

消費者金融会社の市場競争および効率性

茶野 努

(武蔵大学 経済学部 教授)

．はじめに

鳩山政権が成立して、改正貸金業法の見直しについて議論が活発化している。改正貸金業法は多重債務問題が深刻化していく中で、安心して利用できる貸金市場を構築することを目的として 2007 年 12 月に施行され、取立規制の強化や新貸金業協会の設立などその対策が段階的に実施されてきた。

2011 年 6 月には改正貸金業法の 4 条が施行され、総量規制の導入と上限金利の引き下げが行われる予定である。しかし、サブプライムローン危機に端を発した経済状況の悪化等もあって、改正貸金業法の完全実施が实体经济に大きな影響を与えかねないとの懸念から、その見直しについて 2010 年 11 月中に、政府が検討会議を設置し、規制の妥当性や影響などを改めて検証することとなった。¹

バブル崩壊後の 1990 年代において銀行や生保など多くの金融業態が苦境にあえぐなかで、消費者金融市場の拡大やその収益性の高さは他を圧倒していた。しかし、2000 年代に入ると多重債務などによる貸し倒れが増加、さらに 2006 年以降はグレー・ゾーン金利の過払い金返還訴訟が急激に増加して、収益面で一層の悪化傾向がみられるようになった。このような状況下において、2006 年に成立した改正貸金業法による規制強化は、将来的な消費者金融サービス市場の成長性あるいは収益性の低下を予想させるものであった。

本論の目的は、このような同市場を取り巻く環境および規制の変化が、競争状況や効率性にどのような影響を及ぼしたかを分析することにある。

本論の構成は以下の通りである。まず、次節で改正貸金業法の中身を概観し、消費者金融会社に対する規制強化の動きについてまとめる。また、ハーフィンダール・ハーシュマン指数や順位・シェア変動指数といった指標を計算し、市場構造の変化について調べる。さらに、茶野(2005)で行った Panzar and Rosse の H 統計量による追試を行い、消費者金融サービス市場の競争について考察する。つづく第 3 節では、確率的フロンティア生産関数および DEA による効率性分析を行う。最後に、これらの分析によって得られた結論をまとめ、今後残された課題について述べる。

¹ 11 月末に第一回目の会議が開かれ、その後審議が進んでいるようである。脱稿の段階では結論が出ていないが、与党内に総量規制を年収の 3 分の 1 から 2 分の 1 へと緩和を求め意見があるものの、緩和は難しいのではとの新聞報道がみられる。

・消費者金融業の公的規制・市場構造および競争

(1) 改正貸金業法の制定

改正貸金業法の内容は、1) 貸金業の適正化、2) 過剰貸付の抑制、3) 金利体系の適正化、4) ヤミ金融対策の強化からなる。同法の特徴はこれらが四段階に分けて施行されるところにある。たとえば、ヤミ金融対策の強化として2007年1月にすでに罰則最高刑が懲役5年から10年に強化されている。現在議論的となっているのは、完全実施に向けた第四段階、総量規制の導入と上限金利の引き下げを予定通りに施行すべきか否かということである(各項目の実施時期等は図1を参照)。次に、各内容についてみていく。

第一に、貸金業の適正化としては、参入条件、自主規制機能、行為規制がそれぞれ強化され、業務改善命令も導入された。まず、参入条件の強化としては、参入に必要な純資産額が上げられた(個人300万円・法人500万円から、2009年6月には2000万円に引き上げられ、4条施行時に5000万円以上に引き上げられる)。また、法令遵守のための助言・指導を行う貸金業務取扱主任者の資格試験が2009年6月に導入され、4条施行時には合格者を営業所ごとに配置することが義務化される。また、自主規制の強化としては、日本貸金業協会が設立されるとともに、広告の頻度や過剰貸付防止等について自主規制ルールを制定し、これを当局が認可する枠組みが導入された。さらに、夜間に加え日中の執拗な取立て行為の規制など、貸金業者の行為規制も強化された。²

第二に、過剰貸付の抑制としては、2009年6月に指定信用情報機関制度が創設された。これにより、信用情報の適切な管理などの条件を満たす信用情報機関を指定する制度が導入され、貸金業者が借り手の総借入残高を把握できる仕組が整備された。そして、4条施行時には総量規制が導入される。個人貸付けについては、1) 自社からの借入残高が50万円超となる貸付け、又は、2) 総借入残高が100万円超となる貸付けの場合には、貸金業者に年収等を証する資料の取得が義務づけられる。そして、指定信用情報機関の信用情報を利用した調査の結果、総借入残高が年収の3分の1を超える貸付けなど、返済能力を超えた貸付けが禁止となる。

第三に、4条施行には上限金利の引下げが行われる。貸金業法上の「みなし弁済」制度(グレーゾーン金利)が廃止され、出資法の上限金利が20%に引下げられる(これを超え

² そのほかに、借り手の自殺による生命保険金による弁済禁止、特定公正証書(強制執行認諾付公正証書)作成のための委任状取得の禁止、利息制限法を越える契約についての特定公正証書作成の囑託の禁止、催告・検索の抗弁権がないことの連帯保証人に対する説明義務など。貸付け時にトータルの元利負担額などを説明した書面の事前交付については、システム対応等の準備から4条施行時に義務づけられる。

る場合は刑事罰の対象となる)。また、利息制限法の上限金利(15%~20%)と出資法の上限金利(20%)の間の金利での貸付けについては、行政処分の対象となる。日賦貸金業者及び電話担保金融の特例として認められていた金利(年54.75%)も廃止される。

このように、改正貸金業法4条が施行されて、総量規制の導入と上限金利の引き下げが行われるかは今回の規制強化のキーポイントであり、それが市場構造や競争に事前的に大きな影響を与えていることは想像に難くない。

(2) 市場構造

消費者金融会社の情報開示は全般的に進んでいないので、分析対象企業を明確にしておく。日経ニーズからデータをとることのできるオリカキャピタル、オリックス、三菱UFJニコス、アイフル、三洋信販、アコム、シンキ、プロミス、武富士、Jトラスト、クレディア、ポケットカードの12社を対象とした。³

