

# 貸金市場における不均衡分析

都築 治彦 三好 祐輔

佐賀大学 経済学部 佐賀大学 経済学部

## 1. はじめに

### 1-1. 上限金利規制と消費者金融市場

英米を除いて日本を含めた先進国の多くの国では、厳格な金利規制がなされている。たとえば日本の場合利息制限法により、上限金利を超えた貸付けを行うことはできないように義務付けられている。日本では、バブル崩壊後に、自己破産、倒産の大量発生、金融不良債権問題など、法的処理を必要とする問題が多く発生したのに対し、金融庁は自己破産と大きく関係する出資法を 2001 年 6 月に改定し、上限金利は見直された。その結果、40.06%から 29.2%にまで引き下げられ、貸金業者とその利用者に大きな影響を与えたと考えられる。

日本では、バブル経済が崩壊した後、いわゆる平成不況が深刻さを増してゆく過程において、消費者金融会社などのノンバンクによる金銭貸借媒介手数料をめぐる違反事件が相次いで摘発され、これら企業は社会的に大きな批判を浴びた<sup>1</sup>。ノンバンク批判の流れは、平成不況が終わり、現在まで続いている好況期においても続き、2006 年の貸金業法の改正による、いわゆるグレーゾーン金利の廃止などにつながっている<sup>2</sup>。従来から、ノンバンクが利息制限法の上限金利を超えて出資法の上限金利までの範囲内の高い金利で貸付をおこなうケースが多く見られ、とりわけ、近年、多重債務者が増加する状況において、このグレーゾーン金利がその主因と指摘されてきたためである。

一方で、経済学や法律的な観点から言うならば、高利で貸出しを行うノンバンクを、総じて貸金業違反の悪質な金融業者とみなし、経済秩序違反行為と単純に論じることはできない<sup>3</sup>。例えば、金銭貸付け業務を営むものは出資法 5 条 2 項により 29.2%を超える利息を要求してはならないが、それを遵守する限り、必ずしも借り手の意に反した財産的利益を侵

---

<sup>1</sup> 2006 年 1 月に最高裁の判決において、グレーゾーン内での金利の受け取りについても実質的には制限されたことにより、こうした規制強化の動きが一気に高まったとされる。（日本経済新聞2006 年 9 月 20 日）

<sup>2</sup> ノンバンク市場においては、利息制限法による上限金利と、出資法による上限金利という 2 つの異なった金利水準が設けられており、これらの中間金利は、違法ではあっても罰則が適用されない、いわば「グレーゾーン」である。

<sup>3</sup> 標準的なミクロ経済学に基づけば、「異時点間消費の 2 期間モデル」によって人々の消費行動を説明することができる。たとえば、現在の所得が不足している場合でも、借入れを行なうことによって得られた資金を現在の消費にあてることができる。こうした流動性制約の緩和を可能にしているのが消費者金融であるのであれば、消費者金融が担っている経済的機能は極めて基本的かつ重要な機能なのであるということになる。

害するものとは言えないからである。

だが貸金市場について経済学的な考察がなされる場合、具体的な貸出金利規制の内容あるいは特徴が考慮されていないまま議論が進められることが少なくない。特に規制の対象である金銭貸付業務は、しばしば漠然と通常の物品が売買される取引市場と同視されたまま議論される。そこで規制ルールの特徴（どのような金利水準および貸金業行為が規制の対象となっているか）をも踏まえて、そのような規制の必要性を根拠付けるとすればどのような観点が考えられるか、また現行の貸金市場は一般に用いられる需要・供給のモデルに則しているかなどを今一度検討することが必要不可欠である。

本稿では、これまでの先行研究を踏まえた上で、現在の日本における貸金市場を説明するのに最も適当な理論モデルを提示し、他の財市場と異なる特徴を明らかにした上で、そのモデルの妥当性を実証分析により明らかにすることを目的とする。

## 1-2. 先行研究の紹介と本稿の位置づけ

消費者金融会社などノンバンクの貸金市場を考える際に、必ず留意しなくてはならない重要な特徴がある。まず第一に、借り手が無担保で貸し手から資金を借りることである。この点が、経済学的観点から見て、担保なしでは貸し出しを行わない銀行業の貸出しとは全く異なる。破産法により、借り手の資産を貸し手に分配する破産手続きを経た上で、借り手の残債の返済は免責される。したがって、借り手が破産すれば、無担保で融資した消費者金融会社は、その債務の一部もしくは全部を返済されないことになる。担保を取った上で貸し出しを行う銀行は、借り手の破産にあっても担保分は確保できる。この点で、消費者金融会社は極めて大きなリスクに直面している。一方、銀行はリスクには直面していない。両者のこのような相違点から、経済学やファイナンス分野に膨大にある銀行の貸出行動に関する文献を消費者金融会社の貸出行動に援用して用いることは全く適当ではない。大きなリスクに直面する消費者金融会社の貸出行動については、リスクを承知した上で貸し出しを行う独自のモデルの枠組みが必要である。

第二の特徴として、消費者金融会社は借り手の返済能力について完全な情報を有していない、ということが挙げられる。このため、消費者金融会社は借り手の返済能力についてある確率分布を想定して、貸出額を決定するはずである。即ち、借り手の破産による貸し倒れリスクを考慮した上で貸出額を決定する。他方、このことにより、十分な返済能力を持っている借り手に対しても十分な貸し出しが行われなかったということが起こりうる。これも消費者金融会社の直面するリスクの問題である。

このような消費者金融会社の貸金市場についての主な先行研究について以下述べておく。まず、完全競争市場を想定した場合の一般論から述べると、金利が均衡水準より低い場合には、上限金利を規制したり、また、それを引き下げることを行えば、均衡金利水準から乖離することになり、貸し手業者の数は減少する。そうすると借りたい人が借りられなく

なる。これは社会的に望ましくない結果になる。これは、完全競争市場を前提とした場合によく使われる経済学のロジックである。このロジックに基づくものの代表的論文が早稲田大学消費者金融サービス研究所(2006)である。しかし、この主張には次のような欠点がある。この貸金市場について、借り手と貸し手が存在するわけであるが、借り手と貸し手の有する情報の非対称性について考慮していない点である。一般に、貸し手は借り手の返済能力について不確実な情報しか持ち合わせていない。一方、借り手は自らの返済能力について知っているだろう。つまり、両者の有する情報には、著しい情報の非対称性が存在する。この点を考慮しなければ、貸金市場の分析は不十分なものとなる。

次に、このような情報の非対称性を考慮して、貸金市場を考察したものに、**Stiglitz and Weiss (1981)**がある。同論文では、無担保かつ有限責任制度の下で、貸し手である銀行と借り手であるリスク中立的な企業との間に情報の非対称性がある場合に、逆選択及び信用割当の問題が発生することを明らかにした。貸し手は情報の非対称性を克服するため、借り手の返済能力や危険度を十分に審査するだけでなく、返済の取立てをおこなう費用などが貸出にともなって発生する。このような費用をエイジェンシー・コストという。たとえば、担保を持ち合わせている資産あるいは収入が大きい借手の場合は、エイジェンシー・コストが少なく済むため、貸出が増加するが、担保を持ち合わせていない借手に対して、エイジェンシー・コストが高くなり、借金を返済してくれない可能性を織り込んで貸し出し行動を極めて慎重にする可能性がある。有限責任制度の下では、貸し手がリスクの異なる借り手を識別できない場合、十分に高い貸出金利を借り手に課すことになる。すると、リスクの低い借り手は借り入れをしなくなり、リスクの高い借り手のみが借り入れをすることになる。このような状態を逆選択と呼ぶ。そして、借り手の需要があるにもかかわらず、借り入れできない状態が生じ、信用割当が発生することとなる。この論文は、情報の非対称性という特徴を持つ貸金市場の特性を明らかにしたが、借り手はリスク中立的な企業であることを想定しており（リスク中立的な利潤関数を用いている）、消費者金融のような、借り手が一般にリスク回避的であると想定される、あるいは、さらに詳細に言えば、リスク回避的な効用関数を持つと想定される個人の場合に、論文の結果を適用することはできない。

次に、中村(2006)では、貸金市場で多重債務者が多発する傾向があることに注目し、多重債務の発生する仕組みについて理論的考察を行っている。ここでは、厳しい取立てで債権回収をする違法業者が存在し、その業者が信用の不足する借り手に融資することがある、という貸金市場の特性を考慮して、他の貸し手が連鎖的期待を形成して融資を行うのではないかと、として多重債務の発生する仕組みを考察している。即ち、借り手は別の貸し手から借り入れを行って融資額を返済するだろう、と考えるわけである。このモデルでは貸し手は、貸し倒れリスクを重視せずに貸し出しを行うことになる。したがって、このモデルは、多重債務者が多発する特殊状況の説明のために考案されたものであり、一般的な貸し倒れリスクに直面する貸し手が分析対象であるわけではない。また、モデルの妥当性につ

いての実証分析は行われていない。

最後に、最新の研究として、筒井・晝間・大竹・池田（2007）がある。ここでは、貸金市場での借り手の一見非合理的と思える多重債務などの行動を、借り手の双曲割引を考慮に入れて分析するものである。通常の経済学のモデルでは、個人の時間に対する割引率は一定であり、複数期間にわたる割引率は指数で表されるため、指数割引と言われる。一方、双曲割引とは、割引率が時間に関して逓減的である場合をいう。双曲割引は、心理学などにおいて広く受け入れられた考え方である。この論文では、双曲割引を導入することにより、借り手は現在消費を優先することになり、このことが借り手の多重債務問題の原因になっている、と考える。上限金利規制は、信用割当が存在しない場合には有効ではなく、信用割当が存在する場合には高い双曲割引を持つ人の割合が高い場合において有効である可能性がある、という結論が得られている。また、実証分析により、貸し手が寡占であることを支持する結果は得られなかった。また、借り手と貸し手の間に情報の非対称性が存在することも示されている。いずれにしろ、ここでは、借り手が双曲割引を持つという特殊な場合についての分析である。なお、借り手のモデルについてさらに考察すべき余地があり、その結論を一般的な借り手のモデルに普遍して受け入れることはできない。

