

# わが国における労働分配率についての一考察

す ごとともひろ にしざきけん じ  
須合智広 / 西崎健司

## 要 旨

本稿では、1960年代以降における民間法人企業部門の労働分配率の動向について分析した。わが国の労働分配率は40年間にわたって上昇トレンドを持ち、景気循環の過程でこの周りを変動しているように見える。本稿では、分配率の趨勢的変動が定常状態への移行動学過程を、短期的な変動が移行動学からの短期的な乖離の調整過程をそれぞれ反映していると想定し、実質賃金と労働の平均生産性の誤差修正モデルを用いた実証分析を行った。得られた結論は、次のとおりである。(1)わが国の労働分配率は、資本深化を反映した労働の平均生産性の上昇とともに上昇する特徴を持つ。これは、労働と資本の代替の弾力性が1より小さいことを反映している。(2)短期的には、分配率は景気循環と逆方向に動く。これは、資本と労働の調整費用の存在等により、労働の平均生産性の順循環的な変動が実質賃金の順循環的変動と比べて大きいという特徴を反映している。(3)第1次石油ショック後の労働分配率の急激な上昇は、中期的な均衡労働分配率の上方シフトを伴うものであったが、1990年代の労働分配率の上昇は、均衡労働分配率の上方シフトを伴うものではなかったことが統計的に確認された。

キーワード：労働分配率、実質賃金、労働の平均生産性、誤差修正モデル、労働と資本の代替の弾力性

本稿は、日本銀行調査統計局ワーキングペーパー（西崎・須合 [2001]）を加筆・修正したものである。本稿の作成に当たっては、中村康治氏、榎本英高氏をはじめとする日本銀行調査統計局のスタッフ及び中村二郎教授（東京都立大学）、脇田成教授（同）をはじめとする東京都立大学における研究報告（2002年1月）の参加者の方々から有益なコメントをいただいた。また、匿名のレフェリーからは本稿の改訂を行ううえで、建設的助言をいただいた。松林洋一助教授（和歌山大学）には、本稿の実証分析に当たって必要なプログラムを提供して頂いた。記して感謝の意を表したい。なお、本稿で示されている内容および意見は筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。

須合智広 日本銀行調査統計局経済調査課（E-mail: tomohiro.sugou@boj.or.jp）  
西崎健司 日本銀行金融市場局金融市場課（E-mail: kenji.nishizaki@boj.or.jp）

## 1. はじめに

近年、わが国の労働分配率の動向について議論される機会が多くなっている（例えば、労働省 [1998]、経済企画庁 [2000]）。労働分配率は、1990年代の景気低迷の中で上昇傾向を辿り、特に景気が大幅に悪化した1998年にはかなり高い水準にまで上昇した。労働分配率は企業収益と密接な関係にあるだけに、1990年代における低い資本収益率の背景として労働分配率の動向が注目されるようになった面が強いと思われる。1999年以降は、企業の人件費抑制スタンスが強まるもとの、労働分配率は低下したが、歴史的にみれば、なお高い水準にある。

一方で、労働分配率の長期時系列を眺めると、上昇トレンド、さらには、いくつかの上方シフトがあるように見受けられる。仮に、労働分配率に、長期的な上昇トレンドがある場合や、何らかの構造的要因によって1990年代に上方シフトがあったとすれば、その性質、程度や背景を明らかにしたうえで現在の労働分配率の水準の評価に織り込む必要がある。

このように、近年の労働分配率の動向を評価するうえでは、いくつかの重要な論点があるが、1990年代以降も対象に含めた詳細な分析は行われてこなかったのが実情である<sup>1</sup>。そこで本稿では、上記のような問題意識に基づき、1960年代以降の民間法人企業データ（金融業を除く）を用いて、わが国における労働分配率の動向について分析する。

具体的には、労働分配率の趨勢的・短期的変動の特徴点について、ファクト・ファインディングを行うとともに、こうした変動を規定する要因を理論的に整理する。そのうえで、実質賃金と労働の平均生産性の誤差修正モデル（ECM）を推計し、それにより労働分配率の上昇トレンドや上方シフトの有無を統計的に検証するとともに、その背景について解釈を試みる。

先行研究と比べた本稿の主な特徴点は以下の2点である。

第1の点は、40年にわたる労働分配率の上昇トレンドを労働分配率が一定となる成長理論における定常状態近傍の事象として解釈することは困難を伴うため、上昇トレンドが成長理論における定常状態への中期的な移行動学過程を反映しているものとして捉えていることである。景気循環における労働分配率のアップ・ダウンは、こうした移行動学過程からの短期的乖離の調整過程であると考えられる。

第2の点は、労働分配率の趨勢的・短期的変動を実質賃金と労働の平均生産性の誤差修正モデルを用いて実証分析を行うことである。理論的には、労働分配率は、実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係によって決定される。したがって、労働分配率の趨勢的変動は、中期的な移行動学過程において成立する実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係の特徴を反映する。一方、労働分配率の短期的変動は、こうした均衡関係からの短期的乖離に対する調整メカニズムの特徴を反映する。

1 1980年代までを分析の対象にした代表的な先行研究としては西村・井上 [1994]、吉川 [1994] が挙げられる。

このように誤差修正モデルを用いることによって、わが国の労働分配率の変動をより理論整合的に記述できる。また、労働分配率の水準について、移行動学過程にあると捉えた場合の水準からみて、短期的に、高くなっているのか低くなっているのかを定量的に評価可能となる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、わが国の民間法人企業部門における労働分配率について、定義・計測を巡る論点を整理するとともに、その動きの特徴点について、ファクト・ファインディングを行う。3節では、労働分配率の変動を規定する要因について理論的に整理し、本稿の実証分析で使用する実質賃金と労働の平均生産性の誤差修正モデルを導出する。4節では、3節で導出した誤差修正モデルを推計し、構造変化の有無を含め実質賃金と労働の平均生産性の関係を統計的に検証するとともに、その背景について考察する。5節では、2節のファクト・ファインディングと4節の実証分析の結果に若干の考察を追加することにより、労働分配率の動向についてのインプリケーションを得る。最後に6節では、本稿の分析内容を簡単に総括する。

## 2．わが国における民間法人企業部門の労働分配率の動き

### (1) 定義・計測を巡る概念整理

労働分配率は、生産活動により発生した要素所得（生産要素に帰属する所得）のうち、労働者に帰属する割合として定義される。マクロ経済を対象として分析を行う場合、労働分配率としてSNA（system of national accounts）における「雇用者所得 / 国民所得（雇用者所得+営業余剰+混合所得）」が用いられることが多い（日本労働研究機構 [2000] 等）。しかし、本稿のように民間法人企業部門の労働分配率を分析の対象とする場合、上記の労働分配率の定義では、雇用者所得に一般政府、公的企業部門の雇用者所得が含まれること、個人企業の所得である混合所得は、定義により雇用者所得と営業余剰から構成されること、営業余剰には家計の「持ち家」分が含まれていること等が、分析上重大な問題となる。

そこで、本稿では、長期かつ四半期データが利用可能な法人企業統計季報<sup>2</sup>（以下、法人季報）を用いて、金融業を除く民間法人企業の労働分配率を計測する<sup>3</sup>。

2 資本金が1000万円以上の企業を対象とする。

3 法人季報については、特に中小企業について、標本数が母集団に比べて小さく、有効回答率も低い場合、サンプル選択バイアスが大きい可能性がある。研究開発費が投資ではなく「販売および一般管理費」に計上されているため要素所得を過小評価している等の問題点が指摘されている（西村・井上 [1994] 等）。これらの問題を解決するためには、他の経済統計を用いてデータを修正する必要がある。しかし、経済統計は、一般に類似する項目でも概念が微妙に異なることが多いため、このようにデータを修正することにより、別のバイアスやデータの断絶が生じる可能性が高い。本稿では、こうしたリスクを重視して、統計データの修正を行わない。また、上で指摘されたような法人季報におけるサンプル選択バイアスを考慮して、企業規模別の労働分配率については分析の対象外とする。

具体的には、上記の概念やSNAとの対応に留意しつつ、以下の式により労働分配率を定義する。

$$\begin{aligned}\text{労働分配率} &= \text{人件費} / \text{要素所得} \\ &= \text{人件費} / (\text{人件費} + \text{営業利益} + \text{減価償却費})\end{aligned}$$

ここで、人件費、営業利益、減価償却費は、それぞれSNAにおける雇用者所得、営業余剰、固定資本減耗の概念に対応している。したがって、人件費と営業利益の和は、要素価格表示の国民所得の概念に対応している。

本稿における労働分配率と上述したSNAベースの労働分配率を比較して、概念上最も異なる点は、本稿における要素所得の定義に減価償却費が含まれていることである。経済学的にみれば、生産要素としてはネットの資本ストックを想定しているため、減価償却費は要素所得に含まれない。しかし、実際に観察可能な資本ストックは、グロスの資本ストックであり、企業行動をみても、減価償却費はフリー・キャッシュ・フローとして通常は新たな投資に向かうため、経済学的な考え方をそのまま適用した場合、資本に帰属する所得を過小に評価することとなる。そこで、本稿では、労働分配率の分母となる要素所得の定義に減価償却費を含める扱いとした。なお、このように分母に減価償却費を含めて労働分配率を計測する考え方は、最近の分析では比較的多くみられる<sup>4</sup>。

## (2) 1960年代以降の労働分配率の動向

わが国の労働分配率について、本稿と比較的近い問題意識から労働分配率の動向について分析した先行研究として西村・井上 [1994]、吉川 [1994] を挙げるができる。

西村・井上 [1994] は、1960～80年代における製造業の労働分配率の動向を検討し、労働分配率が趨勢的に上昇していること、分配率の趨勢的な上昇は主に大企業における固定的人件費の増大によるものであること、大企業の労働分配率の短期的な動きには、製品価格と単位費用の比として定義されるマークアップ率の変動が大きく影響していることを指摘している<sup>5</sup>。

また、吉川 [1994] は、戦前から1980年代までの労働分配率の動向を概観し、分配率が、景気循環に対して反対方向に動くこと、中・長期的にみても、低成長局面において上昇する傾向がみられることを指摘したうえで、特に1970年代前半における労働分配率の急上昇に注目し、背景として、予想されない形で経済成長率が急落したこと、資本稼働率が大幅に下落したこと、実質賃金上昇率の急激な鈍化に強い抵抗があったことを強調している。

4 例えば、経済企画庁 [2000]、Rotemberg and Woodford [1999]。

5 製造業全体でみた場合、マークアップ率と労働分配率の間に負の相関があることを示している。

本稿では、これらの先行研究を踏まえつつ、1960年代以降における民間法人企業部門の労働分配率の動向の特徴点について整理する。

イ．全産業ベースの動向

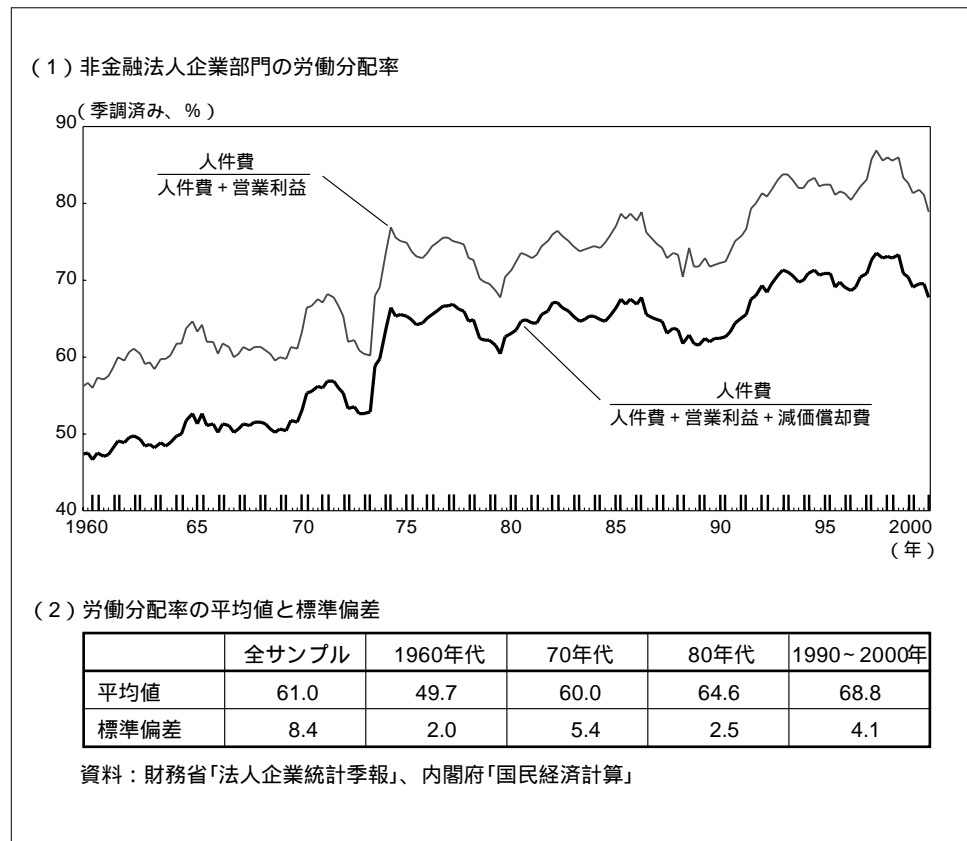
まず、本稿における直接の分析対象である全産業ベースの労働分配率についてみると、以下の3点を指摘できる。

事実：趨勢的に上昇している。

事実：第1次石油ショック後および1990年代に上方シフトしたように見える。

1960年代以降の労働分配率の推移をみると(図表1) 1960年代平均49.7% 1970年代平均60.0% 1980年代平均64.6% 1990~2000年平均68.8%と趨勢的に上昇している。西村・井上[1994]が、製造業について指摘したような労働分配率の趨勢的上昇は、全産業ベースでも観察される。

図表1 非金融法人企業部門の労働分配率



もっとも、こうした分配率の上昇テンポは一定ではない。1960年代から1970年代初頭にかけて緩やかに上昇した後、第1次石油ショック後の局面で急上昇した。1970年代後半から1980年代にかけては概ね横這いで推移したが、1990年代には再び大きく上昇した。

このように、労働分配率が大幅に上昇した第1次石油ショック後や1990年代については、その後の局面において、労働分配率が上昇前の水準に低下していないため、上方シフトしたように見える<sup>6</sup>。

事実：景気循環とほぼ同時かつ逆方向に変動する。

景気循環と労働分配率の関係をみるために、労働分配率とHPフィルタを用いて計測したGDPギャップの動きを比較すると(図表2(1))、両者はほぼ一貫して逆方向に変動している。両者の相関係数は $-0.199$ であり(図表2(2))、吉川[1994]が指摘したように、労働分配率は景気循環と逆方向に動いている。

