

Hipoteza Neutralności Pieniądza

Michał Brzoza-Brzezina

Departament
Analiz i Badań

Bohdan Kłós

Biuro Badań
Makroekonomicznych

Adam Kot

Departament
Analiz i Badań

Tomasz Łyziak

Biuro Badań
Makroekonomicznych

Luty-Marzec 2002

SPIS TREŚCI

1. NEUTRALNOŚĆ I SUPER-NEUTRALNOŚCI – DEFINICJE I INTERPRETACJA	5
1.1 Długi okres.....	5
1.2 Krótki okres.....	6
2. METODY BADANIA NEUTRALNOŚCI PIENIĄDZA W DŁUGIM OKRESIE	8
2.1 Metoda tradycyjna	8
2.2 Rola integracji szeregów.....	9
2.3 Metody oparte na modelach wielorówaniowych.....	11
3. WYNIKI EMPIRYCZNEJ WERYFIKACJI HIPOTEZY NEUTRALNOŚCI DLA KRAJÓW O USTABILIZOWANEJ GOSPODARCE RYNKOWEJ.	14
4. WYNIKI EMPIRYCZNEJ WERYFIKACJI HIPOTEZY NEUTRALNOŚCI DLA GOSPODARKI POLSKIEJ W LATACH 1993-2001.	17
4.1 Integracja szeregów.....	17
4.2 Analiza empiryczna długookresowej neutralności agregatów monetarnych	19
4.3 Analiza empiryczna kształtu długookresowej krzywej Phillipsa.	30
5. ANALIZA CHARAKTERU OCZEKIWAŃ OSÓB PRYWATNYCH W POLSCE – PRZYPADEK OCZEKIWAŃ INFLACYJNYCH.....	31
5.1 Metoda kwantyfikacji oczekiwań i charakterystyka danych.....	32
5.2 Formalne testowanie hipotezy racjonalności oczekiwań	33
6. PODSUMOWANIE	36
BIBLIOGRAFIA.....	39
ZAŁĄCZNIK TESTOWANIE SPOSOBU FORMUŁOWANIA OCZEKIWAŃ INFLACYJNYCH PRZEZ OSOBY PRYWATNE ..	40

Hipoteza Neutralności Pieniądza

Michał Brzoza-Brzezina

(Departament
Analiz i Badań)

Bohdan Kłos

(Biuro Badań
Makroekonomicznych)

Adam Kot

(Departament
Analiz i Badań)

Tomasz Łyziak

(Biuro Badań
Makroekonomicznych)

Luty-Marzec 2002

Główna część opracowania przedstawia wyniki empirycznego badania wpływu zaburzeń monetarnych na procesy realne w długim okresie w Polsce. Badania tego typu zwykło się określać mianem weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza. Testy przeprowadzono dla czterech miar pieniądza: M1, M2, Divisia-1 (D1), Divisia-2 (D2) i produkcji przemysłowej. Jakkolwiek przypuszczenie, iż w długim okresie czasu permanentne bodźce pieniężne nie przekładają się na permanentne zmiany produkcji nie jest kontestowane, wyniki badań empirycznych prowadzone dla ustabilizowanych gospodarek rynkowych – cytowane w niniejszej pracy - nie dają jednoznacznych wyników. Brak przesądzających wniosków jest również najbardziej charakterystyczną cechą badania przeprowadzonego dla Polski. Reakcje produkcji przemysłowej na zaburzenia wąskich miar pieniądza (M1, D1) nie pozwalają na formułowanie wniosków; dla agregatu M2 uzyskaliśmy argumenty potwierdzające jego długookresową neutralność, ale pieniądź mierzony agregatem D2 nie wykazuje już takiej cechy. Korzystając z aparatury badawczej wypracowanej dla pieniądza, specyficznie rozumianą hipotezę neutralności zwerifikowano także dla inflacji (będącej w długim okresie zjawiskiem o monetarnej naturze), dokładniej sprawdzono czy w długim okresie ujawnia się zamienność między inflacją a stopą bezrobocia. Ponownie, uzyskane wyniki nie potwierdzają niemal powszechnie akceptowanej propozycji, iż w długim okresie zamienność opisywana krzywą Phillipsa nie występuje (wertikalna długookresowa krzywa Phillipsa). Zagadnienie krótkookresowego wpływu zaburzeń monetarnych na produkcję przemysłową – jako wykraczające poza tradycyjnie rozumianą problematykę neutralności – potraktowano marginalnie. Już dość ograniczony przegląd opracowań teoretycznych pokazuje, że sformułowanie warunku koniecznego i dostatecznego tego, by poziom aktywności gospodarczej nie był wrażliwy na zmiany podaży pieniądza (interpretowane np. jako skutek interwencyjnej działalności polityki monetarnej) nie jest możliwe. Z tego powodu porzeczono na weryfikacji warunku koniecznego – racjonalności oczekiwań. Przeprowadzone badanie wykazało, iż największą grupą podmiotów funkcjonujących w gospodarce – konsumenci (osoby prywatne) – nie formułuje oczekiwań (inflacyjnych) w sposób racjonalny, co ogranicza możliwość ujawnienia się fenomenowi neutralności polityki monetarnej do pozabawionego praktycznego znaczenia przypadku.

Jakkolwiek zagadnienie neutralności pieniądza ma swoje źródła w ideach ekonomistów żyjących w końcu XIX wieku i – jak się wydaje – w ciągu kolejnych lat w coraz mniejszym stopniu cieszyło się zainteresowaniem teoretyków i praktyków, to i dziś można spotkać notatki na ten temat.¹ Do „odświeżenia” kwestii neutralności przyczynił się bez wątpienia rozwój metod

¹ Dla porządku notujemy fakt istnienia poważnego nurtu myśli ekonomicznej traktującego neutralność pieniądza jak aksjomat, w oparciu o który kreślona jest wizja (model) funkcjonowania gospodarki rynkowej (por. np. Barro (1997), *Makroekonomia*, PWE). Oczywiście, w takim kontekście wszelkie analizy empiryczne wpływu pieniądza na procesy realne należałoby uznać za bezprzedmiotowe.

ekonometrycznych umożliwiającą badanie i w konsekwencji lepsze rozumienie zjawisk długookresowych – integracja szeregów czasowych, analiza kointegracji, modelowanie VAR, itp.

Pojęciem pierwotnym dla propozycji neutralności pieniądza względem realnych procesów gospodarczych wydaje się kwestia jego egzogeniczności. To, czy zmiana podaży pieniądza może być traktowana jako niezależna w stosunku do zjawisk i procesów zachodzących w gospodarce, czy też jest to ogniwo łańcucha współzależnych relacji przyczynowo-skutkowych² jest wciąż jeszcze raczej kwestią osobistych przekonań (światopoglądu) badaczy, stąd przytaczanie argumentów za lub przeciw wydaje się niecelowe. Zakładając egzogeniczność pieniądza oraz – dodatkowo – możliwość sterowania jego podażą (a więc traktując pieniądź jako instrument polityki makroekonomicznej) uzyskujemy motywację badania ewentualnego wpływu pieniądza na procesy realne. Odrzucenie hipotezy egzogeniczności pieniądza nie zamyka oczywiście drogi do empirycznego poszukiwania związków pieniądza i poziomu aktywności gospodarczej, bowiem w świecie endogenicznego pieniądza polityka makroekonomiczna powoduje zaburzenia jego dynamiki.³

Szeroko rozumiana problematyka wpływu pieniądza na procesy realne dzieli się na dwa nurty: teoretyczne i empiryczne badania efektów długookresowych oraz krótko- i średniookresowych. Badanie długookresowego wpływu pieniądza na zjawiska ekonomiczne najlepiej odpowiada pojęciu neutralności pieniądza. Gdy przedmiotem dociekań są efekty krótkookresowe, kluczowym zagadnieniem staje się kwestia charakteru (typu) oczekiwań. Zmiany podaży pieniądza mogą mieć bowiem charakter przewidywalny (trafnie przewidywany) lub nieprzewidywalny (przewidywany z systematycznym błędem) i w zależności od tego, czy oczekiwania podmiotów okazują się (średnio rzecz biorąc) trafne czy nie, efekty polityki monetarnej są różne. Typowa hipoteza⁴ głosi, że trafnie przewidywane zmiany podaży pieniądza nie mają systematycznego wpływu na procesy realne (posiadają cechę niezmienniczości [ang. *invariance*] względem przewidywalnych zmian podaży pieniądza), co prowadzi do konkluzji, iż systematycznie i transparentnie prowadzona polityka pieniężna w gospodarce, w której podmioty formułują oczekiwania racjonalnie a decydent nie posiada przewagi w dostępie do

² Lub też pieniądź znajduje się w pierwszym fragmencie łańcucha zależności i istnieje instrument pozwalający na efektywną kontrolę jego poziomu, dynamiki, struktury (etc.).

³ Przykładowo, wydaje się, że strategia bezpośredniego celu inflacyjnego – *implicite* – odrzuca egzogeniczność pieniądza.

⁴ Por. np. Sargent, Wallace (1975), *Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule*, Journal of Political Economy 83, Brzoza-Brzezina (1999).

informacji – także w krótkim (średnim) okresie – jest nieskuteczna, czyli „neutralna”. Efekty realne mogą być jednak powodowane przez zaburzenia nieprzewidywalne. Fakt, iż wniosek ten można wyprowadzić jedynie w stosunkowo prostych modelach (o bardzo specyficznej postaci) nie wydaje się mieć większego znaczenia dla popularności tej hipotezy. Dlatego termin „neutralność” bywa odnoszony także do problematyki efektów krótkookresowych, w tym (np.) empirycznych analiz kanałów transmisji impulsów monetarnych itp. Problematyka efektów krótkookresowych stanowi jednak osobną dziedzinę badań i niniejsze opracowanie odnosi się do niej jedynie marginalnie. Warto jednak zaznaczyć, iż w wyniku szeregu badań teoretycznych – prowadzonych zwłaszcza w latach dziewięćdziesiątych XX wieku – uzyskaliśmy przykłady, że nawet przewidywalne szoki monetarne (zmiany polityki) mogą mieć systematyczny wpływ na procesy realne w krótkim okresie. Dzieje się tak gdy (np.) z powodów instytucjonalnych lub behawioralnych proces dostosowania cen produktów oraz cen czynników produkcji pojawia się z opóźnieniem (tzn. obserwujemy sztywności nominalne).⁵

Opracowanie składa się z pięciu części. W pierwszej i drugiej prezentowane są najważniejsze definicje i interpretacje oraz procedury badania długookresowej neutralności pieniądza. W trzeciej, przytaczamy wyniki ważniejszych empirycznych badań neutralności pieniądza dla krajów o ustabilizowanej gospodarce rynkowej. W części czwartej podjęto próbę badania empirycznego długookresowej neutralności pieniądza oraz inflacji dla gospodarki polskiej, a w piątej – traktowanej co najwyżej jako wstęp do badań neutralności polityki monetarnej – testowana jest hipoteza o racjonalności oczekiwań osób prywatnych (konsumentów) w Polsce. W aneksie zamieszczono krótką charakterystykę jednego z oszacowanych w trakcie prowadzenia analizy modeli.

1. Neutralność i super-neutralności – definicje i interpretacja

1.1 Długi okres

Termin „neutralność” definiuje się dla długiego okresu wyróżniając dwa przypadki: *długookresową neutralność* i *długookresową super-neutralność*. I tak pieniądz jest *neutralny* (LRN), jeżeli permanentna, egzogeniczna zmiana poziomu podaży pieniądza nie zmienia w długim okresie poziomu żadnej zmiennej realnej lub nominalnej stopy procentowej, prowadząc jednakże do proporcjonalnej zmiany poziomu cen i innych zmiennych nominalnych.

⁵ Por. np. Turnovsky (1995), Romer (2000).

Pieniądz jest *super-neutralny* (LRSN), jeżeli permanentna, egzogeniczna zmiana tempa wzrostu podaży pieniądza prowadzi w długim okresie do takiej samej zmiany nominalnej stopy procentowej i stóp wzrostu innych zmiennych nominalnych, ale nie wpływa na poziom zmiennych realnych.⁶ Warunkiem koniecznym super-neutralności jest neutralność. King i Watson (1997) oraz Bullard (1999) definiując pojęcie długookresowej neutralności zastrzegają, iż zmiany podaży pieniądza mają być nieprzewidywalne.

Pojęcie neutralności można rozszerzyć na niemonetarne bodźce – podane definicje automatycznie przekładają się na pojęcie długookresowej neutralności i super-neutralności zmiennej Z względem zmiennej W . W szczególności, można badać długookresową neutralność inflacji względem stopy bezrobocia (nachylenie długookresowej krzywej Phillipsa), czy inflacji względem stopy procentowej (hipoteza Fishera).

1.2 Krótki okres

Neutralność (lub super-neutralność) pieniądza jest definiowana względem poszczególnych zmiennych charakteryzujących procesy realne. Prawdopodobne jest więc potwierdzanie hipotezy dla części zmiennych i odrzucanie dla innych. Co więcej, ponieważ rozumiana w powyższy sposób neutralność jest cechą, która może ujawnić się w długim okresie (to znaczy po zakończeniu się wszystkich procesów dostosowawczych absorbujących permanentne zaburzenie monetarne), w krótkim okresie należy spodziewać się zjawisk „nieneutralności.” Jednak ewentualne pomiary takich efektów w krótkim horyzoncie mogą być mylące (nawet co do znaku), bowiem – zakładając neutralność w długim okresie – efekty krótkookresowe są sumą fragmentów długookresowego procesu (np.) oscylującego.

Kluczowym w kontekście krótkookresowych efektów zmian podaży pieniądza (interpretowanych jako efekt świadomej interwencji polityki monetarnej) jest rozróżnienie między przewidywalnymi (i przewidywanymi trafnie) i nieprzewidywalnymi (lub przewidywanymi z systematycznym błędem) zmianami podaży pieniądza. Jeśli podmioty nie rozpoznają szoków, np. traktują każdy wzrost nominalnego popytu jak realny wzrost popytu, pieniądz nie może być neutralny. Analizy teoretyczne dotyczące szczególnej postaci neutralności – neutralności polityki (monetarnej) w krótkim okresie – prowadzone są więc przy założeniu, iż podmioty formułują oczekiwania w sposób racjonalny, w szczególności posiadają zdolność do efektywne-

⁶ Por. np. Fisher, Seater (1993).

go zbierania i analizowania wszystkich dostępnych informacji, wiedzę o relacjach wiążących instrumenty polityki gospodarczej z pozostałymi makrokategoriami ekonomicznymi, w tym wartości elastyczności (znajomość „modelu”), możliwość identyfikowania rzeczywistych celów i metod polityki makroekonomicznej, itp. W takiej sytuacji – przykładowo⁷ – antycypowany wzrost podaży pieniądza nie wywoła wzrostu oczekiwanej produkcji ani też realnej stopy procentowej. W kolejnych krokach zachodzących bez opóźnień dostosowań obserwujemy wzrost cen, kontraktów płacowych i spadek produkcji. Jednak poprawnie przewidywany szok monetarny wywoła wzrost popytu (nominalnego), w dalszej kolejności cen (doprowadzając płace realne do wyjściowego poziomu), co pozwoli na powrót produkcji do pierwotnego poziomu (równowagi). Przytoczony opis odwołuje się jednak do specyficznej postaci modelu – nie ma więc waloru ogólności. Warto zauważyć, iż w przytaczany model wpisana jest krótkookresowa neutralność pieniądza, co pozwala podmiotom formułować oczekiwania inflacyjne zgodnie z hipotezą neutralności. Dodatkowo, wszystkie iteracje dostosowań zachodzą niemal równocześnie – brakuje akcentowanych przez dużą grupę współczesnych ekonomistów opóźnień w dostosowaniu cen (na przykład wynikających z kompleksu powodów określanych w literaturze anglojęzycznej mianem *menu costs*) oraz płac.

