

日本経済の技術進歩率計測の試み： 「修正ソロー残差」は失われた 10年について何を語るか？

かわもとたくし
川本卓司

要 旨

1990年代のわが国では、ソロー残差として計測される全要素生産性（TFP）の成長率は大きく低下した。しかしながら、標準的なソロー残差には技術進歩以外のさまざまな要素が混入していると考えられるため、これをもって1990年代に技術進歩のペースが減速したと考えるのは早計である。本稿では、(1)収穫逓増と不完全競争、(2)資本と労働の稼働率変動、および(3)産業間における生産要素の再配分をコントロールした「修正ソロー残差（purified Solow residual）」を推計することによって、1973～98年にかけての日本経済の「真の」技術進歩率の計測を試みた。その結果、1990年代のわが国で技術進歩率が減速したという証拠はほとんど、あるいは全く見出されなかった。また、稼働率の低下と、規模の経済効果が小さい産業に生産要素が集中的に配分されたことの両者が、技術進歩とは無関係なTFP成長率低下を引き起こしたことがわかった。本稿で得られた結果は、「失われた10年」の原因を技術進歩の停滞に求めるリアル・ビジネス・サイクル理論的な見方に疑問を投げ掛けるものである。

キーワード：生産性、技術、修正ソロー残差

本稿は、筆者が2004年2月に米国ミシガン大学に提出した博士論文第2章の改訂版を基にまとめた Kawamoto, Takuji, “What Do the Purified Solow Residuals Tell Us about Japan’s Lost Decade?” IMES Discussion Paper Series No. 2004-E-5, April 2004 の日本語版である。日本の読者の読みやすさを考慮して、英語版と記述・表現が細部で異なるところがある。本稿のもとになった論文の作成に当たっては、ロバート・パースキー教授、ゲーリー・サクソンハウス教授、セダー・ディンク講師、日本銀行金融研究所でのセミナー参加者から有益なコメントを頂いた。特に指導教官であったマイルズ・キンボール教授からは、博士論文執筆過程において惜しめない助力とアドバイス、激励を賜った。ここに記して感謝したい。もちろん、残されたありうべき誤りの責任は全て筆者にある。また、本稿で示された意見は、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

川本卓司 日本銀行金融研究所 (E-mail: takuji.kawamoto@boj.or.jp)

1. はじめに

1990年代のわが国経済のパフォーマンスが「失われた10年」と呼ばれるほど際立って悪かったことは、改めて指摘するまでもない。すなわち、それ以前の20年間に於ける実質GDPの平均成長率は約4%であったのに対し、1990年代の平均成長率は約1%に過ぎない。日本経済の成長率は1990年初めの「資産価格バブル」の崩壊以降、低下傾向をたどり、1990年代半ばに一時的に持ち直したものの、その後は再び低迷を続けた。この間、拡張的な財政・金融政策が繰り返し発動されたにもかかわらず、わが国経済は深刻な長期不況から抜け出すことはできなかった。なぜ日本経済はこれほどまで長期にわたって低迷を続けたのであろうか。この長期不況の根本的な原因は何であろうか。これらの問いは、政策当局者だけでなく経済学者の多くを悩ませ続けている問題である¹。

こうしたなかHayashi and Prescott [2002] は、日本の失われた10年に関して、非常に明快ではあるが論争を惹起する説明を展開した。まず彼らは1990年代に計測された全要素生産性（以下TFP：total factor productivity）成長率が大きく落ち込んだことに着目し、TFPのそうした変動を外生的な技術ショックの帰結であると解釈した。そのうえで、日本経済に関する定量的なリアル・ビジネス・サイクル（以下RBC：real business cycle）モデルを構築し、外生的な生産性成長率の低下に対するモデルの反応を分析した²。その結果、カリブレートされたRBCモデルは1990年代のわが国経済の動向を極めて良好に説明できることを発見した。そしてHayashi and Prescott [2002] は「唯一残されたパズルは、1991年以降のTFP成長率がなぜこれほどまでに落ち込んだのかという点だけである」（p. 207）と結論づけた³。

確かに、1990年代に日本の生産性が大きく低下したことは「定型化された事実（stylized fact）」の1つであるようにみえる。表1に、Hayashi and Prescott [2002] 推計を含む5種類のわが国のソロー残差に関する計測結果をまとめてある。これをみると、低下の度合いは推計によって差があるものの、1990年代にTFP成長率が顕著に低下したという事実は、定性的には頑健であるようにみえる。例えば、JIPデー

1 例えばBlanchard [2003] は次のように述べている。「日本の経済政策に対するバッシングは人気のある娯楽（popular sport）のようだが、そうしたバッシングの多くは不当であるという印象を個人的には持っている。日本の経済政策は1990年代のほとんどの期間において、言われるほどおかしなものでなかったからである。振り返るとやや後手に回ったとはいえ、金利は引き下げられた。財政政策も多少の振れはあったものの総じて拡張的であった。しかしながら、これほどまでの巨大な財政赤字を出し続けることに、一体誰が懸念を抱かないのであろうか。…(略)… 現在、日本の経済政策を批判する人々のなかで、一体どれほどの割合の人々が1990年代初めの時点で日本経済の長期低迷を予測していたのであろうか。重要な問題は、こうした拡張的な財政・金融政策が流動性の罅を回避するのになぜ十分ではなかったのかという点である。私にはその答えはわからない。」

2 Hayashi and Prescott [2002] はまた、1990年代日本経済の長期不況において1988年から1993年にかけて生じた「外生的」な週間労働時間の減少も極めて重要な役割を果たしたと主張している。

3 Hayashi and Prescott [2002] は、TFPの低成長が非効率な企業や衰退産業に対して補助金を与える不適切な政策に起因すると推測している。Caballero, Hoshi and Kashyap [2003] は、銀行貸出の非効率な配分に低生産性の原因を求めている。

表1 ソロー残差

	年率 (%)			
	1960～70年	1970～80年	1980～90年	1990～2000年
JIPデータベース (54産業計)				
労働の質調整なし	n.a.	1.2 ⁽¹⁾	1.6	0.5 ⁽²⁾
労働の質調整あり	n.a.	0.3 ⁽¹⁾	0.9	0.3 ⁽²⁾
Gust and Marquez [2000]	n.a.	n.a.	2.0 ⁽³⁾	1.0 ⁽⁴⁾
Hayashi and Prescott [2002]	4.8	0.8	1.9	0.3
平成10年通商白書	3.7	0.7	1.0	0.0

