



日本の金融マクロ経済と構造変化

小塚, 匡文

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2008-06-18

(Date of Publication)

2014-11-05

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

乙3006

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D2003006>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博 士 論 文

平成 20 年 2 月

小塚 匡文

博 士 論 文

日本の金融マクロ経済と構造変化

平成 20 年 2 月

小塚 匡文

目次

第1章	はじめに：目的意識と本稿の内容	4
1.1	1990年代における日本のマクロ経済：レビュー	4
1.1.1	1990年代以前：金融緩和とバブル経済	5
1.1.2	1990年代のマクロ経済：金融政策と長期低迷	6
1.1.3	1990年代の長期低迷と金融機関	8
1.1.4	1990年代のマクロ経済の経緯と本稿の目的意識	8
1.2	関連する先行研究：サーベイ	9
1.2.1	金融政策	9
1.2.2	消費行動	10
1.2.3	設備投資	11
1.3	各章の要旨	12
1.3.1	第2章：日本の政策反応関数	12
1.3.2	第3章：日本の消費行動とその構造変化	14
1.3.3	第4章：日本における投資行動と調整費用	15
第2章	日本の政策反応関数：共和分分析に基づく再検証	20
2.1	はじめに	20
2.2	モデルについて	22
2.2.1	Taylor rule 型政策反応関数について	22
2.2.2	GDP ギャップの推計方法について	25
2.3	実証分析	26
2.3.1	単位根検定	27
2.3.2	共和分分析	28
2.3.3	構造変化を考慮した場合	29

2.3.4	DOLS による政策反応関数の推定	30
2.4	分析結果の検討	31
2.4.1	政策反応関数シフトの要因分析	32
2.4.2	共和分関係消滅の要因分析について	33
2.5	追加推定：GMM による検証	34
2.6	まとめおよび今後の課題	36
	第 2 章図表	38
第 3 章	日本の消費行動とその構造変化：Sup-predictive test による再検証	43
3.1	はじめに	43
3.2	モデルおよび実証分析の方法	47
3.2.1	モデルの導出	47
3.2.2	実証分析のステップ	48
3.3	実証分析	49
3.3.1	データについて	49
3.3.2	単位根検定	50
3.3.3	共和分検定	51
3.3.4	オイラー方程式の推定	52
3.3.5	構造変化の検証	53
3.4	実証結果の検証	55
3.5	結論および今後の課題	56
	第 3 章図表	58
第 4 章	日本における投資行動と調整費用：	
	構造変化と非対称性	64
4.1	はじめに	64
4.2	モデルの展開	68
4.2.1	生産関数と調整費用関数	68
4.2.2	推定式の導出	69
4.3	実証分析	70
4.3.1	データについて	70

4.3.2	パラメータの推定	71
4.3.3	Sup-predictive test による安定性の検証	72
4.4	再推定：調整費用関数の非対称性	73
4.4.1	投資の不可逆性と調整費用関数	74
4.4.2	再推定と結果の検証	75
4.5	まとめ	76
	第4章図表	78
第5章	マクロ経済動向と今後の課題	82
5.1	本稿での結論：まとめ	82
5.1.1	日本の金融政策	83
5.1.2	マクロの消費行動	83
5.1.3	設備投資行動	84
5.2	今後の課題	84
補論		87
補論1	：政策反応関数の導出	87
補論2	：政策反応関数の各係数についての比較静学	90
補論3	：predictive test および sup-predictive test	92
補論4	：法人企業統計・フローデータの修正	94
参考文献		95
謝辞		104

第1章 はじめに：目的意識と本稿の内容

本稿では、1990年代を中心として、日本の金融政策・マクロ経済に関する時系列データによる分析を展開する。

本稿で特にとりあげる分野は、マクロ金融政策、マクロの消費行動の分析、設備投資行動の分析である。第2章でとりあげるマクロ金融政策については、標準的な金融政策ルールである Taylor rule を日本のマクロデータ（名目コールレート、CPIインフレ率、生産関数ベースの GDP ギャップ）に当てはめ、その妥当性と構造変化について分析を展開している。第3章でとりあげる消費行動の分析については、耐久消費財・非耐久消費財を区別し、かつ両者の間の時点内の代替弾力性を明示的に示したオイラー方程式を用い、その選好パラメータの構造変化とその要因について検証を行っている。第4章でとりあげる設備投資行動の分析では、国民経済計算（93SNA、全業種）および法人企業統計（全製造業、財務省発行）のデータを用い、投資の不可逆性の要因となる、調整費用関数の非対称性について検証を行っている。

本章では、まず1990年代の日本経済について、その変遷を簡単にレビューし、続いて各章の目的意識を1990年代のこれらのレビューと関連付けて説明する。続いて金融政策、消費行動、設備投資行動に関する先行研究を紹介し、最後に各章の要旨について説明する。

1.1 1990年代における日本のマクロ経済：レビュー

1990年代の日本経済は、いわゆる「失われた10年」ともよばれる長期低迷にあったといわれている。そのマクロ経済面での低迷については、様々な側面から多くの検証が行われている。この節では、それらの先行研究の紹介に先立ち、1990年代、およびその背景にあったとされる1980年代後半の日本のマクロ経済について、レビューを

行うこととする¹。

1.1.1 1990年代以前：金融緩和とバブル経済

1980年代後半の日本経済で、特に重視すべきこととしては、1985年9月のプラザ合意があげられるであろう。プラザ合意とは、先進5カ国蔵相・中央銀行総裁会議において、アメリカの貿易赤字を解消すべく、それまで緩慢に進んでいたドル安をより一層促進させるために、「ドル減価が望ましい」とする見解を明らかにし、合わせて各国の政策協調を行うことが決められたことを指す。これによって、急速なドル安・円高が進展した。87年2月のルーブル合意では、十分に進んだドル安の状況を維持することが決められ、その後のブラックマンデー（1987年10月）やドル高傾向が見られたとき（1989年）には、為替レートを安定化させるべく、先進主要国の政策・介入が行われた。

日本から見れば、これは1985年以前の状況と比較し、恒常的な円高となり、輸出産業にとっては大きな打撃となるものであった。いわゆる円高不況である。この不況に対応するために、政策当局は金融緩和を進めることとなった。この5度に変わる金融緩和措置により、公定歩合（当時：現在の「基準割引率及び基準貸付利率」）は5%から2.5%にまで引き下げられたのである²。このような金融緩和の状況下で、景気の回復とともに資産価格の高騰が見られた。日本銀行より大量に供給された資金は、株式市場や土地市場に流入し、ファンダメンタルズから乖離した資産価格が見られることとなった。高騰した資産価格の一例として、日経平均株価があげられる。日経平均株価は、1987年には20,000円台に到達し、1989年12月には、現在でも最高値の38,915円となった。またこの時期には、資本ストックの積み上げが多く形成されたが、これらのうちのいくつかは1990年代に低生産性のプロジェクトとして顕在化し、大きな負の影響を及ぼすこととなるのである。

この資産価格の高騰と資本ストックの積み上げは、金融緩和による低金利下で、資金調達が可能となったことが背景にあった。またこの時期は、いわゆるバブル経済と

¹1990年代の経済状況の変遷については、日本銀行調査統計局（1997, 1998a, 1998b）、賀来（2000）、宮尾（2006）などに詳しい。本稿の記述も、これらの文献に負っている。

²このときの政策当局は、緊縮財政政策を実施していた。そのため、本来の金融政策の目的は物価の安定であるにもかかわらず、金融政策に景気対策の役割を負うことになったとされる。この点は、岩本・齊藤（1999）で指摘されている。

呼ばれた時期であり、国内の需要も極めて旺盛であり、そのための設備投資が進んだ、という側面もあった。

このような状況下で、日本銀行は1989年5月に至って、これまでの金融緩和政策を転換し、引き締め政策を取るべく、公定歩合の引き上げを実施した。これは、1年余りの間に2.5%から6%まで上昇させるというものであった。そして90年代に入り、当時の大蔵省も、資産価格調整につながる政策を実施することになる。

1.1.2 1990年代のマクロ経済：金融政策と長期低迷

1990年には、インフレ抑止のため、さらに公定歩合の引き上げ（5.25%から6%へ：図1-1参照）を実施し、景気は底堅く推移するとの見方が支配的であった（日本銀行調査統計局1991）。そして政策当局は、より一層の金融引き締めへと転ずることとなり、当時の大蔵省によって、いわゆる「総量規制」が行われた。これは、市中銀行に向けた不動産融資に対する規制を通達したことを指す。これらの政策の意図は、それまでに供給された潤沢な流動性を資産市場から引き上げ、資産価格の高騰を抑えることにあった。しかしながら、これらの金融引き締めの影響は極めて大きく、資産価格の暴落を招いた。さらにこの影響で、いくつかのプロジェクトの低生産性が顕在化し、これまでに積み上げた資本ストックは、過剰資本となった。そして、それまで不動産を担保として融資を行っていた銀行には、不良債権が積み上がることとなった。

このような状況に陥った結果、政策当局はこれ以後に一貫して金融緩和政策を進めていくこととなった。1995年9月には、公定歩合を0.5%とする低金利政策が始まり、99年2月には、事実上のゼロ金利政策となった（図1-1、1-2参照）。1990年代の日本のマクロ経済は、このような状況下で、どのように推移していったのであろうか。

1991~92年には、最終需要の減速（耐久消費財・株価・住宅投資の雁行的原則の資産価格下落）の始まりが見られた（株価は1990年から、地価は1991年から）。さらに1992年には企業の資金需要の落ち込みが顕在化し、これ以後、日本経済は調整局面に入ったと認識されている。1992年から94年にかけては、1980年代後半に積み上げられた資本ストックの調整がこの時期に行われ、設備投資は低迷し、成長率はマイナスとなっている（図1-3：国民経済計算より）。また、市中銀行はBIS規制により、貸出残高を抑制する必要があったことも影響している。さらにこの時期は円高が進展

しており、輸出産業を中心に、産業構造の調整が行われた時期でもあった（日本銀行調査統計局 1997）。その一方で、民間消費については、バブル崩壊直後の低下した水準にはあるものの、耐久消費財支出を除き、おおむねプラスの成長率を記録している（図 1-4：国民経済計算「民間最終消費支出，耐久消費財支出，非耐久消費財支出」のデータより）。

1994～95 年前半に入り、日本経済は緩やかな回復期に入った。ただし設備投資や個人消費の回復力は未だ弱いものであった。それもやがて公共投資の「息切れ」、円高、住宅投資の先送りにより、景気は「足踏み状態」に入った。その後の 1995 年から 1996 年までの期間は、日本経済の回復期であり、特に家計の耐久消費財支出は、前年同期比 10% 超の伸びを示している（図 1-4 参照）。設備投資については、高い時期で前年同期比で約 9% の伸びを示している（図 1-3 参照）。さらに 1996 年から 1997 年初頭までの期間には、消費税率引き上げ前の駆け込み需要から、回復基調続が続いた（日本銀行調査統計局 1997 など）。

1997 年から 98 年にかけては、北海道拓殖銀行や山一証券といった大手金融機関の破綻に代表される金融危機により、再び日本経済は低迷期に入った³。この時期は、消費税率上昇（3% から 5% に：1997 年 4 月）もあり、消費支出、とりわけ耐久消費財支出が大きくて落ち込んでいる（図 1-4 参照）。この落ち込みは、税率上昇前の駆け込み需要の反動という側面があるが、その後も低迷していることから、消費者の将来不安が背景にあるものと考えられる。また、市中銀行は BIS 規制により、貸出残高を抑制をせざるを得ない時期でもあった。

その後、1998 年ころよりデフレの懸念が表面化するようになり、1999 年 2 月には、ゼロ金利政策名目短期金利が 0.01%）となった。そして 2000 年には、「適正金利は上昇しつつあったが水準はなおマイナス」（植田 2001）と思われる状況下でのゼロ金利解除が実施された。IT ブームと景気の失速により、日本においても製造業を中心とした急速な落ち込み、景気の先行きに対する見方は急速に悪化した。そのため、日本銀行は 2001 年に入り利下げを再度実施した。そして 3 月には、金融緩和策を実施し、日銀当座預金残高を金融調節目標とする量的緩和政策へ移行した。

³ただし、金融環境に関する危機的状況は、1990 年代に入ってから既に存在していたとも考えられる。例えば、市中銀行の不良債権は 1990 年代前半にすでに問題になっており、1995 年には木津信用組合の経営破たんが起きている。1997 年は、その問題点が顕在化した結果かもしれない。

1.1.3 1990年代の長期低迷と金融機関

これまで述べたように、1992～93年および1997年～98年には、市中銀行はBIS規制と関連した設備投資の低迷があった。すなわち、企業の投資財需要にかかわる「貸し渋り」の問題である。これは、国際決済銀行（BIS）で定められた自己資本比率の基準を満たすために、市中銀行が貸出残高を抑制したことによるものである。この問題には、不十分な金融政策や、公的需要の低迷、デフレの懸念、そして設備投資不足となつてあらわれ、投資需要の低下に起因するGDPギャップの低下を招いた。

これに加えて「追い貸し」の問題も、きわめて重要である。これは、いわゆる不良企業に対し、貸付を継続することであり、これによってマクロでの生産性の低下、構造調整の阻害、配分の非効率性を招く。その結果として、全要素生産性の低下となつてあらわれることとなつた。これは、1990年代の金融仲介機能の不十分さを反映したものであると考えられる⁴。

1.1.4 1990年代のマクロ経済の経緯と本稿の目的意識

これまで述べたように、1990年代の日本ではほぼ一貫して金融緩和政策が取られていた。特に1990年代末期から2000年代初頭にかけては、ゼロ金利政策や量的緩和政策など、これまでに見られなかった政策が実施されている。しかし、このような政策の実施にもかかわらず、1990年代の日本経済は「失われた10年」とよばれる長期低迷にあった。この期間には、1995年頃のように回復期と思われる期間も存在したが、この傾向が長期間持続することはなかった。この背景には、どのような要因が存在したのであろうか。

まず、金融政策の側面から見ることにする。金融政策の代表的なルールであるTaylor ruleは、日本についてもおおむね当てはまっているとされる。しかし、1990年代の日本経済は、一貫した金利低下傾向にもかかわらず、物価やGDPなどのマクロ経済変数は、それに整合的な動きをしているようには思われず、何らかの政策転換があったものと思われる。また、1995年に低金利政策実施や1997年の金融危機に際しても、何らかの政策転換があったのではないだろうか。このことは、本稿第2章と関連する疑問点である。

⁴この部分の記述は、宮尾（2006）に依拠している。

続いて、家計消費の側面から見ることをする。家計消費は、既に述べたように、1990年代中頃までは消費水準は低下しているものの、成長率はおおむねプラスであった。しかし1997年以降、耐久消費財支出を中心に大幅な落ち込みが見られる。この時期の金利水準は、一貫して低金利である。標準的な消費の最適化問題に従えば、このように金利が低下したときは、今期の消費支出は増加するはずである。特に、高額で借り入れによって購入することも多い耐久消費財については、特に妥当性があることと思われる。これは、家計部門が将来不安を持ち、同じレベルの金利水準に比して、今期の消費支出をこれまでと比して抑制するようになり、長期低迷を招いたのではないかと考えられる。これは、本稿第3章と関連することである。

最後に、企業の設備投資行動から見ることをする。企業の設備投資は、1980年代の過剰資本の存在や金融機関の貸出行動と関連し、1990年代の多くの期間で低迷していた。これらに加え、企業の設備投資を躊躇させる要因としては、不確実性と投資の不可逆性が存在するのではないだろうか。すなわち、資本ストックの破却には、その積み増しよりも多くの調整費用がかかる（投資の不可逆性）ならば、資本の破却の可能性という不確実性が存在するときに、投資の限界費用の上昇を招き、それによって設備投資を抑制する可能性があるのではないかと考えられる（Caballero 1991 など）。それでは、この時期の日本経済において、その要因となる「非対称な調整費用関数」は存在していたのであろうか。この点を、投資のオイラー方程式によって検証することは、重要であろう。これは、本稿第4章と関連することである。

1.2 関連する先行研究：サーベイ

ここでは、各章の研究に関連した先行研究を紹介する。

1.2.1 金融政策

日本の政策反応関数についての先行研究には、Hutchison(1988)、Ueda(1996)、Clarida et al.(1998)、田中(1997)、地主(1992)(2000)、Jinushi et al.(2000)などがある。

Hutchison(1988)、Ueda(1996)は、為替レートを考慮した政策反応関数を推定した。その結果、Hutchison(1988)は為替レートの変動を重要視する一方で、短期の金融調節がおろそかになっていた可能性を示している。一方でUeda(1996)は、変動相場制に移

行後でも、為替レートに対して反応していない可能性を示している。ただし Ueda(1996) は、79年からの始まるサンプル期間を適用した場合は、説明変数にM2の予測誤差を含めた上で、為替レートの係数は有意となることを示している。田中(1997)は、1970年第1四半期から1993年第3四半期をサンプル期間とし、regime switchingによる分析を行なっている。その結果、Ueda(1996)の1979年以降の政策についての結論と近く、為替レートは1980年代に入って政策目標に加えられた可能性を示した。しかし物価についてはあまり重要な政策目標としていないという結果得られている。そして経常収支は、全サンプル期間で政策目標としているという結論を得ている。また、Clarida et al.(1998)は、日本については1979:04-94:12(月次)の期間で、インフレ率に対する反応が大きいという推定結果を得ている。また地主(2000)は、プラザ合意後の政策変更の結果、それ以前のいわゆる「黄金期」のルールから外れた金融政策が行われたことを示した。Jinushi et al.(2000)では、サンプル期間を1975年第1四半期から95年第4四半期として、Svensson(1997)のモデルを考慮した結果として、1987年第2四半期に構造変化があった上で共和分関係が成り立つことを示している。そのときの実質GDPに対する政策ウェイトが低下したことが示された。更にその原因をフィリップス曲線の傾きの変化と、中央銀行の政策スタンスの変更にあるものとしている。

1.2.2 消費行動

Hansen and Singleton(1982,1983)では、アメリカ国内の金融資産を用いて1財、または1財に集約したモデルのC-CAPM(Capital Asset Pricing Model)を推定し、過剰識別条件が満たされず、なおかつ異時点間代替弾力性(以後IESとする)の逆数である危険回避度の推定値について、符号条件が満たされないことを示した。またHall(1988)は、1財モデルから線形の消費関数を導出し、IESを推定している。

また、日本のデータを用いた先行研究には、Hamori(1992a)、福田(1993)、堀(1996)などがある。これらはすべて、1財、または1財に集約した通常のC-CAPMにより推定を行ったものである。Hamori(1992a)では、日本国内の金融資産を用いて推定し、符号条件、過剰識別条件ともに満たされることを示した。その一方で福田(1993)では、日本における金利の期間構造を利用した推定を行っており、このケースでは過剰識別条件が満たされず、なおかつ危険回避度(IESの逆数)の符号条件が満たされない

ことを示している。堀(1996)では、日本のデータ(株式収益率、国債最終利回、コール資金)を用いたケースについて推定を行い、操作変数の選択によっては、モデルが成立することを示している。ただし、IESの推定値については、およそ15から20の間という、極めて大きい値が得られている。

一方、耐久消費財と非耐久消費財との関係を考慮した2財モデルによる分析を行った先行研究として、Ogaki and Reinhart(1998a)、Okubo(2002)がある。Ogaki and Reinhart(1998a)は、耐久消費財・非耐久消費財との同時点間代替弾力性を考慮した消費のオイラー方程式(2財モデル)を導出し、アメリカのデータを用いて、そのパラメータ(異時点間・同時点間の消費の代替弾力性)の推定を行なっている。その結果、IESをおよそ0.4と推定した。またOkubo(2002)は、同様のモデルに日本の時系列データを適用した分析を行っており、その結果IESを0.7から1.0であると推定した。また、これら3つの研究では過剰識別条件が成立しており、1財モデルと比べ、当てはまりが良く符号条件も満たすとしている。この他、Mankiw(1985)、Gali(1993)では、耐久消費財支出を考慮した分析を展開している。

また、Hamori(1992b)では、消費のオイラー方程式を推定し、その選好パラメータの変化について実証分析を展開している。Hamori(1992b)は日本のデータを用いて、predictive testによる1財モデルのC-CAPMについて、その安定性を検証している。その結果、1977年から85年にかけて、パラメータ(主観的割引率・相対的危険回避度)は安定的であることを示している。

1.2.3 設備投資

90年代の設備投資の動向について検証を行っている日本銀行(1997)では、1980年代後半に過剰な設備投資が行われ、その結果として1990年代前半に大幅な調整を余儀なくされ、それがこの時期の長期低迷の大きな要因になったとしている。また、資本ストックの過剰な積み上がりに加えて、バランスシート調整の影響、90年代の円高による産業構造調整の影響、といった複合的な要因を挙げている。バランスシート調整は、80年代後半に企業が積極的な借り入れによって資産と借り入れを増加させ、90年代の資産価格の急落によって、バランスシートの見直しを余儀なくされたことを指す。また産業構造調整については、国際的分業化が進む中で、海外、特にアジア諸国にお

ける生産の拡大により、国内での設備投資が減少したことを指す⁵。

そして、設備投資の低迷の要因として、これまでに述べたもの以外に、不確実性および投資の不可逆性の存在があげられる。いくつかの先行研究では、需要の不確実性と設備投資の関係に着目し、かつ投資の不可逆性との関連についても言及している。この関係について、日本データを用いて検証した先行研究として、Ogawa and Suzuki (2001)、鈴木 (2001) などがある。Ogawa and Suzuki (2001) では線形の、鈴木 (2001) では非線形の設備投資関数を適用し、製造業（機械系産業および素材系産業に分類）のパネルデータを用いて、不確実性の投資に与える影響を分析している。Ogawa and Suzuki (2001) では、不確実性の尺度として、実質売上高成長率に関連する3種類の値（ARCHモデル、自己回帰方程式の標準誤差、標本標準偏差）を用い、投資の不可逆性が大きい産業で、不確実性による設備投資の抑制が見られることを明らかにしている。一方、鈴木 (2001) では、この設備投資を抑制する傾向は、素材系メーカーでは大規模企業、先端技術系メーカーではやや中位の規模の企業に見られることを示している。

また、堀・齊藤・安藤 (2006) では、90年代の設備投資停滞の要因として、設備投資のキャッシュフローに対する感応度に着目した研究を行っている。旧日本開発銀行（現日本政策投資銀行）のパネルデータを用いた推定の結果、キャッシュフロー感応度は有意であったが、これは決して強い要因でなく、むしろTobinの q の変動が大きく影響していることを示している。また、保有流動性資産が流動性ショックに対するバッファとしての役割も指摘している。

1.3 各章の要旨

ここでは、各章（第2章、第3章、第4章）の要旨を述べる。なお、本稿第2章は小塚 (2004) を、第3章はKozuka (2006) をそれぞれ修正し、採録したものである。

1.3.1 第2章：日本の政策反応関数

この章では、日本におけるTaylor rule型政策反応関数の実証分析を、1990年代までをサンプル期間として、展開した。これまでの日本の政策反応関数に関する研究の多くは、1970年代の石油ショック時、および1980年代のプラザ合意とその影響による

⁵小川・北坂 (1998) では、担保としての土地資産の下落が、設備投資の低迷の要因としている。

金融政策の変化に関する研究が中心であり、それ以降の1990年代における政策反応関数および経済構造の変化などについて言及したものは多くない。しかし1990年代の日本には、ほぼ一貫した低金利政策、バブルの崩壊とそれに伴う不況、過度の円高、金融危機などがあり、政策反応関数および経済構造のシフトがあったのではないかとと思われる時期が存在する。

そこで本研究では、Jinushi et al. (2000) で用いられた共和分分析のフレームワークを用い、更にこれを拡張・修正した上で、日本の政策反応関数について、より厳密な実証分析を行った。そして、中央銀行の損失最小化問題から導出された政策反応関数に従い、実証分析の結果について、解釈を進めた。

拡張・修正した点およびその目的は次の4点である。まず1点目として、90年代の変化に注目するため、サンプル期間として4種類を設定し、それらの結果を比較した点があげられる。サンプル期間は、1983年から96年第1四半期まで、97年第1四半期まで、97年第4四半期まで、98年第4四半期まで、とした。そして2点目として、鎌田・増田(2001)の方法に従い、コブ=ダグラス型生産関数によって推計されたGDPギャップを用いた点があげられる。これは、統計データが存在する製造業の資本ストック稼働率だけでなく、BSI(財務省発行のビジネス・サーベイ・インデックス)を用いて非製造業の資本ストック稼働率についても推計し、GDPギャップを計測したものである。さらに3点目として、Jinushi et al. (2000)と同様に、Gregory and Hansen (1996)の構造変化を許容した共和分分析を行なった点があげられる。既に記したように、1990年代は日本経済に大きく構造変化が発生したと思われる時期である。そして、対象となるサンプル期間はこれを含んでいるため、Gregory and Hansen (1996)の手法を用い、検証を進めた。最後に4点目として、これらの拡張・修正を行った上で得られた政策反応関数の各係数の推定結果に関して比較静学を行ない、構造変化の要因に関する詳細な分析を行なった点があげられる。これは、前述したように、最適化問題から導出されたTaylor rule型政策反応関数を念頭に置いたものであり、この係数がIS曲線・総供給曲線・政策当局の損失関数の各パラメータから成り立っている点に着目したものである。

以上の4点を考慮した実証分析の結果、本研究では主に2つの結論を得た。第1に、日本のTaylor rule型政策反応関数は、1983年第2四半期から1996年第1四半期まで、および1997年第1四半期までをサンプル期間としたとき、1990年第1四半期に

における構造変化を伴った共和分関係にあることが示された。そして、最適化問題から導出された Taylor rule 型政策反応関数の基づく各係数の比較静学の結果、その政策反応関数のシフトの要因は、GDP ギャップの金利に対する反応度の低下、そして日本銀行のインフレ率および GDP ギャップに対する政策スタンスの相対的な変更にあることが推測された。第 2 に、日本の政策反応関数における共和分関係も、1997 年第 4 四半期および 1998 年第 4 四半期までをサンプル期間とした場合には、消滅していることが示された。そしてこの共和分関係の消滅から、1997 年以降に、金融危機などによる持続的な需要ショックの発生したこと、またはこの時期に Taylor rule が有効でないデフレ均衡に陥ったことが推測された。

1.3.2 第 3 章：日本の消費行動とその構造変化

1990 年代の日本では、消費支出が低迷している一方で、低金利政策が継続されている。一般的な消費理論から考えると、消費の代替効果により、金利が低下しているときには現在の消費は増えると考えられるが、この時期にはそれが成立していないものと思われる。そのことから、日本においては、バブルの前後で、消費行動に何らかの変化が起こったものと考えられる。

そこでこの章では、実質コールレートを資産収益率として、1990 年代における消費の異時点間代替弾力性とその構造変化に着目し、日本の消費行動についての実証分析を行った。

これまでの消費のオイラー方程式を用いた研究は多く存在している。しかしこれらのうち多くは、相対的危険回避度一定の効用関数に基づき、耐久・非耐久消費財の 2 財間の区別を明確に行なっていない、1 財モデルによって推定している。これらの研究のうちいくつかは、推定のパフォーマンスが良くないものとなっている。また、日本のデータを用いた上で、消費のオイラー方程式のパラメータに関して構造変化の検証を行なった先行研究も、多くない。

そのため本研究では、より消費者の行動をあらわすと思われる、耐久・非耐久消費財支出の 2 財を考慮したモデル (Ogaki and Reinhart 1998a) を推定した。Ogaki and Reinhart (1998a) では、多くの先行研究は耐久消費財支出と非耐久消費財支出の同時点間の代替弾力性を考察していないため、異時点間代替弾力性の推定値に負のバイア

スがかかると指摘している。そのため、耐久・非耐久消費財を明確に区別した本稿の分析は、有益なものと考えられる。そして構造変化の検証を行なうにあたり、Ghysels et al. (1997) による、未知の構造変化点を検定する sup-predictive test を用いた。また、消費のオイラー方程式に関して構造変化の検証を行なった先行研究はあまり存在しないが、2財モデルで、さらに構造変化点を未知とした検証は、本稿がはじめてであると思われる。

