

Restrykcyjność monetarna, fiskalna oraz *policy mix* w Polsce, Czechach i na Węgrzech*

Adam Kot

Wstęp

Polska, Czechy i Węgry są krajami akcesyjnymi, które prawdopodobnie w najbliższym czasie zostaną członkami Unii Europejskiej i później strefy euro. Porównanie kształtowania się restrykcyjności monetarnej i fiskalnej w tych krajach oraz w strefie euro może dostarczyć ciekawych wniosków dotyczących stopnia zharmonizowania ich polityk gospodarczych, w tym sposobu reakcji władz monetarnych na zmiany restrykcyjności fiskalnej oraz na szoki wpływające na inflację i tempo rozwoju gospodarczego.

W niniejszym artykule przedstawiono opis konstrukcji indeksów MCI, FCI, PMI oraz mapy *policy mix* dla Polski, Czech i Węgier według metodologii ich wyznaczania zaproponowanej w poprzednim numerze „Banku i Kredytu”. Wskaźniki restrykcyjności monetarnej wyznaczono na podstawie modeli krzywej IS oraz krzywej Philipsa, zbudowanych oddzielnie dla trzech krajów akcesyjnych oraz strefy euro. Podobne

badanie zostało przeprowadzone przez Korhoneną i opublikowane w numerze 1/2000 periodyku „Focus on Transition”, wydawanego przez Bank Austrii [24]. Podstawową różnicą między tym badaniem a badaniem Korhoneny jest estymacja modeli oraz wyznaczenie wskaźników restrykcyjności na podstawie odchylenia kursu walutowego i stóp procentowych od trendu. Wskaźniki restrykcyjności fiskalnej wyznaczono zgodnie z koncepcją deficytu strukturalnego. Wskaźnik PMI jest sumą ważoną komponentów MCI oraz FCI.

Indeks MCI dla Polski, który otrzymano w wyniku obliczeń, znacznie się różni od indeksów wyznaczanych dotychczas przez różne ośrodki badawcze. Różnice wynikają przede wszystkim z wykorzystania odchylenia od trendu. MCI otrzymany dla Polski jest bardziej zbieżny z percepcją restrykcyjności polityki monetarnej w kilku ostatnich latach niż MCI wyznaczane dotychczas, jak również nie ulega krótkotrwałym zaburzeniom wynikającym z efektu bazy.

Dodatkowo zbadano odporność MCI na zmiany wag przy stopie oraz kursie. Okazało się, że indeks reaguje słabo na ich zmiany w „rozsądnym” zakresie. Tak więc niewielkie różnice w wartościach wag MCI nie wpływają w istotny sposób na zmiany obrazu przedstawianego przez indeks. Pozwala to na wyznaczanie wag bez obaw, że wybór metody ich estymacji może mieć zasadnicze znaczenie dla otrzymywanego indeksu MCI.

* Niniejsze opracowanie jest kontynuacją artykułu *Metody kwantyfikacji restrykcyjności monetarnej, fiskalnej oraz policy mix w krajach akcesyjnych*, który ukazał się w nr. 6/2003 „Banku i Kredytu”, zawierającego opis teorii stojącej za wyznaczaniem indeksów restrykcyjności. Dziękuję za cenne uwagi i komentarze kolegom z Departamentu Analiz Makroekonomicznych i Strukturalnych, w szczególności: dr. Piotrowi Szpunarowi, Jakubowi Borowskiemu, Michałowi Brzozie-Brzezynie, Markowi Rozkrutowi oraz dr. Ryszardowi Kokoszczyńskiemu z Biura Badań Makroekonomicznych. W artykule wyrażone są poglądy autora, które niekoniecznie muszą być zbieżne ze stanowiskiem NBP.

Z powodu właściwości statystycznych szeregu czeskiego deficytu budżetowego nie udało się skonstruować indeksu FCI dla Czech. Porównanie *ex-post*, oparte na indeksach FCI oraz PMI dla Polski i Węgier, wskazuje natomiast na lepszą koordynację polityki banku centralnego oraz ministerstwa finansów na Węgrzech niż w Polsce.

Artykuł składa się z trzech części, w których po kolei omówiono konstrukcję indeksów restrykcyjności monetarnej, fiskalnej i *policy mix* w badanych krajach. W aneksie znajdują się wyniki estymacji wykorzystanych równań. Ze względu na potrzebę stosunkowo częstego odwoływania się do wzorów przedstawionych w artykule *Metody kwantyfikacji restrykcyjności monetarnej, fiskalnej oraz policy mix w krajach akcesyjnych*, opublikowanego w poprzednim numerze „Banku i Kredytu” wprowadzono notację (I.N), co oznacza wzór nr N we wspomnianym artykule.

MCI dla Polski, Czech, Węgier oraz strefy euro

Wyznaczenie wag MCI

Indeksy restrykcyjności monetarnej dla badanych krajów wyznaczono wykorzystując odchylenia realnego efektywnego kursu walutowego i realnej stopy procentowej od trendu. Do wyznaczenia wag zastosowano dwa podejścia. W pierwszym wagi MCI zostały wyznaczone na podstawie modelu IS zgodnie z równaniem (I.4). W drugim wykorzystano krzywą Philipsa wg równania (I.6). Potencjalny PKB estymowano filtrem Hodricka-Prescotta. Filtr ten posłużył również do wyznaczenia trendów realnych stóp procentowych, kursu walutowego oraz inflacji. W przypadku MCI wyznaczanego dla strefy euro przyjęto poziom inflacji mierzonej wskaźnikiem HICP zamiast jego odchylenia od trendu. Modele estymowano na danych kwartalnych, za okres od połowy lat 90. Okresy estymacji były różne dla poszczególnych krajów, co wynikało z różnic w długościach dostępnych szeregów czasowych. Wykorzystanie filtru HP, mimo niewątpliwej podatności na krytykę, cechuje się bardzo ważną zaletą: umożliwia otrzymanie wyników bardzo szybko i przy stosunkowo niewielkim nakładzie środków, co ma praktyczne znaczenie dla decydentów w banku centralnym.