備考：1. (1)1973～80年；(2)1990～98年；(3)1980～89年；(4)1989～98年。

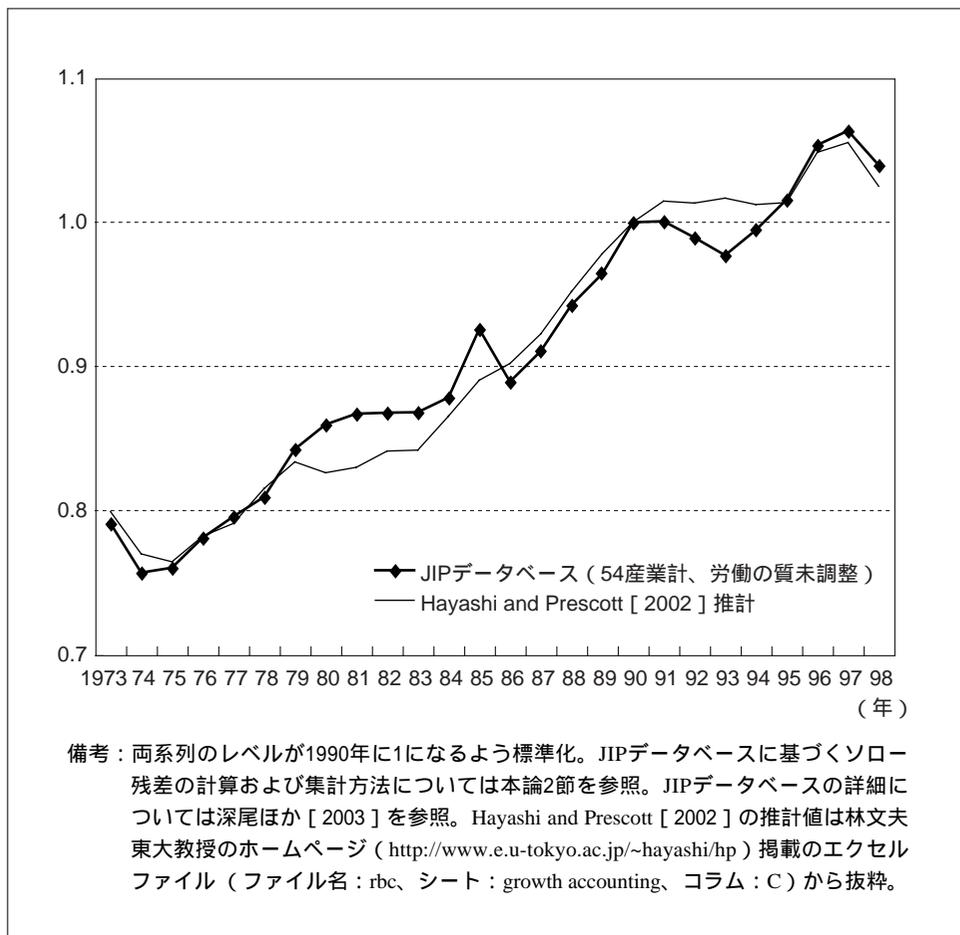
- JIPデータベースに基づくソロー残差の計算および集計方法については本論2節を参照。
- JIPデータベースの詳細については深尾ほか [2003] を参照。
- Gust and Marquez [2000] の推計値は同論文の表4から抜粋。
- Hayashi and Prescott [2002] の推計値は林文夫東大教授のホームページ (<http://www.e.u-tokyo.ac.jp/~hayashi/hp>) 掲載のエクセルファイル (ファイル名：rbc、シート：growth accounting、コラム：C) から抜粋。

データベースに基づく計測結果 (労働の質は未調整) では、1980年代のTFP平均成長率は年率1.6%であったのに対し、1990～98年の平均成長率はその3分の1以下の0.5%に過ぎない。図1では2つの計測結果を取り上げてTFPの「水準」を図示している。この図から1990年前後に生じた明らかな構造変化を読み取ることができる。すなわち、TFPには1990年前後までは着実な上昇トレンドが存在するものの、それ以降のTFPのトレンドは明らかにフラット化している。したがって、ソロー残差が利用可能な生産技術の進歩を的確に捉えているのであれば、わが国の「失われた10年」は技術進歩が停滞した時期として理解してよいだろう。

しかしながら、ソロー残差を直ちに外生的な技術ショックそのものと解釈するのは早計である。図2は1973～98年のわが国経済における民間部門の産出量 (付加価値) とソロー残差の年次変動をプロットしたものである。この図からTFPは極めて正循環的 (procyclical) であるという広く知られた観察事実を確認できる⁴。すなわち、産出量が落ち込んだ年には必ずTFP成長率も低下している。事実、RBC理論の支持者たちのように、毎年のソロー残差の変動を技術変化として解釈するのであれば、「失われた10年」を含む「あらゆる」不況を簡単に説明できると思われるほどである。しかしながら、ソロー残差は技術革新のテンポの変化とは別の要因を反映して変動していることを示す多くの証拠がある。ソロー残差の正循環的な変動を引き起こす技術進歩以外の要因として有力な可能性としては、収穫逓増、資本と

4 この点に関しHall [1987] は、「米国経済に関する事実として、生産性の正循環的な動きほど強固に確立しているものはほとんどない」と述べている。

図1 TFP (レベル)

