Michał KRUSZKA

KOINTEGRACYJNA ANALIZA ZMIAN INFLACJI, NOMINALNEJ STOPY PROCENTOWEJ I PODAŻY PIENIĄDZA

Uwagi wstępne

Związek poziomu cen i nominalnej stopy procentowej stanowi relację makroekonomiczną, która umożliwia lepsze zrozumienie mechanizmu powstawania inflacji. W celu uchwycenia tej zależności można posłużyć się modelem IS – LM, który pokazuje interakcje występujące w realnej i pieniężnej sferze gospodarki[1].

Najważniejsze – z punktu widzenia powiązań rozpatrywanych w dalszych częściach niniejszego opracowania – jest sprecyzowanie warunku równowagi na rynku pieniądza. Dochodzi do niej, gdy wielkość popytu na aktywa monetarne zrówna się z wielkością podaży. W najprostszym ujęciu można przyjąć, że pieniądz jest utożsamiony z wąskim agregatem *M*0, który jest pod bezpośrednią kontrolą banku centralnego. W związku z tym posiadanie pieniędzy nie przynosi przychodu, a jednocześnie kosztem alternatywnym (utraconą korzyścią) utrzymywania aktywów majątkowych w formie pieniężnej jest nominalna stopa procentowa, np. stopa rentowności papierów wartościowych. Racjonalny podmiot gospodarczy powinien więc optymalizować skład swego majątku i odpowiednio zarządzać ilością gotówki[2]. Dlatego też można stwierdzić, że popyt na realne zasoby pieniądza jest funkcją o odwrotnie proporcjonalnym oddziaływaniu stawki procentowej, gdyż jej wzrost oznacza dodatkowy koszt alternatywny, którego można uniknąć, dokonując konwersji gotówki na papiery wartościowe.

---

[1] Zwięzłe wyprowadzenie modelu IS – LM można znaleźć w: R. E. Hall, J. B. Taylor, *Makroekonomia. Teoria, funkcjonowanie i polityka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997, s. 194-204.

[2] Szerzej na ten temat D.E.W. Laidler, *The Demand for Money, Theories, Evidence and Problems*, Harper Collins College Publ., New York 1993.

Z drugiej strony wartość transakcji dokonywanych za pomocą pieniędzy rośnie wraz w powiększaniem się produktu krajowego brutto, co skutkuje wprost proporcjonalnym wpływem PKB na zapotrzebowanie na pieniądz. Dopełnieniem takiego rozumowania jest przyjęcie założenia, że nominalna podaż monetarna jest doskonale sztywna w stosunku do stopy procentowej. Zatem warunkiem zrównania stałej podaży pieniądza z popytem na jego realne zasoby, przy danym poziomie cen, jest spełnienie zależności[3]:

$$\frac{M}{P} = L(i, Y), \tag{1}$$

gdzie:

M – nominalna wartość podaży pieniądza,
P – przeciętny poziom cen w gospodarce,
L – popyt na realne zasoby pieniądza,
i – nominalna stopa procentowa,
Y – realna wartość produktu krajowego brutto.

Funkcja L powinna charakteryzować się ujemną pochodną cząstkową względem stopy procentowej (i) oraz dodatnią pochodną cząstkową liczoną w stosunku do zmian PKB.

Zbiór wszystkich kombinacji i oraz Y, które spełniają równanie (1), może zostać połączony jedną krzywą, która nosi nazwę LM i jest dodatnio nachylona. Zatem w sytuacji wzrostu PKB, przy stałej podaży monetarnej, równowaga na rynku pieniądza może powstać tylko przy wzroście nominalnej stopy procentowej. Sytuację tę przedstawia wykres 1.

W modelach bazujących na klasycznej myśli ekonomicznej bardzo często przyjmowano długookresowy horyzont analityczny, który zakładał stały poziom Y oraz realnej stopy procentowej. Ta ostatnia kategoria jest definiowana poprzez tożsamość Fishera[4]:

$$R \equiv i - \pi^e, \tag{2}$$

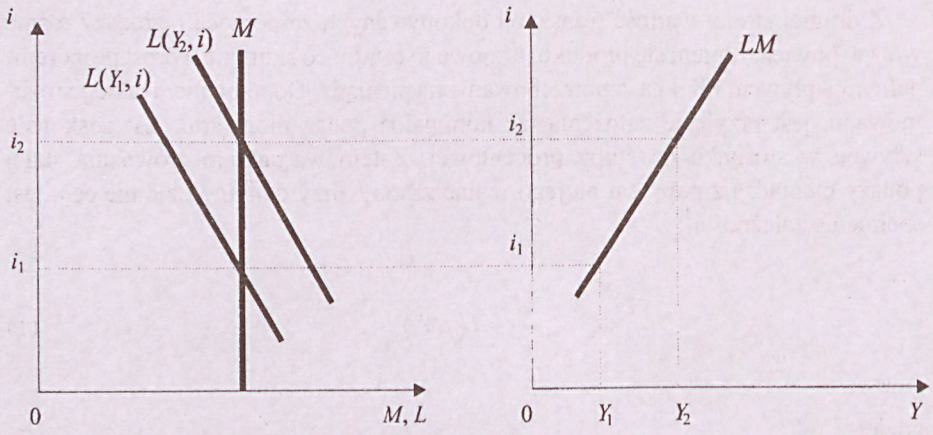
gdzie:

R – realna stopa procentowa,
π^e – oczekiwana stopa inflacji.

---

[3] D. Romer, *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000, s. 225.

[4] Tamże, s. 426.



