długim okresie ceny są doskonale giętkie, dlatego realna stopa procentowa, po przejściu na wyższe tempo wzrostu podaży pieniądza, powróci ostatecznie do swojego

pierwotnego poziomu. Jeżeli w krótkim okresie nad efektem oczekiwanej inflacji przeważa efekt realnej stopy procentowej, to nominalna stopa procentowa spychana jest w dół. W długim okresie następuje jej wzrost zgodnie z hipotezą Fishera (por. Romer 2000).

2.3 Rozszerzony efekt Fishera. Długookresowa neutralność inflacji względem realnej stopy procentowej i realnego kursu walutowego

Omawiany powyżej efekt Fishera należy rozszerzyć o zależność między nominalnymi stopami procentowymi i stopami inflacji w kraju i zagranicą:

$$R_{k,t} - R_{z,t} = \Pi_{k,t}^e - \Pi_{z,t}^e. \quad (2.9)$$

Punktem wyjścia tak rozumianego efektu Fishera jest parytet nominalnych stóp procentowych między krajem i zagranicą połączony z parytetem siły nabywczej w wersji względnej (PPP). Uczestnicy rynku walutowego porównując oczekiwane stopy zwrotu z aktywów określają swój popyt na aktywa w różnych walutach. Chcą wiedzieć, jak będzie się zmieniać wartość aktywów oraz jak będzie się zmieniał kurs walutowy. Pierwszej informacji, która posłuży do obliczenia stopy zwrotu z aktywów w danej walucie, dostarcza stopa procentowa kraju. Rynek walutowy znajduje się w równowadze, gdy aktywa we wszystkich walutach oferują identyczną oczekiwaną stopę zwrotu. Oczekiwane przychody z aktywów w dwóch różnych walutach są równe, po wyrażeniu w tej samej walucie, jeżeli spełniony zostanie warunek parytetu stóp procentowych. Parytet stóp procentowych między aktywami w walucie krajowej i zagranicznej jest różnicą między oczekiwanymi stopami zwrotu z dwóch aktywów mierzona w walucie krajowej:

$$R_{k,t} - [R_{z,t} + (Ex_t^e - Ex_t)/Ex_t] = 0 \quad (2.10)$$

lub

$$R_{k,t} = R_{z,t} + (Ex_t^e - Ex_t)/Ex_t, \quad (2.11)$$

gdzie:

$R_{k,t}$ – stopa procentowa dla waluty krajowej,

$R_{z,t}$ – stopa procentowa dla waluty zagranicznej,

Ex_t^e – oczekiwany w przyszłości kurs waluty krajowej względem waluty zagranicznej.

Wyróżnia się dwa warianty parytetu stóp procentowych: pokryty (ubezpieczony) i niepokryty (nieubezpieczony). Zależność (2.11) przedstawia wariant nieubezpieczony. W przypadku pokrytego parytetu stóp procentowych zależność (2.11) ma postać:

$$R_{k,t} = R_{z,t} + (F_t - Ex_t)/Ex_t, \quad (2.12)$$

gdzie:

F_t – kurs terminowy waluty krajowej względem zagranicznej.

Transakcja walutowa jest ubezpieczona (pokryta), gdy kupuje się depozyt wyrażony walucie zagranicznej za walutę krajową i równocześnie sprzedaje się kapitał i odsetki po kursie terminowym. Unika się wówczas konsekwencji nieoczekiwanej deprecjacji waluty zagranicznej. Ubezpieczony i nieubezpieczony parytet stóp procentowych mogą być tożsame jeżeli $F_t = Ex_t^e$. Notowany w bieżącym okresie kurs terminowy waluty krajowej względem zagranicznej zrówna się z kursem kasowym oczekiwanym w przyszłym okresie (por. Krugman, Obstfeld 2007).

Parytet stóp procentowych pokazuje, że stopy procentowe w kraju i zagranicą oraz oczekiwania co do poziomu kursu walutowego w przyszłości są ważnymi czynnikami, które wpływają na bieżący kurs walutowy.

Drugą hipotezą opisującą kształtowanie się kursu walutowego jest hipoteza parytetu siły nabywczej (PPP – purchasing power parity). Jej idea została przedstawiona m. in. przez Davida Ricardo. Teorię PPP spopularyzował szwedzki ekonomista Gustav Cassel. Kurs między walutami dwóch krajów wyraża się jako relację poziomów cen w tych krajach. Krajowa siła nabywcza waluty danego kraju jest odzwierciedlona w poziomie cen w tym kraju. Za poziom cen uznaje się nominalną cenę referencyjnego koszyka dóbr i usług. Teoria parytetu siły

nabywczej pokazuje, że spadek krajowej siły nabywczej związany ze wzrostem krajowego poziomu cen, wiąże się z proporcjonalną deprecjacją waluty krajowej (wzrost kursu Ex_t). Podobnie wzrost krajowej siły nabywczej danej waluty związany jest ze spadkiem krajowego poziomu cen i wpływa na aprecjację waluty krajowej (spadek kursu Ex_t). Zakładając, że pojedynczy koszyk mierzy siłę nabywczą pieniądza w dwóch krajach w sposób prawidłowy, to zgodnie z PPP kurs waluty krajowej względem waluty zagranicznej można zapisać następująco:

$$Ex_t = P_{k,t} / P_{z,t} \quad (2.13)$$

lub

$$P_{k,t} = Ex_t \cdot P_{z,t}, \quad (2.14)$$

gdzie:

$P_{k,t}$ – cena referencyjnego koszyka dóbr sprzedawanego w kraju wyrażona w walucie krajowej,

$P_{z,t}$ – cena tego samego referencyjnego koszyka dóbr sprzedawanego za granicą wyrażona w walucie zagranicznej.

Jeżeli zasada parytetu siły nabywczej jest spełniona, to poziomy cen we wszystkich krajach są takie same, gdy tylko mierzone są w jednej walucie. Innymi słowy dla każdego poziomu kursu walutowego krajowa siła nabywczą danej waluty jest zawsze równa jej sile nabywczej za granicą (por. Krugman, Obstfeld 2007).

Równania (2.13) i (2.14) wyrażają hipotezę parytetu siły nabywczej w wersji absolutnej. Z tej wersji hipotezy wynika zasada PPP w wersji względnej. Procentowa zmiana poziomu kursu między dwoma walutami w pewnym okresie równa się różnicy między procentowymi zmianami krajowych poziomów cen. Względna krajowa i zagraniczna siła nabywczą dwóch walut nie zmienia się. Hipotezę parytetu siły nabywczej w wersji względnej wyraża tożsamość:

$$(Ex_t - Ex_{t-1}) / Ex_{t-1} = \Pi_{k,t} - \Pi_{z,t}. \quad (2.15)$$

Porównywanie procentowej zmiany kursu walutowego oraz różnic stóp inflacji jest logiczne, nawet w sytuacji, gdy referencyjne koszyki towarów między krajami różnią się. Względna wersja PPP może być spełniona w sytuacji, kiedy nie znajduje potwierdzenia absolutna wersja PPP (por. Krugman, Obstfeld 2007).

Trzecia hipoteza opisująca kształtowanie się kursu walutowego wynika z podejścia monetarnego do kursu walutowego. Powstała ona z połączenia teorii PPP z modelem popytu i podaży pieniądza. Hipoteza ta zakłada brak sztywności cen. Poziom cen w kraju można zapisać w postaci równania:

$$P_{k,t} = M_{k,t}^s / l(R_{k,t}, Y_{k,t}), \quad (2.16)$$

gdzie:

$M_{k,t}^s$ – podaż pieniądza w kraju,

$l(R_{k,t}, Y_{k,t})$ – zagregowany popyt na pieniądź w kraju w ujęciu realnym.

Popyt na pieniądź spada wraz ze wzrostem stopy procentowej oraz rośnie, gdy wzrasta realny produkt. Z kolei poziom cen za granicą, przy założeniu identycznej funkcji popytu na pieniądź, opisuje równanie:

$$P_{z,t} = M_{z,t}^s / l(R_{z,t}, Y_{z,t}). \quad (2.17)$$

Podstawiając równania cen krajowych i zagranicznych do absolutnej wersji PPP można otrzymać:

$$Ex_t = P_{k,t} / P_{z,t} = [M_{k,t}^s \cdot l(R_{z,t}, Y_{z,t})] / [M_{z,t}^s \cdot l(R_{k,t}, Y_{k,t})]. \quad (2.18)$$

Kurs walutowy jest względną ceną krajowego i zagranicznego pieniądza. W długim okresie kurs walutowy zależy od relatywnej podaży pieniądza i relatywnego popytu na pieniądź. Podejście monetarne pozwala określić potencjalne skutki dla kursu walutowego, jakie mają w długim okresie zmiany podaży pieniądza, poziomu produkcji i stóp procentowych w kraju i za granicą. Trwałe zwiększenie krajowej podaży pieniądza (przy pozostałych czynnikach bez zmian) zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza, prowadzi w długim okresie do

proporcjonalnego wzrostu krajowego poziomu cen. Zgodnie z PPP przełoży się to na proporcjonalny wzrost w długim okresie kursu walutowego Ex_t (deprecjację waluty krajowej). Trwałe zwiększenie podaży pieniądza za granicą powoduje proporcjonalny spadek kursu walutowego Ex_t (aprecjację waluty krajowej). Wzrost stopy procentowej od aktywów denominowanych w walucie krajowej zmniejszy krajowy popyt na pieniądz w ujęciu realnym. Przełoży się to na wzrost cen w długim okresie i deprecjację waluty krajowej (wzrost kursu Ex_t). Wzrost zagranicznej stopy procentowej od aktywów denominowanych w walucie zagranicznej, powoduje spadek popytu na pieniądz zagranicą i w długim okresie wzrost zagranicznego poziomu cen. Waluta krajowa ulegnie aprecjacji (spadek kursu Ex_t). Wzrost produkcji w kraju zwiększa realny popyt na pieniądz i obniża w długim okresie poziom cen w kraju. Zgodnie z PPP następuje aprecjacja waluty krajowej względem zagranicznej (kurs Ex_t maleje). Z kolei wzrost produkcji za granicą przełoży się na wzrost kursu Ex_t (deprecjacja waluty krajowej, por. Krugman, Obstfeld 2007).

Ostatnie dwie hipotezy opisujące kształtowanie się kursu walutowego wynikają z niespełnienia zasady PPP. Są to koncepcja realnego kursu walutowego i rozszerzony efekt Fishera. Efekt Fishera wyrażony przy pomocy równania (2.6) podsumowuje wnioski płynące z podejścia monetarnego dotyczące wpływu stóp procentowych na kursy walutowe. Przy pozostałych czynnikach nie zmienionych, w długim okresie wzrost poziomu oczekiwanej inflacji (na skutek wzrostu podaży pieniądza) w kraju spowoduje taki sam wzrost nominalnej stopy procentowej od aktywów denominowanych w walucie tego kraju. Spadek oczekiwanej stopy inflacji spowoduje z kolei spadek nominalnej stopy procentowej. Efekt Fishera wyjaśnia deprecjację waluty krajowej na rynku walutowym na skutek wzrostu krajowej stopy procentowej względem zagranicznych stóp procentowych. Zgodnie z podejściem monetarnym (zakładającym elastyczność cen) w długookresowej równowadze wzrost różnicy między krajową i zagraniczną stopą procentową następuje, kiedy oczekiwana stopa inflacji w kraju

rośnie względem oczekiwanej inflacji za granicą. Zgodnie z PPP skutkiem wzrostu krajowej podaży pieniądza jest deprecjacja waluty krajowej. Tempo deprecjacji jest zgodne z tempem wzrostu krajowego zasobu pieniądza. Sytuacja taka poprzez stosunkowo sztywny poziom cen nie ma miejsca w krótkim okresie (por. Krugman, Obstfeld 2007).

Ujęcie efektu Fishera w postaci równania (2.6) jest poprawne, gdy spełniony jest parytet siły nabywczej PPP w wersji względnej. W teorii, jeżeli wszystkie zaburzenia mają charakter pieniężny, to w długim okresie kursy walutowe reagują zgodnie z PPP w wersji względnej. Zmiany w podaży pieniądza w długim okresie wpływają tylko na siłę nabywczą waluty. Gdy zaburzenia pojawiają się nie na rynku pieniężnym, a na rynku dóbr, to kurs walutowy w długim okresie nie reaguje zgodnie z względnym PPP.

Z empirycznym potwierdzeniem PPP pojawiają się problemy, co ma związek z barierami handlowymi, kosztami transportu, praktykami oligopolistycznymi i monopolistycznymi na rynkach niektórych dóbr, mierzeniem inflacji w krajach na podstawie różnych koszyków dóbr oraz z efektem Balassy-Samuelsona. Międzynarodowe wahania cen dóbr niehandlowych mogą mieć wpływ na rozbieżności w poziomie cen między krajami bogatymi i biednymi. Dobra niehandlowe wydają się droższe w stosunku do dóbr handlowych w krajach bogatszych. Wyjaśnienie tego zjawiska podają B. Balassa (1972) i P. Samuelson (1964). Siła robocza w biednych krajach w sektorze dóbr handlowych jest mniej wydajna niż w krajach bogatych. Z kolei różnice wydajności w sektorze dóbr niehandlowych są niewielkie w skali międzynarodowej. Jeżeli ceny dóbr handlowych są porównywalne, to niższa wydajność pracy w sektorze produkującym dobra handlowe w krajach biedniejszych, powoduje niższe płace w tych krajach niż w krajach bardziej rozwiniętych. Niższe płace oznaczają niższe koszty produkcji, w tym niższe koszty produkcji dóbr niehandlowych i tym samym ich niższe ceny. Kraje bardziej rozwinięte, gdzie wydajność pracy w sektorze dóbr handlowych jest większa, będą miały wyższe ceny dóbr niehandlowych i wyższy poziom cen. Ponadto międzynarodowe

różnice wydajności są mniejsze w sektorze dóbr niehandlowych niż dóbr handlowych (por. Krugman, Obstfeld 2007, Konopczak, Torój 2010). Odstępstwa kursu walutowego od PPP sprawiły, że efekt Fishera (2.6) został rozszerzony o powiązanie z realnym kursem walutowym:

$$Q_t = (Ex_t \cdot P_{z,t}) / P_{k,t}. \quad (2.19)$$

Realny kurs waluty krajowej względem waluty zagranicznej jest kursem nominalnym skorygowanym o stosunek poziomu cen zagranicznych do cen krajowych. Rozszerzony efekt Fishera zakłada, że różnice stóp procentowych między krajami zależą nie tylko od różnicy w oczekiwanych stopach inflacji, co sugeruje podejście monetarne, ale i od oczekiwanych zmian kursu walutowego. Zmiana realnego kursu walutowego Q_t jest odchyleniem od PPP w wersji względnej. Zmianę Q_t rozumie się jako procentową zmianę nominalnego kursu waluty krajowej względem waluty zagranicznej pomniejszoną o różnicę w stopach inflacji między krajem a zagranicą. Uwzględniając oczekiwania, powyżej opisaną relację można zapisać następująco:

$$(Q_t^e - Q_t) / Q_t = [(Ex_t^e - Ex_t) / Ex_t] - (\Pi_{k,t}^e - \Pi_{z,t}^e). \quad (2.20)$$

Warunek nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych między dwoma krajami

$$R_{k,t} - R_{z,t} = (Ex_t^e - Ex_t) / Ex_t \quad (2.21)$$

pozwała na przekształcenie zależności (2.20) w postać rozszerzonego efektu Fishera:

$$R_{k,t} - R_{z,t} = [(Ex_t^e - Ex_t) / Ex_t] + (\Pi_{k,t}^e - \Pi_{z,t}^e). \quad (2.22)$$

Jeżeli realny kurs walutowy w przyszłości nie zmieni się (PPP w wersji względnej), to równanie (2.22) uprości się do równania (2.9).

Klasyczna wersja efektu Fishera jest podstawą dla hipotezy neutralności stopy inflacji względem realnej stopy procentowej. Rozszerzona wersja efektu Fishera akcentuje znaczenie kursu walutowego w systemie zależności i dysparytetu nominalnych stóp procentowych oraz stóp inflacji między krajem i zagranicą.

Podstawowy i rozszerzony efekt Fishera oraz parytet nieubezpieczonych stóp procentowych związane są z krajową stopą procentową. Obok tych hipotez należy poddać analizie regułę Taylora oraz koncepcję naturalnej stopy procentowej.

Zgodnie z regułą Taylora (1993) nominalna stopa procentowa zależy od naturalnej stopy procentowej w gospodarce oraz od luki produkcyjnej i odchylenia inflacji od celu. Liniowa postać reguły Taylora wynika z warunku koniecznego maksymalizacji kwadratowej funkcji użyteczności banku centralnego, co można zapisać w postaci:

$$i_t = i_t^n + \alpha_1(y_t - y_t^f) + \alpha_2(\Delta p_t - \overline{\Delta p_t}) + \varepsilon_t, \quad (2.23)$$

gdzie:

i_t^n – naturalna nominalna stopa procentowa,

$y_t - y_t^f$ – luka produkcyjna (popytowa), odchylenie bieżącego poziomu produkcji y_t od poziomu produkcji potencjalnej y_t^f ,

Δp_t – inflacja,

$\overline{\Delta p_t}$ – cel inflacyjny banku centralnego.

Produkcja potencjalna jest maksymalnym produktem, którego wytworzenie nie wywołuje presji inflacyjnej. Jest szacowana najczęściej na podstawie podażowej funkcji produkcji, przy pomocy zmiennych nieobserwowalnych np. filtrów Kalmana, rozmytych filtrów Kalmana, modeli trendu deterministycznego lub trendu po szczytach (zob. Klein i in. 1965, 1969). Czasami zamiast luki popytowej wykorzystuje się miary aktywności gospodarczej, wskaźniki ogólnego klimatu koniunktury lub miary nierównowagi, np. bezrobocie (por. A. Welfe 2020). W badaniach empirycznych wśród zmiennych objaśniających (regresorów) stosuje się również opóźnione stopy procentowe. Odzwierciedla to rozłożenie w czasie wpływu stóp procentowych. Mechanizm taki określany jest jako mechanizm wygładzania stóp procentowych:

$$i_t = \delta_1 i_{t-1} + (1 - \delta_1)[\alpha_1(y_t^f - y_t) + \alpha_2 \Delta p_t] + \varepsilon_t. \quad (2.24)$$

Powyższa reguła Taylora stanowi przybliżenie strategii bezpośredniego celu inflacyjnego (por. Leszczyńska-Paczesna 2020).

W regule Taylora jedną ze zmiennych objaśniających jest naturalna stopa procentowa. Autorem koncepcji naturalnej stopy procentowej jest K. Wicksell. Naturalna stopa procentowa to taki poziom realnej stopy procentowej, któremu odpowiada poziom równowagi. Odchylenie od naturalnej stopy procentowej powodowało początek procesu kumulacyjnego związanego ze wzrostem (spadkiem) popytu i w efekcie ze wzrostem (spadkiem) cen w gospodarce. Naturalna stopa procentowa jak i inne zmienne równowagi (produkt potencjalny, naturalna stopa bezrobocia, kurs równowagi) jest zmienną nieobserwowalną. Są różne definicje naturalnej stopy procentowej. W myśl pierwszej z nich jest to stopa procentowa stabilizująca poziom cen (por. Wicksell 1898, 1907). Zgodnie z drugą wykorzystywaną w regule Taylora (2.23) pełni funkcję stopy równowagi postrzeganej przez władze monetarne. W trzecim przypadku w modelach równowagi ogólnej jest to realna stopa procentowa, która ukształtowałaby się po wyeliminowaniu z modelu sztywności (Brzoza-Brzezina 2003, Woodford 2003). Naturalną stopę procentową można szacować jako realną stopę procentową, która doprowadziłaby do ustabilizowania inflacji (por. Laubach, Williams 2001):

$$\Delta\Pi_t = \alpha(r_t^* - r_t), \quad (2.25)$$

gdzie:

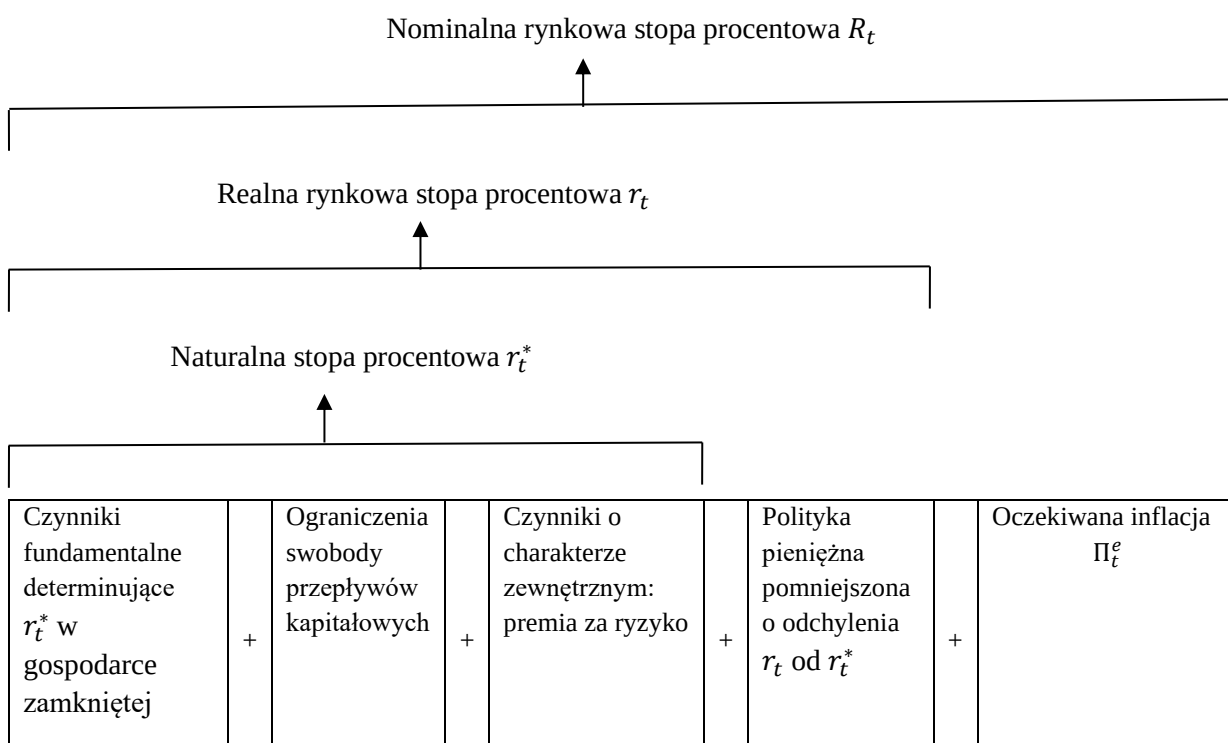
$$\alpha > 0,$$

r_t – rynkowa realna stopa procentowa,

r_t^* – realna naturalna stopa procentowa.

Związek między nominalną stopą procentową R_t , realną stopą procentową r_t , a naturalną stopą procentową r_t^* przedstawia rysunek 2.

Rysunek 2. Dekompozycja krótkoterminowej, nominalnej stopy procentowej R_t



Opracowano na podstawie Archibald, Hunter 2001.

2.4 Krzywa Phillipsa – długookresowa neutralność inflacji względem stopy bezrobocia

W pierwotnym kształcie relacja nazywana krótkookresową krzywą Phillipsa wiąże stopę zmian płac nominalnych ze stopą bezrobocia (zob. A. Phillips 1958). Tempo wzrostu płac nominalnych można zastąpić inflacją (por. Samuelson, Solow 1960). W ramach rozszerzonej koncepcji można analizować związek między miarą realnej aktywności gospodarczej (stopą bezrobocia, odchyleniem realnego PNB od produktu potencjalnego), a tempem zmian zmiennych nominalnych (cenami, stawką płacy nominalnej, wielkością zasobu pieniądza, por. Barro 1997).

Najczęściej przyjmuje się tu założenie, że działania polityki monetarnej mierzy się ilością pieniądza m_t lub tempem jego zmian Δm_t . Zarówno m_t jak i Δm_t są kontrolowane przez bank centralny, w konsekwencji zakłada się egzogeniczność pieniądza. Przy założeniu stałego

potencjału produkcyjnego, nominalne tempo wzrostu ilości pieniądza Δm_t jest zgodne w długim okresie z tempem zmian poziomu cen Δp_t . Zmianom w tempie wzrostu podaży pieniądza i w tempie wzrostu cen nie towarzyszy wzrost w poziomie zatrudnienia o ile:

1. podmioty gospodarcze poprawnie formułują oczekiwania dotyczące inflacji,
2. nie występują instytucjonalne bariery, które utrudniają dostosowywanie się podmiotów gospodarczych do ich oczekiwań.

Występuje wtedy sytuacja *non trade-off*: stopa bezrobocia jest niezależna od stopy inflacji i zgodnie z ujęciem monetarystycznym osiąga poziom naturalnej stopy bezrobocia, który odpowiada produkcji potencjalnej. Zgodnie z modelem Friedmana (1968) pobudzenie popytu globalnego powyżej poziomu produkcji potencjalnej, któremu towarzyszy obniżenie stopy bezrobocia poniżej naturalnej stopy bezrobocia, podniesie w długim okresie jedynie inflację (por. Okun 1962). Gdy zmiany w tempie wzrostu ilości pieniądza wpływają na stopę bezrobocia, rosnącej inflacji towarzyszy spadek stopy bezrobocia (wzrost zatrudnienia), co ma miejsce tylko w krótkim okresie. Możliwa jest także sytuacja, kiedy rosnącej inflacji towarzyszy wzrost stopy bezrobocia, co określa się mianem stagflacji (por. Duwendag i in. 1996).

W krótkim okresie zmiany podaży pieniądza oddziałują na zatrudnienie, jeśli oczekiwania dotyczące inflacji są racjonalne (por. Lucas 1973). Dzieje się tak na skutek ograniczeń instytucjonalnych, głównie sztywności cenowych na rynku. Do takich ograniczeń można zaliczyć długoterminowe umowy o pracę, umowy kontraktowe na dostawę materiałów do produkcji lub wyrobów gotowych (stosowanie kontraktów terminowych i/lub opcji). Termin „długoterminowy” jest umowny. Wystarczy, że w ramach obowiązywania umów/kontraktów zmieni się tempo wzrostu podaży pieniądza Δm_t . Hipoteza racjonalnych oczekiwań zakłada, że inflacja Δp_t od razu wzrośnie zgodnie z Δm_t . W okresie obowiązywania umów/kontraktów tempo wzrostu ilości pieniądza przewyższa inflację. Dzięki temu wzrastają realne zasoby

kasowe, zagregowany popyt, produkcja i zatrudnienie. Po zakończeniu terminu umów/kontraktów inflacja podąża za tempem wzrostu podaży pieniądza, maleją realne zasoby kasowe i zagregowany popyt oraz płaca realna, stopa bezrobocia wzrasta do poziomu z momentu pojawienia się impulsu pieniężnego (por. Duwendag i in. 1996).

Niezależnie od oczekiwań inflacyjnych (naiwne, adaptacyjne, racjonalne) wahania tempa wzrostu podaży pieniądza prowadzą do zmiany inflacji, która jest zgodna co do kierunku zmianie tempa wzrostu podaży pieniądza. Trafność oczekiwań inflacyjnych pociąga za sobą zróżnicowany wpływ zmian tempa wzrostu podaży pieniądza na poziom zatrudnienia. W przypadku oczekiwań naiwnych możliwe są trwałe odchylenia rzeczywistej inflacji od oczekiwanej inflacji oraz wpływ tempa wzrostu podaży pieniądza na zatrudnienie. Przy oczekiwaniach adaptacyjnych możliwe są przejściowe różnice między obserwowaną a oczekiwaną inflacją. Wpływ polityki pieniężnej na zatrudnienie występuje tylko w krótkim okresie. Przy racjonalnych oczekiwaniach nie pojawia się systematyczny błąd prognozy inflacji. Zmiany podaży pieniądza nie pociągają za sobą zmian w stopie bezrobocia (por. Duwendag i in. 1996).

Krytyka keynesizmu w latach 70-tych XX wieku i próba znalezienia konsensusu między krzywą Phillipsa a poglądami monetarystów dotyczącymi naturalnej stopy bezrobocia, doprowadziły do sformułowania hipotezy o stopie bezrobocia nie powodującej przyspieszenia stopy inflacji - NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment, zob. Rudd, Whelan 2007). Zarówno koncepcja naturalnej stopy bezrobocia jak i hipoteza NAIRU zakładają, że występuje pewien poziom bezrobocia równowagi, który nie zniknie nawet w warunkach wzrostu gospodarczego i związany jest ze stabilnym poziomem cen. Podsumowując, jest to hipoteza w ramach której bieżąca stopa inflacji zależy od bieżącego poziomu bezrobocia, opóźnionych stóp inflacji (inercja inflacyjna) oraz od szoków podaży, które wywierają presję inflacyjną. Model ten określono „trójkątem” ze względu na trzy rodzaje zmiennych

objaśniających (realna aktywność gospodarcza, inercja inflacyjna i szoki podażowe' por. Kokocińska 2007).

Stosunkowo niskie bezrobocie charakteryzuje się nasilaniem procesów inflacyjnych, których źródłem jest rosnące znaczenie związków zawodowych. W sytuacji odwrotnej, gdy występuje wysokie bezrobocie, dynamika procesów inflacyjnych jest niska. Proponowane stawki płac są akceptowane przez pracowników. Istnieje jednak taki poziom bezrobocia, który pozwala ustabilizować dynamikę procesów inflacyjnych - poziom NAIRU. Przy poziomie NAIRU oczekiwania płacowe pracowników i pracodawców są identyczne. Bezrobocie nie przyspieszające inflacji zapewnia zgodność między postulowaną przez pracowników płacą realną, a płacą, która jest wyznaczona przez wydajność pracy i poziom narzutów cenowych. Wpływ na NAIRU wywierają zmienne realne, które nie są związane bezpośrednio z rozmiarami efektywnego popytu na dobra i usługi. Oprócz wydajności pracy są to system zasiłków dla bezrobotnych, siła i pozycja przetargowa związków zawodowych, stopień ochrony stosunku pracy, intensywność poszukiwań pracy przez bezrobotnych. Zwolennicy koncepcji bezrobocia nie przyspieszającego inflacji uważają, że w krótkim okresie warto stymulować popyt i obniżać poziom bezrobocia poniżej bezrobocia NAIRU (por. Kokocińska 2007).

W równaniu nowej Keynesowskiej krzywej Phillipsa (NKKP) krańcowy koszt produkcji jest istotną zmienną objaśniającą inflację. Do tej pory koszt krańcowy przybliżany był w modelach krzywej Phillipsa luką popytową. (por. Gali, Gertler 1999).

W modelu NKKP dla gospodarki otwartej zakłada się, że przedsiębiorstwa sprzedają swoją produkcję na rynku krajowym i zagranicznym, możliwy jest import dóbr oraz przepływ kapitału. Dodatkowo przyjmuje się założenie, że przedsiębiorcy ustalają ceny swoich produktów zgodnie z mechanizmem Calvo (1983). Prawdopodobieństwo, że przedsiębiorstwo zmieni cenę swoich produktów w każdym z okresów wynosi $(1 - \theta)$, gdzie: θ oznacza prawdopodobieństwo, że ceny nie zostaną zmienione. Prawdopodobieństwo to jest niezależne

od czasu (por. Leith, Malley 2003). Określenie średniego okresu stabilności cen w gospodarce można zapisać następująco:

$$(1 - \theta) \sum_{k=0}^{\infty} k \theta^{k-1} = 1 / (1 - \theta). \quad (2.26)$$

Przyjmując, że $\theta = 0,5$ i przedsiębiorstwa podejmują decyzję w okresie miesięcznym, to ceny pozostaną na stałym poziomie przez 2 miesiące.

Poziom cen z okresu t jest średnią ważoną cen z poprzedniego okresu i cen zmienionych w bieżącym okresie:

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta) p_t^{opt}, \quad (2.27)$$

gdzie:

p_t – indeks cen,

p_t^{opt} – indeks cen zmienionych przez przedsiębiorstwa, które są cenami optymalnymi.

Ceny optymalne w okresie t są ustalane przez przedsiębiorstwa jako przyszła wartość oczekiwana nominalnego kosztu krańcowego:

$$p_t^{opt} = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t(mc_{t+k}^n), \quad (2.28)$$

gdzie:

$\beta < 1$ – parametr dyskontujący,

$E_t(mc_{t+k}^n)$ - oczekiwany nominalny koszt krańcowy na okres $t + k$.

W procesie ustalania cen przedsiębiorstwa kierują się oczekiwaniami co do poziomu nominalnego kosztu krańcowego. Im dłuższy jest horyzont prognozy, tym poziom kosztu krańcowego ma mniejszą wagę. Znaczenie kosztu krańcowego dla ustalanego poziomu ceny będzie mniejsze, jeżeli prawdopodobieństwo pozostawienia cen na niezmiennym poziomie θ będzie bliższe 1. Na podstawie równań (2.27) i (2.28) można uzyskać:

$$p_t^{opt} = \frac{1}{(1-\theta)} (p_t - \theta p_{t-1}), \quad (2.29)$$

$$p_t^{opt} = (1 - \beta\theta) mc_t^n + \beta\theta E_t(p_{t+1}^{opt}). \quad (2.30)$$

Podstawiając (2.29) do (2.30) mamy:

$$\frac{1}{(1-\theta)} (p_t - \theta p_{t-1}) = (1 - \beta\theta)mc_t^n + \frac{\beta\theta}{(1-\theta)} [E_t(p_{t+1} - \theta p_t)]. \quad (2.31)$$

Podstawienie $\pi_t = \Delta p_t = p_t - p_{t-1}$ do (2.31) pozwala zapisać równanie definiujące inflację:

$$\Delta p_t = \left[\frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \right] (mc_t^n - p_t) + \beta E_t(\Delta p_{t+1}). \quad (2.32)$$

Oznaczanie realnego kosztu krańcowego w postaci: $mc_t = mc_t^n - p_t$ oraz

$\lambda = [(1 - \theta)(1 - \beta\theta)] / \theta$, prowadzi do równania NKKP:

$$\Delta p_t = \lambda mc_t + \beta E_t(\Delta p_{t+1}). \quad (2.33)$$

W NKKP inflacja zależy od realnego kosztu krańcowego produkcji oraz od oczekiwań inflacyjnych. Jeżeli na rynku występują sztywności cenowe ($\theta \rightarrow 1$), to inflacja będzie słabo reagowała na zmiany krańcowego kosztu produkcji (por. Leith, Malley 2003).

Ponieważ część przedsiębiorstw ustalała swoje ceny tylko na podstawie przeszłej inflacji, dlatego równanie (2.33) można zmodyfikować następująco (por. Gali, Gertler 1999):

$$\Delta p_t = \lambda mc_t + \beta E_t(\Delta p_{t+1}) + \gamma \Delta p_{t-1}. \quad (2.34)$$

Parametry równań (2.33) i (2.34) nie są jednak łatwe do oszacowania. Problem stanowi nieobserwowalność realnego kosztu krańcowego. Koszt krańcowy w przedsiębiorstwie może być przybliżony przez jednostkowy koszt pracy (por. Gali, Gertler 1999), który można wyznaczyć z funkcji produkcji typu Cobba-Douglasa:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}, \quad (2.35)$$

gdzie:

Y_t – produkcja,

A_t – technologia,

K_t – kapitał,

L_t – zatrudnienie.

Realny koszt krańcowy mc_t z równania (2.33) i (2.34) można wyrazić jako iloraz płacy realnej i krańcowej produktywności pracy:

$$MC_t = \frac{W_t}{P_t} / \frac{\partial Y_t}{\partial L_t}, \quad (2.36)$$

gdzie:

$\frac{W_t}{P_t}$ – płaca realna,

$\frac{\partial Y_t}{\partial L_t}$ – krańcowa produktywność pracy

Wówczas krańcowa produktywność pracy :

$$\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = A_t K_t^\alpha (1 - \alpha) L_t^{-\alpha} = [(1 - \alpha) A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} / L_t = (1 - \alpha) Y_t / L_t, \quad (2.37)$$

podstawiona do (2.34) prowadzi do następującego równania:

$$MC_t = \frac{W_t}{P_t} / \frac{(1-\alpha)Y_t}{L_t} = (W_t \cdot L_t) / [(1 - \alpha) P_t \cdot Y_t] = S_t / (1 - \alpha), \quad (2.38)$$

gdzie:

$S_t = (W_t \cdot L_t) / (P_t \cdot Y_t)$ – jednostkowy koszt pracy liczony jako iloraz funduszu płac realnych przez wielkość produkcji lub udział pracy w dochodzie.

Na podstawie (2.38) można zapisać: $mc_t = \bar{s}_t$, gdzie: $\bar{s}_t = \ln [S_t / (1 - \alpha)]$, co pozwala zmodyfikować równania (2.33) i (2.34) do postaci:

$$\Delta p_t = \lambda \bar{s}_t + \beta E_t(\Delta p_{t+1}), \quad (2.39)$$

$$\Delta p_t = \lambda \bar{s}_t + \beta E_t(\Delta p_{t+1}) + \gamma \Delta p_{t-1}. \quad (2.40)$$

Dodając do równania (2.40) lukę popytową otrzymuje się hybrydową wersję równania NKKP (por. Gali, Gertler, 1999, Brycz 2007, Kapuściński i in. 2014):

$$\Delta p_t = \lambda \bar{s}_t + \beta E_t(\Delta p_{t+1}) + \gamma \Delta p_{t-1} + \alpha(y_t^f - y_t). \quad (2.41)$$

Badania nad krzywą Phillipsa w ramach nowej syntezy neoklasycznej skupiły się również na poszukiwaniu aproksymanty kosztu krańcowego. W koszcie krańcowym przybliżonym kosztem jednostkowym w postaci ilorazu płacy realnej do krańcowej produktywności pracy

(zob. Gali, Gertler 1999), uwzględniono dodatkowo krańcową stopę substytucji konsumpcji pracą (por. Gali, Gertler i Lopez 2001, 2003). Przyrównując płacę realną do krańcowej stopy substytucji konsumpcji pracą można wyrazić wybór, przed którym staje pracownik. W warunkach konkurencji doskonałej równanie to opisuje stan równowagi. W przypadku zmonopolizowanego rynku pracy pracownicy mają pewną siłę na rynku. Pozwala to ich płace powiększyć o narzut. Preferencje pracowników można wyrazić przy pomocy funkcji użyteczności:

$$\bar{U} = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t) \quad (2.42)$$

Wyrażenie (2.42) określa preferencje pracowników, którzy są równocześnie konsumentami. Dokonują oni wyboru pomiędzy konsumpcją a oferowaną przez siebie indywidualną podażą pracy. Funkcja użyteczności $\bar{U}$ zależy od podaży pracy L_t i od konsumpcji C_t . Przyrównując płacę realną do krańcowej stopy substytucji konsumpcji pracą mamy:

$$\frac{w_t}{p_t} = - \frac{U_{L,t}}{U_{C,t}} \mu^w, \quad (2.43)$$

gdzie: $\frac{U_{L,t}}{U_{C,t}}$ – krańcowa stopa substytucji konsumpcji pracą, stosunek pochodnych cząstkowych funkcji użyteczności po podaży pracy i konsumpcji,

μ^w – narzut na płacę, który na rynku doskonale konkurencyjnym = 1.

W przypadku konkurencji monopolistycznej $\mu^w > 1$. Zgodnie z założeniami nowej syntezy neoklasycznej płace nominalne nie są w pełni elastyczne, a na rynku pracy występują zaburzenia rynkowe związane z wpływem polityki i opodatkowaniem (por. Goodfriend, King 1997).

Równanie krzywej Phillipsa w ramach nowej syntezy neoklasycznej można wyprowadzić, zaczynając od zależności (2.36). Korzystając dalej z krańcowej produktywności pracy opisanej równaniem (2.37) oraz zależności (2.43) koszt krańcowy można zapisać następująco:

$$MC_t = \left(-\frac{U_{L,t}}{U_{C,t}} / \frac{(1-\alpha)Y_t}{L_t} \right) \mu^w. \quad (2.44)$$

W równaniu (2.44) koszt krańcowy produkcji zależy od narzutu na płace μ^w oraz od ilorazu krańcowego kosztu pracy gospodarstw domowych $\frac{U_{L,t}}{U_{C,t}}$ do krańcowej produktywności pracy $\frac{(1-\alpha)Y_t}{L_t}$. Wyrażenie $\frac{U_{L,t}}{U_{C,t}} / \frac{(1-\alpha)Y_t}{L_t}$ jest proporcjonalne do luki popytowej. W nowej syntezie neoklasycznej krzywą Phillipsa można wyrazić równaniem:

$$\Delta p_t = \beta E_t(\Delta p_{t+1}) + \delta \mu_t^w + \alpha(y_t^f - y_t), \quad (2.45)$$

gdzie:

μ_t^w – narzut na płace.

Za pomocą tej wersji krzywej Phillipsa można wytłumaczyć rynkowe sztywności realne. W przypadku spadku popytu globalnego, spada produkcja poniżej produkcji potencjalnej (dodatnia luka popytowa) a koszt krańcowy pozostaje na dotychczasowym poziomie (por. Gali, Gertler, Lopez 2001, 2003). Zbyt wolne obniżanie narzutu na płace przy rosnącej luce popytowej powoduje, że inflacja nie spadnie tak szybko jak można by tego oczekiwać.

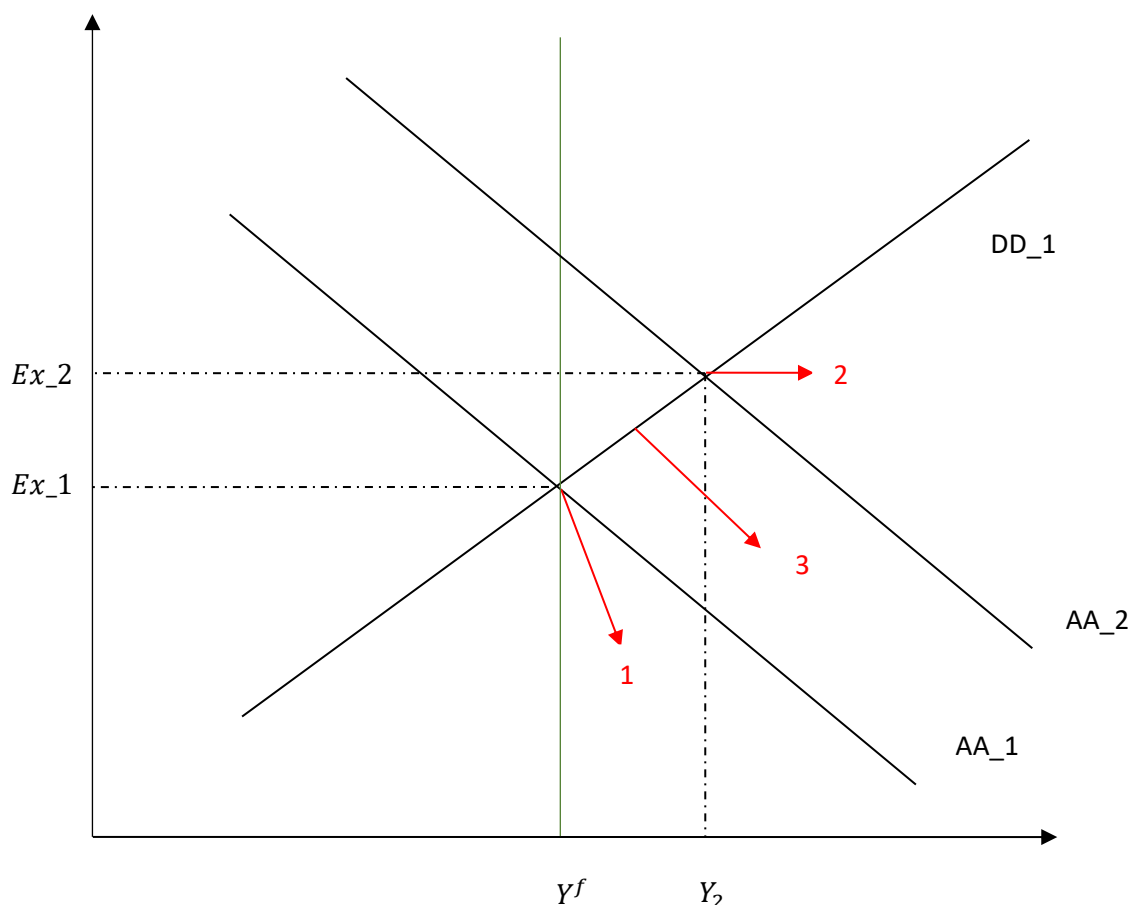
Podsumowując, bezrobocie w NKKP, w hybrydowej NKKP oraz w krzywej Phillipsa na gruncie nowej syntezy neoklasycznej nie jest bezpośrednim determinantem dla inflacji.

2.5 Skutki zmian podaży pieniądza - modele DD-AA i IS-LM

Kompleksowe powiązania rynku pieniężnego, walutowego i realnej sfery gospodarki otwartej oraz skutki zmian krajowej podaży pieniądza w skali gospodarki otwartej można przedstawić przy pomocy modeli: *DD-AA* i *IS-LM*. Każdy punkt na prostej *AA* odpowiada za taką kombinację produkcji i nominalnego kursu walutowego, które równoważą rynek pieniężny i walutowy. Z kolei każdy punkt na prostej *DD* jest powiązany z równowagą na rynku dóbr i usług dla konkretnego poziomu produkcji i nominalnego kursu walutowego. Na rysunku 3

pokazano jaki wpływ na produkcję i poziom kursu walutowego ma trwały wzrost podaży pieniądza.

Rysunek 3. Trwały wzrost podaży pieniądza w gospodarce otwartej w krótkim okresie

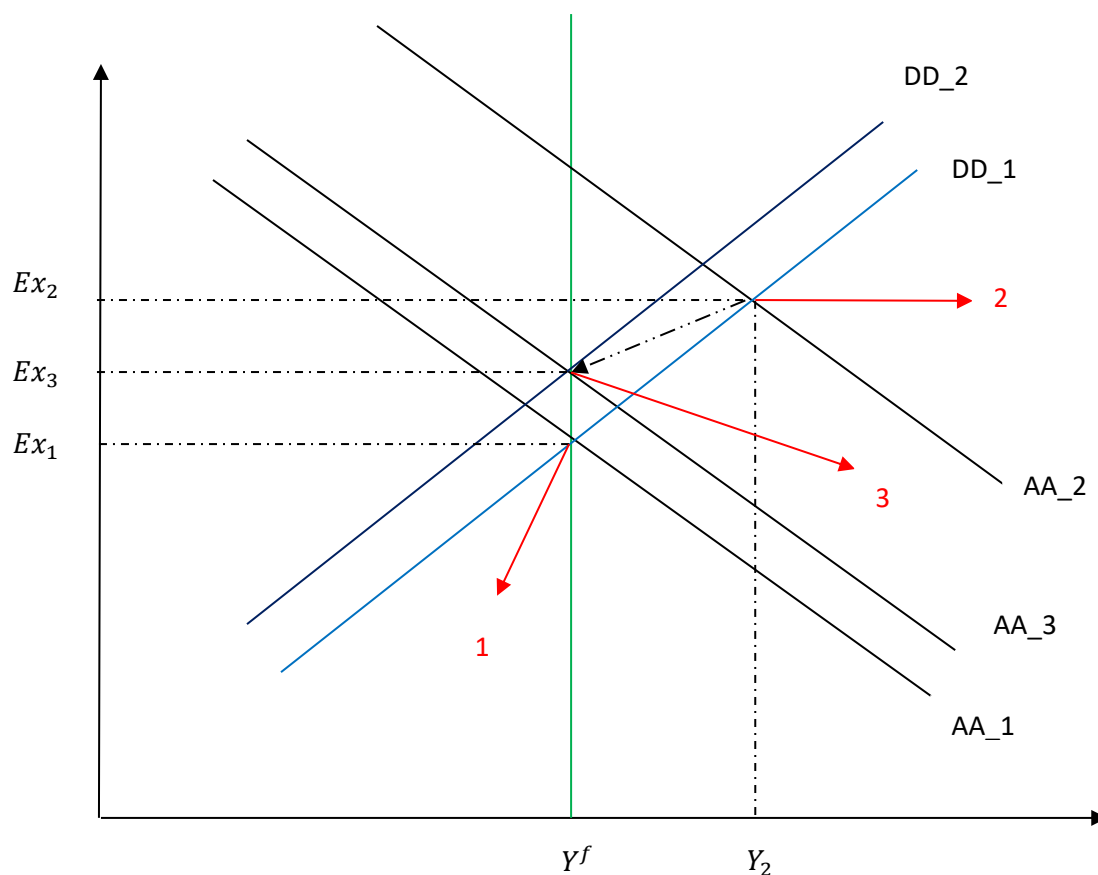


Opracowano na podstawie: Krugman, Obstfeld 2007.

Jeśli wzrost nominalnej ($M_k^1 \rightarrow M_k^2$) i tym samym realnej ($\frac{M_k^1}{P_k^1} \rightarrow \frac{M_k^2}{P_k^1}$) podaży pieniądza w kraju (rys. 5) ma charakter trwały, to zmieniają się oczekiwania co do poziomu przyszłego kursu walutowego. Trwały wzrost podaży pieniądza M_k powoduje proporcjonalny wzrost oczekiwanego (przyszłego) kursu walutowego Ex^e ($Ex_1 \rightarrow Ex_3$) i spadek nominalnej stopy procentowej ($R_k^1 \rightarrow R_k^2$, rys.5). Następuje deprecjacja waluty krajowej niezbędna dla utrzymania parytetu stóp procentowych na skutek spadku krajowej nominalnej stopy procentowej. Zmiana oczekiwań co do wzrostu kursu walutowego powoduje, że w krótkim

okresie wzrost produkcji, zatrudnienia oraz deprecjacja waluty krajowej są silniejsze (punkt 2; rys.3) niż w przypadku przejściowego wzrostu podaży pieniądza. Przejściowy wzrost podaży pieniądza prowadzi do krótkookresowej równowagi w punkcie 3 (rys. 3). Poziom produkcji Y_2 powyżej pełnego zatrudnienia powoduje presję na wzrost płac i cen. Proces dostosowawczy do równowagi długookresowej przedstawia rysunek 4.

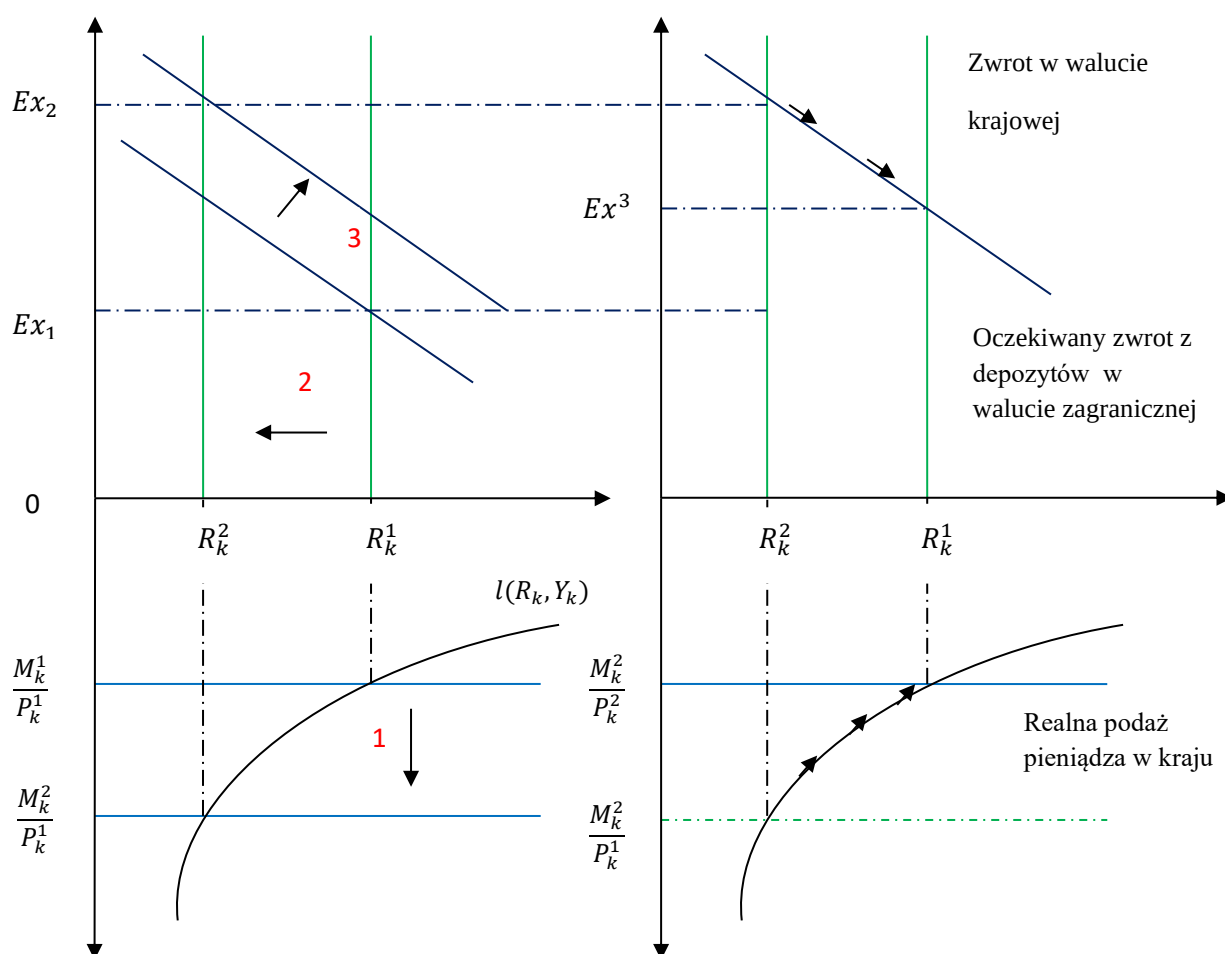
Rysunek 4. Trwały wzrost podaży pieniądza w gospodarce otwartej w długim okresie



Opracowano na podstawie: Krugman, Obstfeld 2007.

Wzrost poziomu cen pokrywający rosnące koszty produkcji powoduje wzrost cen produktów krajowych względem produktów zagranicznych. Przekłada się to na wzrost importu. Krzywa DD_1 wraz z upływem czasu przesunęta się do DD_2 (rys. 4). Rosnący poziom cen krajowych nie tylko pobudza import, ale także zmniejsza realną podaż pieniądza, co powoduje przesunięcie krzywych AA z AA_2 do AA_3 (rys. 4).

Rysunek 5. Krótko- i długookresowe skutki trwałego wzrostu krajowej nominalnej podaży pieniądza (przy danym poziomie produkcji Y_k) na rynku pieniężnym i walutowym



Uwagi: Lewa strona wykresu przedstawia dostosowania w krótkim okresie, prawa strona wykresu dostosowania w długim okresie.

Opracowano na podstawie: Krugman, Obstfeld 2007.

Przesunięcia krzywych trwają do momentu aż produkcja osiągnie poziom produkcji potencjalnej. Poziom równowagi długookresowej ustali się w punkcie 3 (rys. 4). Trwały wzrost podaży pieniądza prowadzi w krótkim okresie do wzrostu produkcji, zatrudnienia i deprecjacji waluty krajowej oraz spadku stopy procentowej (punkt 2, rys.3 i rys.4).

W długim okresie poziom produkcji i zatrudnienia nie ulega zmianie (Y^f – produkcja jest na poziomie produkcji potencjalnej), a jedynym skutkiem trwałego wzrostu podaży pieniądza jest proporcjonalny wzrost cen ($P_k^1 \rightarrow P_k^2$; rys. 5) i kursu walutowego ($Ex_1 \rightarrow Ex_3$; punkt 3,

rys.4) zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza. Wzrost poziomu cen w długim okresie ($P_k^1 \rightarrow P_k^2$) jest proporcjonalny do wzrostu nominalnej podaży pieniądza $M_k^1 \rightarrow M_k^2$, co powoduje, że realna podaż pieniądza w równowadze długookresowej równa jest wyjściowej realnej podaży pieniądza ($\frac{M_k^2}{P_k^2} = \frac{M_k^1}{P_k^1}$; rys.5). W punkcie 3 waluta krajowa ulega aprecjacji ($Ex_2 \rightarrow Ex_3$; rys.4) względem poziomu z równowagi krótkookresowej w punkcie 2 (rys.4), gdzie widoczna jest znaczna deprecjacja waluty krajowej z poziomu Ex_1 do Ex_2 – (efekt przestrzelenia, por. Krugman, Obstfeld 2007).

Wzrost podaży pieniądza powoduje w długim okresie proporcjonalny wzrost cen. Presja na wzrost cen wynika głównie z trzech źródeł:

1. Nadwyżkowego popytu na produkcję i pracę. Wzrost podaży pieniądza działa ekspansywnie na gospodarkę poprzez podniesienie popytu na dobra i usługi. Zaspokojenie nadwyżkowego popytu pociąga za sobą pracę w nadgodzinach oraz wzrost zatrudnienia. Przekłada się to na presję płacową. Podwyższone koszty pracodawców przerzucane są na konsumentów poprzez wzrost cen produktów.
2. Oczekiwań inflacyjnych. Oczekiwania co do wzrostu poziomu cen w przyszłości powodują zwiększenie bieżącej inflacji. Pracownicy, których płaca realna maleje domagają się wzrostu płac, co przekłada się na wzrost kosztów produkcji i wzrost cen produktów.
3. Cen surowców. Ceny wielu surowców, np. metali i ropy naftowej dostosowują się już w krótkim okresie. Wzrost podaży pieniądza powodując wzrost cen surowców, podnosi koszty produkcji, co przekłada się na wzrost poziomu cen wyrobów gotowych (por. Krugman, Obstfeld 2007).

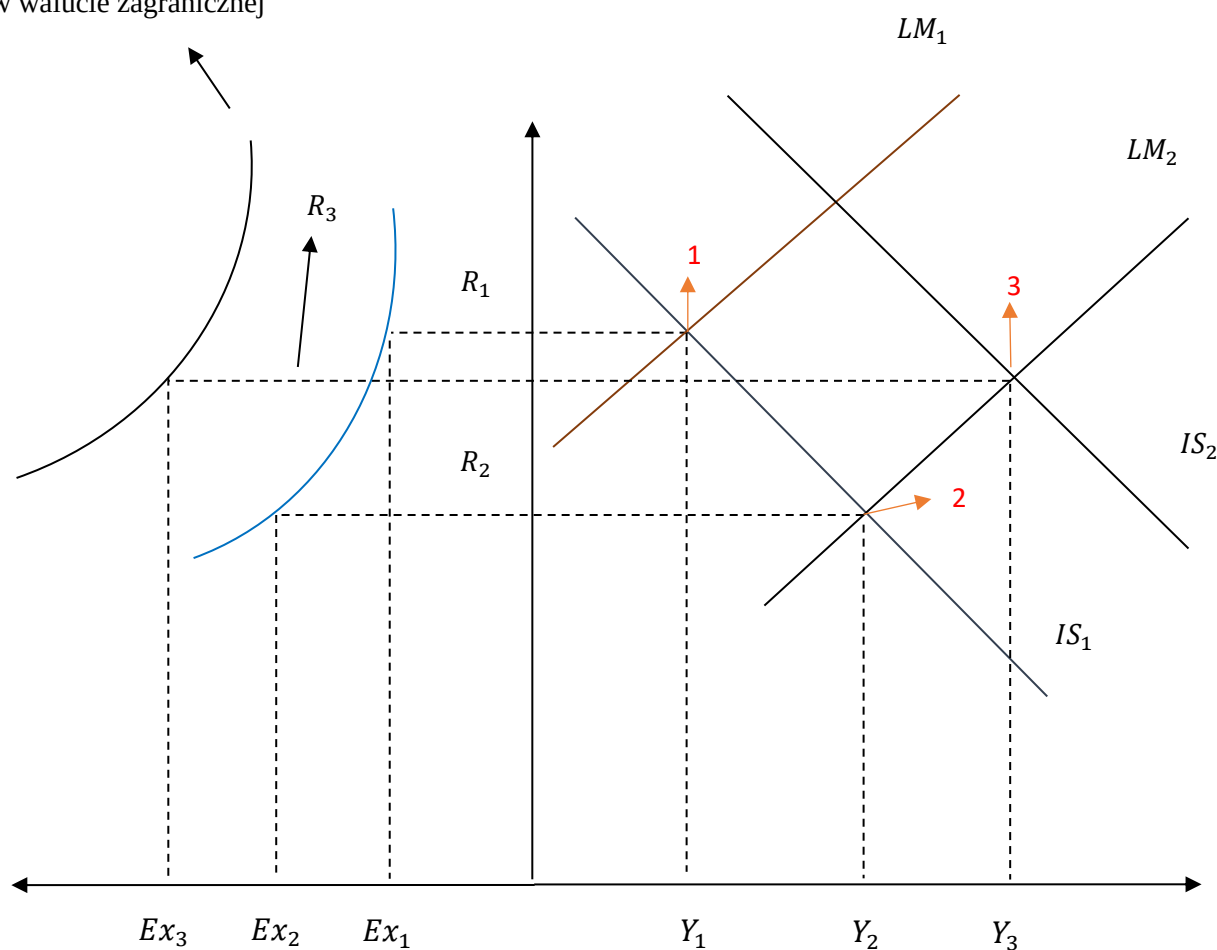
Na rysunku 6 przedstawiono krótkookresowe skutki przejściowego i trwałego wzrostu nominalnej krajowej podaży pieniądza na rynku pieniężnym, walutowym oraz rynku dóbr i usług z wykorzystaniem modelu *IS-LM*. Krzywa *LM* odpowiada za równowagę na rynku

pieniężnym przy określonym poziomie nominalnej stopy procentowej i produkcji. Za krzywą IS kryją się takie wartości produkcji i nominalnej stopy procentowej, które równoważą rynek walutowy oraz rynek dóbr i usług.

Wzrost podaży pieniądza, niezależnie czy trwały czy przejściowy, powoduje przesunięcie krzywej LM w prawo ($LM_1 \rightarrow LM_2$). Jeżeli wzrost podaży pieniądza jest przejściowy i nie zmieniają się oczekiwania co do kursu walutowego, nowa równowaga zostaje ustalona w punkcie 2 (rys.6). Trwały wzrost podaży pieniądza zmienia poziom Ex^e , co powoduje również przesunięcie krzywej IS do góry ($IS_1 \rightarrow IS_2$).

Rysunek 6. Efekty przejściowego i trwałego wzrostu podaży pieniądza w modelu IS-LM

Oczekiwany zwrot z depozytów
w walucie zagranicznej



Opracowano na podstawie: Krugman, Obstfeld 2007.

Na skutek trwałej ekspansji monetarnej w nowej równowadze krótkookresowej (punkt 3 na rys.6) produkcja i stopa procentowa mają wyższe wartości, niż po przejściowym wzroście podaży pieniądza. Nominalna stopa procentowa R_3 , która odpowiada za stan równowagi po trwałym wzroście podaży pieniądza, może być wyższa od wyjściowej stopy procentowej R_1 . Ma to związek ze wzrostem oczekiwanej inflacji po wzroście podaży pieniądza poprzez efekt Fishera (por. Krugman, Obstfeld 2007).

Efekty zmian podaży pieniądza pokazane w modelu *DD-AA* są zgodne z podejściem klasycznym i neoklasycznym. Przedstawiony na rys. 6 efekt zmian podaży pieniądza oraz założenia modelu *IS-LM* są zgodne z podejściem keynesowskim (por. Kokoszczyński i in. 2002).

2.6 Egzogeniczność a endogeniczność pieniądza

Według ekonomii klasycznej zmiany podaży pieniądza są neutralne, czyli nie wpływają na wielkości realne i na ceny względne (w długim okresie). Zmianom podaży pieniądza można tylko przypisać, że wywierają wpływ na poziom cen i nominalną stopę procentową. Współcześni teoretycy pieniądza nie zgadzają się z hipotezą neutralności pieniądza i uważają, że zmiany podaży pieniądza są przyczyną (wywierają wpływ poprzez mechanizm transmisji) zmian zmiennych realnych, łącznie ze zmianami cen względnych.

Zakłada się, że M_t oznacza podaż pieniądza w postaci gotówki i wkładów na żądanie podmiotów niebankowych oraz Y_t – dochód narodowy. Pojawia się pytanie o kierunek zależności pomiędzy tymi zmiennymi. Zmiany podaży pieniądza mogą pobudzać aktywność poprzez:

$$\Delta Y_t = a \Delta M_t, \text{ gdzie } a > 0 \quad (2.46)$$

lub

$$\frac{\Delta Y_t}{\Delta M_t} = a. \quad (2.47)$$

Zmiany w aktywności gospodarczej mogą także generować zmiany podaży pieniądza:

$$\Delta M_t = b \Delta Y_t, \text{ gdzie } b > 0 \quad (2.48)$$

lub

$$\frac{\Delta M_t}{\Delta Y_t} = b. \quad (2.49)$$

Problemem kierunku zależności między podażą pieniądza a miernikiem dochodu narodowego zajmowano się już od pierwszej połowy XIX wieku. Od tamtego czasu zaszło wiele zmian w politycznych i instytucjonalnych warunkach funkcjonowania gospodarki, w tym systemu pieniężnego. Powstały centralne władze monetarne, rozwinął się system bankowy, powstały nowe środki płatnicze i nowe instytucje finansowe, rozwinęły się nowe formy pieniądza i wiele rodzajów aktywów finansowych. Nie zmieniło się tylko pytanie o kierunek zależności między podażą pieniądza a dochodem narodowym. Według monetarystów prawidłowe jest równanie (2.46)-(2.47) a według fiskalistów, prawidłowa jest zależność (2.48)-(2.49). Oddziaływanie między podażą pieniądza i dochodem narodowym odbywa się w systemie zależności, poprzez mechanizm transmisji monetarnej. W kontekście zależności między M_t i Y_t nie należy zapominać o rozpatrywanym horyzoncie czasu oraz o innych czynnikach, które determinują aktywność gospodarczą, do których należą np. autonomiczne zmiany popytu konsumpcyjnego i inwestycyjnego, instrumenty polityki podatkowej i dochodowej, zmiany warunków wymiany w handlu zagranicznym, system kursu walutowego oraz czynniki określające międzynarodowe stosunki gospodarcze (por. Duwendag i in. 1996).

