

**Jacek Welc (jwelc1@wp.pl)**  
**Akademia Ekonomiczna we Wrocławiu**

## **ANALIZA ZWIĄZKU POMIĘDZY ZMIANAMI STÓP PROCENTOWYCH A INFLACJĄ W WYBRANYCH PAŃSTWACH**

### **1. Wstęp**

Celem niniejszego artykułu jest zweryfikowanie tezy o skuteczności stóp procentowych jako jednego z podstawowych instrumentów banku centralnego w walce z inflacją. Zaprezentowane tu więc zastaną wyniki analizy związku pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz zmianami tempa wzrostu cen w Polsce, Stanach Zjednoczonych, Japonii, Niemczech, Argentynie, Rosji oraz Słowacji. Jako miernik inflacji wybrano indeks cen dóbr i usług konsumpcyjnych (CPI), z wyjątkiem Japonii, w przypadku której posłużono się indeksem cen hurtowych (*Wholesale Price Index*). Ze względu na dostępność danych statystycznych, w przypadku Polski, Niemiec, Argentyny i Słowacji analizy dokonano w oparciu o indeks inflacji średniorocznej, natomiast w przypadku Stanów Zjednoczonych, Japonii oraz Rosji w oparciu o indeks, wyrażający roczną zmianę poziomu cen. Podobnie ze względu na trudności ze zgromadzeniem odpowiednich danych, rodzaj stopy procentowej poddanej analizie nie jest jednakowy we wszystkich badanych krajach. I tak, w przypadku Polski i Rosji wykorzystano stopę refinansową banku centralnego, w przypadku Stanów Zjednoczonych, Niemiec, Japonii oraz Słowacji stopę redyskontową, natomiast w przypadku Argentyny stopę oprocentowania depozytów. Ze względu na fakt, iż stopa oprocentowania depozytów nie jest bezpośrednio dostępnym bankowi centralnemu instrumentem polityki pieniężnej, interpretacja rezultatów otrzymanych dla Argentyny dokonana została z nieco większą ostrożnością. Również okresy objęte analizą nie są dla wszystkich krajów jednakowe. Posłużono się szeregami czasowymi obejmującymi okres od pierwszego kwartału 1988 w przypadku Polski, od drugiego kwartału 1971 w przypadku Stanów Zjednoczonych, od czwartego kwartału 1986 w przypadku Niemiec, od czwartego kwartału 1973 w przypadku Japonii, od pierwszego kwartału 1987 w przypadku Argentyny, od pierwszego kwartału 1993 w przypadku Rosji oraz od pierwszego kwartału 1994 w przypadku Słowacji. Górną granicą analizowanych szeregów czasowych był dla wszystkich krajów czwarty kwartał 2001, z wyjątkiem Rosji oraz Niemiec, w przypadku których analiza objęła okres odpowiednio do trzeciego kwartału 2001 oraz do czwartego kwartału 1998. Analizy dokonano w oparciu o roczne zmiany badanych zjawisk, tzn. dla każdej obserwacji obydwu zmiennych (stóp procentowych oraz tempa inflacji) obliczono różnicę pomiędzy jej wartością na koniec danego kwartału oraz jej wartością na koniec analogicznego kwartału roku poprzedniego. Dopiero tak przekształcone dane pierwotne poddano badaniu.

Analiza przeprowadzona została w dwu etapach. W pierwszym z nich zbadano, czy zmienne spełniają warunek stacjonarności, a w przypadkach, w których warunek ten spełniony nie jest, dokonano obliczenia różnic zgodnych z rzędem integracji tych zmiennych. Natomiast w drugim etapie przy wykorzystaniu testu przyczynowości Grangera zbadano czy w analizowanych państwach zmiany stóp procentowych stanowią

jedną z przyczyn późniejszych zmian tempa wzrostu cen, a jeśli tak, to z jakim opóźnieniem czasowym. W ostatniej części zaprezentowano wnioski wyciągnięte z dokonanej analizy.

## 2. Testowanie rzędu integracji zmian inflacji oraz zmian stóp procentowych

Aby rezultaty jakiegokolwiek analizy korelacji lub regresji były wiarygodne, spełniony musi być warunek stacjonarności badanych zmiennych<sup>1</sup>. Wydaje się, iż szczególnie w przypadku Argentyny, Polski, Rosji oraz Słowacji, gdzie w ostatnich latach poziom inflacji znajdował się w tendencji spadkowej, warunek ten spełniony nie jest. Dlatego dokonana została analiza stacjonarności inflacji oraz zmian nominalnych i realnych stóp procentowych w celu stwierdzenia rzędu ich integracji. Do analizy wykorzystany został rozszerzony test Dickeya-Fullera (ADF), polegający na zweryfikowaniu hipotezy o ujemności współczynnika  $\beta$  w równaniu:

$$\Delta Y(t) = \sum_{n=1}^k \alpha(n) * \Delta Y(t-n) + \beta * Y(t-1)$$

gdzie:

$Y$  – zmienna, co do której testowany jest rząd integracji (w poniższym badaniu są to roczna zmiana inflacji w punktach procentowych, roczna zmiana nominalnej stopy procentowej w punktach procentowych oraz roczna zmiana realnej stopy procentowej w punktach procentowych);

$\Delta$  – oznacza różnicę pomiędzy poziomem zmiennej w okresach  $t$  oraz  $t-1$ ;

$\beta$  – parametr, stanowiący podstawę do stwierdzenia czy zmienna jest stacjonarna (zintegrowana) na badanym poziomie.

Ponieważ w teście tym analizowane są wartości statystyki  $t$ -studenta, niezbędne jest spełnienie warunku braku autokorelacji reszt otrzymanej funkcji regresji. Dlatego wielkość  $k$  zależy od jego spełnienia. Badanie rozpoczynało się od budowy funkcji dla  $k=1$ , a następnie badano, czy reszty otrzymanego modelu spełniają powyższy warunek. W przypadku, gdy warunek ten spełniony nie był, konstruowano funkcję dla  $k=2$ . W niniejszym badaniu przyjęta została apriorycznie dopuszczalna maksymalna wartość bezwzględna współczynnika autokorelacji reszt pierwszego rzędu na poziomie 0,10. Jeżeli obliczona wartość była niższa niż ten poziom, analiza wartości statystyki  $t$ -studenta dla parametru  $\beta$  była poddawana analizie. Natomiast w przypadku, gdy wartość ta przekraczała 0,10, zwiększony zostawał poziom  $k$  (tzn. dodawana była kolejna zmienna), aż do stwierdzenia braku autokorelacji. W wyjątkowych sytuacjach, gdy dodawanie opóźnionych wartości  $\Delta Y$  nie powodowało odpowiedniego zmniejszenia poziomu autokorelacji reszt, do estymacji parametrów modelu zastosowano uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów.

