

344/2006

**Raport Badawczy**  
**Research Report**

**RB/41/2006**

**Analiza preferencji  
banku centralnego  
w polityce stóp procentowych**

**I.Woroniczka-Leciejewicz**

**Instytut Badań Systemowych**  
**Polska Akademia Nauk**

**Systems Research Institute**  
**Polish Academy of Sciences**



# **POLSKA AKADEMIA NAUK**

## **Instytut Badań Systemowych**

ul. Newelska 6

01-447 Warszawa

tel.: (+48) (22) 8373578

fax: (+48) (22) 8372772

Kierownik Pracowni zgłaszający pracę:  
Prof. dr inż. Roman Kulikowski

Warszawa 2006

# ANALIZA PREFERENCJI BANKU CENTRALNEGO W POLITYCE STÓP PROCENTOWYCH

*Irena Woroniecka*

Instytut Badań Systemowych Polskiej Akademii Nauk,  
ul. Newelska 6, 01-447 Warszawa

## 1. Wstęp

Przedmiotem pracy są preferencje decyzyjne banku centralnego w kształtowaniu polityki monetarnej. Przedstawione badania stanowią próbę odpowiedzi na pytanie jaką wagę w polityce pieniężnej NBP przypisuje bezpośredniemu celowi inflacyjnemu, a jak duże znaczenie celowi stabilizacyjnemu, związanemu ze wspieraniem wzrostu gospodarczego i stabilizacyjnej polityki makroekonomicznej. W celu identyfikacji tak rozumianych preferencji banku centralnego przeprowadzono analizę *ex post* polityki pieniężnej w zakresie stóp procentowych na tle koniunktury gospodarczej w Polsce w ostatnich latach.

„Niemal wszystkie badania zajmujące się oceną skuteczności polityki monetarnej koncentrują się na regułach tej polityki” – taką opinię wyraził John B. Taylor podczas wystąpienia na sympozjum im. Alvina Hansena poświęconego polityce monetarnej i jej związkom z inflacją i realną sferą gospodarki (Taylor J.B. (2002)). Przytoczył szereg argumentów za istnieniem czytelnych reguł w prowadzeniu polityki monetarnej oraz sposobem oceny polityki - raczej z punktu widzenia zbioru reguł działania, a nie jednorazowych decyzji. Główne argumenty to mniejsza pokusa odstępstw i większa odpowiedzialność decydentów, jeśli reguły są znane. Trzymanie się określonych reguł postępowania zwiększa wiarygodność polityki pieniężnej i wpływa pozytywnie na zaufanie do działań podejmowanych przez decydentów. Dodatkowym argumentem na rzecz reguł

polityki monetarnej jest możliwość przewidywania przyszłych decyzji banku centralnego. Celem niniejszej pracy jest identyfikacja owych reguł. Nie poprzestając na odwołaniu do celów deklaracyjnych, próbuje się na podstawie realizowanej w przeszłości polityki pieniężnej i jej korelacji zarówno z bezpośrednim celem inflacyjnym, jak i kategoriami charakteryzującymi bieżący stan koniunktury gospodarczej, wyciągnąć wnioski dotyczące reguł podejmowania decyzji.

Nie ulega wątpliwości, że głównym celem polityki monetarnej jest osiągnięcie i utrzymywanie niskiej inflacji. Wysoka inflacja niekorzystnie oddziałuje na gospodarkę. Wśród negatywnych konsekwencji można wskazać na tzw. *koszty zdzieranych żelówek* i *zmiany menu*, niepożądaną redystrybucję dochodów, wreszcie na zaburzoną alokację zasobów oraz zwiększone ryzyko przedsięwzięć inwestycyjnych ze względu na rosnący koszt pozyskania kapitału i związaną z tym niechęć do inwestowania. Pojawia się jednak pytanie, czy bank centralny ma realizować wyłącznie cel inflacyjny, czy też jego zadaniem powinna być również stabilizacja koniunktury gospodarczej, przede wszystkim bezrobocia i tempa wzrostu PKB. Zdaniem niektórych ekonomistów polityka pieniężna nie nadaje się do stymulowania koniunktury gospodarczej, ponieważ jej zbyt ekspansywny charakter wywołuje wysokie oczekiwania inflacyjne (Cecchetti S.G. (1997), Szpunar P. (2000)). Teoretycznymi argumentami przytaczanymi zazwyczaj są: brak długookresowej wymienności między bezrobociem a inflacją (krytyka krzywej Phillipsa z pozycji monetarystycznej), zagadnienie oczekiwań inflacyjnych oraz tzw. problem niespójności w czasie (*time-inconsistency problem*) związany z niepewnością prognoz makroekonomicznych, będącą m.in. wynikiem nieprzewidywalnych, ze względu na oczekiwania inflacyjne, zmiennych opóźnień czasowych (Kydland F., Prescott E. (1977), Szpunar P. (2000)). Jednak nawet ci autorzy dopuszczają istnienie pewnego marginesu dla wykorzystywania instrumentów polityki monetarnej w celu

stabilizowania koniunktury gospodarczej, o ile tylko polityka ta nie wywołuje oczekiwań inflacyjnych.

W Polsce za politykę monetarną odpowiedzialna jest Rada Polityki Pieniężnej, organ NBP. Podstawowym celem działalności NBP, zgodnie z ustawą z sierpnia 1997, jest „utrzymanie stabilnego poziomu cen przy jednoczesnym wspieraniu polityki gospodarczej, o ile nie ogranicza to podstawowego celu NBP”. Aczkolwiek, w odróżnieniu od celu inflacyjnego, cel stabilizacyjny w polityce monetarnej RPP *explicite* nie występuje, a przynajmniej odgrywa rolę wyraźnie drugoplanową, to nie oznacza to, że kwestie stabilizacji koniunktury nie są w ogóle brane pod uwagę w decyzjach dotyczących polityki stóp procentowych. W celu identyfikacji preferencji decyzyjnych w kształtowaniu polityki monetarnej, w szczególności preferencji przypisywanych wymienionym celom, przeprowadzono analizę *ex post* polityki stóp procentowych w Polsce w ostatnich latach. Przedstawione w pracy badania stanowią próbę odpowiedzi na pytanie: czy i w jakim zakresie w polityce monetarnej NBP są uwzględniane oba cele: inflacyjny i stabilizacyjny oraz jak duże znaczenie przypisywane jest każdemu z nich.

## 2. Inflacja a bezrobocie

### 2.1. Krzywa Phillipsa. Model akceleracyjny.

Krzywa Phillipsa wyraża zależność między inflacją a stopą bezrobocia w krótkim okresie wskazując na zjawisko wymienności (*trade off*) między analizowanymi kategoriami. Im niższe bezrobocie tym wyższa inflacja i *vice versa* - wyższemu bezrobociu odpowiada niższy poziom inflacji. Krzywa Phillipsa odzwierciedla więc dylemat stabilizacyjnej polityki makroekonomicznej, polegający na tym, że ekspansywna polityka fiskalna i monetarna charakteryzująca się rosnącym popytem globalnym wywołuje wprawdzie ożywienie gospodarcze i obniżenie bezrobocia, ale sukces ten jest okupiony wyższą inflacją i *vice versa*, prowadząc restrykcyjną politykę fiskalną i monetarną obniżenie inflacji można uzyskać

„kosztem” osłabienia koniunktury i wzrostu bezrobocia. W długim okresie nie ma sprzeczności między bezrobociem a inflacją. Stopa bezrobocia będzie kształtowała się na poziomie „naturalnym” (Friedman M. (1968), Phelps E.S. (1967)).

Na zasadnicze pytanie, jak prowadzić politykę monetarną, odpowiada m. in. standardowa doktryna oparta na modelu akceleracyjnym. W modelu tym przyjmuje się, że w gospodarce narodowej kształtuje się równowaga między popytem globalnym a podażą, której towarzyszy pewien poziom bezrobocia definiowany jako bezrobocie „naturalne” (niektórzy ekonomiści, np. Solow R.M. wolą określenie „neutralne”). Inflacja rośnie, jeśli występuje nierównowaga o charakterze ekspansywnym w postaci zbyt niskiego bezrobocia (niższego od bezrobocia naturalnego), gospodarka wówczas przyspiesza względem „naturalnego” poziomu równowagi. W sytuacji nadmiernego bezrobocia (wyższego od naturalnego), gospodarka zwalnia, a inflacja spada. W miejsce naturalnej stopy bezrobocia można wykorzystać inne wyznaczniki nierównowagi, np. stopień wykorzystania potencjału gospodarczego. Bank centralny prowadząc politykę monetarną powinien dbać, aby gospodarka nie oddaliła się zbyt daleko i na zbyt długo od stopy naturalnej (Solow R.M. (2002)).

## 2.2. Zależność między inflacją a bezrobociem w Polsce w latach 1993-2004.

Analizując zależność między inflacją a bezrobociem należałoby odpowiedzieć na pytanie czy dla Polski w ostatnich latach potwierdza się zjawisko wymiennosci między inflacją i bezrobociem charakterystyczne dla krzywej Phillipsa.

