

消費者金融市場における 逆選択の実証研究

三好 祐輔

要 旨

消費者・企業に対する貸し手のひとつとしてノンバンクがあげられる。ノンバンクは預金を取り扱う金融機関と違い、無担保で高金利の与信を行う。そのため、情報の非対称性に伴う逆選択の問題が発生している可能性が高い。本研究では、都道府県データに基づいて、消費者金融市場において、情報の非対称性が実際に成立し、逆選択の問題があるのかどうか、市場の失敗が起こっているのかどうかを検証する。本研究の主張は以下に示すとおりである。1) 都道府県データに基づいて計量分析した結果から、情報の非対称性に伴う逆選択の問題が発生している可能性が高いことを示唆している。2) 消費者金融市場は競争的市場に近く、業者による過少貸出しが原因で自己破産を促進している可能性は低いといえる。

1. はじめに

景気低迷などで急増する多重債務者の問題に対し、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、貸付上限金利は見直された。⁽¹⁾ その結果、上限金利が40%から29.2%にまで引き下げられ、貸金業者とその利用者⁽²⁾に大きな影響を与えたと考えられる。だが、これらの改正等は、政府が多重

(1) 誤解を招かないように、改正以前の上限金利水準の推移について詳細に述べるなら、92/04までは54.75%、92/05～94/07までは40.004%、94/08～2000/05までは、39.931%であった。

債務者の発生の抑制と救済をより効果的にするために行っている政策であるが、こうした金利規制政策の効果が消費者金融市場において、好影響を与えているのだろうか。多重債務者が社会・経済的要因によって増えているのかという実態を解明する前に、まず金利規制政策の効果が貸金市場にどのような影響を与えたのか、消費者金融市場の実態を経済学的にきちんと実証分析することが必要不可欠である。⁽³⁾

たとえば、消費者金融市場に関する重要な問題として、情報の非対称性の問題があげられる。⁽⁴⁾ここでは、借り手は自身の期待所得や属性について知っているが、貸金業者は新規の借り手に関する情報を事前には持ち合わせていない状況を情報の非対称性があると定義する。銀行などの預金を取り扱う金融機関は担保権を設定することにより、こうした情報の非対称性の問題に対処しているが、ノンバンクは従来の銀行取引と違い、無担保で与信業務を行わなければならない。その結果、審査期間も一般の金融機関に比べて短く、借り手である消費者・企業の質や行動を観察できないため、逆選択の問題が生じやすい。こうした理由で、消費者金融市場においては逆選択の問題が発生し、信用割当が起こっていると考えられる。⁽⁵⁾

-
- (2) しかし、すべての貸金業者に対して出資法の規制が適用されたわけではない。たとえば、日賦貸金業者に対しては、上限年利 54.75% が例外的に認められている。ただし、自己破産と大きく関係する出資法の改正は貸金業者に対し大きく影響を与えたことに違いはない。
- (3) 消費者被害の救済と予防を目的とし、消費者問題の専門家が中心となり、サラ金・商工ローン等の判例に対する見解、現場の意見など様々な角度から多重債務者問題の原因究明を数十年と行われてきた。だが、多重債務者数とそれに関連する統計データに基づいた分析が取り上げられずに議論しているケースが多く、本研究のように金融市場と絡めて仮説検証した先行研究はほとんどない。
- (4) 情報の非対称性に加え、他にも市場の失敗が起こる原因として、借り手の非合理性、市場が独占か競争市場なのかという問題等を解決していかなければならない。しかし、すべての要因を検証することは困難であり、また焦点もずれてくる恐れがある。本研究では、まず、情報の非対称性が原因で、逆選択の問題が発生しているのか検証し、次に消費者金融市場構造が競争市場なのか、それとも独占(寡占)市場であるのかという問題と絡めて議論をすすめている。
- (5) 資金の貸借の契約を結ぶときに情報偏在を利用した機会主義的行動は、「逆選択(adverse selection)」として捉えることができる。逆に貸借の契約後において、情報偏在を利用した機会主義的行動は、モラル・ハザード(moral hazard)とそれぞれ呼ばれる。

また、コマーシャル費用、さらに個人情報蓄積等の固定費用が大きく、参入障壁が大きい。そのため、なかなか消費者金融市場に参入する業者がないことも理由の一つとして考えられるかもしれない。たとえば、図1をみると知事の登録を受けている業者の数が年々減少しており、消費者金融の利用者側にとっても、他の貸し手を捜すのが困難で、借りたい人が借りられないで自己破産する選択をせざるを得ないのかもしれない。こうした、業者が市場から退出する割合が高まっている理由として、市場構造が競争市場から、独占（寡占）市場に移行している可能性がある。

そこで、消費者金融市場において果たして逆選択の問題が起こっているのかの疑問を答えるため、情報の偏在性による市場の失敗が実際に起きているのかを検証し、さらに消費者金融市場が競争的状態に近いのかそれとも寡占的であるのかについても実証的に解明する必要がある。

以上の問題意識を踏まえ実証分析した結果、規制強化の後も自己破産申立て件数は著しく伸び続け、さらに地域間によっても大きな差異がみられる。また、逆選択が原因で貸金業者は貸出額を抑えている傾向にあるが、消費者金融市場が競争的であるため、貸倒れリスクが存在することによる過少貸出しが発生している可能性はあるものの、借りたくても借り入れられなくて、自己破産せざるを得ないという状況を作り出している側面はないことが分かった。

2. 先行研究と本研究で用いるモデルの紹介

消費者金融市場における逆選択とは、次のような現象である。すなわち、消費者金融市場を利用する人は、自分が返済できるか否かそのタイプを知っているが、貸金業者は、その返済してくれる可能性に対する情報を知らないか、もしくはその情報を入手するためには、費用がかかりすぎるため、貸倒れリスクを想定して高金利で貸し出そうとする。他方で、消費者金融市場から貸借しようとする利用者は、自分のタイプについてはよく知っているため、返済する可能性が低い人は、高い金利を支払う契約を結んでも借入れしようとする。しかし、返済する可能性が高い利用者は、高い金利を支払ってまで借入れしようと

はしない。その結果、消費者金融市場に資金を供給する業者がいなくなるか、もしくは貸出し金利が引き上げられ、貸倒れリスクの高い利用者を対象とした業者のみが残るとというのが、逆選択という現象である。

逆選択の問題を取り扱った代表的研究は、Rothschild / Stiglitz [1976] があげられる。⁽⁶⁾この研究をベースにして多岐にわたって現在まで多くの論文が展開されているが、本研究と直接関わってくる「逆選択の問題が本当に存在するのかどうか」を実証的に検証しようとした研究に絞ってみてゆく。⁽⁷⁾無担保の貸出し市場は情報の非対称性が非常に深刻になると考えられている市場の一つである。たとえば、Ausubel [1999] は、クレジットカードの勧誘の時に収集したデータをもとに、貸倒れリスクの高い消費者がクレジットカードの申し込みをする傾向にあると指摘している。⁽⁸⁾

