

<論 説>

金融政策は各地域に異なった影響を与えるか？*

家 森 信 善

1. はじめに

日本銀行の政策理念が「物価の安定を図ることを通じて国民経済の健全な発展に資すること」と定められている（日本銀行法第2条）ように、中央銀行は一国の経済活動を安定化させるために金融政策を実施している。そして、政策目標がどの程度達成できているかは、通常、一国レベルでの物価指数や経済成長率によって判定されている¹。他方で、中央銀行の基本的な政策手段は貨幣供給量の調整あるいは短期金利の調節である。金融市場（特に金融政策が発動されるインターバンク市場）は全国で一つのマーケットを形成していると考えられるので、北海道におけるインターバンク金利や四国における貨幣供給量という概念は無意味で、金融政策の手段は全国で一つの値をとる。

もし、日本国内の各地域の経済構造が一様であるなら、金融政策の手段が全国一律的であるということはそれほど深刻な問題にはならない。また、政策評価を行う場合も、全国平均のインフレ率や経済成長率を使えば、支障がないと考えられる。しかし、地域の経済構造が相当に異なっている場合には、こういった単純な議論は成り立たない。その場合、A地域がインフレーションに苦しんでいる一方で、同じ時期に、B地域では高い失業率に苦しんでいるということがありうるのである。この様なケースの時、A地域の状況にあわせれば、金融引き締め政策を行うことが必要であるが、これはB地域の失業をより一層深刻化させる可能性が強い。言い換えれば、中央銀行は全国に画一的な効果を及ぼす政策手段しか持たないので、（各地域に必要とされる政策が異なる場合に、）政策ジレンマに直面することになるのである²。

ただし、理論的には、マクロ金融政策が地域に異なった効果を与えるということは疑いがないが、それがどの程度大きな問題なのかはこれまで議論されてこなかった。また、どの地域が優遇され、どの地域が冷遇されているのかも、当然ながら議論されていない。現在、わが国では、東京を中心とした大都市圏と、それ以外の地方圏との間での予算配分のあり方を見直そうという動きがある。その際、本稿で分析するような金融政策上の非対称性という視点も考慮されるべきであると考えられるが、これまでそうした観点からの議論はないのである³。

直感的にあって、マクロ経済政策の担い手や世論に大きな影響を与えるマスコミ関係者の多く

は東京に住んでいるので、彼らの生活実感の中で東京圏の景況は圧倒的なウエイトを占めていると考えられる。しかも、マクロ経済政策は全国平均の指数を見ながら行われているが、全国平均の指数は経済規模の大きな東京圏の動きを反映することになるはずである。すると、東京と同じような経済構造を持つ地域はいいが、そうでない地域では、金融政策が地域の経済にとって不安定化要因として働くこともありうるのである。

以上のような問題意識を出発点にして、本稿では、日本の地域データを利用して、金融政策が各地域に異なった影響を与えていることを実証的に検討していく。具体的には、まず、社会的損失関数を利用し、次に政策反応関数を推定する。第三の検証方法として、公定歩合の変更時の各地域の状況を調べるという、イベント・スタディ的なアプローチも利用した。

その結果、日本のように小さな、そして比較的同質と思われる国家でも、各地域によってかなりの多様性があり、金融政策の効果の非対称性も見られた。したがって、金融政策から得られる利得や損失も、地域によって相当に異なること（簡単に言えば、大都市部に有利で、非都市部に不利）が明らかにされたのである。

本稿の構成は次のとおりである。まず、第2節で、実証研究に利用する地域別の月次消費者物価指数と鉱工業生産指数について紹介する。第3節は、社会的損失関数を使って、各地域の社会的損失を実際に計算する。第4節は、金融政策の政策反応関数を使って、各地域にとって望ましい金利水準と、現実の金利水準の乖離を調べる。第5節は、公定歩合の変更の直前期の経済環境を各地域について比較し、公定歩合の変更が各地域のインフレ率や成長率の動きに対応しているかを調べる。第6節は、本稿で行った実証結果をまとめる。

2. 分析データ

2.1. 分析対象とする指数の選定

本稿では、金融政策の一般的な目標であると考えられる物価と所得を取り上げることにする。こうした変数を（金融政策の目標として）取り上げることが学界では普通のことであり、たとえば、Clarida, et al. (1999)では、中央銀行の目的関数を生産水準（厳密には潜在能力とのギャップ）とインフレ率の関数であると仮定している。

2.2. インフレ率指標

本稿ではインフレ率の指標として、全国10地域の一般消費者物価指数（CPI）を利用することにした。この10地域とは、北海道、東北、関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州、それに沖縄である。

消費者物価指数の出所は、総務庁統計局の『消費者物価指数年報』である。これには、地域ごとの前年同月比でのCPIの変化がレポートされている。われわれは、これをCPIインフレ率（あるいは単にインフレ率）と呼ぶことにする。そして、1980年1月から1998年12月までのデータを

分析に利用した。

この分析期間の間に、物価指数の動きに影響を与える重要な税制改革が二回行われた。第一回目が、1989年4月1日の消費税の導入（税率3%）である。二つ目が、1997年4月1日からの消費税率の引き上げ（3%から5%へ）である。当然ながらこうした間接税の導入や税率の引き上げは、一般物価水準を引き上げるはずである。したがって、生の数字を使うと、1989年と1997年に物価の急上昇が起こっているように誤解してしまうことになる。

そこで、地主（2000）を参考した。彼は、経済企画庁の推定を利用してこうした税制改革の物価指数への影響を検討している。すなわち、経済企画庁の出版する『物価レポート 1990』および『物価レポート 1998』に基づき、次のような調整を行っているのである。1989年の消費税の導入に対しては、現実のCPIインフレ率（1989年4月から1990年3月までの期間）から1.2%を控除している。第二に、1997年の税率の引き上げに対しては、現実のCPIインフレ率（1997年4月から1998年3月までの期間）から1.5%を控除している。

