

Weryfikacja hipotez neutralności i superneutralności pieniądza z wykorzystaniem analizy wspólnych trendów stochastycznych I(2) i I(1)

Maciej Galecki

Katedra Modeli i Prognoz Ekonometrycznych

Uniwersytet Łódzki

Największe możliwości weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza LRN umożliwia analiza wspólnych trendów stochastycznych I(2) poprzez nakładanie i testowanie restrykcji. W przypadku hipotezy superneutralności pieniądza LRSN jest to analiza wspólnych trendów stochastycznych I(1). Restrykcje nakładane są na elementy macierzy wag wspólnych trendów stochastycznych $\tilde{B}_{2\perp}$ (macierz importerów szoków) oraz macierz współczynników definiujących wspólne trendy stochastyczne $A_{2\perp}$ (macierz eksporterów szoków). Nałożenie tych restrykcji zależy jednak od wyniku testowania liczby 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 relacji kointegrujących z kolei zależy od liczby zmiennych M w systemie. W celu weryfikacji hipotezy LRN należy rozpatrywać system zmiennych (4.1):

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

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 dostosowują 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 $\tilde{B}_{2\perp}$. Dla średniego okresu weryfikacja odporności na szoki wykorzystuje współczynniki z macierzy $\tilde{B}_{1\perp}$, 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 restrikcji zerowej 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 zmiennych (4.1) obecne są trzy wspólne trendy stochastyczne I(2), a $M = 8$, potrzebna jest jeszcze informacja o liczbie bazowych zależności kointegracyjnych R w przestrzeni kointegrującej. Zakładając, że $R = 4$ można wyznaczyć liczbę wspólnych trendów stochastycznych I(1):

$P_1 = M - R - P_2 = 8 - 4 - 3 = 1$. Przyjęcie takich założeń w ramach systemu zmiennych (4.1) pozwala powyższe restrikcje przedstawić następująco:

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

$A_{2\perp}^T =$	ε_m	ε_q	ε_p	ε_y	ε_w	$\varepsilon_{R^s} - \varepsilon_{R^l}$	ε_U
	$a_{2\perp,11}^T$	0	0	0	0	0	0
	0	0	$a_{2\perp,23}^T$	0	0	0	0
	0	0	0	0	0	0	$a_{2\perp,37}^T$

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 9 zdefiniowano trzy trendy stochastyczne I(2):

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

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

$\bar{a}_{37} \sum \sum \varepsilon_{U,t}$ - długookresowy trend w stopie bezrobocia, autonomiczny szok stopy bezrobocia.

Drugi trend stochastyczny może też być kombinacją szoku cenowo – płacowego:

$\bar{a}_{23} \sum \sum \varepsilon_{p,t} + \bar{a}_{25} \sum \sum \varepsilon_{w,t}$ - długookresowy trend (szok) cenowo – płacowy.

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 realnej podaży pieniądza lub realnego popytu na pieniądz (zob. Juselius (2004, 2006), Majsterek, Kelm (2005, 2007), podrozdział 4.3). 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 tylko ε_{R^l} jako potencjalny szok w długookresowej stopie procentowej (zob. tabela 10).

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

$A_{2\perp}^T =$	ε_m	ε_q	ε_p	ε_y	ε_w	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	$\mathbf{a}_{2\perp,11}^T$	0	0	0	0	0	0	0
	0	0	$\mathbf{a}_{2\perp,23}^T$	0	0	0	0	0
	0	0	0	0	0	0	0	$\mathbf{a}_{2\perp,38}^T$

Źródło: opracowanie własne.

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

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

Źródło: opracowanie własne.

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

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

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 12. Macierz wag wspólnych trendów stochastycznych I(2) - $\tilde{B}_{2\perp}^T$. Macierz importerów szoków zgodna z hipotezą LRN, bez szybkości obiegu pieniądza.

$\tilde{B}_{2\perp}^T =$	m_t	q_t	p_t	y_t	w_t	R_t^s	R_t^l	U_t
	$\tilde{b}_{2\perp,11}^T$	$\mathbf{0}$	$\tilde{b}_{2\perp,13}^T$	$\mathbf{0}$	$\tilde{b}_{2\perp,15}^T$	$\mathbf{0}$	$\mathbf{0}$	$\mathbf{0}$
	$\tilde{b}_{2\perp,21}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,22}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,23}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,24}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,25}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,26}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,27}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,28}^T$
	$\tilde{b}_{2\perp,31}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,32}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,33}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,34}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,35}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,36}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,37}^T$	$\tilde{b}_{2\perp,38}^T$

Źródło: opracowanie własne.

