

日本の貸出市場の不均衡の存在 : 古川論文に寄せて*

釜 江 廣 志

On the Disequilibrium of the Commercial Loan Market
in Japan : New Estimation

Hiroshi KAMAE

1. は じ め に

日本の貸出市場に不均衡が存在していたか否かを検討する分析は、これまでにいくつかなされ、現在もなされつつある。浜田・岩田・石山〔9〕は、フェア・ジャッフェ〔2〕の開発した不均衡を取扱いうる計量経済学的方法に基づき、貸出の需要・供給関数の計測を試みた。昭和35年第1四半期から48年第1四半期までの期間では、貸出市場が均衡にあるとの仮定のもとでの貸出需給の計測よりも、不均衡にあるとの仮定のもとでの計測の方が、よりもっともらしい結果をもたらす、という結論が得られている。その後、筆者が拙稿〔5〕において浜田他〔9〕のデータを改善して再計測したところ、上述の結論は必ずしも得られなかった。しかし、不均衡の存在も否定できなかった。さらに拙稿〔6〕では、改善データを使い、かつ市場が超過需要か超過供給かの判定に〔9〕で用いられたのとは別の基準を用いて、需給関数の計測を行ない、不均衡仮定のもとで、ほぼ妥当な結果を得た。

他方、古川〔10〕は浜田他〔9〕よりも最近の時期を含む期間についての計測を行ない、〔9〕や拙稿〔6〕とは逆に、需給均衡仮定下での計測の方がより妥当な結果が得られる、との結論を導出した。

ところで、古川〔10〕で用いられているデータには浜田他〔9〕のそれと同じ欠点があり⁽¹⁾、また採られた方法に基づく期間区分の結果にも問題が残る⁽²⁾。これらを改善して再計測すれば、〔10〕と類似の計測法によっても異なる結果が導出しうられると思われるが、本稿では〔10〕と同様の計測は試みない。本稿では、前稿〔4〕で筆者が試みた定式化⁽³⁾によって、〔10〕とほぼ同じ期間の、より適切なデータを用いて、貸出金利の調整速度を計測し、貸出市場が不均衡状態にあったとみなしうることを示す。この定式化を用いれば、貸出の需給関数を計測した上でその推定値の符号や有意性を調べるという間接的な方法に依らなくても、市場が均衡にあるか不均衡にあるかを直截に検証することが可能である。また、ここでは、黒田〔7〕で指摘され、拙稿〔6〕や〔10〕で検討課題とされていた、オープン・マーケットの金利（手形・現先・既発債レート）の貸出需給関数への明示的な導入も行なう。これらの金利の、銀行・企業の資金調達への影響を通しての、貸出需給への影響は無視で

* 草稿に対し、伊藤隆敏助教授（ミネソタ大学）から御批判をいただいた。記して感謝申し上げたい。

きないからである。

2. 分 析 モ デ ル

貸出の供給・需要関数を次のように定式化する。

$$(1) \quad L^s = a_0 + a_1 r^l + a_2 BD + a_3 q + a_4 r^{cd} + a_5 r^b + a_6 r^g + u^1$$

$$(2) \quad L^d = b_0 + b_1 r^l + b_2 S + b_3 r^b + b_4 r^g + u^2$$

ここに、 L^s 、 L^d は貸出供給額と需要額、 r^l は貸出金利、 BD は銀行の預金額、 q は預金準備率、 r^{cd} はコール・レートと手形レートの加重平均、 r^b は既発債レート、 r^g は現先レート、 S は企業の売上高である。この定式化は、古川[10]のそれとほぼ同様である⁽⁴⁾。ただし、オープン・マーケット金利は、[10]では考慮されていない。

次に、需給の不均衡が存在する場合の金利調整方式として、拙稿[4]で用いた次のような部分的調整メカニズムを採用する。

$$(3) \quad r^l = r^l_{-1} + \mu (r^{l*} - r^l_{-1})$$

ここに、 r^{l*} は貸出の需要と供給を等しくさせる貸出金利の値、 μ は調整速度である。 $\mu = 1$ の場合、(3)は $r^l = r^{l*}$ となり、不均衡がその期のうちに完全に調整されてしまうことを意味し、 $\mu \neq 1$ は不均衡が完全には調整されないことを意味する。この調整方式によれば、次に見るように、比較的簡単な計測によって、不均衡の存否を直截に検証することが可能である。