本稿でも、こうして得られた修正CPIインフレ率を実際の分析において利用することにした⁴。したがって、以下では特に「修正」という文言は明示しないが、断りがない限り、この修正を施した計数を利用していると理解してもらいたい。

2.3. 経済活動水準の指標

経済活動の水準を示すには、もっとも包括的な所得統計（地域別GDP）を利用することが望ましいと考えられる。しかしながら、月次での地域別GDPは利用できないために、代替的な指標を用いなければならない。本稿では、全国8地域についての鉱工業生産指数（IIP）を利用することにした。8地域とは、北海道、東北、関東、東海、近畿、中国、四国、九州である⁵。データの出所は、通商産業省・通商産業大臣官房調査統計部が1年に一回発行していた『我が国鉱工業生産の地域動向』である。

もちろん、この指標は製造業を中心とした経済活動の水準を把握できるが、サービス業の動向については把握できないという難点があることをあらかじめ断っておかねばならない。近年のように、経済のソフト化が進み、地域によって経済のソフト化の進展度合いが異なるので、この問題は決して無視できないのであるが、データの制約から、この指標を分析対象に選ぶことにする⁶。

具体的には、地域別（季節未調整の）鉱工業指数を使って、前年同月比の形で年率の成長率を計算した。この鉱工業指数の成長率を本稿では、経済成長率あるいは単に成長率と呼び、地域における経済活動の代理変数とした。分析に利用したデータは、消費者物価指数と同じく、1980年1月から1998年12月までの228ヶ月である⁷。

ただし、実際に利用するに当たって、鉱工業生産指数の基準年が（われわれが対象としている期間に）3回も変更になっている点に注意が必要である。指数の連続性を維持するために、1981

年、1986年、それに1991年について調整を行った。たとえば、1981年（暦年）の北海道の旧基準に基づく鉱工業生産指数は106.2であり、改定数字は同年について98.9であった。そこで、1981年と1982年の年率成長率を計算する際には、改定前の1981年の数字に0.928（＝98.9/106.2）を掛けている。もちろん、この倍数は各地域によって、また1981年、1986年、1991年によって異なる。

3. 社会的損失関数による分析

3.1. 社会的損失関数

経済構造や景況感が異なる以上、各地域の経済厚生は異なるはずである。もし、金融政策がある地域の経済厚生を最大化するように実施されているとしたら、当該地域と異なる経済構造を持つ地域の経済厚生は最大化されていないはずである。そこで、直接的に経済厚生を計測して、地域ごとに比較してみよう。

経済厚生を計測する具体的な方法としては、次のような社会的損失関数を考える。この損失関数はしばしば文献（たとえば、Clarida et al. [1999]）で利用されている標準的なものである。

$$\max -\frac{1}{2}E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i [(1-\alpha)x_{t+i}^2 + \alpha\pi_{t+i}^2] \right\}$$

ここで、 β は割引ファクターを示す。つまり、将来の損失ほど価値が小さいと考えるわけである。 x は産出ギャップである。 π はインフレギャップを示し、 α は産出ギャップとインフレギャップの相対的な重要性を示すウェイトである。たとえば、 α がゼロなら、インフレについては社会的損失とは考えないということを意味しており、 α が1であれば、逆に産出（したがって、失業）が社会的損失に加えられないことを意味している。

3.2. 産出ギャップとインフレギャップ

実際のデータを使って、この損失関数の値を各地域について求めるというのが、本節でのアプローチである。ただし、具体的な数値を計算するにはいくつかの前提を置かねばならない。

まず、産出ギャップとインフレギャップの計算である。これの適切な計算方法について、明確な基準はないが、ここでは、全国平均との乖離でギャップを定義した。具体的には、インフレギャップについては、A地域の現実のインフレ率とサンプル期間全体での全国のインフレ率（すなわち、約1.99%）との乖離であると仮定した⁸。産出ギャップも同様に、A地域の現実の成長率とサンプル期間全体での全国の成長率（約2.13%）との乖離であると仮定した。こうした方法を全国平均比較法と呼ぶことにする⁹。

3.3. 社会的損失関数の構造パラメータの値

残念ながら、上述の社会的損失関数の構造パラメータ (α と β) の値について、直接的にデータとしては与えられていない。そのため、先行研究を頼りにしてこれらのパラメータの値を仮定しなければならない。

Hamori (1992) は、C-CAPM の実証研究を行い、日本の割引率として 3.5% という値を得ている¹⁰。また、理論モデルでは (リスクフリーの) 金利と割引率が等しくなることが均衡条件として導出されることが多い。そこで、現実の金利を調べると、われわれのサンプル期間のコールレートの月次平均値は 4.677% であった。したがって、割引率としては 4% 程度 ($\beta=0.96$) を見込んでおくことにする。

次に、インフレギャップと産出ギャップのウエイトの問題である。地主 (1998) は、上記に記載したのとはほぼ同じ損失関数を、一般化モーメント法 (GMM) を使って推定し、日本銀行の損失関数においてインフレギャップにはほぼ 100% のウエイトが与えられていることを見出している。さらに、Clarida et al. (1998) は、日本銀行がインフレのみを目標にしていたこと (a pure inflation targeter) を発見している。これらの研究は、日本銀行がインフレについて非常に大きな注意を払ってきたという一般的な印象とも合致している。しかし、インフレに 100% のウエイトを与えるのはいささか極端であるようにも思える。そこで、 α について 1 に近い範囲でさまざまな値を代入してみることにした。

3.4. 社会的損失の地域別の値

先に定義した社会的損失関数の値は、無限大まで先のインフレギャップや産出ギャップを現在値に還元したものである。しかし、将来の値を想定することは難しいので、ここでは、サンプル期間のみの値で損失を定義することにする。具体的には、次の式の値を求めることにした¹¹。

$$\left\{ \sum_{i=1980.01}^{1998.12} \beta^i \left[(1-\alpha)x_i^2 + \alpha\pi_i^2 \right] \right\}$$