Weryfikacja hipotezy o zintegrowaniu zmiennej polega na porównaniu wartości statystyki  $t$ -studenta parametru  $\beta$  z odpowiednimi wartościami, odczytanymi z tablic testu ADF. Jeżeli w równaniu regresji, w którym po lewej stronie znajdują się wartości pierwszych różnic testowanej zmiennej, parametr  $\beta$  jest istotnie ujemny, stwierdza się, iż zmienna ta jest zintegrowana w stopniu zerowym (jej wartości mają charakter

<sup>1</sup> Charemza W.W., Deadman D.F.: Nowa Ekonometria. Warszawa. PWE 1997, s. 113.

stacjonarny), co oznacza się  $I(0)$ . Natomiast jeśli hipoteza o stacjonarności zostaje odrzucona, konstruuje się funkcję, w której po lewej stronie znajdują się wartości drugich różnic badanej zmiennej i ponownie testuje się wartość statystyki t-studenta parametru  $\beta$  (wówczas parametr ten stoi przy zmiennej, którą stanowią pierwsze różnice zmiennej pierwotnej). Procedurę tą powtarza się aż do momentu, w którym można stwierdzić stacjonarność zmiennej.

Przed przystąpieniem do analizy rzędu integracji każdej zmiennej dokonywano wzrokowej analizy jej przebiegu w czasie na wykresie liniowym. W ten sposób cały badany okres dzielony był na podokresy, co do których można było stwierdzić podobną tendencję zjawiska wewnątrz podokresu. Np. jeżeli w początkowej części całego okresu zmienna charakteryzowała się trendem, a następnie uległa stabilizacji, cały szereg czasowy dzielono na dwa podokresy. Następnie dokonywano analizy stacjonarności zmiennej w każdym podokresie.

Rezultaty przeprowadzonej analizy prezentuje poniższa tabela.

Tabela 1a

Rezultaty testów integracji dla rocznych zmian inflacji oraz rocznych zmian nominalnych i realnych stóp procentowych

Okres	Zmienna endogeniczna	t(e)	t(t)	Wniosek	Liczba stopni swobody
<b>POLSKA</b>					
<b>Roczna zmiana inflacji</b>					
II 88 – III 92	$\Delta INF(t)$	-2,1507	1,98 (0,05)	Jest $I(0)$	13
IV 92 – IV 01	$\Delta INF(t)$	-2,2079	-1,99 (0,05)	Jest $I(0)$	27
<b>Roczna zmiana nominalnej stopy refinansowej</b>					
I 88 – IV 92	$\Delta Rn(t)$	-2,4306	-1,98 (0,05)	Jest $I(0)$	16
I 93 – IV 01	$\Delta Rn(t)$	-1,7085	-1,63 (0,10)	Jest $I(0)$ dla $\alpha=0,10$	26
	$\Delta\Delta Rn(t)$	-2,6293	-1,99 (0,05)	Jest $I(1)$	31
<b>Roczna zmiana realnej stopy refinansowej</b>					
I 88 – IV 92	$\Delta Rr(t)$	-3,8460	-2,82 (0,01)	Jest $I(0)$	16
I 93 – IV 01	$\Delta Rr(t)$	-2,3281	-1,99 (0,05)	Jest $I(0)$	32
<b>NIEMCY</b>					
<b>Roczna zmiana inflacji</b>					
II 87 – IV 94	$\Delta INF(t)$	-1,9643	-1,64 (0,10)	Jest $I(0)$ dla $\alpha=0,10$	27
	$\Delta\Delta INF(t)$	-5,0383	-2,78 (0,01)	Jest $I(1)$	26
I 95 – IV 01	$\Delta INF(t)$	-2,1755	-1,99 (0,05)	Jest $I(0)$	24
<b>Roczna zmiana nominalnej stopy dyskontowej</b>					
II 87 – IV 98	$\Delta Rn(t)$	-1,5824	-1,65 (0,10)	Nie jest $I(0)$	43
	$\Delta\Delta Rn(t)$	-3,4746	-2,76 (0,01)	Jest $I(1)$	42
<b>Roczna zmiana realnej stopy dyskontowej</b>					
IV 86 – IV 98	$\Delta Rr(t)$	-2,9989	-2,74 (0,01)	Jest $I(0)$	45
<b>STANY ZJEDNOCZONE</b>					
<b>Roczna zmiana inflacji</b>					
II 70 – IV 01	$\Delta INF(t)$	-3,6762	-2,70 (0,01)	Jest $I(0)$	119
<b>Roczna zmiana nominalnej stopy dyskontowej</b>					
II 70 – IV 79	$\Delta Rn(t)$	-2,0477	-1,99 (0,05)	Jest $I(0)$	29

I 80 – IV 89	$\Delta Rn(t)$	-2,9044	-2,76 (0,01)	Jest I(0)	41
I 90 – IV 01	$\Delta Rn(t)$	-2,3351	-2,00 (0,05)	Jest I(0)	47
<b>Roczna zmiana realnej stopy dyskontowej</b>					
II 71 – II 81	$\Delta Rr(t)$	-1,5194	-1,65 (0,10)	Nie jest I(0)	29
	$\Delta\Delta Rr(t)$	-1,5220	-1,65 (0,10)	Nie jest I(1)	36
	$\Delta\Delta\Delta Rr(t)$	-3,3020	-2,78 (0,01)	Jest I(2)	31
III 81 – IV 87	$\Delta Rr(t)$	-1,7747	-1,63 (0,10)	Jest I(0) dla $\alpha=0,10$	22
	$\Delta\Delta Rr(t)$	-3,2414	-2,82 (0,01)	Jest I(1)	19
I 88 – IV 94	$\Delta Rr(t)$	-1,6271	-1,63 (0,10)	Jest I(0) dla $\alpha=0,10$	24
	$\Delta\Delta Rr(t)$	-4,8443	-2,80 (0,01)	Jest I(1)	23
I 95 – IV 01	$\Delta Rr(t)$	-1,3149	-1,63 (0,10)	Nie jest I(0)	24
	$\Delta\Delta Rr(t)$	-2,7491	-1,99 (0,05)	Jest I(1)	23
<b>JAPONIA</b>					
<b>Roczna zmiana inflacji</b>					
IV 73 – IV 01	$\Delta INF(t)$	-8,5892	-2,70 (0,01)	Jest I(0)	108
<b>Roczna zmiana nominalnej stopy dyskontowej</b>					
IV 73 – IV 01	$\Delta Rn(t)$	-5,4372	-2,70 (0,01)	Jest I(0)	108
<b>Roczna zmiana realnej stopy dyskontowej</b>					
IV 73 – IV 01	$\Delta Rr(t)$	-8,4976	-2,70 (0,01)	Jest I(0)	107