以上の先行研究を踏まえた上での本稿の特徴を述べる。日本の貸金市場には以下の特徴がある。(1) 借り手と貸し手の間に情報の非対称性が存在する、(2) 消費者金融会社の貸出約定金利が上限金利規制水準に留まっている、(3) 消費者金融会社を含むノンバンクの貸出約定金利の水準は低下傾向にあるが、貸し出し額はむしろ増加している(図6を参照)、(4) 現状で超過需要が発生している。これらの現状について、これまでの先行研究におけるモデルでは、全く説明することができない。これらの状況を説明するために、新しいモデルを構築する必要がある。ここでは、リスクに直面した貸し手が、利潤最大化を行って、供給曲線が導かれることになるが、その供給曲線が後方屈折（backward bending）型になることを示し、現状の上限金利規制水準では、供給曲線が右上がり部分であり、なおかつ超過需要が発生している。そして、金利が高くなるにつれて貸金業者は貸出しを減らす傾向にあることが示される。また、消費者金融会社の内部資金の量が貸出しの制約になってはいない。次の節では、借り手や貸し手の理論モデルについて構築する。

## 2. 消費者金融市場の理論モデル

### 2-1. 借り手のモデル

次のような2期間モデルを考える。借り手は第1期（今期）で、当初の消費可能額に加えて、消費者金融会社から借り入れを行って、消費活動を行う。第2期（来期）で、借り手は消費活動を行いつつ、金融会社から借りた元金と貸出約定金利に基づく利息を払う。借り手の第 $i$ 期での所得は $Y_i$ 、負債は $D_i$ とし、実質消費可能額、即ち純所得は $y_i = Y_i - D_i$ であるとする。借り手は、第1期と第2期の自らの純所得を知っているものとする。即ち、

借り手は自らの第 1 期及び第 2 期の純所得について完全情報である。なお、各期において、消費者が生きていくためにこれ以上減らせない消費額を  $c > 0$ （最低消費額）とする。第 1 期において、借り手は消費者金融会社から資金を借りるが、第 2 期で、その借入額に利息を加えて返済しなければならない。もし、第 2 期において、純所得から借り入れた元金と利息を支払った残額が  $c$  を下回る場合には、借り手は破産を行う。借り手が破産を行った場合には、貸し手は、純所得から  $c$  を差し引いた額を回収する。あるいは、借り手の純所得が  $c$  を下回る場合には、貸出し額を全く回収できない。破産をした借り手は、社会保障制度等により最低水準の消費を行うことができるが、社会的信用の失墜などにより大きな不利益を被る。

以上のような状況で、借り手の効用関数を次のように定める。 $C_1, C_2$  をそれぞれ第 1 期、第 2 期の消費額、 $L$  を第 1 期での借入額、 $R$  を借入れする際の利子率とすれば、

$$u(C_1, C_2) = u(y_1 + L, y_2 - (1+R)L)$$

$$C_1, C_2 > c \text{ に対して、} u(C_1, C_2) > 0$$

$$C_1, C_2 > c \text{ に対して、} \frac{\partial u}{\partial C_1}, \frac{\partial u}{\partial C_2} > 0$$

$$C_1, C_2 > c \text{ に対して、} u(C_1, c) = u(c, C_2) = 0$$

$$C_1 < c, \text{ または } C_2 < c \text{ ならば、} u(C_1, C_2) < 0$$

$$u(C_1, C_2) \text{ の限界代替率は逓減する。}$$

$$L \geq 0$$

であるとする。

借り手は第 1 期に、効用最大化をする借入額  $L$  を決定し、借り入れる。即ち、

$$L^* \in \arg \max_L u(y_1 + L, y_2 - (1+R)L) \text{ となる } L^* \text{ を決定する。このような } L^* \text{ が複数存在する場合}$$

には、そのうちの最小値をとるものとする。

このモデルにおいては、借り手は第 1 期と第 2 期の自分の純所得を知っているので、第 1 期に消費者金融会社からの借り入れを行う時点で、その借入額が第 2 期に自分にとって返済可能であるかどうか分かっている。

合理的な借り手は、第 2 期に破産をすれば効用は 0 となるため、第 1 期には、なるべく返済不可能な過大な借入れを避けようとする。ただし、第 1 期の純所得  $y_1$  が最低消費額  $c$  を下回る場合にはこの限りではない。借り手の第 1 期の消費額  $C_1$ 、第 2 期の消費額  $C_2$  に対する消費支出予算線を  $C_2 - y_2 = -(1+R)(C_1 - y_1)$  とすると、第 1 期の純所得  $y_1$ 、第 2 期の純所得  $y_2$ 、最低消費額  $c$ 、及びこの消費支出予算線によって、借り手の行動は異なるものとなる。

(1) 消費支出予算線が  $(\max\{y_1, c\}, c)$  の右上方にあり、借り入れを行う場合

即ち、 $c - y_2 < -(1+R)(\max\{y_1, c\} - y_1)$  の場合について、借り手は、第 1 期の消費額  $C_1$ 、

第2期の消費額  $C_2$  について、 $C_2 - y_2 = -(1+R)(C_1 - y_1)$ 、かつ、 $C_1 > \max\{y_1, c\}$ 、 $C_2 > c$  の領域で、効用最大となる消費の組み合わせ  $(C_1^*, C_2^*)$  を選択し、借入額  $L = (C_1^* - y_1)$  を決定する。第2期の純所得額  $y_2$  から借入金と利子を加えたもの  $(1+R)L$  を差し引いたものが最低消費額  $c$  を上回るため  $(y_2 - (1+R)L > c)$ 、第2期に借入金の全額を返済する。

この場合の効用最大化条件は、

$$\frac{\partial u}{\partial L} = \frac{\partial u}{\partial C_1} \frac{\partial C_1}{\partial L} + \frac{\partial u}{\partial C_2} \frac{\partial C_2}{\partial L} = \frac{\partial u}{\partial C_1} - (1+R) \frac{\partial u}{\partial C_2} = 0$$

よって、

$$\frac{\frac{\partial u}{\partial C_1}}{\frac{\partial u}{\partial C_2}} = 1 + R \quad (2-1)$$

上式の左辺は限界代替率であり、これが  $L$  の減少関数となることを以下に示す。

左辺を  $L$  で偏微分すれば、

$$\frac{\partial}{\partial L} \left( \frac{\frac{\partial u}{\partial C_1}}{\frac{\partial u}{\partial C_2}} \right) = \frac{\frac{\partial C_1}{\partial L} \left( \frac{\partial^2 u}{\partial C_1^2} \frac{\partial u}{\partial C_2} - \frac{\partial^2 u}{\partial C_2 \partial C_1} \frac{\partial u}{\partial C_1} \right) + \frac{\partial C_2}{\partial L} \left( \frac{\partial^2 u}{\partial C_1 \partial C_2} \frac{\partial u}{\partial C_2} - \frac{\partial^2 u}{\partial C_2^2} \frac{\partial u}{\partial C_1} \right)}{\left( \frac{\partial u}{\partial C_2} \right)^2} \quad (2-2)$$

一方、 $u$  についての限界代替率逓減の仮定より、 $\frac{\partial}{\partial C_1} \left( \frac{\frac{\partial u}{\partial C_1}}{\frac{\partial u}{\partial C_2}} \right) < 0$  であるから、

$$\frac{\partial^2 u}{\partial C_1^2} \frac{\partial u}{\partial C_2} - \frac{\partial^2 u}{\partial C_2 \partial C_1} \frac{\partial u}{\partial C_1} < 0$$

同様に、 $\frac{\partial}{\partial C_2} \left( \frac{\frac{\partial u}{\partial C_1}}{\frac{\partial u}{\partial C_2}} \right) > 0$  より、

$$\frac{\partial^2 u}{\partial C_1 \partial C_2} \frac{\partial u}{\partial C_2} - \frac{\partial^2 u}{\partial C_2^2} \frac{\partial u}{\partial C_1} > 0$$

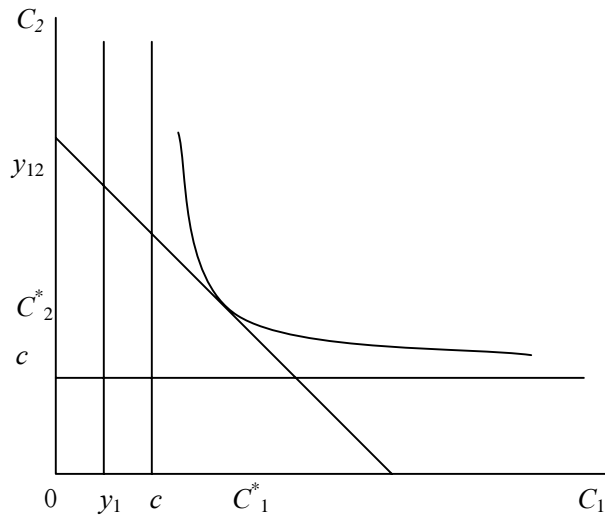
また、 $\frac{\partial C_1}{\partial L} = 1$ 、 $\frac{\partial C_2}{\partial L} = -(1+R)$  であるから、(2-2)式は負であることがわかる。よって、

