



GDPギャップの推計 : 生産関数アプローチに基づく再検証

宮尾, 龍蔵

(Citation)

国民経済雑誌, 184(2):77-87

(Issue Date)

2001-08

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00051009>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00051009>



GDP ギャップの推計

——生産関数アプローチに基づく再検証——

宮 尾 龍 蔵*

GDP ギャップの大きさを正確に推計することは、マクロの政策判断にとって欠かすことのできない視点である。本稿は、経済企画庁(2000)および鎌田・増田(2001)に立脚し、わが国のマクロ生産関数に基づく GDP ギャップ推計の問題を取り上げる。ここでは特に、鎌田・増田(2001)で論じられた「従来型」と「修正型」の2つの推計方法を取り上げ、両者の妥当性について、総供給関数／フィリップス曲線との整合性—ここではインフレ率と GDP ギャップとの共和分関係—という観点から比較検討する。その結果、共和分関係は、従来型からは支持されなかったが、修正型からは一貫して支持された。共和分ベクトル(フィリップス曲線の傾き)の推定値も理論と整合的であり、修正型 GDP ギャップの妥当性が確認された。

キーワード GDP ギャップ, マクロ生産関数, 共和分, フィリップス曲線

1. は じ め に

GDP ギャップの大きさとその変動傾向を正確に把握することは、現在進行中のマクロ政策議論にとって、欠かすことのできない視点である。これまで、追加的な景気対策や金融緩和策の効果、副作用については、さまざまな側面・立場から論じられてきた。しかし、GDP ギャップの大きさとその推計の問題については、いくつかの先行研究が散見される程度で、十分議論が尽くされたとは言い難い。これは財政・金融を問わず、すべてのマクロ政策判断に共通する根本問題であり、正確な推計値を求める努力がもっと傾注されなければならない。

本稿は、このような問題意識に立ち、GDP ギャップ推計の問題を取り上げる。GDP ギャップ(あるいは潜在 GDP)の推計アプローチは、大別すると、時間トレンドに代表される時系列モデルに基づく手法と、マクロ生産関数に基づくものがある。以下では、より一般的とされる生産関数アプローチに焦点を絞り、経済企画庁(2000)および鎌田・増田(2001)の議論に立脚した¹考察を行う。

具体的には、鎌田・増田(2001)で論じられた「従来型」と「修正型」の2つの推計方法に焦点を当て、その妥当性を比較する。両者の違いは、非製造業の資本稼働率の取扱いに帰

因し、それを100%と仮定する場合が「従来型」、その推計値を利用する場合が「修正型」とされる。本論文では、鎌田・増田（2001）同様、インフレ率との関係—総供給関数／フィリップス曲線—を使ってその評価を試みるが、ここでは特に、データの時系列的な特性に注意を払い、鎌田・増田（2001）では利用されていない共和分モデルを用いた分析を行う。

本論文の実証結果は次のように要約される。「従来型」「修正型」それぞれ複数の推計値を使って検証した結果、フィリップス曲線の共和分関係は、従来型からは支持されなかったが、修正型からは一貫して支持された。また共和分ベクトル（フィリップス曲線の傾き）の推定値も理論と整合的であり、かつ有意であった。フィリップス曲線の共和分モデルという判断基準からも、修正型 GDP ギャップの妥当性が確認された。

2. マクロ生産関数に基づく GDP ギャップ推計

分析に先立ち、GDP ギャップの推計アプローチについて簡単に整理しておきたい。GDP ギャップは、現実 GDP と潜在 GDP の差として定義される。潜在 GDP の推計方法は、時系列モデルに基づくアプローチとマクロ生産関数を利用する手法に大別できる。前者は、現実 GDP から一時的・短期的な変動を取り除いたトレンド部分を用いるもので、決定論的（deterministic）なトレンド—線形トレンドや2次トレンドなど—あるいはフィルタリングに基づく手法—Hodrick-Prescott フィルター（Hodrick and Prescott 1997）やカルマン・フィルター（Kuttner 1994）—がある。後者は、マクロ生産関数を利用して、労働、資本などの生産要素を完全稼働した場合に達成可能な産出水準として定義される。

