

# 企業規模別データによる 貸出市場の不均衡分析

## Bank Loan Market Disequilibrium in Japan: Evidence from the Data by Firm Size

田 中 敦

This paper empirically examines the bank loan market disequilibrium in Japan. Bank loans are not homogeneous, and their market could be segmented according to the risk of borrowers. The risks of firms are related to the size of the firms, and, in fact, it is said that the credit crunch in Japan since the 1990s has been more severe for small-sized firms than large-sized ones. In this paper, I use data categorized by firm size in order to carry out an empirical analysis on the segmented bank loan market. I estimate the bank loan supply and demand schedules by using the regime-shifting method of Hamilton (1990) and the maximum likelihood method of Kiefer (1980), and I examine the disequilibrium in each segment.

Atsushi Tanaka

JEL : G21, E52

キーワード : 期待効用理論, 主観的選好序列, 効用値序列, 分布序列

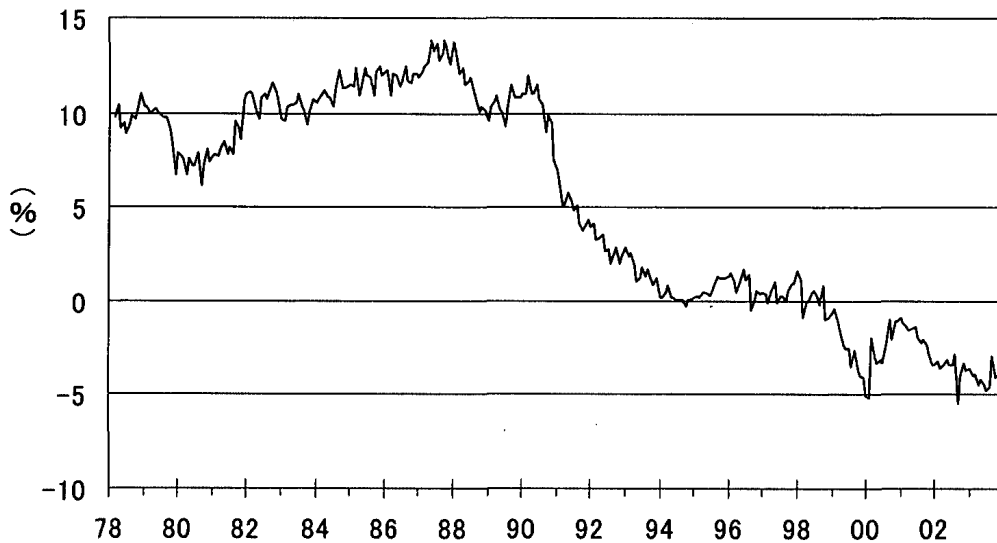
Key words : bank loans, disequilibrium, regime-shifting, credit crunch

### 1. はじめに

本稿は、日本の四半期データを用いて貸出市場の不均衡状態について実証的に分析を行う。貸出市場は、貸出先企業の規模に応じて分断されている可能性があるため、本稿では企業規模別に推定を行う。

\* 本稿は、郵便貯金振興会貯蓄経済研究室内に設置された金融システム研究会で行った研究に基づいている。同研究会メンバーから、有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。

図 1 貸出残高の変化率



注) 国内銀行貸出金の前年同月比。

出所) 日本銀行ホームページ掲載のデータより作成。

1990年代に入って、日本経済は長期的な景気後退を余儀なくされている。また、不良債権問題が深刻化し、銀行の与信活動が縮小して貸し渋りが指摘されるようになってきている。たしかに、図1に示されるように、貸出の増加率は1990年より趨勢的に減少し、1998年末頃からは恒常的にマイナスになっている。

しかし、貸出の減少は必ずしも貸し渋りに原因があるとは限らない。なぜなら、景気低迷で企業の投資意欲が減退し、企業の貸出需要が減少していると考えられるからである。つまり、貸出供給の減少と貸出需要の減少を区別して分析しなければ、貸し渋りが発生しているかどうかを議論することはできない。

そこで、1990年代以降の貸出市場について、いくつかの計量分析がなされてきた。貸し渋りを「貸出供給関数の左シフト」と捉えて貸出供給を分析したものとしては、堀江(2001)や古川・林(2002a, b)などがある。また、貸し渋りを「貸出市場で超過需要が発生している」と捉えて貸出市場の不均衡分析を行ったものとしては、筒井(2002)や田中(2004)がある<sup>1)</sup>。

本稿では、田中(2004)の分析をさらに進めて、貸出市場が貸出先企業の規

1) 貸し渋りの実証分析については、小川・北坂(1998)、77-80ページ、堀江(2001)、166-171ページ、筒井(2002)、6-7ページなどに多くが紹介されている。

模に応じて分断されているとして、企業規模別に推定を行う。貸出は貸出先のリスク等が異なるために、同質とは考えにくい。また、中小企業を中心に貸し渋りの状況が厳しいという指摘もある。そこで、企業規模によってリスク等が異なっていると考え、企業規模別のデータを利用して不均衡分析を行い、不均衡状態について規模別に比較検討する。

まず第2節では、田中（2004）と同様に Hamilton（1990）のレジームシフトの手法を用いて、企業規模別に貸出市場の推定を行う。つぎに第3節において、Kiefer（1980）の最尤法を用いて同様の推定を行い、第2節の結果と比較する。最後に第4節では以上の簡単な要約を行い、残された課題を指摘する。

## 2. Hamilton のレジームシフトの手法による計量分析

### 2.1. 推定方法

不均衡モデルによる実証分析手法は、Fair and Jaffee（1972）が開発している。彼らが提唱した手法のうちでよく利用されるのが、Direction Method I と呼ばれるものと Quantitative Method と呼ばれるものである。いずれも、超過需要があれば価格が上昇することに着目して推定を行う手法である。しかし、図2にあるように、1990年代以降の日本では、景気後退と共に日本銀行が金利を下げた。金利の下落は超過供給を意味するので、推定するまでもなく貸し渋りがなかったという結論が出てしまう。そこで、金利変化に依存しない不均衡分析手法が必要となり、本稿では田中（2004）と同様に Hamilton（1990）のレジームシフトの手法を利用する。