$\Delta$  – różnica pomiędzy wartością w kwartałach bieżącym i poprzednim; INF – roczna zmiana tempa inflacji (w pkt. proc.); Rn – roczna zmiana nominalnej stopy procentowej (w pkt. proc.); Rr – roczna zmiana realnej stopy procentowej (w pkt. proc.); t(e) – empiryczna wartość statystyki t-studenta; t(t) – teoretyczna wartość statystyki t-studenta z tablic testu Dickeya-Fullera I(x) – oznacza, iż zmienna jest zintegrowana w stopniu x; W nawiasach podano poziomo istotności (w przypadku t(e)).

Źródło: IMF International Financial Statistics; strony internetowe NBP, Federal Reserve Bank of St. Louis, Bank of Japan; Balino T.J.T., Hoelscher D.S., Horder J.: Evolution of Monetary Policy Instruments in Russia. Washington. IMF Working Papers, December 1997; obliczenia własne.

Tabela 1b

Rezultaty testów integracji dla rocznych zmian inflacji oraz rocznych zmian nominalnych i realnych stóp procentowych

Okres	Zmienna endogeniczna	t(e)	t(t)	Wniosek	Liczba stopni swobody
<b>ARGENTYNA</b>					
<b>Roczna zmiana inflacji</b>					
III 87 – IV 92	$\Delta INF(t)$	-2,5302	-1,99 (0,05)	Jest I(0)	20
I 93 – IV 01	$\Delta INF(t)$	-3,2417	-2,78 (0,01)	Jest I(0)	30
<b>Roczna zmiana nominalnej stopy oprocentowania depozytów</b>					
III 87 – IV 92	$\Delta Rn(t)$	-2,5776	-1,99 (0,05)	Jest I(0)	20
I 93 – IV 01	$\Delta Rn(t)$	-2,7685	-1,99 (0,05)	Jest I(0)	32
<b>Roczna zmiana realnej stopy oprocentowania depozytów</b>					
I 87 – IV 91	$\Delta Rr(t)$	-2,2089	-1,98 (0,05)	Jest I(0)	16
I 92 – IV 01	$\Delta Rr(t)$	-16,6819	-2,76 (0,01)	Jest I(0)	36
<b>ROSJA</b>					
<b>Roczna zmiana inflacji</b>					
I 94 – III 01	$\Delta INF(t)$	-2,5929	-1,99 (0,05)	Jest I(0)	17

<b>Roczna zmiana nominalnej stopy refinansowej</b>					
I 93 – III 01	$\Delta Rn(t)$	-3,2660	-2,80 (0,01)	Jest I(0)	26
<b>Roczna zmiana realnej stopy refinansowej</b>					
I 94 – III 01	$\Delta Rr(t)$	-3,7387	-2,80 (0,01)	Jest I(0)	23
<b>SŁOWACJA</b>					
<b>Roczna zmiana inflacji</b>					
I 95 – IV 01	$\Delta INF(t)$	-2,2949	-1,99 (0,05)	Jest I(0)	24
<b>Roczna zmiana nominalnej stopy dyskontowej</b>					
I 94 – IV 01	$\Delta Rn(t)$	-3,2545	-2,78 (0,01)	Jest I(0)	27
<b>Roczna zmiana realnej stopy dyskontowej</b>					
I 95 – IV 01	$\Delta Rr(t)$	-2,4691	-1,99 (0,05)	Jest I(0)	24

$\Delta$  – różnica pomiędzy wartością w kwartałach bieżącym i poprzednim; INF – roczna zmiana tempa inflacji (w pkt. proc.); Rn – roczna zmiana nominalnej stopy procentowej (w pkt. proc.); Rr – roczna zmiana realnej stopy procentowej (w pkt. proc.);  $t(e)$  – empiryczna wartość statystyki t-studenta;  $t(t)$  – teoretyczna wartość statystyki t-studenta z tablicy testu Dickeya-Fullera I(x) – oznacza, iż zmienna jest zintegrowana w stopniu x; W nawiasach podano poziom istotności (w przypadku  $t(e)$ ).

Źródło: IMF International Financial Statistics; strony internetowe NBP, Federal Reserve Bank of St. Louis, Bank of Japan; Balino T.J.T., Hoelscher D.S., Horder J.: Evolution of Monetary Policy Instruments in Russia. Washington. IMF Working Papers, December 1997; obliczenia własne.

Przeprowadzona analiza pozwala stwierdzić, iż szeregi czasowe rocznych zmian inflacji oraz rocznych zmian nominalnych i realnych stóp procentowych w badanych krajach są najczęściej zintegrowane w stopniu zerowym lub pierwszym. W nielicznych przypadkach (dotyczy to przede wszystkim okresów, w których miały miejsce przyspieszone zmiany poziomu cen), szeregi te są zintegrowane w stopniu drugim.

Ze względu na fakt, iż interpretacja rezultatów analizy regresji dokonanej na podstawie szeregów zintegrowanych w różnych stopniach może być dość kłopotliwa, w dalszym badaniu relacje pomiędzy poszczególnymi zmiennymi były analizowane po uprzednim obliczeniu różnic tego samego rzędu. Oznacza to, iż jeżeli jedna ze zmiennych jest I(n) podczas gdy druga jest I(n-k), gdzie  $0 \leq k < n$ , analiza przeprowadzana była na poziomie n różnic, tzn. pomimo iż jedna ze zmiennych jest stacjonarna już po obliczeniu n-k jej różnic, w badaniu wykorzystane zostały obserwacje stanowiące różnice n-tego stopnia jej rzeczywistych obserwacji.

