

オーストラリアにおけるフィッシャー仮説の検証^{*†}

佐 竹 光 彦

は じ め に

実質利子率が一定で、合理的期待が仮定されているとき、予想インフレ率の変動はすべて名目利子率に反映される。このことを利用すれば、名目利子率を観測することによって、将来のインフレ率を予測することができる。インフレ率と名目利子率のこのような関係はフィッシャー仮説と呼ばれている。

Fama (1975) 以来、アメリカ、他の OECD 諸国や発展途上国で、フィッシャー仮説の検証が数多く行なわれている¹⁾。もちろん、オーストラリアでも分析が行われているが、その数は決して多くない。また検証の結果が、一致を見ていない。その理由には、検証方法の違いや、分析期間が異なることも考えられる。そこで本稿では、オーストラリアにおけるフィッシャー仮説の検証に関する論文のサーベイを行ない、そしてそれらを検討した結果をもとに、いくつかの補足的な実証研究を行なう。

フィッシャー仮説を検証する際に、いくつかの点が整理されないまま研究が進められている。すなわち、まず長期と短期の区別とその検証方法である。つぎに、税引き前と税引き後のどちらの名目利子率を用いるかの問題がある。さらに、構造変化を考慮するかどうかも重要になってくる。

長期・短期について本稿では、フィッシャー仮説は名目利子率とインフレ率の長期的な関係を示していると考え、長期の分析方法についてのみ検討する。

また金融資産の売買や投資を行なう場合、税引き後の収益に基づいて行動すると考えるのが妥当である。しかしながら、税率を何にとるかは難しい問題である。本稿では、税引き前の名目利子率を使った分析に限定する。

オーストラリアでは1983年の変動為替制への移行および金融規制緩和によって、利子率の規制が取り除かれた。この前後では、利子率とインフレ率との関係も当然異なってくると考えられる。

* 本稿は龍谷大学の国外研究員（1999年～2001年）として、オーストラリアのカーティン工科大学に滞在したときの研究成果の一部である。

† 本稿作成にあたって、カーティン工科大学の Garry MacDonald 教授、関西学院大学の平山健二郎教授に有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿に含まれるかもしれない誤りは筆者の責任である。

1) フィッシャー仮説の研究についてのサーベイとして、たとえば Cooray (2002) を参照のこと。

そこで本稿では、1970年第1四半期から2000年第4四半期までの分析期間を1983年で分けた2つの期間についても分析する。

本稿の構成は以下のとおりである。Fama (1975) にしたがって、Ⅰ節でフィッシャー仮説の検証方法の基本的な考え方を簡単に説明する。つぎにⅡ節で、先行研究で用いられた検証方法を簡単に説明する。Ⅲ節ではオーストラリアのデータに対して行なわれた検証結果をサーベイする。そしてⅣ節で、1970年から2000年の期間について、これらの方法を適用して、オーストラリアにおいてフィッシャー仮説が成立しているかどうかを検討する。

Ⅰ. フィッシャー仮説の検証

まず、フィッシャー効果およびフィッシャー仮説を説明するために、IS-LM モデルでマネーサプライと利子率及びインフレーションの関係を考えよう²⁾。

マネーサプライの増加あるいは増加率の上昇をもたらす金融緩和政策は利子率を低下させるというのが IS-LM モデルからの結論である。ところが、現実には高利子率の、または利子率が上昇している国や時期で、マネーサプライの増加率の上昇が観測されることがある。これは IS-LM モデルでは、マネーサプライと利子率の関係のうち短期的な側面しか考慮していないからである。

マネーサプライと利子率の関係を理論的に整理し、実証的に分析した先駆的な業績として Gibson (1970) を挙げることができる。彼はマネーサプライの変動が利子率に及ぼす効果を、流動性効果、所得効果、およびフィッシャー効果に分類した。そして、マネーサプライが増加したときに利子率は、短期では流動性効果によって低下し、長期では所得効果、フィッシャー効果によって上昇することを予測し、その予測の正確さを実証的に証明した。

流動性効果とは、マネーサプライが変化すると貨幣市場で利子率の変化を生じ、それにより貨幣需要が調整されるというものである。たとえば、マネーサプライが増加すると貨幣の超過供給が発生し、代替関係にある債券市場で超過需要を引き起こす。その結果、債券価格が上昇し、利子率が低下する。

利子率が低下すると、投資支出などの需要が増加し、乗数効果によって名目所得を増加させる。一般に、貨幣需要は名目所得の増加関数であるから、名目所得の増加にともなって貨幣需要も増加し、利子率を上昇させる。これが所得効果である。

最後に、フィッシャー効果はもともと予想インフレ率と利子率との関係においてみられる効果である。予想インフレ率が高まると、資金の貸手は資金が返済される将来の物価を見越して、従来よりも高い利子率を要求し、借り手もその契約を受け入れる。したがって資金の貸借を契約する時点ですでに利子率が上昇するというのがフィッシャー理論である。このようにマネーサプライ

2) 以下の説明について、詳しくはたとえば伊藤他 (1994) 第9章参照。

の変化が現実のインフレ率に影響するが、さらにそれが人々の将来のインフレ率の予想を変えるという推論が正しければ、マネーサプライと利子率の関係でフィッシャー効果を無視することができない。

フィッシャー効果を前提とすれば、利子率を名目利子率と実質利子率とに区別しなければならない。名目利子率と実質利子率の関係は以下のように定義される。

$$\text{名目利子率} = \text{実質利子率} + \text{予想インフレ率}$$

この考え方を提示した Irving Fisher にちなんで、フィッシャー効果という言葉が生まれたのである。そして上の関係はフィッシャー方程式と呼ばれる。

この関係式から、マネーサプライの増加が人々の予想インフレ率の水準を高めるならば、現行の名目利子率はすでに低すぎるということになる。その結果、名目利子率は人々のこのような考え方を反映して、やがて高くなっていくはずである。フィッシャー方程式に基づくこのような推論をフィッシャー仮説と呼んでいる。

このように名目利子率には将来のインフレ率に関する情報が含まれているので、名目利子率によって将来のインフレ率を予測することは、フィッシャー方程式を用いれば可能である。すなわち、もし実質利子率が一定で、合理的期待が仮定されれば、名目利子率とインフレ率は1対1の関係にあることを利用するのである。

Fama (1975) は、すべての利用可能な情報を用いるという意味で、短期の金融市場が効率的であれば、市場は確率的期待値として将来のインフレ率を予想するという仮説を検証し、名目利子率によって将来のインフレ率を予測することが可能であることを示した。

Fama によって展開されたモデルは、今期の名目利子率と今期から来期にかけてのインフレ率の関係を考えている。まず、投資家は実質利子率水準に応じて投資を決定すると仮定する。すなわち、つぎの(1)式のような定式化が考えられる。

$$E_t r_t = R_t - E_t \pi_t \quad (1)$$

ここで、 $E_t r_t$ 、 R_t 、 $E_t \pi_t$ はそれぞれ t 期から $(t+1)$ 期までの事前的実質利子率、名目利子率、および期待インフレ率である。 E_t は t 期の期待値を示している。これがフィッシャー方程式と呼ばれている。

人々は今期 t 期から将来の $(t+1)$ 期までのインフレ率を予測しなければならない。現実のインフレ率 π_t を確率変数と考え、期待インフレ率 $E_t \pi_t$ と誤差項 ε_t の和として、つぎのように表わそう。

$$\pi_t = E_t \pi_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで、合理的期待のもとでは、誤差項の期待値はゼロである ($E_t \varepsilon_t = 0$)。

