

Working Paper Series

わが国における労働分配率についての一考察

西崎 健司・須合 智広

Working Paper 01-8

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:kenji.nishizaki@boj.or.jp)

(e-mail:tomohiro.sugou@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

わが国における労働分配率についての一考察[†]

2001年6月

西崎 健司*
須合 智広**

【要 旨】

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。労働分配率は、90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98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、90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。99年以降は、企業の人件費抑制スタンスが強まる下で、労働分配率は低下しているが、歴史的にみれば、なお高い水準にある。その事実をもって、「労働分配率は、今後さらに低下する必要がある」といった見方も多い。

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、幾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、何らかの構造的な要因によって90年代に上方シフトがあったとすれば、現在の労働分配率の水準評価は上記とは異なったものと

[†] 本稿の内容及び意見は筆者の個人見解であり、日本銀行及び調査統計局の公式見解を示すものではない。本稿の作成にあたっては、日本銀行調査統計局のスタッフから有益なコメントを頂いた。特に、中村康治、榎本英高両氏(共に日本銀行調査統計局)による議論には、大きな影響を受けた。また、松林洋一助教授(和歌山大学)には、本稿の実証分析にあたって必要なプログラムを提供して頂いた。この場を借りて感謝の意を表したい。もちろん、本稿中の有り得べき誤りは全て筆者に帰する。

* 日本銀行調査統計局経済調査課<現金融市場局金融市場課>(e-mail: kenji.nishizaki@boj.or.jp)

** 日本銀行調査統計局経済調査課(e-mail: tomohiro.sugou@boj.or.jp)

なろう。ただしその場合、上昇トレンドや上方シフトの性質や程度、背景を明らかにする必要がある。

このように、近年の労働分配率の動向を評価する上では、幾つかの重要な論点があるが、90年代以降も対象に含めた詳細な分析は行なわれてこなかったのが実情である。そこで本稿では、上記のような問題意識に基づき、60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を行った。具体的には、まず、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、変動を規定する要因を理論的に整理した。その上で、労働分配率が長期的には実質賃金と労働生産性の均衡関係によって決定されることを理論的背景とした、実質賃金と労働生産性の誤差修正モデル（ECM）を推計した。それによって労働分配率の上昇トレンドの性質や上方シフトの有無を検証するとともに、その背景について幾つかの解釈を示した。分析結果を整理すると、以下の通りである。

- ① わが国の労働分配率は、資本深化に伴って労働生産性が趨勢的に上昇するに伴い、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を下回るという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、技術進歩率の趨勢的動向の影響を受ける（技術進歩率が低下<上昇>すれば、労働分配率水準は上昇<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<縮小>期に労働分配率は低下<上昇>）。これは、労働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。このように、実質賃金と労働生産性の間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「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生産性が改善に向かい、期待インフレ率も沈静化に向かったが、高度成長期から安定成長期への移行（技術進歩率の趨勢的動向の変化）に伴って、労働分配率の長期均衡水準が切り上がり、労働分配率は高止まって推移した。

- ④ 一方、90年代の労働分配率の大幅な上昇については、実質賃金と労働生産性の長期均衡関係を不安定化させる要因が80年代と比べると強まっていたが、「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、90年代における技術進歩率の変化や、産業構造の変化は、実質賃金と労働生産性の長期均衡関係に影響を及ぼすという意味においては、第1次石油ショック後程には大きなものではなかったということを示唆する。従って、90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。こうした枠組みの下で、最近の労働分配率は、概ね長期均衡水準近傍まで低下していると評価できる。

以上の分析結果を踏まえた上で、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。従って、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、技術進歩率がこれまで以上に高まり、これによって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、こうした実質賃金と労働生産性の長期的な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計算上は可能ではあるが、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。

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、90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98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、90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。99年以降は、企業の人件費抑制スタンスが強まる中で、労働分配率は低下しているが、歴史的にみれば、なお高い水準にある。その事実をもって、「労働分配率は、今後さらに低下する必要がある」といった見方も多い。

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、幾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、何らかの構造的な要因によって90年代に上方シフトがあったとすれば、現在の労働分配率の水準評価は上記とは異なったものとなる。ただしその場合、上昇トレンドや上方シフトの性質や程度、背景を明らかにする必要がある。

このように、近年の労働分配率の動向を評価する上では、幾つかの重要な論点があるが、90年代以降も対象に含めた詳細な分析は行なわれてこなかったのが実情である¹。そこで本稿では、上記のような問題意識に基づき、60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。その上で、実質賃金と労働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、その背景について幾つかの解釈を試みる。

先行研究と比べた本稿の最大の特徴点は、労働分配率の趨勢的・短期的変動を実質賃金と労働生産性の誤差修正モデルを用いて分析することである。理論

¹ 80年代迄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。

的には、労働分配率は、実質賃金と労働生産性の均衡関係によって決定される。従って、労働分配率の趨勢的変動は、実質賃金と労働生産性の長期的な均衡関係の特徴を反映する。逆に、労働分配率の短期的変動は、実質賃金と労働生産性の長期的な均衡関係からの乖離に対する調整メカニズムの特徴を反映する。このように誤差修正モデルを用いることによって、労働分配率の変動について、経済理論とより整合的な解釈をすることが可能となる。

本稿の構成は以下の通りである。2.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.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生産性の誤差修正モデルを導出する。4.では、3.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.では、2. のファクト・ファインディングと 4. 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.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 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、①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、②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、③営業余剰には家計の「持ち家」分が含まれていること、など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」（以下、法人季報<資本金が 1000 万円以上の企業が対象>）を用いて、民間の法

人企業（金融業を除く）の労働分配率を計測する²。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。

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

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。従って、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、ネットの資本ストックを生産要素として想定しているため、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（例えば、経済企画庁（2000）、Rotemberg and Woodford（1999）等）。

(2) 60 年代以降の労働分配率の動向

以下では、(1) で示した考え方にに基づき計測した、60 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とその特徴点について簡単に整理する。

(全産業ベースの動向)

まず、本稿において直接的な実証分析の対象である全産業ベースの労働分配

² 法人季報については、①特に中小企業について、標本数が母集団に比べて小さく、有効回答率も低いため、サンプル選択バイアスが大きい可能性がある、②研究開発費が投資ではなく「販売及び一般管理費」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。

率について、以下の3点を指摘できる。

①長期的にみると、上昇トレンドを持つように見える（以下、事実①）。

②第1次石油ショック後及び90年代に上方シフトしたように見える（以下、事実②）。

60年代以降の労働分配率の推移をみると（図表1）、60年代平均49.7%→70年代平均60.0%→80年代平均64.6%→90年代平均68.8%と、趨勢的に上昇しており、上昇トレンドを持つように見える。

もっとも、こうした労働分配率の上昇のテンポは一定ではなく、60年代から70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大幅に上昇した。その後、労働分配率は、70年代後半から80年代にかけて概ね横這いで推移したが、90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90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、上方へのシフトが起こっているように見える。

なお、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。

③景気循環とほぼ同時、かつ逆方向に動く（以下、事実③）。

次に、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60年代以降ほぼ一貫して逆方向に変動していることが分かる。これを相関係数で見ると、相関係数-0.199と両者は負の相関を持ち、特に第1次石油ショック後（75/4Q以降のサブ・サンプル）については³、相関係数-0.389と逆相関の関係が強いことが確認された（図表2(2)）。さらに、賃金設定の遅れ等を勘案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すことが分かった。すなわち、労働分配率は景気循環とほぼ同時、かつ逆方向に動いている。

この結果を Rotemberg and Woodford (1999) が、米国の民間法人企業部門（金

³ ここでは、後述する実質賃金と労働生産性の長期均衡関係について、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。

融業を除く) について行った分析結果と比較すると、69 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、わが国と同様に労働分配率は景気循環とほぼ同時に、かつ逆方向に動いている。

(産業単位でみた労働分配率の動き)

「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、産業という観点から労働分配率をみると、以下の 2 つの特徴点を指摘できる。

④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 (以下、事実④)。

⑤労働分配率の変化幅の産業間標準偏差でみた「部門ショック」は、第 1 次石油ショック後の局面で著しく大きくなった (以下、事実⑤)。

製造業 (素材・加工)、非製造業別の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①~③) を持つことが分かる。このことは、産業に共通のマクロ的要因が労働分配率の変動を規定していることを示唆している。

また、部門別の労働分配率の動向から経済に加わる「部門ショック」を抽出するために、Lilien (1982) の考え方を労働分配率に応用して⁴、各時点の各産業の要素所得シェアをウェイトとする労働分配率の変化幅の標準偏差を計算した (図表 3 (2)、以下、Lilien 指標)。

Lilien 指標の計算結果をみると、産業構造調整を伴う局面 (第 1 次石油ショック後の 74~5 年、第 2 次石油ショック後の 79~80 年、直近時点等) や急速な景気拡大の過程において産業間の売上げや賃金の上昇に格差が生じた時期 (67、89 年等) に上昇する傾向がみられる。特に、第 1 次石油ショック後の局面にお

⁴ Lilien(1982)は、各産業の雇用者シェアをウェイトとする雇用者数の変化率の標準偏差を部門ショックの指標とした。Lilien(1982)の指標と本稿の指標を比較すると、前者が労働市場に焦点を絞り、雇用者数の情報のみをもって部門ショックを捉えようとしているのに対し、後者は労働市場と生産物市場の両市場に加わる部門ショックについて、賃金や物価による調整のばらつきも含めて捉えようとしている点が異なる。

いて、Lilien 指標は著しく上昇しており、この時期の産業構造調整圧力が、最近 40 年間に於いては例外的に大きなものであったことを確認できる。

(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①）、第 1 次石油ショック後や 90 年代には上方シフトしたように見える（事実②）。また、景気循環とほぼ同時、かつ逆方向に変動する（事実③）。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④）ことから、全産業ベースでみた労働分配率の変動は、主として各産業に共通のマクロ的要因に規定されているとみられる。

もともと、第 1 次石油ショック後のように、産業構造が急速に変化する局面（事実⑤）においては、全産業ベースでみた労働分配率が、こうした産業構造の変化の影響を受ける、という側面も存在すると考えられる。

本稿の以下の分析では、1 財モデルの枠組みを用いて労働分配率の変動を規定する要因を整理し、これに基づき全産業ベースの労働分配率について実証分析を行う。そして、その実証分析の結果を解釈する過程において、上述した、産業構造の変化が労働分配率の動向に与えた影響についても言及する。

3. 理論的整理

以下では、簡単な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⁵、本稿で推計する誤差修正モデルを導出する。

(1) 趨勢的変動を規定する要因

まず、労働分配率の趨勢的変動の決定要因について考察する。

本稿では、企業は全て同質で、完全競争下で規模に対して収穫一定の CES 型生産関数により生産活動を行っている^{6,7}と仮定する。

⁵ 本稿のモデルは、Bentolila and Saint-Paul (1999)、Blanchard (1997、1998) のモデルを簡略化したものである。

⁶ また、この生産関数はいわゆる「well-behaved」であると仮定する。

⁷ CES 型生産関数を仮定することには、①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②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

$$Y = F(\Lambda_L L, \Lambda_K K) = \left[\alpha (\Lambda_L L)^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} + (1-\alpha) (\Lambda_K K)^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \right]^{\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)} \quad (3-1)^8$$

今、企業が、利潤最大化を行うとすると、均衡においては、実質賃金と労働の限界生産力は等しくなり、次の (3-2) 式が成立する。

$$\frac{W}{P} = \frac{\partial Y}{\partial L} = \alpha \left(\frac{Y}{L} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \Lambda_L^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \quad (3-2)^9$$

このとき、均衡における労働分配率は次の (3-3) 式で与えられる。

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

すなわち、均衡における労働分配率の水準は、①労働生産性の水準 Y/L 、②TFP の水準 Λ_L 、③労働と資本の代替の弾力性 σ に依存する。

ここで、労働分配率の趨勢的変動を、景気循環的な要因を除去した経済成長（資本蓄積）に伴う変動と定義すると、労働と資本の代替の弾力性 σ は一定として扱うことが妥当であるから、労働分配率の変化率は次の (3-4) 式で与えられる。

$$\Delta \left(\frac{WL}{PY} \right) / \left(\frac{WL}{PY} \right) = \left(\frac{1-\sigma}{\sigma} \right) \left[\left(\frac{\Delta Y}{Y} - \frac{\Delta L}{L} \right) - \frac{\Delta \Lambda_L}{\Lambda_L} \right] \quad (3-4)$$

すなわち、労働分配率の趨勢的変動は、①労働と資本の代替の弾力性、②労働

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))。

⁸ ここで、 Y : 要素所得、 L : 労働、 K : 資本、 Λ_L : 労働の効率係数、 Λ_K : 資本の効率係数 (稼働率)、 σ ($>0, \neq 1$): 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)、 α : $\sigma \rightarrow 1$ (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。

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 TFP (全要素生産性) を表わし、資本の効率係数は専ら稼働率を表わす、と仮定する。労働の効率係数が、長期的には TFP を表わすと仮定することは、成長理論においてハロッド中立的な技術進歩を仮定することに対応している。

⁹ ここで、 W は名目賃金、 P は生産物価格、をそれぞれ表す。

働生産性の趨勢的変動、③TFP の趨勢的変動に依存する¹⁰。

ここで、決定要因の中に「労働と資本の代替の弾力性」が、含まれていることには注意を要する。すなわち、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が、実際に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。例えば、労働と資本が完全代替である場合 ($\sigma \rightarrow \infty$)、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 ($\sigma \rightarrow 0$)、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。