まず、 r^{l*} の定義から

$$L^s(r^{l*}) = L^d(r^{l*})$$

であり、これに(1)(2)を代入して解くと

$$(4) \quad r^{l*} = \frac{1}{a_1 - b_1} \left\{ - (a_0 - b_0) - a_2 BD + b_2 S - a_3 q - a_4 r^{cd} - (a_5 - b_3) r^b \right. \\ \left. - (a_6 - b_4) r^g - (u^1 - u^2) \right\}$$

である⁽⁵⁾。これを(3)に代入して

$$(5) \quad r^l = (1 - \mu) r^l_{-1} - \frac{(a_0 - b_0) \mu}{a_1 - b_1} - \frac{a_2 \mu}{a_1 - b_1} BD + \frac{b_2 \mu}{a_1 - b_1} S - \frac{a_3 \mu}{a_1 - b_1} q \\ - \frac{a_4 \mu}{a_1 - b_1} r^{cd} - \frac{(a_5 - b_3) \mu}{a_1 - b_1} r^b - \frac{(a_6 - b_4) \mu}{a_1 - b_1} r^g - \frac{\mu}{a_1 - b_1} (u^1 - u^2)$$

となる。従って、OLSを用いて r^l を r^l_{-1} 、 BD 、 S 、 q 、 r^{cd} 、 r^b 、 r^g に回帰させれば、 $(1 - \mu)$ の推定値が得られ、これが0と有意に異なるか否かを調べればよい。

次に、以上の推定に際し、誤差項に自己相関が存在する場合、1階のマルコフ過程に従うと仮定してGLSで計測することにする。つまり、 $-(\mu/(a_1 - b_1))(u^1 - u^2)$ を u と書くとき

$$u = \rho u_{-1} + e,$$

ここに、 e には自己相関がない、と仮定する。(5)に代入して変形すると、

$$(6) \quad r^l - \rho r^l_{-1} = (1 - \mu) (r^l_{-1} - \rho r^l_{-2}) + \alpha (1 - \rho) + \beta_1 (BD - \rho BD_{-1}) \\ + \beta_2 (S - \rho S_{-1}) + \beta_3 (q - \rho q_{-1}) + \beta_4 (r^{cd} - \rho r^{cd}_{-1}) \\ + \beta_5 (r^b - \rho r^b_{-1}) + \beta_6 (r^g - \rho r^g_{-1}) + e$$

となる。ここに $\alpha, \beta_1, \dots, \beta_6$ は各々(5)式の係数である。 ρ に-1から1までの値を与えて回帰を行ない、回帰の残差平方和を最小にする ρ の値を選ぶ方法を用いる⁶⁾。

3. データ

古川[10]では、企業の売上高(S)として、『法人企業統計』の資本金1億円以上の全産業の計数が採用されている。しかし、このデータには、周知のように、標本の一斉更新に伴う連続性の欠如の問題がある⁷⁾。また、貸出(L)と預金(BD)は全国銀行と都市銀行の銀行勘定の計数が使われているが、これらの銀行の総貸出中、資本金1億円以下の企業に対する貸出の割合はかなりの大きさであり⁸⁾、 S のデータもその対象を、資本金1億円以下の企業を含むように、拡大する方が望ましい。そこで本稿では、『法人企業統計』の、不連続性の修正を行なった法人企業統計研究会[11]から、全産業・資本金1千万円以上の企業の売上高を採用する(季節調整済、単位1兆円)。

次に、コール・レート(r^c)は[10]と同じであるが、昭和46年の手形売買市場の発足を考慮して、データが利用可能な46年第4四半期以降、「手形売買レート(東京)」と「コール・レート(東京)無条件物」とを、各々の資金量の月中平均(東京)で加重し平均する。

また新たに、既発債レート(r^b)として利付電々債利回を『経済変動観測資料年報』から、現先レート(r^d)を『公社債要覧』(野村総研編)から採り、3か月平均値を使う(以上単位%)。

他のデータ、つまり全国銀行と都市銀行の預金 BD (ただし単位1兆円)、それらの貸出金利(r^l)⁹⁾、預金準備率(q)は[10]と同様である。

計測期間の始まりは[10]と同じく35年第2四半期であるが¹⁰⁾、終わりは[11]データの制約により50年第1四半期とする。

4. 計測結果

(5)式の推定結果を表1, 2に示した。ただし、ダービンの h テスト¹¹⁾によれば、5%有意水準で自己相関なしの仮説は全ての式で棄却されるため(6)式の推定を行なった。その結果が表3, 4である。これらについては上記の仮説は全ての式で棄却されない。