だが、最近のさまざまな市場を対象とした、情報の非対称性を検定する実証研究では、逆選択の存在に対する一部否定的な結論を示している。たとえば、保険市場を対象とした Dionne et al [1999] は、各保険会社は、各消費者の事故発生確率についての正確な情報は持っていないが、その期待値については危険分類をすることで知ることができることを指摘している。消費者金融市場を例に説明するなら、貸手側は各消費者が自己破産するなど返済してくれない確率について正確な情報をたとえ持っていないなくても、返済してくれない期待値については知ることができる場合、情報の非対称性が部分的に解消されている

(6) この論文では情報が偏在している状況では、情報劣位にある貸し手はリスクタイプによって消費者を完全に識別できない（リスクタイプの人数の分布の形状のみを知っているにすぎない）ため、完全情報の場合のように、リスクタイプごとに異なったか契約を提示することができず、結果的にリスクの低い消費者の経済厚生を犠牲にしていることを示している。

(7) 逆選択の問題を扱った有名な論文 Akerlof [1970] は、市場が失敗するか、うまく機能しないことの理由付けとしてしばしば用いられているが、逆選択の存在を実際に検証した論文ではない。

(8) 他の分野の論文、たとえば、Dahlby [1983] は、情報の非対称性の大きい年金、保険市場において逆選択の存在を示している。また、Cooper / Hayes [1987] は、公正なる立場の第三者機関が介入し、リスクタイプごとに異なった契約の提示をしても、逆選択を取り除くことが難しいと論じている。

のかもしれない。また、Chappori / Salanie [2000] は、若年者に比べて壮年者は今までの経験から、自身の潜在的リスク度に対して正確な情報を保有しているため、業者側とのあいだにおける情報の偏在の程度は非常に大きい。一方、若年者は自分のタイプを知らないため、業者とのあいだに情報の偏在の程度は小さいことを発見している。⁽⁹⁾ こうした先行研究の結果によれば、消費者金融市場においても、貸借関係を結ぶ時、自分のリスクに対する許容度を比較的知らないであろうと思われる若年者には、市場の失敗が起こりにくいと予想できるかもしれない。⁽¹⁰⁾

また、秋葉 [1993] は『犯罪の経済学』で、犯罪率の供給関数はコブ＝ダグラス関数型にあるといった Ehrlich [1973] の理論に基づいた実証分析用モデルを構築している。⁽¹¹⁾ これを参考に自己破産の供給関数の問題に応用すれば、金利の引き下げ政策が、多重債務者が自己破産を抑止する効果があるのかを検討することができる。たとえば、自己破産の供給関数を

$$(1) \text{ 式 } \left(\frac{Q}{N} \right)_i = A \text{ Lend}_i^{\beta_1} \text{ premium}_i^{\beta_2} \text{ shop}_i^{\beta_3} \text{ young}_i^{\beta_4} \text{ lawyer}_i^{\beta_5} \text{ entertainment}_i^{\beta_6} \text{ regulation}_i^{\beta_7} \exp(\mu)$$

- (9) フランスでは、英米に比べ個人情報共有がかなり制約されており、消費者への貸出しには必然的に高いリスクが伴うことが予想されるため、無担保の資金の貸借に対する提供を避ける傾向が強く、消費者信用市場において逆選択の問題が深刻になるため、経済に占める消費者信用の比率が低いのもかもしれない。
- (10) 消費者信用統計によると、欧米では、住宅ローンを除くと消費者信用の内訳はクレジットカード以外は自動車ローン、モーゲージ貸付など担保付のものであり、無担保での貸出しとは必ずしもいえないことに比較する時に注意する必要がある。
- (11) 秋葉 [1993] は、主なテーマとしては、刑罰が潜在的犯罪供給者に対してどの程度費用として考慮され、犯罪を抑止する効果があるかを検討している。また分析手法は、同時方程式モデルによる 2SLS も併用しているため、本研究はこれを参考にして実証分析を進める。秋葉は次のように同時性の問題を指摘している。OLS 分析を行う際に左辺の従属変数と右辺の独立変数の間には独立性が無ければならないが、必ずしも保障されていないために推計パラメータの不偏性や一致性が損なわれてしまう可能性がある。そこで同時方程式モデルによる 2SLS 分析を行うことで同時性の問題をクリアしようとしたのである。

という形で想定した。ただし、 $\frac{Q}{N}$ は自己破産率 (Q は自己破産数、 N は家計で負債 (住宅ローンを除く) を抱えている割合 \times 総人口)、 A は定数、 $Lend_i$ はその年の貸出高、 $premium_i$ は貸金率、 $shop_i$ は業者の数、 $young_i$ は若者層の比率、 $entertainment_i$ は風俗店、 $regulation_i$ は政策変数 (ここでは、金利規制)、 μ は確率的攪乱項であるとする。この式は、いくつかの注目すべき特徴がある。まず第一に、コブ=ダグラス関数型であって、対数線形が想定されている点、第二に、貸金業者の貸出し高である $Lend_i$ が内生変数として同時決定されるモデルを構成するものと想定しており、 $Lend_i$ については次のように定式化している。

$$(2) \text{ 式 } Lend_i = B \left(\frac{Q}{N} \right)_i^{71} income_i^{72} HI_i^{73} shop_i^{74} Lend_{i,t-1}^{75} \exp(\xi)$$

ただし、 B は定数、 $income_i$ は一人あたりの県民所得、 HI_i は市場の不完全性を示す指標、 $Lend_{i,t-1}$ は先決内生変数である。本研究ではこれら 2 式を自然対数で変換した対数線形を選択して推定する方法を採用している。

さらに、本研究で扱っている都道府県ベースでのデータでは、貸出利子率や限界費用といった情報を明示的に扱うことは困難である。そこで、貸金市場が独占的状況にあるか競争状況にあるかを判断する際、Bresnahan / Reiss [1991] の論文を参考にした。この論文は、価格や費用といった情報を使わずに企業数から競争度を測定している。具体的には、企業が存続するための市場規模を意味する参入下限値 (entry threshold) という需要概念を定義し、これを使って市場の競争度を推定している。

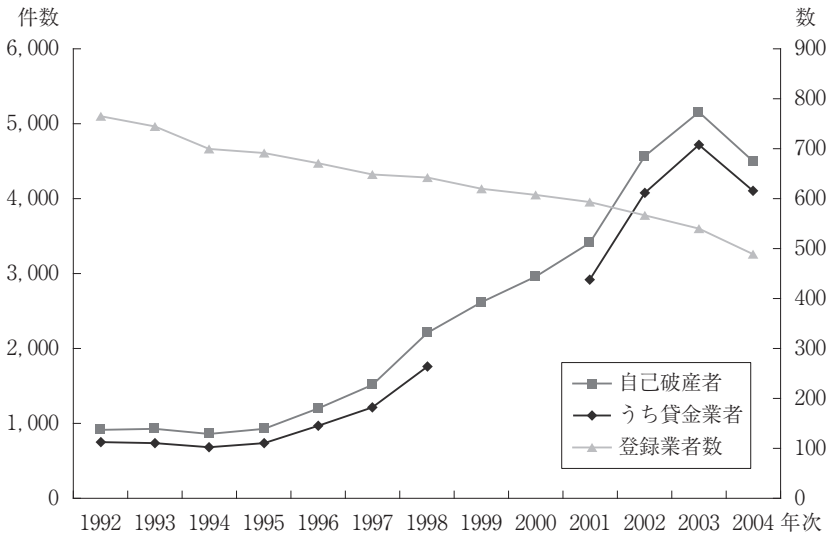
3. データの概要

まずは利息制限法の強化の前後で、自己破産件数がどのように変化したのかを見てみよう。データは 1992 年から 2004 年までの 47 都道府県ごとの自己破産件数データである。ただし、2005 年度以降は、都道府県別の自己破産件数のデータが公表されていないため、この点を考慮し、分析期間を 2004 年まで