2財モデルの推定は、2段階で行われる。すなわち、第1段階として共和分検定による同時点間代替弾力性の推定を行い、第2段階として、推定された同時点間代替弾力性をオイラー方程式に代入し、異時点間代替弾力性を推定するものである。第1段階では、Gregory and Hansen (1996) による、共和分ベクトルの構造変化を許容した共和分検定の結果、同時点間代替弾力性は、正であるという符号条件を満たしている。第2段階では、2財モデルでは、推定された異時点間の代替弾力性は符号条件を満たし、過剰識別条件も満たされていることが示された。そして、sup-predictive test およびサブサンプル推定の結果、異時点間代替弾力性は、1997年第2四半期において構造変化を起こしており、下方にシフトしていることが示された。これには、本章のモデルはCRRA（相対的危険回避度一定）型の効用関数の要素を含むものとなっていることから、金融危機という状況下での消費者の将来不安によって相対的危険回避度が上昇したことが背景にあるものと考えられる。そして、金利と消費支出の関係である異時点間代替弾力性が下方にシフトした異なるレジームに入ったことが、低金利下での消費支出の減少の要因となったのではないかと考えられる。

このことから、1990年代の低金利下における消費支出の低迷は、消費支出の金利水準に対する反応度が低下したことがその要因の1つであると推測され、これが1990年代における不況の要因の1つであると考えられる。よって本稿で得られた結果は、現実に観察されたことを説明するものであると思われる。

1.3.3 第4章：日本における投資行動と調整費用

設備投資行動を検証するに当たり、投資の不可逆性の存在は極めて重要なものである。例えば、Caballero(1991)・Dixit and Pyndyck (1994) などの理論研究では、投資の不可逆性が存在するときの不確実性と設備投資抑制の関係を検証しており、また

近年は、これらの理論的含意を背景とした、多くの実証分析が展開されている。このことから、投資の不可逆性と、その要因となる非対称な調整費用関数の有無を確認することは、設備投資行動を解釈する上で、重要な意味を持つものと考えられ、改めて調整費用関数の非対称性を明示的にあらわすことは、重要な貢献であると考えられる。特に前述のように、1980年代から90年代にかけての日本では、過剰な設備投資とその後の投資抑制が見られ、設備投資行動に何らかの変化があったものと考えられる。

そこでこの章では、最適化問題から導出された投資のオイラー方程式を推定し、さらに調整費用関数の非対称性の存在についての分析を進めた。投資のオイラー方程式を適用するメリットは、推定モデル中にTobinのQが明示されないため、この推計方法の差異によって発生する問題を回避できることにある。具体的な推定方法は、日本の「法人企業統計」の製造業のデータ、および「国民経済計算」の全産業のデータを用い、投資の調整費用関数のパラメータをGeneralized Method of Moments(GMM)によって推定した。さらにそれぞれのパラメータに関して、Sup-predictive test による構造変化の検定を行った。これらの実証分析の結果、法人企業統計を用いたケースでは、90年代前半(92年から93年頃)における調整費用関数のパラメータに関する上方シフトが示された。このシフトは投資の限界費用の増加を示唆するものと考えられる。

Sup-predictive test で示されたこの構造変化時期以降では、負の純投資が多く観測されている。このような負の投資は設備の破棄であり、これにはより多くの費用を要するという投資の不可逆性が存在することが、一般には考えられている。それを表すものとして、正の投資と負の投資で非対称な調整費用関数が想定され、そのような定式化では負の投資を行うときの係数の値が大きいと考えられている。係数の上方シフトが発生したことは、この時期に投資の限界費用の大きい負の投資が行われたことの反映であると考えられる。そのため、より直接的に調整費用関数の非対称性を検証する必要がある。

そこで、本章では続いて法人企業統計の純投資(減価償却分の設備投資を考えないケース)を用いた、調整費用関数の非対称性についての検証を行った。その結果、調整費用関数における負の設備投資の係数ダミーは有意に正であり、投資の不可逆性を示す、非対称な調整費用関数の存在が示された。調整費用関数の非対称性を明示できたことにより、今後の投資の不可逆性とそれに起因する設備投資行動の検証に大きく

資するものと考えられる。

図 1 - 1 公定歩合の推移
(1980年1月—1995年9月)

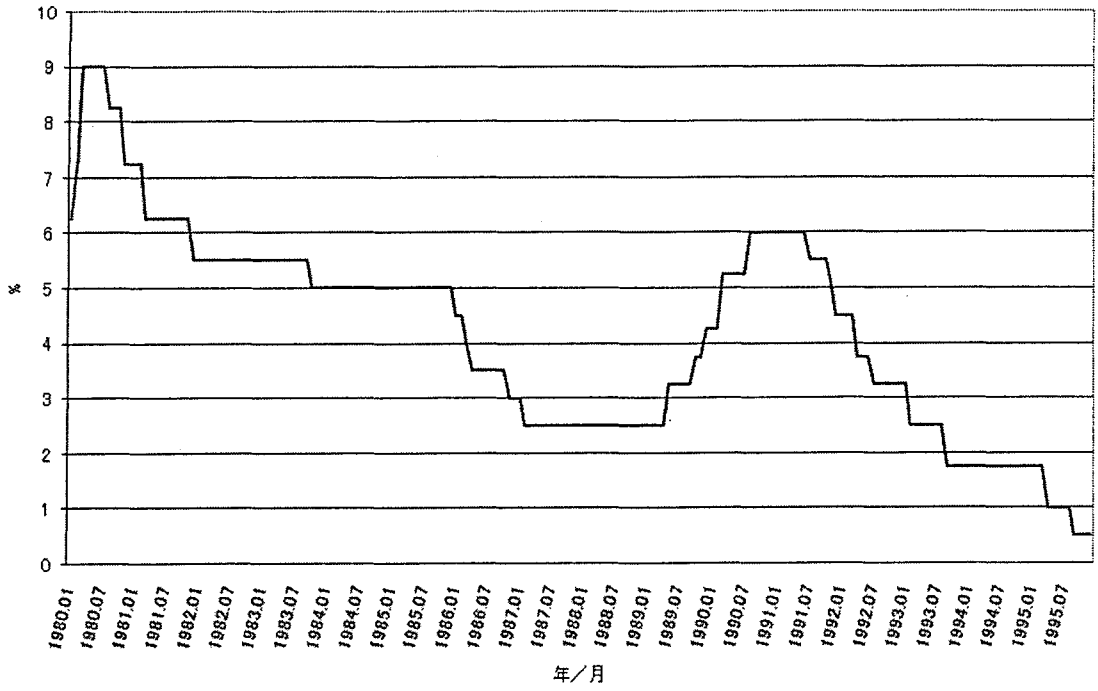


図 1 - 2 名目コールレートの推移
(1980年1月—2007年7月)

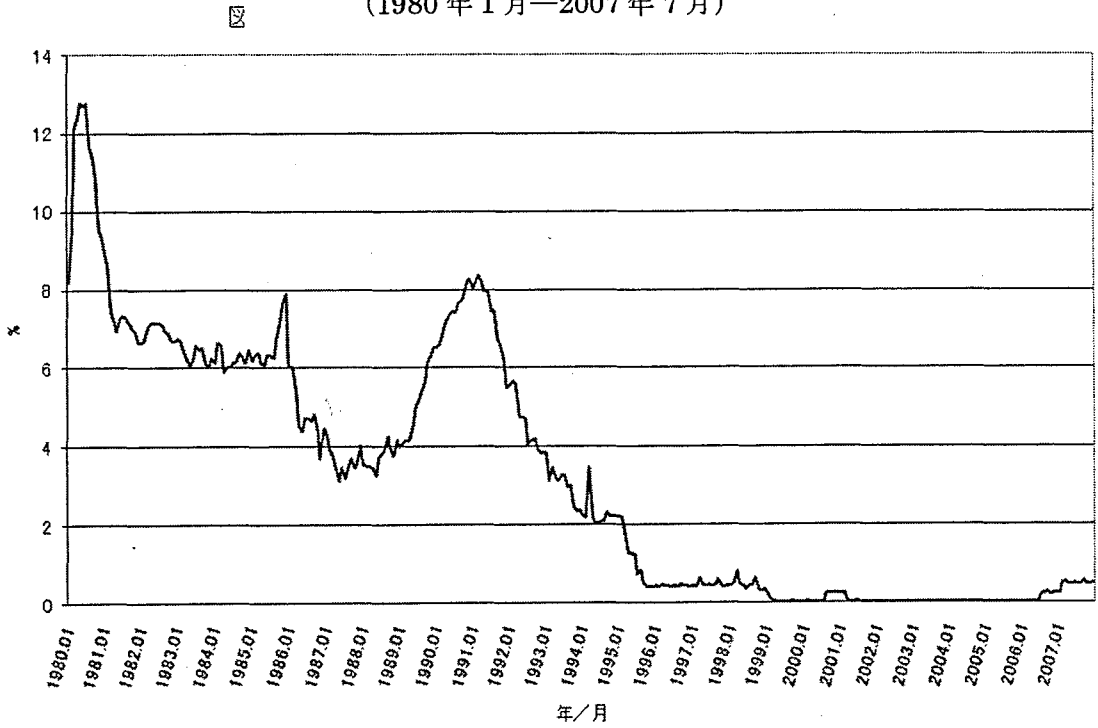


図 1 - 3 新規投資額変化率
(進捗・93SNA・全産業)

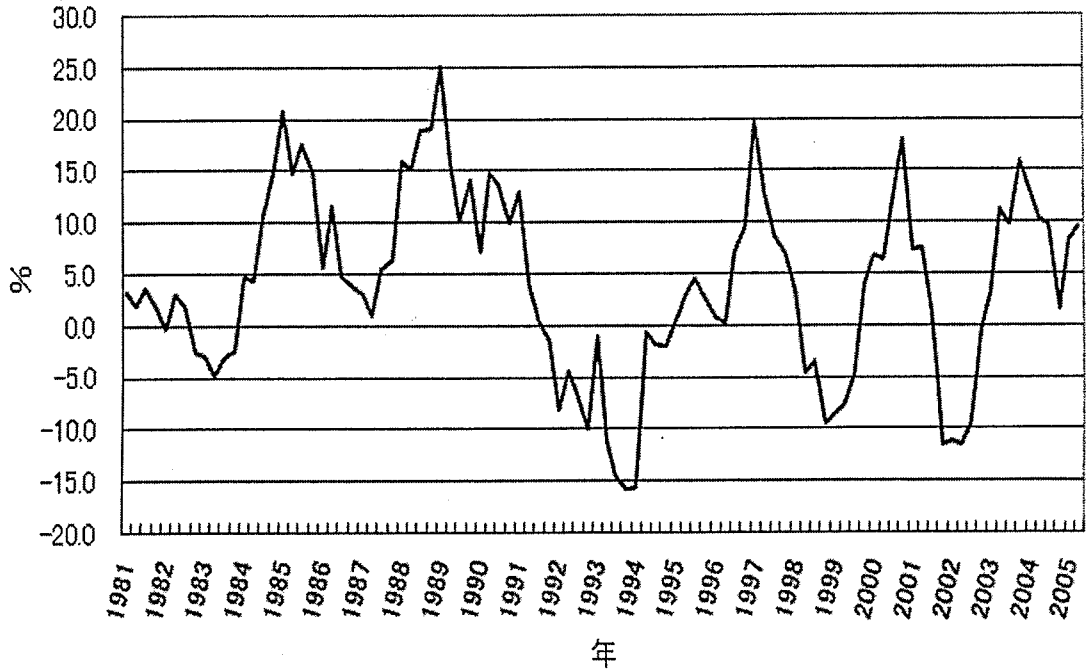
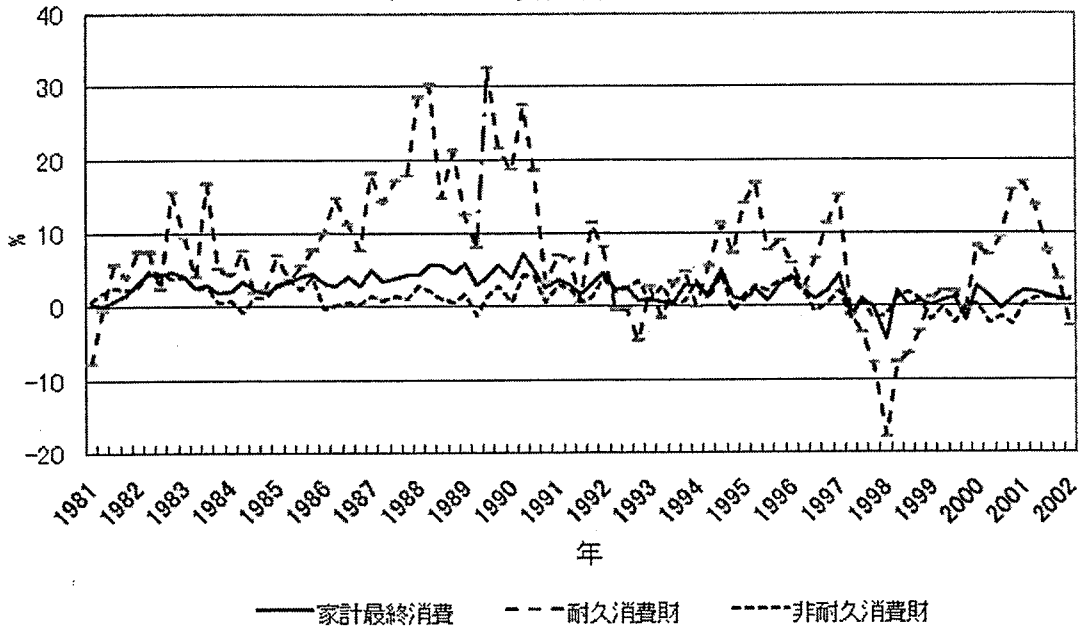


図 1 - 4 形態別民間消費支出
(93SNA・変化率)



第2章 日本の政策反応関数：共和分分析に基づく再検証

2.1 はじめに

本章は、1980年代から90年代における日本の政策反応関数の実証分析を目的とする。手法については、Jinushi et al.(2000)に倣い、共和分分析を基本として行なう。そして、90年における政策反応関数のシフトおよび97年における共和分関係の消滅を示し、その要因について、統計的及び経済理論の側面から検証を行なっていく。なお本章では推定式として、Taylor rule型政策反応関数(Taylor(1993))を用いる。このTaylor rule型政策反応関数の実証分析は、多くの金融政策の実証研究で用いられている主要なアプローチである。更にTaylor rule型政策反応関数の推定から得られた結果については、Svensson(1997)やBall(1999)で導出された、経済構造のパラメータを考慮した政策反応関数を参考にし、その要因を推測する。

これまでの、日本の政策反応関数についての先行研究には、Hutchison(1988)、Ueda(1996)、Clarida et al.(1998)、田中(1997)、地主(1992)(2000)などがある。まず、各先行研究について説明する。

Hutchison(1988)は、為替レートを考慮した政策反応関数を推定した。その結果日本銀行は、為替レートの変動を重要視する一方で、短期の金融調節がおろそかになっていた可能性を示した。その一方でUeda(1996)は、第1次石油ショック後に変動相場制に移行した後も、為替レートに対して反応していないことを示している。ただし79年からのサンプル期間で、説明変数にM2の予測誤差を入れた場合、為替レートの係数は有意となっている。またUeda(1996)は、第1次石油ショック前には、コールレートはGDPギャップに対して負の反応をしていることも示した。また田中(1997)は、1970年第1四半期から93年第3四半期をサンプル期間とし、regime switchingの分析手法を用いて分析を行なった。その結果、為替レートは80年代に入って政策目標に加

えられた可能性を示した。これは、Ueda(1996)の79年以降の政策についての結論と近いものとなっている。しかし物価についてはあまり重要な政策目標としていないという結果を得ており、これは地主(1992)や後述のClarida et al.(1998)の結論とは異なっている。また経常収支は、全サンプル期間で政策目標としているという結論を得ている。そしてClarida et al.(1998)は、日本については1979:04-94:12(月次)の期間で、ドイツのブンデスバンク(Bundesbank)と同様の、インフレ率に対する反応が大きいという推定結果を得ている。更に地主(2000)は、プラザ合意後の政策変更の結果、それ以前のいわゆる「黄金期」のルールから外れた金融政策が行われたことを示した。Jinushi et al.(2000)では、サンプル期間を1975年第1四半期から95年第4四半期として、Svensson(1997)のモデルを考慮した結果として、1987年第2四半期に構造変化があった上で共和分関係が成り立つことを示している。そのときの実質GDPに対する政策ウェイトの低下を示し、更にその原因をフィリップス曲線の傾きの変化と、中央銀行の政策スタンスの変更にあるものと推測している。

しかしこれらの研究は、70年代の石油ショック時、および80年代のプラザ合意とその影響による金融政策の変化に関する研究が中心で、90年代におこった政策反応関数のシフトなどについて言及したものは多くない。しかし90年代の日本では、バブルの崩壊・過度の円高・アジア通貨危機・金融危機など、経済環境の変化や政策スタンスの変更が政策反応関数に影響を与えたのではないかと考えられる時期が多く存在する。そこでこれらの事件は、中央銀行の政策スタンスの変化や経済構造を変化させ、政策反応関数の何らかの変化という形であらわれるのではないかと考えられる。

そこで本章では、これらのことを踏まえ、1983年第2四半期から1998年第4四半期までを最長のサンプル期間として、日本の政策反応関数の実証分析を行う。このことは、先行研究と比してより直近のデータを用いることになり、それによって、90年代の政策反応関数の変化の推定・分析を試みる。

本章で用いる分析方法については、前述のように、Jinushi et al.(2000)で展開された共和分分析によるアプローチを用い、更にこれを拡張・修正する。拡張ないし修正する点およびその目的は次の通りである。第1に、Jinushi et al.(2000)では、簡便的に潜在GDPを一定として定数項に含め、説明変数として実質GDPを用いていたが、本章ではコブ・ダグラス型生産関数に基づいて推計されたGDPギャップを用いた推定を行う。第2に、サンプル期間の変更である。前述のように、本章では最長のサン

ブル期間を1983年第2四半期から1998年第4四半期とし、より直近のデータを用いる。その上で、Jinushi et al.(2000)と同様にGregory and Hansen(1996)の方法による、構造変化を考慮した共和分検定を行う。第3に、本論文では、ベースとなるサンプル期間での推定結果の頑健性を検討するため、他に90年代後半を終わりとする3つのサンプル期間で同様の推定を行い、それぞれの比較を行う。第4に、Stock and Watson(1993)のDOLS(Dynamic Ordinary Least Square)によって推定された政策反応関数の、係数シフトの要因分析を行う。政策反応関数のインフレ率・GDPギャップの係数は、Svensson(1997)やBall(1999)で導出された政策反応関数を念頭におくと、経済構造及び中央銀行のスタンスをあらわすパラメータから、政策反応関数の係数は成り立っていることになる。そこで、政策反応関数のインフレ率・GDPギャップの係数や定数項のシフトの要因がどの構造・政策パラメータによって起きたかを、分析・推測する。第5に、追加検証として、各変数が定常であるケースも考慮し、GMM(Generalized Method of Moments)(Hansen(1982))による再検証を行なう。以上の拡張に基づいて、本章では日本の政策反応関数を詳細に検証し、より確かであると考えられる推論に基づく解釈を試みる¹。

本章の構成は次の通りである。第2節では、Taylor rule型政策反応およびGDPギャップに関する議論を展開する。第3節では、実証分析を行う。第4節では、分析結果の解釈を行う。第5節では、GMMによる追加推定を行う。第6節は結論である。

2.2 モデルについて

2.2.1 Taylor rule型政策反応関数について

本章では推定式として、Taylor(1993)によって提唱された金融政策のルールである、Taylor rule型の政策反応関数を用いる²。Taylor(1993)は、70年代からのアメリカのデータを用いたシミュレーション分析の結果、このルールが連邦準備銀行(FRB)の政策を非常に良くあらわしていることを示した。またいくつかの研究で、1980年代の

¹本章では、政策反応関数の共和分関係を推計し、その長期的な均衡関係を分析することを目的としている。しかしこれによって、金融調節の過程がすべて明らかになるわけではない。例えば短期の金融調節を調べるためには、VECM(Vector Error Correction Model)による分析が有効であろう。しかしこれは本章の範囲を越えるため、行わないものとする。

²この他の金融政策のルールとして、ベースマネーを政策手段とした、McCallum(1988)によるMcCallum ruleがある。

多くの先進国の中央銀行は、名目短期金利を操作することによって、金融政策の運営を行なっていることが示されている³。

ところで、Taylor(1993)によって提唱された政策ルールを、ミクロ的基礎に基づいて導出した先行研究として、Svensson(1997)やBall(1999)がある。これらの研究はともに、Inflation Forecast Targeting とよばれるフレームワークを元に行っている。このInflation Forecast Targeting とは、次のようなものである。まず中央銀行は、目標値となる将来のインフレ率予想値を設定するときに、民間部門にも広くその内容をアナウンスする。また民間部門も中央銀行の行動に関して情報を広く集めようとする。中央銀行のアナウンスメント効果の影響を受けて民間部門は期待インフレ率を形成する。そしてそれに沿う短期金利にあわせて、中央銀行は短期金利を操作するものである。Svensson(1997)ではInflation Forecast Targeting を踏まえて、2次形式の損失関数と、線形の2本の制約式(IS曲線・フィリップス曲線)を設定し、動学計画法(Dynamic Programming)により多期間損失関数損失最小化問題を解くことによって、経済構造を考慮に入れた政策反応関数を導出している。

Svensson(1997)では、IS曲線、フィリップス(AS)曲線、損失関数を

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2 (i_t - \pi_t) + \eta_{t+1} \quad (2.1)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha y_t + \epsilon_{t+1} \quad (2.2)$$

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2] \quad (2.3)$$

と設定する(α, β_1, β_2 は正と仮定。 $\eta \cdot \epsilon$ は期待値0・分散一定のホワイトノイズとする。)。そして価値関数を

$$V(E_t \pi_{t+1}) = \min_{E_t y_{t+1}} E_t \left[\frac{1}{2} \{ E_t (\pi_{t+1} - \pi^*)^2 + \lambda E_t y_{t+1}^2 \} \right. \\ \left. + \delta V(E_{t+1} \pi_{t+2}) \right] = k_0 + \frac{1}{2} k (E_t \pi_{t+1} - \pi^*)^2 \quad (2.4)$$

$$\left(\text{ただし, } k = \frac{1}{2} \left[1 - \frac{\lambda(1-\delta)}{\alpha^2 \delta} + \sqrt{\left\{ 1 + \frac{\lambda(1-\delta)}{\alpha^2 \delta} \right\}^2 + \frac{4\lambda}{\alpha^2}} \right] \right)$$

³アメリカでは1982年以降、借入準備運営操作による短期金利のコントロールにより、金融政策を運営するようになってきている。また日本銀行は、石油ショック以後、2001年に量的緩和に踏み切るまで、短期金融市場金利を起点に据えた金融政策を行ってきたと考えられる。本多(1990)は、通貨当局がコールレートをコントロールしているという仮説が支持されることを示している。

とする。ここで π はインフレ率、 y は GDP ギャップ、 i は名目短期金利、 π^* は中央銀行の目標インフレ率である ($\pi^* \geq 0$)。また i 以外は対数値である。そして δ は割引率で $0 < \delta < 1$ 、 λ はウェイトで $0 < \lambda$ なるものとする。

これらの条件をもとに損失最小化問題を解くことによって、

$$i_t = \left[1 + \frac{\delta \alpha k}{\beta_2(\lambda + \delta \alpha^2 k)} \right] \pi_t + \frac{1}{\beta_2} \left(\frac{\delta \alpha^2 k}{\lambda + \delta \alpha^2 k} + \beta_1 \right) y_t - \frac{\delta \alpha k}{\beta_2(\lambda + \delta \alpha^2 k)} \pi^* \quad (2.5)$$

となる、Taylor(1993) と同様の、説明変数としてインフレ率 (π) と GDP ギャップ (y) を、被説明変数として名目コールレート (i) を用いた政策反応関数を得るものである (導出の詳細は補論 1 参照)。

また Ball(1999) では、以下のような総需要・総供給

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} - \beta_2 r_{t-1} + \eta_t \quad (2.6)$$

$$\pi_t - \bar{\pi} = (\pi_{t-1} - \bar{\pi}) + \alpha y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.7)$$

を考える ($\eta \cdot \epsilon$ は期待値 0・分散一定のホワイトノイズ)⁴。なお、 π はインフレ率、 $\bar{\pi}$ は平均インフレ率、 y は GDP ギャップ、 r は実質利子率 ($i - \pi$) と均衡実質利子率 (r^*) の差である (i : 名目利子率)。均衡実質利子率 r^* は所与の定数で、総需要・総供給が均衡しているときの实質利子率である。 i 、 r および r^* 以外は対数値である。そしてこれらの式から、 $\tilde{\pi} = \pi - \bar{\pi}$ として

$$E_t y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2 r_t \quad (2.8)$$

$$E_t \tilde{\pi}_{t+1} = \tilde{\pi}_t + \alpha y_t \quad (2.9)$$

となる。ここで、中央銀行は $E_t \tilde{\pi}_{t+1}$ を所与とした上で $E_t(y_{t+1})$ を選択し、その結果 $E_t(\tilde{\pi}_{t+2})$ を決定すると考える。このことから、

$$E_t y_{t+1} = -q E_t \tilde{\pi}_{t+1} \quad (2.10)$$

⁴この2つのモデルで用いられた IS 曲線・フィリップス (AS) 曲線のほかに、いわゆるニューケインジアン型とよばれる、forward-looking type のものも存在する。しかし forward-looking type のモデルを用いたとき、各変数が同時点のものとなる Taylor rule 型政策反応関数を導出することは容易ではないため、(2.1)(2.2) 式のような設定を行なうこととする。

と仮定する。なお q は、 y_t と $\bar{\pi}$ の分散の和

$$\text{Var}(y_t) + \mu \text{Var}(\bar{\pi}_t) \quad (2.11)$$

を目的関数として (μ は選好のうちインフレ率にかかるウェイトで、 $0 < \mu < \infty$)、これを最小化する q である (q の導出については、補論 1 参照。)。さらに、ここに (2.8)(2.9) 式を代入して、

$$i_t = \left(\frac{q}{\beta_2} + 1\right)\pi_t + \frac{\alpha q + \beta_1}{\beta_2}y_t + r^* - \frac{q}{\beta_2}\bar{\pi} \quad (2.12)$$

を得る。これも、Taylor rule と同じ形の政策反応関数である⁵。

2.2.2 GDP ギャップの推計方法について

GDP ギャップを計算する際に必要となる潜在産出量の推計には、時系列トレンドによる推計、HP filter や Kalman filter などの filtering による推計、そしてマクロ生産関数によるアプローチがある。例えば、鎌田・増田 (2001) の方法、経済企画庁 (2000) の方法では、後者のマクロ生産関数の基づいており、どちらもコブ・ダグラス型の生産関数からソロー残差を導出し、それを元に潜在的 GDP を求めている⁶。本章では、鎌田・増田 (2001) に基づくマクロ生産関数アプローチに従い、GDP ギャップを推計する⁷。

まず実質 GDP を Y 、資本ストックを K 、総労働時間 (労働者数×労働時間) を L 、ソロー残差を A 、資本稼働率を λ 、労働投入係数を α (雇用者所得÷総所得) として、コブ＝ダグラス型生産関数を

$$\ln Y_t = \ln A_t + (1 - \alpha) \ln \lambda K_t + \alpha \ln L_t$$

⁵なお、 q が $\frac{1}{\alpha}$ で最大値であるとき、 $t+2$ 期のインフレ率は、ただちに目標値に調整される (Strict Target)。また、 q が大きくないときは、インフレーションの短期の経路にあわせた段階的な調整を行う (Gradual Adjustment)。

