



Discussion Papers In Economics And Business

消費者金融業の競争度

窪田 康平 筒井 義郎

Discussion Paper 08-26

Graduate School of Economics and
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

消費者金融業の競争度

窪田 康平 筒井 義郎

Discussion Paper 08-26

June 2008

この研究は「大学院経済学研究科・経済学部記念事業」
基金より援助を受けた、記して感謝する。

Graduate School of Economics and
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

消費者金融業の競争度*

窪田康平[†]

(大阪大学大学院経済学研究科)

筒井義郎[‡]

(大阪大学大学院経済学研究科)

要約

本論文の目的は、業界団体が実施したアンケート個票データを用い、日本の消費者金融市場の競争度を計測することである。まず、費用関数を推定し、かなり大きな規模の経済性を確認した。市場の競争度については、ラーナー指数、市場均衡タイプ、結託度、H 統計量を推計し、どの方法によっても、消費者金融市場は極めて独占的であることを明らかにした。また、金利競争も店舗展開を通じた数量競争も行われていないことが確認された。さらに、消費者金融市場が独占的である理由を分析し、新規顧客の市場においては、情報の非対称性、上限金利規制、借り手の双曲割引によって特徴づけられ、このことが市場を独占的にしている。一方、既存顧客市場においては、貸し手を変更することに伴うスイッチングコストが市場を独占的にしている可能性を明らかにした。これらの結果は消費者金融業の規制を設計する上で重要な情報である。

JEL Classification Numbers: G21; L13

Keywords: 消費者金融、非競争度、規模の経済性、結託度、H 統計量

* 本稿は 2008 年度日本経済学会春季大会（東北大学）において報告された。池田新介氏（大阪大学）、大竹文雄氏（大阪大学）、晝間文彦氏（早稲田大学）、神吉正三氏（龍谷大学）、播磨谷浩三氏（札幌学院大学）、佐々木勝氏（大阪大学）からコメントをいただいた。また、JCFA は、消費者金融白書を作成するためのアンケート調査にいくつかの質問を加え、結果を利用することを許可してくださった。記して感謝申し上げる。言うまでもなく、残された誤りは、全て筆者の責任である。

[†]大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程 〒560-0043 豊中市待兼山町 1-7

e-mail: hge806kk@mail2.econ.osaka-u.ac.jp

[‡]大阪大学大学院経済学研究科 〒560-0043 豊中市待兼山町 1-7

e-mail: tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp

1. はじめに

本稿は、日本消費者金融協会(JCFA)とNIC会が2007年8月に実施した「消費者金融業の経営実態把握調査」の個票データを用いて、消費者金融業の産業組織を、とりわけ、市場競争度に焦点を当てて分析する。¹周知のように、消費者金融は多くの多重債務者・自己破産者を生み出し、その問題を解決する目的で、2006年12月13日に「貸金業法改正案」が制定された。改正案では、上限金利を利息制限法で規定されている最高利率20%に引き下げている。また、総量貸出規制が導入され、原則として年収の1/3を上限とした。さらに、借り手の総借入残高を把握するための新しい信用情報機関制度の創設を義務化した。

伝統的な経済学においては、金利規制を含む産業組織政策の可否は、その産業の寡占度や競争の程度に決定的に依存する。すなわち、寡占は完全競争に比べて高い貸出金利と少ない貸出量をもたらす、所得分配によって改善できない経済厚生低下(デッドウェイトロス)をもたらす。²これは国民経済にとって明らかな損失であるので、独占禁止政策が発動され、場合によっては、金利規制が是認されることにもなる。

2007年の法改正は、消費者金融業が独占的であり、金利が高すぎるために行われたのであろうか。法改正を審議する懇談会資料は金融庁のホームページに公開されているが、消費者金融業が独占的であるという指摘は見られない。もし、市場が独占的であれば、金利の引き下げは借入額の増大をもたらすはずであるが、今回の法改正は、消費者金融の貸出額の圧縮を目的としており、その逆ではない。つまり、今回の法改正で消費者金融業の独占度・競争度が注目されることはなかった。

それでは、学界の知見や主張はどうか。消費者金融業の産業組織を実証した論文は、筆者の知る限りでは、ほとんど学術雑誌に掲載されていない。2006年の法改正においても、消費者金融業が独占的であるかどうかは、学界からもほとんど議論されなかった。³その主な原因は、消費者金融産業のデータが存在しないことであろう。本稿は、JCFAとNICによる「消費者金融業の実態把握調査」の個票データに基づいて、消費者金融業の競争度を推定し、この研究領域の空白を埋め、消費者金融業の望ましい規制設計に資することを目的とする。

本論文の特徴は、業界団体が実施したアンケート調査を利用して分析を行う点にある。このアンケート調査のメリットは、消費者金融会社の財務データを把握しているだけでなく、競争度を計測したり、その原因を追究したりするのに必要なデータを得るために、本

¹ 「消費者金融業の経営実態把握調査」は1993年以来毎年実施されており、その集計結果は『消費者金融白書』で公表されている。

² デッドウェイトロスは取るに足りないほど小さいという主張がある。しかし、筒井(2006; 6章)は、その主張はデッドウェイトロスの特定の推定法に依存することを示し、日本の高度成長期の銀行業のデッドウェイトロスは貸出収入の1~3%程度に相当するほど大きいことを明らかにしている。

³ 筒井他(2007)は行動経済学の立場から、双曲割引の人を規制することが望ましいものの、金利規制は必ずしも望ましい効果を生まない可能性があるかと主張している。

論文の著者が設計した質問が含まれている点である。もっとも、このアンケート調査結果を用いるにあたって、留意すべき点があることは事実である。それについては、2.1 節で議論する。

本論文は、まず、競争度を 4 つの尺度で計測し、消費者金融がきわめて独占的な市場であることを明らかにする。つづいて、4000 社以上の企業がある消費者金融業がなぜ独占的であるのかを、情報の非対称性と上限金利規制の観点から考察し、新規の借り手と既存の借り手に対する市場とでは、独占的である理由が異なることを明らかにする。

以下の節は、次のように構成される。2 節では、消費者金融の競争度を、規模の経済性、ラーナー指数、市場均衡のタイプ（推測的変動とも考えられる）、結託度、H-統計量といった様々な指標で推定する。3 節では、2 節の結果について議論する。4 節は結論の要約に当てられる。

2. 消費者金融業の競争度

消費者金融業の産業組織分析は、筆者らの知る限りでは、これまでほとんど行われてこなかった。その主な原因は、消費者金融業のデータが存在しないことである。本節では、JCFA と NIC による「消費者金融業の実態把握調査」に基づいて、消費者金融業の競争度を推定する。

産業において、どの程度競争がおこなわれているかは、伝統的な産業組織政策にとってもっとも重要な概念である。伝統的な経済学において、金利規制を含む産業組織政策の可否は、その産業の競争程度に決定的に依存する。そこで、本節では、競争度を表すいくつかの指標を推定しよう。

2.1 データ

2.1.1 アンケート調査の概略

本稿が利用するアンケート調査は、JCFA（日本消費者金融協会）とNIC会が共同で、2007 年 7 月 4 日～8 月 6 日に、両会会員 72 社を対象に郵送法で実施し、49 社から回答を得たものである（回答率 68.1%）。この他、非会員のアイフルが参加しているので、全回答数は 50 である。質問は全 31 問から成り、金利、貸付残高、顧客数、資金調達、店舗数、従業員数、経費などの損益など、詳細なデータが利用可能である。⁴集計データの多くは『消費者金融白書』に報告されているが、個票データは公開されていない。⁵

2.1.2 本データを使用する際の注意点

消費者金融会社の経営状況や経営態度に関しては、有価証券報告書が提出されている 7

⁴本稿の著者は、このアンケート調査に参画し、4 つの質問を追加した。

⁵筆者は、『消費者金融白書』に「特別分析」を寄稿する前提でこのアンケート調査に参画し、個票の利用を許可されている。

社を除くと、ほとんど利用可能なデータが存在しない。筆者の知る限りでは、本稿が利用するアンケート調査と貸金業協会が実施している調査だけである。⁶

その意味で、本稿が利用する個票データは貴重であるが、その利用に際して、次の2つの点に注意する必要がある。⁷まず、消費者金融業の産業組織分析に用いるデータとしては50社に限定されていることに注意すべきである。⁸貸金業者は、金融庁(2006)によると、2005年3月末で9994社、消費者向け無担保貸金業者だけでも4462社にのぼる。それと比べて50社のサンプルはいかにも少なく、この調査結果をもって消費者金融業界の全体像を描くのは不可能である。

しかし、会員72社は消費者金融大手と呼ばれる27社のうち13社を含んでおり、消費者金融業界のトップ企業の多くを含んでいる。⁹実際、金融庁によると上記27社の2006年3月末の貸付残高がおよそ11兆4000億円であるのに対し、回答社の貸出残高合計は7兆8000億円である。¹⁰また、2年前の同アンケートに回答した67社の2005年3月末の1社平均の貸出残高は1200億円であり、(=8兆494億円/67社)、金融庁(2006)が対象とする業界(消費者向け無担保貸金業者)1社平均の貸出残高(消費者向け貸付)246億円(=113517億円/4462)の約5倍と格段に大きい。消費者金融市場において、圧倒的多数の会社はきわめて小規模な周縁企業であることと見ることができるので、競争度や市場金利の決定メカニズムは、このアンケートが対象としている企業群によってある程度捉えることができるであろう。

このアンケート結果の信頼性は、もう一つの理由で疑問視される可能性がある。それは、会員72社のうち、回答したのは49社であることである。もっとも、回答率68%はアンケート調査としては高い。また、たとえ回答比率が低い場合でも、回答した49社が全体のランダムサンプルであれば、問題はない。しかし、もし経営が悪化している企業が回答しないというような傾向があれば、得られた結果はサンプルセレクションバイアスを含むことになる。サンプルセレクションバイアスはアンケート調査にとって避けることのできない

⁶ 後者については「貸金業白書」に集計結果が掲載されているが、個票データの利用は許されていない。また、金融庁が調査した集計結果が金融庁(2006)に掲載されているが、関係者によると、やはり個票の利用は許可されていないそうである。

⁷ さらに、業界団体が実施したアンケート結果であり、有価証券報告書のように虚偽申告に対する罰則規定がある訳ではないので、データの信頼性が低いという問題がある。

⁸ 回答会社のうち1社は非会員のアイフルである。

⁹ 金融庁の定義する大手27社のうち、会員企業は次の通り。アコム、三洋信販、武富士、プロミス、アエル、クレディア、CFJ、シンキ、しんわ、GE丸和商事、ネットカード、キャスコ。また、アイフルは非会員であるが、本アンケートには協力している。金融庁の定義する大手27社のうち非会員は以下の通り。エイワ、クオークローン、三和ファイナンス、コンシューマーファイナンス、セゾンファンデックス、トライト、ワイド、アットローン、DCキャッシュワン、モビット、アイビーファイナンス、大東ファイナンス、東京合同ファイナンス、菱進クレジットサービス。

¹⁰ 金融庁(2006)の調査では、4462社のうちの大手27社が貸出残高の90%を占め、残りの4435社が約10%を分け合っている。

宿命であるが、経営環境が悪化しつつある現況下で、このような傾向が強まっている可能性がある。これを確認すると、前年度の同アンケートでは回収率は約 60%であり、今回は 68%とむしろ高くなっている。このことは、経営が苦しくなって回答をやめるといった企業が少なく、上記のサンプルセレクションバイアスが小さいと解釈して良いことを示唆している。¹¹

2.1.3 有価証券データとの比較

「消費者金融業の経営実態調査」は業界団体が実施したアンケート結果なので、データの信頼性が低いという懸念がある。そこで、有価証券報告書のデータによる分析と比較することによってその信頼性を検討しよう。

表 1 のパネル A で、両者の 2007 年 3 月末時点の貸付残高データを比較しよう。有価証券報告書には 7 社のデータが記載されており、貸付残高の最小値は 1388 億円、最大値は 14944 億円である。これに対し、「消費者金融業の経営実態調査」のサンプル全 46 社のうち 1000 億円以上の会社は 8 社あり、そのうちの最小の貸付額は 1388 億円、最大の貸付額は 14461 億円であり、両者のサンプル数が 1 社違うにもかかわらず、よく似ていることが確認できる。その平均貸付額も 8521 億円と 8724 億円ではほぼ等しい。同じように、両者のサンプルから、貸付額が 5000 億円以上の会社を取り出した場合も、両者の値はよく似ている。

パネル B では、従業員数について両者のデータを比較している。ここでも、貸付残高によって 1000 億円以上の会社を選ぶと、その平均従業員数は、2168 人と 2147 人であり、やはりよく似ている。貸付残高が 5,000 億円以上の会社の従業員数を比べてもほぼ等しいことが分かる。