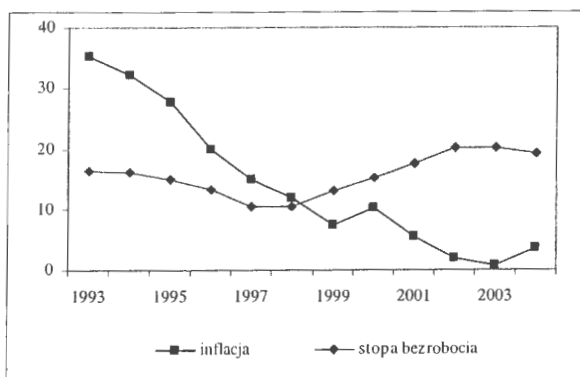
Współczynniki korelacji	Inflacja	Stopa bezrobocia	Stopa wzrostu PKB
Inflacja	1	-0,3142	0,4649
Stopa bezrobocia	-0,3142	1	-0,5592
Stopa wzrostu PKB	0,4649	-0,5592	1
5% wartość krytyczna (dwustronny obszar kryt.)	0,5760 (dla n = 12)		

Tabl. 1. Współczynniki korelacji między podstawowymi kategoriami makroekonomicznymi. Na podstawie danych rocznych z okresu 1993-2004.

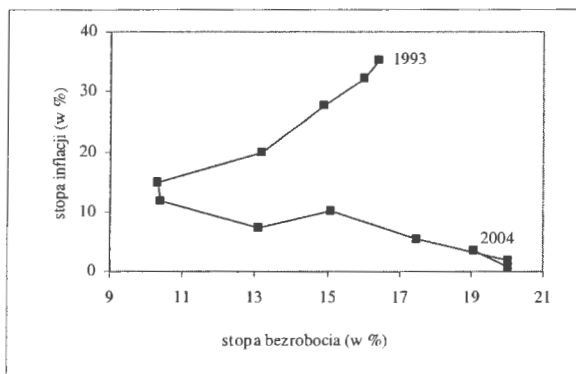
Okres	1993-2004	1993-1996	1997-2004	1998-2004
Współczynniki korelacji	-0,2725	0,4578	-0,8580	-0,8853
5% wartość krytyczna (dwustronny obszar kryt.)	0,1637	0,2845	0,2006	0,2146

Tabl. 2. Współczynniki korelacji między inflacją a stopą bezrobocia. Obliczenia dla szeregów czasowych z różnych okresów. Na podstawie danych miesięcznych.

Wykresy przedstawione na rys. 1 i 2 ilustrują przebiegi w czasie inflacji i stopy bezrobocia oraz zależność między inflacją a bezrobociem (tzw. Krzywą Phillipsa). Tabl. 1-2 zawierają współczynniki korelacji między inflacją a stopą bezrobocia, obliczone na podstawie rocznych i miesięcznych danych statystycznych. Ich analiza skłania do wniosku, że krzywa Phillipsa nie znajduje potwierdzenia w warunkach polskiej gospodarki w całym analizowanym okresie. Zjawisku wymienności między inflacją a stopą bezrobocia, ilustrowanemu przez krzywą Phillipsa, powinna towarzyszyć znaczna ujemna korelacja między tymi zmiennymi. Tymczasem korelacja ta w całym analizowanym dwunastoleciu jest niska. Współczynnik korelacji między inflacją a stopą bezrobocia obliczony na podstawie danych rocznych z lat 1993-2004 wynosi ok. -0,34 i jest nieistotny statystycznie (porównaj tabl. 1), zaś obliczony na podstawie danych miesięcznych z tego samego okresu kształtuje się również na niskim poziomie (wynosi ok. -0,27, tabl. 2).



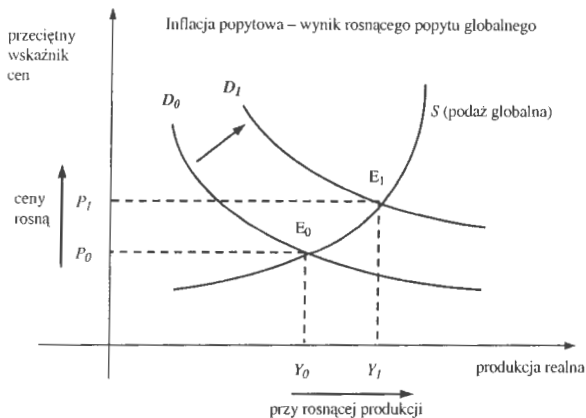
Rys. 1. Inflacja i stopa bezrobocia w latach 1993-2004. Dane roczne.



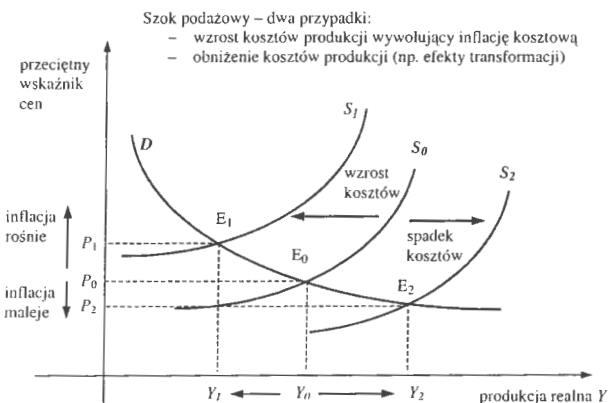
Rys. 2. Zależność między inflacją a stopą bezrobocia. Dane roczne 1993-2004.

Kształt krzywej Phillipsa jest związany z keynesowską koncepcją poprawy koniunktury gospodarczej poprzez zwiększanie popytu globalnego, co z jednej strony przyczynia się do wzrostu produkcji i ograniczenia bezrobocia, ale z drugiej wywołuje inflację (jest to inflacja o charakterze popytowym - rys. 3). Wówczas zjawisko wymienności między inflacją a bezrobociem jest oczywiste: albo udaje się zmniejszyć bezrobocie kosztem wyższej inflacji, albo sukcesy osiągnięte w walce z inflacją okupione są wyższym poziomem bezrobocia. Jednak, gdy w gospodarce na skutek szoku podażowego rozwija się mechanizm inflacji kosztowej, prowadzącej do stagflacji, kiedy rośnie zarówno inflacja jak i bezrobocie, może wystąpić nie ujemna, lecz dodatnia korelacja między inflacją a bezrobociem. Wzrost kosztów produkcji powoduje przesunięcie krzywej podaży globalnej (podaż spada), co oznacza, że nowy punkt równowagi makroekonomicznej będzie charakteryzowany przez wyższą inflację oraz niższy produkt krajowy (rys. 4) i wyższe bezrobocie. Spektakularnym przykładem zjawiska stagflacji była recesja lat siedemdziesiątych z towarzyszącą jej wysoką inflacją, wywołaną przez wyższe koszty produkcji na skutek wzrostu cen ropy naftowej na świecie w 1973r.





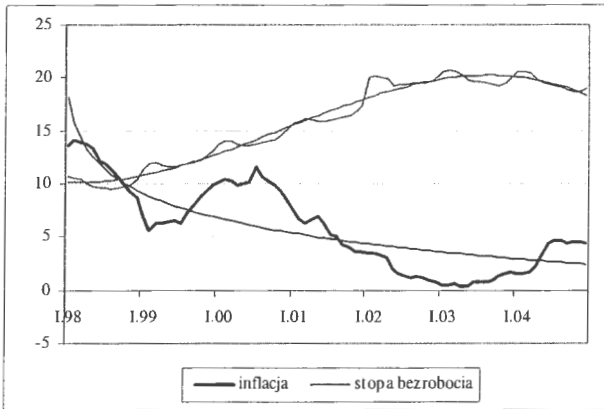
Rys. 3. Inflacja popytowa.



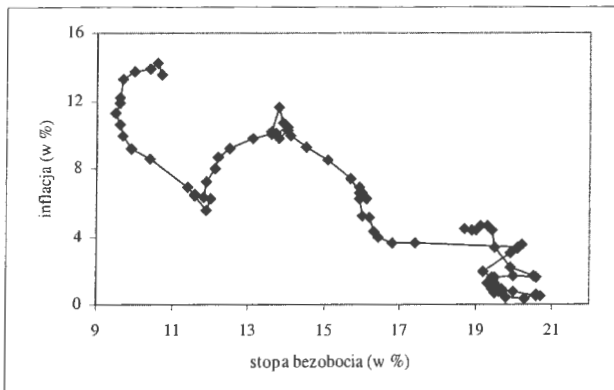
Rys. 4. Szok podaży. Inflacja kosztowa i szok związany z efektami transformacji.

