Michał KRUSZKA

TRANSAKCYJNY POPYT NA PIENIĄDZ W WARUNKACH TRANSFORMACJI GOSPODARCZEJ

Wstęp

Rynek pieniądza pełni kluczową rolę w funkcjonowaniu sytemu ekonomicznego. Niezależnie od różnic pomiędzy poszczególnymi szkołami ekonomicznymi, istnieje zgoda co do tego, że stabilna gospodarka powinna się charakteryzować równowagą na rynku aktywów monetarnych. Zdefiniowanie tego stanu wymaga jednak, oprócz identyfikacji podaży, określenia popytu i czynników go determinujących. W odróżnieniu od podaży pieniądza, popyt nie jest uchwytny w statystykach bankowych, co wymusza posłużenie się modelowaniem ekonometrycznym. W ogromnej większości prac punktem wyjścia jest założenie o długookresowej równowadze monetarnej, co oznacza, że aby badać popyt na pieniądz wystarczy przyjąć jako zmienną objaśnianą zrealizowaną podaż. W związku z tym nasuwa się wniosek, że jednym z najlepszych narzędzi mogących służyć w tego rodzaju analizach jest modelowanie kointegracyjne, pozwalające na uchwycenie długookresowych relacji równowagi[1].

Ekonometryczne szacowanie popytu na pieniądz w rozwiniętych gospodarkach jest przedmiotem zainteresowania stosunkowo dużej ilości prac analitycznych[2].

[1] Pionierami w zakresie modelowania kointegracyjnego są R.F. Engle i C.J.W. Granger. Obaj autorzy, m.in. za opracowanie tej nowatorskiej koncepcji analizy szeregów czasowych, zostali uhonorowani Nagrodą Nobla w 2003 roku. Przykładem ich podejścia do estymacji dynamicznych modeli ekonometrycznych mogą być prace: C.J.W. Granger, *Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification*, Journal of Econometrics 1981, vol. 16, s. 121-130; R.F. Engle, C.J.W. Granger, *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica vol. 55, 1987, s. 251-276.

[2] Przykładem może być monograficzny numer Empirical Economics vol. 23, 1998, no. 3.

Niestety, nie można tego stwierdzenia powtórzyć w przypadku państw, przechodzących transformację. Implementacja prawideł rynkowych w tych systemach powinna jednak zaowocować powstaniem układu zbliżonego do wzorca, obserwowanego w krajach rozwiniętych. Weryfikacja takiego poglądu wymaga zatem zbudowania zależności opisujących popyt na pieniądz w transformującej się gospodarce i zdiagnozowania właściwości uzyskanych modeli. W ten sposób określono cel analiz przeprowadzonych w dalszej części niniejszego opracowania.

1. Modelowe ujęcie transakcyjnego popytu na pieniądz

Pieniądz pełni kilka istotnych funkcji w gospodarce, do których z reguły zalicza się wypełnianie zadań środka wymiany, środka mierzenia wartości (jednostki rozrachunkowej) oraz tezauryzacji. Ze względu na odmienność poszczególnych funkcji rodzą się pytania: co jest pieniądzem i jak mierzyć jego ilość ? Praktyka bankowa nie rozstrzyga jednoznacznie tych kwestii, natomiast przyjmuje kilka odmiennych miar podaży monetarnej, w zależności od stopnia płynności składowych, zaliczanych do poszczególnych agregatów. Zmniejszająca się płynność sugeruje przenoszenie nacisku z zadań transakcyjnych na tezauryzacyjne, koncentrujące się na potencjalnym pomnażaniu majątku przechowywanego w formie tak definiowanego pieniądza.

Najczęściej używa się obecnie zestawu trzech agregatów, określanych jako M1, M2 i M3. Wyższa liczba stojąca przy M wskazuje na to, że mniej płynne komponenty znalazły się w danym wskaźniku. Pomimo tożsamości oznaczeń można jednak dostrzec pewne odmienności w zasadach agregacji stosowanych przez System Rezerwy Federalnej[3] (FED) w Stanach Zjednoczonych w porównaniu ze standardami Europejskiego Banku Centralnego (ECB). W przypadku M1 chodzi o czeki podróżne, które są bardzo popularne w Stanach Zjednoczonych, lecz nie przyjęły się w Europie i dlatego zostały przez ECB wykluczone z najwęższej miary. Natomiast udział lokat terminowych w szerszych agregatach monetarnych jest w Stanach Zjednoczonych zależny od ich wartości, a w Unii Europejskiej od zadeklarowanego czasu wymagalności, gdyż przekroczenie granicy dwóch lat usuwa depozyt lub papier dłużny z kategorii pieniądza i przesuwa go (z racji utraty płynności) do długoterminowych zobowiązań finansowych[4].

Tradycyjnym miarom podaży pieniądza postawiono jednak bardzo istotny zarzut traktowania swoich składowych jako doskonałych substytutów, gdyż agregacja po-

[3] Precyzyjny opis zmian zasad konstruowania amerykańskich miar podaży pieniądza zawiera praca K.A. Kavajecz, *The Evolution of the Federal Reserve's Monetary Aggregates: A Timeline*, The Federal Reserve Bank of St. Louis Review vol. 76, 1994, s. 32-66.

[4] Zob. tabl. 2.4: ECB Monthly Bulletin 2003, no. 1, s. 16-17.

lega na dodaniu do siebie ich wartości[5]. Takie podejście wymusza wówczas stwierdzenie, że dla użytkownika pieniądza jest całkowicie obojętne, czy posługuje się gotówką czy depozytem bankowym. Jest to oczywisty błąd metodologiczny, który można choć częściowo zniwelować poprzez zbudowanie ważonych miar podaży pieniądza, najczęściej określanych mianem agregatów DIVISIA[6].

Zasygnalizowany zaledwie problem mierzenia zasobu pieniądza przesądził o zawężeniu pola badawczego tylko do transakcyjnego popytu na pieniądz. Po pierwsze, możliwe stało się wówczas przyjęcie jednolitej definicji ilości pieniądza, która nie zmienia się w czasie i jest taka sama dla wszystkich systemów ekonomicznych. Po drugie, ze względu na jednorodność stosowanej miary (gotówka w obiegu) unika się odwołań do jakichkolwiek kategorii zbiorczych, w przypadku których powinno się stosować różnicowanie wag poszczególnych składników, czego niestety nie praktykuje statystyka bankowa państw okresu transformacji[7].

Określenie determinant zapotrzebowana na pieniądz było przedmiotem zainteresowania wielu ekonomistów. Koncentrując się wyłącznie na wypełnianiu przez pieniądz roli środka wymiany, bez wątpienia należy odwołać się do ujęcia zaproponowanego przez J.M. Keynesa[8]. Według niego motyw transakcyjny wynika z faktu, że pieniądz jest potrzebny do dokonywania płatności w okresach między otrzymywaniem dochodu. Siła oddziaływania tego motywu zależy więc od wartości dochodu i od długości okresu między wpływami dochodu.

J.M. Keynes rozróżniał jeszcze motyw ostrożnościowy i spekulacyjny. Popyt na pieniądz wynikający z pierwszego z nich miał się zachowywać generalnie w sposób tożsamy z zapotrzebowaniem na środek wymiany. Natomiast motyw spekulacyjny pojawia się tylko wtedy, gdy istnieje rynek kapitałowy, na którym obraca się papierami wartościowymi, a podstawową przesłanką tego motywu jest niepewność co do przyszłego poziomu stopy procentowej (R). Przy niskiej bieżącej stopie i spodziewanym jej wzroście[9], podmioty będą starały się utrzymywać zapas gotówki, powstrzymując się od zakupu papierów wartościowych i *vice versa*.

---

[5] W.A. Barnett, *Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory*, Journal of Econometrics vol. 14, 1980, s. 11-48.

[6] W.A. Barnett, D. Fisher, A. Serletis, *Consumer Theory and the Demand for Money*, Journal of Economic Literature vol. 30, 1992, s. 2093.

[7] Wyjątkiem były informacje podawane przez Narodowy Bank Polski, który wdrożył zasady agregowania miar DIVISIA – zob. N. Cieśla, *Konstrukcja pieniężnych agregatów DIVISIA w warunkach polskich*, Materiały i Studia 1999, nr 89. Niestety, implementacja standardów ECB w polskiej bankowości przekreśliła porównywalność długoletnich szeregów czasowych i NBP wstrzymał się z publikacją informacji o ważonych agregatach monetarnych, co jednoznacznie należy negatywnie ocenić.

[8] J.M. Keynes, *Ogólna teoria, zatrudnienia, procentu i pieniądza*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003, s. 174-177.

