

*Tomasz Uryszek\**

**EKONOMETRYCZNA ANALIZA SKUTECZNOŚCI  
WYBRANYCH INSTRUMENTÓW  
NARODOWEGO BANKU POLSKIEGO  
W OGRANICZANIU PODAŻY PIENIĄDZA W POLSCE**

**Streszczenie.** Niniejszy artykuł jest próbą przedstawienia skuteczności ograniczania nadmiernej podaży pieniądza w Polsce, przy wykorzystaniu podstawowych instrumentów Narodowego Banku Polskiego na przestrzeni ostatnich 6 lat. Prezentowana dalej seria liniowych modeli jednorównaniowych ma wskazać zależności między wielkościami charakteryzującymi polski rynek pieniężny: podażą pieniądza, instrumentarium wykorzystywanym przez NBP oraz kursami walut obcych. Istotą przedstawienia wybranych modeli ekonometrycznych jest określenie wpływu bezpośrednich i rynkowych metod oddziaływania banku centralnego na realizację pośredniego celu polityki pieniężnej w Polsce, jakim jest ograniczanie przyrostu podaży pieniądza w gospodarce, a także odnalezienie przyczyn wzrostu kreacji pieniądza, jak i skutecznych narzędzi jej ograniczania.

**Słowa kluczowe:** podaż pieniądza, nadpłynność sektora bankowego, polityka pieniężna.

**1. ZAŁOŻENIA TEORETYCZNE**

Zgodnie z teorią pieniądza, wzrost jego podaży może następować w dwojaki sposób. Pierwotnej kreacji dokonuje bank centralny poprzez udzielanie kredytu bankom komercyjnym lub emisję pieniądza gotówkowego. Wtórnej – dokonują banki komercyjne, wykorzystując wkład początkowy do udzielania kredytów. To właśnie ten rodzaj kreacji decyduje o wielkości podaży pieniądza. Bank centralny oddziałuje na jej rozmiary instrumentami polityki pieniężnej (Krzyżkiewicz 1996, s. 17–19).

Podaż pieniądza można potraktować jako funkcję wielu zmiennych. Zaliczyć do nich możemy głównie stopy procentowe banku centralnego i rynkowe, dochody, stopy rezerw obowiązkowych, wielkość bazy monetarnej (por. Kaźmierczak 1998, s. 73). Ich wpływ jest ponadto uzależniony od

\* Mgr, doktorant, Katedra Finansów i Bankowości, Uniwersytet Łódzki.

ogólnego poziomu rozwoju gospodarczego, deficytu budżetu państwa, rozrachunków z zagranicą, stopnia płynności sektora bankowego itp. Wielkości te wpływają na siebie wzajemnie. Z tego powodu bardzo trudno jednoznacznie wyznaczyć zbiory zmiennych endo- i egzogenicznych. Podobnie wygląda sytuacja z umiejscowieniem podaży pieniądza w tych zbiorach. W. Milo zauważa, że podaż ta może być wykorzystywana jako zmienna egzogeniczna w modelach opisujących gospodarkę narodową. Jednocześnie można ją traktować jako zależną od czynników rynku wewnętrznego, objaśnianą przez czynniki ekonomiczne działające wewnątrz danej gospodarki (Milo, red., 2000, s. 69).

Zmienną objaśnianą we wszystkich modelach jest – do niedawna najszerzy spośród stosowanych w Polsce agregatów pieniężnych –  $M2$  (zwany do końca 1996 r. „podażą pieniądza ogółem”), którego budowę przedstawia rysunek 1.



Rys. 1. Konstrukcja agregatu  $M2$  w Polsce

Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Biuletyn Informacyjny NBP” 2000, 4-5, tab. 12

Począwszy od końca marca 2002 r., część danych statystycznych prezentowanych przez Narodowy Bank Polski jest ujmowana w sposób odmienny od wcześniejszego. Wprowadzono nowy tzw. **penetracyjny** układ bilansu skonsolidowanego systemu bankowego, zatytułowanego teraz *Podaż pieniądza  $M3$  i czynniki jego kreacji*. W związku ze zbyt małą liczbą obserwacji, dotyczących kształtowania się „nowego” agregatu  $M3$ , nie będzie on używany jako zmienna w modelach. Zmiany w ujęciu najszerzych agregatów pieniężnych stosowanych w Polsce przedstawia tabela 1.

Tabela 1. Zmiany w ujęciu podaży pieniądza, związane z jego dostosowaniem do norm ESBC

| Bilans skonsolidowany systemu bankowego<br>(stan do końca marca 2002 r.)                                                                                                                                                                                                                                                                                   | Podaż pieniądza M3 i czynniki jego kreacji<br>(stan od końca marca 2002 r.)                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                              |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <p><b>A. Podaż pieniądza M2</b></p> <p>1. Pieniądz gotówkowy w obiegu</p> <p>2. Zobowiązania złotowe</p> <p>– wobec osób prywatnych</p> <p>– wobec podmiotów gospodarczych</p> <p>3. Zobowiązania walutowe</p> <p>– wobec osób prywatnych</p> <p>– wobec podmiotów gospodarczych (łącznie z niebankowymi inst. finansowymi oraz inst. niekomercyjnymi)</p> | <p><b>A. Podaż pieniądza M3</b></p> <p>1. Pieniądz gotówkowy w obiegu</p> <p>2. Depozyty i inne zobowiązania (inne zobowiązania obejmują: zobowiązania banków z tytułu zabezpieczeń pieniężnych oraz kredyty i pożyczki otrzymane)</p> <p>– gospodarstw domowych</p> <p>– niemonetarnych instytucji finansowych</p> <p>– przedsiębiorstw</p> <p>– instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych</p> <p>– instytucji samorządowych</p> <p>– funduszy ubezpieczeń społecznych</p> <p>3. Pozostałe składniki M3</p> |
| <b>B. Aktywa zagraniczne netto</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                                                         | <b>B. Aktywa zagraniczne netto</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                       |
| <p><b>C. Aktywa krajowe netto</b></p> <p>1. Należności</p> <p>– od osób prywatnych</p> <p>– od podmiotów gospodarczych (łącznie z niebankowymi inst. finansowymi oraz inst. niekomercyjnymi)</p> <p>2. Zadłużenie netto sektora budżetowego</p> <p>3. Saldo pozostałych pozycji (netto)</p>                                                                | <p><b>C. Aktywa krajowe netto</b></p> <p>1. Należności</p> <p>– od gospodarstw domowych</p> <p>– od niemonetarnych instytucji finansowych</p> <p>– od przedsiębiorstw</p> <p>– od instytucji niekomercyjnych działających na rzecz gospodarstw domowych</p> <p>– od instytucji samorządowych</p> <p>– od funduszy ubezpieczeń społecznych</p> <p>2. Zadłużenie netto instytucji rządowych szczebla centralnego</p> <p>3. Saldo pozostałych pozycji (netto)</p>                                                                           |

Źródło: strona internetowa NBP: [www.nbp.pl](http://www.nbp.pl).

W procesie konstrukcji modeli, ze zbioru potencjalnych zmiennych objaśniających wyłączono kilka charakterystycznych wielkości. Użycie zbyt dużej liczby czynników zaciemniłoby ich wpływ na wielkość podaży pieniądza i pogorszyło jakość modeli. Zrezygnowano z ujęcia w modelu stóp rezerw obowiązkowych. Podstawową przyczyną była tu niejednorodność i często wprowadzane zmiany jakościowe. Następowало bowiem stopniowe ujednolicanie wielkości zróżnicowanych przez rodzaj wkładów. Użycie wszystkich rodzajów rezerw było niemożliwe ze względu na konieczność zachowania odrębności informacji niesionych przez poszczególne zmienne. Obliczanie jakiegokolwiek średniej tych stóp w sytuacji permanentnego ich ujednolicania nie mogło być wykonane. Silna tendencja do obniżania stóp rezerw obowiązkowych wykluczyła ten czynnik z grona wielkości aktywnie kształtujących

wielkość podaży pieniądza. Odrzucono także bazę monetarną wraz z jej mnożnikiem. Obie zmienne są bowiem złożonymi agregatami, których wpływ na podaż pieniądza jest ściśle określony i nie wymaga szczegółowej interpretacji ekonometrycznej. Zamiast nich zdecydowano się wykorzystać narzędzia banku centralnego, na które ma on bezpośredni wpływ i za pomocą których aktywnie kształtuje politykę monetarną.