Jedną z bardzo prostych empirycznych metod badania kierunku zależności między podażą pieniądza a agregatem aktywności gospodarczej jest określenie prawidłowości i podobieństw szeregów czasowych podaży pieniądza, dochodu narodowego i poziomu cen. Jeżeli zmiany w dochodzie narodowym następują regularnie w czasie po zmianach w podaży pieniądza, to:

$$Y_t = c \Delta M_{t-1}, \text{ gdzie } c > 0 \quad (2.50)$$

lub

$$Y_t = e M_{t-1}, \text{ gdzie } e > 0. \quad (2.51)$$

Z reguły badania empiryczne koncentrowały się na ustaleniu odstępu czasu między impulsem a wystąpieniem efektu. Nie zwracano większej uwagi na rozbieżności czasowe między rozpoznaniem sytuacji gospodarczej a zastosowaniem narzędzi polityki pieniężnej, np. czas między zmianą przez bank centralny stopy (re)dyskontowej a zmianą poziomu stóp procentowych w systemie bankowym.

Rozwinięciem tej prostej metody jest porównywanie odstępu czasu między maksymalnymi lub minimalnymi wartościami dla podaży pieniądza i dochodu narodowego. Potwierdzenie zależności:

$$Y_t^{max} = d (M_{t-1}^{max}), \text{ gdzie } d > 0, \quad (2.52)$$

pozwala na wnioskowanie o przyczynowości pieniądza. Podobnie można rozpatrywać odstępy czasu między maksymalnym dodatnim lub ujemnym tempem wzrostu podaży pieniądza a bezwzględnym maksymalnym lub minimalnym poziomem dochodu narodowego:

$$Y_t^{max} = f[(\frac{\Delta M}{M})_{t-1}^{max}], \text{ gdzie } f > 0. \quad (2.53)$$

Górne lub dolne punkty zwrotne cyklu koniunkturalnego porównuje się odpowiednio z maksymalnym lub minimalnym tempem wzrostu podaży pieniądza. Procedura taka jest jednak problematyczna. Dla szeregu czasowego poziomu zmiennej, który charakteryzuje się wahaniami sinusoidalnymi wokół trendu, maksymalna stopa wzrostu występuje zawsze przed bezwzględnym maksimum. Jeżeli szeregi Y_t i M_t będą przebiegały identycznie w postaci równoległych krzywych, to musi nastąpić opóźnienie czasowe między punktem zwrotnym (maksimum lub minimum) tempa zmian podaży pieniądza i odpowiadającym mu maksimum lub minimum bezwzględnego poziomu agregatu aktywności gospodarczej (por. Duwendag i in. 1996).

Jeśli zachodzi:

$$\Delta Y_t = g[\Delta M_{t-1}, (\Delta Y_{t-2})], \quad g_{1,2} > 0, \quad (2.54)$$

to przypuszczać należy, że zmiany w podaży pieniądza wynikają ze zmian w dochodzie, czyli pieniądź nie jest egzogeniczny. Podobnie wygląda sytuacja, gdy zmiany w dochodzie występują równocześnie ze zmianami w podaży pieniądza lub w przyroście podaży pieniądza. Załóżmy, że bank centralny poprzez ekspansywną politykę pieniężną z wykorzystaniem operacji otwartego rynku, ożywia aktywność gospodarczą. Bank centralny skupuje po wyższym kursie od rynkowego papiery wartościowe B_t od podmiotów niebankowych. Nastąpi wówczas wzrost podaży pieniądza M_t poprzez przyrost bazy monetarnej. Forma przechowywania dodatkowych zasobów pieniężnych przez podmioty niebankowe wpływa, albo na wzrost gotówki w obiegu, albo na wzrost wolnych rezerw instytucji kredytowych. Wzrasta zatem nominalna podaż pieniądza. Co stanie się dalej z nadwyżką pieniądza w posiadaniu podmiotów niebankowych zależy od procesu transmisji monetarnej. Załóżmy, że podmioty niebankowe przeznaczają nadwyżkę pieniądza na zakupy towarowe. Przełoży się to na wzrost realnego dochodu narodowego, pod warunkiem niewykorzystanych w pełni czynników produkcji. Wzrost dochodu narodowego i działanie akceleratora wywołują optymistyczne oczekiwania co do przyszłej koniunktury. Wzrost popytu i produkcji oraz możliwość wzrostu cen, skłania przedsiębiorstwa do realizacji dodatkowych inwestycji netto. Wymusza to wzrost popytu na kredyty. Banki komercyjne zwiększają podaż kredytów K_t i tym samym rośnie podaż pieniądza M_t w gospodarce. Opisane związki przedstawia schemat:

$$+\Delta B_t \rightarrow +\Delta M_t \rightarrow +\Delta Y_t \rightarrow +\Delta I_t \rightarrow +\Delta K_t \rightarrow +\Delta M_t \quad (2.55)$$

$I \uparrow$

$II \uparrow$

Relacje między pierwszymi trzema zmiennymi dotyczą aktywnej roli pieniądza i potwierdzają jego egzogeniczność. Pieniądź jest przyczyną dla zmian w sferze realnej. Jest również egzogeniczny, ponieważ zastosowanie tylko i wyłącznie instrumentów polityki monetarnej prowadzi do zmian w podaży pieniądza. Wzrost podaży pieniądza, przy wolnych czynnikach produkcji powoduje wzrost zatrudnienia, produkcji i/lub poziomu cen. Zależność (2.55) od ΔY_t ,

odpowiada pasywnej roli pieniądza, odwróconej przyczynowości oraz endogeniczności pieniądza. Pieniądz jest endogeniczny, ponieważ końcowa zmiana podaży pieniądza (czytając zależność od ΔY_t) nie wynika z działania banku centralnego. Przykładem pieniądza endogenicznego jest zmiana podaży pieniądza na skutek podążania za zmianami w realnym popycie na pieniądź, tak aby nie zmienił się poziom cen i nominalnej stopy procentowej. Innymi przykładami są utrzymanie stopy inflacji lub/i nominalnej stopy procentowej w dopuszczalnym pasmie wahań oraz sezonowe wahania ilości pieniądza (por. Barro 1997).

Możliwe jest dalsze rozbudowanie zależności (2.55) (por. Kokoszczyński i in. 2002, Kapuściński i in. 2014). Wzrost podaży pieniądza może ponownie pobudzić aktywność gospodarczą. Tylko tym razem jego zmiany są endogeniczne. Wracamy w ten sposób do początku zależności i pieniądź znowu staje się przyczyną zmian w sferze realnej. Przyczynowość i endogeniczność pieniądza nie wykluczają się zatem wzajemnie (por. Duwendag i in. 1996).

Jeżeli przyjąć, że bank centralny działa w ramach systemu gospodarczego, a nie w oderwaniu od niego, to każda zmiana podaży pieniądza jest określona endogenicznie. Określenie egzogeniczności lub endogeniczności pieniądza sprowadza się do arbitralnego określenia początku i końca sekwencji procesów gospodarczych. Warto też zwrócić uwagę, że często w przypadku podaży pieniądza nie określa się, czy są to realne zasoby pieniądza M_t / P_t , czy podaż pieniądza jest w ujęciu nominalnym M_t . Realne zasoby pieniądza są zmienną endogeniczną zdeteminowaną przez popyt i nie mogą być w zasadzie kontrolowane przez bank centralny. Z kolei nominalna podaż pieniądza jest zmienną egzogeniczną, której rozmiary kontroluje bank centralny. Jeżeli nominalna podaż pieniądza, płynność i nominalna stopa procentowa są wyznaczane niezależnie przez bank centralny, przy pomocy tylko i wyłącznie narzędzi polityki pieniężnej, to zmienne monetarne są zmiennymi egzogenicznymi.

Egzogeniczność zmiennych monetarnych zależy od tego, czy i jakie zmiany nastąpią w zmiennych monetarnych na skutek działania banku centralnego (por. Duwendag i in. 1996).

2.7 Nominalne zerowe stopy procentowe a zależności między rynkiem pieniężnym, walutowym oraz rynkiem dóbr i usług

Nominalna stopa procentowa jest jedną z kluczowych zmiennych związanych z hipotezami neutralności i superneutralności pieniądza. Wiąże ona ze sobą rynek pieniądza, rynek walutowy oraz rynek dóbr i usług. Pokazują to m.in. modele *DD-AA* i *IS-LM*, które jednak zakładają, że nominalna stopa procentowa jest większa od zera. Doświadczenia ostatniego okresu zmuszają do rewizji tych analiz, bowiem w wielu krajach nominalna stopa procentowa osiągnęła wartość zerową lub nawet ujemną.

Nie licząc Japonii (zob. Coenen, Wieland 2003) problem bliskich zera nominalnych stóp procentowych ma swój początek w kryzysie finansowym, który został zapoczątkowany w 2007 roku. Spowodował on obniżenie przez banki centralne stóp procentowych, aby przeciwdziałać spowolnieniu gospodarczemu. W kilku przypadkach doszło do sytuacji, że nominalna stopa procentowa zbliżyła się do zera lub nawet stała się ujemna. Pierwszym bankiem centralnym, który wprowadził ujemne nominalne stopy procentowe, był najstarszy bank centralny na świecie, Szwedzki Bank Narodowy (Riksbank). Uczynił to w lipcu 2009 roku. Drugim bankiem centralnym był Narodowy Bank Danii, który ustanowił ujemne nominalne stopy procentowe w lipcu 2012 roku. Jako trzeci bank centralny z ujemnymi stopami dołączył w czerwcu 2014 Europejski Bank Centralny (EBC) i w grudniu tego samego roku Szwajcarski Bank Narodowy. Za wprowadzeniem ujemnych nominalnych stóp procentowych stały różne przyczyny. W przypadku Danii i Szwajcarii chodziło głównie o zniechęcenie cudzoziemców do inwestowania w korony oraz franki i przeciwdziałanie aprecjacji rodzimej waluty. Celem Riksbanku i EBC było zachęcenie banków komercyjnych do bardziej aktywnego pożyczania pieniędzy sektorowi

prywatnemu, w celu pobudzenia wzrostu gospodarczego i przeciwdziałania deflacji (por. Gafrikova 2016).

Przed kryzysem finansowym banki centralne stosowały konwencjonalną politykę monetarną. Polityka ta polega na prowadzeniu krótkoterminowych operacji otwartego rynku w taki sposób, żeby krótkoterminowa stopa procentowa na rynku międzybankowym była bliska podstawowej stopie procentowej, którą ustala bank centralny. Operacje otwartego rynku polegają na zakupie przez bank centralny (wzrost podaży pieniądza) lub sprzedaży (spadek podaży pieniądza) rządowych papierów wartościowych oraz papierów emitowanych przez agencje rządowe z krótkim terminem zapadalności. Nadrzędnym celem konwencjonalnej polityki monetarnej jest utrzymanie stabilnego poziomu cen na niskim poziomie. W przypadku banków centralnych realizujących politykę bezpośredniego celu inflacyjnego – utrzymanie poziomu cen w dopuszczanym korytarzu odchyleń od celu inflacyjnego. Głównym narzędziem, które służy do realizacji tego celu jest podstawowa krótkoterminowa stopa procentowa banku centralnego. Zaznaczyć należy, że tylko część banków centralnych prowadzi politykę celu inflacyjnego. Są to: Stany Zjednoczone, Wielka Brytania, Kanada, Norwegia, Szwecja, Szwajcaria, Islandia, Polska, Czechy, Węgry, Izrael, Korea Południowa, Filipiny, Tajlandia, Brazylia, Chile, Kolumbia, Peru i Republika Południowej Afryki (por. Marciniak 2020).

Kryzys finansowy zapoczątkowany w 2007 roku w wielu krajach zbliżył podstawowe stopy procentowe do poziomu bliskiego zera. Wcześniej uważano, że nominalne stopy procentowe mają dolną granicę w zerze i tej granicy nie da się przekroczyć (por. Benford i in. 2009). Stąd modele w ekonomii, (np. *DD-AA*, *IS-LM*) brały pod uwagę tylko dodatnie nominalne stopy procentowe. Ujemne realne stopy procentowe nie były zaskoczeniem, wystarczyło by nominalna stopa procentowa była niższa od stopy inflacji. Ujemna nominalna stopa procentowa oznacza natomiast, że podmiot będący dłużnikiem nie płaci odsetek. Z kolei wierzyciel nie otrzymuje tych odsetek, a płaci je (por. Marciniak 2020). Jeżeli stan gospodarki

wymaga obniżenia nominalnych stóp procentowych poniżej zera, to banki centralne zmuszone są korzystać z niekonwencjonalnych instrumentów polityki pieniężnej. Stanowi to duże utrudnienie i pociąga za sobą istotne ryzyko dla stabilności monetarnej. Trudno sobie wyobrazić by bank centralny i banki komercyjne oferowały kredyty o znacznej wartości po ujemnej stopie procentowej. W przypadku depozytów jest to możliwe i występuje w praktyce gospodarczej (przykłady ujemnych stóp w Szwecji). Ujemna stopa depozytowa oznacza, że depozytant odnosi korzyści ze zdeponowania środków pieniężnych, np. w postaci większego bezpieczeństwa i jest gotów za taką usługę zapłacić (por. Brzoza-Brzezina 2011).

Niekonwencjonalna (nadzwyczajna) polityka monetarna banków centralnych polega na: tzw. luzowaniu ilościowym (QE – quantitative easing), prowadzeniu na dużą skalę interwencji walutowych, a także długoterminowych operacji otwartego rynku, np. stosowanych przez EBC oraz strategii komunikacji banku centralnego z rynkiem w celu informowania o przewidywanej polityce pieniężnej i wprowadzeniu ujemnych nominalnych stóp procentowych. Luzowanie ilościowe oznacza zakup przez bank centralny papierów wartościowych o niższej wiarygodności, których emitentem jest rząd, agencje rządowe, banki komercyjne lub korporacje niekoniecznie z sektora finansowego. Zakup ten odbywa się głównie na rynku wtórnym od banków komercyjnych. Polityka taka stosowana jest przez bank centralny, gdy podstawowa nominalna stopa procentowa jest bliska zera i bank centralny nie ma możliwości wpływania na gospodarkę, przez dalsze obniżanie nominalnej stopy procentowej. Jako pierwszy ten rodzaj polityki zastosował Bank Centralny Japonii w 2000 roku. Jednak już w lutym 2001 roku wycofał się z tej polityki, twierdząc, że jest ona nieefektywna. W listopadzie 2008 roku QE zaczął stosować Bank Centralny Stanów Zjednoczonych (FED), w marcu 2009 Bank Anglii, w styczniu 2015 EBC, w lutym 2015 Bank Szwajcarii. W październiku 2010 do stosowania luzowania ilościowego powrócił Bank Japonii. Skutkiem luzowania ilościowego jest wzrost podaży pieniądza rezerwowego w formie pieniądza elektronicznego, który prowadzi

do powiększenia bazy monetarnej. QE nie ma wpływu na ilość pieniądza będącego w obiegu (drukowane banknoty, bite monety). Ilość pieniądza w obiegu zależy od popytu na pieniądz, który zgłaszają gospodarstwa domowe, przedsiębiorstwa i inne podmioty (por. Marciniak 2020, Gafrikova 2016).

Poluzowanie ilościowe może prowadzić do zwiększenia popytu za pośrednictwem trzech kanałów:

1. Kanał cen aktywów – zwiększony popyt na aktywa powinien powodować wzrost ich cen i spadek rentowności. Przekłada się to na obniżenie długoterminowej stopy procentowej. Powinno to wywołać wzrost konsumpcji i inwestycji.
2. Kanał kredytowy – zamiana papierów komercyjnych na pieniądz rezerwowy oznacza zwiększenie płynności aktywów w portfelach banków komercyjnych, co może zwiększyć ich skłonność do udzielania kredytów.
3. Kanał oczekiwań – determinacja banku centralnego w warunkach pułapki deflacyjnej do wzrostu inflacji do zakładanego celu, może zwiększyć oczekiwania inflacyjne co powinno powodować niższe realne stopy procentowe, które pobudzą konsumpcję i inwestycję (por. Benford i in. 2009).

Podstawowym celem luzowania ilościowego jest pobudzenie wzrostu gospodarczego, który doprowadzi do wzrostu inflacji. Polityka QE związana z szybszym wzrostem bazy monetarnej (niż w polityce konwencjonalnej) przy niskich nominalnych stopach procentowych powoduje dalsze obniżenie tych stóp procentowych, jednak wbrew teorii ilościowej (klasycznej) i monetarnej nie wywołuje znacznej inflacji. Pokazały to lata po kryzysie finansowym 2007-2009. Luzowanie ilościowe w przeciwieństwie do konwencjonalnej polityki monetarnej oddziałuje nie tylko na stopy krótkoterminowe ale i dużo silniej na stopę długookresową. Polityka QE wywiera zatem wpływ na całą strukturę terminową stóp

procentowych. Przekłada się to dalej przy spadku tych stóp procentowych na deprecjację waluty krajowej.

W ramach niekonwencjonalnej polityki monetarnej na poziom kursu walutowego mają też wpływ prowadzone przez bank centralny interwencje walutowe. Polegają one przeważnie na zakupie papierów wartościowych w walucie obcej. Zwiększają krajową podaż pieniądza i obniżają krótko- i długoterminowe nominalne stopy procentowe. Przeważnie interwencje walutowe wpływają tylko na poziom stóp krótkoterminowych. Osłabienie waluty krajowej powinno przyczynić się do wzrostu eksportu, do wzrostu popytu w całej gospodarce i do wzrostu cen. Obniżenie stóp procentowych w ramach całej struktury terminowej oraz zwiększenie konkurencyjności gospodarki na skutek deprecjacji własnej waluty powinny łącznie prowadzić do wzrostu popytu konsumpcyjnego i inwestycyjnego, eksportu, produkcji i zatrudnienia (w krótkim okresie). Efekty te powinny być w przypadku polityki QE znacznie silniejsze niż w warunkach konwencjonalnej polityki monetarnej z powodu obniżenia długoterminowych stóp procentowych. Druga dekada XXI wieku pokazała, że tak się jednak nie dzieje. Najbardziej widoczne efekty programu (polityki) luzowania ilościowego na przykładzie EBC są widoczne w momencie ogłaszania stosowania tego programu lub w momencie jego nasilania/osłabiania. Największym efektem stosowania przez EBC polityki QE stało się obniżenie poziomu stóp procentowych w strefie euro, w tym spadku tych stóp poniżej zera. Wpływ na kurs euro manifestował się najsilniej w chwili ogłaszania polityki QE. Dalsze sukcesywne zakupy papierów wartościowych przez EBC nie wywołały większych reakcji kursu. Najtrudniej jest ocenić wpływ polityki QE na wzrost gospodarczy i wzrost inflacji. W strefie euro po 2015 roku nie zaobserwowano wyraźnego wzrostu gospodarczego i wzrostu inflacji (por. Marciniak 2020).

Niski poziom stóp procentowych krótko- i długookresowych w państwach, w których stosowana jest polityka QE nie koniecznie wynika tylko z oddziaływania tej polityki. Banki

centralne realizujące niekonwencjonalną politykę monetarną znacznie obniżyły krótkoterminowe stopy procentowe w ramach polityki konwencjonalnej. Krótkoterminowe stopy procentowe wpływają również na poziom długoterminowych stóp procentowych, które zależą od ryzyka kredytowego (np. dziesięcioletnie obligacje państw strefy euro). Państwa stosujące niekonwencjonalną politykę pieniężną mają zwykle dużo niższe ryzyko kredytowe, inwestycyjne. Najczęściej wykorzystywaną miarą ryzyka inwestycyjnego są indeksy wycen opcji na niewypłacalność obligacji państwowych (sovereign credit default swap – CDS, por. Marciniak 2020).

Niebezpieczeństwo zderzenia się z granicą zerowych nominalnych stóp procentowych określane jest pułapką deflacyjną. Istotną rolę w tej sytuacji ogrywają realne stopy procentowe. Standardowe modele ekonomiczne zakładające racjonalne zachowania pomiotów pokazują, że decyzje konsumpcyjne oraz inwestycyjne są podejmowane na podstawie realnych stóp procentowych (por. Goodfriend, King 1998). To realna stopa procentowa określa kluczowy z punktu widzenia transmisji monetarnej popyt. Mimo iż niektóre podmioty ulegają iluzji nominalnej i podejmują decyzje na podstawie nominalnej stopy procentowej (zob. Akerlof, Schiller 2009), to w ekonomii głównego nurtu panuje przekonanie o kluczowej roli realnej stopy procentowej (zob. Fehr, Tyran 2000). Brak możliwości obniżenia nominalnych stóp procentowych poniżej zera w warunkach deflacji, może ukształtować realną stopę procentową powyżej naturalnej stopy procentowej. Zbyt wysoki poziom realnej stopy procentowej może pogłębić deflację, zwiększyć poziom realnej stopy procentowej i pogrążyć gospodarkę w spirali deflacyjnej. Prawdopodobieństwo osiągnięcia poziomu zerowej nominalnej stopy procentowej rośnie wraz ze spadkiem przeciętnej stopy inflacji (por. Summers 1991). Podniesienie celu inflacyjnego powoduje spadek tego prawdopodobieństwa.

Na podstawie modelu nowokeynesowskiego, który skalibrowano dla strefy euro, przeanalizowano optymalną politykę pieniężną, która ma chronić przed zerowym poziomem

nominalnych stóp procentowych (zob. Adam, Billi 2004a) Kluczowa w tej sytuacji jest rola banku centralnego. Jeżeli dostrzega on zagrożenie deflacyjne powinien jak najszybciej obniżyć stopy procentowe do zera. Zwiększa to szanse uniknięcia deflacji i wpadnięcia w pułapkę wysokich stóp procentowych, które pogłębiłyby tylko procesy deflacyjne. Wpadnięcie w spiralę deflacyjną nie jest sytuacją bez wyjścia. Bank centralny powinien zobowiązać się w takiej sytuacji do utrzymania poziomu zerowych nominalnych stóp procentowych przez czas dłuższy niż to wynika ze standardowej reguły polityki pieniężnej. Ma to na celu doprowadzenie do wzrostu inflacji ponad cel i zwiększeniu oczekiwań inflacyjnych, które obniżą realną stopę procentową i przyspieszą wyjście z pułapki deflacyjnej (por. Eggertsson, Woodford 2003).

W jednym z przeprowadzonych eksperymentów, który porównywał standardową i optymalną politykę pieniężną w warunkach pułapki deflacyjnej, założono, że gospodarka przez 15 okresów pozostaje w pułapce deflacyjnej. Pierwszy wariant (standardowa polityka banku centralnego) zakładał, że bank centralny podniesie zerową nominalną stopę procentową zaraz po ustąpieniu wstrząsu deflacyjnego. Drugi wariant (optymalna polityka banku centralnego) wiązał się ze zobowiązaniem banku centralnego do utrzymania zerowych nominalnych stóp procentowych jeszcze przez kolejne 5 kwartałów po wygaśnięciu wstrząsu deflacyjnego. Pierwszy wariant oznaczał głęboką recesję (luka popytowa ponad 10%) i deflację (około 10%). Drugi wariant spowodował nieznaczne obniżenie stopy inflacji i luki popytowej. Obie zmienne oscylowały wokół zera, podobnie jak nominalna stopa procentowa (por. Eggertsson, Woodford 2003).

Powyższe rozważania pokazują, że bliskie zera lub zerowe nominalne stopy procentowe nie wpisują się w pełni w dotychczas znane powiązania rynku pieniężnego, walutowego i rynku dóbr i usług opisane chociażby hipotezami neutralności i superneutralności pieniądza. W polityce pieniężnej banku centralnego przeważa wówczas polityka luzowania ilościowego. Zwiększenie podaży pieniądza jest większe niż w konwencjonalnej polityce monetarnej. Rośnie

podaż pieniądza rezerwowego. Nominalne stopy procentowe oscylują wokół zera lub przyjmują wartości ujemne. Pokazują to działania EBC, Riskbanku, FED-u, Banku Szwajcarii, Banku Danii oraz Banku Japonii. Waluta krajowa podlega większej deprecjacji na skutek ogłaszania programu QE i jego korekt niż przy rzeczywistych interwencjach banku centralnego na rynku pieniężno-walutowym (przykład polityki EBC). Polityka luzowania ilościowego nie wpływa na inflację i PKB (por. Stroebel, Taylor 2009). W kontekście braku wpływu zmian podaży pieniądza na PKB w krótkim okresie potwierdza się stanowisko szkoły racjonalnych oczekiwań i realnego cyklu koniunkturalnego. Polityka luzowania ilościowego prowadzona przez EBC wywarła istotny wpływ na obniżenie krzywej dochodowości, czyli spadek nominalnych stóp procentowych krótko- i długookresowych (por. Lenza i in. 2010). Warto podkreślić, że dla bardziej jednoznacznego wpływu zerowych stóp procentowych na gospodarkę potrzeba upływu czasu, co przełoży się na dłuższe szeregi czasowe zmiennych i umożliwi badania empiryczne.

W Polsce wystąpiła zerowa nominalna stopa procentowa dla depozytów w okresie od 9 kwietnia 2020 do 4 listopada 2021 roku.

W kontekście hipotez neutralności i superneutralności pieniądza warto zwrócić uwagę, że w ostatnich 40 latach (w Polsce około 20-25) nastąpił dynamiczny wzrost przepływów kapitałowych, pojawiło się coraz więcej nowych instrumentów finansowych. Spowodowało to zmiany cech pieniądza i sposób w jakim się nim posługiwano. Nastąpił spadek udziału gotówki na rzecz pieniądza elektronicznego. Pojawiło się wiele prywatnych aktywów finansowych o dużym stopniu płynności, które zaczęto uwzględniać w miarach pieniądza. Doszło do zacierania się różnic między poszczególnymi agregatami pieniądza. Bank centralny stanął przed wyborem agregatu, którego rozmiar miałby kontrolować. Nastąpiło rozluźnienie związku między inflacją a poszczególnymi agregatami pieniężnymi. Bank centralny stracił w efekcie kontrolę nad najważniejszymi miarami pieniądza i odszedł od polityki opartej na agregatach

pieniężnych do polityki opartej na kontroli stóp procentowych. Zwiększyło to skuteczność polityki pieniężnej (por. Jurek, Marszałek 2007).

W ostatnich dekadach we wszystkich krajach rozwiniętych pojawiły się nowe procesy mające istotny wpływ na kształtowanie podaży pieniądza. Należą do nich: upowszechnienie się rozliczeń bezgotówkowych poprzez korzystanie z kart płatniczych, zleceń komputerowych, płatności z wykorzystaniem telefonów, zegarków. Spowodowało to spadek popytu na gotówkę i zmianę szybkości obiegu pieniądza. Ponadto państwo nakłada na podmioty gospodarcze obowiązek prowadzenia rozliczeń w formie bezgotówkowej, by ograniczyć działanie szarej strefy. Oprócz spadku popytu na gotówkę, widoczny jest również spadek popytu na pieniądz bezgotówkowy emitowany przez banki. Jest to pochodna ogromnej popularności pieniądza elektronicznego. Pieniądz elektroniczny nie zastąpi jednak pieniądza tradycyjnego (por. Sardoni, Verde 2002). Podmioty gospodarcze mogą nabyć e-pieniądz tylko poprzez jednostki prawnego środka płatniczego i to on pozostaje ostatecznym instrumentem rozliczenia transakcji. Pieniądz elektroniczny jest jedynie środkiem płatności. W wielu przypadkach określa się jako pieniądz elektroniczny tylko nowe sposoby korzystania z pieniędzy, które już są na kontach bankowych (por. Solomon 1997). Te nowe sposoby nie tworzą nowej wartości.

Jeżeli pieniądz elektroniczny uznać za nową formę pieniądza, to ważne jest kto jest jego emitentem. Wpływa to na strukturę obiegu pieniężnego, na popyt banków komercyjnych na rezerwy oraz na skuteczność polityki banku centralnego. Jeżeli emitentem e-pieniądza są banki, to wchodzi on w skład agregatu *M1* jako depozyt *a'vista*. Jeśli jednak emitentem jest podmiot poza bankowy (np. Bitcoin), to wzrost popytu na ten rodzaj pieniądza spowoduje spadek na pieniądz tradycyjny i zmniejszenie agregatu *M1* (por. Jurek, Marszałek 2007).

Rozwój nowych instrumentów finansowych uniezależnia banki komercyjne od refinansowania w banku centralnym. Mogą one pozyskać środki na rynku finansowym poprzez np. emisję krótkoterminowych papierów dłużnych lub mogą skorzystać z sekurytyzacji-

sprzedaży udzielonego kredytu inwestorowi niebankowemu, który nie ma obowiązku posiadania rezerwy obowiązkowej w banku centralnym) (por. Jurek, Marszałek 2007).

2.8 Podsumowanie

W ramach hipotez neutralności i superneutralności pieniądza można weryfikować hipotezy szczegółowe. Jedną z nich jest hipoteza neutralności inflacji względem realnej stopy procentowej, którą przedstawia tożsamość Fishera. Drugą jest hipoteza neutralności inflacji względem realnej stopy procentowej i realnego kursu walutowego, która zawarta jest w rozszerzonym efekcie Fishera. Trzecią - jest długookresowa neutralność inflacji względem stopy bezrobocia, która definiuje długookresową krzywą Phillipsa. Współczesne koncepcje krzywej Phillipsa sugerują, że nie stopa bezrobocia, a krańcowy koszt produkcji lub narzut na płace są zmiennymi rynku pracy, które determinują inflację. Weryfikacja hipotez szczegółowych może pozwolić na potwierdzenie tylko niektórych zależności, jakie opisują hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza.

Teoretyczne założenia związane z hipotezami neutralności i superneutralności pieniądza dotyczą dodatnich nominalnych stóp procentowych, pieniądza egzogenicznego, niezależności banku centralnego i możliwości pełnej kontroli przez bank centralny poszczególnych agregatów monetarnych. Rzeczywistość gospodarcza ostatnich dekad odbiega od tych założeń. Najbardziej jest to widoczne w stosowanej przez banki centralne (nie wszystkie) strategii bezpośredniego celu inflacyjnego, w dynamicznym rozwoju pieniądza elektronicznego oraz w niekonwencjonalnej polityce monetarnej, która jest następstwem ujemnych nominalnych stopach procentowych.

Opisane w rozdziale pierwszym i drugim główne teorie ekonomiczne wiążące zmiany na rynku pieniądza ze skutkami na rynku dóbr i usług, rynku walutowym i rynku pracy pozwoliły określić listę zmiennych, które powinny być brane pod uwagę w badaniu empirycznym.

Zmienne te zawiera tabela 2. W tabeli 3 przedstawiono z jakiej teorii ekonomicznej, hipotezy bądź tożsamości te zmienne się wywodzą.

Tabela 2. Zmienne ekonomiczne zastosowane w badaniu zależności między rynkiem pieniężnym, walutowym, dóbr i usług oraz rynkiem pracy. Zmienne w ujęciu miesięcznym

Zmienna	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 kraju p_t	$HCPI$, 2015 = 100	Eurostat
Ceny zagranicy p_t^*	$HCPI^*$ (Niemcy), 2015 = 100	Eurostat
Produkcja y_t	(Produkcja sprzedana przemysłu + produkcja budowlano-montażowa + handel) w cenach stałych 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	FED
Krótkoterminowa nominalna stopa procentowa zagranicy R_t^{s*}	Stopa jednomiesięczna w ujęciu rocznym w Niemczech	Eurostat
Długoterminowa nominalna stopa procentowa zagranicy R_t^{l*}	Oprocentowanie 10 letnich obligacji rządowych w Niemczech w ujęciu rocznym	FED
Wydajność pracy z_t	Produkcja sprzedana przemysłu w cenach stałych z 2015/ zatrudnieni w sektorze przedsiębiorstw	GUS
Stopa bezrobocia U_t	Stopa bezrobocia	Eurostat

Tabela 3. Źródło zmiennych w teorii ekonomii

Zmienne	Teoria, hipoteza, tożsamość
$m_t, ex_t(q_t), p_t, y_t, w_t, R_t^s, R_t^l, U_t$	hipoteza neutralności pieniądza (LRN)
$\Delta m_t, \Delta ex_t(q_t), \Delta p_t, y_t, \Delta w_t, R_t^s, R_t^l, U_t$	hipoteza superneutralności pieniądza (LRSN)
$m_t, p_t, y_t, R_t^s, R_t^l$	równanie wymiany Fishera, klasyczna teoria inflacji, ilościowa teoria pieniądza (stała szybkość obiegu pieniądza)
$m_t, p_t, y_t, w_t, R_t^s, R_t^l, z_t, U_t$	uogólniona ilościowa teoria pieniądza (zmiennność szybkości obiegu pieniądza)
$ex_t, p_t, p_t^*, y_t, w_t, R_t^s, R_t^l, z_t, U_t$	dochodowa (popytowa) teoria inflacji
$ex_t, p_t, p_t^*, w_t, z_t, U_t$	kosztowa teoria inflacji
$m_t - p, \Delta p_t, y_t - p, R_t^s, R_t^l, U_t$	nowa wersja ilościowej teorii pieniądza
$\Delta ex_t, R_t^s, R_t^l, R_t^{s*}, R_t^{l*}$	parytet stóp procentowych
ex_t, p_t, p_t^*	parytet siły nabywczej (PPP), realny kurs walutowy
$\Delta ex_t, \Delta p_t, \Delta p_t^*$	parytet siły nabywczej w wersji względnej
$\Delta ex_t, \Delta p_t, \Delta p_t^*, R_t^s, R_t^l, R_t^{s*}, R_t^{l*}$	rozszerzony efekt Fishera
$\Delta p_t, U_t$	krzywa Phillipsa
$\Delta p_t, w_t, R_t^l, z_t$	Nowa Keynesowska krzywa Phillipsa

Rozdział 3. Analiza kointegracyjna oraz analiza wspólnych trendów stochastycznych w systemach I(1) oraz I(2)

3.1 Wstęp

Kluczowymi hipotezami ekonomicznymi wiążącymi rynek pieniądza, walutowy, dóbr i usług oraz rynek pracy są hipotezy neutralności pieniądza (long-run neutrality, LRN) i superneutralności pieniądza (long-run superneutrality, LRSN). Punktem wyjścia analizy empirycznej jest określenie stopnia integracji procesów stochastycznych generujących dane. Jeżeli proces jest zintegrowany, to charakteryzuje się długą pamięcią, co oznacza, że pamięta szoki jakie na niego oddziaływały. Warunek ten jest niezbędny dla empirycznej weryfikacji powyższych hipotez. Podaż pieniądza w przypadku hipotezy neutralności pieniądza powinna być zintegrowana co najmniej w stopniu pierwszym, $m_t \sim I(1)$. W przypadku hipotezy superneutralności pieniądza tempo zmian podaży pieniądza musi pamiętać trwałe szoki monetarne, czyli $\Delta m_t \sim I(1)$, a zatem $m_t \sim I(2)$.

Najbardziej znanym narzędziem służącym określeniu stopnia integracji są testy ADF i KPSS. Bardziej wiarygodne wnioskowanie można przeprowadzić na podstawie macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) - $\tilde{B}_{2\perp}$ i I(1) - $\tilde{B}_{1\perp}$, które pokazują odporność lub jej brak na trend stochastyczny I(2) lub I(1) oraz macierzy współczynników definiujących wspólne trendy stochastyczne I(2) - $A_{2\perp}$ oraz I(1) - $A_{1\perp}$ (por. Juselius 2004). Niezerowe parametry w tych macierzach wskazują tym samym na właściwy stopień integracji.

Obok stopnia integracji procesu kluczową kwestią jest wybór narzędzia, przy pomocy którego weryfikowane są hipotezy ekonomiczne. Najszerze możliwości dają tutaj modele klasy CVAR (cointegrated VAR), określane również jako VECM (vector error correction model). W ramach analizy kointegracyjnej możliwa jest weryfikacja długookresowych związków równowagowych, poprzez testowanie restrykcji nakładanych na parametry w

wektorach kointegrujących. Możliwe jest także sprawdzenie relacji odśrodkowych, które zakłócają relacje równowagowe, poprzez analizę wspólnych trendów stochastycznych i nakładanie restrykcji na parametry macierzy źródeł (eksporterów) tych szoków i na parametry macierzy odbiorców (importerów) szoków.

3.2 Analiza wspólnych trendów stochastycznych w systemie I(1)

Do analizy zmiennych generowanych przez procesy I(1) właściwy jest skointegrowany model VAR (CVAR):

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + \Sigma_t, \quad (3.1)$$

gdzie:

$$\Pi = \sum_{s=1}^S \Pi^{(s)} - I,$$

I – macierz jednostkowa,

$\Pi^{(s)}$ – macierz o wymiarach $M \times M$ parametrów, których interpretacja zbliżona jest do mnożników pośrednich,

$$\Gamma_s = -\sum_{j=s+1}^S \Pi^{(j)}.$$

Macierz Π nazywana jest macierzą mnożników całkowitych. Macierze Γ_s są mnożnikami quasi-pośrednimi.

Model (3.1) można rozszerzyć o wektor składników deterministycznych (stała lub/i trend lub/i sezonowość, zob. Johansen 1991).

Jeżeli rząd macierzy Π wynosi M ($r(\Pi) = M$), to wszystkie zmienne tworzące macierz Y są stacjonarne (zintegrowane w stopniu zerowym). Analiza kointegracyjna jest wówczas zbędna i należy zastosować model VAR dla poziomów zmiennych, zaś jeżeli $r(\Pi) = 0$, to odpowiedni jest model VAR dla pierwszych przyrostów zmiennych:

$$\Delta Y_t = \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s \Delta Y_{t-s} + \Sigma_t, \quad (3.2)$$

Jeżeli $0 < r(\Pi) = R < M$, to istnieje R liniowo niezależnych związków kointegracyjnych.

Niepełny rząd macierzy Π pozwala na następującą dekompozycję:

$$\Pi = AB^T = \alpha\beta^T, \quad (3.3)$$

gdzie:

A – macierz dostosowań (wag, sprzężeń) o wymiarach $M \times R$,

B – macierz składająca się z parametrów bazowych wektorów kointegrujących, o wymiarach $M \times R$.

Dowolny parametr α_{mr} macierzy dostosowań jest miarą szybkości powrotu m -tej zmiennej do równowagi, którą określa r -ta bazowa relacja kointegracyjna (por. Johansen 1988).

Z niepełnym rzędem macierzy Π związana jest nieodwracalność macierzy $(I - \pi^{(1)}L - \dots - \pi^{(s)}L^{(s)})$. Wówczas standardową reprezentację średniej ruchomej VMA należy zastąpić modelem:

$$Y_t = C \sum_{i=1}^t \Sigma_i + C(L)\Sigma_t, \quad (3.4)$$

gdzie:

$$C = B_{\perp}(A_{\perp}^T (\sum_{s=1}^S \Gamma_s - I) B_{\perp})^{-1} A_{\perp}^T \quad (3.5)$$

oraz

$C(L)\Sigma_t$ – mierzy krótkookresowe trendy stochastyczne $I(0)$,

$C \sum_{i=1}^t \Sigma_i$ – mierzy długookresowe szoki $I(1)$, które są kumulantami białoszumowych składników losowych ze wszystkich wcześniejszych okresów,

$A_{\perp}^T$ – transponowana macierz dopełnień ortogonalnych macierzy dostosowań o wymiarach $M \times (M - R)$,

$B_{\perp}$ – macierz dopełnień ortogonalnych macierzy bazowych wektorów kointegrujących o wymiarach $M \times (M - R)$, o własnościach:

$$A^T A_{\perp} = 0,$$

$$B^T B_{\perp} = 0,$$

$$r[B \text{ B}_\perp] = M,$$

Γ_s – macierz współczynników krótkookresowych przy opóźnionych zmiennych objaśniających.

W przypadku, gdy $r(\Pi) = 0$, nie istnieje macierz kointegrująca i macierz wag. Jeżeli $r(\Pi) = M$, to $B_{\perp} = 0$ i $C = 0$, zaś model (3.4) sprowadza się do reprezentacji średniej ruchomej (por. Majsterek 2008, Wróblewska 2010).

Model (3.4) pozwala na wnikliwą analizę sił zakłócających równowagę długookresową. W modelu dla zmiennych $I(1)$ istnieje, obok R stacjonarnych bazowych relacji kointegracyjnych, $M-R$ liniowo niezależnych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$, które tworzą macierz:

$$A_{\perp}^T \sum_{i=1}^t \Sigma_i. \quad (3.6)$$

Kolumny macierzy $A_{\perp}$ określają wspólne trendy stochastyczne, które należą do przestrzeni trwałych szoków. Wagi dla tych relacji zawarte są w macierzy $\tilde{B}_{\perp}$:

$$\tilde{B}_\perp = B_\perp (A_\perp^T (\sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s - I) B_\perp)^{-1} \quad (3.7)$$

Określenie wspólnych trendów stochastycznych związane jest z tym, że dla wybranego okresu $t = 1, \dots, T$ macierz $A_+^T \sum_{i=1}^t \Sigma_i$ staje się $M - R$ -wymiarowym wektorem:

$$A_{\perp}^T \sum_{i=1}^t \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \bar{a}_{11}\Sigma \varepsilon_{1i} + \dots + \bar{a}_{M1}\Sigma \varepsilon_{Mi} \\ \bar{a}_{12}\Sigma \varepsilon_{1i} + \dots + \bar{a}_{M2}\Sigma \varepsilon_{Mi} \\ \vdots \\ \bar{a}_{1,M-R}\Sigma \varepsilon_{1i} + \dots + \bar{a}_{M,M-R}\Sigma \varepsilon_{Mi} \end{bmatrix}. \quad (3.8)$$

Wektor ten składa się z kombinacji liniowych skumulowanych szoków (innowacji) pochodzących z wyróżnionego równania. Na m -tą zmienną oddziałuje kombinacja wspólnych trendów stochastycznych:

$$w_{m1}(\bar{a}_{11}\Sigma \varepsilon_{1t} + \dots + \bar{a}_{M1}\Sigma \varepsilon_{Mt}) + \dots + w_{m,M-R}(\bar{a}_{1,M-R}\Sigma \varepsilon_{1t} + \dots + \bar{a}_{M,M-R}\Sigma \varepsilon_{Mt}), \quad (3.9)$$

gdzie w_{mr} tworzy element macierzy wag $\tilde{B}_1$ i związany jest z m -tą zmienną oraz r -tym bazowym wspólnym trendem ($r = 1, \dots, M - R$). Wymiar przestrzeni wspólnych bazowych trendów stochastycznych jest zatem dopełnieniem wymiaru przestrzeni kointegracyjnej do liczby zmiennych w systemie. Nie oznacza to jednak, że w systemie liczącym M zmiennych, R zmiennych jest generowanych przez stacjonarne procesy stochastyczne, a $M - R$ zmiennych przez procesy $I(1)$. R stanowi liczbę stacjonarnych związków długookresowej równowagi.

Model (3.4) pokazuje $M - R$ kierunków sił odśrodkowych (trendów stochastycznych), które wytrącają system z długookresowej równowagi. Reprezentacja (3.4) pozwala badać źródła niestacjonarności w systemie i ustalić pochodzenie szoków powodujących trwale $C \sum_{i=1}^t \Sigma_i$ lub nietrwale $C(L)\Sigma_t$ wytrącenie zmiennych z równowagi długookresowej. W modelu (3.4) wyodrębnia się zatem trendy stochastyczne $I(1)$ i szoki stacjonarne oraz dekomponuje proces generujący zmienne x_t na część niestacjonarną i stacjonarną (por. Majsterek 2008, Wróblewska 2010, 2015, Pajor, Wróblewska 2017).

3.3 Analiza wspólnych trendów stochastycznych w systemie $I(2)$

Proces $I(2)$ jest podwójną sumą procesów czysto losowych lub innymi słowy skumulowaną ścieżką losową. Dla procesu $I(2)$ wpływ szoku stochastycznego z przeszłości nie tylko nie ustaje, ale i ulega dodatkowemu wzmocnieniu. Oznacza to, że skutki szoku dla przyrostów zmiennej i temp wzrostu zmiennej są trwałe. Wraz ze wzrostem liczebności próby asymptotyczne różnice zmiennych generowanych przez procesy $I(1)$ oraz $I(2)$ zanikają i procesy $I(2)$ coraz bardziej przypominają procesy $I(1)$. W małych próbach procesy $I(2)$ bywają często mylone z procesami wybuchowymi, które są $I(0)$. Procesy $I(2)$ w porównaniu z procesami $I(1)$ mają znacznie gładzsze wykresy, dłuższe okresy wahań oraz większe amplitudy (por. Majsterek 2008).

Jeżeli macierz $A_{\perp}^T (\sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s - I) B_{\perp}$ (por. wzór (3.5)) ma pełny rząd kolumnowy, to jedynymi wspólnymi trendami są trendy stochastyczne $I(1)$ i istnieje macierz C z równania (3.4). Niepełny rząd tej macierzy pozwala zapisać model CVAR dla zmiennych $I(2)$ w postaci:

$$\Delta^2 Y_t = \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \sum_{s=1}^{S-2} \Psi_s \Delta^2 Y_{t-s} + \Sigma_t, \quad (3.10)$$

gdzie:

$$\Gamma = \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s - I,$$

$$\Psi_s = -\sum_{j=s+1}^{S-1} \Gamma_j.$$

Macierz Γ o wymiarach $M \times M$ definiuje związki średniookresowe, podobnie do macierzy Π definiującej związki długookresowe.

Model (3.10) można rozszerzyć o M -wymiarowy wektor kolumnowy składników deterministycznych μ_0 (zob. Johansen 1991).

Jeżeli $Y \sim I(2)$, 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.

Wyrażenie $CI(2,2)$ oznacza, że pomiędzy zmiennymi, których procesy generujące są zintegrowane w stopniu drugim (pierwsza cyfra 2 w nawiasie) zachodzi relacja kointegrująca – CI . W przypadku procesów $I(2)$ nie wszystkie procesy muszą być zintegrowane w stopniu drugim. Wymogiem minimum jest aby proces generujący dla zmiennej objaśnianej był $I(2)$, podobnie jak jeden z procesów generujących dla zmiennej objaśniającej. Pozostałe procesy generujące dane mogą być $I(1)$. Druga cyfra w nawiasie wskazuje, o ile relacja kointegrująca obniża rząd zintegrowania. Po odjęciu drugiej cyfry w nawiasie od pierwszej określa się, czy relacja długookresowa jest stacjonarna (proces resztowy jest zintegrowany w stopniu zerowym) czy niestacjonarna (proces resztowy jest zintegrowany w stopniu jeden). Jeżeli obie cyfry są

sobie równe i relacja kointegrująca jest stacjonarna, to taką relację można interpretować jako równowagową. Relacja $CI(2,1)$ w długim okresie jest również relacją równowagową.

W modelu ze zmiennymi $I(1)$ 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 zależności R_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 długo- i średniookresowej równowagi. Przestrzeń $CI(2,1)$ z macierzy B_1 zawiera również wektory kointegrujące, gdyż redukują one stopień integracji o 1, ale nie mają one tak jednoznacznej interpretacji jak w macierzy B_0 . Obie przestrzenie są wzajemnie ortogonalne.

Skointegrowanie typu $CI(2,1)$ charakteryzuje się tym, że zmienne w bardzo długim okresie mają podobne trendy stochastyczne, ale w średnim i krótkim okresie ich ścieżki wzrostu nie są ze sobą powiązane. Relacje kointegracyjne $B_1^T Y_{t-1}$ likwidują tylko trendy stochastyczne tkwiące w przyrostach. Szoki oddziałujące na relacje $CI(2,1)$ nie ulegają wzmocnieniu. Mechanizm korekty błędem działa jedynie asymptotycznie (w bardzo dużej próbie).

Podobnie do modelu CVAR ze zmiennymi $I(1)$, również w modelu CVAR ze zmiennymi $I(2)$ istnieje reprezentacja wspólnych trendów stochastycznych. Jej interpretacja jest jednak bardziej złożona. Zależności odśrodkowe w systemie $I(2)$ definiuje się z wykorzystaniem czterech macierzy:

$A_{1\perp}$ – macierz o wymiarach $M \times P_1$ współczynników definiujących średniookresowe szoki $I(1)$,
 $A_{2\perp}$ – macierz o wymiarach $M \times P_2$ współczynników bazowych trendów stochastycznych $I(2)$,
 $B_{1\perp}$ – kluczowa składowa macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$,

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

P_1, P_2 – oznaczają liczbę bazowych wspólnych trendów stochastycznych odpowiednio I(1) i 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. Majsterek 2003a, 2008).

Pełny rząd macierzy Π ($r(\Pi) = M$) oznacza łączną stacjonarność Y . Podstawienie

$\Gamma = \sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s - I$ do $A_{\perp}^T (\sum_{s=1}^{S-1} \Gamma_s - I) B_{\perp}$ daje $A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}$. Pełny rząd macierzy $A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}$, $r(A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}) = M - R$, wskazuje na łączną stacjonarność ΔY .

Pełny rząd macierzy Γ determinuje liniową niezależność parametrów, które są związane z opóźnionymi przyrostami wszystkich zmiennych. Usunięte zostają wszystkie trendy stochastyczne z drugiego składnika modelu (3.10). Zapewniona zostaje stacjonarność zmiennych objaśniających zawartych w ΔY_{t-1} . Wystarczającym narzędziem analizy pozostaje model CVAR ze zmiennymi I(1).

Drugim skrajnym przypadkiem jest $r(A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}) = 0$, co implikuje $\Delta Y \sim I(1)$ i brak średniookresowych reakcji dostosowawczych. Jeżeli dodatkowo $r(\Pi) = 0$, to model CVAR ze zmiennymi I(2) (3.10) przekształca się w model VAR dla drugich przyrostów. Pomędzy zmiennymi zintegrowanymi w drugim stopniu zachodzą tylko zależności krótkookresowe.

Niepełny rząd macierzy $A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}$, $0 < r(A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}) < M - R$, oznacza, że pierwsze przyrosty nie są łącznie stacjonarne i w modelu obecne są zmienne I(2). Możliwa jest wtedy dekompozycja macierzy $A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}$:

$$A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp} = \Xi N^T, \quad (3.11)$$

gdzie:

Ξ, N – macierze o wymiarach $(M - R) \times P_1, P_1 < (M - R)$ spełniające założenia:

$$A_{1\perp}^T A_{1\perp} = \Xi, \quad (3.12)$$

$$B_{1\perp}^T B_{1\perp} = N. \quad (3.13)$$

Liczba bazowych wspólnych trendów stochastycznych dla pierwszych różnic (są to trendy I(2)) jest dopełnieniem do pełnego rzędu macierzy $A_{1\perp}^T \Gamma B_{1\perp}$, $r(A_{1\perp}^T \Gamma B_{1\perp}) = M - R$. Macierz $A_{1\perp}^T \Gamma B_{1\perp}$ dotyczy pierwszych przyrostów zmiennych. Zastosowanie dekompozycji (3.11) wyodrębnia spośród $M - R$ trendów stochastycznych $P_2 = M - R - P_1$ bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) oraz P_1 kombinacji pierwszych przyrostów. Bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2) nie kointegrują się w ogóle, a kombinacje pierwszych przyrostów kointegrują się do stacjonarności. Dla macierzy Ξ oraz N nie ma bezpośredniej interpretacji ekonomicznej, ale są one przydatne na etapie estymacji pozostałych macierzy parametrów modelu CVAR ze zmiennymi I(2) (por. Majsterek 2003a, Juselius 2006).

Macierz $B_{1\perp}$ składa się z elementów, które są składnikami wag trendów stochastycznych I(1):

$$A_{1\perp}^T \sum_{i=1}^t \Sigma_i, \quad (3.14)$$

i jest związana ze średniookresowymi trendami I(1), w przeciwieństwie do macierzy B_1 , która zawiera relacje CI(2,1) o charakterze długookresowym. Dlatego obie macierze nie mają takiej samej interpretacji, jak to ma miejsce w modelu CVAR ze zmiennymi I(1). Ponadto macierz $B_{1\perp}$ jest średniookresową macierzą kointegrującą, gdyż obniża stopień integracji przyrostów zmiennych. Z podwójnej roli macierzy $B_{1\perp}$ wynika:

$$\Gamma = A_{1\perp} B_{1\perp}^T. \quad (3.15)$$

Powyższa dekompozycja jest rezultatem podstawienia wyrażeń (3.12) i (3.13) do równania (3.11) odpowiednio w miejsce Ξ i N . Wyrażenie (3.15) pozwala zauważyć, że P_1 liniowo niezależnych związków $B_{1\perp} \Delta Y_{t-1}$, czyli pierwszych przyrostów trendów I(1) jest stacjonarnych, gdzie P_1 określa liczbę liniowo niezależnych relacji stacjonarnych

zachodzących między pierwszymi przyrostami zmiennych $I(2)$. Poprzez P_1 zostaje wyznaczony rząd kointegracji średniookresowej. Związki kointegracyjne $B_{1\perp}\Delta Y_{t-1}$ stanowią zatem przypadek $CI(1,1)$, ale nie są to relacje równowagi długookresowej. Macierz $A_{1\perp}$ można interpretować jako macierz dostosowań do średniookresowych relacji kointegracyjnych (por. Majsterek 2003a).

Zależności (3.12) i (3.13) mogą posłużyć do otrzymania przekształceń z interesującą interpretacją. Punkt wyjścia stanowi następująca dekompozycja macierzy jednostkowej:

$$I = A(A^T A)^{-1} A^T + A_{\perp}(A_{\perp}^T A_{\perp})^{-1} A_{\perp}^T, \quad (3.16)$$

$$I = B(B^T B)^{-1} B^T + B_{\perp}(B_{\perp}^T B_{\perp})^{-1} B_{\perp}^T. \quad (3.17)$$

Korzystając z (3.16) i (3.12) można macierz $A_{1\perp}$ zapisać w postaci:

$$A_{1\perp} = [A(A^T A)^{-1} A^T + A_{\perp}(A_{\perp}^T A_{\perp})^{-1} A_{\perp}^T] A_{1\perp} = A_{\perp}(A_{\perp}^T A_{\perp})^{-1} (A_{\perp}^T A_{1\perp}) = \bar{A}_{\perp} \Xi, \quad (3.18)$$

gdzie:

$$\bar{A}_{\perp} = A_{\perp}(A_{\perp}^T A_{\perp})^{-1},$$

$$A(A^T A)^{-1} A^T A_{1\perp} = 0.$$

Analogicznie do zależności (3.18) można otrzymać:

$$B_{1\perp} = B_{\perp}(B_{\perp}^T B_{\perp})^{-1} (B_{\perp}^T B_{1\perp}) = \bar{B}_{\perp} N. \quad (3.19)$$

Wzór (3.18) definiuje projekcję macierzy współczynników przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$, a wzór (3.19) określa dopełnienia ortogonalne macierzy kointegrującej w przestrzeń $I(1)$. Projekcja (rzutowanie) w przestrzeń trendów stochastycznych $I(2)$ jest następująca:

$$A_{\perp} \Xi_{\perp} = A_{2\perp}, \quad (3.20)$$

$$B_{\perp} N_{\perp} = B_{2\perp}. \quad (3.21)$$

Dopełnienia ortogonalne $\Xi_{\perp}$ i $N_{\perp}$ są macierzami projekcji w przestrzeń trendów $I(2)$ (por. Paruolo 2000, Majsterek 2008).

W modelu ze zmiennymi I(2) niemożliwe jest rozwiązanie analogiczne do (3.4), ponieważ Y nie może być przedstawiony w postaci pojedynczej sumy procesów stacjonarnych. Macierz $A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}$ ma niepełny rząd, $0 < r(A_{\perp}^T \Gamma B_{\perp}) < M - R$. W takim przypadku reprezentację wspólnych trendów stochastycznych (3.4) należy zastąpić równaniem:

$$Y_t = C_1 \sum_{i=1}^t \Sigma_i + C_2 \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^j \Sigma_i + C(L) \Sigma_t, \quad (3.22)$$

gdzie:

$$C_2 = B_{2\perp} (A_{2\perp}^T (\Gamma B (B^T B)^{-1} (A^T A)^{-1} A^T \Gamma - \sum_{s=1}^{S-2} \Psi_s) B_{2\perp}^T)^{-1} A_{2\perp}^T \quad (3.23)$$

oraz C_2 oznacza macierz o wymiarach $M \times M$ parametrów związaną z trendami stochastycznymi I(2) postaci:

$$A_{2\perp}^T \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^j \Sigma_i, \quad (3.24)$$

Σ_i - wektor procesów resztowych z modelu CVAR dla procesów I(2).

Element c_{2mn} $M \times M$ wymiarowej macierzy szoków I(2) C_2 mierzy wpływ trwałego (podwójnie skumulowanego) szoku pochodzącego z n -tej zmiennej na m -tą zmienną. Element c_{1mn} $M \times M$ wymiarowej macierzy C_1 mierzy wpływ średniookresowego szoku pochodzącego z n -tej zmiennej na m -tą zmienną.

Obecność w modelu (3.10) wektora składników deterministycznych (stała i trend) rozszerza reprezentację wspólnych trendów stochastycznych I(2) o wyrażenie (zob. Haldrup 1999): $0,5C_2\mu_0 t^2 + (0,5C_2 + C_1)\mu_0 t$.

Interpretacja macierzy $A_{\perp}$ oraz $B_{\perp}$ jest klarowna tylko dla przypadku I(1). W analizie I(2) niezbędna jest dekompozycja tych macierzy na macierze definiujące współczynniki kombinacji liniowych definiujących trendy I(1) $A_{1\perp}$ i trendy I(2) $A_{2\perp}$. Macierz $A_{2\perp}$ zawiera współczynniki bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2). Macierz $B_{2\perp}$ jest kluczową składową macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych I(2). Macierz wag definiuje następująca zależność, która jest częścią wzoru (3.23):

$$\tilde{B}_{2\perp} = B_{2\perp} (A_{2\perp}^T (\Gamma B (B^T B)^{-1} (A^T A)^{-1} A^T \Gamma - \sum_{s=1}^{S-2} \Psi_s) B_{2\perp}^T)^{-1}. \quad (3.25)$$

W macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$ bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) występuje macierz kointegrująca i macierz wag długookresowych relacji kointegrujących, których nie ma w rozwiązaniu modelu ze zmiennymi I(1). Bazowe wspólne trendy stochastyczne można przedstawić następująco:

$$\bar{a}_{1n} \sum \sum \Sigma_{1t} + \dots + \bar{a}_{Mn} \sum \sum \Sigma_{Mt}, \quad n = 1, 2, \dots, P_2, \quad (3.26)$$

gdzie $\bar{a}_{ij}$ jest elementem macierzy $A_{2\perp}$.

Wpływ P_2 trendów stochastycznych I(2) na wybraną m -tą zmienną w systemie można zapisać w postaci:

$$w_{m1}(\bar{a}_{11} \sum \sum \Sigma_{1t} + \dots + \bar{a}_{M1} \sum \sum \Sigma_{Mt}) + \dots + w_{m,P_2}(\bar{a}_{1,P_2} \sum \sum \Sigma_{1t} + \dots + \bar{a}_{M,P_2} \sum \sum \Sigma_{Mt}), \quad (3.27)$$

gdzie w_{ij} to element macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$ bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) ze wzoru (3.25) (por. Majsterek 2008).

Macierzy C_1 z zależności (3.22) nie można zdekomponować w taki sposób aby jej składowe były interpretowalne. Wynika to z następujących wzorów (por. Juselius 2004):

$$B^T C_1 = -(A^T A)^{-1} A^T \Gamma C_2, \quad (3.28)$$

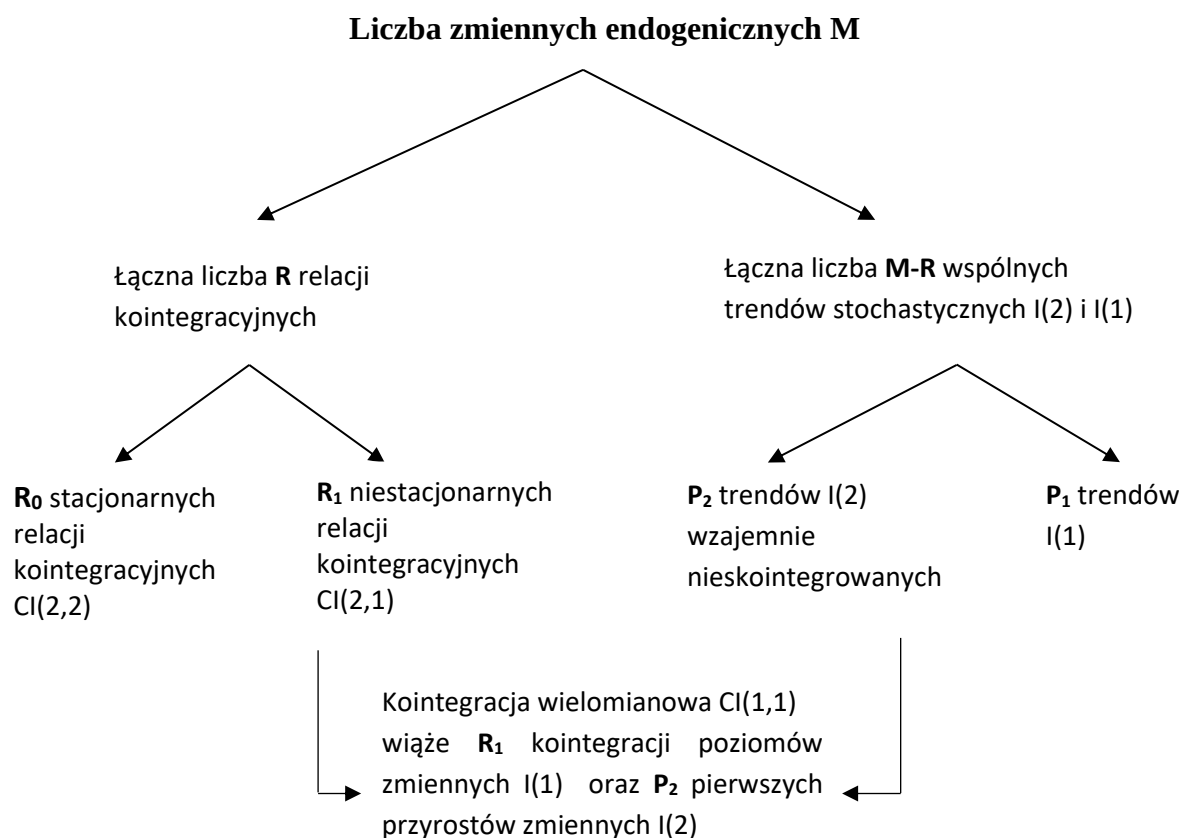
$$B_{1\perp}^T C_1 = (A_{1\perp}^T A_{1\perp})^{-1} A_{1\perp}^T [I - (\Gamma B (B^T B)^{-1} (A^T A)^{-1} A^T \Gamma + I - \Gamma_1) C_2], \quad (3.29)$$

Macierz współczynników przy trendach I(1) C_1 , która utożsamiana jest ze średniookresowymi szokami I(1), nie posiada prostej dekompozycji, która obecna jest dla tej macierzy w reprezentacji wspólnych trendów stochastycznych w domenie I(1). Z (3.29) wynika, że macierzy $B_{1\perp}$ nie można przypisać roli kluczowego elementu macierzy wag. Ponadto równania (3.28) i (3.29) przedstawiają wpływ współczynników przy trendach stochastycznych I(2) (macierze C_2) na elementy macierzy trendów I(1). Pozwala to interpretować trendy I(1) jako pierwszą sumę stacjonarnych szoków stochastycznych lub jako specyficznie skointegrowane trendy I(2). Szoki oddziałujące na zmienne zintegrowane w stopniu drugim (najtrwalsze szoki) mogą ulec skointegrowaniu z innymi szokami I(2)

pochodzącymi z innej zmiennej w systemie i nie są wtedy eksportowane do pozostałych zmiennych. Możliwy jest także przypadek, że szoki pochodzące ze zmiennych $I(1)$ ulegają kumulacji do długookresowych szoków $I(2)$. Ponadto macierz C_1 (por. wzór 3.28 i 3.29) ulega modyfikacji, jeżeli w modelu uwzględniony zostanie trend deterministyczny (zob. Johansen 1994b, 1995b). Trudność interpretacyjna macierzy $B_{1\perp}$ w rozwiązaniu wspólnych trendów stochastycznych nie przeszkadza by elementy macierzy $A_{1\perp}$ traktować jako współczynniki przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$ (por. Majsterek 2008).