Ponadto, jeżeli dane dotyczące jednej zmiennej w różnych podokresach zintegrowane są w innym stopniu, dla wszystkich podokresów analizy dokonano po uprzednim obliczeniu różnic tego samego rzędu. Oznacza to, iż jeżeli dana zmienna w jednym z podokresów jest I(n) podczas gdy w innych jest I(n-k), gdzie  $0 \leq k < n$ , analiza przeprowadzana była na poziomie n różnic, tzn. pomimo iż w pewnych podokresach zmienna jest stacjonarna już po obliczeniu n-k jej różnic, w badaniu obserwacje stanowiące różnice n-tego stopnia jej rzeczywistych obserwacji.

### 3. Analiza przyczynowości zmian poziomu stóp procentowych względem zmian tempa inflacji

Na tym etapie badania dokonano próby odpowiedzi na pytanie, czy zmiany stóp procentowych są jedną z przyczyn zmian tempa wzrostu cen. W tym celu wykorzystano popularny test przyczynowości Grangera. Służy on do weryfikacji hipotezy, według której zmiany wartości zmiennej X są przyczyną zmian wartości zmiennej Y. Test ten

składa się z kilku etapów. Pierwszym z nich jest konstrukcja równania autoregresji, opisującego zależność pomiędzy zmienną  $Y$  w okresie  $t$  oraz jej opóźnionymi wartościami (równanie 1). Następnie oblicza się reszty tak otrzymanej funkcji, po czym buduje się równanie regresji, w którym zmienną objaśnianą są otrzymane reszty, natomiast zmiennymi objaśniającymi są wszystkie zmienne objaśniające z pierwszego równania oraz dodatkowo zmienna  $X$  z odpowiednimi opóźnieniami (równanie 2). Dla tak otrzymanej funkcji oblicza się wartość współczynnika determinacji i na tej podstawie testuje się wartość statystyki mnożnika Lagrange'a o postaci<sup>2</sup>:

$$LMF = ((T-h)/k) * (R^2 / (1-R^2))$$

gdzie:

$T$  – liczebność próby;

$h$  – liczba zmiennych w równaniu 2;

$k$  – liczba parametrów przy zmiennej  $X$ , równa liczbie opóźnień zmiennej  $X$  w równaniu 2 (np. jeśli w równaniu 2 wystąpiły zmienne  $X(t)$  oraz  $X(t-1)$ ,  $k$  wynosi 2);

$R^2$  – wartość współczynnika determinacji równania 2.

Wartość statystyki teoretycznej odczytuje się z tablicy dla testu F-Snedecora dla  $k$  oraz  $T-h$  stopni swobody. Jeżeli wartość statystyki  $LMF$  jest wyższa niż wartość krytyczna  $F(k, (T-h))$ , uznaje się, iż  $X$  jest przyczyną  $Y$ .

W poniższym badaniu w równaniu 1 wykorzystano dwie zmienne egzogeniczne. Są nimi roczne zmiany tempa inflacji w okresach  $t-1$  oraz  $t-2$  (w okresie, poprzedzającym okres bieżący o jeden oraz o dwa kwartały).

W przypadku wszystkich krajów, z wyjątkiem Rosji oraz Słowacji, cały badany okres podzielono na krótsze podokresy i dopiero w oparciu o nie dokonywano analizy. Kryterium była chęć podziału całej próby na okresy w trakcie oraz po ustąpieniu hiperinflacji z przełomu lat osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych (w przypadku Polski i Argentyny) oraz chęć dokonania analizy zmian długości mechanizmu transmisji impulsu monetarnego w czasie (w przypadku Stanów Zjednoczonych, Japonii oraz Niemiec). Natomiast dane dotyczące Rosji i Słowacji ze względu na krótkość szeregów czasowych nie podlegały podziałowi na podokresy.

Dla każdego wyodrębnionego podokresu zbadano długość opóźnienia, po jakim dokonane w tym czasie zmiany stóp procentowych wywierały wpływ na tempo wzrostu cen. W tym celu dokonywano przesuwania szeregu dotyczącego zmian stóp procentowych w danej podpróbie „w przyszłość” co jeden kwartał i dla każdego opóźnienia przeprowadzano test przyczynowości Grangera. W ten sposób otrzymywano odpowiedź na pytanie czy dokonane w danym okresie zmiany stóp procentowych miały istotny statystycznie wpływ na „wyprzedzone” o  $k$  kwartałów zmiany tempa inflacji. W badaniu tym przyjęto maksymalną wartość  $k$  równą 20, tzn. maksymalne hipotetyczne opóźnienie, dla którego dokonywano badania, wynosiło 20 kwartałów. Od zasady tej odstąpiono jedynie w przypadku analizowania podokresów, kończących się w czwartym kwartale 2001. Wynikało to z faktu, iż w sytuacjach tych z każdym kolejnym kwartałem, o który zwiększana była długość opóźnienia, zmniejszeniu ulegała liczebność analizowanej próby. Ponieważ wyciąganie wniosków na podstawie wyników badania dokonanego w oparciu o próby o bardzo małej liczebności może być bardzo ryzykowne,

<sup>2</sup> Charemza W.W., Deadman D.F.: *op.cit.*, s.160.

zdecydowano się przyjąć zasadę dokonywania analizy tylko do opóźnienia, przy którym długość próby spada do nie mniej niż dwudziestu obserwacji.

Wyniki dokonanej analizy przedstawiają poniższe tabele. Zaprezentowano w nich jednak tylko rezultaty testów dla opóźnień, w przypadku których stwierdzono istnienie statystycznie istotnego związku przyczynowo-skutkowego pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz następującymi później zmianami tempa wzrostu cen. W przypadku podokresów, w których występowania takiego związku nie stwierdzono dla żadnego opóźnienia, podano wyniki otrzymane dla opóźnienia, przy którym statystyka LMF przyjęła wartość najwyższą. W tabelach przedstawiono oddzielnie wyniki analizy przeprowadzonej dla rocznych zmian nominalnej oraz realnej stopy procentowej. W każdej z tabel w kolumnie II znajduje się długość opóźnienia mierzona w kwartałach. Kolumna III zawiera wartości współczynników korelacji liniowej pomiędzy dokonanymi w badanym okresie rocznymi zmianami stóp procentowych oraz następującymi z podanymi w kolumnie II opóźnieniami rocznymi zmianami tempa inflacji. W kolumnie V podano wartości współczynników determinacji dla funkcji regresji, w których zmienną objaśnianą stanowią reszty równania autoregresji rocznych zmian inflacji, natomiast zmiennymi objaśniającymi są zmienne objaśniające tego równania oraz roczne zmiany stóp procentowych dokonane w analizowanym okresie. Kolumna VI zawiera wartości statystyki mnożnika Lagrange'a, natomiast w kolumnie VII podano wartości teoretyczne, odczytane z tablic do testu F-Snedecora (na poziomie istotności równym 0,05).