⁶先にあげた先行研究のうち、田中 (1997)、地主 (1992)、Jinushi et al. (2000) では実質 GDP を用い、Ueda (1996) では 1 次のタイムトレンドおよび日銀短観、Clarida et al. (1998) (2000)、地主 (2000) では 2 次トレンドをもとに GDP ギャップを推計して用いている。また、潜在 GDP の概念については他に、吉川 (1999) が挙げられる。これは、ケインジアン立場から、Demand Side に着目したものである。

⁷鎌田・増田 (2001) では、後述の K_{max} 、 L_{max} をそれぞれフル稼働資本ストックおよび最大労働時間とし、経済企画庁 (2000) ではこの代わりに「平均的な値」を用いている点が異なる。この 2 つを用いて比較を行った先行研究としては、宮尾 (2001a,b) がある。宮尾 (2001a,b) では、フィリップス曲線の推定およびインフレ率予測に適用し、この両推計値の比較を行っている。

とする。実質 GDP と資本ストックは、国民経済計算より、旧 SNA を用いた。ここで m を製造業、 nm を非製造業を示すインデックスとすると、(資本稼働率) × (資本ストック) は

$$\ln \lambda K_t = \ln(\lambda_m K_{mt} + \lambda_{nm} K_{nmt})$$

とあらわすことができる。ここで問題となるのは、非製造業の資本稼働率 λ_{nm} である。非製造業の資本稼働率を表す統計は存在しないため、従来は便宜上 100 % としていた。そのため、ソロー残差 $\ln A$ に計測誤差が混入し、そのまま TFP (Total Factor Productivity) とすることが出来なくなる。そこで鎌田・増田 (2001) は、非製造業の資本稼働率を、電力単位および財務省発表の「景気予測動向調査」の BSI (Business Survey Index) を用いることで対処している⁸。その上で $\ln A$ の推定値を $\ln \bar{A}$ とし

$$\ln \bar{Y}_t = \ln \bar{A}_t + (1 - \alpha) \ln K_{max_t} + \alpha \ln L_{max_t}$$

として、潜在的 GDP を求める⁹。

なお本章では、最終的に 4 つのサンプル期間について検定を行っている。そのため、GDP ギャップについては、それぞれ 4 つのサンプル期間で推計し、検定を行っている (実質 GDP と潜在 GDP の動きについては図 1 参照。GDP ギャップの動きについては、図 2 参照)。

2.3 実証分析

近年の研究では、目的とする式の推定を行なう前に、単位根の有無など利用するデータの時系列的な特性を明らかにすることが、非常に重要なものとなっている。Jinushi et al. (2000) でもそのような考えに立脚して共和分検定および DOLS を用いた分析を行っている。そこで、本章でも予備的な検定として、まず各変数について単位根検定を行なう。もし各変数が $I(0)$ 変数 (定常過程に従う変数) ならば、GMM (Generalized Method of Moments) による政策反応関数の推定を、各変数が $I(1)$ 変数 (非定常過程

⁸なお本章では宮尾 (2001a)(2001b) に倣い、簡便的に BSI を非製造業の資本稼働率として用いることとした。BSI から非製造業稼働率を算出するにあたっては、鉱工業稼働率指数から算出された製造業稼働率と同じ幅を持つように調整した。

⁹ここで L_{max_t} は、(最大労働時間) × (最大就労者数) である。最大労働時間・最大労働者数の詳細な定義は、鎌田・増田 (2001) 参照。また資本ストックの稼働率は 100 % としているため、 $\lambda = 1$ である。

に従う変数) ならば, 共和分分析のフレームワークで政策反応関数の推定を行うことが適切な方法となる。

また分析で用いる変数は, 名目コールレート (i), GDP ギャップ (y), CPI インフレ率 (π) であり, いずれも日本の四半期データである。コールレート無担保翌日物, CPI(生鮮品を除く) はともに日本銀行調査統計局 CD-ROM 収録の月次データから, 各期最終月の月平均の値を用いた。名目コールレート (i) は, 無担保翌日物を原数値のまま使用した。ただし 85 年第 2 四半期以前のデータについては, 85 年第 3 四半期以降の無担保・有担保コールレートの差の平均を取り, これを有担保コールレートに足したものをを用いている。インフレ率は, CPI の前年同期比で, 対数値である。なお, ここでは季節単位根の問題は考えないものとする。そしてサンプル期間は, (1)83:2-98:4(63 四半期), (2)83:2-97:4(59 四半期), (3)83:2-97:1(56 四半期), (4)83:2-96:1(52 四半期) の 4 期間を考える。すべてのサンプル期間が 1983 年第 2 四半期からとなっているが, これは GDP ギャップの推計の際に用いた BSI が, 83 年第 2 四半期からとなっているためである。また, これら 4 種類のサンプル期間のうち, 特に重要なものはサンプル期間 (2)(3) である。この 2 つのサンプル期間は, ともに 1997 年であるが, この年は, 金融危機など日本経済に大きなインパクトを与えたと考えられる出来事が起こった時期である。そのためその時期に, 政策反応関数に何らかの変化が生じたかを検証するため, サンプル期間をこのように設定した。なおサンプル期間 (1)(4) は, 結果の頑強性を調べるために設定したものである。

2.3.1 単位根検定

単位根検定は, 先述の 4 つのサンプル期間とし, 拡張された Dickey-Fuller 検定 (ADF 検定・Dickey and Fuller(1979)) で行った。なお, 拡張項の次数の決定についてはさまざまな方法が考えられている。しかしここでは, 拡張項の最大次数を 4 とし, これを減らしていき, 最大次数のラグ項の係数が有意になったところで, 次数を決定した (Campbell and Perron(1991) 参照)。また, 推定式は定数項のみを含めたものとした。

まず, 変数の階差を取らない場合, すべての変数で, 単位根を持つという帰無仮説を棄却できなかった。一方, 階差を取った場合, すべての変数で単位根を持つという帰無仮説は棄却された (表 2-1 参照)。よって (1)(2)(3)(4) のサンプル期間で, 各変

数は I(1) 過程に従うと考えられ、政策反応関数の実証分析にあたっては、共和分分析を展開することが可能となった¹⁰。そこで次節では、長期的な均衡関係を推定するために、共和分検定を行う¹¹。

2.3.2 共和分分析

共和分検定は主に、Engle and Granger(1987) によって提唱された、ADF タイプの方法 (Engle=Granger 検定) と、Johansen(1988), Johansen and Juselius(1990) によって提唱された、ベクトル誤差修正モデルを元に、最尤法によって行なう方法 (ここでは最大固有値検定) の 2 種類がある。Engle=Granger 検定は、共和分ベクトルが 1 つしかないと仮定した上での検定であり、Johansen の方法は、複数の共和分ベクトルの推定と検定を行なう方法である。本章では、Engle=Granger 検定および Johansen の方法の 2 つの方法で共和分検定を行ない、サンプル期間は、(1)83:2-98:4, (2)83:2-97:4, (3)83:2-97:1, (4)83:2-96:1 とする。推定式は、Taylor rule 型政策反応関数

$$i_t = b_0 + b_1\pi_t + b_2y_t + u_t$$

である (u_t : 期待値 0 の誤差項)。

Engle=Granger 検定の結果、(1)(2)(3)(4) いずれのサンプル期間でも、共和分関係がないという帰無仮説を棄却することはできなかった。なお、選択した拡張項の次数は 1 である¹²。

次に、最大固有値検定を行なった。ラグ次数は、十分にラグを取るため、一律に 4 とした。その結果、(1)(2)(3)(4) のいずれのサンプル期間においても、共和分ベクトルの数は 0 であるという帰無仮説を受容した。なお、検定の際には、Cheung and Lai(1993) の臨界値の小標本修正 (Surface Response Analysis) を行った (表 2-2 参照)。

¹⁰なお、Elliott et al.(1996) による単位根検定 (DF-GLS) でも、I(1) 変数であることが示された。

¹¹なお第 4 節では、Svensson(1997)・Ball(1999) で理論的に導出された政策反応関数をもとに、実証結果の解釈を行なうが、ここでの単位根検定の結果は、長期的な定常均衡を仮定していると考えられるこれらの理論モデルとの整合性という観点から、議論の余地が残されている。ここでは得られた推計に従って、共和分分析を進めていくが、各変数が定常であるケースについての追加的検証は、第 5 節で行なっている。

¹²詳しくは表 2-1 参照。なお、前述の単位根検定と同様の方法で、拡張項のラグ次数は決定されている。

2.3.3 構造変化を考慮した場合

前節の分析では、Engle=Granger 検定・Johansen の方法による最大固有値検定ともに、(1)(2)(3)(4)のいずれのサンプル期間においても、日本銀行の政策反応関数に共和分関係がないことが示された。しかし第1節でも述べたように、これらの期間には、日本経済に大きなショックを与えたと考えられる出来事がいくつか発生した時期である。そのため、政策反応関数に何も構造変化がないとした上で共和分検定を行なうと、過度に帰無仮説を受容する(共和分関係なしと判断する)おそれがある。そこで本節では、Gregory and Hansen(1996)の方法に基づき、構造変化を考慮した共和分検定を行なう¹³。

ここでは、推定式である政策反応関数にダミー変数を加えた、

$$i_t = b_0 + b_1\pi_t + b_2y_t + c_0D_\tau + c_1D_\tau\pi_t + c_2D_\tau y_t + u_t$$

を考える(u_t :期待値0の誤差項)。ただし D_τ は、 τ 期より前に0、以降に1をとるダミー変数であり、ここでサンプル期間は(1)83:2-98:4、(2)83:2-97:4、(3)83:2-97:1、(4)83:2-96:1を考え、 $\tau \in [0.15T, 0.85T]$ であるとする(T はサンプル数)。この方法に従って分析を行なった結果、サンプル期間(3)(4)では、ともに90年第1四半期に構造変化があった上での共和分関係が存在し、その一方で、サンプル期間(1)(2)では、ともに構造変化を伴う共和分関係が消滅していることが示された(表3-3参照)。このことから、97年頃に政策反応関数の共和分関係が消滅したと考えられる。またサンプル期間(1)で共和分関係は検出されず、サンプル期間(4)で共和分関係が検出されたことは、97年頃に政策反応関数の共和分関係が消滅したことの頑健性をある程度保証する

¹³Gregory and Hansen(1996)の方法とは、サンプル期間内に一度だけ構造変化があったと仮定した上での共和分検定である。これは各期に構造変化があったとして導出された各残差 e_t^τ について、Engle=Granger 検定と同様に、

$$\Delta e_t^\tau = \beta e_{t-1}^\tau + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta e_{t-i}^\tau + \epsilon_t$$

の β を推定し、各 τ について検定統計量 $\theta(\tau)$ を算出する。その中で検定統計量もっとも小さい(もっとも絶対値が大きい)値を取る τ を構造変化時期 τ^* とする。通常の単位根および共和分の検定と同様、この場合も拡張項を考えなくてはならない。本章では、単位根検定のときと同様に、Campbell and Perron(1991)の方法に従い、最大次数を4とした上でこれを徐々に減らし、最大次数の拡張項の係数が有意になったところで決定している。その上で、以下のような帰無仮説・対立仮説の検定を行なう。

H_0 :構造変化、共和分関係なし、 H_A : τ^* 期の構造変化、共和分関係あり。

ものと考えられるであろう¹⁴。なお厳密には、このような結果が得られた原因として、各変数のトレンドのシフトも考えることができる。しかし Banerjee et al.(1992) による未知の構造変化時点を考慮した単位根検定の結果、すべての変数・すべてのサンプル期間について、構造変化 (trend shift および mean shift) を考慮しても、各変数は定常でないという結果を得た。

2.3.4 DOLS による政策反応関数の推定

前節の分析結果から、83年第2四半期から97年第1四半期までの日本銀行の政策反応関数は、90年第1四半期に構造変化を伴いながら、共和分の関係にあることが示された。そこで、本節では、Stock and Watson(1993)が提案した、DOLS(Dynamic Ordinary Least Square)を用いて、政策反応関数のパラメータの推定を行なう¹⁵。ここで、以下のような政策反応関数を推定する。

$$\begin{aligned}
 i_t = & b_0 + b_1\pi_t + b_2y_t + c_0D_\tau + c_1D_\tau\pi_t + c_2D_\tau y_t \\
 & + \sum_{i=-p}^p \gamma_{1i}\Delta\pi_{t+i} + \sum_{i=-p}^p \gamma_{2i}\Delta y_{t+i} \\
 & + \sum_{i=-p}^p \gamma_{3i}\Delta(D_\tau\pi_{t+i}) + \sum_{i=-p}^p \gamma_{4i}\Delta(D_\tau y_{t+i}) + u_t
 \end{aligned} \tag{2.13}$$

(u_t : 期待値0の誤差項)

本章では、 $p=2$ とする。また、満たされるべき符号条件は、 $b_1 > 0$, $b_2 > 0$ である。(2.13)式は、各説明変数 (GDP ギャップ・インフレ率) の階差のリード項・ラグ項およびダミー変数を含めたものである。ここで階差のリード項・ラグ項を含むのは、説明変数と誤差項との相関を除去するためである。ただし、ある程度のリード・ラグ項をとっても、系列相関・不均一分散が残る場合がある。そこで Den Haan and Levin(1996)は、系列相関による標準誤差のバイアスを修正する方法として、VARHAC という手

¹⁴共和分が存在しないとされたサンプル期間 (1) について、各変数の階差を取った上で、GMM(Generalized Method of Moments)による推定も行った。過剰識別条件は満たされたものの、係数は有意でなく、符号条件も満たされていないかった。

¹⁵DOLSについては、他に Hayashi(2000)などを参照。なお、この政策反応関数の説明変数であるインフレ率と GDP ギャップの線形関係 (フィリップス曲線) $\pi_t = a + by_t + u_t$ (u は誤差項) には、このサンプル期間 (83:2-97:1) において、共和分の関係にないことを仮定し、分析を進めることとする。

法を提案している。そして本章では、この方法をスカラーに適用した方法を用い、修正を行なった。VARHACによる標準誤差の修正は、次の手順で進める。まず推定式(2.13)式(ここではサンプル数は51)と、推定された残差 e についての推定式

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \dots + \rho_q e_{t-q} + \nu_t \quad (2.14)$$

を考える(ν は期待値0・分散一定のショック)。なお本章では、SBIC基準により $q = 2$ としている。

(2.14)式のSSRを $(T_e - p - K)$ で除して、 $\hat{\sigma}_e^2$ (残差分散)を求める。 T_e は(2.14)式のサンプル数(ここでは $51 - 2 = 49$)、 p は(2.13)式のリード・ラグ次数(ここでは2)、 K は(2.13)式の右辺の数(ここでは26)である。さらに、

$$\frac{\hat{\sigma}_e^2}{(1 - \hat{\rho}_1 - \hat{\rho}_2)^2} = \hat{\lambda}^2$$

($\hat{\lambda}^2$ は長期分散)として、この正の平方根を(2.13)式の回帰式の標準誤差で除して、各推定値の標準誤差に乗じる。この結果得られた値が、修正済標準誤差である¹⁶。以上の方法に従って推定を行なった結果、 b_0, b_1, b_2, c_1 が正、 c_0, c_2 が負と推定されたが、 b_2, c_2 は有意でなかった¹⁷(表2-4参照)。

2.4 分析結果の検討

前節で行われた分析から、97年第1四半期までをサンプル期間としたときに、政策反応関数が90年第1四半期にシフトし、その際インフレ率の係数と定数項のシフトがあったと考えられる、という結果を得た。その一方で、GDPギャップの係数およびそのシフトは必ずしも確かなものではない、という結果を得た。また、日本銀行の政策反応関数は、97年頃までは共和分が存在し、それよりあとに共和分関係が消滅したという分析結果も得られた。これらの結果は非常に興味深いものと考えられる。そこで本節では、政策反応関数のシフトの要因におよび共和分関係消滅の要因について、検討する。

¹⁶詳しくは、他に Hayashi(2000) 参照。

¹⁷なお、(2.13)式のリードおよびラグの次数 p を4、(2.14)式のラグ次数 q を4としたケースでも、得られた結果は、本章のものとはほとんど違いはない。

2.4.1 政策反応関数シフトの要因分析

ここでは、Svensson(1997) および Ball(1999) で導出された政策反応関数を用いて、その各係数についての比較静学を行なう¹⁸。そしてそれによって、係数シフトの要因を検討する¹⁹。そして次に、97年の共和分関係の消滅の要因について検討する。さらに、各変数の定常性を考慮して、GMMによる推定を追加的に行なう。

前述のように、Gregory and Hansen(1996)の方法に基づいた政策反応関数の共和分分析の結果、構造変化時期を90年第1四半期とした上で共和分の関係にあったことが示された。そこでここでは、理論的に導出された政策反応関数の各係数について、経済の構造パラメータによる偏微分を行う。

まず(2.5)式のSvensson型の政策反応関数を、以下に再掲する。

$$i_t = \left[1 + \frac{\delta\alpha k}{\beta_2(\lambda + \delta\alpha^2 k)}\right]\pi_t + \frac{1}{\beta_2}\left(\frac{\delta\alpha^2 k}{\lambda + \delta\alpha^2 k} + \beta_1\right)y_t - \frac{\delta\alpha k}{\beta_2(\lambda + \delta\alpha^2 k)}\pi^*$$

さらに、政策反応関数の各係数を b_0 (定数項)、 b_1 (インフレ率 π_t の係数)、 b_2 (GDPギャップ y_t の係数)として、それぞれ α 、 β_2 、 λ によって偏微分した。その比較静学の結果は表2-5-1にまとめられている(偏微係数の導出の詳細については、補論2参照)。

次に、Ball(1999)のモデルについて検討する。まず、以下に(2.12)式のBall(1999)の政策反応関数を再掲する。

$$i_t = \left(\frac{q}{\beta_2} + 1\right)\pi_t + \frac{\alpha q + \beta_1}{\beta_2}y_t + r^* - \frac{q}{\beta_2}\bar{\pi} \quad (r^*: \text{均衡実質利子率})$$

さらに、これまでと同様、政策反応関数の各係数を b_0 (定数項)、 b_1 (インフレ率 π_t の係数)、 b_2 (GDPギャップ y_t の係数)として、それぞれ α 、 β_2 、 μ によって偏微分した。その結果をまとめたものが表2-5-2である²⁰。2つのモデルのどちらについても、実証分析の結果とあわせて考えると、インフレ率の係数である b_1 の正のシフト(すなわち正の c_1)は、 β_2 の減少(金利感応度の低下)・ λ (中央銀行の政策スタンスのうちGDP

¹⁸ただし、脚注11でも述べたように、本章で得られた実証分析の結果と、均衡・定常モデルであるSvensson(1997)・Ball(1999)モデルのフレームワークとの整合性という観点からは、議論の余地が残されている。

¹⁹このほか、調査月報をもとに日本銀行の金融政策を分析した先行研究として、黒木(1999)などがある。

²⁰ q は μ の増加関数である。

ギャップに置くウェイト)の減少または μ (中央銀行の政策スタンスのウインフレ率に置くウェイト)の増加によってもたらされた可能性が考えられる。このうち β_2 の減少は金融政策の効果の減少とも解釈でき、バブル崩壊後の低金利下での資金需要落ち込みなどから、直感的に理解できるであろう。金融政策の効果に関する分析を行なった粕谷・福永(2003)では、90年代初期および末期に、産出の落ち込みと借入制約によって、金融政策の効果が低下した可能性を示している。また、この時期に緩和政策への移行が遅れたことが指摘されているが、このことは、実体変数の悪化に対して、コールレートの引き締めが鈍化し、より反応が小幅になったと解釈することもできる。そのため、日本銀行(1991)などの文献に、政策変更に関する明示的な記述はないものの、 λ の減少または μ の増加があったことは、可能性として否定できない。

2.4.2 共和分関係消滅の要因分析について

政策反応関数の共和分関係が消滅した、ということの意味は、政策反応関数の誤差項が非定常になった、という統計・計量的な解釈がまず考えられる。

第1節でも述べたが、97年の日本経済は、金融危機とよべる状況であったといえる。そのような97年に発生した経済面での出来事は、(1)消費税率の引き上げ、(2)アジア通貨危機、そして(3)日本の金融危機(山一証券・北海道拓殖銀行など大手金融機関の廃業・破綻)であり、これらのことは、相互に関連しながら、日本経済に持続的な影響を与えたものと考えられる²¹。平成9(1997)年4月1日を以って消費税率は3%から5%に引き上げられた。引き上げ前の駆け込み需要の反動から、引き上げ後に消費支出が減少した。そしてその後、金融危機が発生し、このことが原因となって、需要面での持続的なショック(IS曲線のショック)が発生した。そして、政策反応関数の誤差項には総需要・総供給ショックが含まれていると考えられることから、政策反応関数の誤差項 u_t が非定常となり、このことが、共和分関係の消滅という形であらわれたと考えられる。

また、政策反応関数の共和分関係が消滅するということは、Taylor rule型の政策反応関数が現実のデータと整合的でない、ということにもなる。それは、金利水準が0に到達して、Taylor rule型政策反応関数に代表される利子率ルールに拠っていたこれま

²¹日本銀行調査統計局(1998b)参照。

での金融政策のレジームが、変更されたことを意味すると考えられる。このような状況は、Reifshneider and Williams(2000) や岩田 (2002) で展開されている Taylor rule が有効でないデフレ均衡のモデルで表現される²²。このモデルは、IS 曲線、フィリップス曲線、Taylor rule などから成る Wicksell 型の閉鎖経済のモデル体系を考え、その中に Taylor rule が有効である安定的な均衡点と、Taylor rule が有効でない (ゼロ金利政策の) 不安定なデフレ均衡が存在している。そして Taylor rule 型政策反応関数の共和分関係が消滅したとされる 1997 年頃から、日本は Taylor rule が有効でない、ゼロ金利のデフレ均衡またはその近傍に陥ったものと考えられる。ゼロ金利政策の実施時期は 1999 年 2 月であるが、本章の分析結果から、それよりも早い時期に、事実上のゼロ金利政策に突入した可能性がある²³。

2.5 追加推定：GMM による検証

これまでの分析は、第 3 節の単位根検定の結果に従い、各変数が非定常であるとして分析を進めた。そして要因分析の際には、Svensson(1997)・Ball(1999) の理論モデルを参照した。しかしこのことは、脚注 12, 脚注 19 で述べたように、定常性を仮定していると考えられる Svensson(1997)・Ball(1999) のモデルとの整合性という観点から、若干の問題があるかもしれない。そこでここでは、各変数が定常であると仮定したケースについての、追加的検証を行う。また推定には、内生変数間の相関を考慮して、GMM(Generalized Method of Moments) を用いる。

まず、構造変化を考慮しない GMM による推定を行なう。ここで操作変数は定数項、被説明変数および各説明変数の 1 期のラグとする。サンプル期間は 83 年第 2 四半期から 97 年第 1 四半期である。また推定式は

$$i_t = b_0 + b_1\pi_t + b_2y_t + u_t$$

である (u_t は期待値 0 の誤差項)。その結果、 b_0 , b_1 , b_2 はすべて有意であった²⁴。し

²²ゼロ金利や流動性の罍についての研究には、この他に Buitert and Panigirtzoglou(1999), Benhabib et al.(2001), Krugman(2001), Miyao(2002) などがある。

²³ただしこのモデルは、Krugman(2001) で展開されているモデルとは異なり、流動性の罍は発生していないと仮定されているが、近年の日本経済が流動性の罍に陥っているかどうかについては、改めて議論すべき問題である。

²⁴ b_0 , b_1 , b_2 の推定値・標準誤差は 0.048(0.011)・1.464(0.322)・0.246(0.074) であった。

かし過剰識別テストの J 統計量 (自由度 1) は 5.656 であった。これは p 値は 0.017 であり、過剰識別条件は満たされなかった。

次に、構造変化を考慮し、Ghysels and Hall(1990a)(1990b) によるパラメータ安定性のテスト (predictive test) を行なう。これは、ある一定の期間のサンプルから得られたパラメータの推定値によって、他の期間の積率条件を評価するものである (詳細は補論 2 参照)。なおここでは、前節で示唆された構造変化点である、90 年第 1 四半期でサンプルを分割する。predictive test の結果、検定統計量は 35.59 であった。これは、自由度 4 の χ^2 分布に従うものであり、有意水準 5 % (臨界値は 9.488) で帰無仮説は棄却される²⁵。よって、90 年第 1 四半期を境に、政策反応関数の係数は変化している可能性が示された。この predictive test の結果を踏まえ、90 年第 1 四半期を構造変化点とした政策反応関数を GMM で推定する。操作変数は定数項、被説明変数および説明変数の 1 期までのラグを用いる。推定式は

$$i_t = b_0 + b_1\pi_t + b_2y_t + c_0D_\tau + c_1D_\tau\pi_t + c_2D_\tau y_t + u_t$$

である (u_t は期待値 0 の誤差項)。なお D_τ は、90 年第 1 四半期より前の期に 0、以降に 1 をとるダミー変数である。推定の結果、 b_0 , b_1 , c_1 , c_2 が有意であった²⁶。また、過剰識別テストの J 統計量 (自由度 1) は 0.24 であった。この p 値は 0.624 であり、過剰識別条件は満たされている。インフレ率の係数および定数項のシフト (c_1 , c_0) については、DOLS による推定の結果と同様に有意であり、符号も同様である。よって、インフレ率の係数および定数項のシフトについては、その存在が頑健なものであると考えられる。その一方で、GDP ギャップの係数 (b_2) の推定値は有意ではないが負であり、理論モデルから想定される符号条件とは、異なる結果が得られた。なお、前節の DOLS による推定においても (表 2-4 参照)、 b_2 の推定値は正であったが、有意ではなかった。この要因の一つとしては、GDP ギャップの推計方法の問題が考えられる。いずれにしても、GDP ギャップの係数については確定した結果が得られず、今後の課題として残されている²⁷。

²⁵Hamori et al.(1996), 羽森 (1996) で示されているように、小標本のケースでは、over rejection が発生する傾向があるため、臨界値の修正が必要である。しかし Hamori et al.(1996) で示されている修正済臨界値は、特定の仮定が置かれた Euler 条件に関するものであるため、本章の分析ではそのまま利用することは適切ではない。そこで便宜上、通常の χ^2 分布を用いるものとする。

²⁶ b_0 , b_1 , b_2 , c_0 , c_1 , c_2 の推定値・標準誤差はそれぞれ、0.037(0.015), 0.773(0.23), -0.089(0.159), -0.054(0.031), 2.261(0.649), -0.577(0.261) であった。

²⁷GDP ギャップとして 2 次トレンドに基づく推計値を用いたケースで推定した結果、GDP ギャップ

2.6 まとめおよび今後の課題

以上の実証分析の結果を要約すると、

- (1) 政策反応関数の変化は 90 年第 1 四半期に、定数項・インフレ率の係数についてあったと考えられる。これは定常性を仮定した GMM による推定でも、同様である。
- (2) 政策反応関数におけるインフレ率の係数のシフトの原因としては、中央銀行の政策スタンスの変更、または金利感応度の低下が考えられる。
- (3) 日本銀行の政策反応関数は 97 年頃に、構造変化を伴った共和分関係が消滅している。政策反応関数のショック項が、消費税率引き上げや、その後の金融危機によって、需要ショックが非定常になった可能性が原因の一つとして考えられる。また、岩田 (2002) などで展開された Wicksell のモデルに従えば、Taylor rule が有効でないデフレ均衡もしくはその近傍に日本経済が陥ったことも、もう一つの原因として考えられる。

の 3 点である。以上の結果から、最初に述べた問題意識に関して、ほぼ答え得る結果となった。

しかしながら、問題点および今後の課題はいくつか残されている。

まず第 1 に挙げられることは、複数の構造変化の検定の問題である。前述のように、このサンプル期間では、日本において多くの構造変化・政策スタンスの変化が起こったと考えられるが、本章で用いた Gregory and Hansen(1996) の方法では、全サンプル期間中に 1 度しか構造変化がないと仮定した上での共和分分析であるため、複数の構造変化時期を調べることはできない。しかし複数の構造変化を検定することができれば、他の時点で、他の要因による構造変化があるという結果が得られる可能性がある。複数の構造変化を調べる方法としては、サンプル期間の分割などが考えられるであろう。