Pierwszy wiersz z parametrami w tabelach 11 i 12 pokazuje jak zmienne w systemie reagują na długookresowy szok monetarny, drugi - na szok cenowy, trzeci - na szok w stopie bezrobocia. Zgodnie z hipotezą LRN podaż pieniądza nie wpływa na zmienne realne: realny kurs walutowy ($\tilde{b}_{2\perp,12}^T = 0$), produkcję ($\tilde{b}_{2\perp,14}^T = 0$), i stopę bezrobocia ($\tilde{b}_{2\perp,17}^T = 0$ lub $\tilde{b}_{2\perp,18}^T = 0$) oraz nominalne stopy procentowe ($\tilde{b}_{2\perp,16}^T = 0$ i $\tilde{b}_{2\perp,17}^T = 0$). Jeżeli zamiast realnego kursu walutowego w systemie zmiennych pojawiłby się nominalny kurs walutowy, to element macierzy wag $\tilde{b}_{2\perp,12}^T \neq 0$. W następstwie trwałego szoku monetarnego następuje

wzrost cen ($\tilde{b}_{2\perp,13}^T$), płac nominalnych ($\tilde{b}_{2\perp,15}^T$) 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 $\tilde{b}_{2\perp,16}^T = 0$ (zob. tabela 11a). Odmienne jest zdanie szkoły keynesowskiej i szkół z niej się wywodzących (zob. tabela 11b).

Wartość parametru $\tilde{b}_{2\perp,21}^T$ jest zerowa zgodnie z koncepcją szkoły neoklasycznej i zgodna z LRN. Razem z zerowym parametrem $\tilde{b}_{2\perp,31}^T$ potwierdza egzogeniczny charakter podaży pieniądza (zob. tabela 11a). Niezerowy element $\tilde{b}_{2\perp,21}^T$ 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 $\tilde{b}_{2\perp,21}^T$ 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. Niezerowy element $\tilde{b}_{2\perp,31}^T$ również potwierdza endogeniczny charakter pieniądza.

Parametr $\tilde{b}_{2\perp,22}^T$ 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 $\tilde{b}_{2\perp,25}^T$ powinna być dodatnia. Trwały szok cenowy powoduje wzrost płac nominalnych. Wartość wagi $\tilde{b}_{2\perp,25}^T$ może być niewłaściwie oszacowana z powodu braku w systemie wydajności pracy z_t , zgodnie z kosztową i dochodową teorią inflacji (zob. A. Welfe, Majsterek, 2010, 2012).

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

Reprezentację wspólnych trendów stochastycznych I(2) można zapisać następująco:

$$\begin{bmatrix} m_t \\ q_t \\ p_t \\ y_t \\ w_t \\ R_t^s - R_t^l \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{b}_{2\perp,11} & \tilde{b}_{2\perp,12} & \tilde{b}_{2\perp,13} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,22} & \tilde{b}_{2\perp,23} \\ \tilde{b}_{2\perp,31} & \tilde{b}_{2\perp,32} & 0 \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,42} & \tilde{b}_{2\perp,43} \\ \tilde{b}_{2\perp,51} & \tilde{b}_{2\perp,52} & \tilde{b}_{2\perp,53} \\ 0 & 0 & \tilde{b}_{2\perp,63} \\ 0 & 0 & \tilde{b}_{2\perp,73} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{a}_{11} \sum \sum \varepsilon_{m,t} \\ \bar{a}_{23} \sum \sum \varepsilon_{p,t} \\ \bar{a}_{37} \sum \sum \varepsilon_{U,t} \end{bmatrix} + \dots$$

lub w przypadku nie uwzględniania szybkości obiegu pieniądza:

$$\begin{bmatrix} m_t \\ q_t \\ p_t \\ y_t \\ w_t \\ R_t^s \\ R_t^l \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tilde{b}_{2\perp,11} & \tilde{b}_{2\perp,12} & \tilde{b}_{2\perp,13} \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,22} & \tilde{b}_{2\perp,23} \\ \tilde{b}_{2\perp,31} & \tilde{b}_{2\perp,32} & 0 \\ 0 & \tilde{b}_{2\perp,42} & \tilde{b}_{2\perp,43} \\ \tilde{b}_{2\perp,51} & \tilde{b}_{2\perp,52} & \tilde{b}_{2\perp,53} \\ \tilde{b}_{2\perp,61} & \tilde{b}_{2\perp,62} & \tilde{b}_{2\perp,63} \\ \tilde{b}_{2\perp,71} & \tilde{b}_{2\perp,72} & \tilde{b}_{2\perp,73} \\ 0 & 0 & \tilde{b}_{2\perp,83} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{a}_{11} \sum \sum \varepsilon_{m,t} \\ \bar{a}_{23} \sum \sum \varepsilon_{p,t} \\ \bar{a}_{38} \sum \sum \varepsilon_{U,t} \end{bmatrix} + \dots \quad (4.4)$$

Przemnożenie macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}$ przez macierz współczynników 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 (dla $\varepsilon_q, \varepsilon_y, \varepsilon_w, \varepsilon_{R^s}, \varepsilon_{R^s} - \varepsilon_{R^l}$).

