

ZNACZENIE PODAŻY PIENIĄDZA W DZIAŁALNOŚCI KREDYTOWEJ BANKÓW KOMERCYJNYCH

Emilia Stola

Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw Szkoły Głównej Gospodarstwa Wiejskiego
w Warszawie

Kierownik: prof. dr hab. Henryk Runowski

Słowa kluczowe: banki komercyjne, elastyczny pieniądz, kredyty bankowe

Key words: commercial banks, money supply, bank's credits

S y n o p s i s. W opracowaniu określono zależności pomiędzy kształtowaniem się wielkości podaży pieniądza, a poziomem udzielonych kredytów przez banki komercyjne w Polsce, oraz dokonano identyfikacji cech wpływających na poziom podaży pieniądza. Na podstawie analizy prostej regresji liniowej i regresji wielorakiej oraz analizy wariancji, potwierdzono statystyczną istotność zależności pomiędzy wzrostem wolumenu udzielonych kredytów, a zwiększeniem się poziomu podaży pieniądza.

WSTĘP

Efektywny system gospodarczy wymaga odpowiedniej ilości pieniądza w obiegu. Według definicji Milewskiego [1999], podaż pieniądza jest to ilość pieniądza, jaka znajduje się aktualnie w obiegu. W celu osiągnięcia równowagi następują okresowe zmiany wielkości podaży, regulowane przez bank centralny. Zmiany te dokonywane są zazwyczaj na podstawie predykcji wzrostu dochodu narodowego, poziomu cen oraz możliwości zmiany prędkości obiegu pieniądza gotówkowego [Marciniak 2005]. Według ilościowej teorii Fishera równowaga w obiegu zachodzi wtedy, gdy iloczyn zasobów pieniądza i tempa jego obiegu jest równy cenom dóbr i usług wchodzących w skład produktu narodowego brutto pomnożonymi przez wielkość ich produkcji [za: Marciniak 2005]. Pojęcie pieniądza jest stosunkowo szerokie i obejmuje wszystkie płynne aktywa, które po minimalnym koszcie można zamienić na gotówkę, bez utraty ich wartości. Zdecydowanie węższym pojęciem jest kategoria bazy monetarnej, która obejmuje całość wyemitowanego pieniądza gotówkowego, w tym bilonu oraz wartość rezerw obowiązkowych w banku centralnym. W Polsce występują cztery kategorie bazy monetarnej: M0, M1, M2 i M3 [Kazimierzczak 2008]. Kategoria M0 obejmuje pieniądz o najwyższym stopniu płynności, tj. pieniądz gotówkowy wyemitowany przez bank centralny oraz wartość rachunków bieżących i rachunków rezerw obowiązkowych banków komercyjnych w Narodowym Banku Polskim (NBP). Baza monetarna M1 jest sumą M0 oraz wartości depozytów na żądanie, jak również książeczek oszczędnościowych *a vista* osób fizycznych, przedsiębiorstw oraz niebankowych instytucji finansowych zgromadzonych w bankach komercyjnych. Kolejna kategoria, M2, oprócz wartości

M1 dodatkowo obejmuje pozostałe depozyty o terminie zwrotu do dwóch lat. Natomiast do M3 wlicza się analogicznie M2 oraz wartość zobowiązań banków komercyjnych z tytułu operacji z przyrzeczeniem wykupu z podmiotami niebankowymi [Kazimierczak 2008].