Estymację parametrów modeli wykonano w pakiecie komputerowym G. Umożliwia on obliczenie szeregu statystyk, pozwalających dokonać oceny „jakości” modelu oraz jego przydatności do celów prognostycznych. Główne statystyki obliczane przez program są omówione poniżej (Gajda 1998, s. 91–93):

*SEE* – standardowe odchylenie reszt;

*SEE + 1* – standardowe odchylenie reszt dla jednego okresu prognozy, przy uwzględnieniu, że zmienna objaśniana będzie się kształtować ze współczynnikiem autokorelacji reszt;

*MAPE* – średni absolutny błąd procentowy;

*RSQ* – współczynnik determinacji (stopień objaśnienia modelu);

*RBSQ* – współczynnik determinacji skorygowany stopniami swobody, pozwala porównywać dopasowanie równań różniących się liczbą włączonych do nich zmiennych objaśniających;

*RHO* – współczynnik autokorelacji reszt;

*DW* – wartość statystyki Durбина-Watsona pozwala na przetestowanie, czy współczynnik autokorelacji reszt (*RHO*) istotnie różni się od zera;

*Obser* – liczba obserwacji;

*DoFree* – liczba stopni swobody;

*Mexval* – miara ważności danej zmiennej, mówiąca o ile procent wzrosłoby odchylenie standardowe reszt w przypadku usunięcia danej zmiennej z równania;

*t-value* – wartość statystyki *t*-Studenta;

*Elas* – elastyczność zmiennej objaśnianej względem zmiennej objaśniającej, średnia w próbie;

*Mean* – wartości średnie zmiennych.

Wszelkie dodatkowe obliczenia, dotyczące m.in. badania koincydencji i wartości współczynników Theila, wykonano w arkuszu kalkulacyjnym Microsoft Excel.

Dane źródłowe zaczerpnięto z „Biuletynów Informacyjnych NBP” oraz strony internetowej Narodowego Banku Polskiego.



## 2. MODELE WYKORZYSTUJĄCE PODSTAWOWE STOPY PROCENTOWE NBP ORAZ OPERACJE OTWARTEGO RYNKU

Modele są oparte na miesięcznych obserwacjach wszystkich zmiennych za okres styczeń 1996 r. – listopad 2001 r. Próbę podzielono na dwie podpróby (01.1996–12.1999 oraz 01.2000–11.2001), dla których niezależnie dokonano oszacowań modeli.

Pierwszy model uzależnia podaż pieniądza  $M2$  od dwóch zmiennych objaśniających. Pierwszą jest średnia arytmetyczna stopy lombardowej i redyskontowej banku centralnego. Takie ujęcie podstawowych stóp procentowych NBP umożliwiło syntetyczne określenie ich wpływu na kształtowanie się zmiennej objaśnianej. Uniknięto jednocześnie sytuacji, w której dwie ściśle ze sobą powiązane zmienne niosłyby części tej samej informacji, co mogłoby wpłynąć niekorzystnie na jakość modelu. Drugą zmienną jest suma wartości sprzedaży bonów pieniężnych NBP oraz bonów pochodzących z przetargów i będących w obiegu według stanu na koniec poprzedniego miesiąca. Zmienna ta ma opisywać instrumenty, za pomocą których bank centralny „odsysa” z rynku nadmiar pieniądza, zmniejszając tym samym ilość pieniądza w gospodarce. Opis tych instrumentów jest oczywiście wielkim uproszczeniem, lecz wynika ono z konieczności zachowania ciągłości i odstępów czasowych między poszczególnymi obserwacjami oraz porównalności wykorzystywanych szeregów czasowych.

Permanently utrzymująca się nadpłynność w całym systemie bankowym powoduje, że oddziaływanie stóp procentowych banku centralnego charakteryzuje się znacznym opóźnieniem, dlatego model musi należeć do klasy modeli „dynamicznych”, z określonym schematem opóźnień. W modelu przyjęto trzymiesięczny okres dostosowawczy dla zmiennej  $NBP$ . Wartość bonów pieniężnych, sprzedanych na przetargach i będących w obiegu według stanu na koniec poprzedniego miesiąca, obniża podaż pieniądza bez żadnego opóźnienia. Powyższe zależności można zapisać symbolicznie jako:

$$M2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{suma}_t + \alpha_2 NBP_{t-3} \quad (1)$$

gdzie:

$M2$  – agregat pieniężny  $M2$ ;

$NBP$  – średnia arytmetyczna stopy lombardowej i redyskontowej;

$\text{suma}$  – suma wartości sprzedaży bonów pieniężnych NBP oraz bonów pochodzących z przetargów i będących w obiegu według stanu na koniec poprzedniego miesiąca;

$\alpha_i$  – parametry równania;

$t$  – subskrypt czasu.

Wyniki estymacji modelu przedstawia tabela 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza dla okresu 04.1996–12.1999

| Model podaży pieniądza     |                       |                   |                        |             |               |             |
|----------------------------|-----------------------|-------------------|------------------------|-------------|---------------|-------------|
| <i>SEE</i> = 17 767,64     | <i>RSQ</i> = 0,8399   | <i>RHO</i> = 0,81 | Obser = 45 od 1996.04  |             |               |             |
| <i>SEE</i> + 1 = 11 066,37 | <i>RBSQ</i> = 0,8323  | <i>DW</i> = 0,38  | DoFree = 42 do 1999.12 |             |               |             |
| <i>MAPE</i> = 8,91         | <i>JarqBer</i> = 3,25 |                   |                        |             |               |             |
| Symbol zmiennej            | <i>Reg-Coeff</i>      | <i>Mexxval</i>    | <i>t-value</i>         | <i>Elas</i> | <i>NorRes</i> | <i>Mean</i> |
| 0 <i>M2</i>                | ---                   | ---               | ---                    | ---         | ---           | 181 362,72  |
| 1 <i>intercept</i>         | 244 124,60601         | 81,1              | 9,783                  | 1,35        | 6,25          | 1,00        |
| 2 <i>suma</i>              | 1,74186               | 71,9              | 9,065                  | 0,30        | 1,72          | 31 042,21   |
| 3 <i>NBP</i> [3]           | -5 208,65810          | 31,2              | -5,503                 | -0,64       | 1,00          | 22,43       |

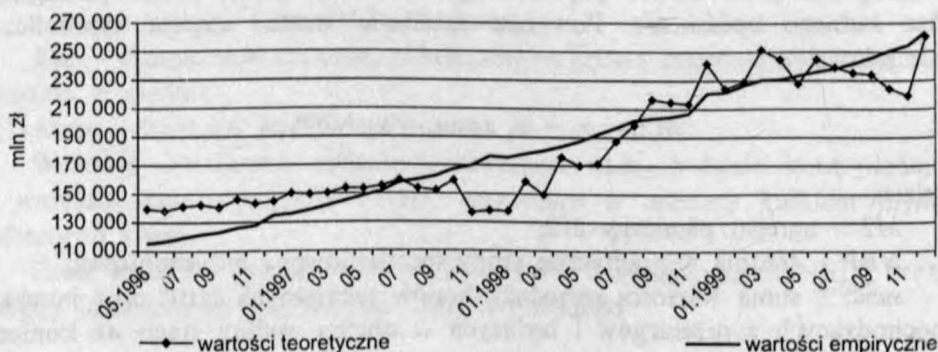
Źródło: obliczenia własne.

Równanie modelu można więc zapisać w następującej postaci:

$$M2_t = 244\,124,60601 + 1,74186 \text{ suma}_t - 5208,65810 \text{ NBP}_{t-3} \quad (2)$$

(9,065)
(-5.503)

Prezentowany model objaśnia rzeczywistość niemalże w 84% ( $RSQ = 0,8399$ ). Wartości statystyk  $t$ -Studenta wskazują, że nawet na poziomie istotności równym 0,001 obie zmienne są istotne statystycznie. Prawdopodobieństwo istotnego wpływu stóp procentowych NBP, a także wartości sprzedaży bonów pieniężnych NBP oraz bonów pochodzących z przetargów i będących w obiegu na podaż pieniądza  $M2$  wynosi 99,9%. Kształtowanie się zmiennej teoretycznej, otrzymanej z estymacji równania i porównanie jej z rzeczywistą podażą pieniądza  $M2$  przedstawia rysunek 2.



Rys. 2. Wartości teoretyczne i empiryczne agregatu  $M2$  w okresie 05.1996–12.1999  
Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Biuletynów Informacyjnych NBP” i obliczeń własnych

Średni absolutny błąd procentowy (*MAPE*) wskazuje, że średni błąd bezwzględny w całej próbie wynosi 8,91%. Występuje wysoka elastyczność agregatu *M2* na zmiany podstawowych stóp procentowych NBP. Ich wzrost o 1 pkt procentowy spowoduje, zgodnie z obliczeniami zawartymi w modelu, spadek podaży pieniądza w gospodarce o przeszło 5,2 mld zł (*Reg-coef*, czyli oszacowanie parametru, dla zmiennej *NBP* wynosi  $-5208,65810$ ). Zwiększenie wartości zmiennej *NBP* o 1% spowoduje spadek wartości agregatu *M2* średnio o 0,64%. Znak „-” stojący przy oszacowaniu parametru tej zmiennej jest zgodny z teorią ekonomii. Przyjmuje się bowiem, że wzrost stóp procentowych banku centralnego spowoduje obniżenie podaży pieniądza w gospodarce (Kaźmierczak 1998, s. 73).

