Ryszard KOKOSZCZYŃSKI*, Ewa WRÓBEL**

W POSZUKIWANIU MIERNIKA POLITYKI PIENIĘŻNEJ
Przypadek Polski (1995-2002)[1]

Wprowadzenie

Ocena polityki pieniężnej i analiza mechanizmu transmisji monetarnej wymagają posługiwania się właściwym miernikiem stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej. Współzależności łączące stopę procentową z kursem walutowym oraz popytem na pieniądz i jego podażą sprawiają, że nawet wtedy, gdy władza monetarna w celu realizacji ostatecznego celu polityki pieniężnej posługuje się w sposób jawny jednym instrumentem, na przykład stopą procentową, analiza jego wartości może nie wystarczać dla określenia stopnia restrykcyjności. Analiza polityki pieniężnej komplikuje się, gdy władza monetarna jawnie lub niejawnie posługuje się hybrydową procedurą operacyjną, tzn. oprócz utrzymywania na określonym poziomie jednego instrumentu (np. stopy procentowej) stara się, by również inny instrument (np. kurs walutowy) pozostawał w danym przedziale. Z oczywistych powodów niezwykle istotne jest wówczas poprawne ustalenie listy wykorzystywanych instrumentów oraz ustalenie ich wag w prowadzeniu polityki pieniężnej.

W wielu krajach, w tym także i w Polsce, dokonywano zmian w strategii i w sposobach realizacji polityki pieniężnej oraz w procedurach operacyjnych[2],

---

* Ryszard Kokoszczyński, Uniwersytet Warszawski i Narodowy Bank Polski.

** Ewa Wróbel, Narodowy Bank Polski.

[1] Poglądy wyrażone w tym tekście są osobistymi poglądami autorów i nie powinny być interpretowane jako odzwierciedlenie oficjalnego stanowiska NBP.

[2] Za podręcznikiem Walsha (2003), przyjmujemy, że procedurę operacyjną stanowi zespół stosowanych w bieżącej polityce pieniężnej reguł i tradycyjnych zachowań władz monetarnych. Procedury operacyjne różnią się między sobą w zależności od instrumentu, jakim posługuje się władza monetarna; natury przyjętego przez nią krótkookresowego celu operacyjnego (stopa procentowa, agregat monetarny, kurs walutowy); warunków, w których instrumenty są automatycznie dostosowywane do sygnałów napływających z gospodarki oraz zbioru zmiennych, dla których ustala się wymagany ich poziom (cele pośrednie i ostateczne).

przechodząc od pośredniego do bezpośredniego kontrolowania inflacji, od kontroli agregatów pieniężnych do kontroli stóp procentowych lub kursu walutowego[3]. Tymczasem modele wektorowej autoregresji (VAR), stosowane w wielu pracach, badających mechanizm transmisji monetarnej, powinny być estymowane jedynie w warunkach niezmiennej strategii (por. Favero 2001). Kluczową kwestią w tych modelach jest właściwa specyfikacja funkcji reakcji polityki pieniężnej – zmiany sposobu reagowania przez władze monetarne na sygnały płynące z gospodarki mogą mieć znaczny wpływ na uzyskiwane wyniki.

Bernanke i Mihov (1998) pokazują, że jeśli w modelu wektorowej autoregresji uwzględni się nie jedną zmienną polityki pieniężnej, lecz wektor zmiennych, można uzyskać wyniki uwzględniające zmiany, zachodzące w procedurach operacyjnych polityki pieniężnej oraz otrzymać miernik tej polityki (analogiczny do typowego wskaźnika MCI – *monetary condition index*), będący kombinacją liniową zmiennych polityki pieniężnej uwzględnionych w modelu. Wagi, z którymi zmienne te występują we wskaźniku, otrzymuje się z modelu procedur operacyjnych banku centralnego. Uzyskany w ten sposób wskaźnik restrykcyjności ma tę zaletę, że nie pomija bezpośredniego wpływu kursu walutowego na inflację, co jest jedną z wad zwykłego wskaźnika MCI. Natomiast jeśli jest uzyskany ze strukturalnego modelu wektorowej autoregresji, w którym nie występują zmienne, jakie reagują w odmienny sposób na zaburzenia kursu walutowego wynikające ze zmian *terms of trade* i na zaburzenia będące skutkiem szoków portfelowych[4], to ma takie same słabości jak zwykły MCI. Rozróżnienie szoku *terms of trade* od portfelowego jest istotne, gdyż polityka pieniężna powinna reagować jedynie na ten ostatni. W przyszłości może on bowiem spowodować wzrost inflacji. Negatywny szok kursowy wywołany zmianami *terms of trade* nie wywoła wzrostu cen krajowych, dlatego że jest związany ze spadkiem popytu zagranicznego. Pewną trudność w rozróżnieniu tych typów szoku stwarza fakt, że szok *terms of trade* dotykający kraju A, może być zapoczątkowany przez szok portfelowy, dotyczący kraju B i (przejściowo) przenoszący się również na kraj A przez tzw. efekt zarażania (*contagion*). Taka sekwencja wydarzeń zaistniała w 1998 roku w związku z kryzysem rosyjskim. Dla gospodarki polskiej był to szok popytowy, złoty zdeprecjonował się jednak również ze względu na przejściową utratę zaufania inwestorów zagranicznych do całej grupy *emerging markets*.

Metoda Bernanke-Mihova pozwala więc szacować wskaźnik restrykcyjności polityki pieniężnej, wyprowadzony z procedur operacyjnych banku centralnego. Wskaźnik taki zawiera więcej informacji niż tradycyjny MCI. Z drugiej strony, wysoka częstość danych potrzebna przy korzystaniu z tej metody sprawia, że

[3] Opis tych zmian dla Polski w pierwszej połowie lat dziewięćdziesiątych przedstawiają Kokoszczyński i Stopyra (1996).

[4] Można przypuszczać, że zmienną, która umożliwia rozróżnienie typów szoku, mogłaby być rentowność papierów skarbowych, szczególnie tych, w które inwestują inwestorzy instytucjonalni.

w wielu pracach zmienną makroekonomiczną musi być nie PKB, lecz produkcja przemysłowa[5], co – ze względu na jej naturę – zmusza do ostrożniejszej interpretacji tak uzyskanych wyników.

W niniejszym opracowaniu przedstawiamy wstępne wyniki estymacji dla Polski wskaźnika restrykcyjności polityki pieniężnej metodą Bernanke-Mihova. W odróżnieniu od ich oryginalnej specyfikacji procedur operacyjnych, przyjmujemy tę, która jest lepiej dostosowana do warunków gospodarki otwartej, a mianowicie uwzględnia kurs walutowy. Otrzymany wskaźnik restrykcyjności polityki pieniężnej dość dobrze odzwierciedla okresy, które intuicyjnie uznawaliśmy za okresy luźnej bądź restrykcyjnej polityki pieniężnej. W tym miejscu musimy odpowiedzieć na proste, zdawałoby się, pytanie: co właściwie oznacza restrykcyjna czy luźna polityka pieniężna? Jest to pytanie szczególnie ważne w sytuacji, gdy jak w Polsce – przez część analizowanego przez nas okresu – inflacja miała charakter korekcyjny i następowały głębokie zmiany cen relatywnych. Jest to również ważne wówczas, gdy w koszyku towarów konsumpcyjnych poważną część stanowią towary podatne na szok podażowy (np. żywność).

Zasadniczo restrykcyjność polityki pieniężnej odnosi się do inflacji. Jeśli polityka pieniężna jest luźna – inflacja rośnie lub, gdy mamy do czynienia z procesem dezinflacji, nie spada – wzrost restrykcyjności powinien spowodować spadek inflacji. Wzrost inflacji może jednak następować z przyczyn słabo poddających się kontroli ze strony banku centralnego. W tej sytuacji analizie powinna być poddana inflacja bazowa, pozwalająca ocenić rolę zarówno szeroko rozumianych cen kontrolowanych, jak i żywności – jednak NBP zaczął dopiero od 1999 roku szacować jej poziom i wykorzystywać ją w analizach polityki pieniężnej.

Regulacje prawne obowiązujące do 1997 roku umożliwiające bezpośrednie finansowanie przez NBP deficytu budżetowego, a także zapis określający skalę tego finansowania sprawiły, że w pewnym okresie istotny wpływ na stopy procentowe rynku pieniężnego miało Ministerstwo Finansów (piszemy o tym w punkcie 1 artykułu). Reakcją NBP było przejściowe zastosowanie innego niż stopy procentowe instrumentu polityki pieniężnej (pieniądza rezerwowego). Dzięki temu posunięciu bank centralny dysponował instrumentem nieco bardziej niezależnym od Ministerstwa Finansów niż stopa procentowa. Proponowany przez nas wskaźnik umożliwia jednak uwzględnianie i takich sytuacji w analizie restrykcyjności polityki pieniężnej.

Artykuł składa się z następujących punktów: w pierwszym przedstawiamy politykę pieniężną w sposób „narracyjny", pokazujemy nie tylko stosowane procedury operacyjne i strategię polityki pieniężnej, lecz również staramy się określać intencję banku co do stopnia restrykcyjności/ekspansywności polityki pieniężnej.

[5] Niektórzy autorzy, w tym Bernanke i Mihov, posługują się szacunkami miesięcznego poziomu PKB.

W drugim prezentujemy oryginalne podejście Bernanke-Mihova i zaproponowany sposób analizy rynku pieniężnego w Polsce. W trzecim przedstawiamy uzyskane wyniki. Ostatni punkt to wnioski i podsumowanie.

1. Polityka pieniężna w Polsce w latach 1995-2002 – podejście narracyjne[6]

Polska polityka pieniężna w latach dziewięćdziesiątych zmieniała się w sposób ewolucyjny. Szczególnie jaskrawo widoczne jest to w przemianach systemu kursowego, ale i w przypadku polityki stopy procentowej łatwiej zrozumieć jej dzisiejszy kształt, znając wcześniejszą jej historię. Stąd, w naszej opinii, nie możemy w tym punkcie rozpocząć przedstawiania polskiej polityki pieniężnej od roku 1995, ale – w sposób niezwykle skrótowy – pokażemy jej ewolucję od początku okresu transformacji.

W początkach okresu transformacji polska polityka pieniężna była wyraźnie elementem programu stabilizacyjnego. Korzystając dla jej opisu z konstrukcji zwanej triadą celów, można stwierdzić, że celem finalnym polityki pieniężnej było ograniczanie inflacji, głównymi zaś celami pośrednimi były ścisła kontrola kursu walutowego[7] oraz kontrola aktywów krajowych netto sektora bankowego. Kurs walutowy był kursem administrowanym. Podstawowym celem operacyjnym były więc limity kredytów (udzielanych przedsiębiorstwom i osobom prywatnym), nakładane na banki komercyjne przez NBP. W 1990 roku NBP próbował wprawdzie realizować swoje cele pośrednie, posługując się przede wszystkim stopą procentową (kredytu refinansowego), ale ograniczona jej skuteczność, widoczna już w IV kwartale 1990 roku, skłoniła bank centralny do powrotu do narzędzi administracyjnych.