まず、全国平均比較法に基づく損失値が、表 3-1 に示されている。割引要素としては、4% ($\beta=0.96$) を基準にして、3% と 5% のケースも掲げている。インフレ・ウエイトには、0.9 から 1.0 までを 0.025 ずつ 5 つの値を代入している。まず、ベースライン・ケースとして、 $\beta=0.96$ のケースを見てみよう。これを見ると、インフレ・ウエイトが 1.000 と 0.975 の場合には、北海道の損失が最も大きく、それよりもインフレ・ウエイトが小さくなると、中国地方の損失が最大になる。損失が最も小さいのは、インフレ・ウエイトの大きさにかかわらず、近畿である。

割引率を 0.95 に変えた場合や、0.97 に変えた場合も、インフレ・ウエイトが大きい場合には北海道のロスが最大になり、インフレ・ウエイトが小さくなると中国地方のロスが最大になる。

表 3-1 全国平均比較法に基づく社会的損失

割引率 (β)	インフレ・ウ ェイト (α)	北海道	東北	関東	東海	近畿	中国	四国	九州	全国
0.95	1.000	582.1	520.5	466.8	447.4	379.5	523.4	456.8	478.2	441.0
0.95	0.975	622.2	594.8	561.3	544.0	463.6	604.1	537.5	536.5	525.0
0.95	0.950	662.3	669.2	655.8	640.5	547.7	684.9	618.2	594.9	609.0
0.95	0.925	702.4	743.6	750.3	737.0	631.8	765.7	698.8	653.3	693.0
0.95	0.900	742.4	818.0	844.8	833.6	715.9	846.5	779.5	711.6	777.0
0.96	1.000	655.3	594.4	527.9	510.7	431.8	598.2	518.0	544.8	499.9
0.96	0.975	699.5	676.7	632.5	615.7	523.4	686.2	607.3	609.6	589.6
0.96	0.950	743.7	758.9	737.1	720.8	614.9	774.2	696.6	674.3	679.2
0.96	0.925	787.9	841.2	841.7	825.8	706.4	862.2	785.9	739.0	768.9
0.96	0.900	832.1	923.4	946.3	930.9	798.0	950.2	875.2	803.7	858.6
0.97	1.000	740.5	681.1	599.3	584.9	493.0	686.2	589.6	623.0	568.8
0.97	0.975	789.3	772.2	715.3	699.3	592.7	782.1	688.6	694.8	664.7
0.97	0.950	838.2	863.2	831.2	813.8	692.5	878.1	787.5	766.7	760.5
0.97	0.925	887.0	954.3	947.1	928.2	792.2	974.0	886.5	838.5	856.4
0.97	0.900	935.9	1045.4	1063.0	1042.7	891.9	1069.9	985.5	910.4	952.3

一方、割引率の水準にかかわらず、近畿のロスが最も小さくなっている。

3.5. 社会的損失値のまとめ

先行研究ではインフレ・ウエイトを1と推定していることを紹介したが、その場合、近畿、関東、あるいは東海といった大都市地域のロスが小さい。他方、中国、北海道、東北といった非都市圏において損失が大きくなっている。つまり、本節での実証結果からは、金融政策における大都市部重視が伺える。

4. 政策反応関数による分析

4.1. 政策反応関数

Clarida et al. (2000) は、次のような中央銀行の政策反応関数を提案している¹²。

$$r_t = (1 - \rho) \{ rr^* - (\delta - 1) \pi_t^* + \delta \pi_t + \gamma x_t^* \} + \rho(L) r_{t-1} + \varepsilon_t$$

ここで、 r_t は t 時点での政策手段になっている金利である。 rr^* は、実質金利のターゲット水準である。 ρ は金利変化の円滑度を示す指標である。 L はラグオペレーターである。もし、 ρ がゼロなら、各期ごとに政策金利は最適水準に調整されることになり、他方、 ρ が1に近ければ、調整

はきわめてゆっくりと行われることになる。 π^* はインフレのターゲットである。Clarida et al. (2000) は、上記のような金融政策ルールで、過去 20 年間ほどの現実のデータを十分説明できると主張している。

ここでの π や x はギャップではなく、水準を利用する。その上で、われわれの分析においては、上記の式に次のような単純化の仮定を加えている。まず、 rr^* (実質金利のターゲット水準) はサンプルを通じて一定であると仮定した。第二に、目標インフレ率はゼロとおくことにした¹³。さらに、1 期前の金利のみが政策反応関数に加わると仮定する。以上により、われわれが使用する政策反応関数は次のように簡単な形になる。

$$r_t = c(0) + c(1)\pi_t + c(2)x_t + c(3)r_{t-1} + \varepsilon_t$$

4.2. 政策反応関数の推定

上述した政策反応関数を、日本国全体の数値を利用して推定する。日本銀行が国全体の経済変数を考えて行動しているとすれば、これによって日本銀行の政策反応関数が得られるはずである。政策金利としては、オーバーナイト物コールレートを利用することにした。得られたパラメータは日本銀行のインフレや成長に対する評価を表していると考えられる。

次に、推定された推定式に、各地域の現実のインフレ率や成長率を代入して、各地域の経済構造を所与にしたときのターゲット金利を求める。つまり、もし、日本銀行の手に A 地域のデータが与えられていて、そのみを考えて政策を実施していたとしたらどのような政策金利が目指されていたのかを明らかにするわけである。実際には、A 地域のことを日銀は若干しか考慮しないので、地域経済の状況からすればふさわしいターゲット水準と、現実の日銀がとっている政策金利の水準とは乖離するのである。

この乖離を計算して、各地域ごとに比較するのが本節での分析手法である。

政策反応関数の推定結果は次のとおりであった。なお、推定に際しては、2 段階最小二乗法を利用している。(操作変数としては、定数項のほかに、コールレート、インフレ率、成長率の 1 から 4 期までのラグ値を利用している)。カッコ内の数値は t 値である。

$$r_t = 0.026773 + 0.045231 \pi_t + 0.021784 x_t + 0.959287 r_{t-1}, \quad \text{adj-}R^2 = 0.983$$