Generalnie rzecz biorąc, w modelach, w których uwzględnia się sztywności (lepkości) nominalne, występują zasoby (środków trwałych, dług publiczny, bogactwo, itp.) lub behawioralna funkcja produkcji odbiega od wersji Lucasa⁸, czy też występuje więcej niż jedno dobro, zjawisko neutralności polityki (monetarnej lub fiskalnej) zanika. Czasem – poprzez odpowiednie definiowanie zmiennych (np. wyrażenie produkcji w relacji do możliwości produkcyjnych) – nawet wówczas można zidentyfikować szczególną formę neutralności polityki, np. sformułować tezę o nieskuteczności polityki (monetarnej) przy stabilizacji koniunktury gospodarczej, ale wówczas nieuprawnionym byłby wniosek o braku wpływu polityki na ścieżkę wzrostu. Przykłady takich modeli teoretycznych podaje np. Turnovsky (1995), str. 98 i następne.

Sytuację dodatkowo komplikuje wrażliwość omawianego fenomenu na sposób zdefiniowania zbioru informacji, w oparciu o który budowane są oczekiwania. Zarówno model Sargenta i Wallace, jak też przykład podany przez Turnovsky'ego zakładają, że oczekiwania dotyczące chwili t oraz $t+1$ są formułowane w chwili $t-1$. Nie ma więc dostępu do informacji o tym, co się aktualnie dzieje. Równie zasadne jest jednak założenie, iż przynajmniej dla części zmien-

⁷ Przytaczamy tu interpretację jednego z modeli Turnovsky'ego. Por. Turnovsky (1995), str. 99.

⁸ Zgodnie z postulatami Fair'a funkcja produkcji Lucasa powinna uwzględniać optymalizacyjne zachowania podmiotów, co prowadzi do pojawienia się w równaniu stopy procentowej.

nych (np. kursu walutowego) oczekiwania mogą być formułowane w chwili t , bowiem dostęp do informacji jest niemal natychmiastowy. Ta drobna wydawałoby się zmiana sprawia, że polityka przestaje być neutralna.

Podane argumenty, w szczególności fakt, iż nie można dokładniej sformułować warunków dostatecznych pojawienia się nieefektywności (neutralności) polityki monetarnej sprawiają, że badanie krótkookresowych efektów zmian podaży pieniądza (interpretowanych jako efekt świadomej interwencji polityki monetarnej) na procesy realne ograniczyliśmy do samej tylko kwestii racjonalności oczekiwań. Odrzucenie hipotezy o racjonalnym charakterze oczekiwań, zakładającej (między innymi), iż uczestnicy gry rynkowej mają pełny i symetryczny dostęp do informacji oraz że są w stanie ją optymalnie przetwarzać, wystarczy do zakwestionowania „neutralności” polityki pieniężnej w krótkim (średnim) okresie, ale nie wyklucza neutralności pieniądza w długim okresie.

2. Metody badania neutralności pieniądza w długim okresie

2.1 Metoda tradycyjna

Przez wiele lat standardową procedurą badania hipotezy neutralności była estymacja równania dynamicznego, w którym np. logarytm produkcji (y) wyjaśniany jest przy pomocy logarytmu podaży pieniądza (m), tzn.:⁹

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha_0 m_t + \alpha_1 m_{t-1} + \dots + \alpha_K m_{t-K} + \varepsilon_t \\ &= \sum_{i=0}^K \alpha_i m_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{1}$$

przy czym, aby można było mówić o neutralności, permanentny wzrost nominalnego m powinien – po zakończeniu całego cyklu procesów dostosowawczych – pozostawić realną produkcję na niezmiennym poziomie, co oznacza, że parametry α powinny sumować się do zera (równanie będzie jednorodne stopnia zero względem m). Jednak (1) nie jest pełnym opisem struktury zależności – równanie to należy bowiem traktować, jako element postaci zredukowanej (końcowej) bardziej rozbudowanego modelu. Lucas pokazał, że budując model, który w specyfikację postaci strukturalnej ma wpisana neutralność pieniądza względem produkcji (z

⁹ Model i argumentację zaczerpnięto z pracy Kinga i Watsona (1997).

wyjątkiem nieprzewidywalnych, losowych szoków o zerowej wartości oczekiwanej)¹⁰, można uzyskać postać zredukowaną (końcową), która nie jest jednorodna stopnia zero względem m . Procedura testowania neutralności odwołująca się do równania (1) jest więc niepoprawna.

Formułowana w oparciu o argumentację Lucasa kontr-propozycja równania testowego (będącego postacią zredukowaną cytowanego w przypisie modelu) ma postać:

$$y_t = \pi\rho \Delta m_t + \pi(1 - \rho)m_t + \xi_t \quad (2)$$

Jeżeli w równaniu $\rho = 1$, to znajdujemy potwierdzenie długookresowej neutralności – jedynie krótkookresowe (o zerowej wartości oczekiwanej) wahania przyrostu m mogą wpływać na y . Jednak równanie (2) również sprawia kłopot, bowiem jeśli $\rho = 1$, to m jest procesem błędzenia losowego (niestacjonarnym), a komplikacje, jakie powstają przy próbie określenia rozkładu statystyki testu nie zachęcają do prowadzenia analizy w tych warunkach. To ostatnie zastrzeżenie jest o tyle ważne, iż – jak to wyjaśniamy w kolejnej części opracowania – niestacjonarność m jest warunkiem prowadzenia badań długookresowej neutralności pieniądza.

2.2 Rola integracji szeregów

Bardziej współczesne procedury testujące opierają się na spostrzeżeniu, iż o permanentnej zmianie podaży pieniądza można mówić jedynie wtedy, gdy zmienna m posiada pierwiastek jednostkowy, a więc jeśli szereg m ma „bardzo długą pamięć” i nie zapomina pojawiających się zaburzeń. Gdy w historycznym przebiegu zmiennej m nie zanotowano zmiany permanentnej (szereg m nie zapamiętał zmiany), empiryczne testowanie hipotezy neutralności jest bezprzedmiotowe – skoro gospodarka nie doświadczyła permanentnych szoków monetarnych, to i nie miała okazji wykazać się neutralnością lub jej brakiem. Dlatego niejako etapem wstępnym jest sprawdzenie stopnia integracji agregatów monetarnych podlegających badaniu. Analiza stopnia integracji szeregów (agregatu monetarnego i zmiennej realnej, w stosunku do której testuje się hipotezę neutralności) okazuje się więc użytecznym narzędziem badawczym.

¹⁰ Model ten składa się z trzech równań:

$$y = \theta (p_t - E_{t-1}p_t);$$

$$p_t = m_t - \delta y_t$$

$$m_t = \rho m_{t-1} + \varepsilon_t^m$$

gdzie: p_t – logarytm poziomu cen,

ε_t^m – zaburzenie losowe o zerowej wartości oczekiwanej.

Prowadząc dalej tego typu rozumowanie Fisher i Seater (1993) uzyskali warianty, które cytujemy w tabelicy 1.¹¹

Tablica 1 *Przypadki integracji szeregów a hipoteza LRN.*

Pieniądz (m) → ↓ Zmienna realna (y)	~ I(0)	~ I(1)	~ I(2)
~I(0)	1 /nie dotyczy/	2 /LRN/	2 /LRN/
~I(1)	1 /nie dotyczy/	3 /?/	2 /LRN/
~I(2)	1 /nie dotyczy/	4 /?/	3 /?/

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Fisher i Seater (1993), str. 405-406

Zgodnie z wynikami wspomnianych autorów przypadek (1) przekreśla sens badania hipotezy LRN – nie wystąpiły bowiem trwale szoki monetarne. W przypadku (2) hipoteza LRN musi być spełniona „automatycznie” – co prawda występują trwale zaburzenia monetarne, ale odpowiednia zmienna realna nie pamięta ich, tzn. zaburzenia monetarne nie mają trwałego wpływu na odpowiednią zmienną realną. Warianty (3) i (4) dopuszczają możliwość LRN, ale wymagają dodatkowych sprawdzianów.

W przypadku badania super-neutralności (LRSN) także użyteczna okazuje się analiza cech szeregów (zintegrowania). Ponieważ o super-neutralności można mówić jedynie wtedy, gdy mamy do czynienia z neutralnością, liczba możliwych wariantów maleje – hipotezę LRSN można badać jedynie wtedy, gdy w próbie wystąpiły egzogeniczne, permanentne zmiany dynamiki agregatu monetarnego, stąd jedynie próba, w której m posiada dwa pierwiastki jednostkowe może być przedmiotem badania. Powstające warianty przedstawia tablica 2.

Tablica 2 *Przypadki integracji szeregów a hipoteza LRSN.*

Pieniądz (m) → ↓ Zmienna realna (y)	~I(0)	~I(1)	~I(2)
~I(0)	/nie dotyczy/	/nie dotyczy/	1 /LRSN/
~I(1)	/nie dotyczy/	/nie dotyczy/	2 /?/
~I(2)	/nie dotyczy/	/nie dotyczy/	3 /?/

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Fisher i Seater (1993), str. 407

Analizując możliwe warianty Fisher i Seater uznają, iż w przypadku (1) hipoteza LRSN jest spełniona automatycznie, a w przypadkach (2) i (3) konieczne są dalsze badania,¹² których

¹¹ Praktyka pokazuje, że stopień integracji szeregów danych makroekonomicznych nie przekracza dwójki. Przypadki rozpoznania integracji wyższego stopnia są spotykane, ale i traktowane z bardzo dużą nieufnością.

¹² W przypadku (3) jedynie wtedy, gdy potwierdzi się hipoteza LRN.

szczegóły opisują Fisher i Seater. Uogólnieniem procedury badawczej Fishera i Seatera jest metoda zaproponowana i praktycznie zastosowana przez Kinga i Watsona (1997). Dlatego poprzestaniemy na prezentacji tego ogólniejszego ujęcia.

2.3 Metody oparte na modelach wielorównaniowych

Wzorem Kinga i Watsona bierzemy zatem pod uwagę strukturalny model składający się z równania produkcji y oraz nominalnego pieniądza m (elementy deterministyczne, jak stała, trend, zmienne sezonowe, itp. pominięto):

$$\begin{aligned} A \begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} &= C_0 \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + C_p \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1-p} \\ \Delta m_{t-1-p} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix} \\ &= C(L) \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \end{bmatrix}, \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie:

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

O macierzach A , B zakładamy, że są nieosobliwe, L jest operatorem opóźnienia ($Lx_t = x_{t-1}$), a $C(L)$ jest macierzowym wielomianem opóźnień, tzn.:

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

Dla ustalenia uwagi przyjęto, że występujące w modelu zmienne y i m są zintegrowane w stopniu pierwszym. Postacią zredukowaną modelu (2) jest model VAR:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta m_t \end{bmatrix} = A^{-1} C(L) \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta m_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^m \end{bmatrix}, \quad (3)$$

w którym składnik losowy definiuje się jako:

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

z macierzą kowariancji:

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

Dokonując dalszych przekształceń równania (3), zakładając odwracalność procesu VAR (stabilność strukturalnego modelu (2)), uzyskamy postać końcową modelu (reprezentację VMA):

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

lub

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

Zapisując model (6) w bardziej czytelnej wersji uzyskujemy postać, która jest przedmiotem analizy Kinga i Watsona:

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

Układ (7) akcentuje fakt, iż zmienne Δy oraz Δm są (nieskończoną) ważoną sumą dwóch typów zaburzeń (strukturalnych) – monetarnego ε^m i pojawiającego się w sferze realnej ε^y . Analiza wpływu szoków monetarnych na zmienną realną może być dokonana jedynie wtedy, gdy dokonana zostanie dekompozycja ε na dwa typy szoków (ε^m i ε^y) i wyznaczone będą wagi (parametry) $d_{\cdot}(\cdot)$. Suma parametrów (wag) [$d_{ym}(1) = \sum d_{ym}$] charakteryzuje pełny wpływ szoków monetarnych na zmienną realną, jeśli suma parametrów [$d_{mm}(1) = \sum d_{mm}$] jest niezerowa. Problem neutralności może więc być badany biorąc pod uwagę relację skumulowanych reakcji zmiennej Δy oraz Δm na zaburzenie monetarne:¹³

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

a o neutralności mówimy, gdy $\gamma_{ym} = 0$.

¹³ Biorąc pod uwagę treść wyrażeń w liczniku i mianowniku, wielkość γ_{ym} można potraktować jak odpowiednik definiowanej przez Fishera i Seatera „długookresowej pochodnej.”

$$LRD_{y,m} = \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k} / \partial \varepsilon_t^m}{\partial m_{t+k} / \partial \varepsilon_t^m}.$$

Warto jednak zaznaczyć, iż proponowana przez Fishera i Seatera procedura obliczeniowa zakłada, iż parametr $a_{ym} = 0$.

Powyższy szkic pozwala na zaproponowanie kilku procedur wyznaczania wielkości (8). Punktem startowym może być estymacja modelu strukturalnego (2) lub estymacja postaci zredukowanej (3), tzn. modelu VAR. W obu przypadkach stajemy przed problemem identyfikacji parametrów strukturalnych oraz parametrów charakteryzujących strukturę stochastyczną modeli (2) lub (3,5). Równania układu (2) – jako składowe modelu strukturalnego – nie spełniają nawet warunku koniecznego (wymiaru) identyfikowalności. Sugestia Kinga i Watsona idzie w kierunku nadania modelowi (2) charakteru rekurencyjnego. Zakładając, że macierz B jest diagonalna,¹⁴ dla spełnienia warunku koniecznego identyfikowalności potrzebna będzie tylko jedna restrykcja dotycząca elementów macierzy A . Jeżeli jeden z pozadiagonalnych parametrów macierzy A : a_{my} lub a_{ym} będzie dany (niekoniecznie równy zero), to równanie (w którym nie występuje żadna nieopóźniona zmienna endogeniczna) może być szacowane MNK, drugie (traktowane jako element modelu rekurencyjnego) można oszacować – np. tak jak to proponują King i Watson – MZI.¹⁵ By uniknąć arbitralnych założeń szacunki wielkości (8) cytowani autorzy prowadzą warunkowo – dla szeregu zakładanych wartości a_{my} (lub a_{ym}) szacują pozostałe, nie podlegające restrykcjom parametry modelu, w tym a_{ym} (lub a_{my}). W rezultacie kompletu obliczeń uzyskuje się więc nie tyle pojedynczą wartość γ_{ym} , co opis zmian γ_{ym} w zależności od a_{my} lub a_{ym} (funkcje $\gamma_{ym}(a_{my})$ lub $\gamma_{ym}(a_{ym})$).¹⁶

Punktem startowym procedury wyznaczania parametru (8) może być także estymacja modelu VAR (por. równanie (3)), a restrykcje nakładane na parametry macierzy A i B sprowadzą analizę na grunt modeli SVAR. Założenia identyfikujące parametry strukturalne mają dokładnie taki sam charakter jak poprzednio (diagonalna macierz B oraz jeden z pozadiagonalnych elementów macierzy A dany). Ocenę pozostałych, nieznanymi elementów macierzy A i B wykonuje się w modelu SVAR, a przybliżenie d_{ym} i d_{mm} uzyskamy wyznaczając (skończone) wartości mnożników skumulowanych (skumulowane wartości funkcji reakcji /ang. *accumulated impulse response*/). W takiej sytuacji można wyznaczyć – nie sięgając po niestandardowe

¹⁴ Założenie o diagonalności macierzy B traktowane jest przez większość autorów – zwłaszcza sięgających po metodologię modeli VAR/SVAR – w sposób czysto techniczny. O ile jednak można próbować – szczególnie dla bardzo dużej częstotliwości pomiaru zmiennych – racjonalizować rekurencyjną strukturę zależności między zmiennymi endogenicznymi, to na poparcie postulatu nieskorelowania strukturalnych składników losowych trudno znaleźć merytoryczne argumenty. Por. także Favero (1995).