W celu zdefiniowania czynników kształtujących podaż pieniądza należy rozpatrzyć jej poszczególne składowe. Wykorzystując wzór mnożnika pieniężnego, podaż pieniądza można wyrazić jako iloczyn mnożnika pieniężnego i bazy monetarnej [Milewski 1999]. Wielkość mnożnika bezpośrednio zależy od bazy monetarnej, na którą z kolei najsilniejsze oddziaływanie ma bank centralny. Głównie dokonuje tego przez kanał pośredni transmisji polityki pieniężnej, co oznacza nakładanie na banki komercyjne obowiązku odprowadzania rezerwy obowiązkowej oraz przez ustalanie przez Radę Polityki Pieniężnej (RPP) poziomu stóp procentowych dla transakcji realizowanych z bankami komercyjnymi. W polskim systemie bankowym występują cztery podstawowe stopy procentowe: lombardowa, redyskontowa, referencyjna oraz depozytowa. Poziom powyższych stóp kształtuje wysokość oprocentowania wszystkich transakcji depozytowo-kredytowych na rynku [Zaleska 2007]. Wzrost poziomu stóp procentowych, powoduje wzrost ceny pieniądza i tym samym ogranicza dostęp do kredytów. Natomiast w przypadku rezerw obowiązkowych banków komercyjnych, bank centralny zwiększając ich poziom prowadzi do zwiększenia rezerw gotówkowych tych banków i tym samym zmniejsza możliwość kreacji pieniądza, czyli jego podaż. Obecnie rezerwy nie są jednak najważniejszym czynnikiem, za pomocą którego bank centralny reguluje poziom podaży pieniądza. Sytuacja ta wynika głównie ze stabilnej płynności i wypłacalności banków komercyjnych [Zaleska, 2007]. Dodatkowo według Bernake'a [Bernake, Blinder 1988] na podaż pieniądza wpływa stopa ubytku gotówki z sektora bankowego, niekontrolowana przez bank centralny, ale zależna od skłonności ludności do trzymania gotówki.

Na znaczenie podaży pieniądza w działalności kredytowej banków komercyjnych, w badaniach empirycznych, pierwsi zwrócili uwagę Friedman i Schwartz w 1963 r. [za: Freixas i in. 2007]. Potwierdzili oni statycznie istnienie korelacji dodatniej pomiędzy podażą pieniądza, produktem krajowym brutto oraz wartością udzielanych kredytów. Tym samym autorzy stwierdzili, iż działalność banków ma znaczenie tylko wtedy kiedy kreują one pieniądź, czyli udzielają kredytów. Wnioski Friedmana i Schwartz zostały potwierdzone makromodelem Keynesa IS-LM¹, w którym zakłada się kontrolowanie podaży pieniądza przez bank centralny. W kolejnych badaniach, Friedman i Schwartz wprowadzili pojęcie pojemności finansowej gospodarki, mierzonej zagregowanym wolumenem kredytów [Freixas i in. 2007]. Zależności te potwierdził amerykański ekonomista –Mishkin. W 1978 r. opublikował on wyniki badań, przeprowadzanych w amerykańskich bankach w latach największego kryzysu bankowego w Ameryce (1930-1933). Badania te dowodziły, iż najważniejszym czynnikiem kształtującym podaż pieniądza w gospodarce jest kredyt bankowy [Mishkin 1995]. Kolejne badania w tym zakresie przeprowadzili Bernake oraz Blinder. Na podstawie przeprowadzonych wyliczeń, stwierdzili oni, iż podaż pieniądza kształtowana jest głównie przez finansowe aktywa, które tworzą rezerwy, obligacje oraz kredyty bankowe [Qiong, Zhiwei 2008]. Ponadto, bazując na modelu CC-MM² autorstwa Stiglitz'a i Weissa z 1981 r., Bernake oraz Blinder potwierdzili statystycznie znaczenie kanału kredytowego w kreowaniu podaży pieniądza.

¹ Model IS-LM opisuje równowagę na rynku dóbr (IS) i rynku pieniądza (LM) [Kazimierczak 2008].

² Model CC-MM zakłada, iż podaż kredytów jest uwarunkowana ryzykiem, jakie przedstawiają poszczególni kredytobiorcy. Jednocześnie wszyscy kredytobiorcy charakteryzują się tą samą wartością zabezpieczenia, stąd cecha ta nie może być użyta jako narzędzie negatywnej selekcji kredytobiorców [Stiglitz, Weiss 1981].

Przez kolejne lata zależność pomiędzy podażą pieniądza, a działalnością kredytową banków stanowiła niewielki udział w badaniach naukowych na świecie. Najważniejsze prace z tego zakresu prezentowali m.in. Bernake (1987-1988) oraz Mishkin (1978-1995). Nieliczne badania w tym kierunku potwierdziły występowanie wpływu podaży pieniądza na działalność kredytową banków. Jednak istniejące badania w tym zakresie, skoncentrowane były głównie na analizie systemów finansowych zorientowanych kapitałowo, a nie bankowo, tak jak to jest w przypadku Polski. Nie można również jednoznacznie odpowiedzieć na pytanie o siłę wpływu tych zjawisk na siebie oraz o rodzaj występującej zależności pomiędzy nimi, jak również wskazać czynniki determinujące to oddziaływanie, co stwarza potrzebę analizy w tym kierunku.