とした。自己破産件数は、自己破産新受件数（最高裁判所資料）として定義した。実際の自己破産件数ではなく、自己破産新受件数を用いるのは、それが実際の自己破産件数より正確に表していると考えられることによる。たとえば、破産申立てをしてから1～2カ月後くらいに裁判所で免責申立てをして破産宣告を宣言し、それから5～6カ月後に裁判所に免責申立てをし、さらに免責審尋から1カ月半～2カ月くらい後に免責決定がされる。このように、実際免責決定まで一年ほどの審議の経過が必要になること、また、破産申立てをしたからといって必ずしも免責になるとはいえない事等から、自己破産件数をデータとして用いると、自己破産する可能性が過小に計算される可能性がある。

さて、図1は全体の自己破産者と貸金業が原因で自己破産に陥った数の推移を見たものである。⁽¹²⁾ 利息制限法の規制が強化された2000年以降、債務者にとっ

図1 自己破産数と登録業者数の平均推移



(12) ただし、自己破産のうち貸金業による破産件数は、1999年、2000年のデータが得られなかったため、そこは欠損値として処理せざるを得なかった。

て免責が減少しているにもかかわらず、自己破産件数はむしろ増加傾向にあることがわかる（ただし、2004年は例外）。この観察事実からは、利息制限法の規制が強化されたことで、自己破産者件数を低下させるようには見えないが、当然のことながら自己破産に影響を与える様々な要因を考慮する必要がある。そこで利息制限法が、「自己破産に陥る人の救済」の点でどの程度の効果をあげているのかを定量的に評価する。

たとえば、なぜ自己破産件数が増加しているのかについての疑問を答えるなら、需要サイドの要因として、弁護士人口の偏在性に注目すると、弁護士の存在は自己破産という制度を認知する機会の増加になっている可能性がある⁽¹³⁾。一方供給サイドの要因については、融資先の属性等についてきちんと調べがついた返済能力のある消費者・企業にだけ対象を絞り、返済能力の疑わしい、高いリスクの顧客に対する貸出しを控えた結果、信用割当が生じた。すなわち、業者が貸出しを控えたため、自己破産者が増加している可能性がある⁽¹⁴⁾。

もし市場構造が独占的状况にあれば、利用者は借りたくても借り入れることができなく、自己破産せざるを得ない状況を業者が創出したともいえるだろう。特に市場が独占的状况に近いのか、それとも競争的状况に近いかでこの深刻さが変わるであろう。いずれにせよ、たとえ政策的に様々な理由で利息制限法を強化しても、その期待される効果が実際現れない可能性も考えられ、「自己破産に陥る人の救済」のために規制の強化が有効か、有効だとすればそれがどの程度か、また、その理由はなぜなのか、といった問いに対する回答は実証分析によってはじめて与えられる。

(13) たとえば、2003年度の弁護士登録数は全国で約2万人だが、その6割が東京都と大阪府に集中している。したがって、弁護士人口の偏在があるため、地方（人口過疎地域）においては弁護士に相談するアクセスコストは相対的に高くなるため、自己破産が起りにくいことが予想される。

(14) もちろん、消費者金融から借金をする者の多くは、他の消費者金融から借金をして、それを返済するために別の消費者金融業者から借り入れを繰り返すことがあることは言うまでもない。

4. 実証分析の推定結果

貸金業絡みの自己破産の発生は、消費者金融の店舗数 (shop)、若年人口の割合 (young)、月額労働者の現金給与－生活扶助 (premium)、弁護士の数 (lawyer)、風俗店 (entertainment)、信販会社からの貸出額 (Lend) の各変数の影響を受けると仮定し、自己破産率 (Bankruptcy) を被説明変数とする自己破産モデルを用いて、出資法における上限金利規制の引き下げの効果を推定する。ここで用いられている Bankruptcy は、破産件数 (件数) ÷ (負債割合 (%) × 総人口 (千人))⁽¹⁵⁾ であり、Lend は信販会社による割賦販売額である。自己破産に影響を与えるその他の要因をコントロールするための変数であり、上記のような変数が含ま

- (15) 都道府県の弁護士の登録数 (1992 年～2004 年) は、日本弁護士会から情報を提供していただいた。1994 年～2002 年度までを対象とした、日本弁護士連合会、消費者問題対策委員会の記録調査によると、新規の時の借入れ年齢分布は、20 歳以上 30 歳未満が一番多く、全体の 4 割を占めている。しかし、破産申立者の年齢は、30 歳代、40 歳代が約 3 割である。これから推測するに、20 代前半の人口割合が低い地域 (過疎地) では、自分の type を知っている割合が多いため、自己破産する割合が大きく出ていけば、消費者金融業者との情報の格差が大きく、市場の失敗が起こりやすいといえるだろう。店舗数については、本来なら、自動契約機台数 (ATM) のほうが望ましいが、詳細なデータは入手不可能なので、(知事登録業者でかつ協会加入業者数 ÷ 知事登録業者数) × 協会加入店舗数で表した。これらのデータは月刊消費者信用から得た。店舗数については、営業所または事務所のすべてが 2 つ以上の都道府県の区域に営業所等がある場合は、国の財務局長登録となるが、都道府県別の比較をするのが目的なので、登録を行った都道府県でのみ業務を行える企業である知事登録数を採用することにした。本研究で扱っている、都道府県ベースのほとんどの情報は地域経済総覧から入手した。また、生活扶助額については、1998 年の生活保護基準表と 2000 年度生活保護級地区分表から各県庁所在地の値を用いて計算している。
- (16) 負債割合の変数の定義は、負債 (土地・住宅の負債を除いた) 保有世帯比率で表している。ただし、全国消費者実態調査報告は、5 年に一度しか調査されていないため、調査年前後 (調査年度を基準として 0 とした場合、+2, +1, -1, -2) の年については調査年度のデータを用いる。また、貸出額については、本来は、都道府県ごとの消費者信用のデータが望ましいが、そのような業界の情報は我々には入手が困難であった。そこで、日本の消費者信用統計に記載されている、地区ごとに集計された前払式割賦販売額に地区 (北海道、東北、関東、中部、関西、四国、九州) あたりの各都道府県別クレジットカード会員契約比率 (2000 年を基準) を掛け合わせて算出した値を信用貸出額の代理変数として用いた。クレジットカード会員契約比率は 2000 年以降しか公表されていないが、2000 年から 2004 年にかけてほとんどカード会員契約比率は変わっていないので、変数の加工の際に生じるバイアスは少ないと考えられる。