¹⁵ Trzymając się konsekwentnie rekurencyjnej istoty modelu (2) – za dopuszczalne należy uznać szacowanie obu równań MNK – por. np. Pesaran, Smith (1998), str. 5.

¹⁶ Ważnym elementem procedury Kinga i Watsona jest traktowanie uzyskanego parametru γ_{ym} (wartości funkcji $\gamma_{ym}(a..)$) jak zmiennej losowej. Wyprowadzony przez wspomnianych autorów asymptotyczny rozkład γ_{ym} pozwala na zbudowanie przedziału ufności parametru. Ostatecznie, stosując omawianą metodę otrzymujemy więc zestaw możliwych (prawdopodobnych) wartości parametru γ_{ym} oraz możliwość sprawdzenia, czy wartości te są statystycznie różne od zera.

procedury obliczeniowe – przedziały ufności, osobno, przedziały ufności licznika i mianownika ułamka (8).

3. Wyniki empirycznej weryfikacji hipotezy neutralności dla krajów o ustabilizowanej gospodarce rynkowej.

Empiryczne badania neutralności pieniądza były prowadzone w wielu ośrodkach badawczych na całym świecie. Ponieważ metody w nich stosowane bazują na analizie integracji (kointegracji), dlatego wykorzystywane szeregi czasowe muszą być odpowiednio długie. To implikuje ograniczenie zakresu badań do krajów, dla których dostępne są przynajmniej kilkudziesięcioletnie szeregi czasowe. Zaliczają się do nich przede wszystkim Stany Zjednoczone, część krajów OECD, rzadziej spotyka się wyniki dla innych krajów. W tabelicy 3 przytaczamy krótkie charakterystyki wyników badań neutralności omawiane w opracowaniu Bullarda (1999). Jakkolwiek – zdaniem autorów niniejszego opracowania – metodę Fishera-Seatera, jak też procedury oparte na modelach SVAR należy traktować jako specjalny przypadek metody Kinga i Watsona – prezentowane zestawienie (wzorem Bullarda) rozróżnia trzy grupy metod badań.

Jak już wspomniano, w pracach traktujących o neutralności pieniądza w sposób sformalizowany rozważa się neutralność pieniądza względem wybranych zmiennych (lub ogólniej, neutralność zmiennej X względem Z). Nie można więc mówić o neutralności pieniądza „w ogóle,” a jedynie o neutralności względem konkretnych zmiennych. Jak wynika z zestawienia, najczęściej przedmiotem badania była neutralność pieniądza względem dochodu (realnego lub nominalnego), rzadziej badano cechę neutralności CPI względem stopy bezrobocia (kształt krzywej Phillipsa), czy pieniądza względem stopy procentowej.

Jakkolwiek – średnio rzecz biorąc – w wyniku badań empirycznych (prowadzonych głównie w latach 90-tych) częściej znajdowano argumenty za hipotezą neutralności pieniądza względem dochodu realnego niż przeciw, to nawet w tym najważniejszym przypadku nie można sformułować jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o neutralność pieniądza. Zdarza się, iż różne badania prowadzone dla tego samego kraju i dla tego samego okresu czasu dają różne wyniki, co przy dużym podobieństwie stosowanych metod badawczych warte jest odnotowania, tym bardziej, iż hipoteza o długookresowej neutralności pieniądza – nie mając, jak wynika z danych zawartych w tabelicy 3, twardych podstaw empirycznych – wydaje się akceptowalną dla większości współczesnych ekonomistów.

Tablica 3 Zestawienie wyników empirycznych badań neutralności pieniądza.

	Metoda zaproponowana przez Fishera i Seatera (1993)	Metoda zaproponowana przez Kinga i Watsona (1997)	Inne metody
Neutralność oraz superneutralność pieniądza względem dochodu (nominalnego lub realnego)	<p><u>Fisher i Seater (1993):</u> dane dla USA, roczne, 1869-1975, pieniądź szeroki: Pieniądź jest neutralny względem dochodu nominalnego, nie jest neutralny względem dochodu realnego.</p> <p><u>Boschen i Otrrock (1994):</u> dane dla USA roczne, 1869-1929, 1940-92, pieniądź szeroki: Pieniądź jest neutralny względem dochodu realnego po wyłączeniu czasu Wielkiego Kryzysu.</p> <p><u>Haug i Lucas (1997):</u> dane dla Kanady, 1914-1994, pieniądź szeroki (M2): Pieniądź jest neutralny względem dochodu realnego.</p> <p><u>Olekalns (1996):</u> dane dla Australii, roczne, 1900-1994, pieniądź wąski i szeroki (M1 oraz M3): Pieniądź wąski jest neutralny względem dochodu realnego, jednak dla pieniądza szerokiego odrzuca się hipotezę o neutralności (nawet w przypadku zastosowania zmiennych binarnych dla okresu Wielkiego Kryzysu i II wojny światowej).</p> <p><u>Coe i Nason (1999):</u> dane dla USA, roczne, 1869-1997, pieniądź szeroki oraz baza monetarna: Pieniądź szeroki nie jest neutralny względem dochodu realnego, zaś baza monetarna jest neutralna względem dochodu realnego.</p> <p><u>Coe i Nason (1999):</u> dane dla Wlk. Brytanii, od 1900 r., pieniądź wąski i szeroki: Pieniądź wąski i szeroki są neutralne względem dochodu dochodu realnego.</p> <p><u>Serletis i Krause (1998):</u> dane dla Australii, Kanady, Danii, Niemiec, Włoch, Japonii, Szwecji, UK, roczne, od końca XIX w.: Pieniądź jest neutralny względem realnego dochodu.</p>	<p><u>King i Watson (1997):</u> dane dla USA, kwartalne, 1949-1990, pieniądź szeroki: Pieniądź jest neutralny względem realnego dochodu. Pieniądź nie jest superneutralny względem realnego dochodu.</p> <p><u>Weber (1994):</u> dane z krajów G7, kwartalne, okres po 1948 r., pieniądź wąski i szeroki: Pieniądź szeroki (mierzony M2 lub M3) jest neutralny względem realnego dochodu; dla pieniądza wąskiego hipoteza o neutralności jest znacznie łatwiejsza do odrzucenia. Pieniądź nie jest superneutralny względem realnego dochodu.</p> <p><u>Serletis i Koustas (1998):</u> dane dla Australii, Kanady, Danii, Niemiec, Włoch, Japonii, Szwecji, UK, roczne, od końca XIX w.: Pieniądź jest neutralny względem realnego dochodu.</p> <p><u>Bullard i Keating (1995):</u> dane z 58 krajów, szeregi czasowe o długości przynajmniej 25 lat: Pieniądź jest superneutralny dla większości krajów, dla których można wyciągnąć wnioski; autorzy zwracają uwagę na prawidłowość polegającą na tym, że w krajach o niskiej inflacji łatwiej odrzucić hipotezę o superneutralności niż w krajach o wysokiej inflacji.</p>	<p><u>Boschen i Mills (1995):</u> dane dla USA, kwartalne, 1951-1990, pieniądź wąski i szeroki, zastosowanie analizy kointegracji: Pieniądź jest neutralny względem dochodu.</p> <p><u>Bernanke i Mihov (1998):</u> dane dla USA, miesięczne, okres powojenny, konstrukcja modelu VAR z wieloma zmiennymi, analiza funkcji reakcji: Pieniądź jest neutralny względem dochodu.</p> <p><u>Rapach (1999):</u> dane z 14 krajów OECD, 1960-1995, konstrukcja modelu VAR z trzema zmiennymi: Pieniądź nie jest superneutralny względem dochodu w przypadku 11 krajów.</p> <p><u>Ahmedi i Rogers (1996, 1998):</u> dane z USA, roczne, 1889-1995, konstrukcja modelu gospodarki, motywującego przyjęcie konkretnych restrykcji w badaniu empirycznym, stosowana analiza kointegracji: Pieniądź nie jest superneutralny względem dochodu.</p>

Tablica 3 Zestawienie wyników empirycznych badań neutralności pieniądza (cd)

	Metoda zaproponowana przez Fishera i Seatera (1993)	Metoda zaproponowana przez Kinga i Watsona (1997)	Inne metody
Neutralność oraz superneutralność względem realnej stopy procentowej (hipoteza Fishera)		<p><u>King i Watson (1997):</u> dane dla USA, kwartalne, 1949-1990, pieniądz szeroki: Pieniądz nie jest neutralny względem realnej stopy proc.</p> <p><u>Weber (1994):</u> dane z krajów G7, kwartalne, okres po 1948 r., pieniądz wąski i szeroki: Pieniądz jest neutralny względem realnej stopy w Japonii, Kanadzie, Włoszech oraz Francji; w USA i UK pieniądz nie jest neutralny względem realnej stopy procentowej.</p> <p><u>Kousta i Serletis (1999):</u> dane z 11 uprzemysłowionych krajów, okres powojenny: Pieniądz nie jest neutralny względem realnych stóp proc.</p>	<p><u>Rapach (1999):</u> dane z 14 krajów OECD, 1960-1995, konstrukcja modelu VAR z trzema zmiennymi: Pieniądz nie jest superneutralny względem realnych stóp procentowych.</p>
Neutralność pieniądza względem bezrobocia (krzywa Phillipsa)		<p><u>King i Watson (1997):</u> dane dla USA, kwartalne, 1949-1990, indeks cen CPI: CPI jest neutralne względem stopy bezrobocia (długookresowa krzywa Phillipsa jest pionowa lub bardzo stroma).</p> <p><u>Weber (1994):</u> dane z krajów G7, kwartalne, okres po 1948 r., CPI: CPI jest neutralne względem stopy bezrobocia we wszystkich krajach za wyjątkiem Włoch.</p>	
Neutralność względem zasobu kapitału	<p><u>Crosby i Otto (1999):</u> dane dla 64 krajów, roczne, po 1948 r.: Pieniądz jest neutralny względem zasobu kapitału w znacznej większości badanych krajów.</p>		
Neutralność względem produktywności		<p><u>Sbordone i Kuttner (1994):</u> dane dla USA, po 1948 r.: Pieniądz nie jest neutralny względem produktywności; neutralności nie można odrzucić jedynie w przypadku założenia o braku wpływu szoku w produktywności na inflację.</p>	

Źródło: Opracowanie własne na podstawie: Bullard (1999)

4. Wyniki empirycznej weryfikacji hipotezy neutralności dla gospodarki polskiej w latach 1993-2001.

4.1 Integracja szeregów

Jak zaznaczono w drugiej części opracowania, punktem startowym badania (długookresowej) neutralności pieniądza jest określenie stopnia zintegrowania szeregów czasowych. Hipotezy LRN i LRSN zostaną przetestowane dla mierzonych z miesięczną częstotliwością: indeksu cen towarów i usług konsumpcyjnych (CPI), indeksów agregatów monetarnych M1, M2, Divisia-1 (D1) i Divisia-2 (D2) oraz trzech zmiennych, względem których hipoteza neutralności będzie badana: nominalna, krótkookresowa rynkowa stopa procentowa mierzona jednomiesięcznym WIBOR-em (RS1), indeks produkcji przemysłowej (IPR) oraz stopa bezrobocia (U). Dobór szeregów warunkowany jest głównie dostępnością danych w ujęciu miesięcznym oraz liczebnością próby¹⁷. Wyniki analizy integracji szeregów przedstawia tablica 4, a wnioski tam zawarte różnią się od rezultatów uzyskiwanych we wcześniejszych badaniach (także przez autorów niniejszego opracowania). Powodem jest – obok zmiany liczebności próby – także nieco inna metodyka badania.¹⁸ Z góry należy jednak zaznaczyć, że uzyskiwane wyniki należy traktować jako wstępne. Nawet autorzy, prowadzący badania dla ustabilizowanych gospodarek rynkowych i dysponujący próbami obejmującymi 30 lat (i więcej) zastrzegają, iż tak „krótka” próba nie pozwala na wystarczająco pewne wnioskowanie statystyczne. I rzeczywiście, poszukiwanie stabilnych długookresowych charakterystyk szeregów czasowych (stopnia integracji) dysponując próbą nie przekraczającą okresu 10 lat (bez względu na częstotliwość pomiaru danych – bowiem ta jest tu nieistotna), będących dodatkowo latami fundamentalnych przemian systemu gospodarowania, jest przedsięwzięciem ryzykownym – jakkolwiek próby takie wykonywane są przez wielu autorów, to trudno mówić o zbieżności wyników.

¹⁷ Z wyjątkiem stopy bezrobocia, analizy empiryczne długookresowej neutralności prowadzone są dla logarytmów zmiennych. Fakt ten nie jest powtarzany w toku dalszych rozważań.

¹⁸ Najpopularniejszy test na pierwiastek jednostkowy (DF/ADF) – mający generalnie rzecz biorąc małą moc – okazuje się bardzo wrażliwy na dobór elementów deterministycznych równania testowego – ewentualne błędy czynią wykorzystywane wartości krytyczne niewłaściwymi (dokładniej poziom istotności testu staje się nieokreślony) lub dodatkowo obniżają moc testu. Dlatego, prowadząc badania na tak specyficznych danych, jakimi dysponujemy dla Polski (bardzo krótkie szeregi, liczne zmiany strukturalne, zanieczyszczenie szeregów sezonowością, itp.) szczególną uwagę zwrócono na ten właśnie element procedury testowej. Ze znanych autorom niniejszego opracowania „reguł” (procedur) doboru elementów deterministycznych (proponowanych między innymi przez Charemzę, Hendry’ego, Dolado, Ericssona), zastosowano wariant odwołujący się do idei budowy statystyki testu DF/ADF (w interpretacji MacKinnona i Davidsona) oraz propozycji Ericssona (por. Ericsson, MacKinnon(1999)) i wymagający, by stwierdzeniu nieistotności statystyki testu ADF towarzyszyła nieistotna statystyka testu t-Studenta dla elementu deterministycznego najwyższego rzędu w równaniu testowym.