Zmiany w ogólnej sytuacji gospodarczej oraz w wielkości i strukturze finansowania deficytu budżetowego doprowadziły do tego, że w końcu 1992 roku ekspansja kredytowa banków znacznie osłabła, a dominującą pozycję w ich aktywach zaczęły zajmować papiery skarbowe. Limity kredytowe przestały więc być skutecznym narzędziem aktywów krajowych netto i od 1993 roku podstawowym instrumentem realizacji celów pośrednich (celem operacyjnym) stały się stopy procentowe – zarówno tzw. stopy podstawowe banku centralnego, jak i krótko-

[6] Podstawowymi źródłami dla tego punktu były oficjalne dokumenty NBP (NBP(1991 – 2003) oraz (1991a-2002a)), a także prace Kokoszczyńskiego (2004), Kokoszczyńskiego i Stopyry (1996), Szpunara (2000) oraz Tymoczki (2000).

[7] Początkowo miała ona postać sztywnego kursu złotego do dolara USA, następnie wobec koszyka walut, a od października 1991 roku – pełzającej dewaluacji złotego wobec tego koszyka; szczegółowy opis tych i późniejszych zmian można znaleźć na przykład w pracy Kokoszczyńskiego (2002).

terminowe stopy rynkowe, na które NBP oddziaływał za pomocą operacji otwartego rynku.

Znaczne osłabienie roli pomocy finansowej MFW i zmiana formalnego charakteru współpracy spowodowały, że w roku 1994 stopy procentowe wydawały się pełnić rolę celu pośredniego (oprócz kursu walutowego) i celu operacyjnego. Coraz ważniejszą jednak rolę w operacyjnych działaniach banku centralnego odgrywały operacje otwartego rynku – choć początkowo były raczej narzędziem realizacji celów ilościowych (kontrola płynnych rezerw banków komercyjnych), a dopiero od 1994 roku wyraźnie widoczne jest ich wykorzystywanie do kontroli stóp procentowych rynku pieniężnego.

W całym omawianym okresie kontrola kursu walutowego była w istotnej mierze niezależna od polityki stóp procentowych. Od początku okresu pełzającej dewaluacji podstawowym parametrem polityki kursowej było miesięczne tempo dewaluacji złotego względem koszyka walut. Miało ono z jednej strony pełnić pewne funkcje kotwicy nominalnej, jaką był poprzednio kurs sztywny, z drugiej zaś wpływ na jego wysokość miała sytuacja w bilansie płatniczym oraz kształtowanie się rezerw dewizowych. Pierwszy czynnik powodował, że tempo miesięcznej dewaluacji, ustalone w październiku 1991 roku na 1,8%, było w latach dziewięćdziesiątych systematycznie obniżane (po raz pierwszy w sierpniu 1993 roku, do 1,6%). Drugi zaś czynnik był przyczyną dodatkowych dewaluacji kursu w lutym 1992 roku (o 12%) i w sierpniu 1993 roku (o 8%).

Taki system prowadzenia polityki pieniężnej, dający możliwość względnie niezależnego kształtowania kursu walutowego i stóp procentowych, mógł funkcjonować nie tyle na skutek ograniczeń przepływu kapitałów, ile wskutek przekonania zagranicznych inwestorów co do wysokiego ryzyka inwestowania w Polsce. Percepcja ta zaczęła się zmieniać już w roku 1994, kiedy to zakończony został proces restrukturyzacji starego zadłużenia zagranicznego, a wzrost gospodarczy postrzegany był jako zjawisko trwałe. Wysokie oprocentowanie papierów skarbowych, procesy prywatyzacyjne oraz nadwyżka w obrotach bieżących doprowadziły do napływu kapitału, dającego w efekcie wzrost rezerw dewizowych w tym roku o ponad 1,7 mld USD, co znakomicie utrudniło ograniczenie przyrostu podaży pieniądza, zakładanego na ten rok w wysokości 15,5 – 16,9 mld zł, a faktycznie równego 21,4 mld zł, a także utrzymywanie stóp procentowych na poziomie wystarczająco wysokim dla realizacji celu inflacyjnego.

Początkowa reakcja banku centralnego na te wydarzenia była wyraźnie wynikiem braku wiary w ich trwałość (Durjasz, Kokoszczyński 1998): pozostawiono bez zmian cel ostateczny i pośredni polityki pieniężnej, modyfikując jednocześnie instrumenty ich realizacji. Na przełomie lat 1994 i 1995 trzykrotnie zmniejszano tempo miesięcznej dewaluacji złotego (z 1,6 do 1,2%) oraz dokonano istotnych zmian w naturze i skali operacji otwartego rynku. W drugiej połowie 1994 roku NBP rozpoczął sprzedaż bezwarunkową obligacji skarbowych ze swego portfela, a gdy to nie wystarczało – ponownie dokonał emisji swoich własnych

bonów pieniężnych. Średnie dzienne saldo operacji sterylizujących NBP wzrosło wskutek tego z około 1 mld zł w pierwszej połowie 1994 roku do 3-5 mld w kolejnych miesiącach drugiej połowy roku (Szpunar 2000, s. 263 i n.).

Również przygotowany przez NBP jesienią 1994 roku projekt Założeń polityki pieniężnej na 1995 rok był generalnie kontynuacją podstawowych jej tendencji z lat minionych. Celem finalnym polityki było dalsze obniżanie inflacji, głównym celem pośrednim była podaż pieniądza, a podstawowymi instrumentami – stopa kredytu redyskontowego oraz operacje otwartego rynku. W projekcie Założeń pojawiają się jednak dwa ważne nowe elementy. Pierwszy z nich, wynikający z konieczności terminowej obsługi zrestrukturyzowanego zadłużenia zagranicznego, to „utrzymywanie wysokiego poziomu rezerw oficjalnych brutto" (NBP 1994a, s. 5), co w dalszym tekście projektu zostało określone jako konieczność uzyskania przyrostu rezerw oficjalnych brutto o 650 mln USD (NBP 1994a, s. 40). Drugi ważny i nowy element projektu Założeń to jawne opisanie reakcji NBP na możliwy szok popytowy i szok podażowy. Z interesującego nas tutaj punktu widzenia najważniejsze jest stwierdzenie, że „szok popytowy [...] dający w efekcie większy od zakładanego przyrost zasobów dewizowych, powinien być neutralizowany. Hamowanie strumieni handlowych powinno być dokonywane przede wszystkim kursem walutowym, a strumieni kapitałowych – stopą procentową" (NBP 1994a, s. 42). Projekt dopuszczał również w takiej sytuacji zmiany regulacyjne i wcześniejszą spłatę zobowiązań zagranicznych. Jednak w ostatecznym tekście uchwały przyjętej przez Sejm[8] znalazły się sformułowania wyraźnie zrównujące wagę celu inflacyjnego oraz wzrostu gospodarczego[9]. Równolegle do akceptacji wartości podstawowych kategorii monetarnych proponowanych przez NBP, traktowanych jednak indykatywnie, w uchwale znalazły się: zalecenie kształtowania dynamiki przyrostu podaży pieniądza w taki sposób, by była ona zbliżona do dynamiki przyrostu PKB, a także minimalne wartości bezpośredniego finansowania budżetu przez NBP. W tekście oficjalnie przyjętym przez Sejm nie znalazły się jednak niestety informacje o sposobach reakcji NBP na ewentualny szok.

Faktyczna realizacja tych Założeń zdeterminowana była w przeważającej mierze właśnie przez trwający nadal gwałtowny wzrost rezerw dewizowych – w początkach roku 1995 silniejszy jeszcze niż w końcu roku poprzedniego. Już bowiem w pierwszym kwartale 1995 roku rezerwy te wzrosły o ponad 1,5 mld USD, a w drugim – o ponad 3 mld, co wielokrotnie przewyższało wielkość planowaną na cały rok.

[8] Założenia polityki pieniężnej na 1995 rok, Monitor Polski nr 2, poz. 16.

[9] „Podstawowym celem polityki pieniężnej jest ograniczenie wzrostu cen do poziomu około 17% [...]. Równocześnie polityka pieniężna, a w jej ramach polityka kursowa, polityka stóp procentowych, polityka podaży pieniądza oraz inne jej składowe elementy będą dostosowane do realizacji zadania [...] polegającego na wzroście produktu krajowego brutto w 1995 r. o 5%" (Założenia polityki pieniężnej na rok 1995, s. 50).

Źródłem tego przyrostu była zarówno nadwyżka obrotów w rachunku bieżącym, jak i w rachunku kapitałowym. Reakcja polityki pieniężnej musiała więc wykorzystać praktycznie wszystkie dostępne jej instrumenty.

Z jednej strony oznaczało to kontynuację, na zwiększoną skalę, operacji sterylizujących, których średnie dzienne saldo w połowie roku przekroczyło już 10 mld zł. Towarzyszyły temu kolejne obniżki miesięcznego tempa dewaluacji złotego, zwiększenie marży między kursem kupna i sprzedaży kwotowanym przez NBP do 4% oraz decyzja o wcześniejszej spłacie zobowiązań wobec MFW (na kwotę około 1 mld USD). Działania te jednak kompensowały tylko niektóre negatywne skutki napływu kapitału, nie likwidowały zaś jego przyczyn. Szybko stało się oczywiste, że musi dojść do realnej aprecjacji złotego – wybór dotyczy zaś tego, czy będzie to w większym stopniu aprecjacja nominalnego kursu, czy też spowodowana szybszą od zakładanej inflacją (wywołaną znacznym wzrostem podaży pieniądza) aprecjacja wyłącznie kursu realnego. Wybór był dlatego tak trudny, że znaczna część nadwyżki w obrotach bieżących pochodziła z tzw. handlu przygranicznego dobrami, których ceny w Polsce były kilkakrotnie niższe niż na przykład w Niemczech. Oznaczało to, że zmiana kursu wymagana dla pokaźnego ograniczenia tego handlu znacznie przekraczałaby możliwości adaptacyjne eksporterów. Z drugiej zaś strony skala obniżek stóp procentowych potrzebna dla istotnego zmniejszenia rentowności inwestowania w polskie papiery skarbowe byłaby zbyt duża wobec bieżącej inflacji, zagrażającej realizacji celu rocznego.

Duża różnorodność przyczyn wzrostu rezerw dewizowych, niepewność dotycząca reakcji podmiotów zagranicznych i krajowych na zmiany kursu walutowego oraz generalne tendencje zmian systemowych przyczyniły się do podjęcia decyzji o upłynnieniu kursu złotego w maju 1995 roku. Kurs centralny był wyznaczany w dalszym ciągu w relacji do koszyka pięciu walut. Miesięczne tempo jego dewaluacji pozostało nadal ważnym parametrem polityki pieniężnej, jedynym ograniczeniem dla rynkowego kursu było zobowiązanie NBP do utrzymywania go – metodami rynkowymi – w przedziale ±7% od kursu centralnego.

Mimo interwencji NBP oraz obniżania stóp procentowych nakierowanych na zmniejszenie nierównowagi na rynku walutowym (Durjasz, Kokoszczyński 1998, s. 233 i n.) kurs złotego poddawany był ciągłej presji aprecjacyjnej i zbliżył się we wrześniu 1995 roku niebezpiecznie blisko do granicy dopuszczalnego przedziału wahań. Ta stała presja doprowadziła do podjęciu w grudniu tego roku decyzji o likwidacji obowiązku odsprzedaży dewiz przez eksporterów i o 6% rewaluacji kursu centralnego, której towarzyszyło w początkach stycznia 1996 roku kolejne obniżenie tempa jego dewaluacji. Interwencje NBP utrzymywały w pierwszym kwartale 1996 roku kurs w odległości nieprzekraczającej 3% odchylenia od kursu centralnego, a dalsze obniżki stóp procentowych i zmiana

ogólnej sytuacji gospodarczej doprowadziły do stabilizacji rezerw dewizowych oraz odchylenia kursu rynkowego od centralnego[10].

