

〈分析3〉

貸出市場と公的金融**

松 浦 克 己*
三 井 清
北 川 浩
井 村 浩 之

*) 松浦克己（経済研究所主任研究官）、三井清（同客員研究員、明治学院大経済学部講師）、北川浩（同客員研究員、成蹊大学経済学部講師）、井村浩之（同委嘱調査員、東洋信託銀行）

**）本稿の執筆にあたり、浅子和美横浜国大助教授、吉野直行慶応大助教授、小川喜弘日本開発銀行室長より貴重な御助言をいただいたことに、謝意を表します。

「貸出市場と公的金融」要旨

1 研究の目的

財政投融资の一翼を担う公的金融（政策金融）は、我が国貸出市場で重要な位置を占めている。通常、公的金融の目的として量的補完（信用割当の解消）と質的補完（低利融資等）とがあげられる。本研究においては貸出市場の均衡・不均衡分析により、公的金融が存在する下において、貸出市場は均衡して信用割当が存在しないのか、又は依然として不均衡で信用割当が存在するのかを検証することにより、公的金融が結果として量的補完効果を達成している可能性をみる。あわせて、均衡・不均衡分析の実証結果の知識を利用して、公的金融機関の貸出の変化が社会的余剰をどのように増減させるのかを計測し、公的金融機関の存在が社会的にメリットを与えているか否かの厚生効果を分析する。

2 研究の対象と特色

(1) 研究の対象

本研究の分析対象として取りあげた貸出市場は、全国銀行貸出市場（残高ベース）、中小企業貸出市場（残高ベース）、住宅金融市場（新規貸出ベース）である。各市場で取りあげた公的金融機関は、全国銀行貸出市場については、開銀、輸銀、中小企業金融公庫、国民金融公庫、住宅金融公庫、農林漁業金融公庫、北海道東北開発公庫である。中小企業貸出市場については、中小企業金融公庫、国民金融公庫、住宅金融市場については住宅金融公庫である。

(2) 研究の特色

本研究の特色は以下5点である。

①公的金融機関の貸出が、企業や家計の借入行動あるいは民間金融機関の貸出行動に与える影響を明示的に考慮して、民間貸出市場

の分析を行なったこと。②従来の不均衡分析の研究は全国銀行貸出市場の分析にとどまっていたが、本研究では中小企業貸出市場、住宅金融市場を新たに取りあげたこと。③住宅金融市場については新規貸出を取りあげることにより、フロー・ベースで分析を行なったこと。④分析の対象期間を76～87年度と金融自由化が進展しだした時期に合わせ、金融自由化の中での市場構造の解明に努めたこと。⑤厚生効果の計測上の歪みをできるだけ避けるために、公的金融の貸出をわずかに増加させた場合に、余剰がどのように変化するかというマージナルな側面に注目する工夫を行なったうえで、各市場の厚生分析を行なったこと。

3 分析結果

各貸出市場の分析の主要な結果は以下の通りである。

- (1) 貸出市場の均衡・不均衡の判定は、上方調整速度（均衡金利が現実の金利よりも高いとき、現実の金利の均衡金利へ向けての上方への調整速度。具体的には（1－上方調整速度）で示される。）と下方調整速度（均衡金利が現実の金利より低いとき、現実の金利の均衡金利へ向けての下方への調整速度。具体的には（1－下方調整速度）で示される。）の統計検定量により行うことができる。これらの調整速度の統計量が非有意であるならば、金利は均衡に向けて十分調整され市場は均衡していることになる。逆にその統計量が有意であるならば金利は均衡水準まで十分調整されておらず、市場は不均衡であるということになる。

全国銀行貸出市場の均衡・不均衡の分析結果によれば、上方調整速度と下方調整速度の統計検定量から市場は何らかの形で不均衡が

貸出市場と公的金融

表1 全国銀行貸出市場の均衡・不均衡分析の推計結果（対数形による推計）

| ケ | | 1 | 2 |
|------------------|-----------------|-------------------------------|-------------------------------|
| ス | | 係 数 (t 値) | 係 数 (t 値) |
| 需 要 関 数 | 定 数 項 | -4.47 (-3.14) | -3.97 (-2.59) |
| | 全国銀行貸出約定金利 | -0.02 (-1.42) | -0.03 (-1.73) |
| | 公的金融貸出残高 | 0.35 (3.35) | 0.38 (3.38) |
| | 当期鉱工業生産指数 | 1.53 (4.73) | |
| | 前期鉱工業生産指数 | | 1.43 (4.06) |
| | 上方調整速度 | 0.60 (1.89) | 0.68 (3.17) |
| | | R ² =0.97 D.W=0.47 | R ² =0.96 D.W=0.54 |
| 供 給 関 数 | 定 数 項 | -0.06 (-0.26) | 0.44 (2.06) |
| | 全国銀行貸出約定金利—公定歩合 | 0.01 (1.84) | 0.01 (1.83) |
| | 預 金 残 高 | 0.29 (2.81) | 0.21 (2.48) |
| | 前期貸出残高実現値 | 0.83 (14.76) | 0.92 (16.86) |
| | 公的金融貸出残高 | -0.07 (-1.80) | -0.04 (-1.13) |
| | 当期鉱工業生産指数 | -0.05 (-0.68) | |
| | 前期鉱工業生産指数 | | 0.17 (-3.06) |
| | 下方調整速度 | 0.44 (2.33) | 0.37 (2.24) |
| | | R ² =0.99 D.W=1.69 | R ² =0.99 D.W=1.89 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

存在すると解される（表1参照）。この意味において、全国銀行貸出市場に関しては公的金融機関の量的補完効果は達成されていないことが分かった。

全国銀行からの借入需要に与える公的金融の影響をみると、係数は有意に正であり、公的金融の貸出と民間貸出は補完関係となって

いることが分かる。つまり、公的金融の貸出が民間金融機関に対する借入需要を増加させている。民間金融機関の貸出に与える公的金融の影響についてはその係数は、負となっており、産業調整等の場面で公的金融機関が民間資金を代替する傾向等が示唆される。

次に全国銀行貸出市場の厚生効果について

述べる。ここではケース1に基づいて計測を行なった。ここでは、公的金融の貸出残高を千億円増加させた場合の部分(不)均衡的な余剰の変化についてみる。計測期間中(76年度~87年度)においては、公的金融の貸出残高を千億円増加させると年度ベースで総余剰は400~500億円増加している。総余剰の増加の内訳をみると、貸手の民間金融機関の余剰が9割強を占め、借手の余剰は1割未満にとどまっている。この総余剰の増加額に主に影響したとみられる、公的金融貸出残高の需要関数における補完性の値を $1/10$ にすると、総余剰の額も約 $1/10$ となるが、依然として正の値であることに変わりはない。また増加の内訳の大半が貸手の余剰であるという傾向にも変わりはない。分析の対象となっている公的金融機関7行に対する補助金等の額は、それが最も多額にのぼった86年度、87年度においても約12億円(補助金等は各貸出額に均等に比例して補助されると仮定し、その総額を千億円/貸出残高で按分比例)であるから、この補助金等を総余剰から控除してもなお、全国銀行貸出市場においては公的金融の貸出は社会的にメリットがあることが分かる。

- (2) 次に中小企業貸出市場についてみると、市場は、上方調整速度と下方調整速度の統計検定量が有意でないことから判断すると、均衡状態にあり(表2参照)、中小企業貸出市場において信用割当は存在せず、中小関係両公庫の貸出の量的補完効果が機能している可能性が示された。また、中小企業借入れの金利に対する弾力性は全国銀行市場での借入の場合より高くなっている。企業の借入需要に与える公庫貸出残高の影響をみると、有意に正の値が得られていて、両者は補完関係にあることが分かる。つまり、両公庫の貸出が民間金融機関に対する借入需要の増加につながっている。

民間金融機関の貸出に与える公庫融資の影響は負と計測されているものの、統計検定量は有意ではなく両者の関係は棄却される。

また、中小企業貸出市場の性格に関し、中小企業貸出市場には信用割当が存在し、かつ大企業への融資が優先される結果景気の局面により金融機関の中小企業に対する貸出態度が異なるという「融資集中機構仮説」がある。しかし、本研究において均衡仮説が棄却されず、また景気の局面の代理変数として取りあげた当期と前期の鉱工業生産指数がいずれも非有意となったことから、景気局面により民間金融機関の貸出態度に変化がないことが示唆され、「融資集中機構仮説」は支持されないということになった。

次に表のケース1に基いて、中小企業貸出市場における中小関係両公庫の厚生効果を計測する。中小関係の両公庫の貸出残高を千億円増加させた場合の余剰の変化をみる。計測期間中の総余剰の増加は各年度600~1,000億円であり、近年上昇傾向にある。総余剰の増加の内訳をみると貸手の民間金融機関の余剰の比率が95%以上を占め、借手の余剰の比率は5%未満にとどまっている。

総余剰の額とその内訳の推計結果に大きな影響を及ぼしたとみられる、公的金融貸出市場残高の需要関数における補完性の値を $1/10$ にすると、総余剰の値も約 $1/10$ となるが、依然正の値であることに変わりはない。総余剰の内訳もほぼ変わりはない。86、87年度の両公庫に対する補助金等の額は7~11億円(千億円/貸出残高で按分比例)であるから、この補助金等を総余剰の増加から控除してもなお中小企業貸出市場において公的金融機関は社会的にメリットがあることが分かる。

公的金融の貸出によるメリットの大半が借手の企業ではなく、貸手の民間金融機関に帰属すると言うことは、公的金融の目的として意図しないところであり、このことは公的金融が需要・供給の両面に与える効果をみないと、その社会的評価も困難であることを示唆している。

- (3) 住宅金融市場についてみると、推計結果に重要な影響を与えたとみられる供給関数の公

貸出市場と公的金融

表2-b 中小企業貸出市場の均衡・不均衡分析の推計結果（対数形による推計）

| | ケース | 1 | 2 |
|------------------|-----------|-------------------------------|-------------------------------|
| | | 係数 (t 値) | 係数 (t 値) |
| 需 要 関 数 | 定数項 | -3.85 (-3.71) | -3.86 (-3.73) |
| | 貸出金利 | -0.07 (-4.68) | -0.09 (-5.77) |
| | 当期鉱工業生産指数 | 1.55 (7.49) | |
| | 前期鉱工業生産指数 | | 1.57 (7.52) |
| | 公庫貸出残高 | 0.43 (4.87) | 0.39 (4.30) |
| | 上方調整速度 | 0.06 (1.34) | 0.06 (1.60) |
| | | | R ² =0.98 D.W=0.92 |
| 供 給 関 数 | 定数項 | -0.86 (-1.43) | -0.62 (-1.14) |
| | 貸出金利-公定歩合 | 0.005 (0.95) | 0.004 (0.77) |
| | 預金残高 | 0.45 (3.32) | 0.45 (3.36) |
| | 前期貸出残高実現値 | 0.56 (4.47) | 0.59 (4.97) |
| | 公庫貸出残高 | -0.01 (-0.27) | -0.02 (-0.47) |
| | 当期鉱工業生産指数 | 0.16 (1.00) | |
| | 前期鉱工業生産指数 | | 0.09 (0.63) |
| | 下方調整速度 | -0.08 (-0.13) | -0.08 (-0.19) |
| | | R ² =0.99 D.W=2.04 | R ² =0.99 D.W=2.13 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

注) 対象民間金融機関は全国銀行と相銀、信金

注) 貸出金利は相銀貸出約定金利と信金貸出約定金利の加重平均

庫貸出額の係数の有意性が低いので、解釈に慎重を要する面もあるが、上方調整速度と下方調整速度の統計検定量から市場は均衡していることが示された。この意味において住宅金融公庫の貸出の量的補完効果が機能してい

る可能性が示された（表3参照）。

住宅ローン需要に与える住宅金融公庫貸出の影響をみると係数は有意に正の値となり補完性がみられる。住宅金融市場の特色として、第一に貸出返済額が需要・供給両関数におい

表3 住宅金融市場の均衡・不均衡分析の推計結果

| 需 要 関 数 | | 供 給 関 数 | |
|---------------------|----------------|-----------|---------------|
| | 係 数 (t 値) | | 係 数 (t 値) |
| 定 数 項 | 2.63 (6.31) | 定 数 項 | 0.84 (6.88) |
| 住宅ローン金利 | -0.21 (-4.20) | 住宅ローン金利- | 0.19 (2.07) |
| 公庫貸出額 | 0.45 (3.06) | 長期貸出最優遇金利 | |
| 前期地価上昇率 | 0.001 (0.22) | 民間設備投資額 | -0.24 (-7.31) |
| 家計金融資産 | -0.59 (-10.63) | 住宅ローン返済額 | 1.90 (10.67) |
| 住宅ローン返済額 | 1.91 (16.21) | 預金増減額 | 0.01 (1.72) |
| 上方調整速度 | -0.08 (-0.22) | 公庫貸出額 | 0.34 (1.56) |
| $R^2=0.98$ D.W=1.66 | | 下方調整速度 | 0.38 (1.93) |
| $R^2=0.93$ D.W=1.33 | | | |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

注) 金利は都銀固定金利

て有意に高い値をとっており、民間新規貸出額のかなりの部分がニューマネーでないことがあげられる。第二に企業金融（その代理変数として民間設備投資額）と住宅貸出が、民間金融機関の行動において代替関係にたつことがあげられる。

次に住宅金融市場の厚生効果についてみる。住宅金融公庫の新規貸出額を100億円増加させると、計測期間中の各年度の総余剰は3～15億円増加する。その内訳をみると借手の余剰の比率が6～7割を占め、貸手の余剰の比率を上回っており、この点中小企業貸出市場等の企業金融市場と対照的である。

住宅金融公庫に対する補助金等の額は、それが最も多額にのぼる86、87年度においても1.2～1.3億円（百億円／貸出残高で按分比例）であるので、住宅金融市場においても補助金等の額を考慮してもなお、公的金融機関

が社会的にメリットがあることがわかる。
(要旨 終)

1 貸出市場の分析

我が国の公的金融部門による貸出（政策金融）の根拠としてしばしばあげられるのは、量的補完と質的補完である。

まず量的補完が求められる背景としては、中小企業金融や住宅金融等の分野で不均衡が存在し、借手に対して信用割当が行われており、当該分野の資金不足を解消する必要があるとされたことにある。特に中小企業金融の分野について、信用割当の存在と景気の局面により銀行の中小企業に対する貸出態度が異なるという、いわゆる「融資集中機構」の問題として議論された（川口[65]、篠原[61]、山下[85]が代表としてあげられる。これらに対する批判として三輪[89]がある）。住宅金融に関しても量的補完について高野[84]、村本[86]が議論している。

質的補完の内容としては、（市場金利又は均衡金利と比較して相対的な）低金利、長期融資が代表してあげられる（堀内・岩佐[87]）。

量的補完という場合、貸出市場で信用割当が存在するの否かという検証が必要である。そこで不均衡分析の手法を用いて需要、供給関数を推計し、当該市場が均衡であるのか不均衡であるのかを確認する必要がある。そこに不均衡の存在が検証されるならば、はじめて信用割当の解消ということが課題となる。つぎに公的金融の存在が市場を均衡させ量的補完効果を達成しているか否かが問われる。しかし、公的金融が存在しない下での市場の状態を知ることはできない。そこで、本研究では、公的金融が存在する下での民間金融市場の均衡・不均衡分析を行い、結果として公的金融が量的補完の目的を達成しているか否かをみる。

政策金融は民間金融に比べ一般に低金利である。例えば、分析1で述べたように代表的な政策金利である開銀基準金利や中小企業金融公庫基準金利（この金利が政策金融の中では最も高い）は長期プライムと同一水準であり、住宅金融公庫の基準金利は資金運用部の貸出金利を下

回ることもある。質的補完とされる「低利」の評価にあっては均衡金利（市場が不均衡の場合はシャドウ・プライスであり、均衡の場合は市場金利）を推計し、この均衡金利と需要関数、供給関数を用いて社会的余剰を計測しなければならない。というのは、相対的な低利が生産者余剰を増加させている反面、消費者余剰を削減し、社会全体としては厚生損失を発生させ又は、厚生を減少させている可能性もあるからである。言わば公的金融の政策コストを考慮する必要がある。この面からも不均衡分析がまず前提となる。

従って本研究では、不均衡分析の手法を用いて(i)全国銀行貸出市場、(ii)中小企業貸出市場、(iii)住宅金融市場について各々分析する。まず、量的補完の議論の前提となる信用割当の有無を確認し、それにより得られる需要関数、供給関数、均衡金利の知識を基に質的補完の厚生効果を解明する。

本稿の構成は次の通りである。2で不均衡分析を行う目的と本研究の特色について述べる。

3. 1で不均衡モデルの定式化と貸出市場の分析のさい最も重要な変数である貸出額と金利に関するデータのアヴェイラビリティについて述べる。3. 2で全国銀行貸出市場（残高ベース）の均衡・不均衡分析を、公的金融機関（開銀、輸銀等7行）の機能を考慮したうえで行う。3. 3では同様に中小企業貸出市場（残高ベース）の分析を行う。ここでは、融資集中機構仮説についての検証も行う。3. 4では、住宅金融市場（新規貸出ベース）に関して住宅金融公庫の貸出が需要・供給に与える影響や、住宅ローンの借換え、企業金融との関係を踏まえた分析を行う。4では3. 2～3. 4で得られた推計結果をもとに各々の市場における厚生分析を行う。4. 1ではその厚生分析のためのモデルを示す。5で本稿で得られた主要な結論と残された課題についてふれる。

2 不均衡分析について

1. 目的

(1) まず、我が国の代表的な貸出市場である全国銀行の貸出残高ベースについて計測し、貸出市場の均衡・不均衡分析を行う。これにより、

- a) 均衡金利
- b) 超過需要（供給）の量（市場が不均衡の場合）
- c) 金利の調整速度

が求まる。

(2) 同様に、中小企業貸出市場、住宅金融市場について均衡・不均衡分析を行うことにより、a)～c)が求まる。

① 公的金融との関連を考える場合、まず primitive な効果を考えることができる。

$$(P^* - P_k) \times Q_k \dots (1)$$

(均衡金利 - 公的金融機関貸出金利)
× 公的金融機関貸出量

により、その補助効果がえられる。

② $Q_k / (Q^* - Q_m) \dots (2)$

公的金融機関貸出量 / [貸出実現量 + 超過需要量 (又は△超過供給量) - 民間貸出実現量]

$Q^* =$ 貸出実現量 (Q_r) + 超過需要量 (又は供給) (Q_{rx})

により、量的効果が求められる。

更に、我が国貸出市場全体との関係から言えば、

③ 近年の自由化が市場を clear するものであるか否かの検証、

④ いわゆる「金利機能」がどの程度のものであるかの検証、が可能となる。

⑤ 更に、①、②自体、産業政策の効果を実証するものであるが、中小企業貸出市場を取り出すことにより、いわゆる「融資集中機構」についての検証が可能となる。

⑥ 需要・供給関数の特定と均衡金利の推計等により、社会的余剰の計測、が可能となる。

これらにより我が国貸出市場の特性と公的金融の役割を評価する。

(3) 観測される民間貸出市場のデータは、公的金融が存在する状態のものである。公的金融は、借手である企業や家計の行動に何らかの影響を与えることが考えられる。たとえば、低利の貸出によりプロジェクト投資を可能にしたり、あるいはその規模を拡大することがあろう。また、信用の Availability を得ることにより衰退産業から成長産業へと転進を図る企業もあろう。同様に公的金融は、貸手の民間金融機関の行動に影響することも考えられる。いわゆるカウ・ベル効果があれば民間金融機関の貸出は拡大するであろうし、逆に産業調整的な場面においては公的金融が民間金融に肩代わりしてその貸出が減少することも考えられる。

このように民間貸出市場でみられる需要・供給については、公的金融機関の貸出活動をシフトパラメータとして含んでいると解される。

このことを簡単なモデルで敷衍する。民間貸出に対する需要関数を $D_m(r, L_p)$ とする。ここで r は金利水準、 L_p は公的金融機関の貸出量である。公的金融と民間貸出が完全に代替的であれば $\partial D_m / \partial L_p = -1$ である。しかし公的金融の低利による補助金効果が大きければ $\partial D_m / \partial L_p > 0$ となり、この係数の符号は事前には明らかではない。

同様に民間の貸出供給関数を $S_m(r, L_p)$ と書く。カウ・ベル効果が働いていれば $\partial S_m / \partial L_p > 0$ であるが、公的金融が産業調整に寄与し民間金融機関の融資の肩代わり効果が強ければ $\partial S_m / \partial L_p < 0$ である。ここでも符号条件は事前には定まらない。

ところで、公的金融による需要・供給関数のシフトを正確に抽出しえたとしても、公的金融が存在しない場合の状態を正確にとらえることは困難である。それを簡単に例示する。ここで、計測の結果、民間貸出市場は均衡しているという結論が得られたとする。すなわち

$$D_m(r, L_p) = S_m(r, L_p)$$

であったとする。この場合に、公的金融の貸出が存在しない ($L_p = 0$) ならば、金利は r から r' へ動くとする。このとき

$$D_m(r', 0) > S_m(r', 0) \dots \textcircled{1}$$

$$D_m(r', 0) = S_m(r', 0) \dots \textcircled{2}$$

$$D_m(r', 0) < S_m(r', 0) \dots \textcircled{3}$$

の三つの場合が考えられる。①式のケースは、公的金融機関の貸出がない場合は、超過需要で信用割当が行われていたことを示している。それが、公的金融機関の貸出によって市場が均衡状態になったことを意味する。②式のケースは、公的金融が存在しない状態においても金利が市場をクリアする水準に定まることを示している。このケースでは公的金融が存在しない下での均衡状態から公的金融が存在する下での均衡状態へ移ったことを意味することになる。③式のケースについて言うと、公的金融が存在しない下では超過供給であり、借手による民間金融機関への割当が行われている状態である。これが公的金融機関の貸出により借手の民間金融機関に対する需要を誘発し、あるいは民間金融機関の資金供給が縮小し、それにより市場は均衡状態に至ったことを意味する。

このように公的金融が存在しない場合の市場の状態を正確には知りえないことは、公的金融の効果なり機能を完全に把握するうえでの限界となる。しかし、それにもかかわらず公的金融が存在する状態の下での民間貸出市場の均衡・不均衡分析により公的金融が借手や貸手の行動にどのような影響を与えているか、そして結果として市場

がどのような構造になっているかを知ることができ、公的金融の評価と貸出市場の構造を解明する重要な視点を与えることができる。

2. 不均衡分析の計量理論に関しては、Fair and Jaffee[72]によって基礎が与えられた。その後、Amemiya[74], Fair and Kelejian[74], Maddala and Nelson[74], Bowden[78b], Quandt[78]によって発展された。二部門の不均衡計量モデルに関してはIto[80]、計画経済下におけるような恒常的な超過需要のある場合についてはKornai[79]、価格帯が設けられている場合については、Maddala[83b]によって展開された。これらについては、Maddala[83a 特に第10章],[86]、伊藤[85, 特に第5章]のすぐれたサーベイがある。Quandt[88]で包括的な研究が行われている。

本研究もその計量の方法論はこれらの研究成果によっている。本研究で行おうとしている不均衡分析は動学的信用割当を検討するものである。すなわち金利(価格)が当該期間内に均衡金利まで調整されないことから貸出市場に不均衡(信用割当)が生じているかいないかを検証しようというものである。このことは、Maddala[86]で指摘された問題につながる。つまり、モデルの定式化とも関連するが、不均衡の根拠、具体的には「信用割当」がどのようになされるかということの解明に限界があるということである。アグリゲートされた時系列データに依拠する以上、経済主体の属性をもしこむことはできない。その意味で「信用割当」の根拠を明らかにすることは限界がある(「暗黙の契約」や「顧客関係」で均衡としての信用割当を実証しようとすれば、それはマイクロ・データ、おそらくパネル分析を必要とするはずである。しかし、我が国にそのような研究はまだない)。このことが貸出市場の分析に限らず一般に不均衡の根拠を「規制」にもとめがちな理由であろう。たとえば高度成長期には「信用割当」があったと思われるが、その根拠は「規制」

というよりは、むしろ「資本蓄積の絶対的不足」にあったとみる方が自然ではなからうか。マイクロ・データに基づく不均衡分析の例としては米国の労働市場に関する Meyer, Weise[83]がある。マイクロ・データに基づく分析は経済主体の属性がどのように影響するかを明らかにする上で意義があり、今後の実証分析の課題である。

3. 貸出市場の不均衡分析に関しては、カナダの実証分析として Laffont and Garcia[77]、米国の例に関して Sealey [79]、Ito and Ueda [81]、Mayer[89]がある。我が国の研究例としては、浜田・岩田・石山[77]、釜江[77]、[80]、古川[79]、筒井[82]、Ito and Uedaを基とする伊藤・植田[82]、清水[85]、浅子・内野[87]がある（これらの内容については補論参照）。

本研究では、計量理論的に問題がないとされる、伊藤・植田、浅子・内野の方法論に依拠している。

本研究の特徴は以下の六点にある。

- ① サンプル期間を70年代後半～80年代後半とし、最近の金融自由化の動きをみていること。
- ② 先行研究が取りあげていたのは全国銀行貸出市場であったがこれに加えて、中小企業貸出市場を取りあげたこと。
- ③ 住宅金融市場をも取りあげたこと。特にそれは新規貸出市場ベースのフローに関する分析で、かつ長期貸出市場の分析であること（従来の研究、そして本研究でも全国銀行貸出市場、中小貸出市場は貸出残高と貸出約定総合平均利回りを使っているという点でストックとフローをあわせた市場の分析であり、かつ長期と短期の市場をあわせた分析である）。
- ④ モデルの定式化において、公的金融（政策金融）の機能を明示的に取りこんだこと。
- ⑤ 全国銀行貸出市場と中小企業貸出市場について、レベルでの計測とともに、対数形による計測を行ない、分散不均一の問題を

配慮するとともに両市場を、多角的にとらえたこと。

- ⑥ 均衡・不均衡分析の知識をもとに、各市場の厚生分析を行ったこと。

3 貸出市場の不均衡モデルの定式化

3.1 モデルの基本構造と全体的なデータ

1. 貸出市場のモデルを、

- ① 全国銀行貸出市場（残高ベース）
- ② 中小企業貸出市場（残高ベース）
- ③ 住宅金融市場（新規ベース）

について考える。ここではそれぞれが独立した市場であると考え（換言すれば多部門の不均衡モデルについては直接には取り上げない）。

不均衡モデルの一般の例に従い、式は次の四本からなるとする。

$$(1) \text{ 需要関数 } D_t = \alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t + U_t$$

$$(2) \text{ 供給関数 } S_t = \beta_1 P_t + \beta_2 Z_t + V_t$$

$$(3) \text{ 価格調整式 } P_t = \mu P_{t-1} + (1 - \mu) P_t^*$$

$$(4) \text{ ショート・サイドの仮定 } Q_t = \text{Min}(D_t, S_t)$$

(3)式を超過需要期と超過供給期にわけたため次のように書き直す。

$$P_t = \begin{cases} \mu_1 P_{t-1} + (1 - \mu_1) P_t^* & \text{if } P_t^* \geq P_{t-1} \\ \mu_2 P_{t-1} + (1 - \mu_2) P_t^* & \text{if } P_t^* < P_{t-1} \end{cases} \dots(5)$$