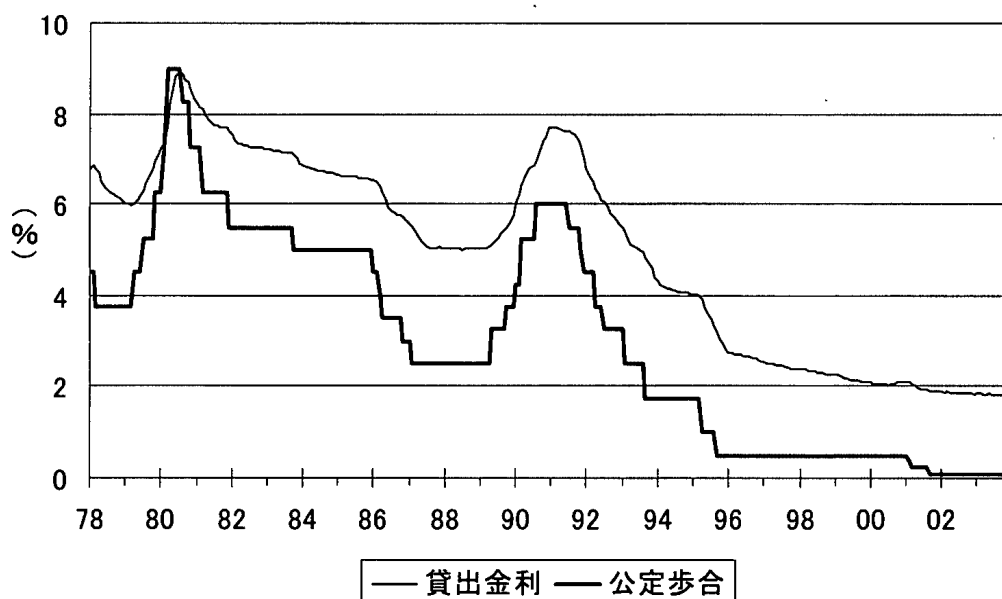
まず、貸出需要関数と供給関数を、つぎのように定式化する。

$$L_t^d = a_0 + a_1 r_{Lt} + \alpha' x_{1t} + u_{1t}; a_1 < 0 \quad (1)$$

$$L_t^s = b_0 + b_1 r_{Lt} + \beta' x_{2t} + u_{2t}; b_1 > 0 \quad (2)$$

ただし、 $L^d$  は貸出需要、 $L^s$  は貸出供給、 $r_L$  は貸出金利、 $x_1$  と  $x_2$  は貸出需要や貸出供給にそれぞれ影響を与える諸変数のベクトル、 $u_1$  と  $u_2$  は攪乱項、添え字  $t$  は期間を表している。他の文字は推定するパラメータであるが、 $\alpha$  と  $\beta$

図 2 貸出金利と公定歩合



注) 貸出金利は、国内銀行の貸出約定平均金利。

出所) 日本銀行ホームページ掲載のデータより作成。

は係数ベクトルである。 $a_1$  の符号は負、 $b_1$  の符号は正と期待される。 $x_1$  と  $x_2$  の中に入る変数については、2.2 節で検討する。

市場が不均衡状態にあるとすると、経済が需要曲線上にあるか供給曲線上にあるかによって (1) 式か (2) 式かどちらか一方が成立していることになる。(1) 式が成立しているときをレジーム 1 と呼び、(2) 式が成立しているときをレジーム 2 と呼ぶことにする。どちらのレジームが成立するかは、後で説明するように推定によって求めていく。

(1) 式と (2) 式は、つぎの 1 本の式でパラメータ制約のみが異なるものとして表現することができる。

$$L_t = c_{0i} + c_{1i}r_{Lt} + \gamma'_{1i}x_{1t} + \gamma'_{2i}x_{2t} + u_{it}; i = 1, 2 \quad (3)$$

(3) 式に  $\gamma_{2i} = 0$  という制約を課せば (1) 式の貸出需要関数となり、 $\gamma_{1i} = 0$  という制約を課せば (2) 式の貸出供給関数になる。すなわち、 $i$  はレジームを表し、

$$\text{レジーム 1 (需要)} \quad \gamma_{21} = 0$$

$$\text{レジーム 2 (供給)} \quad \gamma_{12} = 0$$

となる。

Hamilton の手法では、制約されたもの以外のパラメータがレジームごとに推定され、さらに各期に各レジームが成立する確率も同時に推定される<sup>2)</sup>。貸出量の決定に需要要因が重要な時期にはレジーム 1 の確率が大きくなり、供給要因が重要な時期にはレジーム 2 の確率が大きくなるはずである。

Hamilton の手法は、本来、不均衡分析のためのものではないが、金利変化によってレジーム（ここでは超過需要か超過供給か）を判断する訳ではないというメリットがある。いつどちらのレジームが成立するかは、需要要因と供給要因とどちらの要因が貸出量の決定に重要であるかで判断される。また、不均衡状態であるときに、需要と供給の少ない方で量が決定することすら仮定していない点も特徴である。この点は、貸出量は必ずしもショートサイドで決定するとは限らない<sup>3)</sup>のでメリットとも考えられる。しかし一方で、超過供給のときに供給要因で貸出量が決まるといった推定結果が出たときに、場合によっては解釈に困ることもあり得るという側面もある。

## 2.2. 推定式とデータ

推定する (1)・(2) 式ないし (3) 式において、ベクトル  $x_1$  と  $x_2$  にどのような変数を入れるかを定める必要がある。これらのベクトルは、需要と供給を識別する上でも重要である。残念ながら、さまざまな変数や標本期間を試みたが、推定結果は不安定であった。とくに超過需要量の推定結果が、変数や標本期間の選択で大きく異なっていた。一方、レジームの確率については、比較的安定した推定結果が得られた。