Bardziej kłopotliwa jest interpretacja wpływu na podaż pieniądza sumy wartości sprzedaży bonów pieniężnych NBP oraz bonów pochodzących z przetargów i będących w obiegu. Głównym celem emisji tych papierów wartościowych jest bowiem ograniczanie podaży pieniądza. Tymczasem oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej *suma* wskazuje, że jej wzrost o 1 mln zł spowoduje zwiększenie podaży pieniądza w gospodarce równe 1,74 mln zł. Mogłoby to oczywiście wynikać ze złej specyfikacji równania. Badanie koincydencji i porównanie wyników ze znakiem parametru wykluczyło jednak taką możliwość, potwierdzając poprawność oszacowania<sup>1</sup>.

Odpowiedzią może tu się okazać skala emisji papierów wartościowych wchodzących w skład zmiennej *suma*. W latach 1996–1997 była ona znikoma, zmienna i nie miała znaczącego wpływu na podaż pieniądza. Ponadto wśród bonów dominowały 91- i 182-dniowe, sprzedawane następnie na rynku wtórnym, co mogło pośrednio prowadzić do dodatkowej kreacji pieniądza bankowego. Sytuacja ta mogła się zmienić dopiero po wprowadzeniu do przetargów regularnych emisji 28-dniowych bonów pieniężnych w lutym 1998 r., co przedstawiono w dalszej części artykułu.

Wartość statystyki Durbina-Watsona wskazuje, że dla poziomu istotności 0,05 (czyli z prawdopodobieństwem równym 95%) nie występuje autokorelacja.

Znacznie gorzej prezentuje się ten sam model szacowany na podstawie obserwacji z okresu 01.2000–12.2001. Wyniki estymacji przedstawia tabela 3.

<sup>1</sup> Wskaźniki koincydencji zostały omówione w dalszej części artykułu.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza dla okresu 01.2000–11.2001

| Model podaży pieniądza |                |            |             |            |        |            |
|------------------------|----------------|------------|-------------|------------|--------|------------|
| SEE = 17 447,32        | RSQ = 0,3124   | RHO = 0,67 | Obser = 23  | od 2000.01 |        |            |
| SEE + 1 = 14 763,69    | RBSQ = 0,2436  | DW = 0,67  | DoFree = 20 | do 2001.11 |        |            |
| MAPE = 4,90            | JarqBer = 0,38 |            |             |            |        |            |
| Symbol zmiennej        | Reg-Coeff      | Mexval     | t-value     | Elas       | NorRes | Mean       |
| 0 M2                   | -----          | -----      | -----       | -----      | -----  | 291 844,16 |
| 1 intercept            | 284 787,79559  | 58,3       | 5,489       | 0,98       | 1,45   | 1,00       |
| 2 suma                 | -1,49038       | 20,3       | -2,989      | -0,19      | 1,07   | 37 496,57  |
| 3 NBP [3]              | 3 068,63382    | 3,4        | 1,177       | 0,22       | 1,00   | 20,51      |

Źródło: obliczenia własne.

Drastycznemu pogorszeniu uległo objaśnienie modelu, które wynosi teraz zaledwie nieco ponad 31%. Zmiana znaku przy zmiennej *suma* może sugerować, zgodny z teorią ekonomii, wpływ sprzedaży bonów pieniężnych NBP bankom komercyjnym na spadek podaży pieniądza w gospodarce. Zastrzeżenia budzi natomiast zmiana znaku przy zmiennej *NBP*. Poprawność znaków została potwierdzona analizą koincydencji, jednak przy niskim objaśnieniu, co sprawia, że otrzymane szacunki nie mogą budzić zaufania.

Kolejnym etapem badania wpływu poszczególnych zmiennych na podaż pieniądza w gospodarce jest uwzględnienie kursów walut obcych. Bank centralny, chcąc zwiększyć poziom rezerw dewizowych, dokonuje zakupu walut obcych za złote. Powoduje to wzrost zasobów pieniądza krajowego w gospodarce (Krzyżkiewicz 1996, s. 12). Dodatkowy popyt na waluty obce zwiększa ich cenę. W ten sposób bank centralny może też świadomie kreować podaż pieniądza i ceny walut obcych w gospodarce. Tak więc można stwierdzić, że podaż pieniądza jest dodatnio skorelowana z kursami walut. Ich odzwierciedleniem w modelu będzie kurs średni NBP złotego do dolara amerykańskiego, określony jako zmienna *USD*. Założono także, że rynek reaguje na zmiany kursów walut z miesięcznym opóźnieniem. Podaż pieniądza w danym miesiącu reaguje na zmiany kursu walutowego z poprzedniego miesiąca. Inne zmienne pozostawiono w modelu bez zmian. Podaż pieniądza *M2* jest więc funkcją trzech zmiennych, co można zapisać symbolicznie jako:

$$M2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ suma}_t + \alpha_2 \text{ NBP}_{t-3} + \alpha_3 \text{ USD}_{t-1} \quad (3)$$

gdzie:

*USD* – kurs średni NBP złotego do dolara amerykańskiego, a pozostałe oznaczenia bez zmian.

Wyniki estymacji wykorzystującej powyższe informacje ilustruje tabela 4.



Tabela 4. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 04.1996–12.1999

| Model podaży pieniądza    |                      |                   |                        |             |               |             |
|---------------------------|----------------------|-------------------|------------------------|-------------|---------------|-------------|
| <i>SEE</i> = 6 707,35     | <i>RSQ</i> = 0,9772  | <i>RHO</i> = 0,45 | Obser = 45 od 1996.04  |             |               |             |
| <i>SEE</i> + 1 = 6 005,15 | <i>RBSQ</i> = 0,9755 | <i>DW</i> = 1,09  | DoFree = 41 do 1999.12 |             |               |             |
| <i>MAPE</i> = 2,83        | JarqBer = 0,89       |                   |                        |             |               |             |
| Symbol zmiennej           | <i>Reg-Coeff</i>     | <i>Mexval</i>     | <i>t-value</i>         | <i>Elas</i> | <i>NorRes</i> | <i>Mean</i> |
| 0 <i>M2</i>               | -----                | -----             | -----                  | -----       | -----         | 181 362,72  |
| 1 <i>intercept</i>        | -18 136,34873        | 1,1               | -0,943                 | -0,10       | 43,83         | 1,00        |
| 2 <i>suma</i>             | 0,89468              | 83,1              | 9,821                  | 0,15        | 12,08         | 31 042,21   |
| 3 <i>NBP</i> [3]          | -3 716,82484         | 18,3              | -4,044                 | -0,21       | 7,02          | 22,43       |
| 4 <i>USD</i> [1]          | 62 234,96317         | 164,9             | 15,707                 | 1,16        | 1,00          | 3,38        |

Źródło: obliczenia własne.

Równanie nowego modelu ma następującą postać:

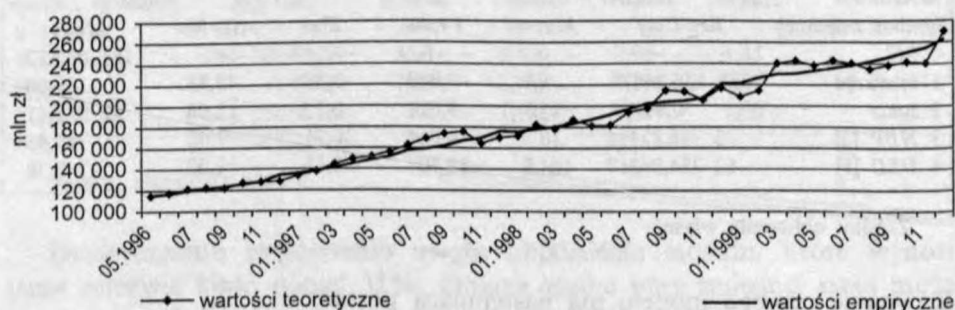
$$\begin{aligned}
 M2_t = & -18\,136,34873 + 0,89468 \, suma_t - 1\,716,82484 \, NBP_{t-3} + \\
 & \quad (9,821) \quad \quad \quad (-4,044) \\
 & + 62\,234,96317 \, USD_{t-1} \quad (15,707)
 \end{aligned} \quad (5)$$

Po wprowadzeniu zmiennej *USD* do modelu wyraźnie podnosi się stopień jego objaśnienia. Wartości teoretyczne odpowiadają rzeczywistym zmianom zmiennej objaśnianej w prawie 98%, a średni absolutny błąd procentowy zmalał do niecałych 3%. Ponadto kurs dolara amerykańskiego okazał się najważniejszą zmienną z punktu widzenia specyfikacji modelu. Jego odrzucenie powoduje wzrost standardowego odchylenia reszt *SEE* o ok. 165% jego obecnej wartości (*Mexval* = 164,9). Podaż pieniądza charakteryzuje się największą średnią elastycznością w stosunku do tej właśnie zmiennej. Oszacowanie parametru oraz wartość statystyki *Elas* dla zmiennej *USD* wskazują, że wzrost kursu złotego do dolara amerykańskiego o 1% (o 1 grosz) spowoduje dodatkowy przyrost podaży pieniądza o 1,16% (i odpowiednio przeszło o 620 mln zł).