ところで、均衡金利は $D_t = S_t$ を成立させるものであるから(1)、(2)式より

$$P_t^* = \frac{(\alpha_2 X_t - \beta_2 Z_t)}{(\beta_1 - \alpha_1)} + \frac{(U_t - V_t)}{(\beta_1 - \alpha_1)}$$

である。

また、(5)式より、

$$P_t^* - P_t = \frac{\mu_1}{1 - \mu_1} (P_t - P_{t-1}) \dots\dots(6)$$

$$\text{又は} = \frac{\mu_2}{1 - \mu_2} (P_t - P_{t-1}) \dots\dots(7)$$

を得る。

$$\frac{\mu_1}{1-\mu_1}, \frac{\mu_2}{1-\mu_2} \text{ は非負 } (0 \leq \mu_1 \leq 1, 0 \leq \mu_2 \leq 1 \text{ の制約がかかっている。})$$

であるから、超過需要、超過供給の判断は $P_t - P_{t-1}$ の符号による。すなわちショート・サイドの仮定とあわせると $P_t^* \geq P_t$ のとき超過需要（取引実現量は供給）、 $P_t^* \leq P_t$ のとき超過供給（取引実現量は需要）となる。実現された需要関数は次の通りとなる。

$$L_t = D_t \quad \text{if } P_t \geq P_t^* \quad \dots\dots(8)$$

$$L_t = D_t - (D_t - S_t) \quad \text{if } P_t < P_t^* \quad \dots\dots(9)$$

超過需要のときの関数は次のようにして求める。

$$\begin{aligned} & \alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t + U_t - (\alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t + U_t - \beta_1 P_t - \beta_2 Z_t - V_t) \\ & = \alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t + U_t - (\alpha_2 X_t - \beta_2 Z_t + U_t - V_t) + (\beta_1 - \alpha_1) P_t \\ & = \alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t + U_t - (\beta_1 - \alpha_1) P_t^* + (\beta_1 - \alpha_1) P_t \\ & = \alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t + U_t - (\beta_1 - \alpha_1) (P_t^* - P_t) \\ & = \alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t - \frac{\mu_1}{1-\mu_1} (\beta_1 - \alpha_1) \Delta P_t + U_t \end{aligned}$$

$$\Delta P_t + U_t \quad \dots\dots(10)$$

($\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ とする。)

結局需要関数は、

$$L_t = \alpha_1 P_t + \alpha_2 X_t - \frac{\mu_1}{1-\mu_1} (\beta_1 - \alpha_1) \Delta P_t + U_t \quad \dots\dots(11)$$

$$\begin{aligned} \Delta P_t &= 0 \quad \text{if } P_t^* < P_t \\ \Delta P_t &= P_t - P_{t-1} \quad \text{if } P_t^* \geq P_t \end{aligned} \quad \dots\dots(12)$$

同様に供給関数は、

$$L_t = \beta_1 P_t + \beta_2 Z_t + \frac{\mu_2}{1-\mu_2} (\beta_1 - \alpha_1) \Delta P_t + V_t \quad \dots\dots(13)$$

$$\Delta P_t = 0 \quad \text{if } P_t^* > P_t$$

$$\Delta P_t = P_t - P_{t-1} \quad \text{if } P_t^* \leq P_t \quad \dots\dots(14)$$

(11)~(14)式を連立して同時推計し、需要・供給関数を解く。

本研究では計量の方法としては、非線形三段階最小二乗法を用いる。

2. モデルの定式化と密接に関連する統計データのアヴェイラビリティについてみる。全国銀行貸出市場、中小企業貸出市場、住宅金融市場の各々のポイントとなる貸出額、貸出金利について示すと次のようになる。

表3-1-1 貸出額（取引実現値）と金利（実行値）

| | 貸 出 額 | 金 利 |
|------------------|------------------------|----------------------|
| 全 国 銀 行 | ①全国銀行銀行勘定貸出残高 | ①全国銀行貸出約定平均金利総合 (注1) |
| | ②業態別貸出残高 | ②業態別総合 (注2) |
| | ③全国銀行信託勘定貸出残高 | ③全国銀行短期 (注3) |
| | ①+③=全国銀行貸出残高 | ④業態別短期 (注3) |
| | ④業種別貸出残高 (①~③に対応) (注4) | ⑤全国銀行長期 (注3) |
| | ⑤中小企業向貸出残高 (①~③に対応) | ⑥業態別長期 (注5) |

(注1) ……銀行勘定の計数

(注2) ……信託銀行については「信託勘定」と「銀行勘定」の合計

(注3) ……銀行勘定の計数

(注4) ……貸出残高 - (個人向貸出残高 + 地方共済団体向残高) = 企業向貸出残高と近似

(注5) ……金利として他に都・地・相銀計、及び金利別分布がえられる。

表3-1-2 中小企業金融

| | 貸 出 額 | 金 利 |
|--|--------------------------------------|------------------------------------------|
| | ①業態別貸出残高 (全国銀、相銀、信金 ……日銀資料及び信組…大蔵資料) | ①相銀約定金利 (総合、短期、長期) ②信金約定金利 (総合、短期、長期) |

注) ①と②の加重平均により中小企業向貸出金利が得られる。

表 3-1-3 住宅金融

| 貸 出 額 | 金 利 |
|--------------------------------|------------------------|
| ①各業態別貸出残高 (銀行・保険、専門 会社等) | ①都銀新規貸出金利 (固定制)(注1) |
| ②各業態別新規貸出額 | ②都銀新規貸出金利 (変動制) |
| | ③全信連新規貸出金 利 (注2) |

(注1) 全国銀行、相銀、生保は同一と言われて
いる。

(注2) 各信用金庫あるいは信用金庫全体の平均
金利ではない。

3. 取引高と金利という基本的データの制約から
1に示したように残高ベースの分析と新規
ベースの分析となる。これに付言すれば、期
間別の貸出構成を日銀統計月報で連続的に知
ることはできない。

3. 2. 1 全国銀行貸出市場

1. 全国銀行のとらえ方として、①「銀行勘定」
の計数に限る、②「銀行勘定」+「信託勘定」
を合算し、「全国銀行の全業態」に拡げる、二
つの考え方がある。伊藤・植田[82]は前者に
よっている。浅子・内野[87]は後者によっ
ている。本研究では①による。

2. 先に示したデータから明らかなように、全
国銀行貸出市場あるいは中小企業貸出市場に
ついて「長短市場」を分離することは貸出量
ベースではできない。従って全ストックベー
スの活動をみることとなる。

注1) 清水[84]、[85]によるフローの推計がある
が、相当に強い仮定を置く必要がある。筒井
[88、第2章]がこの清水と異なる方法で推
計している。

注2) 大蔵省法人企業統計季報で「短期借入金」、
「長期借入金」の別を知りうるが、これは借
入企業からみた計数であり、「金融機関の実
態」に対応するものではない。換言すれば、
貸出市場を①「長期市場」と「短期市場」と
は分離したものではない、②フローとストック
をあわせて考えることを「含意」している。

3. 需要・供給関数の定式化を考える。その基

本的なポイントは次の通りである。

(1) 需要関数についてみる。

- ・銀行からの借入コスト
- ・経済活動の水準(に対する企業の予
想)
- ・前期からの貸出量の調整、又は公的金融
機関の貸出量との関係

注3) 企業の資金繰りに対する実績、評価を盛
りこむことが考えられるが、その数字は、
貸出自体の影響を受けている可能性が強い
という問題がある。この点をどのようにも
りこむかは重要な検討課題である。

(2) 供給関数についてみる。

- ・貸出の機会費用、又は利鞘
- ・預金残高
- ・前期貸出量からの調整
- ・証券市場との関係

が、需給要因として考えられる。需要関数
と供給関数を識別するためには、いずれか
の関数形において、他の関数形に含まれな
い一以上の説明変数が含まれる必要がある。
以上の定式化であれば、この点はクリアー
できる。

4. 次に金利(価格)調整式について考える。

Bowden[78b]の調整式を基本とする。ここ
で、方程式の全体系における金利の取り扱い
について考える。我が国の金利体系、裁定関
係からすれば、各金利の間に多重共線関係が
発生することは容易に考えられる。同一方程
式に複数の金利raw dataで取り入れることの
困難性に、これはつながる。複数の金利をと
り入れる場合(A-B)のような差をとること
となる。これは利鞘あるいは機会費用をチ
ェックすることにつながる。今一つは、浅子
・内野が示した政策金利の考え方である。こ
の場合、「政策金利」が一つのポイントとな
っている。その推計は必ずしも容易ではない。

また、貸出金利として「名目金利」をとる
か「実効金利」をとるかという選択がある。
ここでは、「名目金利」をとる。「実効金利」
を分析する意味は二つある。一つは「名目金

利」によって市場が不均衡と判断された場合に「実効金利」であれば市場はクリアーされているか否かの検証である。一つは金融業におけるインプリシットな競争の検証である。公的金融機関には、企業との預金取引はなく、その金利は explicit である。これは借手と貸手の間で、よりオープンな価格形成がされていることを示すものであり、その対比が可能となる。）

3. 2. 2 全国銀行貸出市場の推計結果

全国銀行貸出市場の推計は、3つのパターンにより行った。そこで、ケース毎にとらえて分析を試みる。

注1) 変数は名目値によっている。実質化して推計を行ったところ、係数の符号が理論予想をみたさない等の問題があったので、ここでは報告しない。伊藤[85]も実質化した推定は不成功に終わったと報告している。その理由として金利の変化が名目金利に気をとられた錯覚的なものであること、銀行の資産構成決定が系列企業への配慮等制度的要因に依存する考え方、等を示唆している。浅子・内野[87]も名目変数によって推定している。実質化した推計がうまくいかない理由としては、伊藤のあげる理由の他に、金銭債権・債務は約定された名目価額で決済されるという原則が考えられる。たとえば、金融機関はいかなるハイパー・インフレーションがあってもその発行した負債の表面価格を債権者に支払えば足りるのである。インフレ率を加味した額を支払う義務は負っていないのである。

1. ケース1のモデル

$$\text{需要関数} \cdots LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 PR_t + \alpha_2 PL_t + \alpha_3 IP_t + Ud \cdots (1)$$

$$\text{供給関数} \cdots LS_t = \beta_0 + \beta_1 (PR_t - DIR_t) + \beta_2 DP_t + \beta_3 BL_{t-1} + Us \cdots (2)$$

(金利調整式とショート・サイドの仮定は省略)

LD…当期望まれた需要金額(每期必ずしも観察されない)

PR…全国銀行銀行勘定貸出約定平均金利(%)

PL…公的金融機関(開銀、輸銀、中小企業金融公庫、国民金融公庫、住宅金融公庫、農林漁業金融公庫、北海道東北開発公庫の7行)の当期貸出残高(10兆円)

IP…当期鉱工業生産指数(85年=1)

Ud…誤差項(white noiseと仮定)

LS…当期望まれた供給金額(每期必ずしも観察されない)

DIR…公定歩合(%)

DP…全国銀行銀行勘定預金残高(10兆円)

BL…全国銀行銀行勘定貸出残高実現値(10兆円)

Us…誤差項(white noiseと仮定)

ただし、需要関数のIPについては1期ラグをとるケース(IP_{t-1})も行ったので、あわせて報告する。

なお、操作変数として全ての外生変数が使われている。

まず、需要関数についてみる。公的金融の貸出と民間金融に対する貸出需要の代替・補完関係を考えるためにPLを説明変数として取り入れる。対象金融機関としては、大企業向け融資を主体とする開銀、輸出入金融や海外投資金融を主体とする輸銀、中小企業金融を専ら行なう中小企業金融公庫と国民金融公庫、住宅金融の住宅金融公庫、及び農林漁業金融公庫と北海道東北開発公庫を考える。IPは、経済活動の水準に対する将来予想として取りあげられる。設備投資額自体を説明変数としないのは、それが信用割当の影響を既に受けている可能性があるからである(伊藤[85])。その符号条件は、生産、販売活動等が高まり資金需要が高まれば正、利潤や内部留保の高まりで資金需要が低下すれば負である。

供給関数については、金利について貸出約定金利と公定歩合の利鞘を考える。この定式化自体は伊藤・植田[82]と同一である。預金は貸出の源流となるものである。前期貸出残高実現値は、貸出行動における継続性を考慮したものである。

予想される符号条件は、需要関数については、 $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ （補完関係の場合）、 $\alpha_2 < 0$ （代替関係の場合）、 $\alpha_3 > 0$ （資金需要が増加する場合）、 $\alpha_3 < 0$ （資金需要が減少する場合）である。供給関数については、 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 、 $\beta_3 > 0$ である。

2 ケース1の推計結果

ケース1の推計結果は下表に示す通りである。IPを当期とする場合と一期ラグをとるケースとでは各パラメータの値、有意性については、 μ_1 を除き大差はない。

需要関数についてみると、 α_1 の符号は-0.6とかなり大きな負となっており理論予想をみたしている。t値からすると、借手の資金需要に関しては、金利がある程度の調整機能を果たしていることが示されている。公的金融機関の貸出と民間貸出需要の関係を示す α_2 は、有意に正となっており、これは、両者が補完関係にたつことを意味している。この α_2 の値の大きさ自体については、需要関数の説明変数の中に他に金額レベルを表すものがないので、その解釈に慎重を要しよう。IPについては当期をとる場合も一期ラグをとる場合も有意に正の値がえられており、鉱工業の生産活動水準の高まりが貸

出需要の増加につながっていることがわかる。ただし、ダービン・ワトソン比の低さから需要関数のモデルの定式化に改善の余地があるかもしれない。

供給関数についてみると、金利に関する β_1 の係数は理論的な符号条件をみたしている。統計的には5%水準で有意な値となっている。銀行の貸出行動における金利の調整機能がうかがえる。当期預金残高の係数 β_2 も正であり、t値から1%水準で有意となっている。前貸出残高から当期への調整を示す β_3 の値は、0.87とかなり高く、統計的にも有意度はかなり高くなっている。

次に均衡・不均衡の指標である μ_1 、 μ_2 についてみる。まずIPについて当期をとるケースをみる。 μ_1 は0.4となっているものの、統計的には有意ではなく、上方への調整に関しては均衡しているとの仮説($\mu_1 = 0$)は棄却されない。これに対し下方への調整を示す μ_2 は0.38であり、当期期間に均衡金利へ向けて約6割の調整が進んでいるものの、t値から判断すると5%水準で逆に不均衡仮説($\mu_2 \neq 0$)が棄却されない。

このケースでは、 μ_1 、 μ_2 の値から超過供給

表3-2-2-1 全国銀行貸出市場の需要関数・供給関数の推計結果（ケース1）

| | | I Pが1期ラグ | | I P当期 | |
|------------------|------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | | 係 数 | t 値 | 係 数 | t 値 |
| 需 要 関 数 | α_0 | -11.85476 | - 1.85 | -10.53776 | - 1.68 |
| | α_1 | - 0.63200 | - 1.86 | - 0.66036 | - 1.91 |
| | α_2 | 1.44795 | 2.37 | 1.57525 | 2.74 |
| | α_3 | 29.36169 | 3.99 | 27.27252 | 3.96 |
| | μ_1 | 0.56671 | 1.84 | 0.40529 | 0.82 |
| | | $R^2=0.9420$ | D. W. =0.450 | $R^2=0.9490$ | D. W. =0.312 |
| 供 給 関 数 | β_0 | - 0.78180 | - 3.81 | - 0.77496 | - 3.67 |
| | β_1 | 0.13845 | 2.49 | 0.14413 | 2.53 |
| | β_2 | 0.18326 | 3.85 | 0.17176 | 3.44 |
| | β_3 | 0.86742 | 20.07 | 0.87887 | 19.36 |
| | μ_2 | 0.37746 | 2.66 | 0.37805 | 2.55 |
| | | | $R^2=0.9987$ | D. W. =1.495 | $R^2=0.9988$ |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

の状態が観察されたことになる。また、換言すれば全国銀行貸出市場では、金利は上昇しやすいが、その反面低下しにくいということが示唆されている。

IPについて1期ラグをとるケースでは、 μ_1 の値は0.57で当該期間内における調整は約4割に低下しており、そのt値もIPを当期とする場合に比べ高くなっており、不均衡の程度が高いことが示されている。 μ_2 については、ほとんど変化は認められない。

注2) 需要関数に、 BL_{t-1} を説明変数として加えた計測も行ったが、多重共線関係等により、需要関数の結果が著しく悪化したので、ここでは報告しない。

3. ケース2のモデル

ケース2のモデルは、ケース1の供給関数の説明変数に公的金融機関の貸出残高と鉱工業生産指数を加えたものである。需要関数の定式化は同一である。

供給関数に政策金融の変数を明示的にとり入れることにより、政策金融と民間金融機関の貸出の関係を検討しようというものである。政策金融は、その目的からすれば、①将来成長が見込まれる（又は国の目標として成長を目指す）分野であるが、リスクが大きいかあるいは期待収益率が低いために民間部門からの十分な資金調達が期待できない場合に資金を供給する、②産業調整や大型倒産の場合に、当該分野の産業なり企業が急激な失業等を生じさせずに円滑に転進できるように、民間融資の肩代わり等の形で資金を供給する、③政策金融機関が、ある分野に資金を供給することにより、当該分野に対する政府のコミットメントを示す、あるいは融資プロジェクト（融資先）に関する安全性、将来の収益性のシグナルを出し、民間資金を誘導する、ということがあげられる。政策金融と民間銀行貸出の関係が全体としてどの方向に働いたかを見ようというものである。

注) ③の観点から、ケース・スタディー的に開銀と民間融資の関係をとりあげたものとして日向野[85]がある。産業分野別に開銀融資と民間貸出の関係をグレンジャーの因果テスト等により分析し

たものに堀内・大滝[87]がある。財投の財源と融資分野を結びつけた一般均衡分析として吉野[87]がある。本研究とは方法論なり、モデルの構造が異なるので一概に比較することは困難である。

鉱工業生産指数は、当期をとる場合と一期ラグをとる場合とで金融機関の貸出行動に有意な違いがあるかないかを見ようというものである。これは、後述する中小企業貸出市場と対比しようと言うものである（従ってこのモデルは中小企業貸出市場のケース3に対応する）。

具体的な定式化は次の通りである。

$$\text{需要関数} \cdots LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 PR_t + \alpha_2 PL_t + \alpha_3 IP_t + Ud \cdots (3)$$

$$\text{供給関数} \cdots LS_t = \beta_0 + \beta_1 (PR_t - DIR_t) + \beta_2 DP_t + \beta_3 BL_{t-1} + \beta_4 PL_t + \beta_5 IP_t + Us \cdots (4)$$

(IPが一期ラグをとるケースは、 α_3 、 β_5 に対応するのは IP_{t-1} となる。)

期待される符号条件は、ケース1の結果と照らすと需要関数については、 $\alpha_1 < 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ 、 $\alpha_3 > 0$ である。供給関数については、 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 > 0$ 、 $\beta_3 > 0$ で、政策金融の誘導効果が、民間資金の肩代わり機能等より大きいとすれば $\beta_4 > 0$ 、逆であれば $\beta_4 < 0$ である。 β_5 は不明である。

4. ケース2の推計結果

ケース2の推計結果は次表に示す通りである。IPについて当期をとる場合と一期ラグをとる場合とで結果に大きな差はない。

需要関数についてみると、 α_1 、 α_2 、 α_3 は全て理論予想をみたしており、統計検定量もまずまずの水準となっている。

供給関数も、 β_1 、 β_2 、 β_3 は理論予想をみたしている。 β_1 のt値はケース1と比べるとやや低下しているものの10%水準では有意となっている。政策金融と民間金融機関の貸出行動の関係を示す β_4 は、IPに当期をとる場合も一期ラグをとる場合も負となっており、政策金融が民間金融機関の貸出を積極的に誘導するというより、民間資金の肩代わり等の効果が示唆されている。特にIPについて当期をとる場合は、

表3-2-2-2 全国銀行貸出市場の需要関数・供給関数の推計結果（ケース2）

| | | IPが1期ラグのケース | | IPが当期のケース | |
|------------------|------------|------------------------|--------------|------------------------|--------------|
| | | 係 数 | t 値 | 係 数 | t 値 |
| 需 要 関 数 | α_0 | - 8.49342 | - 1.19 | -11.87541 | - 1.81 |
| | α_1 | - 0.80805 | - 2.14 | - 0.63793 | - 1.78 |
| | α_2 | 1.64906 | 2.46 | 1.36907 | 2.28 |
| | α_3 | 26.15648 | 3.20 | 29.42843 | 4.08 |
| | μ_1 | 0.50371 | 1.34 | 0.40832 | 0.75 |
| | | R ² =0.9424 | D. W. =0.390 | R ² =0.9492 | D. W. =0.355 |
| 供 給 関 数 | β_0 | 0.89203 | 1.40 | - 0.40421 | - 0.63 |
| | β_1 | 0.08888 | 1.75 | 0.11060 | 1.98 |
| | β_2 | 0.24568 | 3.05 | 0.32677 | 3.34 |
| | β_3 | 0.91151 | 16.53 | 0.83118 | 14.41 |
| | β_4 | - 0.16942 | - 1.27 | - 0.32070 | - 2.30 |
| | β_5 | - 2.93147 | - 2.88 | - 1.00842 | - 0.83 |
| | μ_2 | 0.32766 | 2.32 | 0.39237 | 2.46 |
| | | R ² =0.9992 | D. W. =1.879 | R ² =0.9990 | D. W. =1.693 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

5%水準でこの関係は棄却されない。鉱工業生産指数の β_3 は、いずれの場合も負となっている。特にIPに1期ラグをとる場合は1%水準で有意となっている。この結果は、中小企業貸出市場とは若干異なるものとなっている。ところで、IPについては経済活動の将来に対する予想を示す役割をも有していると解釈できる。その場合、金融機関は前期の情報のみならず今期えられる情報をも活用して行動すると解釈する方が妥当であろう。そうであれば、銀行の貸出行動と前期鉱工業生産指数の関係より、当期鉱工業生産指数の方がより密接な関係があるといえるかもしれない。

均衡・不均衡の検証にうつると、 μ_1 の値は0.4～0.5であるが、その統計検定量からして上方調整は当該期間中に速やかに行われ、均衡であるとの仮説は棄却されない。これに対し、下方調整の程度を示す μ_2 は0.3～0.4であるが、いずれのケースも統計検定量からして、不均衡仮説が支持される。この均衡・不均衡の結果は、住宅金融等を含む中小企業貸出市場の推計と対照的である(中小企業貸出市場については、IPの当期を説明変数とする場合では10%水準でも

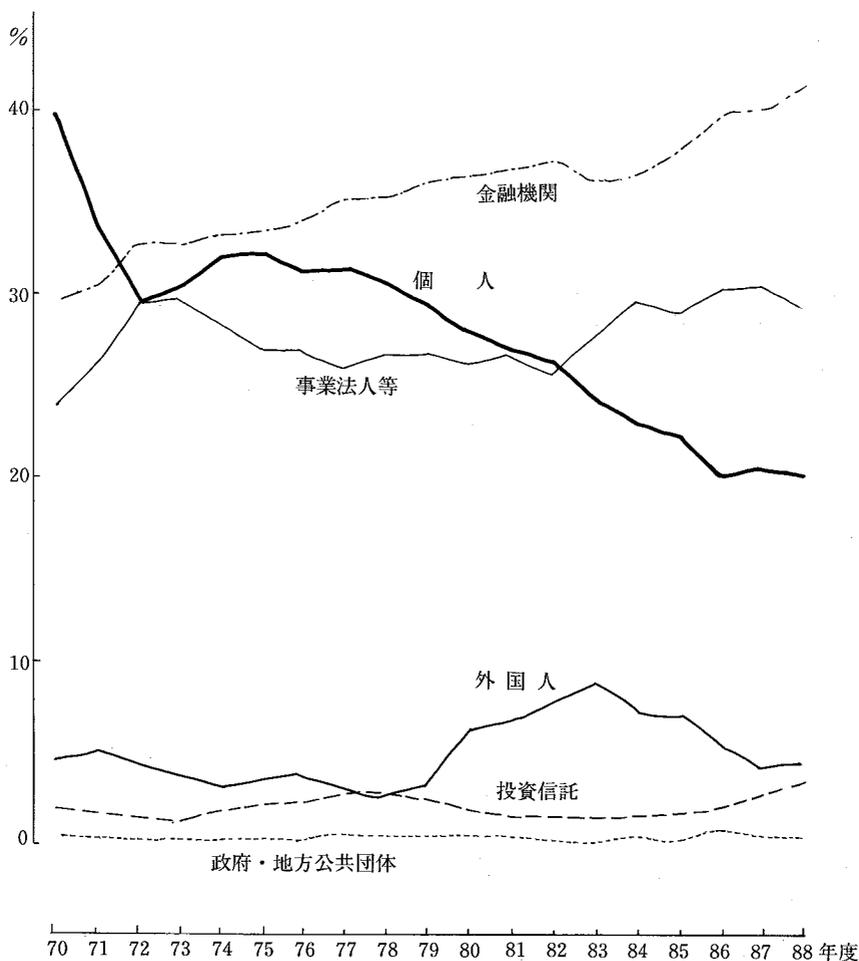
均衡仮説が棄却されない(μ_1 のt値は1.60、 μ_2 のt値は0.10)。またIPの1期ラグを説明変数にとる場合では5%水準で均衡仮説が棄却されない(μ_1 のt値は1.75、 μ_2 のt値は0.56)。そこでは、かなり均衡状態に近い結果が示唆されている)。同一のモデル構造によって推定された両者の結果が異なることからすれば、全国銀行貸出市場から中小企業貸出市場(そして若干の留保を要するが住宅金融市場も)を除いた市場、つまり大企業金融や輸出入金融市場等において下方への均衡金利に向けて調整が遅れ、超過供給が発生していることが示唆される。

注) 各ケースに関し、供給関数について、公定歩合(DIR)を当期貸出約定金利から引く定式化にかえて、国債利回りを当期貸出約定金利から引く定式化も試みた。しかし、日銀統計月報より継続して国債最長期ものの流通利回りがえられるのは79年度第Ⅳ四半期以降であり、それに対応する期間の計測は収束しなかった。従って、ここでは報告しない。

5. ケース3のモデル

以上、述べてきたようにケース1～2のいずれのモデルの構造によっても、全国銀行貸出市場は、不均衡と言う結論がえられた。ただし、

図3-2-2-1 市場価格ベースでみた投資部門別株式保有比率の推移



(注) 1 85年度以降は、単位数ベース。

2 金融機関は投資信託を除く。

出典)「株式分布状況調査—昭和63年度—」
全国証券取引協議会

先行する伊藤・植田[82]と比較すると不均衡の程度が弱まっている。これからすれば、近年の金融自由化の進展で、徐々に調整機能が働きたと言えるかもしれない。

更に、次に銀行による有価証券の保有について考える。銀行は、ポートフォリオの一環として有価証券(株式、公社債等)を保有する。特に株式の保有は我が国銀行の一つの特色となっている。ところで、金融機関による金融仲介に

ついて考えた場合、貸出の形式をとる場合と株式や公社債の取得という形式をとる場合がある。近年は有価証券の取得という形での間接金融が進んでいる。資本市場の発達による「金融の証券化」が言われているが、それは間接金融の方法が証券による資金の供給という形にシフトしたものである。上図は市場価格ベースでみた投資部門別の保有比率をみたものである。金融機関の顕著な増加がうかがえる。88年度末で都銀、