Tabela 2a

Rezultaty testów przyczynowości zmian poziomu nominalnej stopy procentowej względem zmian tempa inflacji

I	II	III	IV	V	VI	VII
Okres	Opóźnienie	Korelacja	Ilość obserwacji	R <sup>2</sup>	LMF	F
<b>Polska</b>						
II88-IV93	1	0,728	21	0,543	20,20	4,45
	3	0,315	21	0,293	7,05	4,45
I93-IV01	1	0,433	33	0,161	5,56	4,18
	1	0,433	33	0,161	5,56	4,18
<b>Niemcy</b>						
III87-IV94	13	-0,340	28	0,190	5,64	4,26
I91-IV98	12	0,212	30	0,086	2,45	4,23
<b>Stany Zjednoczone</b>						
II71-IV80	4	0,343	37	0,143	5,49	4,13
	6	-0,175	37	0,160	6,29	4,13
	7	-0,433	37	0,281	12,88	4,13
	8	-0,588	37	0,173	6,90	4,13
	9	-0,687	37	0,167	6,61	4,13
I75-IV84	10	-0,731	37	0,133	5,07	4,13
	4	0,176	38	0,179	7,40	4,10
I81-IV90	5	-0,040	38	0,134	4,25	4,10
	2	0,129	38	0,108	4,13	4,10
I85-IV94	4	-0,229	38	0,188	7,88	4,10
	18	-0,363	38	0,110	4,20	4,10
I91-IV01	13	-0,439	38	0,110	4,22	4,10
I91-IV01	11	-0,265	31	0,064	1,84	4,21

<b>Japonia</b>						
IV73-IV80	8	-0,282	27	0,069	1,71	4,28
I75-IV84	19	0,253	38	0,076	2,80	4,13
I81-IV90	1	0,240	38	0,095	3,56	4,13
I85-IV94	<b>10</b>	<b>-0,340</b>	<b>38</b>	<b>0,110</b>	<b>4,18</b>	<b>4,13</b>
I91-IV01	15	-0,071	27	0,126	3,31	4,28
<b>Argentyna</b>						
III86-IV93	<b>1</b>	<b>0,775</b>	<b>27</b>	<b>0,457</b>	<b>19,37</b>	<b>4,28</b>
	<b>4</b>	<b>-0,239</b>	<b>28</b>	<b>0,186</b>	<b>5,50</b>	<b>4,26</b>
I94-IV01*	<b>3</b>	<b>-0,197</b>	<b>27</b>	<b>0,220</b>	<b>6,47</b>	<b>4,28</b>
	<b>4</b>	<b>-0,574</b>	<b>26</b>	<b>0,210</b>	<b>5,86</b>	<b>4,30</b>

\* maksymalne badane opóźnienie wyniosło 10 kwartałów; Wytłuszczonym drukiem oznaczono rezultaty istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Źródło: IMF International Financial Statistics; strony internetowe NBP, Federal Reserve Bank of St.Louis, Bank of Japan; Balino T.J.T., Hoelscher D.S., Horder J.: Evolution of Monetary Policy Instruments in Russia. Washington. IMF Working Papers, December 1997; obliczenia własne.

Tabela 2b

Rezultaty testów przyczynowości zmian poziomu nominalnej stopy procentowej względem zmian tempa inflacji

I	II	III	IV	V	VI	VII
Okres	Opóźnienie	Korelacja	Ilość obserwacji	R <sup>2</sup>	LMF	F
<b>Rosja</b>						
I93-III01**	<b>2</b>	<b>-0,317</b>	<b>29</b>	<b>0,151</b>	<b>4,45</b>	<b>4,24</b>
	<b>3</b>	<b>-0,574</b>	<b>29</b>	<b>0,148</b>	<b>4,33</b>	<b>4,24</b>
	<b>8</b>	<b>-0,537</b>	<b>25</b>	<b>0,357</b>	<b>11,64</b>	<b>4,32</b>
	<b>9</b>	<b>-0,658</b>	<b>24</b>	<b>0,390</b>	<b>12,79</b>	<b>4,35</b>
<b>Słowacja</b>						
I94-IV01***	1	0,434	26	0,034	0,78	4,30

\*\* maksymalne badane opóźnienie wyniosło 13 kwartałów (stopa nominalna) oraz 9 kwartałów (stopa realna);  
\*\*\* maksymalne badane opóźnienie wyniosło 10 kwartałów (stopa nominalna) oraz 6 kwartałów (stopa realna)

Wytłuszczonym drukiem oznaczono rezultaty istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Źródło: IMF International Financial Statistics; strony internetowe NBP, Federal Reserve Bank of St.Louis, Bank of Japan; Balino T.J.T., Hoelscher D.S., Horder J.: Evolution of Monetary Policy Instruments in Russia. Washington. IMF Working Papers, December 1997; obliczenia własne.