まず、消費者金融市場の市場構造の変化をみるために、ハーフィンダール・ハーシュマン指数(HHI)の変化をみる。HHIは各社のシェアの二乗を全企業について合計したもので、独占の場合は1になるので、その値が小さくなるほど市場の集中化が進んでいないことを意味する。市場構造の変化を見る場合、貸出残高といったストック指標、経常収益といったフロー指標などが用いられることが多い。本論では、効率性分析で生産物指標として使用する(付加価値の代理変数としての)「当期利益+営業経費合計」を用いてHHIを計算した。図1をみると、消費者金融サービス市場のHHIは2001年度以降低下している。このような市場集中度の低下は競争が進んでいる結果と解釈することもできる。

市場競争度を表す指標としては、従来、ある一時点における市場集中度やHHIが用いられてきた。しかしながら、A企業のシェアが70%、B企業のシェアが30%であったときに、翌年A企業のシェアが30%、B企業のシェアが70%になったとしても、市場集中度やHHIではその変化を適切に反映できない。したがって、「一定期間の順位やシェア変動といった市場の動的な性質も市場競争度を表す重要な指標となる」(公正取引委員会(2003))。

順位・シェア変動を表す指数には、スピアマン順位相関係数、二時点シェア変動指数、ケンドール順位一致係数、多時点シェア変動指数がある。(1)スピアマン順位相関係数

³消費者信用市場は業者の多様化・多角化が進んでおり、消費者金融会社と信販会社、クレジット会社を明確に線引きすることは困難であるが、インターネットの借入金利比較サイトなどを参考に当該会社を選び出し、これらは同一市場を形成しているものと見なして分析の対象とした。

は、2時点間の順位データについての相関係数である。これは -1 から 1 の間の値をとり、数値が小さいほど二時点間の順位変動が大きいことを示している。(2) 二時点シェア変動指数は、二時点間のシェアデータについての相関係数をとったものである。これも -1 から 1 の間の値をとり、数値が小さいほど二時点間のシェア変動が大きいことを示している。(3) ケンドール順位一致係数は、「 $(\text{各年の合計値} - \text{全企業数の中央値})^2 \div (\text{完全一致の場合の合計値} - \text{全企業数の中央値})$ 」により求められる。これは 0 から 1 の間の値をとり、数値が小さいほど当該期間中の順位変動が大きいことを示している。(4) 多時点シェア変動指数は、対象期間における各企業の t 期と $t - 1$ 期のシェアの差の二乗和を計算し、これを時点間数(たとえば、対象期間が 10 年であれば 9)で割る。これは 0 以上の値をとり、数値が大きいほど当該期間中のシェア変動が大きいことを示している。

表 1 は消費者金融会社について当該指数を計算し、茶野(2009)で計算した生損保と比べたものである。これをみると、全ての指標に関して消費者金融会社は損保に比べて順位、シェアともに変動が大きく市場は競争的である。一方、生保に対しては、スピアマン順位相関係数、ケンドール順位一致係数という順位の変動をみれば競争的ではないが、二時点シェア変動指数、多時点シェア変動指数というシェアの変動をみると競争的である。公正取引委員会(2003)は市場の競争をみるうえでは多時点シェア変動指数がもっとも優れているとしており、そういう点からは消費者金融会社のほうが生損保に比べて競争的であるとの見方が成り立つ。

(3) 市場競争

茶野(2005)では、 H 統計量を用いて、1997 年度から 2003 年度にかけてのアイフル、アコム、三洋信販、武富士、プロミス の大手五社を対象に競争状況を分析した。 H 統計量は誘導形収入関数 R の要素価格弾力性の総和 $\psi (\equiv \sum w_i / R (\partial R / \partial w_i))$ に着目して市場の競争状況を検証するものである。Panzar and Rosse (1987)によれば、 H 統計量は、独占では $\psi \leq 0$ であり、長期の完全競争では $\psi = 1$ 、チェンバレン均衡では $\psi < 1$ となることが明らかにされている。⁴

⁴ 松村敏弘(2005)は、クルーノー複占競争、ベルトラン複占競争の例を用いて、独占よりもクルーノー複占競争、クルーノー複占競争よりもベルトラン複占競争のほうが H 統計量は大きくなり、 H 統計量が大きいほど競争度が高いと考えるのはそれなりの根拠があるとしながらも、クルーノー複占競争、ベルトラン複占競争の場合に条件によっては正負の値を取り得るので「 H 統計量が負ならば独占、1 なら完全競争、その中間(0 から 1 まで)ならば中間的な競争形態(例えば独占的競争)」と判断することに慎重でなければならない

本稿では、1999年度から2007年度に期間を延長し、また対象企業を先述の12社としてパネル分析を行う。Panzar and Rosseにおける誘導形収入関数は $R = R^*(z, w, t)$ と表せる。ここで、 z は収入関数をシフトさせる外生変数ベクトル、 w は要素価格ベクトル、 t は費用関数をシフトさせる外生変数ベクトルである。

誘導形収入関数は、茶野(2005)と比較を行うためにできるだけ同じように定式化を試みた。収入 R には同じく経常収益を用いる(その対数値を LP と表記)。つぎに、要素価格 w に関しては賃金率と資本コストを用いた。前回使用した「借入金および債券による資金調達の平均金利」のデータは収集できない企業が多かったので、今回は説明変数に含めない。賃金率は(人件費・福利厚生費)/従業員数で算出した(その対数値を LW と表記)。資本コストは賃貸料/所有土地面積とした(その対数値を LC と表記)。外生変数 t については、前回同様に有形固定資産(その対数値を LF と表記)を用いる。

上記12社のプーリングデータを用いて、誘導形収入関数

$$LP_{it} = a + b_1 LW_{it} + b_2 LRC_{it} + c LF_{it} \quad (1)$$

を推定し、 $\psi = b_1 + b_2$ に関して仮説検定を行う。 i は企業を表す添え字、 t は時間を表す添え字である。Wu-Hausman検定により変動効果モデルが支持されたので、その推計結果について表3に示す(参考に固定効果モデルも載せている)。推定結果によれば、 $\psi = 0.712$ であり、有意に $0 < \psi < 1$ である。分析対象を12社に拡大し期間を延長しても、消費者金融市場は独占競争でも長期完全競争でもなく、独占的競争の可能性が高い。