れており、それぞれ対数変換してある。regulation は規制が強化される 2000 年より前ならば 0、2000 年以降ならば 1 をとるダミー変数であり、これが注目する変数である。 $a_{i,1}$ 、 $a_{i,2}$ はそれぞれ prefecture-specific unobserved effect、誤差項 $u_{i,t1}$ 、 $u_{i,t2}$ は、idiosyncratic errors である。変数の基本統計量は表 1 にまとめられている。また、信販会社などからの貸出額と自己破産率の同時性をも考慮した同時方程式モデルを使った推定もおこなうことにする。⁽¹⁹⁾これは、内生的に決定される変数が含まれるので、説明変数と誤差項に相関がある場合、通

表 1-1 (1')式(2')式で用いる基本統計量

	標本数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
自己破産率	611	0.012	0.009	0.002	0.050
貸出額	611	16.874	0.906	13.603	19.120
プレミアム	611	2.443	0.149	2.142	3.148
店舗数	611	6.563	0.896	4.631	9.702
若年層	611	-2.737	0.185	-4.871	-1.674
弁護士数	611	4.722	1.147	2.996	9.187
風俗店	611	7.615	0.765	6.040	9.918
規制	611	0.387	0.487	0.000	1.000
市場シェア	564	0.395	0.140	0.123	0.801
一人当たりの県民所得	611	7.929	0.136	7.603	8.413

注意 1：自己破産比率、規制、市場シェアを除いて、対数変換している。

- (17) 大手の消費者金融は、2000 年以前から上限金利規制 29.2%以下の水準に金利の引き下げの実施を行っている企業がある。たとえば、アコムは 29.2%→28.47% (95/06)、プロミスは 29.2%→25.55% (95/10)、アイフルは 36.427%→29.2% (95/12)。大手の消費者金融のみを対象とした場合は、2000 年を構造変換の時期と特定するのはよくないかもしれない。しかし、逆選択の問題を取り上げている本研究では大手に絞らず、中小の消費者金融を含めた都道府県ベースの分析をしているため、法律が施行された 2000 年を基準に規制の効果を比較検証することにしてはいる。
- (18) 多重共線性の診断方法として一般的な VIF (分散拡大要因) を算出したが、表 1 をみると、多重共線性の目安とされる $VIF \geq 10$ となる変数は shop と lawyer を除けば、検出できなかった。そこで、shop と lawyer のそれぞれ外して別々に推定している。
- (19) 貸出額の符号がプラスに予想される場合、借り手の情報が分からないまま、貸出しをしているため、逆に自己破産するといったモラル・ハザードが起こっている可能性が考えられる。信販会社の割賦額以外にも、銀行貸出残高が候補として挙げられるかもしれない。しかし、銀行貸出残高と消費者信用には補完的關係があると決めるのは抵抗があるため (むしろ代替的關係にあるとも考えられる)、説明変数として加味していない。

表 1-2 相関係数

	①	②	③	④	⑤
①自己破産率	1				
②貸出額	0.3591	1			
③プレミアム	0.178	0.5709	1		
④店舗数	0.392	0.7797	0.6534	1	
⑤若年層	-0.1625	0.4485	0.4949	0.4163	1
⑥弁護士数	0.3406	0.8188	0.7484	0.9138	0.4946
⑦風俗店	0.0974	0.6951	0.5431	0.7565	0.4318
⑧規制	0.741	0.134	-0.151	0.1433	-0.3406
⑨市場シェア	0.5736	0.4835	0.3695	0.8146	0.2029
⑩一人当たりの県民所得	-0.004	0.6068	0.6023	0.3926	0.555

	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩
①自己破産率					
②貸出額					
③プレミアム					
④店舗数					
⑤若年層					
⑥弁護士数	1				
⑦風俗店	0.7982	1			
⑧規制	0.0629	-0.1063	1		
⑨市場シェア	0.6281	0.4143	0.4317	1	
⑩一人当たりの県民所得	0.5817	0.4626	-0.1236	0.0569	1

表 1-3 VIF (variance inflation factor : 分散拡大要因)

	VIF
店舗数	21.91
弁護士数	11.65
市場シェア	7.73
貸出額	4.01
風俗店	3.63
プレミアム	2.73
規制	2.2
若年層	1.78

常の OLS で推定すると一般に一致性が失われる。そこで、2SLS を用いて推定することにした。操作変数としては、市場の不完全性を表すハーフィンダル指数 (HI)、県民一人あたりの所得 (income) を用いた分析をおこなっている⁽²⁰⁾。そして、Chappori / Salanie [2000]、秋葉 [1993] を参考にして以下の仮説を検証する。

$$(1') \text{ 式 } \quad \text{Bankruptcy}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Lend}_{i,t} + \beta_2 \text{premium}_{i,t} + \beta_3 \text{shop}_{i,t} + \\ \beta_4 \text{young}_{i,t} + \beta_5 \text{lawyer}_{i,t} + \beta_6 \text{entertainment}_{i,t} + \\ \beta_7 \text{regulation}_{i,t} + a_{i,1} + u_{i,t1}$$

$$(2') \text{ 式 } \quad \text{Lend}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Bankruptcy}_{i,t} + \gamma_2 \text{income}_{i,t} + \gamma_3 \text{HI}_{i,t} + \gamma_4 \text{shop}_{i,t} + \\ \gamma_5 \text{Lend}_{i,t-1} + a_{i,2} + u_{i,t2}$$

ここでの regulation を除く外生変数について、簡単に説明して仮説を提示する。まず、premium_{i,t} は、貸金率 (社会扶助に比べ現金給与) が上昇すれば、潜在的な自己破産者は自己破産することによる逸失利益が大きくなると考えて思い留まるため、自己破産に対する符号は負であると想定している。shop_{i,t} は都道府県における貸金業者の数であり、推定係数の符号条件については、二つの理由によって明確なことがいえない。貸金業者の数が増えれば、取立て等による自己破産に対する抑止効果が働く。しかしながら、この変数は同時にまた、消費者信用利用者にとって、簡単にお金を借りられるという環境が整ってきている (利便性を表す尺度としての意味)⁽²¹⁾ も持ちあわせている。young_{i,t} は、

(20) 供給曲線については、市場の不完全性を表す変数として、需要の弾力性と逆の相関にあるハーフィンダル指数を採用し、消費者信用が独占的な市場 (集中度が高い市場) ほど貸出し供給は少ないと考えられる。他にも、通常銀行の貸し出し行動を説明する際に用いられる安全性の指標である自己資本比率を説明変数に加味することも考えられるが、個別企業の財務データを扱っていないため、ここでは変数に用いることができなかった。

(21) 多重債務者の自己破産に影響を与える変数の候補に、弁護士の数 (lawyer_{i,t}) が挙げられる。消費者にとって弁護士の存在は自己破産という制度を認知する機会の増加、あるいは多重債務者にとっての相談機会の増加に働いていることが予想できるため、自己破産に対する符号は正であると想定できる。