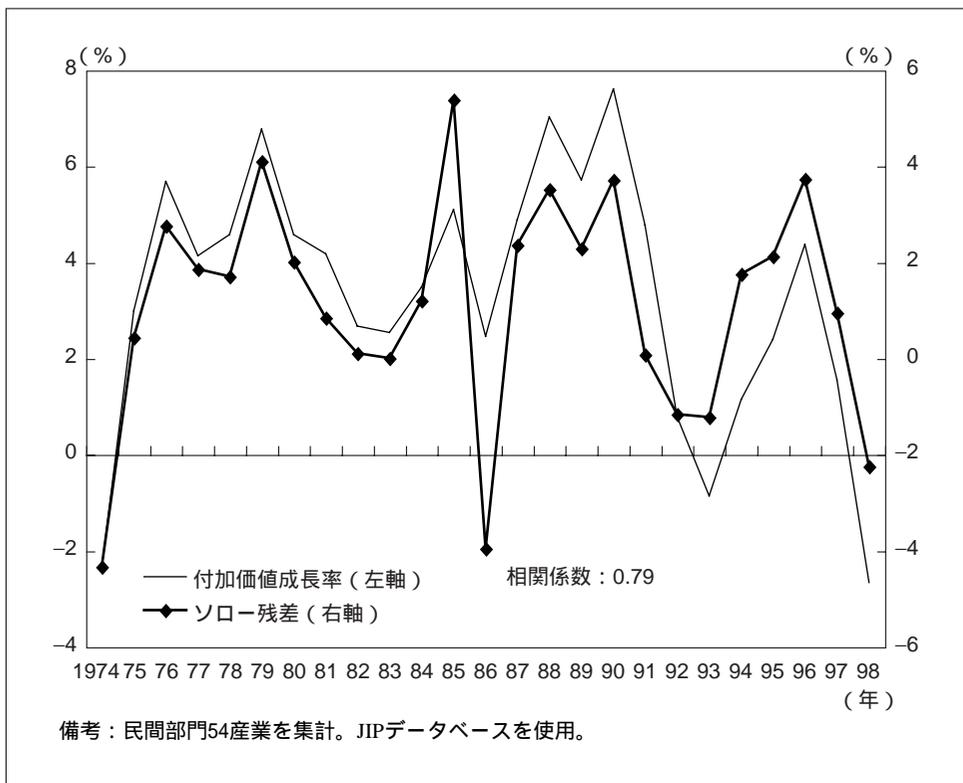


労働の稼働率変動、規模の経済効果が異なるセクター間での循環的な生産要素の再配分が挙げられている⁵。

本稿は、ソロー残差には技術進歩以外のこれらの要因が混在しているとの立場から、収穫逓増と不完全競争、資本および労働の稼働率変動、規模の経済効果が異なる産業間での生産要素の再配分をコントロールした「修正ソロー残差 (purified Solow Residual)」を推計することによって、1973年から1998年にわたる日本経済の「真の」技術進歩率を計測しようという試みである。すなわち、本稿では

5 米国のデータに基づく実証分析は、循環的な稼働率変動の重要性を示す一方、収穫逓増をさほど支持していない。正循環的な生産性の動きにおける稼働率の重要性を示唆した研究としてはShapiro [1993, 1996]、Basu [1996]、Basu and Kimball [1997]、Burnside, Eichenbaum and Rebelo [1995, 1996] 等がある。Basu and Fernald [1997, 2002] は、規模の経済効果が異なる産業間における生産要素の再配分の重要性を強調している。

図2 ソロー残差と経済成長率



まず、収穫一定の仮定を外し、かつ資本と労働の稼働率の変化を許容する一般性の高い生産関数を用いて、部門別（具体的には54産業別）の技術進歩率を推計する。次に、そうして得られた部門別の技術進歩率を適切と思われる方法で集計し、経済全体の技術進歩率に関する指標を作成する。こうした作業を通じて、1990年代わが国経済の長期低迷に関する技術進歩率減速仮説の妥当性を検証することを企図している。

本稿で用いたマクロの技術進歩率の計測手法は、主としてBasu, Fernald and Kimball [2002] に負っている（Basu, Fernald and Kimball [2002] は、彼ら自身の先行研究であるBasu and Kimball [1997] とBasu and Fernald [1997, 2002] の業績の上に立脚している）。Basu and Kimball [1997] は、観察不可能な資本と労働の稼働率変動に対し、ミクロ的基礎付けを持つモデルに基づいたシンプルな代理変数を提案している。本稿では、稼働率変動の影響を修正するに当たり、Basu and Kimball [1997] の基本的なアイデア、すなわち、費用最小化を行っている企業は、各々の生産要素の稼働率（労働時間、労働努力、資本の使用時間）の限界部分（margin）を変化させることによる限界的な費用が互いに等しくなるよう行動するはずであり、このため、観察可能な稼働率変化（労働時間の変化）は観察不可能な

その他の稼働率変化（労働努力および資本の使用時間の変化）の代理変数として利用できるというアイデアを踏襲する。一方、Basu and Fernald [1997, 2002] は、正循環的な生産性の動きを理解するうえで、生産要素の再配分の重要性を強調している。本稿では彼らの分析枠組みに従い、規模の経済効果が異なる産業間において生産要素の成長率の構成が変化したとき、計測される生産性と真の技術進歩の間どのような乖離が生じるかを、わが国経済のデータを用いて考察する。

本稿で得られた主要な結果は以下のとおりである。

本稿で計測された「真の」マクロ技術進歩率によれば、わが国の失われた10年の期間に技術進歩率が低下したという明確な証拠は存在しない。すなわち、通常のソロー残差は外生的な技術ショックを捉える指標として不適切である可能性が高く、1990年代に生産性の低下が観察されたからといって、技術進歩率も低下したと判断することはできない。また、TFP成長率と真の技術進歩率の乖離は、1970年代や1980年代と較べて1990年代にとりわけ大きい。

1990年代の製造業・耐久財部門における技術進歩のペースは、1970～80年代の好パフォーマンスと比較して伸び悩んでいる。対照的に、1990年代の製造業・非耐久財部門および非製造業の技術進歩のペースは良好であった。非製造業はGDPの大半を占めるため、1990年代の当セクターにおける技術進歩の高まりは、マクロ経済全体の技術進歩を下支えするのに大きく貢献をした。

規模の経済効果に関する推計結果は産業間で大きく異なる。すなわち、製造業・耐久財部門は収穫逓増を示しているのに対し、製造業・非耐久財部門および非製造業は収穫逓減を示している。

資本と労働の稼働率変動は、予想どおり、産出量変動と非常に高い相関を持つ。特に、1990年代前半に生産性上昇率が真の技術進歩率を大きく下回った最大の要因は、稼働率の低下に求められる。

日本経済における再配分効果は、Basu and Fernald [2001] による米国についての実証結果とは対照的に、「反循環的 (countercyclical)」な変動を示す。すなわち、日本経済では規模の経済効果の小さい産業が好況期に平均以上に生産要素投入量を増大させる一方、不況期には平均以上に減少させるため、再配分効果はマクロ生産性の正循環性を弱める方向に作用する。特に、1995～97年の短期的な景気回復局面では、生産要素投入が規模の経済効果の小さい産業に集中した結果、再配分効果は生産性上昇率を低下させる方向に寄与した。

1990年代にマクロ技術進歩率が減速したという証拠はほとんど、あるいは全く見出されなかったという本稿の主要な結論は、規模の経済効果の推定値や労働

投入データの「質」調整に対して頑健である⁶。

これらの結果は、1990年代日本経済の長期低迷の原因を技術進歩率の減速に求める前述の見方に、疑問を投げ掛けるものである。実際、本稿の結果を受け入れるのであれば、Hayashi and Prescott [2002] が「失われた10年」を説明する際に強調した「TFP低成長のパズル」は、何らパズルではなく、循環的要因が的確に制御されていない結果として生じた生産性計測上の誤差に過ぎないことになる。すなわち、ソロー残差に対して、収穫逓増と不完全競争、稼働率変動、再配分効果を修正すれば、1990年代に技術進歩率が低下したという証拠は、ほとんど、あるいは全く見出されないのである。こうした本稿の結果は、長期不況の究極的な原因を、観察された生産性成長率の落ち込みに求めるRBC理論的な見方に対し、再考を促すものである⁷。換言すれば、本稿の結果は1990年代日本経済の長期低迷の原因として、負の技術ショック以外の要因を考えることの重要性を示唆しているといえよう⁸。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、産業別技術進歩率およびそれらを集計したマクロ技術進歩率を計測する理論的枠組みを説明する。続く3節では、データと推定方法を説明する。4節では、ベースラインの推計結果について述べる。5節では、4節の結果の頑健性を検討する。6節では、投資限定的技術進歩について簡単に検討する。最後の7節は、結論と今後の課題を整理する。