H 統計量を市場競争度とみなすことに一定の合理性もあることに鑑みれば、大手五社を対象とした茶野(2005)の H 統計量は0.425であったが、対象企業を広げて分析期間をより長期にした本稿では0.712であることは、消費者金融市場の競争がより厳しくなっている可能性が高いことを示唆するのかもしれない。

・消費者金融会社は効率的か

企業の効率性や生産性を測定する代表的手法としては、Data Envelopment Analysis (以下、DEA)と確率的フロンティアモデルを使用する二つの方法がある。これらの基本的な考え方はFarrell(1957)⁵に基づいており、両者の違いは生産フロンティア関数を特定化す

とする。

⁵ Farrellの方法は、費用最小行動をとる企業の生産フロンティアを求めて、それによる効率性測定を行うものである。図3は二種類の投入要素を用いて、一種類のアウトプットを生産する企業の等生産量曲線である。yy'は等生産量を表しており、企業Eは費用が最小であ

るのに、前者は線形計画法を用いるのに対して、後者は計量経済学的方法を使用する点にある。

以下では、DEA および確率的フロンティアモデルによる Malmquist 指数の計測方法を説明し、つぎに実際に消費者金融会社の効率性変化を測定し、その結果を報告する。Malmquist 指数とは、後述するように異なる経済主体の異なる時点間の効率性変化を測定するために使用される指標である。

(1) DEA による Malmquist 指数の計測

まず、最初に直感的に理解しやすいと思われる DEA⁶による効率性推移の計測の仕方について説明する。

DEA は、観測されたデータから効率的フロンティアを導出し、分析対象となる企業の中で最も効率的な企業との比較を通して、各企業の効率性を評価するノンパラメトリックな分析手法である(以下、図4参照)。たとえば、期間1において点Pにある企業の効率性は AC/AP として計測され、この値が1に近いほど効率的である。また、複数投入・複数産出を扱えるという点でパラメトリックな生産関数の推計にない利点を有している。

DEA による効率性値を使って Malmquist 指数を計算し、二時点間の生産性の変化を評価できる。⁷先ほどの例で期間1において点Pにあった企業が、期間2において点Qに移り効率的フロンティアも移動した場合を考える。このとき、Malmquist 指数はキャッチアップ効果とフロンティア・シフト効果の積で表される。この点をみてみよう。

キャッチアップ効果(λ)は各企業の効率性がどれくらい向上したかを示すもので、以下のように計算される。

り生産効率的といえる。投入要素の相対価格はABによって表されるものとする。企業Qは等生産量曲線上にいるが、投入要素の組み合わせが適正でないので資源配分上非効率である。企業Rは等生産量曲線上にもないので、資源配分上非効率かつ技術的非効率でもある。ここで、資源配分非効率は OP/OQ 、技術的非効率は OQ/OR で表される。一般的に、技術効率比 OQ/OR は、規模効率 OQ/OS と純技術効率 OS/OR に分割できるので、つぎのようになる。

$$\begin{aligned} & \text{生産効率 [OP / OR]} \\ & = \text{資源配分効率 [OP / OQ]} \times \text{規模効率 [OQ / OS]} \times \text{純技術効率 [OS / OR]} \end{aligned}$$

このように各企業の相対的効率は、原点から当該企業までの距離とフロンティアまでの距離との比によって推定することができる。

⁶ DEA について茶野(2004)を参照のこと。

⁷ 以下の説明は Cooper, Seiford and Tone(2007)にもとづいている。より詳細は Färe, Grosskopf, Norris and Zhang(1994)を参照のこと。

$$\lambda = \frac{BD}{BQ} \bigg/ \frac{AC}{AP} \quad (3)$$

一方、フロンティア・シフト効果は二時点間の効率的フロンティアの変化を表す。期間1における点Pに関するフロンティア・シフト効果 (ϕ_1) は

$$\phi_1 = \frac{AC}{AE} = \frac{AC/AP}{AE/AP} = \frac{\text{期間1のフロンティアに対するPの効率性値}}{\text{期間2のフロンティアに対するPの効率性値}} \quad (4)$$

である。また、期間2における点Qのフロンティア・シフト効果 (ϕ_2) も同様に以下のようになる。

$$\phi_2 = \frac{BF}{BD} = \frac{BF/BQ}{BD/BQ} = \frac{\text{期間1のフロンティアに対するQの効率性値}}{\text{期間2のフロンティアに対するQの効率性値}} \quad (5)$$

ここで全体のフロンティア・シフト効果 (ϕ) は(4)と(5)の幾何平均 ($\phi = \sqrt{\phi_1 \phi_2}$) と定義され、Malmquist 指数 (以下、 MI) はキャッチアップ効果 λ とフロンティア・シフト効果 ϕ の積として算出される。

$$MI = \lambda \times \phi = \frac{AP}{BQ} \sqrt{\frac{BF}{AC} \frac{BD}{AE}}$$

$MI > 1$ であれば効率性が向上していることを、 MI が1であれば効率性に変化のないことを、 $MI < 1$ であれば効率性が低下していることを表す。

(2) 確率的フロンティアモデルと Malmquist 指数

パラメトリック法では生産関数を特定化して推計するが、大きく分けて決定論的フロンティアモデルと確率的フロンティアモデルの二つの推計方法がある。

まず、決定論的フロンティアモデルでは、生産物を Y_i 、生産要素を X_i 、生産関数 $f(\cdot)$ 、誤差項 v_i とすると、

$$\ln Y_i = f(X_i) + v_i \quad (6)$$

を推計して誤差項 v_i を非効率性とする。ここで、 i は企業を表す添え字である。

しかし、このような決定論的フロンティアモデルでは、観測された生産量と生産曲線との乖離はすべて非効率性から生じたものと解釈することになる。したがって、このような決定論的モデルでは非効率性が大きく評価される懸念がある。

このような問題を修正するために確率的フロンティアモデルが開発されている。確率的フロンティアモデルでは、残差項を、効率性を表す指標 u_i 、誤差項 v_i に分けて推計を行う。