Rok 1995 przyniósł również pewne doświadczenia co do efektywności polityki stóp procentowych banku centralnego. Nadpłynność systemu bankowego, wynikająca z silnego przyrostu rezerw dewizowych, oraz określanie przez Sejm stosunkowo wysokiego minimalnego limitu bezpośredniego finansowania deficytu budżetowego, umożliwiające Ministerstwu Finansów kontrolę rentowności bonów skarbowych o dłuższych terminach zapadalności, znacznie osłabiały wpływ kontrolowanych przez bank centralny krótkoterminowych stóp procentowych na oprocentowanie kredytów i depozytów oferowanych przez banki komercyjne. Skutkiem tego były zmiany w kształcie polityki pieniężnej wprowadzone w 1996 roku – podstawą jej strategii była nadal triada celów, ale celem operacyjnym stał się również agregat pieniężny w postaci pieniądza rezerwowego. W projekcie założeń polityki pieniężnej przygotowanym przez NBP (NBP 1995a, s. 23 i n.) wyborowi celu operacyjnego poświęca się wiele uwagi, rozważając możliwe zaburzenia, na jakie narażona może być gospodarka polska w 1996 roku, i wprost stwierdza się, że jeśli przewidywania NBP się nie sprawdzą, to „bank centralny może podjąć decyzję o zmianie celu operacyjnego w ciągu roku" (NBP 1995a, s. 25). Jednak w uchwale sejmowej nie pozostał żaden ślad po tych rozważaniach – zawiera ona po prostu informację o planowanej wielkości przyrostu podaży pieniądza ogółem i pieniądza rezerwowego. Dodatkowo jednak ogranicza ona wielkość warunkowych operacji otwartego rynku, które mają służyć kontroli krótkoterminowych wahań pieniądza rezerwowego. Nie ogranicza natomiast wprost wielkości bezwarunkowych operacji, które mają kontrolować wielkość długoterminowych odchyleń pieniądza rezerwowego od jego planowanego poziomu. Najważniejszy jednak jest fakt, że uchwała zmieniła wartości liczbowe wszystkich trzech celów w stosunku do propozycji przedłożonych przez NBP, co bardzo utrudnia jakąkolwiek ocenę realizacji tak ustalonych założeń polityki pieniężnej.

W pierwszych kwartałach 1996 roku podaż pieniądza rezerwowego utrzymywała się na przyjętej ścieżce. Podaż pieniądza ogółem nieznacznie przekraczała planowane wielkości. Stąd projekt założeń polityki pieniężnej na 1997 rok był kontynuacją zasad, obowiązujących w 1996 roku (NBP 1996a), tyle tylko, że cel pośredni i operacyjny sformułowano w postaci przedziałowej, choć uchwała sejmowa zachowała tę formę tylko w odniesieniu do celu pośredniego. O ile jednak faktyczna podaż pieniądza rezerwowego w 1996 roku była niższa od zakła-

[10] Mechanizm pełzającej dewaluacji oraz zmiany kursów krzyżowych walut wchodzących w skład koszyka, będącego podstawą do wyliczania kursu centralnego, powodowały praktycznie stałe zmiany poziomu nominalnych kursów bilateralnych złotego. W analizach rynkowych i makroekonomicznych najważniejszym parametrem stała się więc w nowym reżimie kursowym wielkość bieżącego odchylenia kursu rynkowego od kursu centralnego.

danej, o tyle w 1997 roku sytuacja była odwrotna – odchylenia wielkości faktycznych od zakładanych były w obu przypadkach bliskie 20%. Interesujący jest fakt, że w obu tych latach znacznie przekroczone zostały zakładane planowane wielkości przyrostu podaży pieniądza, cel inflacyjny zaś został praktycznie wykonany tylko w roku 1997.

Niepowodzenie w wykorzystywaniu pieniądza rezerwowego w roli celu operacyjnego może być wyjaśnione długą listą czynników. Najważniejsze z nich to instytucjonalne ograniczenia w swobodzie kształtowania wielkości pieniądza rezerwowego przez NBP w tych latach (regulacje dewizowe, reżim kursowy, przymus bezpośredniego finansowania budżetu), duży udział gotówki w pieniądzu rezerwowym ograniczający skalę operacji otwartego rynku, wysokie koszty tych operacji oraz zmiany w polityce pieniężnej w 1997 roku nakierowane na hamowanie niebezpiecznie szybko rosnącego popytu krajowego[11].

Trudno jednak przedstawić politykę pieniężną w latach 1995 – 1997, trzymając się wyłącznie formalnych ram Założeń polityki pieniężnej na kolejne lata. Można natomiast ją przedstawić w bardziej logiczny sposób, skupiając uwagę raczej na pewnych procesach ekonomicznych[12] traktowanych jako uwarunkowania procesu dezinflacji. Kontynuacja polityki pieniężnej pierwszej połowy lat dziewięćdziesiątych okazała się w 1995 roku niemożliwa – przede wszystkim ze względu na znaczny napływ kapitału uniemożliwiający ograniczanie inflacji na drodze kontroli podaży pieniądza. Zmiany samych parametrów dotychczasowej polityki nie mogły wystarczyć dla odzyskania tej kontroli, stąd potrzebne były zmiany systemowe. Z naszego punktu widzenia najważniejsza wśród nich była zmiana reżimu kursowego, gdyż oznaczała, że ocena restrykcyjności polityki pieniężnej wymaga uwzględniania zwiększonej liczby wskaźników. Będące częścią procesu dostosowań do napływu kapitału obniżki stóp procentowych oraz realna aprecjacja złotego, sprzyjająca napływowi kapitału z zagranicy, przyczyniły się w następnych latach do znacznego przyspieszenia gospodarczego. Jednym z jego elementów był rosnący udział kredytów w finansowaniu wzrostu popytu oraz dramatyczna zmiana sytuacji zewnętrznej: przekraczająca 4,5% PKB nadwyżka w obrotach bieżących w 1995 roku została zastąpiona jednoprocentowym deficytem. Optymalną reakcją na taką sytuację byłoby zaostrzenie polityki fiskalnej. Jego brak doprowadził do zmiany nastawienia w polityce pieniężnej już na przełomie lat 1996 i 1997, na co składały się podwyżki stóp procentowych i rezerwy obowiązkowej oraz – wobec ich ograniczonej skuteczności w hamowaniu wzrostu kredytów – bezpośrednie zaoferowanie przez NBP, jesienią 1997 roku, stosunkowo wysoko oprocentowanych depozytów terminowych dla osób prywatnych.

---

[11] Bardziej szczegółowo omawia je Z. Polański (1998, s. 20-28).

[12] Ze względu na ograniczoną objętość artykułu wywód jest bardzo skrótowy (por. Durjasz, Kokoszczyński 1998, Kokoszczyński 2004, Polański 1998, Szpunar 2000).

Dodatkowym elementem wpływającym na operacyjny kształt polityki pieniężnej były ograniczenia, wynikające z ustalanej corocznie przez parlament wielkości bezpośredniego finansowania przez NBP deficytu budżetowego oraz zmierzająca do obniżania stóp procentowych polityka Ministerstwa Finansów na rynku pierwotnym skarbowych papierów wartościowych, zdecydowanie najważniejszym w połowie lat dziewięćdziesiątych segmencie rynku finansowego.

Kontrowersje i konflikty otaczające politykę pieniężną były jednym z ważnych powodów wprowadzenia nowego jej kształtu instytucjonalnego w 1997 roku. Nowa konstytucja oraz nowa ustawa o NBP, obie uchwalone w 1997 roku, oddawały praktycznie pełnię władzy w tym zakresie w ręce Rady Polityki Pieniężnej. Rada już od początku swego działania wyraźnie sygnalizowała zamiar dalszego upłynnienia kursu walutowego[13] i zwiększenia roli polityki stóp procentowych. Formalnie znalazło to wyraz w Średniookresowej strategii polityki pieniężnej, obejmującej lata 1999 – 2003 (RPP 1998), w której Rada deklaruje przejście do strategii bezpośredniego celu inflacyjnego oraz zapowiada ewolucyjne przejście do kursu „w pełni płynnego". Decyzjom tym towarzyszyły również zmiany w operacyjnym kształcie polityki pieniężnej. Najważniejsze z nich to ujednolicenie terminów operacji otwartego rynku ograniczające je od marca 1998 roku do operacji 28-dniowych.

Opisana powyżej ewolucja polskiej polityki pieniężnej w ostatniej dekadzie wyraźnie wskazuje na to, że co najmniej od 1995 roku pomiar, choćby tylko porządkowy, stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej wymaga uwzględniania większej liczby wskaźników. Najważniejszą wśród nich rolę powinny pełnić podaż pieniądza, stopa procentowa i kurs walutowy. Konstrukcja i sposób estymacji takiej miary przedstawione są w kolejnym punkcie.

2. Metoda estymacji i konstrukcji wskaźnika stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej

Zastosowana przez nas metoda Bernanke'a i Mihova różni się od standardowo stosowanych w analizie mechanizmu transmisji dekompozycji Christiano, Eichenbauma, Evansa (1994, 1998) czy Bernanke'a-Blindera (1992) tym, że do modelu włącza się analizę rynku rezerw. Uwzględnia się mianowicie dodatkowe równania, reprezentujące popyt banków na całkowite rezerwy i rezerwy pożyczone oraz podaż rezerw niepożyczonych. Egzogeniczne wstrząsy polityki pie-

[13] Już w pierwszym miesiącu swego funkcjonowania, tj. w lutym 1998 roku, RPP obniżyła miesięczne tempo dewaluacji z 1 do 0,8% miesięcznie oraz rozszerzyła pasmo dopuszczalnych wahań z ±7 do ±10%, kolejne decyzje, podejmowane w lipcu, wrześniu i październiku tego samego roku, doprowadziły tempo dewaluacji do 0,5%, a szerokość pasma wahań – do ±12,5%.

nieżnej identyfikuje się, nakładając restrykcje w taki sposób, by równania odpowiadały konkretnym procedurom operacyjnym banku centralnego: kontroli agregatu pieniężnego lub stóp procentowych[14]. Zamiast jednego, założonego z góry instrumentu polityki pieniężnej, mamy zatem wektor potencjalnych instrumentów.

Przyjmujemy, że prawdziwą strukturę gospodarki wyraża zależność:

$$A_{0,t}\begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} = A_t(L)\begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} + C\begin{pmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{pmatrix}, \tag{1}$$

gdzie Y i M to odpowiednio wektor zmiennych makroekonomicznych, na przykład wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych, produkcja (PKB, produkcja przemysłu) i wektor zmiennych polityki pieniężnej (stopa procentowa, kurs walutowy, agregaty pieniężne). W macierzy $A_{0,t}$ zawarte są współczesne relacje między zmiennymi, macierz $A(L)$ to wielomian skończonego stopnia rozłożonych opóźnień, wektor ε to wektor strukturalnego szoku oddziałującego na zmienne zawarte w wektorach Y i M.

Zredukowana forma (1) ma postać:

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ M_t \end{pmatrix} = A_{0,t}^{-1}A_t(L)\begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{pmatrix} + A_{0,t}^{-1}C\begin{pmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{pmatrix} = B_t(L)Y_{t-1} + u_t, \tag{2}$$

gdzie $u_t \equiv \begin{pmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{pmatrix}$

Relacja między resztami u i strukturalnym szokiem ε jest dana przez:

$$A_{0,t}\begin{pmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{pmatrix} = C\begin{pmatrix} \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^M \end{pmatrix}, \tag{3}$$

więc $u_t = A_{0,t}^{-1}C\,\varepsilon_t$.