事前的実質利子率はインフレ率を予想して決められるので期待値オペレータ E_t をつけている。そして事後の実質利子率はその実現値であるから確率変数になる。そして、実質利子率の実現値 r_t はその期待値 (事前的実質利子率) $E_t r_t$ と誤差項 e_t の合計として、つぎのように表わすこと

ができる。

$$r_t = E_t r_t + e_t \quad (3)$$

期待実質利子率 $E_t r_t$ は一定と仮定する ($E_t r_t = r$)。そして、均衡実質利子率 r_t はインフレ率の予測誤差にしたがって発生すると考えると、誤差項 $E_t e_t = 0$ になる。

(2)式と(3)式を(1)式に代入することによって、期待値を含まないで、実現値と誤差項のみで、(1)式をつぎのように書き直すことができる。

$$\pi_t = -r + R_t + \varepsilon_t + e_t \quad (4)$$

したがって、名目利子率が将来のインフレ率に関する情報を持っているかどうかは、つぎの回帰式(5)のパラメータを推定することによって検証することができる。

$$\pi_t = \alpha + \beta R_t + u_t \quad (5)$$

(4)式にしたがえば、 $\alpha = -r$ 、 $\beta = 1$ 、 $u_t = \varepsilon_t + e_t$ となり、仮説 $\beta = 1$ を検定することによって事前実質利子率が一定であることが、そして残差に系列相関がないかどうかを検定することによって市場が効率的であるかどうかを検証することができる。(5)式で上の仮定が満たされているとき、フィッシャー仮説は完全に支持され、そして事前実質利子率が一定で合理的期待が満たされているという仮定の下で、名目利子率は将来のインフレ率に関する完全な情報を含んでいる。

Fama (1975) は、1953年から1971年までの期間について、1ヶ月物から6ヶ月物の短期財務省証券 (TB) の利子率を名目利子率とし、それらに対応する期間の消費者物価指数で計ったインフレ率を利用して、(5)式を推定した。そして、残差項に系列相関がなく、 $\beta = 1$ という仮説が棄却されなかったことを示した。この結果は、短期金融市場が効率的であり、人々が名目利子率の情報を完全に利用して将来のインフレ率を予想しており、そして実質利子率が一定であることを示している。

II. フィッシャー仮説の検証方法

前節で述べたように、フィッシャー仮説の検証方法の基本的な考え方は Fama (1975) によって確立された。すなわち、合理的期待と実質利子率が一定という仮定の下で、(5)式において、 α が一定 (実質利子率一定) で、 $\beta = 1$ であるならば、フィッシャー仮説が成立している。もし名目利子率 R とインフレ率 π が定常であれば、OLS によって(5)式を推定することによって仮説を検定することができる。しかしながら、名目利子率とインフレ率が定常時系列でない場合、Fama (1975) の方法に OLS 推定を直接適用するのは問題がある。最近の時系列分析の発展にもなつて、さまざまなフィッシャー仮説の検証方法が提唱されている。ここでは本稿で利用する検証方法を整理しておこう。

A. 共和分分析

フィッシャー仮説を検証している最近の研究の多くは共和分分析を利用している。一般に、長

期的なフィッシャー仮説を検定するために、インフレ率と名目利子率が $I(1)$ であり、共和分関係が存在しているかどうかを吟味する。他方、短期的なフィッシャー関係を見つけるために、誤差修正モデル (error correction model, ECM) を推定し、グレンジャーの因果関係テストを行なう。

(5)式は、合理的期待と α が一定 (実質利子率一定) であることを仮定した場合、 $\beta=1$ ならば、フィッシャー仮説が成立していることを意味する。すなわち、もし名目利子率 R とインフレ率 π が $I(1)$ にしたがいが、それらが共和分関係にあり、そして共和分ベクトルが $(1, -1)$ ならば、長期のフィッシャー仮説が支持される。この場合、名目利子率 R がインフレ率 π と 1 対 1 で変動するので、完全フィッシャー効果があるという。そして共和分ベクトル $(1, -\beta)$ が $0 < \beta < 1$ であれば、その関係は部分的にフィッシャー効果があるといわれる。さらにもし名目利子率 R とインフレ率 π が $I(1)$ にしたがいが、それらが共和分関係になかったならば、フィッシャー効果がないことを意味する³⁾。

B. VAR モデルによる検証方法

フィッシャー仮説を検証するのに、VAR モデルを用いた分析も数多く行われている。ここでは、IV節で適用する Engsted (1995) と Olekalns (1996) の2つの方法を簡単に説明する。

B-1 Engsted (1995) の現在価値モデルによる検証方法

Engsted (1995) は Campbell and Shiller (1987) による現在価値モデルから導かれた制約を VAR モデルに課すことによって長期のフィッシャー仮説を検証している。その方法を簡単に述べれば以下のとおりである。Shiller and Siegel (1977) より、フィッシャー仮説の関係がつぎのように得られる⁴⁾。

$$R_t = r + (1-b) \sum_{j=1}^{\infty} b^j E_t \pi_{t+j} \quad (6)$$

ここで、 r は事前的実質利子率であり、一定と仮定されている。また、 b は割引率で、 $e^{-r} \equiv (1+r)^{-1}$ に等しい。そして E_t は条件付期待値のオペレータである。

(6)式は、つぎのように書き換えることができる。

$$R_t - b\pi_t = r + \sum_{j=1}^{\infty} b^j E_t \Delta \pi_{t+j} \quad (7)$$

もし、 R_t と π_t が $I(1)$ であれば、(7)式にしたがって検証がなされる。ここで、 $S_t = R_t - b\pi_t$ としよう。 S_t と $\Delta \pi_t$ は定常である ($I(0)$)。そして、つぎのような VAR モデルを考えよう。

3) Koustas and Serletis (1999) は異なる観点から、VAR モデルを用いてフィッシャー仮説を検証している。この見方は上で述べた考え方とは矛盾しているが、ここでは、上述のような考え方にしたがうことにする。

4) この関係は長期の名目利子率と将来の1期先期待インフレ率の関係を示している。しかしながら、III節の分析では、名目利子率に3ヶ月物の銀行引受手形の割引率を使っている。

$$\begin{bmatrix} \Delta\pi_t \\ S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta\pi_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

(8)式に(7)式の現在価値モデルの制約を加えるとつぎのようになる。

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t &= a_1\Delta\pi_{t-1} + \cdots + a_p\Delta\pi_{t-p} + b_1S_{t-1} + \cdots + b_pS_{t-p} + u_{1t} \\ S_t &= -a_1\Delta\pi_{t-1} - \cdots - a_p\Delta\pi_{t-p} + (b^{-1} - b_1)S_{t-1} - b_2S_{t-2} - \cdots - b_pS_{t-p} + u_{2t} \end{aligned} \quad (9)$$

VAR モデル(9)式の中の2つの回帰式を加えると、つぎの関係が得られる。

$$X_t = S_t - b^{-1}S_{t-1} + \Delta\pi_t = u_{1t} + u_{2t} \quad (10)$$

現在価値モデルから、 X_t は $(t-1)$ 期に既知である情報とは相関がないイノベーションであるから、もし X_t をラグ変数 $\Delta\pi_{t-j}$, S_{t-j} に回帰させ、そしてラグ変数 $\Delta\pi_{t-j}$, S_{t-j} の係数がすべてゼロになるならば、フィッシャー仮説が成立する。このことを OLS 推定の結果を利用して、係数制約を検定することによって確かめることができる。