W porównaniu z poprzednim modelem zmniejszył się zdecydowanie wpływ pozostałych zmiennych na *M2*. Wzrost *NBP* o 1 pkt procentowy (1%) spowoduje spadek podaży pieniądza jedynie nieco ponad 1,7 mld zł (0,21%). Zwiększenie wartości sprzedaży bonów pieniężnych *NBP* oraz bonów pochodzących z przetargów i będących w obiegu o 1 mld zł (1%) zaowocuje przyrostem *M2* zaledwie o 895 mln zł (0,15%). Elastyczność zmiennej objaśnianej względem zmiennych objaśniających spadła więc w przypadku *NBP* z -0,64% do -0,21%, a w przypadku *sumy* z 0,30% do 0,15%. Obie zmienne pozostały istotne statystycznie na tym samym poziomie istotności.

Zgodnie z testem Durбина-Watsona w modelu nie występuje autokorelacja, a bardzo dobre objaśnienie umożliwia wykorzystanie go do prognoz *ex ante*.

Graficzną ilustrację danych wygenerowanych przez program G, po wprowadzeniu do równania zmiennej *USD*, oraz danych empirycznych, przedstawia rysunek 3.



Rys. 3. Graficzna interpretacja dopasowania modelu do rzeczywistych zmian *M2*, po wprowadzeniu zmiennej *USD*

Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Biuletynów Informacyjnych NBP” i obliczeń własnych

Podobnie jak poprzednio, dokonano estymacji tego samego modelu na podstawie danych z okresu 01.2000–11.2001. Wyniki estymacji przedstawia tabela 5.

Tabela 5. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 01.2000–11.2001

| Model podaży pieniądza |                |            |                        |       |        |            |
|------------------------|----------------|------------|------------------------|-------|--------|------------|
| SEE = 17 379,59        | RSQ = 0,3177   | RHO = 0,67 | Obser = 23 od 2000.01  |       |        |            |
| SEE + 1 = 14 578,79    | RBSQ = 0,2100  | DW = 0,65  | DoFree = 19 do 2001.11 |       |        |            |
| MAPE = 4,96            | JarqBer = 0,41 |            |                        |       |        |            |
| Symbol zmiennej        | Reg-Coef       | Mexval     | t-value                | Elas  | NorRes | Mean       |
| 0 M2                   | -----          | -----      | -----                  | ----- | -----  | 291 844,16 |
| 1 intercept            | 317 020,17959  | 24,1       | 3,200                  | 1,09  | 1,47   | 1,00       |
| 2 suma                 | -1,44414       | 18,3       | -2,758                 | -0,19 | 1,08   | 37 496,57  |
| 3 NBP [3]              | 3 238,07006    | 3,7        | 1,199                  | 0,23  | 1,01   | 20,51      |
| 4 USD [1]              | -8 847,01780   | 0,4        | -0,385                 | -0,13 | 1,00   | 4,23       |

Źródło: obliczenia własne.

Uzyskane wyniki przypominają poprzednią estymację dla tego samego okresu. Bardzo znacznemu pogorszeniu uległo objaśnienie modelu. Znak stojący przy zmiennej *suma* zmienił się na, moim zdaniem, poprawny merytorycznie, lecz kłopotliwa stała się interpretacja znaków ocen parametrów przy pozostałych zmiennych.

## 2.1. Modele z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne

Wprowadzenie przez NBP przetargów na 28-dniowe bony pieniężne w lutym 1998 r. umożliwiło bankowi centralnemu sprawowanie znacznie bardziej efektywnej kontroli nad rynkiem pieniężnym. Interesująca wydaje się ekonometryczna analiza wpływu tych instrumentów na podaż pieniądza w gospodarce. W tym celu konieczna jest budowa odpowiedniego modelu. Został on oparty na miesięcznych obserwacjach za okresy: 05.1998–12.1999 oraz 01.I.2000–12.2001. Założono, podobnie jak poprzednio, że wpływ podstawowych stóp procentowych NBP na podaż pieniądza następuje z trzymiesięcznym opóźnieniem (dlatego estymacja została rozpoczęta na podstawie próby od sierpnia 1998 a nie od maja 1998). Obok tej zmiennej w równaniu znalazła się zmienna *sbon28*, oznaczająca sprzedaż bonów pieniężnych o 28-dniowym terminie wykupu. Symbolicznie można to zapisać jako:

$$M2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{sbon28}_t + \alpha_2 \text{NBP}_{t-3} \quad (5)$$

gdzie:

*sbon28* – sprzedaż bonów pieniężnych o 28-dniowym terminie wykupu, a pozostałe oznaczenia bez zmian.

Wyniki estymacji modelu opisanego równaniem (5) przedstawia tabela 6.

Tabela 6. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, dla okresu 08.1998–12.1999

| Model podaży pieniądza |                |            |             |            |        |            |
|------------------------|----------------|------------|-------------|------------|--------|------------|
| SEE = 7 325,01         | RSQ = 0,8330   | RHO = 0,34 | Obser = 17  | od 1998.08 |        |            |
| SEE + 1 = 7 002,78     | RBSQ = 0,8091  | DW = 1,32  | DoFree = 14 | do 1999.12 |        |            |
| MAPE = 2,65            | JarqBer = 0,56 |            |             |            |        |            |
| Symbol zmiennej        | Reg-Coeff      | Mexval     | t-value     | Elas       | NorRes | Mean       |
| 0 M2                   | -----          | -----      | -----       | -----      | -----  | 230 135,53 |
| 1 intercept            | 322 144,09689  | 651,8      | 27,8820     | 1,40       | 5,99   | 1,00       |
| 2 sbon 28              | -0,50046       | 10,8       | -1,785      | -0,05      | 3,57   | 23 458,58  |
| 3 NBP [3]              | -4 197,04843   | 88,9       | -5,995      | -0,35      | 1,00   | 19,12      |

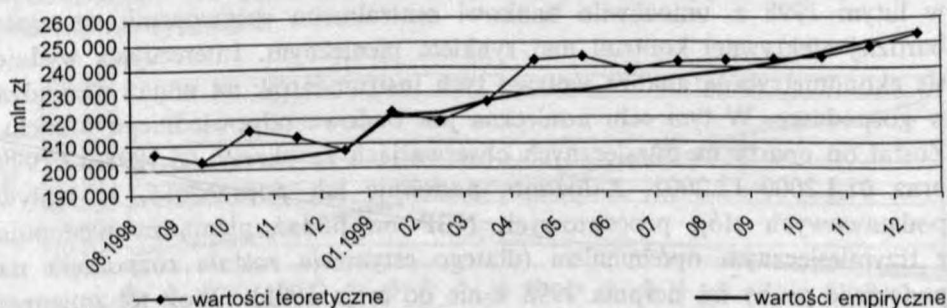
Źródło: obliczenia własne.

Oszacowane równanie ma następującą postać:

$$M2_t = 322\,144,09689 - 0,50046 \text{sbon28}_t - 4\,197,04843 \text{NBP}_{t-3} \quad (6)$$

(-1,785)                      (-5,995)

Model ten opisuje rzeczywiste zmiany podaży pieniądza w ponad 83%, „myląc się” o 2,65% średnio w całej próbie. Jest to odzwierciedlone na rysunku 4.