[9] Wzrost stopy przekłada się na spadek ceny (kursu) różnego rodzaju papierów wartościowych, głównie akcji i obligacji.

Według interpretacji J.M. Keynesa, popyt na pieniądz wynikający z motywu transakcyjnego oraz przezorności zależy głównie od wartości dochodu nominalnego, a ilości pieniędzy utrzymywane w celu zaspokojenia tych motywów są generalnie niezależne od zasobów przeznaczonych na cele spekulacyjne[10]:

$$M_D = M_A + M_B = L_1(Y) + L_2(R), \quad (1)$$

gdzie:

M_D – ogólny popyt na pieniądz,
M_A – ilość pieniędzy zaspokajająca motyw transakcyjny i ostrożnościowy,
M_B – ilość pieniędzy mająca zaspokoić motyw spekulacyjny,
L_1 – funkcja płynności odpowiadająca dochodowi Y,
L_2 – funkcja płynności odpowiadająca stopie procentowej R.

Koncepcja transakcyjnego popytu na pieniądz została znacząco rozwinięta przez W. J. Baumola[11], a zwłaszcza przez J. Tobina[12]. Generalnie zgadzając się z wyżej przedstawionym rozumowaniem, doprowadzili oni jednak do usunięcia sprzeczności i niejasności, które pojawiały się jeszcze u J.M. Keynesa. Według wspomnianych autorów podstawowym mankamentem było założenie, że wielkość popytu na pieniądz, wynikająca z potrzeb transakcyjnych, jest uzależniona tylko od poziomu dochodu, a szybkość obiegu pieniężnego jest w krótkim okresie względnie stała.

J. Tobin uznał, że zapotrzebowanie transakcyjne jest zależne nie tylko od dochodu, ale i od stopy procentowej. Punktem wyjścia dla takiej analizy jest stwierdzenie, że zasoby pieniężne, które będą ostatecznie środkami płatniczymi, nie muszą być cały czas utrzymywane w formie gotówki. Wiąże się to z tym, że jej posiadanie eliminuje możliwość zakupu oprocentowanych papierów wartościowych, na przykład obligacji. Racjonalny podmiot powinien więc zoptymalizować skład aktywów, tak aby osiągać dochód z papierów wartościowych, a jednocześnie zaspokoić wszystkie wymagane płatności.

W najprostszym ujęciu można uznać, że reprezentatywny podmiot utrzymuje swój majątek w formie oprocentowanych aktywów, na przykład obligacji. Jednak-

[10] Trzeba jednak podkreślić, że J.M. Keynes najpierw użył sformułowania „[...] ilość pieniądza, którą ktoś zdecyduje się trzymać w celu zaspokojenia motywu transakcyjnego [...] nie jest całkowicie niezależna od tego, ile pieniędzy trzyma w celu zaspokojenia motywu spekulacyjnego [...]", lecz już w kolejnej myśli zaznaczał „[...] można bezpiecznie uważać, że te dwa rodzaje zasobów pieniężnych są w dużym stopniu od siebie niezależne. W dalszej swej analizie rozbijamy nasz problem [*popyt na pieniądz*] na dwie części [...]". J.M. Keynes, op.cit., s. 177-178.

[11] W.J. Baumol, *The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach*, Quarterly Journal of Economics vol. 66, 1952, no. 4, s. 545-556.

[12] J. Tobin, *The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash*, Review of Economics and Statistics vol. 38, 1956, no. 3, s. 241-247. Ze względu na bardziej generalne ujęcie, w dalszej części analizy podstawą odwołań teoretycznych będzie model J. Tobina.

że zawsze potrzebuje pewnej ilości gotówki w celu realizacji wymaganych płatności. Można więc przyjąć, że w stałych odstępach czasu, na przykład co miesiąc, wycofuje część środków z zasobu oprocentowanych aktywów, a otrzymaną w ten sposób gotówkę wydatkuje w równym tempie. Na koniec każdego okresu wartość posiadanych pieniędzy jest więc równa 0. Wówczas przeciętny zasób pieniądza transakcyjnego wynosi:

$$\bar{M}_A = \frac{Y}{2} \cdot t, \tag{2}$$

gdzie:

$\bar{M}_A$ – przeciętny zasób pieniądza utrzymywany przez podmiot w celu zaspokojenia motywu transakcyjnego,

Y – realny dochód równy realnej wartości dokonywanych transakcji;

t – czas, który upływa pomiędzy podjęciem pieniędzy.

Tyle samo wynosi przeciętna wartość obligacji ($\bar{B}$) w posiadanym majątku.

Analizowany podmiot musi ustalić optymalny rozstęp pomiędzy operacjami zamiany obligacji na gotówkę, przy uwzględnieniu kosztów takiej konwersji. Składają się one z kosztów alternatywnych, związanych z utratą oprocentowania papierów wartościowych oraz kosztów transakcji (na przykład opłat maklerskich, utraconych korzyści z tytułu przeznaczenia czasu na dokonanie transakcji, a nie na wypracowanie dochodu). Można to zapisać jako:

$$TC = R \cdot B + \gamma \frac{1}{t} = R \cdot \frac{Y}{2} + \gamma \frac{1}{t}, \tag{3}$$

gdzie:

TC – całkowity koszt zamiany obligacji na gotówkę,

γ – jednostkowa, stała opłata związana z konwersją obligacji na środki płatnicze,

$\frac{1}{t}$ – częstotliwość pobierania gotówki.

Jeżeli racjonalny podmiot dąży do minimalizacji kosztów utrzymywania gotówki, to pochodną z funkcji opisanej zależnością (3), określoną względem t, należy przyrównać do zera i ustalić optymalny okres pomiędzy momentami poboru gotówki (t). Wykorzystując również relację (2) definiuje się realną wielkości popytu na pieniądz, który ma być środkiem płatniczym:

$$\bar{M}_A = \frac{Y}{2} \cdot t = \frac{Y}{2} \sqrt{\frac{2 \cdot \gamma}{R \cdot Y}} = \sqrt{\frac{Y \cdot \gamma}{2 \cdot R}}. \tag{4}$$

W ten sposób otrzymuje się funkcję, która uzależnia wprost proporcjonalnie realny popyt transakcyjny od wartości realnego dochodu danego podmiotu. Z drugiej strony argumentem funkcji (4) jest stopa procentowa (R), której oddziaływanie jest odwrotnie proporcjonalne.

Powyższe dociekania modelowe, wskazujące determinanty transakcyjnego zapotrzebowania na zasoby pieniężne, stały się przedmiotem weryfikacji statystycznej. Uzyskane wyniki zawarto w dalszych częściach artykułu.

2. Metodyka analizy

Badanie zależności opisujących transakcyjny popyt na pieniądz przeprowadzono na podstawie materiału źródłowego dotyczącego wybranych europejskich gospodarek okresu transformacji, tj. Czech, Polski, Słowacji, Słowenii i Węgier. Wymienione kraje reprezentują najbardziej zaawansowane w przemianach systemy postsocjalistyczne.

Ustalając horyzont czasowy przeprowadzanych prac, należało uwzględnić kilka istotnych czynników. Po pierwsze, Czechy i Słowacja zaczęły funkcjonować jako niezależne państwa dopiero od 1993 roku – porównywalność analizy wymagała zatem odrzucenia okresu sprzed tej daty. Po drugie, pierwsze lata transformacji to okres ustanawiania wielu ważnych dla rynku pieniądza instytucji, któremu niejednokrotnie towarzyszyły procesy inflacyjne o bardzo dużej dynamice. W związku z tym uznano, że badaniu podlegać będą szeregi czasowe, dla których pierwsza obserwacja przypadła na styczeń 1994 roku[13]. Datą końcową był sierpień 2003 roku, a wszystkie uwzględniane wielkości rozpatrywano w przekrojach miesięcznych.

Zgodnie z przyjętym zawężeniem problematyki zapotrzebowania na pieniądz wyłącznie do zagadnień związanych z realizacją funkcji wymiennej, podaż badano w ujęciu gotówki w obiegu. M1 może również informować o transakcyjnych zasobach pieniężnych, ale wymaga to wdrożenia sprawnego obiegu czekowego lub rozwiniętego systemu kart płatniczych. Żaden z tych warunków nie był spełniony w krajach okresu transformacji w pierwszej połowie lat dziewięćdziesiątych XX wieku. Oprócz tego, użycie prostej sumy gotówki i krótkookresowych wkładów bankowych (a tak jest konstruowany klasyczny agregat M1) oznacza zgodę na założenie doskonałej substytucyjności wymienionych zasobów. Oprocentowanie depozytów stanowi klarowny dowód niewłaściwości takiego podejścia. Wskazane powody przesądziły o skoncentrowaniu się tylko na pieniądzu gotówkowym.

