

Working Paper Series

**貸出を通じた部門間資金再配分のマクロ的影響**

**才田 友美・関根 敏隆**

**Working Paper 01-16**

**2001年9月**

**日本銀行調査統計局**

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

(e-mail:yumi.saita@boj.or.jp)

(e-mail:toshitaka.sekine@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

# 貸出を通じた部門間資金再配分のマクロ的影響\*

才田 友美<sup>†</sup>・関根 敏隆<sup>‡</sup>

2001年9月

## 概要

本稿では、部門間の資金移動の活発度を貸出伸び率の分散で表わす資金再配分指標を作成し、その実体経済との関係を調べた。この結果、(i) 貸出を通じた部門間の資金移動は90年代に大きく沈滞し、地価の下落、貸出の減少と並んで、実質成長率を下押ししたこと、また、(ii)90年代の部門間資金移動の沈滞は、部門間ショックの減少というよりも、金融仲介機能の低下を反映していること、がわかった。これらの結果は、バブル崩壊後、不良債権問題が深刻化し金融仲介機能が低下したため、より効率的なセクターへの資金移動が阻害されたという見方と整合的である。

## 1 はじめに

本稿では、貸出を通じた部門間の資金移動の活発度が、経済全体でみた貸出残高の変動に加えて、どのようなマクロ的なインパクトをもつのかという問題意識のもと、業種別の貸出伸び率の分散で表わされる資金再配分指標を作成し、そのパフォーマンスを調べた。先行研究では、不良債権問題の影響や金融政策変更の貸出を通じた波及効果（クレジット・チャンネル）をみるに当たって、経済全体でみた貸出残高の変動が資産価格の変動とどのような関係にあり、実体経済に対してどの程度のインパクトを及ぼしているのかを研究した例がある（Bayoumi (1999)、Morsink and Bayoumi (1999)、Ogawa (2000) 等）。しかし、部門間の資金移動の活発度がこれらの変数とどのような関係を持つのかを分析した例はみられない。

分析の結果を予めまとめると、以下の通りである。

---

\*本稿の作成に当たっては、種村知樹氏（現日本銀行人事局）、吉野太喜氏（東京大学大学院・経済学研究科）の協力を得た。また、ドラフト作成段階では、小林慶一郎氏（経済産業研究所）のほか、日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを得た。

<sup>†</sup>日本銀行調査統計局経済調査課（E-mail: yumi.saita@boj.or.jp）

<sup>‡</sup>日本銀行調査統計局経済調査課（E-mail: toshitaka.sekine@boj.or.jp）

- (i) 貸出を通じた部門間の資金移動は90年代に大きく沈滞したこと、また、(ii) 部門間の資金移動の沈滞は、地価の下落や貸出の減少と並んで、成長率を押し下げたことがわかった。このように貸出を通じた部門間の資金移動は、実体経済に対して無視し得ない影響を及ぼしているとみられる（第2節）。
- 90年代の部門間資金移動の沈滞は、部門間ショックの減少もしくは金融仲介機能の低下によるものと考えられる。前者（部門間ショックの減少）はリアル・ビジネス・サイクルを重視する立場、後者（金融仲介機能の低下）はクレジット・チャンネルを重視する立場と、それぞれ統合的な考え方である。(a) 新規求人してみた部門間ショックは90年代に減少していないこと、(b) 短観・貸出態度判断DIの内訳をみると、金融緩和局面でも「厳しい」と応えた先が減っていないこと、(c) 銀行の健全性が毀損した先ほど資金再配分が滞っていること、からすると、後者の解釈の方がもっともらしい（第3節）。

これらの結果は、バブル崩壊後、不良債権問題が深刻化し、「追い貸し」、「貸し渋り」の動きが広範化するという形で金融仲介機能が低下したため、効率的な資金再配分が阻害されたという見方と整合的である。不良債権問題が日本経済に及ぼしたマクロ的なインパクトを分析する際には、単に地価や貸出の動きをみるのみならず、部門間の資金移動を通じた影響も考慮に入れる必要がある。

## 2 資金再配分指標

### 2.1 資金再配分指標の定義

本稿では、以下のように部門間の資金再配分を表わす指標を定義した。

$$\sigma_t^L = \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{l_{it}}{L_t} \right) (\Delta_4 l_{it} - \Delta_4 L_t)^2 \right]^{1/2}, \quad (1)$$

ただし、 $L_t$  は  $t$  期の経済全体での貸出残高、 $l_{it}$  は  $t$  期の  $i$  産業での貸出残高である。また、 $\Delta_4$  は前年比をとることを表わしている。仮に、部門間での資金再配分が活発であれば、ある産業への貸出は減り、別の産業への貸出は増加するという形で、業種毎でみた貸出残高の変化率にばらつきが大きくなることが予想される。この場合、業種  $i$  と経済全体との貸出残高変化率の乖離が大きくなるはずである。上記の指標では、この乖離幅を当該業種の貸出シェアをウェイトにして二乗和することにより、「ばらつき」の大きさをとらえている。従って、部門間での資金再配分が活発であれば、 $\sigma_t^L$  はより大きな値をとることと

なる<sup>1</sup>。

資金再配分指標が変動するのは、2つの要因が考えられる。一つは、部門間のショックによるものである。例えば、技術革新による生産性の上昇やより魅力的な新製品の開発がなされた結果、ある産業が成長産業となった場合、そうした産業ではより多くの労働や資本といった生産要素が必要となろう。こうした生産要素を取得するために、より多くの資金を要するため、衰退産業から成長産業へ資金が再配分されることになる。このように部門間ショックの多寡により、資金再配分指標は変動すると考えられる<sup>2</sup>。

資金再配分指標が変動するもう一つの要因は、何らかの理由により、金融仲介の機能度に変化が起こった場合である。実際に、部門間にショックが加わっていても、不良債権問題等のために金融仲介機能が麻痺したならば、資金は部門間を越えて移動しない。同じ程度の部門間ショックに晒されていても、金融仲介の機能度によって、資金再配分指標は変動することが予想される。

以上をまとめると、資金再配分指標は、部門間ショックもしくは金融仲介機能の変動によって、上下することとなる。すなわち、仮に金融仲介機能に変化がなければ、資金再配分指標は部門間ショックの代理変数とみなすことが出来、また、部門間ショックに大きな変動がなければ、金融仲介機能の代理変数とみなすことができることを意味する。

実際に(1)式で定義された資金再配分指標( $\sigma^L$ )の推移をみると、80年代から90年代にかけて大きく低下している(図1)<sup>3</sup>。これは、貸出残高の前年比( $\Delta_4L$ )、地価の前年比( $\Delta_4Lp$ )、実質GDPの前年比( $\Delta_4y$ )と概ね似た動きである<sup>4</sup>。80年代には、地価が上昇し、貸出が高い伸びを示すと同時に、部門間でのばらつきも大きく、資金再配分が活発であった。また、成長率は高めであった。80年代後半の資金再配分指標の高まりは、バ

<sup>1</sup> 実のところ、上記の再配分指標は、そもそも労働について計測されたものである。すなわち、(1)式の貸出残高を雇用者数に入替えれば、労働の再配分指標となる。

$$\sigma_t^E = \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{e_{it}}{E_t} \right) (\Delta_4 e_{it} - \Delta_4 E_t)^2 \right]^{1/2},$$

ただし、 $E_t$ は $t$ 期の経済全体での雇用者数、 $e_{it}$ は $t$ 期の $i$ 産業での雇用者数である。Lilien(1982)は、前年比、前期比の違いはあるが、この指標を部門間ショックの代理変数として計測し、マクロの失業率との関係を調べた。日本については、Prasad(1997)の計測例がある。

