

Working Paper Series

**Vector Error Correction Model を用いた
物価の決定メカニズムに関する実証分析**

田中英敬*・木村武**

Working Paper 98-10

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

* E-Mail : hidenori.tanaka@boj.or.jp

** E-Mail : takeshi.kimura-1@boj.or.jp

Vector Error Correction Model を用いた 物価の決定メカニズムに関する実証分析

田中英敬*・木村武**

[要旨]

本稿では、物価と賃金は共和分の関係にあることを示した上で、両変数に関する Vector Error Correction Model (VECM) を推計し、両者間に両方向の因果性が存在することを示す。さらに、VECM の re-parametrisation を行い、自然失業率仮説と VECM の関係を明らかにした上で、インフレ率を加速も減速もさせない NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) に対応する GDP ギャップが存在する、経済が NAIRU に位置する場合には、物価と賃金の誤差修正項はゼロになり、インフレ率、賃金率ともに安定する、インフレ率は GDP ギャップの変化幅にも依存するというスピード・リミット効果が存在する、ことを示す。

本論文の作成においては、伴金美教授（大阪大学）、羽森茂之助教授（神戸大学）、新谷元嗣氏（エール大学）の各先生から貴重なコメントをいただいた。また、日本銀行の調査統計局員をはじめ行内スタッフとの議論は有益であった。記して感謝の意を表したい（また、分析アシスタントとして、近田健君 [現日本銀行人事局] が多大な貢献をしてくれた）。

なお、本論文中で示された内容や意見は筆者個人に属するもので、日本銀行の公式見解を示すものではない。

* 日本銀行調査統計局 E-Mail : hidenori.tanaka@boj.or.jp

** 日本銀行調査統計局 E-Mail : takeshi.kimura-1@boj.or.jp

1. はじめに

伝統的な経済理論によれば、物価と賃金は相互関連して決定される。すなわち、物価は、マークアップ原理に基づき賃金などのコストに一定のマージンを加えるように決定される一方、賃金は、フィリップス曲線に示されるように、失業率（ないし需給ギャップ）に加え、労働者の物価変動率に対する期待に依存して決定される。

しかし、米国の実証分析の中には、こうした物価と賃金の相互関連性を示すシンプルな理論は、その直観的な妥当性にもかかわらず、統計的には肯定できないとする分析が幾つか報告されている。例えば、Gordon [1988] は、米国の1980年代までのデータを用いて分析した結果、物価と賃金との間の因果性を否定し、物価と賃金の決定には、“dichotomy（二分法）”が成立するとした。また、Emery and Chang [1996] も、賃金の動向は物価の予測力の向上に寄与しないことを明らかにした上で、1995～1996年当時高成長を続ける米国において、インフレ率が加速しない背景として、賃金の伸び率が低位に止まっていることに理由を求めるのは適切ではないと指摘した。

こうした分析に対し、Mehra [1991] は、物価と賃金は共和分の関係にあることを示した上で、両変数間の因果性は統計的に確認できるとし、Gordonの示した物価と賃金の“dichotomy”は、両変数間の長期均衡関係を無視したモデルの定式化の誤り（misspecification）が原因であると批判した。物価と賃金の長期均衡関係に着目した分析は、Huh and Trehan [1995] でもみられ、やはり両者の間には、共和分の関係があることを確認している。

物価と賃金の相互依存関係の有無、“dichotomy”の成立・不成立のいずれが正しいかは、政策当局にとって、将来のインフレ率を予測する際の重大な関心事である。わが国における最近の物価情勢をみても、国内需給の悪化から、物価が下落傾向にあり、先行きについてもデフレ懸念が強まっている。こうした中で、同様に足許下落傾向にある賃金が、先行きの物価動向を予測する際に、どのような情報を有するのかを明らかにしておくことは極めて重要なことであると考えられる。

先行きの物価動向を予測する際には、賃金の動向だけでなく、経済全体の需給ギャップがどのような情報を持つのかを明らかにしておくことも重要である。

一般に、インフレ率と需給ギャップの関係については、次のような3つの考

え方がある。第一の考え方としては、インフレ率と需給ギャップが相関するというものである。需要が供給を上回る時には物価は上昇し、しかもその上昇率（インフレ率）は超過需要幅に比例して高くなるであろうとの見方であり、こうしたトレードオフの関係は、フィリップス曲線の見方に他ならない。第二の考え方は、需給ギャップとインフレ率の加速度（変化幅）が関係するという見方である。これは、所謂 NAIRU(Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) と呼ばれる概念に基づくものである。需給ギャップ指標として失業率を例にとると、NAIRU とは、インフレ率を加速も減速もさせない失業率で、失業率がこの NAIRU を下回る時には、インフレ率は期をおって上昇する(つまり加速する) 一方、NAIRU を上回る時にはインフレ率は期をおって低下するということになる。第三の考え方は、需給ギャップの変化幅とインフレ率が関係するというスピード・リミット効果と呼ばれる見方である。この効果が存在すると、たとえ需給ギャップの水準が NAIRU を大幅に下回っていたとしても、需給ギャップが急速に回復するような場合には、インフレ率が上昇することを意味している。

最近におけるわが国の需給ギャップはかなり大きく、消費者物価指数でみたインフレ率はゼロ近傍となっている。仮に需給ギャップのレベルが今後も現在の水準で一定で推移すると考えよう。この時、第一のフィリップス曲線型の考え方に基づけば、インフレ率は今後もゼロ近傍で推移すると考えられる。また、第三の考え方によっても、GDP ギャップの変化幅はゼロのままなので、同様にゼロインフレ圏内で推移する。一方、第二の NAIRU タイプの考え方に基づけば、現在の需給ギャップが NAIRU(に対応するギャップ) を下回っているとすれば、需給ギャップの水準に変化がなくとも、インフレ率のマイナス幅は拡大する、つまり物価水準がどんどん下落することが示唆される。このように、インフレ率と需給ギャップの関係が、いずれの考えに基づくかによって、先行きのインフレ率の予測は大きく異なってくるため、NAIRU 仮説の成立・不成立、および成立する場合の NAIRU の水準そのものは、政策当局にとって重大な関心事といえる。

米国では、従来より NAIRU 仮説が支持され、NAIRU は 6% 前後であるとする研究が多くみられたが、1992 年以降好景気が持続する中で、失業率が NAIRU を下回るようになっても、インフレ率が加速することなく安定推移してきたことから、政策当局、学者、民間エコノミストを巻き込んだ NAIRU に関する大論争

がおきた¹。一方、わが国においては、米国に比べると NAIRU に関する実証分析の積み重ねが不足しているが、Watanabe [1997] は、1980~1996 年のデータを用いて分析した結果、NAIRU 仮説を棄却し、フィリップス曲線型の考え方を支持している。仮に、Watanabe の分析結果が正しければ、今後わが国において、需給ギャップの拡大が止まりさえすれば、インフレ率はゼロ近傍で安定推移すると予想されることになるが、日本の政策当局にとって、その場合、デフレ懸念は杞憂と結論付けてよいのであろうか。

本論文の目的は、以上の問題意識のもと、政策当局が将来のインフレ率を予測する際に、賃金の変動と需給ギャップの動きからどのような情報を抽出することができるかを明らかにすることにある。

具体的には、分析ツールとして、多変量誤差修正モデル(Vector Error Correction Model : 以下 VECM) を用い、まず、物価と賃金は共和分の関係にあり、両者間に両方向の因果性が存在することを示す。さらに、VECM の re-parametrisation を行い、自然失業率仮説と VECM の関係を明らかにした上で、インフレ率を加速も減速もさせない NAIRU に対応する GDP ギャップが存在する、経済が NAIRU に位置する場合には、物価と賃金の誤差修正項はゼロになり、インフレ率、賃金率ともに安定する、スピード・リミット効果が存在する²、ことを示す。

本論文の分析フレームワークとして、VECM を用いたのは、以下の理由による。

- (1) 限界生産力仮説が示すように、物価と賃金の間に長期均衡関係が存在する場合、その関係を無視したモデルに基づく分析では、物価の決定メカニズムを正しく把握することができない。
- (2) NAIRU の検定に用いられる伝統的な分析アプローチは、インフレ期待が静的期待により形成されることを前提としている。すなわち、期待インフレ率が一期前のインフレ率に等しいことを前提とした、いわゆる Theory-based Dynamic Specification による極めて単純なラグ構造をもつモデルに基づ

¹ 例えば、"NAIRU Disrobed" *The International Economy* March/April 1996 や *Journal of Economic Perspectives* Winter 1997 の NAIRU に関する特集号を参照。

² NAIRU とスピード・リミット効果は互いに incompatible なものではない。例えば、経済の稼働水準が、NAIRU に対応する GDP ギャップを下回る状況下にあっても、景気回復に伴い GDP ギャップが縮小すると、一部の財市場においてボトルネックが発生し、それが引き金となってインフレ率が上昇する場合がある (Romer [1995,1996]、Fuhrer [1995] 参照)。

いている（単純なコイック型のインフレ率関数）。しかし、そのラグ構造が実際のデータにマッチしない場合、つまり、人々の期待形成がより複雑な場合には、誤ったモデルに基づく分析となってしまう、NAIRU の検定結果を歪めることになる。

(3) こうした問題を回避するためには、物価と賃金の共和分の関係をモデルに取り込み、かつ、モデルのラグ構造を、動学理論によらず実際のデータ変動から決定するという Data-based dynamic Specification に基づいた VECM を利用することが望ましい。これは、物価と賃金の長期均衡関係を含む VECM の情報は、モデルの re-parameterisation により、一本の構造型インフレ率関数に集約でき、Data-based dynamic Specification に基づいた期待インフレ率の抽出が可能になるためである。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2. では、物価と賃金の決定メカニズムに関する簡単な概念整理を行う。具体的には、フィリップス曲線や、限界生産力仮説に基づいた物価と賃金の長期均衡関係を説明したうえで、そうした理論が VECM にどのように取り込めるのかを明らかにする。3. では、VECM を具体的に推計し、物価と賃金の共和分検定や因果性検定を行う。最後に 4. では、VECM の re-parameterisation を行い、自然失業率仮説と VECM の関係を明らかにした上で、NAIRU 仮説やスピード・リミット効果の検証を行う。

2. 物価と賃金の相互依存関係と VECM

本節では、まず、物価と賃金の決定メカニズムに関する経済理論として、フィリップス曲線モデルと限界生産力仮説に基づいた物価と賃金の長期均衡関係を説明する。

2.1. フィリップス曲線モデル

物価と賃金の相互決定メカニズムを最も簡単に表したモデルは、フィリップス曲線に基づくものである。具体的には、次のような物価関数と賃金関数（ユニット・レバー・コスト）により定式化されるのが一般的である。

$$\Delta p_t = c_p + \beta \Delta ulc_t + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta ipi_t \quad (1)$$

$$\Delta ulc_t = c_w + b \Delta p_t^e + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t \quad (2)$$

$$\Delta p_t^e = \sum_{j=1}^n \lambda_j \Delta p_{t-j} \quad (3)$$

ただし、

$$\left\{ \begin{array}{l} p_t : \text{物価 (対数値)}、 \quad ulc_t : \text{ユニット・レーバ・コスト (対数値)} \\ ipi_t : \text{輸入物価 (対数値)}、 \quad \Delta \text{は階差を表すオペレーター} \\ \Delta p_t : \text{インフレ率}、 \quad \Delta p_t^e : \text{期待インフレ率} \\ \Delta ulc_t : \text{ユニット・レーバ・コストの変化率}、 \quad \Delta ipi_t : \text{輸入物価変化率} \\ GAP_t : \text{GDPギャップ} \\ c_p, c_w, \beta, b, g_p, g_w, m_p, m_w, \lambda_j : \text{パラメータ} \end{array} \right.$$

(1)式は、マークアップ原理に基づいたインフレ関数を表したもので、物価は、需要要因 (GDP ギャップ³) や供給ショック (輸入物価) などから影響を受けるほか、ユニット・レーバ・コスト (生産性の変動を調整した賃金率) に一定のマージンを加えるかたちで設定される。また、(2)式は、ユニット・レーバ・コストの決定式であり、これは、需要要因や供給ショックのほかに、期待インフレ率の影響を受けるとしたフィリップス曲線をベースにしたものである。期待インフレ率が、(3)式のように過去のインフレ率に依存して形成されるとすれば、ユニット・レーバ・コストは、同様に、過去のインフレ率に依存することになる。

2.2. 限界生産力仮説から導出される物価と賃金の長期均衡関係

物価と賃金の相互依存関係に関する経済理論として、次に、限界生産力仮説をとりあげよう⁴。同仮説は、物価と賃金 (ユニット・レーバ・コスト) の長期均衡関係を、企業利潤の最大化から導出したものである。

まず、期待利潤の割引現在価値の最大化を目的とする企業を考えよう。

³ 需要要因や経済の稼働状況を表す変数としては、GDP ギャップのほかに、稼働率や失業率を挙げることができる。しかし、稼働率は製造業のみを対象とし、しかも資本ストックという一生産要素の稼働状況に注目したものであり、また失業率も労働という一生産要素の稼働状況を計測したものである。これに対して、GDP ギャップがカバーする範囲は非製造業も含む経済全体であるうえ、生産要素も資本と労働の両方を勘案しているので、経済全体の稼働状況を測る指標としては最も適切と考えられる。したがって、本稿における以下の分析では、需要要因として GDP ギャップを使用することとした。

⁴ ここでの説明は、Huh and Trehan [1995] に従ったものである。

$$V_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i v_{t+i} \quad (4)$$

ただし、 E_t は t 時点における合理的期待、 $(0 < \beta < 1)$ は企業にとっての割引率を表す。また、 v_t はこの企業の t 期の利潤関数（実質ベース）で、次式のように定式化される。

$$v_t = g(L_t) - w_t L_t - h(\Delta L_t) \quad (5)$$

$$\text{ただし、} \begin{cases} g(L_t) : \text{生産関数} & [\partial g / \partial L_t \equiv g_L > 0, \partial^2 g_L / \partial L_t^2 \equiv g_{LL} < 0] \\ w_t : \text{実質賃金率 (= 名目賃金 } W_t \div \text{物価 } P_t) \text{、} L_t : \text{雇用者数} \\ h(\Delta L_t) : \text{調整コスト} & [\partial h / \partial \Delta L_t \equiv h_L, h(\Delta L_t) = h(-\Delta L_t)] \end{cases}$$

$h(\cdot)$ は、雇用者数の変化 (ΔL_t) に伴って発生する調整コストを表す関数で、雇用増、雇用減の双方向に対称的に増加するものと仮定する。

市場が完全競争的であることを前提とすると、企業は、実質賃金率 w_t を所与として、雇用者数 L_t を決定することで、 V_t の最大化を行う。この時、最適な雇用者数は、次の必要条件を満たす。

$$\begin{aligned} \frac{\partial V_t}{\partial L_t} &= g_L(L_t) - w_t + \beta h_L(E_t \Delta L_{t+1}) - h_L(\Delta L_t) = 0 \\ w_t - g_L(L_t) &= \beta h_L(E_t \Delta L_{t+1}) - h_L(\Delta L_t) \end{aligned} \quad (6)$$