限界代替率は  $L$  の減少関数である。

以上より、(2-1)式で表される需要関数は、貸出約定金利に対する減少関数となる。

下の図は、効用関数  $u(C_1, C_2)$  の無差別曲線と消費支出予算線の関係を示す。

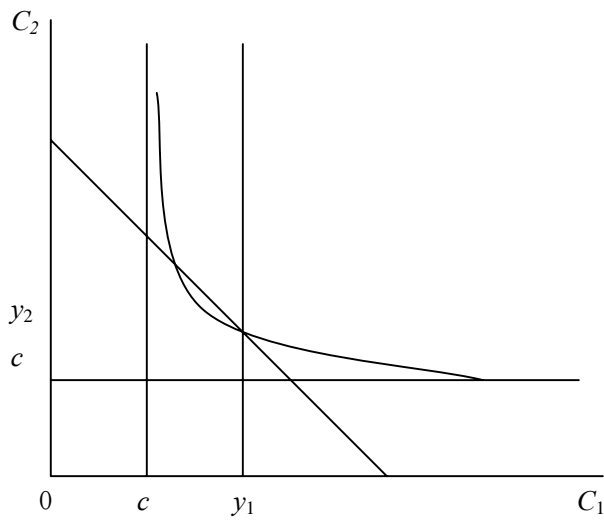
図 1



(2) 消費支出予算線が $(\max\{y_1, c\}, c)$ の右上方にあり、借り入れを行わない場合

この場合、 $y_1 > c$ であり、第1期の消費額  $C_1$ 、第2期の消費額  $C_2$  について、 $C_1^* = y_1$ 、 $C_2^* = y_2$  が効用最大となる場合がある。ここでは(2-1)式を満足するとは限らない。下の図は、 $C_1^* = y_1$ 、 $C_2^* = y_2$ 、即ち、 $L=0$  の場合。

図 2



(3) 消費支出予算線が $(\max\{y_1, c\}, c)$ を通る、または、その左下にある場合

(i)  $y_1 < c$  の場合

この場合、第1期に借入れを行っても、第1期、第2期ともに  $c$  より大の消費を行うことはできない。一方で、第1期において最低消費額  $c$  を消費しなければならず、借入額は貸出約定金利に無関係に  $c - y_1$  であり、第2期には、 $(1+R)(c - y_1)$  を返済することはできず、破産する（消費額は  $c$ ）。

(ii)  $y_1 > c$  の場合

この場合、 $y_2 < c$  であるので、第2期には破産することになる。第1期には借入れをしない。

以上より、借り手の需要関数は、貸出約定金利に対する減少関数であるか、もしくは貸出約定金利に無関係に決まる。貸金市場での市場需要曲線は、貸出約定金利に対する減少関数となる。

## 2-2. 貸し手のモデル

借り手と場合と同様に、次のような2期間モデルを考える。貸し手（消費者金融会社）は第1期（今期）に借り手に  $L \geq 0$  を貸出約定金利  $R$  ( $R > 0$ ) で貸し出す。貸出約定金利  $R$  は貸金市場で決定され、貸し手はそれに従うしかないが、政府の上限金利規制により、 $R$  は無制限に大なる値をとることはない。ここでは、 $0 < R < 1$  とする。貸し手は、借り手の第2期の純所得について確実には分からず、借り手の破産による貸し倒れリスクを負っている。借り手の第2期の純所得が最低消費額  $c$  を下回るとき、借り手は破産し、貸し出した元本と利息は全く返済されない。また、借り手の第2期の純所得が最低消費額と貸し出した元本と利息の合計を下回れば、純所得から最低消費額を除いた額しか返済されない。一方、借り手は自らの第2期の純所得について知っている。したがって、借り手と貸し手の間には、著しい情報の非対称性が存在する。このような貸し倒れリスクを十分に考慮して、貸し手は、借り手の第2期の所得についての確率分布を想定した上で貸出し額を決定する。貸し手は、借り手の第2期の純所得に対する確率分布を平均  $\mu$  分散  $\sigma^2$ 、密度関数  $f(y_2)$  の正規分布で想定しているとする。また、借り手に貸し出しを行うときの費用について、外部資金市場からの調達金利を  $r$  とする。負債による借入れ先としては、社債発行及び銀行からの借入れによって行われる。また、貸出し額を  $L$  としたときの人件費等の費用を  $C(L)$  とする。 $C'(L)$  と  $C''(L)$  は十分小なる正の値で、 $0 < C'(L)$ ,  $C''(L) < 1$  と仮定する。

このときの貸し手（消費者金融会社）の利潤  $\Pi$  は、次のように表される。

$$\begin{aligned}\Pi &= \int_{-\infty}^c 0 \cdot f(y_2) dy_2 + \int_c^{c+(1+R)L} (y_2 - c) f(y_2) dy_2 + \int_{c+(1+R)L}^{\infty} (1+R)L f(y_2) dy_2 - (1+r)L - C(L) \\ &= \int_c^{c+(1+R)L} (y_2 - c) f(y_2) dy_2 + \int_{c+(1+R)L}^{\infty} (1+R)L f(y_2) dy_2 - (1+r)L - C(L)\end{aligned}\quad (2-3)$$

利潤最大化する貸出し額を決定するため、 $\Pi$  を  $L$  で偏微分して0とおくと、



$$\frac{\partial \Pi}{\partial L} = (1+R)^2 Lf(c+(1+R)L) + (1+R) \int_{c+(1+R)L}^{\infty} f(y_2) dy_2 - (1+R)^2 Lf(c+(1+R)L) - (1+r) - C'(L) = 0$$

これにより、次の式を得る。

$$(1+R) \int_{\infty}^{c+(1+R)L} f(y_2) dy_2 + (1+r) + C'(L) = 0 \quad (2-4)$$

貸し手は(2-4)式を満足するような  $L$  を貸し出す。

このように定まる最適貸出し額  $L$  と貸出約定金利  $R$  の関係を見るために(2-4)式を微分すると、次の(2-5)式となる。

$$-\frac{dL}{dR} = \frac{\int_{\infty}^{c+(1+R)L} f(y_2) dy_2 + (1+R)Lf(c+(1+R)L)}{(1+R)^2 f(c+(1+R)L) + C''(L)} \quad (2-5)$$

分母については、仮定より第2項が正となるため正の値をとる。

一方、分子については、正負を特定することはできない。分子を  $N$  とおくと、

$$\frac{\partial N}{\partial R} = 2Lf(c+(1+R)L) + (1+R)L^2 f'(c+(1+R)L) \quad (2-6)$$

ここで、 $0 < R < 1$  ならば、 $\frac{1+r}{1+R} + \frac{C'(L)}{1+R} > \frac{1}{2}$  であるから、(2-4)式より、 $\int_{c+(1+R)L}^{\infty} f(y_2) dy_2 > \frac{1}{2}$

となる。 $f$  は平均  $\mu$  の正規分布の密度関数であるから、 $c+(1+R)L < \mu$  である。したがって、 $f'(c+(1+R)L) > 0$  となる。よって、(2-6)式は常に正の値をとる。

このことより、(2-5)式の分子の符号について次のようなことが言える。

$$\int_{\infty}^{c+(1+R)L} f(y_2) dy_2 + (1+R)Lf(c+(1+R)L) = 0 \quad (2-7)$$

を満たす  $R'$  に対して、

$R < R'$  となる  $R$  に対して、 $N$  は負

$R > R'$  となる  $R$  に対して、 $N$  は正

$R = R'$  となる  $R$  に対して、 $N$  は 0

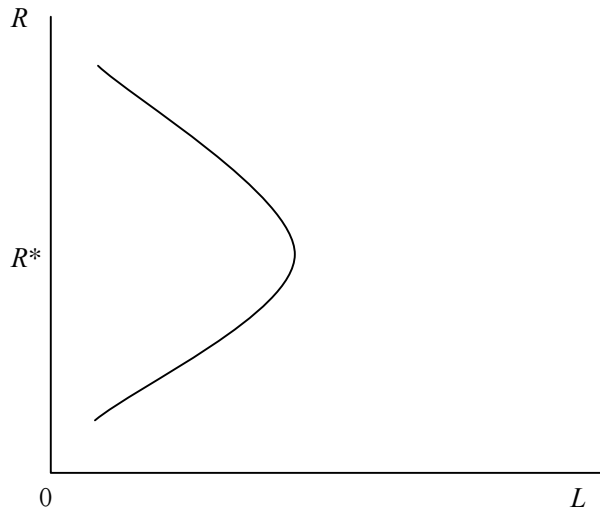
となる。

以上より、(2-4)式と(2-7)式を満たす貸出約定金利を  $R^*$  とすれば、

貸し手の貸出し額は  $R < R^*$  ならば増加し、 $R = R^*$  で反転し、 $R > R^*$  ならば減少に転じる。

したがって、貸し手の供給曲線は、貸出約定金利の低い水準では右上がりであり、その後反転し、貸出約定金利の高い水準で右下がりとなる。即ち、後方屈折 (backward bending) 型の曲線となる。

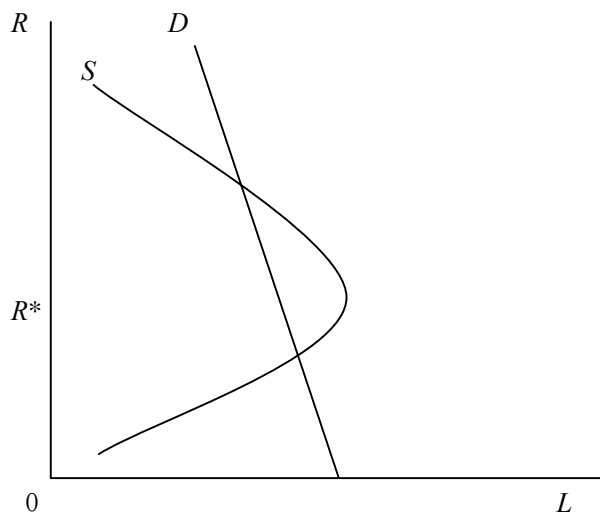
図 3



### 2-3. 貸金市場の均衡

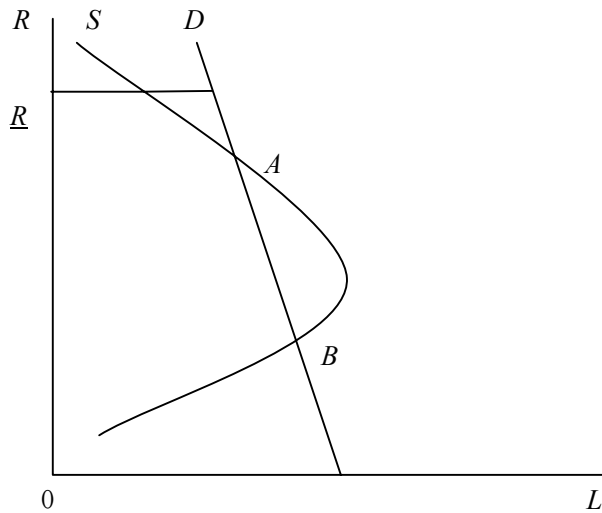
借り手の市場需要曲線と貸し手の市場供給曲線がわかったところで、貸金市場の均衡を考えてみる。貸金市場は下図のようになっていると考えられる。