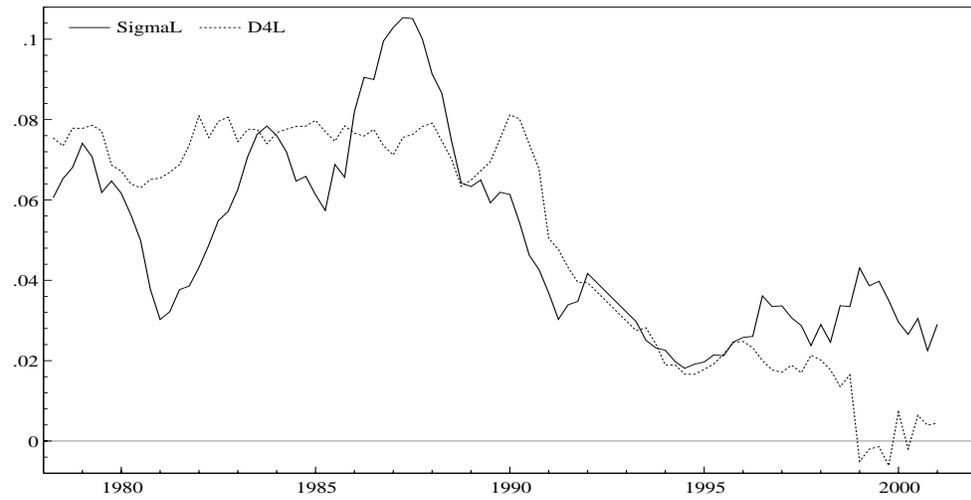
<sup>2</sup> 部門間ショックとしては、例であげた実物的なショックの他に、規制緩和といった政策変更によるもの等も含まれる。また、金融政策の変更といったマクロ・ショックであっても、金利感応度の差によって、部門間で資金の移動が起こることも考えられる。

<sup>3</sup>  $\sigma^L$ は「業種別貸出金」(日本銀行)の22分類より算出。1992Q1までは当座貸越を除くベース、以降は当座貸越を含むベースとなっている。両ベースの断層を修正するために、1993年度の値は、 $\sigma^L$ を1992Q1と1993Q2の値で線形補完することによって求めた。

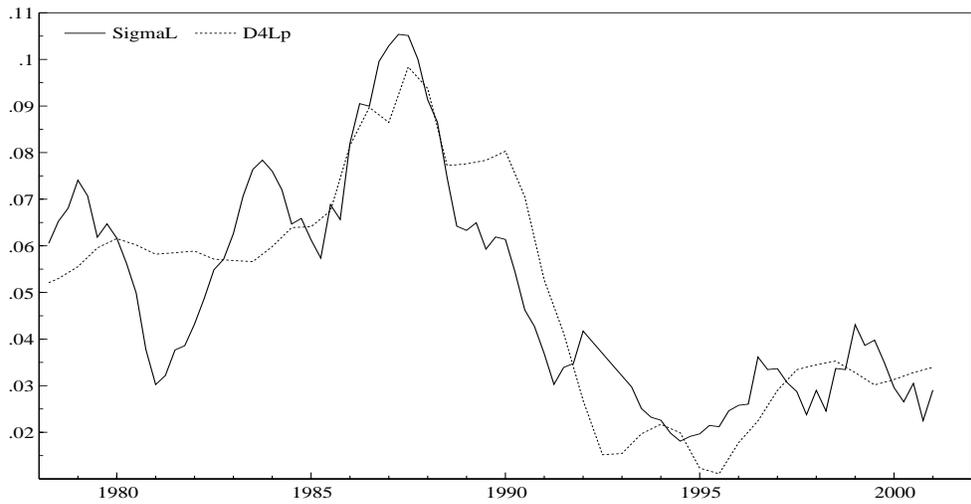
<sup>4</sup> 貸出残高の前年比は、業種別貸出金の合計値より算出。 $\sigma^L$ 同様に1993年度の前年比は1992Q1と1993Q2の前年比を線形補完することによって求めた。 $\Delta_4Lp$ は、「市街地価格指数・6大都市・商業地」(日本不動産研究所)による。Q2、Q4の値は、前後の四半期の前年比を線形補完した。 $\Delta_4y_t$ は1980Q4まで68SNAベースより算出し、それ以降は93SNAベースで求めた。

図 1: 資金再配分指標 (1)

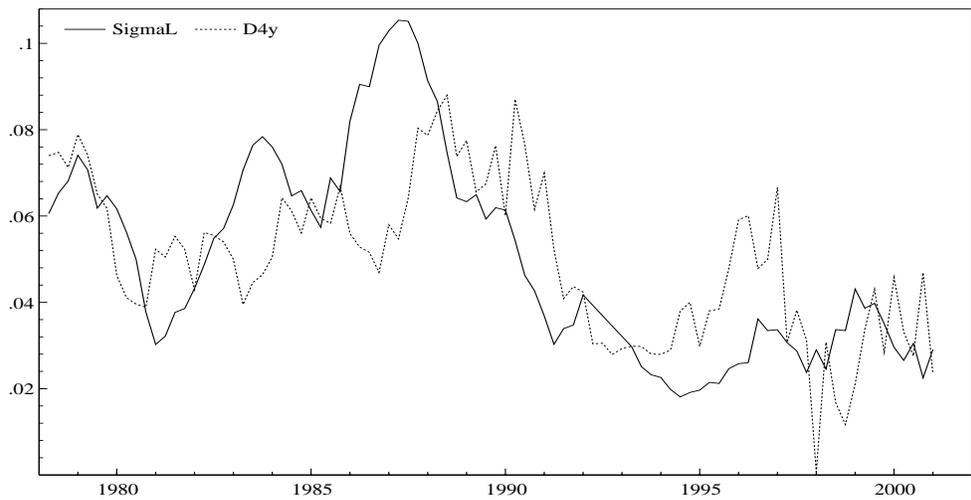
(1) 資金再配分指標 (SigmaL) と  
貸出前年比 (D4L)



(2) 資金再配分指標 (SigmaL) と  
地価前年比 (D4Lp)



(3) 資金再配分指標 (SigmaL) と  
実質 GDP 前年比 (D4y)



(注) 貸出、地価、実質 GDP の前年比はそれぞれ資金再配分指標の平均、分散と一致するように調整。

ブル関連の融資として後に禍根を残す部門にまで貸出を増やしたといった側面もあろう。ただし、80年代前半を含めても、81年の一時的な落込みを除いて活発な資金の部門間移動がなされていた。90年代に入ると、地価は下落に向かい、貸出の伸び率は低下したのみならず、資金再配分指標も低下した。また、成長率も低下した。

98年以降は、貸出がさらに減少する一方で、資金再配分指標は若干持ち直し気味に推移している。貸出の一層の減少は、破綻銀行に関わる貸出金の償却や国有化銀行の債権譲渡のためである。こうした不良債権の最終処理は、建設、不動産、卸小売、その他金融といった業種に集中しているため、それらの業種向けとその他の業種向けの貸出の変化率にはばらつきが高まる。この結果、貸出が減少する一方で、資金再配分指標は若干持ち直したものと考えられる。

なお、80年代に活発な部門間資金移動がなされた後、90年代に沈滞化したという傾向は、(1)式で求めた資金再配分指標に、以下のような修正を加えても変わらなかった(図2)。

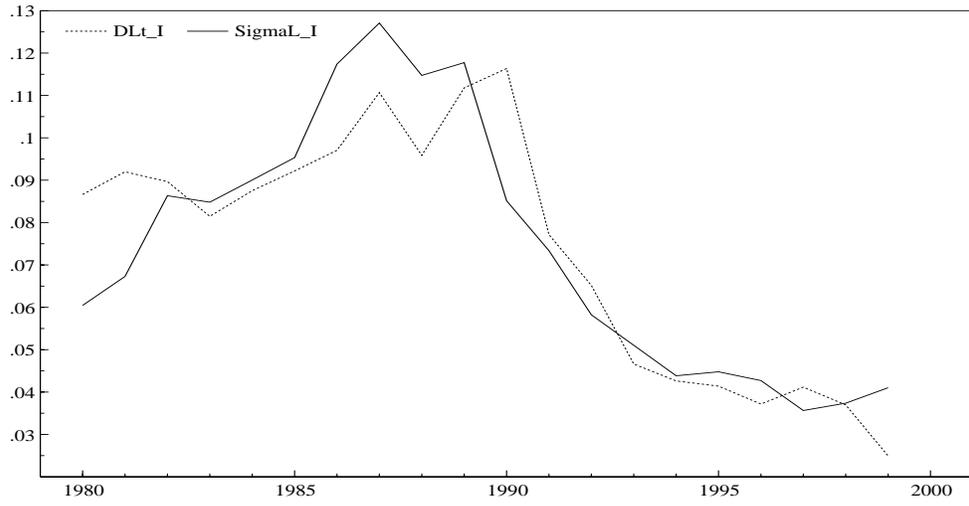
- 「業種間・規模間」の資金移動(上段パネル): (1)式では「部門間」の資金移動を、「業種間」のそれと置き換えて計算しているが、本来ならば効率的な企業から非効率的な企業への資金移動と、「企業間」(さらに細かくいえば「プロジェクト間」)でとらえるべきものである。残念ながら、中小企業まで含めた広いカバレッジの企業個票データは存在しないため、ここでは「法人年報」(財務省)を出来るだけ細かく分解して、「業種間・規模間」の資金移動を計算した。37業種をそれぞれ7つの資本金分類<sup>5</sup>で規模別に分割したので、259セグメント間の資金移動を計算したことになる。
- 直接金融も含めた資金移動(中段パネル): (1)式では、資金移動を貸出をベースに計算している。80年代後半にみられた金融自由化の結果、大企業を中心に社債や増資など直接金融で資金調達を行うようになったため、(1)式のように貸出をベースにした指標では、部門間の資金移動を正確にとらえられなくなっているかもしれない。因みに、「資金循環統計」(日本銀行)でみると、2001年3月末で、民間非金融法人企業は450兆円の借入に対して、株式を318兆円発行し、株式以外の証券を83兆円発行しており、直接金融による資金調達もかなりの額にのぼっている。そこで法人年報を元に、銀行借入のみならず、社債や増資も含めた広義の資金調達(銀行借入+支払手形+その他の流動負債+社債+資本金)で、資金移動の活発度を計算した<sup>6</sup>。なお、上段パネルと同じく、資金移動は「業種間・規模間」でとらえている。