ところで、(6)式のフィッシャー仮説の条件は、厳密な線形合理的期待モデル (an exact linear rational expectations model) を示している。そこには、事前的実質利子率、租税の効果、測定誤差などの変動は反映されていない。実際にはそれらの影響も受けるため、これらの変動の影響も考慮しなければならない。Campbell and Shiller (1987) の提案にしたがって、Engsted は、実現値 S_t と、制約のない VAR モデルからの推定値 S_t^* とを比較する。そして両者の相関が高く、これら2つの標準偏差の比 $\sigma(S_t^*)/\sigma(S_t)$ が1に近ければ、フィッシャー仮説が成立していると考ええる。すなわち、(6)式に反映されていない変動を捉える制約のない VAR モデルのスプレッド S_t^* が実現値 S_t をよく説明しているならば、たとえ、厳密な制約を満たしていないとしても、フィッシャー仮説が成立していると考えてもよいといっている。

B-2 Olekalns (1996) の方法

Olekalns (1996) は VAR イノベーションに基づく手法を用いてオーストラリアのフィッシャー関係を検討した。この方法は合理的期待を仮定したモデルで、構造パラメータの一致推定量がえられるという長所を持っている (Keating, 1990)。具体的な検証方法は以下のとおりである。

合理的期待のもとで、フィッシャー仮説はつぎのように表現できる。

$$R_t = \rho + \beta E(\pi_{t+1} | I_t) + \varepsilon_t \quad (11)$$

ここで、 R_t は名目利子率である。また ρ は実質利子率で一定と仮定されている。 $E(\pi_{t+1} | I_t)$ は t 期から $(t+1)$ 期までのインフレ率の、 t 期の情報による条件付期待値、そして、 ε_t は誤差項である。(11)式は Fama の定式化とまったく同じである。フィッシャー仮説が成立する条件は $\beta = 1$ である。

(11)式の定式化では、期待インフレ率をどのように求めるかが問題となる。Olekalns では、つぎの VAR モデルから期待インフレ率が導かれる。

$$\begin{bmatrix} \pi_{t+1} \\ R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^2 & a_{12}^2 \\ a_{21}^2 & a_{22}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ R_{t-2} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} a_{11}^q & a_{12}^q \\ a_{21}^q & a_{22}^q \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-q+1} \\ R_{t-q} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^\pi \\ e_t^R \end{bmatrix} \quad (12)$$

期待インフレ率は(12)式から、 $E(e_t^r|I_t)=0$ として、つぎのように計算される。

$$E(\pi_{t+1}|I_t)=a_{11}\pi_t+a_{12}R_{t-1}+a_{11}^2\pi_{t-1}+a_{12}^2R_{t-2}+\cdots+a_{11}^q\pi_{t-q+1}+a_{12}^qR_{t-q} \quad (13)$$

また、(11)式の期待値をとると、 R_t の期待値はつぎのように表すことができる。

$$E(R_t|I_{t-1})=\rho+\beta E(E(\pi_{t+1}|I_t)|I_{t-1}) \quad (14)$$

そして、(11)式から(14)式を引くと、つぎのようような関係がえられる。

$$R_t-E(R_t|I_{t-1})=\beta[E(\pi_{t+1}|I_t)-E(E(\pi_{t+1}|I_t)|I_{t-1})]+\varepsilon_t \quad (15)$$

(15)式の左辺と右辺第1項のカッコ内の値を求めることができれば、これらの変数は定常であると考えられるので、この式を OLS 推定し、 β が1であるかどうかを検討することによってフィッシャー仮説を検定することができる。

VAR モデル(12)式から、(15)式の左辺は名目利子率 R_t の実現値と期待値の差であり、VAR モデル推定結果からえられる、 R_t の方程式の残差として求めることができる。

$$R_t-E(R_t|I_{t-1})=e_t^R \quad (16)$$

また、(15)式右辺の第1項のカッコ内は、今期から来期までのインフレ率を今期予想した値と前期予想した値の差である。これを VAR モデル(12)式に従って計算するとつぎのようになる。

$$E(\pi_{t+1}|I_t)-E(E(\pi_{t+1}|I_t)|I_{t-1})=a_{11}e_t^r+a_{12}e_t^R \quad (17)$$

(17)式も、(12)式の VAR モデルの推定値によって求めることができる。 $S_t=E(\pi_{t+1}|I_t)-E(E(\pi_{t+1}|I_t)|I_{t-1})$ と書き直し、つぎの(18)式を用いて、 $\beta=1$ の検定を行なう。

$$R_t-E(R_t|I_{t-1})=\beta S_t+\varepsilon_t \quad (18)$$

Ⅲ. サ ー ベ イ

オーストラリアにおいても、フィッシャー仮説の検証について、いくつかの実証研究がなされている。Atkins (1989)の研究以来オーストラリアでは、主に共和分分析によって、長期のフィッシャー仮説が検証されるようになった。その結果を整理すると、表1のようになる。以下

表1 オーストラリアにおける長期フィッシャー仮説の検証結果

論 文	検 証 方 法	利子率	分析期間	結 果	利 子 率	インフレ率	法 人 税
Carmichael & Stebbing (1983)	OLS	税引き後	1965-1981	棄却	90日物銀行引受手形 5年物社債	CPI	限界所得税率
Atkins (1989)	共和分分析 (EG テスト)	税引き後	1965-1981	支持	90日物財務省証券	CPI	???
Inder & Silvapulle (1993)	共和分分析	税引き前	1964-1990	棄却	銀行引受手形	CPI	法人税率
Mishkin & Simon (1995)	共和分分析 (EG テスト)	税引き前	1962-1993	支持	13週物財務省証券	CPI	
Engsted (1995)	VAR, 現在価値モデル	税引き前	1969-1993	棄却	長期国債	CPI	
Olekalns (1996)	VAR (Keating, 1990)	両方	1969-1993	規制緩和以前：棄却 以降：支持	90日物商業手形	CPI	法人税率
Hawtrey (1997)	共和分分析 (ヨハンセン・テスト)	両方	1969-1994	規制緩和以前：棄却 以降：支持	13週物財務省証券 90日物銀行引受手形 10年物国債	CPI	法人税率

で、オーストラリアにおけるそれぞれの研究を簡単にまとめておこう。

個々の研究について述べる前に、いくつかの留意点を整理しておく。まず、オーストラリアでは、CPI が四半期データであるので、分析はすべて四半期データを用いて行われている。またそのため、利子率のデータについても、ほとんどの研究が3ヶ月物の利子率を採用している。ただし、Engsted (1995) では OECD データから取られた長期国債の利回りを、また Hawtrey (1997) では3つの指標が用いられ、その中のひとつは10年物の国債である。そして、1990年代の研究では、構造変化点として金融規制緩和が行なわれ、変動為替相場制への移行した1983年を期間を分割している。ただし、Engsted (1995) は期間分割していない。また Mishkin and Simon (1995) では、利子率として採用されている財務省証券の規制撤廃の時期である1979年第3四半期で分割している。さらに、共和分分析を行なうにあたって、分析する変数は $I(1)$ 過程であることを前提としている。