特に、第1次石油ショック後(1975/4Q以降のサブ・サンプル<sup>7</sup>)については、相関係数 $-0.389$ と逆相関の関係が強い。

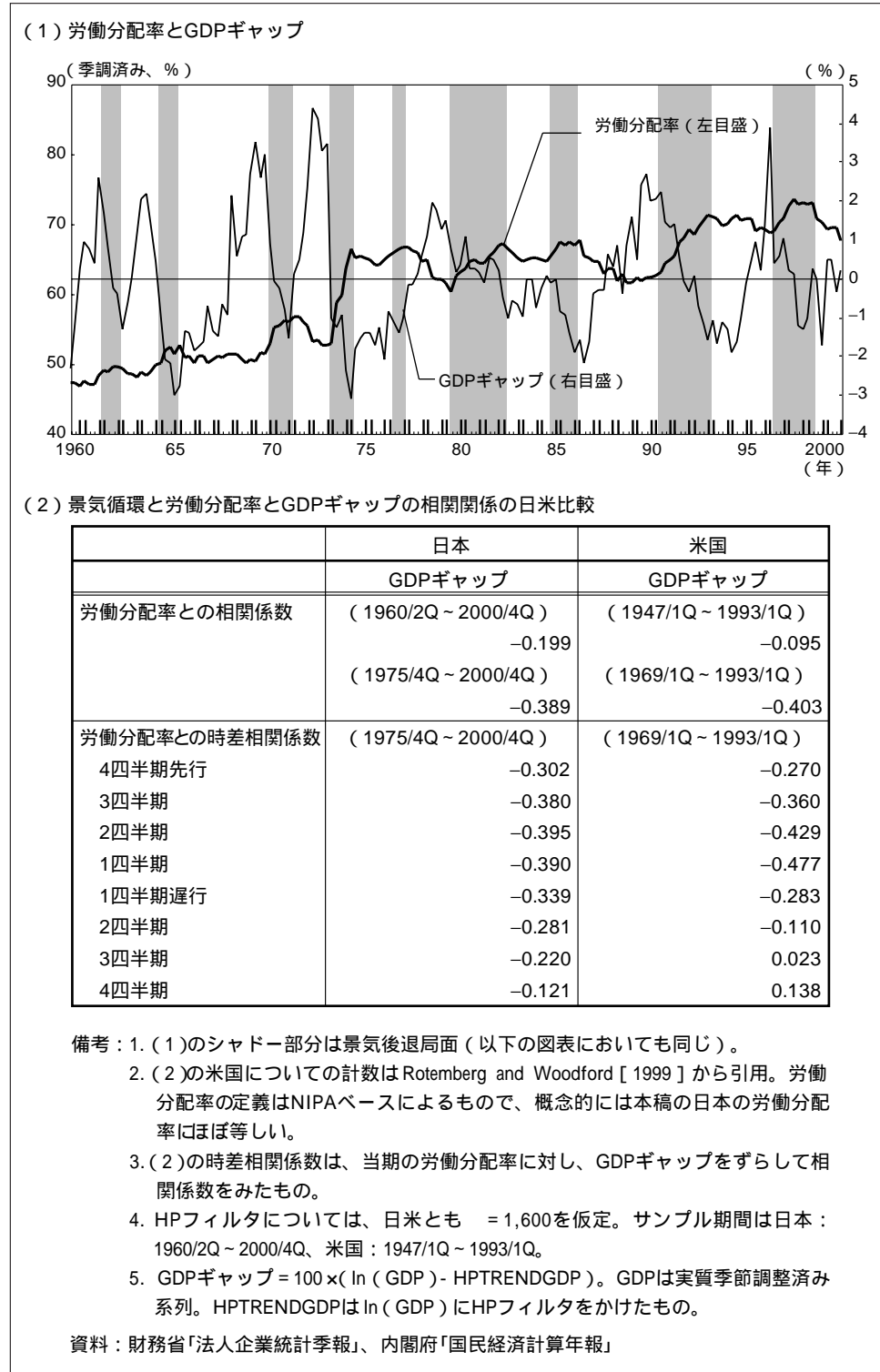
賃金設定の遅れ等を考慮した場合の両者の関係をみるために、第1次石油ショック後について時差相関係数を計算したところ、労働分配率は、0~2四半期前のGDPギャップに対して強い負の相関を示しており、労働分配率はGDPギャップとほぼ同時に動いている。

この結果をRotemberg and Woodford[1999]が、米国の民間法人企業部門(金融業を除く)について行った分析結果と比較すると、1969年以降における米国での相関係数は $-0.403$ と、逆相関の強さはわが国における第1次石油ショック後とほぼ同程度である。また、時差相関係数をみると、わが国と同じく0~2四半期前のGDPギャップに対して強い負の相関を示している。このように、米国においても、労働分配率はわが国と同様に景気循環とほぼ同時かつ逆方向に動いている。

6 こうした傾向は労働分配率の分母に減価償却費を使用しない場合にも共通に観察される。

7 ここでは、後述する実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係について、構造変化が検出された時期を基準に期間分割を行っている。

図表2 景気循環と労働分配率の関係



#### ロ．産業レベルの労働分配率の動き

「全産業」は、個別の産業の集合体であるため、全産業ベースでみた労働分配率は、産業構造の変化に伴う影響も受けると考えられる。そこで、産業レベルの労働分配率をみると、以下の点がわかる。

事実：製造業・非製造業の労働分配率は、それぞれ全産業ベースの労働分配率と同じ特徴を持つ。

製造業（素材・加工）、非製造業別に労働分配率をみると（図表3(1)）、それぞれ全産業ベースでみた労働分配率と共通の特徴（事実～）を持つことがわかる。このことは、労働分配率の変動が、各産業共通のマクロ的要因によって規定される傾向が強いことを示唆している。

また、産業ごとの労働分配率を計算し、全産業の労働分配率との相関係数を求めたところ（図表3(2)）、相関係数の産業平均値は、1960年代平均0.45、1970年代平均0.60、1980年代平均0.41、1990～2000年平均0.63と、正の相関が観察される。

特に、労働分配率が上方シフトしたようにみえる1970年代と1990年代に正の相関が強まっていることは、労働分配率が大幅に上昇した時期にはマクロ的要因の重要性が強まっている可能性を示している。

#### ハ．ファクト・ファインディングのまとめ

このように、わが国における民間法人部門の労働分配率は、趨勢的に上昇する傾向を持ち（事実）、第1次石油ショック後や1990年代には上方シフトしたようにみえる（事実）。また、景気循環とほぼ同時、かつ逆方向に変動する（事実）。製造業、非製造業別の労働分配率をみても、こうした全産業ベースの労働分配率の特徴が共通して観察される（事実）ことから、全産業ベースでみた労働分配率の変動は、主として産業共通のマクロ的要因に規定されているとみられる。

そこで、本稿の以下の分析では、分析の対象を全産業ベースの労働分配率に議論を限定し、1財モデルを用いて労働分配率の変動を規定する要因を整理するとともに、実証分析を行う。

### 3．理論的整理

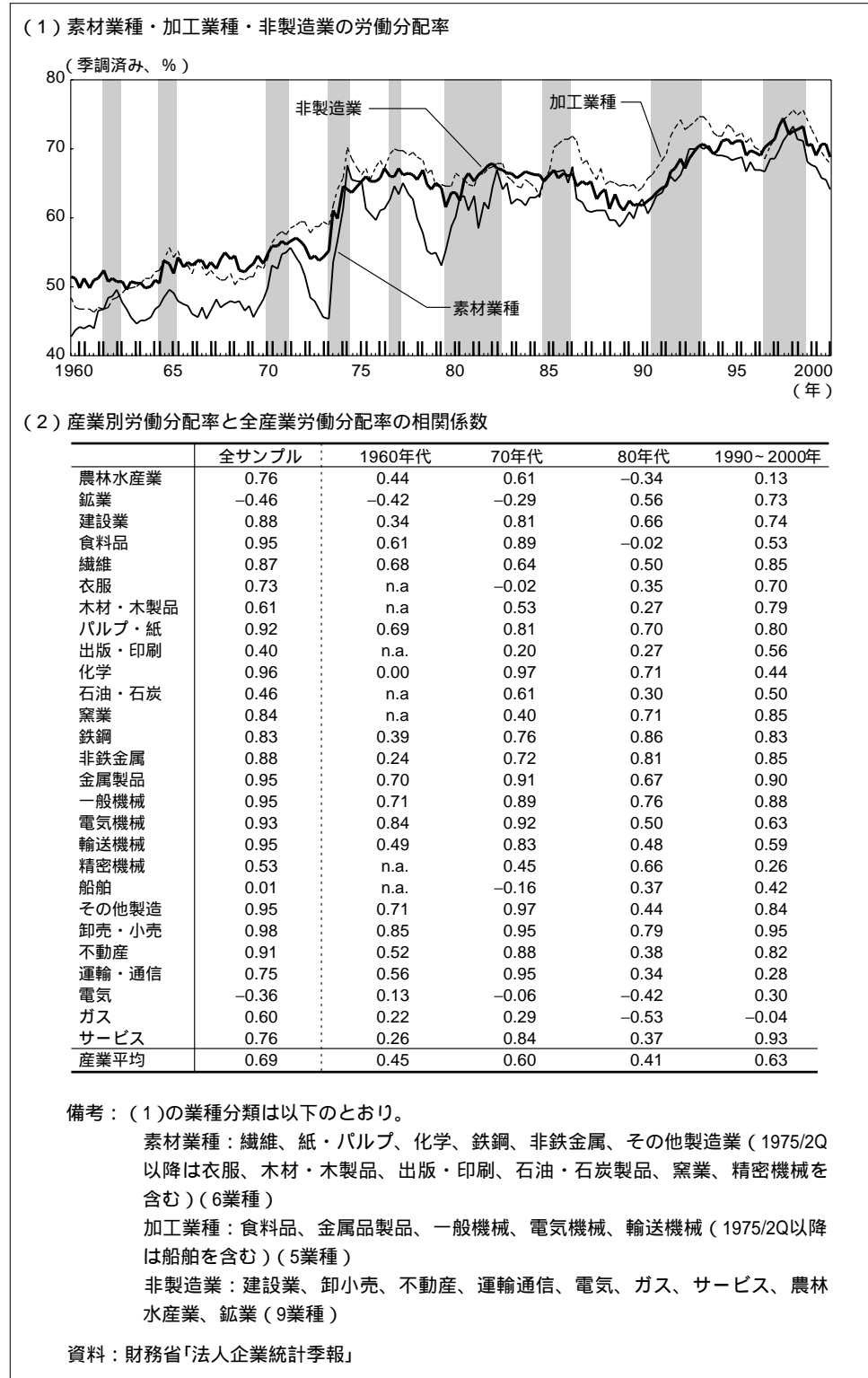
#### (1) 基本的考え方

本節では、簡単な独占的競争モデルに基づき労働分配率の変動を規定する要因について理論的考察を行い、本稿で推計する誤差修正モデルを導出する。

2節で確認したように、わが国における民間法人部門の労働分配率は、上昇トレンドを持ち（事実）、景気循環の過程でこのトレンドの周りをアップ・ダウンしている（事実）。こうした40年にわたる上昇トレンドを、労働分配率が一定とな



図表3 産業単位でみた労働分配率



る新古典派成長理論における定常状態の近傍として記述することは困難である。

そこで本稿では、マクロ経済の動きを、成長論における長期定常状態、中期的な移行動学過程、短期的な景気循環過程という3つの局面に分けたうえで、実際のわが国の労働分配率の趨勢的な変動が中期的な移行動学過程を反映し、短期的な変動が景気循環過程を反映していると想定する。すなわち、移行動学過程において成立する実質賃金と労働の平均生産性の関係を中期的均衡関係として捉え、景気循環における労働分配率のアップ・ダウンを実質賃金と労働の平均生産性の中期的均衡関係からの短期的乖離の修正過程であると考えらる。

## (2) 独占的競争モデルにおける労働分配率

企業は、規模に対して収穫一定かつ「望ましい性質を持つ (well-behaved)」CES型生産関数により財の生産活動を行うものと仮定する<sup>8</sup>。

$$Y = F(\Lambda_L L, \Lambda_K K) = \left[ \alpha (\Lambda_L L)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\alpha) (\Lambda_K K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

ここで、 $Y$ ：要素所得、 $L$ ：労働、 $K$ ：資本、 $\Lambda_L$ ：労働の効率係数、 $\Lambda_K$ ：資本の効率係数（稼働率）、 $\sigma (> 0, \neq 1)$ ：労働と資本の代替の弾力性（労働の資本に対する相対価格の変化率に対する資本・労働比率の変化率の比率）、 $\alpha : \sigma - 1$ （コブ＝ダグラス型生産関数）の場合に規模に対する収穫一定を確保するために必要なパラメータ ( $0 < \alpha < 1$ ) をそれぞれ表す<sup>9</sup>。

利潤最大化の結果、均衡においては、労働の限界生産力は実質賃金にマークアップを乗じたものに等しくなる。すなわち、次の(2)式が成立する。

$$\frac{\partial Y}{\partial L} = \alpha \left( \frac{Y}{L} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \Lambda_L^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} = \mu \frac{W}{P} \quad (2)$$

ここで、 $W$ は名目賃金、 $P$ は生産物価格、 $\mu (> 1)$ はマークアップをそれぞれ表す。

この均衡関係式は、長期定常状態および中期的な移行動学過程において成立する。しかし、短期的な景気循環の過程では、実質賃金と労働の平均生産性は(2)式の均衡関係式から乖離しうる。

8 CES型生産関数を仮定することには、要素分配率の変動の問題を明示的に扱うことができ、かつ利潤最大化の条件を満たすことを追加的に仮定することにより、統計的に計測困難な資本ストックのデータを使用することなく労働と資本の代替の弾力性を推計することが可能であるというメリットが存在する (Arrow *et al.* [1961])。

9 なお、労働の効率係数は、短期的には労働の稼働状況を、長期的にはハロッド中立的な技術進歩を表し、資本の効率係数は専ら稼働率を表すと仮定する。労働の効率係数、資本の効率係数という用語法は、吉川 [1994] に従った。

(2)式が成立するとき、労働分配率は次の(3)式で与えられる。

$$\left(\frac{WL}{PY}\right) = \frac{\alpha}{\mu} \left(\frac{Y}{\Lambda_L L}\right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (3)$$

すなわち、均衡における労働分配率の水準は、労働の平均生産性の水準、労働の効率係数、労働と資本の代替の弾力性、マークアップに依存する。

### (3) 趨勢的変動を規定する要因

先に述べたように、労働分配率の趨勢的変動を中期的な移行動学過程として捉え、労働分配率の変化率は、労働と資本の代替の弾力性、マークアップを一定として、次の(4)式で与えられる。

$$\Delta\left(\frac{WL}{PY}\right) / \left(\frac{WL}{PY}\right) = \left(\frac{1-\sigma}{\sigma}\right) \left[ \left(\frac{\Delta Y}{Y} - \frac{\Delta L}{L}\right) - \frac{\Delta\Lambda_L}{\Lambda_L} \right] \quad (4)$$

すなわち、労働分配率の趨勢的変動は、効率単位の労働の平均生産性の伸び率、労働と資本の代替の弾力性の水準に依存する。なお、長期定常状態においては、効率単位の労働の平均生産性は一定となるため、労働分配率も一定となる。

労働分配率の趨勢的変動を規定する要因に労働と資本の代替の弾力性の水準が含まれていることは、次のような経済学的意味を持つ。労働と資本の相対価格が変化すれば、企業は費用を最小化するために労働と資本の相対的な需要を変化させると考えられる。そこで、実際に生産要素に対する相対的な需要をどの程度変化させることができるかという点については、生産技術の特性に依存する。労働と資本の代替の弾力性は、こうした生産技術の特性を反映した生産要素間の代替可能性を示す指標である<sup>10</sup>。特に労働分配率との関連では、労働と資本の代替の弾力性の水準が1よりも大きいか小さいかという点が重要である。労働と資本の代替の弾力性が1より小さい(大きい)場合、効率単位の労働の平均生産性の上昇に伴い労働分配率は上昇(低下)する。労働と資本の代替の弾力性が1の場合は、生産関数はコブ＝ダグラス型となるので、労働分配率は効率単位の労働の平均生産性と独立に一定となる。