METODYKA BADAŃ

Celem opracowania jest określenie zależności pomiędzy kształtowaniem się wielkości podaży pieniądza, a poziomem udzielonych kredytów przez banki komercyjne w Polsce, jak również identyfikacja zmiennych, mających bezpośredni wpływ na kształtowanie się poziomu podaży pieniądza. Podjęte badania w tym zakresie ukazują zależność pomiędzy popytem na pieniądź, przejawiającym się w wolumenie kredytów, a podażą pieniądza, regulowaną przez państwo. W badaniach dokonano oceny siły, kształtu oraz kierunku powiązań pomiędzy przyjętymi zmiennymi oraz przeprowadzono regresję krokową wsteczną w celu oszacowania jednorównaniowego modelu regresyjnego. Do budowy modelu wykorzystano zmienne mogące mieć wpływ na kształtowanie się podaży pieniądza, które następnie eliminowano z modelu w zależności od dopasowania danych do modelu regresyjnego. Przeprowadzono również analizę autokorelacji reszt estymowanego modelu oraz ocenę dopasowania danych do modelu z wykorzystaniem analizy wariancji.

W opracowaniu wykorzystano dane empiryczne, udzielone przez Narodowy Bank Polski (NBP) oraz dane z raportów Komisji Nadzoru Finansowego (KNF). Przeprowadzone badania obejmują lata 1997-2009³, próba badawcza obejmowała 51 banków komercyjnych, działających w polskim sektorze bankowym. Wszystkie obliczenia wykonano w programie STATISTICA 8.

WYNIKI BADAŃ

Do weryfikacji hipotezy o istnieniu związku pomiędzy poziomem podaży pieniądza wyrażonej kategorią bazy monetarnej M3, a wolumenem kredytów udzielonych przez banki komercyjne została przeprowadzona analiza korelacyjna. Do zmierzenia siły i kierunku zależności pomiędzy wybranymi zmiennymi, zastosowano klasyczne miary statystyczne, które odzwierciedlają współzależność przyjętych do analizy zmiennych, tj. współczynnik korelacji Pearsona oraz współczynnik korelacji cząstkowej. Oszacowane zostały również dwa modele ekonometryczne. Pierwszy, model regresji liniowej prostej, który określa zależność pomiędzy wzrostem kredytów, a zwiększaniem się podaży pieniądza. Drugi, liniowy model regresji wielorakiej, definiujący zmienność poziomu bazy monetarnej M3 zmiennością wybranych czynników ją kształtujących.

³ Okres do 31.05.2009 r.

W celu zmierzenia wpływu analizowanych zmiennych na siebie zastosowano współczynnik korelacji wielorakiej. Wskaźnik ten mierzy siłę związku pomiędzy zmienną zależną oraz łącznym wpływem pozostałych zmiennych niezależnych. Współczynnik ten przyjmuje wartości z przedziału [0,1] [Kot i in. 2007]. W tym przypadku, współczynnik ten wynosi 0,97. Wartość ta wskazuje na bardzo dużą siłę oddziaływania wartości udzielanych kredytów na zwiększanie się podaży pieniądza, regulowaną przez państwo. Współczynnik korelacji Pearsona, który przyjmuje wartości z przedziału [-1,1], mierzy siłę oraz kierunek związku korelacyjnego między parą zmiennych. Wartości współczynnika bliskie krańcom przedziału zmienności, oznaczają silniejszy związek między analizowanymi cechami [Kot i in. 2007]. W zależności M3 – wolumen kredytów, współczynnik Pearsona wynosił 0,98. Tak wysoki poziom tego współczynnika wskazuje na występowanie silnego, prawie liniowego związku pomiędzy przyjętymi zmiennymi.

W kolejnym kroku analizy zależności M3 – wolumen kredytów było oszacowanie modelu regresji liniowej prostej, który przyjął następującą postać:

$$\hat{M3} = 108465,9 + 0,9KREDYTY$$

Wielkość współczynnika regresji przy zmiennej niezależnej – kredyty, oznacza, iż każdy przyrost wartości udzielonych kredytów przez banki komercyjne o 1 mln zł powoduje zwiększenie bazy monetarnej M3 o około 900 tys. zł, z błędem pomiaru o około ± 50 tys. zł.