の係数の符号条件は満たされず、過剰識別条件は満たされていないという結果を得た。また、predictive test によってパラメータの安定性を検定した結果、パラメータは安定的であるという帰無仮説を棄却できなかった。

第2に挙げられることは、GDPギャップの問題である。本章では、鎌田・増田(2001)の方法による推計値を用いて、政策反応関数の推定を行なった。その結果、GDPギャップの係数については、理論モデルと整合的な、頑健な推定値は得られなかった。また、GDPギャップの係数のシフトについても、推定方法・推定式によって、結果が異なった。そのようなことが生じた背景には、ここで用いたGDPギャップの推計がまだまだ多くの問題を持っていることがあるかもしれない。今後、より正確と思われる方法で推計されたGDPギャップを用いた推定を行い、またそのGDPギャップを更に他の実証研究にも応用していくことは、今後の政策判断の議論にとっても、重要であろうと考えられる。

第3にあげられることは、インフレ率の係数とGDPギャップの係数との識別の問題である。これは、4.4節で述べられているように、DOLSによる政策反応関数の推定の結果、GDPギャップの係数が有意でなかったことを踏まえたものである。もし宮尾(2001a)(2001b)で述べられているように、インフレ率・GDPギャップの間に共和分の関係が存在するならば、政策反応関数中にインフレ率・GDPギャップからなる2つ目の共和分ベクトルが存在している可能性がある。そしてそれが推定されていないために、政策反応関数におけるインフレ率の係数・GDPギャップの係数の推定が、うまくなされていない可能性も考えられる。このことを明示的に考えて推定を進めるためには、構造変化を考慮した複数の共和分ベクトルの推定が必要となるであろう。しかしこの方法においては、複数の共和分ベクトルに、構造変化を容認する推定方法を考えなくてはならない。

今後は、以上の問題点を今後の課題として、更なる研究を進めていく予定である。

第2章図表

(表2-1) 単位根検定 (ADF) の結果

サンプル期間 83:2-98:4					
変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量	変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量
<i>i</i>	4	-1.13	Δ <i>i</i>	3	-2.91†
<i>y</i>	2	-1.39	Δ <i>y</i>	1	-7.88**
π	4	-1.54	Δπ	3	-5.41**
サンプル期間 83:2-97:4					
変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量	変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量
<i>i</i>	4	-1.17	Δ <i>i</i>	0	-10.49**
<i>y</i>	3	-1.67	Δ <i>y</i>	2	-2.77†
π	1	-2.00	Δπ	3	-3.99**
サンプル期間 83:2-97:1					
変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量	変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量
<i>i</i>	4	-1.25	Δ <i>i</i>	0	-10.18**
<i>y</i>	3	-1.73	Δ <i>y</i>	2	-2.88†
π	4	-0.81	Δπ	3	-4.30**
サンプル期間 83:2-96:1					
変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量	変数	ラグ次数 (p)	τ 統計量
<i>i</i>	4	-1.11	Δ <i>i</i>	0	-9.82**
<i>y</i>	3	-1.65	Δ <i>y</i>	1	-4.03**
π	4	-1.16	Δπ	3	-4.16**

推定式は、*c* を定数項として、

$$\Delta x_t = c + \beta x_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta x_{t-p} + \epsilon_t$$

とした (ϵ_t は期待値0のホワイトノイズ)。帰無仮説 (H_0)・対立仮説 (H_A) は

$$H_0 : \beta = 0, H_A : \beta < 0$$

である。

※臨界値は定数項ありのときで 10%(†) … -2.60, 5%(*) … -2.93, 1%** … -3.58(Dickey and Fuller(1979), 羽森(2000)参照)。なお、ラグ次数の選択は、最大ラグを4とした上で次数を減らしていき、最大次数の係数が有意となるところで決定した(Campbell and Perron(1991)参照)。

(表 2 - 2 - 1) Engle=Granger 検定の結果

サンプル期間 83:2-98:4	サンプル期間 83:2-97:4
-2.69(0)	-0.84(1)
サンプル期間 83:2-97:1	サンプル期間 83:2-96:1
-2.01(1)	-2.17(1)

※臨界値は 10%(†) … -3.73, 5%(*) … -4.11, 1%** … -4.84 である (Engle and Yoo(1987)). ()内はラグ次数である。ラグ次数の選択は、最大ラグを 4 とした上で次数を減らしていき、最大次数の係数が有意となるところで決定した。

(表 2 - 2 - 2) Johansen の最大固有値検定の結果

サンプル期間	83:2-98:4	サンプル期間	83:2-97:4
λ	統計量 (臨界値)	λ	統計量 (臨界値)
$\lambda(0)$	24.39(27.62)	$\lambda(0)$	16.84(28.24)
$\lambda(1)$	9.85(19.67)	$\lambda(1)$	11.40(20.04)
$\lambda(2)$	0.37(11.60)	$\lambda(2)$	0.16(11.82)
サンプル期間	83:2-97:1	サンプル期間	83:2-96:1
λ	統計量 (臨界値)	λ	統計量 (臨界値)
$\lambda(0)$	19.77(28.60)	$\lambda(0)$	16.38(29.33)
$\lambda(1)$	13.75(20.37)	$\lambda(1)$	8.11(20.89)
$\lambda(2)$	7.52(12.01)	$\lambda(2)$	1.54(12.32)

※ $\lambda_i (i=0,1,2)$ は、帰無仮説を共和分ランクが i 本存在するとしたときの検定統計量である。なお臨界値は有意水準 5% のもので、Osterwald-Lenmu(1990) で示された値を、Cheung and Lai(1993) の小標本修正を施した値である。

(表 2-3) Gregory and Hansen(1996) のテスト結果

サンプル期間 83:2-98:4	
構造変化時期	検定統計量
94:4	-4.72(0)
サンプル期間 83:2-97:4	
構造変化時期	検定統計量
93:2	-4.81(0)
サンプル期間 83:2-97:1	
構造変化時期	検定統計量
90:1	-6.29(0)**
サンプル期間 83:2-96:1	
構造変化時期	検定統計量
90:1	-6.51(0)**

※臨界値は 10%(†) … -5.25・5%(*) … -5.50・1%** … -5.97 である (Gregory and Hansen(1996) 参照)。また拡張項は、最大ラグを 4 とした上で次数を減らしていき、最大次数の係数が有意となるところで決した。() 内の数字は、その拡張項の次数である。

(表 2-4) DOLS の推定結果

(リード・ラグ次数 $p = 2$)

サンプル期間 83:2-97:1() は修正済 t 値		
定数項	インフレ率	GDP ギャップ
0.01(3.72)**	1.44(5.03)**	0.11(0.60)
定数項ダミー	インフレ率ダミー	GDP ギャップダミー
-0.07(-3.82)**	1.92(3.25)**	-0.30(-1.58)

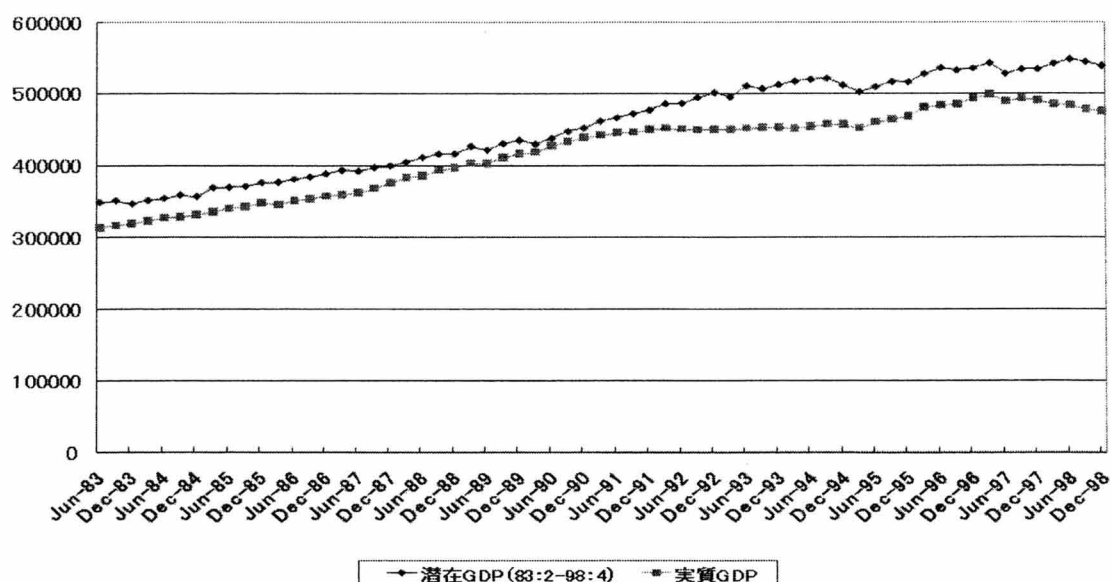
(表 2-5-1) 比較静学の結果：Svensson(1997)

	α で微分	β_2 で微分	λ で微分	実証分析の結果
b_1	$\pm ?$	-	-	+
b_2	+	-	-	± 0
b_0	$\pm ?$	+	+	-

(表 2-5-2) 比較静学の結果：Ball(1999)

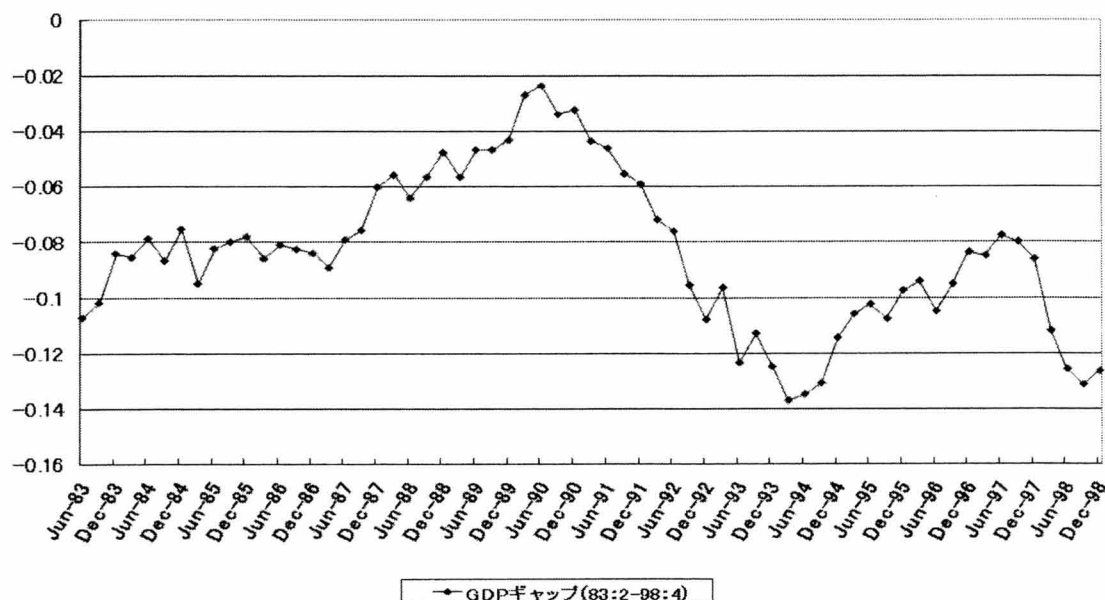
	α で微分	β_2 で微分	μ で微分	実証分析の結果
b_1	0	-	+	+
b_2	+	-	+	± 0
b_0	0	+	-	-

図 2-1 潜在GDPと実質GDP
(1983年第2四半期－1998年第4四半期)



注：1998年第4四半期までの潜在GDP推計値系列と、96年第1四半期までの潜在GDP推計値系列、97年第1四半期までの潜在GDP推計値系列、97年第4四半期までの潜在GDP推計値系列との相関は、それぞれ0.99以上である。

図 2-2 GDPギャップ
(1983年第2四半期－1998年第4四半期)



注：1998年第4四半期までのGDPギャップ推計値系列と、96年第1四半期までのGDPギャップ推計値系列、97年第1四半期までのGDPギャップ推計値系列との、97年第4四半期までのGDPギャップ推計値系列との相関係数は、それぞれ0.99以上である。

第3章 日本の消費行動とその構造変化： Sup-predctive testによる再検証

3.1 はじめに

異時点間代替弾力性 (Intertemporal Elasticity of Substitution: 以下 IES) は、実質金利水準と消費支出、すなわち需要面との関係をあらわす、マクロ経済の重要なキーパラメータである。IES をより正確に推定することは、1990年代の日本における長期不況の要因を検証するうえでも、極めて有益であると考えられる。

日本では、1991年の日本銀行による公定歩合（当時：現在の「基準割引率および基準貸付利率」）の切り下げ以降、一貫して低金利政策がとられた。しかし同時期に、消費支出の伸び率は、鈍化している（図3-1・図3-2参照）。1993年から97年にかけては、消費支出の若干の改善が見られたが、金融危機の起こった1997年以降は、再び低迷している¹。

一般的な消費支出の理論に基づくと、金利が低下すると、代替効果により現在の消費支出は増加することが示される²。しかしながら日本においては、1990年代の一時期を除き、このような状況はあまり観測されていない。この時期には日本経済において不確実性が発生し、何らかの構造変化となってあらわれたのではないかと考えられる。

そこで本稿では、日本における消費支出行動の変化を検証するため、日本のデータを用い、資産収益率に実質コールレートを適用した上で消費のオイラー方程式を推定する。そして、そのパラメータである異時点間における IES について構造変化の検定を行ない、金融政策が消費行動に与える影響と消費行動の変化を検証する。観測された

¹詳細は、日本銀行調査統計局(1998a)参照。

²日本における消費支出と金利の関係について検証した研究として、Nakagawa and Oshima(2000)がある。これは、期待インフレ率を上昇させることによって実質利子率を低下させ、代替効果から現在の消費を引き上げるとする、Krugman(1999)のアイデアの有効性を検証したものである。そして線形の消費関数を推定した結果、民間部門の借り入れが多いアメリカイギリスと異なり、日本についてはあまり有効でないことが示されている。

データからは、金利に対する消費支出の反応が低下していることが推測されるが、もしそうであれば、1990年代に不確実性などによって途中からレジームが変化し、IESは減少するという構造変化が検出されるものと考えられる。そしてこのことが、1990年代における低金利下での消費低迷、およびそれによる長期の不況の要因となったのではないかと考えられる。

これまでに、消費のオイラー方程式の推定に関する研究は多く行われている。これらの研究は、通常のCRRA型(相対的危険回避度一定)効用関数によるモデルに基づき、消費支出として総消費支出、非耐久消費財支出、非耐久消費支出およびサービス支出を用い、これらの財の区別を合計した上で分析を行なっている(以後、1財モデルとする)。しかしそのうちのいくつかでは、パラメータの符号条件が満たされていない。

Hansen and Singleton(1982,1983)では、アメリカ国内の金融資産を用いて1財モデルのC-CAPMをGMM(Generalized Method of Moments)で推定し、過剰識別条件が満たされず、なおかつ危険回避度(IESの逆数)の符号条件が満たされないことを示した³。

また、日本のデータを用いた先行研究には、Hamori(1992a)、福田(1993)、堀(1996)などがある。これらもGMMにより推定されている。Hamori(1992a)では、日本国内の金融資産を用いて推定し、符号条件、過剰識別条件ともに満たされることを示した。福田(1993)では、日本における金利の期間構造を利用した推定を行っており、過剰識別条件が満たされず、なおかつ危険回避度(IESの逆数)の符号条件が満たされないことを示した。堀(1996)では、日本のデータ(株式収益率、国債最終利回、コール資金)を用いた1財モデルについて推定した結果、操作変数の選択によっては、モデルが成立することを示した。ただし、IESの推定値については、およそ15から20の間という、極めて大きい値が得られた⁴。

³ 1財モデルから線形の消費関数を導出し、IESを推定した研究として、Hall(1988)がある。

⁴ また、一般的なモデルを拡張した先行研究もいくつか存在する。北村・藤木(1997)では、資産収益率として資本の限界生産性を用いた分析を行なっている。その結果、各パラメータについて、符号条件・大きさともに妥当な推定値が得られることを示した。しかし、割引金融債金利(1年)を用いたときには、危険回避度の推定値が符号条件を満たさないこともあわせて示された。Nakano and Saito(1998)では、公示地価を資産価格として用いた推定を行っており、1財モデルに関しては、符号条件が満たされないことを示した。Baba(2000)では、過剰識別テストの観点から、Money-in-Utility Modelは一般的なモデルと比べ、より望ましいモデルであることを示した。また両モデルとも、パラメータの符号条件は満たされていることも示した。

この他に、2種類の消費財の存在を考慮し、それぞれのIESを共和分検定のフレームワークで分析した先行研究として、Ogaki and Park(1992), Nishiyama(2004)などがある。これは、モデルに明示的に含まれる変数(各消費支出, 相対価格)を非定常なI(1)変数, モデルに含まれない要素(流動性制約, 選好のショックなどの nuisance factors)を定常なI(0)変数として誤差項に含め、共和分検定のフレームワークでIESを推定するものである。この場合、モデルに含まれない要素が存在するにもかかわらず、IESの推定値は超一貫性を持つものとなり、より望ましい性質を持つこととなる。その結果として、GMMによる推定と比較して、より望ましい結果が得られている。なお、Nishiyama(2004), Nishiyama and Ogaki(2004)では、流動性制約, 選好のショックなどの要素が実際に存在しない場合を想定した、Cross-Euler equationとよばれる方法を用いている。これは、2財のうちの片方の消費財支出について、その1期後の値についての予測誤差を誤差項に含めたものである。

一方、耐久消費財と非耐久消費財との同時点での関係を考慮した2財モデルによる分析を行った先行研究として、Ogaki and Reinhart(1998a), Okubo(2002)がある。Ogaki and Reinhart(1998a)は、多くの1財モデルによる先行研究でパフォーマンスが良好でないことの要因として、2財間の同時点の代替弾力性(*Intratemporal Elasticity of Substitution*)を考慮しなかったことをあげている。前述のOgaki and Park(1992), Nishiyama(2004)では、2財の存在を考慮しているものの、通常のCRRA型効用関数を用いているため、2財間の同時点での関係は考慮されていない。そこでOgaki and Reinhart(1998a)は、耐久消費財・非耐久消費財との同時点間代替弾力性を考慮した効用関数をもとにオイラー方程式(以下、2財モデルとする)を導出し、アメリカのデータを用いて、そのパラメータ(異時点間・同時点間の消費の代替弾力性)の推定を行なっている。その結果、IESをおよそ0.4と推定した。なおOgaki and Reinhart(1998b)は、アメリカの長期年次データ(戦間期をはさむデータ)による分析である。またOkubo(2002)は、同様のモデルを用いて日本について分析しており、その結果IESを0.7から1.0であると推定した。また、これら3つの研究では過剰識別条件が成立しており、1財モデルと比べ、当てはまりが良く符号条件も満たすとしている⁵。

消費のオイラー方程式を推定し、その消費行動を示すパラメータの変化について検証

⁵この他に耐久消費財支出を考慮した分析を行なっている研究としてMankiw(1985), Gali(1993)などがある。

した先行研究としては、Hamori(1992b)、中川(1998)がある。Hamori(1992b)は日本のデータにを用いて、predictive testによる安定性の検定を行なっている。Hamori(1992b)では、1財モデルを用いて、金融自由化の進展が見られたとされるとされる1977年から1985年の期間を対象としたパラメータの安定性の検定を行なっている。そしてその結果、パラメータ(主観的割引率・相対的危険回避度)は安定的であることを示している。しかしHamori(1992b)では、90年代の消費の低迷を念頭においた分析は行っていない。また中川(1998)は、本稿と同様の問題意識で、4つにサンプルを分割(バブル期前・バブル期・バブル期後・93年以後の回復局面)し、1財モデルでの相対的危険回避度の比較を行っている。しかし中川(1998)では、消費財支出として非耐久消費財支出のみを考慮しているため、推定値にバイアスが存在する可能性がある。さらにこの実証結果では、相対的危険回避度の低下(異時点間の代替弾力性の上昇)が示されており、これは金利に対してより消費支出が反応していることになる。このことは、冒頭で述べた消費支出およびコールレートの動きと、整合的でないように思われる。また、Ogaki and Reinhart(1998a,b)、Okubo(2002)ともに、2財モデルによる構造変化の検証は行っていない。

そこで本稿では、Ogaki and Reinhart(1998a,b)、Okubo(2002)と同様の、よりパフォーマンスがよいと思われる2財モデルに従い、耐久消費財支出を考慮したモデルの推定を行い、さらに1990年代における消費行動の変化、すなわちIESのシフトの有無とその方向について、改めて検証する。なお、構造変化の検証については、統計的により厳密なsup-predictive testによる構造変化の検定を行なう。これは、Ghysels and Hall(1990a,b)のpredictive testをもとにGhysels et al.(1997)が示した、未知の構造変化点を調べる方法である⁶。

以上で述べた実証分析の結果、本稿では、1997年第1四半期にIESが下方シフトした、とする結果を得た。このことは、1997年の金融危機以後に相対的危険回避度がより高まり、それを反映してIESは低下し、日本における消費支出行動が金利(実質の翌日物コールレート)に対してより非弾力的になったと考えられる。これは、金融政策の消費支出に与える影響が減衰したことを示唆するものであり、このことが、1990年代の長期低迷の一要因になったものと考えられる。

⁶GMMで推定されたパラメータに関する安定性の検定には、predictive testの他に、尤度比タイプの検定などがある。

本章の構成は次の通りである。第2節では、先行研究の紹介、Ogaki and Reinhart(1998a)の2財モデルの紹介を行ない、さらに分析のステップを示す。第3節では、オイラー方程式(2財モデルおよび1財モデル)の推定、およびIESのシフトについてのsup-predictive testを行なう。第4節では、実証結果についての検証を行う。第5節は結論である。

3.2 モデルおよび実証分析の方法

この節では、本章で推定式として用いる、Ogaki and Reinhart(1998a)の2財モデルのオイラー方程式の導出と、その推定のステップについて解説する。

3.2.1 モデルの導出

まず、2財モデルの導出を示す。ここで、消費財を耐久消費財と非耐久消費財に分ける。非耐久消費財を C_t 、 t 期に保有する耐久消費財を S_t とする。また、非耐久消費財の価格をニュメレールとして、耐久消費財の価格を P とする。耐久消費財は減耗すると考え、 t 期に購入した耐久消費財を D_t とすると、

$$S_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i D_{t-i} \quad 0 < \delta < 1 \quad (3.1)$$

であると考えられる⁷。その上で効用関数を、

$$U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \right) [u_t^{1-\frac{1}{\sigma}} - 1] \quad \sigma > 0, \quad \beta > 0 \quad (3.2)$$

ただし

$$u_t = [aC_t^{1-\frac{1}{\epsilon}} + S_t^{1-\frac{1}{\epsilon}}]^{-\frac{1}{1-\frac{1}{\epsilon}}} \quad a > 0, \quad \epsilon > 0 \quad (3.3)$$

である。また予算制約式は

$$q_t Q_{t+1} + C_t + D_t = (q_t + d_t) Q_t + y_t$$

⁷耐久消費財の購入を一種の投資と考えたものである。なお本稿では、Okubo(2002)に従い、 $\delta = 0.94$ としている。なお本稿の実証分析では、20期前までの耐久消費財支出の値をとっている。

ただし q は資産価格, Q は資産購入量, y は所得, である. そしてこれらの式から非耐久消費財支出についての 1 階の条件を求めると, オイラー方程式は (R : 資産の実質収益率),

$$E_t\left[\frac{\beta R_{t+1}\mu_{t+1}}{\mu_t}\right] = 1 \quad (3.4)$$

ただし

$$\mu_t = C_t^{-\frac{1}{\epsilon}}[aC_t^{1-\frac{1}{\epsilon}} + S_t^{1-\frac{1}{\epsilon}}]^{\frac{\sigma-\epsilon}{\sigma(\epsilon-1)}} \quad (3.5)$$

となる.

3.2.2 実証分析のステップ

次に, 実証分析のための式変形について述べる. 本稿では 1st step として共和分分析による ϵ の推定を, 2nd step で GMM による σ の推定を行なう, 2 段階の推定方法を取る.

まず耐久消費財支出に関して, 使用者費用 CO を考える. CO_t は

$$CO_t = P_t - \delta E_t\left[\frac{\beta P_{t+1}\mu_{t+1}}{\mu_t}\right] \quad (3.6)$$

である⁸. また, 耐久消費財・非耐久消費財の限界代替率 (以後 MRS) より,

$$P_t = \frac{\partial U / \partial D_t}{\partial U / \partial C_t} = \frac{E_t[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \delta^{\tau} \mu_{2t+\tau}]}{\mu_t} \quad (3.7)$$

ただし

$$\mu_{2t} = S_t^{-\frac{1}{\epsilon}}[aC_t^{1-\frac{1}{\epsilon}} + S_t^{1-\frac{1}{\epsilon}}]^{\frac{\sigma-\epsilon}{\sigma(\epsilon-1)}} \quad (3.8)$$

(耐久消費財支出に関する 1 階の条件) であることより,

$$CO_t = \frac{\mu_{2t}}{\mu_t} = a^{-1} \left[\frac{S_t}{C_t}\right]^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (3.9)$$

⁸これは, 調整費用のない新古典派投資理論の, 最適耐久消費財支出が満たす関係式 (資本ストックの限界利潤 = 使用者費用) から考えられた関係式である.

そして $[\frac{C_t}{D_t}]^{-\frac{1}{\epsilon}}$ に P_t を乗じ, (3.7)(3.8) を代入し, 以下のように変形する.

$$\begin{aligned} P_t \left[\frac{C_t}{D_t} \right]^{-\frac{1}{\epsilon}} &= \frac{E_t[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \delta^{\tau} \mu_{2t+\tau}]}{\mu_t} \left[\frac{C_t}{D_t} \right]^{-\frac{1}{\epsilon}} \\ &= E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \delta^{\tau} \left[\frac{S_{t+\tau}}{D_t} \right]^{-\frac{1}{\epsilon}} \left[\frac{C_t}{C_{t+\tau}} \right]^{-\frac{1}{\epsilon}} \left[\frac{\mu_{t+\tau}}{\mu_t} \right] \right] \end{aligned} \quad (3.10)$$

そしてこの両辺の対数を取り, 定数項 θ を追加して,

$$\ln \left[\frac{C_t}{D_t} \right] = \theta + \epsilon \ln P_t + e_t \quad (3.11)$$

とする. 右辺は, 定常であれば, 左辺で共和分関係が成り立っていることになり, 共和分ベクトル $(1, -\epsilon)$ を求めることができる. そして ϵ は, 同時点間代替の弾力性である. 以上が 1st step である.

また (3.4)(3.6) 式から, CO_t は以下のように近似できるので,

$$CO_t = P_t - \frac{\delta E_t[P_{t+1}]}{E_t[R_{t+1}]} = a^{-1} \left[\frac{S_t}{C_t} \right]^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (3.12)$$

が成立する. これを変形し,

$$a = \exp \left[\frac{\ln(C_t/S_t)}{\epsilon} - \ln \left\{ P_t - \delta E_t \left(\frac{P_{t+1}}{R_{t+1}} \right) \right\} \right] \quad (3.13)$$

となり, この平均値を \bar{a} とする.

そして 2nd step として, 推定された \bar{a} および $\hat{\epsilon}$ を (3.4)(3.5) に代入し, σ を GMM で推定する.