Przebieg procesów gospodarczych w Polsce w latach 1993-97 można interpretować jako analogiczny szok podaży, ale o kierunku odwrotnym. Związany był on z pozytywnymi skutkami transformacji systemowej, jakie pojawiły się po krótkotrwałej recesji 1990-91 po wprowadzeniu planu Balcerowicza. W latach 1993-97 następowała poprawa efektywności produkcji i obniżanie kosztów jednostkowych, obserwowany był jednocześnie spadek inflacji i bezrobocia, tendencja ta utrzymywała się do 1997r. W roku 1998 stopa

bezrobocia ustabilizowała się na niskim poziomie ok. 9,5-10% przy ciągle malejącej inflacji. Po 1998r. dane statystyczne są już zgodne z koncepcją krzywej Phillipsa – słabnącej inflacji towarzyszy negatywne zjawisko rosnącego bezrobocia aż do początku 2004r., kiedy to trend znowu ulega odwróceniu i obserwujemy niewielki spadek stopy bezrobocia kosztem wyższej inflacji (rys. 5 i 6).



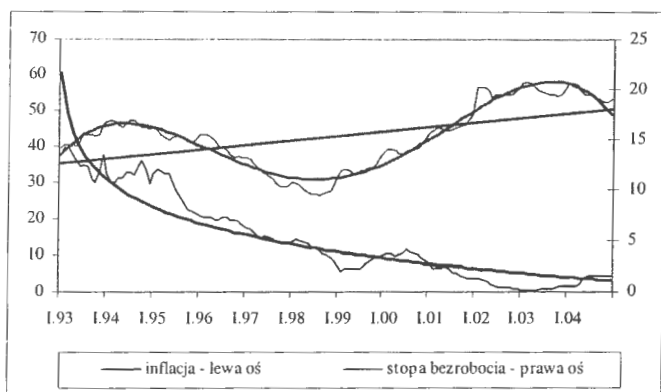
Rys. 5. Inflacja i stopa bezrobocia w latach 1998-2004. Dane miesięczne z trendem.



Rys. 6. Zależność między inflacją a stopą bezrobocia. Dane miesięczne 1998-2004.

Potwierdzają to współczynniki korelacji między inflacją a stopą bezrobocia w rozbiciu na dwa podokresy: 1993-1996 i 1997-2004 (tabl. 2). O ile w latach 1993-1996 występowała

korelacja dodatnia odzwierciedlająca proefektywnościowy szok podaży (współczynnik korelacji między inflacją a stopą bezrobocia obliczony na podstawie danych miesięcznych z okresu 1993-96 wynosi ok. 0,46), a także po 1997r., a jeszcze wyraźniej po 1998r. - silna korelacja ujemna charakterystyczna dla krzywej Phillipsa i zjawiska *trade off* między inflacją a bezrobociem (współczynnik korelacji dla danych miesięcznych z okresu 1997-2004 kształtuje się na poziomie ok. -0,86, a po 1998r. korelacja jest jeszcze silniejsza, współczynnik korelacji jest równy w przybliżeniu -0,89).



Rys. 7. Inflacja i stopa bezrobocia 1993-2004. Dane miesięczne z trendem.

Wykres na rys. 7 prezentuje miesięczne przebiegi inflacji i stopy bezrobocia w okresie 1993-2004 wraz z trendem. W przypadku inflacji przedstawiono trend logarytmiczny, natomiast dla stopy bezrobocia przedstawiono dwa warianty postaci funkcyjnej trendu: liniową i wielomian czwartego stopnia. Gdyby potraktować długookresowy trend liniowy jako naturalną stopę bezrobocia, należy stwierdzić, że dla gospodarki polskiej nie sprawdza się znany w literaturze model akceleracyjny, biorąc pod uwagę cały analizowany okres 1993-2004. W modelu tym przyjmuje się, że inflacja rośnie, gdy bezrobocie jest zbyt niskie, niższe od naturalnego (a wzrost gospodarczy przyspieszony, tempo wzrostu PKB wyższe od długookresowego trendu), spada zaś, gdy bezrobocie jest nadmierne w stosunku do poziomu

naturalnego (a tempo wzrostu PKB kształtuje się poniżej długookresowego trendu). W drugiej połowie analizowanego okresu inflacja i bezrobocie wykazywały większą zgodność z powyższym modelem. Wskazują na to również wartości współczynników korelacji między inflacją a miernikami nierównowagi.

Współczynniki korelacji inflacji z :	odchyleniem stopy bezrobocia od trendu (liniowego)		odchyleniem tempa wzrostu PKB od trendu (liniowego)	
	bezwzględny	względny	bezwzględny	względny
1993-2004 dane roczne	0,2170	0,2628	0,0295	0,2477
5% wartość krytyczna (dwustronny obszar kryt.)	0,5760			
1993-2004 dane miesięczne	0,4537	0,4897	bd	bd
5% wartość krytyczna (dwustronny obszar kryt.)	0,1637		bd	bd

Tabl. 3. Korelacja między inflacją a miernikami nierównowagi makroekonomicznej.

Współczynniki korelacji inflacji z odchyleniem stopy bezrobocia od trendu:	1993-1996	1997-2004	1998-2004
z odchyleniem bezwzględny	0,7116	-0,7614	-0,8362
z odchyleniem względnym	0,7256	-0,7664	-0,8325
5% wartość krytyczna (dwustronny obszar kryt.)	0,2845	0,2006	0,2146

Tabl. 4. Korelacja między inflacją a odchyleniem bezrobocia od trendu w różnych podokresach.

Współczynniki korelacji między inflacją a zmiennymi stanowiącymi mierniki nierównowagi makroekonomicznej: odchyleniami stopy bezrobocia i tempa wzrostu PKB od trendu, uzyskane na podstawie danych rocznych dla analizowanego dwunastolecia okazały się nieistotne statystycznie (tabl. 3). Dla danych miesięcznych współczynnik korelacji między inflacją a odchyleniem stopy bezrobocia od trendu dla całego analizowanego okresu nie jest ujemny, jak sugerowałby model akceleracyjny, lecz dodatni. Występuje wyraźne rozbitcie na dwa jakościowo różne podokresy: 1993-1996 oraz 1997-2004 (tabl. 4). Do końca roku 1996 korelacja między inflacją a odchyleniem stopy bezrobocia od trendu, traktowanym jako miara nierównowagi makroekonomicznej, jest silna i dodatnia (ok. 0,72). Dopiero od 1997r. (jeszcze wyraźniej od 1998r.) rozwój gospodarczy jest zgodny z przedstawioną koncepcją

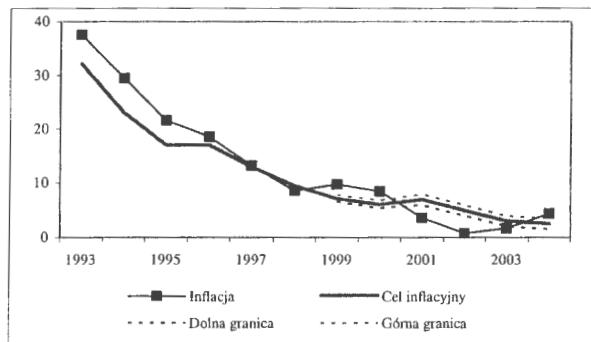
modelu akceleracyjnego – występuje silna ujemna korelacja między inflacją a odchyleniem stopy bezrobocia od trendu (ok. minus 0,83 - 0,84 dla danych miesięcznych, porównaj tabl.4). Wyjaśnienie jest analogiczne jak w przypadku krzywej Phillipsa: o ile w pierwszej części analizowanego okresu, do ok. 1997r. dominowały czynniki podażowe, o tyle w okresie późniejszym - czynniki popytowe.

### 3. Polityka stóp procentowych

#### 3.1. Polityka monetarna. Cele i instrumenty.

Wpływ polityki monetarnej na inflację i koniunkturę gospodarczą odbywa się poprzez regulację dopływu i odpływu pieniądza w obiegu. Instrumentami polityki monetarnej banku centralnego są m.in.: stopy procentowe w ramach operacji kredytowo-depozytowych, stopa rezerw obowiązkowych, operacje otwartego rynku. Restrykcyjna polityka monetarna jest zalecana, gdy w gospodarce występuje silne zagrożenie inflacyjne. Polega ona na ograniczaniu ilości pieniądza w obiegu w celu zahamowania inflacji. Wówczas wzrost stopy procentowej i podwyższenie stopy rezerw obowiązkowych przyczynia się do ograniczenia kreacji pieniądza, w rezultacie maleją kredyty inwestycyjne i konsumpcyjne. Również odpowiednia polityka otwartego rynku (sprzedaż papierów wartościowych) sprzyja ściąganiu nadmiaru pieniądza z obiegu. Oczekiwanym efektem tak prowadzonej polityki jest malejąca inflacja, zaś niepożądanym skutkiem ubocznym - osłabienie koniunktury gospodarczej w wyniku kurczącego się popytu globalnego. Miękką polityką pieniężną powinna być stosowana w okresie słabej koniunktury, gdy występuje recesja, a towarzyszące jej bezrobocie cykliczne jest wysokie, nie ma natomiast zagrożenia inflacyjnego. W takiej sytuacji polityka monetarna powinna być ukierunkowana przede wszystkim na ożywienie wzrostu gospodarczego poprzez zwiększenie dopływu pieniądza. Aby osiągnąć ten skutek bank centralny wykorzystuje dostępne instrumenty: obniża stopy procentowe i stopę rezerw obowiązkowych, a także dokonuje interwencji na otwartym rynku skupując papiery

wartościowe. Oczekiwanym efektem tak prowadzonej polityki jest krótkookresowe ożywienie koniunktury gospodarczej w wyniku wzrostu popytu globalnego. Odbywa się ono jednak kosztem wyższej inflacji.