図 4



ここで、3. 本稿のモデルの特徴について、で指摘した、(1)情報の非対称性が存在する、(2) 消費者金融会社の貸出約定金利が上限金利規制水準に留まっている、(3)消費者金融会社を含むノンバンクの貸出約定金利の水準は低下傾向にあるが、貸出し額は増加している、(4) 現状で超過需要が発生していると考えられる、という現在の貸金市場の状況を考えてみる。

図 5



ここでは、2つの市場均衡が生じる。高金利での市場均衡を  $A$ 、低金利での市場均衡を  $B$  とすると、市場均衡  $A$  は、ワルラス不安定な状態である。即ち、 $A$  の近傍では、金利の上昇下落によって  $A$  に調整されることは無く、むしろ、 $A$  から発散し、均衡金利から離れていくことになる。

貸金市場における現状を最も適当に説明していると考えられるのは、上限金利規制水準  $\bar{R}$  が  $A$  の均衡金利水準の上方にあるという場合である。

この場合、現状が上限金利規制水準の状態にあれば、市場でのワルラス調整メカニズムは機能せず、上限金利水準で留まることになる。また、この状態における供給曲線は右下がりであるため、消費者金融会社に対する上限金利規制によって、規制を受けない代替的産業であるローン、クレジット、カード会社などのノンバンクで貸出約定金利低下が起これば、貸出し額の増加が起きることになる。そして、上限金利規制の下でも超過需要が発生する。

以上のようなモデルによって、これまで十分に解明されてこなかった、無担保融資を行う消費者金融会社の貸金市場をうまく説明することができる。上記の理論モデルから以下の仮説を提示することができる。

仮説：情報の非対称性が大きく、貸し手側にとって極めて貸し倒れリスクが大きいため、現在の金利水準では貸出し供給曲線は右下がりである。換言すれば、貸出額と貸出し約定金利の間には負の関係が存在している。したがって、貸金市場はワルラス不安定な状態にあり、均衡金利に近づく調整メカニズムは働かない。

なお、以上のモデルにおいて導かれる貸出供給曲線は、貸し手である消費者金融会社が借り手の第 2 期の所得についてどのような信念を持っているかについて大きく依存する。借り手の第 2 期の所得について非常に悲観的で、貸し倒れる可能性が極めて高い、という信念を持っている場合には、市場に十分な供給が行われず、需要曲線との交点が存在しないという場合もありうる。この場合においても、現在の金利水準で供給曲線が右下がりの状態にあるならば、先の結論は不変である。

また、本稿ではミクロ・レベルでの貸出し環境を明らかにするために、上記のモデルでも触れた主要な説明変数である資金調達構造をあらわす変数について、理論的説明に関して以下に触れておく。たとえば、情報の非対称性がある場合、資金調達構造によって企業価値や資金調達コストが影響を受けることが知られており、資金調達構造は貸出額に大きな影響を及ぼすと考えられる。つまり、資金調達構造が、情報の非対称性の程度を表す代理変数として考えることが可能である。資金調達構造をあらわす代表的な変数としては内部資金と負債比率があげられ、これらの変数の融資への影響については、次のように考えることができる。

たとえば、外部投資家と経営者の間に情報の非対称性があり、相対的にキャッシュフローが豊富な企業は貸出しを拡大すると考えられる。Myers and Majluf (1984)は、経営者と外部投資家との間の情報の非対称性がある場合、貸出しに必要な資金を増資によって賄うと、貸出し機会が外部投資家に過小評価され、企業の資金調達コストが高くなることを示した。金融機関から融資を受ける場合も、増資ほどで無いが情報生産にコストが必要になる。よって、内部資金、負債、増資の順番で資金調達が行われることになる(Pecking Order仮説)<sup>4</sup>。

さらに、債権者と経営者の間に情報の非対称性があり、負債が大きい企業は貸出しを抑制すると考えられる。たとえば Leland and Pyle(1977)によれば、リスク回避的な経営者は、自己の貸出しリスクを減少させるために、外部からの出資を受けようとする。このため、悪い貸出し機会を持つ企業ほど、自己資本比率が低くなる。負債比率が低く、自己資本比率が高い企業ほど、良い貸出し機会を持つと見なすことができ、低い金利が金融機関から提供される。負債比率が高い企業は、資金調達コストが増加するため、貸出しを減少させる。ただし、金融機関の情報生産能力が高い場合は、負債比率によるスクリーニングが不必要になるため、負債比率が貸出しに影響を与えなくなる。特に、経営危機に陥った企業は、存続のために不適切な貸出し機会を実行に移す可能性があるため、追加貸出しの資金を確保できない可能性も考えられる。つまり、負債比率が高い企業は、経営危機時に有望な貸出し機会を実行しない可能性が高いため、資金調達コストが高くなり、負債比率が高

---

<sup>4</sup> 情報の非対称性が大きく資金調達源に明確な優劣がある場合は、内部資金が多い企業のほうが、貸出しが活発になる。逆に、資本市場が法的に整備されており、内部貸出し家・外部貸出し家・債権者の間で、情報の非対称性の影響が存在しない場合は、内部資金の大きさは企業の貸出しに影響を与えない。

い企業ほど貸出し水準を低下させると考えられる（過少貸出し問題）<sup>5</sup>。

一方で、Jensen and Meckling(1976)は、株主と経営者間の情報の非対称性が大きい場合は、経営者が自由に処分可能な内部資金を持つことが、不適切な貸出しを拡大し、過剰貸出しを招くことを指摘している。この場合は、資金調達のうちで負債比率を高めることによって、過剰貸出しを抑制することができる。Harris and Raviv(1990)は、債権者は任意に流動化を起こせることから経営者行動に規律を与える事を指摘している（過剰貸出し問題）。

過少貸出し問題と過剰貸出し問題の負債比率の効果は異なるが、貸出し量に対する影響は同一であり、負債比率は貸出し水準を抑制すると考えられる。上述のいずれの理論においても、完全情報のときは、負債比率は貸出しに影響を与えなくなるため、負債比率の貸出しへの影響は情報の非対称性の程度に依存すると考えられる。

情報の非対称性がある場合でも、負債比率の貸出し抑制効果は、ある程度は制度的に補完することができる。たとえば、負債の期間構造を柔軟にとることで、負債のエージェンシー・コストを削減することができる。Myers(1977)のモデルでは短期負債を発行することで経営者の行動を債権者がモニターすることが可能になるため、Hart and Moore(1995)では長期負債を発行することで不要な流動化の防止が可能になるため、エージェンシー・コストの発生を防止することができることを述べている。どのような債務契約が最適かは個別企業によって異なるが、金融市場が育成されており、金融機関と企業が契約の形態を自由に設定できるほど、負債比率の貸出し水準への影響は少なくなると考えられる。

将来の相対的な成長機会の大きさを示す変数トービン  $q$  について、例えば、Fazzari, Hubbard and Petersen (1988)は、低配当な企業において、内部資金が投資に正の影響を与えることを確認している。また、Lang, Ofek and Stulz (1995)は、トービン  $q$  が低い企業において、負債比率が投資額に負の影響を与えることを確認している。また、現在の収益性を表す変数として、総資産利益率(ROA)を用いている。

これらの先行研究で示唆されることは、内部資金と負債比率が企業の貸出し行動に影響を与えうることと、低収益で情報の非対称性によるリスクが高い企業のほうが影響を受けやすいと言う事である。つまり、この二つの変数は、市場環境をあらわす代理変数として考える事ができる。

以上で紹介した理論によって示される資金調達構造が貸出し行動に与える影響をまとめると、次の(a)～(d)のようになる。(a)内部資金が豊富な企業ほど、貸出し水準は高くなる。(b)負債比率が高い企業ほど、貸出し水準は低くなる。(c)情報の非対称性が高いほど、内部資金と負債比率の貸出しへの影響は強くなる。(d)市場環境が整っているほど、負債比率の

---

<sup>5</sup> Myers(1977)や Hart and Moore(1995)においては、負債比率の増加が節税によって企業価値を増加させる一方で、債権者と経営者間の情報の非対称性によるエージェンシー・コストの増加により、過少貸出し問題を発生させ、企業価値を低下させることを指摘している。負債が大きい企業は倒産確率が高くなり、経営危機に陥りやすい。経営危機に陥った企業は、正の収益が予想される貸出し機会を実行しても、その収益は債権者が優先して得るため、経営者は利益を得ることができず、経営者は貸出しへの意欲を失いうる。

貸出しへの影響は弱くなる。

本稿では以上の理論的な背景に基づき、次節以降で消費者金融業者の貸出し環境の分析を行う。本稿の推計では、貸出しに対するトービン  $q$  やエイジェンシー・コストを表す変数の影響を加味した分析を行うことで、正の貸出し機会に対して貸出しが行われているか、資本構造の影響が存在するかについても観察する。

