

Jerzy Marzec¹

Katedra Ekonometrii i Badań Operacyjnych
Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

Nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce: założenia i wyniki

Wprowadzenie

Na gruncie mikroekonomii zakłada się, że rynek konkurencyjny określa optymalną w rozumieniu Pareta wielkość sprzedaży pewnego dobra. Krzywe podaży i popytu reprezentują optymalne wybory dokonane przez podmioty. Podaż i popyt są równe przy cenie równowagi, gdy kształtuje się ona w sposób elastyczny, pozwalający zapewnić status quo na rynku. Jednak w praktyce rynek może charakteryzować się nieefektywnością. Na skutek niedostatecznej informacji posiadanej przez strony dokonujące transakcji kupna-sprzedaży, może nastąpić niedostosowanie się podaży do popytu. Problem agencji jest szczególnie widoczny w relacjach bank-kredytobiorca i objawia się racjonowaniem kredytów. Ten fenomen ekonomiczny stał się przedmiotem formalnych badań za pomocą ekonometrycznych modeli nierównowagi. Probabilistyczny opis rynku dóbr w nierównowadze jest znany od czasów ukazania się pionierskiego artykułu Faira i Jaffe'a z 1972 roku. W latach siedemdziesiątych nastąpił intensywny rozwój metodyczny modeli tej klasy; zob. [9] i [10].

Badania empiryczne dotyczące zjawiska nierównowagi na rynku kredytów są prowadzone systematycznie od wielu lat. Przykładowo, wyniki tych badań w odniesieniu do gospodarek państw, takich jak: USA, Japonia i Czechy, zaprezentowali [1], [12] i [13]. Natomiast analizę tego zjawiska na poziomie mikro przeprowadzono w artykułach [1] i [11]. W tym celu wykorzystano dane panelowe, obejmujące liczną grupę przedsiębiorstw, działających na rynku danego kraju. Sumaryczny wykaz badań dotyczący nierównowagi na rynku kredytowym znajdziemy m.in. w [12].

W przypadku rynku kredytów w Polsce badania przedstawiono w artykułach [3] i [7]. W pierwszym opracowaniu rozważono model dynamiczny z opóźnionymi o jeden okres zmiennymi endogenicznymi. Takie podejście pozwoliło w prosty sposób uwzględnić zjawisko niestacjonarności zmiennych. W celu jego estymacji wykorzystano dane miesięczne z lat 1992-2004. W drugim artykule zastosowano model opisany wzorem (1) dla zmiennych w formie przyrostów, badania zaś obejmowały

¹ Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie, ul. Rakowicka 27, 31-510 Kraków, e-mail: marzecj@uek.krakow.pl. Artykuł powstał w ramach badań statutowych finansowanych przez Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie.

Maszynopis artykułu: Marzec J. 2011, Nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce: założenia i wyniki, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach*, (red. A. Barczak i S. Barczak), Prace Naukowe AE w Katowicach, str. 163-172 .

okres od 1994 do 2001 roku. W obu opracowaniach wykorzystano dane dla całego sektora bankowego.

Motywy przeprowadzenia niniejszych badań jest chęć poznania i zrozumienia mechanizmów funkcjonowania rynku kredytowego. Zagadnienie to ma duże znaczenie dla banku centralnego i instytucji nadzoru finansowego, gdyż racjonowanie kredytów osłabia efektywność i szybkość polityki pieniężnej prowadzonej przez te podmioty. Ponadto, utrzymująca się nieefektywność rynku kredytowego może spowolnić wzrost gospodarczy w Polsce, gdyż negatywnie oddziałuje na działalność inwestycyjną przedsiębiorstw i osłabia konsumpcję wewnętrzną. Celem niniejszego opracowania jest prezentacja wstępnych wyników badań, które mają odpowiedzieć na pytanie czy w latach 2004-2009 występowała nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce? W celu estymacji modelu opisującego nierównowagę wykorzystano metodę największej wiarygodności (MNW). Wstępne wyniki potwierdziły występowanie w badanym okresie nadwyżki popytu na kredyty.