企業が最大化行動をとる時、(6) 式は各期において成立するが、これは、雇用調整コストによる乖離はあるにせよ、実質賃金と限界生産力は同一方向につき離れず似たような動きを示すことを示す。なぜなら、(6) 式の右辺は、雇用調整の限界費用の変化を示しているが、雇用者数の急激な変化が持続しない限り、同項は、小さな値をとるか、大きな値となってもそれは一時的なものとなると考えられる。要すれば、この限界費用の変化は景気循環とともに発生すると考えられるが、長期的には（長い期間を通じて平均的には）、限界生産力仮説（限界生産力 = 実質賃金）が成立するであろうというのが、(6) 式の意味するところである。

ここで、生産関数として、Cobb-Douglas 型 $g(L_t, K_t) = A_t L_t^\alpha \cdot K_t^{1-\alpha}$ を仮定すると、限界生産力は、次の(7)式のようになる。

$$g_L(L_t) = \alpha \frac{g(L_t)}{L_t} \quad (7)$$

(7) 式をもとに、「長期的には限界生産力仮説が成立する： $w_t = g_L(L_t)$ 」ことを再解釈すると、これは、「労働分配率の長期均衡値は α に等しい： $\frac{W_t L_t}{P_t g(L_t)} = \alpha$ 」、

あるいは、「物価とユニット・レーバ・コストとの間には、長期的に安定した関係がある： $\log P_t - \log \left(\frac{W_t L_t}{g(L_t)} \right) + \log \alpha = 0$ 」ことを表している。

2.3. VECM を基にした物価・賃金の相互決定メカニズム

上記2節において、物価と賃金の相互関連に関する2つの経済理論について説明した。ここでは、物価と賃金の相互決定メカニズムについて、定量的な分析を可能にするよう、限界生産力仮説に基づく物価と賃金の長期均衡関係とフィリップス曲線を統合したモデルを構築する。

2.1.で示したフィリップス曲線モデル(1)~(3)式は、そのままのかたちで推計を行うことは適切ではない。例えば、(1)式では、当期のユニット・レーバ・コストに一定のマージンが加えられ、価格が決まるとしたが、企業が各期のコストの変動分をそのまま価格に転嫁すると考えるのは非現実的であり、実際は、過去数期間におけるコスト変動をみて、価格転嫁するか否かを決定する企業が多いと考えられる。ただ、どの程度のラグを引いてコストが価格に影響を及ぼすかについては、先見的には分からないことである。同様に、(3)式の期待インフレ率も、過去何期分のラグを引いて決まるかは事前には未知である。

このように、両変数に相互関連があるとしても、時間的な影響度合に関する事前情報がない場合、つまりモデルのラグ構造が事前にわからない場合にもかかわらず、理論上の極めて簡単なラグ構造をあたかも現実のデータにおいても正しいものとして扱うこと(これを Theory-based Dynamic Specification と呼ぶ)は、誤った分析結果を導き出す危険性を高めることになる。そこで、こうした問題を回避するための方法として、(1)~(3)式のフィリップス曲線モデルを、次のような VAR (Vector Auto-Regression) 型モデルに変換して推計することが一つの方法として考えられる。

$$\begin{aligned} \Delta p_t &= \alpha(L)\Delta p_t + \beta(L)\Delta ulc_t + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta ipi_t + c_p + \varepsilon_t \\ \Delta ulc_t &= a(L)\Delta p_t + b(L)\Delta ulc_t + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t + c_w + \mu_t \end{aligned} \quad (8)$$

ただし、 L はラグオペレータで、変数 X_t に対して $L^i X_t = X_{t-i}$ となる。

$$\alpha(L) = \sum_{i=1}^k \alpha_i L^i, \quad \beta(L) = \sum_{i=1}^k \beta_i L^i, \quad a(L) = \sum_{i=1}^k a_i L^i, \quad b(L) = \sum_{i=1}^k b_i L^i$$

また、 ε_t, μ_t は独立同一正規分布に従う誤差項。

(8)式は、 k 次の VAR 型モデルで、ラグ構造に強い事前の制約を課すことなく、データの持つ情報をフルにモデルに反映させようとしたものである。これは、Data-based Dynamic Specification⁵と呼ばれるもので、実際のラグ次数 k は、AIC など情報量基準により選択することになる⁶。

しかし、これで問題が解決した訳ではない。2.2.では、限界生産力仮説が長期的に成立する場合には、物価とユニット・レーバとの間に長期均衡関係 ($p_t - ulc_t + \log \alpha = 0$) が存在することを示したが、その関係が(8)式には組み込まれていない。長期均衡関係は、長い期間を通じて平均的にみれば $p_t - ulc_t + \log \alpha = 0$ が成立することを意味しているだけであって、当然のことながら毎期において成立するものではなく、物価とユニット・レーバ・コストは、短期的には長期均衡から乖離することはある。ただし、両者には、そうした乖離が発生した場合、長期均衡に向けて修正するメカニズムが存在する。このような「長期均衡と、その均衡からの短期的な乖離、その乖離を長期均衡に向けて修正するメカニズム」を計量的に表現したものが、「共和分 (Cointegration)」である。簡単に言えば、ランダムウォークのような非定常過程に従う複数の経済変数が相互に独立して変動するのではなく、むしろ互いに乖離することを防ぐようなメカニズムが働いている場合、つまり、複数の非定常時系列の線型結合が定常⁷になる場合に、それらの時系列は「共和分」の関係にあると言う。

限界生産力仮説とは、物価とユニット・レーバ・コストが共和分の関係にあることを示唆したものである。両変数間に「共和分」の関係が存在する時、(8)式のような VAR 型モデルでは、両変数間に発生した短期的な乖離を長期均衡に向けて修正するメカニズムが組み込まれていないため、specification error が生じ、モデルの説明力・予測精度がともに低下するおそれがある (Granger [1986])。こうした問題を解決したモデルが、次の(9)式の VECM (Vector

⁵ Theory-based Dynamic Specification と Data-based Dynamic Specification の議論については、吉田 [1989] で詳しく紹介されている。

⁶ Data-based Dynamic Specification に基づけば、外生変数の GAP と IPI のラグ回数についても、事前に設定するのではなく、統計的な検定を行った上で決定するのが筋である。(8)式では、GAP と IPI について、それぞれ一期前と当期の変数のみを取り入れているが、これは、実際の推計 (後掲 3.3.) において、両変数の 4 四半期前までのラグを取り入れて推計し、 GAP_{t-1} と IPI_t 以外のラグにかかるパラメータが有意ではないことを確認した上での記述である。

⁷ 時系列が定常であるとは、平均・分散が時間によらず一定で、自己共分散が時差のみに依存することを指す。

Erroe Correction Model) で、共和分の関係を誤差修正項 (Error Correction Term、EC 項) として明示的にモデルに反映したものである⁸。

$$\begin{aligned}\Delta p_t &= \alpha(L)\Delta p_t + \beta(L)\Delta ulc_t + \gamma_p EC_{t-1} + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta ipi_t + c_p + \varepsilon_t \\ \Delta ulc_t &= a(L)\Delta p_t + b(L)\Delta ulc_t + \gamma_w EC_{t-1} + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t + c_w + \mu_t\end{aligned}\quad (9)$$

ただし、 $EC_t = p_t - ulc_t + \log \alpha$

EC 項は、物価とユニット・レーバ・コストとの間に存在する長期均衡からの乖離を示す変数であり、過去に生じた乖離を長期均衡に向けて修正するメカニズム (error correction mechanism) を表わしたものである。ただし、EC 項が正しい方向に誤差を修正するためには、 $\gamma_p < 0$ 、 $\gamma_w > 0$ である必要がある。例えば、ユニット・レーバ・コストが物価との長期均衡に比して下落した場合、すなわち、 $EC_{t-1} > 0$ の場合、 $\gamma_p < 0$ であればインフレ率を低下させ、物価水準の下落を促し長期均衡に近づける効果を持ち、また、 $\gamma_w > 0$ であれば、ユニット・レーバ・コストを押し上げる効果を持ち、やはり長期均衡に向けて調整が行われることとなる。

なお、(9) 式の VECM では、人々のインフレに対する期待がどのように形成されているのかが明らかにはなっていないが、VECM の情報は、モデルの re-parametarisation により一本の構造型インフレ率関数に集約でき、Data-based dynamic Specification に基づいた期待インフレ率を抽出することが可能である。この点については、4. で後述する。

次の 3. では、限界生産力仮説が示すように、実際に物価とユニット・レーバ・コストが共和分の関係にあることを確認した上で、(9) 式の VECM を推計し、モデルの予測パフォーマンスのチェックと、両変数間の因果性テストを行う。

⁸ なお、本論文の分析では、GDP ギャップと IPI (輸入物価) については、外生変数であることをアприオリに仮定している。今回の分析をより厳密に行うのであれば、P と ULC、GAP、IPI の 4 変数の VECM を推計し、P と ULC のエラーコレクション・プロセスから、GAP と IPI が分離できること、すなわち、弱外生性 [weak exogeneity] の検定を行っておく必要がある (両変数の弱外生性が確認されてはじめて、P と ULC に関する conditional model の efficient inference を確保することができる)。本論文では、経済理論的にみて、GAP や IPI が、P や ULC と長期均衡の関係にあたり、P と ULC のエラーコレクションからフィードバックを受けるとは考え難いとの判断から、弱外生性の検定を省いている。

3 . VECM の推計と因果性の検定

本節では、実際にデータを用いて VECM の推計を行う。VECM の推計手順を簡単に説明すると、まず第 1 段階として、物価とユニット・レーバ・コストに対し定常性・非定常性の検定を行い、その水準（対数値）が非定常過程で、水準の 1 階差が定常過程であることを確認する。その上で、第 2 段階として、物価とユニット・レーバ・コストの共和分検定を行い、限界生産力仮説が示すように、両変数間に長期均衡関係があることを確認する。最後に、第 3 段階として、共和分の情報を、誤差修正項として説明変数に取り入れた VECM を推計する⁹。

なお、データに関しては、物価は CPI（除く生鮮）を、ユニット・レーバ・コストは、一人当たり就業者所得を潜在 GDP で除した変数をそれぞれ使用した（詳細は、後掲のデータ付録を参照）。いずれも、X-12-ARIMA により季節調整した系列である（図 1）。サンプル期間は、第 2 次オイルショックの影響が減衰したと考えられる 1981/1Q～1998/1Q である。

3.1. 定常性・非定常性の検定

ここでは、ADF テスト(Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test)と PP テスト (Phillips-Perron Test)により、物価とユニット・レーバ・コストの定常・非定常性の検定を行う。ADF テスト、PP テストの詳細¹⁰については触れないが、いずれも、「テストの対象となる時系列は非定常過程である」という帰無仮説をたてて検定を行うものである。

検定結果を表 1 に記載した。両変数について、レベルと 1 階差の合わせて 4 系列の検定結果を示している。各変数の欄には、1 行目に推計式にトレンド項を入れたケース、2 行目にトレンド項を入れないケースについての結果を載せた。

⁹ 本分析では、Johansen の尤度比検定を使用し、共和分検定と VECM の最尤推定法を同時に行うので、ここで記した第 2、第 3 段階は、厳密には同時に行われるステップである。

¹⁰ 詳細は、副島[1994]、Enders[1995]を参照。

(表1) ADFテストとPPテストの検定結果

	ADF test				PP test		
	ADF t-value	lag	trend	(t-value)	PP test Statistics	trend	(t-value)
<i>p</i>	-1.11	7	0.047	(0.77)	-1.94	0.035	(0.42)
	-1.46	7	none	-	-2.72	none	-
<i>p</i>	-3.29 *	6	-0.018	(-1.22)	-3.46 *	-0.022	(-1.62)
	-3.13 **	6	none	-	-2.88 *	none	-
<i>ulc</i>	-2.51	5	0.076	(1.47)	-1.93	-0.007	(-0.10)
	-2.21	5	none	-	-2.55	none	-
<i>ulc</i>	-2.30	4	-0.042	(-0.88)	-8.69 ***	-0.094	(-2.14)
	-2.15	4	none	-	-8.31 ***	none	-

(注) 1. *は帰無仮説「 H_0 : テストの対象となる時系列は非定常過程である」が10%有意水準で棄却されることを表す。同様に、**は5%有意水準で、***は1%有意水準で、それぞれ H_0 が棄却されることを表す。

2. トレンド項のパラメータは、1000倍で表示。

3. ADF検定時のラグ k の設定は、まず十分なラグ($k=8$)をとった推計を行い、最も過去のラグが有意でなければ次数を一つ落とすという手順を繰り返して決定(有意性の基準は、最も過去のラグ項に対する t 値検定で判断)。

$$\Delta X_t = aX_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i \Delta X_{t-i} + (ct) + d + \varepsilon_t$$

まず物価 p について検定結果をみると、ADFテスト、PPテストともに、トレンド項の有無に拘わらず帰無仮説を棄却できない、つまり、 p は非定常過程であることが棄却できない。次に、物価の1階差 p についての検定結果をみると、ADFテストでは、トレンド項の有無無しで、それぞれ10%、5%有意水準で帰無仮説が棄却されており、また、PPテストでは、トレンド項の有無にかかわらず、10%有意水準で帰無仮説が棄却されている。したがって、物価 p は、レベルで非定常過程で、1階差で定常過程と判断できる。

一方、ユニット・レバー・コスト ulc の検定結果をみると、レベルにおいては、物価同様、ADFテスト、PPテストともに帰無仮説を棄却できない(ulc は非定常過程であることが棄却できない)。1階差 ulc については、ADFテストでは非定常性が棄却できず、一方PPテストでは非定常性が棄却され、結果が割れた。ADFテストについては、開発者のDickey-Fullerによって指摘されているように、検定の検出力(パワー)が低くなるケースがあり¹¹、テストの対象時系

¹¹ 真の過程が、 $X_t = aX_{t-1} + \varepsilon_t$, $|a| < 1$ なる定常過程であり、かつ、 a の値が1に近く、かつ

列が定常であるにもかかわらず、非定常であると誤認してしまう場合がある。したがって、ここでの検定結果についても、断定的に捉えるべきではなく、PPテストの結果を優先し、一階差 ulc については定常過程であると扱い、以後の分析を進めることにした。

3.2. 共和分検定と cointegrating regression の解釈上の注意

前節での検定の結果、物価、ユニット・レーバ・コストともに、水準（対数値）が非定常過程で、水準の1階差が定常過程であることが一応確認できたので、両変数間の共和分検定の準備が整ったことになる。ここでは、共和分の検定方法として、Johansen[1988]の尤度比検定を用いた。検定結果を表2に記載した。