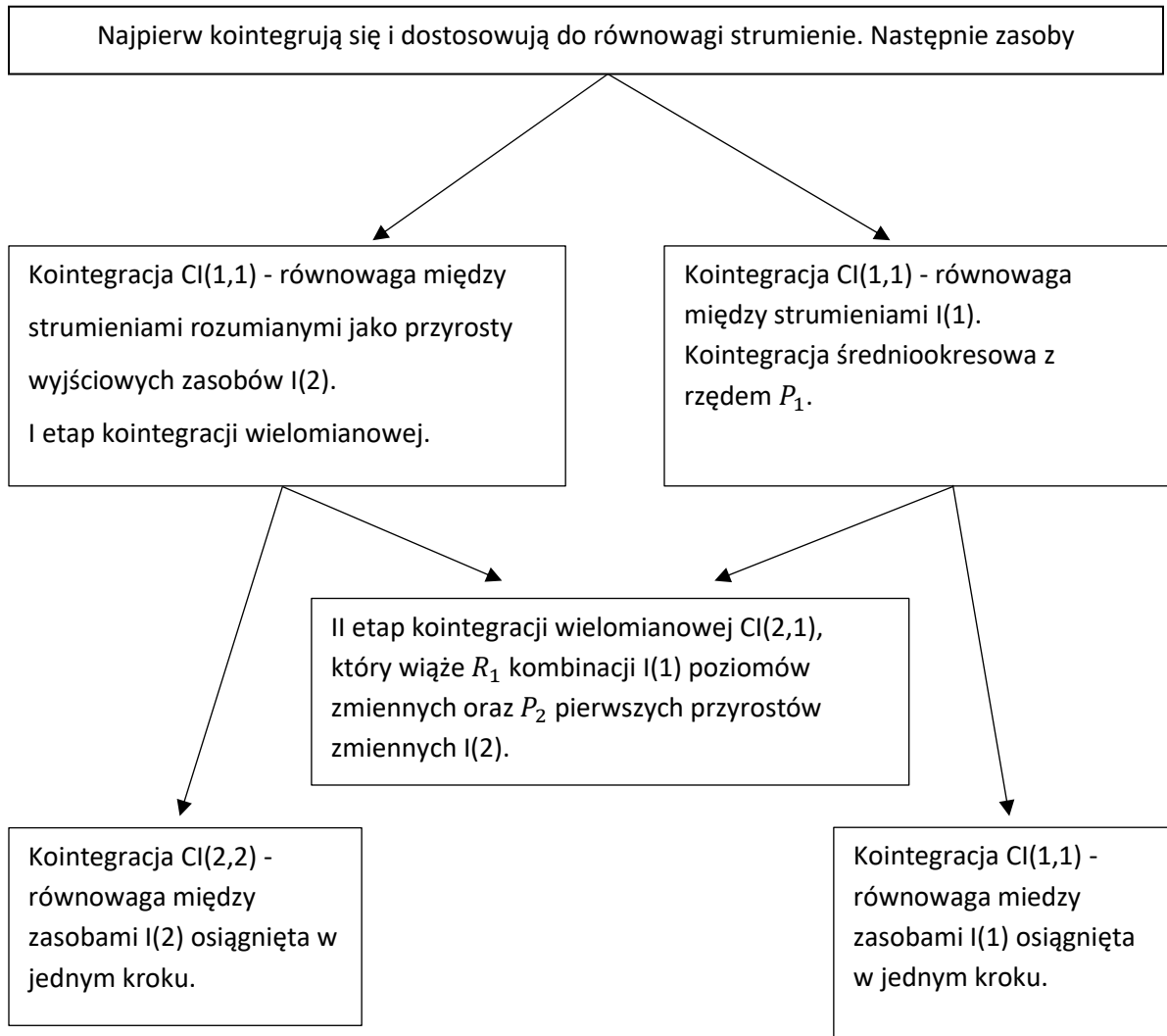
Powyższe rozważania można podsumować w postaci rysunków 7 i 8.

Rysunek 7. Analiza kointegracyjna dla procesów $I(2)$



Źródło: Opracowano na podstawie Majsterek (2008).

Rysunek 8. Proces stopniowego osiągnięcia równowagi w przypadku procesów I(2)



Źródło: Opracowano na podstawie Majsterek (2023).

Na rysunku 7 pokazano, że w modelu CVAR dla procesów I(2) istnieją P_2 relacje równowagi średnio- i długookresowej $CI(1,1)$. Są to równania kointegracji wielomianowej, które można zapisać w postaci:

$$B^T Y_{t-1} + \delta^T \Delta Y_{t-1}. \quad (3.30)$$

Obok kointegracji wielomianowej występuje średniokresowa relacja równowagi: $B^T \Delta Y_{t-1} + B_{1\perp}^T \Delta Y_{t-1}$. Obie relacje łącznie pokazują wszystkie siły, które opisują dążenie do równowagi w modelu CVAR dla procesów I(2):

$$B^T Y_{t-1} + \delta^T \Delta Y_{t-1} + B^T \Delta Y_{t-1} + B_{1\perp}^T \Delta Y_{t-1}, \quad (3.31)$$

gdzie:

$B_{11}^T \Delta Y_{t-1}$ – średniookresowy błąd równowagi (por. Juselius 2006).

Za dostosowania do relacji równowagowej w modelu CVAR dla procesów I(2) odpowiadają dwie macierze: A i δ . Współczynnik dostosowań δ_{ij} opisuje, jak stopa wzrostu $\Delta Y_{j,t}$ dostosowuje się do długookresowego błędu równowagi $B_i^T Y_t$. Współczynnik dostosowań A_{ij} przedstawia w jaki sposób stopa przyspieszenia $\Delta^2 Y_{j,t}$ dąży do dynamicznej relacji równowagi $B_i^T Y_{t-1} + \delta_i^T \Delta Y_{t-1}$.

Możliwe są trzy sytuacje dążenia do równowagi:

1. jeżeli $\delta_{ij} B_{ij} > 0$, (gdzie j oznacza numer zmiennej w relacji równowagowej, a i oznacza numer relacji równowagowej), wtedy pierwsze różnice zmiennych $\Delta Y_{j,t}$ korygują się o wartość poziomów zmiennych $Y_{j,t-1}$,
2. jeżeli $A_{ij} B_{ij} < 0$, to stopy przyspieszenia $\Delta^2 Y_{j,t}$ korygują się o błąd długookresowej relacji równowagowej $B_i^T Y_{t-1}$,
3. jeżeli $A_{ij} \delta_{ij} < 0$, zatem stopy przyspieszenia $\Delta^2 Y_{j,t}$ korygują się o część błędu $\delta_i^T \Delta Y_{t-1}$ z długookresowej wielomianowej relacji równowagowej $B_i^T Y_{t-1} + \delta_i^T \Delta Y_{t-1}$.

W pozostałych przypadkach w modelu CVAR dla procesów I(2) nie ma dostosowań korygujących do relacji równowagowych. Nie ma korekty błędem z poprzedniego okresu, występuję za to akceleracja błędu (por. Juselius 2006, 2015).

Model CVAR dla procesów I(2) z dekompozycją na równanie kointegracji wielomianowej i relacji średniookresowej, przy założeniu ($R = 1, P_1 = P_2 = 1$), można zapisać w następujący sposób:

$$\begin{bmatrix} \Delta^2 Y_{1,t} \\ \Delta^2 Y_{2,t} \\ \Delta^2 Y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 \\ A_2 \\ A_3 \end{bmatrix} (B^T Y_{t-1} + \delta^T \Delta Y_{t-1}) + \begin{bmatrix} \zeta_{11} & \zeta_{21} \\ \zeta_{12} & \zeta_{22} \\ \zeta_{13} & \zeta_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B^T \Delta Y_{t-1} \\ B_{11}^T \Delta Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix}, \quad (3.32)$$

gdzie:

ζ – macierz współczynników dostosowań do równowagowej relacji średniookresowej.

Więcej informacji na temat kointegracji wielomianowej można znaleźć w pracach: Juselius (2006), Johansen (1994a, 2006), Haldrup (1994, 1999), Paruolo (2000), Paruolo, Rahbek (1999), Majsterek (2008), Kelm (2013).

We właściwym wyborze modelu CVAR (ze zmiennymi $I(1)$, czy $I(2)$) może pomóc zidentyfikowanie tzw. symptomów $I(2)$ w $I(1)$.

Pierwszym sygnałem istnienia zmiennych $I(2)$ w modelu jest obecność pierwiastków jednostkowych w macierzy stowarzyszonej (zob. Majsterek 2008) zdefiniowanej dla modelu (3.10). Służy ona do badania pozostałości niestacjonarności w pierwszych przyrostach zmiennych i jest stowarzyszona z macierzą średniego opóźnienia Γ .

Drugim sposobem potwierdzenia symptomów $I(2)$ jest analiza macierzy stowarzyszonej do macierzy mnożników długookresowych Π . Jeżeli nie jest możliwe wyprowadzenie wartości własnych bliskich jedności z tej macierzy poprzez obniżenie rzędu kointegracji, to obecność takich pierwiastków wskazuje na zmienne $I(2)$, a nie na przeszacowanie liczby relacji długookresowych. W modelu ze zmiennymi $I(1)$ pominięta jest macierz parametrów Γ , a wartości własne bliskie jedności związane ze zmiennymi $I(2)$ są obecne w macierzy stowarzyszonej do macierzy Γ . Dodatkowe pierwiastki jednostkowe w modelu ze zmiennymi $I(1)$ są mylnie identyfikowane jako wartości własne macierzy stowarzyszonej do macierzy Π .

Trzeci sposób potwierdzenia symptomów $I(2)$ jest związany z analizą reszt, czyli składników korekty błędem $B^T Y_{t-1}$. Jeżeli rząd kointegracji jest poprawnie zidentyfikowany, to reszty w modelu bez zmiennych $I(2)$ są $I(0)$. Identyfikacja reszt (1) wskazuje na obecność zmiennych $I(2)$ (por. Juselius 2002, 2006).

W przypadku procesów $I(2)$ należy również wspomnieć o strategii modelowania $I(2)$ w $I(1)$. Przeprowadzenie analizy w modelu ze zmiennymi $I(1)$ mimo niezerowego rzędu macierzy $A_{2\perp}$ ($P_2 > 0$) jest możliwe w przypadku nieodrżucenia restrikcji homogeniczności relacji

długookresowej (lub relacji długookresowych) $CI(2,1)$ w modelu ze zmiennymi nominalnymi $I(2)$. Restrykcja homogeniczności (jednorodności) równania długookresowego oznacza, że parametry, które podlegają restrykcjom sumują się do zera (por. Juselius 2006). Innymi słowy zmienne $I(2)$, przy których parametry podlegają restrykcjom, są objaśniane przez ten sam wspólny trend stochastyczny $I(2)$ (por. Kongsted 2005). Pozwala to przejść z modelu ze zmiennymi nominalnymi $I(2)$ na model zmiennymi realnymi $I(1)$ (zob. Juselius 2004, 2006, Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006, Majsterek 2008, Kelm 2013).

Zazwyczaj stopień integracji zmiennej nominalnej jest o jeden wyższy niż stopień integracji zmiennej realnej podobnie, jak stopień zintegrowania zmiennej zasobowej jest o jeden wyższy od stopnia zintegrowania zmiennej strumieniowej. Nie jest to jednak reguła. Zmienna realna nie jest zintegrowana w wyższym stopniu niż zmienna nominalna, może być jednak zintegrowana w tym samym stopniu, jeśli pomiędzy kategorią nominalną a cenami nie zachodzi jednorodny związek długookresowy, który charakteryzuje się tym, że parametr stojący przy cenach w równaniu długookresowym dla kategorii nominalnej jest równy jedności.

Jeżeli liczba trendów stochastycznych $I(2)$ $P_2 > 0$, to należy zastosować model CVAR dla procesów $I(2)$. Warunkiem przejścia z modelu ze zmiennymi $I(2)$ do modelu ze zmiennymi $I(1)$ jest nieodrzućenie hipotezy o zerowym rzędzie kluczowej macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ - B_{2L} . Oznacza to brak wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$, $P_2 = 0$. Z kolei warunkiem koniecznym (ale niewystarczającym) przejścia z modelu ze zmiennymi nominalnymi $I(2)$ do modelu ze zmiennymi realnymi $I(1)$ jest homogeniczność równania długookresowego, gdzie zmienną objaśnianą jest zmienna $I(2)$ a zmienną objaśniającą jest cena (lub ceny kraju i zagranicy). Dodatkowo wymaga się spełnienia restrykcji homogeniczności w kointegrującej relacji średniookresowej. Wynika to z możliwej dekompozycji macierzy kointegrującej na macierz bezpośredniej i wielomianowej kointegracji. Model ze zmiennymi realnymi, mimo iż $P_2 > 0$, jest modelem CVAR dla procesów $I(1)$ –

analiza I(2) w I(1). Nie jest to jednak klasyczny model CVAR dla procesów I(1), bo wtedy $P_2 = 0$.

Dla dokładniejszego prześledzenia procesu przejścia z modelu ze zmiennymi nominalnymi I(2) do modelu ze zmiennymi realnymi I(1) można wykorzystać równanie wymiany Fishera (por. wzór 1.3) lub warunek parytetu siły nabywczej (por. wzór 2.13) i warunek nieubezpieczonego parytetu stóp procentowych (por. wzór 2.21). Wektor zmiennych nominalnych Y_t dla równania wymiany składa się z :

$$Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l], \quad (3.33)$$

gdzie nominalna podaż pieniądza m_t i ceny p_t są potencjalnie zmiennymi I(2).

Jeżeli $(m_t, p_t) \sim I(2)$ i $(y_t, R_t^s, R_t^l) \sim I(1)$ oraz relacja długookresowa między nominalną podażą pieniądza a cenami $m_t - p_t$ jest relacją kointegrującą typu $CI(2,1)$, to zachodzi homogeniczność długookresowej relacji między nominalną podażą pieniądza a cenami. Zmienne I(2) z modelu (por. wzór 3.33) podlegają transformacji do zmiennych I(1). Nominalną podaż pieniądza m_t zastępuję się realną podażą pieniądza $m_t - p_t$, a za ceny p_t podstawia się inflację Δp_t . Jeżeli homogeniczność długookresowej relacji $m_t - p_t$ jest niespełniona, to zachodzi $m_t - ap_t \sim I(1)$. Wtedy realna podaż pieniądza $m_t - p_t = [(m_t - p_t) + (1 - a)p_t] \sim I(2)$ zawiera komponent I(2). Jeżeli współczynnik $(1 - a)$ jest bliski zera, to istnieje ryzyko niewykrycia komponentu I(2). Modele zawierające niestacjonarne zmienne realne I(1) powinny zawierać miarę tempa wzrostu zmiennej nominalnej w celu poprawnej specyfikacji i spójności z dynamiczną relacją równowagową co pozwala poprawnie opisać dane makroekonomiczne (por, Juselius 2006).

Homogeniczność r -tej kointegrującej relacji długookresowej jest spełniona, jeżeli zachodzi warunek:

$$R_r B_r = 0 \ (r = 1, \dots, R). \quad (3.34)$$

Ponieważ jedynymi potencjalnymi zmiennymi I(2) w systemie zależności (3.33) są podaż pieniądza m_t i ceny p_t , warunek (3.34) można zapisać następująco:

$$1m_t - 1p_t + B_3y_t + B_4R_t^s + B_5R_t^l = \eta_{m,t} \quad (3.35)$$

Homogeniczność kointegrującej relacji średniookresowej wymaga by zaszło (por. Majsterek 2008):

$$R_p^1 B_p^{1\perp} = 0 \quad (p = 1, \dots, P_1). \quad (3.36)$$

W warunkach (3.34), (3.35) i (3.36) pomija się oddziaływanie trendu deterministycznego na ceny i nominalną podaż pieniądza. Jeżeli trend liniowy tkwi w cenach i nominalnej podaży pieniądza, należy warunki długo- i średniookresowej jednorodności rozszerzyć o współtrendowość, która oznacza równość parametrów przy zmiennej czasowej w równaniu dla podaży pieniądza i cen (por. Majsterek 2008).

Restrykcje homogeniczności kointegrujących relacji długookresowych i średniookresowych można połączyć w ramach jednej macierzy $\tau = (B', B_{1\perp}')$:

$$\tau = \begin{bmatrix} B_1' \\ \dots \\ B_R' \\ B_{1\perp}' \\ \dots \\ B_{P_1\perp}' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1i} & -a_{1i} & \dots \\ b_{ri} & -b_{ri} & \dots \\ c_{Ri} & -c_{Ri} & \dots \\ d_{R+1,i} & -d_{R+1,i} & \dots \\ e_{pi} & -e_{pi} & \dots \\ f_{P_1i} & -f_{P_1i} & \dots \end{bmatrix}, \quad (3.37)$$

gdzie τ jest macierzą o wymiarach $R + P_1 \times M$ lub równoważnie $M - P_2 \times M$.

W przypadku równania wymiany Fishera, gdzie $M = 5$ i np. $R_0 = 2, R_1 = 1$ oraz $P_1 = 1$, macierz τ można zapisać:

$$\tau = \begin{bmatrix} B_1' \\ B_2' \\ B_3' \\ B_{1\perp}' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & -a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & -b_{21} & 0 & 0 & 0 \\ c_{31} & -c_{31} & 0 & 0 & 0 \\ d_{41} & -d_{41} & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

Pierwsze trzy wiersze związane są z restrykcją homogeniczności kointegrującej relacji długookresowej, a wiersz ostatni dotyczy restrykcji homogeniczności kointegrującej relacji średniookresowej.

Zastosowanie restrykcji homogeniczności relacji długookresowej związane jest z analizą współczynników z wybranych wierszy macierzy Π . Pytanie, czy parametry z macierzy Γ mogą sugerować restrykcję homogeniczności relacji średniookresowej. Macierz Γ można zapisać jako sumę trzech komponentów:

$$\Gamma \Delta Y_{t-1} = (\Gamma \bar{B}) B \Delta Y_{t-1} + (A \bar{A}' \Gamma \bar{B}_{1\perp} + A_{1\perp}) B'_{1\perp} \Delta Y_{t-1} + (A \bar{A}' \Gamma \bar{B}_{2\perp}) B'_{2\perp} \Delta Y_{t-1}, \quad (3.38)$$

gdzie:

$$\bar{B} = B(B'B)^{-1},$$

$\bar{A}$ – jest definiowana podobnie do $\bar{B}$.

Pierwsze dwie składowe przedstawiają średniookresową relację między tempami wzrostu oraz homogeniczność relacji średniookresowej przy zachodzącej homogeniczności relacji długookresowej. Trzeci składnik $(A \bar{A}' \Gamma \bar{B}_{2\perp}) B'_{2\perp} \Delta Y_{t-1}$ jest $I(1)$, razem z $B' Y_{t-1}$ tworzy wielomianową relację kointegrującą $A[B' Y_{t-1} + (\bar{A}' \Gamma \bar{B}_{2\perp}) B'_{2\perp} \Delta Y_{t-1}] \sim I(0)$. Ponadto składnik ten jest proporcjonalny do głównej składowej macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych $B_{2\perp}$, który jest ortogonalny do $(B', B'_{1\perp})$. Wynika z tego, że $R'B = 0$ implikuje $R'B_{12} \neq 0$, co nie pozwala w analizie współczynników z wybranych wierszy macierzy Γ znaleźć potwierdzenia dla homogeniczności średniookresowej relacji kointegrującej.

Biorąc pod uwagę homogeniczność długookresowej relacji kointegrującej i towarzyszącą jej transformację zmiennych nominalnych $I(2)$ do zmiennych realnych $I(1)$, niejednorodna reakcja w nominalnych tempach wzrostu jest na ogół potrzebna, aby osiągnąć korektę w kierunku stacjonarnej równowagi długoterminowej. Jeżeli np. $m_t - p_t \sim I(1)$ i

$\Delta m_t - \Delta p_t \sim I(0)$ nie może dojść do kointegracji tych wyrażeń ze względu na ich różny stopień zintegrowania. Możliwa jest jedynie kointegracja $m_t - p_t$ z Δm_t (lub Δp_t).

Homogeniczność relacji średniookresowej interpretowana jako ograniczenie sumy zerowej we wszystkich wierszach macierzy Γ jest niespójna z homogenicznością relacji długookresowej

(por. Juselius 2006). Spełnienie warunków homogeniczności relacji długookresowej pozwala na usunięcie z modelu CVAR związków średniookresowych (por. Kelm 2013).

Spełnienie warunku homogeniczności kointegrującej relacji długookresowej między nominalną podażą pieniądza a cenami pozwala na przejście z modelu ze zmiennymi nominalnymi I(2), mimo występowania wspólnych trendów I(2) ($P_2 > 0, r(A_{2\perp}) > 0$), do modelu ze zmiennymi realnymi I(1). Umożliwia to zapisanie systemu zmiennych (3.33) w postaci:

$$Y_t = [m_t - p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l], \quad (3.39)$$

lub

$$Y_t = [m_t - p_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]. \quad (3.40)$$

System zmiennych (3.39) nie zawiera inflacji Δp_t . W obu systemach można testować dodatkowo restrykcję związaną z szybkością obiegu pieniądza (zob. Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006).

Długookresowa homogeniczność relacji między nominalną podażą pieniądza a cenami (3.35) jest uzasadnionym warunkiem, jeżeli implikuje długookresowy jednorodny związek $CI(2,1)$ dla realnej podaży pieniądza. Długookresowa homogeniczność relacji między nominalną podażą pieniądza a cenami typu $CI(2,2)$ wymaga oddziaływania innych zmiennych I(1) w systemie. Zachodzi wówczas efekt multikointegracji. Realna podaż pieniądza $m_t - p_t$ jest raczej generowana przez proces I(1), a nie I(0) (por. Majsterek 2008).

Drugim przykładem przejścia z modelu ze zmiennymi nominalnymi I(2) do modelu ze zmiennymi realnymi I(1) jest system również pięciu zmiennych składający się z cen kraju p_t^k i cen zagranicy p_t^z , nominalnych stóp procentowych kraju i zagranicy (odpowiednio R_t^k i R_t^z) oraz nominalnego kursu walutowego w ujęciu waluta krajowa do waluty zagranicznej ex_t :

$Y_t = [p_t^k \ p_t^z \ ex_t \ R_t^k \ R_t^z]$. Restrykcja pozwalająca na transformację zmiennych nominalnych I(2) do zmiennych I(1) w takim systemie zmiennych wymaga potwierdzenia hipotezy parytetu

siły nabywczej (PPP), czyli relacji kointegrującej: $p_t^k - p_t^z - ex_t = ppp_t$. Potwierdzenie PPP oznacza, że na ceny kraju, ceny zagranicy i kurs walutowy oddziałuje jeden wspólny trend stochastyczny I(2) i możliwa jest transformacja zmiennych nominalnych I(2) z modelu $Y_t = [p_t^k p_t^z ex_t R_t^k R_t^z]$ do zmiennych realnych I(1) w modelu $Y_t = [\Delta p_t^k \Delta p_t^z ppp_t R_t^k R_t^z]$ (por. Dennis 2006).

3.4 Metody weryfikacji hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza

Najczęściej stosuje się dwa podejścia do weryfikacji hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza (por. Bullard 1999, Brzoza-Brzezina i in. 2002). Pierwsze podejście wykorzystuje model ARIMA (autoregressive integrated moving average), który składa się z dwóch równań (zob. Fisher, Seater 1993). Drugie, związane jest z dwurównaniowym modelem SVAR (structural vector autoregressive model, zob. King, Watson 1997). Obie metody korzystają z modeli dla zmiennych stacjonarnych i skumulowanych funkcji odpowiedzi na impuls. Wówczas jedną ze zmiennych endogenicznych jest zmienna, której neutralność jest weryfikowana (np. podaż pieniądza, inflacja), a drugą, zmienna względem której neutralność jest badana (np. dochód narodowy, PKB, indeks produkcji przemysłowej, stopa bezrobocia, realna lub nominalna stopa procentowa). Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza na podstawie modelu CVAR jest rzadsza (por. Bullard 1999, Brzoza-Brzezina i in. 2002)

Punktem wyjścia weryfikacji hipotez LRN i LRNS jest znajomość rzędu zintegrowania procesów generujących dane (por. Fisher, Seater 1993). Jeżeli zmienna pieniężna (agregat monetarny m_t) jest zintegrowana w stopniu zero, to ze względu na brak trwałych szoków monetarnych hipoteza LRN nie jest weryfikowana (wariant „nie zachodzi” w tabeli 4). W przypadku, gdy stopień zintegrowania agregatu monetarnego jest o jeden wyższy niż zmiennej realnej y_t , zmienna realna nie pamięta trwałych szoków, których źródłem jest zmienna

monetarna. Hipoteza neutralności pieniądza jest spełniona automatycznie. Weryfikacji podlegają jedynie wariant 3 i 4, czyli przypadki, kiedy $m_t \sim I(1)$ i $y_t \sim I(1)$, $m_t \sim I(2)$ i $y_t \sim I(2)$ lub $m_t \sim (1)$ i $y_t \sim I(2)$.

Tabela 4. Rząd zintegrowania procesu generującego dane a hipoteza LRN

Pieniądz (m_t)	$\sim I(0)$	$\sim I(1)$	$\sim I(2)$
Zmienna realna (y_t)			
$\sim I(0)$	Nie zachodzi	Zachodzi	Zachodzi
$\sim I(1)$	Nie zachodzi	3	Zachodzi
$\sim I(2)$	Nie zachodzi	4	3

Opracowano na podstawie: Brzoza-Brzezina i in. (2002).

Weryfikacja hipotezy superneutralności pieniądza jest możliwa tylko, gdy proces generujący agregat monetarny jest zintegrowany w stopniu drugim, $m_t \sim I(2)$. Wariant 3 w tabeli 5 oznacza, że w pierwszym kroku należy potwierdzić hipotezę LRN.

Tabela 5. Rząd zintegrowania procesu generującego dane a hipoteza LRSN

Pieniądz (m_t)	$\sim I(0)$	$\sim I(1)$	$\sim I(2)$
Zmienna realna (y_t)			
$\sim I(0)$	Nie zachodzi	Nie zachodzi	Zachodzi
$\sim I(1)$	Nie zachodzi	Nie zachodzi	2
$\sim I(2)$	Nie zachodzi	Nie zachodzi	3

Opracowano na podstawie: Brzoza-Brzezina i in. (2002).

Znając stopień integracji zmiennych, w kolejnym kroku buduje się dwurównaniowy SVAR dla zmiennej realnej y_t i nominalnego pieniądza m_t (por. King, Watson 1997). Pomija się dla uproszczenia składniki deterministyczne. Model SVAR, przy założeniu, że procesy generujące zmienne y_t i m_t są zintegrowane w stopniu pierwszym, przyjmuje postać:

$$A \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = C_0 \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + C_p \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1-p} \\ \Delta m_{t-1-p} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} = C(L) \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}, \quad (3.41)$$

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 zakłada się, że są nieosobliwe. L jest operatorem opóźnienia, zaś $C(L)$ jest macierzowym wielomianem opóźnień:

$$C(L) = \sum_{j=0}^p C_j L^j. \quad (3.42)$$

Model SVAR (3.41) można przedstawić w formie zredukowanego modelu VAR:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = A^{-1}C(L) \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^m \end{bmatrix}, \quad (3.43)$$

ze składnikiem losowym określonym następująco:

$$u_t = \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^m \end{bmatrix} = A^{-1}B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \text{ lub } A \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^m \end{bmatrix} = B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}. \quad (3.44)$$

Macierz kowariancji składnika losowego u_t można zapisać:

$$E(u_t u_t') = \Psi = A^{-1}B E(\varepsilon_t \varepsilon_t') B'(A^{-1})' = A^{-1}BB'(A^{-1})'. \quad (3.45)$$

Następnie model (3.43) przekształca się do postaci końcowej w formie nieskończonej średniej ruchomej VMA:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} H^j \begin{bmatrix} u_{t-j}^y \\ u_{t-j}^m \end{bmatrix}, \quad (3.46)$$

gdzie:

$$H = A^{-1}C(L)$$

lub

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} H^j A^{-1}B \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-j}^y \\ \varepsilon_{t-j}^m \end{bmatrix}. \quad (3.47)$$

Model (3.44) można zapisać następująco:

$$\Delta y_t = d_{yy}(L)\varepsilon_t^y + d_{ym}(L)\varepsilon_t^m, \quad (3.48)$$

$$\Delta m_t = d_{my}(L)\varepsilon_t^y + d_{mm}(L)\varepsilon_t^m, \quad (3.49)$$

co pozwala na ujęcie zmiennych Δy_t i Δm_t jako nieskończonej sumy ważonej dwóch rodzajów zaburzeń strukturalnych – pojawiającego się w strefie realnej ε_t^y i monetarnego ε_t^m .

Przeprowadzona dekompozycja ε_t 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 $d_{ym}(1) = \sum d_{ym}$, pod warunkiem, że $d_{mm}(1) = \sum d_{mm} \neq 0$.

Rozpatrywany problem neutralności można weryfikować biorąc pod uwagę relację skumulowanych reakcji zmiennej Δy_t i Δm_t na zaburzenie monetarne (szok monetarny) ε_t^m :

$$\gamma_{ym} = d_{ym}(1) / d_{mm}(1), \quad (3.50)$$

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

Gdy $\gamma_{ym} = 0$, to potwierdzona zostaje długookresowa neutralność pieniądza (por. King, Watson 1997).

Wyznaczenie parametru γ_{ym} wymaga estymacji parametrów modelu SVAR (3.41) lub zredukowanej formy modelu VAR (3.43). W obu przypadkach problemem jest nałożenie restrykcji na elementy macierzy A i B . Model (3.41) jest modelem o równaniach współzależnych i nie spełnia podstawowego warunku identyfikowalności, stąd najlepiej, żeby przyjął on charakter rekurencyjny. Wiąże się to z nałożeniem w najprostszym przypadku restrykcji wyłączającej na parametr α_{ym} lub α_{my} . W ramach restrykcji można ustalić również niezerową wartość parametru α_{ym} lub α_{my} . O macierzy B zakłada się, że jest diagonalna. Wówczas spełniony jest konieczny warunek identyfikowalności. Przy takich warunkach nałożonych na macierze A i B , należy oszacować w pierwszej kolejności parametry równania, w którym nie ma bieżącej (nieopóźnionej) zmiennej endogenicznej w roli zmiennej objaśniającej. Estymacji można dokonać przy pomocy MNK. W celu uniknięcia wyznaczenia wartości (3.50) dla arbitralnie nałożonej restrykcji na parametr α_{ym} lub α_{my} można wyznaczyć wartość (3.50) warunkowo od szeregu wartości α_{ym} lub α_{my} . W ten sposób traktuje się γ_{ym} jako zmienną losową (por. King, Watson 1997, Dybka i in. 2017).

Innym sposobem na potwierdzenie długookresowej neutralności pieniądza, korzystając ze wzoru (3.50), jest analiza, przy warunku $d_{ym}(1) = 0$, ponieważ tylko w takim przypadku ułamek (3.50) może być równy zero. Wystarczy nałożyć restrykcję wyłączającą na skumulowane odpowiedzi zmiennej realnej na szok monetarny i dopiero na końcu wyznaczyć wartości parametrów α_{ym} lub/i α_{my} oraz sprawdzić ich sens ekonomiczny.

Badając neutralność pieniądza względem produkcji przemysłowej (PKB, dochodu narodowego) wektor zmiennych endogenicznych przyjmuje postać $X_t = (\Delta m_t, \Delta y_t)$. W przypadku neutralności stopy inflacji względem stopy bezrobocia (długookresowa krzywa Phillipsa) wektor zmiennych endogenicznych można zapisać jako $X_t = (\Delta^2 p_t, \Delta U_t)$. Jeżeli weryfikuje się hipotezę Fishera o długookresowej neutralności inflacji względem realnej stopy procentowej wektor zmiennych endogenicznych jest następujący $X_t = (\Delta^2 p_t, \Delta R_t)$. W przypadku neutralności inflacji względem realnej stopy procentowej można wykorzystać nominalną stopę procentową. Wyrażenie (3.50) przyjmuje wtedy postać:

$$\gamma_{R\pi} = d_{R\pi}(1) / d_{\pi\pi}(1) = 1,$$

$$d_{R\pi}(1) = d_{\pi\pi}(1).$$

Badając długookresową neutralność inflacji względem stopy bezrobocia relacja wpływu szoku inflacyjnego na stopę bezrobocia do wpływu szoku inflacyjnego na inflację powinien być zerowy:

$$\gamma_{U\pi} = d_{U\pi}(1) / d_{\pi\pi}(1) = 0$$

W przypadku hipotezy superneutralności pieniądza wektor zmiennych endogenicznych przyjmuje postać $X_t = (\Delta^2 m_t, \Delta y_t)$, a ułamek (3.50) równa się (por. King, Watson 1997):

$$\gamma_{y\Delta m} = d_{y\Delta m}(1) / d_{\Delta m\Delta m}(1) = 0.$$

Hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza nie są weryfikowane w jednym modelu (systemie zależności), a poszczególne zależności traktuje się oddzielnie z wykorzystaniem dwurównaniowego modelu SVAR.

Drugie najczęściej stosowane podejście do weryfikacji hipotez LRN i LRSN zakłada budowę modelu ARIMA złożonego z dwóch równań dla zmiennych zlogarytmowanych. Przez m_t oznacza się logarytm podaży pieniądza M_t . Z kolei przez y_t należy rozumieć stopę procentową, logarytm poziomu cen lub logarytm realnego PNB (por. Fisher, Seater 1993):

$$a(L)\Delta^{[m]}m_t = b(L)\Delta^{[y]}y_t + \varepsilon_t,$$

$$d(L)\Delta^{[y]}y_t = c(L)\Delta^{[m]}m_t + \zeta_t, \quad (3.51)$$

gdzie:

$[m]$ – oznacza stopień zintegrowania procesu generującego zmienną m_t , $m_t \sim I(m)$,

$[y]$ – oznacza stopień zintegrowania procesu generującego zmienną y_t ,

(L) – operator opóźnień,

Δm – tempo zmian podaży pieniądza, $[\Delta m] = [m] - 1$,

$a_0 = d_0 = 1$,

b_0 i c_0 nie podlegają restrykcjom.

Składniki losowe $(\varepsilon_t, \zeta_t)'$ pochodzą z rozkładów niezależnych. Każdy ze składników losowych ma zerową średnią, a macierz wariancji kowariancji Σ_σ określona jest następująco:

$$\Sigma_\sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon\varepsilon} & \sigma_{\varepsilon\zeta} \\ \sigma_{\varepsilon\zeta} & \sigma_{\zeta\zeta} \end{bmatrix}.$$

Hipotezy LRN i LRSN w modelu (3.51) związane są z wpływem zakłóceń egzogenicznej podaży pieniądza ε_t . W celu określenia długookresowego wpływu zakłóceń podaży pieniądza na podaż pieniądza, stopę procentową, poziom cen lub realny PNB (lub ich tempa zmian) wyznacza się iloraz pochodnych cząstkowych. Przed obliczeniem pochodnych dokonuje się podstawienia ze względu na odróżnienie zmian w poziomach i tempach zmian zmiennych:

$$x_t \equiv \Delta^i m_t,$$

$$z_t \equiv \Delta^j y_t,$$

gdzie: $i = \{0,1\}; j = \{0,1\}$

Długookresowy wpływ trwałych zmian podaży pieniądza na zmienną z_t określa granica z ilorazu pochodnych cząstkowych liczonych po zakłóceniach egzogenicznej podaży pieniądza ε_t – LRD (long run derivative):

$$LRD_{z,x} \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} (\partial z_{t+k} / \partial \varepsilon_t) / (\partial x_{t+k} / \partial \varepsilon_t) \quad (3.52)$$

Jeżeli $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = 0$, to występuje brak trwałych zmian w zmiennej pieniężnej i nie należy weryfikować długookresowej neutralności i superneutralności pieniądza. Długookresowa relacja pochodnych cząstkowych $LRD_{z,x}$ pozostaje niezdefiniowana. Licznik wyrażenia (3.52) mierzy wpływ egzogenicznego zaburzenia podaży pieniądza w czasie na zmienną z_t (stopa procentowa, ceny, realny PNB). Mianownik mierzy wpływ tego samego zaburzenia na zmienną monetarną. W celu oszacowania $LRD_{z,x}$ wykorzystano reprezentację funkcji odpowiedzi na impuls dla zmiennych x_t i z_t (por. Fisher, Seater 1993):

$$\begin{aligned} x_t &= \Delta^{-[x]}[\alpha(L)\varepsilon_t + \beta(L)\zeta_t], \\ z_t &= \Delta^{-[z]}[\gamma(L)\varepsilon_t + \lambda(L)\zeta_t], \end{aligned} \quad (3.53)$$

gdzie:

$$\alpha(L) = d(L) / [a(L)d(L) - b(L)c(L)],$$

$$\gamma(L) = c(L) / [a(L)d(L) - b(L)c(L)],$$

itd.

Na podstawie (3.53) można zapisać $\frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = L^k$, gdzie L^k związane jest z: $(1 - L)^{-[x]}\alpha(L)$ oraz $\Delta \equiv (1 - L)$.

Jeżeli stopień zintegrowania procesu generującego agregat monetarny lub tempo jego zmian jest zerowy ($[x] = 0$), to $\frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = \alpha_k$.

Dla pierwszego stopnia zintegrowania ($[x] = 1$), pochodna cząstkowa wynosi

$$\frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = \sum_{i=0}^k \alpha_i.$$

W celu wyznaczenia granicy należy skorzystać z własności (por. Fisher, Seater 1993):

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \xi_k = \chi(1), \quad (3.54)$$

gdzie $\chi(L) \equiv (1 - L)\xi(L)$.

Pozwala to uzyskać:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = \Theta(1), \quad (3.55)$$

$$\text{gdzie } \Theta(L) \equiv (1 - L)^{1-[x]} \alpha(L) \quad (3.56)$$

oraz

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial z_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = \Gamma(1), \quad (3.57)$$

$$\text{gdzie } \Gamma(L) \equiv (1 - L)^{1-[z]} \gamma(L).$$

Oszacowanie wartości $LRD_{z,x}$ zależy od $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t}$. Granica z pochodnej cząstkowej dla agregatu monetarnego liczonej po zaburzeniu podaży pieniądza w czasie uzależniona jest od stopnia zintegrowania procesu generującego zmienną monetarną $[x]$. Jeżeli $[x] < 1$, to $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t} = 0$, jeżeli $[x] = 1$, to $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t}$ jest skończona i gdy $[x] > 1$, to $\lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial x_{t+k}}{\partial \varepsilon_t}$ jest nieskończona. Gdy $[x] = 0$, $LRD_{z,x}$ nie jest zdefiniowane, zaś gdy $[x] = 1$, $LRD_{z,x} = \frac{\Gamma(1)}{\alpha(1)}$. W ostatnim przypadku, gdy $[x] > 1$, czyli $[x] = 2$, w celu oszacowania $LRD_{z,x}$ wykorzystuje się przyrosty zmiennych x i z , co jest równoważne z przemnożeniem $\Theta(L)$ i $\Gamma(L)$ przez $(1 - L)^{[x]-1}$, zanim wyznaczy się granice:

$$LRD_{z,x} = (1 - L)^{[x]-[z]} \gamma(L)|_{L=1} / \alpha(1). \quad (3.58)$$

Z równania (3.58) wynika, że wartość $LRD_{z,x}$ zależy od różnicy w stopniach zintegrowania procesu generującego zmienną x_t (podaż pieniądza) i zmienną z_t (nominalna stopa procentowa, ceny, realny PNB, por. Fisher, Seater 1993). Możliwe przypadki zostały zestawione w tabeli 6.

W przypadku, gdy $[x] - [z] = -1$, długookresowa relacja pochodnych $LRD_{z,x}$ jest skończona i ma granicę, jeżeli $\gamma(1) = 0$. Oznacza to, że:

$$LRD_{z,x} = (1 - L)^{-1} \Gamma(L) / \alpha(1) = c^*(1) / d(1), \quad (3.59)$$

$$\text{gdzie } c^*(L) \equiv (1 - L)^{-1} c(L)$$

Tabela 6. Zależności pomiędzy różnicą w stopniach zintegrowania procesu generującego dane ($[x] - [z]$), a wartością $LRD_{z,x}$

$[x] - [z]$	$LRD_{z,x}$
$[x] = 0$	Niezdefiniowana
$[x] - [z] \geq 1$	$LRD_{z,x} \equiv 0$.
$[x] - [z] = 0$	$LRD_{z,x} = \frac{\gamma(1)}{\alpha(1)} = \frac{c(1)}{d(1)}$
$[x] - [z] = -1$	$LRD_{z,x} = \frac{c^*(1)}{d(1)}$

Opracowano na podstawie: Fisher, Seater (1993).

Pieniądz jest w długim okresie neutralny, jeżeli $LRD_{z,x} = \lambda$ (por. Fisher, Seater 1993). Gdy y_t jest zmienną nominalną, to $\lambda = 1$, gdy jest zmienną realną lub nominalną stopą procentową, to $\lambda = 0$. Dla dwurównaniowego modelu (3.51) możliwe są cztery warianty związane z hipotezą LRN, które pokrywają się z zależnościami przedstawionymi w tabeli 6:

1. $m_t \sim I(0), [m] = 0$ – w podaży pieniądza nie występują trwałe stochastyczne zmiany. $LRD_{y,m}$ nie może być zdefiniowane. Długookresowa neutralność pieniądza nie występuje. Jeżeli $m_t \sim I(0)$ i $y_t \sim I(1)$ oraz $c(1) \neq 0$, to przejściowe zmiany w podaży pieniądza wywierają trwały wpływ na zmienną y_t (nominalna stopa procentowa, ceny, realny PNB).
2. $[m] \geq [y] + 1 \geq 1 - LRD_{y,m} \equiv 0$. Hipoteza LRN jest spełniona, jeżeli za zmienną y_t podstawia się zmienne realne lub nominalną stopę procentową. W przypadku pozostałych zmiennych nominalnych hipoteza LRN nie zachodzi, gdyż trwałe zmiany podaży pieniądza nie mogą zostać powiązane z trwałymi zmianami w zmiennych nominalnych. Dzieje się tak gdy $m_t \sim I(1)$ i $y_t \sim I(0)$.
3. $[m] = [y] = \{1; 2\} - LRD_{y,m} = \lambda = \frac{c(1)}{d(1)}$ – w przypadku, gdy $m_t \sim I(1)$ i $y_t \sim I(1)$ można dokonać weryfikacji hipotezy LRN, gdyż w obu zmiennych występują trwałe zmiany. Ciekawym przypadkiem jest sytuacja, kiedy $m_t \sim I(2)$ i $y_t \sim I(2)$. Przykład takiej relacji stanowi zależność między podażą pieniądza a cenami. Nie jest to przypadek związany z hipotezą LRSN, a z hipotezą LRN, mimo iż można rozpatrywać

wpływ zmian tempa wzrostu podaży pieniądza na tempo wzrostu zmiennej y_t . Zachodzi równoważna zależność między relacjami długookresowych pochodnych cząstkowych: $LRD_{\Delta y, \Delta m} = LRD_{y, m}$ (por. Fisher, Seater 1993).

4. $[m] = [y] - 1 \geq 1 - LRD_{y, m} = \lambda = \frac{c^*(1)}{d(1)}$ – zakłada się przypadek, że $m_t \sim I(1)$ i $y_t \sim I(2)$. Zakłócenia (szoki) egzogenicznej podaży pieniądza ε_t wywierają nie tylko trwały wpływ na poziom zmiennej y_t , ale również i na jej tempo wzrostu. Jeżeli $c(1) = 0$, to w rzeczywistości ε_t nie oddziałuje na zmienną Δy_t , ponieważ $LRD_{\Delta y, m} = \frac{c(1)}{d(1)}$. Podaż pieniądza nie wpływa na tempo wzrostu zmiennej y_t . Nie wyklucza to jednak braku długookresowej neutralności pieniądza, gdyż $LRD_{y, m} = \lambda = \frac{c^*(1)}{d(1)}$ i zmiany podaży pieniądza determinują zmiany w poziomie zmiennej y_t .

Pieniądz jest w długim okresie superneutralny, gdy $LRD_{y, \Delta m} = \mu$, gdzie $\mu = 0$, jeżeli y_t jest zmienną realną oraz $\mu = 1$, jeżeli y_t jest nominalną stopą procentową (por. Fisher, Seater 1993). Według tej definicji hipoteza LRSN dotyczy tylko tych zmiennych y_t , dla których w hipotezie LRN zachodzi $LRD_{y, m} = 0$. Oznacza to, że za zmienną y_t można spośród zmiennych nominalnych podstawić tylko stopę procentową oraz zmienne realne.

Dla dwurównaniowego modelu (3.51) możliwe są cztery warianty związane z hipotezą LRSN :

1. $[\Delta m] < 1, [m] < 2$, $LRD_{y, \Delta m}$ nie jest zdefiniowane. Nie występują trwałe stochastyczne zmiany w tempie wzrostu podaży pieniądza Δm_t . LRSN nie zachodzi.
2. $[\Delta m] \geq y + 1 \geq 1, \{ [m] \geq y + 2 \geq 2 \}, LRD_{y, \Delta m} \equiv 0$ – LRSN zachodzi bez względu na parametry $c(L)$. Jeżeli $[m] = 2$ i $[y] = 0$ trwałe zmiany w tempie wzrostu podaży pieniądza Δm_t nie mogą zostać powiązane z nieistniejącymi trwałymi zmianami w zmiennej y_t .

3. $[\Delta m] = y \geq 1$, $\{[m] = [y] + 1 \geq 2\}$, $LRD_{y,\Delta m} = \frac{c(1)}{d(1)} = \mu$ – w tym przypadku LRSN jest falsyfikowalne. Odrzucenie hipotezy LRSN nie wpływa na odrzucenie LRN, ponieważ $LRD_{y,m} \equiv 0$.

4. $[\Delta m] = y - 1 \geq 1$, $\{[m] = [y] \geq 2\}$, $LRD_{y,\Delta m} = \frac{c^*(1)}{d(1)} = \mu$ – implikuje to $c(1) = 0$.

W przypadku, gdy $c(1) = 0$ hipoteza LRN jest falsyfikowalna i może być wyrażona jako $LRD_{\Delta y,\Delta m} = 0$. W przypadku tym tempo wzrostu zmiennej y_t nie podlega trwałym zmianom w długim okresie. Spełnienie hipotezy LRN jest niezbędne dla zajścia hipotezy LRSN. Jeżeli LRN zachodzi, to hipoteza LRSN wymaga, aby suma sum częściowych licznika $c^*(1)$ przyjęła odpowiednią wartość, tak by poziom zmiennej y_t dostosował się odpowiednio.

W tabeli 7 znajduje się podsumowanie zależności między stopniami zintegrowania procesów generujących zmienne m_t i y_t a hipotezami LRN i LRSN.

Tabela 7. Hipotezy LRN i LRSN a stopień zintegrowania procesów generujących dane

$LRD_{y,m}$				$LRD_{y,\Delta m}$		
LRN $\Rightarrow LRD_{y,m} = \lambda$				LRSN $\Rightarrow LRD_{y,\Delta m} = \mu$		
$[y]$	$[m] = 0$	$[m] = 1$	$[m] = 2$	$[m] = 0$	$[m] = 1$	$[m] = 2$
0	niezdefiniowana	$\equiv 0$	$\equiv 0$	niezdefiniowana	niezdefiniowana	$\equiv 0$
1	niezdefiniowana	$c(1)/d(1)$	$\equiv 0$	niezdefiniowana	niezdefiniowana	$c(1)/d(1)$
2	niezdefiniowana	$c^*(1)/d(1)$	$c(1)/d(1)$	niezdefiniowana	niezdefiniowana	$c^*(1)/d(1)$

Opracowano na podstawie: Fisher, Seater (1993).

3.5 Podsumowanie

Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza dzięki rozwojowi ekonometrii stała się bardzo wnikliwa. Wykorzystanie modeli CVAR ze zmiennymi I(2) pozwala w ramach jednego modelu zbadać zależności długookresowe i średniookresowe będące następstwem zmian podaży pieniądza lub tempa jego zmian. Odwzorowanie powiązań wynikających z teorii ekonomii następuje poprzez nakładanie i testowanie restrykcji na parametry bazowych wektorów kointegrujących, które mają charakter relacji równowagowych.

Lepszym narzędziem do weryfikacji hipotez LRN i LRSN jest reprezentacja wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$. Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2) - \tilde{B}_{2\perp}$, pozwala określić, które spośród zmiennych systemu nie są odporne na niestacjonarne trendy stochastyczne $I(2)$. Zidentyfikowanie w macierzy współczynników wspólnych trendów stochastycznych $I(2) - A_{2\perp}$ istotnie różnego od zera parametru związanego z podażą pieniądza, daje możliwość analizowania hipotezy LRN na tle poglądów różnych szkół ekonomicznych. Jeżeli w macierzy współczynników wspólnych trendów stochastycznych $I(1) - A_{1\perp}$, parametr odpowiadający podaży pieniądza okaże się być istotnie $\neq 0$, to możliwe jest równoczesne analizowanie hipotezy LRN w średnim okresie. Zestawienie możliwości analizy hipotez LRN i LRSN w modelu SVAR i modelu CVAR ze zmiennymi $I(2)$ zawiera tabela 8.

Dużą zaletą wynikającą z zastosowania modelu CVAR jest możliwość sprawdzenia wyników powszechnie stosowanych testów integracji w macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych $I(1) - \tilde{B}_{1\perp}$ lub $I(2) - \tilde{B}_{2\perp}$. Jeżeli w macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$ cały wiersz, który odpowiada wybranej zmiennej, jest zerowy, to zmienna jest odporna na niestacjonarne szoki $I(1)$ i jest zmienną generowaną przez proces $I(0)$. Podobnie, jeżeli w macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ cały wiersz jest zerowy, to zmienna mu odpowiadająca jest odporna na niestacjonarne szoki $I(2)$ i jest zmienną generowaną przez proces $I(1)$ lub $I(0)$.

Tabela 8. Porównanie możliwości testowania hipotez neutralności i superneutralności pieniądza w modelach SVAR i CVAR

Model SVAR	Model CVAR ze zmiennymi I(2)
Pominięcie zależności średnio i długookresowych na etapie estymacji parametrów	Testowanie zależności średnio i długookresowych w relacjach równowagowych (restrykcje na parametry macierzy kointegrujących) i relacjach odśrodkowych – analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) i I(1)
Możliwość nałożenia restrykcji na parametry macierzy zależności jednoczesnych i na wartości skumulowanych funkcji odpowiedzi na impuls- (dekompozycja Blancharda-Quah)	Możliwość nałożenia restrykcji na parametry macierzy: 1) współczynników wspólnych trendów stochastycznych I(2) $A_{2\perp}$ (źródła szoków długookresowych) i I(1) $A_{1\perp}$ (źródła szoków średniookresowych, zakłóceń cyklicznych) . 2) wag wspólnych trendów stochastycznych I(2) $\tilde{B}_{2\perp}$ lub jej głównej składowej $B_{2\perp}$. 3) wag wspólnych trendów stochastycznych I(1) $\tilde{B}_{1\perp}$
Możliwość testowania słabej egzogeniczności tylko w krótkim okresie	Możliwość testowania słabej egzogeniczności w długim , średnim i krótkim okresie
X	Możliwość weryfikacji hipotezy Fishera, hipotezy Phillipsa poprzez nakładanie restrykcji na parametry macierzy kointegrującej B oraz macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych I(1) $\tilde{B}_{1\perp}$
X	Restrykcje na reakcje dostosowawcze (parametry macierzy $A_0, A_1, A_{1\perp}$) do relacji kointegrujących $CI(2,2)$, $CI(2,1)$, $CI(1,1)$ – zmienna nie dostosowuje się do relacji długookresowej i/lub średniookresowej
X	Restrykcje na odporność zmiennej na szok niestacjonarny I(2) - parametry macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ lub $B_{2\perp}$
X	Restrykcje na eksport trwałych szoków I(2) – parametry macierzy $A_{2\perp}$ i I(1) - $A_{1\perp}$
X	Restrykcje braku trendu I(2) w zmiennej – weryfikacja zintegrowania w stopniu 2 – parametry macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ lub $B_{2\perp}$
Testowanie asymetrii na szoki (tylko na podstawie funkcji odpowiedzi na impuls - IRF)	Testowanie asymetrii na szoki - parametry macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ lub $B_{2\perp}$
X	Restrykcje na brak trendów I(2) - parametry macierzy $A_{2\perp}$

Rozdział 4. Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza

4.1 Wstęp

Weryfikacja hipotez neutralności pieniądza (long-run neutrality, LRN) i superneutralności pieniądza (long-run superneutrality, LRSN) wraz z rozwojem ekonometrii, informatyki i języków programowania korzysta z coraz bardziej zaawansowanych metod. Początkowe modele jednorównaniowe zastąpione zostały przez modele dwu- i wielorównaniowe. Dzięki modelom CVAR dla zmiennych $I(2)$ możliwe stało się weryfikowanie hipotezy LRN w ramach jednego modelu w długim i średnim okresie.

W macierzy kointegrującej B_0 (por. rys.7) zdefiniowane są współczynniki długookresowych relacji kointegrujących $CI(2,2)$, które mają charakter długo- i średniookresowych relacji równowagowych. Macierz kointegrująca B_1 (por. rys. 7) zawiera współczynniki określone w przestrzeni kointegracyjnej $CI(2,1)$, która ma charakter równowagowy tylko w długim okresie. Na parametry tych macierzy można nakładać restrykcje, które wynikają z przesłanek teoretycznych. Mają one postać najczęściej jednostkowych wartości elastyczności, relacji symetrii i homogeniczności relacji.

W przestrzeni kointegracyjnej możliwe jest zweryfikowanie, czy podaż pieniądza, ceny, płace nominalne i nominalny kurs walutowy dostosowują się do równowagi długookresowej. Jeżeli podaż pieniądza objaśnia w relacjach kointegrujących ceny, płace nominalne i nominalny kurs walutowy a nie objaśnia zmiennych realnych, to wówczas potwierdzona zostaje hipoteza LRN. Podobnie można w przestrzeni kointegracyjnej zweryfikować hipotezę LRSN. Zgodnie z tą hipotezą inflacja rośnie w tym samym tempie co tempo zmian podaży pieniądza. Nominalna stopa procentowa zgodnie z hipotezą Fishera wzrasta o wysokość stopy inflacji. Tempo zmian płac nominalnych zmienia się zgodnie ze stopą inflacji. Realny kurs walutowy, produkcja oraz stopa bezrobocia nie reagują na zmiany tempa podaży pieniądza. Tempo zmian

nominalnego kursu walutowego jest proporcjonalne do zmian inflacji. Tempa zmian zmiennych nominalnych dostosowują się do równowagi długookresowej. Nałożenie odpowiednich restrykcji na parametry w przestrzeni kointegrującej pozwala odnieść się do szczegółowych hipotez w ramach hipotez LRN i LRSN.

Większe możliwości weryfikacji daje analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ i $I(1)$. Zgodnie z hipotezą LRN głównym źródłem szoku $I(2)$ powinna być podaż pieniądza, a głównymi odbiorcami tego szoku ceny i płace nominalne. Zgodnie z hipotezą LRSN głównym źródłem szoku $I(1)$ powinno być tempo zmian podaży pieniądza, a głównymi odbiorcami tego szoku inflacja i tempa zmian zmiennych nominalnych. Warto podkreślić, że analiza wspólnych trendów stochastycznych pokazuje siły odśrodkowe występujące w systemie ekonomicznym.

4.2 Hipotezy LRN i LRSN a model CVAR dla procesów $I(2)$

Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza w pierwszym etapie wymaga wyboru modelu ekonometrycznego. Początkowo stosowano proste modele jednorównaniowe, w których zmiany produkcji objaśniano zmianami podaży pieniądza lub tempem zmian podaży pieniądza (por. Sargent 1971, Lucas 1972). Następnie do weryfikacji hipotezy LRN i LRSN wykorzystano model ARIMA składający się z dwóch równań (zob. Fisher, Seater 1993) i dwurównaniowy model SVAR (zob. King, Watson 1997) oraz cztero- i pięciórównaniowy CVAR dla procesów $I(1)$ (zob. Ahmed, Rogers 1996, 1998).

Zastosowanie modeli ARIMA i SVAR poszerzyło możliwości weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza względem produkcji (dochodu narodowego) o neutralność inflacji względem: stopy bezrobocia (długookresowa krzywa Phillipsa), realnej (lub nominalnej) stopy procentowej (efekt Fishera) oraz o neutralność pieniądza względem kapitału i produktywności

oraz superneutralność pieniądza względem dochodu narodowego i superneutralność względem stopy procentowej (zob. Bullard 1999).

Model CVAR służył najczęściej do weryfikacji hipotezy neutralności i badania efektu Fishera i efektu Tobina oraz długookresowym wpływie inflacji na zmienne realne. Model CVAR dla procesów I(1) pomógł odwzorować system ekonomiczny, obejmujący zależności między rynkiem pieniężnym a rynkiem dóbr i usług poprzez nałożenie odpowiednich restrykcji na parametry relacji długookresowych, parametry dostosowań do relacji długookresowych i parametry przy bazowym wspólnym trendzie stochastycznym I(1). W modelu uwzględniano zwykle następujące zmienne: inflacja, realna produkcja, realne wydatki na konsumpcję, realne inwestycje oraz współczynnik wydatków rządowych do produkcji (por. Ahmed, Rogers 1996, 1998).

Każde z dotąd stosowanych narzędzi do weryfikacji hipotezy LRN lub/i LRSN wykorzystuje model (lub równanie), który nie uwzględnienia większości zależności, jakie zachodzą między podażą pieniądza m_t , dochodem narodowym (produkcją) y_t , cenami p_t , płacami nominalnymi w_t , stopą procentową (realną r_t lub nominalną R_t^s), nominalnym kursem walutowym ex_t (lub realnym q_t), stopą bezrobocia U_t (lub zatrudnieniem) oraz szybkością obiegu pieniądza ($R_t^s - R_t^l$). Zbiór zmiennych, który powinien być przedmiotem rozważań przy weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza powinien być zatem następujący:

$$Y_t = [m_t \ ex_t \ (q_t) \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]. \quad (4.1)$$

Z kolei zbiór zmiennych do zweryfikowania hipotezy superneutralności pieniądza powinien zawierać następujące zmienne:

$$Y_t = [\Delta m_t \ \Delta ex_t \ (q_t) \ \Delta p_t \ y_t \ \Delta w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]. \quad (4.2)$$

Zastosowanie modelu CVAR dla procesów I(1) do weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza (LRN) może okazać się niewystarczające. Dwie kluczowe zmienne związane z równaniem wymiany Fishera, hipotezą LRN oraz ilościowymi teoriami pieniądza - ceny p_t i

podaż pieniądza m_t , mają charakter zasobowy i są to zmienne, dla których testy stopnia integracji wskazują często na I(2) (por. Juselius 1999, 2004, 2006, Paruolo 1996, Rahbek, Jorgensen i Kongsted 1999, Vostroknutova 2003, Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006, Majsterek 2008).

Dodanie do wektora zmiennych (4.1) wydajności pracy z_t i cen zagranicy p_t^* pozwala badać obok teorii inflacji ilościowej, charakterystycznej dla hipotezy LRN, również inflację dochodową i kosztową. W kosztowym i dochodowym modelu inflacji przeważają zmienne o charakterze strumieniowym, które nie są z natury podatne na długookresowe szoki I(2). Oznacza to, że m.in. płace w_t , wydajność pracy z_t oraz stopa bezrobocia U_t są zmiennymi generowanymi przez procesy I(1). Duże znaczenie ma jednak układ, w którym wykorzystuje się te zmienne. W modelu sprzężenia płacowo-cenowego płace, wydajność pracy oraz stopa bezrobocia na podstawie testowania restrykcji odporności na szoki I(2) mogą okazać się zmiennymi generowanymi przez procesy I(2) (por. Majsterek, Welfe 2012).

Większość hipotez dotycząca kształtowania się kursu walutowego wskazuje na procesy I(1) (por. Johansen, Juselius 1992, Juselius, MacDonald 2003, Kęłowski, Welfe 2010, 2012, Kelm 2013). Odwołując się do paradygmatu ekonomii wiedzy niedoskonałej (zob. Frydman, Goldberg 2007), odrzuca się założenie racjonalnych oczekiwań dotyczących kształtowania się kursu walutowego na poziomie zgodnym z PPP i tym samym stacjonarność realnego kursu walutowego. Modelowanie kursu walutowego na podstawie modelu monetarnego powinno odbywać się w domenie procesów I(2) (por. Frydman, Goldberg 2007, Kelm 2013, Juselius 2015).

Badanie zależności między rynkami: pieniężnym, walutowym, dóbr i usług oraz pracy za punkt wyjścia powinno przyjąć środowisko procesów I(2):

$$Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } p_t^* \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } R_t^{s*} \text{ } R_t^{l*} \text{ } z_t \text{ } U_t] \sim I(2). \quad (4.3)$$

Zastosowanie modelu CVAR dla przestrzeni zmiennych (4.3) ze względu na dużą liczbę parametrów do oszacowania może być trudne do zrealizowania. Duże znaczenie ma wynik testu słabej egzogeniczności, który redukuje liczbę zmiennych endogenicznych i tym samym liczbę równań modelu. Istnieje również możliwość weryfikacji poszczególnych hipotez ekonomicznych w ramach nie jednego, a kilku podsystemów zmiennych. Główny podsystem dotyczy zbioru zmiennych związanych z hipotezami LRN i LRSN. Najmniejszym systemem jest równanie wymiany Fishera, ale w nim pomija się zależności z rynkiem pracy i rynkiem walutowym.

Analiza kointegracyjna procesów $I(2)$ ma korzyści interpretacyjne. Możliwa jest dekompozycja na związki bezpośredniej i wielomianowej kointegracji oraz identyfikacja wokół jakich relacji dostosowania są długo- lub/i średniookresowe. W ten sposób można uzyskać odpowiedź na pytanie, czy to podaż pieniądza, czy może ceny i płace oraz nominalny kurs walutowy dostosowują się do relacji równowagowych w długim, czy już w średnim okresie. Przy prawdziwości hipotezy LRN powinny to być ceny, płace i nominalny kurs walutowy. Jeżeli jedynymi relacjami kointegrującymi okażą się relacje $CI(2,2)$, to równowaga długo- i średniookresowa są tożsame. Analiza kointegracyjna dla zmiennych $I(2)$ pozwala także na wyznaczenie źródeł średnio- i długookresowych szoków stochastycznych, które oddziałują na zmienne $I(2)$. Zgodnie z hipotezą LRN głównym źródłem szoku $I(2)$ powinna być podaż pieniądza. Głównym odbiorcą szoków powinny być ceny oraz w przypadku braku iluzji pieniądza – płace nominalne.

Hipoteza LRN związana jest z modelem inflacji ilościowej i ma ścisły związek z równaniem wymiany Fishera. Do modelowania inflacji ilościowej wykorzystuje się środowisko $I(2)$, co polega na oszacowaniu w pierwszej kolejności parametrów wszystkich istotnych relacji zawartych w modelu ze zmiennymi $I(2)$ i testowaniu restrykcji, które wynikają z hipotez ekonomicznych. Celowe wydaje się również stosowanie analizy $I(2)$ jako kroku

podstawowego, a ewentualne modele z analizą I(1) należy potraktować jako szczególny przypadek modelu ze zmiennymi I(2) (por. Majsterek 2008).

4.3 Hipotezy LRN i LRSN. Analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych

Największe możliwości weryfikacji hipotezy LRN umożliwia analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) poprzez nakładanie i testowanie restrykcji. W przypadku hipotezy LRSN jest to analiza wspólnych trendów stochastycznych I(1). Restrykcje nakładane są na elementy macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $\tilde{B}_{2\perp}$ (macierz importerów szoków) lub na główną składową tej macierzy, czyli macierz $B_{2\perp}$ (por. wzór 3.21, 3.23 i 3.25) oraz macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2) $A_{2\perp}$ (macierz eksporterów szoków). Nałożenie tych restrykcji zależy od wyniku testowania liczby bazowych relacji kointegrujących $CI(2,2) - R_0$ i $CI(2,1) - R_1$. 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 $A_{2\perp}$. Liczba bazowych relacji kointegrujących z kolei, zależy od liczby zmiennych M w systemie. W celu weryfikacji hipotezy LRN należy rozpatrywać system złożony ze zmiennych (4.1):

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

Zgodnie z hipotezą LRN głównym źródłem szoków I(2) powinna być podaż pieniądza m_t . Oznacza to, że pierwszy wiersz macierzy $A_{2\perp}$ nie może być zerowy, a pierwsza kolumna macierzy C_2 powinna co do wartości bezwzględnej posiadać najwyższą wartość. Jeżeli podaż pieniądza okaże się być nie tyle źródłem szoku, co jego odbiorcą, to potwierdzona zostanie hipoteza pieniądza endogenicznego. Zgodnie z hipotezą LRN, zmiennymi, które dostosowującą się do równowagi długookresowej powinny być ceny, płace nominalne oraz nominalny kurs walutowy. Jeżeli ceny i płace nie charakteryzują się sztywnościami, to powinny się dostosowywać już w średnim okresie. Te dwie zmienne również powinny być głównym

odbiorcą szoków I(2). Weryfikacja odporności na szoki w modelu wspólnych trendów stochastycznych I(2) odbywa się z wykorzystaniem macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ lub głównej składowej tej macierzy, czyli $B_{2\perp}$ w przypadku tylko jednego szoku I(2). Dla średniego okresu weryfikacja odporności na szoki wykorzystuje współczynniki z macierzy $\tilde{B}_{\perp}$, po uproszczeniu struktury modelu wspólnych trendów z I(2) do I(1) (por. Paruolo, Rahbek 1999, Majsterek 2008). Wiersze związane z cenami i płacami nie mogą być zerowe i powinny co do wartości bezwzględnej posiadać najwyższą wartość zarówno w macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ jak i C_2 . Zgodnie z hipotezą LRN, odbiorcą szoków nie powinny być zmienne realne, czyli produkcja, realny kurs walutowy i stopa bezrobocia. Oznacza to testowanie restrykcji wyłączającej (wykluczającej) dla odpowiedniego wiersza w macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$. Dla realnego kursu walutowego q_t w systemie zmiennych I(2) jest to wiersz drugi, dla produkcji y_t jest to wiersz czwarty, a dla stopy bezrobocia U_t jest to wiersz ostatni – siódmy (zob. tabela 11) lub ósmy (zob. tabela 12).

Przy założeniu, że $P_2 = 3$, czyli w systemie złożonym ze zmiennych (4.1) obecne są trzy bazowe wspólne nieskointegrowane trendy stochastyczne I(2), a $M = 8$, potrzebna jest jeszcze informacja o liczbie bazowych zależności kointegracyjnych R . Zakładając, że $R = 3$ można wyznaczyć liczbę bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(1) następująco:

$$P_1 = M - R - P_2 = 8 - 3 - 3 = 2.$$

Przyjęcie takich założeń w ramach systemu złożonego ze zmiennych (4.1) pozwala powyższe restrykcje przedstawić w formie tabel 9-15. W tabeli 9 zdefiniowano trzy trendy stochastyczne I(2):

$\bar{a}_{11} \sum \sum \varepsilon_{m,t}$ - długookresowy trend monetarny, autonomiczny szok monetarny, $\bar{a}_{11} = 1$

$\bar{a}_{23} \sum \sum \varepsilon_{p,t}$ - długookresowy trend cenowy, autonomiczny szok cenowy, $\bar{a}_{23} = 1$

$\bar{a}_{35} \sum \sum \varepsilon_{w,t}$ - długookresowy trend w płacy nominalnej, autonomiczny szok płacowy, $\bar{a}_{35} = 1$.

