

信用割当と企業行動

— 信用割当計測の一つの試み —

伴 金 美

1. はじめに

わが国の金融構造の特徴として、低位非伸縮的利子率と、それにとまなう貸出市場での恒常的な超過需要現象があげられる。そのため、現行の金利水準に見合う資金需要が資金供給額まで削減される事態、すなわち信用割当が発生するとともに、間接金融の優位と相まって、この信用割当が金融面から実物面へ影響を及ぼす重要な要因と考えられている。

このような貸出市場における信用割当に関して2つの異なる見解が存在する。貝塚・小野寺[1]、貝塚[2]によれば、銀行は借手に対して差別的な独占を保持しうる立場にあり、自主規制金利や、拘束性預金に対する規制という行政的介入により、規制金利が競争均衡金利よりも低い企業(例えば、中小企業や標準金利の適用を受けていない企業)について信用割当が発生する。このような見解に対し、寺西[4]、[5]は、相対取引の場である短期貸出市場における双方独占と、短期借入の長期資金に対する代替財としての性質の2つを前提として、短期貸出市場における不均衡を、長期資金市場における構造的な不均衡の結果とみる。すなわち、短期貸出市場において実効金利は伸縮的であり、一見信用割当と見られる現象は、実は長期資金市場における構造的な信用割当の結果であるというものである。

このような信用割当を議論するうえで、貸出市場における資金の超過需要額を計測することが重要である。本稿の目的は、本来観測することのできない超過需要を、企業の資産調整行動モデルに明示的に取り入れて計測することにある。本稿では、企業を信用割当を受けるものとそうでないものとに2分せず、すべての企業を集計して考え、貸出市場全体について超過需要が発生し信用割当が行なわれている状況を分析する。この場合、金利は

貸出市場における需給を調整する機能を十分に果たしておらず、従って貸出量を通じた調整が行なわれていると考える。この点、貝塚氏と同じく、金利規制が有効であるという立場にたつ。

信用割当を実証分析に明示的に取り入れた例として、日本銀行計量モデル[6]がある。そこでは、金利の硬直性と信用割当の存在を前提として、金利とともに信用のアベイラビリティが、実物変数の決定に影響する重要な変数として導入されている。この場合、信用のアベイラビリティとして、現実の貸出と企業の資金不足との乖離が用いられている。しかし、企業の資金不足が必ずしも潜在的な資金需要ではないという点で若干の問題がある。

一方、企業の予想データを用い、実現関数アプローチによる分析として、森口・江口[7]がある。そこでは、企業の内部資金や、金融機関からの借入金に関する予想が、資産の保有計画の決定にどのような影響をもつのか、次いでそれらの予想が実現しない場合に、どのような資産の調整がなされるかが分析されている。ただ、企業の予想データの利用には信頼性の点で難点がある¹⁾。

沢本[3]は、企業の製品在庫および現金預金について、企業の判断データをもちいてその潜在需要を計測し、借入水準が信用割当によって外生的に決まることによる資産の再調整の分析を行なっている。ただ、設備投資や借入水準にたいする潜在需要が、データ上の制約から計測されていない。

以下では、企業の資産にたいする支出計画の決定と、信用割当による計画の再調整という実現のプロセスの分析を行ない、貸出市場における超過需要の計測を試みる。

2. 企業の資産調整モデル

本節では、企業は売上高、資産収益率などの見通しに基づいて、実物・金融資産に対する支出計画および金融機関からの借入額を決定するものとする。しかし、計

* 本稿の作成過程で与えられたレフェリーのコメントに感謝します。なおここでもちいた推定方法は理論計量経済学1975会年度大会で報告した「Unobservable Variables in Econometrics」に基づいている。