Tablica 4 Wyniki testu DF/ADF na pierwiastek jednostkowy

Zmienna	Stopień integracji (Liczba pierwiastków jednostkowych)	Charakterystyki Testu DF/ADF				
		Próba	Wartość statystyki testu DF/ADF	Prawdopodobieństwo [†]	Dodane do równania testu elementy deterministyczne [‡]	Maksymalne opóźnienie poprawek na autokorelację testu
Log(M1)	1	1993:1 2001:10	-0.13	0.995	C, S1-S11, T	0
Δ log(M1)	0	1993:1 2001:10	-11.1	0.000	C, S1-S11, T, T2	0
Log(M2)	1	1993:1 2001:10	0.29	0.996	C, S1-S11, T	0
Δ log(M2)	0	1993:1 2001:10	-8.81	0.000	C, S1-S11, T, T2	1
Log(D1)	1	1993:1 2001:10	-0.07	0.993	C,S1-S11,T	0
Δ log(D1)	0	1993:1 2001:10	-11.4	0.000	C, S1-S11,T	0
Log(D2)	1	1993:1 2001:10	-0.28	0.989	C,S1-S11,T	0
Δ log(D2)	0	1993:1 2001:10	-4.10	0.025	C, S1-S11, T, T2	11
Log(CPI)	2	1993:1 2001:11	-2.03	0.585	C, S1-S11, T	9
Δ log(CPI)	1	1993:1 2001:11	-3.08	0.258	C, S1-S11, T, T2	8
Δ^2 log(CPI)	0	1993:1 2001:11	-6.33	0.000	C, S1-S11	7
Log(IPR)	1	1993:1 2001:11	-0.96	0.949	C, S1-S11, T	2
Δ log(IPR)	0	1993:1 2001:11	-17.4	0.000	C, S1-S11	0
U	1	1993:1 2001:11	-2.53	0.285	C, S1-S11, T	11
Δ U	0	1993:1 2001:11	-3.34	0.046	C, S1-S11, T	1
Log(1+RS1)	0	1993:1 2001:12	-4.05	0.027	C, S1-S11, T, T2	6

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych GUS oraz NBP

Legenda:

[†] Asymptotyczne wartości krytyczne i prawdopodobieństwa wg MacKinnona

[‡] C – stała, T – trend, T2 – trend kwadratowy, Si – i-ta zmienna sezonowa (S1-S11 – komplet zmiennych dla danych miesięcznych)

Na szczególną uwagę zasługuje w związku z tym spostrzeżenie, iż szeregi (logarytmów) agregatów pieniężnych – w świetle obecnie uzyskanych wyników – bardziej wydają się szeregami zintegrowanymi w pierwszym stopniu (przyrosty są zmiennymi stacjonarnymi względem trendu) niż szeregami zintegrowanymi w stopniu drugim. Wyniki uzyskane dla stopy bezrobocia (zmienna $\sim I(1)$) oraz krótkookresowej nominalnej rynkowej stopy procentowej

$(\sim I(0))^{19}$ mogą być – w znacznie większym niż to jest w przypadku agregatów monetarnych i indeksu cen – efektem nazbyt krótkiej próby. Dlatego – aczkolwiek próbujemy postępować w toku dalszego badania konsekwentnie – nie formułujemy w stosunku do zmiennych RS i U zdecydowanych wniosków.

Tak więc – kierując się wynikami zamieszczonymi w tablicy 4 – można stwierdzić, iż istnieją podstawy do badania neutralności agregatów monetarnych względem indeksu produkcji przemysłowej oraz inflacji względem stopy bezrobocia (nachylenie długookresowej krzywej Phillipsa). Jednak, biorąc pod uwagę neutralność agregatów monetarnych względem nominalnej stopy procentowej – zgodnie z sugestią Fishera i Seatera – neutralność inflacji względem stopy realnej (hipoteza Fishera) występuje „automatycznie,” z definicji. Z uwagi na jedynie pierwszy stopień zintegrowania agregatów monetarnych badanie hipotezy superneutralności jest niecelowe.

4.2 Analiza empiryczna długookresowej neutralności agregatów monetarnych

Empiryczną weryfikację hipotezy długookresowej neutralności czterech agregatów monetarnych przeprowadzono techniką nawiązującą do idei Kinga i Watsona (por. część 2.3 opracowania). Podstawą analiz był więc model VAR (por. równanie (3)) z dwoma stacjonarnymi zmiennymi: Δm oraz Δy , gdzie m oznacza logarytm podaży pieniądza (kolejno M1, M2, D1 i D2), natomiast y logarytm produkcji przemysłowej.²⁰ Próby oszacowania poprawnych modeli VAR pozwoliły otrzymać jednakowe specyfikacje dla wszystkich miar podaży pieniądza. W modelach znalazło się po sześć opóźnień każdej zmiennej, stała, trend, zmienne sezonowe oraz dwie dodatkowe zmienne zero-jedynkowe (eliminujące niejednorodność danych).

Zgodnie ze szkicem metodycznym przedstawionym poprzednio, kolejny krok analizy polegał na nałożeniu restrykcji na macierze A i B (por. równanie (4)), pozwalających zidentyfikować strukturalną postać modelu, oraz estymacji pozostałych elementów tych macierzy (modelu SVAR). Zgodnie z twierdzeniami o identyfikowalności, na macierze A i B trzeba nałożyć łącznie pięć restrykcji. Standardowo przyjmowanymi rozwiązaniami jest uznanie diagonalnego charakteru macierzy wariancji B (2 restrykcje) oraz normalizacja macierzy A poprzez

¹⁹ Dokładniej, zmienna ta wykazuje cechy szeregu stacjonarnego względem trendu. Formalnie rzecz biorąc zmienne stacjonarne względem liniowego trendu spełniają definicję szeregów $\sim I(1)$, tu przyjmujemy jednak konwencję nazywania takich szeregów – szeregami $\sim I(0)$.

²⁰ W badaniu wykorzystano zmienne będące przedmiotem analizy integracji w paragrafie 4.1. Tam też znajdują się definicje szeregów czasowych.

umieszczenie jedynek na jej głównej przekątnej (2 restrykcje). Największym problemem jest znalezienie ostatniego, piątego ograniczenia. Typowym sposobem ominięcia problemu jest nałożenie restrykcji zerowej na jeden z pozostałych elementów macierzy A (taki jest skutek tzw. dekompozycji Choleskiego). Oznacza to poczynienie *implicite* założenia o braku natychmiastowego wpływu jednej zmiennej na drugą (tu: braku wpływu pieniądza na produkcję $/a_{ym} = 0/$ w tym samym miesiącu lub braku bezpośredniego wpływu produkcji na pieniądz $/a_{my} = 0/$). Taki sposób identyfikowania modelu VAR ma wprawdzie jasną interpretację ekonomiczną, zapewnia jednak ograniczoną wiedzę na temat rzeczywistego zachowania systemu. Dlatego też, w niniejszym opracowaniu zdecydowano się, wzorem Kinga i Watsona, na przebadanie całego spektrum prawdopodobnych wartości parametrów a_{ym} i a_{my} . Na podstawie szacunków niezależnego modelu strukturalnego udało się ustalić, iż wartości obydwu parametrów powinny kształtować się w przedziale $(0, 3.5)$, jednak aby zmniejszyć prawdopodobieństwo pominięcia istotnego wyniku zdecydowano się rozszerzyć przeszukiwany przedział do $(-1, 4)$. Etapem końcowym było wyznaczenie skumulowanych mnożników (funkcji reakcji) dla każdej z oszacowanych wersji modelu.

Różnica pomiędzy omawianym tu podejściem, a badaniami Kinga i Watsona związana jest ze sposobem interpretowania równania (8). Podczas, gdy w oryginalnym opracowaniu szacowana była wyłącznie wartość ułamka:

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

oraz jego odchylenie standardowe, nasze badanie skupiło się na obliczeniu licznika, czyli skumulowanego mnożnika pieniądza względem produkcji i jego odchyłeń standardowych.²¹ Podejście takie wydaje się uzasadnione w obliczu testowania hipotezy zerowej $\gamma_{ym} = 0$ wobec alternatywnej $\gamma_{ym} \neq 0$. Po przebadaniu, że mianownik ułamka jest różny od zera, o prawdziwości hipotezy zerowej decydowała będzie wielkość licznika. Jeżeli licznik nie będzie istotnie różny od zera, nie znajdziemy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, jeżeli natomiast licznik przyjmie wartość niezerową, będziemy zmuszeni odrzucić H_0 na rzecz hipotezy alternatywnej. Warto zauważyć, że z teoretycznego punktu widzenia, znajdujący się w mianowniku mnożnik d_{mm} powinien być zawsze różny od zera. Dzieje się tak dlatego, że podaż pieniądza jest zmienną zintegrowaną w stopniu pierwszym, co oznacza, że dodatni szok, któremu

²¹ Podstawą przyczyną rezygnacji z badania relacji (8) były kłopoty z wyznaczeniem asymptotycznego rozkładu γ_{ym} .

zostanie poddana, powinien się utrwalić (co widoczne będzie w analizowanej postaci długookresowego mnożnika, czyli odchylenia od poziomu wyjściowego). Ponieważ jednak, jak wykazały to przeprowadzone eksperymenty, nie dla wszystkich wartości parametrów a_{ym} i a_{my} wynik ten udało się potwierdzić,²² badanie neutralności ograniczyliśmy do przedziałów, w których dało się wykazać statystycznie istotne odchylenie mnożnika d_{mm} od zera.

Tak więc dla każdego z badanych agregatów monetarnych wyznaczono skumulowane mnożniki (reakcje agregatu monetarnego oraz produkcji za zaburzenie monetarne), a uzyskane wyniki obliczeń – dla każdego z agregatów monetarnych – prezentujemy w dwóch zestawach wykresów. W pierwszym zestawie rysunków przedstawiono wielkość mnożnika długookresowego d_{ym} (skumulowanego wpływu szoku monetarnego na produkcję) jako funkcji parametru a_{ym} lub a_{my} zmieniających się w przedziałach (-1, 4). Aby umożliwić weryfikację przedstawionych hipotez, na wykresach zamieszczono również przedział ± 2 odchyłeń standardowych, wyznaczający 95% przedział ufności. Na drugim zestawie wykresów przedstawiamy kształtowanie się mnożnika d_{mm} (skumulowanego wpływu szoku monetarnego na pieniądz) dla różnych a_{my} i a_{ym} . Wykresy mnożników pozwalają ustalić, dla jakich wartości parametru a_{ym} bądź a_{my} celowe jest testowanie opisanych hipotez na podstawie licznika.

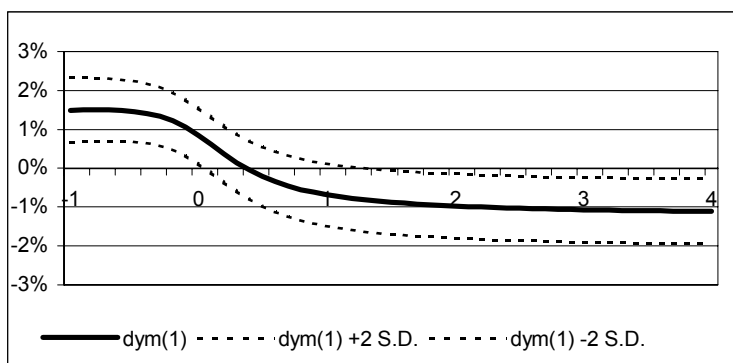
4.2.1 Agregat M1

Rezultaty obliczeń dla pieniądza wąskiego, gdy restrykcje nakładane są na parametr a_{my} , przedstawia rysunek 1.1b.²³ Zauważamy, że mnożnik d_{mm} przyjmuje niezerowe wartości – w przybliżeniu – jeśli $a_{my} \in (-0.5, 1.5)$. Oznacza to, że dla tego przedziału ma sens rozpatrywanie neutralności na podstawie licznika wyrażenia (8) – mnożnika d_{ym} . W przedziale tym (Rys. 1.1a) nie można jednoznacznie określić, czy pieniądz jest neutralny. Dla wartości $a_{my} < 0$, skumulowana reakcja produkcji na szok monetarny jest dodatnia, natomiast dla wartości z przedziału (0, 1.5) wynik nie jest istotnie różny od zera.

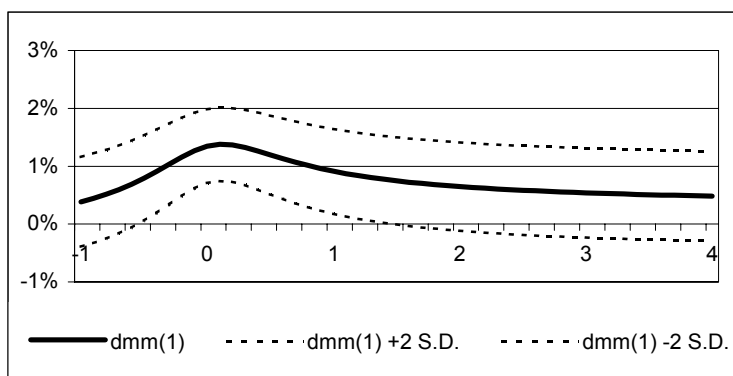
²² Dla pewnych kombinacji parametrów strukturalnych macierze A i B mogą być osobliwe, a numeryczny problem optymalizacyjny jakim jest estymacja modelu SVAR ma więcej niż jedno rozwiązanie lub nie ma rozwiązania.

²³ Ponieważ wszystkie zmienne przed wprowadzeniem do modelu zostały zlogarytmowane, oś pionową wyskalowano w procentach. Przyrosty logarytmów odpowiadają bowiem, dla niewielkich odchyłeń, przyrostom procentowym zmiennej.

Rysunek 1.1a: Agregat MI – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$

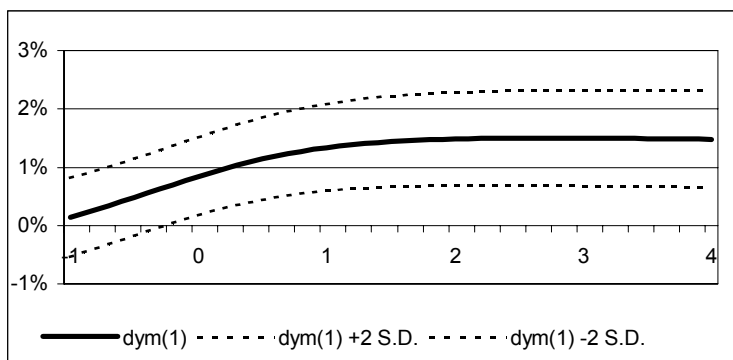


Rysunek 1.1b: Agregat MI – Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$

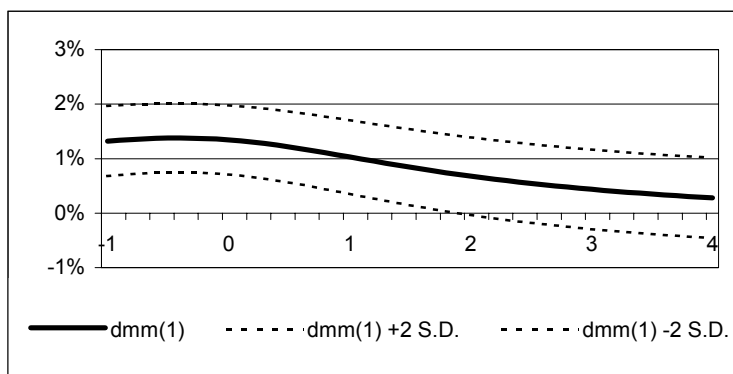


Przy restrykcjach nakładanych na parametr a_{ym} uzyskujemy podobne, w sensie niejednoznaczności, wyniki. Mnożnik d_{mm} przyjmuje niezerowe wartości dla a_{ym} z przedziału $(-1, 2)$. W pierwszej części przedziału, dla ujemnych a_{ym} , mnożnik d_{ym} nie jest istotnie różny od zera, natomiast dla $a_{ym} > 0$, skumulowana reakcja produkcji na szok monetarny jest dodatnia.