W modelach przyjęto następujące oznaczenia:

- Dla potencjalnego PKB oraz luki popytowej:

$$\begin{aligned} GDP_POL_GAP &= 100 (\log (GDP_POL_SA) - \log (GDP_POL_SA_HP)) \\ GDP_HUN_GAP &= 100 (\log (GDP_HUN_SA) - \log (GDP_HUN_SA_HP)) \\ GDP_CZE_GAP &= 100 (\log (GDP_CZE_SA) - \log (GDP_CZE_SA_HP)) \\ GDP_EUR_GAP &= 100 (\log (GDP_EUR_SA) - \log (GDP_EUR_SA_HP)) \end{aligned}$$

GDP_POL_SA jest szeregiem PKB w cenach stałych odsezonowanych metodą X11. $GDP_POL_SA_HP$ jest trendem Hodricka-Prescotta dla szeregu GDP_POL_SA i określa poziom potencjalnego PKB. Luka popytowa wyrażona w procentach potencjalnego PKB jest zatem równa GDP_POL_GAP , zgodnie ze wzorem powyżej. Analogicznie zdefiniowano szeregi luki popytowej dla Czech, Węgier oraz dla strefy euro. Źródłem danych dla polskiego PKB był GUS, dla węgierskiego PKB baza Bloomberg, dla czeskiego PKB Bank Centralny Czech, zaś dla strefy euro Europejski Bank Centralny oraz Eurostat.

- Dla inflacji i luki inflacyjnej:

$$\begin{aligned} CPI_POL_GAP &= CPI_POL - CPI_POL_HP \\ CPI_CZE_GAP &= CPI_CZE - CPI_CZE_HP \\ CPI_HUN_GAP &= CPI_HUN - CPI_HUN_HP \end{aligned}$$

CPI_POL jest wartością 12-miesięcznego wskaźnika wzrostu CPI w Polsce, wyrażonego w procentach. CPI_POL_HP jest trendem Hodricka-Prescotta dla szeregu CPI_POL . Oznaczenia dla Czech i Węgier są analogiczne. Polska, Czechy i Węgry przechodziły w latach 90. proces dezinflacji, zatem ich szeregi inflacji charakteryzują się malejącymi tendencjami. Odchylenie poziomu inflacji od malejącej tendencji, np. CPI_POL_GAP , wyraża niedopasowanie aktualnego wskaźnika do trendu deprecjacyjnego.

Dla strefy euro za miarę inflacji przyjęto 12-miesięczny zharmonizowany indeks cen konsumpcyjnych HICP. Ponieważ strefa euro nie przechodziła w drugiej połowie lat 90. dezinflacji, a tamtejsza inflacja nie charakteryzowała się żadną stałą tendencją, więc do estymacji krzywej Philipsa wykorzystano poziom HICP, a nie jego odchylenie od trendu. Poziom HICP oznaczono przez $HICP_EUR$.

- Dla realnego efektywnego kursu walutowego:

$$\begin{aligned} REER_PL_GAP &= 100 (\log (REER_PL) - \log (REER_PL_HP)) \\ REER_CZ_GAP &= 100 (\log (REER_CZ) - \log (REER_CZ_HP)) \\ REER_HUN_GAP &= 100 (\log (REER_HUN) - \log (REER_HUN_HP)) \\ REER_EURO_GAP &= 100 (\log (REER_EURO) - \log (REER_EURO_HP)) \end{aligned}$$

Szereg $REER_PL$ jest szeregiem czasowym realnego efektywnego kursu walutowego dla Polski. $REER_PL_HP$ jest trendem Hodricka-Prescotta dla szeregu $REER_PL$. $REER_PL_GAP$ jest odchyleniem realnego efektywnego kursu walutowego od trendu HP, wyrażonym w procentach. Źródłami danych dla realnych kursów walutowych są serwisy statystyczne odpowiednich banków centralnych. Szeregi REER dla wszystkich analizowanych krajów charakteryzowały się trendem, zatem zdecydowano się przyjąć w analizie odchylenia od trendu.

- Dla realnych stóp procentowych:

WIBOR3MR_GAP = WIBOR3MR – WIBOR3MR_HP

PRIBOR3MR_GAP = PRIBOR3MR – PRIBOR3MR_HP

BUBOR1MR_GAP = BUBOR1MR – BUBOR1MR_HP

EURIBOR1MR_GAP = EURIBOR1MR – EURIBOR1MR_HP

Dla Polski i Czech jako stopę procentową przyjęto 3-miesięczne stopy rynku międzybankowego, dla Węgier i strefy euro stopę 1-miesięczną. Taki wybór był spowodowany dostępnością danych. Źródłem danych dla wszystkich analizowanych krajów był serwis Bloomberg. Stopy realne wyznaczono deflując stopy nominalne wskaźnikami CPI. W modelach stosowano odchylenia od trendu, podobnie jak w przypadku szeregów realnych efektywnych kursów walutowych. *WIBOR3MR* oznacza realną 3-miesięczną stopę WIBOR, *WIBOR3MR_GAP* jest trendem HP dla szeregu *WIBOR3MR*. *WIBOR3MR_GAP* jest odchyleniem stopy WIBOR od trendu w ujęciu procentowym. Oznaczenia dla Czech, Węgier oraz strefy euro są analogiczne.

Wyniki estymacji krzywych IS oraz Philipsa są zestawione w tabeli 1. Wartości *MCI-ratio* otrzymane w wyniku estymacji modeli mieszczą się w rozsądnych granicach i są podobne do wyników podawanych w innych badaniach empirycznych¹. Potwierdzają one, że

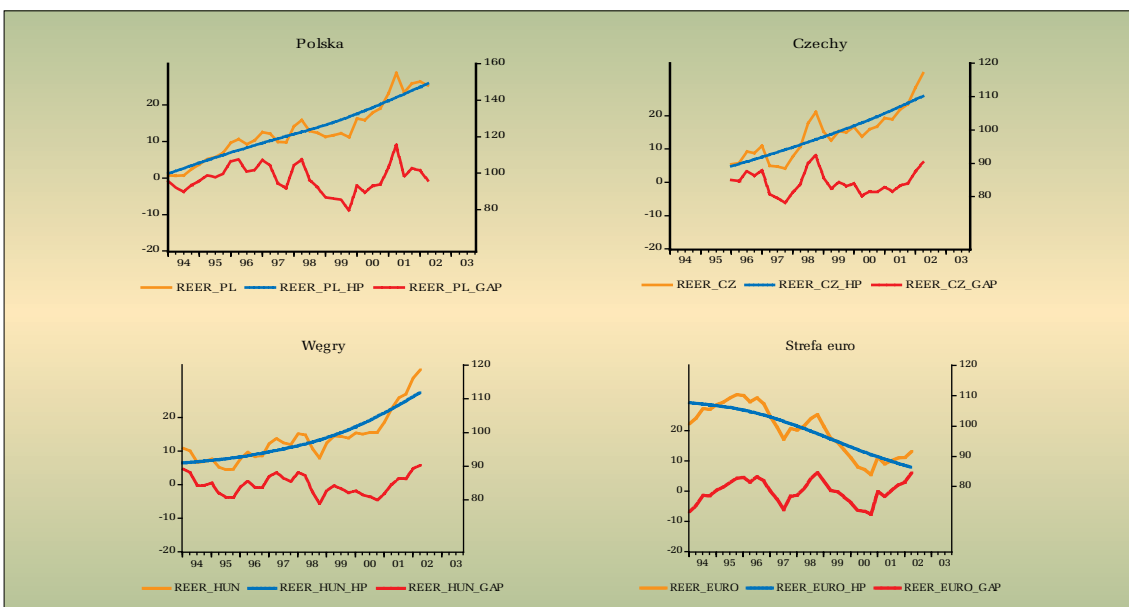
¹ Porównywalność otrzymanych wartości *MCI-ratio* z wynikami innych badań została osiągnięta dzięki zastosowaniu w obliczeniach nie tylko odchylenia kursu od trendu, ale również odchylenia realnych stóp procentowych od trendu. Na przykład wartość *MCI-ratio* dla Polski równa 1,5 oznacza, że odchyleniu stóp procentowych o 1 punkt procentowy od trendu odpowiada 1,5% odchylenie kursu od trendu. Wykorzystanie poziomu stóp procentowych prowadziłoby do znacznie niższych wartości *MCI-ratio*, których nie można by w prosty sposób przyrównywać do wyników otrzymanych gdzie indziej.