6 本稿では、「中立的 (neutral)」技術進歩に関する計測結果に加えて、Solow [1960] によって初めて提唱され近年、Greenwood, Hercowitz and Krusell [1997, 2000] によって復活を遂げた「投資限定的技術進歩 (investment-specific technology change)」に関しても、ごく簡単な考察を行っている。すなわち、これらの先行研究に従い、投資財の実質価格の長期にわたる低下を、中立的ではなく投資限定的な技術進歩の帰結であると解釈する。そうして計測された投資限定的技術進歩のペースが1990年代に落ち込んだという証拠は見出されない。

7 本稿の結果は、日本経済の長期不況に関する「流動性の罌」仮説の妥当性にも大いにかかわってくる。この仮説は、まず、Krugman [1998] によって2期間の粘着価格モデルの枠組みを使って提唱され、最近では、Eggertsson and Woodford [2003] によって無限期間の粘着価格モデルへの拡張・精緻化が図られている。これらのモデルでは、「自然利子率 (natural rate of interest) 価格が伸縮的な場合に成立する完全雇用実質金利水準」がマイナスになったとき、経済は流動性の罌に陥るが、自然利子率がプラスの値に戻れば罌から脱出することができる。これらのモデルでは、資本ストックが内生化されていないため、政府支出の期待成長率を所与とすれば、自然利子率は消費のオイラー方程式に従って、期待技術進歩率によって決定される (このオイラー方程式はしばしば「新しいIS」方程式と呼ばれる)。それゆえ、財政政策を一定とすれば、技術進歩率がマイナスになると期待されるとき、自然利子率もマイナスの値をとる。しかしながら、1990年代わが国において技術進歩率の低下は生じていないという本稿の結果を受け入れるならば、どのような要因で自然利子率がマイナスになったのかという難問に直面することになる。

8 本稿の結果はまた、有名な「失われた生産性成長パズル (missing productivity growth puzzle)」に対しても、それなりのインプリケーションを有するかもしれない (失われた生産性成長パズルに関してはBasu, Fernald, Oulton and Srinivasan [2003] 等を参照)。よく知られているように、1990年代米国においては (おそらく) 情報通信技術の普及を反映してTFP成長率は「加速」した。一方、多くの研究者 (例えばGust and Marquez [2000]) が指摘しているように、EU全体および日本においても情報通信技術は普及したにもかかわらず、これらの諸国では1990年代、TFP成長率は「減速」した。しかしながら、本稿の結果は、ソロー残差に含まれるさまざまな計測誤差を取り除けば、少なくとも日本に関しては、失われた生産性成長パズルが解決される可能性を示唆している。

2 . 理論的枠組み

本節では、Basu and Kimball [1997]、Basu and Fernald [2001, 2002]、Basu, Fernald and Shapiro [2001] およびBasu, Fernald and Kimball [2002] に従い、技術進歩率計測のための理論的枠組みを説明する。まず2節(1)では、収穫一定の仮定を外したより一般的な生産関数のもとで、資本と労働の稼働率変動を考慮した場合の部門別(産業別)技術進歩率を推計する手法について説明する。次に2節(2)では、部門別の技術進歩率を集計してマクロ経済全体の技術進歩率の指標を構築する方法について説明する。

(1) 部門別の技術進歩率

産業*i*の代表的企業は、以下のような粗産出量(gross output)に関する生産関数を持つと仮定する。

$$Y_i = F^i(S_i K_i, E_i H_i N_i, M_i, Z_i) .$$

企業は、資本ストック K_i 、労働者 N_i および中間財 M_i を使って、粗産出量を生産する。生産要素の稼働率変動に関して経済学的に意味のあるモデルを考えるために、ここでは資本ストックと労働者数は準固定的(quasi-fixed)であり、それらの投入量を変更するには調整費用がかかると仮定する⁹。しかし、企業はこうした準固定的な生産要素の稼働率(intensity)を変化させることができると仮定する。 S_i は資本稼働率(すなわち資本ストックの使用時間)である。 H_i は労働者1人当たりの労働時間、 E_i は各労働者の「努力」水準であり、総労働投入 L_i は3つの変数の積 $E_i H_i N_i$ で与えられる。企業の生産関数 F^i は生産要素投入に関して、局所的(local)に γ_i 次同次であると仮定する。 Z_i は粗産出量を増加させる技術を表す指標である。なお、収穫逓増と不完全競争が存在する経済において技術進歩を計測する際には、一般に付加価値ベースよりも粗産出量ベースの生産関数を用いた方が望ましいことが知られている¹⁰。

Solow [1957]、Hall [1988, 1990] に従い、ここでは1次近似(対数線形化)した生産関数において、生産要素投入の成長によっては説明できない産出量の成長を

9 この点についてはBasu, Fernald and Kimball [2002] を参照のこと。

10 補論2の(A-16)式によれば、付加価値成長率 dv_i は一般に、一次生産要素投入の成長率 dx_i^V 、稼働率の変化率 du_i^V 、技術進歩率 dz_i^V に加えて、中間投入/粗産出量比率の変化 $dm_i - dy_i$ の影響を受ける(収穫逓増と不完全競争が存在する場合、 $dm_i - dy_i$ にかかるパラメータ $\gamma_i^V c_{Mi}^* / (1 - c_{Mi}^*) - s_{Mi}^* / (1 - s_{Mi}^*)$ はゼロとならない点に注意)。したがって、中間投入/粗産出量比率の変化を無視して付加価値ベースの生産関数を推計すると、技術進歩率と無相関(と考えられる)との基準で選んだはずの操作変数が、残差に含まれる中間投入/粗産出量比率と相関を持ってしまい、推計されるパラメータや技術進歩率にバイアスが生じてしまう可能性がある。この問題について詳しくは、Basu and Fernald [1995, 1997] を参照されたい。