1) 例えば、企業の借入予想額は、企業の潜在的な借入需要というより単なる「見込み」の性格が強いと言われている。

画の実現のプロセスで、信用割当が行なわれ、計画借入額の一部が調達不可能となることがある。このような場合、企業は実物・金融資産に対する支出計画を修正して実現させることになる。以上の関係は、次のようなモデルによって表わすことができる。ここでは単純化のために、実物資産として製品在庫と資本設備、金融資産として現金預金のみを考える。

まず、各資産に対する支出計画が、売上高 S と、実物資産収益率 PR により決定されると仮定する²⁾。

$$(1) \begin{cases} \Delta M^* = a_{11} + a_{12} \cdot S + a_{13} \cdot PR \\ IIP^* = a_{21} + a_{22} \cdot S + a_{23} \cdot PR + a_{24} \cdot KIP_{-1} \\ IF^* = a_{31} + a_{32} \cdot S + a_{33} \cdot PR + a_{35} \cdot KF_{-1} \end{cases}$$

M : 現金預金残高, IIP : 製品在庫投資, IF : 設備投資, KIP : 製品在庫残高, KF : 資本設備

* は計画額, Δ は前期末の実現値からの増減 ($\Delta M^* = M^* - M_{-1}$) をあらわす。ここでは、実物資産についてストック調整原理を仮定している。

支出計画の作成にともしない、金融機関からの借入計画額 ΔLB^* が、事前のバランスシートに従って決められる。

$$(2) \Delta M^* + IIP^* + IF^* = F + \Delta LB^*$$

ここで、 F は自己資金であり、内部留保、株式新規発行、企業間信用(買掛金)などからなる。単純化のために、 F は事前および事後において不変とする。

つぎに、信用割当が発生し、金融機関からの借入金が計画額より削減される結果、企業は支出計画を修正する。これはつぎのように定式化される。

$$(3) RA = \Delta LB^* - \Delta LB$$

$$(4) \begin{cases} \Delta M - \Delta M^* = \theta_1 \cdot RA + u_1 \\ IIP - IIP^* = \theta_2 \cdot RA + u_2 \\ IF - IF^* = \theta_3 \cdot RA + u_3 \end{cases}$$

RA : 実現されない超過需要

$\theta_1, \theta_2, \theta_3$: 信用割当効果, u_1, u_2, u_3 : 誤差項

以上を、行列をもちいて表わす。

$$y^* = (\Delta M^*, IIP^*, IF^*)'$$

$$y = (\Delta M, IIP, IF)'$$

$$x = (1.0, S, PR, KIP_{-1}, KF_{-1})'$$

2) このモデルでは、支出計画の決定にあたって利子率が説明変数に含まれていない。これは、利子率として全国銀行貸出約定平均金利と、貝塚・小野寺[1]による実効金利の2つをもちいて推定したところ、実物資産にたいする効果が正となり符号条件が満たされないため除いている。これは推定にもちいた利子率とモデルの利子率の間のカバレツの相違による可能性もあるが、金利規制により価格機能を十分に果たしていないためと考えられる。