これらの結果は、本稿が利用するアンケート調査の信頼性を裏付けるものである。

2.1.4 使用データの記述統計

表 2 には、以下の分析で用いる主な変数の記述統計を示している。このアンケート調査において、これらの財務変数については、2007 年 3 月末（当該年度末）だけでなく、前年度の数値も尋ねているので、本稿では、2 期間のデータがパネルデータとして利用可能である。

貸付残高（万円）はその額が尋ねられているが、営業収入、営業利益、経費は貸付残高に対する比率として尋ねられているので、その回答の比率を貸付残高のデータに掛けて算出した。

2006 年 3 月末時点の平均貸付残高は 1729 億円、2007 年 3 月末時点では 1578 億円であるが、貸付残高の最小値は 4000 万円(2006 年)あるいは 1 億 2 千万円(2007 年)しかない一方、

¹¹ むしろ、前年度の調査では 129 社であった会員企業が 72 社に減っている。回答しないような企業が退出したため、貸付残高が 10 億から 100 億円の中規模企業が 28 社から 18 社と減少したことが、回答率が上がった理由であると思われる。

最大値は1兆5000億円ほど（両年）もあり、約1万倍もの違いがある。すなわち、サンプルは、小規模企業から特大規模企業まで散らばっている。また、2006年3月からの1年間で、貸付残高が減少したことも顕著である。

営業収入の平均値は400億円程度あるが、貸付残高について認められた2つの特徴、広い分布と規模の縮小が、このデータでも認められる。

営業利益の平均値は、2006年3月末には94億円の黒字であったが、2007年3月末時点では260億円もの赤字になっている。2006年1月13日の最高裁判決で、「貸金業規制法」43条第1項の「みなし弁済」規定を実質的に空文化する判断が示されたため、過払いの利息返還請求が相次いでいることが営業利益の赤字の原因である。この事態に対処するため、消費者金融会社は貸倒引当金を積増すだけでなく、利息返還金を支払い、利息返還損失引当金に繰入れている。これらが巨額であることが、赤字転落の原因である。

営業経費としては、人件費と広告宣伝費の合計（営業経費①）と、これに資金調達経費を加えたもの（営業経費②）の2つの定義を用いる。①と②は、費用関数を推定する際、通常採用される営業経費の定義である。アンケート調査には、このほか、上記のように、貸し倒れや利息返還に関連した多額の経費が計上されているが、本稿では、それらを加えない。したがって、ここでは営業収入から営業利益を引いたものが営業経費とならないことに注意されたい。営業経費①の平均値は50億円から60億円、②は70億円から80億円である。

賃金率は、人件費を従業員数（正社員とパート・アルバイトの合計）で割って算出する。2006年3月の平均賃金（1年あたり）は525万円であるのに対し、2007年3月の平均賃金は646万円と上昇している。しかし、従業員数と人件費はともにこの1年間で減少している。

資金調達金利は、2006年4月～2007年3月末の1年間と、2005年4月～2006年3月末の1年間の平均調達金利である。どちらの数値も3.8%であり、ほとんど変動がない。

新規顧客に対する平均貸付金利は「貴社の平成19年3月末の新規顧客の貸付金利をお知らせ下さい。また、1年前はいかがでしたか。」という質問で尋ねられている。すなわち本稿では、新規の約定金利を用いる。新規顧客に対する平均の貸付約定金利は2006年3月末には28.5%であったが、2007年3月末は27.1%と若干減少している。最大値は29.2%（上限金利）である。

既存顧客を含めた全顧客に対する平均貸付金利についても、新規顧客に対するデータと同じになるよう、「貴社の平成19年3月末の既存顧客を含めた総貸付残高の平均貸付金利をお知らせ下さい。また、1年前はいかがでしたか。」という質問の回答で定義する。¹² 2006

¹² 営業収入を計算する時に使った貸付残高に対する営業収入の比率も平均貸出金利である。しかし、これは事後の貸し倒れを除外した貸出金利に相当するのに対し、本文で用いたのは平均約定金利である。本稿では既存顧客と新規顧客の金利を比較するために、両方のデータが利用できる約定金利を用いる。また、営業収入には貸出金からの収入以外のものが含まれている可能性も否定できないので、営業収入のデータを用いた場合、正確な貸出金

年3月末の平均貸付金利息は25.6%であったのが、2007年3月末は24.9%へと、全顧客の金利も若干減少している。

2.2 規模の経済性

2.2.1 概念

規模の経済性とは、企業の規模を大きくしたとき、費用は規模拡大に比例するほどには増加しないということである。すなわち、規模の拡大によって平均費用（経費／規模）が小さくなる場合、規模の経済性があるという。規模の経済性が働く産業では、大規模化が費用効率の点で有利であるので、次第に大規模企業に集約され、寡占・独占となり、非競争的な状況がもたらされる可能性がある。

これまでの文献では、樋口（2002）が、全国貸金業協会連合会が2000年に実施した『貸金業者の経営実態等の調査』の約1500社の回答から、消費者向け無担保金融業を主たる業務とする業者のうち226社を選び出して、規模の経済性を推定している。Cobb-Douglas型の費用関数を推定した結果、費用の規模弾力性が有意に1より小さいと報告している。産出量として貸付残高を用いた場合には、規模弾力性は1998年度は0.968、1999年度は0.965である。また、口座数を用いた場合には、それぞれ0.774、0.842である。

茶野(2004)は、1997年から2003年のアイフル、武富士、アコム、三洋信販、プロミスの5社の有価証券報告書データを用いて、生産関数をパラメトリック推定した結果、規模の弾性値が1.2程度という比較的大きな規模の経済性を見いだしている。

費用関数を用いて規模の経済性を表わすことができる。 n 倍の産出に要する費用が n 倍以下ですむ場合を規模の経済性ありと定義する。すなわち、費用関数を $C = g(Y, P)$ と書くと、

$$(3) \quad g(nY, P) \begin{cases} < \\ = \\ > \end{cases} ng(Y, P) \Leftrightarrow \text{規模の収穫} \begin{cases} \text{増大 (規模の経済)} \\ \text{一定} \\ \text{減小 (規模の不経済)} \end{cases}$$

である。ここで、 Y は産出量、 X は投入量ベクトル、 P は投入物の価格ベクトルである。つまり $P = (p_1, p_2, \dots, p_k)$ とすると p_1 は x_1 の価格、すなわち貸金率に相当する。

$$(4) \quad \eta \equiv 1 - \frac{\partial \log g(Y, P)}{\partial \log Y} > 0$$

が規模の経済の条件である。

2.2.2 推定方法

費用関数は、コブダグラス関数、

$$(5) \quad \ln C_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \overline{\ln q_{i,t}} + \alpha_2 \overline{\ln w_{i,t}} + \alpha_3 (\overline{\ln r_{i,t}}) + v_{i,t}^C$$

利になっていない可能性があることも、約定金利を用いる理由である。

とトランスログ費用関数、

$$(6) \quad \ln C_{i,t} = a_0 + a_1 \overline{\ln q_{i,t}} + a_2 (\overline{\ln q_{i,t}})^2 + a_3 \overline{\ln w_{i,t}} + a_4 (\overline{\ln w_{i,t}})^2 + a_5 \overline{\ln r_{i,t}} + a_6 (\overline{\ln r_{i,t}})^2 \\ + a_7 (\overline{\ln q_{i,t}})(\overline{\ln w_{i,t}}) + a_8 (\overline{\ln q_{i,t}})(\overline{\ln r_{i,t}}) + a_9 (\overline{\ln w_{i,t}})(\overline{\ln r_{i,t}}) + \varepsilon_{i,t}^C$$

を仮定する。ここで、バーを付けた変数は、平均値からの乖離を表している。ただし、経費に調達金利を含まない場合は、 $\alpha_3 = a_5 = a_6 = a_8 = a_9 = 0$ となる。

経費として営業経費と調達金利を用いたトランスログ費用関数の場合は、規模の経済性は、

$$(7) \quad 1 - \frac{\partial \ln C_{i,t}}{\partial \ln q_{i,t}} = 1 - (a_1 + 2a_2 \overline{\ln q_{i,t}} + a_7 \overline{\ln w_{i,t}} + a_8 \overline{\ln r_{i,t}})$$

となる。すなわち、規模の経済性は企業規模、貸金率、調達金利に依存する。これをサンプルの平均値で評価すれば、 $1 - a_1$ である。

2.2.3 推定結果

被説明変数を「営業経費」としたときの最小二乗法(OLS)の推定結果は、表3の(1)から(3)に示されている。(1)はコブダグラス関数の推計結果である。決定係数は0.97と高くフィットは良好である。規模の弾性値は0.83であり、1%の有意水準で1より小さく、かなり大きな規模の経済性が認められる。(2)と(3)は、トランスログ関数の推計結果である。規模の弾性値をサンプル平均で評価すると、0.8程度で、一層大きな規模の経済性が認められる。貸出残高の2次の係数は正であり、大きな企業サイズほど規模の経済性が小さいことを示している。

表3の(4)から(6)は、経費として「営業経費+資金調達経費」を用いたときの結果が示されている。(4)はコブダグラス関数を仮定したときの推計結果で、規模の弾性値は0.87であり、(1)の結果と比べてわずかに大きい。(5)と(6)はトランスログ関数で、平均サンプルサイズで評価したときの規模の弾性値は0.87である。また、貸出残高の二乗の項は正ではあるが、有意でない。これらの結果を総合すると、消費者金融市場にはかなり大きな規模の経済性が認められる。

「消費者金融業の実態把握調査」では、昨年度の財務状況や金利の情報を質問しているので、2006年度と2007年度の2期間のパネルデータとして扱うことができる。表4には、コブダグラス型とトランスログ型の費用関数を固定効果モデルと変量効果モデルで推計した結果を掲載している。ただし、トランスログ費用関数では、多重共線性を回避するために交差項を排除したモデルを推計している。

固定効果モデルと変量効果モデルのどちらが妥当であるかを検討する。¹³まず、個別企業に対応する定数項が全て等しいという帰無仮説を検定するF検定統計量は、①人件費+広告

¹³ 時系列は2期間なので、企業ごとで係数パラメーターが等しいというプーリング可能性検定はできない。

費と②人件費+広告費+資金調達費の両方において有意水準1%で棄却されたので、プーリングOLSに対して固定効果モデルが採択される。次に、Breush-Pagan検定が変量効果の分散がゼロでないことを有意水準1%で棄却するので、プーリングOLSに対して変量効果モデルが支持される。最後に、ハウスマン検定の結果、説明変数と誤差要素が相関しないという帰無仮説を受容されることから、固定効果モデルに対して変量効果モデルが採択される。これらの3つの検定結果は、変量効果モデルを支持している。

したがって、表4の(1)と(2)には費用として「人件費+広告費」を、(3)と(4)には「人件費+広告費+資金調達費」をとった場合の変量効果モデルの推定結果を記載している。これらの規模弾力性の値はだいたい0.8から0.85であり、どちらもかなり大きな規模の経済性を示している。また、表3のOLSによる結果ともよく似ている。したがって、推計方法や費用のデータの定義に関わらず、頑健に規模の経済性が確認される。

2.3 ラーナー指数

2.3.1 概念

競争の程度は、企業の市場支配力もしくは価格支配力とも言い換えられる。完全競争においては、価格 P は企業 i の限界費用 c_i と一致するが、市場が不完全になるほど、価格は限界費用を上回るようになる。それゆえ、価格が限界費用を上回る程度、すなわち、 $\frac{P - c_i}{P}$ を市場支配力の指標と考えることができる。これをラーナー指数と呼ぶ。

2.3.2 推定方法

多重共線性を回避するために、費用関数は(6)式から交差項を削除した式を仮定し、この推定値を用いて、限界費用 $c_{i,t}$ を $\frac{\partial C_{i,t}}{\partial q_{i,t}} = \frac{C_{i,t}}{q_{i,t}} \frac{\partial \ln C_{i,t}}{\partial \ln q_{i,t}} = \frac{C_{i,t}}{q_{i,t}} (a_1 + 2a_2 \overline{\ln q_{i,t}})$ で計算する。この値を用いて、ラーナー指数を

$$(8) \quad L_{i,t} \equiv \frac{P - c_{i,t}}{P}$$

で計算する。ここで、 P は企業ごとの全顧客に対する平均貸付金利である。

2.3.3 推定結果

表5に推定結果が示されている。表3の1行目には、表2の(8)の費用関数の推定結果から計算したラーナー指数の平均値と標準偏差、最小値、最大値、そして計算に用いたサンプル数を掲載している。2行目は2006年度と2007年度を合わせたサンプルを、3行目は2006年度のサンプルを、4行目は2007年度のサンプルを、それぞれOLSで推定したラーナー指数の計算結果を示している。ラーナー指数は0.658から0.697であり、先行研究と比較するとかなり大きな値である。消費者金融業界ではないが、Oliver, Fumas, and Saurina (2006)