次節以降では、具体的手順としてまず、市場が不均衡であるかどうか、さらに貸出の需要・供給という概念を明示的に表現して分析することにしよう。その上で上限金利規制に影響を受けた貸出しがされているのかについても触れ、仮説と目的、推計モデル、データセットを示した上で、推計結果について順次説明を行う。

### 3. 実証分析

#### 3-1. サンプルの抽出

ノンバンクとは、証券会社、保険会社を除いた預金等を受け入れないで与信業務を行う金融業である。具体的には、消費者金融、事業金融、信販、クレジット会社、リース会社、ベンチャーキャピタルがその主たるものとあげられる。本研究では、消費者金融会社の財務情報をもとに貸金市場の需給バランスを判断するため、上限金利規制の引き下げの対象となった消費者金融と事業金融のみならず、クレジット会社やリース会社をその対象企業とし、サンプルとして選択する<sup>6</sup>。この結果、上記の期間に上場している消費者金融業を営む企業は最大 21 社で、また対象期間は 1996 年以後 2004 年までの 9 年間であり、このサンプル数は表 1 に示している<sup>7</sup>。

データの出所は東洋経済新報社の「財務 CD-ROM」をもちいた。なお、財務データについては、連結ベース値をもちいている<sup>8</sup>。また、一部データの補足あるいは確認のため eol 社の DB Tower Service をもちいた。

こうした作業を通して、不祥事の発生が 90 年代後半までないもので、当時上場していない、あるいは営業貸付金・営業投資有価証券、営業貸付金利息あるいは売上高の情報が有価証券報告書で公表されていないなどの理由で情報を入手できなかったものについては、標本から除外した。さらに、消費者金融とは性格を異にする銀行、IT 会社、外資の子会社については標本から外した。

---

<sup>6</sup> 日本信販、ジャックス、アプラスなどの信販会社や日立キャピタルなどのベンチャーキャピタルを対象から除外した。

<sup>7</sup> 消費者金融大手アコム、プロミス、三洋信販が東証に上場した年は 1994 年で、武富士に至っては 1998 年である。そのため、本研究の分析する対象は比較的規模の大きい企業に偏ってサンプルが選択されており、対象期間も 90 年代後半以降となる。

<sup>8</sup> ただし、トービン  $q$  を求めるときに用いる時価総額については単独ベース値しか公表されていないため、この変数については単独値をもちいている。

表 1 サンプルの概要

年度	上限金利規制引下げの対象となった企業数	上場している消費者金融全体の数
1996	3	10
1997	4	11
1998	4	11
1999	5 (1)	15
2000	9	19
2001	11	21
2002	11	21
2003	11 (2)	21
2004	11 (2)	21
合計	69	150
(注)括弧は当該年度に不祥事を起こした企業の数		

その結果、上限金利引下げの対象となった事業者・消費者向け貸金業者のサンプル企業数が最大 11 社残った。そして、直接的規制の引き下げの影響を受けない企業をも含めたサンプルは合計最大 21 社抽出された。表 1 は本研究の対象となるサンプル企業の概要をあらわしている。全体として、不祥事を起こした企業の対象となった 5 社が金融庁から行政指導を受けて営業停止命令を受けたあとも上場廃止に至らず現存していること、また標本の内訳では、事業者・消費者向け貸金業者が過半数近くを占めていることがわかる<sup>9</sup>。

以下では説明変数の平均値と標準偏差を確認することにより、各消費者金融企業の財務状態を述べておく。消費者金融会社と中でも事業者・消費者向けの消費者金融会社の属性をそれぞれ表している。表 2 は本稿で用いた変数の記述統計量を示したものである。

たとえば、不祥事を起こした企業とそうでない企業において、実施される貸出しとその貸出金利に違いがあるのかに注目すると、貸出し金利の平均値が、不祥事を起こした企業も起こさなかった企業も約 26% であり、貸出金利に差があるとは断言できない<sup>10</sup>。このことから不祥事が起こした企業だからといって貸出し金利が必ずしも高いとはいえない。むしろ、不祥事が起こること社会的非難を受け止めて貸出し金利の引き下げに踏み切ったように見える。その影響もあって、不祥事を犯した企業のキャッシュフローの最低値は -2.06 と著しく小さい値が出ている。

<sup>9</sup> Alexander and Cohen (1999) の実証分析によれば、経営者の株式所有割合が高いほど企業犯罪が抑制される。この実証結果は、従業員による株式保有があれば、不祥事につながる行動を起こす誘引が抑制される可能性を示唆する。

<sup>10</sup> 消費者金融の企業で不祥事を起こした企業の定義は難しい問題であるが、本稿においては、企業やその構成員が法令に違反したケースと、厳密な意味では法令違反でないもの、社会的な圧力から経営陣が引責辞任するとか、上場廃止に追いやられるケースを加えて、不祥事を起こした企業とみなした。その比較対照として、特に事業者・消費者向け貸金業者を対象を絞り、不祥事を起こした企業と同産業に同規模である不祥事の形跡がなかった企業との比較をしている。

他のほとんどの変数についても同様に、平均値の差のt検定を行い片側検定を行ったところ、両者に差があることが確かめられなかったため、本稿においては不祥事を起こしたか否かで分類するのをやめて同様に扱うことにした<sup>11</sup>。

また、消費者金融全体(規制の対象となっていないクレジットカードや信販会社を含めた)の貸出し金利の平均値は35.2%であり、上限金利規制の引き下げ以降、全ての消費者金融が一斉に金利の引き下げに応じたわけではないことがわかる<sup>12</sup>。ただし、上限金利の引き下げの実施により、金利の改定をしない企業は相対的に割高と判断され顧客層離れが起こりうるため、クレジットカード、信販会社やリース会社へ多大な影響を及ぼす可能性は無視できない。

一方、総資産に占める貸出しは、事業者・消費者向けの消費者金融会社は全体の中でも非常に大きいことがわかる。各変数間の相関については、vif検定より一部の変数を除いて主要な説明変数との多重共線性の可能性は非常に低い<sup>14</sup>。

最後に、資金調達コストについては社債利回りが0.01であり、従来からの銀行借入に比べ資本コストがかなり低くなっている。また、1999年にノンバンク社債法の制定があったことで、銀行借入れよりも低い利率で資金調達ができるようになったことがわかる<sup>15</sup>。これらの年次データをアンバランスドパネル・データとして用いて分析する。

---

<sup>11</sup> ただし、負債比率については平均値の差のt検定を行い片側検定を行ったところ、有意水準5%において両者に差があることが確かめられた。

<sup>12</sup> 信販会社などのショッピングクレジット（個品割賦）の長期回数支払で利息制限法を超える金利であっても、割賦販売法が適用される為、貸金業法・利息制限法などの規制は一切受けない。

<sup>14</sup> 短期借入金、一年以内借入金、長期借入金については相関係数をみると0.9と高いので、これらの変数については取り扱いに注意した。具体的には、3つの変数の中からひとつずつ選択して3通り推定している。

<sup>15</sup> たとえば、1995年にアコムが消費者金融としてはじめてCPの許可が下りている。



表 2 基本統計量

図6貸出額と金利の推移

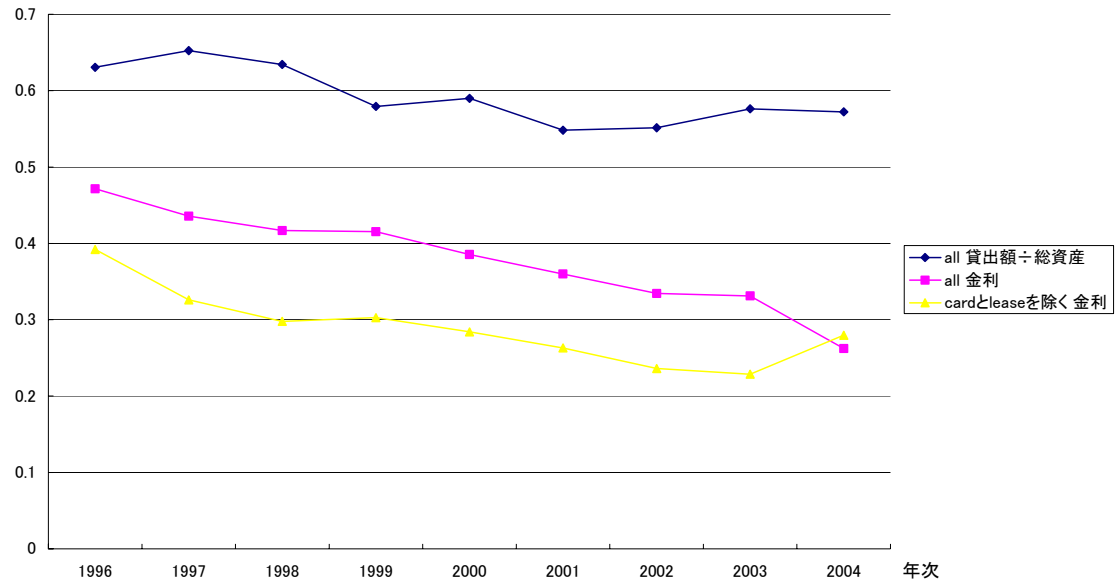


表2: 全体の標本	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	vif検定
貸出額	149	0.584	0.212	0.062	0.967	
貸出し金利	149	0.365	0.199	0.013	0.880	1.35
ROA	149	0.008	0.041	-0.245	0.100	1.49
キャッシュフロー	149	0.212	0.490	-2.060	2.424	1.34
トービンq	148	1.109	0.239	0.736	2.047	1.15
負債比率	149	0.606	0.203	0.058	0.983	1.81
上限金利	150	-0.313	0.465	0	-1	4.05
GDP	150	13.132	0.022	13.100	13.174	2.47
短期借入れ金利	150	0.014	0.158	0	0.072	7.67
一年以内借入れ金利	150	0.017	0.159	0	0.061	14.49
長期借入れ金利	150	0.015	0.139	0	0.063	9.65
社債利回り	149	0.011	0.125	0	0.047	1.99
CP利回り	149	0.003	0.060	0	0.039	1.24
貸出額:(営業貸付金+営業投資有価証券)÷総資産						
貸出し金利:営業貸付金利息÷(営業貸付金+営業投資有価証券)						
ROA:当期利益÷総資産						
キャッシュフロー:(当期利益+減価償却費)÷売上高						
トービンq:(株式時価総額+負債簿価総額)÷簿価上の総資産額						
負債比率:負債総額÷総資産額						
上限金利:2000年までは0、それ以降は-1というダミー変数						
GDP:log(GDP)						
金利、利回りについては社債明細書、借入金明細書に記載している平均利率(最終利回り)を指す。						