A. Carmichael and Stebbing (1983)

オーストラリアにおけるフィッシャー仮説の検証は、Carmichael and Stebbing (1983) によって初めて行なわれた。彼らは、貨幣と金融資産の間の代替性が高ければ、金融資産の名目利子率は長期的にはほぼ一定であり⁵⁾、実質利子率がインフレ率と1対1で対応して変動すると考えた。この仮説を 'the inverted Fisher hypothesis' (以下では、'逆フィッシャー仮説' として言及する) と呼んでいる。彼らは、アメリカとオーストラリアのデータを用いて、インフレ率を説明変数として実質利子率を説明する回帰方程式を推定することによって、1%のインフレ率の変化が実質利子率をほぼ1%変化させることを示した。そして、インフレ率の変化に対して、名目利子率は影響を受けないとして、フィッシャー仮説を否定したわけである。この研究のオーストラリアにおける推定期間は1965年から1981年までであり、OLS によって回帰モデルは推定されている。

B. Atkins (1989)

Atkins (1989) は共和分分析、誤差修正モデル、そして因果性テストを用いて、長期と短期のフィッシャー効果を検証している。標本期間は1965年第2四半期から1981年第2四半期までである。Atkins (1989) は具体的にデータについて言及していないが、利子率として90日物の利子率、インフレ率としてCPIを用いていると思われる。そして Engle and Granger の共和分検定 (以下、EG テストと呼ぶ) の結果から、長期のフィッシャー仮説を支持している。分析期間が金融規制緩和以前であるので、構造変化については考慮されていない。

5) 貨幣と金融資産の選択の問題を考えると、名目利子率が金融資産の収益率になる。物価の上昇は貨幣の価値を目減りさせるので、金融資産の実質収益率が (名目利子率 - インフレ率) であっても、貨幣の収益率が (-インフレ率) であるので、両者の収益率の差は名目インフレ率である。そのため、貨幣と金融資産の代替性が高ければ、名目利子率をシグナルとして資産選択を行なう。したがって、名目利子率がインフレ率の変動によって変化するのではなく、長期的に一定と仮定される。

C. Inder and Silvapulle (1993)

Inder and Silvapulle (1993) は1964年第4四半期から1990年第4四半期までを分析対象とし、名目利子率として銀行引受手形⁶⁾の割引率を用いて分析を行った。構造変化については、モデルに1983年の前後を分けるダミー変数を加えることによって考慮している。

長期のフィッシャー効果を検証するために、OLS, FMOLS, ECMの3つの推定方法を用いている。被説明変数は実質利子率であり、説明変数として、インフレ率のほかに、アメリカの実質利子率と規制緩和を説明するダミー変数を加えている。これらの変数が加えられているのは、実質利子率に与える実物面の影響を考慮に入れるためである。すなわち、Carmichael and Stebbing (1983)と同様に‘逆フィッシャー効果’の検定を行なっている。

長期的なフィッシャー効果を検証するために、OLS, FMOLS, ECMの3つの推定方法がとられたが、推定方法による違いはなかった。そして、インフレ率は実質利子率に影響を及ぼすことが確認された。その効果は、インフレ率1%の上昇に対して、実質利子率は約0.5%低下するというものであった。したがって、フィッシャー効果は支持されなかったとしている。

D. Mishkin and Simon (1995)

Mishkin and Simon (1995) は短期のフィッシャー仮説を検定するために、名目利子率の1回階差をインフレ率の1回階差に回帰させる分析を行った。この回帰式で、インフレ率の係数が1であるならば、完全なフィッシャー効果があり、1以下であれば不完全な効果が、そしてゼロであればフィッシャー効果はないと判定している。また、長期のフィッシャー仮説を検証するために、EGテストによって共和分検定を行っている。フィッシャー効果の有無の判定は短期の場合と同様で、共和分ベクトルの大きさが0より大きければ効果があるとしている。1962年第3四半期から1993年第4四半期を分析対象とし、利子率の規制緩和が始まった1979年第3四半期で分割した2つの期間についても上の分析を行っている。その結果、長期的にはフィッシャー仮説は支持できたが、短期的には支持できなかったとしている。

E. Engsted (1995)

Engsted (1995) はオーストラリアも含めたOECD 13カ国について、VARモデルを利用して、現在価値モデルから得られる長期的なフィッシャー仮説の制約が支持されるかどうかを検討している。オーストラリアの分析期間は1969年第1四半期から1993年第1四半期で、インフレ率としてCPIを、利子率として長期国債の利回りを利用している。その結果、現在価値モデルの制約は棄却され、したがって、フィッシャー仮説は支持されなかった。また、 S_t と S_t^* の相関やそれらの標準偏差の比の分析でも、オーストラリアの結果は、フィッシャー仮説を支持しなかった。

6) 銀行引受手形の割引率が30日物、90日物、180日物のいずれであるかについて、Inder and Silvapulle (1993) は言及していない。しかしながら、四半期データでの分析であるから、90日物の割引率を用いていると推測することができる。

F. Olekalns (1996)

Olekalns (1996) は VAR イノベーションに基づいた方法を用いて、オーストラリアにおけるフィッシャー仮説を検証した。利子率として、90日物の商業手形の割引率を利用している。標本期間は1969年第4四半期から1993年第3四半期までである。そして、期待インフレ率のほぼ半分が名目利子率に反映されているという結果が得られた。また、1983年の金融規制緩和後の期間について分析すると、期待インフレ率の変化はほぼ名目利子率に反映されているという結果が得られ、フィッシャー仮説は支持されている。

G. Hawtrey (1997)

Hawtrey (1997) は、Johansen の共和分検定（以下、ヨハンセン・テストと呼ぶ）を用いて、フィッシャー仮説について、規制緩和と租税の効果を吟味した。分析の全期間は1969年第3四半期から1994年第4四半期で、1983年の規制緩和の時点で、2つの期間に分けた場合についても分析している。また利子率として、13週間の財務省証券、90日物の銀行引受手形、10年物の国債の3つの指標を用いている。また、インフレ率としてCPIを利用している。その結果、全期間および規制緩和以前には、共和分関係が検出できず、フィッシャー効果が検出できなかった。それに対して、規制緩和以降の期間ではフィッシャー効果が検出できたことを報告している。さらに、税引き前の利子率を用いた場合には、共和分ベクトルが1より小さかったが、税引き後のデータでは共和分ベクトルが1であるという仮説は棄却できず、フィッシャー仮説が成立していることを指摘している。

このように、長期のフィッシャー仮説の支持、棄却が研究によってまちまちである。そして、Fama (1970) で定式化された(5)式で、 $\beta=1$ となる結果を共通して得ることができなかったが、 $0<\beta<1$ と解釈できる結果はおおむね支持していると考えられる。

すなわち、棄却された研究の中で、Carmichael and Stebbing (1983) は OLS で分析しているしているので、現在の段階でその結果をそのまま信じることはできない。そして、Inder and Silvapulle (1993) の場合、インフレ率の係数は -0.5 前後であった。これは、インフレ率1%の上昇に対して、実質利子率が0.5%低下していることを示している。フィッシャー方程式によれば、同時に名目利子率が0.5%上昇するはずである。すなわち、名目利子率はインフレ率から影響を受けており、部分的にフィッシャー効果があることを意味する。すると、EG テストと同様の方法で行われた分析では、フィッシャー仮説は部分的に支持されていると解釈できる。