1. Model nierównowagi na rynku kredytowym

W niniejszym artykule przedmiotem analizy jest rynek kredytowy w nierównowadze, który jest opisany przez najprostszą postać modelu:

$$\begin{cases} d_t = x_{t,1} \cdot \beta_1 + \varepsilon_{t,1} \\ s_t = x_{t,2} \cdot \beta_2 + \varepsilon_{t,2} \\ q_t = \min(d_t, s_t), \end{cases} \quad \text{dla } t=1, \dots, T \quad (1)$$

gdzie d_t i s_t oznaczają nieobserwowane poziomy popytu i podaży kredytów w okresie t , β_1 i β_2 to parametry poszczególnych równań. Wektory x_{t1} i x_{t2} zawierają zmienne objaśniające, w szczególności zawierają cenę kredytów. Zmienna q_t reprezentuje obserwowaną wielkość udzielonych kredytów.

Pierwsze równanie opisuje popyt na kredyty zgłaszany przez potencjalnych kredytobiorców, drugie zaś podaż oferowaną przez banki. Zakłada się, że rynek nie jest efektywny, bo cena kredytów niekoniecznie dostosowuje się do zmiany podaży i popytu, co wyraża trzecie równanie. Zatem obserwujemy sprzedaż kredytów na poziomie popytu ($q_t=d_t$), gdy podaż przewyższa popyt ($s_t>d_t$) albo na poziomie podaży w przeciwnym przypadku.

W powyższym modelu zakłada się, że wartości zmiennych objaśniających są znane, w przeciwieństwie do wielkości podaży i popytu. Kluczową kwestią jest określenie sposobu oddziaływania ceny kredytów na równowagę tego rynku. W najprostszym przypadku – analizowanym w artykule – zakłada się, że (i) cena kredytów (stała lub nieelastyczna) jest traktowana jako zmienna egzogeniczna, (ii) a priori nie jest znany mechanizm dostosowujący cenę tak, aby rynek mógł osiągnąć równowagę. W rozszerzonych modelach nierównowagi cena ma charakter endogeniczny i jej zmiana zależy dodatnio od nadwyżki popytu nad podażą; zob. Asako i Uchino 1987. Model rynku w

nierównowadze jest jednym z przypadków szerszej klasy modeli, tj. regresji przełącznikowej przy założeniu braku informacji o tym, z którego reżimu pochodzą obserwacje q_t .

Pełna konstrukcja modelu statystycznego wymaga określenia założeń probabilistycznych. O składnikach losowych ε_{t1} i ε_{t2} zakłada się, że (i) nie są skorelowane po czasie, (ii) mają dwuwymiarowy rozkład normalny o zerowych wartościach oczekiwanych i nieznannej (dodatkowo określonej) macierzy kowariancji Σ . W praktyce często przyjmuje się silniejsze założenie, a mianowicie, że składniki losowe są nieskorelowane (i niezależne), więc Σ jest macierzą diagonalną o elementach σ_1^2 i σ_2^2 , co zakładamy w niniejszych badaniach. To ostatnie założenie niezmiernie ułatwia estymację. Szczegółowy opis różnych specyfikacji ekonometrycznych modeli nierównowagi i metod estymacji jest zaprezentowany w pracach [5], [8], [9] i [14].