すなわち、生産関数を

$$\ln Y_i = f(X_i) + v_i - u_i \quad u_i \geq 0 \quad (7)$$

として推計する。Aigner, Lovell and Schmidt (1977) は u_i を半正規分布と仮定している。

効率性を表す指標 u_i が平均 0、分散 σ^2 の半正規分布、誤差項 v_i が平均 0、分散 α^2 の正規分布に従うとき、 $\varepsilon = v - u$ の確率分布は、

$$f(\varepsilon) = \frac{2}{\sigma} f^*\left(\frac{\varepsilon}{\delta}\right) \left\{ 1 - F^*\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\delta}\right) \right\} \quad (8)$$

と表すことができる。ここで、 $\delta^2 = \sigma^2 + \alpha^2$ 、 $\lambda = \sigma/\alpha$ 、 f^* は標準正規分布の密度関数、 F^*

は標準正規分布の累積分布関数である。実際の推計では δ 、 λ と生産関数のパラメータを最尤法によって推計する。

個々の効率性を評価するために、 u_i の条件付き期待値 $E(u_i | \varepsilon_i)$ を求める。具体的には、

$$E(u|\varepsilon) = \mu^* + \sigma^* \frac{f^*(-\mu^*/\sigma^*)}{1 - F^*(-\mu^*/\sigma^*)} \quad (9)$$

を計算する。ここで $\mu^* = -\frac{\varepsilon\lambda\sigma^*}{\delta}$ 、 $\sigma^{*2} = \frac{\sigma^2\alpha^2}{\delta^2}$ である。

Coelli, Rao and Battese (1998) は、(7) 式をパネルデータモデルに拡張し、以下のように u_{it} が時間的に可変するモデルを提示している。

$$\ln Y_{it} = f(X_{it}) + v_{it} - u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T; \quad (10)$$

ここで、 i は企業、 t は時間を表す添え字である。このとき u_{it} は次のように定義されることになる。

$$u_{it} = \{\exp(-\eta(t-T))\} u_i \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T; \quad (11)$$

は推定すべき未知のパラメータであり、 u_{it} は半正規分布より一般的な切断正規確率変数と仮定されている。切断正規分布は平均 μ 、分散 σ^2 の正規分布で、ゼロで切断されている分布である。切断正規分布で平均 μ をゼロとおくと、半正規分布が得られる。 $t = T$ のと

き、 $\{\exp(-\eta(t-T))\}$ の値は1だから最終期T期のi企業の u_{it} は u_i である。T期以前では、

が正ならば $-(t-T)$ は非負となり、 $\{\exp(-\eta(t-T))\}$ は1より小さくないから $u_{it} = u_i$ である。逆に、 $-(t-T)$ が負の時は $u_{it} < u_i$ となる。 $-(t-T)$ がゼロのとき(11)式は時間的不変モデルとなる。従って、時間的可変モデルのもとで、帰無仮説 $\eta = 0$ を検定すれば、技術非効率の時間的变化の有無が明らかになる。

いま、さらに、技術変化を表すタイムトレンドも考慮してパネルデータモデルを以下のように定式化する。

$$\ln Y_{it} = f(X_{it}, t) + v_{it} - u_{it} \quad i=1, 2, \dots, N; t=1, 2, \dots, T; \quad (12)$$

DEAの説明では、Cooper et al. (2007)にならい Malmquist 指数はキャッチアップ効果とフロンティア・シフト効果の積であるとしたが、パラメトリック法では、それぞれ効率変化、技術変化と呼ばれる (Coelli et al. (2005))。技術効率 TE は、 $TE_{it} = E(\exp(-u_{it}) | e_{it})$ (ただし、 $e_{it} = v_{it} - u_{it}$) であるから、効率変化は次のようになる。

$$\text{効率変化} = TE_{it+1} / TE_{it} \quad (13)$$

また、i企業のt期からt+1期間の技術変化はパラメータの推定値から次式のように直接求められる。Malmquist 指数は(13)式と(14)式の積である。

$$\text{技術変化} = \exp \left\{ \frac{1}{2} \left[\frac{\partial \ln y_{it+1}}{\partial t+1} + \frac{\partial \ln y_{it}}{\partial t} \right] \right\} \quad (14)$$

(3) 実証分析結果

最初に、確率的フロンティア関数の推計を行う。いま、非中立型技術変化にもとづくトランスログ型の生産関数を仮定し、Coelli et al. (1998) 同様に技術変化を表すタイムトレンドも考慮したパネルデータモデルを以下のように定式化する。

$$\begin{aligned} \ln(Y_{it}) = & \alpha_0 + \alpha_K \ln(K_{it}) + \alpha_L \ln(L_{it}) + \alpha_{KK} [\ln(K_{it})]^2 + \alpha_{LL} [\ln(L_{it})]^2 \\ & + \alpha_{KL} \ln(K_{it}) \ln(L_{it}) + \alpha_{Kt} \ln(K_{it})t + \alpha_{Lt} \ln(L_{it})t + \alpha_{tt} t^2 + (v_{it} - u_{it}) \\ & i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T, \end{aligned} \quad (15)$$

時間的可変モデルが妥当かどうかは帰無仮説 $u_{it} = 0$ によって検証する。なお、ここで u_{it} は平均 m_{it} 、分散 σ_u^2 の切断正規分布に従うと仮定する。

このような定式化に対する一つの批判は、規模変化に関する効率性変化が捕捉できないので、推定にバイアスが生じるかもしれない点にある。この解決方法としては、規模に関する収穫一定という制約（CRS 制約）を課す。上記モデルに CRS 制約を課すには、次の制約式を加えて最尤法による推定を行えばよい。

$$\begin{aligned} k_t + L_t &= 1 \\ k_t + k_L &= 0 \\ L_t + L_L &= 0 \\ k_t + L_t &= 0 \end{aligned} \tag{16}$$

本論では、消費者金融会社の生産物（Y）を付加価値（「営業利益 + 販売費および一般管理費」を代理変数に用いる）とし、生産要素としては資本（K）に有形固定資産合計、労働量（L）に従業員数を用いる。計測期間は 1999 年度から 2007 年度とする。なお、これらのデータは日経 NEEDS からダウンロードした。