Z powyższej relacji można otrzymać wektor nieobserwowalnego szoku strukturalnego.

[14] Dość dokładny opis procedury Bernanke'a-Mihova oraz sposobu funkcjonowania rynku rezerw znajduje się przykład w pracach C.E. Walsha (2003, s. 406-416) i C.A. Favero (2001, s. 166-169).

Oznacza to, że strukturalny model wektorowej autoregresji estymuje się dwuetapowo: najpierw postać zredukowaną (2), a następnie – posługując się macierzą wariancji-kowariancji (obserwowalnych) reszt modelu – otrzymuje się parametry strukturalne. Macierz wariancji-kowariancji zawiera $n(n + 1)/2$ różnych elementów. Jest to maksymalna liczba parametrów macierzy $A_{0,t}$ i C, które mogą zostać zidentyfikowane.

Bernanke i Mihov posługują się sześciu zmiennymi, zgrupowanymi w dwóch blokach: w bloku zmiennych niebędących instrumentami polityki pieniężnej (zmienne makroekonomiczne) znajdują się: wskaźnik cen surowców[15], wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych oraz poziom produkcji. Blok drugi to zmienne polityki pieniężnej: stopa funduszy federalnych, całkowite rezerwy banków i rezerwy niepożyczone. Założenia umożliwiające identyfikację modelu to:

- Reakcja cen towarów i usług konsumpcyjnych oraz produkcji na zmienne polityki pieniężnej następuje z opóźnieniem, natomiast instrumenty polityki pieniężnej mogą współcześnie, tzn. w czasie t, reagować na sygnały płynące z gospodarki (na zmiany cen i produkcji). Oznacza to, że zmienne makroekonomiczne są ustalone z góry w stosunku do zmiennych polityki pieniężnej i w równaniu zmiennych polityki pieniężnej pojawiają się współcześnie. Można zatem równania zmiennych polityki pieniężnej poddawać estymacji oddzielnie od równań zmiennych makroekonomicznych. Założenie to jest uzasadnione, gdy wykorzystuje się dane o wysokiej częstotliwości (miesięczne).
- Strukturalne typy szoku są ortogonalne.

Rozwiązanie systemu wymaga dodatkowej restrykcji, by był on jednoznacznie identyfikowalny i dwóch, by był nadmiernie identyfikowalny. Wyróżnienie okresów, w których bank centralny stosował dane procedury operacyjne, jest możliwe jedynie w ramach systemu, w którym nakłada się restrykcje dodatkowe, niewymuszone warunkami identyfikowalności. Odrzucenie hipotezy stosowania danej procedury operacyjnej następuje, gdy – za pomocą testu Hansena – odrzucony zostaje model zakładający jej stosowanie.

W modelu Bernanke'a-Mihova równania zmiennych polityki pieniężnej mają następującą postać[16]:

---

[15] Wprowadzenia do modelu wektorowej autoregresji wskaźnika cen surowców (lub tylko ropy naftowej) ma na celu wyeliminowanie zjawiska „price puzzle". Jeżeli rosną ceny surowców, władza monetarna z reguły oczekuje wzrostu inflacji i – w związku z tym – może podnosić stopy procentowe. Jeśli rzeczywiście postępuje w taki sposób, to w danych powinien pojawić się efekt „price puzzle". Naturalnie omawiany efekt może powstać także wtedy, gdy wzrost stóp procentowych jest wywoływany przez czynniki egzogeniczne inne niż wzrost cen surowców.

[16] Notacja zgodna z oryginałem. Równania (4)-(6) dotyczą odpowiedniego składnika losowego (innowacji), otrzymanego z modelu wektorowej autoregresji.

$$TR_t = -\alpha FF_t + \varepsilon^d, \tag{4}$$

$$BR_t = \beta(FF_t - DISC_t) + \varepsilon^b, \tag{5}$$

$$NBR_t = \phi^d \varepsilon^d + \phi^b \varepsilon^b + \varepsilon^s, \tag{6}$$

gdzie: *TR*, *BR*, *NBR* to odpowiednio – rezerwy całkowite, pożyczone i niepożyczone, *FF* – stopa funduszy federalnych (krótkoterminowa stopa rynku międzybankowego), *DISC* – stopa dyskontowa, po której banki pożyczają środki od Rezerwy Federalnej[17], a ε^d, ε^b to kolejno szok dotykający rynku rezerw całkowitych i szok dotykający rynku rezerw pożyczonych, ε^s to szok polityki pieniężnej, który powinien zostać zidentyfikowany w wyniku estymacji. Zakładając, że rynek pieniężny pozostaje w równowadze, tzn. popyt na całkowite rezerwy jest równy sumie rezerw pożyczonych i podaży rezerw niepożyczonych, za pomocą restrykcji nakładanych na parametry ϕ^d i ϕ^b można wyspecyfikować różne procedury operacyjne banku centralnego i otrzymać ε^s. Ze względu na to, że jest to analiza wykorzystująca wektorową autoregresję – jest ona dokonywana po wyeliminowaniu wpływu, jaki wywierają na rynek rezerw opóźnione wskaźniki cen i produkcji.

Zgodnie z równaniem (4), popyt na całkowite rezerwy zależy (negatywnie) od poziomu krótkoterminowej stopy procentowej. Popyt na pożyczone (od innych banków komercyjnych) rezerwy jest również zależny od poziomu oprocentowania funduszy federalnych – im jest ona wyższa w relacji do stopy dyskontowej, tym bardziej banki są skłonne pożyczać środki od banku centralnego, a nie na rynku międzybankowym (równanie (5)). W równaniu tym milcząco zakłada się, że popyt na rezerwy pożyczone nie zależy od poziomu rezerw nie pożyczonych[18]. Podaż rezerw niepożyczonych odzwierciedla zachowanie banku centralnego (Rezerwy Federalnej) – jest ona ustalana za pomocą operacji otwartego rynku,

[17] Stopa dyskontowa jest następnie pomijana, ponieważ jej poziom jest stosunkowo rzadko zmieniany przez Rezerwę Federalną i prawdopodobnie nie dawałaby się ona dobrze modelować w ramach liniowego modelu VAR. Pominięcie stopy dyskontowej zapewnia również lepszą porównywalność z innymi pracami dotyczącymi analizy polityki pieniężnej USA. Zazwyczaj Fed utrzymywał stopę dyskontową na poziomie niższym od stopy funduszy federalnych, co zachęcało banki do korzystania z okna dyskontowego. W celu skłonienia banków do nienadużywania kredytu banku centralnego, wprowadzono nieformalny system jego racjonowania. Od 2002 stopa dyskontowa jest wyższa od stopy funduszy federalnych, jest więc zatem stopą „karną" (por. Walsh 2003, s. 454).

[18] Jest ono kwestionowane przez Christiano, Eichenbauma i Evansa (1998), którzy argumentują, że odrzucenie przez Bernanke'a i Mihova hipotezy stosowania przez Rezerwę Federalną danej procedury operacyjnej może być spowodowane tym, że w rzeczywistości odrzucają hipotezę braku wpływu poziomu rezerw niepożyczonych na popyt na rezerwy pożyczone.

przy czym bank centralny reaguje na zakłócenia popytu ze strony banków komercyjnych na rezerwy całkowite i pożyczone (6).

Przyjęcie założenia, że $\phi^d = 1$ i $\phi^b = -1$ oznacza, że Rezerwa Federalna akomoduje szok popytu na rezerwy całkowite i szok popytu na rezerwy pożyczone w taki sposób, by nie wpływały one na stopę procentową. Innymi słowy, realizuje wówczas procedurę, polegającą na kontrolowaniu stopy procentowej. Szok polityki pieniężnej jest wtedy definiowany jako:

$$\varepsilon^s = -(\alpha + \beta)FF_t. \tag{7}$$

Następnie odpowiednio, jeżeli $\phi = 0$ i $\phi^b = 0$, bank centralny kontroluje podaż rezerw nie pożyczonych, a stopa procentowa kształtuje się wówczas zarówno pod wpływem szoków popytu na rezerwy pożyczone, jak i wstrząsów polityki pieniężnej. Szok polityki pieniężnej jest wtedy równy:

$$\varepsilon^s = NBR_t. \tag{8}$$

Założenie, że $\phi = 1$ i $\phi^b = \frac{\alpha}{\beta}$ oznacza kontrolę rezerw pożyczonych – podaż rezerw nie pożyczonych jest w pełni dostosowywana do zmian popytu, a szok polityki pieniężnej jest równy wyrażeniu:

$$\varepsilon^s = -\left(1 + \frac{\alpha}{\beta}\right)BR_t. \tag{9}$$

Wreszcie założenie $\phi = -\frac{\alpha}{\beta}$ i $\phi = -1$ oznacza kontrolę rezerw całkowitych. Szok polityki pieniężnej jest wówczas dany przez:

$$\varepsilon^s = \left(1 + \frac{\beta}{\alpha}\right)TR_t. \tag{10}$$

Naturalnie oszacowania parametrów otrzymane w ramach poszczególnych procedur operacyjnych różnią się między sobą. Oszacowania te można wykorzystać jako wagi, z jakimi poszczególne instrumenty polityki pieniężnej wejdą do wskaźnika restrykcyjności polityki pieniężnej.

Dekompozycja Bernanke'a-Mihova została zastosowana do analizy polityki pieniężnej kilkunastu państw: Stanów Zjednoczonych[19], Kanady (Fung 1999),

[19] Oprócz oryginalnej pracy Bernanke'a-Mihova również Boivin (1999).

Niemiec (Bernanke-Mihov 1997), Włoch (De Arcangelis, Di Giorgio 1998), Szwajcarii (Cuche 2000), Peru (Quispe Misaico 2001) oraz siedmiu krajów Azji Wschodniej – Indonezji, Korei, Malezji, Filipin, Singapuru, Tajwanu i Tajlandii (Fung 2002), przy czym w przypadku małych gospodarek otwartych analiza rynku pieniężnego obejmowała również kurs walutowy, a w niektórych wypadkach – również zagraniczną stopę procentową.

Mimo że dekompozycja Bernanke'a-Mihova jest wyprowadzona z procedur operacyjnych banku centralnego i, co za tym idzie, powinna dawać precyzyjniejsze oszacowania szoku polityki pieniężnej niż inne metody, otrzymane wyniki nie są jednoznaczne. Dla Stanów Zjednoczonych, Kanady, Niemiec i Włoch funkcje reakcji na impuls pochodzący z innowacji miernika polityki pieniężnej lub instrumentów polityki pieniężnej zidentyfikowanych w ramach konkretnych procedur są zgodne z oczekiwaniami: zwiększenie stopnia ekspansywności polityki pieniężnej powoduje spadek stopy procentowej, deprecjację waluty krajowej[20], wzrost produkcji i cen, choć – mimo wprowadzania do modeli wskaźnika cen surowców – niekiedy przejściowo pojawia się efekt znany w literaturze poświęconej wektorowej autoregresji jako „price puzzle", czyli wzrost cen po szokowym wzroście stopy procentowej. Niewiele można powiedzieć o wynikach dla Peru – w pracy dotyczącej tego kraju pokazano jedynie (prawidłowe) reakcje zmiennych rynku pieniężnego, brak natomiast funkcji reakcji produkcji i wskaźnika cen. Reakcje cen i produkcji w Szwajcarii są zgodne z oczekiwaniami, natomiast nie pojawia się efekt płynności – wzrost agregatów pieniężnych powoduje wzrost, a nie spadek stopy procentowej. Wyniki uzyskane dla krajów Azji Wschodniej zakłóca kryzys finansowy, który wystąpił w 1997 roku. W czasie kryzysu gwałtownie zdeprecjonowały się waluty krajowe w stosunku do dolara amerykańskiego, co wywołało silny wzrost stóp procentowych. Jednocześnie z powodu deprecjacji wzrosła również stopa inflacji. W związku z tym w próbie obejmującej epizod kryzysu finansowego pojawia się „price puzzle". W próbie kończącej się przed 1997 rokiem funkcje reakcji na impuls są w większości wypadków zgodne z teorią.