前者の時系列アプローチは、確かに簡便な手法であり、GDP ギャップを用いる実証分析で採用されるケースも見られる。²しかし反面、経済理論的な裏付けに乏しいためにモデル選択が恣意的となり、選択するモデルによって推計値が大きく異なるという可能性がある。一方、マクロ生産関数に基づく方法は、非常に単純ではあるが経済学のアイデアを利用しており、³また経済企画庁（2000）や鎌田・増田（2001）など、政策当局の現場でも議論されている。³ここでは生産関数アプローチを採用し、経済企画庁（2000）や鎌田・増田（2001）などの先行研究に立脚した分析を試みる。

生産関数アプローチの基本的な推計ステップは以下の通りである。⁴まず単純にコブ・ダグラス型の生産関数を想定する。

$$\ln y_t = \ln a_t + \alpha \ln L_t + (1-\alpha) \ln \gamma K_{t-1} \quad (1)$$

ここで y_t 、 L_t 、 K_t 、 a_t はそれぞれ実質 GDP、総労働時間、資本ストック、ソロー残差、そして α 、 γ は労働分配率、資本稼働率である。

次に、この生産関数を用いて、全要素生産性（total factor productivity: TFP）を導出する。計算の際には、 α は雇用者所得／国民所得（サンプル期間の平均値）、 L_t は一人あたり

労働時間×就業人口、 γK_t は実際に稼働した資本ストック系列—すなわち $\gamma_m K_{mt} + \gamma_{nm} K_{nmt}$ (m : 製造業, nm : 非製造業)—の実際のデータを使い、実質 GDP とともに(1)式に代入して、ソロー残差を導出する。以上の諸変数が全て正確に計測されている場合には、ソロー残差 $\ln a_t$ は TFP に一致する。

TFP の推計値が得られれば、それを使って潜在 GDP (y_{max_t})、そして GDP ギャップ ($ygap_t$) を計算する。まず潜在 GDP は、次の式によって導出される。

$$\ln y_{max_t} = \ln TFP_t + \alpha \ln Lmax_t + (1-\alpha) \ln Kmax_{t-1} \quad (2)$$

ここで $Lmax_t$ は最大可能な労働時間、 $Kmax_t$ はフル稼働資本ストック (すなわち K_t) に相当する。そして GDP ギャップ ($ygap_t$) は、

$$ygap_t = (y_t - y_{max_t}) / y_{max_t} \quad (3)$$

によって求められる。

以上の推計ステップの中で、形式的な問題を1点指摘しておきたい。それは、潜在 GDP を求める際の労働時間 ($Lmax_t$) や資本ストック ($Kmax_t$) を、最大可能な値 (最大労働時間、フル稼働資本ストック) で評価するか、分析期間の平均的な値 (平均労働時間、平均的な稼働率の下での資本ストック) で評価するかどうか、という点である。鎌田・増田 (2001) では「最大可能な」値を使い、経済企画庁 (2000) では「平均的な」値を使っている。その結果、得られる GDP ギャップの推計値も、前者の場合は常にマイナスの値を取るが、後者の場合はプラスとマイナス両方の値を取る。⁵ 最大値と平均値、どちらが望ましいかは確定した答えはないが、後で比較するように、実際の系列をプロットを見る限り、符号の違いのみで、基調的な動きに大きな違いは見られない。この問題は、本稿の実証分析にとって本質的な違いをもたらさないという点を強調しておきたい。

推計上の重要な問題は、各変数の計測誤差がもたらす推計値のバイアスに関してである。鎌田・増田 (2001) では、計測誤差について包括的な整理が試みられているが、その中でも特に根本的と思われるのは、非製造業の資本稼働率 (γ_{nm}) に関する計測誤差についてである。そもそも資本稼働率のデータは製造業のみ利用可能であって、非製造業に関してはデータ自体が存在しない。この γ_{nm} について、これまでは、その推定が試みられるというより、便宜的に100%と仮定されることが多かった。これは鎌田・増田 (2001) で「従来型」と呼ばれる取扱いである。非製造業稼働率を常に100%と仮定することで、ソロー残差には計測誤差が混入することになるが、それに対しては、ソロー残差に線形トレンドを当てはめることで対処する。すなわち、ソロー残差のトレンド系列が真の TFP であると想定して潜在 GDP を推計する。⁶ これが「従来型 GDP ギャップ」の推計方法である。