Tabela 9. Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2) - $A_{2\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków

$A_{2\perp}^T =$	ε_m	ε_{ex}	ε_p	ε_y	ε_w	$\varepsilon_{R^s}-\varepsilon_{R^l}$	ε_U
	$\alpha_{2\perp,11}$	0	0	0	0	0	0
	0	0	$\alpha_{2\perp,23}$	0	0	0	0
	0	0	0	0	$\alpha_{2\perp,35}$	0	0

Drugi i trzeci trend stochastyczny może też być kombinacją liniową kilku szoków, poza podażą pieniądza. Na przykład jako trzeci szok można zidentyfikować szok produkcyjno – płacowy:

$$\bar{a}_{34} \sum \sum \varepsilon_{y,t} + \bar{a}_{35} \sum \sum \varepsilon_{w,t} - \text{długookresowy trend (szok) produkcyjno – płacowy, } \bar{a}_{34} = 1.$$

Zgodnie ze wzorami (3.26) i (3.27) bazowe wspólne trendy stochastyczne mogą być liniową kombinacją kilku szoków I(2). Wtedy w ramach danego wiersza będzie więcej elementów niezerowych. Postać tabeli 9 jest przykładem testowanej restrikcji. Względem bazowego wspólnego trendu stochastycznego I(2), który definiuje wzór (3.26), nastąpiła w wyniku transpozycji macierzy $A_{2\perp}^T$ zamiana numeru m -tej zmiennej z n -tym numerem trendu stochastycznego.

Różnica $\varepsilon_{R^s}-\varepsilon_{R^l}$ oznacza szok związany z szybkością obiegu pieniądza. W celu rozpatrywania takiego szoku niezbędne jest przetestowanie restrikcji w wektorze kointegrującym dla realnego popytu na pieniądz (zob. Juselius 2004, 2006, Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006) lub przetestowanie restrikcji symetrii w macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych (por. Juselius 2015). W przypadku niepotwierdzenia hipotezy o zmiennej w czasie szybkości obiegu pieniądza wyrażenie $\varepsilon_{R^s}-\varepsilon_{R^l}$ można traktować jako dysparytet nominalnych stóp procentowych lub wprowadzić do systemu dwie stopy procentowe i traktować ε_{R^s} jako szok w krótkookresowej stopie procentowej i ε_{R^l} jako szok w długookresowej stopie procentowej (zob. tabela 10).

Tabela 10. Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2) - $A_{2\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków bez szybkości obiegu pieniądza

$A_{2\perp}^T =$	ε_m	ε_{ex}	ε_p	ε_y	ε_w	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	$\alpha_{2\perp,11}$	0	0	0	0	0	0	0
	0	0	$\alpha_{2\perp,23}$	0	0	0	0	0
	0	0	0	0	$\alpha_{2\perp,35}$	0	0	0

Tabela 11a. Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) - $\tilde{B}_{2\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN dla szkoły neoklasycznej

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

Tabela 11b. Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) - $\tilde{B}_{2\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN dla szkoły keynesowskiej

$\tilde{B}_{2\perp}^T =$	m_t	ex_t	p_t	y_t	w_t	$R_t^s - R_t^l$	U_t
	$\tilde{b}_{2\perp,11}$	$\tilde{b}_{2\perp,12}$	$\tilde{b}_{2\perp,13}$	0	$\tilde{b}_{2\perp,15}$	$\tilde{b}_{2\perp,16}$	0
	$\tilde{b}_{2\perp,21}$	$\tilde{b}_{2\perp,22}$	$\tilde{b}_{2\perp,23}$	$\tilde{b}_{2\perp,24}$	$\tilde{b}_{2\perp,25}$	$\tilde{b}_{2\perp,26}$	$\tilde{b}_{2\perp,27}$
	$\tilde{b}_{2\perp,31}$	$\tilde{b}_{2\perp,32}$	$\tilde{b}_{2\perp,33}$	$\tilde{b}_{2\perp,34}$	$\tilde{b}_{2\perp,35}$	$\tilde{b}_{2\perp,36}$	$\tilde{b}_{2\perp,37}$

Tabela 12. Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) - $\tilde{B}_{2\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN i szokami zdefiniowanymi w tabeli 10

$\tilde{B}_{2\perp}^T =$	m_t	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_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
	$\tilde{b}_{2\perp,31}$	$\tilde{b}_{2\perp,32}$	$\tilde{b}_{2\perp,33}$	$\tilde{b}_{2\perp,34}$	$\tilde{b}_{2\perp,35}$	$\tilde{b}_{2\perp,36}$	$\tilde{b}_{2\perp,37}$	$\tilde{b}_{2\perp,38}$

Pierwszy wiersz w tabelach 11a, 11b i 12 pokazuje jak zmienne w systemie reagują na długookresowy szok monetarny, drugi - na szok cenowy, trzeci - na szok płacowy. Zgodnie z hipotezą LRN podaż pieniądza nie wpływa na zmienne realne: produkcję ($\tilde{b}_{2\perp,14} = 0$), i stopę bezrobocia ($\tilde{b}_{2\perp,17} = 0$ (zob. tabele 11a i 11b) lub $\tilde{b}_{2\perp,18} = 0$ (zob. tabela 12)) oraz nominalne stopy procentowe ($\tilde{b}_{2\perp,16} = 0$ i $\tilde{b}_{2\perp,17} = 0$). Traktując długookresową stopę procentową jako

aproksymantę oczekiwań inflacyjnych (por. Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006, Łyziak 2013), parametr powinien wynosić $\tilde{b}_{2\perp,17} \neq 0$, gdyż zmiany podaży pieniądza wpływają na zmiany oczekiwań inflacyjnych. W następstwie trwałego szoku monetarnego następuje wzrost nominalnego kursu walutowego ($\tilde{b}_{2\perp,12} > 0$), cen ($\tilde{b}_{2\perp,13} > 0$), płac nominalnych ($\tilde{b}_{2\perp,15} > 0$) i nominalnej stopy procentowej (tylko według jednej z wersji hipotezy LRN).

Zgodnie z założeniami szkoły neoklasycznej szybkość obiegu pieniądza jest stała i podaż pieniądza na nią nie oddziałuje, zatem $\tilde{b}_{2\perp,16} = 0$ (zob. tabela 11a). Odmienne jest zdanie szkoły keynesowskiej i szkół z niej się wywodzących (zob. tabela 11b).

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 (zob. tabela 11a). 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 (zob. tabela 11b). Obok niezerowego elementu $\tilde{b}_{2\perp,21}$ należy jeszcze potwierdzić w ramach restrykcji na macierz B zidentyfikowanie funkcji popytu na pieniądź (zob. podrozdział 4.3) i ujemny istotny statystycznie parametr dostosowań do tej relacji długookresowej w macierzy A przy zmiennej m_t . Niezerowy element $\tilde{b}_{2\perp,31}$ również potwierdza endogeniczny charakter pieniądza.

Parametr $\tilde{b}_{2\perp,22}$ zgodnie z teorią realnego kursu walutowego, w przypadku trendu stochastycznego wywodzącego się z cen, jest ujemny. Brak jednak cen zagranicy w systemie zmiennych może zaburzać szacunek tego parametru. Brak z kolei cen zagranicy i stopy procentowej zagranicy nie pozwala w sposób jednoznaczny wypowiedzieć się na temat rozszerzonego efektu Fishera.

Wartość elementu $\tilde{b}_{2\perp,25}$ powinna być dodatnia. Trwały szok cenowy powoduje wzrost płac nominalnych. Wartość wagi $\tilde{b}_{2\perp,25}$ może być niewłaściwie oszacowana z powodu braku w systemie wydajności pracy z_t , zgodnie z kosztową i dochodową teorią inflacji (zob. Majsterek, Welfe 2010, 2012).

Wpływ trwałego szoku cenowego na szybkość obiegu pieniądza ($\tilde{b}_{2\perp,26} = 0$) jest analogiczny do trwałego szoku monetarnego (zob. tabela 11a).

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

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

lub w przypadku nie uwzględniania szybkości obiegu pieniądza:

$$\begin{bmatrix} m_t \\ ex_t \\ p_t \\ y_t \\ w_t \\ R_t^s \\ R_t^l \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{b}_{2\perp,11} & 0 & 0 \\ \tilde{b}_{2\perp,21} & \tilde{b}_{2\perp,22} & \tilde{b}_{2\perp,23} \\ \tilde{b}_{2\perp,31} & \tilde{b}_{2\perp,32} & \tilde{b}_{2\perp,33} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,42} & \tilde{b}_{2\perp,43} \\ \tilde{b}_{2\perp,51} & \tilde{b}_{2\perp,52} & \tilde{b}_{2\perp,53} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,62} & \tilde{b}_{2\perp,63} \\ \tilde{b}_{2\perp,71} & \tilde{b}_{2\perp,72} & \tilde{b}_{2\perp,73} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,82} & \tilde{b}_{2\perp,83} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sum \sum \varepsilon_{m,t} \\ \sum \sum \varepsilon_{p,t} \\ \sum \sum \varepsilon_{w,t} \end{bmatrix} + \dots \quad (4.4)$$

Przemnożenie macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$ przez macierz współczynników bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) $A_{2\perp}^T$ pozwala uzyskać macierz C_2 (por. wzory 3.23-3.25):

$$C_2 = \tilde{B}_{2\perp} A_{2\perp}^T. \quad (4.5)$$

Zerowym kolumnom macierzy współczynników wspólnych trendów stochastycznych I(2) $A_{2\perp}^T$ zdefiniowanej w tabeli 9, odpowiadają zerowe kolumny w macierzy C_2 (zob. tabela 13, dla $\varepsilon_{ex}, \varepsilon_y, \varepsilon_w, \varepsilon_{R^s} - \varepsilon_{R^l}$).

Zgodnie z hipotezą LRN głównym odbiorcą szoku monetarnego są ceny, dlatego wartość parametru $c_{2,31}$ powinna być w kolumnie dla szoku monetarnego ε_m największa. Pozostałe elementy macierzy C_2 związane z hipotezą LRN są zdefiniowane w tabelach 13 i 14.

Tabela 13. Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi I(2) zgodna z hipotezą LRN. Odpowiada szokom zdefiniowanym w tabeli 9

$C_2 =$		ε_m	ε_{ex}	ε_p	ε_y	ε_w	$\varepsilon_{R^s} - \varepsilon_{R^l}$	ε_U
	m_t	$c_{2,11}$	0	$c_{2,13}$	0	$c_{2,15}$	0	0
	ex_t	$c_{2,21}$	0	$c_{2,23}$	0	$c_{2,25}$	0	0
	p_t	$c_{2,31}$	0	$c_{2,33}$	0	$c_{2,35}$	0	0
	y_t	0	0	$c_{2,43}$	0	$c_{2,45}$	0	0
	w_t	$c_{2,51}$	0	$c_{2,53}$	0	$c_{2,55}$	0	0
	$R_t^s - R_t^l$	0	0	0	0	$c_{2,65}$	0	0
	U_t	0	0	$c_{2,73}$	0	$c_{2,75}$	0	0

Tabela 14. Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi I(2) zgodna z hipotezą LRN. Odpowiada szokom zdefiniowanym w tabeli 10

$C_2 =$		ε_m	ε_{ex}	ε_p	ε_y	ε_w	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	m_t	$c_{2,11}$	0	$c_{2,13}$	0	$c_{2,15}$	0	0	0
	ex_t	$c_{2,21}$	0	$c_{2,23}$	0	$c_{2,25}$	0	0	0
	p_t	$c_{2,31}$	0	$c_{2,33}$	0	$c_{2,35}$	0	0	0
	y_t	0	0	$c_{2,43}$	0	$c_{2,45}$	0	0	0
	w_t	$c_{2,51}$	0	$c_{2,53}$	0	$c_{2,55}$	0	0	0
	R_t^s	0	0	$c_{2,63}$	0	$c_{2,65}$	0	0	0
	R_t^l	$c_{2,71}$	0	$c_{2,73}$	0	$c_{2,75}$	0	0	0
	U_t	0	0	0	0	$c_{2,85}$	0	0	0

Jeżeli zmienne $ex_t, (q_t) y_t, R_t^s, R_t^l, U_t$, nie będą współtworzyły wspólnych trendów stochastycznych I(2) (zob. tabela 10), to kolumny w macierzy C_2 (zob. tabela 14) dla szoków $\varepsilon_{ex}, (\varepsilon_q), \varepsilon_y, \varepsilon_{R^s}, \varepsilon_{R^l}, \varepsilon_U$ będą zerowe.

Interpretacja parametrów z tabel 13 i 14 jest następująca:

$c_{2,21} \neq 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie powoduje zmianę nominalnego kursu walutowego. W przypadku zastąpienia nominalnego kursu walutowego przez kurs realny (potwierdzony poprzez testowanie restrykcji), parametr $c_{2,21} = 0$,

$c_{2,31} \neq 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie wywołuje zmianę cen (dodatni szok monetarny powoduje wzrost poziomu cen, ujemny szok monetarny - spadek poziomu cen),

$c_{2,41} = 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie nie wpływa na dochód narodowy (produkcję realną),

$c_{2,51} \neq 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie wywołuje zmianę płac nominalnych,

$c_{2,61} = 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie nie wywołuje zmiany szybkości obiegu pieniądza (zob. tabela 13),

$c_{2,61} = 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie nie wywołuje zmiany nominalnej stopy procentowej (zob. tabela 14),

$c_{2,71} \neq 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie wywołuje zmiany oczekiwań inflacyjnych (zob. tabela 14),

$c_{2,81} = 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie nie wywołuje zmian w stopie bezrobocia,

Pozostałe pogrubione parametry macierzy C_2 w tabeli 13 odpowiadają pogrubionym parametrom z macierzy wag (importerów szoków I(2)) $\tilde{B}_{2\perp}^T$ z tabel 11a i 11b. Podobnie pozostałe pogrubione parametry macierzy C_2 w tabeli 14 odpowiadają pogrubionym parametrom z macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}^T$ z tabeli 12. Pogrubione parametry związane są z zależnościami między zmiennymi, które występują w teorii ekonomii.

Zgodnie z przyjętymi założeniami w systemie złożonym ze zmiennych (4.1) występują dwa wspólne trendy stochastyczne I(1). Macierz $A_{1\perp}$ można zapisać:

Tabela 15. Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(1) - $A_{1\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków średniookresowych

$A_{1\perp}^T =$	ε_m	ε_{ex}	ε_p	ε_y	ε_w	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	0	0	0	0	0	$\alpha_{1\perp,16}$	0	0
	0	$\alpha_{1\perp,22}$	0	0	0	0	0	0

W tabeli 15 zdefiniowano dwa trendy stochastyczne I(1):

$\bar{a}_{16} \sum \varepsilon_{R^s,t}$ – średniookresowy autonomiczny trend związany ze stopą procentową, $\bar{a}_{16} = 1$.

$\bar{a}_{22} \sum \varepsilon_{ex,t}$ – średniookresowy autonomiczny trend walutowy (por. Kelm, Majsterek 2006 Vostroknutova 2003), $\bar{a}_{22} = 1$. Niemożliwy jest raczej średniookresowy trend monetarny (por. Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006).

Do weryfikacji hipotezy LRSN należy wykorzystać system zmiennych (4.2):

$$Y_t = [\Delta m_t \Delta ex_t (q_t) \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s R_t^l U_t],$$

Zgodnie z hipotezą LRSN głównym źródłem szoków I(1) powinno być tempo zmian podaży pieniądza Δm_t . Oznacza to, że pierwszy wiersz macierzy $A_{\perp}$ nie może być zerowy, a pierwsza kolumna macierzy C powinna co do wartości bezwzględnej posiadać najwyższą wartość. Jeżeli tempo zmian podaży pieniądza nie będzie źródłem szoku, a jego odbiorcą, to potwierdzona zostanie hipoteza pieniądza endogenicznego. Zgodnie z hipotezą LRSN, zmiennymi, które dostosowującą się do równowagi długookresowej powinny być inflacja, tempo zmian płac nominalnych oraz tempo zmian nominalnego kursu walutowego. Inflacja, tempo zmian płac nominalnych i nominalna stopa procentowa powinny być głównym odbiorcą szoków I(1). Weryfikacja odporności na szoki w modelu wspólnych trendów stochastycznych I(1) odbywa się z wykorzystaniem macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych $\tilde{B}_{\perp}$.

Przy założeniu, że w systemie zmiennych (4.1), gdzie $M = 8$, istnieje 5 relacji długookresowych ($R = 5$), to istnieją wtedy 3 trendy stochastyczne I(1), $M - R = 3$. Zgodnie z hipotezą LRSN jednym z nich jest trend stochastyczny związany z tempem zmian podaży pieniądza (zob. tabela 16).

Tabela 16. Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(1) - $A_{\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków zgodna z hipotezą LRSN

$A_{\perp}^T =$	$\varepsilon_{\Delta m}$	$\varepsilon_{\Delta ex}$	$\varepsilon_{\Delta p}$	ε_y	$\varepsilon_{\Delta w}$	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	$\alpha_{\perp,11}$	0	0	0	0	0	0	0
	0	0	$\alpha_{\perp,23}$	0	0	0	0	0
	0	0	0	0	0	0	0	$\alpha_{\perp,38}$

W tabeli 16 zdefiniowano trzy trendy stochastyczne I(1):

$\bar{a}_{11} \sum \varepsilon_{\Delta m,t}$ - długookresowy trend tempa zmian podaży pieniądza, autonomiczny szok tempa zmian podaży pieniądza $\bar{a}_{11} = 1$,

$\bar{a}_{23} \sum \varepsilon_{\Delta p,t}$ - długookresowy trend inflacyjny, autonomiczny szok inflacyjny, $\bar{a}_{23} = 1$,

$\bar{a}_{38} \sum \varepsilon_{U,t}$ - długookresowy trend w stopie bezrobocia, autonomiczny szok stopy bezrobocia, $\bar{a}_{38} = 1$.

Tabela 17. Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(1) - $\tilde{B}_{\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRSN

$\tilde{B}_{\perp}^T =$	Δm_t	Δex_t	Δp_t	y_t	Δw_t	R_t^s	R_t^l	U_t
	$\tilde{b}_{\perp,11}$	$\tilde{b}_{\perp,12}$	$\tilde{b}_{\perp,13}$	0	$\tilde{b}_{\perp,15}$	$\tilde{b}_{\perp,16}$	$\tilde{b}_{\perp,17}$	0
	$\tilde{b}_{\perp,21}$	$\tilde{b}_{\perp,22}$	$\tilde{b}_{\perp,23}$	$\tilde{b}_{\perp,24}$	$\tilde{b}_{\perp,25}$	$\tilde{b}_{\perp,26}$	$\tilde{b}_{\perp,27}$	0
	$\tilde{b}_{\perp,31}$	$\tilde{b}_{\perp,32}$	0	$\tilde{b}_{\perp,34}$	$\tilde{b}_{\perp,35}$	$\tilde{b}_{\perp,36}$	$\tilde{b}_{\perp,37}$	$\tilde{b}_{\perp,38}$

Pierwszy wiersz w tabeli 17 pokazuje jak zmienne w systemie reagują na długookresowy szok tempa zmian podaży pieniądza, drugi - na szok inflacyjny, trzeci - na szok w stopie bezrobocia. Zgodnie z hipotezą LRSN tempo zmian podaży pieniądza nie wpływa na zmienne realne: produkcję ($\tilde{b}_{\perp,14} = 0$) i stopę bezrobocia ($\tilde{b}_{\perp,18} = 0$). W następstwie trwałego szoku związanego z tempem wzrostu podaży pieniądza następuje identyczny wzrost tempa zmian nominalnego kursu walutowego ($\tilde{b}_{\perp,12}$), inflacji ($\tilde{b}_{\perp,13}$), rośnie w proporcji 1:1 tempo wzrostu płac nominalnych ($\tilde{b}_{\perp,15}$) i następuje taki sam wzrost nominalnej stopy procentowej ($\tilde{b}_{\perp,16}$ i $\tilde{b}_{\perp,17}$). Jeżeli długookresowa stopa procentowa R_t^l pełni rolę aproksymanty oczekiwań

inflacyjnych, to oczekiwania inflacyjne rosną w tym samym tempie co zmiany podaży pieniądza. Jeżeli zamiast tempa zmian nominalnego kursu walutowego w systemie zmiennych pojawiłby się realny kurs walutowy, to element macierzy wag powinien wynosić $\tilde{b}_{\perp,12} = 0$.

Zgodnie z efektem Fishera trwały szok inflacyjny wywiera wpływ na wzrost nominalnej stopy procentowej w proporcji 1:1. Efekt Fishera lepiej przetestować poprzez nałożenie restrykcji jednostkowej na parametry, tak by realna stopa procentowa była równa różnicy między nominalną stopą procentową a stopą inflacji lub nominalna stopa procentowa rosła tak jak tempo zmian cen. Restrykcja taka możliwa jest do przetestowania w przestrzeni bazowych wektorów kointegrujących w modelu ze zmiennymi realnymi lub w systemie zmiennych I(1) (por. wzór 4.2). Jeżeli w systemie zmiennych zamiast nominalnej stopy procentowej byłaby realna stopa procentowa, to parametry $\tilde{b}_{\perp,16} = 0$ i $\tilde{b}_{\perp,26} = 0$ (zob. tabela 17).

Trwały szok inflacyjny zgodnie z długookresową krzywą Phillipsa nie powinien oddziaływać na stopę bezrobocia ($\tilde{b}_{\perp,28}^T = 0$). Podobnie trwały szok ze stopy bezrobocia nie wywiera wpływu na inflację ($\tilde{b}_{2\perp,33}^T = 0$).

Tabela 18. Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi I(1) zgodna z hipotezą LRSN

$C =$		$\varepsilon_{\Delta m}$	$\varepsilon_{\Delta ex}$	$\varepsilon_{\Delta p}$	ε_y	$\varepsilon_{\Delta w}$	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	Δm_t	c_{11}	0	c_{13}	0	0	0	0	c_{18}
	ex_t	c_{21}	0	c_{23}	0	0	0	0	c_{28}
	Δp_t	c_{31}	0	c_{33}	0	0	0	0	0
	y_t	0	0	c_{43}	0	0	0	0	c_{48}
	Δw_t	c_{51}	0	c_{53}	0	0	0	0	c_{58}
	R_t^s	c_{61}	0	c_{63}	0	0	0	0	c_{68}
	R_t^l	c_{71}	0	c_{73}	0	0	0	0	c_{78}
	U_t	0	0	0	0	0	0	0	c_{88}

Jeżeli zmienne $\Delta ex_t, (q_t) y_t, \Delta w_t, R_t^s, R_t^l$ nie będą współtworzyły wspólnych trendów stochastycznych I(2) (zob. tabela 16), to kolumny w macierzy C (zob. tabela 18) dla szoków $\varepsilon_{\Delta ex}, (\varepsilon_q), \varepsilon_y, \varepsilon_{\Delta w}, \varepsilon_{R^s}, \varepsilon_{R^l}$ będą zerowe.

Interpretacja parametrów z tabeli 18 jest następująca:

$c_{21} \neq 0$ – trwały szok tempa zmian podaży pieniądza w długim okresie wywołuje zmiany w tempie zmian nominalnego kursu walutowego. W przypadku zastąpienia tempa zmian nominalnego kursu walutowego przez realny kurs walutowy, parametr $c_{21} = 0$.

$c_{31} \neq 0$ – trwały szok tempa zmian podaży pieniądza w długim okresie wywołuje zmianę inflacji (dodatni szok tempa zmian podaży pieniądza powoduje wzrost inflacji, ujemny szok tempa zmian podaży pieniądza - spadek inflacji),

$c_{41} = 0$ – trwały szok tempa zmian podaży pieniądza w długim okresie nie wpływa na dochód narodowy (produkcję),

$c_{51} \neq 0$ – trwały szok tempa zmian podaży pieniądza w długim okresie wywołuje zmianę tempa zmian płac nominalnych,

$c_{61} \neq 0$ – trwały szok tempa zmian podaży pieniądza w długim okresie wywołuje zmianę krótkookresowej nominalnej stopy procentowej,

$c_{71} \neq 0$ – trwały szok tempa zmian podaży pieniądza w długim okresie wywołuje zmianę długookresowej nominalnej stopy procentowej,

$c_{81} = 0$ – trwały szok tempa zmian podaży pieniądza w długim okresie nie wywołuje zmian w stopie bezrobocia,

$c_{83} = 0$ – trwały szok inflacyjny w długim okresie nie wywołuje zmiany stopy bezrobocia,

$c_{38} = 0$ – trwały szok pochodzący ze stopy bezrobocia w długim okresie nie wywołuje zmiany inflacji,

$c_{63} \neq 0$ – szok inflacyjny w długim okresie zgodnie z hipotezą Fishera powoduje proporcjonalną zmianę w nominalnej stopie procentowej.

Pozostałe pogrubione parametry macierzy C w tabeli 18 odpowiadają pogrubionym parametrom z macierzy wag (importerów szoków $I(1)$) $\tilde{B}_\perp^T$ z tabeli 17.

W tabeli 19 podsumowano sposób nakładania restrykcji związany z analizowaniem hipotezy LRN i LRSN z wykorzystaniem reprezentacji wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ i $I(2)$.

Tabela 19. Restrykcje wynikające z hipotez neutralności i superneutralności pieniądza w modelu CVAR ze zmiennymi $I(1)$ lub $I(2)$

Cel	Sposób wprowadzenia
Model ze CVAR ze zmiennymi $I(1)$	
Długookresowa słaba egzogeniczność-zmienna nie dostosowuje się do relacji długookresowej $CI(1,1)$	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy A
Odporność zmiennej na szok niestacjonarny	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy $\tilde{B}_\perp$
Zmienna nie jest źródłem trwałych szoków	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy $A_\perp$
Model ze CVAR ze zmiennymi $I(2)$	
Słaba egzogeniczność w relacjach $CI(2,2)$	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy A_0
Słaba egzogeniczność w relacjach $CI(2,1)$	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy A_1
Średniookresowa egzogeniczność	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy $A_{1\perp}$
Odporność zmiennej na szok $I(2)$	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ lub $B_{2\perp}$
Zmienna nie jest źródłem szoków $I(2)$	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy $A_{2\perp}$
Odporność zmiennej na szok $I(1)$	Brak możliwości testowania
Zmienna nie jest źródłem szoków $I(1)$	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy $A_{1\perp}$

Opracowano na podstawie Majsterek (2008), A. Welfe i in. (2013).

4.4 Restrykcje wynikające z teorii ekonomii oraz restrykcje dotyczące homogeniczności w relacjach kointegrujących

W przypadku środowiska $I(2)$ nałożenie restrykcji na parametry w przestrzeni kointegracyjnej uniemożliwia równoczesne nałożenie restrykcji w przestrzeni wspólnych trendów stochastycznych na parametry macierzy współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ $A_{2\perp}$ lub/i na parametry macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ $\tilde{B}_{2\perp}$. W przypadku środowiska $I(1)$ nie jest możliwe równoległe testowanie restrykcji na parametry macierzy B i na parametry macierzy współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(1)$ $A_{1\perp}^T$ lub/i na parametry macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $\tilde{B}_{1\perp}$. Wobec powyższego nakładanie restrykcji wynikających z teorii ekonomii na parametry w relacjach długookresowych jest alternatywną metodą weryfikacji hipotez LRN i LRSN względem opisanej w poprzednim podrozdziale analizy wspólnych trendów stochastycznych.

Dobór zmiennych do systemu $I(2)$ determinuje identyfikację głównych równań długookresowej równowagi. Reszty tych równań mogą być stacjonarne (zachodzi $CI(2,2)$) lub niestacjonarne (zachodzi $CI(2,1)$). W przypadku reszt stacjonarnych równowaga długookresowa ma także charakter równowagi średniookresowej (uwidacznia się już w średnim okresie, por. Majsterek 2023). Relacje długookresowej równowagi mające charakter kointegracji bezpośredniej $CI(2,2)$ są trwalsze, a reakcja dostosowawcza do tych związków jest szybsza niż dla związków kointegracji $CI(2,1)$.

W przypadku kointegracji dla procesów $I(2)$ relacje $CI(2,2)$ i $CI(2,1)$ mogą być normalizowane względem tej samej zmiennej. Oznacza to, że jedna zmienna ekonomiczna może być równocześnie zmienną objaśnianą w ustrukturalizowanym równaniu $CI(2,2)$ jak i $CI(2,1)$ (por. Majsterek 2008).

Omówione 13 sposobów nakładania restrykcji wynikających z teorii ekonomii dotyczy przestrzeni zmiennych (4.3), która zawiera wszystkie zmienne niezbędne do badania zależności między rynkami pieniądza, dóbr i usług, walutowym oraz pracy:

$$Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } p_t^* \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^S \text{ } R_t^L \text{ } R_t^{S*} \text{ } R_t^{L*} \text{ } z_t \text{ } U_t] \sim I(2).$$

Wykorzystując wielowymiarową analizę kointegracyjną, możliwa jest weryfikacja hipotez ekonomicznych poprzez nałożenie restrykcji na parametry równań długookresowych. Wektory kointegrujące mają charakter relacji równowagowych. Wspólne trendy stochastyczne powodują oddalanie się zmiennych od ścieżek równowagi.

1. Pierwsza hipoteza dotyczy sposobu wyjaśnienia cen zgodnie z równaniem ilościowej teorii pieniądza. Jeżeli w równaniu długookresowym to ceny są zmienną objaśnianą, a parametr przy podaży pieniądza jest z jednym z istotnych statystycznie, to potwierdzona zostaje egzogeniczność podaży pieniądza, która jest jednym z założeń hipotezy neutralności pieniądza. Relacja długookresowa przyjmuje wówczas postać:

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 R_t^S + \beta_3 R_t^L + \beta_4 y_t + \eta_{p,t}. \quad (4.6)$$

Z powyższych założeń wynikają następujące restrykcje:

$$\beta_1 = 1 \quad (4.7)$$

$$\beta_4 = -1 \quad (4.8)$$

$$\beta_1 = -\beta_4 = 1 \quad (4.9)$$

$$\beta_2 = -\beta_3 \quad (4.10)$$

Równanie (4.6) jest przybliżeniem układu zdefiniowanego przez równanie wymiany Fishera oraz równanie ilościowej teorii pieniądza. Pozwala to na weryfikację kluczowej hipotezy szkoły neoklasycznej o stałości szybkości obiegu pieniądza. Zależność (4.6) z restrykcją (4.9) pozwala zdefiniować odwrotność logarytmu szybkości obiegu pieniądza jako: $m_t - p_t - y_t$. Daje to możliwość rozpatrywania szybkości obiegu pieniądza w kontekście całego systemu zależności opartego na równaniu wymiany. Znika problem właściwego doboru aproksymanty

szybkości obiegu pieniądza. Niestacjonarność relacji $m_t - p_t - y_t$ między realną podażą pieniądza a realną produkcją, czyli brak jednorodnej relacji kointegracyjnej $CI(1,1)$, oznacza, że szoki oddziałujące na szybkość obiegu pieniądza mogą mieć charakter trwałe. Przekłada się to na zmienną w czasie szybkość obiegu pieniądza i wpływ tej zmiennej na inflację (por. Majsterek 2008), co jest zgodne ze szkołą keynesowską. Dzięki restrykcji (4.10) uzyskuje się różnicę między krótko- i długookresową stopą procentową $R_t^s - R_t^l$, która jest dobrym przybliżeniem szybkości obiegu pieniądza. Szybkość obiegu pieniądza rośnie proporcjonalnie do mniejszej opłacalności lokat długoterminowych.

Jeżeli relacja kointegrująca (4.6) jest niestacjonarna ($CI(2,1)$), to do wyjaśnienia kształtowania się cen potrzebna jest kointegracja wielomianowa. Reszty z równania (4.6) tworzą liniową kombinację z przyrostami zmiennych $I(2)$. W ten sposób zamiast cen objaśniana jest inflacja. Taka relację kointegracji wielomianowej można zidentyfikować jako lukę pomiędzy podażą pieniądza a cenami. W przypadku braku wewnętrznego mechanizmu korekty błędem luka ta rośnie szybciej wraz z szybszym wzrostem podaży pieniądza lub ze wzrostem inflacji (por. Majsterek 2008).

2. Druga hipoteza dotyczy kształtowania się cen zgodnie z uogólnioną teorią pieniądza, która zawiera się w dochodowej i kosztowej teorii inflacji. Zależności długookresowe dla niepieniężnych teorii inflacji są z reguły opisywane w systemie ze zmiennymi $I(1)$. Na gruncie badań empirycznych (zob. Majsterek, A. Welfe 2012) potwierdzono dla polskiej gospodarki, że płace nominalne, wydajność pracy i stopa bezrobocia są zmiennymi $I(2)$. Na drugi stopień zintegrowania wskazały macierz współczynników przy wspólnych trendach stochastycznych $A_{2\perp}$ (macierz eksporterów szoków) i macierz wag wspólnych trendów stochastycznych $\tilde{B}_{2\perp}$ (macierz importerów szoków) w modelu opisującym sprzężenie płacowo-cenowe. Relację długookresową dla cen zapisać można następująco:

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 w_t + \beta_2 z_t + \beta_3 p_t^* + \eta_{p,t}. \quad (4.11)$$

Powyższe założenia odpowiadają następującym restrykcjom :

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = a \quad (4.12)$$

$$\beta_1 = -\beta_2 \quad (4.13)$$

Przyjęcie parametru $a > 1$ ma związek z objaśnieniem inflacji konsumenta, a nie producenta ($a = 1$) i pokazuje obecność narzutów cenowych. Restrykcja (4.13) dotyczy weryfikacji wpływu wydajności pracy na ceny. Parametr β_2 łączy w sobie dwa efekty, które są przeciwstawne. Z jednej strony wzrost wydajności pracy obniża ceny producenta i konsumenta poprzez obniżenie jednostkowych kosztów produkcji. Z drugiej strony, wzrost wydajności pracy pozwala uzyskać produkt o lepszej jakości, który będzie droższy. Możliwe jest przetestowanie restrykcji:

$$\beta_2 = -\gamma\beta_1, \quad (4.14)$$

wskazującej, na to, który z tych efektów jest dominujący.

Jeżeli ($-1 < \gamma < 0$), to efekt oszczędnościowy jest zdominowany przez efekt jakościowy. Z kolei, gdy zachodzi ($0 < \gamma < 1$), to efekt oszczędnościowy przewyższa efekt jakościowy. Restrykcja (4.13) odpowiada sytuacji, w której wzrost płac nominalnych działa inflacyjennie, jeżeli nie ma pokrycia we wzroście wydajności pracy (por. Majsterek 2008).

3. Trzecia hipoteza dotyczy sposobu wyjaśnienia zmian podaży pieniądza w długim okresie. Ma ścisły związek z pierwszą hipotezą dotyczącą cen i z równaniem (4.6), które tym razem jest znormalizowane względem podaży pieniądza, a nie cen. Relację długookresową dla podaży pieniądza można przedstawić w postaci równania wymiany:

$$m_t^d = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 R_t^s + \beta_4 R_t^l + \eta_{m,t}. \quad (4.15)$$

Zakładając, że podaż pieniądza dostosowuje się do popytu na pieniądz, można traktować zrenormalizowaną zależność długookresową (4.15) jako funkcję popytu na pieniądz

$m_t = m_t^d$ (por. Majsterek, Kelm 2005, 2007). Popyt spekulacyjny zależy od nominalnych stóp procentowych. Popyt transakcyjny determinują ceny i produkcja.

Powyższe założenia pozwalają nałożyć następujące restrykcje na parametry, które są analogiczne do restrykcji (4.7)-(4.10):

$$\beta_1 = 1 \quad (4.16)$$

$$\beta_2 = 1 \quad (4.17)$$

$$\beta_1 = \beta_2 = 1 \quad (4.18)$$

$$\beta_3 = -\beta_4 \quad (4.19)$$

Restrykcja (4.16) oraz (4.7) służy do zweryfikowania w ramach systemu odpowiadającego równaniu wymiany Fishera hipotezy homogeniczności (jednorodności) relacji kointegrującej między podażą pieniądza a cenami (niezależnie czy równanie długookresowe dotyczy cen, czy popytu na pieniądź (por. Majsterek 2008). Warunek homogeniczności relacji kointegrującej oznacza, że parametry długookresowe sumują się do zera. Tak dzieje się w systemie ze zmiennymi $I(1)$. W systemie ze zmiennymi $I(2)$ należy pamiętać o możliwej dekompozycji macierzy kointegrującej na dwie macierze: macierz bezpośredniej i macierz wielomianowej kointegracji. Stąd konieczny jest jeszcze warunek homogeniczności kointegrującej relacji średniookresowej dla inflacji. Spełnienie warunku homogeniczności relacji kointegrującej między podażą pieniądza a cenami ($CI(2,1)$) pozwala na przejście z modelu ze zmiennymi nominalnymi do modelu ze zmiennymi realnymi, w przypadku systemu zmiennych związanych z równaniem wymiany Fishera (por. Juselius 2004, 2006, Majsterek 2008).

Ceny zagranicy obecne w badanym systemie zależności, są potencjalnie zmienną generowaną przez proces $I(2)$. W systemie zmiennych (4.3) restrykcja (4.16) w równaniu popytu na pieniądź zgodnym z ilościową teorią pieniądza jest niewystarczająca do przejścia z modelu ze zmiennymi nominalnymi do modelu ze zmiennymi realnymi. Należy zweryfikować dodatkowo hipotezę o wspólnym trendzie stochastycznym między nominalnym kursem walutowym oraz cenami kraju i zagranicy oraz o homogeniczności relacji między płacami nominalnymi a cenami (o ile płace nominalne nie są odporne na działanie wspólnych trendów

stochastycznych $I(2)$). Można to zrobić rozważając wpływ kursu nominalnego i cen zagranicy w równaniu popytu na pieniądz lub model parytetu siły nabywczej w równaniu dla kursu walutowego oraz relację $CI(2,1)$ dla płac realnych $w_t - p_t$. Model ze zmiennymi realnymi zawiera zmienne:

$$Y_t = [m_t - p_t \quad ex_t - p_t + p_t^* \quad y_t \quad w_t - p_t \quad R_t^S \quad R_t^L \quad R_t^{S*} \quad R_t^{L*} \quad z_t \quad U_t] \sim I(1) \quad (4.20)$$

lub

$$Y_t = [m_t - p_t \quad q_t \quad \Delta p_t \quad \Delta p_t^* \quad y_t \quad w_t - p_t \quad R_t^S \quad R_t^L \quad R_t^{S*} \quad R_t^{L*} \quad z_t \quad U_t] \sim I(1), \quad (4.21)$$

$$Y_t = [m_t - p_t \quad \Delta ex_t \quad \Delta p_t \quad \Delta p_t^* \quad y_t \quad w_t - p_t \quad R_t^S \quad R_t^L \quad R_t^{S*} \quad R_t^{L*} \quad z_t \quad U_t] \sim I(1). \quad (4.22)$$

Dla modeli ze zmiennymi realnymi (4.20-4.22) można stosować analizę $I(1)$, pomimo niezerowego rzędu macierzy $A_{2\perp}$ oraz macierzy $B_{2\perp}$. Jest to strategia „ $I(2)$ w $I(1)$ ” (por. Juselius 2006). Model ze zmiennymi realnymi nie objaśnia kształtowania się cen i nie zawiera zmiennych $I(2)$ (por. Majsterek 2008). Alternatywną metodą testowania hipotezy jednorodności relacji kointegrującej między podażą pieniądza a cenami jest zweryfikowanie na podstawie macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych $\tilde{B}_{2\perp}$, czy ceny są głównym odbiorcą szoków $I(2)$ (zob. podrozdział 4.2).

Przejsie na model ze zmiennymi realnymi $I(1)$ sprawia, że otrzymuje się postać wektora kointegrującego dla realnego popytu na pieniądz $m_t^d - p_t$, o ile podaż pieniądza dostosowuje się do tak zidentyfikowanego wektora kointegrującego.

4. Czwarta hipoteza dotyczy wpływu zagranicznych stóp procentowych i ma związek z popytem spekulacyjnym:

$$m_t^d = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 R_t^S + \beta_4 R_t^L + \beta_5 R_t^{S*} + \beta_6 R_t^{L*} + \eta_{m,t}. \quad (4.23)$$

Oprócz restrykcji (4.16)-(4.19) w równaniu (4.23) przetestować można (por. Serletis 2001, Majsterek, Kelm 2007):

$$\beta_5 < 0 \quad (4.24)$$

$$\beta_6 < 0 \quad (4.25)$$

$$\beta_5 = -\beta_6 \quad (4.26)$$

$$\beta_4 = \beta_6 = 0 \quad (4.27)$$

5. Piąta hipoteza związana jest z badaniem wpływu realnego kursu walutowego q_t na popyt na pieniądz. Równanie długookresowe (4.15) przyjmuje postać (por. Kelm, Majsterek 2006):

$$m_t^d = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 R_t^s + \beta_4 R_t^l \pm \beta_5 ex_t + \beta_6 p_t^* + \eta_{m,t}. \quad (4.28)$$

W równaniu popytu na pieniądz (4.28) testowane są nadal restrykcje (4.16)-(4.19) oraz:

$$\beta_1 = -\beta_5 = -\beta_6 = 1 \quad (4.29)$$

Odrzucenie restrykcji (4.29) oznacza, że nie można przejść na model ze zmiennymi realnymi. W modelu ze zmiennymi nominalnymi zamiast nominalnego kursu walutowego ex_t można użyć realnego kursu walutowego q_t , restrykcja (4.29) staje się wtedy zbędna.

Wprowadzenie do modelu hipotezy parytetu siły nabywczej i jej weryfikacja wymusza przyjęcie kilku założeń: jednorodność dóbr podlegających wymianie, pominięcie kosztów transportu i protekcjonizmu celnego. Z drugiej strony pozwala to na analizę mechanizmów odpowiedzialnych za transmisję impulsów inflacyjnych z zagranicy.

6. Szósta hipoteza dotyczy sposobu określenia długookresowej zależności dla nominalnego kursu walutowego w systemie I(2), który w przypadku pierwszym zakłada spełnienie parytetu siły nabywczej – $CI(2,2)$. Równanie długookresowe wyraża parytet siły nabywczej lub realny kurs walutowy:

$$ex_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \eta_{ex,t}. \quad (4.30)$$

Z hipotezy parytetu siły nabywczej wynika:

$$\beta_1 = -\beta_2 = 1. \quad (4.31)$$

Jeżeli reszty $\eta_{ex,t}$ okażą się niestacjonarne, czyli wystąpi relacja $CI(2,1)$, to nominalny kurs walutowy można wyrazić w postaci równania (por. Kelm, 2013):

$$ex_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \delta_1 \Delta ex_t + \delta_2 \Delta p_t + \delta_3 \Delta p_t^* + \eta_{ex,t}. \quad (4.32)$$

W równaniu (4.32) można przetestować restrykcję (4.31). Relacja (4.32) jest przykładem kointegracji wielomianowej. Łączy w sobie parytety siły nabywczej w wersji bezwzględnej i względnej.

7. Siódma hipoteza dotyczy długookresowej zależności dla płac nominalnych:

$$w_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 z_t + \beta_3 U_t + \eta_{w,t}. \quad (4.33)$$

Testowaniu podlegają tu następujące restrykcje:

$$\beta_1 = 1 \quad (4.34)$$

$$\beta_2 = 1 \quad (4.35)$$

$$\beta_3 < 0 \quad (4.36)$$

Restrykcja (4.34) zakłada, że długookresowa elastyczność płac względem cen jest jednostkowa. Nieodrzućenie tej restrykcji pozwala modelować płacę realną. Restrykcja (4.35) wyraża długookresową jednostkową elastyczność płac względem wydajności pracy i jest zgodna z hipotezą modelu przetargowego płac. W równaniu (4.33) pomija się wpływ podatków pośrednich i bezpośrednich oraz składek na ubezpieczenie społeczne (zob. Majsterek, Welfe 2012).

8. Ósma hipoteza i kolejne dotyczą potencjalnych zależności długookresowych, które zachodzą w modelu CVAR ze zmiennymi $I(1)$. Zależności te (poza równaniami dla pierwszych przyrostów zmiennych Δex_t i Δp_t) mogą zachodzić również w modelu CVAR dla zmiennych $I(2)$, o ile zmienna objaśniana nie jest odporna na działanie wspólnego trendu stochastycznego $I(2)$ lub/i jest opisana równaniem kointegracji wielomianowej lub/i nie udało się potwierdzić restrykcji dotyczącej homogeniczności relacji długo- i średniookresowej dla realnej podaży

pieniądza, płac realnych lub realnego kursu walutowego. Zakładając następujące równanie długookresowe dla produkcji (por. Kelm, Majsterek 2006):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 R_t^S + \beta_3 \Delta p_t + \beta_4 q_t + \eta_{y,t}, \quad (4.37)$$

testowane są dwie restrykcje:

$$\beta_1 = 0 \quad (4.38)$$

$$\beta_2 = -\beta_3. \quad (4.39)$$

Restrykcja (4.38) jest zgodna z hipotezą LRN. Restrykcja (4.39) przedstawia wpływ realnej stopy procentowej na produkcję. Równanie długookresowe (4.37) można również zapisać następująco:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 R_t^S + \beta_3 \Delta p_t + \beta_4 \Delta ex_t + \eta_{y,t}. \quad (4.40)$$

Testowaniu podlegają te same restrykcje co w równaniu (4.37).

Zamiana podaży pieniądza m_t na tempo zmian podaży pieniądza Δm_t pozwala nałożyć restrykcję $\beta_1 = 0$, zgodną z hipotezą LRSN.

Parametry równań (4.37) i (4.40) są też możliwe do szacowania w modelu CVAR dla procesów I(2) pod warunkiem, że zmienna y_t okaże się nieodporna na szoki I(2), czyli będzie posiadała minimum jeden parametr istotnie różny od zera w macierzy wag przy wspólnych nieskointegrowanych trendach stochastycznych I(2) - $\tilde{B}_{2\perp}^T$. Wtedy w równaniu (4.37) i (4.40) w miejsce inflacji Δp_t pojawią się ceny p_t , a tempo zmian nominalnego kursu walutowego Δex_t (w równaniu 4.40) zastąpi nominalny kurs walutowy ex_t .

9. Dziewiąta hipoteza dotyczy zależności długookresowej dla kursu realnego:

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t + \beta_2 \Delta p_t^* + \beta_3 R_t^S + \beta_4 R_t^{S*} + \beta_5 R_t^l + \beta_6 R_t^{l*} + \eta_{q,t}. \quad (4.41)$$

Na podstawie równania (4.41) można przetestować następujące restrykcje:

$$\beta_1 = -\beta_2 = 1 \quad (4.42)$$

$$\beta_3 = -\beta_4 = 1 \quad (4.43)$$

$$\beta_5 = -\beta_6 = 1 \quad (4.44)$$

$$\beta_5 = \beta_6 = 0 \quad (4.45)$$

$$\beta_3 = -\beta_1 = 1 \quad (4.46)$$

$$\beta_4 = -\beta_2 = 1 \quad (4.47)$$

$$\beta_3 = \beta_4 = 0 \quad (4.48)$$

Restrykcja (4.42) odpowiada hipotezie, że realny kurs walutowy zależy od różnicy w stopach inflacji między krajem i zagranicą. Restrykcje (4.43) i (4.44) uzależniają realny kurs walutowy od dysparytetu odpowiednio krótko- i długookresowych stóp zwrotu. Połączenie restrykcji (4.45)-(4.47) uzależnia realny kurs walutowy od dysparytetu krótkookresowych realnych stóp procentowych (por. Juselius, MacDonald 2003, Kębłowski, Welfe, 2010, Kelm 2013).

10. Dziesiąta hipoteza dotyczy modelu ze zmiennymi realnymi (4.22) i zależności długookresowej dla tempa zmian nominalnego kursu walutowego, przy założeniu, że nominalny kurs walutowy jest zmienną generowaną przez proces I(2). Równanie długookresowe może kwantyfikować rozszerzony efekt Fishera:

$$\Delta ex_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t + \beta_2 \Delta p_t^* + \beta_3 R_t^s + \beta_4 R_t^{s*} + \eta_{\Delta ex,t}, \quad (4.49)$$

który wymaga spełnienia następujących restrykcji:

$$\beta_1 = -\beta_2 = 1 \quad (4.50)$$

$$\beta_3 = -\beta_4 = 1 \quad (4.51)$$

11. Jedenasta hipoteza dotyczy realnego popytu na pieniądź. Hipoteza ta jest zgodna z nową wersją ilościowej teorii pieniądza:

$$m_t^d - p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 R_t^s + \beta_3 R_t^l + \beta_4 \Delta p_t + \eta_{m,t}. \quad (4.52)$$

Dla zależności długookresowej (4.52) można przetestować następujące restrykcje:

$$\beta_1 = 1 \quad (4.53)$$

$$\beta_2 = -\beta_3 \quad (4.54)$$

Restrykcja (4.53) wynika z równania wymiany. Restrykcja symetrii (4.54) pozwala szacować parametr dla aproksymacji szybkości obiegu pieniądza.

Jedenasta hipoteza wskazuje na potencjalną postać równania inflacji w modelu ze zmiennymi realnymi (por. Majsterek, Kelm 2007):

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 R_t^s + \beta_2 R_t^l + \beta_3 q_t + \beta_4 \Delta m_t + \eta_{\Delta p, t}. \quad (4.55)$$

Testowana jest tu restrykcja związana z wpływem szybkości obiegu pieniądza na inflację:

$$\beta_1 = -\beta_2 = 1 \quad (4.56)$$

W miejsce zmiennej Δm_t może pojawić się realna podaż pieniądza $m_t - p_t$.

12. Dwunasta hipoteza związana jest z równaniem długookresowym dla inflacji aproksymowanym równaniem nowej keynesowskiej krzywej Phillipsa (NKKP). Długookresowa stopa procentową R_t^l pełni w tym przypadku rolę oczekiwań inflacyjnych:

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 w_t + \beta_2 z_t + \beta_3 R_t^l + \eta_{\Delta p, t}. \quad (4.57)$$

Nakładana w równaniu (4.57) restrykcja symetrii na parametry ma związek z uzyskaniem przybliżenia kosztu krańcowego produkcji:

$$\beta_1 = -\beta_2 \quad (4.58)$$

13. Trzynasta hipoteza dotyczy równania długookresowego dla inflacji, która zależy od inflacji zagranicą i od oczekiwań inflacyjnych:

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t^* + \beta_2 R_t^l + \beta_3 \Delta m_t + \eta_{\Delta p, t}. \quad (4.59)$$

Testowana jest tu restrykcja homogeniczności relacji między inflacją kraju a inflacją zagranicy, oczekiwaniami inflacyjnymi i tempem zmian podaży pieniądza:

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1 \quad (4.60)$$

4.5 Restrykcje związane z hipotezami LRN i LRSN w relacjach długookresowych

W przypadku testowania tylko hipotezy neutralności pieniądza w przestrzeni kointegracyjnej liczba bazowych relacji długookresowych jest zależna od systemu (liczby zmiennych w modelu). W modelu ze zmiennymi nominalnymi (system I(2)) należy rozważyć równanie dla cen, płac nominalnych, nominalnego kursu walutowego, oraz ewentualnie dla szybkości obiegu pieniądza ($R_t^s - R_t^l$), produkcji, stóp procentowych i stopy bezrobocia. Wybór zmiennej objaśnianej zależy od tego, które zmienne dostosowują się do wybranej relacji równowagowej (ujemny parametr dostosowań w macierzy A istotnie $\neq 0$) i czy ta zmienna nie jest odporna na szok I(2) (odrzućenie wyłączających restrykcji na wybraną kolumnę transponowanej macierzy $\tilde{B}_{2\perp}^T$).

Równanie dla cen jest zgodne z równaniem (4.6) lub znormalizowanym względem cen równaniem (4.28):

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 R_t^s + \beta_3 R_t^l + \beta_4 y_t + \eta_{p,t}. \quad (4.6)$$

Obok testowania restrykcji (4.7)-(4.10) można przetestować tylko restrykcję jednostkowej elastyczności cen względem nominalnej podaży pieniądza:

$$\beta_1 = 1 \text{ i } \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \quad (4.61)$$

Podobnie w równaniu (4.28) znormalizowanym względem cen można przetestować nie tylko dotychczasowe restrykcje (4.16)-(4.19), ale również zmodyfikowaną restrykcję (4.61):

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \beta_3 R_t^s + \beta_4 R_t^l \pm \beta_5 ex_t + \beta_6 p_t^* + \eta_{m,t}, \quad (4.28)$$

$$\beta_1 = 1 \text{ i } \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = 0 \quad (4.62)$$

Drugim równaniem jest równanie płac nominalnych zgodne z równaniem (4.33) i restrykcjami (4.34)-(4.36).

$$w_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 z_t + \beta_3 U_t + \eta_{w,t}. \quad (4.33)$$

Trzecie równanie jest równoważne z równaniem nominalnego kursu walutowego w postaci (4.30) z restrykcją PPP (4.31):

$$ex_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 p_t^* + \eta_{ex,t}. \quad (4.30)$$

Równanie dla szybkości obiegu pieniądza, to równanie (4.6) z nieodrzuconymi restrykcjami (4.9) i (4.10):

$$p_t + y_t - m_t = \beta_0 + \beta_2(R_t^s - R_t^l) + \eta_{p,t}.$$

Weryfikowanie hipotezy LRN w środowisku I(2) pozwala na równoczesne uwzględnienie równania cen zgodnego z paradygmatem keynesowskim (4.11) z restrykcją (4.13), która wskazuje na proinflacyjny wzrost płac wynikający z braku pokrycia we wzroście wydajności pracy:

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 w_t + \beta_2 z_t + \beta_3 p_t^* + \eta_{p,t}. \quad (4.11)$$

Równoczesne normalizowanie równań długookresowych względem cen wymaga, aby jedna z tych relacji była $CI(2,2)$, a druga $CI(2,1)$ (por. Majsterek 2008). Możliwy jest również wariant uwzględnienia dwóch paradygmatów w jednym równaniu cen zgodnie z teorią TCEH (Theories Consistent Expectations Hypothesis, por. Frydman, Phelps 1990).

Weryfikacja hipotezy neutralności pieniądza na gruncie keynesowskim wymaga rozszerzenia systemu złożonego ze zmiennych (4.1) co najmniej o wydajność pracy z_t . System zmiennych (4.1) nie pozwala również w równaniu (4.30) zweryfikować hipotezy parytetu siły nabywczej. Wymagane jest zatem rozszerzenie systemu zmiennych (4.1) nie tylko o wydajność pracy z_t , ale i o ceny zagranicy p_t^* .

W modelu ze zmiennymi realnymi (brak podstaw do odrzucenia restrykcji dotyczących homogeniczności relacji długo- i średniookresowej dla realnej podaży pieniądza, płac realnych i PPP) równanie cen zastąpi równanie inflacji (równania 4.55 lub 4.59) z restrykcjami zdefiniowanymi powyżej:

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 R_t^s + \beta_2 R_t^l + \beta_3 q_t + \beta_4(m_t - p_t) + \eta_{\Delta p,t} \quad (4.55)$$

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t^* + \beta_2 R_t^l + \beta_3(m_t - p_t) + \eta_{\Delta p,t} \quad (4.59)$$

Ponieważ model ze zmiennymi realnymi jest systemem modelowym I(1) nie jest możliwe równoczesne zapisanie drugiego równania inflacji zgodnego z paradygmatem keynesowskim.

Równanie płac nominalnych (4.33) z nieodrzuconą restrykcją (4.34) w modelu realnym jest równaniem płacy realnej:

$$w_t - p_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + \beta_2 U_t + \eta_{w,t}. \quad (4.33)$$

Testuje się wówczas restrykcje (4.35) i (4.36). Dodatkowo w równaniu dla płacy nominalnej można przetestować restrykcję zgodną z LRN, że płaca nominalna zależy od podaży pieniądza, rozszerzając równanie (4.33) o m_t .

Dodatkowo w modelu ze zmiennymi realnymi, które jest środowiskiem zmiennych generowanych przez procesy I(1), możliwe jest zweryfikowanie reguły Fishera dla stopy procentowej. Ponadto możliwe jest także równanie długookresowe dla produkcji, która zgodnie z restrykcją (4.38) nie powinna zależeć od podaży pieniądza (równanie 4.37):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 R_t^s + \beta_3 \Delta p_t + \beta_4 q_t + \eta_{y,t}, \quad (4.37)$$

Testowana jest tu restrykcja dla realnej stopy procentowej (4.39). Zastępując inflację Δp_t cenami p_t , a realny kurs walutowy q_t nominalnym kursem walutowym ex_t , możliwe jest rozpatrywanie równania dla produkcji w modelu CVAR dla procesów I(2), o ile produkcja nie będzie odporna na szoki I(2) lub/i będzie opisana równaniem kointegracji wielomianowej lub/i odrzucone zostaną restrykcje dotyczące homogeniczności relacji długo- i średniookresowej dla realnej podaży pieniądza $m_t - p_t$ lub płacy realnej $w_t - p_t$ lub realnego kursu walutowego $ex_t + p_t^* - p_t$.

Ostatnim równaniem w modelu realnym jest równanie realnego kursu walutowego. Ze względu na rozpatrywanie systemu zmiennych (4.1) a nie systemu zmiennych (4.3) pomija się wpływ cen zagranicy i stóp procentowych zagranicy, co wydaje się zbyt dużym uproszczeniem zależności (4.41):

$$q_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t + \beta_3 R_t^s + \beta_5 R_t^l + \eta_{q,t}. \quad (4.41)$$

Przetestowanie restrykcji (4.46): $\beta_3 = -\beta_1 = 1$ pozwala uzależnić realny kurs walutowy od realnej stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. Brakuje oczywiście odpowiedniej restrykcji dla realnej stopy procentowej zagranicy.

Łączne testowanie hipotezy superneutralności pieniądza w przestrzeni kointegracyjnej wymaga nałożenia restrykcji na parametry czterech równań długookresowych: dla inflacji, dla tempa zmian płac nominalnych, dla tempa zmian nominalnego kursu walutowego i dla nominalnej stopy procentowej. Równanie inflacji zgodne z LRSN można zapisać następująco:

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta m_t + \eta_{\Delta p,t}. \quad (4.63)$$

W równaniu inflacji nakładana jest restrykcja, zgodnie z którą tempo zmian nominalnej podaży pieniądza w proporcji 1:1 wpływa na tempo zmian cen. Proporcja taka jest niezbędna by zachować warunek równowagi na rynku pieniądza (por. równanie 1.9, 2.7 oraz rys. 1):

$M_t/P_t = l(r_t + \Pi_t^e, Y_t)$. Realna podaż pieniądza zrówna się realnym popytem na pieniądz pod warunkiem, że tempo zmian podaży pieniądza zrówna się z tempem zmian cen:

$$\beta_1 = 1 \quad (4.64)$$

Po wzroście tempa podaży pieniądza Δm_t następuje wzrost oczekiwanej inflacji Π_t^e i wzrost nominalnej stopy procentowej ($R_t = r_t + \Pi_t^e$). Wzrost alternatywnego kosztu przetrzymywania pieniądza powoduje zmniejszenie realnego popytu na pieniądz

$l(r_t + \Pi_t^e, Y_t)$. Równowaga na rynku pieniądza wymaga, aby tempo wzrostu cen Δp_t w początkowym okresie było wyższe od tempa wzrostu podaży pieniądza Δm_t . Jeżeli ceny nie są doskonale giętkie to wydłuża się okres podwyższonego tempa zmian cen (por. D. Romer 2000). Zmiana inflacji wynikająca ze zmiany tempa podaży pieniądza powoduje zmianę nominalnej stopy procentowej zgodnie z efektem Fishera w proporcji 1: 1, zatem:

$$R_t^l = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t + \eta_{R^l,t} \quad (4.65)$$

lub

$$R_t^s = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t + \eta_{R^s,t} \quad (4.66)$$

i

$$\beta_1 = 1. \quad (4.67)$$

Jeżeli długookresowa stopa procentowa jest traktowana jako aproksymanta oczekiwań inflacyjnych, to restrykcja (4.67) pokazuje, że oczekiwania inflacyjne rosną zgodnie z tempem zmian podaży pieniądza.

Kolejna zależność w ramach hipotezy LRSN dotyczy wpływu tempa zmian podaży pieniądza Δm_t na tempo zmian płac nominalnych Δw_t . Zgodnie z modelem neoklasycznym, przy wyjściowym poziomie tempa wzrostu płac nominalnych, wzrost tempa zmian cen, na skutek wzrostu tempa zmian podaży pieniądza, obniża płacę realną w_t/p_t . W efekcie rośnie popyt na siłę roboczą ponieważ stała się ona względnie tańsza. Wzrost popytu na pracę powoduje zwiększenie tempa płac nominalnych. Zgodnie z modelem neoklasycznym, można zapisać:

$$\Delta w_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t + \eta_{\Delta w, t} \quad (4.68)$$

lub ewentualnie

$$\Delta w_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta m_t + \eta_{\Delta w, t} \quad (4.69)$$

i przetestować restrykcję:

$$\beta_1 = 1. \quad (4.70)$$

Inny proces dostosowawczy występuje w modelu keynesowskim. Bank centralny zwiększa tempo wzrostu nominalnej podaży pieniądza Δm_t , co powoduje wzrost realnej podaży pieniądza, który przekłada się na wzrost popytu globalnego oraz produkcji, a także spadek stopy bezrobocia. Następuje poprawa pozycji przetargowej związków zawodowych i rośnie tempo wzrostu płac nominalnych Δw_t . Wzrost Δw_t powoduje wzrost inflacji Δp_t . Zgodnie z modelem keynesowskim tempo zmian płac nominalnych jest funkcją odchylenia stopy bezrobocia U_t od naturalnej stopy bezrobocia U_n i oczekiwań inflacyjnych Δp_t^e (por. Duwendag i in. 1996):

$$\Delta w_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_t^e + \beta_2 (U_t - U_n) + \eta_{\Delta w, t}. \quad (4.71)$$

Testowaniu podlega restrykcja zgodnie z którą elastyczność tempa zmian płac nominalnych względem oczekiwanej inflacji jest jednostkowa:

$$\beta_1 = 1. \quad (4.72)$$

Ostatnia zależność w ramach hipotezy LRSN dotyczy związku między zmianą tempa podaży pieniądza a zmianą tempa nominalnego kursu walutowego. Zgodnie ze względną wersją PPP (por. równanie 2.15), można zapisać:

$$\Delta ex_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_{k,t} + \beta_2 \Delta p_{z,t} + \eta_{\Delta ex, t} \quad (4.73)$$

i przetestować restrykcję dysparytetu stóp inflacji kraju i zagranicy:

$$\beta_1 = -\beta_2 = 1. \quad (4.74)$$

Możliwa jest także do przetestowania restrykcja zgodna z monetarną hipotezą dotyczącą kształtowania kursu walutowego (por. równanie 2.18). Zwiększenie tempa zmian krajowej podaży pieniądza (przy pozostałych czynnikach bez zmian) zgodnie z hipotezą super neutralności pieniądza, prowadzi w długim okresie do wzrostu tempa zmian kursu walutowego w relacji 1: 1:

$$\Delta ex_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta m_t + \eta_{\Delta ex, t}. \quad (4.75)$$

Testowaniu podlega restrykcja zgodnie z którą elastyczność tempa zmian nominalnego kursu walutowego względem tempa zmian podaży pieniądza jest jednostkowa:

$$\beta_1 = 1. \quad (4.76)$$

Przedstawione powyżej zależności długookresowe w modelu ze zmiennymi I(2) i w modelu ze zmiennymi I(1) pokazują w jaki sposób można uwzględnić teorię ekonomii w modelu CVAR.

4.6 Podsumowanie

Wykorzystanie analizy kointegracyjnej oraz analizy wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ oraz $I(1)$ w ramach modelu CVAR dla zmiennych generowanych przez procesy stochastyczne $I(2)$ daje bardzo szerokie możliwości weryfikacji hipotez LRN i LRSN. W przestrzeni kointegracyjnej możliwe jest zweryfikowanie egzogenicznego lub endogenicznego charakteru podaży pieniądza oraz stałej lub zmiennej w czasie szybkości obiegu pieniądza. Potwierdzenie równania popytu na pieniądź przemawia za endogenicznym charakterem podaży pieniądza. Egzogeniczny charakter pieniądza potwierdzają relacje długookresowe dla cen, płac nominalnych, nominalnego kursu walutowego, produkcji, stopy procentowej, oczekiwań inflacyjnych i stopy bezrobocia, w których zmienną objaśniającą jest podaż pieniądza oraz restrykcja słabej egzogeniczności, tzn. że do tych relacji długookresowych nie dostosowuje się podaż pieniądza (zerowe parametry w macierzy A_0 lub/i A_1). Zidentyfikowanie przestrzeni kointegracyjnej $CI(2,2)$ lub/i przestrzeni z kointegracją wielomianową $CI(1,1)$ pozwala wszystkie zależności długookresowe potwierdzić również w średnim okresie.

Analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ (macierz $A_{2\perp}$) wskazuje, czy podaż pieniądza jest głównym źródłem szoków (zakłóceń). Dla potwierdzenia hipotezy LRN niezbędna jest także analiza macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ $\tilde{B}_{2\perp}$. W przypadku hipotezy LRSN jest to macierz $\tilde{B}_{\perp}$, w ramach analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$. W macierzach $\tilde{B}_{2\perp}$ i $\tilde{B}_{\perp}$ zerowe parametry przy zmiennych realnych i niezerowe, istotnie $\neq 0$ parametry przy zmiennych nominalnych, potwierdzają wspomniane hipotezy. Jeżeli podaż pieniądza okaże się być zarówno źródłem (eksporterem) szoku $I(2)$ jak i jego odbiorcą, oznacza to na endogeniczny charakter pieniądza. Analiza macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ $\tilde{B}_{2\perp}$ może potwierdzić tylko część hipotez związanych z LRN. Podobnie analiza macierzy wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ $\tilde{B}_{\perp}$ może wskazać tylko na niektóre hipotezy związane z LRSN.

Możliwe jest np. potwierdzenie efektu Fishera, ale nie potwierdzenie długookresowej krzywej Phillipsa lub odwrotnie.