は 1988 年から 2003 年のスペインの銀行業界の競争度をラーナー指数によって計測しているが、彼らの推計結果のうち最も高いラーナー指数の値でさえ 0.44 である。Maudos and Guevara (2004)は、93 年から 2000 年のドイツ、イタリア、フランス、スペイン、イギリスの銀行のデータを用いて、ラーナー指数を計算しており、その値は 0.14 から 0.16 である。2007 年度と 2006 年度を比較すると、2007 年度が若干(0.01 程度)小さくなっている。これは、競争度が上昇する方向の変化である。しかし、この差は小さく、変化といえるほどのものではない。

2.4 H-統計量

2.4.1 概念

Panzar and Rosse (1987)は企業の収入 R の要素価格弾力性の総和、つまり、 $\sum_{k=1}^K \frac{w_k}{R} \frac{\partial R}{\partial w_k}$ に

着目した。ここで w_k は第 k 番目の要素価格、 K は生産要素の数である。この量を

Rosse-Panzar の H-統計量と呼ぶ。彼らは、独占では $H \leq 0$ であり、完全競争では $H = 1$ 、限界収入 = 限界費用が成立し、利潤が 0 である独占的競争の均衡（チェンバレン均衡）では、 $H \leq 1$ であることを示した。

2.4.2 推定方法

H を推定するには、

$$(15) \quad \ln R = \alpha + \beta \ln w + \gamma \ln r$$

を推定し、

$$(16) \quad H \equiv \beta + \gamma$$

を計算する。ここで、 R は営業収入、 w は賃金率、 r は調達金利である。

Rosse-Panzar の H-統計量は、要素価格である賃金率と調達金利、営業収入に影響する外生変数、そして、その他の外生変数の関数になっている。貸付残高は営業収入の内生変数と考えられるので用いることはできない。しかし、営業収入が企業規模に影響される可能性は否定できないので、過少定式化によるバイアスに対処するために、企業規模を何らかの変数でコントロールする必要がある。

企業規模をコントロールするために、ここでは 2 つの変数を用いる。一つ目は、対数貸付残高を対数総従業員数で回帰した残差であり、もう一つは、対数貸付残高を対数総店舗数（有人店舗数 + 無人店舗数）で回帰したときの残差である。このほか、消費者金融業者であっても、営業種目が異なるために収益構造が違っている可能性がある。¹⁴これをコント

¹⁴アンケート調査では、「貴社の営業種目をお知らせ下さい。（〇はいくつでも）」として、消費者向け、事業者向け、電話金融、クレジットカード・信販、質屋業、リース・レンタル業をあげている。

ロールするために、事業者向けの貸付を行っている企業を識別する事業者ダミーと、電話金融業を行っている企業を表す電話金融業ダミーを考慮する。

2.4.3 推定結果

表6は2006年3月末と2007年3月末の合計サンプルをOLSによって推定したH-統計量を示している。(1)は対数営業収入を対数貸金率と対数調達金利に回帰した結果である。対数貸金の推定値は1、対数調達金利は-3.2でそれぞれ1%の有意水準で0と異なる。H-統計量はその和であり、-2.1である。この結果は、消費者金融市場が独占均衡である場合と整合的である。¹⁵

(2)と(3)は規模に関するコントロール変数を加えた推計結果である。対数貸付残高を対数総従業員数で回帰した残差を用いた場合(2)、その変数は有意でなく、対数貸金率も有意でなくなる。しかし、H-統計量は-2.6であり、独占均衡と整合的であるという結論は変わらない。対数貸付残高を対数総店舗数(有人店舗数+無人店舗数)で回帰したときの残差を用いると(3)、全ての変数が有意になる。この場合も、H-統計量は-2.6である。

(4)は、規模に関するコントロール変数は入れないが、営業種目に関する事業者ダミーと電話金融業ダミー変数を入れた結果である。事業者ダミーは10%水準で有意に正、電話金融業ダミーは1%水準で有意に負である。この時、要素価格変数はどちらも有意であり、H-統計量は-1.9と若干小さいが、消費者金融市場が独占均衡であるという結果は支持される。

(5)と(6)は、規模と営業種目のコントロール変数の両方を含めた推定結果である。それぞれの変数の推定結果は、別々に考慮した場合と同じである。H-統計量は-2.2と-2.4である。

どの定式化においてもH-統計量は約-2であり、消費者金融市場が独占均衡と整合的であるという結果はかなり頑健である。¹⁶ もちろん、消費者金融会社は多数あり、われわれのサンプルでも50社あるので、独占と考えることはできない。消費者金融会社が競争を行わずに、全企業の合計利潤を最大にするように行動しているというのが一つの可能な解釈であるが、この解釈は、前項の「完全な結託」($\alpha=1$)の結果と整合的である。

この結果を、証券業の結果と比較してみよう。証券業では、1983年～88年と、1997年～2002年の期間にはHが0.2、0.3であり、独占的競争であったが、1991年～96年の期間にはHの点推定値は0.1だが、0と有意に異ならないので、独占を棄却しなかった(Tsutsui

¹⁵ Panzar and Rosse (1987)は、独占や完全競争の必要条件を示したにすぎず、 $H \leq 0$ であるからといって独占であると結論できないことに注意しなければならない。しかし、対偶命題は真であるので、 $H \leq 0$ であれば独占的競争でも完全競争でもないとして推論できる。したがって、もし、競争状況として独占と独占的競争と完全競争だけしかないと想定すれば、 $H \leq 0$ は独占であることを意味する。もちろん、実際にはいろいろな競争が考えられるので、 $H \leq 0$ であっても、独占以外の競争状況である可能性は否定できない。

¹⁶ 固定効果モデルと変数効果モデルでも分析をした。その結果、H-統計量は-1.92から0.17とOLSの推計結果よりも変動があるが、ほぼ全てのモデルでH-統計量がマイナスとなっていることから、OLS推計でもパネル推計でも結論は変わらない。

and Kamesaka 2005)。したがって、消費者金融業は証券業より競争の程度は低いと考えられる。¹⁷

2.5 非競争度と結託度

2.5.1 非競争度の概念

利潤 π は収入 R から費用 C を引いたものと定義されるので、利潤最大化の条件は限界収入 $MR(\equiv \frac{\partial R}{\partial q})$ と限界費用 $MC(\equiv \frac{\partial C}{\partial q})$ が一致することである。ここで q は 1 企業の産出量を表す。完全競争市場においては価格 P は個々の企業にとって所与であるから、 $R \equiv Pq$ を考慮すると、 $MR = P$ となり、利潤最大化の条件は $P = MC$ と表される。一方、独占においては、その産出量 q は産業全体の産出量 Q に他ならない。そして、 P と Q の間には、産業全体の産出物に対する（逆）需要関数 $P = P(Q)$ の関係があるので、独占の利潤最大化の一次条件は、 $MR = P(1 + \frac{Q}{P} \frac{\partial P}{\partial Q}) = MC$ となる。 $\theta_i \equiv \frac{q_i}{Q} \frac{dQ}{dq_i}$ を定義すると、この式は、

$MR = P(1 + \theta_i \frac{Q}{P} \frac{\partial P}{\partial Q}) = MC$ 、 $0 \leq \theta_i \leq 1$ 、となる。需要の価格弾力性を η と書くと、

$\eta = -\frac{P}{Q} \frac{\partial Q}{\partial P}$ で与えられる。ここで、 θ_i が全企業について共通であるとして、これを θ と書くと、1 次条件は、

$$(9) \quad MR = P(1 - \frac{\theta}{\eta}) = MC$$

となる。この θ は、以前は推測変動の大きさを表すと考えられ、寡占の競争程度を表す指標として利用されてきた（小野 1980, Iwata 1974）。しかし、推測変動はゲーム的に定式化した均衡と一般に整合的でない。したがって、最近では、上記のような導出は一例と考え、むしろ(9)式を出発点として、 θ の値がいろいろな均衡に対応すると解釈することが多い（Martin 2002, Bresnahan 1989, 1997）。 $\theta = 0$ は完全競争に、 $\theta = 1$ は（独占に似た）共同利潤最大化に対応する。¹⁸ また、クールノー・ナッシュ均衡においては、企業数が n のとき、 $\theta = 1/n$ となる。本稿では、この θ を非競争度と呼ぶ。

もし、パネルデータ（または市場全体の時系列データ）があれば、(9)式から導かれる利潤最大化の一次条件と費用関数、そして借り入れ需要関数を連立推定することによって、非競争度 θ と需要弾力性 η を識別できる（Uchida and Tsutsui 2005）。しかし、われわれは 2

¹⁷ Shaffer (1983) は一定の条件が満たされれば、H-統計量は Bresnahan's (1982) が導出した数量競争における非競争度（本論文の次節の非競争度と類似の概念）と逆数関係にあることを示した。したがって、H-統計量の大きさで競争度を比較することには一定の根拠がある。

¹⁸ 数量競争だけを前提すれば、 θ の値と競争度は 1 対 1 に対応する。しかし一般的には、 θ の値はそれぞれの競争均衡概念の必要条件であると考えべきである。

年間のデータしか利用可能ではないので、この方法で両者を識別することは困難である。両者を識別するために、本稿では、以下で導出する結託度に関する式を連立推定する。

2.5.2 結託度の概念

消費者金融会社の反応について仮定をおき、「結託度」を定義する(Clark and Davies 1982, Alley 1993)。消費者金融会社*i*が、ある比率だけ生産量を増やしたとき、他のすべての消費者金融会社*j* ($j \neq i$)がその増加率の α 倍 ($0 < \alpha < 1$)だけ生産量を増やすと仮定する。つまり、全ての*i*と全ての*j* $\neq i$ について、

$$(10) \quad \frac{\partial q_{j,t}}{\partial q_{i,t}} = \alpha \frac{q_{j,t}}{q_{i,t}}。$$

α_i が1であれば、「自社の保有契約高の変化に対して、他社がマーケットシェアを一定に保つように反応する」と消費者金融会社*i*が予想していることになる。逆に α が0であれば、「自社の保有契約高の変化に対して、他社は反応しない」と消費者金融会社*i*が予想していることを表す。 $\alpha=1$ は結託（カルテル）が完全であると解釈でき、 $\alpha=0$ はクールノー競争に対応する。このように、 α は結託がどの程度守られるかの程度を表すと解釈可能である。

$$j \neq i \text{ について (13) 式の和を作ると、 } \frac{\partial Q_t}{\partial q_{i,t}} - 1 = \alpha \left(\frac{Q_t}{q_{i,t}} - 1 \right) \text{ となり、 } \theta = \alpha \frac{Q_t}{q_{i,t}} + 1 - \alpha、$$

したがって、

$$(11) \quad \theta S_{i,t} = \alpha + (1 - \alpha) S_{i,t}$$

である。

2.5.3 非競争度と結託度の推定方法

どのようにすれば非競争度 θ や結託度 α を推定できるだろうか。まず、費用を金利費用と営業費用関数 $C(q_i)$ の合計として書くと、総費用 $= r_i q_i + C(q_i)$ 。

ここで、 r は資金調達金利である。限界費用は $MC_i = r_i + \frac{\partial C}{\partial q_i}$ 。したがって、(9)式は、

$$P(1 - \frac{\theta}{\eta}) = r_i + \frac{\partial C}{\partial q_i} \text{ となる。この両辺に } q_i \text{ を掛けて、営業収入を } R_i \equiv Pq_i \text{ と書き、 } r_i q_i \text{ が資$$

金調達費であることに注意すると、

$$(12) \quad R_{i,t} = \frac{\theta}{\eta} R_{i,t} + r_{i,t} q_{i,t} + q_{i,t} \frac{\partial C_{i,t}}{\partial q_{i,t}}$$

を得る。ここで、トランスログ型の費用関数

$$(13) \quad \ln C_{i,t} = a_0 + a_1 \overline{\ln q_{i,t}} + a_2 (\overline{\ln q_{i,t}})^2 + a_3 \overline{\ln w_{i,t}} + a_4 (\overline{\ln w_{i,t}})^2 + a_5 (\overline{\ln q_{i,t}})(\overline{\ln w_{i,t}}) + \varepsilon_{i,t}^C$$

を仮定すると、(12)式は

$$(14) \quad R_{i,t} = \frac{\theta}{\eta} R_{i,t} + r_{i,t} q_{i,t} + (a_1 + 2a_2 \overline{\ln q_{i,t}} + a_5 \overline{\ln w_{i,t}}) C_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^S,$$