表3-2-2-3 全国銀行貸出市場の需要関数・供給関数の推計結果（ケース3）

| | | I Pが1期ラグのケース | | I Pが当期ラグのケース | |
|------------------|------------|--------------|-------------|--------------|-------------|
| | | 係 数 | t 値 | 係 数 | t 値 |
| 需 要 関 数 | α_0 | - 9.53743 | - 1.35 | -13.12981 | - 2.02 |
| | α_1 | - 0.76167 | - 2.04 | - 0.56250 | - 1.58 |
| | α_2 | 1.55903 | 2.35 | 1.28990 | 2.17 |
| | α_3 | 27.33957 | 3.38 | 30.56823 | 4.28 |
| | μ_1 | 0.55231 | 1.61 | 0.53071 | 1.19 |
| | | $R^2=0.9423$ | D.W. =0.415 | $R^2=0.9492$ | D.W. =0.385 |
| 供 給 関 数 | β_0 | - 1.16873 | - 5.11 | - 1.26028 | - 5.54 |
| | β_1 | 0.05679 | 1.10 | 0.05452 | 1.06 |
| | β_2 | 0.49423 | 4.63 | 0.54440 | 5.12 |
| | β_3 | 0.81448 | 15.68 | 0.79234 | 15.33 |
| | β_4 | - 0.43521 | - 3.26 | - 0.48954 | - 3.66 |
| | β_5 | - 0.51715 | - 3.14 | - 0.56228 | - 3.42 |
| | μ_2 | 0.20808 | 1.13 | 0.24837 | 1.10 |
| | | $R^2=0.9992$ | D.W. =2.197 | $R^2=0.9992$ | D.W. =2.261 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

地銀（第二地銀を含む）、長信銀の保有は80兆9千億円（全体の15.7%）、信託銀行13兆5千億円（同9.8%）となっている。

そこで、供給関数の説明変数に銀行の有価証券保有残高を加え、証券の取得という形での間接金融を考慮した場合に、貸出市場がクリアされるか否かをみることにする。具体的な定式化は次の通りである（ケース2の供給関数の説明変数IPにかえてBDを入れたものである）。

$$\text{需要関数} \cdots LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 PR_t + \alpha_2 PL_t + \alpha_3 IP_t + Ud \cdots (5)$$

$$\text{供給関数} \cdots LS_t = \beta_0 + \beta_1 (PR_t - DIR_t) + \beta_2 DP_t + \beta_3 BL_{t-1} + \beta_4 PL_t + \beta_5 BD_t + Us \cdots (6)$$

BD…銀行の有価証券保有残高（10兆円）

ここで、 $\beta_5 < 0$ が期待される。

6. ケース3の推計結果

ケース3の推計結果は上表に示す通りである。需要関数については、IPが当期の場合も一期ラグの場合も、 α_1 、 α_2 、 α_3 は理論予想をみたしている。IPについて一期ラグをとる場合は α_1 は5%水準で有意であることが示される。

供給関数についてみると、 β_1 、 β_2 、 β_3 は

各々理論予想を充たしている。ケース1、2と比較すると β_1 の有意度が低下している。 β_3 の符号は負の結果がえられており、統計検定量からも1%水準で有意である。これから、有価証券の取得という形での間接金融が貸出に代替していることが示唆される。

均衡・不均衡の検定についてみると、 μ_1 、 μ_2 のいずれかについても、均衡であるとの仮説は棄却されない。銀行による有価証券の保有ということを示唆的に考慮すると、貸出市場は均衡状態となることが示される。言い換えれば、資本市場の発達に伴う有価証券の取得という形での間接金融の展開が、貸出という別な形での間接金融市場を均衡へと導いていることが示唆されている。

3. 2. 3 対数形による全国銀行貸出市場の推計結果

1. はじめに

前節では、全国銀行貸出市場についてレベルベースで均衡、不均衡分析を行なった。本節では、これを対数形により分析する。言わば弾性値をここではみることになる。レベルに基づく

析と比較することで、我が国貸出市場の構造の解明を一層進めようと言うものである。また、レベルでの分析で起こりうる分散不均一に配慮するものである。

モデルの定式化、使用するデータは前節と同一である。ただし金利については%である。IPは85年平均を100としたうえで対数化してある。

2. 対数形による全国銀行貸出市場の分析

全国銀行貸出市場の推計結果は表3-2-3-1に掲げる通りである。以下、ケース毎にみる。

- (1) ケース1-a)の需要関数についてみると、金利は負になっており、理論条件はみたしている。ただ統計検定量から有意度は低くなっている。公的金融貸出残高は1%水準で有意に正の値が得られており、公的金融貸出残高1%の増加が、0.4%弱の民間金融機関に対する借入需要の増加につながり、両者は補完関係にたつことが示される。当期鉱工業生産指数も有意に正となっており、その得られた値から高い弾力性がうかがわれる。供給関数についてみると、金利は5%水準で有意に正となっているが、その値は0.008と低くなっている。預金残高、前期貸出残高実現値は、いずれも有意に正となっており、理論条件をみたしている。調整速度についてみると上方調整に関しては、5%水準で均衡しているとの仮説は棄却されない。下方調整は当期期間内に十分に進んでおらず、不均衡仮説が棄却されない。これらの傾向は前節の結果とも合致する。

1-b)についても各係数の符号や有意度に大きな変化はみられない。ただし、調整速度からみて市場は不均衡の程度が強くなっており、各々の統計量から5%水準で不均衡仮説が棄却されない。当期にかえて前期鉱工業生産指数をとると不均衡の程度が強まるというのも前節の結果と共通する。

- (2) ケース2は、供給関数の説明変数に公的金融機関の貸出残高と鉱工業生産指数を加えたものである。これにより政策金融と民

間銀行の貸出行動の関係をみるとともに景気局面による民間銀行の貸出行動の変化を検証するものである。

需要関数の推計結果はケース1と大きく変わらない。2-a)の供給関数についてみると、公的金融貸出残高は10%水準で有意に負となっており、公的金融貸出残高1%の上昇が0.07%の民間貸出の減少につながり、政策金融が民間金融の貸代り、あるいは代替的な効果を有することが示唆される。このモデルでは当期鉱工業生産指数は非有意である。調整速度からみて、5%水準で下方調整に関し不均衡であるとの仮説は棄却されない。これらの結果はケース1-a)とも前節の結果とも共通する。

2-b)の供給関数についてみると、前期鉱工業生産指数が有意に負となっている。また、前節の分析結果と異なり、上方調整について統計検定量から不均衡であることが示されている。

結局ケース1、2では全国銀行貸出市場は均衡仮説が棄却され、不均衡であることが示される。

- (3) ケース3では、供給関数の説明変数に銀行の有価証券保有残高を加え、その効果をみている。

需要関数については、その符号条件や値はケース1、2と大きく異なるところはない。供給関数についてみると、a)、b)とも金利は符号条件をみたしているものの、有意度が低下している。預金残高、前期貸出残高実現値、公的金融貸出残高、銀行の有価証券保有残高はいずれも有意(前二者は正、後二者は負)となっており、これら金利を含む係数の符号、有意度は前節の分析結果と共通している。しかし、均衡・不均衡の検証についてみるとa)、b)いずれのケースも上方調整は約25%程度行なわれているのみで、t値からみて1%水準で不均衡であるとの仮説が棄却されない。下方調整は、t値から判断すると均衡である

表3-2-3-1 全国銀行貸出市場の需要・供給関数の推計結果(対数形)

| ケース | 定数項 | 全国銀行貸出約定金利 | 預金残高 | 前期貸出残高 実現値 | 公的金融貸出残高 | 当期工業生産指数 | 前期工業生産指数 | 上方調整速度 | R ² / D.W |
|-----|---------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|----------|-------------------|-------------------------|
| 1-a | -4.09232 (-2.99) | -0.02706 (-1.61) | 0.16533 (3.32) | 0.86099 (19.50) | 0.37859 (3.79) | 1.44256 (4.63) | | 0.5520 (1.74) | 0.9650 0.416 |
| 1-b | -4.39505 (-3.17) | -0.02709 (-1.68) | 0.17762 (3.75) | 0.84927 (20.26) | 0.35505 (3.45) | 1.52011 (4.78) | | 0.63911 (2.79) | 0.9609 0.572 |
| 2-a | -4.47495 (-3.14) | -0.02479 (-1.42) | 0.29166 (2.81) | 0.83358 (14.76) | 0.3471 (3.35) | 1.53285 (4.73) | | 0.60165 (1.89) | 0.9651 0.465 |
| 2-b | -3.97081 (-2.59) | -0.03124 (-1.73) | 0.21084 (2.48) | 0.92160 (16.86) | 0.38003 (3.38) | 1.42537 (4.06) | | 0.67858 (3.17) | 0.9611 0.536 |
| 3-a | -4.79720 (-3.38) | -0.01908 (-1.10) | 0.29166 (2.81) | 0.83358 (14.76) | 0.3306 (3.20) | 1.60065 (4.97) | | 0.73229 (2.96) | 0.9652 0.517 |
| 3-b | -4.24039 (-2.79) | -0.02765 (-1.54) | 0.50778 (4.81) | 0.74567 (14.45) | 0.36350 (3.26) | 1.48457 (4.26) | | 0.73359 (3.83) | 0.9611 0.571 |

| ケース | 定数項 | 全国銀行貸出約定金利一公定歩合 | 預金残高 | 前期貸出残高 実現値 | 公的金融貸出残高 | 当期工業生産指数 | 前期工業生産指数 | 銀行の有価証券保有残高 | 下方調整速度 | R ² / D.W |
|-----|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------------|
| 1-a | -0.07165 (-2.66) | 0.00832 (2.66) | 0.16533 (3.32) | 0.86099 (19.50) | | | | | 0.41800 (2.54) | 0.9989 1.626 |
| 1-b | -0.07379 (-2.82) | 0.00795 (2.62) | 0.17762 (3.75) | 0.84927 (20.26) | | | | | 0.40420 (2.66) | 0.9989 1.549 |
| 2-a | -0.05659 (-0.26) | 0.00601 (1.84) | 0.29166 (2.81) | 0.83358 (14.76) | -0.06534 (-1.80) | -0.04512 (-0.68) | | | 0.43943 (2.33) | 0.9991 1.688 |
| 2-b | 0.44301 (2.06) | 0.00531 (1.83) | 0.21084 (2.48) | 0.92160 (16.86) | -0.03622 (-1.13) | | -0.16708 (-3.06) | | 0.37617 (2.24) | 0.9993 1.886 |
| 3-a | -0.53535 (-5.00) | 0.00332 (1.20) | 0.56014 (5.31) | 0.74567 (14.45) | -0.08932 (-2.97) | | | -0.14351 (-4.24) | 0.22738 (0.68) | 0.9993 2.267 |
| 3-b | -0.48383 (-4.52) | 0.00353 (1.28) | 0.50778 (4.81) | 0.76912 (14.83) | -0.07733 (-2.58) | | | -0.13276 (-3.93) | 0.19018 (0.73) | 0.9993 2.217 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期~87年度第Ⅳ四半期

() 内は t 値

との仮説が棄却されない。これは前節で、同様のモデルの定式化の推計において均衡仮説が支持されたのと対照的である。この違いは何によっているのであろうか。無論一方はレベルによって分析し、他方は対数で分析していることの違いがあげられる。しかし、より詳細にみると本分析に対応する、前節の全国銀行貸出市場推計結果(3)をみると、当期鉱工業生産指数をとるケースでは需要関数、供給関数のいずれのケースも金利は非有意であったにもかかわらず均衡仮説が棄却されないとの結果がえられている。

これは金利が市場をクリアーするか否かをみる不均衡分析としては、そこで得られた需要・供給関数が不安定であることを示唆しているとも解される。それからすれば、対数形による推計結果の方が、もっともらしいと解釈する余地はある。ただし、前期鉱工業生産指数をとる場合は、需要関数の金利は5%水準で有意に負となっており、一概に断言することは難しい面がある。ただいずれのケースも需要関数のダービン・ワトソン比が低いのでその定式化に改善の余地があるかもしれない、ここでは一般的にみて全国銀行貸出市場は不均衡がみられるとの指摘にとどめることとしたい。

注)最近の大企業の資金調達方法を考える場合、需要関数にも有価証券による影響を取り込んで分析の方が妥当であろう。しかし、継続して企業の有価証券による資金調達の整合的なデータを得ることができなかった。このことが結論に影響している可能性も考えられるので、企業による有価証券での資金調達の明示的な考慮は、残された課題である。

後述するように中小企業貸出市場では、均衡仮説が支持されている。この全国銀行貸出市場は不均衡、中小企業貸出市場は均衡という両者の差はどう解釈されるのであろうか。この差は両市場の対象の異なる分野、つまり主に大企業貸出市場(貿易金融や海外投融資金融もその主たる対象は大企業であろう)に起因すると解される。銀行と大企業との取引は、近年において

は貸出のみならず、内国為替、外国為替、証券取引や更には従業員の給料振込、関連子会社との取引も含めて総合的に考慮して行うリレーンションシップ・マネジメント取引が相当普及していると言われる。そこでは貸出取引は、貸出金利はもとより当該案件とは別の条件によって左右されることになる。これは、金利が市場の需給をクリアーする水準に定まらないことを示唆するものである。

この解釈が妥当とするならば、大企業金融における公的金融の機能にも一つの課題を投げかけている。政策金融は貸出取引に限定されるので、為替取引や証券取引を考慮する余地はないし、政策金融機関の個々の業務分野調整の帰結として国内取引と海外取引をリンクしたり、親会社と中小の関連会社・子会社の取引を総合的に判断するという事は不可能である。従って個々の政策金融機関の貸出条件は explicit に定められるという意味において fair である。反面、業務を多角的に営む民間金融機関と比較すると、当該貸出案件に絞った場合の条件は、必ずしも優位性を持ちえない可能性がある。我々は「財政投融资—公的金融—の研究」で政策金融においてもエコノミーズ・オブ・スコープあるいはエコノミーズ・オブ・スケールを考慮する必要を示唆したが、この両市場の差はその必要性を裏付ける一証左と言いうるかもしれない。

3.3.1 中小企業貸出市場

中小企業貸出市場の定式化を考える。

ここでのポイントは、①中小企業金融の金利のとらえ方、②中小企業の範囲のとらえ方、③政府系中小企業金融期間の機能を明示すること、である。

1. まず、金利についてみる。

金利については、(1)相銀、信金が中小企業専門金融機関であるので、日銀統計月報から、その加重約定平均金利を中小企業貸出市場での金利としてとらえる。(2)法人企業統計季報から、支払利息・割引料/借入金残高で求める。という二つの方法がある。

前者については、相銀、信金の加重平均金利を全体の金利とする（都、地銀等の他の業態でも同一の金利が成立している）という仮定をおくことを意味する。

後者については、支払利息・割引料に対応する借入金残高に金融機関以外からの借入金が含まれている。借入金残高については期間に関し長期・短期別、借入先に関し金融機関と金融機関以外の別が得られる。しかし利息については、支払利息・割引料の合計が得られるのみである。従って、その金利は企業と金融機関の取引を全面的に反映したものではない。言いかえれば、企業間信用の金利も含まれたものである。各々の金利については以上のような問題がある。しかし、「中小企業貸出市場」が銀行の業態によって完全に分断されたものでないとなれば、相銀、信金の加重平均をとる妥当性がある。

法人企業統計季報を利用する場合は、「金融機関からの借入利息」と「金融機関以外からの借入利息」を同一と処理することになる。銀行貸出市場と企業間信用市場の間での裁定を考えれば、一応の合理性があると言える。

ここでは相銀・信金の加重平均をとって計算する。

2. 中小企業の範囲のとりえ方をみる。ここで決定的な意味をもつのはデータと制度である。

(1) 最近の日銀統計月報の全国銀行貸出残高に関する中小企業の定義は、

資本金 1億円以下 または常用従業員 300人以下、

ただし、卸売業 30百万以下 または常用従業員 100人以下、

ただし、小売・飲食・サービス業 10百万以下 または常用従業員 50人以下、の企業、個人企業及び「個人」である。

個人には「非事業用に分別困難なもの」＋「割賦返済方式による住宅・消費者ローン等」が計上されている。

(2) 他方、中小企業貸出金利の変数としてとらえようとしている相銀・信金の約定金利は、「貸出残高全体」に対応するものであ

る。この意味で「中小企業」＋「個人」に対応する金利である。

(3) 制度から言えば、相銀の貸出先の資本金の上限は、4億円以下（73年）、8億円以下（81年）である。信金の会員は、資本金4億円以下、または従業員300人以下である（81年）。従って(1)の中小企業の定義より広がっている。しかし、業態転換直後の89年4月のデータによれば、第二地銀貸出残高は3,632百億円で内訳をみると、中小企業（(1)の定義による）向けは3,169百億円で88%がこれに該当する。これからすれば、相銀（そして信金も）の貸出を(1)の定義による貸出とほぼ同値ととらえても大きな誤差はない。

(4) 法人企業統計季報では、資本金により企業を

①10億円以上

② 1～10億円

③5,000万～1億円

④1,000万～5,000万円

に区分している。

従って日銀統計月報の中小企業に対応するのは、③＋④である。（ただし、1,000万円未満の層はえられない。）

法人企業統計季報による金利は、

$$\text{借入金利率} = \frac{\text{支払利息・割引料}}{(\text{短期・長期借入金} + \text{社債} + \text{受取手形割引残高}) \times \text{期首・期末平均}} \times 100$$

で求められる。

この場合銀行貸出のデータを利用する場合と異なり借入残高から消費者ローン等が除かれるというメリットがある反面、「非金融機関」からの借入が含まれるというデメリットはあることは前述した。

制度的に言えば一般に中小企業という場合、中小企業基本法に定める中小企業の範囲（法2条）をさすことが多い。日銀統計月報は、この基準によっている。この点で資本金1,000万円未満の層を含まない法人

企業統計季報により有用性が高い。従って、この研究では、日銀統計月報によることとする。

注1) 日銀統計月報より、「中小企業向け貸出残高」と「中小企業向け貸出約定金利」を得るということは、本文の説明から明らかのように、個人向けの消費者ローン、住宅ローンも含めた形で分析することを意味する。この研究もその意味で理解されるべきである。貸出残高から個人向け貸出を控除することは可能であるが、約定金利について同様の調整を行うことはできない。その方式を採用した場合、被説明変数（貸出残高）と説明変数（金利）が対応しないという問題が生じる。

注2) ここで得られる金利は、いずれにせよ長短を合わせた総合約定金利である。長短を分離しえないので、比較的長期金融に特化している政府系金融機関の機能を完全にはとらえきれない可能性は残る。長期貸出市場のみを取り出す方法としては、長期金利については日銀統計月報により、長期借入金残高については法人企業統計季報によることが考えられる。しかし、財務会計原則による法人企業統計では、償還期間が一年未満の長期借入金は流動負債として計上されている。従って、この取扱いは、今後の検討課題である。

注3) 現行公表資料では、いかなる統計によるにせよ、変数誤差の問題は避けられない。法人企業統計季報でえられる金利と日銀統計によりえられる金利を比較し、相関を求めるのは有意義な作業かもしれない。

3. 大企業金融の中小企業金融に与える影響について考える。

「大企業の貸出市場」が「中小企業の貸出市場」へ影響を与える経路を考える。

大企業の資金需要は設備資金、運転資金にわけられる。その資金調達には内部資金と外部資金、後者については、金融機関からの借入と資本市場からの調達にわけられる。

大企業の資金需要の盛り上りは、他の条件を一定にすれば中小企業金融を逼迫させるであ

う。同じく大企業の内部資金や資本市場による調達の増加は、中小企業金融を緩和するであろう。また、大企業における設備資金、運転資金の増加はその設備投資、在庫投資、販売促進の増加により、中小企業の資金需要を増加させるであろう。その調整には三つの経路が考えられる。一つは、民間金融機関の貸出金利による調整であり、一つは公的金融機関に対する借入の増加で、他の一つは企業間信用の増加である。

そこで、政府系中小企業金融機関の代表である中小企業金融公庫と国民金融公庫を取り上げ、両公庫の貸出残高と民間の貸出需要の関係をみることにする。中小企業金融公庫は設備資金、運転資金の長期資金について成長性が見込まれるが、民間銀行からの資金調達が困難な企業に融資すること等で民間金融機関の補完を果たすことを目指している。国民金融公庫は民間金融機関から融資を受けることが困難な者に対する生業資金の小口貸付等を行うことを目的としている金融機関である。

3. 3. 2 中小企業貸出市場の推計結果

1. モデル

$$\text{需要関数} \cdots LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 SR_t + \alpha_2 IP_{t-1} + \alpha_3 SPL_t + U_t \cdots (1)$$

$$\text{供給関数} \cdots LSt = \beta_0 + \beta_1 (SR_t - DIR_t) + \beta_2 DP_t + \beta_3 SL_{t-1} + V_t \cdots (2)$$

(価格調整式とショート・サイドの仮定は省略)

| | |
|-----|----------------------------------------|
| LD | …当期望まれた需要金額（每期必ずしも観察されない） |
| SR | …中小企業向け貸出約定平均金利（相銀貸出金利と信金貸出金利の加重平均）（%） |
| IP | …鉱工業生産指数（85年平均＝1） |
| SPL | …中小企業金融公庫と国民金融公庫の貸出残高計（10兆円） |
| U | …誤差項（white noise と仮定） |
| LS | …当期望まれた供給金額（每期必ずしも観察されない） |
| DIR | …公定歩合（%） |

DP …預金残高（全国銀行，相銀，信金）
（10兆円）

SL …中小企業向け貸出残高実現値（全国銀行，相銀，信金）（10兆円）

V …誤差項（white noise と仮定）

なお、操作変数としては、全ての外生変数が使われている。

需要関数についてみる。中小企業金融における、貸出金利の取り方については前述の通りである。鉱工業生産指数の意味について考える。貸出市場の需要関数に、当期又は一期ラグの鉱工業生産指数を説明変数に加える理由には、企業の投資に影響を与える要因として、あるいは経済活動の水準に対する将来予想の代理変数としての役割が通常あげられる（Ito, Ueda[81], Laffont, Garcia[77]）。本研究においても、鉱工業生産指数がそのような意味を持ちうることは否定しない。本研究でより一層注目しているのは「融資集中機構」の考え方の関係である。川口[77]は、景気循環過程で「緩和期における中小企業向け貸出の相対的伸長と逼迫期における中小企業へのシワ寄せの引締め」を融資集中機構の側面の一つとしている。鉱工業指数を景気局面の代理変数としてもとらえ、鉱工業指数に一期ラグをとる場合と、そうでない場合とで符合の変化があるか否かでこのことをみようと言うものである。政府系中小企業金融機関の代表である中小企業金融公庫と国民金融公庫の貸出残高を取り上げ、民間金融との代替補完関係をチェックする。

注）需要関数に SL_{t-1} を入れた計測を行ったが、全ての説明変数が有意でなくなり、需要関数を推計しなかったため、ここでは報告しない。

供給関数についてみる。貸出約定金利から公定歩合を引く定式化は、Ito, Ueda と同一である。この変数は銀行貸出の利鞘として捉えられている。預金残高は貸出の原資である。中小企業向け貸出残高の前期実現値は前期との調整を考えたものである。

予想される符合条件は、需要関数について $\alpha_1 < 0$ である。 α_2 については先験的には必ず

しも明らかではない。生産活動水準の高まりで、販売・在庫・設備投資が活発化し資金需要が高まることもある ($\alpha_2 > 0$) が、利潤や内部留保の増大で貸出需要が減少する ($\alpha_2 < 0$) ことも考えられるからである（浅子・内野[87]）。政府系中小企業金融機関の貸出が民間貸出と代替関係にあれば $\alpha_3 < 0$ ，補完関係であれば $\alpha_3 > 0$ である。

供給関数についてみると $\beta_1 > 0$ ， $\beta_2 > 0$ である。貸出の継続性を考えれば $\beta_3 > 0$ である。

2. 推計結果

推計結果は表 3-3-2-1 に示す通りである。鉱工業生産指数（IP）について、一期ラグをとった場合と当期をとった場合の双方について報告する。

需要関数についてみる。金利 (α_1) は負で符合条件をみたしている。その t 値からして 1% 水準で有意であり、先行する Ito, Ueda[81]，浅子・内野[87] よりかなり高くなっており、従来に比べ需要の金利に対する反応の度合いが強まっていると言える（先行研究は全国銀行貸出市場を対象としているので直接の比較には注意を要するが）。金利の自由化が、中小企業金融の分野においても着実に浸透し、金利の調整メカニズムが働き出したことを示唆している。

鉱工業生産指数は一期ラグをとる場合も、当期をとる場合も正である。これからすれば、景気局面により中小企業の借入行動に変化は生じていないといえる。その統計検定量から高い有意性がみられ、中小企業貸出市場では、生産活動の活発化等が資金の増大に結びついていることが示される。この点は、全国銀行貸出市場（ケース 1）で IP が 1% 水準で有意に正である点で共通している。これからすれば、融資集中機構や金融の二重構造論者が想定している景気局面と借手の側からみた中小企業金融の循環に明瞭な関係は見られないのである。

中小企業金融公庫、国民金融公庫の貸出残高 (α_3) は、正の符合であり、補完関係がうかがわれるが、統計検定量は 5% 水準で有意とはなっていない。少なくとも両公庫と民間貸出の需

表 3-3-2-1 中小企業貸出市場の需要関数・供給関数の推計結果 (ケース 1)

| | | IP が 1 期ラグのケース | | IP が当期のケース | |
|------|------------|------------------------|--------------|------------------------|--------------|
| | | 係 数 | t 値 | 係 数 | t 値 |
| 需要関数 | α_0 | - 6.54177 | - 1.75 | - 7.32751 | - 1.90 |
| | α_1 | - 1.03901 | - 4.07 | - 0.91846 | - 3.44 |
| | α_2 | 28.26163 | 7.59 | 26.98511 | 7.59 |
| | α_3 | 2.29456 | 1.23 | 3.12518 | 1.77 |
| | μ_1 | 0.56208 | 3.38 | 0.53038 | 2.56 |
| | | R ² =0.9546 | D. W. =0.907 | R ² =0.9587 | D. W. =0.652 |
| 供給関数 | β_0 | - 0.74153 | - 2.40 | - 0.81133 | - 2.53 |
| | β_1 | 0.06799 | 1.42 | 0.08790 | 1.79 |
| | β_2 | 0.29923 | 3.13 | 0.31339 | 3.15 |
| | β_3 | 0.68580 | 6.53 | 0.67073 | 6.14 |
| | μ_2 | 0.18458 | 0.89 | 0.31160 | 1.69 |
| | | R ² =0.9968 | D. W. =1.980 | R ² =0.9968 | D. W. =1.958 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

要については、統計的には補完関係・代替関係の仮説は棄却され、両者の関係はうかがわれないことになる。 α_3 のパラメータの値が大きいのは、需要関数の中に、両公庫の残高以外に金額レベルの説明変数が入っていないことが影響していると考えられる。従って α_3 の値の大きさそのものの解釈はその点を踏まえる必要がある。ただし、需要関数については、ダービン・ワトソン比が低く、モデルのスペシフィケーションになお改善の余地があるかもしれない。

供給関数についてみると、金利(利鞘)は正の符合で理論予想をみたしている。ただし、t値はやや低くなっている。預金残高の係数の符合も有意に正となっている。前期貸出残高実現値の係数は、有意水準も高く、値は0.7と高く貸出における前期からの継続性が示されている。