20-24歳の年齢階層に含まれる自己破産者は、年齢層以上のその他の年齢階層に含まれる人々に比べて自分の type を知っている割合が少ないため、仮に20代前半の人口割合が低い地域（過疎が進んでいる地域）で自己破産する割合が大きく出ていけば、消費者金融業者との情報の格差が大きく、市場の失敗が起りやすいといえるだろう。したがって、符号条件は負である。 $entertainment_{i,t}$ は、風俗営業店の数（パチンコ店、ゲームセンターを含む）で、また、娯楽施設が多い地域はギャンブルに支出する可能性が高い。特にギャンブル依存症にかかっている場合、急には止めることができないため、借金の返済ができなくなり、自己破産する可能性が高まることが推測できる。したがって、符号条件は正である。⁽²²⁾ $income_{i,t}$ は、経済活動をすることで生じる利益の尺度と考えるのが伝統的な考え方であって、一人あたりの県民所得が上昇することによって、貸出しから得られる収入も増加し、したがって、貸金業者の貸出供給が増加することを表している。したがって、符号条件は正である。 $HI_{i,t}$ は、市場の不完全性を表す変数で、市場に占めるシェアが大きいと、逆に貸出しを減らす信用割当の可能性を持っているため、貸出額が減少することを表している。⁽²³⁾ したがって、符号条件は負である。

仮説1：若者の層が少ない地域で自己破産者の割合が多い場合、市場において逆選択が生じている可能性が高い。また、金利規制により上限金利が引き下げられれば、債務者の借入れ負担は減少するのにも関わらず、自己破

(22) 2003年のクレジットカウンセリング協会の報告によると、遊興・飲食・交際費・ギャンブルが原因で多重債務者に陥ることになったという申告が、全体の約半分を占めている。

(23) 市場占有率と同じように市場の不完全性を表す変数として、需要の弾力性がある。需要の弾力性が大きいと、金利を引き上げると他の代替財に需要が逃げるため、貸出し額が減少することを意味する。本来は、需要の弾力性を変数として採用したかったが、その計測が困難である。そこで、ノンバンクと銀行といった業種で区切り、それぞれの業種の市場占有率が低いと需要の弾力性が高いということが容易に予想できるため、市場占有率を消費者金融の店舗数÷全金融機関（都市銀行、地方銀行、第二地方銀行、信託銀行、長期信用金庫、信用金庫、信用組合、農協・農林中金、郵便局）と消費者金融の合計の店舗数と定義した。

産者が増加するようならば、貸金市場において逆選択が発生している可能性が高い。

さて、関心があるのはモデルに含まれる変数 **regulation** である。仮に自己破産者の数が減少したのであれば、この係数は負となるはずである。推定結果は表2に示されている。表2によれば、固定結果モデルにおいても **regulation** の係数は正であり、統計的にも有意となった。これは、上限規制により金利が引き下げられたことにより、逆に貸金市場に返済可能性の低い借りが入ってきていることを示唆する結果である。

こうした自己破産モデルの推定結果によれば、2000年6月の金利の引き下げにより、むしろ自己破産の数は増加したと結論づけられる。⁽²⁴⁾ その他の変数についても、たとえば、20~24歳人口の割合 (**young**) の推定値は負となり、直感的にも市場の失敗が起こっていることを裏付ける、整合的な結果が得られている。⁽²⁵⁾ 仮に、消費者信用の貸出額が自己破産に負の影響を与える結果が出ていれば、情報の非対称性を緩和するように業者が努力しているという見方もできるため、若年層の多くない地域との比較で、情報の非対称性が緩和されているのかを係数比較しなければならない。⁽²⁶⁾ だが、貸出額 (**Lend**) の推定値は正にでているものもあり、たとえ、プラスに有意な値が得られていない推定結果においても、20~24歳人口の割合 (**young**) の推定値に比べると係数値は小さい。

(24) また、2001年4月には中小企業の再生を主眼にした民事再生法をより簡易化した小規模個人再生が施行され、利用者が破産を避け、3年間程度の期間に支払可能な一定の金額を払うことで残余の債務の支払を免れることができるようになったのにも関わらず、自己破産申請件数は増え続けていることは市場の失敗が起こっていることを示す有力な証拠と言えよう。

(25) 貸金市場へのアクセスコスト低下仮説などの検証をするならば、都道府県ごとの自動契約機台数 (ATM)、平均貸出し金利、免責金額 (**deductible in the contract**) などを変数に加味したいところだが、残念ながらそのような統計資料を入手することが不可能であったため、今後の課題としたい。

(26) 業者側は借りの過去の経緯などを知る十分な情報を持ち合わせていないという上記の結果を踏まえて解釈するなら、こうした逆選択の存在に関する問題が、業者がより早くあるいは正確に借りのリスクタイプについて学習する (**asymmetric learning**) インセンティブを持つことと関連してくることを示しているともいえる。

表 2-1 (1') 式を最小二乗法 (固定効果モデル) を用いた推定結果

被説明変数：自己破産率	推定係数値	t	$P > t $	推定係数値	t	$P > t $
貸出額 ($\beta 1$)	0.002 0.000	6.83	0	0.002 0.000	7.17	0
プレミアム(貸金-生活扶助)($\beta 2$)	-0.007 0.001	-5.62	0	-0.007 0.001	-5.29	0
店舗数 ($\beta 3$)	0.001 0.000	1.83	0.068			
若年層 ($\beta 4$)	-0.002 0.001	-3.76	0	-0.002 0.001	-2.9	0.004
弁護士数 ($\beta 5$)				0.000 0.000	6.97	0
風俗店 ($\beta 6$)	-0.010 0.001	-13.44	0	-0.011 0.001	-14.26	0
規制 ($\beta 7$)	0.003 0.000	15.43	0	0.003 0.000	17.22	0
定数項	0.060 0.009	6.48	0	0.064 0.008	7.58	0
Adj R-squared	0.818			0.831		
Number of obs	611			611		

注意 1：1 段目は推定係数，2 段目は標準誤差

注意 2：都道府県ダミー，年次ダミーの結果は省略

表 2-2 (1') 式と(2') 式を操作変数法 (固定効果モデル) を用いた推定結果

被説明変数：自己破産率	推定係数値	t	$P > t $	推定係数値	t	$P > t $
貸出額 ($\beta 1$)	0.012 0.007	1.77	0.076	-0.011 0.008	-1.34	0.18
プレミアム(貸金-生活扶助)($\beta 2$)	-0.021 0.004	-4.78	0	-0.018 0.004	-4.47	0
店舗数 ($\beta 3$)	-0.004 0.001	-3.74	0			
若年層 ($\beta 4$)	-0.003 0.001	-2.86	0.004	-0.002 0.001	-1.89	0.058
弁護士数 ($\beta 5$)				0.016 0.004	4.44	0
風俗店 ($\beta 6$)	-0.008 0.003	-2.36	0.018	-0.006 0.004	-1.46	0.145
規制 ($\beta 7$)	0.011 0.002	6.37	0	0.010 0.002	5.7	0
定数項	-0.025 0.042	-0.6	0.548	0.006 0.031	0.18	0.859
Adj R-squared	0.846			0.853		
Number of obs	564			564		