Podstawowym narzędziem estymacji jest metoda największej wiarygodności. Wymaga ona skonstruowania łącznej funkcji gęstości dla wielkości obserwowanych, czyli q_t . Łączny rozkład dla popytu i podaży oznaczmy przez $p_{d_t, s_t}(d_t, s_t)$. Wprowadźmy pomocniczą zmienną zero-jedynkową z_t , która informuje o obserwowanym reżimie, tzn. o tym czy obserwacja q_t identyfikuje podaż czy popyt. Niech $z_t = 1$ oznacza, że obserwacja pochodzi z równania podaży, gdy $s_t < d_t$ i $q_t = s_t$ oraz $z_t = 0$ w przeciwnym przypadku (obserwacja określa zrealizowany popyt, gdy $d_t < s_t$ i $q_t = d_t$). Łączny rozkład dyskretno-ciągły dla z_t i q_t , $p_{q_t, z_t}(q_t, z)$, jest określony przez gęstość dwuwymiarowego rozkładu dla zmiennych ukrytych d_t i s_t . Wówczas brzegowy rozkład dla q_t ma postać

$$\begin{aligned} p_{q_t}(q_t) &= p_{q_t, z_t}(q_t, z_t = 0) + p_{q_t, z_t}(q_t, z_t = 1) = \\ &= \int_{q_t}^{+\infty} p_{d_t, s_t}(q_t, s_t) d s_t + \int_{q_t}^{+\infty} p_{d_t, s_t}(d_t, q_t) d d_t. \end{aligned} \quad (2)$$

Jeżeli składniki losowe w modelu (1) są nieskorelowane otrzymuje się

$$p_{q_t}(q_t) = f_{d_t}(q_t) \cdot (1 - F_{s_t}(q_t)) + f_{s_t}(q_t) \cdot (1 - F_{d_t}(q_t)), \quad (3)$$

gdzie $f_{d_t}(q_t)$ i $f_{s_t}(q_t)$ to gęstości w punkcie q_t rozkładów normalnych dla niezależnych zmiennych losowych d_t i s_t o wartościach oczekiwanych i wariancjach równych odpowiednio $x_{t,1}\beta_1$ i $x_{t,2}\beta_2$ oraz σ_1^2 i σ_2^2 . Natomiast $F_{d_t}(q_t)$ i $F_{s_t}(q_t)$ oznaczają dystrybuanty tych rozkładów. Funkcja wiarygodności stanowi T -elementowy iloczyn gęstości danych wzorem (3). Szczegóły dotyczące równań, z których za pomocą algorytmów numerycznych uzyskuje się estymator MNW oraz postać jego macierzy kowariancji znajdziemy w [10]. O własnościach tej metody – m.in. o zgodności i asymptotycznej efektywności – traktuje praca [6].

Z praktycznego punktu widzenia modele nierównowagi pozwalają określić szanse na wystąpienie jednego z reżimów, tj. sytuacji nadwyżki podaży nad popytem albo zjawiska

Maszynopis artykułu: Marzec J. 2011, Nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce: założenia i wyniki, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach*, (red. A. Barczak i S. Barczak), Prace Naukowe AE w Katowicach, str. 163-172 .

racjonowania kredytów (popyt przewyższa podaż). W tym celu można obliczyć prawdopodobieństwo bezwarunkowe wystąpienia nadwyżki popytu w okresie t

$$\Pr(z_t = 1) = \Pr(s_t < d_t) = \Pr(\varepsilon_{t2} - \varepsilon_{t1} < x_{t,1} \cdot \beta_1 - x_{t,2} \cdot \beta_2). \quad (4)$$

Inną, lepszą miarą jest prawdopodobieństwo warunkowe względem zaobserwowanych danych, zob. [8]. Z wzoru Bayesa wynika, że

$$\begin{aligned} \Pr(s_t < d_t | q_t) &= \frac{p_{q_t | z_t}(q_t | z_t = 1) \cdot p_{z_t}(z_t = 1)}{p_{q_t}(q_t)} = \int_{q_t}^{+\infty} p_{d_t, s_t}(d_t, q_t) d d_t / p_{q_t}(q_t) = \\ &= f_{s_t}(q_t) \cdot (1 - F_{d_t}(q_t)) / p_{q_t}(q_t). \end{aligned} \quad (5)$$

W praktyce można przyjąć, że gdy $\Pr(s_t < d_t | q_t) > 0,5$, to obserwujemy racjonowanie kredytów, w przeciwnym przypadku nadwyżkę podaży.