(0.517) (1.748) (3.868) (55.568)

この結果が意味していることは、インフレ率の 1% ポイントの上昇は、 t 期にコールレートを 0.045% ポイント上昇させるということである。さらに、 t 期のコールレートの上昇は、0.0434% ポイント ($= 0.045231 \times 0.959287$) のコールレートの上昇を $t+1$ 期にもたらす。こうしたコールレートの波及的な上昇の総効果は、無限等比級数の公式を使って、1.111% ($=$

$0.045231 / (1 - 0.959287)$ と求めることができる。したがって、1%のインフレ率の上昇は、コールレートの1.11%の上昇をもたらすことになるので、実質金利を引き上げることを意味している。Clarida et al. (2000) が指摘しているように、(インフレに対して) 実質金利の上昇で対抗する政策反応関数は、中央銀行が経済を安定化させる形で行動していること意味している。

4.3. 各地域のターゲット金利と現実の金利の乖離

上で得られたパラメータを利用して、8地域のターゲット金利を計算してみた。そして、そのターゲット金利と現実の金利（これはコールレートで全国一律である）との差の単純合計と、差の二乗の合計 (squared sum) を計算した結果が、表4-1である。まず、単純合計を見ると、北海道にとって、現実の金利がかなり高すぎるということがわかる。一方、関東については、ほぼ適正な水準ということになるであろう。二乗和をみると、四国や北海道での乖離が大きいことがわかる。

表4-1 各地域のターゲット金利と政策金利の乖離

	北海道	東北	関東	東海	近畿	中国	四国	九州	全国
2乗和	2279.8	1923.8	2021.4	2180.4	2096.9	2006.6	2396.2	1730.5	1823.1
単純合計	-1.749	-0.365	-0.189	-0.734	-0.939	-0.864	-0.912	-0.722	-0.831
分散	6.971	8.341	8.869	9.064	8.352	8.090	9.720	7.099	7.338

(注) 単純合計がマイナスになっているということは、期間を通じて、現実の金利がターゲット金利よりも高いということを意味している

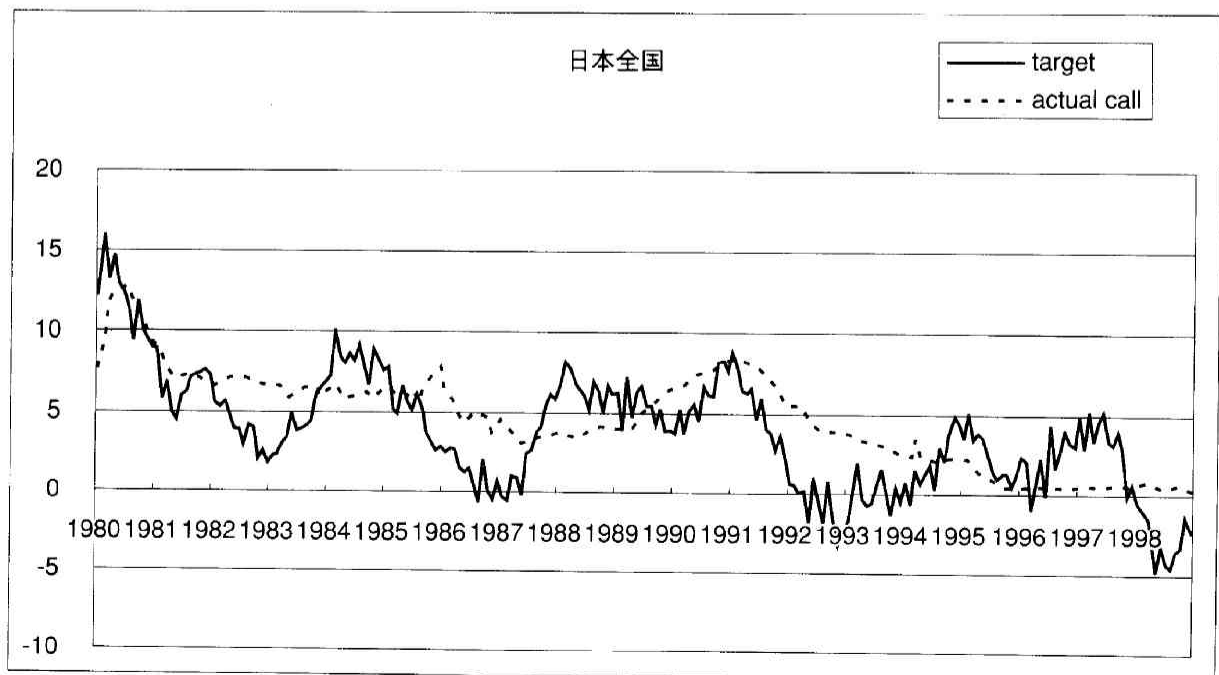
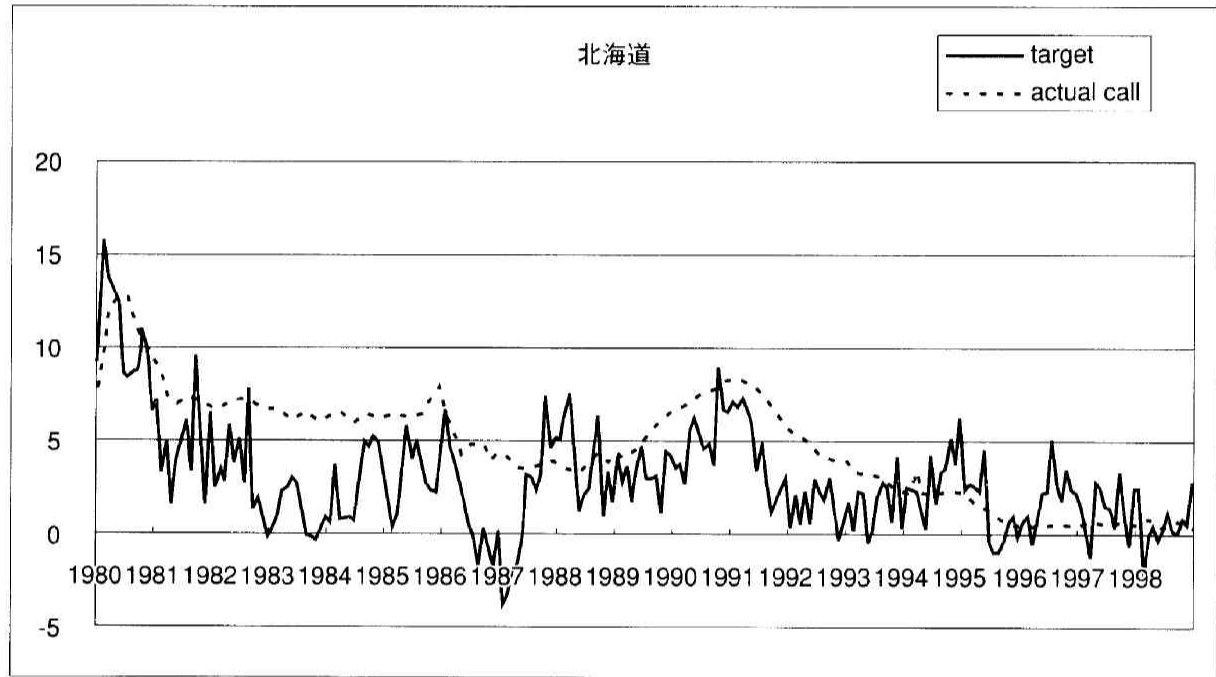
各地域の目標金利と現実の金利との相関係数を見たのが、表4-2である。この表には、参考までに、各地域の目標金利間の相関についても掲げてある。現実の金利との相関は、表の最下段を見ればよい。たとえば、北海道の目標金利と現実の金利の相関は0.6を下回っている。他方、関東の目標金利との相関は0.7を超えている。つまり、現実に日銀が運営している金利水準は、関東の経済状況に対応しており、北海道のそれにはあまり対応していないことがわかる。