Bazując na przedstawionych wcześniej koncepcjach modelowych, można przypuszczać, że nominalny popyt na pieniądz powinien być opisany zależnością:

$$M_t = f(Y_t, P_t, C_t), \tag{5}$$

[13] Wyjątek stanowiła Słowacja. Rozwój międzybankowego rynku pieniężnego był na tyle wolny, że pierwsze notowania przypadły dopiero na lipiec 1995 roku – O. Sobek, *10 Years of the National Bank of Slovakia*, BIATEC vol. 11, 2003, no. 1, s. 9. W związku z tym lipiec 1995 roku stanowił początek horyzontu czasowego w przypadku Słowacji.

gdzie:

M_t – nominalny zasób gotówki,
Y_t – zmienna ilustrująca zaangażowanie transakcyjne,
P_t – poziom cen,
C_t – koszty utrzymywania pieniądza,
t – czas.

Przyjmując multiplikatywne powiązania pomiędzy analizowanymi zmiennymi oraz doprowadzając funkcję (5) do zapisu odpowiadającego realnemu zapotrzebowaniu na zasoby pieniężne, można ustalić zlinearyzowaną postać modelu:

$$\ln M_t - \ln P_t = a_1 \ln Y_t + a_2 \ln C_t + \varepsilon_t, \tag{6}$$

gdzie:

a_1, a_2 – parametry modelu wskazujące odpowiednie współczynniki elastyczności popytu,
ε_t – składnik zakłóceń losowych.

Przyjęto, że ilustracją wartości transakcji zrealizowanych dzięki posiadanej gotówce jest produkcja sprzedana przemysłu w cenach stałych z grudnia 1995 roku. Poziom cen był mierzony za pomocą CPI (XII 1995 = 100). Miernikami kosztów alternatywnych były: nominalne oprocentowanie krótkoterminowych depozytów rynku międzybankowego[14] lub inflacja wyrażana przez CPI (analogiczny miesiąc roku poprzedniego = 100).

Zgodnie z koncepcjami teoretycznymi wzrost wartości produkcji przemysłowej powinien oznaczać wzrost wartości przeprowadzanych transakcji, co wymusza dodatkowy popyt na pieniądz. Powiększająca się stopa procentowa zachęca z kolei do wyzbywania się środków płatniczych. Dodatkowo trzeba pamiętać, że analizie poddano zjawiska zachodzące w gospodarkach okresu transformacji, które z pewnością narażone były na szereg okresowych perturbacji ekonomicznych, przejawiających się między innymi wysoką inflacją. Nasilająca się labilność cen może wówczas wywoływać ucieczkę od zasobów monetarnych i zastępowanie ich dobrami trwałego użytku. Dlatego też inflacja staje się potencjalnym miernikiem kosztu posiadania środków płatniczych.

Wskazane relacje implikują, że w modelu (6) oczekiwano dodatniej wartości parametru a_1, co oznacza dodatnią elastyczność dochodową. Natomiast a_2, wskazujący na elastyczność mieszaną (krzyżową) popytu na pieniądz, powinien być ujemny.

[14] W przypadku Czech, Słowacji, Polski i Węgier były to trzymiesięczne depozyty. Stopy procentowe stanowiły odpowiednio stawki PRIBOR, BRIBOR, WIBOR i BUBOR. W estymacjach dotyczących Słowenii posłużono się oprocentowaniem depozytów o terminie wypowiedzenia do trzydziestu dni.

Wprowadzenie stopy procentowej do równania (6) w miejsce zmiennej C_t odbywało się bez logarytmowania.

Pierwszym etapem przeprowadzonej analizy była korekta sezonowa. Wykonano ją za pomocą procedury Census II/X-11. Ze względu na początkowe założenie analityczne, według którego na rynku pieniądza istnieje równowaga, estymacja równania (6) przeprowadzona była za pomocą modelowania kointegracyjnego. Zgodnie z pojęciem kointegracji trwały związek pomiędzy zmiennymi powinien polegać na tym, że odchylenia od długookresowej ścieżki równowagi są stacjonarne. Metoda kontergracyjna jest obecnie powszechnie stosowana do wychwytywania długookresowych relacji między szeregami czasowymi.

Trzeba jednak podkreślić, że badane wielkości mogą być skointegrowane tylko wtedy, gdy są zintegrowane w tym samym stopniu, czyli dają się sprowadzić do stacjonarności poprzez taką samą liczbę różnicowań. Zatem wstępem do dalszych estymacji musi być testowanie stopnia zintegrowania. Ten etap analizy przeprowadzono, stosując rozszerzony test Dickeya–Fullera (ADF) oraz test Kwatkowskiego–Phillipsa–Schmidta–Shina (KPSS). Pamiętać trzeba, że pierwszy z nich zakłada w hipotezie zerowej niestacjonarność na skutek występowania pierwiastka jednostkowego, co oznacza kształtowanie się szeregu według błądzenia losowego. Natomiast test KPSS, o większej mocy, w hipotezie zerowej umieszcza stwierdzenie o stacjonarności badanego szeregu[15].

Jeżeli uwzględniane zmienne wykazują ten sam stopień zintegrowania, to można przejść do analizy relacji kointegrujących. W niniejszej pracy skorzystano z metody testowania zaproponowanej przez S. Johansena[16]. W dalszej kolejności wykorzystano wektorowe modele korekty błędów (VECM), które opisać można poprzez zależność[17]:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \boldsymbol{\alpha}^2 \, '\mathbf{X}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \boldsymbol{\Phi}_i \Delta \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{B}\mathbf{A}_t + \varepsilon_t, \qquad (7)$$

gdzie:

$\mathbf{X}_t$ – macierz zawierająca wszystkie zmienne modelu (6),

$\boldsymbol{\alpha}$ – macierz dostosowań; jej elementy mierzą szybkość, z jaką poszczególne zmienne dostosowują się do zakłóceń relacji równowagi,

$\boldsymbol{\beta}$ – macierz, której kolumny są wektorami kointegrującymi analizowane zmienne, a po znormalizowaniu są interpretowane jako parametry długookresowej relacji równowagi,

[15] Szczegółowy opis wspomnianych testów można znaleźć w pracy E. M. Syczewskiej, *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Wydawnictwo SGH, Warszawa 1999, s. 37-42.

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

[17] Szczegółowy opis analityczny tego typu modeli podają m.in. M. W. Watson, *Vector Autoregressions and Cointegration*, w: *Handbook of Econometrics*, vol. 4, red. R. F. Engle, D. L. McFadden, North Holland, Amsterdam 1994, s. 2844-2915, lub W. W. Charemza, D. F. Deadman, *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997, s. 162-166.

$\beta' \mathbf{X}_{t-1}$ – macierz stanowiąca zbiór mechanizmów korekty błędów oddzielających długo- i krótkookresowe reakcje w modelu,

Φ – macierz parametrów dynamiki krótkookresowej,

$\mathbf{A}$ – macierz zmiennych deterministycznych,

$\mathbf{B}$ – macierz parametrów wskazujących wpływ składników deterministycznych,

ε_t – składnik zakłóceń losowych.

Model (7) może zawierać różne komponenty deterministyczne. W najprostszym ujęciu jest ich w ogóle pozbawiony. Kolejno można wprowadzać stałą do równania konitegrującego, a następnie uwzględnić trend liniowy w wyjściowych danych. Następna wersja dodaje w relacji kointegracyjnej stałą i trend liniowy, przy założeniu że wyjściowe dane też zawierają te składniki. Najbardziej rozbudowana postać umieszcza w równaniu kointegrującym stałą i liniową tendencję, a w danych trend kwadratowy. W przeprowadzanych analizach wszystkie wskazane alternatywy testowano łącznie i wybierano te składniki deterministyczne, które zostały wskazane przez minimalizację informacyjnego kryterium Schwarza[18]. Jeżeli uwzględniany zestaw zmiennych wykazywał istnienie długookresowej zależności utożsamianej z równowagą, w tym wypadku na rynku pieniądza, to możliwa była estymacja równań kointegrujących wraz z mechanizmem korekty błędów.

