

戦後復興期の拡張的経済政策について

金融仲介面からの評価

粕谷 宗久

1. はじめに
 2. 戦後復興期の拡張的経済政策と金融仲介動向
 3. モデル
 4. 実証分析
 5. おわりに
- 補論

1. はじめに

1945年8月の終戦直後の日本経済は、生産の低迷とインフレ圧力の高まりという問題に直面していた。当時の政府は、こうした状況に対処するため、インフレ抑制を犠牲にした生産促進政策¹⁾を1947年からドッジ・プランが始まる1949年初まで実施した。この政策の基本的枠組みは、中央銀行がファイナンスする財政資金を生産回復の鍵となる重要産業に重点的に供給するというものであった。この間、金融仲介面においては消費者の顕著な預金忌避行動が起きたことが知られている。消費者の預金忌避という行動は、その程度が激しいほど、金融仲介機関を通じた消費者から企業への資金の流れを狭隘化し、それだけ企業の生産活動を抑制する可能性がある。

当時の経済政策については、「通貨面でのかなり強いインフレ圧力に遭遇（したも

本論文の作成に当たっては、一橋大学浅子和美教授、東京大学国友直人教授、大阪大学高木信二教授、大阪大学竹内恵行助教授、一橋大学寺西重郎教授、大阪大学戸田裕之助教授、イェール大学浜田宏一教授、一橋大学深尾京司助教授、一橋大学福田慎一助教授、神戸大学本多佑三教授、一橋大学宮川努助教授、広島大学矢野順治助教授から有益なコメントを頂いた。ただし、有りうべき誤りは筆者個人に帰属する。また、本論文で示された見解は筆者個人のものであり、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

- 1) 増発通貨を重要産業に重点的に供給した当時の経済政策を、「傾斜生産」と呼ぶ場合もある。しかしながら、本来（あるいは狭義）の傾斜生産は、ボトルネックとなっている重要産業へ資源を集中させる政策のことであり、本論文では、混乱を避けるため「傾斜生産」という用語を用いていない。

のの) …、生産力立て直し自体は着実に進んだ」(内野[1978])²⁾との評価が一般的によく聞かれる。たとえ当該政策の直接の効果が生産立て直しにつながっていたとしても、その効果の大きさについては既述のようにインフレの影響によるマイナスの効果も勘案することが重要と思われる。つまり、当時、インフレあるいはインフレ容認的な通貨当局のスタンスが預金忌避行動を招いたのであれば、インフレ的経済政策の生産増加への効果はそれだけ割り引いて考える必要があることになる。その結果、当該政策がネットとして生産増加に必ずしも寄与するものではなかったことも有りえよう。³⁾ 実際、研究者の間では、「(当時の生産水準の上昇は、) 占領軍が日本経済の危機を認め、重油、原料炭、鉄鋼等の基礎資材の輸入放出に踏み切ったところが大きく、この意味では傾斜生産の貢献をそれ程高く評価すべきではない」(香西[1981])⁴⁾という主張が少なくない。当該政策が実質生産に及ぼす影響の評価は、日本の経験から市場化経済を目指す旧社会主義諸国やアジアの発展途上国への教訓を導こうとするケースが近年増加しているだけに、重要な問題となってきた。本論文は、かかる観点から、当時の通貨増発と結び付いたインフレ的経済政策が生産面へ及ぼした効果の検証を試みたものである。⁵⁾

以下、2.では戦後復興期のインフレ的経済政策と金融仲介動向を概観し、3.で通貨増発を許容する拡張的経済政策が生産に与えた影響を評価するためのモデルを説明、4.で実際のデータからその生産への影響を評価したあと、5.でインプリケーションを整理する。

2) 「傾斜生産方式の遂行によって物的生産力全体を引き上げ、正規の配給ルートを拡大しヤミ市場を縮小していこうとする…経済政策は、悪戦苦闘を続けながら、過渡的に、通貨面でのかなり強いインフレ圧力に遭遇する結果となった。…しかし、生産力立て直し自体は着実に進んだ」(内野達郎[1978]、p.64)。

3) 資本市場が未成熟な当時において、金融仲介機関による貯蓄者から企業への産業資金供給のパイプが狭まることは、資金面から企業の生産活動にマイナスの影響を与える可能性を持ったと考えられる。

4) 「石炭・鉄鋼の生産回復が軌道に乗ったのは、…、この間占領軍が日本経済の危機を認め、重油、原料炭、鉄鋼等の基礎資材の輸入放出に踏み切ったことによるところが大きい。この意味では傾斜生産の貢献をそれほど高く評価すべきではない」(香西泰[1981]、p.46)。

5) Teranishi[1994a]では、復興金融金庫を含めた金融機関貸出残高と実質生産の回帰から、貸出の実質生産に与えた影響がプラスであったとしている(同書、p.144)。しかしながら、同研究は、①当時の生産にとって重要であったであろう輸入数量を考慮していないこと、②通貨増発による産業資金供給政策の効果が、民間資金による企業への貸出効果と明確に分離されていないこと、③物価のマイナス効果を明示的に考慮していないこと、④期待インフレ率の分散拡大や期待インフレ率の発散といった可能性のある状況で起こりうる推計上のバイアスの問題を考慮していないこと、等の限界を抱えていると考えられる。本論文の実証分析は、これらの点を考慮している点で Teranishi[1994a]の分析と異なる。

本論文で得られた結論をあらかじめ整理すれば次のとおり。

- (1) 1947年から1948年にかけて行われた経済政策は、増発した通貨を重点産業に供給したことに特徴付けられる。もし、借入企業の信用不足等から企業が資金不足に陥っているならば、政府が財政資金を企業に供給することで社会全体の生産を増加させる。しかしながら、そのための財政資金を通貨増発によって調達するといったインフレ容認的な政策を伴う場合には、

- ① 通貨増発予想を通じて期待インフレ率を高める、
- ② 期待インフレ率の分散（あるいは翌期のインフレ率の不安定感）を増大させる、
- ③ 将来物価のアンカー（将来の物価が長期的に収束していく水準）が不透明になり、ファンダメンタルズのいかににかかわらず、翌期の物価の上昇期待が当期物価を上昇させるといったプロセスでインフレが加速する（いわゆる“バブル”的プロセス、あるいはインフレ期待の発散）、

等のルートで預金保有の期待機会費用を増大させる可能性がある。この期待機会費用が増大する場合には、金融仲介量の減少を通じて実質生産にマイナスの影響が及ぼされる。この点を考慮すると、実質生産の増加を目的とした政策の効果が、総合的にみた場合に果たして実質生産にプラスの影響を与えるものであったかどうかは理論的には必ずしも明白でない。

- (2) インフレ等の影響も加味した場合、実際のデータを用いた分析でも、当時の政策が実質生産にプラスの影響を与えたという証左は得られない。データからはそうした結果の背後にあると考えられる実質生産への負の影響を与える要因を直接抽出することは困難であるが、既述の3つのルートを經由して実質生産に負の影響を与えたことは十分に予想される。⁶⁾
- (3) 共産主義体制崩壊後の多くの東欧諸国では、復興期の日本のように高率のインフレ下で生産低迷に悩んでいる。当時の日本と現在の東欧諸国を取り巻く環境は、明らかに多くの違いがあり、日本の経験を直接現在の東欧諸国に適用することは、必ずしも適切なこととはいえない。そのことを踏まえたうえであえて何らかの教訓を

6) 例えば高木ほか[1994]のように、当時のインフレーションはかなりコントロールされたものだという見方もある。こういった見解の相違の原因の1つは、使用する物価指数の違いである可能性がある。高木ほか[1994]の分析で用いられている闇物価では1948年（拡張的経済政策2年目）7月から伸び率の鈍化がみられるが、本論文で用いられている実効物価（闇物価と公定価格の加重平均）ではその時期の伸び率鈍化は見られない。闇物価は、一般的には、公定価格と闇価格の加重平均である実効物価より、需給動向に敏感であるが、本研究で実効物価を用いたのは、この時期の闇物価の下落を、「公定価格の大幅引上によって闇市場に買い向かう資金が相対的に不足した結果」（日本銀行「特別経済月報・昭和23年8月」日本銀行調査局編『日本金融史資料・昭和統編・第1巻』、1978年、p.577）と判断し、その影響を排除することが必要と考えたためである。

得ようとした場合、当時の日本の経験は、たとえ重点産業へ資金を選択的に供給する政策が増産効果を持っていたとしても、そういった政策の財源を通貨発行で賄うことは、増産効果そのものを危うくする可能性があるという意味で教訓となるかもしれない。

2. 戦後復興期の拡張的経済政策と金融仲介動向

(1) 戦後復興期の拡張的経済政策

この時期の経済動向と経済政策については、Hamada and Kasuya[1993]等で詳細に述べられているが、ここでは簡潔に一連の流れを整理しておこう。1945年8月、終戦時の日本経済は、生産水準の大幅な落込みとインフレ圧力の高まりという問題に直面していた。まず、終戦直後の生産水準は大きく落ち込み、翌年の1946年には、鉱工業生産指数で戦前ピーク〈1934～36年〉の約28%、⁷⁾実質GNPで戦前ピーク〈1934～36年〉の約69%⁸⁾まで低下していた。もっとも、生産資本という点では戦争被害は概ね戦時中に増加した設備相当分にとどまっており、終戦直後の生産設備は戦前ピークに当たる1934～1936年頃の水準とほぼ同程度であった。⁹⁾つまり、当時の生産低迷は、生産設備の不足というよりは、原材料、特に海外からのエネルギー輸入、の不足に大きな原因があったとみることができる。戦争の進行につれて減少を続けてきた海外からの原材料輸入については、終戦直後になると連合軍総司令部によって原則禁止措置がとられていた。海外からのエネルギー輸入の不足を補うための手段としては国内炭の生産があったが、その産出量は採掘資材不足等から1946年には戦前ピーク〈1934～36年〉の約53%、戦中ピーク〈1941年〉の約36%¹⁰⁾まで落ち込んでいた。

一方、軍需資金調達を背景とした大量の国債発行の結果、戦争末期の国債残高は名目GNPの約2倍にも達していた。¹¹⁾この大量の金融資産は、生産低迷とあいまって、財市場に超過需要を生み出し、終戦直後にインフレを発生させた。消費財の闇物価は1945年9月から翌年2月までに2倍という高い伸びを示した。

当時の政府は、こうした状況に対し、生産回復を重点に置いた政策を企図した。¹²⁾

7) 大蔵省財政史室[1978]、p94。

8) 同上書、p28。

9) 終戦時残存国富（資産的一般国富）の無被害想定国富（戦災がないとしたときの資産的一般国富）比が約75%であるのに対し、戦争前の1935年比は約101%ではほぼ同水準になっている。（同上書、pp14-15）。

10) 日本銀行調査局[1966]、p.99。

11) 同上書、p.159。

12) 1946年12月に行われた石橋蔵相の財政演説には、インフレを犠牲にして増産を図るという政策の意図が端的に示されている。「（生産活動の再開のために）たとえ財政に赤字を生じ、ために通貨の増発を来してもなら差し支えない」（大蔵省財政史室[1982]、pp.157-162）。

すなわち、ボトルネックとなっている石炭、鉄鉱といった重要生産物の生産に資源を集中させるため、日銀借入や日銀引受債券で調達した資金を当該産業へ供給する産業政策を開始し、1949年初にドッジ・プランが開始されるまで続けた。当時行われていた政策手段としては、以下に述べる価格差補給金、復興金融金庫融資が代表的なものであった。

まず、価格差補給金は、生産促進を図って生産に必要な重要物資の購入価格を低めに統制する¹³⁾ために、当該重要物資の供給企業に対し販売価格と製造コストの差額を補助金として供給するものである。その規模は、1948年で1,141億円と一般会計歳出の約24%にまで達していた。¹⁴⁾この補助金の特徴は、その財政資金の大部分が中央銀行借入でファイナンスされた点にある。この結果、政府の中央銀行からの借入は1946年の148億円（一般会計歳入〈1189億円〉比約12%）から1947年461億円（同〈2145億円〉比約22%）に急増した。¹⁵⁾

また、復興金融金庫は、経済復興に必要な資金を企業に融資することを目的として1947年1月に設立された公的金融機関である。¹⁶⁾設立以降、石炭等当時の重点産業に融資を続け、1948年末における貸出残高は約442億円と全国銀行貸出（同3813億円）比約12%にも達した。¹⁷⁾この復興金融金庫もまた、復興金融金庫債の中央銀行引受というかたちで、その原資の大部分を中央銀行に依存しており、1948度末復興金融金庫債残高1,091億円のうち約6割が日本銀行引受となっていた。¹⁸⁾

(2) 金融仲介動向

政府が生産の低迷とインフレ圧力の高進に悩まされていた復興初期、金融仲介面では消費者の預金忌避行動が問題になり始めていた。¹⁹⁾全国銀行預金残高²⁰⁾の伸びは低

13) 統制の根拠法は、1946年3月3日に公布された物価統制令。なお価格差補給金とは、元来、企業の生産インセンティブを引き出すための高めの供給価格（生産促進）と低めの需要価格（物価安定）という2つの目的を両立させようとするための手段であるが、1947～1948年の時期には、重要物資の生産促進手段としての性格が強まった。例えば、1947年7月導入の価格体系では、鉄鋼等の重点産業向け石炭の購入価格が、他の需要者向けより低く設定されている。

14) 香西泰[1981]、p.50。

15) 大蔵省財政史室[1978]、p.164、p.324。

16) 復興金融金庫の前身は、1946年8月、戦時補償債務打切りが決定された時に、それによって予想される企業の事業資金枯渇に対処するため日本興業銀行に設置された復興金融部である。

17) 同上書、p.482、p.565。

18) 香西泰[1981]、p.51。

19) 当時の消費者は、預金忌避と同時に現金保有も忌避した。結果として、一部の個人在庫等を除けば、消費が増加したことになる。実際、1934～36年平均の消費性向が約65%であったものが、1947年には約70%まで上昇している（大蔵省財政史室[1978]、pp.26-27）。また個人貯蓄率は22年度から24年度までマイナスを示した（日本銀行統計局[1966]、p.50）。

迷を続け、1945年秋には連続4ヶ月のマイナス（1945年10月～1946年1月）を示した。

8月15日終戦詔勅後、蔵相が預貯金の無制限支払いを保証する声明を発表したにもかかわらず、預金引出は急増した。この引出がいかに激しかったかを、当時の日本銀行調査月報は次のように伝えている。

「(8月)15日正午詔勅渙発の発表あり。続いて蔵相の預貯金無制限支払いの声明ありたるも払い戻し請求は全国を通じて行われ、…、15日以降18日迄の4日間にて、…、本行券実際発行高の膨張は8,659百万円(筆者注:1945年7月末の現金残高比24%)に達せり」(日本銀行調査月報昭和20年8～11月、日本銀行調査局[1978b]、p.2)。

このような深刻な事態に対処するために、1946年2月、金融緊急措置令・同施行規則が公布・施行され、預金封鎖が行われた。この措置によって、特に定めがある場合(基本的に個人の生活費および企業の運転資金)以外の預金の引出が禁じられた。しかしながら、大量の流動性を供給し続けていた財政支払いが封鎖預金の対象とならなかった等のさまざまなループ・ホールが存在し、預金流出は一時的には鈍化したようにみえたが、預金忌避傾向は止まらなかった。²¹⁾なお、終戦時に蔵相が預金払戻停止等の措置はとらないと明言したにもかかわらず約半年後にこのような措置が行われたことは、預金者の不信感を募らせたことで逆に預金滞留を阻害する一因にさえなっているとされている。²²⁾

当時、こうした預金忌避行動については、「赤字財政に由因する通貨の相次ぐ増発に伴う」²³⁾高率のインフレが有力な要因としてすでに指摘されていた。²⁴⁾ここで、インフレ容認的政策が預金保有に与える影響について簡単に整理しておこう。インフレ容認的政策は、次の3つのルートで預金保有の期待機会費用²⁵⁾を引き上げたと考え

20) 特殊預金は除く。特殊預金とは、戦争中に、インフレ防止の見地から、企業設備や建物の強制疎開に対して支払われた補償金、空襲の被害に対して支払われた損害保険金等を長期預金させたもの(日本銀行[1985]、p.24、p.26)。

21) こうした事態を受け、1946年10月11日には消費者の貯蓄を増やすための貯蓄運動が閣議決定され、それに基づき救国貯蓄増強方策まで実施されている。

22) 「(1946年)7月に入り、…個人封鎖預金に対して…何等かの封鎖措置がとられるであろうとの噂が流布せられ、…預金に対する不安感は一層濃厚となった。これに伴い、…預金の逃避傾向がかなり顕著になった」(日本銀行調査局編[1978b]、p.127)。

23) 「我が戦後経済復興の諸条件は依然として不安定の儘におかれ、殊に…赤字財政に由因する通貨の相次ぐ増発に伴い…通貨不安は広汎かつ深刻とな(った)」(通貨安定対策本部「救国貯蓄運動の回顧」1947年7月、日本銀行調査局編[1980]、p.596)。

24) Teranishi[1994b]でも、実質金利と実質預金残高の相関分析から、復興期に期待インフレ率の上昇による預金回避が起きた可能性を示唆している。

25) ここでいう期待機会費用とは、預金ではなく実物資本を保有した場合に得べかりし利益を指し、インフレによる預金の目減り分も含まれる。

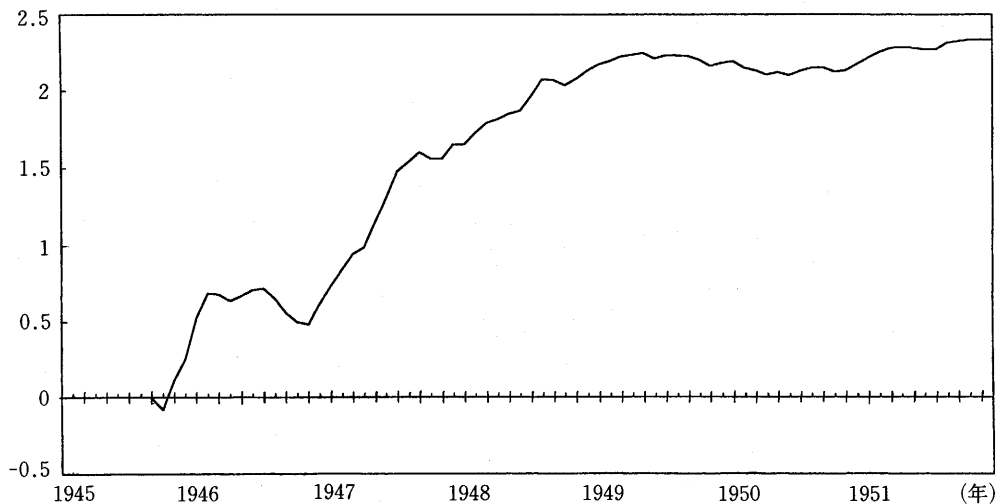
られる。

第1のルートは、通貨増発による当期のインフレ率の上昇が、翌期の通貨増発予想を通して翌期の期待インフレ率を上昇させ、預金保有の期待機会費用を高めるルートである。預金者にとって政策（政策変数）が確率的であり、かつ、当期起こったことは翌期もある程度の確率で起こりうると認識されている限り、²⁶⁾当期のインフレ率が翌期の期待インフレ率に影響を与えうる。ここで実際の物価（実効消費者物価指数²⁷⁾）の動きをみると（第1図）、1946年末にかけて沈静化してきた物価が、1947年に入って再び上昇、1949年央から再び沈静化したことがわかる。この動きは、1947年から1949年初までの通貨増発を伴う拡張的経済政策の時期に一致し、当該政策が物価を上昇させたことを示唆する。また、各期の物価が実際に上昇していれば、既述のように、各期における翌期の予想インフレ率も上昇したであろうことが推測される。

第2は、インフレ容認的経済政策スタンスが、翌期の物価の不安定化（期待インフレ率の分散増大）をもたらすことで、預金の期待デフォルト・コスト²⁸⁾を増加させ、

第1図 実効消費者物価指数の推移

1945年9月= $\ln(1.00)$



26) 期待の形成が適応的であれば勿論、合理的であっても、政策遂行そのものに技術的な自己相関（当期と翌期の相関）があれば、こうした状況は起こりうる。

27) 総理府統計局実効消費財物価指数、大蔵省財政史室編[1978]、p.47。統制価格と闇価格がある場合、それぞれの購入数量をウェイトにした平均価格で、消費者の購入価格に関する「消費者価格調査」をもとに算出。総務庁統計局[1993]、pp.1-2参照。

28) 預金の引出不能額の期待値。

期待機会費用を高めるルートである。²⁹⁾当時の日本の金融は、欧米先進国に比べ証券取引所を中心とする有価証券市場の発達に現在以上に遅れていた。貯蓄の殆どは金融機関に集中され、企業は、短期資金はもとより長期資金まで、金融機関に依存していた。³⁰⁾こうした名目債務（名目値で契約がかわされる債務契約で通常の預金や貸出等を指す）型の金融においては、貸し手がリスク回避的であろうとなかろうと、翌期の物価の不安定さ（期待インフレ率の分散増加）が期待デフォルト・コストを通じて債務の期待機会費用を高めることが指摘されている³¹⁾（Hamada and Sakuragawa [1993]）。まず、貸出、預金といった名目債務契約は、名目契約返済額が一定であるため、返済時の物価が高ければ高いほど、名目契約返済額を物価で割った実質契約返済額はそれに見合って0に近づく一方で、物価が低ければ低いほど、名目契約返済額を物価で割った実質契約返済額は無限大に向かって増えていく。このように実質契約返済額は物価変動について対称的だが、デフォルトの可能性を考慮した場合の期待実質返済額（実際に返済されることが期待される実質額）については対象とならない。なぜなら、返済の原資が実物投資プロジェクトからの収益である借り手にとって、返済しなければならぬ実質契約返済額が小さくなっていく場合には返済に何ら支障がないが、返済しなければならぬ実質契約返済額が大きくなっていく場合には、デフォルトの可能性が高まり、期待実質返済額が実質契約返済額ほどは増加していかないからである。ここで、将来の物価がより不安定（期待インフレ率の分散増加、あるいは、物価の上昇・下降双方の可能性の増大）となる場合を考えると、物価の下がる可能性が増加するときのみ期待デフォルト・コストが増加するので、物価の上がる可能性の増加による期待実質返済額の見減りを、物価の下がる可能性の増加による期待実質返済額の増加が相殺できなくなる。それゆえ、将来の物価が不安定になる場合、たとえ期待インフレ率が一定であっても、預金といった名目債務の期待デフォルト・コスト増大分だけ期待機会費用が高まる。結果として、預金といった名目債務が敬遠されることになる。³²⁾

第3は、インフレ容認的経済政策スタンスが、将来の物価のアンカー（将来の物価が最終的に収束していく水準）を不透明化することで、翌期の物価上昇期待が当期の

29) 物価のアンカー（物価が長期的に収束していく水準）が明確であっても、将来物価のパスの分散が大きくなることはありうる。この意味で、将来物価の分散と、次に述べる物価のアンカーの不透明化は区別される。

30) 日本銀行調査局[1980]、p.238。

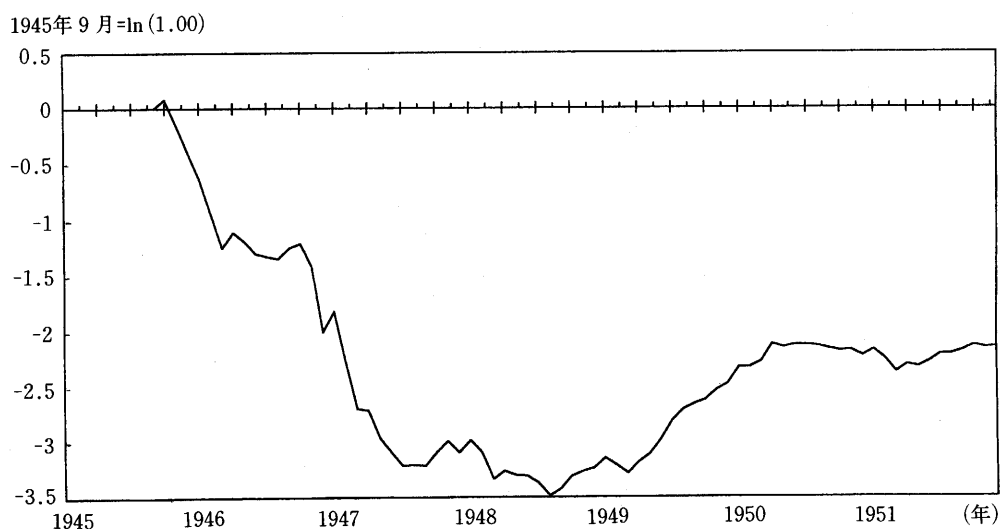
31) 実質収益率の分散が債務契約の期待デフォルト・コストを増加させることで実質債務契約量に影響を与えることは、Williamson[1987]等で指摘されている。なお、こうした議論は、情報の非対称性を前提とする金融仲介理論（Townsend[1979]、Diamond[1984]等）に基づいている。

32) 期待インフレ率の分散自体は直接観測可能でないが、後述の実証分析で間接的に検証が行われる。

現・預金忌避を通じて当期物価を騰貴させるといった拡散的・自己充足のプロセスを引き起こし、物価の加速度的騰貴をもたらすルートである。これは、いわゆる「バブル」と呼ばれている現象である。インフレのこうしたかたちの捉え方の原形は、Flood and Garber[1980], Burmeister and Wall[1982]等に見ることができる。確かに、第1図をみると当時の1947年から1948年にかけての物価上昇の仕方は、上昇テンポが速まっているように見受けられるが、より厳密な議論は3.以降行われる。³³⁾

次に、通貨増発予想による期待インフレ率の上昇、期待インフレ率の分散増大、アンカーの不透明化によるインフレ期待の発散が起き、預金保有の期待機会費用が上昇

第2図 預金（定期預金）の対名目生産量比率



33) ここで、既述の「翌期の通貨増発予想に伴う期待インフレ率の上昇」と「インフレ容認的経済政策スタンスによるインフレ期待の発散」の関係を整理しておこう。インフレ期待の発散時にも、期待インフレ率の上昇が起きるが、両者の違いは、その発生プロセスにある。前者においては、翌期の実体経済を上回る通貨供給予想が期待インフレ率を高める。後者の場合は、翌々期以降の期待インフレ率および将来の物価の収束する先（アンカー）が翌期の期待インフレ率を決定する。翌期のインフレ率は翌々期のインフレ期待から翌期どの程度通貨忌避が起きるかによって決まる。また翌々期のインフレ期待は翌々々期のインフレ期待からどの程度翌々期に通貨忌避が起きるかに依存する。このプロセスが繰り返されていった将来の物価の収束先（アンカー）が不透明であれば、期待インフレ率は文字どおりアンカーを失い加速度的に増加してゆくことになる。このプロセスにおいては、前者と異なり、翌期の通貨量の予想よりは、将来の物価の収束先に関する政策当局のコミットメントのなさが重要な要素となる。

また、前者では、名目通貨量と名目生産量（物価×実質生産量）の関係が安定的であることを前提としているのに対し、後者が発生するプロセスでは、それ自体、名目通貨量と名目生産量の関係が安定的でなくなることを意味する。このことは、実証分析において大きな意味を持つ。

本論文では、誤解の生じない範囲内で「翌期の通貨増発予想による期待インフレ率の上昇」を、簡単化のために「期待インフレ率の上昇」と記述することとする。

したであろう状況の中で、実際の預金量（定期預金の対名目生産比）がどのように変化したかをみてみよう（第2図）。預金量は、終戦以降低下傾向が1946年頃に鈍化した後、1947年から再び鈍化、1949年初になってようやく上昇傾向を示している。³⁴⁾

このような預金忌避行動は、金融機関の資金繰りを悪化させる。また、預金者が金融機関へ資金を預ける場合と同様、金融機関から企業へ資金を貸し出す場合にも、インフレが貸出債権の期待機会費用を高めることが考えられる。これらの理由から、金融機関の貸出姿勢が慎重になり、結果として金融仲介の狭隘化を招いた可能性があると考えられる。

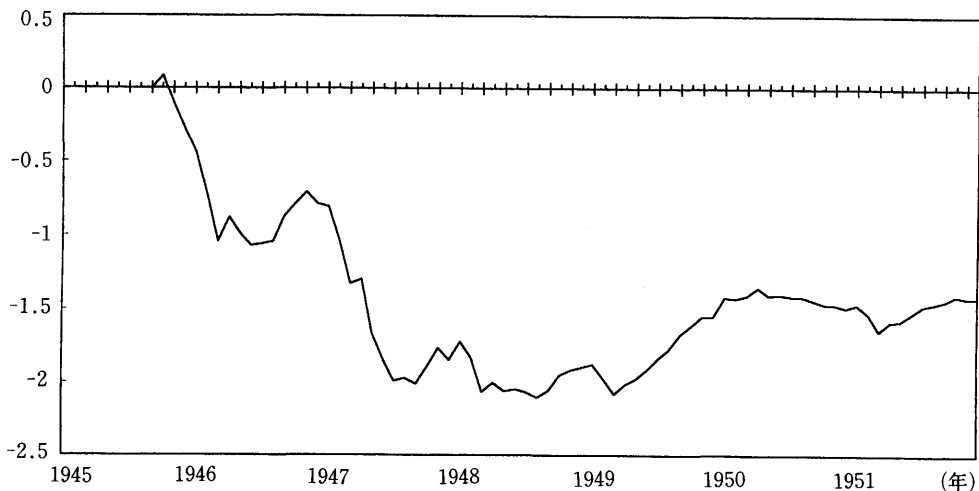
当時の日本銀行調査局では金融機関の貸出慎重な姿勢を次のように伝えている。

「貸出（面をみると）…設備資金は敬遠され、運転資金も殆ど1ヶ月以内という状態である」（日本銀行調査局「経済情勢調査・1946年10月～12月」日本銀行調査局[1978a]、p.276）。

実際の貸出（全国銀行貸出の対名目生産比）をみると（第3図）、終戦時以降低下傾向が続き、1946年後半にその低下テンポが鈍化したものの、1947年に再び低下傾向を強めた。1949年に入ってようやく上昇傾向に転じたが、その上昇テンポはゆっくりとしたものにとどまった。³⁵⁾

第3図 貸出（全国銀行貸出）の対名目生産量比率

1945年9月=ln(1.00)



34) 預金の対名目生産比率の低下については、預金引出という積極的な預金忌避に加えて、インフレによる預金の実質価値の目減りの放置（ポートフォリオ調整の放棄）といった消極的な預金忌避も含まれる。なお、1947～1948年にかけての流通速度の低下は、岡崎・吉川[1993]、pp.76-78でも指摘されている。

35) 預金の変化に比べれば、貸出の変化の方が緩やかである。これは、日銀の対民間金融機関貸出等のバッファがあったためである。

1947年から始まったインフレ容認的経済政策は、このような預金忌避傾向を強め、企業への資金供給のパイプを狭隘化することで実質生産にマイナスの影響を持ったことが予想される。通貨増発によって得た資金を企業に供給する産業政策の直接の効果が生産増加であったとしても、インフレがさまざまなルートで預金忌避行動および貸出抑制を招いたのであれば、その政策の効果を割り引いてみる必要がある。このことは、3.においてより詳しく検討される。

3. モデル

Bernanke and Gertler [1990] では、信用不足から必要資金の融資を拒否されることで本来行えるはずの生産が行えない企業が存在する場合、政府が当該企業への所得移転を行うことは、たとえパレート最適でないにしても、経済全体の産出高を高めることを指摘している。戦後復興期の産業政策は、経済全体の生産高を高めるための重点産業への所得移転とも考えることができる。しかし、当時の状況は、通貨増発によって得た資金を企業に供与した点で、Bernanke and Gertler [1990] で示唆された経済政策と異なることに留意する必要がある。³⁶⁾ 通貨増発は必然的にインフレを招き、また、通貨安定にコミットメントしない政策当局のスタンスは貸し手（あるいは預金者）の期待インフレ率の分散を大きくしたり、インフレ期待の発散を起こすことで、預金保有の期待機会費用を増加させ、結果として、当時の経済政策は、民間金融仲介のパイプを狭めたことが予想される。3. では、通貨増発による企業への所得移転の効果と、将来へのインフレ懸念が生産面に及ぼす相対するマイナス効果を簡単なモデルによって示し、4. における実証的検討の準備を行う。³⁷⁾

ここではリスク中立的である消費者と企業が存在する経済を考える。企業は、生産に必要な資本を銀行貸出（あるいは消費者貯蓄）および政府からの資金供給のかたちで調達するものとし、企業の生産関数を次のように表す。³⁸⁾

36) Bernanke and Gertler [1990] で展開されているモデルは基本的に実質変数で議論されている。通貨増発によるインフレーションは考慮の対象になっていない。

37) インフレが生産に与える負の影響の原形は、Tobin [1965] で主張された“Tobin effect” に対する Levhari and Patinkin [1968]、Dornbusch and Frenkel [1973] 等の一連の批判にみることができる。すなわち、Tobin [1965] は、消費者の貯蓄水準一定という仮定の下、インフレは現金保有の機会費用を増大させることで資本量および生産の増加を起こすことを主張した。しかしながら、Levhari and Patinkin [1968] 等は、インフレは人々の貯蓄水準（資本量）を減らすので生産に対する効果はambiguousであると主張した。それらのモデルと本論文のモデルの主たる相違点は、金融仲介を明示的に組み込むことで、リスク回避的でなくとも期待収益の分散に反応するようになっていること、および、政策手段（税、補助金）を明示的に取り扱っていることである。

38) 決定論的項（定数項およびトレンド）は当面省略して議論を行うこととする。実証分析にお

$$\ln y_t = \alpha_1 (\ln T_t - \ln p_t) + \alpha_2 (\ln L_t - \ln p_t) + \alpha_3 \ln x_t + \varepsilon_{1t}$$

ただし y_t : t 期の実質生産、

p_t : t 期の物価、

T_t : t 期における政府からの資金供給、

L_t : t 期の企業への貸出額、

x_t : t 期において実質生産に影響を与えるその他の要因、

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$: パラメータ、

ε_{1t} : t 期の誤差項、 $N(0, \sigma_{1t}^2)$ 。

(1)式は、政府からの資金供給を通じた生産要素投入 ($\ln T_t - \ln p_t$)、³⁹⁾ 金融貸出を通じた生産要素投入 ($\ln L_t - \ln p_t$) およびその他の要因 ($\ln x_t$) が、生産量に影響を与えることを示している。また、同式は総供給関数であると同時に資金の需要関数にもなっている。⁴⁰⁾

一方、消費者は、与えられた所得の下で、消費、貯蓄（企業への金融）、現金保有という選択肢を持ものとする。⁴¹⁾ ただし、ここでは企業への直接金融に無視しえない多大な取引コストがかかるため、消費者の貯蓄は金融仲介機関を経由すると仮定する。⁴²⁾ このとき、効用関数の最大化から得られる預金者の現金需要、預金需要は、実質生産と機会費用を引数とする標準的な関数として次式で与える。⁴³⁾ これらの関数に

いては決定論的項を含めて分析が行われる。

この定式化では、政府からの補助金と銀行からの貸出は代替的關係にあるものの生産要素としては同一の生産要素ではないと仮定していることになる。資金使途に関し、政府からの補助金には銀行借入とは異なる条件が付されていると考えればこうした仮定は適切である。また、当時の民間銀行融資において特定の銀行から関連の深い特定の企業に対する融資が多かったとすれば公的融資とは逆に区別した方がよいことになる。もっとも同一の生産要素という仮定で定式化を行っても本論文の結論に影響を与えない。

また、内部留保は $I(0)$ と仮定、決定論的項あるいは誤差項に含めることとする。

39) 政府からの資金投入には、資金供与と資金融資が含まれるものとする。また、両者の構成の変化による生産関数への影響が $I(0)$ であると仮定、誤差項に含めることとする。

40) 3.で取り上げる関係式は、長期的関係式であり、短期的変動は誤差項に含まれる。

41) 一般的には、株式保有という選択肢もあるが、復興当時消費者から企業への資金の大部分が金融仲介によるものだったことに対応して、ここでは貯蓄手段としては預金のみとする。もし、当時株式市場が発達し株式保有が一般的な貯蓄手段となっていたら、モデルの展開は若干の修正を必要とする。すなわち、株価に将来の期待インフレ率が合理的に反映されれば、株式保有にインフレに関する機会費用がかからなくなる一方、インフレ課税による企業への実質所得移転の効果も小さくならう。

42) 実際、当時は間接金融の比率が圧倒的であった。1946年の産業資金供給約591億円のうち、貸出によるものは約559億円と約94%を占める（大蔵省財政史室[1978]、p.462）。

43) 預金については、当時実際そうだったように、法定準備預金率が設定されていない。

よって、所定の所得の下での現金と預金の関係が定まり、結果として消費もインプリシットに定まることになる。

$$\ln(C_t + T_t) - \ln p_t = \ln y_t - \alpha_4 (E_t \ln r_t + E_t \ln \pi_t + E_t \ln \delta_t) + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

$$\ln D_t - \ln p_t = \alpha_5 \ln y_t - \alpha_6 (E_t \ln r_t + E_t \ln \pi_t + E_t \ln \delta_t - \ln R_t) + \varepsilon_{3t} \quad (3)$$

ただし、 C_t : t 期の通貨（除く T_t ）、

D_t : t 期の準通貨（定期性預金）、

r_t : t 期の実物収益率、

π_t : t 期の物価上昇率、 $\pi_t = p_{t+1}/p_t$ 、

R_t : t 期の準通貨（定期性預金）契約金利、

δ_t : 実物収益率およびインフレ率の変動（分散）に基づくデフォルト・

コストに見合った t 期のデフォルト・プレミアム、期待実質収益率、

期待インフレ率の標準偏差 $\sigma_{r,t}$ 、 $\sigma_{\pi,t}$ の正の関数、

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$: パラメータ、 $1 - \alpha_1 - \alpha_2 \alpha_5 > 0^{44}$ 、 $1 - \alpha_1 \alpha_5 - \alpha_2 > 0^{45}$ 、

$\alpha_5 \geq 1$ と仮定、

$\varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}$: t 期の誤差項、それぞれ $N(0, \sigma_{2t}^2)$ 、 $N(0, \sigma_{3t}^2)$ 。

ここで、通貨の供給については、政策当局が外生的に「 $C_t + T_t$ 」として与えるものとすれば、(2)式は、結果的に通貨の需給均衡式として解釈できる。

いま企業への貸出は、長期的には準通貨と安定的な関係にあり、次のような関数として表されるものと仮定する。⁴⁶⁾

44) この仮定は、well-behaved な生産関数（資本に関する規模の経済性が極度に大きくない）と所得弾性が1を大きく上回らない預金需要関数を前提とすれば満たされる。この仮定は、通貨増発企業への資金供給の生産関数を通じた実質生産への直接の影響が、実質生産増加に伴う物価低下を通じた投下生産要素増加という副次的効果を上回る標準的な状況を保証する。

45) 44)同様、標準的な関数を前提とすれば満たされる。また、これら2つの仮定は、市場均衡の安定性も保証する。

46) 企業への貸出と長期的に安定的な関係にあるのが、要求払預金+定期性預金ではなく、定期性預金としたのは、①払戻されるリスクの大きい要求払預金の増減が定期性預金ほど貸出と安定的な関係にあるとは思われないため、および、②1946年2月の金融緊急措置（現金の強制預入れ）の影響を排除するため（定期性預金+要求払預金はこの措置によって大きな影響を受けたが、定期性預金はそうした影響が小さい）である。

なお、貸出が預金との安定的関係から短期的に逸脱する要因としては、例えば日本銀行貸出の急増が考えられるが、そういった日本銀行貸出が短期的なものにとどまる限り、貸出と預金の長期的関係は安定的なものと考えられる。また、たとえ実証上この関係が安定的と判定するのが難しい場合（すなわち日銀貸出急増によって、預金の減少速度に比べ貸出の減少速度が遅い状況）であっても、それは、後述の実証分析において、政策変数から実質生産への影響をプラス方向に導くようなバイアスを生じさせると考えられ、「政策変数から実質生産への影響がプラスであるとの証左は得られない」という本論文の結論には影響は与えない。

$$L_t = D_t \epsilon_{Dt} \quad (4)$$

ただし、 ϵ_{Dt} は誤差項で、期待値 1 の対数正規分布。両辺の対数を取り、

$$\ln L_t = \ln D_t + \ln \epsilon_{Dt} \quad (4)'$$

(4)'式は、貸出額 L_t を与えた場合の準通貨供給関数にもなっており、(3)、(4)'式が、準通貨の需給均衡を与えることになる。

ここで(4)'式を、第(1)式に代入して、

$$\ln y_t = \alpha_1 (\ln T_t - \ln p_t) + \alpha_2 (\ln D_t - \ln p_t) + \alpha_3 \ln x_t + \epsilon_{1t} \quad (1)'$$

ただし、 $\epsilon_{1t} \equiv \alpha_2 \ln \epsilon_{Dt} + \epsilon_{1t}$ 。 $\alpha_2 \ln \epsilon_{Dt}$ は正規分布であるので ϵ_{1t} も正規分布となる。

機会費用が一定である場合、上記の(1)'、(2)、(3)式から生産、物価、預金が次式で与えられる（導出は補論 1. 参照）。

$$\begin{pmatrix} \ln y_t \\ \ln p_t \\ \ln D_t \end{pmatrix} = \frac{1}{\Psi} \begin{pmatrix} -\alpha_1 & \alpha_1 & -\alpha_3 \\ \alpha_1 & -(1-\alpha_2\alpha_5) & \alpha_3 \\ \alpha_1(1-\alpha_5) & -(1-\alpha_1\alpha_5-\alpha_2\alpha_5) & \alpha_3(1-\alpha_5) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln T_t \\ \ln(C_t + T_t) \\ \ln x_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \lambda_{1t} \\ \lambda_{2t} \\ \lambda_{3t} \end{pmatrix} \quad (5)$$

ただし

$$\Psi \equiv -1 + \alpha_1 + \alpha_2\alpha_5 < 0、$$

$$\begin{pmatrix} \lambda_{1t} \\ \lambda_{2t} \\ \lambda_{3t} \end{pmatrix} = \frac{1}{\Psi} \begin{pmatrix} -1 & -\alpha_1 & -\alpha_2 \\ 1 & 1-\alpha_2\alpha_5 & \alpha_2 \\ 1-\alpha_5 & 1-\alpha_1\alpha_5-\alpha_2\alpha_5 & -1+\alpha_1+\alpha_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

いま、このモデルの性格を明らかにするために、通貨・準通貨保有の期待機会費用が一定であるとの仮定の下で、3通りの政策の効果を確認しておこう。

①通貨増発による資金を既存通貨保有量に比例して供与する場合

この政策は、通貨増発によって得た資金を、現行通貨保有量に応じて経済全体へ広く補助金として撒布する政策である。通貨増発によって、既存の通貨保有者はその保有量に応じてインフレーション課税される反面、それを相殺するように資金供給が行われる。結局、実質生産への政策効果は 0 で、物価のみ上昇する。これは、「貨幣の実体経済への中立性」を表していることになる。⁴⁷⁾

47) ここでいう中立性は、長期的中立性である。なお、長期的にも貨幣が実体経済に対し中立的でないという設定を許容すれば、通貨増発による資金供給政策の実体経済への影響は、(少なくとも定性的には) よりプラス方向へシフトする。

＜モデルによる説明＞この政策では、企業への資金供給の増加率と通貨増加率が等しくなる。すなわち、

$$\frac{\Delta T_t}{T_t} = \frac{\Delta (C+T)_t}{C_t+T_t} \text{ あるいは } d\ln T_t = d\ln (C_t+T_t)。$$

このとき実質生産への効果は、企業への通貨供給および通貨増発の量効果の合計であるので、次式で表される。

$$\frac{\partial \ln y}{\partial \ln T} d\ln T_t + \frac{\partial \ln y}{\partial \ln (C+T)} d\ln (C_t+T_t) = \frac{1}{\Psi} (-\alpha_1 + \alpha_1) \cdot d\ln T_t = 0$$

すなわち、企業への通貨供給の効果が物価上昇で完全に相殺されることになり、この政策が実質生産に影響を与えないことを示唆する。

また、物価水準は、次式のように通貨の増加率だけ上昇する。

$$\frac{\partial \ln p}{\partial \ln T} d\ln T_t + \frac{\partial \ln p}{\partial \ln (C+T)} d\ln (C_t+T_t) = d\ln (C_t+T_t)，$$

一方、名目預金量は、

$$\begin{aligned} & \frac{\partial \ln D}{\partial \ln T} d\ln T_t + \frac{\partial \ln D}{\partial \ln (C+T)} d\ln (C_t+T_t) \\ &= \frac{1}{\Psi} (\alpha_1 (1 - \alpha_5) - \alpha_1 (1 - \alpha_5) + \Psi) \cdot d\ln (C_t+T_t) \\ &= d\ln (C_t+T_t) \end{aligned}$$

となり、通貨量の増加率だけ増加する。結果として実質預金量は一定となる。

②通貨保有量に比例した税金を財源に企業のみへ資金供給する場合

この政策は、現金保有量に応じて課税 ($\Delta C_t < 0$) を行い、それを財源にして企業へ資金を供給 ($\Delta T_t > 0$) する政策である。貯蓄超過の消費者から貯蓄不足の企業への所得移転は、「生産のために真に資金を必要としつつ、金融機関の金融仲介機能低下のために資金が調達できないでいる企業」への所得移転であれば、Bernanke and Gertler [1990] が示唆したように経済全体の生産量を増加しうる。このとき、物価は生産増加の効果によって逆に低下する。

＜モデルによる説明＞ この政策の下では、通貨量は一定

($d\ln (C_t+T_t) = 0$) である。

このとき、企業への資金供給の実質生産へ与える影響は次式で表されるように正になる。

$$\frac{\partial \ln y}{\partial \ln T} d\ln T_t = \frac{1}{\Psi} (-\alpha_1) \cdot d\ln T_t > 0$$

物価は、生産が増加することに対応して低下する。

$$\frac{\partial \ln p}{\partial \ln T} d \ln T_t = \frac{\alpha_1}{\Psi} d \ln T_t < 0$$

名目預金量への効果については、

$$\frac{\partial \ln D}{\partial \ln T} d \ln T_t + \frac{\partial \ln D}{\partial \ln (C+T)} d \ln (C_t + T_t) = \frac{1}{\Psi} \alpha_1 (1 - \alpha_5) \cdot d \ln T_t$$

となるが、預金需要の所得弾性 α_5 は仮定より $\alpha_5 \geq 1$ であるので、名目預金量は一定、あるいは、増加する。物価が低下しているので、結果として、実質預金量は増加する。

③通貨増発による資金を企業のみへ通貨供与する場合

この政策は、増発通貨を企業に補助金として供給、言い換えれば、インフレーション課税によって得た資金を企業に供給する政策である。この政策は、復興期の日本の経済政策に相当する。消費者から企業への所得移転という点で、期待インフレ率を一定とすれば、Bernanke and Gertler [1990] が示唆したような増産効果を持ちうる。一方、物価は、生産増加の効果を上回る通貨増発効果によって逆に上昇することがある。

<モデルによる説明> この政策のもとでは、企業への資金供給の増加率は通貨全体の増加率より大きい。すなわち、 $\frac{\Delta T_t}{T_t} > \frac{\Delta (C+T)_t}{C_t + T_t}$ あるいは $d \ln T_t > d \ln (C_t + T_t)$ 。

このときの実質生産への効果は、次式で表される。

$$\frac{\partial \ln y}{\partial \ln T} d \ln T_t + \frac{\partial \ln y}{\partial \ln (C+T)} d \ln (C_t + T_t) = -\frac{\alpha_1}{\Psi} (-d \ln T_t + d \ln (C_t + T_t)) > 0$$

($\because \Psi < 0$)

これは、この政策が現・預金の期待機会費用の影響を除いて考えれば、実質経済に正の影響を与えることを示唆する。

物価への効果は、

$$\begin{aligned} & \frac{\partial \ln p}{\partial \ln T} d \ln T_t + \frac{\partial \ln p}{\partial \ln (C+T)} d \ln (C_t + T_t) \\ &= -\frac{\alpha_1}{\Psi} (d \ln T_t - d \ln (C_t + T_t)) + d \ln (C_t + T_t) \end{aligned}$$

であるので、通貨の増加分による物価上昇効果 ($d \ln (C_t + T_t) > 0$) と実質生産増加による物価低下効果 ($-\frac{\alpha_1}{\Psi} (d \ln T_t - d \ln (C_t + T_t)) < 0$) の合算相分だけ物価が変化することになる。実際に物価が上昇するか低下するかは、

所得移転の程度 ($d\ln T_t$ と $d\ln(C_t + T_t)$ の大きさの差)、及びパラメータの大きさ ($-\frac{\alpha_1}{\Psi}$) に依存する。すなわち、企業への所得移転額が通貨全体の量に比し大きい ($d\ln T_t - d\ln(C_t + T_t)$ が小さい) か、所得移転の限界生産性 (α_1) が小さい場合には、物価は上昇する。

名目預金量への効果は、

$$\begin{aligned} & \frac{\partial \ln D}{\partial \ln T} d\ln T_t + \frac{\partial \ln D}{\partial \ln(C+T)} d\ln(C_t + T_t) \\ &= \frac{1}{\Psi} (\alpha_1 (1 - \alpha_5)) (d\ln T_t - d\ln(C_t + T_t)) + d\ln(C_t + T_t) \end{aligned}$$

によって与えられる。すなわち、通貨の増加分 ($d\ln(C_t + T_t) > 0$) および実質生産の増加分 ($\frac{1}{\Psi} (\alpha_1 (1 - \alpha_5)) (d\ln T_t - d\ln(C_t + T_t)) > 0$) によって名目預金量が増加する。この結果、名目預金量の上昇率は物価上昇率を上回るので、実質預金量は増加する。

Bernanke and Gertler [1990] が示唆するような経済政策は②、復興期の拡張的経済政策は上記の③に対応すると考えれば、現金・預金保有の期待機会費用が政策変数 ($C_t + T_t, T_t$) の変化の影響を受けないという仮定が成り立つ限り、どちらも実質生産にプラスの影響を与えることになる。しかしながら、②の政策においては物価が低下する一方、③の政策においては物価を上昇させる可能性がある点が大きな違いである。実際、復興当時の日本ではインフレが問題となっていたことはすでに述べたとおりである。インフレが現・預金の機会費用を通じて実質生産に負の影響を与えるとすれば、③の政策が実質生産に与える影響が正であるかどうかはそれほど明白ではなくなる。このことを若干詳しく説明しておこう。

いま、期待が合理的に形成され、実質収益率が長期的には実質成長率から大きく乖離することはないと仮定すれば、預金保有の期待機会費用は次のように表せる（導出は補論2.参照）。

$$\xi_t + E \ln \delta_t + d \left(1 + \frac{1}{\alpha_4}\right)^t$$

ただし、

$$\xi_t \equiv \frac{1}{1 + \alpha_4} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha_4}{1 + \alpha_4} \right)^j (E(\Delta \ln(C_{t+i+1} + T_{t+i+1}) | \Omega_t) + \alpha_4 E(\Delta \ln \delta_{t+i+1} | \Omega_t))$$

かつ、 d は任意の定数。

これは、期待機会費用は任意の定数 d 、通貨成長率、期待デフォルト・コスト（期待インフレ率の分散の増加関数）から構成されることを示す。 $d \neq 0$ のときは、 $(1 + \frac{1}{\alpha_4} > 1)$ であるので期待機会費用が発散する。このような状況は、変動を続ける

物価のアンカー（将来の物価が長期的に収束するであろう水準）の不透明感が増すことで、ファンダメンタルズとは無関係に、翌期のインフレ予想が当期の通貨需要低下を通じて当期の物価を低下させるような拡散的・自己充足的プロセスが起きていることに対応すると考えられる。⁴⁸⁾このような事態が起きているとき、預金保有の期待機会費用が増大を続け、このため預金（実質金融仲介量）が急激に減少、実質生産へもマイナスの影響を与える。

一方、 $d=0$ のときには、そのような期待の発散は起こらない。しかしながら、もし、通貨増発による企業への資金供給を行うという政策スタンスが人々の期待インフレ率（あるいは上式における通貨の期待増加率）を高めるものであれば、期待機会費用はそれだけ増加する。この結果、預金（実質金融仲介量）が減少、実質生産もマイナスの影響を受けることになる。

また、通貨安定にコミットしない政策スタンスが人々の期待インフレの分散、言い換えれば、物価の不安定感、の増大を招けばそれだけデフォルト・コスト増加を通じて預金の期待機会費用が増加、それだけ実質生産にマイナスの影響を与えることになる。⁴⁹⁾

結局、復興期に行われた(3)のような物価上昇を招く政策は、実質生産への効果が正であるかどうか、現・預金の機会費用およびそのパラメータにも依存する。4.では、当時の政策効果が、実証的に、実質生産にプラスの影響を明らかに与えるものだったのかを検討する。

4. 実証分析

(1) 推計式および推計方法

ここでは、3.で導かれた生産、物価、預金の関係を実際のデータをもとに推計、中央銀行ファイナンスによる産業への資金供給政策が、生産増加に効果があったのかどうか（パラメータが正かどうか）の検証を試みる。⁵⁰⁾なお、期待機会費用の取扱い方に関しては、データの利用可能性を考慮して、期待機会費用データを実際に使用するのではなく、期待機会費用が一定（ $d=0$ を含む）と仮定した場合に生じるデータ上

48) Flood and Garber[1980], Burmeister and Wall[1982]等参照。

49) ここでは、基本的にデフォルト・プレミアム（ $\ln \delta_t$ ）を定常と仮定している。なお、もし、期待インフレーションの分散が非定常であるとすれば、それを引数とするデフォルト・プレミアムの設定次第ではデフォルト・プレミアムが非定常となることもありうる。この意味では、例えば、当該政策の発動が、政策期待インフレの分散の発散を招くことで、デフォルト・プレミアムの発散を通じた預金忌避および実質生産低下の効果を及ぼすこともありうる。

50) 前節でのモデルの展開では、インフレの実質生産へのマイナス効果として、期待インフレ率やデフォルト・コストなど複数の波及ルートを考えてが、ここでは政策の実質生産への総合的かつ最終的效果の検証を試みる。

の矛盾をみる方法をとることになる。

分析の対象は実質生産であるので、ここでは、(5)式第1行の実質生産決定式を推計の対象とする。ここで、通貨増発による企業への資金供給 T_t の対通貨量 $C_t + T_t$ 比率を $z_t = \frac{T_t}{C_t + T_t}$ と定義しておく。この z_t は、経済全体の通貨増加量以上の企業への資金供給増加（インフレ課税により調達し企業に供給した資金）を表す政策変数となる。なお、(5)式で用いられた契約預金金利 R_t は、 $I(0)$ であるという仮定の下、ここでは推計から除外しておく。⁵¹⁾

$$\ln y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln z_t + \beta_2 \ln x_t + v_{1t} \quad (6)$$

ただし、

β_0 : 決定論的項（定数項、トレンド）、

$\beta_2 : \alpha_1 / \Psi$ 、

$\beta_2 : \alpha_3 / \Psi$ 、

また、 v_{1t} は推計上の誤差項、その構成は前節の特定化の下で次のように表せる（ただし c は負の定数、 $v_{2t} \sim N(0, \sigma_{v_{2t}}^2)$ ）。

$$v_{1t} \equiv c \left(\xi_t + E \ln \delta_t + d \left(1 + \frac{1}{\alpha_4} \right)^t \right) + v_{2t} \quad (7)$$

この方程式は短期的調整過程を考慮しない理論上の関係、いわば長期的関係（共和分関係）である。上記のような長期的関係（共和分関係）の推計において、通常のOLSは一致性（標本数が多くなれば推定量が真の値に近づく性質）を持つものの、効率的でなく、かつ、バイアス⁵²⁾を持つことが知られている。これは、短期的調整過程が誤差項の中に包含される等の問題があるためである。ここでは、こうしたバイアスを除去しより効率的な推計を行うために Phillips and Hansen [1990] によって提案された Fully Modified 推定量（完全修正推定量、以下 FM 推定量、詳しくは補論5. 参照）を用いることにする。

もし、(7)式において $d \neq 0$ ならば、それはインフレ容認的政策スタンスの下で“バブル”的プロセスにより預金の期待機会費用（あるいはインフレ期待）が発散していくことを意味する。このとき推計自体の信頼性の問題から仮説検定を正しく行えなくなるもの、政策変数 z_t のパラメータはその分だけマイナス方向へ引き下げられ、

51) 新規受入契約預金金利は利用可能であるが、ここで言う契約預金金利とは、言わば保有預金全体の実効契約金利のことであるので利用可能でない。なお、新規受入金利を加えた共和分回帰を行ってみた場合でも、政策変数の実質生産に与える影響のパラメータは、-0.075（標準偏差0.028）となり、本文の実証結果同様プラスの影響を与えるような結論は得られない。

52) 分散共分散行列係数における misspecification の結果生じる係数推計量のバイアスのこと。詳しくは、補論5.(1) OLS 推計量を参照。

場合によってはマイナスの値となる。パラメータがマイナスであることは、当該政策の実質生産への効果が、総合的にみればマイナスであったことを示唆する。特に、この“バブル”的プロセスが起きているときには、負の影響が徐々に増えていくため、パラメータは漸進的に変化することになる。

また、 $d=0$ であっても、 $\frac{\partial \xi}{\partial \ln z} > 0$ である場合（すなわち、通貨増発による企業への資金供給政策が、預金者へのインフレ容認的政策スタンスのシグナルとして機会費用を押し上げる場合）には、その分だけマイナス方向へ引き下げられ、場合によってはマイナスの値となる。特に、将来の期待インフレ率の分散拡大（将来物価の不安定化）が預金保有の期待機会費用増加をもたらしている場合には、推計誤差の分散も拡大していることが予想される。⁵³⁾

以上のことを考えると、上記の推計によって、次のような推論が可能であろう。すなわち、ここまでの特定化を前提に、もし、当該政策によって「物価に関わる期待の発散が起きておらず（ $d=0$ ）、預金の期待機会費用が増加していない（ $\frac{\partial \xi}{\partial \ln z} = 0$ ）」のならば、「政策変数 z_t のパラメータは正」である。逆に、もし、「政策変数 z_t のパラメータが正でない」ならば、それは、当該政策によって「物価にかかわる期待の発散が起きている（ $d \neq 0$ ）か、預金の期待機会費用が増加している」と推測される。⁵⁴⁾ また、特に、パラメータが漸進的に変化⁵⁵⁾するのであれば“バブル”的プロセスの可能性が示唆される。また、推計誤差が大きくなっていけば、期待インフレ率の分散増大による預金保有の期待デフォルト・コスト増加の可能性が示唆される。

そこで、ここでの具体的な検証方法としては、パラメータの符号チェックに加えて、パラメータの安定性検定（補論6.参照）および誤差分散の検証を用いることとする。⁵⁶⁾

53) 誤差項には期待インフレ率が含まれる。

54) ここでは、デフォルト・プレミアム ($\ln \delta_t$) が定常と仮定しているが、期待インフレ率の分散が当該政策発動で発散していくことがあるならば、それを引数とするデフォルト・プレミアム関数の設定次第では、デフォルト・プレミアムも発散することで当該政策変数のパラメータをマイナス方向に引き下げることもありうる。

なお z_t と x_t の間（説明変数の間）に共和分の関係があれば、FM-OLS による推論の妥当性は保証されないが、これに関する共和分検定結果によれば両者の間に共和分の関係はないので、この面からはFM-OLSによる推計結果に影響を与えない。

55) 政策変数から実質生産への直接的かつプラスの影響 ($-\frac{\alpha_1}{\psi} > 0$) は、基本的に技術的条件および預金者の収益率選好で決まる。技術的条件は、生産設備が一定で急激な技術進歩等がない当時において安定的なものと解釈できる（少なくとも正負が逆転するような変動は考えがたい）。預金者の収益率選好の方も、効用関数から導かれるもので短期間に急激に変化するものとは考えにくい。その意味で、パラメータが大きく変動している場合には、その要因の1つとして期待の発散が起きていることが推測される。ただし、その他の要因として期待インフレの形成の方法が徐々に変化していく可能性は残されている。

56) 実際の検証に当たっては2つの点に留意する必要がある。

(2) 推計結果

推計に使用するデータは次のとおり⁵⁷⁾で、詳細は補論3.を参照のこと。

実質生産：鉱工業生産指数

実質生産を規定するその他の要因：実質輸入数量指数⁵⁸⁾

通貨増発による企業への資金供給：政府への日本銀行貸出、

復興金融公庫債の日本銀行引受⁵⁹⁾

預金：M2-M1（定期性預金）

物価：実効消費者物価指数（公定価格と闇物価の加重平均）

推計期間は終戦から講和条約が締結された1951年まで（1945年9月～1951年12月、76期）とする。

実質生産を規定するその他の要因を実質輸入としたのは、2.(1)の冒頭で述べたように、当時の生産活動のボトル・ネックが生産資本不足ではなく原材料（特に輸入原材料）不足であったことに対応させるためである。経済復興よりも日本の民主化に重点のあった初期の占領政策は、再軍備を可能にするような工業力を日本に持たせない方針であったので、当時の生産活動にとってネックとなっていた原油等のエネルギーや鉄鋼等の中間生産物の輸入を厳しく制限した。この制約は、中国等共産主義勢力の伸

第1に、もし物価に関する期待の発散が起きている場合には、(6)式の誤差項に発散する非定常な要素が入り込み、(6)式の回帰自体の信頼性が損なわれることである。本文中で行われるパラメータの安定性検定では、対立仮説にこのような状況も包含されることになる。それゆえ、構造変化が起きそうにない時期にパラメータの安定性が棄却された場合には、このような回帰の信頼性が損なわれている可能性があり、個別推計パラメータの有意性検定もその信頼性を失う。

第2に、期待デフォルト・リスクが増加している場合には、その背後に期待通貨成長率の分散増大が起きており、(6)式の誤差項においても分散不均一の問題が生じる。分散不均一は、推計および推論に影響を与える。しかしながら、Hansen [1992b]によれば、回帰式が $y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + w_t$ 、 $x_t = x_{t-1} + u_{3t}$ 、誤差項 w_t が、 $w_t = \sigma_w \mu_{1t}$ 、 $\sigma_t = \sigma_{t-1} + u_{2t}$ と表されるような分散不均一の場合、説明変数のイノベーション u_{3t} と誤差項 w_t の標準偏差に関するイノベーション u_{2t} の間に相関があったとしても、誤差項 w_t 自身のイノベーション u_{1t} と u_{2t} 、 u_{3t} の間に相関がなければ、その影響が小さいことが報告されている。詳しくは補論7.参照。

57) データは季節調整済を使用。

58) データ上の制約から実質輸入指数は中間財輸入ではなく輸入全体となっている。もっとも、当時の中間財輸入および最終財（主に食料）輸入の間の共変関係が強いものとすれば、輸入全体の指数を用いることによるバイアスは小さいものと考えられる。また、当時、食料自体、生産刺激のために重要産業へ重点的に供給される政策がとられたことを考えれば一種の中間財とみなせる。

59) 当該変数は単位根検定によればI(1)という結果（補論4.）が得られるが、その決定論的トレンド部分（ドリフト項）は、実質生産や実質変数の持つ決定論的トレンド部分（ドリフト項）と異なっているようにみえる。このため共和分の推計に当たっては、決定論的部分ではない確率論的部分のみの共和分（確率論的共和分）の可能性を考慮して推計されている（第1表）。

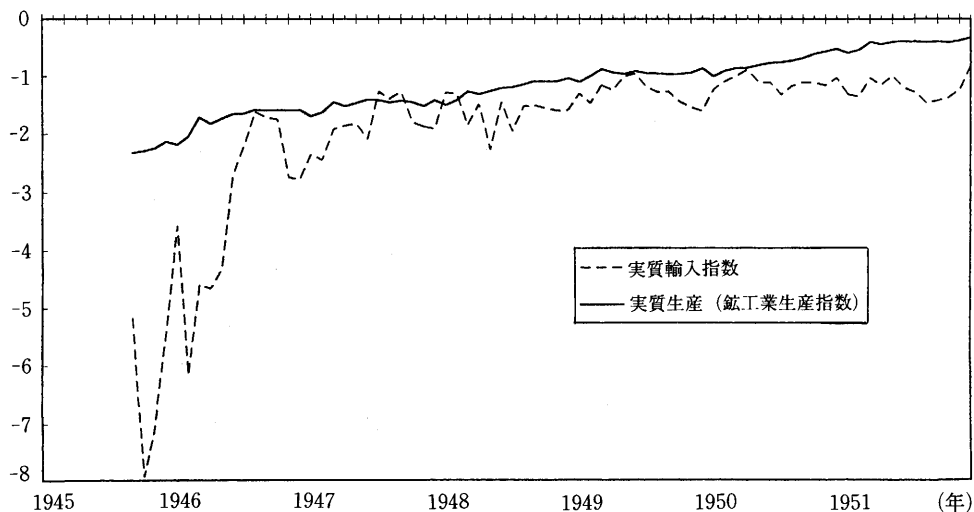
長に伴って対日占領政策の重点が経済復興にシフトするに従い、徐々に緩和されていった。

推計に使用するデータのプロットは第4、5図に示されている。実質生産、実質輸入をみると、終戦時に大きく落ち込んでいたものが、その後徐々に増加し1951年頃に戦前水準にかなり近づいていったことがわかる。一方、政策変数（企業への資金供給額の対通貨比率、 $z_t = \frac{T_t}{C_t + T_t}$ ）の動きをみると、復興金融金庫融資（復興金融金庫1947年1月24日設立）や価格差補給金による重点産業への生産刺激策（1947年1～3月期以降本格化）⁶⁰⁾の始まった1947年に急上昇、ドッジ・プランによる緊縮政策の始まった1949年春（1949年4月緊縮財政予算成立等）以降徐々に低下している。ちなみに、1947年12月の企業への資金供給額は856億円⁶¹⁾と通貨残高（M1、4,051億円）⁶²⁾比約20%にまで達していた。データの観察だけからいえば、通貨量の約2割に達するほどの資金供給を行ったにもかかわらず、実質生産にその顕著な効果を見い出すのは困難である。

このことをより厳密に推論するために、以上の変数を用いて第(6)式の推計を行った結果が、第1表に示されている。まず、パラメータの安定性検定をみると特定の一時

第4図 実質生産・実質輸入の推移

1934～36年=ln(1.00)

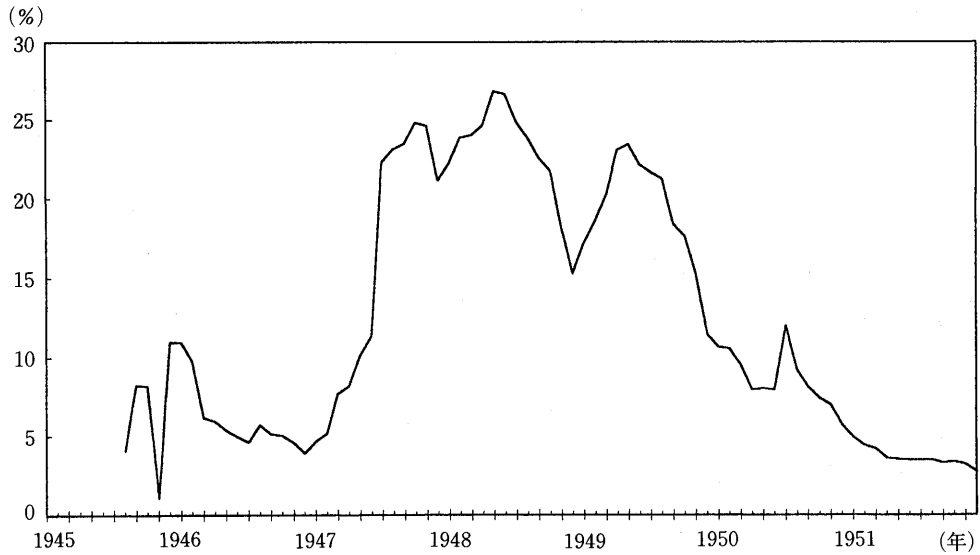


60) 石炭等重点産業へ資源を集中させる「傾斜生産方式」（1946年12月27日閣議決定）が当該四半期に始まったことに対応。

61) 日本銀行勘定政府貸出（532億円）、復興金融公庫債券保有額（324億円）の合計（大蔵省財政史室[1978]、pp.476-479）。

62) 朝倉・西山[1974]、p.38。

第5図 通貨増発による企業への資金供給量の通貨(M1)総量比



第1表 推計結果

推計方法 Fully Modified 推計, 推計期間1945年9月～1951年12月, 推計パラメータおよび標準偏差

説明変数	推計パラメータ	標準偏差
企業への資金供給 ($\ln \frac{T_t}{C_t + T_t}$)	-0.052**	0.0259
実質輸入 ($\ln im_t$)	0.092***	0.0190

(注) 計算過程における共分散行列の推計に当たっては、kernel (ウェイト関数) の種類および bandwidth (ラグ・リード) 長) を定める必要があるが、Andrews[1991]の示唆に従い、kernel については、quadratic spectral (QS) kernel、bandwidth の選択については、漸近的平均平方誤差を最小にする選択方法を用いた。*, **, ***は各々10%、5%、1%有意を表す。

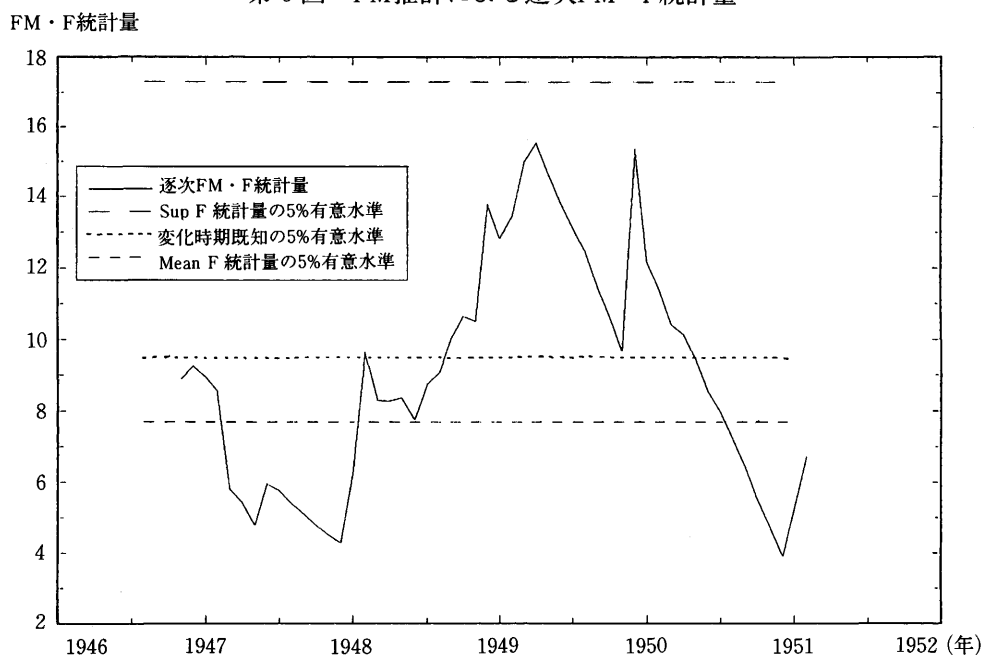
安定性統計量 (時系列上の変化については第6図参照)

	統計量	1%有意水準	5%有意水準
MeanF	9.015	10.3	7.69
SupF	15.558	21.4	17.3

(注) ただし有意水準はいずれも Hansen[1992a]において2変数+定数項+トレンドというケース。

期におけるパラメータの変化をみる SupF 統計量⁶³⁾は、15.56と5%有意水準(17.3)を越えておらず、特定の1時期の構造変化は検出されない。しかし、パラメータの緩やかな変化をみる MeanF 統計量⁶⁴⁾は、9.02と5%有意水準(7.69)を越えており、そうした変化の存在がうかがわれる。その時期を探るため、逐次F統計量をプロットした第6図をみてみると、インフレ容認的経済政策が行われた1947年から1949年にかけて MeanF 統計量の有意水準を越えてF値の高まりがみられるが、逐次F統計量が SupF 統計量の有意水準を越えないことは、この時期にパラメータの漸進的な変化があることを示唆する。こうした状況は、ファンダメンタルズから乖離して期待インフレ率が発散した仮説と整合的である。また、実際の逐次推定量をプロットした第7図では、当該政策時期にはパラメータが負を示していることがわかる。自由度の少なからデータ初期の変動は必ずしも信頼の置けるものではないが、政策が実行された1947年から1948にかけてその大きさが大きくなっていることが注目される。なお、パラメータが漸進的に変化し、“バブル” 的プロセスによる期待の発散が起これ、実質生産と企業への資金供給の安定的関係(共和分関係)が崩れていることが予想される以上、必ずしもその正負に関する仮説検定を正しく行えるわけではない⁶⁵⁾が、少な

第6図 FM推計による逐次FM・F統計量

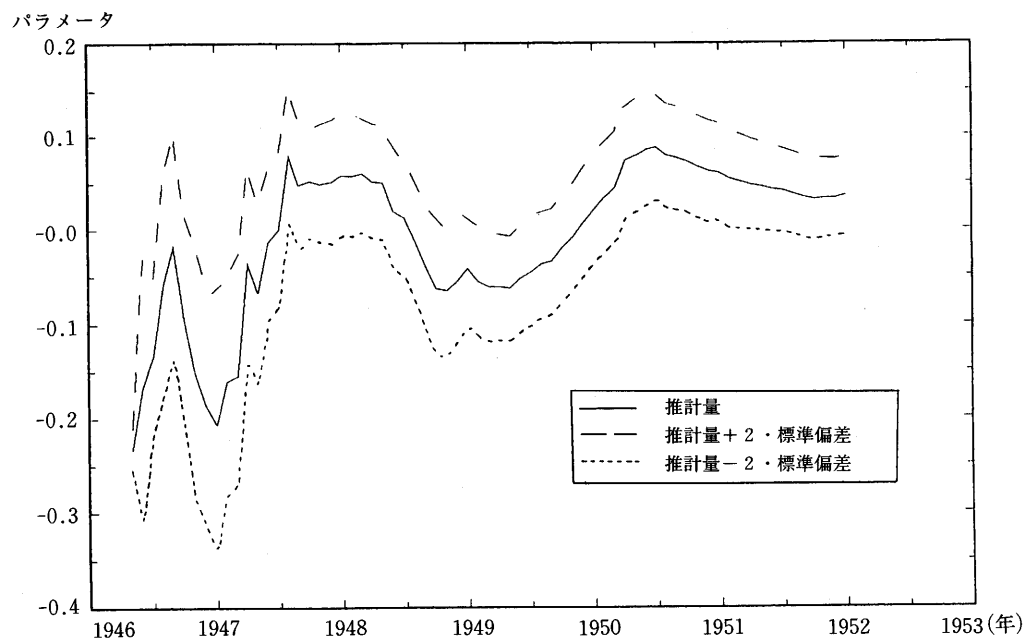


63) 補論6.参照。

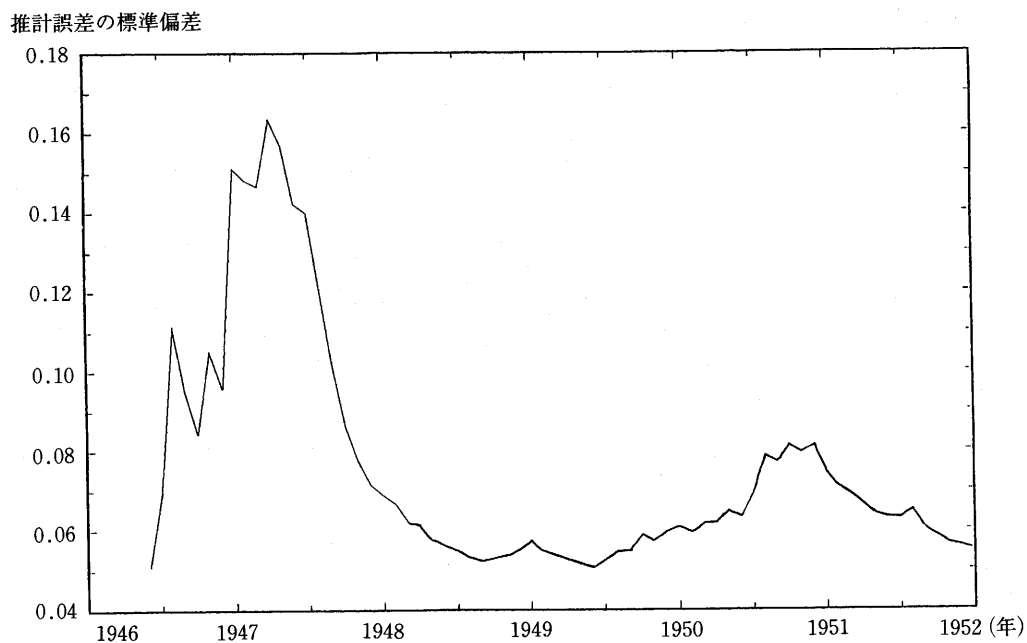
64) 補論6.参照。

65) 脚注56)参照。

第7図 FM推計による企業への資金供給 (z_t) パラメータの逐次推計量



第8図 逐次FM推計による推計誤差の標準偏差



くとも期待インフレ率等を織り込んだマクロ的効果として実質生産にプラスの影響を与えた証左はうかがわれない。⁶⁶⁾

こうした結論が得られた要因として、期待インフレ率の上昇、期待インフレ率の分散増大、インフレ期待の発散、が考えられることはすでに述べたとおりだが、期待インフレ率の分散については推計結果を利用して再確認することが可能である。すなわち、インフレ期待の分散そのものは直接観測可能でないが、推計上は推計式の誤差項の分散に反映されると考えられる。そこで、逐次回帰で得られた誤差項の分散（第8図）をみると、1947年に大きなピークがある⁶⁷⁾が、これは、確率変数である期待インフレ率の分散が1947年から1949年初まで大きかったという仮説と整合的である。

5. おわりに

3.および4.の試論的分析では、1947年から1948年にかけて行われた通貨増発による経済政策は、たとえ直接の効果が生産増加であれ、期待インフレ率の上昇、期待インフレ率の分散増大、インフレ期待の発散によって、預金忌避および金融仲介量の減少が起き、生産にマイナスの影響をも与えていたことが示唆された。また、双方の効果を総合的に勘案した場合、当時の政策が生産にプラスの影響を与えたのかどうかは必ずしも明らかでないばかりでなく、逆にマイナスであった可能性も示唆された。

経済システムに大きなショックが発生、資金の貸し手にとっての収益率の分散が増大することで貸出が慎重になり金融仲介量が減少しているとき、政府が直接企業への所得移転を行うことは、たとえパレート最適でないにしても経済全体の生産量を高めうる。しかしながら、そうした所得移転がインフレ課税というかたちで通貨増発を伴って行われるときには、必ずしも生産増加にプラスの影響を与えるものとは限らないことは留意する必要がある。⁶⁸⁾

近年、戦後日本の経験を経済再建に取り組む東欧諸国に応用しようとする提案がよく行われている。そうした中で、1947年から1948年にかけての経済政策を、「インフレは起こしたけれども実質生産の増加に寄与した」例として引合いに出し、東欧再建

66) 本論文の実証分析で推計している政策変数の係数は、元来、実質生産との長期的関係を表す係数であるものの、推計される係数がマイナス方向にシフトしている状況からすれば、短期的にみても実質生産にプラスの影響を与えているとは考えにくい。

67) 逐次回帰の誤差項の分散には、1950年から1951年にかけても小さなピークがみられるが、これは、朝鮮戦争（1950年6月25日勃発）に対応していると考えられる。

68) このことは、「当時、逆にデフレを起こせば、実質生産が増加した」ことを必ずしも意味しない。なぜなら、インフレであれ、デフレであれ、預金の期待機会費用の分散は大きくなり、その面では預金忌避による産業資金供給阻害の効果を持つからである。

実際、戦間期の強力なデフレ政策下では銀行からの預金流出が大きな問題となっていた。

でも財政赤字と通貨増発を許容して企業への多額の補助金を継続することを正当化しよう動きも一部に見受けられる。しかしながら、たとえ重点産業へ資金を選択的に供給する産業政策が優れた政策効果を持っていたとしても、そういった政策の財源をインフレ課税によって賄うことは、必ずしも実質生産の増加へプラスの影響を与えるものではないことに留意すべきであろう。当時の日本と現在の東欧諸国を取り巻く環境は明らかに多くの違いがあり、日本の経験を直接現在の東欧諸国に適用することは必ずしも適切なこととはいえない。そのことを踏まえたうえで何らかの教訓を得ようとした場合、当時の日本のインフレ容認的経済政策の経験は、インフレに対する警戒を喚起する意味において、1つの教訓となりうるかもしれない。⁶⁹⁾

補論1. 生産量、物価、預金量の導出

本文中の生産関数 ((1)式)、通貨需要関数 ((2)式)、預金需要関数 ((3)式) を行列のかたちで表現すると、

$$\begin{aligned}
 & \begin{pmatrix} 1 & (\alpha_1 + \alpha_2) & -\alpha_2 \\ -1 & -1 & 0 \\ -\alpha_5 & -1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln y_t \\ \ln p_t \\ \ln D_t \end{pmatrix} \\
 &= \begin{pmatrix} \alpha_1 & 0 & \alpha_3 \\ 0 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln T_t \\ \ln(C_t + T_t) \\ \ln x_t \end{pmatrix} \\
 &+ \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_4 & -\alpha_4 & 0 \\ -\alpha_6 & -\alpha_6 & +\alpha_6 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} E_t \ln r_t + E_t \ln \pi_t \\ E_t \ln \delta_t \\ \ln R_t \end{pmatrix} \\
 &+ \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix} \tag{A-1}
 \end{aligned}$$

これを生産、物価、預金について解けば次式を得る。

69) 本論文では、金融面（貯蓄の移転）を強調する観点から、企業は1部門のみを考慮している。当時の経済政策が持つ企業部門間の資源の移転（労働供給超過下の資本集約的産業から労働集約的産業への資本の移転）という側面の効果については、本研究では、単独には検出できていないが、政策変数 $\left(\frac{T}{C+T}\right)$ の係数推定量には包含されていると考えられる。

$$\begin{pmatrix} \ln y_t \\ \ln p_t \\ \ln D_t \end{pmatrix} = \frac{1}{\Psi} \begin{pmatrix} -\alpha_1 & \alpha_1 & -\alpha_3 \\ \alpha_1 & -(1-\alpha_2\alpha_5) & \alpha_3 \\ \alpha_1(1-\alpha_5) & -(1-\alpha_1\alpha_5-\alpha_2\alpha_5) & \alpha_3(1-\alpha_5) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln T_t \\ \ln(C_t+T_t) \\ \ln x_t \end{pmatrix} \\
 + \frac{1}{\Psi} \begin{pmatrix} \alpha_1\alpha_4+\alpha_2\alpha_6 \\ -\alpha_4(1-\alpha_2\alpha_5)-(\alpha_2\alpha_6) \\ -\alpha_4(1-\alpha_1\alpha_5-\alpha_2\alpha_5)-(-1+\alpha_1+\alpha_2)\alpha_6 \end{pmatrix} (E_t \ln r_t + E_t \ln \pi_t) \\
 + \frac{1}{\Psi} \begin{pmatrix} \alpha_1\alpha_4+\alpha_2\alpha_6 \\ -\alpha_4(1-\alpha_2\alpha_5)-(\alpha_2\alpha_6) \\ -\alpha_4(1-\alpha_1\alpha_5-\alpha_2\alpha_5)-(-1+\alpha_1+\alpha_2)\alpha_6 \end{pmatrix} (E_t \ln \delta_t) \\
 + \frac{1}{\Psi} \begin{pmatrix} -\alpha_2\alpha_6 \\ \alpha_2\alpha_6 \\ (-1+\alpha_1+\alpha_2)\alpha_6 \end{pmatrix} (\ln R_t) \\
 + \frac{1}{\Psi} \begin{pmatrix} -1 & -\alpha_1 & -\alpha_2 \\ 1 & 1-\alpha_2\alpha_5 & \alpha_2 \\ 1-\alpha_5 & 1-\alpha_1\alpha_5-\alpha_2\alpha_5 & -1+\alpha_1+\alpha_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix} \quad (\text{A-2})$$

ただし

$$\Psi \equiv -1 + \alpha_1 + \alpha_2\alpha_5 < 0。$$

補論2. 期待機会費用の導出

いま、簡単化のために、実質収益率について実質成長率と次のような安定的な関係があると仮定する。

$$\ln r_t = \ln(y_{t+1}/y_t) + \varepsilon_{4t} \quad (\text{A-3})$$

(2)式の通貨需要関係式において、1階の差分をとると

$$\begin{aligned} & \Delta \ln(C_{t+1} + T_{t+1}) - \ln \pi_t \\ &= \Delta \ln y_{t+1} - \alpha_4 (\Delta E_{t+1} \ln r_{t+1} + \Delta E_{t+1} \ln \pi_{t+1} + \Delta E_{t+1} \ln \delta_{t+1}) + \Delta \varepsilon_{2,t+1}
 \end{aligned}$$

上式に (A-3) 式を代入、

$$\begin{aligned} & \Delta \ln(C_{t+1} + T_{t+1}) - \ln \pi_t \\ &= \ln r_t - \alpha_4 (\Delta E_{t+1} \ln r_{t+1} + \Delta E_{t+1} \ln \pi_{t+1} + \Delta E_{t+1} \ln \delta_{t+1}) + \Delta \varepsilon_{2,t+1} - \varepsilon_{4t}
 \end{aligned}$$

さらに t 期における期待値をとれば、

$$E(\Delta \ln(C_{t+1} + T_{t+1}) | \Omega_t) - E(\ln \pi_t | \Omega_t) = E(\ln r_t | \Omega_t) - \alpha_4 (E(\Delta \ln r_{t+1} | \Omega_t) + E(\Delta \ln \pi_{t+1} | \Omega_t) + E(\Delta \ln \delta_{t+1} | \Omega_t))$$

これを整理すると、期待物価上昇率 $E(\ln \pi_t | \Omega_t)$ および期待実質収益率 $E(\ln r_t | \Omega_t)$ の合計に関する差分方程式が導かれる。

$$\alpha_4 E(\ln r_{t+1} + \ln \pi_{t+1} | \Omega_t) - (1 + \alpha_4) E(\ln r_t + \ln \pi_t | \Omega_t) = - \{ E(\Delta \ln(C_{t+1} + T_{t+1}) | \Omega_t) + \alpha_4 E(\Delta \ln \delta_{t+1} | \Omega_t) \}$$

これを解いて次式を得る。

$$E(\ln r_t + \ln \pi_t | \Omega_t) = \xi_t + d \left(1 + \frac{1}{\alpha_4}\right)^t$$

ただし、

$$\xi_t \equiv \frac{1}{1 + \alpha_4} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha_4}{1 + \alpha_4} \right)^i (E(\Delta \ln(C_{t+i+1} + T_{t+i+1}) | \Omega_t) + \alpha_4 E(\Delta \ln \delta_{t+i+1} | \Omega_t))$$

かつ、 d は任意の定数。

結局、預金保有の期待機会費用は次のように表される。

$$\xi_t + E \ln \delta_t + d \left(1 + \frac{1}{\alpha_4}\right)^t$$

補論3. 使用データ

本文中で用いたデータは次のとおり。

①実質生産

「鉱工業生産指数」(大蔵省財政史室[1978])

②現金通貨

「現金通貨」(朝倉・西山[1974])

③M1

「現金通貨 + 普通銀行要求払預金」(朝倉・西山[1974])

④M2

「現金通貨 + 普通銀行要求払預金 + 同定期性預金」(朝倉・西山[1974])

⑤実質輸入

「輸入数量指数」(同計数のない1948年以前は輸入金額と輸入価格指数から導出
(大蔵省財政史室[1978]、日本銀行『外国統計年報』各年版))

⑥物価 実効消費者物価指数

「消費者物価指数」(消費者価格調査から得られた実効価格による指数 (大蔵省財政

史室[1978]>>)

⑦通貨増発による企業への資金供給

「政府への日本銀行貸出」、「復興金融公庫債の日本銀行引受」(大蔵省財政史室[1978])

⑧契約金利

「定期預金金利」(日本銀行『本邦経済統計』各年版)

データ期間は全て1945年9月から1951年12月までの月次計数

補論4. 使用する各変数の単位根検定結果

ADF テストで、水準変数の単位根仮説が棄却されず、1階の階差変数の単位根仮説が棄却されれば、当該変数は、 $I(1)$ であることになる。下記の検定結果によれば、実質生産 ($\ln y$)、政策変数 ($\ln tr$)、実質輸入 ($\ln im$) とともに $I(1)$ であることを強く否定する結論は得られない。ただし、実質生産の水準変数の単位根仮説が5%水準で棄却されること、実質輸入の1階の階差変数について HCSE (heteroskedasticity consis-

第A-1表 水準変数の単位根検定 (ADF テスト)

変 数	$t_{\hat{\rho}}$	$t_{\hat{\rho}(HCSE)}$
y	-3.906**	-3.691**
tr	-0.753	-1.095
im	-4.205***	-2.589

(注) AR (自己回帰) 項は、AR 1 から次数を増加させ Ljung-Box Q 統計量で示される残差の系列相関が消える時点の次数を選択した。具体的には、Q 統計量の p 値が0.1を越えた時点の次数を採用した。全ての回帰にはタイムトレンドを含めた。*、**、***は、各々10%、5%、1%の有意水準を示す。計測期間は1945年9月～1951年12月。HCSE は、heteroskedasticity consistent standard error を用いたことを示す。

第A-2表 1階の階差変数の単位根検定 (ADF テスト)

変 数	$t_{\hat{\rho}}$	$t_{\hat{\rho}(HCSE)}$
Δy	-6.813***	-5.635***
Δtr	-4.545***	-4.331***
Δim	-6.897***	-2.864*

(注) Δ は、階差を表す。AR (自己回帰) 項はAR 1 から始めて Ljung-Box Q 統計量で示される残差の系列相関が消える時点の次数を選択した。具体的には、Q 統計量の p 値が0.1を越えた時点の次数を採用した。全ての回帰にはタイムトレンドが含まれていない。*、**、***は、各々10%、5%、1%の有意水準を示す。計測期間は1945年9月～1951年12月。HCSE は、heteroskedasticity consistent standard error を用いたことを示す。

tent standard error) を用いた場合、単位根仮説が10%水準でしか棄却できないことから、(検出力が弱いとはいえ) 実質生産が $I(0)$ 、実質輸入が $I(2)$ である可能性は残される。

補論5. OLS 推計と FM 推計

本論文で用いる FM 推計と通常の OLS 推計について簡単に整理する (詳細は Phillips and Hansen [1990], Phillips and Loretan [1991] 等参照)。

いま、次のような共和分関係を想定する。

$$y_t = \beta' x_t + u_{1t}, \quad t=1, \dots, n \quad (\text{A-4})$$

$$\Delta x_t = u_{2t} \quad (\text{A-5})$$

(A-4) 式は、誤差項 u_{1t} を許容する y と x の均衡を表している。また、(A-5) 式は、 x_t が和分過程 (integrated process) であることを表す。

$$u_t = (u_{1t}, u_{2t}) \text{ の分布は、} u_t \equiv iid(0, \Sigma), \text{ ただし } \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{21} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}, \Sigma > 0,$$

とする。ここで、 u_t は、近似的に、均衡に向かうすべての定常かつ短期的な調整過程を包含していることになる。ここで $S(r) \equiv BM(\Sigma)$ と定義し (BM は Brownian motion)、また、 u_t に対応して $S' = (S_1, S_2')$ のように分割する。

(1) OLS 推定量

いま共和分関係の OLS 推定量を β_{OLS} とすれば、

$$T(\beta_{OLS} - \beta) \Rightarrow \left(\int_0^1 S_2 S_2' \right)^{-1} \left(\int_0^1 S_2' dS_1 + \sigma_{21} \right) \quad (\text{A-6})$$

ここで、Phillips [1989] の lemma 3.1 を用いれば

$$S_1 = \sigma_{21}' \Sigma_{22}^{-1} S_2 + S_{1 \cdot 2}, \quad (\text{A-7})$$

ただし $S_{1 \cdot 2}(r) = BM(\sigma_{11 \cdot 2})$ 、 $\sigma_{11 \cdot 2} = \sigma_{11} - \sigma_{21}' \Sigma_{22}^{-1} \sigma_{21}$ は、 u_{2t} を与えたときの u_{1t} の条件付き分散とする。

(A-7) 式を用いると、(A-6) 式右辺は、

$$\left(\int_0^1 S_2 S_2' \right)^{-1} \left(\int_0^1 S_2' dS_{1 \cdot 2} \right) + \left(\int_0^1 S_2 S_2' \right)^{-1} \left(\int_0^1 S_2 S_2' \right) \Sigma_{22}^{-1} \sigma_{21} + \left(\int_0^1 S_2 S_2' \right)^{-1} \sigma_{21} \quad (\text{A-8})$$

となる。ここで第1項は、次のような形のガウス分布 (Gaussian mixture) であり、漸近正規性を満たす。

$$\int_{G>0} N(0, \sigma_{11 \cdot 2} G) dP(G), G = \left(\int_0^1 S_2 S_2' \right)^{-1}$$

第2項は、説明変数のユニット・ルートを原因とするユニット・ルート分布であり、第3項は、 u_{1t} と u_{2t} の間の同時相関から生じるバイアスである。

$\sigma_{21}=0$ の場合、上式の第2、3項は0となり、全体としてはガウス分布 (Gaussian mixture) となる。しかし、 $\sigma_{21} \neq 0$ の場合、第2項と第3項は0ではなくなり、分布はバイアスを持ち非対称となることに加えて余計なパラメータ (すなわち Σ_{22} , σ_{21}) が極限分布に入ることになる。たとえ、一致性が満たされるとしても、推論にはこうした限界が生じる。

(2) FM 推定量

FM推定量とは、系列相関と誤差項・説明変数間の相関を修正する共和分回帰である。系列相関と誤差項・説明変数間の相関を修正することとは、すなわち OLS 推計での (A-8) 式第2、3項を取り除くことになる。

FM 推計量 β_{FM} は次のように表される。

$$\beta_{FM} = (x'x)^{-1} (x'y^+ - T \hat{\delta}^+) \quad (\text{A-9})$$

ただし、

$$y_t^+ = y_t - \hat{\sigma}_{21}' \hat{\Sigma}_{22}^{-1} \Delta x_t \quad (\text{A-10})$$

$$\hat{\delta}^+ = \hat{\Delta} \begin{bmatrix} 1 \\ -\hat{\Sigma}_{22}^{-1} \hat{\sigma}_{21} \end{bmatrix} \quad (\text{A-11})$$

また、 $\hat{\Delta}$ 、 $\hat{\sigma}_{21}$ は、各々 $\Delta = \sum_{k=0}^{\infty} E(u_{20}u_k')$ 、 $\sigma_{21} = \sum_{k=0}^{\infty} E(u_{20}u_{1k})$ の一致推定量。これらの一致推定量を推計する際に、kernel (核、あるいはウェイト関数)、および bandwidth (ラグ〈・リード〉を推計に取り込む程度) を用いることになる。

FM 推計において、 t 値は、

$$t_i^+ = (\beta_i^+ - \beta_i) / s_i^+$$

ただし、

$$(s_i^+)^2 = \hat{\sigma}_{11 \cdot 2} [(x'x)^{-1}]_{ii}$$

$$\hat{\sigma}_{11 \cdot 2} = \hat{\sigma}_{11} - \hat{\sigma}_{21}' \hat{\Sigma}_{22}^{-1} \hat{\sigma}_{22}$$

で表されるが、

$$t_i^+ \Rightarrow N(0, 1)$$

すなわち、通常の asymptotic t -test が適用できる。また、次のような一般的な係数制約テストについても、

$$H_0 : h(\beta) = 0, H(\beta) = \partial h / \partial \beta' \text{ of full rank } q$$

次式のような Wald 検定を組み立てることができる。

$$W_T = h(\beta^+)' [H^+ V_T H^+]^{-1} h(\beta^+)$$

ただし、

$$V_T = \hat{\omega}_{11 \cdot 2} (x'x)^{-1}$$

$$H^+ = H(\beta^+)$$

この統計量は、

$$W_T \Rightarrow \chi_q^2,$$

であるので、通常の χ^2 分布表が適用可能となる。

補論6. FM 推計における安定性検定

本論文における安定性検定の統計量および critical value は、Hansen [1992a] によっている。各統計量を簡単に説明すれば次のとおり。

いま、パラメータが変化する次のような方程式を考える。

$$y_t = A_t x_t + u_t$$

$$A_i = A_1, \quad i \leq t$$

$$= A_2, \quad i > t$$

(1) 変化の時期が既知の場合

帰無仮説、対立仮説は次のように表される。

帰無仮説 $H_0 : A_1 = A_2$

対立仮説 $H_1 : A_1 \neq A_2, t \text{ known}$

統計量は、以下のものを利用する。これは、通常の Wald 統計量に対応する。

$$F_{nt} = \text{vec}(S_{nt})' (\hat{\Omega}_{11 \cdot 2} \otimes V_{nt})^{-1} \text{vec}(S_{nt})$$

$$= \text{tr} \{ S_{nt}' V_{nt}^{-1} S_{nt} \hat{\Omega}_{11 \cdot 2}^{-1} \}$$

ただし、 $S_{nt} = \sum_{i=1}^t s_i$,

$$V_{nt} = M_{nt} - M_{nt} M_{nt}^{-1} M_{nt}$$

$$M_{nt} = \sum_{i=1}^t x_i x_i'$$

また、この統計量の漸近分布は、

$$F \rightarrow_d \chi_b^2$$

となる (b は自由度)。

(2) 変化の時期が未知の場合

帰無仮説、対立仮説は次のように表される。

$$\text{帰無仮説 } H_0 : A_1 = A_2$$

$$\text{対立仮説 } H_2 : A_1 \neq A_2, t \text{ unknown}$$

統計量は、

$$\text{Sup}F = \sup_{t/n \in \mathfrak{I}} F_{nt}$$

を利用することになる ($\mathfrak{I}$ は $(0, 1)$ の部分集合)。また、この統計量の漸近分布は次のようになる。

$$\text{Sup}F \rightarrow \sup_{t \in \mathfrak{I}} F(\tau)$$

この分布は、標準的なものではなく、説明変数に含まれるトレンドの性質に依存する。

③ パラメータが徐々に変わる場合

モデルを次のように定式化する。

$$A_t = A_t + \epsilon_t$$

$$E(\epsilon_t) = 0, E(\epsilon_t' \epsilon_t) = \delta^2 G$$

このとき、帰無仮説、対立仮説は次のように表される。

$$\text{帰無仮説 } H_0 : \delta^2 = 0$$

$$\text{対立仮説 } H_1 : \delta^2 > 0, G_t = (\hat{\Omega}_{1.2} \otimes V_{nt})^{-1}$$

統計量は、

$$\text{Mean}F = \frac{1}{n^*} \sum_{t/n \in \mathfrak{I}} F_{nt}$$

を利用する。この統計量の漸近分布は次のようになる。

$$\text{Mean}F \rightarrow_d \int_{\mathfrak{I}} F(\tau) d\tau$$

この分布も、標準的なものではなく、説明変数に含まれるトレンドの性質に依存する。

補論7. 共和分回帰における誤差項の不均一分散について

本文の分析においては、期待実質収益率または期待インフレ率の分散が当期の金融仲介量に影響を与えうることを前提として議論が進められた。一方、実証分析においては、それらの分散の変動が推計にも影響を与えうる。すなわち、本文中で推計された実質生産の推計式の誤差の分散自体、期待実質収益率または期待インフレ率の分散の大きさを反映しうると考えられるからである。

この結果、分散不均一による問題が生じうることになる。すなわち、分散が不均一である場合、通常の推計では、係数推定量の一致性には影響を与えないが、攪乱項共分散行列の一致推定量を得ることができない。このことは、共和分回帰においても当てはまる。すなわち、本文で用いた Fully Modified Estimator や Stock and Watson [1993] の Dynamic OLS、Johansen [1988] 等の MLE では、分散均一を前提としており、誤差項共分散行列推計に同様の問題が起こる。

そこで、ここでは、Hansen [1992b] に示された共和分回帰における不均一分散・自己相関一致推定量 (heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance estimator) を用いる。⁷⁰⁾ 同統計量及び同推計量に基づく Wald 統計量は次のように表される。

$$\hat{V}_1 = \frac{1}{T} \sum_{m=-B}^B k_m \sum_{t=\max(1-m, 0)}^{T-m} (x_{t+m} - \bar{x}) (x_t - \bar{x})' \hat{W}_{t+m} \hat{W}_t$$

ただし

$$\begin{aligned} \hat{W}_t &= y_t - \hat{\beta}_0 - x_t' \hat{\beta}_1, \\ W &= T(R' \hat{\beta}_1 - r)' (R' \hat{M}_1^{-1} \hat{V}_1 \hat{M}_1^{-1} R)^{-1} (R' \hat{\beta}_1 - r) \end{aligned}$$

ただし、

$$\hat{M}_1 = T^{-1} \sum_1^T (x_1 - \bar{x}) (x_t - \bar{x})'$$

特定の仮定の下に、

$$T^{-2} \hat{V}_1 \Rightarrow V_1, \quad W \xrightarrow{d} \chi_q^2,$$

Hansen [1992b] の提案する方法では、共分散行列の推計に当たって、kernel (ウェイト関数) の種類および bandwidth B (あるいは最大ラグ〈・リード〉数) を定める必要があるが、kernel については、quadratic spectral (QS) kernel, bandwidth の選択については、漸近的平均平方誤差を最小にする選択方法を用いた。

70) 分散不均一の誤差項の和分過程の漸近的特性については、Hansen [1992c] を参照。

推計結果は次の通り。

説 明 変 数	推計パラメータ	HACSE
企業への資金供給 ($\ln \frac{T_t}{C_t + T_t}$)	-0.041 *	0.0276
実質輸入 ($\ln im_t$)	0.063 * *	0.0298

ただし、HACSE は、heteroskedasticity and autocorrelation-consistent standard error。*, **, *** は各々10%、5%、1%有意を表す。

すなわち、実質輸入のパラメータは0.063と実質生産に正の影響を及ぼしている一方、企業への資金供給は-0.041と負の値を示しているが、不均一分散・自己相関一致推定量による標準偏差は本文中の推計結果より若干大きめの値を示している。このことは、企業への資金供給に関するパラメータが0であることを棄却（すなわち負であることを採択）しにくくする方向に働くが、不均一分散を考慮しても当時の政策が実質生産に正の影響を与えたことを示すことが困難であるという結論に影響は与えないように見える。⁷¹⁾

なお、誤差項が次のようなプロセス（heteroskedastic cointegration）で表されるとき、

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + w_t$$

$$x_t = x_{t-1} + u_{3t}$$

$$w_t = \sigma_t u_{1t}$$

$$\sigma_t = \sigma_{t-1} + u_{2t}$$

たとえ分散が不均一であっても、『誤差項本来の変動と誤差項の分散との相関』、かつ、『誤差項本来の変動と説明変数との相関』がない」場合、不均一分散・自己相関一致推定量が利用できる。さらに、その仮定が満たされなくても、『誤差項の分散と説明変数の間の相関』が小さくない、あるいは、『誤差項の分散と説明変数、誤差項の分散と誤差本来の変動の相関』が小さくない場合」、統計的推論に大きくは影響を与えないことが示されている。

以 上

[日本銀行金融研究所研究第3課]

71) なお、安定性統計量も次のように算出することができる。

MeanF 2.799

SupF 5.747

しかしながら、この統計量に基づく統計的推測の理論的裏付け、および、それに基づく critical value 導出に関する研究は、まだ行われていない。

【参考文献】

- 朝倉考吉・西山千明、『日本経済の貨幣分析：1968-1970』、創文社、1974年
- 内野達郎、『戦後日本経済史』、講談社、1978年
- 大蔵省財政史室編、『昭和財政史・終戦から講和まで・第5巻歳計(1)』、東洋経済新報社、1982年
- 大蔵省財政史室編、『昭和財政史・終戦から講和まで・第19巻』、1978年
- 岡崎哲二・吉川洋、『戦後インフレーションとドッジライン』、香西泰・寺西重郎(編)、『戦後日本の経済改革・市場と政府』、東大出版会、1993年
- 香西泰、『高度成長の時代』、日本評論社、1981年
- 総務庁統計局、『消費者物価指数・基準改定資料集成』、1993年
- 高木信二・永井敏彦・河口晶彦・嶋倉収一、『戦後インフレーションとドッジ安定化政策——戦後期物価変動の計量分析』、『フィナンシャル・レビュー』、大蔵省財政金融研究所、1994年11月
- 日本銀行、『日本銀行百年史・第5巻』、1985年
- 日本銀行調査局編、『日本金融史資料・昭和続編・第1巻』、1978年a
- 日本銀行調査局編、『日本金融史資料・昭和続編・第2巻』、1978年b
- 日本銀行調査局編、『日本金融史資料・昭和続編・第8巻』、1980年
- 日本銀行統計局、『本邦主要経済統計』、1966年
- Andrews, D. W. K., "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, 59, pp. 817-858, 1991.
- Bernanke, Ben and Mark Gertler, "Financial Fragility and Economic Performance," *The Quarterly Journal of Economics*, February 1990.
- Burmeister, Edwin, and Kent D Wall., "Kalman Filtering Estimation of Observed Rational Expectations with An Application to the German Hyperinflation," *Journal of Econometrics*, 20, pp.255-284, 1982.
- Diamond, Douglas W., "Financial Intermediation and delegated Monitoring," *Review of Economic Studies*, 51, pp393-414, 1984.
- Dornbusch, R. and J. A. Frenkel, "Inflation and Growth," *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, pp.141-156, 1973.
- Flood, Robert P., and Peter M. Garber, "Market fundamentals versus Price-Level Bubbles: The First Tests," *Journal of Political Economy*, 88, no. 4, 1980.
- Hamada, Koichi and Munehisa Kasuya, "The Reconstruction and Stabilization of the Postwar Japanese Economy: Possible Lessons for Eastern Europe?" in R. Dornbusch, W. Nolling, and R. Layard eds., *Postwar Economic Reconstruction and Lessons for the east Today*, MIT Press, 1993.
- , and Masaya Sakuragawa, "Costly Monitoring, Nominal Debt Contracts, and Monetary Business Cycles," 1993.
- Hansen, Bruce E., "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, No.3, July 1992a.
- , "Heteroskedastic Cointegration," *Journal of Econometrics*, 54, pp.139-158, 1992b.
- , "Convergence to stochastic integrals for dependent heterogeneous processes," *Econometric Theory*, 8, pp489-500, 1992c.
- Levhari, D. and D. Patinkin, "The Role of Money in a simple growth model," *American Economic Review*, 58, pp.713-753, 1968.
- Phillips, Peter C. B., "Partially Identified Econometric Models," *Econometric Theory*, 5, pp.181-240, 1989.

戦後復興期の拡張的経済政策について

- , and Bruce E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, 57, 1990.
- , and M. Loretan, "Estimating Long-run Economic Equilibria," *Review of Economic Studies*, 58, 1991.
- Teranishi, Juro, "Economic Recovery, Growth and Policies: 'Gradualism' in the Japanese Context," *Economic Policy*, pp138-153, 1994a.
- , "Saving Mobilization and Investment Financing during Japan's Post War Economic Recovery," the Economic Development Institute Working Paper, World Bank, 1994b.
- Tobin, James, "Money and Economic Growth," *Econometrica*, 33, pp.671-684, 1965.
- Townsend, Robert, "Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification," *Journal of Economic Theory*, pp265-293, 1979.
- Williamson, Stephen D., "Financial Intermediation, Business Failures and Real Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 95, No.6, 1987.