表4-2 各地域の目標金利および現実金利の相関係数

	北海道	東北	関東	東海	近畿	中国	四国	九州	全国	現実金利
北海道	1.000	0.700	0.698	0.725	0.730	0.756	0.662	0.649	0.725	0.597
東北	0.700	1.000	0.932	0.871	0.884	0.797	0.814	0.872	0.888	0.704
関東	0.698	0.932	1.000	0.923	0.930	0.855	0.837	0.869	0.928	0.710
東海	0.725	0.871	0.923	1.000	0.929	0.868	0.809	0.838	0.925	0.634
近畿	0.730	0.884	0.930	0.929	1.000	0.873	0.850	0.846	0.925	0.650
中国	0.756	0.797	0.855	0.868	0.873	1.000	0.813	0.790	0.861	0.679
四国	0.662	0.814	0.837	0.809	0.850	0.813	1.000	0.856	0.834	0.606
九州	0.649	0.872	0.869	0.838	0.846	0.790	0.856	1.000	0.855	0.684
全国	0.725	0.888	0.928	0.925	0.925	0.861	0.834	0.855	1.000	0.677
現実金利	0.597	0.704	0.710	0.634	0.650	0.679	0.606	0.684	0.677	1.000

以上の統計による分析を補うために、各地域にとってのターゲット金利（地域の経済状況から判断されるコールレートの目標金利）と、現実のコールレートの推移をグラフに示したのが、図4-1である。視覚的にも、北海道のターゲット金利は現実の金利を常態的に下回っており、もし、日本全体が北海道と同じような経済状態にあったなら、日本銀行はより低めの金利に誘導していたであろうと考えられる。つまり、北海道にとって、現実の日銀の政策金利は高すぎたのである¹⁴。

図4-1 ターゲット金利と現実のコール金利



5. イベント・スタディ的アプローチ

5.1. 公定歩合の変更

地域経済の状況がどの程度金融政策に反映されているかを見るために、次に、重要な金融政策が実施されたときの各地域の経済状況を調べてみることにした。重要な政策シグナルとしてここでは公定歩合の変更を考えた。ただ、段階的な引き上げの途中のプロセスと比べると、引き締めから緩和へ、あるいは、緩和から引き締めへという政策の方向性の変更（政策変更と呼ぶことにする）がより重要なシグナルである。そこで、政策変更時の地域経済の状況を調べて、その政策変更が各地域の視点から必要であったかどうかを調べることにする。

われわれが分析対象にした 1980 年から 1998 年の 19 年間に、政策変更は 3 回あった。まず、1980 年 8 月 20 日に、日本銀行は公定歩合を 9% から 8.25% に引き下げた。それ以降、1980 年代は金融緩和基調が続いたが、日本銀行は 1989 年 5 月 31 日に公定歩合を 2.50% から 3.25% に引き上げた。これが、2 回目の政策変更である。そして、3 回目が、1991 年 7 月 1 日に行われた 6% から 5.50% への公定歩合の引き下げである。つまり、2 回の緩和への転換と、1 回の引き締めへの転換があったのである。

5.2. 公定歩合の変更時のインフレの状況

表 5-1 は、政策変更の 6 ヶ月前からの各地域のインフレ率の推移を示したものである。まず、1980 年 8 月の金利引下げについてみてみよう。通常、金利引下げは、インフレが落ち着いている時期に行われるはずであるが、1980 年 7 月のインフレ率を見ると、関東や近畿では比較的低い、北海道や東海、中国では、8% を超えるインフレ率を記録している。金融政策が直前月だけの影響を受けるわけではないので、6 ヶ月間の平均値を見ると、やはり、関東と近畿の値は低く、北海道、東北、中国の値が高めである。つまり、関東や近畿の状況からすると金融緩和はふさわしいかもしれないが、北海道などの非都市圏のインフレ率からするとこの時期の金融緩和は疑問であるということになる。