Rys. 4. Wykres 3. Wartości teoretyczne i empiryczne agregatu M2 w okresie 08.1998–12.1999  
Źródło: opracowanie własne na podstawie: „Biuletynów Informacyjnych NBP” i obliczeń własnych

Najważniejszą różnicą między obecnym a wcześniej prezentowanymi modelami jest zmiana kierunku wpływu sprzedaży przez NBP bonów pieniężnych na podaż pieniądza w gospodarce. Oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej *sbon28* wynosi  $-0,50046$ . Oznacza to, że sprzedaż bonów pieniężnych o 28-dniowym terminie wykupu o wartości 1 mln zł powoduje obniżenie podaży pieniądza w gospodarce o nieco ponad 500 tys. zł. Statystyka *Elas* ma dla *sbon28* wartość równą  $-0,05$ , więc jednoprocentowy wzrost sprzedaży bonów zredukował podaż pieniądza średnio o 0,05%. Ten rodzaj zależności jest zgodny z intencjami NBP, jednakże siła oddziaływania emitowanych bonów na agregat M2 jest wciąż niewielka. Prawdopodobieństwo istotnego wpływu zmiennej *sbon28* na podaż pieniądza wynosi ok. 90%.

Należy podkreślić, że – w porównaniu z poprzednimi modelami – utrzymał się silny wpływ polityki stóp procentowych banku centralnego na podaż pieniądza. Ich podwyższenie o 1 pkt procentowy spowoduje zmniejszenie ilości pieniądza w gospodarce przeszło o 4 mld zł. Ponadto, zmienna ta zachowuje istotność statystyczną nawet na poziomie istotności równym 0,001. Jest to ważniejsza zmienna w modelu. Po jej usunięciu standardowe odchylenie reszt wzrosłoby prawie o 90%, podczas gdy wyłączenie zmiennej *sbon28* spowodowałoby zwiększenie wartości tej statystyki o niecałe 11%.

Wyniki estymacji tego samego modelu dla danych za okres 01.2000–11.2001 przedstawiono w tabeli 7.

Oszacowanie modelu, podobnie jak poprzednie próby estymacji na podstawie danych z okresu 01.2000–11.2001, nie należy do „udanych”. Model charakteryzuje się niskim objaśnieniem rzeczywistości. Istotność statystyczną wykazuje tu zmienna *sbon28*, co – w połączeniu ze znakiem



parametru stojącego przy niej – oznacza, że sprzedaż 28-dniowych bonów skarbowych przez bank centralny w istotny statystycznie sposób ograniczała wartość agregatu pieniężnego  $M2$ . Problematyczna jest interpretacja znaku oceny parametru stojącego przy zmiennej  $NBP$ .

Tabela 7. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, dla okresu 01.2000–11.2001

| Model podaży pieniądza     |                      |                   |                        |             |               |             |
|----------------------------|----------------------|-------------------|------------------------|-------------|---------------|-------------|
| <i>SEE</i> = 17 579,76     | <i>RSQ</i> = 0,3019  | <i>RHO</i> = 0,60 | Obser = 23 od 2000.01  |             |               |             |
| <i>SEE</i> + 1 = 15 199,00 | <i>RBSQ</i> = 0,2321 | <i>DW</i> = 0,80  | DoFree = 20 do 2001.11 |             |               |             |
| <i>MAPE</i> = 4,91         | JarqBer = 0,65       |                   |                        |             |               |             |
| Symbol zmiennej            | <i>Reg-Coef</i>      | <i>Mexval</i>     | <i>t-value</i>         | <i>Elas</i> | <i>NorRes</i> | <i>Mean</i> |
| 0 <i>M2</i>                | -----                | -----             | -----                  | -----       | -----         | 291 844,16  |
| 1 <i>intercept</i>         | 281 604,62015        | 56,7              | 5,395                  | 0,96        | 1,43          | 1,00        |
| 2 <i>sbon 28</i>           | - 1,81174            | 19,4              | -2,915                 | -0,12       | 1,04          | 19 1886,48  |
| 3 <i>NBP [3]</i>           | 2 194,16079          | 1,8               | 0,855                  | 0,15        | 1,01          | 20,51       |

Źródło: obliczenia własne.

Podobnie jak w przypadku poprzednich modeli, kolejnym krokiem jest uzależnienie podaży pieniądza od kursów walut obcych. Nowy model można zapisać w ogólnej postaci jako:

$$M2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \textit{sbon}28_t + \alpha_2 \textit{NBP}_{t-3} + \alpha_3 \textit{USD}_{t-1} \quad (7)$$

gdzie:

$USD$  – kurs średni  $NBP$  złotego do dolara amerykańskiego, a pozostałe oznaczenia bez zmian.

Wyniki estymacji modelu prezentuje tabela 8:

Tabela 8. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 08.1998–12.1999

| Model podaży pieniądza |                |            |                        |           |           |            |
|------------------------|----------------|------------|------------------------|-----------|-----------|------------|
| SEE = 7 168,58         | RSQ = 0,8401   | RHO = 0,49 | Obser = 17 od 1998.08  |           |           |            |
| SEE + 1 = 6 357,71     | RBSQ = 0,8031  | DW = 1,01  | DoFree = 13 do 1999.12 |           |           |            |
| MAPE = 2,67            | JarqBer = 0,57 |            |                        |           |           |            |
| Symbol zmiennej        | Reg-Coef       | Mexval     | t-value                | Elas      | NorRes    | Mean       |
| 0 M2                   | - - - - -      | - - - - -  | - - - - -              | - - - - - | - - - - - | 230 135,53 |
| 1 intercept            | 226 692,35242  | 11,7       | 1,791                  | 0,99      | 6,25      | 1,00       |
| 2 sbon 28              | - 0,29697      | 2,2        | -0,759                 | -0,03     | 3,72      | 23 458,58  |
| 3 NBP [3]              | -3 170,13879   | 15,3       | -2,071                 | -0,26     | 1,04      | 19,12      |
| 4 USD [1]              | 18 718,08160   | 2,2        | 0,757                  | 0,31      | 1,00      | 3,80       |

Źródło: obliczenia własne.

Oszacowane równanie modelu można zapisać w następującej postaci:

$$M2_t = 226\,692,35242 - 0,29697 \, sbon28_t - 3170,13879 \, NBP_{t-3} + \\ (-0,759) \quad (-2,071) \\ + 18\,718,08160 \, USD_{t-1} \quad (0,757) \quad (8)$$

Z analizy tabeli 8 wynika, że wprowadzenie zmiennej *USD* nie ma większego wpływu na dokładność oszacowania. Statystyki *RSQ*, *MAPE* i *SEE* – w porównaniu do poprzedniego modelu – pozostały bez większych zmian. Obniżeniu uległy wartości statystyk *t*-Studenta. Zmienna *NBP* charakteryzuje się poziomem istotności równym 0,5, co praktycznie oznacza brak istotności. Wprowadzenie kursu dolara do 20-miesięcznego modelu pogorszyło jego jakość.

Model oszacowany z użyciem danych za okres 01.2000–11.2001 „tradycyjnie” już okazał się znacznie gorszy od tego, zbudowanego na danych wcześniejszych. Wyniki jego estymacji zawiera tabela 9.

Tabela 9. Wyniki estymacji modelu podaży pieniądza z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 01.2000–11.2001

| Model podaży pieniądza     |                      |                   |                        |             |               |             |
|----------------------------|----------------------|-------------------|------------------------|-------------|---------------|-------------|
| <i>SEE</i> = 17 269,39     | <i>RSQ</i> = 0,3264  | <i>RHO</i> = 0,58 | Obser = 23 od 2000.01  |             |               |             |
| <i>SEE</i> + 1 = 15 102,96 | <i>RBSQ</i> = 0,2200 | <i>DW</i> = 0,84  | DoFree = 19 do 2001.11 |             |               |             |
| <i>MAPE</i> = 4,91         | JarqBer = 0,50       |                   |                        |             |               |             |
| Symbol zmiennej            | <i>Reg-Coeff</i>     | <i>Mexval</i>     | <i>t-value</i>         | <i>Elas</i> | <i>NorRes</i> | <i>Mean</i> |
| 0 <i>M2</i>                | -----                | -----             | -----                  | -----       | -----         | 291 844,16  |
| 1 <i>intercept</i>         | 349 620,05663        | 29,6              | 3,591                  | 1,20        | 1,48          | 1,00        |
| 2 <i>sbon</i> 28           | -1,77128             | 19,1              | -2,819                 | -0,12       | 1,07          | 19 188,48   |
| 3 <i>NBP</i> [3]           | 2 656,22334          | 2,6               | 1,004                  | 0,19        | 1,04          | 20,51       |
| 4 <i>USD</i> [1]           | -18 494,17986        | 1,8               | -0,830                 | -0,27       | 1,00          | 4,23        |

Źródło: obliczenia własne.