10 例えば、労働と資本が完全に代替的である場合、賃金が相対的に少しでも上昇すると企業は割安な資本のみを使用して生産活動を行うと考えられるため、労働に帰属する所得は0となる。逆に、労働と資本に全く代替可能性がない場合、賃金が相対的に上昇しても企業は割安な資本に需要をシフトできないため、生産量を一定に保つためには、賃金の相対的な上昇部分は企業にとって全てコストの上昇となり、労働に帰属することとなる。

以上の整理を踏まえ、本稿の実証分析では、観察可能な実質賃金と労働の平均生産性との関係に注目する<sup>11</sup>。具体的には、(2)式について両辺の対数をとった次の(5)式を考える。

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = \left[ \ln(\alpha) - \ln(\mu) + \left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right) \ln(\Lambda_L) \right] + \frac{1}{\sigma} \ln\left(\frac{Y}{L}\right) \quad (5)$$

(5)式を実証分析に用いる場合、その経済学的な解釈には注意を要する。今、実質賃金は(5)式を変形して(6)式のように表すことができる。

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = \ln(\alpha) - \ln(\mu) + \frac{1}{\sigma} \ln\left(\frac{Y}{\Lambda_L L}\right) + \ln(\Lambda_L) \quad (6)$$

一方、労働の平均生産性は定義により、(7)式で表すことができる。

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln\left(\frac{Y}{\Lambda_L L}\right) + \ln(\Lambda_L) \quad (7)$$

今、実質賃金と労働の平均生産性が共に確率的トレンドを持つ場合を考えると、効率単位の労働の平均生産性は理論的には定常過程であるから、両者に共通して含まれる労働の効率係数が確率的トレンドの源泉ということとなる。このとき、(7)式を(6)式に代入すると、(8)式を得る。

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = \left[ \ln(\alpha) - \ln(\mu) + \left(\frac{1-\sigma}{\sigma}\right) \ln\left(\frac{Y}{\Lambda_L L}\right) \right] + \ln\left(\frac{Y}{L}\right) \quad (8)$$

したがって、共和分関係式として次の(9)式を推計した場合、

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = \lambda + \theta \ln\left(\frac{Y}{L}\right) \quad (9)$$

となり、傾き $\theta$ は、労働と資本の代替の弾力性に依存せず、1となる。逆にいえば、 $\theta$ が1とは異なって推計された場合にのみ、傾き $\theta$ を(5)式のように労働と資本の代替の弾力性の逆数として解釈することが可能となる<sup>12</sup>。この時、実質

11 Blanchard [1997]、Bentolila and Saint-Paul [1999]などの労働(資本)分配率に関する先行研究では、資本・産出比率や資本・労働比率など、資本ストック統計を用いて実証分析が行われることが多い。本稿では、資本ストック統計が労働統計と比較して計測が困難であるという点を踏まえ、資本ストック統計を使用しない推計式を用いた。

12 (9)式で $\theta=1$ として推計された場合、(8)式が成立している、生産関数がコブ=ダグラス型である、と が同時に成立しているという3通りの解釈が可能であるが、(9)式だけからではこれらを識別することはできない。

賃金と労働の平均生産性が確率的トレンドを持つことは、推計期間中における資本・労働比率の動向を間接的に反映していると考えられる。また、定数項 $\lambda$ は、労働と資本の代替の弾力性、マークアップとともに労働の効率係数の推計期間中における平均的な姿を反映する。

そこで、後段の実証分析では、(9)式を均衡関係式として推計し、 $\theta=1$ が成立するかどうかをみることにより、(5)式と(8)式のいずれの解釈が妥当であるか検討する。

#### (4) 短期的変動を規定する要因

2節でみたように、労働分配率は景気循環と逆方向に変動しており(事実)、こうした変動は実質賃金と労働の平均生産性の中期的均衡関係からの短期的乖離の調整過程として理解することができる。理論的には、このような短期的変動を規定する要因として、以下の3つの要因が重要であると考えられる。

##### イ．資本と労働の調整費用

資本や労働は、共に短期的には固定的な性格を持ち、投入量の変更に調整費用を伴う。このため、企業は、短期的には資本や労働の投入量を中期的均衡水準に向けて徐々に調整するとともに、専ら資本の稼働率や労働の稼働状況を変化させることにより、産出量を調整する。

この場合、景気循環において、産出量の変動が労働投入量の変動よりも大きくなる結果、労働の平均生産性は短期的には景気循環と同方向に動き、労働分配率は景気循環と逆方向に動くこととなる。ここで、中期的均衡水準に到達するまでの長さや移行経路は、資本と労働の調整費用関数の形状に依存する。

##### ロ．期待インフレ率の変動

インフレ率が急上昇した場合、労働市場においてインフレ期待が不安定化し、名目賃金の上昇率が、実際のインフレ率に対してオーバー・シュートすることがある。この場合、実質賃金が、中期的均衡水準を上回り、労働分配率も上昇する。

こうした労働分配率の上昇は、基本的に経済主体の錯覚によるものであるため、中期的均衡水準からの乖離は一時的な性格を持つと考えられる。ただし、実質賃金の調整スピードについては、期待インフレ率の修正テンポや賃金決定方式等を映じた実質賃金の慣性に依存する。

##### ハ．マークアップの変動

独占的競争の状況を考えた場合、景気循環におけるマークアップ率の変動も労働分配率の短期的動向を規定する要因となる。

例えば、企業が顧客を一種の資本として扱う場合、潜在的な顧客が多数存在する景気拡大局面において、企業はマークアップ率を引き下げて顧客を獲得しようとする。

るインセンティブを持つ状況が考えられる（例えば、Gottfries [ 1991 ]）。

これに対し、マークアップ率を企業と顧客の共同利益の配分手段と考える場合、共同利益が大きい景気拡大局面ではマークアップ率が上昇し、共同利益が小さい景気後退局面ではマークアップ率が下落する状況が考えられる（例えば、Nishimura [ 1989 ]）。

このように、マークアップ率が景気循環と同方向に変動するか、逆方向に変動するかという点については、現在のところ複数の考え方が存在し、定説は存在しない。このため、本稿ではこの点について特定の仮説に依拠することなく分析を進める。

以上、労働分配率の短期的変動を規定する要因のうち、重要であると考えられる3点について簡単に説明したが、実際の実証分析において、これらの点について全てを明示的に定式化することは極めて困難である。そこで、本稿では、実質賃金の均衡水準への調整メカニズムが、誘導形として実質賃金と労働の平均生産性の階差のラグ分布により記述できると仮定し、次の(10)式の誤差修正モデルを得る。

$$A(L)\Delta\ln\left(\frac{W}{P}\right)_t = B(L)\Delta\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t - \gamma\left[\ln\left(\frac{W}{P}\right)_{t-1} - \theta\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t-1} - \lambda\right] + \varepsilon_t \quad (10)$$

グレンジャーの表現定理により、実質賃金と労働の平均生産性の関係が(10)式のような誤差修正モデルにより表現できることと、実質賃金と労働の平均生産性が共和分関係にあることは同値であるため、本稿の実証分析では、まず実質賃金と労働の平均生産性が共和分関係にあることを検定して共和分ベクトルを推計したうえで、短期のダイナミクスを含む誤差修正モデルを推計し、その性質を分析する。

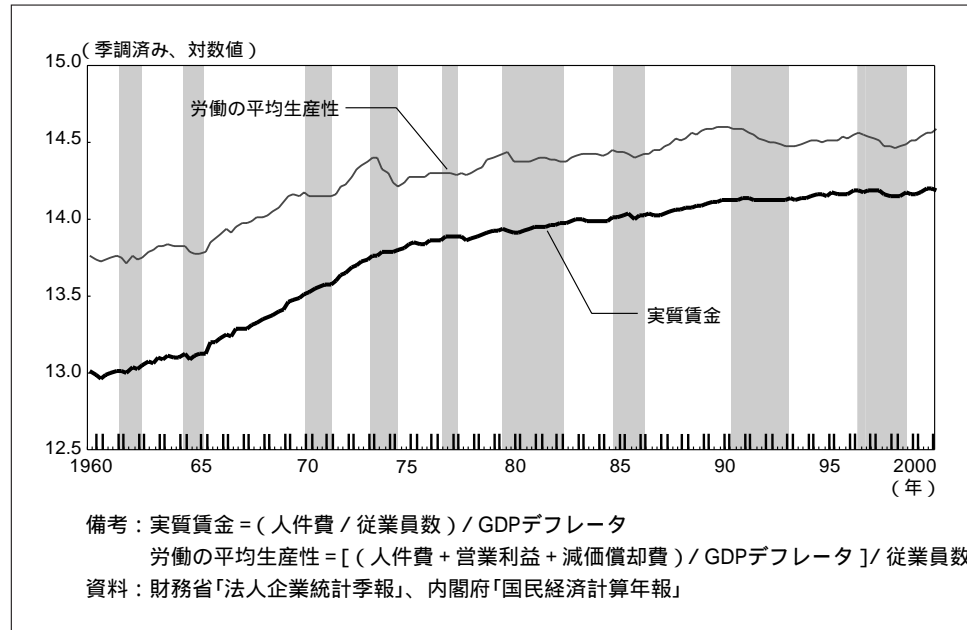
## 4 . 実質賃金と労働の平均生産性の誤差修正モデルを用いた 実証分析

### (1) 単位根検定

実質賃金と労働の平均生産性が共和分関係にあるためには、両系列共に、水準系列が確率的トレンドを持ち、階差系列が定常である必要がある。グラフで水準系列の動きをみる限り(図表4)、両者共に似たようなトレンドを持って上昇しているように見える<sup>13</sup>。

13 ここで、実証分析に使用したデータについて、特に留意すべき点を述べる。まず、賃金の実質化に当たっては、理論と整合的になるように付加価値デフレーター、ここではGDPデフレーターを使用した。また、実質賃金、労働の平均生産性の算出はマン・アワー・ベースではなく、マン・ベースにより行った。この理由としては、労働の人的資本としての側面を重視する立場からは、マン・ベースのほうが望ましいと考えられること(例えば大瀧 [ 1994 ])、データ・ソースの数を最小限に抑えることにより、概念が異なる経済統計を併用することのバイアスを回避することができることが挙げられる。なお、本稿で使用したデータの詳細については、補論2.を参照のこと。

図表4 実質賃金と労働の平均生産性



ところが、通常のADFテストを行ったところ、1960～70年代のデータを含めた場合、実質賃金の水準について確率的トレンドの存在が棄却され、上記の条件は満たされないとの結果が得られた（図表5）。しかし、実質賃金の検定結果については、水準系列で確率的トレンドの存在を棄却できるにもかかわらず、階差系列で確率的トレンドの存在を棄却できないなど、理論的には必ずしも整合的な結果ではない。こうした結果は、通常のADFテストにおいて構造変化が考慮されていないため、誤って確率的トレンドの存在を棄却している可能性が高い。グラフからも両系列が1970年代に屈折しているように見える。

そこで、実質賃金と労働の平均生産性の両系列について、構造変化の可能性を考慮したPerron [ 1997 ] の単位根検定を行ったところ、1960～70年代のデータを含めた場合でも、トレンドの傾きに構造変化を想定したモデルを仮定した場合には、構造変化の検出基準にかかわらず、上に示した共和分関係の前提となる条件を満たすとの結果を得た<sup>14</sup>（図表6）。

14 Perron [ 1997 ] の単位根検定の詳細については、補論1.を参照のこと。

図表5 実質賃金と労働の平均生産性の単位根検定 (I)

通常のADFテスト 1960~70年代のデータを含めるとともに(1)であることが確認されない  
構造変化の可能性

通常のADFテスト

期間	ln ( W/P )			ln ( Y/L )		
	ADF t値	ラグ次数	トレンド t値	ADF t値	ラグ次数	トレンド t値
1960/2Q ~ 2000/4Q	-3.16 **	9	none	-2.32	8	none
1970/1Q ~ 2000/4Q	-2.91 **	9	none	-2.18	8	none
1980/1Q ~ 2000/4Q	-1.11	0	none	-1.26	8	none
	-3.25 *	9	1.95	-2.19	8	1.41
	-2.10	0	1.88	-2.32	2	1.90

期間	ln ( W/P )			ln ( Y/L )		
	ADF t値	ラグ次数	トレンド t値	ADF t値	ラグ次数	トレンド t値
1960/2Q ~ 2000/4Q	-2.27	8	none	-5.25 **	7	none
1970/1Q ~ 2000/4Q	-4.47 **	4	-2.90	-5.65 **	7	-1.98
1980/1Q ~ 2000/4Q	-2.42	8	none	-5.44 **	7	none
	-2.52	8	-1.33	-5.58 **	7	-1.38
	-10.61 **	0	none	-3.53 **	7	none
	-10.61 **	0	-0.73	-3.38 *	7	-0.08

和分の次数についてのまとめ

期間	ln ( W/P )	ln ( Y/L )	和分の次数が一致するか?
1960/2Q ~ 2000/4Q	( 0 )	( 1 )	×
1970/1Q ~ 2000/4Q	( 0 )	( 1 )	×
1980/1Q ~ 2000/4Q	( 1 )	( 1 )	

備考：1. \* は帰無仮説「 $H_0$ ：検定対象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 $H_0$ が棄却されることを示す。

2. ラグ次数の設定は、Hayashi [ 2000 ] の general to specific approachに従った。

3. 決定論的トレンド項については、Doldado *et al.* [ 1990 ] の境界値(critical value)に従って検定を行った。全てのケースにおいて、「決定論的トレンド項の係数が0である」という帰無仮説を5%有意水準で棄却できなかった。



図表6 実質賃金と労働の平均生産性の単位根検定 ( )

構造変化を考慮したPerron [ 1997 ] のテスト ともに ( 1 ) であることが確認された

対立仮説	構造変化 時点の 選択方法	ln ( W / P )			ln ( Y / L )		
		ADF t値	ラグ次数	構造変 化時点	ADF t値	ラグ次数	構造変 化時点
モデル I01	UR	-5.07*	4	1971/4Q	-3.90	8	1974/3Q
	STUDABS	-5.07*	4	71/4Q	-3.90	8	74/3Q
	STUD	-5.07*	4	71/4Q	-3.90	8	74/3Q
モデル I02	UR	-3.98	8	65/3Q	-3.26	5	66/4Q
	STUDABS	2.04	8	75/3Q	-3.26	5	66/4Q
	STUD	2.04	8	75/3Q	-3.26	5	66/4Q
モデル AO	UR	-3.00	4	77/2Q	-3.93	5	74/2Q
	STUDABS	-2.56	4	76/3Q	-3.92	5	74/1Q
	STUD	-2.56	4	76/3Q	-3.92	5	74/1Q

対立仮説	構造変化 時点の 選択方法	ln ( W / P )			ln ( Y / L )		
		ADF t値	ラグ次数	構造変 化時点	ADF t値	ラグ次数	構造変 化時点
モデル I01	UR	-6.54**	7	1974/1Q	-6.65**	7	1973/3Q
	STUDABS	-6.34**	7	74/2Q	-6.13**	7	69/4Q
	STUD	-6.34**	7	74/2Q	-6.13**	7	69/4Q
モデル I02	UR	-5.45**	7	64/4Q	-6.24**	4	73/3Q
	STUDABS	-4.41	7	74/1Q	-6.13**	9	73/4Q
	STUD	-4.41	7	74/1Q	-6.13**	9	73/4Q
モデル AO	UR	-4.81**	7	67/1Q	-5.94**	4	65/3Q
	STUDABS	-4.77**	7	66/2Q	-5.93**	4	66/2Q
	STUD	-4.77**	7	66/2Q	-5.93**	4	66/2Q