「技術進歩」と定義する。以下では変数 J に関して、 dj は対数差分として定義された成長率（ $\equiv d\log J$ ）、 J^* は定常状態値を表す。生産関数を対数線形化したうえで、標準的な費用最小化の1階条件を用いると、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} dy_i &= \left(\frac{F_1 SK}{F} \right)_i^* (ds_i + dk_i) + \left(\frac{F_2 EHN}{F} \right)_i^* (de_i + dh_i + dn_i) + \left(\frac{F_3 M}{F} \right)_i^* dm_i + dz_i \\ &= \gamma_i [c_{Ki}^* (ds_i + dk_i) + c_{Li}^* (de_i + dh_i + dn_i) + c_{Mi}^* dm_i] + dz_i \\ &= \gamma_i (dx_i + du_i) + dz_i. \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 dx_i は観察可能な生産要素投入の成長率をそれぞれのコスト・シェアをウエイトとして加重平均したもの、すなわち、

$$dx_i \equiv c_{Ki}^* dk_i + c_{Li}^* (dh_i + dn_i) + c_{Mi}^* dm_i,$$

であり、また du_i は資本稼働率と労働者の努力水準という観察不可能な稼働率の変化を加重平均したもの、すなわち、

$$du_i \equiv c_{Ki}^* ds_i + c_{Li}^* de_i,$$

である。なお、 c_{ji} は生産要素 J の費用が総費用に占めるシェアを表しており、 $c_{Ki} + c_{Li} + c_{Mi} = 1$ である。生産関数を1次近似しているため、ここでは各生産要素の産出量弾力性 $\gamma_i c_{ji}^*$ を定数として扱っている。実際の推計では、規模の経済効果 γ_i は時間と共に変化せず、一定であると仮定する。また各生産要素の定常状態コスト・シェア c_{ji}^* に対しては、サンプル期間の平均値を使用する¹¹。

稼働率変動は直接観察できないため、(1)式を推計するためには何らかの観察可能な稼働率の代理変数が必要となる¹²。Basu and Kimball [1997]は、ミクロ的基礎付けのあるモデルに基づき、稼働率変化率 du_i を観察可能な変数に置き換えることに成功した。彼らの基本的なアイデアは、企業は同時に全ての生産要素の限界の部

11 対照的に、生産関数を2次（Törnqvist）近似するアプローチでは、観察される各投入要素のシェアの短期的な変動を利用して、時間と共に変化する産出量弾力性を推計しようとする。しかしながら、この方法は景気循環過程において観察される要素価格の変動が「配分的（allocative）」、つまり実際の要素価格が常にシャドウ・プライスに等しい場合に限り、妥当な方法である点に注意が必要である。このような生産関数を高次近似するアプローチの問題点については、Basu and Fernald [2001]を参照されたい。

12 わが国では、経済産業省が鉱工業産業に関して稼働率指数を公表している。しかしながら、経産省公表の稼働率は、「資本の使用時間」ではなく「生産能力に対する実際の生産量（capacity utilization）」を計測したものであり、本稿の枠組みで必要な資本稼働率（capital utilization）とは限らない点に注意が必要である。資本稼働率（capital utilization）と生産能力稼働率（capacity utilization）の重要な違いについては、Shapiro [1989]を参照のこと。

分を調整することにより費用最小化を行っているはずであるから、最適化の1階条件を用いれば観察可能な生産要素と観察不可能な生産要素の関係式を導出できるというものである。すなわち、Basu and Kimball [1997] は、資本稼働率変更の唯一の費用が「シフト・プレミアム (“shift premium”）」稼働率を上昇させることによって夜間等通常以外の時間帯で働くことになった労働者に対して高い割増賃金を支払わなければならない であるとすれば、労働者1人当たりの労働時間の変化は、観察不可能な労働努力および資本稼働率双方の適切な代理変数になることを示した。ここで重要なのは、Basu and Kimball [1997] モデルは、費用最小化問題と企業が要素市場でプライス・テイカーであるという仮定しか用いていない点である。つまり、生産物市場における価格設定行動に関する仮定は何ら必要としない。補論1は、彼らのモデルに従って次式が成立することを示している。

$$du_i = \left(c_{Ki}^* \frac{\eta_i}{\omega_i} + c_{Li}^* \zeta_i \right) dh_i. \quad (2)$$

ここで、 η_i は労働費用の労働時間に関する弾力性の上昇率、 ω_i は労働費用の資本稼働率に関する弾力性の上昇率、 ζ_i は努力水準の労働時間に関する弾力性である。1人当たり労働時間が努力水準だけでなく資本稼働率の代理変数になり得る理由は、シフト・プレミアムが資本稼働率と労働費用との間の連関を創り出すからである。

最後に、(2)式を(1)式に代入することによって、以下の推計式が得られる。

$$\begin{aligned} dy_i &= \gamma_i dx_i + \gamma_i \left(c_{Ki}^* \frac{\eta_i}{\omega_i} + c_{Li}^* \zeta_i \right) dh_i + dz_i \\ &= \gamma_i dx_i + \beta_i dh_i + dz_i. \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 $\beta_i \equiv \gamma_i (c_{Ki}^* (\eta_i / \omega_i) + c_{Li}^* \zeta_i)$ である。この定式化は、労働努力と資本稼働率双方の変動だけでなく、規模の経済効果と不完全競争もコントロールしている。コスト・シェアと他の構造パラメータを定数と仮定すると、 β_i も γ_i 同様に通常の方法で推計できる。この推計式の残差 dz_i が各産業の「真の」技術進歩率を表すと解釈する。

(2) 集計された技術進歩率

次に産業別の技術進歩率 dz_i を集計することによって、マクロ経済全体の技術進歩率を導出しよう。Basu, Fernald and Kimball [2002] に従って、マクロ技術進歩率を、生産要素のマクロ経済全体の投入量のほか、資本・労働の産業間配分および各産業における原材料・粗産出量比率を一定としたときの産出量増加と定義する。この定義による技術進歩率は以下の式で表される。

$$dz^V \equiv \sum_i w_i dz_i^V \equiv \sum_i w_i \frac{dz_i}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*}. \quad (4)$$

ここで w_i は総付加価値における各産業のシェア¹³、

$$w_i \equiv \frac{Y_i - M_i}{\sum_i (Y_i - M_i)} \equiv \frac{V_i}{V},$$

である（以下では、粗産出量ベースで定義されていた変数を付加価値ベースに定義し直す際には、上付き文字 V を用いる）。概念的に、この指標は、まず $1 - \gamma_i c_{Mi}^*$ で除すことによって、粗産出量ベースの産業別技術ショックを付加価値ベースに変更している（付加価値ベースの技術進歩率は、粗産出量ベースよりも大きくなる点に注意）。そのうえで、付加価値ベースの技術ショックを、各産業の付加価値シェア・ウエイトによって加重平均している。このマクロ技術進歩率の定義において注意しなければならないのは、産業レベルで技術変化が生じたときに限り、マクロ経済全体の技術も変化するという点である。

ここで、上述したマクロ技術進歩率の定義と、集計ソロー残差がどのような関係にあるかを確認しておきたい。集計ソロー残差 dp は、以下のように定義される。

$$dp \equiv dv - dx^V. \quad (5)$$

ここで、 dv は、

$$dv \equiv \sum_i w_i dv_i,$$

によって定義される総実質付加価値成長率、 dx^V は産業別一次生産要素投入の成長率 dx_i^V を産業別シェアでウエイト付けしたもの、すなわち、

$$dx^V \equiv \sum_i w_i dx_i^V \equiv \sum_i w_i \left[\frac{c_{Ki}^*}{1 - c_{Mi}^*} dk_i + \frac{c_{Li}^*}{1 - c_{Mi}^*} (dh_i + dn_i) \right],$$