となる。

一方、結託度については、(11)式を(14)式に代入して変形すると、

$$(15) \quad R_{i,t} = \frac{\alpha}{\eta} R_{i,t} + \frac{1-\alpha}{\eta} S_{i,t} R_{i,t} + (a_1 + 2a_2 \overline{\ln q_{i,t}} + a_5 \overline{\ln w_{i,t}}) C_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^\alpha$$

となる。

(13)式、(14)式、(15)式からなるシステムを以下ではベンチマークモデルと呼ぶ。ベンチマークモデルを一般化積率法(GMM)によって連立すれば、非競争度 θ 、結託度 α 、需要の価格弾力性 η の推定値を得ることができる。

2.5.4 推定結果：ベンチマークモデル

表7の第1列には、ベンチマークモデルを、2006年度と2007年度のデータをプールして、GMMで連立推計した結果を示している。¹⁹(13)式の操作変数として、対数貸金率、対数貸金率の二乗、正社員の比率、女性従業員の比率、貸付残高のシェア、調達金利、新規顧客に対する貸付金利、既存顧客に対する貸付金利、営業収入のランク変数を用いている。(14)式の操作変数は、(13)式の操作変数から貸付残高シェアを除いたものである。(15)式の操作変数は、(13)式の操作変数から調達金利を除いたものである。

まず、費用関数の推定値に注目しよう。対数貸出残高の係数は0.681、対数貸出残高の二乗の係数は0.049、対数貸付残高と対数貸金率の交差項は-0.262でいずれも1%有意である。規模の経済性は0.319であり、費用関数を単独で推定した表3の結果と比べて0.121大きくなっている。対数貸出残高の二乗の係数が正であることは、大きな企業ほど規模の経済性が小さいことを示している。

われわれが注目する非競争度 θ は0.930であり、完全競争である $\theta=0$ 、クールノー競争 ($1/n=0.03\sim 0.015$) を強く棄却する。そして、非競争度 θ の95%信頼区間は0.853から1.006と、独占に似た共同利潤最大化 ($\theta=1$) を棄却しない。結託度 α の点推定値は1.013であり、完全な結託 ($\alpha=1$) を棄却しない。これらの結果は消費者金融市場の競争の程度が著しく低いことを意味している。需要弾力性 η の点推定値は1.179、95%の信頼区間は1.070から1.288であり、 $\eta=1$ は有意水準1%で棄却される。すなわち、消費者金融市場の需要の弾力性は1よりも大きく、これは独占が操業する場合に期待される結果である。過剰識別検定統計量は20.29、自由度17であり、10%の有意水準で棄却されない。これは、ベンチマーク

¹⁹ 三段階最小二乗法でも推定したが、推計結果はGMMとほぼ同じであった。

モデルと操作変数が適切であることを示唆している。

この結果を日本の銀行業と比較してみよう。都市銀行においては、多くの年度で完全競争 ($\theta=0$) が棄却されないが、地方銀行(第2地銀を含む)の場合は、 θ は1よりは小さいが、 $1/n$ より大きいという結果を得ている (Uchida and Tsutsui 2005)。これと比較すると、消費者金融会社は都市銀行よりも、競争の程度が低いが、地方銀行とは変わらない程度である。しかし、注意すべきは、地方銀行は各県に2~3行程度しかなく、その地域で独占に近い状況にあると想像されることである。消費者金融会社にはそのような地域分断がなく、その数も多いことを考えると、その競争度は相当低いと考えるべきである。

日本の生命保険業については、結託度を推定した研究が存在する(Souma and Tsutsui 2005)。そこで、消費者金融市場の結託度を、生命保険業と比較してみよう。生命保険業では、1995年まで(保険業法改正まで)は完全な結託($\alpha=1$)を棄却しないが、それ以降は1より小さくなっていると報告されている。これと比べると、消費者金融会社は、最近時点での生命保険会社と比較すると、競争度が低く、保険業法が改正される以前の生命保険業と同じ程度の競争度である。

2.5.5 頑健性の確認

前項のベンチマークモデルの推定結果は、消費者金融業の競争度がきわめて低く、ほぼ独占的な状況であることを示唆している。この結論がどの程度頑健であるかを確認する。

2.5.5.1 定式化の拡張

現実の費用関数は(13)式よりも複雑であろう。たとえば、本稿では各消費者金融会社の人件費総額を総従業員数で割って、貸金率を算出している。これは、従業員は全て同じ質であると仮定していることを意味する。実際には従業員の生産性は個人によって異なるであろうし、あるいは日本社会の制度的・歴史的経緯によって、生産性が同じであっても、正社員であるか否かによって、あるいは、男性か女性かによって、貸金率は異なるかもしれない。このような、従業員の労働の生産性の違いやその評価の違いを把握するため、(13)式の費用関数に正社員比率: *FULLTIME* と女性従業員比率: *FEMALE* を追加すると、費用関数は次のように変更される。

$$(13) \quad \ln C_{i,t} = a_0 + a_1 \overline{\ln q_{i,t}} + a_2 (\overline{\ln q_{i,t}})^2 + a_3 \overline{\ln w_{i,t}} + a_4 (\overline{\ln w_{i,t}})^2 + a_5 (\overline{\ln q_{i,t}})(\overline{\ln w_{i,t}}) \\ + b_1 FULLTIME_{i,t} + b_2 FEMALE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^C,$$

2.5.5.2 推定結果

(13)'式、(14)式、(15)式をGMMで連立推定した結果が、表7の第2列に記載されている。操作変数は、表7の(1)と変わらない。

費用関数の係数に注目すると、対数貸出残高の係数は0.646、対数貸出残高の二乗の係数

は 0.047、対数貸付残高と対数貸金率の交差項は-0.240 でいずれも 1%有意である。この結果は、ベンチマークモデルの結果と整合的である。追加した変数である、正社員比率と女性従業員比率は有意に負になっている。すなわち、正社員や女性社員の比率を増やすことは、経費を節約する。正社員はアルバイト・パートより貸金率が高いので、この結果は奇妙と思えるかもしれないが、一つの解釈は、正社員は労働生産性が高く、他の事情一定にして、貸出残高は正社員比率の増加関数になっているということである。正社員比率の増大は、直接には経費を増加させるが、それは同時に貸出残高を増加させ規模のメリットにより、平均費用を減少させる。正社員比率の係数が負になっているのには、このような因果関係が背後にあるのではないかと想像される。一方、女性従業員比率の係数が負である結果は、一般に、女性の貸金率は、たとえ同一の生産性の場合を比較しても、男性より低いという通念と整合的である。この定式化では、ベンチマークモデルと違い、費用関数の説明変数である貸金率と貸金率の 2 乗の係数が有意になっている。このことは、労働の質を考慮する拡張モデルの定式化が妥当であることを示唆している。

非競争度 θ の点推定値は 0.939 であり、10%水準で 1 を棄却しない。したがって、独占に似た共同利潤最大化 ($\theta=1$) を棄却せず、一方、完全競争である $\theta=0$ を強く棄却する。結託度 α は 1.025 であり、1 と異なる。ゆえに、完全な結託 ($\alpha=1$) を棄却しない。需要弾力性 η の点推定値は 1.183 であり、 $\eta=1$ は有意水準 1%で棄却される。すなわち、 η は 1 よりも若干大きく、これは独占が操業する場合に予想される結果である。

これらの結果は基本的にベンチマークモデルと同一であり、消費者金融会社が極めて独占的であるという結論を確認している。

2.5.6 今次の法改正で消費者金融産業は競争的になるか

本節では、消費者金融産業は極めて独占的であることを明らかにした。2006 年 12 月に決定された法改正・規制強化によって、消費者金融産業は競争的になるであろうか。本稿の冒頭で触れたように、2007 年 1 月には最高裁判決によって、利息制限法(18%~20%)を超える利息については支払った利息の返還請求ができることになったが、これは、実質的には、今次の法改正による上限金利の引き下げを先取りするものであった。したがって、2007 年度の競争度が 2006 年度の競争度より高くなったかどうかを調べることは、今次の法改正のインパクトの大きさを占うことになると考えられる。本項では、2006 年度と 2007 年度の非競争度・結託度を推定し、この間に、部分的ではあるが、答えることにしよう。

2.5.6.1 各年度で推定した結果

ベンチマークモデルを 2006 年度と 2007 年度の各々のデータを用いて推定した結果が、表 8 の 1 列目と 2 列目に記されている。非競争度 θ の点推定値は、2006 年度の 0.825 から 2007 年度には 0.786 に低下し、結託度 α も、0.855 から 0.815 に低下している。このことは、今次の法改正ないしは利息返還請求が消費者金融産業の競争度を向上させる方向に働いて

いることを示唆している。

しかし、推定結果には2つの問題がある。第1に、2006年度の推定では、貸出残高の係数が0、その二乗の係数が負という奇妙な値になっていることである。また、2007年度の推定では、過剰識別の検定統計量が10%水準で棄却されている。このような結果になった原因としては、サンプル数が少ないことが挙げられる。²⁰

2.5.6.2 係数ダミーを用いた結果

そこで、両年度のデータをプールし、両年度の非競争度 θ と結託度 α の係数を、2007年度を1、2008年度を0とする年度ダミー YD_i を用いて表し、推定してみよう。すなわち、ベンチマークモデルにおける θ を $\theta_{2006} + \Delta\theta YD_i$ に、 α を $\alpha_{2006} + \Delta\alpha YD_i$ に置き換えて推定する。ここで、 θ_{2006} と α_{2006} はそれぞれ、2006年度の非競争度と結託度であり、 $\Delta\theta$ と $\Delta\alpha$ は、それぞれ、非競争度と結託度の2006年度から2007年度の変化である。このとき、2007年度の非競争度と結託度は、それぞれ、 $\theta_{2006} + \Delta\theta$ と $\alpha_{2006} + \Delta\alpha$ で表わされる。この推定では、 θ と α 以外の変数の係数は、両年度で変化しないと仮定することになる。

推定結果は表8の3列目に掲載されている。この結果では、貸出残高とその二乗の変数の係数は有意に正であるし、過剰識別検定統計量のp値は0.155で、10%水準で棄却されない。すなわち、サンプルを分割して推定した時の奇妙な結果は、ここでは見られない。

非競争度の変化 $\Delta\theta$ は-0.029(10%水準で非有意)、 $\Delta\alpha$ は-0.2(1%水準で有意)であり、競争の程度は、2006年度から2007年度にかけて上昇していることが分かる。しかし、その変化幅は小さい。しかし、競争度 θ と結託度 α の値は、有意に1を超えているという点では奇妙な結果が得られている。このような結果が得られた原因としては、両年度で費用関数の係数が同一であるという制約が充たされていない可能性が考えられる。

以上の結果をまとめると、2006年度に比べて2007年度には非競争度 θ と結託度 α は下がってはいるが、2007年度においても、非競争度も結託度も独占(=1)を棄却しない。法改正と規制の強化は競争を向上させる方向に働いているようではあるが、その効果は小さく、消費者金融産業は、依然として、極めて独占的な状況にとどまっている。

以上、2.2節以降、4つの代替的な方法で、消費者金融産業の競争程度を測定したが、どの推計方法によっても、消費者金融業の競争度は極めて低いという結果が得られた。

²⁰ 田中,中妻(2006)の第二章では、GMMの小標本バイアスの問題を議論している。

2.6 定性的な質問による競争度：価格競争か数量競争か

本節では、アンケート調査において、消費者金融会社が他社の行動にどう反応しているかを直接尋ねた質問によって、計量分析の結果を確認しよう。金融市場が金利を通じて価格競争しているのか、または店舗数や従業員数を通じて数量競争しているのかを確認することは、消費者金融市場の競争度を知る上で重要である。金利による価格競争がおこなわれている場合、消費者は金利によって借入先を選ぶことになり、その結果、業界内に2社以上企業があれば、全ての企業の超過利潤はゼロになるまで競争が行われ、完全競争と同じ状態になる。一方、店舗数による数量競争が成立している場合、市場のシェアを奪い合う競争になるので、平均的に見て、1社あたりの利潤は会社数が多いほど小さい。会社数が十分多い場合には、完全競争となる。

この点を明らかにするために、アンケート調査では、他社の行動をどのくらい意識して金利と店舗数を決定しているかを尋ねている。このアンケートの結果は表9に示している。

まず、金利の質問についてみてみよう。「金利の決め方は、他社の行動に影響されない」という質問に、「全く当てはまらない」と答えたのは、4.4%（2社）に過ぎず、「あまり当てはまらない」を加えても、11.1%（5社）に過ぎない。逆に、「とても当てはまる」が15.6%（7社）で、「まあまあ当てはまる」を加えると約半分がこれを占める。すなわち、消費者金融会社は、金利を決定する際に、他社がどのように金利を決定しているかは、基本的に考慮しない。他社が金利を下げる場合には対抗する場合は若干あるが、他社が金利を上げる場合には、金利を上げることはまったく考えられていない。