次に、1989 年 5 月の金利引き上げを見てみよう。金利の引き上げが実施されるのは基本的には、インフレ率が上昇しているときである。この時期、インフレ率が高いのは、関東と近畿である。他方、北海道や九州、沖縄では、0.5% を下回るインフレ率であり、これらの地域の観点からすれば、インフレ対策としての金融引き締めは必要ないということになる。

最後に、1991 年 7 月の金利の引き下げについてであるが、北陸では（低下傾向にはあるが）高いインフレ率が記録されている。したがって、北陸地方の観点からすれば、この時点での金融緩和はインフレを再燃する恐れがあり、時期尚早と考えられる。

以上のように、公定歩合政策における政策変更は関東や近畿の経済環境に対応する形で行われているために、他地域の経済環境からすれば必ずしもふさわしくないとされるケースがあっ

た。

表 5-1 公定歩合変更前のインフレ率の状況

(1) 1980 年 8 月の公定歩合の引き下げ前

	北海道	東北	関東	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州	沖縄	全国
1980.02	8.3	9.3	8.2	8.7	7.9	7.1	7.8	8.1	7.8	8.2	7.87
1980.03	9.2	10.0	7.9	9.1	8.0	7.1	8.0	8.2	7.5	7.7	7.51
1980.04	9.1	9.5	8.1	8.8	9.2	7.9	8.7	8.3	8.2	6.9	7.99
1980.05	9.4	8.9	7.9	8.2	8.6	7.6	9.2	8.5	8.6	7.8	7.92
1980.06	8.9	8.4	8.2	9.2	8.9	8.3	9.2	8.5	8.2	8.3	8.33
1980.07	8.4	7.8	7.5	7.9	8.3	7.3	8.9	8.0	7.7	7.7	7.56
6 ヶ月平均	8.88	8.98	7.97	8.65	8.48	7.55	8.63	8.27	8.00	7.77	7.87

(2) 1989 年 5 月の公定歩合の引き上げ前

	北海道	東北	関東	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州	沖縄	全国
1988.11	0.2	1.0	1.6	1.2	1.2	1.5	0.6	0.4	0.3	0.4	1.13
1988.12	0.3	0.7	1.0	1.1	0.8	1.4	0.6	0.5	0.4	-0.1	1.02
1989.01	0.2	0.8	1.3	0.9	0.9	1.4	0.7	0.7	0.4	0.1	1.02
1989.02	0.4	0.5	1.2	1.0	0.7	1.3	0.5	0.4	0.6	0.0	0.91
1989.03	0.3	0.5	1.2	1.1	1.0	1.5	0.7	0.5	0.7	0.2	1.14
1989.04*	0.5	0.9	1.4	1.2	1.2	1.5	0.9	1.0	0.4	-0.4	1.17
6 ヶ月平均	0.32	0.73	1.28	1.08	0.97	1.43	0.67	0.58	0.47	0.03	1.07

(3) 1991 年 7 月の公定歩合の引き下げ前

	北海道	東北	関東	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州	沖縄	全国
1991.01	4.5	4.1	4.1	5.2	4.0	3.9	4.1	3.6	3.5	2.6	3.92
1991.02	3.4	3.5	3.6	4.6	3.5	3.5	3.6	3.4	3.2	2.6	3.48
1991.03	3.5	3.8	3.7	4.7	3.5	3.5	3.4	3.1	3.1	2.2	3.68
1991.04	2.9	3.6	3.4	4.5	3.5	3.4	3.3	3.2	3.1	2.6	3.44
1991.05	3.1	3.3	3.2	4.3	3.4	3.4	3.6	3.2	3.4	2.2	3.31
1991.06	2.7	3.3	3.4	4.3	3.5	3.6	3.9	3.2	3.4	2.3	3.43
6 ヶ月平均	3.35	3.60	3.57	4.60	3.57	3.55	3.65	3.28	3.28	2.42	3.54

(注) 1989 年 4 月については、消費税の導入の影響を考慮している。

5.3. 公定歩合変更時の経済成長の状況

次に、同じように公定歩合変更前の経済成長率の状況を見ておくことにした。その結果が表 5-2 に示されている。まず、金融緩和をした 1980 年 8 月の直前の状況は、全国各地で急激な景気の減速が読み取れる。たとえば、1980 年 2 月には東海の成長率は 18% であったが、7 月には

5%を切るところまで低下しているのである。したがって、全国的な傾向とすれば、この時期に金融緩和が実施されるのはそれほど不自然なことではなかった。しかし、四国地方についてだけ見ると、6月に落ち込んでいるが、7月に盛り返しており、四国だけに中央銀行があれば、おそらく公定歩合の引き下げは見送られたのではないかと予想される。また、北海道を見ると、1980年6月にはマイナス成長になっており、もっと早くに景気支援策が必要であったことがわかる。全国平均からすると、(成長率が)4.5%を切った後で公定歩合の引き下げが行われているので、北海道だけの中央銀行があれば、おそらく1980年4月か5月に公定歩合の変更が行われたことになり、北海道の立場から言えば、緩和政策の開始は遅すぎたということになるであろう。

1989年5月の引き上げについてみよう。1989年3月に関東や東海で10%を超える高い成長率が記録されている。おそらくこうした高い成長率が景気過熱を心配する中央銀行の政策発動につながったのであろう。しかし、北海道の成長率は直前6ヶ月の平均で3.48%に過ぎず、特に直前月には1%を切っている。北海道の経済状況からすれば、この時期に金融引き締めが必要ということにはならなかったであろう。他方、四国を見ると、きわめて高い成長が続いている。10%近い成長率に対して引き締めが必要ならば、(四国についていえば)もっと早くから引き締めが行われるべきであった。