備考：1. 期間：1960/2Q～2000/4Q。

- \* は帰無仮説「 $H_0$ ：検定対象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 $H_0$ が棄却されることを示す。
- 対立仮説はいずれも「検定対象系列が、構造変化が起きた決定論的トレンド周りの定常過程である」。構造変化の性質についての仮定により、モデル ~ に分類できる。具体的には、モデル ( I01 ) は定数項のみに構造変化を仮定。モデル ( I02 ) は定数項と傾きに、モデル ( AO ) は傾きのみに構造変化を仮定。
- URは、通常の単位根検定の対象となるパラメータのt値を最小化するように構造変化時点を選択する方法。STUDABS、STUDは、それぞれ構造変化を表すパラメータ ( I01では定数項、I02では傾き ) のt値の絶対値を最大化、t値を最小化するように選択する方法である。

## (2) 実質賃金と労働の平均生産性の共和分関係の推計

### イ．共和分検定と共和分ベクトルの推計

このように、実質賃金と労働の平均生産性は共に構造変化を起こした系列である可能性が高い。したがって、共和分検定や共和分ベクトルの推計にあたっては、構造変化の可能性を考える必要がある。

そこで、本稿では、構造変化の可能性を考慮したGregory and Hansen [ 1996 ] の共和分検定を行った<sup>15</sup>。検定の結果、1972/4Qにレベル・シフト、1973/1Qにレベル・シフト、1973/3Qにレベル・シフト、1972/4Qにレジーム・シフト、1975/4Qにレジーム・シフト、1973/3Qにレジーム・シフトを想定した6つのケースについて、「実質賃金と労働の平均生産性の間に共和分関係は存在しない」とする帰無仮説が棄却された<sup>16</sup>( 図表7 )。

図表7 構造変化を考慮した共和分検定 (全サンプル)

Gregory and Hansen [ 1996 ] の方法			
帰無仮説 : $\ln(W/P)$ と $\ln(Y/L)$ の間に共和分関係が存在しない			
対立仮説1 レベル・シフト・モデル :			
$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = C + A \times D_t + \left(\frac{1}{\sigma}\right) \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right)$			
対立仮説2 レジーム・シフト・モデル :			
$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = C + A \times D_t + \left(\frac{1}{\sigma} + D_t\right) \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right)$			
$D_t$ : 構造変化を表すダミー変数			
期間 : 1960/2Q ~ 2000/4Q			
レベル・シフト・モデル			
検定	ラグ次数の選択基準 (次数)	検定統計量	構造変化時点
ADF*	AIC (3)	-5.083**	1972/3Q モデル1
	SBIC (3)	-5.398**	72/4Q モデル2
	G to S (2)	-4.968**	73/2Q モデル3
	$Z_t^*$	-3.897	73/1Q
	$Z_{\alpha}^*$	-29.519	73/1Q
レジーム・シフト・モデル			
検定	ラグ次数の選択基準 (次数)	検定統計量	構造変化時点
ADF*	AIC (3)	-5.016**	1972/3Q モデル4
	SBIC (2)	-5.105**	75/3Q モデル5
	G to S (2)	-4.836*	73/2Q モデル6
	$Z_t^*$	-3.908	75/2Q
	$Z_{\alpha}^*$	-29.236	75/2Q
	(参考) 通常のADFテスト	-2.97	—
備考 : 1. * は帰無仮説「 $H_0$ : 検定対象の2変数の間に共和分関係が存在しない」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 $H_0$ が棄却されることを表す。			
2. G to SはHayashi [ 2000 ] の general to specific approach のこと。			

15 Gregory and Hansen [ 1996 ] の共和分検定の詳細については、補論1.を参照のこと。

16 Gregory and Hansen [ 1996 ] に従い、均衡関係式の定数項のみが変化した場合をレベル・シフト、傾きと定数項が共に変化した場合をレジーム・シフトと定義したうえで、構造変化時点として検出された時期の翌期にシフトが生じたと考える。

Gregory and Hansen [ 1996 ] の共和分検定では、これらの6つのケースからさらに構造変化の時点や形態を特定することはできない。この場合、補完的な統計的検定を行うか、分析者による先験的な情報に基づく判断が必要となる。本稿における6つのケースの場合、構造変化時点として検出された時期が近いこともあり、これらを統計的検定で十分に峻別できるとは考えにくい。そこで、先験的な情報、ここでは特に6つのケースについて得られる「実質賃金の中期的均衡水準からの乖離」を用いて、これが経済的エピソードや先行研究と最も整合的なケースを選んだ。

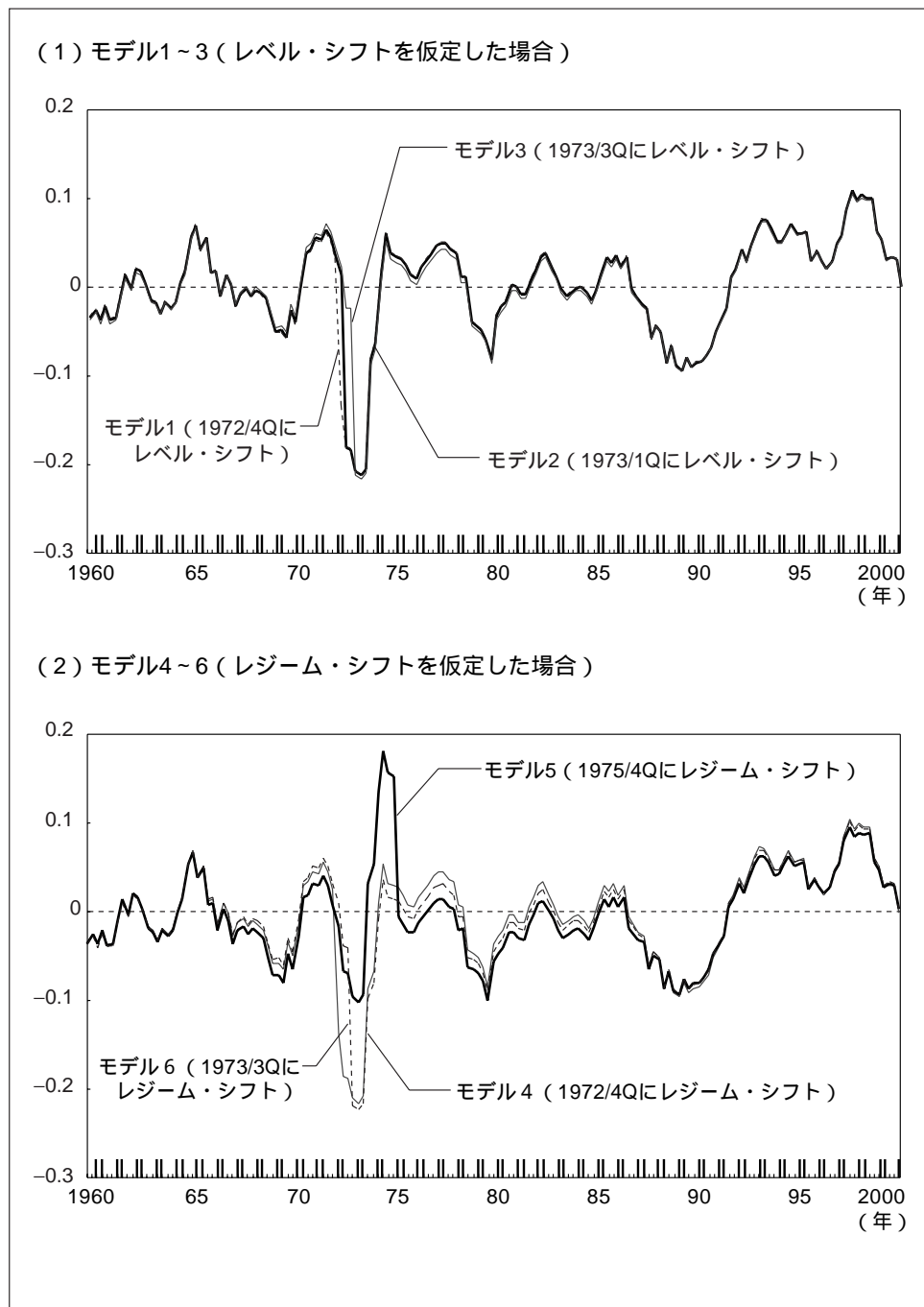
すなわち、6つのケースについて実質賃金の中期的均衡水準からの乖離をみると(図表8)、第1次石油ショック以前に構造変化を想定したケース(図表8中のモデル1~4、6)と第1次石油ショック以降に構造変化を想定したケース(同モデル5)では動きが大きく異なる。前者の場合、実質賃金は景気拡大局面であった1972~73年中に中期的均衡水準を大きく下回った後、第1次石油ショック後の局面でこれが修正される形となる。一方、後者の場合、実質賃金は1973年に中期的均衡水準を若干下回った後、第1次石油ショック後の1974年には中期的均衡水準を大きく上回り、1975年以降に中期的均衡水準に調整される形となる。標準的な労働経済学の文献によれば、当時の実質賃金の動向については、後者に近い評価が一般的となっている<sup>17</sup>。これらの先行研究に従い本稿でも、第1次石油ショック後の1975/4Qにレジーム・シフトが起きたとする考え方に沿って議論を進める。

以上の結果、推計された均衡関係式をみると(図表9(1))、各パラメータおよび構造変化を示すダミーが有意となっており、1975/4Qにおける構造変化を確認することができる。

Gregory and Hansen [ 1996 ] の共和分検定は、構造変化時期がサンプル期間中の1時点に限定されているため、複数時点での構造変化が存在する可能性をあらかじめ排除することとなる。この問題点に対応するため、ここではサンプル期間を、前半の100サンプル(1960/2Q~1985/1Q)、後半の100サンプル(1976/1Q~2000/4Q)に区分した後、2つのケースについてそれぞれGregory and Hansen [ 1996 ] の共和分検定を行った。検定の結果、前半の100サンプルについては構造変化の存在が統計的に確認された一方で、後半の100サンプルについては構造変化の存在が統計的に確認されなかった(図表10)。これは1990年代における労働分配率の変化が、構造変化を伴うものではなかった可能性が高いことを示唆する。

17 例えば、島田 [ 1986 ]、黒坂 [ 1988 ] 等。

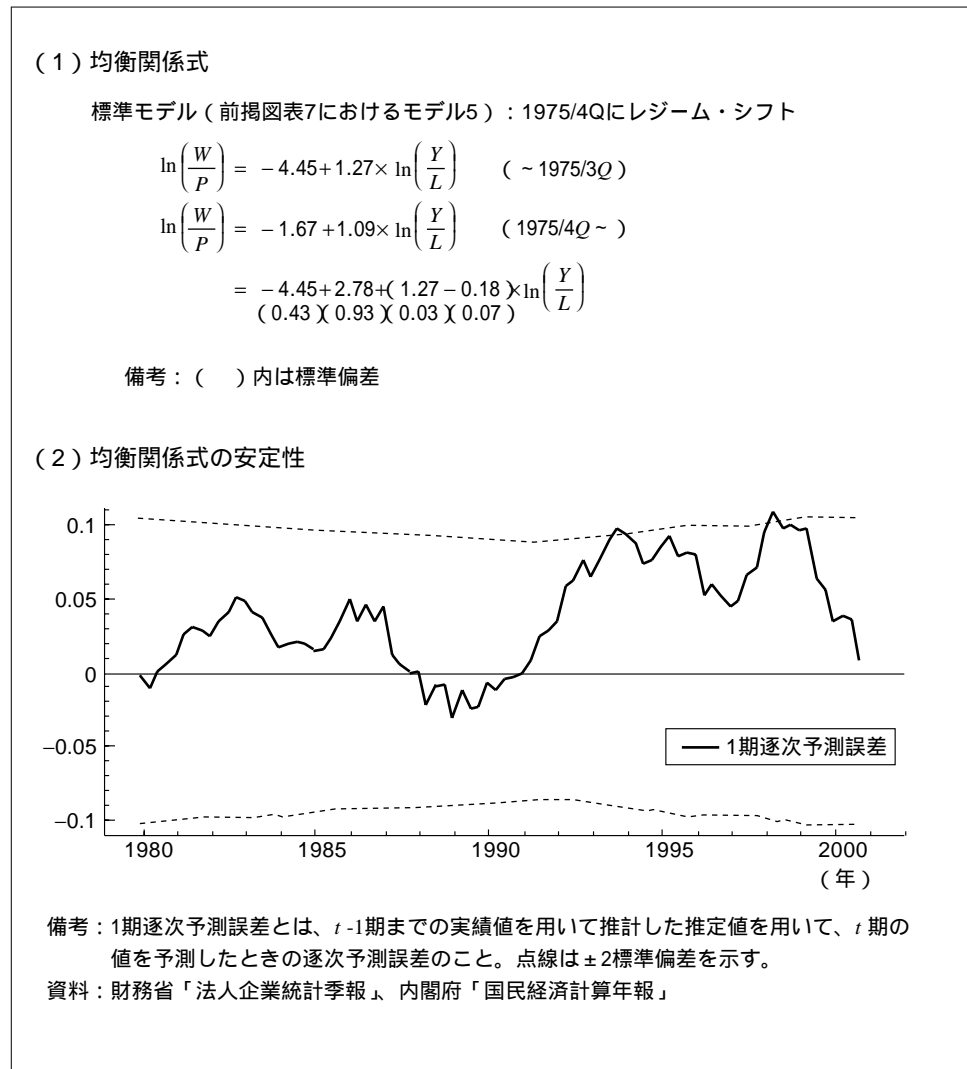
図表8 実質賃金の中期的均衡水準からの乖離



さらに、1990年代における構造変化の可能性について検証するために、均衡関係式について1期先予測誤差の系列を計算した(図表9(2))。これをみると、1980年代に比べ1990年代の予測誤差は大きくなっていること、予測誤差は1993/4Qと1998/2Qにほぼ2標準偏差の水準まで一時的に拡大するものの、他の時期については2標準偏差を下回って推移していること、推計終期の2000年末時点では予測誤差が0近傍にあることなどがわかる。

これらの事実から、1990年代においては、1980年代と比べると実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係を不安定化させる要因が強まっていたが、共和分ベクトルの変化が認められるほどのものではなかったと推測できる。

図表9 共和分ベクトルの推計結果



図表10 構造変化を考慮した共和分検定(サブ・サンプル)

Gregory and Hansen [ 1996 ] の方法

帰無仮説 :  $\ln(W/P)$  と  $\ln(Y/L)$  の間に共和分関係が存在しない

対立仮説1 レベル・シフト・モデル :

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = C + A \times D_t + \left(\frac{1}{\sigma}\right) \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right)$$

対立仮説2 レジーム・シフト・モデル :

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = C + A \times D_t + \left(\frac{1}{\sigma} + D_t\right) \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right)$$

$D_t$  : 構造変化を表すダミー変数

期間 : 1960/2Q ~ 1985/1Q

レベル・シフト・モデル			
検定	ラグ次数の選択基準 (次数)	検定統計量	構造変化時点
ADF*	AIC (3)	-5.356**	1974/2Q モデル1
	SBIC (3)	-5.932**	73/1Q モデル2
	G to S (2)	-5.932**	73/1Q モデル3
	$Z_t^*$	-4.203	74/2Q
	$Z_{\alpha}^*$	-27.945	74/2Q
レジーム・シフト・モデル			
検定	ラグ次数の選択基準 (次数)	検定統計量	構造変化時点
ADF*	AIC (3)	-5.915**	1975/3Q モデル4
	SBIC (2)	-5.878**	75/4Q モデル5
	G to S (2)	-5.881**	75/1Q モデル6
	$Z_t^*$	-4.418	74/2Q
	$Z_{\alpha}^*$	-32.966	75/1Q
(参考) 通常のADFテスト		-2.97	—