店舗網の展開については、他社を意識しない傾向は一層明確である。「店舗展開の方針は、他社の行動に影響されない」について、「とても当てはまる」が28.9%（13社）で、「まあまあ当てはまる」を加えると半分以上がこれを占める。「他社が店舗網を拡張すれば、当社も店舗網を拡大して対抗する」に当てはまると答えた会社はなく、「他社が店舗網を縮小すれば、当社も店舗網を縮小する」に当てはまるという回答の合計は1社である。

しかし、「店舗展開の方針は、他社の行動に影響されない」について、「当てはまらない」と答えた合計は24.4%（11社）で、この値は、金利競争の場合の2倍以上高いことには注意すべきである。つまり、もし、競争をするとしたら、価格(金利)ではなく数量(店舗展開)の形が取られるであろう。

このように、アンケート調査の結果からは、消費者金融市場が価格競争と数量競争のどちらについても、ほとんど競争をしていないことが明らかにされた。これは、前項までの計量分析の結果を支持するものである。

3. ディスカッション

前節では、消費者金融業の産業組織論的特徴として競争度をとり上げ、消費者金融産業

の競争度は低いという結果を得た。本節ではその原因を考察する。具体的には、上限金利規制、情報の非対称性、相対市場の 3 つの概念を用いて、消費者金融市場が独占的である原因を説明する。

3.1 市場集中度

消費者金融会社は、金融庁(2006)によれば 4462 社(2005 年 3 月末の消費者向け無担保資金業者)という莫大な数があるにもかかわらず、計量分析によって独占的であるという結果が得られた。その理由は何であろうか。まず考えられるのは、通常の寡占の状況が当てはまる可能性である。消費者金融会社の数が多いと言っても、その大多数は小規模企業であり、周縁企業としての役割しか果たしていないかもしれない。そこで小企業が周縁企業であるとして、大規模企業に限った場合の市場集中度を推定してみよう。金融庁は 27 の消費者金融会社を大手と定義しているが、本稿が分析対象とする 50 社はそのうちでも最大規模の会社のほとんどを含んでいる。したがって、分析対象会社で市場集中度を計算したとき、それは真の値より、大きくなる方向にバイアスがあるであろう。

貸出残高データが報告されている 46 社についてハーフィンダール指数を計算すると、2007 年 3 月末は 0.152、2006 年 3 月末は 0.132 である。上の議論のように、中小会社まで含めた消費者金融業の真の市場集中度はこれより低いと考えられる。これに対して、信用金庫の市場集中度については、県毎に貸出市場が分断されているとの想定で、1996 年の信用金庫について計算した値が 0.382 である(筒井 2006 の第 9 章の表 4、Kano and Tsutsui 2003)。したがって、消費者金融業の市場集中度が高いために独占的であるとの推測は支持されない可能性が強い。

3.2 情報の非対称性と上限金利規制：新規顧客市場

それでは、なぜ消費者金融市場が独占的であるとの結果が得られたのであろうか。まず、前節の 4 つの指標が異なった方法で「独占度」を推定していることに注意が必要である。2.5 節で推定した「結託度」と「非競争度」の推定は、他社の行動にどのように反応するかを表しており、「推測変動」に近い概念である。一方、ラーナー指数は、むしろ、利潤の程度であり、独占は高い利潤を得ているはずだという認識に対応する。最後の H-統計量は限界費用の増加に対して収入が増えるのか減るのかに対応している。以下では、消費者金融市場において、これらの指標がなぜ独占であるとの結果をもたらしたのかを考察する。

まず、本項では新規顧客市場をとりあげ、(1)上限金利規制が課せられている、(2)借り手の返済リスクに関する情報の非対称性が大きい、という 2 つの特徴に注目する。借り手のリスクが見分けられていなければ全員に同じ金利を課すことになるが、その結果、上限金利規制が実効的な場合には、実際に課せられる金利は上限金利に張り付くことになる。

その理由を説明しよう。²¹金利を上げると貸し手の契約上の収入は増加する一方、良好な

²¹ 詳しくは筒井他(2007)を参照されたい。

借り手を排除する（逆選択）結果、返済確率が低下する分収入が減少する。金利が上昇すると、前者は単調に増加し後者は単調に減少するので、両者の効果を合わせた全体の予想収入は、単峰の山形をする可能性がある(図 1)。ここでは、通常の仮定にしたがって、この場合を仮定しよう(Stiglitz and Weiss 1981)。また、金利が \underline{r} から \bar{r} の間では利潤は非負であると仮定しよう。貸し手が金利設定者であるとき、利潤を最大にする r^* が均衡金利である。

上限金利を \hat{r} と書くと、 $\underline{r} < \hat{r} < r^*$ の場合には、規制は実効的である。消費者金融会社は、利潤が最大になる上限金利 \hat{r} で貸付をする。つまり、実際に課せられる金利は上限金利に張り付く。

新規貸付金利については、実際にこの状態が成立していることが、今回の「消費者金融業の経営実態把握調査」によって確認できる。図 2 には、2006 年 3 月末の新規顧客の平均貸付金利を示している。ここで、新規貸付金利は、「貴社の平成 19 年 3 月末の新規顧客の貸付金利をお知らせ下さい。」という質問の回答であり、図の頻度（割合）は新規貸付金利がそれぞれの階級区分に落ちる会社数である。この図より、半数以上の会社が新規顧客に対し、上限金利である 29.2%の金利を課していることがわかる。需要側のデータからも、新規顧客が上限金利で借り入れていることが伺える。筆者らが、2006 年 12 月に消費者金融の借り入れ経験者らを対象として実施したアンケート調査によると、借り手の約半分が 28.2～29.2%の金利で借りたと答えている（筒井他 2007 の図 7）このように、貸出の上限金利が規制されており、借り手の返済リスクを見分けられない場合には、貸出金利は上限金利に張り付き、金利競争は行われないであろう。

なぜ借り手は上限金利での借入を受け入れるのであろうか。需要側のアンケート調査によると、まず、借り手は 1 社のみを訪問して借り入れを決めていることが確認できる。「あなたが消費者金融から最初に借り入れをしたとき、借り入れまでに、何社の消費者金融会社を訪れて検討しましたか」と尋ねた質問に対して、2 社以上訪問すると回答した人が 27%、1 社のみ訪問すると回答した人が 73%であった（表 10）。この結果は、新規の借り手は消費者金融会社を比較検討せずに、借入先を決定していることを示している。

それではいったい、どのような理由で 1 社しか訪問しないのであろうか。アンケート調査では、「なぜその数の消費者金融会社しか訪れなかったのですか」と尋ねている（表 11）。それによると、理由は、Aの「その数で満足する借り入れができたから」が 50%超、Cの「どの会社も貸す条件はあまり変わらないだろうから」が、25%～30%、Bの「それ以上の数を訪問するのは、お金や時間がかかって大変だから」が 10%以下である。図 2 で見たように、ほとんどの消費者金融会社は、新規顧客に対しては上限金利の 29.2%で貸しているので、Cの回答が多いことは、顧客はその事実を知っているからと解釈できる。²²

A の回答は、借り手が借り入れ条件に満足しているとも読める。しかし、そもそも、消費

²² しかし、筒井他(2007)が主張するように、消費者金融会社の取り立ての厳しさについては、顧客が正しく把握していない可能性がある。

者金融から借り入れを希望する人は、ともかく借り入れたいと考えており、また、どの会社も上限金利を付けることを予想しているので、借入ができた場合には「借入に満足している」と表現しているのかもしれない。すなわち、借り手は緊急に現金が必要な状況にあったり、筒井他 (2007) が明らかにしているように強い双曲割引であるといった理由で、借り入れまで時間をかけて待てないと考え、1社しか訪問していない可能性が強い。

新規顧客市場においては、情報が非対称な上に、上限金利規制が課せられているために、金利が上限金利に張り付くことになる。そして、借り手はともかく借入ができればよいと考えて、他社比較を行わない。したがって、消費者金融会社は互いに競争する状況になく、独占的に振る舞うことになると考えられる。

この場合、競争度を表す4つの指標がどのような値をとるかを考えよう。まず、均衡のタイプ（あるいは推測変動）については、金利が上限に張り付いていることを前提にすると、消費者金融会社は、そもそも他社が金利を上げることが想定しない。また、新規顧客が1社しか訪問しないことを知っていれば、金利を引き下げるインセンティブを持たない。このようにして、金利が上限金利に張り付く均衡が実現していれば、非競争度 θ や結託度 α は1になるであろう。実際には、完全にはこのような状況ではなく、金利が低い企業もあるので、1より若干小さい値をとることになる。

ラーナー指数の値は、上限金利の水準に依存する。アンケート調査が行われた時点では上限金利は29.2%であったが、ラーナー指数が大きな値をとったのは、この金利が消費者金融会社に大きな利潤をもたらす水準であったからと解釈できる。現実には、2006年度には、消費者金融会社が多額の利益を計上した事実は、この結果と整合的である。しかし、2007年度は、多額の利息返還請求に応じるために引当金を積み増すなどしたため赤字に陥った。この現象は、利息返還請求は実質的に上限金利引き下げの先取り措置であることを考えると、今回の上限金利引き下げによって、消費者金融会社がその利潤の多くを失う可能性を示唆している。本稿において、ラーナー指数が2007年度でも大きな値であるのは、利息返還請求に対応する費用を分析に組み入れていないためである。もし、この費用を考慮して限界費用を計算したり、金利から控除したりすれば、ラーナー指数は小さくなったであろう。²³もちろん、今回の規制の強化に、消費者金融会社がどのように対処するかによって、今後の経営状況が変わってくることはいうまでもない。

H-統計量は、限界経費が上昇した時に収入がどう変化するかを示している。限界経費が上昇すれば貸付金利を上げようとするであろうが、貸付金利が上限金利に張り付いていればそれを上げることはできない。貸出金利は限界収入であり、それが一定であると平均収入も一定であるので、収入は変化しない。したがって、この場合、H-統計量は0となるはずである。現実には、全ての会社で新規顧客向けの貸出金利が上限金利であるわけではなく、一部の会社ではこれより低い(図2)ので、これらの会社では貸出金利を引き上げようとする

²³ このような計算をしていないのは、利潤最大化行動は事前の期待利潤を最大にするものであるのに対し、金利請求は2007年度に事後的に発生したからである。

る。ところが、表 6 に示したように需要の金利弾力性は 1 より大きいので、金利の引き上げはかえって収入を減らすことになる。したがって、H-統計量は負値を取るであろう。

このように、新規顧客に対する市場が、情報の非対称性と上限金利規制で特徴づけられる市場であり、かつ、上限金利が均衡金利よりも低水準であるならば、前節で用いた 4 つの指標は、どれも「市場は独占的である」との結果を導くことになる。

3.3 スイッチングコスト：既存顧客市場

新規貸付は、既存貸付を含む全貸付残高の一部分にすぎない。²⁴消費者金融市場全体が独占的である理由については、既存貸出についても前項の議論が成立するかどうかを吟味しなければならない。

既存顧客については、消費者金融会社は返済履歴を把握することによって、返済リスクを見分けることが可能になり、情報の非対称性は緩和されていくと考えられる。情報の非対称性が緩和されると、消費者金融会社はきちんと返済している顧客を優良と判断し、貸付金利を引き下げるであろう。

この推測の正否を確かめるために、既存顧客を含めた全顧客の平均貸付金利を図 3 に示す。²⁵この図によれば、最頻値は 27% 台だが、消費者金融会社の約半数は 25% 台以下の低い金利で貸し出していることが分かる。平均金利は最低の会社では 9.98%、最高の会社で 37.76% となっており、既存顧客に対する金利は、新規顧客に対する金利と比べると散らばっていることが確認できる。

この結果は、過去の貸出契約について契約通り返済が行われたかどうかでその顧客の返済リスクが評価され、貸出が継続された場合の契約金利に反映されていることを示唆している。²⁶つまり、消費者金融の既存顧客の取引については、新規顧客と比べて情報の非対称性はかなり緩和されているので、新規顧客市場についての前項の議論は既存顧客には当てはまらない。それにもかかわらず、4 つの指標で独占的であるという結果が得られたのはなぜであろうか。

図 3 で見たように、既存顧客に対する金利は、返済リスクを反映して下げられていると想像される。これは、既存顧客が返済することによってその安全性をリビールし、情報の