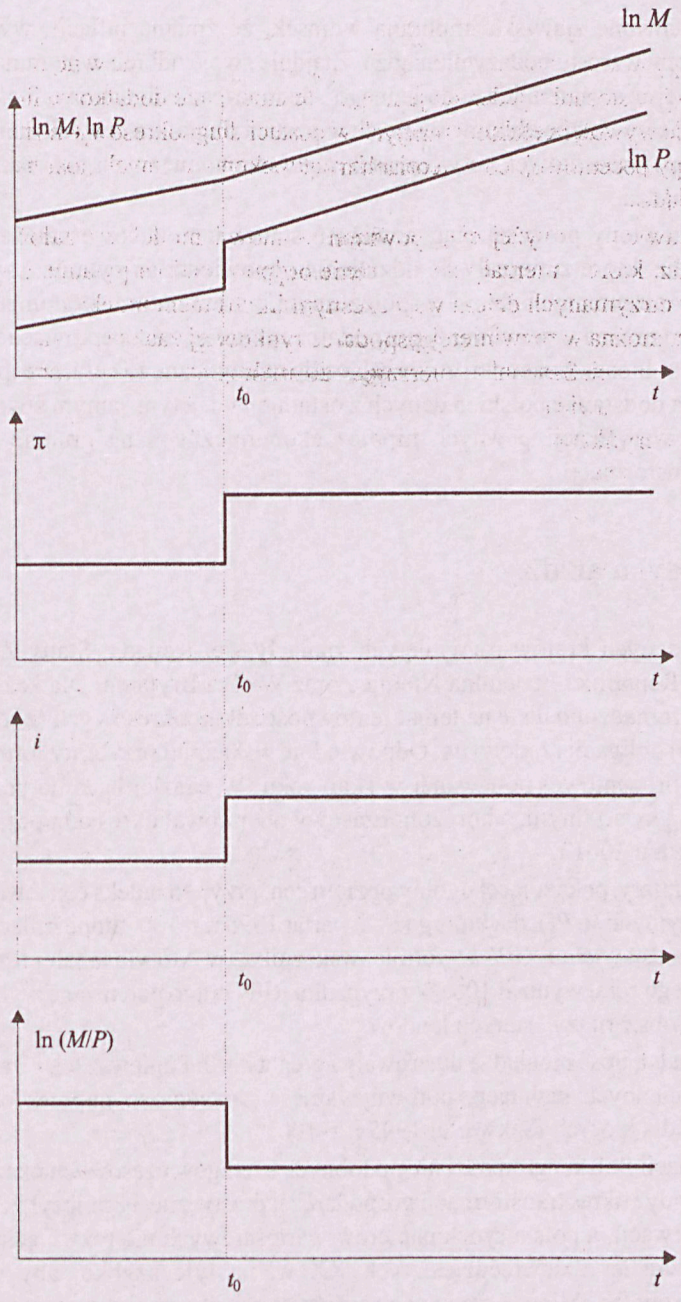
Wykres 1. Graficzne wyprowadzenie krzywej *LM*
Źródło: R. E. Hall, J. B. Taylor, *Makroekonomia. Teoria, funkcjonowanie i polityka*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997, s. 200

Dzięki temu zależność (1) można doprowadzić do postaci:

$$P = \frac{M}{L\left(R + \pi^{e}, Y\right)}. \tag{3}$$

Punktem wyjścia do dalszej analizy jest przyjęcie założenia, że M i P rosną w tym samym tempie, a zatem stosunek M/P pozostaje stały i oczekiwana inflacja jest równa faktycznej. Jeśli w pewnym momencie t_0 zwiększy się tempo wzrostu ilości pieniądza (przy stałym R oraz Y), to równość (3) może ponownie wystąpić tylko wówczas, gdy tempo zmian cen ponownie dorówna stopie przyrostu M i ostatecznie M/P pozostanie bez zmian.

Jednak w takiej sytuacji poziom cen rośnie szybciej niż poprzednio, co oznacza, że oczekiwana inflacja skokowo wzrasta. Zgodnie z tożsamością Fishera przekłada się to na wartość nominalnej stopy procentowej, która rośnie. Oznacza to więc spadek realnego popytu na pieniądz. W związku z tym ponowny stan równowagi w sferze monetarnej zaistnieje tylko wówczas, gdy bieżący realny zasób M/P zmaleje o taką samą wartość, jak realny popyt. Ponieważ nie pojawia się tu nagła zmiana nominalnej ilości pieniądza w chwili $t_{0,}$, a tylko zwiększenie jej stopy wzrostu, realny zasób pieniądza może się zmniejszyć tylko wtedy, gdy nastąpi skok poziomu cen w górę. Powyższe informacje zostały schematycznie zobrazowane na wykresie 2.



Wykres 2. Skutki podwyższenia stopy wzrostu podaży pieniądza

Ź r ó d ł o: D. Romer, *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000, s. 427

Przedstawione zjawiska implikują wniosek, że zmiana inflacji, wynikająca ze zmiany stopy wzrostu podaży pieniądza, znajduje swoje odbicie w nominalnej stawce procentowej w stosunku jeden do jednego[5]. Jednocześnie dodatkowa ilość pieniądza na rynku nie wywołuje efektów realnych w postaci długookresowych zmian PKB lub realnej stopy procentowej, co w teoriach makroekonomicznych nosi nazwę neutralności pieniądza.

Przedstawiony powyżej ciąg powiązań stanowił modelowe założenia do dalszych analiz, które zmierzały do udzielenie odpowiedzi na pytanie, czy w świetle rezultatów otrzymanych dzięki współczesnym instrumentom ekonometryczno-statystycznym można w rozwiniętej gospodarce rynkowej zaakceptować tezę o monetarnej neutralności. Szacunki, zmierzające do analogicznego celu, przeprowadzono również na podstawie polskich danych z ostatnich lat, a tym samym stworzono podstawy do weryfikacji pewnych hipotez ekonomicznych na gruncie gospodarki okresu transformacji.

1. Metodyka analizy

Wśród badanych krajów rozwiniętych znalazły się: Kanada, Stany Zjednoczone Ameryki, Republika Federalna Niemiec oraz Wielka Brytania. Dla każdego z tych państw zgromadzono dane na temat rentowności długookresowych (z reguły ponad 10-letnich) obligacji rządowych. Odpowiednie wskaźniki przybrały formę nominalnej stopy procentowej podawanej w skali roku. W całości badania posłużono się przekrojem kwartalnym, a horyzont czasowy obejmował okres od początku 1970 r. do II kwartału 2001 r.

W roli miary, pokazującej ogólny poziom cen, przyjęto indeks cen towarów i usług konsumpcyjnych (*CPI*), dla którego IV kwartał 1995 r. = 100. Stopę inflacji uzyskano dzięki przedstawieniu *CPI* w formie wskaźnika, w którym analogiczny kwartał poprzedniego roku wynosił 100. W przypadku RFN brano pod uwagę wyłącznie dane dotyczące obszaru tzw. starych landów.

Nominalną ilość pieniądza ilustrowały agregaty *M*0. Ponieważ ich wartość wyraża się w odmiennych walutach, porównywalność zapewniono poprzez oszacowanie indeksów, dla których IV kwartał 1995 r. = 100.

W sytuacji Polski zgromadzenie podobnych szeregów czasowych okazało się niemożliwe, gdyż okres transformacji gospodarczej drastyczne ograniczył liczbę dostępnych obserwacji, a polski rynek papierów wartościowych nie rozwinął się w pierwszej połowie lat dziewięćdziesiątych XX w. na tyle szybko, aby rentowność długookresowych obligacji rządowych mogła stać się ilustracją nominalnej stopy procentowej. Dlatego w przypadku krajowych danych skorzystano z rentowności rocz-

[5] R. J. Barro, *Makroekonomia*, PWE, Warszawa 1997, s. 223.

nych bonów skarbowych, skracając horyzont analizy do okresu marzec 1992 r. – czerwiec 2001 r. Należy również zaznaczyć, że w części dotyczącej Polski korzystano z szeregów agregowanych w przekrojach miesięcznych. Poziom cen był ilustrowany poprzez *CPI* (XII 1995 r. = 100), a inflację przedstawiał wskaźnik, dla którego analogiczny miesiąc poprzedniego roku wynosił 100.