労働分配率との関連では、労働と資本の代替の弾力性の大きさが 1 よりも大きい小さいか、という点が特に重要である。この点を例示するために、単純化のため TFP 一定を仮定し、資本・労働比率が 1% 上昇することに伴い、労働生産性が上昇するケースを考える。このとき、労働と資本の代替の弾力性が 1 より小さい（大きい）場合、労働の資本に対する相対価格は 1% より大きく（小さく）上昇し、資本・労働比率と労働の資本に対する相対価格の比として求められる利潤・雇用者所得比率は低下（上昇）する。すなわち、労働分配率は上昇（低下）し、労働生産性のトレンドと労働分配率のトレンドは正（負）の相関を持つこととなる。また、労働と資本の代替の弾力性が 1 の場合、生産関数はコブ・ダグラス型となるので、労働分配率は、労働生産性のトレンドからは独立に一定となる。

以上の理論的整理を踏まえた上で、本稿の実証分析では、観察可能な実質賃金と労働生産性との関係に注目する。具体的には、(3-2) 式について両辺の対数をとった次の (3-5) 式を長期均衡関係式であると考ええる。

¹⁰ 本稿のモデルでは、資本蓄積を、TFP を勘案した労働生産性の動向を通じて間接的かつ外生的に捉えている。

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = \frac{1}{\sigma} \ln\left(\frac{Y}{L}\right) + \left[\ln(\alpha) - \left(\frac{1-\sigma}{\sigma}\right) \ln(\Lambda_L) \right] = \theta \ln\left(\frac{Y}{L}\right) + \lambda \quad (3-5)$$

長期均衡関係を示す (3-5) 式の傾き θ は、労働と資本の代替の弾力性の逆数となっている。一方、定数項 λ は、労働と資本の代替の弾力性、TFP に依存しており、回帰分析による推計値は、これらの推計期間中における平均的な姿を反映する¹¹。

(2) 短期的変動を規定する要因

2.(2)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いる(事実③)。こうした変動は、(1)で述べた実質賃金と労働生産性の長期均衡関係からの短期的(一時的)乖離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2つの要因が重要であると考えられる¹²。

①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、投入量の変更には調整費用を伴う。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(要素所得)を調整する。

この場合、景気循環において産出量(要素所得)の変動が、労働投入量の変動よりも大きくなる結果、労働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、均衡に到達するま

¹¹ (3-5)式に決定論的トレンドを入れてCES型生産関数を推計した場合、労働と資本の代替の弾力性が下方バイアスをもって推計されることが知られている(佐藤(1975))。こうした問題を回避するために、本稿では、TFPの平均回りの変動が、確率的(stochastic)な要因によって決定すると仮定する。

¹² 本稿では、完全競争を仮定しているため捨象するが、より一般的に不完全競争の状況を考えて場合には、景気循環に伴うマーク・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可能性がある。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インセンティブを持つ、という状況が考えられる(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においてはマーク・アップ率が上昇し、共同利益が小さい景気後退局面においてはマーク・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、理論的に重要な問題であるが、現時点では複数の考え方が存在し、定説は存在しない。

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。

②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、実質賃金が労働生産性対比でみた長期均衡水準から自律的に上振れ、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、長期均衡からの乖離は一時的な性格を持つものと考えられる。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。

以上、労働分配率の短期的変動を規定する要因のうち、理論的に特に重要であると考えられる 2 点について簡単に説明したが、実際の実証分析において、それぞれについて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、実質賃金の長期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 (3-6) 式の誤差修正モデルを得る。

$$A(L)\Delta\ln\left(\frac{W}{P}\right)_t = B(L)\Delta\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_t - \gamma\left[\ln\left(\frac{W}{P}\right)_{t-1} - \theta\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{t-1} - \lambda\right] + \varepsilon_t \quad (3-6)$$

計量経済学では、実質賃金と労働生産性の関係が (3-6) 式のような誤差修正モデルにより表現できることと、実質賃金と労働生産性が共和分関係にあることが同値であることが知られている¹³。従って、本稿の実証分析では、まず実質賃金と労働生産性が共和分関係にあることを検定し、共和分ベクトルを推計した上で、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. 実証分析（誤差修正モデルの推計）

¹³ 一般に、任意の確率変数同士が共和分関係にあることは、(V)ECMとして表現できることの必要十分条件である（<Grangerの表現定理>Engle and Granger（1987、1991））。

(1) 実質賃金と労働生産性の長期均衡関係の推計

(予備検定—単位根検定—)

実質賃金と労働生産性が共和分関係にあるためには、両者とも①水準系列が確率的トレンドを持ち、②階差系列が定常である（確率的トレンドを持たない）必要がある。まず、グラフで水準系列の動きをみると（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¹⁴。

ところが、通常の ADF テストを行ったところ、60～70 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。こうした点を踏まえると、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と考えられる。

そこで、実質賃金と労働生産性の両方の系列について、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¹⁵、60～70 年代のデータを含めても、決定論的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、上記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（図表 6）。

(共和分検定と共和分ベクトルの推計)

このように、実質賃金と労働生産性は共に一旦は構造変化を起こした可能性が高い。従って、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。

¹⁴ ここで、実証分析に使用したデータについて、特に注意すべき点を述べる。まず、賃金の実質化にあたっては、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。この理由については、①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・ベースの方が望ましいと考えられること（例えば大瀧（1994））、②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、データ補論を参照のこと。

¹⁵ 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。

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¹⁶。検定の結果、①72/4Q にレベル・シフト¹⁷、②73/1Q にレベル・シフト、③73/3Q にレベル・シフト、④72/4Q にレジーム・シフト、⑤75/4Q にレジーム・シフト、⑥73/3Q 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(図表7)。一方で、90年代における構造変化を示唆する結果は得られなかった。

Gregory=Hansen の共和分検定では、上記の6つのケースからさらに構造変化の時期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、構造変化の時期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、ここでは特に上記の6つのケースについて得られる「実質賃金の長期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、上記の6つのケースについて実質賃金の長期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シフトを想定したケース(図表8中のモデル1~4、6)と第1次石油ショック以後にシフトを想定したケース(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る72~73年中に長期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73年に長期均衡水準を若干下回った後、第1次石油ショック後の74年には長期均衡水準を大きく上回るようになり、75年以降に長期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では、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¹⁸。本稿でもこれらに従い、第1次石油ショック後の75/4Q にレジーム・シフトが起きた、とする考え方に添って議論を進める。

以上の結果、推計された長期均衡関係式をみると(図表9(1))、各パラメータ及び構造変化を示すダミーは有意となっており、75/4Qにおいてレジーム・シ

¹⁶ 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。

¹⁷ Gregory and Hansen (1996) に従い、長期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・シフトと定義した上で、ブレイク・ポイント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。

¹⁸ 例えば、島田(1986)、黒坂(1988)等。

フトを仮定したモデルの確からしさを確認することができる。

また、長期均衡関係式の 90 年代における安定性をチェックするために、長期均衡関係式についてサンプル期間を 1 期ずつ延長しながら推計した場合の 1 期先予測誤差の系列を計算した。これをみると、①80 年代に比べ 90 年代の予測誤差は大きくなっていること、②予測誤差は 93/4Q と 98/2Q 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、③最近は予測誤差が 0 近傍にあること、などが分かる（図表 9 (3)）。これらの事実から、90 年代においては、80 年代と比べると実質賃金と労働生産性の長期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、と考えられる。

(2) 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。

(労働と資本の代替の弾力性)

長期均衡関係式 ((3-5) 式) の傾きの逆数である労働と資本の代替の弾力性は、1 を下回っている（図表 10 (1)）。3.(1)で述べたように、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①）。

また、労働と資本の代替の弾力性は、70 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¹⁹。

このように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において、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

¹⁹ 単純化のために、実質賃金と労働生産性が 75/4Q に長期均衡関係式上にあると仮定した上で、長期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 10(2)の(a)と(b)の相違)。

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、賃金が大幅に上昇する一方で、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²⁰。

(長期均衡関係式の定数項と TFP の趨勢的な動向)

一方、長期均衡関係式の定数項(図表10(1))は、70年代央を境に-4.45から-1.67に上昇した。(3-5)式によれば、この定数項は、労働と資本の代替の弾力性、TFPの推計期間中における平均的な姿を反映している。従って、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、TFP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あると考えられる²¹。

そこで、実際にこの時期を境にTFPの趨勢的な動向に変化が生じたかどうかを確認するために、黒田・野村(1999)による平均年率でみた全産業ベースのTFPの推計結果をみると(図表10(3))、60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70年代前半には水準として低下、70年代後半はほぼ横這い、80年代以降は1%を下回る低い伸びに止まっており、第1次石油ショック前後を境にTFPの趨勢的な動向には明らかな変化が生じている^{22,23}。

こうしたTFPの趨勢的な動向の変化が生じた背景については、①これまで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))^{24,25}や、

²⁰ 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、76~90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。

²¹ 安定成長期への移行については、①資本蓄積のテンポの鈍化と②TFP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、①を労働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上で、②が労働分配率に与えた影響を考察する。

²² 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、75/3Q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。

²³ 同様の結果は、黒田(1989)によっても報告されている。

²⁴ 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。

²⁵ 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

産業構造を重視する立場からは②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訳ではない。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て議論を進める。

(3) 短期のダイナミクスの推計

以上の共和分ベクトル及びこれから得られた実質賃金の長期均衡水準からの乖離を前提に、長期均衡への調整メカニズムを示す短期のダイナミクスを推計した（図表 11 (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 11 (2)）。これは、①実績値と推計値の差が、74/2Q に推計残差が約 6%と急激に拡大していること（図表 11 (3)）、②同じタイミングで当期の労働生産性に係る Recursive Parameter が大幅に変化していること（図表 12）などからみると、実質賃金が 74/2Q において急激にオーバー・シュートした結果、短期ダイナミクスがブレイクしたためであると考えられる。

こうした 74/2Q 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、72 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 13 (1)）、実質賃金は、労働生産性対比でみて抑制気味であった（図表 9 (2)）。こうした中、73/10 月に第 1 次石油ショックが発生したこともあり、期待インフレ率が急激に加速し、74 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 13 (2)）²⁶。その結果、労働生産性が低下する中であっても、74/2Q の実質賃金は前期比+2.9%と上昇し、労働分配率は急激に上昇した。

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 上昇率が鈍化することとなる。

²⁶ 74 年に労働損失日数でみた労使関係が悪化したことも、こうした労働市場の状況を裏付けている。

3.(2)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、74/2Q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 14 (1)）。

推計結果をみると、自由度調整済決定係数が上昇し、診断テストの結果も改善した（図表 14 (2)）。また、労働生産性に係る Recursive Parameter も安定するなど（図表 15）、推計式のパフォーマンスは全体として大幅に改善した。

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

本稿では、労働分配率が長期的には実質賃金と労働生産性の均衡関係により決定されることを理論的背景として、実質賃金と労働生産性の関係について実証分析を行った。以下では、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これまでの実証分析の結果を整理するとともに、若干の追加的考察を加えることによって、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) 長期的上昇トレンドの評価

本稿では、労働分配率が長期的にみれば上昇トレンドを持つこと（事実①）をデータから確認した上で、実証分析を行い、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²⁷、労働分配率が、労働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。

そこで、この点を評価するために、本稿の誤差修正モデルを用いて、労働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 16）。計算結果をみると、実質賃金は、最初の 1 年程度ベース・ライン²⁸

²⁷ 労働分配率と資本収益率の関係については、補論 2 を参照。

²⁸ 91/4Q から 00/4Q のパスを使用。

を 0.5%上回る水準に止まった後、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。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%以下に止まる。

この結果は、労働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③）。

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 17）。計算結果をみると、実質賃金は、労働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・ラインを 0.3%程度下回る。短期的には、労働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・ラインの水準に戻る。

このように、景気循環の過程において、労働生産性と実質賃金は共に同方向に変動する。労働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一つとして指摘した、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。

(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②）が、「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18)。結果を整理すると、以下のようにまとめられる。

74年における労働分配率の急激な上昇は、①急速な景気後退に伴う稼働率調整を反映した労働生産性の低下と、②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²⁹、に起因する。すなわち、74/1Qから75/1Q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、労働生産性は、景気が底入れした75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³⁰。

しかし、高度成長期から安定成長期への移行(TFPの趨勢的動向の変化³¹)に伴って、所与の労働生産性水準に対する均衡実質賃金水準、すなわち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) 90年代入り後の動向の評価

一方、90年代における労働分配率の大幅な上昇(事実②)については、実質賃金と労働生産性の長期均衡関係を不安定化させる要因が80年代と比べると強まっていたが、「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、90年代におけるTFPの変化や、産業構造の変化は、実質賃金と労働生産性の長期均衡関係に影響を及ぼすという意味においては、第1次石油ショック後程には大きなものではなかったということを示唆する。従って、90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長期均衡水準からの乖離をみると(前掲図表9(2))、92、3年から拡大傾向を続けた後、99年入り後の景気回復局面において調整が進み、最近では0近傍になっている。すなわち、労働分配率は90年代前半から長期均衡水準と比べて過大な状況が続いていたが、最近は概ね長期

²⁹ 本稿の実証分析では、短期ダイナミクス式の一時的ブレイクとして捉えた。

³⁰ 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、70年代末までには無視可能な程度となった。

³¹ 本稿の実証分析では、長期均衡関係式の定数項の恒久的な上昇として捉えた。

均衡水準近傍まで低下していると評価できる。

もちろん、労働分配率が長期均衡水準にまで低下したからといって、今後、これ以上低下しないということまでは言えない。景気動向次第では、短期的に労働分配率が均衡水準以下に低下することはあり得よう。ただし、仮に、資本と労働の代替の弾力性等に示される技術特性に変化がないとすれば、中長期的なレベルが低下するとは考えにくいというのが、本稿の分析から得られる一応の結論である。

6. おわりに

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上で、長期的には労働分配率が実質賃金と労働生産性の均衡関係によって決定されることを理論的背景とした誤差修正モデルを推計し、分析を行った。分析結果を改めて整理すると、以下の通りである。