期間 : 1976/1Q ~ 2000/4Q

レベル・シフト・モデル			
検定	ラグ次数の選択基準 (次数)	検定統計量	構造変化時点
ADF*	AIC (3)	-4.239	1993/2Q モデル1
	SBIC (3)	-3.483	92/2Q モデル2
	G to S (2)	-4.239	93/2Q モデル3
	$Z_t^*$	-3.431	92/4Q
	$Z_{\alpha}^*$	-21.775	92/4Q
レジーム・シフト・モデル			
検定	ラグ次数の選択基準 (次数)	検定統計量	構造変化時点
ADF*	AIC (3)	-4.206	1993/2Q モデル4
	SBIC (2)	-3.603	92/4Q モデル5
	G to S (2)	-4.206	93/2Q モデル6
	$Z_t^*$	-3.621	92/4Q
	$Z_{\alpha}^*$	-23.173	92/4Q
(参考) 通常のADFテスト		-2.97	—

備考 : 1. \* は帰無仮説「 $H_0$  : 検定対象の2変数の間に共和分関係が存在しない」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 $H_0$ が棄却されることを表す。

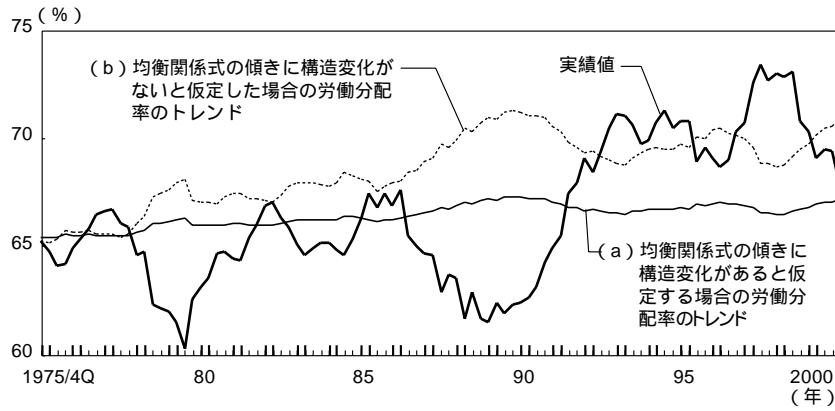
2. G to SはHayashi [ 2000 ] の general to specific approach のこと。

図表11 共和分ベクトルの構造変化の背景

(1) 代替の弾力性と定数項

	構造変化前	構造変化後
代替の弾力性	0.79	0.92
定数項	-4.45	-1.67

(2) 均衡関係式の傾きの変化と労働分配率のトレンド



(3) 全産業TFP成長率



備考:(3)は黒田・野村[1999]による推計値。  
資料:財務省「法人企業統計季報」、内閣府「国民経済計算年報」

## ロ．共和分ベクトルの経済的意味

次に、推計された共和分ベクトルについて、その構造変化の解釈を含めて経済的意味を考察する。

### (イ) 労働と資本の代替の弾力性

均衡関係式(9)式の傾きの逆数は1を下回っている(図表11(1))。このことは、(9)式を(5)式に従って解釈することが妥当であることを示している。すなわち、労働と資本の代替の弾力性は1を下回っている。(4)式が示すように、労働と資本の代替の弾力性が1を下回る場合、労働の平均生産性のトレンドと労働分配率のトレンドは正の相関を持つこととなる。わが国の場合、労働の平均生産性は上昇基調にあることから(前掲図表4)、労働分配率は趨勢的に上昇する(事実)。

また、労働と資本の代替の弾力性は、1970年代央を境に0.79から0.92に若干上昇した。これを労働分配率との関係からみると、生産関数がコブ=ダグラス型(労働と資本の代替の弾力性 $\sigma \rightarrow 1$ の場合)に近づき、労働分配率のトレンド的な上昇テンポが、より緩やかなものとなってきていることを示している<sup>18</sup>。

労働と資本の代替の弾力性が上昇した背景として、第1次石油ショック後の局面において労働の資本に対する相対価格が大幅に変動する中であって、わが国の産業が、省力化投資の活発化などを通じて、資本・労働比率をより弾力的に変更することができる構造に移行していったという側面を無視できない。

すなわち、わが国の場合、第1次石油ショック後の局面において、賃金が大きく上昇する一方で、資本財価格が比較的安定的に推移した。このため、労働の資本に対する相対価格が急激に上昇し、労働節約型の省力化投資が増加した。こうした企業の設備投資行動の変化が、労働と資本の代替の弾力性の上昇として捉えられているとみられる<sup>19</sup>。

### (ロ) 均衡関係式の定数項と労働の効率係数の趨勢的動向

一方、均衡関係式の定数項(図表11(1))は、1970年代央を境に-4.45から-1.67に上昇した。(5)式によれば、この定数項は、労働と資本の代替の弾力性、マークアップ、労働の効率係数の推計期間中における平均的な姿を反映している。本稿では、定数項の上昇は、上述した労働と資本の代替の弾力性の上昇に加え、労働の効率係数の趨勢的な動向の変化、すなわち、安定成長期への移行を反映したもので

18 単純化のために、実質賃金と労働の平均生産性が1975/4Qに均衡関係式上にあると仮定したうえで、均衡関係式の傾きについて構造変化の前後の値を用いて、それぞれ労働分配率のトレンドを計算したところ、構造変化後の傾きを用いて計算したトレンドは、構造変化前の傾きを用いて計算したトレンドを年平均2.1%下回るとの結果を得た(図表11(2)の(a)と(b)の相違)。

19 省力化投資の活発化は、第1次石油ショック後におけるわが国の設備投資の特徴として多くの文献に指摘されている(例えば、竹中[1984]、吉田[1989]、吉川[1992]等)。なお、竹中[1993]は、1976~90年における全設備投資の約1/3が省力化投資であると推計している。



あると解釈する<sup>20</sup>。

労働の効率係数は観測可能な変数ではない。そこで、代理変数として事後的に計算されるTFP（全要素生産性）について黒田・野村〔1999〕による推計結果をみると（図表11(3)）、1960年代に2～4%台の伸びを示した後、第1次石油ショックが発生した1970年代前半には水準として低下、1970年代後半はほぼ横這い、1980年代以降は1%を下回る低い伸びにとどまっており、第1次石油ショック前後を境にTFPの趨勢的動向に変化が生じている可能性が高い<sup>21、22</sup>。

こうしたTFPの趨勢的動向の変化が生じた背景については、従来ほぼ全ての産業において支配的であったエネルギー使用的技術進歩がエネルギー価格上昇に伴い停滞したこと（例えば黒田〔1989〕、Jorgenson〔1988〕）<sup>23、24</sup>や、産業構造を重視する立場からは、平均的にみてTFPの成長率が高い製造業から低い非製造業への産業構成がシフトしたこと（例えばYoshikawa〔2000〕）等が指摘されているが、必ずしもコンセンサスが存在するわけではない。これらのうち、どれが重要な要因であるかを分析することは本稿の目的の範囲を大きく超える。そこで、以下の分析では、これらの要因が複合的に重なり、上述したようなTFPの趨勢的動向について変化が生じたものと考え、労働の効率係数にも趨勢的動向に変化が生じたと解釈して議論を進める。

### （3）短期のダイナミクス式の推計

以上の共和分ベクトルの推計結果を前提に、中期的均衡関係への調整メカニズムを示す短期のダイナミクス式を推計した（図表12(1)）。

推計結果をみると、誤差修正項は符号条件を満たし、かつ有意であるものの、多くの診断テストについて帰無仮説が棄却される等、パフォーマンスが著しく悪い（図表12(2)）。この点についてやや詳しく推計結果をみると、推計残差が1974/2Qに急激に拡大し（図表12(3)）、同じタイミングで当期の労働の平均生産性に係る逐次的回帰係数（recursive coefficient）が大幅に変化している（図表13）。

20 安定成長期への移行については、資本蓄積のテンポの鈍化と労働の効率係数の趨勢的な動向の変化という2つの側面が存在する。本稿では、を労働の平均生産性の趨勢的な上昇テンポの鈍化として所与として扱ったうえで、が労働分配率に与えた影響を考察する。

21 黒田・野村〔1999〕の分析結果からみると、TFPの趨勢的な動向の変化が、1975/3Q以前に生じていた可能性は否定できない。しかし、ここでは、統計的に構造変化として検出された時期を重視し、これをもって安定成長期への移行が起きたと考える。

22 同様の結果は、黒田〔1989〕によっても報告されている。

23 これらの分析では、原材料やエネルギーなどの中間投入を生産関数に明示的に考慮したモデルを使用している。

24 エネルギー使用的技術進歩とは、他を一定にして、時間とともに粗産出に占めるエネルギー費用が増大する傾向を持つ技術進歩のことであり、製造業・素材産業が中心の国において多くみられる。技術進歩がこうした性質を持つ場合、エネルギーの相対価格が上昇し、その投入量が低下すると、TFP変化率が低下することとなる。

図表12 短期ダイナミクス式の推計

(1) 推計式

推計期間：1960/2Q～2000/4Q

推計方法：OLS

[ 推計式 ]

$$d \ln \left( \frac{W}{P} \right)_t = \sum_{i=0}^m \alpha_i \times d \ln \left( \frac{Y}{L} \right)_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \times d \ln \left( \frac{W}{P} \right)_{t-i} + \gamma \times ECM_{t-1} + e_t$$

ECM：実質賃金の中期的均衡水準からの乖離

(2) 推計結果

$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\gamma$
0.447	-0.015	-0.127	-0.180	-0.071	0.350	0.345	-0.057
(8.77)	(-0.24)	(-2.03)	(-2.81)	(-0.93)	(4.94)	(4.53)	(-2.46)

Adj-R <sup>2</sup>	S.E.	D.W.
0.339	0.0118	2.09

備考：( )内はt値。

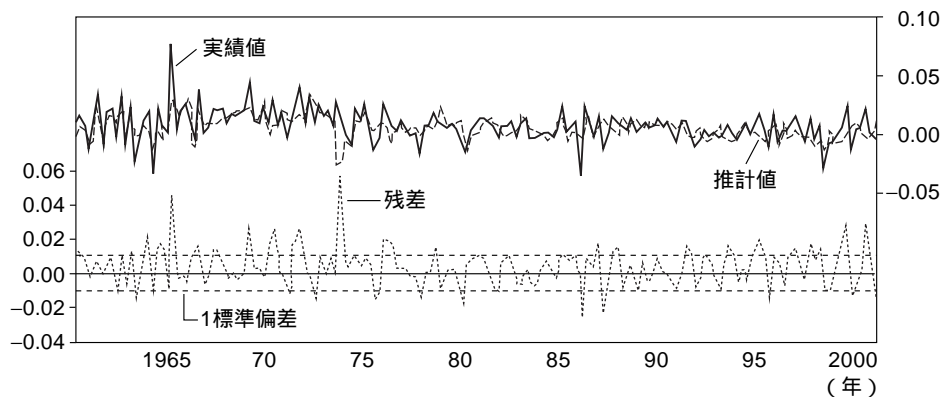
診断テスト

$$F_{ar}(5,146) = 4.14^{**} \quad F_{arch}(4,143) = 0.27$$

$$x^2_{nd}(2) = 25.67^{**} \quad F_{ret}(16,134) = 6.31^{**}$$

$$F_{res}(1,150) = 17.72^{**}$$

(3) 実績値と推計値



備考：各診断テストの帰無仮説

( \* は5%有意水準で、\*\* は1%有意水準で帰無仮説を棄却 )

$F_{ar}$ ：残差に系列相関が認められない。

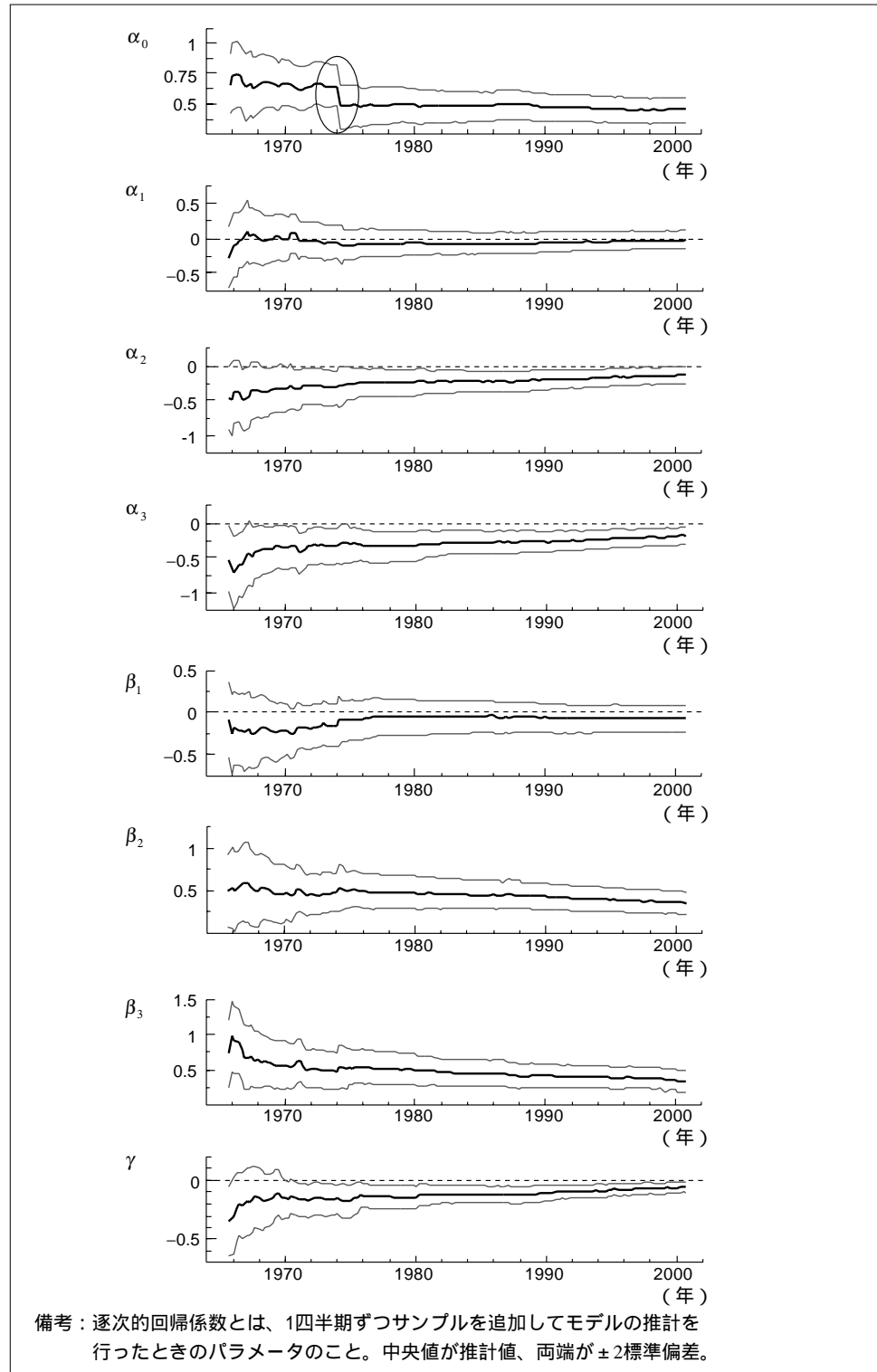
$F_{arch}$ ：残差にARCH (自己回帰条件付き不均一分散) が認められない。