2. Specyfikacja równań popytu i podaży kredytów na rynku w Polsce

W niniejszych badaniach wykorzystano dane miesięczne obejmujące okres od stycznia 2004 do sierpnia 2009 roku włącznie. Obiektami badania były gospodarstwa domowe, przedsiębiorstwa oraz instytucje niekomercyjne działające na rzecz gospodarstw domowych.² Przy doborze zmiennych objaśniających uwzględniono aspekty teorii ekonomii, ale także skorzystano z wyników empirycznych prezentowanych w literaturze przedmiotu; zob. np. [3], [7], [12] i [13].

W celu określenia równań modelu nierównowagi przyjęto, że popyt jest funkcją oprocentowania kredytów, oczekiwanej inflacji, wielkości depozytów na żądanie (złotowych i walutowych) oraz indeksu produkcji sprzedanej przemysłu. Natomiast w równaniu podaży pojawiają się następujące zmienne objaśniające: średnie oprocentowanie nowo udzielonych kredytów, oczekiwana inflacja, minimalna stopa rentowności operacji otwartego rynku, wielkość depozytów ogółem (złotowych i walutowych), średnie oprocentowanie 52-tygodniowych bonów skarbowych. Obserwowana sprzedaż jest wyrażona przez wartość różnych kategorii zobowiązań (złotowych i walutowych) badanych jednostek wobec monetarnych instytucji finansowych (banków komercyjnych, spółdzielczych i innych).³

Warto wspomnieć o znaczeniu zaproponowanych zmiennych objaśniających w modelu nierównowagi na rynku kredytowym. Oczekiwana inflacja w ciągu najbliższych 12 miesięcy ma ujawniać nastroje konsumentów dotyczące przyszłych stóp procentowych i utraty wartości pieniądza w czasie. Trudno przewidzieć kierunek wpływu tej zmiennej na popyt, gdyż wyższe oprocentowanie kredytu w przyszłości jest hamulcem dla decyzji o zaciągnięciu pożyczki, a jednocześnie utrata

² Innymi słowy są to jednostki zaliczane do sektora niefinansowego (według terminologii NBP).

³ Z uwagi na brak dostępu do informacji o wartościach nowo udzielonych kredytów w poszczególnych okresach, wykorzystano dane o zadłużeniu sektora niefinansowego według stanu na koniec każdego z 68 miesięcy.

Maszynopis artykułu: Marzec J. 2011, Nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce: założenia i wyniki, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach*, (red. A. Barczak i S. Barczak), Prace Naukowe AE w Katowicach, str. 163-172 .

wartości pieniądza w czasie zmniejsza dolegliwość spłat rat kapitałowych w przyszłości. Wielkość depozytów na żądanie informuje o wielkości płynnych środków pieniężnych, które gospodarstwa domowe i przedsiębiorcy mogą natychmiast przeznaczyć na niespodziewaną konsumpcję lub na sfinansowanie bieżących potrzeb wynikających z prowadzonej przez nich działalności gospodarczej, a szczególnie, gdy bank odmawia kredytu krótkoterminowego (konsumpcyjnego lub obrotowego). Indeks produkcji sprzedanej przemysłu ma aproksymować oczekiwania przedsiębiorstw i banków dotyczące aktywności gospodarczej. Spodziewamy się dodatniego znaku dla zależności między popytem na kredyt a tą zmienną. Rentowność operacji otwartego rynku jest mierzona stopą referencyjną, która określa minimalną zyskowność 7-dniowych bonów pieniężnych. Niesie ona informację o stopie zwrotu z krótkookresowych inwestycji dla banków w sytuacji, gdy ma miejsce nadwyżka depozytów nad kredytami (w danej chwili popyt jest mniejszy od podaży) lub gdy banki racjonują kredyty. Oprocentowanie 52-tygodniowych bonów skarbowych niesie informacje o rentowności innych form inwestowania zgromadzonych środków pieniężnych. Można się spodziewać, że w krótkim okresie zachodzi substytucja między tymi papierami wartościowymi a kredytami, więc efekty krańcowe dla podaży kredytów ze względu na te zmienne będą miały znaki ujemne. Wielkość depozytów ogółem informuje o wielkości środków otrzymanych od deponentów, z których bank może udzielić wielokrotnie więcej kredytów. Depozyty przeważnie generują koszty dla banku, więc ich przyrost wymusza zintensyfikowanie działalności kredytowej lub większy zakup papierów wartościowych. Syntetyczne informacje liczbowe o zmiennych wykorzystywanych w badaniach prezentuje tabela 1.