- (1) わが国の労働分配率は、資本深化に伴って労働生産性が趨勢的に上昇するに伴い、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を下回るという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、TFPの趨勢的動向の影響を受ける（TFPが低下<上昇>すれば、労働分配率水準は上昇<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<縮小>期に労働分配率は低下<上昇>）。これは、労働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。このように、実質賃金と労働生産性の間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「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生産性が改善に向かい、期待インフレ率も沈静化に向かったが、高度成長期から安定成長期への移行（TFP の趨勢的動向の変化）に伴って、労働分配率の長期均衡水準が切り上がり、労働分配率は高止まって推移した。

- (4) 一方、90年代の労働分配率の大幅な上昇については、実質賃金と労働生産性の長期均衡関係を不安定化させる要因が80年代と比べると強まっていたが、「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、90年代におけるTFPの変化や、産業構造の変化は、実質賃金と労働生産性の長期均衡関係に影響を及ぼすという意味においては、第1次石油ショック後程には大きなものではなかったということを示唆する。従って、90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。こうした枠組みの下で、最近の労働分配率は、概ね長期均衡水準近傍まで低下していると評価できる。

以上の分析結果を踏まえた上で、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、労働生産性の上昇に見合っ、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。従って、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、TFP成長率がこれまで以上に高まり、これによって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、こうした実質賃金と労働生産性の長期的な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計算上は可能ではあるが、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。

以 上

【補論 1】 構造変化を勘案した単位根検定、共和分検定の概要

トレンド的な成長率の変化などが窺われるマクロ経済データ系列について、構造変化がモデル設定において考慮されていない従来の単位根検定や共和分検定を行った場合、その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) 以降活発に行なわれてきた。

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。これらの検定は、①構造変化を明示的に織り込んだモデルを設定していること、しかも②逐次的に回帰を行うことによって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、より検定力が高い検定となっている。

以下では、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

(モデルの設定)

Perron (1997) の単位根検定では、対立仮説を、「検定の対象となる系列が、構造変化を起こしたトレンド周りの定常過程 (broken trend stationary) 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、検定の対象となる系列がある時点 T_B において、①レベル・シフトする場合³²、②トレンド的な成長率が変化する場合、③レベル・シフトし、かつトレンド的な成長率が変化する場合の3つのケースを想定できる³³。

今、①・②は③の特殊ケースとして扱うことができるため、以下では、③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 の検定は、以下の (補 1-1) 式において、 $\alpha=1$ であるという帰無

³² 厳密には、Perron は時点 T_B にレベル・シフトするだけでなく、その余波でオーバー (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 ((補 1-1) 式参照)。

³³ 図表 6 との対応関係は、それぞれ①はモデル I に、②はモデル III に、③はモデル II に対応する。

仮説を検定することとなる。

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

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

ここで、 y_t は検定の対象となる系列、 DU_t と $D(T_B)_t$ 、 DT_t は、それぞれブレイクを表わすダミー変数である。

(構造変化時期の特定)

構造変化の時期の特定は逐次的に(補 1-1)式を推計することによって行なわれる。すなわち、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。その際、各推計毎に最適なラグ次数を選択する³⁴。

このような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は、① α に係るパラメータのt値が最小化された時点、②ダミー変数に係るパラメータ³⁵に対するt値が最小化された時点、③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。統計的観点からは、このうちどれが望ましいかという点についてのコンセンサスは(現時点では)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上で、(補 1-1)式に戻って単位根の有無を検定する³⁶。

(2) Gregory and Hansen (1996) の共和分検定

(モデルの設定)

³⁴ ラグ次数選択の基準として Perron 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。

³⁵ レベル・シフトの場合は θ 、その他のケースは γ が対象となる。

³⁶ 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 Critical Value を用いる必要がある。

Gregory and Hansen (1996) の共和分検定では、対立仮説を、「検定の対象となる 2 系列が、(構造変化を含んだ) 共和分関係にある」と設定する³⁷。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①定数項がシフトする場合 (レベル・シフト) と、②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³⁸。

今、①は②の特殊ケースとして扱うことができるため、②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、以下の (補 1-2) 式のように表現できる。

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

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

ここで、 y_{1t} と y_{2t} は検定の対象となる系列、 $\phi_{t\tau}$ はブレイクを表わすダミー変数である。

(構造変化時期の特定)

構造変化の時期の特定は逐次的に (補 1-2) 式を推計し³⁹、得られる残差毎に単位根検定 (ADF、PP テスト) を実施することにより行なわれる。その際、全ての検定毎に最適なラグ次数を選択する⁴⁰。

このような逐次検定の結果から構造変化の時期を特定する基準については、Gregory と Hansen は、各検定統計量についてそれぞれ最小となる時点を選択す

³⁷ 厳密に言えば、Gregory=Hansen 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。従って、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 (図表 9 (1))。

³⁸ 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。

³⁹ 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 と Hansen 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。

⁴⁰ ラグ次数選択の基準は AIC、BIC、General to Specific Approach を併用した。

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 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上で、(補 1-2) 式に戻って共和分関係の有無を検定する⁴¹。

以 上

⁴¹ 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 Critical Value を用いる必要がある。

【補論 2】 労働分配率と資本収益率の関係

本稿では、労働分配率の上昇が資本収益率の低下を伴うことを前提として議論した。以下では、本稿のモデルを用いてこの点について考察する。

まず、生産関数については、本稿で使用した CES 型生産関数を仮定する。

$$Y = F(\Lambda_L L, \Lambda_K K) = \left[\alpha (\Lambda_L L)^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} + (1-\alpha) (\Lambda_K K)^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \right]^{\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)} \quad (\text{補 2-1})$$

今、生産要素の効率性を勘案した労働生産性、資本装備率をそれぞれ $y = Y/\Lambda_L L$ 、 $k = \Lambda_K K/\Lambda_L L$ とすると、上記の生産関数は以下のように表現できる。

$$y = \left[\alpha + (1-\alpha) k^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \right]^{\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)} \quad (\text{補 2-2})$$

これを、本文中の (3-3) 式に代入すると、均衡における労働分配率は次の (補 2-3) 式で与えられる。

$$\frac{WL}{PY} = \alpha \left[\alpha + (1-\alpha) k^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \right]^{-1} \quad (\text{補 2-3})$$

一方、資本収益率 (r) は、資本の限界生産性に等しいから、

$$r = \frac{\partial Y}{\partial K} = (1-\alpha) \left(\frac{Y}{K} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \Lambda_K^{\left(\frac{\sigma-1}{\sigma}\right)} \quad (\text{補 2-4})$$

が成立する。この式は、 k を用いて以下の (補 2-5) 式のように表現できる。

$$r = (1-\alpha) \left[\alpha k^{\left(\frac{1-\sigma}{\sigma}\right)} + (1-\alpha) \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (\text{補 2-5})$$

(補 2-3) 式と (補 2-5) 式から分かるように、労働分配率と資本収益率は、共に生産要素の効率性を勘案した資本装備率 k に依存する。従って、両式から k

を消去すれば、労働分配率と資本収益率の関係が得られるが、実際には極めて複雑な関数となる。そこで、労働分配率（補 2-3）式と資本収益率（補 2-5）式のそれぞれについて、生産要素の効率性を勘案した資本装備率との関係を考察し、その結果から、労働分配率と資本収益率の関係について考察を進める。

まず、労働分配率についてみると、既に本文中で議論したように資本蓄積と労働分配率の関係は労働と資本の代替の弾力性の大きさに依存する。すなわち、労働と資本の代替の弾力性が 1 より小さい（大きい）場合、生産要素の効率性を勘案した資本装備率の上昇は、労働分配率の上昇（低下）を伴う。労働と資本の代替の弾力性が 1 の場合（コブ・ダグラス型生産関数）、両者は独立になる。

一方、資本収益率については、生産関数についての収穫逓減の仮定から、資本蓄積とともに必ず低下する。すなわち、（補 2-5）式における生産要素の効率性を勘案した資本装備率の上昇は、労働と資本の代替の弾力性の大きさにかかわらず資本収益率の低下を伴う。

以上の議論から、労働分配率と資本収益率の理論的關係は、一般に労働と資本の代替の弾力性の大きさに依存することが分かる。すなわち、労働と資本の代替の弾力性が 1 より小さい（大きい）場合、生産要素の効率性を勘案した資本装備率が上昇すると、労働分配率は上昇（低下）する一方で資本収益率は低下する。従って、労働分配率と資本収益率は負（正）の相関を持つ。また、労働と資本の代替の弾力性が 1 の場合（コブ・ダグラス型生産関数）は、労働分配率は一定となるため、両者の間にシステマティックな関係は存在しない。

本稿の実証分析では、労働と資本の代替の弾力性が 1 より小さいとの結果を得た。このことは、わが国の労働分配率の上昇トレンドが、資本収益率の低下を伴うものであることを意味している。

以 上

【データ補論】

以下では、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60/2Q から 00/4Q⁴²。

項目名	出所・定義
名目 GDP 原系列	内閣府「国民経済計算年報」 80/1Q～00/4Q については、93SNA の名目 GDP 原系列を使用。 60/2Q～79/4Q 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 80 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 系列	内閣府「国民経済計算年報」 80/1Q～00/4Q については、93SNA の実質 GDP 季節調整済系列を使用。 60/2Q～79/4Q については、実質 GDP 季節調整済系列の伸び率が 68SNA の実質 GDP 季節調整済系列の伸び率に一致すると仮定し、93SNA ベースの 80/1Q 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」 何れも原系列。
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
労働生産性	(要素所得 / GDP デフレーター) / 従業員数
要素所得 シェア	各産業の「要素所得」 / 全産業の「要素所得」で算出後、X-11 にて季節調整。
CPI	総務省「消費者物価指数」 95 年基準による全国総合（除く生鮮食品）の季節調整済系列。
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」 半日以上同盟罷業及び作業所閉鎖による「労働損失日数」。

以 上

⁴² なお、本稿の実証分析における労働と資本の代替の弾力性の推計にあたっては、下表で定義した実質賃金、労働生産性（サンプル期間：60/2Q～00/4Q）を、X-11 により季節調整を行った季節調整済系列を使用した。

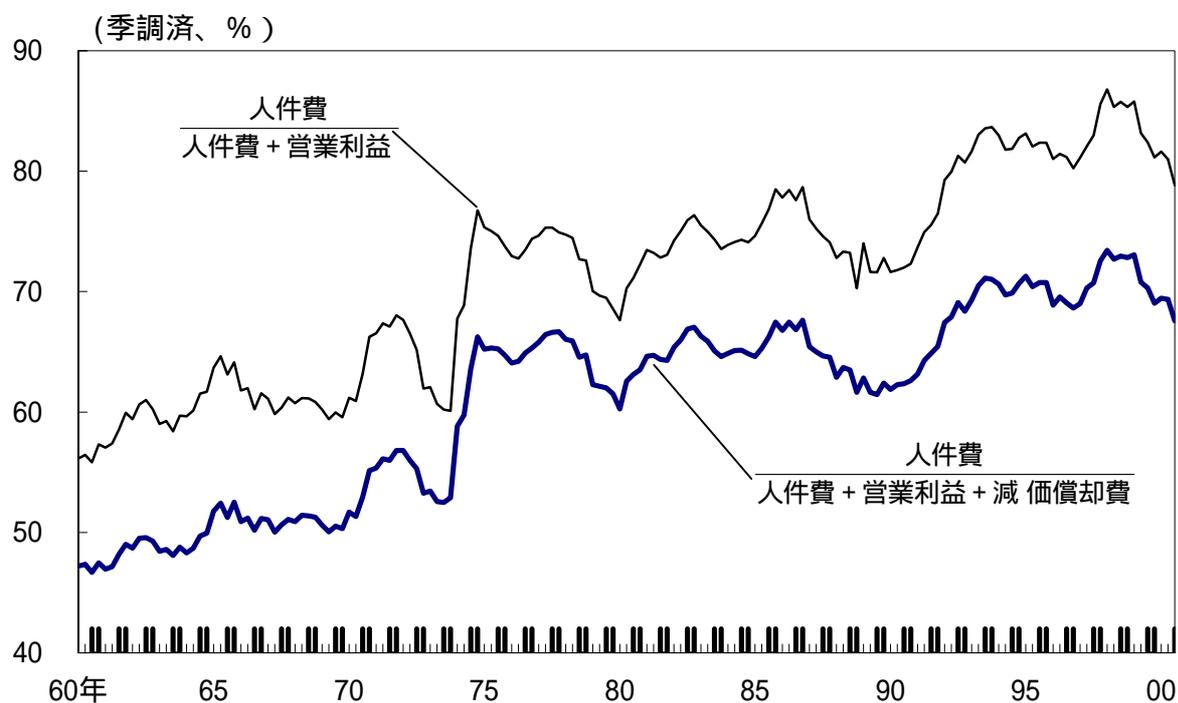
【参考文献】

- 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
- 黒田昌裕・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、慶応義塾大学商学会、1999年
- 経済企画庁、『日本経済の現況2000』、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
- 竹中平蔵、『日本経済の国際化と企業投資』、日本評論社、1993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
- 日本労働研究機構、「ユースフル労働統計」、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
- 吉川洋、『日本経済とマクロ経済学』、東洋経済新報社、1992年
- 吉川洋、『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』、1998年
- Arrow, K.J., H. B. Chenery, B.S. Minhas, and R.M. Solow (1961), “Capital-labor substitution and economic efficiency”, *Review of Economics and Statistics*, 43, 225-250
- Bentolila, S. and G. Saint-Paul(1999), “Explaining Movements in the Labor Share,” Mimeo.
- Blanchard, O.J.(1997), “The Medium Run,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 89-158
- Blanchard, O.J.(1998), “Revisiting European Unemployment: Unemployment, Capital