Praktycznie, wszystkie statystyki uległy znacznemu pogorszeniu. Znaki stojące przy zmiennych *NBP* i *USD* są bardzo kłopotliwe do ekonomicznej interpretacji. Ponadto trudno mówić o istotnym wpływie tych zmiennych na zmiany agregatu *M2*.

### 3. KOINCYDENCJA W MODELACH

Analiza koincydencji umożliwia m. in. sprawdzenie, czy znaki przy oszacowaniach parametrów równań są poprawne. W tym celu obliczono wskaźnik koincydencji (*WKOINC*), określony jako iloraz:

$$WKOINC = n_i/n \quad (9)$$

gdzie:

$n$  – liczba parametrów stojących przy zmiennych użytych w równaniu;

$n_i$  – liczba parametrów spełniających warunek:

$$\text{sign } \hat{\alpha}_i = \text{sign } \text{cofr} (M2, X_i) \quad (10)$$

$\hat{\alpha}$  – oszacowanie parametru stojącego przy zmiennej  $X_i$ ,

$X_i$  – element ze zbioru: (*NBP*, *suma*, *USD*, *shon28*).

$\text{cofr} (M2, X_i)$  – współczynnik korelacji między  $M2$  i  $X_i$ .

#### 3.1. Modele dla okresu 1996–1999

Badaniu koincydencji poddano wszystkie modele zaproponowane w niniejszym artykule.

Tabela 10 została wygenerowana przez program G i przedstawia zależności korelacyjne dla modelu określonego równaniami (1) i (2).

Tabela 10. Zależności korelacyjne dla modelu ze zmiennymi *suma* i *NBP* dla okresu 04.1996–12.1999

| StdDev and Cross Correlation Matrix |           |   |        |        |        |
|-------------------------------------|-----------|---|--------|--------|--------|
| 0                                   | 44 404,70 | : | 1,000  | 0,851  | -0,726 |
| 2                                   | 16 575,66 | : | 0,851  | 1,000  | -0,509 |
| 3                                   | 3,37      | : | -0,726 | -0,509 | 1,000  |

Źródło: obliczenia własne.

Wszystkie współczynniki korelacji zmiennej objaśnianej z objaśniającymi są zgodne – co do znaku – z oszacowaniami parametrów prezentowanymi w kolumnie *Reg-Coef* tabeli 2. Wskaźnik koincydencji dla tego modelu wynosi zatem 100%.

Po wprowadzeniu do modelu kursu złotego do dolara amerykańskiego otrzymano model zapisany równaniami (3) i (4). Tabela 11 zawiera zależności korelacyjne dla tego modelu.

Tabela 11. Zależności korelacyjne dla modelu po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 04.1996–12.1999

| <i>StdDev and Cross Correlation Matrix</i> |           |   |        |        |        |        |
|--------------------------------------------|-----------|---|--------|--------|--------|--------|
| 0                                          | 44 404,70 | : | 1,000  | 0,851  | -0,726 | 0,955  |
| 2                                          | 16575,66  | : | 0,851  | 1,000  | -0,509 | 0,720  |
| 3                                          | 3,37      | : | -0,726 | -0,509 | 1,000  | -0,679 |
| 4                                          | 0,45      | : | 0,955  | 0,720  | -0,679 | 1,000  |

Źródło: obliczenia własne.

Podobnie jak w poprzednim przypadku, dane z tabeli 11 są porównywane z oszacowaniami parametrów równania (które przedstawia tabela 4). Analiza wykazuje, że znaki oszacowań parametrów stojących przy zmiennych odpowiadają znakom odpowiednich współczynników korelacji. Wskaźnik koincydencji wynosi 100%.

Ten sam algorytm zastosowano w przypadku oszacowań dla 20 miesięcy. Zależności korelacyjne dla modeli: określonego równaniami (5) i (6) oraz określonego równaniami (7) i (8) – są przedstawione, odpowiednio, w tabelach 12 i 13.

Tabela 12. Zależności korelacyjne dla modelu z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, dla okresu 08.1998–12.1999

| <i>StdDev and Cross Correlation Matrix</i> |           |   |        |        |        |  |
|--------------------------------------------|-----------|---|--------|--------|--------|--|
| 0                                          | 17 924,40 | : | 1,000  | -0,636 | -0,892 |  |
| 2                                          | 8 219,72  | : | -0,636 | 1,000  | 0,527  |  |
| 3                                          | 3,29      | : | -0,892 | 0,527  | 1,000  |  |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 13. Zależności korelacyjne dla modelu z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 08.1998–12.1999

| <i>StdDev and Cross Correlation Matrix</i> |           |   |        |        |        |        |
|--------------------------------------------|-----------|---|--------|--------|--------|--------|
| 0                                          | 17 924,40 | : | 1,000  | -0,636 | -0,892 | 0,887  |
| 2                                          | 8 219,72  | : | -0,636 | 1,000  | 0,527  | -0,729 |
| 3                                          | 3,29      | : | -0,892 | 0,527  | 1,000  | -0,899 |
| 4                                          | 0,25      | : | 0,887  | -0,729 | -0,899 | 1,000  |

Źródło: obliczenia własne.

Wskaźniki koincydencji wynoszą, w obu przypadkach, 100%.

Analiza koincydencji wykazała, że znaki ocen parametrów są poprawne we wszystkich prezentowanych modelach. Kierunki wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą są więc poprawne.



### 3.2. Modele dla okresu 2000–2001

Tabele 14–17 przedstawiają zależności korelacyjne dla modeli prezentowanych w tabelach 3, 5, 7 i 9.

Tabela 14. Zależności korelacyjne dla modelu ze zmiennymi *suma* i *NBP* dla okresu 01.2000–11.2001

| <i>StdDev and Cross Correlation Matrix</i> |           |   |        |        |       |
|--------------------------------------------|-----------|---|--------|--------|-------|
| 0                                          | 21 040,78 | : | 1,000  | –0,515 | 0,073 |
| 2                                          | 8 116,80  | : | –0,515 | 1,000  | 0,267 |
| 3                                          | 1,55      | : | –0,073 | 0,267  | 1,000 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 15. Zależności korelacyjne dla modelu po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 01.2000–11.2001

| <i>StdDev and Cross Correlation Matrix</i> |           |   |        |        |        |
|--------------------------------------------|-----------|---|--------|--------|--------|
| 0                                          | 21 040,78 | : | 1,000  | –0,515 | –0,073 |
| 2                                          | 8 116,80  | : | –0,515 | 1,000  | 0,267  |
| 3                                          | 1,55      | : | 0,073  | 0,267  | 1,000  |
| 4                                          | 0,18      | : | 0,177  | –0,275 | –0,224 |
|                                            |           |   |        |        | 1,000  |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 16. Zależności korelacyjne dla modelu z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, dla okresu 01.2000–11.2001

| <i>StdDev and Cross Correlation Matrix</i> |           |   |        |        |       |
|--------------------------------------------|-----------|---|--------|--------|-------|
| 0                                          | 21 040,78 | : | 1,000  | –0,526 | 0,073 |
| 2                                          | 6 408,06  | : | –0,526 | 1,000  | 0,161 |
| 3                                          | 1,55      | : | 0,073  | 0,161  | 1,000 |

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 17. Zależności korelacyjne dla modelu z wykorzystaniem przetargów na 28-dniowe bony pieniężne, po wprowadzeniu kursu złotego do dolara amerykańskiego, dla okresu 01.2000–11.2001

| <i>StdDev and Cross Correlation Matrix</i> |           |   |        |        |       |
|--------------------------------------------|-----------|---|--------|--------|-------|
| 0                                          | 21 040,78 | : | 1,000  | –0,526 | 0,073 |
| 2                                          | 6 408,06  | : | –0,526 | 1,000  | 0,161 |
| 3                                          | 1,55      | : | 0,073  | 0,161  | 1,000 |
| 4                                          | 0,18      | : | –0,177 | –0,111 | 0,224 |
|                                            |           |   |        |        | 1,000 |

Źródło: obliczenia własne.

Wskaźniki koincydencji dla wszystkich modeli wynoszą 100%. Podobnie jak w przypadku modeli zbudowanych na bazie „starszej” i danych, analiza koincydencji wykazała poprawność znaków oszacowanych parametrów wszystkich równań. Niestety, interpretacja ekonomiczna części z nich jest utrudniona ze względu na ich niezgodność merytoryczną z teorią ekonomii.