注意 1：1 段目は推定係数，2 段目は標準誤差

注意 2：都道府県ダミー，年次ダミーの結果は省略

注意 3：操作変数は，市場シェア，一人当たりの県民所得，貸出額の前期を用いている。

したがって、消費者金融市場は貸し手にとっての情報の非対称性を緩和することが非常に難しいことを示す材料としてあげられるだろう。また、推定した分析結果によっては、弁護士の数 (lawyer) の係数も正となり、統計的にも有意である点についても説得的な解釈が得られている。⁽²⁷⁾つまり、弁護士の存在が多い地域では、自己破産という制度が利用しやすい環境であるといえる。

ただし、消費者金融の店舗数 (shop) の係数は負であったり、正であったりするので解釈に注意する必要があるが、統計的にも負で有意な値が得られた。この結果は、貸金業者が多い地域において消費者の自己破産が少なくなっていることを示しており、消費者の自己破産を引き起こしにくい要因の一つである可能性を示唆している。⁽²⁸⁾しかし、県民一人あたりの GDP の推定係数は負となっており、予想された符号条件を満たさなかった。この変数が、経済活動の代理変数として強い効果を示しているとすれば、特に問題ないであろう。ただし、貸出額が県民一人あたりの GDP の上昇によって低下する可能性が示唆されているが、この解釈については必ずしも容易であるとは思われない。⁽²⁹⁾

上記の結果によると、規制の強化、弁護士による自己破産の勧め等による資金需要サイドの要因で自己破産件数が増加していることもわかった。また、若者の層が少ない地域で自己破産者の割合が多いという結果が得られており、業者と利用者の間には情報の非対称性があり、逆選択の問題が発生している可能性が高いことが十分に考えられる。消費者金融市場は、こうした情報の非対称性があるため、業者は貸出しを控え、市場が競争的なのか、それとも貸し手独占に近い状況なのかで貸し渋りの深刻度が変わるであろう。

(27) 自己破産数を被説明変数とする自己破産モデルの問題点として、omitted variables の問題が挙げられる。通常、自己破産に影響を与える要因は多岐にわたる。しかしながら、データの制約上、こうした変数のすべてをモデルに取り入れることは不可能であり、その結果、推定値にバイアスが発生している可能性があるかもしれない。

(28) 仮に、プラスに有意な値が得られたならば、手軽に利用できる消費者金融が世に普及していく中で、誰でも、すぐに、簡単にお金を借りられるという環境が整ってきていることを示すことができるかもしれない。

(29) 強いて解釈するなら、自己破産者数増加と景気悪化は大きな相関を持つということが確認されたというに留まるであろう。

仮に市場が独占(寡占)であれば、業者はより多く貸出しをしようとするれば、借り手は低い金利でないと借りてくれないことを想定し、高い金利で少ない貸出しをする。さらに、情報の非対称性があれば、ますます貸出しは少なくなる⁽³⁰⁾。だが、市場が競争的であれば、業者の数が多いため、貸倒れリスクを考慮に入れた貸出しをしても、独占状況に比べ、低い金利でより多く貸出しをしており、それほど貸し渋りが深刻でないため、自己破産率のアップにそれほど寄与していない可能性がある。これをまとめると以下のような仮説が導かれる。

仮説2：借り手が容易に他の貸し手を見つけない(情報の非対称性があるため、貸し手が借り手を選別できない)場合、業者は市場均衡よりも少ない貸出ししかせず、信用割当を行う。特に独占の場合は、貸倒れリスクを考慮しさらに貸出額が少なく、競争状況に比べ高い金利で貸出しをしている可能性がある。

つまり、情報の非対称性がある場合、独占的状況に近い状況において、独占的貸出額よりもさらに過少貸出しが発生する可能性も予想できる。ただし、表1を見る限り、知事登録業者の数は平均636.8で、現状では必ずしも少ないとはいえない。貸金業登録に必要な純資産額が、法人の場合は500万以上、個人の場合は300万以上の資金で開業が可能であること、また、登録申請手数料が安価であることを考慮すると、比較的参入障壁の低い市場であるという見方もできる⁽³¹⁾。しかし、大竹[2006]によると消費者金融業者が多い場合であっても、

(30) 情報の非対称性がある場合、貸倒れ損失が発生する可能性が大きいので、貸出しはさらに少なくなっているはずである。逆に情報の非対称性がない場合、貸倒れ損失が発生しにくいから、情報の非対称性がある場合に比べ、貸出しは多い。

(31) しかし、平成18年12月13日成立の貸金業法の改正により、貸金業新規登録には純資産が5,000万円以上であることが求められている。(施行後1年半以内に2,000万円、上限金利引下げ時(施行後2年半以内)に5,000万円の順に引き上げなどで、参入条件の厳格化が進んでいる。)また、2003年11月に新規・更新手数料が4万3千円から15万円に引き上げられるなど、登録審査の厳格化が進められた。したがって、本研究の分析対象期間は2004年までを対象としており、比較的参入障壁の少ない時期であるともいえる。

独占状況に近い場合が考えられる⁽³²⁾。借り手が容易に他の貸し手を見つけることができない場合、業者がより多く貸そうとすれば、借り手は低い金利でないと借りてくれないことを考え、業者は高い金利でしかも少ない貸出しをすることが考えられると指摘する。表2の推定結果によれば、ハーフィンダル指数 $HI_{i,t}$ は、マイナスにでているものの、有意な値が得られていない。以上の資料及び分析結果からは、貸金市場が独占的、それとも競争的市場であるのか、現段階で判別することは困難である⁽³³⁾。

そこで、この問題に対する一つの方法として、貸出利率や限界費用といった情報を使わず、企業数から市場の競争度を測定するという手法を用い、現在の市場の企業数が、参入下限値 (entry threshold) よりも多いか少ないかで、市場が競争的であるか、それとも独占的状況に近いかを判別する方法がある⁽³⁴⁾。具体的には、参入企業のプライス、コスト、マージン等が観察できない状況において、企業が存続するための市場規模を意味する、参入下限値という比率を使うことで、市場の競争度及び参入障壁の大きさを測定する。寡占市場への参入、あるいは退出による競争の変化について、以下先行研究 Bresnahan / Reiss [1991] に倣い、推定方法について述べてゆく。

今、消費者金融市場には N 個の企業が存在する。このもとで利潤関数は以下のように定義する。ただし、 $\pi_N > 0$ かつ $\pi_{N+1} < 0$ を満たすとする。

$$(3) \text{ 式 } \pi_N = S(Y, \lambda) V_N(Z, \beta) - F_N(W, \gamma) + \varepsilon$$

(32) また大竹 [2006] によると、純粋な完全競争市場が存在することはほとんどなく、また、どの企業も全く同一の財を生み出しているという事態も非常に珍しい。たとえば、顧客の貸し倒れ率が反映するため、顧客によって貸出金利は大きく異なるはずである。それにも関わらず、個々の顧客に対する貸出金利のばらつきが小さい（ほとんどが、上限金利水準 29.2% で貸出しをしている）ということは、個々の企業が一定の価格支配力を持っている、すなわち市場構造が独占的であることを示唆していると指摘する。