Rys. 8. Cel inflacyjny i jego realizacja w latach 1993-2004 (dane roczne, inflacja na podstawie CPI grudzień do grudnia poprzedniego roku).

Głównym celem polityki monetarnej realizowanej przez NBP w kolejnych latach po transformacji było obniżanie inflacji, a ostatnio – stabilizacja cen, która stanowi trwały fundament długofalowego wzrostu gospodarczego. Podstawową zasadą polityki pieniężnej jest realizacja celu inflacyjnego w sposób bezpośredni. Informacje o celach polityki monetarnej i instrumentach jej realizacji wraz z charakterystyką zewnętrznych i wewnętrznych uwarunkowań polityki pieniężnej zamieszczone są w „Założeniach polityki pieniężnej”. „Założenia” ustalane są corocznie przez Radę Polityki Pieniężnej i przedkładane do wiadomości Sejmowi jednocześnie z przedłożeniem przez Radę Ministrów projektu ustawy budżetowej. Stanowią plan realizacji rocznego etapu średniookresowej strategii polityki pieniężnej. Między innymi z tych publikacji zaczerpnięto dane wykorzystane do estymacji przedstawionych w dalszej części pracy; pozostałe źródła danych to Rocznik statystyczny GUS i Biuletyn informacyjny NBP. Jako dane statystyczne reprezentujące

nominalną stopę procentową w obliczeniach przedstawianych w dalszej części pracy przyjęto stopę kredytu lombardowego.

Cel inflacyjny polityki monetarnej w latach 1993-97 ustalany był punktowo jako pożądany poziom inflacji, a począwszy od 1998r. w postaci dolnej i górnej granicy przedziału, w którym, zgodnie z założeniami polityki pieniężnej, powinna mieścić się inflacja liczona na podstawie wskaźnika cen konsumpcyjnych CPI grudzień do grudnia poprzedniego roku (rys.8). W takich przypadkach jako cel inflacyjny w obliczeniach przyjmowano środek przedziału.

### 3.2. Czynniki kształtujące wysokość stóp procentowych w Polsce

Wśród czynników, które potencjalnie mogą mieć wpływ na określanie wysokości stóp procentowych można wymienić czynniki charakteryzujące poziom inflacji w gospodarce (stopa inflacji), stan koniunktury gospodarczej (stopa bezrobocia, tempo wzrostu PKB), stan finansów państwa (deficyt budżetowy, dług publiczny), równowagę zewnętrzną (saldo obrotów towarowych handlu zagranicznego, saldo bilansu płatniczego, dług zagraniczny). Zbadano korelację nominalnej stopy procentowej z ww. czynnikami; współczynniki korelacji z wybranymi kategoriami zamieszczono w tabl. 5-6.

Współczynniki korelacji nominalnej stopy procentowej z:	
inflacją (grudzień do grudnia poprzedniego roku)	0,8812
inflacją (średnia w roku)	0,9136
odchyleniem od celu inflacyjnego (środek przedziału)	0,7408
stopą bezrobocia	-0,5954
stopą wzrostu PKB	0,5023
saldem obrotów towarowych handlu zagranicznego (% PKB)	0,3743
deficytem budżetu państwa (% PKB)	-0,8355
5% wartość krytyczna (dwustronny obszar kryt.)	0,5760

Tabl. 5. Współczynniki korelacji nominalnej stopy procentowej z wybranymi kategoriami makroekonomicznymi. Na podstawie danych rocznych 1993-2004.

W całym analizowanym okresie 1993-2004 występuje silna dodatnia korelacja stopy procentowej zarówno z poziomem inflacji jak i z opóźnieniami w procesie nadążania za

celem inflacyjnym. Wyniki wskazują, że korelacja nominalnej stopy procentowej z inflacją kształtuje się na poziomie ok. 0,9 zarówno na podstawie danych rocznych (tabl. 5), jak i danych miesięcznych (tabl. 6). Charakterystyczna jest również silna korelacja stopy procentowej z odchyleniami rzeczywistej inflacji od celu inflacyjnego przyjętego w Założeniach polityki pieniężnej (współczynnik korelacji na poziomie ok. 0,74 – tabl. 5).

Współczynniki korelacji nominalnej stopy procentowej z:	1993-2004	1993-1997	1998-2004
Inflacją (grudzień do grudnia poprzedniego roku)	0,8993	0,9011	0,9109
Stopą bezrobocia	-0,5678	0,6110	-0,8578
5% wartość krytyczna (dwustronny obszar kryt.)	0,1637	0,2542	0,2146

Tabl. 6. Współczynniki korelacji nominalnej stopy procentowej z inflacją i stopą bezrobocia w różnych okresach. Na podstawie danych miesięcznych.

Dane roczne wskazują na słabszy związek stopy procentowej z wyznacznikami koniunktury gospodarczej: wzrostem PKB i stopą bezrobocia (tabl. 5). Współczynniki korelacji: w przypadku PKB – dodatni, w przypadku bezrobocia – ujemny, są na granicy istotności statystycznej (porównaj z wartością krytyczną równą 0,576 przy poziomie istotności 0,05). Współczynniki korelacji stopy procentowej ze stopą bezrobocia wyraźnie różnią się w zależności od okresu, z którego pochodzą dane statystyczne, o czym świadczą wyniki przedstawione w tabl. 6. Podczas, gdy dla pierwszego podokresu analizowanego dwunastolecia (do 1997 roku) charakterystyczna jest dodatnia korelacja stopy procentowej ze stopą bezrobocia, dla drugiego podokresu (od 1998 roku) – silna korelacja ujemna, na poziomie ok. 0,86. Jest to związane z zależnościami między inflacją a bezrobociem analizowanymi w rozdziale drugim, między innymi z charakterem inflacji: podażowym lub popytowym. Ponadto w latach 1993-2004 obok inflacji i tempa wzrostu PKB znaczący wpływ na wysokość stóp procentowych miał stan finansów publicznych (współczynnik korelacji na poziomie ok. -0,84, tabl. 5).



#### 4. Zastosowanie funkcji CES do oszacowania preferencji w polityce stóp procentowych

##### 4.1. Izokwanta stopy procentowej

Funkcja produkcji CES o stałej elastyczności substytucji (*Constant Elasticity of Substitution*) ma następującą postać (Arrow K.J., Chenery H.B., i in. (1961)):

$$Y = \gamma \left[ \delta X_1^{-\rho} + (1-\delta) X_2^{-\rho} \right]^{-\frac{\nu}{\rho}}, \quad (1)$$

gdzie:

$Y$  - produkcja,

$X_1$  - pierwszy czynnik produkcji (np. kapitał),

$X_2$  - drugi czynnik produkcji (np. praca),

$\gamma$  - parametr ogólnej efektywności procesu produkcyjnego,

$\delta$  - współczynnik określający udział obu czynników:  $X_1$  i  $X_2$  (pracy i kapitału) w produkcji, ( $0 < \delta < 1$ ),

$\nu$  - parametr efektów skali (miara stopnia jednorodności funkcji produkcji),

$\rho$  - parametr substytucji.

Współczynnik elastyczności substytucji  $\sigma$  jest stały i równy:

$$\sigma = \frac{1}{1 + \rho}. \quad (2)$$

Często przyjmuje się założenie o jednorodności funkcji produkcji, co w ekonomicznej interpretacji oznacza stałe przychody skali i sprowadza się do analizy uproszczonej wersji funkcji CES (dla  $\nu = 1$ ):

$$Y = \gamma \left[ \delta X_1^{-\rho} + (1-\delta) X_2^{-\rho} \right]^{-\frac{1}{\rho}}. \quad (3)$$

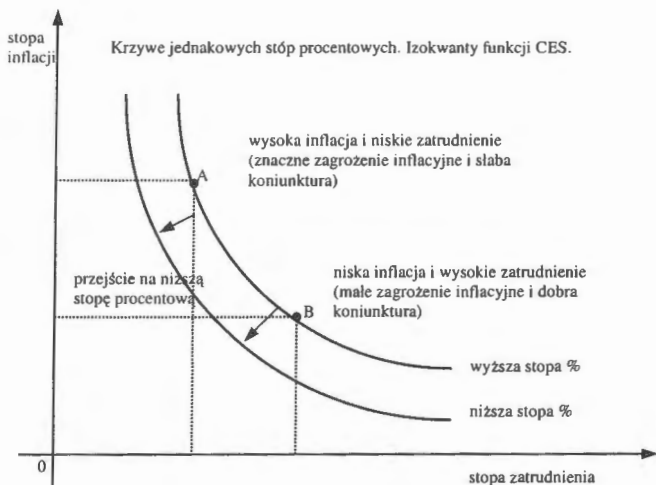
Funkcję CES można wykorzystać nie tylko do określania zależności zdolności produkcyjnych od zaangażowanych w procesie wytwórczym czynników produkcji: pracy i kapitału, ale również np. do określania funkcji użyteczności w teorii konsumenta i innych

zastosowaniach. W funkcji użyteczności koszyka konsumpcyjnego parametr  $\delta$  charakteryzuje preferencje przypisywane przez konsumenta różnym dobrom (Woroniecka, (2003)).