表5-2 公定歩合の変更前の成長率の状況

(1) 1980年8月の公定歩合の引き下げ前

	北海道	東北	関東	東海	近畿	中国	四国	九州	全国
1980.02	11.12	15.18	16.31	17.54	12.91	7.20	4.03	14.54	12.26
1980.03	5.07	11.18	12.03	9.53	9.63	9.07	14.24	9.96	7.90
1980.04	4.45	14.91	13.62	11.04	12.73	9.52	10.00	9.82	9.64
1980.05	2.66	12.14	12.56	8.39	8.33	8.77	8.99	8.22	6.75
1980.06	-3.47	7.00	10.53	4.67	6.11	7.74	4.99	7.50	4.92
1980.07	-2.94	7.05	8.60	4.79	5.57	4.76	7.33	5.00	4.45
6ヶ月平均	2.81	11.24	12.28	9.33	9.21	7.84	8.26	9.17	7.65

(2) 1989年5月の公定歩合の引き上げ前

	北海道	東北	関東	東海	近畿	中国	四国	九州	全国
1988.11	4.55	7.15	8.14	13.42	8.46	9.53	15.97	7.63	8.90
1988.12	1.24	6.98	8.47	10.92	9.12	7.80	12.47	4.97	8.24
1989.01	6.09	5.39	6.53	9.92	8.61	10.45	12.42	6.89	8.29
1989.02	3.15	3.18	4.49	4.65	3.82	3.09	12.34	1.94	4.28
1989.03	4.96	5.88	11.35	10.49	6.71	8.75	12.67	8.81	9.92
1989.04	0.87	5.17	4.86	6.09	5.20	6.32	10.04	4.94	5.36
6ヶ月平均	3.48	5.62	7.31	9.25	6.99	7.65	12.65	5.86	7.50

(3) 1991 年 7 月の公定歩合の引き下げ前

	北海道	東北	関東	東海	近畿	中国	四国	九州	全国
1991.01	2.60	7.85	5.75	7.86	5.79	8.75	6.94	7.86	7.01
1991.02	4.47	7.04	6.12	5.21	5.43	9.88	2.65	6.41	6.33
1991.03	5.03	8.20	2.98	2.82	3.45	1.36	5.09	6.05	3.22
1991.04	5.25	8.25	2.48	0.69	3.77	6.90	6.49	4.76	3.49
1991.05	3.36	8.79	3.44	2.20	4.92	3.10	6.05	3.96	4.11
1991.06	-0.57	1.89	0.47	-0.75	1.84	-0.40	5.28	1.27	0.47
6ヶ月平均	3.36	7.00	3.54	3.00	4.20	4.93	5.42	5.05	4.10

最後に、1991 年 7 月の公定歩合の引き下げである。引き下げの直前月に、関東の成長率は 0.5% を切るまで急激に低下し、東海にいたってはマイナス成長となっている。こうした経済の減速を前提にすれば、金融緩和は妥当な政策であると考えられる。しかし、四国の景気は特に落ち込んでおらず、(四国だけについてみれば) この時期に緩和政策が必要とは考えられない。

5.4. 本節のまとめ

以上のように、公定歩合政策の変更という重要な政策変更が行われた直前の各地域のインフレと経済成長について見てきた。大雑把に言うと、関東、東海、近畿の三大都市圏の経済状況と公定歩合政策はうまく対応しているが、他の地域の経済厚生観点から評価すれば、必ずしも適切なタイミングで金融政策は行われていなかったことになる。

6. むすび

地域の経済構造が異なる以上、あるマクロショック（日本全体の数値で定義されるとして）の地域への影響は多様である。すると、A 地域にとって適切であるというマクロ経済政策は、B 地域の経済状況からすると、不適切ということも十分にありうるのである。ただし、そのような経済政策の効果の非対称性は理論的に存在することは確かだとしても、いったいどの地域が重視されて、どの地域が軽視されているのかや、その負担の相対的な大きさはどの程度であるかなどはこれまで解明されてこなかった。

そこで、本稿では、社会的損失関数と政策反応関数の推定、および公定歩合の変更に關するイベント・スタディを実施し、この問題に取り組んだのである。もちろん、絶対的な損失を測ることはそもそも不可能であるし、相対的な損失の大きさも（前提とする仮定を少し変えれば）微妙に異なるが、本稿の分析によって、全般的な傾向を明らかにできた。すなわち、大都市圏の経済状況が金融政策の決定の際に重要な判断材料になっており、逆に言えば、大都市圏と景況の異なる地域にとっては、必ずしも望ましい金融政策が望ましいタイミングで実施されていたわけではないのである。

しかしながら、これは日本銀行が不当な政策を行っていたということを意味しない。日本銀行が日本全体の経済状態を考えているとすると、日本銀行が使う（全国平均の）指標は、当然ながら、日本経済に占めるウエイトの高い地域の動向に決定的に左右される。したがって、この問題は、日本銀行の能力や意思というものではなく、日本銀行の持つ政策手段に必然的に付随する宿命であると考えられる。

現在、わが国では、地方への権限の委譲を進め、地域の多様性を増すような方向が志向されている。このことからすると、今後、地域の経済構造はますます多様化することが予想される。本稿では過去のデータに基づいて分析を行い、地域間への非対称な効果を見出しているが、今後、地域間の多様性が一層強まっていくと予想されることから、将来的により重要な問題になると考えられる。したがって、本稿で行ったようなロスの実測というテーマは今後も継続的に試みていく必要がある¹⁵⁾。

注

*) 筆者が浅岡正雄先生のご指導を受け始めたのは、神戸大学の大学院生時代である。先生の永年のご指導に深く感謝するとともに、ご退職記念号に寄稿させていただいたことを光栄に感じている。なお、本稿は、未公開の家森（2001）をもとにしたものである。