以下で提示する推定結果では、つぎのような変数を選択している。まず貸出需要に影響する要因  $x_1$  として、売上高  $SALE$  と株価  $EP$  を利用する。売上高は資金を需要する企業の活動水準を表す指標であり、活動が活発になると資金需要が増える。株価は、資産価格の指標として用いる。フィナンシャル・ア

2) 具体的な推定方法は、Hamilton (1990) を参照のこと。また、田中 (1997)、62-63 ページにも概略が説明されている。

3) 詳細は、田中 (2004) を参照のこと。

クセラレータ仮説が示すように、資産価格の上昇は企業の資金需要を増大させる。このような効果は、バブルが崩壊して資産価格が急落した 1990 年代以降を考察する上で重要と思われる。以上の要因が貸出需要に及ぼす影響をまとめると、以下のようになる。

$$\partial L^d / \partial SALE > 0, \quad \partial L^d / \partial EP > 0$$

つぎに貸出供給に影響する要因  $x_2$  として、コールレート  $r_c$ 、預金量  $D$ 、自己資本比率  $CAR$  を利用する。コールレートの下落や預金量の増加は、通常の銀行行動モデルが示すように、銀行の与信活動を活発にする。本稿の問題意識からは、 $x_2$  には銀行を貸し渋りに迫りやる要因を含めるのが望ましい。本来、そのためには不良債権残高を利用すべきであろうが、データの制約がある。そこで、銀行の健全性を示す指標として自己資本比率を用いることとする。自己資本比率が低下すると、銀行は与信活動を縮小する。これらの要因が貸出供給に及ぼす影響は、つぎのようになる。

$$\partial L^s / \partial r_c < 0, \quad \partial L^s / \partial D > 0, \quad \partial L^s / \partial CAR > 0$$

本稿では、このように定式化されたモデルを、貸出先である企業の規模別に推定して比較検討する。推定に使うデータは、表 1 に示されている四半期データである<sup>4)</sup>。これらのうち、企業規模別のデータは、貸出残高、貸出金利、売上高である。企業規模としては資本金を考え、以下のように分類している。

大企業 : 資本金 10 億円以上

中堅企業 : 資本金 1 億円以上 10 億円未満

中小企業 : 資本金 5000 万円以上 1 億円未満

表 1 のデータのうち月次のものは、四半期に変換したものを利用する<sup>5)</sup>。金利以外のデータは季節調整を施した上で<sup>6)</sup>、対数をとって利用する。金利データは季節調整を施さず、小数点表示で利用する<sup>7)</sup>。標本期間は、1978 年第 1 四半期～2003 年第 3 四半期である。

4) 預金データには、譲渡性預金が含まれていない。譲渡性預金も足し合わせたデータを用いても、本節の結果に大きな影響はなかった。一方、第 3 節の推定では、一部適切ではない結果が出た。

5) 月次から四半期にデータを変換する際、預金残高と自己資本比率のデータは四半期末 (3 月末、6 月末、9 月末、12 月末) にあたるデータを使い、それ以外のデータはそれぞれ 3 ヶ月の平均値を使った。

6) 季節調整には、Estima 社の RATS にある X11 のプログラムを使用した。

7) 金利データを対数表示で利用するか小数点表示で利用するかは、推定に大きな影響を及ぼす。な

表 1 利用するデータ

変数	データ	単位等	出所
貸出残高 $L$	金融機関借入金（全産業、規模別、流動負債と固定負債の合計）	期末 100 万円	財務省ホームページ 「法人企業統計調査」
貸出金利 $r_L$	借入金利子率 （全産業、規模別）	期末 %	財務省ホームページ 「法人企業統計調査」
コールレート $r_c$	有担保翌日物	月中平均 %	日本銀行ホームページ
売上高 $SALE$	売上高（全産業、規模別）	100 万円	財務省ホームページ 「法人企業統計調査」
株価 $EP$	TOPIX	月中平均	日経 NEEDS マクロ
預金残高 $D$	預金 <sup>a, b</sup>	期末 億円	日本銀行ホームページ 「国内銀行の資産・負債等」
自己資本比率 $CAR$	資本÷資産合計 （末残データより計算） <sup>a, b</sup>	期末	日本銀行ホームページ 「国内銀行の資産・負債等」

注・a) 金融機関の範囲は、国内銀行。

b) 1993 年 9 月までは信託子会社・外銀信託を除いたデータ。

### 2.3. 推定結果

中小企業について推定をすると、貸出供給関数で貸出金利の係数符号が負、コールレートの係数符号が正となってしまう。金利は同じように動くので、多重共線性の問題が生じている可能性がある。そこで、中小企業についてのみ、貸出金利とコールレートのスプレッドを貸出供給関数の説明変数として利用した。

推定結果は、表 2 と図 3 にまとめられている。表 2 の示すパラメータの推定値をみると、多くの係数の符号が期待されたもので、しかも高度に有意であることが分かる。企業規模別に比較検討すると、つぎの点が指摘できる。まず第 1 に貸出金利の感応度を見ると、需要・供給ともに大企業で高いことが分かる。第 2 に株価の係数を見ると、大企業のみ期待された符号と異なり、有意でもない。大企業はフィナンシャル・アクセラレータ仮説が示すような借入れの制約を受けることがないことを示唆している。本稿の定式化では、株価は貸出需要に影響を与える要因であり、貸し渋りが意味するような貸出供給に影響を

ぜなら、最近金利水準が低いので小数点表示では大きな変動ではなくても対数表示では大きな変動になってしまうからである。今回は、推定結果の良さから小数点表示を選んだ。

表 2 Hamilton の手法による推定結果

表 2-1 大企業

	定数項	$r_L$	$r_C$	SALE	EP	D	CAR	$\sigma^2$
需要	9.121** (11.3)	-7.308** (-15.7)	—	0.538** (13.2)	-0.015 (-1.65)	—	—	0.000301
供給	3.509** (8.23)	14.552** (13.9)	-5.492** (-9.80)	—	—	0.924** (30.9)	0.461** (7.60)	0.000811