<sup>5</sup>資本金が、「200万円未満」、「200万円以上・500万円未満」、「500万円以上・1,000万円未満」、「1,000万円以上・5,000万円未満」、「5,000万円以上・1億円未満」、「1億円以上・10億円未満」、「10億円以上」の7分類。なお、銀行借入は短期借入金と長期借入金の合計として求めた。

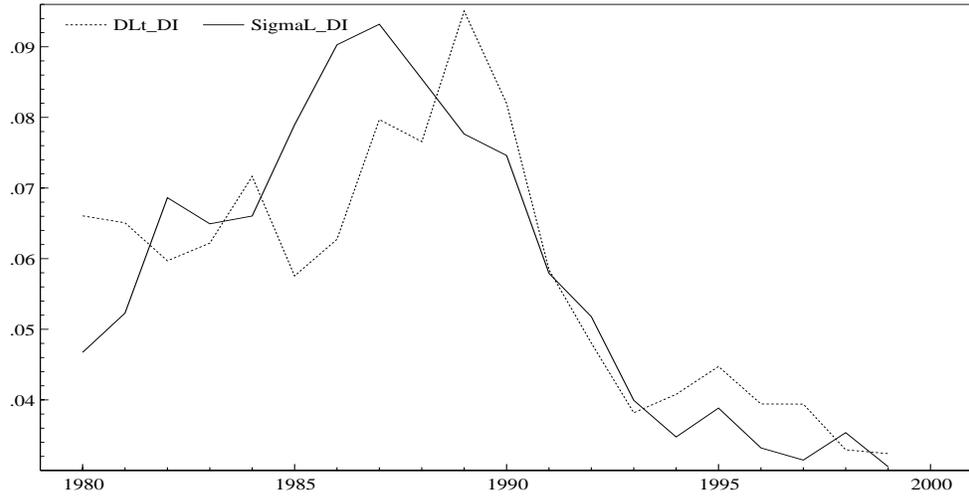
<sup>6</sup>直接金融を含めたベースでの資金再配分指標の動向が、間接金融ベースでみたそれと概ね同じ動きであるということは、直接金融の発展によっても、部門間資金移動の停滞を補うまでには至らなかったということになる。これは、中小企業を中心に、実質的にみて日本は間接金融への依存度がなお高いことを示している。

図 2: 資金再配分指標 (2)

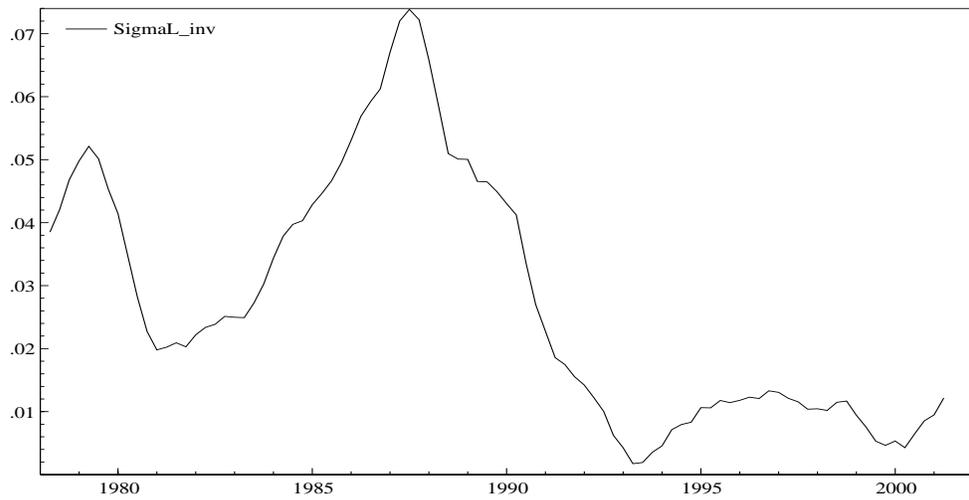
(1) 「業種別・規模別」でみた資金再配分指標 (SigmaL\_I) と貸出前年比 (DLt\_I)



(2) 直接金融も含めたベースの資金再配分指標 (SigmaL\_DI) と資金調達前年比 (DLt\_DI)



(3) グロスベース (新規貸出) でみた資金再配分指標 (SigmaL\_inv)



(注) 貸出と資金調達の前年比は該当の資金再配分指標の平均、分散と一致するように調整。

- グロスベースでみた資金移動（下段パネル）：(1)式では資金の移動を貸出残高の変化というネットベースでみている。この場合、たまたま新規貸出と同額の償還が同じ業種でなされたときに、実際には新規貸出という形で資金移動が occurring しても、貸出残高には変化がみられないため、資金再配分が occurring していないことになってしまう。こういうケースを考えると、貸出残高の変化というネットベースの指標の代わりに新規貸出というグロスベースで資金移動をとらえた方がよいかもしい。そこで、データ（「業種別貸出金」）の制約上、貸出のうち設備資金のみ、しかも業種分類は7業種という粗い分類となるが、新規貸出をベースに資金再配分指標を計算した。なお、この場合、(1)式は以下のように置き換えられる。

$$\sigma_t^L = \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{l_{it}}{L_t} \right) \left( \frac{\sum_{k=0}^3 \tilde{l}_{i,t-k}}{l_{i,t-4}} - \frac{\sum_{k=0}^3 \tilde{L}_{t-k}}{L_{t-4}} \right)^2 \right]^{1/2},$$

ただし、 $\tilde{l}_{it}$ 、 $\tilde{L}_t$  は、 $t$  期における  $i$  産業および経済全体の新規貸出額である。

## 2.2 地価、貸出残高、実質 GDP との関係

90年代に何故部門間の資金移動が沈滞したのかについて調べる前に、資金再配分指標が貸出残高とどのような関係にあり、どの程度実体経済に影響を及ぼしたのかを簡単なVAR (Vector Auto-Regression、多変量自己回帰) モデルで確認しよう。小川・北坂 (1998) 等の一連の先行研究では、80年代から90年代にかけての貸出は、地価によって大きな影響を受けていることが明らかになっている。そこで、本節では、地価もVARに加えて、地価前年比 ( $\Delta_4 Lp$ )、貸出前年比 ( $\Delta_4 L_t$ )、資金再配分指標 ( $\ln \sigma_t^L$ )、実質GDP前年比 ( $\Delta_4 y_t$ ) の4変数からなるVARを計測した<sup>7</sup>。計測期間は1978Q2から2001Q1、ラグ次数はAICに基づき4期を選択した。VARを用いたのは、これらの変数間の構造的な関係に関して、特にこれといった先見的な知識がない以上、出来るだけ制約条件の緩い形で、変数間の関係をとらえた方が望ましいと考えたからである。

まず変数の相互関係に大まかなあたりをつけるために、2変数間のGranger Causalityをみると(表1)、地価は、貸出、資金再配分指標、実質GDPに対して、Grangerの意味で因果性をもっている。また、貸出は、資金再配分指標と実質GDPに対して因果性もち、資金再配分指標は実質GDPに対してのみ因果性をもっている。実質GDPから貸出へフィードバックの力が働いているものの、以上の結果より、地価、貸出、資金再配分、実質GDPの順に先行性があるように見える。そこでVARでは、変数間の順序付けを、 $\Delta_4 Lp$ 、 $\Delta_4 L_t$ 、 $\ln \sigma_t^L$ 、 $\Delta_4 y_t$ の順とした。ただし、いくつか異なる順序付けで計測してみても、得られた結果に大きな相違はなかった。