w badanych krajach wpływ stopy procentowej na restrykcyjność polityki pieniężnej jest silniejszy niż wpływ kursu walutowego. Wyjątkiem jest wynik uzyskany dla Czech w przypadku modelu luki inflacyjnej. Największe różnice między siłą oddziaływania stopy oraz kursu występują w strefie euro – wartość *MCI-ratio* w pobliżu 10 oznacza, że odchylenie stopy procentowej o 1 punkt procentowy od trendu jest równoważne odchyleniu kursu walutowego od trendu kursu o 10 punktów procentowych. Taki wynik świadczy o znacznym stopniu zamknięcia gospodarki strefy euro. Gospodarki Polski, Czech i Węgier są bardziej otwarte niż gospodarka strefy euro. Wśród nich wartości *MCI-ratio* dla Czech są niższe niż dla Polski i Węgier, co świadczy o tym, że gospodarka czeska jest względnie bardziej otwarta. Należy mieć jednak na względzie niejednoznaczność wyników dla Czech (w zależności od modelu *MCI-ratio* dla Czech wyniosło 0,67 lub 1,65).

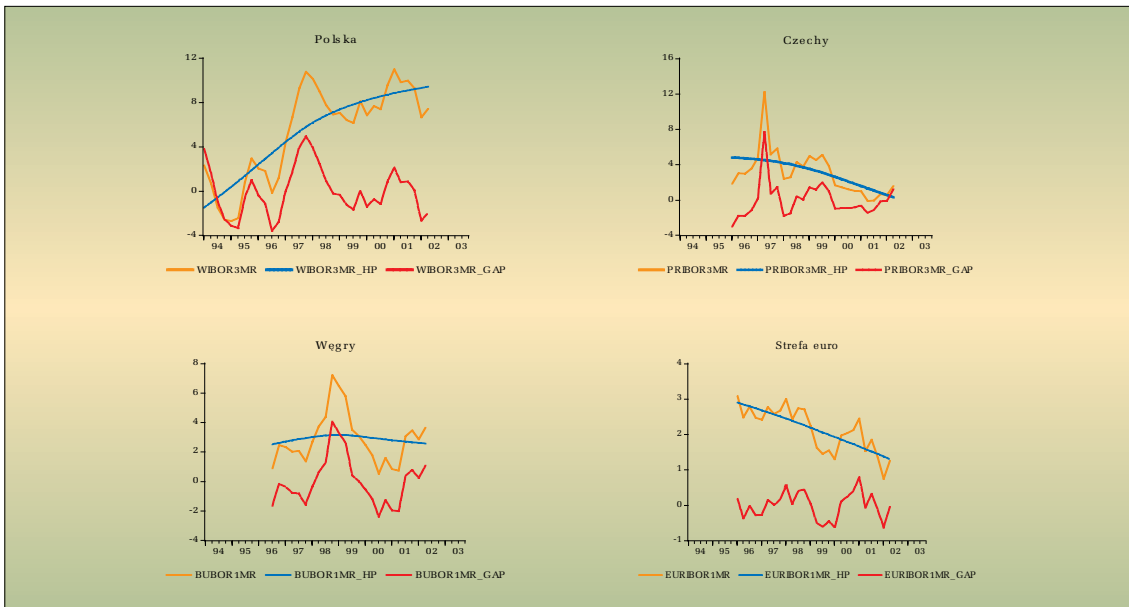
Szybkość transmisji impulsów kursowych oraz stóp procentowych jest największa w strefie euro. Niewiele wolniej rozchodzą się one na Węgrzech. Najniższą prędkość transmisji obserwuje się w Polsce, gdzie impulsy kursowe wpływają na popyt oraz inflację po około pół roku, zaś zmiany realnych stóp procentowych dopiero po około półtora roku. Większe na ogół wartości opóźnień otrzymywane dla modeli luki inflacyjnej w porównaniu z modelami luki popytowej świadczą o tym, że zmiany restrykcyjności polityki pieniężnej szybciej znajdują odzwierciedlenie w aktywności gospodarczej niż w poziomie inflacji.

Wartości *MCI-ratio* otrzymane z dwóch modeli różnią się od siebie – największe różnice wystąpiły dla Czech. Aby wyznaczyć indeks MCI, konieczne jest

Wykres 1 Realne efektywne kursy walutowe w badanych krajach



Wykres 2 Realne stopy procentowe w badanych krajach



ustalenie jednego zestawu wag MCI, co jest równoważne wyborowi jednej wartości MCI-ratio. Jak się okazało, indeksy MCI są mało wrażliwe na manipulowanie wartościami wag w ramach otrzymanych zakresów.

Wrażliwość MCI na wartości parametrów

Do oceny wrażliwości indeksów MCI na zmianę parametrów wykorzystano koncepcję odległości między indeksami wyznaczonymi dla różnych wartości wag. Odległość R między dwoma indeksami zdefiniowano następująco:

$$R = \sqrt{\sum_{t \in T} (MCI_{\alpha_1}(t) - MCI_{\alpha_2}(t))^2} \quad (1)$$

gdzie T jest przedziałem czasu, dla którego wyznacza się MCI, $MCI_{\alpha_1}(t)$ jest wartością MCI o wagach α_1 oraz $1 - \alpha_1$ w chwili t^2 .