各変数の相関係数							
貸出額	1						
貸出し金利	-0.4318	1					
ROA	0.2557	-0.0508	1				
キャッシュフロー	-0.3742	0.1526	0.4031	1			
トービンq	0.2548	-0.021	0.2965	0.0686	1		
負債比率	-0.0812	0.3803	-0.0397	0.0152	0.2149	1	
上限金利	0.1245	0.2265	0.0209	-0.2262	0.2025	0.3972	1
GDP	-0.0783	-0.2625	0.0117	0.1766	-0.2174	-0.3453	-0.746
短期借り入れ金利	0.1528	-0.1568	-0.1218	-0.144	-0.0362	-0.0278	-0.5828
一年以内借り入れ金利	0.0656	-0.0952	-0.0854	-0.0491	-0.1286	-0.1053	-0.697
長期借り入れ金利	0.0885	-0.0843	-0.0153	-0.0064	-0.1621	-0.1606	-0.7103
社債利回り	0.3181	-0.252	0.0476	0.0297	-0.1411	-0.4846	-0.5696
CP利回り	0.1835	-0.1175	0.1228	0.0033	-0.0904	-0.2262	-0.3344

GDP	1						
短期借り入れ金利	0.3648	1					
一年以内借り入れ金利	0.4594	0.9157	1				
長期借り入れ金利	0.4519	0.8633	0.9374	1			
社債利回り	0.351	0.4395	0.532	0.5611	1		
CP利回り	0.2206	0.2945	0.3147	0.3781	0.3477	1	

表2-a: 消費者金融の標本	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
貸出額	59	0.739	0.131	0.347	0.967
貸出し金利	59	0.266	0.088	0.060	0.675
ROA	59	0.017	0.056	-0.245	0.100
キャッシュフロー	59	0.088	0.317	-2.060	0.330
トービンq	58	1.175	0.303	0.736	2.047
負債比率	59	0.590	0.199	0.332	0.983
上限金利	60	0.200	0.403	0.000	1.000
短期借り入れ金利	60	0.020	0.173	0.000	0.072
一年以内借り入れ金利	60	0.022	0.152	0.000	0.061
長期借り入れ金利	60	0.020	0.137	0.000	0.063
社債利回り	59	0.017	0.128	0.000	0.047
CP利回り	59	0.005	0.077	0.000	0.039

表2-b: 不祥事していない消費者金融の標本	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
貸出額	28	0.769	0.127	0.347	0.967
貸出し金利	28	0.265	0.082	0.060	0.368
ROA	28	0.013	0.052	-0.193	0.100
キャッシュフロー	28	0.096	0.101	-0.246	0.227
トービンq	27	1.151	0.219	0.757	1.678
負債比率	28	0.671	0.233	0.334	0.983

表2-c: 不祥事した消費者金融の標本	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
貸出額	31	0.711	0.131	0.452	0.877
貸出し金利	31	0.266	0.095	0.101	0.675
ROA	31	0.020	0.060	-0.245	0.063
キャッシュフロー	31	0.082	0.431	-2.060	0.330
トービンq	31	1.195	0.362	0.736	2.047
負債比率	31	0.517	0.126	0.332	0.728

注: 全体の標本には、カード・リース会社を含む。

<sup>16</sup> 情報の非対称性が大きく資金調達源に明確な優劣がある場合は、内部資金が多い企業のほうが、貸出しが活発になる。逆に、資本市場が法的に整備されており、内部貸出し家・外部貸出し家・債権者の間で、情報の非対称性の影響が存在しない場合は、内部資金の大

### 3-2 用いる推計式と検定方法

不均衡分析の特徴は貸出しの需要・供給関数の推定を通じて市場の不均衡状態を定量的に把握し、かつ貸出し均衡金利を導出できる点にある。ここではまず、Fair and Jaffee(1972)とMaddala and Nelson(1974)に倣い、不均衡市場の需要関数と供給関数の定式化とその推計方法について順次説明する。

$$(3-1-1 \text{ 式}) L_{i,t}^S = \alpha_0 + \alpha_1 R_{i,t} + \sum_{j=2}^N \alpha_j X_{i,t} + a_{i,1} + u_{i,t1}$$

$$(3-1-2 \text{ 式}) L_{i,t}^D = \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \sum_{j=2}^N \beta_j Z_{i,t} + a_{i,2} + u_{i,t2}$$

$L_{i,t}^S$  は貸出額、 $L_{i,t}^D$  は借入額、 $R_{i,t}$  は貸出約定金利(利子率)、 $X_{i,t}$  と  $Z_{i,t}$  は、金利以外の貸出額を説明するコントロール変数であり、成長機会、エイジェンシー・コスト、金利規制(2000年までは0、それ以降は-1というダミー変数)、資金調達コスト、景気動向(GDPの数値)、1期前の貸出額等を指す<sup>18</sup>。 $a_{i,1}$ 、 $a_{i,2}$  はそれぞれ prefecture-specific unobserved effect、誤差項  $u_{i,t1}$ 、 $u_{i,t2}$  は、idiosyncratic errors である。

需要と供給を均衡させる利子水準は(3-1-1式)と(3-1-2式)から次のように求めることができる。

$$(3-2 \text{ 式}) R_{i,t}^* = \frac{1}{\alpha_1 - \beta_1} \left[ \sum_{j=2}^N \beta_j Z_{i,t} - \sum_{j=2}^N \alpha_j X_{i,t} + u_{i,t2} + a_{i,2} - u_{i,t1} - a_{i,1} \right]$$

次に、現実の利子率決定式を以下の部分調整モデルに従っていると仮定する。たとえば、Jaffee and Modigliani (1969)のいう不均衡信用割当は、利子率が即座に均衡水準まで動かないことから生じる現象として扱っている。このような現象が起きているかどうかは、不均衡分析を適用することによって知ることができる。

---

きさは企業の貸出しに影響を与えない。

<sup>17</sup> Myers(1977)やHart and Moore(1995)においては、負債比率の増加が節税によって企業価値を増加させる一方で、債権者と経営者間の情報の非対称性によるエイジェンシー・コストの増加により、過少貸出し問題を発生させ、企業価値を低下させることを指摘している。負債が大きい企業は倒産確率が高くなり、経営危機に陥りやすい。経営危機に陥った企業は、正の収益が予想される貸出し機会を実行しても、その収益は債権者が優先して得るため、経営者は利益を得ることができず、経営者は貸出しへの意欲を失いうる。

<sup>18</sup> 内部資金と金利の情報から、資産の長期的資本構成が計算できるはずであるが、本稿が注目する短期的な調整過程においては、前期の実際の資産構成がどのようなものであったかということも重要な決定要因となるであろう。そこで、1期前の貸出額をも説明変数に含めることにする。

$$(3-3式) R_{i,t} = \mu_i R_{i,t-1} + (1 - \mu_i) R_{i,t}^* \quad \text{ただし、} 0 < \mu_i < 1$$

ここで、 $\mu_i$  は利子調整速度、 $R_{i,t}^*$  は今期の均衡利子率である。すなわち、(3-3式)は今期の利子率が、前期の実績水準と今期の均衡水準の加重平均であると仮定している。もし  $\mu_i = 0$  であれば、利子率が十分に伸縮的で市場の需給は常に均衡していることになる。他方、 $\mu_i = 1$  の場合は利子が完全に硬直的で、ある一定の水準から動かないことを意味している。すなわち、金利が完全に伸縮的でないとするなら、需要と供給が一致する保証はなく、市場は少なくとも一時的不均衡下にあるといえる。すなわち、市場が超過需要あるいは超過供給であるかの判断を助ける利子率の変化の情報とその調整速度が、以下で示す関数型の推定と均衡仮説の検定の上で重要となる。

次に、誘導型による均衡仮説と構造型による均衡仮説のそれぞれの検定方法についてみてゆく。需給モデルから解かれた均衡利子率(3-2式)を利子調整式(3-3式)に代入すると、利子率が先決変数のみで記述される誘導型が導かれる。

$$(3-4式) R_{i,t} = \mu_i R_{i,t-1} + \frac{1 - \mu_i}{\alpha_1 - \beta_1} \left[ \sum_{j=2}^N \beta_j Z_{i,t} - \sum_{j=2}^N \alpha_j X_{i,t} \right] + \frac{1 - \mu_i}{\alpha_1 - \beta_1} [u_{i,t2} + a_{i,2} - u_{i,t1} - a_{i,1}]$$

この誘導型においては、最小二乗法によって  $\mu_i$  の推定値を得て、通常の t 検定により均衡仮説 ( $\mu_i = 0$ ) の統計的検定が可能になる。ただし、この誘導型の(3-4式)を推定しただけでは、需要関数や供給関数の係数がわからないという問題が残る。そこで以下ではこの問題を解決するため、構造型における検定方法について説明する。