Tabela 3a

Rezultaty testów przyczynowości zmian poziomu realnej stopy procentowej względem zmian tempa inflacji

I	II	III	IV	V	VI	VII
Okres	Opóźnienie	Korelacja	Ilość obserwacji	R <sup>2</sup>	LMF	F
<b>Polska</b>						
I88-IV93	<b>1</b>	<b>-0,733</b>	<b>22</b>	<b>0,642</b>	<b>32,23</b>	<b>4,41</b>
	<b>18</b>	<b>-0,356</b>	<b>22</b>	<b>0,317</b>	<b>8,36</b>	<b>4,41</b>
	<b>19</b>	<b>-0,668</b>	<b>22</b>	<b>0,222</b>	<b>5,15</b>	<b>4,41</b>
I93-IV01	13	-0,056	21	0,133	2,62	4,45



<b>Niemcy</b>						
I87-IV94	4	0,330	30	0,169	5,28	4,23
	16	-0,441	30	0,207	6,80	4,23
	20	0,289	30	0,158	4,88	4,23
I91-IV98	4	0,495	30	0,283	10,26	4,23
<b>Stany Zjednoczone</b>						
IV71-IV80	14	0,527	35	0,189	7,25	4,17
	15	-0,532	35	0,169	6,31	4,17
I75-IV84	1	0,692	38	0,174	7,15	4,13
	4	0,454	38	0,126	4,90	4,13
I81-IV90	1	0,748	38	0,223	9,75	4,13
	2	-0,309	38	0,202	8,59	4,13
	4	0,624	38	0,248	11,22	4,13
	13	0,318	38	0,113	4,35	4,13
	14	-0,484	38	0,135	5,31	4,13
I85-IV94	18	0,596	38	0,279	13,12	4,13
	1	0,629	38	0,163	6,60	4,13
	2	-0,260	38	0,131	5,12	4,13
	4	0,547	38	0,255	11,63	4,13
I91-IV01	18	0,341	38	0,110	4,21	4,13
	3	-0,428	39	0,192	8,31	4,13
	4	0,699	38	0,210	9,01	4,13

Wytłuszczonym drukiem oznaczono rezultaty istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Źródło: IMF International Financial Statistics; strony internetowe NBP, Federal Reserve Bank of St.Louis, Bank of Japan; Balino T.J.T., Hoelscher D.S., Horder J.: Evolution of Monetary Policy Instruments in Russia. Washington. IMF Working Papers, December 1997; obliczenia własne.

Tabela 3b

Rezultaty testów przyczynowości zmian poziomu realnej stopy procentowej względem zmian tempa inflacji

I	II	III	IV	V	VI	VII
Okres	Opóźnienie	Korelacja	Ilość obserwacji	R <sup>2</sup>	LMF	F
<b>Japonia</b>						
IV73-IV80	17	0,525	27	0,183	5,15	4,28
I75-IV84	1	-0,896	38	0,299	14,53	4,13
	2	-0,602	38	0,115	4,42	4,13
I81-IV90	1	-0,899	38	0,249	11,29	4,13
	14	0,317	38	0,110	4,20	4,13
I85-IV94	1	-0,852	38	0,462	29,17	4,13
	2	-0,584	38	0,136	5,33	4,13
	13	0,515	38	0,186	7,75	4,13
	14	0,669	38	0,275	12,86	4,13
I91-IV01	15	0,615	38	0,151	6,03	4,13
	4	0,161	38	0,288	13,72	4,13
<b>Argentyna</b>						
I87-IV93	1	-0,438	26	0,457	18,53	4,30
I94-IV01*	4	-0,466	26	0,255	7,53	4,30

<b>Rosja</b>						
I94-IV01**	<b>4</b>	<b>-0,241</b>	<b>25</b>	<b>0,206</b>	<b>5,46</b>	<b>4,32</b>
	<b>5</b>	<b>-0,411</b>	<b>24</b>	<b>0,646</b>	<b>36,57</b>	<b>4,35</b>
	<b>6</b>	<b>-0,655</b>	<b>23</b>	<b>0,272</b>	<b>7,10</b>	<b>4,38</b>
<b>Słowacja</b>						
I95-IV01***	<b>4</b>	<b>0,402</b>	<b>22</b>	<b>0,376</b>	<b>10,86</b>	<b>4,41</b>

\* maksymalne badane opóźnienie wyniosło 10 kwartałów; \*\* maksymalne badane opóźnienie wyniosło 13 kwartałów (stopa nominalna) oraz 9 kwartałów (stopa realna); \*\*\* maksymalne badane opóźnienie wyniosło 10 kwartałów (stopa nominalna) oraz 6 kwartałów (stopa realna)

Wytłuszczonym drukiem oznaczono rezultaty istotne statystycznie na poziomie istotności 0,05.

Źródło: IMF International Financial Statistics; strony internetowe NBP, Federal Reserve Bank of St.Louis, Bank of Japan; Balino T.J.T., Hoelscher D.S., Horder J.: Evolution of Monetary Policy Instruments in Russia. Washington. IMF Working Papers, December 1997; obliczenia własne.

Wyniki przeprowadzonej analizy pozwalają stwierdzić, iż w badanych państwach nie występowała trwała i stabilna w czasie zależność przyczynowo-skutkowa pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz następującymi w okresach późniejszych zmianami tempa wzrostu cen. W większości przypadków długość mechanizmu transmisji impulsu monetarnego ulegała istotnym zmianom w czasie. Do wyjątków należą: w Stanach Zjednoczonych okres II71-IV90 w przypadku zmian stopy nominalnej (opóźnienie równe czterem kwartałom) oraz okres I75-IV01 dla zmian stopy realnej (opóźnienie równe czterem kwartałom), w Niemczech okres I87- IV98 w przypadku zmian stopy realnej (opóźnienie równe czterem kwartałom), w Japonii okres I81-IV94 w przypadku zmian stopy realnej (opóźnienie równe 14 kwartałom) oraz w Argentynie okres III86-IV01 w przypadku zmian stopy nominalnej (opóźnienie wynoszące cztery kwartały). We wszystkich tych przypadkach zachodziły również istotne związki odpowiadające innym opóźnieniom, które jednak już nie wykazywały takiej stabilności w czasie. Uderzające jest również występowanie istotnych statystycznie związków pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz zmianami inflacji, jakie miały miejsce już po upływie jednego kwartału. Przyczyny tego zjawiska mogą być dwojakie. Może to świadczyć o rzeczywistym istnieniu takiej relacji, na co wskazują często bardzo wysokie wartości statystyki LMF w tych przypadkach, co jednak wydaje się mało prawdopodobne z punktu widzenia teorii ekonomii (szczególnie w przypadku korelacji negatywnej). Może to wynikać również z faktu, iż test integracji ADF oraz test przyczynowości Grangera, podobnie jak wszystkie metody statystyczne, nie są narzędziami doskonałymi i do otrzymanych rezultatów należy podchodzić z pewnym dystansem (pomimo, iż test Grangera daje wyniki znacznie bardziej wiarygodne niż prosta analiza korelacji). W tej sytuacji otrzymane rezultaty mogą często odzwierciedlać relacje pozorne pomiędzy badanymi zmiennymi. Wydaje się to prawdopodobne, biorąc pod uwagę przypadek Polski w okresie I88-IV93, kiedy to zmiany tempa wzrostu cen wykazywały silną dodatnią korelację z opóźnionymi o jeden kwartał zmianami nominalnej stopy refinansowej oraz równie silną, ale za to ujemną korelację z opóźnionymi w tym samym stopniu zmianami stopy realnej. Ta swoista ambiwalencja może mieć miejsce w sytuacji, kiedy przy narastającej inflacji bank centralny dokonuje zmian poziomu stóp procentowych w stopniu mniej niż proporcjonalnym w stosunku do tempa wzrostu inflacji. Wówczas wzrostowi nominalnej stopy procentowej odpowiada dalszy wzrost inflacji w kolejnych okresach (co powoduje silną dodatnią korelację pomiędzy obiema