鎌田・増田 (2001) は、この従来型に代替するアプローチとして、非製造業の資本稼働率を直接推計する手法を提唱している。これが彼らの「修正型 GDP ギャップ」—より正確には

「非製造業稼働率修正型 GDP ギャップ」である。そこでは、業務用の使用電力量を契約電力量で割った値（「電力原単位」と呼ばれる）を一種の稼働率と見なし、それを直接利用する方法と、それに加えて、非製造業の設備判断に関する指数（ビジネス・サーベイ・インデックス：BSI、財務省作成）を利用する手法が試みられている。修正型では、非製造業の稼働率を推計することによって、ソロー残差に計測誤差が混入しないと考え、ソロー残差そのものを TFP と見なして利用することが大きな特徴である。その上で、鎌田・増田（2001）は、従来型と修正型のパフォーマンスを比較し、他の景気指標（景気基準日付や日銀短観の業況判断）との相関や、フィリップス曲線を利用した判断基準（パラメーターの安定性やインフレ率の予測）で、修正型の方がより優れているという結果を報告している。

資本稼働率以外の計測誤差については、資本や労働の質的变化の問題がある。たとえば資本の減耗、陳腐化によって、資本ストック量を過大評価してしまう可能性が指摘できる。また労働の質的变化（たとえば教育水準や労働技術の変化）などによって、効率単位で実際に生産に使われた労働時間を正確に捕捉していない可能性がある。これらの問題は、いずれも修正型で対応可能である。たとえば資本ストックが過大推計され、誤って $\bar{K}(>K)$ である場合を考える。その時、推計誤差を含むソロー残差 ($\ln \bar{a}_t$) は、

$$\begin{aligned}\ln \bar{a}_t &= \ln y_t - \alpha \ln L_t - (1-\alpha) \ln \gamma \bar{K}_{t-1} \\ &= \ln a_t + (1-\alpha) (\ln K_{t-1} - \ln \bar{K}_{t-1})\end{aligned}\quad (4)$$

となり、右辺第2項の分だけ過小に評価される。この誤ったソロー残差をそのまま TFP と見なして、潜在 GDP を計算すると、

$$\begin{aligned}\ln \overline{y_{max}_t} &= \ln TFP_t + \alpha \ln L_{max_t} + (1-\alpha) \ln \bar{K}_{t-1} \\ &= \ln a_t + (1-\alpha) (\ln K_{t-1} - \ln \bar{K}_{t-1}) + \alpha \ln L_{max_t} + (1-\alpha) \ln \bar{K}_{t-1} \\ &= \ln y_{max_t}\end{aligned}\quad (5)$$

となる。すなわち資本の過大評価が、TFP の過小評価分によって相殺され、潜在 GDP は正しく推計することができる。したがって GDP ギャップの推計値も正しい。労働時間の質的变化についても、まったく同じことが言える。この点が修正型の大きなメリットと評価できる。

一方、労働稼働率、労働分配率の計測誤差については、資本稼働率の場合と同様に、従来型で対応可能である。ただし同じく「ソロー残差の線形トレンドが真の TFP」という強い想定が置かれている点に注意が必要である。

3. 実証分析

3.1 従来型と修正型 GDP ギャップ

以上の議論を踏まえ、本節では、従来型と修正型 GDP ギャップの妥当性について実証分析を行う。ここでは、以下の6つの GDP ギャップ推計値を利用する。

- (i) 従来型 1 ($ygap1$) —— 鎌田・増田 (2001) の推計値
- (ii) 従来型 2 ($ygap2$) —— 鎌田・増田 (2001) を基にした「従来型 1」の再推計値
- (iii) 従来型 3 ($ygap3$) —— 「平均的な潜在 GDP (経済企画庁, 2000)」を使った推計値
- (iv) 修正型 1 ($ygap1^*$) —— 鎌田・増田 (2001) の推計値
- (v) 修正型 2 ($ygap2^*$) —— 鎌田・増田 (2001) を基にした「修正型 1」の再推計値 (非製造業稼働率は設備判断 BSI を利用)
- (vi) 修正型 3 ($ygap3^*$) —— 「平均的な潜在 GDP (経済企画庁, 2000)」を使った推計値 (非製造業稼働率は設備判断 BSI を利用)