²⁴ 新規貸出額はアンケート調査では尋ねられていない（新規顧客数のデータはある）。銀行についても、新規貸出額のデータは公表されていない。筒井(1988, 2 章)は銀行の新規貸出金利と新規貸出額を推定し、新規貸出額は短期貸出残高の約 1/3 であると推定している。

²⁵ 質問は「貴社の平成 19 年 3 月末の既存顧客を含めた総貸付残高の平均貸付金利をお知らせ下さい。」である。

²⁶ 実際、ある大手消費者金融会社の与信部長から著者が聞いたところによると、消費者金融では与信上限額(credit line)を約定するが、返済履歴は、定められたルールに沿ってこの与信額に反映される。金利については、反映される固定的なルールはないが、約 2% ずつ、数回引き下げられるのが通常であるという。

非対称性が緩和されていくからである。²⁷この情報は、現在契約している消費者金融会社にしか蓄積されないものであるので、優良と判断された顧客でも他社で新たに契約すれば、新規顧客として再び高い上限金利を適用されるであろう。したがって、既存顧客には、新たな会社と契約することに伴うスイッチングコストが発生するので、消費者金融会社は独占的に振舞うことになり、非競争度 θ 、結託度 α 、H統計量は独占的という結果をもたらす、といった解釈ができる。既存顧客は新規顧客よりは優遇金利がつけられるが、それは返済リスクをぎりぎりカバーする金利よりは高い金利であり、消費者金融会社は超過利潤を稼ぐことになる。²⁸したがって、ラーナー指数も高く、独占的という解釈が成り立つ。

3.4 政策インプリケーション

独占的な市場であることによって、借り手は高金利で借り入れなければならないという不利益をこうむることになるが、この状況を改善するにはどうしたらよいであろうか。上記のように独占的である原因が情報の非対称性と上限金利規制にあるならば、その一つのカギは、借り手の返済リスクに関する情報の非対称性の緩和にある。²⁹その際、本稿との関連でとりわけ興味深いのは既存顧客市場である。既存顧客市場においては、消費者金融会社は、取引履歴を蓄積することによって、その会社の借り手の返済リスクをかなりの程度把握できる。しかし、この借り手とその他の消費者金融会社の間では情報は非対称であり、それゆえ、消費者金融会社が独占力を発揮することになるのである。したがって、消費者金融会社がこの既存借り手に関する取引履歴を他社に開示すれば、この優良顧客である借り手をめぐって獲得競争が行われるという好ましい状況が生まれるであろう。しかし、

²⁷ 本文では、情報の非対称性の解消によって金利が下がるという説明を採用しているが、代替的に次のように考えることも可能である（大竹文雄氏からご教示を受けた）。簡単のため、貸し手・借り手の情報は対称と仮定するが、貸し手・借り手双方にとって完全には知られていないとする。つまり、借り手自身にとっても、自分がどのくらい返済不能に陥るかは「借りてみないと分からない」。貸し手・借り手の双方とも、返済リスクの分布だけ知っており、当初はその分布の分散が大きいとする。さらに、借り手が危険回避的で、貸し手が危険中立的であると仮定すると、貸し手がリスクを負担し、その分金利を高くするのが最適である。その後、次第に返済リスクがわかってくるにつれて、分散が小さくなるので、金利を高くする幅が小さくなる。したがって、金利水準は下がることになる。

²⁸ もっとも、優良借り手であるかどうかを他社が全く知らないと仮定し、さらに、借り手も正確にそれを知っていて合理的に行動すると仮定すると、貸し手である会社は上限金利よりほんのわずかに低い金利を提示すれば、優良借り手を保持できる。しかし、図3の結果は、これらの仮定が厳密には成立しておらず、貸し手は、優良借り手を確実に囲い込むために、かなりの程度金利を引き下げることを示唆している（脚注21参照）。本論文の主張は、他社が優良借り手の返済履歴を完全に知らないならば、貸し手は、利益を全て吐き出してしまいうぎりぎりの水準にまで金利を下げる必要はなく、超過利潤を確保できるという点にある。

²⁹ 返済リスクを規定する要因として、借り手の双曲割引の程度も重要である。筒井他(2007)参照。

当該会社には情報を開示するインセンティブは存在しないので、情報を開示させる何らかの規制や制度が必要である。そのような政策によって、借り手のリスクに見合った競争的な金利がつけられるようになることが期待される。

実際、金融庁はこの度の法改正の施行にあたり、2007年12月19日に「貸金業法等改正に係る政府令」を施行したが、その中で「指定信用情報機関制度」の創設を唱っている（金融庁 2007）。その情報としては、①個人を識別できる内容、②貸付残高、とともに、③元本または利息の支払いの遅延の有無、があげられている。その目的は本稿の趣旨とは違い、主として貸出残高の総量規制と債務整理者の確認であると思われるが、この情報は同時に、返済リスクの小さな人を確認することにもなり、優良借り手を巡った競争を引き起こして、貸付金利が引き下げられることが期待できる。優良な借り手へのリスクに見合った金利での資金融通が金融の本来の目的であることを考えると、この情報機関の役割は重要である。指定信用情報機関制度の導入は改正法施行の1年半（2008年6月ごろ）以内となっており、その制度がどのような効果を生むかが期待される。

4. 終わりに

本論文は消費者金融市場の規模の経済性、競争度、市場の特徴について分析した。費用関数の推計によって、消費者金融市場には規模の経済性があることを明らかにした。市場の競争度については、ラーナー指数、市場均衡タイプの推計、結託度の推計、H-統計量の推計を行なった。これらすべての分析は、消費者金融市場が極めて独占的であることを示唆した。また、消費者金融市場では金利を通じた価格競争も店舗展開を通じた数量競争も行われていないことを明らかにした。本稿はさらに、なぜ消費者金融市場が独占的であるかの原因を追究し、新規顧客市場においては、情報の非対称性と上限金利規制、そして借り手の双曲割引と逼迫した現金需要が原因であることを指摘した。一方、既存顧客にとっては、取引相手を変更すると新規顧客として扱われることになりコストが発生するので、1社との取引を継続することになり、独占的な状況が発生していることを指摘した。

2006年12月の法改正は、多重債務者が多数発生している状況に注目し、それが、主として消費者金融会社のmisconduct（不行跡）によるもの判断で、決定されたように見受けられる。その改革の多くは、現状を改善する方向に働くことが期待されるが、実施の途中で期待された効果が得られないことが明らかになる可能性も否定できない。³⁰

消費者金融業の独占度については、これまであまり注目されなかったが、今後、重要な問題になる可能性がある。現在の法改正では、misconduct（不行跡）を働く消費者金融会社を規制・排除するための方策がもっぱら採用されている。それが必要な方策であることは疑いないとしても、同時に、ごく少数の消費者金融会社に集約してしまう副作用を持つ危険性があることに注意が必要である。もし金利競争が行われるのであれば、企業数が集約されることは問題ではない。しかし、本稿の分析によれば、消費者金融市場の独占度は非

³⁰筒井他（2007）は、上限金利規制に関して発生が予想される問題点を指摘している。

常に高く、金利競争も店舗を用いた数量競争も行われていない。今後、消費者金融会社の競争促進についての政策を進めることが重要な課題である。競争促進の一つのカギは、借り手の返済リスクに関する情報の非対称性を緩和することである。その一つの方策としては、個々の既存顧客の返済履歴情報を、他社に開示することが考えられる。

参考文献

- 小野善康 [1980], 『寡占市場構造の理論』 東京大学出版会.
- 金融庁[2006], 「貸金業関係統計資料」, 2006年11月1日.
- 金融庁[2007], 「貸金業法改正に係わる政府令の概要について」, 2007年11月,
- 田中辰雄, 中妻照雄[2006], 『計量経済学のフロンティア』 慶応義塾大学出版会
- 茶野 努[2004], 「消費者金融サービス業の規模の経済性」, mimeo.
- 筒井義郎[1988], 『金融市場と銀行業』 東洋経済新報社.
- 筒井義郎[2006], 『金融業の競争と効率性』 東洋経済新報社.
- 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』 22, 25-73.
- 樋口大輔[2002], 「消費者金融業の産業組織論的分析—規模の経済性の観点から—」, IRCFS02-002, 早稲田大学消費者金融サービス研究所.
- 松村敏弘[2004], 「H統計量と市場の競争度」 『社会科学研究』 56,(3/4),43-51.
- Alley, Wilson. A.[1993], “Collusion versus Efficiency in the Japanese Regional Banking Industry,” *Economic Studies Quarterly* 44(3), 206-215.
- Altonji, Joseph G. and Lewis M. Segal[1996], “Small Sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures,” *Journal of Business and Economic Statistics* 14(3), 353-366.
- Bresnahan, Timothy F.[1982], “The Oligopoly Solution Concept Is Identified,” *Economics Letters* 10(1-2), 87-92.
- Bresnahan, Timothy F.[1989], “Empirical Studies of Industries with Market Power,” in: Schmalensee, R., Willig, R. (Eds.), *Handbook of Industrial Organization*. North-Holland, Amsterdam.
- Bresnahan, Timothy F.[1997], “Testing and Measurement in Competition Models,” in: Kreps, D.M., Wallis, K.F. (Eds.), *Advances in Economics and Econometrics: Theory and Applications*. Seventh World Congress, Vol. III. Cambridge University Press.
- Clarke, Roger and Stephen W. Davies[1982], “Market Structure and Price-Cost Margins,” *Economica* 49(171), 277-287.
- Hondroyiannis, George, Sarantis Lolos, and Evangelia Papapetrou[1999], “Assessing competitive conditions in the Greek banking system,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 9(4), 377-391
- Iwata, Gyoichi[1974], “Measurement of Conjectural Variations in oligopoly,” *Econometrica* 42(5), 947-966.
- Lau, Lawrence J.[1982], “On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data,” *Economics Letters* 10(1-2), 93-99.
- Martin, Stephen[2002] *Advanced Industrial Economics* 2nd ed., Blackwell Publishes Ltd; Oxford.

- Maudos, Josquin and Juan Fernandez de Guevara[2004], "Factors Explaining the Interest Margin in the Banking Sectors of the European Union," *Journal of Banking and Finance* 28(9), 2259-2281.
- Oliver, Alfredo Martin, Vicente Salas Fumas, and Jesus Saurina[2006], "Risk Premium and Market Power in Credit Markets," *Economics Letters* 93(3), 450-456.
- Panzar, Jhon C. and James N. Rosse[1987], "Testing for 'Monopoly' Equilibrium," *Journal of Industrial Economics* 35(4), 443-456.
- Shaffer, S. (1983.) Non-structural measures of competition: Toward a synthesis of alternatives. *Economics Letters* 12: 349–353.
- Souma, Toshiyuki and Yoshiro Tsutsui[2005], "Recent Competition in Japanese Life Insurance Industry," ISEER Discussion Paper 637, Osaka University.
- Stiglitz, Joseph E. and Andrew Weiss[1981], "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Tsutsui, Yoshiro and Akiko Kamesaka[2005], "Degree of Competition in Japanese Securities Industry," *Journal of Economics and Business* 57 (4), 360-374.
- Uchida, Hirofumi and Yoshiro Tsutsui[2005], "Has Competition in the Japanese Banking Sector Improved?" *Journal of Banking and Finance* 29(2), 419-439.