表 4 には時間的可変モデルと時間的不変モデルの結果を載せている。⁸まず、時間的可変モデルを推計したところ、帰無仮説 $u_{it} = 0$ は棄却されなかった。すなわち、時間的可変モデルは当てはまらず、時間的不変モデルが妥当性をもつ（誤差項 u_{it} は一定）ので、時間経過とともに技術効率性は変化しないことになる。したがって、Malmquist 指数は計算できず、この期間における消費者金融会社各社の技術効率（ $TE_i = E(\exp(-u_i) | e_i)$ ）を計算した結果を表 5 に示してある。これをみると、技術効率の高い上位 5 社は武富士、アコム、アイフル、三洋信販、プロミスとなり、逆に技術効率の低い下位 5 社はオリカキャピタル、Jトラスト、オリックス、クレディア、三菱 UFJ ニコスとなった。

そこで、消費者金融会社の効率性変化をみるために、制約がより緩やかな DEA により Malmquist 指数（以下 DEA-MI）を計測する。確率的フロンティアモデルの場合と同じように生産物に付加価値、生産要素に有形固定資産合計と従業員数を用いた。

図 5 は、DEA-MI の推移を表したものである。おおむね各年とも 1 を上回っており、この間において消費者金融会社の効率性が必ずしも低下しているわけではない。図 6 は付加価

⁸ 推計に際しては平均値との差で評価をしている。また、CRS 制約を課さないで推計を行ったが、最尤法による推定は解を得られなかった。CRS 制約を課し、かつ、リース関係の収益が大きな割合を占めるオリックスに関してダミー変数において推計した場合にも、同様に最尤法による推定は解を得られなかった。

値の推移を表しており、オリックスを除けば業界全体として 2004 年度以降では付加価値の生産が減少傾向にある。したがって、このことを考えると、効率性が低下していないのは各社のリストラが進められている裏返しでもある。

表 6 は各期の値のうち 1 以下のものをグレーで表示し、1999 年度から 2007 年度までの DEA-MI の平均値を出してそれを低い順番に並べかえたものである。表 6 をみると、クレディアは通年で見た場合に DEA-MI は 0.988 であり、効率性が唯一低下している。とくに、これは 2006 年度から 2007 年度にかけての MI が 0.532 であったことによっている。ほとんど効率性の改善がみられない(すなわち、各年の DEA-MI が 1 を下回ることが多く、結果的に 1999 年度から 2007 年度にかけての平均で DEA-MI が 1 に近い)のが武富士、Jトラスト、アイフル、プロミスといった会社である。

確率的フロンティア関数と DEA との分析結果を総合すると、クレディア、Jトラストなどは技術効率が低いうえに、1999 年度から 2007 年度にかけて効率性がほとんど改善していない。一方、武富士、アイフル、プロミスなどは確率的フロンティアモデルにより求められた技術効率の水準は他社に比べて高いものの、DEA-MI では効率性の改善があまりみられない。

実際の企業動向をみてみると、クレディアは、2007 年 9 月 14 日に 民事再生法の適用を申請し、10 月 15 日付けで上場を廃止している。2009 年 9 月の新聞報道によれば、アイフルは、私的整理の手法の一つである「事業再生 ADR (裁判外紛争解決)」を活用した経営再建に取り組んでいる。同社の再建計画では店舗や人員削減により事業を縮小する一方で、住友信託などの銀行団には返済猶予を求めるという。また、9 月のアイフルの私的整理に続き、プロミスの異例のタイミングでの社長交代劇が報じられた。創業家出身の社長が退任し、三井住友銀行出身者に交代した。銀行との関係強化・信用補完を市場に示すことに狙いがあるとされる。

このようにクレディアのようなもともと技術効率の低い企業のみならず、技術効率の高いアイフル、プロミスといった消費者金融大手でも、私的整理が進められたり、あるいは経営者の交代によって経営改善が図られるなど効率性の改善に向けた大幅なリストラが行われている。

・最後に

2000 年以降のシェア変動指数などをみると消費者金融会社は大きな数値を示しており、

この業態での競争は厳しく、現在激動期にあることがうかがえる。また、貸し倒れの増加やグレー・ゾーン金利の過払い金返還訴訟の急増によって、2005年度以降付加価値ベースでみた生産が落ち込んでいる。とくに、経営破綻に陥った会社や経営再建に向けたリストラに取り組んでいる会社は、効率性がむしろ低下している年が多くみられる。本論の分析対象にほとんどの大手を含んでいるとはいえ12社に限られており、むしろ法改正の大きな影響を受けている小規模な会社は対象とはなっていない。これらを含んだ市場競争の状況、効率性変化を分析することは今後の課題である。

<参考文献>

- [1] 泉田成美・船越誠・高橋佳久(2004)『新たな市場構造指標と競争状況の関係に関する経済分析調査』公正取引委員会競争政策研究センター共同研究
- [2] 伊東眞一(2000)『消費者金融システム論』晃洋書房
- [3] 片岡義広・山本真司監修(2001)『消費者信用ビジネスの研究』ピーケーシー
- [4] 片岡義広監修(2008)『リテールファイナンス・ビジネスの研究』ピーケーシー
- [5] 公正取引委員会(2003)『新しい市場構造指標を用いた経済分析 生産・出荷集中度データを活用して』
- [6] 消費者金融連絡会編(2004)『経済学で読み解く消費者金融サービス 規制と消費者保護を考える』(財)金融財政事情研究会
- [7] 茶野努(2004)「消費者金融サービス業の規模の経済性」消費者金融サービス研究振興協会
- [8] (2005)「消費者金融サービス市場の競争度」消費者金融サービス研究振興協会
- [9] (2009)「ビッグバンは保険市場を競争的・効率的にしたのか」『武蔵大学論集』第57巻第1号。
- [10] 堂下浩(2005)『消費者金融市場の研究 競争市場下での参入と撤退に関する考察』文眞堂
- [11] 富田輝博(2001)「企業の経営効率」『経済学研究』第68巻第4・5号,pp.27-45。
- [12] 松村敏弘(2005)「H 統計量と市場の競争度」『社会科学研究』第56巻第3・4号,pp.43-52。
- [13] 柳瀬典由・浅井義裕・富村圭(2007)「規制緩和後のわが国損害保険業の再編と効率性・生産性への影響 一連の合併現象は生産性の改善に貢献したか?」『損害保