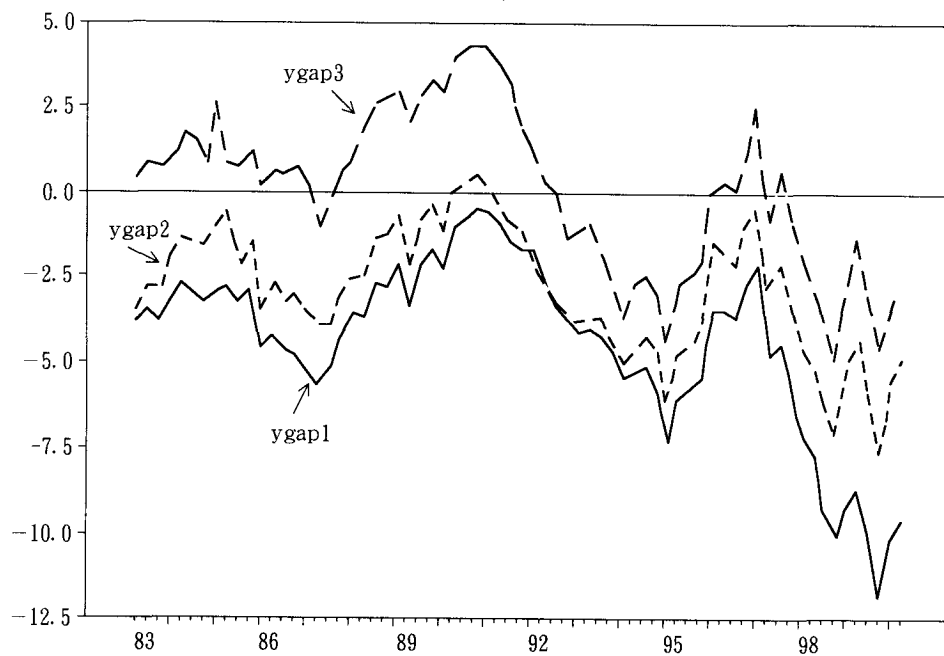
(i) と (iv) は鎌田・増田 (2001) の推計値そのもので、(iv) については、電力原単位と設備判断の両方を利用して求めた「修正型」推計値である。(ii) と (v) は、鎌田・増田 (2001) の推計方法に基づいて自ら再推計を行った。ただし (v) の導出の際には、簡便法として、設備判断 BSI そのものを非製造業稼働率の推計値として利用した。⁷ (iii) と (vi) は、経済企画庁 (2000) に基づき、潜在 GDP を求める際の労働時間 ($Lmax_t$) や資本ストック ($Kmax_t$) に分析期間の「平均的な」値を使って自ら再推計した値である。(vi) の非製造業稼働率については、(v) と同じく設備判断 BSI を利用している。データはいずれも四半期で、サンプル期間は 1983:2-2000:2 ($ygap3$, $ygap3^*$ は 2000:1 まで)。また GDP 系列には旧 SNA 基準を用いた。

図 1 には、これら 6 つの GDP ギャップの推計値を、従来型、修正型に分けてプロットしている。従来型、修正型の中で比較する限り、大きな違いは見られない。しかし従来型対修正型 (上図対下図) で比較すると、その変動には顕著な違いが観察される。特に後半期 (とりわけ 95 年以降)、従来型の方が明らかに大きな変動を示しており、たとえば 96 年末から 97 年初めにかけての回復期のピークを比較すると、従来型でみれば、バブル期のピークに迫るほどの GDP ギャップが大幅に縮小しているが、修正型でみればそれほどではない。また 97 年以降の落ち込みも従来型の方が明らかに大きく、99 年で比較すれば、従来型ではもう一段の落ち込みが見られる一方、修正型では、99 年第 2 四半期を底に回復傾向となっている。