表3, 4の各式において、 r^l_{t-1} の係数($1-\mu$)は全て0と1の間にあり、かつ0とは有意に異なっている。つまり、 μ は1と有意に異なり1より小である¹²⁾。これらは、四半期の期間内で、貸出の需要と供給の不均衡が完全に調整されないで残っていることを意味する。このことは、両表の式 d, e のように、オープン・マーケットの金利を明示的に考慮に入れた場合も同様である。

表1. 全国銀行貸出金利調整速度の計測 (OLS)

式	r^l_{-1}	BD	S	q	r^{cd}	r^b	r^g	定数項	$\bar{R}^2$ $S.E.$	$D.W$ $h^{(2)}$
a	0.733 (20.3)	-0.031 (-4.21)	0.027 (4.24)	0.067 (3.31)	0.036 (2.18)			1.745	0.9728 0.0926	0.99 4.00
b	0.768 (23.1)	-0.042 (-7.83)	0.036 (7.90)	0.093 (5.67)				1.726	0.9709 0.0957	1.02 3.89
c	0.725 (18.5)	-0.022 (-2.99)	0.020 (3.13)		0.068 (4.88)			1.613	0.9679 0.1007	0.88 4.51
d	0.759 (21.5)	-0.033 (-5.39)	0.031 (6.18)			0.055 (5.13)		1.343	0.9689 0.0990	1.00 3.99
e	0.775 (24.1)	-0.029 (-4.82)	0.027 (5.32)				0.036 (6.26)	1.421	0.9740 0.0923	1.12 3.36

注 (1) ()内は t 値。(2) ダービンの h テスト値。

表2 都市銀行貸出金利調整速度の計測 (OLS)

式	r^l_{-1}	BD	S	q	r^{cd}	r^b	r^g	定数項	$\bar{R}^2$ $S.E.$	$D.W$ h
a	0.677 (17.5)	-0.053 (-3.91)	0.027 (4.06)	0.085 (3.42)	0.054 (2.71)			1.897	0.9725 0.1143	0.96 4.19
b	0.721 (19.4)	-0.078 (-7.44)	0.039 (7.52)	0.126 (6.06)				1.971	0.9694 0.1207	0.97 4.09
c	0.672 (15.9)	-0.037 (-2.65)	0.020 (2.93)		0.096 (5.54)			1.691	0.9672 0.1249	0.85 4.63
d	0.709 (18.5)	-0.060 (-5.30)	0.034 (6.29)			0.076 (5.86)		1.425	0.9685 0.1224	0.98 4.10
e	0.738 (20.8)	-0.051 (-4.52)	0.029 (5.15)				0.049 (6.81)	1.512	0.9737 0.1151	1.08 3.53

表3. 全国銀行貸出金利調整速度の計測 (GLS)

式	r^l_{-1}	BD	S	q	r^{cd}	r^b	r^g	定数項 ρ	$\bar{R}^2$ $S.E.$	$D.W$ h
a	0.667 (14.2)	-0.033 (-3.58)	0.028 (3.59)	0.071 (2.95)	0.043 (2.34)			2.176 0.5	0.9449 0.0768	1.92 0.33
b	0.713 (16.0)	-0.046 (-6.09)	0.039 (6.16)	0.101 (4.77)				2.130 0.5	0.9403 0.0799	2.04 0.16
c	0.637 (11.7)	-0.028 (-2.76)	0.026 (2.88)		0.074 (4.21)			2.245 0.6	0.9186 0.0814	1.82 0.75
d	0.728 (15.4)	-0.035 (-3.84)	0.033 (4.40)			0.054 (3.65)		1.584 0.5	0.9319 0.0853	1.81 0.78
e	0.767 (18.5)	-0.030 (-3.76)	0.028 (4.12)				0.035 (4.95)	1.507 0.4	0.9527 0.0832	1.75 0.96

表4. 都市銀行貸出金利調整速度の計測 (GLS)

式	r_{t-1}^l	BD	S	q	r^{cd}	r^b	r^g	定数項 ρ	$\bar{R}^2$ $S.E.$	DW h
a	0.609 (12.1)	-0.061 (-3.50)	0.031 (3.61)	0.090 (3.05)	0.060 (2.63)			2.346 0.5	0.9460 0.0942	1.92 0.3
b	0.657 (13.4)	-0.088 (-6.04)	0.044 (6.15)	0.132 (5.01)				2.424 0.5	0.9401 0.0992	2.02 0.08
c	0.580 (9.96)	-0.053 (-2.70)	0.029 (2.94)		0.098 (4.49)			2.360 0.6	0.9202 0.1000	1.79 0.89
d	0.675 (13.2)	-0.067 (-3.91)	0.038 (4.62)			0.073 (4.12)		1.702 0.5	0.9332 0.1047	1.82 0.74
e	0.717 (14.3)	-0.058 (-3.40)	0.032 (3.81)				0.044 (4.88)	1.722 0.5	0.9404 0.1023	1.88 0.47