Pierwszym krokiem w postępowaniu analitycznym było wyeliminowanie zmian sezonowych. Stosowną korektę przeprowadzono za pomocą procedury Census II/X-11. Następnie wykonano testy, mające wykazać, czy uwzględniane szeregi są stacjonarne.

Obecnie najszerzej wykorzystywaną metodą testowania stacjonarności jest sposób zaproponowany przez D. A. Dickeya i W. A. Fullera (test ADF)[6]. Polega on na estymacji równania:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \delta \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \tag{4}$$

gdzie:

y_t – wartość analizowanej zmiennej w okresie t,

ε_t – szereg zmiennych losowych o jednakowym rozkładzie z zerową wartością oczekiwaną,

k – liczba opóźnień w przeprowadzanych testach $k = 5$.

Ostatecznie test ADF polega na badaniu ujemności δ w regresji (4). Odrzucenie hipotezy zerowej: $\delta = 0$ na rzecz hipotezy alternatywnej $\delta < 0$ implikuje, że y_t jest szeregiem stacjonarnym. Gdyby jednak wynik testu ADF wskazał, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, to należy pierwotny szereg doprowadzić do postaci stacjonarnej. Najprostszą formą jest zamiana początkowych danych na ich pierwsze różnice. Można wówczas powtórzyć test ADF, który powinien stwierdzić, czy już osiągnięto stacjonarność. Jeśli nie, to konieczne jest wprowadzenie pierwszych przyrostów, obliczonych dla pierwszych przyrostów wyjściowych danych i kolejne testowanie. Iteracyjne różnicowanie szeregu należy powtarzać do momentu uzyskania stacjonarności, a liczba koniecznych operacji jest jednocześnie stopniem zintegrowania badanej zmiennej[7]. Wiedza na ten temat umożliwia odpowiedź na pytanie, czy rozpatrywane zmienne pozostają w długookresowej relacji. W przypadku szeregów stacjonarnych, czyli zintegrowanych w stopniu 0 (co zwykle zapisuje się $I \sim (0)$), można stosować klasyczną metodę najmniejszych kwadratów, a otrzymane równanie regresyjne stanowi obraz poszukiwanego związku. Jednak w ekonomii większość zmiennych podlega pewnym trendom, co powoduje, iż są one niestacjonarne, a zależności

[6] D. A. Dickey, W. A. Fuller, *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Econometrica vol. 49, 1981, s. 1057-1072.

[7] W. W. Charemza, D. F. Deadman, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997, s. 114-116.

regresyjne mogą być tylko pozorne. W takiej sytuacji lepiej posłużyć się analizą kointegracji, którą zaproponowali R. F. Engle i C. W. J. Granger[8].

Według definicji tych autorów dwa szeregi czasowe wykazują kointegrację stopnia d, b (co zapisuje się w formie: $x_t, y_t \sim CI(d, b)$) wówczas, gdy są zintegrowane w tym samym stopniu d oraz gdy istnieje ich liniowa kombinacja, np. $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$, zintegrowana w stopniu $d-b$. Wówczas wektor $[\alpha_1; \alpha_2]$ nosi nazwę wektora kointegrującego.

W najprostszym ujęciu długookresowa relacja badanych zmiennych to zależność:

$$y_t = \beta x_t + u_t, \tag{5}$$

gdzie: u_t – wartości reszt.

Jeśli y_t oraz x_t są $I \sim (1)$, wówczas u_t jest $I \sim (0)$. Zatem specyfikacja modelu wymaga określenia stopnia integracji początkowych szeregów, odnalezienia odpowiedniego wektora kointegrującego i badania stacjonarności uzyskanych reszt. Estymacje relacji długookresowych, tam gdzie to było możliwe, przeprowadzano zgodnie z procedurą zaproponowaną przez S. Johansena[9].

2. Kształtowanie się podaży pieniądza, poziomu cen, inflacji i nominalnych stóp procentowych w analizowanych okresach

Jak już nadmieniano, badane szeregi zostały poddane korekcie sezonowej Census II/X-11. Graficzne postaci otrzymanych przebiegów przedstawiono na wykresach 3-8.

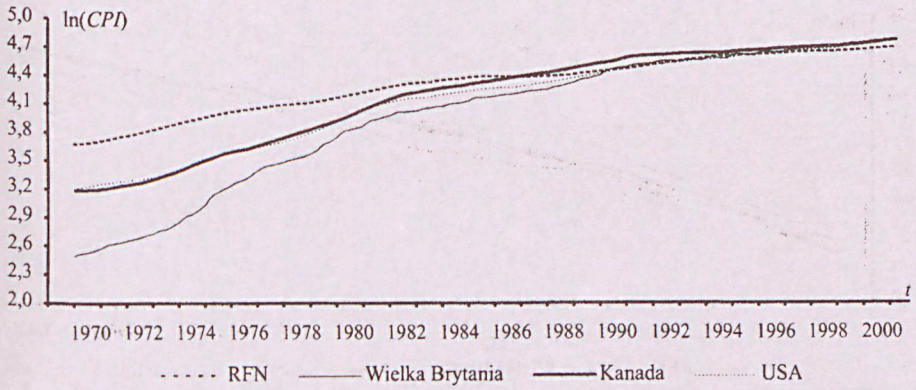
Przedstawione krzywe jednoznacznie pokazują, że lata siedemdziesiąte ubiegłego wieku w badanych krajach o rozwiniętej gospodarce rynkowej to okres szybkiego wzrostu poziomu cen, szczególnie silnie obserwowanego w Wielkiej Brytanii. Bez wątpienia wszystkie szeregi logarytmu naturalnego *CPI* charakteryzują się wyraźną rosnącą tendencją rozwojową, co oznacza, że nie są to procesy stacjonarne.

Powyższe spostrzeżenia zostały bardzo dobitnie potwierdzone poprzez wizualną analizę zmian inflacji, gdyż wykresy obrazujące sytuację w krajach rozwiniętych ujawniają jej znaczne skoki w latach siedemdziesiątych (dotyczy to zwłaszcza Wielkiej Brytanii). Wzrost cen towarów i usług konsumpcyjnych sięgał wówczas 25%.