Ostatni krok w przeprowadzanym badaniu polegał na testowaniu stabilności otrzymanych relacji. W tym celu wykorzystano testy CUSUM i CUSUMQ[19]. Wykorzystują one rekursywną regresję wykonaną metodą najmniejszych kwadratów na segmencie pierwszych r obserwacji, który to zestaw jest kolejno wydłużany. Każdorazowo otrzymywany błąd prognozy na okres $r+1$, po odpowiednim wyskalowaniu, jest nazywany rekursywną resztą. Test CUSUM wykorzystuje szereg skumulowanej sumy ilorazów rekursywnych reszt i standardowych błędów regresji rekursywnej. Następnie jest on umieszczany na wykresie wraz z granicami zależnymi od przyjętego poziomu istotności. Stałość w czasie parametrów wcześniej uzyskanego modelu poddanego badaniu oznacza, że wartość oczekiwana testowego szeregu CUSUM wynosi zero, natomiast przekroczenie linii krytycznych można odczytać jako wyraz niestabilności parametrów analizowanej zależności ekonomicznej.

W teście CUSUMQ kumulacji podlega suma kwadratów rekursywnych reszt, a skalowanie obywa się poprzez podzielenie przez łączną sumę kwadratów rekursywnych reszt. W związku z tym oczekiwana wartość testowego szeregu CUSUMQ wynosi 0 dla pierwszej obserwacji i 1 dla ostatniej obserwacji. Ponownie wnioski można formułować poprzez obserwację przebiegu szeregu CUSUMQ na wy-

[18] Ibidem, s. 236-237.

[19] R.L. Brown, J. Durbin, J.M. Evans, *Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time*, Journal of the Royal Statistical Society vol. 37 (seria B), 1975, s. 149-163.

kresie zaopatrzonym w granice zależne od poziomu istotności. Ich przekroczenie należy odczytać jako niestabilność parametrów lub wariancji badanego modelu wyjściowego.

3. Testowanie stopnia zintegrowania zmiennych

Zgodnie z przyjętą metodyką analizy estymacja długookresowych relacji kointegracyjnych jest możliwa tylko wówczas, gdy zmienne są zintegrowane w tym samym stopniu. Badanie stopnia integracji przeprowadzono z wykorzystaniem testów ADF i KPSS. Równania testowe zawierały wyraz wolny lub wyraz wolny wraz z trendem liniowym.

Uzyskiwane rezultaty zależne są jednak od ilości opóźnień wprowadzanych do równań testowych. Dobór optymalnej długości odroczeń w teście ADF następował poprzez minimalizację informacyjnego kryterium Schwarza. W przypadku testu KPSS wykorzystano metodę mechaniczną, uzależniającą ilość opóźnień od charakterystyki macierzy kowariancji estymatora badanego modelu dynamicznego[20].

Najpierw przeprowadzono test ADF, który w hipotezie zerowej zakłada niestacjonarność analizowanego szeregu. Wyniki uzyskane dla wartości badanych zmiennych umieszczono w tabeli 1.

Tabela 1

Testowanie niestacjonarności poziomu analizowanych zmiennych w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	Statystyka ADF z wyrazem wolnym				Statystyka ADF z trendem liniowym			
	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*
Czechy	–0,225	0,787	–1,150	–1,372	–2,941	–1,821	–3,341	–3,141
Polska	–2,170	–1,555	–1,292	–2,124	–2,427	–3,203	–2,964	–2,544
Słowacja	–2,301	1,307	–0,817	–1,620	–2,222	–1,787	–2,346	–1,593
Słowenia	–2,055	–0,801	–2,423	–2,183	–2,960	–1,799	–3,620	–3,238
Węgry	–1,413	–0,659	–1,196	–1,409	–2,744	–2,119	–3,059	–3,157

Objaśnienia: *M* – realny zasób gotówki; *Y* – realna produkcja sprzedana przemysłu; *R* – nominalna stopa procentowa; *Π* – inflacja.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie biuletynów statystycznych banków centralnych poszczególnych państw oraz internetowej bazy danych OECD.

Przyjęty poziom istotności wynosił 5%, w związku z tym wartość krytyczna statystyki testu ADF z wyrazem wolnym wynosiła – 2,890, a z trendem linio-

[20] W.K. Newey, K.D. West, *Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation*, NBER, Technical Working Paper No. 144, NBER, Cambridge 1995.

wym – 3,400. Żadna empiryczna wartość wskazana w tabeli 1 nie przekroczyła krytycznej, nie było więc podstaw do odrzucenia hipotezy o niestacjonarności badanych szeregów. Wyjątek stanowiła tylko międzybankowa stopa procentowa w Słowenii, ale tylko test z wyrazem wolnym i trendem liniowym sugerował odrzucenie hipotezy o jej niestacjonarności.

Kolejny test pierwiastka jednostkowego (KPSS) przyjmuje hipotezę zerową, stwierdzającą, że analizowane zmienne są stacjonarne. Tym razem uzyskane empiryczne wartości statystyki testowej zawarto w tabeli 2.

Tabela 2

Testowanie stacjonarności poziomu analizowanych zmiennych w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	Statystyka KPSS z wyrazem wolnym				Statystyka KPSS z trendem liniowym			
	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*
Czechy	2,078	1,979	1,493	1,741	0,185	0,406	0,385	0,149
Polska	0,669	2,295	2,019	2,205	0,281	0,33	0,172	0,366
Słowacja	1,522	2,364	1,141	0,269	0,239	0,403	0,370	0,270
Słowenia	0,771	2,187	0,946	0,515	0,167	0,171	0,150	0,397
Węgry	0,686	2,389	2,019	2,073	0,509	0,278	0,248	0,157

Objaśnienia i źródło: Jak do tabeli 1.

Wartości krytyczne przy poziomie istotności 5% wynosiły 0,463 dla testu z wyrazem wolnym oraz 0,146 dla testu z trendem liniowym. Wszystkie empiryczne statystyki przekroczyły wartości krytyczne, co nakazywało odrzucenie hipotezy o stacjonarności badanych szeregów.

Wyniki obu zastosowanych testów potwierdziły zasadność stwierdzenia, że żadna z analizowanych zmiennych nie była stacjonarna. Oznaczało to konieczność zamiany wyjściowych szeregów na ich pierwsze przyrosty i ponowne przeprowadzenie testów ADF oraz KPSS. Rezultaty zawarto w tabelach 3 i 4.

Analiza uwzględnianych zmiennych w Czechach, Polsce i Słowenii wykazała, że empiryczne statystyki testu ADF przekroczyły wartości krytyczne, a w przypadku testu KPSS było dokładnie na odwrót. Oznaczało to odrzucenie hipotezy o niestacjonarności pierwszych przyrostów podaży pieniądza, produkcji przemysłowej, stopy procentowej i miary inflacji i brak podstaw do odrzucenia wniosku o stacjonarności tak przygotowanych szeregów. Uznano więc, że wszystkie zmienne w wymienionych krajach wykazują ten sam, pierwszy stopień zintegrowania.

Inaczej sprawa przedstawiała się w przypadku Słowacji i Węgier. W ich przypadku należało przyjąć hipotezę o niestacjonarności pierwszych przyrostów ba-

Tabela 3

Testowanie niestacjonarności pierwszych przyrostów analizowanych zmiennych w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	Statystyka ADF z wyrazem wolnym				Statystyka ADF z trendem liniowym			
	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*
Czechy	–2,982	–3,574	–2,944	–3,485	–3,784	–3,868	–3,498	–3,645
Polska	–4,337	–3,532	–3,543	–3,496	–4,133	–3,739	–3,527	–3,816
Słowacja	–1,861	–2,736	–1,623	–1,876	–1,919	–2,916	–1,678	–1,854
Słowenia	–2,953	–3,197	–3,915	–3,162	–3,595	–3,684	–3,895	–3,623
Węgry	–2,562	–2,612	–2,062	–2,446	–2,852	–2,651	–2,634	–2,333

Objaśnienia i źródło: Jak do tabeli 1.

Tabela 4

Testowanie stacjonarności pierwszych przyrostów analizowanych zmiennych w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	Statystyka KPSS z wyrazem wolnym				Statystyka KPSS z trendem liniowym			
	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*
Czechy	0,210	0,200	0,326	0,069	0,210	0,091	0,129	0,053
Polska	0,057	0,256	0,096	0,143	0,049	0,065	0,096	0,066
Słowacja	0,484	0,215	0,569	0,489	0,198	0,154	0,256	0,151
Słowenia	0,275	0,009	0,041	0,234	0,066	0,026	0,037	0,073
Węgry	1,468	0,530	0,505	0,493	0,149	0,193	0,288	0,164

Objaśnienia i źródło: Jak do tabeli 1.

danych wielkości. W związku z tym obliczono ich drugie przyrosty, a następnie kolejny raz wykonano testy pierwiastka jednostkowego. Otrzymane rezultaty zawierają tabele 5 i 6.