である。ここで dx_i^V を計算するにあたり、粗産出量ベースではなく付加価値ベースの総費用における資本と労働のシェアを用いている点に注意しよう。次に、付加価値ベースの規模の経済効果を次のように定義する¹⁴。

$$\gamma_i^V \equiv \frac{\gamma_i (1 - c_{Mi}^*)}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*}. \quad (6)$$

この式から、付加価値は粗産出量の一部に過ぎないため、粗産出量生産における収穫逓増の度合いは、付加価値ベースに変更すると大きくなるのがわかる。

13 ここでは「ダブル・デフレーション法」によって実質付加価値 V_i を定義している。補論2の議論を参照のこと。

14 この式の導出については、補論2を参照。

Basu and Fernald [2001, 2002] で説明されている手続きに従い、補論2は(1)式を経済全体について加重平均したものに(4) (5) (6)の定義式を代入することによって、以下のマクロ生産性(集計ソロー残差)の分解式が得られることを示している。

$$dp = (\bar{\gamma}^V - 1) dx^V + R_\gamma + R_M + du^V + dz^V. \quad (7)$$

ここで、各変数は以下のように定義される。

$$\bar{\gamma}^V \equiv \sum_i w_i \gamma_i^V, \quad (8)$$

$$R_\gamma \equiv \sum_i w_i (\gamma_i^V - \bar{\gamma}^V) dx_i^V, \quad (9)$$

$$R_M \equiv \sum_i w_i \left[\gamma_i^V \left(\frac{c_{Mi}^*}{1 - c_{Mi}^*} \right) - \frac{s_{Mi}}{1 - s_{Mi}} \right] (dm_i - dy_i), \quad (10)$$

$$du^V \equiv \sum_i w_i \gamma_i^V du_i^V \equiv \sum_i w_i \gamma_i^V \left(\frac{c_{Ki}^*}{1 - c_{Mi}^*} ds_i + \frac{c_{Li}^*}{1 - c_{Mi}^*} de_i \right). \quad (11)$$

ただし、 $s_{Mi} \equiv M_i / Y_i$ である。(7)式は、マクロ生産性変化とマクロ技術変化の乖離がどのような要因によって生じるかを示している。右辺第1項 $(\bar{\gamma}^V - 1)dx^V$ は、経済全体の平均的な規模の経済効果を示している。すなわち、平均的な企業の生産関数が付加価値ベースで収穫逓増であるならば、一次生産要素の総投入量の変化はマクロ生産性の正循環的な変動を引き起こす。第2項 R_γ は、規模の経済効果が異なる産業間における生産要素の再配分効果を表す。規模の経済効果が産業間で異なれば、平均以上の収穫逓増を持つ産業において平均以上に生産要素投入が増加すると、生産性成長率は上昇する。第3項 R_M は、付加価値の計測に伴う誤差を修正したものである。すなわち、付加価値は原材料の生産弾力性として s_{Mi} を使用して計算されるが、規模に関する収穫が一定でない場合、原材料の生産弾力性はその総収入シェアと異なる。第4項 du^V は、付加価値ベースで定義した稼働率の変動がマクロ生産性に与える効果を捉えたものである。

もし、全ての企業が完全競争的でかつ稼働率を変動させることがなければ、上記の4つの項は全て消えることに注意しよう。すなわち、全ての産業で完全競争と収穫一定が成立しているとき、全ての*i*について $\gamma_i^V = 1$ となると同時に、経済的利益(economic profit)は常にゼロになるため $c_{Mi}^* = s_{Mi}^*$ となる。したがって、上記の第1~3項は常にゼロとなる。さらに、稼働率変動が存在しなければ、第4項がゼロになるのは自明であろう。このとき、集計ソロー残差 dp はマクロ技術進歩率 dz^V に等しくなる。しかしながら、不完全競争と稼働率の変動が存在する世界では、生産性と技術進歩は必ずしも等しくならない。

3. データと推計方法

(1) データ

本稿では、深尾ほか [2003] によって整備されたJIP (Japan Industry Productivity) データベースを利用する。このデータベースは、産業別のTFP成長率計測を目的とした、内閣府経済社会総合研究所のリサーチ・プロジェクトの成果の一部である。データは1973年から1998年までの日本経済全体をカバーする84産業のパネルから構成されている¹⁵。各産業部門において、産出量は粗産出量、生産要素は資本、労働、原材料に分けられている。労働投入データに関しては、質的变化を調整したベースと調整していないベースの双方のデータが利用可能である。JIPデータベースの詳細については、深尾ほか [2003] を参照されたい¹⁶。

JIPデータベースがカバーする84産業のうち、ここでは、主要な関心の対象である「非農業・非鉱業民間部門」に属する54産業に分析の焦点を絞る¹⁷。これら54産業は、サンプル期間において実質GDPの約70%を占める。推計に用いた産業は表2に示したとおりである。労働投入に関しては、ベンチマーク推計では質未調整のデータを用いる。5節では、質調整済み労働データを用いて、ベンチマーク推計結果の頑健性の検討を行う。

コスト・シェア c_{ji} の系列を作成するためには、一般に資本に対する要求報酬 (required payments) を計算する必要がある。深尾ほか [2003] は、資本のユーザー・コストを推計したうえで、産業別に生産要素のコスト・シェアを計算している。定常状態のコスト・シェア c_{ji}^* については、サンプル期間の平均値で代用する。

稼働率変動を調整するための dh_i 項については、厚生労働省公表の『毎月勤労統計調査』にある産業別所定外労働時間の年次増加率を使用する。労働時間は、所定内労働時間と所定外労働時間に分けられる。1988年の労働基準法改正以降の諸政策によりもたらされた所定内労働時間の減少を反映して、総実労働時間は稼働率変動とは無関係な長期的な低下トレンドを有している (図3)。こうした影響を取り除くため、以下の推計では、稼働率変化の代理変数として、総実労働時間ではなく、より景気変動に敏感な所定外労働時間の増加率を使用する。

15 深尾ほか [2003] の第1章では、1971、72年の産業連関表・延長表が存在しないことから、この両年の粗産出量および中間財のデータを推計していない。このため、本稿では推計期間を1973年以降とした。