---

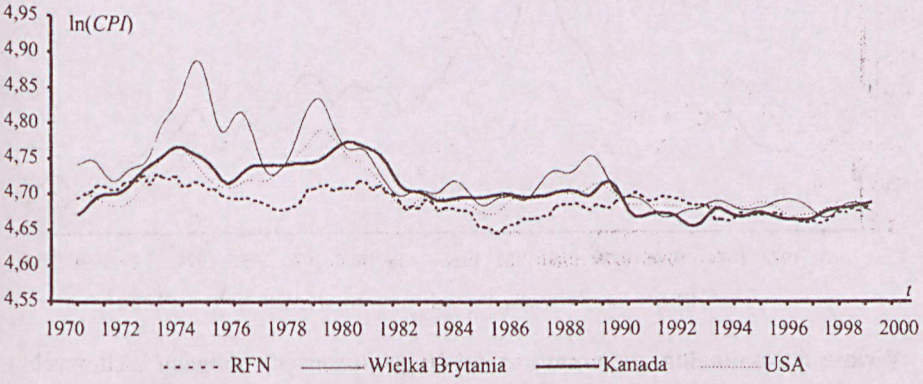
[8] R. F. Engle, C.W. J. Granger, *Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, Econometrica vol. 55, 1987, s. 251-276.

[9] S. Johansen, *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control vol. 12, 1988, s. 231-254.



Wykres 3. Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (IV kwartał 1995 r. = 100) w Kanadzie, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w okresie I kwartał 1970 r. – II kwartał 2001 r.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne na podstawie *International Financial Statistics*, IMF, Washington, zeszyty z lat 1970-2001

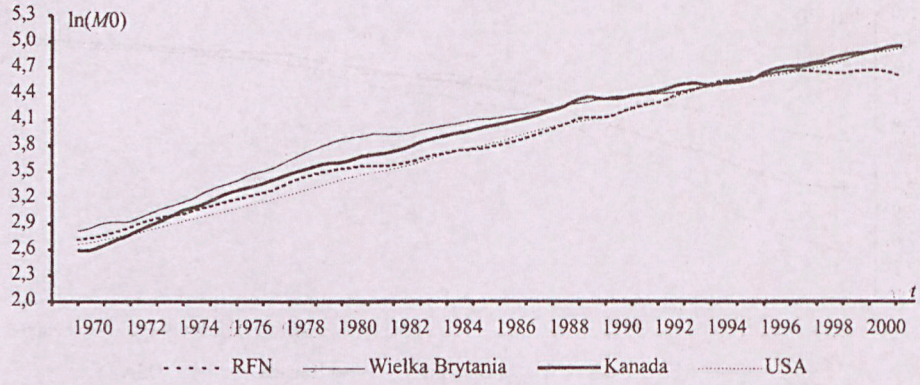


Wykres 4. Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (analogiczny kwartał roku poprzedniego = 100) w Kanadzie, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w okresie I kwartał 1971 r. – II kwartał 2001 r.

Ź r ó d ł o: Jak na wykresie 3

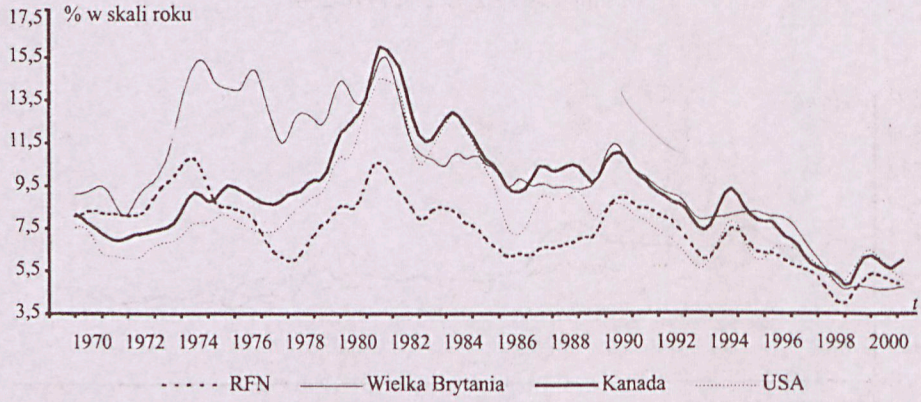
Całkiem inaczej przedstawiała się sytuacja w ostatniej dekadzie ubiegłego wieku – inflacja była wówczas niska i nie przekraczała 4-5%.

Zmiany nominalnej podaży wąsko definiowanego pieniądza przebiegały w sposób bardzo zbliżony do kształtowania się poziomu cen. Stanowi to potwierdzenie, choć oczywiście mało formalne, związku zaprezentowanego schematycznie na wykresie 2.



Wykres 5. Nominalna podaż pieniądza w Kanadzie, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w okresie I kwartał 1970 r. – II kwartał 2001 r.

Ź r ó d ł o: Jak na wykresie 3

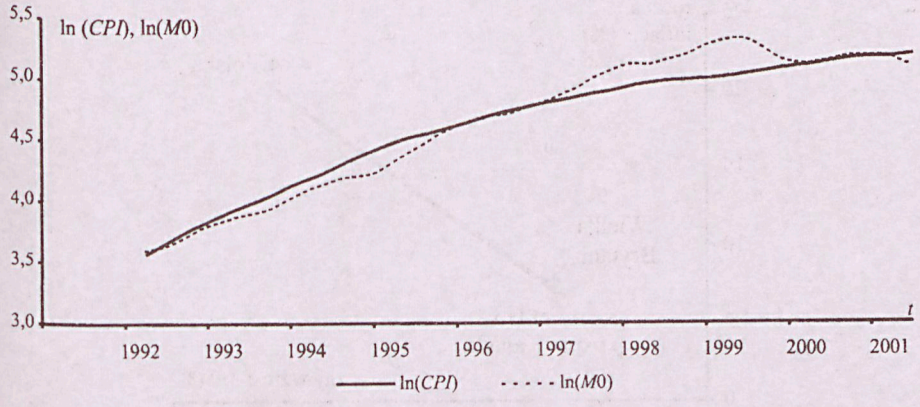


Wykres 6. Nominalna stopa rentowności długookresowych obligacji rządowych w Kanadzie, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w okresie I kwartał 1970 r. – II kwartał 2001 r.

Ź r ó d ł o: Jak na wykresie 3

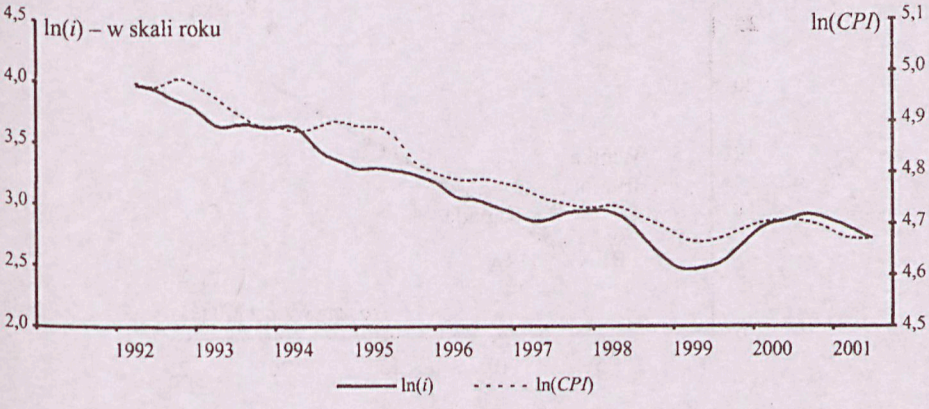
Przebiegi nominalnych stóp procentowych w krajach rozwiniętych są w swoim kształcie bardzo podobne do zmian inflacji i tu zauważa się istotną zmienność, zwłaszcza w pierwszych 15 latach analizowanego okresu. Dopiero od połowy lat osiemdziesiątych XX w. można dostrzec trend opadający.