Tabela 5

Testowanie niestacjonarności drugich przyrostów analizowanych zmiennych w Słowacji i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	Statystyka ADF z wyrazem wolnym				Statystyka ADF z trendem liniowym			
	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*
Słowacja	–5,078	–5,500	–4,854	–3,702	–5,052	–5,479	–4,839	–3,656
Węgry	–4,558	–4,128	–4,446	–3,787	–4,526	–4,100	–4,654	–3,790

Objaśnienia i źródło: Jak do tabeli 1.

Tabela 6

Testowanie stacjonarności drugich przyrostów analizowanych zmiennych w Słowacji i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	Statystyka KPSS z wyrazem wolnym				Statystyka KPSS z trendem liniowym			
	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*	ln *M*	ln *Y*	*R*	ln *Π*
Słowacja	0,027	0,023	0,057	0,038	0,028	0,023	0,056	0,038
Węgry	0,086	0,045	0,125	0,044	0,082	0,029	0,036	0,039

Objaśnienia i źródło: Jak do tabeli 1.

Tym razem wyniki obu testów pozwoliły stwierdzić, że zamiana wyjściowych danych na ich drugie przyrosty doprowadziła do stacjonarności. Ostatecznie więc stwierdzono, że we wszystkich badanych państwach uwzględniane szeregi wykazywały ten samem stopień zintegrowania. W przypadku Czech, Polski i Słowenii zmienne był to pierwszy stopień, w Słowacji i na Węgrzech – drugi. Uprawniało to do założenia możliwości pojawienia się długookresowego związku kointegracyjnego, dlatego kolejnym krokiem analizy stały się testy kointegracji.

4. Testy kointegracji

Zgodnie z procedurą S. Johansena budowę długookresowych relacji bazujących na modelu wektorowej autoregresji należy rozpocząć od testowania ilości wektorów kointegrujących, czyli kolumn macierzy **β** z modelu (7). Początkowo postawiono hipotezę zerową o braku wektorów kointegrujących, (przyjęto poziom istotności 5%), a długość opóźnień, tzn. *k* w modelu (7), dobierano przez minimalizację kryterium informacyjnego Schwarza. Jeżeli odrzucono pierwotną hipotezę, to konieczne stało się testowanie obecności jednego wektora kointegrującego. Drogą iteracji możliwe jest ostateczne ustalenie ilości poszukiwanych wektorów, jednak dla celów analitycznych wystarczy odnaleźć pierwszy z nich. W związku z tym procedurę S. Johansena[21] przerywano w momencie przyjęcia hipotezy o pojawieniu się co najmniej jednego wektora kointegrującego. Rezultaty dotyczące poszczególnych modeli zawarto w tabelach 7-8.

Interpretując przedstawione wyniki, należało odrzucić hipotezę o braku wektorów kointegrujących badane zmienne. Dotyczyło to obu testowanych miar, ilu-

[21] W przeprowadzanej analizie, bazującej na metodzie największej wiarogodności, wykorzystano statystykę testującą określaną jako LR śladu (*Likelihood Ratio of Trace*). Została ona 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 7

Testowanie liczby wektorów kointegrujących pieniądz, realną produkcję przemysłową i nominalną stopę procentową w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	H_0: brak wektorów kointegrujących		H_0: jeden wektor kointegrujący		Długość opóźnień	Składniki deterministyczne modelu (7)
	statystyka LR	wartość	statystyka LR	wartość		
Czechy	31,485	24,310	10,910	12,530	3	brak
Polska	90,364	42,440	45,695	30,450	3	trend liniowy w danych, stała i trend liniowy w RK
Słowacja	82,289	34,910	29,622	19,960	3	stała w RK
Słowenia	38,586	24,310	12,018	12,530	3	brak
Węgry	29,712	24,310	9,710	12,530	4	brak

Objaśnienia: RK – równanie kointegrujące.

Źródło: Jak do tabeli 1.

Tabela 8

Testowanie liczby wektorów kointegrujących pieniądz, realną produkcję przemysłową i inflację w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech w badanych okresach

Kraj	H_0: brak wektorów kointegrujących		H_0: jeden wektor kointegrujący		Długość opóźnień	Składniki deterministyczne modelu (7)
	statystyka LR	wartość	statystyka LR	wartość		
Czechy	39,873	24,310	13,657	12,530	3	brak
Polska	40,333	34,910	22,178	19,960	4	stała w RK
Słowacja	59,827	34,910	22,417	19,960	4	stała w RK
Słowenia	35,260	29,680	10,665	15,410	3	trend liniowy w danych, stała w RK
Węgry	39,067	24,310	18,900	12,530	3	brak

Źródło i objaśnienia: Jak do tabeli 7.

strujących koszty użytkowania gotówki, jakimi były nominalne stopy procentowe lub stopy inflacji. Równocześnie wyniki testu śladu ujawniły brak podstaw do obalenia tezy o pojawieniu się co najmniej jednej kolumny macierzy β, co oznaczało wystąpienie relacji kointegrującej. Taka konkluzja dotyczyła wszystkich uwzględnianych systemów gospodarczych.

Akceptując powyższe wnioski, przystąpiono do estymacji zależności, opisujących realny popyt na pieniądz. Modelowaniu podlegały te zespoły zmiennych i składników deterministycznych, w przypadku których przyjęto hipotezę o wystąpieniu co najmniej jednego wektora kointegrującego.

5. Transakcyjny popyt na pieniądz – ujęcie długookresowe

Na podstawie wyników testu śladu z procedury S. Johansena można było sądzić, że na rynku pieniądza w gospodarkach okresu transformacji pojawiła się długookresowa równowaga, konieczne więc stało się określenie analitycznych postaci zależności, opisujących taki stan. Wiedząc, że macierz β z modelu (7) nie jest zerowa, oszacowano wartości elementów jej pierwszej kolumny dla poszczególnych związków kointegracyjnych. Znormalizowano je, dzieląc przez współczynnik stojący przy mierze realnych zasobów pieniądza, który jest środkiem płatniczym. Pozwoliło to na zbudowanie równań, opisujących długookresowy popyt na gotówkę w analizowanych systemach gospodarczych[22]. Ze względu na to, że składniki wektorów kointegrujących szacowano metodą największej wiarogodności, ocena jakości modelu powinna być oparta na poziomie logarytmu wiarogodności. W związku z tym wszystkie otrzymane zależności opatrzono stosowną informacją.

CZECHY

$$\underset{}{\ln M_t} = \underset{(25{,}073)}{0{,}873 \ln Y_t} - \underset{(3{,}278)}{0{,}042 R_t}, \tag{8}$$

logarytm wiarogodności = 1429,430

$$\underset{}{\ln M_t} = \underset{(9{,}403)}{1{,}818 \ln Y_t} - \underset{(5{,}430)}{1{,}345 \ln \Pi_t}, \tag{9}$$

logarytm wiarogodności = 1931,410

[22] Symbole użyte w równaniach są objaśnione pod tabelą 1. Liczby w nawiasach są empirycznymi statystykami *t*-Studenta; wytłuszczono istotne wartości.

POLSKA

$$\ln M_t = \underset{(5,000)}{6,866} \ln Y_t - \underset{(4,621)}{0,054} R_t - \underset{(5,117)}{56,017} - \underset{(2,643)}{0,031} t, \qquad (10)$$

logarytm wiarogodności = 1010,113

$$\ln M_t = - \underset{(0,621)}{1,485} \ln Y_t + \underset{(0,071)}{0,300} \ln \Pi_t + \underset{(0,605)}{24,414}, \qquad (11)$$

logarytm wiarogodności = 1005,767

SŁOWACJA

$$\ln M_t = \underset{(29,020)}{1,152} \ln Y_t - \underset{(16,737)}{0,012} R_t - \underset{(5,513)}{0,885}, \qquad (12)$$

logarytm wiarogodności = 1190,990

$$\ln M_t = \underset{(7,520)}{0,448} \ln Y_t - \underset{(7,970)}{2,450} \ln \Pi_t + \underset{(8,729)}{13,479}, \qquad (13)$$

logarytm wiarogodności = 1595,870

SŁOWENIA

$$\ln M_t = \underset{(54,971)}{0,632} \ln Y_t - \underset{(4,534)}{0,038} R_t, \qquad (14)$$

logarytm wiarogodności = 1445,920

$$\ln M_t = \underset{(9,077)}{1,763} \ln Y_t - \underset{(7,453)}{4,584} \ln \Pi_t + \underset{(5,412)}{12,438}, \qquad (15)$$

logarytm wiarogodności = 2027,640

WĘGRY

$$\ln M_t = \underset{(79,939)}{0,642} \ln Y_t - \underset{(4,281)}{0,020} R_t, \qquad (16)$$

logarytm wiarogodności = 1472,080

$$\ln M_t = \underset{(0,710)}{0,083} \ln Y_t + \underset{(5,062)}{1,167} \ln \Pi_t, \qquad (17)$$

logarytm wiarogodności = 1953,210.