Rysunek 1.2a: Agregat MI – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału $(-1, 4)$



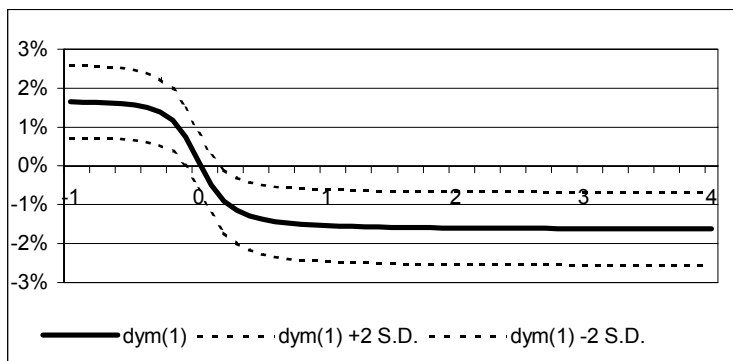
Rysunek 1.2b: Agregat M1 – Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału $(-1, 4)$



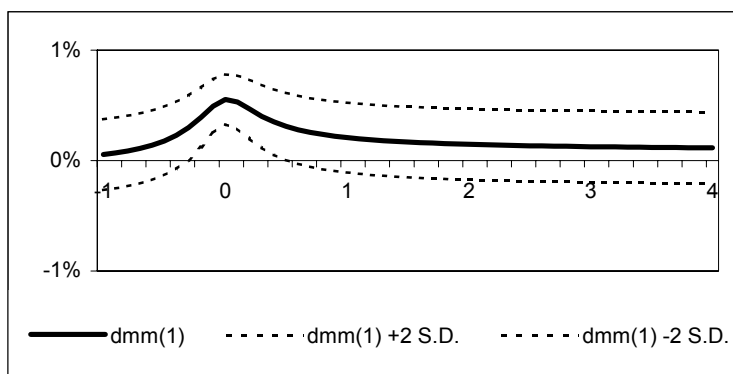
4.2.2 Agregat M2

Wykresy dla agregatu M2 zostały sporządzone w analogiczny sposób, jak w poprzednim przypadku. Jak widać na rysunku 2.1b mnożnik d_{mm} przyjmuje niezerowe wartości w bardzo wąskim przedziale $(-0.5, 0.5)$. W środku tego przedziału (rys. 2.1a) znajduje się obszar wyraźnej neutralności pieniądza, ale na brzegach mnożnik przyjmuje wartości zarówno dodatnie jak i ujemne.

Rysunek 2.1a: Agregat M2 – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$

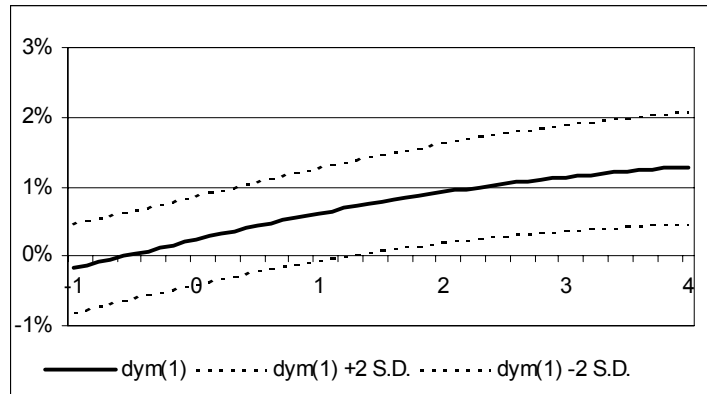


Rysunek 2.1b: Agregat M2 – Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$

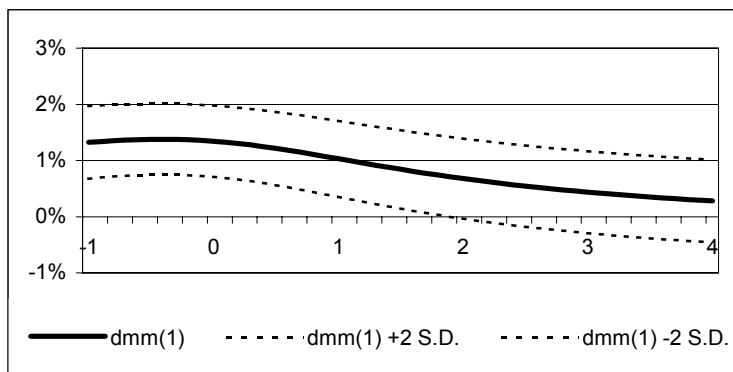


Nakładając restrykcje na parametr a_{ym} uzyskujemy bardziej jednoznaczne wyniki. Jak widać, d_{mm} jest większy od zera przy wartościach a_{ym} z przedziału $(-1, 2)$. Wprawdzie również w tym przypadku nie ma jednoznaczności co do występowania neutralności pieniądza, jednak można przyjąć, że dla większej części rozpatrywanego przedziału (od -1 do 1.5) hipotezy o neutralności M2 nie można odrzucić.

Rysunek 2.2a Agregat M2 – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału $(-1, 4)$



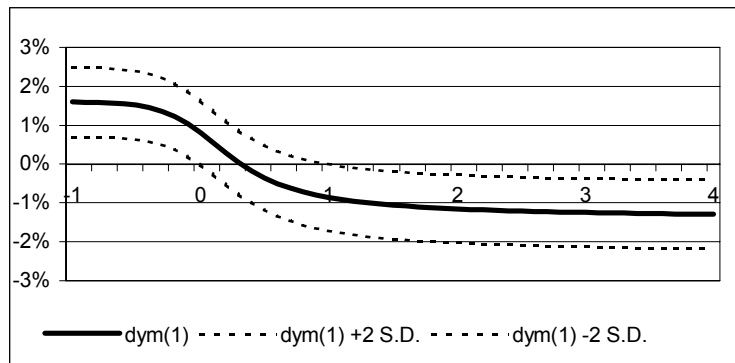
Rysunek 2.2b Agregat M2 – Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału $(-1, 4)$



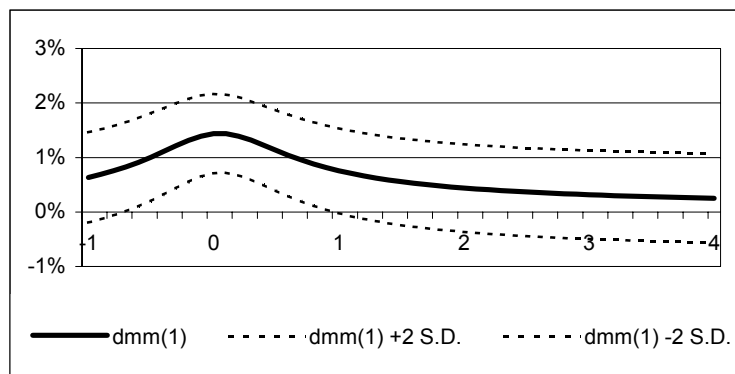
4.2.3 Agregat D1

Wyniki dla agregatu D1 są bardzo zbliżone do tych, które otrzymaliśmy dla M1. Również tutaj przedział niezerowych wartości mnożnika d_{mm} odpowiada zarówno neutralności pieniądza (dla $a_{my} \in (0, 1)$), jak i jej brakowi (dla $a_{my} \in (-0.6, 0)$).

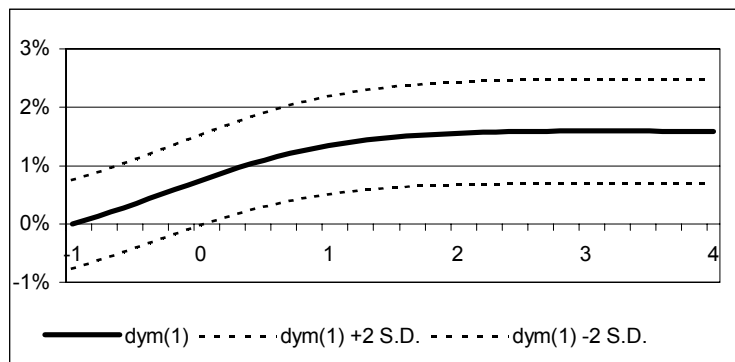
Rysunek 3.1a: Agregat DI – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$



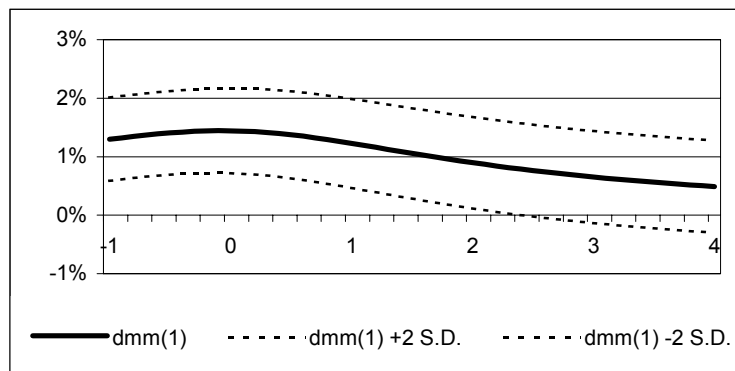
Rysunek 3.1b: Agregat DI – Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$



Rysunek 3.2a Agregat DI – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału $(-1, 4)$



Rysunek 3.2b Agregat DI – Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału $(-1, 4)$

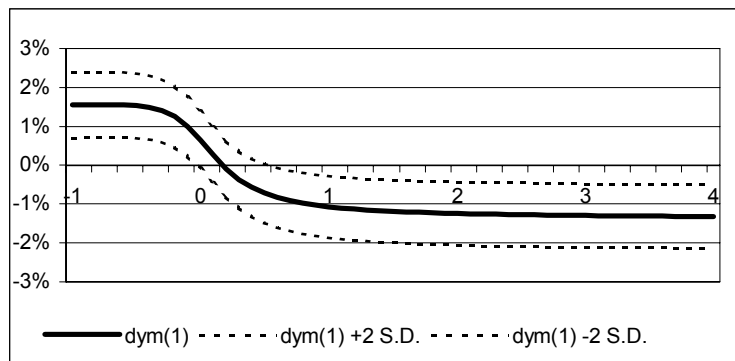


Podobieństwo D1 i M1 można dostrzec także w modelu, w którym sterowano parametrem a_{ym} . Szeroki przedział niezerowych wartości mnożnika d_{mm} obejmuje zarówno obszary neutralności (dla $a_{ym} < 0$) jak i jej braku (dla $a_{ym} \in (0, 2.5)$).

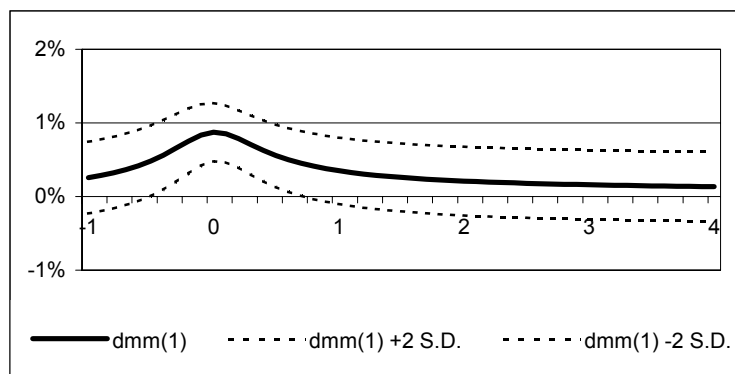
4.2.4 Agregat D2

Podobnie jak w przypadku agregatu M2, ustalanie parametru a_{my} prowadzi do uzyskania bardzo wąskiego przedziału niezerowych wartości mnożnika d_{mm} . Zasadniczo, w znacznej części tego przedziału pieniądz D2 pozostaje neutralny, ale istnieje też obszar braku neutralności (dla $a_{my} \in (-0.5, 0)$)

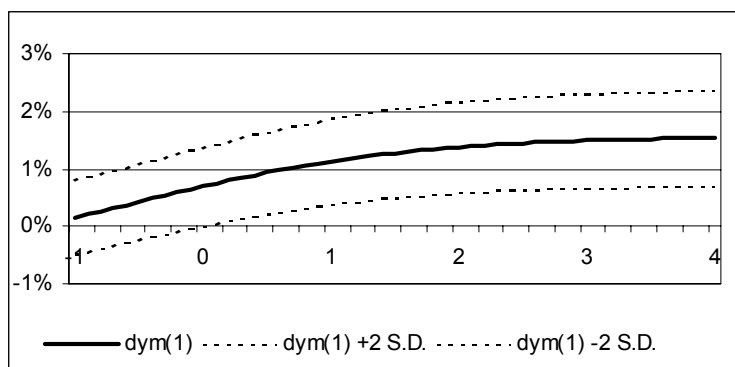
Rysunek 4.1a Agregat D2 – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$



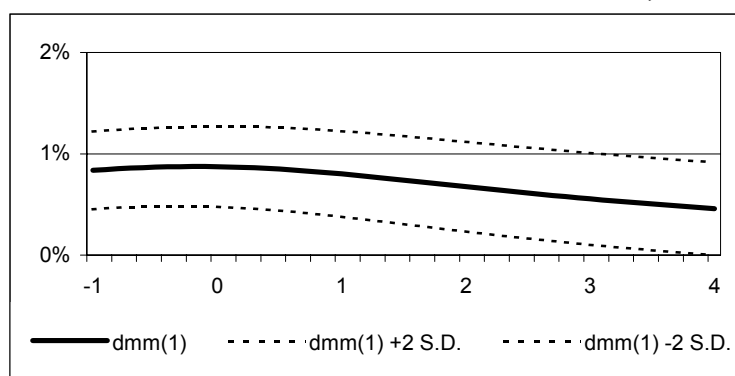
Rysunek 4.1b Agregat D2 – Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{my} z przedziału $(-1, 4)$



Rysunek 4.2a Agregat D2 – Mnożnik d_{ym} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału (-1, 4)



Rysunek 4.2b Agregat D2- Mnożnik d_{mm} dla wartości parametru a_{ym} z przedziału (-1, 4)



Duży obszar braku neutralności pojawia się natomiast w przypadku sterowania parametrem a_{ym} . Jak widać na wykresie 4.2b, istnieje możliwość weryfikacji hipotezy neutralności dla wszystkich wartości parametru. Rysunek 4.2a wskazuje na zdecydowany brak neutralności pieniądza D2 dla wszystkich dodatnich wartości parametru a_{ym} .