Oczywiście, okres transformacji polskiej gospodarki musiał wywrzeć swoje piętno na przebiegu analizowanych zmiennych. Najbardziej widoczna jest bardzo wysoka inflacja z początku lat dziewięćdziesiątych, gdy notowano wzrost cen kon-



Wykres 7. Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (XII 1995 r. = 100) oraz nominalna podaż pieniądza w Polsce w okresie marzec 1992 r. – czerwiec 2001 r.

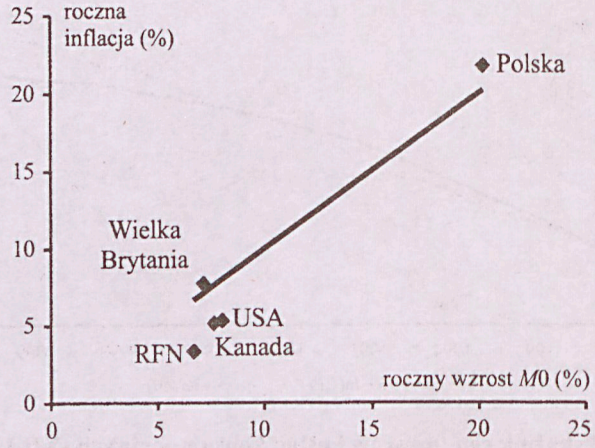
Ź r ó d ł o: Obliczenia własne na podstawie Biuletynu Informacyjnego NBP, Gabinet Prezesa NBP, Warszawa oraz Biuletynu Statystycznego GUS, Warszawa, zeszyty z lat 1992-2001



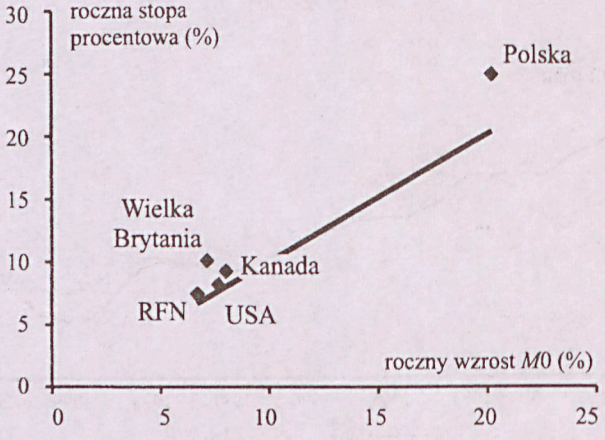
Wykres 8. Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (analogiczny miesiąc roku poprzedniego = 100) oraz nominalna stopa rentowności rocznych bonów skarbowych w Polsce w okresie marzec 1992 r. – czerwiec 2001 r.

Ź r ó d ł o: Jak na wykresie 7

sumpcyjnych, sięgający blisko 50% i dopiero w końcu XX w. odpowiedni wskaźnik spadł poniżej 10%. W przypadku Polski nie ma wątpliwości, że poza niewielkimi odchyleniami nominalna stopa rentowności rządowych papierów wartościowych cały czas malała.



Wykres 9. Średnie roczne tempo wzrostu *M*0 oraz średnia roczna stopa procentowa w analizowanych okresach
Ź r ó d ł o: Jak na wykresach 3 i 7



Wykres 10. Średnie roczne tempo wzrostu *M*0 oraz średnia roczna inflacja w analizowanych okresach
Ź r ó d ł o: Jak na wykresach 3 i 7

Podsumowaniem uproszczonej analizy zależności inflacji i nominalnej stopy procentowej od zmian podaży pieniądza są wykresy 9 i 10. Przedstawiają one kombinacje przeciętnego rocznego tempa wzrostu podaży *M*0 i średniej rocznej stopy inflacji oraz przeciętnej wartości nominalnej stopy procentowej. Dodatkowo wprowadzono linie nachylone pod kątem 45°, które obrazują odpowiednie relacje w proporcji 1:1.

Jak widać, wszystkie uwzględniane punkty układają się generalnie wokół narysowanej linii. Oczywiście nie jest to odwzorowanie idealne, lecz mogłoby sugerować słuszność hipotezy, że dodatkowa ilość pieniądza na rynku przekłada się na ogólny wzrost cen oraz nominalnej stopy procentowej. Jest to pośrednie dowiedzenie neutralności pieniądza (pełne badanie powinno bowiem uwzględniać również wpływ *M*0 na wartość PKB i poziom bezrobocia), które dosyć często można spotkać w literaturze[10].

W świetle dorobku współczesnej ekonometrii budowanie na tej podstawie relacji regresyjnych nie jest jednak uprawnione. Na przeszkodzie staje fakt, iż wszystkie uwzględnione wielkości wykazują pewne długookresowe tendencje rozwojowe. Można więc z dużym prawdopodobieństwem stwierdzić, że są niestacjonarne. Wówczas klasyczna metoda najmniejszych kwadratów zawodzi, a uzyskane dzięki niej estymacje funkcyjne są dotknięte wadą pozorności. Ze względu na tego typu problem przeprowadzono testy ADF, które miały przesądzić o ewentualnej niestacjonarności uwzględnianych szeregów.

3. Testowanie stacjonarności

Stosując test ADF, postawiono hipotezę, iż analizowane zmienne są stacjonarne, czyli zintegrowane w stopniu 0. Poziom istotności przyjęto na 1%, a dodatkowo estymowane równanie (4) zawierało wyraz wolny lub trend liniowy[11]. Pełne wyniki testu zawiera tabela 1.

Żadna z uzyskanych empirycznych statystyk ADF nie przekroczyła wartości krytycznej[12], co potwierdziło przypuszczenie, opierające się na wizualnej analizie krzywych widocznych na wykresach 3 – 8. W związku z tym należało odrzucić hipotezę o zintegrowaniu w zerowym stopniu, a więc konieczne stało się przeprowadzenie testu ADF dla pierwszych przyrostów badanych zmiennych, którego wyniki zawarto w tabeli 2.

---

[10] Zob. G. T. McCandless, W. E. Weber, *Some Monetary Facts*, Federal Reserve Bank Minneapolis Quarterly Review 1995, Summer, s. 2-11; R. E. Lucas, *Nobel Lecture: Monetary Neutrality*, Journal of Political Economy vol. 104, 1996, s. 661-682.