#### 4. ANALIZA DOKŁADNOŚCI OSZACOWAŃ PREZENTOWANYCH MODELI

Wszystkie modele zbudowane na bazie „starszych” obserwacji (styczeń 1996 r.–grudzień 1999 r.) charakteryzowały się wysokim współczynnikiem determinacji ( $RSQ$ ). Dopasowanie poszczególnych równań do rzeczywistych zmian wielkości podaży pieniądza kształtowało się w przedziale 83–98%. W celu szczegółowego ustalenia przyczyn zakłóceń oszacowań obliczono współczynnik Theila ( $I^2$ ) będący jedną z miar błędu oszacowania. Miara ta jest określona następującymi wzorami (Cieślak, red. 1997, s. 49–51):

$$I^2 = I_1^2 + I_2^2 + I_3^2 \quad (11)$$

gdzie:

$$I_1^2 = \frac{(\bar{y} - \bar{y}^*)^2}{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T y_t^2} \quad (12)$$

$$I_2^2 = \frac{(s_r - s_p)^2}{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T y_t^2} \quad (13)$$

$$I_3^2 = \frac{2s_r s_p (1-r)}{\frac{1}{T-n} \sum_{t=n+1}^T y_t^2} \quad (14)$$

przy czym:

$\bar{y}$  – średnia arytmetyczna rzeczywistych wartości zmiennej prognozowanej w przedziale weryfikacji;

$\bar{y}^*$  – średnia wartość prognoz w przedziale weryfikacji;

$s_r$  – odchylenie standardowe rzeczywistych wartości w przedziale weryfikacji;

- $s_p$  – odchylenie standardowe prognoz w przedziale weryfikacji;  
 $r$  – współczynnik korelacji liniowej między wartościami rzeczywistymi a prognozami w przedziale weryfikacji;  
 $n + 1, \dots, T$  – przedział weryfikacji;  
 Poszczególne składniki współczynnika Theila opisują:  
 $I_1^2$  – obciążoność prognozy;  
 $I_2^2$  – elastyczność prognozy;  
 $I_3^2$  – zgodność prognozy z kierunkiem tendencji rozwojowej.

W celu zachowania porównywalności z innymi miarami obliczonymi w niniejszym artykule, za przedział weryfikacji przyjęto taki, z którego pochodziła próba statystyczna. W związku z tym wyrażenia:  $T - n$  dla modeli opisanych równaniami: (8) i (10) oraz (12) i (14) (tabele: 2 i 4 oraz 6 i 8) wynoszą odpowiednio: 45 i 17. Wyniki obliczeń prezentują tabele 18 i 19.

Tabela 18. Wartości współczynników Theila dla modeli z okresu 1996–1999

| Statystyka                                                                | Modele ze zmienną <i>suma</i>      |                                     | Modele ze zmienną <i>sbom28</i>    |                                     |
|---------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|
|                                                                           | Funkcja dwóch zmiennych (tabela 2) | Funkcja trzech zmiennych (tabela 4) | Funkcja dwóch zmiennych (tabela 6) | Funkcja trzech zmiennych (tabela 8) |
| Średnia wartość prognozy zmiennej $M_2$ , w mln zł                        | 162 747,62                         | 182 926,84                          | 230 135,46                         | 230 135,60                          |
| Średnia wartość empiryczna zmiennej $M_2$ , w mln zł                      | 182 900,29                         | 182 900,29                          | 230 135,53                         | 230 135,53                          |
| Odchylenie standardowe oszacowania zmiennej $M_2$ , w mln zł              | 41 093,35                          | 43 626,42                           | 16 862,85                          | 16 934,10                           |
| Odchylenie standardowe empiryczne zmiennej $M_2$ , w mln zł               | 44 211,18                          | 44 211,18                           | 17 574,76                          | 18 476,05                           |
| Współczynnik korelacji oszacowania i wartości empirycznych zmiennej $M_2$ | 0,9075                             | 0,9879                              | 0,9127                             | 0,9165                              |
| Theil 1 = $I_1^2$                                                         | 0,0115                             | 1,99453E-08                         | 9,47001E-14                        | 6,87512E-14                         |
| Theil 2 = $I_2^2$                                                         | 0,0003                             | 9,66936E-06                         | 9,37524E-06                        | 4,39825E-05                         |
| Theil 3 = $I_3^2$                                                         | 0,0095                             | 0,0013                              | 0,0010                             | 0,0010                              |
| Współczynnik Theila = $I^2$                                               | 0,0213                             | 0,0013                              | 0,0010                             | 0,0010                              |

Źródło: obliczenia własne.

Współczynnik Theila przyjmuje wartość równą zero, w przypadku gdy prognozy są trafne (Cieślak, red. 1997, s. 47). Wartości współczynników opisywanych modeli wahają się wokół tej wielkości: od 2/100 do zaledwie 1/1000. W połączeniu z brakiem występowania autokorelacji reszt modeli opisanych równaniami (8) i (10) (testowanej statystyką *DW* przy poziomie istotności równym 0,05) daje to podstawy do podjęcia prób prognoz *ex ante* na podstawie prezentowanych równań. Do tych celów najlepiej nadaje się drugie spośród proponowanych oszacowań zawierające zmienną *suma*, przedstawione w tabeli 4 i równaniu (10), charakteryzujące się relatywnie lepszym dopasowaniem.

Tabela 19. Wartości współczynników Theila dla modeli z okresu 2000–2001

| Statystyka                                                                    | Model ze zmienną <i>suma</i>       |                                     | Modele ze zmienną <i>sbom28</i>    |                                     |
|-------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|------------------------------------|-------------------------------------|
|                                                                               | Funkcja dwóch zmiennych (tabela 3) | Funkcja trzech zmiennych (tabela 5) | Funkcja dwóch zmiennych (tabela 7) | Funkcja trzech zmiennych (tabela 9) |
| Średnia wartość prognozy zmiennej <i>M2</i> , w mln zł                        | 293 450,5041                       | 293 421,0974                        | 293 040,3375                       | 293 060,9878                        |
| Średnia wartość empiryczna zmiennej <i>M2</i> , w mln zł                      | 293 632,0342                       | 293 632,0342                        | 293 632,0342                       | 293 632,0342                        |
| Odchylenie standardowe oszacowania zmiennej <i>M2</i> , w mln zł              | 14 150,82619                       | 14 154,55236                        | 12 961,58377                       | 13 417,00238                        |
| Odchylenie standardowe empiryczne zmiennej <i>M2</i> , w mln zł               | 22 791,00326                       | 22 791,00326                        | 22 791,00326                       | 22 791,00326                        |
| Współczynnik korelacji oszacowania i wartości empirycznych zmiennej <i>M2</i> | 0,642577366                        | 0,645797802                         | 0,626220596                        | 0,643236068                         |
| Theil 1 = $I_1^2$                                                             | 3,84896E-07                        | 5,19698E-07                         | 4,08926E-06                        | 3,80881E-06                         |
| Theil 2 = $I_2^2$                                                             | 0,00087195                         | 0,000871198                         | 0,001128502                        | 0,001026352                         |
| Theil 3 = $I_3^2$                                                             | 0,002692798                        | 0,002669238                         | 0,002579368                        | 0,002548451                         |
| Współczynnik Theila = $I^2$                                                   | 0,003565133                        | 0,003540956                         | 0,003711959                        | 0,003578612                         |

Źródło: obliczenia własne.

Z informacji przedstawionych w tabelach 18 i 19 wynika, że, za każdym razem ostateczną wartość współczynnika Theila kształtowały nierównomiernie jego trzy składniki. Dla modelu przedstawionego w tabeli 2, wartość współczynnika Theila była kształtowana przez pierwszy i trzeci jego składnik. Oznacza to, że całkowity błąd prognozy był spowodowany obciążonością prognozy i niezgodnością oszacowania z rzeczywistym kierunkiem tendencji



rozwojowej agregatu M2. W przypadku wszystkich pozostałych modeli, 70% do 99% błędu było spowodowane zbyt niską zgodnością prognoz *ex post* z rzeczywistym kierunkiem zmiennej objaśnianej. Problem obciążoności prognozy praktycznie nie występował.

Interesujący jest fakt, że modele zbudowane na bazie obserwacji z okresu 01.2000–11.2001, pomimo braku „dobrego” dopasowania wartości teoretycznych zmiennej objaśnianej do jej rzeczywistego przebiegu, charakteryzowały się bardzo niskimi wartościami współczynnika Theila.

Prezentowane modele ekonometryczne pozwoliły zauważyć kilka interesujących zależności charakteryzujących polski rynek pieniężny. Najważniejszą z nich jest dodatnia korelacja zmiennej *suma*, symbolizującej operacje absorbujące nadmiar pieniądza na rynku, z jego podażą w gospodarce w okresie 4 lat, między 1996 a 1999 r. Operacje te nie były więc efektywne w dłuższym okresie, kreując w momencie wykupu bonów przez NBP dodatkową podaż pieniądza. Była ona silniejsza od czasowego ograniczania płynności sektora bankowego wskutek emisji bonów. Jak już wcześniej zauważono, mogło to być spowodowane skalą emisji papierów wartościowych wchodzących w skład *sumy*. W latach 1996–1997 była ona niewielka i zmienna, więc mogła mieć nieznaczny wpływ na podaż pieniądza.