5. お わ り に

本稿では、古川[10]とほぼ同じ期間の、連続性を保持する、より適切なデータを用い、[10]とは異なる直接的な方法、即ち、現実の貸出金利の、均衡金利への調整速度の大きさを計測するという方法によって、[10]の結論とは逆の結論、つまり、貸出市場に不均衡が存在していたことを示した。この点は、従来の多数説と同じ立場になる。また、オープン・マーケットの金利を考慮に入れても、結論は変わらなかった。

ただし本稿での貸出の需給関数の定式化には問題が残っている。たとえば、金利の期間構造の考慮などである。これらの点の検討は今後の課題である。

- (1) 後述(第3節)。
- (2) 全国銀行・都市銀行の貸出とも、市場が超過供給であると判定される期間の数の方が、超過需要と判定される期間よりもかなり多くなっており、これは従来の多数説(たとえば鈴木[8]p. 46)の逆である。「通説とは全く逆」(古川[10]p. 141)の結論を裏付けるには、期間区分を通説と同様にした上で、計測を行なってみることも必要であろう。
- (3) ボーデンも、[4](1977年11月に原稿提出)とは独立に、同様の定式化を提示している([1]p. 713)。
- (4) 古川[10]のように、一部の変数を対数変換して計測しても、結論は変わらない。また、[10]でも、対数変換する場合としない場合の結果がほとんど同じであると述べられている([10]p. 131, 注3)。
- (5) (3), (4)式から成る連立方程式体系は識別可能である。
- (6) ジョンストン[3]§ 8-5 参照。
- (7) 拙稿[5]p. 82, 注4 参照。
- (8) その割合は、『経済統計年報』の「全国銀行資金使途別貸出残高」によれば、昭和49年末で全国銀行の場合40.1%, 都市銀行の場合35.6%である(ただし、卸売業は資本金3千万円以下、小売・サービス業は同1千万円以下であり、また個人に対する貸出も含まれている)。
- (9) 名目金利であり、実効金利は使用しなかった。多くの場合、実効金利の計算には、測定が困難な拘束性預金の代理変数として定期性預金が用いられるが、両者は必ずしも一致するものではない。大蔵省や公正取引委員会のデータも十分なものではないが、これらの活用が今後試みられるべきで

あろう。

- (10) 現先レートデータのデータは36年第2四半期期間は36年第2四半期からとする。
- (11) ジョンストン[3]§10-3参照。
- (12) 古川[10]のように、貸出の需給関数について、同様であった。

き

- [1] Bowden, R. J., "Specification, E Disequilibrium," *International Econo* pp. 711-26.
- [2] Fair, R. C., and D. M. Jaffee, *ium*," *Econometrica*, Vol. 40, No. 3
- [3] Johnston, J., *Econometric Metho* 東洋経済新報社 1975年)
- [4] 釜江廣志「日本の貸出市場における」第28巻第3号(1978年1月)。
- [5] 釜江廣志「日本の貸出市場の不均衡」第31巻第1号(1980年1月)。
- [6] 釜江廣志「貸出の需要・供給と貸出」(1980年4月)。
- [7] 黒田 巖「わが国における貸出金利」『金融研究資料』第2号(1979年4月)。
- [8] 鈴木淑夫『現代日本金融論』東洋経
- [9] 浜田安一・岩田一政・石山行忠「日」第28巻第3号(1977年7月)。
- [10] 古川 顕「不均衡分析と日本の貸出
- [11] 法人企業統計研究会『法人企業統計

か得られない。そのため、これを含む場合の計測

変数を対数変換して計測した場合も、全てのケー

文 献

- on and Inference for Models of Markets in view, Vol. 19, No. 3 (October, 1978),
- ods of Estimation for Markets in Disequilibr- 1972), pp. 497-514.
- 1 ed., 1972. (竹内啓他訳『計量経済学の方法』
- について：ノート」『商学討究』(小樽商科大学)，
- 改善されたデータを用いて—」『経済研究』
- 関係の計測」『季刊理論経済学』第31巻第1号
- について——従来の議論の再検討と新たな視点——
- 上, 1974年。
- 貸出市場における不均衡について」『経済研究』第
- 『季刊理論経済学』第30巻第2号(1979年8月)。
- 利用に関する調査研究』社会工学研究所, 1976年。