[11] Dokładne omówienie sposobów przeprowadzania testu ADF, w zależności od przebiegu badanego zjawiska można znaleźć w: J. Elder, P. E. Kennedy, *Testing for Unit Roots: What Should Students Be Taught?*, The Journal of Economic Education vol. 32, 2001, s. 137-146.

[12] W przypadku statystyki ADF z wyrazem wolnym, obliczanej dla Polski, był to poziom –3,496; natomiast z trendem liniowym –4,052. Odpowiednie miary dla reszty państw równe były –3,486 i –4,037.

Tabela 1

Testowanie stacjonarności poziomu cen, stopy inflacji, podaży pieniądza i nominalnej stopy procentowej w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	Statystyka ADF z wyrazem wolnym					Statystyka ADF z trendem liniowym				
	ln *M*0 A	ln *M*0 B	ln *CPI* A	ln *CPI* B	*i*	ln *M*0 A	ln *M*0 B	ln *CPI* A	ln *CPI* B	*i*
Kanada	2,3919	–2,2857	–3,330	–2,214	–1,872	–3,0050	0,4419	–1,408	–3,572	–2,338
Polska	–1,6229	–1,0293	–2,855	–1,966	–2,560	–1,8031	–1,7705	–2,540	0,888	–0,799
RFN	–1,4973	–1,5297	–2,446	–2,794	–2,157	–2,3046	–1,2023	–2,330	–3,686	–3,731
USA	3,8081	–2,7127	–2,678	–2,837	–1,515	–2,8090	0,9873	–0,873	–3,802	–1,952
Wielka Brytania	1,8581	–2,6954	–2,898	–1,996	–1,607	–3,2473	0,6137	–1,452	–3,917	–3,888

O b j a ś n i e n i a: A – indeksy dynamiki przy podstawie: IV kwartał 1995 r. = 100; B – indeksy dynamiki przy podstawie: analogiczny kwartał poprzedniego roku = 100; ln *CPI* – logarytm naturalny wskaźnika cen towarów i usług konsumpcyjnych; ln *M*0 – logarytm naturalny nominalnej podaży wąskiego pieniądza; *i* – nominalna stopa procentowa. W przypadku Polski obliczenia dotyczą okresu od marca 1992 r. do czerwca 2001 r. W pozostałych krajach badano szeregi dla okresu od I kwartału 1970 r. do II kwartału 2001 r.

Ź r ó d ł o: Obliczenia własne.

Tabela 2

Testowanie stacjonarności pierwszych przyrostów poziomu cen, stopy inflacji, podaży pieniądza i nominalnej stopy procentowej w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	Statystyka ADF z wyrazem wolnym					Statystyka ADF z trendem liniowym				
	ln *M*0 A	ln *M*0 B	ln *CPI* A	ln *CPI* B	*i*	ln *M*0 A	ln *M*0 B	ln *CPI* A	ln *CPI* B	*i*
Kanada	–2,9430	–5,6219	–1,611	–4,650	–4,683	–3,8295	–5,5993	–3,448	–4,632	–5,031
Polska	–1,6079	–3,5441	–1,192	–4,671	–4,063	–1,9772	–4,6634	–1,038	–5,723	–4,065
RFN	–1,1360	–5,6217	–1,815	–4,618	–4,058	–0,6651	–5,7856	–2,757	–4,618	–4,070
USA	–0,7924	–4,8717	–2,195	–4,507	–5,209	–3,0151	–4,8610	–3,461	–4,537	–5,448
Wielka Brytania	–0,6660	–3,9116	–1,616	–4,905	–3,815	–1,4577	–4,0910	–3,232	–4,877	–4,193

O b j a ś n i e n i a i ź r ó d ł o: Jak w tabeli 1.

Wyniki przeprowadzonego testu nakazują, przy założonym poziomie istotności, przyjąć hipotezę, że wprowadzenie pierwszych przyrostów wartości nominalnej stopy procentowej, rocznego tempa przyrostu *M0* oraz inflacji doprowadza do stacjonarności. Implikuje to stwierdzenie, że wymienione zmienne są zintegrowane w stopniu 1 ($I \sim (1)$). W odniesieniu do logarytmu poziomu cen i podaży pieniądza analogiczny wniosek nie jest uprawniony, gdyż empiryczne statystyki ADF nie przekroczyły wartości krytycznej. W tym przypadku konieczne byłoby oszacowanie przyrostów dla pierwszych przyrostów początkowych danych, jednak ujawniony różny stopień zintegrowania poziomu cen i nominalnej stopy procentowej wymusza stwierdzenie, że badane szeregi nie mogą wykazywać kointegracji, a zatem nie można określić ich długookresowej relacji, gdyż użycie w tym celu klasycznej metody najmniejszych kwadratów spowodowałoby uzyskanie pozornych regresji. W ten sposób wykazano, że w analizowanych okresach w badanych systemach ekonomicznych nie wystąpiło zjawisko, określane w literaturze jako paradoks Gibsona[13].

Z drugiej strony stopa inflacji oraz nominalna rentowność rządowych papierów wartościowych wykazują ten sam stopień zintegrowania (pierwszy), co roczne zmiany podaży najwęższego agregatu monetarnego. Tego typu rezultat umożliwił sformułowanie hipotezy, że wyżej wymienione wielkości mogą pozostawać w długookresowej relacji kointegracyjnej. Testowanie tego przypuszczenia stanowiło kolejny etap analizy empirycznej.

4. Szacowanie empirycznych relacji kointegracyjnych dla zmian podaży pieniądza, nominalnej stopy procentowej i inflacji

Odpowiednia procedura ekonometryczna zainicjowana została przez ustalenie liczby wektorów kointegrujących. W tym celu przyjęto hipotezę zerową, przy poziomie istotności równym 5%, iż uwzględniane zmienne nie są skointegrowane, co implikowało brak istnienia wektora kointegrującego. Jeżeli odrzucono pierwotną hipotezę, to konieczne stało się testowanie obecności jednego wektora. Drogą kolejnych iteracji możliwe jest ostateczne określenie liczby poszukiwanych relacji, jednak dla celów

[13] Zjawisko to polegało na zaobserwowaniu znacznej współzmienności nominalnej stopy procentowej i ogólnego poziomu cen, a nie inflacji. Pierwszy określił to jako paradoks Gibsona (z uwagi na pionierskie prace angielskiego bankiera A. H. Gibsona) J. M. Keynes w pracy *Treatise of Money*, vol. 2, Macmillan, London 1930, s. 198. Zob. również: D. Corbae, S. Ouliaris, *A Random Walk Through the Gibson Paradox*, Journal of Applied Econometrics vol. 4, 1989, s. 295-303; A. Serletis, G. Zestos, *On the Gibson Paradox*, Review of International Economics vol. 7, 1999, s. 117-125.

analitycznych wystarczy odnaleźć pierwszą z nich. W związku z tym test Johansena[14] przerywano w momencie przyjęcia hipotezy o pojawieniu się co najmniej jednego wektora kointegrującego. Kolejno takie testy wykonano w odniesieniu do związku zmian podaży pieniądza z nominalną stopą procentową, następnie z inflacją i wreszcie w stosunku do powiązania stopy procentowej ze zmianami cen konsumpcyjnych. Wyniki tego etapu analizy zestawiono w tabelach 3-5.