棄却された残りの研究は Engsted (1995) である。この検定は、現在価値モデルから得られるフィッシャー仮説の制約が支持されるかどうかを検定したものである。すなわち、(5)式の $\beta=1$ が成立しているか否かを検定している。可能性として、 $0<\beta<1$ の場合は $\beta\neq 1$ に含まれる。そのため、部分的にフィッシャー効果があるかどうかは判断できない。

また、フィッシャー仮説を規制緩和以前には棄却、以後は支持している2つの研究は EG テ

ストとは異なる方法を用いている。Olekalns (1996) は VAR モデルのイノベーションを用いてフィッシャー仮説を定式化し、定常時系列データによって検定できるようにして、OLS 推定で得られる係数の制約を検定している。Hawtrey (1997) は共和分分析を行っているが、EG テストではなく、ヨハンセン・テストを採用している。これらの方法の違いによって異なる結果になったと思われる。

このように、方法や分析期間が異なることによって、フィッシャー仮説の検定結果が異なるが、その傾向をある程度整理することができる。すなわち、(5)式における $\beta=1$ の検定については、規制緩和後のいくつかの研究でしか成立するという結論を得ていないが、 $0<\beta<1$ であることがおおむね支持されていると解釈できる。

IV. 実 証 研 究

前節でみたように、分析方法や分析期間によって、オーストラリアにおけるフィッシャー仮説の検定結果は異なっている。そこで、本節では標本期間を1970年から2000年にそろえて、共和分分析、Engsted の方法、Olekalns の方法の3つの方法によって、長期のフィッシャー仮説を検証しなおしてみる。

A. 名目利子率とインフレ率のデータと記述統計

本節では上述の検定方法を1970年から2000年の期間について、オーストラリアのデータに適用する。月次の物価データが利用可能でないので、四半期データを用いる。名目利子率として90日物の銀行引受手形 (bank accepted bills) を利用する。これは月次データで利用可能である。四半期に加工するために、各四半期の期末データを用いた。物価データとしてCPI (総平均、8州都加重平均) を用いる。2000年7月に10%のGST (Goods and Service Taxes) が導入された。その結果、2000年第3四半期のインフレ率がほぼ税率10%分上昇している。しかしながら、ここでは修正をおこなわずに分析している。また、フィッシャー方程式に合わせるために、通常の計算法とは違い、たとえば、2000年第1四半期のインフレ率は、2000年第1四半期から2000年第2四半期までの年率の変化率を取っている⁷⁾。

表2は名目利子率 (R3) とインフレ率 (DP3) の基本統計量を示している。表2.Aは1970年第1四半期から2000年第4四半期までの全標本期間の結果である。名目利子率の平均は10.0%であり、インフレ率の平均は6.6%である。したがって、事後的実質利子率は3.4%である。インフレ率の変動係数 (=標準偏差/平均) は0.73で、名目利子率の0.42よりも大きくなっている。したがって、インフレ率の変動は名目利子率のそれより大きくなっている。また、名目利子率とインフレ率との間の相関係数は0.42であり、正の相関がある。

7) インフレ率は対数値の差を取って計算している。したがって、普通の方法で取るのに比べ、高インフレ期にはその値が小さく計算されている。

表 2 基 本 統 計 量

A (1970 : 1-2000 : 4)						
	平 均	標準偏差	最 小 値	最 大 値	歪 度	尖 度
R3	10.04	4.18	4.45	19.91	0.57	-0.72
DP3	6.57	4.80	-1.84	22.66	0.71	0.80
相関係数=0.420						
B (1970 : 1-1983 : 4)						
	平 均	標準偏差	最 小 値	最 大 値	歪 度	尖 度
R3	10.25	3.55	4.45	19.91	0.82	0.50
DP3	9.48	4.55	-1.84	22.66	0.69	1.39
相関係数=0.262						
C (1984 : 1-2000 : 4)						
	平 均	標準偏差	最 小 値	最 大 値	歪 度	尖 度
R3	9.86	4.65	4.77	19.74	0.52	-1.20
DP3	4.18	3.52	-1.67	14.63	0.60	-0.20
相関係数=0.674						

表 2 の B と C は 2 つの期間に分割したサンプルでの結果である。1970 年第 1 四半期から 1983 年第 4 四半期までの第 1 期では、名目利子率の平均は 10.3%，インフレ率のそれは 9.5% であった。したがって、事後的実質利子率は 0.8% である。インフレ率の変動係数は 0.48 と名目金利の 0.35 より大きく、全期間の場合と同じく、インフレ率は名目利子率より変動の激しいことがわかる。両者の相関係数は 0.26 であり、正の相関があるが、全期間にくらべその値は低い。

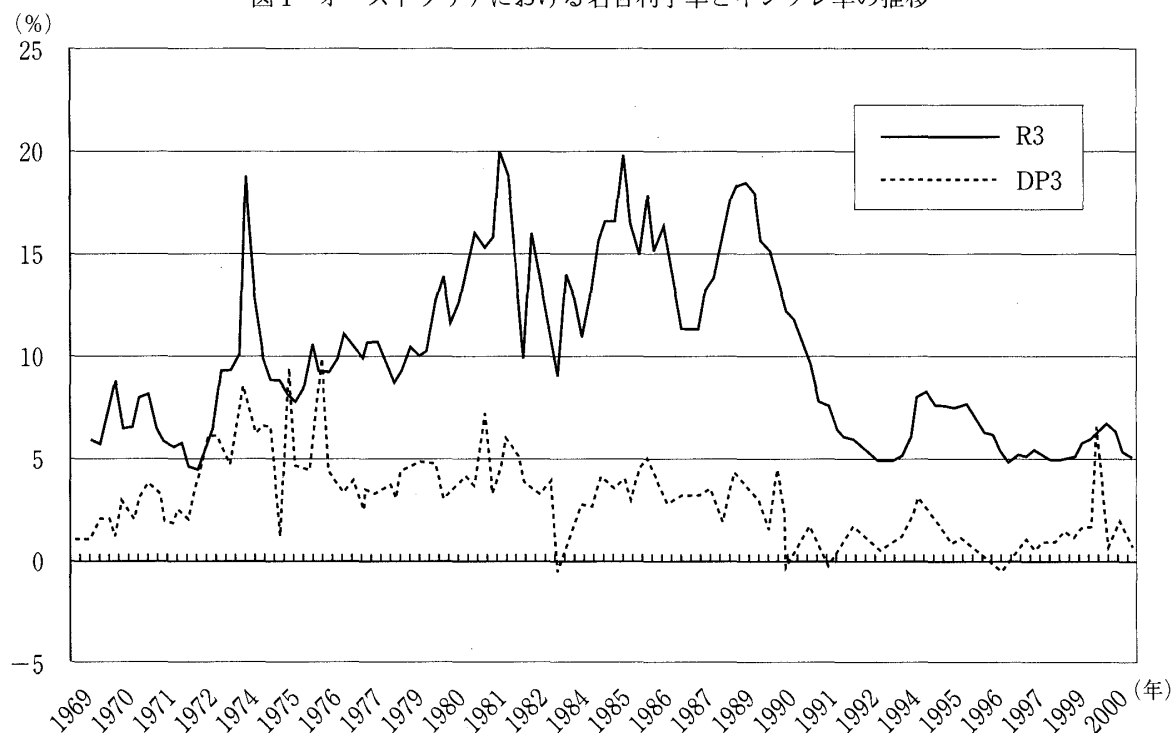
1984 年第 1 四半期から 2000 年第 4 四半期までの第 2 期では、名目利子率の平均は 9.9%，インフレ率のそれは 4.2% であった。したがって、事後的実質利子率は 5.7% である。インフレ率の変動係数は 0.84 で、やはり名目利子率の 0.47 より大きくなっており、第 2 期でもインフレ率の変動は名目利子率のそれより大きい。両者の相関係数は 0.67 で、第 1 期のそれより大きい。第 1 期より第 2 期において、名目利子率とインフレ率の関係が強くなっている。