構造型の係数推定のため、まず均衡利子率(3-2式)と利子調整式(3-3式)を使って、需要関数と供給関数を観察可能な変数のみで書き表すことにする。さらに、ショートサイド原則を付け加えると、貸出し額は次のように  $L_{i,t} = \min[L_{i,t}^S, L_{i,t}^D]$  と表される。

たとえば、実際の貸出額  $L_{i,t}$  が貸出供給関数  $L_{i,t}^S$  と等しい場合 ( $L_{i,t} = L_{i,t}^S$ ) を考えてみる。

両辺に  $L_{i,t}^D - L_{i,t}^D (=0)$  を加えて、 $L_{i,t} = L_{i,t}^D + (L_{i,t}^S - L_{i,t}^D)$  であることを考え、まず右辺の第二項についてのみ需給の説明変数を明示して表せば、 $L_{i,t} = L_{i,t}^D - \left[ \sum_{j=2}^N \beta_j Z_{i,t} - \sum_{j=2}^N \alpha_j X_{i,t} + u_{i,t2} + a_{i,2} - u_{i,t1} - a_{i,1} \right] + (\alpha_1 - \beta_1) R_{i,t}$  と書くことができる。次に(3-2式)の第二項を用いると以下のように表される。

$$(3-5 \text{ 式}) \quad L_{i,t} = L_{i,t}^D - (\alpha_1 - \beta_1) R_{i,t}^* + (\alpha_1 - \beta_1) R_{i,t} = L_{i,t}^D - (\alpha_1 - \beta_1) (R_{i,t}^* - R_{i,t})$$

ここで、(3-3 式)を  $R_{i,t}^* - R_{i,t} = \frac{\mu_i}{1-\mu_i} (R_{i,t} - R_{i,t-1})$  と変形して(3-5 式)に代入すると

$$(3-6 \text{ 式}) \quad L_{i,t} = L_{i,t}^D - \frac{\mu_i}{1-\mu_i} (\alpha_1 - \beta_1) (R_{i,t} - R_{i,t-1})$$

$$= \beta_0 + \beta_1 R_{i,t} + \sum_{j=2}^N \beta_j Z_{j,t} - \frac{\mu_i}{1-\mu_i} (\alpha_1 - \beta_1) (R_{i,t} - R_{i,t-1}) + a_{i,2} + u_{i,t2}$$

ただし、実際の貸出額  $L_{i,t}$  が貸出供給関数  $L_{i,t}^S$  と等しい場合において、超過需要が発生し

ているため、(3-6 式)には  $R_{i,t} - R_{i,t-1} \geq 0$  の条件が付随することになる。

同様の導出過程を経て、供給関数についても

$$(3-7 \text{ 式}) \quad L_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 R_{i,t} + \sum_{j=2}^N \alpha_j X_{j,t} - \frac{\mu_i}{1-\mu_i} (\alpha_1 - \beta_1) (R_{i,t} - R_{i,t-1}) + a_{i,1} + u_{i,t1}$$

を得ることができる<sup>19</sup>。

ただし、構造型で推定する場合には  $R_{i,t}$  は内生変数であるため、連立方程式バイアスが発生する。バイアスを避けるために、操作変数を通常は用いて推定しなければならないのだが、本稿ではまず、Jorgenson and Laffont (1974)の3段階最小二乗法を用いて推定する。これにより、市場において常に需給が一致しているという均衡仮説は次の帰無仮説  $H_0: \mu_i = 0$  として表される。

貸出し供給関数および需要関数の推計にあたり本稿では、多くの先行研究と同様にトービン  $q$  を主要な説明変数とし、それに信用制約をあらわす変数として、内部資金、負債比率を追加した推計式を用いる。また、貸出し機会をトービン  $q$  でコントロールした上で、内部資金や負債などのエイジェンシー・コストに関連する変数に、貸出しが影響を受けるかを識別する。また、貸出供給関数を求める際に、通常、金利は資金調達と貸出しの利ざやの代理変数として用いられているが、本稿ではそれを別々に分けて推定を行っている。

貸出額、貸出し金利、これらを説明する  $X_{i,t}$ 、 $Z_{i,t}$  の各変数の意味及びその定義は次のようにまとめている。

貸出し金利：営業貸付金利息 / (営業貸付金 + 営業投資有価証券) 貸出し金利は有価証券報告書に記載していない場合、本稿では [営業貸付金利息 / (営業貸付金 + 営業投資有価

---

<sup>19</sup> この場合、実際の貸出額  $L_{i,t}$  が貸出需要関数  $L_{i,t}^D$  と等しいので、貸し金市場においては超過供給が発生しており、 $R_{i,t} - R_{i,t-1} \leq 0$  の条件が付随することに注意する。

証券])と定義している。またクレジットカード会社やリース会社については、この項目がないため、[営業利益/売上高]で求めている。一方、貸出し額については、[(営業貸付金+営業投資有価証券)/資産合計]で求めている。

トービン  $q$  : [(負債合計+株式時価総額)/資産合計] と  $ROA$  : [当期利益/総資産] は、成長性や貸出し機会の代理変数である。貸出し機会に対して貸出し資金が供給されていれば、共に係数は正が期待される。(+)

キャッシュフロー : [(当期利益+減価償却費)/売上高] は、内部資金の代理変数である。負債と株式の資金調達の両方に強く信用制約が加わっていれば、正の係数が期待される。貸出しが内部資金に大きく依存する場合、企業は外部資金の調達による貸出しが困難であると考えられる。(+)

負債比率 : [(短期借入金+長期借入金)/総資産] は、負債量の代理変数である。高い負債比率が企業の資金調達を制約する場合、係数は負が期待される。資本市場が非効率的であり株式市場から貸出し資金を調達できない場合は、企業は良い貸出し機会があっても積極的に貸出しが行えない。(−)

また、前期の貸出し残高を含めた推定を行うことにより、いわば短期的な需要曲線や供給曲線が過去のいきがかりから「歩み寄る」現象を考慮することができる。(+)

GDP は景気動向を示す指標であり、年次データであるため本稿においては年次ダミーの影響と同じ効果を持つものと考えられる。たとえば、マクロ経済環境が好転している場合においては資金需要が高まるものと考えられる。(+)

以上紹介してきた実証分析のモデルに関する貸出し供給関数の推計式は全サンプルをプールした供給関数の推計式である。また均衡仮説を検定するため、全サンプルを用いた重回帰モデルの検証結果は、誘導型の推定式(3-4 式)については表 3 に、構造型の需要関数および供給関数の各推計式は(3-6 式)、(3-7 式)については表 4 でそれぞれ表してある。ハウスマン検定の結果、全ての定式化で **Fixed Effect Model** が採択されたため、固定効果を考慮した推定結果を載せている。

まず、表 3 をみてみよう<sup>20</sup>。すべての変数の係数は理論的に予想された符号を持つものの、なかには統計的に見て有意でないものもある。利率の調整速度の推定値は 0.77 で、標準偏差からみても  $\mu_i = 0$  である仮説は有意水準 1% のレベルでも十分棄却される。換言すると、誘導型でみる限り、市場が常に均衡状態にあるという仮説は強く支持されない。ただし、貸出し金利は前期の実現値より、今期の均衡水準に向けて約 33% ほど調整されることを示している。金融市場における利率の調整は、市場メカニズム以外の要因にも大きく左右

---

<sup>20</sup> ただし、需要関数と供給関数の誤差項  $u_{i,t2}$ 、 $u_{i,t1}$  は互いに独立で、一次の自己相関があるものと仮定する。この仮定の検証は時系列データにおいては **D.W.** 検定で確かめられるが、本研究ではパネルデータを用いているため、通常の **D.W.** 検定を行うことは困難である。また、これ以上複雑な関数の特定化の可能性を追求するよりも、次の構造型の推定により、誘導型による推定結果の頑健性を示すことにする。

される可能性があるため、この影響が大きいかどうかにはこの段階では触れないでおく。

表 3 誘導型の推定結果

表3: Fixed effect モデルにより推定									
被説明変数: 貸出し金利	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t
貸出金利(1期前)	0.773	0.156	4.95	0.774	0.157	4.94	0.775	0.158	4.9
ROA	0.185	0.502	0.37	0.212	0.510	0.42	0.115	0.500	0.23
キャッシュフロー	-0.018	0.073	-0.24	-0.040	0.079	-0.51	-0.034	0.080	-0.43
トービンq	-0.169	0.081	-2.08	-0.154	0.082	-1.87	-0.150	0.084	-1.79
負債比率	0.039	0.174	0.22	0.045	0.175	0.26	0.043	0.175	0.25
GDP対数値	-1.755	0.716	-2.45	-1.814	0.721	-2.52	-1.707	0.719	-2.37
短期借り入れ金利	0.033	0.020	1.65						
一年以内借り入れ金利				0.029	0.019	1.52			
長期借り入れ金利							0.027	0.021	1.28
社債利回り	-0.019	0.021	-0.91	-0.020	0.022	-0.91	-0.019	0.023	-0.85
CP利回り	-0.020	0.033	-0.61	-0.012	0.031	-0.4	-0.009	0.031	-0.28
定数項	23.255	9.458	2.46	24.011	9.521	2.52	22.617	9.498	2.38
標本数	127			127			127		
修正済み決定係数	0.323			0.321			0.316		

次に、誤差項  $u_{i,t2}$ 、 $u_{i,t1}$  の自己相関とラグ付き内生変数が同時に存在する連立方程式で、  
 一致性を満たすように(3-6式)と(3-7式)の構造式の推定をするため、以下では3段階最小二乗法を用いる<sup>21</sup>。この結果は以下の表4にまとめられている。