3.3 実証分析

3.3.1 データについて

まず, 使用するデータについて述べる. 耐久・非耐久消費支出及びその物価水準は, 国民経済計算付表の家計の形態別消費支出とそのデフレーター (93SNA・四半期データ) を用いている. ただしこれらのデータは季節調整がされていないので, X11 法による季節調整を行なっている. R_t (資産収益率) としては, 有担保翌日物コールレート (期中 3 ヶ月の平均値) および TIBOR 3 ヶ月物を用いた. これらは, 国民経済計算から

取った最終消費財支出デフレーターインフレ率に、消費税調整を施したもので実質化した。本稿で用いた消費税調整は、翁・白塚(2002)で用いられた方法である。ただしこれはCPIインフレ率の調整のために用いられているものであるが、便宜的に最終消費財支出デフレーターインフレ率に用いた。なお、各消費財支出のプロットは図3-3、実質資産収益率(有担保翌日物コールレート・TIBOR 3か月)の変数のプロットは図3-4、相対的消費財支出($\ln(C_t/D_t)$)および相対的消費財物価のプロット($\ln P_t$)は図3-5、で示されている。耐久消費財支出のサービスフロー S_t は、(3.1)式に従い、 $p = 20$ (5年前まで合計)、 $\delta = 0.94$ (Okubo 2002に依拠)、として算出している。サンプル期間は1985年第1四半期から2002年第4四半期までである⁹。なお、本章の使用データの取得の際には、神戸大学経済経営研究所データベースを利用した。

3.3.2 単位根検定

ここでは、相対的消費財支出($\ln(C_t/D_t)$)および相対的消費財物価($\ln P_t$)について、単位根検定を行う。これは、(3.10)式によって同時点間の代替弾力性を共和分検定のフレームワークで推定する際の予備検定であり、KPSSテスト(Kwiatkowski et al. 1992)によって行う。この検定は、いわゆるADF検定(Dickey and Fuller 1979)とは異なり、帰無仮説を「単位根なし」とするものである。本章の分析では、相対的消費支出と相対物価は単位根を持つ必要があるが、ADF検定ではその検出力の問題から、過度に単位根を持つとする結果を示すことが知られている。その問題を回避するため、本章では帰無仮説を「単位根なし」とするKPSS検定を用いることとする。

検定の結果、相対的消費財支出($\ln(C_t/D_t)$)および相対的消費財物価($\ln P_t$)はそれぞれI(1)変数であることが示された。レベルでの検定統計量は、それぞれ0.300、0.229であり、有意水準1%で「単位根がない」とする帰無仮説を棄却している。また1階階差での検定統計量は、それぞれ0.102、0.084であり、「単位根がない」とする帰無仮説を採択している(以上の結果は表3-1参照)。なおラグ次数は、SBIC基準により決定している。

⁹93SNAによる家計消費支出のデータは、1980年第1四半期から利用可能である。しかし、耐久消費財支出のサービスフロー S_t の計算のために、本章では過去5年(20四半期)のデータが必要となるため、サンプル期間を1985年第1四半期からとしている。

3.3.3 共和分検定

単位根検定の結果を受けて、次に (3.10) 式の ϵ を共和分分析によって推定する。推定方法は、Engle and Granger(1987) による ADF タイプの検定を行う。ADF タイプの検定では、検定統計量は -2.255 、であり、共和分関係がないとする帰無仮説は採択される。しかしこの検定では、共和分ベクトルが安定的であることを前提にしている。しかしながら、定数項などのシフトは十分に考えられることであり、本章でもその点を考慮した検定を行う必要がある。そこで、共和分ベクトルにおける未知の構造変化を許容した Gregory and Hansen(1996) による共和分検定を行なった。分析の結果、定数項の構造変化を考慮した共和分検定の結果、1988 年第 3 四半期における構造変化を含む共和分関係が存在することが示された。なお検定統計量は -4.341 であり、有意水準 10% で「共和分関係がない」とする帰無仮説を棄却している。これらの検定におけるラグ次数は、SBIC 基準により決定している (表 3-2-1 参照)。

これらの共和分検定の結果、共和分関係が存在することが示された。続いて、共和分ベクトルを構成する ϵ の推定を行う。この推定は、本章における 2 段階推定の第 1 段階である。

しかしながら、この ϵ を推定する際には、(3.10) 式をそのまま推定することはできない。誤差項にと説明変数との間に相関があるとき、推定された共和分ベクトルには、何らかのゆがみが存在することが知られており、これを除去する必要があるからである。そこで、Stock and Watson(1993) による Dynamic OLS(以下 DOLS) による、(3.10) 式の推定を行う。

推定式は、以下の通りになる。

$$\ln\left[\frac{C_t}{D_t}\right] = \theta + \epsilon \ln P_t + \sum_{i=-p}^p \Delta \ln P_{t-i} + e_t \quad (3.14)$$

追加された説明変数の階差のリード・ラグ項は、誤差項との相関がある部分をあらわしており、 $I(0)$ 変数であるため、共和分ベクトルの推定には影響を及ぼさない。推定の結果、 ϵ は 0.849 と推定された。なお、リード・ラグ項は、次数を 4 としている (表 3-2-2 参照)。

この他の共和分検定としては、Shin(1994) による KPSS タイプの検定がある。これは、残差に KPSS タイプの検定を行うことにより、共和分関係の有無を検証するもの

である。このとき、帰無仮説は「共和分関係あり」となる。そのため、帰無仮説が正しいという仮定のもとでの残差は、(3.11) 式から導出されたものとなる。KPSS タイプの検定では、検定統計量は 0.278 であり、共和分関係があるとする帰無仮説は採択されている (表 3-2-1 参照)。また、このときの ϵ の推定値は、1.308 である (表 3-2-2 参照)。

以後、Gregory and Hansen(1996) の方法より算出された ϵ を ϵ_{GH} 、Shin(1994) の方法より算出されたものを ϵ_{Shin} とする。

3.3.4 オイラー方程式の推定

ここでは、推定された ϵ を用いて、2財モデルのオイラー方程式を用いて、 σ を推定する。ウェイト行列は、Newey and West(1987) による代替的なウェイト行列を用い、自己相関のラグ次数は 4 とした¹⁰操作変数は、定数項、 C_t および C_t/D_t の成長率・資産収益率の 4 期ラグであり、その数は 4、過剰識別条件の成立の有無を調べる Hansen(1982) の J 統計量の自由度は 3 である。そして、主観的割引率 β については、あらかじめ固定したケース ($\beta = 0.999$ とする) で推定した¹¹。

なお本章では、2種類の金利と同時点間代替弾力性 (ϵ) を用いている。そのため、以下のように 4 つのケースに分け、分析を進める。

ケース 1 : ϵ_{Shin} , コールレート

ケース 2 : ϵ_{GH} , コールレート

ケース 3 : ϵ_{Shin} , TIBOR

ケース 4 : ϵ_{GH} , TIBOR

σ の推定値は、ケース 1 では 0.285、ケース 2 では 0.279、ケース 3 では 0.254、ケース 4 では 0.249 である。これらはすべて、標準誤差から有意であると判断される。 J

¹⁰ラグ次数はサンプル数 T のおよそ $\frac{1}{3}$ 乗とした。

¹¹Ogaki and Reinhart(1998a,b), Okubo(2002) では、 β を固定した上で推定を行っている。この理由としては、符号条件が満たされず、 β が 1 を上回る結果が得られる可能性があること、 σ の標準誤差が大きくなり、正確な推定値が得られないことなどがある。

統計量はケース1では7.232, ケース2では8.730, ケース3では7.162, ケース4では6.811である。よって, いずれの場合でも符合条件($\sigma > 0$)は満たされ, 有意水準5%で, 過剰識別条件は成立していると判断された。 \bar{a} は, それぞれ4.631(ケース1), 2.893(ケース2), 4.521(ケース3), 2.813(ケース4)である。

ここで比較のために, 1財モデル(非耐久消費財のみ考慮)についての推定結果もあわせて示す。これは, 2財モデルにおいて $\sigma = \epsilon$ としたケースである。操作変数は, 定数項, C_t の成長率・資産収益率の4期ラグであり, その数は3, 過剰識別条件の成立の有無を調べるHansen(1982)の J 統計量の自由度は2である。2財モデルと同様, 主観的割引因子は $\beta = 0.999$ としている。推定の結果, σ の推定値は0.116(コールレート)および0.117(TIBOR)であり, 標準誤差から有意であると判断される。 J 統計量は5.719(コールレート)および5.695(TIBOR)であり, 有意水準5%で, 過剰識別条件は成立していると判断される。

これらの結果から, 2財モデルにおいて過剰識別条件は成立し, IESの推定値は有意であることが示された。その一方で1財モデルにおいて過剰識別条件は成立するものの, IESの推定値は, 2財モデルにおけるそれよりも小さいことも示された。2財モデルにおけるIESが大きいということは, Ogaki and Reinhart(1998a), Okubo(2002)の結果と整合的である。耐久消費財は一般に非耐久消費財よりも異時点間代替弾力性が高いことが知られており, この推定結果は, これを反映したものと考えられる。また, Ogaki and reinhart(1998a)で述べられた, 「同時点間の代替を考慮しない場合に, 異時点間代替弾力性は小さく推定される」とする見解を指示するものであるとも考えられる(これらの推定結果については表3-3参照)。

3.3.5 構造変化の検証

次に, 2財モデルに基づき, 消費の異時点間代替弾力性($IES \cdot \sigma$)の構造変化について, Ghysels and Hall(1990a,b)のpredictive testをもとにした, sup-predictive test(Ghysels et al.(1997))により検定する(predictive testの詳細については補論1参照)。Ghysels and Hall(1990a,b)の提案したpredictive testは, サンプル分割期をあらかじめ定めた上で, そのパラメータの安定性を検証するものである。しかしGhysels et al.(1997)は, predictive testのサンプル分割期(構造変化時期)を未知としたときの,

検定統計量の漸近分布を計算した。この漸近分布による臨界値表に従って行なう未知の構造変化点に関する検定が、sup-predictive test である。このときの検定統計量は、サンプル分割期の候補のうちで、最も大きい値を取ったものである¹²。

本稿では、サンプル分割の時期は、サンプル初期及び末期の 20 %を除いたものとする。また $\beta = 0.999$ とする。フルサンプルの期間は、これまでと同様、1985 年第 1 四半期から 2002 年第 4 四半期までである。sup-predictive test の結果、全てのケース（ケース 1 から 4）で 1997 年第 1 四半期をサンプル分割点としたときに最も大きい検定統計量が得られている。その値はそれぞれ 27.804（ケース 1）、32.877（ケース 2）、28.216（ケース 3）、34.243（ケース 4）である。Ghysels et al.(1997) による分布 (table 4 参照) に従うと、全てのケースで IES が安定的であるという帰無仮説は棄却され、その構造変化点は 1997 年第 1 四半期であることが示された (表 3-4 参照)。なお、このケースでの臨界値は、有意水準 5 % で 17.10、1 % で 21.91 である (操作変数の数が 4、パラメータの数が 1 のケース)。

次に、1997 年第 1 四半期を構造変化点としたときの IES のシフトの方向を推定するため、この期でサンプルを分割し、前半 (1985:Q1 - 1996:Q4) での IES 推定値の比較を行う ($\beta = 0.999$ とする)。その結果、前半の推定値はそれぞれ、0.358 (ケース 1)、0.324 (ケース 2)、0.311 (ケース 3)、0.255 (ケース 4) であり、フルサンプルのケースと比較して、おおむね大きい値を取っていることが示されている。なお、後半のサンプルでの推定値は、有意ではない。さらに、前半のサンプルでの σ 推定値は安定的である。このことから、消費の金利弾力性に対応すると考えられる IES が減少する方向にあることが示唆される (表 3-5 参照)。

これは、1990 年代に危険回避度の低下した (消費の反応度が上昇した) とする、中川 (1998) で得られた実証結果と異なり、コールレートに対して消費の反応度が低下した、ということになる。この違いは、90 年代に伸びが鈍化した耐久消費財支出を中川 (1998) では考慮しなかったことから、生じたものと考えられる (耐久消費財支出のプロットは図 3-1 参照)。

¹²サンプル分割期の候補は、サンプル初期及び末期の 15 %を除いたもの、またはおよび 20 %を除いたものが望ましいとされている。なお Ghysels et al.(1997) の table 3, table 4 では、それぞれのケースについて、臨界値表を示している。

3.4 実証結果の検証

これまでの節では、日本における消費のIES (σ) について、1997年第1四半期に構造変化が発生し、その値が減少したことが示された。そして、前半のサンプル(1985:Q1 - 1996:Q4)での σ 推定値は安定的であることもあわせて示された。多くの先行研究でも言及されているように、選好をあらわす基礎的パラメータが安定的でなければ、そのモデルは正確ではない、と考えられる(Lucas 1976:いわゆるルーカスの批判)。このことから、1997年より以前には、日本における消費のIESは安定的な基礎的パラメータであり、この推定式となった2財モデルは成立すると考えられるが、その後は2財モデルが成立していない、と解釈できる。そしてIESが低下したことを考慮すれば、1997年以降に、日本の消費行動は、よりIESが低い、他のレジームに入ったと考えられる。それでは、このようなレジームシフトが起こった経済学的な背景には、どのようなことが考えられるのであろうか。

基本的なオイラー方程式の考えに従えば、(現在の)消費支出と金利水準は、対応して動くものと考えられる。一般には、低金利政策の下では、現在の消費支出は上昇する。しかしながら1997年は、1990年代にほぼ一貫して続けられた低金利政策が行われていた時期であるにもかかわらず、特に耐久消費財支出は低迷していた。このことは、図3-1で示されている。

この理由の1つとして考えられるものは、消費税率の上昇である。1997年4月より消費税率は5%に上げられたが、これが負の需要ショックとなった可能性がある。そして、この他の大きな理由となり得る要素としては、金融危機のショックと相対的危険回避度の上方シフトがあげられる。日本では1997年に深刻な金融危機が発生したが、この影響は金融機関の破綻のみにとどまらず、人々の将来に対する見通しにも及んだものと思われる。本章の分析で用いたモデルは、CRRA(相対的危険回避度一定)型の要素を含む効用関数から導出されており、相対的危険回避度の逆数はIESであるとみなすことができる。このことから、この金融危機に直面し、需要面でのショックを認識した結果、先行き不安が生じたことによる相対的危険回避度の上昇と、それに伴うIESの低下が発生した別のレジームに移行したものと推測される。そして、金融政策の消費支出の効果が低下し、低金利下でも消費支出が伸びない状況に陥ったものと解釈される。

3.5 結論および今後の課題

本稿では、実質コールレートを資産収益率として用いた上で、耐久消費財支出と非耐久消費財支出の区別を考慮した消費のオイラー方程式について、実証分析を行なった。主要な結果およびその解釈は以下の2点である。

- (1) sup-predictive test による、オイラー方程式(2財モデル)の構造変化の検定の結果、1997年第1四半期において異時点間の代替弾力性はシフトしていることが示された。
- (2) またその異時点間の代替弾力性は、1997年を境に、減少する傾向にあることが示された。

これは、金融政策の手段であるコールレートに対する消費の反応度が低下した、ということになる。消費の反応度が低下した要因としては、1997年の金融危機の影響による、消費者の将来への不安があげられる。つまり、消費者は将来に対する不安から相対的危険回避度を上昇させたものと考えられる。そして、本章ではCRRA型効用関数の要素を含む消費のオイラー方程式で推定していることから、これはIESが低下した別のレジームに移行する、という形であらわれたのではないかと思われる。このことから、消費の金利弾力性が低下した日本経済は低金利下における需要不足に陥り、これが1990年代に続いた日本経済の長期低迷の原因の1つとなったものと推測される。

しかし、本稿の分析で取り上げなかったこととして、推定式の特定化の問題があると考えられる。本稿では、Ogaki and Reinhart(1998a,b)で用いられた2財モデルをそのまま用いたが、これはKreps and Porteus型選好を考慮した、Epstein and Zin(1989, 1991)が提案したモデル(Non-expected Utility Model)と異なり、危険回避度と異時点間の代替弾力性の区別はなされていない¹³。また、Abel(1990)などによって提案されたモデルのように、習慣形成も考慮されていない¹⁴。さらに、先行き不安や流動性制約などの、消費行動に大きく影響を与える要素も考慮されていない。これらのモデ

¹³Hall(1988)の線形モデルでは、危険回避度と異時点間の代替弾力性は異なるものとしている。

¹⁴尾崎(2002)は、Abel(1990)の提案した習慣形成モデルが最も当てはまりの良いことを示している。

ルを耐久消費財および非耐久消費財の同時点間代替弾力性を考慮したモデルに拡張することにより、本稿の結果の頑健性を確認する必要がある。

今後はこれらの点を課題として、研究を進めていく方針である。

(表 3-1) 単位根検定 (KPSS test, with const. and trend)

Variable	level (lag length)	1st difference (lag length)
$\ln(C_t/D_t)$	0.300***	0.102
$\ln P_t$	0.229***	0.084

注: ラグ次数は 4.

***: 定常であるとする帰無仮説を有意水準 1%で棄却 (1%の臨界値 : 0.216)

(表 3-2-1) 共和分検定

Shin's test(lag length=4)	Gregory-Hansen test (lag length=0)	Engle-Granger test (lag length=0)
0.278	-4.341 *	-2.255

注: Gregory-Hansen test.のラグ次数は SBIC に従って決定

*: 有意水準 10 %で帰無仮説を棄却

Gregory-Hansen test (定数項シフトあり・C-model) は臨界値-4.34 (10 %).

Shin's test の臨界値 (with constant) 0.029(有意水準 5%).

Engle-Granger test (with constant) の臨界値は -3.28(10 %) and -3.67(5 %) (Engle and Yoo 1987 より)

(表 3-2-2) Dynamic OLS による推定結果

ε_{GH} (standard error)	ε_{Shin} (standard error)
0.849(0.079)	1.308(0.093)

注: リード・ラグ次数は 4.

(表 3-3)オイラー方程式の GMM 推定 ($\beta = 0.999$)

(two-good model)	case 1(a=4.631)	case 2 (a=2.893)
σ (standard error)	0.285(0.043)	0.278 (0.041)
J-statistics[p-value]	7.232[0.065]	6.844[0.077]

	case 3(a=4.521)	case 4(a=2.813)
σ (standard error)	0.254(0.035)	0.249 (0.034)
J-statistics	7.162[0.067]	6.811[0.078]

Note: Case 1: ε_{Shin} and call rate, Case 2: ε_{GH} and call rate

Case 3: ε_{Shin} and TIBOR, Case 4: ε_{GH} and TIBOR

(one-good model)	TIBOR	Call rate
σ (standard error)	0.117(0.063)	0.116 (0.063)
J-statistics	5.719[0.057]	5.695 [0.058]

(表 3-4) sup-predictive test

	test statistics	structural break point
Case 1	27.804 ***	97:Q1
Case 2	32.877 ***	97:Q1
Case 3	28.216 ***	97:Q1
Case 4	34.243 ***	97:Q1

注: ***: 有意水準 1% で棄却.

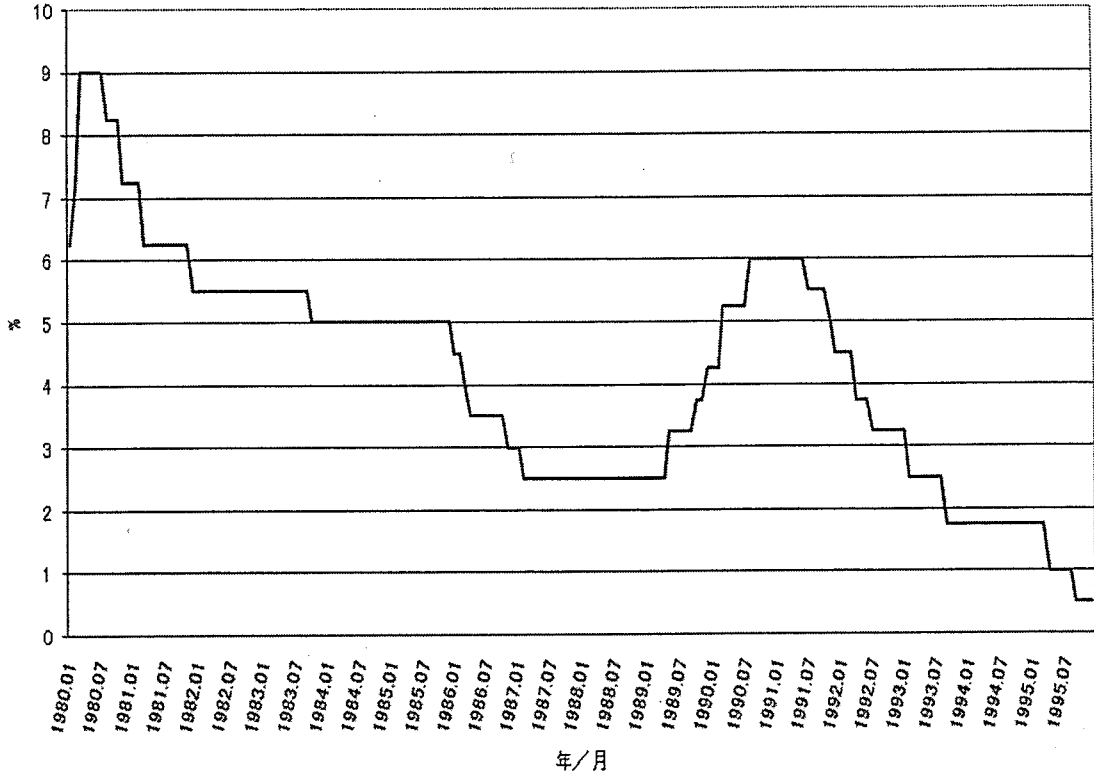
臨界値: 5% (17.10), 1% (21.91). (Guysels et al.1997 Table 4)

(表 3-5) サブ・サンプルでの推定(1985:Q1-96:Q4)

	Case1	Case2
σ (standard error)	0.358(0.064)	0.324(0.048)
Predictive test statistics	10.265	11.550
Break point	94:Q2	94:Q2

	Case3	Case4
σ (standard error)	0.311(0.051)	0.255(0.035)
Predictive test statistics	13.725	13.284
Break point	94:Q2	94:Q4

図 3-1 公定歩合の推移
 (1980年1月-1995年9月・月末値)



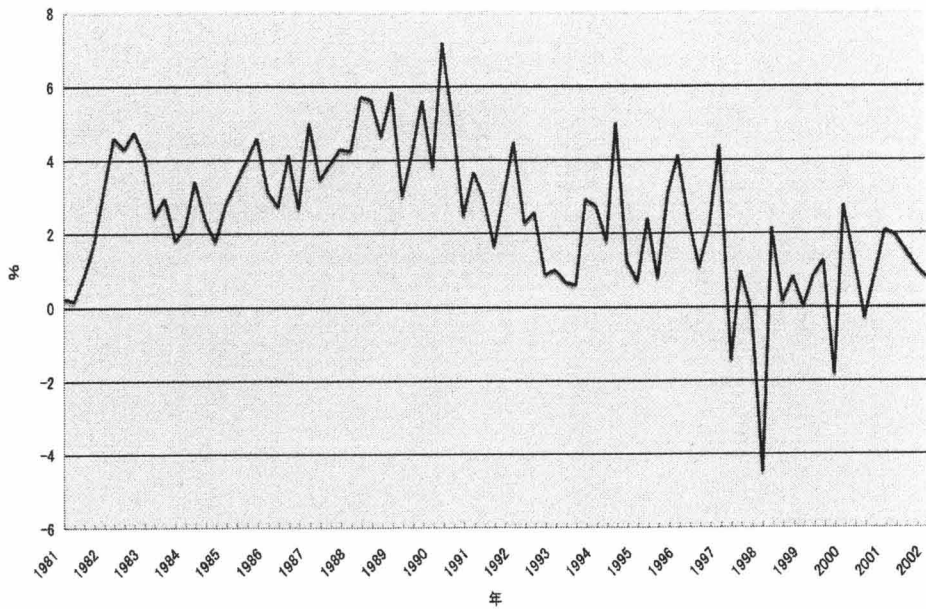


図 3-2 実質家計最終消費支出 (93SNA・変化率)

図 3-3 耐久・非耐久消費財支出
(93SNA 四半期データ・一人当たり実質値・季節調整済み)

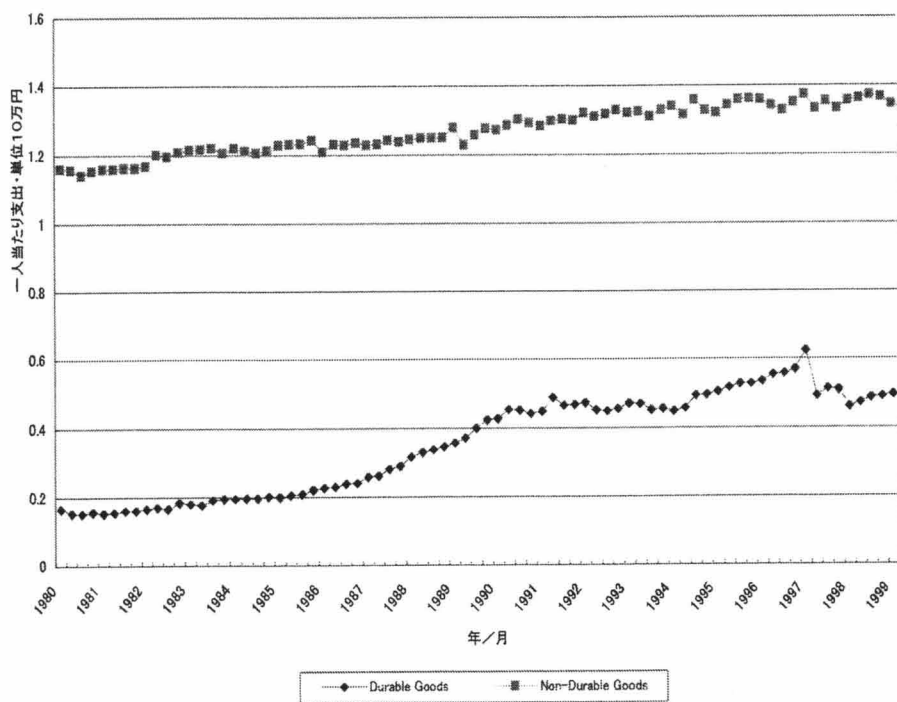
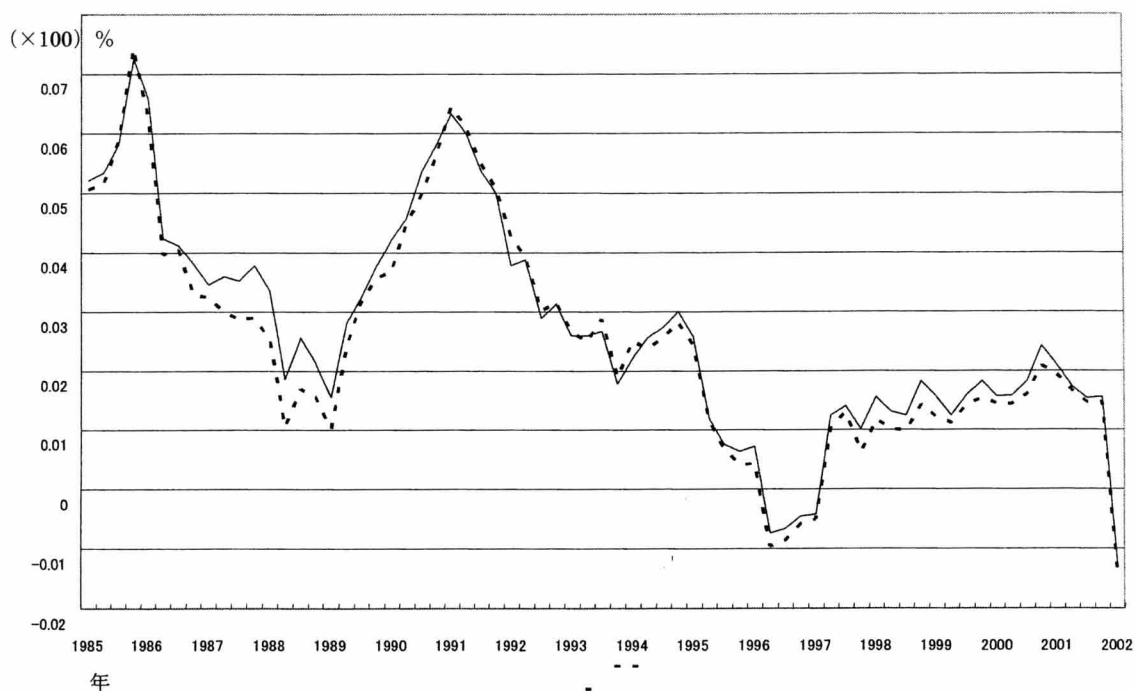
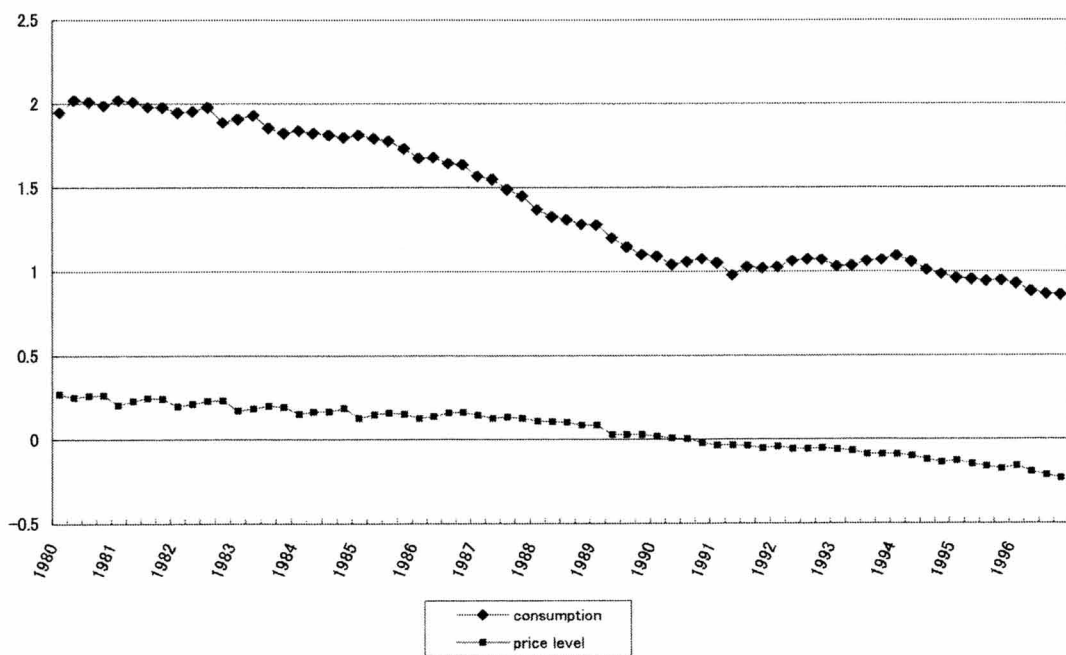