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 następujące:

Tabela 13. Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi I(2) zgodna z hipotezą LRN. Uwzględnienie szybkości obiegu pieniądza.

$C_2 =$		ε_m	ε_q	ε_p	ε_y	ε_w	$\varepsilon_{R^s} - \varepsilon_{R^l}$	ε_U
	m_t	$c_{2,11}$	$c_{2,12}$	$c_{2,13}$	$c_{2,14}$	$c_{2,15}$	$c_{2,16}$	$c_{2,17}$
	q_t	0	$c_{2,22}$	$c_{2,23}$	$c_{2,24}$	$c_{2,25}$	$c_{2,26}$	$c_{2,27}$
	p_t	$c_{2,31}$	$c_{2,32}$	$c_{2,33}$	$c_{2,34}$	$c_{2,35}$	$c_{2,36}$	$c_{2,37}$
	y_t	0	$c_{2,42}$	$c_{2,43}$	$c_{2,44}$	$c_{2,45}$	$c_{2,46}$	$c_{2,47}$
	w_t	$c_{2,51}$	$c_{2,52}$	$c_{2,53}$	$c_{2,54}$	$c_{2,55}$	$c_{2,56}$	$c_{2,57}$
	$R_t^s - R_t^l$	0	$c_{2,62}$	0	$c_{2,64}$	$c_{2,65}$	$c_{2,66}$	$c_{2,67}$
	U_t	0	$c_{2,72}$	$c_{2,73}$	$c_{2,74}$	$c_{2,75}$	$c_{2,76}$	$c_{2,77}$

Źródło: opracowanie własne.

Jeżeli zmienne $q_t, (ex_t) y_t, w_t, R_t^s - R_t^l$ nie będą współtworzyły wspólnych trendów stochastycznych I(2) (zob. tabela 9), to kolumny w macierzy C_2 (zob. tabela 13) dla szoków $\varepsilon_q, (\varepsilon_{ex}), \varepsilon_y, \varepsilon_w, \varepsilon_{R^s} - \varepsilon_{R^l}$ będą zerowe.

Tabela 14. Macierz parametrów związana z trendami stochastycznymi I(2) zgodna z hipotezą LRN. Brak szybkości obiegu pieniądza.

$C_2 =$		ε_m	ε_q	ε_p	ε_y	ε_w	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	m_t	$c_{2,11}$	$c_{2,12}$	$c_{2,13}$	$c_{2,14}$	$c_{2,15}$	$c_{2,16}$	$c_{2,17}$	$c_{2,18}$
	q_t	0	$c_{2,22}$	$c_{2,23}$	$c_{2,24}$	$c_{2,25}$	$c_{2,26}$	$c_{2,27}$	$c_{2,28}$
	p_t	$c_{2,31}$	$c_{2,32}$	$c_{2,33}$	$c_{2,34}$	$c_{2,35}$	$c_{2,36}$	$c_{2,37}$	$c_{2,38}$
	y_t	0	$c_{2,42}$	$c_{2,43}$	$c_{2,44}$	$c_{2,45}$	$c_{2,46}$	$c_{2,47}$	$c_{2,48}$
	w_t	$c_{2,51}$	$c_{2,52}$	$c_{2,53}$	$c_{2,54}$	$c_{2,55}$	$c_{2,56}$	$c_{2,57}$	$c_{2,58}$
	R_t^s	$c_{2,61}$	$c_{2,62}$	$c_{2,63}$	$c_{2,64}$	$c_{2,65}$	$c_{2,66}$	$c_{2,67}$	$c_{2,68}$
	R_t^l	$c_{2,71}$	$c_{2,72}$	$c_{2,73}$	$c_{2,74}$	$c_{2,75}$	$c_{2,76}$	$c_{2,77}$	$c_{2,78}$
	U_t	0	$c_{2,82}$	$c_{2,83}$	$c_{2,84}$	$c_{2,85}$	$c_{2,86}$	$c_{2,87}$	$c_{2,88}$

Źródło: opracowanie własne.

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

$c_{2,21} = 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie nie wywołuje zmiany realnego kursu walutowego. W przypadku zastąpienia realnego kursu walutowego przez kurs nominalny, parametr $c_{2,21} \neq 0$,

$c_{2,31} \neq 0$ – 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),

$c_{2,51} \neq 0$ – 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),

$c_{2,61} = 0$ i $c_{2,71} = 0$ – trwały szok monetarny w długim okresie nie wywołuje zmiany nominalnej stopy procentowej (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 tabeli 11. Podobnie pozostałe pogrubione parametry macierzy C_2 w tabeli 14 odpowiadają pogrubionym parametrom z macierzy wag $\tilde{B}_{2\perp}^T$ z tabeli 12.