次に均衡・不均衡仮説を検定する調整係数をみる。この均衡金利への上方調整速度を表す μ_1 はIPを当期とする場合も、一期ラグとする場合も調整が45%前後しか進んでおらず、t値からして不均衡であるという仮説は棄却されない。これに対し、下方への調整を示す μ_2 は0.2~0.3であり、80%~70%の調整が行われていることになる。そのt値は、IPを当期とする

場合はやや高いものの5%水準で均衡しているとの仮説は棄却されない。これからすれば、中小企業貸出市場においては超過需要という意味での不均衡(信用割当)がうかがえる。

3. ケース 2 のモデル

ケース 2 のモデルは、ケース 1 のモデルとは、供給関数に両公庫の当期貸出残高PLを加えている点で異なる。これは、中小企業貸出市場の分野で両公庫に代表される政策金融が民間金融機関の貸出にどのような影響を与えているかをみようと行うものである(需要関数における鉱工業生産指数は当期の値によっている)。

具体的な定式化は次の通りである。

$$\text{需要関数} \cdots LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 SR_t + \alpha_2 IP_t + \alpha_3 SPL_t + U_t \cdots (3)$$

$$\text{供給関数} \cdots LS_t = \beta_0 + \beta_1 (SR_t - DIR_t) + \beta_2 DP_t + \beta_3 SL_{t-1} + \beta_4 SPL_t + V_t \cdots (4)$$

政策金融が民間金融機関の貸出に積極的な誘導効果をもっていれば、 $\beta_4 > 0$ 、それが衰退産業の産業調整や連鎖倒産防止のための融資肩代わりの効果等、いわゆる後向きの融資の性格を強くもっていれば $\beta_4 < 0$ である。

4. ケース 2 の推計結果

ケース2の推計結果は下表に示す通りである。需要関数についてみると、 α_1 (金利)、 α_2 (鉱工業生産指数) は、ケース1の推計結果と大きく異なる。 α_3 については、その値、有意性ともやや低くなっている。

これに対し供給関数では、 β_1 は符合条件をみたしているものの、統計検定量は有意ではなく、このモデルでは供給における金利の機能は明確にはみられない。 β_2 (預金残高)、 β_3 (前期貸出残高実現値) はいずれも有意に正である。 β_4 (当期の両公庫貸出残高) は、その符合は負であるから後向き融資の性格がうかがえる。しかし、その統計検定量から、民間金融機関の貸出と公庫の貸出の関係は統計的には棄却されると考えられる。

表3-3-2-2 中小企業貸出市場の重要関数・供給関数の推計結果(ケース2)

| | | 係 数 | t 値 |
|------------------|------------|--------------|--------------|
| 需 要 関 数 | α_0 | - 7.51519 | - 1.92 |
| | α_1 | - 0.91943 | - 3.40 |
| | α_2 | 27.88487 | 7.60 |
| | α_3 | 2.43744 | 1.33 |
| | μ_1 | 0.10065 | 1.61 |
| | | $R^2=0.9596$ | D. W. =0.739 |
| 供 給 関 数 | β_0 | - 0.72341 | - 2.18 |
| | β_1 | 0.04613 | 0.78 |
| | β_2 | 0.40806 | 3.27 |
| | β_3 | 0.60083 | 4.86 |
| | β_4 | - 0.77977 | - 1.29 |
| | μ_2 | 0.22135 | 0.94 |
| | | $R^2=0.9971$ | D. W. =2.044 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期~87年度第Ⅳ四半期

次に均衡、不均衡の検証にうつると、 μ_1 の値は0.1で当該期間中に90%の調整が進んでいることが示されている。t値からしても、10%水準で上方調整に関しては均衡しているとの仮説は棄却されない。 μ_2 についても、その統計検定量から均衡仮説は棄却されない。

換言すれば、供給関数において政府金融の機能を明示的に考慮すると、ケース1に比べ不均衡の程度が改善され、中小企業貸出市場は均衡

へ向かうことが示唆される。

注) 公庫=政策金融が、民間金融機関の貸出に対し積極的な誘導効果をもつのか、あるいは後向き性格をもって民間融資の肩代わりの機能をもちかという事は、より厳密に言えば、産業毎、企業毎、更には融資案件毎に individual なデータに基づいて分析することが好ましいかもしれない。ここでは、aggregateされたデータに基づく分析であるので、解釈もその点を踏まえる必要がある。

5. ケース3のモデル

ケース3のモデルは、ケース2のモデルの供給関数の説明変数に鉱工業生産指数の当期をとる場合と、一期ラグをとる場合を加え、各々を比較してみようというものである。融資集中機構の考え方は、資金の供給側、すなわち民間金融機関の側が景気の局面により中小企業に対する信用割当の態度を変えることである、という観点から捉えて分析しようというものである。ところで融資集中機構は次の二段階に分けて考えることができる。

- ①貸出市場、少なくとも中小企業貸出市場には超過需要という意味での不均衡が存在する。
- ②その信用割当の程度が、景気局面により異なる。あるいは銀行の中小企業に対する貸出行動が有意に異なる。

注) 大企業と中小企業とで貸出条件が異なることは、ただちには「融資集中機構」の証明にはつながらない。異なるコスト、リスクに直面している者に対する貸出条件が異なるのは、経済学的には全く合理的だからである。各々の状態に応じた条件で貸出が実現していれば信用割当は存在しないのである。

ケース3のモデルの具体的な定式化は次の通りである。

$$\text{需要関数} \cdots LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 SR_t + \alpha_2 IP_t + \alpha_3 SPL_t + U_t \cdots (5)$$

$$\text{供給関数} \cdots LS_t = \beta_0 + \beta_1 (SR_t - DIR_t) + \beta_2 DP_t + \beta_3 SL_{t-1} + \beta_4 SPL_t + \beta_5 IP_t + V_t \cdots (6)$$

注) IPを当期とする場合の定式化である。IPに一期ラグをとる場合は、 α_3 、 β_5 に対応する項は IP_{t-1} となる。

表3-3-2-3 中小企業貸出市場の需要関数・供給関数の推計結果（ケース3）

| | | IPが1期ラグのケース | | IPが当期のケース | |
|------|------------|------------------------|--------------|------------------------|--------------|
| | | 係数 | t値 | 係数 | t値 |
| 需要関数 | α_0 | - 5.59452 | - 1.40 | - 7.75647 | - 1.96 |
| | α_1 | - 1.12990 | - 4.19 | - 0.91051 | - 3.35 |
| | α_2 | 28.49791 | 6.99 | 28.23251 | 7.62 |
| | α_3 | 1.79755 | 0.87 | 2.26329 | 1.22 |
| | μ_1 | 0.09756 | 1.75 | 0.10230 | 1.60 |
| | | R ² =0.9555 | D. W. =1.028 | R ² =0.9596 | D. W. =0.754 |
| 供給関数 | β_0 | 0.05805 | 0.05 | - 1.61258 | - 1.37 |
| | β_1 | 0.01956 | 0.33 | 0.04139 | 0.69 |
| | β_2 | 0.39584 | 3.06 | 0.44239 | 3.37 |
| | β_3 | 0.64625 | 4.51 | 0.53484 | 3.65 |
| | β_4 | - 0.72006 | - 1.08 | - 1.05785 | - 1.58 |
| | β_5 | - 1.26549 | - 0.73 | 1.50933 | 0.79 |
| | μ_2 | 0.13882 | 0.56 | 0.04558 | 0.10 |
| | | R ² =0.9973 | D. W. =2.069 | R ² =0.9971 | D. W. =1.970 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

なお、操作変数として全ての外生変数が使われている。

6. ケース3の推計結果

ケース3の推計結果は表3-3-2-3に示す通りである。IPを当期とするケースと一期ラグをとるケースでは供給関数の β_5 の符号が変わる（しかし、いずれも統計的には非有意）ものの、大きな差はない。IPが一期ラグを取るケースを中心に説明する。

金利（ α_1 ）は1%水準で有意に負であり、その値の大きさからも需要関数において金利の調整がかなり働いていることが示されている。鉱工業生産指数（ α_2 ）は、ケース1の場合と同様に当期の場合も一期ラグの場合も、いずれも有意に正の値をとっている。中小企業金融公庫、国民金融公庫の当期貸出残高（ α_3 ）は正で、民間貸出需要との補完関係がうかがわれるのは、ケース1、2と同様であるが、統計検定量からして両者の関係は棄却される。

供給関数についてみると、 β_1 は負で理論予想をみだが、統計的には有意ではない。預金残高（ β_2 ）、前期貸出残高実現値（ β_3 ）は、いずれも1%水準で有意に正の値がえられている。

公庫の貸出（ β_4 ）はこのケース3のモデルでも符合は負であるが、10%水準でも公庫貸出と民間金融機関の資金供給の関係は棄却される。次に鉱工業生産指数（ β_5 ）についてみる。IPが一期ラグの場合は負、当期の場合は正であり、景気の局面による銀行の貸出行動に差が出ているようにもみえるが、その統計検定量はいずれのケースも有意ではなく、景気循環の代理変数としての鉱工業生産指数と銀行の貸出の関係は、統計的には棄却されると考えられる。

次に均衡、不均衡仮説の検証にうつる。まず、IPについて一期ラグをとるケースをみる。上方調整をしめす μ_1 の値はかなり小さく、当該期間内に約9割の調整が進んでいることを示している。t値は1.75で5%水準では均衡であるとの仮説は棄却されない。下方の調整の示す μ_2 の値も0.1であり、その統計検定量からしても均衡であるとの仮説は棄却されない。IPが当期のケースでは、 μ_1 、 μ_2 のいずれの統計検定量からも、中小企業貸出市場は均衡仮説が支持される。

このような中小企業貸出市場では、供給関数に政策金融の効果、又は鉱工業生産指数を明示

的に考慮すると均衡仮説が支持され、信用割当は存在せず、銀行の貸出行動に景気局面のラグによる変化はないという結果がえられた。

注) 全国銀行貸出市場の推計結果(ケース2)と比較すると、需要関数における金利のパラメータの値も大きく、有意性も高くなっており、中小企業の借入に関する金利への反応が高いことがわかる。反面政策金融は全国銀行貸出市場では有意に正となっていたのが、ここでは非有意となっておりその効果に差がみられる。これは大企業金融や輸出入金融等での補完効果が大きいことを示唆している。供給関数について比較すると、中小企業貸出市場で金利の有意性が低くなっていることが目立つ。

3. 3. 3 対数形による中小企業貸出市場の推計結果

1. 対数形による中小企業貸出市場の推計結果は表2に掲げる通りである。これらは、いずれのケースをとるにせよ、5%水準で均衡仮説が棄却されないという結果がえられている。以下ケース毎にみる。

(1) ケース1-a)の需要関数についてみると貸出金利は1%水準で有意に負となっている。中小企業の借入需要に金利が影響していることが分かる。その値は-0.08で金利1%ポイントの上昇が0.08パーセントの借入需要の減少となることが示されている。当期鉱工業生産指数も有意に正の値が得られ、生産活動の上昇が中小企業借入需要の増大につながることを示唆される。この貸出金利、鉱工業生産指数の符号条件や有意性は前節の結果とも整合的である。公庫貸出残高についても1%水準で有意に正となっており、その値から公庫貸出1%の増加が0.4%の民間借入需要の増加につながり、両者が補完関係にあることが示唆される。これが全てのケースを通じて有意に正であるという点は、前節では符号条件は同様に正であるが、統計的には非有意であったのとは対照的である。弾力性をとると公庫貸出と民間金融機関の借入需要の関係が

より一層明瞭になったと言える。

供給関数についてみると、金利は符号条件をみたしているが、統計検定量から判断すると有意ではない。預金残高、前期貸出残高実現値は1%水準で有意に正となっており、前節の推計結果と整合的である。

均衡、不均衡の検証に移ると上方調整は当該期間中に95%の調整が行われ、t値からして均衡であるとの仮説は棄却されない。下方調整に関しても、均衡仮説が棄却されない。1-b)のケースについてみると、需要関数の前期鉱工業生産指数の値も1.5となっている。需要・供給関数の他の係数も1-a)と余り変わらない。この場合も5%水準で均衡仮説が支持される。そして、需要関数についてみるとこれらの結果はケース2, 3を通じて共通している。

(2) ケース2は、供給関数の説明変数に公庫貸出残高を加え、中小企業金融公庫、国民金融公庫の貸出と民間金融機関の貸出行動の関係をみようというものである。公庫貸出残高の符号は負であるが、統計検定量からして両者の関係は棄却される。換言すれば両公庫の貸出は中小企業の借入需要を増大させるが、民間金融機関の貸出供給には直接影響しないことが示される。これは両公庫の貸出金利の相対的な低利さが、借手にとっては投資コストの軽減等を通じプロジェクトの拡大や新たな実施につながっている反面、金融機関にとってはカウ・ベル効果等の積極的な側面も融資肩貸り等の消極的な側面も、総体的には持たないことを示唆している。預金残高や前期貸出残高実現値の推計結果は、ケース1と余り異なるところがない。

このモデルでは、均衡仮説が支持されるということは前述の通りである。

(3) ケース3は、当期と前期の鉱工業生産指数を景気局面の指標として供給関数の説明変数に加え、「融資集中機構」が存在するか否かを検証しようというものである。当

表3-3-3-3-1 中小企業貸出市場の需要・供給関数の推計結果(対数形)

| ケース | 定数項 | 貸出金利 | 当期鉱工業生産指数 | 前期鉱工業生産指数 | 公庫貸出残高 | 上方調整速度 | R ² / D.W |
|-----|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------------|
| 1-a | -3.63391 (-3.88) | -0.07441 (-4.97) | 1.50622 (8.08) | | 0.44943 (5.73) | 0.05518 (1.39) | 0.9779 0.880 |
| 1-b | -3.62302 (-4.04) | -0.08435 (-6.13) | | 1.52411 (8.41) | 0.41917 (5.33) | 0.06430 (1.84) | 0.9781 1.263 |
| 2 | -3.64991 (-3.61) | -0.07551 (-4.87) | 1.51191 (7.49) | | 0.44603 (5.18) | 0.05517 (1.33) | 0.9780 0.889 |
| 3-a | -3.85382 (-3.71) | -0.07399 (-4.68) | 1.55387 (7.49) | | 0.42851 (4.87) | 0.05849 (1.34) | 0.9780 0.923 |
| 3-b | -3.85874 (-3.73) | -0.08508 (-5.77) | | 1.57673 (7.52) | 0.39444 (4.30) | 0.06157 (1.60) | 0.9782 1.315 |

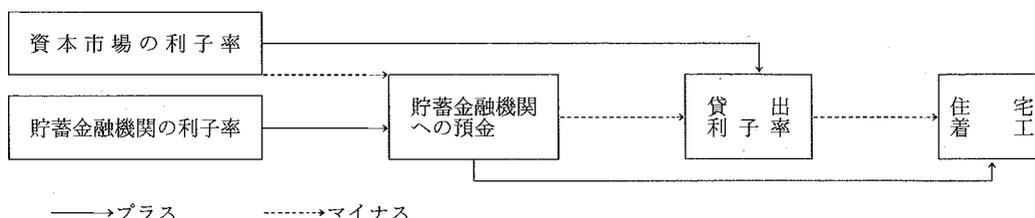
| ケース | 定数項 | 貸出金利-公定歩合 | 預金残高 | 前期貸出残高 実現値 | 公庫貸出残高 | 当期鉱工業生産指数 | 前期鉱工業生産指数 | 下方調整速度 | R ² / D.W |
|-----|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|---------------------|-------------------------|
| 1-a | -0.21867 (-2.55) | 0.00598 (1.48) | 0.41165 (3.48) | 0.63656 (6.42) | | | | 0.25662 (1.19) | 0.9963 2.082 |
| 1-b | -0.21924 (-2.62) | 0.00457 (1.14) | 0.41081 (3.56) | 0.63803 (6.60) | | | | 0.02754 (0.09) | 0.9964 2.101 |
| 2 | -0.25184 (-1.83) | 0.00517 (0.99) | 0.43095 (3.29) | 0.62829 (6.09) | -0.00973 (-0.22) | | | 0.20029 (0.79) | 0.9964 2.105 |
| 3-a | -0.86370 (-1.43) | 0.00514 (0.95) | 0.44897 (3.32) | 0.55809 (4.47) | -0.01260 (-0.27) | 0.16243 (1.00) | | -0.07613 (-0.13) | 0.9963 2.040 |
| 3-b | -0.62244 (-1.14) | 0.00434 (0.77) | 0.45070 (3.36) | 0.58874 (4.97) | -0.02166 (-0.47) | | 0.09136 (0.63) | -0.08310 (-0.19) | 0.9964 2.128 |

計測期間 76年度第Ⅱ四半期~87年度第Ⅳ四半期

()内はt値

期鉱工業生産指数も前期鉱工業生産指数もその係数は正であるが、いずれも非有意である。市場は均衡仮説が棄却されない。これから融資集中機構が想定する①中小企業貸出市場における信用割当の存在、②金融機関の貸出行動が景気局面で変化する、という仮説はいずれも支持されないことが示される。そして、この結果は前節の分析とも合致する。

なお、預金残高、前期貸出残高実現値、



注1) この論文執筆時にはS & Lは「住宅金融専門」であった。つまりS & Lは資金調達面で資本市場の利率の影響（預金者の資産選択）を受けていたが、資本市場はその運用の対象ではなかった。

このモデルは銀行（住宅金融機関）への資金の供給と利率が大きな意味をもつことを示している。

注2) 本研究では、新規貸出市場、フローベースの分析が行なわれるのは前述の通りである。

2. 住宅金融の需要は、住宅需要（住宅着工）と密接に関係する。住宅需要（住宅着工）について考える場合、人口学的要因（demographic factor）、住宅ストックの存在、財の異質性（heterogeneity）又は、住居の陳腐化や居住水準の向上を反映するhedonic priceと言ったものが重要な要素となる。更に空間的固定性、土地の利用制約、取引コスト・サーチコストや税制も影響するであろう。住宅経済全般についてのサーベイとしては Smith, Rosen, K and Fallis[88]がすぐれている。本研究では住宅着工自体や住宅取引そのものを対象とはしない。従って理論的背景は住宅着工モデル等とはかなり異なっている。

注) 住宅着工の不均衡分析としては、Fair and

公庫貸出残高の係数値や有意度はケース2と大きく変化するところはない。

3. 4. 1 住宅金融市場

1. 住宅金融の需要・供給モデルは少ない。ここでは、Jaffee, Rosen K[79]等を参考に考える。Jaffee, Rosen は住宅着工、貸付（mortgage）、預金市場について次のような関連を図示している。

Jaffee [72]、Maddala and Nelson [74]、Bowden[78 a 第10章]がある。

3. 住宅資金の供給、すなわち銀行の貸出行動という点からは、幾つかの問題点がある。一つには金利である。住宅ローン金利（都銀固定金利や変動金利）は長プラと密接に連動している。このことは、住宅ローン供給に機会費用が重要な意味をもつこと、住宅ローン金利が他の貸出金利と多重共線関係にあることをうかがわせるものである。一つは、住宅ローンと産業資金の優先順位である。高度成長期において都銀等にとり住宅ローンが産業資金に比べ劣後した地位にあったことは明らかである。これを何らかの形でモデルに取り込むことが課題である。今一つは住宅金融公庫の果たしている効果を明示的に取り入れることである。

更に、民間金融機関の新規貸付についてその内容をみると、住宅の購入等に係わるものと、他の金融機関の住宅ローンに対する借替に係わるものがある。後者は近年顕著な動きを示していると言われる。固定金利制を採用した場合、借手にとって異時点間の金利差が借替に結びついたことは容易に想像される

表3-4-1-1 住宅ローンの件数、残高

| 年・末 | 85. 3 | 86. 3 | 87. 3 | 88. 3 | 89. 3 |
|-------------------|-----------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 取扱銀行数 (行) | (64 29) | (64 35) | (64 57) | (64 63) | (64 64) |
| 件数 (件) | 1,304,013 (2,692) | 1,307,886 (16,018) | 1,297,377 (114,715) | 1,325,057 (337,447) | 1,336,975 (430,219) |
| 残高 (億円) | 59,292 (252) | 60,080 (1,615) | 62,234 (9,190) | 68,932 (21,752) | 74,736 (34,254) |
| 1行当たりの件数 (件) | 20,375 (93) | 20,436 (458) | 20,272 (1,792) | 20,704 (5,356) | 20,890 (6,722) |
| 1行当たりの残高 (百万円) | 92,644 (868) | 93,875 (4,615) | 97,240 (14,360) | 107,706 (34,527) | 116,775 (53,522) |
| 1件当たりの残高 (千円) | 4,547 (9,351) | 4,594 (10,084) | 4,797 (8,011) | 5,202 (6,446) | 5,590 (7,962) |
| 件数で最高の銀行 (件) | 69,172 (1,104) | 71,547 (6,304) | 76,431 (22,442) | 75,866 (42,936) | 77,016 (48,425) |
| 残高で最高の銀行 (百万円) | 408,119 (7,154) | 448,859 (76,296) | 495,903 (208,972) | 554,560 (518,131) | 559,193 (476,827) |

(注) () は変動金利型住宅ローン。

(地銀協月報89/8)

が、銀行が積極的にそれを推進した合理的解釈は預金の獲得等と結びつけない限り困難である。

注1) ところで都銀の固定制住宅金利の決定式は、長期プライムレートとの関係で政策的に次のように定められている。

$$RM=3.0+0.6\times RL$$

ここで、RM…都銀住宅ローン固定金利

RL…長期プライムレート

これは長期プライムレートが著しく変動するとき、その影響を緩和するために考えられたものである。ところでこの方式は、銀行にとり長期プライムレートが低水準であるとき他の長期貸出に比較すると、住宅ローンの収益が相対的に高くなることを意味している(逆は逆)。銀行の貸出構成比でみた場合、これは低金利時には住宅ローンの比率が上昇する可能性を示唆するものである。銀行の資産構成上、この金利決定方式との関係において住宅ローンがどうなるかは一つの検討課題であるが、本稿の枠をこえるので問題点を指摘するにとどめる。

注2) 金利は固定金利と変動金利(83年5月以降実施)がある。表3-4-1-1は地銀の住宅ローンの推移である。変動金利によるもの

が急増し、86年3月期以降ネットでは件数、金額とも変動金利制による貸出が100%をこえている。

このことは金利の取り方に一つの課題を残すものである。途中からは変動金利を採用することが考えられるかもしれない。しかし、注1で述べたように両者には強い相関関係が予想されるので、固定金利を proxy として使う妥当性はある。また、金利が市場をクリアするか否かをみる不均衡分析において、計測期間の途中から金利のとり方を変えるとすることは、モデルにとりクルーシャルな影響があることも考えられる。従って、本研究では、金利としては一貫して都銀固定金利を採用する。

注3) Breuckner, Follain [88] は借手の cross section 分析により ARM (Adjustable rate mortgage) と FRM (fixed rate mortgage) の選択は両者の差 (FRM-ARM) と FRM のレベルによるところが大きいとしている。先の地銀協のデータは、我が国に関しては、この理論では説明しきれないことを示唆しているように思われる。歴史的とも言える低金利局面で、あるいは市場型資金の調達比率の上昇の中で、資金の調達期間(1~2年)と貸出期間(10~20年)のミスマッチから、将来の

金利上昇に備えて銀行側が変動金利を積極的に推奨し、金利変動リスクを借手に転嫁したと解することが妥当かもしれない。

3. 4. 2 住宅金融市場の推計結果

1. ケース1のモデル

$$\text{需要関数} \cdots LD_t = \alpha_0 + \alpha_1 RM_t + \alpha_2 LP_t + \alpha_3 \text{LAND}_{t-1} + \alpha_4 W_t + \alpha_5 RLM_t + U_t \cdots (1)$$

$$\text{供給関数} \cdots LS_t = \beta_0 + \beta_1 (RM_t - RL_t) + \beta_2 E_t + \beta_3 RLM_t + \beta_4 DEP_t + V_t \cdots (2)$$

(価格調整式とショート・サイドの仮定は省略)

- LD … 当期望まれた需要金額 (必ずしも実現値ではない)
- RM … 都銀住宅ローン固定金利 (%)
- LP … 当期住宅金融公庫新規貸出額 (兆円)
- LAND … 全国住宅地価格上昇率 (%)
- W … 家計の金融資産残高 (預貯金と信託の計) (兆円)
- U … 誤差項 (white noise と仮定)
- LS … 当期望まれた供給金額 (必ずしも実現値ではない)
- RL … 長期プライムレート (%)
- E … 民間設備投資額 (兆円)
- RLM … 住宅ローン返済額 (全国銀行、相銀、信金) (兆円)
- DEP … 預金増減額 (全国銀行、相銀、信金) (兆円)
- V … 誤差項 (white noise と仮定)

なお、操作変数としてすべての外生変数を使用した。

需要関数について説明する。公庫貸出について考える。人は公庫よりの借入と民間金融機関からの借入を合わせて住宅を建設する。公庫は、標準建設費等の一定割合までの融資しか行わないので、公庫融資の増加は民間住宅金融を増加させる可能性がある。つまり、両者は補完関係にたつことがありうる。反面、公庫貸出が民間貸出需要をクラウドしているとすれば代替関係

にたつことになる。我が国の場合、住宅取得で最も問題になっているのは地価である。これは住宅取得の価格要因としても、将来のインフレ予想要因としても、消費者に大きな影響を与えていることが予想される。それは住宅金融の需要を押し上げることも考えられるが、反面地価高騰による住宅取得の断念という形で住宅金融需要抑制につながることもある。金融資産を蓄積しそれから先はじめて住宅資金の借入を行うというのが一般的な形であろう。その効果は資産蓄積が多ければ借入の必要度は低くなるし、逆に資産の厚さが借入能力を増すとすれば借入需要を喚起するであろう。また、住宅ローンの借換は、住宅金融需要の増大となってあらわれているであろう。

供給関数について説明する。金融機関は他の貸出によりえられる収益と比較し、その機会費用を考慮するであろう。ここで住宅ローン金利から長期プライムレートを引く定式化は、この機会費用を意味する。金融機関は貸出に当たって、量的補完を必要とする議論が暗黙に想定しているように、企業金融と住宅金融の先後関係をつけている可能性もあるので、企業金融に関する指標として民間設備投資額をとりあげる。近年、民間金融機関相互間で住宅ローンの借換競争が起きていると言われている。そうであるとすれば住宅ローンの返済額は借替えられて、他の金融機関による新規貸出増加につながっているであろうと予想される。預金は貸出の原資となる。これから期待される理論符号は、需要関数について $\alpha_1 < 0$, $\alpha_2 > 0$ (補完の場合), $\alpha_3 < 0$ (代替の場合), $\alpha_4 > 0$ (住宅資金借入増加の要因が強く働く場合), $\alpha_5 < 0$ (住宅取得の断念等に働く場合), $\alpha_6 < 0$ (借入の必要度が低下する場合) $\alpha_7 > 0$ (借入能力の向上が強く働く場合), $\alpha_8 > 0$ である。供給関数について、 $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 > 0$, $\beta_4 > 0$, である。