$x^2_{nd}$ ：残差が正規分布に従う。

$F_{ret}$ ：残差に不均一分散が認められない。

$F_{res}$ ：定式化の誤りが存在しない (説明変数に被説明変数のべき乗を加えても説明力は上昇しない)。

図表13 短期ダイナミクス式の安定性 (逐次的回帰係数)



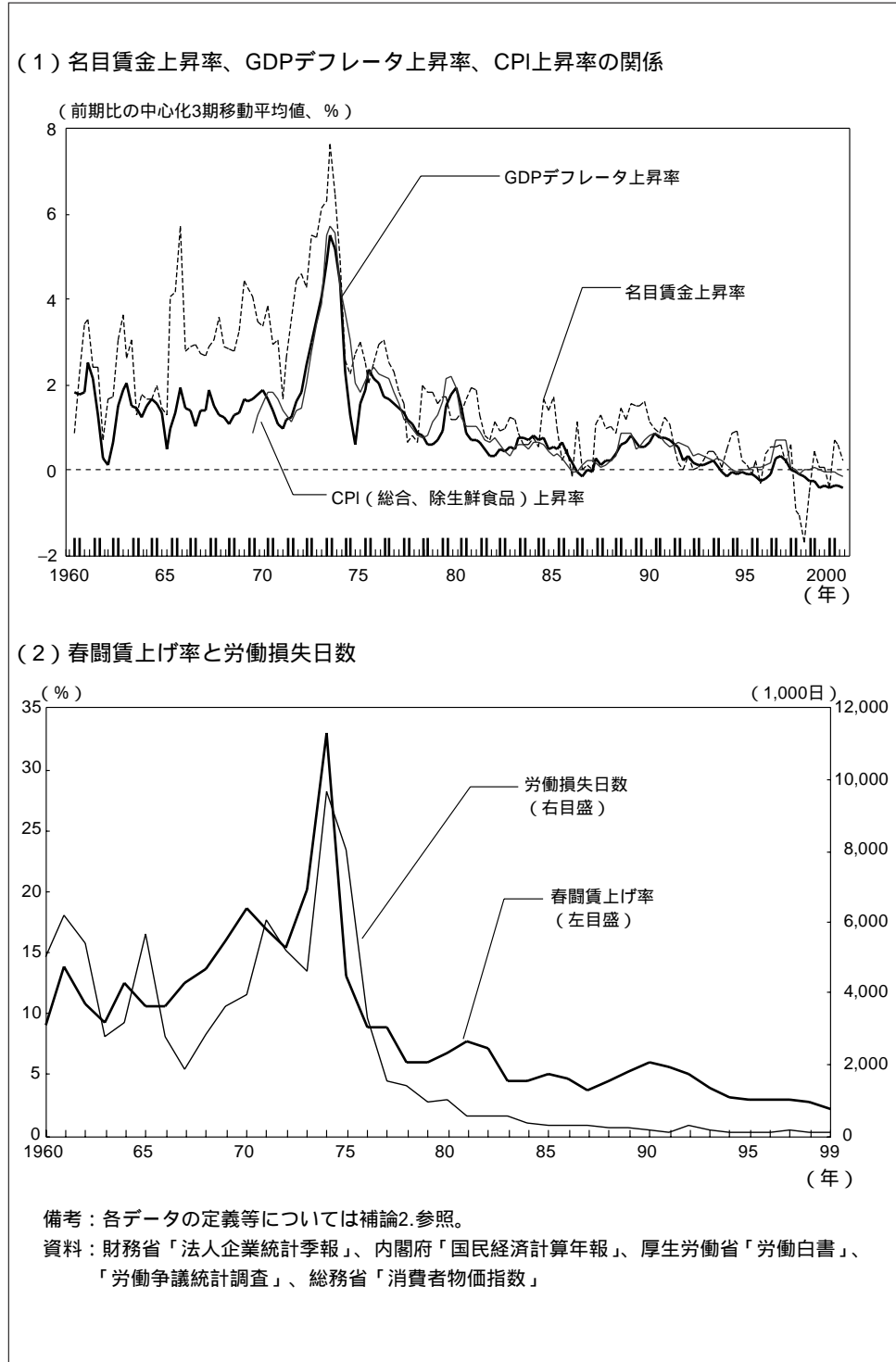
このことから実質賃金が1974/2Qにおいてオーバー・シュートし、短期ダイナミクス式が一時的性格をもつ構造変化をおこした可能性が示唆される。

このような1974/2Qにおける実質賃金の急激な上昇は、同時期に期待インフレ率が急激に高まった結果、名目賃金上昇率が実際のインフレ率を上回ったことを反映している。すなわち、1972年以降、インフレ率、名目賃金上昇率共に加速傾向にあったが（図表14(1)）、実質賃金は、労働の平均生産性対比でみて抑制気味であった（前掲図表8(2)のモデル5）。こうした中、1973/10月に第1次石油ショックの発生により、期待インフレ率が急激に加速し、1974年の春闘における賃上げ率は、主要企業平均で32.9%と過去最高となった（図表14(2)）。その結果、労働の平均生産性が低下する中であっても、1974/2Qの実質賃金は前期比+2.9%と上昇したため、労働分配率は急激に上昇した。

3節で述べたように、期待インフレ率の上昇に伴う実質賃金、労働分配率の上昇は、本質的には一時的な性格を持つものと考えられる。そこで、短期ダイナミクス式の定数項に、1974/2Qにおける実質賃金上昇率の急激な加速を表すダミー変数を加え、短期ダイナミクス式の再推計を行った（図表15(1)）。

推計結果をみると、自由度調整済み決定係数が上昇し、診断テストの結果も改善した（図表15(2)）。また、労働の平均生産性に係る逐次的回帰係数も安定するなど（図表16）、推計式のパフォーマンスは全体として大幅に改善した。

図表14 名目賃金上昇率と春闘賃上げ率等の動向



図表15 構造変化を考慮した短期ダイナミクス式の推計

(1) 推計式

推計期間：1960/2Q～2000/4Q

推計方法：OLS

[ 推計式 ]

$$d \ln \left( \frac{W}{P} \right)_t = \phi D_p + \sum_{i=0}^m \alpha_i \times d \ln \left( \frac{Y}{L} \right)_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \times d \ln \left( \frac{W}{P} \right)_{t-i} + \gamma \times ECM_{t-1} + e_t$$

ECM：実質賃金の中期的均衡水準からの乖離

$D_p$ ：1974/2Qダミー

(2) 推計結果

$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\gamma$	$\phi$
0.538	-0.013	-0.155	-0.204	-0.090	0.332	0.331	-0.056	0.064
(10.86)	(-0.23)	(-2.69)	(-3.48)	(-1.30)	(5.12)	(4.75)	(-2.66)	(5.50)

adj-R <sup>2</sup>	S.E.	D.W.
0.446	0.0108	2.11

備考：( )内はt値。

診断テスト

$$F_{ar} (5, 145) = 4.98^{**}$$

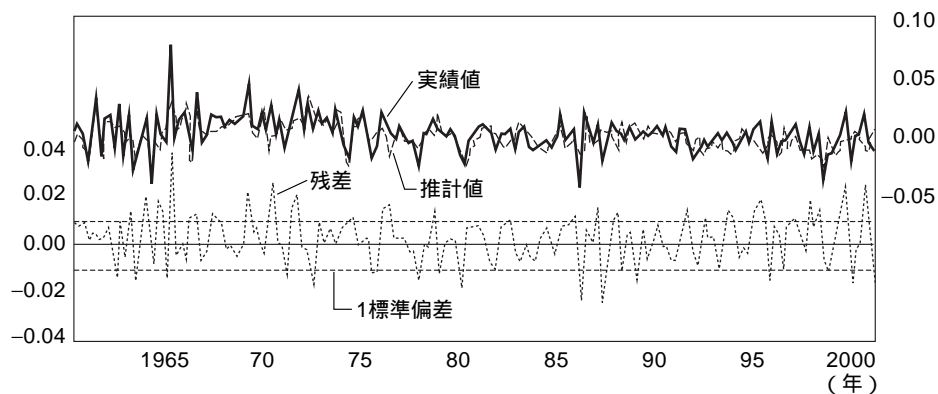
$$F_{arch} (4, 142) = 0.89$$

$$\chi^2_{nd} (2) = 2.55$$

$$F_{ret} (16, 133) = 1.51$$

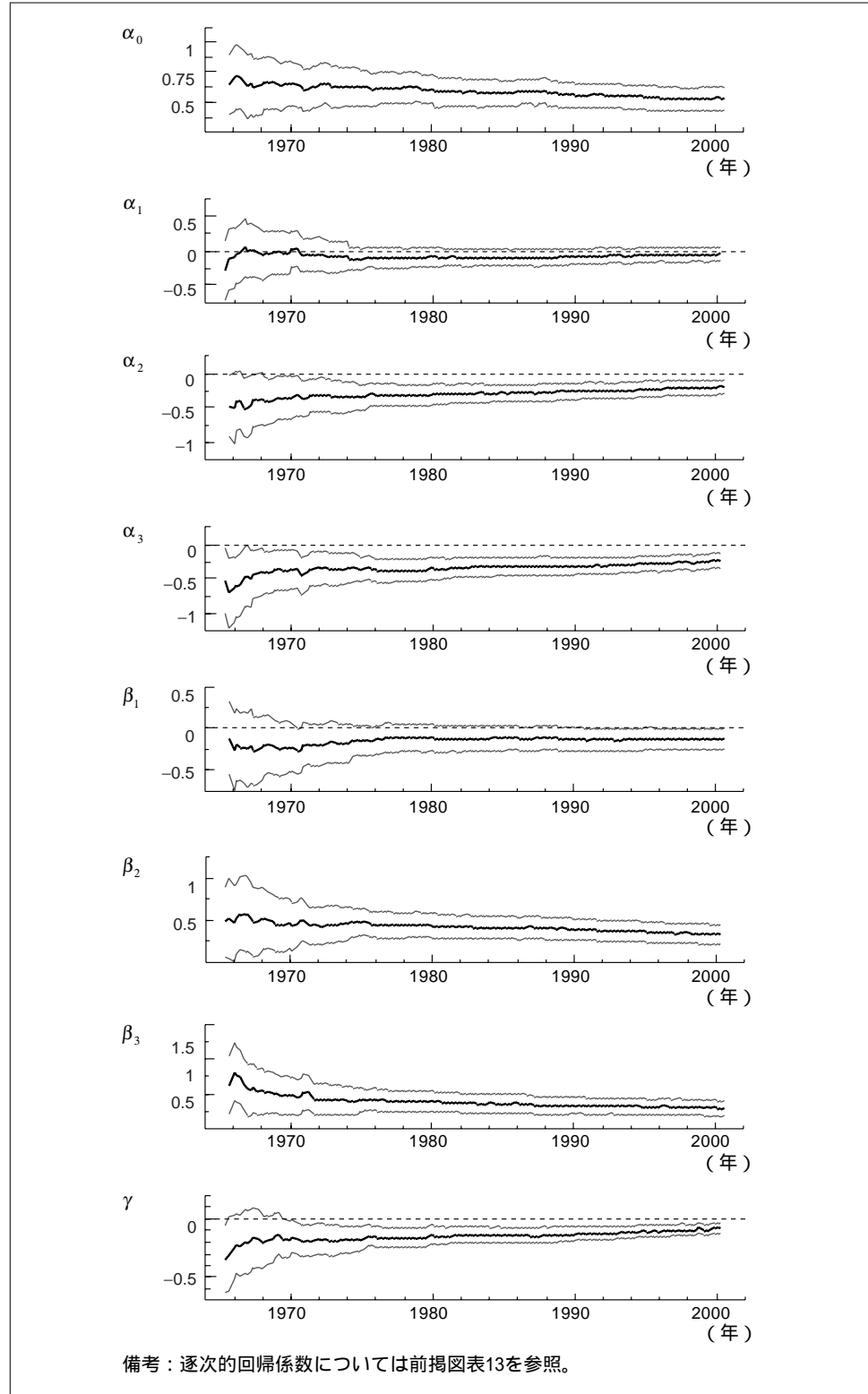
$$F_{res} (1, 149) = 5.45^*$$

(3) 実績値と推計値



備考：各診断テストについては、前掲図表12を参照。

図表16 構造変化を考慮した短期ダイナミクス式の安定性(逐次的回帰係数)



## 5．労働分配率の動向についての若干のインプリケーション

本節では、以上の実証分析の結果について、2節の労働分配率に関するファクト・ファインディングとの関連が明らかになるように整理するとともに、若干の追加的考察を加えることにより、労働分配率の動向について若干のインプリケーションを導出する。

### (1) 上昇トレンドの評価

本稿では、労働分配率が40年にわたって上昇トレンドを持つようにみえること(事実)を確認し、実証分析では、労働と資本の代替の弾力性が1を若干下回るとの結果を得た。このことは、労働の平均生産性が趨勢的に上昇する限り、労働分配率は上昇するという意味で上昇トレンドを持つことを意味している。理論的にみれば、労働と資本の代替の弾力性が1を下回る場合、労働分配率の趨勢的な上昇は資本収益率の趨勢的な低下を伴うため、労働分配率が、労働の平均生産性への恒久的なショックに対してどの程度反応するかという点は、資本収益率の動向を議論する際にも重要である。

この点の評価するために、本稿の誤差修正モデルを用いて、労働の平均生産性の水準が恒久的に1%上昇した場合について、労働分配率の反応を計算した(図表17)。計算結果をみると、実質賃金は、最初の1年程度はベース・ラインを0.5%上回る水準にとどまった後、緩やかにベース・ラインを1%以上上回る水準まで上昇する<sup>25</sup>。この結果、労働分配率は、ベース・ラインを0.3%程度下回った後、ベース・ラインを上回る水準まで上昇する。もっとも、労働分配率がベース・ラインを上回る幅については、約10年後でも0.1%以下にとどまる。この結果は、労働の平均生産性の恒久的上昇に伴う労働分配率の上昇のテンポが、ごく緩やかなものであることを示している。

### (2) 短期的変動の性質

また、本稿では、労働分配率が景気循環とほぼ同時に、逆方向に動くことをデータから確認した(事実)。

こうした労働分配率の短期的な変動の特徴が、実証分析に用いた誤差修正モデルにどのような形で反映されているかという点を明らかにするために、労働の平均生産性の水準が一時的(4四半期)に1%上昇した場合について、労働分配率の反応を計算した(図表18)。計算結果をみると、実質賃金は、労働の平均生産性の上昇とほぼ同時にベース・ラインを約0.5%上回る。このため、労働分配率はベース・ラ