W dotychczasowych analizach polityki pieniężnej dokonywanych za pomocą strukturalnych modeli wektorowej autoregresji (Kokoszczyński i in. 2002), w których stosowano dekompozycję Christiano, Eichenbauma, Evansa (1994, 1998) oraz Kima i Roubiniego (1995) funkcje reakcji na impuls w szeregu wypadków nie były zgodne z intuicją, m.in. pojawiał się efekt „price puzzle" i „output puzzle", czyli wzrost produkcji po szoku stopy procentowej. Stopień restrykcyjności polityki pieniężnej oceniano natomiast jedynie za pomocą wskaźników MCI, w których wagi dla stopy procentowej i kursu walutowego pochodziły z oszacowań krzywej IS i krzywej Phillipsa (por. Kot 2003).

[20] Reakcja kursu walutowego we Włoszech jest sprzeczna z teorią: zacieśnienie polityki pieniężnej powoduje realną deprecjację, a nie aprecjację.

Do analizy polityki pieniężnej Polski i skonstruowania wskaźnika restrykcyjności posłużono się modelem rynku pieniężnego zaproponowanym przez Cuche'ego (2000). Składają się na niego następujące równania: popytu na pieniądz, podaży pieniądza, zależności między kursem walutowym i stopą procentową; zakłada się równowagę między popytem i podażą pieniądza[21].

$$m_t^s = \lambda \varepsilon_t^d + \phi \varepsilon_t^x + \varepsilon_t^s, \tag{11}$$

$$m_t^d = \rho i_t + \varepsilon_t^d, \tag{12}$$

$$m^d = m^s, \tag{13}$$

$$e_t = \delta i_t + \varepsilon_t^x, \tag{14}$$

gdzie: m^s, m^d, e, i to odpowiednio podaż pieniądza, popyt na pieniądz, kurs walutowy i stopa procentowa, ε^d, ε^x to szok popytu na pieniądz i szok kursowy, a ε^s to poszukiwany szok polityki pieniężnej.

Równanie (11) oznacza, że podaż pieniądza kształtuje się pod wpływem szoku popytowego, ze strony kursu walutowego oraz szoku polityki pieniężnej. Popyt na pieniądz jest zdefiniowany jako funkcja poziomu krótkoterminowej stopy procentowej oraz szoku popytowego (równanie 12). Kurs walutowy również kształtuje się pod wpływem stopy procentowej oraz szoku kursowego (14). Rozwiązanie równań (11)-(14) ze względu na pieniądz, stopę procentową i kurs walutowy oraz włączenie ich do modelu wektorowej autoregresji daje równania bloku zmiennych polityki pieniężnej postaci:

$$i_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i1} P_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{i1} Y_{t-i} + \frac{1}{\rho} m_t - \frac{1}{\rho} \varepsilon_t^d, \tag{15}$$

$$m_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i2} P_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{i2} Y_{t-i} + \lambda \varepsilon_t^d + \phi \varepsilon_t^x + \varepsilon_t^s, \tag{16}$$

$$e_t = \sum_{i=1}^{p} \alpha_{i3} P_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \beta_{i3} Y_{t-i} + \delta i_t + \varepsilon_t^x, \tag{17}$$

[21] *Ex post* mamy zawsze do czynienia z równowagą na rynku pieniężnym. Jeżeli na przykład celem operacyjnym jest podaż pieniądza, to utrzymujemy go na przyjętym poziomie, a czynnikiem dostosowującym popyt i podaż jest stopa procentowa. Jeżeli zaś celem operacyjnym polityki pieniężnej jest stopa procentowa, to oznacza to że ją z kolei utrzymujemy na przyjętym poziomie za pomocą operacji otwartego rynku w taki sposób, iż czynnikiem zapewniającym równowagę jest wówczas podaż pieniądza.

W niniejszym opracowaniu, choć nawiązujemy do metody SVAR, nie przechodzimy przez jej drugi etap – ze względu na możliwą niestabilność parametrów, związaną ze zmianami zachodzącymi w procedurach polityki pieniężnej. Tak jak Boivin (1999) zastosowaliśmy metodę zmiennych instrumentalnych[22]. Restrykcje nałożone na kowariancję zmiennych sprawiły, że równania estymowano sekwencyjnie, a reszty jednego równania stawały się zmienną instrumentalną innego równania. Przyjmując, że Z_t oznacza zbiór wszystkich zmiennych określonych z góry, a θ jest wektorem parametrów modelu, mamy następujące warunki momentów:

$$E\left[f\left(x_t,\theta\right)\right]=E\begin{bmatrix}\varepsilon_t^d(\theta)Z_t\\ \varepsilon_t^x(\theta)Z_t\\ \lambda\varepsilon_t^d(\theta)+\phi\varepsilon_t^x(\theta)+\varepsilon_t^s(\theta)\\ \varepsilon_t^d(\theta)\varepsilon_t^x(\theta)\\ \varepsilon_t^d(\theta)\varepsilon_t^s(\theta)\\ \varepsilon_t^s(\theta)\varepsilon_t^x(\theta)\end{bmatrix}=0.$$

W celu jednoznacznego zidentyfikowania modelu nakładano dodatkową restrykcję na parametr δ lub λ:

(i) $$\delta = 0.$$

Restrykcja ta oznacza, że kurs walutowy (w danym miesiącu) kształtuje się niezależnie od poziomu stopy procentowej. Taka sytuacja może występować wtedy, gdy kurs walutowy kształtuje się w przeważającym stopniu pod wpływem innych czynników niż bieżąca krótkoterminowa stopa procentowa, na przykład tzw. gry na konwergencję.

(ii) $$\lambda = 0.$$

Przyjęcie tego założenia oznacza, że w procesie kształtowania podaży pieniądza bank centralny nie bierze pod uwagę współczesnego szoku popytu na pieniądz.

Dodanie jeszcze jednej restrykcji umożliwia identyfikację procedur operacyjnych. Jeżeli przyjmuje się restrykcje:

(iii) $$\lambda = 0 \text{ oraz } \phi = 0.$$

[22] Boivin (1999) szeroko uzasadnia wykorzystanie metody zmiennych instrumentalnych zamiast zwykłej dwuetapowej estymacji SVAR.

to oznacza to, że bank centralny nie reaguje współcześnie ani na szok popytu na pieniądz, ani na szok kursowy, tzn. realizuje procedurę operacyjną, w ramach której utrzymuje podaż pieniądza na z góry przyjętym poziomie. Jeżeli zaś założyć, że

(iv) $$\lambda = 1 \quad \text{oraz} \quad \phi = 0,$$

to bank centralny utrzymuje na przyjętym poziomie stopę procentową, akomodując szok popytu na pieniądz i nie reagując na szok kursowy.

Oczekujemy, że parametry modelu będą spełniały następujące warunki:

- $\rho < 0$, ponieważ wzrost stopy procentowej powinien powodować spadek popytu na pieniądz;
- $\delta < 0$, ponieważ wzrost stopy procentowej powinien wywołać aprecjację kursu walutowego (pod warunkiem że procedura operacyjna nie wymaga, by $\delta = 0$).

Określenie oczekiwanej wielkości i znaku parametru ϕ jest bardziej skomplikowane i w znacznej mierze zależy od stosowanego systemu kursowego oraz od stopnia napływ kapitału zagranicznego. W najprostszym wypadku, którym jest kurs w pełni płynny, parametr ϕ powinien być bliski zera. W systemie kursu stałego lub kursu płynnego z interwencjami jego wielkość jest zależna od stopnia sterylizacji[23]. Jeśli na przykład w sytuacji niepełnej sterylizacji podaż pieniądza wzrasta po szokowej aprecjacji, wskaźnik pokaże, że polityka pieniężna stała się luźniejsza niż w przeszłości. Czynnikiem, który może dodatkowo zakłócić analizę stopnia restrykcyjności jest dolaryzacja gospodarki. Gdy przedsiębiorstwa i osoby prywatne mają depozyty walutowe, szokowa deprecjacja prowadzi w sposób automatyczny do wzrostu podaży pieniądza, nawet w sytuacji, gdy kurs walutowy jest w pełni płynny (jest to efekt księgowy, lecz nie można wykluczyć, że może mieć pewien wpływ na konsumpcję przez efekt bogactwa). Z tego względu trudno *a priori* określić znak parametru ϕ. W wypadku Polski zarówno dolaryzacja, jak i niepełna sterylizacja[24] sugerują, że parametr ten powinien okazać się większy od zera.

Dyskutując kwestię kursu walutowego, należy także podkreślić rolę czynników strukturalnych, sprawiających, że w wypadku Polski i zapewne niektórych innych krajów, które ostatnio wstąpiły do Unii Europejskiej, konstruowanie wskaźników typu MCI i ich interpretacja są dość trudne. W krajach tych występuje mianowicie stosunkowo często zjawisko trwałej aprecjacji kursu walutowego. Ważniejsze czynniki, które jej sprzyjają to:

[23] W systemie kursu stałego szokowa deprecjacja zmusza bank centralny do interwencji (bank centralny kupuje walutę krajową), a zatem parametr φ powinien być mniejszy od zera.

[24] NBP interweniował na rynku walutowym do roku 1998.

- Tak zwana gra na konwergencję – konieczność przyjęcia euro przez kraje wstępujące do UE sprawia, że muszą one osiągnąć stabilizację nominalną; to oznacza z reguły konieczność osiągnięcia niższej stopy inflacji i stopy procentowej niż na początku procesu konwergencji. Inwestorzy zagraniczni mogą zatem dość bezpiecznie grać na przyszłe obniżki stóp procentowych, a napływ kapitału powoduje aprecjację.
- Proces prywatyzacji. Napływ kapitału wynikający z prywatyzacji powoduje aprecjację niewynikającą z tzw. fundamentów gospodarki. W celu wyeliminowania presji aprecjacyjnej związanej z procesem prywatyzacji NBP, podobnie jak inne banki centralne regionu, stworzył specjalne konta w banku centralnym, na których deponowane są wpływy z prywatyzacji.