4.2.5 Podsumowanie wyników weryfikacji hipotezy neutralności pieniądza

W tabelicy 5 zebrano (w nieco uproszczonej postaci) najważniejsze wnioski z prezentowanej analizy empirycznej. Generalnie rzecz biorąc, badanie nie pozwoliło jednoznacznie rozstrzygnąć kwestii długookresowej neutralności pieniądza. Wydaje się, że jedynym agregatem, o którym można powiedzieć, że cechuje się neutralnością, jest miara podaży pieniądza ogółem M2. W przypadku pozostałych agregatów monetarnych wynik jest w dużym stopniu uzależniony od wyboru restrykcyjnej identyfikującej model, przy czym w stosunkowo największym stopniu brakiem neutralności wykazał się szeroki agregat Divisia.

Tabela 5 Synteza wyników weryfikacji hipotezy długookresowej neutralności

Miara pieniądza	Parametr $a_{my} \in (-1, 4)$ Parametr a_{ym} – estymowany	Parametr $a_{ym} \in (-1, 4)$ Parametr a_{my} – estymowany	Ostateczny wniosek
M1	Wynik mieszany	Wynik mieszany	Brak rozstrzygnięcia
M2	Raczej neutralny	Neutralny	Neutralny
D1	Wynik mieszany	Wynik mieszany	Brak rozstrzygnięcia
D2	Wynik mieszany	Raczej brak neutralności	Raczej brak neutralności

Źródło: Opracowanie własne

Uzyskane wyniki są więc bardziej niejednoznaczne niż cytowane w paragrafie 3 rezultaty dotyczące neutralności pieniądza w ustabilizowanych gospodarkach rynkowych. Oczywiście, zasadniczą przyczyną jest „specyfika” procesu transformacji, w tym – przede wszystkim – krótka próba. Termin „krótka próba” ma dwa znaczenia. Czysto formalna, statystyczna interpretacja akcentuje małą liczbę obserwacji, co zmniejsza precyzję oszacowania parametrów modeli i w konsekwencji prowadzi do szerokich przedziałów ufności mnożników. Przypuszczamy, że właśnie ten czynnik spowodował, iż badanie cech M1 i D1 nie zakończyło się konkluzją. Równie ważna jest jednak i druga treść terminu. Absorpcja zaburzeń monetarnych jest bowiem procesem czasochłonnym i, w próbie obejmującej zaledwie kilka lat, proces neutralizacji zaburzeń okazał się – zapewne – niewystarczająco reprezentowany. Prawdopodobne jest, iż w całej historii gospodarki rynkowej w Polsce nie zakończył się nawet jeden pełny cykl dostosowań, którego efektem powinna być – zgodnie z hipotezą długookresowej neutralności – pełna, inflacyjna absorpcja zaburzenia monetarnego, bez efektów realnych. Znaczenie mają także zmiany roli jaką w polityce monetarnej i fiskalnej pełnił pieniądz w badanym okresie, bowiem po każdej takiej zmianie producenci i konsumenci muszą, metodą prób i błędów, znaleźć adekwatne sposoby reagowania na bodźce monetarne i fiskalne – co więcej, muszą nauczyć się jak interpretować samą politykę makroekonomiczną.

Fakt, iż agregat Divisia-2 nie wykazuje cechy długookresowej neutralności (dla warunków Polski w latach 1993-2001) może być konsekwencją sposobu konstrukcji tej miary, dokładniej uwzględniania dodatkowego wpływu rynkowych stóp procentowych.²⁴ Zaburzenia identyfikowane w szeregach D2 mają w takim przypadku dwojaki charakter: po pierwsze są autonomicznymi lub indukowanymi polityką makroekonomiczną szokami monetarnymi (tak jak zaburzenia M2); po drugie są także zaburzeniami samych stóp procentowych (efekt autono-

²⁴ Ujmując rzecz w przybliżeniu agregaty Divisia są średnimi ważonymi tradycyjnych komponentów miar pieniądza, przy czym w charakterze wag używane są stopy procentowe.

miczny, polityki monetarnej lub zaburzeń agregatów monetarnych). Oddziaływanie zaburzeń monetarnych na procesy realne dokonuje się głównie poprzez reakcje strony popytowej gospodarki, skutki zmian stóp procentowych nie ograniczają się jednak do strony popytowej. Efekty kursowe, rola stóp procentowych w kształtowaniu poziomu (dynamiki) inwestycji, jak też wielkości deficytu budżetowego i długu publicznego (indukujące zmiany podatków), to przykładowa i niepełna lista uruchamianych mechanizmów po stronie podaży gospodarki. Reakcje sfery realnej na bodźce po stronie podaży są – zwykle – silniejsze i mają bardziej długotrwały charakter, stąd trudności ze stwierdzeniem neutralności tak niejednorodnego agregatu, jakim jest Divisia. Tak więc brak symptomów neutralności agregatu D2 można uznać za konsekwencję zbyt krótkiej próby użytej do prowadzenia badań, ale też i sygnał, iż zaburzenia pojawiające się w sektorze monetarnym gospodarki (zaburzenia monetarne wraz z szokami rynkowych stóp procentowych) wykazują tendencję do utrwalania się.

Bardziej szczegółowe analizy wyników uzyskiwanych w kolejnych ćwiczeniach pokazują, że do bardziej jednoznacznych wniosków mogłoby doprowadzić nałożenie na parametry a_{my} lub a_{ym} silniejszych restrykcji – tradycyjnie wykorzystywanych w analizach VAR i SVAR restrykcji zerowych lub takich, które – zdaniem autorów – mają najbardziej intuicyjną interpretację ekonomiczną.²⁵ Przyjmując, dla przykładu, iż natychmiastowy (w skali jednego miesiąca) wpływ zmiany realnej produkcji przemysłowej na zmiany nominalnej podaży pieniądza (a_{my}) jest bliski zeru, bądź słabo dodatni, hipoteza neutralności pieniądza zyskałaby potwierdzenie dla wszystkich agregatów monetarnych. Analogicznie, analizując rolę parametru a_{ym} określającego natychmiastowy wpływ nominalnego pieniądza na realną produkcję zauważamy, że nałożenie na ten parametr restrykcji zerowej skutkuje, podobnie jak w poprzednim przypadku, potwierdzeniem wyniku neutralności. Natomiast przyjęcie, iż efekt natychmiastowy jest dodatni, determinuje taki sam wynik długookresowy, zaprzeczając (z wyłączeniem agregatu M2) hipotezie neutralności.

Powyższe uwagi pokazują jak istotne było wykorzystanie w naszym badaniu techniki Kinga i Watsona. Gdybyśmy bowiem zdecydowali się wyłącznie na nałożenie na model którejś z restrykcji zerowych (co jest najczęściej spotykanym sposobem identyfikacji w modelach SVAR), potwierdzilibyśmy w pełni hipotezę neutralności pieniądza, nie podejrzewając, jak bardzo wynik ten jest uzależniony od przyjętych (ale nie zweryfikowanych empirycznie) za-

²⁵ Z faktu, iż pewne wartości parametrów mają bardziej przekonującą interpretację nie wynika, iż są to – szczególnie w gospodarce przechodzącej transformację systemową – wartości najbardziej prawdopodobne.

łożeń. Wniosek ten skłaniać powinien do zdecydowanej ostrożności przy przyjmowaniu jakichkolwiek założeń w toku badań empirycznych.

4.3 Analiza empiryczna kształtu długookresowej krzywej Phillipsa.

Z szeregu reakcji po stronie popytowej i podażowej gospodarki powodowanych przez zaburzenia monetarne jeden z efektów zasługuje na specjalną uwagę. Przy neutralnym – w długim okresie – pieniądzu, szoki monetarne powinny przekładać się na efekty cenowe (inflacyjne). Ale zaburzenia inflacyjne nie powinny być traktowane przez producentów jako sygnał wzrostu (realnego) popytu. Tak więc, w długim okresie, neutralności pieniądza winna towarzyszyć neutralność inflacji względem podaży (produkcji, stopnia wykorzystania mocy produkcyjnych, bezrobocia).

Metodykę badania neutralności opisaną w paragrafie 2.3 (i jej wariant zastosowany w paragrafie 4.2) wykorzystano więc do prześledzenia długookresowych reakcji stopy bezrobocia na szoki inflacyjne, czyli oceny nachylenia długookresowej krzywej Phillipsa. Rozróżnienie między nachyleniem krzywej Phillipsa kreślonej dla długiego i krótkiego okresu ma taki sam sens, jak rozróżnianie neutralności pieniądza w długim i krótkim okresie i tak jak istnieją powody, dla których permanentne szoki monetarne mogą wywoływać efekty realne obserwowalne w krótkim okresie (i zanikające w długim), tak – w krótkim okresie – można zaobserwować różne postaci zmienności: inflacja/bezrobocie, które powinny zanikać w długim horyzoncie.

Postępując w analogiczny jak poprzednio sposób, oszacowano model VAR dla przyrostów stacjonarnych: stopy bezrobocia Δu oraz przyrostów inflacji $\Delta^2 p$. Model VAR uwzględniał sześć opóźnień oraz stałą i zmienne sezonowe. Z pięciu restrykcji koniecznych do identyfikacji parametrów modelu SVAR cztery miały taki sam charakter jak w poprzednim ćwiczeniu: diagonalna macierz B i znormalizowane wartości diagonalne macierzy A . Piątą restrykcję identyfikującą postać strukturalną modelu nakładano – jak poprzednio – na parametry charakteryzujące bezpośredni (natychmiastowy) wpływ tempa inflacji na przyrosty stopy bezrobocia (parametr a_{up}) oraz wpływ przyrostów stopy bezrobocia na tempo inflacji (parametr a_{pu}). Mnożniki skumulowane opisujące całkowity wpływ zaburzeń inflacyjnych na tempo inflacji oraz zmiany stopy bezrobocia szacowano dla $a_{up} \in (-3, 1)$ i $a_{pu} \in (-5, 0)$. Jednak zastosowane w poprzednim badaniu standardy wnioskowania statystycznego (95% przedział ufności) okazały się obecnie nadmierne – wartości umieszczane w mianowniku ułamka (8) nie różniły się

statystycznie od zera dla całego badanego przedziału zmienności parametrów ($a_{..}$). Dopiero poziom 80% przy restrykcjach nakładanych na a_{up} oraz 70% przy restrykcjach nakładanych na a_{pu} pozwolił na analizowanie licznika. W pierwszym przypadku (gdy a_{up} podlega ograniczeniom), skumulowany (długookresowy) efekt wzrostu inflacji na stopę bezrobocia okazał się dodatni, statystycznie istotny, w drugim przypadku (gdy ograniczeniom podlega a_{pu}) mnożnik jest ujemny i również istotny.²⁶ Tak więc – biorąc pod uwagę obniżone standardy wnioskowania – uzyskany wynik daje (słaby) argument przeciw hipotezie o pionowej długookresowej krzywej Phillipsa w Polsce.

Jeśli natychmiastowym efektem wzrostu stopy bezrobocia jest spadek tempa inflacji, obserwujemy klasyczną zmienną także w długim okresie. Sytuacja ta jest możliwa, gdy (na przykład) duży udział w kosztach produkcji mają koszty płacowe i pozycja przetargowa pracobiorców ulega erozji wraz ze wzrostem bezrobocia. Jeśli – poprzez nakładanie restrykcji – wymuszamy, by natychmiastowym efektem wzrostu inflacji był spadek stopy bezrobocia (co stanie się jedynie wtedy, gdy podmioty będą popełniały systematyczny błąd w interpretacji sygnałów rynkowych), to w długim horyzoncie pojawi się (będący na granicy istotności) dodatni efekt. Sugeruje to, iż w opisywanej sytuacji ujawniać się będą podażowe bariery oraz wzrost kosztów produkcji wynikający ze wzrostu pozycji przetargowej pracobiorców, co doprowadzi do ujemnego wpływu inflacji na zatrudnienie. Czynnikiem, który decyduje o charakterze zależności długookresowej jest więc natychmiastowa reakcja inflacji na zaburzenie w sferze realnej i bezrobocia na zaburzenie inflacyjne. Jakkolwiek uzyskany wniosek – w dużym stopniu – odpowiada intuicji autorów, podkreślamy, że został uzyskany przy dyskusyjnych rezultatach dotyczących stopnia zintegrowania stopy bezrobocia (por. par. 4.1) oraz przy zaniżonym poziomie istotności testów.

5. Analiza charakteru oczekiwań osób prywatnych w Polsce – przypadek oczekiwań inflacyjnych²⁷

Zgodnie z interpretacją neutralności pieniądza w krótkim okresie (neutralności polityki) zaproponowaną w pierwszej części opracowania, warunkiem koniecznym (aczkolwiek niewystarczającym) ujawnienia się nieskuteczności polityki monetarnej jest racjonalność oczeki-

²⁶ Nie przedstawiamy wykresów oszacowanych w tym ćwiczeniu mnożników bowiem ich przebieg jest – z wyjątkiem wartości zbiegających do prawego krańca zmienności parametrów – monotoniczny. Wówczas ujawniają się jednak problemy numeryczne, których źródłem jest osobliwość macierzy A lub B .

²⁷ Część opisowa rozdziału powstała na podstawie Łyziak (2001).

wań, dlatego – nie podejmując próby empirycznej analizy krótkookresowych efektów szoków monetarnych (egzogenicznych lub implikowanych polityką pieniężną) – prezentujemy wyniki analizy charakteru oczekiwań wybranej grupy podmiotów gospodarczych – osób prywatnych (konsumentów, gospodarstw domowych). Ze względu na ograniczoną informację – bowiem oczekiwania dotyczące zagregowanego popytu, bezrobocia, płac, kursu walutowego (itp.) nie są przedmiotem systematycznych pomiarów statystycznych, co uniemożliwia badania ilościowe – analizę ograniczono do oczekiwań inflacyjnych.