表1「経営実態調査」と有価証券報告書の比較

パネル A: 貸付残高

貸付残高	サンプル数	平均貸付残高	標準偏差	最小値	最大値
消費者金融業の経営実態調査(2007年3月末)					
合計	46	1578 億円	3898	0.4	14461
1000億以下	38	116 億円	206	0.4	806
1000億以上	8	8521 億円	5547	1320	14461
5000億以上	5	12354 億円	1986	9951	14461
有価証券報告書(2007年3月末)					
1000億以上	7	8724 億円	6125	1388	14944
5000億以上	4	13547 億円	1348	11939	14944

パネル B: 正規従業員数

貸付残高	サンプル数	平均貸付残高	標準偏差	最小値	最大値
消費者金融業の経営実態調査(2007年3月末)					
合計	46	426 人	909	1	3554
1000億以下	38	90 人	185	2	951
1000億以上	8	2168 人	1155	444	3554
5000億以上	5	2946 人	464	2252	3554
有価証券報告書(2007年3月末)					
1000億以上	7	2147 人	1257	403	3544
5000億以上	4	3117 人	290	2920	3544

注) JCFAIに加入し、有価証券報告書を開示している企業は、アコム、NISグループ、三洋信販、シンキ、武富士、プロミス6社である。JCFAIに加入していないが、「消費者金融業の経営実態調査」に回答したアイフルも有価証券報告書を開示しているため、合計7社の有価証券報告書からデータを作成した。

表2 記述統計量

		サンプル数	平均		標準偏差	最小値	最大値
貸付残高	2006年3月末	45	1729.2 億円		4225.6	1.2	15421
貸付残高	2007年3月末	46	1577.8 億円		3898.4	0.4	14461
経費①(人件費+広告宣伝費)	2006年3月末	34	59.90 億円		130.06	0.4	493
経費①(人件費+広告宣伝費)	2007年3月末	34	50.23 億円		108.38	0.3	390
経費②(経費①+資金調達費)	2006年3月末	34	81.87 億円		176.53	0.4	663
経費②(経費①+資金調達費)	2007年3月末	34	71.19 億円		151.86	0.3	550
営業収入	2006年3月末	34	419.04 億円		966.01	0.4	3547
営業収入	2007年3月末	34	390.46 億円		897.64	0.2	3312
営業利益	2006年3月末	34	93.75 億円		231.99	-15	757
営業利益	2007年3月末	34	-260.33 億円		779.63	-4194	4
貸金率	2006年3月末	34	525 万円		182	9	936
貸金率	2007年3月末	34	646 万円		260	5	1281
人件費	2006年3月末	34	40.77 億円		88.42	0.3	339
人件費	2007年3月末	34	38.54 億円		83.64	0.3	289
従業員数	2006年3月末	49	630 人		1349	2	5300
従業員数	2007年3月末	49	538 人		1156	1	4391
調達金利息	2006年3月末	39	3.85 %		1.99	0.80	9.90
調達金利息	2007年3月末	39	3.84 %		1.96	0.80	9.90
新規顧客に対する貸付金利息	2006年3月末	45	28.5 %		1.3	24.0	29.2
新規顧客に対する貸付金利息	2007年3月末	44	27.1 %		3.4	18.0	29.2
全顧客に対する貸付金利息	2006年3月末	46	25.6 %		3.2	13.7	34.2
全顧客に対する貸付金利息	2007年3月末	46	24.9 %		4.1	10.0	37.8

表3 費用関数の推計結果:OLS

被説明変数	人件費+広告費			人件費+広告費+資金調達費		
	コブダグラス	トランスログ		コブダグラス	トランスログ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
対数貸出残高	0.832 ††† (0.018)	0.802 ††† (0.024)	0.803 ††† (0.022)	0.869 ††† (0.019)	0.874 ††† (0.023)	0.865 ††† (0.025)
対数貸金率	0.183 *** (0.040)	0.066 (0.117)	0.066 (0.115)	0.141 *** (0.043)	0.085 (0.100)	0.085 (0.109)
対数平均調達金利					0.137 (0.104)	0.110 (0.101)
対数貸出残高の二乗		0.015 ** (0.006)	0.018 ** (0.008)		-0.002 (0.006)	0.020 (0.016)
対数貸金率の二乗		-0.033 (0.028)	-0.021 (0.035)		-0.019 (0.023)	-0.019 (0.030)
対数平均調達金利の二乗					-0.165 (0.104)	0.199 (0.237)
対数貸出残高と対数貸金率の交差項			-0.045 (0.052)			-0.022 (0.055)
対数貸出残高と対数平均調達金利の交差項						0.182 ** (0.090)
対数貸金率と対数平均調達金利の交差項						-0.088 (0.119)
定数項	10.783 *** (0.051)	10.728 *** (0.067)	10.716 *** (0.071)	11.191 *** (0.044)	11.258 *** (0.062)	11.206 *** (0.091)
決定係数	0.97	0.97	0.97	0.98	0.98	0.98
F値	1251 ***	1090 ***	801 ***	1353 ***	800 ***	684 ***
サンプル数	68	68	68	64	64	64

注)(1)から(3)の被説明変数は、「経費=(人件費率+広告比率)×貸出残高」に対数をとったものである。(4)から(6)の被説明変数は、「経費=(人件費率+広告比率+資金調達比率)×貸出残高」に対数をとったものである。説明変数は、平均からの差をとった変数である。括弧内の数値は、ホワイトの修正標準誤差である。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の有意水準で0と異なることを表している。†††は1%の有意水準で1と異なることを表している。

表4 費用関数の推計結果:パネル分析

被説明変数	変量効果モデル			
	人件費+広告費		人件費+広告費+資金調達費	
	コブダグラス	トランスログ	コブダグラス	トランスログ
	(1)	(2)	(3)	(4)
対数貸出残高	0.824 ††† (0.026)	0.800 ††† (0.033)	0.838 ††† (0.030)	0.849 ††† (0.038)
対数賃金率	0.257 *** (0.064)	0.263 *** (0.097)	0.201 *** (0.058)	0.193 ** (0.093)
対数平均調達金利			0.056 (0.118)	-0.019 (0.129)
対数貸出残高の二乗		0.012 (0.010)		-0.003 (0.010)
対数賃金率の二乗		0.004 (0.025)		-0.006 (0.023)
対数平均調達金利の二乗				-0.209 (0.152)
平成19年ダミー	-0.215 *** (0.034)	-0.217 *** (0.034)	-0.203 *** (0.032)	-0.208 *** (0.034)
定数項	10.894 *** (0.066)	10.829 *** (0.085)	11.304 *** (0.056)	11.383 *** (0.080)
BP検定統計量 Ho: Var(u)=0	24.39 ***	22.8 ***	19.72 ***	19.21 ***
ハウスマン検定統計量 Ho: Cov(u,X)=0	4.00	9.91 *	4.60	4.71
決定係数	0.97	0.97	0.98	0.98
サンプル数	68	68	64	64
グループ数	34	34	32	32

注) (1)と(2)の被説明変数は、「経費=(人件費率+広告比率)×貸出残高」に対数をとったものである。(3)と(4)の被説明変数は、「経費=(人件費率+広告比率+資金調達比率)×貸出残高」に対数をとったものである。説明変数は、平均からの差をとった変数である。括弧内の数値は、ホワイットの修正標準誤差である。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の有意水準で0と異なることを表している。†††は1%の有意水準で1と異なることを表している。F検定とハウスマン検定の結果支持された変量効果モデルの推計結果を記載している。

表5 ラーナー指数

推計方法	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
変量効果モデル	68	0.697	0.140	0.301	0.910
OLS(プール)	68	0.659	0.163	0.185	0.904
OLS(2006年3月末)	34	0.659	0.169	0.162	0.887
OLS(2007年3月末)	34	0.658	0.159	0.349	0.901

注)費用関数の被説明変数は、営業経費と資金調達費の合計の対数値である。変量効果モデルのラーナー指数は、表4の(4)の費用関数から計算した。OLS(プール)のラーナー指数は、表3の(5)の費用関数から計算した。OLS(2006年3月末)とOLS(2007年3月末)のラーナー指数は、交差項なしのトランスログ費用関数から計算した。 P (貸付金利)は、企業ごとの全顧客に対する平均貸付金利である。

表 6 H-統計量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
対数賃金率	1.048 *** (0.150)	0.469 (0.434)	0.745 *** (0.156)	1.05 *** (0.150)	0.714 (0.464)	0.815 *** (0.165)
対数調達金利	-3.186 *** (0.340)	-3.116 *** (0.340)	-3.402 *** (0.338)	-2.966 *** (0.374)	-2.938 *** (0.378)	-3.211 *** (0.362)
残差_総従業員数		0.565 (0.434)			0.335 (0.478)	
残差_総店舗数			0.598 *** (0.154)			0.495 *** (0.152)
事業者向けダミー				0.738 * (0.429)	0.721 * (0.416)	0.652 * (0.386)
電話金融ダミー				-2.075 *** (0.212)	-1.676 *** (0.546)	-1.516 *** (0.312)
定数項	-4.752 ** (1.795)	-0.965 (2.967)	-3.661 ** (1.759)	-4.379 ** (1.868)	-2.225 (3.192)	-3.751 * (1.879)
決定係数	0.58	0.6	0.68	0.62	0.63	0.70
サンプル数	64	64	62	64	64	62
H-統計量	-2.138 *** (0.374)	-2.647 *** (0.509)	-2.657 *** (0.360)	-1.916 *** (0.381)	-2.224 *** (0.542)	-2.396 *** (0.378)

注)被説明変数は、営業収益の対数値である。サンプルは2006年3月末と2007年3月末をプールしたものである。推定法はOLS。括弧内の数値は、ホワイトの修正標準誤差である。

表7 非競争度、結託度、需要の弾力性の推定結果

	(1)	(2)
非競争度: θ	0.930 *** (0.038)	0.939 *** (0.039)
結託度: α	1.013 *** (0.049)	1.025 *** (0.050)
需要の価格弾力性: η	1.179 ***,††† (0.054)	1.183 ***,††† (0.056)
定数項: a_0	10.574 *** (0.058)	13.502 *** (1.124)
対数貸出残高: a_1	0.681 ***,††† (0.020)	0.646 ***,††† (0.055)
対数貸出残高の二乗: a_2	0.049 *** (0.006)	0.047 *** (0.006)
対数賃金率: a_3	0.082 (0.220)	0.811 *** (0.352)
対数賃金率の二乗: a_4	0.034 (0.063)	0.186 *** (0.086)
対数貸付残高と対数賃金率の交差項: a_5	-0.262 *** (0.043)	-0.240 *** (0.049)
正社員の比率: b_1		-2.410 *** (1.093)
女性従業員の比率: b_2		-1.798 *** (0.522)
過剰識別検定統計量	20.29	20.80
自由度	17	15
p値	0.260	0.143
サンプル数	55	55

推定方法はGMMである。費用関数の操作変数は、対数賃金率、対数賃金率の二乗、正社員の比率、女性従業員の比率、貸付残高のシェア、調達金利、新規顧客に対する貸付金利、既存顧客に対する貸付金利、営業収入のランク変数である。非競争度の操作変数は、費用関数の操作変数から貸付残高シェアを除いたものである。結託度の操作変数は、費用関数の操作変数から調達金利を除いたものである。***は1%の有意水準で0と異なることを表している。†††は1%の有意水準で1と異なることを表している。

表8 非競争度、結託度、需要の弾力性の推定結果：頑健性の確認

	2006年3月末	2007年3月末	プール
	(1)	(2)	(3)
非競争度: θ 2006	0.825 ***,+††† (0.011)		1.333 ***,+††† (0.095)
θ 2007		0.786 ***,+††† (0.009)	1.304 ***,+††† (0.086)
$\Delta\theta$			-0.029 (0.018)
結託度: α 2006	0.855 ***,+††† (0.015)		1.523 ***,+††† (0.116)
α 2007		0.815 ***,+††† (0.014)	1.323 ***,+††† (0.116)
$\Delta\alpha$			-0.200 *** (0.012)
需要の価格弾力性: η	0.821 ***,+††† (0.016)	0.856 ***,+††† (0.015)	1.699 ***,+††† (0.120)
定数項: a_0	11.055 *** (0.320)	10.929 *** (0.106)	10.631 *** (0.058)
対数貸出残高: a_1	0.006 (0.030)	0.500 ***,+††† (0.020)	0.697 ***,+††† (0.023)
対数貸出残高の二乗: a_2	-0.056 *** (0.005)	-0.033 *** (0.004)	0.056 *** (0.006)
対数貸金率: a_3	4.901 *** (1.392)	0.638 (0.512)	-0.147 (0.197)
対数貸金率の二乗: a_4	1.228 *** (0.394)	0.114 (0.126)	-0.018 (0.059)
対数貸付残高と対数貸金率の交差項: a_5	0.028 (0.019)	-0.201 *** (0.030)	-0.267 *** (0.071)
過剰識別検定統計量	24.53	25.09	22.84
自由度	17	17	17
p値	0.106	0.093 *	0.155
サンプル数	28	27	55

推定方法はGMMである。費用関数の操作変数は、対数貸金率、対数貸金率の二乗、正社員の比率、女性従業員の比率、貸付残高のシェア、調達金利、新規顧客に対する貸付金利、既存顧客に対する貸付金利、営業収入のランク変数である。非競争度の操作変数は、費用関数の操作変数から貸付残高シェアを除いたものである。結託度の操作変数は、費用関数の操作変数から調達金利を除いたものである。(3)は、それぞれ推定式に、2007年のダミー変数を加えている。***は1%の有意水準で0と異なることを表している。†††は1%の有意水準で1と異なることを表している。