W prezentowanej pracy proponuje się wykorzystać postać funkcji CES do określenia zależności między wysokością stopy procentowej a dwoma czynnikami ją kształtującymi: czynnikiem związanym z celem inflacyjnym w polityce monetarnej i czynnikiem związanym z celem stabilizacyjnym. Parametry  $\delta$  i  $1-\delta$  funkcji CES charakteryzują w tym przypadku wagi przypisywane przez bank centralny dwóm celom: inflacyjnemu i stabilizacyjnemu. Estymacja parametrów funkcji CES umożliwi identyfikację tych preferencji.

Cel inflacyjny związany jest z dążeniem do obniżenia inflacji i utrzymania jej na odpowiednio niskim poziomie. Im wyższe zagrożenie inflacyjne, tym wyższa powinna być stopa procentowa i *vice versa*, przy niewielkim zagrożeniu inflacyjnym bank centralny może kształtować stopę procentową na niskim poziomie. Cel inflacyjny może być reprezentowany przez stopę inflacji bądź przez odchylenie inflacji od pożądanego, niskiego poziomu (w ostatnich latach w Polsce za pożądaną poziom przyjmuje się inflację rzędu 2,5% w skali rocznej).

Cel stabilizacyjny związany jest z dążeniem do ustabilizowania koniunktury, w tym poziomu zatrudnienia i PKB. W sytuacji dobrej koniunktury (gdy stopa bezrobocia jest niska, niższa od poziomu naturalnego, a wskaźnik wykorzystania zdolności wytwórczych gospodarki odpowiednio wysoki) bank centralny powinien wyznaczyć wyższą stopę procentową, natomiast w fazie recesji (gdy stopa bezrobocia przekracza poziom naturalny) – niższą stopę procentową. Stan koniunktury może być charakteryzowany np. przez stopę zatrudnienia mierzoną relacją liczby zatrudnionych do liczby aktywnych zawodowo wyrażoną w procentach; stopa zatrudnienia =  $100\% - \text{stopa bezrobocia}$ . Za alternatywną miarę może posłużyć tempo wzrostu PKB lub wskaźnik wykorzystania potencjału gospodarczego.



Rys. 9. Izokwanta funkcji CES w interpretacji polityki stóp procentowych.

Izokwanta funkcji CES jest krzywą jednakowej stopy procentowej (rys. 9). Ten sam poziom stopy procentowej jest odpowiedni dla gospodarki charakteryzującej się znacznym zagrożeniem ze strony inflacji i recesji (wysoka inflacja i jednocześnie niskie zatrudnienie) jak i dla gospodarki z niewielkim zagrożeniem inflacyjnym oraz korzystną koniunkturą gospodarczą (niska inflacja i wysoki wskaźnik zatrudnienia). Jeśli przy stałej inflacji pogarsza się koniunktura (maleje zatrudnienie, rośnie bezrobocie) lub słabnie *ceteris paribus* zagrożenie inflacyjne, bądź oba te czynniki działają jednocześnie, tzn. przy malejącej inflacji pogarsza się koniunktura, bank centralny ma podstawy do obniżki stóp procentowych – odzwierciedleniem tej sytuacji jest przesunięcie na niżej położoną izokwantę.

Do oszacowania zależności między wysokością stopy procentowej (zmienna  $Y$ ) a dwoma czynnikami ją kształtującymi: inflacją (zmienna  $X_1$ ) i stopą zatrudnienia (zmienna  $X_2$ ) wykorzystano funkcję CES. Parametr  $\delta$  funkcji CES jest wówczas interpretowany jako współczynnik preferencji charakteryzujący wagę przypisywaną przez bank centralny celowi

inflacyjny, a parametr  $1-\delta$  - znaczenie przywiązywane do celu stabilizacyjnego. Do estymacji parametrów funkcji CES wykorzystano metodę J.Kmenty.

#### 4.2. Metoda Kmenty estymacji parametrów funkcji CES

Estymację parametrów funkcji CES przeprowadzono z wykorzystaniem metody aproksymacji Kmenty (Kmenta J., (1969)) i zastosowaniem regresji liniowej do zlinearyzowanej postaci funkcji. Metoda Kmenty polega na rozwinięciu w szereg Taylora zlogarytmizowanej postaci funkcji CES wokół  $\rho = 0$  z dokładnością do drugiej pochodnej i estymacji parametrów powstałej w taki sposób funkcji liniowej.

Po zlogarytmizowaniu funkcji CES (por. równanie 1) otrzymuje się następującą postać:

$$\ln Y = \ln \gamma - \frac{\nu}{\rho} \ln [ \delta X_1^{-\rho} + (1-\delta) X_2^{-\rho} ]. \quad (4)$$

Następnie dokonuje się aproksymacji powyższej funkcji rozwijając ją w szereg Taylora wokół  $\rho = 0$  z dokładnością do wyrazu drugiego rzędu:

$$f(\rho) = f(0) + \rho f'(0) + \frac{1}{2} \rho^2 f''(0), \quad (5)$$

uzyskując ostatecznie następującą aproksymację zlogarytmizowanej funkcji CES:

$$\ln Y = \ln \gamma + \nu \delta \ln X_1 + \nu(1-\delta) \ln X_2 - \frac{\rho}{2} \delta(1-\delta) (\ln X_1 - \ln X_2)^2. \quad (6)$$

Powyższe równanie można zapisać w następującej (liniowej) postaci:

$$Y' = a_0 + a_1 X'_1 + a_2 X'_2 + a_3 X'_3, \quad (7)$$

gdzie:

$$\begin{aligned} Y' &= \ln Y, & X'_1 &= \ln X_1, & X'_2 &= \ln X_2, & X'_3 &= (\ln X_1 - \ln X_2)^2, \\ a_0 &= \ln \gamma, & a_1 &= \nu \delta, & a_2 &= \nu(1-\delta), & a_3 &= -0,5 \nu \rho \delta(1-\delta). \end{aligned} \quad (8)$$

Parametry funkcji CES obliczane są na podstawie uzyskanych metodą regresji liniowej estymatorów parametrów  $a_i$  według następujących wzorów:

$$\gamma = e^{a_0}, \quad \nu = a_1 + a_2, \quad \delta = \frac{a_1}{a_1 + a_2}, \quad \rho = - \left( \frac{a_3}{a_0} + \frac{a_3}{a_2} \right). \quad (9)$$

##### 5. Wyniki estymacji parametrów preferencji z wykorzystaniem funkcji CES

Wykorzystując metodą Kmenty dokonano estymacji parametrów funkcji CES:

$$Y = \gamma \left[ \delta X_1^{-\rho} + (1-\delta) X_2^{-\rho} \right]^{-\frac{\nu}{\rho}}, \quad (10)$$

gdzie:

$Y$  - nominalna stopa procentowa,

$X_1$  - inflacja,

$X_2$  - stopa zatrudnienia,

dla znormalizowanych wartości zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających.

Do estymacji wykorzystano miesięczne szeregi czasowe z okresu styczeń 1993 – grudzień 2004. Dane dotyczące kształtowania się wysokości nominalnej stopy procentowej przyjęto na podstawie stopy kredytu lombardowego (Biuletyn informacyjny NBP), dane dotyczące inflacji – na podstawie wskaźnika cen konsumpcyjnych, okres do analogicznego okresu ubiegłego roku (Rocznik statystyczny GUS), dane dotyczące stopy zatrudnienia – na podstawie stopy bezrobocia, stan na koniec okresu (Rocznik statystyczny GUS). Stopa zatrudnienia zdefiniowana została jako stosunek liczby zatrudnionych do aktywnych zawodowo wyrażony w procentach i obliczona jako różnica: stopa zatrudnienia = 100% - stopa bezrobocia.

Pomimo, że wszystkie zmienne mają postać stopy procentowej i mieszczą się w przedziale 0-100%, charakteryzują się one różną wartością przeciętną i różną zmiennością. Tablica 7 pokazuje wartości średnie i odchylenia standardowe dla zmiennej objaśnianej – stopy procentowej i zmiennych objaśniających – inflacji i stopy zatrudnienia.

Zmienna	Średnia ( $E$ )	Odchylenie standardowe ( $S$ )
Nominalna stopa procentowa $Y$	21,36	8,81
Inflacja $X_1$	14,30	11,73
Stopa zatrudnienia $X_2$	85,18	2,56

Tabl. 7. Porównywalność zmiennych. Średnia i odchylenie standardowe. Na podstawie danych miesięcznych z okresu 1993-2004.