（表2）共和分検定結果（Johansenの尤度比検定）

H ₀ （帰無仮説）	最大固有値検定	トレース検定
H ₀ ：共和分の関係がない	22.64* (19.00)	29.35* (25.32)
H ₀ ：共和分の関係がある	6.71 (12.25)	6.71 (12.25)

- （注）1. *は5%有意水準で棄却されたことを示している。()内の数値は5%有意点。
 2. 検定の前提となるVARモデルのラグ回数については、8次を選択。[ラグ8次のモデルに対し、7次ラグの制約的なモデルの妥当性について、尤度比検定を行ったところ、7次の回数制約（パラメータ制約）は5%の有意水準で棄却された。]

表2が示すように、「物価とユニット・レーバ・コストは共和分の関係がない」という帰無仮説は、5%有意水準で棄却されており、また、「共和分の関係にある」という帰無仮説は棄却できない。したがって、物価とユニット・レーバ・コストは共和分の関係にあり、両変数間には長期均衡関係が存在することが明らかとなった。

cointegrating regression の推計結果を、次の(10)式に示した（ただし、 TR_t はトレンド項）。

$$p_t = 0.871 \times ulc_t + 0.123 + 0.00225 \times TR_t \quad (10)$$

$$(EC_t = p_t - 0.871 \times ulc_t - 0.123 - 0.00225 \times TR_t)$$

サンプル数も少ない場合には、ADFテストは、これを非定常過程であると誤認してしまうケースがかなり多いことが実験によって確かめられている。真の a が 0.9 を上回る辺りからパワーが相当落ちてくることが一般的に言われている。

推計された共和分の安定性をみるために、81/1Q をデータ始期として、推計期間を逐次延長し、パラメータの推計を行ってみると（図2（1））、推計パラメータはかなり安定しており、物価とユニット・レーバ・コストとの長期均衡関係は安定的であると判断できる。

なお、（10）式の cointegrating regression は、2.2 の限界生産力仮説において理論的に導出された長期均衡関係式（ $p_t = ulc_t - \log \alpha$ ）と、次の2点において異なっている。

トレンド項がある。

ulc_t にかかるパラメータが 0.871 と 1 未満である。

まず、 p_t について考えよう。理論的に導出された長期均衡式 $p_t = ulc_t - \log \alpha$ は、「労働分配率は長期的に定数 α に一致する」ことを意味している。しかし、cointegrating regression にプラスのトレンド項があるということは、労働分配率がマイナスのトレンドを持つことに他ならず（図3（1））、分配率の長期均衡は理論が示すような定数にはならない（トレンド項のパラメータにゼロ制約をかけた尤度比検定を行うと 1% 有意水準で棄却される）。そこで、マイナスのトレンドの経済理論的な解釈が必要となるが、あり得べき解釈の一つとして、「自営業部門の過剰雇用」を考えることができる。

わが国の就業構造は変化の途上にあり、就業者数に占める自営業者数の割合は、1980 年時において 30% 弱だったものが、1997 年には 20% 弱まで低下している。本分析では、労働分配率として「就業者所得 ÷ 名目 GDP」を用いているが（ユニット・レーバ・コストとして「就業者所得 ÷ 実質 GDP」を使用）、上記自営業者のサラリーマン化は、この分配率の長期トレンドを低下させる方向に作用すると考えられる。いま経済が法人企業部門と自営業部門の 2 部門セクターから成ると考えよう。自営業者のサラリーマン化の背景には、自営業部門は長期的に限界生産力仮説が成立せず、つまり、実質賃金が限界生産力を上回る状態が構造的に続いているため、自営業部門内の過剰雇用が、成長過程にある法人企業部門に吸収されていったものと解釈できる。この時、自営業部門の労働分配率が長期的に低下するため¹²、法人企業部門で長期的に限界生産力仮

¹² 自営業部門の生産関数を $Y = F(L) = A \cdot L^\alpha$ とする（ A は定数項、 $0 < \alpha < 1$ ）。この時労働分配率は、

$$\frac{W/P}{Y/L} = \frac{W/P}{F'(L)} \cdot \frac{F'(L)}{Y/L} = \alpha \frac{W/P}{F'(L)}$$

説が成立し、労働分配率が長期的に安定していても、マクロ全体の労働分配率は低下傾向を示すことになる。

つまり、(10)式の cointegrating regression のトレンド項は、自営業部門の過剰雇用の影響（限界生産力仮説不成立）を調整する役目を担っていると考えられることができる。そのうえで、物価とユニット・レーバ・コストが共和分の関係にあるということは、自営業部門の過剰労働を吸収し成長過程にある法人企業部門において、長期的には限界生産力仮説が成立していると解釈できよう。

次に、 ulc_t の点（ ulc_t にかかるパラメータが 0.871 と 1 未満）について考えよう。理論的に導出された長期均衡式 $p_t = ulc_t - \log \alpha$ との対応を考えれば、「 ulc_t にかかるパラメータは 1 である」必要があるが、(10)式の推計では、パラメータが 0.871 と 1 未満になっている。そこで、同パラメータが 1 に等しいという制約を課して、cointegrating regression を再推計してみた。

$$p_t = ulc_t + 0.189 + 0.00206 \times TR_t \quad (11)$$

(11)式において、パラメータ制約が正しいという帰無仮説の尤度比検定を行ってみたところ、p-value=0.11 となり、帰無仮説は 10%の有意水準で棄却できないか微妙なところである。

本来、ユニット・レーバ・コストにかかるパラメータが 1 に等しくなるためには、分析に使用した物価とユニット・レーバ・コストが、代表的企業の産出価格と賃金の対応関係が整合的になっている必要がある。本分析では、わが国の（仮想的な）代表的企業の産出物価と賃金コストの代理変数として、それぞれ「CPI（除く生鮮）」と「一人当り就業者所得 ÷ 潜在 GDP」を使用した。当然、両変数間の厳密な整合性を保証するものではない。また、わが国では、雇用者所得の統計は存在するが、就業者所得の統計（自営業者の所得統計）がないため、本分析では、自営業者の所得を「一人当り雇用者所得」に等しいと仮定し、「一人当り雇用者所得 × 就業者数」を就業者所得とみなして推計に用いている点も、何等かの推計誤差を生んでいる可能性はある。ただし、パラメータ制約の尤度比検定の p-value が 0.1 前後であることを踏まえれば、パラメータが 1 ではないと強く主張できるものでもなく、本分析で使用した変数は厳密

と表せる。実質賃金（ W/P ）が限界生産力（ $F(L)$ ）を上回る状態において、自営業部門の過剰労働が成長過程にある法人企業部門に吸収されていくと、徐々に実質賃金と限界生産力の乖離は縮小していくため、労働分配率は低下していく。

な整合性は欠いても、分析に耐え得る整合性は十分確保していると考えて差し支えないだろう。実際、(10)式の cointegrating regression から産出した労働分配率の長期均衡値 ($\exp[0.129ulc_t - 0.123 - 0.00225TR_t]$) と、(11)式のようにパラメータ制約を課した分配率の長期均衡値 ($\exp[-0.190 - 0.00206TR_t]$) はほぼ等しく、同様に、(10)(11)式から導出される誤差修正項にもほとんど差はみられない(図3参照)。そこで、以下の VECM の推計では、cointegrating regression において、パラメータ制約をかけない(10)式をそのまま使用することとした。

3.3. VECM の推計結果

3.1.と3.2.の分析で、VECM 推計のための前提が整ったことになる。VECM の推計結果を表3に示した。表3をみると、GDP ギャップ、輸入物価いずれの外生変数のパラメータも有意であり、かつ符号条件も満たしている。また、誤差修正項についても、パラメータの有意性と符号条件 ($p < 0$ 、 $w > 0$)とも満足なものであり、推計された VECM のシステムにおいて、誤差修正メカニズムが作用する条件を満たしている。

また、VECM のパフォーマンスをみるために、パラメータの安定性をチェックしてみた。前掲図2(2)は、推計期間を逐次延長し(始期を 81/1Q に固定したまま終期を延長)、VECM を推計した時の EC 項のパラメータ p 、 w の推移をプロットしたものであるが、両パラメータともかなり安定的である。

次に、VECM の予測パフォーマンスをみるために、Dynamic Simulation (ラグ項に推計値を逐次代入)による内挿テストを行ってみると(図4)、全サンプル期間にわたって、推計値は実績値を概ねトレースしている。さらに、VECM の推計期間を 94/1Q で止め、4年間の外挿テストを行ってみても(図5)、同様に、良好な予測パフォーマンスを示している。

(表3) VECMの推計結果

$$\Delta p_t = \alpha(L)\Delta p_t + \beta(L)\Delta ulc_t + \gamma_p EC_{t-1} + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta ipi_t + c_p + \varepsilon_t$$

$$\Delta ulc_t = a(L)\Delta p_t + b(L)\Delta ulc_t + \gamma_w EC_{t-1} + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t + c_w + \mu_t$$

ただし、 $EC_t = p_t - ulc_t + \log \alpha$

(推計パラメータ)

	<i>p</i>		<i>ulc</i>	
EC(-1)	-0.17	(-2.93)	0.53	(2.03)
<i>p</i> (-1)	0.26	(2.03)	-0.97	(-1.69)
<i>p</i> (-2)	-0.03	(-0.24)	0.45	(0.75)
<i>p</i> (-3)	0.06	(0.81)	0.25	(0.72)
<i>p</i> (-4)	0.09	(1.26)	0.29	(0.88)
<i>p</i> (-5)	0.07	(0.90)	-0.16	(-0.48)
<i>p</i> (-6)	0.12	(1.66)	0.27	(0.83)
<i>p</i> (-7)	-0.09	(-1.21)	-0.24	(-0.75)
<i>p</i> (-8)	0.07	(1.17)	0.08	(0.28)
<i>ulc</i> (-1)	-0.11	(-2.33)	0.12	(0.56)
<i>ulc</i> (-2)	-0.09	(-2.10)	0.12	(0.61)
<i>ulc</i> (-3)	-0.01	(-0.13)	0.19	(1.08)
<i>ulc</i> (-4)	-0.08	(-2.06)	0.10	(0.57)
<i>ulc</i> (-5)	-0.09	(-2.43)	0.20	(1.17)
<i>ulc</i> (-6)	-0.06	(-1.54)	-0.08	(-0.49)
<i>ulc</i> (-7)	-0.07	(-1.88)	0.05	(0.34)
<i>ulc</i> (-8)	-0.06	(-1.97)	0.01	(0.08)
C_p, C_w	0.0053	(5.75)	0.0122	(2.90)
GAP(-1)	8.11×10^4	(4.08)	3.38×10^3	(3.73)
<i>ipi</i>	0.0183	(3.50)	0.0676	(2.84)
adjusted R ²	0.819		0.310	
S.E.	0.131%		0.595%	
D.W.	2.11		1.92	

(注1) 推計期間:1981/1Q~1998/1Q、()内はt値。

(注2) モデルのラグ回数については、8次を選択。[ラグ8次のモデルに対し、7次のラグの制約的なモデルの妥当性について、尤度比検定を行ったところ、7次の次数制約(パラメータ制約)は5%の有意水準で棄却された。]

(Diagnostic Tests)

	Univariate Statistics				Multivariate Statistics	
	<i>p</i>	p-value	<i>ulc</i>	p-value	p-value	
LM1-5F(5,42) ¹³	1.42	(0.236)	1.30	(0.281)	1.29	(0.214)
χ^2 F(38,8) ¹⁴	0.28	(0.997)	0.52	(0.910)	0.27	(1.000)
Normality ^{2 15}	9.77	(0.008)	0.29	(0.865)	15.05	(0.005)

¹³ LM1-nFは残差項の1~n階の系列相関の有無をチェックするためのラグランジュ乗数テスト。帰無仮説「系列相関なし」において、自由度(n,T-k-n)のF分布に従う。

¹⁴ χ^2 Fは、残差項の分散の不均一性に関するテスト。帰無仮説「残差項の分散に不均一性なし」において自由度(2k-2,T-3k+1)のF分布に従う。

¹⁵ Normalityテストは、残差項の正規性を検定するテスト。帰無仮説「残差項は正規分布に従う」において自由度2の χ^2 分布に従う。

3.4. Granger 因果性の検定

前節で推計した VECM を用いて、物価とユニット・レーバ・コストとの間の因果性のテスト (Granger Causality Test) を行う。テストの方法は、VECM における説明変数のパラメータにゼロ制約を課し、同制約が正しいという帰無仮説の F 検定を行う (表 4)。比較のために、誤差修正項のない VAR 型モデルを基にした因果性テストも行った (表 5)。

(表 4) VECM における因果性テスト

帰無仮説	<i>ulc</i> <i>p</i>			<i>p</i> <i>ulc</i>		
	$\gamma_p = 0$	$1 \leq \forall i \leq 8, \beta_i = 0$	$1 \leq \forall i \leq 8, \beta_i = \gamma_p = 0$	$\gamma_w = 0$	$1 \leq \forall i \leq 8, a_i = 0$	$1 \leq \forall i \leq 8, a_i = \gamma_w = 0$
F-statistics	8.59***	1.80*	1.92*	4.11**	1.00	1.85*
p-value	0.005	0.099	0.071	0.048	0.448	0.083

(注 1) $\Delta p_t = \alpha(L)\Delta p_t + \beta(L)\Delta ulc_t + \gamma_p EC_{t-1} + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta ipi_t + c_p + \varepsilon_t$

$\Delta ulc_t = a(L)\Delta p_t + b(L)\Delta ulc_t + \gamma_w EC_{t-1} + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t + c_w + \mu_t$

ただし、 $\alpha(L) = \sum_{i=1}^8 \alpha_i L^i$ 、 $\beta(L) = \sum_{i=1}^8 \beta_i L^i$ 、 $a(L) = \sum_{i=1}^8 a_i L^i$ 、 $b(L) = \sum_{i=1}^8 b_i L^i$

(注 2) ***は 1% 有意水準、**は 5% 有意水準、*は 1% 有意水準で棄却。

(表 5) VAR モデルにおける因果性テスト

	<i>ulc</i> <i>p</i>	<i>p</i> <i>ulc</i>
	$1 \leq \forall i \leq 8, \beta_i = 0$	$1 \leq \forall i \leq 8, a_i = 0$
F-statistics	0.94	1.48
p-value	0.491	0.190

(注) $\Delta p_t = \alpha(L)\Delta p_t + \beta(L)\Delta ulc_t + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta ipi_t + c_p + \varepsilon_t$

$\Delta ulc_t = a(L)\Delta p_t + b(L)\Delta ulc_t + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t + c_w + \mu_t$

ただし、 $\alpha(L) = \sum_{i=1}^8 \alpha_i L^i$ 、 $\beta(L) = \sum_{i=1}^8 \beta_i L^i$ 、 $a(L) = \sum_{i=1}^8 a_i L^i$ 、 $b(L) = \sum_{i=1}^8 b_i L^i$