図 1 は名目利子率とインフレ率の推移を示したものである。1980 年代には名目利子率は 10% から 20% の間を推移している。また、1990 年代と、2 つのオイル・ショックの時期を除いた 1970 年代には、5% から 10% の間を推移している。オイル・ショックの影響のある時期を除いて、インフレ率は 0% から 5% の間を推移している。また、オイル・ショックの時期でさえ 10% 以下で、資源国オーストラリアは、オイル・ショックに大きく影響を受けることがなかったことが読みとれる。

B. 単位根検定

ここでは、TSP (Time Series Processor) を使って、3 つの単位根検定を行なった。すなわち、加重対称タウ (Wtd. sym.) 検定, Dickey and Fuller (Dickey-F) 検定, そして Phillips and

図1 オーストラリアにおける名目利子率とインフレ率の推移



Perron (Phillips) 検定である。各検定を説明変数にトレンドを入れない場合と入れた場合について行なった。ラグの長さは AIC 情報量基準にしたがって選んだ。共和分検定も同様である。全期間の単位根検定の結果は表 3(1)に示されている。数値は各統計量の p 値を示している。

表 3(1)A は、トレンド項を含まない場合の、名目利子率 (R3) とインフレ率 (DP3) の単位根検定の結果である。インフレ率の Phillips 検定を除いて、名目利子率とインフレ率は単位根を持つという帰無仮説を棄却できなかった。しかしながら、表 3(1)B のようにトレンド項を含む場合には、インフレ率の検定では Wtd. Sym. 検定を除き、5% の有意水準で定常であるという結果を得た。

表 3(1)の C (トレンド項を含まない) と D (トレンド項を含む) は 1 階の階差をとった単位根検定の結果である。1 回階差をとると名目利子率 (DR3) もインフレ率 (DDP3) も、トレンドを含まない場合も含む場合も、ともに定常であるという結果を得た。

上の結果から、名目利子率、インフレ率ともに $I(1)$ であると考えて、以下の共和分検定を行なう。

表 3(2)の A と B は第 1 期 (1970:1—1983:4) における名目利子率 (R3) とインフレ率 (DP3) の単位根検定の結果である。この期間では、名目利子率は 5% の有意水準で単位根があるという帰無仮説が棄却できなかった。インフレ率の場合、Phillips 検定では帰無仮説は棄却された。しかし、他の 2 つの検定では棄却されなかったため、この期間についても名目利子率とインフレ率は単位根をもつと考える。

表 3(2)の C と D は 1 回階差をとった系列に対する検定の結果である。Dickey-F 検定では名目利子率 (DR3)、インフレ率 (DDP3) とともに帰無仮説が棄却されないものがあつたが、他の 2

表3 単位根検定の結果

(1) 1970:1-2000:4

A. トレンドなし

	R3	DP3
Wtd. Sym.	0.399	0.078
Dickey-F	0.449	0.240
Phillips	0.099	0.000

C. 階差 (トレンドなし)

	DR3	DDP3
Wtd. Sym.	0.000	0.000
Dickey-F	0.000	0.000
Phillips	0.000	0.000

B. トレンドあり

	R3	DP3
Wtd. Sym.	0.836	0.077
Dickey-F	0.594	0.006
Phillips	0.327	0.000

D. 階差 (トレンドあり)

	DR3	DDP3
Wtd. Sym.	0.000	0.000
Dickey-F	0.000	0.000
Phillips	0.000	0.000

(2) 1970:1-1983:4

A. トレンドなし

	R3	DP3
Wtd. Sym.	0.280	0.290
Dickey-F	0.357	0.300
Phillips	0.126	0.000

C. 階差 (トレンドなし)

	DR3	DDP3
Wtd. Sym.	0.014	0.016
Dickey-F	0.053	0.065
Phillips	0.000	0.000

B. トレンドあり

	R3	DP3
Wtd. Sym.	0.169	0.766
Dickey-F	0.317	0.654
Phillips	0.084	0.000

D. 階差 (トレンドあり)

	DR3	DDP3
Wtd. Sym.	0.021	0.007
Dickey-F	0.246	0.022
Phillips	0.000	0.000

(3) 1984:1-2000:4

A. トレンドなし

	R3	DP3
Wtd. Sym.	0.821	0.253
Dickey-F	0.499	0.357
Phillips	0.675	0.000

C. 階差 (トレンドなし)

	DR3	DDP3
Wtd. Sym.	0.018	0.000
Dickey-F	0.076	0.001
Phillips	0.000	0.000

B. トレンドあり

	R3	DP3
Wtd. Sym.	0.204	0.732
Dickey-F	0.313	0.602
Phillips	0.387	0.000

D. 階差 (トレンドあり)

	DR3	DDP3
Wtd. Sym.	0.144	0.001
Dickey-F	0.254	0.004
Phillips	0.000	0.000

注) 数値は各統計量の p 値である。

つの検定方法では、帰無仮説は棄却され、両系列は定常であるという結果を得た。したがってここでは、名目利子率、インフレ率ともに $I(1)$ であると考えことにする。

表 3(3)の A と B は、第 2 期 (1984:1-2000:4) における単位根検定の結果である。この場合、名目利子率についてはすべての検定で、帰無仮説は有意水準 5 % で棄却されなかった。したがって名目利子率は単位根を持つと判断できる。しかしながら、インフレ率については Phillips 検定によれば、単位根があるという帰無仮説が棄却された。他の 2 つの検定では棄却されず、インフレ率は単位根を持つという結果を得たので、ここでは名目利子率もインフレ率も単位根をもつと考えることにする。

第 2 期についての 1 回階差の単位根検定は表 2(3)の C と D に示されている。インフレ率 (DDP3) は 3 つの検定ともに定常であることを示している。しかしながら、名目利子率 (DR3) の結果は方法、トレンド項を含むか含まないかによって異なる。トレンド項が説明変数に含まれていない場合は、Wtd. sym. 検定と Phillips 検定では定常であるが、Dickey-F 検定では単位根があることを示唆している。他方、トレンド項が説明変数に含まれている場合、Phillips 検定では単位根があるという帰無仮説は棄却できたが、Wtd. sym. 検定と Dickey-F 検定には棄却できなかった。このように、インフレ率の 1 回階差は明らかに定常であり、名目利子率の 1 階階差もトレンドなしの場合には、定常であると考えられる。ここでは名目利子率、インフレ率ともに $I(1)$ であると考え。

以上の結果から、全期間、2 つに分割したそれぞれの期間についてすべて、名目利子率とインフレ率は $I(1)$ であると考えて、以下の分析を進める。また、説明変数にトレンド項を含めるか含まないかによって明確な差はなかった。すなわち、トレンド定常の要因はないと考えられる。

C. 共和分検定

Ⅲ節の先行研究のサーベイの結果からは、EG テストによっては共和分関係がおおむね検出できた。また、ヨハンセン・テストを用いた Hawtrey の研究では、金融規制緩和以前のデータでは共和分関係が検出できなかったが、以後期間には検出されている。ここでは EG テスト、ヨハンセン・テストの両方の検定方法を用いて、フィッシャー仮説が成立するかどうかを検証する。