Przedstawione czynniki są egzogeniczne w stosunku do polityki pieniężnej. Należy jednak pamiętać, że sposób prowadzenia polityki pieniężnej również może być źródłem trwałej aprecjacji. Jak wspomniano wcześniej, w latach 1994-1995 NBP prowadził politykę sztywnego kursu walutowego z mechanizmem pełzającej dewaluacji kursu centralnego. Później reżim kursowy stawał się bardziej płynny – stopniowo obniżano tempo dewaluacji i rozszerzano dopuszczalne pasmo wahań kursu zarówno formalne, jak i nieformalne. Była to więc strategia stopniowego uelastyczniania prowadząca do pełnego upłynnienia kursu walutowego w kwietniu 2000 roku. W punkcie 1 artykułu przedstawiono przyczyny napływu do Polski kapitału zagranicznego w latach 1994-1995, w tym miejscu ograniczymy się więc do stwierdzenia, że konieczność skupu walut przez bank centralny, wynikająca z mechanizmu kursowego, skutkowała – mimo rosnącej skali absorbujących operacji otwartego rynku – wzrostem płynności sektora bankowego, wzrostem podaży pieniądza i stopniowym spadkiem stóp procentowych na rynku pieniężnym i detalicznym. Dodatkowym czynnikiem powodującym aprecjację i analogiczne skutki dla płynności sektora bankowego był napływ kapitału portfelowego, wynikający z dysparytetu stóp procentowych i oczekiwań inwestorów na kolejne obniżki stóp ze względu na spadającą inflację. Następował on mimo podejmowanych przez NBP działań, mających na celu zwiększenie ryzyka kursowego. W rezultacie kurs złotego ulegał aprecjacji, rosła podaż pieniądza i spadały stopy procentowe. Warto podkreślić, że presji na aprecjację niewątpliwie sprzyja patrzenie polityki pieniężnej w tył, dostosowywanie się do przeszłej, a nie do oczekiwanej inflacji. Naturalnie polityka patrząca w przód jest warunkiem koniecznym, ale nie wystarczającym, bo udało się uniknąć nadmiernej presji na aprecjację.

W opracowaniu ograniczamy się do estymacji modelu z restrykcją (i), tzn. przy założeniu $\delta = 0$. Ponieważ naszym zasadniczym celem jest estymacja wskaźnika restrykcyjności polityki pieniężnej, więc uznaliśmy, że bardziej właściwe jest w tym wypadku podejście, pozwalające w większym stopniu „mówić danym" niż jest to możliwe w warunkach, gdy model jest przeidentyfikowany.

3. Dane i wyniki estymacji

Estymację modelu ograniczono do lat 1995-2002 z powodów wyraźnie uzasadnionych przedstawioną w punkcie drugim ewolucją polskiej polityki pieniężnej. Od roku 1995 przestaje być możliwe posługiwanie się jednym wskaźnikiem dla oceny stopnia restrykcyjności tej polityki.

W bloku zmiennych makroekonomicznych – ze względu na stosunkowo krótką próbę – umieściliśmy jedynie inflację ($\pi_t = p_t - p_{t-1}$), gdzie p_t oznacza poziom cen, oraz produkcję przemysłową, y_t (odchylenie poziomu bieżącego od trendu[25]). Na tym etapie prac, m.in. ze względu na długość próby, zrezygnowaliśmy z umieszczenia w bloku zmiennych makroekonomicznych rentowności obligacji Skarbu Państwa czy ceny surowców (ropy naftowej), co pozwalałoby wyróżnić szok portfelowy i szok wynikający ze zmian *terms of trade*. W bloku zmiennych polityki pieniężnej umieściliśmy pieniądz *m1* w wyrażeniu realnym, nominalną jednomiesięczną stopę WIBOR oraz nominalny efektywny kurs walutowy (PLN/USD i PLN/EUR z wagami odpowiednio 0,45 i 0,55; wzrost kursu oznacza deprecjację, spadek – aprecjację). Konstrukcja nominalnego efektywnego kursu walutowego może nasuwać pewne wątpliwości. Rynek finansowy jest bowiem w Polsce zdominowany przez transakcje w walucie amerykańskiej, podczas gdy dla obrotów handlowych, i co za tym idzie, dla sfery realnej niewątpliwie większe znaczenie ma euro[26]. Z tego względu wykonaliśmy również estymacje dla kursu bilateralnego PLN/USD, jednak wyniki były znacznie gorsze niż dla kursu efektywnego[27].

Wybór stopy procentowej również nie był oczywisty. Z jednej strony, powinna być to stopa krótkoterminowa, ponieważ modeluje się rynek pieniężny, z drugiej zaś – w 1995 roku, z powodu rosnącego napływu kapitału zagranicznego NBP przeprowadzał głównie 91- i 182-dniowe operacje otwartego rynku (emisja bonów pieniężnych) i w związku z tym nie można żadnej z krótkoterminowych stóp przypisywać roli zmiennej polityki pieniężnej. Od marca 1998 roku zaprzestano prowadzenia długoterminowych operacji otwartego rynku i jednomiesięczna stopa Wibor zaczęła się kształtować pod wpływem 28-dniowej stopy referencyjnej NBP. Naszym celem jest nie tyle modelowanie rynku pieniężnego, ile otrzymanie wskaźnika stopnia restrykcyjności, zatem powinna być to stopa

[25] Trend został wyznaczony za pomocą filtra Hodricka-Prescotta, zastosowano współczynnik wygładzania równy 14 400.

[26] Ten sam problem występuje przy konstrukcji klasycznych wskaźników MCI, por. (Ericsson et al. 1998).

[27] Parametr ρ okazał się dodatni i statystycznie nieistotny, podobnie jak parametr λ, istotny był jedynie parametr ϕ, lecz stwarzał podobne problemy, jak przedstawiany poniżej parametr uzyskany wtedy, gdy posługiwaliśmy się kursem efektywnym. Z tych powodów nie pokazujemy wyników dla kursu bilateralnego.

wpływająca na procesy realne. W pracy Kokoszczyńskiego i in. (2002) pokazano, że oprocentowanie kredytów o zapadalności do dwunastu miesięcy dla podmiotów gospodarczych w latach 1996-2002 było uzależnione od jednomiesięcznej stopy WIBOR. Można więc uznać, że w znacznym stopniu spełnia ona wymienione warunki.

Wszystkie zmienne poza stopą procentową zostały zlogarytmowane; poziom cen, produkcji oraz podaż pieniądza pozbawiono składnika sezonowego. Estymację równań (15)-(17) przeprowadzono za pomocą uogólnionej metody momentów, na wstępie testowano więc stopień integracji zmiennych[28]. Wyniki przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki testu ADF

Zmienna	Z trendem*	Bez trendu**
i	–2,18	–0,63
m	–1,59	–0,71
e	–1,47	–1,91
π	–6,69	–2,20

H_0: zmienna ma pierwiastek jednostkowy.

*Wartość krytyczna na poziomie 10% wynosi –3,15; **wartość krytyczna na poziomie 10% wynosi –2,58.

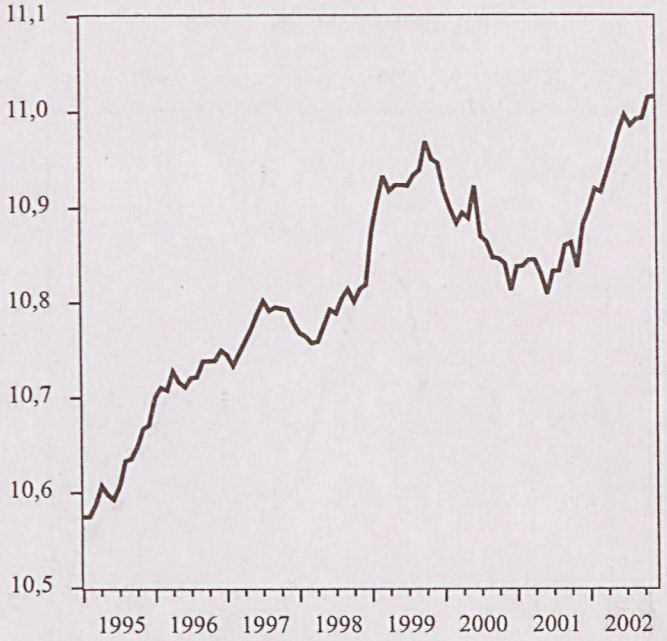
Jak pokazują wyniki testu Dickey-Fullera, nie można odrzucić hipotezy zerowej, że zmienne polityki pieniężnej (w obserwowanej próbie) zawierają pierwiastek jednostkowy. Dlatego zostały one tak przekształcone, by były stacjonarne – w dalszej estymacji posługiwaliśmy się mianowicie ilorazem danej zmiennej i jej trzymiesięcznej średniej ruchomej. Szok polityki pieniężnej dotyczył zatem nieoczekiwanych odchyleń od średniego poziomu danego instrumentu z ostatnich trzech miesięcy. Poniżej na wykresach pokazujemy zmienne polityki pieniężnej w postaci surowej i przekształcone.

Dane dotyczące inflacji i produkcji przemysłowej pochodzą z GUS, dotyczące pieniądza i kursu walutowego z NBP, oprocentowanie WIBOR – z Agencji Reuters.

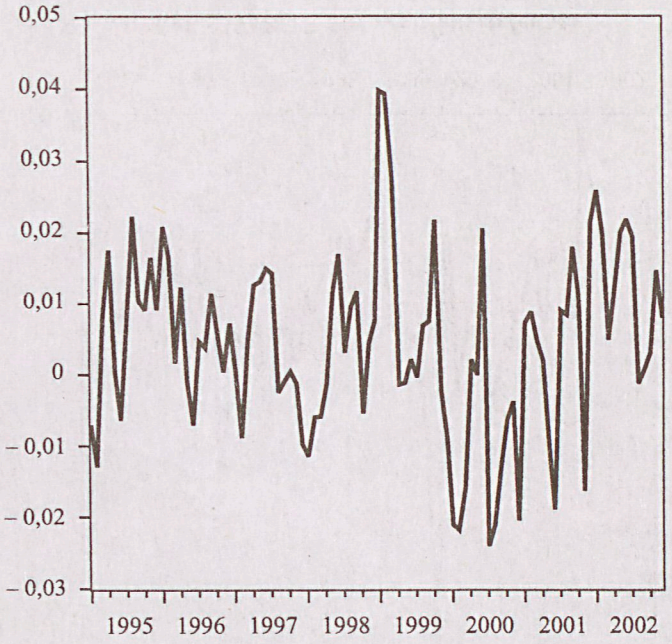
Oczekiwano, że parametry modelu będą spełniały następujące warunki:

- $\rho < 0$, ponieważ wzrost stopy procentowej powoduje spadek popytu na pieniądz
- $\delta < 0$ (jeżeli procedura operacyjna nie będzie zakładała, że $\delta = 0$), gdyż wzrost stopy procentowej powinien powodować aprecjację waluty krajowej.

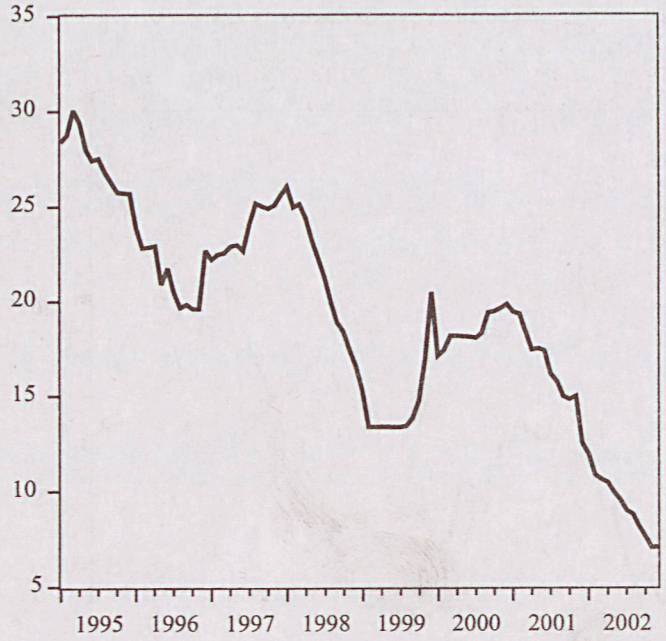
[28] Nie ma potrzeby testowania stopnia integracji zmiennej y, gdyż jej konstrukcja zapewnia stacjonarność.