Uzyskane modele, charakteryzujące długookresowe relacje równowagi na rynku pieniądza, można uznać za generalnie spójne w swej wewnętrznej budowie i zgodne z oczekiwaniami wysuwanymi przez teorię ekonomii. Niemal we wszystkich przypadkach ujawniono wprost proporcjonalne oddziaływanie miary realnego dochodu. Oznacza to, że wraz z powiększaniem się produkcji sprzedanej przemysłu w cenach stałych, a co za tym idzie – rosnącym zaangażowaniem transakcyjnym, pobudzane jest zapotrzebowanie na środki płatnicze (*ceteris paribus*). Wyjątek stanowiła relacja charakteryzująca popyt na pieniądz w Polsce, ale tylko przy założeniu, że kosztem utrzymywania zasobu gotówki jest inflacja. Jednakże ze względu na charakterystyki formalne, które informowały o braku statystycznej istotności tej funkcji (statystyki *t*-Studenta nie przekroczyły wartości krytycznej), w dalszej analizie pominięto wskazaną zależność.

Wartości parametrów stojących przy zmiennej Y_t w modelach (8)–(10) i (12)–(17) mogą być równocześnie interpretowane jako współczynniki dochodowej elastyczności popytu na pieniądz. Z reguły oscylują one w przedziale od 0,5 do 1,5, co oznacza, że jednoprocentowy wzrost realnej produkcji przemysłowej przekłada się na wzrost ilości popytu na środki płatnicze sięgający od 0,5 do 1,5%. Związek ten jest bardzo zbliżony do obserwowanego w rozwiniętych gospodarkach rynkowych[23].

Jednak i tym razem można dostrzec odstępstwa od wskazanej reguły. Ponownie Polska okazuje się nietypowym przypadkiem, gdyż w relacji (10) elastyczność dochodowa sięgnęła niemal 7. Na drugim skraju odmienności znalazła się funkcja (16), wskazująca, że na Węgrzech zmiany realnej produkcji przemysłowej (przy równoczesnym uwzględnieniu inflacji jako kosztu posiadania gotówki) wiążą się z bardzo małymi zmianami wielkości popytu na gotówkę. Tę funkcję wyeliminowano z dalszego badania, gdyż Y_t należało uznać za zmienną o statystycznie nieistotnym powiązaniu z zapotrzebowaniem na środki płatnicze.

Analizując znaki współczynników elastyczności mieszanej (krzyżowej) popytu na środki płatnicze również można stwierdzić, że odpowiadają one postulatom teoretycznym. W przedstawionych wcześniej koncepcjach J.M. Keynesa oraz W.J. Baumola i J. Tobina jako alternatywę gotówki przedstawiano obligacje. Ponieważ papiery wartościowe nie są walorami wypełniającymi funkcje wymienne, należy je traktować jako substytuty pieniądza transakcyjnego. Zatem wzrost stopy

[23] Zob. L. Ball, *Short-Run Money Demand*, Working Paper 9235, NBER, Camridge 2002, A. Cabrero, J.L. Escrivá, T. Sastre, *Demand Equations of the New Monetary Aggregates*, Estudios Económicos no. 52, Banco de España, 1993.

procentowej powinien zachęcać do nabywania obligacji i zmniejszania zapotrzebowania na zasoby monetarne.

Ze względu na niedostępność danych (dla całego badanego okresu) dotyczących oprocentowania długoterminowych rządowych papierów wartościowych w państwach okresu transformacji, uznano że wystarczające będzie zobrazowanie stopy procentowej przez nominalne stawki międzybankowego rynku depozytów. Także i w tym przypadku wzrost tak ujmowanej stopy powinien zachęcać do zamrażania gotówki we wkładach bankowych, a zatem wyzbywania się najbardziej płynnego zasobu pieniądza. Ujemne wartości parametrów stojących przy zmiennej R_t w estymowanych modelach w pełni potwierdzają tę konkluzję. Zauważyć również trzeba, że wartości elastyczności popytu na pieniądz w stosunku do zmian nominalnej stopy procentowej nie przekraczają 0,054. Oznacza to, że (*ceteris paribus*) wzrost R o jeden punkt procentowy nie powinien zmniejszyć zapotrzebowania na środki płatnicze o więcej niż 0,054 %.

Drugą testowaną miarą kosztu alternatywnego utrzymywania pieniądza była inflacja. Należy zauważyć, że nie estymowano relacji zawierających równocześnie R i Π. Wynikało to z przyjęcia tożsamości I. Fishera[24], według której R uwzględnia już, oprócz realnej stopy procentowej, zmienność cen. Zatem wspólne wprowadzenie R i Π dublowałoby analizę siły oddziaływania inflacji.

Utożsamiając Π z utratą korzyści z tytułu posiadania środków płatniczych (a nie dóbr konsumpcyjnych), należało się spodziewać ujemnych parametrów, stojących przy tej zmiennej. Otrzymane równania generalnie potwierdzają takie przypuszczenia. Wyjątkami są modele (11) i (16) opisujące realne zapotrzebowanie na gotówkę w Polsce i na Węgrzech. Jednak już wcześniej wskazano, że ich statystyczne właściwości (nieistotność zmiennej Y_t) nakazały odrzucenie wspomnianych relacji z dalszej analizy.

Trzeba podkreślić, że elastyczność popytu na zasoby pieniężne w odniesieniu do tempa zmian cen wykazywała największe wartości spośród wszystkich uwzględnianych czynników. Okazuje się więc, że w okresie transformacji rynek pieniądza gotówkowego jest szczególnie czuły na inflację, o czym świadczą współczynniki stojące przy zmiennej Π_t, zawarte w granicach od 1,345 w przypadku Czech do 4,584 w Słowenii.

Ze względu na wyeliminowanie części zależności (z powodu ich statystycznej nieistotności) ostateczny zespół dalej rozpatrywanych modeli składał się z relacji (8) – (10), (12) – (16). Ponieważ znane były już składniki wektorów kointegrujących, możliwa była estymacja modelu VECM z uwzględnieniem komponentów dynamiki krótkookresowej. Tym razem można było skorzystać z klasycznej metody najmniejszych kwadratów[25]. Pragnąc zachować zwięzłość wywodu, nie podano ca-

[24] D. Romer, *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000, s. 426.

[25] Zgodnie z modelem (7) poszczególne zmienne ilustrowane były swoimi przyrostami.

łej postaci analitycznej otrzymanych równań, lecz wskazano wartości kluczowych elementów, jakimi są współczynniki szybkości dostosowań, pokazujące reakcję modelu na zakłócenia równowagi długookresowej. Dane uzupełniono standardowym zestawem wskaźników informujących o statystycznych właściwościach otrzymanych modeli. Wszystkie parametry umieszczono w tabeli 9.

Tabela 9

Statystyki diagnostyczne modeli VECM opisujących popyt na pieniądz w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech w analizowanych okresach

Kraj	Ogólna postać modelu	Współczynnik szybkości dostosowań	Skorygowany R^2	Statystyka F	Statystyka testu Durbina-Watsona
Czechy	$M=f(Y, R)$	–0,002 (2,938)	0,985	836,328	1,705
	$M=f(Y, II)$	–0,005 (4,291)	0,984	763,568	1,844
Polska	$M=f(Y, R)$	–0,021 (3,057)	0,911	689,785	1,652
Słowacja	$M=f(Y, R)$	–0,032 (4,638)	0,979	492,601	1,540
	$M=f(Y, II)$	–0,013 (3,197)	0,982	420,327	2,009
Słowenia	$M=f(Y, R)$	–0,003 (2,820)	0,980	594,378	1,750
	$M=f(Y, II)$	–0,001 (3,049)	0,977	459,751	1,706
Węgry	$M=f(Y, R)$	–0,001 (2,878)	0,996	2288,230	1,968

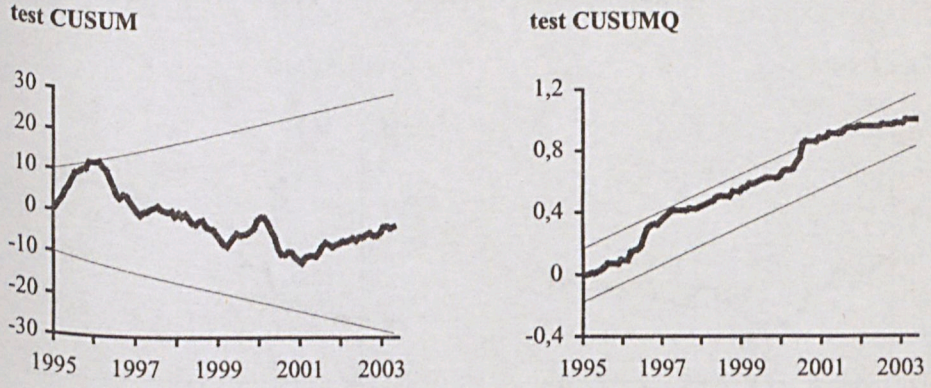
Objaśnienia: Jak do tab. 1; liczby w nawiasach przy współczynnikach szybkości dostosowań pokazują empiryczne wartości statystyki *t*-Studenta.