2. ケース1の推計結果

推計結果は次表の通りである。

係数の符号は理論予想を全てみたしている。

表3-4-2-1 住宅金融市場の需要関数・供給関数の推計結果(ケース1)

| 需要関数 | | | 供給関数 | | |
|------------|----------|--------|-----------|----------|-------|
| | 係数 | t 値 | | 係数 | t 値 |
| α_0 | 2.56392 | 6.11 | β_0 | 0.91689 | 7.77 |
| α_1 | -0.19627 | -3.99 | β_1 | 0.14953 | 1.65 |
| α_2 | 0.34208 | 2.61 | β_2 | -0.22935 | -7.00 |
| α_3 | 0.00230 | 0.43 | β_3 | 2.02883 | 12.24 |
| α_4 | -0.57683 | -10.40 | β_4 | 0.00590 | 1.41 |
| α_5 | 1.95194 | 16.57 | μ_2 | 0.48104 | 2.91 |
| μ_1 | -0.11403 | -0.24 | | | |

$R^2=0.9760$ D.W.=1.631

$R^2=0.9226$ D.W.=1.200

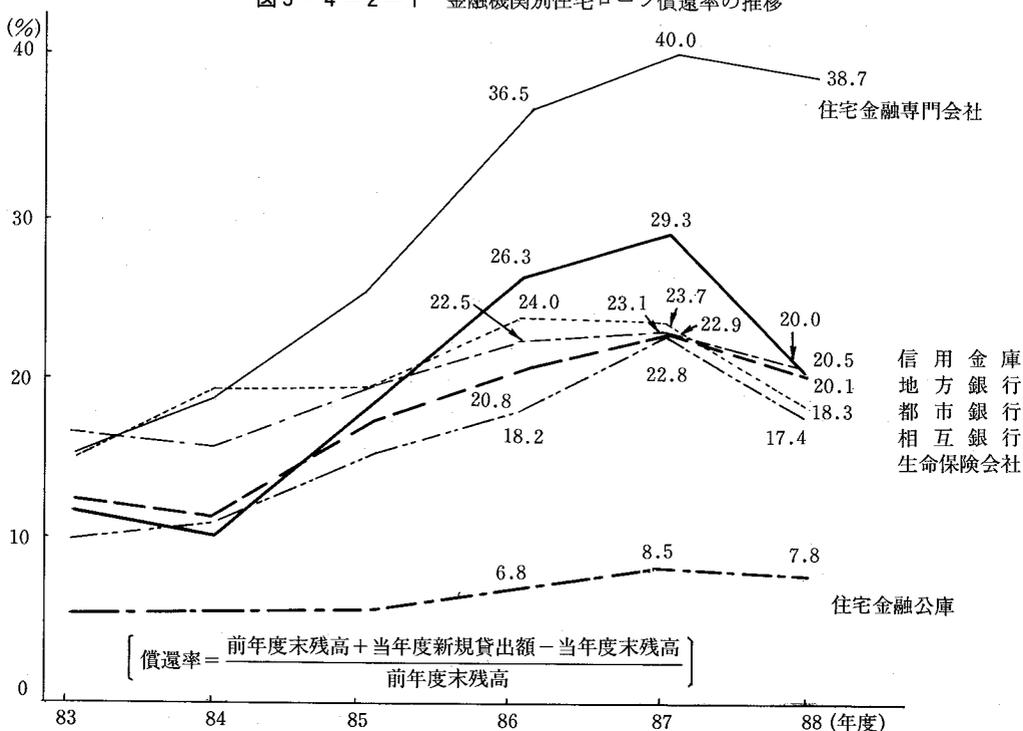
計測期間 76年度第Ⅱ四半期~87年度第Ⅳ四半期

需要関数についてみると、まず、金利は1%水準で有意に負となっており、その値は-0.2であり、需要関数において金利の調整機能が働いていることが示される。住宅金融公庫の新規貸出額の符号は有意に正であり、公庫貸出と民間貸出の関係については補完関係にあることが示唆される。住宅地価格上昇率の一期ラグにつ

いては統計的に有意な結果はえられていない。アグリゲートされたデータに基づく分析であるので、住宅取得価格の上昇要因と住宅取得の断念等が打消しあった結果と解される。

家計の金融資産の値は有意に負となっている。金融資産の蓄積による借入の必要度が低下することが示されている。その値の大きさや高い

図3-4-2-1 金融機関別住宅ローン償還率の推移



出典)「住宅金融月報」89年11月号

有意度からみてこの効果はかなり強いことが示唆される。返済額も有意に正の値がえられている。

供給関数についてみる。金利は符号条件をみたしているが、統計検定量はやや低くなっており、このモデルでは住宅金融の供給関数が、住宅貸出の機会費用という意味での金利に関し、十分には反応していないことを示している。

企業金融の繁閑の代理変数である民間設備投資額の係数が1%水準で有意に負となっているのは、企業金融の繁閑と住宅金融に密接な関係があるのではないかという我々の予想を裏付けるものである。つまり、企業金融と住宅金融は金融機関にとり代替関係にあることが示される。更に注目されるのは、住宅ローン返済額が極めて大きな影響を与えていることである。図3-4-2-1は金融機関別の住宅ローン償還率（償還額が返済額となる）の推移を示したものである。

償還率が20%ということは、貸出期間が平均5年であるということの意味する。これは住宅ローンの期間としては異様に短いものである。事実住宅金融公庫では償還率は8%前後であり、単純に言えば貸出期間は12.5年となっている。この両者の差は銀行間の借替競争を反映しているものである。これは民間の新規貸出額のかなりの部分がいわばニューマネーではないことを意味している。預金増減額はt値がやや低いものの理論符合をみたしている。

次に調整係数についてみる。これは市場が均衡している（信用割当が存在しない）のか、不均衡である（信用割当が存在する）のかを示す指標である。上方への調整速度を示す μ_1 は、t値が極めて低く上方への調整は行われていることがわかる。しかし、下方への調整を示す μ_2 の値は0.5で当該期間内に均衡に向けて（ $1-\mu_2$ ）、すなわち約50%の調整が行われているものの、t値からして1%水準で不均衡であるとの仮説は棄却されない。住宅ローンの金利は、速やかに上昇するが、十分には低下しないことが示される。

注) 需要関数の説明変数に家計可処分所得を加えた計測も行ったが、公庫貸出等と多重共線関係となる問題があったので、ここでは報告しない。

3. ケース2のモデル

住宅金融公庫の貸付の大部分は、民間金融機関による代理貸である。従って、民間金融機関は公庫貸出に関する情報をフルに活用して資金供給を行っていると考えられることもできる。マクロ的に言えば、当期の全体としての公庫の貸出枠や貸出基準は金融機関にとり既知であるので住宅金融市場全体の動向をつかみやすいが、ミクロの個別案件についても公庫の窓口である民間金融機関は十分に把握することができる。換言すれば住宅金融公庫の貸出が、この情報ルートにより民間金融機関の貸出態度に影響を与えている可能性がある。そこでケース1のモデルの供給関数に、説明変数としてLPを加えて分析する。具体的な定式化は次の通りである。

$$\begin{aligned} \text{需要関数} \cdots LD_t = & \alpha_0 + \alpha_1 RM_t + \alpha_2 LP_t + \alpha_3 \\ & LAND_{t-1} + \alpha_4 W_t + \alpha_5 RLM_t + U_t \\ & \cdots \cdots (3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{供給関数} \cdots LS_t = & \beta_0 + \beta_1 (RM_t - RL_t) + \beta_2 E_t \\ & + \beta_3 RLM_t + \beta_4 DEP_t + \beta_5 LP_t + \\ & V_t \cdots \cdots (4) \end{aligned}$$

4. ケース2の推計結果

推計結果は次表の通りである。需要関数についてその結果はケース1の推計と大差はない。 α_2 （住宅金融公庫の新規貸出額）の値はやや小さくなっているが、5%水準で有意となっている。

供給関数についてみると、 β_1 は5%水準で有意に符号条件をみたしている。このモデルでは金利の調整機能が働いていることがわかる。 β_2 、 β_3 、はいずれも1%水準で有意である。預金増減額（ β_4 ）はケース1に比べると有意度が高まっている。公庫の新規貸出額（ β_5 ）の値は0.3で、これは住宅金融公庫の貸出が民間金融機関の貸出に影響を与えているようにみえるが、統計的には有意な値とはなっていない。均衡、不均衡の検証をみると、 μ_1 の統計検定量から上方調整は速やかに行われ均衡しているとの仮説は棄却されない。下方への調整を示す

表 3-4-2-2 住宅金融市場の推計結果 (ケース 2)

| 需要関数 | | | 供給関数 | | |
|------------|----------|--------|-----------|----------|-------|
| | 係 数 | t 値 | | 係 数 | t 値 |
| α_0 | 2.62849 | 6.31 | β_0 | 0.84193 | 6.88 |
| α_1 | -0.20511 | -4.20 | β_1 | 0.18779 | 2.07 |
| α_2 | 0.45261 | 3.06 | β_2 | -0.24149 | -7.31 |
| α_3 | 0.00117 | 0.22 | β_3 | 1.89662 | 10.67 |
| α_4 | -0.58784 | -10.63 | β_4 | 0.00697 | 1.72 |
| α_5 | 1.91343 | 16.21 | β_5 | 0.34426 | 1.56 |
| μ_1 | -0.08462 | -0.22 | μ_2 | 0.38138 | 1.93 |

 $R^2=0.9763$ D. W. =1.659 $R^2=0.9279$ D. W. =1.333

計測期間 76年度第Ⅱ四半期～87年度第Ⅳ四半期

μ_2 の値は0.4で当該期間内に60%の調整が行われており、その統計検定量からも5%水準で均衡仮説は棄却されない。住宅金融公庫の貸出が民間金融機関の貸出に与える影響を明示的に考慮する場合、その係数の有意性が低いので解釈に慎重を要するが、供給についても金利機能がある程度働いて、住宅金融市場は均衡とみることもできよう。

4. 1 厚生分析のための理論的枠組

公的金融の貸出供給量の変化が、民間の借手および貸手の余剰に対して如何なる影響を与えるかについて検討したい。前節までの実証分析において、民間の貸出市場における公的貸出の影響を考慮した需要・供給関数が求められている。以下ではそれらの関数を基にして、公的金融の貸出を増加あるいは減少させたときに、借手と貸手の余剰がどのように変化するかについての推計を試みるのである。その際、特に注意する必要があるのは、実証分析において得られている需要・供給関数の知識は局所的なものであり、サンプルが存在しない範囲に関しては、その実証結果の近似度は著しく低くなっているということである。したがって、以下では実証分析から得られた結果から、局所的な情報以外は利用しないようにしよう。このような制約の下で進められる厚生分析は、次の2つの特徴を持ったものになる。

注1) 以下の分析では、借手としては企業を念頭に置いている。借手が家計の場合には金利に対応させた需要関数から借手の余剰を計算する際には、余剰が正確に計算されないことが Jehle (1984) で指摘されている。特に満期が長い貸出の場合には、余剰が過小に推計されがちであるとされる。したがって、以下で展開される議論を住宅資金市場の分析に適用する場合には、注意が必要であろう。

まず第1に、公的貸出量の水準に対して借手と貸手の余剰の水準がどのように決まるかという問題は扱わない。余剰の水準について計測するためには、需要および供給関数の大域的形状に関する知識が不可欠である。したがって、公的貸出量が増変したときにそれぞれの余剰がどのように変化するかという点だけに注目するとしよう。さらに、公的貸出量の大きな変化が生じた場合の厚生変化についての分析は、やはり関数の大域的な形状に関する情報を必要とすることになるので困難である。したがって、公的貸出量がある時点で僅かに変化したときの、借手と貸手の余剰の(微分的)変化にのみ分析の対象を限定することにしよう。

第2に、以上のように分析の範囲を限定したとしても、なお需要・供給関数に関する大域的性質をある程度利用しなければ厚生分析を行うことができない。したがって、これらの関数になんらかの大域的性質を先験的に仮定せざるを得ないのである。そこで、以下では理論的考察などを手がかりとして、需要・供給関数に関す

る大域的性質を導き、それを基にして厚生分析を展開することになる。

金融市場に関する既存の厚生分析としては、Rhoades(82)、Jehle(82)などがある。Rhoadesは銀行業における独占がもたらす死荷重すなわち余剰の損失の大きさを推計している。また、Jehleは銀行が合併した場合の借手や貸手の余剰の変化を推計している。これらの研究は産業組織論的分析を金融市場に応用したものである。公的金融に関するこの種の分析は残念ながら存在しないようである。

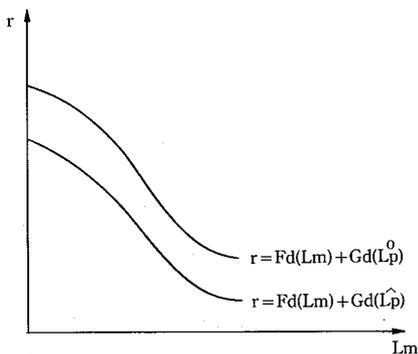
[1] 需要関数と供給関数の定式化

まず、民間の貸出市場に対する需要関数の定式化を行おう。貸出需要量 L_m が金利 r と公的貸出 L_p のどのような関数になっているかを知ることが、厚生分析のためには重要である。その需要関数の借手の主体的行動から導出する方法に関しては補論2に譲るとして、以下では逆需要関数に対して分離可能性が大域的に成立していることを仮定しよう。すなわち、

$$r = F_d(L_m) + G_d(L_p)$$

である。この仮定の経済的意味は次のようなものである。公的貸出が \hat{L}_p から L_p^0 に変化したとしよう。そのとき、図4-1-1にあるように逆需要関数が縦方向に平行移動すると想定するのである。

図4-1-1 逆需要関数のシフト



もちろん、このような性質が一般的に成立するという保証はない。しかしながら、公的貸出は貸手に対して低利で資金を供給することを通じて、補助金を給付している状況と類似した効果

を持つと考えられる。したがって、需要関数が縦方向に平行移動すると想定することも、第1次近似としては許されるであろう。

なお、需要関数を求めれば、

$$L_m = F_d^{-1}(r - G_d(L_p)) \equiv \mathcal{F}_d(r, L_p)$$

である。ここに、 $F_d^{-1}(\cdot)$ は $F_d(\cdot)$ の逆関数である。

次に貸出供給関数を定式化するために、民間の貸手の費用関数を次のように想定する。

すなわち、

$$C = r_f(L_m) L_m + G_s(L_p) \cdot (L_m - L_m^0)$$

$$\equiv C(L_m, L_p, L_m^0)$$

である。ここに、 $r_f(L_m)$ は L_m だけの資金調達をするときの単位当り調達コストであり、 $r_f(\cdot) > 0$ を仮定する。また、 L_m^0 は前期からの貸出の継続部分であり、 $L_m - L_m^0$ が今期新規に開拓した貸出部分であるとする。そして、 $G_s(L_p)$ は新規の貸出を行うときに必要な単位当りコストである。たとえば、新規貸出に際しては審査コストなどが必要となろう。さらに、 $G_s(L_p)$ は以下に述べる2つの効果から L_p の関数であると考えられる。まず第1に、公的貸出 L_p の増加部分が既に良質な借手であることが民間の貸手にも認識されている借手に対するものであるとすれば、民間の貸手は質が明確でない借手に対して貸出を行わねばならない。したがって、新規貸出に際しての単位当り審査コストは上昇するであろう。第2に、公的貸出が良質であると民間と貸手によって認識されていなかった借手に対するものであるとすれば、公的貸出がシグナルとなって民間の貸手はその公的貸出の貸出先が良質な借手であることを知ることができる。したがって、新規貸出に際しての単位当り審査コストは減少するであろう。³⁾

注2) この新規の貸出に伴うコストは、貸出残高を変更する際の調整費用と類似した概念であると言える。その調整費用に関しては、池尾(87)やFlannery(82)で詳しく分析されている。

注3) このような効果、すなわち、ある貸手の融資行動がその貸手の行った審査の結果を顕示してしまうという外部効果を利用して、他の貸手が貸出を行うような行動を、日向野(84)はカウベ

ル効果と呼んでいる。

さて、上述の費用関数が与えられた下で、貸手の供給関数を求めよう。そのために限界費用をMCと書いて、限界費用関数を求めれば、

$$\begin{aligned} MC &= r'_f(L_m) L_m + r_f(L_m) + G_s(L_p) \\ &\equiv MC(L_m, L_p) \end{aligned}$$

である。そして、

$$F_s(L_m) \equiv r'_f(L_m) L_m + r_f(L_m)$$

と置けば、限界費用関数を、

$$MC = F_s(L_m) + G_s(L_p)$$

と書くことができる。

次に貸手の利潤をSSと書いて、

$$SS = r L_m - C(L_m, L_p, L_m^0)$$

と定式化しよう。そのとき、金利 r 所与の下での利潤最大化行動の1階の条件は、

$$r = F_s(L_m) + G_s(L_p)$$

と表されることになる。したがって、この式を L_m について解いた、

$$L_m = F_s^{-1}(r - G_s(L_p)) \equiv \mathcal{F}_s(r, L_p)$$

が貸出供給関数である。ここに、 $F_s^{-1}(\cdot)$ は $F_s(\cdot)$ の逆関数である。

[2] 厚生分析の問題設定と不均衡の程度

以上のような貸出需要関数と供給関数を基にして、公的金融の貸出供給の水準を変化させた場合に、借手の余剰と貸手の余剰がどのように変化するかを検討する。より具体的には、時間を通じて成立している需要・供給関数と、ある期に成立している \hat{r} と \hat{L}_p を与えられた情報として、その期の公的貸出の水準を L_p^0 に変化させたときに、借手と貸手の余剰が如何に変化するかのシュミレーションを試みることになる。

さて、 $r = \hat{r}$ の下で成立する民間の貸出量としては現実の貸出量を用いるのではなく、計測された2つの関数を用いて、ショート・サイドの原理で決定されると想定する。すなわち、 $r = \hat{r}$ の下で成立する民間の貸出量を \hat{L}_m と書けば、

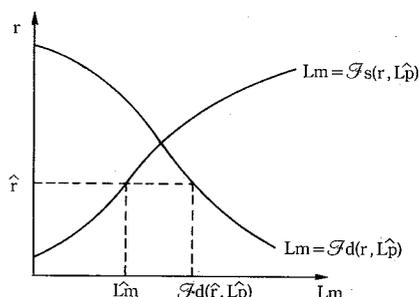
$$\hat{L}_m = \min[\mathcal{F}_d(\hat{r}, \hat{L}_p), \mathcal{F}_s(\hat{r}, \hat{L}_p)]$$

である。図4-1-2では、

$$\mathcal{F}_d(\hat{r}, \hat{L}_p) > \mathcal{F}_s(\hat{r}, \hat{L}_p)$$

の状況が描かれている。

図4-1-2 ショート・サイドの原理



\hat{L}_p を L_p^0 に変化させたときに余剰が如何に変化するかを計算するためには、 L_p^0 の下で成立する金利がどのように決まると推計するかが重要である。もちろん、均衡の成立を大前提とする分析を行う場合には \hat{L}_p が L_p^0 に変化したときも均衡金利が成立すると想定することになる。しかしながら、不均衡状態を含めた一般的な想定の下で分析を進める場合にはそのような仮定を採用することはできない。そこで、均衡分析の場合の想定を何らかの方法で一般化しなければならぬ。その一般化とは L_p の水準が変化したとしても民間の貸出市場の「不均衡の程度」が変化しないような貸出金利が成立すると想定することである。以下ではこの点をより具体的に定式化していこう。

まず、不均衡の程度を表す指標として超過需要比率すなわち、

$$\mathcal{F}_d(r, L_p) / \mathcal{F}_s(r, L_p)$$

を用いる。そして、 L_p^0 の下で成立する金利を r^0 と書けば、 r^0 は次の式を成立させるように決まると想定するのである。

$$\begin{aligned} \mathcal{F}_d(r^0, L_p^0) / \mathcal{F}_s(r^0, L_p^0) \\ = \mathcal{F}_d(\hat{r}, \hat{L}_p) / \mathcal{F}_s(\hat{r}, \hat{L}_p) \end{aligned}$$

つまり、 L_p の水準が変化しても超過需要比率が変化しないような金利水準が成立すると仮定するのである。ここで、 \hat{r} と \hat{L}_p の下で均衡状態であれば、この超過需要比率は1となっており、 L_p^0 の下での金利 r^0 は市場を均衡させる水準に決定されることを意味している。なお以上のような想定の下では、 \hat{r} と \hat{L}_p が与えられた下で超過需要状態にあるときは、公的貸出が L_p^0 に

変化した後の状態も超過需要であることになる。

次に L_p^0 の下での民間の貸出量を L_m^0 と書けば、この L_m^0 はやはりショート・サイドの原理から次のように定まると想定する。

$$L_m^0 = \min[G_d(r^0, L_p^0), G_s(r^0, L_p^0)].$$

以上のような問題設定の下で、公的貸出量を変化させたときにどのような厚生効果が生じるかについての検討に進むこととしよう。

[3] 借手の余剰の変化

借手の余剰の変化を民間の貸出需要関数を用いて計測する。まず注意しなければならない点は、借手は公的金融機関からも貸出を受けているわけであるが、その借手の余剰は民間の貸出に対する需要関数だけから近似的に求めることができるということである。すなわち、市場金利が \hat{r} であるときに、民間貸出の需要関数と $r = \hat{r}$ という直線によって囲まれる部分の面積が、借手の余剰（利潤の和）にはほぼ一致しているということである。もちろん、公的貸出だけを受けている借手の余剰は民間の貸出に対する需要関数を用いて捉えることはできない。したがって、民間貸出に対する需要関数だけを用いた場合には余剰の計算は過小になる可能性がある。また、公的貸出を増加させたときの借手の余剰の変化分について需要関数を用いて計算した場合には、過大推計と過小推計の両方の可能性がある。しかしながら、もし公的貸出だけを受けている借手の数が少ない場合すなわち借手の大半が民間からも借り入れている場合には、この近似度は高いと言えよう。この点に関する簡単なモデルを用いた分析は補論2に譲ることとするが、その直感的な論理は次のようなものである。

まずはじめは、借手が公的貸出を受けていない状態を考えよう。そのときは民間貸出の需要関数を用いて借手の余剰を計算することは問題ないであろう。ところで、低利による公的貸出は、実質的には補助金と同様の効果を借手に与えられよう。したがって、借手は公的貸出を受けられるようになったことで、民間の貸出に対する需要を増加させることになるので

ある。あるいは、はじめには借りようとしなかったような高い貸出金利でも、実質的な補助金を受けていることにより民間から借り入れようとする可能性が生じるのである。以上のような公的貸出を受けた場合の民間の貸出に対する需要関数のシフトによって、公的貸出市場で生じた借手の余剰も民間の貸出需要関数を用いて近似的に計測できることになる。

さて、まず最初に貸出市場が超過供給局面の場合において、公的貸出 L_p の変化がもたらす借手の余剰の変化について分析し、超過需要局面については後で分析することにしよう。貸出市場が超過需要局面になり、借手が信用割当を受けている場合には、その信用割当がどのような方法でなされるかという点が問題になる。それに対して、超過供給局面においては借手はその金利の下で、望むだけの借入れを実現できている。したがって、超過供給の場合の借手の余剰は、上述のように需要曲線と $r = \hat{r}$ の直線（価格線）によって囲まれた部分の面積で計算されることになる。

\hat{L}_p の下での借手の余剰を $\hat{C}S$ 、 L_p^0 の下での借手の余剰を CS^0 と書くことにしよう。

そのとき、

$$\begin{cases} \hat{C}S = \int_0^{\hat{L}_m} \{F_d(L_m) + G_d(\hat{L}_p) - \hat{r}\} dL_m \\ CS^0 = \int_0^{L_m^0} \{F_d(L_m) + G_d(L_p^0) - r^0\} dL_m \end{cases}$$

である。たとえば、 $\hat{C}S$ は図4-1-3の斜線の面積である。

次に、 \hat{L}_p から L_p^0 に公的貸出の水準が変更になった場合の借手の余剰の変化分を ΔCS と書くことにする。すなわち、

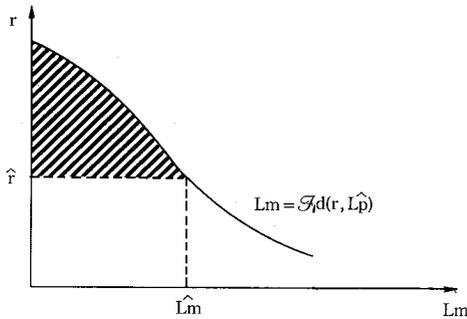
$$\Delta CS \equiv CS^0 - \hat{C}S$$

と書くのである。この ΔCS を具体的に計算すれば、

$$\begin{aligned} \Delta CS = & \hat{L}_m \cdot \{\hat{r} - G_d(\hat{L}_p)\} \\ & + \int_{\hat{L}_m}^{L_m^0} F_d(L_m) dL_m \\ & + L_m^0 \cdot \{G_d(L_p^0) - r^0\} \quad \dots\dots(1) \end{aligned}$$

である。この計算式において特に重要なことは、

図4-1-3 借手の余剰(超過供給のケース)



ΔCS を実証結果を用いて計算する際にその推計式の近似度が高いことが要請されるのは局所的な部分についてだけであるということである。すなわち、関数 $F_d(\cdot)$ に関しては L_m が $\hat{L}_m < L_m < L_m^0$ の範囲でその関数の近似度が高いことを、また関数 $G_d(\cdot)$ に関しては L_p が \hat{L}_p および L_p^0 の点において近似度が高いことを必要とすることになる。そして、以上のような範囲は実証する際にサンプルが存在した領域に近い範囲であり、それらの関数の推計結果は信頼性が高いと言える。

次に、貸出市場が超過需要局面にある場合についての借手の余剰の変化分について検討しよう。この場合には上述のように、借手がどのような形で信用割当を受けることになるかに関する想定が問題になる。信用割当をする際には、借手のなかから質の良い借手を選別して貸出を行うということも考えらえよう。しかしながら、以上の分析において借手の貸倒れ確率といった質を表す観点は明示的に考慮してこなかった。したがって、単純ではあるが信用割当の方法としては、ランダムに貸し出す相手を選択するという想定を採用するとしよう。このように信用割当が行われるとすれば、そのときの借手の余剰(より正確には借手の余剰の期待値)は次のように計算されると想定できよう。

まず、公的貸出 \hat{L}_p の下での需要量を L_d 、公的貸出 L_p^0 の下での需要量を \hat{L}_d^0 と書くことにしよう。すなわち、

$$\begin{cases} \hat{L}_d = S_d(\hat{r}, \hat{L}_p) \\ \hat{L}_d^0 = S_d(r^0, L_p^0) \end{cases}$$

である。さて、上述のように信用割当はランダムに行われると想定しているので、借手の余剰の大きさも平均的になると想定することができる。すなわち、公的貸出が \hat{L}_p および L_p^0 の下での借手の余剰 \hat{CS} 、 CS^0 はそれぞれ、

$$\hat{CS} = \frac{\hat{L}_p}{\hat{L}_d} \cdot \int_0^{\hat{L}_d} \{F_d(L_m) + G_d(\hat{L}_p) - \hat{r}\} dL_m$$

$$CS^0 = \frac{L_p^0}{L_d^0} \cdot \int_0^{L_d^0} \{F_d(L_m) + G_d(L_p^0) - r^0\} dL_m$$

となる。たとえば、公的貸出が \hat{L}_p の下で超過需要局面にあるとした場合の、借手の余剰は図4-1-4の斜線の部分の面積である。これらの借手の余剰の変化分 ΔCS は、公的貸出が \hat{L}_p から L_p^0 に変化したときに、超過需要比率が変化しないように金利が決まると想定していることから、