(33) たとえば、完全競争を妨げる要因として多額の広告宣伝費が必要なことから規模の大きな企業ほど競争優位に立てることが挙げられる。したがって、完全競争か、独占市場なのかを区別して論じる必要があると大竹 [2006] に指摘されたので、本研究では情報の非対称性の有無と市場の競争度の観点から分類して考察している。

(34) Berry [1989], Bresnahan / Reiss [1988], Carlton [1983], Scharly [1988] 等が研究している参入に関する計量経済学モデルを用いる。

λ , β , γ は推定するパラメータ, S は消費者金融を利用する人の数で, $S(Y, \lambda) = \lambda_0 + \sum_{i=1}^2 \lambda_i Y$ と人口と経済状況を表す変数を説明変数とする線形関数としてモデル化する。 Y は都道府県ごとの総人口, 県内総生産の伸びである。⁽³⁵⁾ V_N は可変利潤 (利潤から平均可変費用を引いたもの) で, 需要と費用を変化させる外生変数で説明する。ここでは, $V_N = \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i Z$ とし, 市場規模変数 Z (協会に加入している業者の店舗数, ハーフインダグ指数 $HI_{i,t}$, 県民一人あたりの所得) の関数にあるとして捉える。また, F_N は固定費用で, $F_N = \gamma_0 + \gamma_1 W$ とモデル化し, 外生変数 W (地価) と線形関係にあるとする。⁽³⁶⁾ 誤差項 ε は観測できない利潤を表す。また, ε は平均ゼロで, 均一分散で正規分布を仮定する。市場内の業者は同じ利潤の誤差項を持つと仮定する。

そしてこのモデルの対数尤度関数を構築し, ordered probit model を利用して最尤推定する。その際, 被説明変数は, 前年度に比べ市場における業者数が増加した (退出よりも参入する業者が多い) 場合は 1, 参入しないし, 退出もしない場合は 0, 市場における業者数が減少した (参入よりも退出する業者が多い場合) は -1, とする。そして上記の外生変数で最尤推定したパラメータを用いて(3)式を整理すると, 参入下限値を

$$(4) \text{ 式 } S_N = \frac{\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 W}{\hat{\beta}_0 + \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i Z}$$

(35) 消費者金融を利用している人の数については, 都道府県ベースでは情報を手に入れることができなかった。そこで, 総務庁の全国消費実態調査報告書に記載している, 都道府県ごとの保有世帯比率 (負債合計) \times 総人口 \times 借入額 (負債から土地住宅の負債を除いたもの) \div 負債合計負債とすることで, 借入れ (住宅ローンを除く) をしている人の数を求めている。

(36) 固定費用は, 通常施設の建設費, 機会費用などが含まれるが, 都道府県ベースでの費用に関する詳細な情報がないので, ここでは都市と地方の市場間の違いを把握するため, 地価を変数として採用した。地価に関する情報は国土交通省が公表している, 都道府県別・用途別基準地数の商業地の値を採用した。ただし, 1995年以前については, 都道府県ごとの情報が記載されていないため, ここでは1995年から2004年までを対象とした分析にならざるを得ないことをここで断っておく。

と算出する⁽³⁷⁾。これを1業者あたりの参入下限値 S_N は、(4)式から業者の数 N を割ったものとして、 $S_N = \frac{S_N}{N}$ を計算して求められる。ちなみに、推定したパラメータが正の値であることは、市場における業者数が増加する確率が高まることを意味する。もし、企業が同じ費用を持ち、競争的な行動を変化させないとしたら、次の期に観測される消費者金融の利用者の数が S_{N+1} であれば、参入下限比率 $\frac{S_{N+1}}{S_N} = 1$ となる。多くの寡占理論では、1企業あたりの参入下限比率が1に収束すると、市場は競争的であると考えている。市場に業者が参入し、競争が起きていることを意味する。逆に、 $\frac{S_{N+1}}{S_N} \geq 1$ の時は、参入する企業が増加するため、市場は独占状況にある（近い状況にある）といえる。すなわち、金利の差別化がある場合、参入下限比率は1よりも大きい値を取るであろう。この比率 $\frac{S_{N+1}}{S_N}$ を使うことで、市場の競争度を測定することができる。

パラメータは、 λ が3つ、 β が4つ、 γ が2つの計9個である。推定結果は表3に記載している。地価（固定費用）が高いため、参入障壁となっているのかを確認すると、 γ_4 の値はプラスに有意な値が得られている。また可変利潤を表す代理変数についても、たとえば、 β_1 はプラスに有意な値が得られており、業者の店舗数が多いと、一企業あたりの消費者金融を利用する人の数が多くないと経営が成り立たないことを裏付ける。また、 β_3 も有意水準10%では

表3-1 ordered probit model で用いる変数の基本統計量

	標本数	平均値	標準偏差	最大値	最小値
参入退出ダミー変数	521	1.102	4.995	-8	12
総人口 (1,000人)	611	7.593	0.722	6.421	9.399
県内総生産	611	15.763	0.824	14.479	18.312
市場シェア	564	0.395	0.140	0.123	0.801
一人当たりの県民所得 (千円)	611	7.929	0.136	7.603	8.413
地価 (商業地)	470	102.501	88.319	24.000	832.688

注意1 総人口、県内総生産、一人あたりの県民所得は対数変換している。

(37) (3) 式を S_N の形で整理すると、企業の利潤がゼロとなる場合の消費者金融を利用する人の数は $S_N = \frac{F_{N,t}(W, \gamma)}{V_{N,t}(Z, \beta)}$ を得る。

表 3-2 相関係数

	①	②	③	④	⑤	⑥
参入退出ダミー変数	1					
総人口 (1,000 人)	0.210	1				
県内総生産	0.226	0.983	1			
市場シェア	0.127	0.504	0.464	1		
一人当たりの県民所得 (千円)	0.265	0.598	0.702	0.050	1	
地価 (商業地)	0.281	0.798	0.854	0.453	0.652	1

表 3-3 VIF (variance inflation factor : 分散拡大要因)

	VIF
県内総生産	107.85
総人口 (1,000 人)	72.23
地価 (商業地)	5.04
一人当たりの県民所得 (千円)	4.41
市場シェア	1.66

表 3-4 ordered probit model を用いた推定結果

被説明変数: 参入退出ダミー変数	推定係数値	<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>	推定係数値	<i>t</i>	<i>P</i> > <i>t</i>
総人口 (1,000 人) (λ_1)				-0.192 0.134	-1.43	0.153
県内総生産 (λ_2)	-0.260 0.147	-1.77	0.077			
市場シェア (β_1)	1.925 0.531	3.62	0	1.913 0.538	3.56	0
一人当たりの県民所得 (千円) (β_2)	1.369 0.617	2.22	0.026	1.103 0.574	1.92	0.055
地価 (商業地) (γ_1)	0.004 0.001	2.75	0.006	0.003 0.001	2.58	0.01
Pseudo R ²	0.078			0.078		
Number of obs	389			389		