表 2-2 中堅企業

	定数項	$r_L$	$r_C$	SALE	EP	D	CAR	$\sigma^2$
需要	-1.245* (-2.13)	-4.676** (-11.7)	—	1.030** (26.6)	0.159** (6.41)	—	—	0.00102
供給	18.093** (8.26)	7.917* (2.59)	-1.863 (-0.94)	—	—	-0.112 (-0.75)	0.960** (8.06)	0.00466

表 2-3 中小企業

	定数項	$r_L$	$r_L - r_C$	SALE	EP	D	CAR	$\sigma^2$
需要	-2.641** (-4.01)	-4.699** (-7.95)	—	1.120** (25.9)	0.126** (5.75)	—	—	0.00345
供給	-2.662 (-0.49)	—	7.950** (5.03)	—	—	1.296** (3.67)	0.219 (1.40)	0.0105

注) カッコ内は  $t$  値、 $\sigma^2$  は誤差項の分散。

ただし、 $t$  値と  $\sigma^2$  は Hamilton (1990) に従って修正したもの。

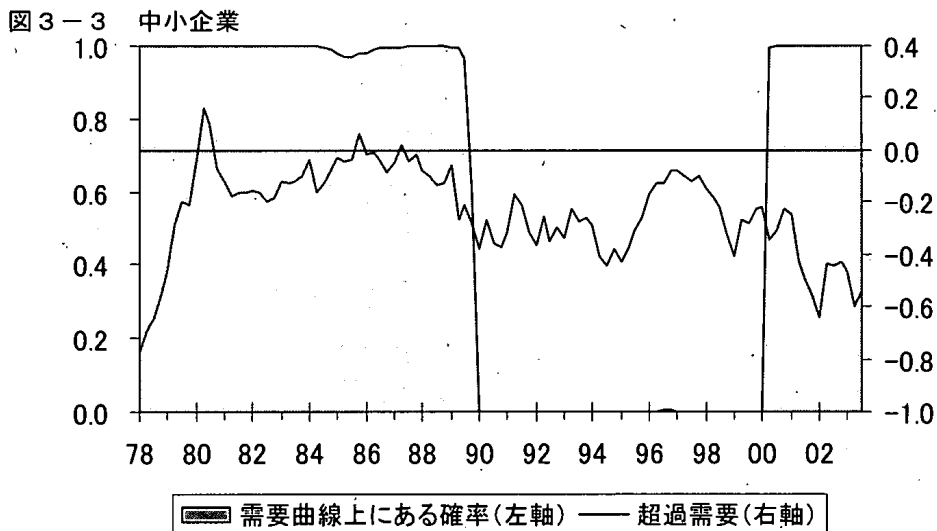
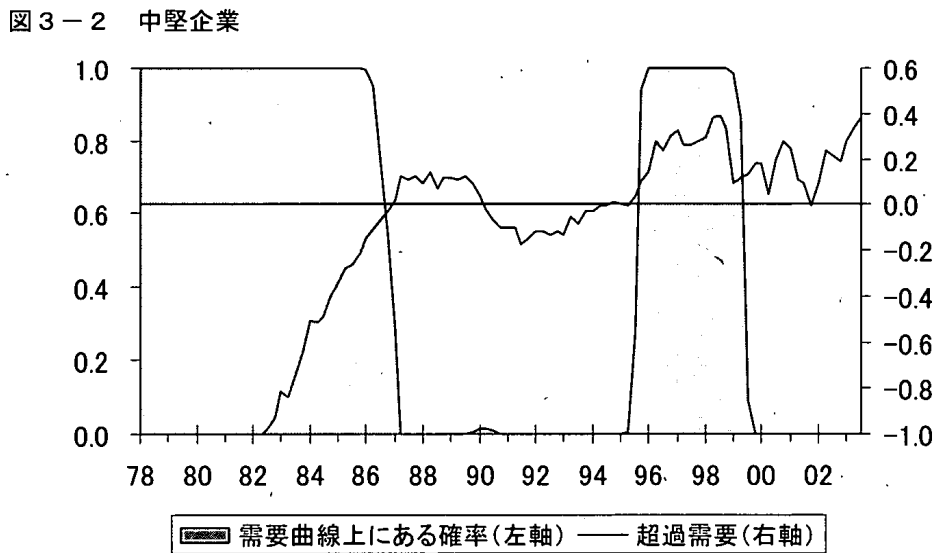
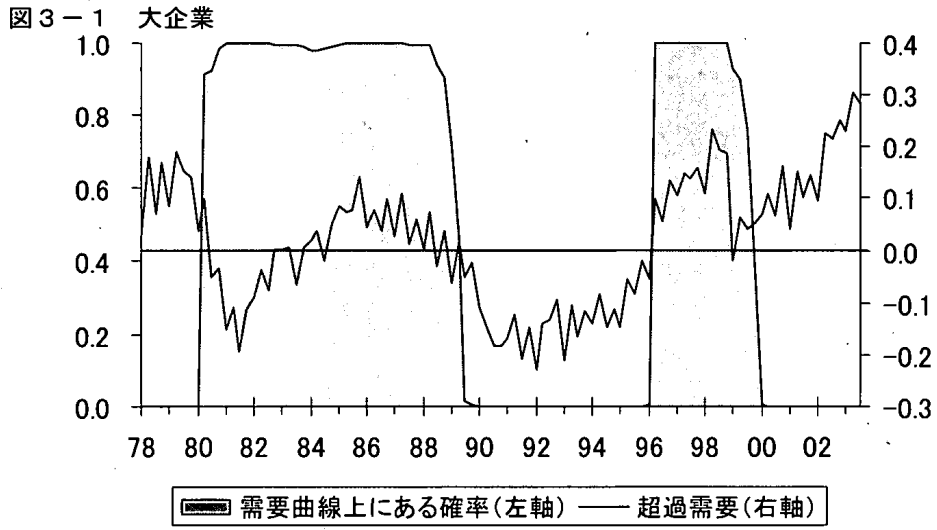
\*\* : 1% で有意、\* : 5% で有意、+ : 10% で有意