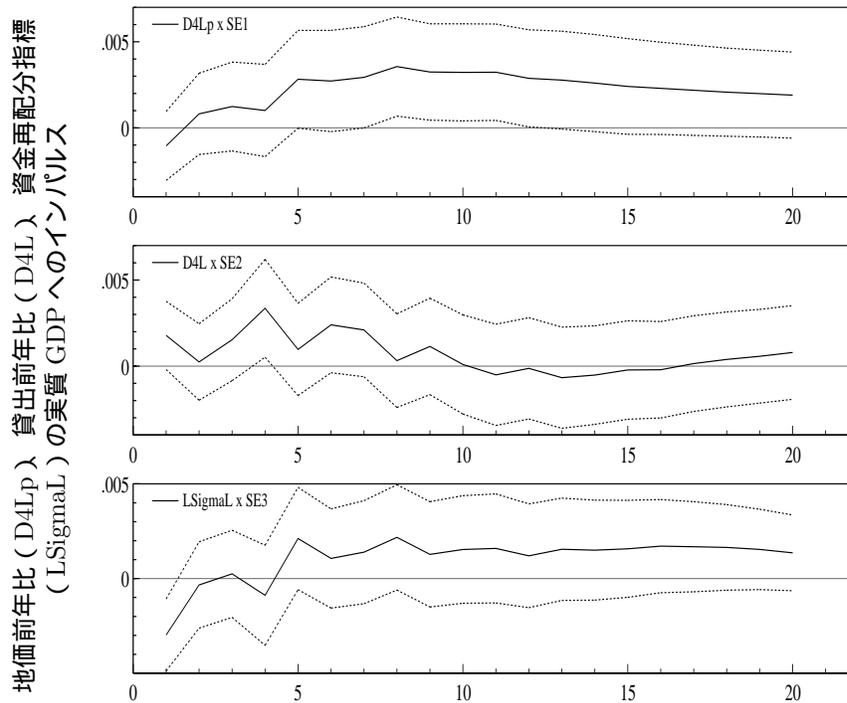
<sup>7</sup>本来負の値をとりえない $\sigma^L$ に非負制約を加えるため、 $\sigma^L$ を対数変換した。

表 1: 2 変数 Granger Causality Tests

$Y \backslash X$	$\Delta_4 Lp$	$\Delta_4 L$	$\ln \sigma^L$	$\Delta_4 y$
$\Delta_4 Lp$	...	0.44 (0.781)	2.06 (0.094)	0.89 (0.476)
$\Delta_4 L$	3.32* (0.014)	...	0.70 (0.592)	2.81* (0.031)
$\ln \sigma^L$	4.55** (0.002)	2.51* (0.048)	...	1.56 (0.193)
$\Delta_4 y$	3.76** (0.007)	2.98* (0.024)	3.95** (0.006)	...

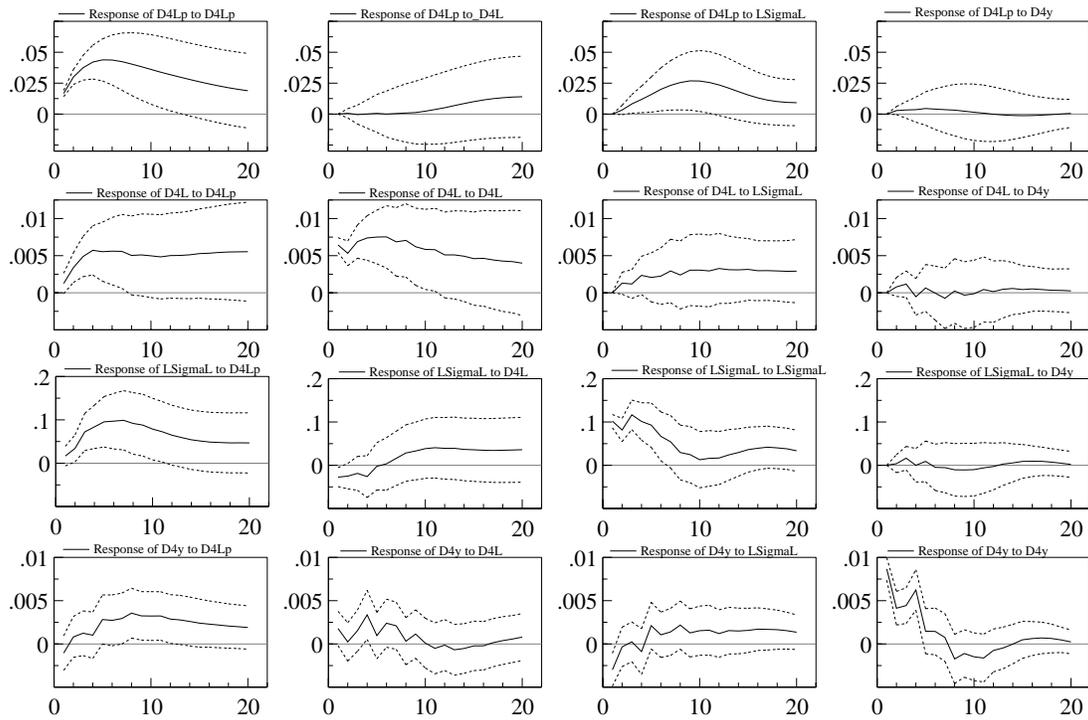
- (注 1)  $Y$  は被説明変数、 $X$  は説明変数 (ラグは 4 期) を表わす。  
 (注 2) 括弧内は p 値。  
 (注 3) \*\*は 1%水準、\*は 5%水準でそれぞれ有意であることを示す。

図 3: 実質 GDP のインパルス反応関数



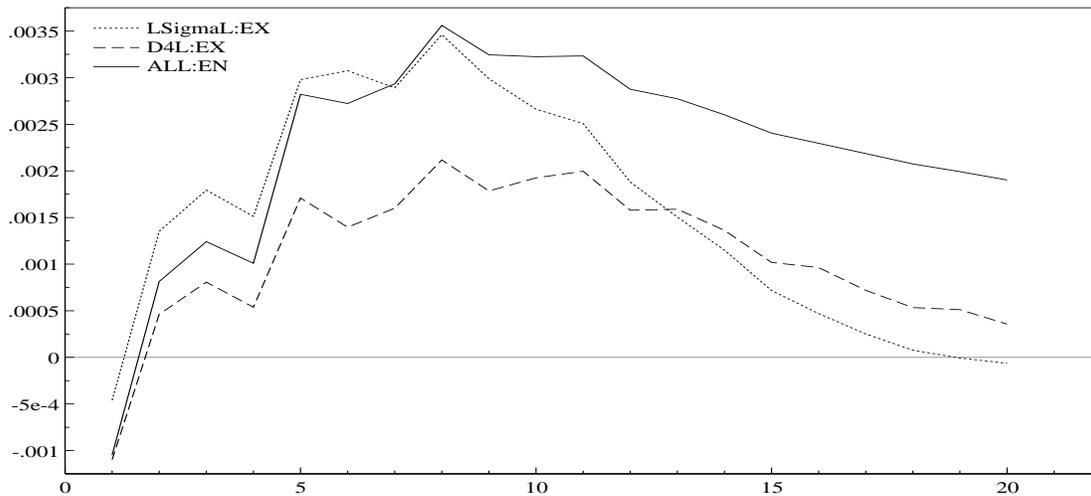
- (注) パネルの点線は  $\pm 2$  Standard Error を表わす。

図 4: インパルス反応関数



(注) 点線は  $\pm 2$ Standard Error を表わす。

図 5: 地価前年比から実質 GDP へのインパルス反応関数



(注)「ALL:EN」は全変数を内生化した場合、「D4L:EX」は貸出前年比を外生化した場合、「LSigmaL:EX」は  $\ln \sigma^L$  を外生化した場合をそれぞれ表わす。

各変数にショックを与えたときの、実質成長率のレスポンス関数をみると（図3、全変数のインパルス・レスポンスの結果は図4を参照。図3のインパルス・レスポンスは図4の最下段の左側3つのパネルに相当する）、地価（上段パネル）、貸出（中段パネル）、資金再配分（下段パネル）のそれぞれに与えたショックが、実質 GDP に対して正の影響を与えている。なお、貸出のインパルスが8期ほどでほぼゼロになるのに対し、地価、資金再配分のインパルスはより長く影響を及ぼしている。