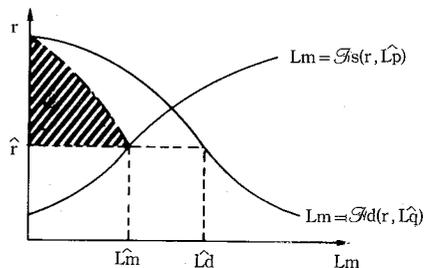
$$\hat{L}_m / \hat{L}_d = L_m^0 / L_d^0$$

であることに注意すれば、次のように計算されることになる。

$$\begin{aligned} \Delta CS = & \frac{\hat{L}_p}{\hat{L}_d} \cdot \left[\hat{L}_d \{ \hat{r} - G_d(\hat{L}_p) \} \right. \\ & + \int_{\hat{L}_d}^{L_d^0} F_d(L_m) dL_m \\ & \left. + L_d^0 \{ G_d(L_p^0) - r^0 \} \right] \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

この(2)の式は超過供給局面にあって借手が信用割当を受けていない場合の(1)式を特殊なケースとして含んだ表現になっている。したがって、超過需要か超過供給かに係わりなく(2)式を用いて借手の余剰の変化分 ΔCS を計算すればよい

図4-1-4 借手の余剰(超過需要のケース)



のである。

[4] 貸手の余剰の変化

まず最初に、超過供給局面において、貸手に対する割当が如何になされるかを考えよう。借手が信用割当を受ける場合には、貸手がランダムに借手を選択するという想定を行った。それに対して、貸手が割当を受ける場合には各貸手が均等に割当を受けると想定する。借手はある決まった額を資金調達できなかった場合には、予定していたプロジェクトを実行することができず、借入れ自体を断念するという状況が多いと考えられる。ところが貸手の場合には、貸出額を減らさなければならない場合にも、貸出を全く行わないという状況になるとは考えられないのである。

公的貸出が \hat{L}_p 、金利が \hat{r} の下でのショート・サイド原理で決まる取引量が \hat{L}_m であるとしよう。つまり、

$$\hat{L}_m = \min [\mathcal{F}_d(\hat{r}, \hat{L}_p), \mathcal{F}_s(\hat{r}, \hat{L}_p)]$$

である。そのときの貸手の余剰すなわち利潤を $\hat{S}\hat{S}$ と書くことにすれば、

$$\hat{S}\hat{S} = \hat{r} \hat{L}_m - C(\hat{L}_m, \hat{L}_p, L_m^0)$$

となる。この $\hat{S}\hat{S}$ を貸手の供給関数を利用して間接的に計算することを試みるのである。

そのために、限界費用曲線の下側の $L_m=0$ から $L_m=\hat{L}_m$ までの部分の面積を計算すれば、

$$\int_0^{\hat{L}_m} MC(L_m, \hat{L}_p) dL_m \\ = r_f(\hat{L}_m) \cdot \hat{L}_m + G_s(\hat{L}_p) \cdot \hat{L}_m$$

である。ところで、総費用は

$$C(\hat{L}_m, \hat{L}_p, L_m^0) \\ = r_f(\hat{L}_m) \hat{L}_m + G_s(\hat{L}_p) (\hat{L}_m - L_m^0)$$

と表される。したがって、総費用はこの限界費用曲線の下側の面積を使って、

$$C(\hat{L}_m, \hat{L}_p, L_m^0) \\ = \int_0^{\hat{L}_m} MC(L_m, \hat{L}_p) dL_m - G_s(\hat{L}_p) L_m^0$$

と計算されることになる。ここで注意が必要なのは、限界費用曲線の下側の面積が総費用に一致していないということである。以上より $\hat{S}\hat{S}$ は次のように求められる。すなわち、

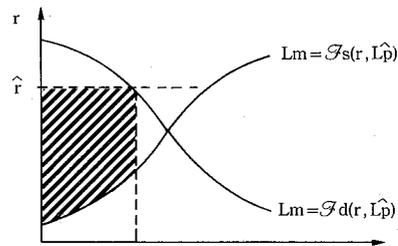
$$\hat{S}\hat{S} = \hat{r} \hat{L}_m - C(\hat{L}_m, \hat{L}_p, L_m^0) \\ = \hat{r} \hat{L}_m - \int_0^{\hat{L}_m} MC(L_m, \hat{L}_p) dL_m \\ + G_s(\hat{L}_p) \cdot L_m^0$$

である。そして、図4-1-5の斜線の部分に対応するのが、

$$\hat{r} \hat{L}_m - \int_0^{\hat{L}_m} MC(L_m, \hat{L}_p) dL_m$$

となる。

図4-1-5 貸手の余剰 ($L_m^0=0$ のケース)



以上より限界費用関数あるいは供給関数を用いて借手の余剰 $\hat{S}\hat{S}$ を計算する際には、 $G_s(\hat{L}_p) \cdot L_m^0$ だけ乖離が生じることに注意する必要があることになる。

さて、公的貸出が \hat{L}_p から L_p^0 に変化したときに成立する金利を r^0 と書けば、その下での貸出の余剰 SS^0 は、

$$SS^0 = r^0 L_m^0 - \int_0^{L_p^0} MC(L_m, L_p^0) dL_m \\ + G_s(L_p^0) \cdot L_m^0$$

である。そして、 \hat{L}_p が L_p^0 に変化したときの貸手の余剰の変化分を ΔSS 、つまり、

$$\Delta SS \equiv SS^0 - \hat{S}\hat{S}$$

と書くことにする。以上の分析を基にして、限界費用関数が、

$$MC(L_m, L_p) = F_s(L_m) + G_s(L_p)$$

と L_m と L_p の部分に分離可能であることを考慮すれば、 ΔSS は次のように計算されることになる。つまり、

$$\Delta SS = r^0 L_m^0 - \hat{r} \hat{L}_m + G_s(\hat{L}_p) (\hat{L}_m - L_m^0) \\ - G_s(L_p^0) (L_m^0 - L_m^0)$$

$$-\int_{L_m}^{L_m^0} F_s(L_m) dL_m \dots\dots\dots(3)$$

である。この(3)式においても、 ΔCS を計算したときと同様に、関数 $F_s(L_m)$ や関数 $G_s(L_p)$ の局所的な情報しか必要としていないのである。

[5] 局所的な近似式を選択

上述のように余剰の変化分の計算に際して、関数の具体的な形状に関する情報が必要なのは $G_d(L_p)$ 、 $G_s(L_p)$ に関しては $[\hat{L}_p, L_p^0]$ 、関数 $F_d(L_m)$ 、 $F_s(L_m)$ に関しては $[\hat{L}_m, L_m^0]$ の範囲に関するものである。これらの領域に関しては関数の形状の情報まで必要であるから、より具体的な関数型で近似することになる。

以下では ΔCS の導出に関して、線型近似と対数線型近似の2つの方法を検討するとしよう。なお ΔSS の導出に関しても同様に行うことができる。

まず最初に、線型関数による局所的近似方法について検討しよう。それぞれの関数を、

$$\begin{cases} F_d(L_m) = \alpha_1 L_m, \\ F_s(L_m) = \beta_1 L_m, \\ G_d(L_p) = \alpha_0 + \alpha_2 L_p, \\ G_s(L_p) = \beta_0 + \beta_2 L_p, \end{cases}$$

と特定化しよう。ここに α_1 、 β_1 などは定数である。このとき逆需要関数は、

$$r = \alpha_0 + \alpha_1 L_m + \alpha_2 L_p$$

であり、限界費用関数は、

$$MC = \beta_0 + \beta_1 L_m + \beta_2 L_p$$

となる。また需要関数は、

$$L_m = -\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} r - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} L_p$$

であり、供給関数は、

$$L_p = -\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} r - \frac{\beta_2}{\beta_1} L_m$$

となる。

さて、 \hat{r} 、 \hat{L}_p 、そして L_p^0 が与えられたとしよう。そのとき、

$$\hat{L}_d = -\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} \hat{r} - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \hat{L}_p$$

である。また、

$$\hat{L}_s = -\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \hat{r} - \frac{\beta_2}{\beta_1} \hat{L}_p$$

と書くことにすれば、

$$\hat{L}_m = \min [\hat{L}_d, \hat{L}_s]$$

となる。次に r^0 は不均衡の程度が変化しないように決まると想定しているので、

$$\begin{aligned} & \left(-\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} r^0 - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} L_p^0 \right) \\ & \div \left(-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} r^0 - \frac{\beta_2}{\beta_1} L_p^0 \right) \\ & = \hat{L}_d / \hat{L}_s \end{aligned}$$

より求められることになる。また、

$$\begin{cases} G_d(\hat{L}_p) = \alpha_0 + \alpha_2 \hat{L}_p \\ G_d(L_p^0) = \alpha_0 + \alpha_2 L_p^0 \end{cases}$$

である。さらに、

$$\int_{\hat{L}_d}^{L_m^0} F_d(L_m) dL_m = \frac{\alpha_1}{2} (L_m^0 - \hat{L}_d)^2$$

となる。ここに、

$$\hat{L}_d^0 = -\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} r^0 - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} L_p^0$$

である。以上より(2)式を用いれば ΔCS が具体的に求められることになる。

次に、対数線型関数による局所的近似について説明しよう。それぞれの関数を、

$$\begin{cases} F_d(L_m) = \alpha_1 \cdot 1 n L_m, \\ F_s(L_m) = \beta_1 \cdot 1 n L_m, \\ G_d(L_p) = \alpha_0 + \alpha_2 \cdot 1 n L_p, \\ G_s(L_p) = \beta_0 + \beta_2 \cdot 1 n L_p, \end{cases}$$

とする。このとき需要関数は、

$$L_m = \exp \left(-\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} r - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} 1 n L_p \right)$$

であり、供給関数は、

$$L_p = \exp \left(-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} r - \frac{\beta_2}{\beta_1} 1 n L_m \right)$$

となる。

さて、 \hat{r} 、 \hat{L}_p 、そして L_p^0 が与えられたとしよう。そのとき、

$$\hat{L}_d = \exp \left(-\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} \hat{r} - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} 1 n \hat{L}_p \right)$$

である。また、

$$\hat{L}_s = \exp \left(-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} \hat{r} - \frac{\beta_2}{\beta_1} 1 n \hat{L}_p \right)$$

と書くことにすれば、

$$\hat{L}_m = \min [\hat{L}_d, \hat{L}_s]$$

となる。そして r^0 は、

$$\begin{aligned} & \left(-\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} r^0 - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} 1 n L_p^0 \right) \\ & - \left(-\frac{\beta_0}{\beta_1} + \frac{1}{\beta_1} r^0 - \frac{\beta_2}{\beta_1} 1 n L_p^0 \right) \\ & = 1 n \hat{L}_d - 1 n \hat{L}_s \end{aligned}$$

より求められる。さらに、

$$\int_{\hat{L}_d}^{L_d^0} F_d(L_m) dL_m = \alpha_1 \{ L_d^0 (1 n L_d^0 - 1) - \hat{L}_d (1 n \hat{L}_d - 1) \}$$

となる。ここに、

$$L_d^0 = \exp \left(-\frac{\alpha_0}{\alpha_1} + \frac{1}{\alpha_1} r^0 - \frac{\alpha_2}{\alpha_1} 1 n L_p^0 \right)$$

である。以上より(2)式を用いれば ΔCS の値が具体的に求められることになる。なお、貸手の余剰の変化分 ΔSS についても同様の方法で計算することが可能である。以下では、実証分析の結果を基にして日本の公的貸出が借手と貸手の余剰にどのような影響を与えてきたかを検討することにしよう。

4. 2 厚生効果の計測結果

1. 全国銀行貸出市場、中小企業貸出市場、住宅金融市場の各々について均衡・不均衡分析により需要関数、供給関数を推計した。ここでは、その知識をもとにして前節のフレームにより各市場毎に公的金融の厚生効果を計測する。

全国銀行貸出市場と中小企業貸出市場については対数形による推計結果を利用する。と言うのはレベルによる推計結果は、各々の当該箇所で述べたように、需要関数における公的金融の補完効果の値の大きさが、他に残高レベルの説明変数が入っていないことやトレンドの影響から大きめにでていると考えられる。これを厚生分析にそのまま利用すると需要曲線の右上へのシフトを過大にみることとなり、厚生効果の計測にクルーシャルな影響を及ぼすことが考えられる。対数形により弾

性値を求める推計結果では、このトレンドの問題はかなり回避できるからである。

なお、ここでの余剰の計測はその水準を求めるものではなく、公的金融の貸出量を増加させたとき余剰がどのように変化するかをみるマージナルな分析であることは前述の通りである。

2. まず、全国銀行貸出市場についてみる。

ここでは、①公的金融の貸出残高を千億円増加させる。②前期の民間金融貸出残高 ($L_{m,t-1}$) の80%が当期にも継続して貸出が行われる (前節の $L_{m,t} = k \cdot L_{m,t-1}$ とした場合の $k=0.8$ とする)、ものとして計測を行なう。利用したモデルは、3. 3. 3の2-a) である。計測結果は次表に掲げる通りである。公的金融の貸出を千億円増加させた場合、総余剰は400~500億円増加している。時系列的には81年前後をボトムとして70年代半ばと80年代半ば以降が比較的高い水準となっている。

総余剰の増加の内訳を貸手の余剰と借手の余剰に分けてみると、一貫して貸手の余剰が9割強で借手の余剰は1割にみたく、貸手の余剰の比率が圧倒的に高くなっている。これは、公的金融の貸出残高の借手需要に対する影響 (補完性の値) が0.35と大きく、需要曲線を右上へシフトさせているのに対し、民間金融機関の貸出供給に与える影響が $\Delta 0.07$ と小さく、供給曲線を左上へわずかにシフトさせていること。供給曲線の傾きの絶対値が0.005とほぼ垂直であるのに対し、需要曲線の傾きの絶対値はこれに比べると0.08と緩やかであることが主な要因である。このように公的金融の貸出増加が、借手である企業よりも金融機関の余剰を一層増加させるということは注目される。

総余剰が正であると言うことと、その余剰の内貸手の余剰の方が圧倒的に高いと言う二点に関しては、 k の値を0.6、1.0と変化させても、需要関数における公的金融の貸出の補完性の値を $1/10$ に小さくしても変わらない。この二つの傾向は相当にロバストであること

貸出市場と公的金融

表4-2-1 公的金融の貸出残高を千億円増加させた場合の余剰
の変化（全国銀行貸出市場）（単位 千億円）

| 年 度 | 期 | 借手の余剰 | 貸手の余剰 | 総 余 剰 |
|-----|---|-----------|----------|----------|
| 76 | 2 | 0.0257548 | 0.518109 | 0.543864 |
| 76 | 3 | 0.0258022 | 0.507092 | 0.532894 |
| 76 | 4 | 0.0255435 | 0.502234 | 0.527777 |
| 77 | 1 | 0.0271516 | 0.511169 | 0.538321 |
| 77 | 2 | 0.0258747 | 0.504020 | 0.529894 |
| 77 | 3 | 0.0265528 | 0.493251 | 0.519804 |
| 77 | 4 | 0.0271087 | 0.492870 | 0.519979 |
| 78 | 1 | 0.0273485 | 0.496735 | 0.524083 |
| 78 | 2 | 0.0269851 | 0.488939 | 0.515924 |
| 78 | 3 | 0.0261897 | 0.472136 | 0.498326 |
| 78 | 4 | 0.0259228 | 0.468008 | 0.493931 |
| 79 | 1 | 0.0260301 | 0.471448 | 0.497478 |
| 79 | 2 | 0.0250509 | 0.456239 | 0.481289 |
| 79 | 3 | 0.0242803 | 0.440924 | 0.465204 |
| 79 | 4 | 0.0239763 | 0.437425 | 0.461401 |
| 80 | 1 | 0.0235224 | 0.430179 | 0.453702 |
| 80 | 2 | 0.0231795 | 0.425751 | 0.448931 |
| 80 | 3 | 0.0225998 | 0.412099 | 0.434699 |
| 80 | 4 | 0.0222902 | 0.405453 | 0.427743 |
| 81 | 1 | 0.0223959 | 0.406585 | 0.428981 |
| 81 | 2 | 0.0220969 | 0.401564 | 0.423661 |
| 81 | 3 | 0.0216159 | 0.390325 | 0.411940 |
| 81 | 4 | 0.0212667 | 0.392350 | 0.413617 |
| 82 | 1 | 0.0222908 | 0.401722 | 0.424013 |
| 82 | 2 | 0.0213971 | 0.396737 | 0.418134 |
| 82 | 3 | 0.0215958 | 0.389323 | 0.410919 |
| 82 | 4 | 0.0217228 | 0.394779 | 0.416501 |
| 83 | 1 | 0.0221690 | 0.402722 | 0.424891 |
| 83 | 2 | 0.0221491 | 0.403944 | 0.426093 |
| 83 | 3 | 0.0220296 | 0.399553 | 0.421582 |
| 83 | 4 | 0.0223064 | 0.405275 | 0.427581 |
| 84 | 1 | 0.0229780 | 0.417727 | 0.440705 |
| 84 | 2 | 0.0230456 | 0.420887 | 0.443933 |
| 84 | 3 | 0.0232949 | 0.421774 | 0.445069 |
| 84 | 4 | 0.0238869 | 0.435436 | 0.459322 |
| 85 | 1 | 0.0247015 | 0.448564 | 0.473265 |
| 85 | 2 | 0.0233936 | 0.452296 | 0.475690 |
| 85 | 3 | 0.0236215 | 0.447756 | 0.471378 |
| 85 | 4 | 0.0236120 | 0.458301 | 0.481913 |
| 86 | 1 | 0.0250189 | 0.480173 | 0.505192 |
| 86 | 2 | 0.0241717 | 0.483633 | 0.507805 |
| 86 | 3 | 0.0253790 | 0.488047 | 0.523426 |
| 86 | 4 | 0.0266853 | 0.505035 | 0.531720 |
| 87 | 1 | 0.0295101 | 0.536421 | 0.565931 |
| 87 | 2 | 0.0276649 | 0.531467 | 0.559132 |
| 87 | 3 | 0.0128677 | 0.534789 | 0.563467 |
| 87 | 4 | 0.0297847 | 0.550014 | 0.579798 |

注) 年度の余剰は、概算当該年度の四半期の平均で求まる。

が示される。補完性の値を1/10にすると総余剰の値も1/10程度になる。ところで、当該7行に対する補助金等が最も多額にのぼる86、87年度の全貸出残高に対する補助効果は6,700～7,100億円である(分析1「財政投融资—公的金融—の研究」参照)。補助効果は貸出額に比例して存在すると考えれば、新規貸出の千億円に対する補助効果は全貸出残高の中で按分比例させることができる。これを千億円/貸出残高で換算すると各々11.9億円、12億円にとどまるので、これら補助効果(貸手の赤字)や社会的余剰の計測に伴う問題を考慮したとしても、公的金融の貸出増加がネットでは総余剰の増加となり、厚生を改善していることが示唆される(なお、ここでは開銀の国庫納付金を考慮していないので、公的金融の総余剰は更に増加する)。

3. 次に中小企業貸出市場についてみる。厚生効果の計測に用いるモデルは、3.3.3の3-a)である。①中小企業金融公庫、国民金融公庫の貸出残高を千億円増加させる、②kを0.8とする、との前提は全国銀行貸出市場のケースと同一である。

推計結果は下図に示す通りである。

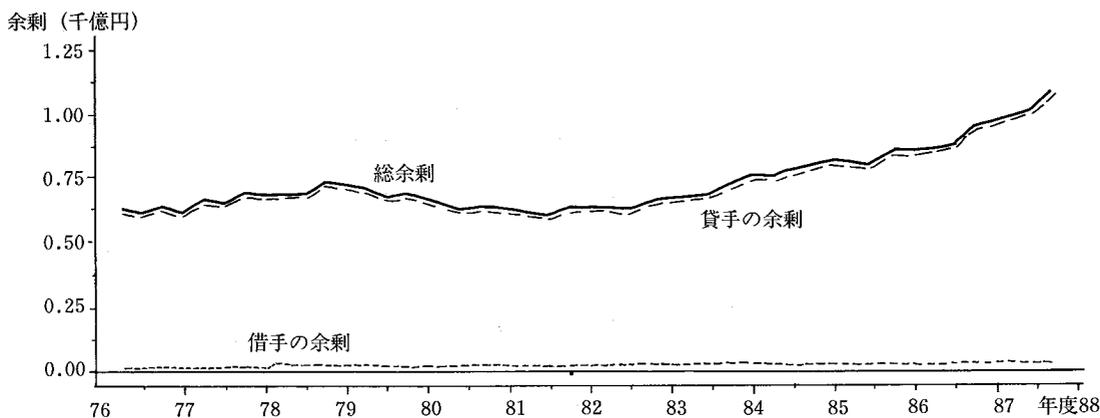
両公庫の貸出の増加による総余剰の増加は600～1000億円である。この増加額は全国銀

行貸出市場の例を上回っている。総余剰の増加額は76～83年度にかけては安定的に推移しているが、80年代半ば以降上昇していることがわかる。また、需要関数における公庫貸出の補完性の値を1/10にすると総余剰の増加も1/10程度になるのは、全国銀行貸出市場の値のケースと同一である。

中小関係の両公庫の資本金は86年度632億円、87年度679億円で、これを資金運用部の平均預託金利で運用したときの機会費用は各々45.4億円、48.3億円となる。これに両公庫への補助金695億円、1,048億円を加えた補助効果は740～1,096億円である。この補助金を千億円/貸出残高で按分すると86年度7.2億円、87年度10.6億円となるので、中小企業貸出市場においても、公的金融の貸出がネット・ベースで社会的余剰を増加させていることが示唆される。

この総余剰の増加の内訳をみると、貸手の余剰が95%以上を占めており、借手の余剰は5%未満にとどまっている。この点も全国銀行貸出市場のケースと同一である。これは、公庫貸出残高の需要面での補完効果の係数が0.4と大きく、需要曲線を右上へツフトさせる反面、貸出残高の民間金融機関へ与える効果が小さくかつ供給曲線がほぼ垂直であるこ

図4-2-1 中小両公庫の貸出残高を千億円増加させた場合の余剰の変化(中小企業貸出市場)



貸出市場と公的金融

表4-2-2 公的金融の新規貸出額を100億円増加させた場合の余剰の変化（住宅金融市場）（単価 百億円）

| 年 度 | 期 | 借手の余剰 | 貸手の余剰 | 総 余 剰 |
|-----|---|-----------|-----------|----------|
| 76 | 2 | 0.0230672 | 0.0156168 | 0.038684 |
| 76 | 3 | 0.0226965 | 0.0150549 | 0.037751 |
| 76 | 4 | 0.0211146 | 0.0135501 | 0.034665 |
| 77 | 1 | 0.0229297 | 0.0181204 | 0.041050 |
| 77 | 2 | 0.0265559 | 0.0177859 | 0.044342 |
| 77 | 3 | 0.0288060 | 0.0207420 | 0.049548 |
| 77 | 4 | 0.0287586 | 0.0210475 | 0.049806 |
| 78 | 1 | 0.0305042 | 0.0229548 | 0.053459 |
| 78 | 2 | 0.0355026 | 0.0234864 | 0.058989 |
| 78 | 3 | 0.0335528 | 0.0206579 | 0.054211 |
| 78 | 4 | 0.0346298 | 0.0221332 | 0.056763 |
| 79 | 1 | 0.0357306 | 0.0244702 | 0.060201 |
| 79 | 2 | 0.0336132 | 0.0192518 | 0.052865 |
| 79 | 3 | 0.0299138 | 0.0182484 | 0.048162 |
| 79 | 4 | 0.0265414 | 0.0157513 | 0.042293 |
| 80 | 1 | 0.0262590 | 0.0156000 | 0.041859 |
| 80 | 2 | 0.0222865 | 0.0099779 | 0.032264 |
| 80 | 3 | 0.0202452 | 0.0080224 | 0.028268 |
| 80 | 4 | 0.0214222 | 0.0094380 | 0.030860 |
| 81 | 1 | 0.0246348 | 0.0152097 | 0.039845 |
| 81 | 2 | 0.0269223 | 0.0135612 | 0.040483 |
| 81 | 3 | 0.0237087 | 0.0111737 | 0.034882 |
| 81 | 4 | 0.0217904 | 0.0120303 | 0.033821 |
| 82 | 1 | 0.0268212 | 0.0162977 | 0.043119 |
| 82 | 2 | 0.0303303 | 0.0167932 | 0.047123 |
| 82 | 3 | 0.0255942 | 0.0142869 | 0.039881 |
| 82 | 4 | 0.0213187 | 0.0142274 | 0.035546 |
| 83 | 1 | 0.0229605 | 0.0154204 | 0.038381 |
| 83 | 2 | 0.0270520 | 0.0158138 | 0.042866 |
| 83 | 3 | 0.0237222 | 0.0143525 | 0.038075 |
| 83 | 4 | 0.0195645 | 0.0107225 | 0.030287 |
| 84 | 1 | 0.0259975 | 0.0170010 | 0.042999 |
| 84 | 2 | 0.0260816 | 0.0138025 | 0.039884 |
| 84 | 3 | 0.0246228 | 0.0139900 | 0.038613 |
| 84 | 4 | 0.0233376 | 0.0135044 | 0.036842 |
| 85 | 1 | 0.0285960 | 0.0165109 | 0.045107 |
| 85 | 2 | 0.0313387 | 0.0131409 | 0.044480 |
| 85 | 3 | 0.0451068 | 0.0214526 | 0.066599 |
| 85 | 4 | 0.0338614 | 0.0189786 | 0.052840 |
| 86 | 1 | 0.0498360 | 0.0288960 | 0.078732 |
| 86 | 2 | 0.0662535 | 0.0378215 | 0.104075 |
| 86 | 3 | 0.0510128 | 0.0297360 | 0.080749 |
| 86 | 4 | 0.0556734 | 0.0289249 | 0.084598 |
| 87 | 1 | 0.0713278 | 0.0457571 | 0.117085 |
| 87 | 2 | 0.0941861 | 0.0547546 | 0.148941 |
| 87 | 3 | 0.0667115 | 0.0372329 | 0.103944 |
| 87 | 4 | 0.0539557 | 0.0272504 | 0.081206 |

注) 年度の余剰は、概算当該年度の四半期の平均で求まる。

とが主たる要因である。このように企業金融の分野においては、公的金融の貸出が貸手の金融機関に一層のメリットを与えていることは注目される。

この計測結果に影響を与えた補完性の値を小さくしても、 L_m^* の値を変動させても、公庫貸出の増加による限界的な総余剰の変動が正であるということと、その余剰の増加の大半が貸手の余剰の増加であるということに変わりはない。

4. 次に住宅金融市場についてみる。住宅金融市場はフローベースの分析であり、また需要、供給関数に住宅金融公庫貸出額以外に金額レベルの説明変数が入っているので、全国銀行貸出市場、中小企業貸出市場における公的金融の需要関数における補完性の問題からは免れている。なお、言うまでもないことであるがフローベースの分析であるので、説明変数は負となることがあり、対数形による推計を行なうことはできない。従ってここで用いられるのもレベルでの推計結果に基くものである。