- Accumulation and Factor Price,” *NBER Working Papers*, No.6566
- Bruno, M., and J. Sachs (1985), *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, Cambridge, MA
- Doldado, Juan, Tim Jenkinson, and Simon Sosvilla-Rivero. “Cointegration and Unit Root.” *Journal of Economic Surveys* 4(1990), 249-73
- Engle, R.F. , and C.W.J. Granger(1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica* 55, 251-276
- Engle, R.F. , and C.W.J. Granger(1991), “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
- Gottfries, N. (1991), “Customer markets, credit market imperfections and real price rigidity”, *Economica*, 58, 317-323
- Gregory, A.W. and B.E. Hansen(1996), “Residual Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, 70, 99-126
- Hayashi, F.(2000), *Econometrics*, Princeton University Press
- Jorgenson, D. W. (1988), “Productivity and Economic Growth in Japan and the United States”, *American Economic Review*, 78(2), 217-222
- Lilien, D. (1982), “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment,” *Journal of Political Economy*, August
- Maddala, G.S., and In-Moo Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, New York: Cambridge University Press
- Nishimura, K.G. (1989), “Customer Markets and Price Sensitivity”, *Economica*, 56, 187-198
- Parente, S. L., and E. C. Prescott (2000), *Barriers to Riches*, The MIT Press
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis”, *Econometrica* 57, 1361-1401
- Perron, P. (1997), “Further evidence on breaking trend functions in macroeconomics variables”, *Econometrica* 57, 1361-1401
- Rotemberg, J.J., and M. Woodford(1999), “The Cyclical Behavior of Prices and Costs”, *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1
- Yoshikawa, H. (2000), “Technical Progress and the Growth of the Japanese Economy- Past and Future”, *Oxford Review of Economic Policy*, vol.16, No.2

非金融法人企業部門の労働分配率

(1) 非金融法人企業部門の労働分配率



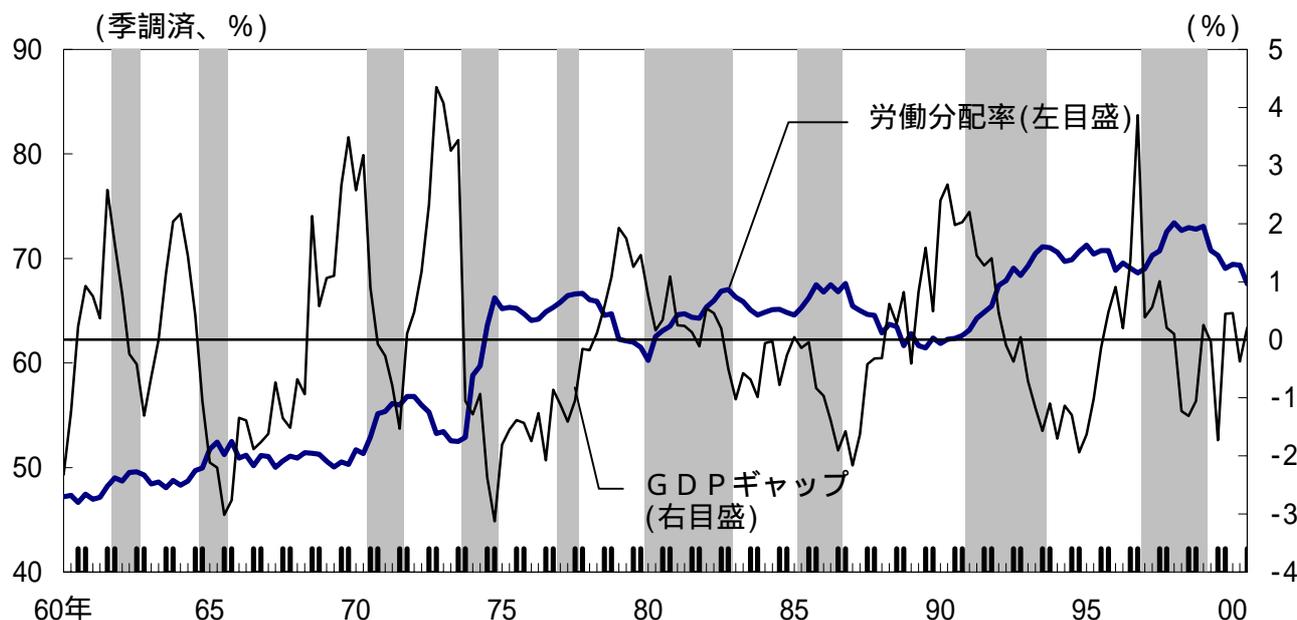
(2) 労働分配率の平均値と変動係数

	全体	60-69	70-79	80-89	90-00
平均値	61.0	49.7	60.0	64.6	68.8
標準偏差	8.4	2.0	5.4	2.5	4.1
変動係数 (標準偏差 / 平均値)	0.137	0.041	0.090	0.039	0.060

(資料) 財務省「法人企業統計季報」、内閣府「国民経済計算」

景気循環と労働分配率の関係

(1) 労働分配率とGDPギャップ



(2) 景気循環と労働分配率の関係の日米比較

日本		米国	
GDPギャップ		GDPギャップ	
労働分配率との相関係数			
60/2Q ~ 00/4Q	-0.199	47/1Q ~ 93/1Q	-0.095
75/4Q ~ 00/4Q	-0.389	69/1Q ~ 93/1Q	-0.403
労働分配率との時差相関係数(75/4Q ~ 00/4Q)		(69/1Q ~ 93/1Q)	
4四半期先行	-0.302		-0.270
3四半期	-0.380		-0.360
2四半期	-0.395		-0.429
1四半期	-0.390		-0.477
1四半期遅行	-0.339		-0.283
2四半期	-0.281		-0.110
3四半期	-0.220		0.023
4四半期	-0.121		0.138

(注) 1.(1)のシャドー部分は景気後退局面。<以下の図表においても同じ>。

2.(2)の米国についての計数は Rotemberg and Woodford (1999)。労働分配率の定義は NIPA ベースによるもので、概念的には本稿の日本の労働分配率にほぼ等しい。

3.(2)の時差相関係数は、当期の労働分配率に対し、GDPギャップをずらして相関係数を見たもの。

4. HPフィルターについては、日米とも $\lambda = 1600$ と設定。サンプル期間は日本：1960/2Q ~ 2000/4Q、米国：1947/1Q ~ 1993/1Q。

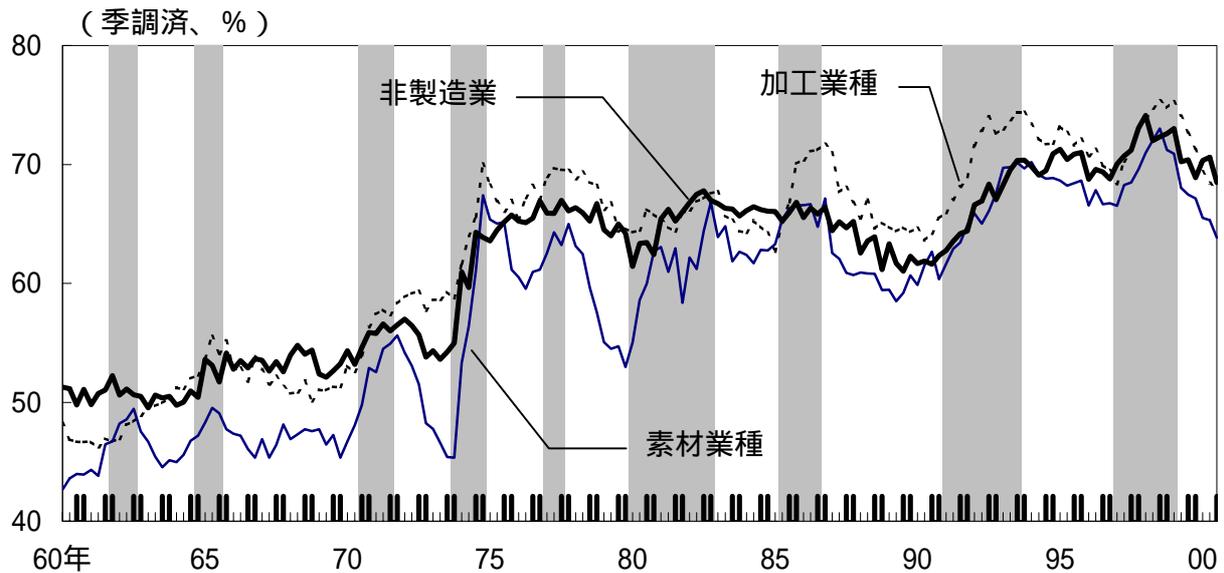
5. $GDPギャップ = 100 (\ln(GDP) - HPTRENDGDP)$

GDPは実質季節調整済系列。HPTRENDGDPは $\ln(GDP)$ にHPフィルターをかけたもの。

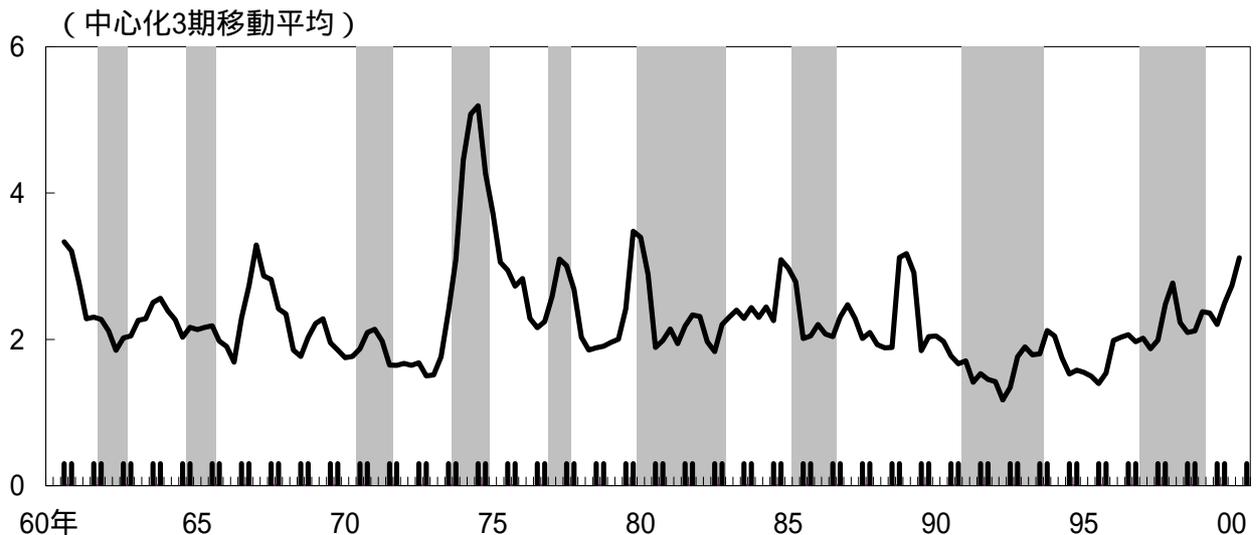
(資料) 財務省「法人企業統計季報」、内閣府「国民経済計算」

産業単位でみた労働分配率

(1) 素材業種・加工業種・非製造業の労働分配率



(2) 労働分配率の変化幅の産業間のバラツキ



(注) 1. (1) の業種分類は以下の通り。

素材業種：繊維、紙・パルプ、化学、鉄鋼、非鉄金属、その他製造業（75/2Q以降は衣服、木材・木製品、出版・印刷、石油・石炭製品、窯業、精密機械を含む）（6業種）

加工業種：食料品、金属品製品、一般機械、電気機械、輸送機械（75/2Q以降は船舶を含む）（5業種）

非製造業：建設業、卸小売、不動産、運輸通信、電気、ガス、サービス、農林水産業、鉱業（9業種）

2. (2) は全 20 業種について、以下の定義により計算。

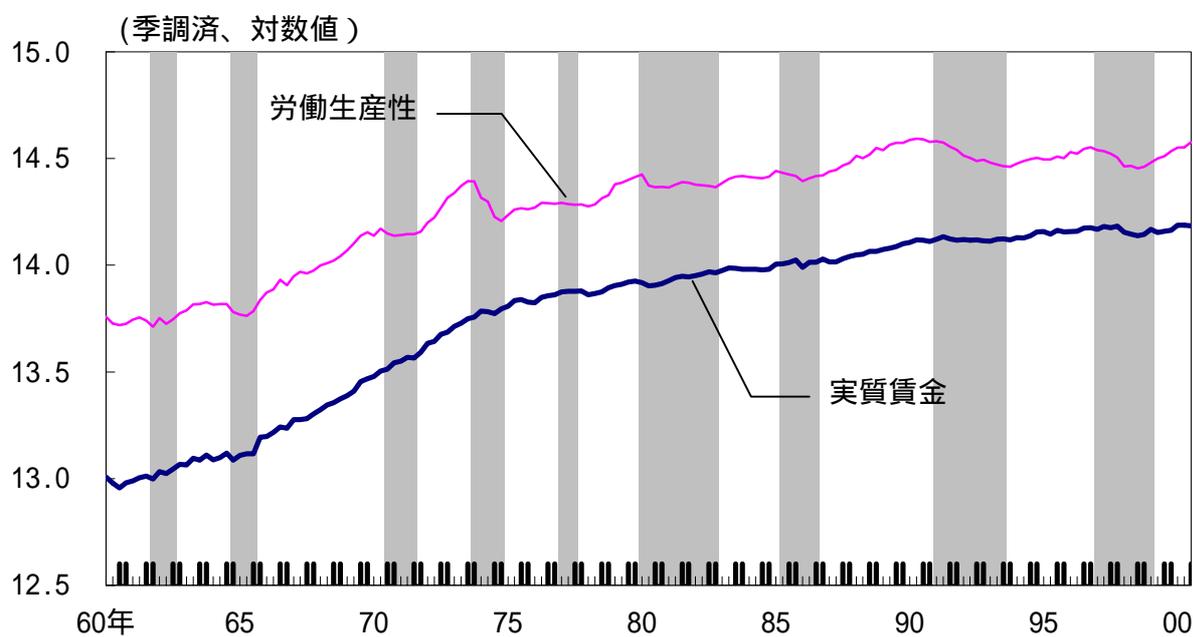
$$\text{変化幅のバラツキ} = \left[\sum_{i=1}^n \frac{Y_{it}}{Y_t} (\Delta\pi_{it} - \Delta\pi_t)^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