Największą zmienność wykazuje inflacja, która jednocześnie przyjmuje średnio najniższe wartości, odwrotnie stopa zatrudnienia, którą charakteryzuje najmniejsza zmienność i najwyższa wartość przeciętna. Aby sprowadzić do porównywalności dane statystyczne zastosowano standaryzację zmiennej objaśnianej i zmiennych objaśniających:

$$Y^* = \frac{Y - E(Y)}{S(Y)}, \quad X_i^* = \frac{X_i - E(X_i)}{S(X_i)}. \quad (11)$$

W tabelicy 8 (porównaj również rys. 10) przedstawiono wyniki estymacji metodą Kmenty uzyskane na podstawie znormalizowanych danych miesięcznych z okresu 1993-2004 (model 1). W tym modelu uzyskano oszacowanie parametru  $\delta$  na poziomie ok. 0,72. Należy zauważyć, że uzyskane oszacowania parametrów charakteryzują się niewielkimi błędami szacunku, statystyka t-Studenta wskazuje na statystyczną istotność wszystkich parametrów. Również wysoki współczynnik determinacji  $R^2$  (na poziomie ok. 0,9) i niski błąd standardowy reszt (na poziomie ok. 0,032) wskazują na dobre dopasowanie modelu do danych empirycznych. Test Durбина-Watsona wskazuje jednak na występowanie autokorelacji składnika losowego, a w takiej sytuacji uzyskany estymator jest wprawdzie nieobciążony i zgodny, ale nie jest najefektywniejszy. Dlatego kolejne obliczenia przeprowadzono dla modelu z autoregresją – wprowadzono dodatkowo zmienną opóźnioną dla zmiennej objaśnianej (opóźnienie 1-miesięczne).

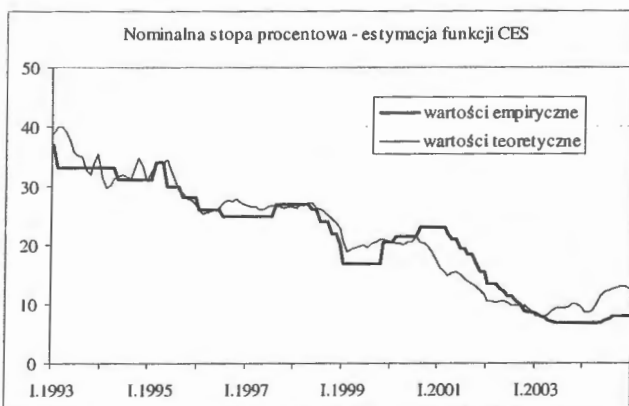
Model 1: Estymacja KMNK z wykorzystaniem 144 obserwacji 1993:01-2004:12  
Zmienna zależna:  $y'$

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka $t$	Wartość $p$	Istotność <sup>1</sup>
const	-0,63319	0,10982	-5,76590	<0,00001	***
$x1'$	0,92111	0,03455	26,66130	<0,00001	***
$x2'$	0,35741	0,03111	11,48870	<0,00001	***
$x3'$	-0,46304	0,21629	-2,14080	0,03402	**

Suma kwadratów reszt	0,14767
Błąd standardowy reszt	0,03248
Wsp. determinacji $R^2$	0,90176
Skorygowany $R^2$	0,89966
Statystyka $F(4, 138)$ (wartość $p < 0,00001$ )	428,364
Statystyka testu Durбина-Watsona wartości krytyczne: dolna i górna: $DL=1,59$ $DU=1,76$	0,13601

Parametry funkcji CES	$\gamma$	$\nu$	$\delta$	$\rho$
Oceny parametrów funkcji CES	0,53090	1,27852	<b>0,72045</b>	0,56425

Tabl. 8. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant bez opóźnień.



Rys. 10. Nominalna stopa procentowa (wartości empiryczne i teoretyczne z modelu 1). Wariant bez opóźnień.

Interpretacja takiego autoregresyjnego modelu w aspekcie reguł ustalania stóp procentowych przez bank centralny jest następująca. Decyzje o wysokości stóp procentowych

<sup>1</sup> Liczba gwiazdek charakteryzuje istotność zmiennych: \*\*\* - zmienna istotna statystycznie przy poziomie istotności 0,01; \*\* - zmienna istotna przy istotności 0,05; \* - zmienna istotna przy istotności 0,1.

zależą od ich poziomu w poprzednim okresie oraz od zmiany nastawienia polityki monetarnej na bardziej lub mniej restrykcyjną (podwyższenie lub obniżenie stóp procentowych) pod wpływem danych charakteryzujących bieżący stan gospodarki: z jednej strony inflacji, z drugiej – koniunktury odzwierciedlanej przez stopę zatrudnienia. Przyjmując, że bank centralny w swoich decyzjach uwzględnia dane nie o bieżącym stanie gospodarki, lecz pochodzące z nieodległej przeszłości, sensowna wydaje się również analiza modeli z uwzględnieniem opóźnionych zmiennych objaśniających. Uwzględnienie opóźnień dla zmiennych objaśniających pozwala również poprawić nieco wyniki estymacji uzyskane dla modelu 1 (bez opóźnionej zmiennej objaśnianej). W dalszym ciągu jednak występuje tu problem z autokorelacją składnika losowego.

Model 2: Estymacja KMNK z wykorzystaniem 143 obserwacji 1993:02-2004:12  
Zmienna zależna:  $y'$

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka $t$	Wartość $p$	Istotność
const	-0,08040	0,03455	-2,32730	0,02141	**
$y'_{opl}$	0,91847	0,02309	39,78420	<0,00001	***
$x1'$	0,08130	0,02339	3,47610	0,00068	***
$x2'$	0,03486	0,01202	2,89930	0,00435	***
$x3'$	-0,08390	0,06255	-1,34130	0,18202	

Suma kwadratów reszt	0,01184
Błąd standardowy reszt	0,00926
Wsp. determinacji $R^2$	0,99197
Skorygowany $R^2$	0,99174
Statystyka $F(4, 138)$ (wartość $p < 0,00001$ )	4263,16
Statystyka testu Durбина-Watsona wartości krytyczne: dolna i górna: $DL=1,59$ $DU=1,76$	1,76257

Parametry funkcji CES	$\gamma$	$\nu$	$\delta$	$\rho$
Oceny parametrów funkcji CES	0,92275	0,11616	<b>0,69991</b>	1,36348

Tabl. 9. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant z opóźnioną zmienną objaśnianą, bez opóźnionych zmiennych objaśniających.

Wyniki estymacji dla modelu z uwzględnieniem opóźnionej zmiennej objaśnianej, ale bez opóźnień dla zmiennych objaśniających (model 2) przedstawia tabl. 9. W tym przypadku weryfikacja statystyczna modelu nie budzi wątpliwości, należy zaznaczyć, że nie występuje



już, jak w poprzednich modelach, autokorelacja składnika losowego (wskazuje na to test Durбина-Watsona). Parametr  $\delta$  został oszacowany na poziomie ok. 0,70.

Przeanalizowano i poddano estymacji szereg modeli z różnym opóźnieniem dla zmiennych objaśniających, w tym m. in.: opóźnienia przyjęte jednakowo (lub odmiennie) dla inflacji i stopy zatrudnienia (od 1 do 6 miesięcy), opóźnienia rozłożone – jako zmienne objaśniające przyjęto średnią wartość z kilku ostatnich miesięcy jednakowo, bądź w sposób odmienny, dla inflacji i stopy zatrudnienia. We wszystkich wariantach estymacji statystyczna weryfikacja modelu potwierdza dobre dopasowanie modelu do danych empirycznych (wysoki współczynnik determinacji  $R^2$ , niski błąd standardowy reszt, niewielkie błędy standardowe parametrów, istotne statystycznie parametry, brak autokorelacji składnika losowego, itd.) W różnych wariantach wartości uzyskanych estymatorów parametru  $\delta$  wahają się nieznacznie – mieszczą się w przedziale (0,70; 0,72).

Kolejne tablice (10-14) zawierają wyniki estymacji dla wybranych modeli, charakteryzujących się najlepszym, pod względem sumy kwadratów reszt, dopasowaniem modelu do danych empirycznych. Tablica 10 prezentuje wyniki uzyskane dla modelu z dwumiesięcznym opóźnieniem zmiennych objaśniających (model 3), tablica 11 - wyniki estymacji dla opóźnionych zmiennych objaśniających z różnym opóźnieniem dla inflacji i dla stopy zatrudnienia: nieco krótsze opóźnienie – 2-miesięczne dla inflacji i dłuższe – 3-miesięczne dla stopy zatrudnienia (model 4). Tablice 12 i 13 zawierają wyniki dla opóźnień rozłożonych, jako zmienne objaśniające przyjęto średnią wartość z kilku ostatnich miesięcy jednakowo dla inflacji i stopy zatrudnienia: średnią wartość z 2 ostatnich miesięcy (tabl. 12, model 5) oraz z 3 ostatnich miesięcy (tabl. 13, model 6). Tablica 14 zawiera wyniki estymacji dla opóźnień rozłożonych – jako zmienne objaśniające przyjęto średnią wartość z 2 ostatnich miesięcy dla inflacji oraz odpowiednio średnią z 3 ostatnich miesięcy dla stopy zatrudnienia (model 7).