なお、本題からはややそれるが、地価下落がどのような波及経路を経て実質 GDP に影響を与えたのかをみると、「地価の下落 → 貸出の減速もしくは減少 → 実質成長率の低迷」といった貸出を経由したメカニズムの他に、「地価の下落 → 資金再配分指標の低下 → 実質成長率の低迷」という資金再配分を通じたメカニズムも働いていることが確認できる。というのも、上記の VAR で、貸出もしくは資金再配分を外生変数として取り扱って、地価の実質成長率に対するインパルス・レスポンスを計測すると、貸出を外生にしても、資金再配分を外生にしても、地価に与えたショックの実質 GDP に対する影響は小さくなっているからである（図5）。これらの変数を外生変数として取り扱うと、インパルス・レスポンスの計測上、地価から貸出もしくは資金再配分を通じた波及経路は、いわば「遮断」される。従って、全ての変数を内生化したケースのインパルス・レスポンスと貸出もしくは資金再配分を外生化したケースのインパルス・レスポンスを比較して、前者が後者を下回れば、地価からそれらの変数を通じて実質成長率に影響を及ぼしていることとなる。

実質 GDP の予測誤差に対する分散分解の結果をみても、地価、貸出、資金再配分のそれぞれが実質 GDP に対して大きな影響を及ぼしていることがわかる（表2）。特に20期

表 2: 実質 GDP の分散分解

Period	S.E.	$\Delta_4 L_p$	$\Delta_4 L$	$\sigma^L$	$\Delta_4 y$
4	0.0121	2.4	9.3	5.4	82.9
8	0.0142	16.4	11.3	8.9	63.5
12	0.0157	26.4	9.7	9.8	54.0
16	0.0166	31.0	8.9	11.7	48.4
20	0.0173	33.1	8.5	13.4	45.0

表 3: 実質 GDP のヒストリカル分解

90Q1-2001Q1			
		90Q1-94Q4	95Q1-01Q1
(A) 実質成長率の実績値	1.7%	2.1%	1.3%
(B) VAR による予測	3.4%	4.0%	2.9%
(A)-(B)	-1.7%	-1.9%	-1.6%
(A)-(B) の要因分解			
地価ショックの寄与	-0.9%	-1.1%	-0.8%
貸出ショックの寄与	-0.4%	-0.3%	-0.5%
資金再配分ショックの寄与	-0.5%	-0.6%	-0.4%
GDP ショックの寄与	0.1%	0.1%	0.1%

先においては、資金再配分の影響が 13.4%と、貸出の影響（8.5%）に比し大きく、インパルス・レスポンスでみたように資金再配分がより中長期的に成長率に影響を与えていることを裏付けている。また、20 期先の地価の影響は 33.1%と他の 2 変数に比しても大きいですが、先の分析結果からして、このうちかなりの部分が貸出や資金再配分を経由して、実質 GDP に影響を及ぼしていると思われる。

試みに、この VAR をバブルのピークにあたる 1989Q4 までで計測し、90 年代以降の実質成長率を予測させてみると、1990Q1 から 2001Q1 の平均で 3%台半ばの成長という予測になる（表 3）。これと実際の成長率、1.7%との差を各変数のショックで分解すると（ヒストリカル分解）、まず GDP のショックは 0.1%の押し上げ寄与となっている。これは金融緩和や政府経済対策といった、この VAR ではモデル化されていない要素が寄与しているためと思われる。これに対して、地価、貸出、資金再配分は、大きく成長率を押し下げたことがわかる。資金再配分ショックは、とりわけ 90 年代の前半に、経済成長を大きく下押ししている。90 年代の後半になると、貸出ショックの下押し寄与がむしろ大きくなる一方で、資金再配分ショックの下押し寄与は小さくなっている。これは、上でみたよう

に、破綻銀行や国有化銀行の不良債権の最終処理により、資金再配分指標が上昇したためである。

### 3 90年代に何故部門間の資金移動は沈滞したのか

前節では、90年代では資金再配分指標でみた部門間資金移動の沈滞が、地価の下落や貸出の減少と並んで、実質成長率を押し下げていることをみた。問題は、90年代に何故、資金移動が沈滞したのかである。前述の通り、資金再配分指標の低下の幾許かは、地価の下落によってもたらされた。しかし、ヒストリカル分解で明らかになったように、地価の下落によらない資金再配分指標自身の下落（資金再配分ショックとして表示）も90年代の前半を中心にGDPをかなり押し下げている。

資金再配分指標の低下が、部門間ショックの減少を表わしているのか、金融仲介機能の低下を表わしているのかによって、以下の2通りの解釈が可能である。すなわち、

- 仮に、90年代に部門間ショックが減少したことが、資金再配分指標の低下を招いたとすれば、90年代の日本経済の低迷は、部門間に加わるショックの減少によるところが大きいということになる。これは「経済に加わる（実物的な）ショックが、経済の変動を招いている」という意味において、リアル・ビジネス・サイクル的な解釈といえよう<sup>8</sup>。
- 仮に、金融仲介機能の低下が90年代の資金再配分指標の低下を招いたとすれば、90年代の日本経済の低迷には、金融仲介機能の低下が少なからぬ影響を及ぼしたことになる。これは貸出の役割（ただし、マクロの貸出残高のみならず、貸出の部門間での再配分も含めた広い意味で）を強調するクレジット・パラダイムに即した見方といえよう（Bernanke and Gertler (1995)）。

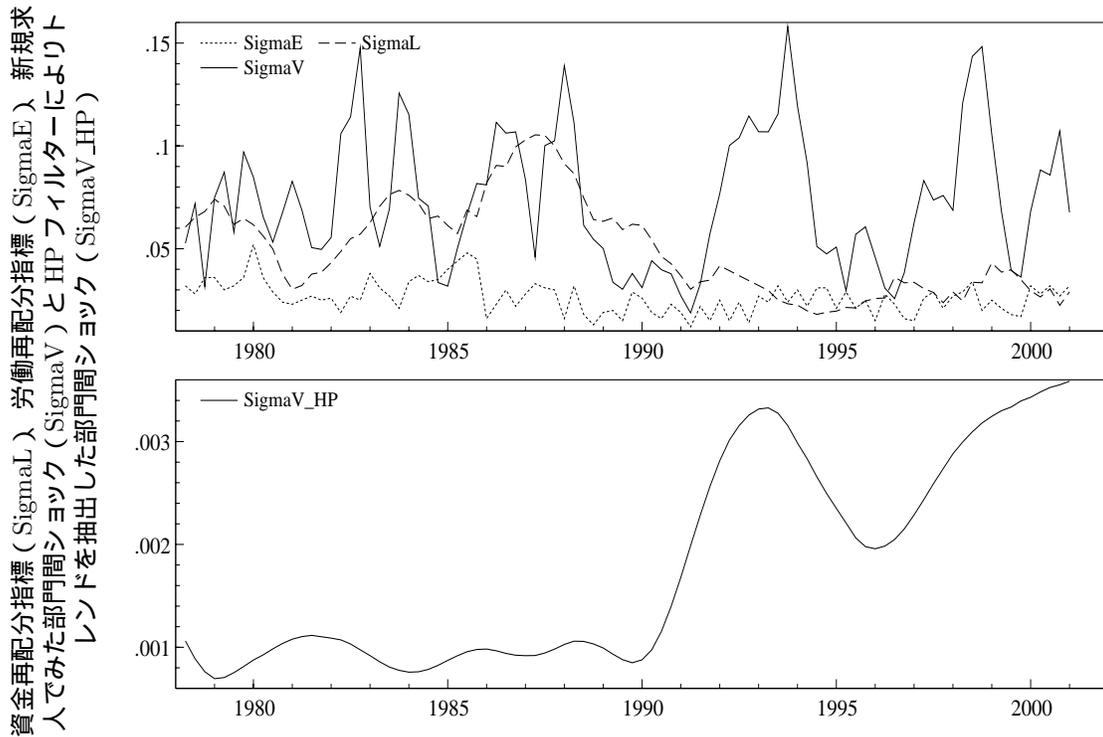
以下、本節では、両者のうち、どちらかというと後者（金融仲介機能の低下）の要素が大きいのではないかという点を、(a) 新規求人でみた部門間ショックの動向、(b) 短観の貸出態度判断DIの内訳、(c) 各行別にみた健全性指標と資金再配分指標の関係をみることによって明らかにしたい。

#### 3.1 新規求人でみた部門間ショック

資金再配分指標（ $\sigma^L$ ）、労働再配分指標（ $\sigma^E$ ）とも、どれだけ実際に資金なり労働なりが、部門間を移動したかという、いわば「事後的」な指標であり、既に論じた通り、これ