Zgodnie z przyjętymi założeniami w systemie zmiennych (4.1) mamy jeden wspólny trend stochastyczny I(1). Macierz $A_{1\perp}$ można zapisać:

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

$A_{1\perp}^T =$	ε_m	ε_q	ε_p	ε_y	ε_w	ε_{R^s}	$\varepsilon_{R^s} - \varepsilon_{R^l}$	ε_U
	0	$\mathbf{a}_{1\perp,12}^T$	0	0	0	0	0	0

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 15 zdefiniowano jeden trend stochastyczny I(1):

$\bar{a}_{12} \sum \varepsilon_{q,t}$ - średniokresowy trend walutowy (por. Majsterek, Kelm 2005, Vostroknutova 2003). Niemożliwy jest raczej średniokresowy trend monetarny (por. Majsterek, Kelm 2005).

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 \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 wspólne trendy I(1) - A_{\perp}^T . Macierz eksporterów szoków zgodna z hipotezą LRSN.

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

Źródło: opracowanie własne.

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,

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

$\bar{a}_{37} \sum \varepsilon_{U,t}$ - długookresowy trend w stopie bezrobocia, autonomiczny szok stopy bezrobocia.

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

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

Źródło: opracowanie własne.

Pierwszy wiersz z parametrami 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: realny kurs walutowy ($\tilde{b}_{\perp,12}^T = 0$), produkcję ($\tilde{b}_{\perp,14}^T = 0$) i stopę bezrobocia ($\tilde{b}_{\perp,18}^T = 0$). Jeżeli zamiast realnego kursu walutowego w systemie zmiennych pojawiłoby się tempo zmian nominalnego kursu walutowego, to element macierzy wag $\tilde{b}_{\perp,12}^T \neq 0$. W następstwie trwałego szoku związanego z tempem wzrostu podaży pieniądza następuje identyczny wzrost inflacji ($\tilde{b}_{\perp,13}^T$), rośnie w proporcji 1:1 tempo wzrostu płac nominalnych ($\tilde{b}_{\perp,15}^T$) i następują taki sam wzrost nominalnej stopy procentowej ($\tilde{b}_{\perp,16}^T$ i $\tilde{b}_{\perp,17}^T$).

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. Restrykcja taka możliwa jest do przetestowania w przestrzeni bazowych wektorów kointegrujących w modelu ze zmiennymi

realnymi lub/i w ramach kointegracji wielomianowej. Jeżeli w systemie zmiennych zamiast nominalnej stopy procentowej byłaby realna stopa procentowa, to parametr $\tilde{b}_{\perp,26}^T = 0$ (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 ($\tilde{b}_{\perp,33}^T = 0$).

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

$C =$		$\varepsilon_{\Delta m}$	ε_q	$\varepsilon_{\Delta p}$	ε_y	$\varepsilon_{\Delta w}$	ε_{R^s}	ε_{R^l}	ε_U
	Δm_t	c_{11}	c_{12}	c_{13}	c_{14}	c_{15}	c_{16}	c_{17}	c_{18}
	q_t	$\mathbf{0}$	c_{22}	c_{23}	c_{24}	c_{25}	c_{26}	c_{27}	c_{28}
	Δp_t	c_{31}	c_{32}	c_{33}	c_{34}	c_{35}	c_{36}	c_{37}	$\mathbf{0}$
	y_t	$\mathbf{0}$	c_{42}	c_{43}	c_{44}	c_{45}	c_{46}	c_{47}	c_{48}
	Δw_t	c_{51}	c_{52}	c_{53}	c_{54}	c_{55}	c_{56}	c_{57}	c_{58}
	R_t^s	c_{61}	c_{62}	c_{63}	c_{64}	c_{65}	c_{66}	c_{67}	c_{68}
	R_t^l	c_{71}	c_{72}	c_{73}	c_{74}	c_{75}	c_{76}	c_{77}	c_{78}
	U_t	$\mathbf{0}$	c_{82}	$\mathbf{0}$	c_{84}	c_{85}	c_{86}	c_{87}	c_{88}

Źródło: opracowanie własne.

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

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

$c_{31} \neq 0$ – 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}_1^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. Sposób nakładania podstawowych restrykcji związanych z hipotezą neutralności 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 $\tilde{B}_{1\perp}$
Zmienna nie jest źródłem trwałych szoków	Restrykcje na odpowiedni wiersz macierzy $A_{1\perp}$
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 $\tilde{B}_{2\perp}$
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 $A_{1\perp}$

Źródło: Opracowanie własne na podstawie Majsterek (2008).

Kolejny krok

Weryfikacja empiryczna sformułowanych hipotez LRN i LRSN.