Tabela 1.

Podstawowe informacje o zmiennych (średnie i błędy standardowe z okresu 01.2004-08.2009 r.)⁴

Zmienne	Poziomy		Przyrosty	
	Średnia	Błędy standardowe	Średnia	Błędy standardowe
Kredyty ogółem (w mld zł)	373,2	135,1	7,3	5,7
Depozyty na żądanie (w mld zł)	170,4	48,5	4,8	3,6
Depozyty ogółem (w mld zł)	377,7	74,6	4,6	4,0
Oczekiwana inflacja (w punktach %)	2,8	1,4	0,3	0,3
Oprocentowanie kredytów	9,4	1,1	0,4	0,3
Oprocentowanie 52 tyg. bonów	9,9	4,9	0,4	0,3
Stopa rentowności 7-dniowych operacji otwartego rynku	4,9	0,9	0,1	0,2
Indeks produkcji sprzedanej	106,5	8,0	5,1	3,9

Źródło: obliczenia własne

W badaniach wykorzystano dane będące szeregami czasowymi. W tym kontekście pojawia się pytanie, jaki jest łączny rozkład poszczególnych obserwacji tworzący dany szereg. Zgodnie z przypuszczeniami szeregi czasowe dla wszystkich zmiennych (objaśnianej i objaśniających w

⁴ Źródłem danych były przede wszystkim raporty NBP. Informacje o indeksie produkcji sprzedanej przemysłu pozyskano z raportu GUS.

równaniach (1)) nie są procesami czysto losowymi (stacjonarnymi). Ich niestacjonarność została potwierdzona przez test Dickeya i Fullera dla procesu AR(1). Test pierwiastka jednostkowego pozwolił określić stopień zintegrowania zmiennych. Dla modelu z wyrazem wolnym i trendem deterministycznym test wskazał, że pierwsze różnice badanych wielkości są zmiennymi stacjonarnymi. Zintegrowanie drugich przyrostów zostało odrzucone. Zatem w badaniach wykorzystano zmienne stacjonarne, które zdefiniowano jako przyrosty (pierwsze różnice). Estymacja modelu dla zmiennych niestacjonarnych naraziłaby na wystąpienie problemu regresji pozornych. W literaturze zwraca się uwagę na tę ważną kwestię. W pracy [7] zaproponowano model oparty na stacjonarnych zmiennych zdefiniowanych przez pierwsze różnice. Innym argumentem za wykorzystaniem przyrostów zmiennej endogenicznej, Δq_t , a nie jej poziomów q_t , jest fakt, że sprzedaż kredytów jest mierzona przez wartość stanu zadłużenia na koniec miesiąca, więc jego zmiana z okresu na okres aproksymuje wartość nowo udzielonych kredytów w danym miesiącu. W konsekwencji model, który podlega estymacji, ma postać

$$\begin{cases} \Delta d_t = \Delta x_{t,1} \cdot \beta_1 + \varepsilon_{t,1} \\ \Delta s_t = \Delta x_{t,2} \cdot \beta_2 + \varepsilon_{t,2} \\ \Delta q_t = \min(\Delta d_t, \Delta s_t), \end{cases} \quad \text{dla } t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

gdzie $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$ itd. Zauważmy, że w tym przypadku reżimy są zdefiniowane w odmienny sposób niż w modelu (1), więc obie specyfikacje nie są równoważne.