² W praktyce MCI jest zwykle wyznaczane dla czasu dyskretnego. Powyższe rozważania, w szczególności definicję odległości R , można łatwo przenieść do sytuacji z czasem ciągłym – wtedy rolę sumy odgrywałaby odpowiednia całka.

Jako miarę względnej wielkości różnicy R przyjęto D równe:

$$D = \frac{R}{\sqrt{\sum_{t \in T} (MCI_{\alpha_1}(t))^2}} \quad (2)$$

Intuicja tłumacząca konstrukcję D jest następująca: D jest relacją między polem mieszczącym się pomiędzy wykresami $MCI_{\alpha_1}(t)$ oraz $MCI_{\alpha_2}(t)$ a polem pod wykresem $MCI_{\alpha_1}(t)$. Niskie wartości D świadczą o niewielkich różnicach między $MCI_{\alpha_1}(t)$ a $MCI_{\alpha_2}(t)$.

Przedstawiona powyżej metodologia posłużyła do zbadania wrażliwości indeksów MCI na zmianę wartości wag. Funkcje $MCI_{\alpha_1}(t)$ zostały wyznaczone na podstawie danych miesięcznych; badano zachowanie D dla wszystkich α_1 przebiegających przedział $[0; 1]$ z krokiem 0,01. Dla każdego kraju za referencyjne MCI, które znalazło się w mianowniku równania (2), przyjęto indeks odpowiadający MCI-ratio będącemu średnią MCI-ratio otrzymanych z krzywych IS oraz Philipisa. W związku z powyższym dla danego kraju:

Tabela 1 Wyniki estymacji krzywych IS oraz Philipisa

Kraj	Model luki popytowej				Model luki inflacyjnej			
	elastyczność kursu	elastyczność stopy	MCI-ratio	opóźnienia	elastyczność kursu	elastyczność stopy	MCI-ratio	opóźnienia
Polska	-0,0765 (0,0308)	-0,1163 (0,0673)	1,5	Kurs: 2 Stopa: 5	0,2605 (0,0561)	-0,3423 (0,0858)	1,3	Kurs: 2,3 Stopa: 6
Czechy	-0,1254 (0,0727)	-0,2061 (0,0586)	1,65	Kurs: 1 Stopa: 3	-0,3534 (0,0634)	-0,2322 (0,1136)	0,67	Kurs: 1,2 Stopa: 5
Węgry	-0,1077 (0,0394)	-0,1835 (0,1064)	1,7	Kurs: 3 Stopa: 1	-0,1891 (0,1001)	0,2618 (0,1905)	1,4	Kurs: 3 Stopa: 1
Strefa euro	-0,043 (0,0169)	-0,364 (0,149)	8,5	Kurs: 0 Stopa: 1	-0,0442 (0,0221)	-0,5605 (0,1250)	12,7	Kurs: 2 Stopa: 3

Tabela 2 Wrażliwość MCI na wartość współczynników

Kraj	MCI-ratio referencyjne	MCI-ratio z modeli	Wartości parametrów	D
Polska	1,4	1,3	$\alpha_1 = 0,56; 1 - \alpha_1 = 0,44$	5,7%
		1,5	$\alpha_1 = 0,6; 1 - \alpha_1 = 0,4$	5,7%
Czechy	1,15	0,67	$\alpha_1 = 0,4; 1 - \alpha_1 = 0,6$	28,9%
		1,65	$\alpha_1 = 0,62; 1 - \alpha_1 = 0,38$	20%
Węgry	1,55	1,4	$\alpha_1 = 0,58; 1 - \alpha_1 = 0,42$	4,9%
		1,7	$\alpha_1 = 0,63; 1 - \alpha_1 = 0,37$	7,4%
Euro	10,6	8,5	$\alpha_1 = 0,89; 1 - \alpha_1 = 0,11$	11,7%
		12,7	$\alpha_1 = 0,93; 1 - \alpha_1 = 0,07$	11,7%

$$D = \frac{\sqrt{\sum_{t \in T} (MCI_{\alpha_1}(t) - MCI_{\bar{\alpha}}(t))^2}}{\sqrt{\sum_{t \in T} (MCI_{\bar{\alpha}})^2}} \quad (3)$$

gdzie $\bar{\alpha}$ jest wartością współczynnika dla referencyjnego indeksu MCI.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki obliczeń. Otrzymane wartości D wskazują, że zmiany współczynników MCI w podanych zakresach mają niewielki wpływ na kształtowanie się indeksu MCI. W praktyce oznacza to, że przyjęcie wag MCI na poziomie odpowiadającym referencyjnemu MCI jest dobrym rozwiązaniem. Indeks

³ Ponieważ przy analizie kształtowania się MCI ważne są kierunki jego zmian, alternatywnym sposobem analizy wrażliwości MCI na wartości parametrów jest zbadanie dla indeksów $MCI_{\alpha_1}(t)$ oraz $MCI_{\bar{\alpha}}(t)$ jak często kierunki ich zmian są różne. Dla Polski dla indeksów odpowiadających MCI-ratio równym 1,3 oraz 1,5 w okresie od stycznia 1995 r. do października 2002 r. (94 miesiące), kie-

restrykcyjności polityki pieniężnej jest odporny na zmiany parametrów³.