<sup>21</sup> 他にも本稿では採用していないが、3段階最小二乗法とほぼ同一の結果を示すと言われる最尤法でも可能である。最尤法とは、需要関数と供給関数が定式化され、消費者金融への需要と供給の小さい方が実現するという仮定の下で、尤度を最大にするように需要関数・供給関数のパラメータを推定する方法である。具体的な尤度関数の定式化は Kiefer(1980)によって与えられている (Maddala(1983)参照)。ただし、この方法は金利の変化という情報によって超過需要か超過供給かをを行わないため、本稿のように金利が貸出額に与える影響に着目した研究には沿わない可能性がある。

表 4 構造型の推定結果

表4: Fixed effectモデルを3段階最小二乗法で推計									
被説明変数: 貸出供給関数	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t
貸出金利	-0.086	0.046	-1.87	-0.086	0.046	-1.88	-0.085	0.046	-1.86
ROA	0.013	0.116	0.11	0.014	0.117	0.12	0.017	0.116	0.15
キャッシュフロー	-0.002	0.010	-0.2	-0.002	0.010	-0.21	-0.002	0.010	-0.19
トービンq	0.000	0.017	0.03	0.000	0.017	0.02	0.000	0.017	-0.03
負債比率	0.005	0.023	0.21	0.005	0.023	0.23	0.004	0.022	0.17
貸出額(1期前)	0.895	0.048	18.49	0.894	0.048	18.5	0.895	0.049	18.44
貸出し金利変化(-)	0.000	0.038	0	-0.001	0.038	-0.01	-0.001	0.038	-0.03
短期借り入れ金利	-0.001	0.003	-0.28						
一年以内借り入れ金利				-0.001	0.003	-0.3			
長期借り入れ金利							-0.001	0.004	-0.22
社債利回り	0.001	0.004	0.17	0.001	0.004	0.21	0.001	0.004	0.17
CP利回り	0.001	0.006	0.12	0.001	0.006	0.13	0.001	0.006	0.12
定数項	0.078	0.041	1.92	0.079	0.041	1.93	0.079	0.041	1.92
標本数	127			127			127		
修正済み決定係数	0.818			0.819			0.818		
被説明変数: 貸出需要関数	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t	Coef.	Std. Err.	t
貸出金利(1期前)	-0.075	0.043	-1.74	-0.075	0.043	-1.75	-0.075	0.043	-1.73
GDP対数値	0.005	0.003	1.91	0.005	0.003	1.92	0.005	0.003	1.98
貸出額(1期前)	0.901	0.041	22.2	0.901	0.041	22.15	0.901	0.041	22.19
貸出し金利変化(+)	-0.062	0.056	-1.11	-0.060	0.057	-1.05	-0.062	0.057	-1.08
標本数	127			127			127		
修正済み決定係数	0.820			0.820			0.820		

推定された係数の符号は予想どおりであり、ほとんどの係数が理論どおりに出ているが、なかには統計的に有意な値が出ていないものもある。たとえば、貸出し供給関数に対する負債量の影響については非常に弱く有意ではない。このことは、負債比率が大きいことが企業の資金調達を制約させるものでないことを裏付けている<sup>22</sup>。また、供給関数に比べ需要関数における1期前の貸出し残高の係数は大きく、しかも1に近いことは、消費者金融の貸出しに対する望ましい需要量の変化が緩慢であることを示唆している。特に注目すべきところは、金利を横軸に取った場合の需要曲線の傾きは-0.075。一方供給曲線の傾きは-0.086。共にマイナスで統計的に5%の水準でも有意な値が得られている。すなわち、仮説1が採択される可能性が高いことを裏付けている。これより、金利1%の減少は、約8.6%の望ましい供給量の増加と約7.5%の望ましい需要の増加を引き起こすこともわかる。

#### 4. むすび

以上の分析により、本稿で明らかになった点は、次の3点である。

まず第一に、貸金市場は借り手に関する情報の非対称性が著しく、貸し倒れリスクが高い

<sup>22</sup> 通常負債による資金調達を用いた場合、外部投資家と経営者の間のエイジェンシー・コストも高くなるため、負債には過剰貸出しの抑制効果もある。だが、本研究のどの推定結果においても負債が貸出しを抑制しておらず、このことから消費者金融会社は外部投資家と経営者の間のエイジェンシー・コストの問題は比較的低いものであると思われる。



ため、こうした背景を反映した貸出しを業者は行っている。したがって、金利が高くなるにつれて貸金業者は貸出しを減らす傾向にある。すなわち、情報の非対称性が大きい場合は、まず貸し出し金利の上昇により貸出し機会が削減される。すなわち、貸出し供給曲線は右下がりとなっており、貸金市場はワルラス不安定の状態にあるといえる。

また、貸金業者が貸し出しを行う際に、内部資金の量が制約になっていない。すなわち、貸出し量が内部資金に依存しておらず、業者は外部資金を調達する際、エイジェンシー・コストが高くなく、資金調達手段に強い情報の非対称性はほとんど存在していないことになる。一般的には負債のエイジェンシー・コストが高くないため、負債による資金調達が大きい企業は、貸出しを抑制する（過少貸出し問題）ようになる傾向があるのだが、消費者金融会社には負債による規律が働いていない。このことは、ノンバンク社債法の制定があったことで、社債資本市場へのアクセスが緩和された影響も追い風となっており、資金調達に関する制約の可能性はほとんど見られないといえるだろう。

ただし、上記の分析結果については、上場している大手の消費者金融会社 21 社を研究の対象としたものであるため、サンプルがかなり限定されている可能性があるという問題を内包している。その結果、上場している大手の消費者金融のみを対象とした本稿の結果と中小の企業、あるいは個人業者を含めた分析結果とは異なる可能性も予想される<sup>23</sup>。その場合、中小企業を含めた分析のほうが、サンプルが多いという点で、より適切な結果が得られている可能性も高い<sup>24</sup>。だが、本稿においては上限金利引下げの対象となっている消費者金融会社だけでなく、その対象となっていない消費者金融業者を含めた消費者金融市場を分析の対象とすることにより、政府の貸出金利規制の強化が、消費者金融市場全体にどのような影響を及ぼすのか、どのように効果が浸透してゆくのかが見えてくる。特に、金銭貸借媒介手数料をめぐって社会的に注目を浴びた不祥事企業の行動は消費者金融市場全体に与える影響は計り知れない。その意味で、複数の国を対象とした比較研究が今後の研究課題になるであろう。

## 参考文献

- Alexander, C.R., and Cohen, M.A., (1999) "Why do corporations become criminals?", *Journal of Corporate Finance* 5, pp.1-34
- Fair R. and D. Jaffee (1972) " Methods of estimation for markets in disequilibrium, " *Econometrica* 40, pp. 497-514.

---

<sup>23</sup> たとえば、上限金利が引き下げられたことで昨今、経営難に陥っているノンバンクの営業利益をさらに圧迫し大きな打撃を与えるとして危惧する意見もある。ノンバンクの間では、低い金利で優良な借手を獲得すべく激しい競争がおこり、そうした優良な顧客の獲得に成功した体力ある企業と、そうではない特に中小のノンバンクとの格差が拡大し、二極化が進むと考えられるのであれば、中小のノンバンクについても考察する必要性がある。

<sup>24</sup> 都道府県別の知事登録の消費者金融業者の数は 2006 年で平均 636.8 社にのぼっている。

- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen. B. C. (1988) "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, pp. 141-206.
- Harris, M., Raviv, A. (1991) "The Theory of Capital Structure," *The Journal Of Finance*, Vol.46(1), pp.297-355
- Harris, M., Raviv, A. (1990) "Capital Structure and the Information Role of Debt," *The Journal of Finance*, Vol.45 (2), pp.321-349
- Hart, O., Moore, J. (1995) "Debt and Seniority: An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management," *The American Economic Review*, Vol. 85(3), pp. 567-585.
- Jaffee D. and F. Modigliani (1969) "A Theory and Test of Credit Rationing," *The American Economic Review*, Vol. 59(5), pp. 850-872
- Jensen, M., Meckling, W.H. (1976) "Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure," *Journal of Financial Economics*, Vol.3, pp.305-360.
- Jorgenson, D.W. and Laffont, J.-J., (1974) "Efficient estimation of nonlinear simultaneous equations with additive disturbances," *Ann. Econ. Soc. Measure.*, Vol .3, pp. 615-64.
- Kiefer, N. (1980) "A Note on Switching Regressions and Logistic Discrimination," *Econometrica*, Vol. 48 (4) pp. 1065-1069.
- Lang, L., Ofek E., Stulz, R. M. (1995) "Leverage, Investment, and Firm Growth," *Journal of Financial Economics*, Vol.40 (1), pp.3-29.
- Leland, H. E. and Pyle, D. H. (1977) "Information Asymmetries, Financial Structure, and Financial Intermediation," *Journal of Finance*, Vol.32 (2), pp.371-387
- Maddala, G. and Nelson, F. (1974) "Maximum likelihood methods for models for markets in disequilibrium," *Econometrica*, Vol.42, pp.1013-1030.
- Maddala G. (1983) *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Myers, S., Majluf, N. (1984) "Corporate finance and investment decisions when firms have information that investors do not have," *Journal of Financial Economics*, Vol.13, pp.187-221.
- Myers, S. (1977) "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics*, Vol.5, pp.147-175.
- Stiglitz and Weiss (1981) "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *The American Economic Review*, Vol. 71(3), pp. 393-410.
- 筒井義郎・晝間文彦・大竹文雄・池田新介(2007) 「上限金利規制の是非：行動経済学的アプローチ」, 『現代ファイナンス』 No. 22, 日本ファイナンス学会, pp. 25-73.
- 中村賢一(2006) 「破産法の第三者による認定問題 一何故、消費者信用市場で多重債務者が急増するのか?」, 『法と経済学研究』, 2 巻 1 号, 法と経済学会, pp. 3-44.
- 早稲田大学消費者金融サービス研究所(2006), 「上限金利規制が消費者金融市場と日本経済に与える影響」 IRCFS06-002, 早稲田大学消費者金融サービス研究所.