具体的には3. 4. 2のケース2を用いて厚生分析を行なう。ここでは住宅金融公庫の貸出額を100億円増加させて計算する。計測結果は表4-2-2に示す通りである。総余剰は3~15億円増加している。80年代半ば以降その値は高くなっている。住宅金融公庫の資本金は86、87年度において972億円であり、資金運用部の平均預託金を用いて計算した機会費用は70億円、69億円である。補助金は各3,433億円である。これを100億円/貸出残高で計算すると1.3億円、1.2億円であるので、住宅金融市場においては公的金融の貸出の増加がネットベースで社会的厚生を改善することが示される。総余剰の増加の内訳をみると借手の余剰が6~7割であり、貸手の余剰を上回っていることが注目される。公的金融の貸出の増加が社会的厚生を改善するという点では全国銀行貸出市場、中小企業貸出市場（見方を変えれば企業金融）と住宅金融市場

は共通するが、その余剰の多くが借手に帰属するという点で住宅金融市場は異なっている。

このように住宅金融市場で厚生が全体として改善され、借手の余剰が比較的多くなっているというのは、住宅金融公庫の需要関数における補完効果(0.45)と供給関数における誘導効果(0.34)で需要、供給が各々拡大すること、需要、供給曲線の傾きがほぼ同じであること等が主な要因である。

5 結びにかえて

- 1 本研究では、全国銀行貸出市場（残高ベース）、中小企業貸出市場（残高ベース）、住宅金融市場（新規貸出ベース）の各々について均衡・不均衡分析を行うとともに、その知識を基にして各市場の厚生効果を計測した。それにより各金融市場の構造を、特に公的金融がどのような機能を果たしているかを中心として、いくつかのケースに分けて解明した。また全国銀行貸出市場と中小企業貸出については、レベルと対数形の二つのパターンで均衡・不均衡分析を行うことにより、多面的な分析を行うとともに分散不均一の問題にも配慮した。
- 2 レベルによる推計結果と対数形による推計結果は、各説明変数の符号が同一である等かかなりの部分で共通しているため、推計自体は概ね合理的と考えられる。貸出市場の均衡・不均衡分析で得られた主要な結論は次の通りである。
 - (1) まず、全国銀行貸出市場については何らかの形で不均衡が存在する。このことは、市場を均衡状態にし、信用割当を解消するという意味での公的金融の量的補完効果が達成されていないことを示唆する。しかし、先行研究と比較するとより均衡的である。公的金融の借手の需要に与える効果をみると有意に補完関係にある。貸手の民間金融機関に与える影響についてみると、符号は負であり、産業調整の場面で公的金融が民

間金融を代替していること等が示唆される。

(2) 中小企業貸出市場は、均衡仮説が支持される。公的金融が存在する下で市場の需要はクリアーされ、公的金融の量的補完効果が機能している可能性が示される。中小企業貸出市場に不均衡が存在し、かつ景気局面により金融機関の中小企業に対する貸出態度が異なるという、「融資集中機構」仮説は支持されない。また、公的金融の借手の需要に与える効果についてみると、対数形による推計の場合に有意に補完効果がみられる。貸手の民間金融機関に与える効果についてみると、符号は負であるが統計的に有意な関係とはなっていない。

(3) 住宅金融市場は、住宅金融公庫貸出が民間金融機関の住宅ローン供給に与える影響を考慮すると、その係数の有意性が低いので解釈に慎重を要するが、市場は均衡し、信用割当は存在しないことが示される。この意味において住宅金融公庫の量的補完効果が機能していることが示された。住宅金融公庫の貸出は家計の借手需要に対し補完効果を持つことも示された。

以上みてきたように公的金融機関の貸出は借手の企業や家計、更に貸手の民間金融機関の行動に影響し、市場にインパクトを与えることがわかった。特に、中小企業貸出市場と住宅金融市場においては、公的金融機関が存在する下で市場は均衡し、量的補完効果が機能している可能性が示された。

3 厚生分析に関しては、需要・供給関数の推計の結果えられる安定している領域は、サンプルが存在する均衡点近傍であるという点に注目して行った。通常の厚生分析のように需要・供給曲線の大域的情報を全て用いて余剰を計算すると、サンプルが存在しないところにもまで需要、供給関数を外挿することになるので、その誤差は非常に大きなものとなる。ここでは、公的金融の貸出の増加と余剰の変化と言うマージナルな側面を取り上げて、できるだけ計算上の歪みを避ける工夫を行った。

その意味でより妥当な厚生分析となっている。ただし、全国銀行貸出市場と中小企業貸出市場の需要関数には公的金融の貸出以外に残高レベルの変数が入っていないので、公的金融の貸出の補完性の値は大きめに定まっていると考えられる。従って、その値がそのまま因果関係の大きさを示すという解釈には留意が必要であり、その意味において本分析における両市場の余剰の値についても注意を要する。計測結果によれば、いずれの市場においても公的金融の貸出が増加すると総余剰は増加しており、また公的金融機関に対する補助金等を考慮してもなおネットベースで総余剰の増加は正であるので、公的金融の存在が社会的にメリットがあることが示された。

総余剰の増加の内訳をみると、住宅金融市場においては借手の余剰の占める比率が高いが、全国銀行貸出市場、中小企業貸出市場においては貸手の余剰の比率が圧倒的に高いことが示された。後者について換言すれば、企業金融における公的金融が直接的には借手の行動に影響し（民間金融機関に対する借入需要の増大）、間接的には需要曲線の大幅なシフトによる貸出額の増額と市場貸出金利の上昇を通じて、民間金融機関の利潤の増大につながっていることを示している。公的金融機関の貸出が、借手の企業よりも民間金融機関に一層の余剰もたらすと言うことは、公的金融の意図しないところであろう。この厚生分析の結果は、公的金融が需要・供給の両面に与える影響を考慮しないと、その社会的評価も困難であることを示唆している。

4 最後に残された課題について述べたい。まず本分析の対象期間は金融自由化が進行した70年代後半以降に絞ってある。このことが均衡・不均衡分析において、中小企業貸出市場と住宅金融市場は均衡し、全国銀行貸出市場についても、先行研究と比較すると市場がより均衡的であると言う結論が得られた背景となっている可能性がある。金融市場がより一層厳しく規制されていた高度成長期を含

めて計測し、金融市場の構造がいつ不均衡から均衡へ転換したかを分析することは、貸出市場の問題の把握のみならず、公的金融の機能の変化を考えるうえでも有益であろう。

全国銀行貸出市場と中小企業貸出市場に関しては、データ上の制約から長短市場を分離せずに分析を行った。公的金融は長期貸出に特化しているので、長短市場を分離して分析すればより一層その機能を的確に把握しうるであろう。

また、全国銀行貸出市場が不均衡で中小企業貸出市場が均衡しているという差が見られた。その解釈として、銀行と大企業の取引がリレーションシップ・マネジメントであることが考えられるという点については本文で述べたが、その違いを一層解明するために大企業貸出市場のみを取り上げて、その市場の特性を考慮することも今後の課題である。

厚生分析においては総余剰が増加することが示された。その主な要因としては公的金融の低利貸出による借入需要の増加があげられる。しかし、その背景には規制金利により資金が相対的に低利で調達され、それにより低利貸出が可能となっていることがある。本研究では貸出市場の部分均衡モデルにより厚生の計測を行ったので預金者の余剰というものは考慮されていない。しかし、公的金融の厚生効果を総合的に判断するためには最終的貸手である預金者の余剰の変化を考慮する必要がある。その意味で預金市場をも含めた一般均衡分析により公的金融の厚生を計測することは、残された課題である。

〔補論 1〕

貸出市場の均衡・不均衡分析の先行研究例

1. 均衡・不均衡の基本モデルは、

$$D_t = X_t \alpha + U_t \dots\dots\dots \text{需要関数} \dots\dots\dots (1)$$

$$S_t = Z_t \beta + V_t \dots\dots\dots \text{供給関数} \dots\dots\dots (2)$$

$$Q_t = \text{Min} [D_t, S_t] \dots\dots\dots \text{ショート・サイドの仮定} \dots\dots\dots (3)$$

$$P_t = \begin{cases} \mu_1 P_{t-1} + (1 - \mu_1) P_t^* & \text{if } P_t^* \geq P_{t-1} \\ \mu_2 P_{t-1} + (1 - \mu_2) P_t^* & \text{if } P_t^* < P_{t-1} \end{cases} \dots\dots\dots \text{部分価格調整式} \dots\dots\dots (4)$$

である。

X_t, Z_t ……外生変数ベクトル, α, β はパラメータベクトル

P_t ……市場価格

P_t^* ……均衡価格

U_t, V_t, ε_t ……攪乱項 (white noise と仮定)

(1), (2) 式に価格を入れ

$$D_t = \alpha_0 P_t + X_t \alpha_1 + U_t \dots\dots\dots (1')$$

$$S_t = \beta_0 P_t + Z_t \beta_1 + V_t \dots\dots\dots (2')$$

とすると P_t^* は $D_t = S_t$ を成立させる価格であるから

$$P_t^* = \frac{1}{\alpha_0 - \beta_0} [X_t \beta_1 - Z_t \alpha_1 + U_t - V_t] \dots\dots\dots (5)$$

均衡・不均衡は $\mu_1 = 0$ 又は $\mu_2 = 0$ でテストされる。

2. モデルの構造と推計方法

モデルの構造と推計方法は密接に関連するが、ここでは、まずモデルの構造からみる。

(1) 我が国の貸出市場の均衡・不均衡分析モデル

不均衡計量分析による我が国貸出市場に関する研究としては、浜田・岩田・石山[77]、釜江[77]、[80]、古川[79]、筒井[82]、伊藤・植田[82]、清水[85]、浅子・内野[87]がある。これらの研究のうち計量経済学的な問題から免れているのは伊藤・植田と浅子・内野であるとされる。従って

ここでは伊藤・植田[82] (=伊藤[85])、浅子・内野[87]、の二つについてとりあげる。

A) 伊藤・植田モデル

伊藤・植田のポイントは二つある。一つは切斷バイアスや連立方程式バスアスの問題を解決して一貫性のある推定量を求めたことである。一つは、均衡仮説を統計的に検証したことにある。そのモデルは次の通りである。

$$BL_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 PR_t + \alpha_2 P_t + \alpha_3 UD_t + \alpha_4 BL_{t-1} + \varepsilon_t^d \dots\dots\dots (A. 1)$$

$$BL_t^s = \beta_0 + \beta_1 (PR_t - DIR_t) + \beta_2 DP_t + \beta_3 BL_{t-1} + \beta_4 BD_{t-1} + \varepsilon_t^s \dots\dots\dots (A. 2)$$

$$BL_t = \text{Min} [BL_t^d, BL_t^s] \dots\dots\dots (A. 3)$$

$$PR_t = \begin{cases} \mu_1 PR_{t-1} + (1 - \mu_1) PR_t^* & \text{if } BL_t^d \geq BL_t^s \\ \mu_2 PR_{t-1} + (1 - \mu_2) PR_t^* & \text{if } BL_t^d < BL_t^s \end{cases} \dots\dots\dots (A. 4)$$

BL_t^d : 全国銀行・銀行勘定 (産業資金供給) からの貸出しに対する望ましい需要量 (必ずしも毎期観察されるわけではない) 注)

BL_t^s : 全国銀行・銀行勘定貸出の望ましい供給量 (必ずしも毎期観察されるわけではない)

BL : 実際に観察された全国銀行・銀行勘定貸出 (各期末、残高、10兆円)

PR : 全国銀行貸出約定金利 (年率)

IP : 鉱工業生産指数 (1975年=100)

UD : 法人内部留保 (10兆円)

BD : 全国銀行・銀行勘定の有価証券保有残高 (各期末、億円)

DIR : 公定歩合 (年率)

DP : 全国銀行・銀行勘定の総預金残高 (各期末、10兆円)

IBR : 利付電債利回り平均 (操作変

数として使われている)

注) 全国銀行・銀行勘定とは、都市銀行、地方銀行、信託銀行、長期信用銀行の資産・負債のうち、信託勘定を除いたものである。また、住宅ローン等個人向け貸出しを除くために、産業資金供給増減フローの統計と全国銀行業種別貸出残高の表とを組み合わせ、産業資金供給のストック系列を作成した。

ここで (A. 1)、(A. 2) 及び(5)式から

$$PR_t = \gamma_0 + \gamma_1 PR_{t-1} + \gamma_2 IP_t + \gamma_3 UD_t + \gamma_4 DIR_t + \gamma_5 DP_t + \gamma_6 BL_{t-1} + \gamma_7 BD_{t-1} + \varepsilon_t^p \quad \dots\dots\dots (A. 5)$$

各説明変数を取り入れた考え方は次の通りである。

- ・企業の代替的資金調達の方法として法人内部留保を考える。
- ・企業の資金需要の代理変数として生産指数を用いる。
- ・貸出需要の部分的数量調整の可能性を考えるため前期貸出実現高をとる。
- ・供給に関し預金残高は外生変数として扱う。
- ・資金調達と貸出の利鞘の代理変数として、貸出金利と公定歩合の差をとる。
- ・貸出の代替的資産として有価証券をとる。

各目金利による場合、我が国の貸出市場は不均衡であるとの結果が報告されている。

[実効金利の場合]

伊藤・植田は、名目金利では不均衡のように見えても、拘束性預金を踏まえた「実効金利」では市場は均衡しているという説に鑑みその計量も行っている。

それは次のようである。

$$EPR_t = \frac{(PR_t \times BL_t) - (TDR_t \times TD_t)}{BL_t - TD_t} \quad \dots\dots\dots (A. 6)$$

EPR_t ……実効貸出金利

TDR_t ……1年定期預金金利

TD_t ……法人定期性預金 (= 拘束預金と仮定)

$$EBL_t = BL_t - TD_t \quad \dots\dots\dots (A. 7)$$

EBL_t ……実効貸出

実効貸出、実効金利の考えに伴い

(A. 1)、(A. 2)、(A. 5) を次の通り書き直す。

$$EBL_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 EPR_t + \alpha_2 IP_t + \alpha_3 UD_t + \alpha_4 EBL_{t-1} + \varepsilon_t^d \quad \dots\dots\dots (A. 1)'$$

$$EBL_t^s = \beta_0 + \beta_1 EPR_t + \beta_2 HD_t + \beta_3 BS_{t-1} + \beta_4 EBL_{t-1} + \varepsilon_t^s \quad \dots\dots\dots (A. 2)'$$

$$EPR_t = \gamma_0 + \gamma_1 EPR_{t-1} + \gamma_2 IP_t + \gamma_3 UD_t + \gamma_4 DIR_t + \gamma_5 HD_t + \gamma_6 EBL_{t-1} + \gamma_7 EBS_{t-1} + \varepsilon_t^p \quad \dots\dots\dots (A. 5)'$$

HD_t ……個人預金残高 (法人性預金、特に TD は貸出とともに創出されること等から、実行貸出額の決定にあたって銀行にとり与件とされるのは HD のみとなる。)

実効金利をとる場合、下方への調整については均衡仮説は棄脚できないが、上方への調達に関しては依然不均衡であると報告している。

[公定歩合の考慮]

貸出金利が公定歩合に何らかの形で連動しており、貸出金利が超過需要のみではなく公定歩合の変化にも直接反応する状況があるという説もあるので、伊藤・植田はその計測も行っている。それは次のようである。

金利式を次の通り考える。

$$PR_{t-1} = PR_{t-1} + \lambda_1 \Delta DIR_{t-1} + \lambda_2 \Delta DIR_{t-2} \quad \dots\dots\dots (A. 8)$$

ここで $\Delta DIR_t = DIR_t - DIR_{t-1}$

t 期期首に (t-1) 期までの PR, DIR に関する情報のみで上記水準に調整されたあと、t 期内で部分的に均衡へ向けて

調整されると仮定。

$$\begin{aligned} \widehat{PR}_t &= (1-\mu) PR_t^* + \mu PR_{t-1} \\ &= (1-\mu) PR_t^* + \mu PR_{t-1} \\ &\quad + \mu \lambda_1 \Delta DIR_{t-1} + \lambda_2 \Delta DIR_{t-2} \\ &\quad \dots\dots\dots (A.9) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \widehat{PR}_t^* &= (1-\mu) (\alpha X_t - \beta Z_t) \\ &\quad + \frac{(1-\mu)}{(\beta_2 - \alpha_2)} (\mu_{1t} - \mu_{2t}) \end{aligned} \text{を (A.9) に代入し}$$

$$\begin{aligned} \widehat{PR}_t &= \mu PR_{t-1} + (1-\mu) (\alpha X_t - \beta Z_t) \\ &\quad + \mu \lambda_1 \Delta DIR_{t-1} + \lambda_2 \Delta DIR_{t-2} \\ &\quad + \frac{(1-\mu)}{\beta_2 - \alpha_2} (\mu_{1t} - \mu_{2t}) \end{aligned}$$

ここから

$$\begin{aligned} PR_t &= \gamma_0 + \gamma_1 PR_{t-1} + \gamma_2 DIR_t \\ &\quad + \gamma_3 IP_t + \gamma_4 UD_t + \gamma_5 DP_t \\ &\quad + \gamma_6 BD_{t-1} + \gamma_7 BL_{t-1} \\ &\quad + \gamma_8 (\gamma_8 \Delta DIR_{t-1} + \gamma_9 \Delta DIR_{t-2}) \end{aligned}$$

γ_8, γ_9 の推定値を使い、金利の超過需要反応部分 ΔPR_t を算出し、その符号で超過需給を測定。

$$\begin{aligned} \Delta PR_t &= PR_t - PR_{t-1} - \lambda_1 \Delta DIR_{t-1} \\ &\quad - \lambda_2 \Delta DIR_{t-2} \\ &= \frac{(1-\mu)}{\mu} (PR_t^* - PR_t) \end{aligned} \dots\dots\dots (A.10)$$

$$\Delta \overline{PR}_t^+ = \max [0, \Delta \overline{PR}_t]$$

$$\Delta \overline{PR}_t^- = \min [0, \Delta \overline{PR}_t]$$

公定歩合を考慮に入れても金利の需給要因に対する反応は非常に緩慢であり、均衡からは程遠いと報告している。

B) 浅子・内野

浅子・内野のポイントは二つある。一つは、不均衡の原因を貸出市場金利の均衡金利への調整の遅れと特定せずに、均衡金利とは別に「政策金利」を考慮し、市場金利が直接政策的に規定されていた可能性を考慮したことである。一つは、超過需要と超過供給のサンプル分割について、そのサンプル分割自体がモデルの構造パラメータの推定と同時に行う計量

経済学的手法を開発したことである。

そうして浅子・内野では均衡市場仮説、部分調整仮説、政策金利仮説をネストしたモデルを構築している。その概要は次の通りである。

$$L_t^d = \beta_0 \gamma_t + X_t \beta + U_t \dots\dots\dots \text{需要関数 (B.1)}$$

$$L_t^s = \gamma_0 \gamma_t + Z_t \gamma + V_t \dots\dots\dots \text{供給関数 (B.2)}$$

$$\begin{aligned} \gamma_t - \gamma_{t-1} &= \theta_1 (\gamma_t^* - \gamma_{t-1}) + \theta_2 (\overline{\gamma}_t - \gamma_{t-1}) + \varepsilon_t \\ &\quad \dots\dots\dots \text{金利調整式 (B.3)} \end{aligned}$$

$$L_t = \text{MIN} [L_t^d, L_t^s] \dots\dots\dots \text{ショート・サイドの仮定 (B.4)}$$

L_t^d ……貸出需要量

L_t^s ……貸出供給量

γ_t ……貸出市場金利

X_t, Z_t ……外生変数ベクトル

γ_t^* ……均衡金利

U_t, V_t, ε_t ……攪乱項 (white noise と仮定)

$\overline{\gamma}_t$ ……政策金利

$$\gamma_t^* = \frac{1}{\beta_0 - \gamma_0} [Z_t \gamma - X_t \beta + V_t - U_t] \dots\dots\dots (B.5)$$

により均衡金利は導出される。政策金利はとりあえず公定歩合の一次式として次のようにとらえる。

$$\overline{\gamma}_t = \alpha + b \delta_t \dots\dots\dots (C.6)$$

δ_t = 公定歩合

ここで (B.1)、(B.2) 及び (B.5) 式から

$$L_t^d - L_t^s = (\beta_0 - \gamma_0) (\gamma_t - \gamma_t^*) \dots\dots\dots (B.7) \text{ を得る。}$$

需要関数の推定は、ショート・サイドの仮定を利用し、

$$L_t = \begin{cases} L_t^d & \text{if } \gamma_t \geq \gamma_t^* \\ L_t^d - (L_t^d - L_t^s) & \text{if } \gamma_t < \gamma_t^* \end{cases} \dots\dots\dots (C.8)$$

超過需要期の推計は、(B.1)、(B.7) 式から

$$L_t = \beta_0 r_t + X_t \beta_t + U_t - (\beta_0 - r_0) (r_t - r_t^*) \text{ となる。}$$

ここで $r_t - r_t^*$ は、(B.3) 式を変形すると

$$r_t - r_t^* = -\frac{1-\theta_1}{\theta_1} (r_t - r_{t-1}) + \frac{\theta_2}{\theta_1} (\bar{r}_t - r_{t-1}) + \frac{\varepsilon_t}{\theta_1}$$

となる。これを上式に代入し整理すると

$$L_t = \beta_0 r_t + X_t \beta (\beta_0 - r_0) \frac{1-\theta_1}{\theta_1} \nabla r_t^d - (\beta_0 - r_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} \nabla \bar{r}_t^d + U_t - \frac{\beta_0 - r_0}{\theta_1} \nabla \varepsilon_t^d \quad \text{.....(B.9)}$$

ここで

$$\nabla r_t^d = \begin{cases} 0 & \text{if } r_t \geq r_t^* \\ r_t - r_{t-1} & \text{if } r_t < r_t^* \end{cases}$$

$$\nabla \bar{r}_t^d = \begin{cases} 0 & \text{if } r_t \geq r_t^* \\ \bar{r}_t - r_{t-1} & \text{if } r_t < r_t^* \end{cases}$$

$$\nabla \varepsilon_t^d = \begin{cases} 0 & \text{if } r_t \geq r_t^* \\ \varepsilon_t & \text{if } r_t < r_t^* \end{cases}$$

供給関数は同様に

$$L_t = r_0 r_t + Z_t r - (\beta_0 - r_0) \frac{1-\theta_1}{\theta_1} \nabla r_t^s + (\beta_0 - r_0) \frac{\theta_2}{\theta_1} \nabla \bar{r}_t^s + V_t - \frac{\beta_0 - r_0}{\theta_1} \nabla \varepsilon_t^s \quad \text{.....(B.10)}$$

と求められる。

$$\text{ここで } \nabla r_t^d + \nabla r_t^s = r_t - r_{t-1}$$

$$\nabla \bar{r}_t^d + \nabla \bar{r}_t^s = \bar{r}_t - r_{t-1}$$

$$\nabla \varepsilon_t^d + \nabla \varepsilon_t^s$$

が常に成立する。

求める金利式は、(B.3) に (B.5) を代入し

$$r_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) r_t + \frac{\theta_1}{\beta_0 - r_0} (Z_t r - X_t \beta) + \theta_2 \bar{r}_t + \xi_t^r \quad \text{.....(B.11)}$$

と得られる。

(B.9)、(B.10)、(B.11) を推計す

る。

均衡金利式は、(B.3) 式から

$$r_t^* = \left[\frac{1}{\theta_1} r_t - (1 - \theta_1 - \theta_2) r_{t-1} - \theta_2 \bar{r}_t - \varepsilon_t \right] \quad \text{.....(B.12)}$$

と得られる。

具体的な需給関数は、

$$L_t^d = \beta_0 r_t + \beta_1 y_t + \beta_2 L_{t-1} + U_t \quad \text{.....(B.13)}$$

$$L_t^s = r_0 r_t + r_1 D_t + r_2 \delta_t + V_t \quad \text{.....(B.14)}$$

L_t全国銀行(含信託勘定)貸出残高合計

Y_t鉱工業生産指数

D_t全国銀行預金残高

r_t全国銀行貸出約定平均金利(総合)

δ_t公定歩合

浅子・内野は貸出市場には不均衡が存在し、部分調整仮説ではなく政策調整仮説が支持されると報告している。

注) 伊藤・植田のモデルの定式化の問題は、貸出に全国銀行勘定の産業資金供給(残高)をとりながら、金利について全国銀行貸出約定平均金利をとっていることにある。

後者はその勘定の中に信託勘定を含むものである。また住宅貸出等消費者信用、地方公共団体貸出を含むものである。両者は対応するものではない。

前者に対応する金利を推計することは必ずしも容易ではない。信託勘定の残高と約定金利は知ることができるので、これを控除することは可能である。しかし、消費者信用、地方公共団体の残高を知ることができるが、その約定金利を知ることにはできない。伊藤・植田の定式化では結局、変数誤差の問題はさげられない。こういう問題は伊藤・植田に限らない。我が国で公表されている金融関係の統計資料は乏しく、実証を進めるうえでの困難をもたらしている(岩田・堀内[85])。

本研究においてもこの変数誤差の問題は完全には避けられていない。

(2) 計量の方法

不均衡分析の計量の方法としては、最尤法を使う場合と非線形三段階二乗法 (NL3-SLS) あるいは操作変数法 (IV) を使う場合とがある。不均衡計量分析の先駆的研究である Maddala and Nelson [74]、Laffont and Garcia [77]、Seally [79] は最尤法を使っているが、伊藤・植田 [82]、浅子・内野 [87] は主に NL3SLS を使っている。

これは最尤法では、必ずしも大局的な最適解が得られない場合があること等による (Quandt [88])。従って本研究でも NL3SLS が採用されている (計量経済学における Computation の問題に関しては、Quandt [83] がすぐれたサーヴェイを与えている)。

(3) 米国・加の均衡・不均衡分析モデル

Sealey [79]、Ito and Ueda [81]、Mayer [89]、Laffont and Garcia [77] のモデルについてごく簡単にふれる。

Sealey は次の通り、

$$Dt = \alpha_1 + \alpha_2(\gamma Lt - \gamma At) + \alpha_3 IP_{t-1} + \alpha_4 UP_{t-1} + \alpha_5 Dt + U_{1t} \quad \dots\dots\dots (S. 1)$$

$$St = \beta_1 + \beta_2(\gamma Lt - \gamma Tt) + \beta_3 TDt + \beta_4 CDt + \beta_5 IP_{t-1} + U_{2t} \quad \dots\dots\dots (S. 2)$$

γA …… Aaa 債金利 (代替的な外部資金調達)

IP …… 鉱工業指数 (将来の経済活動に対する企業の予測。在庫指数は銀行貸出の影響を受け、それ自体信用割当の影響を受けているので不当)

UP …… 企業の内部保留 (代替的な短期の自己資金調達)

D …… ダミー (73 II ~ 75 I の構造変化)

γT …… 財務証券利回り (貸出の代替的

資産)

TD …… 全預金量 (規模の影響)

CD …… 預金 1 ドル 当り コスト (費用を示す)

期待される符号条件、 $\alpha_2 < 0$ 、 $\alpha_3 > 0$ 、 α_4 、正又は負。

β_2 、 β_3 、 $\beta_5 > 0$ 、 β_4 は正又は負。

$$\text{尤度関数 } L = \sum_{i=1}^n \log \Phi_t(Q_t, \gamma LT | X_t) \quad \dots\dots\dots (S. 3)$$

を最大化する。

ここで $Q_t = \min(Dt, St)$ のほか $\nabla \gamma Lt = \partial (Dt - St) + Ut$ としている。
Quantitative method II をとっている。