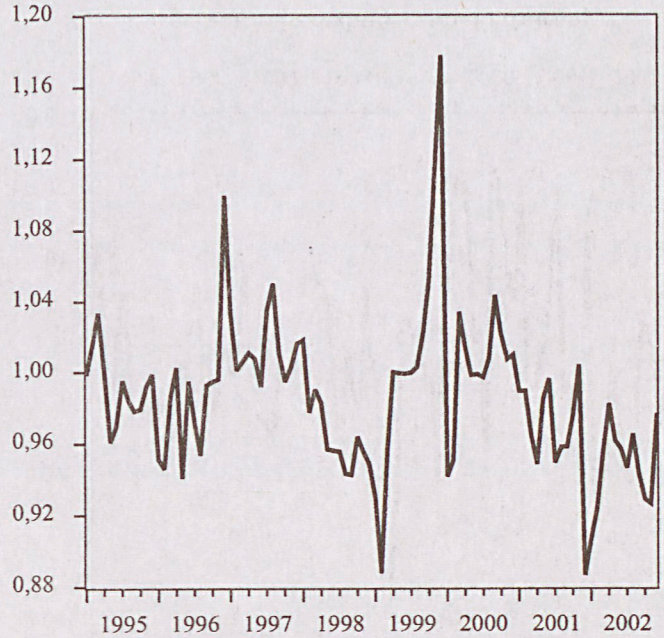
Rys. 1. Agregat M1 (realny)



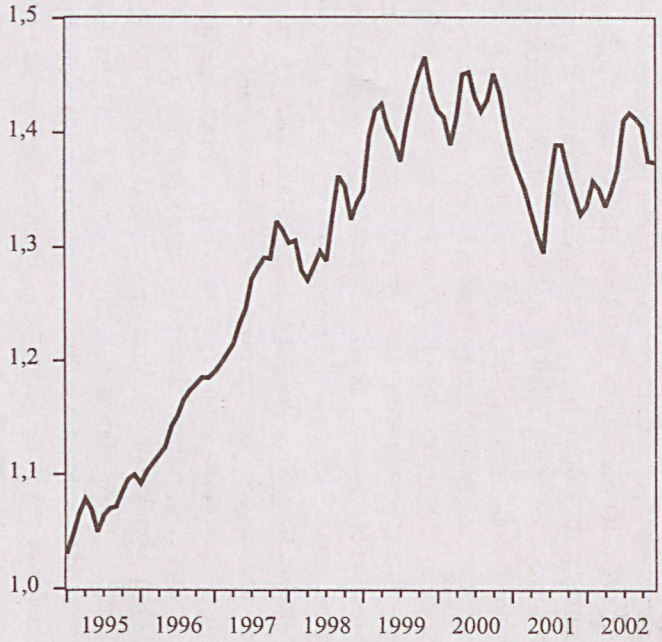
Rys. 2. Agregat M1 (realny) – przekształcony



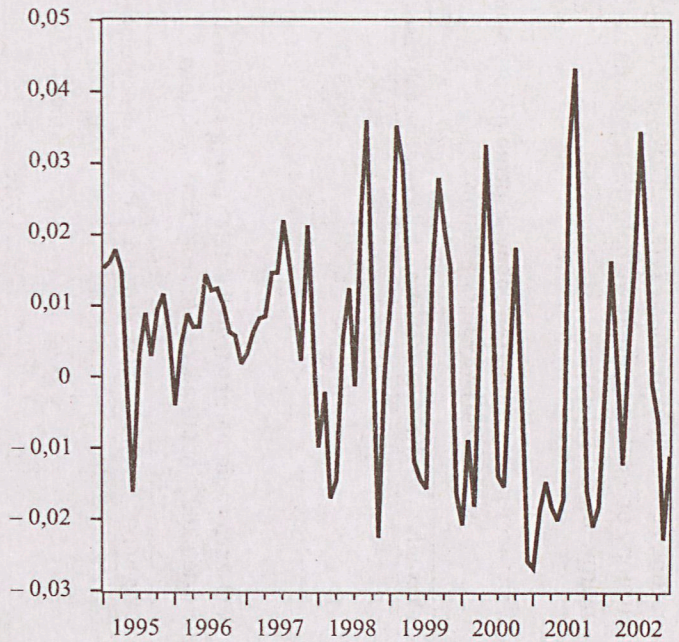
Rys. 3. Stopa WIBOR 1M



Rys. 4. Stopa WIBOR 1M – przekształcona



Rys. 5. Nominalny efektywny kurs walutowy



Rys. 6. Kurs walutowy – przekształcony

Przyjęcie założenia, że w danym miesiącu kurs walutowy kształtuje się niezależnie od poziomu stopy procentowej, doprowadziło do uzyskania następujących oszacowań parametrów modelu (tabele 2 i 3).

Tabela 2. Oszacowania parametrów modelu: pełna próba, nominalny efektywny kurs walutowy

Współczynnik	Wartość oszacowania	Prawdopodobieństwo
ρ	–0,545	0,14
λ	0,163	0,009
ϕ	0,217	0,04

Tabela 3. Oszacowania parametrów modelu: próba styczeń 1998 grudzień 2002, nominalny efektywny kurs walutowy

Współczynnik	Wartość oszacowania	Prawdopodobieństwo
ρ	–0,19	0,10
λ	0,85	0,000
ϕ	0,165	0,029

Współczynnik ρ zarówno w całej próbie, jak i w podpróbie 1998-2002 ma oczekiwany znak. W całej próbie jest statystycznie nieistotny, jednak w próbie skróconej jest istotny na poziomie 10%. Jest to wynik zgodny z intuicją – dopiero od 1998 roku 1-miesięczna stopa WIBOR stała się tą stopą rynkową, która była najściślej związana ze stopą referencyjną NBP. Brak statystycznej istotności oszacowanego parametru w całej próbie może świadczyć nie o tym, że popyt na pieniądz nie zależał od poziomu stopy procentowej, lecz że 1-miesięczna stopa WIBOR niekoniecznie pełniła funkcję parametru decyzyjnego. Oznaczałoby to również, że rynek pieniężny nie był efektywny. Tak jak oczekiwaliśmy, współczynnik ϕ okazał się dodatni. Współczynnik λ jest statystycznie istotny zarówno w całym badanym okresie, jak i w próbie skróconej. Widoczna jest niestabilność współczynników.

Za pomocą oszacowanych parametrów zbudowano wskaźnik restrykcyjności polityki pieniężnej, przy czym wagi występujące przy poszczególnych zmiennych polityki pieniężnej są następujące: przy stopie procentowej: $(\lambda \cdot \rho)$, przy pieniądzu $(1 - \lambda)$, a przy kursie walutowym $(-\phi)$. Iloczyn λ i ρ jest ujemny, tzn. wzrost stopy procentowej obniża wskaźnik, różnica $(1 - \lambda)$ jest dodatnia, tzn. wzrost podaży pieniądza podnosi wskaźnik. Współczynnik ϕ wchodzi do wskaźnika restrykcyjności ze znakiem ujemnym, co oznacza, że wzrost kursu walutowego (deprecjacja) obniża wskaźnik.

Na rysunku 7 pokazano przebieg wskaźnika restrykcyjności przy założeniu $\delta = 0$. Wskaźnik został unormowany w taki sposób, by jego wartości dodatnie

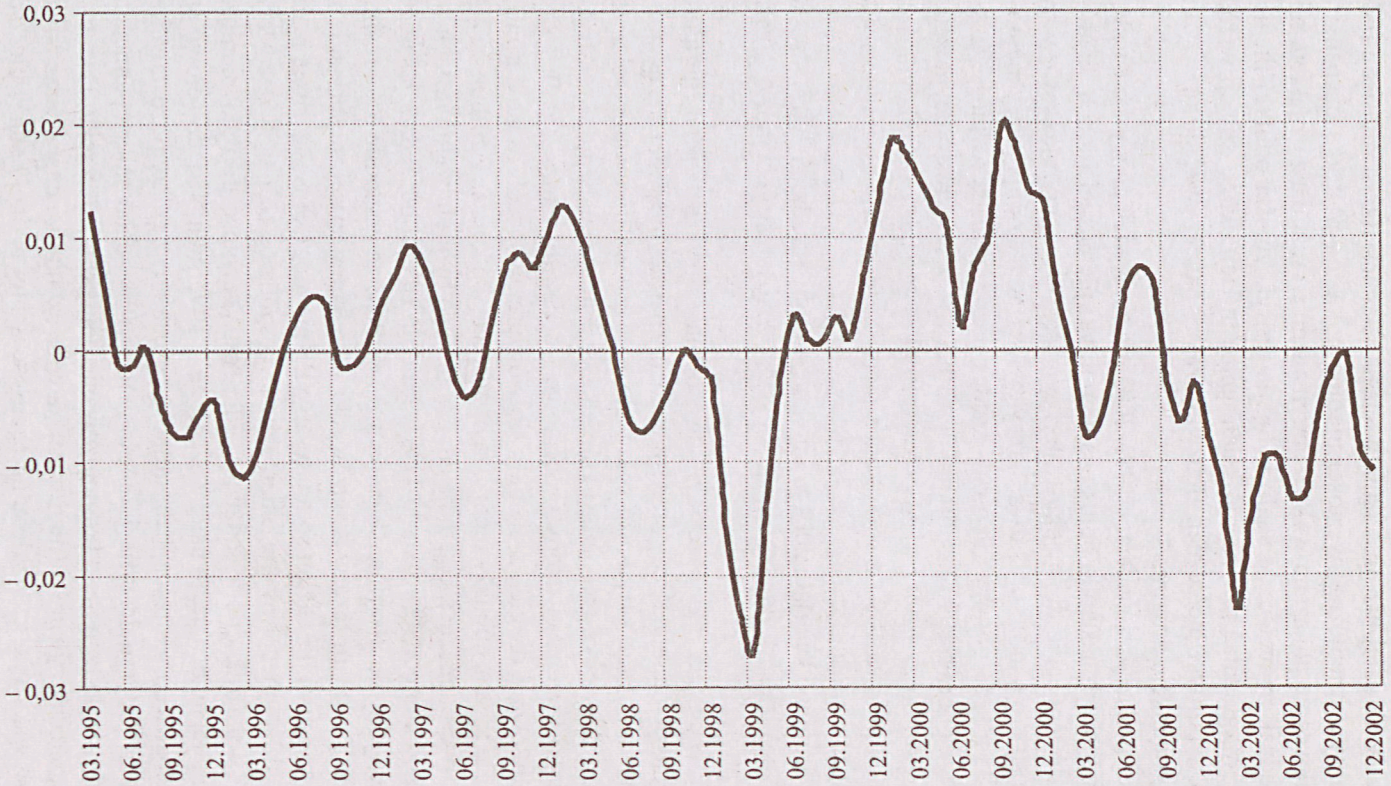
wskazywały bardziej niż przeciętną w ciągu ostatnich trzech miesięcy restrykcyjną politykę pieniężną, wartości ujemne pokazują politykę ekspansywną. Zatem faktycznie pokazano wykres otrzymanego wskaźnika ze znakiem minus. Należy jednak pamiętać, że analiza stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej powinna uwzględniać przyczyny zmian tempa inflacji, wagę inflacji wśród innych celów polityki pieniężnej. Będziemy zatem nawiązywać do rozważań zawartych w punkcie drugim.