Tabela 3

Testowanie liczby wektorów kointegrujących zmiany podaży *M0* i inflacji w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	H_0 : Brak wektorów kointegrujących		H_0 : Co najwyżej jeden wektor kointegrujący	
	statystyka LR	wartość krytyczna	statystyka LR	wartość krytyczna
Kanada	42,966	20,040	7,325	6,650
Polska	28,687	20,040	0,981	6,650
RFN	26,120	20,040	5,780	6,650
USA	47,275	20,040	14,885	6,650
Wielka Brytania	24,580	20,040	4,225	6,650

Źródło: Jak w tabeli 1.

Rezultaty testu Johansena nakazały zaakceptowanie hipotezy o występowaniu co najmniej jednego wektora kointegrującego zmiany podaży *M0* oraz inflacji i nominalnej stopy rentowności rządowych papierów wartościowych. Analogiczny wniosek dotyczył pojawienia się relacji pomiędzy przyrostami cen konsumpcyjnych i stawki procentowej. Powyższe spostrzeżenia dotyczyły wszystkich analizowanych gospodarek.

W związku z tym możliwe stało się oszacowanie długookresowych relacji, wiążących uwzględniane wielkości. Stosowne modele, dla pierwszych różnic, estymowano metodą największej wiarygodności, wykorzystując w tym celu analizę

[14] Test ten opiera się na metodzie największej wiarygodności, a bezpośrednia statystyka testująca, określana jako LR śladu (*Likelihood Ratio of Trace*), została stablicowana w pracy: M. Osterwald-Lenum, *A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics vol. 54, 1992, s. 461-472.

Tabela 4

Testowanie liczby wektorów kointegrujących zmiany podaży *M0* i nominalnej stopy procentowej w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	H_0 : Brak wektorów kointegrujących		H_0 : Co najwyżej jeden wektor kointegrujący	
	statystyka LR	wartość krytyczna	statystyka LR	wartość krytyczna
Kanada	37,689	20,040	5,220	6,650
Polska	26,028	20,040	6,375	6,650
RFN	37,910	20,040	2,641	6,650
USA	39,838	20,040	6,826	6,650
Wielka Brytania	21,909	20,040	3,632	6,650

Źródło: Jak w tabeli 1.

Tabela 5

Testowanie liczby wektorów kointegrujących nominalną stopę procentową i inflację w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	H_0 : Brak wektorów kointegrujących		H_0 : Co najwyżej jeden wektor kointegrujący	
	statystyka LR	wartość krytyczna	statystyka LR	wartość krytyczna
Kanada	22,908	15,410	9,359	3,760
Polska	30,549	15,410	4,139	3,760
RFN	33,572	15,410	8,236	3,760
USA	41,718	15,410	12,321	3,760
Wielka Brytania	46,869	15,410	5,587	3,760

Źródło: Jak w tabeli 1.

wektorowej autoregresji (*vector autoregressive model* – VAR)[15]. Dzięki temu, po znormalizowaniu, uzyskano równania o ogólnych postaciach:

[15] Prekursorską pracą na temat modeli VAR jest artykuł: C. A. Sims, *Macroeconomics and Reality*, Econometrica vol. 48, 1980, s. 1-48.

$$\Delta M0_t = \alpha_1 \Delta CPI_t + C_1, \quad (6)$$

$$\Delta M0_t = \alpha_2 \Delta i_t + C_2, \quad (7)$$

$$\Delta i_t = \alpha_3 \Delta CPI_t + C_3, \quad (8)$$

gdzie:

$M0$ – nominalna wartość podaży wąskiego pieniądza,
CPI – wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych: analogiczny okres roku poprzedniego = 100,
i – nominalna stopa rentowności rządowych papierów wartościowych,
$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ – współczynniki modeli,
C_1, C_2, C_3 – stałe.

Oceny poszczególnych parametrów zawarto w tabelach 6-8.

Tabela 6

Parametry długookresowych relacji kointegrujących zmiany podaży *M0* i inflacji w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	α_1	C_1
Kanada	0,500	5,426
Polska	0,856	2,191
RFN	1,343	2,164
USA	0,197	6,618
Wielka Brytania	0,610	2,426

Źródło: Obliczenia własne.

Wszystkie relacje pokazują, że w długim okresie stopa inflacji jest wprost proporcjonalnie zależna od zmian ilości pieniądza w obiegu. Mimo generalnie zgodnego kierunku powiązania siła zaobserwowanych związków znacznie od siebie odbiega. Szczególnie wyróżnia się niski współczynnik α_1 oszacowany dla USA. Pośrednio **stawia to pod znakiem zapytania monetarne podłoże inflacji.** Zbliżone wartości (około 0,5) otrzymano w przypadku Wielkiej Brytanii i Kanady – oznacza to, że podaż *M0* jest istotną, lecz nie jedyną determinantą wzrostu cen konsumpcyjnych. **Obliczenia dotyczące Polski sugerują bardzo silne uzależnienie inflacji od zmian ilości pieniądza.** Dane obrazujące sytuację w **RFN ujawniły nawet ponadproporcjonalne oddziaływanie agregatu *M0* na wskaźnik inflacji.**

Tabela 7

Parametry długookresowych relacji kointegrujących zmiany podaży *M0* i nominalnej stopy procentowej w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	α_2	C_2
Kanada	0,567	6,556
Polska	1,003	–3,971
RFN	2,144	–9,247
USA	0,152	6,392
Wielka Brytania	0,563	1,428

Źródło: Obliczenia własne.

Tabela 8

Parametry długookresowych relacji kointegrujących zmiany nominalnej stopy procentowej i inflacji w Kanadzie, Polsce, RFN, USA oraz Wielkiej Brytanii w analizowanych okresach

Kraj	α_3	C_3
Kanada	1,098	3,396
Polska	0,943	6,176
RFN	0,727	4,972
USA	0,413	2,590
Wielka Brytania	0,882	5,185

Źródło: Obliczenia własne.