Kształtowanie się indeksów MCI w Polsce, Czechach, strefie euro i na Węgrzech

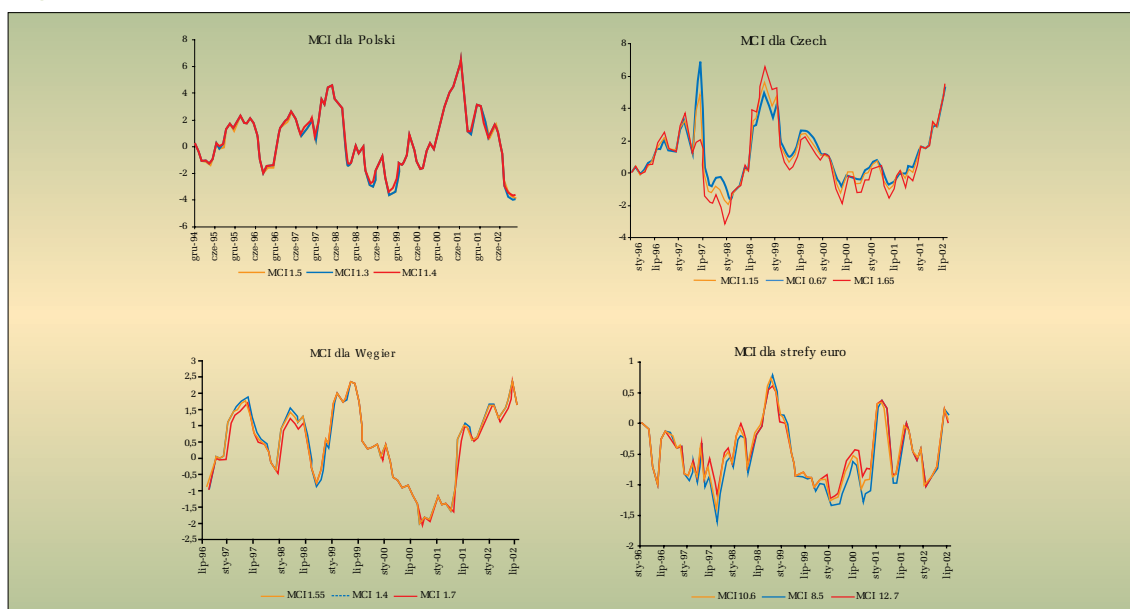
Przeprowadzona we wcześniejszych podrozdziałach analiza doprowadziła do ustalenia wag MCI odpowiadających referencyjnemu poziomowi MCI-ratio. Są one zestawione w tabeli 3. Dla tych wag wyznaczono indeksy MCI o częstotliwości miesięcznej. Uzyskane wyniki przedstawia wykres 3. Dodatkowo pokazano na nim in-

runki zmian różniły się jedynie dwa razy. Dla Czech różnice były także sporadyczne: w okresie od lutego 1996 r. do lipca 2002 r. (78 miesięcy) odnotowano ich jedynie 9. Takie wyniki potwierdzają wniosek sformułowany przy zastosowaniu miary R .

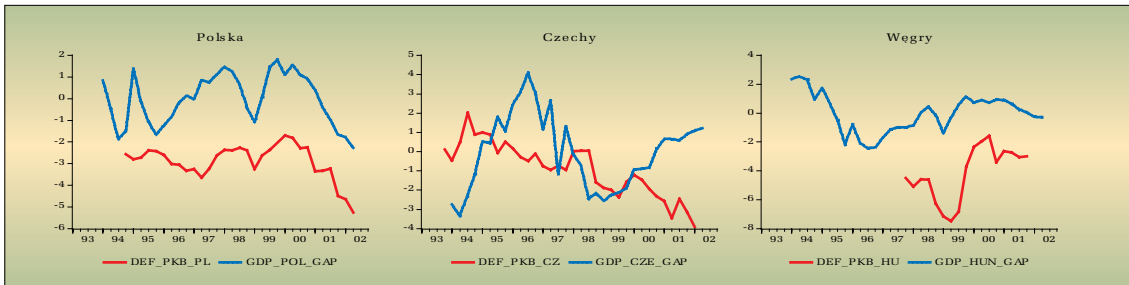
Tabela 3 Wartości wag MCI

	Polska	Czechy	Węgry	euro
Waga przy stopie	0,58	0,53	0,61	0,91
Waga przy kursie	0,42	0,47	0,39	0,09

Wykres 3 Indeksy restrykcyjności polityki monetarnej dla Polski, Czech, Węgier i strefy euro



Wykres 4 Deficyt budżetowy a luka popytowa w Polsce, Czechach i na Węgrzech



deksy MCI wyznaczone dla wartości MCI-ratio uzyskanych z modeli luki popytowej oraz inflacyjnej. Należy zauważyć, że różnice między wartościami MCI dla różnych współczynników są praktycznie niezauważalne dla Polski oraz Węgier, natomiast w przypadku Czech i strefy euro są małe i nie wpływają na obraz restrykcyjności wynikający z indeksu MCI.

Restrykcyjność polityki monetarnej w Polsce została wyraźnie zmniejszona w 1999 r., czego skutkiem okazało się odbicie inflacyjne i późniejszy silny wzrost restrykcyjności w 2000 r. oraz 2001 r. Obecnie restrykcyjność polityki monetarnej szybko spada. Wartości indeksu MCI w trzecim kwartale 2002 r. są niższe niż w 1999 r.; obecnie znajdujemy się w okresie najłужniejszej polityki monetarnej od końca 1994 r.

Obserwowana w Polsce tendencja do rozluźniania polityki monetarnej jest jakościowo inna od sytuacji w Czechach i na Węgrzech. W krajach tych od roku obserwuje się wyraźne zwiększenie restrykcyjności monetarnej. Jest ono skutkiem silnych aprecjacji korony i forinta względem trendu realnego kursu walutowego. Restrykcyjność polityki monetarnej w strefie euro podlega znacznym wahaniom krótkookresowym, a jej trend jest lekko rosnący.

FCI dla Polski, Czech i Węgier

Za miarę restrykcyjności polityki fiskalnej w Polsce, na Węgrzech i w Czechach przyjęto deficyt strukturalny, wyznaczony zgodnie z metodą opisaną w poprzednim numerze „Banku i Kredytu”. Dane o wielkości deficytu budżetowego na Węgrzech i w Czechach oraz

o poziomie PKB w cenach bieżących zaczerpnięto z bazy danych IFS, dla Polski zaś wykorzystano dane NBP. Stosunek deficytu do PKB dla Polski w kwartale t oznaczono przez $DEF_PKB_POL_t$:

$$DEF_POL_PKB_t = \frac{\sum_{i=t-3}^t DEF_i}{\sum_{i=t-3}^t PKB_i} \quad (4)$$

DEF_t oznacza wielkość deficytu budżetowego w kwartale t , PKB_t zaś PKB w cenach bieżących. W analogiczny sposób wyznaczono stosunek deficytu budżetowego do PKB dla Czech i Węgier. Wykorzystanie ilorazu ruchomych sum rocznych do wyznaczenia DEF_POL_PKB pozwoliło na neutralizację ewentualnych wahań sezonowych.

Alternatywnym sposobem badania stopnia restrykcyjności fiskalnej jest analiza deficytu strukturalnego wyznaczonego dla deficytu całego sektora finansów publicznych, a nie tylko deficytu budżetu centralnego. Zdecydowano się tu wykorzystać deficyt budżetowy ze względu na trudności z uzyskaniem danych dotyczących deficytu sektora finansów publicznych o satysfakcjonującej jakości dla wszystkich badanych krajów.