- [14] Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and P. Schmidt (1977) "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," *Journal of Econometrics*, vol.6, 21-37.
- [15] Brander, James A. and Anming Zhang. (1990), "Market Conduct in the Airline Industry: an Empirical Investigation." *Rand Journal of Economics* 21:567-83.
- [16] Cooper, W.W. , Seiford, L.M. and Tone, K(2007), *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, second edition, Springer.
- [17] Coelli,T.J., D.S. Prasada Rao , Christopher J. O'Donnell and George E. Battese (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis* ,the second edition, Kluwer Academic Publishers.
- [18] Cummins, J.D., Tennyson, S. and Weiss, M.A. (1999), "Consolidation and Efficiency in the US life insurance industry", *Journal of Banking and Finance* 23(2-4), pp.325-347.
- [19] Cummins, J.D. and Xie, X(2008), "Mergers and acquisitions in the US property-liability insurance industry: Productivity and efficiency effects", *Journal of Banking and Finance* 32(1), pp.30-55.
- [20] Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M and Zhang, Z,(1994), "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 84, 66-83.
- [21] Farrell, M.J. (1957), "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society*, A CXX, Part 3, 253-290.
- [22] Kumbhakar, S.C. and C. A. Knox Lovell (2003), *Stochastic Frontier Analysis* , Cambridge University Press.
- [23] Panzar, J. C., Rosse, J. N (1987), "Testing for ' Monopoly ' equilibrium", *Journal of Industrial Economics* 35, pp.443-456.
- [24] Tsutsui, Y and Uchida, H (2004), "Has competition in the Japanese banking sector improved ? ", *Journal of Banking and Finance* 29-2, pp.419-439.

表1 . 順位・シェア変動指数

	消費者金融	生保	損保
スピアマン順位相関係数	0.846	0.823	0.941
二時点シェア変動係数	0.804	0.943	0.995
ケンドール順位一致係数	0.940	0.866	0.942
多時点シェア変動係数	30.154	16.865	1.218

注) 生保、損保は1996年度から2007年度までの経常収益をもとに計算。生保は2007年度の「かんぽ生命」の民営化を含まない。また、合併企業は、それ以前に遡って合併があったものとしてデータを修正。

表2 . 基本統計量 (単位: 金額は百万円、従業員数は人、面積は千平方メートル)

	平均	標準偏差	最大値	最小値
経常収益	203,068	186,014	712,061	1,631
付加価値	158,190	141,860	379,723	1,962
有形固定資産	94,123	218,605	1,132,115	12
従業員数	2,084	1,698	6,510	29
人件費・福利厚生費	17,490	15,062	52,239	223
賃貸料	6,139	5,548	17,832	1
所有土地面積	181	678	3,875	1

表3 . H統計量

期間	変動効果モデル	固定効果モデル
定数項	7.007** (0.642)	5.020** (0.588)
対数賃金率	0.649** (0.195)	0.739* (0.324)
対数資本コスト	0.063** (0.018)	0.082** (0.028)
対数有形固定資産	0.337** (0.039)	0.536** (0.027)
決定係数	0.783	0.888
サンプル数	108	108
ψ	0.712 (0.193)	0.821 (0.320)

注) 被説明変数は経常収益の対数値、括弧内の数値は標準誤差である。**は1%、*は5%の水準で有意であることを示す。

表4 . 確率的フロンティア関数の推計結果

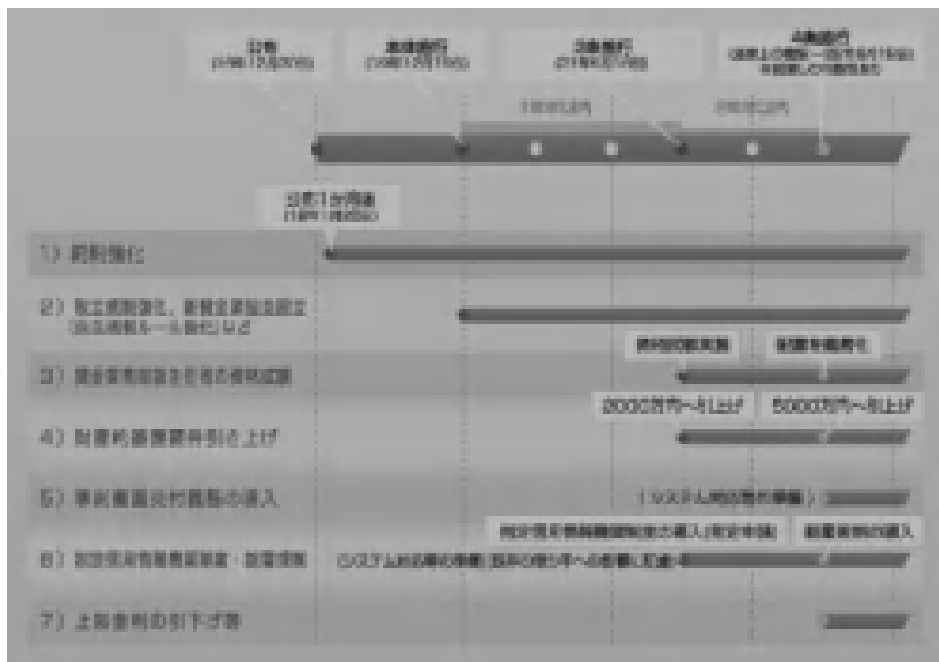
	時間的不変モデル		時間的可変モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
o	0.2556 *	0.1228	0.2993 *	0.1413
K	-0.0535	0.0568	-0.0553	0.0577
L	1.0536 **	0.0568	1.0553 **	0.0577
KK	0.0442 **	0.0124	0.0415 **	0.0126
LL	0.0442 **	0.0124	0.0415 **	0.0126
KL	-0.0442 **	0.0124	-0.0415 **	0.0126
Kt	0.0220 **	0.0080	0.0219 **	0.0078
Lt	-0.0220 **	0.0080	-0.0219 **	0.0078
t	0.0156	0.0376	0.0077	0.0392
tt	0.0041	0.0036	0.0043	0.0036
μ	-44.2582	780.0384	-19.0201	218.5968
			0.0094	0.0124
対数尤度	-9.2917		-8.9881	
Wald検定	829.87		620.04	