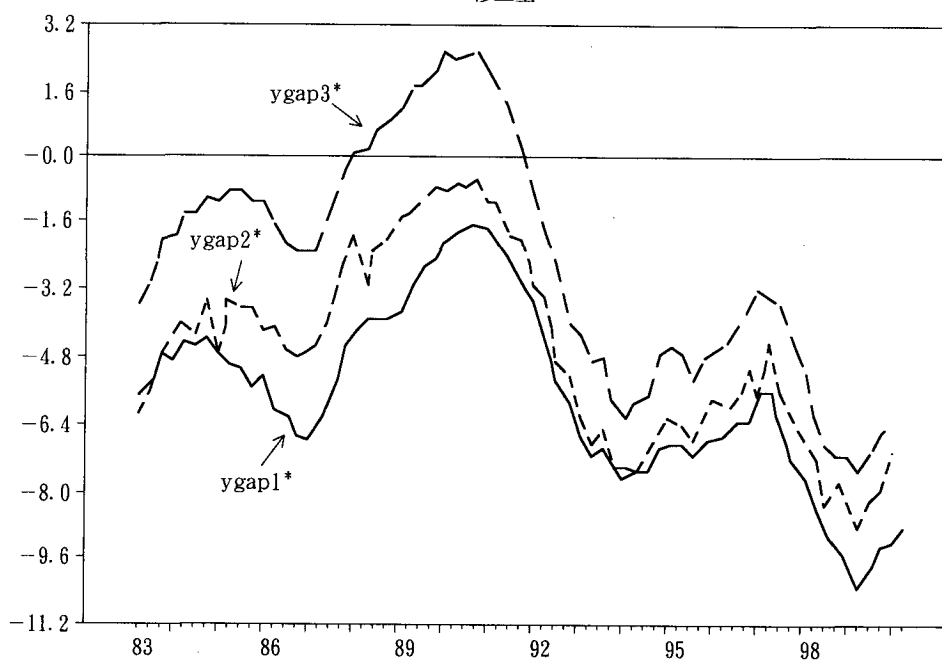
この相違は、もちろん TFP に関する取扱いの違いが原因である。従来型では、非製造業稼働率は 100% と仮定し、ソロー残差のトレンド (屈折付き) を真の TFP と見なしている。一方、修正型では、非製造業稼働率の推定が試みられており、したがってソロー残差には計測誤差が混入していないものとして、ソロー残差そのものを真の TFP と見なしている。どちらの推計値がより妥当なのであろうか。

図1. 従来型と修正型GDPギャップ

A. 従来型



B. 修正型



3.2 フィリップス曲線の共和分モデルによる検証

「従来型」「修正型」GDP ギャップの妥当性を、鎌田・増田 (2001) 同様、インフレ率との関係 (総供給曲線/フィリップス曲線) を使って評価する。ここでは、鎌田・増田 (2001) では利用されていない共和分モデルを用いて分析を行う。フィリップス曲線としては、

$$\pi_t = b_0 + b_1 ygap_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

を想定する。ここで π_t は CPI インフレ率 (生鮮品を除く総合, 対前年同期比, 消費税調整済) である。 π_t , $ygap_t$ ともに 1 次の和分系列 ($I(1)$), そして誤差項 ε_t が $I(0)$ であれば, 両変数に共和分関係が存在することになる。この共和分モデルを応用することができれば, 係数をより適切に推定可能であること (super consistency), 識別の問題 (需要曲線と供給曲線の識別) を考えなくても良いなどのメリットがある。したがって本分析は, 鎌田・増田 (2001) の拡張と見なされる。

まず予備的な検証として, インフレ率および 6 つの GDP ギャップ変数に対して, 単位根テスト (Augmented Dickey-Fuller (1979) テスト) を行った。テストには定数項のみを含み, ラグ次数は SBIC より選択した。表 1 にはテスト結果が表されている。まず各変数のレベルに対してテストしたところ, 単位根を持つという帰無仮説は棄却されなかった。次に階差を取って同じテストを行ったところ, 帰無仮説はいずれも強く棄却された。したがって変数は全て, 1 次の和分過程と見なしてよいことが判明した。