3. Wyniki empiryczne

W tabeli 1 zaprezentowano wyniki estymacji równań popytu i podaży. Punktem startowym dla MNW były oceny uzyskane metodą najmniejszych kwadratów dla każdego z równań przy założeniu równowagi ($d_t = s_t$). Równanie popytu zostało pozytywnie zweryfikowane przez dane, w przeciwieństwie do równania podaży. Wskazują na to wysokie ilorazy ocen MNW i błędów standardowych dla czterech spośród pięciu parametrów. Kierunki wpływu zmiennych: oprocentowania kredytów, wskaźnika aktywności gospodarczej (mierzonego indeksem produkcji sprzedanej) i wielkości depozytów na żądanie są zgodne z teorią ekonomiczną. Aczkolwiek wpływ tej ostatniej jest statystycznie nieistotny. Wzrost oczekiwanej inflacji w ciągu następnych 12 miesięcy negatywnie wpływa na przyrost bieżącego popytu.

W badanym okresie średni stan zadłużenia podmiotów niefinansowych (przede wszystkim gospodarstw domowych i przedsiębiorstw) kształtował się na poziomie 373 mld złotych, a miesięczny jego przyrost wynosił 7,3 mld złotych. Wzrost zmiany oprocentowania kredytów o 0,1 punktu procentowego (co stanowi 1,1% średniego poziomu i 25% średniego przyrostu tego oprocentowania w badanym okresie) powoduje spadek popytu w skali miesiąca o 70 mln złotych (± 4 mln złotych) ceteris paribus. Wzrost aktywności gospodarczej o jeden punkt (co stanowi około 1% średniego poziomu i

Maszynopis artykułu: Marzec J. 2011, Nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce: założenia i wyniki, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach*, (red. A. Barczak i S. Barczak), Prace Naukowe AE w Katowicach, str. 163-172 .

20% średniego jego przyrostu w skali miesiąca) powoduje spadek popytu o 270 mln złotych (± 30 mln złotych). Wzrost o 0,1 punktu oczekiwanej inflacji w ciągu najbliższych 12 miesięcy (co stanowi 3,4% średniego poziomu i 33% jej przyrostu) zmniejsza popyt na kredyt o 1,245 mld złotych ($\pm 0,102$ mld złotych).

Tabela 2.

Wyniki estymacji równań popytu i podaży w modelu (5).

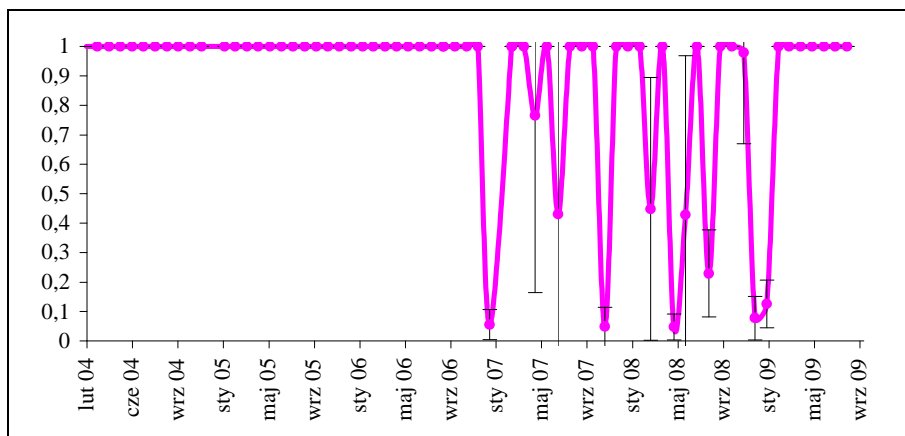
Model	Model rynku w równowadze (zał. $d_t = s_t$)			Model rynku w nierównowadze (zał. $d_t \neq s_t$)		
	Oceny MNK	Błędy standardowe	Ilorazy t	Oceny MNW	Błędy standardowe	Ilorazy t
Zmienne						
Równanie popytu						
„1”	6,19	0,97	6,35	21,73	0,35	61,65
Oprocentowanie kredytów	-0,13	0,17	-0,81	-0,73	0,04	-16,58
Oczekiwana inflacja	-3,35	1,93	-1,74	-12,45	1,02	-12,18
Depozyty na żądanie	0,99	2,07	0,48	-0,72	1,03	-0,70
Indeks produkcji	-0,07	0,14	-0,50	0,27	0,03	8,63
σ_1^2	53,50	-	-	0,27	0,27	-
Równanie podaży						
„1”	3,95	1,14	3,46	4,32	1,30	3,31
Depozyty ogółem	0,56	0,19	2,92	0,62	0,21	2,97
Oprocentowanie kredytów	-1,79	1,85	-0,97	-1,13	2,16	-0,53
Oczekiwana inflacja	-0,15	2,19	-0,07	0,10	2,41	0,04
Rentowność 52 tyg. bonów	0,43	1,97	0,22	1,22	2,11	0,58
Rentowność operacji rynku otwartego	0,31	4,41	0,07	-0,45	4,75	-0,10
σ_2^2	47,58	-	-	51,84	12,00	-