Analiza kointegracyjna oraz analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych pozwala także na weryfikację hipotez LRN i LRSN w ramach różnych szkół ekonomicznych.

Rozdział 5. Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza na przykładzie gospodarki Polski. Równanie wymiany Fishera

5.1 Wstęp

W tym rozdziale omówione zostaną wyniki weryfikacji hipotez neutralności (long run neutrality, LRN) i superneutralności pieniądza (long run superneutrality, LRSN) w gospodarce Polski w okresie 2000-2022. Badanie oparte jest na dwóch systemach zmiennych:

$$1. Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l], \quad (5.1)$$

$$2. Y_t = [m_t \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]. \quad (5.2)$$

Pierwszy z nich wykorzystuje zmienne związane z równaniem wymiany Fishera (zob. równanie (1.3)). Drugi system wiąże ze sobą cztery rynki: pieniądza, dóbr i usług, pracy oraz walutowy i pozwala dokładniej przeanalizować hipotezy LRN i LRSN. Dla potrzeb weryfikacji hipotezy LRSN wystarczające jest nieodrzuć hipotezy LRN i zastąpienie zmiennych nominalnych (z wyjątkiem stóp procentowych) tempami wzrostu:

$$1. Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l], \quad (5.3)$$

$$2. Y_t = [\Delta m_t \ \Delta ex_t \ \Delta p_t \ y_t \ \Delta w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]. \quad (5.4)$$

Szczegółowy opis i źródła danych znajdują się w tabeli nr 2. Szeregi czasowe mają częstotliwość miesięczną i zostały odsezonowane przy pomocy procedury X12Arima w programie OxMetrics7, a następnie (z wyjątkiem stóp procentowych i stopy bezrobocia) zlogarytmowane (małe litery zmiennych). Wszystkie obliczenia związane z analizą kointegracyjną i analizą wspólnych trendów stochastycznych wykonano w programie RATS 9.1 w nakładce CATS 2.0.

Badanie przeprowadzono w sześciu etapach. W pierwszym określono stopień zintegrowania procesów stochastycznych generujących zmienne wykorzystane w badaniu. Wyniki testowania zostały później zweryfikowane w etapie piątym przy analizie wspólnych

trendów stochastycznych I(2) i odporności na import szoków w macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych I(2) - $\tilde{B}_{2\perp}$. Obecność procesów I(2) generujących takie zmienne jak podaż pieniądza m_t i ceny p_t pozwala zastosować model CVAR dla zmiennych I(2). W przypadku testowania hipotezy LRSN należy wykorzystać model CVAR dla zmiennych I(1).

Szacowanie parametrów modelu CVAR dla zmiennych I(2) wymaga wskazania liczby bazowych relacji (wektorów) kointegrujących $R = R_0 + R_1$ oraz liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) P_2 i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(1) P_1 , gdzie: $P_2 + P_1 = M - R$, a M jest liczbą zmiennych endogenicznych wykorzystywanych w badaniu.

Drugi etap badania dotyczył określenia rzędu opóźnień S w modelu CVAR oraz testowania liczby bazowych relacji kointegrujących i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) i I(1).

Trzeci etap badania polegał na testowaniu egzogeniczności zmiennych. Występowanie zmiennych egzogenicznych z jednej strony wskazuje, która ze zmiennych nie dostosowuje się do równowagi długookresowej, z drugiej, co bardzo istotne w analizie wspólnych trendów stochastycznych, pokazuje, która zmienna tworzy autonomiczny trend stochastyczny. Zidentyfikowanie zmiennych egzogenicznych wymusza powrót do kroku drugiego i ponownego testowania rzędu opóźnienia i liczby bazowych relacji kointegrujących oraz liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych na zbiorze danych bez zmiennej egzogenicznej. Zmienna egzogeniczna jest nadal obecna w przestrzeni kointegracyjnej, w macierzach B_0 i B_1 oraz w przestrzeni wspólnych trendów stochastycznych. W macierzach współczynników dostosowań do relacji kointegrujących $CI(2,2) - A_0$ i relacji $CI(2,1) - A_1$ odpowiada jej wiersz zerowy (model pełny) lub jest z nich usuwana (model częściowy). Po ponownym określeniu liczby R , P_2 i P_1 powtarzany jest test egzogeniczności zmiennych w systemie. Procedura w etapie trzecim trwa do momentu, gdy nie zostanie zidentyfikowana zmienna egzogeniczna.

Czwarty etap badania skupiał się na weryfikacji hipotezy LRN w przestrzeni kointegracyjnej $CI(2,2)$ i $CI(2,1)$, a następnie $CI(2,2)$ i $CI(1,1)$ i dotyczył testowania restrykcji wyłączających (wykluczających) i restrykcji symetrii nakładanych na parametry przy zmiennych objaśniających w relacjach długookresowych oraz restrykcji dotyczących homogeniczności relacji. W przypadku przestrzeni $CI(2,2)$ i $CI(1,1)$, która dotyczy kointegracji wielomianowej, restrykcje wyłączające oraz restrykcje symetrii są równocześnie restrykcjami w relacjach średniookresowych. Obok testowania restrykcji wyłączających można sprawdzić, czy dany niewyzerowany parametr jest nieistotnie $\neq 0$.

Możliwość weryfikacji hipotezy LRN określa liczba relacji R . Testowaniu podlegają restrykcje określone w podrozdziałach 4.3 i 4.4. Nieodrzućenie co najmniej jednej restrykcji związanej z hipotezą LRN pozwala przejść do weryfikacji hipotezy LRSN w modelu CVAR dla zmiennych $I(1)$. Pierwszymi restrykcjami, które podlegały testowaniu były restrykcje homogeniczności relacji długookresowych między podażą pieniądza a cenami oraz między płacami nominalnymi a cenami. Równocześnie testowane były restrykcje homogeniczności relacji średniookresowych między tempem zmian podaży pieniądza a inflacją i tempem zmian płac nominalnych a inflacją. Są to restrykcje, których nieodrzućenie pozwala przejść z modelu ze zmiennymi nominalnymi do modelu ze zmiennymi realnymi – strategia modelowania $I(2)$ w $I(1)$ (por. Juselius 2006, Majsterek 2008).

Piąty etap badania dotyczył weryfikacji hipotez LRN i LRSN na podstawie analizy wspólnych bazowych trendów stochastycznych odpowiednio $I(2)$ i $I(1)$. W przypadku hipotezy LRN nakładane były restrykcje wyłączające (określony parametr lub parametry przyjmują wartość zero) na odpowiednią kolumnę transponowanej macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ - $\tilde{B}_{2\perp}^T$. Restrykcje wyłączające nie są zgodne z hipotezą LRN dla zmiennych nominalnych, poza stopami procentowymi i powinny być odrzucone. Jeżeli długookresowa stopa procentowa pełni rolę aproksymanty oczekiwań inflacyjnych, to

restrykcja wyłączająca również nie jest zgodna z LRN. Dla zmiennych realnych restrykcje polegające na zerowaniu parametrów są zgodne z hipotezą neutralności pieniądza i nie powinny być odrzucone. W macierzy $\tilde{B}_{2\perp}^T$ jest także określony stopień zintegrowania procesu generującego dane, który często jest inny niż ten wskazany przez podstawowe testy ADF i KPSS.

Weryfikacja hipotezy LRSN odbyła się poprzez nakładanie restrykcji wyłączających na macierz współczynników przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1) - A_{\perp}$. Określony został zatem eksporter szoku $I(1)$. W przypadku nieodrzućenia danej restrykcji analizowano macierz C z reprezentacji wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ (por. wzór 3.4).

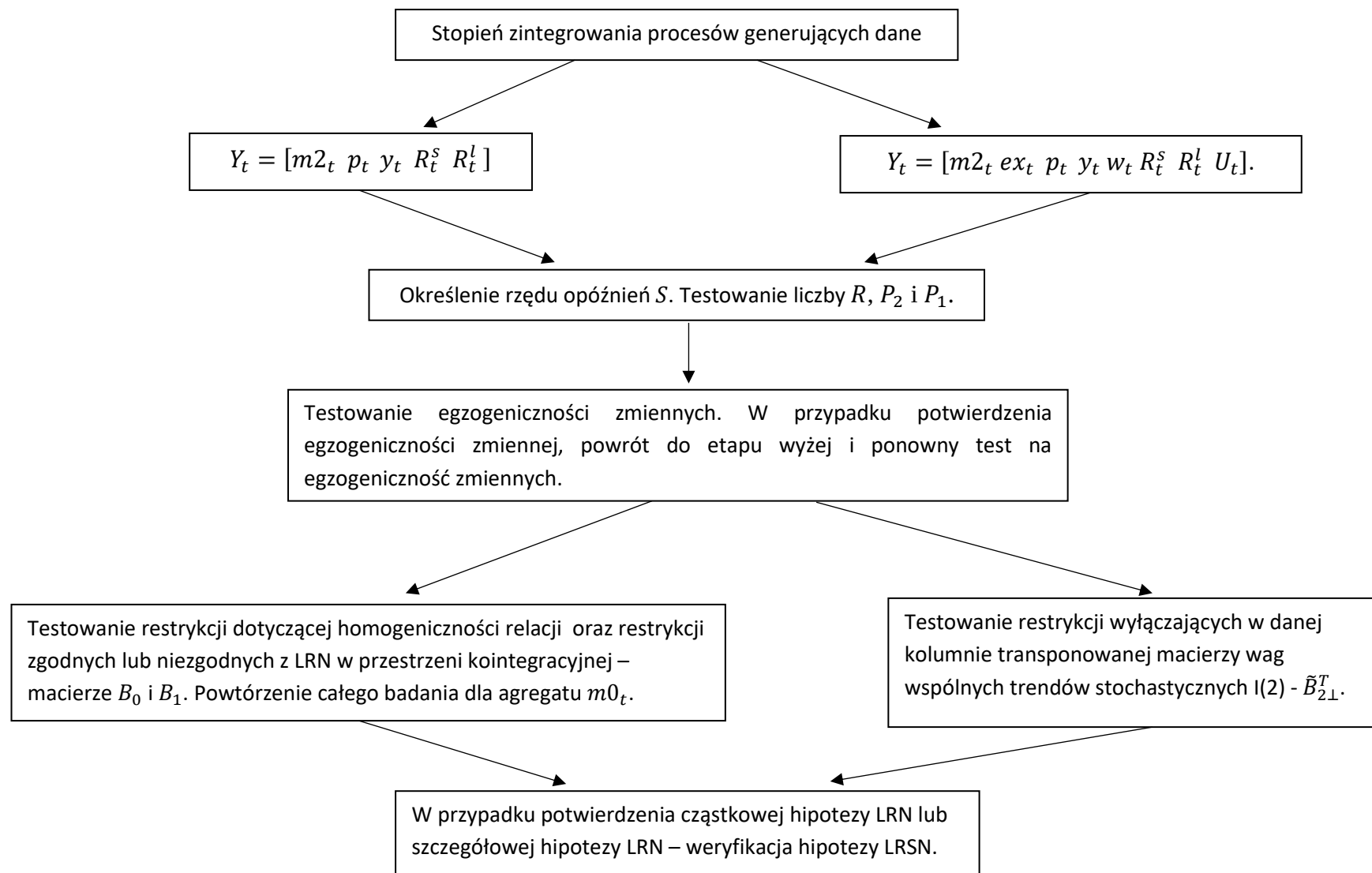
Warunkiem weryfikacji hipotezy LRN jest obecność podaży pieniądza we wspólnym trendzie stochastycznym, a warunkiem weryfikacji hipotezy LRSN oprócz potwierdzenia hipotezy LRN (lub jej części) jest także obecność tempa zmian podaży pieniądza we wspólnym trendzie stochastycznym. Najlepsza sytuacja do weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza, to obecność tylko autonomicznego trendu stochastycznego podaży pieniądza i autonomicznego trendu tempa zmian podaży pieniądza w przypadku hipotezy superneutralności pieniądza.

Weryfikacji hipotez LRN i LRSN dokonano z wykorzystaniem agregatu monetarnego $M2$, który jest najczęściej wykorzystywany w badaniach (por. King, Watson 1997, Bullard 1999, Brzoza-Brzezina i in. 2002, Majsterek, Kelm 2005, Kelm Majsterek 2006, Jusselius 2004, 2006). Dodatkowo w przypadku hipotezy LRN weryfikacje prowadzono dla agregatu $M0$, jako próbę sprawdzenia, czy dla pieniądza w ujęciu wąskim łatwiej odrzucić hipotezę o jego neutralności (por. Weber 1994).

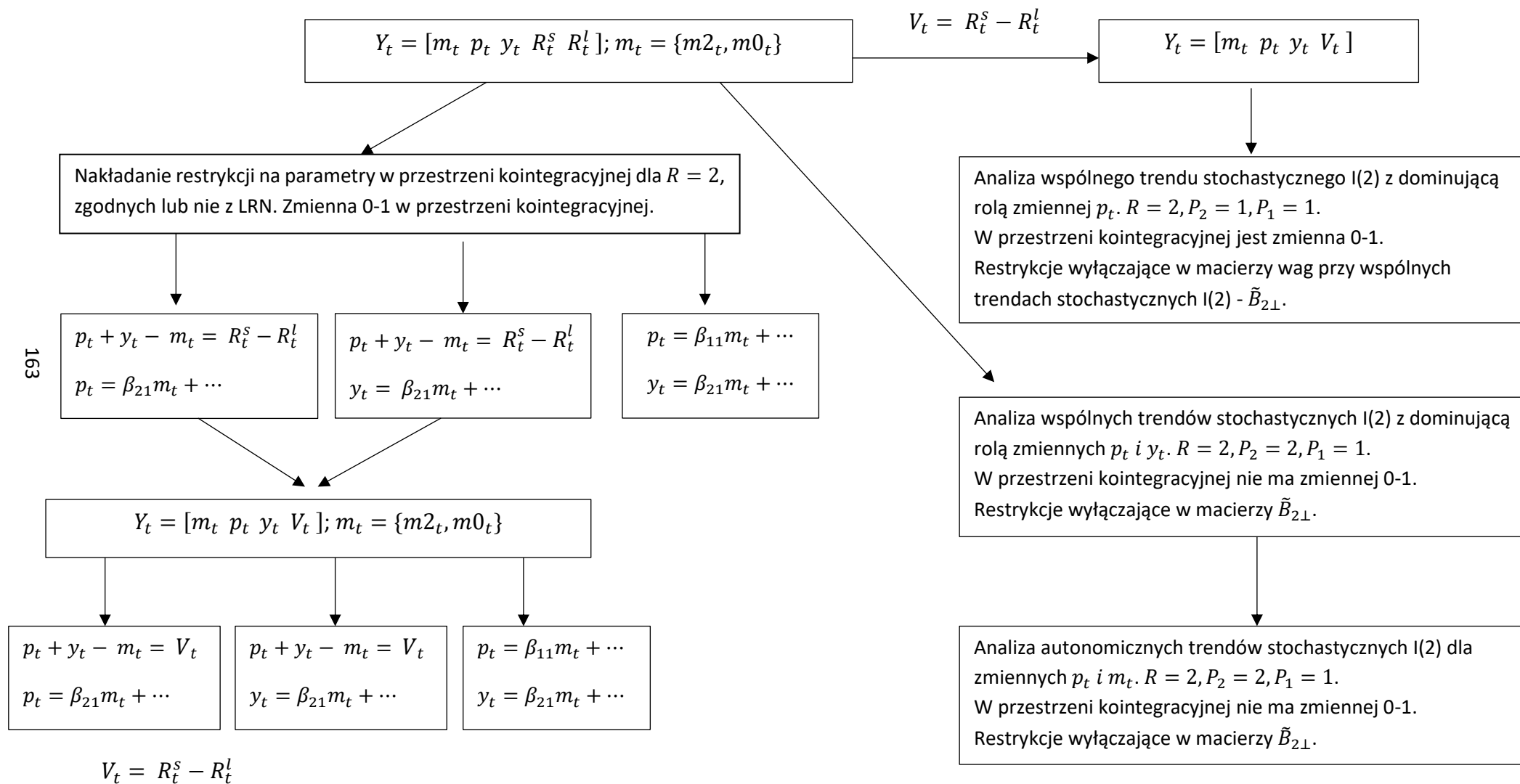
W szóstym etapie badania porównano otrzymane rezultaty z wcześniejszymi wynikami badań dla gospodarki polskiej i gospodarek państw rozwiniętych.

Schemat weryfikacji hipotezy LRN prezentuje rysunek 9. W przypadku weryfikacji hipotezy LRSN droga postępowania jest analogiczna, z wyjątkiem kroku pierwszego i

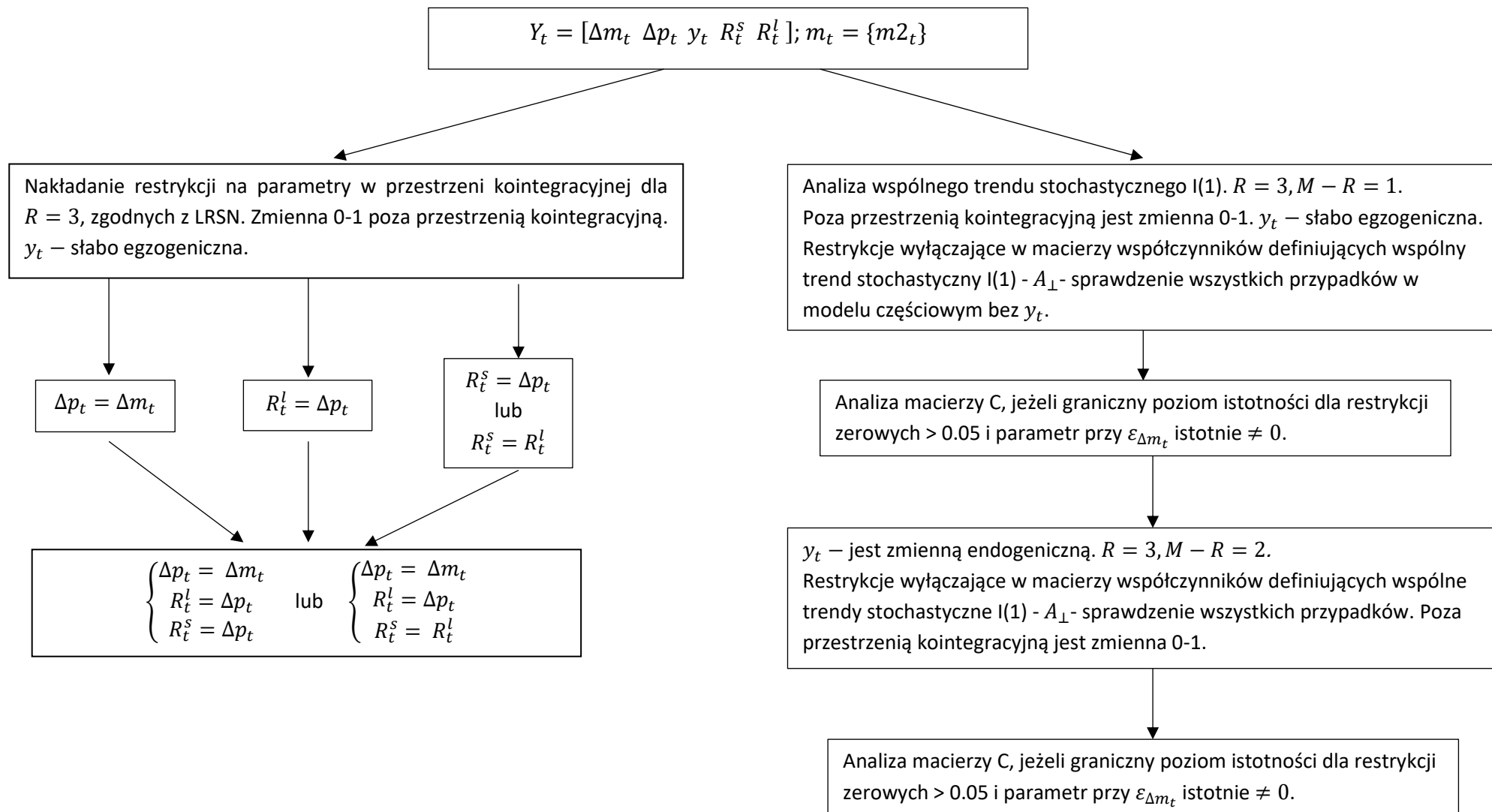
Rysunek 9. Weryfikacja hipotez LRN i LRSN



Rysunek 10. Weryfikacja hipotezy LRN dla zbioru zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$



Rysunek 11. Weryfikacja hipotezy LRSN dla zbioru zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$



ostatniego, które są pomijane. Zbiór zmiennych $Y_t = [m2_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$ w hipotezie LRSN ma postać: $Y_t = [\Delta m2_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$. Rozszerzony zbiór zmiennych w przypadku hipotezy LRSN jest następujący: $Y_t = [\Delta m2_t \ \Delta ex_t \ \Delta p_t \ y_t \ \Delta w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$.

Na rysunkach numer 10 i 11 pokazano szczegółową procedurę weryfikacji odpowiednio hipotez LRN i LRSN.

5.2 Weryfikacja hipotezy LRN w równaniu wymiany Fishera z aproksymantą szybkości obiegu pieniądza

Równanie wymiany Fishera (por. wzór 1.3) definiuje zależność między rynkiem pieniądza i rynkiem dóbr i usług. Jest to fundament hipotezy neutralności pieniądza. Jedynym długookresowym skutkiem zmiany podaży pieniądza jest proporcjonalny wzrost cen, a rozmiary produkcji i szybkość obiegu pieniądza nie zmieniają się. Ponadto szybkość obiegu pieniądza jest stała w czasie. Równanie wymiany Fishera definiuje najmniejszy możliwy system zmiennych, przy pomocy którego można weryfikować hipotezę neutralności pieniądza.

Pierwszym etapem badania jest określenie stopnia zintegrowania procesów stochastycznych generujących dane. W tabeli nr 20 znajdują się wyniki testu ADF, KPSS i Phillipsa-Perrona stopnia zintegrowania. Uwzględniono wszystkie zmienne biorące udział w badaniu.

Tabela 20. Wyniki testów stopnia zintegrowania

Zmienna	ADF ze stałą	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)

Wskazanie na drugi stopień zintegrowania procesów generujących podaż pieniądza i ceny pozwala na przetestowanie w kolejnym kroku liczby relacji kointegrujących R i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2) P_2$ i $I(1) P_1$. Zgodnie ze wskazaniem kryteriów informacyjnych przyjęto drugi rząd opóźnień. Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych zamieszczone w tabeli 21 wskazały na $R = 2$, $P_2 = 1$ i $P_1 = 5 - 2 - 1 = 2$.

Tabela 21. Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych (w nawiasach graniczny poziom istotności p -value)

$M - R$	R	$P_2 = M - R - P_1$					
		5	4	3	2	1	0
5	0	470.055 (0.000)	338.495 (0.000)	240.760 (0.000)	178.286 (0.000)	142.881 (0.000)	127.192 (0.000)
4	1		235.933 (0.000)	167.349 (0.000)	119.562 (0.000)	82.837 (0.015)	78.248 (0.001)
3	2			116.321 (0.000)	77.328 (0.008)	36.444 (0.674)	34.786 (0.258)
2	3				33.022 (0.647)	7.510 (1.000)	12.257 (0.793)
1	4					-5.086 (NA)	5.080 (0.592)

Występowanie dwóch bazowych relacji kointegrujących i jednego bazowego wspólnego trendu stochastycznego $I(2)$, sprawia, że jedna relacja jest $CI(2,2)$, a druga $CI(2,1)$.

Wyniki testu egzogeniczności (zob. tabela 22) nie potwierdzają założenia hipotezy neutralności pieniądza, że podaż pieniądza jest zmienną egzogeniczną.

Tabela 22. Wynik testu egzogeniczności (w nawiasach graniczny poziom istotności p -value)

R	$\chi^2_{0,05;R}$	$m2_t$	p_t	y_t	R_t^s	R_t^l
2	5.991	11.151 [0.004]	6.810 [0.033]	10.696 [0.005]	13.247 [0.001]	14.399 [0.001]

Ewentualna egzogeniczność podaży pieniądza w systemie zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$, pozwalałaby na weryfikację hipotezy LRN z wykorzystaniem analizy

wspólnych trendów stochastycznych, ponieważ w macierzy eksporterów szoków $I(2) - A_{21}$ zmienna m_t tworzyłaby autonomiczny trend stochastyczny $I(2)$.

Nadrzędnym celem badania obejmującego 5 zmiennych jest potwierdzenie, że dysparytet stóp procentowych $R_t^s - R_t^l = V_t$ jest dobrą aproksymantą szybkości obiegu pieniądza. Zatem jeśli:

$$p_t + y_t - m_t = R_t^s - R_t^l + \eta_{p+y-m,t}, \quad (5.5)$$

to można przejść z systemu z pięcioma zmiennymi $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$ na system z czterema zmiennymi $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ V_t]$.

Znając liczbę bazowych wektorów kointegrujących R i liczbę bazowych wspólnych trendów stochastycznych P_2 i P_1 , przetestowano homogeniczność długookresowej relacji $m_{2t} - p_t$ w przestrzeni kointegracyjnej i homogeniczność relacji $\Delta m_{2t} - \Delta p_t$ w macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $\tilde{\beta}_{11}$ (por. wzór 3.34). Ponieważ w relacjach długookresowych występuje trend deterministyczny, należy również do restrykcji dotyczącej homogeniczności długookresowej dodać restrykcję zrównującą parametry przy zmiennej czasowej (por. Juselius 2006, Majsterek 2008). Graniczny poziom istotności dla długo- i średniookresowej relacji homogeniczności cen względem podaży pieniądza i inflacji względem tempa zmian podaży pieniądza wyniósł 0,001 ($\chi^2 = 27.99$). Odrzucono zatem tę restrykcję i dalsze badanie przeprowadzono w modelu CVAR dla zmiennych $I(2)$, a nie w modelu CVAR ze zmiennymi realnymi $I(1)$.

W modelu CVAR ze zmiennymi $I(2)$ w przestrzeni kointegracyjnej pojawił się dodatkowo trend liniowy oraz zmienna 0-1 (zmienna ZJ_{01} , por. Juselius 2006, Majsterek, Gosińska 2020), które związane z załamaniami strukturalnymi w próbie. Zdefiniowanie zmiennej ZJ_{0i} znajduje się w aneksie pracy w tabeli 96.

W przestrzeni kointegracyjnej:

$$p_t + \beta_{11}y_t + \beta_{12}m_t + \beta_{13}R_t^s + \beta_{14}R_t^l + \beta_{15}ZJ_{01} + \beta_{16}t = \eta_{p,t}, \quad (5.6a)$$

$$y_t + \beta_{21}p_t + \beta_{22}m_t + \beta_{23}R_t^s + \beta_{24}R_t^l + \beta_{25}ZJ_{01} + \beta_{26}t = \eta_{y,t}, \quad (5.6b)$$

weryfikowano dwadzieścia hipotez.

1. W hipotezie pierwszej założono restrykcję wyłączającą na produkcję w równaniu (5.6a), zgodnie z którą ceny objaśniane są zmianami podaży pieniądza, stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych aproksymowanych długookresową stopą procentową. Restrykcje dla równania (5.6b) dotyczyły szybkości obiegu pieniądza z równania (5.5):

$$\begin{cases} \beta_{11} = 0 \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

2. Przy pomocy pierwszego wektora kointegrującego zweryfikowano, czy długookresowa elastyczność cen względem podaży pieniądza jest jednostkowa, czyli czy zmiana podaży pieniądza o 1 pkt procentowy zmieni poziom cen w długim okresie dokładnie o 1 pkt procentowy, *ceteris paribus*. Dodatkowo założono, że ceny zależą od stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. W drugim wektorze kointegrującym nałożono restrykcje na parametry dla szybkości obiegu pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = 0, & \beta_{12} = -1 \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

3. W trzeciej hipotezie założono, że ceny zależą od podaży pieniądza i oddziałuje na nie szybkość obiegu pieniądza zgodnie z postulatami szkoły keynesowskiej. Zestaw restrykcji do drugiej relacji dotyczył szybkości obiegu pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = 0, & -\beta_{13} = \beta_{14} \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

4. W tej hipotezie w drugiej relacji weryfikowano zależność dla szybkości obiegu pieniądza. W pierwszej ceny uzależniono od szybkości obiegu pieniądza i od wprost proporcjonalnego wpływu podaży pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = 0, \beta_{12} = -1, -\beta_{13} = \beta_{14} \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

5. Ta hipoteza obok szybkości obiegu pieniądza w pierwszej relacji kointegrującej pozwoliła zweryfikować, czy ceny zależą wyłącznie od podaży pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{13} = \beta_{14} = 0 \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

6. W szóstej hipotezie obok szybkości obiegu pieniądza w przestrzeni kointegracyjnej sprawdzono zależność cen tylko od stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. Nie rozważano zatem zależności cen od podaży pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0 \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

7. W tej hipotezie w przestrzeni kointegrującej weryfikowano zależność cen jedynie od szybkości obiegu pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0, -\beta_{13} = \beta_{14} \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

Począwszy od ósmej hipotezy następuje zmiana normalizacji zmiennych w wektorach kointegrujących (5.6a) i (5.6b). Relacja równowagowa (5.6a) normalizowana jest względem produkcji, a relacja (5.6b) względem cen. Zmiana normalizacji zmiennych obowiązuje w hipotezach (8-20):

$$y_t + \beta_{11}p_t + \beta_{12}m_t + \beta_{13}R_t^s + \beta_{14}R_t^l + \beta_{15}ZJ_{01} + \beta_{16}t = \eta_{y,t}, \quad (5.6c)$$

$$p_t + \beta_{21}y_t + \beta_{22}m_t + \beta_{23}R_t^s + \beta_{24}R_t^l + \beta_{25}ZJ_{01} + \beta_{26}t = \eta_{p,t}. \quad (5.6d)$$

8. W tej hipotezie weryfikowano szybkość obiegu pieniądza w relacji (5.6d) oraz zależność produkcji od dysparytetu stóp procentowych i od podaży pieniądza (relacja 5.6c).
Możliwość oddziaływania zmianami podaży pieniądza na produkcję w ujęciu realnym w

długim okresie wynika z założeń szkoły austriackiej i jest wyjaśniana efektem Cantillona (por. Sieroń 2017):

$$\begin{cases} \beta_{11} = 0, \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

9. W dziewiątej hipotezie w przestrzeni kointegrującej obok szybkości obiegu pieniądza testowano zależność produkcji od podaży pieniądza i od długookresowej stopy procentowej:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{13} = 0 \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

10. Zbiór restrykcji w tej hipotezie obok szybkości obiegu pieniądza pozwolił zweryfikować w przy pomocy pierwszego wektora kointegrującego zależność produkcji od podaży pieniądza i krótkookresowej stopy procentowej:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{14} = 0 \\ \beta_{21} = -\beta_{22} = -\beta_{23} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

11. W tej hipotezie sprawdzono zależność produkcji od podaży pieniądza i krótkookresowej stopy procentowej. W relacji (5.6d) restrykcje dotyczące szybkości obiegu pieniądza (lub też równania realnego popytu na pieniądź $m_t - p_t$, o ile dostosowuje się do niego podaż pieniądza), zastąpiono restrykcjami dotyczącymi cen. Ceny zależą od podaży pieniądza, stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. Dodatkowo założono jednostkową elastyczność cen względem podaży pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{14} = 0 \\ \beta_{21} = 0, \beta_{22} = 1. \end{cases}$$

12. W dwunastej hipotezie w pierwszej relacji powtórzono zestaw restrykcji z hipotezy jedenastej. W drugim równaniu ceny uzależniono od podaży pieniądza i oczekiwań

inflacyjnych. Dodatkowo założono, że elastyczność cen względem podaży pieniądza i elastyczność cen względem oczekiwań inflacyjnych są jednostkowe:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{14} = 0 \\ \beta_{21} = \beta_{23} = 0, \beta_{22} = \beta_{24} = 1. \end{cases}$$

13. W tej hipotezie założono, że produkcja zależy od podaży pieniądza i krótkookresowej stopy procentowej. Przy pomocy drugiego wektora kointegrującego testowano restrykcje, według której ceny zależą jednostkowo od podaży pieniądza i proporcjonalnie od szybkości jego obiegu:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{14} = 0 \\ \beta_{21} = 0, \beta_{22} = 1, -\beta_{23} = \beta_{24}. \end{cases}$$

14. W czternastej hipotezie w przestrzeni kointegrującej weryfikowano restrykcje, według których produkcja zależy tylko od dysparytetu stóp procentowych, a ceny od podaży pieniądza, stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0, \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = 0. \end{cases}$$

15. W tej hipotezie zakładano, że produkcja zależy tylko od dysparytetu stóp procentowych, a na ceny oddziałują podaż pieniądza i oczekiwania inflacyjne:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0, \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = \beta_{23} = 0. \end{cases}$$

16. W hipotezie szesnastej dołożono dodatkową restrykcję o jednostkowej elastyczności cen względem podaży pieniądza. Pozostałe restrykcje były identyczne z hipotezą czternastą:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0, \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = 0, \beta_{22} = 1. \end{cases}$$

17. W tej hipotezie rozszerzono hipotezę piętnastą o dodatkową restrykcję jednostkowej elastyczności cen względem podaży pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0, & \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = \beta_{23} = 0, & \beta_{22} = 1. \end{cases}$$

18. W hipotezie osiemnastej założono, że produkcja zależy od dysparytetu stóp procentowych, a na ceny oddziałuje podaż pieniądza i szybkość jego obiegu. Wpływ podaży pieniądza jest jednostkowy, a szybkości obiegu pieniądza proporcjonalny:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0, & \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = 0, & \beta_{22} = 1, -\beta_{23} = \beta_{24}. \end{cases}$$

19. Zestaw restrykcji w przedostatniej hipotezie zakładał, że na produkcję oddziałuje dysparytet stóp procentowych, a na ceny tylko stopa procentowa i oczekiwania inflacyjne:

$$\begin{cases} \beta_{11} = \beta_{12} = 0, & \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = \beta_{22} = 0. \end{cases}$$

20. W hipoteza dwudziestej, która jest niezgodna z LRN, założono, że produkcja w długim okresie zależy od podaży pieniądza i dysparytetu stóp procentowych, a ceny uzależnione są od stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. Nie zależą od podaży pieniądza:

$$\begin{cases} \beta_{11} = 0, & \beta_{13} = -\beta_{14} \\ \beta_{21} = \beta_{22} = 0. \end{cases}$$

W tabeli 23 znajdują się wartości statystyki χ^2 oraz graniczny poziom istotności *p-value* dla wszystkich dwudziestu hipotez. Hipotezy testowano dla dwóch systemów zmiennych, które różniły się rodzajem agregatu monetarnego:

$$Y_t = [m2_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l] \text{ oraz}$$

$$Y_t = [m0_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l].$$

W przypadku pieniądza w ujęciu wąskim kryteria informacyjne również wskazały na drugi rząd opóźnień. Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych wskazały na $R = 2$, $P_2 = 1$ i $P_1 = 5 - 2 - 1 = 2$. Są to wyniki identyczne jak dla pieniądza w ujęciu szerokim.

Jeżeli w tabeli 23 w tym samym wierszu występuje różnica między stopniami swobody, oznacza to, że wystąpiła dodatkowa restrykcja wyłączająca związana z nieistotnie $\neq 0$ parametrem przy zmiennej czasowej lub nałożono dodatkową restrykcję zmiany znaku parametru ($\beta_{ij}^* = -\beta_{ij}$).

Tabela 23. Wyniki testu restrykcji w przestrzeni kointegracyjnej dla równania wymiany Fishera, $R = 2$

Hipoteza	m_t wpływa na	Pieniądz w ujęciu szerokim - $m2_t$			Pieniądz w ujęciu wąskim - $m0_t$		
		Stopnie swobody	χ^2	p -value	Stopnie swobody	χ^2	p -value
1	p_t	3	5.520	[0.137]	3	7.767	[0.051]
2	p_t	4	6.201	[0.185]	4	10.979	[0.027]
3	p_t	4	25.081	[0.000]	4	21.209	[0.000]
4	p_t	5	24.028	[0.000]	5	20.367	[0.001]
5	p_t	5	37.987	[0.000]	5	14.110	[0.015]
6	$m_t = 0$	4	22.217	[0.000]	4	7.316	[0.120]
7	$m_t = 0$	5	31.900	[0.000]	5	19.606	[0.001]
8	y_t	4	25.082	[0.000]	4	14.187	[0.007]
9	y_t	5	19.630	[0.001]	5	9.100	[0.105]
10	y_t	5	22.254	[0.000]	5	8.355	[0.138]
11	p_t i y_t	3	2.786	[0.426]	2	5.410	[0.067]
12	p_t i y_t	4	6.946	[0.139]	5	7.257	[0.202]
13	p_t i y_t	3	5.909	[0.116]	3	7.014	[0.071]
14	p_t	2	1.837	[0.399]	2	0.516	[0.772]
15	p_t	3	2.821	[0.420]	3	3.058	[0.383]
16	p_t	3	2.562	[0.464]	3	5.275	[0.153]
17	p_t	4	4.043	[0.400]	5	9.982	[0.076]
18	p_t	4	23.072	[0.000]	4	20.164	[0.000]
19	$m_t = 0$	3	5.417	[0.144]	3	10.051	[0.018]
20	y_t	3	15.817	[0.001]	2	4.250	[0.119]

W tabeli 23 pogrubiono wartości statystyki χ^2 i granicznego poziomu istotności, jeżeli występuje brak podstaw do odrzucenia danej hipotezy. W przypadku hipotezy numer

dwadzieścia, wszystkie restrykcje są niezgodne z LRN. Dla podaży pieniądza $m0_t$ (bazy monetarnej) występuje brak podstaw do odrzucenia H20.

Brak podstaw do odrzucenia co najmniej jednej hipotezy z zakresu od 1 do 10 potwierdza, że $R_t^s - R_t^l$ jest właściwą aproksymantą szybkości obiegu pieniądza. Spełniony dodatkowo warunek stacjonarności procesu resztowego z równania szybkości obiegu pieniądza (5.5) pozwala przejść na model z czterema zmiennymi, gdzie w miejsce różnicy $R_t^s - R_t^l$ pojawi się zmienna V_t .

W przypadku podaży pieniądza dla agregatu $m2_t$ w hipotezie nr 11, 12 i 13 w pierwszej relacji kointegrującej uzyskano wynik zgodny z założeniami szkoły austriackiej, a niezgodny z hipotezą LRN. Potwierdzono, że podaż pieniądza w długim okresie ma wpływ na realną produkcję. Z drugiej strony odrzucenie hipotez nr 8, 9, 10, 19 i 20 potwierdza, że w długim okresie ta zależność nie zachodzi. Ważniejsze jest jednak wskazanie hipotez 11-13, gdyż w przestrzeni kointegracyjnej występują równocześnie równania dla produkcji i cen, podobnie jak w H19 i H20. Podsumowując, wpływ podaży pieniądza na produkcję jest niejednoznaczny. Brak podstaw do odrzucenia hipotezy nr 1, 2 i 14 wskazuje, że ceny zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza zależą od podaży pieniądza, ale również i od stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. W hipotezie nr 2, 11, 12, 13, 16, 17 udało się potwierdzić, że elastyczność cen względem podaży pieniądza jest jednostkowa. Nie potwierdzono, że ceny zależą tylko od podaży pieniądza (H5). Potwierdzono keynesowskie założenie, że ceny zależą od szybkości obiegu pieniądza i podaży pieniądza (H13). W trzynastu przypadkach, gdzie zakładano wpływ podaży pieniądza na ceny odrzucono tylko cztery takie hipotezy (H3, H4, H5, H18), co przemawia za cząstkową hipotezą LRN, że skutkiem wzrostu podaży pieniądza jest wzrost cen.

W przypadku agregatu $m0_t$ dużo częściej nie odrzuca się hipotez, w których zakłada się długookresowy wpływ podaży pieniądza na produkcję. Nie ma podstaw do odrzucenia H20,

która jest niezgodna z LRN. Nie odrzuca się również H6, gdzie ceny zależą od stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. Można zatem potwierdzić, że dużo łatwiej odrzucić hipotezę neutralności pieniądza w przypadku pieniądza w ujęciu wąskim niż w przypadku pieniądza w ujęciu szerokim (por. Weber 1994).

5.3 Weryfikacja hipotezy LRN w równaniu wymiany Fishera z szybkością obiegu pieniądza

Stacjonarność relacji $p_t + y_t - m_t$ potwierdza, że szybkość obiegu pieniądza jest stabilna w czasie. Niestacjonarność relacji $p_t + y_t - m_t$ odrzuca jedno z głównych założeń ekonomii neoklasycznej i monetaryzmu. Wyniki testów stacjonarności z tabeli 24 potwierdzają, że szybkość obiegu pieniądza jest zmienna w czasie zgodnie z założeniami szkoły keynesowskiej. Stacjonarność reszt potwierdza, że różnica między krótkookresową i długookresową stopą procentową jest właściwym przybliżeniem miary szybkości obiegu pieniądza. Potwierdzono tym samym wyniki wcześniejszych badań dla Polski (por. Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006).

Brak podstaw do odrzucenia restrykcji dla szybkości obiegu pieniądza i stacjonarność reszt dają możliwość w kolejnym etapie badania przejścia na system 4 zmiennych

$$Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ V_t] .$$

Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych wskazały przy granicznym poziomie istotności 0,533 (zob. tabela 25) na jeden wspólny trend stochastyczny I(2) i dwie bazowe relacje kointegracyjne oraz jeden wspólny trend stochastyczny I(1) ($R = 2$, $P_2 = 1$ i $P_1 = 4 - 2 - 1 = 1$).

Tabela 24. Wyniki testów stacjonarności relacji $p_t + y_t - m_t$ i procesu resztowego $\eta_{p+y-m,t}$

Zmienna	Test	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Stopień zintegrowania	Wniosek
$p_t + y_t - m_t$	ADF bez stałej	-1,611	-1,941	I(1)	V_t zmienne w czasie
	ADF ze stałą	-0,621	-2,873	I(1)	V_t zmienne w czasie
	ADF stała+trend	-2,860	-3,428	I(1)	V_t zmienne w czasie
	KPSS	1,349	0,463	I(1)	V_t zmienne w czasie
	PP	-1,326	-2,872	I(1)	V_t zmienne w czasie
	A-Z* (załamanie w stałej)	-1,978	-4,8	I(1)	V_t zmienne w czasie
	A-Z (załamanie w stałej i w trendzie)	-2,629	-5,08	I(1)	V_t zmienne w czasie
$\eta_{p+y-m,t}$	ADF bez stałej	-3,110	-1,941	I(0)	$V_t = R_t^s - R_t^l$
	ADF ze stałą	-2,070	-2,873	I(0)	$V_t = R_t^s - R_t^l$
	KPSS	0,415	0,463	I(0)	$V_t = R_t^s - R_t^l$
	PP	-9,268	-2,872	I(0)	$V_t = R_t^s - R_t^l$
	A-Z (załamanie w stałej i w trendzie)	-5,862	-5,08	I(0)	$V_t = R_t^s - R_t^l$

*A-Z- test Andrews-Zivota.

Przejście z systemu pięciu zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$ na system z czterema zmiennymi $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ V_t]$ zmniejszyło o jeden liczbę wspólnych trendów stochastycznych I(1). Wymiar przestrzeni kointegracyjnej i liczba wspólnych trendów stochastycznych I(2) nie uległy zmianie.

Tabela 25. Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych (w nawiasach graniczny poziom istotności p -value)

$M - R$	R	$P_2 = M - R - P_1$				
		4	3	2	1	0
4	0	350.999 (0.000)	231.641 (0.000)	148.564 (0.000)	98.267 (0.000)	83.978 (0.000)
3	1		146.365 (0.000)	107.824 (0.000)	57.657 (0.021)	43.022 (0.047)
2	2			53.088 (0.015)	23.235 (0.533)	11.372 (0.849)
1	3				2.690 (0.999)	5.173 (0.580)

Zgodnie z wynikami testu egzogeniczności z tabeli 26 w systemie zmiennych

$Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ V_t]$ nie ma zmiennych egzogenicznych.

Tabela 26. Test egzogeniczności w systemie zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ V_t]$

R	$\chi^2_{0,05;R}$	$m2_t$	p_t	y_t	V_t
2	5.991	14.111 [0.001]	6.821 [0.033]	16.743 [0.000]	15.812 [0.000]

W modelu CVAR dla procesów I(2) w pierwszym kroku zbadano, czy spełniona jest homogeniczność długookresowej relacji cen względem podaży pieniądza $m_t - p_t$ i homogeniczność średniookresowej relacji inflacji względem tempa zmian podaży pieniądza $\Delta m_t - \Delta p_t$. Graniczny poziom istotności dla tych restrykcji wynosi 0,025 a statystyka przyjmuje wartość $\chi^2_{0,05;3} = 9,321$. Nie można zatem przejść z modelu CVAR ze zmiennymi nominalnymi do modelu CVAR ze zmiennymi realnymi.

Dalej weryfikowano trzy szczegółowe hipotezy w ramach łącznej hipotezy LRN.

1. Potwierdzono, że w zgodzie z hipotezą neutralności pieniądza ceny w długim okresie zależą od podaży pieniądza, ale też od szybkości obiegu pieniądza co postuluje szkoła keynesowska. Oszacowania elastyczności są poniżej jedności (zob. równanie 5.8).

Tabela 27. Przestrzeń kointegracyjna dla równania wymiany Fishera z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 1

Znormalizowana macierz B^T						
R	$m2_t$	p_t	y_t	V_t	$ZJ_{01,t}$	t
Beta(1)	1.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-13.598 (-8.062)	-0.016 (-4.495)
Beta(2)	-0.653 (-11.049)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.793 (-14.161)	10.760 (8.057)	0.014 (4.789)
$\chi^2_2 = 2.858$			p-value = 0.24			

Pierwsze równanie dla szybkości obiegu pieniądza należy zapisać w postaci:

$$V_t = p_t + y_t - m_t + 13,598ZJ_{01,t} + 0,016t + \eta_{V,t}. \quad (5.7)$$

Powyższe równanie można również zapisać w formie równania realnego popytu na pieniądź:

$$m_t - p_t = y_t - V_t + 13,598ZJ_{01,t} + 0,016t + \eta_{m-p,t}.$$

Drugie równanie dla cen przedstawia się następująco:

$$p_t = 0,653m_t + 0,793V_t - 10,76ZJ_{01,t} - 0,014t + \eta_{p,t}. \quad (5.8)$$

Do pierwszej relacji kointegrującej dostosowują się podaż pieniądza, ceny i produkcja (zob. tabela 28). Jeżeli $A_{ij}B_{ij} < 0$, to zmienne $\Delta^2 Y_{j,t}$ podlegają korekcie długookresowym błędem równowagi z poprzedniego okresu, działa mechanizm korekty błędem (por. Juselius 2006, 2015). Do drugiej relacji długookresowej dostosowują się podaż pieniądza, ceny i produkcja. W przypadku produkcji nie ma jednak mechanizmu korekty błędem. Jeżeli w okresie t ceny wzrosną bardziej niż to wynika z relacji równowagi (5.8), to okresie $t + 1$ o tę nadwyżkę skorygowane zostaną $\Delta^2 m_t$ i $\Delta^2 p_t$). W przypadku $\Delta^2 y_t$ zakłócenie równowagi w cenach z poprzedniego okresu powiększy wartość zmiennej $\Delta^2 y_t$ w okresie bieżącym. Podaż pieniądza dostosowuje się do cen i do szybkości obiegu pieniądza (lub realnego popytu na pieniądź) zatem pieniądź jest endogeniczny.

Tabela 28. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych)

Zmienna	A_1	A_2
$\Delta^2 m_t$	-0.039 (-3.934)	-0.048 (-3.943)
$\Delta^2 p_t$	-0.010 (-2.978)	-0.012 (-2.943)
$\Delta^2 y_t$	0.125 (3.133)	0.155 (3.119)
$\Delta^2 V_t$	0.343 (0.774)	0.470 (0.848)

2. W hipotezie drugiej nakładana jest dodatkowa restrykcja, zgodnie z którą długookresowa elastyczność cen względem podaży pieniądza równa się jedności.

Tabela 29. Przestrzeń kointegracyjna dla równania wymiany Fishera z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 2

Znormalizowana macierz B^T						
R	$m2_t$	p_t	y_t	V_t	$ZJ_{01,t}$	t
Beta(1)	1.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-12.349 (-7.887)	-0.015 (-4.414)
Beta(2)	-1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-1.187 (-16.513)	14.623 (7.884)	0.021 (4.939)
$\chi^2_3 = 5.248$			p-value = 0.155			

Przy tej dodatkowej restrykcji oszacowanie elastyczności cen względem szybkości obiegu pieniądza wzrosło z 0,793 do 1,187 (zob. tabela 29).

Do pierwszej i do drugiej relacji kointegrującej dostosowują się zarówno ceny jak i podaż pieniądza, co przedstawia macierz współczynników dostosowań do relacji kointegrujących A w tabeli 30. Do pierwszej długookresowej relacji równowagowej dostosowuje się również produkcja ($A_{ij}B_{ij} < 0$). W przypadku produkcji dla drugiej relacji długookresowej następuje akceleracja błędu równowagi. Podobnie jak w przypadku pierwszej hipotezy szczegółowej dostosowania podaży pieniądza do relacji równowagowych wskazują na endogeniczny charakter pieniądza.

Tabela 30. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych)

Zmienna	A_1	A_2
$\Delta^2 m2_t$	-0.027 (-3.036)	-0.022 (-3.044)
$\Delta^2 p_t$	-0.010 (-3.302)	-0.008 (-3.263)
$\Delta^2 y_t$	0.117 (3.309)	0.097 (3.291)
$\Delta^2 V_t$	0.237 (0.598)	0.226 (0.685)

- Trzecia szczegółowa hipoteza dotyczy wpływu podaży pieniądza na produkcję. Zgodnie z LRN nie powinno być takiej zależności. Analizując przestrzeń kointegracyjną z tabeli

31, nie ma podstaw do odrzucenia łącznej restrikcji o zależności cen od podaży pieniądza i szybkości jego obiegu oraz wpływie podaży pieniądza na produkcję. Elastyczność produkcji względem podaży pieniądza jest na poziomie 0,41.

Do pierwszej relacji kointegrującej dostosowuje się produkcja i podaż pieniądza (zob. tabela 32). W przypadku cen dla pierwszej relacji i produkcji dla drugiej relacji następuje akceleracja błędu równowagi. Do drugiej relacji dostosowują się podaż pieniądza, ceny i szybkość obiegu pieniądza. W przypadku trzeciej szczegółowej hipotezy LRN pieniądź jest również endogeniczny.

Tabela 31. Przestrzeń kointegracyjna dla równania wymiany Fishera z restrikcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 3

Znormalizowana macierz B^T						
R	$m2_t$	p_t	y_t	V_t	$ZJ_{01,t}$	t
Beta(1)	-0.418 (-13.770)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.070 (5.669)	0.000 (.NA)
Beta(2)	-0.814 (-4.753)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.033 (3.561)	-0.395 (-7.577)	0.004 (8.096)
$\chi^2_2 = 0.065$			p-value = 0.968			

Zmiana restrikcji w pierwszym wektorze kointegrującym z szybkości obiegu pieniądza na produkcję znacznie obniżyła elastyczność cen względem szybkości obiegu pieniądza i zmieniła jej znak.

Tabela 32. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych)

Zmienna	A_1	A_2
$\Delta^2 m2_t$	0.037 (3.902)	-0.008 (-2.413)
$\Delta^2 p_t$	0.011 (3.479)	-0.005 (-5.218)
$\Delta^2 y_t$	-0.117 (-3.077)	0.053 (4.222)
$\Delta^2 V_t$	-0.127 (-0.299)	-0.826 (-5.823)

Przedstawione trzy warianty przestrzeni kointegracyjnej (tabele 27, 29 i 31) wskazują, że zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza podaż pieniądza oddziałuje na ceny i elastyczność cen względem podaży pieniądza jest jednostkowa lub bliska jedności. Nie zachodzi natomiast długookresowa neutralność pieniądza względem produkcji w ujęciu realnym, co potwierdza postulat szkoły austriackiej.

Parametry równań z przestrzeni kointegracyjnych zawartych w tabelach 27, 29 i 31 zostały oszacowane przy założeniu, że występują dwie bazowe relacje długookresowe i jeden bazowy wspólny trend stochastyczny ($R = 2$, $P_2 = 1$ i $P_1 = 4 - 2 - 1 = 1$). Oznacza, to że jedna z relacji kointegracyjnych jest relacją $CI(2,1)$ i należy w kolejnym kroku rozpatrzyć kointegrację wielomianową $CI(1,1)$ (zob. Juselius 2006, 2015, Majsterek 2008, Kelm 2013).

W tabeli 33 znajdują wyniki testów na stopień zintegrowania procesów generujących reszty z trzech przestrzeni kointegracyjnych (tabele 27, 29 i 31). W przypadku dwóch pierwszych przestrzeni reszty z długookresowego równania szybkości obiegu pieniądza i reszty z równania cen są stacjonarne. Oznacza to, że równanie cen jest relacją $CI(2,2)$. Z kolei równanie szybkości obiegu pieniądza $p_t + y_t - m_t$ (5.7) uzyskane poprzez zastosowanie restrykcji proporcjonalności doprowadziło do relacji $CI(1,1)$.

Tabela 33. Wyniki testów stacjonarności reszt

Reszty	ADF-stała		KPSS		PP		Wniosek
	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	
$\eta_{V,t}$	-3,985	-2,873	0,424	0,463	-9,390	-2,872	CI(1,1)
$\eta_{p,t}$	-3,968	-2,873	0,426	0,463	-9,337	-2,872	CI(2,2)
$\eta_{V,t}$	-3,979	-2,873	0,441	0,463	-9,070	-2,872	CI(1,1)
$\eta_{p,t}$	-3,963	-2,873	0,442	0,463	-9,017	-2,872	CI(2,2)
$\eta_{y,t}$	-6,426	-2,873	1,227	0,463	-2,976	-2,872	CI(2,1)
$\eta_{p,t}$	-4,103	-2,873	0,319	0,463	-7,979	-2,872	CI(2,2)

Kointegracja wielomianowa pojawić powinna się tylko w przypadku równania produkcji (tabela 31). Równanie cen pozostaje bez zmian. Przyjęto założenie, że jeżeli wynik co najmniej

jednego z testów (ADF, KPSS, PP) wskazuje na niestacjonarność reszt przy granicznym poziomie istotności wynoszącym 0,05, to występuje kointegracja typu $CI(2,1)$.

Do zapisania równania kointegracji wielomianowej połączonej z relacją średniookresową dla produkcji niezbędne są oszacowania parametrów z macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$ - $\tilde{B}_{1\perp}$ oraz parametrów z macierzy wag przy pierwszych różnicach nieskointegrowanych trendów $I(2)$ - δ . Wyniki ujęto w tabeli 34.

Wykorzystując pierwszy wiersz z tabeli 31 i drugi wiersz z tabeli 34 można zapisać równanie kointegracji wielomianowej dla produkcji:

Tabela 34. Wyniki oszacowań parametrów z macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$ i δ

Macierz	Δm_{2t}	Δp_t	Δy_t	ΔV_t	$\Delta ZJ_{01,t}$	Δt
$\tilde{B}_{1\perp}$	1	0.665	0.444	0.051	-0.372	-0.011
δ	-0.448	-2.248	0.143	0.878	-4.755	-5.989

$$y_t = 0,418m_t - 0,07ZJ_{01,t} + 0,448\Delta m_t + 2,248\Delta p_t - 0,143\Delta y_t - 0,878\Delta V_t + 4,755\Delta ZJ_{01,t} + 5,989 + \eta_{y,t}. \quad (5.9)$$

Równanie kointegracji wielomianowej nie posiada bezpośredniej interpretacji ekonomicznej (por. Kelm 2013). Warto jednak zauważyć, że kointegracja wielomianowa daje równoczesną możliwość zweryfikowania hipotezy LRN i LRSN. Po prawej stronie równania znajdują się zmienne podaży pieniądza m_t i tempa zmian podaży pieniądza Δm_t , zatem pieniądz nie jest neutralny i superneutralny względem produkcji realnej.

Równanie (5.9) ma charakter długookresowej relacji równowagowej i może być rozszerzone o średniookresową relację równowagową. Równanie produkcji można zapisać następująco:

$$y_t = 0,42m_t - 0,07ZJ_{01,t} + 0,44\Delta m_t + 2,5\Delta p_t - 0,14\Delta y_t - 0,88\Delta V_t + 4,76\Delta ZJ_{01,t} + 5,99 + (0,42\Delta m_t - 0,07\Delta ZJ_{01,t}) - (\Delta m_t + 0,67\Delta p_t + 0,44\Delta y_t + 0,05\Delta V_t - 0,37\Delta ZJ_{01,t} - 0,01) + \eta_{y,t} \quad (5.10)$$

Pierwszy wiersz równania (5.10) opisuje zmiany produkcji w długim okresie, a drugi wiersz w średnim okresie. Drugi nawias w drugim wierszu równania (5.10), czyli $B_{1\perp}^T \Delta Y_{t-1}$, określa średniookresowy błąd równowagi (por. Juselius 2006, 2015).

W systemie zmiennych związanych z równaniem wymiany Fishera, gdzie brak jest czynników o charakterze kosztowym, głównym czynnikiem wpływającym na produkcję w długim okresie jest inflacja, a w średnim okresie tempo zmian podaży pieniądza.

Dla równania produkcji (5.9) występują trzy poziomy dostosowań:

1. Przyrosty temp wzrostu podaży pieniądza i produkcji ($\Delta^2 m_t, \Delta^2 y_t$) korygują się o błąd równowagi długookresowej ($y_{t-1} - 0,418m_{t-1} + 0,07ZJ_{02,t-1}$) z relacji $CI(2,1)$.
Wskazują na to parametry z macierzy A w pierwszej kolumnie tabeli 32 i parametry macierzy B w pierwszym wierszu tabeli 31 ($A_{ij}B_{ij} < 0$).
2. Przyrosty temp wzrostu podaży pieniądza, cen i produkcji ($\Delta^2 m_t, \Delta^2 p_t, \Delta^2 y_t$) korygują się o część błędu równowagi długookresowej z relacji $CI(1,1)$:
($y_{t-1} - 0,45\Delta m_{t-1} - 2,25\Delta p_{t-1} + 0,14\Delta y_{t-1} + 0,88\Delta V_{t-1} - 4,76\Delta ZJ_{02,t-1} - 5,99$).
Wskazują na to parametry z macierzy A w pierwszej kolumnie tabeli 32 i parametry macierzy δ w drugim wierszu tabeli 34 ($A_{ij}\delta_{ij} < 0$).
3. Tempa wzrostu podaży pieniądza Δm_t i produkcji Δy_t korygują się o wartości odpowiednio podaży pieniądza m_{t-1} oraz produkcji y_{t-1} . Wskazują na to parametry z macierzy B w pierwszym wierszu tabeli 31 i parametry macierzy δ w drugim wierszu tabeli 34 ($\delta_{ij}B_{ij} > 0$).

Do średniookresowych relacji równowagowych dostosowują się wszystkie zmienne w systemie (podaż pieniądza, ceny, produkcja i szybkość obiegu pieniądza). Wskazują na to współczynniki z macierzy ζ z tabeli 35.

Tabela 35. Współczynniki dostosowań do relacji średniookresowej w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowej)

Zmienna	ζ_1	ζ_2
$\Delta^2 m2_t$	0.176 (3.862)	-0.755 (-7.403)
$\Delta^2 p_t$	0.040 (2.644)	-0.091 (-2.670)
$\Delta^2 y_t$	-1.875 (-10.214)	0.996 (2.415)
$\Delta^2 V_t$	5.195 (2.521)	-9.965 (-2.154)

Najmniej wrażliwe na zmiany tempa podaży pieniądza w średnim okresie są ceny, bardzo wrażliwa jest produkcja, a najbardziej reaguje szybkość obiegu pieniądza.

5.4 Weryfikacja hipotezy LRN w równaniu wymiany Fishera. Analiza wspólnych trendów stochastycznych

W kolejnym etapie badania weryfikowano hipotezę LRN na podstawie analizy wspólnych trendów stochastycznych. Wynik łącznego testu rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych wskazał, że występuje jeden wspólny trend stochastyczny $I(2)$. Przy zachowaniu w przestrzeni kointegracyjnej zmiennej 0-1 (zob. tabela 96) analiza macierzy współczynników przy wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $A_{2\perp}$ wskazuje, że występuje trend stochastyczny $I(2)$ generowany tylko przez szok cenowy $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$. Istnieje możliwość zidentyfikowania wspólnego trendu stochastycznego $I(2)$, w którym występować będzie podaż pieniądza. Wystarczy znormalizować współczynniki wspólnego trendu stochastycznego nie względem najwyższej co do wartości bezwzględnej wartości współczynnika, a względem współczynnika przy podaży pieniądza. W efekcie współczynnik, który dotychczas był jedynką proporcjonalnie wzrośnie i to ceny nadal będą głównym źródłem

wytrącania systemu z równowagi, a nie podaż pieniądza. Wnioskowanie dotyczące hipotezy LRN w takiej sytuacji nie jest właściwe.

W pierwszej kolumnie tabeli 36 znajduje się autonomiczny cenowy trend stochastyczny $I(2) \sum \sum \varepsilon_{p,t}$. W takim przypadku weryfikacji nie może podlegać hipoteza wpływu podaży pieniądza na ceny zgodnie z LRN. W drugiej kolumnie tabeli 36 znajduje się wspólny trend stochastyczny $I(2)$, który współtworzą podaż pieniądza, ceny, produkcja oraz szybkość obiegu pieniądza: $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + \bar{a}_{12} \sum \sum \varepsilon_{p,t} + \bar{a}_{13} \sum \sum \varepsilon_{y,t} + \bar{a}_{14} \sum \sum \varepsilon_{V,t}$. Widać, że wiodącą zmienną w wspólnym trendzie stochastycznym są ceny, $\bar{a}_{12} = 59,473$. Trudno w takiej sytuacji z wykorzystaniem wspólnych trendów stochastycznych przeprowadzić badanie hipotezy LRN, skoro podaż pieniądza nie jest wiodącą zmienną we wspólnym trendzie stochastycznym. Z analizy macierzy $A_{1\perp}$ wynika, że głównym źródłem średniookresowych zakłóceń $\sum \varepsilon_{y,t}$ jest produkcja.

Tabela 36. Macierz współczynników definiujących autonomiczny cenowy trend stochastyczny $I(2)$ vs. macierz współczynników definiujących wspólny trend stochastyczny $I(2)$ (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$)

Zmienna	$A_{2\perp}(p_t)$	$A_{2\perp}(m2_t)$
$\varepsilon_{m2,t}$	0.017	1.000
	(0.766)	(.NA)
$\varepsilon_{p,t}$	1.000	59.473
	(.NA)	(45.557)
$\varepsilon_{y,t}$	-0.039	-2.337
	(-0.959)	(-44.047)
$\varepsilon_{V,t}$	-0.005	-0.313
	(-1.787)	(-47.133)

Transponowana macierz wag wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ - $\tilde{B}_{2\perp}^T$ z tabeli 37 pokazuje w pierwszym wierszu, jak zmienne odpowiadają na szok cenowy. Nakładana jest restrykcja wyłączająca na element transponowanej macierzy $\tilde{B}_{2\perp}^T$: $\tilde{b}_{2\perp,21} = 0$, co oznacza, że ceny nie reagują w długim okresie na szok cenowy. Jeżeli wiodącą zmienną, we wspólnym

trendzie stochastycznym byłaby podaż pieniądza, wtedy ceny nie reagowałyby na szok monetarny. Odrzucenie takiej restrikcji byłoby zgodne z LRN.

Po zmianie normalizacji zmiennej nie zmieniają się wartości statystyki χ^2 i graniczny poziom istotności dla testowanej restrikcji. Zmieniają się natomiast wartości wag w macierzy $\tilde{B}_{2\perp}^T$ (por. pierwszy i drugi wiersz w tabeli 37).

Tabela 37. Macierz wag autonomicznego cenowego trendu stochastycznego I(2) vs. macierz wag wspólnych trendów stochastycznych I(2)

	χ_3^2	$p\text{-value}$	$m2_t$	p_t	y_t	V_t
$\tilde{B}_{2\perp}^T(p_t)$	16.387	[0.001]	-0.412	0	0.012	0.375
$\tilde{B}_{2\perp}^T(m2_t)$	16.387	[0.001]	-0.007	0	0.000	0.006

Na podstawie macierzy wag z tabeli 37 można jedynie wskazać, że ceny nie są odporne na szok cenowy i są zmienną generowaną przez proces I(2).

Przed przystąpieniem do weryfikacji hipotezy LRN na podstawie bazowych wspólnych trendów stochastycznych, wykonano dla pozostałych zmiennych testy restrikcji wyłączających dla oddziaływania autonomicznego szoku cenowego, w celu określenia właściwego stopnia zintegrowania procesów generujących pozostałe trzy zmienne: $m2_t$, y_t i V_t . Wyniki zaprezentowano w tabeli 38.

Tabela 38. Macierz wag autonomicznego cenowego trendu stochastycznego I(2). Odporność na szok I(2)

Zmienna	Restrykcja	χ_3^2	$p\text{-value}$	Stopień zintegrowania
p_t	$\tilde{b}_{2\perp,21} = 0$	16.387	[0.001]	I(2)
y_t	$\tilde{b}_{2\perp,31} = 0$	18.759	[0.000]	I(2)
V_t	$\tilde{b}_{2\perp,41} = 0$	12.585	[0.006]	I(2)
$m2_t$	$\tilde{b}_{2\perp,11} = 0$	28.227	[0.000]	I(2)
$m2_t - p_t$	$\tilde{b}_{2\perp,11} = 1, \tilde{b}_{2\perp,21} = -1$	20.941	[0.000]	NA

Żadna zmienna nie jest odporna na szok cenowy (por. Majsterek, Kelm 2005). Wszystkie cztery zmienne są generowane przez proces I(2). Dodatkowo w ostatnim wierszu pokazano, że nie istnieje wspólny trend stochastyczny dla realnej podaży pieniądza.