wielkościami). Ponieważ jednak inflacja rośnie szybciej niż poziom stóp procentowych, realna stopa procentowa ma tendencję malejącą, co powoduje negatywny charakter jej korelacji z wciąż rosnącą w następnych okresach inflacją. Pomimo, iż analiza dokonana została w oparciu o dane, spełniające warunek stacjonarności, w niektórych przypadkach (w tym również w opisanym powyżej przykładzie Polski) wykorzystane zostały bardzo krótkie szeregi czasowe, co sprawia, iż znaczny wpływ na ostateczne rezultaty mogły mieć pojedyncze obserwacje. Wydaje się wielce prawdopodobne, iż w przypadku Polski otrzymane wyniki mogą być w znacznym stopniu obciążone przez obserwacje z okresu wysokiej inflacji w latach 1989-1990.

Gdyby jednak, pomimo przedstawionych zastrzeżeń, poddać interpretacji wyniki przeprowadzonej dla danych dotyczących Polski analizy, należy stwierdzić, iż po roku 1993 zmiany stóp procentowych (zarówno nominalnej, jak i realnej) nie wywierały na tempo wzrostu cen wpływu zgodnego z teorią ekonomii, tzn. wzrost (spadek) stóp procentowych banku centralnego nie był przyczyną spadku (wzrostu) tempa inflacji. Stwierdzono natomiast istnienie dodatniego związku pomiędzy zmianami nominalnej stopy refinansowej oraz zachodzącymi po upływie ok. dziesięciu kwartałów zmianami poziomu cen. Jednak stwierdzenie na tej podstawie, iż w celu obniżenia poziomu inflacji polski bank centralny powinien był dokonywać śmielszych obniżek stóp procentowych, byłoby bardzo ryzykowne. Po pierwsze bowiem, o czym już wspomniano, analiza dokonana została na podstawie próby o małej liczebności, a po drugie, nawet jeżeli stwierdzona pozytywna zależność jest w rzeczywistości prawdziwa, polskie władze monetarne, podejmując decyzje odnośnie poziomu stóp procentowych np. w roku 1995, nie mogły tego wiedzieć na podstawie wówczas dostępnych danych.

W przypadku Niemiec istotna negatywna relacja pomiędzy badanymi zmiennymi wystąpiła w przypadku zmian nominalnej oraz realnej stopy dyskontowej w okresie III87-IV94, które to zmiany wywierały wpływ na tempo inflacji po upływie odpowiednio trzynastu i szesnastu kwartałów. Jednak w przypadku zmian stopy realnej, wyniki nie są jednoznaczne, ponieważ stwierdzono również istnienie istotnego statystycznie dodatniego związku tej zmiennej za zmianami inflacji, jakie następowały po upływie 4 oraz 20 kwartałów. Natomiast jeśli chodzi o podokres I91-IV98, nie wykryto istnienia żadnej statystycznie istotnej ujemnej zależności pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz zmianami tempa wzrostu cen. Stwierdzono jedynie występowanie zależności dodatniej pomiędzy inflacją oraz zmianami realnej stopy dyskontowej, która to relacja ujawnia się, podobnie jak w przypadku wcześniejszego podokresu, po upływie czterech kwartałów.

Sytuacja odmienna do przedstawionej wcześniej na przykładzie Polski wystąpiła w przypadku Stanów Zjednoczonych w okresie I75-IV94, kiedy to pomiędzy zmianami realnej stopy dyskontowej oraz wyprzedzonymi o jeden kwartał zmianami inflacji zachodziła korelacja silnie dodatnia. Przyczyną tego może być odmienna od opisanej powyżej, tzn. więcej niż proporcjonalna reakcja banku centralnego na zmiany tempa wzrostu cen. Jeżeli bowiem władze monetarne odpowiadają na wzrost (spadek) inflacji zwiększeniem (obniżeniem) realnej, a nie tylko nominalnej stopy procentowej, może zajść sytuacja, kiedy tym zmianom stóp procentowych odpowiada wciąż jeszcze rosnąca (spadająca) w następnych kwartałach inflacja, co powoduje występowanie pozytywnych wartości współczynników korelacji pomiędzy tymi zmiennymi. Jednak ta dodatnia zależność może również oznaczać istnienie rzeczywistego związku pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz inflacją. Może to mieć miejsce w sytuacji, kiedy reakcją

podmiotów gospodarujących na wzrost kosztów finansowania wywołany przez wzrost stóp procentowych jest podnoszenie cen oferowanych produktów i usług.

Wyniki analizy, dokonanej dla zmian realnej stopy dyskontowej w Stanach Zjednoczonych, przysparzają wiele problemów interpretacyjnych również ze względu na fakt, iż w czterech spośród pięciu wyodrębnionych w przypadku tego kraju podokresów, opóźnienia dla których stwierdzono istnienie istotnej statystycznie ujemnej relacji pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz zmianami tempa wzrostu cen „sąsiadują” z opóźnieniami, w przypadku których związek ten przybiera charakter dodatni. Może to wynikać z faktu, iż badanie przeprowadzone tu zostało w oparciu o drugie różnice pierwotnych obserwacji, co mogło wywołać pewne zniekształcenia w rzeczywistej relacji pomiędzy zmiennymi. W każdym razie nie jest możliwe jednoznaczne stwierdzenie kierunku związku pomiędzy zmianami stóp procentowych a tempem wzrostu cen.