25 ベース・ラインとしては1991/4Qから2000/4Qの実績値を使用した。



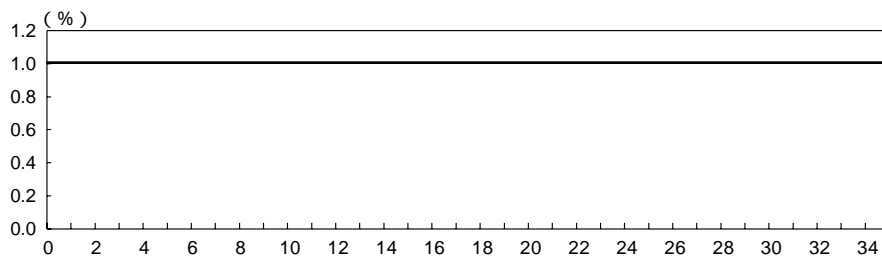
インを0.3%程度下回る。短期的には、労働の平均生産性は景気循環と同方向に動くことを踏まえると、この結果は、労働分配率が景気循環とほぼ同時に、逆方向に動くことを示しており、観察された事実と整合的である。なお、労働の平均生産性がベース・ラインの水準に戻った後も実質賃金はベース・ラインを0.1%程度上回るため、労働分配率は、ベース・ラインを上回る。その後、実質賃金の調整が緩やかに進み、約10年後には実質賃金、労働分配率ともにほぼベース・ラインの水準に回帰する。

このように、景気循環の過程において、労働の平均生産性と実質賃金は共に同方向に変動する。労働の平均生産性の変動が実質賃金の変動に比べて大きいため、労働分配率は景気循環と逆方向に変動する。労働の平均生産性と実質賃金の変動の大きさに差が存在するという事実は、労働分配率の短期的変動を規定する要因の1つとして挙げた、資本と労働の調整費用の存在が重要であることを示唆している。

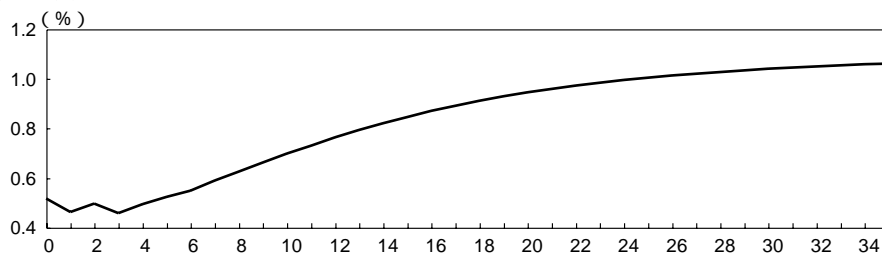
図表17 労働の平均生産性への恒久的ショックに対する労働分配率の反応

\* 労働の平均生産性の水準が、恒久的に1%上昇した場合

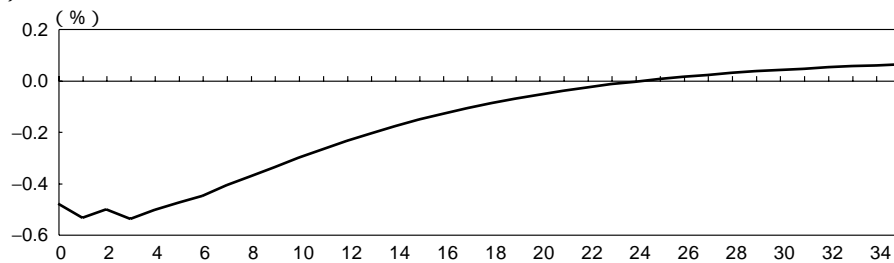
(1) 労働の平均生産性のベースラインからの乖離率



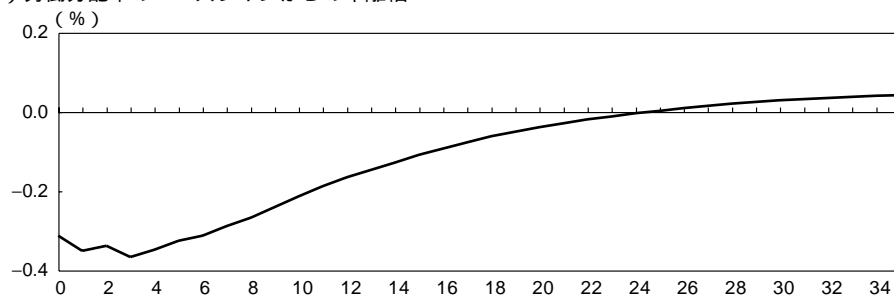
(2) 実質賃金のベースラインからの乖離率



(3) 労働分配率のベースラインからの乖離率



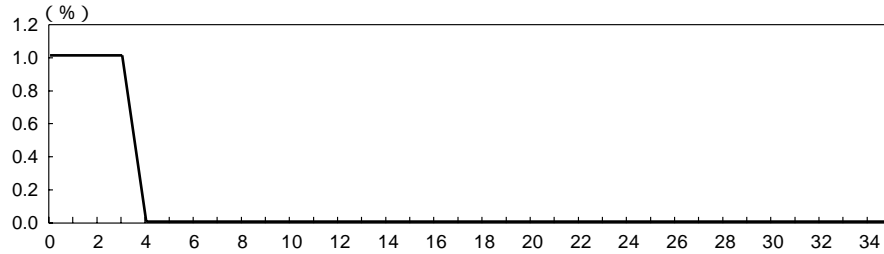
(4) 労働分配率のベースラインからの乖離幅



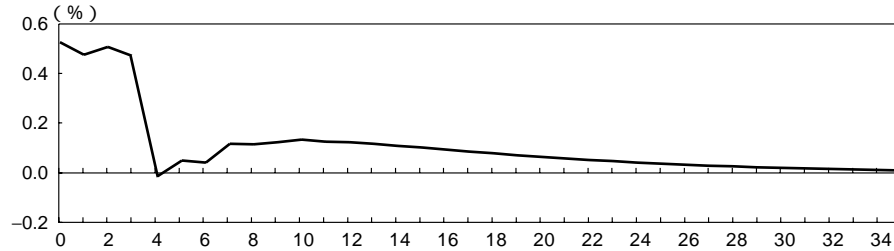
図表18 労働の平均生産性への一時的ショックに対する労働分配率の反応

\* 労働の平均生産性の水準が、4四半期（時点0～3）にわたって1%上昇した場合

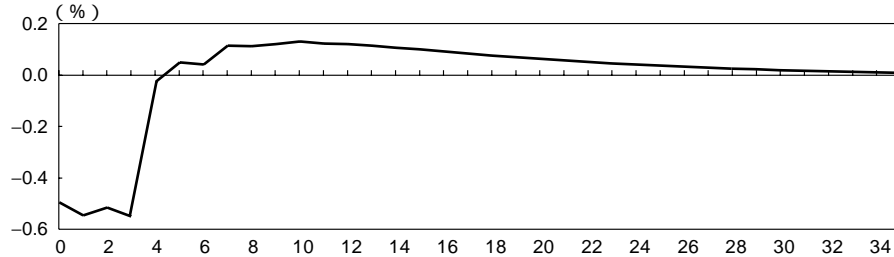
(1) 労働の平均生産性のベースラインからの乖離率



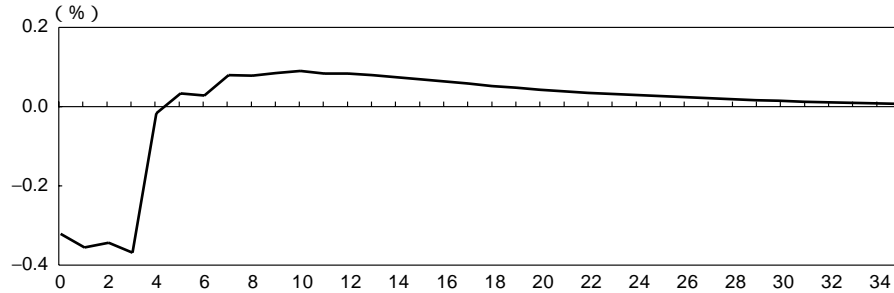
(2) 実質賃金のベースラインからの乖離率



(3) 労働分配率のベースラインからの乖離率



(4) 労働分配率のベースラインからの乖離幅



### (3) 第1次石油ショック後における急激な上昇の背景

本稿の実証分析では、第1次石油ショック後における労働分配率の急激な上昇（事実）が、中期的な均衡労働分配率の上方シフトを伴うものであることが示された。この点について定量的に評価するために、推計した誤差修正モデルを用いて、第1次石油ショック後の労働分配率の上昇について要因分解を行った（図表19）。結果を整理すると、以下のようにまとめられる。

1974年における労働分配率の急激な上昇は、急速な景気後退に伴う稼働率調整を反映した労働の平均生産性の低下と、期待インフレ率の加速を背景とする実質賃金のオーバー・シュートに起因する<sup>26</sup>。すなわち、1974/1Qから1975/1Qにおける13.3%に及ぶ労働分配率の上昇のうち、約9%が労働の平均生産性の低下、残りの4%強が実質賃金のオーバー・シュートによるものである。これらの要因は、短期的な性格を持つため、労働の平均生産性は、景気が底入れした1975年入り後には上昇に転じ、期待インフレ率も沈静化に向かった<sup>27</sup>。

しかし、高度成長期から安定成長期への移行に伴って、任意の労働の平均生産性水準に対する中期的均衡実質賃金の水準、すなわち中期的な均衡労働分配率が上方にシフトしたため、結果として労働分配率は高止まったと考えられる。

### (4) 1990年代以降の動向の評価

一方、1990年代における労働分配率の大幅な上昇（事実）については、実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係を不安定化させる要因が1980年代と比べると強まっていたが、中期的な均衡労働分配率の上方シフトを伴うほどのものではなかったとの結果が得られた。このことは、1990年代における労働の効率係数の変化や産業構造の変化は、実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係に影響を及ぼすという意味においては、第1次石油ショック後ほどには大きなものではなかったということを示唆する。したがって、1990年代の労働分配率の動向については、第1次石油ショック後のごく緩やかな上昇トレンドが続いているという枠組みの中で評価する必要がある。

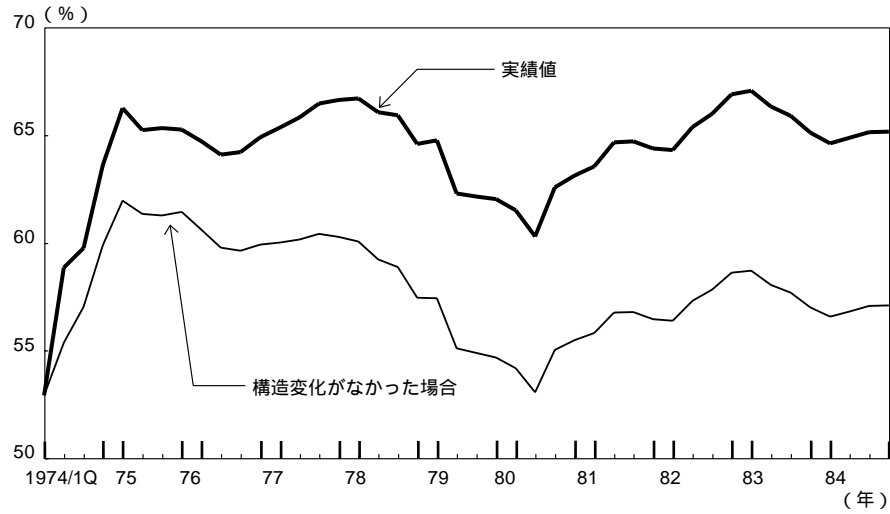
こうした点を踏まえて実質賃金の中期的均衡水準からの乖離をみると（前掲図表8(2)のモデル5）、1992、93年から拡大傾向を続けた後、1999年入り後の景気回復局面において調整が進み、推計終期である2000年末時点では0近傍になっている。すなわち、労働分配率は1990年代前半から中期的な均衡水準と比べて過大な状況が続いていたが、2000年末時点では概ね中期的な均衡水準近傍まで低下していると評価できる。

26 本稿の実証分析では、短期ダイナミクス式の一時的性格を持つ構造変化として捉えた。

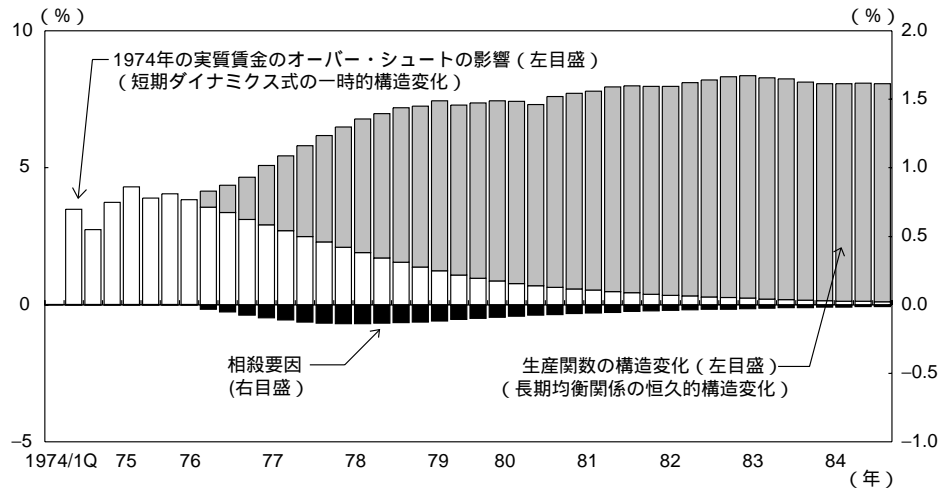
27 期待インフレ率の加速を背景とする実質賃金のオーバー・シュートの影響は、1970年代末までには無視可能な程度となった。

図表19 事後的に構造変化が労働分配率に与えた影響

(1) 事後的にみた構造変化がなかった場合の労働分配率



(2) 事後的に構造変化が労働分配率に与えた影響の要因分解



備考：1 (1)の構造変化がなかった場合の労働分配率とは、推計したECMについて推計誤差を上乗せし、構造変化を示すダミー変数を0としてダイナミック・シミュレーションを行って算出したもの。

2.内訳を示す(2)の「74年の実質賃金のオーバー・シュートの影響」と「生産関数の構造変化」については、それぞれについてのみダミー変数を0として(1)と同じ計算を行い、解と実績値の乖離から求めた。モデルの構造上、両者の和と、実績値と「構造変化がなかった場合」の差は一致しないので、これを「相殺要因」とした。

## 6．結びにかえて

本稿では、わが国の民間法人企業部門の労働分配率について、趨勢的・循環的変動の特徴点を整理したうえで、趨勢的な変動が中期的な移行動学過程を、短期的な変動が景気循環過程における移行動学からの短期的な乖離の調整過程をそれぞれ反映していると想定して誤差修正モデルを推計し、分析を行った。結果を改めて整理すると、以下のとおりである。