次に共和分テストを行う。まず標準的なテスト手法として, Augmented Dickey-Fuller (1979) (ADF) テスト, Johansen (1988), Johansen and Juselius (1990) の maximal eigenvalue テスト (JOH) を用いた (いずれも定数項のみを含めたモデル)。ラグ次数は, ADF については SBIC より選択し, JOH については 8 期ラグを想定した。臨界値は, ADF については MacKinnon (1991), JOH については Osterwald-Lenum (1992) の値に Cheung and

表 1 単位根テスト結果

変 数	レ ベ ル	階 差
π	-1.43(1)	-5.58(0)**
$ygap1$	-0.66(0)	-8.18(0)**
$ygap2$	-2.07(0)	-8.72(0)**
$ygap3$	-1.60(0)	-9.02(0)**
$ygap1^*$	-1.32(2)	-3.93(1)**
$ygap2^*$	-1.50(2)	-3.89(1)**
$ygap3^*$	-1.94(2)	-2.96(1)*

注) この表は, 各変数 (レベル, 階差) に対する Augmented Dickey-Fuller (1979) テストの結果を報告している。テストは全て定数項のみを含み, ラグ次数 (かっこ内の値) は SBIC より選択した。臨界値は Fuller (1976) から採用し, 10% (*), 5% (*), 1% (**) の臨界値はそれぞれ -2.58, -2.89, -3.51 である。

表 2. 共和分テスト結果

変 数	ADF	JOH	ADF*	構造変化時期
<i>ygap1</i>	-2.42(0)	16.67	-2.90(1)	—
<i>ygap2</i>	-2.53(0)	13.70	-2.40(1)	—
<i>ygap3</i>	-2.20(0)	11.91	-2.81(6)	—
<i>ygap1</i> *	-4.57(7)**	24.42*	-5.11(8)*	1992 : 1
<i>ygap2</i> *	-4.56(7)**	18.72†	-4.91(7)†	1997 : 1
<i>ygap3</i> *	-4.48(7)**	18.50†	-4.75(7)†	1997 : 1

注) この表は、インフレ率 (π) と各 GDP ギャップ変数との間の共和分テストの結果を報告している。ADF は残差に基づく Augmented Dickey-Fuller タイプの共和分テスト、JOH は Johansen の maximal eigenvalue テスト、ADF* は、Gregory and Hansen (1996) が提唱した、未知のタイミングで生ずる構造変化 (共和分ベクトルの変化) を容認する共和分テスト (ADF タイプ、C/S モデル)。最後列は ADF* で検出された構造変化の時期である。テストはすべて、共和分関係に定数項のみを含めた。ラグ次数は、ADF と ADF* については SBIC より選択 (かっこ内の値)、JOH については 8 期ラグを想定。臨界値は、ADF については MacKinnon (1991)、JOH は Osterwald-Lenum (1992) の臨界値に Cheung and Lai (1993) の小標本修正を施した値、そして ADF* は Gregory and Hansen (1996) からそれぞれ採用した。各テストの 10% (†), 5% (*), 1% (**) の臨界値は次の通り。ADF : -3.11, -3.43, -4.06 : JOH : 18.29, 20.93, 26.97 : ADF* : -4.68, -4.95, -5.47。

Lai (1993) の小標本修正を施した。テスト結果は表 2 の第 2, 第 3 列にまとめられている。明らかに、従来型の GDP ギャップ (*ygap1*, *ygap2*, *ygap3*) を用いた場合、ADF, Johansen いずれのテストからも共和分関係は支持されなかった。一方、修正型 (*ygap1**, *ygap2**, *ygap3**) を用いた場合には、共和分は一貫して支持された。