Sytuacja była inna w okresie 17 miesięcy (08.1998–12.1999), kiedy to regularne emisje 28-dniowych bonów pieniężnych okazały się „bardziej skuteczne” od zmiennej *suma*. Ich emisja powodowała skutki zgodne z założeniem – ograniczała podaż pieniądza. Skala tego zjawiska była jednak znikoma: wzrost emisji bonów o 1% powodował redukcję agregatu M2 zaledwie o 0,05%.

W okresie 2000–2001 można zaobserwować drastyczny spadek skuteczności instrumentów NBP w ograniczaniu pieniądza w Polsce. Co więcej, na podstawie zbudowanych modeli dotyczących tego przedziału czasowego można podważać nawet statystyczny związek wykorzystywania narzędzi ograniczania nadpłynności w gospodarce z podażą pieniądza. Ponadto wyraźnie jest widoczny „spadek” istotności statystycznej podstawowych stóp procentowych NBP w porównaniu do analogicznych modeli z wcześniejszego okresu.

Przedstawione wyniki wskazują na stosunkowo niewielką skuteczność działalności emisyjnej Narodowego Banku Polskiego w walce ze zbyt dużą skalą kreacji pieniądza w gospodarce. Oznacza to, że bank centralny, dysponując w ramach operacji otwartego rynku instrumentami krótkoterminowymi, nie jest w stanie zredukować trwałego zjawiska nadpłynności polskiego sektora bankowego (Czechowska 1998, s. 194). Modele pokazują, że operacje te mogą być używane jedynie dla krótkoterminowego, tymczasowego ograniczania kreacji pieniądza. Tezę tę popiera dodatkowo fakt, że w miarę skracania horyzontu czasowego (skracania okresu, skąd pochodziły

dane do estymacji równań modeli) zdecydowanie rosła istotność statystyczna bonów pieniężnych, zmniejszając siłę wpływu pozostałych zmiennych<sup>2</sup>.

Znaczące dla przeprowadzonej analizy jest wprowadzenie do równań poszczególnych modeli kursu złotego do dolara amerykańskiego. W przypadku modelu zawierającego zmienną *suma* oszacowanego na podstawie „starszych” danych, włączenie *USD* do równania znacznie poprawiło objaśnienie rzeczywistych zmian agregatu *M2*. Okazało się że wpływał na *M2* w bardzo istotny statystycznie sposób. Elastyczność podaży pieniądza na kurs złotego polskiego do dolara amerykańskiego wyniosła średnio aż 1,16%, co oznacza, że jednoprocentowy wzrost tego kursu powodował zwiększenie kreacji pieniądza średnio o 1,16%. Tak duża skala zjawiska w długim okresie może być tłumaczona dwojako. Po pierwsze – znaczną wrażliwością polskiej gospodarki na zakłócenia w handlu zagranicznym. Zmiany w wymianie z zagranicą są bowiem ważnym źródłem wahań wielkości podaży pieniądza (Milo, red., 2000, s. 74). Drugą przyczyną może być znaczne uzależnienie polskiego rynku finansowego, w tym pieniężnego, od zagranicznych, krótkoterminowych kapitałów spekulacyjnych.

Swą istotność statystyczną dolar amerykański utracił w modelach ze zmienną *sbm28* oraz innych, zbudowanych z wykorzystaniem „późniejszych” obserwacji. Został on wyparty przez stopy procentowe NBP i skuteczne – w krótkim okresie – bony pieniężne. Wprowadzenie kursu do równań nie poprawiło znacząco podstawowych statystyk, doprowadzając jednocześnie do obniżenia istotności statystycznej pozostałych zmiennych.

Analiza współczynników Theila wykazała, że błąd oszacowania dla każdego modelu jest niewielki, a obciążoność, niedostateczna elastyczność lub niezgodność prognoz z empirycznym kierunkiem tendencji rozwojowej podaży pieniądza nie mają istotnego wpływu na jakość oszacowań.

Gwałtowne pogorszenie „jakości” modeli szacowanych na podstawie danych od 2000 r. można tłumaczyć całkowitym upłynnieniem kursu złotego oraz narastającymi problemami z deficytem budżetowym.

Problemy ze skutecznością ograniczania nadmiernej podaży pieniądza w Polsce zmuszają NBP do wprowadzania nowych rozwiązań i nowego instrumentarium. Nabiera to szczególnego znaczenia w perspektywie integracji Polski z UE. Według informacji NBP, w latach 1999–2000 udało się ograniczyć podstawowe źródło kreacji nadpłynności sektora bankowego, którym był wzrost rezerw oficjalnych brutto (*Działalność...*, 2000, s. 7). Osiągnięto to poprzez zmiany polityki kursowej. Najpierw stopniowo rozszerzano zakres dopuszczalnych wahań kursu złotego, następnie zlikwidowano mechanizm fixingu, by ostatecznie – w kwietniu roku 2000 – całkowicie upłynnić kurs złotego. Następnie, w celu ograniczania nad-

<sup>2</sup> Obliczenia własne w pakiecie komputerowym G.

płynności, zaproponowano konwersję niezbywalnych zobowiązań Skarbu Państwa wobec NBP na papiery wartościowe, a następnie – ich sprzedaż sektorowi bankowemu. W trzecim kwartale roku 2000 bank centralny rozpoczął operacje bezwarunkowej sprzedaży obligacji skarbowych pozyskanych z tytułu tej konwersji (*Działalność...*, 2000, s. 7). Szacuje się, że ograniczy to wartość płynnych środków w sektorze bankowym o ok. 14 mld zł (Oręziak, Pietrzak, red., 2000/2001, s. 220). Na obecnym etapie dostosowania dokonywane jest wprowadzanie krótkoterminowych operacji refinansujących, będących odpowiednikiem *main refinancing operation*, a także „...skrócenie okresu zapadalności kredytu lombardowego do jednego dnia (odpowiednik *marginal lending facility*) oraz wprowadzenie jednodniowej stopy depozytowej (odpowiednik *marginal deposit facility*)” (Oręziak, Pietrzak, red., 2000/2001, s. 221). Ograniczenie horyzontu czasowego kredytu lombardowego do 1 dnia (O/N) nastąpiło w kwietniu 2000 r. W ramach dostosowania swego instrumentarium do norm EMU, Narodowy Bank Polski wprowadził 1 grudnia 2001 r. tzw. **stopę depozytową**, będącą stopą oprocentowania krótkoterminowych depozytów składanych przez banki komercyjne w banku centralnym. Ponadto NBP w marcu 2002 r. zmienił podejście do definicji podaży pieniądza, wprowadzając nowy agregat  $M3^3$ .

#### LITERATURA

- Cieślak M. (red.), (1997), *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, PWN, Warszawa.
- Czechowska I. D. (1998), *Bank centralny na rynku pieniężnym*, Absolwent, Łódź.
- Działalność Narodowego Banku Polskiego na rzecz integracji z Unią Europejską* (2000), NBP, Warszawa, grudzień.
- Gajda J. (1998), *Ekonometria praktyczna*, Absolwent, Łódź.
- Kaźmierczak A. (1998), *Podstawy polityki pieniężnej*, PWN, Warszawa.
- Krzyżkiewicz Z. (1996), *Podręcznik do nauki bankowości*, Biblioteka Menedżera i Bankowca, Warszawa.
- Milo W. (red.), (2000), *Finansowe rynki kapitałowe*, PWN, Warszawa.
- Oręziak L., Pietrzak B. (red.), (2000/2001), *Bankowość na świecie i w Polsce: stan obecny i tendencje rozwojowe*, Olympos, Warszawa.

<sup>3</sup> Por. rysunek 1 i tabelę 1 w niniejszym artykule.

*Tomasz Uryszek*

**AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE EFFECTIVENESS  
OF SELECTED INSTRUMENTS USED BY NATIONAL BANK OF POLAND  
TO REDUCE MONEY SUPPLY IN POLAND**

**Summary**

This paper is an attempt at showing the efficacy of basic tools used by National Bank of Poland to reduce excessive money supply in Poland during the last six years. A set of single equation models should indicate the relationships between different elements that are characteristic of Polish money market: money supply, instruments of NBP and exchange rates. The main goal for presenting the econometric models in this article is to measure and describe an impact of direct and market methods used by National Bank of Poland to realize the intermediate aim of Polish monetary policy (which is to reduce money supply) as well as to find the reasons for the growth of money supply and to find effective instruments to cut it down.