ここで Y_{it} ：産業 i の要素所得、 π_{it} ：産業 i の労働分配率

(資料) 財務省「法人企業統計季報」

(図表4)

実質賃金と労働生産性



(注) 実質賃金 = (人件費 / 従業員数) / GDPデフレーター
労働生産性 = [(人件費 + 営業利益 + 減価償却費) / GDPデフレーター] / 従業員数

(資料) 財務省「法人企業統計季報」、内閣府「国民経済計算」

(図表5)

実質賃金と労働生産性の単位根検定 ()

通常のADFテスト 60～70年代のデータを含めるとともにI(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-value	lag	trend t-value	ADF t-value	lag	trend t-value
60/2Q～ 00/4Q	-3.16 ** -1.38	9 9	none -0.01	-2.32 -1.24	8 8	none 0.32
70/1Q～ 00/4Q	-2.91 ** -3.25 *	9 9	none 1.95	-2.18 -2.19	8 8	none 1.41
80/1Q～ 00/4Q	-1.11 -2.10	0 0	none 1.88	-1.26 -2.32	8 2	none 1.90

期間	ln(W/P)			ln(Y/L)		
	ADF t-value	lag	trend t-value	ADF t-value	lag	trend t-value
60/2Q～ 00/4Q	-2.27 -4.47 **	8 4	none -2.90	-5.25 ** -5.65 **	7 7	none -1.98
70/1Q～ 00/4Q	-2.42 -2.52	8 8	none -1.33	-5.44 ** -5.58 **	7 7	none -1.38
80/1Q～ 00/4Q	-10.61 ** -10.61 **	0 0	none -0.73	-3.53 ** -3.38 *	7 7	none -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？
60/2Q～ 00/4Q	I(0)	I(1)	×
70/1Q～ 00/4Q	I(0)	I(1)	×
80/1Q～ 00/4Q	I(1)	I(1)	

- (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 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the general to specific ruleに従った。
 3. trendについてのt検定は、Doldado et al.(1990)のcritical valueに従い、全てのケースにおいて、「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。

実質賃金と労働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I(1) であることが確認された

対立仮説	ブレイク ポイント 選択方法	ln(W/P)			ln(Y/L)			
		ADF t-value	lag	ブレイク ポイント	ADF t-value	lag	ブレイク ポイント	
モデル I01	UR	-5.07	*	4	71/4Q	-3.90	8	74/3Q
	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	ブレイク ポイント 選択方法	ln(W/P)			ln(Y/L)				
		ADF t-value	lag	ブレイク ポイント	ADF t-value	lag	ブレイク ポイント		
モデル I01	UR	-6.54	**	7	74/1Q	-6.65	**	7	73/3Q
	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

(注) 1. サンプル期間は1960/2Q ~ 2000/4Q。

2. * 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 H_0 が棄却されることを示す。
3. 対立仮説はいずれも「テストの対象となる時系列は決定論的トレンドにブレイクが存在する定常過程である」。ブレイク形状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) は定数項のみにブレイクを仮定。モデル (I02) は定数項 + 傾きに、モデル (AO) は傾きのみにブレイクを仮定。
4. 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ブレイクポイントを選択する方法。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。

構造変化を考慮した共和分検定

Gregory=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 (Level Shift Model):

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

対立仮説 2 (Regime Shift Model):

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

D_t : 構造変化を表すダミー変数

期間 : 60/2Q ~ 00/4Q

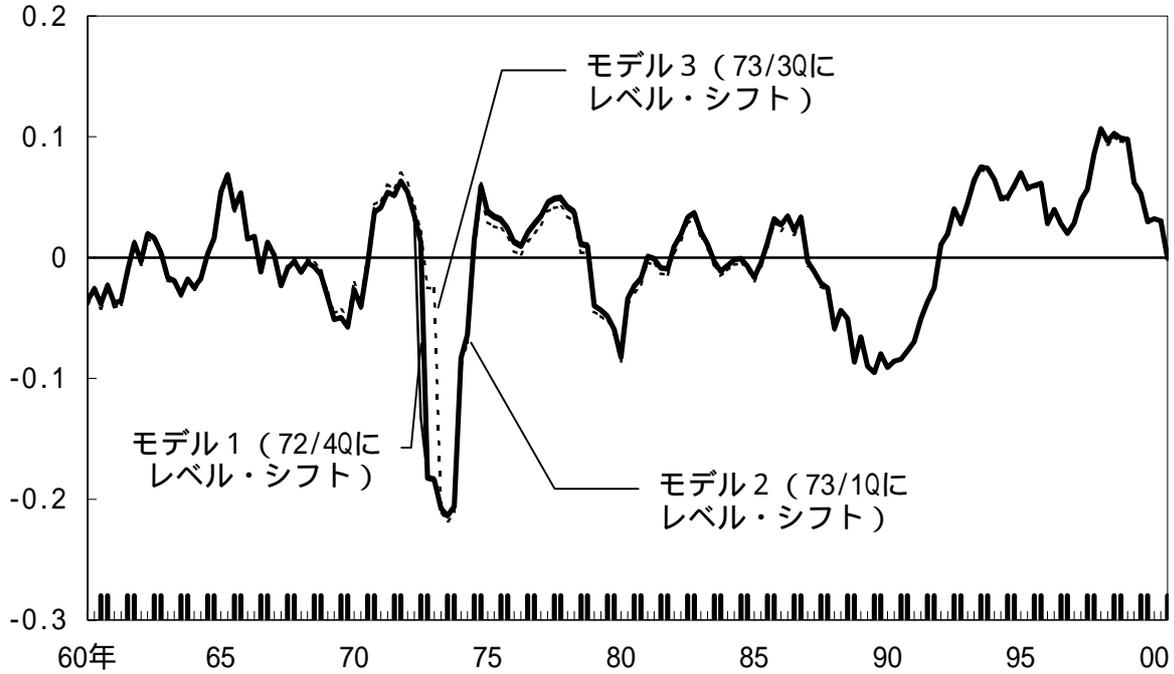
Level Shift Model			
test	lag次数の選択基準 (次数)	Test Statistic	Break Point
ADF*	AIC(3)	-5.083 **	72/3Q モデル1
	SBIC(3)	-5.398 **	72/4Q モデル2
	G to S(2)	-4.968 **	73/2Q モデル3
	Z_t^*	-3.897	73/1Q
	Z^*	-29.519	73/1Q
Regime Shift Model			
test	lag次数の選択基準 (次数)	Test Statistic	Break Point
ADF*	AIC(3)	-5.016 **	72/3Q 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^*	-29.236	75/2Q
	(参考) 通常のADFテスト	-2.97	-

(注) 1. *は帰無仮説「 H_0 : テストの対象となる2変数は共和分の関係にある」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表す。

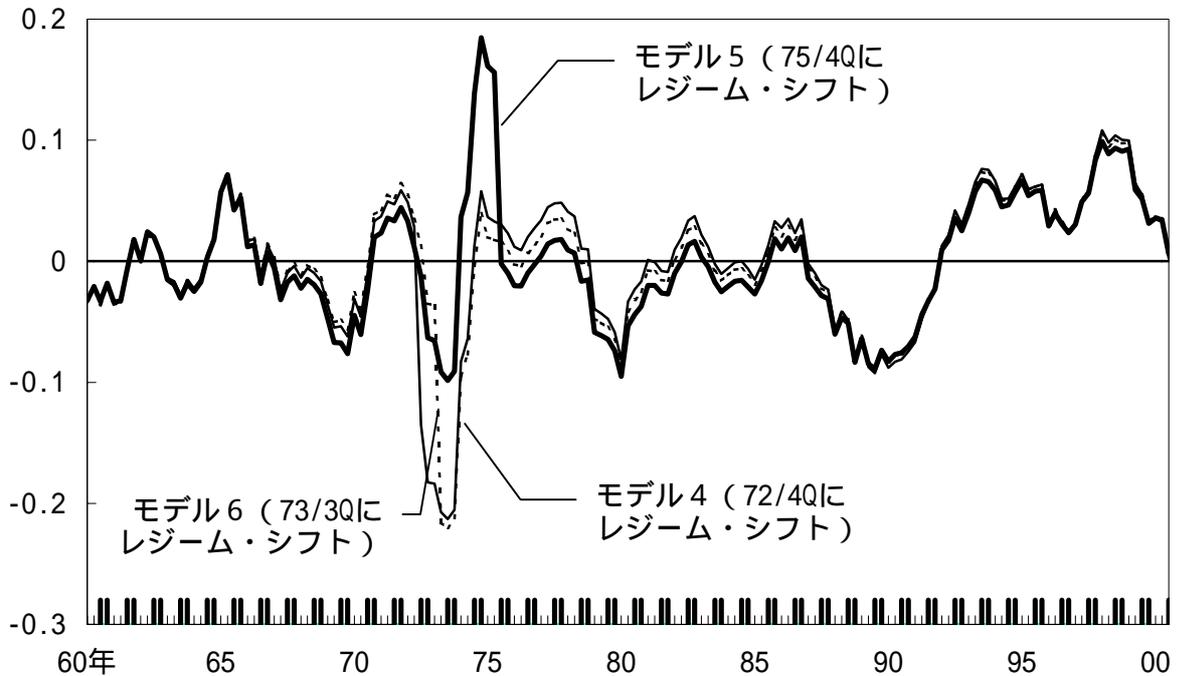
2. G to SとはHayashi(2000)のthe general to specific ruleのこと。

実質賃金の長期均衡水準からの乖離

(1) モデル 1 ~ 3 (レベル・シフトを仮定した場合)



(2) モデル 4 ~ 6 (レジーム・シフトを仮定した場合)



共和分ベクトルの推計結果

(1) 長期均衡関係式

標準モデル(図表7におけるモデル5) : 75/4Qにレジーム・シフト

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = -4.45 + 1.27 \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right) \quad (\sim 75/3Q)$$

$$\ln\left(\frac{W}{P}\right) = -1.67 + 1.09 \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right) \quad (75/4Q \sim)$$

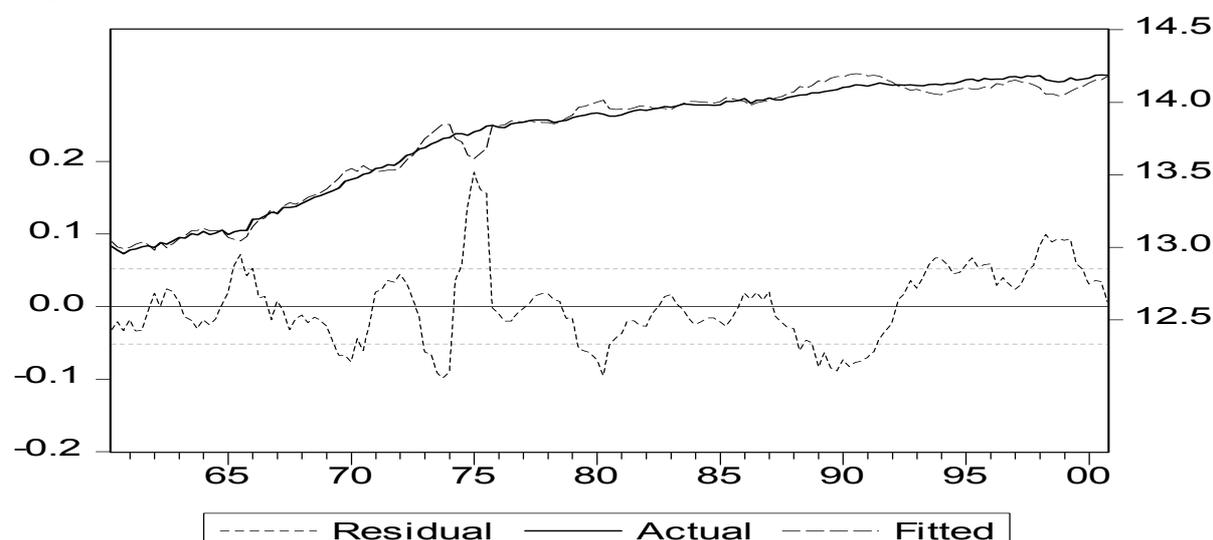
$$= -4.45 + 2.78 + (1.27 - 0.18) \times \ln\left(\frac{Y}{L}\right)$$

$$(0.43) \quad (0.93) \quad (0.03) \quad (0.07)$$

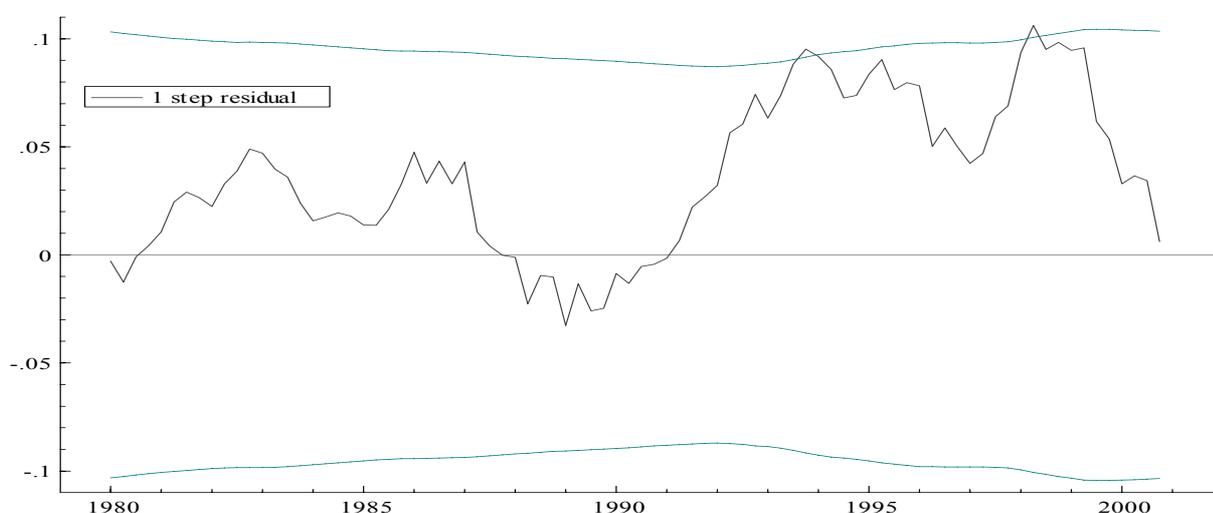
Adj-R ²	S.E.
0.982	0.0518

(注) ()内は1 S.E.