Bardzo podobne wskazania uzyskały relacje kointegrujące podaż pieniądza i nominalną stopę rentowności rządowych papierów wartościowych. Ponownie ujawniła się niska wrażliwość stopy procentowej na zmiany ilości pieniądza w gospodarce amerykańskiej. Systemy ekonomiczne Kanady i Wielkiej Brytanii odnotowują umiarkowane oddziaływanie przyrostów *M0* na *i*. W przypadku Polski współczynnik α_2 równy był niemalże dokładnie 1, natomiast estymacje przeprowadzone dla RFN dały w rezultacie wartość tego parametru przekraczającą 2.

W związku z tego typu wynikami obraz wyłaniający się z ocen zawartych w tabeli 8 nie może zaskakiwać. W tym miejscu należy przypomnieć, iż koncepcja neutralności pieniądza zakłada, że w długim okresie dodatkowa podaż monetarna nie wywołuje żadnych skutków realnych i tylko przekłada się na wzrost cen. Wówczas

inflacja powinna być odwzorowana w przyroście nominalnej stopy procentowej, a dostrzegalną skalę zmian należałoby określić jako relację 1: 1.

Modele kointegracyjne szacowane dla Kanady wykazały bardzo do siebie zbliżone oceny parametrów α_1 i α_2. Logicznym dopełnieniem tego jest niemal jednostkowa wartość α_3 w długookresowej relacji, wiążącej zmiany stawki rentowności ze wzrostem cen konsumpcyjnych. Prowadzi to do wniosku, że w tym przypadku można zaakceptować tezę, iż w **gospodarce Kanady podaż pieniądza jest neutralna**. Estymacje polskich danych również wykazują zdecydowane podobieństwo do wzorca wynikającego z tożsamości Fishera, która zakładała zrównanie przyrostów inflacji i nominalnej stopy procentowej. Trochę mniejszą **czułość stawek procentowych na zmiany cen wykazują modele otrzymane dla RFN i Wielkiej Brytanii**, co wynika z odmienności współczynników α_1 i α_2 uzyskanych w relacjach opartych na zależnościach (6) i (7).

Niska wartość odpowiedniego parametru w przypadku USA sugeruje, że mimo bez wątpienia zachodzącego długookresowego powiązania zmian rentowności obligacji ze stopą inflacji, trudno przyjąć tezę o neutralności powiększania ilości pieniądza w gospodarce. Na pewno dodatkowa podaż *M*0 oddziałuje na wzrost cen, lecz nie przekłada się to na stopę procentową w relacji 1:1. Może to sugerować zdolność polityki monetarnej do oddziaływania, nawet w długim okresie, na realną sferę gospodarki.

Uwagi końcowe

Dzięki przeprowadzonym analizom, bazującym na materiale empirycznym, obrazującym zjawiska zachodzące w rozwiniętej gospodarce rynkowej oraz w polskim systemie poddanym transformacji, możliwa stała się weryfikacja istnienia zależności pomiędzy poziomem cen a nominalną stopą procentową. Z uwagi na uzyskane rezultaty należy stwierdzić, iż w badanym okresie nie odnotowano tego rodzaju statystycznie istotnego związku. Powyższa konkluzja opierała się na wykazanej niemożności kointegracji, a zatem i braku stabilnych relacji długookresowych. Oznaczało to odrzucenie tezy o pojawieniu się tzw. paradoksu Gibsona w analizowanych gospodarkach.

W dalszej kolejności udowodniono, że we wszystkich uwzględnianych systemach ekonomicznych odnaleźć można istotne wprost proporcjonalne powiązanie zmian podaży wąskiego agregatu monetarnego *M*0 z inflacją oraz nominalnym wskaźnikiem rentowności rządowych papierów wartościowych. Jednak oceny parametrów poszczególnych modeli kointegracyjnych czasami dosyć znacznie różnią się od siebie.

W przypadku Kanady można doszukać się silnych przesłanek do zaakceptowania hipotezy o neutralności pieniądza. Wyraźną czułość zmiennych nominalnych na dodatkową podaż monetarną wykazują również gospodarki Wielkiej Brytanii oraz

RFN. Stosunkowo najmniej neutralny wydaje się pieniądz w amerykańskim systemie ekonomicznym. Powyższe spostrzeżenia pokazują, iż **formułowanie kategorycznych wniosków, które miałyby być uniwersalne i pozytywnie weryfikowalne we wszystkich rozwiniętych gospodarkach rynkowych, jest nieuzasadnione.**

Prace badawcze, których wyniki zamieszczono w niniejszym opracowaniu, objęły również zjawiska zachodzące w gospodarce naszego kraju. Podkreślić jednak należy, że specyfika polskiej transformacji jest elementem, który znacząco utrudnia jednoznaczne oceny. Oczywiście proste porównania Polski z innymi krajami są niemożliwe, co wynika z ograniczeń materiału źródłowego, związanych z tym problemów natury statystycznoformalnej i co najważniejsze – niepełnego wykształcenia mechanizmów rynkowych w okresie zmian ustrojowych. Jednak na podstawie uzyskanych wyników estymacji ekonometrycznych można stwierdzić, że w **przypadku naszego kraju potwierdza się generalnie teza, sugerująca neutralność zmian podaży pieniądza.**

W tym miejscu trzeba silnie zaakcentować, że przedstawiona analiza jest zaledwie wycinkiem pola badawczego, które za cel stawia sobie ocenę skutków oddziaływania dodatkowej ilości pieniądza na realną sferę gospodarki. Bardziej kompletna praca analityczna powinna objąć również badanie wpływu zmian *M*0 na produkt krajowy brutto oraz poziom bezrobocia. Nie można też zapominać o możliwych efektach otwarcia gospodarki.

Podsumowując, można więc stwierdzić, że nie ma podstaw do odrzucenia wniosku, iż w długim okresie dostrzega się statystycznie istotne wprost proporcjonalne powiązanie wzrostu podaży monetarnej z nasilającą się inflacją. Tego typu zależność znajduje też swoje odbicie w zmianach nominalnej stopy procentowej, którą reprezentuje rentowność rządowych papierów wartościowych. Jednak weryfikacja modelowego podejścia do problemu neutralności pieniądza w gospodarce rynkowej wymaga kontynuacji prac analitycznych.

CO-INTEGRATION ANALYSIS OF CHANGES IN INFLATION, NOMINAL INTEREST RATE AND SUPPLY OF MONEY

Summary

The main aim of the article is an empirical analysis of the relations between changes in the supply of money and the level of prices, inflation and nominal interest rate. The studies concentrate on time series *M*0, *CPI* and nominal profitability of government securities, estimated for Canada, Poland, Germany, the USA and Great Britain.

Different degree of integration of the level of prices and interest rate prove that in the studied periods none of the considered economic systems observed the occurrence of the so-called Gibson's paradox. On the other hand, the results of the co-integration analysis make it possible to state that changes in *M*0 supply influence in direct proportion the inflation and the rate of profitability of securities. Indices of the average *CPI* growth and interest rates also indicate long-term relations which may prove the neutral character of money in the market economy.


BIBLIOTEKA AE