与えるものではない。しかし、中堅企業と中小企業は資産価格の下落で借入れの制約を受けているという結果が出ており、それが「貸し渋り」と捉えられている可能性は否定できない。第 4 に自己資本比率の係数を見ると、いずれの企業規模でも正であるが、中小企業だけは有意ではない。これは、貸し渋りは中小企業から行われるであろうという直観に反する結果と言える。第 5 に、誤差項の分散を比較すると、企業規模が小さくなるにつれて分散が大きくなり、貸出需要・供給ともに不安定な関数になっているという特徴が指摘できる。なお、中堅企業での預金の係数符号が負となってしまうが、この点は本節の最後で検討する。

レジーム 1 は経済が需要曲線上にあるレジームであり、その確率の推移が図 3 のグレーの領域（目盛りは左軸）で示されている。グレーの領域がグラフの



図3 レジームの確率と超過需要



最上端まできているときはレジーム 1 の確率が 1 であり、経済は需要曲線上にあったことになる。逆に、グレーの領域が見えない時期はレジーム 1 の確率はゼロであり、経済は供給曲線上にあったことになる。

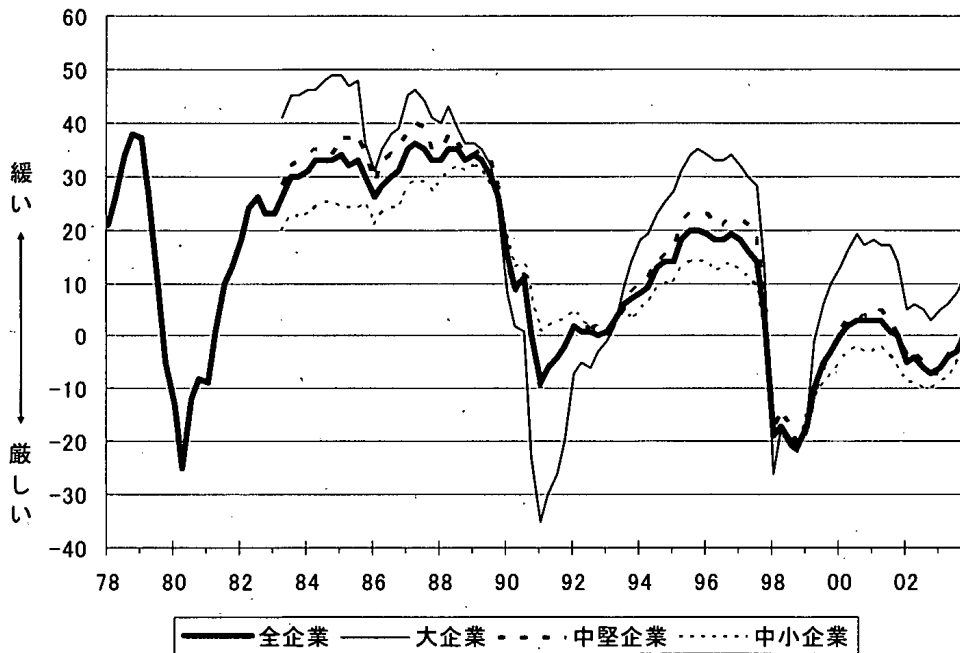
この図を見ると、どの企業規模でも 1980 年代の多くの時期で経済は需要曲線上にあったが、1990 年代に入ると供給曲線上にある時期が増えていることが分かる。つまり、貸出量は、1990 年代以降は主に銀行側の要因で決定したと言え、その意味では貸し渋りを示唆する結果となっている。企業規模別に比較すると、大企業と中堅企業は 1990 年代後半の一時期に需要曲線上にある確率が高まっているのに対し、中小企業は 2000 年以降にその確率が高まっているという違いが特徴的である。

需要曲線上にあった確率を、短観（全国企業短期経済観測調査）の「金融機関の貸出態度」（図 4）と比較してみよう<sup>8)</sup>。需要曲線上にあった確率が増大した 1996 年は、景気が一時的に回復した時期であり、短観でも貸出態度が大企業を中心に改善していることを示している。この点については、本稿の推定結果と短観とは一致している。しかし、1997 年末の北海道拓殖銀行や山一証券の経営破綻以降、金融システムは不安定化し、銀行の与信活動は縮小しているはずである。金融機関の貸出態度も、急激に悪化している。このことを反映して、需要曲線上にある確率が低下するはずであるが、図 3 - 1、図 3 - 2 ではそうはなっていない。中小企業については、需要曲線上にある確率が 1990 年代に一貫して小さくなっているが、2000 年からは増大している。社会的な要請で銀行が中小企業への貸出供給を増加させた結果、需要要因で貸出量が決定されるようになったと解釈できなくはないが、そうだとするとやや時期が早すぎるように思える。

図 3 に描かれている折れ線グラフは、推定された超過需要量の貸出実現値

8) 短観の企業規模分類は従業員数に基づいており、本稿でのデータ区分とは異なっている。ただし、短観も 2004 年 3 月調査からは企業規模を資本金で区分することになっており、大企業と中堅企業の定義は本稿のものと同じになる。中小企業については、短観では 2000 万円以上 1 億円未満となっているが、本稿では 2000 万円以上 5000 万円未満が含まれていない。本稿では、データの制約のために、5000 万円以上の資本金をもつ企業のみデータを利用した。