注) **は1%、*は5%の水準で有意であることを示す。

表5 . 消費者金融会社各社の技術効率

	技術効率
武富士	0.9471
アコム	0.9146
アイフル	0.8686
三洋信販	0.8236
プロミス	0.7572
ポケットカード	0.7309
シンキ	0.6006
三菱UFJニコス	0.5534
クレディア	0.4465
オリックス	0.2233
Jトラスト	0.1654
オリカキャピタル	0.1141

図1. 改正貸金業法の概要



(出所) 日本貸金業協会 HP

図2. ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (HHI) の推移

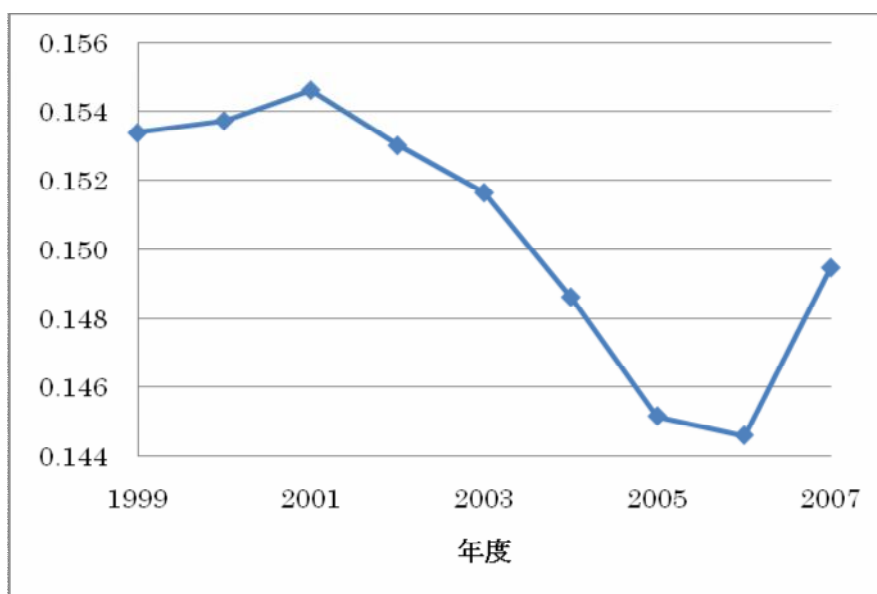


図3. Farrell の効率性

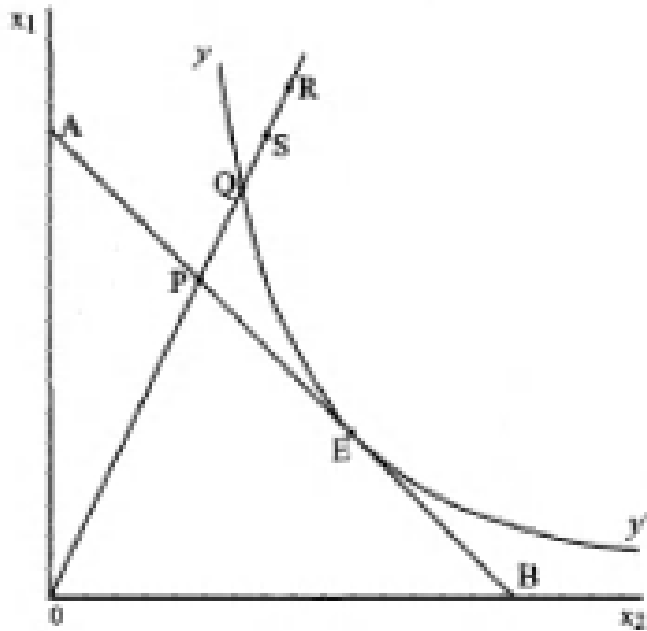


図6. 付加価値の推移

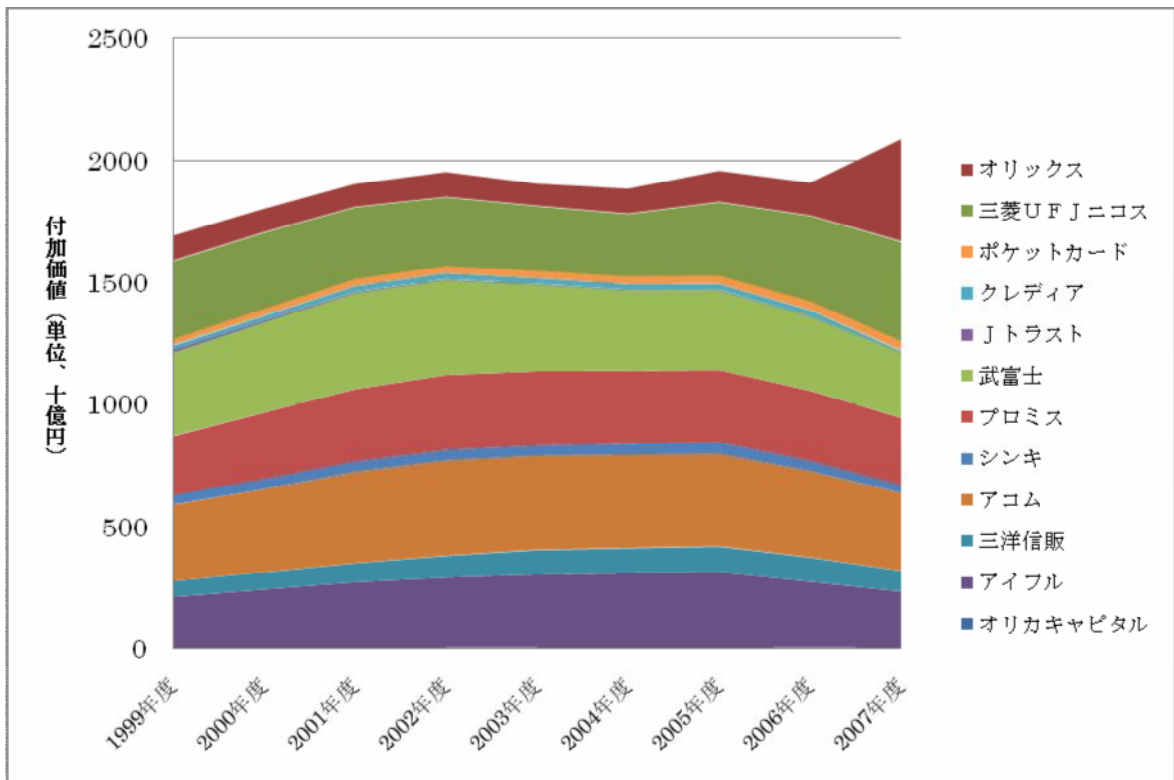


表6 . DEA による Malmquist 指数

Malmquist	1999=>2000	2000=>2001	2001=>2002	2002=>2003	2003=>2004	2004=>2005	2005=>2006	2006=>2007	Average
クレディア	0.889	1.121	1.064	1.124	1.015	0.972	1.183	0.532	0.988
武富士	1.040	0.987	1.053	0.968	0.887	1.080	1.012	0.979	1.001
Jトラスト	0.575	0.577	1.118	1.015	1.090	1.126	1.196	1.531	1.028
アイフル	1.083	1.548	1.049	0.961	1.072	0.990	1.012	0.857	1.072