(2) 実質賃金の長期均衡水準



(3) 長期均衡関係式の安定性



(注) 1 step residualとは、t-1期までの実績値を用いて推計した推定値を用いて、t期の値を予測したときの逐次予測誤差のこと。点線は2 S.E.を表す。

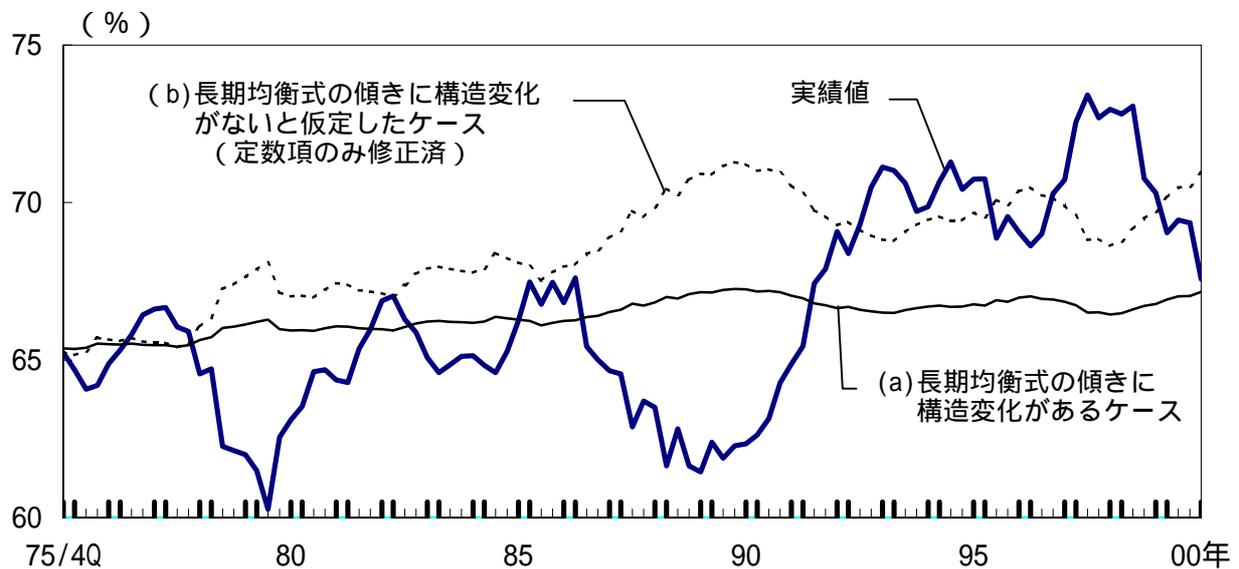
(資料) 財務省「法人企業統計季報」、内閣府「国民経済計算」

共和分ベクトルの構造変化の背景

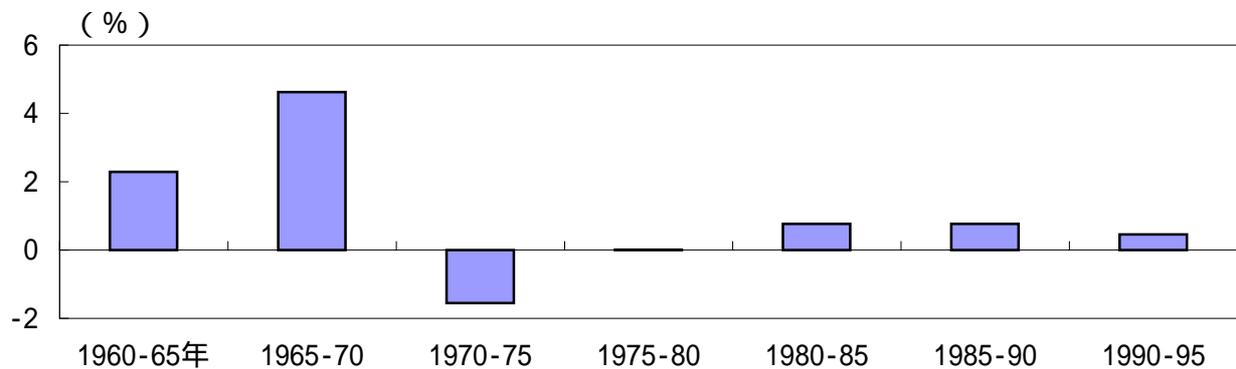
(1) 代替の弾力性と定数項

	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) 長期均衡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



- (注) 1 . (2) は実質賃金と労働生産性が75/4Qに長期均衡関係式上にあると仮定した上で、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。
2 . (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」

短期ダイナミクス式の推計

(1) 推計式

推計期間：60/2Q～00/4Q

推計方法：OLS

[推計式]

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

ECM：図表 9 (2) の「長期均衡からの乖離」

(2) 推計結果

$\Delta(Y/L)$	$\Delta(Y/L)(-1)$	$\Delta(Y/L)(-2)$	$\Delta(Y/L)(-3)$	$\Delta(W/P)(-1)$	$\Delta(W/P)(-2)$	$\Delta(W/P)(-3)$	ECM(-1)
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 ²	S.E.	D.W.
0.339	0.0118	2.09

(注) () 内はt値。

診断テスト

$F_{ar}(5, 146) = 4.14 \quad **$

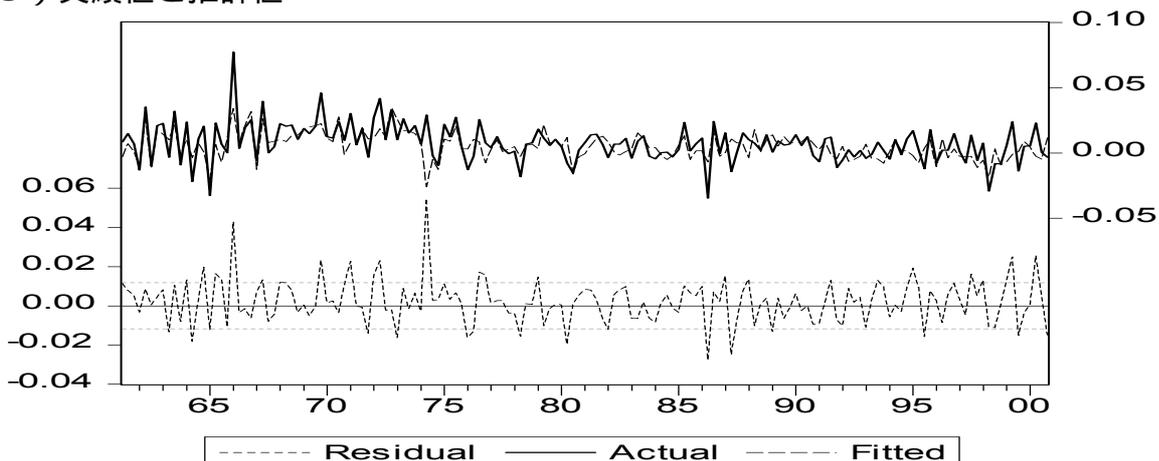
$F_{arch}(4, 143) = 0.27$

$\chi^2_{nd}(2) = 25.67 \quad **$

$F_{ret}(16, 134) = 6.31 \quad **$

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

(3) 実績値と推計値

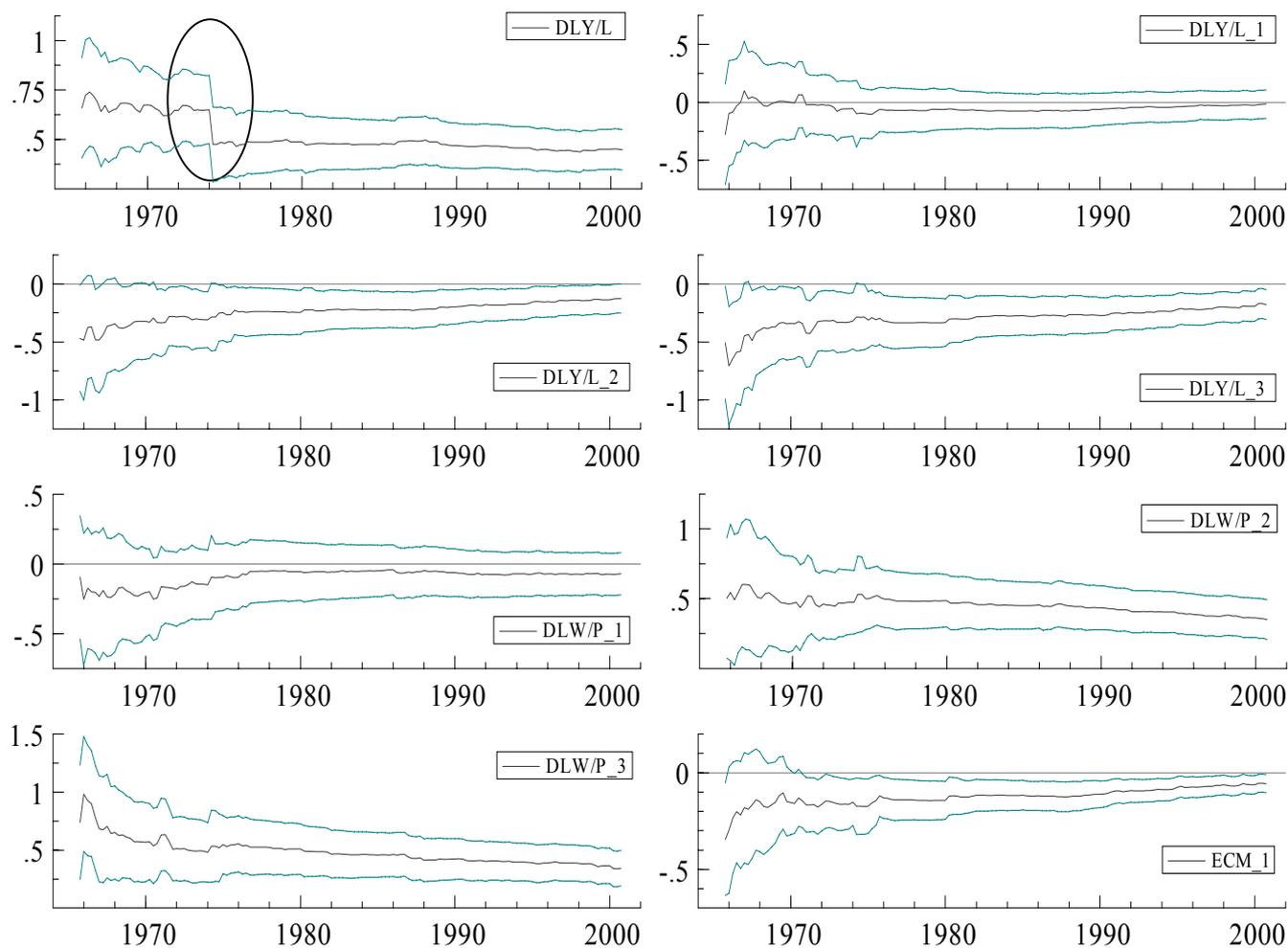


(注) 各診断テストの帰無仮説

(* 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。 χ^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)。

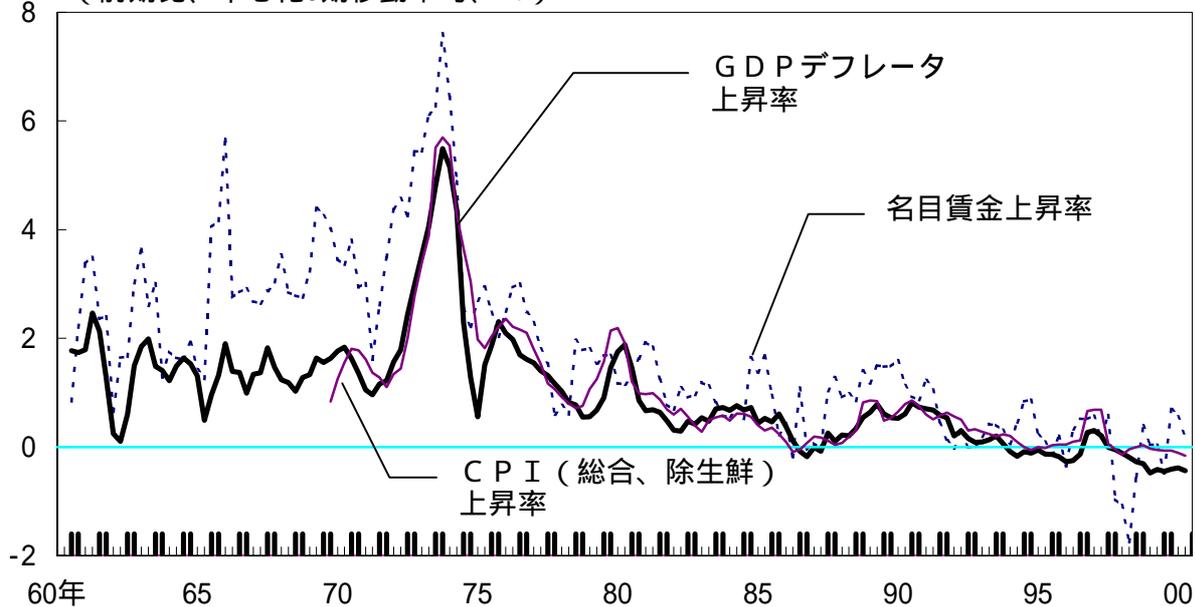
短期ダイナミクス式の安定性 (Recursive Coefficients)