まず、誤差修正項のない VAR 型モデルを基にした因果性の検定結果 (表 5) をみると、物価とユニット・レーバ・コストの間に因果性はなく、Gordon [1988] が米国のデータを用いて指摘したように、わが国においても、物価と賃金の決定には "dichotomy (二分法)" が成立する結果となった。一方、VECM を基にした検定結果 (表 4) をみると、賃金から物価、物価から賃金、両方向への因果性が確認され、VAR 型モデルの結果とは全く異なるものとなった。

こうした検定結果の違いは、Mehra [1991] が指摘するように、両変数間の長期均衡関係をモデルに取り入れるか否かの違いを反映している。物価と賃金は、共和分の関係を経由して、相互依存して決定されており、共和分を無視したモデルから得られた "dichotomy (二分法)" は、正しい結論ではないと考えるべきであろう。

4 . NAIRU 仮説の検定

4.では、VECM のフレームワークにおいて、自然失業率仮説や NAIRU がどのように解釈できるかを説明し、物価と GDP ギャップの関係について、経済理論的な検討を加える。

4 . 1 . 自然失業率仮説と NAIRU 型インフレ関数の導出

物価と GDP ギャップの関係を説明したオーソドックスな「物価版フィリップス曲線」は、2.1.で説明した(1)式に(2)式を代入して導出される。

$$\Delta p_t = k \cdot \Delta p_t^e + l \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) + m \cdot \Delta ip_t + \xi_t \quad (12)$$

ただし、 $\begin{cases} k = \beta \cdot b, & l = g_p + \beta \cdot g_w, & m = m_p + \beta \cdot m_w \\ \bar{G} = -(c_p + \beta \cdot c_w) / l \end{cases}$

自然失業率仮説は、(12)式において、 $k=1$ となる時に成立する。つまり、(12)式は、期待インフレ率と実際のインフレ率が一致する長期において、自然失業率(に対応する GDP ギャップ)によって規定される均衡 \bar{G} に、マクロ経済は収束することを意味している¹²。

期待インフレ率として、(3)式のように、適応的期待(人々が最近に観察したインフレーションをもとに期待形成を行う)を仮定すると、上記(12)式は、次式のようになる。

$$\Delta p_t - k \cdot \lambda(L) \Delta p_t = l \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) + m \cdot \Delta ip_t + \xi_t \quad (13)$$

ただし、 $\lambda(L) = \sum_{j=1}^n \lambda_j L^j$ 。L はラグオペレータ。

自然失業率仮説が成立する($k=1$)もとでは、長期フィリップス曲線は垂直になるため、 $\sum_{j=1}^n \lambda_j = 1$ が成立する必要がある。なぜなら、インフレ率が安定した長期の定常状態($\forall i, \Delta p_t = \Delta p_{t+i}$)において、 $\sum_{j=1}^n \lambda_j \neq 1$ であれば、

$$\Delta p_t = \frac{l}{1 - \sum_{j=1}^n \lambda_j} (GAP_{t-1} - \bar{G}) + \frac{1}{1 - \sum_{j=1}^n \lambda_j} (m \cdot \Delta ip_t + \xi_t) \quad (14)$$

となり、長期フィリップス曲線は傾きを有し垂直にならない。

¹² ただし、輸入物価の上昇率 ip_t は、長期的にはゼロとなることを暗黙に仮定している。

このように、期待インフレ率が適応的に形成される場合、経済が過熱し、GDPギャップが自然失業率に対応する GDP ギャップ \bar{G} を上回るようになると、インフレ率は、過去のインフレ率の加重平均に比べ高くなる、つまり実際に観測されるインフレ率は加速していくことになる。インフレ率が安定的となるのは、GDP ギャップが \bar{G} に一致している時においてのみであり、 \bar{G} の水準が NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) と呼ばれるのはこのためである。

NAIRU と実際の需給ギャップとの乖離幅は、政策当局が景気判断をする上で重要な情報となり得る。このため、米国においては、NAIRU の推計に関する多くの実証分析がこれまで報告されてきたが¹³、一方わが国においては、NAIRU の推計を試みた実証分析は少なく、筆者の知る限りにおいては、Watanabe[1997]が見られる程度である。Watanabe は、期待形成として、適応的期待の中でも最もシンプルな仮定である静的期待 $\Delta p_t^e = \Delta p_{t-1}$ を仮定したモデル

$$\Delta p_t = k \cdot \Delta p_{t-1} + l \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) + m \cdot \Delta PI_t + \xi_t \quad (15)$$

をもとに、NAIRU の検定を行っている。その結果、帰無仮説「 $k=1$ 」が棄却される（長期フィリップス曲線は垂直にならない）ことを示し、わが国においては、NAIRU 型インフレ関数が当てはまらないとした¹⁴。

しかし、(15) 式のインフレ関数は、期待インフレ率が一期前のインフレ率と等しいとした静的期待を前提にしたものであり、Watanabe の行った NAIRU 仮説 ($k=1$) の検定とは、自然失業率仮説と静的期待仮説の複合仮説の検定を意味するもので、 $k \neq 1$ は、自然失業率仮説（および NAIRU の存在）を必ずしも否定するものではないことに留意する必要がある。つまり、(15) 式型のインフレ関数は、現実のデータの特性を考慮しないまま、静的期待を仮定した Theory-based Dynamic Specification に基づくものであり、偶然に理論（期待形成は静的になされるという理論）と現実のデータ特性が合致しない限り、誤ったモデル（ラグ構造をアприオリに決めたモデル）を計測する危険性がある。また同様に、(15) 式のインフレ関数には、GDP ギャップのラグ構造も 1 期前の

¹³ 例えば、Council of Economic Advisers[1997]、Gordon[1997]、Staiger, Stock, and Watson[1997]などを参照。

¹⁴ Watanabe [1997] の他に、Nishizaki [1997] も NAIRU の分析を行っている。ただし、Nishizaki は、NAIRU 仮説の検定を行わずに、静的期待と NAIRU が成立するとの前提のもとで（すなわち、パラメータ制約「 $k=1$ 」の検定を行わずに、アприオリに制約が成立するとの仮定のもとで）、NAIRU の計測を行っている。

ギャップが説明変数として入っているだけで、それが正しい保証もまたない(需給ギャップはより長いラグを引いてインフレ率に影響を与える可能性もある)。さらに、これまでの分析でも明らかにしたように、物価と賃金の間に共和分の関係がある場合、それを無視したインフレ関数は、賃金という物価にとって有益な情報を削ぎ落としている点で、問題があるといえよう。

4.2. VECM と自然失業率仮説の関係

VECM による物価・賃金関数は、物価と賃金の共和分の関係を取り込みつつ、モデルのラグ構造をアприオリに決めることなく、データに読みとらせるという Data-based Dynamic Specification に基づいたモデルであり、上記(15)式型のインフレ関数の問題を回避したものである。しかし、VECM そのままの形((16)式)では、経済理論的な解釈が困難であり、自然失業率仮説との関係も明らかではない。

$$\begin{aligned}\Delta p_t &= \alpha(L)\Delta p_t + \beta(L)\Delta ulc_t + \gamma_p EC_{t-1} + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta pi_t + c_p + \varepsilon_t \\ \Delta ulc_t &= a(L)\Delta p_t + b(L)\Delta ulc_t + \gamma_w EC_{t-1} + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta pi_t + c_w + \mu_t\end{aligned}\quad (16)$$

$$\text{ただし、 } EC_t = p_t - ulc_t + \log \alpha$$

そこで、(16)式の re-parametrisation を行い、経済理論的な解釈が容易になるようにする¹⁵。具体的には、(16)の2式から、ユニット・レーバ・コストを消去した次の物価関数を導出する(導出方法の詳細は補論 A1 を参照)。

$$\Delta p_t = (1 - X(L))\Delta p_t + F(L)EC_{t-1} + G(L)(GAP_{t-1} - G_U) + M(L)\Delta pi_t \quad (17)$$

$$\text{ただし、} \begin{cases} X(L) \equiv (1 - b(L)) \cdot (1 - \alpha(L)) - \beta(L)a(L) \\ F(L) \equiv (1 - b(L))\gamma_p + \beta(L)\gamma_w \\ G(L) \equiv (1 - b(L))g_p + \beta(L)g_w \\ M(L) \equiv (1 - b(L))m_p + \beta(L)m_w \\ H(L) \equiv \beta(L)c_w + (1 - b(L))c_p \\ G_U = -\frac{H(L)}{G(L)}, \quad G(L) \neq 0 \end{cases}$$

このように VECM を re-parametrisation したインフレ関数(17)式は、説明変数

¹⁵ 物価と賃金の VECM に関する先行研究(Mehra [1991,1993], Emery and Chang [1996] 等)では、VECM と自然失業率仮説との関係が明らかにされていない。本論文では、VECM の re-parametrisation により、VECM の情報を一本のインフレ率関数に集約した点にオリジナリティーがある。

に EC 項があり、物価とユニット・レーバ・コストの長期均衡関係が取り込まれている、(17)式の各説明変数のラグ構造は Data-based Dynamic Specification に基づいている点で、オーソドックスなインフレ関数(15)式と違いがある。

ところで、物価水準とユニット・レーバ・コストの長期均衡からの乖離をあらわす EC 項は、次の(18)式のように GDP ギャップと輸入物価変化率のラグ構造によって表現することが可能である(導出過程は補論 A2 参照)。

$$EC_t = \frac{B(L)}{[X(L) \cdot (1-L) - A(L)L]} (GAP_{t-1} - G_{EC}) + \frac{D(L)}{[X(L) \cdot (1-L) - A(L)L]} \Delta ipi_t \quad (18)$$

$$\text{ただし、} \begin{cases} A(L) \equiv F(L) - y \cdot [(1-\alpha(L))\gamma_w + a(L)\gamma_p] \\ B(L) \equiv G(L) - y \cdot [(1-\alpha(L))g_w + a(L)g_p] \\ C(L) \equiv H(L) - y \cdot [(1-\alpha(L))c_w + a(L)c_p] \\ D(L) \equiv M(L) - y \cdot [(1-\alpha(L))m_w + a(L)m_p] \\ G_{EC} = -\frac{C(L) - X(L) \cdot z}{B(L)} \end{cases}$$

(18)式は、EC 項が GDP ギャップと相関し、かつ EC 項をゼロにするような長期均衡に対応した GDP ギャップの水準 G_{EC} が存在することを示したものである¹⁶。2.2. で明らかにしたように、理論的には、EC 項は雇用調整の限界費用の変化に規定され、また、限界費用の変化は景気循環によって規定されると考えることができよう。景気循環の情報が反映された GDP ギャップの変動が、EC 項を規定するのは、こうした理由からである。

さて、(18)式を(17)式に代入すると次の(19)式が得られ、VECM と自然失業率仮説の関係がよりクリアになる。

$$\Delta p_t = (1-X(L))\Delta p_t + \left[\frac{F(L) \cdot B(L)L}{X(L)(1-L) - A(L)L} + G(L) \right] \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) + [D(L) \cdot F(L) + M(L)] \Delta ipi_t \quad (19)$$

$$\text{ただし、} \bar{G} \equiv \frac{F(L)B(L)L \cdot G_{EC} + [X(L)(1-L) - A(L)L]G(L) \cdot G_U}{F(L)B(L)L + [X(L)(1-L) - A(L)L]G(L)}$$

(19)式においては、インフレ率が、インフレ率の自己ラグと、GDP ギャップと輸入物価のラグ構造によって説明され、(12)(13)式との対応関係が明確になった。VECM において、自然失業率仮説の検定は、 $1-X(L)=1$ 、すなわち「帰無仮説： $X(L)=0$ 」の検定により可能となり、この帰無仮説が棄却されなければ、NAIRU は \bar{G} となる。

¹⁶ ただし、輸入物価の上昇率 ipi_t が、長期的にはゼロとなることを仮定する。

なお、 $X(L)=0$ が成立する場合、NAIRU においては、物価とユニット・レーバ・コストの長期均衡が達成される、すなわち、

$$\bar{G} = G_{EC} \quad (20)$$

が成立する（詳細は補論 A-3 を参照）。なぜなら、(17) 式において、インフレ率が安定した長期の定常状態 ($\forall i, \Delta p_t = \Delta p_{t+i}$) においては、

$$F(L)EC_{t-1} + G(L) \cdot (GAP_{t-1} - G_U) = 0 \quad (21)$$

となるが¹⁷、 $GAP_{t-1} = G_{EC}$ に対して、(21) 式が成立するためには、 $EC_{t-1} = 0$ 、かつ $G(L) \neq 0$ から、 $GAP_{t-1} = G_{EC} = G_U$ が成立する必要がある。(19) 式の \bar{G} は、 G_{EC} と G_U の加重平均であるから、 $G_{EC} = G_U$ であれば、(20) 式は成立する。

以上をまとめると、VECM において自然失業率仮説が成立する ($X(L)=0$) 場合には、経済が NAIRU の水準に収束し、インフレ率が安定した状態において、EC 項はゼロとなり、物価とユニット・レーバ・コストの長期均衡も達成されることがわかる。この長期均衡において、ユニット・レーバ・コストの上昇率も安定しており、NAIRU の水準が NAWRU (Non-Accelerating Wage Rate of Unemployment) の水準と一致することになる。

4.3. VECM における NAIRU の推計

(16) 式の VECM において、「 $H_0: X(L)=0$ 」について尤度比検定を行ったところ、 $CHISQ(1)=0.03$ 、 $p\text{-value}=0.85$ となり、NAIRU 仮説はかなり高い有意水準でも棄却されないことが明らかとなった¹⁸。なお、期待インフレ率 $(1-X(L))\Delta p_t$ のラグ多項式の次数は、16 期 (= 4 年) と長期間にわたっているが (図 6)、ラグ・パラメータが比較的大きな値となっているのは 5 期までで、人々のインフレ期待は、過去約 1 年間のインフレ率をもとに形成されていることがわかる。

また、(19) 式に従って NAIRU を推計すると、 $\bar{G} = -3.43\%$ となった。よって、GDP ギャップが -3.43% を上回る限り、インフレ率は加速し、逆に -3.43% を下回る限り、インフレ率は低下していくことになる。こうしたギャップとインフレ率の関係が実際に見られるかどうかをチェックしたものが、図 6 (3) であ

¹⁷ 輸入物価の上昇率 ip_t は、長期的にはゼロとなることを前提とする。

¹⁸ パラメータ制約を課しても、VECM の推計結果はほとんど変わらないため、内外挿テストは図 4、図 5 とほとんど変わらず、良好な予測パフォーマンスを維持することが可能 (結果は省略)。