<sup>8</sup>因みに、本稿の資金再配分指標と同様の式で計算される Lilien (1982) の労働の部門間移動指標も、部門間のショックを表わす指標として、リアル・ビジネス・サイクルの観点から評価されている（吉川 (2000)、pp.107-110）。

図 6: 新規求人してみた部門間ショック



(注) HP filter による部門間ショックは前田・肥後・西崎 (2001) による。

らでは、どれだけのショックが部門間に加わっているのかについて必ずしも明らかではない。例えば、不良債権問題や硬直的な雇用システムのために、資金、労働の再配分が妨げられていれば、仮に部門間にショックが加わっていても、実際に観察される  $\sigma^L$ 、 $\sigma^E$  には、変化がみられないことになる。この問題を回避するためには、各産業がどれだけ生産要素を欲していたのかをみればよい。ここでは上記の貸出残高、雇用者数を新規求人に入替えた指標で、部門間のショックをみよう。

$$\sigma_t^V = \left[ \sum_{i=1}^N \left( \frac{v_{it}}{V_t} \right) (\Delta_4 v_{it} - \Delta_4 V_t)^2 \right]^{1/2}, \quad (2)$$

ただし、 $V_t$  は  $t$  期の経済全体での新規求人数、 $v_{it}$  は  $t$  期の  $i$  産業での新規求人数である。

こうして計算された  $\sigma^V$  をみると (図 6、上段パネル)<sup>9</sup>、90 年代も 80 年代同様に大きな部門間ショックが加わっていたことがわかる。すなわち、 $\sigma^V$  は、製造業が求人を減らす

<sup>9</sup> $\sigma^V$  は、「職業安定統計」(9 部門)をもとに計算。また、 $\sigma^E$  は、「労働力調査」の雇用者数 (10 部門)をもとに計算した。同調査は、1985 年に「プラスチック」を「その他製造業」から「化学」に移管した。1985 年の値は、当該業種の前年比を 1984Q4 と 1986Q1 の値で線形補完することによって、断層を修正した。本来は、 $\sigma^L$  は、 $\sigma^E$ 、 $\sigma^V$  と同じ部門分類で計算しなければ厳密な比較にはならないが、本稿では  $\sigma^L$  の動きを仔細にみることに重点がおかれているため、敢えて 9 部門という粗い分類にはベースを合わせなかった。

一方、その他のセクター（金融＜80年代＞、建設、サービス）が求人を増やすという形で、80年代、90年代ともに、高い部門間のばらつきを示している<sup>10</sup>。また、 $\sigma^V$  はかなり景気循環的な動きを示しているため、藤田（1998）に倣い、前年比の代わりに、新規求人の水準に Hodrick-Prescott Filter を用いてトレンド成分を抽出すると、90年代の方が80年代よりも部門間ショックに晒されていたことになる（同図、下段パネル）。

こうして求めた部門間ショックは、業種分類が粗いということのほか、職業安定所を通さない求人動向を反映できないとか、労働集約的な産業に加わったショックの方が大きく出てしまうという限界はある。しかし、これらは、東アジアをはじめとした新興国が飛躍的な発展をとげ、それらの国や米国を中心に IT 革命がおこった90年代に、日本にも80年代同様もしくはそれ以上に部門間ショックが加わったことを支持するものである。すなわち、90年代にみられた資金再配分指標の低下は、部門間ショックの減少というよりも金融仲介機能の低下による可能性が高いこととなる。

### 3.2 短観でみた金融仲介機能の低下

金融仲介の機能度の低下は、短観の貸出態度判断 DI の内訳をみても確認できる。図7の右側のパネルは、横軸に金融機関の貸出態度が「厳しい」と応えた先の割合、縦軸に「緩い」と応えた先の割合をとっている。通常、金融引締期には図の南東方向、緩和期には北西方向に動くものと考えられる。これは、引締期には「厳しい」と応える先が増えると同時に「緩い」と応える先が減り、緩和期にはその逆の動きをするからである。

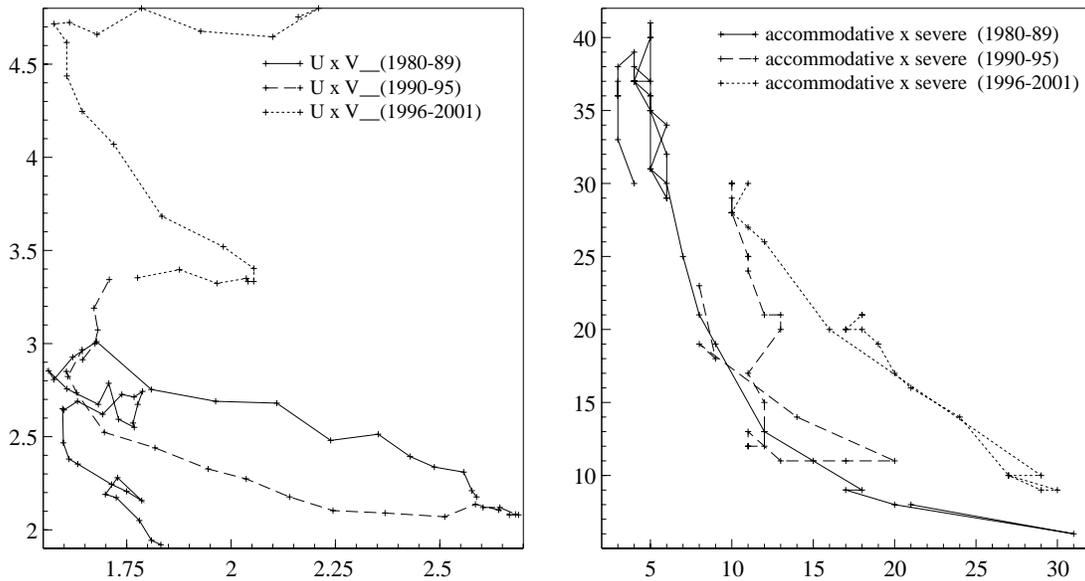
一方、何らかの理由で金融仲介機能が低下すると、金融緩和局面で「緩い」と応える先が増えても「厳しい」と応える先がなかなか減らないため、曲線は図の北方向にシフトすると考えられる。例えば、「貸し渋り」を受けて「厳しい」と応えていた先にすれば、金融緩和局面でも「厳しい」と応え続けるであろう。また、衰退産業に属する業績不芳先で、資金繰りがタイトなため「厳しい」と応えていた先が、取敢えず「追い貸し」によって倒産を免れれば、市場から退出せず、「厳しい」と応え続けるかもしれない（「追い貸し」の程度にもよるが、そもそも業績が悪ければ、当面の資金繰りに取敢えずの目途をたてても、早晚資金繰りにつまるところのため、「緩い」とは応えないかもしれない）。

実際に、同図をみると、90年代の前半には、北方向に大きくシフトし、その後もシフトしたままの状態、南東、北西方向に行き来している（南東方向への動きは、97年末からの金融危機で「貸し剥がし」の動きが広がったことに対応している。その後、資本注入等で危機を脱すると北西方面に戻っている）。これは、90年代の前半に資金再配分指標が低下し、その後も回復していないという図1の動きと平仄がとれている<sup>11</sup>。

<sup>10</sup>90年代前半の  $\sigma^V$  は、折からの経済対策の効果もあり、建設業の求人増で嵩上げされている。ただし、だからといって建設業に、leading industry としてもっと資金を集中すべきであったかといわれると、疑問をもたざるを得ない。この点、もう少し部門分割を細かくし、製造業やサービス業内での動きを補足する必要がある。

<sup>11</sup>因みに、同様のことを労働市場でみると、よく知られている通り、同図左側のパネルのベバレッジ曲線

図 7: 労働・金融市場の機能度の低下



(注) 左側のパネルの縦軸は失業率、横軸は欠員率。右側のパネルの縦軸は、「全国短観(全規模)」の金融機関・貸出判断で「緩い」と応えた先の割合、横軸は「厳しい」と応えた先の割合。

### 3.3 銀行健全性指標との関係

最後に、各行別の健全性指標と、その銀行による資金再配分の活発度との関係を調べよう。仮に健全性が低い銀行ほど、貸出を通じた資金再配分活動が不活発であるという関係が検出されれば、不良債権問題に端を発した銀行の健全性の低下が、資金再配分の沈滞を招いたことになる。また、個別行の健全性指標は、部門間ショックの多寡と独立と考えられるので(部門間ショックのばらつきが大きい銀行ほど健全性が高いとは考えにくい)、健全性指標と資金再配分指標の間に関係があれば、90年代の部門間資金移動の沈滞は、金融仲介機能の低下によるという仮説をサポートすることになる。