Jeśli chodzi o Stany Zjednoczone, najbardziej zgodne z logiką i teorią ekonomii rezultaty otrzymano w przypadku zmian nominalnej stopy dyskontowej w okresie II71-IV94. We wszystkich wyodrębnionych w tym czasie podokresach stwierdzono występowanie istotnych statystycznie ujemnych związków pomiędzy zmianami stopy dyskontowej oraz następującymi po upływie kilku kwartałów zmianami inflacji.

W przypadku Japonii, podobnie jak w przypadku Polski i Stanów Zjednoczonych, już po upływie jednego lub dwóch kwartałów wystąpiły istotne statystycznie związki pomiędzy badanymi zmiennymi. Były to zarazem jedyne jeśli chodzi o ten kraj, z wyjątkiem przypadku dla zmian stopy nominalnej w okresie I85-IV94, ujemne relacje pomiędzy zmianami stóp procentowych banku centralnego a zmianami tempa inflacji. We wszystkich pozostałych przypadkach dla zmian stopy realnej w Japonii stwierdzono ich dodatnią zależność z późniejszymi zmianami tempa wzrostu cen. Jednak wspomniany okres I85-IV94 jest w przypadku tego kraju jedynym, w którym zaobserwowano istotną statystycznie relację pomiędzy zmianami nominalnej stopy procentowej oraz zmianami inflacji, przy czym wartość krytyczna z tablicy rozkładu F-Snedecora została tu przekroczona przez wartość statystyki LMF w bardzo niewielkim stopniu.

Znacznie bardziej spójne z teorią makroekonomiczną zdają się być przypadki Argentyny oraz Rosji, dla których wszystkie stwierdzone zależności, z wyjątkiem podokresu III86-IV93 dla zmian nominalnej stopy oprocentowania depozytów w Argentynie, mają istotny statystycznie ujemny charakter. Badane relacje wydają się być szczególnie zaskakująco logiczne w porównaniu z pozostałymi analizowanymi państwami w przypadku Argentyny, dla której stwierdzono, iż zmiany zarówno nominalnej, jak i realnej stopy procentowej dokonane w okresie I94-IV01 wywierają zgodny z teorią wpływ na tempo wzrostu cen po upływie ok. czterech kwartałów. Ponadto stwierdzono, iż w przypadku zmian stopy nominalnej badane opóźnienie miało podobny charakter w okresie III86-IV93, tzn. w próbie obejmującej hiperinflację przełomu lat osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych. Należy jednak pamiętać, iż w przypadku tego kraju w badaniu posłużono się zmianami stopy oprocentowania depozytów, która nie jest bezpośrednio dostępnym bankowi centralnemu instrumentem polityki monetarnej.

Przykład Argentyny zdaje się potwierdzać postawione przy okazji interpretacji wyników otrzymanych dla Polski stwierdzenie o istnieniu znacznego prawdopodobieństwa występowania relacji pozornych dla opóźnionych o jeden kwartał zmian stóp procentowych w przypadku narastającej inflacji (pomimo zintegrowania zmiennych). W Argentynie bowiem, podobnie jak w Polsce, przełom lat

osiemdziesiątych i dziewięćdziesiątych charakteryzowała przyspieszająca inflacja oraz podobnie jak w Polsce, analiza dokonana dla tego okresu wykazała istnienie dodatniej korelacji zmian tempa wzrostu cen z opóźnionymi o jeden kwartał zmianami nominalnej stopy procentowej oraz ujemnej relacji z opóźnionymi w tym samym stopniu zmianami stopy realnej.

W przypadku Rosji, wszystkie stwierdzone istotne związki pomiędzy zmianami stóp procentowych oraz zmianami tempa wzrostu cen mają charakter negatywny, przy czym rezultat osiągnięty dla analizy związku pomiędzy zmianami stopy realnej oraz wyprzedzonymi o pięć kwartałów zmianami inflacji charakteryzuje się najwyższą spośród wszystkich badanych państw i okresów wartością statystyki LMF, wynoszącą 36,57.

Odminną sytuację zanotowano w przypadku Słowacji, gdzie stwierdzono istnienie jedynie dodatniej zależności pomiędzy zmianami stopy realnej oraz zmianami inflacji, ujawniającej się z opóźnieniem równym czterem kwartałom. Być może znajomość lub podejrzewanie istnienia związku o tym charakterze było jedną z przyczyn pasywnej postawy słowackich władz monetarnych (przynajmniej w kategorii polityki stóp procentowych) w 1999 i 2000 roku, kiedy to zdecydowały się one na pozostawienie stopy dyskontowej na poziomie 8,8%, pomimo wzrostu inflacji rocznej z około 6% w grudniu 1998 do niemal 16% w połowie 2000 roku.

Oczywiście, ze względu na małą liczebność próby, na podstawie której zostały przeprowadzone, wszystkie rezultaty analizy dokonanej dla Argentyny, Rosji i Słowacji powinny być traktowane z dużą ostrożnością.

#### 4. Wnioski

Dokonana analiza pozwala stwierdzić, iż stopy procentowe banku centralnego nie są uniwersalnym i niezawodnym instrumentem walki z inflacją. Dążąc do zapewnienia stabilnego poziomu cen władze monetarne zmuszone są do korzystania również z innych instrumentów polityki pieniężnej. Ponadto, dokonując zmian stóp procentowych, bank centralny powinien mieć na uwadze możliwość wystąpienia pewnego efektu kosztowego, przejawiającego się pewnym wzrostem cen wskutek wzrostu obciążeń finansowych podmiotów gospodarczych (szczególnie w przypadku krajów o niewłaściwej, zmonopolizowanej strukturze gospodarczej). Władze monetarne stają również w obliczu znacznej niepewności co do długości czasu, po upływie którego skutki ich działań będą obserwowalne. Nie jest również wykluczone, iż dokonane przez nie zmiany stóp procentowych nie będą miały żadnego wpływu na przyszłe procesy inflacyjne. Ponadto, związki pomiędzy działaniami banku centralnego a zmianami poziomu cen wykazują znaczny stopień długookresowej niestabilności nie tylko w przypadku państw, w których gospodarkach dokonują się dynamiczne zmiany strukturalne, ale również w krajach o ugruntowanej gospodarce rynkowej ze sprawnym systemem bankowym.