る。この散布図には、X軸にGDPギャップとNAIRU(-3.43%)の乖離幅を、Y軸には、インフレ率と期待インフレ率の乖離幅をとったものである(ただし、インフレ率とGDPギャップの関係を抽出するために、輸入物価の変動率は調整してある¹⁹)。しかし、両者の間には、正の相関関係は必ずしも読みとれない。そこで、この原因を調べるために、(19)式におけるGDPギャップのラグ構造を具体的にみると(図7)、過去26期と長期のラグを引いている以外により特徴的な点は、1期目のプラスのパラメータに続き、2期目には、絶対値でみて1期目を下回るが、比較的大きなマイナスの値がたっていることである。このことは、GDPギャップがインフレ率に影響を及ぼすルートとしては、GDPギャップとNAIRUの乖離幅を経由したルート以外に、GDPギャップの変化(階差)を経由したルートが存在することを示唆したものといえよう。この点は、(19)式の説明変数のGDPギャップのラグ構造が、次の(22)式のように、GDPギャップの水準そのもののラグ構造と、GDPギャップの一階差のラグ構造に分解できることから、より明らかになる(導出方法は補論A4を参照)。

$$\Delta p_t - \Delta p_t^e = \frac{y \cdot (\gamma_w g_p - \gamma_p g_w) \cdot X(L)L}{X(L)(1-L) - A(L)L} (\text{GAP}_{t-1} - \bar{G}) + \frac{G(L) \cdot X(L)}{X(L)(1-L) - A(L)L} \Delta \text{GAP}_{t-1} \quad (22)$$

(22)式から明らかなように、インフレ率は、NAIRUとGDPギャップの乖離幅(右辺第1項)以外に、GDPギャップの変化幅(右辺第2項)を経由したルートからも影響を受ける。この後者の影響は、スピード・リミット効果と呼ばれるもので、例えば、景気の急回復に伴い需給ギャップが急ピッチで縮小する時には、経済全体としての需給ギャップの水準が相当ひらいていても、一部の財・サービス市場にボトルネックが生じ、これが引き金となってインフレ率が加速する効果を表したものである²⁰。

図7(1)は、(22)式右辺におけるGDPギャップのラグ構造を用いたGDPギャップの加重和をプロットしたものである。GDPギャップとその加重和を比較すると、後者は均してみれば、GDPギャップの水準と概ね似た動きをしているが(これがNAIRUからの乖離効果)、短期的にはGDPギャップの方向性と

¹⁹ VECMにおいて、 $ip_{it}=0$ とし、輸入物価が変動しなかった場合の、インフレ率の内挿推計値を用いた。

²⁰ スピード・リミット効果を実証した米国の先行研究としては、Romer[1995,1996]やFuhrer[1995]があげられる。Romerは、大恐慌後の米国において、40%を上回る大幅なGNPギャップが存在したにも拘わらず、ギャップの急速な縮小がインフレ率を加速した点を指摘している。また、Fuhrerは、1960年~1993年と比較的最近の米国のデータを用いた推計でも、スピード・リミット効果が存在することを指摘している。

ずれており、このずれがスピード・リミット効果を表している。以上を踏まえ、GDP ギャップとインフレ率の関係を改めて確認したものが図7(3)の散布図である。X軸は、GDP ギャップの加重和(p に対する寄与度ベース)を、Y軸は、インフレ率の期待インフレ率からの乖離をプロットしたものであるが、今度は、図6(3)と違い正の相関関係がよみとれるようになっている。

4.4. VECM を用いたシミュレーション

最後に、VECM を用いて、GDP ギャップにショックを与えたシミュレーションを行った。

まず、シミュレーションのベースラインを作成するために、 p 、 ulc の初期値をゼロ、任意の t に対して $GAP_{t-1} = \text{NAIRU} (-3.43\%)$ 、としたダイナミックシミュレーションを行った(ダイナミック・シミュレーションによる内挿値がベースライン)。そのベースラインに対して、GDP ギャップを $\text{NAIRU} (-3.43\%)$ から 1% 上方乖離させるショックを与え、再度ダイナミック・シミュレーションを行う。ショックは、1年間の一時的ショックと、サステインド・ショックの2通りの与え方を行った(図8(1))。

図8(2)は、ショック付与後のダイナミック・シミュレーションによる内挿値のベースラインからの乖離幅を表したものである。まず、1年間の一時的ショックの影響をみると、インフレ率は、当初、プラスのスピード・リミット効果が影響し、ショックが加わった次の期(図8の第2期)には年率+0.3%程度まで上昇する。ショックは第1期~第4期まで同水準に止まるように与えてあるので、GDP ギャップの変化幅は第2期以降ゼロとなり、スピード・リミット効果は剥落してくるが、シミュレーション結果では、3期目以降もインフレ率は上昇している。これは、NAIRU からの乖離効果によるインフレ率の上昇を示したものである。ショックが解消する2年目にはマイナスのスピード・リミット効果が影響してくるため、インフレ率は低下してくるが、1年目における NAIRU からの乖離効果がラグを引いて影響するため、ベース・ラインのインフレ率よりはまだ高い。3年目以降は、NAIRU からの乖離効果・スピードリミット効果ともに剥落してくるため、ベースラインにかなり近づいていく。

一方、サステインド・ショックの影響をみると、一時的ショックと同様に最初にプラスのスピードリミット効果から、インフレ率が跳ね上がった後、NAIRU

からの乖離効果から、徐々にインフレ率は上昇する。2年目以降は、スピード・リミット効果の影響が徐々に剥落し、NAIRUからの乖離効果のみによってマイルドな上昇を続ける。ショックを与えた後、第16期目において、インフレ率は年率+0.9%程度にまで上昇している。これから計算すると、インフレ率の加速度は年平均+0.2%程度となり、これがGDPギャップ1%分のNAIRUからの乖離効果に相当するものと考えることができよう。

5. おわりに

本論文では、物価と賃金の共和分と因果関係について、および、物価と需給ギャップの関係について、VECMを用いて分析を行った。本節では、分析結果の簡単な要約と、解釈上の留意点を述べることにする。

まず、 π に関しては、両変数間の共和分関係を、誤差修正メカニズムとしてモデルに取り込んだVECMを用いることによって、両変数間の長期均衡関係と因果関係を確認することができた。一方で、通常のVAR型モデルでは、直感的には当然存在するように思われる物価と賃金の相互関連が検出できず、両変数の決定メカニズムには、“dichotomy (二分法)”が成立するという結果も得られた。この点を踏まえると、共和分から得られる情報、つまり、物価と賃金の長期均衡からの乖離が、将来のインフレ率を予測する上で、重要な情報源になるといえよう。

両変数の長期均衡に対する経済理論的な背景としては、2.2.で説明した限界生産力仮説があり、また、長期均衡からの乖離は、雇用調整の限界費用の変化によって発生することも明らかにした。ただし、長期均衡からの短期的な乖離に関しては、雇用調整の限界費用の変化以外にも、わが国独特の物価・賃金の決定慣行が影響していると考えられる。例えば、賃金に関する労使交渉に際しては、通常、労働者側は実質賃金の確保から、過年度CPIを交渉材料に挙げる。しかし、春季交渉(ベア)のように、年に1度の賃金交渉が慣例とする企業が多く、過去の物価変動が実際に賃金に反映するまでには相応の期間が必要となる。また同様に、賃金の変動が物価に影響を与えるまでにも時間がかかる。例えば、消費者物価のうち比較的大きな割合を占める個人サービス価格は(図9)、例年4月に価格改訂が集中し、それ以外の月には殆ど変化しない階段状の推移となっている。このように物価が短期的な硬直性を示す場合、次の改訂期まで

の間、賃金との間に乖離が生じ、誤差修正が累積していくことになる。この場合、サービス価格が次回改訂の 4 月においてどれだけ上昇するのは、過去数期分の経済の過熱状況に加えて、この間の賃金との乖離が累積された誤差修正項の大きさに依存する。

このように、わが国においては、制度・慣行的な背景から、物価と賃金が長期均衡から乖離する面もあり、その間に累積された誤差修正が、その後の価格変動に影響を及ぼすことになる。こうした点から考えてみても、賃金の動向、特に、賃金と物価の長期均衡からの乖離が、将来のインフレ率を予測する上で、重要な情報源になると言える。

次に、物価と需給ギャップの関係に関する分析では、インフレ率を加速も減速もさせない NAIRU に対応する GDP ギャップが存在する、経済が NAIRU に位置する場合には、物価と賃金の誤差修正項はゼロになり、インフレ率、賃金率ともに安定する、インフレ率は GDP ギャップの変化幅にも依存するというスピード・リミット効果が存在する、ことが明らかとなった。Watanabe[1997] による先行研究では、NAIRU とスピード・リミット効果のいずれに対しても、否定的な分析結果を導き出しており、本論文の分析結果は、先行研究と全く異なるものである。この結果の違いは、分析のベースとなるモデルが、物価と賃金間の共和分の情報を取り入れているか否か、Theory-based Dynamic Specification、Data-based Dynamic Specification のいずれに基づいているか、によって発生したものである。本論文では、共和分の関係を取り込み、かつ Data-based Dynamic Specification に基づいた VECM を用いている点に特徴があり、それがまた分析結果の信頼性を確保し得るものと考えられる。

本論文の分析結果を基に、先行きの物価動向を展望すると、足許の GDP ギャップは拡大しており、これは、スピード・リミット効果を通じて短期的にインフレ率をより低下させるように作用する。加えて、GDP ギャップの水準自体が、本稿で計測された NAIRU を下回っており、二重の意味で、物価の下落圧力が高まっていることになる。こうした情報は、政策当局にとって重要な景気の判断材料になろう。

ところで、米国の最近の研究では、NAIRU が存在するかどうかといった点よりもむしろ、推計された NAIRU の信頼性の評価や、実際に政策運営上の判断材料とする時の問題点の指摘に重点が移っている。この点は本稿で計測した NAIRU にも当てはまるものと考えられるため、米国における議論を概観するこ

とで本稿の結びとしたい。

米国における NAIRU は 6 % 前後とこれまで考えられてきたが、最近では失業率がこの水準を下回っているにもかかわらず、米国のインフレ率は落ち着いた動きとなっている。こうした事実に対して、NAIRU の計測誤差は大きく、そのバンドがかなり広いのではないかとの疑問が多数投げ掛けられてきた。例えば、Staiger, Stock, and Watson [1997] は、NAIRU の 95% 信頼区間は 1994 年において 4.8% から 6.6% という広い計測誤差をもってしか計測できず²¹、金融政策の目標としては不適切であると結論づけた。

また、Gordon [1997] は、NAIRU の可変性 (Time-varying NAIRU) を指摘し、90 年代以降、NAIRU が緩やかに低下していることを示した。こうした NAIRU の可変性が何に起因するかは、複数の仮説がたてられている (Stiglitz [1997])。例えば、人口構成の変化がその一つの要因と考えられる。これは、各人口構成グループ (demographic group) に対してそれぞれ異なる自然失業率がある場合 (例えば、若年層の自然失業率が中高年層のそれより高い、女性の自然失業率が男性より高いなど)、人口構成の変化は、NAIRU を漸進的に変化させていくこととなる。また、履歴効果 (hysteresis) も NAIRU に影響を与えよう。つまり、労働需給の悪化が長引くことによって、失業者が職を長く離れる結果、もともと持っていたスキルが低下し、そのためにますます職が見つからないといった悪循環に陥るケースがこれにあたる。この場合、自然失業率、NAIRU もシフトすることになる。ただし、これらの要因が、先行きどの程度 NAIRU に影響を及ぼしていくかについては、定量的に把握することは困難であり、政策運営において NAIRU を判断材料にする場合には、留意しておく必要がある。

こうした米国における最近の研究を踏まえると、本論文で推計した NAIRU についても、同様な留意が必要であろう。本論文では、需給ギャップとして失業率ではなく、GDP ギャップを使用しているが、これを推計するには、まず潜在 GDP の推計が必要となる。しかし、潜在 GDP の推計は、観測不可能な全要素生産性 (Total Factor Productivity) に対する仮定次第で変わり得ることには注意を要する。したがって、本論文で推計した NAIRU には、パラメータの推計上の誤差から発生する誤差に加え、GDP ギャップそのものの measurement error に伴う誤差もあることに留意する必要がある。

²¹ また CEA [1997] も、1996 年の NAIRU は、4.9% ~ 6.2% の広いレンジにあると報告している。

もとより、わが国の足許の需給ギャップはかなり拡大しており、現時点の GDP ギャップが NAIRU を下回っていることには変わりはないと思われるが、今後、潜在 GDP や NAIRU の推計誤差、あるいは NAIRU の可変性に関する研究も積み重ねていく必要がある。

以 上

補論 . VECM の re-parametrisation

A1. NAIRU 型物価関数の導出

(A1) ~ (A3)式からなる VECM について若干の変形を行う。

$$\Delta p_t = c_p + \alpha(L)\Delta p_t + \beta(L)\Delta ulc_t + \gamma_p EC_{t-1} + g_p GAP_{t-1} + m_p \Delta ipi_t + \varepsilon_t \quad (A1)$$

$$\Delta ulc_t = c_w + a(L)\Delta p_t + b(L)\Delta ulc_t + \gamma_w EC_{t-1} + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t + \xi_t \quad (A2)$$

$$EC_t = p_t - x - y \cdot ulc_t - z \cdot TR_t \quad (A3)$$

(A2)式を Δulc_t について整理すると、次の(A4)式が得られる。

$$\Delta ulc_t = \frac{1}{1-b(L)} (c_w + a(L)\Delta p_t + \gamma_w EC_{t-1} + g_w GAP_{t-1} + m_w \Delta ipi_t) \quad (A4)$$

(A4)式を(A1)式に代入して、 Δulc_t を消去すると、 Δp_t が、 $EC_t, GAP_t, \Delta ipi_t$ によって説明される(A5)式を導出できる。

$$\Delta p_t = (1-X(L))\Delta p_t + F(L)EC_{t-1} + G(L)(GAP_{t-1} - G_U) + M(L)\Delta ipi_t \quad (A5)$$

$$\text{ただし、} \begin{cases} X(L) \equiv (1-b(L)) \cdot (1-\alpha(L)) - \beta(L)a(L) \\ F(L) \equiv (1-b(L))\gamma_p + \beta(L)\gamma_w \\ G(L) \equiv (1-b(L))g_p + \beta(L)g_w \\ M(L) \equiv (1-b(L))m_p + \beta(L)m_w \\ H(L) \equiv \beta(L)c_w + (1-b(L))c_p \\ G_U = -\frac{H(L)}{G(L)} \end{cases}$$

A2. 誤差修正項と GDP ギャップの関係

インフレ率関数(A5)式を、(A6)式の物価のレベル関数に変形する。

$$p_t = \frac{F(L)EC_{t-1} + G(L)GAP_{t-1} + M(L)\Delta ipi_t + H(L)}{X(L)(1-L)} \quad (A6)$$

同様に、ユニット・レーバ・コストのレベルの関係式を導出する。

$$ulc_t = \frac{\left[\begin{aligned} &((1-\alpha(L))\gamma_w + a(L)\gamma_p)EC_{t-1} + ((1-\alpha(L))g_w + a(L)g_p)GAP_{t-1} \\ &+ ((1-\alpha(L))m_w + a(L)m_p)\Delta ipi_t + a(L)c_p + (1-\alpha(L))c_w \end{aligned} \right]}{X(L)(1-L)} \quad (A7)$$