こうした問題意識のもと、各行別にみた健全性指標と資金再配分指標のパネルデータを用い、下記のような関係を計測した。

$$\sigma_{jt}^L = \alpha X_{j,t-1} + d_t + \eta_j + \nu_{jt}. \quad (3)$$

は90年代に北東方向にシフトしており、労働市場も90年代にその機能度が低下していることを示している。

図 8: 都長銀平均の資金再配分指標



(注 1) 貸出前年比は資金再配分指標の平均、分散と一致するように調整。

(注 2) 貸出は対象行の合計。また、資金再配分指標の各行の  $\sigma_{jt}^L$  の単純平均。

ここで  $X_{jt}$  は銀行  $j$  の時点  $t$  の健全性指標を、 $d_t$  は時間ダミーを、 $\eta_j$  は個別行ダミーを、 $\nu_{jt}$  は誤差項を表わす。まず、Aoki and Patrick (1994) でメインバンク機能を果たしたとされた都市銀行と長期信用銀行の 14 行（計測期間中に合併や破綻・国有化によって消滅したサンプルを含む）を対象に、日経 Quest から得た各行別の業種別貸出（6 業種分類）データより資金再配分指標を計算した<sup>12</sup>。業種分類が粗いという問題はあるが、集計された資金再配分指標は 90 年代にかけて大きく低下するなど、図 1、2 で確認された特徴を備えており、取敢えずの分析に耐えるとみられる（図 8）。また、健全性指標としては、小田 (1998)、深尾 (2000) で有用性が確認された、オプション理論をもとに各行別の株価とバランスシートから求めた債務超過確率（Default）を用いた。この他、Moody's 社による格付けを Aaa から Baa3 までダミー処理したのも計測に用いた。また、参考のため、同じ説明変数を用いて、資金再配分指標の代わりに貸出の前年比を回帰してみた。

計測結果をみると、まず債務超過確率は有意に負に効いている（表 4、(1) 列）。すなわち、自己資本が毀損するなどによって債務超過確率が高まった先ほど、資金再配分活動が不活発になるということである。また、格付けダミーにかかる係数をみると、良い格付けの先ほど係数が大きい（同表、(2) 列）。従って、信用リスクの高い（＝格付けが低い）先ほど資金再配分を手控えるようになるということであり、上記の債務超過確率の計測結果と整合的である。なお、貸出についても、同様の関係がみてとれ、債務超過確率や格付けによって健全性が損なわれたと思われる先ほど、貸出を絞る関係がみてとれる（同表、(3)-(4) 列）。以上の計測結果からすると、90 年代にみられた貸出を通じた部門間資金移動の沈滞は、銀行の健全性の低下が金融仲介機能の低下を招いたことによるとみられる。

<sup>12</sup> 該当の銀行で合併がおこった年度の資金再配分指標は、その前後の年度の値を線形補完することによって求めた。

表 4: 健全性指標によるパネル回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	$\ln \sigma_{jt}^L$	$\ln \sigma_{jt}^L$	$\Delta L_{jt}$	$\Delta L_{jt}$
銀行数	14	14	14	14
サンプル数	131	119	131	119
R <sup>2</sup>	0.27	0.43	0.11	0.43
Default(-1)	-2.53 (2.41)		-0.77 (2.10)	
Aaa(-1)		1.35 (2.10)		0.10 (0.95)
Aa1(-1)		1.41 (2.08)		0.01 (0.05)
Aa2(-1)		1.30 (2.04)		0.01 (0.09)
Aa3(-1)		0.83 (1.36)		-0.07 (0.67)
A1(-1)		0.51 (0.84)		-0.12 (1.13)
A2(-1)		0.53 (0.88)		-0.15 (1.49)
A3(-1)		0.56 (0.95)		-0.15 (1.50)
Baa1(-1)		0.41 (0.71)		-0.16 (1.67)
Baa3(-1)		0.38 (1.14)		-0.15 (2.65)
T1991	0.26 (1.90)	-0.24 (1.28)	0.06 (1.25)	-0.06 (1.89)
T1992	-0.06 (0.44)	-0.17 (1.15)	-0.05 (0.99)	-0.05 (1.85)
T1993	-0.15 (1.08)	-0.20 (1.44)	-0.02 (0.32)	-0.03 (1.24)
T1994	-0.76 (5.35)	-0.46 (3.80)	-0.08 (1.68)	-0.02 (0.78)
T1995	-0.17 (1.14)	0.18 (1.48)	-0.08 (1.60)	-0.002 (0.09)
T1996	-0.27 (1.83)	-0.001 (0.004)	-0.06 (1.14)	0.04 (1.75)
T1997	-0.06 (0.42)	0.18 (1.34)	-0.09 (1.70)	-0.01 (0.29)
T1998	0.41 (1.97)	0.22 (1.58)	0.06 (0.82)	0.02 (0.81)
T1999	0.40 (2.09)	0.41 (2.24)	0.02 (0.32)	0.03 (0.88)

(注)

1. 計測期間は 1990 年度から 1999 年度。Baa2 ( Baa2 の格付けダミー ) と T1990 ( 1990 年度の時間ダミー ) を係数 0 に基準化した。
2. 括弧内は t 値の絶対値。
3. Unbalanced panel を Within Group Estimation により推計。推計に当っては、*DPD for Ox* ( Doornik, Arellano, and Bond (1999) ) を用いた。

## 4 おわりに

本稿では、部門間の資金移動の活発度を貸出伸び率の分散で表わす資金再配分指標を作成し、その実体経済との関係を調べた。この結果、貸出を通じた部門間の資金移動は90年代に大きく沈滞し、地価の下落、貸出の減少と並んで、実質成長率を下押ししたことがわかった。また、90年代の資金移動の沈滞は、部門間ショックの減少というよりも、金融仲介機能の低下を反映しており、資金がより効率的なセクターに再配分されなかったことをみた。

資金再配分指標が貸出残高の変動に加えて、実質 GDP の下押しに寄与したことは、「部門間のばらつきの情報を無視し得ない」すなわち「集計された貸出を、あたかも一つの代表的な経済主体の活動の結果とはとらえられない」ことを示している<sup>13</sup>。これは aggregation problem といわれる問題であり、ある意味、ほとんど全てのマクロ変数についてまわる問題といえなくもない。そもそも Lilien (1982) は、雇用の aggregation problem を指摘したと解釈できるし、早川・吉田 (2001) は物価指数に関して、Stoker (1986) は消費関数について、それぞれ aggregation problem を論じている。

本稿の分析からすると、90年代に金融仲介機能が低下したのは、不良債権問題の深刻化等により銀行の健全性が低下したことによるとみられる。不良債権問題が実体経済に影響を与える経路としては、「追い貸し」や「貸し渋り」を通じるものがあげられている(関根・種村・才田 (2001))。両者とも、より効率的なセクターへの資金移動を妨げる効果をもち、金融仲介機能の低下として資金再配分指標を押し下げる。

かつてシュンペーターは、「信用供与によってこそ、企業家 (entrepreneur) は、自分の必要な生産要素を既存の用途から獲得し、経済を新しい軌道に乗せることができる」(Schumpeter (1949)、p.106) と述べ、「こうした信用供与によってのみ、完全均衡下の単なる景気循環から、経済成長 (economic development) なるものが生じうる」(同、p.107) と結論付けた。本稿の実証結果をこの立場から解釈すると、不良債権問題に伴う金融仲介機能の低下が、効率的な企業への信用供与を阻害し、日本経済の成長率を押し下げたと解釈できる。確かに、非効率な企業でも、「追い貸し」によって生き長らえれば、何らかの生産活動を続け、また自身の設備投資に加えて雇用者の消費といった形で需要を生み出すため、ごく短期的には、景気を下支えする。しかし、やや長い目でみると、非効率な資源配分を続ければ、日本経済の成長率は下押しされる。

以上、本稿の分析は貸出を通じた資金再配分の重要性を主張し、金融仲介機能の低下による部門間資金移動の沈滞が、90年代の低成長を説明する要因の一つであることを示した。もっとも、バブル期のように資金再配分が活発であっても、事後的にみれば必ずしも望ましくないプロジェクトに資金が流入したこともある。また、金融仲介機能低下の背景