Wykres pokazuje, że w latach 1995-2002 można wydzielić wyraźne trzy podokresy, w których nastąpiło poluzowanie polityki pieniężnej i jeden, w którym, choć widać tendencję do spadku restrykcyjności, wystąpiły okresowe wzrosty stopnia restrykcyjności, oraz dwa okresy zwiększania stopnia restrykcyjności.

- 1995 r. – do połowy 1996 r. – spadek poziomu restrykcyjności[29];
- druga połowa 1996 r. – do połowy 1998 r. – wzrost restrykcyjności;
- druga połowa 1998 r. – do połowy 1999 r. – spadek restrykcyjności;
- druga połowa 1999 r. – do końca pierwszego kwartału 2001 r. – wzrost restrykcyjności;
- od drugiego kwartału 2001 r. – do końca próby (grudzień 2002) – zasadniczo spadek restrykcyjności, epizodyczny wzrost restrykcyjności w trzecim kwartale 2002 r.

Otrzymane przez nas okresy zmian stopnia restrykcyjności generalnie są zgodne z naszą intuicją. Kiedy przedstawialiśmy narracyjne podejście do polityki pieniężnej, największą trudność sprawiało nam zakwalifikowanie roku 1995. Pojedyncze wskaźniki, za pomocą których zwyczajowo analizuje się restrykcyjność polityki pieniężnej: stopy procentowe i podaż pieniądza z jednej strony, a kurs walutowy z drugiej, zmieniały się wówczas w sposób różnokierunkowy (spadek stóp i wzrost podaży pieniądza przy aprecjacji kursu). Zgodnie z Założeniami polityki pieniężnej, celem banku centralnego było obniżenie inflacji z blisko 30% pod koniec 1994 roku do 17% w grudniu 1995 roku. Jednocześnie bank był zobowiązany do utrzymania tempa wzrostu PKB na poziomie 5% i realizacji założonego przyrostu rezerw dewizowych. Ewidentne sprzeczności, jakie znalazły się w zapisach Założeń sprawiły, że NBP nie mógł konsekwentnie realizować celu inflacyjnego, by nie uniemożliwić gospodarce realizacji pozostałych. Jeśli nasz wskaźnik dobrze odzwierciedla restrykcyjność polityki pieniężnej, a chociażby jej tendencję, to należy uznać, że w 1995 roku NBP częściowo przynajmniej poświęcił realizację celu inflacyjnego na rzecz celów pozostałych. Do spowolnienia procesu dezinflacji doszło w roku 1996, choć należy pamiętać, że przyczyniło się do tego nie tylko poluzowanie polityki w 1995 roku, lecz w znacznej mierze ceny żywności (nieurodzaj), a więc czynniki o charakterze podażowym. Nasz wskaźnik, ze względu na obecność w nim realnej podaży pieniądza,

[29] Ze względu na unormowanie miernika za pomocą trzymiesięcznej średniej ruchomej na rysunku widać dane od marca 1995 roku.



Rys. 7. Wskaźnik restrykcyjności polityki pieniężnej przy założeniu $\delta = 0$

pokazuje wzrost stopnia restrykcyjności nieco wcześniej (od połowy 1996 roku), niż wynikałoby to jedynie z analizy stóp procentowych. Te ostatnie zaczęły bowiem rosnąć w ostatnich miesiącach 1996 roku. Wzrost restrykcyjności był spowodowany przez rosnący deficyt obrotów bieżących, grożący, w dalszej perspektywie, nie tylko całkowitym zahamowaniem dezinflacji, lecz nawet zwiększeniem tempa wzrostu cen.

Od 1998 roku NBP realizuje strategię bezpośredniego celu inflacyjnego i dysponuje znacznie większą niż w poprzednich latach niezależnością co do konkretnego poziomu celu polityki pieniężnej. Spadek wskaźnika od połowy 1998 roku jest zgodny z naszą intuicją – NBP obniżał stopy procentowe, zaczął się bowiem wyraźnie zmniejszać deficyt obrotów bieżących. W sierpniu tego roku nastąpił kryzys rosyjski, którego skutkiem był gwałtowny spadek popytu na polski eksport. Polityka pieniężna w takiej sytuacji była dość trudna. Z jednej bowiem strony nierównowaga na wielu rynkach, w tym na rynku żywności, była powodem znacznego spadku tempa wzrostu cen. Z drugiej zaś – należało liczyć się z tym, że z powodu kryzysu nastąpi trwała utrata części rynków zbytu, a co za tym idzie, że obserwowany wówczas spadek wykorzystania mocy wytwórczych ma charakter strukturalny, a nie cykliczny.

Następujący po tym okresie gwałtowny wzrost stopnia restrykcyjności jest również zgodny z naszą intuicją zarówno co do kierunku, jak i skali. Zasadnicze przyczyny wzrostu restrykcyjności są opisane w Raportach o inflacji, więc nie będziemy ich dokładniej omawiali. Pewne wątpliwości budził natomiast okres następny, w którym RPP zaczęła obniżać stopy procentowe. Powinien być to okres luzowania polityki pieniężnej, ponieważ presja inflacyjna zaczęła się gwałtownie zmniejszać. Publikowane wówczas miary inflacji bazowej pokazują, że w pewnej mierze był to skutek nie tylko oddziaływania restrykcyjnej polityki pieniężnej, ale również pozytywnego szoku podażowego.

Podsumowując można powiedzieć, że wskaźnik ułatwia identyfikację okresów zwiększonej i zmniejszonej restrykcyjności polityki pieniężnej, szczególnie wtedy, gdy bank centralny prowadzi z góry założoną politykę hybrydową lub gdy nie prowadzi niehybrydowej polityki pieniężnej w sposób dostatecznie przejrzysty.

4. Podsumowanie i wnioski

Przedstawiona praca pokazuje możliwości wyestymowania wskaźnika restrykcyjności polityki pieniężnej wyprowadzonego z procedur operacyjnych. Wykorzystaliśmy dekompozycję Bernanke-Mihova zmodyfikowaną w taki sposób, by uwzględniała specyfikę małej gospodarki otwartej. Choć można dyskutować z dokonanym przez nas doborem zmiennych do estymacji, uzyskany przez nas wskaźnik wskazuje okresy o różnym stopniu restrykcyjności w sposób, który

generalnie zgadza się z naszą intuicją i nie różni się w dramatyczny sposób od zwykłego wskaźnika MCI dla Polski (por. Kot 2003). Porównując wnioski wynikające z „narracyjnego" podejścia do analizy stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej w Polsce, z tymi które płyną z analizy przebiegu wyestymowanego wskaźnika, stwierdziliśmy, że wskaźnik był najbardziej przydatny w okresach takich jak rok 1995 – gdy nastąpił jednocześnie znaczny wzrost podaży pieniądza i spadek stóp procentowych oraz aprecjacja kursu walutowego – lub 2001-2002, gdy w warunkach spadku stóp procentowych, na przykład ze względu na sposób ich dokonywania, wystąpiła presja na aprecjację złotego.

Literatura

Bernanke, B., Mihov, I. (1996), *What Does the Bundesbank Target*? Working Paper 5764, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Bernanke, B., Mihov, I. (1998), *Measuring Monetary Policy*, Quarterly Journal of Economics, vol. 113.

Boivin, J. (1999), *The Fed's Conduct of Monetary Policy: Has it Changed and Does it Matter*? (maszynopis powielony), Columbia University, New York.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, Ch. L. (1994), *The Effects of Monetary Policy Shocks: Some Evidence from the Flow of Funds*, Working Paper no 4699, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, Ch.L. (1998), *Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End*? Working Paper nr 6400, National Bureau of Economic Research, Cambridge.

Cuche, N.A. (2000), *Monetary Policy Rules and Indicators: Empirical Evidence for Switzerland*, Studienzentrum Gerzensee, (rozprawa doktorska) (www.szgerzensee.ch).

De Arcangelis, G., Di Giorgio, G. (1998), *In Search of Monetary Policy Measures: The Case of Italy in the 90's* (maszynopis powielony).

Durjasz, P., Kokoszczyński, R. (1998), *Financial Inflows to Poland, 1990-96*, Empirica, 25, s. 217-242.

Ericsson, N.R., Jansen, E.S., Kerbashian, N.A., Nymoen, R. (1998), *Interpreting a Monetary Condition Index in Economic Policy*, w: *Topics in Monetary Policy Modelling*, BIS Conference Papers, vol. 6, s. 237-257.

Favero, C.A. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, Oxford.

Fung, B.S.C. (2002), A *VAR Analysis of the Effects of Monetary Policy in East Asia*, Working Paper nr 118, Bank for International Settlements, Basle.

Fung, B.S.C., Yuan, M. (1999), *The Stance of Monetary Policy*, w: *Money, Monetary Policy and Transmission Mechanism*, Bank of Canada, Ottawa.

Kim, S., Roubini, N. (1995), *Liquidity and Exchange Rates in the G-7 Countries: Evidence from Identified VARs*, Working Paper, Yale University, New Haven.

Kokoszczyński, R. (2002), *Poland Before the Euro*, Journal of Public Policy, 22(2), s. 199-215.

Kokoszczyński, R. (2004), *Współczesna polityka pieniężna w Polsce*, PWE, Warszawa.
Kokoszczyński, R., Łyziak, T., Pawłowska, M., Przystupa, J., Wróbel, E. (2002), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*, Materiały i Studia, nr 151, NBP, Warszawa.
Kokoszczyński, R., Stopyra, J. (1996), *Dylematy wyboru celów pośrednich i operacyjnych w polityce pieniężnej NBP*, Bank i Kredyt, nr 6, s. 36-49.
Kot, A. (2003), *Indeksy restrykcyjności monetarnej, fiskalnej oraz policy mix w krajach akcesyjnych*, Bank i Kredyt, nr 6, s. 20-28; nr 7, s. 4-14.
NBP (1991 – 2003), Sprawozdania z realizacji założeń polityki pieniężnej, kolejne lata, Warszawa.
NBP (1990a – 2002a), Założenia polityki pieniężnej, kolejne lata, Warszawa.
Polański, Z. (1998), *Polityka pieniężna w Polsce w drugiej połowie lat 90.: bieżące problemy i strategiczne wyzwania*, Materiały i Studia nr 72, NBP.
Quispe Misaico, Z. (2001), *Transmission Mechanisms of Monetary Policy in an Economy with Partial Dollarisation: the Case of Peru*, Papers nr 8, Bank for International Settlements, Basle.
RPP (1998), Średniookresowa strategia polityki pieniężnej, NBP, Warszawa.
Szpunar, P. (2000), *Polityka pieniężna. Cele i warunki skuteczności*, PWE, Warszawa.
Tymoczko, D. (2000), *Instrumenty interwencji banku centralnego na rynku pieniężnym*, Materiały i Studia, nr 102, NBP, Warszawa.
Walsh, C.E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, wyd. 2, MIT Press, Cambridge.

IN SEARCH OF MONETARY POLICY RESTRICTIVENESS MEASURE THE CASE OF POLAND (1995 – 2002)

Summary

The restrictiveness of monetary policy in an open economy cannot be assessed by single-variable indicators such as interest rate, exchange rate or money supply. Simple combinations of these variables, with the Monetary Conditions Index being the most prominent among them, are not easy to construct and interpret in a correct and meaningful way. Bernanke and Mihov introduced in late 1990s a new indicator based on SVAR models applied in studies of monetary transmission mechanism.

We describe how to build and estimate this kind of indicator and we apply this approach to study monetary policy in Poland in the period of 1995 – 2002. Results seem to support its assessment based on other approaches (including the narrative one), but the indicator presented here allows for more precise dating of turning points of the Polish monetary policy in recent times.