$$\theta = (\theta_1, \theta_2, \theta_3)'$$

$$u = (u_1, u_2, u_3)'$$

とすれば

$$(5) y^* = Ax$$

$$(6) y - y^* = \theta \cdot RA + u^3)$$

さらに、 RA は、(2), (3) より

$$(7) RA = \Delta M^* + IIP^* + IF^* - F - \Delta LB$$

$$= 1' y^* - F - \Delta LB$$

$$= 1' Ax - F - \Delta LB$$

但し $1' = (1, 1, 1)$

となる。(5)~(7)を整理すれば

$$(8) y = y^* + \theta \cdot RA + u$$

$$= Ax + \theta \cdot (1' Ax - F - \Delta LB) + u$$

$$= (I + \theta 1') Ax - \theta (F + \Delta LB) + u$$

(8)において、パラメータ A, θ が推定できれば、(7)より、借入に対する超過需要 RA が計測できる。

3. モデルの計測

本節では、日本銀行「主要企業短期経済観測」における製造業の季節調整済のデータをもちいて計測する。計測期間は、37年第I四半期から48年第IV四半期までの48期間である。なお、現金預金残高 M 、製品在庫残高 KIP 、設備投資 IF 、金融機関からの借入金残高 LB 、総売上高 S は、工業製品卸売物価指数(45年=100)により実質化している。また、 KF は、36年第I四半期をベンチマークとする粗資本ストック、実物資産収益率 PR は、法人企業統計季報の製造業に関する営業利益/(製品棚卸資産+有形固定資産)をもちいている。なお、自己資金 F については斉合的なデータがないため、企業間信用純(与信)残高の増減 ΔTC をもちいて、

$$(9) F = \alpha \Delta TC \quad (\alpha < 0)$$

として推定した⁴⁾。

3) 沢本[3]のように、相互依存的調整モデル

$$B(y - y^*) = \theta \cdot RA + u$$

として推定すべきであるが、推定上の都合でこのような誘導形による分析を行なう。

4) 銀行信用の循環と企業間信用の循環との密接な関連を考えるならば、企業間信用を $\Delta M, IIP, IF$ と同じように扱い、(2)式を

$$\Delta M^* + IIP^* + IF^* + \Delta TC^* = F + DLB^*$$

とし、 F に「内部留保+株式新発行」などをもちいて推定する必要がある。この点についての本稿の分析は十分ではない。しかしながら本稿でもちいた「主要企業短期経済観測」には該当するデータがない。1つの方法は、「法人企業統計季報」をもちいることであるが、時系列の接続性に問題(特に43年度における推計方法

推定結果

$$(10) \quad \Delta M = -0.3468 \cdot RA - 0.0479 + 0.1114 \cdot S$$

(0.0221) (0.9885) (0.0482)

$$-2.2029 \cdot PR$$

(2.0109)

$$R=0.9619, S=0.2949$$

$$(11) \quad IIP = -0.1983 \cdot RA - 0.2144 + 0.1307 \cdot S$$

(0.0219) (0.6386) (0.0209)

$$+1.9452 \cdot PR - 0.2823 \cdot KIP_{-1}$$

(1.3137) (0.0464)

$$R=0.8622, S=0.2500$$

$$(12) \quad IF = -0.1989 \cdot RA - 3.2530 + 0.3081 \cdot S$$

(0.0162) (0.7588) (0.0202)

$$+1.9452 \cdot PR - 0.0605 \cdot KF_{-1}$$

(1.4718) (0.0054)

$$R=0.9913, S=0.2443$$

(10) - (12) より, (7) の実現されない超過需要 RA は,

$$(13) \quad RA = -3.5153 + 0.5502 \cdot S - 0.2823 \cdot KIP_{-1}$$

$$-0.0605 \cdot KF_{-1} + 7.8059 \cdot PR$$

$$+0.6670 \cdot \Delta TC - \Delta LB$$

(0.1342)

と表わすことができる。

ここで, (8) はパラメータに関して非線型となっているため, 最尤法による推定を行なった⁵⁾。推定値の下段の

の改定によるもの)がある。もちろん, 前者にも接続性についての問題があるが, 企業の予想データや判断データが含まれており分析を行なうのに有用であると考へた。また, 主要企業製造業について言えば, 借入計画の削減は企業間信用の調整にたいして統計的に有意な効果をもたないとする推定結果がある(森口・江口 [7] p. 206)。

5) $Z = [x, \Delta TC, \Delta LB]'$ とすれば, (8) は

$$i) \quad y_t = h(\theta, A, \alpha, Z_t) + u_t$$

となる。添字 t は, t 期の観測値を表わす。ここで, u_t が互いに独立で, 平均 0 , 分散行列 $\sigma^2 I$ の正規分布に従うとすれば, (y_1, y_2, \dots, y_T) の対数尤度は,

$$ii) \quad \log L \propto -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [y_t - h(\theta, A, \alpha, Z_t)]' [y_t - h(\theta, A, \alpha, Z_t)]$$