Elastyczności deficytu budżetowego względem luki popytowej zostały wyznaczone na podstawie równania (I.9). Dla Polski otrzymano elastyczność równą 0,5, co jest wartością nie wzbudzającą żadnych podejrzeń. Dla Węgier elastyczność wyniosła 1,7 – należy ją uznać za stosunkowo wysoką. Może ona świadczyć o silnym uzależnieniu sytuacji budżetowej Węgier od koniunktury gospodarczej. Dla Czech nie udało się znaleźć żadnej istotnej statystycznie zależności między poziomem deficytu budżetowego a luką popytową.

Wykres 5 Porównanie surowych deficytów budżetowych z deficytami strukturalnymi

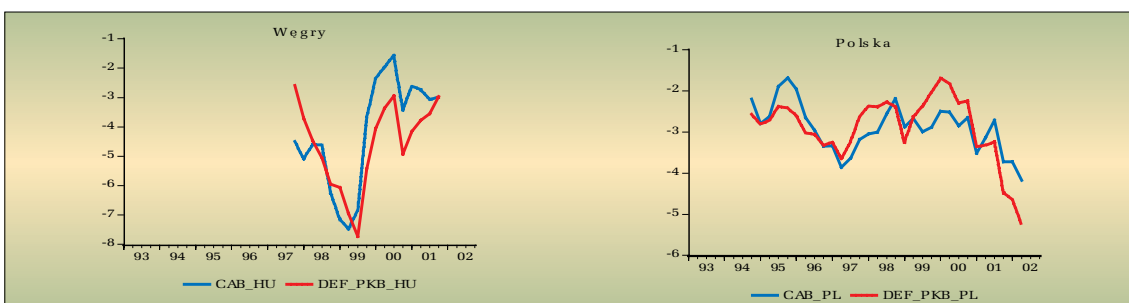


Tabela 4 Wartości wag PMI

	Polska	Węgry
α_1 (stopa)	0,39	0,41
α_2 (kurs)	0,28	0,26
α_3 (stopa)	0,33	0,33

Na wykresach 4 oraz 5 przedstawiono zależność deficytu budżetowego w relacji do PKB od luki popytowej oraz kształtowanie się deficytu strukturalnego. Stosunkowo najwyraźniej zależność jest widoczna w przypadku Polski. W przypadku Węgier krótki szereg danych o deficycie budżetowym pozwala wyciągnąć wnioski tylko dla okresu od 1998 r. Widać, że poziom deficytu budżetowego silnie reaguje na wartość luki popytowej. Deficyt budżetowy Czech charakteryzuje się stałą wzrostową tendencją od 1994 r. Nie ulega ona żadnym zachwianiom nawet mimo znacznych zmian w poziomie luki popytowej.

Wskaźnik restrykcyjności fiskalnej dla Polski oraz Węgier został wyznaczony jako różnica między bieżącą wartością deficytu strukturalnego a jego wartością w okresie bazowym, zgodnie ze wzorem:

$$FCI = CAB_t - CAB_0 \quad (5)$$

Za okres bazowy przyjęto w przypadku Polski grudeń 1994 r., dla Węgier zaś grudzień 1996 r.

Indeks FCI dla Polski wskazuje, że po okresie znacznego rozluźnienia fiskalnego w latach 1996-1997 w 1998 r. nastąpiło zacieśnienie polityki fiskalnej. Począwszy od 1999 r. następowało stopniowe rozluźnianie, które przyspieszyło w 2001 r. oraz 2002 r. Nawet po eliminacji wpływu cyklu koniunkturalnego polski deficyt budżetowy ulegał w tym okresie powiększeniu. Na Węgrzech po rozluźnieniu polityki fiskalnej w 1999 r. nastąpiło jej szybkie zacieśnienie w 2000 r. Od tamtego czasu stopień restrykcyjności utrzymuje się na podobnym poziomie. Jednak w ujęciu bezwzględnym strukturalny deficyt budżetowy na poziomie -4% PKB należy uznać za znaczny.

Policy mix dla Polski i Węgier

Wskaźniki *policy mix* wyznaczono jedynie dla Polski i Węgier, gdyż dla Czech nie udało się stworzyć wskaźnika FCI, a w przypadku strefy euro nie ma wspólnej polityki fiskalnej. Zgodnie z konstrukcją zaproponowaną w poprzednim numerze „Banku i Kredytu” wskaźniki PMI zostały wyznaczone jako średnie ważone składników MCI oraz FCI:

$$PMI_t = \alpha_1((r_t - \bar{r}_t) - (r_0 - \bar{r}_0)) + \alpha_2((q_t - \bar{q}_t) - (q_0 - \bar{q}_0)) + \alpha_3(CAB_t - CAB_0) \quad (6)$$

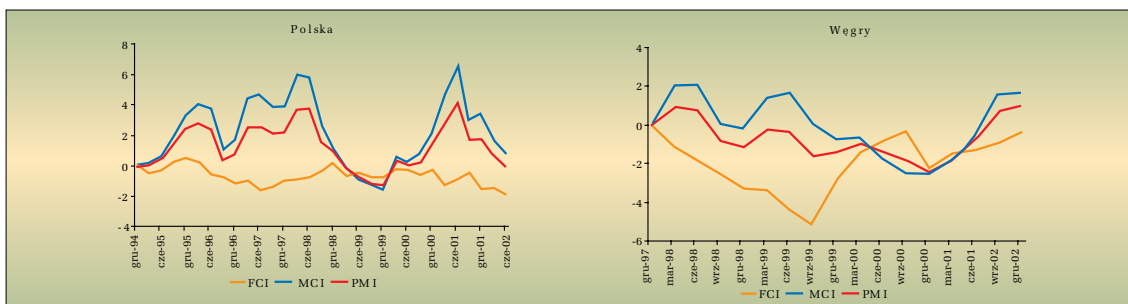
gdzie oznaczenia pozostają bez zmian w stosunku do równań (I.7) oraz (I.10).