Źródło: obliczenia własne

W równaniu podaży spośród zaproponowanych czynników jedynym istotnym jest przyrost depozytów ogółem. Ich wzrost o 1 mld złotych (co stanowi 0,26% średniego poziomu i 22% średniego przyrostu) powoduje wzrost miesięcznej podaży kredytów o 620 mln zł (± 210 mln złotych).

Rysunek 1 prezentuje prawdopodobieństwa a posteriori zdarzeń, że w poszczególnych okresach przyrosty popytu przewyższały przyrosty podaży kredytów; zob. wzór (5). Wyniki te wskazują, że w badanym okresie dominował reżim podażowy, więc sprzedaż kredytów była zdeterminowana przez ofertę zgłaszaną przez banki. W okresie od stycznia 2004 r. do grudnia 2006 r. występowała sytuacja, w której przyrosty popytu były zdecydowanie większe od zmiany w ich podaży (z punktową oceną prawdopodobieństwa bliską jedności i bardzo małym błędem szacunku). W następnym podokresie, z wysokimi prawdopodobieństwami (większymi od 0,5) miało miejsce zjawisko odwrotne, gdyż odnotowano dziewięć przypadków nadwyżki podaży nad popytem. Jednakże wówczas równie często występował reżim podażowy, który dominuje od lutego do sierpnia 2009 r. – ostatniego okresu wchodzącego w skład próby.

Maszynopis artykułu: Marzec J. 2011, Nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce: założenia i wyniki, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach*, (red. A. Barczak i S. Barczak), Prace Naukowe AE w Katowicach, str. 163-172 .



Rysunek 1. Oszacowane $\Pr(\Delta s_t < \Delta d_t | \Delta q_t)$ (\pm błąd szacunku).

Źródło: obliczenia własne

Podsumowanie

W oparciu o dane makroekonomiczne oszacowano standardowy model nierównowagi na rynku kredytowym w Polsce. Zmienne identyfikujące równania podaży i popytu miały charakter szeregów niestacjonarnych. W celu uniknięcia regresji pozornych zastosowano model dla pierwszych przyrostów, które według testu pierwiastka jednostkowego są stacjonarne, w przeciwieństwie do poziomów, które wykazują cechy błędzenia przypadkowego (z dryfem). Głównymi, istotnymi czynnikami wyjaśniającymi zmiany popytu okazały się: oprocentowanie kredytów, wskaźnik aktywności gospodarczej oraz oczekiwania inflacyjne. Na zmiany podaż kredytów wpływał przyrost wartości depozytów przyjętych przez banki od deponentów. Otrzymane wyniki potwierdziły przypuszczenie, że w badanym okresie zdecydowanie częściej, bo 58 razy w ciągu 67 miesięcy, występowała nadwyżka popytu nad podażą kredytów.