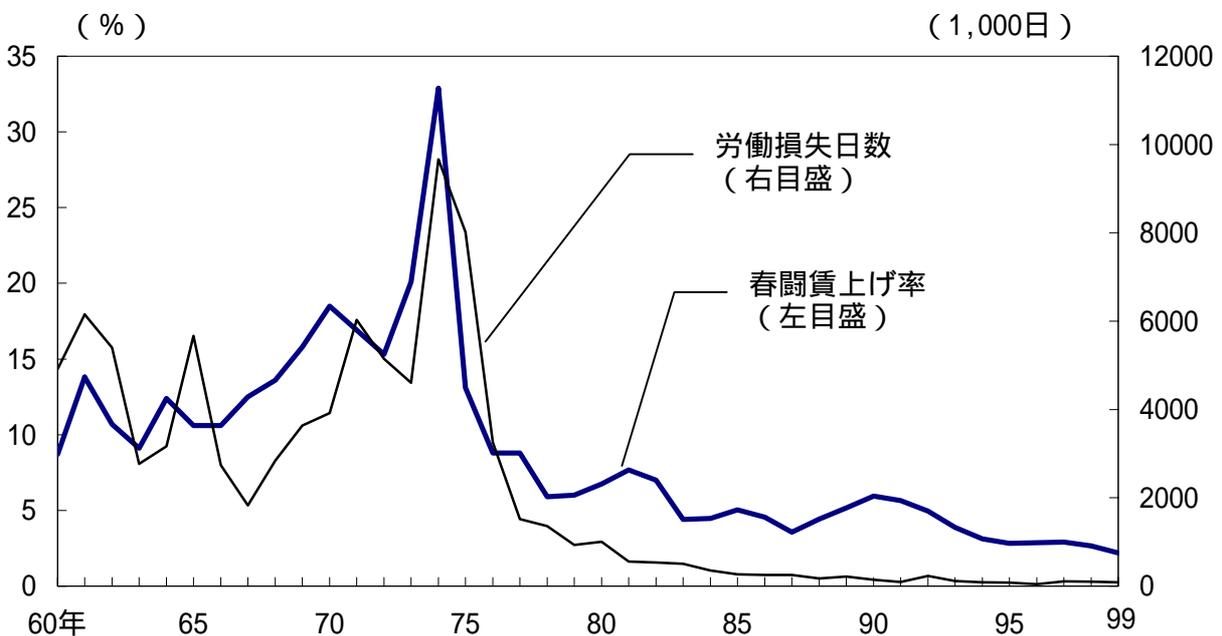
(注) Recursive Coefficientsとは、1 四半期ずつサンプルを追加して逐次的にモデルの推計を行った時のパラメータのこと。中央値が推計値、両端が ± 2 S.E. 値。

名目賃金上昇率と春闘賃上げ率等の動向

(1) 名目賃金上昇率、GDPデフレーター上昇率、CPI上昇率の関係
(前期比、中心化3期移動平均、%)



(2) 春闘賃上げ率と労働損失日数



- (注) 1. 名目賃金上昇率は「人件費 / 従業員数」(法人季報ベース、季調済)の前期比。
2. GDPデフレーター上昇率は、X-11にて季節調整後、前期比をとったもの。
3. 春闘賃上げ率は主要企業ベース。
4. 「労働損失日数」とは、厚生労働省『労働争議統計調査』の「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」

(資料) 財務省「法人企業統計季報」、内閣府「国民経済計算」、厚生労働省「労働白書」、「労働争議統計調査」、総務省「消費者物価指数」

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 : 60/2Q ~ 00/4Q

推計方法 : OLS

[推計式]

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

ECM : 図表 9 (2) の「長期均衡からの乖離」

 D_p : 74/2Qダミー

(2) 推計結果

$\Delta(Y/L)$	$\Delta(Y/L)(-1)$	$\Delta(Y/L)(-2)$	$\Delta(Y/L)(-3)$	$\Delta(W/P)(-1)$	$\Delta(W/P)(-2)$	$\Delta(W/P)(-3)$	ECM(-1)	D_p
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 ²	S.E.	D.W.
0.446	0.0108	2.11

(注) () 内はt値。

診断テスト

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

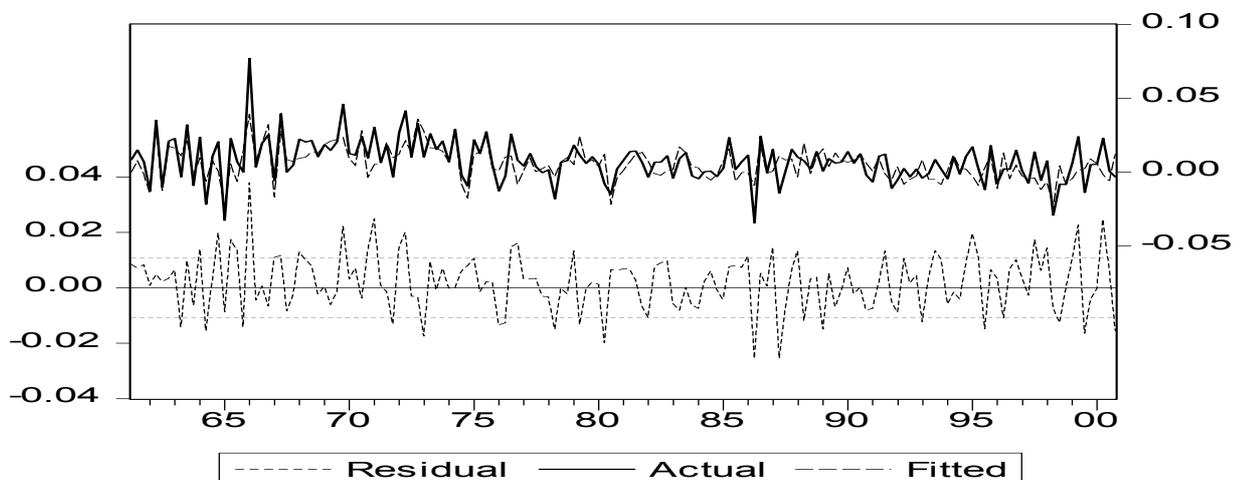
$F_{arch}(4, 142) = 0.89$

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

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

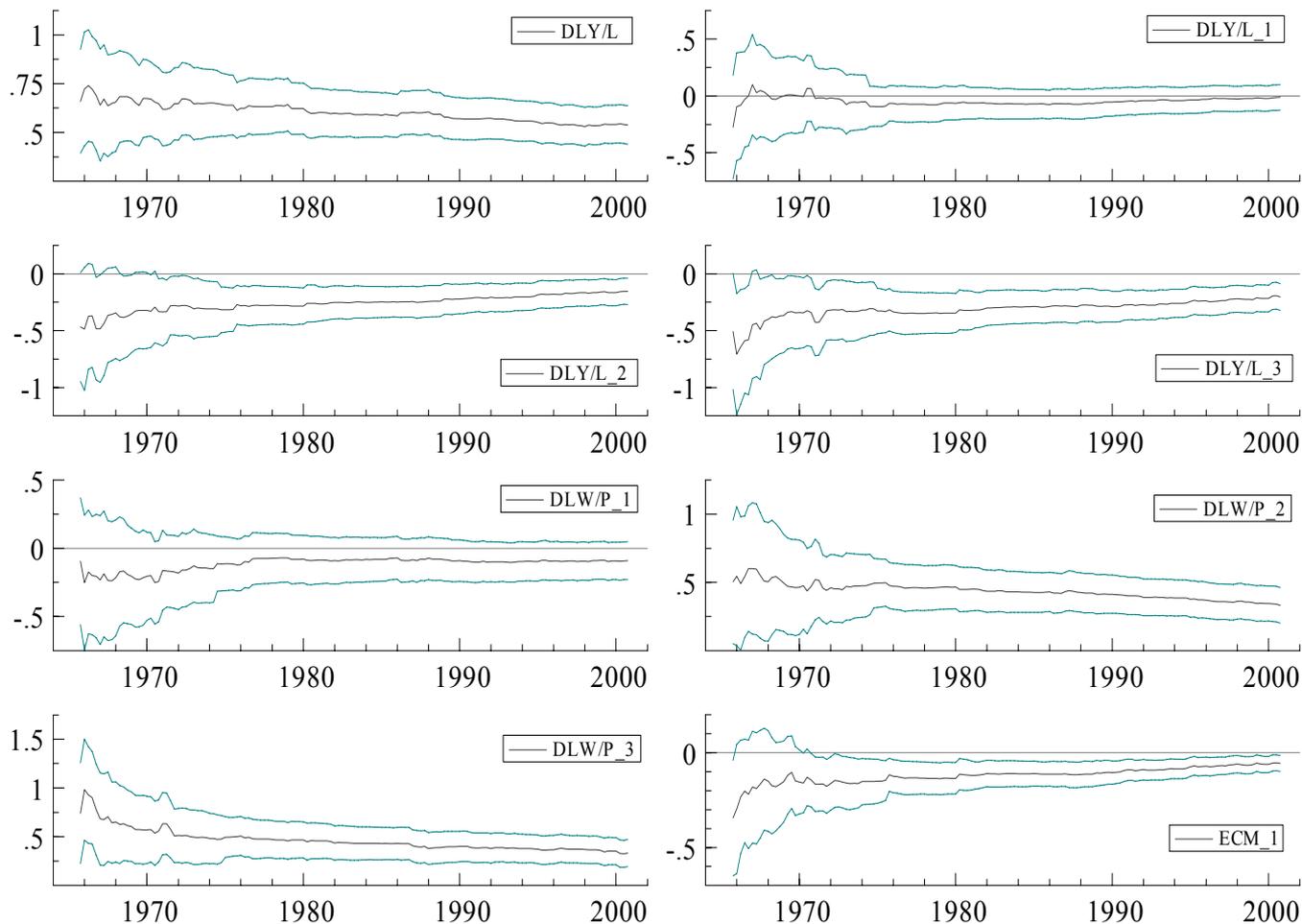
$F_{res}(1, 149) = 5.45 \quad *$

(3) 実績値と推計値



(注) 各診断テストについては図表 1 1 を参照。

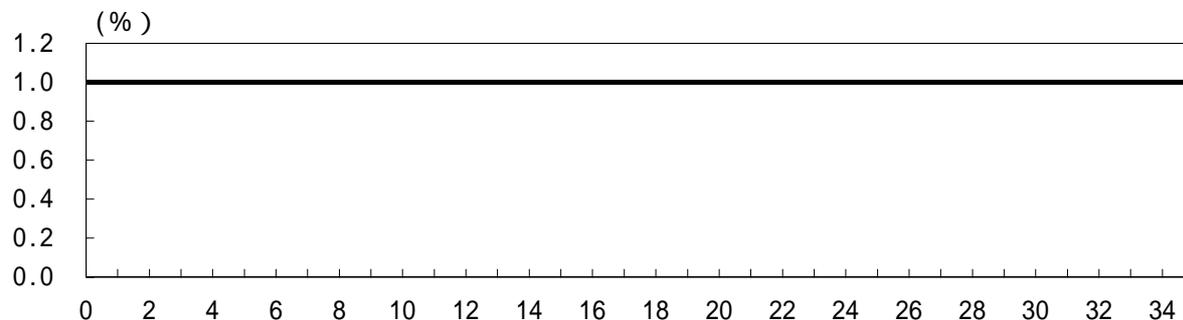
構造変化を考慮した短期ダイナミクス式の安定性 (Recursive Coefficients)