Źródło: Obliczenia własne.

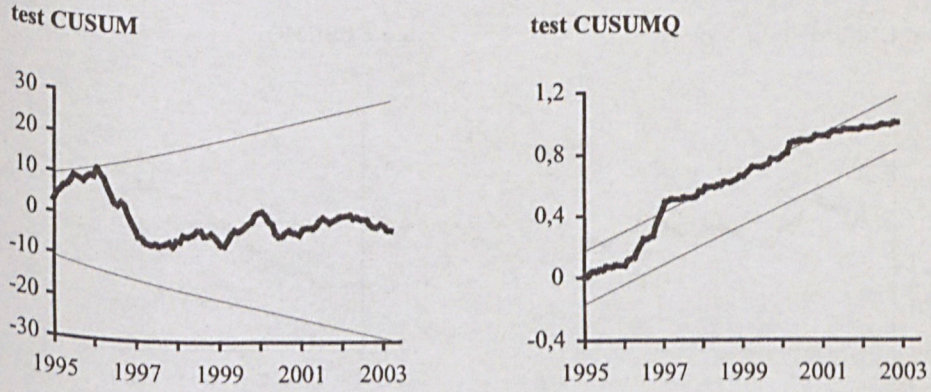
Z przedstawionego zestawienia wynika, że wszystkie współczynniki szybkości dostosowań, czyli pierwsze elementy macierzy α z modelu (7), są ujemne. Jest to potwierdzenie zadziałania długookresowej relacji kointegrującej, złożonej ze składników mechanizmu korekty błędów. Jednak omawiane wartości są bardzo małe, choć statystycznie istotne, co sugeruje powolne powracanie rynku pieniądza do stanu równowagi po wystąpieniu czynnika zakłócającego („szoku"). Statystyki diagnostyczne pokazują bardzo dobre dopasowanie modeli, a równocześnie brak sygnałów o ich błędnej specyfikacji.

6. Analiza stabilności funkcji popytu na pieniądz

Dysponując szczegółowym zapisem relacji odzwierciedlających zapotrzebowanie na środki płatnicze w Czechach, Polsce, Słowacji, Słowenii i na Węgrzech, można było przeprowadzić analizę ich stabilności w czasie. Jak już wspomniano, w tym celu przeprowadzono testy CUSUM i CUSUMQ, które wykorzystują szeregi odpowiednio kumulowanych rekursywnych reszt regresji estymowanej na stopniowo powiększającym się zbiorze wyjściowych obserwacji. Graficzną prezentacją testowych szeregów, wraz z krytycznymi granicami (zaznaczonymi cienkimi liniami) obliczanymi dla poziomu istotności 5%, są rysunki 1-8.