(A6)、(A7)式を EC 項の定義式(A3)に代入すると、(A8)式を得る。

$$EC_t = \frac{A(L)}{X(L) \cdot (1-L)} EC_{t-1} + \frac{B(L)}{X(L) \cdot (1-L)} GAP_{t-1} + \frac{C(L)}{X(L) \cdot (1-L)} + \frac{D(L)}{X(L) \cdot (1-L)} \Delta ipi_t - x - z \cdot TR_t \quad (A8)$$

$$\text{ただし、} \begin{cases} A(L) \equiv F(L) - y \cdot \left[(1 - \alpha(L))\gamma_w + a(L)\gamma_p \right] \\ B(L) \equiv G(L) - y \cdot \left[(1 - \alpha(L))g_w + a(L)g_p \right] \\ C(L) \equiv H(L) - y \cdot \left[(1 - \alpha(L))c_w + a(L)c_p \right] \\ D(L) \equiv M(L) - y \cdot \left[(1 - \alpha(L))m_w + a(L)m_p \right] \end{cases}$$

(A8)式を EC について整理すると、(A9)式を得る。

$$EC_t = \frac{B(L)(GAP_{t-1} - G_{EC}) + D(L)\Delta pi_t}{[X(L) \cdot (1-L) - A(L)L]} \quad (A9)$$

$$\text{ただし、} G_{EC} = -\frac{C(L) - X(L) \cdot z}{B(L)}$$

A3. NAIRU の算出

(A5)式に(A9)式を代入して整理すると、次の(A10)式を得る

$$\Delta p_t = (1 - X(L))\Delta p_t + \left[\frac{F(L) \cdot B(L)L}{X(L)(1-L) - A(L)L} + G(L) \right] \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) + \{D(L)F(L) + M(L)\}\Delta pi_t \quad (A10)$$

$$\text{ただし、} \bar{G} = -\frac{F(L)B(L)L \cdot G_{EC} + [X(L)(1-L) - A(L)L]G(L) \cdot G_U}{F(L)B(L)L + [X(L)(1-L) - A(L)L]G(L)}$$

(A10)において、NAIRU 仮説が成立する条件は、(A10)式のインフレ率 Δp_t の自己ラグにかかるパラメータの和が 1 となること、すなわち(A11)式が成立する必要がある。

$$1 - X(L) = 1 \quad X(L) = (1 - b(L)) \cdot (1 - \alpha(L)) - \beta(L)a(L) = 0 \quad (A11)$$

(A11)式が成立する時、NAIRU は \bar{G} に等しく、これは G_U と G_{EC} の加重平均で表される。

ところで、EC 項をゼロとする GAP の水準 G_{EC} は、(A11)式が成立する場合、 G_U と等しくなる。

$$G_{EC} = -\frac{C(L) - X(L) \cdot z}{B(L)} \quad (A12)$$

$$= -\frac{(1-b(L))c_p + \beta(L)c_w - y \left[(1-\alpha(L))c_w + a(L)c_p \right]}{(1-b(L))g_p + \beta(L)g_w - y \left[(1-\alpha(L))g_w + a(L)g_p \right]}$$

$$= -\frac{(1-b(L))c_p + \beta(L)c_w - y \frac{a(L)}{1-b(L)} \left[\frac{1-b(L)}{a(L)} (1-\alpha(L))c_w + \frac{1-b(L)}{a(L)} a(L)c_p \right]}{(1-b(L))g_p + \beta(L)g_w - y \frac{a(L)}{1-b(L)} \left[\frac{1-b(L)}{a(L)} (1-\alpha(L))g_w + \frac{1-b(L)}{a(L)} a(L)g_p \right]}$$

$$= -\frac{\left[1 - y \frac{a(L)}{1-b(L)} \right] \left[(1-b(L))c_p + \beta(L)c_w \right]}{\left[1 - y \frac{a(L)}{1-b(L)} \right] \left[(1-b(L))g_p + \beta(L)g_w \right]}$$

$$= G_U$$

よって、 \bar{G} は、 G_U と G_{EC} の加重平均であるから、 $G_{EC} = G_U$ の時、

$$\bar{G} = G_{EC} = G_U \quad (\text{A13})$$

が成立する。

A4. NAIRU からの乖離効果とスピード・リミット効果への分解

(A10)式を変形し、以下のような GDP ギャップの水準と変化幅の項に分解する(ただし、 $\Delta p_i = 0$ とする)。

$$\begin{aligned} \Delta p_t - (1-X(L))\Delta p_t &= \left[\frac{F(L) \cdot B(L)L}{X(L)(1-L) - A(L)L} + G(L) \right] \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) \\ &= \frac{G(L)X(L)(1-L) + [F(L) \cdot B(L)L - G(L) \cdot A(L)L]}{X(L)(1-L) - A(L)L} \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) \\ &= \frac{F(L) \cdot B(L)L - G(L) \cdot A(L)L}{X(L)(1-L) - A(L)L} \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) + \frac{G(L)X(L)}{X(L)(1-L) - A(L)L} \cdot (1-L)(GAP_{t-1} - \bar{G}) \\ &= \frac{F(L) \cdot [G(L) - y\{(1-\alpha(L))g_w + g_p\}] - G(L) \cdot [F(L) - y\{(1-\alpha(L))\gamma_w + \gamma_p\}]}{X(L)(1-L) - A(L)L} \cdot L \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) \\ &\quad + \frac{G(L)X(L)}{X(L)(1-L) - A(L)L} \Delta GAP_{t-1} \\ &= \frac{y \cdot (\gamma_w g_p - \gamma_p g_w) \cdot X(L)L}{X(L)(1-L) - A(L)L} \cdot (GAP_{t-1} - \bar{G}) + \frac{G(L)X(L)}{X(L)(1-L) - A(L)L} \Delta GAP_{t-1} \end{aligned}$$

データ付録 .

p : 消費者物価 (総合除く生鮮) の対数変換値。X-12-ARIMA による季節調整済系列。

ulc : ユニット・レーバ・コストの対数変換値。X-12-ARIMA による季節調整済系列。ただし、本稿で使用するユニット・レーバ・コストには以下の2つの調整を行っている。

$$ULC = \text{就業者所得} \div \text{潜在 GDP}$$

$$\text{就業者所得} = (\text{雇用者所得} \div \text{雇用者数}) \times \text{就業者数}$$

(1) ULC の分母には、実質 GDP ではなく潜在 GDP を用いた。これは、実質 GDP を用いて計算すると、ULC が変動の大きい実質 GDP に規定される割合が多くなり、賃金の変動よりも、需要変動を示しやすくなってしまふ。つまり、生産性調整済賃金 (ユニット・レーバ・コスト) が、需要変動に大きく左右されてしまふ。そこで、生産性は滑らかに推移すると考え、

実質 GDP のかわりに潜在 GDP を用い、ULC を算出した。

また、潜在 GDP を使用することは、マルチコの問題を回避するためにも望ましいと考えられる。すなわち、分析のベースとなる VECM では、需給指標として GDP ギャップを用いており、実質 GDP をもとに算出したユニット・レーバ・コストとを使うと、両変数間でマルチコが発生することになる。

- (2) GDP を産出するためには、就業者による労働投入がなされる。しかし、わが国では、就業者数の統計は存在しても、就業者所得の統計が存在しないため、ここでは、就業者一人当りの賃金を一人当り雇用者所得に等しいとみなした。

ipi : 輸入物価 (円ベース) の後方 3 期移動平均値。

GAP : $GDP \text{ ギャップ} = (\text{実質 GDP} - \text{潜在 GDP}) \div \text{潜在 GDP} \times 100$

潜在 GDP とは、経済に存在する生産要素を最大限に稼働させた時に達成可能な GDP を指す。潜在 GDP を求めるために、Cobb-Douglas 型の生産関数を推計し、生産要素の最大投入量を代入することにより、潜在 GDP を推計する (推計方法の詳細は Watanabe [1997] を参照)。

参考文献

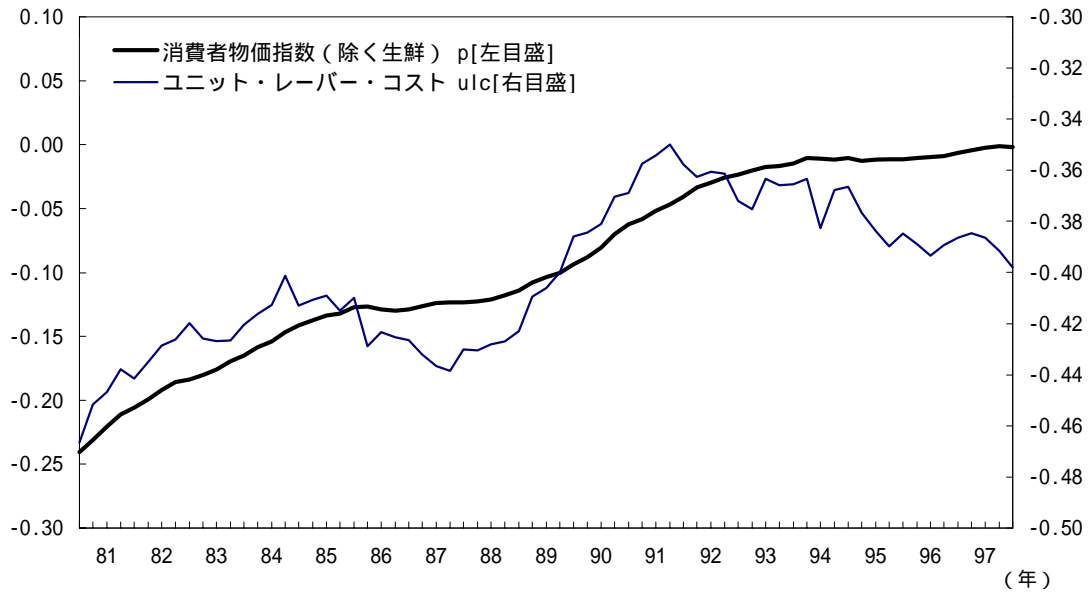
- 経済企画庁、『日本経済の現況 - 平成 6 年経済の回顧と課題』、1994 年
- 副島豊、「日本のマクロ変数の単位根検定」、『金融研究』、第 13 巻第 4 号、1994 年
- 吉田知生、「通貨需要関数の安定性をめぐって - ECM(Error Correction Model) による計測 - 」、『金融研究』、第 8 巻第 3 号、1989 年
- Council of Economic Advisers, *Economic Report of the President*, 1997, pp.45-54.
- Emery, Kenneth M., and Chih-Ping Chang, "Do Wages Help Predict Inflation?", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, First Quarter 1996, pp.2-9.
- Fuhrer, Jeffrey C., "The Phillips Curve is Alive and Well", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, March / April, 1995.
- Granger, Clive W.J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, No.3, 1986, pp.213-228.
- Gordon, Robert J., "The Role of Wages in the Inflation Process", *American Economic Review*, 78, May 1988, pp.276-83.
- Gordon, Robert J., "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, Winter 1997, pp.11-32.

- Huh, Chan G., and Bhara Trehan, "Modeling the Time-Series Behavior of the Aggregate Wage Rate", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, no.1, 1995, pp.3-13.
- Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp.231-254.
- Lown, Cara S., and Robert W. Rich, "Is There an Inflation Puzzle?", *Research Paper*, Federal Reserve Bank of New York, no.9723, 1997.
- Mehra, Yash, "Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note", *American Economic Review*, 81, September 1991, pp.931-7.
- Mehra, Yash, "Unit Labor Costs and the Price Level", *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Richmond, 79:4, 1993, pp.35-52.
- Nishizaki, Fumihira, "The NAIRU in Japan: Measurement and its Implications", *Economic Department Working Papers*, Organisation for Economic Co-operation and Development, No.173, 1997.
- Romer, Christina D., "What Did Prices Rise in the 1930s ? Output Growth, Materials Prices, and the NRA", *University of California Berkeley*, 1995, *mimeo*.
- Romer, Christina D., "Inflation and the Growth Rate of Output", *NBER Working Paper Series*, No.5575, 1996.
- Staiger, Douglas, James H. Stock, and Mark W. Watson, "The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy", *Journal of Economic Perspectives*, Winter 1997, pp.33-49.
- Stiglitz, Joseph, "Reflections on the Natural Rate Hypothesis", *Journal of Economic Perspectives*, Winter 1997, pp.3-10.
- Watanabe, Tsutomu, "Output Gap and Inflation: the case of Japan", *Monetary Policy And the Inflation Process, Conference Papers*, Bank for International Settlements, Vol.4, 1997.