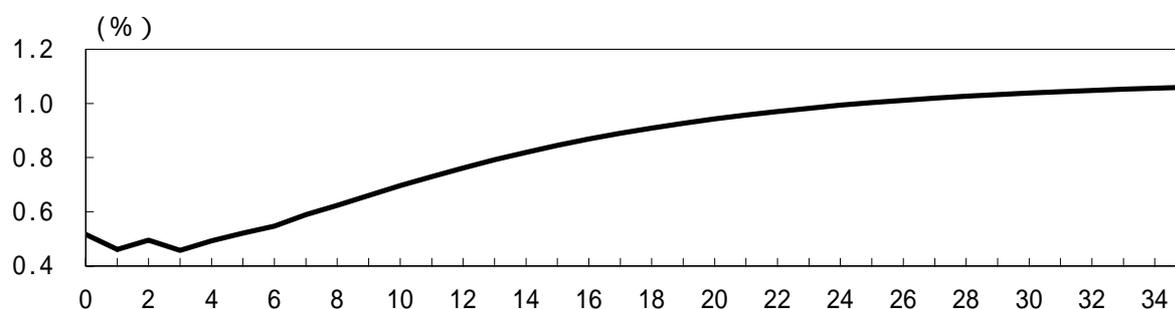
労働生産性への恒久的ショックに対する労働分配率の反応

* 労働生産性の水準が、恒久的に1%上昇した場合。

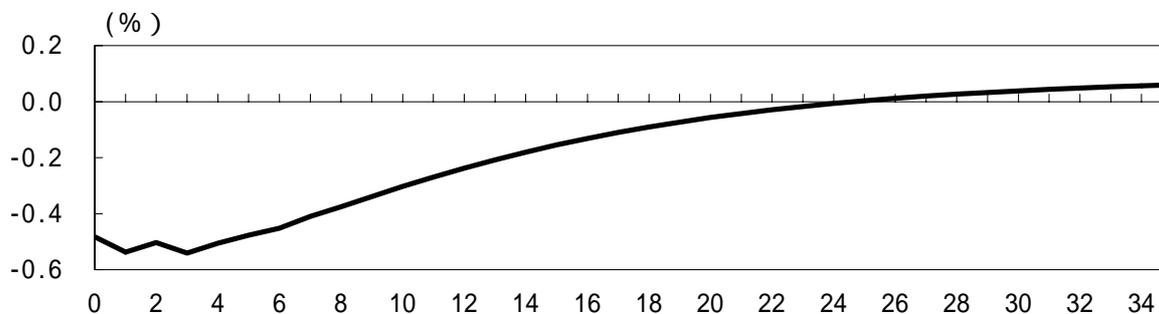
(1) 労働生産性のベースラインからの乖離率



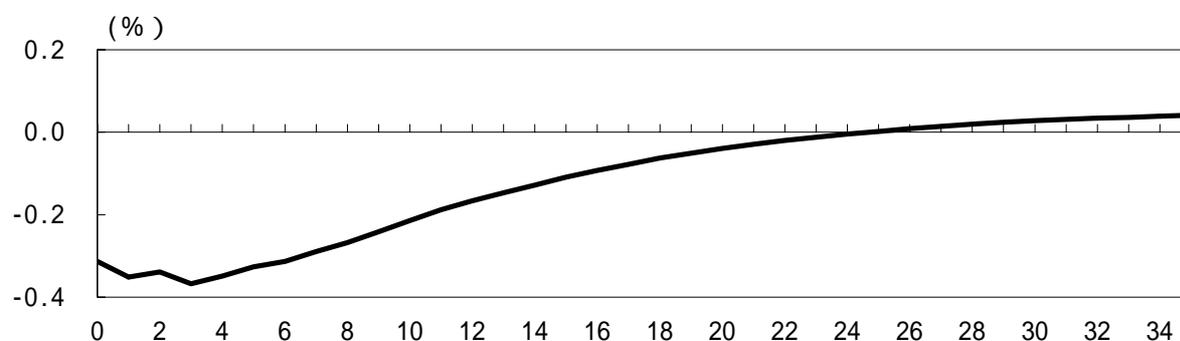
(2) 実質賃金のベースラインからの乖離率



(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

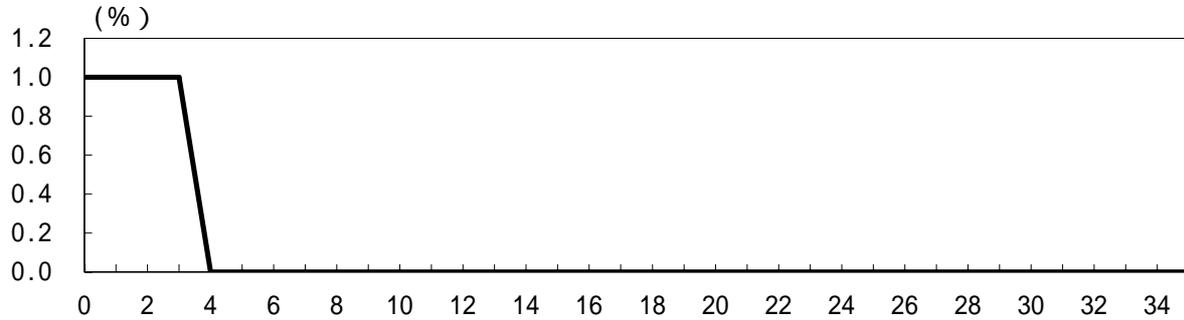


- (注) 1. ベースラインには91/4Q~2000/4Qのパスを使用。
2. (3)はベースラインを1に基準化した場合の1からの乖離(乖離率)、
(4)はベースラインに実績値を用いた場合の乖離幅を表す。

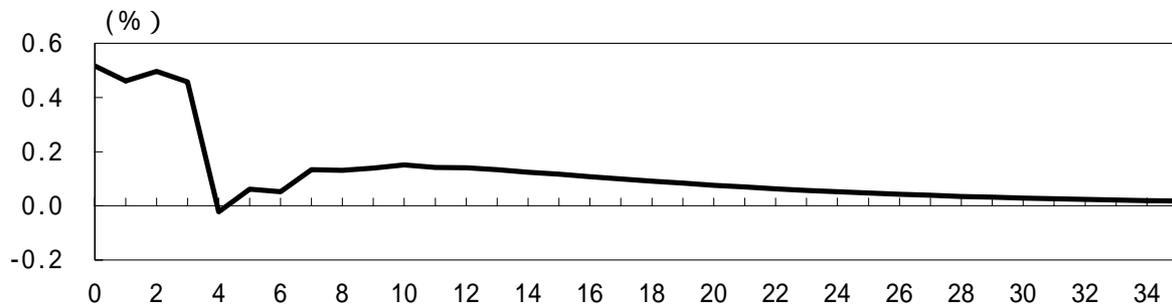
労働生産性への一時的ショックに対する労働分配率の反応

* 労働生産性の水準が、4四半期（時点0～3）に亘って1%上昇した場合。

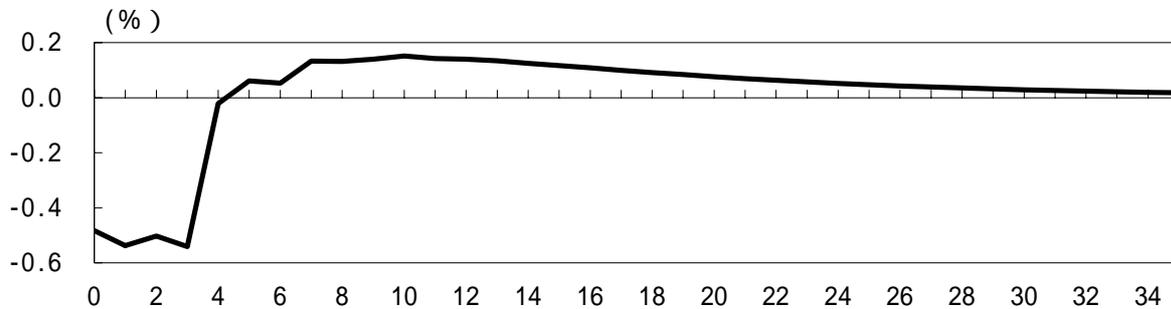
(1) 労働生産性のベースラインからの乖離率



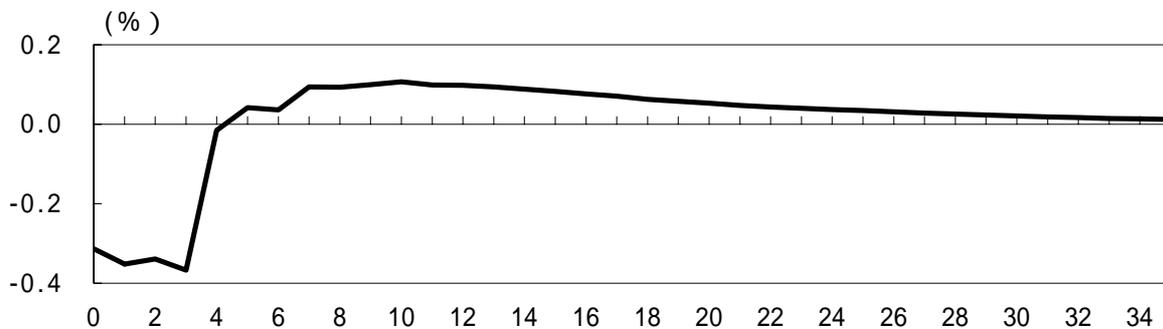
(2) 実質賃金のベースラインからの乖離率



(3) 労働分配率のベースラインからの乖離率



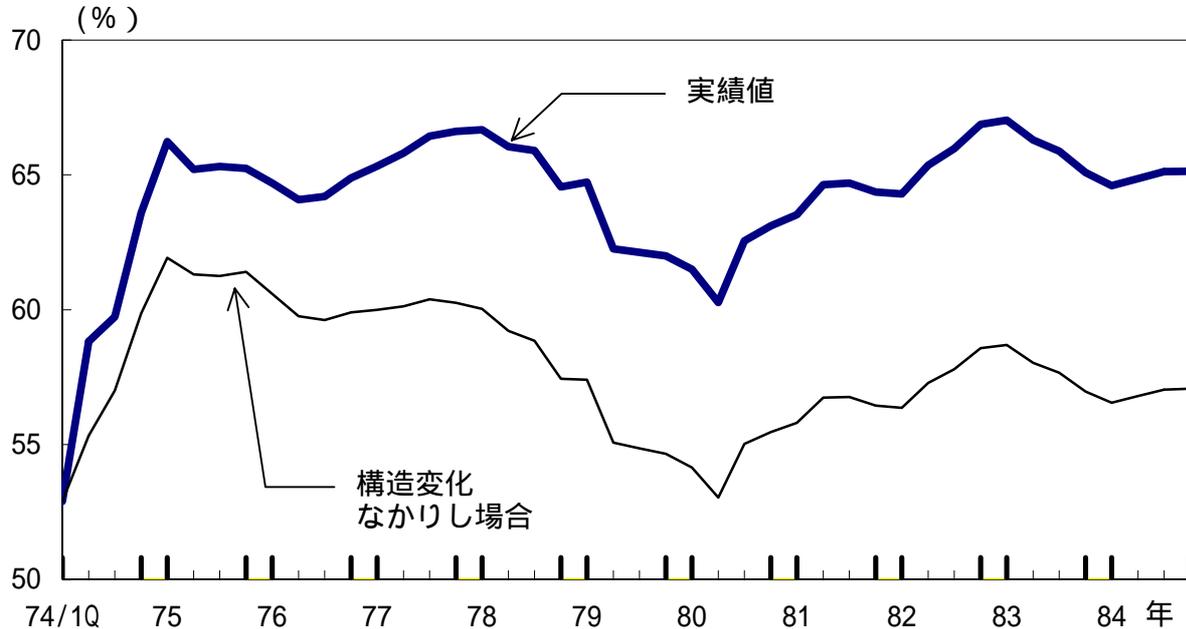
(4) 労働分配率のベースラインからの乖離幅



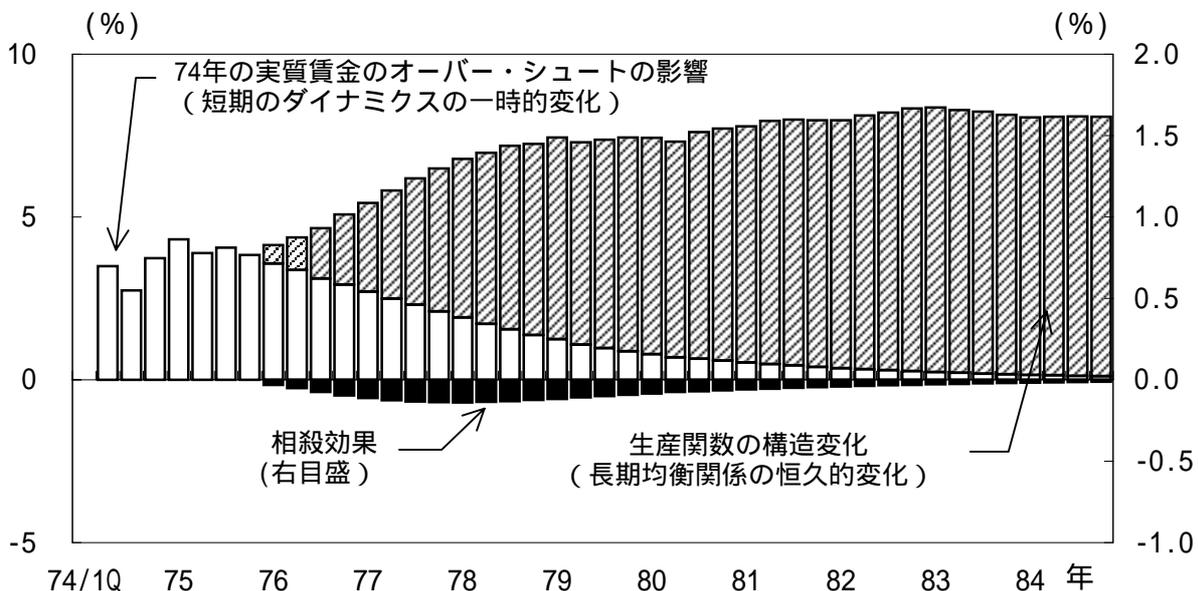
(注) 1. ベースラインには91/4Q～2000/4Qのパスを使用。
2. (3)はベースラインを1に基準化した場合の1からの乖離(乖離率)、
(4)はベースラインに実績値を用いた場合の乖離幅を表す。

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なかりし場合の労働分配率



(2) 事後的に構造変化が労働分配率に与えた影響



- (注) 1. (1)の「構造変化なかりし場合」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。
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「構造変化なかりし場合」の差は一致しないので、これを「相殺要因」とした。