Tabela 1. Wyniki analizy regresji liniowej prostej dla zmiennej zależnej – podaż pieniądza

Oceny modelu	R= ,98585727					
Zmienna zależna: M3	R ² = ,97191455					
	Skorygowany R ² =,96936133					
	Poziom p<,00000					
	Błąd standardowy estymacji: 281					
	BETA*	błąd stand. BETA	B	błąd stand. B	statystyka t	poziom p
Wyraz wolny			108465,9	14401,12	7,53	0,0000
Kredyty_BK	0,9858	0,0505	0,9	0,05	19,51	0,0000

* współczynnik po standaryzacji wszystkich zmiennych do średniej 0 i odchylenia standardowego 1. W praktyce wielkości BETA pozwalają na porównywanie różnego rodzaju zmiennych niezależnych w danym modelu

Źródło: obliczenia własne na podstawie szacowanego modelu.

W ocenie dobroci dopasowania prostego modelu regresji do danych rzeczywistych wykorzystano współczynnik determinacji (R²) oraz błąd standardowy (tab. 1). Wartość R² wynosząca 0,97 wskazuje, iż model wyjaśnia zmienność podaży pieniądza w 97%. Natomiast pozostałe 3% zmienności tej cechy wyjaśniają czynniki, które nie zostały uwzględnione w tym modelu. Tak wysoka wartość wskazuje na dobre zdefiniowanie modelu. Do oceny dopasowania danych do modelu zastosowano także błąd standardowy estymacji. Dla badanego modelu błąd ten wynosił ponad 280 mln zł, co oznacza możliwość pomyłki średnio o tę kwotę przy ustalaniu poziomu kategorii podaży pieniądza M3. Biorąc pod uwagę wielkości podaży pieniądza w mld zł, uzyskana wartość błędu nie jest znacząca.

W celu potwierdzenia braku zjawiska autokorelacji składników resztowych oszacowanego modelu liniowego regresji prostej zastosowano test Shapiro-Wilka (S-W). Normalność rozkładu reszt estymowanego modelu analizowano w formie addytywnej jako hipotezę zerową (H₀), z założeniem o normalności rozkładu oraz braku zjawiska autokorelacji z równoczesnym sformułowaniem hipotezy przeciwnej – alternatywnej (H₁). Do zweryfiko-

wania postawionych hipotez posłużono się wartością p , przyjmując za kryterium poziom istotności $\alpha = 0,05$. Wartość szukanej statystyki S-W wyniosła 0,95 z poziomem wartości p , równej 0,7440, a więc zdecydowanie wyższej od przyjętego poziomu krytycznego 0,05. Tak więc parametry istotnie różniły się od zera, stąd brak podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o braku zjawiska autokorelacyjnego.

Do zbadania wielowymiarowości powiązań pomiędzy podażą pieniądza, a zmiennymi ją kształtującymi zastosowano model regresji. W przeprowadzonej analizie postawiono następujące pytanie: w jakim stopniu zmienność podaży pieniądza (zmienna zależna) jest określona zmiennością zmiennych niezależnych⁴. Jako miarę odwzorowującą podaż pieniądza przyjęto poziom bazy monetarnej M3. Przeprowadzono analizę regresji wielorakiej, sprowadzonej do postaci następującego jednorównaniowego modelu liniowego [Kot i in. 2007]:

$$Y = \alpha_1 X_1 + \alpha_2 X_2 + \xi$$

gdzie:

α_1, α_2 – parametry strukturalne funkcji regresji wielorakiej, ξ – składnik losowy. Do szacowania parametrów strukturalnych zastosowano klasyczną metodę najmniejszych kwadratów (KMNK). Model wyników został przyjęty w następującej formie addytywnej:

$$\hat{M3} = 9572,25 + 1,27 DEPOZYTY - 125,34 REZERWY - 0,54 OBLIGACJE$$

Przyjmując za poziom istotności $\alpha < 0,05$ oraz formułując dwustronne hipotezy alternatywne, wszystkie 3 hipotezy zerowe o istotności statystycznej parametrów przy zmiennych: depozyty, rezerwy oraz obligacje, nie zostały odrzucone. Wyniki przeprowadzonej analizy regresji wielorakiej umieszczono w tabeli 2.