図4 金融機関の貸出態度



出所)「企業短期経済観測調査」。日本銀行ホームページ掲載のデータより作成。

に対する比を示している(右軸)。Hamiltonの手法では、ショートサイドで貸出量が実現するという仮定をおいていないので、需要曲線上にある確率と超過供給は必ずしも連動しておらず、図3でも需要曲線上にある確率が大きいときに超過需要が発生している時期が多く見受けられる。大企業と中堅企業に関しては1990年代後半になると超過需要が発生しているが、中小企業についてはほとんどの時期で超過需要が発生していない。これは、貸し渋りは中小企業を中心に発生しているという直観に反するものである。

中堅企業についての図3-2を見ると、超過需要は1982年頃まではグラフから外れているので、-100%を下回っていることが読み取れる。これは、この時期に需要の推定値は実現値の近くにあるが、供給の推定値が実現値を大きく上回っているためである。このような供給の大きな乖離は、自己資本比率の動きに依るところが大きい。しかし、BIS規制が適用されたのは1993年であり、1980年代前半以前に自己資本比率を銀行がそれほど意識していたかは疑問が残る。一方、表2-2を見ると、預金残高の係数が負で有意ではないことも、この推定結果の疑問点として指摘できる。

表 3 Hamilton の手法による推定結果 (中堅企業についての代替的な定式化)

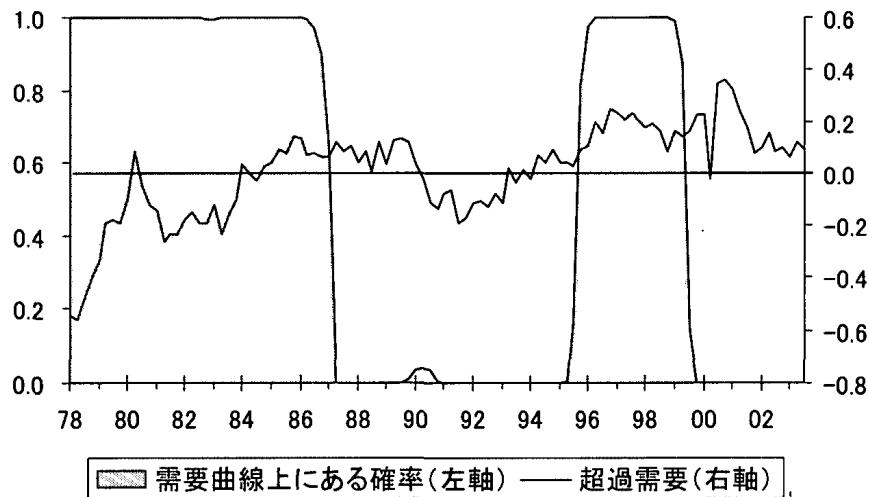
	定数項	$r_L$	$r_C$	SALE	EP	D	CAR	$\sigma^2$
需要	-1.072 <sup>+</sup> (-1.90)	-4.618** (-11.7)	—	1.015** (27.8)	0.170** (7.74)	—	—	0.00102
供給	2.490 (1.24)	18.037** (4.26)	-9.617** (-3.64)	—	—	0.980** (7.56)	—	0.0105

注) カッコ内は  $t$  値、 $\sigma^2$  は誤差項の分散。

ただし、 $t$  値と  $\sigma^2$  は Hamilton (1990) に従って修正したもの。

\*\* : 1% で有意、\* : 5% で有意、+ : 10% で有意

図 5 レジームの確率と超過需要 (中堅企業について代替的な定式化)



そこで、自己資本比率を省いた定式化で推定を行った。その結果が、表 3 と図 5 に示されている。表 3 を表 2-2 と比べると、需要関数の推定結果は類似していると言える。一方、供給関数では預金残高の係数が有意に正になっている。図 5 を図 3-2 と比較すると、需要曲線上にある確率は類似していると言える。超過需要については極端な値を取らなくなっているが、1980 年代後半以降の動きは類似していることが読み取れる。

### 3. Kiefer の最尤法による計量分析

#### 3.1. 推定方法とデータ

本節では、第 2 節とは異なる手法を用いて推定を行い、推定結果を比較検討する。価格の変化で超過需要と超過供給の区別をしない手法は、Fair and

Jaffee (1972) がすでに最尤法を用いたものを提案していた。それを、Amemiya (1974)、Maddala and Nelson (1974)、Kiefer (1980) が発展・精緻化させている。ここでは、Kiefer (1980) の手法を用いて推定する。

推定する式は、第2節と同様の(1)・(2)式である。さらに、この手法ではショートサイドのルールを仮定する必要がある。

$$L_t = \min(L_t^d, L_t^s) \quad (4)$$

ただし、 $L$  は市場で実現する貸出量である。この仮定から、需要で貸出量が決まる場合に供給が需要を上回る確率や、供給で貸出量が決まる場合に需要が供給を上回る確率を考慮に入れて尤度関数を設定して推定する<sup>9)</sup>。

貸出需要や供給を決める要因  $x_1$  と  $x_2$  に入れる変数の選択は、第2節と同じである。また、データや標本期間なども第2節と同様にして推定を行う。

ただし、この種の手法は推定を実施する上で1つ問題を抱えている。それは、需要関数と供給関数の誤差項の分散のうち、どちらか一方をゼロに近づけると尤度関数が発散する点である。この問題を指摘した Goldfeld and Quandt (1975) は、一方の分散と他方の分散の比率を所与の値で固定する方法を提案している。すなわち、 $u_1$  と  $u_2$  のそれぞれの分散を  $\sigma_1^2$ 、 $\sigma_2^2$  とおき、 $k$  をある所与の値とすると、

$$\sigma_2^2 = k\sigma_1^2$$

と仮定して推定を行う方法である。そこで、本稿では第2節で推定された分散から  $k$  を計算し、その  $k$  を用いて推定を行うことにする。

### 3.2. 推定結果

尤度関数の極大点は複数あるようで、初期値によってパラメータの収束値が異なっていた。そこで、できるだけ尤度が大きい極大点を選んで、それを推定結果として以下で提示する。