図 3-4 実質利子率



実線：TIBOR 破線 コールレート

図 3-5 相対消費支出と相対物価
(耐久消費財と非耐久消費財・対数値)



第4章 日本における投資行動と調整費用： 構造変化と非対称性

4.1 はじめに

本章では、財務省作成の「法人企業統計」および内閣府作成の「国民経済計算」の四半期データを用い、1980年代から90年代における日本の投資行動について分析を行う。具体的には、最適化問題から導出された投資のオイラー方程式をGMM (Generalized Method of Moments) で推定し、マクロの調整費用関数に関する検証を展開する。また、その中に含まれる調整費用関数のパラメータに関して、sup-predictive test (Ghysels et al. 1997) による安定性の検定を行う。さらにこれらの設備投資の低迷や構造変化の背景として考えられる、調整費用関数の非対称性についても検証を行う。

1990年代の日本では、設備投資は低迷していたといわれている。90年代の設備投資の動向について検証を行っている日本銀行調査統計局(1997)の研究では、80年代後半に過剰な設備投資が行われ、その結果として90年代前半に大幅な調整を余儀なくされ、それがこの時期の長期低迷の大きな要因になったとしている。また、資本ストックの過剰な積み上がりに加えて、バランスシート調整の影響、90年代の円高による産業構造調整の影響、といった複合的な要因を挙げている。バランスシート調整とは、80年代後半に企業が積極的な借入れによって資産と借入れを増加させ、90年代の資産価格の急落によって、バランスシートの調整を余儀なくされたことを指す。産業構造調整については、国際的分業化が進む中で、海外、特にアジア諸国における生産の拡大により、国内での設備投資が減少した、とするものである¹。

それでは、80年代から90年代にかけてのデータプロットから、実際の設備投資のどのような変化が観測されるのであろうか。本文の別図は、法人企業統計・全製造業の設備投資額の推移を示したグラフである。このグラフより、90年代以降、設備投資額

¹小川・北坂(1998)では、トービンのQ(平均および限界のQ)による検証を行っている。その中で、担保としての土地資産の下落が、設備投資の低迷を招いたとしている。

は減少傾向にあることが示されている。さらに資本ストックの純増（または純減）を示す、純投資（有形固定資産の当期末値と前期末値の差）を見ると、93年以降では、多くの時期で負の値をとることがわかる。これは、この時期に資本ストックの廃棄を含めた調整が行われたことを示唆するものである。

一般には、設備投資を分析するには、2次の調整費用関数の存在を考える。そして、1990年代前半の日本でも見られるような設備の破棄がある場合、その負の限界費用はより高いものであるとしている。このとき、負の投資の領域で、調整費用関数の傾きがより大きくなる、非対称な2次関数としてあらわされる。そして、この非対称性により、負の投資はより費用がかかるとする、投資の不可逆性は説明される。

ここで、資本ストックの調整が示されたデータを用い、調整費用関数が非対称性の有無、すなわち投資の不可逆性の有無を確認することは、この時期の設備投資行動を解釈する上で、重要な意味を持つ。なぜなら、Caballero(1991)やDixit and Pyndyck(1994)などの理論研究では、投資の不可逆性が存在するときの不確実性と設備投資抑制の関係が示されており、また、これらの理論的な含意から、後述するような様々な実証分析が展開されているからである。そのため、改めて調整費用関数の非対称性を明示的にあらわすことは、重要な貢献であると考えられる。そこで本章では、調整費用関数の非対称性の存在について、最適化問題から導出された投資のオイラー方程式検証に従い、分析を進めることとする。

これまでの研究では、日本の設備投資の低迷の要因として、不確実性の影響が検証されている。不確実性の要因には、上記のような資本ストックの破棄の可能性や為替レートの変動（特に自国通貨高）、流動性制約による生産縮小の懸念が考えられている。さらにいくつかの先行研究では、投資の不可逆性との関連についても言及し、検証がなされている。これらの関係について、日本のデータを用いて検証した先行研究として、松林(1995)、Ogawa and Suzuki(2001)、鈴木(2001)、粕谷(2003)、竹田・矢嶋(2005)、西岡・池田(2006)、堀・齊藤・安藤(2006)などがある。松林(1995)は、日本のマクロデータを用いた分析を展開している。ここでは投資のQで測った不確実性が、設備投資を抑制するという結果を得ている。Ogawa and Suzuki(2001)では線形の、鈴木(2001)では非線形の設備投資関数を適用し、製造業（機械系産業および素材系産業）のパネルデータを用いて、不確実性の投資に与える影響を分析している。これらは、Caballero(1991)の理論的含意を背景に分析を展開したもの

である。Ogawa and Suzuki (2001) では、不確実性の尺度として、実質売上高成長率に関連する3種類の値 (ARCH モデル、自己回帰方程式の標準誤差、標本標準偏差) を用い、投資の不可逆性が大きい産業で、不確実性による設備投資の抑制が見られることを明らかにしている。鈴木 (2001) では、この傾向が大規模素材系メーカーとやや中位規模の先端技術系メーカーで見られることを示している。粕谷 (2003) では、マルコフスイッチングモデルを用い、為替レートや企業倒産に関する不確実性が設備投資を抑制するという結果を得ている。竹田・矢嶋 (2005) は、市場独占度の高い企業で、供給面の不確実性が設備投資に負の影響を与えることを示している。西岡・池田 (2006) では、日本の製造業を対象として、リアルオプション理論を用いた Dixit and Pyndyck (1994) などの理論的インプリケーションの実証分析を展開している。Dixit and Pyndyck (1994) によれば、投資の不可逆性が存在するときに、投資の Q がある値を下回っている限りは新規投資が実行されず、不確実性が存在するときには、その Q の閾値が上昇する。そこで西岡・池田 (2006) では、政策投資銀行による製造業のパネルデータを適用したプロビットおよびトービットモデルでの推定の結果、不確実性の存在が Q の閾値を上昇させ、企業の設備投資を抑制することを示している。堀・齊藤・安藤 (2006) では、90年代の設備投資停滞の要因として、設備投資のキャッシュフローに対する感応度に着目した研究を行っている。日本開発銀行 (現日本政策投資銀行) のパネルデータを用いた推定の結果、キャッシュフロー感応度は決して強い要因でなく、むしろ Tobin の Q の変動が大きく影響していることを示している。また、90年代後半については、保有流動性資産が流動性ショックに対するバッファーとなっていることも併せて示している。

これらの研究は、技術的な問題もあるため、設備投資行動に対して不確実性や流動性制約が与える影響を、誘導型モデルあるいはある種の仮定を追加した構造型モデルに基づいて分析したものである。しかし、本章で主な分析対象となる調整費用関数の非対称性の存在については、厳密な構造型モデルに基づいて検証可能である。このモデル、すなわち投資のオイラー方程式は、企業の利潤最大化問題より導出される。このモデルを使うことのメリットとしては、ミクロ経済学的基礎に基づいたマクロモデルであることの他に、Tobin の Q が明示されていないため、この推計方法の選択による問題を回避できることがあげられる。そこで本章では、構造型のモデルにより、マクロの設備投資行動を分析する。

続いて、本章で推定式として用いる、設備投資行動の構造型モデルに関する先行研究を紹介する。Cochrane(1991)などによって示された投資行動の構造型モデルであるオイラー方程式、あるいはこのモデルから導出される、投資に基づく資本資産価格決定モデル(P-CAPM)についても、いくつかの先行研究が存在する。マクロ経済データを用いて推定した先行研究としては、Oliner et al. (1995, 1996), Hori (1997), Kasa (1997), などがある。Oliner et al. (1995, 1996)では、アメリカのデータを用いた分析を行っている。Oliner et al. (1995)では、Qモデル、加速度モデルなどの投資モデルと、「構造的な」モデルである投資のオイラー方程式とのパフォーマンスの比較を行っている。しかし、これらのモデルの予測パフォーマンスは、あまり強くないとしている。また、Oliner et al. (1996)では、労働を考慮した投資のオイラー方程式を推定し、さらにそのパラメータの安定性を、predictive testにより検定している。一方、Hori (1997), Kasa (1997), Baba (2000)では、日本のデータを用いた分析を展開している。Hori (1997)では、日本のデータを用い、P-CAPMの推定を行っている。その結果、ほとんどの産業について、モデルは成立しないという結論を得ている。Kasa (1997)では、日本を含む先進5ヶ国のデータを用いてP-CAPMの推定を行った結果、C-CAPMよりパフォーマンスが良いことを示した。Baba (2000)では、産業別データを用い、それぞれの産業の株式収益率が産出・投資・資本ストックと整合的であるかどうかを検証している。その結果、Hori (1997)のケースと異なり、P-CAPMの当てはまりは良好である、としている。

しかしながら、これらの研究は、用いるモデルはおおむね本章のものと同様であるが、マクロ経済の構造モデルの当てはまりや予測の精度、あるいは資産価格決定モデルとしてのパフォーマンスの検証を目的としている。よって、90年代における設備投資行動の変化を検証を行うという、本章の目的意識とは異なるものである。本章では、構造型モデルによりマクロの設備投資行動を分析する、という目的意識に従い、資産収益率に相当する金利を無担保コールレート翌日物のみとし、投資のオイラー方程式によるパラメータの推定、特に調整費用関数のパラメータの推定とそれによる設備投資行動の検証を行う²。

本章では、まず第2節で、推定するモデルの導出を展開する。第3節では、投資の

²コールレートを用いる理由は、この金利が金融政策の指標金利であることによる。ただし、長期金利を用いた検証も、今後行う必要があるだろう。

オイラー方程式，特におよび調整費用関数のパラメータの推定を展開する。しかしこのモデルはスタンダードな投資のオイラー方程式であるため，捨象された事象が多く存在する。そのため，そのような要因の影響で，推定されたモデルのパラメータは固定された基礎的パラメータではない可能性がある。そこで第3章では，さらに安定性の検定を行う。第4節では，第3節の結果を受けて，非対称な調整費用関数の存在について検証を行う。本章のサンプル期間に含まれる90年代には，前述のように，資本ストックの調整などが観察されている。この特定化ではその影響を考え，純投資のデータと負の投資ダミーを用いた再推定を行う。純投資は資本ストックの純増（または純減）分として計算している。第5節は結論である。

4.2 モデルの展開

4.2.1 生産関数と調整費用関数

ここでは，一般的な投資のオイラー方程式の導出を紹介する。ここで展開するモデルをファクターモデルで表現したものが，Hori (1997)，Baba (2000) 等で展開された標準的なP-CAPMである。

ここで，企業の生産関数を，

$$Y_t = F(K_{t-1}, L_t) = AK_{t-1}^\theta L_t^{1-\theta} \quad (4.1)$$

とする³。ただし $0 < \theta < 1$ である。 Y_t は実質の産出量， L_t は労働投入， K_t は資本ストックである。そして労働と資本ストックは，2次形式の調整費用がかかるものと仮定する。 I_t を投資としたとき，調整費用関数は

$$C(I_t, K_{t-1}) = \alpha_0 \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) K_{t-1} + \frac{\alpha_1}{2} \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right)^2 K_{t-1} \quad (4.2)$$

とする。 I_t に関する2階の条件は正，すなわち α_1 は正であるとする。

また，ここでは完全競争を仮定し，また賃金 (w_t) は外生的に決まるものとする。企業の利潤関数 R_t は，

$$R_s = F(K_{s-1}, L_s) - C(I_s, K_{s-1}) - w_s L_s - p_t^I I_s \quad (4.3)$$

³日本の資本ストックに関する四半期データは，その期の期末における資本ストックが掲載されている。そのため，前期末=今期首の資本ストックによって，今期の生産は行われているものとする。

ここで p_t^I は、投資財の相対価格（対消費財）である。そして以下の価値関数を最大化するものと仮定する。

$$V_t = E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta_{t,s} R_t \right] \quad (4.4)$$

ただし $\beta_{t,s} = \prod_{j=t+1}^s (1+r_j)^{-1}$ (r は利子率) である。

さらに制約式として、資本の蓄積方程式

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t \quad (4.5)$$

を考える。ただし、 δ は減耗率である。

4.2.2 推定式の導出

以上の設定より、ラグランジュアン J を以下のように設定する。

$$J_t = E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta_{t,s} [R_s - \lambda_s \{K_s - (1-\delta)K_{s-1} - I_s\}] \right] \quad (4.6)$$

I_t , K_t に関する 1 階の条件は、

$$p_t^I + C_{I_t} = \lambda_t \quad (4.7)$$

$$E_t \beta_{t,t+1} (F_{K_t} - C_{K_t}) = \lambda_t - (1-\delta) E_t \beta_{t,t+1} \lambda_{t+1} \quad (4.8)$$

さらに、 λ_t と λ_{t+1} を除いて、(4.7)(4.8) 式をあわせると、

$$E_t \beta_{t,t+1} [F_{K_t} - C_{K_t}] - p_t^I - C_{I_t} + E_t \beta_{t,t+1} (1-\delta) [p_{t+1}^I + C_{I_{t+1}}] = 0 \quad (4.9)$$

(4.1) であらわされる生産関数では、 $F_{K_t} = \theta Y_{t+1}/K_t$ であることから、(4.9) 式を書き換え、期待値オペレータを外すと、

$$\begin{aligned} & [\beta_{t,t+1} (1-\delta) p_{t+1}^I - p_t^I] \\ & + \alpha_1 [\beta_{t,t+1} (1-\delta) \left(\frac{I_{t+1}}{K_t} \right) - \left(\frac{I_t}{K_{t-1}} \right) + \alpha_0 [\beta_{t,t+1} (1-\delta) - 1] \\ & + \beta_{t,t+1} \frac{1}{2} \left(\frac{I_{t+1}}{K_t} \right)^2] + \theta [\beta_{t,t+1} \frac{Y_{t+1}}{K_t}] = \epsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4.10)$$

となる。 ϵ_{t+1} は誤差である。そして推定の際には、定数項を追加し、

$$\begin{aligned} & Const. + [\beta_{t,t+1}(1-\delta)p_{t+1}^I - p_t^I] \\ & + \alpha_1[\beta_{t,t+1}(1-\delta)(\frac{I_{t+1}}{K_t}) - (\frac{I_t}{K_{t-1}})] + \alpha_0[\beta_{t,t+1}(1-\delta) - 1] \\ & + \beta_{t,t+1}\frac{1}{2}(\frac{I_{t+1}}{K_t})^2 + \theta[\beta_{t,t+1}\frac{Y_{t+1}}{K_t}] = \epsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4.11)$$

とする。

4.3 実証分析

ここでは、前節で導出したモデルに基づき、各パラメータの推定およびその安定性の検証を行なう。

4.3.1 データについて

本章では、財務省が作成した「法人企業統計」の製造業全業種、および内閣府が作成した「国民経済計算 (93SNA ベース)」全産業の四半期データを用いる⁴。減価償却率、設備投資額 (粗投資)、資本ストックの系列 (全固定資産)、減価償却費計、付加価値額 (GDP: 営業利益 + 減価償却費計 + 人件費 + 租税公課 + 動産・不動産賃借料) の系列は、「法人企業統計」から取った⁵。また、93SNA からは実質国内総生産、設備投資 (進捗ベース)、資本ストックの四半期データを用いている。投資財の価格は、国民経済計算の投資財デフレーターと GDP デフレーターの比より算出している。利子率としては、無担保コールレート翌日物を用いている⁶。これらの利子率のデータは、GDP デフレーターにより実質化した。

本章で用いるフロー・ストックのデータを引用した法人企業統計は、毎年第 2 四半期に、標本数の改定を行う。そのため、本章のように時系列データとしてこれを用いると、そのデータの連続性が保証されていないことになり、何らかの加工が必要とな

⁴先行研究の多くで製造業を分析の対象としており、これに倣って本稿でも法人企業統計・製造業のデータを用いている。ただし 93SNA は業種別データが年次データのみ利用可能であるため、全産業を対象としている。

⁵付加価値額の定義は、法人企業統計の方法に従った。

⁶ただし利用できるデータの都合から、1985 年以前は有担保コールレート翌日物と接続させている

る。そこで本章では、小川(2003)で用いられている断層修正の方法を用い、これに対処している(具体的な方法は、補論4を参照)。本章におけるサンプル期間は、1980年第1四半期から2002年第4四半期までである。なお、本章の使用データの取得の際には、神戸大学経済経営研究所データベースを利用した。

4.3.2 パラメータの推定

まず、GMMによる(4.11)式の推定を行なう。操作変数は Y_{t+1}/K_t , I_{t+1}/K_t , $(I_{t+1}/K_t)^2$, $\beta_{t,t+1}$ の1期および2期ラグ、定数項である。なお、 $\beta_{t,t+1}$ は実質金利から計算された、1四半期当たりの割引因子である⁷。本書の分析では基本モデルとして、(4.11)式を用いる(Model 1)。Model 1では、推定するパラメータは、 α_0 , α_1 , θ , 及び定数項である。また、その他の推定式として θ を一定の値(0.30)としたケース(Model 2)も併せて分析する。

まず、93SNAを用いた場合の推定結果を述べる。Model 1の推定の結果、 J 統計量より、有意水準10%で過剰識別条件は成立することが示された(J 統計量は自由度5の χ^2 分布に従う)。ただし、推定されたパラメータはすべて有意でなく、 α_1 の推定値は負の値(符号条件は正)、 θ の推定値は0.713($0 < \theta \leq 1$)となっており、符号条件や現実妥当性から疑問の残る結果となった。

$\theta=0.30$ としたModel 2のケースでも、過剰識別条件は有意水準10%で成立することが示された。このケースでは、 J 統計量は自由度6の χ^2 分布に従う。推定の結果、 α_0 のみが有意であった。また、符号条件はおおむね満たされているが、 α_1 の推定値は有意でなかった。これらの推定・検定結果は、表4-1-1に掲載されている。

続いて、法人企業統計を用いた場合の推定結果を述べる。Model 1では、 J 統計量より、有意水準10%で過剰識別条件は成立することが示された(J 統計量は自由度5の χ^2 分布に従う)。ただし、推定値の符号条件は満たされているものの、有意であったものは定数項のみであった。

$\theta=0.30$ としたModel 2のケースでも、過剰識別条件は有意水準10%で成立することが示された(J 統計量：自由度6の χ^2 分布)。推定の結果、 α_0 のみが有意であった。

⁷各操作変数の単位根検定については、単位根が存在しない、とする結果を得ているが、これらは頑健なものではない。しかしながら本章では、これらの操作変数が強定常性を満たしているものと仮定して、分析を進める。

ただし、 α_1 の推定値については符号条件が満たされておらず、有意でなかった。

これらの推定・検定結果は、表4-1-2に掲載されている。

4.3.3 Sup-predictive test による安定性の検証

これまで得られた実証分析の結果から、過剰識別条件は成立しているものの、推定値の符号条件や有意性には問題がある、という結果が得られた。この背景として、パラメータが安定的でない可能性が考えられる。不安定性を考慮せずに GMM による分析を行なったときには、過剰識別検定のパワーが低下する可能性があることが Hamori et al.(1996) で示されており、不安定性を考慮しないときには、過剰識別条件が成立するという帰無仮説を過度に採択することになる⁸。よって、 p 値が比較的高いものについても、この点に注意して、更に検証を行う必要がある。また、80年代から90年代にかけてのデータプロット（別図参照）より、93年頃以降の純投資は、頻繁に負の値をとっている。このことから、90年代前半に資本ストックの調整が行われたことが示唆され、この時期に設備投資行動の変化があったことが考えられる。その点からも、構造変化の有無について検証することは重要であると考えられる。

そこで次に、GMM のフレームワークで、未知の構造変化点におけるパラメータの安定性を検証する、sup-predictive test (Ghysels et al. 1997) を行う。Sup-predictive test の詳細については、補論3で述べられている。操作変数はこれまでと同様に、 Y_{t+1}/K_t 、 I_{t+1}/K_t 、 $(I_{t+1}/K_t)^2$ 、 $\beta_{t,t+1}$ 、の1期・2期のラグ、および定数項である。この検定のもととなる Predictive test は、サンプルを任意の点で区切り、前半のサンプルで推定でされたパラメータを後半のデータに当てはめ、後半サンプルでも過剰識別条件が成立するかを検定するものである。そして sup-predictive test は、全サンプルのうち中間の60%（または70%）に含まれる各期をサンプル分割点とし、それぞれの検定統計量を算出し、その中で最大の値をとった分割点を唯一の構造変化点とみなすものである。構造変化の有無についての検定は、パラメータは安定的であるという帰無仮説の下で、特殊な分布に従って行う。検定統計量を本章の場合は、操作変数の数は9、パラメータの数は4（または3）である。ここでは、構造変化点の候補を、中間の60%の各期として、検定を行う。

⁸ただし Hamori et al.(1996) では、シミュレーションを用いた消費のオイラー方程式に基づいてシミュレーションを行っており、本章のモデルにもそのまま適用できるかどうかについては検討の余地がある。

検定の結果、93SNA を用いた場合（全産業）では、パラメータは安定的であるという帰無仮説は、Model 1, 2 ともに採択された（表 4-2-1 参照）。一方、法人企業統計（全製造業）を用いた場合では、帰無仮説が Model 1, 2 いずれのケースでも棄却された。有意水準は 10 % である（表 4-2-2 参照）。Model 1 での臨界値は 24.18(10%), 26.84(5%), Model 2 のとき、24.40(10%), 26.98(5%) である。構造変化点は、Model 1 で 1993 年第 1 四半期、Model 2 で 1993 年第 3 四半期である。

これらの結果は、法人企業統計を用いたケースに関しては、*J*-test によれば過剰識別条件は成立しているものの、パラメータの不安定性を考慮せずに推定を行った結果として、過剰識別条件が過度に成立したことを示唆しているのかもしれない。

続いて、sup-predictive test で用いた、前半のサンプル（1980 年第 4 四半期から構造変化時期まで）における係数 α_1 （調整費用関数 2 次項の係数）の推定値と、後半のサンプル期間推定した係数 α_1 を比較した。対象は、法人企業統計を用いたケースであり、結果は表 4-2-2 に記載されているが、参考として 93SNA を用いたケースについても同様の推定を行っている（93SNA を使ったケースは表 4-2-1 参照）。その結果、Model 1 において、後半のサンプルの推定値は有意で、かつ上昇していることが示された。ただし Model 2 では、前半のサンプルおよび後半のサンプルの推定値はともに有意でない。ただし、構造変化点の前後では、後半のサンプルの推定値が有意で、上昇していることが示されている（表 4-2-3 参照）。このパラメータ α_1 の上昇は、この時期の設備投資行動の変化と特徴を示しているものと考えられる。それでは、安定的であるべき基礎的パラメータが、なぜこのように構造変化をしているのであろうか。そして、これまでの基本モデルでは説明できなかった要素として、どのようなものが存在するのであろうか。次節では、その要因とそれに関連する再検証を行う。

4.4 再推定：調整費用関数の非対称性

前節では、法人企業統計（製造業全体）では、調整費用関数の 2 次項の係数である α_1 は、おおむね上方にシフトしていることが示唆されたが、本節ではその背景について、設備投資行動と調整費用関数の特徴に着目し、さらなる追加検証を試みる。

4.4.1 投資の不可逆性と調整費用関数

第1節でも述べたように、1990年代の日本では、設備投資は低迷していたとされている。特に、80年代後半の過剰設備投資の影響により、90年代前半に大幅な設備の調整を余儀なくされたこと、バランスシート調整、90年代の円高による産業構造調整の影響、などの複合的な要因が背景にあると考えられる。いずれにしてもこの時期に、事実上の資本ストックの破棄が行われたのではないかと考えられる。

第1節でも解説した別図（法人企業統計・全製造業の設備投資額の推移）より、90年代以降、設備投資額は減少傾向にある。純投資（有形固定資産の当期末値と前期末値の差）は、構造変化点として検出された93年頃以降に負の値を頻繁にとることがわかるが、この90年代の資本ストックの調整と、調整費用関数の2次項の係数の上昇との間には、何らかの関連があるものと考えられる。設備投資行動を考察する際に、その調整費用関数については、非対称なものを仮定することが多い。これは、負の設備投資（設備の破棄）には、通常の設定投資の据え付けと比較して、より多くの費用がかかるものとする考え方によるものである。これは、いったん設備投資を行った後は、それを破棄することが困難であるという、投資の不可逆性という考え方である。このことは、理論モデルにおいては、設備投資が負の値をとるときに、より大きな調整費用関数の2次項の係数を仮定することによってあらわされる。すなわち、この考え方に基づくと、負の投資が行われているときは、調整費用関数の2次項の係数はより大きくなる。