となる。未知パラメータ (θ, A, α) は 15 個であるが, その最尤推定値は,

$$iii) \quad \partial \log L / \partial \theta = 0, \partial \log L / \partial A = 0, \partial \log L / \partial \alpha = 0$$

の解である。それを $(\theta^*, A^*, \alpha^*)$ とし

$$iv) \quad H =$$

$$\begin{bmatrix} \partial^2 \log L / \partial \theta \partial \theta & \partial^2 \log L / \partial \theta \partial A' & \partial^2 \log L / \partial \theta \partial \alpha \\ \partial^2 \log L / \partial A \partial \theta & \partial^2 \log L / \partial A \partial A' & \partial^2 \log L / \partial A \partial \alpha \\ \partial^2 \log L / \partial \alpha \partial \theta & \partial^2 \log L / \partial \alpha \partial A' & \partial^2 \log L / \partial \alpha \partial \alpha \end{bmatrix}$$

$$(\theta^*, A^*, \alpha^*)$$

とすれば, 行列 H は負定符号行列でなければならない。実際 H の固有根はすべて負で, 絶対値最小根は 0.3085×10^{-3} となる。また, H が負定符号行列であれ

()内の数値は, パラメータの推定値の標準誤差, R は推定値と実際値との相関係数, S は推定誤差の標準偏差である。

(13)式において, ΔTC の係数が 0.667 である。これは, ΔLB を所与とすれば, 売掛金 1 単位の増加(あるいは, 買掛金 1 単位の減少)が超過需要を 0.667 増加させることを意味する。しかし, 自己資金 F を ΔTC で代理させるのは, バランスシートを重視する本稿の立場からすれば問題が残されている。しかしながら, 計測結果からつぎのことが言える。

- 1) 信用割当により貸出市場で借入に支障が生じた場合, 企業はまず現金預金に対する支出計画の変更を行なう。
- 2) 製品在庫投資と設備投資の計画に対する修正は, 現金預金のそれと比較して小さいが, 両者の修正の大きさに差を認めることはできない。

4. 信用割当の指標について

本節では, つぎの 4 種類の信用割当指標について比較する。

- (I) 前節(13)で計測された実現しない超過需要 RA を, 貸出残高 LB でデフレートしたもの。
 - (II) 貝塚・小野寺 [1] における厳格な意味での割当指標。すなわち, 日本銀行「貸出利子率別貸出統計」で標準金利が含まれる貸出区分以下の貸出量の全体に占める割合。
 - (III) 日本銀行計量経済モデル [6] における信用のアイラビリティ。
 - (IV) 日本銀行「短期経済観測」における金融機関の融資態度に対する判断データ(定性データ)。但し, データの利用期間は 42 年以降である。
- なお, (I), (IV) は対象が製造業主要企業であるのにたいし, (II), (III) は全産業が対象である。第 1 図は, (I) ~ (III) を図示したものである⁶⁾。