表9 他社行動に対する、自社の金利と店舗展開の決定

		とても当てはまる	まあまあ当てはまる	どちらともいえない	あまり当てはまらない	全く当てはまらない
他社が金利を下げれば、当社も金利を下げて対抗する	度数 (%)	0 (0.0)	8 (17.8)	17 (37.8)	9 (20.0)	11 (24.4)
他社が金利を上げれば、当社も金利を上げて対抗する	度数 (%)	0 (0.0)	0 (0.0)	16 (35.6)	17 (37.8)	12 (26.7)
金利の決め方は、他者の鼓動に影響されない	度数 (%)	7 (15.6)	15 (33.3)	18 (40.0)	3 (6.7)	2 (4.4)
他社が店舗網を拡張すれば、当社も店舗網を拡大し	度数 (%)	0 (0.0)	0 (0.0)	10 (22.2)	11 (24.4)	24 (53.3)
他社が店舗網を縮小すれば、当社も店舗網を縮小す	度数 (%)	0 (0.0)	1 (2.2)	14 (31.1)	10 (22.2)	20 (44.4)
店舗展開の方針は、他者の行動に影響されない	度数 (%)	13 (28.9)	10 (22.2)	11 (24.4)	5 (11.1)	6 (13.3)

表10 契約するまでに何社訪問したか

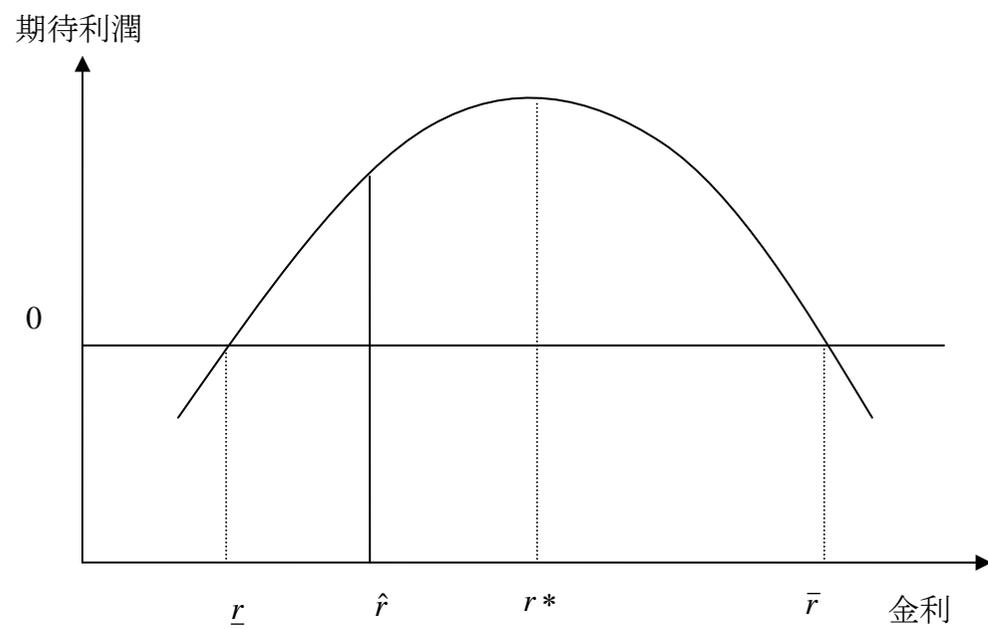
		合計	1社	2社	3社	4社以上
全体	度数 (%)	2053 (100)	1503 (73)	235 (13)	114 (6)	201 (7)
借入経験者	度数 (%)	1148 (100)	844 (74)	155 (14)	75 (7)	74 (6)
債務整理者	度数 (%)	905 (100)	659 (73)	80 (9)	39 (4)	127 (14)

表11 訪問会社数の理由

		合計	A	B	C	D	E
全体	度数 (%)	2053 (100)	1134 (57)	193 (11)	560 (25)	92 (5)	74 (3)
借り入れ経験	度数 (%)	1148 (100)	665 (58)	124 (11)	283 (25)	51 (4)	25 (2)
債務整理者	度数 (%)	905 (100)	469 (52)	69 (8)	277 (31)	41 (5)	49 (5)

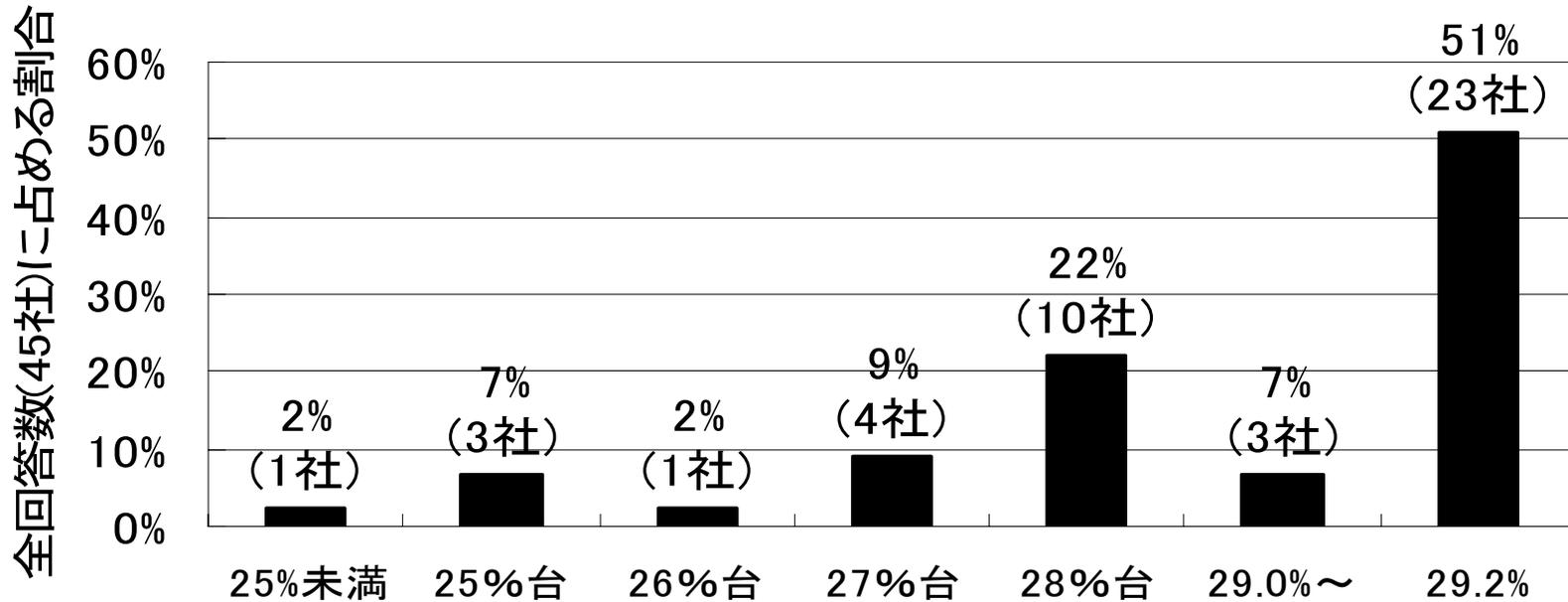
注)Aは「その数で満足する借り入れができたから」、Bは「それ以上の数を訪問するのは、お金や時間がかかって大変だから」、Cは「どの会社も貸す条件はあまり変わらないだろうから」、Dは「訪問しなくても、どの会社が良いかがわかったから」、Eは「貸してさえくれれば、金利がいくら高くてもかまわないから」をそれぞれ示す。

図1 金融機関の期待利潤



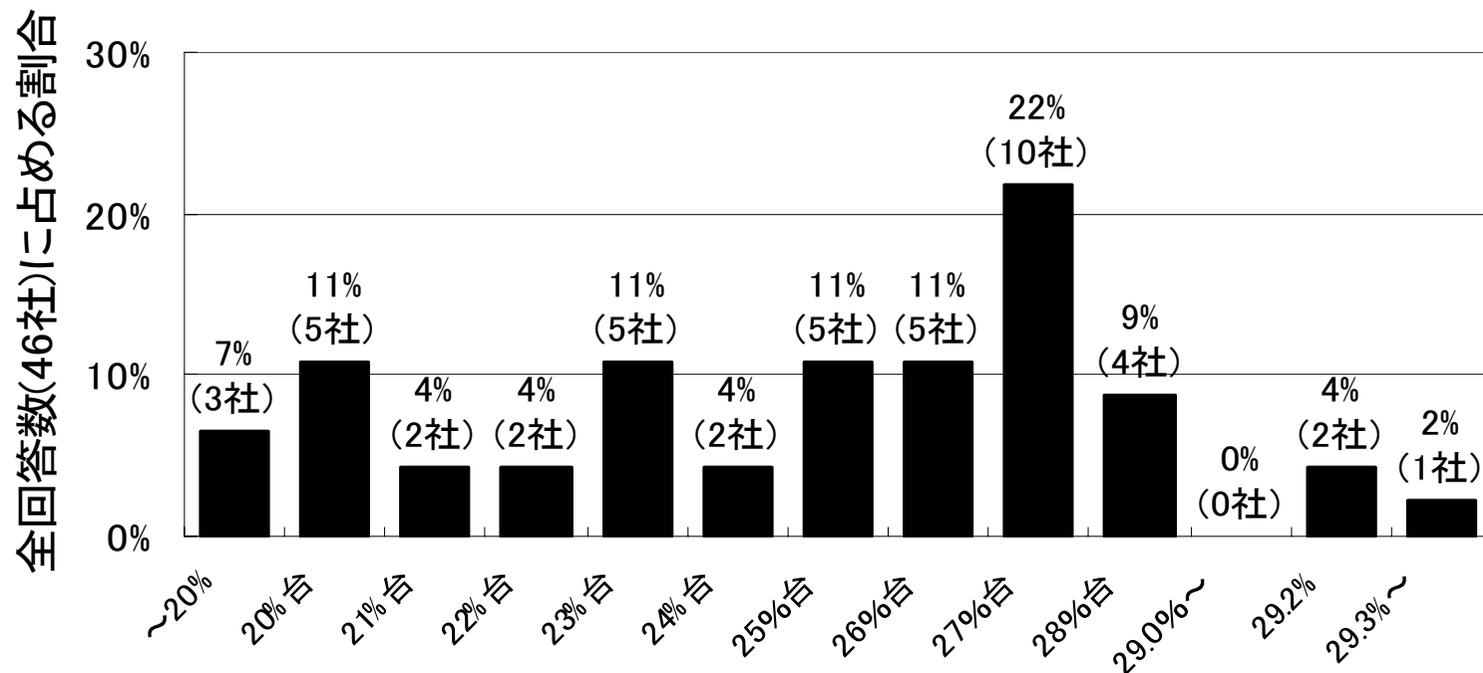
注) r^* は均衡金利、 \hat{r} は上限金利である。

図2 新規顧客の平均貸付金利（2006年3月末）



注) 横軸は、2006年3月末の新規顧客の平均貸付金利である。縦軸は、「貴社の平成18年3月末の新規顧客の平均貸付金利をお知らせください。」という質問の回答が、横軸の金利階級に落ちる会社数とその全回答数(45社)に占める割合である。例えば、新規顧客に対する平均貸付金利が29.2%である企業は23社あり、これは全体の51%であることを示している。

図3 既存顧客を含めた平均貸付金利（2006年3月末）



注) 横軸は、2006年3月末の既存顧客を含めた平均貸付金利である。縦軸は、「貴社の平成18年3月末の既存顧客を含めた平均貸付金利をお知らせください。」という質問の回答が、横軸の金利階級に落ちる会社数とその全回答数(46社)に占める割合である。例えば、既存顧客を含む平均貸付金利が27%台である企業は10社あり、これは全体の22%であることを示している。

Degree of Competition of Consumer Loan Industry

Kohei Kubota[†]

Yoshiro Tsutsui[‡]

Abstract

The purpose of this paper is to estimate the degree of competition of consumer loan industry in Japan utilizing responses to a questionnaire survey conducted by Japan Consumer Finance Association. Estimating the cost function, we found that the industry is characterized by large scale economies. Estimation of Lerner index, H-statistics, degree of noncompetition, and degree of collusion reveals that consumer loan market is highly monopolistic. Consumer loan companies answered to a question that they commit neither interest rate competition nor quantity competition through extending branch-networks. We further investigated the reason why consumer loan market is monopolistic. Market for new customers is characterized by informational asymmetry, usury law, and hyperbolic discounting of borrowers, which makes the market monopolistic. Meanwhile, market for incumbent customers is monopolistic because they would not search for new lenders to avoid switching costs. These findings may be useful to draft new regulations on the industry.

JEL Classification Numbers: G21; L13

Keywords: consumer loans, degree of competition, scale economy, degree of collusion, H-statistics

[†] Graduate School of Economics, Osaka University, 1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka 560-0043 Japan

e-mail: hge806kk@mail2.econ.osaka-u.ac.jp

[‡] Graduate School of Economics, Osaka University, 1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka 560-0043 Japan

e-mail: tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp