

利子率と物価水準：日本における ギブソン・パラドックスについて

浅子 和美*

村 達男**

要 約

欧米諸国（特に英国）の長期の時系列データで観察される利子率と物価水準との間のプラスの相関は、ギブソン・パラドックスと呼ばれている。本稿では、こうしたパラドックスが、日本のデータでも観察されるか否かを検討する。結果は、詳しい統計的処理をまたずとも、利子率と物価水準を同じ図にプロットするだけで、明らかにパラドックスが成立しないことが分かる。

ギブソン・パラドックスの理論的説明としては、フィッシャー効果によるもの、貨幣の需要・供給関数に基づくもの、等が知られている。本稿でも、これらの理論仮説に沿った考察を加え、パラドックスが成立しない原因を探る。

I . はじめに

マクロ経済学の標準的理論によれば、利子率の低下があれば総需要が増加し、結果として物価水準の上昇が起こるとされる。例えば、いまマネー・サプライが増加したとする。すると、資産市場で再び均衡が達成されるためには利子率が下落する必要がある。利子率の下落は投資需要を喚起し、マネー・サプライ増による消費に対する資産効果と相俟って財・サービス市場で超過需要を現出し、均衡回復のためには一般物価水準の上昇が必要となる。このことは、要するに「利子率と物価水準の間にはマイナス

の相関が認められる」ということになる。

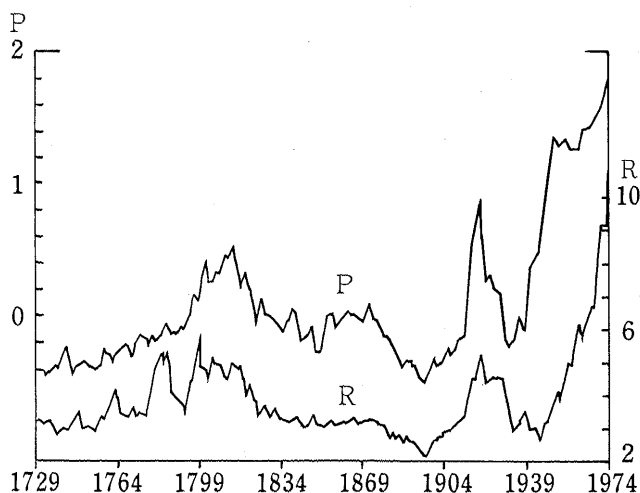
図1は、英国における1729年から1974年まで約250年間について、長期利子率(R)と物価水準の対数値(P)をプロットしたものである^(注1)。同図からは、両者の間にはマイナスではなく明らかなプラスの相関が認められる。ケインズ(Keynes 1930)によれば、こうした利子率と物価水準の時系列的なプラスの相関は「経済学のあらゆる分野の中でも、実証的に最も確立された規則性の一つ」ということになる。ケインズは、こうした現象の発見者をGibson (1923)に

* 前大蔵省財政金融研究所主任研究官, 横浜国立大学経済学部助教授

** 前大蔵省財政金融研究所研究員, 前三井信託銀行, 五福産業

(注1) Shiller and Siegel(1977)のFigure 1。利子率、物価水準ともにデータは複数のシリーズを連続させたものであるが、基本的には長期利子率はコンソリド国債の利回り、物価水準は卸売物価指数である。詳しくは原論文を参照されたい。

図1 英国の利子率と物価水準：1729—1974



The log of the price index (P)
and the long-term interest rate (R).
(出所)Shiller and Siegel(1977)

見だし、以後利子率と物価水準の間のプラスの相関はギブソン・パラドックスと呼ばれるようになった。ギブソン・パラドックスは、かなり長期間のデータで見いだされるところに意義が認められるものであるが、その意味では英国ほど顕著ではないものの米国、カナダ、オランダ等でもこうしたパラドックスが観察されている(注2)。

本稿の目的は、日本のデータについてギブソン・パラドックスが成立しているか否かをチェックすることにある。結論をあらかじめ述べれば、日本の場合にはギブソン・パラドックスは成立していないといえる。かといって、利子率と物価水準の間にマイナスの相関があるかという、これも長期にわたって安定的なものは見いだせない。本稿では、こうしたデータの特徴を幾つかの視点から検討する。

II. 日本のデータ：1882—1982

図2は、我が国の利子率水準と物価水準の自然対数値について、1882年から1982年までのほぼ100年間(国債発行利回りについては1921年から)の時系列推移をプロットしたものである(注3)。一瞥した限りでは、我が国の場合には上段(a)の諸利子率(公定歩合、銀行割引金利、定期預金金利、および国債発行利回り)と下段(b)の物価指数(卸売物価指数および消費者物価指

数)のどの組み合わせを取ってみても、利子率と物価水準の間にプラスの相関を見いだすのは困難である。すなわち、時系列的に利子率はかなり頻繁に上下動しているのに対し、物価水準は第2次大戦の前後で大きく居所を変え、しかも戦前・戦後のいずれの時期もほぼ一貫して上昇トレンドを示している。

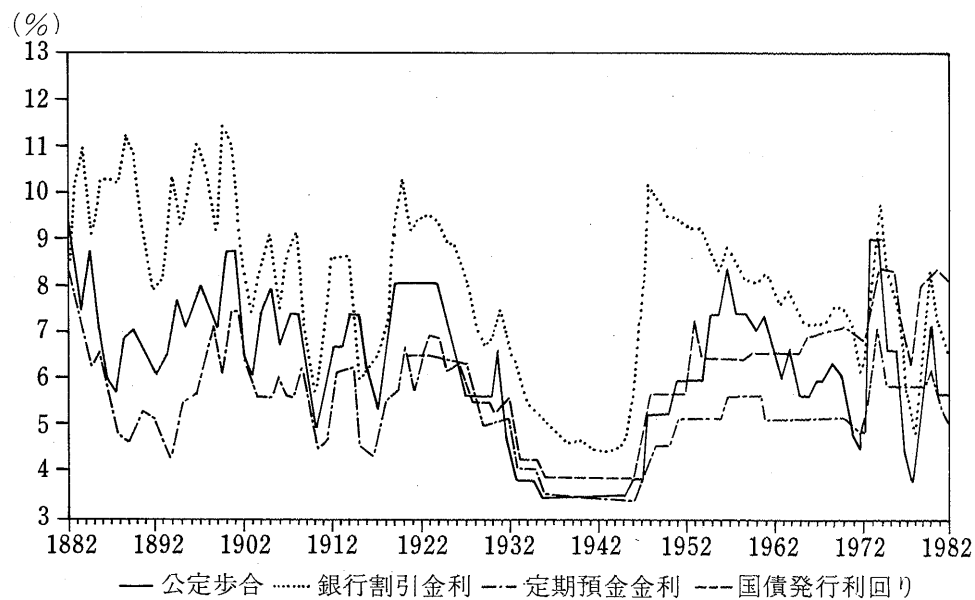
目の子算的な観察を離れて、実際に相関係数

(注2) ギブソン・パラドックスが観察されない国の代表としては、フランスがあげられる。またDwyer(1984)によれば、ギブソン・パラドックスが成立しているかに見える国でも、期間の取り方によっては関係が消滅したり逆の相関が観察される場合もある。

(注3) データは『本銀行百年史』の資料編[日本銀行(1986)]にまとめられているものを採用した。データの特徴として特記すべきは、公定歩合(12月末値)、銀行割引金利(12月中平均値)、定期預金金利(6ヶ月もの、12月中平均値)、国債発行利回り(応募者最終利回り、7—12月中平均値)と、どの利子率も年間を通じた平均値ではないことである。これに対し、卸売物価指数と消費者物価指数は年間平均値である。しかしながら、利子率について年間平均値の近似として当期と1年前の値の平均値をとって平行して分析したところ、以下の結果はどの面でも殆ど変わらなかった[後出の(注8)を参照]。なお、もともとのデータは不連続性を示すものが少なくないが、それらをどのように連続させたかの詳細については同書を参照されたい。

図 2 利子率と物価水準：1882—1982

(a) 利子率



(b) 物価水準の対数

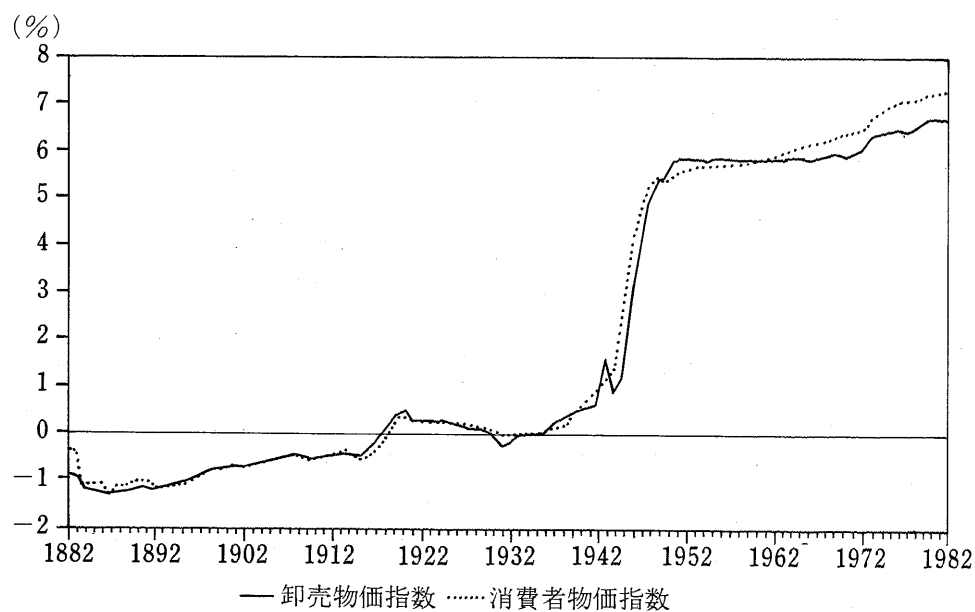


表 1：利子率と物価水準の相関係数

(a) 全期間：1883—1981（国債発行利回りのみ1921—1981）

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.05	-0.11	-0.08	0.69
消費者物価指数	-0.07	-0.13	-0.10	0.68

(b) 戦前期：1883—1942（国債発行利回りのみ1921—1942）

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.38	-0.59	-0.30	-0.21
消費者物価指数	-0.42	-0.59	-0.33	-0.21

(c) 戦後期：1950—1981

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.04	-0.41	0.32	0.78
消費者物価指数	-0.17	-0.61	0.25	0.78

を計算した結果が表1である。これより、サンプル期間が短い国債発行利回りを除くと、全期間を通じての利子率と物価水準の間の相関はむしろマイナスであることが分かる。もっとも、どの組み合わせをとっても有意性は低く、相関がないという帰無仮説は明らかに棄却できない。国債発行利回りについては、いずれの物価指数ともプラスの相関を持ち、ギブソン・パラドックスが成立しているかに見える。もともと英国のデータで対象とされたのも長期国債金利であり、また公定歩合、銀行割引金利、あるいは定期預金金利といった政策金利ないし貸出・預金市場金利に対して、オープン・マーケットである債券市場の利子率であるという意味では、こ

の結果を最も重視すべきかもしれない^(注4)。しかしながら、サンプル期間がかなり短いことは留保条件が必要であり、相関係数自体は相対的には高いものの、実際（利子率と物価水準が共に1階の自己回帰過程に従っているとの想定の下では）統計的には必ずしも有意でない^(注5)。

図2を眺めていると、第2次大戦後にハイパー・インフレーションが起こっており、この期間が両者の間の関係を歪めている可能性がある。そこで、当該期間の前後を除いて、戦前期（1942年以前）と戦後期（1950年以後）の2つの期間にサンプルを分割してみる。すると、戦前期では国債発行利回りも含めて全ての利子率と物価水準との相関がマイナスとなるものの、

（注4）ただし、英国の場合には、利子率として短期利子率をとったとしてもギブソン・パラドックスは観察される[Shiller and Siegel(1977)]。

（注5）2つの変数 X_t , Y_t がそれぞれ1階の自己回帰過程に従っている場合には、相関係数の標準偏差は $\{(1+r_x r_y)/T(1-r_x r_y)\}^{1/2}$ となる。ただし、 T はサンプル数、 r_x と r_y は X_t と Y_t の自己相関係数の推定値である。いまの場合、自己相関係数の推定値は、国債発行利回りが0.953、卸売物価指数が0.992、消費者物価指数が0.996となる（回帰に際しては定数項を含めた。定数項を含めない場合にはいずれの推定値も1を上回り、定常性を満たさない）。したがって、 $T=60$ （1922—1982）であるから、相関係数の標準偏差は卸売物価指数の場合に、0.77、消費者物価指数の場合に0.80となる。これより、相関がないとの帰無仮説は通常の有意水準の下ではまず棄却されない。

戦後期はマイナスの相関の有意性が低まり、定期預金金利と国債発行利回りについては、相関がプラスとなっていることが分かる（したがって、国債発行利回りについてプラスの相関が見られるのも、もっぱら戦後期のデータによることになる）。

以上を総括すれば、もともとのギブソン・パラドックスでは戦争や社会・政治体制の変革などを経験した上での長期的な安定的関係を問題にしており、その点を踏まえるならば、日本のデータはその成立について否定的であると結論

付けられよう。もっとも、利子率と物価水準との間にマイナスの相関があるという仮説（いわば、ギブソン・オーソドックス）も、必ずしも支持されない。要するに、日本のデータには長期的に安定的な関係は認められない。その原因としては、敢えて極論するならば、戦前期はギブソン・オーソドックスであり、戦後期は一部の利子率についてギブソン・パラドックスの兆候が認められる、といった戦前期と戦後期ではかなり相関の特徴が変化していることが挙げられよう。

Ⅲ. 理論仮説の検討

それでは、日本では何故ギブソン・パラドックスなり逆のギブソン・オーソドックスが成立していないのであろうか。ケインズの命名以前からもギブソン・パラドックスを説明しようとの理論仮説は幾通りか提示されており、その検証も試みられてきた。ここでもそれらに依拠する形で、（しかしそもそもギブソン・パラド

ックスが成立していないという意味では）批判的に検討を加えることにする。ギブソン・パラドックスを説明するうえで最もオーソドックスなアプローチ法とされるのは、フィッシャー効果に特定の期待形成仮説（具体的には、修正された適応的期待形成仮説）を組み合わせたものであり、本稿でもまずこれを取り上げる。次い

表2：名目利子率とインフレ率の相関係数

（インフレ率が今期から来期の場合）

(a) 全期間：1883—1981（国債発行利回りのみ1921—1981）

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.34	-0.26	-0.39	-0.33
消費者物価指数	-0.41	-0.41	-0.45	-0.42

(b) 戦前期：1883—1942（国債発行利回りのみ1921—1942）

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.35	-0.41	-0.44	-0.43
消費者物価指数	-0.37	-0.42	-0.46	-0.67

(c) 戦後期：1950—1981

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.02	-0.05	0.11	-0.02
消費者物価指数	0.19	0.02	0.41	0.21

で、貨幣供給関数や貨幣需要関数の形状を問題とするアプローチ法を検討する。その他にも、若干の理論的可能性について考察する。

A. フィッシャー効果

フィッシャー効果とはインフレ期待が名目利子率を押し上げる効果を指す。もし、そうした効果が百パーセント反映されるならば、本来

$$(1) \quad i_t = r_t^e + \Delta p_t^e$$

という関係式が成立する。ただし、 i_t = 名目利子率、 r_t^e = 期待実質利子率、 Δp_t^e = t 期から $t+1$ 期への期待インフレ率、である（ p_t は物価水準の対数値であり、したがってその差分は近似的にインフレ率となる）。この式は通常フィッシャー方程式と呼ばれるが、理論的には危険中立的投資家による金融資産と実物資産との間の金利裁定式と考えればよい。

フィッシャー方程式において、もし期待実質利子率がほぼ一定であり、かつ期待インフレ率が物価水準の対数値と比例的な変動を示すとなれば、ギブソン・パラドックスが説明可能となる（Fisher 1930）。後者に関連しては、いまインフレ期待が現在および過去のインフレ率の分布ラグで表せるとし、ラグ係数については指数的に減衰するものとしよう。すると、

$$(2) \quad \Delta p_t^e = \beta \sum_{k=1}^{\infty} \exp(-\alpha k) \Delta p_{t-k}, \quad \alpha, \beta > 0,$$

であり（添字の e が付いてないのは実現値を表す）、これは一種の適応的期待形成仮説を一般

化したものとなる^(注6)。

さて、(2)式においてももし α が非常に小さいならば、期待インフレ率は物価水準の対数値に比例的になる。何故ならば、

$$(3) \quad \sum_{k=1}^{\infty} \Delta p_{t-k} = (p_t - p_{t-1}) + (p_{t-1} - p_{t-2}) + (p_{t-2} - p_{t-3}) + \dots$$

は近似的には p_t そのものとなるからである。すなわち、期待形成に際して過去のインフレ実現値を同等に扱うようなものならば、期待インフレ率の変動は物価水準の変動にほぼ正比例することになるわけである。

フィッシャー効果を前提とした場合、日本のデータではギブソン・パラドックスが成立していないということは、(i) フィッシャー方程式が厳密には成立していないか、(ii) 期待形成仮説が別の様式に従っている、あるいは(i)(ii)の両方の為ということになる^(注7)。フィッシャー方程式の検証は、それ自体期待実質利子率や期待インフレ率をどのように定式化するかにかかわっており、その意味では恣意的であることも否定できない。そこで、以下では問題を非常に簡単に捉えることにし、単に名目利子率と事後的インフレ率との関係を見ることにする。ただし、こうしたアプローチでも、一応は特殊な期待形成仮説の下でのフィッシャー方程式の成立を帰無仮説とすることは可能である。

表2は、名目利子率と t 期から $t+1$ 期についての事後的インフレ率（対数差分で近似）と

(注6) 通常の適応的期待形成仮説は、学習過程を伴いながら期待の修正を行うと考えるものであり、

$$\Delta p_t^e - \Delta p_{t-1}^e = \gamma (\Delta p_{t-1} - \Delta p_{t-1}^e), \quad 0 < \gamma < 1$$

と定式化される。これは、

$$\Delta p_t^e = \gamma \sum_{k=1}^{\infty} (1-\gamma)^{k-1} \Delta p_{t-k},$$

とも表せることから、(2)式は加重係数として $(1-\gamma)^{k-1}$ を $\exp(-\alpha k)$ で置き換えたものとなっている。したがって、 $\alpha = -\log(1-\gamma)$ 、 $\beta = \gamma \exp(\alpha)$ とすれば、(2)式も厳密な意味での適応的期待形成の解となる。しかし、この場合には(2)式の α と β は独立でなくなり、 $\alpha \rightarrow 0$ とすると、($\gamma \rightarrow 0$ であるから) $\beta \rightarrow 0$ となる。ここでは、このような制約は特別考慮していない。

(注7) ちなみに、英国のデータに関しては、フィッシャー効果によるギブソン・パラドックスの説明を Shiller and Siegel(1977)は棄却している。他方、Dwyer(1984)は合理的期待形成仮説を前提したうえでフィッシャー方程式の成立を棄却できないとしている。

表 3：名目利子率とインフレ率の相関係数

(インフレ率が前期から今期の場合)

(a) 全期間：1883—1981 (国債発行利回りのみ1921—1981)

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.25	-0.10	-0.30	-0.25
消費者物価指数	-0.35	-0.26	-0.41	-0.36

(b) 戦前期：1883—1942 (国債発行利回りのみ1921—1942)

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	-0.25	-0.26	-0.31	-0.58
消費者物価指数	-0.21	-0.24	-0.31	-0.64

(c) 戦後期：1950—1981

	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り
卸売物価指数	0.29	0.41	0.41	0.14
消費者物価指数	0.22	0.07	0.50	0.49

の関係を見たものであるが、全期間をみると利子率と物価指数のどの組み合わせをとってみても、両者の間にはプラスの相関は認められず、むしろマイナスの相関が認められる。フィッシャー方程式に戻って考えるならば、事後的データを用いるということはいわば期待形成が合理的（完全予見）に成されていることを前提とするものである。もう1つの特殊な例として、期待形成がナイーブになされ前期のインフレ率がそのまま当期の期待インフレ率となる場合（静的期待形成）も取り上げよう。この時の相関係数は表3にまとめられているが、この場合も相関はマイナスとなる。すなわち、これらの期待形成仮説を前提とする限り、フィッ

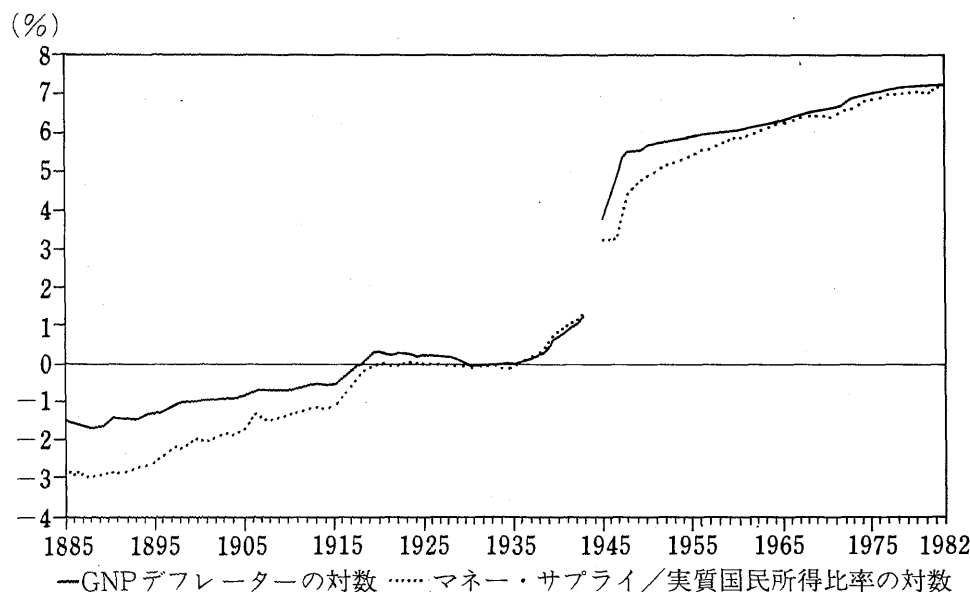
シャー方程式は明らかに成立していない^(注8)。

もっとも、サンプル期間を分割してみると、戦前期は全期間の場合と同様に相関がマイナスであるものの、戦後期については有意なプラスの相関を示す組み合わせが多い。この傾向は、特に静的期待形成仮説の場合に顕著である。従来の研究でも、戦後期のデータに限った場合には（しかも、最近時のデータを加えるにつれて）完全ではないまでもある程度のフィッシャー効果の存在が指摘されており、ここでの観察もそれらと整合的といえよう^(注9)。

フィッシャー方程式は理論的に成立が期待される関係式であり、現実にはそれが厳密に成立しない原因を列挙することは可能である。戦前

(注8) ただし、この結論が正当化されるには、厳密には期待実質利子率が一定であるという前提が必要である。なお、表2と表3の差異はインフレ率のタイミングの取り方によることから、本来利子率が期末値か期中平均値かが微妙な影響を与えられと考えられる。しかし、(注3)で触れたように、利子率について前年との移動平均値をとった場合でも、相関係数の値には符号面でも定量的にも殆ど変化がなかった(唯一の例外とも言えるのは、表2における戦後期の公定歩合についてであり、卸売物価指数の場合の相関係数が-0.02から-0.30へ、また消費者物価指数の場合の相関係数が0.19から-0.02へと変化する)。このことは、結局表2と表3の差異もそれほど大きなものがないことと、一面では整合的とも言えよう。

図 3. 物価水準とマネー・サプライ／実質国民所得比率



期と戦後期では、市場の制度的要因が異なるし、経済主体の行動様式も異なるであろう。期待実質利子率の変動にも差がある可能性があり、実際事後的な実質利子率は戦後期の方が戦前期に比べて相対的には安定している^(注10)。ここでは、それらのうちの要因が最も重要かを識別することはできないが、いずれにしても日本の場合には、こうした要因が総じてフィッシャー方程式の成立にとって阻害要因として働いていたということになる。

B. 貨幣数量方程式

ギブソン・パラドックスについての別の説明としては、貨幣供給や貨幣需要が利子率に感応

的なことに注目する。いま、貨幣の供給と需要を、それぞれ

$$(4) \quad M = \mu(i) + H$$

$$(5) \quad M = k(i) + p + y$$

とする。ただし、 M = 名目貨幣供給量（ないし需要量）、 μ = 貨幣乗数、 H = ハイパワード・マネー、 k = マーシャルの k 、 y = 実質国民所得（以上いずれも自然対数値）である。(4)と(5)を等しく置くと

$$(6) \quad p = \mu(i) - k(i) + (H - y)$$

となる。

さて、(6)式において、右辺第3項のハイパワード・マネー／実質国民所得比率がほぼ一定としよう。すると、(i)貨幣乗数 μ が名目利子

(注9) 詳しくは、黒田(1982)や倉沢(1989)を参照。西山・山川・北野(1974)には、利子率の変化率と流通速度の変化率との観察(923頁の第4図)を根拠に、我が国の戦後期(1953-73年)にフィッシャー効果が認められるとの記述がある。またそれに先立って、ギブソン・パラドックスはパラドックスではなく当然成立すべき関係との記述もある。しかし、こうした記述を裏付けるだけの統計的分析がなされているわけではない。

(注10) 卸売物価上昇率をもとに実質利子率を事後的に計算すると、銀行割引金利についての標準偏差(括弧内は平均値)は、戦前期が23.47%(2.33%)、戦後期が9.32%(3.74%)、と計算される。全期間では48.14%(-4.87%)である。また、国債発行利回りについては、戦前期が35.33%(-4.70%)、戦後期が9.34%(2.72%)、全期間では60.00%(-12.71%)と計算される。すなわち、いずれの場合にも、変動は戦後期の方が格段に小さなものとなっている。

率 i とプラスの相関を持つ、 $\mu'(i) > 0$ 、ないし (ii) マーシャルの k が i とマイナスの相関を持つ、 $k'(i) < 0$ 、とすればギブソン・パラドックスが説明できる。(i) はマネーサプライの内生性を重視する立場であり、(ii) は Sargent (1973) によるギブソン・パラドックスの説明となっている。

(i)、(ii) いずれの説明も、 $(H-y)$ が長期的に安定的に推移することを前提としている。しかし英国のデータでは、物価水準の変動を(6)式の右辺の3つの項の変動に分解した場合、ハイパワード・マネーとして通常定義される金および通貨をとると、第3項の $(H-y)$ の変動が一貫して圧倒的に大きな部分を占めており、したがってこれらの理論はギブソン・パラドックスの定量的な説明とはなり得ないことが分かった。ただし、Shiller and Siegel (1977) によると、厳密にはハイパワード・マネーとして何を対象とするかで解釈も異なり、英蘭（イングランド）銀行の準備とすると、Keynes (1930) のギブソン・パラドックスに対する説明でもある、「金利上昇（下落）に対して中央銀行が貨幣供給量を増加（減少）させる安定化操作」の存在と、各種のデータは整合的であるとした^(注11)。

さて、こうした分析を我が国のデータについても適用したいわけであるが、ハイパワード・マネーの定義から自由であるために、ここでは

上のモデルとは若干違った観点から分析を試みよう。形式的には(5)式と同じものであるが、数量方程式の観点から

$$(7) \quad p = v(i) + (M-y)$$

と整理する。ただし、 v は流通速度（マーシャルの k の逆数）の自然対数値である。これによって物価水準の変動は、流通速度とマネー・サプライ／実質国民所得比率の変動に要因分解されることになる。

図3は、1885年から1982年まで（1945年で不連続）の要因分解の結果をプロットしたものである^(注12)。図の考察に先立ち、流通速度と利子率の関係を確認しておく、両者（流通速度は対数をとる前の原数値、利子率は銀行割引金利で代表）の相関係数は1885—1944年の戦前期が0.72、1946—1982年の戦後期が0.30となり、いずれの期間についても $v'(i) = -k'(i) > 0$ の成立が示唆される。すると、日本ではギブソン・パラドックスが観察されないわけであるから、流通速度の変動は定量的には小さなものでなければならない。実際、図を一瞥して明らかなように、長期的には物価水準と(7)式の右辺第2項の $(M-y)$ はほぼパラレルに推移しており、物価水準の変動の大宗はマネー・サプライ／実質国民所得比率の変動に帰するものであることが分かる^(注13)。以上を踏まえれば、結局我が国でギブソン・パラドックスが成立しないということは、(ケインズの説明をマネー・サブ

(注11) ケインズも広い意味ではマネー・サプライの内生性を問題としているが、(4)式の貨幣乗数ではなく、ハイパワード・マネーそのものの変動を問題としている。この際に、Wicksell (1899) 流の累積過程が前提にあり、ハイパワード・マネーの変動が利子率の変動を完全に相殺することはないものとしている。

(注12) ここでの物価水準は、日本銀行(1986)に収録されているGNPデフレーター(1934—36年平均=1)である。マネー・サプライとしては M_2 (1979年からは $M_2 + CD$) を採用し、1868—1970年については朝倉・西山編(1974)から、1971年以降は日本銀行の『経済統計年報』から採った。実質国民所得は、大川・高松・山本(1974)より名目国民所得を採り、GNPデフレーターで除して求めた。1945年については国民所得の推計値が利用できないために、図3もここで不連続となっている。

(注13) ただし、このことはかならずしも流通速度自体が絶対的にも安定していたことを意味するものではない。実際、戦前期には流通速度(原数値)は短期的変動を伴いながらも趨勢的な下降トレンドを示し(1885—89年平均=3.66, 1940—44年平均=0.89)、第2次大戦後に急上昇(1947年=4.50)した後、1960年代初めまで再び一貫して低下し(1960—64年平均=1.16)、その後は70年代半まで若干上昇した後サンプル期間終期の1982年までは徐々に低下している。

表 4：自己相関係数

(a) 全期間：1882—1982（国債発行利回りのみ1921—1982）

ラグ	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り	卸売物価指数	消費者物価指数
1	0.75	0.83	0.78	0.91	0.98	0.98
2	0.56	0.63	0.59	0.82	0.95	0.96
3	0.50	0.55	0.51	0.75	0.93	0.93
4	0.47	0.49	0.43	0.70	0.90	0.90
5	0.44	0.42	0.36	0.71	0.87	0.87
6	0.46	0.39	0.35	0.66	0.84	0.84
7	0.39	0.31	0.27	0.57	0.80	0.81
8	0.23	0.17	0.17	0.49	0.77	0.77
9	0.16	0.08	0.08	0.39	0.74	0.74
10	0.13	0.06	0.04	0.32	0.71	0.71
11	0.09	0.06	0.05	0.26	0.67	0.68
12	0.06	0.01	0.06	0.19	0.64	0.65

(b) 戦前期：1882—1942（国債発行利回りのみ1921—1942）

ラグ	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り	卸売物価指数	消費者物価指数
1	0.77	0.82	0.77	0.87	0.95	0.92
2	0.60	0.63	0.57	0.77	0.88	0.85
3	0.52	0.56	0.46	0.62	0.81	0.77
4	0.47	0.50	0.36	0.45	0.75	0.71
5	0.38	0.42	0.24	0.33	0.68	0.66
6	0.36	0.40	0.17		0.62	0.61
7	0.31	0.35	0.05		0.57	0.58
8	0.17	0.21	-0.05		0.52	0.53
9	0.04	0.08	-0.17		0.47	0.50
10	-0.00	0.08	-0.20		0.43	0.45
11	-0.03	0.12	-0.17		0.39	0.42
12	-0.04	0.09	-0.11		0.37	0.39

(c) 戦後期：1950—1982

ラグ	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り	卸売物価指数	消費者物価指数
1	0.41	0.64	0.41	0.67	0.85	0.91
2	-0.09	0.24	-0.11	0.34	0.74	0.82
3	-0.12	0.18	-0.19	0.15	0.62	0.73
4	-0.12	0.21	-0.31	0.23	0.54	0.64
5	-0.07	0.27	-0.20	0.41	0.46	0.56
6	0.14	0.30	0.13	0.45	0.36	0.46
7	-0.06	0.14	0.13	0.34	0.25	0.37

表 5：偏自己相関係数

(a) 全期間：1882—1982（国債発行利回りのみ1921—1982）

ラグ	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り	卸売物価指数	消費者物価指数
1	0.75	0.83	0.78	0.91	0.98	0.98
2	-0.02	-0.18	-0.06	-0.07	-0.11	-0.15
3	0.21	0.28	0.18	0.06	-0.07	-0.06
4	0.06	-0.09	-0.05	0.12	-0.05	-0.04
5	0.08	0.07	0.06	0.26	-0.04	-0.04
6	0.18	0.06	0.11	-0.26	-0.05	-0.02
7	-0.14	-0.18	-0.18	-0.27	-0.03	-0.03
8	0.21	-0.17	-0.03	0.04	-0.01	-0.02
9	0.01	0.02	-0.14	-0.14	-0.03	-0.01
10	-0.08	0.06	0.09	-0.19	-0.00	-0.01
11	-0.01	0.05	0.05	-0.03	-0.01	-0.02
12	-0.05	-0.15	0.04	0.09	-0.02	-0.02

(b) 戦前期：1882—1942（国債発行利回りのみ1921—1942）

ラグ	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り	卸売物価指数	消費者物価指数
1	0.77	0.82	0.77	0.87	0.95	0.92
2	0.02	-0.11	-0.06	0.02	-0.20	-0.03
3	0.11	0.24	0.10	-0.25	-0.06	-0.04
4	0.07	-0.06	-0.05	-0.18	0.03	0.03
5	-0.07	0.01	-0.07	0.11	-0.05	0.07
6	0.13	0.12	0.02		-0.04	0.01
7	-0.05	-0.11	-0.20		0.09	0.00
8	-0.25	-0.23	-0.02		-0.03	-0.02
9	-0.10	-0.09	-0.19		-0.02	-0.01
10	0.02	0.19	0.09		-0.02	-0.03
11	-0.01	0.13	0.10		0.09	0.01
12	0.07	-0.12	0.09		0.08	0.02

(c) 戦後期：1950—1982

ラグ	公定歩合	銀行割引金利	定期預金金利	国債発行利回り	卸売物価指数	消費者物価指数
1	0.41	0.64	0.41	0.67	0.85	0.91
2	-0.31	-0.29	-0.33	-0.19	0.06	-0.03
3	0.08	0.30	-0.00	0.01	-0.05	-0.07
4	-0.21	-0.04	-0.32	0.31	0.03	-0.04
5	0.10	0.25	0.05	0.25	-0.01	-0.06
6	0.11	-0.01	0.13	-0.00	-0.13	-0.09
7	-0.30	-0.14	-0.12	-0.02	-0.13	-0.07

イの次元で展開するとして）日本のマネー・サプライ管理の歴史は利子率の変動を安定化させる方向のものではなかったということになる^(注14)。

C．財政政策と金融政策

マクロ経済学の標準的分析フレームワークである総需要・総供給モデルでも、理論的にはギブソン・パラドックスが説明できないわけではない。すなわち、本稿の冒頭での因果性のように「利子率の低下があれば」という状況から出発せずに、利子率と物価水準がある外生的ショックに対して同時に上下動する場合を想定すればよい。このようなショックの例としては、マネー・サプライを一定としたうえでの、財政赤字の変動があげられる。財政赤字の増大は利子率を上昇させ、同時に財・サービス市場での超過需要をもたらし、物価水準も引き上げる。すなわち、利子率と物価水準の間の相関はプラスとなる。

もちろん、長期的にはマネー・サプライが一定ということとはありえない。したがって、現実的には財政金融両政策の動向によって、利子率と物価水準の相関も複雑なものとなろう。ギブソン・パラドックスを説明するうえでのこの仮説の問題点は、利子率の変動に対して金融政策よりも財政政策のインパクトが常に大きいとすることである。しかし、日本のデータのように、ギブソン・パラドックスが成立していないとなると、利子率と物価水準との間の安定的な相関のなさを説明するものとしては有力な仮説となる可能性は残っている。ただし、金融政策と財政政策がしばしば同じ方向で運営されることは、物価水準の変動に比して利子率の変動を安定化させると予想される。物価水準に対しては相乗的に、利子率に対しては相殺的に働くからである。この観点では、図2では利子率の変動が相対的に大きなものとなっていることが、この仮説の問題点として指摘できよう^(注15)。

IV．利子率と物価水準の自己相関

本節では、利子率と物価水準それぞれについて、時系列的変動の特徴を探ることにする。表4と表5は、各種利子率と物価指数について、自己相関係数と偏自己相関係数を計算したものである。

表4からは、1882—1982年の全期間（国債発行利回りについては1921年から）をとってみると、いずれの時系列データもかなり長いラグま

で有意にプラスの相関をもっていることが分かる。もっとも、利子率と物価水準とを比較すると、全体として物価水準の方が利子率よりも自己相関係数は高い。また、利子率については国債発行利回りを除くと8～9年目のラグから自己相関係数は大きく落ち込むのに対し、物価水準の自己相関係数は12年のラグでもかなり高い値を保っている。こうした差異は表5 偏自己

（注14） マネー・サプライが利子率とプラスの相関を示す別の可能性は、利子率の上昇（下落）が国際収支を黒字（赤字）化し、マネー・サプライが増加（減少）する場合である。この面からギブソン・パラドックスの不成立を説明するならば、ここで対象としている長期のサンプル期間では金本位制、変動相場制、固定相場制と時期によって異なる為替制度が採用されたこと、資本移動に制限があったこと、不胎化政策の実施、等が候補としてあげられよう。

（注15） ギブソン・パラドックスの説明としては、本節で検討したもの以外にも、予期せざるインフレによる債権者と債務者の間の実質資産の移転による分配効果を強調するものがある[Shiller and Siegel (1977)]。

相関係数ではより顕著であり、物価水準については2年以上のラグをもった偏自己相関は急速に有意でなくなるのに対し、利子率の偏自己相関係数は数年前とのラグでも有意なものが残っている。このことは、物価水準はほぼ1次の自己回帰過程で表せ、遠いラグ値との相関も直前のラグ値との相関の連鎖から生じるのに対し、利子率については各ラグ値との直接的な相関が残っていることを示している。すなわち、利子率については、1次の自己回帰過程ではその変動を描写しつくせないことになる。

サンプル期間を戦前期と戦後期に分割すると、表4の自己相関係数および表5の偏自己相関係数で見ても、戦前期の利子率と物価水準および戦後期の物価水準については基本的に全期間の結果と大差ないものの、戦後期の利子率については様相を異にしていることが分かる。すなわち、表4の自己相関係数については相関の程度が大幅に低下し、公定歩合と定期預金金利にいたっては2～5年ラグはマイナスの相関となっている。また、偏自己相関係数は、例えば戦前期や全期間の結果は（国債発行利回りを除くと）、2年ラグは有意ではなく3年ラグがブ

ラスの相関をもっていたものが、戦後期は2年ラグがマイナス、3年ラグが有意でなくなっている。国債発行利回りについては、やはり2年前と3年前のラグ値との有意性は逆転しているが、5年前までの相関の符号は戦後期の方が全期間の結果により類似している。

以上の観察をまとめると、我が国においてギブソン・パラドックスが成立しないのは、時系列的には物価水準はほぼ1次の自己回帰過程に従っている（しかも、1次の自己相関係数が非常に大きい）のに対し、利子率はより高次の自己回帰過程に従っているためということになる。これは、図2からも観察されるように、物価水準については下方硬直性ないし長期的な上昇トレンドがあり、利子率には（恐らく景気循環に対応した）数年単位の周期的変動が認められることによる。こうした確率過程の差異が、両者の変動のタイミングにズレを生じさせていることになる。我が国の場合利子率と物価水準の相関がむしろマイナスであるのも、物価水準のみに長期的な上昇トレンドが認められることを反映したものと言えよう。

V. おわりに

以上、我が国の長期データではギブソン・パラドックスは観察されないことを見てきた。その原因は、利子率は比較的頻繁に上下動するのに対し、物価水準には長期的な上昇トレンドが認められることによる。しかし、利子率と物価水準が何故そのような変動をしてきたかの真の

（経済理論的）説明は、本稿の考察からは導けない。ギブソン・パラドックスを説明するための理論では、そもそもパラドックス自体が観察されないことから自ずと限界があり、我が国のデータの変動を説明するには別の理論が必要とされよう。

引 用 文 献

- [1] 朝倉孝吉・西山千明編（1974），『日本経済の貨幣的分析：1868—1970』（創文社）。
- [2] 大川一司・高松信清・山本有造（1974），『長期経済統計第1巻：国民所得』（東洋経済新報社）。
- [3] 倉沢資成（1989），「資本市場の効率性：日本における実証研究の展望」『フィナンシャル・レビュー』第15号，51—93頁。
- [4] 黒田晁生（1982），『日本の金利構造』（東洋経済新報社）。
- [5] 西山千明・山川広記・北野裕（1974），「日本経済の貨幣的分析：1868—1972」，文献〔1〕所収，889—933頁。
- [6] 日本銀行（1986），『日本銀行百年史：資料編』。
- [7] Dwyer, D. P., Jr (1984), "The Gibson Paradox : A Cross-Country Analysis, " Economica 51 : 109—427.
- [8] Fisher, I. (1930), The Theory of Interest, Macmillan.
- [9] Gibson, A. H. (1923), "The Future Course of High Class Investment Values," Banker's Magazine (London) 115 :15—34.
- [10] Keynes, J. M. (1930), A Treatise on Money, Macmillan.
- [11] Sargent, T. J. (1973), "Interest Rates and Prices in the Long Run : A Study of the Gibson Paradox," Journal of Money, Credit and Banking 4 : 385—449.
- [12] Shiller, R. I. and J. J. Siegel (1977), "The Gibson Paradox and Historical Movements in Real Interest Rates," Journal of Political Economy 85: 891—907.
- [13] Wicksell, K. (1899), "The Influence of the Rate of Interest on Commodity Prices," in E. Lindahl (ed.) , Selected Papers on Economic Theory, Harvard University Press, 1958.