Współczynnik regresji cząstkowej ($\alpha_{Y, X_1 \cdot X_2}$) przy zmiennej objaśniającej depozyty w bankach komercyjnych, wynosi 1,27, co oznacza, że na każdy 1 mln zł wzrostu bazy monetarnej przypada przeciętne zwiększenie wartości depozytów w bankach komercyjnych o około 1,27 mln zł, przy jednoczesnym założeniu stałości pozostałych parametrów. Ocena punktowa tego parametru charakteryzuje się średnim błędem losowym równym ± 20 , co świadczy o możliwości pomyłki w ustalaniu wartości bazy monetarnej w tym przypadku średnio o 20 tys. zł. Drugi z szacowanych współczynników regresji cząstkowej, wyniósł $-125,34$, co wskazuje na spadek wartości bazy monetarnej M3 o około 125,34 mln zł w przypadku zwiększenia poziomu rezerw banków komercyjnych w banku centralnym o 1 mln zł, z założeniem *ceteris paribus* pozostałych parametrów w modelu. Średni błąd losowy przy tej zmiennej kształtował się na poziomie $\pm 17,61$ mln zł, a więc jest zdecydowanie wyższy niż w przypadku parametru przy zmiennej depozyty. Ostatni w modelu współczynnik regresji cząstkowej przy zmiennej obligacje Skarbu Państwa (SP), kształtował się na poziomie $-0,54$. Oznacza to, iż wraz ze wzrostem wartości emisji obligacji SP o 1 mln zł, następuje spadek poziomu bazy monetarnej M3, przeciętnie o około 540 tys. zł, przy niezmiennych wartościach pozostałych parametrów. Dodatkowo współczynnik ten występuje ze średnim losowym błędem, wynoszącym $\pm 0,11$, co wskazuje na możliwość pomyłki średnio o 110 tys. zł przy ustalaniu wartości podaży pieniądza, wyrażonego kategorią M3. Punktowe oszacowanie

⁴ Zmienne objaśniające (niezależne) poddane analizie regresji: wolumen kredytów udzielonych przez banki komercyjne (w mln zł), wartość produktu narodowego brutto (w mln zł), wartość depozytów krótko- i długoterminowych w bankach komercyjnych (w mln zł), wartość obligacji Skarbu Państwa (w mln zł), wartość rezerw banków komercyjnych w banku centralnym (w mln zł), liczba banków komercyjnych, poziom inflacji (w %).

Tabela 2. Wyniki liniowej regresji wielorakiej dla zmiennej zależnej – podaż pieniądza (M3)

Zmienna zależna: M3	BETA		B		statystyka t	poziom p
	bląd stand.	BETA	bląd stand.	B		
Oceny modelu	R= 0,98585727 R ² = 0,97191455 Skorygowany R ² =,96936133 Poziom p<,00000 Błąd standardowy estymacji: 281					
Wyraz wolny			9572,25	3714,62	2,5769	0,0615
Depozyty BK	1,08	0,0145	1,27	0,02	74,2814	0,0001
Rezerwy BK	-0,05	0,0071	-125,34	17,61	-7,1169	0,0021
Obligacje SP	-0,07	0,0143	-0,54	0,11	-4,8725	0,0082

Źródło: obliczenia własne na podstawie szacowanego modelu.

wyrazu wolnego (9572,25) występuje ze średnim błędem losowym równym 3714,62 mln zł i uznane jest na deklarowanym poziomie prawdopodobieństwa $\alpha = 0,05$, jako ocena statystycznie nieistotna. Analiza dobroci dopasowania danych do modelu została przeprowadzona analogicznie, jak w prostym modelu regresji liniowej, przy wykorzystaniu współczynnika determinacji (R^2) oraz błędu standardowego estymacji. W badanym modelu R^2 wynosił 0,99. Oznacza to, iż zmienność podaży pieniądza jest wyjaśniona przez oszacowany model w 99%. Pozostałe 1% zmienności tej cechy stanowią zmienne nieuwzględnione w modelu, w tym składniki losowe. Błąd standardowy estymacji ukształtował się na poziomie 476,8. Wskazuje to na możliwości pomyłki w ustaleniu poziomu podaży pieniądza średnio o około ± 477 mln zł.