モデルの推計は二つの段階で行われる。

第一段階 …… 均衡仮説の制約の下で、完全情報最尤法による。

第二段階 …… 不均衡の条件の下で推計する。計数の漸近的標準的誤差を用い行う。標準誤差は、計数の分散行列の漸近的な数により得られる。

Ito and Ueda は次の通り。

本論文は伊藤・植田 [82]、伊藤 [85] の基のものである。

そのポイントは Bowden [78 b] の価格調整式を応用したことにある。それにより上方、下方調整度の比較を行っている。

注 価格の調整速度は次のパラメータの推計でえられる。

$$\hat{\mu}_1 = \frac{-\hat{\alpha}_3}{\hat{\beta}_2 - \hat{\alpha}_2 - \hat{\alpha}_3}$$

$$\hat{\mu}_2 = \frac{-\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_2 - \hat{\alpha}_2 - \hat{\beta}_3}$$

μ_1 = 上方調整度 (需要関数)
 μ_2 = 下方調整度 (供給関数)
 $\hat{\alpha}_2$ = 需要関数の P_t に対するパラメータ
 $\hat{\alpha}_3$ = 需要関数 ΔP_t^+ に対するパラメータ

メータ
 $\hat{\beta}_2 =$ 供給関数の P_t に対するパラメータ
 メータ
 $\hat{\beta}_3 =$ 供給関数 ΔP_t に対するパラメータ

$$BL_t^d = \alpha_0 + \alpha_1(PR_t - CPR_t) + \alpha_2 IP_{t-1} + \alpha_3 CUR_t + \alpha_4 BL_{t-1} \dots \dots \dots (IU(1))$$

$$BL_t^s = \beta_0 + \beta_1(PR_t - DIR_t) + \beta_3 DP_{t-1} + \beta_4 BL_{t-1} + \beta_5 TB_{t-1} \dots \dots \dots (IU(2))$$

BL^d : 商工業ローンの望ましい需要量 (必ずしも毎期観察されない)

BL^s : 商工業ローンの望ましい供給量 (必ずしも毎期観察されない)

BL : 実際に観察された商工業ローン (10億ドル、GNPデフレーターで除した実質値)

PR : プライム・レート (年率、GNPデフレーター上昇率を引いた実質レート、3か月平均)

CPR : 社債平均レート (年率、GNPデフレーター上昇率を引いた実質値、3か月平均) (代替的な資金調達手段)

DP : 商業銀行における全預金、譲渡性預金 (CD) を含む (10億ドル、GNPデフレーターで除した実質値)

IP : 工業生産指数 (1967年=100) 意思決定の遅れを考慮 (ラグ付)

CUR : 稼働率 (望まれ投資速度に関連する)

DIR : ニューヨーク連銀の割引率

TB : 商業銀行保有の財務商証券 (10億ドル、GNPデフレーターで除した実質値)

期待される符号条件

$$\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 > 0, \alpha_4 > 0 \\ \beta_1 > 0, \beta_3 > 0, \beta_4 > 0, \beta_5 < 0$$

次にMayerについてみる。

Mayerの論文のポイントは、Lee and Porter (84) によって提唱されたSwitching Regression Model(SRM)を応用することにある。需要、供給関数の定式化は先行研究と基本的に同一である。

価格の変化と超過需給の符号について次のような関係を考える。

$$\Pr (\Delta P_{t+1} > 0 \mid Dt > St) > \Pr (\Delta P_{t+1} > 0 \mid Dt < St) \quad (M(1))$$

価格変化の方向は、超過需要の符号を示している場合もあるが、必ずしもそうとも断言しえない。

〔注 モデルの体系は、

$$Dt = \beta_{11} X_t + \varepsilon_{1t}, \\ St = \beta_{21} X_t + \varepsilon_{2t}, \\ Qt = \text{Min} [Dt, St], M(1)$$

$$Dt = \beta_{10} + \beta_{11}(RL_t - RA_t) + \beta_{12} IP_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (M(2))$$

$$St = \beta_{20} + \beta_{21}(RL_t - RT_t) + \beta_{22} TD_t + \varepsilon_{2t} \dots \dots \dots (M(3))$$

RL ……銀行借入のコスト

RA ……銀行借入の代替的成本 (A-aa債利回り)

IP ……鉱工業生産指数

RT ……銀行貸出の代替的資産 (3ヶ月TBレート)

TD ……全預金

予想される符号

$$\beta_{11} < 0, \beta_{12} > 0, \beta_{21} > 0, \beta_{22} > 0$$

Laaffont and Garciaはカナダの貸出市場について分析している。貸出市場の不均衡分析の実証としては、最初のものである。

$$BL_t^s = a + \sum b_i PR_{t-i} - \sum d_i (GBR - LTR)_{t-i} + \sum d_i (TDR - PR)_{t-i} - \sum e_i TD_{t-i} + \sum f_i DD_{t-i} - gkt + IWIN + mD68 \dots \dots \dots (L.G.(1))$$

$$BL_t^D = a - \sum b_i (PR - FCR)_{t-i} - \sum C_i (LTR - IBR)_{t-i} + \sum d_i IP_{t-i} + \sum f_i FINT_{t-i} - e \cdot TIME + g \cdot DMIN + \sum_{j=Z}^{12} h_j s_j \dots \dots \dots (L.G(2))$$

- BL^S …… 銀行の商業貸出
- PR …… 銀行の短期貸出金利の代理変数としてのプライムレート
- GBR …… 国債利回り(長期の代替資産) 多重共線性をさけるため GBRとLTRの差をとる。(LTR……長期貸出金利)
- TDR …… 定期預金金利(貸出費用。多重共線性をさけるため、TDRとPRの差をとる)
- この差は更に貸出活動の利益性を示す。
- TD …… 定期預金額 } 利用可能な原資
- DD …… 普通預金額 } を示す。
- K …… 二次的準備割合(制度的制約を示す)
- IP …… 生産指数(経済活動の水準に対する期待)
- WIN …… ウィニペグ州の金利規制に関するダミー
- D68 …… 通貨危機の際のカナダ銀行の介入に関するダミー
- BL^D …… 企業の短期借入需要
- FCR …… コマーシャル・ペーパー90日物金利(代替的な資金調達手段)
- IBR …… 事業債金利(長期借入の代替的手段)
- FINT …… 内部留保(短期借入の代替的手段)
- TIME …… プライム・レートが低位に固定された時期(Dec71~Jan73)のダミー
- S …… 季節ダミー

予想される符号

L.G(1), (2)式の符号の通り。

推定法として最尤法で

$$Pt [Dt < St] = Pt [Ut - Vt < \alpha_0 X_t - \beta_0 Z_t + (\alpha_1 - \beta_1) Pt] (L.G(3))$$

$$\left[\begin{array}{l} \text{注 } Dt = \alpha_0 X_t + \alpha_1 Pt + Ut \\ St = \beta_0 Z_t + \beta_1 Pt + Vt \end{array} \right]$$

ZSLS 法で価格調整式を

$$Pt - Pt_{-1} = \partial_1 (Dt - St) \quad \text{if } Dt - St > 0$$

$$= \partial_2 (Dt - St) \quad \text{if } Dt - St < 0$$

とする。従って

$$Dt - St = \frac{1}{\partial_1} (Pt - Pt_{-1}) \quad \text{if } Dt - St > 0$$

$$= \frac{1}{\partial_2} (Pt - Pt_{-1}) \quad \text{if } Dt - St < 0$$

ここで

$$\left[\begin{array}{l} gt = Pt - Pt_{-1} \quad \text{if } Pt - Pt_{-1} \geq 0 \\ = 0 \quad \text{otherwise} \end{array} \right]$$

とおく。ショート・サイドの仮定とあわせて

$$Qt = \alpha_0 X_t + \alpha_1 Pt - \frac{1}{\gamma} gt + Ut$$

同様に

$$Qt = \beta_0 Z_t + \beta_1 Pt - \frac{1}{\gamma_2} ht + Vt$$

$$\left[\begin{array}{l} ht = -(Pt - Pt_{-1}) \quad \text{if } Pt - Pt_{-1} \leq 0 \\ = 0 \quad \text{otherwise} \end{array} \right]$$

[補論 2]

借手の余剰と需要関数の関係

借手の余剰が民間貸出に対する需要関数を用いて近似的に計算できることを示そう、そのために、借手に関する簡単なモデルを設定して検討する。

借手が資金 x を調達できたときの収益 R は x と借手の個性 k の関数であるとし、その関数を、

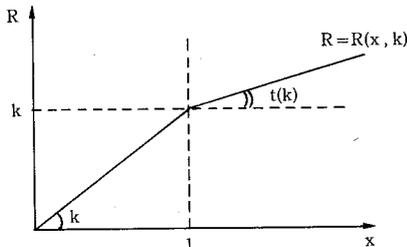
$$R = R(x, k)$$

と書くことにする。そして、 $R(x, k)$ を次のような関数に特定化する (図補-2-1 参照)。

$$R(x, k) = \begin{cases} kx & [0 \leq x < 1] \\ k + t(k) \cdot (x - 1) & [x \geq 1] \end{cases}$$

ここに、 $t(k)$ は k のみの関数であると仮定する。

図補-2-1 借手の収益関数



さらに、借手の利潤 π を次のように定式化する。すなわち、

$$\pi = R(x, k) - r x_m - r_p x_p$$

である。ここに、 r は民間貸出の金利、 r_p は公的貸出の金利である。また、 x_m は民間からの借入額、 x_p は公的金融からの借入額である。

次に、借手は k のみで個性が与えられているので、 $k = k_0$ である借手のことを借手 k_0 と呼ぶことにする。そして、借手 k の人数の分布を表す関数を $f(k)$ と書くことにする。また $f(k)$ が、

$$\int_0^{\infty} f(k) dk = 1$$

であるとしよう。すなわち、借手の人口が 1 で

あると仮定する。さらに、

$$f(k) \begin{cases} = 0 & [0 \leq k < r_p] \\ \geq 0 & [k \geq r_p] \end{cases}$$

とする。つまり、1 単位より少ない資金投入であれば、全ての借手が公的貸出の金利水準 r_p よりも高い収益率を確保できるとする。さらに、任意の k に対して、 $t(k) < r_p$ が成立すると仮定する。すなわち、如何なる借手も 1 単位以上の資金を投入した場合には、収益率が r_p を下回ってしまうのである。

さて、 $x = x_m + x_p$ であることに注意して、借手 k の最適化行動を次のように定式化しよう。すなわち、

$$\pi = R(x_m + x_p, k) - r x_m - r_p x_p$$

を制約 $x_p \leq L_p$ の下で最大化するように、 (x_m, x_p) を選択するというものである。ここに、 L_p は公的貸出の 1 人の借手当たりの貸出限度額であり、 $L_p \leq 1$ を仮定する。

以上の最適化問題から導き出される資金需要関数について検討しよう。まず、借手 k の公的貸出に対する需要関数を $x_p = x_p(r, k, L_p)$ と書くことにすれば、 $k < r_p$ となる k に対して $f(k) = 0$ であることから、

$$x_p(r, k, L_p) = L_p \quad \text{for } \forall (r, k, L_p)$$

となる。したがって、市場全体の公的貸出額は、

$$\int_{r_p}^{\infty} x_p(r, k, L_p) f(k) dk = L_p$$

であり、常に公的貸出の貸出限度額と一致する。

次に借手 k の民間貸出に対する需要関数を $x_m = x_m(r, k, L_p)$ と書くことにすれば、

$$x_m(r, k, L_p) = \begin{cases} 0 & [r > \hat{r}(k, L_p)] \\ 1 - L_p & [r \leq \hat{r}(k, L_p)] \end{cases}$$

となる。ここに $\hat{r}(r, L_p)$ は、

$$k - r \cdot (1 - L_p) - r_p L_p = 0$$

を満たす r の値である。つまり、

$$\hat{r}(k, L_p) = \frac{k - r_p L_p}{1 - L_p}$$

である。ここで、市場全体での民間貸出に対する需要量を L_m と書いて、その需要関数を

$$L_m = L_m(r, L_p) \quad \text{と表すことにする。つまり、}$$

$$L_m(r, L_p) = \int_{r_p}^{\infty} x_m(r, k, L_p) f(k) dk$$

である。以上で民間の貸出に対する需要関数が定式化されたので、次に借手の余剰すなわち借手の利潤の和を求めよう。借手 k の総資金需要関数を $x(r, k, L_p)$ と書くことにする。つまり、

$$x(r, k, L_p) = x_m(r, k, L_p) + x_p(r, k, L_p)$$

である。そして、市場の金利が $r = \hat{r}$ 、公的貸出が \hat{L}_p の下で、借手 k が最適化行動の結果として実現できる利潤 π を対応させる関数を利潤関数と呼び、その関数を $\pi = \pi(r, k, L_p)$ と書けば、

$$\pi(r, k, L_p) = R(x(r, k, L_p), k) - r x_m(r, k, L_p) - r_p x_p(r, k, L_p)$$

である。したがって、市場全体での借手の余剰すなわち利潤の和を Π と書いて、その関数を $\Pi = \Pi(r, L_p)$ と表せば、

$$\Pi(r, L_p) = \int_{r_p}^{\infty} \pi(r, k, L_p) f(k) dk$$

となる。このとき、次の命題が成立する。

<命題 1>

$$\begin{aligned} & \int_{\hat{r}}^{\infty} L_m(r, \hat{L}_p) dr \\ &= \Pi(\hat{r}, \hat{L}_p) - \hat{L}_p \cdot \int_{r_p}^{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)} (k - r_p) f(k) dk \\ &\leq \Pi(\hat{r}, \hat{L}_p) \end{aligned}$$

である。ここに、 $\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p) = \hat{r}(1 - \hat{L}_p) + \hat{r}_p \hat{L}_p$ である。また、

$$\int_{r_p}^{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)} f(k) dk = 0$$

のときに等号が成立する。

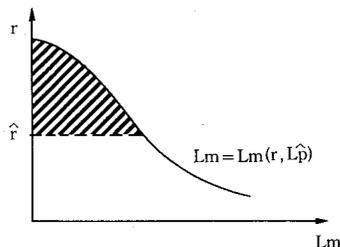
この命題の意味は次のようなものである。まず第 1 には民間の貸出金利が \hat{r} 、公的貸出額が \hat{L}_p のときの借手の余剰 $\Pi(\hat{r}, \hat{L}_p)$ を需要関数の積分した値すなわち図補-2-2 における斜線の部分の面積で測ろうとすれば、一般的には過小推計になる。

第 2 には、現行の \hat{r} 、 \hat{L}_p の下で、公的貸出だけで資金調達している借手の人数、

$$\int_{r_p}^{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)} f(k) dk$$

が少ない場合には、民間貸出に対する需要関数を用いて近似的に借手の余剰を計測できるのである。

図補-2-2 借手の余剰



(命題 1 の証明)

$$\begin{aligned} & \int_{\hat{r}}^{\infty} L_m(r, \hat{L}_p) dr \\ &= \int_{\hat{r}}^{\infty} \left[\int_{r_p}^{\infty} x_m(r, k, L_p) f(k) dk \right] dr \\ &= \int_{r_p}^{\infty} \left[\int_{\hat{r}}^{\infty} x_m(r, k, L_p) dr \right] f(k) dk \\ &= \int_{r_p}^{\infty} \left[\int_{\hat{r}}^{\phi(\hat{r}, k, \hat{L}_p)} (1 - \hat{L}_p) dr \right] f(k) dk \\ &\equiv (*) \end{aligned}$$

ここに、

$$\phi(\hat{r}, k, \hat{L}_p) = \max[\hat{r}(k, \hat{L}_p), \hat{r}]$$

である。したがって、

$$\begin{aligned} (*) &= \int_{r_p}^{\infty} (1 - \hat{L}_p) \{ \phi(\hat{r}, k, \hat{L}_p) - \hat{r} \} f(k) dk \\ &= \int_{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)}^{\infty} (1 - \hat{L}_p) \left\{ \frac{k - r_p \hat{L}_p - \hat{r}}{1 - \hat{L}_p} \right\} f(k) dk \\ &= \int_{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)}^{\infty} \{ k - r_p \hat{L}_p - \hat{r} (1 - \hat{L}_p) \} f(k) dk \\ &= \int_{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)}^{\infty} \{ R(x(\hat{r}, k, \hat{L}_p), k) - r_p x_p(\hat{r}, k, \hat{L}_p) - \hat{r} x_m(\hat{r}, k, \hat{L}_p) \} f(k) dk \\ &= \int_{r_p}^{\infty} \{ R(x(\hat{r}, k, \hat{L}_p), k) - r_p x_p(\hat{r}, k, \hat{L}_p) - \hat{r} x_m(\hat{r}, k, \hat{L}_p) \} f(k) dk \\ &\rightarrow \int_{r_p}^{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)} (k - r_p) \hat{L}_p f(k) dk \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{r_p}^{\infty} \pi(\hat{r}, k, \hat{L}_p) f(k) dk \\
&- \hat{L}_p \cdot \int_{r_p}^{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)} (k - r_p) f(k) dk \\
&= \Pi(\hat{r}, \hat{L}_p) - \hat{L}_p \cdot \int_{r_p}^{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)} (k - r_p) \\
&\quad f(k) dk
\end{aligned}$$

である。以上より、命題1の主張が成立する。

命題1の主張は借手の余剰の水準に関するものであったが、本論中の分析においては公的貸出 L_p が変化したときの借手の余剰の変化分に注目している。そこで、余剰の変化分と需要関数の変化分との関係について検討してみよう。

余剰の水準を需要関数を積分して求めようとする場合には、過小推計になる可能性があることを示した。それに対して、余剰の変化分を需要関数の積分値の変化分から求めようとする場合には、過小に推計されるか過大に推計されるかは、借手の人数の分布状況などに依存することになる。

この点を調べるために、 L_p に関する比較静学を行おう。その際、民間貸出の市場金利 r がどのように変化するかが問題であり、 r の変化は供給関数などにも依存する。そして、ここでは市場金利 r が L_p の微分可能な関数として表現できると仮定する。これはかなり一般的なモデル設定の下で成立する性質であるといえよう。なお、その関数を $r = r(L_p)$ と書くことにしよう。さらに、借手の人数分布を表す関数 $f(k)$ が連続関数であることを以下の分析で仮定しよう。

$L_p = \hat{L}_p$, $r = \hat{r}$ の下で L_p を微増させたときの需要関数の積分した値の変化と借手の余剰の変化を比較するために、命題1を利用すれば、

$$\frac{\partial}{\partial L_p} \int_{\hat{r}}^{\infty} L_m(r, \hat{L}_p) dr = \frac{\partial}{\partial L_p} \Pi(\hat{r}, \hat{L}_p) - A + B$$

という関数を導出できる。ここに、

$$\begin{aligned}
A &\equiv \int_{r_p}^{\hat{k}} (k - r_p) f(k) dk = 0 \\
B &\equiv \hat{L}_p \cdot (k - r_p) f(\hat{k}) \cdot \{(\hat{r} - r_p) \\
&\quad - (1 - \hat{L}_p) r'(\hat{L}_p)\} \\
\hat{k} &\equiv \hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)
\end{aligned}$$

である。ここで、

$$r'(\hat{L}_p) \leq \frac{\hat{r} - r_p}{1 - \hat{L}_p}$$

を仮定しよう。すなわち、 L_p が増加したときの市場金利の増加は、その公的貸出の補助金効果を打ち消すほど大きくはないとする。そのとき、 $B \geq 0$ が成立することになる。ところで常に $A \geq 0$ であるから、需要関数を用いて借手の余剰の変化分を計測した場合に、過小推計か過大推計かは一般には定まらないのである。

ここで A 、 B の経済的意味を考えてみよう。まず A の部分は、 L_p が増加することにより公的金融機関だけから借り入れている借手の余剰の増加分を示している。その A の部分を、民間貸出に対する需要関数で捉えることはできないので、需要関数を用いて借手の余剰の変化分を計算した場合には、その分過小推計になる可能性がある。

次に B の部分は、 L_p が増加することで今までは公的金融機関からのみ借入れを行っていた借手が民間からも借入れを行うようになったことで、今までは捉えられていなかった余剰が捉えられるようになった部分を示している。したがって、需要関数を用いて借手の余剰の変化分を計算した場合には、過大推計になる可能性が存在する。

以上より過大推計と過小推計の両方の可能性があり、それは借手 k の人数の分布を表す関数 $f(k)$ などに依存している。しかしながら、命題1の場合と同様に、

$$\int_{r_p}^{\hat{k}(\hat{r}, \hat{L}_p)} f(k) dk = 0$$

のとき、すなわち現行の \hat{L}_p , \hat{r} の下で公的金融機関からのみ借入れを行っている借手が存在しない場合には、 $A = B = 0$ であり、

$$\frac{\partial}{\partial L_p} \int_{\hat{r}}^{\infty} L_m(r, \hat{L}_p) dr = \frac{\partial}{\partial L_p} \Pi(\hat{r}, \hat{L}_p)$$

が成立する。つまり、需要関数の積分値の変化分を計算することで、借手の余剰の変化分を捉えることができるのである。

参 考 文 献

〔日本語文献〕

- 浅子和美・内野裕子 「日本の銀行貸出市場—不均衡分析の新しい視点」 「金融研究」第6巻1号[87]
- 池尾和人 「銀行行動の応用ミクロ分析」 館・嶺山編『日本の金融〔I〕』東大出版会[87]
- 伊藤隆敏 『不均衡の経済分析—理論と実証』 東洋経済新報社[85]
- 伊藤隆敏・植田和男 「貸出金利の価格機能について—資金市場における均衡仮説の検証—」 「季刊理論経済学」第33巻1号[82]
- 岩田規久男・堀内昭義 「日本における銀行規制」 「経済学論集」第51巻1号、2号[85]
- 釜江廣志 「日本の貸出市場における不均衡について：ノート」 「商学討究」第28巻3号[77]
- 釜江廣志 「日本の貸出市場の不均衡の計測—改善されたデータを用いて—」 「経済研究」第31巻1号[80]
- 川口 弘 「中小企業への金融的『シワ寄せ』機構」 館・渡部編『経済成長と財政金融』岩波書店[65]
- 川口 弘 『金融論』 筑摩書房[77]
- 清水啓典 「貸出市場の均衡と純新規貸出金利」 「一橋論叢」第94巻4号[85]
- 篠原三代平 『日本経済の成長と循環』 創文社[61]
- 高野義樹 編著 『日本の住宅金融』 住宅金融普及協会[84]
- 筒井義郎 「わが国銀行貸出市場の不均衡分析」 「季刊理論経済学」第33巻1号[82]
- 筒井義郎 『金融市場と銀行業—産業組織の経済分析』 東洋経済新報社[88]
- 浜田宏一・岩田一政・石山行忠 「日本の貸出市場における不均衡について」 「経済研究」第28巻3号[77]
- 日向野幹也 『『協調』融資と審査能力—日本開発銀行のケース』 「経済学論集」第50巻1号[84]
- 日向野幹也 (1986) 『金融機関の審査活動』 東京大学出版会
- 古川 颯 「不均衡分析と日本の貸出市場」 「季刊理論経済学」第30巻2号[79]
- 堀内俊洋・岩佐博嗣 「中小企業設備投資の諸問題」 中小企業金融公庫「調査時報」第29巻2号[87]
- 三輪芳朗 『融資集中機構』の経済分析』 「経済学論集」第55巻1号[89]
- 村本 孜 『現代日本の住宅金融システム』 千倉書房[86]
- 山下邦男 「中小企業と金融・財政・財務」 中小企業事業団・中小企業研究所編『日本の中小企業研究 第1巻 成果と課題』有斐閣[85]

〔英語文献〕

- Amermiya, K "A note on a Fair and Jaffee model," *Econometrica* vol 42—No4[74]
- Bowden, R. J. *The Econometrics of Disequilibrium*, Amsterdam: North—Holland[78 a]
- Bowden, R. J. "Specification, estimation and inference for models of markets in disequilibrium," *International Economic Review*—vol 19—No3[78 b]
- Bruckner, J. K and Follain, J. R. "The rise and fall of the ARM: an econometric analysis of mortgage choice," *The Review of Economics and Statistics* vol 70—No1[88]
- Fair, R. C and Jaffee, D. M. "Methods of estimation for markets in disequilibrium," *Econometrica* vol 40—No3[72]
- Fair, R. C and Kelejian, H. H. "Methods of estimation for markets in disequilibrium: a further study," *Econometrica* vol. 42—No1[74]
- Flannery, M. J. (1982) "Retail Bank Deposits as Quasi—Fixed Factors of Production," *American Economic Review*, 72(3) pp.527—36
- Ito, T "Methods of estimation for multimarket disequilibrium models," *Econometrica* vol "48—No1[80]
- Ito, T and Ueda, K "Tests of equilibrium hypothesis in disequilibrium econometrics: an international comparison of credit rationing," *International Economic Review* vol 22—No3[81]
- Jaffee, D. M and Rosen, K. T "Mortgage credit availability and residential construction," *Brookings Papers on Economic Activity* 2[79]
- Jehle, J. A "Individual welfare and the demand for financial instruments,," *Southern Economic Journal*, 51[84]
- Jehle, J. A "Regulation and the public interest in banking" *Journal of Banking and Finance*, 10[86]

- Kornai, J "Resource-constrained versus demandconstrained system," *Econometrica* vol 49—No4[79]
- Laffont, J. J and Garcia, R "Disequilibrium econometrics for business loans," *Econometrica* vol 45—No5[77]
- Lee, L—F and Porter, R. H "Switching regression models with imperfect sample separation information-with an application to cartel stability," *Econometrica* vol 52—No2[84]
- Madala, G. S *Limited-Dependent and Qualitative Vatiabiles in Econometrics*, Cambridge University Press[83 a]
- Madala, G. S "Methods of estimation for models of market with bounded price variation," *International Economic Review* vol 24—No2[83 b]
- Madala, G. S "Disequilibrium, self-selection, and switching model," In *Handbook of Econometrics* vol III, Amsterdam:NorthHolland[86]
- Maddala, G. S and Nelson, F. D "Máximum likelihood methods for models of markest in disequilibrium," *Econometrica* vol42—No6[74]
- Mayer, W. J "Estimating disequilibrium models with limited a priori priceadjustement information," *Journal of Econometric* vol 41—No3[89]
- Meyer, R. M and Weiss, D. A "The effects of the minimum wage on the employment and earnings," *Journal of labour Economics* vol 1—No1[83 a]
- Meyer, R. M and Weiss, D. A "Discontinuous distributions and missing persons:the minimum wage and unemployed youth," *Econometrica* vol 51—No3[83 b]
- Quandt, R. E "Tests of the equilibrium vs. disequilibrium hypotheses," *International Economic Review* vol 19—No2[78]
- Quandt, R. E "Computational problems and methods," In *Handbook of Econometrics* vol I, Amsterdam:NorthHolland[83]
- Quandt, R. E *The Econometrics of Disequilibrium*, Basil Blackwell[88]
- Rhoades, S. A "Welfare loss,redistribution effect,and restriction of output due to monopoly in banking,," *Journal of Monetary Economic*, 9 [82]
- Sealey, Jr, C. W "Credit rationing in the commercial loan market:estimation of a structual model under conditions of disequilibrium," *The Journal of Finance*vol 34—No3[79]
- Smith, L, B, Posen, K. T and Fallis, G "Recent developments in economic models of housing markets," *Journal of Economic Literature* vol 26—No[88]