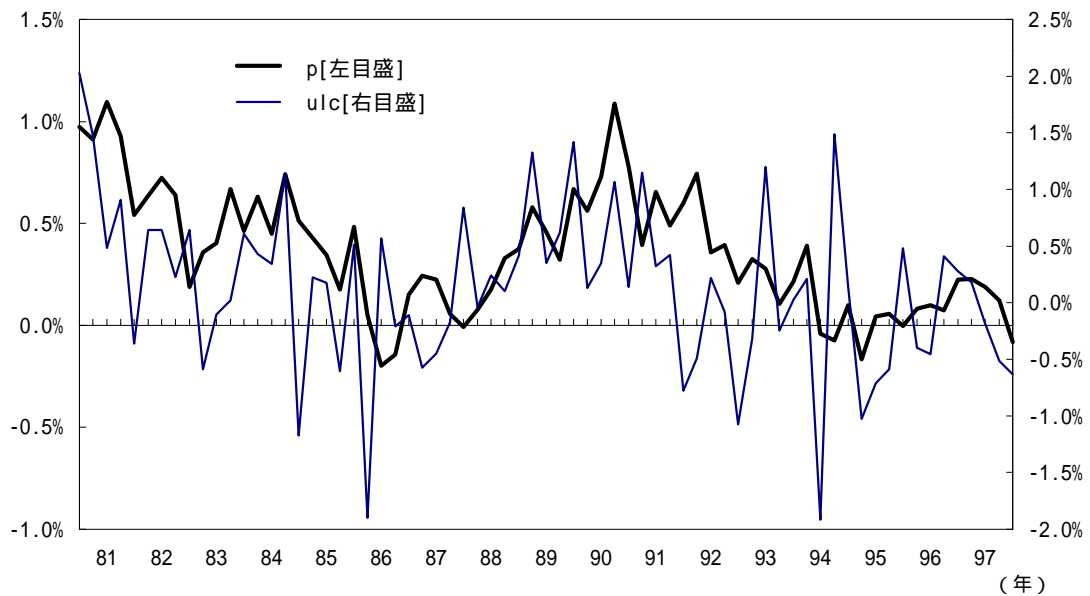
(図 1)

物価と賃金

(1) 水準[対数変換値]



(2) 前期比[対数值一階差]

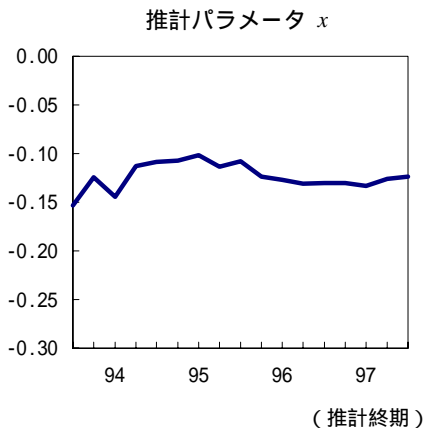
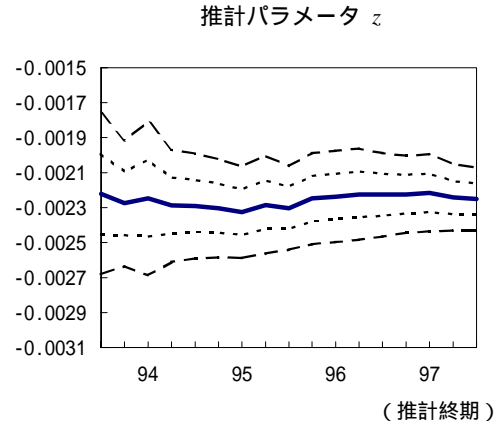
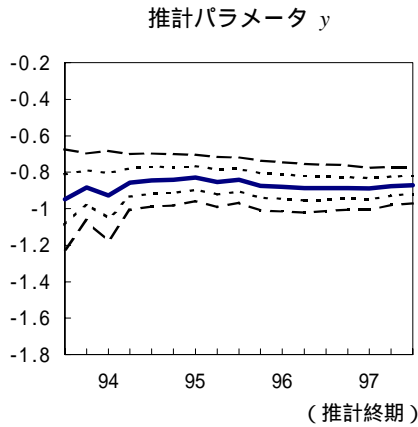


(資料) 総務庁「消費者物価指数」、経済企画庁「国民所得統計」

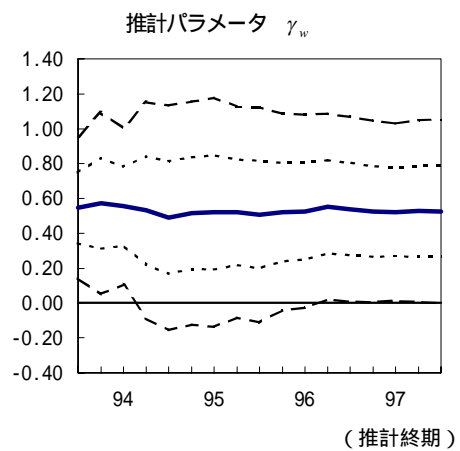
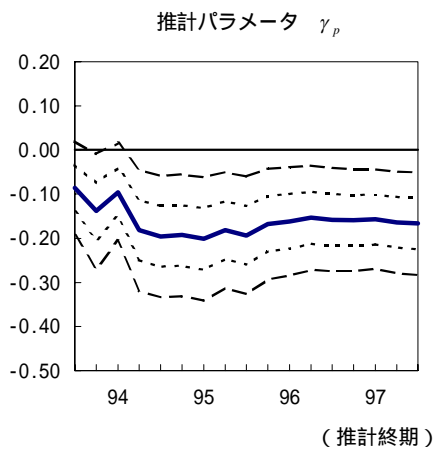
(図 2)

VECMの安定性

(1) 共和分の安定性 $p_t = y \times ulc_t + z \times TR_t + x$



(2) 誤差修正項のパラメータの安定性

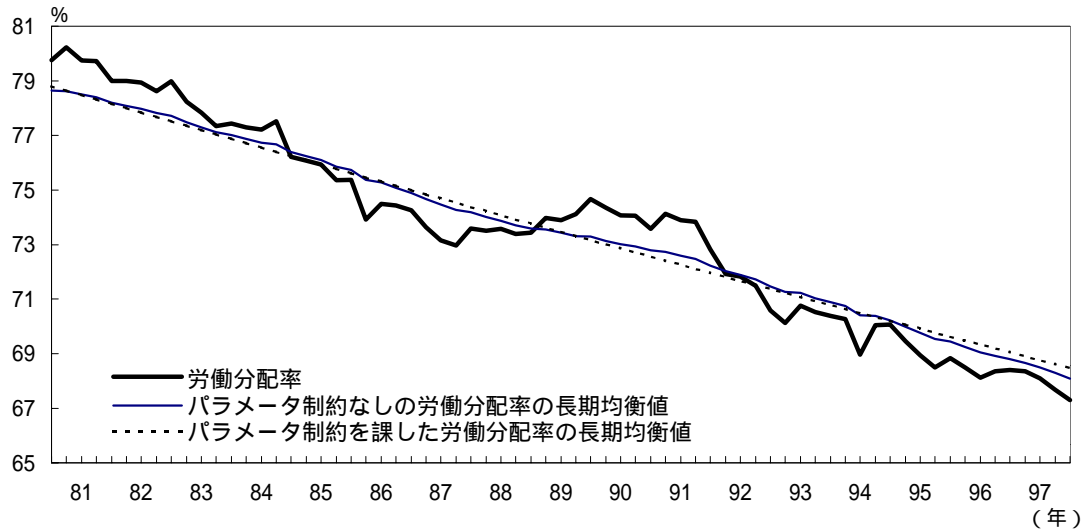


(注) 内側の点線は、推計パラメータ $\pm 1 \times$ 標準偏差、外側は推計パラメータ $\pm 2 \times$ 標準偏差を示している。

(図 3)

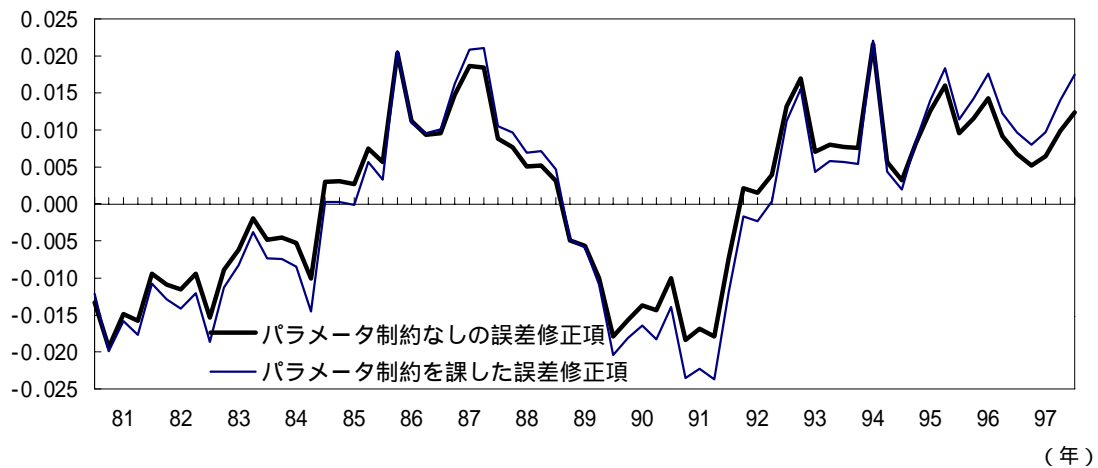
労働分配率と誤差修正項

(1) 労働分配率



- (注) 1. 労働分配率 = $\exp(ulc_t - cpi_t)$
2. パラメータ制約なしの労働分配率の長期均衡値 = $\exp(0.129 \times ulc_t - 0.123 - 0.00225 \times TR_t)$
3. パラメータ制約を課した労働分配率の長期均衡値 = $\exp(-0.190 - 0.00206 \times TR_t)$

(2) 誤差修正項

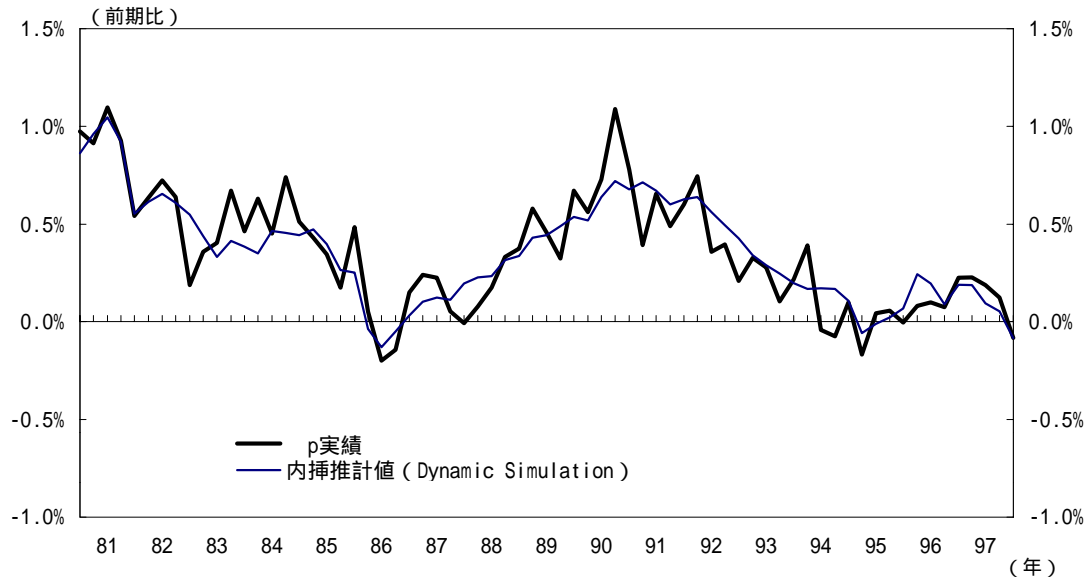


- (注) 1. パラメータ制約なしの誤差修正項 : $EC_t = p_t - 0.871 \times ulc_t - 0.123 - 0.00225 \times TR_t$
2. パラメータ制約を課した誤差修正項 : $EC_t = p_t - ulc_t - 0.190 - 0.00206 \times TR_t$

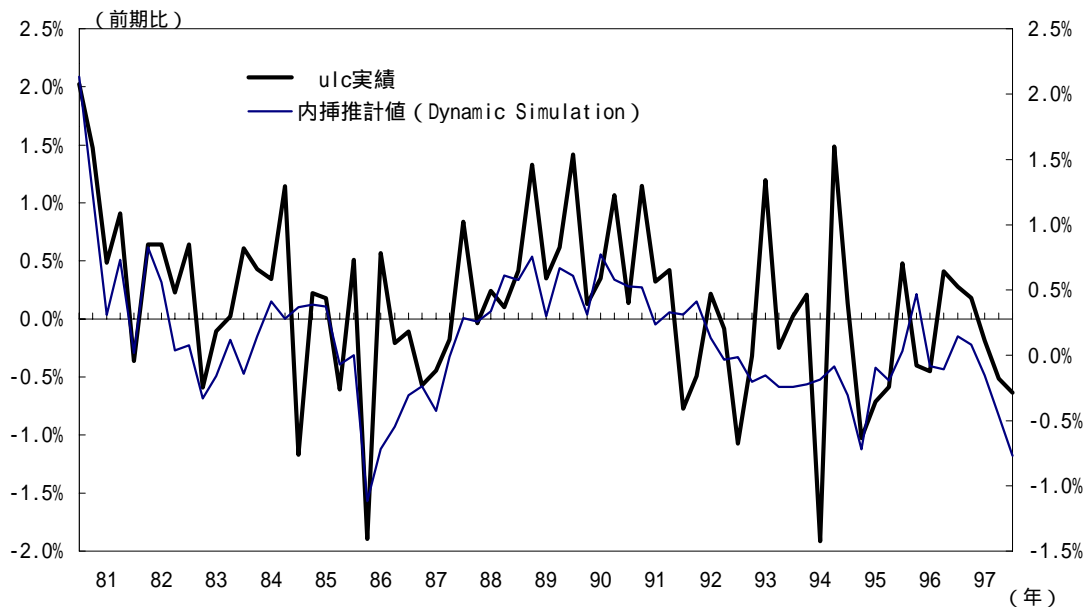
(図 4)

VECMのDynamic Simulation

(1) 消費者物価指数 (除く生鮮)



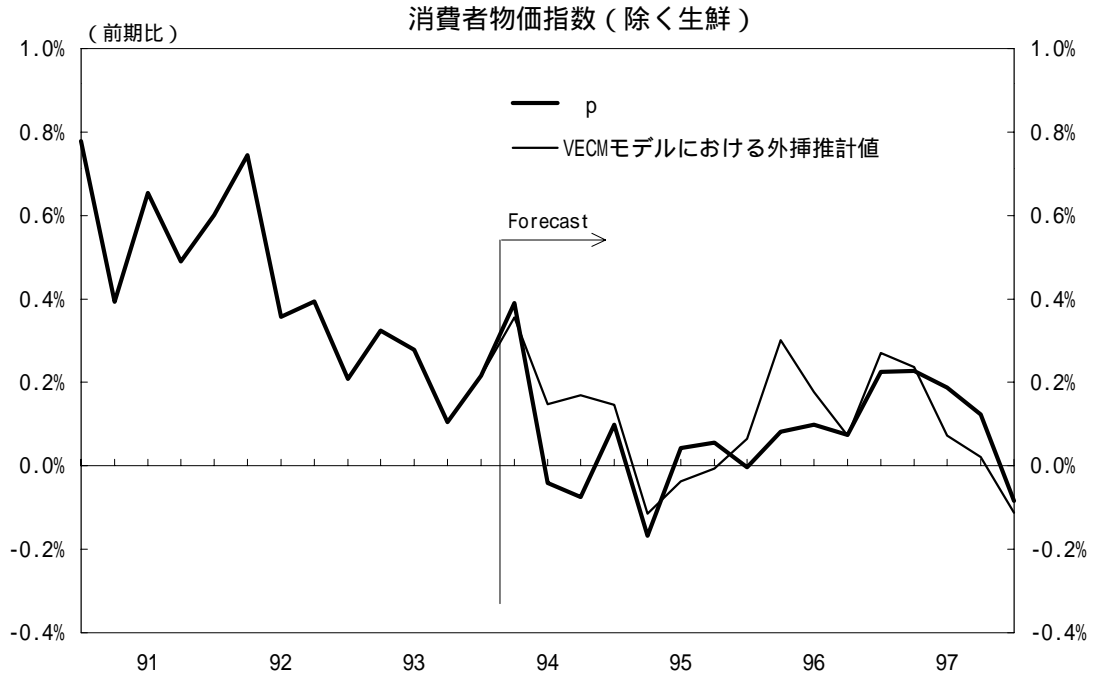
(2) ユニット・レーバ・コスト



(資料) 総務庁「消費者物価指数」、経済企画庁「国民所得統計」

(図 5)