表4と図6に、推定結果が示されている。表4を見ると、多くのパラメータが期待された符号で有意となっている。第2節の表2と比較すると、大企

9) 具体的な尤度関数については、Kiefer (1980) を参照のこと。また、この種の一連の推定方法については、Maddala (1983), Chapter 10 にまとめられている。

表 4 Kiefer の手法による推定結果

表 4-1 大企業

	定数項	$r_L$	$r_C$	SALE	EP	D	CAR	$\sigma^2$
需要	11.282** (36.0)	-9.176** (-83.8)	—	0.355** (14.9)	0.199** (7.98)	—	—	0.000472** (9.72)
供給	3.543** (28.8)	12.710** (71.4)	-5.446** (-24.2)	—	—	0.950** (100.2)	0.221** (7.91)	0.00127

表 4-2 中堅企業

	定数項	$r_L$	$r_C$	SALE	EP	D	CAR	$\sigma^2$
需要	-2.170* (-2.21)	-5.609** (-8.422)	—	1.053** (13.9)	0.253** (4.83)	—	—	0.00119** (10.4)
供給	4.841** (4.38)	11.157** (3.82)	-6.314** (-3.52)	—	—	0.827** (10.7)	0.144+ (1.68)	0.00544

表 4-3 中小企業

	定数項	$r_L$	$r_L - r_C$	SALE	EP	D	CAR	$\sigma^2$
需要	-6.397** (-158)	-0.789 (-1.36)	—	1.352** (552)	0.183** (28.9)	—	—	0.00347** (10.2)
供給	-5.956** (-13.3)	—	1.676+ (1.90)	—	—	1.535** (45.3)	-0.063 (-0.849)	0.0106

注) カッコ内は  $t$  値、 $\sigma^2$  は誤差項の分散。

需要関数と供給関数の分散はお互いに所与の比率を保つように推定されているので、 $t$  値と有意性の記号は一方の分散にしか付されていない。

\*\* : 1% で有意、\* : 5% で有意、+ : 10% で有意

業に関しては類似した結果になっていると言える。中堅企業は、表 4 の方が金利弾力性が大きいことと、預金残高の係数が正で有意となっているという違いが指摘できる。中小企業については、金利弾力性が小さくなっていることが読み取れる。

図 6 に示されている需要曲線上にある確率 (グレーの領域) を見ると、第 2 節の図 3 に比べて経済が需要曲線上にあつて超過供給が発生している時期が少ないことが分かる。大企業と中堅企業については、1980 年代後半のバブル期と 1990 年代後半以降、供給曲線上に経済がある確率が高くなっている。一方、中小企業についてはグレーの領域が存在せず、常に経済は供給曲線上にあつたことになる。つまり、常に供給による制約を受け、貸し渋りが発生していたこ

図6 需要曲線上にある確率と超過需要

図6-1 大企業

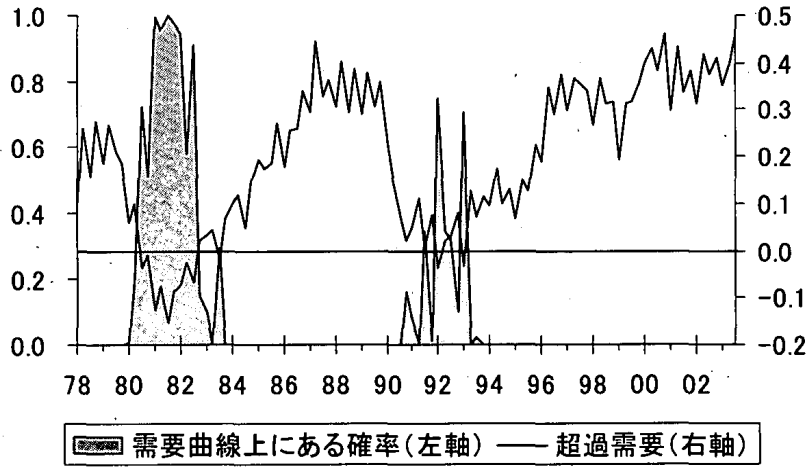


図6-2 中堅企業

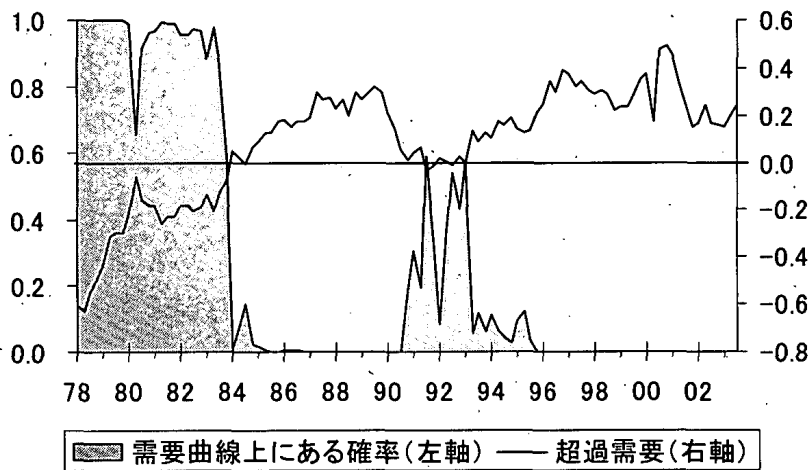
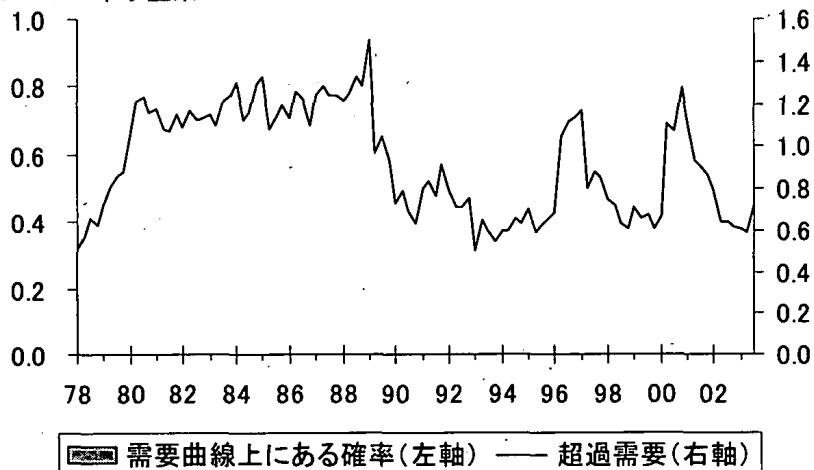