従来型で共和分関係が支持されなかった理由として、帰無仮説に共和分関係の構造変化が適切に考慮されていないという可能性が考えられる。そこで、未知のタイミングで発生する構造変化を容認した Gregory and Hansen (1996) のテストも行った。ここでは ADF タイプで、定数項と傾き共に変化するモデル (C/S モデル) を用いた (ADF*, ラグ次数は SBIC より選択)。その結果、依然、従来型では共和分関係は支持されず、修正型では支持されるということが判明した (表 2, 第 4 列)。Gregory-Hansen テストでは、共和分の存在が示された場合に構造変化の時期も推定されるが、*ygap1** については 1992 年、*ygap2**, *ygap3** については 1997 年と、いずれも 1990 年代に入って共和分関係が変化した可能性も示唆された (表 2, 最後列)。

共和分関係の構造変化に関するフォーマルな検証はここでは割愛し、共和分ベクトル (フィリップス曲線の傾き) の推定を行って、理論との整合性をチェックすることに⁸する。推定手法としては、Stock and Watson (1993) の dynamic OLS 法を利用し (リードとラグ次数は 8 期と想定)、また推定値の標準誤差については、Newey and West (1987) の共分散行列を用いて求めた (同じく 8 期のラグ・トランケーションを想定)。推定結果は、表 3 にまとめられている。いずれの GDP ギャップを用いても、傾きの係数 (b_1) は有意にプラスであり、理論と整合的であることが判明した。

表3. 共和分ベクトルの推定

変数	b_0	b_1
$ygap1^*$	3.641 (0.189)	0.509 (0.032)
$ygap2^*$	2.395 (0.202)	0.343 (0.040)
$ygap3^*$	1.431 (0.106)	0.259 (0.030)

注) この表は、修正型 GDP ギャップに関する共和分ベクトル（フィリップス曲線の係数）の推定結果を報告している。ここでの推定はすべて Stock and Watson (1993) の dynamic OLS 法に基づく（8期のリードとラグ付き）。推定値の標準誤差（かっこ内の値）は、Newey and West (1987) の共分散行列を用いて求めた（ラグ・トランケーションは8期）。

以上の実証結果から、修正型 GDP ギャップは、一貫して、総供給関数ないしフィリップス曲線の共和分関係と整合的であるという結論を得た。従来型より修正型 GDP ギャップの方が経済理論との整合性が高く、その意味でより妥当と判断できる。鎌田・増田（2001）も同じく修正型がより優れていると評価しており、彼らの結論を補強する結果と言えよう。

4. お わ り に

本稿では、マクロ生産関数に基づき、わが国の GDP ギャップの推計の問題について考察した。鎌田・増田（2001）で論じられた「従来型」と「修正型」の2つの推計方法を取り上げ、両者の妥当性について、総供給関数／フィリップス曲線との整合性—ここではインフレ率と GDP ギャップとの共和分関係の存在—という観点から比較検討を行った。その結果、非製造業資本稼働率の推計値を利用した修正型の方が、フィリップス曲線の共和分関係を一貫して支持するという結果を得た。また係数の推定値も理論と整合的であり、修正型 GDP ギャップの妥当性が確認された。

今後の課題としては、まず Gregory-Hansen の共和分テストの結果（表2）が示唆したとおり、フィリップス曲線の関係には1990年代に構造変化が起きている可能性があり、その点をさらに掘り下げて検証する必要がある。またここで採用した共和分モデルという評価基準の他に、たとえばモデルの予測力の観点から比較を行うことも重要であろう。実際、短期の予測モデルは、共和分関係の有無に応じて定式化されることから、ここでのテスト結果を活かした分析となる。このような追加的検証を含め、今後さらに研究を拡張していく計画である。

注

* 本研究を開始するにあたり、粕谷宗久氏との議論が大変有益でした。真木和彦氏にはデータ上の補助、渡辺努氏からは文献をご教示いただきました。また本稿のベースとなる研究を、同志社大学経済学部および日本銀行調査統計局でのセミナー、ワークショップで報告し、鹿野嘉昭氏、木村武氏、藤木裕氏をはじめ、参加者から有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