VECMの外挿テスト



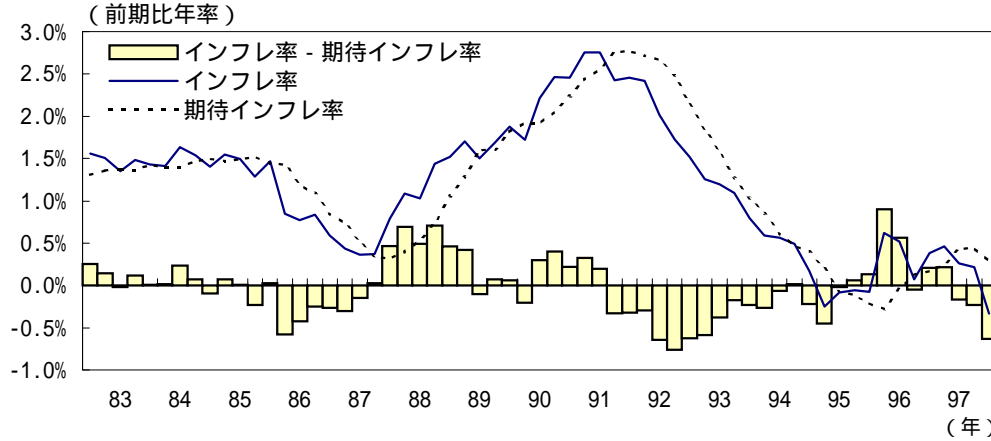
（注）推計期間81/1Q～94/1Qで推計したモデルを用いて外挿したもの。

（資料）総務庁「消費者物価指数」、経済企画庁「国民所得統計」

(図 6)

インフレ率とGDPギャップ (1)

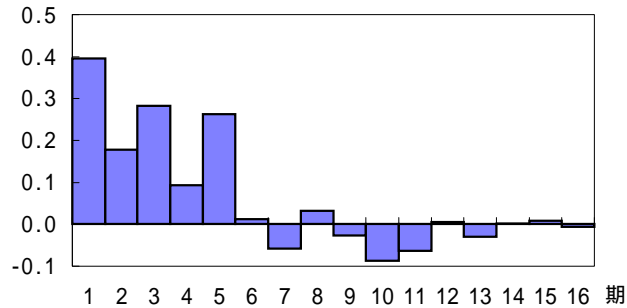
(1) インフレ率と期待インフレ率



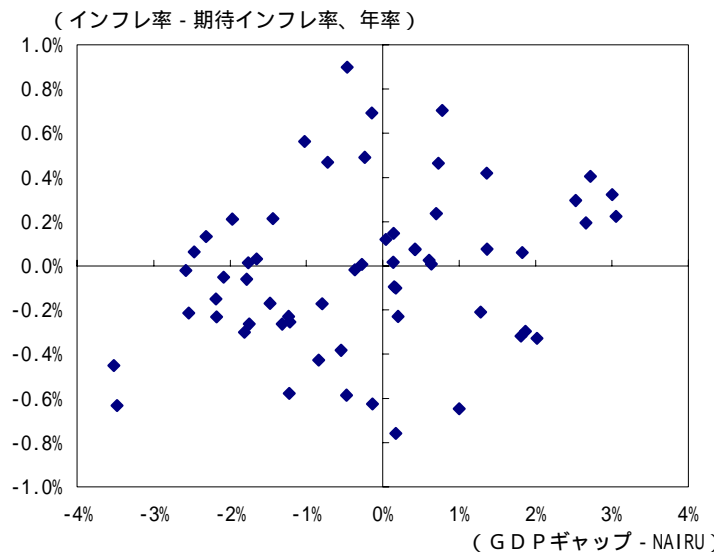
(注) 1. インフレ率 Δp_t は輸入物価の変動を調整したもの (VECMにおいて $\Delta ip_t = 0$ とした内挿推計値)。

2. 期待インフレ率 = $(1 - X(L))\Delta p_t$

(2) 期待インフレ率 $(1 - X(L))\Delta p_t$ のラグ構造



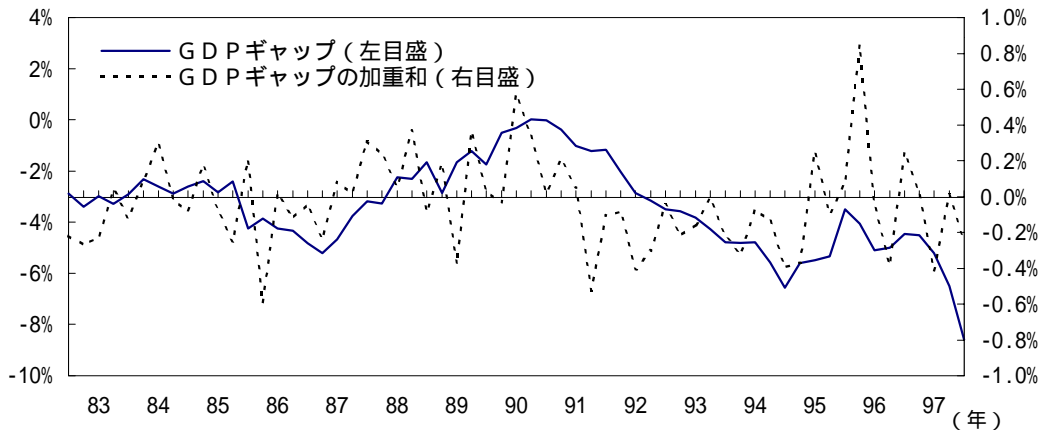
(3) インフレ率加速度と GDPギャップ



(図 7)

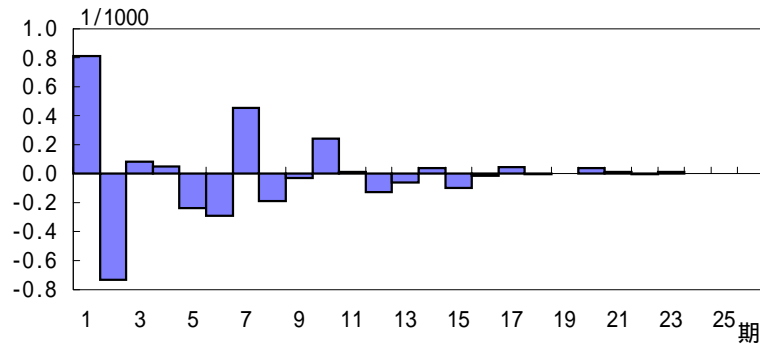
インフレ率とGDPギャップ (2)

(1) GDPギャップと加重和

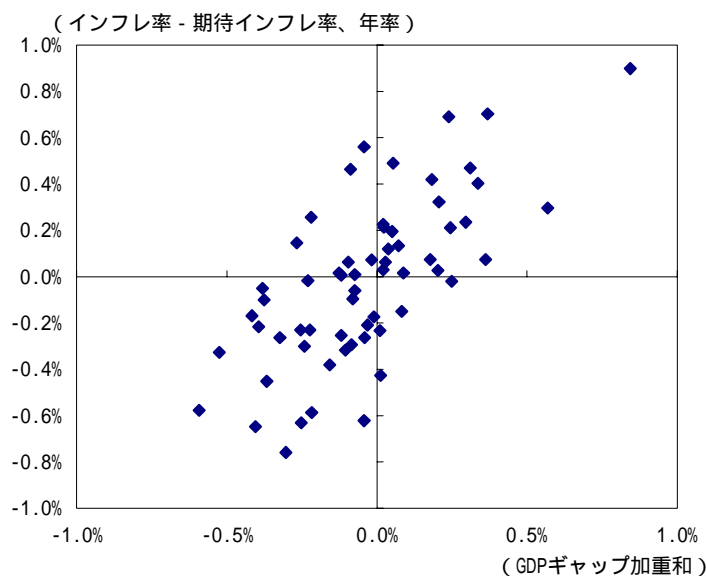


(注) GDPギャップの加重和は、 $\left(\frac{F(L)B(L)l}{X(L)(1-L) - A(L)} + G(L) \right) GAP_{t-1}$ 。

(2) GDPギャップの加重和のラグ構造



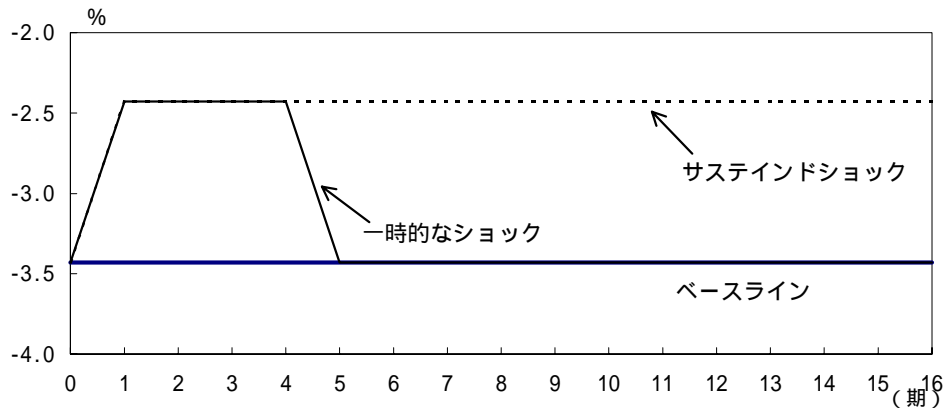
(3) インフレ率加速度とGDPギャップの加重和



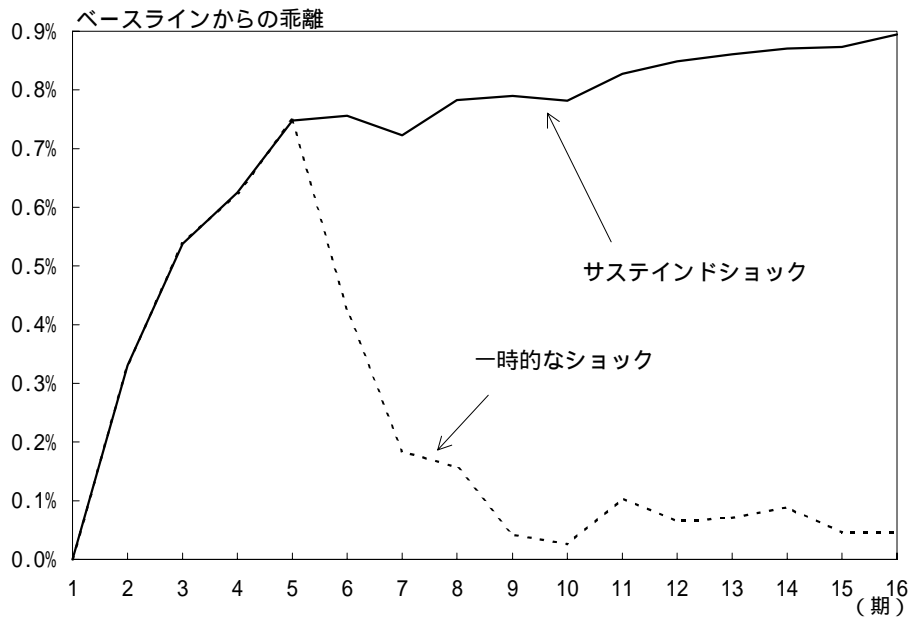
VECMによるシミュレーション結果

1. ベースラインは、 p 、 ulc の初期値をゼロ、GDPギャップを -3.43%(NAIRU)とし、内挿推計したもの。
2. シミュレーションは、GDPギャップが1%ポイント縮小するようなサステインドショックを与えたケースと、一時的なショックを与えたケースの2通りを行った。一時的なショックは、1期～4期の間にGDPギャップが1%ポイント縮小した後、5期以降、-3.43%に戻るようなショック。

(1) GDPギャップに与えたショック

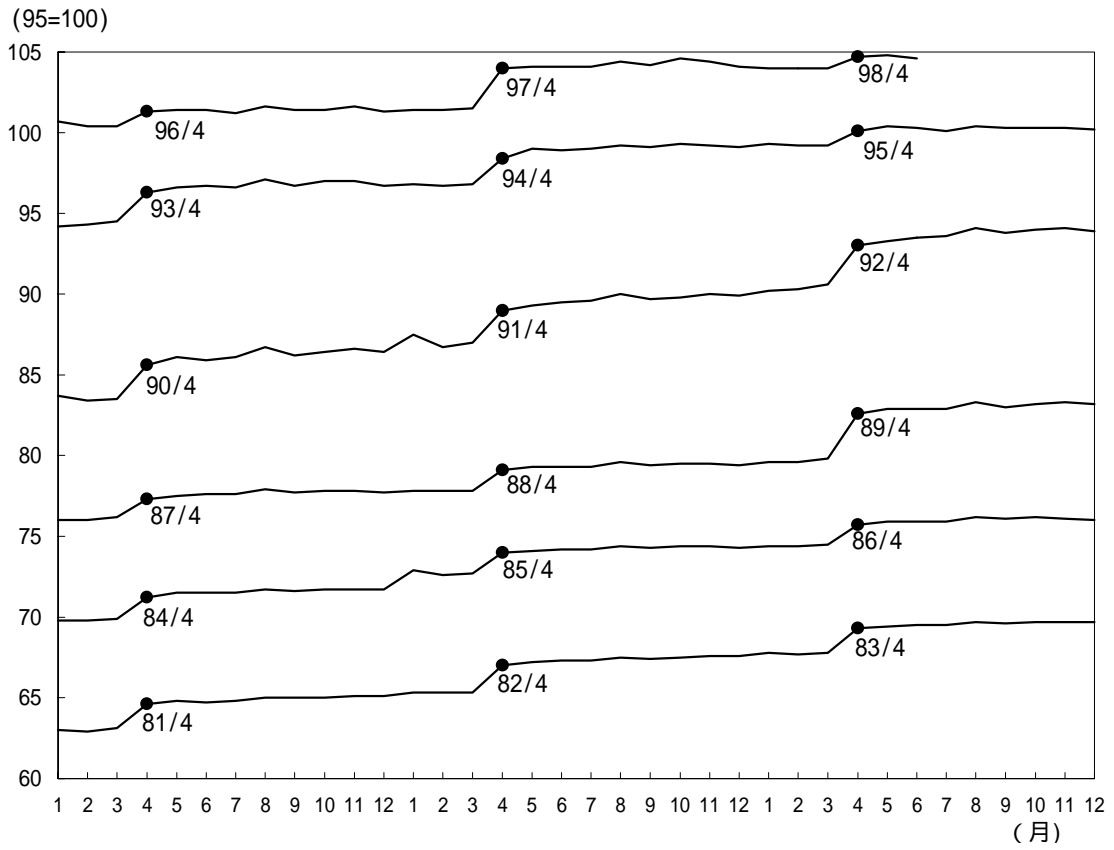


(2) シミュレーション結果 (CPI前期比年率)



(図 9)

C P I 個人サービス料金の推移



(注) C P I (除く生鮮) に占める個人サービス料金の割合は14.6%。