Chcąc zweryfikować hipotezę neutralności pieniądza z wykorzystaniem analizy wspólnych trendów stochastycznych, usunięto z przestrzeni kointegracyjnej zmienną ZJ_{01} (zob. tabela 96) i ponownie wykonano łączny test rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych. Wyniki wskazały tym razem na dwa wspólne trendy stochastyczne I(2) (zob. tabela 39), gdzie obok autonomicznego cenowego trendu stochastycznego $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ (przy restrykcji wyłączającej dla produkcji zachodzi $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + \bar{a}_{15} \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$) istnieje również wspólny trend stochastyczny dla podaży pieniądza, produkcji oraz krótko- i długookresowej stopy procentowej:

$$\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + \bar{a}_{23} \sum \sum \varepsilon_{y,t} + \bar{a}_{24} \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} + \bar{a}_{25} \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}. \quad (5.11)$$

Tabela 39. Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych (w nawiasach graniczny poziom istotności *p-value*)

$M - R$	R	$P_2 = M - R - P_1$					
		5	4	3	2	1	0
5	0	683.600 (0.000)	442.253 (0.000)	300.222 (0.000)	200.857 (0.000)	146.765 (0.000)	119.219 (0.000)
4	1		300.207 (0.000)	193.518 (0.000)	119.778 (0.000)	81.124 (0.022)	75.434 (0.003)
3	2			117.650 (0.000)	55.526 (0.419)	42.346 (0.375)	36.450 (0.192)
2	3				38.923 (0.325)	12.790 (0.987)	6.521 (0.994)
1	4					5.220 (0.974)	1.162 (0.991)

Identyczne wskazania: $R = 2$, $P_2 = 2$ i $P_1 = 5 - 2 - 2 = 1$ uzyskano dla bazy monetarnej, po usunięciu z przestrzeni kointegracyjnej zmiennej ZJ_{01} (zob. tabela 96). Z analizy macierzy A_{11} wynika, że głównym źródłem średniookresowych wspólnych trendów stochastycznych I(1) są stopy procentowe.

Warto zaznaczyć, że wartości współczynników definiujących wspólne trendy stochastyczne oraz to, czy istotnie różnią się one od zera, zmieniają się wraz ze zmianą wagi $\tilde{b}_{2\perp, M, P_2} = 0$, która podlega restrykcji. Nakładanie restrykcji wyłączających na parametry macierzy $\tilde{B}_{2\perp}^T$ może również wpłynąć na kolejność współczynników w macierzy $A_{2\perp}$, które definiują wspólne trendy stochastyczne. Przy jednej restrykcji trend stochastyczny tworzony tylko przez ceny może znajdować się w pierwszej kolumnie macierzy $A_{2\perp}$, a przy innej restrykcji wyłączającej może być w drugiej kolumnie macierzy $A_{2\perp}$.

Wyniki weryfikacji hipotezy LRN na podstawie wspólnych trendów stochastycznych zaprezentowano w tabeli 40. W pierwszej kolumnie znajduje się zmienna, na którą według restrykcji wyłączającej nie oddziałują wspólne bądź autonomiczne trendy stochastyczne I(2) zdefiniowane w drugiej kolumnie. Trzecia kolumna zawiera wartości statystyki χ^2 , a czwarta wartości granicznego poziomu istotności. W piątej kolumnie tabeli 40 zamieszczono wskazanie, czy wynik jest zgodny z LRN. Jeżeli w piątej kolumnie znajduje się zapis LRN*, to oznacza, że podaź pieniądza nie ma we wspólnym trendzie stochastycznym najwyższego współczynnika, nie pełni we wspólnym trendzie stochastycznym roli wiodącej i jej wpływ na zaburzenie równowagi jest mniejszy niż wpływ produkcji. Dla współczynnika $\bar{a}_{23}$ z równania 5.11 zachodzi bowiem $\bar{a}_{23} > 1$. Jest to szczególnie ważne w przypadku weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza względem właśnie produkcji w ujęciu realnym, gdyż zgodnie z LRN $\tilde{b}_{2\perp, 32} = 0$. Z drugiej strony działa jeszcze autonomiczny cenowy trend stochastyczny I(2), którego wpływ na produkcję jest odmienny niż wpływ podaży pieniądza według hipotezy LRN. W takim przypadku nakładana jest ta sama restrykcja wyłączająca w programie CATS w postaci:

$$\begin{cases} \tilde{b}_{2\perp, 31} = 0 \\ \tilde{b}_{2\perp, 32} = 0. \end{cases} \quad (5.12)$$

Odrzucenie takiej restrykcji nie musi oznaczać wcale, że pieniądź nie jest neutralny względem produktu realnego. Z jednej strony działa wspólny trend stochastyczny cen i długookresowej stopy procentowej (oczekiwań inflacyjnych), który powinien wywierać wpływ na realną produkcję, a z drugiej wspólny trend stochastyczny postaci (5.11) z dominującą rolą produkcji. Pamiętać należy również o wyniku testowania hipotezy LRN w przestrzeni kointegracyjnej, gdzie potwierdzono założenia szkoły austriackiej i wpływ podaży pieniądza na produkcję.

Tabela 40 zawiera wyniki weryfikacji stopnia zintegrowania procesów generujących dane. Jeżeli graniczny poziom istotności nie przekroczy 0,05 w czwartej kolumnie w danym wierszu, to zmienna z tego wiersza generowana jest przez proces stochastyczny $I(2)$.

Tylko w przypadku weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza względem oczekiwań inflacyjnych występuje autonomiczny monetarny trend stochastyczny $I(2)$. W pozostałych przypadkach normalizowanie wspólnego trendu stochastycznego zawierającego podaż pieniądza powinno odbywać się względem produkcji. Wpływ podaży pieniądza na ceny jest niejednoznaczny ze względu na wspólną restrykcję wyłączającą z autonomicznym cenowym trendem stochastycznym. Odrzucenie ostatniej restrykcji wyłączającej potwierdza, że szybkość obiegu pieniądza jest wrażliwa na szoki $I(2)$, więc nie jest to zmienna stacjonarna, co potwierdza wyniki testowania tej hipotezy w przestrzeni kointegracyjnej (zob. szósty wiersz tabeli 40). Podaż pieniądza jest wrażliwa na szok cenowy i wspólny szok związany głównie z produkcją i oczekiwaniami inflacyjnymi. Wynik ten potwierdza endogeniczny charakter pieniądza.

Najwyższy współczynnik przy produkcji we wspólnym trendzie stochastycznym potwierdza wcześniejsze wyniki analizy wspólnych trendów stochastycznych w równaniu wymiany Fishera w badaniu dla Polski. Przez produkcję oddziałują nieobecne w systemie zmiennych czynniki kosztowe, np. płace. Autorzy wcześniejszego badania (por. Majsterek, Kelm 2005) zasugerowali, że faktycznym sprawcą szoków oddziałującym przez produkcję

są zmiany wydajności pracy. Obecność produkcji w trendzie stochastycznym I(2) (wspólnym lub autonomicznym) świadczy o mieszanym kosztowo-ilościowym charakterze równania wymiany (por. Kelm 2005). Stąd też weryfikacja hipotezy LRN zostanie powtórzona na rozszerzonym zbiorze danych o płace nominalne, nominalny kurs walutowy i stopę bezrobocia.

W ostatnim wierszu tabeli 40 pokazano wynik zgodnie z którym odrzucono hipotezę o wspólnym trendzie stochastycznym dla realnej podaży pieniądza.

W ostatnim kroku analizy wspólnych trendów stochastycznych sprawdzono, jak na weryfikację hipotezy LRN wpłynie obecność tylko autonomicznego szoku monetarnego i cenowego. Układ tabeli 41 jest taki sam jak tabeli 40. Przy dwóch trendach stochastycznych nie można zweryfikować hipotezy neutralności pieniądza względem szybkości obiegu pieniądza rozumianej jako różnica $R_t^s - R_t^l$. Liczba czterech restrykcji w tym przypadku przekracza liczbę trendów stochastycznych. Z analizy macierzy A_{11} wynika, że głównymi eksporterami szoków średniookresowych są stopy procentowe.

Ponieważ wśród trendów stochastycznych nie ma produkcji wartości statystyk χ^2 są dużo wyższe niż w tabeli 40. Wnioski z weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza na podstawie autonomicznych trendów stochastycznych I(2) są identyczne, jak dla wspólnych trendów stochastycznych I(2). Potwierdzono brak neutralności pieniądza względem cen i oczekiwań inflacyjnych. Pieniądz nie okazał się neutralny względem produkcji w ujęciu realnym i stopy procentowej.

Powtórzenie analizy wspólnych trendów stochastycznych I(2) dla agregatu $m0_t$ nie zmieniło wyników w kontekście zgodności z hipotezą neutralności pieniądza.

Tabela 40. Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy wspólnych trendów stochastycznych I(2)

Importer szoku	Postać wspólnych trendów stochastycznych	χ^2_3	p -value	Czy zgodność z LRN
$m2_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} - 31.624 \sum \sum \varepsilon_{y,t} + 0.418 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} - 1.885 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$	59.384	[0.000]	NIE
p_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} - 1.352 \sum \sum \varepsilon_{y,t} - 0.129 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$	34.388	[0.000]	TAK *
$R^l_t = \Delta p^e_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	27.697	[0.000]	TAK
y_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.12 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 1.62 \sum \sum \varepsilon_{y,t} + 0.033 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} - 0.041 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$	28.637	[0.000]	NIE *
R^s_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} - 5.782 \sum \sum \varepsilon_{y,t}$	26.295	[0.000]	NIE *
$R^s_t - R^l_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} - 0.331 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$	32.917	[0.000]	NIE *
$m2_t - p_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	47.606	[0.000]	NA

Tabela 41. Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy autonomicznych trendów stochastycznych I(2) - cenowego i monetarnego

Importer szoku	Postać autonomicznych trendów stochastycznych	χ^2_6	p -value	Czy zgodność z LRN
$m2_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	89.501	[0.000]	NIE
p_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	89.501	[0.000]	TAK
$R_t^l = \Delta p_t^e$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	67.956	[0.000]	TAK
y_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	62.322	[0.000]	NIE
R_t^s	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	81.506	[0.000]	NIE

5.5 Weryfikacja hipotezy LRSN w systemie wynikającym z równania wymiany Fishera

Weryfikując hipotezę LRN w przestrzeni kointegracyjnej w równaniu wymiany Fishera dla pięciu zmiennych udało się potwierdzić brak neutralności pieniądza względem cen. W przypadku produkcji częściej odrzucano hipotezę o neutralności niż występował brak podstaw do jej odrzucenia. Po przejściu na 4 zmienne potwierdzono tylko brak neutralności pieniądza względem cen. W przypadku analizy wspólnych trendów stochastycznych również potwierdzono, że pieniądz nie jest neutralny względem cen oraz dodatkowo względem oczekiwań inflacyjnych.

W kolejnym kroku można było przejść do weryfikacji hipotezy superneutralności pieniądza (LRSN), która podobnie jak w przypadku hipotezy LRN przebiega na dwóch płaszczyznach: w przestrzeni kointegracyjnej i z wykorzystaniem analizy wspólnych trendów stochastycznych. Ponieważ w hipotezie LRSN zmienne nominalne, poza stopami procentowymi, zastępuję się ich tempami zmian, weryfikacja hipotezy przebiega w modelu CVAR dla procesów I(1) w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$. Testowanie restrykcji w przestrzeni kointegracyjnej nie ulega zmianie. W analizie wspólnych trendów

stochastycznych nakładane są restrykcje nie na parametry macierzy wag $\tilde{B}_\perp$, a na parametry macierzy współczynników definiujących wspólne trendy stochastyczne $I(1)$ $A_\perp$ i są to restrykcje wyłączające, czyli dana zmienna nie współtworzy wspólnego trendu stochastycznego. Jeżeli nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, że dane zmienne współtworzą wspólne trendy stochastyczne z tempem zmian podaży pieniądza, wtedy analizowana jest macierz C (por. wzór 3.5) i wpływ zmiennej Δm_t na pozostałe zmienne w systemie.

Wyniki testu śladu na rząd kointegracji wskazały na $R = 3$ i na $M - R = 5 - 3 = 2$ bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(1)$. Ponieważ produkcja realna okazała się zmienną egzogeniczną powtórzono test rzędu kointegracji, który ponownie wskazał na trzy relacje długookresowe (zob. tabela 42) i jeden wspólny trend stochastyczny ($M - R = 4 - 3 = 1$). Kryteria informacyjne wskazały na drugi rząd opóźnień.

Tabela 42. Wyniki testu śladu na rząd kointegracji w modelu CVAR

$M - R$	R	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
4	0	0.173	122.527	115.663	63.561	0.000	0.000
3	1	0.126	71.090	66.844	42.602	0.000	0.000
2	2	0.084	34.645	31.848	25.568	0.003	0.007
1	3	0.040	10.977	9.641	12.282	0.082	0.135

Ponownie przeprowadzony test egzogeniczności zmiennych nie wskazał na ich obecność (zob. tabela 43).

Tabela 43. Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ R_t^s \ R_t^l]$

R	$\chi^2_{0,05;R}$	Δm_{2t}	Δp_t	R_t^s	R_t^l
3	7.815	38.274	15.064	12.380	10.254
		[0.000]	[0.002]	[0.006]	[0.017]

Pierwsza szczegółowa hipoteza w ramach ogólnej hipotezy LRSN zakłada, że tempo wzrostu cen jest równe tempu wzrostu podaży pieniądza (zob. tabela 44). Pozostałe dwie relacje pozostają bez restrykcji związanych z LRSN, można im jednak przypisać interpretację

ekonomiczną. Druga hipoteza szczegółowa (zob. tabela 44) dotyczy identycznego tempa wzrostu cen i oczekiwań inflacyjnych. W trzeciej hipotezie szczegółowej (zob. tabela 44) weryfikowana jest hipoteza Fishera, że nominalna stopa procentowa rośnie w proporcji 1:1 w stosunku do inflacji lub oczekiwanej inflacji, czyli realna stopa procentowa pozostaje stała lub stacjonarna. Czwarta hipoteza szczegółowa zakłada, że produkcja zależy ujemnie tylko od realnej stopy procentowej, czyli nie wpływa na nią tempo zmian podaży pieniądza. Czwartą hipotezę przetestowaną przy odrzuceniu egzogeniczności produkcji. Po zweryfikowaniu czterech hipotez szczegółowych sprawdzano, czy możliwe jest współistnienie w przestrzeni kointegracyjnej dwóch z trzech hipotez szczegółowych. W ostatnim kroku weryfikowano pełną hipotezę LRSN możliwą do przeanalizowania w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_{2t} \Delta p_t y_t R_t^s R_t^l]$ i sprawdzano, która hipoteza szczegółowa może być przyczyną, że pieniądz nie jest superneutralny.

W tabeli 44 znajduje się podsumowanie testowania restrykcji dla szczegółowych hipotez LRSN i pełnej hipotezy LRSN. Przy granicznym poziomie istotności 0,115 występuje brak podstaw do odrzucenia pierwszej szczegółowej hipotezy, że inflacja rośnie w tempie zmian podaży pieniądza. Wzrost oczekiwań inflacyjnych obniża tempo zmian podaży pieniądza. Wzrost produkcji realnej obniża stopę procentową.

Przy granicznym poziomie istotności 0,399 występuje brak podstaw do odrzucenia drugiej hipotezy, że oczekiwania inflacyjne i inflacja rosną w tym samym tempie. Stopa procentowa zależy od oczekiwań inflacyjnych i poziomu realnej produkcji. Na tempo zmian podaży pieniądza oddziałują oczekiwania inflacyjne i realna produkcja.

Nie odrzuca się także trzeciej szczegółowej hipotezy, że nominalna stopa procentowa rośnie w tempie inflacji. Pozostałe dwie relacje długookresowe są identyczne jak w drugiej hipotezie szczegółowej.

Tabela 44. Wyniki testowania restrykcji dotyczących szczegółowych hipotez LRSN i pełnej (ogólnej) hipotezy LRSN

Restrykcja	$\Delta m2_t$ wpływa na	Stopnie swobody	Statystyka χ^2	p-value
H1. $\Delta p_t = \Delta m2_t$	Δp_t	3	5.925	[0.115]
H2. $R_t^l = \Delta p_t$	R_t^l	2	1.835	[0.399]
H3. $R_t^s = \Delta p_t$ lub $R_t^s = R_t^l$	R_t^s	3	0.123	[0.989]
H4. $y_t = -\beta_{33}((R_t^s - \Delta p_t))$		3	7.239	[0.065]
H5. $\Delta p_t = \Delta m2_t$ i $R_t^l = \Delta p_t$	$\Delta p_t; R_t^l$	5	9.938	[0.077]
H6. $\Delta p_t = \Delta m2_t$ i $R_t^s = \Delta p_t$	$\Delta p_t; R_t^s$	5	7.181	[0.208]
H7. $\Delta p_t = \Delta m2_t$ i $R_t^l = \Delta p_t$ i $R_t^s = \Delta p_t$	$\Delta p_t; R_t^l; R_t^s$	6	42.919	[0.000]

Przy granicznym poziomie istotności 0,077 podaż pieniądza, ceny i oczekiwania inflacyjne rosną w tym samym tempie. Trzecia relacja dla nominalnej stopy procentowej pokazuje, że do spełnienia pełnej hipotezy LRSN w systemie zmiennych

$Y_t = [\Delta m2_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$ brakuje potwierdzenia podstawowego efektu Fishera. Nominalna stopa procentowa nie rośnie w tempie oczekiwań inflacyjnych, a tym samym w tempie zmian podaży pieniądza lub inflacji (zob. tabela 45).

Tabela 45. Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami dla H5 z tabeli 41 (w nawiasach wartości statystyki t). Model CVAR 4

Znormalizowana macierz B^T						
R	$\Delta m2_t$	Δp_t	R_t^s	R_t^l	y_t	stała
Beta(1)	0.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-1.030 (-170.554)
Beta(2)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-28.907 (-85.074)	0.000 (.NA)	28.817 (72.709)
Beta(3)	-1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.006 (6.467)
$\chi^2_5 = 9.938$			p-value = 0.077			

Do pierwszej relacji długookresowej dla oczekiwań inflacyjnych dostosowują się stopa procentowa, oczekiwania inflacyjne i inflacja. Do drugiej relacji dla nominalnej stopy procentowej dążą oprócz stopy procentowej oczekiwania inflacyjne. Do trzeciej relacji

długookresowej dostosowuje się podaż pieniądza, co oznacza, że trzecie równanie objaśnia nie inflację, a tempo zmian podaży pieniądza (zob. tabela 46). Przy poziomie istotności 0,15 trzecie równanie jest równaniem inflacji.

Tabela 46. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych z restrykcjami dla szczegółowej hipotezy LRSN – H5 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)

Zmienna	A_1	A_2	A_3
$\Delta^2 m_{2t}$	0.915 (4.744)	0.034 (4.889)	0.555 (6.546)
$\Delta^2 p_t$	0.139 (2.057)	0.005 (2.244)	-0.042 (-1.412)
ΔR_t^s	-0.117 (-2.335)	-0.004 (-2.138)	0.016 (0.714)
ΔR_t^l	-0.182 (-2.270)	-0.006 (-1.989)	0.006 (0.166)

Przy granicznym poziomie istotności 0,208 występuje brak podstaw do odrzucenia hipotezy, że inflacja rośnie w tempie zmian podaży pieniądza i w tym samym tempie rośnie nominalna stopa procentowa. Do spełnienia pełnej hipotezy LRSN brakuje aby oczekiwania inflacyjne rosły w tempie zmian podaży pieniądza lub inflacji lub nominalnej stopy procentowej (zob. tabela 47).

Do pierwszej relacji długookresowej dla oczekiwań inflacyjnych dostosowuje się tempo zmian podaży pieniądza i inflacja. Do drugiej relacji równowagowej dla nominalnej stopy procentowej dostosowują się oczekiwania inflacyjne i inflacja (zob. tabela 48). Dopiero przy poziomie istotności 0,15 trzecie równanie jest równaniem inflacji do którego dostosowuje się tempo zmian podaży pieniądza. Przy poziomie istotności 0,05 ostatnie równanie opisuje zależność tempa zmian podaży pieniądza od inflacji.

Tabela 47. Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami dla H6 z tabeli 41 (w nawiasach wartości statystyki t). Model CVAR 5

Znormalizowana macierz B^T						
R	$\Delta m2_t$	Δp_t	R_t^s	R_t^l	y_t	stała
Beta(1)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	28.579 (130.694)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-30.075 (-81.521)
Beta(2)	0.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-1.014 (-105.245)
Beta(3)	-1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.006 (6.505)
$\chi^2_5 = 7.181$			p-value = 0.208			

Tabela 48. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych z restrykcjami dla szczegółowej hipotezy LRSN – H6 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)

Zmienna	A_1	A_2	A_3
$\Delta^2 m2_t$	-0.032 (-4.870)	0.922 (4.785)	0.551 (6.524)
$\Delta^2 p_t$	-0.005 (-2.235)	0.143 (2.125)	-0.042 (-1.431)
ΔR_t^s	0.004 (2.188)	-0.116 (-2.348)	0.020 (0.918)
ΔR_t^l	0.005 (1.997)	-0.173 (-2.150)	0.001 (0.035)

W systemie zmiennych wywodzącym się z równania wymiany Fishera pełna hipoteza superneutralności pieniądza nie zachodzi. Udało się potwierdzić każdą z czterech hipotez częściowych.

W następnym etapie badania hipotezy LRSN przystąpiono do analizy wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$. Wyniki testu egzogeniczności wskazały, że produkcja realna jest zmienną egzogeniczną, zatem tworzy autonomiczny trend stochastyczny $I(1)$.

W pierwszym kroku sprawdzono wszystkie możliwe kombinacje zmiennych, które nie są eksporterami szoku $I(1)$. Wyniki zaprezentowano w tabeli 49. W pierwszych trzech kolumnach znajdują się zmienne, które nie współtworzą wspólnego trendu stochastycznego $I(1)$.

W ostatnim wierszu tabeli 49 wskazano, że inflacja, stopa procentowa i oczekiwania inflacyjne mają zerowe współczynniki we wspólnym trendzie stochastycznym I(1), innymi słowy istnieje autonomiczny trend stochastyczny dla tempa zmian podaży pieniądza. Restrykcja nr 14 jest odrzucana. Przy trzech zestawach restrykcji (1, 2 i 5) występuje brak podstaw do ich odrzucenia. Dwie z nich (1 i 5) zawierają restrykcję wyłączającą nałożoną na współczynnik przy tempie zmian podaży pieniądza $\varepsilon_{\Delta m2,t}$, co uniemożliwia weryfikację hipotezy LRSN. Przy granicznym poziomie istotności 0,911 nie ma podstaw do odrzucenia restrykcji, że inflacja ma zerowy współczynnik we wspólnym trendzie stochastycznym z tempem zmian podaży pieniądza, stopą procentową i oczekiwaniami inflacyjnymi (restrykcja nr 2).

Tabela 49. Wyniki restrykcji wyłączających na współczynniki definiujące wspólny trend stochastyczny I(1)

Nr restrykcji	Restrykcje zerowe na współczynniki			Stopnie swobody	Statystyka χ^2	p-value
1	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$			1	0.018	[0.892]
2	$\varepsilon_{\Delta p,t}$			1	0.012	[0.911]
3	$\varepsilon_{R^s,t}$			1	8.284	[0.004]
4	$\varepsilon_{R^l,t}$			1	11.369	[0.001]
5	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$		2	0.036	[0.982]
6	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		2	8.545	[0.014]
7	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$		2	11.369	[0.003]
8	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		2	10.067	[0.007]
9	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$		2	12.287	[0.002]
10	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$		2	14.785	[0.001]
11	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	3	10.254	[0.017]
12	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	3	12.380	[0.006]
13	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	3	15.064	[0.002]
14	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	3	38.274	[0.000]

W następnym kroku przeanalizowano macierz C (zob. tabela 50). W kolumnie tej macierzy odczytuje się eksportera szoku, a w wierszu zmienną, która ten szok importuje. Kolumna dla inflacji jest zerowa zgodnie z restrykcją nr 2 z tabeli 49.

Tabela 50. Macierz długookresowych szoków I(1) z restrykcją nr 2 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)

	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$
$\Delta m2_t$	-0.002 (-0.145)	0.000 (0.000)	0.289 (3.028)	-0.196 (-6.165)
Δp_t	0.000 (0.145)	0.000 (0.000)	-0.053 (-3.028)	0.036 (6.165)
R_t^s	0.008 (0.145)	0.000 (0.000)	-1.115 (-3.028)	0.755 (6.165)
R_t^l	0.014 (0.145)	0.000 (0.000)	-1.911 (-3.028)	1.294 (6.165)

Tempo zmian podaży pieniądza nie wywiera wpływu na inflację, stopę procentową i oczekiwania inflacyjne, co jest niezgodne z hipotezą LRSN i z wcześniejszymi wynikami związanymi z weryfikacją hipotezy LRSN w przestrzeni kointegracyjnej. Głównymi eksporterami szoków są stopa procentowa i oczekiwania inflacyjne zgodnie z restrykcją nr 5 (zob. tabela 49). Tempo zmian podaży pieniądza i inflacja są podatne na szoki I(1) związane z nominalną stopą procentową $\varepsilon_{R^s,t}$ i oczekiwaniami inflacyjnymi $\varepsilon_{R^l,t}$.

W ostatnim etapie weryfikacji hipotezy LRSN odrzucono założenie o egzogeniczności produkcji realnej i dokonano analizy wspólnych trendów stochastycznych w pełnym systemie pięciu zmiennych. W tabeli 51 znajdują się wszystkie kombinacje dla wspólnych trendów stochastycznych w systemie pięciu zmiennych, w którym występują dwa wspólne trendy stochastyczne I(1).

Restrykcje nr 1, 6, 7 i 16 wskazują na brak możliwości weryfikacji hipotezy LRSN, gdyż współczynnik przy tempie zmian podaży pieniądza we wspólnych trendach stochastycznych jest zerowy. Zgodnie z restrykcją nr 3 produkcja nie może współtworzyć wspólnego trendu stochastycznego I(1). Analiza macierzy C dla restrykcji nr 3 potwierdza tylko jedną szczegółową hipotezę LRSN o braku wpływu tempa zmian podaży pieniądza na realną produkcję (zob. tabela 52). Tempo zmian podaży pieniądza nie oddziałuje na inflację, stopę

procentową i oczekiwania inflacyjne. Głównymi eksporterami szoków są inflacja, stopa procentowa i oczekiwania inflacyjne (zob. tabela 52).

Tabela 51. Restrykcje wyłączające na współczynniki definiujące dwa wspólne trendy stochastyczne

Nr restrykcji	Restrykcje wyłączające na współczynniki			Stopnie swobody	Statystyka χ^2	p-value
1	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$			2	1.246	[0.536]
2	$\varepsilon_{\Delta p,t}$			2	1.160	[0.560]
3	$\varepsilon_{y,t}$			2	3.626	[0.163]
4	$\varepsilon_{R^s,t}$			2	7.865	[0.020]
5	$\varepsilon_{R^l,t}$			2	11.849	[0.003]
6	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$		4	3.782	[0.436]
7	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$		4	3.665	[0.453]
8	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		4	10.000	[0.040]
9	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$		4	13.376	[0.010]
10	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$		4	11.728	[0.019]
11	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		4	11.735	[0.019]
12	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$		4	13.543	[0.009]
13	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		4	19.767	[0.001]
14	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$		4	18.065	[0.001]
15	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$		4	15.939	[0.003]
16	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	6	11.747	[0.068]
17	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	6	14.480	[0.025]
18	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	6	16.606	[0.011]
19	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	6	19.904	[0.003]
20	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	6	18.491	[0.005]
21	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	6	19.290	[0.004]
22	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	6	42.400	[0.000]
23	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	6	43.526	[0.000]
24	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	6	42.500	[0.000]
25	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$	6	44.599	[0.000]

Restrykcja nr 2 z tabeli 51 nie zmieniła wyników w macierzy C (por. tabele 50 i 53) względem tej macierzy z identyczną restrykcją przy jednym wspólnym trendzie stochastycznym. Przy założeniu granicznego poziomu istotności 0,1 nie potwierdza się żadnej szczegółowej hipotezy LRSN. Tempo zmian podaży pieniądza nie wpływa na inflację, stopę

procentową i oczekiwania inflacyjne, za to wywiera wpływ na produkcję realną. Przy granicznym poziomie istotności 0,05 tempo zmian podaży pieniądza nie oddziałuje na produkcję.

Tabela 52. Macierz długookresowych szoków I(1) z restrykcją nr 3 z tabeli 51 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)

	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$
$\Delta m2_t$	-0.001 (-0.158)	-0.012 (-0.459)	0.000 (0.000)	0.067 (5.676)	-0.054 (-4.643)
Δp_t	0.000 (0.042)	0.041 (1.577)	0.000 (0.000)	0.091 (7.703)	-0.036 (-3.085)
y_t	-0.166 (-0.236)	-10.227 (-2.295)	-0.000 (-0.000)	-3.407 (-1.690)	-4.336 (-2.172)
R_t^s	0.014 (0.140)	1.462 (2.230)	0.000 (0.000)	1.916 (6.461)	-0.371 (-1.263)
R_t^l	0.018 (0.240)	0.983 (2.067)	0.000 (0.000)	0.008 (0.035)	0.639 (2.996)

Tabela 53. Macierz długookresowych szoków I(1) z restrykcją nr 2 z tabeli 51 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)

	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{R^l,t}$
$\Delta m2_t$	0.013 (0.749)	0.000 (0.000)	-0.010 (-3.308)	0.326 (3.850)	-0.182 (-5.363)
Δp_t	-0.003 (-1.319)	0.000 (0.000)	0.002 (5.612)	-0.040 (-3.190)	0.018 (3.641)
y_t	-1.015 (-1.781)	0.000 (0.000)	0.682 (7.363)	-1.567 (-0.577)	-1.218 (-1.116)
R_t^s	0.011 (0.417)	0.000 (0.000)	-0.007 (-1.507)	-0.460 (-3.592)	0.324 (6.286)
R_t^l	0.020 (0.236)	0.000 (0.000)	-0.010 (-0.751)	-1.514 (-3.745)	1.028 (6.325)

Do potwierdzenia ogólnej hipotezy LRSN w przestrzeni kointegracyjnej zabrakło potwierdzenia reguły Fishera. Analiza wspólnych trendów stochastycznych nie potwierdziła hipotezy superneutralności pieniądza. Wskazała natomiast, że zmienne z reguły Fishera są głównymi eksporterami szoków I(1), co potwierdza wyniki analizy macierzy współczynników przy wspólnych średniookresowych trendach stochastycznych I(1) - $A_{1\perp}$ w ramach hipotezy

LRN.

5.6 Podsumowanie

Hipotezę neutralności pieniądza (long run neutrality, LRN) weryfikowano w modelu CVAR dla procesów $I(2)$ z wykorzystaniem dwóch niezależnych metod:

1. w przestrzeni kointegracyjnej poprzez nakładanie restrykcji na parametry zgodne z LRN lub jej przeczące i badanie statystycznej istotności tych parametrów,
2. w analizie wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ poprzez restrykcje wyłączające w macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $\tilde{B}_{2\perp}$.

Pomimo odrzucenia pełnej wersji hipotezy LRN potwierdzono szereg hipotez szczegółowych. Wyniki zaprezentowano w tabeli 51. Pełnej wersji hipotezy LRN nie można zweryfikować w przestrzeni kointegracyjnej ze względu na ograniczenie liczbą wektorów kointegrujących R . Wyrażenie *TAK/NIE* w tabeli 51 oznacza, że daną wersję hipotezy testowano w kilku wariantach i częściej występowała zgodność z LRN niż brak zgodności.

W przypadku systemu zmiennych wynikającego z równania wymiany Fishera potwierdzono, że łatwiej odrzucić hipotezę neutralności pieniądza dla pieniądza w ujęciu wąskim ($m0_t$), niż dla pieniądza w ujęciu szerokim ($m2_t$). W tym samym systemie zmiennych zweryfikowano, że szybkość obiegu pieniądza jest niestacjonarna i jej właściwą aproksymantą jest dysparytet stóp procentowych $R_t^s - R_t^l$ (por. Majsterek, Kelm 2005). Wykazano, że oprócz cen głównym źródłem szoków $I(2)$ nie jest podaż pieniądza, a produkcja (por. Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006).

Wyniki z tabeli 54 wskazują, że częściej potwierdzone były hipotezy szczegółowe związane z pełną hipotezą LRN. Zarówno dla agregatu $m2_t$ i $m0_t$ pieniądz nie jest neutralny względem cen. W przypadku agregatu $m2_t$, przy dwóch relacjach równowagowych, pieniądz jest neutralny względem produkcji realnej i nie jest neutralny względem cen. Dla agregatu $m0_t$

pieniądz okazał się być neutralny względem cen i nie być neutralnym względem produkcji, co jest całkowicie niezgodne z hipotezą LRN

Tabela 54. Weryfikacja hipotezy LRN w systemie zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^S \ R_t^L]$

Przestrzeń kointegracyjna			Analiza wspólnych trendów stochastycznych I(2)	
Brak neutralności m_t względem	Czy zgodność z LRN dla $m2_t$	Czy zgodność z LRN dla $m0_t$	Brak neutralności $m2_t$ względem	Czy zgodność z LRN
p_t	TAK	TAK	p_t	TAK
y_t	TAK/NIE	NIE/TAK	y_t	NIE
p_t i y_t	TAK	NIE	R_t^S	NIE
$R_t^S - R_t^L = V_t$	NIE	NIE	R_t^L	TAK
			$R_t^S - R_t^L$	NIE

Dla obydwu agregatów potwierdzono, że dysparytet między krótko- i długookresową stopą procentową jest właściwą aproksymantą szybkości obiegu pieniądza V_t . Szczegółowa analiza stacjonarności relacji długookresowej dla V_t pokazała, że jest to zmienna niestacjonarna.

Nie potwierdzono również pełnej wersji hipotezy superneutralności pieniądza (long run superneutrality, LRSN). Hipotezę analizowano w modelu CVAR dla procesów I(1) na dwa niezależne sposoby:

1. w przestrzeni kointegracyjnej poprzez nakładanie restrykcji na parametry zgodne z LRSN lub jej przeczące i badanie ich statystycznej istotności,
2. w analizie wspólnych trendów stochastycznych I(1) poprzez restrykcje wyłączające lub zero-jedynkowe w macierzy współczynników definiujących wspólne trendy stochastyczne I(1) $A_{\perp}$.

Zbiórce wyniki dla weryfikacji hipotezy LRSN i hipotez szczegółowych z niej wynikających przedstawiono w tabeli 55.

W ostatnim wierszu tabeli 55 przedstawiono wynik, który oznacza, że w przestrzeni kointegracyjnej dla dostępnej liczby relacji długookresowych sprawdzano maksymalną liczbę

szczegółowych hipotez łącznie związanych z LRSN. W przypadku analizy wspólnych trendów stochastycznych I(1), jest to ogólna wersja hipotezy LRSN.

Tabela 55. Weryfikacja hipotezy LRSN w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$

Przestrzeń kointegracyjna		Analiza wspólnych trendów stochastycznych I(1)
Brak superneutralności $m2_t$ względem	Czy zgodność z LRSN?	Czy zgodność z LRSN?
Δp_t	TAK	NIE
y_t	TAK	TAK
R_t^s	TAK	NIE
R_t^l	TAK	NIE
LRSN, $R = 3$	NIE	NIE

W przypadku systemu zmiennych wynikającego z równania wymiany Fishera potwierdzono w przestrzeni kointegracyjnej wszystkie możliwe hipotezy szczegółowe. Sprawdzenie hipotez szczegółowych łącznie prowadziło do zakwestionowania podstawowej reguły Fishera lub różnego tempa zmian cen i oczekiwań inflacyjnych. Bardziej restrykcyjne wyniki dla LRSN otrzymano w analizie wspólnych trendów stochastycznych. Potwierdzono tylko brak oddziaływania tempa zmian podaży pieniądza na produkcję realną.

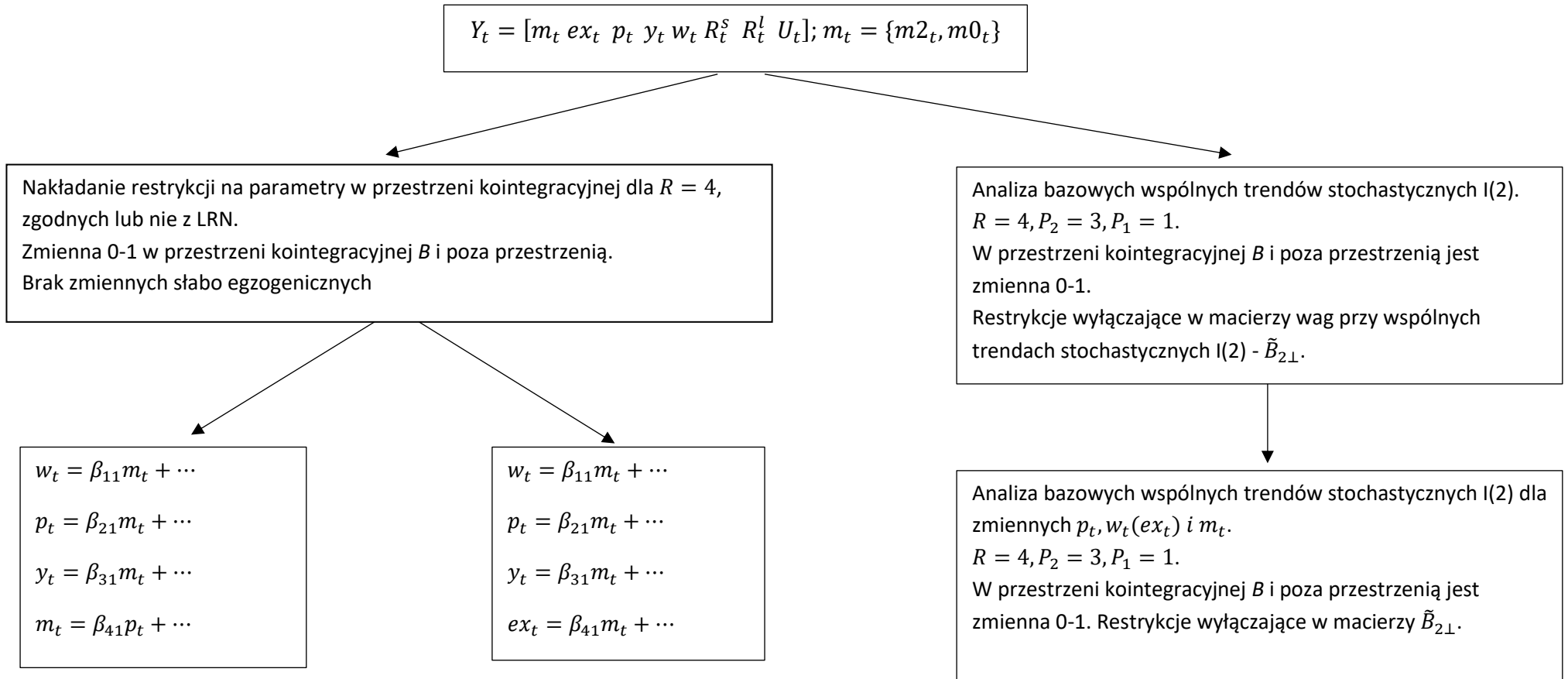
Rozdział 6. Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza na przykładzie gospodarki Polski w systemie zmiennych wiążącym rynek pieniądza z rynkiem dóbr, pracy oraz walutowym

6.1 Wstęp

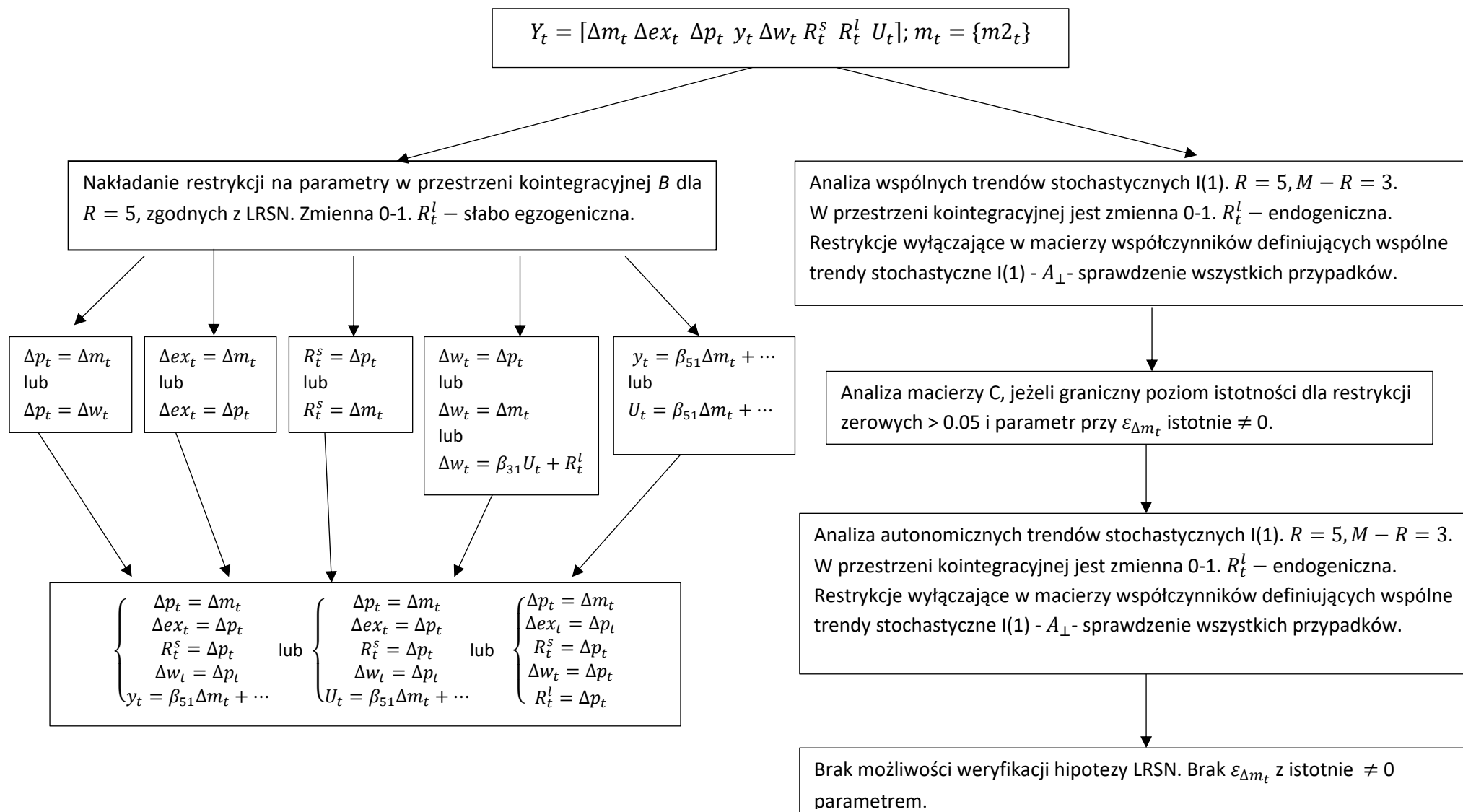
System zmiennych z równania wymiany Fishera wiąże ze sobą tylko rynek pieniądza z rynkiem dóbr i usług, Obecność produkcji jako głównego eksportera szoków $I(2)$ obok cen wskazuje, że w systemie brak jest zmiennych o charakterze kosztowym. Brak jest też zmiennych, które powiązałyby rynek pieniądza z rynkiem walutowym i rynkiem pracy. Stąd zbiór zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$ został rozszerzony o nominalny kurs walutowy, płace nominalne i stopę bezrobocia $Y_t = [m_t \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$. Rozszerzony system zmiennych wiąże ze sobą w ramach hipotezy neutralności pieniądza (long run neutrality, LRN) cztery rynki: pieniądza, dóbr i usług, walutowy oraz rynek pracy i pozwala przeanalizować większą liczbę szczegółowych hipotez LRN i dokładniej pełną hipotezę LRN. Zwiększenie liczby zmiennych przekłada się na zwiększenie liczby relacji długookresowych. Pozwala to na weryfikację większej liczby hipotez szczegółowych w ramach LRN poprzez nałożenie większej liczby restrykcji związanych z hipotezą neutralności pieniądza. Szerszy zbiór zmiennych lepiej odwzorowuje liczbę bazowych wspólnych trendów stochastycznych, które pokazują, jakie zmienne w systemie charakteryzują siły odśrodkowe, które wytrącają system z równowagi.

Dodanie do systemu zmiennych płacy nominalnej, nominalnego kursu walutowego i stopy bezrobocia pozwala nie tylko rozszerzyć weryfikację hipotez neutralności i super neutralności pieniądza, ale i lepiej opisać procesy inflacyjne, które niekoniecznie muszą mieć tylko charakter monetarny. Obecność dodatkowych trzech wspomnianych zmiennych pozwala również lepiej opisać produkcję, co może zmienić potwierdzone w rozdziale piątym niezgodne z LRN postulaty szkoły austriackiej.

Rysunek 12. Weryfikacja hipotezy LRN dla zbioru zmiennych $Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } U_t]$



Rysunek 13. Weryfikacja hipotezy LRSN dla zbioru zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \Delta ex_t \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s R_t^l U_t]$



6.2 Weryfikacja hipotezy LRN w rozszerzonym systemie zmiennych

Weryfikacja hipotezy neutralności pieniądza w systemie zmiennych wiążącym ze sobą cztery rynki: pieniądza, dóbr i usług, walutowy oraz pracy $Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } U_t]$, odbywa się zgodnie ze schematem badania z rysunku 9. Wyniki stopnia zintegrowania procesów generujących dane zostały zawarte w tabeli 20. Obecność procesów I(2) sprawia, że badanie zależności ujętych w hipotezie LRN rozpoczyna się z wykorzystaniem modelu CVAR dla procesów I(2).

Wynik łącznego testu rzędu kointegracji 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 $CI(2,2)$. Ze względu na duży wymiar tabeli zaprezentowano tylko jej wycinek dla 3 i 4 wektorów kointegrujących (zob. tabela 56).

Tabela 56. Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych (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
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)
4	4					148.148 (0.018)	109.293 (0.128)	72.548 (0.624)	53.222 (0.769)	70.377 (0.011)

Wyniki testu egzogeniczności zmiennych wskazały, że zmienną egzogeniczną może być płaca nominalna w_t (zob. pierwszy wiersz tabeli 57). Egzogeniczność zmiennej w_t , oznaczałaby z jednej strony, że płace nominalne nie dostosowują się do żadnej z relacji równowagowych oraz, że płace nominalne są niezależnym eksporterem szoku I(2) (por. Welfe, Majsterek 2012). Postanowiono odrzucić zatem wskazania testu egzogeniczności. Powtórzony

wynik testu egzogeniczności bez zmiennej ZJ_{03} (zob. tabela 96) w przestrzeni kointegracyjnej B i bez zmiennej ZJ_{04} (zob. tabela 96) poza przestrzenią wskazał na brak zmiennych egzogenicznych (zob. drugi wiersz tabeli 57).

Tabela 57. Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych

$$Y_t = [m2_t \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$$

R	$\chi^2_{0.05;R}$	$m2_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t
4	9.488	12.121 [0.016]	35.242 [0.000]	41.440 [0.000]	23.855 [0.000]	7.504 [0.112]	16.480 [0.002]	21.527 [0.000]	16.545 [0.002]
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]

Przed weryfikacją hipotezy LRN sprawdzono restrykcję związaną z homogenicznością długookresowej relacji $m2_t - p_t$ w przestrzeni kointegracyjnej i restrykcję dotyczącą homogeniczności średniookresowej relacji $\Delta m2_t - \Delta p_t$ w macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $\tilde{\beta}_{1\perp}$. Następnie przetestowano identyczne restrykcje dla relacji $w_t - p_t$ i $\Delta w_t - \Delta p_t$. Ponieważ w relacjach długookresowych występuje trend deterministyczny należy również do restrykcji dotyczącej homogeniczności długookresowej dołożyć restrykcję zrównującą parametry przy zmiennej czasowej (por. Juselius 2006, Majsterek 2008). Wyniki zawarto w tabeli 58.

Tabela 58. Restrykcje dotyczące 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]

Ponieważ nie potwierdzono restrykcji dotyczących homogeniczności relacji dla płacy realnej i dla realnej podaży pieniądza, nie można przejść do modelu ze zmiennymi realnymi i weryfikacja hipotezy LRN odbywa się w modelu CVAR dla procesów I(2).

Przy czterech relacjach możliwe jest zweryfikowanie czterech szczegółowych hipotez LRN równocześnie. Sprawdzono zależność cen, płacy nominalnej i produkcji od podaży pieniądza oraz zbudowano równanie realnego popytu na pieniądź. Zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza, podaż pieniądza powinna wpływać tylko na ceny i płace nominalne.

Tabela 59. Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 6

Znormalizowana macierz B^T										
R	$m2_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t	$ZJ_{03,t}$	t
B_1	-1.018 (-12.458)	-1.018 (-12.458)	1.000 (.NA)	-0.527 (-5.683)	-1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.077 (-13.308)	0.000 (.NA)	-0.694 (-9.100)	0.011 (44.472)
B_2	0.000 (.NA)	0.392 (3.363)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-1.314 (-10.707)	0.022 (7.793)	-0.116 (-14.975)	0.000 (.NA)	-0.468 (-7.319)	0.000 (.NA)
B_3	-0.263 (-7.599)	-0.438 (-13.435)	-0.254 (-2.77)	-0.270 (-14.029)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.006 (7.955)	-0.046 (-6.631)	0.000 (.NA)
B_4	1.000 (.NA)	0.489 (2.471)	-1.000 (.NA)	-0.978 (-10.285)	0.000 (.NA)	-0.062 (-9.011)	0.062 (9.011)	0.047 (9.020)	-0.475 (-8.548)	0.000 (.NA)
$\chi^2_3 = 4.126$						p-value = 0.248				

Pierwsze równanie dla cen można zapisać w postaci:

$$p_t = 1,018m_t + 1,018ex_t + 0,527y_t + w_t + 0,077R_t^l + 0,694ZJ_{03,t} - 0,011t. \quad (6.1)$$

Ceny zgodnie z LRN zależą od podaży pieniądza i elastyczność cen względem podaży pieniądza jest jednostkowa. Ceny zależą ponadto od płac nominalnych, nominalnego kursu walutowego, rozmiarów produkcji i oczekiwań inflacyjnych aproksymowanych R_t^l . Wzrost każdej z tych zmiennych działa na wzrost cen w długim okresie. Elastyczność cen względem nominalnego kursu walutowego i płac nominalnych jest jednostkowa. Dużo mniejszy wpływ na ceny mają oczekiwania inflacyjne. Równanie (6.1) pokazuje, że proces inflacyjny nie jest jednowymiarowy. Podaż pieniądza reprezentuje monetarną teorię inflacji, płace nominalne i nominalny kurs walutowy kosztową teorię inflacji, a produkcja dochodową teorię inflacji.

Drugie równanie dla produkcji należy zapisać w następującej formie:

$$y_t = -0,392ex_t + 1,314w_t - 0,022R_t^s + 0,116R_t^l - 0,468ZJ_{03,t}. \quad (6.2)$$

Zgodnie z hipotezą LRN podaż pieniądza nie wywiera wpływu na zmiany produkcji realnej w długim okresie. Na wzrost produkcji oddziałuje wzrost płac nominalnych i wzrost oczekiwań inflacyjnych. Elastyczność produkcji względem płac nominalnych wyższa od jedności może wynikać z braku wydajności pracy w systemie i płaca nominalna przejmując jej wpływ na produkcję. Wzrost kursu złotego względem euro (deprecjacja złotego) wpływa na wzrost kosztów importu i obniżenie produkcji. Podobnie na obniżenie produkcji oddziałuje wzrost krótkookresowej stopy procentowej przez np. wzrost kosztów obsługi kredytów i wzrost stopy zwrotu z nowych inwestycji. Warto zauważyć, że rozszerzenie systemu zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$ o płace nominalne w_t , nominalny kurs walutowy ex_t i stopę bezrobocia U_t , pozwoliło dokładniej zapisać równanie produkcji i tym samym uniezależnić produkcję od podaży pieniądza, jak to miało miejsce w przypadku weryfikacji hipotezy LRN w systemie zmiennych związanych z równaniem wymiany Fishera (por. Osiewalski i in 2020).

Trzecie równanie dla płacy nominalnej można zapisać w następujący sposób:

$$w_t = 0,263m_t + 0,438ex_t + 0,254p_t + 0,27y_t - 0,006U_t + 0,046ZJ_{03,t} \quad (6.3)$$

Płaca nominalna zgodnie z LRN zależy od podaży pieniądza. Ponadto na wzrost płacy nominalnej w długim okresie mają wpływ ceny, produkcja realna oraz nominalny kurs walutowy. Na spadek płac nominalnych oddziałuje stopa bezrobocia. Elastyczność płac nominalnych względem podaży pieniądza, cen i produkcji jest zbliżona. Wśród ważnych zmiennych objaśniających brakuje wydajności pracy (por. Majsterek, Welfe 2010, 2012).

Czwarte równanie dla realnego popytu na pieniądź jest następujące:

$$m_t - p_t = -0,489ex_t + 0,978y_t + 0,062(R_t^s - R_t^l) - 0,047U_t + 0,475ZJ_{03,t}. \quad (6.4)$$

Realny popyt na pieniądź rośnie wraz ze wzrostem produkcji realnej i wzrostem szybkości obiegu pieniądza. Jeżeli złoty ulega deprecjacji, to spada na niego popyt. Na spadek popytu na pieniądź ma również wpływ wzrost stopy bezrobocia. Elastyczność popytu na pieniądź

względem dochodu (aproksymacja produkcją) jest bliska jedności (por. Goldfeld, Sichel 1990, Romer 2000, Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006).

Do relacji równowagowej dla cen dostosowuje się produkcja, stopa procentowa, oczekiwania inflacyjne i stopa bezrobocia (zob. tabela 60). Do relacji dla produkcji dostosowuje się długookresowa stopa procentowa, która pełni rolę aproksymanty oczekiwań inflacyjnych w modelu. Trzecie równanie jest równaniem płacy nominalnej, mimo iż współczynnik dostosowań przy płacy nominalnej nieistotnie różni się od zera ($A_{35} = 0$, por. Juselius 2015). Brak mechanizmu korekty błędem płac nominalnych może być związany z administracyjną decyzją o wysokości płacy minimalnej. Do relacji równowagowej dla płacy nominalnej dostosowują się nominalny kurs walutowy, ceny, produkcja a przy granicznym poziomie istotności 0,07 również podaż pieniądza. Czwarte równanie w przestrzeni kointegracyjnej jest równaniem realnej podaży pieniądza. Ponieważ dostosowuje się do niego podaż pieniądza,

Tabela 60. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)

Zmienna	A_1	A_2	A_3	A_4
$\Delta^2 m2_t$	0.011 (1.236)	-0.006 (-0.631)	-0.038 (-1.880)	-0.014 (-5.174)
$\Delta^2 ex_t$	0.019 (0.842)	-0.027 (-1.219)	0.137 (2.674)	-0.001 (-0.189)
$\Delta^2 p_t$	-0.028 (-9.169)	0.023 (7.701)	0.065 (9.463)	0.004 (4.211)
$\Delta^2 y_t$	0.101 (2.626)	-0.107 (-2.894)	-0.192 (-2.258)	0.053 (4.735)
$\Delta^2 w_t$	0.007 (0.566)	0.008 (0.678)	<u>0.037</u> (1.350)	-0.010 (-2.789)
$\Delta^2 R_t^s$	-0.722 (-2.870)	0.442 (1.816)	0.470 (0.840)	0.344 (4.661)
$\Delta^2 R_t^l$	-0.940 (-2.489)	1.614 (4.421)	0.839 (0.999)	-0.027 (-0.240)
$\Delta^2 U_t$	-0.493 (-2.804)	0.155 (0.909)	0.737 (1.883)	0.194 (3.744)

można je interpretować jako równanie realnego popytu na pieniądz.

Obecność w przestrzeni kointegracyjnej równania popytu na pieniądz potwierdza założenia szkoły keynesowskiej, która uzależnia hipotezę neutralności pieniądza od zmian w popycie na pieniądz. Pieniądz jest zatem endogeniczny. Do realnego popytu na pieniądz dostosowują się także ceny, produkcja, płace nominalne i krótkookresowa stopa procentowa.

Hipotezy szczegółowe związane z cenami, płacami nominalnymi i produkcją są zgodne z hipotezą neutralności pieniądza.

Ponieważ w systemie zmiennych $Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } U_t]$ wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych wskazały na cztery relacje kointegrujące ($R = 4$) i trzy bazowe wspólne trendy stochastyczne ($P_2 = 3$), należy w przestrzeni kointegracyjnej (zob. tabela 59) wskazać, która z długookresowych relacji równowagowych jest relacją kointegracji bezpośredniej $CI(2,2)$, a które z relacji są relacjami $CI(2,1)$. W tym celu wykonano testy na stacjonarność reszt z równań (6.1)-(6.4).

Tabela 61. Wyniki testów stacjonarności reszt

Reszty	ADF-stała		KPSS		PP		Wniosek
	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	
η_p	-3,130	-2,873	0,578	0,463	-7,150	-2,872	$CI(2,1)$
η_y	-2,917	-2,873	0,569	0,463	-5,614	-2,872	$CI(2,1)$
η_w	-3,887	-2,873	0,364	0,463	-4,720	-2,872	$CI(2,2)$
η_{m-p}	-3,279	-2,873	0,537	0,463	-5,777	-2,872	$CI(2,1)^*$

Równanie płac nominalnych jest relacją $CI(2,2)$. W przypadku równań cen, produkcji i realnego popytu na pieniądz należy rozważyć kointegrację wielomianową $CI(1,1)$. W tym celu wykorzystano oszacowania parametrów z macierzy δ (zob. tabela 62). Pomijając wynik testu KPSS dla reszt równania realnego popytu na pieniądz, można wskazać, że jest to relacja $CI(1,1)$, w skutek nałożonej restrykcji $m_t - p_t$ (por. Juselius 2006).

Tabela 62. Wyniki oszacowań parametrów z macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$ i δ

Macierz	$\Delta m_{2,t}$	Δex_t	Δp_t	Δy_t	Δw_t	ΔR_t^s	ΔR_t^l	ΔU_t	$\Delta ZJ_{03,t}$	Δt
$\tilde{B}_{1\perp}$	1.000	-0.332	0.814	0.351	0.389	-0.135	0.069	0.042	-0.642	-0.013
δ_1	2.815	-4.561	-1.650	0.608	-1.398	3.523	-3.901	0.648	2.536	23.99
δ_2	0.010	0.960	0.709	-0.409	0.471	2.579	-3.555	0.537	-0.391	-0.926
δ_3	0.628	0.457	0.690	-0.510	0.404	4.326	-6.303	-0.782	-0.078	1.177

Równanie kointegracji wielomianowej dla cen można zatem zapisać następująco:

$$\begin{aligned}
 p_t = & 1,018m_t + 1,018ex_t + 0,527y_t + w_t + 0,077R_t^l + 0,694ZJ_{03,t} - 0,011t + \\
 & -2,82\Delta m_t + 4,56\Delta ex_t + 1,65\Delta p_t - 0,61\Delta y_t + 1,4\Delta w_t - 3,52\Delta R_t^s + 3,9\Delta R_t^l + \\
 & -0,65\Delta U_t - 2,54\Delta ZJ_{03,t} - 23,99.
 \end{aligned} \tag{6.5}$$

Z równania kointegracji wielomianowej wynika, że ceny są wrażliwe na zmiany temp: podaży pieniądza i nominalnego kursu walutowego oraz przyrostów stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych. Znaki przy tempie zmian podaży pieniądza i produkcji są niezgodne z teorią ekonomii. Pierwszy wiersz równania (6.5) jest równaniem (6.1).

W przypadku równania dla produkcji otrzymano:

$$\begin{aligned}
 y_t = & -0,392ex_t + 1,314w_t - 0,022R_t^s + 0,116R_t^l - 0,468ZJ_{03,t} + \\
 & -0,01\Delta m_t - 0,96\Delta ex_t - 0,71\Delta p_t + 0,41\Delta y_t - 0,47\Delta w_t - 2,56\Delta R_t^s + 3,56\Delta R_t^l + \\
 & -0,54\Delta U_t + 0,39\Delta ZJ_{03,t} + 0,93.
 \end{aligned} \tag{6.6}$$

Ponieważ pierwszy wiersz równania (6.6) jest już znany z równania (6.2), wiadomo, że pieniądź jest neutralny względem produkcji. Biorąc pod uwagę bliską zeru wartość parametru przy tempie zmian podaży pieniądza Δm_t , można również wskazać na superneutralność pieniądza względem produkcji. Podobnie jak w równaniu (6.5) znak przy Δm_t jest niezgodny z teorią ekonomii.

Równania kointegracji wielomianowej pozwalają równocześnie weryfikować hipotezę neutralności i superneutralności pieniądza. Odnosząc się jednak do braku bezpośredniej interpretacji ekonomicznej dla równań kointegracji wielomianowej (por. Kelm 2013) należy główną uwagę przywiązać do interpretowania relacji $CI(2,1)$.

W kolejnym kroku w przestrzeni kointegracyjnej (zob. tabele 59, 63 i 64) zrenormalizowano zależność i w miejsce równania popytu na pieniądź pojawiło się równanie nominalnego kursu walutowego.

Tabela 63. Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 7

Znormalizowana macierz B^T										
R	$m2_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t	$ZJ_{05,t}$	t
B_1	0.055 (0.347)	-0.502 (-3.144)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-1.303 (-4.076)	0.036 (6.548)	-0.128 (-11.737)	0.000 (.NA)	0.113 (1.761)	0.000 (.NA)
B_2	-0.999 (-10.351)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.999 (10.351)	0.000 (.NA)	0.061 (7.723)	-0.061 (-7.723)	-0.070 (-13.233)	0.512 (6.607)	0.000 (.NA)
B_3	-0.243 (-5.760)	-0.470 (-10.762)	-0.491 (-4.850)	-0.048 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.013 (13.953)	-0.114 (-7.186)	0.000 (.NA)
B_4	-0.986 (-15.616)	-1.334 (-12.500)	1.000 (.NA)	-0.459 (-8.228)	-1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.025 (-7.892)	0.000 (.NA)	-0.318 (-6.088)	0.011 (47.884)
$\chi^2_3 = 5.074$						p-value = 0.166				

Tabela 64. Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 8

Znormalizowana macierz B^T										
R	$m2_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t	$ZJ_{05,t}$	t
B_1	-0.984 (-16.150)	-1.253 (-12.125)	1.000 (.NA)	-0.361 (-6.490)	-1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.027 (-8.615)	0.000 (.NA)	-0.266 (-5.497)	0.011 (46.768)
B_2	-1.152 (-9.441)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	1.152 (9.441)	0.000 (.NA)	0.077 (7.742)	-0.077 (-7.742)	-0.084 (-12.588)	0.565 (5.957)	0.000 (.NA)
B_3	-0.254 (-5.801)	-0.430 (-9.947)	-0.494 (-4.793)	-0.020 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.013 (13.741)	-0.102 (-6.881)	0.000 (.NA)
B_4	0.000 (.NA)	-0.443 (-3.037)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-1.170 (-11.796)	0.032 (6.287)	-0.118 (-12.127)	0.000 (.NA)	0.162 (2.815)	0.000 (.NA)
$\chi^2_4 = 6.899$						p-value = 0.141				

Pierwszą relację równowagową dla produkcji z przestrzeni kointegracyjnej (zob. tabela 63) można zapisać w postaci:

$$y_t = 0,502ex_t + 1,303w_t - 0,036R_t^s + 0,128R_t^l - 0,113ZJ_{05,t}. \quad (6.7)$$

Zgodnie z LRN produkcja realna nie zależy od podaży pieniądza. Parametr $B_{11} = 0,055$ jest nieistotnie różny od zera. Nałożenie dodatkowej restrykcji wyłączającej na ten parametr powoduje zmniejszenie oszacowań elastyczności produkcji względem nominalnego kursu

walutowego i płac nominalnych (zob. tabela 64, równanie nr 4). Dodatni wpływ na produkcję w długim okresie mają nominalny kurs walutowy, płaca nominalna i długookresowa stopa procentowa pełniąc rolę aproksymanty oczekiwań inflacyjnych. Deprecjacja złotego (wzrost zmiennej ex_t) może oddziaływać na produkcję w dwojaki sposób. Z jednej strony podnosi koszty importowanych materiałów do produkcji, z drugiej zwiększa popyt zagranicy na wyroby gotowe lub półprodukty. W przypadku relacji równowagowej (6.7) działa ta druga zależność. Z kolei rosnąca nominalna krótkookresowa stopa procentowa wpływa w długim okresie na spadek produkcji.

Drugą relację równowagową z przestrzeni kointegracyjnej (zob. tabela 63) dla nominalnego kursu walutowego można zapisać w następujący sposób:

$$ex_t = 0,999m_t - 0,999y_t - 0,061(R_t^s - R_t^l) + 0,07U_t - 0,512ZJ_{05,t}. \quad (6.8)$$

Zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza nominalny kurs walutowy powinien zależeć od podaży pieniądza. Zmiany podaży pieniądza, determinują zmiany cen i stopy procentowej oraz w krótkim okresie produkcji. W efekcie zmienia się popyt na pieniądź. Elastyczność nominalnego kursu walutowego względem cen lub podaży pieniądza powinna być jednostkowa, co pokazuje równanie (6.8), (por. Krugman, Obstfeld 2007). Wzrost krajowej podaży pieniądza przekłada się w długim okresie na deprecjację waluty krajowej w proporcji 1:1. Wzrost produkcji realnej oraz wyższa wartość krótkookresowej nominalnej stopy procentowej nad oczekiwaniami inflacyjnymi działają w kierunku aprecjacji złotego. Wzrost stopy bezrobocia przekłada się na deprecjację złotego.