5.1 Metoda kwantyfikacji oczekiwań i charakterystyka danych

Oczekiwania tempa wzrostu cen w ciągu najbliższych 12 miesięcy formułowane przez osoby prywatne kwantyfikowane są na podstawie wyników ankiety Demoskopu z wykorzystaniem skorygowanej metody Carlsona i Parkina (1975)²⁸ Zakłada się w niej, iż ankietowani postrzegają przebieg procesów cenowych w gospodarce przez pryzmat oficjalnych statystyk inflacji oraz że oczekiwana przez osoby prywatne stopa inflacji ma rozkład normalny.²⁹ W celu obliczenia wartości średniej oraz wariancji tego rozkładu wykorzystuje się fakt, iż składając deklaracje dotyczące przewidywań inflacyjnych, ankietowani odnoszą je do przebiegu procesów cenowych mającego miejsce dotychczas, który w procedurze kwantyfikacyjnej jest wyrażony tzw. stopą inflacji bieżącej. Ponieważ ankieta Demoskopu przeprowadzana jest w pierwszej połowie każdego miesiąca, czyli przed ogłoszeniem przez GUS wskaźników inflacji za miesiąc poprzedni, za bieżącą stopę inflacji przyjmuje się stopę inflacji rok do roku sprzed dwóch miesięcy, czyli tę, która jest (potencjalnie) znana respondentom w momencie udzielania odpowiedzi na pytanie ankiety.³⁰

Na wykresie (por. rys 5) przedstawiono trzy szeregi czasowe: oczekiwaną przez osoby prywatne stopę wzrostu cen w ciągu najbliższych 12 miesięcy; stopę inflacji bieżącej, znaną ankietowanym w momencie udzielania odpowiedzi na pytanie ankiety oraz faktyczną stopę inflacji w analogicznym miesiącu następnego roku. Porównanie oczekiwanej stopy inflacji ze stopą inflacji bieżącej pozwala ocenić sposób formułowania oczekiwań inflacyjnych przez

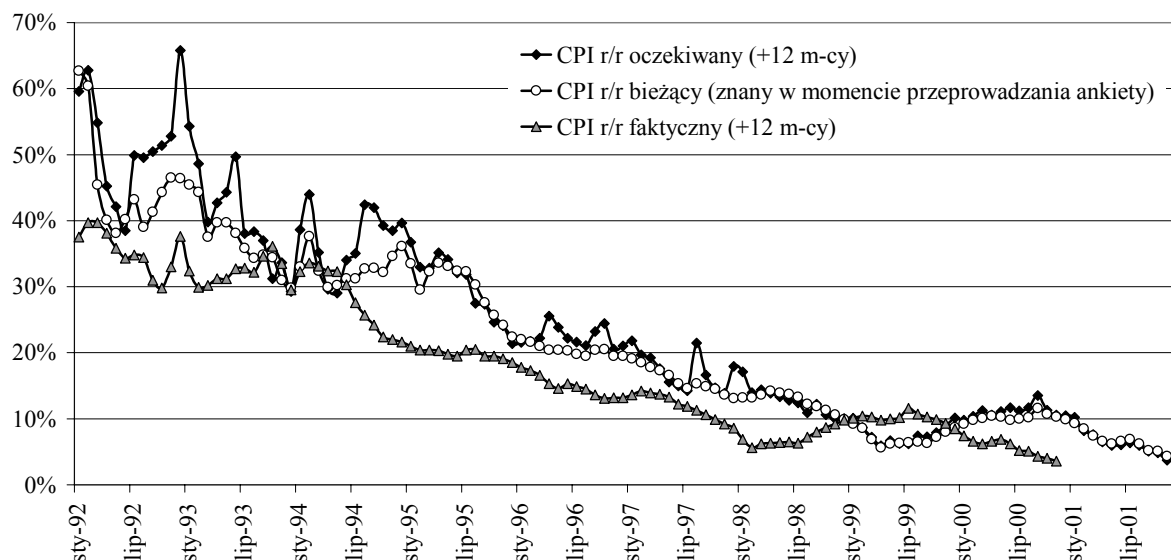
²⁸ Szczegółowy opis metody w: Łyziak (2000).

²⁹ Można przyjąć inne założenia dotyczące rozkładu oczekiwanej stopy inflacji. Opracowano np. alternatywną metodę kwantyfikacji oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych przyjmując założenie, iż oczekiwana stopa inflacji ma rozkład jednostajny, por. Łyziak (2000).

³⁰ W związku z przyjęciem założenia, iż ankietowani postrzegają przebieg procesów cenowych przez pryzmat oficjalnych statystyk inflacji, wyniki kwantyfikacji nie muszą być koniecznie tożsame z subiektywnymi odczuciami respondentów na temat oczekiwanego tempa wzrostu cen w przeszłości.

osoby prywatne, natomiast zestawienie oczekiwań inflacyjnych ze zrealizowaną faktycznie stopą inflacji pozwala ocenić skalę rozminięcia się przewidywań z rzeczywistością, czyli błąd popełniany przez osoby prywatne.

Wykres 5. Oczekiwania inflacyjne osób prywatnych



Z analizy struktury odpowiedzi na pytanie ankiety wynika, iż oczekiwania inflacyjne osób prywatnych mają charakter statyczny, tzn. dominującym czynnikiem wpływającym na ich kształtowanie jest bieżąca stopa inflacji. Nagłe wahania oczekiwań inflacyjnych oraz ich silne wybicia ponad stopę inflacji bieżącej, obserwowane zwłaszcza do 1998 r., można przypisać wydarzeniom ekonomicznym (zwłaszcza okresowym przerwaniom procesu dezinflacji), politycznym (kampanie przedwyborcze, nagłe zmiany rządów) czy innym czynnikiem silnie oddziałującym na świadomość społeczną (np. powódź w 1997 r.).³¹

5.2 Formalne testowanie hipotezy racjonalności oczekiwań

W uproszczeniu rzecz ujmując, hipoteza racjonalności oczekiwań stanowi, iż podmioty gry rynkowej nie popełniają systematycznych błędów w formułowanych przez siebie prognozach, co – w odniesieniu do oczekiwań inflacyjnych – oznacza, iż średnio rzecz biorąc inflacja rzeczywista równa jest inflacji oczekiwanej. Ze względu na przyjmowane założenia, hipoteza racjonalności oczekiwań jest dość często kwestionowana na gruncie teoretycznym (jak również, *notabene*, odrzucana w badaniach empirycznych). Przyjmuje się w niej bowiem nie tylko, iż uczestnicy gry rynkowej dysponują możliwością optymalnego przetwarzania informa-

³¹ Za: Łyziak (2000).

cji, lecz także – co wydaje się bardziej jeszcze kontrowersyjne – iż mają pełny i symetryczny dostęp do informacji. We współczesnej literaturze przedmiotu zwraca się uwagę na fakt, iż nawet jeżeli uczestnicy gry rynkowej dysponowaliby zdolnościami optymalnego wykorzystania informacji, ich oczekiwania i tak mogłyby nie spełniać hipotezy racjonalności oczekiwań ze względu na problemy związane z asymetrią informacyjną oraz powolnością mechanizmu rozprzestrzeniania się informacji (*sticky information*).³²

Hipotezę racjonalności oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w Polsce przetestowano w sposób zaproponowany przez Bakhshi`ego i Yates`a (1998).³³ Bakhshi i Yates zaadaptowali klasyczną procedurę testową Hall`a dla przypadku, gdy inflacja oraz inflacja oczekiwana są szeregami zintegrowanymi. Istota metody sprowadza się więc do estymacji długookresowej zależności między faktyczną stopą inflacji w okresie t (π_t) oraz oczekiwaniami formułowanymi w okresie $t - n$ (w przypadku danych wykorzystanych w badaniu $n=12$) w stosunku do stopy inflacji w okresie t (π_{t-n}^e), tzn.:

$$\pi_{t-n}^e = \alpha + \beta \cdot \pi_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

a następnie weryfikacji hipotezy:

$$\alpha = 0 \text{ i } \beta = 1. \quad (10)$$

Dodatkowo, składnik losowy z równania (9) powinien cechować się brakiem autokorelacji, tzn. nie powinien być skorelowany z informacjami będącymi w dyspozycji podmiotów w chwili, gdy oczekiwania były formułowane. Ten aspekt „racjonalności” nie będzie jednak przedmiotem badania.

³² Beeby, Hall i Henry (2001) podkreślają, iż uczestnicy gry rynkowej mają ograniczoną znajomość rzeczywistych procesów kształtujących poziom zmiennych, względem których formułują oni swoje oczekiwania. Wraz z napływem nowych informacji i na podstawie błędów przeszłych prognoz aktualizują oni regułę formułowania oczekiwań, stopniowo przybliżając się do racjonalności. Mankiw i Reis (2001a, 2001b) zwracają uwagę, iż informacje rozprzestrzeniają się w sposób dosyć powolny (*sticky information*), w związku z czym nawet jeżeli będą one optymalnie przetworzone, to nastąpi to prawdopodobnie ze znacznym opóźnieniem. Wychodząc od podobnego spostrzeżenia na temat mechanizmu rozprzestrzeniania się informacji Carroll (2001) wyprowadza model formułowania oczekiwań makroekonomicznych (dotyczących inflacji oraz bezrobocia), w którym wykorzystuje dorobek teorii epidemiologii. W modelu tym – dość dobrze objaśniającym różnicę między rzeczywistymi oczekiwaniami gospodarstw domowych a oczekiwaniami wynikającymi z hipotezy racjonalności oczekiwań – zakłada się, iż informacje rozchodzą się w sposób analogiczny do modelu rozprzestrzeniania się chorób zakaźnych Kermacka-McKendricka.

³³ Bakhshi, Yates (1998).

Inflacja roczna, jak też (ujmowana w skali jednego roku) inflacja oczekiwana okazały się szeregami niestacjonarnymi ($\sim I(1)$)³⁴, hipotezę racjonalności oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych w Polsce weryfikowano więc technikami analizy kointegracji: równanie (9) estymowano metodą Johansena³⁵ oraz metodą Engle'a i Grangera.³⁶ Stosując procedurę Johansena stwierdzono istnienie jednego wektora kointegracyjnego między szeregami inflacji faktycznej i oczekiwanej:³⁷

$$\pi_{t-12}^e = -0.003 + 1.13 \cdot \pi_t \quad (11)$$

(0.007) (0.04)

ale próba nałożenia na parametry równania restrykcji (10) okazała się niezasadna. Wartość statystyki testu ilorazu funkcji wiarygodności (LR) wyniosła 6.50 (przy dwóch stopniach swobody), co – na 5% poziomie istotności – nakazuje odrzucić hipotezę (10). Oczekiwania inflacyjne nie wykazują więc cechy racjonalności.

Ocena wektora kointegracji metodą Engle'a i Grangera (GE) polega na estymacji MNK równania (1) na szeregach o tym samym stopniu zintegrowania oraz weryfikacji czy reszty uzyskane z takiego modelu są stacjonarne. Wyniki oszacowań równań: z wyrazem wolnym oraz bez wyrazu wolnego przedstawiają się następująco (estymacja na próbie 1993:01-2001:11):

$$\pi_{t-12}^e = 0.02 + 1.28 \cdot \pi_t \quad (12)$$

$$\pi_{t-12}^e = 1.36 \cdot \pi_t \quad (13)$$

Wyniki testu Engle'a i Grangera (dla wersji modelu bez wyrazu wolnego (13) statystyka GE osiąga wartość -5.134 , a dla modelu z wyrazem wolnym (12) wyniosła -3.813 /asymptotyczna, pięcioprocentowa wartość krytyczna wynosi -3.34 /), pozwalają na przyjęcie, iż reszty uzyskane z powyższych równań są – zgodnie z założeniami zależności kointegracyjnej – stacjonarne, a więc skalowane odchylenia oczekiwań od rzeczywistej inflacji nie

³⁴ Testując stopień integracji szeregów wykorzystano rozszerzony test Dickey'a-Fullera (ADF), opierając się na próbie: 1992:08-2001:11. Wartość statystyki testu ADF dla szeregu oczekiwanej przez osoby prywatne stopy inflacji: -1.21 (wyraz wolny w równaniu testu); -2.11 (wyraz wolny i trend w równaniu testu). Wartość statystyki testu ADF dla szeregu stopy inflacji faktycznej: -1.33 (wyraz wolny w równaniu testu); -2.19 (wyraz wolny i trend w równaniu testu). Test przeprowadzony na pierwszych różnicach tych zmiennych wskazuje, iż różnice te są stacjonarne.

³⁵ Por. Johansen (1995).

³⁶ Engle, Granger (1987).

³⁷ Liczbę wektorów kointegracji ustalono na podstawie testu śladu oraz testu maksymalnej wartości własnej, uwzględniając w modelu VAR 12 opóźnień. Alternatywnie, wzięto pod uwagę model z 6 opóźnieniami, lecz w tym przypadku nie można było zidentyfikować związku kointegracyjnego między badanymi szeregami.

wykazują tendencji do kumulowania błędów. Jednocześnie uzyskane oceny parametru nachylenia (elementu wektora kointegracji) wydają się znacząco odbiegać od jedynki.³⁸

Opierając się na wynikach testu Johansena wypada stwierdzić, iż oczekiwania inflacyjne osób prywatnych skwantyfikowane na podstawie ankiet nie spełniają hipotezy racjonalności.³⁹ Mechanizm kształtowania oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych zestawiony z przebiegiem procesu dezinflacji w Polsce sugeruje, iż oczekiwania te są zwykle przeszacowywane – co bardziej przypomina mechanizm kreowania oczekiwań opisywany równaniem oczekiwań adaptacyjnych Cagana (czy naiwnych) niż logikę oczekiwań racjonalnych.

Próbując bardziej szczegółowo wyjaśnić mechanizm budowania oczekiwań inflacyjnych przez osoby prywatne w Polsce oszacowano model ekonometryczny, z którego wynika, że spośród analizowanych zmiennych natury ekonomicznej stopa inflacji bieżącej miała największy (statystycznie istotny) wpływ na kształtowanie oczekiwań inflacyjnych, przy czym reakcja oczekiwań osób prywatnych na zmiany bieżącej stopy inflacji była niesymetryczna względem kierunku tej zmiany. W sytuacji wzrostu inflacji bieżącej o 1 pkt. proc., oczekiwania inflacyjne rosły, *ceteris paribus*,⁴⁰ o ok. 1.4 (1.2) pkt. proc., podczas gdy spadek stopy inflacji bieżącej o 1 pkt. proc. prowadził do spadku oczekiwań inflacyjnych zaledwie o ok. 0.9 (0.8) pkt. proc.

6. Podsumowanie

Przeprowadzone zaproponowaną przez Kinga i Watsona techniką ćwiczenia empiryczne dotyczyły długookresowej neutralności agregatów monetarnych (M1, M2, Divisia-1, Divisia-2) względem produkcji przemysłowej oraz długookresowej neutralności stopy inflacji względem stopy bezrobocia (nachylenia długookresowej krzywej Phillipsa).⁴¹ Przy próbie, jaką dyspo-

³⁸ Nie weryfikujemy w sformalizowany sposób hipotezy o jednostkowej wartości współczynnika nachylenia w równaniach (12) i (13) – jakkolwiek istnieją metody pozwalające wyznaczyć błąd standardowy estymatora w procedurze GE, to z uwagi na dyskusyjne cechy samej procedury G-E (obciążoność ocen wektora kointegracji) traktujemy uzyskane wyniki (wektor kointegracji), tak jak statystykę opisową.

³⁹ Ze względu na fakt, iż procedura kwantyfikacji niejako „tłumaczy” subiektywne odczucia respondentów na język oficjalnych statystyk inflacji, interpretacja uzyskanych rezultatów powinna sprowadzać się do konstatacji, iż nawet jeżeli ankietowani postrzegają przebieg procesów cenowych w gospodarce przez pryzmat oficjalnych statystyk inflacji, ich oczekiwania nie spełniają hipotezy racjonalności.

⁴⁰ Wyniki analiz ilościowych obejmujących okres od stycznia 1992 r. do grudnia 2001 r. zawarto w Załączniku A. W nawiasach podano wyniki oszacowań równania na krótszej próbie czasowej (por. Łyziak (2001a)), obejmującej okres od stycznia 1992 r. do czerwca 2000 r., nie zawierającego relacji długookresowej, lecz tylko krótkookresową dynamikę oczekiwań.

⁴¹ Przedmiotem uwagi było również zagadnienie długookresowej super-neutralności pieniądza, jednak przeprowadzone testy (na pierwiastek jednostkowy) pokazały, iż agregaty monetarne – będąc szeregami zintegrowany-

nujemy dla Polski trudno o jednoznaczne wnioski na temat długookresowych efektów autonomicznych lub inspirowanych polityką makroekonomiczną szoków monetarnych (inflacyjnych) i rzeczywiście uzyskane wyniki dostarczają (częściowych) argumentów tak przeciwnikom hipotezy neutralności, jak i jej zwolennikom.