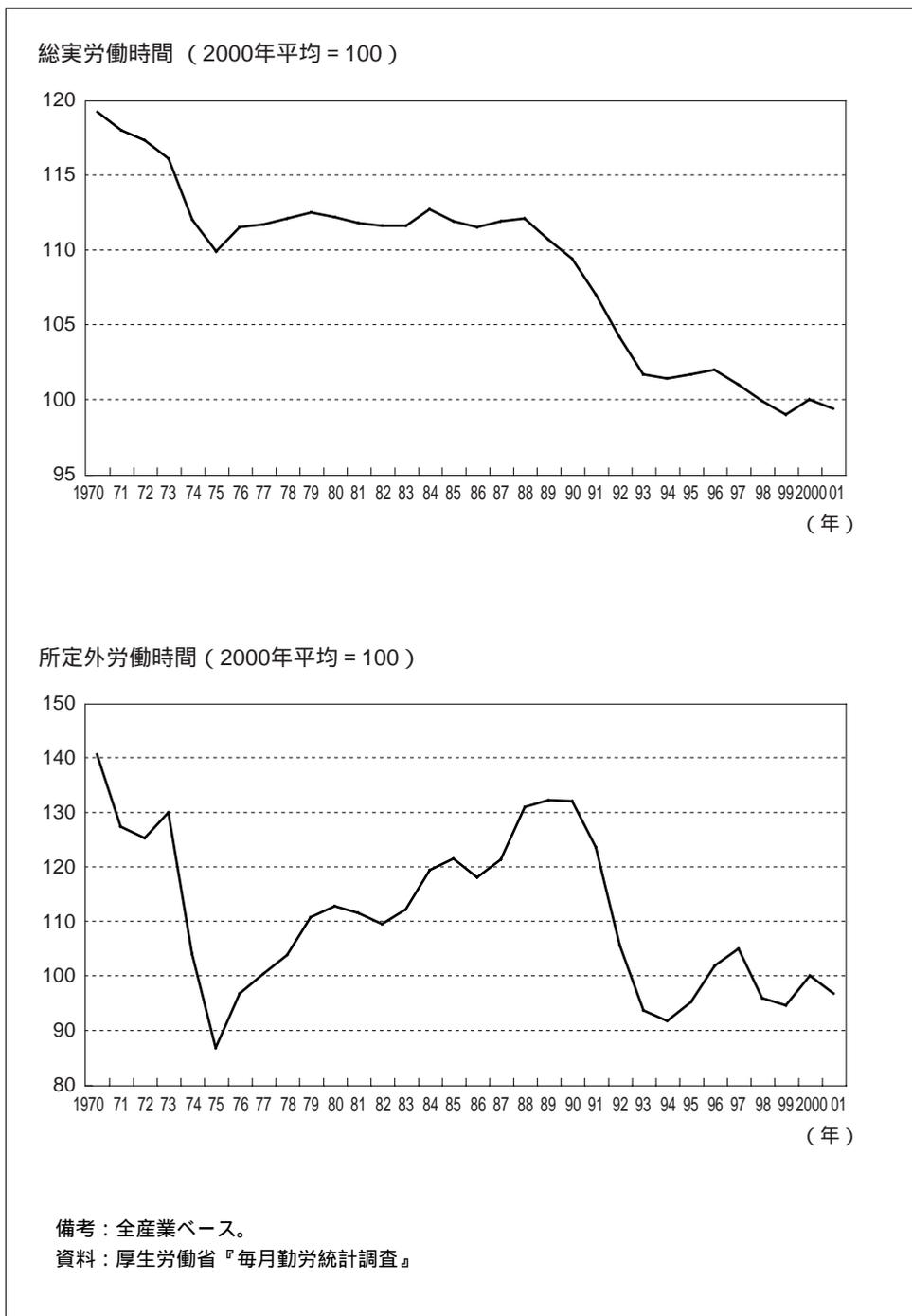
16 JIPデータベースは、内閣府経済社会総合研究所のウェブ・サイト (<http://www.esri.go.jp/jp/archive/bun/bun170/170index.html>) から、エクセル・ファイルの形式で入手可能である。

17 ただし、精穀・製粉業 (JIPコード13)、天然繊維紡績業 (17)、製鉄業 (33)、その他の鉄鋼業 (34) は非農業・非鉱業民間部門に属すると解釈できるものの、データ上の問題から分析対象外とした。さらに、JIPデータベースは不動産業について帰属家賃に対応する住宅部門とそれ以外の不動産業に分解しているが、この作業が不完全である可能性を考慮して、不動産業 (57) も分析対象から外した。これらデータ上の問題の詳細については、深尾ほか [2003] 第1章を参照のこと。

表2 産業分類

製造業・耐久財部門（14産業、シェア：14%）		製造業・非耐久財部門（17産業、シェア：9%）	
JIPコード	産業	JIPコード	産業
21	製材・木製品	11	畜産食料品
22	家具	12	水産食料品
32	窯業・土石製品	14	その他の食料品
35	非鉄金属	15	飲料
36	金属製品	16	たばこ
37	一般機械器具	18	化学繊維紡績
38	産業用電気機械器具	19	織物・その他の繊維製品
39	民生用電気機械器具	20	身廻品
40	その他の電気機械器具	23	パルプ・紙・紙加工
41	自動車	24	印刷・出版
42	船舶	25	皮革・皮革製品・毛皮
43	その他の輸送用機械	26	ゴム製品
44	精密機械器具	27	基礎化学製品
45	その他製造業	28	化学繊維
		29	その他化学
		30	石油製品
		31	石炭製品
非製造業（23産業、シェア：47%）		除外（30産業、シェア：30%）	
JIPコード	産業	JIPコード	産業
46	建築	1	米麦生産
47	土木	2	その他の耕種農業
48	電気	3	畜産・養蚕
49	ガス・熱供給	4	獣医・農業サービス
53	卸売	5	林業
54	小売	6	漁業
55	金融	7	石炭・亜炭鉱業
56	保険	8	金属鉱業
59	鉄道	9	原油・天然ガス鉱業
60	道路運送	10	その他鉱業
61	水運	13	精穀・製粉
62	航空運輸	17	天然繊維紡績
63	その他運輸・梱包	33	製鉄
64	電信・電話	34	その他の鉄鋼
70	広告	50	上水道
71	業務用物品賃貸	51	工業用水道
72	その他の事業所サービス	52	廃棄物処理
73	娯楽	57	不動産
74	放送	58	住宅
75	飲食店	65	郵便
76	旅館	66	教育（民間・非営利）
77	洗濯・理容・浴場	67	研究
78	その他の対個人サービス	68	医療・保健衛生（民間）
		69	その他の公共サービス
		79	教育（政府）
		80	医療・保健衛生（政府）
		81	その他（政府）
		82	医療・保健衛生（非営利）
		83	その他（非営利）
		84	分類不明

図3 労働時間



(2) 推計方法

Basu, Fernald and Shapiro [2001] および Basu, Fernald and Kimball [2002] に倣って、54産業を3つの部門： 製造業・耐久財部門（14産業）、製造業・非耐久財部門（17産業）および 非製造業（23産業）に振り分ける（表2を参照）。推計にあたっては、規模の経済効果を表すパラメータ γ_i と稼働率のパラメータ β_i は、部門によって異なると仮定するが、同時に、各部門内の産業間では等しいとの制約を課す^{18, 19}。産業間での成長率が異なる可能性を許容するため、推計式は産業ごとに異なる定数項、すなわち産業レベルでの固定効果を持つ。これらの定数項と残差項を合算したものが、各産業の技術進歩率の推計値となる。