Postać równania (6.8) pokazuje głównie monetarne podejście do kursu walutowego. We współczesnej literaturze nie jest to podejście wiodące (por. Juselius, MacDonald 2003, Kęblowski, Welfe 2010, 2012, Kelm 2013, Dąbrowski, Wróblewska 2016).

Trzecia relacja równowagowa (zob. tabela 63) objaśnia zmiany płac nominalnych:

$$w_t = 0,243m_t + 0,47ex_t + 0,491p_t + 0,048y_t - 0,013U_t + 0,114ZJ_{05,t}. \quad (6.9)$$

Zakres zmiennych ($ZJ_{03} \rightarrow ZJ_{05}$) i ich wpływ na płace nominalne względem równania (6.3) uległ niewielkiej zmianie. Wzrosła elastyczność płac nominalnych względem cen, a zmalała elastyczność płac nominalnych względem produkcji.

Czwartą relację dla cen można zapisać w następujący sposób:

$$p_t = 0,986m_t + 1,334ex_t + 0,459y_t + w_t + 0,025R_t^l + 0,318ZJ_{05,t} - 0,011t. \quad (6.10)$$

Względem relacji równowagowej (6.1) wzrosła elastyczność cen względem nominalnego kursu walutowego oraz obniżyła się elastyczność cen względem produkcji i oczekiwań inflacyjnych. Zgodnie z LRN elastyczność cen względem podaży pieniądza oscyluje wokół jedności.

Wartość statystyki dla testu restrykcji w przestrzeni kointegracyjnej wynosi $\chi_3^2 = 5,074$.

Odpowiada jej graniczny poziom istotności równy 0,166 (zob. tabela 63).

W tabeli 65 pokazano, które zmienne dostosowują się do relacji kointegrujących (z tabeli 63) zgodnie z mechanizmem korekty błędem.

Tabela 65. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)

Zmienna	A_1	A_2	A_3	A_4
$\Delta^2 m_t$	-0.017 (-2.880)	0.003 (1.842)	-0.035 (-2.201)	0.033 (3.634)
$\Delta^2 ex_t$	0.004 (0.256)	-0.008 (-1.970)	0.144 (3.873)	-0.005 (-0.236)
$\Delta^2 p_t$	0.006 (2.822)	-0.001 (-2.060)	0.042 (8.142)	-0.025 (-8.374)
$\Delta^2 y_t$	<u>-0.027</u> (-1.254)	-0.042 (-6.445)	-0.065 (-1.145)	0.072 (2.237)
$\Delta^2 w_t$	-0.003 (-0.343)	0.012 (5.093)	<u>0.035</u> (1.728)	0.021 (1.802)
$\Delta^2 R_t^s$	0.212 (1.310)	-0.205 (-4.086)	0.330 (0.762)	-0.866 (-3.522)
$\Delta^2 R_t^l$	1.560 (6.867)	-0.362 (-5.158)	0.013 (0.022)	-1.198 (-3.474)
$\Delta^2 U_t$	-0.085 (-0.808)	0.017 (0.519)	0.241 (0.857)	-0.452 (-2.824)

Pierwsze równanie jest relacją równowagową dla produkcji mimo iż parametr $A_{14} = 0$ nieistotnie różni się od zera (por. Juselius 2015). W przypadku równania płac parametr $A_{35} \neq 0$ istotnie różni się od zera przy granicznym poziomie istotności 0,09. Dodatnia wartość parametru wskazuje jednak na brak działania mechanizmu korekty błędem (por. równanie 6.3 i trzecią kolumnę tabeli 60).

Do relacji równowagowej dla produkcji dostosowują się zgodnie z mechanizmem korekty błędem podaży pieniądza i oczekiwania inflacyjne. Po wytrąceniu z równowagi poprzez szok związany z nominalnym kursem walutowym dostosują się ceny, produkcja, stopa procentowa i oczekiwania inflacyjne oraz - przy granicznym poziomie istotności 0,075 - również podaży pieniądza. W przypadku szybszego wzrostu płac nominalnych niż wynika to z relacji równowagowej (6.9) do równowagi dostosują się podaży pieniądza, nominalny kurs walutowy i ceny. Po wytrąceniu systemu z równowagi poprzez szok cenowy dostosują się podaży pieniądza, produkcja, nominalna stopa procentowa, oczekiwania inflacyjne i stopa bezrobocia oraz płace nominalne (przy granicznym poziomie istotności 0,08). Wzajemne dostosowania równowagowe cen do płac nominalnych i płac nominalnych do cen potwierdzają sprzężenie płacowo-cenowe (por. Wróblewska 2009, Majsterek, Welfe 2010, 2012).

Hipotezy szczegółowe związane z produkcją, nominalnym kursem walutowym, płacami nominalnymi i cenami są zgodne z hipotezą neutralności pieniądza w warunkach pieniądza endogenicznego.

Ostatnim etapem badania dla przestrzeni kointegracyjnej (z tabeli 63) było przetestowanie stacjonarności reszt i wskazanie, która relacja jest relacją kointegracji bezpośredniej $CI(2,2)$, a które relacje równowagowe należy uzupełnić nieskointegrowanymi przyrostami trendów stochastycznych $I(2)$. W tabeli 66 przedstawiono wyniki testu stacjonarności reszt z przestrzeni kointegracyjnej zawierającej równanie równowagowe nominalnego kursu walutowego, które okazało się relacją $CI(2,2)$.

Tabela 66. Wyniki testów stacjonarności reszt

Reszty	ADF-stała		KPSS		PP		Wniosek
	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	
η_y	-1,145	-2,873	0,585	0,463	-1,842	-2,872	CI(2,1)
η_{ex}	-3,253	-2,873	0,280	0,463	-5,717	-2,872	CI(2,2)
η_w	-3,940	-2,873	0,529	0,463	-6,876	-2,872	CI(2,1)
η_p	-3,657	-2,873	0,867	0,463	-5,297	-2,872	CI(2,1)

Korzystając z oszacowań parametrów z macierzy δ z tabeli 67 zbudowano trzy relacje równowagowe kointegracji wielomianowej odpowiednio dla produkcji, płac nominalnych i cen.

Tabela 67. Wyniki oszacowań parametrów z macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$ i δ

Macierz	$\Delta m_{2,t}$	Δex_t	Δp_t	Δy_t	Δw_t	ΔR_t^s	ΔR_t^l	ΔU_t	$\Delta ZJ_{05,t}$	Δt
$\tilde{B}_{1\perp}$	0.423	-0.192	1.000	0.602	0.539	-0.115	0.166	-0.005	0.059	-0.011
δ_1	0.165	0.145	0.437	0.062	0.260	1.722	-2.596	0.951	-0.468	-0.501
δ_2	-0.074	-0.147	-0.217	-0.101	-0.133	-0.522	1.458	-0.157	0.555	-1.552
δ_3	0.267	-0.052	0.266	0.021	0.212	1.012	-1.024	0.596	0.419	22.812

Relację równowagową $CI(1,1)$ dla produkcji można zapisać następująco:

$$\begin{aligned}
 y_t = & 0,502ex_t + 1,303w_t - 0,036R_t^s + 0,128R_t^l - 0,113ZJ_{05,t} + \\
 & -0,17\Delta m_t - 0,15\Delta ex_t - 0,44\Delta p_t - 0,06\Delta y_t - 0,26\Delta w_t - 1,72\Delta R_t^s + 2,6\Delta R_t^l + \\
 & -0,95\Delta U_t + 0,47\Delta ZJ_{05,t} + 0,5.
 \end{aligned} \tag{6.11}$$

Pierwszy wiersz równania (6.11) pochodzi z relacji $CI(2,1)$ (por. równanie 6.7). Zgodnie z LRN produkcja realna nie zależy od podaży pieniądza. Drugi wiersz równania (6.11) wskazuje, że pieniądz nie jest superneutralny względem produkcji. Wartość parametru przy Δm_t jest niezgodna z teorią ekonomii.

Równanie kointegracji wielomianowej dla płac nominalnych, należy zapisać w postaci:

$$w_t = 0,243m_t + 0,47ex_t + 0,491p_t + 0,048y_t - 0,013U_t + 0,114ZJ_{05,t} +$$

$$\begin{aligned}
& +0,07\Delta m_t + 0,15\Delta ex_t + 0,22\Delta p_t + 0,1\Delta y_t + 0,13\Delta w_t + 0,52\Delta R_t^s - 1,46\Delta R_t^l + \\
& +0,16\Delta U_t - 0,56\Delta ZJ_{05,t} + 1,55.
\end{aligned} \tag{6.12}$$

Zgodnie z relacją równowagową $CI(1,1)$ dla płac nominalnych podaży pieniądza i tempo jej zmian oddziałują na płace nominalne. Niezgodny z teorią ekonomii jest wpływ przyrostu oczekiwań inflacyjnych i przyrostu stopy bezrobocia.

Ostatnią relacją kointegracji wielomianowej jest relacja równowagowa dla cen:

$$\begin{aligned}
p_t = & 0,986m_t + 1,334ex_t + 0,459y_t + w_t + 0,025R_t^l + 0,318ZJ_{05,t} - 0,011t + \\
& -0,27\Delta m_t + 0,05\Delta ex_t - 0,27\Delta p_t - 0,02\Delta y_t - 0,21\Delta w_t - 1,01\Delta R_t^s + 1,02\Delta R_t^l + \\
& -0,6\Delta U_t - 0,42\Delta ZJ_{05,t} - 22,81.
\end{aligned} \tag{6.13}$$

Niezgodny z teorią ekonomii jest znak przy tempie zmian podaży pieniądza, przy inflacji, przy tempie produkcji i tempie płac nominalnych.

Warto zwrócić uwagę, że w przypadku równania płac nominalnych i cen tylko wyniki testu KPSS wskazały na niestacjonarność reszt. Odwołując się do wyników testów ADF i Phillipsa-Perrona, można wskazać, że zastosowane restrykcje wyłączające pozwoliły zidentyfikować relacje $CI(2,2)$.

W następnym etapie badania zweryfikowano hipotezę LRN zastępując bazą monetarną $m0_t$, pieniądz w ujęciu szerokim $m2_t$, by sprawdzić, czy podobnie jak w przypadku równania wymiany Fishera, dla agregatu monetarnego $m0_t$ łatwiej odrzucić hipotezę neutralności pieniądza.

W przypadku pieniądza w ujęciu wąskim wynik łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych potwierdza wyniki uzyskane w systemie zmiennych z agregatem monetarnym $m2_t$ ($R = 4$, $P_2 = 3$ i $P_1 = 8 - 4 - 3 = 1$)

Tabela 68. Wynik łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych w systemie zmiennych z $m0_t$ (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
5	3				292.732 (0.000)	207.795 (0.000)	157.790 (0.009)	124.174 (0.043)	114.682 (0.007)	124.050 (0.000)
4	4					150.453 (0.012)	111.882 (0.090)	73.610 (0.584)	63.485 (0.356)	74.579 (0.004)

Przeprowadzony w kolejnym kroku test na obecność zmiennych egzogenicznych nie potwierdza ich obecności przy czterech relacjach kointegrujących (zob. tabela 69). Jedna z relacji równowagowych jest relacją $CI(2,2)$, a pozostałe trzy są relacjami $CI(2,1)$.

Tabela 69. Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych

$$Y_t = [m0_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^S \text{ } R_t^L \text{ } U_t]$$

R	$\chi^2_{0,05;R}$	$m0_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^S	R_t^L	U_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]

Zgodnie ze wskazaniem kryteriów informacyjnych przyjęto opóźnienie rzędu dwa w modelu CVAR dla procesów $I(2)$, gdyż odrzucono obie restrykcje związane z długookresową homogenicznością relacji dla realnej podaży pieniądza i dla płac realnych oraz restrykcje dotyczące średniookresowej homogeniczności relacji dla temp wzrostu (zob. tabela 70).

Tabela 70. Restrykcje dotyczące homogeniczności relacji długookresowej i średniookresowej w systemie zmiennych z agregatem $m0_t$

Restrykcje	Stopnie swobody	χ^2	p -value
$m0_t - p_t - \beta_1 t, \Delta m0_t - \Delta p_t + \beta_1 \Delta t$	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]

W przestrzeni kointegracyjnej poprzez nakładanie restrykcji na parametry zidentyfikowano równania dla cen, płac realnych, produkcji i realnego popytu na pieniądź.

Następnie równanie płacy realnej w toku kolejnych restrykcji na parametry normalizowano względem nominalnego kursu walutowego. Zbadano zatem pięć szczegółowych hipotez neutralności pieniądza: neutralność względem płacy realnej i produkcji, brak neutralności względem cen i nominalnego kursu walutowego oraz keynesowkie założenie o uzależnieniu hipotezy neutralności pieniądza od zmian w popycie na pieniądź. Ostatnią hipotezę zweryfikowano identyfikując równanie realnego popytu na pieniądź i sprawdzając, czy podaż pieniądza dostosowuje się do niego.

W tabeli 71 znajduje się pierwsza przestrzeń kointegracyjna, w której wyodrębniono relacje równowagowe odpowiednio dla cen, płacy realnej, produkcji i realnego popytu na pieniądź. Wartość statystyki dla testu restrykcji w przestrzeni kointegracyjnej wynosi $\chi^2_9 = 15,202$. Odpowiada jej graniczny poziom istotności równy 0,086 (zob. tabela 71).

Tabela 71. Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami w systemie zmiennych z agregatem $m0_t$ (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 9

Znormalizowana macierz B^T										
R	$m0_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t	$ZJ_{08,t}$	t
B_1	-0.386 (-12.722)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-0.184 (-6.935)	-1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.021 (-12.007)	0.000 (.NA)	0.228 (11.457)	0.005 (33.105)
B_2	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	-1.180 (-44.443)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.056 (-14.845)	-0.210 (-6.749)	0.000 (.NA)
B_3	0.000 (.NA)	-0.713 (-14.30)	0.320 (.NA)	1.000 (.NA)	-0.320 (.NA)	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.065 (17.251)	0.162 (5.972)	0.000 (.NA)
B_4	1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	-0.852 (-11.251)	0.000 (.NA)	-0.120 (-10.844)	0.253 (12.195)	0.000 (.NA)	-1.893 (-12.572)	0.000 (.NA)
$\chi^2_9 = 15.202$						p-value = 0.086				

Pierwsza relacja równowagowa opisuje kształtowanie się cen i może być zapisana jako:

$$p_t = 0,386m0_t + 0,184y_t + w_t + 0,021R_t^l - 0,228ZJ_{08,t} - 0,005t. \quad (6.14)$$

Podobnie jak w przypadku agregatu $m2_t$ ceny zależą od płac nominalnych, podaży pieniądza i produkcji i oczekiwań inflacyjnych. Nie potwierdzono zależności cen od nominalnego kursu walutowego. Elastyczność cen względem podaży pieniądza oszacowana została na poziomie

0,386. Dużo niższa jest również elastyczność cen względem produkcji. Testując dodatkową restrykcję proporcjonalności, która zakładała jednostkową elastyczność cen względem podaży pieniądza uzyskano wartość statystyki $\chi^2_{10} = 22,584$ z granicznym poziomem istotności 0,012. Nie potwierdzono zatem jednostkowej elastyczności cen względem podaży pieniądza.

Druga relacja równowagowa objaśnia kształtowanie się płacy realnej:

$$w_t - p_t = 1,18y_t + 0,056U_t + 0,21ZJ_{08,t}. \quad (6.15)$$

Na płacę realną wpływ ma rozmiar produkcji realnej i stopa bezrobocia. Zgodnie z teorią ekonomii wzrost stopy bezrobocia w długim okresie nie oddziałuje na ceny, zatem płaca realna zmienia się tylko poprzez zmienną w_t . Wzrost stopy bezrobocia powinien obniżać płacę nominalną i tym samym płacę realną. Przeciwny znak parametru przy stopie bezrobocia może wynikać z braku wydajności pracy w systemie, której wpływ na płacę realną przejmują stopa bezrobocia i produkcja (por. Majsterek, Welfe 2010, 2012). Równanie płacy realnej jest zgodne z hipotezą LRN, gdyż płaca realna nie zależy od podaży pieniądza. Wysoka elastyczność płacy realnej względem produkcji może mieć związek z restrykcjami wyłączającymi na podaż pieniądza i nominalny kurs walutowy, które to zmienne były obecne w równaniu płacy nominalnej w systemie zmiennych z agregatem $m2_t$.

Trzecia relacja równowagowa objaśnia produkcję:

$$y_t = 0,713ex_t + 0,32(w_t - p_t) - 0,065U_t - 0,162ZJ_{08,t}. \quad (6.16)$$

Produkcja zgodnie z LRN nie zależy w długim okresie od podaży pieniądza. Na wzrost produkcji wpływa deprecjacja złotego, która zwiększa popyt zagranicy na polskie wyroby gotowe i półprodukty. Produkcja rośnie również na skutek wzrostu płacy realnej, która jest czynnikiem motywującym do wydajniejszej pracy. Restrykcja symetrii zastosowana w równaniu (6.16) została połączona z restrykcją zmiany znaku przy płacy realnej, tak by płacę realną traktować jako czynnik motywujący, a nie kosztowy. Ostatnim czynnikiem oddziałującym ujemnie na produkcję jest stopa bezrobocia.

Czwarte równanie przedstawia zależność równowagową dla realnego popytu na pieniądz:

$$m0_t - p_t = -ex_t + 0,852y_t + 0,12R_t^s - 0,253R_t^l + 1,893ZJ_{08,t}. \quad (6.17)$$

Realny popyt na pieniądz rośnie, gdy rośnie produkcja w ujęciu realnym i krótkookresowa nominalna stopa procentowa. Na spadek realnego popytu na pieniądz wpływają deprecjacja złotego i wzrost długookresowej nominalnej stopy procentowej (por. Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006). W przypadku bazy monetarnej w przestrzeni kointegracyjnej w równaniu realnego popytu na pieniądz nie udało się potwierdzić zależności od szybkości obiegu pieniądza (restrykcja symetrii pomiędzy krótko- i długookresową nominalną stopą procentową).

Do relacji równowagowej dla cen zgodnie z mechanizmem korekty błędem dostosowuje produkcja. Jeżeli płace realne wzrosną bardziej niż wynika to z relacji równowagowej (6.15), to dostosują się do tego wzrostu ceny, produkcja, krótkookresowa nominalna stopa procentowa i oczekiwania inflacyjne (zob. tabela 72).

Do relacji równowagowej dla produkcji zgodnie z mechanizmem korekty błędem podążają nominalny kurs walutowy, ceny, płace nominalne i oczekiwania inflacyjne - oraz przy granicznym poziomie istotności 0,09 - nominalna krótkookresowa stopa procentowa. Jeżeli realny popyt na pieniądz nie będzie zmieniał się zgodnie z ścieżką równowagi (6.17), to do tych zmian dostosują się podaż pieniądza, ceny, produkcja, płace nominalne, nominalna krótkookresowa stopa procentowa i oczekiwania inflacyjne. Obecność równania popytu na pieniądz w przestrzeni kointegracyjnej potwierdza założenie szkoły keynesowskiej o zależności hipotezy neutralności pieniądza od popytu na pieniądz oraz wskazuje na endogeniczny charakter pieniądza.

Tabela 72. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)

Zmienna	A_1	A_2	A_3	A_4
$\Delta^2 m_{0t}$	0.115 (1.439)	0.033 (0.535)	-0.011 (-0.201)	-0.047 (-5.038)
$\Delta^2 ex_t$	-0.010 (-0.307)	0.108 (4.413)	0.115 (5.220)	0.008 (2.223)
$\Delta^2 p_t$	-0.037 (-8.481)	-0.022 (-6.550)	-0.014 (-4.789)	-0.003 (-5.867)
$\Delta^2 y_t$	0.290 (5.165)	0.162 (3.736)	<u>0.121</u> (3.089)	0.031 (4.770)
$\Delta^2 w_t$	-0.011 (-0.681)	<u>0.047</u> (3.604)	0.041 (3.429)	-0.006 (-3.007)
$\Delta^2 R_t^s$	-0.179 (-0.456)	-0.626 (-2.064)	-0.479 (-1.745)	0.292 (6.425)
$\Delta^2 R_t^l$	-0.017 (-0.032)	-2.107 (-5.161)	-2.447 (-6.622)	-0.335 (-5.475)
$\Delta^2 U_t$	-0.274 (-1.074)	-0.115 (-0.582)	-0.112 (-0.627)	-0.029 (-0.970)

W tabeli 73 ujęto wyniki testowania stacjonarności reszt z przestrzeni kointegracyjnej z tabeli 71.

Tabela 73. Wyniki testów stacjonarności reszt

Reszty	ADF-stała		KPSS		PP		Wniosek
	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	
η_p	-1,331	-2,873	0,187	0,146	-6,396	-2,872	CI(2,1)
η_{w-p}	-1,791	-2,873	0,089	0,146	-2,228	-2,872	CI(2,1)
η_y	-1,933	-2,873	0,084	0,146	-1,857	-2,872	CI(2,1)
η_{m-p}	-1,916	-2,873	0,062	0,146	-11,429	-2,872	CI(1,1)

Relacje równowagowe dla cen, płacy realnej i produkcji są relacjami $CI(2,1)$. Równanie realnego popytu na pieniądz w związku z brakiem podstaw do odrzucenia restrykcji proporcji $m_t - p_t$ jest relacją $CI(1,1)$ (por. Juselius 2006). Relacji $CI(1,1)$ oczekiwano również dla płacy realnej $w_t - p_t$, jednak potwierdza ją tylko wynik testu KPSS.

Ponieważ badanie z wykorzystaniem agregatu $m0_t$ służy tylko potwierdzeniu, czy łatwiej odrzucić hipotezę neutralności pieniądza niż w przypadku agregatu $m2_t$, pominięto etap budowy równań kointegracji wielomianowej.

W drugim etapie weryfikacji hipotezy LRN w przestrzeni kointegracyjnej z wykorzystaniem systemu zmiennych $Y_t = [m0_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } U_t]$ obok równania dla cen, produkcji i realnego popytu na pieniądz pojawiło się równanie dla nominalnego kursu walutowego. Wartość statystyki dla testu restrykcji w przestrzeni kointegracyjnej wynosi $\chi_8^2 = 12,24$. Odpowiada jej graniczny poziom istotności równy 0,141. Wyniki zaprezentowano w tabeli 74.

Tabela 74. Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami w systemie zmiennych z agregatem $m0_t$ (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 10

Znormalizowana macierz B^T										
R	$m0_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t	$ZJ_{10,t}$	t
B_1	-0.300 (.NA)	1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	0.574 (49.964)	0.000 (.NA)	-0.010 (-3.297)	0.021 (3.668)	0.000 (.NA)	0.131 (5.129)	0.000 (.NA)
B_2	0.000 (.NA)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.031 (3.267)	0.059 (-16.172)	0.406 (-8.986)	0.000 (.NA)
B_3	-0.453 (-14.672)	0.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-0.211 (-8.109)	-1.000 (.NA)	0.000 (.NA)	-0.031 (-9.586)	0.000 (.NA)	0.277 (10.554)	0.005 (33.580)
B_4	1.000 (.NA)	1.000 (.NA)	-1.000 (.NA)	-0.819 (-10.922)	0.000 (.NA)	-0.135 (-11.468)	0.289 (12.797)	0.000 (.NA)	-2.199 (-12.721)	0.000 (.NA)
$\chi_9^2 = 12.24$						p-value = 0.141				

Pierwszą relację równowagową tworzy równanie nominalnego kursu walutowego:

$$ex_t = 0,3m0_t - 0,574y_t + 0,01R_t^s - 0,021R_t^l - 0,131ZJ_{10,t}. \quad (6.18)$$

Nominalny kurs walutowy zależy od podaży pieniądza. Zgodnie z LRN elastyczność nominalnego kursu walutowego względem podaży pieniądza powinna być jednostkowa. Podaż pieniądza działa w kierunku deprecjacji waluty krajowej. Restrykcja związana z parametrem przy podaży pieniądza jest restrykcją zmiany znaku, na znak zgodny z teorią ekonomii. Na deprecjację nominalnego kursu walutowego oddziałuje również krótkookresowa stopa

procentowa, poprzez krajowy spadek popytu na złotego. Na aprecjację złotego wpływa wzrost produkcji i wzrost długookresowej stopy procentowej, który powoduje wzrost popytu na polskie papiery skarbowe i tym samym wzrost popytu, głównie zagranicy, na złotego.

Druga relacja równowagowa dotyczy produkcji:

$$y_t = (w_t - p_t) + 0,031R_t^l - 0,059U_t - 0,406ZM_{10,t}. \quad (6.19)$$

Wzrost płacy realnej powiązany w dużym stopniu ze wzrostem wydajności pracy przekłada się na wzrost produkcji realnej. Na wzrost produkcji przekłada się również wzrost oczekiwań inflacyjnych. Wzrost stopy bezrobocia obniża produkcję realną. Zgodnie z LRN produkcja nie zależy od podaży pieniądza.

Trzecia relacja równowagowa określa długookresowe zachowanie się cen:

$$p_t = 0,453m_{0,t} + 0,211y_t + w_t + 0,031R_t^l - 0,277ZJ_{10,t} - 0,005t. \quad (6.20)$$

Zgodnie z LRN wzrost cen wynika ze wzrostu podaży pieniądza, nie potwierdzono, że jest to zależność jednostkowa. Ponadto rosnący wpływ na ceny ma płaca nominalna, produkcja realna i oczekiwania inflacyjne. Zgodnie z założeniami szkoły keynesowskiej dominującą rolę w kształtowaniu cen odgrywają płace nominalne.

Czwarte równanie przedstawia zależność równowagową dla realnego popytu na pieniądz i jest kopią równania (6.17) z minimalną różnicą oszacowań elastyczności realnego popytu względem produkcji i semi-elastyczności przy stopach procentowych:

$$m_{0,t} - p_t = -ex_t + 0,819y_t + 0,135R_t^s - 0,289R_t^l + 2,199ZJ_{10,t}. \quad (6.21)$$

Do długo- i średniookresowej relacji równowagowej dla kursu nominalnego dostosowują się produkcja i płace nominalne, a także krótkookresowa nominalna stopa procentowa (przy granicznym poziomie istotności 0,068). Podaż pieniądza, ceny, jako składnik płacy realnej i oczekiwania inflacyjne dostosowują się do długookresowej relacji równowagowej dla produkcji. Jeżeli ceny wzrosną bardziej niż wskazuje na to długookresowa relacja równowagowa (6.20), to do tej zmiany dostosuje się produkcja (zob. tabela 75). Do

długookresowej relacji równowagowej dla realnego popytu na pieniądz dostosowania przebiegają identycznie, jak w przypadku relacji (6.17). Ponownie pieniądz okazuje się endogeniczny.

Tabela 75. Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)

Zmienna	A_1	A_2	A_3	A_4
$\Delta^2 m0_t$	0.048 (1.341)	-0.041 (-2.207)	0.102 (1.376)	-0.051 (-5.850)
$\Delta^2 ex_t$	-0.082 (-6.039)	0.025 (3.483)	-0.040 (-1.415)	0.008 (2.561)
$\Delta^2 p_t$	0.008 (4.437)	0.006 (6.643)	-0.031 (-8.260)	-0.003 (-5.920)
$\Delta^2 y_t$	-0.091 (-3.719)	-0.027 (-2.123)	0.244 (4.749)	0.035 (5.739)
$\Delta^2 w_t$	-0.033 (-4.481)	-0.002 (-0.522)	-0.013 (-0.825)	-0.004 (-2.417)
$\Delta^2 R_t^s$	0.327 (1.903)	0.018 (0.204)	0.060 (0.167)	0.288 (6.839)
$\Delta^2 R_t^l$	1.228 (5.257)	-0.488 (-4.010)	0.700 (1.432)	-0.264 (-4.625)
$\Delta^2 U_t$	0.226 (2.025)	-0.017 (-0.293)	-0.302 (-1.295)	-0.030 (-1.095)

Określenie, które z relacji są długo- i średniookresowe jest możliwe dzięki zidentyfikowaniu relacji $CI(2,2)$. Relacje $CI(2,1)$ są tylko relacjami równowagi długookresowej (por. Majsterek 2008).

Wyniki zawarte w tabeli 76 wskazują, że długo- i średniookresową relacją równowagową jest relacja dla nominalnego kursu walutowego, podobnie jak w przypadku agregatu $m2_t$. Pozostałe równania są tylko relacjami długookresowymi.

Tabela 76. Wyniki testów stacjonarności reszt

Reszty	ADF-stała		KPSS		PP		Wniosek
	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	Wartość statystyki	Wartość krytyczna	
η_{ex}	-3,954	-2,873	0,052	0,463	-4,542	-2,872	CI(2,2)
η_y	-1,380	-2,873	1,046	0,463	-2,648	-2,872	CI(2,1)
η_p	-0,703	-2,873	0,967	0,463	-3,397	-2,872	CI(2,1)
η_{m-p}	-2,507	-2,873	0,712	0,463	-9,639	-2,872	CI(2,1)

Wyniki testu ADF i KPSS nie potwierdzają założenia, że relacja dla realnego popytu na pieniądź $m_t - p_t$ jest relacją $CI(1,1)$ (por. Juselius 2006).

W tabeli 77 znajduje się zestawienie weryfikacji hipotez szczegółowych z przestrzeni kointegracyjnych, które różnią się tylko rodzajem agregatu monetarnego:

$$Y_t = [m2_t \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t] \text{ i } Y_t = [m0_t \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t].$$

W przeciwieństwie do równania wymiany Fishera, w szerszym systemie zmiennych dla pieniądza w ujęciu wąskim, nie odrzucono więcej hipotez szczegółowych w ramach pełnej hipotezy LRN niż dla pieniądza w ujęciu szerokim. Jedyna różnica między agregatami $m2_t$ i $m0_t$ związana jest brakiem potwierdzenia jednostkowych elastyczności cen i nominalnego kursu walutowego względem bazy monetarnej (zob. tabela 77, TAK*)

Tabela 77. Porównanie hipotez szczegółowych dla pieniądza w ujęciu szerokim i w ujęciu wąskim

Rodzaj szczegółowej hipotezy w ramach LRN	Czy zachodzi zgodność z LRN	
	$m2_t$	$m0_t$
$m_t \Rightarrow p_t$	Tak	Tak*
$m_t \Rightarrow ex$	Tak	Tak*
$m_t \Rightarrow y_t$	Tak	Tak
$m_t \Rightarrow w_t$	Tak	NA
$m_t \Rightarrow w_t - p_t$	NA	Tak
m_t dostosowuje się do realnego popytu na pieniądź	Tak	Tak

Powodem braku potwierdzenia jednostkowych elastyczności w przypadku bazy monetarnej jest najprawdopodobniej mała zawartość pieniądza bezgotówkowego w agregacie

$m0_t$. Agregat monetarny $m0_t$, definiuje ilość pieniędzy dostępnych do bezzwłocznych transakcji 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 $M2$ informuje o stanie oszczędności, które są podstawą możliwości kredytowych sektora bankowego. Pieniądz $M0$ dotyczy zatem wąskiego zakresu procesów zachodzących w życiu gospodarczym.

6.3 Weryfikacja hipotezy LRN w rozszerzonym systemie zmiennych. Analiza wspólnych trendów stochastycznych I(2) oraz I(1)

Następny etap weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza dotyczy analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych. W systemie zmiennych $Y_t = [m2_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } U_t]$ występują trzy trendy stochastyczne I(2), w których dominującą rolę mają ceny, płace nominalne i podaż pieniądza. W przypadku cen występuje autonomiczny trend stochastyczny, poza dwoma przypadkami wspólnego trendu stochastycznego cen z nominalnym kursem walutowym. Podaż pieniądza również współtworzy wspólny trend stochastyczny z nominalnym kursem walutowym (5 przypadków na 8, zob. tabela 78). W jednym przypadku miejsce nominalnego kursu walutowego zajmuje produkcja ze stopą bezrobocia, nominalną stopą procentową i oczekiwaniami inflacyjnymi. W dwóch pozostałych wariantach występuję autonomiczny szok monetarny (pieniężny).

W sześciu przypadkach analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych z udziałem podaży pieniądza obciąża wyniki weryfikacji hipotezy LRN ze względu na przeciwny zwrot oddziaływania szoku walutowego i szoku związanego głównie z produkcją. Ponadto dwa pozostałe szoki cenowy i płacowy oddziałują na zmienne realne (produkcja i stopa bezrobocia) w przeciwieństwie do podaży pieniądza.

W ostatnim kroku analizy wspólnych trendów stochastycznych z uwagi na powyższe przesłanki, dołożono dodatkową restrykcję, by uzyskać autonomiczny trend stochastyczny $I(2)$ dla podaży pieniądza lub wspólny trend stochastyczny z wiodącą rolą podaży pieniądza w celu jeszcze wnikliwszej analizy hipotezy LRN.

Weryfikacja odporności na szoki $I(2)$, to także sprawdzenie właściwego stopnia zintegrowania procesów generujących dane. Jeżeli graniczny poziom istotności jest mniejszy od 0,05 (zob. przedostatnia kolumna w tabeli 78), to zmienne są generowane przez stochastyczne procesy $I(2)$.

Analiza wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ potwierdziła, że pieniądz nie jest neutralny względem nominalnego kursu walutowego, cen, płac nominalnych i oczekiwań inflacyjnych, co jest zgodne z hipotezą LRN. Dla nominalnej stopy procentowej, produkcji realnej i stopy bezrobocia oczekiwano zgodnie z hipotezą LRN odrzucenia restrykcji zerowych. Z analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych wynika, że pieniądz nie jest neutralny względem zmiennych realnych (produkcja i stopa bezrobocia).

W przypadku odrzucenia restrykcji zerowej na import szoku monetarnego $I(2)$ przez nominalną stopę procentową, duże znaczenie ma obecność we wspólnym trendzie stochastycznym nominalnego kursu walutowego (zob. tabela 78).

Odrzucenie hipotezy o braku importu szoków $I(2)$ przez podaż pieniądza oznacza endogeniczny charakter pieniądza.

Analiza wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ potwierdziła cztery z ośmiu szczegółowych hipotez LRN dla pieniądza egzogenicznego i pięć z ośmiu hipotez szczegółowych dla pieniądza endogenicznego. Pełna wersja hipotezy LRN nie została potwierdzona.

Tabela 78. Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2); $P_2 = 3$

Importer szoku	Postać wspólnych trendów stochastycznych	χ^2_5	p -value	Czy zgodność z LRN
$m2_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.496 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 0.419 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	30.741	[0.000]	NIE
ex_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.744 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 0.906 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} - 0.455 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	14.769	[0.011]	TAK
p_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.929 \sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.21 \sum \sum \varepsilon_{y,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	26.317	[0.000]	TAK
w_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.56 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$	31.996	[0.000]	TAK
$R_t^l = \Delta p_t^e$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.353 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 0.3 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	13.731	[0.017]	TAK
y_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} - 1.01 \sum \sum \varepsilon_{y,t} + 0.25 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} - 0.24 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t} +$ $-0.34 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$	17.256	[0.004]	NIE*
R_t^s	1.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 0.648 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t}$	16.149	[0.006]	NIE
U_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.397 \sum \sum \varepsilon_{ex,t} - 0.035 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 0.399 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} - 0.15 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	36.212	[0.000]	NIE

Tabela 79. Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2); $P_2 = 3$

Importer szoku	Postać wspólnych trendów stochastycznych	χ^2_{10}	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
$R_t^l = \Delta p_t^e$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.44 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	70.296	[0.000]	TAK
y_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 0.332 \sum \sum \varepsilon_{ex,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m2,t} + 0.039 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t}$	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

Analiza wspólnych trendów stochastycznych z rozszerzeniem restrykcji na autonomiczny monetarny trend stochastyczny I(2) lub wspólny trend stochastyczny I(2) z wiodącą rolą podaży pieniądza nie zmieniła wyników wnioskowania (zob. tabela 79). Również nie potwierdzono pełnej wersji hipotezy neutralności pieniądza.

W przypadku analizy z autonomicznym monetarnym szokiem I(2) dwa razy w miejsce szoku płacowego pojawił się szok walutowy (zob. tabela 79): dla restrykcji związanych z brakiem importu szoków I(2) przez nominalny kurs walutowy i nominalną stopę procentową.

W ramach stosowanej procedury w programie CATS nie nakładano restrykcji wyłączających w macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych I(2) $\tilde{B}_{2\perp}$ na wybrany element tej macierzy, tylko zerowano cały wiersz. Oznacza to, że weryfikować można tylko odporność na wszystkie szoki I(2), a nie na wybrany. Należy zwrócić uwagę, że w przypadku importu szoków I(2) przez produkcję i stopę bezrobocia, szoki I(2) pochodzące z cen i płac nominalnych nie powinny być zerowane.

Tabela 80. Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(2) $A_{2\perp}$; $P_2 = 3$

Szok	$A_{2\perp 1}$	$A_{2\perp 2}$	$A_{2\perp 3}$
$\varepsilon_{m2,t}$	0.000	0.000	1.000
	(.NA)	(.NA)	(.NA)
$\varepsilon_{ex,t}$	-0.332	-0.108	0.114
	(-2.647)	(-0.943)	(0.649)
$\varepsilon_{p,t}$	0.000	1.000	0.000
	(.NA)	(.NA)	(.NA)
$\varepsilon_{y,t}$	-0.107	0.024	0.515
	(-0.441)	(0.109)	(1.517)
$\varepsilon_{w,t}$	1.000	0.000	0.000
	(.NA)	(.NA)	(.NA)
$\varepsilon_{R^s,t}$	0.012	0.004	0.039
	(0.875)	(0.326)	(2.018)
$\varepsilon_{R^l,t}$	-0.010	-0.005	-0.050
	(-0.274)	(-0.164)	(-1.015)
$\varepsilon_{U,t}$	0.015	-0.027	-0.088
	(0.169)	(-0.338)	(-0.719)

Zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza szok monetarny $I(2)$ nie powinien oddziaływać na zmienne realne. Wyzerowany powinien być tylko parametr importu szoku monetarnego przez produkcję. W tabeli 80 zawarto macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ $A_{2\perp}$.

Tabela 81 zawiera macierz wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $\tilde{B}_{2\perp}$ z restrykcją pokazującą odporność produkcji na szoki $I(2)$.

Tabela 81. Transponowana macierz wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $B_{2\perp}^T$ z restrykcją wyłączającą na import szoków $I(2)$ przez produkcję; $P_2 = 3$

	$m2_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t
$B_{2\perp,1}^T$	-0.024	0.053	0.021	<u>0</u>	0.021	-0.286	-0.304	-0.028
$B_{2\perp,2}^T$	0.189	-0.101	0.039	<u>0</u>	0.039	1.674	0.708	-5.171
$B_{2\perp,3}^T$	0.007	0.028	0.013	0	0.013	0.830	0.188	-0.490
$\chi^2_{10} = 75.269$					p-value < 0.001			

Rozwiązaniem przedstawionego problemu może być arbitralne przyjęcie tylko jednego trendu stochastycznego $I(2)$ ($P_2 = 1$), wbrew wskazaniom łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych, które sugerują ($P_2 = 3$).

Tabela 82. Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ $A_{2\perp}$; $P_2 = 1$

Szok	$A_{2\perp,1}$
$\varepsilon_{m2,t}$	1.000
	(.NA)
$\varepsilon_{ex,t}$	-0.104
	(-1.214)
$\varepsilon_{p,t}$	2.247
	(2.773)
$\varepsilon_{y,t}$	0.215
	(4.956)
$\varepsilon_{w,t}$	0.552
	(2.191)
$\varepsilon_{R^s,t}$	0.041
	(2.488)
$\varepsilon_{R^l,t}$	-0.014
	(-1.783)
$\varepsilon_{U,t}$	-0.072
	(-1.733)

Założenie, że występuje tylko jeden trend stochastyczny I(2) sprawia, że nie jest to autonomiczny szok monetarny, a liniowa kombinacja z dominującą rolą cen. Przykładową weryfikację szczegółowej hipotezy o braku importu szoku I(2) przez produkcję pokazano w tabelach 82 i 83.

Wspólny trend stochastyczny I(2) zdefiniowany w tabeli 82 można zapisać w następującej formie:

$$\sum \sum \varepsilon_{m2,t} - 2.47 \sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.22 \sum \sum \varepsilon_{y,t} + 0.55 \sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.04 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t}. \quad (6.22)$$

Tabela 83. Transponowana macierz wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych I(2) $B_{2\perp}^T$ z restrykcją wyłączającą na import szoków I(2) przez produkcję; $P_2 = 1$

	$m2_t$	ex_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t
$B_{2\perp}^T$	0.052	-0.007	0.052	0	0.023	-0.195	-0.357	0.251
$\chi_6^2 = 32.279$					p-value < 0.001			

Wartość statystyki dla testowanej restrykcji wynosi $\chi_6^2 = 32.279$. Restrykcja jest odrzucana. Produkcja jest wrażliwa na szok I(2) zdefiniowany w równaniu (6.22). Zgodnie z LRN szok pochodzący z cen, produkcji, płac nominalnych i nominalnej stopy procentowej powinien oddziaływać na produkcję, a szok monetarny nie.

W ostatnim etapie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2) zastąpiono agregat monetarny $m2_t$ bazą monetarną $m0_t$. W przeciwieństwie do systemu zmiennych związanych równaniem wymiany Fishera wyniki uległy zmianie (zob. tabela 84). W miejsce monetarnego trendu stochastycznego pojawił się walutowy trend stochastyczny. Stąd w aż trzech przypadkach nie było możliwości weryfikacji hipotezy LRN (dla płacy nominalnej, oczekiwań inflacyjnych i nominalnej stopy procentowej, wartości NA w tabeli 84)). Potwierdzono dwa wyniki związane z analizą hipotezy neutralności pieniądza w systemie zmiennych z agregatem monetarnym $m2_t$. Pieniądz w ujęciu wąskim okazał się nie być neutralny względem nominalnego kursu walutowego i produkcji.

Tabela 84. Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych I(2); $P_2 = 3$, $m0_t$

Importer szoku	Postać wspólnych trendów stochastycznych	χ^2_5	p -value	Czy zgodność z LRN
$m0_t$	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.) $\sum \sum \varepsilon_{m0,t} + 0.109 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} - 0.063 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.467 \sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.1 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} + 0.013 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.046 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$	12.251	[0.032]	TAK
p_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} - 0.126 \sum \sum \varepsilon_{m0,t} + 0.13 \sum \sum \varepsilon_{y,t} - 0.03 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.065 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t} + 0.124 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$	35.263	[0.000]	TAK*
w_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.092 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.208 \sum \sum \varepsilon_{y,t} - 0.02 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t} - 0.054 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.258 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$	38.515	[0.000]	NA
$R^l_t = \Delta p^e_t$	1.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} - 1.069 \sum \sum \varepsilon_{y,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t}$	27.668	[0.000]	NA
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.) $\sum \sum \varepsilon_{m0,t} - 0.401 \sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.113 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t}$	38.105	[0.000]	NIE*
R^s_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.095 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.073 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t} + 0.123 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.125 \sum \sum \varepsilon_{y,t} + 0.011 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} + 0.023 \sum \sum \varepsilon_{U,t}$	28.264	[0.000]	NA
U_t	1.) $\sum \sum \varepsilon_{ex,t} + 0.046 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$ 2.) $\sum \sum \varepsilon_{p,t} + 0.198 \sum \sum \varepsilon_{w,t}$ 3.) $\sum \sum \varepsilon_{m0,t} + 0.885 \sum \sum \varepsilon_{w,t} + 0.137 \sum \sum \varepsilon_{R^s,t} - 0.054 \sum \sum \varepsilon_{R^l,t}$	10.187	[0.070]	TAK

Potwierdzono za to neutralność bazy monetarnej względem stopy bezrobocia.

W przypadku analizy wspólnych trendów stochastycznych I(1) w modelu CVAR dla procesów I(2) można zidentyfikować główne źródło zakłóceń cyklicznych, analizując macierz współczynników przy wspólnych trendach stochastycznych I(1) $A_{1\perp}$ (por. Majsterek 2008). W przypadku agregatu $m2_t$ głównym eksporterem zakłóceń cyklicznych okazała się być produkcja (przy granicznym poziomie istotności 0,09, zob. druga kolumna w tabeli 85) naprzemiennie z nominalnym kursem walutowym (zob. pierwsza kolumna w tabeli 85), oraz podaż pieniądza dla systemu zmiennych z agregatem $m0_t$ ($P_1 = 1 = M - R - P_2$, por. Majsterek Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006, Majsterek 2008). Wspólny bazowy trend stochastyczny I(1) zdefiniowano w tabeli 85 w czterech wariantach.

Tabela 85. Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne I(1) $A_{1\perp}$; $P_1 = 1$

Agregat	$m2_t$	$m2_t$	$m0_t$	$m0_t$
Szok	$A_{1\perp}$	$A_{1\perp}$	$A_{1\perp}$	$A_{1\perp}$
$\varepsilon_{m,t}$	0.222	-0.004	0.941	0.791
	(1.068)	(-0.014)	(3.354)	(1.916)
$\varepsilon_{ex,t}$	-1.096	0.419	0.255	0.259
	(-3.176)	(0.318)	(1.890)	(1.424)
$\varepsilon_{p,t}$	-0.154	0.118	-0.071	-0.099
	(-2.026)	(0.359)	(-1.052)	(-1.446)
$\varepsilon_{y,t}$	0.949	1.370	-0.096	-0.073
	(1.099)	(1.757)	(-0.262)	(-0.244)
$\varepsilon_{w,t}$	-0.371	-0.201	0.228	0.361
	(-2.592)	(-0.422)	(1.093)	(1.459)
$\varepsilon_{R^s,t}$	-0.527	-0.478	0.121	0.107
	(-1.050)	(-1.413)	(2.478)	(1.899)
$\varepsilon_{R^l,t}$	0.128	0.129	-0.062	-0.051
	(0.739)	(1.189)	(-1.403)	(-0.856)
$\varepsilon_{U,t}$	0.687	0.772	0.094	0.074
	(0.870)	(2.056)	(1.038)	(0.621)
p-value	[0.248]	[0.166]	[0.086]	[0.141]

Wspólny trend stochastyczny I(1) związany z produkcją i stopą bezrobocia można zapisać w postaci:

$$1,37 \sum \varepsilon_{y,t} + 0,772 \sum \varepsilon_{U,t}. \quad (6.23)$$

Jeżeli w przestrzeni kointegracyjnej zidentyfikowano równania dla produkcji, płac nominalnych, cen i realnego popytu na pieniądź, to źródłem zakłóceń cyklicznych są zmienne nominalne (kurs, ceny i płace). Przekształcenie równania nominalnego popytu na pieniądź w relację równowagową dla kursu nominalnego sprawia, że za zakłócenia cykliczne odpowiadają zmienne realne (produkcja i stopa bezrobocia).

6.4 Weryfikacja hipotezy LRSN w rozszerzonym systemie zmiennych

Weryfikacja pełnej wersji hipotezy neutralności pieniądza w rozszerzonym systemie zmiennych została odrzucona (zob. analiza wspólnych trendów stochastycznych I(2)). Poprzez nakładanie restrykcji w przestrzeni kointegracyjnej potwierdzono hipotezy szczegółowe:

1. neutralność pieniądza względem produkcji realnej,
2. neutralność pieniądza względem płacy realnej,
3. brak neutralności pieniądza względem płacy nominalnej,
4. brak neutralności pieniądza względem cen.
5. brak neutralności pieniądza względem nominalnego kursu walutowego.

W analizie wspólnych trendów stochastycznych wskazano na brak neutralności pieniądza względem:

1. cen,
2. płac nominalnych,
3. nominalnego kursu walutowego,
4. oczekiwań inflacyjnych.

Potwierdzenie powyższych hipotez szczegółowych w ramach pełnej hipotezy LRN pozwala w ostatnim etapie badania przejść do weryfikacji szczegółowych hipotez związanych z hipotezą

superneutralności pieniądza (long run superneutrality, LRSN) i pełnej wersji hipotezy LRSN możliwej do sprawdzenia w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \Delta ex_t \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s R_t^l U_t]$. W systemie ośmiu zmiennych można zweryfikować siedem hipotez szczegółowych LRSN. W ramach jednej przestrzeni kointegracyjnej możliwe jest jednoczesne zweryfikowanie tylu hipotez szczegółowych, ile jest relacji kointegracyjnych R . Liczba bazowych wektorów kointegrujących wyznacza również kształt pełnej wersji hipotezy LRSN.

Zgodnie z hipotezą LRSN, inflacja powinna rosnąć w tempie zmian podaży pieniądza. W rozszerzonym systemie zmiennych względem równania wymiany Fishera obecne jest tempo zmian płac nominalnych, dlatego też możliwe jest uzależnienie inflacji nie od tempa zmian podaży pieniądza, a od tempa zmian płac nominalnych. Nominalny kurs walutowy powinien rosnąć w tempie zmian podaży pieniądza lub w tempie zmian cen, jeżeli te rosną w tempie zmian podaży pieniądza. Tempo zmian płac nominalnych uzależnić należy wprost proporcjonalnie od inflacji. Możliwe jest też, że płace kształtują się nie według przesłanek szkoły neoklasycznej, a według wskazań szkoły keynesowskiej i zależą od stopy bezrobocia i oczekiwań inflacyjnych. Dalej zgodnie z LRSN oczekiwania inflacyjne i tempo zmian cen zależą od siebie w relacji 1:1. Nominalna stopa procentowa zgodnie z regułą Fishera powinna wzrastać w tempie zmian cen lub oczekiwań inflacyjnych, tak by realna stopa procentowa się nie zmieniała. Pozostałe jeszcze w systemie zmiennych produkcja realna i stopa bezrobocia nie zależą, zgodnie z LRSN, od tempa zmian podaży pieniądza.

Wyniki testu śladu wskazują na pięć relacji długookresowych i trzy wspólne trendy stochastyczne $I(1)$. Rezultaty testu na obecność zmiennych egzogenicznych skłaniają do wykluczenia ze zbioru zmiennych endogenicznych długookresowej stopy procentowej, która pełni rolę aproksymanty oczekiwań inflacyjnych (zob. tabela 86). Ponowne przeprowadzenie testu śladu prowadzi do obniżenia o jeden liczby wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$, $P_1 = 2$ (zob. tabela 87). Wyniki powtórnego testu na obecność zmiennych egzogenicznych

nie wskazują takich zmiennych. Zgodnie ze wskazaniem kryteriów informacyjnych do analizy przyjęto drugi rząd opóźnień.

Tabela 86. Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych

$$Y_t = [\Delta m_{2t} \Delta ex_t \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s R_t^l U_t]$$

R	$\chi^2_{0,05;R}$	Δm_{2t}	Δex_t	Δp_t	y_t	Δw_t	R_t^s	R_t^l	U_t
5	11.070	69.582 [0.000]	72.232 [0.000]	31.888 [0.000]	35.033 [0.000]	139.468 [0.000]	11.497 [0.042]	10.784 [0.056]	20.860 [0.001]

W tabeli 88 znajdują się wyniki testowania restrykcji dla hipotez szczegółowych superneutralności pieniądza oraz dla kombinacji tych hipotez, których współistnienie w przestrzeni kointegracyjnej nie jest odrzucane.

Tabela 87. Wyniki testu śladu na rząd kointegracji w modelu CVAR w systemie zmiennych

$$Y_t = [\Delta m_t \Delta ex_t \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s U_t]$$

$M - R$	R	Eig.Value	Trace	Trace*	Frac95	P-Value	P-Value*
7	0	0.511	523.991	480.637	150.280	0.000	0.000
6	1	0.365	329.468	303.118	117.388	0.000	0.000
5	2	0.242	205.823	190.155	88.484	0.000	0.000
4	3	0.188	130.400	119.246	63.561	0.000	0.000
3	4	0.151	73.686	56.833	42.602	0.000	0.001
2	5	0.079	29.052	24.111	25.568	0.017	0.075
1	6	0.024	6.612	5.617	12.282	0.363	0.478

Przy granicznym poziomie istotności 0,055 nie ma podstaw do odrzucenia trzech hipotez szczegółowych związanych z pełną wersją hipotezy LRSN (zob. H1 w tabeli 88):

1. inflacja rośnie w tempie zmian podaży pieniądza,
2. tempo zmian nominalnego kursu walutowego jest równe tempu zmian cen i tym samym tempu zmian podaży pieniądza,
3. produkcja realna nie zależy od tempa zmian podaży pieniądza.

W H3 potwierdzono, że tempo zmian płac nominalnych jest identyczne do tempa zmian cen, a stopa bezrobocia nie zależy od tempa zmian podaży pieniądza. W H4 nie odrzucono

wprost proporcjonalnego wpływu tempa zmian podaży pieniądza na tempo zmian płac nominalnych oraz brak oddziaływania tempa zmian podaży pieniądza na produkcję realną.

W H5 potwierdzono, że produkcja nie jest zależna od tempa zmian podaży pieniądza i tempo zmian nominalnego kursu walutowego jest identyczne z inflacją oraz że tempo zmian płac nominalnych kształtuje się zgodnie z założeniami paradygmatu keynesowskiego. Proces objaśniania tempa zmian płac nominalnych według założeń szkoły keynesowskiej został również potwierdzony w H6. W H7 odrzucono jednak dwie szczegółowe hipotezy związane ze szkołą keynesowską. Obok zależności dla tempa zmian płac nominalnych sprawdzano, czy inflacja jest objaśniana przez tempo zmian płac nominalnych.

Ponieważ potwierdzono, że tempo zmian płac nominalnych jest objaśniane zgodnie ze wskazaniami szkoły neoklasycznej (przez inflację) i szkoły keynesowskiej (poprzez stopę bezrobocia i oczekiwaną inflację) postanowiono w H8 sprawdzić, który proces jest dominujący. Równanie długookresowe dla tempa zmian płac nominalnych można zapisać w postaci:

$$\Delta w_t = -0,119 + 1,069\Delta p_t - 0,068U_t + 0,183R_t^l \quad (6.24)$$

Dominującą rolę w kształtowaniu tempa zmian płac nominalnych odgrywa inflacja.

Od H9 pokazane są te hipotezy szczegółowe, które nie zostały potwierdzone i które wpływają na odrzucenie pełnej hipotezy LRSN. W H9 i w H10 odrzucono podstawową wersję reguły Fishera, że nominalna stopa procentowa zmienia się zgodnie z oczekiwaniami inflacyjnymi, inflacją lub tempem zmian podaży pieniądza. W H11 i H12 pokazano, że nie zachodzi równość pomiędzy inflacją i oczekiwaniami inflacyjnymi oraz pomiędzy oczekiwaniami inflacyjnymi i tempem zmian podaży pieniądza. W H13 odrzucono pełną wersję hipotezy LRSN możliwą do sformułowania przy pięciu relacjach długookresowych. Nie zachodzi łącznie jednakowe tempo zmian: podaży pieniądza, cen, nominalnego kursu walutowego, płac nominalnych oraz oczekiwań inflacyjnych i nominalnej stopy procentowej.

Tabela 88. Testowanie restrykcji dotyczących szczegółowych hipotez LRSN i pełnej hipotezy LRSN

Hipoteza nr	Restrykcja	$\Delta m2_t$ wpływa na	Stopnie swobody	Statystyka χ^2	p-value
1	$\Delta p_t = \Delta m2_t, \Delta ex_t = \Delta p_t, y_t = \beta_{18} R_t^l$	$\Delta p_t, \Delta ex_t$	10	17.987	[0.055]
2	$\Delta p_t = \Delta m2_t, \Delta ex_t = \Delta m2_t$	$\Delta p_t, \Delta ex_t$	9	16.242	[0.062]
3	$\Delta w_t = \Delta p_t,$ $U_t = \beta_{34} y_t + \beta_{38} R_t^l$	Δw_t	6	11.697	[0.069]
4	$\Delta w_t = \Delta m2_t,$ $y_t = \beta_{38} R_t^l$	Δw_t	8	5.138	[0.743]
5	$y_t = -\beta_{43}(\Delta w_t - \Delta p_t) - \beta_{47} U_t,$ $\Delta ex_t = \Delta p_t,$ $\Delta w_t = -\beta_{27} U_t + R_t^l$	Δex_t	5	9.079	[0.106]
6	$\Delta w_t = -\beta_{47} U_t + R_t^l$		2	5.499	[0.064]
7	$\Delta p_t = \Delta w_t,$ $\Delta w_t = -\beta_{57} U_t + R_t^l$		5	19.553	[0.002]
8	$\Delta w_t = \beta_{13} \Delta p_t - \beta_{17} U_t + \beta_{18} R_t^l,$ $\Delta ex_t = \Delta m2_t,$ $U_t = \beta_{34} y_t + \beta_{38} R_t^l$	$\Delta w_t, \Delta ex_t$	4	9.068	[0.059]
9	$R_t^s = \Delta p_t$	R_t^s	7	25.887	[0.001]
10	$R_t^s = \Delta m2_t$	R_t^s	3	26.091	[0.000]
11	$R_t^l = \Delta m2_t$	R_t^l	7	41.712	[0.000]
12	$R_t^l = \Delta p_t$	R_t^l	6	33.234	[0.000]
13	$\Delta p_t = \Delta m2_t, R_t^l = \Delta p_t, R_t^s = \Delta p_t,$ $\Delta w_t = \Delta p_t$ i $\Delta ex_t = \Delta p_t$	$\Delta p_t, R_t^l, R_t^s, \Delta w_t, \Delta ex_t$	15	93.238	[0.000]

6.5 Weryfikacja hipotezy LRSN w rozszerzonym systemie zmiennych. Analiza wspólnych trendów stochastycznych I(1)

W ostatnim kroku badania hipotezy superneutralności pieniądza przystąpiono do analizy wspólnych trendów stochastycznych. Ponieważ w systemie zmiennych

$Y_t = [\Delta m_{2,t} \Delta ex_t \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s R_t^l U_t]$ długookresowa stopa procentowa jest zmienną egzogeniczną i jest pięć relacji długookresowych, to występują nie dwa, a trzy wspólne trendy stochastyczne I(1). Do weryfikacji hipotezy LRSN potrzeba, albo autonomicznego trendu stochastycznego dla tempa zmian podaży pieniądza, albo wspólnego trendu stochastycznego I(1) dla tempa zmian podaży pieniądza, w którym współczynniki przy pozostałych zmiennych będą mniejsze od jedności.

Tabela 89. Restrykcje zerowe na współczynniki definiujące wspólne trendy stochastyczne I(1)

Nr restrykcji	Restrykcje zerowe na współczynniki				Stopnie swobody	Statystyka χ^2	p-value
1	$\varepsilon_{\Delta m_{2,t}}$				2	6.326	[0.042]
2	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$				2	10.787	[0.005]
3	$\varepsilon_{\Delta p,t}$				2	8.993	[0.011]
4	$\varepsilon_{y,t}$				2	10.709	[0.005]
5	$\varepsilon_{\Delta w,t}$				2	4.359	[0.113]
6	$\varepsilon_{R^s,t}$				2	19.503	[0.000]
7	$\varepsilon_{U,t}$				2	31.914	[0.000]
8	$\varepsilon_{\Delta m_{2,t}}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$			4	15.234	[0.004]
9	$\varepsilon_{\Delta m_{2,t}}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$			4	12.293	[0.015]
10	$\varepsilon_{\Delta m_{2,t}}$	$\varepsilon_{y,t}$			4	18.052	[0.001]
11	$\varepsilon_{\Delta m_{2,t}}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$			4	8.021	[0.091]
12	$\varepsilon_{\Delta m_{2,t}}$	$\varepsilon_{R^s,t}$			4	26.765	[0.000]
13	$\varepsilon_{\Delta m_{2,t}}$	$\varepsilon_{U,t}$			4	38.952	[0.000]
14	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$			4	21.088	[0.000]
15	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$			4	22.356	[0.000]
16	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$			4	13.520	[0.009]
17	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$			4	28.535	[0.000]
18	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{U,t}$			4	33.145	[0.000]
19	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$			4	19.793	[0.001]
20	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$			4	11.661	[0.020]
21	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$			4	40.589	[0.000]

Tabela 89. Kontynuacja

22	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{U,t}$			4	46.730	[0.000]
23	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$			4	15.621	[0.004]
24	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$			4	30.329	[0.000]
25	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$			4	32.015	[0.000]
26	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$			4	23.832	[0.000]
27	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$			4	36.123	[0.000]
28	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{U,t}$			4	57.944	[0.000]
29	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$		6	22.616	[0.001]
30	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$		6	27.210	[0.000]
31	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$		6	16.954	[0.009]
32	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	38.073	[0.000]
33	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	40.867	[0.000]
34	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$		6	24.402	[0.000]
35	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$		6	13.510	[0.036]
36	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	46.383	[0.000]
37	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	48.898	[0.000]
38	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$		6	19.707	[0.003]
39	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	40.424	[0.000]
40	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	39.004	[0.000]
41	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	27.915	[0.000]
42	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	40.424	[0.000]
43	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	63.858	[0.000]
44	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$		6	32.777	[0.000]
45	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$		6	21.597	[0.001]
46	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	51.496	[0.000]
47	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	51.037	[0.000]
48	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$		6	26.422	[0.000]
49	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	40.358	[0.000]
50	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	33.372	[0.000]
51	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	31.632	[0.000]
52	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	36.849	[0.000]
53	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	59.490	[0.000]
54	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$		6	22.946	[0.001]
55	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	60.844	[0.000]
56	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	54.530	[0.000]
57	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	46.312	[0.000]
58	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	48.155	[0.000]
59	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	79.806	[0.000]
60	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$		6	35.579	[0.000]

Tabela 89. Kontynuacja

61	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	36.303	[0.000]
62	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	68.692	[0.000]
63	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$		6	61.470	[0.000]
64	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	8	33.645	[0.000]
65	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	8	23.391	[0.003]
66	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	54.745	[0.000]
67	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	53.270	[0.000]
68	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	8	29.467	[0.000]
69	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	50.824	[0.000]
70	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	44.227	[0.000]
71	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	39.116	[0.000]
72	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	42.211	[0.000]
73	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	71.377	[0.000]
74	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	8	25.727	[0.001]
75	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	103.510	[0.000]
76	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	99.338	[0.000]
77	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	48.379	[0.000]
78	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	49.543	[0.000]
79	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	128.577	[0.000]
80	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	42.242	[0.000]
81	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	40.527	[0.000]
82	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	114.603	[0.000]
83	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	64.861	[0.000]
84	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	8	33.780	[0.000]
85	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	87.014	[0.000]
86	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	81.169	[0.000]
87	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	54.128	[0.000]
88	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	52.485	[0.000]
89	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	111.423	[0.000]
90	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	44.394	[0.000]
91	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	37.391	[0.000]
92	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	97.065	[0.000]
93	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	63.754	[0.000]
94	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	8	67.571	[0.000]
95	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	62.402	[0.000]
96	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	137.745	[0.000]
97	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	87.785	[0.000]
98	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^S,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	8	76.915	[0.000]

W tabeli 89 znajdują się wszystkie możliwe kombinacje dla wspólnych trendów stochastycznych I(1), a w tabeli 91 dla autonomicznych trendów stochastycznych I(1).

Brak podstaw do odrzucenia restrykcji numer jedenaście, nie pozwala na weryfikację hipotezy LRSN. W przypadku restrykcji numer pięć tempo zmian płac nominalnych nie może współtworzyć wspólnego trendu stochastycznego. Macierz C dla tej restrykcji zawarto w tabeli 90.

Głównym źródłem szoków I(1) jest stopa bezrobocia i nominalna stopa procentowa. Zgodnie z hipotezą LRSN tempo zmian podaży pieniądza nie wpływa na produkcję i stopę bezrobocia, a wywiera wpływ na stopę procentową. Przy granicznym poziomie istotności 0,1 tempo zmian podaży pieniądza zgodnie z LRSN wpływa na inflację, tempo zmian nominalnego kursu walutowego i tempo zmian płac nominalnych. Przy granicznym poziomie istotności 0,1 tempo zmian podaży pieniądza wpływa także na produkcję realną i jest to oddziaływanie najsilniejsze, jakie wywiera tempo zmian podaży pieniądza ($c_{41} = -0,24$).

Tabela 90. Macierz długookresowych szoków I(1) z restrykcją nr 5 (w nawiasach statystyka t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)

	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{U,t}$
$\Delta m2_t$	0.012 (1.167)	-0.010 (-3.128)	0.008 (0.261)	-0.008 (-3.778)	0.000 (0.000)	0.063 (2.657)	-0.287 (-5.169)
Δex_t	-0.032 (-1.653)	0.019 (3.095)	-0.074 (-1.262)	0.013 (3.348)	-0.000 (-0.000)	-0.229 (-5.033)	0.450 (4.237)
Δp_t	0.010 (1.870)	-0.002 (-0.961)	0.049 (3.127)	0.000 (0.021)	0.000 (0.000)	0.099 (8.110)	0.031 (1.072)
y_t	-0.240 (-1.635)	0.149 (3.104)	-0.551 (-1.220)	0.103 (3.375)	-0.000 (-0.000)	-1.731 (-4.938)	3.498 (4.289)
Δw_t	0.014 (1.778)	-0.008 (-3.007)	0.038 (1.573)	-0.005 (-3.119)	0.000 (0.000)	0.107 (5.721)	-0.166 (-3.814)
R_t^s	0.189 (2.053)	-0.067 (-2.234)	0.748 (2.643)	-0.034 (-1.746)	0.000 (0.000)	1.709 (7.781)	-0.790 (-1.546)
U_t	-0.030 (-0.292)	0.089 (2.615)	0.368 (1.159)	0.080 (3.692)	0.000 (0.000)	0.265 (1.076)	3.172 (5.523)

Tempo zmian podaży pieniądza najbardziej wrażliwe jest na szoki generowane przez stopę bezrobocia ($c_{17} = -0,287$). Dziwi brak oddziaływania szoku inflacyjnego na tempo zmian podaży pieniądza, być może jest ono częściowo zawarte w szoku związanym z nominalną stopą procentową. W niewielkim stopniu na tempo zmian podaży pieniądza oddziałują szoki związane z produkcją realną i tempem zmian nominalnego kursu walutowego. Przy poziomie istotności 0,1 spełniona jest niemal pełna wersja hipotezy LRSN pod kątem kierunku oddziaływania (poza wpływem tempa zmian podaży pieniądza na produkcję), ale nie pod kątem siły oddziaływania (zmiany nie są wprost proporcjonalne).