Model 3: Estymacja KMNK z wykorzystaniem 142 obserwacji 1993:03-2004:12  
Zmienna zależna:  $y'$

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka $t$	Wartość $p$	Istotność
const	-0,09236	0,03374	-2,73770	0,00701	***
$y'_{op1}$	0,92066	0,02451	37,55630	<0,00001	***
$x1'_{op2}$	0,08469	0,02449	3,45810	0,00073	***
$x2'_{op2}$	0,03472	0,01219	2,84730	0,00509	***
$x3'_{op2}$	-0,11303	0,06023	-1,87650	0,06271	*

Suma kwadratów reszt	0,01063
Błąd standardowy reszt	0,00881
Wsp. determinacji $R^2$	0,99271
Skorygowany $R^2$	0,99249
Statystyka $F(4, 138)$ (wartość $p < 0,00001$ )	4660,56
Statystyka testu Durбина-Watsona	1,82631

Parametry funkcji CES	$\gamma$	$\nu$	$\delta$	$\rho$
Oceny parametrów funkcji CES	0,91178	0,11941	<b>0,70922</b>	2,03154

Tabl. 10. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant z opóźnioną zmienną objaśnianą i z 2-miesięcznym opóźnieniem dla zmiennych objaśniających.

Model 4: Estymacja KMNK z wykorzystaniem 141 obserwacji 1993:04-2004:12  
Zmienna zależna:  $y'$

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka $t$	Wartość $p$	Istotność
const	-0,10130	0,03456	-2,93110	0,00396	***
$y'_{op1}$	0,91317	0,02539	35,97050	<0,00001	***
$x1'_{i2z3}$	0,09234	0,02545	3,62900	0,00040	***
$x2'_{i2z3}$	0,03849	0,01262	3,05030	0,00275	***
$x3'_{i2z3}$	-0,12548	0,05965	-2,10370	0,03725	**

Suma kwadratów reszt	0,01053
Błąd standardowy reszt	0,00880
Wsp. determinacji $R^2$	0,99269
Skorygowany $R^2$	0,99247
Statystyka $F(4, 138)$ (wartość $p < 0,00001$ )	4614,99
Statystyka testu Durбина-Watsona	1,82885

Parametry funkcji CES	$\gamma$	$\nu$	$\delta$	$\rho$
Oceny parametrów funkcji CES	0,90366	0,13083	<b>0,70581</b>	2,02132

Tabl. 11. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant z opóźnioną zmienną objaśnianą oraz 2-miesięcznym opóźnieniem dla inflacji i 3-miesięcznym opóźnieniem dla stopy zatrudnienia.

Model 5: Estymacja KMNK z wykorzystaniem 142 obserwacji 1993:03-2004:12  
Zmienna zależna:  $y'$

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka $t$	Wartość $p$	Istotność
const	-0,0954	0,03346	-2,8501	0,00505	***
$y'_{op1}$	0,91626	0,02391	38,327	<0,00001	***
$x1'_{sr2}$	0,08921	0,0239	3,733	0,00028	***
$x2'_{sr2}$	0,03588	0,01198	2,9937	0,00327	***
$x3'_{sr2}$	-0,1104	0,06022	-1,8331	0,06896	*

Suma kwadratów reszt	0,01050
Błąd standardowy reszt	0,00875
Wsp. determinacji $R^2$	0,99280
Skorygowany $R^2$	0,99255
Statystyka $F(4, 138)$ (wartość $p < 0,00001$ )	4719,09
Statystyka testu Durбина-Watsona	1,83660

Parametry funkcji CES	$\gamma$	$\nu$	$\delta$	$\rho$
Oceny parametrów funkcji CES	0,90904	0,12509	<b>0,71318</b>	1,91933

Tabl. 12. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant z opóźnioną zmienną objaśnianą. Opóźnienia rozłożone dla zmiennych objaśniających - średnia z 2 ostatnich miesięcy jednakowo dla inflacji i stopy zatrudnienia.

Model 6: Estymacja KMNK z wykorzystaniem 141 obserwacji 1993:04-2004:12  
Zmienna zależna:  $y'$

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka $t$	Wartość $p$	Istotność
const	-0,09501	0,03447	-2,75650	0,00664	***
$y'_{op1}$	0,91408	0,02517	36,32130	<0,00001	***
$x1'_{sr3}$	0,09049	0,02518	3,59390	0,00045	***
$x2'_{sr3}$	0,03658	0,01241	2,94690	0,00378	***
$x3'_{sr3}$	-0,10928	0,06151	-1,77650	0,07789	*

Suma kwadratów reszt	0,01057
Błąd standardowy reszt	0,00881
Wsp. determinacji $R^2$	0,99266
Skorygowany $R^2$	0,99245
Statystyka $F(4, 138)$ (wartość $p < 0,00001$ )	4600,51
Statystyka testu Durбина-Watsona	1,81786

Parametry funkcji CES	$\gamma$	$\nu$	$\delta$	$\rho$
Oceny parametrów funkcji CES	0,90937	0,12707	<b>0,71214</b>	1,83726

Tabl. 13. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant z opóźnioną zmienną objaśnianą. Opóźnienia rozłożone dla zmiennych objaśniających - średnia z 3 ostatnich miesięcy jednakowo dla inflacji i stopy zatrudnienia.

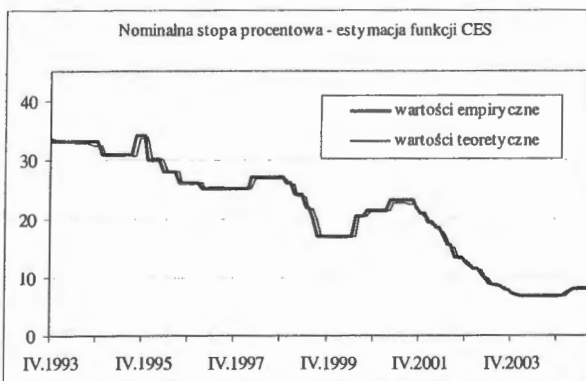
Model 7: Estymacja KMNK z wykorzystaniem 141 obserwacji 1993:04-2004:12  
Zmienna zależna:  $y'$

Zmienna	Współczynnik	Błąd stand.	Statystyka $t$	Wartość $p$	Istotność
const	-0,10319	0,03413	-3,02350	0,00299	***
$y'_{op1}$	0,91031	0,02457	37,04760	<0,00001	***
$x1'_{s2s3}$	0,09566	0,02464	3,88160	0,00016	***
$x2'_{s2s3}$	0,03883	0,01227	3,16560	0,00191	***
$x3'_{s2s3}$	-0,12298	0,06004	-2,04830	0,04246	**

Suma kwadratów reszt	0,01041
Błąd standardowy reszt	0,00875
Wsp. determinacji $R^2$	0,99277
Skorygowany $R^2$	0,99256
Statystyka $F(4, 138)$ (wartość $p < 0,00001$ )	4670,29
Statystyka testu Durбина-Watsona	1,83794

Parametry funkcji CES	$\gamma$	$\nu$	$\delta$	$\rho$
Oceny parametrów funkcji CES	0,90195	0,13449	<b>0,71128</b>	1,97534

Tabl. 14. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant z opóźnioną zmienną objaśnianą. Opóźnienia rozłożone dla zmiennych objaśniających: średnia z 2 ostatnich miesięcy dla inflacji, średnia z 3 ostatnich miesięcy dla stopy zatrudnienia.



Rys. 11. Wyniki estymacji metodą Kmenty. Wariant z opóźnioną zmienną objaśnianą. Opóźnienia rozłożone dla zmiennych objaśniających: średnia z 2 ostatnich miesięcy dla inflacji, średnia z 3 ostatnich miesięcy dla stopy zatrudnienia.

Najlepsze wyniki, biorąc pod uwagę kryterium najmniejszej sumy kwadratów odchyleń teoretycznych wartości zmiennej objaśnianej od wartości empirycznych, uzyskano dla opóźnień rozłożonych ze średnią z 2 ostatnich miesięcy dla inflacji i średnią z 3 ostatnich

miesiący dla stopy zatrudnienia (model 7, tabl. 14 i rys. 11). Suma kwadratów reszt kształtuje się w tym przypadku na poziomie ok. 0,0104. Prawie tak samo dobre wyniki, biorąc pod uwagę kryterium sumy kwadratów reszt, uzyskano dla wariantu, w którym jako zmienne objaśniające przyjęto średnie z 2 ostatnich miesięcy jednakowo dla inflacji i stopy zatrudnienia (model 5, tabl. 12), a także dla wariantu z 2-miesięcznym opóźnieniem dla inflacji i 3-miesięcznym opóźnieniem dla stopy zatrudnienia (model 4, tabl. 11). Suma kwadratów reszt kształtuje się dla tych estymacji na poziomie ok. 0,0105.