表 4(1)は全期間 (1970:1-2000:4) についての共和分検定の結果を示している。EG テストの結果からは、トレンド項を含む場合も含まない場合も、検定統計量の p 値が 5 % よりはるかに大きく、名目利子率とインフレ率の間には共和分関係がないと考えられる。ヨハンセン・テストの結果では、トレンドのない場合には、共和分関係がないという帰無仮説 (表 3 における $H_0: r=0$ の検定) を棄却することができなかった。他方トレンドのある場合には、10%の有意水準では共和分関係がある判断できる結果を得た。また、共和分ベクトルの推定値は (1, -0.87) であった。

1970年から2000年までの30年間のデータを用いると、EG テストでは全く共和分関係が検出できなかった。また、ヨハンセン・テストでもトレンド項を含む場合のみで、それも10%の有意水

表4 共和分検定

(1) 1970:1-2000:4

A. Engle-Granger (tau) テスト (被説明変数=R3)

	t 統計量	p 値	共和分ベクトル	ラグ次数
トレンドなし	-1.776	0.641	-0.366	6
トレンドあり	-1.709	0.872	-0.403	6

B. Johansen (trace) テスト

	トレンドなし	トレンドあり
$H_0: r=0$	9.658	19.920
p 値	0.476	0.076
$H_0: r \leq 1$	2.832	1.862
p 値	0.442	0.168
ラグ次数	6	6

共和分ベクトル (トレンドなし)

(トレンドあり)

	1	2	1	2
R3	1.000	1.000	1.000	1.000
DP3	1.822	-0.762	20.265	-0.870

(2) 1970:1-1983:4

A. Engle-Granger (tau) テスト (被説明変数=R3)

	t 統計量	p 値	共和分ベクトル	ラグ次数
トレンドなし	-1.200	0.858	-0.205	6
トレンドあり	-3.252	0.167	-0.184	6

B. Johansen (trace) テスト

	トレンドなし	トレンドあり
$H_0: r=0$	9.893	14.662
p 値	0.455	0.149
$H_0: r \leq 1$	0.147	5.904
p 値	0.790	0.013
ラグ次数	9	9

共和分ベクトル (トレンドなし)

(トレンドあり)

	1	2	1	2
R3	1.000	1.000	1.000	1.000
DP3	0.776	-1.391	-0.205	-2.856

(3) 1984:1-2000:4

A. Engle-Granger (tau) テスト (被説明変数=R3)

	t 統計量	p 値	共和分ベクトル	ラグ次数
トレンドなし	-1.296	0.831	-0.891	3
トレンドあり	-2.704	0.409	-0.455	3

B. Johansen (trace) テスト

	トレンドなし	トレンドあり
$H_0: r=0$	7.542	12.871
p 値	0.662	0.242
$H_0: r \leq 1$	3.375	3.445
p 値	0.366	0.060
ラグ次数	4	5

	共和分ベクトル (トレンドなし)		(トレンドあり)	
	1	2	1	2
R3	1.000	1.000	1.000	1.000
DP3	-1.541	3.308	-0.808	-17.158

準で、共和分関係が検出できただけであった。IV-Aの記述統計の項でみたように、名目利子率とインフレ率の相関係数は0.42と低かった。先行研究では、共和分関係が検出できたものの、それらより期間が長い本稿の分析では、共和分関係が検出されなかった。そこでつぎに、1983年の金融規制緩和の時期でサンプルを2つに分けて、同じ分析を試みよう。

表4(2)と(3)は各分割期間における共和分検定の結果である。両期間ともトレンド項のあるなしに関わらず、またEGテスト、ヨハンセン・テスト検定方法に関わらず、名目利子率とインフレ率の間には共和分関係が検出できなかった。

規制緩和以前の期間について、期間は違うものの、Atkins (1989) と Mishkin and Simon (1995) は、基本的にEGテストを行ない、フィッシャー仮説を検証し、それを支持しており、本稿の結果と矛盾している。このことは、フィッシャー仮説を示す共和分関係が、期間の取り方によって変わることを示している。

また、規制緩和後の結果についても、Hawtrey (1997) では、フィッシャー仮説が成立しているという結果をヨハンセン・テストによって得ている。Hawtrey は1994年までを標本期間としている。それ以降2000年までの名目利子率とインフレ率の動きを図1でみると、規制緩和以後のそれまでの動きと異なっている。すなわち、1980年代の名目利子率は高水準を維持し、激しく変動しているが、1990年代入って10%を切るようになり、1994年以降は5%強の水準を推移している。それに対して、インフレ率は1985年から1990年代初めまで5%弱の、それ以降2%前後の水準を推移している。このような、1994年以降の名目利子率とインフレ率の動きがそれ以前と違っていることが、Hawtrey と本稿での結果の違いを生んでいると考えられる。

以上の結果から、期間の取り方によって共和分関係は不安定であると考えられる。したがって、オーストラリアにおいては、規制緩和以前、以後に関わらず、安定したフィッシャー仮説の成立しないし、フィッシャー効果があるということは、共和分分析からはいえない。

D. Engsted (1995) の方法

Engsted (1995) はⅡ節のB-1でみたように、現在価値モデルから得られるフィッシャー仮説が

表5 Engsted によるフィッシャー仮説の検証結果

	S_{t-1} の係数	Granger テスト (p 値)	制約の検定 (p 値)	Corr (S_t^* , S_t)	$\sigma^*(S_t^*)/\sigma(S_t)$
全期間 (1971:1-2004:4)	0.131	0.029	0.001	0.576	0.706
第1期 (1971:1-1983:4)	0.370	0.010	0.010	0.367	0.385
第2期 (1984:1-2000:4)	0.056	0.335	0.005	0.428	0.744

成立する条件を、VAR モデルを用いて検証している。Engsted では、表5のような結果を利用して、フィッシャー関係を詳細に分析している。ここでもその方法にしたがって、2000年まで拡張したデータを用いて再検討してみよう。

まず、制約の検定はⅡ節で説明したように、名目利子率とインフレ率の間のスプレッド S とインフレ率の階差 $\Delta\pi$ の2変数で構成される VAR モデルから得られるイノベーション X を S と $\Delta\pi$ のラグ変数で説明する回帰モデルにおいて、説明変数すべての係数がゼロであるという帰無仮説を F 検定したときの p 値である⁸⁾ (表5第4列)。この検定の結果、全期間、第1期、第2期ともに、この仮説は棄却され、現在価値モデルから得られるフィッシャー仮説の制約は成立しない。

Engsted はつぎに、VAR モデルにおいて、 S が $\Delta\pi$ の原因となっているかをみている。すなわち、名目利子率とインフレ率のスプレッド S によってインフレ率の変化を予測することができるかどうかをグレンジャー・テストによって検討している。その結果が、表5の Granger テストの欄に示されている。全期間と第1期は5%の有意水準で、 S は $\Delta\pi$ の原因となっていることを示している。そして、第2期には因果性がないという結果を得ている。また、 S_{t-1} の係数はフィッシャー仮説における(5)式の係数 β に相当していると考えられる⁹⁾。全期間の場合、この値が0.13、第1期には0.37、第2期には0.06であった。この結果からは、第1期には部分的なフィッシャー効果が検出できていると捉えることができる。