注意 1 1 段目は推定係数, 2 段目は標準誤差

注意 2 年次ダミーの結果は省略

あるが、有意な値が得られており、一人あたりの県民所得が多い地域では、業者が参入してくる可能性が高いことを推測させる結果である。ただし、人口成長、県内総生産の伸びについては符号も負に出て、統計的に有意な値を得ることができなかったが、このように、ほとんどの係数は5%の有意水準で有意であり、推定した ordered probit model は妥当性が高いといえる。これを用いて1業者あたりの参入下限値 S_N を計算してみよう。

表4は、参入下限比率 $\frac{S_{N+1}}{S_N}$ の都道府県の平均したものを年度別に記したものである。仮に市場において金利の差別化があれば、1から遠ざかることが予想されるが、これをみると、 $\frac{S_{N+1}}{S_N}$ はどの時期においてもほとんど1近傍の水準にあることがわかる。このことから、消費者金融市場は参入障壁の低い完全競争市場であることがわかる。したがって、以上全ての結果から総合して考えるならば、消費者金融市場は、2004年度までは、競争状況にあるため、独占市場に比べると貸出額が少なくなっておらず、貸出金利は、その返済リスクに見合った金利になっていることが十分予想できる。⁽³⁸⁾

表4 参入下限値と参入下限比率

区分	N区間の 企業数		参入下限値	参入下限値÷N		参入下限比率
1~20	89	S1	1607.198	160.7198		
21~40	69	S2	1898.634	63.28779	S2/S1	0.3938
41~60	47	S3	1558.449	31.16898	S3/S2	0.4925
61~80	27	S4	2430.072	34.71532	S4/S3	1.1138
81~100	25	S5	2814.457	31.27174	S5/S4	0.9008
101~120	14	S6	3969.088	36.08262	S6/S5	1.1538
121~140	11	S7	3164.966	24.34589	S7/S6	0.6747
141~160	7	S8	4292.385	28.6159	S8/S7	1.1754
161~180	6	S9	3597.395	21.16115	S9/S8	0.7395
181~230	8	S10	4961.932	24.20455	S10/S9	1.1438
231~280	11	S11	6189.502	24.27256	S11/S10	1.0028
281以上	22	S12	8578.646	28.59549	S12/S11	1.1781
合計	336	平均	3755.227	42.37015		0.9063

注意1 退出しているケースは表に載せていない

5. 結 論

本研究では、借り手と貸金業者の間に、借り手のリスクに関する情報の非対称性があると想定される場合、すなわち貸金市場において逆選択の問題が発生するのかの検証を行った。自己破産の発生は上限金利規制の強化、貸金業者の数、弁護士の数など各変数の影響を受けると仮定し、自己破産件数を被説明変数とする自己破産モデルを用い、利息制限法の規制の効果を推定し、自己破産の発生と消費者金融からの貸出し額の同時性を考慮した分析をおこなった。その結果、上限金利規制の引き下げは、多重債務問題を解決するために政府が行ってきた政策のうちの一つであるが、分析の結果から、自己破産者が増加の途をたどる一方で、その政策の有効性を示していないという批判を免れえない。また、消費者金融市場が競争的であるため、貸し出し金利は、その返済リスクに見合った金利になっており、独占の場合に比べると過少貸出しが発生している可能性は低く、借りたくても借り入れられなくて、自己破産せざるを得ないという状況を作り出している側面はないことが分かった。

そうは言うものの、他のあらゆる法律評価と同様、利息制限法が消費者金融の貸出しに与える影響の評価は容易ではない。消費者金融の貸出しは、きわめて多くの要因から影響を受け、そのうち、逆選択による市場の失敗が与える影響がどの程度だったかについては定量的に計ることが難しい側面があるからである。

今後の研究の課題は、情報の非対称性があるという前提の上で、日本の消費者金融の有価証券報告書に記載してある財務データを利用し、貸出し金利を明示的に捉え、消費者金融市場における業者の貸出し行動を理論的・実証的に検証していく必要がある。また、逆選択の抑止の理論で言われているように、ノンバンクは利用者の支払い能力調査のために、信用情報機関を利用し、貸倒れリスクを回避するために情報の非対称性を緩和するような努力をしているの

(38) 金利の上限規制があれば、リスクの高い借り手はお金を借りられなくなるという意味で、借り手にとって損失を発生させることになる可能性もある。

か。それとも自己破産させずに時間をかけてでもみなし利息という形で、貸した金を徹底して取り立てるという傾向にあるのだろうかについて検証してゆく必要がある。⁽³⁹⁾

参 考 文 献

- 秋葉弘哉 [1993], 「犯罪の経済学」多賀出版
- 大竹文雄 [2006], 「グリーン金利規制の経済学的検討は十分ではない」『週刊東洋経済』
6052 pp. 92-95
- 月刊消費者信用, 金融財政事情研究会
- 消費者信用統計, 日本クレジット産業協会
- 地域経済総覧, 東洋経済新報社
- Akerlof, George [1970], "The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism", *Quarterly Journal of Economics*, **84**, pp. 488-500
- Ausubel, Lawrence M. [1999], "Adverse Selection in the Credit Card Market", Working Paper, Department of Economics, University of Maryland. pp. 1-52
- Berry [1992], "Estimation of a Model of Entry and Exit in Airline City-Pair Markets", *Econometrica*, **60**, pp. 889-917
- Bresnahan, Timothy F. and Reiss, Peter C. [1988], "Do Entry Conditions Vary Across Markets?" *Brookings Papers on Economic Activity*, **3**, pp. 833-882
- Bresnahan, Timothy F. and Reiss, Peter C. [1991], "Entry and Competition in Concentrated Market", *Journal of Political Economy*, **99**, pp. 977-1009
- Carlton, Dennis W. [1983], "The Location and Employment Choices of New Firms: An Econometric Model with Discrete and Continuous Endogenous Variables." *Review of Economics and Statistics*, **65**, pp. 440-449
- Chappori, Pierre-Andre and Bernard Salanie [2000], "Testing for Asymmetric Information in Insurance Market", *Journal of Political Economy*, **84**, pp. 488-500
- Cooper, Russell and Beth Hayes [1987], "Multi-Period Insurance Contracts", *International Journal of Industrial Organization*, **5**, pp. 211-231
- Dahlby, Bev G. [1983], "Adverse Selection and Statistical Discrimination", *Journal of Political Economy*, **20**, pp. 121-130
- Dionne, Georges, Christian Gourieroux, Charles Vanesse [1999], "Evidence of Adverse Selection in

(39) 消費貸借に関し債権者の受ける元本以外の金銭について、たとえば、礼金、割引金、手数料、調査料、証料及び事務手数料などを、みなし利息とみなされている（本法3条本文）

- Automobile Insurance Markets : A Comment”, *Journal of Political Economy*, **63**, pp. 83-102
- Ehrlich, Issac [1973], “Participation in Illegal Activities : A Theoretical and Empirical Investigation”, *Journal of Political Economy*, **81**, pp. 521-564
- Schary, Martha A. [1988], “The Probability of Exit”, *The RAND Journal of Economics*, **22**, pp. 339-353
- Rothschild, Michael and Joseph, E. Stiglitz [1976], “Equilibrium in Competitive Insurance Markets : An Essay on the Economics of Imperfect Information”, *Quarterly Journal of Economics*, **90**, pp. 629-649