図6-3 中小企業



ととなる。

図 6 の超過需要を見ると、大企業に関しては図 3 と類似したパターンを示している。中堅企業については異なっているが、図 5 とは類似していると言えよう。中小企業については、図 3 と大きく異なっている。ただし、中小企業の貸出需要の推定値については、問題点を指摘できる。経済は常に供給曲線上にあったという推定結果になっているので、データには需要関数に関する情報はほとんど含まれていないはずである。したがって推定された需要関数の信頼性は低く、そこから推計された超過需要の信頼性も低いと考えられる。事実、図 6 - 3 を見ると超過需要の貸出量に対する比が 100% を超えている時期が多い。100% を超えてはいけないという合理的な理由はないが、直観的に言って超過需要量があまりにも大き過ぎると考えられる。

以上の本節と第 2 節の推定結果の比較から、本節のものの方が貸し渋りの時期が多いと言えよう。また、第 2 節の結果と異なり本節の結果は、貸し渋りは中小企業で深刻であったことも示唆している。これらの点は直観に合うものであると言える。

しかし、本節の推定には尤度の極大点が複数あること、需要と供給の誤差項の分散に一定の仮定を置く必要性があること、中小企業について推定された超過需要量の信頼性が低いことなどの問題点もある。したがって、どちらの分析が優れているかを結論づけることはできないと考えられる。

#### 4. 結論

本稿では、企業規模別貸出市場の不均衡状態を分析するために、Hamilton (1990) のレジームシフトの手法を用いて実証分析を行った。さらに、Kiefer (1980) の手法で同様の推定を行い、推定結果について比較検討を行った。

どちらの手法とも、推定結果は必ずしも安定的ではなかったが、つぎのような推定結果の特徴を指摘することができた。1980 年代までは超過供給の時期が多いが、1990 年代に入ると超過需要の時期が多くなり、貸し渋りが発生するようになったと言える。ただし、1990 年代以降、常に超過需要の状態にあったとは限らず、どの時期に超過供給状態になったかは、推定によって異なってい



た。Hamilton の手法では、1996 年に景気が一時的に回復した時期から 2000 年頃まで大企業と中堅企業で超過需要が解消しているが、中小企業については 1990 年代を通じてそのような状況になく、2000 年以降に超過需要が解消している。一方、Kiefer の手法では、1990 年代前半に大企業と中小企業で超過需要が緩和されているが、中小企業は一貫して超過需要状態にある。

企業規模別に比較したとき、規模が小さい方が貸し渋りの問題が深刻であるという結果は Hamilton の手法では得られず、Kiefer の手法でのみそのようなことが支持された。ただし、推定された超過需要量はあまり信頼性がない可能性が指摘された。また、どちらの手法を用いても、企業規模が小さくなるにつれて貸出需要関数・供給関数の誤差項の分散が大きくなるという結果を得た。規模の小さい企業への貸出は変動が大きく、単純な需要関数や供給関数では捉えきれない側面が大きいと言えよう。

本稿の推定については、いくつかの問題点が指摘できる。Kiefer の手法では、尤度関数の極大点が複数あるという計算上の問題点があった。Hamilton の手法ではそのような問題はなかったが、定式化や標本期間の選択によって推定結果が不安定である点が指摘された。また、経済が需要曲線上にある確率が高いときに、超過需要が生じているという推定結果が出ると解釈が難しくなるが、そのような時期が多いことも問題点として指摘できよう。

#### 参考文献

- Amemiya, T. (1974) "A Note on a Fair and Jaffee Model," *Econometrica*, Vol. 42, No. 4, July, pp. 759-762.
- Fair, R. C. and D. M. Jaffee (1972) "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, Vol. 40, No. 3, May, pp. 497-514.
- 古川 顕・林 秉俊 (2002a) 「銀行の貸し渋り行動 (その 1)」『経済論叢』(京都大学), 第 170 巻第 1 号, 7 月, 1-21 ページ.
- 古川 顕・林 秉俊 (2002b) 「銀行の貸し渋り行動 (その 2)」『経済論叢』(京都大学), 第 170 巻第 3 号, 9 月, 1-18 ページ.
- Goldfeld, S. M. and R. E. Quandt (1975) "Estimation in a Disequilibrium Model and the Value of Information," *Journal of Economics*, Vol. 3, No. 3, pp. 325-348.

- Hamilton, J. D. (1990) "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, Vol. 45, No. 1-2, July-August, pp. 39-70.
- 堀江康熙 (2001) 『銀行貸出の経済分析』, 東京大学出版会.
- Kiefer, N. M. (1980) "A Note on Regime Classification in Disequilibrium Models," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, April, pp. 637-639.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Maddala, G. S. and F. Nelson (1974) "Maximum Likelihood Methods for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, Vol. 42, No. 6, November, pp. 1013-30.
- 小川一夫・北坂真一 (1998) 『資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析—』, 日本経済新聞社.
- 田中敦 (1997) 「金融政策の反応関数—レジームシフトの計量分析—」『金融経済研究』, 第 13・14 号, 11 月, 60-69 ページ.
- 田中敦 (2004) 「貸し渋りについての一考察—貸出市場の不均衡分析—」, 『経済学論究』(関西学院大学), 第 58 卷第 2 号, 9 月, 87-108 ページ.
- 筒井義郎 (2002) 「貸し渋りは発生したか」, mimeo.