Ocenę długookresowego wpływu zaburzeń monetarnych na produkcję przemysłową w modelu SVAR prowadzono warunkowo, tzn. zakładano, że natychmiastowy wpływ zmian pieniądza na zmiany produkcji (elastyczność a_{ym}) jest dany i przybiera wartości z przedziału $(-1,4)$, a bezpośredni wpływ zmian produkcji na zmiany pieniądza, tzn. elastyczność a_{my} jest swobodnie estymowana oraz przy zadawanych wartościach $a_{my} \in (-1,4)$ i estymowanej elastyczności a_{ym} . We wszystkich przeanalizowanych wariantach najwięcej przemawia za tym, że agregat M2 jest neutralny względem produkcji przemysłowej, ale Divisia-2 nie jest neutralna. Rezultat ten próbujemy wyjaśnić odwołując się do zasad konstrukcji indeksu monetarnego Divisia. Divisia-2 będąc ważoną stopami procentowymi średnią komponentów M2, uwzględnia zarówno zaburzenia składowych M2 (czysto pieniężne), jak i zaburzenia stóp procentowych. Ponieważ szoki rynkowych stóp procentowych uruchamiają procesy dostosowawcze tak po podażowej, jak i popytowej stronie gospodarki (szoki czysto monetarne w pierwszym rzędzie oddziałują na stronę popytową), długookresowe skutki zaburzeń M2 i D2 powinny być – i rzeczywiście są – różne. W szczególności pełna absorpcja zaburzeń wywołujących reakcję podaży może być bardzo czasochłonna, co więcej należy się także liczyć i z permanentnymi efektami tego typu zaburzeń, a więc brakiem długookresowej neutralności. Wyniki dotyczące miar wąskiego pieniądza (M1, Divisia-1) nie pozwalają na formułowanie wniosków, przy czym najbardziej prawdopodobną przyczyną tego faktu jest brak precyzji w oszacowaniu parametrów modeli VAR/SVAR (skutek małej liczebności próby statystycznej).

Analogiczna procedura badawcza zastosowana dla stopy inflacji (którą – biorąc pod uwagę długi okres – można traktować jako zjawisko monetarne) oraz stopy bezrobocia⁴² pozwoliła na sformułowanie jeszcze słabszych wniosków dotyczących długookresowej krzywej Phillipisa – w zależności od tego, co dzieje się z krzywą w krótkim okresie – możliwe jest zarówno nachylenie dodatnie, jak i ujemne. Najmniej przemawia za neutralnością.

mi w stopniu pierwszym – nie posiadają cech, pozwalających na empiryczne badanie permanentnych szoków dynamiki pieniądza.

⁴² W pierwszym etapie eksperymentów bezpośrednia elastyczność zmian stopy inflacji względem zmian stopy bezrobocia ograniczano do przedziału $a_{pu} \in (-5, 0)$ i swobodnie estymowano bezpośredni wpływ zmian stopy inflacji na zmiany stopy bezrobocia (a_{up}); w drugim elastyczność $a_{up} \in (-3, 1)$ i swobodnie estymowana elastyczność a_{pu} .

Teoretyczne poszukiwania dotyczące warunków dostatecznych jakiejś formy neutralności pieniądza w krótkim okresie lub – gdy pieniądz jest traktowany jako instrument polityki – neutralności polityki pieniężnej zakończyły się niepowodzeniem. Dlatego weryfikacji poddany został najsłabszy, naszym zdaniem, z warunków brzegowych – postulat racjonalności oczekiwań. Weryfikacja hipotezy racjonalności dla oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych (konsumentów) doprowadziła jednak do jej odrzucenia. Wynik ten pozwala nam przypuszczać, iż w Polsce nie pojawiły się warunki, w których przewidywalne szoki monetarne absorbowane byłyby przez gospodarkę w sposób wykluczający pojawienie się efektów realnych w krótkim (średnim) okresie.

Bibliografia

- H. Bakhshi, A. Yates (1998), *Are UK Inflation Expectations Rational?*, Bank of England Working Paper Series, nr 81
- M. Beeby, S.G. Hall, S.B. Henry (2001), *Rational Expectations and Near Rational Alternatives: How Best to form Expectations*, ECB Working Paper, nr 86, listopad
- M. Brzoza-Brzezina (1999), *Neutralność pieniądza a oczekiwania*, Materiały i Studia NBP, Zeszyt 92
- J. Bullard (1999), *Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research*, Review Federal Reserve Bank of St. Louis, November-December
- F. Canova (1995), *Vector Autoregressive Models: Specification, Estimation, Inference, and Forecasting* w: M.H. Pesaran, M.R. Wickens (ed.) *Handbook of Applied Economics. Econometrics*, Blackwell
- J.A. Carlson, J.M. Parkin (1975), *Inflation Expectations*, w: „Economica”, nr 42
- C.D. Carroll (2001), *The Epidemiology of Macroeconomic Expectations*, NBER Working Paper, nr 8695, December
- R. Davidson, J.G. MacKinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, OUP, Oxford
- R. Engle, C. Granger (1987), *Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing*, w: „Econometrica”, nr 55, str. 251-276.
- N. Ericsson, J. MacKinnon (1999), *Distribution of Error Correction Test for Cointegration*, BG FRS, International Finance Discussion Paper no. 655
- C. Favero (2001), *Applied Macroeconometrics*, UIP
- M.E. Fisher, J.J. Seater (1993), *Long-Run Neutrality and Superneutrality in and ARIMA Framework*, The American Economic Review, vol. 83 no. 3
- S. Johansen (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, UIP
- R.G. King, M.W. Watson (1992), *Testing Long-Run Neutrality*, NBER Working Paper No. 4156.
- R.G. King, M.W. Watson (1997), *Testing Long-Run Neutrality*, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly vol. 83/3 Summer 1997.
- B.T. McCallum (1991), *Monetary Economics, Theory and Policy*, Macmillan Pub. Co. New York
- T. Łyziak (2000), *Badanie oczekiwań inflacyjnych podmiotów indywidualnych na podstawie ankiet jakościowych*, w: „Bank i Kredyt”, nr 6, NBP.
- T. Łyziak (2001), *Oczekiwania całkiem prywatne*, w „Gazeta Bankowa”, 27 listopada – 3 grudnia, str. 32-33.
- T. Łyziak (2001a), *Monetary Transmission Mechanism in Poland. Theoretical Concepts vs. Evidence*, „Materiały i Studia”, nr 19, NBP.
- N. G. Mankiw, R. Reis (2001 a), *Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve*, NBER Working Paper, nr 8290, May
- N. G. Mankiw, R. Reis (2001 b), *Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps*, NBER Working Paper, nr 8614, December
- M.H. Pesaran, J. Shin (1998), *Generalized Impulse Response Analysis in Multivariate Models*, Economic Letters 58
- M.H. Pesaran, R.P. Smith (1998), *Structural Analyses of Cointegrating VAR*, University of Cambridge
- D. Romer (2000), *Makroekonomia dla zaawansowanych*, PWN, Warszawa
- S. Turnovsky (1995), *Methods of Macroeconomic Dynamics*, MIT Press
- C.E. Walsh (1998), *Monetary Theory and Policy*, MIT, London

Załącznik A

Testowanie sposobu formułowania oczekiwań inflacyjnych przez osoby prywatne

Równanie, na podstawie którego sformułowano wnioski dotyczące sposobu formułowania oczekiwań inflacyjnych przez osoby prywatne, ma formalną strukturę modelu z mechanizmem korekcji błędu [ang. *error correction mechanism*]. W modelach tej klasy zakłada się, iż krótkookresowe wahania zmiennej objaśnianej wynikają nie tylko z krótkookresowych wahań zmiennych objaśniających, lecz również z mającego miejsce w okresie poprzednim rozminięcia się zmiennej objaśnianej z jej długookresowym poziomem równowagi. Jeżeli taka nierównowaga rzeczywiście występuje, wówczas w kolejnych okresach powstały błąd będzie korygowany, tzn. zmienna objaśniana będzie powracała do swojej długookresowej ścieżki. Oszacowane (na próbie obejmującej okres: 1992:2-2001:12) równanie ma następującą postać (w nawiasach podano odchylenia standardowe oszacowań współczynników regresji):

$$\begin{aligned} \Delta\pi_{t+12|t}^e = & \underset{(0,09)}{0,58} \cdot \pi_{t-1}^0 - \underset{(0,09)}{0,54} \cdot \pi_{t+1|t-1}^e + \underset{(0,26)}{0,85} \cdot \Delta\pi_t^{0-} + \underset{(0,40)}{1,45} \cdot \Delta\pi_t^{0+} + \\ & \underset{(0,01)}{0,05} \cdot d_1 + \underset{(0,01)}{0,08} \cdot d_2 + \underset{(0,00)}{0,05} \cdot d_3 \end{aligned}$$

$$R^2: 0,60, R^2 \text{ skorygowany: } 0,58 \text{ DW: } 1,85$$

gdzie: $\pi_{t+12|t}^e$ jest skwantyfikowaną w oparciu o skorygowaną metodę Carlsona i Parkina stopą inflacji rocznej oczekiwaną przez osoby prywatne na analogiczny miesiąc roku następnego, π^0 oznacza stopę inflacji bieżącej, $\Delta\pi^{0-}$ – zmianę stopy inflacji bieżącej jeżeli jest to spadek (w przeciwnym razie zmienna przyjmuje wartość zerową), natomiast $\Delta\pi^{0+}$ – zmianę stopy inflacji bieżącej jeżeli jest to wzrost (w przeciwnym razie zmienna przyjmuje wartość zerową). Po stronie zmiennych objaśniających występują również trzy zmienne zerojedynkowe: d_1, d_2, d_3 , poprzez które w modelu uwzględniono wpływ wywierany na oczekiwania inflacyjne przez określone wydarzenia społeczno-polityczne (odpowiednio: okresy politycznych zawiroowań po upadku rządu Olszewskiego i Suchockiej oraz powódź w lecie 1997 r.).

Uwzględniając fakt, iż test ECM⁴³ nie pozwolił na odrzucenie hipotezy o istnieniu kointegracji między oczekiwaniami inflacyjnymi $\pi_{t+1|t-1}^e$ oraz rzeczywistą inflacją (wartość statystyki testu wyniosła -6.0, asymptotyczna pięcioprocentowa wartość krytyczna jest większa od -4.0),

⁴³ Istotę testu oraz charakterystykę wartości krytycznych przedstawiają Ericsson i MacKinnon (1999).

uzyskane równanie może być traktowane jak poprawnie wyspecyfikowana zależność opisująca zarówno relację długookresową, jak i krótkookresową dynamikę oczekiwań inflacyjnych.

Przekształcając równanie tak, aby wyodrębnić dwa rodzaje czynników objaśniających zmiany oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych, tj. krótkookresową dynamikę zmiennych objaśniających (stopy inflacji bieżącej) oraz mający miejsce w okresie poprzednim błąd oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych uzyskujemy:

$$\Delta\pi_{t+12|t}^e = -\underset{(0.09)}{0.54} \cdot (\pi_{t+1|t-1}^e - \beta \cdot \pi_{t-1}^0) + \underset{(0.26)}{0.85} \cdot \Delta\pi_t^{0-} + \underset{(0.40)}{1.45} \cdot \Delta\pi_t^{0+} + \underset{(0.01)}{0.05} \cdot d_1 + \underset{(0.01)}{0.08} \cdot d_2 + \underset{(0.00)}{0.05} \cdot d_3$$

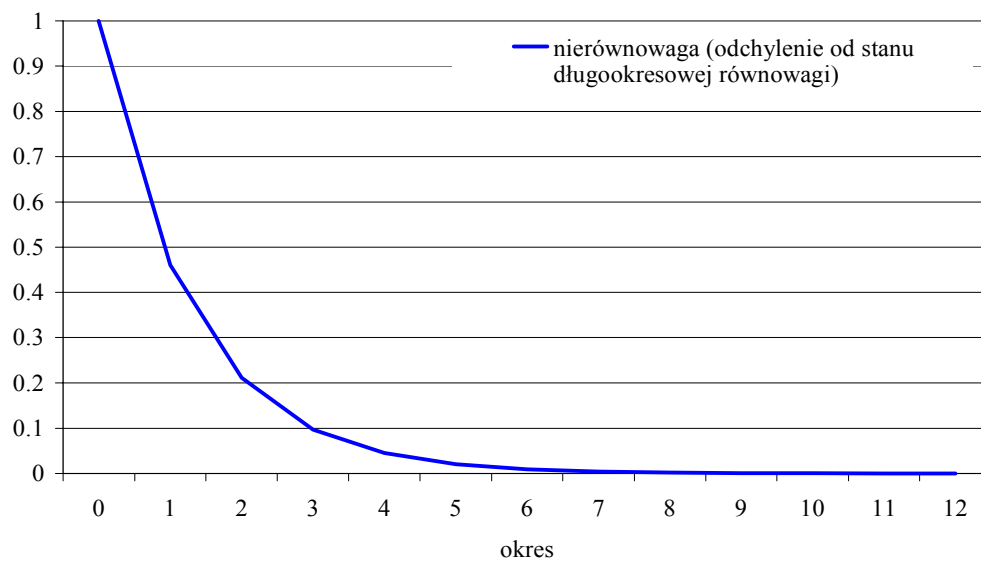
gdzie wartość współczynnika β , określającego długookresowy związek oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych oraz stopy inflacji bieżącej, jest równa $0.58/0.54 \approx 1.07$. Odwołując się do testu Walda można wnioskować, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy, iż wartość współczynnika β wynosi 1 (wartość statystyki χ^2 równa jest 2.30). Oznacza to, iż stan długookresowej równowagi między oczekiwaniami inflacyjnymi osób prywatnych oraz stopą inflacji bieżącej można zapisać w formie równania:

$$\pi^e = \pi^0$$

Wynik ten sugeruje, iż długookresowy mechanizm kreowania oczekiwań inflacyjnych opiera się na prostej ekstrapolacji aktualnie obserwowanej inflacji. Praktycznym wnioskiem z tego spostrzeżenia jest konkluzja o braku możliwości bezpośredniego oddziaływania władz monetarnych na oczekiwania inflacyjne osób prywatnych. Decyzje polityki pieniężnej wpływają na te oczekiwania poprzez wpływ na stopę inflacji, a zatem z opóźnieniem wynikającym z długości mechanizmu transmisji impulsów polityki pieniężnej.

Interpretując wyniki modelu zauważamy więc, że jeżeli w danym okresie oczekiwana przez osoby prywatne stopa inflacji ulegnie wybiciu ponad stan długookresowej równowagi, w kolejnych okresach nierównowaga ta będzie korygowana – przy innych warunkach niezmiennych, w pierwszym miesiącu po zaistnieniu nierównowagi, zostanie ona skorygowana w ok. 54%, natomiast powrót do stanu długookresowej równowagi nastąpi mniej więcej w siódmym miesiącu. Przebieg takiego procesu ilustruje wykres 6.

Wykres 6. Mechanizm korekcji błędu oczekiwań inflacyjnych osób prywatnych*



* Założono, iż w okresie 0 następuje wzrost oczekiwanej stopy inflacji o 1 w stosunku do jej poziomu równowagi. Wykres obrazuje w jaki sposób nierównowaga ta byłaby korygowana w czasie (przy innych warunkach, dotyczących krótkookresowej dynamiki zmiennych objaśniających, niezmiennych).