プロミス	1.589	1.271	1.187	0.762	0.940	0.960	0.985	1.023	1.089
シンキ	1.124	1.104	1.106	1.221	1.094	1.235	1.358	0.845	1.136
三菱UFJニコス	1.322	1.070	1.026	1.126	1.068	1.044	1.178	1.362	1.150
アコム	1.758	1.124	1.254	1.034	1.011	1.019	1.092	0.915	1.151
三洋信販	1.153	1.018	1.087	1.142	1.123	1.137	0.982	1.633	1.159
オリックス	0.974	0.972	1.021	1.001	1.179	1.128	0.997	2.479	1.219
ポケットカード	1.271	1.141	1.127	1.127	1.432	1.984	1.069	1.403	1.319
オリカキャピタル	1.310	1.694	1.867	0.994	0.938	0.876	1.880	1.118	1.335
Average	1.174	1.136	1.163	1.040	1.071	1.129	1.162	1.223	1.137
Max	1.758	1.694	1.867	1.221	1.432	1.984	1.880	2.479	1.335
Min	0.575	0.577	1.021	0.762	0.887	0.876	0.982	0.532	0.988
SD	0.312	0.283	0.232	0.120	0.142	0.286	0.253	0.509	0.112

図4 . Malmquist 指数 (キャッチアップ効果とフロンティア・シフト効果の関係)

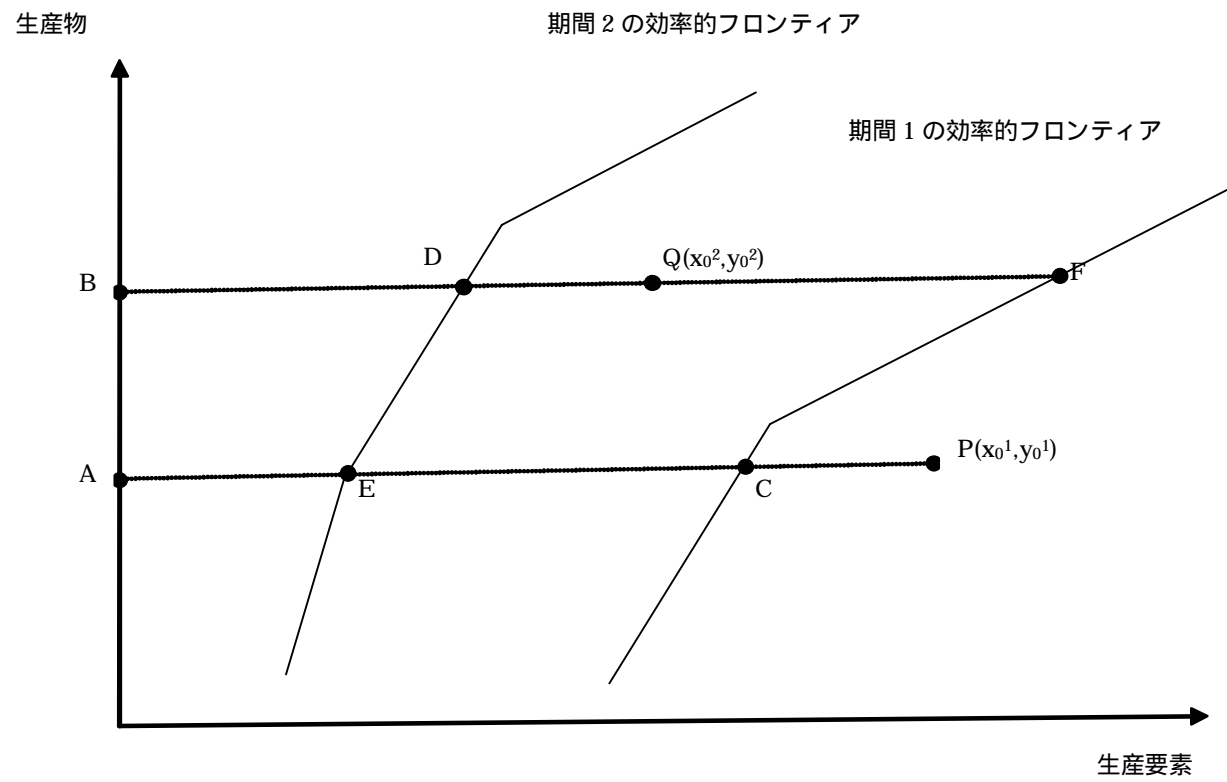


図5 . DEA による Malmquist 指数の推移