1 たとえば、インフレターゲット政策では、インフレ率が（唯一の）判定基準になる。

2 もちろんこうした状況は決して目新しいものではなく、国際金融論において最適通貨圏の理論として議論されてきたものにほかならない。最適通貨圏の理論とは、通貨圏の広さを規定する要因を探る理論である。すなわち、通貨はなるべく広い範囲で流通するほうが便利であるが（拡大のプラスの効果）、通貨圏が広くなればなるほど通貨圏内の経済構造が多様になり、画一的な金融政策の弊害が大きくなる（拡大のマイナスの効果）ので、拡大の限界利益と限界費用が等しくなる最適規模が存在していることが予想されるのである。

3 アメリカに関して、金融政策の地域に与える非対称な効果を分析した研究として、Carlino の一連の研究がある。Carlino and DeFina (1996) では、まず、金融政策が地域に与える影響が非対称である（理論的）理由として、①産業構造の違い（金利に対しての敏感さが産業ごとに異なる）、②銀行の能力の差（金融政策に応じて銀行がどのようなバランスシートの調整を行うか）、③借り手構成の違い（一般に大企業はノンバンクからの資金調達が可能であるので、金融政策の影響を中小企業ほどは受けない）、の3点を挙げている。その上で、8本の式からなるVARモデルを作って、金融政策が地域に実際に異なる影響を与えているかを実証している。その結果、金融政策の効果は地域によって異なることを見出している。つまり、Southwest 地域や Rocky Mountain 地域では金融政策の効果は小さく、Great Lakes 地域では効果が大きい。また、残りのコア地域では、ほぼ全米の平均と等しい効果を持っている。なお、Carlino and DeFina (1999) では同様の研究を地域レベルではなく、州レベルのデータに拡張している。

4 厳密に言えば、地域の多様性を重視するという本稿の基本的な問題意識からすれば、こうした消費税の効果も全国一律でいいのかという問題がある。しかし、消費税が全国同じ税率であること、および、すべての商品に課税されていることから、地域間での影響の相違度はそれほど大きくないと判断した。

5 厳密に言うと、この統計では、東海の区分はなく、「中部」がある。当然、地域概念が異なるが、ここでは、中部を東海に置き換えて利用する。

6 今後、たとえば、百貨店やスーパーの商業売り上げ指数や電力消費量など地域別に得られる、経済活動を反映すると思われる統計を利用して、本稿の分析を補完することが必要であると考えている。

7 厳密に言うと、『我が国鉱工業生産の地域動向』は1997年以降、公刊されていない。そこで、1997年

と1998年のデータについては、経済企画庁調査局『地域経済動向』を利用した。残念ながら、このデータソースには、季節調整済みの鉱工業指数の年率伸び率しか掲載されていないので、(それ以前のデータと非連続であるが)それを利用することにした。

8 ちなみに、Clarida et al. (1998) は、日本銀行の目標インフレ率は2.03%であるという実証結果を得ている。したがって、全国平均値との乖離は、ほぼ日銀の目標値との乖離ということにもなる。

9 なお、家森(2001)では、この手法以外に、各地域ごとの平均値をベースラインとして使う方法や、自己回帰式を使った可変的なベース(潜在成長率や予想インフレ率)で考える方法でも検証し、基本的に同じ結果を得ている。

10 Hamori (1992) は、月次の割引率として0.997という値を得ている。それで、ここでは、年率に直すために、 0.997^{12} を計算している。

11 オリジナルな定式化では、将来のロスの現在価値という形で定義されているが、本稿の実際の計算においては、1999年1月の段階での評価ということにして、それ以前の期間は昔になるほど割引かれるという形にしている。

12 ただし、厳密に言えば、彼らの定式化はk期のforward-looking型の政策反応関数である。

13 必ずしもゼロとおく必要はなく、期間を通じて一定であるとしておけば十分であるが、式が見かけ上簡単になるので、こうしておく。

14 紙片の都合で、北海道と全国の図のみを本稿に含めている。その他の図は、家森(2001)を参照。

15 地域間への効果の非対称性が、許容される範囲のものかどうかは政策的な判断に絡むものであるが、こうした金融政策の非対称性を是正することが必要とされた場合、財政政策や公的金融が是正手段として考えられる。

<参考文献>

地主敏樹 「中央銀行の独立性と政策行動」 三木谷良一・石垣健一編『中央銀行の独立性』 東洋経済新報社 1998年所収。

地主敏樹 「1980年代後半以後の日本の金融政策—テイラー・ルール型政策反応関数による検証—」 『国民経済雑誌』 第181巻 2000年。

藤田誠一 「共通通貨と通貨同盟」 藤田正寛編『テキストブック 国際金融論』 有斐閣 1990年所収。

家森信善 「地域経済の多様性と金融政策の非対称的な影響：地域型公的金融制度の可能性に関する基礎研究」 東海郵政局委託研究報告書 2001年12月。

Bernake, Ben, and Mark Gertler, 1999, "Monetary Policy and Asset Price Volatility," Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 84 (4), 17-52.

Carlino, Gerald A., and Robert H. Defina, 1996, "Does Monetary Policy have Differential Regional Effects?" Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia) March/April.

Carlino, Gerald A., and Robert H. Defina, 1999, "Do States Respond Differently to Changes in Monetary Policy?" Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia) July/August.

Carlino, Gerald, and Keith Sill, 2000, "Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles," Federal Reserve Bank of Philadelphia Research Department Working Paper, August.

Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, 1998, "Monetary Policy Rules in Practice: Some Interna-

- tional Evidence," *European Economic Review* 42, 1033–1067.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, 1999, "The Science of Monetary Policy : A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature* 37, 1661–1707.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, 2000, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and Some Theory," *The Quarterly Journal of Economics*, 147–180.
- Goodfriend, Marvin, 1999, "The Role of a Regional Bank in a System of Central Banks," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 51, 51–71.
- Hamori, Shigeyuki, 1992, "Test of C – CAPM for Japan : 1980–1988," *Economics Letters* 38, 67–72.
- Mundell, Robert, 1961, "A Theory of Optimum Currency Areas," *American Economic Review* 51, 657–665.