Estymator parametru  $\delta$ , interpretowanego jako współczynnik preferencji charakteryzujący wagę przypisywaną przez bank centralny celowi inflacyjnemu, kształtuje się na poziomie ok. 0,71; tym samym ocena parametru  $1-\delta$  wynosi ok. 0,29. Wyniki wskazują na znacznie, bo dwuipółkrotnie większą wagę przypisywaną celowi inflacyjnemu w porównaniu z celem stabilizacyjnym. Uzyskane wyniki pozostają w zgodzie z hierarchią preferencji NBP co do głównych celów i zadań polityki pieniężnej NBP – zarówno z tą deklarowaną jak i formalnie zapisaną w ustawie z 1997r., zgodnie z którą priorytetem polityki monetarnej jest bezpośredni cel inflacyjny, natomiast cel stabilizacyjny (wspieranie polityki gospodarczej) ma wyraźnie znaczenie drugoplanowe.

## 6. Podsumowanie

Celem niniejszej pracy była identyfikacja preferencji decyzyjnych banku centralnego w kształtowaniu polityki stóp procentowych, w szczególności preferencji przypisywanych celowi inflacyjnemu i stabilizacyjnemu.

W pracy poddano analizie zależność między inflacją a bezrobociem w Polsce w okresie 1993-2004 odnosząc się do krzywej Phillipsa i modelu akceleracyjnego. Uzyskano wyniki świadczące o braku zgodności rozwoju gospodarczego Polski z krzywą Phillipsa w pierwszej połowie analizowanego okresu, do roku 1997, podczas gdy w okresie późniejszym,

począwszy od 1998r. dane statystyczne potwierdzały istnienie zjawiska wymiennosci między inflacją a bezrobociem charakterystycznego dla krzywej Phillipsa. Wskazano na przyczyny takiego stanu rzeczy - w pierwszym podokresie decydującą rolę w gospodarce polskiej odgrywały czynniki o charakterze podażowym, związane z pozytywnymi efektami posttransformacyjnymi, wzrostem efektywności gospodarowania, obniżeniem kosztów produkcji (zjawiska te można traktować jako skutek proefektywnościowego szoku podażowego), natomiast w okresie późniejszym przeważające było oddziaływanie czynników popytowych determinujących *trade off* między inflacją a bezrobociem .

Zaproponowano wykorzystanie postaci funkcji CES do określenia zależności między wysokością stopy procentowej a dwoma czynnikami ją kształtującymi: czynnikiem związanym z celem inflacyjnym w polityce monetarnej i czynnikiem związanym z celem stabilizacyjnym. Parametr udziału  $\delta$  funkcji CES jest interpretowany jako współczynnik preferencji charakteryzujący wagę przypisywaną przez bank centralny celowi inflacyjnemu w porównaniu z celem stabilizacyjnym. Izokwanta funkcji CES jest interpretowana jako krzywa jednakowej stopy procentowej. Jeśli przy stałej inflacji pogarsza się koniunktura lub słabnie *ceteris paribus* zagrożenie inflacyjne, bądź też oba te czynniki działają jednocześnie, są podstawy do obniżki stóp procentowych – odzwierciedleniem tej sytuacji jest przesunięcie na niższej położoną izokwantę.

W ramach badań przeprowadzono analizę *ex post* polityki stóp procentowych w Polsce w ostatnim dwunastoleciu. Wykonano estymację parametrów funkcji CES z wykorzystaniem metody aproksymacji J.Kmenty i przedstawiono wyniki dotyczące preferencji decyzyjnych w kształtowaniu wysokości stóp procentowych. Pozwoliło to odpowiedzieć na pytanie czy uwzględniane są oba cele: inflacyjny i stabilizacyjny oraz jak duże znaczenie przypisywane jest każdemu z nich. Z przeprowadzonych badań wynika, że osiągnięcie i utrzymanie niskiej inflacji stanowiło wyraźny priorytet w polityce pieniężnej. Współczynnik preferencji,

charakteryzujący wagę przypisywaną przez bank centralny celowi inflacyjnemu, kształtuje się na poziomie ok. 0,71. Wyniki wskazują więc na znacznie, bo ok. dwuipółkrotnie wyższą wagę przypisywaną celowi inflacyjnemu w porównaniu z celem stabilizacyjnym. Nie oznacza to jednak, że dążenie do utrzymania stabilnego poziomu cen było jedyną regułą, jaką kierowano się przy ustalaniu wysokości stóp procentowych. Na politykę stóp procentowych miał również wpływ, aczkolwiek wyraźnie słabszy, stan koniunktury gospodarczej kraju. Należy przy tym zaznaczyć, że analiza ekonometryczna czynników wpływających na wysokość stóp procentowych ustalanych przez bank centralny, koncentrując się na roli celu inflacyjnego i stabilizacyjnego w odniesieniu do wewnętrznej koniunktury gospodarczej, nie obejmowała jak dotąd, ani wpływu stanu finansów publicznych ani uwarunkowań zewnętrznych, na decyzje RPP.

### Bibliografia

Arrow K.J., Chenery H.B., Minhaus B.S., Solow R.M. Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency, *Review of Economics and Statistics*, August 1961.

Ball L.M. Disinflation and the NAIRU, w: *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Romer C.D., Romer H.D. (red.), University of Chicago Press, Chicago 1997.

Belka M. *Neutralność pieniądza - ewolucja poglądów*, NBP, Stara Wieś 1993.

*Biuletyn informacyjny NBP 1993-2004*, NBP, Warszawa.

Cecchetti S.G. Central Bank Policy Rules: Conceptual Issues and Practical Considerations, *NBER Working Paper*, Cambridge, 1997 No 6306.

Friedman M. The Role of Monetary Policy, *American Economic Review*, March 1968.

Kmenta J. On Estimation of the CES Production Function, *International Economic Review*, 1969 vol. 8.

Kokoszcyński R. Współczesna polityka pieniężna w Polsce, PWE, Warszawa 2004.

Kokoszcyński R., Lyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. Mechanizm transmisji polityki pieniężnej - współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski. *Materiały i Studia*, NBP, 2002 zeszyt 151.

Kokoszcyński R., Stopyra J. Dylematy wokół celów pośrednich i operacyjnych w polityce pieniężnej Narodowego Banku Polskiego, *Bank i Kredyt*, 1996 No 6.

Kot A. Metody kwantyfikacji restrykcyjności monetarnej, fiskalnej oraz *policy mix* w krajach akcesyjnych, *Bank i Kredyt*, 2003 No 6.

Kot A. Restrykcyjność monetarna, fiskalna oraz policy mix w Polsce, Czechach i na Węgrzech, *Bank i Kredyt*, 2003 No 7.

Kydland F., Prescott E. Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans, *Journal of Political Economy*, 1977.

*Modele i polityka makroekonomiczna* PWE, Warszawa 2002.

Phelps E.S. Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium, *Journal of Political Economy*, 1967 No 75.

Polański Z. Polityka pieniężna w Polsce w drugiej połowie lat 90: bieżące problemy i strategiczne wyzwania, *Materiały i Studia*, NBP, 1998 zeszyt 72.

*Roczniki statystyczne 1993-2004*, GUS, Warszawa.

Romer, C.D., Romer D. H. Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates, *American Economic Review*, June 2000.

Rotemberg, J., Woodford M. Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model, w: *Monetary Policy Rules*, Taylor J. B., (red.), University of Chicago Press, Chicago 1999.

Solow R.M. Jak ostrożny powinien być bank centralny?, w: *Inflacja, bezrobocie a polityka monetarna*, CeDeWu, Warszawa 2002.

Szpunar P. *Polityka pieniężna. Cele i warunki skuteczności*, PWE, Warszawa 2000.

Taylor J.B. Wytyczne dla polityki monetarnej w celu ustabilizowania poziomu zatrudnienia i inflacji, w: *Inflacja, bezrobocie a polityka monetarna*, CeDeWu, Warszawa 2002.

Taylor, J. B. *Discretion versus Policy Rules in Practice*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, December 1993.

*Wokół inflacji*, red. Tarajkowski J., Wydawnictwo AE w Poznaniu, Poznań 2002.

Woroniecka I. Polityka stóp procentowych. Cel inflacyjny i stabilizacyjny, w: *Badania operacyjne i systemowe 2004. Zastosowania*, Bubnicki Z., Hryniewicz O., Węglarz J. (red.), Akademicka Oficyna Wydawnicza EXIT, Warszawa 2004.

Woroniecka I. Factors determining interest rate level in Poland. Estimation results for 1993-2002, w: *MODEST 2004: Integration, Trade, Innovation and Finance: From Continental to Local Perspective*, Owsński J.W. (red.), Polish Operational and Systems Research Society, Warszawa 2004.

Woroniecka I., Zmiany w preferencjach konsumpcyjnych w Polsce w okresie transformacji, *Ekonomista*, 2003 No 3, Warszawa.

*Założenia polityki pieniężnej 1997-2003*, NBP, Warszawa.