Do oceny istotności łącznego efektu oddziaływania zmiennych objaśniających (X_1, X_2, X_3) na zmienną objaśnianą (Y) – podaż pieniądza, przeprowadzono analizę wariancji. Do weryfikacji hipotezy zerowej (H_0), o istotności tego efektu oddziaływania wybranych zmiennych objaśniających na zmienną objaśnianą oraz przeciwnej – hipotezy alternatywnej, wykorzystano test Fishera-Snedecora (F) [Matthews, Thompson 2006]. Statystyka F wynosiła w tym przypadku 7520,2 dla stopni swobody równych odpowiednio $s_1=3$ oraz $s_2=4$. Wartość wyliczonego testu jest tak wysoka, iż krytyczny poziom istotności jest minimalny (poniżej 0,0000001), co wskazuje, iż znajduje się on poza zbiorem odrzucenia H_0 , a więc łączne oddziaływanie zmiennych niezależnych jest nie tylko istotne, ale jednocześnie bardzo silne.

W celu oceny właściwego doboru zmiennych oraz zbadania istotności korelacji pomiędzy zmiennymi niezależnymi (X_1, X_2, X_3), a zmienną zależną (Y), wykorzystano macierz liniowych współczynników (tab. 3). Wszystkie korelacje między zmiennymi były statystycznie istotne dla poziomu $\alpha = 0,05$. Zależność pomiędzy zmienną zależną – podaż pieniądza, a zmiennymi niezależnymi – depozyty, rezerwy, obligacje, wynosiła odpowiednio 0,29, 0,29 oraz 0,87, co wskazuje na słabe wzajemne oddziaływanie zmiennych na siebie w pierwszych

dwóch przypadkach, w ostatnim natomiast oddziaływanie między tymi zmiennymi było zdecydowanie silniejsze (0,89). Pod względem oddziaływania zmiennych niezależnych na siebie, najsilniej skorelowane między sobą były zmienne obligacje i depozyty (0,85). W pozostałych przypadkach wzajemne oddziaływanie zmiennych objaśniających na siebie było słabe (ok. 0,3). Do zweryfikowania występowania zjawiska autokorelacji składników resztowych oszacowa-

Tabela 3. Macierz liniowych współczynników korelacji prostej

Zmienna	Korelacje			M3
	depozyty	rezerwy	obligacje	
Depozyty	1,00	0,33	0,85	0,29
Rezerwy	0,33	1,00	0,29	0,29
Obligacje	0,88	0,29	1,00	0,87
M3	0,99	0,29	0,87	1,00

Źródło: obliczenia własne na podstawie szacowanego modelu.

nego jednorównaniowego modelu regresji wielorakiej zastosowano test Durбина-Watsona (D-W) oraz w celu potwierdzenia wyników, test Shapiro-Wilka (S-W).

Wartość statystyki D-W wyniosła 3,13, tak więc przy 14 stopniach swobody oraz poziomie krytycznym $\alpha = 0,05$, przedział odrzuceń hipotezy zerowej (H_0) o rozkładzie normalnym reszt kształtował się następująco: 0,77; 1,78. Statystyka D-W nie znalazła się w zbiorze odrzuceń H_0 , tak więc brak jest podstaw do odrzucenia hipotezy o rozkładzie normalnym reszt, stąd można uznać, iż na poziomie istotności 0,05, zaobserwowane zjawisko autokorelacji składników resztowych miało charakter czysto losowy. Wyliczenia te potwierdza test S-W, którego statystyka wyniosła 0,88 z poziomem wartości $p = 0,2315$. Przyjmując analogicznie za kryterium poziom istotności $\alpha = 0,05$, nie ma podstaw do odrzucenia H_0 o normalności rozkładu oraz braku zjawiska autokorelacji. Tak więc estymowane parametry istotnie różniły się od zera.

WNIOSKI

Na podstawie przeprowadzonej analizy materiałów empirycznych oraz analizy statystycznej w zakresie określenia zależności pomiędzy kształtowaniem się wielkości podaży pieniądza a poziomem udzielonych kredytów przez banki komercyjne w Polsce, sformułowano następujące wnioski:

1. Uzyskane wyniki potwierdzają dotychczasowe rozważania w tym zakresie, wskazując na kanał kredytowy banków komercyjnych jako jeden z ważniejszych w kreowaniu podaży pieniądza. Wyjątek stanowi fakt, iż przeprowadzona analiza nie wykazała istotnego statystycznie związku pomiędzy podażą pieniądza a poziomem PKB, jak to miało miejsce w krajach wysoko rozwiniętych.
2. Stwierdza się, iż pomiędzy badanymi zmiennymi występuje liniowy związek statystycznie istotny (współczynnik Pearsona ok. 0,98). Ponadto, między analizowanymi cechami występowała korelacja dodatnia, a więc zwiększanie wartości udzielonych kredytów w bankach komercyjnych silnie wpływa na zwiększenie podaży pieniądza, co jest zgodne z ogólną teorią w tym zakresie. Dodatkowo badane zmienne charakteryzuje bardzo duża siła wzajemnego wpływu na siebie, co potwierdzają także dosyć wysokie wartości współczynników, m.in. korelacji wielorakiej (0,97). Taka silna zależność pomiędzy kredytami a M3, może być wykorzystywana przez banki komercyjne do regulowania podaży pieniądza przez m.in. podwyższenie kosztu kredytów, co powoduje ograniczanie dostępności kredytów w gospodarce i jest zjawiskiem niekorzystnym.
3. Oszacowany model regresji wielorakiej (tj. drugi z modeli) potwierdza ogólną teorię dotyczącą czynników kształtujących podaż pieniądza, wskazując jako główne jego determinanty: poziom zgromadzonych depozytów w bankach centralnych, wartość rezerw bankowych w banku centralnym oraz wartość wyemitowanych obligacji SP. Dodatkowo zmienne – rezerwy oraz obligacje występują w korelacji ujemnej ze zmienną objaśnianą – podaż pieniądza, co wskazuje na obniżenie wartości M3 na skutek wzrostu emisji obligacji przez Ministerstwo Finansów lub zwiększenie poziomu rezerw banków komercyjnych w NBP, co również jest zgodne z teorią. Model ten także charakteryzuje się wysokim dopasowaniem danych do modelu (R^2 powyżej 99%) oraz oczekiwanymi własnościami rozkładu reszt, bez zjawiska autokorelacji, a zmienne zawarte w modelu zostały dobrane w sposób prawidłowy.

4. Badania potwierdzają statystycznie istnienie ścisłego związku pomiędzy poziomem podaży pieniądza w Polsce a wolumenem udzielonych kredytów w bankach komercyjnych w badanym okresie. Analizowane zależności są jednoczesne i istotne ze statystycznego punktu widzenia. Pod względem oceny parametrów modelu oraz ocen dopasowania danych do modelu można stwierdzić, iż model ten może służyć do dalszej diagnostyki oraz kwalifikuje się do m.in. do statystycznej predykcji.

LITERATURA

- Bernake B., Blinder A. 1988: Credit, money and aggregate demand. *American Economic Review*, vol. 78, issue 2, s. 436.
- Freixas X., Rochet J. C. 2007: Mikroekonomia bankowa. CeDeWu, Warszawa, s. 218-219.
- Hill T., Lewicki T. 2006: Statistics. Methods and applications. StatSoft, Tulsa, The United States of America.
- Każmierczak A. 2008: Polityka pieniężna w gospodarce otwartej. PWN, Warszawa, s. 62-63, 89-96.
- Kot S., Jakubowski J., Sokolowski A. 2007: Statystyka. Difin, Warszawa, s. 309, 302, 317.
- Marciniak S. (red.) 2005: Makro- i mikroekonomia. Podstawowe problemy. PWN, Warszawa, s. 396, 397.
- Matthes K., Thompson J. 2008: The economics of banking. Willey, London, s. 275.
- Milewski R. (red.) 1999: Elementarne zagadnienia z ekonomii. PWN, Warszawa, s. 355, 361.
- Mishkin F. 1995: Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, issue 4, s. 4.
- Stiglitz J. E., Weiss A. 1981: Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, vol. 6, s. 89.
- Qiong L., Zhiwei W. 2008: The relationship among money supply, banking lending and aggregate demand in China 1994-2006. *Journal of Economics of China*, s. 498.
- Zaleska M. (red.) 2007: Współczesna bankowość. Difin, Warszawa, s. 40-41.

Emilia Stola

MEANING OF MONEY SUPPLY IN COMMERCIAL BANK'S LENDING ACTIVIT

Summary

The aim of elaborations was determination of dependence among forming of money supply, and level of loans in commercial banks in polish banking sector. The elaborations presents also identification of factors which have influence on level of money supply. the research in this range shows statistic irrelevance of dependence incrementation between volume of credits and money supply.

Adres do korespondencji:

mgr Emilia Stola
Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie
Katedra Ekonomiki i Organizacji Przedsiębiorstw
ul. Nowoursynowska 166
02-786 Warszawa
tel. (0 22) 593 42 20
e-mail: emilia_stola@sggw.pl