<sup>13</sup>BOX では、簡単な数値例により、部門間ショックが加わる一方で金融仲介機能の低下の恐れがある場合、貸出を通じた経済への影響を把握するためには、貸出残高の変動に加えて資金再配分指標をみるべきであることを、簡単な数値例で確認している。

にある銀行健全性の毀損は、自己資本の不足のみならず、邦銀の経営スタイルや審査能力等によるものかもしれない。単に資本注入を行えば、問題が解決する訳ではないかもしれない。そもそも 90 年代の日本経済が抱える問題は、金融仲介機能の低下のみならず、硬直的な企業経営システムや非製造業を中心とした非効率性など幅広い問題が考えられる（前田・肥後・西崎（2001））。

今後の課題としては、まず、よりフォーマルな理論モデルの導出があげられよう。本稿の分析は、広い意味で貸出の経路を重視するクレジット・パラダイムの考え方に立脚する。しかし、部門間の資金移動と成長率の関係を明らかにした理論モデルは、筆者らの知る限りでは、まだ開発されていない。この点、内生的成長（endogenous growth）理論の枠組で、資金仲介機能を検討した秋山（1997）のモデルが、比較的本稿の立場に近いと考えられるが、彼のモデルでは部門間の資金移動を明示的には取り扱っていない。

また、理論モデルに整合的な構造形に基づく分析をはじめとした実証分析の蓄積も、今後の課題である。本稿の実証結果は、ごく簡易な VAR やパネル分析に基づいている。また、新規求人でみた部門間ショックや短観・貸出態度判断 DI の内訳は「状況証拠」に過ぎない。90 年代の金融仲介機能の低下が不良債権問題に由来するという点については、本稿の分析の他に、マイクロ・データを用いて、不良債権問題の発生が「追い貸し」、「貸し渋り」を惹起したという分析があるが（Tsuru（2001）、Sekine（1999））、なおコンセンサスには至っていない。不良債権問題にまつわる実証分析は、企業部門・金融部門にかかわらず、バランスシートを正確に把握することが難しいという困難な問題があるが、今後ともこうした地道な実証分析の積み重ねによって、その実体に迫ることが望まれる。

[BOX] マクロの貸出残高と資金再配分指標の関係：部門間ショックのある場合の数値例

クレジット・チャネルを通じた経済への影響を把握する際に、貸出残高の前年比に加えて、資金再配分指標をみるべきであるということをごく簡単な数値例で確認しよう。仮に、経済には産業が2つしかなく、一方が成長産業、他方が衰退産業だとし、両産業への前年の貸出残高は、それぞれ10億円で等しかったとする。このとき、今年の貸出残高の推移により、経済全体の貸出前年比( $\Delta_4 L_t$ )と資金再配分指標( $\sigma_t^L$ )は以下のような値をとる。

- 衰退産業から1億円の融資を回収し、成長産業に1億円貸出を増加させた場合(資金再配分がうまくいっているケース)、経済全体では貸出残高は変わっていないので、 $\Delta_4 L_t = 0\%$ 、また  $\sigma_t^L = 10\%$  となる。
- 衰退産業から本来回収すべき1億円を回収できず(「追い貸し」)、成長産業には本来追加融資すべき1億円を融資できなかった(「貸し渋り」)場合(資金再配分がうまくいっていないケース)、 $\Delta_4 L_t = 0\%$ 、 $\sigma_t^L = 0\%$  となる。

これら2つのケースでは、貸出残高の前年比は同じでも、資金再配分という観点からはまったく異なるインパクトが経済に加わることになる。このため、貸出残高の前年比だけを見ては、貸出を通じた経済への影響を正確に把握することは出来ない。

しかし、だからといって資金再配分指標だけをみていればよいという訳でもない。金融政策の変更等によって、マクロ全体に何らかのショックが加わったケースがそれに当る。例えば、

- 金融引締めにより、衰退産業、成長産業ともに1億円ずつ貸出が減少した場合、 $\Delta_4 L_t = -10\%$ 、また  $\sigma_t^L = 0\%$  となる。
- 金融緩和により、衰退産業、成長産業ともに1億円ずつ貸出が増加した場合、 $\Delta_4 L_t = 10\%$ 、また  $\sigma_t^L = 0\%$  となる。

これらのケースでは、資金再配分指標に変化はないが、貸出残高の前年比は正反対の値をとる。实体经济への影響という点では、資金再配分指標だけをみてみると、マクロ・ショックを見落とすことになる。不良債権問題との関連では、金融機関の破綻等により、経済全体でリスクに対する許容度が低下した結果、「貸し剥がし」が広範化するようなケースでは、一種のマクロ・ショックのような効果が及ぶことが考えられ、貸出前年比をみる必要が生じる。

因みに、不良債権を「最終処理」した場合は、以下の通りである。仮に、衰退産業の貸出のうち、1億円が不良債権化しており、これを最終処理したとしよう。また、ここでは「最終処理」の直接効果だけを考え、成長産業への貸出は変化しなかったと考える。

- 「最終処理」を行えば、衰退産業向けの貸出は1億円減少し、経済全体では、 $\Delta_4 L_t = -5\%$ 、また  $\sigma_t^L = 5\%$  となる。

これは、最終処理が、経済に正負双方のショックを与えることを表わしている。最終処理に伴い、倒産やリストラがおこれば、失業増や設備投資の減少という形で、経済に下押し圧力が働くことになる。一方、資金再配分という観点からは、より効率的なファイナンスがなされることにより、中長期的にみて経済にポジティブな効果をもたらす。

## 参考文献

- 秋山太郎 (1997): 「企業家、イノベーション、資本市場および経済変動: シュンペーター動学」、浅子和美・大瀧雅之(編)、『現代マクロ経済動学』、pp. 61–105. 東京大学出版会.
- 小川一夫・北坂真一 (1998): 『資産市場と景気変動』. 日本経済新聞社.
- 小田信之 (1998): 「オプション価格理論に基づく適性預金保険料率の推定」、『金融研究』、17(5)、127–165.
- 関根敏隆・種村知樹・才田友美 (2001): 「不良債権問題の経済学—理論と実証分析の展望」、日本銀行調査統計局、調・経分第 01-3 号.
- 早川英男・吉田知生 (2001): 「物価指数を巡る概念的諸問題—ミクロ経済学的検討」、日本銀行調査統計局 Working Paper 01-05.
- 深尾光洋・日本経済研究センター (2000): 『金融不況の実証分析』. 日本経済新聞社.
- 藤田茂 (1998): 「労働の再配分ショックと経済変動」、日本銀行調査統計局 Working Paper 98-8.
- 前田栄治・肥後雅博・西崎健司 (2001): 「わが国の「経済構造調整」についての一考察」、『日本銀行調査月報』、7月号、75–133.
- 吉川洋 (2000): 『現代マクロ経済学』. 創文社.
- AOKI, M., AND H. PATRICK (1994): *The Japanese Main Bank System—Its Relevance for Developing and Transforming Economies*. Oxford University Press, New York.
- BAYOUMI, T. (1999): “The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s,” IMF Working Paper, WP/99/13.
- BERNANKE, B. S., AND M. GERTLER (1995): “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27–48.
- DOORNIK, J. A., M. ARELLANO, AND S. BOND (1999): “Panel Data Estimation Using DPD for Ox,” available from <http://www.nuff.ox.ac.uk/users/doornik/>.
- LILIEN, D. M. (1982): “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment,” *Journal of Political Economy*, 90, 777–793.
- MORSINK, J., AND T. BAYOUMI (1999): “A Peek Inside the Black Box: The Monetary Transmission Mechanism in Japan,” IMF Working Paper, WP/99/137.

- OGAWA, K. (2000): “Monetary Policy, Credit, and Real Activity: Evidence from the Balance Sheet of Japanese Firms,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 14, 385–407.
- PRASAD, E. (1997): “Sectoral Shifts and Structural Change in the Japanese Economy: Evidence and Interpretation,” *Japan and the World Economy*, 9, 293–313.
- SCHUMPETER, J. A. (1949): *The Theory of Economic Development*. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, Translated by Redvers Opie.
- SEKINE, T. (1999): “Firm Investment and Balance-Sheet Problems in Japan,” IMF Working Paper, WP/99/111.
- STOKER, T. M. (1986): “Simple Tests of Distributional Effects on Macroeconomic Equations,” *Journal of Political Economy*, 94(4), 763–795.
- TSURU, K. (2001): “The Choice of Lending Patterns by Japanese Banks During the 1980s and 1990s: The Causes and Consequences of a Real Estate Lending Boom,” Bank of Japan IMES Discussion Paper, No. 2001-E-8.