Przy siedmioelementowym systemie zmiennych trudno o dwa autonomiczne trendy stochastyczne I(1). Potwierdzają to wyniki z tabeli 91, która jest kontynuacją tabeli 89. Na restrykcje od numeru 99 do numeru 119 można spojrzeć jako na restrykcje z pięcioma współczynnikami zerowymi (restrykcję wyłączającą). Restrykcja numer 5 z tabeli 89 to jedyna kombinacja dająca możliwość weryfikacji hipotezy LRSN.

Tabela 91. Restrykcje jednostkowe na współczynniki definiujące autonomiczne trendy stochastyczne I(1)

Nr restrykcji	Restrykcje jednostkowe na współczynniki		Stopnie swobody	Statystyka χ^2	p-value
99	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	10	147.688	[0.000]
100	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	10	107.337	[0.000]
101	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	10	118.251	[0.000]
102	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	10	231.497	[0.000]
103	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	10	91.089	[0.000]
104	$\varepsilon_{\Delta m2,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	10	95.789	[0.000]
105	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	10	115.615	[0.000]
106	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	10	130.078	[0.000]
107	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	10	235.095	[0.000]
108	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	10	99.926	[0.000]
109	$\varepsilon_{\Delta ex,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	10	104.188	[0.000]
110	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{y,t}$	10	73.292	[0.000]
111	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	10	179.942	[0.000]
112	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	10	45.939	[0.000]
113	$\varepsilon_{\Delta p,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	10	52.640	[0.000]

Tabela 91. Kontynuacja

114	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	10	204.767	[0.000]
115	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	10	53.999	[0.000]
116	$\varepsilon_{y,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	10	56.469	[0.000]
117	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{R^s,t}$	10	162.279	[0.000]
118	$\varepsilon_{\Delta w,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	10	171.654	[0.000]
119	$\varepsilon_{R^s,t}$	$\varepsilon_{U,t}$	10	34.810	[0.000]

6.6 Podsumowanie

Pełna wersja hipotezy neutralności pieniądza (long run neutrality, LRN) w zbiorze danych wynikającym z równania wymiany Fishera oraz w zbiorze danych rozszerzonym o płacę nominalne, nominalny kurs walutowy i stopę bezrobocia nie została potwierdzona. Hipotezę LRN weryfikowano w modelu CVAR dla procesów I(2) w dwojaki sposób:

1. w przestrzeni kointegracyjnej poprzez nakładanie restrykcji na parametry
2. w analizie wspólnych trendów stochastycznych I(2) poprzez restrykcje wyłączające w macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $\tilde{B}_{2\perp}$.

Potwierdzono szereg hipotez szczegółowych związanych z pełną hipotezą neutralności pieniądza. Wyniki zawarto w tabeli 92. W przestrzeni kointegracyjnej ze względu na ograniczenie liczbą bazowych wektorów kointegrujących $R = 4$ nie można zweryfikować pełnej wersji hipotezy LRN. W tabeli 92 wyrażenie *TAK/NIE* oznacza, że daną wersję hipotezy testowano w kilku wariantach i częściej występowała zgodność z LRN niż brak zgodności.

W rozszerzonym systemie zmiennych potwierdzono, że istnieje sprzężenie płacowo-cenowe (por. Majsterek, Welfe 2010, 2012). Nie wykazano istotnej różnicy między pieniądzem w ujęciu wąskim i szerokim w kontekście hipotezy LRN. Dla pieniądza w ujęciu wąskim nie potwierdzono jednostkowych elastyczności cen i nominalnego kursu walutowego względem podaży pieniądza. Rozszerzenie systemu zmiennych związanych z równaniem wymiany Fishera o płacę nominalną, nominalny kurs walutowy i stopę bezrobocia wzbogaciło system zmiennych o czynniki kosztowe

i pozwoliło lepiej opisać zmiany produkcji. W równaniach produkcji w systemie zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$ (zob. tabele 23 i 31), produkcja zależy między innymi od podaży pieniądza, co jest niezgodne z hipotezą LRN, a potwierdza założenia szkoły austriackiej. Rozszerzenie systemu zmiennych o wspomniane trzy zmienne, sprawiło, że produkcja została opisana zgodnie z hipotezą LRN (zob. równania 6.2, 6.7, 6.16 i 6.19).

Wyniki z tabeli 92 wskazują, że częściej potwierdza się hipotezy szczegółowe związane z pełną hipotezą LRN niż je odrzuca.

Żadna z przeprowadzonych analiz nie potwierdziła egzogenicznego charakteru pieniądza.

Nie potwierdzono również pełnej wersji hipotezy superneutralności pieniądza (long run superneutrality, LRSN). Hipotezę analizowano w modelu CVAR dla procesów $I(1)$ na dwa sposoby:

1. w przestrzeni kointegracyjnej poprzez nakładanie restrykcji na parametry zgodne z LRSN lub jej przeczące,
2. w analizie wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ poprzez restrykcje zerowe lub zero-jedynkowe w macierzy współczynników definiujących wspólne trendy stochastyczne $I(1)$ $A_{\perp}$.

Zbiórce wyniki dla weryfikacji hipotezy LRSN i hipotez szczegółowych z niej wynikających przedstawiono w tabeli 93. W ostatnich wierszach dla każdego systemu zmiennych pokazano wynik, który oznacza, że w przestrzeni kointegracyjnej dla dostępnej liczby relacji długookresowych sprawdzano maksymalną liczbę szczegółowych hipotez łącznie związanych z LRSN. W przypadku analizy wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$, jest to pełna wersja hipotezy LRSN. Wyrażenie NA oznacza, że danej hipotezy nie zweryfikowano ze względu na egzogeniczność zmiennej.

Tabela 92. Weryfikacja hipotezy LRN

System zmiennych	Przestrzeń kointegracyjna			Analiza wspólnych trendów stochastycznych I(2)		
	Brak neutralności m_t względem	Czy zgodność z LRN dla $m2_t$	Czy zgodność z LRN dla $m0_t$	Brak neutralności m_t względem	Czy zgodność z LRN dla $m2_t$	Czy zgodność z LRN dla $m0_t$
$Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$	p_t	TAK	TAK	p_t	TAK	TAK
	y_t	TAK/NIE	NIE/TAK	y_t	NIE	NIE
	p_t i y_t	TAK	NIE	R_t^s	NIE	NIE
				R_t^l	TAK	TAK
				$R_t^s - R_t^l$	NIE	NIE
$Y_t = [m_t \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$	p_t	TAK	TAK*	p_t	TAK	TAK
	$w_t - p_t$	NA	TAK	w_t	TAK	NA
	w_t	TAK	NA	y_t	NIE	NIE
	y_t	TAK	TAK	ex_t	TAK	TAK
	ex_t	TAK	TAK*	R_t^l	TAK	NA
	p_t, ex_t, w_t, y_t	TAK	NA	R_t^s	NIE	NA
	$p_t, w_t, y_t, m_t - p_t$	TAK	NA	U_t	NIE	TAK
	$p_t, ex_t, y_t, m_t - p_t$	NA	TAK*			
	$p_t, w_t - p_t, y_t, m_t - p_t$	NA	TAK*			

W rozszerzonym systemie zmiennych odrzucono brak wpływu tempa zmian podaży pieniądza na stopę procentową i oczekiwania inflacyjne w relacji 1:1. Nominalna stopa procentowa nie zmienia się o wysokość inflacji, a inflacja nie rośnie zgodnie z oczekiwaniami inflacyjnymi.

Tabela 93. Weryfikacja hipotezy LRSN

System zmiennych	Przestrzeń kointegracyjna		Analiza wspólnych trendów stochastycznych I(1)
	Brak superneutralności $m2_t$ względem	Czy zgodność z LRSN	Czy zgodność z LRSN
$Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$	Δp_t	TAK	NIE
	y_t	TAK	TAK
	R_t^s	TAK	NIE
	R_t^l	TAK	NIE
	LRSN, $R = 3$	NIE	NIE
$Y_t = [\Delta m_t \ \Delta ex_t \ \Delta p_t \ y_t \ \Delta w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$	Δp_t	TAK	TAK
	Δw_t	TAK	TAK
	Δex_t	TAK	TAK
	R_t^s	NIE	TAK
	R_t^l	NIE	<u>NA</u>
	y_t	TAK	NIE
	U_t	TAK	TAK
	LRSN, $R = 5$	NIE	NIE

Hipotezy neutralności pieniądza i superneutralności pieniądza w gospodarkach rozwiniętych nie są obecnie badane. Analizy przypadają na lata 90-te (por. Fisher, Seater 1993, Bullard, Keating 1995, King, Watson 1997). Współcześnie spotyka się badania dla państw afrykańskich np. Nigeria (por. Amassoma, Ademola 2020) lub azjatyckich, np. Iran (por. Iranmanesh, Jalaei, 2021). Ostatnie badanie dotyczące superneutralności pieniądza (wpływ inflacji, jako skutku tempa zmian podaży pieniądza na realny PKB) dla 29 państw europejskich (w tym Polski) pochodzi z 2016 roku (por. Deev, Hodula 2016).

W tabeli 94 podsumowano ważniejsze badania związane z hipotezami LRN, LRSN i analizą równania wymiany Fishera w modelu CVAR dla procesów I(2).

Tabela 94. Wyniki ważniejszych badań dotyczących hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza

Autorzy badania	Rok	Podjęcie/częstotliwość danych	Badany kraj/ grupa krajów/okres badania	Wnioski
Fisher, Seater	1993	ARIMA, dane roczne.	USA, 1869-1975	1. Neutralność pieniądza w ujęciu szerokim względem dochodu nominalnego. 2. Brak neutralności pieniądza w ujęciu szerokim względem dochodu realnego.
Weber	1994	SVAR, dane kwartalne.	G7 (Francja, Japonia, Kanada, Niemcy, USA, Wielka Brytania, Włochy). Od 1948 r., data końcowa różni się w zależności od kraju.	1. Neutralność pieniądza w ujęciu szerokim (mierzonego agregatem M2 lub M3) względem dochodu realnego. 2. Łatwiej odrzucić hipotezę o neutralności pieniądza w ujęciu wąskim. 3. Stopa inflacji (za wyjątkiem Włoch) jest neutralna względem stopy bezrobocia. 4. Pieniądz jest neutralny względem realnej stopy procentowej (Francja, Japonia, Kanada, Niemcy, Włochy). 5. Brak neutralności pieniądza względem realnej stopy procentowej (USA i Wielka Brytania). 6. Brak superneutralności pieniądza względem realnego dochodu.
Bullard, Keating	1995	SVAR, dane roczne	58 krajów	1. Superneutralność pieniądza w większości krajów. 2. W krajach z niższą inflacją łatwiej odrzucić hipotezę o superneutralności pieniądza niż w krajach z wyższą inflacją.
Haugh, Lucas	1997	ARIMA, dane roczne	Kanada, 1914-1994	Neutralność pieniądza w ujęciu szerokim (M2) względem dochodu realnego.
King, Watson	1997	SVAR, dane kwartalne	USA, 1949 -1990	1. Neutralność pieniądza w ujęciu szerokim względem dochodu realnego. 2. Neutralność stopy inflacji względem stopy bezrobocia. 3. Brak neutralności stopy inflacji względem realnej stopy procentowej. 4. Brak superneutralności pieniądza względem dochodu realnego.

Tabela 94. Kontynuacja

Bernanke, Mihov	1998	VAR dla 7zmiennych, dane kwartalne i dane miesięczne	USA, 1966:1-1996:4 1966:1-1996:12	Neutralność pieniądza w ujęciu wąskim (M0 i M1) oraz szerokim (M2) względem dochodu.
Koustas, Serletis	1998	SVAR, dane roczne	Australia, Dania, Japonia, Kanada, Niemcy, Szwecja, Wielka Brytania, Włochy	Neutralność pieniądza względem realnego dochodu.
Koustas, Serletis	1999	SVAR, dane roczne	11 krajów uprzemysłowionych	Brak neutralności pieniądza względem realnej stopy procentowej.
Coe, Nason	1999	ARIMA, dane roczne	USA (1869-1997) Kanada (1872-1994), Wielka Brytania (1871-1993), Australia (1900-1994)	1. Neutralność pieniądza względem realnego dochodu netto dla Wielkiej Brytanii. 2. Brak neutralności pieniądza względem realnego PKB dla Kanady i Australii. 3. Brak neutralności pieniądza względem realnego dochodu netto dla USA.
Brzoza-Brzezina, Kłos,Kot, Łyziak	2002	SVAR, dane miesięczne	Polska 1993:01- 2001:12	1. Neutralność pieniądza w ujęciu M2 względem indeksu produkcji przemysłowej, 2. Wynik niejednoznaczny dla neutralności pieniądza w ujęciu M1 oraz indeksów Divisia-1 i Divisia-2
Deev, Hodula	2016	SVAR, dane roczne	29 państw europejskich , w tym Turcja, (dominuje zakres: 1961-2015, Polska: 1991-2015)	1. Superneutralność pieniądza względem realnego PKB dla 18 państw 2. Brak superneutralności pieniądza względem realnego PKB w Niemczech, Austrii, Holandii, Szwecji, Irlandii, Włoszech, Polsce i Turcji.

Tabela 94. Kontynuacja

Ahmedi, Rogers	1996, 1998	CVAR dla I(1), dane roczne	USA, 1889-1995	Brak superneutralności pieniądza względem dochodu.
Juselius	2002	CVAR dla I(1), dane kwartalne	Dania 1975:1-1993:4	1. Brak neutralności pieniądza względem realnego dochodu oraz neutralność pieniądza względem realnego dochodu pod warunkiem, że jest on zmienną egzogeniczną. 2. Długookresowa neutralność inflacji względem stopy procentowej i oczekiwań inflacyjnych – brak potwierdzenia dla podstawowej reguły Fishera.
Juselius	2002	CVAR dla I(2), dane kwartalne	Dania 1975:1-1993:4	Podaż pieniądza w długim i średnim okresie nie eksportuje szoków, nie jest ich źródłem, podobnie jak ceny. Brak podstaw do weryfikacji hipotezy LRN w analizie wspólnych trendów stochastycznych I(2).
Majsterek, Kelm	2005	CVAR dla I(2), dane miesięczne	Polska, 1995:10-2004:06	1. Podaż pieniądza jest głównym odbiorcą szoków I(2). Produkcja i ceny są głównym źródłem szoków I(2), ($P_2 = 1$). 2. Długookresowy szok podaży pieniądza nie wywiera wpływu na pozostałe zmienne w systemie. Brak podstaw do weryfikacji hipotezy LRN w analizie wspólnych trendów stochastycznych I(2).
Kelm, Majsterek	2006	CVAR dla I(2), dane miesięczne	Polska, 1995:10-2005:05	1. Podaż pieniądza jest głównym odbiorcą szoków I(2). Produkcja i ceny są głównym źródłem szoków I(2), ($P_2 = 1$). 2. Długookresowy szok podaży pieniądza nie wywiera wpływu na pozostałe zmienne w systemie. Brak podstaw do weryfikacji hipotezy LRN w analizie wspólnych trendów stochastycznych I(2). 3. Kurs walutowy jest mało podatny na trendy I(2), ale jest za to głównym źródłem średniookresowych (cyklicznych) zakłóceń. 4. Podaż pieniądza jest najsłabszym źródłem szoków I(1). Zmiany podaży pieniądza w średnim okresie nie są silnym czynnikiem inflacyjnym.

Rezultaty dotychczasowych badań częściej potwierdzają hipotezę neutralności pieniądza względem dochodu nominalnego i realnego oraz neutralność stopy inflacji względem stopy bezrobocia. Dużo rzadziej weryfikowana jest hipoteza superneutralności pieniądza i przeważnie jest odrzucana. Częściej odrzuca się podstawową wersję reguły Fishera niż występuje brak podstaw do jej odrzucenia. Dużo łatwiej odrzucić hipotezę o superneutralności pieniądza w krajach z niską stopą inflacji niż w krajach z wysoką stopą inflacji (por. Bullard, Keating 1995).

Badanie przeprowadzone w rozdziale piątym i szóstym różni się od wcześniejszych badań sześcioma elementami.

1. Po pierwsze zbiorem zmiennych, który wskazuje na pełny charakter zależności między czterema rynkami, przedstawionym w pełnej wersji hipotez neutralności i superneutralności pieniądza. Hipotezy LRN i LRSN nie są weryfikowane tylko dla wybranych zależności szczegółowych, ale weryfikowana jest też pełna wersja hipotezy dla rozpatrywanego systemu zmiennych. Weryfikacja hipotez szczegółowych odbywa się nie na zbiorach złożonych z dwóch lub trzech zmiennych, a poprzez nakładanie restrykcji w systemie zależności (równanie wymiany Fishera, rozszerzony system zmiennych uwzględniający zależności między czterema rynkami: pieniądza, dóbr i usług, walutowym i pracy).
2. Po drugie wykorzystaniem modelu CVAR dla procesów $I(2)$. W badaniach nad hipotezami neutralności i superneutralności pieniądza dominuje wykorzystanie prostych modeli SVAR i ARIMA, przeważnie złożonych z dwóch równań. Weryfikuje się zatem szczegółowe hipotezy LRN i LRSN poza systemem zależności. Przytoczone badania nad równaniem wymiany Fishera w modelu CVAR dla procesów $I(2)$ dotyczyły analizy procesów inflacyjnych, a nie weryfikacji hipotezy LRN. Zaprezentowana w nich analiza wspólnych trendów stochastycznych pozwoliła na

wskazanie braku podstaw do weryfikacji hipotezy LRN, ze względu na dominującą rolę cen i produkcji w eksporcie szoków $I(2)$.

3. Po trzecie równoległym weryfikowaniem hipotezy LRN poprzez nakładanie restrykcji na parametry w przestrzeni kointegrującej i restrykcje wyłączające na parametry w macierzy wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2) - \tilde{B}_{2\perp}$. Hipoteza neutralności pieniądza jest zatem analizowana w relacjach równowagowych i w relacjach odśrodkowych. W relacjach długookresowych $CI(2,1)$ i wielomianowych $CI(1,1)$ oraz w relacjach długo- i średniookresowych $CI(2,2)$ nakładane są restrykcje wyłączające zgodne z LRN lub niezgodne z hipotezą neutralności pieniądza. Weryfikacja hipotez LRN i LRSN w przestrzeni kointegrującej pozwala zweryfikować ponadto egzogeniczny charakter pieniądza. Wpływ zaburzeń monetarnych na pozostałe zmienne w systemie możliwy jest poprzez analizę wspólnych trendów stochastycznych, a dokładnie poprzez restrykcje pokazujące wpływ szoku monetarnego $I(2)$. Dotychczas w literaturze (zob. tabela 78) przeważała tylko analiza funkcji odpowiedzi na impuls monetarny.
4. Po czwarte równoległym weryfikowaniem hipotezy LRSN w przestrzeni kointegrującej (przez nakładanie restrykcji na parametry) i przez restrykcje zerowe i jednostkowe w macierzy współczynników przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(1) - A_{\perp}$. Ponadto weryfikacja hipotezy LRSN odbywa się zawsze po potwierdzeniu hipotez szczegółowych wynikających z pełnej postaci hipotezy LRN.
5. Po piąte o stopniu zintegrowania procesu generującego dane nie wnioskuje się tylko na podstawie testów ADF, KPSS, Phillipsa-Perrona i Andrews-Zivota, a pierwszeństwo daje się wskazaniom parametrów z macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $I(2) - \tilde{B}_{2\perp}$ (w przypadku hipotezy LRN) i parametrom z

macierzy wag przy wspólnych trendach stochastycznych $I(1)$ - $\tilde{B}_\perp$ (w przypadku hipotezy LRSN).

6. Po szóste wykorzystaniem relacji równowagowych kointegracji wielomianowej $CI(1,1)$ do równoczesnego weryfikowania hipotez LRN i LRSN w modelu CVAR dla procesów $I(2)$.

Zakończenie

Hipotezy neutralności (LRN) i superneutralności (LRSN) pieniądza dotyczą skutków zmian podaży pieniądza i jego tempa dla samego rynku pieniężnego oraz rynków dóbr i usług, pracy oraz walutowego. Wskazują one jaki efekt krótko i długookresowy dla gospodarki ma (głównie) ekspansywna polityka pieniężna banku centralnego. Skutki zmian podaży pieniądza i jego tempa są inaczej postrzegane przez szkoły ekonomiczne. Można wyróżnić jednak dwa podejścia podstawowe. Jedno z nich zakłada neutralność pieniądza, drugie z kolei jego brak. Różnice między szkołami ekonomicznymi dotyczą spełnienia określonych warunków, np. pieniądz jest egzogeniczny, oczekiwania podmiotów gospodarczych powinny być racjonalne, powinna istnieć doskonała informacja lub szybkość obiegu pieniądza ma być stała (stabilna) w czasie. Druga główna różnica między szkołami ekonomicznymi dotycząca hipotezy neutralności pieniądza skupia się na horyzoncie oddziaływania zmian podaży pieniądza. W przypadku hipotezy LRSN postulat o jej prawdziwości zakłada tylko szkoła realnego cyklu koniunkturalnego.

Uwarunkowania współczesnej gospodarki znacznie odbiegają od warunków gospodarczych, w których formułowano hipotezy LRN i LRSN. We współczesnej gospodarce mamy cztery agregaty monetarne - $M0$, $M1$, $M2$ i $M3$. Im wyższy rodzaj agregatu tym większy udział nowoczesnych form pieniądza oraz większy okres zapadalności transakcji. Pieniądz egzogeniczny postulowany w hipotezach LRN i LRSN jest obecnie pieniądzem endogenicznym. Pokazały to m.in. dwa ostatnie kryzysy: finansowy i kryzys związany ze skutkami pandemii Covid-19 oraz potwierdziły wyniki zaprezentowane w pracy. Przed pandemią Covid-19 wiele gospodarek rozwiniętych znalazło się w zupełnie nowej sytuacji: pojawiły się zerowe i ujemne nominalne stopy procentowe. Niezbędne stały się nowe instrumenty do prowadzenia polityki monetarnej, np. luzowanie ilościowe.

W wielu gospodarkach na świecie okres popandemiczny jest okresem wysokiej inflacji. W takiej sytuacji jedno z głównych założeń hipotez LRN i LRSN dotyczące monetarnego charakteru inflacji jest nadal aktualne. Kolejnym istotnym kanałem oddziaływań jest wpływ zmian podaży pieniądza na realną produkcję, np. jako odpowiedź na załamanie podażowej strony gospodarki w okresie pandemii Covid-19. Zgodnie z hipotezą LRN należy oczekiwać jedynie zmian po stronie zmiennych nominalnych, czyli wzrostu cen, deprecjacji waluty krajowej, czy wzrostu płac nominalnych.

W dysertacji zaproponowano wykorzystanie modelu CVAR dla procesów $I(2)$ do weryfikacji hipotezy LRN. Główne zmienne związane z hipotezą neutralności pieniądza (podaż pieniądza i ceny) są zmiennymi generowanymi przez stochastyczny proces $I(2)$. Potwierdzają to m.in. wyniki badań nad systemem wymiany Fishera (por. Juselius 2002, 2004, Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006). Model CVAR dla procesów $I(2)$ umożliwia analizę hipotezy LRN w długim, średnim i krótkim okresie. Relacje kointegrujące $CI(2,2)$ umożliwiają, poprzez nakładanie restrykcji na parametry, weryfikację założeń hipotezy LRN równocześnie w długim i średnim okresie. Relacje $CI(2,1)$ pozwalają testować tylko zależności długookresowe, a relacje kointegracji wielomianowej $CI(1,1)$ umożliwiają analizowanie zależności średniookresowych, które utrwalają się w długim okresie (por. Majsterek 2023). W przypadku kointegracji wielomianowej możliwa jest ponadto równoczesna analiza hipotez LRN i LRSN. Każda relacja kointegrująca pozwala zweryfikować jedną hipotezę szczegółową w ramach ogólnej hipotezy LRN. Analiza macierzy współczynników dostosowań do bazowych wektorów kointegrujących pozwala zweryfikować założenie o egzogeniczności pieniądza.

Wykorzystując analizę bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ można określić, które zmienne w systemie generują trwałe szoki $I(2)$ (macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ $A_{2\perp}$). Jeżeli jednym z takich szoków jest podaż pieniądza, to możliwa jest weryfikacja hipotezy LRN, która odbywa się macierzy

wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $\tilde{B}_{2\perp}$, poprzez nakładanie restrykcji wyłączających na dany wiersz tej macierzy. Wybrany element macierzy $\tilde{B}_{2\perp}$ pozwala weryfikować hipotezę szczegółową LRN, cały wiersz ogólną hipotezę LRN. Analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ w modelu CVAR dla procesów $I(2)$ (macierz $A_{1\perp}$) pozwala określić zmienne odpowiedzialne za zachowania cykliczne w gospodarce. Analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ w modelu CVAR dla procesów $I(1)$ pozwala na weryfikację hipotezy LRSN.

W dysertacji zweryfikowano trzy hipotezy badawcze. Nie potwierdzono ogólnych hipotez neutralności i superneutralności pieniądza, które były możliwe do zweryfikowania w analizie bazowych wspólnych trendów stochastycznych odpowiednio $I(2)$ i $I(1)$. W przypadku hipotezy LRN dla pieniądza w ujęciu szerokim potwierdzono brak jego neutralności względem zmiennych nominalnych: ceny, płace, kurs walutowy i oczekiwania inflacyjne. Pieniądz $M2$ okazał się nie być neutralny względem zmiennych realnych: produkcja i stopa bezrobocia oraz względem nominalnej stopy procentowej. Dla pieniądza $M0$ potwierdzono neutralność względem stopy bezrobocia. W analizie bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1)$ wskazano na brak superneutralności pieniądza względem inflacji, nominalnej stopy procentowej, produkcji realnej, tempa zmian płac nominalnych i nominalnego kursu walutowego. Pieniądz okazał się superneutralny względem stopy bezrobocia.

W przypadku analizy hipotezy LRN w przestrzeni kointegracyjnej potwierdzono jej pełną wersję możliwą do zweryfikowania przy czterech bazowych wektorach kointegrujących. Zgodnie z hipotezą neutralności pieniądza elastyczność cen i nominalnego kursu walutowego względem pieniądza $M2$ okazała się jednostkowa, a względem pieniądza $M0$ elastyczności były dużo niższe, odpowiednio 0,39 i 0,3. Wskazano na dodatnią elastyczność płac nominalnych względem pieniądza $M2$ oraz na neutralność pieniądza względem produkcji realnej.

Analiza hipotezy LRSN w systemie $Y_t = [\Delta m_t \Delta p_t y_t R_t^s R_t^l]$ w przestrzeni kointegracyjnej wskazała, że przyczyną odrzucenia pełnej hipotezy LRSN jest brak potwierdzenia reguły Fishera. Nominalna stopa procentowa nie rośnie zgodnie z tempem zmian cen, inflacja jest neutralna względem realnej stopy procentowej.

Trzecią hipotezę badawczą potwierdzono analizując przestrzeń kointegracyjną w systemie równania wymiany Fishera oraz rozszerzonym systemie o nominalny kurs walutowy, płacę nominalną i stopę bezrobocia. Testując dwadzieścia hipotez szczegółowych w przestrzeni kointegracyjnej złożonej z pięciu zmiennych: $Y_t = [m_t p_t y_t R_t^s R_t^l]$, przy dwóch bazowych wektorach kointegrujących $R = 2$, dla agregatu $M2$ sześć wskazań było niezgodnych z LRN, a dla agregatu $M0$ było to dziesięć wskazań. Weryfikując trzecią hipotezę badawczą w systemie $Y_t = [m_t ex_t p_t y_t w_t R_t^s R_t^l U_t]$ wskazano na brak jednostkowych elastyczności cen i nominalnego kursu walutowego względem bazy monetarnej. Analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ w obu systemach nie wskazała na większą liczbę odrzuceń hipotez szczegółowych niezgodnych z LRN w przypadku pieniądza $M0$.

W systemie $Y_t = [m_t p_t y_t R_t^s R_t^l]$ testowana była w przestrzeni kointegracyjnej restrykcja dla szybkości obiegu pieniądza. Potwierdzono, że dysparytet między krótko- i długookresową nominalną stopą procentową jest właściwą aproksymantą dla szybkości obiegu pieniądza $p_t + y_t - m_t = R_t^s - R_t^l$ (por. Juselius 2004, 2006, Majsterek, Kelm 2005, Kelm, Majsterek 2006). Dodatkowo wskazano na niestacjonarność relacji $p_t + y_t - m_t$, która interpretowana jest jako niestabilność w czasie szybkości obiegu pieniądza. Stabilność szybkości obiegu pieniądza w czasie jest postulowana jako jedno z głównych założeń hipotezy LRN przez szkołę neoklasyczną i monetarizm. Gwarantuje ona m. in., że zmiany cen będące skutkiem zmian podaży pieniądza podążają w relacji 1:1.

Analiza macierzy współczynników dostosowań do relacji równowagowych A_0 i A_1 w modelu CVAR dla procesów $I(2)$ wskazała, że podaż pieniądza dostosowuje się do relacji

równowagowych dla cen, szybkości obiegu pieniądza i produkcji w systemie równania wymiany Fishera. Analogiczna analiza w rozszerzonym systemie zmiennych potwierdziła dostosowania podaży pieniądza $M2$ do realnego popytu na pieniądz, cen, płac nominalnych, produkcji realnej oraz nominalnego kursu walutowego. W przypadku bazy monetarnej nie następują dostosowania do cen, nominalnego kursu walutowego i płacy nominalnej. Dostosowania podaży pieniądza do relacji równowagowych wskazują na endogeniczny charakter pieniądza. O endogenicznym charakterze pieniądza świadczą również elementy macierzy wag istotnie $\neq 0$ przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $\tilde{B}_{2\perp}$ związane z podażą pieniądza, które przedstawiają na jakie szoki $I(2)$ jest wrażliwy pieniądz (ceny i płace nominalne). Elementy tej samej macierzy potwierdzają, że podaż pieniądza jest generowana przez proces stochastyczny $I(2)$.

Analiza równania cen w przestrzeni kointegrującej potwierdziła, że inflacja w Polsce nie ma wyłącznie charakteru monetarnego. Na wzrost cen oddziałują poza wzrostem podaży pieniądza również, wzrost płac nominalnych, deprecjacja złotego (która przekłada się na wzrost kosztów importu), wzrost oczekiwań inflacyjnych oraz wzrost produkcji. W przypadku podaży pieniądza $M2$, płac nominalnych i nominalnego kursu walutowego potwierdzono jednostkowe elastyczności cen względem tych zmiennych.

W pracy zastosowano dwa nowe narzędzia do weryfikacji hipotezy LRN. Pierwszym jest analiza bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$, która polega na nakładaniu restrykcji wyłączających na określone elementy macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$. Drugim jest nakładanie restrykcji wyłączających na parametry przestrzeni kointegracyjnej B_0 i B_1 w modelu CVAR dla procesów $I(2)$. Dodatkowo w dysertacji wskazuje się na równoległą możliwość weryfikacji hipotezy szczegółowej LRN i odpowiadającej jej szczegółowej hipotezy LRSN z wykorzystaniem kointegracji wielomianowej $CI(1,1)$. Ponadto zastosowanie modelu CVAR dla procesów $I(2)$ pozwala analizować hipotezy LRN i LRSN w długim i średnim okresie

jednocześnie – relacje $CI(1,1)$. W przypadku hipotezy LRN jest to również możliwe przy relacjach $CI(2,2)$, dla których zależności długookresowe uwidaczniają się już w średnim okresie (por. Majsterek 2023).

Analiza hipotez LRN i LRSN pokazała, że dużą rolę odgrywa system zmiennych. W systemie równania wymiany Fishera nie udało potwierdzić się tylu hipotez szczegółowych, co w rozszerzonym systemie.

Weryfikacja hipotezy LRN w systemie $Y_t = [m_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^S \text{ } R_t^L \text{ } U_t]$ wskazała, że w dalszych badaniach warto rozważyć zastąpienie stopy bezrobocia U_t wydajnością pracy z_t . Za kolejny krok można wskazać również łączną analizę hipotez LRN i LRSN tylko w modelu CVAR dla procesów $I(2)$, bez odrębnej analizy hipotezy LRSN w modelu CVAR dla procesów $I(1)$, z wykorzystaniem łącznej analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$ i $I(1)$. W macierzy współczynników definiujących wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ $A_{2\perp}$ wymagane jest zidentyfikowanie stochastycznego trendu monetarnego, a w macierzy $A_{1\perp}$ - trendu stochastycznego $I(1)$ związanego z tempem zmian podaży pieniądza.

Aneks

Tabela 95. Wyniki testów na brak autokorelacji, normalność i brak efektu ARCH w resztach modeli CVAR

Model	Test Ljung-Box		Test Breusha-Godfrey		Test Dornika-Hansena		Test efektu ARCH	
	χ^2	p-value	χ^2	p-value	χ^2	p-value	χ^2	p-value
CVAR 1	1063.856	[0.239]	37.524	[0.002]	448.636	[0.000]	674.010	[0.000]
CVAR 2	1057.030	[0.287]	36.882	[0.002]	455.593	[0.000]	674.261	[0.000]
CVAR 3	1054.536	[0.306]	40.165	[0.001]	463.171	[0.000]	657.256	[0.000]
CVAR 4	1046.196	[0.222]	27.336	[0.038]	186.237	[0.000]	379.722	[0.000]
CVAR 5	1039.459	[0.268]	29.810	[0.019]	186.857	[0.000]	365.955	[0.000]
CVAR 6	5050.405	[0.000]	72.493	[0.218]	412.805	[0.000]	3591.944	[0.000]
CVAR 7	4775.050	[0.000]	74.742	[0.169]	770.901	[0.000]	3253.977	[0.000]
CVAR 8	4725.495	[0.000]	81.282	[0.071]	736.948	[0.000]	3311.549	[0.000]
CVAR 9	4699.494	[0.000]	81.887	[0.065]	635.903	[0.000]	3291.677	[0.000]
CVAR 10	4769.849	[0.000]	82.108	[0.063]	678.379	[0.000]	3352.533	[0.000]

Tabela 96. Zdefiniowanie zmiennej ZJ_{0i} w modelach CVAR

Model	Zmienna 0-1 w B	Zmienna 0-1 poza B	1 dla wskazanych dat
CVAR 1	ZJ_{01}		2000:05; 2000:06; 2000:09; 2000:12; 2001:05; 2001:07; 2001:10; 2001:11; 2001:12;
CVAR 2			2004:04; 2004:10; 2004:11; 2009:01; 2009:02; 2020:03; 2020:04; 2020:07; 2022:02; 2022:03; 2022:10
CVAR 3			
CVAR 4		ZJ_{02}	2000:06; 2000:07; 2000:09; 2001:07; 2001:10; 2001:12; 2004:10; 2004:11;
CVAR 5			2009:01; 2011:03; 2020:05; 2022:02; 2022:03; 2020:03
CVAR 6	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
CVAR 7	ZJ_{05}		2000:07; 2002:03; 2004:04; 2004:11; 2005:11; 2008:10; 2009:01; 2020:04; 2022:08
		ZJ_{06}	2000:07; 2001:07; 2001:09; 2004:04; 2004:11; 2008:04; 2008:11; 2009:02; 2020:03; 2020:04; 2020:07; 2022:02; 2022:10
CVAR 8	ZJ_{05}		2000:07; 2002:03; 2004:04; 2004:11; 2005:11; 2008:10; 2009:01; 2020:04; 2022:08
		ZJ_{07}	2000:07; 2001:07; 2004:04; 2004:11; 2008:11; 2009:02; 2020:03; 2020:04; 2020:07; 2022:02; 2022:10
CVAR 9	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
CVAR 10	ZJ_{10}		2001:02; 2002:02; 2008:12; 2009:02; 2020:03; 2020:04; 2022:03
		ZJ_{11}	2000:12; 2001:02; 2004:01; 2008:07; 2008:10; 2008:12; 2009:02; 2009:07; 2020:03; 2020:04; 2020:05; 2022:02; 2022:03; 2022:09; 2022:11

Spis rysunków

Rysunek 1. Zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza m_t i poziomu cen p_t	16
Rysunek 2. Dekompozycja krótkoterminowej, nominalnej stopy procentowej R_t	56
Rysunek 3. Trwały wzrost podaży pieniądza w gospodarce otwartej w krótkim okresie.....	65
Rysunek 4. Trwały wzrost podaży pieniądza w gospodarce otwartej w długim okresie.....	66
Rysunek 5. Krótko- i długookresowe skutki trwałego wzrostu krajowej nominalnej podaży pieniądza (przy danym poziomie produkcji Y_k) na rynku pieniężnym i walutowym	67
Rysunek 6. Efekty przejściowego i trwałego wzrostu podaży pieniądza w modelu IS-LM...	69
Rysunek 7. Analiza kointegracyjna dla procesów I(2).....	99
Rysunek 8. Proces stopniowego osiągnięcia równowagi w przypadku procesów I(2).....	100
Rysunek 9. Weryfikacja hipotez LRN i LRSN.....	162
Rysunek 10. Weryfikacja hipotezy LRN dla zbioru zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$	163
Rysunek 11. Weryfikacja hipotezy LRSN dla zbioru zmiennych $Y_t[\Delta m_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$	164
Rysunek 12. Weryfikacja hipotezy LRN dla zbioru zmiennych $Y_t = [m_t \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$	206
Rysunek 13. Weryfikacja hipotezy LRSN dla zbioru zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \ \Delta ex_t \ \Delta p_t \ y_t \ \Delta w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$	207

Spis tabel

Tabela 1.	Neutralność pieniądza w różnych szkołach ekonomicznych	18
Tabela 2.	Zmienne ekonomiczne zastosowane w badaniu zależności między rynkiem pieniężnym, walutowym, dóbr i usług oraz rynkiem pracy. Zmienne w ujęciu miesięcznym	85
Tabela 3.	Źródło zmiennych w teorii ekonomii.	86
Tabela 4.	Rząd zintegrowania procesu generującego dane a hipoteza LRN	109
Tabela 5.	Rząd zintegrowania procesu generującego dane a hipoteza LRSN	109
Tabela 6.	Zależności pomiędzy różnicą w stopniach zintegrowania procesu generującego dane ($[x] - [z]$), a wartością $LRD_{z,x}$	116
Tabela 7.	Hipotezy LRN i LRSN a stopień zintegrowania procesów generujących dane	118
Tabela 8.	Porównanie możliwości testowania hipotez neutralności i superneutralności pieniądza w modelach SVAR i CVAR	120
Tabela 9.	Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2) - A_{2\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków	128
Tabela 10.	Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2) - A_{2\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków bez szybkości obiegu pieniądza	129
Tabela 11a.	Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2) - \tilde{B}_{2\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN dla szkoły neoklasycznej	129
Tabela 11b.	Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2) - \tilde{B}_{2\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN dla szkoły keynesowskiej	129
Tabela 12.	Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2) - \tilde{B}_{2\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN i szokami zdefiniowanymi w tabeli 10	129
Tabela 13.	Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi $I(2)$ zgodna z hipotezą LRN. Odpowiada szokom zdefiniowanym w tabeli 9	132
Tabela 14.	Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi $I(2)$ zgodna z hipotezą LRN. Odpowiada szokom zdefiniowanym w tabeli 10	132

Tabela 15.	Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(1) - A_{1\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków średniookresowych	134
Tabela 16.	Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(1) - A_{1\perp}^T$. Macierz eksporterów szoków zgodna z hipotezą LRSN	135
Tabela 17.	Macierz wag bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(1) - \tilde{B}_{1\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRSN	135
Tabela 18.	Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi $I(1)$ zgodna z hipotezą LRSN	136
Tabela 19.	Restrykcje wynikające z hipotez neutralności i superneutralności pieniądza w modelu CVAR ze zmiennymi $I(1)$ lub $I(2)$	138
Tabela 20.	Wyniki testów stopnia zintegrowania	165
Tabela 21.	Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych (w nawiasach graniczny poziom istotności <i>p-value</i>)	166
Tabela 22.	Wynik testu egzogeniczności (w nawiasach graniczny poziom istotności <i>p-value</i>)	166
Tabela 23.	Wyniki testu restrykcji w przestrzeni kointegracyjnej dla równania wymiany Fishera, $R = 2$	173
Tabela 24.	Wyniki testów stacjonarności relacji $p_t + y_t - m_t$ i procesu resztowego $\eta_{p+y-m,t}$	176
Tabela 25.	Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych (w nawiasach graniczny poziom istotności <i>p-value</i>)	176
Tabela 26.	Test egzogeniczności w systemie zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ V_t]$	177
Tabela 27.	Przestrzeń kointegracyjna dla równania wymiany Fishera z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 1	177
Tabela 28.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych)	178
Tabela 29.	Przestrzeń kointegracyjna dla równania wymiany Fishera z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 2	179

Tabela 30.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych)	179
Tabela 31.	Przestrzeń kointegracyjna dla równania wymiany Fishera z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 3	180
Tabela 32.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych)	180
Tabela 33.	Wyniki testów stacjonarności reszt	181
Tabela 34.	Wyniki oszacowań parametrów z macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$ i δ	182
Tabela 35.	Współczynniki dostosowań do relacji średniookresowej w równaniu wymiany Fishera (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowej)	184
Tabela 36.	Macierz współczynników definiujących autonomiczny cenowy trend stochastyczny I(2) vs. macierz współczynników definiujących wspólny trend stochastyczny I(2) (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$)	185
Tabela 37.	Macierz wag autonomicznego cenowego trendu stochastycznego I(2) vs. macierz wag wspólnych trendów stochastycznych I(2)	186
Tabela 38.	Macierz wag autonomicznego cenowego trendu stochastycznego I(2). Odporność na szok I(2)	186
Tabela 39.	Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby wspólnych trendów stochastycznych (w nawiasach graniczny poziom istotności p -value)	187
Tabela 40.	Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy wspólnych trendów stochastycznych I(2)	191
Tabela 41.	Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy autonomicznych trendów stochastycznych I(2) - cenowego i monetarnego	192
Tabela 42.	Wyniki testu śladu na rząd kointegracji w modelu CVAR	193
Tabela 43.	Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ R_t^s \ R_t^l]$	193
Tabela 44.	Wyniki testowania restrykcji dotyczących szczegółowych hipotez LRSN i pełnej (ogólnej) hipotezy LRSN	195

Tabela 45.	Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami dla H5 z tabeli 41 (w nawiasach wartości statystyki t). Model CVAR 4	195
Tabela 46.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych z restrykcjami dla szczegółowej hipotezy LRSN – H5 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)	196
Tabela 47.	Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami dla H6 z tabeli 41 (w nawiasach wartości statystyki t). Model CVAR 5	197
Tabela 48.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych z restrykcjami dla szczegółowej hipotezy LRSN – H6 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)	197
Tabela 49.	Wyniki restrykcji wyłączających na współczynniki definiujące wspólny trend stochastyczny I(1)	198
Tabela 50.	Macierz długookresowych szoków I(1) z restrykcją nr 2 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)	199
Tabela 51.	Restrykcje wyłączające na współczynniki definiujące dwa wspólne trendy stochastyczne	200
Tabela 52.	Macierz długookresowych szoków I(1) z restrykcją nr 3 z tabeli 51 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)	201
Tabela 53.	Macierz długookresowych szoków I(1) z restrykcją nr 2 z tabeli 51 (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)	201
Tabela 54.	Weryfikacja hipotezy LRN w systemie zmiennych $Y_t = [m_t \ p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]$	203
Tabela 55.	Weryfikacja hipotezy LRSN w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \ \Delta p_t \ y_t \ R_t^s \ R_t^l]..$	204
Tabela 56.	Wyniki łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych (w nawiasach graniczny poziom istotności p -value)	208
Tabela 57.	Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych $Y_t = [m_{2t} \ ex_t \ p_t \ y_t \ w_t \ R_t^s \ R_t^l \ U_t]$	209
Tabela 58.	Restrykcje dotyczące homogeniczności relacji długookresowej i średniookresowej	209
Tabela 59.	Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 6	210

Tabela 60.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)	212
Tabela 61.	Wyniki testów stacjonarności reszt	213
Tabela 62.	Wyniki oszacowań parametrów z macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$ i δ	214
Tabela 63.	Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 7	215
Tabela 64.	Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 8	215
Tabela 65.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)	217
Tabela 66.	Wyniki testów stacjonarności reszt	219
Tabela 67.	Wyniki oszacowań parametrów z macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$ i δ	219
Tabela 68.	Wynik łącznego testu rzędu kointegracji i liczby bazowych wspólnych trendów stochastycznych w systemie zmiennych z $m0_t$ (w nawiasach graniczny poziom istotności p -value)	221
Tabela 69.	Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych $Y_t = [m0_t \text{ } ex_t \text{ } p_t \text{ } y_t \text{ } w_t \text{ } R_t^s \text{ } R_t^l \text{ } U_t]$	221
Tabela 70.	Restrykcje dotyczące homogeniczności relacji długookresowej i średniookresowej w systemie zmiennych z agregatem $m0_t$	221
Tabela 71.	Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami w systemie zmiennych z agregatem $m0_t$ (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 9	222
Tabela 72.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)	225
Tabela 73.	Wyniki testów stacjonarności reszt	225
Tabela 74.	Przestrzeń kointegracyjna z restrykcjami w systemie zmiennych z agregatem $m0_t$ (w nawiasach wartość statystyki t). Model CVAR 10	226

Tabela 75.	Współczynniki dostosowań do relacji długookresowych (w nawiasach wartości statystyki t , pogrubiono współczynniki istotnie $\neq 0$, dla zmiennych, które dostosowują się do relacji równowagowych zgodnie z mechanizmem korekty błędem)	228
Tabela 76.	Wyniki testów stacjonarności reszt	229
Tabela 77.	Porównanie hipotez szczegółowych dla pieniądza w ujęciu szerokim i w ujęciu wąskim	229
Tabela 78.	Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$; $P_2 = 3$	232
Tabela 79.	Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$; $P_2 = 3$	233
Tabela 80.	Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ $A_{2\perp}$; $P_2 = 3$	234
Tabela 81.	Transponowana macierz wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $B_{2\perp}^T$ z restrykcją wyłączającą na import szoków $I(2)$ przez produkcję; $P_2 = 3$	235
Tabela 82.	Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(2)$ $A_{2\perp}$; $P_2 = 1$	235
Tabela 83.	Transponowana macierz wag przy bazowych wspólnych trendach stochastycznych $I(2)$ $B_{2\perp}^T$ z restrykcją wyłączającą na import szoków $I(2)$ przez produkcję; $P_2 = 1$	236
Tabela 84.	Weryfikacja hipotezy LRN na podstawie analizy bazowych wspólnych trendów stochastycznych $I(2)$; $P_2 = 3$, $m0_t$	237
Tabela 85.	Macierz współczynników definiujących bazowe wspólne trendy stochastyczne $I(1)$ $A_{1\perp}$; $P_1 = 1$	238
Tabela 86.	Wyniki testu egzogeniczności w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m2_t \Delta ex_t \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s R_t^l U_t]$	241
Tabela 87.	Wyniki testu śladu na rząd kointegracji w modelu CVAR w systemie zmiennych $Y_t = [\Delta m_t \Delta ex_t \Delta p_t y_t \Delta w_t R_t^s U_t]$	241
Tabela 88.	Testowanie restrykcji dotyczących szczegółowych hipotez LRSN i pełnej hipotezy LRSN	243
Tabela 89.	Restrykcje zerowe na współczynniki definiujące wspólne trendy stochastyczne $I(1)$	244- 246
Tabela 90.	Macierz długookresowych szoków $I(1)$ z restrykcją nr 5 (w nawiasach statystyka t , pogrubiono parametry istotnie $\neq 0$)	247

Tabela 91.	Restrykcje jednostkowe na współczynniki definiujące autonomiczne trendy stochastyczne I(1)	248- 249
Tabela 92.	Weryfikacja hipotezy LRN	251
Tabela 93.	Weryfikacja hipotezy LRSN	252
Tabela 94.	Wyniki ważniejszych badań dotyczących hipotezy neutralności i superneutralności pieniądza...	253- 255
Tabela 95.	Wyniki testów na brak autokorelacji, normalność i brak efektu ARCH w resztach modeli CVAR	265
Tabela 96.	Zdefiniowanie zmiennej ZJ_{0i} w modelach CVAR	266

Bibliografia

- Adam K., Billi R. M., (2004a), Optimal Monetary Policy Under Commitment with a Zero Bound on Nominal Interest Rates, *ECB Working Paper*, vol. 377, European Central Bank.
- Adam K., Billi R. M., (2004b), Optimal Monetary Policy Under Discretion with a Zero Bound on Nominal Interest Rates, *ECB Working Paper*, vol. 380, European Central Bank.
- Ahmed S., Rogers J. H., (1996), Long-Term Evidence on the Tobin and Fisher Effects: A New Approach, *International Finance Discussion Papers*, vol. 566.
- Ahmed S., Rogers J. H., (1998), Inflation and the Great Ratios: Long-Term Evidence from the U.S., *International Finance Discussion Papers*, vol. 628.
- Akerlof G. A., Schiller R. J., (2009), *Animal Spirit*, Princeton.
- Amassoma D., Ademola B., (2020), Re-Appraisal of the Validity of Long-Run Money Neutrality: an Evidence from Nigeria, *Acta Universitatis Danubius, Economica*, vol. 16(3), s. 53-73.
- Balassa B., (1972), The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, *Journal of Political Economy*, s. 584-596.
- Barro R. J., (1997), *Makroekonomia*, PWE, Warszawa.
- Belka M., (1993), Neutralność pieniądza - ewolucja poglądów, *Bank i Kredyt* nr 5-6, s. 2-8.
- Benford J. et. al., (2009), Quantitative Easing, *Quarterly Bulletin, Bank of England*, vol. Q2.
- Bernanke B. S., Mihov I., (1998), The Liquidity Effect and Long-Run Neutrality, *National Bureau of Economic Research, Working Paper* vol. 6608.
- Brycz M., (2007), Dyskusja nad neo-keynesowską krzywą Phillipsa – wnioski dla Polski, w: Kopycińska D., (red.), *Zachowania rynkowe w teorii i praktyce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Brzoza-Brzezina M., (2000), Neutralność pieniądza a badanie mechanizmów transmisji monetarnej w Polsce, *Bank i Kredyt*, nr 3, s. 34-46.
- Brzoza-Brzezina M., (2003), Zagadnienie naturalnej stopy procentowej, *Ekonomista*, nr 4, s. 457-477.
- Brzoza-Brzezina M., (2011), *Polska polityka pieniężna. Badania teoretyczne i empiryczne*, Wydawnictwo C. H. Beck, Warszawa.
- Brzoza-Brzezina M., Kłós B., Kot A., Łyziak T., (2002), Hipoteza neutralności pieniądza, *Materiały i studia*, NBP Warszawa, Zeszyt nr 142, s. 3 – 38.

- Bullard J., (1999), Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research, *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, s. 57-78.
- Bullard J., Keating J. W., (1995), The Long-Run Relationship Between Inflation and Output in Postwar Economies, *Journal of Monetary Economics*, vol. 36(3), s. 477-496.
- Calvo A. G., (1983), Staggered prices in a utility-maximizing framework, *Journal of Monetary Economics*, vol. 12(3), s. 383-398.
- Coe P. J., (2010), Structural VARs and Long-run Monetary Neutrality, Working Paper.
- 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-Horison Regressions, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19(3), s. 355-373.
- Coenen G., Wieland V., (2003), The Zero-Interest-Rate Bound and the Role of the Exchange Rate for Monetary Policy in Japan, *European Central Bank Working Papers Series*.
- Darby M., (1994) Some pleasant monetarist arithmetic, w: *The Rational Expectations Revolution. Readings from the front Line*, P. J. Miller (ed.) The MIT Press, Massachusetts.
- Dąbrowski M., Wróblewska J., (2016), Exchange rate as a shock absorber in Poland and Slovakia: Evidence from Bayesian SVAR models with common serial correlation, *Economic Modelling*, vol. 58, s. 249-262.
- Deev O., Hodula M., (2016), The Long-Run Superneutrality of Money Revised: the Extended European Evidence, *Review of Economic Perspectives*, vol. 16(3), s. 187-203.
- Dennis J. G., (2006), *CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series. Version 2*, Estima, Evanston, Illinois, USA.
- Dickey D. A., Fuller W., (1981), Likelihood Ratio Test for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, vol. 49, s. 1057-1072.
- Duessenberry J. G., Fromm G., Klein L. R., Kuh E., (red.), (1965), *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, Rand McNally, Chicago.
- Duessenberry J. G., Fromm G., Klein L. R., Kuh E., (red.), (1969), *The Brookings Model: Some Further Results*, Rand McNally, Chicago.
- Duwendag D., Ketterer K., H., Kusters W., Pohl R., Simmert D., B., (1996), *Teoria pieniądza i polityka pieniężna*, Poltex, Warszawa.
- Dybka P., Olesiński B., Pękała P., Torój A., (2017), To SVAR or to SVEC? On the transmission of capital buffer shocks to the real economy, *Bank i Kredyt*, nr 48(2), s. 119-148.
- Eggertsson G. B., Wootford M., (2003), The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol 1.

- Fehr E., Tyran J. R., (2000), Does Money Illusion Matter?, *IERE Working Paper Series*, vol. 45, Institute for Empirical Research in Economics, Zurich.
- Fisher M. E., Seater J. J., (1993), Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework, *The American Economic Review*, vol. 83(3), s. 402-415.
- Friedmann M., (1968), The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, vol. 58, s.1-17.
- Frydman R., Goldberg M. D., (2007), *Imperfect Knowledge Economics. Exchange Rates and Risk*, Princeton University Press, Princeton.
- Frydman R., Phelps E. S., (1990), Pluralism of Theories Problems in Post-Rational-Expectations Modeling, working paper presented at the 1990 Siena Summer Workshop on Expectations and Learning, June 20–30.
- Gafrikova V., (2016), Ujemne stopy procentowe. Doświadczenia europejskie, w: Wojciechowska-Filipek S., Klepacki J. (red.), *Mechanizmy i systemy zarządcze w procesie gospodarowania, Przedsiębiorczość i zarządzanie*, t.17, nr 8.
- Gali J., Gertler M., (1999), Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44(2), s. 195-222.
- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido D., (2001), European Inflation Dynamics, *European Economic Review*, vol. 45(7), s. 1237-1270.
- Gali J., Gertler M., Lopez-Salido D., (2003), Erratum to European Inflation Dynamics, *European Economic Review*, vol. 47(4), s. 759-760.
- Goldfeld S. M., Sichel D. E., (1990), The Demand for Money, w: Friedman B. M., Hahn F., (red.), *Handbook of Monetary Economics*, t. 1, North-Holland, Amsterdam
- Goodfriend M., King G. R., (1998), The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy, Working Paper vol. 5, *Federal Reserve Bank of Richmond*.
- Haldrup N., (1994), The Asymptotics of Single-Equation Cointegration Regressions with I(1) and I(2) Variables, *Journal of Econometrics*, vol. 63, s. 153-181.
- Haldrup N., (1999), An Econometric Analysis of I(2) Variables, w: McAleer M., Oxley L., *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*, vol. 87(4).
- Iranmanesh N., Jalaee S. A., (2021), Testing the Long-Run Neutrality and Superneutrality of Money in a Developing Country: Evidence from Iran, *MethodsX*, vol 8.
- Johansen S., (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, s. 231-254.

- Johansen S., (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, vol. 59, s. 1551-1580.
- Johansen S., (1994a), A Representation of Vector Autoregressive Processes Integrated of Order 2, *Scandinavian Journal of Statistics*.
- Johansen S., (1994b), An Algorithm of Estimating the Cointegrating Relations in Vector Autoregressive Process Allowing for I(2) Variables, *Scandinavian Journal of Statistics*.
- Johansen S., (1995b), A Statistical Analysis for I(2) Variables, *Econometric Theory*, vol. 11(1), s. 25-59.
- Johansen S., (2006), Statistical Analysis of Hypotheses on the Cointegrating Relations in the I(2) Model, *Journal of Econometrics*, vol. 132, s. 81-115.
- Johansen, S., Juselius K., (1992), Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics*, vol. 53, s. 211-244.
- Jurek M., Marszałek P., (2007), *Pieniądz, polityka pieniężna i systemy kursowe. Współczesne teorie i rozwiązania praktyczne*, Akademia Ekonomiczna w Poznaniu, Poznań.
- 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.
- Juselius K., (2015), Testing Exchange Rate Models Based on Rational Expectations versus Imperfect Knowledge Economics: A Scenario Analysis, *Working Paper*.
- Juselius K., MacDonald R., (2003), International Parity Relationships between Germany and the United States: A Joint Modelling Approach, Unpublished *Working Paper*. *Institute of Economics, University of Copenhagen*, <http://www.econ.ku.dk/okokj/Papers/ronnie3.pdf>
- Kalecki M., (1955), *Model hiperinflacji*.
- Kapuściński M., Łyziak T., Przystupa J., Stanisławska E., Sznajderska A., Wróbel E., (2014), Mechanizm transmisji polityki pieniężnej w Polsce. Co wiemy w 2013 roku ?, *Materiały i Studia*, nr 306.
- Kelm R., (2005), Ekonometryczny model cen i popytu na pieniądź w Polsce: perspektywa średniookresowa 1995-2003, *Ekonomista*, nr 4, s. 449-481.

- Kelm R., (2013), *Kurs złoty/euro: teoria i empiria*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- 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*, Chair of Econometric Models and Forecasts, Łódź, s. 49-72.
- Keynes J. M., (2003), *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kębłowski P., Welfe A., (2010), Estimation of the equilibrium exchange rate: The CHEER approach, *Journal of International Money and Finance*, vol. 29, s. 1385-1397.
- Kębłowski P., Welfe A., (2012), A Risk-Driven Approach to Exchange Rate Modelling, *Economic Modelling*, vol. 29, s. 1473-1482.
- King R. G., Plosser C. I., (1984), Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle, *The American Economic Review*, vol 74(3), s. 363-380.
- King R. G., Watson M. W., (1997), Testing Long-Run Neutrality, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, vol. 83/3, s. 69-98.
- Kokocińska M., (red.), (2007), *Makroekonomiczne tendencje w Polsce na tle międzynarodowym*, Wydawnictwo Wyższej Szkoły Komunikacji i Zarządzania, Poznań.
- Kokoszczynski R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E., (2002), Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski, *Materiały i Studia*, nr 151, Narodowy Bank Polski.
- Kongsted H. Ch., (2005), Testing nominal-to-real transformation, *Journal of Econometrics*, vol. 124, s. 202-225.
- Konopczak K., Torój A., (2010), Estimating the Baumol-Bowen and Balassa-Samuelson Effects in the Polish Economy - a Disaggregated Approach, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, vol. 2(2), s. 117-150.
- Krugman P. R., Obstfeld M., (2007), *Ekonomia międzynarodowa. Teoria i polityka*. Tom 2, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P., Shin Y., (1992), Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, vol. 54, s. 159-178.
- Laubach T., Williams J. C., (2001), Measuring the Natural Rate of Interest, *Finance and Economics Discussion Series*, vol. 56, Federal Reserve Board.

- Leith C., Malley J., (2003), Estimated Open Economy New Keynesian Phillips Curves for G7, *CESifo Working Paper Series*, vol. 834.
- Lenza M., Pill H., Reichlin L., (2010), Monetary Policy in Exceptional Times, *CEPR Discussion Paper*, vol. 7669, Centre for Economic Policy Research.
- Leszczyńska-Paczesna A., (2020), *Inflacja bazowa w polityce pieniężnej. Analiza w świetle modelu DSGE*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Lucas R., (1972), Expectations and the neutrality of money, *Journal of Economic Theory*, vol. 4(2), s. 103-124.
- Lucas R., (1973), Some International Evidence on Output-Inflation Trade offs, *American Economic Review*, vol. 63(3), s. 326-334.
- Łyziak T., (2013), *Oczekiwania inflacyjne konsumentów: pomiar i testowanie*, Wydawnictwa Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa.
- Majsterek M., (2003a), Zmienne zintegrowane w stopniu drugim w modelowaniu ekonometrycznym, *Przegląd Statystyczny*, t. 50, nr 2, s. 97-116.
- Majsterek M., (2008), *Wielowymiarowa analiza kointegracyjna w ekonomii*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Majsterek M., (2023), Common stochastic features and their economic interpretation, *Studia Prawno - Ekonomiczne*, t. CXXVI, s. 105-125.
- Majsterek M., Gosińska E., (2020), Structural change in the deterministic and stochastic part of VECM. I(1) and I(2) case, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, vol. 12(4), s. 317-345.
- Majsterek M., Kelm R., (2005), An I(2) Analysis of Inflationary Processes in Poland, *Acta Universitatis Lodzensis, Folia Oeconomica*, nr 190, s. 55-73.
- Majsterek M., Kelm R., (2007), Relationship Between Wages and Prices in the Polish Economy. An I(2) Approach, w: Welfe W., Welfe A., (red)., *Proceedings of the 33-th Conference Macromodels 2006*, Chair of Econometric Models and Forecasts, Łódź, s. 45-64.
- Majsterek M., Welfe A., (2010), Długookresowe związki płacowo-cenowe i rola systemu podatkowego, *Ekonomista*, nr 5, s. 677-700.
- Majsterek M., Welfe A., (2012), Price-wage nexus and the role of a tax system, *Economic Change and Restructuring*, vol. 45, s. 121-133.
- Marciniak Z., (2020), *Konwencjonalna i niekonwencjonalna polityka monetarna. Ujemne stopy procentowe*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.

- Marszałek P., (2011), Pieniądz w teoriach szkoły austriackiej, *Ruch prawniczy, ekonomiczny i socjologiczny*, t. 73, zeszyt 4, s. 133-136.
- Okun A. M., (1962), Potential GNP: It's measure and significance, Cowles Foundation Paper no 190, reprinted from: *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*.
- Osiewalski J., Wróblewska J., Makiela K., (2020), Bayesian comparison of production function-based and time-series GDP models, *Empirical Economics*, vol. 58(3), s. 1355-1380.
- Pajor A., Wróblewska J., (2017), VEC-MSF models in Bayesian analysis of short- and long-run relationships, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, vol. 21(3), s. 1-22.
- Paruolo P., (1996), On the Determination of Integration Indices in I(2) Systems, *Journal of Econometrics*, vol. 72(1/2), s. 313-356.
- Paruolo P., (2000a), A Characterization of I(2) VAR(1) Process, *Econometric Theory*, vol. 17, s. 235-258.
- Paruolo P., (2000b), Asymptotic Efficiency of the Two Stage Estimator in I(2) Systems, *Econometric Theory*, vol. 16(4), s. 524-550.
- Paruolo P., Rahbek A., (1999), Weak Exogeneity in I(2) Systems, *Journal of Econometrics*, vol. 93, s. 281-308.
- Phillips. A. W., (1958), *The Relation between Unemployment and the Rate of Change on Money Wage Rates in the United Kingdom 1861–1957*, *Economica*, vol.25(100), s. 283-299.
- Phillips P. C. B., Perron P., (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, vol.75(2), s. 335–346.
- Rahbek A., Jorgensen C., Kongsted H. Ch., (1999), Trend-Stationarity in the I(2) Cointegration Model, *Journal of Econometrics*, vol. 90, s. 265-289.
- Romer D., (2000) *Makroekonomia dla zaawansowanych*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Rosati D., Michalski R., (1989), *Inflacja*, Książka i wiedza, Warszawa.
- Samuelson P. A., (1964), Theoretical Notes on Trade Problems, *Review of Economics and Statistics*, s. 145-154.
- Sardoni C., Verde A., (2002), The IT Revolution and the monetary system: Electronic money and its effects, vol. 42.
- Sargent T., Wallace N., (1981), Some unpleasant monetarist arithmetic, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, vol. 5.

- Serletis A., (2001), *The Demand for Money. Theoretical and Empirical Approaches*, Kluwer, Dordrecht.
- Serletis A., Koustas Z., (1998), International Evidence on the Neutrality of Money, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 30(1), s. 1-25.
- Sieroń A., (2017), *Efekt Cantillona czyli dlaczego pieniądz ma znaczenie*, CeDeWu, Warszawa.
- Solomon E.H, (1997), *Virtual Money: Understanding the Power and Risks of Money's High-Speed Journey into Electronic Space*, Oxford University Press, Oxford.
- Stroebel C., Taylor J. B., (2009), Estimated Impact of the Fed's Mortgage-Backed Securities Purchase Program, *NBER Working Paper*, vol. 15626, National Bureau of Economic Research.
- Summers L., (1991), Panel Discussion: How Should Long-Term Monetary Policy Be Determined ?, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23.
- Tarajkowski J., Wolniak J., Polowczyk J., (1995), *Współczesna inflacja polska. Próba badania*, Akademia Ekonomiczna, Poznań.
- Taylor J. B., (1993), Discettrion versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, s. 195-214.
- Tobin J, (1965), Money and Economic Growth, *Econometrica*, vol. 33(4), s. 671-684.
- Vostroknutova E., (2003), Polish Stabilization: What Can We Learn from the I(2) Cointegration Analysis ?, *Economics of Planning*, vol. 36(2), s. 177-198.
- 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*, vol. 41, s. 67-117.
- Welfe A., (1993), *Inflacja i rynek*, PWE, Warszawa.
- Welfe A., (red.), (2013), *Analiza kointegracyjna w makromodelowaniu*, PWE Warszawa.
- Welfe A., (2020), Makromodel gospodarki narodowej Polskiego Instytutu Ekonomicznego, Working Paper, nr 3, *Polski Instytut Ekonomiczny*, Warszawa.
- Woodford M., (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton.
- Wróblewska J., (2009), Spirala płacowo-cenowa w gospodarce polskiej, [w:] *Statystyka bayesowska i podejścia konkurencyjne w empirycznych badaniach ekonomicznych*, Working Paper, Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, s. 1-37.
- Wróblewska J., (2010), *Modele i metody bayesowskiej analizy kointegracji*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Kraków.

Wróblewska J., (2015), Common Trends and Common Cycles – Bayesian Approach, *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, vol. 7(2), s. 91-110.

Zivot E., Andrews D.W.K., (1992), Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10(3), s. 251–270.

Strony internetowe:

https://www.nbp.pl/home.aspx?f=/dzienne/stopy_archiwum.htm (data odczytu: 12.12.2021).