以上の議論から、このような非対称な調整費用関数が存在するために、92年第4期半期および93年第2四半期以降において、調整費用関数の2次項の係数が上昇したものと考えることができる。そこで本節では、この点を検証するために、純投資および負の純投資実行時に1の値をとる係数ダミーを用いて、投資のオイラー方程式の再推定を行い、投資の調整費用関数の非対称性を検証する。推定式は、

$$\begin{aligned}
 & Const. + [\beta_{t,t+1} p_{t+1}^I - p_t^I] \\
 & + [\alpha_1 + \alpha_D(DMY)][\beta_{t,t+1} (\frac{I_{t+1}^N}{K_t}) - (\frac{I_t^N}{K_{t-1}}) + \alpha_0[\beta_{t,t+1} - 1] \\
 & + \beta_{t,t+1} \frac{1}{2} (\frac{I_{t+1}^N}{K_t})^2] + \theta[\beta_{t,t+1} \frac{Y_{t+1}}{K_t}] = \epsilon_{t+1}
 \end{aligned} \tag{4.12}$$

の形であらわされる。 I_t^N は純投資、 DMY は負の純投資実行時に 1 の値をとる係数ダミーである。また、減価償却は純投資に含まれるため、

$$I_t^N = I_t - \delta K_{t-1} = K_t - K_{t-1} \quad (4.13)$$

が成立する。またここでも、基本モデルを Model 1、資本の投入係数 θ を一定の値 (0.30) としたケースを Model 2 として、推定を行う。

4.4.2 再推定と結果の検証

ここでは、(4.12) 式の推定を行う。対象は、法人企業統計を用いたケースである。93SNA を使ったケースについては、構造変化が検出されず、また純投資の計算に必要な減価償却費の四半期データがないため、ここでは分析の対象としない。推定方法はこれまでと同様に GMM である。操作変数もこれまでと同様、 Y_{t+1}/K_t 、 I_{t+1}/K_t 、 $(I_{t+1}/K_t)^2$ 、 $\beta_{t,t+1}$ 、の 1 期・2 期のラグ、および定数項である。ここで推定するものは、 α_0 、 α_1 、 $const$ 、 θ 、 α_D の 5 つのパラメータである。よって、過剰識別条件の検定に用いる J 統計量は、自由度 4 の χ^2 分布に従う。

推定の結果、 α_1 、 θ については、符号条件は満たすものの、有意ではなかった。そして、負の投資ダミーの係数である α_D は、正で有意であった。 J 統計量は 3.356 で、 p 値が 0.500 より、過剰識別条件が成立するという帰無仮説を、有意水準 10% で採択した。また、第 3 節の推定と同様に、Model 2 を用いたケースでも、結果はほぼ同様であった。ただし、Model 2 の場合は、 α_1 については有意でないものの、負の推定値を得た（以上の結果の詳細は表 4-3 参照）⁹。

負の純投資ダミーを用いた推定の結果、そのダミー変数の係数は正で有意であることから、製造業全体（法人企業統計のデータ）の調整費用関数は負の投資が行われているときに勾配が大きくなる、非対称なものとなっていることが示唆された。Sup-predictive test とサブサンプル推定で示されたように、(4.11) 式における α_1 （2 次項の係数）が、負の純投資が多く観測された 1993 年前後以降で上昇した要因は、この非対称性にあるものと考えられる。また、調整費用関数の非対称性を許容した推定式の

⁹なお、法人企業統計は業種別のデータも存在することから、製造業のうち平均売上の上位 5 業種を構成する、食品・化学・一般機械・電気機器・自動車及び付属部品の各製造業についても、同様の推定を行った。その結果、電気機器製造業、自動車及び付属部品製造業で、負の純投資ダミーの係数が正で有意であった。この結果は、Model 1、2 とともに同様である。

場合、Sup-predictive testによってもパラメータが安定であるという帰無仮説を棄却できなかったことから、有意でない係数があるものの、モデルの特定化がある程度なされているものと考えられる¹⁰。

4.5 まとめ

本節では、全産業（93SNA ベース）、製造業（法人企業統計ベース）の2種類のデータを用いて、投資のオイラー方程式の推定をGMMにより行った。その結果、特に符号条件が存在する調整費用関数の2次項の係数（ α_1 ）と投資の投入係数（ θ ）は有意でなく、符号条件が満たされていないものもあった。そして、Sup-predictive testによるパラメータの安定性の検定を行った結果、93SNA ベースの全産業データを用いたケースではパラメータは安定的、法人企業統計ベースの全製造業データを用いたケースで、93年第1四半期、あるいは第3四半期に調整費用関数にパラメータの構造変化がある、とする結果が得られた。そして、法人企業統計のケースでは、調整費用関数の2次項の係数が増加する傾向にあることも示された。このパラメータの上昇が検出された90年代前半という時期は、日本マクロ経済において、設備投資の抑制や資本ストックの調整が行われたとされている。実際にも図1のグラフに示されているように、純投資（法人企業統計ベース・全製造業）で見ると、93年以降は負の純投資が多く観測されている。このことから、本章ではパラメータの上方シフトと負の純投資の間の関連に着目し、さらなる検証として、法人企業統計（全製造業）純投資のデータを用いた、調整費用関数の非対称性の有無の検証を行った。その結果、負の純投資ダミーの係数が有意に正であったことから、負の投資が行われているときに2次項の係数が大きい、非対称性を持つ調整費用関数の存在が示された。また、この負の純投資ダミーを用いた推定式では、有意でない係数があるものの、J-test、Sup-predictive testの結果から、おおむね当てはまりはよいものと考えられる。

このことから、日本の製造業における設備投資行動の特徴としては、負の投資（設備の破棄）の際にその限界費用が大きくなる、費用関数の非対称性が存在していることが示された。これは、投資の不可逆性の存在を示唆するものである。これは、多くの理論モデルで示されているような、不確実性とそれによる投資抑制という、設備投

¹⁰なお、predictive testの検定統計量は、Model 1で5.830、Model 2で5.910である。

資行動の前提の1つとなるものである。

Caballero(1991)などによる理論研究では、投資の不可逆性（非対称な調整費用関数）、収穫逦減の生産関数が存在するときに、不確実性の発生によって将来の設備の破棄を予測し、その結果、限界調整費用の上昇とそれに伴う設備の破棄が行われるとしている。そして1990年代前半の日本においても、非対称的な調整費用関数の下、同様のメカニズムで不確実性の発生とそれによる設備投資抑制によって発生した可能性がある。

しかしながら、今後再検証すべき点がいくつか残されている。まず、本章での調整費用関数の非対称性に関しては、係数ダミーを用いた投資のオイラー方程式の推定によってこれを検証した。しかしこの方法は便宜的なものであり、予め調整票関数の非対称性を組み込んだ上でモデルを導出し、推定を行うことがより望ましいものと考えられる。また、本章で用いた推定式は、標準的な投資のオイラー方程式であり、またこのような構造モデルに従って、不確実性と設備投資抑制の関係を検証することは困難である。これまでの研究でも、理論モデルのインプリケーションについて検証がなされているが（小川・北坂 1998, Ogawa and Suzuki 2000 など）、その実証分析は、誘導型の推定式、あるいは1階の条件に基づいたシンプルな線形の方程式を用いたものである。これらの研究の多くは業種別パネルデータなどを用いており、時系列データを用いて検証を行った研究としては松林(1995)など、筆者の知る限り多くない。そこで今後の課題としては、時系列データおよび誘導型・シンプルな線形の推定式を用いて、投資の低迷の要因、およびその年代による変化について、株価、為替レート、売上高など、いくつかの不確実性指標を考慮した分析を進めていきたいと考えている。さらに本章の分析から、負の純投資実行時の費用関数の非対称性が示されたが、このような設備投資行動の背景には80年代の過剰投資があるものと考えられ、この社会的なコストについても、政策インプリケーションを考察する上で重要な課題となるであろう。この他、法人企業統計には業種ごとのデータも存在することから、業種ごとの特徴に着目した分析についても、同様に進めていく方針である。

表4-1-1 GMM推定(SNA)

	α_0	α_1	定数項	θ	J統計量[p値]
Model 1	-0.325(-0.255)	-1.396(-0.177)	0.001(0.039)	0.713(1.226)	2.299[0.807] *1)
Model 2	-1.108(-1.844)*	2.879(0.556)	-0.007(-0.431)	-	2.751[0.840] *2)

()内はt値

※*1) J統計量は、自由度5の χ 二乗分布に従う。*2) J統計量は、自由度6の χ 二乗分布に従う。

*:10%, **:5%

表4-1-2 GMM推定(法人企業統計・全製造業・租投資)

	α_0	α_1	定数項	θ	J統計量[p値]
Model 1	-1.959(-2.822)***	2.418(1.135)	-0.396(-1.700)*	0.024(0.170)	6.251[0.283] *1)
Model 2	-0.826(-2.966)***	-0.542(-0.468)	-0.007(-0.523)	-	6.345[0.386] *2)

()内はt値

※*1) J統計量は、自由度5の χ 二乗分布に従う。*2) J統計量は、自由度6の χ 二乗分布に従う。

*:10%, **:5%, ***:1%

表4-2-1 Sup-predictive test(93SNA)

	検定統計量(構造変化時期)	α_1 (前半)	α_1 (後半)
Model 1	9.580 (91.3) *1)	-	-
Model 2	10.198 (96.4) *2)	-	-
	()内はt値		
1)臨界値は、1)24.18(10%)・26.84(5%)である。 2*)臨界値は24.40(10%)・26.98(5%), である。			
*:10%, **:5%, ***:1%			

表4-2-2 Sup-predictive test(法人企業統計)

	検定統計量(構造変化時期)	α_1 (前半)	α_1 (後半)
Model 1	24.44* (92.4) *1)	0.961 (0.382)	2.618 (1.873)*
Model 2	27.554** (93.2 *2)	-1.141 (-0.883)	1.595(0.806)
	()内はt値		
1)臨界値は、1)24.18(10%)・26.84(5%)である。 2*)臨界値は24.40(10%)・26.98(5%), である。			
*:10%, **:5%, ***:1%			

表 4-2-3 (92 年から 94 年の predictive test 検定統計量とサブサンプル推定値)

法人企業統計(Model1)

構造変化 β predictive test	検定統計量	α 1前半	α 1後半
92: I	9.536 *	-1.323	3.524 *
92: II	6.947	-1.547	2.671
92: III	21.793 ***	0.503	2.474
92: IV	8.662	-0.836	3.675 **
93: I	24.441 ***	0.961	2.618 *
93: II	17.889 ***	0.583	3.805 **
93: III	23.865 ***	1.175	1.495
93: IV	7.147	0.423	5.830 *
94: I	9.931 *	0.541	2.757
94: II	5.977	-0.254	3.792
94: III	8.510	0.508	2.602
94: IV	8.439	2.439	2.863

法人企業統計(Model2)

構造変化 β predictive test	検定統計量	α 1前半	α 1後半
92: I	10.196	-1.638	3.709 **
92: II	6.761	-2.046	3.145
92: III	16.408 **	-0.683	2.327
92: IV	6.748	-2.457	3.617 **
93: I	22.126 ***	-0.931	2.123
93: II	15.164 **	-1.500	3.471 **
93: III	27.554 ***	-1.141	1.595
93: IV	6.264	-1.726	4.759 **
94: I	22.273 ***	-1.177	3.062
94: II	5.570	-1.975	3.305
94: III	12.760 **	-1.562	2.328
94: IV	7.096	-0.847	2.341

*:10%、**:5%、***:1%で帰無仮説を棄却

表4-3 負の投資ダミーを用いたケース(投資の不可逆性の検証)

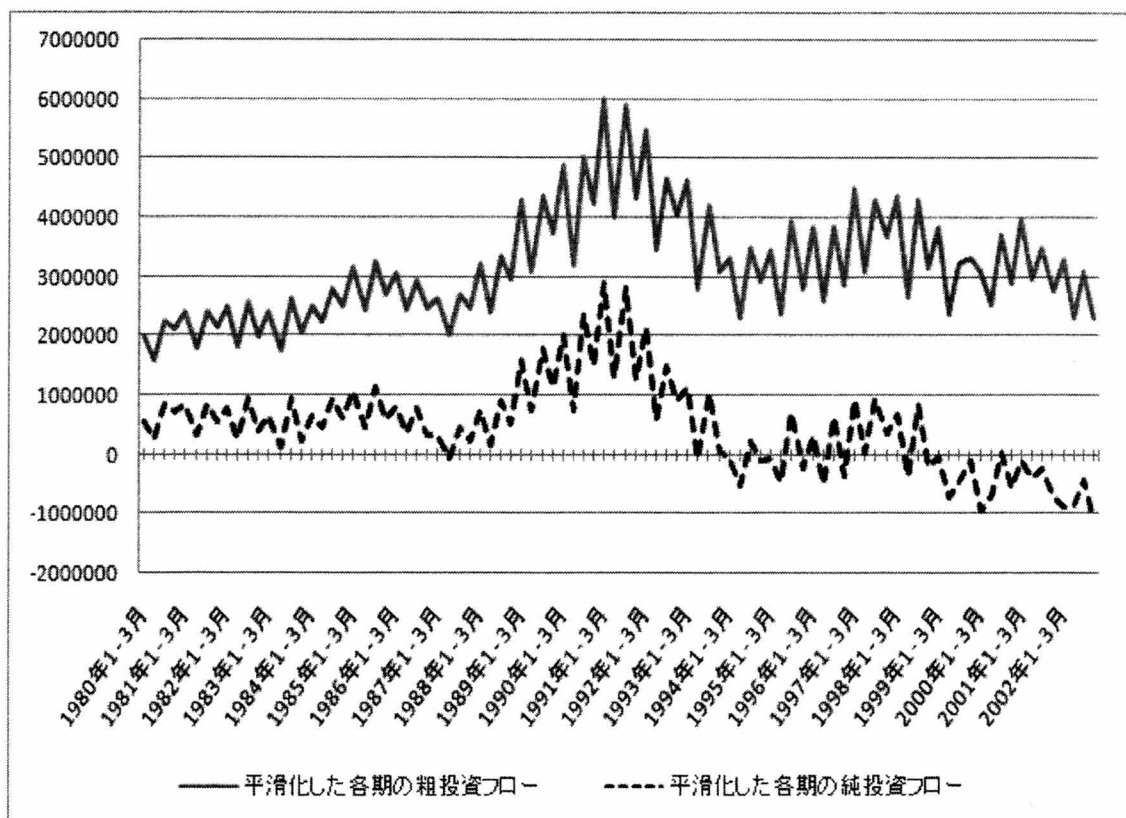
	$\alpha 0$	$\alpha 1$	定数項
Model 1	-1.672(-1.693)*	2.178(0.896)	-0.007(-0.740)
Model 2	-0.513(-0.649)	-0.813(-0.444)	-0.017(-2.168)**

*:10%, **:5%, ***:1%

	θ	DMY	J統計量[p値]
Model 1	0.056(0.398)	13.272(1.764)*	3.956[0.500] *1)
Model 2	-	16.207(2.553)***	5.181[0.394] *2)

※*1) J統計量は、自由度4の χ 二乗分布に従う。*2) J統計量は、自由度5の χ 二乗分布に従う。

第4章 別図 投資フロー(断層修正済み)



出所：財務省発行 法人企業統計・全製造業（単位 百万円）

第5章 マクロ経済動向と今後の課題

5.1 本稿での結論：まとめ

本稿では、日本の1990年代における金融・マクロ経済の動向とその構造変化に着目し、時系列データによる検証を目的として、実証分析を展開した。具体的には、金利による金融政策ルール（Taylor Rule）の妥当性と構造変化の検証、マクロでの消費行動の分析、設備投資行動と調整費用関数の非対称性に関する検証が、中心となっている。

第2章では、日本銀行が量的緩和政策に踏み切る前の、日本における金利ルール（Taylor Rule）の妥当性とその検証を通して、1990年代に入った時に政策スタンスが変更されたこと、そして1997年の金融危機を境として、以後にTaylor Ruleは成立していないことを示している。あわせて、1990年代の構造変化の要因として、1990年代に入って金利に対する需要面の反応度（消費の代替弾力性に相当）が低下したことを示している。

第3章では、耐久・非耐久消費財を区別した、2財モデルの消費のオイラー方程式を用いた分析を展開した。具体的には、その異時点間代替弾力性の推定・構造変化の検定を通して、消費行動と金利の関係に関する検証を展開した。その結果、金融危機発生時の1997年を境に、個人消費行動は異なるレジームに突入し、より一層金利に反応しなくなる傾向が示された。これは、金融危機による先行き不安から、人々の相対的危険回避度が上昇し、異時点間代替弾力性が減少した新たなレジームへ移行したものと考えられる。そしてこれによって、低金利下での消費低迷が発生したものと解釈できる。

第4章では、設備投資の低迷について、投資のオイラー方程式を用いた、時系列データによる検証を行った。1990年代における経済の長期低迷の要因の1つとして、設備投資の低迷が挙げられているが、そのような日本の設備投資行動の特徴としては、調整費用関数の非対称性、すなわち、投資の不可逆性があるのではないかと考え、その

存在を検証した。このことは、今後需要面の不確実性やキャッシュフローの設備投資決定に与える影響を考察するに当たり、その前提となるものである。検証の結果、投資のオイラー方程式には92年から93年頃に構造変化が発生しており、さらに調整費用関数の2次項の係数が上昇していることが示された。さらに、純投資のデータを用いた推定を行った結果、負の設備（純）投資が行われているときには、有意により大きい2次項の係数を持つことが示され、調整費用関数の非対称性が示された。

本稿の各章で得られた主要な結果は以上であるが、これらの分析はおおむね1990年代末から2000年代前半をサンプル期間の終点としている。これらのサンプル期間以後に、金融政策・消費支出行動・設備投資行動は、どのような状況にあったのであろうか。次節以降では、各分野についてその動向を解説する。

5.1.1 日本の金融政策

本稿第2章では、1998年第4四半期までをサンプル期間としたが、その後1999年2月に、日本銀行はゼロ金利政策に踏み切った。これは、無担保コールレート（翌日物）をほぼ0%に設定することによる、潤沢な資金供給を目的としたものである。しかしながら、その後もGDP成長率が観測され、デフレの懸念は払拭されなかった。その後いったんはゼロ金利政策を解除したものの、アメリカの景気後退に伴う再度の不況により、2001年3月に、ゼロ金利政策に復帰した。そのときのゼロ金利政策は「量的緩和政策」ともよばれ、従来の政策とは異なる特徴を持っていた。その主な特徴としては（1）日銀当座預金残高を目標とし、（2）これを消費者物価指数の成長率が持続的に0を超えるまで継続することを明示し、（3）そのためには日本銀行による長期国債買い入れも行う、があげられる。この政策は2006年3月まで継続され、現在は従来の金利（無担保コールレート・翌日物）ルールによる政策に復帰している。近年では、景気回復基調が持続的に観測されているが、サブプライムローン問題の影響などにより、最近は利上げを見送っている状況である。

5.1.2 マクロの消費行動

本稿第3章でも示した通り、1997年の金融危機とほぼ時期を同じくして、消費低迷が発生した。これは、金融システムの動揺と、それによる将来不安から生じたもので

あり、民間需要の自律的な回復はしばらく見られなかった（早川・前田 2000）。しかし 1999 年に入り、消費性向は上昇に転じ、2000 年には回復期に入った。近年は、消費支出は堅調に推移し、特にサービス支出や耐久消費財支出は相対的に堅調に伸びている。日本銀行調査統計局（2006）では、その背景として、高齢者の増加、消費者意識の変化、ニーズの掘り起こしなどの企業努力、介護保険制度の導入、の 4 点をあげている。また、消費の慣性効果により、2000 年から 01 年の IT バブル崩壊時でも消費は余り変動しなかったこと、そして 2003 年以降の消費マインドの改善が、消費支出が堅調に推移した要因としている。

5.1.3 設備投資行動

設備投資は、2001 年に大幅な減少が観測されたが、2002 年には持ち直している¹。これは、海外の経済の成長による輸出の上昇と、それに伴う企業収益の増加によるものである（日本銀行調査統計局 2003）。また日銀短観では、製造業では投資計画が、2003 年に増加したことが示されている。しかしながら、キャッシュフローの増加と比べて、設備投資の回復力は弱く、構造的な抑制要因がある可能性が指摘される。日本銀行調査統計局（2003）は、（1）産業構造、（2）企業システムの問題、（3）金融仲介機能の低下、（4）資産価格の下落、（5）期待成長率の低下、をその要因とし、産業構造と雇用者の産業間シフト、最適な資源配分を促すための金融市場の整備がより求められるとしている²。

5.2 今後の課題

日本の金融・マクロ経済は、1999 年末から現在に至るまでに、前節で述べたような変遷を見せた。これらの現実経済の状況や、また本稿では着目していなかった側面を踏まえ、本節では今後の課題について述べることとする。

¹本稿第 4 章では、2002 年第 4 四半期までをサンプル期間としているが、2001 年、2002 年はサンプル末期であるため、この投資額の変動については、検証を行っていない。

²金融商品取引法の成立は、金融市場整備の流れの一つであると考えられる。

第2章について

量的緩和政策の効果については、政策を実施中の2002年時点で、「マネタリーベース・チャンネルはあまり有効でなく、効果があっても非常に小さいものである」とする見解を示した論文が発表されている（木村他 2002）。前述のように、近年の日本では景気回復が見られるが、量的緩和政策が終了した現在、その政策が景気回復にどれだけ寄与したか、今後のさらなる検証が必要である。また、サブプライムローン問題のように、海外の金融問題が日本の金融経済にも大きな影響を与えており、外国経済との関係、為替レートとの関係を踏まえた検証も重要であろう。

第3章について

本稿では消費支出低迷・消費行動の変化の要因を、先行き不安と相対的危険回避度の上昇、異時点間代替弾力性の低下といった要素に求め、解釈を展開している。しかしながら、基礎的パラメータがシフトすることに、問題が残されている。今後は、流動性制約、消費の習慣形成など、内生的にこれらの選好パラメータがシフトし得る新しい効用関数の特定化について考察を行い、より厳密な検証を進める方針である。また、異時点間代替弾力性と相対的危険回避度が独立した Kreps=Porteus 型選好、あるいは先行き不安などの要素を明示的に考慮した検証も、今後は重要であると考えられる。

第4章について

本稿の分析では、設備投資行動の不可逆性の要因となる調整費用関数の非対称性の存在について検証した。投資の不可逆性の存在は、設備投資行動の影響を考察する際に前提条件となるものであり、本稿で調整費用関数の非対称性が示されたことは、重要な知見であると考えられる。今後は、これらの結果を踏まえ、シンプルな1階の条件による推定式、あるいは誘導型の推定式による、設備投資行動の検証を進める方針である。日本銀行調査統計局(2003)では、2000年代に入ったのち、キャッシュフローの増加と比べて設備投資は回復していないこと指摘している。このことを踏まえ、バブル期の前後また1990年代に、キャッシュフローと設備投資の関係に変化があったかについて、考察を進めていく。また、Caballero(1991)などの理論モデルで示されてい

るように、不確実性は設備投資に負の効果を与えるかどうかについても、検証を行う方針である。また、業種ごとの違いも重要であることから、法人企業統計にの業種ごとの時系列データ、開銀（現に政策投資銀行）のデータを用いた、パネルデータ分析も行う予定である。

補論

補論 1：政策反応関数の導出

ここでは、Svensson(1997)の政策反応関数を導出し、更にBall(1999)の政策反応関数にある q を、分散最小化条件から導出する。

まずSvensson(1997)では、IS曲線、フィリップス(AS)曲線、損失関数を

$$(1) \quad y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2 (i_t - \pi_t) + \eta_{t+1}$$

$$(2) \quad \pi_{t+1} = \pi_t + \alpha y_t + \epsilon_{t+1}$$

$$(3) \quad L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda y_t^2]$$

と設定する(α, β_1, β_2 は正と仮定)。そして、(3)式の損失関数をもとに、価値関数を

$$(4) \quad V(E_t \pi_{t+1}) = \min_{E_t y_{t+1}} E_t \left[\frac{1}{2} \{ E_t (\pi_{t+1} - \pi^*)^2 + \lambda E_t y_{t+1}^2 \} \right. \\ \left. + \delta V(E_{t+1} \pi_{t+2}) \right] = k_0 + \frac{1}{2} k (E_t \pi_{t+1} - \pi^*)^2$$

$$(ただし, \quad k = \frac{1}{2} \left[1 - \frac{\lambda(1-\delta)}{\alpha^2 \delta} + \sqrt{\left\{ 1 + \frac{\lambda(1-\delta)}{\alpha^2 \delta} \right\}^2 + \frac{4\lambda}{\alpha^2}} \right])$$

とする(π はインフレ率, y はGDPギャップ, i は名目短期金利, π^* は中央銀行の目標インフレ率である($\pi^* \geq 0$), また i 以外は対数値である)。なおこのように目的関数が状態変数の2次形式で、制約式が操作変数と状態変数の線形関係であるとき、間接価値関数として(4)式のようにあらわされることが知られている(西村(1990)参照)。そして δ は割引率で $0 < \delta < 1$, λ はウェイトで $0 < \lambda$ なるものとする。ここで制約式IS・フィリップス曲線より、

$$(5) \quad E_{t+1} \pi_{t+2} = \pi_{t+1} + \alpha y_{t+1}$$

$$= E_t \pi_{t+1} + \alpha E_t y_{t+1} + (\epsilon_{t+1} + \alpha \eta_{t+1})$$

となる。ここで、各ショック $\eta \cdot \epsilon$ は期待値 0・分散一定のホワイトノイズとする。
また、制御変数である $E_t y_{t+1}$ についての 1 階の条件より、

$$(6) \quad -\lambda E_t(y_{t+1}) = \alpha \delta k E_t(E_{t+1} \pi_{t+2} - \pi^*)$$

となり、これは

$$(7) \quad E_t y_{t+1} = -\frac{\alpha \delta k}{\lambda} E_t(E_{t+1} \pi_{t+2} - \pi^*)$$

と変形される。

一方、(1) 式の IS 曲線より、 $E_t y_{t+1}$ を制御変数としたとき、 $i - \pi$ についての式

$$(8) \quad i_t - \pi_t = -\frac{1}{\beta_2} E_t y_{t+1} + \frac{\beta_1}{\beta_2} y_t$$

を得る。そして(2)(7) 式を(8) 式に代入して、 $i_t - \pi_t$ について解き、

$$(9) \quad i_t = \left[1 + \frac{\delta \alpha k}{\beta_2(\lambda + \delta \alpha^2 k)}\right] \pi_t + \frac{1}{\beta_2} \left(\frac{\delta \alpha^2 k}{\lambda + \delta \alpha^2 k} + \beta_1\right) y_t - \frac{\delta \alpha k}{\beta_2(\lambda + \delta \alpha^2 k)} \pi^*$$

を得る。

次に、Ball(1999) のモデルで用いられる、インフレ率の調整速度を表すパラメータ q を求める。ここでは、 y_t と $\tilde{\pi}_t$ (ただし $\tilde{\pi}_t = \pi_t - \bar{\pi}$) の分散の和を最小化する条件から、 q を求める。まず、(2.7) 式を(2.10) に代入し、

$$(10) \quad y_t = -\alpha q y_{t-1} - q \tilde{\pi}_{t-1} + \epsilon_t$$

を得る。更に

$$(11) \quad \tilde{\pi}_t = \tilde{\pi}_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \eta_t$$

と(10) 式をあわせて、以下のように行列表示にすると、

$$\begin{pmatrix} y_t \\ \tilde{\pi}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\alpha q & -q \\ \alpha & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \tilde{\pi}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix}$$

となり, これを

$$(12) X_t = BX_{t-1} + E_t$$

とおく. ここで,

$$E(XX') = V, \quad E(E E') = \Omega$$

とすると

$$(13) \text{vec}(V) = [I - (B \otimes B)]^{-1} \text{vec}(\Omega)$$

と変形される (Hendry(1995) 参照). vec は, ベクトル形式をあらわす. この (13) 式を計算して,

$$\begin{pmatrix} V(y_t) \\ V(\tilde{\pi}_t) \end{pmatrix} = D \begin{pmatrix} \sigma_\epsilon^2 \\ \sigma_\eta^2 \end{pmatrix}$$

となる. ただし,

$$D = \begin{pmatrix} \frac{2}{2-\alpha q} & \frac{q}{2\alpha-\alpha^2 q} \\ \frac{\alpha}{2q-\alpha q^2} & \frac{1+2\alpha q-\alpha^2 q^2}{2\alpha q-\alpha^2 q^2} \end{pmatrix}$$

である. ここで目的関数

$$\text{Var}(y_t) + \mu \text{Var}(\tilde{\pi}_t)$$

を最小化する q を求めると,

$$q = \frac{-\mu\alpha + \sqrt{\alpha^2\mu^2 + 4\mu}}{2}$$

を得る.