Literatura

1. Atanasova C. V., N. W. Wilson, *Disequilibrium in the UK Corporate Loan Market*, "Journal of Banking and Finance" 2004, 28 (3), s. 595-614.
2. Asako K., Y. Uchino, *Bank Loan Market of Japan: A New View on the Disequilibrium Analysis*, "Bank of Japan Monetary and Economic Studies" 1987, vol. 5 (1), s. 169-216.
3. Bauwens L., M. Lubrano, *Bayesian Inference in Dynamic Disequilibrium Models: An Application to the Polish Credit Market*, "Econometric Reviews" 2007, 26 (2-4), s. 469-486.
4. Fair, R.C., Jaffee, D.M., *Methods of estimation for markets in disequilibrium*, "Econometrica" 1972, 40, s. 497-514.
5. Gourieroux C., *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*, Cambridge University Press, Cambridge 2002.
6. Hartley M.J, P. Mallela, *The Asymptotic Properties of a Maximum Likelihood Estimator for a Model of Markets in Disequilibrium*, "Econometrica" 1977, Vol. 45, No. 5, s. 1205-1220.
7. Hurlin C., R. Kierzenkowski, *Credit Market Disequilibrium in Poland: Can we Find What we Expect? Non-stationarity and the Short-side Rule*, "Economic Systems" 2007, vol. 31, s. 157-183

Maszynopis artykułu: Marzec J. 2011, Nierównowaga na rynku kredytowym w Polsce: założenia i wyniki, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i komputerowe w finansach i ubezpieczeniach*, (red. A. Barczak i S. Barczak), Prace Naukowe AE w Katowicach, str. 163-172 .

8. Maddala G.S., Disequilibrium, Self-selection, and Switching Models [w:] *Handbook of Econometrics*, red. Z. Griliches, M. D. Intriligator, s. 1633-1688, North-Holland, Amsterdam 1986.
9. Maddala G.S., *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge 1983.
10. Maddala G.S., Nelson F.D., *Maximum Likelihood Methods for Markets in Disequilibrium*, "Econometrica" 1974, vol. 42, s. 1013-1030.
11. Ogawa K., K. Suzuki, *Demand for Bank Loans and Investment under Borrowing Constraints: A Panel Study of Japanese Firm Data*, "Journal of the Japanese and International Economies" 2000, Volume 14 (1), s. 1-21.
12. Pruteanu A., *Was There Evidence of Credit Rationing in the Czech Republic?*, "Eastern European Economics" 2004, vol. 42 (5), pp. 58-72.
13. Sealey C.W., *Credit Rationing in the Commercial Loan Market: Estimates of a Structural Model Under Conditions of Disequilibrium*, "The Journal of Finance" 1979, Vol. 34, No. 3, s. 689-702.
14. Srivastava V.K., B. Bhaskara-Rao, *The Econometrics of Disequilibrium Models*, Greenwood Press, New York 1990.

Disequilibrium in the Poland's loan market: assumptions and results

Summary

Keywords: disequilibrium model, credit rationing, Poland.

The aim of this paper is to verify of the disequilibrium hypothesis on the Polish loan market in the 2004-2009. The model used is a basic two-equation model first proposed by Fair and Jaffee. As the variables that explain inefficiency of the household and business lending market, it was proposed: effective (observed) loan rate, yield on open market operations (reverse repo rate), average rate of return on 52-week Treasury bills, expected inflation, total and call deposits, index of sold production of industry. We estimate model with a standard maximum likelihood method for stationary monthly data in first differences. We test the hypothesis concerning the direction of the impact of the determinants on supply and demand of loans. The results confirmed the existence of credit rationing (excess of demand over supply).