Pszczególnie wagi α_1 , α_2 oraz α_3 powinny być wyznaczone, podobnie jak w przypadku MCI, na podstawie modeli IS oraz krzywej Philipsa, zawierających jako dodatkową zmienną objaśniającą deficyt strukturalny. W przypadku obu badanych krajów estymacja takich modeli nie doprowadziła jednak do satysfakcjonujących rezultatów ze względu na problemy z istotnością statystyczną zmiennych objaśniających. W związku z tym zdecydowano się na eksperckie ustalenie wag przy poszczególnych składnikach PMI. Przyjęto, że siła oddziaływania deficytu strukturalnego na lukę popytową oraz lukę inflacyjną mieści się między siłą oddziaływania stopy procentowej a siłą oddziaływania kursu walutowego. Oznacza to, że waga α_3 przy CAB w równaniu (6) zawiera się między wagami przy stopach i kursie:

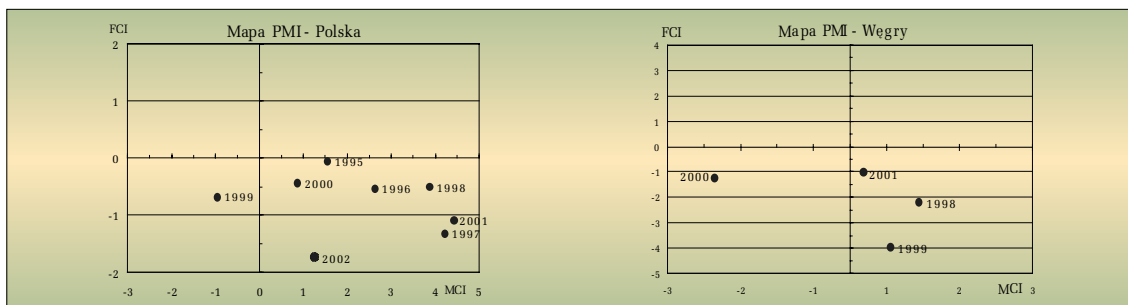
$$\alpha_1 \geq \alpha_3 \geq \alpha_2 \quad (7)$$

Przyjęto ponadto, że stosunek wag przy stopach oraz przy kursach pozostaje taki sam, jaki otrzymano przy estymacji modeli służących do wyznaczania wag MCI. Ostatecznie przyjęte wartości wag są zestawione

Wykres 6 Indeks policy mix dla Polski oraz Węgier



Wykres 7 Mapa policy mix dla Polski oraz Węgier



w tabeli 4, natomiast wyznaczone indeksy PMI prezentuje wykres 6. Uśredniając roczne wartości MCI oraz FCI dla Polski i Węgier, otrzymano mapę PMI w tych krajach; przedstawiono ją na wykresie 7.

Zachowanie indeksu PMI dla Polski pokazuje, że w 1999 r. nastąpiło znaczące zmniejszenie restrykcyjności polityki gospodarczej. Prawdopodobnie rozluźnienie polityki monetarnej w tym okresie wynikało między innymi z przekonania władz monetarnych, że wzrostowy trend restrykcyjności fiskalnej, prowadzący do zrównoważenia budżetu centralnego, będzie kontynuowany. Rozluźnienie monetarne było zbyt silne, wskutek czego począwszy od 2000 r. bank centralny musiał znowu zacieśnić swą politykę⁴. Jednocześnie następował spadek restrykcyjności fiskalnej, na który odpowiedzią było jeszcze większe zacieśnianie polityki monetarnej, powodujące w rezultacie silny wzrost restrykcyjności polityki gospodarczej ogółem. Taki układ *policy mix* może być jedną z przyczyn obserwowanego obecnie spowolnienia gospodarczego.

Przesunięcie w kierunku południowo-zachodnim na mapie *policy mix*, obserwowane w 2002 r., nie było ruchem w pożądanym kierunku. Postępujące rozluźnianie polityki fiskalnej powinno być traktowane przez władze monetarne jako potencjalne zagrożenie dla stabilnej i niskiej inflacji w przyszłości oraz dla spełnienia nominalnych kryteriów zbieżności z Maastricht. Spadek restrykcyjności polityki monetarnej może też wynikać z zakończenia procesu dezinflacji w Polsce. Jednocześnie jednak indeks FCI wskazuje, że postępowanie władz fiskalnych, stale rozluźniających swą politykę, nie ułatwia walki o utrzymanie szybkiego i zrównoważonego rozwoju w warunkach niskiej inflacji. Ocena polityki fiskalnej przy wykorzystaniu indeksu FCI jest oczywiście oceną *ex post* – pierwotne założenia polityki fiskalnej charakteryzowały się większym poziomem restrykcyjności.

⁴ Dokładniejsza ocena stopnia restrykcyjności polityki fiskalnej może być dokonana poprzez konstrukcję deficytu strukturalnego wyznaczonego dla deficytu całego sektora finansów publicznych. Zacieśnienie polityki fiskalnej w 1999 r. byłoby wówczas prawdopodobnie mniejsze.

Policy mix na Węgrzech wskazuje na lepszą koordynację polityk monetarnej i fiskalnej. Od początku 2000 r. nie występowały tam silne rozbieżności między restrykcyjnością monetarną a fiskalną. Do końca 2001 r. obserwowano na Węgrzech lekki wzrost restrykcyjności polityki gospodarczej, który sprzyja spełnieniu nominalnych kryteriów zbieżności.

Podsumowanie

Artykuł zawiera opis konstrukcji indeksów restrykcyjności monetarnej, fiskalnej oraz *policy mix* dla Polski, Czech i Węgier. Indeksy restrykcyjności monetarnej wyznaczono według metody opisanej w poprzednim numerze „Banku i Kredytu”, opartej na odchyleniach REER oraz realnych stóp procentowych od trendów. W konstrukcji indeksów restrykcyjności fiskalnej wykorzystano koncepcję deficytu strukturalnego.

Obraz wyłaniający się z otrzymanych indeksów restrykcyjności dla Polski jest zgodny z powszechnymi odczuciami. Indeks restrykcyjności monetarnej daje się łatwiej interpretować, jako że jest odporny na efekt bazy, który był problemem w niektórych stosowanych dotychczas podejściach. Ponadto otrzymane indeksy wskazują na niedostateczną koordynację polityki fiskalnej i monetarnej. Wydaje się, że w przypadku lepszej współpracy rządu i banku centralnego możliwe było obniżenie kosztów dezinflacji.

Dalsze badania nad MCI powinny pójść w kierunku uwzględnienia dodatkowych kanałów transmisji (poza kanałem stóp procentowych oraz kursu walutowego) w konstrukcji indeksu. Ponadto warto spróbować wykorzystać inne techniki statystyczne konstrukcji indeksu – w szczególności obiecujące wydaje się zastosowanie metody głównych składowych. Ciekawa może się również okazać próba wyznaczenia deficytu strukturalnego z wykorzystaniem funkcji produkcji w konstrukcji potencjalnego popytu, zgodnie z metodologią stosowaną przez Komisję Europejską.