- 1 生産関数に基づく先行研究としては、Watanabe (1997) も参照。
- 2 たとえば Clarida, Gali and Gertler (1998) では、2 次トレンドが用いられている。
- 3 また IMF でも、内部の推定値として生産関数アプローチが採用されている。たとえば Bayoumi (1999) を参照。
- 4 以下の説明は、基本的に、鎌田・増田 (2001) および経済企画庁 (2000) に依拠している。また Watanabe (1997) は、同様の生産関数アプローチ (以下で分類する「従来型」) を採用している (ただし労働分配率については、期間の平均値ではなく、OLS 推計値を利用)。
- 5 潜在産出量を「自然産出高 (natural rate of output)」, つまり価格や賃金が完全に伸縮的な場合に実現する産出水準と見なす場合には、プラス・マイナスの両方を取る後者の方が、直感的にフィットするかも知れない。しかし、どういうロジックで「平均的な値」が自然産出高に相当するのかは明らかではない。
- 6 その際「計測誤差は平均的にはゼロ」という仮定も置かれている。
- 7 鎌田・増田 (2001) の図表 5 から、(iv) で用いられる非製造業稼働率の推定値と設備判断 BSI の系列とは、ほぼ同じ動きをしていることが見て取れる。したがって、ここでは単に設備判断 BSI そのものを利用し、その最大値を100%に基準化した値を非製造業稼働率の推定値とした。
- 8 Gregory-Hansen テストの対立仮説は、特殊ケースとして、構造変化のない共和分の存在も含んでおり、また先の標準的な共和分テストからは、構造変化の含まない共和分関係が支持されている。したがって現段階では、共和分パラメーターは変化していないものとして推定を行う。
- 9 たとえば Nishizaki and Watanabe (2000), Miyao (2000) などは、異なる分析アプローチから、フィリップス曲線のシフト (傾きの水平化) を示唆する結果を報告している。共和分関係の構造変化については、Hansen and Johansen (1993) の手法等からフォーマルな検証を行う必要があり、途中ながら筆者のこれまでの分析によれば、構造変化を支持する結果が得られている。

参 考 文 献

- 鎌田康一郎、増田宗人「統計の計測誤差がわが国の GDP ギャップに与える影響」『金融研究』日本銀行金融研究所、2001年4月、p. 123-170。
- 経済企画庁『平成12年度 年次経済報告』2000年7月。
- Bayoumi, Tamin, "The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s," NBER Working Paper No. 7350, (1999), forthcoming in *Journal of International Economics*.
- Clarida, Richard, Jordi Gali and Mark Gertler, "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence," *European Economic Review* 42 (1998), 1033-1067.
- Cheung, Yin-Wong and Kon S. Lai, "Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio

- Tests for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55 (1993), 313-328.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association* 74 (1979), 427-431.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley and Sons, 1976.
- Gregory, Allan W. and Bruce E. Hansen, "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, 70 (1996), 99-126.
- Hansen, H. and Johansen, S. "Recursive Estimation in Cointegrated VAR-models," Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, 1993.
- Hodrick, Robert J. and Edward Prescott, "Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 29 (1997), 1-16.
- Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (1988), 213-54.
- Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (1990), 169-210.
- Kuttner, Kenneth N., "Estimating Potential Output as a Latent Variable," *Journal of Business and Economics Statistics*, 12 (1994), 361-368.
- MacKinnon, James G., "Critical Values for Cointegration Tests" in R. F. Engle and C. W. J. Granger eds. *Long-Run Economic Relationships* (Oxford: Oxford University Press, 1991), 267-276.
- Miyao, Ryuzo, "The Price Controllability of Monetary Policy in Japan," manuscript, Kobe University, October 2000.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55 (1987), 703-708.
- Nishizaki, Kenji and Tsutomu Watanabe, "Output-Inflation Tradeoff at Near-Zero Inflation Rates," *Journal of the Japanese and International Economies*, 14 (2000), 304-326.
- Stock, James. H. and Mark. W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica* 61 (1993), 783-820
- Watanabe, Tsutomu, "Output Gap and Inflation: the Case for Japan," *Monetary Policy and the Inflation Process*, Bank for International Settlements Conference Papers, Vol. 4 (1997).