- 1) わが国の労働分配率は、労働の平均生産性が趨勢的に上昇するのに伴って趨勢的に上昇するという意味で、上昇トレンドを持つ。こうした特徴は、労働と資本の代替の弾力性が1を下回るといふ全産業ベースでみた生産技術の特性から生じている。ただし、こうしたトレンド的な上昇のテンポは第1次石油ショック後でみると、ごく緩やかなものである。また、労働分配率の長期的な水準については、労働の効率係数の影響を受ける（労働の効率係数が低下<上昇>すれば、労働分配率は上昇<低下>する）。
- 2) 短期的には、労働分配率は景気循環とほぼ同時に、逆方向に動く（景気拡大<後退>期に労働分配率は低下<上昇>）。これは、労働の平均生産性と実質賃金は、景気循環とほぼ同時かつ同方向に変動するが、労働の平均生産性の変動が実質賃金の変動に比べて大きいという特徴を反映している。実質賃金と労働の平均生産性の変動の大きさに差が存在するという事実は、資本と労働の調整費用の存在が影響していることを示唆している。また、期待インフレ率の大幅な変動も、実質賃金の変動を通じて、労働分配率に影響を及ぼす。
- 3) 第1次石油ショック後における労働分配率の急激な上昇は、急激な景気後退と期待インフレ率の大幅な上昇といった短期的な要因も影響したが、同時に中期的な均衡労働分配率の上方シフトを伴うものであったことが、統計的に確認された。石油ショック後は、景気回復に伴い労働の平均生産性が改善に向かい、期待インフレ率も沈静化したが、高度成長期から安定成長期への移行によって、中期的な均衡労働分配率が切り上がり、労働分配率は高止まって推移した。
- 4) 一方、1990年代の労働分配率の大幅な上昇については、実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係を不安定化させる要因が1980年代と比べると強まっていたものの、中期的な均衡労働分配率の上方シフトを伴うほどのものではなかったとの結果が得られた。このことは、1990年代における労働の効率係数の変化や産業構造の変化は、実質賃金と労働の平均生産性の均衡関係に影響を及ぼすという意味においては、第1次石油ショック後ほどには大きなものではなかったということを示唆する。したがって、1990年代の労働分配率の動向については、第1次石油ショック後のごく緩やかな上昇トレンドが続いているという枠組みのもとで評価する必要がある。こうした枠組みのもとで、2000年末時点において労働分配率は、概ね中期的均衡水準近傍まで低下していたと評価できる。

以上の分析結果を踏まえたうえで、先行きの労働分配率について展望すると、中・長期的には、労働と資本の代替の弾力性により示されるマクロ的な生産技術の特性に変化がなければ、労働の平均生産性の上昇に見合って、緩やかに上昇すると考えられる。そして、こうした労働分配率のトレンド的な上昇は、資本収益率の長期的な低下を伴うこととなろう。したがって、マクロ的に資本収益率の上昇と労働分配率の低下を同時に達成するためには、労働効率がこれまで以上に高まり、これにより中期的な均衡労働分配率が低下することが必要であると考えられる。もちろん、労働の平均生産性と実質賃金の均衡関係を考慮せず、賃金をさらに抑制することにより労働分配率を低下させることも可能ではあるが、こうした賃金設定が消費行動やマクロ経済にどのような影響を及ぼすのかについては、十分慎重な検討が必要である。

## 補論1. 構造変化を考慮した単位根検定、共和分検定の概要

トレンドに変化が観察されるマクロ経済データ系列について、構造変化を考慮していない従来の単位根検定や共和分検定を行った場合、検定力が著しく低下することが知られている（例えば、Maddala and Kim [1998]）。このため、こうした構造変化を考慮した場合の単位根検定や共和分検定についての研究が、Perron [1989]以降活発に行われてきた。

本稿では、これらのうち、比較的実証分析に使用されることが多いPerron [1997]の単位根検定とGregory and Hansen [1996]の共和分検定を用いて分析を行った。これらは、モデルに構造変化を明示的に設定していること、逐次的に回帰を行い構造変化の蓋然性が高い時期を内生的に特定化していることにより、従来の単位根検定や共和分検定と比較して、検定力が高い検定となっている。

補論1.では、これらの方法について概要を説明する。

### (1) Perron [1997] の単位根検定

#### イ. モデルの設定

Perron [1997]の単位根検定では、対立仮説を「検定対象系列が、構造変化が起きた決定論的トレンド周りの定常過程である」と設定する。構造変化の性質は、3つのタイプに分類できる。すなわち、対象系列がある時点 $T_B$ において、レベル・シフトする場合<sup>28</sup>、決定論的トレンドの傾きが変化する場合、レベル・シフトし、かつ決定論的トレンドの傾きが変化する場合の3つのケースを想定できる<sup>29</sup>。

今、 $\cdot$  は の特殊ケースとして扱うことができるため、以下では、 のケースのみについて議論する。このとき、構造変化の時期とラグ次数を所与とすると、Perron [1997]の検定は、(A-1)式において、 $\alpha=1$ であるという帰無仮説を検定することとなる。

$$y_t = (\mu + \theta DU_t + \delta D(T_B)_t) + (\beta t + \gamma DT_t) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{A-1})$$

$$DU_t = \begin{cases} 0 & (t \leq T_B) \\ 1 & (t > T_B) \end{cases}, \quad D(T_B)_t = \begin{cases} 0 & (t \neq T_B + 1) \\ 1 & (t = T_B + 1) \end{cases}, \quad DT_t = \begin{cases} 0 & (t \leq T_B) \\ t & (t > T_B) \end{cases}$$

28 厳密には、Perron [1997]は時点 $T_B$ にレベル・シフトするだけでなく、その影響でオーバー（アンダー）・シュートし、その後、オーバー（アンダー）・シュートした部分が剥落するモデルを考察している（A-1式参照）。

29 前掲図表6との対応関係は、それぞれはモデルに、はモデルに、はモデルに対応する。



ここで、 $y_t$ は検定対象系列、 $DU_t$ と $D(T_B)_t$ 、 $DT_t$ は、それぞれ構造変化を表すダミー変数である。

#### ロ．構造変化時期の特定

構造変化時期の特定は逐次的に (A-1) 式を推計することにより行われる。すなわち、推計期間を固定したうえで、 $T_B$ を1期ずつずらして推計を繰り返す。その際、推計ごとに最適なラグ次数を選択する<sup>30</sup>。

逐次推計の結果から構造変化の時期を特定する基準について、Perron [ 1997 ] は、 $\alpha$ に係るパラメータの $t$ 値が最小化された時点、ダミー変数に係るパラメータに対する $t$ 値が最小化された時点、ダミー変数に係るパラメータに対する $t$ 値の絶対値が最大化された時点の3つを示している<sup>31</sup>。現時点のところ、このうちどれが統計的に望ましいかという点についてのコンセンサスは存在しない。そこで、各基準により異なる構造変化の時期が示された場合、分析者が先験的情報を用いて判断することとなる。

このように構造変化の時期とラグ次数を特定したうえで、(A-1)式に戻って単位根の有無を検定する<sup>32</sup>。

## (2) Gregory and Hansen [ 1996 ] の共和分検定

#### イ．モデルの設定

Gregory and Hansen [ 1996 ] の共和分検定では、対立仮説を「検定対象となる2系列が (構造変化を含む) 共和分関係にある」と設定する<sup>33</sup>。構造変化の性質は、2つのタイプに分類できる。すなわち、検定の対象となる系列間の共和分関係式において、ある時点 $T_B$ で定数項がシフトする場合 (レベル・シフト) と、定数項と傾きの双方がシフトする場合 (レジーム・シフト) の2つのケースを想定できる<sup>34</sup>。

今、は の特殊ケースとして扱うことができるため、 のケースのみについて議論する。レジーム・シフト・モデルは、(A-2)式のように表現できる。

30 ラグ次数選択の基準としてPerron [ 1997 ] はgeneral to specific approachを推奨している。本稿における分析もこれに従った。

31 レベル・シフトの場合は、その他のケースは が対象となる。

32 なお、単位根検定量は、通常のADF統計量を適用できないため、検定の際には、Perron [ 1997 ] の臨界値 (Critical Value) を用いる必要がある。

33 厳密にいえば、Gregory and Hansen [ 1996 ] の方法は、「構造変化がなく共和分関係にある場合」を特殊ケースとして帰無仮説に含む。したがって、構造変化の有無自体については、本検定で示された構造変化の時期を情報として共和分ベクトルを推計し、ダミー変数の有意性等から別途判断する必要がある。本稿でもこうした手続きを行った (前掲図表9(1))。

34 他に決定論的トレンドを含むモデルにレベル・シフトが起こるケースも考えられるが、本稿では扱わない。

$$y_{1t} = (\mu + \theta \phi_{t\tau}) + (\alpha + \beta \phi_{t\tau}) y_{2t} + e_t \quad (\text{A-2})$$

$$\phi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & (t \leq T_B) \\ 1 & (t > T_B) \end{cases}$$

ここで、 $y_{1t}$ と $y_{2t}$ は検定の対象となる系列、 $\phi_{t\tau}$ は構造変化を表すダミー変数である。

#### □．構造変化時期の特定

構造変化時期の特定は逐次的に (A-2) 式を推計し、得られる残差ごとに単位根検定 (ADF、PPテスト) を実施することにより行われる<sup>35</sup>。その際、全ての検定ごとに最適なラグ次数を選択する<sup>36</sup>。

逐次検定の結果から構造変化時期を特定する基準については、Gregory and Hansen [1996] は、各検定統計量がそれぞれ最小となる時点を選択することを推奨している。各基準により異なる構造変化の時期が示された場合、Perron [1997] の単位根検定の場合と同じように、分析者が先験的情報を用いて判断する。

このように、構造変化の時期とラグ次数を特定したうえで、(A-2) 式に戻って共和分関係の有無を検定する<sup>37</sup>。

35 推計期間は固定して、 $T_B$ を1期ずつずらして推計を繰り返す。ただし、検定統計量を計算するために必要なサンプル数を確保するため、Gregory and Hansen [1996] の示唆に従い、サンプル期間の始期から15%、終期から15%の合計30%のサンプルについては、ダミー処理を行っていない。

36 ラグ次数選択の基準はAIC、BIC、“general to specific approach”を併用した。

37 なお、検定統計量は、通常のADF統計量、PP統計量を適用できないため、Gregory and Hansen [1996] の臨界値 (critical value) を用いる必要がある。

## 補論2．本稿で使用したデータについて

本補論では、本稿で使用したデータの出所・定義を整理する。サンプル期間は1960/2Q～2000/4Q<sup>38</sup>。

項目名	出所・定義
名目GDP原系列	内閣府「国民経済計算年報」 1980/1Q～2000/4Qについては、93SNAの名目GDP原系列を使用。 1960/2Q～1979/4Qについては、名目GDP原系列の伸び率が68SNAの名目GDP原系列の伸び率に一致すると仮定し、93SNAベースの1980年の値に68SNAベースの前年同期比を用いて、逐次的に算出。
実質GDP原系列	内閣府「国民経済計算年報」 上記「名目GDP原系列」と同様にして算出。
実質GDP季節調整済み系列	内閣府「国民経済計算年報」 1980/1Q～2000/4Qについては、93SNAの実質GDP季節調整済み系列を使用。 1960/2Q～1979/4Qについては、実質GDP季節調整済み系列の伸び率が68SNAの実質GDP季節調整済み系列の伸び率に一致すると仮定し、93SNAベースの1980/1Qの値に68SNAベースの前期比を用いて、逐次的に算出。
GDPデフレーター	名目GDP原系列 / 実質GDP原系列 × 100
人件費 営業利益 減価償却費 従業員数	財務省「法人企業統計季報」 いずれも原系列。
名目賃金	人件費 / 従業員数
実質賃金	名目賃金 / GDPデフレーター
要素所得	人件費 + 営業利益 + 減価償却費
労働の平均生産性	(要素所得 / GDPデフレーター) / 従業員数
CPI	総務省「消費者物価指数」 1995年基準による全国総合(除く生鮮食品)の季節調整済み系列。
春闘賃上げ率	厚生労働省「労働白書」
労働損失日数	厚生労働省「労働白書」、「労働争議統計調査」 半日以上同盟罷業および作業所閉鎖による「労働損失日数」。

38 実質賃金、労働の平均生産性については、筆者がX-11(デフォルト)により季節調整を実施した系列を実証分析に使用。

## 参考文献

- 秋山 裕、『経済発展論入門』、東洋経済新報社、1999年
- 大瀧雅之、『景気循環の理論 - 現代日本経済の構造』、東京大学出版会、1994年
- 黒坂佳央、『マクロ経済学と日本の労働市場』、東洋経済新報社、1988年
- 黒田昌裕、『一般均衡の数量分析』、岩波書店、1989年
- ・野村浩二、「日米生産性比較と国際競争力」、『三田商学研究』第42巻第5号、慶應義塾大学商学会、1999年、41～73頁
- 経済企画庁、『日本経済の現況2000』、大蔵省印刷局、2000年
- 佐藤和夫、『生産関数の理論』、創文社、1975年
- 佐藤隆三、『経済成長の理論』、勁草書房、1968年
- 島田晴雄、『労働経済学』、岩波書店、1986年
- 竹中平蔵、『研究開発と設備投資の経済学』、東洋経済新報社、1984年
- ・『日本経済の国際化と企業投資』、日本評論社、1993年
- 西崎健司・須合智広、「わが国における労働分配率についての一考察」、日本銀行調査統計局Working Paper No. 01-8、2001年
- 西村清彦・井上 篤、「高度成長期以後の日本製造業の労働分配率：「二重構造」と不完全競争」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』第3章、東京大学出版会、1994年、79～106頁
- 日本労働研究機構、『ユースフル労働統計』、日本労働研究機構、2000年
- 吉川 洋、「労働分配率と日本経済の成長・循環」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』第4章、東京大学出版会、1994年、107～140頁
- ・『日本経済とマクロ経済学』、東洋経済新報社、1992年
- ・『現代マクロ経済学』、創文社、2000年
- 吉田和男、『マクロから見た日本経済』、日本評論社、1989年
- 労働省、『労働白書』、日本労働研究機構、1998年
- Arrow, K.J., H. B. Chenery, B.S. Minhas and R.M. Solow, “Capital-labor Substitution and Economic Efficiency,” *Review of Economics and Statistics*, 43, 1961, pp. 225-250.
- Bentolila, S., and G. Saint-Paul, “Explaining Movements in the Labor Share,” mimeo, 1999.
- Blanchard, O.J., “The Medium Run,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1997, pp. 89-158.
- ・“Revisiting European Unemployment: Unemployment, Capital Accumulation and Factor Price,” NBER Working Papers, No. 6566, 1998.
- Bruno, M., and J. Sachs, *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, Cambridge, MA, 1985.
- Doldado, J., T. Jenkinson and S. Sosvilla-Rivero, “Cointegration and Unit Root,” *Journal of Economic Surveys*, 4, 1990, pp. 249-73.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-276.

- , and , “Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results,” in R.F. Engle and C.W.J. Granger (eds.), *Long Run Economic Relationships: Reading in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, Chapter 12.
- Gottfries, N., “Customer Markets, Credit Market Imperfections and Real Price Rigidity,” *Economica*, 58, 1991, pp. 317-323.
- Gregory, A.W., and B.E. Hansen, “Residual Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, 70, 1996, pp. 99-126.
- Hayashi, F., *Econometrics*, Princeton University Press, 2000.
- Jorgenson, D. M., “Productivity and Economic Growth in Japan and the United States,” *American Economic Review*, 78 (2), 1988, pp. 217-222.
- Lilien, D., “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment,” *Journal of Political Economy*, 90, 1982, pp. 777-793.
- Maddala, G.S., and In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, New York, 1998.
- Nishimura, K.G., “Customer Markets and Price Sensitivity,” *Economica*, 56, 1989, pp. 187-198.
- Parente, S. L., and E. C. Prescott, *Barriers to Riches*, The MIT Press, 2000.
- Perron, P., “The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica*, 57, 1989, pp. 1361-1401.
- , “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomics Variables,” *Econometrica*, 57, 1997, pp. 1361-1401.
- Rotemberg, J.J., and M. Woodford, “The Cyclical Behavior of Prices and Costs,” *Handbook of Macroeconomics*, 1 (B), 1999, pp. 1051-1135.
- Yoshikawa, H., “Technical Progress and the Growth of the Japanese Economy- Past and Future,” *Oxford Review of Economic Policy*, 16 (2), 2000, pp. 34-45.