さらに Engsted はスプレッドの実現値 S_t と、制約のない VAR モデルの推定値 S_t^* を比較する。全期間では、これらの相関係数 (Corr (S_t^* , S_t)) と標準偏差の比率 ($\sigma(S_t^*)/\sigma(S_t)$) はそれぞれ、0.6、0.7であった。Engsted 自身の結果は0.9、0.5であった。本稿の結果では、相関は低く、制約のない場合でも VAR モデルの当てはまりが悪かった。また標準偏差の比は、Engsted 自身の数値は、実現値が推定値の2倍も大きく変動しているのに対して、本稿の結果はやや穏やかになっている。これは分析期間が異なるために生じたものと思われる。すなわち、Engsted では1993年までのデータを用いているが、その後の名目利子率、インフレ率の変動は小

8) VAR モデルのラグ次数は Schwartz の情報量基準 (SBIC) で決めている。また、 X は、 S_t , S_{t-1} , $\Delta\pi_{t-1}$ と b によって決定される。 b は各期間の平均実質利子率から計算される。表1にあるように、 r はそれぞれ、全期間で0.0343、期間1で0.0077、期間2で0.0568である。したがって、 $b(=(1+r)^{-1})$ はそれぞれ0.97、0.99、0.95である。

9) 個々の推定では、VAR モデルのラグ次数が1であった。ラグ次数が1より大きい場合、すべてのラグの係数の合計の数値が(5)式の β に相当する。

表6 Olekalns によるフィッシャー仮説の検証結果

	全期間 (1971:1-2000:4)		第1期 (1971:1-1983:4)		第2期 (1984:1-2000:4)	
		[P 値]		[P 値]		[P 値]
β の推定値	1.253		1.011		1.095	
t 統計量 ($H_0=0$)	15.763	[0.000]	8.918	[0.000]	15.618	[0.000]
t 統計量 ($H_0=1$)	3.181	[0.002]	0.101	[0.920]	1.350	[0.182]
R^2	0.675		0.606		0.784	
DW	2.131		2.065		2.040	

さかった。そのためスプレッドの実現値の変動も小さくなっていると考えられ、VAR モデルの推定値との変動の差が小さくなったと思われる。

数値に多少の差はあるものの、Engsted と本稿では、結果は本質的には変わらず、フィッシャー仮説は支持されていないと考えてよい。

E. Olekalns (1996) の方法

Olekalns (1996) の方法はⅡ節の B-2 に示したように、合理的期待を仮定し、VAR イノベーションを用いることによって、フィッシャー仮説に含まれている期待インフレ率を消去し、OLS によって検証可能な形にしている。すなわち、(18) 式のような S_t に対する $R_t - E(R_t | I_{t-1})$ の回帰モデルにおいて、 S_t のパラメータが 1 ならば、フィッシャー仮説が支持されるというものである。すなわち、まず R_t と $\Delta\pi_t$ の VAR モデルを推定する。ラグの長さは SBIC によって決定する。ラグ次数は全期間、分割した 2 つの期間ともに 2 であった。そして、 $R_t - E(R_t | I_{t-1})$ と S_t が計算される。最後に、 $R_t - E(R_t | I_{t-1})$ の S_t に対する回帰式が推定される。

表 6 は Olekalns の方法によるテストの結果を示している。全期間では、 S_t の係数は 1.25 であり、5%水準で有意である。また $\beta=1$ の t 検定によって有意に大きいことがわかる。また、第 1 期、第 2 期については、 β はそれぞれ 1.01、1.10 であり、ともに $\beta=1$ の仮説を棄却できない。本稿では、税引き前の利子率を用いている。その結果、 β の値が 1 より大きくなる可能性はある。その点も考慮すると、この方法ではフィッシャー仮説が成立していると考えられる。

しかしながら、Olekalns (1996) では、本稿とほぼ同じ方法で推定した結果、 β は 0.6 であり、検定結果からは $0 < \beta < 1$ が示唆される。決定係数が Olekalns では 0.1 前後であるのに、本稿では 0.6 以上と高くなっている。分析期間、データの加工などに相違点があるためかと思われるが、原因は把握できていない。この点は今後の課題としたい。

お わ り に

本稿ではオーストラリアでフィッシャー仮説が成立しているかどうかを、今までオーストラリ

アで適用されたいくつかの方法を用いて検討した。その際、1983年の金融規制緩和が行なわれた時点で期間を分割して、前後で結果に違いがあるかどうか注目した。

そして、先行研究といくつかの異なる結果を得た。共和分検定を用いた方法では、共和分関係すらないという結果を得た。既存の研究では、何らかのフィッシャー効果を検出しているものが多いにもかかわらず、このような結果を得たのは、フィッシャー仮説が成立するかどうかは分析期間、検定方法によって非常に不安定であるからだと考えられる。また、Olekalnsの方法では、彼自身の研究で、金融緩和以前はフィッシャー仮説が成立しないという結果を得ているが、本稿では期間に関わらず成立するという結果になった。しかしながら、Engstedの方法では、おおむね彼自身の結果と同じく、フィッシャー仮説は成立しないという結果を得た。

このように、Olekalns (1996), Hawtrey (1997) などの最近の研究では、金融規制緩和以降フィッシャー仮説が成立するというのが重要なファクト・ファインディングであった。しかしながら、さらに分析期間をのばすと、成立しているとはいえなかった。たしかに、名目利子率とインフレ率の動きは、1980年代と1990年代で大きく変わっている。フィッシャー関係に関する構造変化を詳細に検討することも、方法の違いによって結果が整合的でない理由を検討することともに今後の課題としたい。

参 考 文 献

- Atkins F. J. (1989), "Co-integration, Error Correction and the Fisher Effect", *Applied Economics*, Vol. 21, No. 12, December, pp. 1611-1620.
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller (1987), "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, October, pp. 1062-1088.
- Carmichael, Jeffrey and Peter Stebbing (1983), "Fisher's Paradox and the Theory of Interest," *The American Economic Review*, Vol. 74, No. 4, September, pp. 619-630.
- Cooray, Arusha (2002), "The Fisher Effect: a Review of the Literature," *Macquarie University Economics Research Papers*, No. 6/2002, September.
- Engsted, T. (1995), "Does the Long-term interest Rate Predict Future Inflation? A multi-Country Analysis", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, No. 1, February, pp. 42-54.
- Fama, Eugene F. (1975), "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation," *The American Economic Review*, Vol. 65, No. 3, June, pp. 268-282.
- Hawtrey, K. M. (1997), "The Fisher Effect and Australian Interest Rates", *Applied Financial Economics*, Vol. 7, No. 4, August, pp. 337-346.
- Inder, Brett and Param Silvapulle (1993), "Does the Fisher Effect apply in Australia?" *Applied Economics*, Vol. 25, No. 6, June, pp. 839-843.
- Koustaas, Aisimos and Apostolos Serletis (1999), "On the Fisher Effect," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, No. 1, August, pp. 105-130.
- Mishkin, Frederic S. (1990a), "What does the Term Structure tell Us about Future Inflation?", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, No. 1, January 1990, pp. 77-95.
- Mishkin, F. and J. Simon (1995), "An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia," *The*

Economic Record, Vol. 71, No. 214, September, pp. 217-229.

Olekalns, Nilss (1996), "Further Evidence on the Fisher Effect," *Applied Economics*, Vol. 28, No. 7, July, pp. 851-856.

伊藤史朗・八田英二編著 (1994) 『実証日本経済』 晃洋書房, 4 月。

(受付 2003年5月27日)