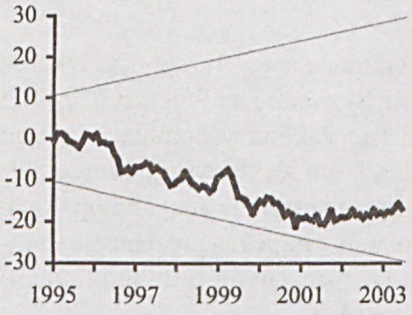


Rys. 1. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *R*) w Czechach

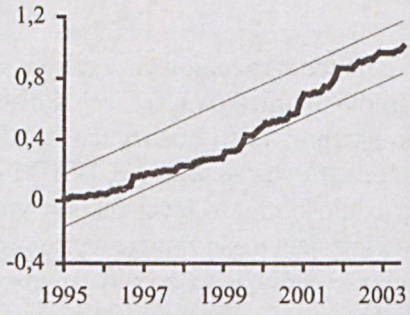


Rys. 2. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *II*) w Czechach

test CUSUM

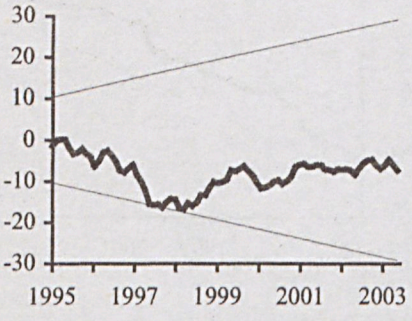


test CUSUMQ

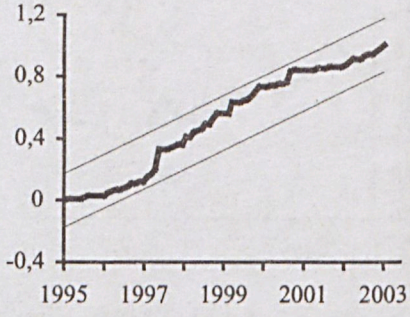


Rys. 3. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *R*) w Polsce

test CUSUM

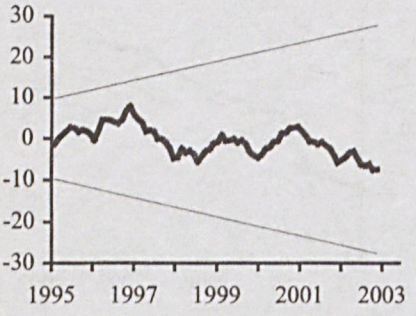


test CUSUMQ

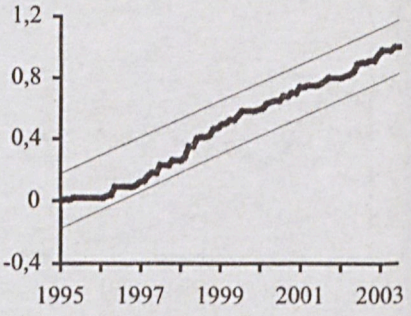


Rys. 4. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *R*) w Słowacji

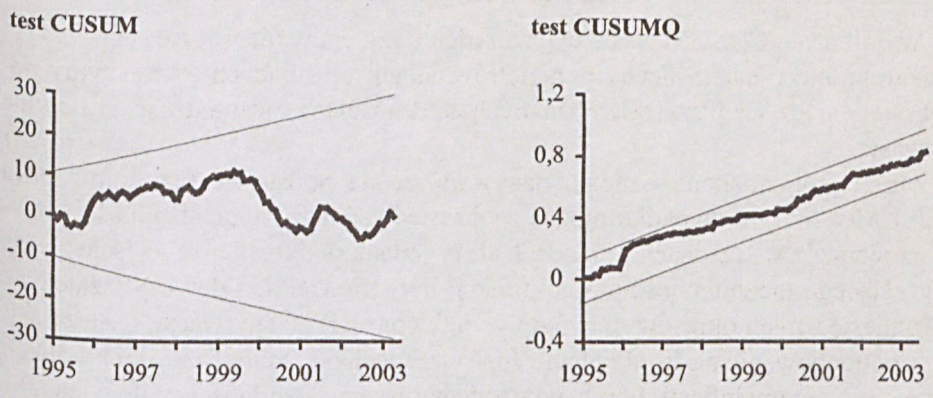
test CUSUM



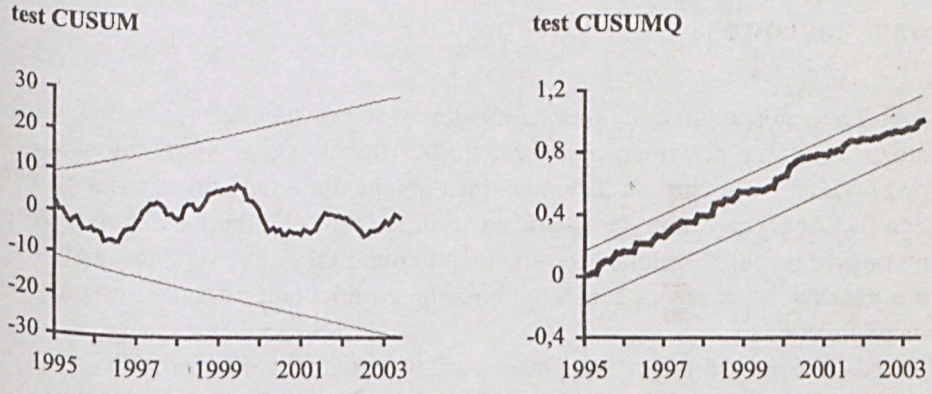
test CUSUMQ



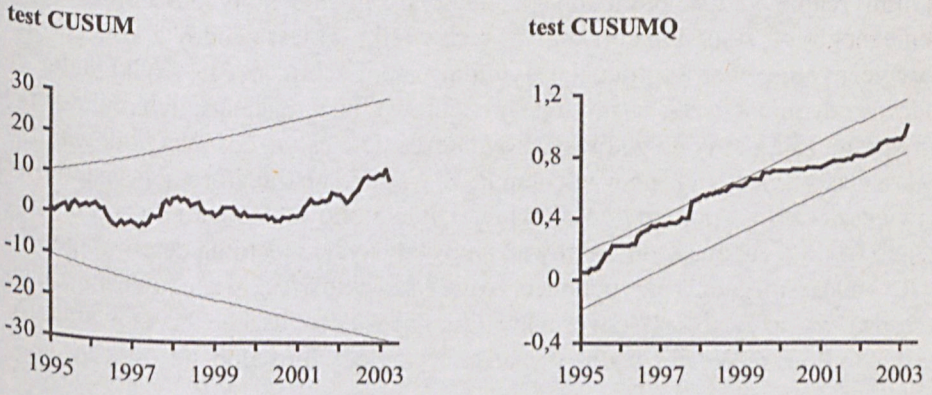
Rys. 5. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *II*) w Słowacji



Rys. 6. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *R*) w Słowenii



Rys. 7. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *II*) w Słowenii



Rys. 8. Testy stabilności realnego popytu na pieniądz (determinowanego przez *Y* i *R*) na Węgrzech

Wyniki testu CUSUM wskazują, że żaden z szeregów nie wykroczył poza krytyczne granice. Zatem oceny parametrów relacji opisujących transakcyjny popyt na pieniądz we wszystkich badanych zależnościach można uznać za stabilne w czasie.

Mniej jednoznaczne wnioski nasuwają się na podstawie rezultatów testu CUSUMQ. W tym wypadku można zaobserwować naruszenie stabilności popytu na pieniądz w Czechach i Polsce. Należy jednak podkreślić, że wyjścia z pasa sugerującego niezmienność postaci funkcji były niewielkie i dotyczyły zaledwie paromiesięcznych okresów. Jedynym wyjątkiem okazała się relacja, uzależniająca zapotrzebowanie na środki płatnicze w Czechach od realnej wartości produkcji sprzedanej i stopy inflacji. W tym wypadku naruszenie stabilności miało intensywniejszy i bardziej długotrwały charakter.

Uwagi końcowe

Współczesna gospodarka nie może funkcjonować bez pieniądza, a sprawny mechanizm rynkowy powinien doprowadzić do równowagi w sferze monetarnej. Zrównoważenie popytu i podaży pieniądza potencjalnie umożliwia oszacowanie relacji ilustrujących zapotrzebowanie na środki płatnicze. Stabilność funkcji realnego popytu na zasoby monetarne stanowi z kolei przesłankę wysnuwania wniosku o możliwej zależności cen lub nominalnego dochodu od zmian nominalnej podaży pieniądza[26].

Przedstawione w niniejszym opracowaniu wyniki analiz potwierdzają występowanie równowagi na rynku pieniądza w systemach gospodarczych okresu transformacji. Świadczy o tym pojawienie się długookresowych relacji kointegracyjnych. Występujące w nich zmienne wskazują determinanty popytu na pieniądz. Są nimi: realna wartość produkcji sprzedanej przemysłu, stopa procentowa rynku pieniężnego lub stopa inflacji. Wpływ tych wielkości jest zgodny z koncepcjami teoretycznymi, tj. wzrost produkcji stymuluje zapotrzebowanie na środki płatnicze, podczas gdy powiększająca się stopa procentowa lub narastająca dynamika zmian cen ograniczają popyt na gotówkę. Równocześnie elastyczność dochodowa przekracza elastyczność liczoną względem R. W warunkach transformacji systemowej największą czułość popytu transakcyjnego ujawniono w stosunku do zmian stopy inflacji (o ile Π można było traktować jako statystycznie istotną determinantę).

Równocześnie trzeba przypomnieć, że nie wszystkie uzyskiwane równania długookresowe wykazywały właściwości kwalifikujące je do dalszego analizowania. Dotyczyło to Polski i Węgier, w obu wypadkach względy formalno-statystyczne naka-

[26] B. Snowdon, H. Vane, P. Wynarczyk, *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998, s. 150-153.

zały odrzucenie hipotezy o łącznym oddziaływaniu Y i inflacji na pożądany zasób środków płatniczych. Pokazuje to, że jeśli dostrzec można prawidłowości rządzące rynkiem pieniądza, nawet w okresie burzliwych zmian systemowych, to jednak nie są to procesy o całkowicie uniwersalnym charakterze i specyfika poszczególnych układów gospodarczych może niebagatelnie zakłócać ich przebieg.

Relacje opisujące popyt na pieniądz, jeśli spełniały kryteria istotności, można generalnie uznać za stabilne w czasie. Świadczą o tym wyniki przeprowadzonych testów wykorzystujących rekursywne reszty regresji. Choć ogólna trwałość estymowanych funkcji czasami była naruszana, to jednak tylko w bardzo niewielkim stopniu, co pozwala na sformułowanie wyżej wskazanego wniosku.

Ostatecznie można więc stwierdzić, że modelowanie kointegrujące umożliwia odnalezienie względnie stabilnych zależności, ilustrujących transakcyjne zapotrzebowanie na środki płatnicze. Charakterystyka tych równań odpowiada wiedzy ekonomicznej, jest też wewnętrznie spójna w gronie analizowanych państw okresu transformacji gospodarczej.

Bibliografia

Ball L., *Short-Run Money Demand*, Working Paper 9235, NBER, Camridge 2002

Barnett W.A., *Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory*, Journal of Econometrics vol. 14, 1980

Barnett W.A., Fisher D., Serletis A., *Consumer Theory and the Demand for Money*, Journal of Economic Literature vol. 30, 1992

Baumol W.J., *The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach*, Quarterly Journal of Economics vol. 66, 1952

Brown R.L., Durbin J., Evans J.M., *Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time*, Journal of the Royal Statistical Society vol. 37 (seria B), 1975

Cabrero A., Escrivá J.L., T. Sastre, *Demand Equations of the New Monetary Aggregates*, Estudios Económicos no. 52, Banco de España, 1993

Charemza W.W., Deadman D.F., *Nowa ekonometria*, PWE, Warszawa 1997

Cieśla N., *Konstrukcja pieniężnych agregatów DIVISIA w warunkach polskich*, Materiały i Studia 1999, nr 89

Engle R.F., Granger, *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*, Econometrica vol. 55, 1987

Granger C.J.W., *Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification*, Journal of Econometrics vol. 16, 1981

Johansen S., *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*, Journal of Economic Dynamics and Control vol. 12, 1988

Kavajecz K.A., *The Evolution of the Federal Reserve's Monetary Aggregates: A Timeline*, The Federal Reserve Bank of St. Louis Review vol. 76, 1994

Keynes J. M., *Ogólna teoria, zatrudnienia, procentu i pieniądza*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2003

Newey W. K., West K. D., *Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation*, NBER, Technical Working Paper no. 144, NBER, Cambridge 1995

Osterwald-Lenum M., *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

Romer D., *Makroekonomia dla zaawansowanych*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2000

Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P., *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1998

Sobek O., *10 Years of the National Bank of Slovakia*, BIATEC vol. 11, 2003

Syczewska E. M., *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Wydawnictwo SGH, Warszawa 1999

Tobin J., *The Interest Elasticity of Transactions Demand for Cash*, Review of Economics and Statistics vol. 38, 1956

Watson M. W., *Vector Autoregressions and Cointegration*, w: *Handbook of Econometrics*, vol. 4, red. R. F. Engle, D. L. McFadden, North Holland, Amsterdam 1994

TRANSACTION MONEY DEMAND IN ECONOMIES UNDER TRANSITION

Summary

The purpose of this paper was to estimate the transaction money demand functions in economies under transition. The Vector Autoregressive Error Correction (VECM) models were used. The results make it possible to state that the demand for money as a medium of exchange was determined by the real industrial production and nominal interest rate (or rate of inflation) in the Czech Republic, Hungary, Poland, Slovakia and Slovenia. The obtained money demand functions were generally stable over the studied period.