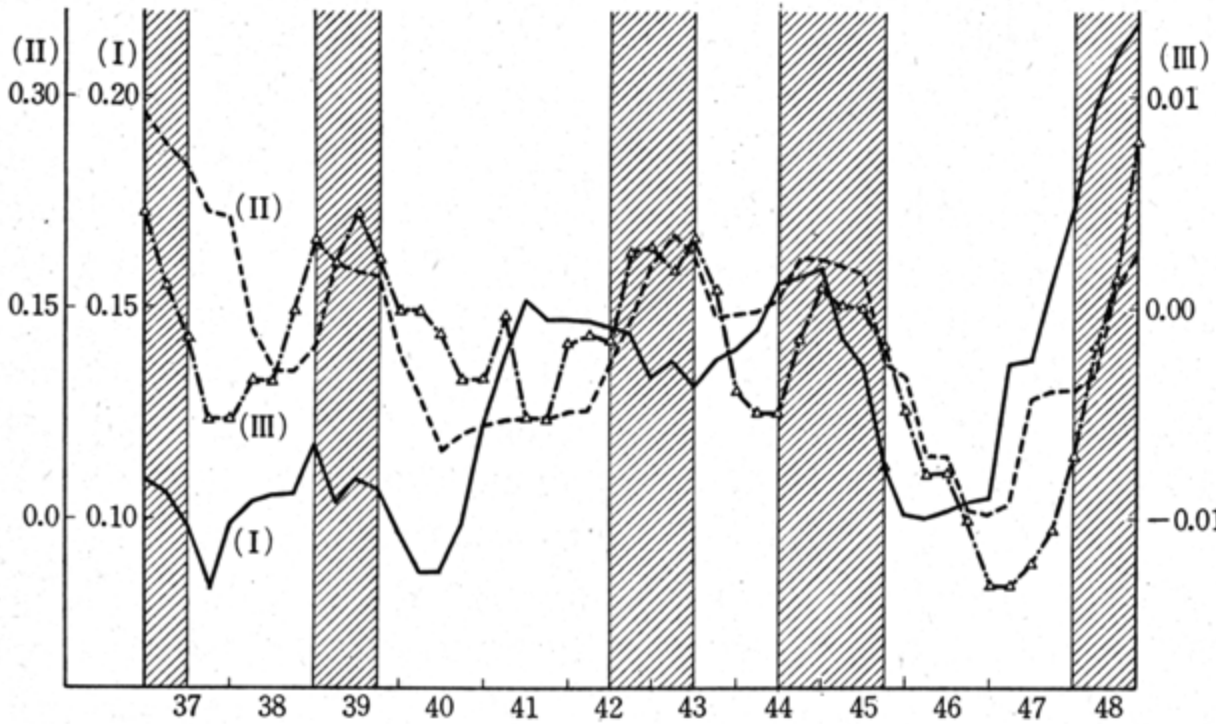
第 1 表は, 指標 (I) ~ (IV) の相関係数を求めたものである⁷⁾。本稿で計測された指標と他の指標とは, 相関係数の符号条件は満足されているが, 値は大きくない。それにたいし, (II) ~ (IV) は互いに強い相関が認められる。

ば, モデルは識別可能であるといえる(Rothenberg [8])。このとき, 推定値の標準偏差は, $-\frac{1}{T} H^{-1}$ の対角要素の平方根である。