- Krzywa Philipsa dla Polski

$$\text{CPI_POL_GAP} = 0,48283203 \cdot \text{CPI_POL_GAP} (-1) - 0,34230472 \cdot \text{WIBOR3MR_GAP} (-6) - 0,26045739 \cdot (0,5 \cdot \text{REER_PL_GAP} (-2) + \text{REER_PL_GAP} (-3)) + \varepsilon$$

(0,091180) (0,085779) (0,056127)

$$R^2 = 0,775777$$

$$DW = 1,331219$$

$$JB = 1,035358$$

- Krzywa Philipsa dla Czech

$$\text{CPI_CZE_GAP} = 0,82279984 \cdot \text{CPI_CZE_GAP} (-1) - 0,23224452 \cdot \text{PRIBOR3MR_GAP} (-5) - 0,35338388 \cdot (0,5 \cdot \text{REER_CZ_GAP} (-1) + \text{REER_CZ_GAP} (-1))) + \varepsilon$$

(0,092543) (0,113623) (0,063441)

$$R^2 = 0,871809$$

$$DW = 2,309140$$

$$JB = 0,085327$$

- Elastyczność deficytu budżetowego względem luki popytowej dla Polski

$$-100 \cdot \text{DEF_PKB_PL} = -2,896458797 + 0,4848684685 \cdot \text{GDP_POL_GAP} + \varepsilon$$

(0,108216) (0,098649)

$$R^2 = 0,454455$$

$$DW = 0,563248$$

$$JB = 0,322498$$

- Elastyczność deficytu budżetowego względem luki popytowej dla Węgier

$$-100 \cdot \text{DEF_PKB_HU} = -4,568429216 + 1,768123944 \cdot \text{GDP_HUN_GAP} + \varepsilon$$

(0,389903) (0,581360)

$$R^2 = 0,381439$$

$$DW = 0,504726$$

$$JB = 1,339586$$

Literatura

- [1] L. Ball: *Efficient Rules for Monetary Policy*. Cambridge 1997 National Bureau of Economic Research.
- [2] L. Ball: *Policy rules for open economies*. Cambridge 1998 National Bureau of Economic Research.
- [3] N. Batini, K. Turnbull: *Monetary Conditions Indices for the UK: A Survey*. External MPC Unit Discussion Paper No. 1, Bank of England, wrzesień 2000.
- [4] P. Bofinger: *Managed Floating: Understanding the New International Monetary Order*. CEPR Discussion Paper Series No. 3064, www.cepr.org/pubs/DP3064.asp.
- [5] P. Bofinger: *Monetary Policy: Goals, Institutions, Strategies, and Instruments*. Nowy Jork 2001 Oxford University Press.
- [6] J. Borowski, M. Brzoza-Brzezina, P. Szpunar: *Exchange rate regimes and Poland's participation in ERM II*. „Bank i Kredyt” nr 1/2003.
- [7] M. Brzoza-Brzezina: *Rola naturalnej stopy procentowej w polskiej polityce pieniężnej*. mimeo, Narodowy Bank Polski 2002.
- [8] L. J. Christiano, M. Eichenbaum, C. L. Evans: *Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks* W: Blejer i in.: *Financial Factors in Economic Stabilization and Growth*, Cambridge University Press, Cambridge 1996.
- [9] P. Chwiejczak: *Indeks restrykcyjności polityki monetarnej (MCI)*. „Rynek Terminowy” nr 5 (3/1999).
- [10] R. Dennis: *A Measure of Monetary Conditions*. Reserve Bank of New Zealand Discussion Papers G97/1.
- [11] W. Enders: *Applied Econometric Time Series*. Nowy Jork 1995 John Wiley & Sons.
- [12] European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, *Public finances in EMU 2002*. „European Economy” 3/2002.
- [13] S. Franek: *Kurs walutowy i stopa procentowa a restrykcyjność polityki pieniężnej w Polsce*. Materiały Konferencji Katedr Finansów, Akademia Ekonomiczna w Katowicach, wrzesień 2002.
- [14] C. Friedman: *The role of monetary conditions and the monetary conditions index in the conduct of policy*. Autumn 1995 Bank of Canada Review.
- [15] S. Gerlach, F. Smets: *MCIs and Monetary Policy*. European Economic Review, październik 2000.
- [16] J. Gottschalk: *Monetary Conditions in the Euro Area: Useful Indicators of Aggregate Demand Conditions?* Kiel Working Paper No. 1037, Kiel Institute of World Economic, kwiecień 2001 r.
- [17] W. H. Greene: *Econometric Analysis*. Nowy Jork 1993 Macmillan.
- [18] B. Hansson, H. Lindberg: *Monetary Conditions Index – A Monetary Policy Indicator*. Sveriges Riksbank Quarterly Review, No. 3, 12-17.
- [19] F. Hayashi: *Econometrics*. Princeton 2000 Princeton University Press.
- [20] M. A. Hens Luc: *A multicriteria indicator of Monetary Policy*. Artykuł zaprezentowany podczas International Symposium on Economic Modelling zorganizowanym przez University of Göteborg w kwietniu 1992 r.
- [21] K. Jajuga: *Statystyczna analiza wielowymiarowa*. Warszawa 1993 PWN.
- [22] J. Józwiak, J. Podgórski: *Statystyka od podstaw*. Warszawa 2000 Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne.
- [23] R. Kokoszyczyński i in.: *Mechanizm transmisji impulsów polityki pieniężnej: przegląd głównych teorii oraz specyfikacja transmisji w Polsce*. „Materiały i Studia” nr 91, Narodowy Bank Polski 1999 r.
- [24] I. Korhonen: *Selected Aspects of Monetary Integration*. „Focus on Transition” 1/2002, Narodowy Bank Austrii, Wiedeń 2002.
- [25] T. Łyziak: *Monetary Transmission Mechanisms in Poland. Theoretical concepts vs. evidence*. „Materiały i Studia” nr 19, Warszawa 2001.
- [26] D. G. Mayes, M. Viren: *The Exchange Rate and Monetary Conditions in the Euro Area*. Bank of Finland Discussion Paper No. 27/98.
- [27] B. T. McCallum: *Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates*. Artykuł prezentowany podczas konferencji „Monetary Policy in Low Inflation Environment”, Federal Reserve Bank of Boston, październik 1999, <http://www.gsia.cmu.edu/afs/andrew/gsia/workplace/roster/full-time/mccallum.html>
- [28] F. S. Mishkin, K. Schmidt-Hebbel: *One Decade of Inflation Targeting in the World: What Do We Know and What Do We Need To Know*. NBER Working Paper 8397, lipiec 2001.
- [29] Rada Polityki Pieniężnej: *Raport o inflacji w 2001 roku*. Narodowy Bank Polski 2001.
- [30] *Szwajcaria: raport roczny 2002*. OECD 2002, www.oecd.org