

No. 1

産業空洞化と地域経済への影響

1998年3月

慶應義塾大学総合政策学部

小坂 弘行

(1997年3月まで名古屋市立大学経済学部経済研究所教授)

第1章 はしがき

本報告の目的は、産業空洞化と中部圏経済への影響分析についての研究の中間報告である。研究は2段階で進め、中間報告では産業空洞化をめぐるマクロ経済の姿の究明に焦点を絞った分析をおこない、後半の報告では日本経済を前提に、産業空洞化の実態のモデル分析を試みる。前半ではマクロ・モデルが俎上により、後半ではマクロ・モデルと全国9地域産業連関モデルが俎上に乗せられる。

1.1 歴史的経緯

前半のマクロ経済の分析では、焦点は85年9月のプラザ合意以来の10年間に起こった事柄を特に政策的観点から追跡することである。以下で最初に、最近10年間におこってきた事柄の歴史的背景を簡単にレビューしておきたい。

戦後経済の3区分

戦後経済は、終戦後からニクソン・ショックあたりまでの戦後成長期と言ってよい第1期が先行する。この期間は、さらに冷戦のはじまる50年代と米国がベトナム戦争に介入する60年代に分けられるかも知れない。この時期はベトナム戦争の終結をもって終了する。

第2期は、ベトナム戦争が終結して米国経済が混乱を来し、混乱と收拾の時期である70年代と80年代に区分けされる。この期間は冷戦の崩壊をもって終了する。この時期は、ベトナム戦争から実質的に敗退した米国が政治的にも経済的にも威信が失墜した70年代を前半期とすることができる。この時期、米国はベトナム戦争の後遺症でデタントを模索したが、ソ連は一貫して軍拡を実行した。それには、ブレジネフ政権がフルシチョフ政権のキューバ危機での失敗を受け継いだ政権であることが背景にある。70年代を特徴付けるのが第1次と第2次のオイルショックである。第1次オイルショックは第4次中東戦争に端を發しており、それはアラブ対イスラエルの紛争が背景にあるが、第1次オイルショックはイスラエルを支持する米国へのアラブ、すなわち OPEC のプロテクトである。第2次オイルショックはイラン革命に端を發しており、イランのパーレビ政権を支持する米国へのイランのプロテクトである。このように70年代米国への威信が失墜した。それを最後に特徴付けるのが、カーター政権の人権外交へのソ連のアフガニスタン侵攻である。侵攻の直前、軍事偵察衛星でソ連軍がアフガニスタン国境周辺に集結しているのを知ったカーター大統領は、当時のブレジネフ書記長にホットラインで侵攻の意図を確認したが、その意図なしとの回答を得た。しかし実際にはアフガニスタンに侵攻したのである。当時の米国の不満は、イラン大使館人質救出にも失敗して最高潮に達した。70年代が混乱であるとするれば、80年代は收拾の時期であるとみなすことができる。カーター氏に愛想をつかした米国はレーガン氏に望みをつないだ。レーガン大統領は軍拡を実行し、経済を犠牲にしても米国の政治的威信の回復を優先した。軍拡経済が高金利を招き、80年代初頭の累積債務危機を招くきっかけ

けをつくったし、日米間には膨大な対外不均衡を招来した。その後、ソ連も軍事優先の経済は破綻を来し、冷戦の崩壊に結びつくのである。一方、レーガン軍拡期、日米不均衡が顕在化した。日米政権はそれまで行ってきたように個別市場の管理で対処しようとした。70年代の繊維や鉄鋼でおこなわれた手法である。典型的には80年代はじめから行われてきた自動車自主輸出規制である。84年のMOSS協議で包括的な市場対処をしようとしたが、成功をしなかった。それが85年のプラザ合意に結びつくのである。その後、周知のようにバブル経済を招き、バブル崩壊となるのである。第2期は冷戦の崩壊をもって終了する。

第3期はポスト冷戦期であるが、ポスト冷戦期はどのような時期かははっきりしない。ただしこの先をみる場合に、避けて通ることのできない大きな流れ、うねりが存在する。レスター・サローは、近著でそれを述べている。第1が共産主義の崩壊である。共産主義国が市場経済化することになる。特に東欧経済はEUが一段落した後、統合が加速化するであろう。第2が知識産業の時代であることである。今までの物中心の経済から目に見えない知識に移行するのである。第3が人口の増加・移動・高齢化である。日本では高齢化が経済の構造を変えるであろう。第4がグローバル経済である。国境がなくなる方向に経済が動くのである。第5が覇権がない世界であることである。

プラザ合意以後に至る過程

プラザ合意に至るまでの経過を眺めてみる。合意は後期レーガン政権に起こったのであるが、それは前期レーガン政権に端を発している。1981年2月に発表されたレーガン大統領による経済再建プログラムは、連邦政府支出抑制・減税・規制緩和・インフレ抑制のための金融政策という4つの基本方針からなっていた。これは税引きの利回りが貯蓄及び投資に大きな影響を与えるという考えに基づき、個人所得税や企業の投資に対する課税を減らすことで、貯蓄と投資を増やし、経済成長と財政赤字の削減を達成しようとするものであった。しかしこの経済再建プログラムに2つの誤算が生じた。第1は、大規模な所得税減税が貯蓄増加に結びつかず、個人消費の拡大をもたらしたことである。第2は、連邦政府支出の抑制が予定通りに達成されなかったことである。その結果、民間部門と政府部門の両方で貯蓄投資バランスが悪化し、国全体が貯蓄不足に陥ったのである。この不足分を海外からの借入でまかない、それが経常収支の赤字として累積した。同時に貯蓄不足が金利の上昇を招き、それによってドル高が引き起こされたのである。その結果、アメリカ製品の国際競争力が低下した。経常収支の赤字は、それが国内の失業を引き起こしたり、為替レートの低下を通じたインフレ等を引き起こさない限り、それ自体が悪影響を及ぼすわけではない。問題なのは、経常収支の赤字が、その背後でそれに見合う様な対外借入の増加を必要とすることである。しかし対外借入に対しては金利が支払われなければならない、また債務の水準が非現実的な水準にまで膨れ上がる可能性がある。このような対外赤字による対外借入というメカニズムが持続可能であるかという点が問題なのである。そのようなメカニズムが持続可能でないとするれば、アメリカはドルの信認の崩壊によるドル暴落をとそれに不況の到来を甘受

しなければならなくなる。しかしそのような急激な変化は政策当局にとって避けなければならない状況である。そこでアメリカの政策の大きな変換が生じた。その一つが協調的な金融緩和によるドル高是正を目標とするプラザ合意だったのである。同時に財政赤字縮小の政策と「グラム＝ラドマン＝ホリングス法(GRH法)」が成立された。つまりこの政策変更は、アメリカの財政縮小・金融緩和のポリシーミックスの下でドルを秩序正しく引き下げて、経常収支の改善を図った政策なのである。これと同時に日本に対しては、内需拡大と適切な金融政策によって政策を協調するように強く求めたのである。

バブル発生

85年9月のプラザ合意による円高により国内の不況を恐れた政策当局は、景気刺激を必要としていた。2回の前川レポート(86年4月、87年4月)では財政政策中心に行うとあったが、財政再建途上にあった大蔵省は国債増発による景気刺激を嫌い、金融緩和による景気刺激を優先的に考えた。国際的協調の必要性から日本銀行は金融緩和政策を大胆に進めた。日本の公定歩合は1985年当時5%であったが、プラザ合意直後から急激に下がり、内需拡大をするために5回の引き下げを行い、1987年2月には、戦後最低の2.5%にまで引き下げられた。他方では、円高ショックで成長が鈍化し、一時的に不況に陥った日本経済は予想外の適応能力を示して、1987年半ばには早くも景気回復の兆しを見せはじめた。しかし、1987年10月19日ニューヨーク株式市場でいわゆるブラックマンデーが発生し、ドル暴落が起こらないようにと日本としては低金利政策を維持する必要に迫られる結果となったのである。日本がこのような国際金融情勢を無視し、この時点で金利引き上げを断行していたなら、本当にドル暴落が発生したかもしれない。国際協調を優先的に考えていた日本政府は、国内景気が回復してきつつあったにもかかわらず、国際協調を優先する考えから低金利政策を続行することになった。

この低金利政策を1989年5月まで、実に2年3ヶ月もの長期間に渡って継続した。この間、株価は急騰を続け、地価も6大都市を中心に同じように上昇傾向を示した。日本銀行はこの間、物価情勢には十分に注意を払っていたが、急速な円高の進行で、輸入物価が大幅に値下がりしている状態では、物価は金融緩和にもかかわらずほとんど上昇しなかったのである。これは、例えばNIES諸国からの安い工業製品が大量に入りはじめ、日本の製造業は値上げをすることが出来なかったといった背景と、原油などが円高の為に大幅に値下がりしたので、日本企業はコスト的にも値上げをする必要がなかったからである。しかしながら、マネーサプライは超低金利政策を反映して増大し、明らかな過剰流動性が存在する状況になった。普通ならばそれが物価に跳ね返るのに、円高の影響のため、そうはならず結局、過剰流動性は株や土地等の資産購入の方に向かった。金利低下は、それだけで確かに資産価格の上昇を招く。また超低金利のため、企業業績も急速に回復をはじめ、配当やキャピタルゲインへの期待が高まり、株価は上昇しはじめた。ここまではおそらくバブル的要素はそれほど無かったと言えるであろう。しかし、超低金利が2年3ヶ月も続くと、値上がり期待が更に値上がり期待を生むという具合に典型的なバブルの様相を引

き起こしたのである。マネーサプライは、1987年から88年にかけて急増したが、これはブラックマンデーという要因を考慮に入れると、主に国際協調のための増加であると言える。しかし1989年後半から90年秋にかけてのマネーサプライの急増は明らかにバブルによる資金需要の高まりを反映したもので、この頃には株価は急騰していた。株の信用買いや土地ころがしも盛んになり、資金需要が急激に高まったのに対して、日銀はこれを抑えず、アコモデート(需要に応じて貨幣供給を続けること)してしまった。1989年5月からの公定歩合引き上げは明らかに遅すぎたのである。バブルが燃え盛ってからでは金融引き締めは思い通りの成果を上げられず、マネーサプライは公定歩合引き上げにもかかわらず急増してしまったのである。こうしてバブル経済における異常な状態が日本に発生してしまったのである。

資産価格高騰の影響

また、1980年代後半の資産価格の高騰、つまりバブル経済が日本経済のパフォーマンスに与えた影響を考えてみる。第1に、消費に対する資産効果が考えられる。家計が保有する株式や土地の値段が上がるとそれはとりもなおさず資産の増加を意味する。そのため人々は豊かになったと考え、また、将来に備えて貯蓄する必要も薄れるために、消費を増やす。第2に、設備投資に対する資産効果が考えられる。資産価格の上昇(株価の上昇)に因り、企業は株式市場を通じた資本調達が可能になる。これは通常エクイティファイナンスと呼ばれるもので、株式の増資をしたり、転換社債やワラント債等を発行することによって株式市場から資金を集めることを言う。転換社債やワラント債は株価が上昇すると株式に転換することが出来、それによってキャピタルゲインが得られるので、株価が右肩上がりで見るときに販売しやすく、上場企業は株式ブームに乗じて巨額のエクイティファイナンスによる金利の安い資金調達が可能となった。また、地価の上昇は企業の保有する資産の担保価値を高めることを通じて、銀行借入を容易にした。日本では融資を受ける時には、土地を担保に差し出すことが習慣であるので、それまで借入出来なかった企業でも借入が可能になるという効果を生んだ。

論者によって程度の差に関する認識に差はあるだろうが、資産効果が1980年代後半の平成景気と呼ばれる長い繁栄を作り出すのに貢献したことは疑う余地はない。しかし同時に、資産効果が大きければ大きいほど、バブル崩壊による「逆資産効果」も大きくなる。1991年からはじまった大型不況がバブル崩壊によって加速されていることは確実であり、その一つ背景になっているのがこの「逆資産効果」である。

景気変動の見方

さて、経済変動の分析は、70年代に大きく変わった。循環理論は内生理論と外生理論とに区別されるが、70年代以降は外生理論で特徴付けられる。分析の焦点の当てられるのは貨幣的ショックであったり実物的ショックであったりする。ショックはモデルの中で確率として処理され、確率自身の内容は吟味されない。その意味で外生理論なのである。そのアイデアは、古く193

3年のラグナー・フリッシュのランダム・ショック理論に遡る。それを再生させたのはアーデルマン夫妻の1959年の実験である。50年代の循環論の主流は先の用語でいえば、内生理論であった。それのはじまりが1939年のサミュエルソンの乗数・加速度モデルである。50年代の内生理論として、ヒックスの玉突き理論、グッドウインの非線形理論、カルドアの理論などがある。しかし59年のアーデルマンの実験は学会に大きな衝撃を与えたようである。用いたのは当時としては最新のクライン・ゴールドバーガー・モデルであるが、内生理論では循環を描くことができず、外部衝撃が米国経済の循環を描く源泉であると結論したことである。1969年には、当時大型化していたOBEモデル、ブルッキングス・モデル、ワートン・モデルなどを用いてアーデルマン流の実験が組織的にNBERで行われ、ほぼアーデルマンの結論が追認された。景気循環モデルとしては、数学的には安定的な確率差分方程式体系が循環を描くものと理解された。

それを受けて定常確率過程の計量経済モデルの確率特性究明への研究が計量経済学者を中心に行われた。クライン、チャウ、ドライムス、ホーレイといった人たちである。BOX-Jenkins流の時系列モデルがでてくるのである。

他方でこの実験を仔細にみつめていた理論経済学者達がいた。ルーカスやマンキューらである。確率を導入すれば循環が描けることが分かったので、色々なモデルの可能性がでてきた。確率は貨幣的なものでもよいし、実物的なものでもよい。確率という外から与えられるものが循環を説明してくれるのである。スルツキーがかつておこなったように、確率の無限個の和や差の操作がサイン・カーブという循環を描いてくれるのである。これを「sinusoidal limit theorem」という。

このような循環論の流れに対して筆者の見解を述べておきたい。70年代以降の変動をみる時、確率よりも政治的要因が大きな役割を果たしていると思われる。第一次と第二次のオイルショックは今みたように政治に起因しているし、日米政策協調も国際政治の結果である。であれば政治の動きをどのように計量経済モデルに表現するのであるか。政治要因はモデルの外生変数でも表現できるし、基本的には社会厚生関数が当局者の政策的意図を反映するものとする。日米協調などが論じられる時には、日米間の社会厚生関数が問題とされねばならない。意図のない経済運営は考えられない。従来の計量経済モデルは政策意図はモデルの中に内包されていない。政策反応関数が政策主体の政策意図を表現している。以上のような予備的考えのもとで分析を進めてゆきたい。

1. 2 研究の方法

本研究では上述の想定の下で分析を試みるが、計量モデルと政策を論ずる時のモデルの使用の仕方の方法として3つの区別がある。それは

- (1) Policy Simulation アプローチ
- (2) Tinbergen アプローチ
- (3) 最適化アプローチ

である。ここで上記3つのアプローチについて以下で触れておこう。

(1) Policy Simulation

従来の分析で用いられる様に政策変数($z^{(1)}$)をアプライオリに与えて内生変数 Y_t について解く事により政策を議論するアプローチである。つまり(1.1)式で政策変数($z^{(1)}$)をアプライオリに与えることになる。

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_k Y_{t-k} + F_1 z^{(1)} + F_2 z^{(2)} \quad (1.1)$$

A_i : 内生変数の係数行列($i=0 \dots k$) F_i : 外生変数の係数行列($i=1,2$)

$z^{(1)}$: 政策変数ベクトル $z^{(2)}$: 外生変数ベクトル(政策変数以外)

政策モデルとしては、ほとんどこのアプローチしか採られていない。

(2) Tinbergen アプローチ

Policy Simulation では、(1.1)式で政策変数($z^{(1)}$)をアプライオリに与えて議論するが、逆に Tinbergen アプローチは、 Y_t に望ましい値を与えて、それを実現する為には、政策変数($z^{(1)}$) が如何なる値であるべきかを問うものである。通常内生的目標変数の数と政策変数の数は同一でなければならない。これを Tinbergen 定理と言う。

しかしこのアプローチはモデル誘導型による処理が前提となるので、その処理の煩雑さの為に使用されていない。

(3) 最適化アプローチ

この基本方法は、まず各政策主体の社会厚生関数を定義する。次に諸政策を効率的に組み合わせさせた場合の各政策主体の到達可能フロンティアをつき合わせる。最適な政策の組み合わせは到達可能フロンティアと社会厚生関数の接点で示される。この最適化アプローチの第一の利点は、政策目標の選好が各政策主体で異なる場合に、その選好の違いを政策効果を判定する社会厚生関数に取り込める事にある。第二に採るべき経済の方向性だけでなく、程度を定量化出来る事が利点として挙げられる。しかし社会厚生関数を定義するに当たって、重要な問題点がある。第一に、各政策目標のウェイト付けを如何に行うかという点である。第二に、どの程度のタイムホライズンで考えるかという点である。

本研究では、上記3つのアプローチから、上記目的にとり適切であると考えられる最適化アプローチを取り上げ、そのため2次損失型の社会厚生関数を適切に定義し、それを導入することで最適マクロ政策決定を施し、バブル期を対象とした政策のあり方について検討を加える。その

際に、バブルの発生原因の要素であった資産価格に注目して、資産価格を政策目標の一つに入れることによってバブル経済がどのように変わるのかを分析する。

また最適化アプローチを用いた従来の研究においては、社会厚生関数のウェイトの決定は外生的に与えられて来た。煩雑なウェイトの推計は殆ど行われてこなかった。そこで本研究では、社会厚生関数のウェイト決定に関して、現実のデータと現実の経済を表現する計量経済モデルを利用して推定することも目的の一つとなる。

以上の本研究の分析の概略は、

- 1) 社会厚生関数の存在を仮定し、最適化アプローチによる最適政策制御の効果を確認することであるが、
- 2) 社会厚生関数のウェイトの決定に、実際のデータを基礎に推定すること、
- 3) 推定された各政策手段の反応関数を利用し、最適化アプローチにより、
 - a) バブル期の軌跡を辿る、
 - b) バブル経済を回避するシナリオを模索すること、特に金融政策に焦点をおいて分析を行うこと、
- 4) その際、金融政策の目標として資産価格を考慮に入れ、その効果を実証的に確認すること、である。

第2章 戦略的マクロ政策の理論

2. 1 社会厚生関数

2. 1. 1 社会厚生関数とは

社会厚生関数とは、国家の単位の異なる経済目標変数(経済成長・物価・財政収支・貿易収支等)を一つの関数に集約的にまとめた、政策主体の価値観を表すものである。あるいは政策の方向性を表すものである。本来、計量経済モデルは何らの方向性を持たない。しかし社会厚生関数は政策主体の政策運営の意志を表現している。上に上げた政策目標は国家のマクロ目標であるが、場合によっては企業の利潤であっても構わないし、家計の場合では家計の効用関数であってもよい。

社会厚生関数を具体的に表現形式は様々あるが、ここでは一つの形式として、2次損失型社会厚生関数を取り上げる。それは次のように表現される。その形式は計量経済モデルとの連携を容易にすることからくる。

$$F = \sum_i w_i (Y_i - Y_i^*)^2 + \sum_j w_j (X_j - X_j^*)^2 \quad (2.1.1)$$

Y_i : 内生目標変数 X_j : 政策手段

w_i : 内生目標変数のウェイト

w_j : 政策手段のウェイト

(2.1.1)式で注意すべきは、第2項の政策変数の項である。政策手段にも損失を付加することである。これは、手段値が不安定化することを避けるためである。

実際の使用に際しては以下のように示される。

$$F = w_1 (Y - Y^*)^2 + w_2 (P - P^*)^2 + w_3 (Df - Df^*)^2 + w_4 (Xbal - Xbal^*)^2 \\ + w_5 (G - G^*)^2 + w_6 (R - R^*)^2 \quad (2.1.2)$$

Y : 経済成長 P : 物価 Df : 財政赤字 $Xbal$: 貿易収支対GNP比率 G : 政府支出
 R : 政策金利

(2.1.2)式の肩に「*」の付いているものは、当該変数の目標値を表現している。目標値決定に際して、国内的な集団の交渉結果として決定するのであれば、集団間のゲームとして記述することもできる。国際協調として(例えば日米2国間)で決められるのであれば、この場合も2国間のゲームとして記述が可能である。

2. 1. 2 フィリップス政策の社会厚生関数

ダガルは、ブルキングス・モデルの財政政策手段の決定において、次のような決定のためのルールを設定した。今期の需要不足 ξ_t の尺度を、3.5%の失業率を自然失業率として、次のように定義した。

$$\xi_t = 0.965 * LF_{t-1} [GNP_{t-1} / L_{t-1}] - GNP_{t-1} \quad (2.1.3)$$

GNP_{t-1} : 1958年価格国民所得 LF_{t-1} : 労働力 L_{t-1} : 雇用量

(2.1.3)式の右辺の初項が一四半期前の潜在的国民所得である。需要不足を基礎に一般的な財政政策手段 p_t の決定を次のように定式化した。

$$\rho_t = \alpha \xi_t + \beta \sum_{i=1}^7 \xi_{t-i} - \sigma [\text{GNP}_{t-1} - \text{GNP}_{t-2}] \quad (2.1.4)$$

修正係数 $\alpha \cdot \beta \cdot \sigma$ は、フィリップスの比例・積分・微分に関連するので、上の政策は比例・積分・微分混合政策である。財政政策手段として採用されたものは、個人所得税・政府支出である。ここで内生変数から反応さすべき程度を表す修正係数は試行錯誤的に決定されている。

フィリップスの比例政策・積分政策・微分政策は、次のような目標関数を持つものと考えられる。簡単に、内生変数一個 Y_t 、政策手段一個 G_t の場合について示す。

比例政策の社会厚生

$$f_1 = w(Y_t - Y^*)^2 + G_t^2 \quad (2.1.5)$$

積分政策の社会厚生

$$f_2 = w(Y_t - Y^*)^2 + (G_t - G_{t-1})^2 \quad (2.1.6)$$

微分政策の社会厚生

$$f_3 = w(Y_t - Y_{t-1})^2 + G_t^2 \quad (2.1.7)$$

比例・積分・微分混合政策の社会厚生

$$f_4 = w(Y_t - Y^*)^2 + w(Y_t - Y_{t-1})^2 + w(Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}) + (G_t - G_{t-1})^2 \quad (2.1.8)$$

政策手段と内生変数の2次損失の設定の仕方により、様々な社会厚生関数が得られる。関数が異なれば最適化による経済資源のあり方も異なって来る。ここで新たに、手段と目標の双方に超漸進型2次損失($Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2}$)を導入しておいた。このような2次損失型社会厚生関数の最適化を実行する政策を以下の楨目に示しておく。

表2.1 二次損失型のまとめ

手段	目標	目標追求型 ($Y_t - Y^*$) ²	漸進型 ($Y_t - Y_{t-1}$) ²	超漸進型 ($Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$)	分離型 ($Y - Y^*$) ²
目標追求型 ($X_t - X^*$) ²		チャウ政策			
漸進型 ($X_t - X_{t-1}$) ²		フィリップス 積分政策	漸進性策		マンデル 割当政策
超漸進型 ($X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2}$)				超漸進性策	
追求・漸進型 ($X_t - X^*$) ² + ($X_t - X_{t-1}$) ²					
縮小型 X^2		フィリップス 比例政策	フィリップス 微分政策		

2. 1. 3 社会厚生関数の拡張—複数期社会厚生関数—

本節では、社会厚生関数の今期と将来期の混成和について考える。2.1.1節では、今期の政策手段を決定するために、単期のみを考慮した社会厚生関数を定義(これを単期社会厚生関数と呼ぶことにする)したが、将来の複数期先までを考慮した社会厚生関数を考える(複数期社会厚生関数と呼ぶことにする)。

政策主体は政策決定において、今期のみだけではなく、将来の数期先までを考慮に入れて政策を決定することが適切であると考えられる。今期の政策手段値の決定に、今期のみ最適化を図るだけではなく、数期先までを考慮に入れた最適化を図るのである。特に金融政策はその効果が将来に及ぶので、今期のみ注意を払っているのでは十分でない。従って、社会厚生関数は今期と数期先の将来期までを含めて考慮することで、将来を見据えて今期の手段値を決定することが可能となる。2次損失型複数期社会厚生関数は(2.18)式のように定義できる。

$$F = \sum_i \sum_j w_{ij} (Y_i(+j) - Y_i^*(+j))^2 + w_g (G - G^*)^2 + w_r (R - R^*)^2 \quad (2.1.8)$$

$Y_i(+j)$: j期先の第i内生変数

(2.1.8)式で、政策手段の項には複数期先までの考慮が入っていないのは、政策手段値は、インプットでありアウトプットではないから、複数期先までを考慮する必要はないからである。

2期先までを考慮する場合は、(2.1.9)式のような関数として表現される。

$$\begin{aligned} F = & w_1 (Y - Y^*)^2 + w_{11} (Y(+1) - Y^*(+1))^2 + w_{12} (Y(+2) - Y^*(+2))^2 \\ & + w_2 (P - P^*)^2 + w_{21} (P(+1) - P^*(+1))^2 + w_{22} (P(+2) - P^*(+2))^2 \\ & + w_3 (DF - DF^*)^2 + w_{31} (DF(+1) - DF^*(+1))^2 + w_{32} (DF(+2) - DF^*(+2))^2 \\ & + w_4 (Xbal - Xbal^*)^2 + w_{41} (Xbal(+1) - Xbal^*(+1))^2 + w_{42} (Xbal(+2) - Xbal^*(+2))^2 \\ & + w_g (G - G^*)^2 + w_r (R - R^*)^2 \end{aligned} \quad (2.1.9)$$

2. 2 社会厚生関数の推定

2. 2. 1 2次損失ウエイトの推定—線形モデルのケース—

ここでは線形モデルでの議論を過去の研究から紹介する。

(1)ピサリデスのケース

最初にピサリデスのケースについて説明する[C.A.Pissarides,1972]。ピサリデスの試みは、英国経済を対象として、2次損失関数を具体的に以下のように定めている。

$$U(y, x) = \sum w_i (y_i - y_i^*)^2 + \sum v_j (x_j - x_j^*)^2 = (y - y^*)' W (y - y^*) + (x - x^*)' V (x - x^*) \quad (2.2.1)$$

y_i : 内生目標変数 x_j : 政策手段変数

w_i : 各内生目標変数に対応するウエイト

v_j : 各政策手段変数に対応するウエイト

y : 内生目標変数ベクトル($m \times 1$)

x : 政策手段変数ベクトル($n \times 1$)

W : ウエイト行列($m \times m$) V : ウエイト行列($n \times n$)

また制約となる誘導形を線形として下を仮定する。

$$y = Rx + s \quad (2.2.2)$$

s : 先決内生変数と制御不可能な外生変数ベクトル

線形制約化で2次損失の最小化を行うためにラグランジュを設定する。最適化の為の一次条件は

$$L_x = 2Vx - 2Vx^* + Rh = 0$$

$$L_y = 2Wy - 2Wy^* - h = 0 \quad (2.2.3)$$

$$L_s = -y + Rx + s = 0$$

これより $Vx - Vx^* + R'Wy - R'Wy^* = 0$ が導かれ、 x について解くと、

$$x = x^* + V^{-1}R'Wy^* - V^{-1}R'Wy \quad (2.2.4)$$

が得られる。上の式の意味するところは、最適な政策手段値は内生変数の目標値の目標値と今期の値、および政策手段の目標値に依存することである。これを最適政策反応関数という。これを要素毎に書き下ろせば、

$$x_j = x_j^* + \sum a_{ij} y_i^* - \sum a_{ij} y_i + e_j \quad j=1 \dots N \quad (2.2.5)$$

$$A = V^{-1}R'W$$

である。ここで、推定のために仮定を導入する。 x_j^* が一期前の x_j の一部を体現していて、政府の行動が確立誤差項を伴うとして、以下の計測の為の回帰式を提示する。

$$x_j = b_j + c_j x_{j-1} + \sum a_{ij} y_i + e_j \quad j=1 \dots n \quad (2.2.6)$$

$$b_j = \sum a_{ij} y_i^*$$

$$c_j x_{j-1} = x_j^*$$

上の $c_j x_{j-1} = x_j^*$ の仮定は1期前の一定成長が今期の目標値になるというものである。関係

$A = V^{-1}R'W$ から社会厚生関数の係数 (V, M) を推計する。上の関係式で方程式の数は全体 $n \times m$ であるが、社会厚生関数の係数が対角ならば未知母数は $(n+m)$ となる。非対角で対称ならば未知母数は $n(n+1)/2 + m(m+1)/2$ となる。方程式の数と未知母数の数は必ずしも一致しない。

上の回帰式を推定し a_{ij}, b_j, c_j のパラメータを求め、 a_{ij}, b_j, c_j と $A = V^{-1}R'W$ の恒等関係を利用してウェイトは間接的に推定される。その為にウェイト行列 (V, M) は対角であると仮定する。恒等関係を要素毎に書けば以下の様になる。

$$A = \begin{pmatrix} w_1\Gamma_{11}/V_1 & w_2\Gamma_{21}/V_2 & w_3\Gamma_{31}/V_3 \\ w_1\Gamma_{12}/V_2 & w_2\Gamma_{22}/V_2 & w_3\Gamma_{32}/V_3 \\ w_1\Gamma_{13}/V_3 & w_2\Gamma_{23}/V_3 & w_3\Gamma_{33}/V_3 \end{pmatrix} \quad (2.2.7)$$

未知母数 ($w_1, w_2, w_3, v_1, v_2, v_3$) は六個であり、関係式は九本であるから過剰決定である。そこで、基準となる内生変数を x_2 として対応するウェイト $w_2 = 1$ とすると、

$$A = \begin{pmatrix} w_1\Gamma_{11}/V_1 & \Gamma_{21}/V_2 & w_3\Gamma_{31}/V_3 \\ w_1\Gamma_{12}/V_2 & \Gamma_{22}/V_2 & w_3\Gamma_{32}/V_3 \\ w_1\Gamma_{13}/V_3 & \Gamma_{23}/V_3 & w_3\Gamma_{33}/V_3 \end{pmatrix} \quad (2.2.8)$$

の関係から六個のウェイトが算出される。

ピサリデスは英国マクロ経済を対象に1955-1969までの四半期データを使用し、三つの政策手段と三つの政策目標を取上げている。政策手段は、公定歩合・分割払い規制・税率、政策目標は外貨準備高・失業率・消費者物価指数である。推計結果はここでは省略する。

(2) フリードラエンダーのケース

フリードラエンダーの分析は、米国経済を対象としたもので、次のような2次損失関数のマイナスを線形制約下で最大化することを考える[A.F.Friedlaender, 1973]。

$$U(Y, X) = a'(X - X^*) + b'(Y - Y^*) - 1/2[(X - X^*)'A(X - X^*) + (Y - Y^*)'B(Y - Y^*)] \quad (2.2.9)$$

A : 政策手段のウェイト行列(ただし対角行列)

B : 内生目標変数のウェイト行列(対称行列で非対角要素にも非ゼロ要素)

制約となるのは、

$$Y = RX + ZS \quad (2.2.10)$$

Y : 内生目標変数 Y^* : 内生目標変数目標値

X : 政策手段 X^* : 政策手段目標値

S : 先決変数+外生変数 R : 対応する係数行列 Z : 対応する係数行列

である。ピサリデスと同様に微分操作を経て、以下の回帰式を提示する

$$x_j = \gamma_{0j} + \sum_{i=1} \gamma_{ij} y_i + u_j \quad i=1 \dots M \quad (2.2.11)$$

考慮されるべき内生目標変数は以下の様に多数の変数を取上げている。

E: 失業率 Y: GNPの成長 P: GNPデフレーター

RS: 3ヶ月財務省証券 BT: 貿易収支 SD: 政府余剰

一方、それを実現すべく発動される政府手段は以下である。

G: 政府支出 PT: 個人所得税率 CT: 法人税率 NFR: 公開市場操作

以下の回帰式を設定する。

$$x_{jt} = \gamma_{0j} + d_1 + s + \sum_{i=1} \gamma_{ij} y_{it} + m_{4j} d_2 y_{4t} + u_{jt} \quad (2.2.12)$$

$$x_{jt} = X_{jt} - X_{jt}^* \quad (2.2.13)$$

$$y_{jt} = Y_{jt} - Y_{jt}^* \quad (2.2.14)$$

$d_1 = 1$ for 61. I - 64. IV; 他0(ケネディ・ジョンソン政権ダミー)

$d_2 = 1$ for 58. I -60.IV; 他0(アイゼンハワー・ニクソン政権ダミー)
 $s = 1$ for Q I & Q II; 他0(季節ダミー)
 u_j : 確率誤差項

そしてピサリデスと同様の論法により厚生関数の係数が算出される。

2. 2. 2 非線形モデルでのウェイトの推定

2.2.1節で紹介した線形モデルでの展開を非線形モデルに拡張する。そのために、2.1節で示した2次損失型の社会厚生関数を想定する。

$$F = \sum_i w_i (Y_i - Y_i^*)^2 + \sum_j w_j (X_j - X_j^*)^2 \quad (2.2.15)$$

具体的には、

$$\begin{aligned} F = & w_1 (Y - Y^*)^2 + w_2 (P - P^*)^2 + w_3 (Df - Df^*)^2 + w_4 (Xbal - Xbal^*)^2 \\ & + w_5 (Ps - Ps^*)^2 + w_6 (e - e^*)^2 \\ & + w_7 (G - G^*)^2 + w_8 (R - R^*)^2 \end{aligned} \quad (2.2.16)$$

内生的目標は、包括的に経済成長・物価・貿易収支・財政赤字・資産価格・為替レートである。それを実現するための政策手段として、政府支出・金利があるとしている。

最適な政府支出を導出する為に、社会厚生関数を政府支出で偏微分すると政府支出の反応関数が得られる。

$$\begin{aligned} G = G^* + & (w_1 / w_8)(Y - Y^*)(\partial Y / \partial G) + (w_2 / w_8)(P - P^*)(\partial P / \partial G) \\ & + (w_3 / w_8)(Df - Df^*)(\partial Df / \partial G) + (w_4 / w_8)(Xbal - Xbal^*)(\partial Xbal / \partial G) \\ & + (w_5 / w_8)(Ps - Ps^*)(\partial Ps / \partial G) + (w_6 / w_8)(e - e^*)(\partial e / \partial G) \end{aligned} \quad (2.2.17)$$

さて現実の政策担当者は(2.2.16)式のような社会厚生関数を最小化していると仮定しよう。予め目標の目標値を定めておき、また非線形モデルでは乗数値はコンスタントではないので、モデルから計算してやる必要がある。そうすることで、(2.2.17)式の回帰分析を通じてウェイトの相対比を計算することが可能となり、ウェイトを間接的に推計する事ができる。

また、各変数のスケールが違う場合も考えられ、係数にスケールの大きさが反映されるので、基準化する必要がある。基準化した場合は以下の様な二次損失の社会厚生関数となる。

$$F = \sum_i w_i [(Y_i - Y_i^*) / Y_i^*]^2 + \sum_j w_j [(X_j - X_j^*) / X_j^*]^2 \quad (2.2.18)$$

基準化した場合の政府支出の反応関数は次の様に得られる。

$$\begin{aligned} G = G^* + & (w_1 / w_8)(Y - Y^*)(\partial Y / \partial G)(G^* / Y^*)^2 + (w_2 / w_8)(P - P^*)(\partial P / \partial G)(G^* / P^*)^2 \\ & + (w_3 / w_8)(Df - Df^*)(\partial Df / \partial G)(G^* / Df^*)^2 + (w_4 / w_8)(Xbal - Xbal^*)(\partial Xbal / \partial G)(G^* / Xbal^*)^2 \\ & + (w_5 / w_8)(Ps - Ps^*)(\partial Ps / \partial G)(G^* / Ps^*)^2 + (w_6 / w_8)(e - e^*)(\partial e / \partial G)(G^* / e^*)^2 \end{aligned} \quad (2.2.19)$$

金利についても同様に反応関数が得られる。

$$\begin{aligned} R = R^* + & (w_1 / w_8)(Y - Y^*)(\partial Y / \partial R) + (w_2 / w_8)(P - P^*)(\partial P / \partial R) + (w_3 / w_8)(Df - Df^*)(\partial Df / \partial R) \\ & + (w_4 / w_8)(Xbal - Xbal^*)(\partial Xbal / \partial R) + (w_5 / w_8)(Ps - Ps^*)(\partial Ps / \partial R) + (w_6 / w_8)(e - e^*)(\partial e / \partial R) \end{aligned} \quad (2.2.20)$$

基準化した場合は、

$$\begin{aligned}
 R = R^* &+ (w_1 / w_r)(Y - Y^*)(\partial Y / \partial R)(R^* / Y^*)^2 + (w_2 / w_r)(P - P^*)(\partial P / \partial R)(R^* / P^*)^2 \\
 &+ (w_3 / w_r)(Df - Df^*)(\partial Df / \partial R)(R^* / Df^*)^2 + (w_4 / w_r)(Xbal - Xbal^*)(\partial Xbal / \partial R)(GR^* / Xbal^*)^2 \\
 &+ (w_5 / w_r)(Ps - Ps^*)(\partial Ps / \partial R)(R^* / Ps^*)^2 + (w_6 / w_r)(e - e^*)(\partial e / \partial R)(R^* / e^*)^2
 \end{aligned}
 \tag{2.2.21}$$

上記の政府支出の反応関数、金利の反応関数は、共通の社会厚生関数から導かれているので、各反応関数の構成要素は同じだが、両者を導く社会厚生関数が異なる場合も考えられる。つまり各反応関数の構成要素が異なる場合が考えられる。これは後の2.4.2節で示す「分権的最適マクロ政策決定」の事である。その場合においても、各社会厚生関数から反応関数を導く方法は同じであることに注意されたい。なお社会厚生関数が両者で同じ場合は2.4.1節で示す「集権的最適マクロ政策」のことである。

2. 3 推定されたウエイトの解釈—政策集団の社会力学—

回帰分析で得られたウエイトは、過去の現実から推計されたものであり、そのウエイトがでてくる背景には、政策集団の社会力学が働いていると考えられる。政策集団とは、政治家、大蔵省、日銀、通産省などの団体である。これらの政策集団の社会力学の結果として政策目標の軽重が決められるのである。これを以下に示す社会ネットワーク理論を用いて明らかにすることができる。

2. 3. 1 コールマンの社会ネットワーク理論とその拡張

2.3.1.1 コールマンの社会交換理論

複数の「行為者」がいて、社会を構成している事が最初の議論の出発点となる。行為者が今N人いるとする。この複数の行為者には共通に関心を寄せる事柄もあれば、そうでない事柄もある。ここでK個の関心の対象があるとする。社会的行為の発生する素因がそこに存在する。以下の二つの仮定をして以降の議論を展開する

(a) 事象に対する行為者の制御能力

C 行列(事象×行為者)で表す。(i,j)要素は c_{ij} とする。この時行和が1、つまり行為者の事象への制御能力の和が1である。

(b) 利害の強さ

X 行列(行為者×事象)で表す。(i,j)要素は x_{ij} とする。この時行和が1、つまり行為者の関心は全事象で1である。

これら二つの仮定を前提とし、議論を展開していく。

まず行為者の制御能力の総和を勢力 r_j と定義し、事象iの価値を v_i とすると、勢力の定義は以下となる。

$$r_j = \sum_i v_i c_{ij} \quad (2.3.1)$$

行為者全員の事象iへの価値の総供給量 S_i は以下である。

$$S_i = \sum_j v_i c_{ij} = v_i \quad (2.3.2)$$

一方事象iへの総需要量 D_i は以下であると考えられる。

$$D_i = \sum_j x_{ij} r_j = \sum_j x_{ij} \sum_k v_k c_{kj} \quad (2.3.3)$$

ここで需給均衡とすると $D_i = S_i$ であるので、

$$v_i = \sum_j x_{ij} \sum_k v_k c_{kj} = \sum_k v_k \sum_j c_{kj} x_{ij} \quad (2.3.4)$$

従って(2.3.1)式、(2.3.4)式より

$$v_i = \sum_j r_j x_{ij} \quad (2.3.5)$$

が得られ(2.3.1)式に代入すると、

$$r_j = \sum_i r_j \sum_k x_{ki} c_{kj} \quad (2.3.6)$$

が得られる。これが交換の基本方程式である。これを行列表示すれば、

$$R = RXC \quad \sum_j r_j = 1 \quad (2.3.7)$$

である。別の表現をすれば、

$$R = RG \quad (G = XC) \quad (2.3.8)$$

となる。ここでG(行為者×行為者)の相互依存行列と呼ぶ。その非対角要素(k,j)要素 g_{kj} は、k行為者の各事象に対する利害が、全体としてどれくらい他者の制約かにあるかを表す事になる。対角要素の割合が高い程自分自身に依存している事が分かる。行為者kの他者jへの利害依存度を表す。この行列は次節2.3.1.2節の拡張で重要な役割を果たす。(2.3.7)式ないしは(2.3.8)式の制約付き

固有値問題を解くことで勢力 r_j が求まる。また(2.3.5)式から事象の社会的価値も求められる。我々の応用では、この社会的価値が重要であり、更に付随的に最終制御能力 c_{ij}^* も求められる。

$$c_{ij}^* = (x_{ji} / v_i) r_j \quad (2.3.9)$$

以上がコールマン理論のエッセンスである。

2.3.1.2 コールマン理論の拡張

更に重要な概念を入れて、コールマンの理論をマースデンによる拡張をする。[P.V.Marsden,1983]

(c) 社会ネットワークの有無

A 行列(行為者×行為者)を新たに定義する。つまり a_{kj} は、行為者kと行為者jの間で交換が可能な時に1で、可能でない時に0置く。相互の交換可能性のみを問題とし、支配・被支配の関係は規定しない。従って行列は対称で対角要素は1である。交換が可能でない時にのみゼロ要素が入る。依存度行列 $G = (g_{kj})$ として新たな G' を社会ネットワークを考慮して再定義する。社会交換が不可能な行為者との間では依存性が無いからゼロ要素が入り、自分自身や他の行為者に依存する部分が多くなる。

$$g'_{kj} = a_{kj} g_{kj} / g'_k \quad \text{ただし} \quad g'_k = \sum_j a_{kj} g_{kj} \quad (2.3.10)$$

相互依存行列は社会ネットワークのあり方に依存している事が分かる。(2.3.8)式に代って、

$$R = RG' \quad G' = (g'_{kj}) \quad (2.3.11)$$

を解くことになる。

マースデンは更なる新たな概念を入れる。[P.V.Marsden,1983]

(d) 社会ネットワークの影響度

行為者間の影響力の程度を表す行列 F 行列(行為者×行為者)を更に導入する。

$$F_{kj} = e^{\alpha} \quad \alpha = -Q^{-1} + [0.5Q(1 + e^{-2 \log \omega})]^{-1} \quad (2.3.12)$$

行為者kが行為者jの保有している交換可能なダイアド数(関係を持つ自分以外の行為者の数)を d_j, d_k として、 $\omega = d_j / d_k$ と定義している。また Q は d_j, d_k の小さい方の数値である。F 行列の対角要素は1であり、交換の程度の大きい、つまり社会的影響力の大きい行為者程小さな値をとる。ここから更に、F 行列を通じて相互依存行列は、

$$g''_{kj} = g'_{kj} (F_{kj})^{1/2} / g''_k \quad (2.3.13)$$

なる再調整を受ける。つまり相互依存が社会的影響力の大きい行為者に依存する様子が組み込まれる。

社会勢力は以下の様に決まる。

$$R = RG'' \quad G'' = (g''_{kj}) \quad (2.3.14)$$

(e) 仲介行為

フリーマンは社会的なネットワークが存在しない行為者間でも、仲介的行為をする行為者を媒介にして社会的ネットワークが間接的に成立し得ることを理論の中に導入した。詳細については省略する。

(c)、(d)、(e)何れの理論展開においても、最終的出力として

- (1) 各行為者の勢力
- (2) 各事象の社会的価値
- (3) 最終制御能力

が数値的に明示される。特に関心を抱くのは各事象の社会的価値である。

2. 3. 2 社会ネットワーク理論と社会厚生関数との関連

2.2.1節、2.2.2節で示した社会厚生関数と社会ネットワーク理論の関連は、結論から先に言えば、社会厚生関数のウェイトは、コールマン理論の社会的価値 v_i となる。推定における社会厚生関数のウェイトの妥当性を検証する意味でコールマン理論を用いることも可能であり、また社会厚生関数のウェイトとして定義することもできることになる。

ここでは、コールマン理論を用いた社会厚生関数のウェイトの妥当性の検証およびウェイトの計算は省略する。

また、コールマン理論は社会的価値の数値は各行列の設定に依存するので、必ずしも推定における社会厚生関数のウェイトと合致しないことに注意したい。

2. 4 マクロ政策の問題記述—戦略的マクロ政策の導入—

社会厚生関数の存在を前提として、マクロ政策がどのような問題記述の下で行われるのかを説明する。なお、以下のように問題記述形式が異なれど、各社会厚生関数から各政策手段の反応関数を導く方法は、2.2.2.節で示したものと同一とすることに注意されたい。

2. 4. 1 集権的マクロ最適政策

実際の政策実施には中央政府以外にも中央銀行が関与している事が多い。しかしながらここでは、政府と中央銀行が唯一の社会厚生関数を保有して最適方策を模索する。これは市場の競争で言えば、独占競争に相当する。

つまり

$$\begin{aligned} F &\rightarrow \min(G, R) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.4.1)$$

という問題記述となる。

2. 4. 2 分権的マクロ最適政策—戦略的マクロ政策記述1—

中央政府と中央銀行の社会厚生関数が異なる場合である。

F_G : 政府の社会厚生関数

F_B : 中央銀行の社会厚生関数

ここで両者の社会厚生関数が異なる背景は

- (a) 目標として取上げる内生変数が異なる。
- (b) 内生変数の目標値が異なる。
- (c) 内生変数のウェイトが異なる。

という意味内容を持つ。これらは大いにありうる事で、例えば、中央銀行は通貨価値の安定が目標であり、物価・為替レートの変動等に重大な関心があり、中央政府は経済成長・財政赤字の縮小等に関心があり、各々目標とする対象とするものが違う場合である。この問題記述は以下の様になる。

[政府のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_G &\rightarrow \min(G) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.4.2)$$

[中央銀行のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_B &\rightarrow \min(R) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.4.3)$$

政府のマクロ政策から財政政策手段Gが決定し、中央銀行のマクロ政策から金融政策手段Rが決定される。二つのマクロ政策の問題は、相互依存적である。政府の行動は中央銀行の行動に影響を与え、逆に中央銀行の行動は政府の行動に影響を与える。相互依存の中で両者のマクロ政策が確定する。この問題記述から得られる解をクールノー解、あるいはナッシュ解と言う。

また、上の場合モデルが共通である。それは、両者間に経済の運行について認識の違いが存在していないという事、つまり両者に政策効果の認識の違いが無いと言い換える事もできる。現実には両者に経済運行の認識の相違が存在している可能性、つまり双方の政策効果の認識の違いがある可能性は十分にあり、両者の認識するモデルが異なる場合も考えられる。問題記述は以下の様になる。

[政府のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_G &\rightarrow \min(G)=0 \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.4.4)$$

[中央銀行のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_B &\rightarrow \min(R)=0 \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.4.5)$$

2.4.3 プレーヤーの拡大－戦略的マクロ政策記述2－

2.4.2節で説明した分権的マクロ政策のプレーヤーとして政府や中央銀行以外にも家計や企業も新たにプレーヤーとして加わることも現実的には有り得る事である。その場合、どの様にマクロ政策が問題記述されるかを以下に示す。

企業が設備投資する時には、政府の公共投資や中央銀行の金利政策動向をみて決定する。公共投資で景気の動向を推測し、中央銀行の金利等の政策発動を見守って、その効果を観察しながら今後の投資活動を決定すると考えられる。

家計も消費や労働供給を決定する時には、政府や中央銀行、企業の行動を観察しながら行っていると考えられる。

企業がプレーヤーとして加わる場合では、前節までと同様に問題記述を行うと以下のように記述出来る。

[政府のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_G &\rightarrow \min(G) \\ \text{s.t. model } FX_G &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.15)$$

[中央銀行のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_B &\rightarrow \min(R) \\ \text{s.t. model } FX_B &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.16)$$

[企業の利潤極大化]

$$\begin{aligned} F_C &\rightarrow \min(I) \quad F_C: \text{企業の社会厚生関数(当然利潤関連)} \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.17)$$

2.5 複占市場における企業間競争の理論とマクロ政策問題記述との関連

2.5.1 複占市場における企業間競争

2.4節で説明した分権的マクロ政策の問題記述の議論の補足として、寡占とその特殊形態の複占を以下で説明する。

分権的マクロ政策の問題記述の議論の仕組みは、この節の内容に対応している。

寡占:

個々の生産者の行動が競争相手にはっきりと認められる影響を及ぼすに少ない生産者からなる産業

複占:

二人の生産者からなる産業

その特徴は、

$$\partial \pi_i / \partial q_j \neq 0 \quad (i \neq j) \quad (2.5.1)$$

である。つまりj企業の生産量が他のI企業の利潤に明確な影響を持つ事である。現代の多くの産業で見られる特徴である。

複占あるいは寡占企業の価格・生産数量の決定、その結果としての利潤は、市場における企業の行動結果として決定する。企業にとって手段となる生産数量(製品差別化のある時、価格が手段となる)を自由に決定する事ができるが、利潤は市場に参加する企業の全体の行動結果より決定して、直接的には決定出来ない。

以下では複占的市場における生産量決定の仕組みについて説明する。

2.5.1.1 複占企業での生産量の決定の例—クールノー解—

製品差別化のない同質的製品を生産している市場を考える。

需要関数:

$$P = F(q_1 + q_2) \quad (2.5.2)$$

P:同質的製品の価格 q_1, q_2 :企業の生産数量

総収入: R_1, R_2

$$R_1 = q_1 p = q_1 F(q_1 + q_2) = R_1(q_1, q_2) \quad (2.5.3)$$

$$R_2 = q_2 p = q_2 F(q_1 + q_2) = R_2(q_1, q_2)$$

費用: $C_1(q_1), C_2(q_2)$

利潤: π_1, π_2

$$\pi_1 = R_1(q_1, q_2) - C_1(q_1) \quad (2.5.4)$$

$$\pi_2 = R_2(q_1, q_2) - C_2(q_2)$$

複占企業の行動を以下の仮説に従って分析する。

クールノー行動仮説:各複占企業は、生産数量の決定を行うに当たって、競争相手の企業の生産数量は変化しない所与のものとして利潤を最大化する。

従って企業1は q_2 を不変パラメータと考えて、 q_1 に関して π_1 を最大にし、企業2は q_1 をパラメータと考えて、 q_2 に関して π_2 を最大にする。

$$\begin{aligned} \partial \pi_1 / \partial q_1 &= \partial R_1 / \partial q_1 - dC_1 / dq_1 = 0 \rightarrow \partial R_1 / \partial q_1 = dC_1 / dq_1 \\ \partial \pi_2 / \partial q_2 &= \partial R_2 / \partial q_2 - dC_2 / dq_2 = 0 \rightarrow \partial R_2 / \partial q_2 = dC_2 / dq_2 \end{aligned} \quad (2.5.5)$$

企業1と企業2は以下の行動を行うと考えられる。

- ある q_1 : given \rightarrow 企業2は π_2 を q_2 につき最大化(q_2^* が決まる)
- \rightarrow 解 q_2^* : given \rightarrow 企業1は π_1 を q_1 につき最大化(q_1^* が決まる)
- \rightarrow 解 q_1^* : given \rightarrow 企業2は π_2 を q_2 につき最大化(q_2^* が決まる)
- $\rightarrow \dots \rightarrow (q_1, q_2)$ はある均衡解に収束する。

以上のプロセスは、(2.5.5)の方程式を (q_1, q_2) について解くことに帰着する。

$$\begin{aligned} \partial R_1 / \partial q_1 = dC_1 / dq_1 &\rightarrow q_1 = \psi_1(q_2) \\ \partial R_2 / \partial q_2 = dC_2 / dq_2 &\rightarrow q_2 = \psi_2(q_1) \end{aligned} \quad (2.5.6)$$

但し(2.5.6)式で、上は企業1の反応関数(q_1 を決める式)、下は企業2の反応関数(q_2 を決める式)となっている。

反応関数は、各複占企業の生産量を競争相手の生産量の関数として表現したものである。任意の指定された q_2 (あるいは q_1) に対して、(2.5.6)式の反応関数のは、 q_1 (あるいは q_2) の値は、 π_1 (あるいは π_2) を最大にする。(2.5.6)式を同時に満たす解 (q_1, q_2) は均衡解である。これはクルーノー解と言う。

クルーノー解の数値例

$$\begin{aligned} P &= 100 - 0.5(q_1 + q_2) \\ C_1 &= 5q_1 \quad C_2 = 0.5q_2^2 \\ \pi_1 &= (100 - 0.5q_1 - 0.5q_2)q_1 - 5q_1 \\ \pi_2 &= (100 - 0.5q_1 - 0.5q_2)q_2 - 0.5q_2^2 \\ \partial \pi_1 / \partial q_1 = 0 &\rightarrow q_1 = 95 - 0.5q_2 \\ \partial \pi_2 / \partial q_2 = 0 &\rightarrow q_2 = 50 - 0.25q_1 \\ \text{均衡解 } q_1 &= 80 \quad P = 45 \quad \pi_1 = 3200 \\ q_2 &= 30 \quad \pi_2 = 900 \end{aligned}$$

クルーノー仮説は、競争相手の生産量を不変とみなしている。そして逐次生産量を修正しながら収束するまで修正を繰り返す。自分自身の生産量の決定によって、競争相手の生産量の決定が影響を受けないとの最初の仮定はありそうにない。企業は、相手の修正に気付く筈である。

適応仮説の導入

以上のクルーノー解は瞬間的に最適な解である生産量が実現される様になっているが、最適な生産量は時間がかかると仮定すると、以下の調整プロセスを導入することができる。生産の変化にはコストがかかる。

$$\begin{aligned} q_{1t} - q_{1t-1} &= k_1[\psi_1(q_{2t-1}) - q_{1t-1}] \\ q_{2t} - q_{2t-1} &= k_2[\psi_2(q_{1t-1}) - q_{2t-1}] \end{aligned} \quad (2.5.7)$$

$\psi_1(q_{2t-1}), \psi_2(q_{1t-1})$ は企業1、企業2の前期に意図した生産量水準である。左辺、今期の生産量水準の変化を表す。

共謀の解 - 集権的マクロ政策 -

複占企業が相手との相互依存関係を認識して、産業全体の総利潤を最大にする様に一致協力して、生産量を決める行動方式を考える。

$$\begin{aligned} \pi &= \pi_1 + \pi_2 \\ &= 100(q_1 + q_2) - 0.5(q_1 + q_2)^2 - 5q_1 - 0.5q_2^2 \\ \partial \pi / \partial q_1 &= 95 - q_1 - q_2 = 0 \\ \partial \pi / \partial q_2 &= 100 - q_1 - 2q_2 = 0 \\ \text{均衡解 } q_1 &= 90 \quad P = 52.5 \quad \pi_1 = 4275 \quad \pi = 4525 \end{aligned}$$

$$q_2=5$$

$$\pi_2=250$$

クルーノー解と比較してみる興味深い事が分かる。価格は共謀解で高くなり、消費者にとって不利になる。生産量は共謀解では少ない。利潤は共謀すると全体では多くなり、企業1にその多くが吸収されている。企業2にとっては共謀のメリットはない。

2.5.1.2 複占企業での先導者と追隨者の区別—シュタツケルベルグ解—

クルーノー仮説では相手の生産量を不変とみなしている行動すると仮定した。ここでは複占企業的一方は相手の行動を正確に知って生産量を決定するが、他方はクルーノー仮説と同じ様に相手企業の実生産量を不変とみなして行動する「情報利用の非対称性」を導入した展開を示す。

$$\pi_1 = h_1(q_1, q_2) \tag{2.5.8}$$

$$\pi_2 = h_2(q_1, q_2)$$

さてクルーノー仮説では、企業1は π_1 を q_1 について最大化し、企業2は π_2 を q_2 について最大化し、共謀仮説では、 $(\pi_1 + \pi_2)$ を q_1, q_2 について最大化したが、シュタツケルベルグ解では次の行動仮説をとる。

シュタツケルベルグの行動仮説

追隨者は、彼が主導者と考えている競争相手の生産量も所与と考え、自分の利潤を最大化する(彼の反応関数に従って行動する)。主導者は、競争相手が追隨者として行動するもの仮定し、相手の反応関数を所与として、自分の利潤を最大化する。

企業1: 主導者 $\pi_1 = h_1[q_1, \psi_2(q_1)]$ を q_1 について最大化

企業2: 追隨者 $\pi_2 = h_2[q_1, q_2]$ を q_2 について最大化

数値例1

企業1: 主導者

企業2: 追隨者

従って企業1は、企業2の反応関数 $q_2 = 50 - 0.25q_1$ を $\pi_1 = h_1[q_1, \psi_2(q_1)]$ に代入して、

$$\pi_1 = 100q_1 - 0.5q_1^2 - 0.5q_1(50 - 0.25q_1) - 5q_1$$

$$= 70q_1 - 0.735q_1^2$$

$$d\pi_1 / dq_1 = 70 - 1.47q_1 = 0 \rightarrow q_1 = 93(1/3)$$

$$q_2 = 50 - 0.25 * 93(1/3) = 26(1/3)$$

$$\text{均衡解 } q_1 = 93(1/3) \quad q_2 = 26(2/3)$$

$$\pi_1 = 3266(2/3) \quad \pi_2 = 711(1/9)$$

数値例2

企業1: 主導者

企業2: 追隨者

従って企業2は、企業1の反応関数 $q_1 = 95 - 0.25q_2$ を $\pi_2 = h_2[\psi_1(q_2), q_2]$ に代入して、

$$\pi_2 = 100q_2 - 0.5q_2^2 - 0.5q_2(95 - 0.5q_2) - 5q_2^2$$

$$= 52.5q_2 - 1.75q_2^2$$

$$d\pi_2 / dq_2 = 52.5 - 3.5q_2 = 0 \rightarrow q_2 = 35$$

$$q_1 = 95 - 0.5q_2 * 35 = 77.5$$

$$\text{均衡解 } q_1 = 77.5 \quad q_2 = 35$$

$$\pi_1 = 3003.125 \quad \pi_2 = 918.75$$

以上の数値から解の整理をすると表2.2の様に整理できる。

表2.2 主導者・追随者の解の数値比

2 1	主導者	追随者
主導者		$q_1 = 93(1/3)$ $q_2 = 26(2/3)$ $\pi_1 = 3266(2/3)$ $\pi_2 = 711(1/9)$ $P = 40$
追随者	$q_1 = 77.5$ $q_2 = 35$ $\pi_1 = 3003.125$ $\pi_2 = 918.75$ $P = 43.75$	$q_1 = 80$ $q_2 = 30$ $\pi_1 = 3200$ $\pi_2 = 900$ $P = 45$

更に上の結果は、表2.3の様に整理出来る。

表2.3 主導者・追随者の解概念の比較

2 1	主導者	追随者
主導者	シュタッケルベルグ不均衡解	両者行動が矛盾せず、 均衡が確定
追随者	両者行動が矛盾せず、 均衡が確定	クールノー解

表2.3の「両者行動が矛盾せず均衡が確定」というのは、主導者の相手への期待と相手の実際の行動が一致している事を意味する。クールノー解は、両者とも相手が主導者と期待するが、実現されず生産量修正を余儀なくさせる。シュタッケルベルグ不均衡では、両者とも相手が追随者として行動する事を期待するが、期待を双方裏切る為に均衡は成立しない。

2.5.2 マクロ政策における主導者・追随者の区別と問題記述

ここでは2.5.1節で説明した複占市場における企業間競争の理論におけるマクロ政策における問題記述を示す。

問題1: [政府が主導者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F &\rightarrow \min(G) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \\ R &= \psi_2(G) \end{aligned} \quad (2.5.9)$$

[中央銀行が追随者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F &\rightarrow \min(R) \quad \Rightarrow R = \psi_1(G) : \text{中央銀行の反応関数} \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.5.10)$$

問題2: [政府が追随者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F &\rightarrow \min(G) \quad \Rightarrow G = \psi_1(R) : \text{政府の反応関数} \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.5.11)$$

[中央銀行が主導者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F &\rightarrow \min(R) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \\ G &= \psi_1(R) \end{aligned} \quad (2.5.12)$$

問題3: [政府が主導者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_G &\rightarrow \min(G) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \\ R &= \psi_2(G) \end{aligned} \quad (2.5.13)$$

[中央銀行が追随者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_B &\rightarrow \min(R) \quad \Rightarrow R = \psi_1(G) : \text{中央銀行の反応関数} \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.5.14)$$

問題4: [政府が追随者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_G &\rightarrow \min(G) \quad \Rightarrow G = \psi_1(R) : \text{政府の反応関数} \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.5.15)$$

[中央銀行が主導者のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_B &\rightarrow \min(R) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \\ G &= \psi_1(R) \end{aligned} \quad (2.5.16)$$

2. 6 戦略的マクロ政策の拡張

2. 6. 1 戦略的マクロ政策の国際的展開

— 国際的マクロ政策の政策手段の非協調・協調・部分協調 —

ここでは更に、国際的な戦略的マクロ政策の展開を考える。2.4節では、一国における戦略的マクロ政策の問題記述を示したが、ここでは二国間における記述をする。

2.6.1.1 集権的政策決定の場合

前述2.4.1節では一国のみを考えたが、ここでは二国以上のマクロ政策決定について考える。簡単な為以下では、二国の場合を取上げることにする。

国際的とは、自国のみではなく他国の社会厚生も考慮にいた上で政策決定を行うという意味であり、二国間共通の社会厚生を最適にするという事である。二国間共通の社会厚生を最適にするということは、二国共通の目標となるべき関数が存在する事になる。今、A国の社会厚生関数が F_A 、B国の社会厚生関数が F_B として、次の様に仮定する。

$$F_W = F_A + F_B \quad (2.6.1)$$

この新たな国際的社会厚生関数((2.6.1)式)を最適にする様に、各国の政策決定が行われる。問題記述形態は以下の様になる。

[A国のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_W &\rightarrow \min(G_A, R_A) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.2)$$

[B国のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_W &\rightarrow \min(G_B, R_B) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.3)$$

つまり、二国が互いの目標を理解し、協調的な行動が採られることになる。

2.6.1.2 分権的政策決定の場合

(1) 全面協調

各国には政策当局は一つだけとは限らず、2.4.2節で示した様に中央政府と中央銀行があり、分権的な政策決定が通常であろう。この場合は以下の様に記述出来る。

A国の中央政府社会厚生関数を $F_{G,A}$ 、中央銀行社会厚生関数を $F_{B,A}$ 、同様にB国は $F_{G,B}$ 、 $F_{B,B}$ とすると、国際的社会厚生関数は、

$$F_W = F_{G,A} + F_{B,A} + F_{G,B} + F_{B,B} \quad (2.6.4)$$

と書く事ができ、この国際的社会厚生関数を最適にする様に、各国各政策当局により政策決定が行われる。

問題記述すれば以下の様になる。

[A国中央政府のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_W &\rightarrow \min(G_A) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.5)$$

[A国中央銀行のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_W &\rightarrow \min(R_A) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.6)$$

[B国中央政府のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_W &\rightarrow \min(G_B) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.7)$$

[B国中央銀行のマクロ政策]

$$\begin{aligned} F_W &\rightarrow \min(R_B) \\ \text{s.t. model } FX &= 0 \end{aligned} \quad (2.6.8)$$

この問題記述において、A国・B国とも財政政策・金融政策両方において協調して政策決定を行っているので、これを全面協調と呼ぶ事にする。

(2)部分協調

(1)の全面協調では、両国とも財政政策・金融政策両方を国際的社会厚生関数に組み込んだが、財政政策か金融政策のどちらかのみを国際的社会厚生関数に組み込む事も考えられる。例えば、金融政策のみを協調する場合には、国際的社会厚生関数は

$$F_W = F_{B,A} + F_{B,B} \quad (2.6.9)$$

となり、以下の様に問題記述される。

[A国中央政府のマクロ政策]

$$F_{G,A} \rightarrow \min(G_A) \\ \text{s.t. model FX}=0 \quad (2.6.10)$$

[B国中央政府のマクロ政策]

$$F_{G,B} \rightarrow \min(G_B) \\ \text{s.t. model FX}=0 \quad (2.6.12)$$

[A国中央銀行のマクロ政策]

$$F_{R,A} \rightarrow \min(R_A) \\ \text{s.t. model FX}=0 \quad (2.6.11)$$

[B国中央銀行のマクロ政策]

$$F_{R,B} \rightarrow \min(R_B) \\ \text{s.t. model FX}=0 \quad (2.6.13)$$

各国中央政府は独自の社会厚生関数を最適にする様に政策を決定するが、各国中央銀行は両国共通の国際社会厚生関数を最適にする様に政策を決定する事になる。つまり各国中央政府財政政策は非協調だが、各国中央銀行金融政策は協調されることになる。

このような協調形態を部分的協調と呼ぶ事にする。

2.6.1.3 最適政策反応関数の推定-国際的社会厚生関数を前提とした場合-

以上の国際的社会厚生関数を踏まえた場合、2.3節((注)ここでは非線型モデルを前提にする)で説明した様に、国際的社会厚生関数の微分操作により各政策変数の反応関数が得られるが、乗数部分において相手国の政策変数の影響も考えることになる。

(2.6.14)式の様な簡単な反応関数を例に挙げると

$$G_A = G_A^* + (w_{1A} / w_{rA})(Y_A - Y_A^*)(\partial Y_A / \partial G_A) + (w_{1B} / w_{rA})(Y_B - Y_B^*)(\partial Y_B / \partial G_A) \quad (2.6.14)$$

の第三項の様に、相手国の変数への影響も考える事になる。つまり相手国の経済を考慮に入れた政策決定を行う事となる。

この様に国際的社会厚生関数を前提に導出した最適政策反応関数を用いることで、手段行使における国際協調を分析において実現する事が可能となる。

但し、目標値(肩にの付いたもの)は、社会厚生関数にとっては外生的に与えられる。国際協調を考える際には、目標値決定には2国間(多国間)において、相互依存的に目標値は決定されると考えるのが普通であり、モデル分析において外生的に目標値を与えるだけでは、自己完結的な分析のフレームワークとはならない。その決定メカニズムを含めてモデル展開を示すには、目標値の内生化を通して実現する必要がある。次節2.6.2でその内容について述べることにする。

2. 6. 2 戦略的マクロ政策の国際的展開

－国際的マクロ政策の政策目標の非協調・協調・部分協調－

2.6.1節では手段的協調について述べた。そこで不問に付されて来た国際的社会厚生関数の目標値については、基本的に国際社会を構成する国家間での話し合いにおいて、合意的決定に因るものである。それはモデル分析にとって与えられたものではなく、そのメカニズムには政治的メカニズムが介在している。その政治的メカニズム含めて、モデルとして記述する事が必要となる。それにより、合意的決定による目標値の決定が導入され、自己完結的な分析が可能となる。そのモデルは今研究では導入しないが、メタゲーム[Fraser/Hipel型定性ゲーム](補論A 参照)によって記述する事が可能である。

目標協調の形式として、第一に、両国政策当局が互いに相手国の全ての政策目標を取り上げて、合意的に目標を決定する場合がある。この場合、その合意的目標値によって各政策反応関数から政策が決定される事になるので、目標の全面協調と言える。第二に、両国政策当局が互いに相手国の一部の国際的社会厚生関数を構成する政策目標を取り上げて、合意的にその一部の政策目標に関して決定する場合には、一部の政策目標以外の政策変数に関しては独自に決定することになる。二種類の目標値によって各政策変数反応関数から政策が決定されることになるので、目標の部分協調と言える。第三にどの政策目標に関しても、独自で決定する場合には非協調である。

(2)部分協調

(1)の全面協調では、両国とも財政政策・金融政策両方を国際的社会厚生関数に組み込んだが、財政政策か金融政策のどちらかのみを国際的社会厚生関数に組み込むことも考えられる。

例えば、金融政策のみを協調する場合には、国際的社会厚生関数は

$$F_w = F_{B,A} + F_{B,B} \tag{2.6.9}$$

となり、以下の様に問題記述される。

[A国中央政府のマクロ政策]

$$F_{G,A} \rightarrow \min(G_A) \\ \text{s.t. model FX}=0 \tag{2.6.10}$$

[B国中央政府のマクロ政策]

$$F_{G,B} \rightarrow \min(G_B) \\ \text{s.t. model FX}=0 \tag{2.6.12}$$

[A国中央銀行のマクロ政策]

$$F_w \rightarrow \min(R_A) \\ \text{s.t. model FX}=0 \tag{2.6.11}$$

[B国中央銀行のマクロ政策]

$$F_{R,B} \rightarrow \min(R_B) \\ \text{s.t. model FX}=0 \tag{2.6.13}$$

各国中央政府は独自の社会厚生関数を最適にする様に政策を決定するが、各国中央銀行は両国共通の国際社会厚生関数を最適にする様に政策を決定する事になる。つまり各国中央政府財政政策は非協調だが、各国中央銀行金融政策は協調されることになる。この様な協調形態を部分的協調と呼ぶ事にする。

2.6.1.3 国際的マクロ政策の政策手段の協調形態と社会厚生関数

2.6.1.1節、2.6.1.2節で述べた集権的政策決定・分権的政策決定の場合の政策手段的協調と社会厚生関数の関係を、各々表2.4、表2.5にまとめる。

表2.4 集権的政策決定の場合の手段的協調形態と社会厚生関数

	A 国	B 国
非協調	F_A	F_B
部分協調	$F_w = F_A + F_B$ or F_A	F_B or $F_w = F_A + F_B$
全面協調	$F_w = F_A + F_B$	$F_w = F_A + F_B$

表2.5 分権的政策決定の場合の手段的協調形態と社会厚生関数

	A 国		B 国	
	中央政府	中央銀行	中央政府	中央銀行
非協調	$F_{G,A}$	$F_{B,A}$	$F_{G,B}$	$F_{B,B}$
部分協調				
財政	$F_w = F_{G,A} + F_{G,B}$	$F_{B,A}$	$F_w = F_{G,A} + F_{G,B}$	$F_{B,B}$
金融	$F_{G,A}$	$F_w = F_{B,A} + F_{B,B}$	$F_{G,B}$	$F_w = F_{B,A} + F_{B,B}$
全面協調	$F_w = F_{G,A} + F_{G,B} + F_{B,A} + F_{B,B}$	$F_w = F_{G,A} + F_{G,B} + F_{B,A} + F_{B,B}$	$F_w = F_{G,A} + F_{G,B} + F_{B,A} + F_{B,B}$	$F_w = F_{G,A} + F_{G,B} + F_{B,A} + F_{B,B}$

2.6.1.4 最適政策反応関数の推定-国際的社会厚生関数を前提とした場合-

以上の国際的社会厚生関数を踏まえた場合、2.3節((注)ここでは非線型モデルを前提にする)で説明した様に、国際的社会厚生関数の微分操作により各政策変数の反応関数が得られるが、乗数部分において相手国の政策変数の影響も考えることになる。

(2.6.14)式の様な簡単な反応関数を例に挙げると

$$G_A = G_A^* + (w_{1A} / w_{rA})(Y_A - Y_A^*)(\partial Y_A / \partial G_A) + (w_{1B} / w_{rA})(Y_B - Y_B^*)(\partial Y_B / \partial G_A) \quad (2.6.14)$$

の第三項の様に、相手国の変数への影響も考える事になる。つまり相手国の経済を考慮に入れた政策決定を行う事となる。

この様に国際的社会厚生関数を前提に導出した最適政策反応関数を用いることで、手段行使における国際協調を分析において実現する事が可能となる。

但し、目標値(肩に*の付いたもの)は、社会厚生関数にとっては外生的に与えられる。国際協調を考える際には、目標値決定には2国間(多国間)において、相互依存的に目標値は決定されると考えるのが普通であり、モデル分析において外生的に目標値を与えるだけでは、自己完結的な分析のフレームワークとはならない。その決定メカニズムを含めてモデル展開を示すには、目標値の内生化を通して実現する必要がある。次節2.6.2でその内容について述べることにする。

2.6.2 戦略的マクロ政策の国際的展開

— 国際的マクロ政策の政策目標の非協調・協調・部分協調 —

2.6.1節では手段的協調について述べた。そこで不問に付されて来た国際的社会厚生関数の目標値については、基本的に国際社会を構成する国家間での話し合いにおいて、合意的決定によるものである。それはモデル分析にとって与えられたものではなく、そのメカニズムには政治的メカニズムが介在している。その政治的メカニズム含めて、モデルとして記述することが必要となる。それにより、合意的決定による目標値の決定が導入され、自己完結的な分析が可能となる。そのモデルは今研究では導入しないが、メタゲーム[Fraser/Hipel型定性ゲーム](補論S1 参照)によって記述することが可能である。それにより政治的背景を含めて、社会厚生関数を構成する内生目標変数の目標値を決定することになるので、2.6.1節における手段的協調のみで導き出される政策変数が、より現実の協調に近い形で表現される事が可能となる。

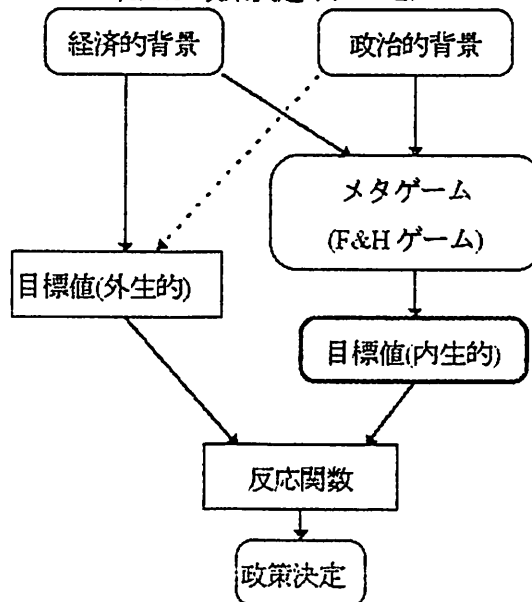
目標協調の形式として、第一に、両国政策当局が互いに相手国の全ての政策目標を取り上げて、合意的に目標を決定する場合がある。この場合、その合意的目標値によって各政策反応関数から政策が決定される事になるので、目標の全面協調と言える。第二に、両国政策当局が互いに相手国の一部の国際的社会厚生関数を構成する政策目標を取り上げて、合意的にその一部の政策目標に関して決定する場合には、一部の政策目標以外の政策変数に関しては独自に決定することになる。二種類の目標値によって各政策変数反応関数から政策が決定される事になるので、目標の部分協調と言える。第三にどの政策目標に関しても、独自で決定する場合には非協調である。

目標の協調形態を表 2.4 にまとめておく。また、メタゲームを導入した場合の政策決定プロセスを図に示す。

表 2.6 目標の協調形態

	A 国	B 国
非協調	独自決定	独自決定
部分協調	B 国の政策目標の一部のみ合意決定	A 国の政策目標の一部のみ合意決定
全面協調	B 国の全ての政策目標を合意決定	A 国の全ての政策目標を合意決定

図 2.1 政策決定のプロセス



補論 S1 フレーザ・ハイペル型定性ゲーム

ハワードの定性ゲームから発展したフレーザ・ハイペル流のそれを取り上げる[N.M.Fraser & K.W.Hipel 1984]。すなわち国内的にも国際的にも社会厚生関数の目標と水準の選択に関する合意形成は、ある種のコンフリクト下で行われるという認識から定性ゲーム下の合意形成という形で取り上げていきたい。その問題を処理するためにフレーザ・ハイペル流の非数量的定性ゲーム理論をここで取り上げる。

S 1. 1 フレーザ・ハイペル型定性ゲーム

S 1. 1. 1 F&H 型定性ゲーム

a と b の 2 人のプレーア（政策主体）からなるゲーム状況を想定しよう。かれらは実行可能な複数の選択肢(option)を持つものとする。個々のプレーアは多くの選択肢を保有しており、あるいは選択肢混合を双方が行使することで様々な帰結(outcome)の組み合わせが得られる。これらの帰結に対して 2 人のプレーアは各々一般に異なった選好(preference)を持つであろう。F&H ゲームを通常のゲーム風に書き表せば以下の表のようになる。A, B 2 人のプレーアの選択肢混合を組み合わせた表のマス目に各種の帰結が規定される。表 S1.1.1 はゲームの戦略型（標準型）で表現されている。

表 S1.1.1 ゲームの選択肢、選択肢混合、帰結、選好

A プレーア/Bプレーア	選択肢混合 1	選択肢混合 2	...	選択肢混合 n
選択肢混合 1	(*, *)	(*, *)	...	(*, *)
選択肢混合 2	(*, *)	(*, *)	...	(*, *)
			...	
選択肢混合 m	(*, *)	(*, *)	...	(*, *)

括弧の中の左の数字は A プレーアの、右の数字が B のプレーアの選好順序を表している。帰結に対する 2 人のプレーアの選好順序は、いま与えられているものとしよう。2 人の矛盾する選好をかみ合わすことにより、1 つの帰結を双方のある種の納得のゆくように選択することがここでの課題である。そのために解の概念を説明する。単独改善の概念を先ず明らかにする。

(1) 単独改善(unilateral improvement)

相手の選択肢は不変にとどめて、自分の選択肢を変更することによって上位の選好をもつ帰結へ変位すること。

次に片方のプレーアについての個々の帰結についての判断概念を明きらかにする。

(2) 合理的帰結 (rational outcome)

ある帰結を前提に、そこからの単独改善が存在しない。したがって、その帰結から出るのは合理的でない。その帰結は合理的といえる。

(3) 継次的承認帰結 (sequentially sanctioned outcome)

すべての単独改善に対し、ある帰結から単独改善される帰結に移行することによって、対抗的に相手方が選択肢を変更することで、こちらが不利な状況に追い込まれる。したがって、この帰結からも抜け出ることができない。抜け出ようと思うと相手方の対抗的措置で逆に不利になるので、単独改善する帰結に移行することができない。消極的に合理的な帰結ということになる。

(4) 不安定帰結 (unstable outcome)

ある帰結を前提に、単独改善する帰結に移行したとしても相手方が対抗的にこちらを不利に追い込むことができない最低1つの単独改善する帰結が存在するような元の帰結を指す。したがって、ある帰結から別の有利な単独改善する帰結に移行しようとするので、その帰結は不安定な帰結となるのである。

片方のプレーアの帰結の判断のみでは全体の解は出てこない。そこで次にその分析を相互に2人のプレーアについて行うことにより妥協のための解が得られる。

(5) 相互承認帰結 (simultaneously sanctioned outcome)

双方がある帰結から抜け出せないような帰結、すなわち合理的帰結が継次的承認帰結にあるとき、相互安定帰結であるという。

相互安定帰結がナッシュ解である。この解が複数存在することもあり得ることに注意すべきである。また相互に不安定帰結でも極く稀ではあるが、相互承認となるケースがある。今までの記述はプレーアが2人の場合を想定したが、主体の数は2人以上でも構わない。その場合には、ゲームの構造ははるかに複雑になる。

定性ゲームの枠組みを述べると図 S1.1 のようになる。

図 S1.1 ゲームの枠組

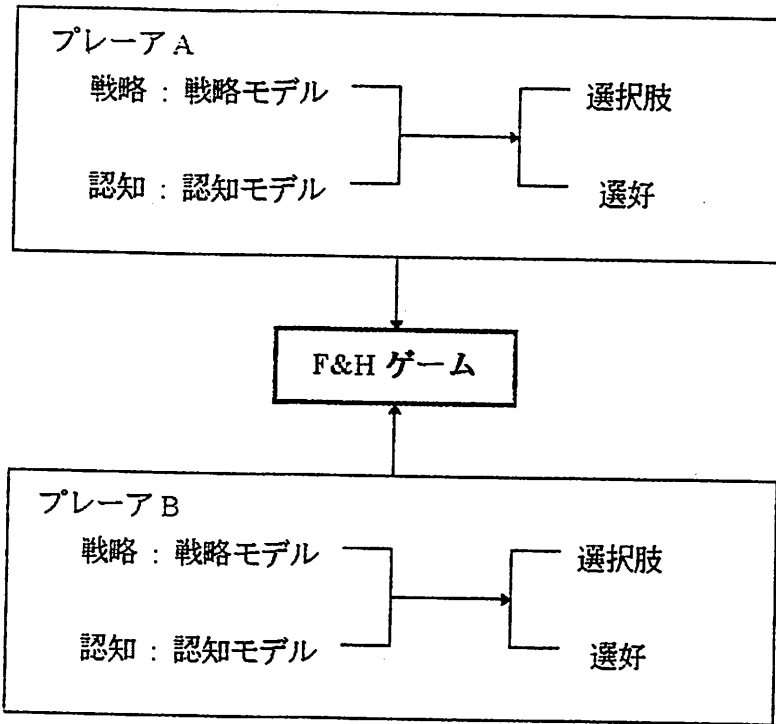


図 S1.1.2 では、F&H ゲームは中央のゲーム的決定を説明するが、ゲーム環境、特に選択肢、選好を内生的に与えるモデルが後方にあつて、ゲームを肉付けする役割を果たすように描かれている。

S 1. 1. 2 社会的合意形成論との違い

多数決原理を含む社会的合意形成との比較を試みよう。そこにおける合意形成は、多数の帰結、あるいは社会的状態についての複数の主体が優先順位をつけ、それを基礎に最適な帰結を決定するものである。そこにおいては帰結は直接的に与えられるものであり、プレーアの選択肢は明示的には取り上げられない。プレーヤー・ハイペルのゲームでは帰結の出てくる背景をも問題とするが、社会的合意形成論では帰結のみが最初に提示されるに過ぎない。ゲームでは、ゲームを操作するプレーアがその選択肢を明確な形でゲームの中に位置づけている。そのことからプレーアの相手方プレーアに対する報復というものが企画できるのである。選択肢を変化させることによる報復がゲームのゲームたる由縁であり、単なる合意形成と異なるところである。ゲームによる合意形成は単なる合意形成論に留まらず、事態を変化させるダイナミズムをもつ。

S 1. 1. 3 政策目標・水準とゲームの選択肢

社会厚生関数の構成問題におけるゲームでは、選択肢は政策目標とその水準を指示する。

S 1. 2 ゲームの応用例とハイパー・ゲーム

S 1. 2. 1 キューバ危機の例題

前節の議論への理解を助けるために、フレーザ・ハイベルの本の中でしばしば登場するキューバ危機の例を述べておきたい。以下の米ソの選択肢のあり方と選好が現実を反映したものであるかは、議論の余地のあるところであろうが、簡単な例として触れておく。歴史的経過を記述すると、1962年の秋にソ連が弾道ミサイルをキューバに配置したが、米国が10月14日に射程1600キロのMRBM(中距離弾道ミサイル)の発射基地を発見した。22日になり、ケネディ大統領は全米向けラジオ放送の中でソ連がキューバに核攻撃が可能な基地を建設中であると公表した。同時に、キューバを隔離する意志を表明し、ソ連のフルシチョフ首相には国連の監視下で攻撃用兵器を撤去するよう要求した。24日には、国連事務総長が米ソ両国に調停を呼びかけた。26日にいたり、ソ連は米国がキューバに侵攻しないことを誓約すれば、ミサイルを撤去することを伝えた。27日には、キューバのソ連ミサイル基地とトルコの米軍ミサイル基地の相互撤去を提案した。これに対し、米国は27日のソ連の提案を無視し、26日の提案を受け入れることに決定した。28日には、フルシチョフ首相はミサイルの撤去を命令し、キューバに向かっていた16隻のソ連船は方向を転換し帰路に就いた。11月20日に海上封鎖を説き、12月7日にソ連はミサイルを撤去したことを米国に通告した。これがキューバ危機の経過である。ここでゲームの場を設定する時期であるが、10月26日前後に設定する。ゲームのプレーアとしては、当然の事ながら米国とソ連である。米国のもつ選択肢として、

- (1) キューバへの空爆 (Air Strike)
- (2) キューバへの海上封鎖 (Blockade)

をとりあげ、ソ連側の選択肢として、

- (1) キューバからのミサイル撤去 (Withdraw)
- (2) エスカレート (Escalate)

をとりあげる。これら両プレーアの選択肢の組み合わせの結果の帰結として、表S1.2.1の帰結が考慮される。

表 S1.2.1 米ソの選択肢と帰結

帰結	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
米国選択肢												
空爆	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0	1
海上封鎖	0	0	1	1	0	0	1	1	0	0	1	1
ソ連選択肢												
撤去	0	0	0	0	1	1	1	1	0	0	0	0
エスカレート	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1

USA/USSR	(0,0)	(1,0)	(0,1)
(0,0)	0	4	8
(1,0)	1	5	9
(0,1)	2	6	10
(1,1)	3	7	11

表 S1.2.1 の上の表は選択肢の組み合わせから帰結が表現されている。帰結は合計で 12 の可能性がある。それらは簡単に帰結 0 から帰結 11 まで番号で区別してある。選択肢のあり方は、数字 0 は当該選択肢を採択しないことを意味し、数字 1 は選択肢を採択することを意味する。たとえば、帰結 0 は、米国が (1) 空爆せず、(2) 海上封鎖せず、ソ連側は ((1) ミサイル撤去せず、(2) エスカレートしない) 帰結を指示している。これらの帰結の中には、例えば、全部の選択肢を選択するというような実行不可能な帰結は排除してある。表 S1.2.1 の下の表は簡潔に通常の戦略型に表現してある。

また、米国とソ連の選好は表 S1.2.2 で与えられる。左にある帰結ほど各々の国に好ましい帰結を意味している。すなわち、米国は帰結 4 が最も望ましいものであり、ソ連にとっては帰結 0 が最も望ましいものである。表 S1.2.2 は戦略型での米国とソ連の選好表現である。最もよい帰結が数字 1 で表現されている。

表 S1.2.2 米ソ帰結の選好順序

米国の選好順序											
4	6	5	7	2	1	3	0	11	9	10	8
ソ連の選好順序											
0	4	6	2	5	1	7	3	11	9	10	8

表 S1.2.3 米ソ帰結の選好表現2

アメリカ

USA/USSR	(0,0)	(1,0)	(0,1)
(0,0)	8	1	12
(1,0)	6	3	10
(0,1)	5	2	11
(1,1)	7	4	9

ソ連

USA/USSR	(0,0)	(1,0)	(0,1)
(0,0)	1	2	12
(1,0)	6	5	10
(0,1)	4	3	11
(1,1)	8	7	9

次に帰結の単独改善の可能性を検討してみよう。表 S1.2.4 にそれが示してある。

各国のすぐ下にある帰結番号は先の選好の順序を表している。そのさらに下にある番号は最初の帰結にとっての単独改善になっている。例えば、帰結6は、米国の(1)空爆せず、(2)海上封鎖し、ソ連の(1)ミサイルを撤去し、((2)エスカレートしない選択肢から構成せられている。しかし、ここで米国は、ソ連側の選択肢を不変にとどめておいて、米国の選択肢の「海上封鎖する」を「海上封鎖しない」に変更すれば選好があがるので単独改善になっている。帰結4が帰結6の単独改善の帰結で帰結6の下に帰結4が記してある。単独改善の帰結が複数の時は、更に下に帰結番号が記してある。

次に単独での安定性の分析に移る。単独改善帰結の下にある英字が単独での安定性の属性が記してある。すなわち、英字「r」は合理的帰結 (rational outcome) を、「s」は継次的承認帰結 (sequentially sanctioned outcome) を、「u」は不安定帰結 (unstable outcome) を表している。米国を例にとり、単独の安定性を検討する。まず単独改善のない帰結は合理的帰結という。この場合には帰結4、帰結2、帰結11が合理的である。つぎに下の表の帰結6は単独改善として帰結4をもつが、米国が帰結4に単独改善すると、対抗的にソ連は選択肢を「ミサイル撤去しする」から「ミサイル撤去しない」へ移行することにより、帰結0にソ連側は単独改善する。ところが米国側は帰結0は下位の選好をもつので、米国としては最初の単独改善は断念せざるを得ない。これは帰結6は米国にとり継次的承認帰結であることを意味する。また、帰結5について、それは単独改善として帰結4と帰結6をもつ。米国の帰結4への単独改善は前と同様な対抗的なソ連側の選択肢の変更で米国は下位の帰結0に移行してしまう。帰結4への単独改善は断念するところとなる。ところが、帰結6への米国の単独改善については、ソ連が帰結6からの単独改善がない

(表 S1.2.4 のソ連表参照)。したがって、帰結 6 への米国の単独改善は、ソ連の対抗手段がないから米国にとり移行の誘因をもつことになる。以下同様な手続きで帰結の属性が確定する。また、ソ連についても同様である。

表 S1.2.4 単独改善と帰結の安定性
米国分析

帰結	4	6	5	7	2	1	3	0	11	9	10	8
単独改善		4	4	4		2	2	2		11	11	11
			6	6			1	1			9	9
				5				3				10
属性	r	s	u	u	r	u	u	u	r	u	u	u
均衡	E	E	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

ソ連分析

帰結	0	4	6	2	5	1	7	3	11	9	10	8
単独改善		0		6		5		7	7	5	6	0
									3	1	6	4
属性	r	s	r	u	r	u	r	u	u	u	u	u
均衡	-	E	E	-	-	-	-	-	-	-	-	-

最後に相互の帰結を検討してみよう。両国ともその帰結から動くことができない帰結、すなわち、(1)合理的帰結(記号的に「r」)であるか、(2)継次的承認帰結(記号的に「s」)である場合、その帰結は相互承認帰結となる。この場合には、帰結 4 と帰結 6 がそれに当たる。この例では均衡的な帰結は 2 コ存在することになる。最終的には米国は海上封鎖をし、ソ連はミサイルを撤去する帰結 6 になった。F&H ゲームは均衡点の位置を説明するのであるが、現実の出発点は帰結 0 であるので、帰結 2 を経て最終的に帰結 6 に収束すると説明される。現実には帰結 0 からスタートしたが、そうであるとは限らない。例えば、帰結 5 に初期時点があると均衡解は帰結 4 と帰結 6 の双方に分岐する可能性がある。解の複数性の問題は避けられない。

S1.2.2 情報の不完全性とハイパー・ゲーム

以上はゲームに関する情報が完全であることが前提とされていたが、そうでないとき、ハイパー・ゲームと呼ばれる。情報が不完全なゲームはいくつかの状況下で起こる。

- (1) あるプレーアが他のプレーアの帰結の選好について誤解している、
- (2) あるプレーアが他のプレーアを選択肢について間違っただ認識を持つ、
- (3) あるプレーアにとって知らないプレーアがゲームに参加している、
- (4) 上記の過ちの組み合わせが存在する、

などがその内容をなす。上記の事柄は現実のゲームで往々にして起こるものであり、ゲームの枠組みの中に組み込んでおくことが必要である。

S1.2.2.1 ファースト・レベルのハイパー・ゲーム

ゲームを抽象的に書けば、ゲーム G は選好ベクトルの集合によって定義される。

$$G = \{V_1, V_2, \dots, V_n\}$$

V_i : プレーア i の選好ベクトル

上のようなゲームでは、プレーアはすべて正しく相手の選好ベクトルを認識している。しかしハイパー・ゲームでは少なくとも一つのプレーアが正しく相手の選好を認識していない。プレーア k は誤った認識下でゲームを行っているとしよう。そのゲームを G_k とする。

$$G_k = \{V_{1k}, V_{2k}, \dots, V_{nk}\}$$

V_{ik} : プレーア k によって認識されたプレーア i の選好

誤った選好認識の下でゲームを行っている。ハイパー・ゲーム H は各プレーアによって認識されるゲームの集合体として定義される。

$$H = \{G_1, G_2, \dots, G_k\}$$

したがってゲームは表 S1.2.5 で表現されるような行列の形式で表される。

各国は独自の選好に関する情報を基礎にゲームを行う。そのことで均衡解は前と同じように求めることができる。ところがこの解は各プレーアが解であると信じているものでハイパー・ゲームの解とは一般にならない。ハイパー・ゲームの解は各国が独自の情報で判断を下し、それが全体のハイパー・ゲームで安定となるときに解になるのである。

表 S1.2.5 ハイパー・ゲームの選好ベクトル

	プレーア 1	プレーア 2	...	プレーア k
プレーア 1	V_{11}	V_{12}	...	V_{1k}
プレーア 2	V_{21}	V_{22}	...	V_{2k}
:	:	:	...	:
プレーア k	V_{k1}	V_{k2}	...	V_{kk}
ゲーム	G_1	G_2	G_3	G_k

キューバ危機の課題—ファースト・レベルのハイパー・ゲーム

再びキューバ危機の例をとりあげ、どのように上記議論が変更されるかを見る。誤解の例はソ連が米国の選好を誤る場合である。表 S1.2.6 は米国の自国とソ連の選好の認識を表し、表 S1.2.7 はソ連の自国と米国の認識を表している。ソ連の表で注意すべきは、ソ連の米国側の選好についての誤った認識である。そうすると米国側とソ連側では、別々の情報にしたがって個別の安定性の分析が行われる。米国の考える米ソの単独改善は、表 S1.2.8 に示してある。その単独改善を基礎とした帰結の個別安定性分析は、上で述べた通常のゲームと全く同じように行われ、結果は表 S1.2.8 の米国側の単独改善の下に示してある。それによれば米国では帰結 4 と帰結 6 が均衡解と信じる。米国単独解の欄に示してある。ところがソ連側では異なった情報を基礎にゲームが行われる。ソ連の考える米ソの単独改善は、表 S1.2.9 である。表中の単独改善からソ連の個別安定性はソ連の単独改善の下に示してある。ソ連が信ずる均衡解は帰結 0 である。米ソが信ずる均衡解がハイパー・ゲームの解とはならない。ハイパー・ゲームの解は米国とソ連の帰結の評価の属性を用いて行われる。したがって、米ソ双方ともに「r」か「s」である帰結は、帰結 6 以外にない。帰結 6 がハイパー・ゲームの相互承認帰結である。ソ連としては予想していないことが起こったのである。それはソ連が米国の選好を誤って予想したことから来ている。米国は予想通りの結果であった。

表 S1.2.6 米国の帰結の選好への認識

米国の選好順序											
4	6	5	7	2	1	3	0	11	9	10	8
ソ連の選好順序											
0	4	6	2	5	1	7	3	11	9	10	8

表 S1.2.7 ソ連の帰結の選好への認識

米国の選好順序											
4	0	6	2	5	1	7	3	11	9	10	8
ソ連の選好順序											
0	4	6	2	5	1	7	3	11	9	10	8

S1.2.2.2 セカンド・レベルのハイパー・ゲーム

ハイパー・ゲームの少なくとも一つのプレーアがハイパー・ゲームが演じられていることを気づいているとき、これをセカンド・レベルのハイパー・ゲームという。先ほどのいずれも気づいていないとき、ファースト・レベルのハイパー・ゲームという。プレーア k のセカンド・レベルのハイパー・ゲームは以下である。

$$H_k = \{G_{1k}, G_{2k}, \dots, G_{kk}\}$$

G_{ik} : プレーア k によって認識されたプレーア i のゲーム

セカンド・レベルのハイパー・ゲームは各国によって認識されたハイパー・ゲームの集合として定義される。

$$H^2 = \{H_1, H_2, \dots, H_k\}$$

セカンド・レベルのハイパー・ゲームは表 S1.2.10 の行列によって表現される。各国のゲーム H_k はプレーア k のファースト・レベルのハイパー・ゲームを構成している。セカンド・レベルのハイパー・ゲームの解は個別のファースト・レベルのハイパー・ゲームの各国の帰結評価からプレーア間で合理的か継次的帰結の場合に解となる。

表 S1.2.10 セカンド・レベルのハイパー・ゲーム

	プレーア 1	プレーア 2	...	プレーア k
プレーア 1	G_{11}	G_{12}	...	G_{1k}
プレーア 2	G_{21}	G_{22}	...	G_{2k}
:	:	:	...	:
プレーア k	G_{k1}	G_{k2}	...	G_{kk}
ゲーム	H_1	H_2	...	H_k

キューバ危機の例題—セカンド・レベルのハイパー・ゲーム

キューバ危機の際、米国はソ連が米国について間違った認識をしていることに気づいていないとすると、それはセカンド・レベルのハイパー・ゲームとなる。

ソ連は米国について誤った認識をしていることを知らずにおり、一方、米国はソ連の状況を正確に認識している。米国のファースト・レベルのハイパー・ゲーム H_{USA} からは解(帰結 4 と帰結 6)が得られる。一方、ソ連のファースト・レベルのハイパー・ゲーム H_{USSR} からは解(帰結 0)が得られる。セカンド・レベルのハイパー・ゲームの解は米ソの帰結評価を比較して(下線で表示)、帰結 6 を得る。ここでもソ連は予想を裏切られる。

上で説明したハイパー・ゲームは、帰結の選好についての誤差がある場合の扱いであったが、あるプレーアが他のプレーアの選択肢について間違った認識を持つ、あるプレーアにとって知らないプレーアがゲームに参加している、ような場合にも同じ議論が成り立ち得る。あるふれーあにとって知らないプレーアがゲームに参加しているケースでは、認識してないプレーアが知らな

S 1. 3 選好の与え方

ゲームのプレーア、選択肢、選択肢混合が確定しているという前提で、選好を与えるための手順と枠組みを述べる。以下順を追って述べる。

S 1. 3. 1 政策カテゴリーの優先順位に関する戦略の峻別

政策カテゴリーの区分については以下の表 S1.3.1 の様に区分する。その政策カテゴリーに優先順位をつける、つまり選好を与えるものは戦略のあり方である。

表 S1.3.1 政策カテゴリーの区分

	政策カテゴリー				
	国際政治	国内政治	国内マクロ政策	通商政策	対外経済政策
政策目標	外向積極 内向積極 外向消極 内向消極	生産優先 消費優先	成長 インフレ抑制 財政赤字縮小	貿易不均衡縮小	国際協調目標 ODA供与 地球環境保護
手段	政治手段 経済手段	政治手段 経済手段	財政金融手段	為替調整 財政金融手段	政治手段 経済手段

(1) 政治と経済の重点の置き方についての戦略

国内政治を含めて政治に力点をおく政治主義と経済運営に力点をおく経済主義が区別されるであろう。米国のレーガン政権は経済を多少犠牲にしても国際政治に力点をおく政策志向を持った。

(2) 経済政策運営の戦略－対内均衡か対外均衡か

経済政策の運営面に関して、対内均衡を重視するのか、対外均衡を重視するのかが区別される。国際貿易の国内経済に占める比重が高い国は対外にも相当の配慮をすることになるが、そうでなければ対内均衡のみに重点をおくことになる。

(3) 国内経済の運営に当たっての戦略

国内経済の運営においても経済の成長を強調する成長主義か、インフレ抑制に重点をおくインフレ抑制主義が上げられる。例えば西独はインフレ重視の姿勢である。

(4) 政策の国際協調か非協調かの戦略

国内外の経済問題を国際的な協調関係で改善するのを優先するか、個別的な努力で改善するのを優先するのかの戦略の違い。この違いは選好を与える段階で違いを生み出す。

S 1. 3. 2 選好付与のアルゴリズム

選好を与えるためのアルゴリズムを述べる。

a. 政策カテゴリーの策定とその優先順位

ゲームの場を設定する目的、課題に関連して事態を動かすための政策を記述する政策カテゴリーをつくる。選択肢を区分けしてグルーピングする役割を果たす。上の例では国際政治、国内経済対策、通商政策、対外経済政策、他国への干渉政策である。

b. 各政策カテゴリーへの選択肢混合の割当とその優先順位

各政策カテゴリーに対して選択肢を集めて選択肢混合をつくる。選択肢の集合はバラバラに並べられているのではなく、ゲームの目的に対して組織されているのであり一つのパッケージとして策定されるものである。カテゴリーの目的を実現するための選択肢混合の色々なメニューを用意する。例えば、成長に関しては二種類の成長率目標値を想定し、インフレ抑制についても二種類の目標値を、財政赤字縮小についても二種類の目標値を用意する。選択肢混合は、したがって8通りの組み合わせが存在する。これらの選択肢混合か、それらのサブセットに対して優先順位をつける。ここでも選択肢混合と優先順位は時間とともに変化する。

c. 帰結への選好の付与

その上で選択肢混合の組合せの中から帰結が形成されるが、それに対して選好を与える。上で他国を含めた選択肢カテゴリーと選択肢混合に関する優先順位が与えられていることから帰結全体の斉合的な選好を与えることができる。

例えば、日米の選択肢混合に対して日本が選好を付与する場合を取り上げる。日本には政策カテゴリーが二種類あり (JPN1, JPN2 とする)、カテゴリー JPN1 に対しては選択肢混合 (J1 or J2) が割り当てられ、カテゴリー JPN2 に対しては選択肢混合 (J3 or J4) が割り当てられるとする。米国にはカテゴリーが一種類あり (US1 とする)、選択肢混合 (U1 or U2) が割り当てられている。日本の関心のある優先順位は、JPN1, US1, JPN2 であるとし、それに対して J1, U2, J3 を選択するのが最善とする。この情報から一意的自動的にあらゆる帰結に斉合的な選好を与えることができる。

表 S1.3.2 の帰結例の左欄はそれを例示する。上に位置する帰結ほど高い選好を持つ。

d. 選択肢混合の優先順位の調整

調整は、(1) 実現が不可能な選択肢混合の組合せを取り除くこと、(2) 自動的に定めた選好が誤っている場合に変更を加えること、の2点である。(1)では、(a)各プレーアの個別レベルで実現が不可能な選択肢混合をのぞくこと、(b)実行可能であるが実行する意志のない選択肢を除くこと、(c)プレーアの選択肢混合の組合せ上実現が不可能なものを除くこと、及び(d)選好肢混合の組合せ上実行意志のない組合せを除くことが含まれる。(2)の例でいうと、例えば、上の例で米国が U1 の選択肢混合を採用した場合には日本の J4 が J3 より望ましいとすると、調整された選好は表 S1.3.2 の帰結例の右欄にそれを与えている。後のキューバ危機の例のように相手の出方によって当該プレーアの選択肢混合の行使が異なるようなゲ

ーム性の強い場合には、調整を大幅にすることになる。合意形成に近いケースでは変更は少ない。

表 S1.3.2 仮設的な帰結例の選好付与、および調節

JPN1	US1	JPN2	JPN1	US1	JPN2		
$O_1=[$	J1	, U2	, J3	$O_1=[$	J1	, U2	, J3
$O_2=[$	J1	, U2	, J4	$O_2=[$	J1	, U2	, J4
$O_3=[$	J1	, U1	, J3	$O_3=[$	J1	, U1	, J4
$O_4=[$	J1	, U1	, J4	$O_4=[$	J1	, U1	, J3
$O_5=[$	J2	, U2	, J3	$O_5=[$	J2	, U2	, J3
$O_6=[$	J2	, U2	, J4	$O_6=[$	J2	, U2	, J4
$O_7=[$	J2	, U1	, J3	$O_7=[$	J2	, U1	, J4
$O_8=[$	J2	, U1	, J4	$O_8=[$	J2	, U1	, J3

S 1 . 3 . 3 キューバ危機の例題

前節のキューバ危機の例題では、選好の与えられ方についてはフレーザ・ハイペルの本では具体的に述べられていない。例題の選好を得るために、本節ではアルゴリズムを提示する。12個の帰結について米国とソ連はそれぞれ別個の選好を持っている。双方の戦略を展開したものは下ののようにゲームの展開形で表現されている。左に位置している政策カテゴリーほど強い関心が抱かれている。米ソとも戦争にエスカレートすることを最も恐れていると考える。米国はソ連の出方を警戒していて、それに合わせるように自己の戦略を選定している。ソ連も米国の出方を見ながら戦略を立てている。

[米国戦略の展開]

米国はソ連の出方をベースにして、米国カテゴリーを割り当てている。米国としては受け身である。上のアルゴリズムに沿って策定する。

a. 政策カテゴリーの策定とその優先順位

政策カテゴリー優先順位 1 :

ソ連カテゴリー (USR1^a) = [エスカレート?、ミサイル?]

政策カテゴリー優先順位 2 :

米国カテゴリー (USA1^a) = [空爆?、海上封鎖?]

b. 各政策カテゴリーに対する選択肢混合の割当とその優先順位

ソ連カテゴリー (USR1^a) = 政策カテゴリー優先順位 1

選択肢混合優先順位 2 : S1^a = [エスカレートしない、撤去しない]

選択肢混合優先順位 1 : S2^a = [エスカレートしない、撤去する]

選択肢混合優先順位 3 : S3^A = [エスカレートする、撤去しない]

米国カテゴリー (USA1^A) = 政策カテゴリー優先順位 2

選択肢混合優先順位 1 : A1^A = [空爆しない、海上封鎖しない]

選択肢混合優先順位 2 : A2^A = [空爆しない、海上封鎖する]

選択肢混合優先順位 3 : A3^A = [空爆する、海上封鎖しない]

選択肢混合優先順位 4 : A4^A = [空爆する、海上封鎖する]

c. 帰結への選好の付与

上の二つの手順から機械的に帰結の順序が策定されるが、それは下の表 S1.3.4 の調整前の欄に記述される。

d. 選択肢混合の優先順位の再調整

調整前の選好は再調整される。エスカレートしない場合でミサイルを撤去しないことに対する米国の報復措置の調整(調整 1)、エスカレートする場合に対する米国の強硬措置の調整(調整 2)を行う。調整された選好は下線が付されている。

以上で選好ができあがり、それはプレーザー&ハイベルが行ったものになっている。表 S1.3.4 はゲームの展開形の形で表現されている。

表 S1.3.3 米国の選好と調整

調整前	調整 1	調整 2
O ₁ = [S2 ^A , A1 ^A]	O ₁ = [S2 ^A , A1 ^A]	O ₁ = [S2 ^A , A1 ^A]
O ₂ = [S2 ^A , A2 ^A]	O ₂ = [S2 ^A , A2 ^A]	O ₂ = [S2 ^A , A2 ^A]
O ₃ = [S2 ^A , A3 ^A]	O ₃ = [S2 ^A , A3 ^A]	O ₃ = [S2 ^A , A3 ^A]
O ₄ = [S2 ^A , A4 ^A]	O ₄ = [S2 ^A , A4 ^A]	O ₄ = [S2 ^A , A4 ^A]
O ₅ = [S1 ^A , A1 ^A]	O ₅ = [S2 ^A , <u>A2^A</u>]	O ₅ = [S2 ^A , A2 ^A]
O ₆ = [S1 ^A , A2 ^A]	O ₆ = [S1 ^A , <u>A3^A</u>]	O ₆ = [S2 ^A , A3 ^A]
O ₇ = [S1 ^A , A3 ^A]	O ₇ = [S1 ^A , <u>A4^A</u>]	O ₇ = [S1 ^A , A4 ^A]
O ₈ = [S1 ^A , A4 ^A]	O ₈ = [S1 ^A , <u>A1^A</u>]	O ₈ = [S1 ^A , A1 ^A]
O ₉ = [S3 ^A , A1 ^A]	O ₉ = [S3 ^A , A1 ^A]	O ₉ = [S3 ^A , <u>A4^A</u>]
O ₁₀ = [S3 ^A , A2 ^A]	O ₁₀ = [S3 ^A , A2 ^A]	O ₁₀ = [S3 ^A , <u>A3^A</u>]
O ₁₁ = [S3 ^A , A3 ^A]	O ₁₁ = [S3 ^A , A3 ^A]	O ₁₁ = [S3 ^A , <u>A2^A</u>]
O ₁₂ = [S3 ^A , A4 ^A]	O ₁₂ = [S3 ^A , A4 ^A]	O ₁₂ = [S3 ^A , <u>A1^A</u>]

表 S1.3.4 米国選好のゲームの展開形による表現

ソ連カテゴリー	米国カテゴリー	順位
エスカレートしない……ミサイル撤去する	…空爆しない…封鎖しない	1
	封鎖する	2
	空爆する …封鎖しない	3
	封鎖する	4
エスカレートしない……ミサイル撤去しない…封鎖のみ	空爆のみ	5
	両方する	6
	両方しない	7
		8
エスカレートする ……ミサイル撤去しない…空爆する …封鎖する	封鎖しない	9
		10
	空爆しない…封鎖する	11
	封鎖しない	12

[ソ連戦略の展開]

ソ連もソ連のエスカレートするか否かの選択肢の行使が重要な戦略の分岐点になることは承知している。しかしソ連も米国の出方を窺っている側面がある。

a. 政策カテゴリーの策定とその優先順位

政策カテゴリー優先順位 1 :

ソ連カテゴリー 1 (USR1^s) = [エスカレート?]

政策カテゴリー優先順位 2 :

米国カテゴリー (USA1^s) = [空爆? , 海上封鎖?]

政策カテゴリー優先順位 3 :

ソ連カテゴリー 2 (USR2^s) = [ミサイル?]

b. 選択肢カテゴリーに対する選択肢混合の割当とその優先順位

ソ連カテゴリー 1 (USR1^s) = 政策カテゴリー優先順位 1

選択肢混合優先順位 1 : S1^s = [エスカレートしない]

選択肢混合優先順位 2 : S2^s = [エスカレートする]

米国カテゴリー 1 (USA1^s) = 政策カテゴリー優先順位 2

選択肢混合優先順位 1 : A1^s = [空爆しない、海上封鎖しない] = A1^a

選択肢混合優先順位 2 : A2^s = [空爆しない、海上封鎖する] = A2^a

選択肢混合優先順位 3 : A3^s = [空爆する、海上封鎖しない] = A3^a

選択肢混合優先順位 4 : A4^s = [空爆する、海上封鎖する] = A4^a

ソ連カテゴリー 2 (USR2^s) = 政策カテゴリー優先順位 3

選択肢混合優先順位 1 : S3^s = [撤去しない]

選択肢混合優先順位 2 : S4^s=[撤去する]

c. 帰結への選好の付与

エスカレートした場合 (S2^s) にはミサイルを撤去することはあり得ず、ミサイルは撤去されない (S4^s)。表 S1.3.6 の調整前に暫定的な選好が与えられている。

d. 選択肢混合の優先順位の再調整

エスカレートしない場合に米国が何らかのアクションをとったときのミサイル撤去の調整 (調整 1)、エスカレートする場合の米国の対抗行動の調整 (調整 2) を施す。フレーザー・ハイベルの本での選好を導き出すために調整 2 を施したが、ソ連はエスカレートしても米国が強硬な行動にでない方が望ましいのではあるまいか。

ゲームの展開形による表現は表 S1.3.6 のようになる。

表 S1.3.5 ソ連の選好と調整

調整前	調整 1	調整 2
$O_0 = [S1^s, A1^s, S3^s]$	$O_0 = [S1^s, A1^s, S3^s]$	$O_0 = [S1^s, A1^s, S3^s]$
$O_4 = [S1^s, A1^s, S4^s]$	$O_4 = [S1^s, A1^s, S4^s]$	$O_4 = [S1^s, A1^s, S4^s]$
$O_2 = [S1^s, A2^s, S3^s]$	$O_5 = [S1^s, A2^s, S4^s]$	$O_5 = [S1^s, A2^s, S4^s]$
$O_5 = [S1^s, A2^s, S4^s]$	$O_2 = [S1^s, A2^s, S3^s]$	$O_2 = [S1^s, A2^s, S3^s]$
$O_1 = [S1^s, A3^s, S3^s]$	$O_3 = [S1^s, A3^s, S4^s]$	$O_3 = [S1^s, A3^s, S4^s]$
$O_3 = [S1^s, A3^s, S4^s]$	$O_1 = [S1^s, A3^s, S3^s]$	$O_1 = [S1^s, A3^s, S3^s]$
$O_6 = [S1^s, A4^s, S3^s]$	$O_7 = [S1^s, A4^s, S4^s]$	$O_7 = [S1^s, A4^s, S4^s]$
$O_7 = [S1^s, A4^s, S4^s]$	$O_6 = [S1^s, A4^s, S3^s]$	$O_6 = [S1^s, A4^s, S3^s]$
$O_3 = [S2^s, A1^s, S3^s]$	$O_3 = [S2^s, A1^s, S3^s]$	$O_{11} = [S2^s, A4^s, S3^s]$
$O_{10} = [S2^s, A2^s, S3^s]$	$O_{10} = [S2^s, A2^s, S3^s]$	$O_9 = [S2^s, A3^s, S3^s]$
$O_9 = [S2^s, A3^s, S3^s]$	$O_9 = [S2^s, A3^s, S3^s]$	$O_{10} = [S2^s, A2^s, S3^s]$
$O_{11} = [S2^s, A4^s, S3^s]$	$O_{11} = [S2^s, A4^s, S3^s]$	$O_3 = [S2^s, A1^s, S3^s]$

表 S1.3.6 ソ連選好のゲームの展開形による表現

ソ連カテゴリー1	米国カテゴリー	ソ連カテゴリー2	順位	
エスカレートしない	空爆しない	封鎖しない	撤去しない	1
			撤去する	2
		封鎖する	撤去しない	3
			撤去する	4
エスカレートしない	空爆する	封鎖しない	撤去する	5
			撤去しない	6
		封鎖する	撤去する	7
			撤去しない	8
エスカレートしない	空爆する	封鎖する	撤去しない	9
ミサイル撤去しない		封鎖しない	撤去しない	10
	空爆しない	封鎖する	撤去しない	11
		封鎖しない	撤去しない	12

S 1. 4 選好推移によるゲームの動学化

ゲームの動学化は政治過程の時間的推移を扱う。また社会厚生関数の構成問題でいえば、ゲームの動学化は社会厚生関数が時間的に変位することを意味している。すなわち国内的社会厚生関数と国際的社会厚生関数を構成する上で取り上げる目標変数とその水準の選択が時間的に動く可能性を表現している。社会厚生関数は多分緩やかであるが時間について可変的なものである。いずれの場面でも定性ゲームの動学化にとり必要な道具立てについて述べておかねばならない

S 1. 4. 1 F&H ゲームの動学化

定性ゲームの動学化の面で最初に触れておかねばならないのは、ラポポルトの古典的なスーパー・ゲーム（超ゲーム）における動学化への挑戦である。彼はゲームの最初にゲームを記述するペイオフ行列について、予め、いくつかのタイプを用意しておく。各ゲームのペイオフ行列の帰結には、その帰結が実現されたとき、次期にどこのゲームに移行するかが決められているか、その移行確率が定められている。したがって、初期のゲームが決められると、逐次次期のゲームが行われ、動学化がなされるという訳である。前の期のゲームの帰結が、次期のゲームのあり方を確定的に、あるいは確率的に定めるという考えは、我々のゲームの動学化についても参考になるであろう。

次に、プレーザー・ハイベルにおける定性ゲームの動学化について触れて、その後、我々のゲームの動学化の展開を示す。前節の定性ゲームの帰結についての情報から個々のプレーアの個別推移行列を得る。すなわち、今期から来期へのある帰結の推移について、合理的帰結と継次的承認帰結では、そのまま帰結に留まる。したがってその対応する対角要素が「1」となる。米国の場合については、帰結 2, 帰結 4, 帰結 6, 帰結 11 の対角要素が「1」となっている。しかし、不安定帰結については、ある帰結から別の帰結への推移で最低一つの望ましい別の帰結があるから、その望ましい帰結への推移が実現される。帰結 1, 帰結 3 では帰結 2 への推移が望ましいので、要素(2,1)と要素(2,3)が「1」となっている。静学的ゲームでは帰結の推移は期間内で完了しているが、その直接的動学化ゲームの展開では帰結の推移は期間を越えて行われる。さて、米国とソ連の個別推移行列は、表 S1.4.1 となる。

しかし、ここで問題なのは複数の望ましい推移帰結が存在するとき、複数の帰結への推移確率を与えなければならないことである。

この行列からさらに個別最終推移行列を得る。個別推移行列の作成段階で、一旦来期に推移した後の相手側の選択肢はそのまま不変に留まることが前提とされるが、その実現可能性が保証されないときは推移がなされないので、この場合も帰結は別の帰結に推移せず不変に留まる。この例では、米国による空爆やソ連のエスカレートの後では、引っ込みがつかなくなる。したがって、ソ連の「ミサイルを撤去する」選択肢は実行不可能となる。そのため、米国の帰結1, 帰結3から帰結2への推移がなされないで、帰結1, 帰結3からの推移はなく、米国の個別推移行列で要素(2,1)と要素(2,3)の「1」は要素(1,1)と要素(3,3)の「1」に置き換わる。またソ連のキューバからのミサイルが撤去された後は、再び設置されないという前提で米国の海上封鎖は解除されるだろうから、帰結6は不変でなく帰結4へ帰結7は帰結6でなく帰結5は、帰結5は帰結6でなく不変と推移する。このような個別推移行列の調整は自動的機械的に行われるのではなく、個別の帰結の実現された後の後続推移可能性の現実的検討を行うことが必要になる。したがって、そのプロセスで対象となる現象への知識が必要とならざるを得ない。こうした点の個別推移行列の調整されたものが個別最終推移行列となる。(表S1.4.2参照)

表 S1.4.2 個別最終推移行列

米国

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0
5	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0
6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1

ソ連

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0
5	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0
6	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	0
7	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1

最後に個別最終推移行列から統一した全体推移行列(Overall Transition Matrix)が得られる。全体推移行列は次のようにして得る。いま、二つの個別推移行列を T_1 、 T_2 とし、双方の行列の対応する列を比較することにより、全体推移行列 T が得られる。

- (1) T_1 、 T_2 の共通の列のある対角行列(a,a)に非ゼロがあるとき、 T の同じ対角要素(a,a)が非ゼロである。
- (2) 片方の行列の対角要素(a,a)が非ゼロであり、他方の行列(a,a)は「0」であるが、非対角要素(b,a)が非ゼロであるとき、 T の対角要素(a,a)は「0」であり、非対角要素(b,a)は非ゼロである。
- (3) 片方の行列の非対角要素(b,a)と他方の非対角要素(c,a)に非ゼロがあるとき、 T の要素(b+c-a,a)は非ゼロである。

説明の非ゼロは通常「1」である。(1)では、双方が同じ帰結に留まる時は、全体でも同じ帰結に留まる。(2)では、一方が同じ帰結に留まり他方が別の帰結に推移するときは、全体では別の帰結に推移する方になる。(3)では、双方が別々の帰結に推移するとき、全体では、各々の推移する帰結 b,c と該当列 a より、帰結(b+c-a)なる帰結に推移するこの例では、(1)と(2)ですべての要素が決定する。全体推移行列は表 S1.4.3 である。

全体推移行列が得られると、帰結の推移則が確定したことになる。

$$Y = TX \quad (A)$$

X : 入力帰結状態ベクトル

Y : 出力帰結状態ベクトル

キューバ危機では、1962年10月17日の初期状態が帰結0(米国は空爆も海上封鎖もなし、ソ連はミサイル撤去もエスカレートもなし)であるので、 $X = [10000000000]$ である。(A)の操作を施せば、 $Y = [001000000000]$ となる。この操作を次々に行えば、帰結の推移が、 $0 \rightarrow 2 \rightarrow 6 \rightarrow 4 \rightarrow 4$ と続き、帰結4に収束する。これは、初期のソ連のミサイル撤去のない状態から、米国の海上封鎖に推移し、続く海上封鎖がソ連のミサイル撤去を促すこととなり、海上封鎖を解除した後もミサイル撤去する状態が続くこととなる。

表S1.4.3 全体推移行列

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0
5	0	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0
6	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0
8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	1

S 1. 4. 2 F&H ゲームの動学化の問題点

このアプローチの問題点を指摘しておきたい

- (1) 最初は、個別推移行列の作成段階で、複数の可能な帰結が存在するときの推移確率付与にまつわる任意性が、上記の手続きから問題として指摘される。現実に確率を付与するのは極めて困難である。
- (2) 最初の初期状態が与えられた後は、ゲームが直接表にできることはなく、自動的に逐次実現されるべき帰結が決定される。しかし現実のゲームの動学化とは每期每期ゲームに直接おこなわれ、しかもゲームを取り巻く環境が動学的に変化するようなものである。キューバ危機への適用ではゲーム自体が幸いにも非常に短期に決着がついて、ゲームのプレーアの選考が変化するほど長い期間を問題にする必要がなかった。
- (3) 2番目に関連するが、定性ゲームの静学的枠組みの情報から最終的な全体推移行列が得られるわけであり、以下に述べられているような戦略的な考えが盛り込めない。

S 1. 4. 3 選好推移を基礎としたゲームの動学化

選好が時間とともに変化するような形な動学化の考え方を述べる[小坂,1991]。選好の変化は戦略の変化と見なすことができる。戦略が変化するためには、変化を与える要因があるはずである。選好が変化するうえで以下のような要因が変化を与える。前の節で選好の与え方を述べたので、各国の政策カテゴリーとその優先順位を与える役割、選択肢混合とその優先順位を与える役割、選択肢混合の優先順位の再調整をする役割との関連について述べる(表S1.4.4参照)。

表S1.4.4 ゲームの動学化

	新プレーア登場 旧プレーア退出	新選択肢	カテゴリー	選択肢 混合	再調整
1. 直接的影響	-	○	○	○	○
2. 経済システム	-	○	○	○	○
3. 新選択肢	-	○	○	○	○
4. 新プレーア	○	○	○	○	○
5. ゲームの相互作用	○	○	○	○	○
6. 現状維持	-	-	-	-	-

(1) 今期のゲームの結果から次期のゲームの選好への直接的影響

今期のゲームの結果が直接時期以降の選好に影響するものである。プレーアが選択された帰結を見て戦略を立て直し、帰結の選好を変化させるものである。これには今期のゲームの結果に必ずしもプレーアが満足していないことに起因しているかもしれない。どのような形で次期以降に影響するかは今期のゲームが行われて結果をプレーアがそれを認知し、政策カテゴリーの優先順位変化、選択肢混合の順位変化、選択肢混合の再調整を通して行われる。プレーアは相互に相手の戦略を観察しているのであり、相手の出方を見ながら次期の出方を決める。

(2) 経済システムとの相互作用

ゲームの結果は合意形成のゲームの場から離れて外の経済の市場的資源配分の場面に影響を及ぼす。重要であるのは経済資源配分の結果が逆にゲームの場へ影響を及ぼすであろうことである。しかも経済システムから次期のゲームへの影響はタイム・ラグを伴うものであるだろうから動学化のプロセスを作り出す。経済的帰結のあり方が政策カテゴリーの優先順位のあり方に影響を及ぼす例として、日米貿易摩擦で調整策としてのプラザ合意を背景とした為替調整政策(通商政策カテゴリー)は、経済的結果として巨大な貿易黒字を減殺しなかったため、内需拡大のマクロ政策(国内経済政策カテゴリー)へ優先順位がシフトするという日本側の対応がある。他方、米国側は他国への干渉政策カテゴリーの中で変化をきたす。

(3) 新しい選択肢の創造

現状を開閉するための新しい選択肢、選択肢混合を作り出すこと、及びそれを含む帰結に高位の選好を持たせることは、ゲームの動学化にとり重要な事柄となる。高位の選好を持たせなければ、新しい選択肢、選択肢混合を創造した意味がない。既存の政策カテゴリー内の新たな選択肢混合の登場に留まらず、別の政策カテゴリーが必要になる場合もあろう。したがって戦略全体の見直しが必要となる。新しい選択肢を過去の事実の中から発見する知的活動には定性データの蓄積が必要とされる。多くの場合、過去のデータから試行錯誤と直感を経て創造されることが考えられるが、それにはデータベースの整備が必要となるのである。データベースをもとにした推論機構がここに組み込まなければならない。新しい選択肢がどのように過去の事実の中から生み出されてくるかを明確にすることは、それが人間の最も創造的な活動の一つであるという理由によって、簡単なものでないことは明らかであるが、動学的にとり避けて通ることのできないプロセスである。新しい選択肢の生起・消長プロセスはゲームの動学化そのものである。また重要なことであるが、新しい選択肢の創造は新しいゲーム自体も作り出す可能性を持っている。

(4) 新たなプレーアのゲームへの参加

新たなプレーアのゲームへの参加はゲームの動学化の要素となる。他国への干渉カテゴリーが増加する可能性がある。また逆に、既存のプレーアのゲームの場からの退出も動学要素となる。

(5) 複数のゲームの場の相互作用

ある合意形成のゲームの場は、宇宙のなかの恒星の存在のようなものであり、その体系の外に無数の合意形成の場が存在している。しかも、それら無数の合意形成のゲームの場は相互に関連しているのである。相互関連には多分にタイム・ラグを伴うものとなるから動学化の要素となり得るのである。相互にゲームがリンクする仕方は、最終的には他のゲームの選好が変化するという形をとるが、その経路は様々である。ありうる可能性としては、1のプレーアが2つ以上のゲームの場に参加していて、1つのゲームの結果を別のゲームの選択肢に取り込むものである。冷戦というゲームの場で冷戦が終結したことにより、米国の軍拡が終わるといったのがその例である。

(6) 現状維持の政策

上記のような外的変化の要因の登場にも拘わらず、変化を起こさないような戦略も特別に考慮を払う必要がある。現状維持の戦略は積極的に1つの戦略的価値をあらわし、現実によく取られるという意味で別に取り上げておかなければならない。今期のゲームで選択された帰結に次期の最大の選好を与えるものである、とされる。現実に取りられた帰結に今期最大の選好を与えたプレーアは選好の変更を加える必要はないが、そうでないプレーアは政策カテゴリー、選択肢混合の優先順位の見直しを迫られる。戦略が次期に再び選択されるか否かは、相手方の選好にも依存する。

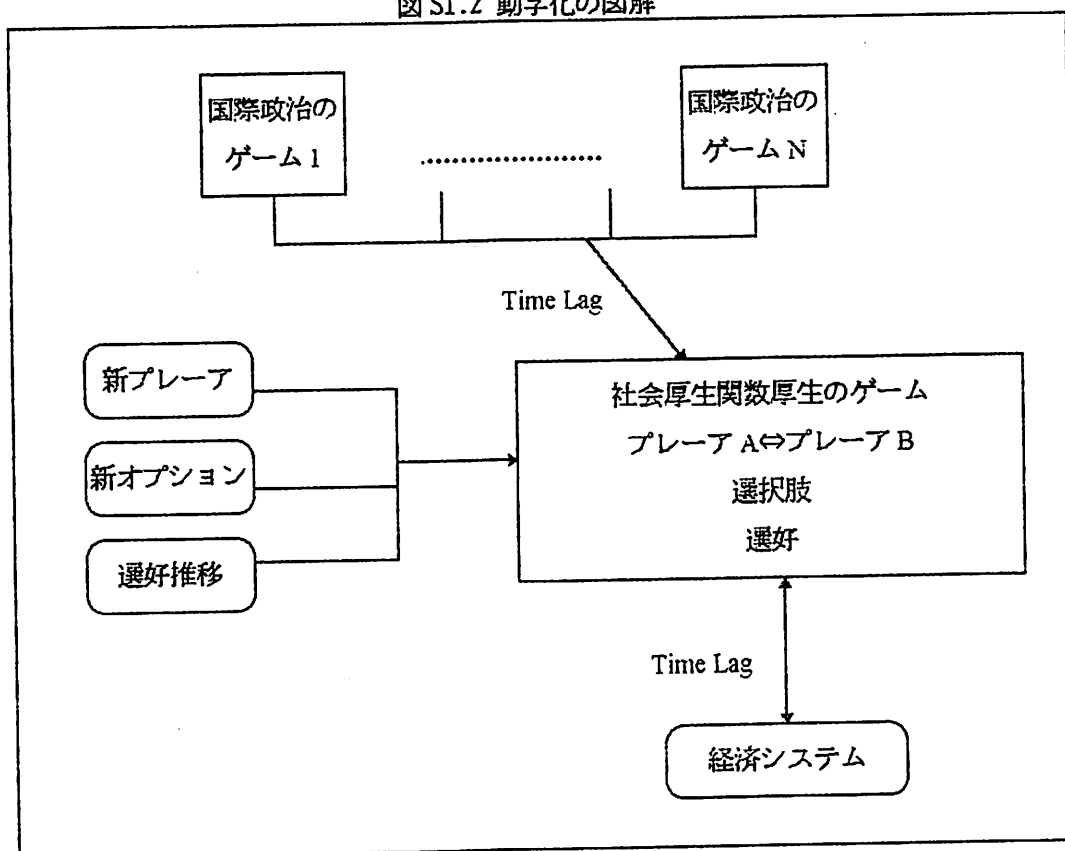
以上のことから6つの動学化は、選択肢カテゴリー形成、選択肢混合形成、再調整プロセスに

関与する。重要な点はこれらの項目をモデルとして記述するのは認知科学モデルであるということである。

以上の動学化の要素を図解すれば、図 S1.2 である。

また、ゲームの動学要素の中には、新たにゲームが登場する動学化がある。これは上では考慮されていないが、現実には起こり得ることであることを最後に付け加えておこう。

図 S1.2 動学化の図解



補論S2 分権的フィードバック制御—憶測変動解—

ここで述べるで解の導出方法は、多国間に渡る分権的政策の状況を背景に記述が為されている。この方法は、本章で述べた非協調政策、政策手段の部分的協調政策、政策手段の非協調政策の解の導出に適用される。政策手段の全面的協調政策は集権的政策であるので、分権的政策の特殊なケースとして処理される。

上の方法の記述は、多国間の問題に限られるわけではなく、国内の分権的狀態を扱う場合でも同じ様に考えられる。

S2.1 憶測変動付き最適分権解の導出

さて、以下で複数の国家の国内的厚生関数が存在する場面に、DP(ダイナミック・プログラミング)を適用して分権的フィードバック制御の制御則を求める。当然の事ながら、複数の社会厚生関数が同一の場合には周知の集権的フィードバック解になる。このようなゲーム状況のナッシュ解とシュタッケルベルグ解については既にキドランドによって導出されている[F.Kydland 1975]。そこで本補論ではそれらの解を一般化した憶測変動解を導出する。憶測変動がゼロの場合にはナッシュ解になる。さて、ここで政策主体の国家の数は一般的にK国とする。

制約となる世界経済システムは、(S2.2.1)式である。

$$\begin{aligned} Y_t &= AY_{t-1} + F_1 z_t^{(1)} + F_2 z_t^{(2)} + Du_t \\ &= AY_{t-1} + \sum f_1 z_t^{(1)} + b_t + Du_t \end{aligned} \quad (S2.2.1)$$

ここでは確定系で問題を考えてゆくので、(S2.2.1)の誤差項は無視する。さらに、 $z_t^{(i)}$ はスカラーであることに注意する。ある国に複数の政策手段がある場合にはそれに対応する社会厚生関数は当該国と同じものを採用する。ここでは展開の都合上、スカラーとして扱うものとする。次に政策主体、すなわち各国の保有する社会厚生関数を記述しておく。第i国の国内的厚生関数は、代表的に非協調の議論を展開するとして、 F_i とする。政策手段の部分的協調政策、政策手段の非協調政策のケースでは厚生関数が異なることに注意。

$$F_i = \sum_{t=1}^T \beta_i^{t-1} Y_t' Q_i Y_t + \sum_{t=1}^T \beta_i^{t-1} p_i Y_t = \sum_{t=1}^T \beta_i^{t-1} W_i(Y_t) \quad i=1, \dots, K \quad (S2.2.2)$$

β は時間割引率である。各国は社会厚生関数上から非協調的に振舞うのであり、一般に他国の内生変数と政策手段についての目標は掲げない。上の係数は、展開の都合上、時間につき固定的で

あるが、 Q_t を $Q_{i,t}$ 、 p_i を $p_{i,t}$ としても以下の展開で不都合は生じない。さて第*i*国の最適化問題は以下である。

第*i*国の分権的政策($i=1,2,\dots,K$)

$$\begin{aligned} \min F_i \text{ with respect to } z_t^{(i)} \quad (t=1,2,\dots,T) \\ \text{s.t. } Y_t = AY_{t-1} + \sum f_i z_t^{(i)} + b_t \end{aligned} \quad (S2.2.3)$$

この最適化問題にDPを適用して解をうる。いま、 $v_{i,t}(Y_{t-1})$ を政策主体*i*が期間[t,T]ける損失としておく。また、 $v_{i,t+1}=0$ ($i=1,\dots,K$)としておく。DPの最適性原理を適用すれば問題は期毎に分割される。

第*i*国の*t*期の問題($i=1,2,\dots,K$)

$$\begin{aligned} v_{i,t}(Y_{t-1}) = \min \{ W_i(Y_t) + \beta v_{i,t+1}(Y_t) \} \quad (z_t^{(i)}) \\ \text{s.t. } Y_t = AY_{t-1} + \sum f_i z_t^{(i)} + b_t \end{aligned} \quad (S2.2.4)$$

ここで得られる最適解は従来の集権的なフィードバック制御と異なるので、新たに定義を設ける必要がある。

定義5.2.1

最適化問題(S2.2.4)で得られる均衡解は分権的フィードバック最適制御解という。

上で定義された問題から具体的な解の形を求めてみる。集権的なケースと同様に $v_{i,t+1}(Y_t)$ を逆誘導により求める。 $v_{i,t+1}(Y_t)$ は、 Y_t について2次であることが予想できるので

$$v_{i,t+1}(Y_t) = v_{i,t+1} + q_{i,t+1} Y_{t-1} / 2Y_t + S_{i,t+1} Y_t \quad (S2.2.5)$$

とおく。(S2.2.5)と $W_i(Y_t)$ 内容を(S2.2.4)の社会厚生関数の中に代入すると

$$\begin{aligned} v_{i,t}(Y_{t-1}) = \min \{ \beta_i v_{i,t+1} + (p_i + \beta_i q_{i,t+1}) Y_t \\ + 1/2Y_t (Q_i + \beta_i S_{i,t+1}) Y_t \} \end{aligned} \quad (S2.2.6)$$

である。(S2.2.1)を(S2.2.6)に代入して Y_t を消去し、 $z_t^{(i)}$ について偏微分したものをゼロとおくと次式をうる。ただし、第*i*国は $z_t^{(j)}$ ($j \neq i$)を不変のものとみなさず、 $z_t^{(i)}$ の単位当りの変化に対して $z_t^{(j)}$ が γ_j なる変化をするものと憶測するものとする。

$$(f_i + \sum f_j \gamma_j)(p_i + \beta_i q_{i,t+1}) + (f_i + \sum f_j \gamma_j)(Q_i + \beta_i S_{i,t+1})(AY_{t-1} + f_i z_t^{(i)} + \sum f_j z_t^{(j)} + b_t) = 0 \quad (S2.2.7)$$

$$\gamma_j = z_t^{(j)} / z_t^{(i)} \quad i=1,2,\dots,K$$

$\gamma_j = 0$ ($i,j=1,2,\dots,K$)の時、クールノーの解である。

$(f_i + \sum f_j \gamma_j)(Q_i + \beta_i S_{i,t+1})f_i$ がゼロでなければ、解は

$$z_t^{(i)} = -[(f_i' + \sum f_j' \gamma_{ij})(Q_i + \beta_i S_{i,t+1})f_i]^{-1} (f_i' + \sum f_j' \gamma_{ij})(p_i + \beta_i q_{i,t+1}) - AY_{t+1} + \sum f_j z_t^{(j)} - b_i \quad (S2.2.8)$$

となる。(S2.2.8)の $z_t^{(i)}$ ($i=1,2,\dots,K$)は同時決定のものであるから、

$$(f_i' + \sum f_j' \gamma_{ij})(Q_i + \beta_i S_{i,t+1})(f_i z_t^{(i)} + \sum f_j z_t^{(j)}) = - (f_i' + \sum f_j' \gamma_{ij})(p_i + \beta_i q_{i,t+1}) - (f_i' + \sum f_j' \gamma_{ij})(Q_i + \beta_i S_{i,t+1})(AY_{t+1} + b_i) \quad i=1,2,\dots,K \quad (S2.2.9)$$

を同時体系として解く。

ここで記号を

$$H_t = \begin{pmatrix} (f_1' + \sum f_j' \gamma_{ij})(Q_1 + \beta_1 S_{1,t+1}) \\ (f_2' + \sum f_j' \gamma_{ij})(Q_2 + \beta_2 S_{2,t+1}) \\ \vdots \\ (f_K' + \sum f_j' \gamma_{ij})(Q_K + \beta_K S_{K,t+1}) \end{pmatrix} \quad k_t = \begin{pmatrix} (f_1' + \sum f_j' \gamma_{ij})(p_1 + \beta_1 q_{1,t+1}) \\ (f_2' + \sum f_j' \gamma_{ij})(p_2 + \beta_2 q_{2,t+1}) \\ \vdots \\ (f_K' + \sum f_j' \gamma_{ij})(p_K + \beta_K q_{K,t+1}) \end{pmatrix} \quad (S2.2.10)$$

と定める。また、 $F_t = [f_1 \ f_2 \ \dots \ f_K]$ とする。

仮定5.2.1

$H_t F_t$ は非特異である。 (S2.2.11)

(S2.2.9)は(S2.2.10)を用いて

$$H_t F_t z_t^{(i)} = -(k_t + H_t b_t + H_t A Y_{t+1}) \quad (S2.2.12)$$

と表現できるので、上の仮定を利用して、最適解は

$$z_t^{(i)} = -(H_t F_t)^{-1} (k_t + H_t b_t + H_t A Y_{t+1}) = d_t + E_t Y_{t+1} \quad (S2.2.13)$$

$$d_t = -(H_t F_t)^{-1} (k_t + H_t b_t) \quad E_t = -(H_t F_t)^{-1} H_t A \quad (S2.2.14)$$

である。(S2.2.13)の解を誤差項を無視したモデル式(S2.2.1)に代入し、それを第*i*国の*t*期の問題(S2.

2.4)の中の最小化されるべき式に入れると

$$v_{it}(Y_{t+1}) = v_{it} + q_{it}' Y_{t+1} + 1/2 Y_{t+1}' S_{it} Y_{t+1} = \beta_i v_{i,t-1} + (p_i + \beta_i q_{i,t+1}) [(A + F_i E_t) Y_{t+1} + F_i d_t + b_i] + 1/2 [(A + F_i E_t) Y_{t+1} + F_i d_t + b_i]' (Q_i + \beta_i S_{i,t+1}) [(A + F_i E_t) Y_{t+1} + F_i d_t + b_i] \quad (S2.2.15)$$

である。上式はすべての Y_{t+1} について成立する恒等的関係であるから、係数を等しいとおけば次式である。

$$S_t = (A + F_1 E_t) (Q_t + \beta_1 S_{t+1}) (A + F_1 E_t) \quad (S2.2.16)$$

$$q_t = (A + F_1 E_t) (p_t + \beta_1 q_{t+1}) + (A + F_1 E_t) (Q_t + \beta_1 S_{t+1}) (F_1 d_t + b_t) \quad (S2.2.17)$$

$$v_t = \beta_1 v_{t+1} + (p_t + \beta_1 q_{t+1}) (F_1 d_t + b_t) + 1/2 (F_1 d_t + b_t) (Q_t + \beta_1 S_{t+1}) (F_1 d_t + b_t) \quad (S2.2.18)$$

これらの関係は、(t+1)期の係数からt期の係数の関係を表現している。(T+1)期から1期までの係数は、これを利用して求めることができる。したがって、次の定理をうる。

定理5.2.1

仮定5.2.1のもとで分権的フィードバック最適制御則は、 $v_{i,T+1} = 0 (i=1,2,\dots,K)$ から逆に(S2.2.16)-(S2.2.18)によって与えられる。

また、具体的な分権的フィードバック制御解は初期値 Y_0 がわかれば、最適制御則(S2.2.13)を利用することにより簡単に得ることができる。なお、以上の展開で社会厚生関数は時間と共に変化するもの、すなわち、社会厚生関数の目標が時間と共に新規追加されたり、脱落されたりしても構わない。それは以上の展開の(S2.2.2)の $W_t(Y_t)$ を $W_{t+1}(Y_t)$ と内容を変更して置き換えれば事足りる。この点の議論の拡張は4章の議論と関連している。

S2.2 準最適分権解の導出

現実の個々の国内経済の最適化においては、(1)過度の計算上の煩雑性を避ける意味でも、(2)現実の意志決定を反映さす意味でも、制約となるモデルは、以上の展開でみたような世界経済サブシステム全体ではなく、個々の国内経済の制約で十分であろう。そうした扱いは、寡占市場での個別企業の利潤最大化において行われているものと全く同じものである。そこで、それを考慮した展開を簡単に述べる。

$$\begin{aligned}
 A_0^i y_t^i &= A_1^i y_{t-1}^i + A_2^i y_{t-2}^i + \dots + A_m^i y_{t-m}^i \\
 &+ \sum_{l=1}^K \sum_{j=0}^m B_{lj}^i y_{t-j}^l + \sum_{l=1}^K F_{ll}^i z_{tt}^{(1)} \\
 &+ F_2^i z_{tt}^{(2)}
 \end{aligned} \tag{S2.2.19}$$

上の式のm次型を1次型に変形すれば下の式である。(記号は同じもの採用)

$$\begin{aligned}
 Y_t^i &= A^i Y_{t-1}^i + \sum_{l=1}^K (B_{l0}^i Y_t^l + B_{l1}^i Y_{t-1}^l) + \sum_{l=1}^K F_{ll}^i z_{tt}^{(1)} + F_2^i z_{tt}^{(2)} \\
 &= A^i Y_{t-1}^i + F_{ll}^i z_{tt}^{(1)} \\
 &+ \sum_{l=1}^K (B_{l0}^i Y_t^l + B_{l1}^i Y_{t-1}^l) + \sum_{l=1}^K F_{ll}^i z_{tt}^{(1)} + F_2^i z_{tt}^{(2)} \\
 &= A^i Y_{t-1}^i + F_{ll}^i z_{tt}^{(1)} + b_t^i
 \end{aligned} \tag{S2.2.20}$$

第i国の保有する社会厚生関数を、前と同様、2次損失を想定する。

$$F_i = \sum_{t=1}^T \beta_t^{t-1} Y_t^i Q_t Y_t^i + \sum_{t=1}^T \beta_t^{t-1} p_t^i Y_t^i = \sum_{t=1}^T \beta_t^{t-1} W_t^i(Y_t^i) \tag{S2.2.21}$$

したがって、第i政策主体の最適化問題は以下のようなものである。

第i国最適化問題($i=1,2,\dots,K$)

$$\begin{aligned}
 \min F_i &\text{ with respect to } z_{tt}^{(1)} (t=1,2,\dots,T) \\
 \text{s.t. } Y_t^i &= A^i Y_{t-1}^i + F_{ll}^i z_{tt}^{(1)} + b_t^i
 \end{aligned} \tag{S2.2.22}$$

先のパラグラフでの最適化問題との相違は、(S2.2.22)では制約となるモデルが世界モデルではなく、国内モデルであることである。また、K個の問題の相互依存性は後で考慮されるが、(S2.2.22)の段階でのフィードバック制御則は他の問題とは独立に求められ、集権的フィードバック制御の如くである。さて、先程と同じようにDPを適用して解をうる。 $v_{it}(Y_{t-1}^i)$ を第i国が期間 $[1,T]$ で受ける損失とし、 $v_{it,t+1}=0 (i=1,\dots,K)$ とする。DPの最適性原理を適用すれば問題は期毎に分割される。

第i国のt期の問題($i=1,2,\dots,K$)

$$v_t(Y_t-1) = \min\{W_t(Y_t) + \beta V_{t+1}(Y_t)\} (z_t^{(1)})$$

$$\text{s.t. } Y_t^i = A^i Y_{t-1}^i + F_{t-1}^i z_t^{(1)} + b_t^i \quad (S2.2.23)$$

上で定義された問題から具体的な解の形を求めることはここでしないが、集権的なフィードバック制御と全く同じである。そのフィードバック最適制御則を

$$z_t^{(1)} = d_t + E_t Y_{t-1} \quad (S2.2.24)$$

とする。各国の初期値より制御則(S2.2.24)を用いて、第一期の政策解を求め、これをモデル式(S2.2.20)に代入すると、各国の内生変数を未知数とする連立方程式が得られるので、これを解いて世界全体の内生変数の解を求める。同様に、いま得られた一期目の解より再び制御則(S2.2.24)を用いて、第二期目の政策解を求め、これをモデル(S2.2.20)に入れ、連立方程式を解いて、全世界の内生変数の解を求める。同じ手続をT期まで行えば、T期間の解が得られることとなる。ここで得られる最適解は、定義5.2.1の分権的フィードバック最適制御解と異なるので、分権的非協調フィードバック準最適制御解と呼ぶ。この準最適解では、フィードバックされる情報は、全世界ではなく、国内的なものに限られる。しかし、国内的厚生関数に含まれる目標が国内的なものに限られる場合には、フィードバックされる情報は国内のものであっても十分であろうと思われる。その場合には、最適解と準最適解には大きな差がない、と思われる。

S2.3 社会厚生関数の構成と最適化プロセスの相互依存性

上の最適分権解と準最適分権解における解の導出と社会厚生関数の構成を巡る相互依存的扱いに就いて、注意すべき事柄を最後に述べておきたい。計量経済モデルの最適化プロセスから得る結果から社会厚生関数へのフィードバックのない場合には、社会厚生関数の動学的推移は最適化とは独立に進行する。その結果は当然の事ながら厚生関数の最適化に影響を及ぼす。したがって、順序として(1)社会厚生関数の推移が先行し、次に(2)計量経済モデルを制約にした厚生関数の最適化が行われる。しかしながら、最適化の結果が社会厚生関数の推移に影響するという本来の相互依存の存在する場合には、解をうるプロセスは繰り返いを伴うものとなる。すなわち、(1)社会厚生関数の推移プロセスと、(2)厚生関数の最適化のプロセスは相互依存性を持つことにより、社会厚生関数が整合的になるまで、以上の二つプロセスのは繰り返される。

第3章 モデルの構造

モデル作成に当たってはクラインの需要主導型の骨格モデルを基本に作成した。まず3.1節でクラインの骨格モデルを示し、3.2節では日本モデル、3.3節でアメリカモデル、ついで3.4節で日米リンクモデルの構造について説明する。

3.1 クライン骨格モデルの構造

先進国経済を記述する典型的なモデル構成をクラインに従って述べる。これを基本的なモデルにして幾らでも複雑にすることができる。特徴は実物経済が中心で金融関係があまり詳細に述べられていない。ここでのモデルは簡単なケインズ体系に示すにとどめる。

変数の説明

[内生変数]

C_t : 実質個人消費	I_t : 実質投資
p_t : 一般物価水準	r_t : 名目金利
X_t : 実質 GNP	EX_t : 実質輸出
K_t : 実質期末資本ストック	L_t : 雇用量
IM_t : 実質輸入	LF_t : 労働力
w_t : 賃金率	T_{it} : 名目間接税
D_t : 実質資本減耗	T_{pt} : 名目個人税
T_{pt} : 名目個人移転	T_{ct} : 名目法人税
Y_{it} : 名目個人可処分所得	TAX_{it} : 名目間接税
P_t : 名目法人利潤	

[外生変数]

G_t : 実質政府支出	WT_t : 実質貿易取引量
pw_t : 世界貿易価格	Pm_t : 輸入価格
N_t : 人口	M_t : 名目通貨供給
$SD1_t$: 統計的不都合	$SUBSD_t$: 補助金
$SD2_t$: 統計的不都合	NFI_t : 要素所得純受取
$SD3_t$: 統計的不都合	INV_t : 在庫投資

クライン骨格モデルの方程式体系

定義式の説明

(1) 実質 GNP の定義式

$$C_t + I_t + INV_t + G_t + EX_t - IM_t + SD1_t = X_t$$

実質 GNP の決定式である。左辺のあり方が右辺の額を決定すると説明される。

(2) 名目 GNP の定義式

$$p_t X_t = (TAX_{t,t} - SUBSD_t) + D_t + w_t L_t + P_t + SD2_t$$

この式より名目可処分所得が決定する式と見る。

(3) 国民所得の定義式

$$Y_t = p_t X_t + NFI_t - D_t + SD3_t$$

これより名目法人利潤が決定する。通常利潤は残差から決定すると説明される。

(4) 資本ストックの定義式

$$K_t = K_{t-1} + I_t - D_t/p_t$$

行動方程式と技術関係式の説明

(1) 消費関数

$$C_t = a_0 + a_1 (Y_t/p_t) + a_2 C_{t-1} + u_{1t}$$

ブラウン型消費関数である。一人当たりの消費で定式化したものを以下に示す。

$$(C_t/N_t) = a_0 + a_1 (Y_t/N_t p_t) + a_2 (C_{t-1}/N_{t-1}) + u_{1t}$$

(2) 投資関数

$$I_t = b_0 + b_1 X_t + b_2 r_t + b_3 K_{t-1} + u_{2t}$$

投資行動を説明している。伸縮的加速度原理から

$$\Delta K_t = K_t - K_{t-1} = \lambda (K_t^* - K_{t-1}) \quad \lambda: \text{調整速度}$$

である。望ましい資本ストックを

$$K_t^* = b_0 + b_1 X_t + b_2 r_t + u_{2t}$$

とすると

$$\Delta K_t = \lambda [b_0 + b_1 X_t + b_2 r_t - \lambda K_{t-1} + \lambda u_{2t}]$$

を得る。 $I_t = \Delta K_t + D_t$ であるから $D_t/p_t = j_0 K_{t-1} + u_{10t}$ より上記の定式化を得る。その中で名目金利 r_t の代わりに実質金利 $(r_t - \Delta \log p_t)$ で置き換えることもできる。

(3) 輸出関数

$$EX_t = c_0 + c_1 WT_t + c_2 (pw_t/p_t) + c_3 EX_{t-1} + u_{3t}$$

(4) 輸入関数

$$IM_t = d_0 + d_1 X_t + d_2 (p_t / pm_t) + d_3 IM_{t-1} + u_{4t}$$

輸出関数と輸入関数は活動水準と相対価格により決定される。輸入価格が外国通貨単位で表現されている場合には、共通通貨に直す必要があり、外国為替レートが陽表的に入る。

$$IM_t = d_0 + d_1 X_t + d_2 (p_t / e_t pm_t) + d_3 IM_{t-1} + u_{4t}$$

e_t : 外国為替レート (当該国通貨/USドル)

相対価格の変化はJカーブ効果に見られるがごとく、時間的経過の後、輸出入に影響することを考えれば、相対価格の項は分布ラグ的定式化が適当であるといえる。

(5) 生産関数

$$\ln L_t = e_0 + e_1 \ln X_t + e_2 \ln K_{t-1} + e_3 \ln L_{t-1} + u_{5t}$$

生産関数を前提にして労働雇用量 L_t の決定をする。コブ・ダグラス型生産関数は

$$X_t = A L_t^a K_{t-1}^b u_t$$

である。この生産関数から望ましい労働需要は

$$\ln L_t^* = -(1/a) \ln A + (1/a) \ln X_t - (b/a) \ln K_{t-1} - (1/a) \ln u_t$$

である。現実の労働需要の変化は

$$\Delta L_t = \mu [\ln L_t^* - \ln L_{t-1}]$$

$$= (\mu/a) \ln A + (\mu/a) \ln X_t - \mu [\ln L_{t-1} + (b/a) \ln K_{t-1}] - (\mu/a) \ln u_t$$

となり、上記の定式化が得られる。

(6) 価格形成方程式

$$p_t = f_0 + f_1 (w_t L_t / X_t) + f_2 pm_t + u_{6t}$$

マーク・アップ原理による価格決定に、単位労働費 ($w_t L_t / X_t$) に加えて輸入インフレの効果を付加している

(7) 賃金形成方程式

$$\Delta \ln w_t = g_0 + g_1 [(LF_t / (LF_t - L_t))] + g_2 \Delta \ln p_t + u_{7t}$$

フィリップス曲線を前提に賃金の決定を行う。第1項は失業率の逆数となっている。

(8) 労働力形成方程式

$$LF_t / N_t = h_0 + h_1 [(LF_{t-1} - L_{t-1}) / LF_{t-1}] + h_2 (w_t / p_t) + u_{8t}$$

失業率と賃金と物価の相対比率が説明変数となっている。

(9) 流通速度方程式

$$\ln (p_t X_t / M_t) = i_0 + i_1 r_t + i_2 \Delta \ln p_t + u_{9t}$$

貨幣の流通速度関数でこの式が利子率 r_t を決定する。左辺は一単位の貨幣がどの程度のGNPを

生み出すかを表す。それが利子率と物価に依存するとする。貨幣の需要が利子率を決定するという通常の枠組み(LM曲線の議論)と異なっている。

$$M_t/p_t = kX_t + ar_t \quad a < 0$$

$$1/k = p_t X_t / M_t + (a/k)r_t (p_t / M_t)$$

$$p_t X_t / M_t = 1/k - (a/k)r_t (p_t / M_t)$$

このような定式化をとった理由は、貨幣の流通速度が安定しているというマネタリストの主張との違いを強調するためである。貨幣共通量は外生変数扱いである。金融変数は唯一金利のみである。金融政策は金利政策であるというケインズの見解を表現している。

(10) 資本減耗方程式

$$D_t/p_t = j_a K_{t-1} + u_{10t}$$

(11) 間接税方程式

$$TAX_{t,i} = k_0 + k_1 (p_t X_t) + u_{11t}$$

(12) 個人税方程式

$$T_{2t} = l_0 + l_1 Y_t + u_{12t}$$

(13) 法人税方程式

$$T_{3t} = m_0 + m_1 P_t + u_{13t}$$

(14) 移出支出方程式

$$Tr_t = n_0 + n_1 (LF_t L_t) + n_2 W_t + u_{14t}$$

税金関係を表している方程式であるが、これらは世界経済システムの中では内生変数である。

3. 2 日本モデル

日本モデルは、大きく分けて最終需要ブロック、財政ブロック、貿易ブロック、労働・賃金・失業ブロック、物価・株価ブロック、金融ブロックからなるモデルである。外生変数は、実質政府総固定資本形成対前年同期比[GR4_IG90](政策変数)、実質政府最終消費支出[CG90]、民間在庫投資[IVP90,IVP]、政府在庫投資[IVG90,IVG]、民間住宅投資デフレーター[PIPH90]、輸出入デフレーター[PEX90JPN,PIM90JPN,PEX90_W,PIM90_W]、資本ストック[K90]、公定歩合[RD](政策変数)、企業所得[YCP]、金融ブロックで対外純資産[NFA]、政府向け信用[NG]、政府預金等[GD]、預金通貨銀行向け信用[CDB]、定期預金金利[RDTCD]、準備率[r]である。

なお、以下の記号は次の意味である。

@PCH(X) : 変数 X の対前期成長率

@MOVAV(X,n) : 変数 X の n 期移動平均

@SEAS(n) : 第 n 四半期の季節ダミー

@TREND(x;n) : x 年 n 期からのタイムトレンド

3. 2. 1 最終需要ブロック

(1) GDP 関係

GDP は、実質(90年価格)・名目とも以下の均衡式により決定される。

$$GDP90=(CP90+IP90+IVP90)+(G90+IVG90)+NX90$$

$$GDP=(CP+IP+IVP)+(G+IV)+NX$$

$$GR4_GDP90=(GDP90-GDP90(-4))/GDP90(-4)*100$$

なお、GR4_GDP90 は実質 GDP の対前年同期比である。

(2) 民間最終消費支出

実質民間最終消費支出は以下の推定式により決定される。実質可処分所得、1期前の自己ラグ、価格効果を考慮に入れの消費物価の上昇率、金融資産効果を考慮して東証株価指数(TOPIX)の実質値を説明変数として推定した。

$$\text{LOG}(CP90)=C(1)+C(2)*\text{LOG}(@\text{MOVAV}(YD/PCP90*100,2))$$

$$+C(3)*\text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{TOPIX}/\text{PCP90}*100,2))+C(4)*\text{LOG}(CP90(-1))$$

$$+C(5)*(@\text{PCH}(PCP90))$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)
Coefficient	0.435196	0.333281	0.011764	0.652036	-1.08356
t-Statistic	1.358881	2.211581	2.167399	4.14662	-2.82592
R-squared	0.995391		Adjusted R-squared		0.99459
S.E. of regression	0.005822		Sum squared resid		0.00078
Durbin-Watson stat	2.622541		F-statistic		1241.885

名目民間最終消費支出は実質値より定義式により導かれる。

$$CP=CP90*PCP90/100$$

(3)民間可処分所得

GDP から税額控除した額で説明される。

$$YD=C(1)+C(2)*(GDP-TD-TI)$$

	C(1)	C(2)			
Coefficient	4634.728	0.215035			
t-Statistic	4.63104	83.63197			
R-squared	0.996296		Adjusted R-squared		0.996154
S.E. of regression	632.0765		Sum squared resid		10387537
Durbin-Watson stat	1.523857		F-statistic		6994.306

実質民間可処分所得は上記の名目値から求めている。

$$YD90=YD/PCP90*100$$

(4)民間固定資本形成

民間総固定資本形成は、次の定義的関係から求められる。

$$IP90=IPF90+IPH90$$

(4.1)民間設備投資

民間設備投資は資本ストックと、為替レート、民間銀行貸出の分布ラグ、長期プライムレートの増分の分布ラグで説明した。為替レートは、近年の円高の影響にから海外の安価なコストを利用した海外直接投資の増大を考慮に入れ、説明変数に加えた。つまり円高になれば海外直接投資が増大するので、符号条件はプラスである。(円高、つまり為替レートは下がると国内の民間設備投資は減少する。)また、民間銀行貸出が増大すれば企業は設備投資の為の資本を調達しやすくなるとの考えの下に、説明変数に加えた。

$$\begin{aligned} \text{LOG}(IPF90)= & C(1)+C(2)*\text{LOG}(K90(-1))+C(3)*\text{LOG}(@\text{MOVAV}(E(-1),2)) \\ & +C(4)*\text{LOG}(LBP(-1)/PIPF90(-1)*100)+C(5)*\text{LOG}(LBP(-2)/PIPF90(-2)*100) \\ & +C(6)*\text{LOG}(LBP(-3)/PIPF90(-3)*100)+C(7)*\text{LOG}(LBP(-4)/PIPF90(-4)*100) \\ & +C(8)*D(RPRML)+C(9)*D(RPRML(-1))+C(10)*D(RPRML(-2)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	-4.31958	-1.76469	0.240793		
t-Statistic					
PDL Variable	C (4)	C (5)	C (6)	C (7)	Sum of Lags
Coefficient	0.37534	0.52208	0.69699	0.90006	2.49448
t-Statistic	1.24981	2.86994	3.67771	3.06329	15.0275
PDL Variable	C (8)	C (9)	C (10)		Sum of Lags
Coefficient	-0.02329	-0.02178	-0.01047		-0.05554
T-Statistic	-2.62	-2.26241	-1.03507		-2.90326
R-squared	0.99315		Adjusted R-squared		0.990266
S.E. of regression	0.017726		Sum squared resid		0.00597
Durbin-Watson stat	1.487846		F-statistic		344.3537

名目民間設備投資は以下の定義式で求める

$$IPF=IPF*PIPF90/100$$

(4.2)民間住宅投資

民間住宅投資の推定は基本的には、国内経済の状態を示す GDP と物価、住宅ローン金利の代理変数として長期金利で説明されるが、金融資産の影響も加味した。金融資産としては、本モデルに組み込んだ東証株価指数(TOPIX)を説明変数としている。

$$\begin{aligned} \text{LOG(IPH90)} &= \text{C}(1) + \text{C}(2) * \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP90}, 2)) + \text{C}(3) * \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{PIPH90}, 2)) \\ &+ \text{C}(4) * (@\text{MOVAV}(\text{RPRML}(-1), 2)) + \text{C}(5) * \text{DBUBBLE} \\ &+ \text{C}(6) * (@\text{PCH}(\text{TOPIX}/\text{PIPH90} * 100)) + \text{C}(7) * (@\text{PCH}(\text{TOPIX}(-1)/\text{PIPH90}(-1) * 100)) \\ &+ \text{C}(8) * (@\text{PCH}(\text{TOPIX}(-2)/\text{PIPH90}(-2) * 100)) \\ &+ \text{C}(9) * (@\text{PCH}(\text{TOPIX}(-3)/\text{PIPH90}(-3) * 100)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	C (5)
Coefficient	-3.92355	1.761084	-1.93596	-0.00491	0.131837
t-Statistic	-1.53333	4.461649	-2.97174	-0.61674	6.486593
PDL Variable	C (6)	C (7)	C (8)	C (9)	Sum of Lags
Coefficient	-0.18441	-0.13018	-0.06846	0.00075	-0.3823
T-Statistic	-2.44678	-2.10821	-1.1511	0.01064	-1.89334
R-squared	0.944583		Adjusted R-squared		0.925187
S.E. of regression	0.030163		Sum squared resid		0.018196
Durbin-Watson stat	1.369996		F-statistic		48.69965

DBUBBLE : 87 年 1 期から 91 年 1 期のダミー(所謂バブル期のダミー)

3. 2. 2 財政ブロック

国民経済計算体系における財政関連の変数は、政府最終消費支出と政府総固定資本形成である。財政統計上の中央政府の一般会計や地方政府の普通会計との関連を把握したいのであれば、国民経済計算体系の一般政府の所得支出勘定と資本調達勘定の実物取引を明示的に取り上げなければならない。しかしこれは大変な作業を伴うので今回の作業では採用しない。その場合、近年批判の強い第二の予算と言われる財政投融资についてもモデル分析の対象とする必要がある。

上記の財政変数で特にモデル化の必要があるのは財政赤字である。これも単純に歳出と歳入を集計して取り上げているに過ぎない。

(1)政府最終消費支出

定義式により導かれる。

$$G90=CG90+IG90$$

$$G=CG+IG$$

(2)政府総固定資本形成

実質値は対前年同期比($GR4_IG90$)から導いている。

$$IG90=IG90(-4)*(1+GR4_IG90/100)$$

$$IG=IG90*PIG90/100$$

(3)名目政府最終消費支出

$$CG=CG90*PCG90/100$$

(4)一般会計歳入

一般会計歳入は、租税及び印紙収入、専売納付金、官業益金及官業収入、政府資産整理収入、雑収入、公債金収入がある。前年度剰余金受取と分類されるが、租税収入の割合が大きく、租税収入以外は変動が小さく、また分析の対象として租税収入以外による歳入の影響は特に考えないので、租税収入のみで推定した。

$$GR=C(1)+C(2)*(TD+TI)$$

	C(1)	C(2)		
Coefficient	-1825.89	1.661401		
t-Statistic	-1.06408	20.89535		
R-squared	0.943798		Adjusted R-squared	0.941636
S.E. of regression	1151.209		Sum squared resid	34457333
Durbin-Watson stat	1.500968		F-statistic	436.6156

(5)一般会計歳出

政府歳出は単純に政府総固定資本形成で説明した。

$$GE=C(1)-C(2)*CG+C(3)*D901$$

	C(1)	C(2)	C(3)		
Coefficient	2130.053	0.643102	3102.89		
t-Statistic	352159	40.05028	8.848836		
R-squared	0.985321		Adjusted R-squared	0.984147	
S.E. of regression	344.3303		Sum squared resid	2964084	
Durbin-Watson stat	2.41795		F-statistic	839.0624	

(6)財政収支(赤字)・財政収支(赤字)対 GDP 比

財政収支(赤字) : $DF=(GR-GE)-IG$

財政収支(赤字)対 GDP 比 : $DFBAL=ABS(DF)/GDP*100$ ABS:絶対値

3. 2. 3 貿易ブロック

(1) 為替レート

為替レートの推定に関しては、クラインらのハイブリットモデルを採用した。

ハイブリット・モデル(Filatov and Klein のモデル)

購買力平価の考えに伝統的なフローアプローチを付加したものである。彼らは次のような推定式を定式化した。

$$\text{LOG}(E) = a + b \text{LOG}(P_X/P_{X_{us}}) + c(r_i - r_{us}) + d(\text{Bal}_i/\text{GNP}_i)$$

P_X : i 国の財とサービスの輸出デフレーター

$P_{X_{us}}$: アメリカの財とサービスの輸出デフレーター

r_i : i 国の短期金利

r_{us} : アメリカの短期金利

Bal_i : i 国の貿易収支

GDP_i : i 国の GNP または GDP

この推定式は、貿易財については購買力平価の成立を仮定しており、説明変数には $P_X/P_{X_{us}}$ を含んでいる。符号条件は正である。それと、資本移動を表す金利差 ($r_i - r_{us}$)、および経常収支の大きさの影響も受けるとしている。正の利子格差は資本の流入を引き起こし、為替レートを上げる傾向がある。よって、符号条件は負である。また、経常収支が大きくなることは、為替レートを増価させるので、符号条件は負である。

以上のハイブリットモデルを参考に以下の様に推定した。ハイブリットモデルとの共通点は貿易収支対 GDP 比、購買力平価、金利を考慮している点であるが、相違点は説明変数の与え方である。最初はクラインらの式の様に行っていたが、符号条件を満たさず統計的に有意な結果が得られなかった。そこで、購買力平価と金利差を乗じて一つの説明変数とした。この意図はプラザ合意以降のドル高是正の中で円高傾向になり、購買力平価の影響は小さくなり(つまり物価の差を重視しなくなった)、また金融資産への注目が集まる中、金利差を考慮する傾向が強くなった。故に各変数が単独で為替に影響を与えるのではなく、乗じた結果が為替に影響を与えるとして推定を行った。

なお、ダミー変数を入れた理由は、87年1期はルーブル合意の影響を反映したダミーで、87年度のダミーはルーブル合意直後の為替レート協調政策に反した動きを説明するダミーである。

$$\begin{aligned} \text{LOG}(E) = & C(1) + C(2) * \text{NBAL}(-1) \\ & + C(3) * ((@MOVAV(\text{RGBMUSA}, 2) / @MOVAV(\text{RGB}, 2)) * \text{LOG}(\text{PEX90JPN} / \text{PEX90USA})) \\ & + C(4) * \text{D871} + C(5) * (\text{D872} + \text{D873} + \text{D874} + \text{D881}) + C(6) * \text{D902} \end{aligned}$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)
Coefficient	4.97735	-0.0177	1.125121	-0.03349	-0.05521	0.040934
t-Statistic	434.3744	-3.61706	20.11172	-1.48112	-4.66443	1.895802
R-squared	0.959484		Adjusted R-squared	0.950276		
S.E. of regression	0.019573		Sum squared resid	0.008428		
Durbin-Watson stat	1.993752		F-statistic	104.1993		

D871 : ルーブル合意ダミー

(D872+D873+D874+D881) : 87年度のダミー

(2)輸出・輸入

輸出入データは Monthly Statistics Of Foreign Trade(OECD)データを使用しているため、データの整合性を保つために、国民経済計算(経済企画庁)データへのインターフェース関数を推定し、その推定値を GDP 項目としている。

(2.1)輸出

輸出関数は、基本的に相対価格と世界輸入量(世界貿易量)で説明される。

(2.1.1)対米輸出

対米輸出は米国モデルの対日輸入から与えられる。

$$EXJPN_US=EMUSA_JP$$

(2.1.2)対その他世界輸出

世界輸入を分布ラグとして推定した。推定では一期前のデータからの分布ラグとしているが、これは世界貿易データは即時的に把握できるとは考えにくく、少なくとも利用出来る情報は一期前以前の情報であると考えられる。

また、相対価格の世界輸出デフレーターは一期前の値を使用する。これも上と同様の理由からである。

$$\begin{aligned} & \text{LOG}(EXJPN_OTH/PEX90*100) \\ & =C(1)+C(2)*\text{LOG}(PEX90/PEX90_W(-1)) \\ & +C(3)*\text{LOG}(IM_W(-1)/PIW90_W(-1)*100)+C(4)*\text{LOG}(IM_W(-2)/PIW90_W(-2)*100) \\ & +C(5)*\text{LOG}(IM_W(-3)/PIW90_W(-3)*100)+C(6)*\text{LOG}(IM_W(-4)/PIW90_W(-4)*100) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	2.426826	-2.20169			
t-Statistic	2.594456	-9.14752			
PDL Variable	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)	Sum of Lags
Coefficient	0.31969	0.08911	0.03414	0.15479	0.59773
T-Statistic	1.63465	0.53007	0.22232	0.75848	7.76709
R-squared	0.981355		Adjusted R-squared		0.978113
S.E. of regression	0.033639		Sum squared resid		0.026027
Durbin-Watson stat	1.03358		F-statistic		302.648

(2.1.3) 国民経済計算データへのインターフェースモデル

総輸出:

$$EX90JPN_W = EX90JPN_OTH + EXJPN_US / PEX90JPN_US * 100$$

$$EXJPN_W = EXJPN_OTH + IMUSA_JPN$$

国民経済計算データへのインターフェース:

Monthly Statistics Of Foreign Trade(OECD)データである総輸出を以下のインターフェース関数を用いて国民経済計算データへと変換する。

$$EX90JPN = C(1) + C(2) * (EX90JPN_W * E)$$

	C (1)	C (2)			
Coefficient	-1023.88	0.013566			
t-Statistic	-0.90656	39.9295			
R-squared	0.983954		Adjusted R-squared		0.983337
S.E. of regression	688.4863		Sum squared resid		12324348
Durbin-Watson stat	1.88502		F-statistic		1594.365

国民経済計算の名目輸出は以下の定義式で求める。

$$EXJPN = EX90JPN * PEX90JPN / 100$$

(2.2) 輸入

輸入関数は、基本的に国内経済の需要を示す GDP と相対価格で説明される。相対価格はプラザ合意以降のドル高是正と円高の影響が強まる。相対価格の中では為替レートの変動からの影響を受けると考え、為替レートを別の説明変数として加えた。なおバブル絶頂期である 88-89 年度では、為替レートに依存しないように輸入が決定されていたとしている。これは、プラザ合意以降の円高傾向を受けて輸入が増加してきた背景から、88-89 年の為替の上昇にも関わらず輸入が増加したため、ダミー変数で説明を加えた。

(2.2.1)対米輸入

$$\begin{aligned} & \text{LOG}(\text{IMJPN_US}*\text{E})/\text{PIM90}*100 \\ & =\text{C}(1) + \text{C}(2)*\text{LOG}(\text{GDP90}(-1)) \\ & +\text{C}(3)*\text{D}(\text{PCP90}(-1))+\text{C}(4)*((\text{DN8889}-\text{D902})*\text{LOG}(\text{E}(-2))) \\ & +[\text{MA}(1)=\text{C}(5)] \end{aligned}$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)
Coefficient	-6.97797	1.568412	0.033974	-0.0163	0.511967
t-Statistic	-3.56287	10.32823	1.535708	-3.12011	2.882473
R-squared	0.931467		Adjusted R-squared		0.919548
S.E. of regression	0.047035		Sum squared resid		0.050882
Durbin-Watson stat	1.659085		F-statistic		78.1508

DN8889 : 88-89年度以外のダミー

(2.2.2)対その他世界輸入

$$\begin{aligned} & \text{LOG}(\text{IMJPN_OTH}*\text{E})/\text{PIM90}*100 \\ & =\text{C}(1)+\text{C}(2)*\text{LOG}(\text{GDP90}(-1)) \\ & +\text{C}(3)*\text{D}(\text{PCP90}(-1))+\text{C}(4)*((\text{DN8889}-\text{D902})*\text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{E}(-2),2))) \\ & +\text{C}(5)*\text{D904} + [\text{MA}(1)=\text{C}(6)] \end{aligned}$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)
Coefficient	-5.78289	1.570509	0.027105	-0.0153	0.068413	0.450104
t-Statistic	-4.08305	14.29589	1.550323	-4.08611	2.073836	2.245343
R-squared	0.961591		Adjusted R-squared		0.952861	
S.E. of regression	0.034881		Sum squared resid		0.026767	
Durbin-Watson stat	1.688192		F-statistic		110.1556	

D904 : 90年4期のダミー

(2.2.3)総輸入と国民経済計算データへのインターフェースモデル

総輸入:

$$\begin{aligned} \text{IM90JPN_W} & =\text{IM90JPN_OTH}+\text{IMJPN_US}/\text{PIM90JPN}*100 \\ \text{IMJPN_W} & =\text{IMJPN_OTH}+\text{IMJPN_US} \end{aligned}$$

国民経済計算データへのインターフェース:

$$\text{IM90JPN} = \text{C}(1) + \text{C}(2)*(\text{IM90JPN_W}*E)$$

	C(1)	C(2)		
Coefficient	-5752.72	0.016963		
t-Statistic	-4.03183	29.87681		
R-squared	0.971697		Adjusted R-squared	0.970608
S.E. of regression	1094.328		Sum squared resid	31136390
Durbin-Watson stat	0.851227		F-statistic	892.6238

国民経済計算の名目輸入は以下の定義式で求める。

$$IMJPN = IM90JPN * PIM90JPN / 100$$

(3) 貿易収支・貿易収支対 GDP 比

(3.1) 対世界貿易収支・対世界貿易収支対 GDP 比

実質・名目とも以下の定義式から導かれる。

$$NX90 = EX90JPN - IM90JPN$$

$$NX = EXJPN - IMJPN$$

$$XBAL = NX / GDP * 100$$

(3.2) 対米貿易収支・対米貿易収支対 GDP 比

対米貿易収支は対米貿易データの単位が Millions Of Dollars であるので、ドル建て導いてから、為替レートに乗じて円建に変換している。

$$\text{ドル建} : NX_US\$ = IMUSA_JPN - IMJPN_US$$

$$\text{円建} : NX_US = (IMUSA_JPN - IMJPN_US) * E / 1000$$

対米貿易収支対 GDP 比は、GDP が円建であるので円建である。

$$XBAL_US = NX_US / GDP * 100$$

3. 2. 4 労働・賃金・失業ブロック

(1)雇用者数

雇用者数は生産関数から導かれると考える。しかし日本の雇用形態を考えて一期前の自己ラグに加え、生産からの要因の国内経済の需要を示すGDPと、資本ストックの増分により説明している。なお資本ストックが増加する、代替的に雇用は減少すると考えられるので、符号条件は負である。また、季節ダミーとして第一四半期と第三四半期を入れている。

$$NE = C(1) + C(2) * GDP90 + C(3) * NE(-1) + C(4) * D(K90) - C(5) * (@SEAS(1)) + C(6) * (@SEAS(3))$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)
Coefficient	378.4869	0.001972	0.764928	-0.00129	-102.548	-49.9217
t-Statistic	3.217194	3.865806	11.79325	-0.82401	-9.14617	-4.50891
R-squared	0.994465		Adjusted R-squared	0.993208		
S.E. of regression	22.71441		Sum squared resid	11350.78		
Durb in-Watson stat	2.316929		F-statistic	790.6111		

(2)雇用者一人当たり賃金・雇用者所得

賃金決定においては、期待で修正されたフィリップス曲線を想定している。労働需給を反映させる要因として失業率を用いている。符号条件はマイナスである。労働生産性、ここではGDP90/NEとして労働生産性として定義した、上昇による賃金率上昇も考慮し、また期待物価上昇率は民間最終消費デフレータの上昇率を使用した。なお労働生産性の上昇率と、失業率の項は移動平均を採用したが、これは日本の賃金決定形態が年度毎であり、またボーナス等は半期の企業業績で決定されることを踏まえて採用した。

$$@PCH(W) = C(1) + C(2) * (@MOVAV(@PCH(GDP90/NE), 2)) + C(3) * (@MOVAV(UR), 2) - C(4) * (@PCH(PCP90)) + C(5) * (@SEAS(2)) + C(6) * (@SEAS(4))$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)
Coefficient	0.032248	0.755401	-0.00921	0.515288	-0.02091	-0.00877
t-Statistic	2.757479	4.367883	-1.9573	1.334778	-6.7472	-3.31273
R-squared	0.796159		Adjusted R-squared	0.749831		
S.E. of regression	0.00569		Sum squared resid	0.000712		
Durb in-Watson stat	2.886285		F-statistic	17.18542		

上記の成長率から、当期の雇用者一人当たり賃金が導かれる。

$$W = W(-1) * (1 + @PCH(W))$$

雇用者所得は雇用者一人当たり賃金に雇用者数を乗じて導いている。

$$YW = W * NE$$

(3)失業率

オーケン(Arther M.Okun)は、1962年の論文「潜在 GNP その測定と意義」(Okun [1962])において、失業率が1%上がると(下がる)、GNPは3.2%現象(増加)するという米国経済に関する経験法則を明らかにした。この経験法則をオーケン法則といい、得られた係数をオーケン係数という。オーケン係数の測定の仕方は様々であるが、ここでは次の様な式を考えた。

$$\text{LOG}(\text{GDP})=c(1)+c(2)*(\text{UR}-\text{NUR})+c(3)*\text{TIME}$$

ここでURは失業率、NURは自然失業率、TIMEはタイムトレンドである。

この式を用いてURを求めるのだが、NURが必要になる。しかし、今回のモデル作成において、日本の失業を考えた場合、自然失業率は概ね一定であると考えて、実際の推定においてはNURは定数項にまとめる形で推定している。参考までに自然失業率NURの導出の方法を以下に示しておく。

自然失業率の導出

まず、労働時間(H)を一次のタイムトレンドで回帰する。

$$\text{LOG}(H)=c(1)+c(2)*T+ER_t$$

ここでTは一次のタイムトレンド、 ER_t は推計誤差である。推計誤差 ER_t の要素の最大値をMAERとし、最大労働時間(HMAX_t)を求める。

$$\text{MAER}=\text{Max}(ER_t)$$

$$\text{LOG}(H\text{MAX}_t)=c(1)+c(2)*T+\text{MAER}$$

そしてトレンド無し⁰の労働時間指数(RH_t)を次式より求める。

$$\text{RH}_t=H_t/H\text{MAX}_t$$

次にこの様にして求めたトレンド無し⁰の労働時間指数と失業率の間には次の様な関係があると仮定する。

$$\text{UR}_t=\text{NUR}_t*\text{RH}_t^b$$

ここでUR_tは失業率、NUR_tは自然失業率である。更に、自然失業率は一定のトレンドを持って変化していると仮定する。

$$\text{NUR}_t=\text{NUR}_0*e^{at}$$

そうすると、

$$\text{UR}_t=\text{NUR}_0*e^{at}*\text{RH}_t^b$$

これを対数線型式に変換した次式の推計パラメータとコンスタント項より自然失業率が計算出来る。

$$\text{LOG}(\text{UR}_t)=\text{LOG}(\text{NUR}_0)+a*T+b*\text{LOG}(\text{RH}_t)$$

推定式はオークンの方程式を変形した形で決定した。

$$UR=C(1)+C(2)*LOG(GDP90)+C(3)*(@TREND(1986:2))$$

	C(1)	C(2)	C(3)		
Coefficient	109.1398	-8.32083	0.056221		
t-Statistic	10.05963	-9.80096	6.154197		
R-squared	0.942177		Adjusted R-squared	0.937551	
S.E. of regression	0.076504		Sum squared resid	0.146322	
Durbin-Watson stat	1.269589		F-statistic	203.676	

3. 2. 5 株価・物価ブロック

3.2.5.1 株価

(1)東証株価指数(TOPIX)

東証株価指数(TOPIX)の推定に際して、本モデルでの特徴は株価収益率(PER)を考慮に入れた点である。

金融資産を購入する投資家にとって、投資判断をする指標により意思決定を行うとの考えの下で、金利修正 PER を考えた。金利修正 PER は定義的に理論株価に対する現実の株価の比率を示す。現実の株価が理論値に一致していれば、金利修正 PER は変動しない事になり、大幅に上昇した場合には株価が企業収益や長期金利といったファンダメンタルズと乖離して上昇する。この事を踏まえて、株価の期待上昇率を示す金利修正 PER の変動に影響すると考え、説明変数に組み込んだ。

また、金余り指標としてマーシャルの k(M2CD/GDP)、円安は多くの企業で業績を改善するので株価を上昇させるので為替レート、民間設備投資の成長率、株式との代替的資産である国債を説明変数として導入した。

なお、国債金利を説明変数として入れたが、90年2期を境に株価と代替的資産である国債との関係に変化があったと考え、説明変数としての組み込み方を変えた。バブルのピークである90年2期以前は金融資産への期待が強く、国債金利と金利修正 PER のポイントの差を考え意思決定していた、つまり金利と株価の期待上昇率の相対的差が広がれば、代替資産である国債(その他の金融資産)を選択、縮まれば株式へ注目すると考え、91年2期以降は意思決定の軌道修正が図られ、金利修正 PER ではなく、本来の PER に注目して意思決定されるとした。90年2期から91年2期(つまり90年度)は調整期間としている。

また、民間設備投資の成長率を91年2期以降に入れた理由は、投資家の意思決定判断指標の軌道修正において、バブル期にはファンダメンタルズを無視した行動があったと考え、ファンダメンタルズを見直す指標の一つとして説明変数に入れた。

$$\text{LOG}(\text{TOPIX}/\text{PCP}90*100)$$

$$\begin{aligned} &=C(1)+C(2)*\text{LOG}(\text{M}2\text{CD}/\text{GDP})+C(3)*(D912\text{LATER}*(\text{RGB}-\text{PER})) \\ &+C(4)*(D902\text{BEFORE}*\text{PER}/\text{RGB})+C(5)*\text{LOG}(E) \\ &+C(6)*(D912\text{LATER}*@PCH(\text{IPF}90)) \\ &+C(7)*D901+C(8)*D904+C(9)*D873 \end{aligned}$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)	C(7)	C(8)	C(9)
Coefficient	-5.82543	4.39339	0.021646	0.627863	0.552135	9.382567	-0.13817	-0.0702	-0.07025
t-Statistic	-3.60582	13.30315	1.938857	10.05183	2.874858	4.868055	-2.29113	-1.1638	-1.29114
R-squared	0.973684		Adjusted R-squared	0.962603					
S.E. of regression	0.049105		Sum squared resid	0.045815					
Durbin-Watson stat	2.420376		F-statistic	87.87399					

D902BEFORE : 90年1期以前のダミー

D912LATER: 90年2期以降のダミー

D873: ブラックマンデーダミー

(2)金利修正株価収益率(PER)

金利修正 PER は定義式

$$PER = \text{株価} / \text{一株当たり収益} * \text{長期金利}$$

から、対数型で推定した。なお、一株当たり収益はデータが無いので、企業所得で代用。

株価や金利は即時性のあるものなので、当期データを使用。企業収益(一株当たり収益)は、現実
に必ずしも即時性があるとは言い難いので、一期前を採用した。

また、ダミー変数をいれて構造変化を表現しているが、その意図は次の理由からである。まず企業所得(YCP)が90年2期以降に入れた理由は、バブル期にはファンダメンタルズから乖離した金利修正 PER であったと考えられる為、バブルが崩壊したと考えられる90年2期以降から入れる事にした。それ以前にも説明変数として推定を試みたが、有為な結果が得られなかった。次に国債金利が変化しているのは、バブル期では株式の代替資産である国債金利への考慮は大まかなものであったと考えられ、2期の移動平均で説明し、バブル崩壊以降は、代替資産である国債金利への敏感な考慮がなされ、当期の国債金利が即時的に影響すると考えたからである。

$$\begin{aligned} \text{LOG(PER)} = & C(1) + C(2) * (\text{D902LATER} * \text{LOG(YCP(-1))}) \\ & + C(3) * (\text{D902BEFORE} * \text{LOG(@MOVAV(RGB,2))}) \\ & + C(4) * (\text{D902LATER} * \text{LOG(RGB)}) + C(5) * \text{LOG(TOPIX)} \\ & + C(6) * \text{D873} + [\text{AR}(1) = C(7)] \end{aligned}$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)	C(7)
Coefficient	-4.03557	-0.02035	0.321021	0.354597	0.608976	0.332087	0.359695
t-Statistic	-4.49204	-0.54274	1.608666	2.322683	5.070356	4.923778	1.757175
R-squared	0.923497		Adjusted R-squared		0.901639		
S.E. of regression	0.070073		Sum squared resid		0.103116		
Durb in-Watson stat	1.944391		F-statistic		42.24976		

3.2.5.2 物価

物価はデフレーターで代用。総合物価である GDP デフレーターを中心に据え、他の物価に波及させる。

(1) GDP デフレーター

$$PGDP90=C(1)+C(2)*(@MOVAV(W,2))+C(3)*(GDP90/NE)$$

	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	60.42536	1.520377	-0.24581		
t-Statistic	29.60975	40.0949	-6.96212		
R-squared	0.99293		Adjusted R-squared	0.992364	
S.E. of regression	0.320504		Sum squared resid	2.568076	
Durb in-Watson stat	1.828584		F-statistic	1755.481	

(2) 民間消費デフレーター

$$PCG90=C(1)+C(2)*PCP90$$

	C (1)	C (2)			
Coefficient	-3.13556	1.03059			
t-Statistic	-2.25747	73.53932			
R-squared	0.995215		Adjusted R-squared	0.995031	
S.E. of regression	0.267088		Sum squared resid	1.854732	
Durb in-Watson stat	1.0985		F-statistic	5408.032	

(3) 民間設備投資デフレーター

$$PIPF90=C(1)+C(2)*PGDP90+C(3)*(@MOVAV(GDP90/NE,2))$$

	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	57.81178	0.662618	-0.27631		
t-Statistic	17.84884	14.05242	-4.85773		
R-squared	0.919854		Adjusted R-squared	0.913443	
S.E. of regression	0.570306		Sum squared resid	8.131226	
Durb in-Watson stat	0.427207		F-statistic	143.4659	

(4) 政府消費デフレーター

$$PCG90=C(1)+C(2)*PCP90$$

	C (1)	C (2)		
Coefficient	-84.7991	1.843619		
t-Statistic	-18.1405	39.04921		
R-squared	0.983235		Adjusted R-squared	0.98259
S.E. of regression	0.929553		Sum squared resid	22.46577
Durb in-Watson stat	2.777997		F-statistic	1524.841

(5)政府総固定資本デフレーター

$$PIG90=C(1)+C(2)*PGDP90+[AR(1)=C(3)]$$

	C (1)	C (2)	C (3)	
Coefficient	-35.6026	1.344417	0.665036	
t-Statistic	-3.90836	14.65689	4.184298	
R-squared	0.989036		Adjusted R-squared	0.988159
S.E. of regression	0.562044		Sum squared resid	7.897344
Durb in-Watson stat	1.53329		F-statistic	1127.603

3. 2. 6 金融ブロック

金融ブロック構築にあたり、マネー・マーケット・アプローチ[貞広,1992]の理論を採用した。以下にマネタリーアプローチの理論構造を示して、実際に推定した結果を示す事にする。

3.2.6.1 マネー・マーケット・アプローチの理論モデル

マネー・マーケット・アプローチによる短期金利決定のプロトタイプは次の9本の式で示す事ができる。

$$UBR=NFA+NGP+OCDB \quad (1-1)$$

$$MRS=UBR+BR \quad (1-2)$$

$$BR: \text{TYPE1} \quad BR=f(RS, RD) \quad (1-3)$$

$$\text{TYPE2} \quad BR=\text{外生変数} \quad (1-4)$$

$$MRD=CURP+RRES+ERES+OTH \quad (1-5)$$

$$MRS=MRD \quad (1-6)$$

$$RRES=\pi \cdot D \quad (1-7)$$

$$ERES=f(RS, RD) \quad (1-8)$$

$$CURP=f(Y, RS) \quad (1-9)$$

$$D=f(Y, RS) \quad (1-10)$$

記号

BR:中銀貸出 MRS:準備通貨の供給 MRD:準備通貨に対する需要

UBR:非借入準備 NFA:対外純資産 NGP:対政府信用

OCDB:その他中銀信用 OTH:その他準備通貨需要

ERES:超過準備 RRES:必要準備 π :準備率

Y:GNP(GDP) RS:短期金利 RD:公定歩合 D:預金

CURP:民間非銀行部門保有現金通貨

(1-1)式は非借入準備の定義式である。(1-2)式は準備通貨の供給の定義式であり、非借入準備と借入準備、すなわち中銀貸出からなる。中銀貸出の決定方式については、これが民間銀行部門の最適行動によって決まるとする需要決定型の方式((1-3)式)と、中央銀行の信用割当によって決まるとする供給決定型((1-4)式)の二つの方式がある。本モデルでは(1-3)式タイプの関数を推定した。この理由については推定式の所で説明する。(1-5)式は準備通貨の需要の定義式であるが、同式の右辺第3項の超過準備は日本では存在しない。(1-6)式は準備通貨の需給均衡式であり、この式が満たされるように短期金利(RS)が決定されることになる。なお、(1-7)式は必要準備、(1-8)式は超過準備、(1-9)式は民間非銀行部門保有通貨、(1-10)式は預金通貨需要の決定式である。

ここで上に理論モデルに変更を加える。

超過準備((1-5)式第3項)は、日本においてはほぼゼロである(黒田,1988)。それ故、超過準備-中銀貸出によって定義される自由準備の絶対値は中銀貸出そのものであり、自由準備は特別の意味をもった概念にはならない。そして超過準備がゼロであるから、総準備は全て必要準備と考える事ができる。それ故 RRES が総準備であり必要準備となる。また、総準備の中に含まれない中央銀行の負債にあたる銀行手持現金(VC)は決して無視出来る大きさでは無い事に注目したい。実際のデータを見ると、銀行手持現金は総準備とほぼ同じオーダーで推移している。故に銀行手持現金を準備通貨の需要式に入れる事ができ、次の式に置き換わる。

$$\text{MRD}=\text{CURP}+\text{RRES}+\text{VC}+\text{OTH} \quad (1-5-1)$$

以上のマネー・マーケット・アプローチの理論モデルを下に、金融部門を構築した。

3.2.6.2 金融モデル

(1)短期プライムレート

短期金利として短期プライムレートを採用し、6.1節で説明したマネー・マーケット・アプローチの理論モデルのプロトタイプ(1.6)式準備通貨の需給均衡式を下に、実際に構築したモデルから決定した。

推定結果から短期金利は公定歩合に敏感に反応する事がわかる。

$$\begin{aligned} \text{RPRMS} = & C(1) + C(2) * \text{RD} + C(3) * \text{LOG}(\text{GDP90}) \\ & + C(4) * \text{LOG}(\text{BR/PGDP90} * 100) + C(5) * \text{LOG}(\text{RRES/PGDP90} * 100) \end{aligned}$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)
Coefficient	-38.8612	1.09123	2.237115	0.477719	0.555011
t-Statistic	-3.163	15.34634	2.079914	1.730008	1.424887
R-squared	0.970952		Adjusted R-squared	0.9659	
S.E. of regression	0.308264		Sum squared resid	2.185613	
Durbin-Watson stat	1.876177		F-statistic	192.1973	

(2)長期プライムレート

長期プライムレートは類似金利である国債金利(最長期物10年)で説明した。

$$\text{RPRML} = C(1) + C(2) * \text{D931} + C(4) * \text{RGB} + C(5) * \text{RGB}(-1) + [\text{AR}(1) = C(3)]$$

Variable	C(1)	C(2)	C(3)		
Coefficient	1.787611	-0.20499	0.532697		
t-Statistic	5.508445	-1.05069	3.013564		
PDL Variable	C(4)	C(5)			Sum of lags
Coefficient	0.30755	0.54483			0.85238
T-Statistic	4.74385	8.50917			14.437
R-squared	0.968952		Adjusted R-squared	0.963553	
S.E. of regression	0.186519		Sum squared resid	0.800158	
Durbin-Watson stat	1.736153		F-statistic	179.4489	

(3)国債金利(最長期物10年)

ここで言う国債金利は、起債済みの流通している国債の金利(利回り)である。財政赤字が拡大すれば、流通している国債を売却して新規国債購入に向ける。従って、売却された国債価格は低下する。逆に言えば、国債金利は上昇する事になる。従って財政赤字の拡大し、売却が進めば、国債金利上昇につながる。この推定式ではバブル崩壊以降の90年代に入ってから財政収支が国債金利に影響するとしている。80年代中期から後期にかけてのバブル期には、財政収支よりも、他の金融資産と同様の動きをして来た。しかしながらバブル崩壊後は金利のあり方が見直されたと解釈して、90年代から導入した。

この推定式での特徴としては、アメリカの国債金利を説明変数として入れている点である。これは日本の金利が単独で決定されている訳ではなく、金融資産取り引き先進国であるアメリカの動きに影響されて日本の金利も動いているとの意図の下である。長期国債金利でアメリカの金利を導入したのは、国債が金融資産形成の一つであり、所謂財テクの手段としての意味合いが強いからである。

なお、アメリカの長期金利にも90年代以降に新たな説明変数を導入したのは、上に同様の理由である。

$$\begin{aligned}
 \text{RGB} = & C(1) + C(2) * \text{RGBMUSA}(-1) + C(3) * (D9 * \text{DFBAL}) + C(4) * (D9(-1) * \text{DFBAL}(-1)) \\
 & + C(5) * \text{RPRMS} + C(6) * \text{RPRMS}(-1) + C(7) * \text{RPRMS}(-2) + C(8) * \text{RPRMS}(-3) \\
 & + C(9) * (D9 * D(\text{RGBMUSA})) + C(10) * (D9(-1) * D(\text{RGBMUSA}(-1))) \\
 & + C(11) * (D9(-2) * D(\text{RGBMUSA}(-2))) + C(12) * (D9(-3) * D(\text{RGBMUSA}(-3)))
 \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	-0.56009	0.257367			
t-Statistic	-0.47019	1.746728			
PDL Variable	C (3)	C (4)			Sum of Lags
Coefficient	0.00979	0.16401			0.1738
T-Statistic	0.09666	1.42927			2.16539
PDL Variable	C (5)	C (6)	C (7)	C (8)	Sum of Lags
Coefficient	0.50188	0.05246	-0.02248	0.27706	0.80893
T-Statistic	2.57648	0.29397	-0.13466	1.1784	7.99869
PDL Variable	C (9)	C (10)	C (11)	C (12)	Sum of Lags
Coefficient	1.20986	1.39264	1.15432	0.4949	4.25172
T-Statistic	2.94673	3.49369	3.04786	1.16974	3.57973
R-squared	0.923172		Adjusted R-squared		0.884758
S.E. of regression	0.404223		Sum squared resid		2.941132
Durbin-Watson stat	2.08757		F-statistic		24.0322

以下マネー・マーケット・アプローチのモデルである。

(4)対政府純信用

$$NGP=NG-GD$$

(9)M2

$$M2=M1+DTCD$$

(5)民間銀行に対するBR以外の信用

$$OCDB=CDB-BR$$

(10)非借入準備

$$UBR=NFA+NGP+OCDB$$

(6)現金通貨発行高

$$CASH=CURP+VC$$

(11)準備通貨の供給

$$MRS=UBR+BR$$

(7)中銀その他負債

$$OTH=NFA+NGP+BR+OCDB \\ -(CURP+VC+RRES)$$

(12)準備通貨の需要

$$MRD=CURP+RRES+VC+OTH$$

(8)M1

$$M1=CURP+DD$$

(13)必要準備(預金通貨銀行預り金)

$$RRES=\pi*(DD+DTCD+SEC)$$

(14)銀行手持現金

銀行手持現金は必要準備と短期金利によって決定されるとの理論式から推定。

$$\text{LOG}(VC)=C(1)+C(2)*\text{LOG}(@\text{MOVAV}(RRES,4))+C(3)*(@\text{MOVAV}(@\text{PCH}(RPRMS)*100,4))$$

	C(1)	C(2)	C(3)		
Coefficient	2.213125	0.780695	-0.01237		
t-Statistic	1.77903	6.610791	-4.02049		
R-squared	0.636179		Adjusted R-squared	0.607074	
S.E. of regression	0.097597		Sum squared resid	0.238132	
Durbin-Watson stat	1.64579		F-statistic	21.85759	

(15)民間部門保有現金通貨

民間部門の保有現金通貨は、国内経済の状態を示すGDPと短期金利で説明した。

国内経済の状態が良ければ、保有する現金通貨は上昇すると考えられる。

また、貸出金利である短期プライムレートが上昇する傾向にあるなら、借り手である民間部門(企業)は事前に借りるはずである。故に符号条件は負であり、分布ラグで説明した。

$$\text{LOG}(CURP/PGDP90*100)=C(1)+C(2)*\text{LOG}(GDP90) \\ +C(4)*RPRMS(-1)+C(5)*RPRMS(-2) \\ +C(6)*RPRMS(-3)+C(7)*RPRMS(-4)$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	-6.24624	1.469404			
t-Statistic	-7.88656	23.55056			
PDL Variable	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)	Sum of Lags
Coefficient	0.01776	-0.00303	-0.01547	-0.01955	-0.02029
T-Statistic	1.95299	-0.40004	-2.01922	-2.24824	-5.35697
R-squared	0.978421		Adjusted R-squared		0.974668
S.E. of regression	0.019092		Sum squared resid		0.008383
Durbin-Watson stat	1.222428		F-statistic		260.7077

(16) 当座性預金

預金に関しては国内経済の状態が良ければ、預金する量も増加する。また預金金利は国内経済悪化により減少するが、貸出金利は逆の動きをする。故に今回モデルで取上げた短期プライムレート(貸出金利)が上昇すれば、国内経済が悪化したと考えられ、預金は減少すると考えられるので符号条件は負である。

$$\text{LOG}(\text{DD}/\text{PGDP90} * 100) = \text{C}(1) + \text{C}(2) * \text{LOG}(\text{GDP90}) + \text{C}(3) * \text{RPRMS}$$

	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	1.139325	0.973449	-0.01704		
t-Statistic	1.461195	15.89813	-5.24767		
R-squared	0.927418		Adjusted R-squared		0.921611
S.E. of regression	0.020168		Sum squared resid		0.010169
Durbin-Watson stat	2.6465		F-statistic		159.7186

(17) 定期性預金

定期性預金に関しても上の当座性預金と同様の考え方ができる。しかしながら、定期性預金は当座性預金よりも長期的なものなので、短期金利を即時的に影響するのではなく、期待金利上昇で説明する意図で分布ラグで説明した。また、定期預金金利[定期預金(自由金利分)新規受入金利(全銀ベース)(3ヶ月以上6ヶ月未満)]も説明変数として導入した。これは、当座性預金と異なり定期性預金の場合、定期預金金利は短期プライムレートとの動きに必ずしも密接な関係があるわけではなく、短期プライムレートの影響だけでは説明がつかない部分があるとの考えの下からである。

$$\text{LOG}(\text{DTCD}/\text{PGDP90} * 100) = \text{C}(1) + \text{C}(2) * \text{LOG}(\text{GDP90}) + \text{C}(3) * \text{RDTCD} \\ + \text{C}(4) * \text{RPRMS}(-1) + \text{C}(5) * \text{RPRMS}(-2)$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	-7.87331	1.76725	0.029494		
t-Statistic	-14.0377	40.38602	8.138574		
PDL Variable	C (4)	C (5)			Sum of Lags
Coefficient	-0.00137	-0.02292			-0.02429
T-Statistic	-0.16145	-3.70294			-6.86421
R-squared	0.994021		Adjusted R-squared		0.992982
S.E. of regression	0.012425		Sum squared resid		0.003551
Durbin-Watson stat	1.852556		F-statistic		956.0201

(18)金融債

金融債に関しても当座性預金の考え方ができる。

$$\text{LOG}(\text{SEC}/\text{PGDP90}*100)=\text{C}(1)+\text{C}(2)*\text{LOG}(\text{GDP90})+\text{C}(3)*(@\text{MOVAV}(@\text{PCH}(\text{RPRMS}),3))$$

	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	-10.2843	1.809479	-0.43922		
t-Statistic	-20.3388	46.24207	-10.3967		
R-squared	0.98853		Adjusted R-squared		0.987612
S.E. of regression	0.017824		Sum squared resid		0.007942
Durbin-Watson stat	1.900869		F-statistic		1077.263

(19)中銀貸出

中銀貸出を外生変数(マネー・マーケット・アプローチの理論モデルでの(1-4)式)を採用せずに、(1-3)式のように内生的に決定されるとしたのは次の理由からである。日本においては中銀貸出には信用割当が行われており、この大きさは日本銀行の能動的政策判断によって決定されるとする考え方が金融当局を中心にして支配的である。この様な考え方に従うと、中銀貸出は諸金利(短期金利や公定歩合)に関して全く非弾力的な関数(モデルとしては外生変数)になる。しかしながら、古川(1985)によると、公定歩合が市中の短期金利より低い通常の場合においても、中銀貸出に関するサーベイランス・コストが中銀貸出に伴って通増的に増加すると考えるならば、中銀貸出は利子に対して完全に非弾力的にはならない。

以上の考え方を下に、内生的に決定されるタイプ((1-3)式)を採用した。

推定には非借入準備と民間銀行貸出、そして上で説明したように非弾力的な関係ではないとする公定歩合で説明した。民間銀行貸出は、民間銀行の貸出が活発になれば、民間銀行は中央銀行からの借入を行うと考えられる。符号条件は正である。また、非借入準備が増加すれば、中銀からの借入は少ない事を示す。符号条件は負である。公定歩合は民間銀行の中央銀行からの借入に対しての中央銀行の貸出金利であるから、公定歩合が下がれば(上がれば)中銀貸出は増加(減少)するので、符号条件は負である。

$$\text{BR}=\text{C}(1)+\text{C}(2)*\text{UBR}+\text{C}(3)*\text{LBP}+\text{C}(4)*\text{RD}$$

	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)
Coefficient	20816.46	-0.39537	0.032621	-1221.74
t-Statistic	1.548974	-4.08065	7.056085	-0.69638
R-squared	0.697881		Adjusted R-squared	0.660116
S.E. of regression	8758.713		Sum squared resid	1.84E+09
Durbin-Watson stat	1.811488		F-statistic	18.47961

(20)民間銀行貸出

民間銀行の貸出は対前年同期からの増分を、預金量と企業設備投資の成長率で説明した。

預金されたお金は、銀行の資産運用として貸出に使用される。つまり預金量が増えればその分運用が自由なるお金が増える事になるので、貸出は増えると考えられる。

また企業設備投資が増加すれば、企業はその資金を銀行から借入でまかなうので、民間銀行貸出は増加することになる。

$$(LBP-LBP(-4))=C(1)+C(2)*((DD-DD(-4))+(DTCD-DTCD(-4)))$$

$$+C(3)*(@MOVAV(@PCH(IPF),4))$$

	C(1)	C(2)	C(3)	
Coefficient	159484.5	0.466642	1536667	
t-Statistic	15.38456	8.756557	3.498406	
R-squared	0.948232		Adjusted R-squared	0.94409
S.E. of regression	24535.73		Sum squared resid	1.51E+10
Durbin-Watson stat	1.513637		F-statistic	228.9609

3. 3 アメリカモデル

アメリカモデルは日本モデルほど詳細なモデルではない。今回の分析ではアメリカのモデルは簡単なものを作成した。日本モデル同様に大きく分けて、最終需要ブロック、財政ブロック、貿易ブロック、賃金・労働・失業ブロック、物価・株価ブロック、金融ブロックからなる。

外生変数は、実質政府最終消費支出 CG90USA、政府総固定資本形成 IG90USA、在庫投資 (IV90,IV)、資本ストック KUSA、法人税 TCUSA、輸出入デフレーター (PEX90JPN,PIM90JPN,PEX90_W,PIM90_W)、であり、フェデラルファンド・レート RFFUSA が政策変数である。

なお、以下の記号は次の意味である。

@PCH(X) : 変数 X の対前期成長率

@MOVAV(X,n) : 変数 X の n 期移動平均

@SEAS(n) : 第 n 四半期の季節ダミー

@TREND(x,n) : x 年 n 期からのタイムトレンド

3. 3. 1 最終需要ブロック

(1) 国民総生産(GDP)

実質・名目とも以下の定義式で決定する。

$$GDP90USA = CP90USA + IP90USA + G90USA + IV90USA + NX90USA$$

$$GDPUSA = CPUSA + IPUSA + GUSA + IVUSA + NXUSA$$

(2) 民間最終消費支出

実質民間最終消費支出は以下の推定式により決定される。

日本モデルと同様、恒常所得仮説に基づき実質可処分所得、慣習仮説に基づき一期前の自己ラグ、価格効果を考慮に入れ消費物価の上昇率、金融資産効果を加味して短期国債金利を説明変数として推定。

なお、実質可処分所得は、アメリカの賃金形態を考慮して分布ラグを採用した。

$$\begin{aligned} \text{LOG}(CP90USA) = & C(1) + C(2) * \text{RTBUSA} + C(3) * \text{LOG}(CP90USA(-1)) \\ & + C(4) * \text{LOG}(YDUSA/PCPUSA * 100) \\ & + C(5) * \text{LOG}(YDUSA(-1)/PCPUSA(-1) * 100) \\ & + C(6) * \text{LOG}(YDUSA(-2)/PCPUSA(-2) * 100) \\ & + C(7) * \text{LOG}(YDUSA(-3)/PCPUSA(-3) * 100) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	0.175615	-0.0017	-0.0017		
t-Statistic	0.695252	-1.90635	5.026484		
PDL Variable	C (4)	C (5)	C (6)	C (7)	Sum of Lags
Coefficient	0.16922	0.05767	0.01765	0.04917	0.2937
T-Statistic	1.63601	0.77782	0.22841	0.42475	1.82572
R-squared	0.985616		Adjusted R-squared		0.982347
S.E. of regression	0.005603		Sum squared resid		0.000691
Durbin-Watson stat	2.224174		F-statistic		301.4977

名目民間最終消費支出は以下の定義式で求める。

$$CPUSA = CP90USA * PCP90USA / 100$$

(3) 民間可処分所得

可処分所得は雇用者所得(YWUSA)から税額控除の額で定義した。

$$YDUSA = YWUSA - TDUSA - TIUSA$$

(4) 民間総固定資本形成

民間設備投資は資本ストックと、実質長期レートの増分の分布ラグで説明。

ただし、実質金利は90年代から導入した。

$$\begin{aligned} \text{LOG}(IP90USA) = & C(1) + C(2) * \text{LOG}(D(KUSA(-1))/PIUSA(-1)*100) + [AR(1) = C(3)] \\ & + C(4) * (D9 * (RLUSA - @PCH(PIUSA) * 100)) \\ & + C(5) * (D9(-1) * (RLUSA(-1) - @PCH(PIUSA(-1)) * 100)) \\ & + C(6) * (D9(-2) * (RLUSA(-2) - @PCH(PIUSA(-2)) * 100)) \\ & + C(7) * (D9(-3) * (RLUSA(-3) - @PCH(PIUSA(-3)) * 100)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	9.304816	-0.49012	0.370509		
t-Statistic	22.89568	-6.43809	1.851168		
PDL Variable	C (4)	C (5)	C (6)	C (7)	Sum of Lags
Coefficient	-0.00405	-0.00341	-0.00438	-0.00698	-0.01881
T-Statistic	-3.39395	-4.04386	-5.11132	-5.71672	-10.3906
R-squared	0.936683		Adjusted R-squared		0.922293
S.E. of regression	0.010714		Sum squared resid		0.002525
Durbin-Watson stat	1.94451		F-statistic		65.09208

名目民間投資は以下の定義式で求める。

$$IPUSA = IP90USA * PIUSA / 100$$

3. 3. 2 財政ブロック

(1)政府支出

実質・名目とも以下の定義式で決定。

$$G90USA=CG90USA+IG90USA$$

$$GUSA=CGUSA+IGUSA$$

(2)名目政府最終消費支出・名目政府総固定資本形成

$$CGUSA=CG90USA*PCGUSA/100$$

$$IGUSA=IG90USA*PIUSA/100$$

(3)政府歳入

政府歳入は、税収入で説明される。

$$GRUSA=C(1)+C(2)*(TDUSA+TIUSA+TCUSA)$$

Variable	C(1)	C(2)		
Coefficient	-107.827	1.510089		
t-Statistic	-4.91561	78.97351		
R-squared	0.995849		Adjusted R-squared	0.995689
S.E. of regression	12.19492		Sum squared resid	3866.617
Durbin-Watson stat	0.940506		F-statistic	6236.815

(3.1)税収入

(3.1.1)直接税

$$TDUSA=C(1)+C(2)*GDPUSA$$

Variable	C(1)	C(2)		
Coefficient	72.84068	0.093332		
t-Statistic	3.134986	21.96594		
R-squared	0.948869		Adjusted R-squared	0.946903
S.E. of regression	14.01874		Sum squared resid	5109.654
Durbin-Watson stat	0.942565		F-statistic	482.5026

(3.1.2)間接税

$$TIUSA=C(1)+C(2)*GDPUSA+[AR(1)=C(3)]$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	-56.2827	0.08831	0.845035		
t-Statistic	-1.06062	9.837302	9.066213		
R-squared	0.993431		Adjusted R-squared	0.992906	
S.E. of regression	4.739643		Sum squared resid	561.6054	
Durb in-Watson stat	1.748923		F-statistic	1890.388	

(4)政府歳出

政府支出で説明。

$$GEUSA=C(1)+C(2)*GUSA+[AR(1)=C(3)]$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)		
Coefficient	-615.44	2.125807	0.813143		
t-Statistic	-2.10739	8.63928	7.028761		
R-squared	0.990252		Adjusted R-squared	0.989472	
S.E. of regression	23.78474		Sum squared resid	14142.85	
Durb in-Watson stat	1.867503		F-statistic	1269.758	

(5)財政収支(赤字)、財政収支対 GDP 比

財政収支(赤字) : $DFUSA=GRUSA-GEUSA$

財政収支(赤字)対 GDP 比 : $DFBALUSA=ABS(DFUSA)/GDPUSA*100$

3. 3. 3 貿易ブロック

貿易ブロックの推定には OECD Monthly Statistics Of Foreign Trade のデータを利用している為、OECD Quarterly National Accounts へのインターフェース関数を推定して、GDP 項目へ組み込む。

(1)輸出

(1.1)対日輸出

日本モデルの対米輸入が対日輸出として渡される。

$$EXUSA_JP=EMJPN_US$$

(1.2)対その他世界輸出

輸出関数は日本モデルと同様の説明変数で説明される。

$$\begin{aligned} & \text{LOG}(EXUSA_OTH/PEX90USA*100) \\ & =C(1)+C(2)*(D903+D904+D911) \\ & +C(3)*\text{LOG}(IM_W(-1)/PIM90_W(-1)*100)+C(4)*\text{LOG}(IM_W(-2)/PIM90_W(-2)*100) \\ & +C(5)*\text{LOG}(IM_W(-3)/PIM90_W(-3)*100)+C(6)*\text{LOG}(IM_W(-4)/PIM90_W(-4)*100) \\ & +C(7)*\text{LOG}(PEXUSA/PEX90_W(-1))+C(8)*\text{LOG}(PEXUSA(-1)/PEX90_W(-2)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	-3.31132	-0.0456			
t-Statistic	-5.5406	-2.21391			
PDL Variable	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)	Sum of Lags
Coefficient	0.45178	0.14566	0.12556	0.39147	1.11447
T-Statistic	2.37428	1.15588	1.02808	2.27901	22.8222
PDL Variable	C (7)	C (8)			Sum of Lags
Coefficient	-0.66535	-0.02511			-0.69045
T-Statistic	-1.79201	-0.07135			-2.4228
R-squared	0.988445		Adjusted R-squared		0.985144
S.E. of regression	0.02534		Sum squared resid		0.013485
Durbin-Watson stat	0.80983		F-statistic		299.408

(1.3)総輸出と OECD Quarterly National Accounts へのインターフェースモデル

総輸出:

日本の対米輸入をアメリカの対日輸入として、対その他世界輸出の和で総輸出としている。

$$EX90USA_W=EXUSA_JP/PEX90USA_JP*100+EX90USA_OTH$$

$$EXUSA_W=EX90USA_W*PEX90USA/100$$

OECD Quarterly National Accounts へのインターフェース:

$$EX90USA = C(1) + C(2) * EX90USA_W$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	14.35761	0.016405			
t-Statistic	1.635027	57.61158			
R-squared	0.992227		Adjusted R-squared	0.991928	
S.E. of regression	8.540554		Sum squared resid	1896.468	
Durbin-Watson stat	0.774522		F-statistic	3319.095	

OECD Quarterly National Accounts の名目輸出は以下の定義式で求める。

$$EXUSA = EX90USA * PEX90USA / 100$$

(2) 輸入

(3.1) 対日輸入

外生変数とする。

(2.2) その他世界輸入

基本的な輸入関数である、国内需要を表す GDP と相対価格で説明できる。

相対価格項に関しては分布ラグを採用した。

$$\text{LOG(IMUSA_OTH/PIM90USA} * 100)$$

$$\begin{aligned} &= C(1) + C(2) * \text{LOG}(@\text{MOVAV}(\text{GDP90USA}, 2)) + C(3) * (\text{D903} + \text{D904} + \text{D911}) \\ &+ C(4) * \text{LOG}(\text{PIMUSA}/\text{PGDPUSA}) + C(5) * \text{LOG}(\text{PIMUSA}(-1)/\text{PGDPUSA}(-1)) \\ &+ C(6) * \text{LOG}(\text{PIMUSA}(-2)/\text{PGDPUSA}(-2)) + C(7) * \text{LOG}(\text{PIMUSA}(-3)/\text{PGDPUSA}(-3)) \\ &+ C(8) * \text{LOG}(\text{PIMUSA}(-4)/\text{PGDPUSA}(-4)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)			
Coefficient	-4.387817	1.712969	-0.030513			
t-Statistic	-5.758134	19.35965	-2.78511			
PDL Variable	C (4)	C (5)	C (6)	C (7)	C (8)	Sum of Lags
Coefficient	-0.03221	-0.07388	-0.13315	-0.21003	-0.3045	-0.75378
T-Statistic	-0.25442	-1.2503	-1.46456	-3.18808	-2.40368	-6.20214
R-squared	0.973847			Adjusted R-squared	0.967903	
S.E. of regression	0.01602			Sum squared resid	0.005646	
Durbin-Watson stat	1.767547			F-statistic	163.8421	

対その他世界輸入の名目値は以下の定義式で求める。

$$\text{IMUSA_OTH} = \text{IM90USA_OTH} * \text{PIM90USA} / 100$$

(2.3) 総輸入と OECD Quarterly National Accounts へのインターフェースモデル

総輸入:

$$IM90USA_W=IM90USA_OTH+IM90USA_JPN$$

$$IMUSA_W=IM90USA_W*PIM90USA/100$$

OECD Quarterly National Accounts へのインターフェース:

$$IM90USA=C(1)+C(2)*IM90USA_W$$

Variable	C (1)	C (2)		
Coefficient	-12.4596	0.015407		
t-Statistic	-0.6491	32.42135		
R-squared	0.975862		Adjusted R-squared	0.974934
S.E. of regression	7.447431		Sum squared resid	1442.07
Durbin-Watson stat	1.234727		F-statistic	1051.144

OECD Quarterly National Accounts の名目輸入は以下の定義式で求める。

$$IMUSA=IM90USA*PIM90USA/100$$

(3)貿易収支

以下の定義式で決定される。

$$NXUSA=EXUSA-IMUSA$$

$$NX90USA=EX90USA-IM90USA$$

3. 3. 4 金融ブロック

(1)短期金利

フェデラルファンド・レートと同調した動きをするので、フェデラルファンド・レートで推定。

$$RSUSA=C(1)+C(2)*RFFUSA$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	0.223893	0.964722			
t-Statistic	1.022646	30.37817			
R-squared	0.972598		Adjusted R-squared	0.971544	
S.E. of regression	0.317549		Sum squared resid	2.621764	
Durban-Watson stat	1.049154		F-statistic	922.8335	

(2)長期金利

長期金利は基本的には短期金利の期間構造で説明されるので、分布ラグで説明。

消費者物価の上昇は金利を引き上げるので、成長率を説明変数を加えた。

$$\begin{aligned}
 RLUSA=C(1)+C(2)*RSUSA+C(3)*RSUSA(-1)+C(4)*RSUSA(-2)+C(5)*RSUSA(-3) \\
 +C(6)*(@PCH(PCPUSA)*100)+C(7)*(@PCH(PCPUSA(-1))*100) \\
 +C(8)*(@PCH(PCPUSA(-2))*100)+C(9)*(@PCH(PCPUSA(-3))*100)
 \end{aligned}$$

Variable	C (1)				
Coefficient	1.835671				
t-Statistic	3.488729				
PDL Variable	C (2)	C (3)	C (4)	C (5)	Sum of Lags
Coefficient	0.3656	0.16966	0.09749	0.14907	0.78182
T-Statistic	1.98771	1.09291	0.6224	0.81753	8.6219
PDL Variable	C (6)	C (7)	C (8)	C (9)	Sum of Lags
Coefficient	0.04669	0.00149	0.30407	0.95442	1.30667
T-Statistic	0.11876	0.00597	1.14095	2.96249	1.98367
R-squared	0.926693		Adjusted R-squared	0.905748	
S.E. of regression	0.486732		Sum squared resid	4.975062	
Durban-Watson stat	1.034416		F-statistic	44.24457	

(3) 国債長期金利

国債長期金利は、短期国債金利と短期国債金利の増加の分布ラグで説明している。短期国債金利の増分の分布ラグを説明変数に加えたのは、国債長期金利が経済状態を反映する側面を持ち、短期国債金利の変動の推移も経済状態を反映するという考えの下からである。

$$\begin{aligned} \text{RGBUSA} = & C(1) + C(2) * \text{RTBUSA}(-1) + C(3) * \text{D931} + [\text{AR}(1) = C(4)] \\ & + C(5) * \text{D}(\text{RTBUSA}) + C(6) * \text{D}(\text{RTBUSA}(-1)) \\ & + C(7) * \text{D}(\text{RTBUSA}(-2)) + C(8) * \text{D}(\text{RTBUSA}(-3)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	
Coefficient	3.975424	0.575588	-0.7266	0.574019	
t-Statistic	5.715124	5.442893	-2.05929	3.098069	
PDL Variable	C (5)	C (6)	C (7)	C (8)	Sum of Lags
Coefficient	1.00566	0.25918	0.06633	0.42711	1.75828
T-Statistic	6.53601	2.09984	0.47781	2.52682	4.71344
R-squared	0.95771		Adjusted R-squared		0.945628
S.E. of regression	0.304331		Sum squared resid		1.944966
Durban-Watson stat	1.660678		F-statistic		79.26262

(4) 国債短期金利

国債短期金利は基本的にはフェデラルファンド・レートと同調した動きをする。また国債であるので、財政収支の状態により金利は変動する。よって説明変数として両者を採用した。

$$\begin{aligned} \text{RTBUSA} = & C(1) + C(2) * \text{RFFUSA} \\ & + C(3) * (@\text{MOVAV}(\text{ABS}(\text{DFUSA})/\text{GDPUSA} * 100, 2)) + [\text{AR}(1) = C(4)] \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	
Coefficient	-0.14052	0.891975	0.110467	0.552968	
t-Statistic	-0.1699	12.65827	0.761397	3.460309	
R-squared	0.99137		Adjusted R-squared		0.990291
S.E. of regression	0.161301		Sum squared resid		0.624431
Durban-Watson stat	1.878066		F-statistic		918.9506

(5) マネーサプライ (M2)

日本モデルでは定義式からマネーサプライ (M2) を決定していたが、アメリカは次の考え方から推定する。

ケインズの貨幣需要関数の考え方から、望ましい貨幣需要 M^* に対して次に様に定式化を行う。

$$M^* = aY^b e^{cR} \quad (b > 0, c < 0)$$

更に、部分調整モデルを次の様に定式化する。

$$M/M_1 = (M^*/M_1)^\delta \quad (0 < \delta \leq 1)$$

$\delta = 1$ ならば、 $M = M^*$ が達成される為に、 δ が 1 に近いほど速やかな調整が行われることになる。

以上の 2 つの式から以下の様な貨幣需要関数が得られる。 u は誤差項である。

$$\text{LOG}(M) - \text{LOG}(M_1) = \delta \text{LOG}(a) + \delta b \text{LOG}(Y) + \delta cR - \delta \text{LOG}(M_1) + u$$

変形して

$$\text{LOG}(M) = \delta \text{LOG}(a) + \delta b \text{LOG}(Y) + \delta cR - (1 + \delta) \text{LOG}(M_1) + u$$

以上から次の様に推定した。

$$\text{LOG}(M2USA) = C(1) + C(2) * \text{LOG}(GDP90USA) + C(3) * RGBUSA + C(4) * \text{LOG}(M2USA(-1))$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	
Coefficient	-0.00337	0.114453	-0.00203	-0.88107	
t-Statistic	-0.00706	1.167187	-1.28005	17.93841	
R-squared	0.995228		Adjusted R-squared	0.994632	
S.E. of regression	0.006226		Sum squared resid	0.00093	
Durbin-Watson stat	1.579147		F-statistic	1668.606	

3. 3. 5 労働・賃金・失業ブロック

(1) 雇用者数

労働需要を反映させる要因としてGDPで説明。アメリカは日本の雇用形態とは違うが、労働需要は大幅な変動はないとして、自己ラグを加えた。

$$\begin{aligned} NPUSA = & C(1) + C(2) * GDP90USA + C(3) * NPUSA(-1) \\ & + C(4) * (@SEAS(1)) + C(5) * (@SEAS(2)) + C(6) * (@SEAS(3)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)
Coefficient	19570.08	4.437296	0.615614	-1309.98	1761.326	1383.584
t-Statistic	4.802788	3.608687	6.891099	-6.32276	5.534177	6.824748
R-squared	0.989931		Adjusted R-squared		0.987642	
S.E. of regression	354.5732		Sum squared resid		2765888	
Durbin-Watson stat	1.891668		F-statistic		432.5773	

(2) 賃金

期待で修正されたフィリップス曲線を想定し、国内労働需給を反映させる要因として失業率、期待物価として消費者物価(民間消費デフレーター)の前期値、労働生産性上昇による賃金率上昇も加味した。

$$\begin{aligned} WUSA = & C(1) + C(2) * (@MOVAV(D(URUSA(-1)), 2)) + C(3) * PCPUSA(-1) \\ & + C(4) * (@MOVAV(GDP90USA/NPUSA, 2)) + C(5) * (@SEAS(1)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	C (5)
Coefficient	-0.01254	-0.0004	0.000278	0.275841	0.00035
t-Statistic	-4.03626	-3.75184	34.62588	3.530465	4.284812
R-squared	0.996629		Adjusted R-squared		0.996043
S.E. of regression	0.00016		Sum squared resid		5.87E-07
Durbin-Watson stat	1.120405		F-statistic		1700.038

(3) 失業率

日本モデルのそれと同様に推定。

季節調整ダミーを入れた理由は、アメリカの場合雇用状態が不安定なのが現状で、実際に季節で変動があるので採用した。

$$\begin{aligned} URUSA = & C(1) + C(2) * LOG(@MOVAV(GDP90USA, 2)) \\ & + C(3) * (@SEAS(1)) + C(4) * (@SEAS(2)) + C(5) * (@SEAS(3)) \\ & + C(6) * (@TREND(1986:2)) \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)
Coefficient	432.7068	-49.9511	0.771837	-0.40432	-0.27036	0.291692
t-Statistic	13.47017	-13.3026	4.895506	2.556977	1.714744	14.35421
R-squared	0.914067		Adjusted R-squared	0.894537		
S.E. of regression	0.294669		Sum squared resid	1.91025		
Durb in-Watson stat	0.560291		F-statistic	46.80294		

3. 3. 6 物価ブロック

日本モデルと同様で GDP デフレーターを中心に据えて推定した。

(1) GDP デフレーター

$$PGDPUSA=C(1)+C(2)*(@MOVAV(WUSA,2))+C(3)*(GDP90USA/NPUSA)+C(4)*(@SEAS(2))$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)
Coefficient	54.96103	3294.393	-981.666	0.762708
t-Statistic	7.617307	45.52175	-5.33954	-3.69566
R-squared	0.996541		Adjusted R-squared	0.996109
S.E. of regression	0.46466		Sum squared resid	5.18182
Durb in-Watson stat	0.537966		F-statistic	2305.08

(2) 民間最終消費者物価デフレーター

$$PCPUSA=C(1)+C(2)*PGDPUSA$$

Variable	C (1)	C (2)		
Coefficient	-13.8109	1.136492		
t-Statistic	-32.3625	259.1875		
R-squared	0.999613		Adjusted R-squared	0.999598
S.E. of regression	0.169724		Sum squared resid	0.748964
Durb in-Watson stat	1.471177		F-statistic	67178.16

(3) 総固定資本デフレーター(民間・政府)

$$PIUSA=C(1)+C(2)*PGDPUSA+[AR(1)=C(3)]$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	
Coefficient	61.11542	0.389835	0.905325	
t-Statistic	3.096198	2.2426	10.09023	
R-squared	0.99677		Adjusted R-squared	0.996512
S.E. of regression	0.244638		Sum squared resid	1.496188
Durb in-Watson stat	1.278159		F-statistic	3857.691

(4) 政府最終消費支出デフレーター

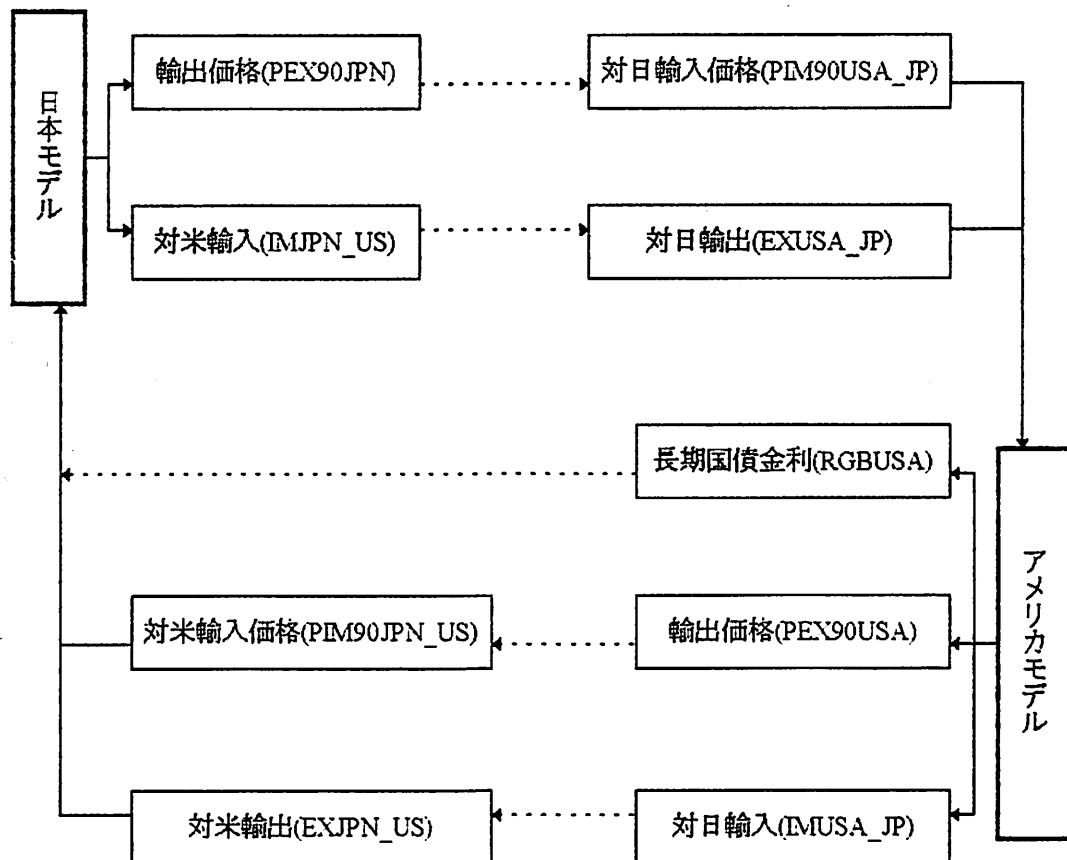
$$PCGUSA=C(1)+C(2)*PGDPUSA$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	4.283754	0.959026			
t-Statistic	3.5757	77.91034			
R-squared	0.995735		Adjusted R-squared	0.995571	
S.E. of regression	0.47646		Sum squared resid	5.90238	
Durbin-Watson stat	0.569321		F-statistic	6070.021	

3. 4 日米リンクモデルの構造

日米両国モデルのリンク構造は以下の図 3.1 の様に、日本から輸出価格(PEX90JPN)と対米輸入(IMJPN_US)をアメリカモデルへ渡し、各々対日輸入価格(PIM90USA_JP)、対日輸出(EXUSA_JP)としてアメリカモデルで使われる。またアメリカから長期国債金利(RGBUSA)、輸出価格(PEX90USA)、対日輸入(IMUSA_JP)を日本モデルへ渡し、各々アメリカ長期国債金利(RGBUSA)、対米輸入価格(PIM90JPN_US)、対米輸出(EXJPN_US)として日本モデルで使われる。

図 3.1 日米リンク構造



第4章 政策シナリオ分析

この章では、日米の政策主体の社会厚生関数の存在を前提として、それをデータから推定し、その最適政策反応関数を用いて最適な政策を模索した分析を行う。すなわち現実のデータから最適反応関数を推定し、その推定された最適反応関数を用いて幾つかのシナリオを想定し分析を試みる。

4.1 戦略的マクロ政策の実施－標準的シナリオ－

日米の政策主体として、日本は財政政策決定には日本政府、金融政策決定には日本銀行、アメリカは金融政策決定にはアメリカ金融当局を考え、各政策主体に対応する社会厚生関数の存在を仮定する。アメリカの財政政策を考えていない。アメリカの現況では、財政政策は裁量的には運営されていないと考えられるからである。そして、それらの社会厚生関数から導き出される反応関数を、日本の政府と日本銀行、アメリカ金融当局に関して、3章で構築した日米リンクモデルから推定し、それらを用いて最適政策の実行結果を示す。なお、この最適政策の実行結果は、社会厚生関数の存在を仮定として、そこから導かれた最適反応関数を現実の経済に当てはめた場合の結果であることに注意されたい。これを標準的シナリオとして、4.2節以降のシナリオは標準的シナリオとの乖離をもって評価する。

4.1.1 社会厚生関数の設定

3期先までの政策効果を考慮する社会厚生関数を設定した。設定期間は86年2期から93年1期である。但し、式中の変数の(+i)の記号はi期先の変数を指す。

なお、以下の社会厚生関数に出てくる変数名は、3章および変数リスト(付録1)を参照されたい。

(1.1) 日本社会厚生関数

(1.1.1) 政府社会厚生関数

日本政府社会厚生関数は(4.1.1)式のように確定された。政府が注目するのは、主に経済成長と財政収支である。また本研究では、プラザ合意以降の国際的協調における貿易不均衡是正を鑑み、貿易収支を2次損失項に加えた。経済成長の項で実質GDPの対前年同期比($GR4_GDP90$)、政府政策手段の項で実質政府投資の対前年同期比($GR4_IS90$)を使っている。反応関数の推定で試行錯誤から確定した。

$$\begin{aligned}
F_{G_J} = & w_1 \sum_{i=0}^3 [(GR4_GDP90(+i) - GR4_GDP90^*(+i)) / GR4_GDP90^*(+i)]^2 \\
& + w_2 \sum_{i=0}^3 [(Xbal(+i) - Xbal^*(+i)) / Xbal^*(+i)]^2 \\
& + w_3 \sum_{i=0}^3 [(DFbal(+i) - DFbal^*(+i)) / DFbal^*(+i)]^2 \\
& + w_4 [(GR4_IG90 - GR4_IG90^*) / GR4_IG90^*]^2
\end{aligned} \tag{4.1.1}$$

(1.1.2) 日本銀行社会厚生関数

日本銀行社会厚生関数は(4.1.2)式の様に確定した。金融政策で注目されるのは主に物価、マネーサプライである。また、本研究では、日本のバブル経済の発生の原因が、資産価格の地価や株価(TOPIX、日経225、日経500等)の高騰にあったことを鑑み、政策運営に当たって適切な資産価格の指標を社会厚生関数の中に導入することが望ましいとの仮定の下、資産価格の2次損失項を加えることを考えた。更にプラザ合意以降のドル高是正の影響による日本金融事情の変化も考慮し、為替レートも導入した。

$$\begin{aligned}
F_{B_J} = & w_1 \sum_{i=0}^3 [(PGDP90(+i) - PGDP90^*(+i)) / PGDP90^*(+i)]^2 \\
& + w_2 \sum_{i=0}^3 [(e(+i) - e^*(+i)) / e^*(+i)]^2 \\
& + w_3 \sum_{i=0}^3 [(TOPIX(+i) - TOPIX^*(+i)) / TOPIX^*(+i)]^2 \\
& + w_4 \sum_{i=0}^3 [(M2CD(+i) - M2CD^*(+i)) / M2CD^*(+i)]^2 \\
& + w_5 [(RD - RD^*) / RD^*]^2
\end{aligned} \tag{4.1.2}$$

(1.2) アメリカ社会厚生関数

アメリカは政策金利をフェデラルファンドレートを考えて、財政政策変数の政府支出は政策手段とはみなさない。

金融政策で主に注目されるのは、日本同様、物価とマネーサプライである。アメリカの場合、財政政策手段は考えないが、経済成長も考慮に入れて、失業率の2次損失項を加えた。アメリカの場合には実質GDPという形の目標よりも、より直接的な失業率が大きな政策目標となることが分かった。

また、アメリカの場合、89年度を境に関数の説明変数を変えて定式化した。89年1期以前の社会厚生関数は(4.1.3)式、89年2期以降の社会厚生関数は(4.1.4)式の様に確定した。

86年1期～89年1期

$$\begin{aligned} F_{B_u} = & w_1 \sum_{i=0}^3 [(PGDP90USA(+i) - PGDP90USA^*(+i)) / PGDP90USA^*(+i)]^2 \\ & + w_2 \sum_{i=0}^3 [(URUSA(+i) - URUSA^*(+i)) / URUSA^*(+i)]^2 \\ & + w_3 \sum_{i=0}^3 [(GR_M2USA(+i) - GR_M2USA^*(+i)) / GR_M2USA^*(+i)]^2 \\ & + w_4 [(RFFUSA - RFFUSA^*) / RFFUSA^*]^2 \end{aligned} \quad (4.1.3)$$

89年2期～93年1期

$$\begin{aligned} F_{B_u} = & w_1 \sum_{i=0}^3 [(URUSA(+i) - URUSA^*(+i)) / URUSA^*(+i)]^2 \\ & + w_2 \sum_{i=0}^3 [(GR_M2USA(+i) - GR_M2USA^*(+i)) / GR_M2USA^*(+i)]^2 \\ & + w_4 [(RFFUSA - RFFUSA^*) / RFFUSA^*]^2 \end{aligned} \quad (4.1.4)$$

4. 1. 2 最適反応関数の推定

4.1.1節で確定した社会厚生関数((4.1.1)式、(4.1.2)式、(4.1.3)式、(4.1.4)式)から微分操作を経て、各政策変数の理論的な最適反応関数を導出する。理論的に導かれた最適政策反応関数のウエイトを回帰分析から推定する。その際、必要になる乗数は推定された日米の計量経済モデルを用いて推定する。以下推定期間は、社会厚生関数の設定期間と同じく、86年2期から93年1期である。

また、社会厚生関数を推定するに際し、追求される内生変数の目標値・ダミー変数は回帰分析をする前に予め想定しておく必要がある。これ以降各政策変数の反応関数の推定の結果を示すが、あわせて想定したものを示す。ほぼ満足のゆく値であるが、それらの値を得るまでは相当の試行錯誤があったことも付け加えたい。

(2.1) 日本政府反応関数

実質政府総固定資本形成対前年同期比反応関数(GR4_IG90)

$$\begin{aligned}
 \text{GR4_IG90} &= \text{GR4_IG90}^* \\
 &+ (w_1 / w_2) \sum_{i=0}^3 \{ (\text{GR4_GDP90}(+i) - \text{GR4_GDP90}^*(+i)) \\
 &\quad \times (\partial \text{GR4_GDP90}(+i) / \partial \text{GR4_IG90})(\text{GR4_IG90}^* / \text{GR4_GDP90}^*(+i))^2 \} \\
 &+ (w_2 / w_3) \sum_{i=0}^3 \{ (\text{Xbal}(+i) - \text{Xbal}^*(+i)) (\partial \text{Xbal}(+i) / \partial \text{GR4_IG90})(\text{GR4_IG90}^* / \text{Xbal}^*(+i))^2 \} \\
 &+ (w_3 / w_4) \sum_{i=0}^3 \{ (\text{DFbal}(+i) - \text{DFbal}^*(+i)) (\partial \text{DFbal}(+i) / \partial \text{GR4_IG90})(\text{GR4_IG90}^* / \text{DFbal}^*(+i))^2 \}
 \end{aligned}
 \tag{4.1.5}$$

(4.1.5)式はデータと計量経済モデルを用いて(4.1.6)式のように推定された。

$$\begin{aligned}
 \text{GR4_IG90} &= \text{C}(1) * \text{GR4_IG90}(-1) \\
 &+ \text{C}(2) \sum_{i=0}^3 \{ \text{DUM_GR4_GDP90_G} * (\text{GR4_GDP90}(+i) - \text{GR4_GDP90}^*(+i)) \\
 &\quad \times (\partial \text{GR4_GDP90}(+i) / \partial \text{GR4_IG90})(\text{GR4_IG90}^* / \text{GR4_GDP90}^*(+i))^2 \} \\
 &+ \text{C}(3) \sum_{i=0}^3 \{ \text{DUM_Xbal} * (\text{Xbal}(+i) - \text{Xbal}^*(+i)) \\
 &\quad \times (\partial \text{Xbal}(+i) / \partial \text{GR4_IG90})(\text{GR4_IG90}^* / \text{Xbal}^*(+i))^2 \} \\
 &+ \text{C}(4) \sum_{i=0}^3 \{ \text{DUM_DFbal} * (\text{DFbal}(+i) - \text{DFbal}^*(+i)) \\
 &\quad \times (\partial \text{DFbal}(+i) / \partial \text{GR4_IG90})(\text{GR4_IG90}^* / \text{DFbal}^*(+i))^2 \} \\
 &+ \text{C}(5) * \text{D874} + \text{C}(6) * \text{D881} + \text{C}(7) * \text{D884} + \text{C}(8) * \text{D891} + \text{C}(9) * \text{D892}
 \end{aligned}
 \tag{4.1.6}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)	C (7)	C (8)	C (9)
Coefficient	0.492387	2.71778	4.971687	-4.09989	6.018015	7.144238	-3.87620	-3.85268	-2.64389
t-Statistic	4.716604	5.409727	1.09136	-4.44315	2.812794	3.237069	-1.91848	-1.90451	-1.24799
R-squared	0.910548		Adjusted R-squared	0.872884					
S.E. of regression	2.003728		Sum squared resid	76.28359					
Durbin-Watson stat	2.325736		F-statistic	24.17554					

推定された社会厚生関数を用いて、逆にサンプル期間について最適値を追跡した結果は以下の図 4.1.1 に示される。従って推定された社会厚生関数は、当該期間の社会厚生関数の姿を適切に記述するものであると考えられる。ここで政府支出は前年同期比が被説明変数になっているが、当初、政府支出の水準を被説明変数にしていたが上手く行かなかったことを付け加えておく。

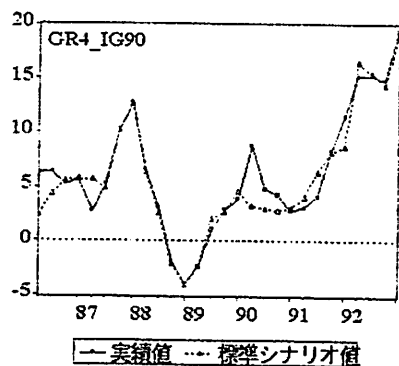


図 4.1.1 日本政府反応関数推定結果

推定に際して想定した実質政府総固定資本形成対前年同期比(GR4_IG90)の目標値は、現実データの推移から、最適成長率を 8%として設定した。

想定された内生変数の目標値・ダミー変数の設定は次ページの様である。

[内生変数目標値の設定]

実質 GDP 対前年同期比(GR4_GDP90)の目標値は、安定成長期の平均的値と考えられる 5%と設定している。財政収支対名目 GDP 比(Dfbal)については、基本的には通常目標として 4%と設定しているが、財政再建の際には下げ、悪化の場合には上げた。貿易収支対名目 GDP 比(Xbal)は、プラザ合意以降の協調目標を考慮して、プラザ合意直後は実績値から 3%と設定し、その水準まで改善されつつある 87 年からは協調目標水準と考えられる 2%と設定した。

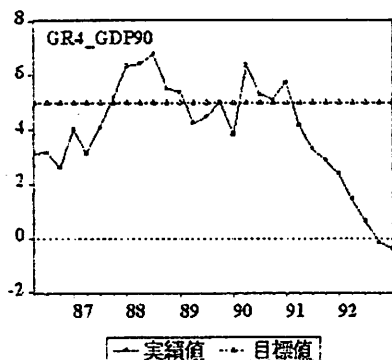


図 4.1.2 GR4_GDP90 目標値

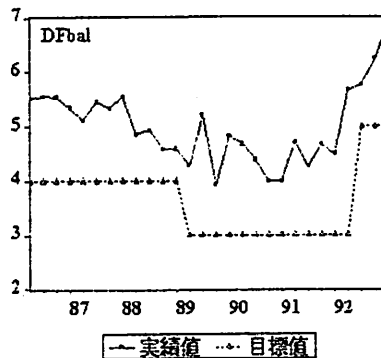


図 4.1.3 Dfbal 目標値

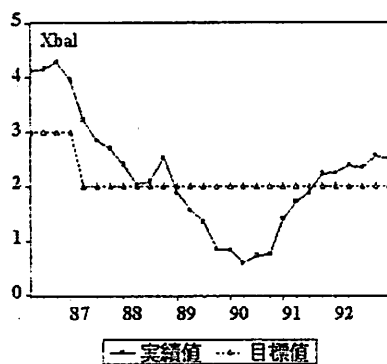


図 4.1.4 Xbal 目標値

[ダミー変数の設定]

実質 GDP90 対前年同期比(GR4_GDP90):

86年2期～92年1期

$$\begin{aligned} \text{DUM_GR4_GDP90_G} \\ = \text{GR4_GDP90}(-1) < 4.5 \end{aligned}$$

92年2期～93年1期

$$\begin{aligned} \text{DUM_GR4_GDP90_G} \\ = \text{GR4_GDP90}(-1) < 2.5 \end{aligned}$$

貿易収支対名目 GDP 比(Xbal):

86年2期～93年1期

$$\text{DUM_Xbal_G} = \text{XBAL}(-1) > 2.5$$

財政収支対名目 GDP 比(Dfbal):

86年2期～93年1期

$$\text{DUM_DFbal_G} = 1$$

d874, d881: ルーブル合意直後のダミー

d884, d891, d892 はバブル絶頂期のダミー(好景気による政府投資抑制のダミー)

(2.2) 日本銀行反応関数

公定歩合反応関数

$$\begin{aligned}
 RD = RD^* &+ (w_1 / w_r) \sum_{i=0}^3 (PGDP90(+i) - PGDP90^*(+i)) (\partial PDP90(+i) / \partial RD) (RD^* / PGDP90^*(+i))^2 \\
 &+ (w_2 / w_r) \sum_{i=0}^3 (e(+i) - e^*(+i)) (\partial e(+i) / \partial RD) (RD^* / e^*(+i))^2 \\
 &+ (w_3 / w_r) \sum_{i=0}^3 (TOPIX(+i) - TOPIX^*(+i)) (\partial TOPIX(+i) / \partial RD) (RD^* / TOPIX^*(+i))^2 \\
 &+ (w_4 / w_r) \sum_{i=0}^3 (M2CD(+i) - M2CD^*(+i)) (\partial M2CD(+i) / \partial RD) (RD^* / M2CD^*(+i))^2
 \end{aligned}
 \tag{4.1.7}$$

(4.1.7)式を回帰分析した結果は(4.1.8)式の様である。

$$\begin{aligned}
 RD = C(1) &+ C(2) \sum_{i=0}^3 (PGDP90(+i) - PGDP90^*(+i)) (\partial PDP90(+i) / \partial RD) (RD^* / PGDP90^*(+i))^2 \\
 &+ C(3) \sum_{i=0}^3 \{ DUM_E_R^* (e(+i) - e^*(+i)) (\partial e(+i) / \partial RD) (RD^* / e^*(+i))^2 \} \\
 &+ C(4) \sum_{i=0}^3 \{ DUM_TOPIX_R^* (TOPIX(+i) - TOPIX^*(+i)) (\partial TOPIX(+i) / \partial RD) (RD^* / TOPIX^*(+i))^2 \} \\
 &+ C(5) \sum_{i=0}^3 (M2CD(+i) - M2CD^*(+i)) (\partial M2CD(+i) / \partial RD) (RD^* / M2CD^*(+i))^2 \\
 &+ C(6) * d902 + C(7) * d903 + C(8) * d904 + C(9) * d911
 \end{aligned}
 \tag{4.1.8}$$

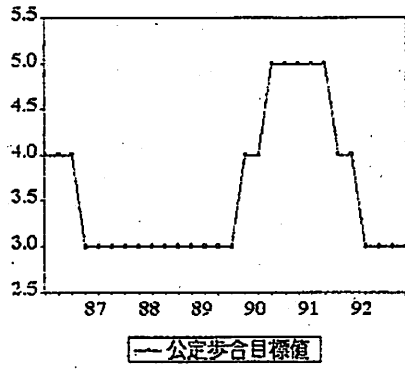
Variable	C(1)	C(2)	C(3)	C(4)	C(5)	C(6)	C(7)	C(8)	C(9)
Coefficient	2.611769	3004.606	38.24572	3.68829	-144.2619	1.559527	3.186629	1.513288	1.665776
t-Statistic	18.04023	3.458386	3.593932	5.57234	-11.60894	3.709789	7.385509	3.653524	4.125418
R-squared	0.937962		Adjusted R-squared	0.911841					
S.E. of regression	0.384227		Sum squared resid	2.804983					
Durbin-Watson stat	1.754844		F-statistic	35.90827					

推定に際して想定した公定歩合の目標値は、現実の公定歩合の推移から設定した。公定歩合の目標を推移させた理由は、金利の1%変化による経済変化が大きく、目標は前期値から乖離した水準ではないと考えるからである。

なお、プラザ合意以降の金融緩和局面では実績値の

上方に水準を置き、金融引き締め局面ではプラザ合意前の水準であった5%を基準に目標を設定した。91年以降は景気調整局面における金融緩和政策により、目標値は前期実績値より下方に設定した。

图 4.1.5 公定歩合目標値



また、想定された内生変数の目標値・ダミー変数は以下の様である。

[内生変数目標値の設定]

GDP デフレータの目標値設定は、前期値の 0.98 と設定した。TOPIX に関しては、試行錯誤の上、現実の推移から判断して決定している。為替レートも、現実の推移と当時の経済事情を考慮して決定した。基本的にはプラザ合意以降のドル高是正の目標水準を 140~150 円/ドルと考え、その水準を目標としている。但しルーブル合意直後は、ドル高の行き過ぎ感を抑えるために水準を上げた。また、90 年以降は円高が急速に進行した為に、円高の進行具合に合わせて目標水準を下げた。これは為替レートの目標値と実績値の乖離幅の大きさが、反応関数を不安定にすることを避ける為である。マネーサプライ(M2CD)の目標値は、名目 GDP の成長率と同様に成長するとした。なお現実の名目 GDP の成長率は変動しているのに、名目 GDP 最適成長率を 2%とした。

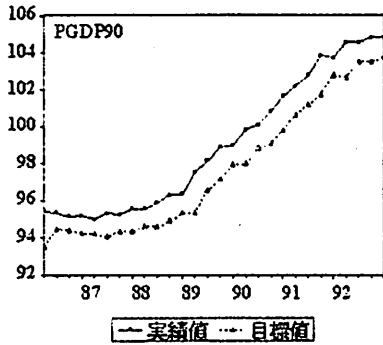


図 4.1.6 PGDP90 目標値

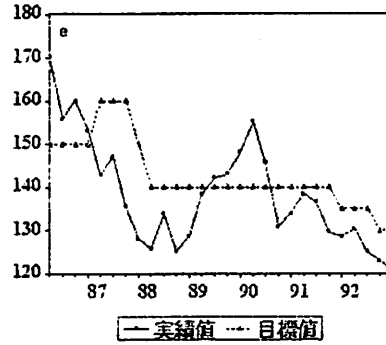


図 4.1.8 e 目標値

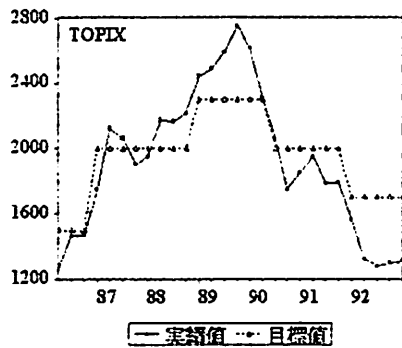


図 4.1.7 TOPIX 目標値

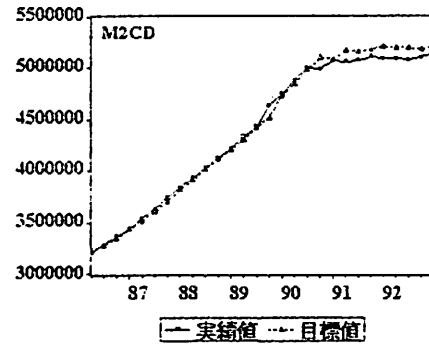


図 4.1.9 M2CD 目標値

[ダミー変数の設定]

為替レート:

86年2期~87年2期
(プラザ合意以降~ルーブル合意)
DUM_e_R=1 ;FOR e(-1)>155
87年3期~88年1期
(ルーブル合意直後)
DUM_e_R=1
88年2期~91年1期(バブ期)
DUM_e_R=1
;FOR e(-1)<138 or e(-1)>143
91年2期~93年1期
(バブル崩壊期)
DUM_e_R=1 ;FOR e(-1)<133

TOPIX:

86年2期~89年1期
DUM_TOPIX_R=1
;FOR TOPIX(-1)<1500
or TOPIX(-1)>1800
89年2~90年1期
DUM_TOPIX_R=1
90年1期~93年1期
DUM_TOPIX_R=1
;FOR TOPIX(-1)<1700
or TOPIX(-1)>2200

D902,D903,D904,D911:バブル崩壊からの調整へ移行として入れた。

部分調整モデル

さらに、(4.1.8)式で推定した関数を部分調整する考えを導入する。これは実際の金利操作で、急激な金利変化は経済状態を不安定にさせる恐れがあり、また政策的に実行することが困難であるので、最適関数から導出された値を最適な値としてそれに部分調整するようなスムージングをおこなう。ここに部分調整モデルを導入することにする。(4.1.8)式で導かれた公定歩合を $RD=RD^{**}$ として、

$$RD-RD(-1)=\lambda(RD^{**}-RD(-1)) \quad (4.1.9)$$

の部分調整メカニズムを想定し、これを変形して、

$$RD=(1-\lambda)RD(-1)+\lambda RD^{**} \quad (4.1.10)$$

となるので、部分調整した最適公定歩合関数が決まる。(4.1.10)式を回帰分析することで間接的に社会厚生関数のウェイトを推定することができる。

回帰分析した結果は(4.1.11)式の様である。

$$RD=C(1)*RD(-1)+C(2)*RD^{**} \quad (4.1.11)$$

Variable	C (1)	C (2)			
Coefficient	0.301404	0.695716			
t-Statistic	3.161781	7.159211			
R-squared	0.955191		Adjusted R-squared	0.953468	
S.E. of regression	0.279147		Sum squared resid	2.025998	
Durbin-Watson stat	1.516269		F-statistic	554.2432	

この部分調整の公定歩合の社会厚生関数を前提に最適な政策をサンプル期間で実行したものが以下のグラフである。かなり上手く現実の政策手段値を追っかけていると思われる。従って、サンプル期間の日銀の社会厚生関数は上の様なものであった、或いは上の様なものと整合的であったと想定できる。蛇足ながら公定歩合の社会厚生関数の推定は、上で説明した意味で、直接的ではなく間接的なものである。直接的に推定したもので最適化をおこなったものは、不安定化して現実を追いかけるられなかったことを付け加えておきたい。

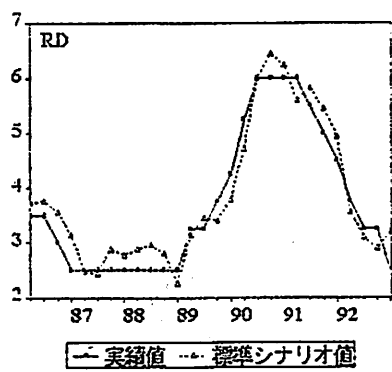


図 4.1.10 日本銀行反応関数推定結果

(2.3) アメリカ金融当局反応関数

フェデラルファンド・レート反応関数

86年2期～89年1期

$$\begin{aligned}
RFFUSA = & RFFUSA^* \\
& + (w_1 / w_r) \sum_{i=0}^3 (PGDP90USA(+i) - PGDP90USA^*(+i)) \\
& \quad (\partial PDP90USA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / PGDP90USA^*(+i))^2 \\
& + (w_2 / w_r) \sum_{i=0}^3 (URUSA(+i) - URUSA^*(+i)) \\
& \quad (\partial URUSA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / URUSA^*(+i))^2 \\
& + (w_3 / w_r) \sum_{i=0}^3 (GR_M2USA(+i) - GR_M2USA^*(+i)) \\
& \quad (\partial GR_M2USA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / GR_M2USA^*(+i))^2
\end{aligned} \tag{4.1.12}$$

当該期間の反応関数は(4.1.13)の様に推定された。

$$\begin{aligned}
RFFUSA = & C(1) \\
& + C(2) \sum_{i=0}^3 (PGDP90USA(+i) - PGDP90USA^*(+i)) \\
& \quad (\partial PDP90USA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / PGDP90USA^*(+i))^2 \\
& + C(3) \sum_{i=0}^3 (URUSA(+i) - URUSA^*(+i)) \\
& \quad (\partial URUSA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / URUSA^*(+i))^2 \\
& + C(4) \sum_{i=0}^3 (GR_M2USA(+i) - GR_M2USA^*(+i)) \\
& \quad (\partial GR_M2USA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / GR_M2USA^*(+i))^2
\end{aligned} \tag{4.1.13}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	
Coefficient	4.550892	2997.868	-5.31264	-4.08841	
t-Statistic	6.607416	1.22018	-2.65145	-2.18239	
R-squared	0.841724		Adjusted R-squared		0.78237
S.E. of regression	0.474228		Sum squared resid		1.799141
Durbin-Watson stat	0.908257		F-statistic		14.18151

89年2期～93年1期

$$\begin{aligned}
RFFUSA = & RFFUSA^* \\
& + (w_1 / w_r) \sum_{i=0}^3 (URUSA(+i) - URUSA^*(+i)) \\
& \quad (\partial URUSA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / URUSA^*(+i))^2 \\
& + (w_2 / w_r) \sum_{i=0}^3 (GR_M2USA(+i) - GR_M2USA^*(+i)) \\
& \quad (\partial GR_M2USA(+i) / \partial RFFUSA)(RFFUSA^* / GR_M2USA^*(+i))^2
\end{aligned}$$

当該期間の反応関数は(4.1.15)式の様に推定された。

$$\begin{aligned}
 \text{RFFUSA} = & C(1) \\
 & + C(2) \sum_{i=0}^3 (\text{URUSA}(+i) - \text{URUSA}^*(+i)) \\
 & \quad (\partial \text{URUSA}(+i) / \partial \text{RFFUSA})(\text{RFFUSA}^* / \text{URUSA}^*(+i))^2 \\
 & + C(3) \sum_{i=0}^3 (\text{GR_M2USA}(+i) - \text{GR_M2USA}^*(+i)) \\
 & \quad (\partial \text{GR_M2USA}(+i) / \partial \text{RFFUSA})(\text{RFFUSA}^* / \text{GR_M2USA}^*(+i))^2 \\
 & + C(4) * \text{D892} + C(5) * \text{D893} + C(6) * \text{D894} + C(7) * \text{D901}
 \end{aligned}$$

Variable	C (1)	C (2)	C (3)	C (4)	C (5)	C (6)	C (7)
Coefficient	1.810803	-3.14553	-5.04819	4.444226	3.525235	2.316171	0.943202
t-Statistic	4.087845	-4.07377	-4.21463	6.640768	5.245878	3.555518	1.417641
R-squared	0.96632		Adjusted R-squared	0.943866			
S.E. of regression	0.556442		Sum squared resid	2.786653			
Durban-Watson stat	2.078429		F-statistic	43.03652			

推定に際して想定したフェデラルファンド・レートの目標値は、基本水準は6%と設定し、金融引き締め局面では上方に水準を上げ、引き締めから緩和局面を経て基本水準へと向かう場合は、前期水準から下方に設定した。また緩和局面で基本水準より下がる場合には、基本水準を維持するように設定し、実績が基本水準より2%下がったら目標水準を2%下げた。現実の推移から判断して設定した。なお目標値が推移する理由は、日本の公定歩合の目標値設定で述べた事と同様の理由からである。

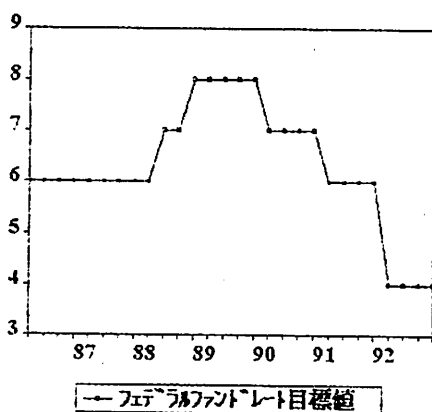


図 4.1.11 フェデラルファンド・レート目標値

また、想定された内生変数の目標値・ダミー変数は次ページの様である。

[目標値の設定]

GDP デフレータの設定は前期値の 0.99 と設定。マネーサプライ(M2)の目標値は、日本の場合と同様、名目 GDP 成長率と同様の成長をとする。名目 GDP 成長率として、最適成長率と考えられる 2% と設定した。失業率の目標は、基本的には 5% としたが、現実の失業率が基本水準に近い状態で下降傾向なら目標水準を下げ、上昇傾向なら水準を上げる様に設定した。

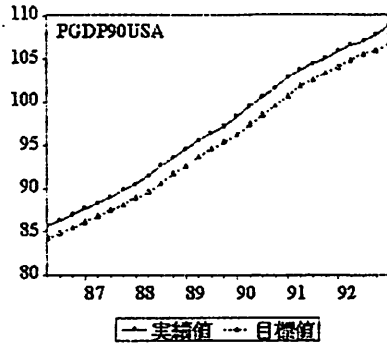


図 4.1.11 PGDP90USA 目標値

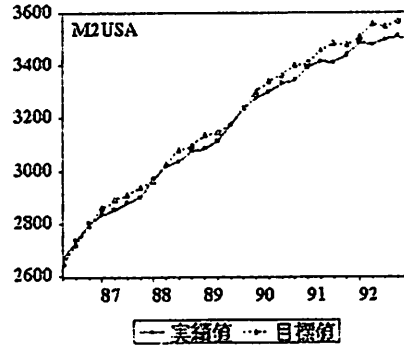


図 4.1.12 M2USA 目標値

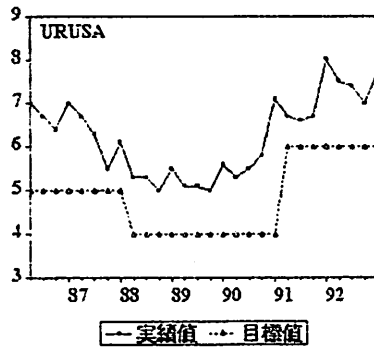


図 4.1.13 URUSA 目標値

[ダミー変数の設定]

D892,D893,D894,D901:構造変化(89年度)の調整として入れた。

部分調整モデル

日本の場合と同様の理由で、部分調整モデルを導入する。

上で導かれた $RFFUSA = RFFUSA^*$ として

$$RFFUSA - RFFUSA(-1) = \lambda (RFFUSA^* - RFFUSA(-1))$$

これを变形して、

$$RFFUSA = (1 - \lambda) RFFUSA(-1) + \lambda RFFUSA^*$$

として部分調整した最適フェデラルファンド・レートが決定される。

このモデルは以下の様に推定された。

$$RFFUSA = C(1) * RFFUSA(-1) + C(2) * RFFUSA^*$$

Variable	C (1)	C (2)		
Coefficient	0.341963	0.65222		
t-Statistic	3.214978	6.004949		
R-squared	0.967182		Adjusted R-squared	0.96592
S.E. of regression	0.355253		Sum squared resid	3.281329
Durbin-Watson stat	1.601687		F-statistic	766.2509

その最適反応関数を用いたサンプル期間内の実行結果は以下のものであった。かなり正確に現実を追っかけている。推定された米国の金融当局のもつ社会厚生関数は妥当なものであることが分かる。若干注意を述べれば、アメリカの場合には実質GDPという形の目標よりも、より直接的な失業率が大きな政策目標になることが判明した。

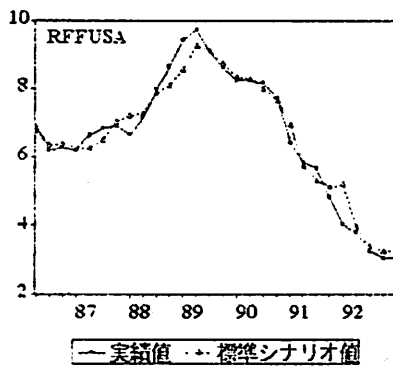


図 4.1.14 アメリカ金融当局反応関数推定結果

4. 1. 3 分析における反応関数利用に関する注意点

4.2 節以降の分析における反応関数の利用に関して注意点を挙げておく。

4.1.2 節で推定された反応関数は実績値を下に推定したものであり、ウェイトを推定したものであるということを理解しておく必要がある。つまり各分析で使用する場合には、実績値とは異なる経済を具現することになるので、目標値・乗数・ダミー変数もその実績値とは異なる経済状態の下で決定されるということである。

また、分析で最適政策値を反応関数から導出するなら、每期毎に次期の目標値・ダミー設定を更新していかななくてはならない。そうすることで、ケース毎に乗数を更新して最適政策値を導出し、シミュレーションを行うのである。

4. 1. 4 シナリオ分析

導出した最適反応関数を用いた政策決定の効果を見るべく、次節4.2 以降シナリオ分析を行うが、本研究では金融政策について、特に資産価格へ注目してシナリオ分析を行う。4.2 節では日本銀行がバブル前から資産価格へ注目・目標を持ち、社会厚生関数の構成要素に早期導入するシナリオについて分析する。4.3 節では、日本銀行がモデル認識に誤りを持っている場合のシナリオについて分析し、分析結果を見た上で、4.2 節と混合したシナリオ分析を行う。更に4.4 節では日米の政策協調について考え、金融政策手段における部分協調について分析をする。本研究では、アメリカの世界経済の主導者たる立場に注目して、アメリカが協調姿勢を持って政策決定を行う場合と、日米両国がともに協調姿勢を持ち政策決定を行う場合の効果を見た上で、4.2 節と混合したシナリオ分析を行う。

4. 1. 5 標準シナリオ分析結果

4.1.2節で推定した各政策変数の最適反応関数から導かれる政策変数をモデルに与えた結果を以下に示す。シミュレーション期間は、86年2期から93:1期まで行う(つまり86年度から92年度までの推定である)。この期間はバブル発生からバブル崩壊・平成不況までを考慮に入れている。

最適反応関数から導かれるモデルの結果は、現実の経済を追跡することを目標としている。ここの結果は現実の経済と比較して示す。なお、ここでは主要項目の結果のみ示す。

[日本]

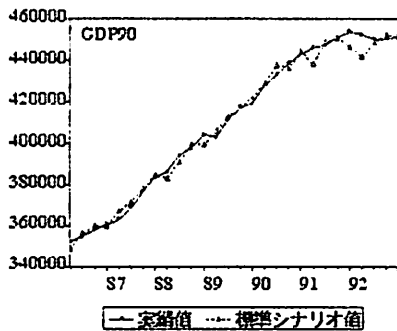


図 4.1.5.1 実質 GDP

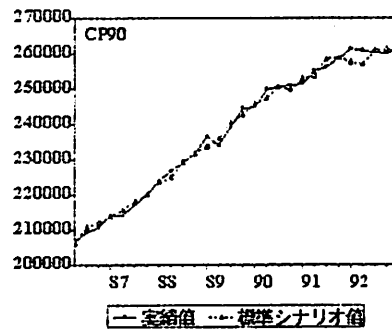


図 4.1.5.2 実質民間最終消費支出

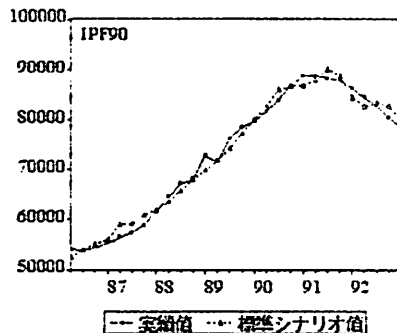


図 4.1.5.3 実質民間総固定資本形成(設備投資)

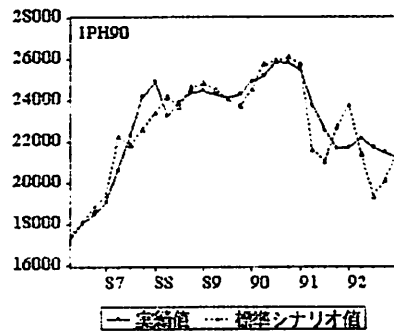


図 4.1.5.4 実質民間総固定資本形成(住宅)

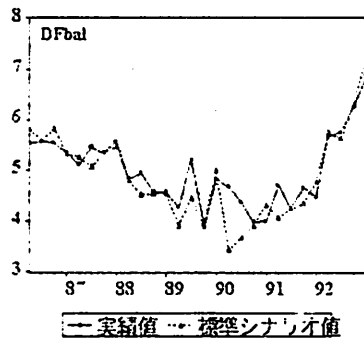


図 4.1.5.5 財政収支対名目 GDP 比

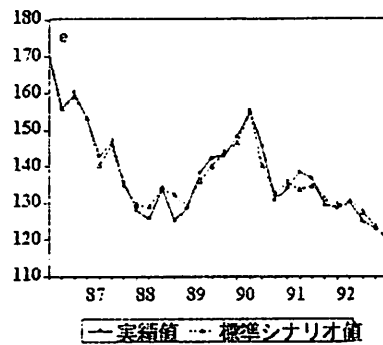


図 4.1.5.6 為替レート

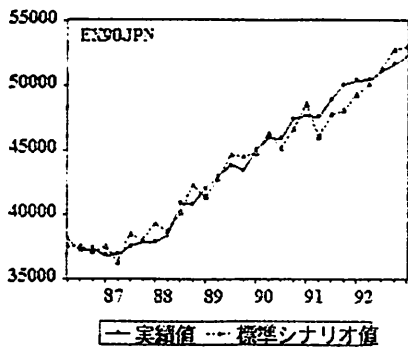


図 4.1.5.7 財・サービスの実質輸出

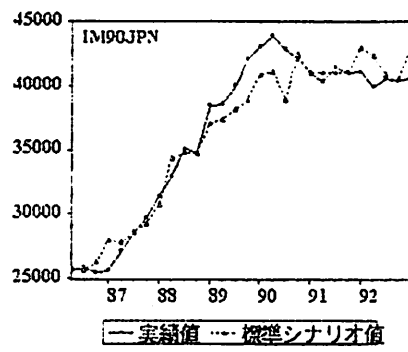


図 4.1.5.8 財・サービスの実質輸入

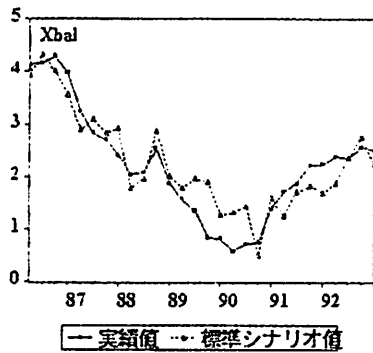


図 4.1.5.9 貿易収支対名目 GDP 比

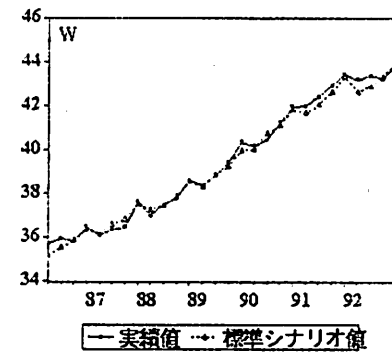


図 4.1.5.10 雇用者賃金率

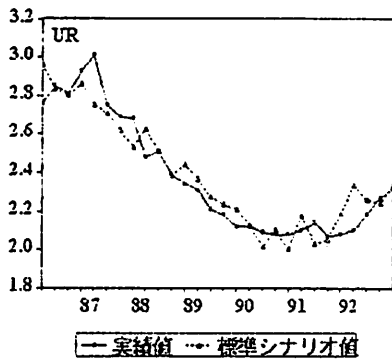


図 4.1.5.11 失業率

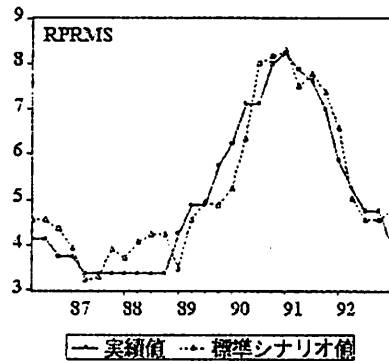


図 4.1.5.12 短期プライムレート

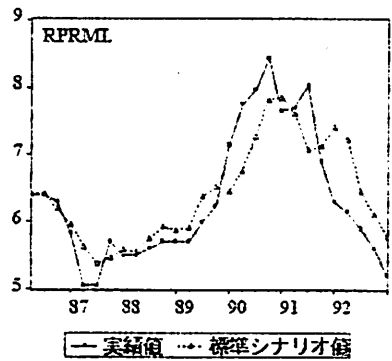


図 4.1.5.13 長期プライムレート

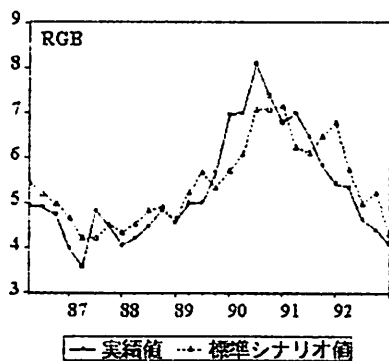


図 4.1.5.14 長期国債金利

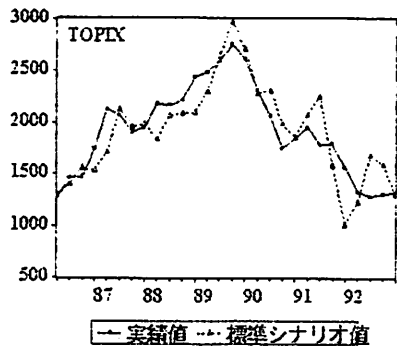


図 4.1.5.15 TOPIX

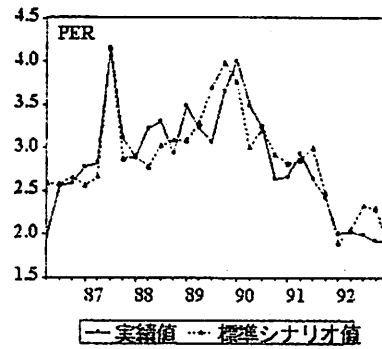


図 4.1.5.16 金利修正 PER

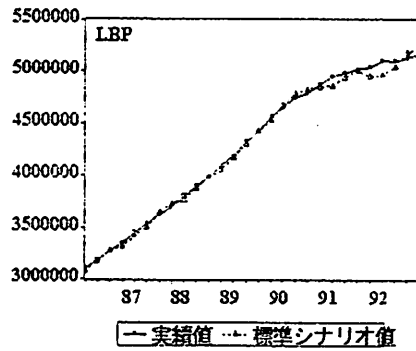


図 4.1.5.17 民間銀行貸出

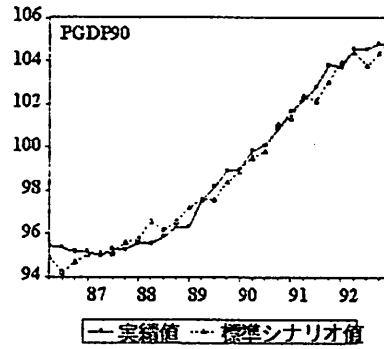


図 4.1.5.18 GDP デフレータ

[アメリカ]

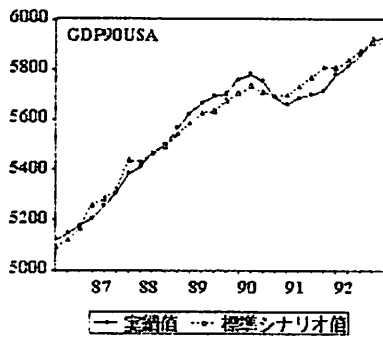


図 4.1.5.19 実質 GDP

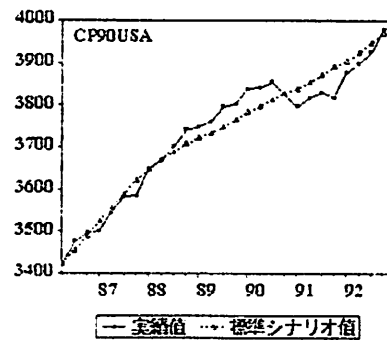


図 4.1.5.20 実質民間最終消費支出

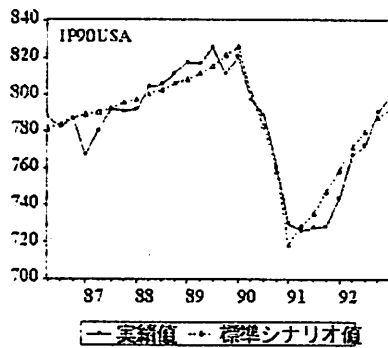


図 4.1.5.21 実質民間総固定資本形成

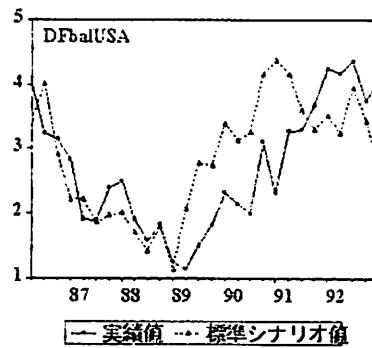


図 4.1.5.22 財政収支対名目 GDP 比

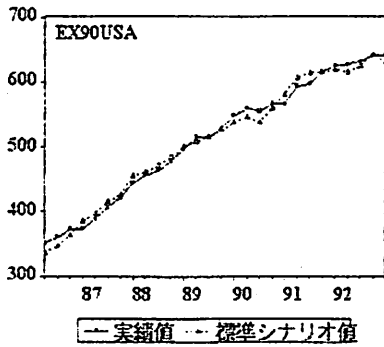


図 4.5.23 財・サービスの実質輸出

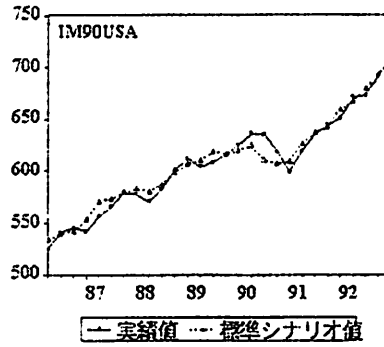


図 4.1.5.24 財・サービスの実質輸入

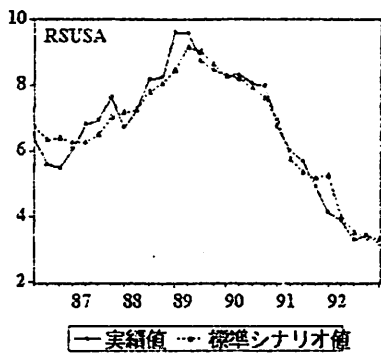


図 4.1.5.25 短期金利

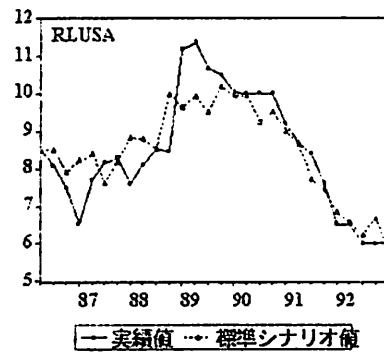


図 4.1.5.26 長期金利

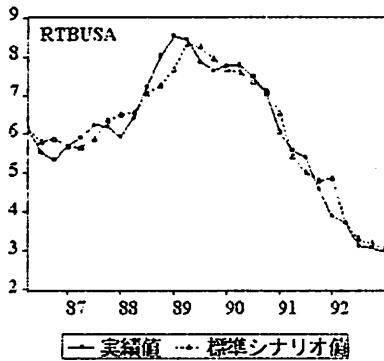


図 4.1.5.27 短期国債金利

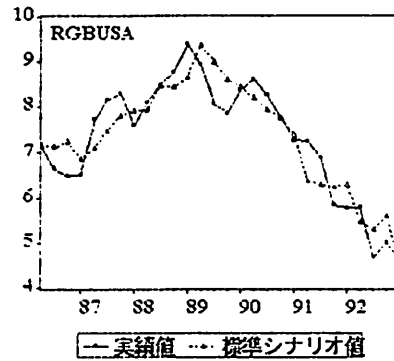


図 4.1.5.28 長期国債金利

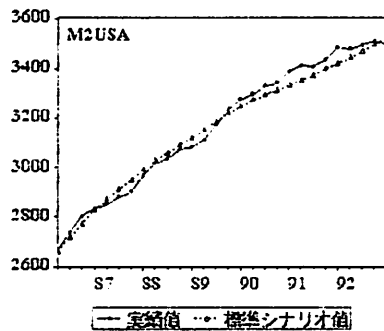


図 4.1.5.29 マネーサプライ(M2)

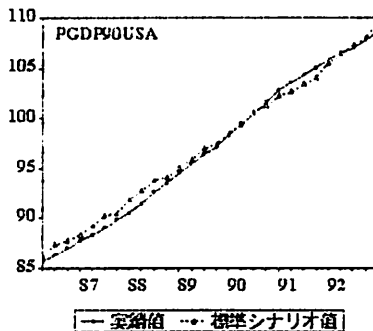


図 4.1.5.30 GDP デフレーター

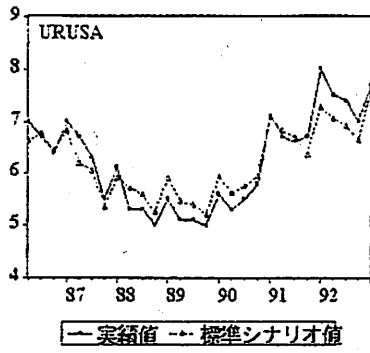


図 4.1.5.31 失業率

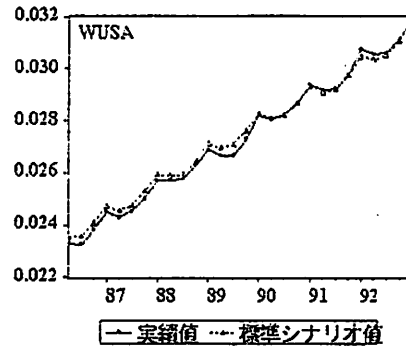


図 4.1.5.32 雇用者賃金率

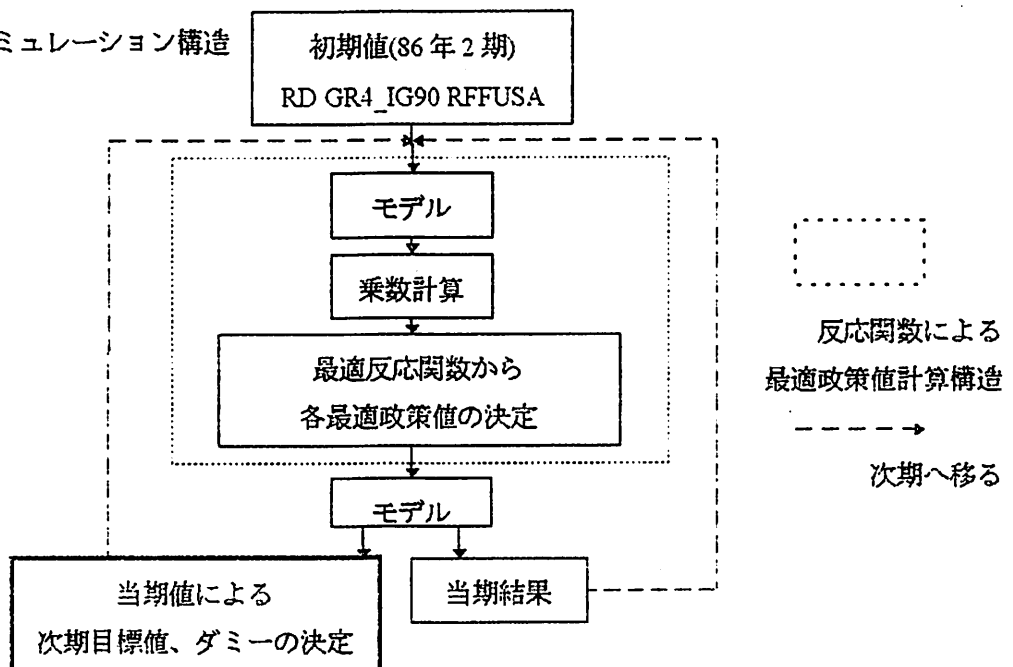
4. 2 バブル回避・平成不況回避シナリオ

この節では、適切な資産価格を社会厚生関数に導入することで、バブル経済とそれに続く平成不況を避けることができるかを分析する。4.1節で推定した公定歩合最適反応関数では、日銀総裁に三重野氏が就任した時から、社会厚生関数に資産価格の項(TOPIX)を導入した。ここでは適当な時期から資産価格の項を社会厚生関数に導入することで、いわゆるバブル経済が、どの様に変化するかを見る。分析効果(バブルの回避)を見ることができるとされる変数として、実質GDP・物価(GDPデフレーター)・民間消費支出・TOPIX・各種金利・為替レート等、代表的なものを挙げて検討を加える。

4. 2. 1 シナリオのデザイン

日本銀行社会厚生関数の構成要因に TOPIX が入る時期は、ダミー変数(DUM_TOPIX_R)を用いて制御し、最適反応関数を導出した(参照 4.1.2 (2.2))。しかしこの節のシナリオ分析では、社会厚生関数に TOPIX が入る時期を早めた場合を取上げるので、その場合標準的シナリオの場合とは異なり 89年1期以前の経済状態は変わってしまう可能性がある。また、非線型モデルを前提としている為、標準的シナリオの場合の最適政策値を計算する過程における乗数値も変わり、最適政策値も変わる。つまりこのシナリオでは、TOPIXの社会厚生関数への入り方も変わって来る。標準的シナリオでは89年2期から三重野氏の日銀総裁就任に伴い、TOPIXを社会厚生関数に初めて導入し、その背景から入り方を設定したが、このシナリオでは、89年2期以降の TOPIX の入り方も当然変わって来ることになる。それに伴って目標値も変わる。その他変数はダミー・目標値設定に変化が無いとする。以上を踏まえてシミュレーション構造を以下に図 4.2 に示す。

図 4.2 シミュレーション構造



4. 2. 2 目標値・ダミー変数の設定

目標値・ダミー変数の与え方は以下の様に設定した。なお、以下の設定は当期の結果から次期以降の設定を行っている。

ここで注目する TOPIX に関しては、当期増分が 100 以上、当期減少が 100 以下、当期値が 2000 以上の場合に導入すると設定した。これはバブル期に見られた急激な金融資産の高騰を防ぐという意図と急激な変動を防ぐ意図からである。なおアメリカの設定は標準設定のままとした。

[ダミー設定]

DUM_TOPIX_R(+1)=1;FOR d(TOPIX)>100 or d(TOPIX)<-100 or TOPIX>2000

[目標値の設定]

86年2期~86:4期 : TOPIX^{*}=1500 それ以外 : TOPIX^{*}=1800

4. 2. 3 シナリオ分析結果

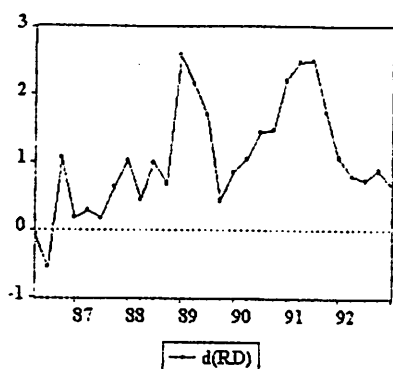


図 4.2.1 公定歩合乖離差

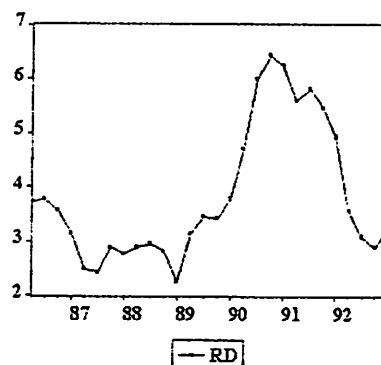


図 4.2.2 公定歩合標準シナリオ値

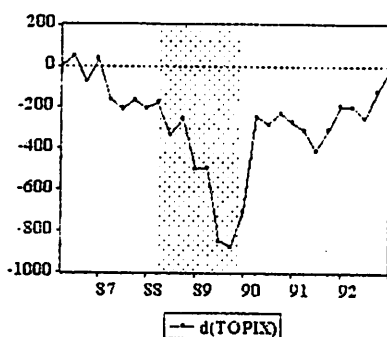


図 4.2.3 TOPIX 乖離差

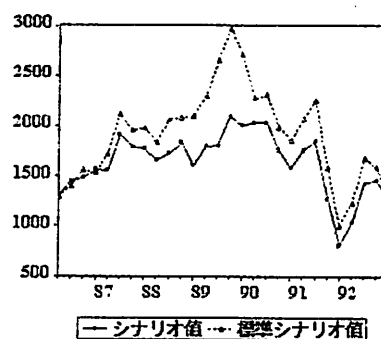


図 4.2.4 TOPIX 標準シナリオ値との比較

公定歩合の結果(図4.2.1)を見ると顕著に分かることは、戦後最低の2.5%まで下げたことが問題を引き起こしたことである。言い換えればバブルを引き起こした原因が、日本銀行の金融政策に対する資産価格への無関心にあったと言える。今のケースでの公定歩合は87年度前半には3%となるが、後半から引き上げされ4%程度、バブル絶頂期の88年から89年にかけて5%へと引き上げられ、プラザ合意以前の水準に戻される。また、それをTOPIXの結果(図4.2.3)で見れば、TOPIX(資産価格)について早期から注目・目標にしていれば、資産価格高騰(TOPIXの最大は89年第4四半期の2715)を回避している(図4.2.4)ことがわかる。つまり、プラザ合意以降(1985年9月)におこなわれた5回の引き下げのうち、3回の引き下げ(86年1月30日、86年3月10日、86年4月21日)は妥当であったが、残り2回は引き下げが過大であったとすることができ、資産価格への日銀の注目しておれば、低金利政策は行われず、日本のバブル経済は起きなかったと結論することができる。この点で元日本銀行理事で山一証券理事長の吉野俊彦氏の供述と符合している。日銀の資産価格への無関心というよりも大蔵省の強いコントロールがあったとみるべきであろう。

しかし平成不況時には、かえってその反動で金融引き締めが厳しくなっている。これはバブル回避によって社会厚生関数のウェイト変わった可能性があるからであろうと解釈できる。ここでは取り上げないが、より積極的な追加シナリオが必要であるかも知れない。以下全て同様である

のでバブル期までの評価をしていく。

また、公定歩合の変化により直接的に波及するのは金利であり、各種金利についても見てみる。各種金利も公定歩合の上昇に連動して同様に早期から上昇している。バブル期に見られた低金利は、代替資産である国債金利(RGB)の金利低下から株・不動産への投資の注目も引き起こしたことが伺える。

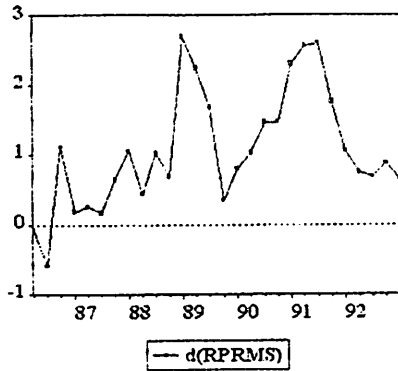


図 4.2.5 短期プライムレート乖離差

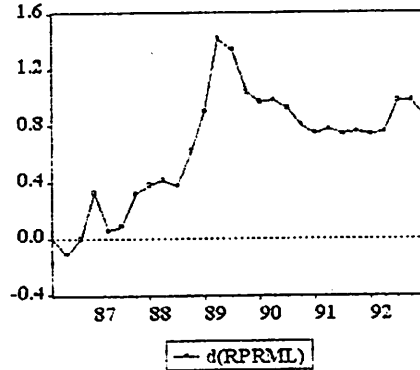


図 4.2.6 長期プライムレート乖離差

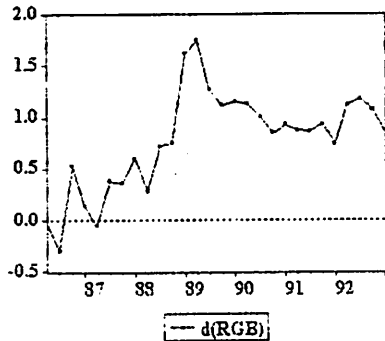


図 4.2.7 長期国債金利乖離差

更にマネーマーケットアプローチにより構築した金融モデルからマネーサプライ(M2CD)と民間銀行貸出の変動も見ておきたい。マネーサプライ(M2CD)は早期から減少している(図 4.2.8)。これは上でも述べたことだが、資産価格への早期注目から引き起こされた金融引き締め効果である。つまり景気が抑制されることが伺える。そしてバブル発生の原因の一つである民間銀行貸出への効果だが、注目すべき結果(図 4.2.9)が示されている。バブル回避された経済においては、貸出は抑制されている。当時低金利を背景とした資金需要の高まりによる融資姿勢の積極化がバブル経済崩壊後の多額の不良債権を産み出したが、バブル経済が回避されるならば、超低金利政策下において行われた無秩序な貸出が抑制されることが見られ、別の言い方をすればバブル経済に因って産み出された不良債権の額のスケールが分かることになる。

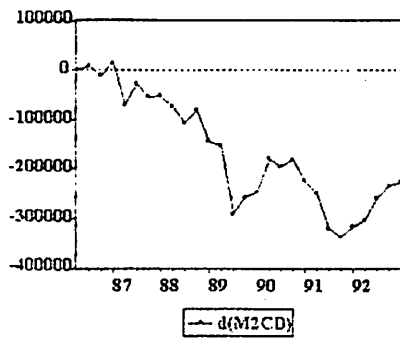


図 4.2.8 M2CD 乖離差

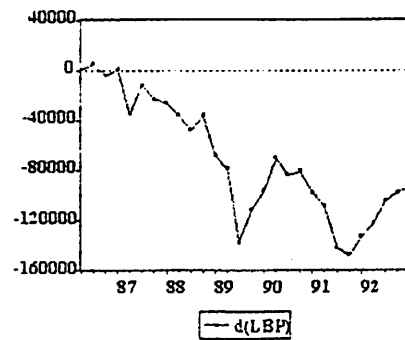


図 4.2.9 民間銀行貸出乖離差

GDPの結果(図4.2.10)を見ると減少しているが、これはバブル期に見られた高成長を引き起こすのではなく、安定成長が望めたということである。金利の低下に伴い民間投資、民間消費が増大していたことも伺う事ができる。ここからも資産価格への日本銀行の早期注目という政策姿勢の効果が高いことが見られる。今後、日銀の政策運営に資産価格の指標を加えないと、再度同じようなバブル経済を発生させる恐れがある。

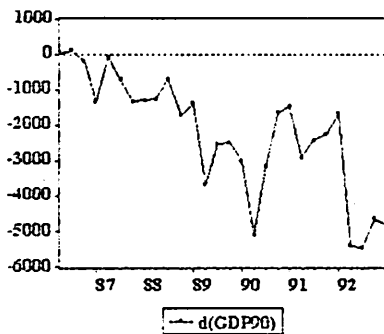


図 4.2.10 実質 GDP 乖離差

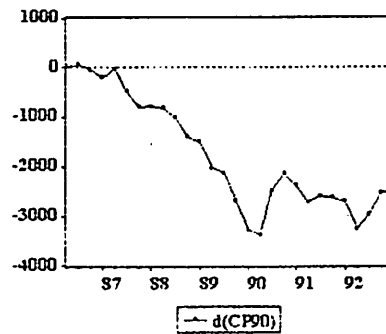


図 4.2.11 実質民間最終消費支出乖離差

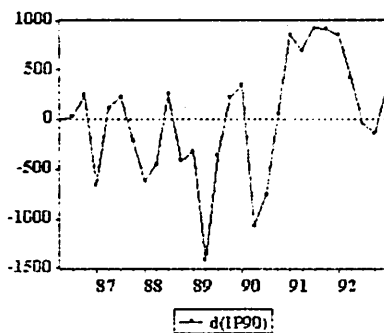


図 4.2.12 実質民間設備投資乖離差

為替レート・貿易収支に関して見る。87年1月のルール合意でプラザ合意での協調目標であるドル高是正の行き過ぎ感を一旦抑えるものであった。実際にはそれにもかかわらず円高は急速に進行したが、分析結果(図4.2.13)ではルール合意以降円高の急速な進行は多少だが抑えられる傾向がことが見られる。これも資産価格への日銀の早期注目から生じる金利の早期引き上げ

に因るものであり、また資産価格の高騰に因る海外からの資産流入が抑えられた結果であると考えられる。またプラザ合意での貿易不均衡是正に関しては急速な円高進行が抑えられた分、急速な不均衡是正は起きないが、結果的にプラザ合意での目標値に行き着くことも伺える。

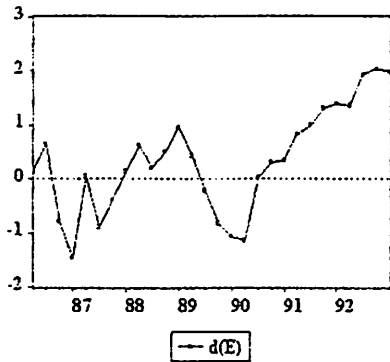


図 4.2.13 為替レート乖離差

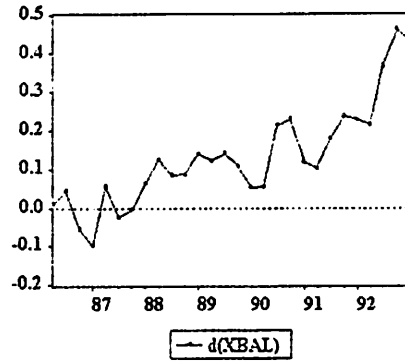


図 4.2.14 貿易収支乖離差

アメリカの政策運営のあり方の結果・検討も、あわせて示しておく。

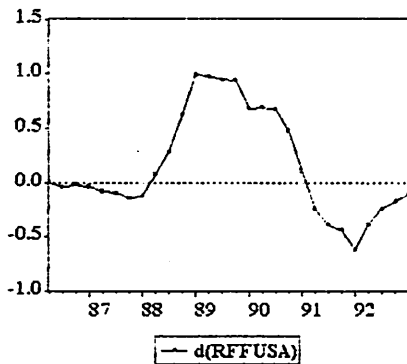


図 4.2.15 フェデラルファンドレート乖離差

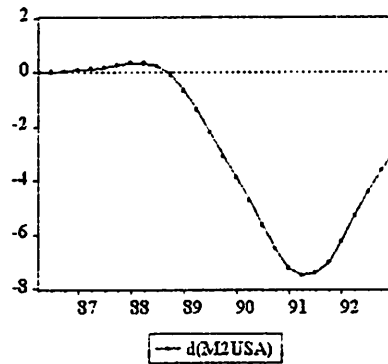


図 4.2.16 M2 乖離差

分析結果(図 4.2.15)からフェデラルファンド・レートは87年から88年にかけて下降しているが、これはマネーサプライの増加に因るものだが、その増加量は少ない。日本に先駆けてバブル経済の調整に入ることになる。アメリカが日本より早い時期にバブルの終焉を迎え、調整に入ったのは現実でもそうだが、それよりも少し早まっている。88年から89年にかけて標準的シナリオの場合より1%弱上昇していることが分かり、金融引き締めが強まることになる。これは同様にマネーサプライの影響であろう。マネーサプライの結果(図 4.2.16)を見ると、金融引き締めにより減少している。マネーサプライが減少した原因は、景気が標準的シナリオより早く悪化した、つまりバブルの終焉を迎えることであると言える。アメリカの景気調整の局面は早まっていることが分かる。

但し、これは日本経済の変化が多少の原因であるだろうが、直接的に生じたものではない。次節 4.3 のシナリオ分析における結果(図 4.3.9 参照)を見れば分かるが、ほぼ同じ動きとなっている。このことから日本からアメリカへは大きな影響を与えないことが分かる。アメリカは今では

世界経済の牽引車的立場は弱まっている感はあるが、その立場は否めない。プラザ合意以降89年までアメリカは、日本に対して様々な協調を要求したが、たとえ日本が最大限アメリカの協調に従って政策を実施しても、その影響は小さいことが分かる。つまりアメリカ自身が世界全体を見渡し、考慮して、アメリカの政策を決定すべきであると言える。これについては、後の4.4節について分析を試みる。

更に、アメリカの社会厚生関数を構成する実質GDPや失業率についても述べておく。フェデラルファンド・レートやマネーサプライの変動と同様に、88年度から標準的シナリオより減少する。ここからも景気の悪化が進行していることが顕著に伺える。失業率は実質GDPと逆の動きをする傾向にあり、結果からも同様のことが伺える。

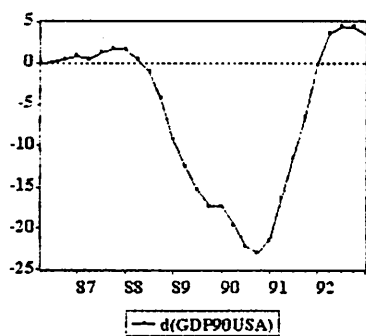


図 4.2.17 実質 GDP 乖離差

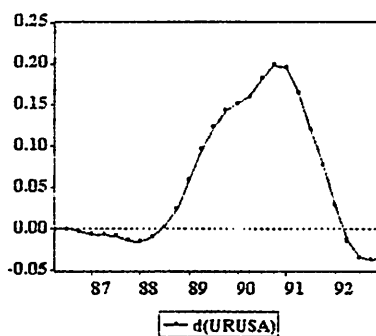


図 4.2.18 失業率乖離差

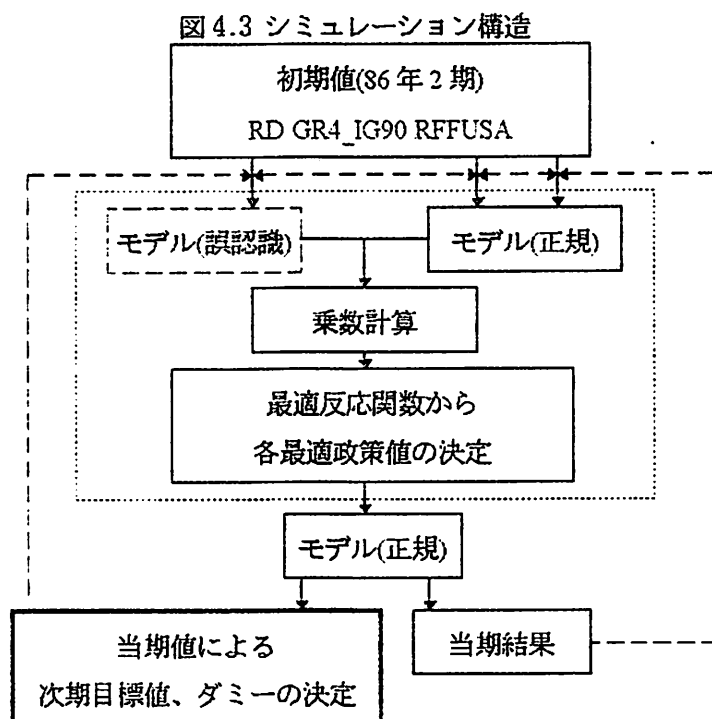
4. 3 モデル認識の違いのシナリオ

政府の認知するモデルと日銀の認知するモデルが異なる場合に、どのような政策的帰結がでるか分析する。真の日本経済のモデルは推定されたモデルであるが、政府は一応真のモデルを理解していると仮定する。ところが日銀は公定歩合の効果を高く見積もるような誤ったモデルを持っている場合の帰結を問う。政府は真のモデルを前提に最適化をするが、日銀の公定歩合の短期金利決定での係数がやや実際の推定値より高い誤ったモデルを前提に最適化を行うことになる。

分析効果(バブルの回避)を見ることができると思われる変数として、実質 GDP・物価(GDP デフレーター)・民間消費支出・TOPIX・各種金利・為替レート等、代表的なものを挙げて検討を加える。

4. 3. 1 シナリオのデザイン

標準的シナリオの真のモデルとは異なるモデルを使って、日本銀行が最適化を行う。ダミー・目標値設定は標準的シナリオと同様で行う(ケース1)。また、前節4.2のシナリオの結果から、TOPIXの変動が現実の変動とは異なって、早期から TOPIX 値の高騰を防ぐ結果となっていることが見られたことと、ケース1で日銀誤認識に因り、多少ではあるが、資産価格の高騰が未然に防ぐことができるとの結果を得られた(4.3.4.1 節 参照)ので、4.2 節のシナリオと混合したシナリオ分析を行う(ケース2)。前節にならって、以下図 4.3 にシミュレーションの構造を示す。



-----> 次期へ移る

4. 3. 2 日本銀行誤認識モデル

日本銀行のモデル誤認識は短期プライムレートにおける公定歩合のウェイトを高く見積もっているとする。標準モデルでは、

$$\begin{aligned} \text{RPRMS} = & -38.86121 + 1.0912302 * \text{RD} + 2.237115 * \text{LOG}(\text{GDP90}) \\ & + 0.47771885 * \text{LOG}(\text{BRSA}/\text{PGDP90} * 100) + 0.55501124 * \text{LOG}(\text{RRESSA}/\text{PGDP90} * 100) \end{aligned}$$

となっている。特に太字部に注意されたい。日銀誤認識モデルは以下の様にした。

$$\begin{aligned} \text{RPRMS} = & -38.86121 + 1.15 * \text{RD} + 2.237115 * \text{LOG}(\text{GDP90}) \\ & + 0.47771885 * \text{LOG}(\text{BRSA}/\text{PGDP90} * 100) + 0.55501124 * \text{LOG}(\text{RRESSA}/\text{PGDP90} * 100) \end{aligned}$$

つまり係数1.09を1.15に変更をした。実際の効果より高く効果を誤認識するのである。ここで誤認識モデルにおける公定歩合項のウェイトの与え方は、試行錯誤により行った。係数であるからあまり大きな値を与えると効果が大きく出過ぎるのである。どの程度の値が適切であるかは不明であるが、この程度の誤認識がどの程度の効果を持つかを見積もることが出来ればよいと考えた。

4. 3. 3 目標値・ダミー変数の設定

ケース1・ケース2での各目標値・ダミー変数の与え方は以下の様に設定した。なお、以下の設定は当期の結果から次期以降の設定を行っている。なおアメリカの設定は標準設定のままとした。

(ケース1)：標準的設定と同様

(ケース2)：

[ダミー設定]

TOPIXのダミーのみ設定変更する。(前節4.2と同様)

DUM_TOPIX_R(+1)=1;FOR d(TOPIX)>100 or d(TOPIX)<-100 or TOPIX>2000

[目標値の設定]

TOPIXの目標値のみ設定変更する。(前節4.2と同様)

86年2期～86:4期：TOPIX'=1500 それ以外：TOPIX'=1800

4.3.4 シナリオ分析結果

この分析でも4.2.3節で述べたことと同様の注意が妥当することに注意されたい。

4.3.4.1 ケース1

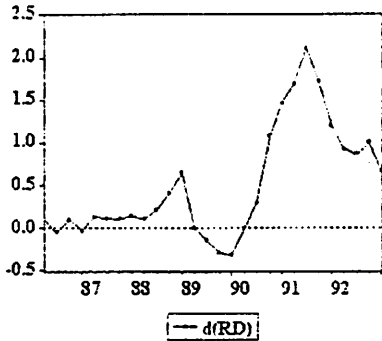


図 4.3.1 公定歩合乖離差

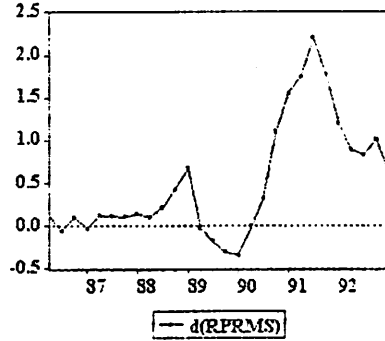


図 4.3.2 短期プライムレート乖離差

この分析では日銀の短期プライムレート(RPRMS)への公定歩合の影響を高く見積もった場合を考えているので、金利の変動を中心に見ることとする。公定歩合の結果(図4.3.1)を見るとバブルの急速な進行が見られたと考えられる88年度から89年度にかけて公定歩合は引き上げられることが分かる。それに伴い短期プライムレート(図4.3.2)等の各種金利(図4.3.3、図4.3.4)も引き上げられることになる。更に代替資産である国債金利の上昇に因り、資産価格[TOPIX](図4.3.5)も下がることが分かる。この結果から、公定歩合の金利への影響を高く見積もれば、資産価格の高騰を多少だが防ぐことが分かる。言い換えれば、日銀の公定歩合操作に因る金利への影響に対しての評価を高く見るとの姿勢を持った政策を行えば、資産価格に対しての政策効果を与えることができることが分かる。

また、4.2節同様、90年以降の金融引き締めが激しくなっている(平成不況が避けられていない)のは、多少のバブル回避に因り、より積極的なシナリオ設定が必要となるのであろう。前節同様、以下はバブル期についてのみ見ていく。

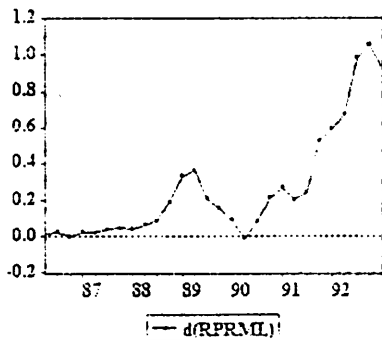


図 4.3.3 長期プライムレート乖離差

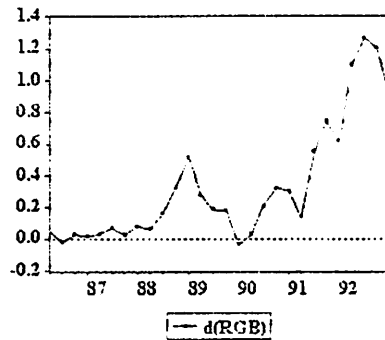


図 4.3.4 長期国債金利乖離差

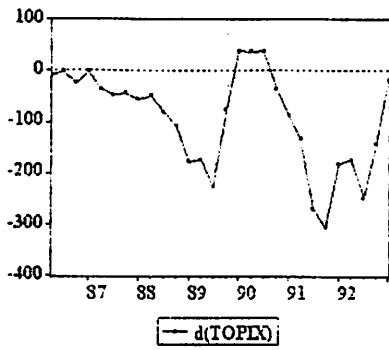


図 4.3.5 TOPIX 乖離差

また GDP 関係についても見ておく。GDP・民間消費・民間投資とも早期から減少している。この結果を通じて、日銀の公定歩合操作に因る金利への影響に対する姿勢の変更の効果を見ることができる。

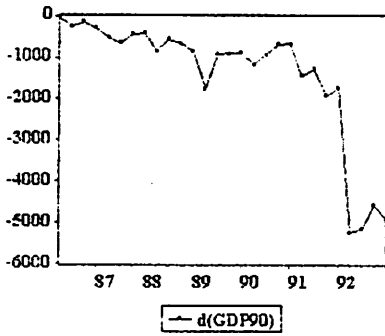


図 4.3.6 実質 GDP 乖離差

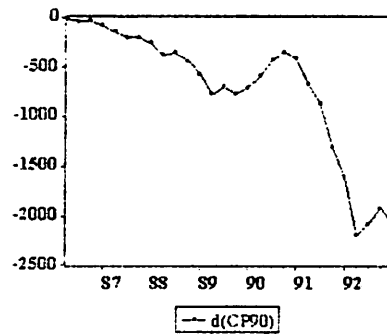


図 4.3.7 実質民間最終消費支出乖離差

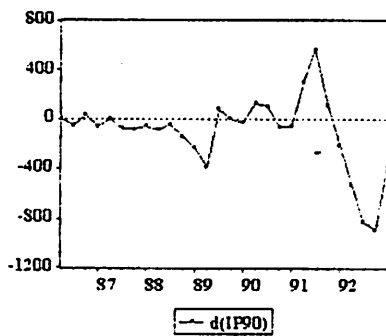


図 4.3.8 実質民間設備投資乖離差

アメリカの結果も見ておく。フェデラルファンド・レートは前節4.2の結果(図4.2.1参照)と同じ動きをしている(図4.3.9)。前節で日本は顕著な変化を見せたが、今ケースでの多少の変動しか見せていない。それにもかかわらず、フェデラルファンド・レートの変動は前節の結果とほぼ同じであるのは、日本経済のアメリカ経済への影響が小さいからであり、世界経済の主導者たるアメリカは、日本の変化にそれほど敏感に反応しないことが言える。

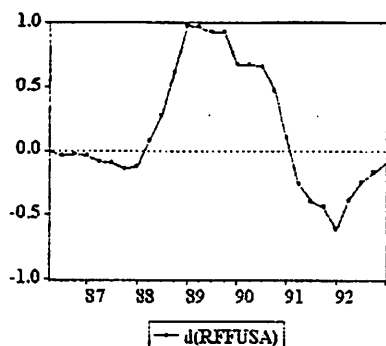


図4.3.9 フェデラルファンドレート乖離差

4.3.4.2 ケース 2

前節 4.2 のシナリオ分析との比較で見ると、

まず最初に公定歩合について見てみると、以下のグラフ(図 4.3.10、図 4.3.11)を比較すると分かるが、前節 4.2 のシナリオと同様の効果は得られているが、その変動の仕方に相違点が見られる。公定歩合は前節 4.2 同様早期に引き上げられることになるが、その引き上げ方が緩やかであることが分かる。日本銀行の社会厚生関数への資産価格の早期導入のみのシナリオ(前節 4.2)では、早期から引き締めに入ることが見られたが、88年から89年のバブル絶頂期には、急激な引き締めが見られていた。今ケースでも早期から引き締めに入るが、資産価格の高騰が見られた89年度では急激な引き締めは見られない。これが意味するところは、日銀の誤認識に因り、早期から金融情勢の安定が図られており(これは公定歩合の安定を図し、今ケースの場合4%付近)、それに伴い安定した経済を導いていることである。TOPIXについて(図 4.3.12、図 4.3.13)も見てみると、それは言えている。前節 4.2 では下降の度合いが強いが、今ケースでは早期から緩やかな減少を見せているということは、資産価格が安定した変動をする。

しかしながら前節までと同様、平成不況時には金融引き締めは厳しくなっているが、前節までと同様、バブル回避に因り、社会厚生関数のウェイトが増す等のより積極的なシナリオ設定が必要であろう。前節同様、以下バブル期についてのみ見ていく。

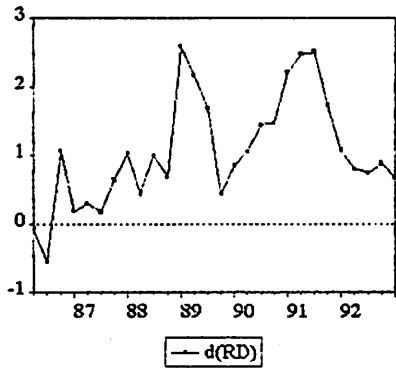


図 4.3.10 公定歩合乖離差(4.2 節)

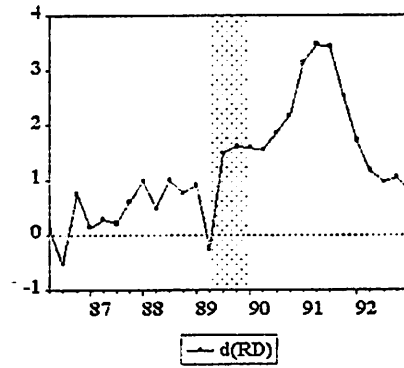


図 4.3.11 公定歩合乖離差(ケース 2)

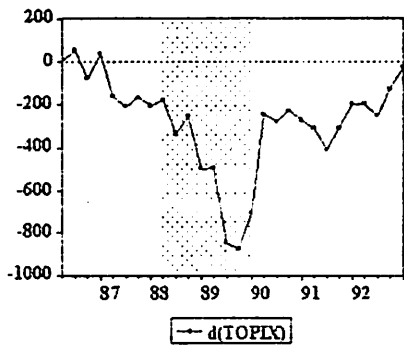


図 4.3.12 TOPIX 乖離差(4.2 節)

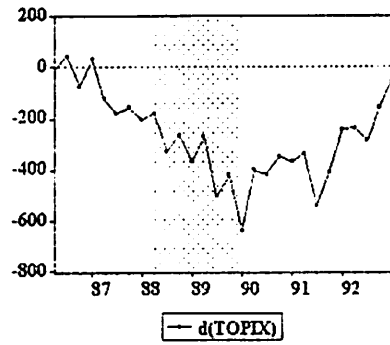


図 4.3.13 TOPIX 乖離差(ケース 2)

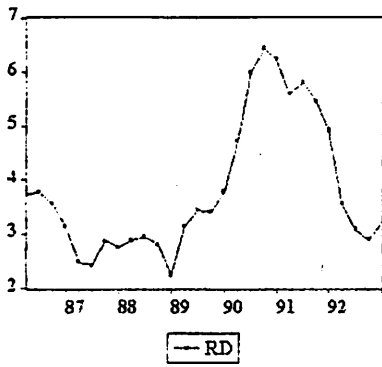


図 4.3.14 公定歩合標準シナリオ値

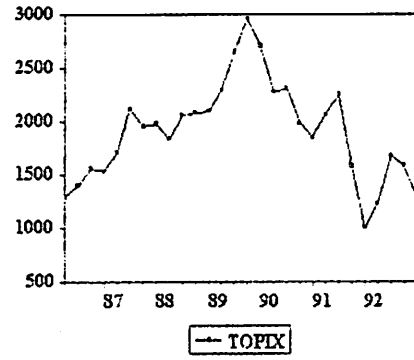


図 4.3.15 TOPIX 標準シナリオ値

このケース2のシナリオ分析から言えることは、日本銀行の政策決定姿勢が金利に対して敏感であり、資産価格への考慮がなされていれば、バブル回避が可能であったということであり、景気が安定して良好な経済が存在したかもしれない。

4. 4 戦略的マクロの国際的拡張—手段部分的協調政策の模索—

日本2本((4.1.1)式、(4.1.2)式)、米国1本((4.1.3)式、(4.1.4)式)の合計3本の社会厚生関数の加重和から日米個別経済の上部に位置する国際的社会厚生関数を定義する。これは仮説的なものである。仮説的という意味は、現実にはそのような国際的社会厚生関数が存在して実際の政策を導いたとは考えない。国際的社会厚生関数を各政策主体個別の推定された社会厚生関数の加重和として定義し、それに沿った最適反応関数を導く。そして前節まで同様、最適反応関数から導かれる最適政策値による経済の変動を見ることにする。

4. 4. 1 シナリオのデザイン

この節で取り上げる協調形態は米国金融政策のみ部分協調(ケース1)、日米両国の金融政策の部分協調(ケース2)として分析を試みる。

(ケース1):米国金融政策/部分協調

このケースでは、各政策主体の社会厚生関数は以下の様に定義される。

日本政府(日本財政政策) : $F_{G,J}$

日本銀行(日本金融政策) : $F_{B,J}$

米国金融当局(米国金融政策): $F_{*}=F_{B,J}+F_{B,U}$

(ケース2):日米金融政策/部分協調

このケースでは、各政策主体の社会厚生関数は以下の様に定義される。

日本政府(日本財政政策) : $F_{G,J}$

日本銀行(日本金融政策) : $F_{*}=F_{B,J}+F_{B,U}$

米国金融当局(米国金融政策): $F_{*}=F_{B,J}+F_{B,U}$

またケース1とケース2両方で、4.2節で行ったシナリオ分析と混合した分析を行う。これをケース3、ケース4とする。

なおシミュレーション構造は4.2節の図4.2と同様である。

4. 4. 2 最適反応関数の決定

まず国際的社会厚生関数を定義しなくてはならない。ここでは金融政策の協調を考えるので、(4.4.1)式のような国際的社会厚生関数(F_w)を定義する。これは各政策主体の社会厚生関数の単純な加重和から定義した仮定的なものである。

$$\begin{aligned}
 F_w &= F_{B_i} + F_{B_u} \\
 &= \{w_{1j} \sum_{i=0}^3 [(PGDP90(+i) - PGDP90^*(+i)) / PGDP90^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{2j} \sum_{i=0}^3 [(e(+i) - e^*(+i)) / e^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{3j} \sum_{i=0}^3 [(TOPIX(+i) - TOPIX^*(+i)) / TOPIX^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{4j} \sum_{i=0}^3 [(M2CD(+i) - M2CD^*(+i)) / M2CD^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{\eta} [(RD - RD^*) / RD^*]^2 \} \\
 &\quad + \{d89before * [w_{1u_1} \sum_{i=0}^3 [(PGDP90USA(+i) - PGDP90USA^*(+i)) / PGDP90USA^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{2u_1} \sum_{i=0}^3 [(URUSA(+i) - URUSA^*(+i)) / URUSA^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{3u_1} \sum_{i=0}^3 [(GR_M2USA(+i) - GR_M2USA^*(+i)) / GR_M2USA^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{ru_1} [(RFFUSA - RFFUSA^*) / RFFUSA^*]^2] \\
 &\quad + d89later * [w_{1u_2} \sum_{i=0}^3 [(URUSA(+i) - URUSA^*(+i)) / URUSA^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{2u_2} \sum_{i=0}^3 [(GR_M2USA(+i) - GR_M2USA^*(+i)) / GR_M2USA^*(+i)]^2 \\
 &\quad + w_{ru_2} [(RFFUSA - RFFUSA^*) / RFFUSA^*]^2] \}
 \end{aligned}
 \tag{4.4.1}$$

本来なら、(4.4.1)式から最適反応関数を微分操作を行い、推定作業を行って最適反応関数を導くのだが、簡易的に各政策主体の最適反応関数は(4.4.2)式、(4.4.3)式のように決定する。

公定歩合反応関数

$$RD = \{RD^{**}\} + \alpha \{RFFUSA^{**} \text{ (定数項は除く)}\} \tag{4.4.2}$$

フェデラルファンドレート反応関数

$$RFFUSA = \{RFFUSA^{**}\} + \beta \{RD^{**} \text{ (定数項は除く)}\} \tag{4.4.3}$$

但し RD^{**} 、 $RFFUSA^{**}$ は 4.1 節で導出した公定歩合反応関数((4.1.8)式)とフェデラルファンド・レ

ト(4.1.13)式、(4.1.15)式である。また $\alpha \cdot \beta$ は試行錯誤の上 $\alpha=0.01, \beta=0.01$ とした。

4.4.3 シナリオ分析結果

分析結果の比較はすべてのケースを比較して行う。標準シナリオのみでなく、4.2節の分析結果を前提として検討を加える。最初にケース1・2の比較を行い、次に、その結果も踏まえてケース3・4との比較を行うことにする。

4.4.3.1 ケース1・ケース2

公定歩合

公定歩合の標準シナリオとの乖離差をみると、ケース1(図4.4.1)・ケース2(図4.4.2)とも似た様な変動を見せている。日本がアメリカと協調をしても大した効果は見られないということを表している。しかしながらケース1では、標準シナリオとの変化が見られるので、アメリカの協調姿勢が日本に影響を及ぼすことは顕著に見られる。プラザ合意以降の日本の低金利政策は、アメリカが協調することで引締め政策(公定歩合の安定とも言える)へと変化しているが、それは88年頃89年にかけて標準シナリオ値とほぼ同じになる。プラザ合意以降のアメリカの協調目標がドル高是正であり、それを受けて日本では金融緩和協調がなされた為に、戦後最低の公定歩合2.5%という日本の金融緩和が急速に進んだ。しかしケース1の88年までの結果から、その金融緩和の程度が行き過ぎであったと言えることになる。これは為替の標準シナリオとの乖離(図4.4.3)をみれば明らかであり、為替の水準は標準シナリオと大した乖離は無い。また88年から90年にかけてそれほど乖離が見られないのは、その時期には協調の効果が希薄になり、つまり協調が社会厚生関数において効用を生まなくなっていると言える。これは88年にレーガン政権が終了し、協調政策の強い主張が低くなったことと合致する。故に協調が騒がれた80年代後半においては、プラザ合意以降ルーブル合意を経て88年度までは効果があったが、それ以降には効果が薄いことが分かる。これは為替の乖離を見ても明らかである。

そしてやはり前節までと同様、平成不況時には改善がみられないのは、バブル回避に困り社会厚生関数のウェイトが増したり、より積極的なシナリオが設定されるべきなのであろう。前節までと同様、以下はバブル期についてのみ見ていく。

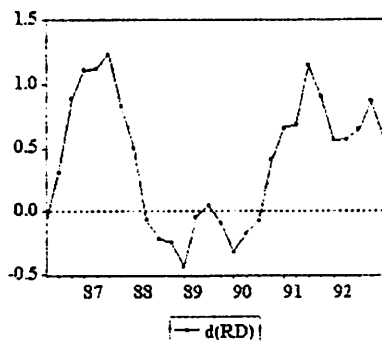


図 4.4.1 公定歩合乖離差(ケース1)

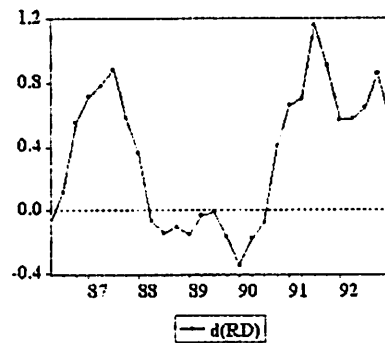


図 4.4.2 公定歩合乖離差(ケース1)

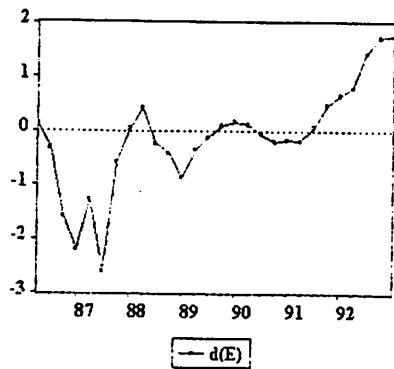


図 4.4.3 為替レート乖離差(ケース1)

TOPIX

公定歩合の結果からアメリカの金融協調の効果は88年度までと述べたが、TOPIXの乖離(図4.4.4、図4.4.5)を見ても同じことが伺える。88年度までは資産価格を抑える効果を示しているが、88年以降には標準シナリオとの変化が小さい。つまりアメリカの金融協調では88年から89年にかけての異常な資産価格の高騰は防げないことが言える。また日本の金融協調を加えたケース2での結果がケース1との結果と相違がほとんど無いのは、公定歩合のところでも述べたのと同様に、日本の協調はそれほど効果が無いからである。

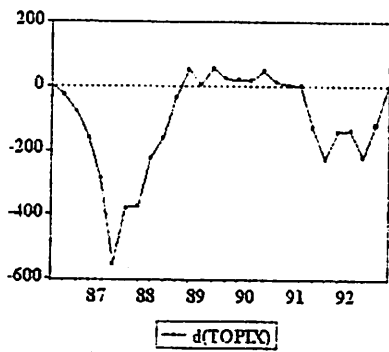


図 4.4.4 TOPIX 乖離差(ケース1)

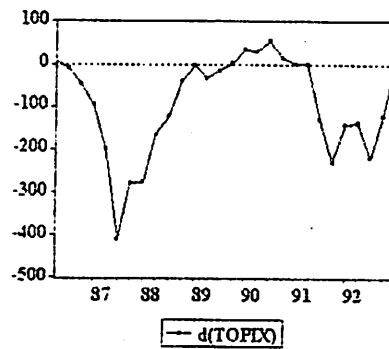


図 4.4.5 TOPIX 乖離差(ケース2)

実質 GDP

実質 GDP の結果(図 4.4.6, 図 4.4.7)も、公定歩合・TOPIX のところで述べたことと同様のことが伺える。

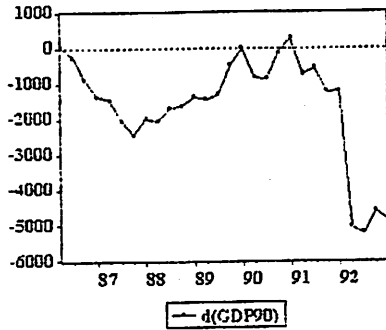


図 4.4.6 実質 GDP 乖離差(ケース 1)

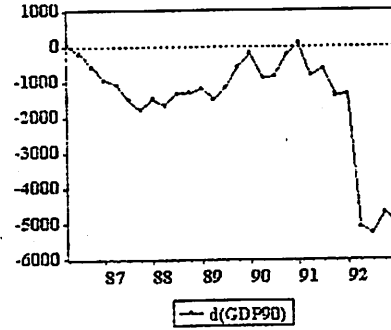


図 4.4.7 実質 GDP 乖離差(ケース 2)

フェデラルファンドレート

アメリカの結果は日米の協調形態について、重要なことを示している。日本公定歩合がケース1(図4.4.1参照)において、標準シナリオとの相違を顕著に見せたのに対して、フェデラルファンド・レートは標準シナリオとの相違の変化が殆ど無い(図4.4.8、図4.4.9)。これは日本の経済(金融情勢)の影響が、アメリカの経済を動かす程に大きくないのに対して、アメリカの影響は日本には大きなものであるということである。これは前節までに行ってきたシナリオ分析においても共通して言えてきたことであるが、それがここで明確になった。

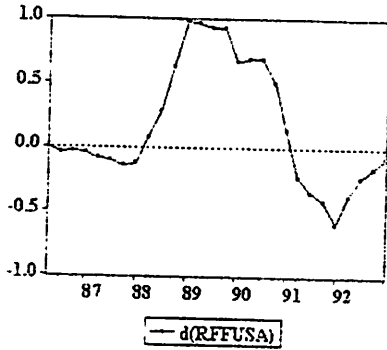


図 4.4.8 フェデラルファンドレート乖離差(ケース1)

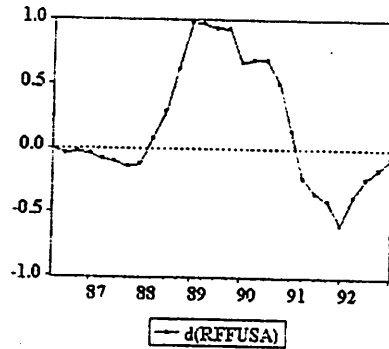


図 4.4.9 フェデラルファンドレート乖離差(ケース2)

失業率

協調におけるアメリカの変化は殆ど無いことから、当然以下のグラフを見れば分かるように、大した変化は無い。

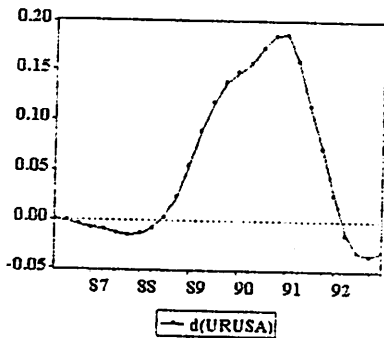


図 4.4.10 失業率乖離差(ケース1)

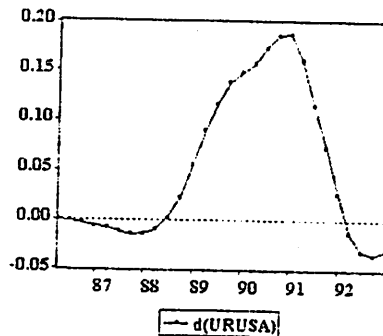


図 4.4.11 失業率乖離差(ケース2)

4.4.3.2 ケース3・ケース4

公定歩合

ケース1・2の結果からケース3・4の結果に相違点が殆ど無いと予想できるが、それは結果(図4.4.12、図4.4.13)からも明白である。

ケース1の結果で述べたが、協調の効果は88年度までであった。しかしここでは88年以降90年までにも効果が伺える。これは日本銀行の資産価格への早期注目・目標の効果である。4.2節のシナリオ分析で明らかになったことだが、今回の日本のバブル経済は、日本銀行の資産価格への無関心から生じたことが原因の一つである。資産価格の注目とアメリカの金融協調に因り、公定歩合の標準シナリオとの乖離が正で変動し、つまりこれは公定歩合の安定を示している。プラザ合意以降の国際協調を受けて88年まで4%程度で安定する公定歩合が88年で一度引き下げられ3%となるが、89年には再度引き上げられ5%となる。ケース1で述べた様に金融緩和が行き過ぎだったことと、一度の引き下げに関しては協調における景気調整の一環として行われるものであると解釈できる。そしてケース3における公定歩合の結果は、バブル回避へ4.2節のシナリオよりも良い効果をもたらすことがわかる。これはTOPIXの結果からも伺える。

そして今ケースでも平成不況時には改善が見られない。前節まで同様より積極的なシナリオ設定が必要なのであろう。

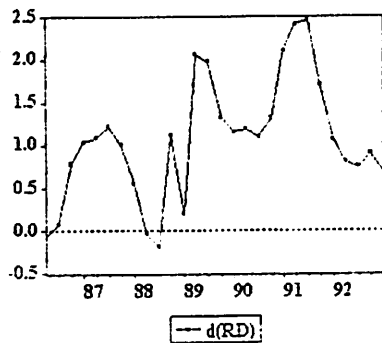


図4.4.12 公定歩合乖離差(ケース3)

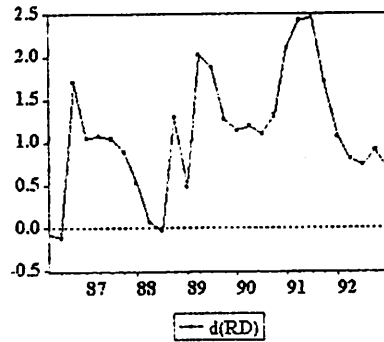


図4.4.13 公定歩合乖離差(ケース4)

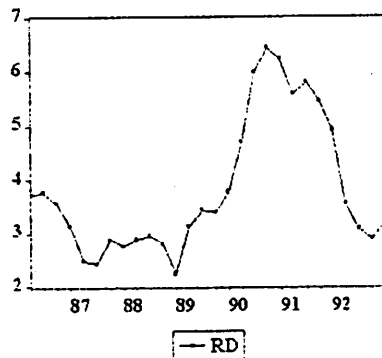


図4.4.14 公定歩合標準シナリオ値

TOPIX

公定歩合の結果に対する検討で述べたが、ケース3の効果は望ましいものであることは以下のグラフ(図4.4.15)を見て明らかである。4.2節でも資産価格の高騰を防ぐ結果が得られたが、89年までの過程において資産価格は1800以下で推移する(図4.2.4参照)。しかし、ケース3では89年までの過程では2000前後で推移している(図4.4.17)。バブル期に見られた資産価格の高騰は防ぎ、かつ望ましい資産価格の上昇を実現している。協調と日銀の資産価格への早期注目・目標の二つの要因の効果が望ましい経済を導いている。

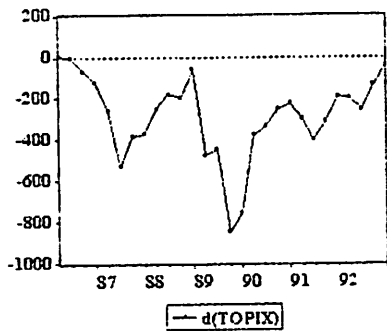


図 4.4.15 TOPIX 乖離差(ケース3)

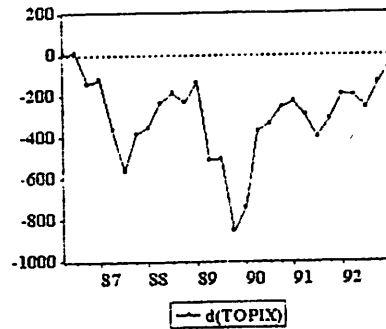


図 4.4.16 TOPIX 乖離差(ケース4)

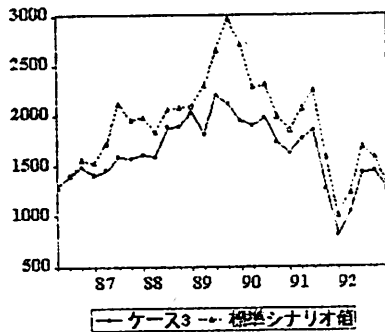


図 4.4.17 ケース3と標準シナリオ値との比較

実質GDP(日本)

ケース1とは異なり、日銀の資産価格への早期注目・目標の姿勢により88年以降も減少することになり、4.2節同様、バブル期に見られた高成長が抑えられ、安定した成長となっている。

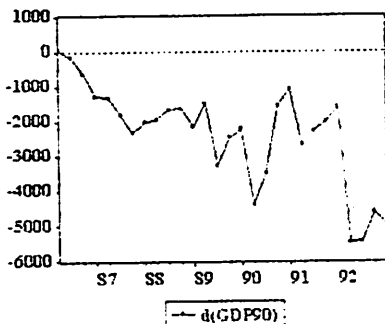


図 4.4.18 実質GDP 乖離差(ケース3)

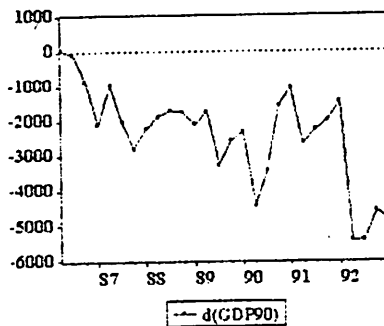


図 4.4.19 実質GDP 乖離差(ケース4)

フェデラルファンド・レート

フェデラルファンド・レートは前節までのシナリオ分析の結果とほぼ同じである(図 4.4.20、図 4.4.21)。ケース 1 の結果の検討でも述べたが、アメリカは日本の影響をほぼ受けないことがここでも明確である。協調の効果はアメリカには無いが、日本の結果では効果が顕著であることから、アメリカは日本を考慮にいれた政策姿勢を行う意義があると言える。

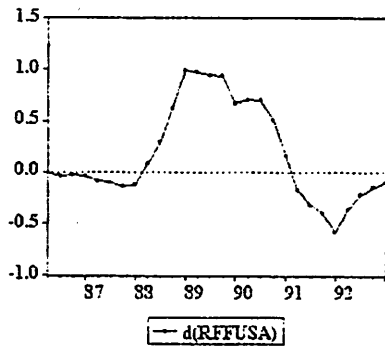


図 4.4.20 フェデラルファンド・レート乖離差(ケース 3)

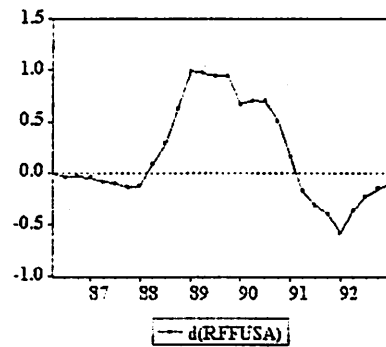


図 4.4.21 フェデラルファンド・レート乖離差(ケース 4)

失業率

協調におけるアメリカの変化は殆ど無いことから、当然以下のグラフを見れば分かるように、大した変化は無い。

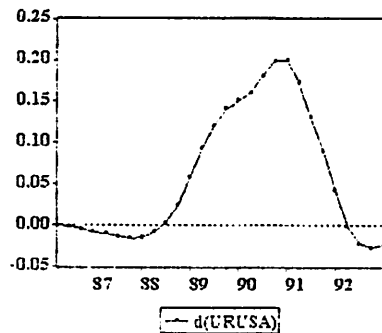


図 4.4.22 失業率乖離差(ケース 3)

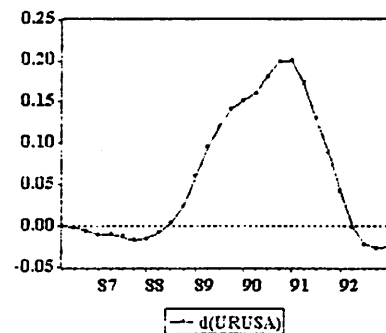


図 4.4.23 失業率乖離差(ケース 4)