6) 斜線部分は金融引締期を示す。また, (III) は (I), (II) と比較するために符号を逆にしている。

7) 相関係数は, (IV) との比較のため 42 年第 I 四半期から 48 年第 IV 四半期までについて計算している。

第1図 信用割当の指標



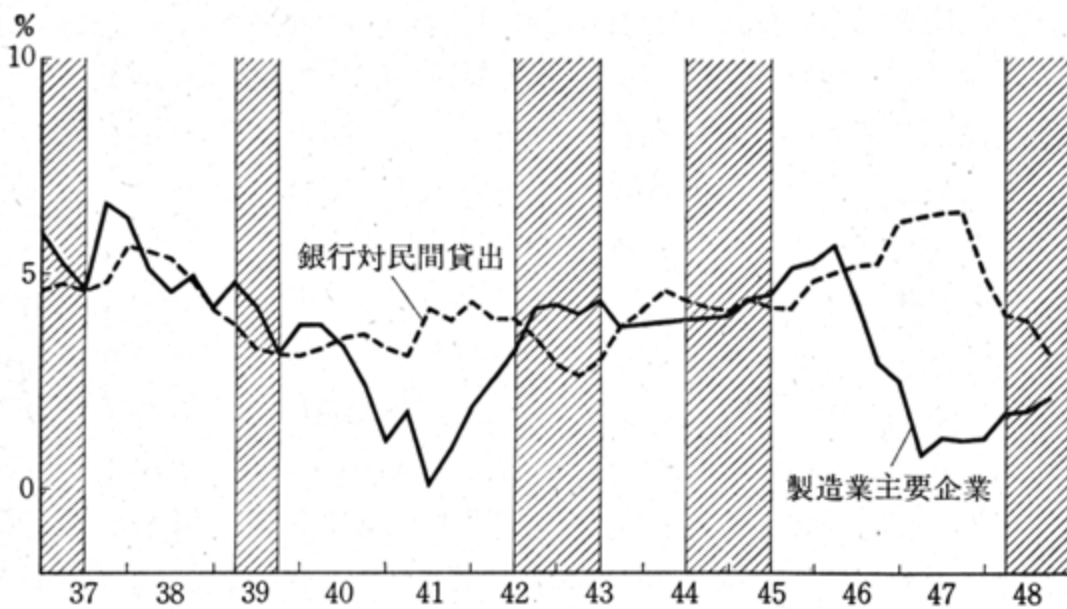
第1表

| | I | II | III | IV |
|-----|--------|--------|--------|--------|
| I | 1.0 | 0.471 | -0.462 | -0.229 |
| II | 0.471 | 1.0 | -0.791 | -0.782 |
| III | -0.462 | -0.791 | 1.0 | 0.762 |
| IV | -0.229 | -0.782 | 0.762 | 1.0 |

第2表

| | II | III | IV |
|--------|-------|--------|--------|
| I (-1) | 0.660 | -0.647 | -0.438 |
| I (-2) | 0.748 | -0.811 | -0.654 |
| I (-3) | 0.734 | -0.890 | -0.811 |
| I (-4) | 0.634 | -0.820 | -0.847 |

第2図



これは、指標(I)が他の指標より2~3期程度先行しているためである。第2表はそれを示すものである。(I)と(II),(III)とのラグについて次のことが考えられる。第2図は、製造業主要企業の金融機関借入残高と銀行の対民間貸出残高について対前期比を図示したものである。両者は、景気の局面別に異なる動きを示している。例えば、不況期後半から好況期前半にかけての金融緩和期に、製造業主要企業の伸び率は民間全体と比較して鈍

化するのたいて、好況期後半から不況期前半にかけての金融引締りにその伸び率が高くなる傾向がある。本稿で計測した信用割当指標が、(II),(III)にたいして先行する理由の1つとして、融資循環の二重性という動きが考えられる。一方、(I)と(IV)との差異は、定性的なデータか否かということもあるが、企業の判断に影響するのが、当期における借入計画の削減額よりも削減状態の継続によるところが大きいと考えられる。

しかしながら、各指標間の差異を明らかにすることは、信用割当指標を評価するうえで重要であるが、この点についての十分な検討は今後に残された課題である。

(広島大学経済学部)

参考文献

[1] 貝塚啓明・小野寺弘夫「信用割当について」『経済研究』第25巻第1号(1974年1月), pp. 13-23。
 [2] 貝塚啓明「信用割当再論」『経済研究』第27巻第2号(1976年4月), pp. 172-76。
 [3] 沢本一穂「我国における信用割当の定式化と計測の試み」理論計量経済学会1975年度大会(1975年11月)。
 [4] 寺西重郎「戦後貸出市場の性格について」『経済研究』第25巻第3号(1974年7月), pp. 216-28。
 [5] 寺西重郎「長期資金市場と短期貸出市場」季刊『現代経済』第17号(1975年春), pp. 76-95。
 [6] 日本銀行統計局「日本銀行計量経済モデル——その視点と構成」日本銀行調査局『調査月報』昭和47年9月号, pp. 1-38。
 [7] 森口親司・江口英一「信用割当と企業行動」上野・村上(編)『日本経済の計量分析』岩波書店, 1975年, pp. 193-208。
 [8] Rothenberg T. J., "Identification in Parametric Models," *Econometrica*, Vol. 39, May, 1971.