またこの q は, μ についての増加関数であり, $\mu=0$ のとき $q=0$ で最小値をとる. 一方, この q を解とする 2 次方程式を考えると,

$$q^2 + \alpha\mu q - \mu = 0$$

となる. この両辺を $\alpha\mu$ で割ると,

$$\frac{q^2}{\alpha\mu} + q - \frac{1}{\alpha} = 0$$

を得る. ここで μ を無限大に近づけると,

$$q = \frac{1}{\alpha}$$

となり, これが q の最大値である.

補論2：政策反応関数の各係数についての比較静学

Svensson(1997)のモデルでは、各係数は、

$$(14) \quad b_0 = -\frac{\alpha\delta k}{\beta_2(\lambda + \alpha^2\delta k)}\pi^*$$

$$(15) \quad b_1 = 1 + \frac{\alpha\delta k}{\beta_2(\lambda + \alpha^2\delta k)}$$

$$(16) \quad b_2 = \frac{1}{\beta_2}\left(\frac{\alpha^2\delta k}{\lambda + \alpha^2\delta k} + \beta_1\right)$$

$$(17) \quad u_t = \frac{\alpha\delta k}{\beta_2(\lambda + \alpha^2\delta k)}(\lambda\epsilon_t + \lambda\eta_t)$$

である。まず β_1, β_2 で b_1, b_2, b_0 を偏微分する。 k は α, λ の関数であるため、

$$\frac{\partial b_1}{\partial \beta_1} = 0, \frac{\partial b_1}{\partial \beta_2} < 0, \frac{\partial b_2}{\partial \beta_1} > 0, \frac{\partial b_2}{\partial \beta_2} < 0, \frac{\partial b_0}{\partial \beta_1} = 0, \frac{\partial b_0}{\partial \beta_2} > 0$$

であることが確認できる。

次に、 α で b_1, b_2, b_0 を偏微分する。そのために、まず (14) の b_0 , (15) の b_1 , (16) の b_2 を以下のように変形する。

$$(18) \quad b_0 = -\frac{1}{\beta_2}\left(\frac{1}{\alpha}\frac{\lambda}{\lambda + \alpha^2\delta k}\right)\pi^*$$

$$(19) \quad b_1 = 1 + \frac{1}{\beta_2}\left[\frac{1}{\alpha}\left(1 - \frac{\lambda}{\lambda + \alpha^2\delta k}\right)\right]$$

$$(20) \quad b_2 = \frac{1}{\beta_2}\left[\beta_1 + \left(1 - \frac{\lambda}{\lambda + \alpha^2\delta k}\right)\right]$$

ここで、

$$(21) \quad \alpha^2\delta k = \frac{1}{2}[\alpha^2\delta - \lambda(1 - \delta)] + \frac{1}{2}\alpha^2\delta\sqrt{\left[1 + \frac{\lambda(1 - \delta)}{\delta\alpha^2}\right]^2 + \frac{4\lambda}{\alpha^2}}$$

$$= \frac{1}{2}\left\{\alpha^2\delta - \lambda(1 - \delta)\right\} + \sqrt{[\alpha^2\delta + \lambda(1 - \delta)]^2 + 4\alpha^2\delta^2\lambda}$$

であり、これを α で偏微分して、

$$\frac{\partial(\alpha^2\delta k)}{\partial \alpha} = \alpha\delta + \frac{1}{2}\left\{\delta\alpha^2 + \lambda(1 - \delta)\right\}^2 + 4\alpha^2\delta^2\lambda\right\}^{-\frac{1}{2}}[4\alpha^3\delta + 4\alpha\delta\lambda(1 + \delta)]$$

となる。 δ は割引率であることから $0 < \delta < 1$ より、

$$\frac{\partial(\alpha^2 \delta k)}{\partial \alpha} > 0$$

である。このことより、

$$\frac{\partial(b_2)}{\partial \alpha} > 0$$

となる。

しかし b_1 を α で偏微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial b_1}{\partial \alpha} &= \frac{2\alpha \delta k}{\beta_2(\alpha\lambda + \alpha^3 \delta k)} - \frac{\alpha^2 \delta k(\lambda + 3\alpha^2 \delta k)}{\beta_2(\alpha\lambda + \alpha^3 \delta k)^2} \\ &= \frac{\alpha \delta k(\alpha\lambda - \alpha^3 \delta k)}{(\alpha\lambda + \alpha^3 \delta k)^2} \end{aligned}$$

となり、微係数の正負が不明であった。よって、 b_0 を α で偏微分すると、

$$\frac{\partial b_0}{\partial \alpha} = -\frac{\alpha \delta k(\alpha\lambda - \alpha^3 \delta k)}{(\alpha\lambda + \alpha^3 \delta k)^2} \pi^*$$

となり、やはり微係数の正負は不明であった。

更に、 λ で b_1 , b_2 , b_0 を偏微分する。

ここで(19)(20)の右辺[]内について、以下のように変形する。

$$(22) \quad 1 - \frac{\lambda}{\lambda + \alpha^2 \delta k} = 1 - \frac{1}{1 + \frac{\alpha^2 \delta k}{\lambda}}$$

さらに、(22)の右辺第2項の分母について、

$$\begin{aligned} \frac{\alpha^2 \delta k}{\lambda} &= \frac{1}{2} \left[\frac{\alpha^2 \delta}{\lambda} - (1 - \delta) + \frac{\sqrt{[\alpha^\delta + \lambda(1 - \delta)]^2 4\alpha^2 \delta^2 \lambda}}{\lambda} \right] \\ (23) \quad &= \frac{\alpha^2 \delta}{2\lambda} + \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\alpha^2 \delta}{\lambda^2} + \frac{2\alpha^2 \delta(1 + \delta)}{\lambda}} - \frac{1}{2}(1 - \delta) \end{aligned}$$

となる。これを λ で偏微分すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\frac{\alpha^2 \delta k}{\lambda})}{\partial \lambda} &= -\frac{\alpha^2 \delta}{2\lambda^2} + \frac{1}{2} \sqrt{\frac{\alpha^2 \delta}{2\lambda^2} + \frac{2\alpha^2 \delta(1 + \delta)}{\lambda}} \\ &\quad \times \left[-\frac{2\alpha^2 \delta}{\lambda^3} - \frac{2\alpha^2 \delta(1 + \delta)}{\lambda^2} \right] < 0 \end{aligned}$$

となる。これらの結果を代入して、

$$\frac{\partial b_1}{\partial \lambda} < 0 \quad \frac{\partial b_2}{\partial \lambda} < 0 \quad \frac{\partial b_0}{\partial \lambda} > 0$$

となる。

補論3：predictive test および sup-predictive test

ここでは、predictive test および sup-predictive test について説明する。フルサンプルを T としたときに、標本を以下のように2つに分割する。

$$\text{標本1} : t = 1, 2, \dots, \pi T - 1$$

$$\text{標本2} : t = \pi T, \dots, T$$

ただし $\pi \in \Pi \subset (0, 1)$ である。ここで基本となるものは、標本1での真のパラメータを θ_1 とした上での積率条件

$$E[g_t(\theta_1)] = 0 \quad \text{ただし } g_t(\theta_1) = e(\theta_1)Z_t$$

である。ただし $e(\theta_1)$ は θ_1 のもとでの残差、 Z_t は操作変数である。資産の種類は1種類であるので、 $e(\theta_1)$ はスカラー、 Z_t は、(操作変数の数 \times 1) の列ベクトルである。predictive test は、このような θ_1 から得られる積率条件が、標本2でも成立するかどうかを検定するものである³。よって、帰無仮説と対立仮説はそれぞれ、 $E[g_1(\theta_1)] = 0$ のもとで、

$$H_0 : E[g_2(\theta_1)] = 0$$

$$H_A : E[g_2(\theta_1)] \neq 0$$

である。

さらに、 $\pi T - 1 = n_1$ 、 $T - \pi T + 1 = n_2$ として、 θ_1 の推定値を $\hat{\theta}_1$ とし、 $g_1(\hat{\theta}_1)$ 、 $g_2(\hat{\theta}_1)$ を

$$g_1(\hat{\theta}_1) = \frac{1}{n_1} \sum_{t=1}^{\pi T - 1} g_t, \quad g_2(\hat{\theta}_1) = \frac{1}{n_2} \sum_{t=\pi T}^T g_t$$

として、以下のように定義された検定統計量 PRN を考える。

$$PRN = [\sqrt{n_2} g_2(\hat{\theta}_1)]' (\hat{V}_2)^{-1} [\sqrt{n_2} g_2(\hat{\theta}_1)]$$

³なお、標本2において得られた θ_2 による直交条件が標本1でも成立するかどうかを検定する統計量も、漸近的には同じ性質を持つ。

ただし,

$$\hat{V}_2 = S_2 + \frac{n_2}{n_1} \hat{D}_2 (D_1' S_1^{-1} D_1) \hat{D}_2'$$

$$S_i = n_i g_i(\hat{\theta}_1) g_i(\hat{\theta}_1)' \quad (i = 1, 2)$$

$$D_1 = \frac{\partial g_1(\hat{\theta}_1)}{\partial \theta'}$$

$$\hat{D}_2 = \frac{\partial g_2(\hat{\theta}_1')}{\partial \theta'}$$

\hat{V}_2 は, $g_2(\hat{\theta}_1)$ の consistent な分散共分散行列の推定値である (詳細は, Ghysels and Hall(1990b) 参照). そしてこの PRN は, 本稿のケースでは, 自由度が7の χ^2 分布に漸近的に従う. 自由度は, $g_2(\hat{\theta}_1)$ の次元に等しい.

次に sup-predictive test について説明する. まず, $\pi \in \Pi \subset (0, 1)$ とし, πT 期を構造変化点としたときの presidictive test の検定統計量を $PRN(\pi)$ とする. そして, sup-predictive test の検定統計量 $PRN(\pi^*)$ を,

$$PRN(\pi^*) = \text{Sup}_{\pi \in \Pi} PRN(\pi)$$

とする. 本稿のケース ($\pi \in (0.2, 0.8)$) では, これを Ghysels et al.(1997) の table 4 に従って, 検定する. この sup-predictive test の漸近分布は, (操作変数の数) - (パラメータの数) に依存するものである. なお, 帰無仮説はサンプル1・サンプル2を通して構造変化なし, 対立仮説はサンプル1とサンプル2の間で構造変化あり, となる.

補論4：法人企業統計・フローデータの修正

法人企業統計のフローデータは、毎年第2四半期に標本の入れ替えを行う。そのとき、標本数も変更され、そのため、このフローデータは、毎年第1四半期から第2四半期に変わると、その標本数が大きく変化し、データの連続性が保証されていない。よって、そのまま時系列データ・パネルデータとしてこれを用いることはできない。また法人企業統計では、フローデータを積み上げてストックデータを作成しているため、ストックデータ（有形固定資産）もこのまま用いることはできない。そこで小川(2003)では、標本数の増加を調整（断層修正）することで、これに対処する方法を紹介している。

まず、有形固定資産（土地を除く）の、当期末値と前期末値の差を求め、これに減価償却分を足し、フローの投資とする。続いて、第1四半期から第2四半期にかけての企業数の増加分を、各年について計算する。そしてその増加分は、その直近1年間に均等な割合で起こったものと仮定し、各期の企業の増加数を求める。そして、各期の1社当たりのフロー残高に乘じ、これを先に計算にしたフローの投資に足す。このような操作は、売上高などにも適用できるため、付加価値額に対しても同様の処理を行っている。なお資本ストックは、このようにして求めた投資を積み上げて計算している。

また、純投資の算出の際には、有形固定資産の当期末値と前期末値の差をそのままフローの純投資としている。

参考文献

- 岩田 一政 (2002) 「デフレ・スパイラル発生の可能性」『金融政策論議の争点』
第3章 小宮隆太郎, 日本経済研究センター編 日本経済新聞社
- 岩本 康志・大竹 文雄・齋藤 誠・二神 孝一 (1999) 『経済政策とマクロ経済学』日本経済新聞社
- 植田 和男 (2001) 「流動性の罫と金融政策」2001 年度日本金融学会秋季大会
(福島大学) 特別講演
- 小川 一夫 (2003) 「大不況の経済分析—日本経済長期低迷の解明—」日本経済新聞社
- 小川 一夫・北坂 真一 (1998) 「資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析—」日本経済新聞社
- 賀来 景英 (2000) 「更なる金融緩和は可能か」 吉川洋・通商産業研究所編集
研究会編『マクロ経済政策の課題と争点』103-115 頁
- 粕谷 宗久・福永 一郎 (2003) 「金融政策効果のレジーム変化:円滑遷移 VAR
モデルによる分析」 日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ
03-7
- 鎌田 康一郎・増田 宗人 (2001) 「統計の計測誤差が日本の GDP ギャップに与える影響」『金融研究』日本銀行金融研究所 2001 年 4 月 p123-170
- 木村 武・小林 洋史・村永 淳・鶴飼 博史 (2002) 『ゼロ金利制約のもとでマネタ
リーベースの増加が日本経済にもたらした効果:実証分析』日本銀行調査
月報 12 月号

- 黒木 祥弘 (1999) 『金融政策の有効性:適切かつ機動的な運営を求めて』 東洋経済新報社
- 経済企画庁 (2000) 『平成 12 年度 年次経済報告』 2000 年 7 月
- 小塚 匡文 (2002) 「日本の政策反応関数-共和分分析に基づく再検証-」 『金融経済研究』 第 21 巻 112-132 頁
- 地主 敏樹 (1992) 「金融政策当局の反応関数-国際比較の試み-」 『国民経済雑誌』 第 166 巻 2 号 p79-103
- 地主 敏樹 (2000) 「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 1 号 p. 79 - 103
- 鈴木 和志 (2001) 「設備投資と金融市場」 東京大学出版会
- 竹田 陽介・矢嶋 康次 (2005) 「設備投資と不確実性:上場企業の財務データと利益予測データに基づく実証研究」 ニッセイ基礎研究所報 Vol.36 p15-60
- 田中 敦 (1997) 「金融政策の反応関数-レジームシフトの計量分析-」 『金融経済研究』 第 1314 号 p60-69
- 中川 忍 (1998) 「不確実性下の消費者行動 -不確実性の理論とその定量化-」 日本銀行調査統計局ワーキングペーパー 98-6
- 中川 忍・大島 一朗 (2000) 「実質金利の低下は個人消費を刺激するのか? -実証分析を中心に-」 調査統計局ワーキングペーパー 00-2
- 中村 保 (2003) 「設備投資行動の理論」 東洋経済新報社
- 西岡慎一・池田大輔 (2006) 「不確実性下における企業の設備投資行動:リアルオプション理論に基づいた実証分析」 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.06-J-09
- 西村 清彦 (1990) 『経済学のための最適化入門』 東京大学出版社
- 日本銀行調査統計局 (1991) 「平成 2 年度の金融および経済の動向」 日本銀行月報 1991 年 6 月号

- 日本銀行調査統計局 (1997) 「構造調整下の設備投資回復について」日本銀行月報 1997年3月号
- 日本銀行調査統計局 (1998a) 「最近の個人消費動向について」日本銀行調査月報 1998年5月号
- 日本銀行調査統計局 (1998b) 「1997年度の金融および経済の動向」日本銀行調査月報 1998年6月号
- 日本銀行調査統計局 (2003) 「近年の設備投資動向と本格回復への課題—投資行動を生み出す企業活力の復活に向けて—」日本銀行調査月報 2003年7月号
- 日本銀行調査統計局 (2006) 『近年における個人消費の底堅さとその背景』 URL <http://www.boj.or.jp/type/ronbun/ron/research/ron0603a.pdf>
- 羽森 茂之 (1996) 『消費者行動と日本の資産市場』東洋経済新報社
- 早川 英男・前田 栄治 (2000) 『97年秋以降の金融経済動向についての考察』日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 00-1
- 堀敬一・齋藤誠・安藤浩一 (2006) 「1990年代の設備投資の停滞について：上場企業の財務データからの考察」
- 本多 祐三 (1990) 『計量経済学のための大標本検定』(神戸経営双書8) 有斐閣
- 松林 洋一 (1995) 「期待利潤率、不確実性と設備投資：日米比較」『日本経済研究』 No.28 pp31-52
- 三木谷 良一・石垣 健一 (1993) 『金融政策と金融自由化』 東洋経済新報社
- 宮尾 龍蔵 (2001a) 「GDPギャップの推計—生産関数アプローチに基づく再検証—」『国民経済雑誌』第184巻2号 p77-87
- 宮尾 龍蔵 (2001b) 「GDPギャップの推計と供給サイドの構造変化」日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ 01-18

宮尾 龍蔵 (2006) 「マクロ金融政策の時系列分析」 日本経済新聞社

吉川 洋 (1999) 「日本経済の潜在成長率」『経済研究』 Vol.50 No.3

Abel, Andrew B. (1983) "Optimal Investment under Uncertainty." *American Economic Review* 73, pp.229-233.

Baba, Naohiko(2000) "Testing the *Ex Ante* Relationship between Asset and Investment Returns in Japan: An Application of the P-CAPM to the Japanese Asset Return." IMES DISCUSSION PAPER SERIES No.2000-E-5.

Ball, Laurence(1999) "Effective Rules for Monetary Policy." *International Finance* Vol.2 No.1 pp.63-83

Banerjee, Anindya, Rubi L. Lumsdaine and James H. Stock (1992) "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence." *Journal of Business and Economic Statistics* Vol.10 No.3, pp.271-287

Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohe and Martin Uribe (2001) "The Perils of Taylor Rules." *Journal of Economic Theory* Vol.96, pp.40-69

Buiter, Willem H. and Panigirtzoglou, Nikolaos(1999) "Liquidity Traps: How to Avoid Them and How to Escape Them." *NBER working paper series* 7245

Caballero, Ricardo J.(1991) "On the Sign of Investment-Uncertainty Relationship." *American Economic Review* 81, pp.279-288.

Campbell, Y. and Perron, Pierre(1991) "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists should know about unit roots." in O. Blanchard and S. Fischer eds., *NBER Macroeconomic Annual 1991*

- Cheung, Yin-Wong and Lai, Kon S.(1993) "Finite sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol.55 No.3, pp.313-328
- Clarida, Richard ,Gali,Jordi and Gertler,Mark(2000) "Monetary Policy rules And Macroeconomic Stability:Evidence And Some Theory." *Quarterly Journal of Economics* Vol.115 No.1, pp.147-180
- Clarida, Richard,Gali,Jordi and Gertler,Mark(1998) "Monetary policy rules in practice:Some international evidence." *European Economic Review* Vol.42, pp.1033-1067
- Den Haan, Wouter J.and Levin, Andrew (1996) "Inferences from parametric and non-parametric covariance matrix estimation procedures." NBER Technical Working Paper Series 195
- Dickey,D. and W.A.Fuller(1979) "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Society* 74 pp.427-431
- Elliott,Graham ,Thomas J.Rothenberg and James H.Stock(1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root." *Econometrica* Vol.64 No.4, pp.813-836
- Engle,Robert F. and Granger,C.W.J.(1987) "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* Vol.55 No.2, pp.251-276
- Engle,Robert F. and Yoo,Byung Sam (1987) "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems." *Journal of Econometrics* Vol.35, pp.143-159
- Gali,Jordi(1993) "Variability of Durable and Nondurable Consumption: Evidence for Six O.E.C.D. Countries." *The Review of Economics and Statistics* Vol.75-3 pp.418-428.

- Ghysels, E. and A.Hall(1990a) "Are Consumption-Based Intertemporal Capital Asset Pricing Models Structural?." *Journal of Econometrics* Vol.45, pp.121-139
- Ghysels, E. and A.Hall(1990b) "A Test for Structural stability of Euler Conditions Parameters via the Generalized Methods of Moments Estimator." *International Economic Review* Vol.31, pp.355-364
- Gregory,Allan W. and Hansen,Bruce E.(1996) "Residual-based Test for Cointegration in Models with Resime Shift." *Journal of Econometrics* Vol.70, pp.99-126
- Hamori, Shigeyuki, Shin-ichi Kitasaka and Hisashi Tanizaki (1996) "On a Test for Structural Stability of Euler Conditions parameters Estimated via the Generalized Method of Moments Estimator: Small Sample Properties." *Econometric Reviews* 15-1, pp.97-114
- Hansen, L. Peter(1982) "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator." *Econometrica* Vol.50, pp.1029-1054
- Hartman, Richard (1972) "Thr Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment." *Journal of Economic Theory* Vol.5 No.2, pp.258-266.
- Hayashi,Fumio(2000) "Econometrics."Princeton University Press
- Hendry,David F.(1995) "Dynamic Econometrics."Oxford University Press
- Hori, Keiichi (1997) "Japanese stock returns and investment: A test of production-based asset pricing model." *Japan and the World Economy* 9, pp.37-56
- Hutchison,Michael.(1988) "Monetary Control with an Exchange Rate Objective:The Bank of Japan,1973-86." *Journal of international Money and Finance* Vol.7, pp.261-271

- Jinushi, Toshiki, Yoshihiro Kuroki and Ryuzo Miyao (2000) "Monetary Policy in Japan Since the Late 1980's.: Delayed Policy Actions and Some Explanations" in *Japan's financial crisis and its parallels to U.S. experience*, R. Mikitani and Adam S. Posen eds., Institute for International Economics, Washington D.C.
- Johansen, Soren and Juselius, Katarina (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to The Demand for Money." *Oxford Bulletin on Economics and Statistics* Vol.52 No.2, pp.169-209
- Johansen, Soren (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol.12 pp.231-254
- Kasa, Kenneth (1997) "Consumption-based versus production-based models of international equity markets." *Journal of International Money and Finance* Vol.16 No.5, pp.653-680.
- Kozuka, Masafumi (2006) "Consumer behavior in Japan and its structural change: Re-examination by sup-predictive test." Kobe University RIEB (Research Institute of Economics and Business Administration) Discussion Paper Series No. 183
- Krugman, Paul (2001) "Deflationary Spirals." *mimeo*
 URL <http://web.mit.edu/krugman/www/spiral.html>
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992) "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?" *Journal of Econometrics* Vol.54 pp.159-178
- Mankiw, N. Gregory (1985) "Consumer Durables and Real Interest Rate." *The Review of Economics and Statistics* Vol.67-3 pp.353-362

- McCallum, B.T.(1988) "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy." *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy* 29 p173-204
- Miyao,Ryuzo(2002) "Liquidity Trap and the Stability of Money Demand: Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?" *Kobe Univ. RIEB Discussion Paper Series* 127
- Nishiyama, Shinichi(2002), " The Cross-Euler Equation Approach to Intertemporal Substitution in Import Demand." IMES Discussion Paper Series, No.2002-E-21, Bank of Japan (forthcoming in *Applied Econometrics*)
- Ogaki,Masao and Carmen M. Reinhart(1998) "Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods." *Journal of Political Economy* Vol.106-5, pp.1078-1098.
- Ogaki,Masao and Joon Y. Park(1992) "A cointegration approach to estimating preference parameters." *Journal of Econometrics* Vol.82-1, pp.107-134.
- Ogawa, K. and K. Suzuki (2000) "Uncertainty and Investment: Some evidence from the panel data of Japanese manufacturing firms." *The Japanese Economic Review* 51, pp.170-192.
- Okubo,Masakatsu(2002) "Intertemporal Substitution and Consumer Durables: An Analysis Based on Japanese Data ." Discussion Paper Series No.1016, Tsukuba University
- Oliner, Stephen D., Glenn D. Rudebusch and Daniel Sichel(1995) "New and Old Models of Business Investment: A Comparison of Forecasting Performance." *Journal of Money, Credit, and Banking* Vol.27 No.3, pp.806-826.
- Oliner, Stephen D., Glenn D. Rudebusch and Daniel Sichel(1996) "The Lucas critique revisited assessing the stability of empirical Euler equations for investment." *Journal of Econometrics* Vol.70 No.1, pp.291-316.

- Osterwald-Lenum M.(1990) "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol.54 pp.461-472
- Reifshneider,David and John C.Williams(2000) "Three Lessons for Monetary policy in a Low Inflation Era." *Journal of Money,Credit,and Banking* Vol.32 No.4, pp.936-966
- Stock,James H. and Watson,Mark W.(1993) "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica* Vol.61 No.4, pp.783-820
- Svensson,Lars E.O.(1997) "Inflation Forecast Targeting : Implementing and Monitoring Inflation Targets." *European Economic Review* Vol.41, pp.1111-1146
- Taylor,John B.(1993) "Discretion versus Policy rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conferernce series on Public Policy* 39 pp.195-214
- Ueda,Kazuo(1996) "Japanese Monetary Policy: Rules or Discretion? Part 2" *IMES DiscussionPaper* 96-E-16

謝辞

本稿は、筆者が神戸大学大学院在籍中より進めてきた、1990年代の日本における金融政策およびマクロ経済の研究をまとめたものです。本稿の執筆の過程において、神戸大学大学院での指導教官である宮尾龍蔵先生をはじめ、多くの先生方及び諸先輩にお世話になっております。

特に、宮尾龍蔵先生からは、神戸大学大学院在学中より今日に至るまで、多くのご指導を賜りました。これまで宮尾龍蔵先生には、マクロ金融政策の理論や計量経済学・時系列分析の手法のみならず、データの種類と取得方法、実証結果の解釈と現実経済との関連など、多くの非常に重要な事柄をご教示賜りました。また、ゼミにおけるテキストおよび論文報告の際には、多くの有益なコメントとご指導を賜りました。これらのご教示いただいたことは、今日の研究者としての基礎となっているものです。ここに、深く感謝申し上げます。

石垣健一先生、地主敏樹先生、羽森茂之先生には、神戸大学大学院での特殊研究（サブゼミ）の指導教官として、大学院博士前期課程在学中より、大変お世話になりました。石垣健一先生・地主敏樹先生には、特に金融理論やマクロ金融政策について、羽森茂之先生には、特に統計学・計量経済学について、ご教示賜りました。また、各ゼミナールにて論文を報告した際には、多くのご指摘をいただきました。そして、本稿第3章の執筆にあたっては、2005年度夏期に神戸大学に客員教授として滞在されていた大垣昌夫先生（オハイオ州立大学）より、実証結果の解釈について、有益なコメントを賜りました。謹んで感謝申し上げます。

本稿の基礎となった諸研究については、神戸大学、一橋大学浜名湖カンファレンス、日本銀行、岡山商科大学、日本経済学会、日本金融学会などで報告の機会を与えられました。その際に、入谷純、大谷一博、鎮目雅人、谷崎久志、中村保、藤田誠一（以上、神戸大学）、本多佑三、小川一夫、福重元嗣（以上、大阪大学）、白塚重典、藤木裕（以上、日本銀行）、熊本方雄（東京経済大学）、有利隆一、佐井至道、山下賢二（以上、岡山商科大学）、奥山英司（中央大学）の諸先生方より、有益なコメントをいただくことができました。また、筆者の大学院時代に同じ演習のメンバーであった、福本幸男（大阪経済大学）、五百旗頭真吾（同志社大学）、道和孝治郎（神戸大学）の諸氏とはしばしば議論を行い、それらの内容は大いに研究に影響を与えました。なお、

本稿での実証分析では、神戸大学経済経営研究所機械計算室所蔵のデータベースを利用させていただきました。その際に、機械計算室スタッフに大変お世話になりました。以上の方々に、心よりお礼を申し上げます。

本稿の執筆にあたっては、科学研究費補助金（若手研究 B・課題番号 19730218）の助成を受けております。

なお、本稿に含まれる誤謬は、すべて筆者の責任に帰すものであります。