技術ショックに反応して生産要素投入の成長率は変化し得るという意味で、生産要素投入と技術は同時決定されるため、推計に当たっては操作変数を用いる。適切な操作変数は、技術ショックと無相関である一方で、説明変数である生産要素投入成長率と労働時間変動と相関を持たなければならず、一般に適切な操作変数を見つけて出すことは難しい。ここでは以下の3種類の変数、GDPデフレーターで実質化した石油価格の成長率²⁰、著者が特定した、わが国金融政策に関する年次版「簡易ローマール日付」 顕著な金融引締めが行われた1973年、1980年、1990年を1、それ以外の年をゼロとしたダミー変数²¹、および「銀行危機ショック」変数 いくつかの大規模金融機関の破綻が生じた1997年を1、それ以外の年をゼロとしたダミー変数を操作変数として使用することにした。

攪乱項は産業間である程度の相関を持っていると考えられるため、推計された共分散行列を用いて、推計式体系を再推計することによって効率性が上昇する可能性がある。したがって、ここでは上記の操作変数を用いて、3段階最小二乗法によってシステム推計を行った。

18 部門をさらに細分化し、産業間においても規模の経済効果および稼働率のパラメータは異なると仮定して推計することも原理的には可能である。しかしながら、予備的な分析では、いくつかの産業において、パラメータの推計精度が大きく低下してしまう結果となった。この問題を軽減するため、ここでは部門内でパラメータは等しいという制約を課すことにした。

19 粗産出量ベースの規模の経済効果のパラメータは部門内の産業間で同一との制約を課しているものの、(6)式で定義される付加価値ベースの規模の経済効果は、原材料のコスト・シェアの違いを反映して異なる点に注意されたい。

20 石油価格（通関ベース）は『日本銀行金融経済データCD-ROM』所収のものを利用した。また、GDPデフレーターは『国民経済計算』による。

21 Kawamoto [2002] は、Romer and Romer [1989, 1994] の米国に関する発見事実と同様、わが国においても、顕著な金融引締めに関する指標が、実質変数に対して大きな引締め効果を及ぼすことを見出している。

4. ベースラインの推計結果

(1) パラメータの推計値

表3に、(3)式の推計結果、すなわち規模の経済効果と稼働率調整のパラメータの推計値を掲載している。規模の経済効果のパラメータ γ_i は、全てのセクターにおいて比較的推計精度が高い。製造業・耐久財部門については、推計された規模の経済効果は1.06であり、統計的に有意な収穫逦増がみられる。一方、製造業・非耐久財部門および非製造業については、規模の経済効果の推定値はそれぞれ0.81と0.65であり、両部門共に収穫逦減を示している（稼働率調整項を除いて推計した場合でも、製造業・非耐久財部門と非製造業の規模の経済効果の推定値は、それぞれ0.84と0.67であり、依然としてこの2つのセクターでは収穫逦減が観察される）²²。これらの推計値を踏まえると、部門間で規模の経済効果が大きく異なることがわかる。

比較のため、表4にBasu, Fernald and Kimball [2002] およびBasu, Fernald and Shapiro [2001] に報告されている米国の産業別の規模の経済効果の推計値を掲げてある。表3と表4を比較すると、日本の非製造業は米国の非製造業に較べて「収穫逦減」の度合いが大きいものの、日米の推計値は全体としてほぼ同様の結果を示していることがわかる。

表3 パラメータ推計結果：ベースライン

$$dy_i = \gamma_i dx_i + \beta_i dh_i + dz_i$$

	製造業・耐久財部門	製造業・非耐久財部門	非製造業
規模の経済効果 γ_i	1.060 (0.030)	0.810 (0.040)	0.650 (0.020)
稼働率 β_i	0.063 (0.012)	0.034 (0.024)	0.190 (0.015)
稼働率修正なし			
規模の経済効果 γ_i	1.140 (0.030)	0.840 (0.030)	0.670 (0.010)

備考：各部門内の産業別データをプールしたうえで3段階最小二乗法により推計。推計期間は 1973～98年。データの出所はJIPデータベースと厚生労働省・毎月勤労統計調査。労働投入量については質未調整のデータを使用。操作変数は 実質石油価格成長率の現在値および1期ラグ値、日本版「ローマール日付」ダミー変数の現在値および1期ラグ値、および「銀行危機」ダミー変数の1期ラグ値。推計式は産業別固定効果を含む（ただし表では掲載していない）。() 内の数値は標準誤差。

22 5節において、製造業・非耐久財部門および非製造業における収穫逦減について、やや詳しく検討する。

表4 規模の経済効果の推計値（米国産業）

	製造業・耐久財部門	製造業・非耐久財部門	非製造業
Basu, Fernald and Kimball [2002]	1.05	0.87	0.89
Basu, Fernald and Shapiro [2001]	1.03	0.78	1.00

備考：Basu, Fernald and Kimball [2002] の表1とBasu, Fernald and Shapiro [2001] の表1から抜粋。
 Basu, Fernald and Kimball [2002] は各部門内の産業ごとに規模の経済効果は異なると仮定しているため、上記の値は付加価値でウェイト付けした産業の平均値。一方、Basu, Fernald and Shapiro [2001] は本稿と同様、各部門内で規模の経済効果は等しいとの制約を課している。

表3の規模の経済効果の推計値は、日本のデータを用いた先行研究の結果とも整合的である。例えば、1955～90年の日本の産業別（製造業）データを用いてトランスログ生産関数を推計したBeason and Weinstein [1996] は、製造業・耐久財部門では若干の収穫逓増がみられるのに対し、製造業・非耐久財部門では収穫逓減がみられると報告している（彼らの論文の表3を参照）。

次に、稼働率調整のパラメータ β_i の推計値に着目してみよう。製造業・耐久財部門と非製造業については、推計値は理論が示すとおり正の値をとり、かつ統計的にも極めて有意で、稼働率調整の重要性を示唆している。一方、製造業・非耐久財部門の推計値は正の値ではあるものの、統計的に有意でない。しかしながら、製造業・非耐久財部門の実質GDPに占めるシェアは比較的小さいため（9%）、この部門における稼働率調整パラメータの推計精度の低さは、マクロ技術進歩率の推計に当たってはさほど大きな問題ではないと考えられる。なお、ここでの部門別の実証結果は、特定の産業の特殊要因によってもたらされているわけではない。例えば、アウトライアーのようにみえる産業を除いて推計した場合でも、以下で示されるマクロ技術進歩率の推計値はほとんど影響を受けない。

（2）計測された技術進歩率

表5は、計測された平均マクロ技術進歩率（年率）を期間別に示したものである。

表5 推計技術進歩率：ベースライン

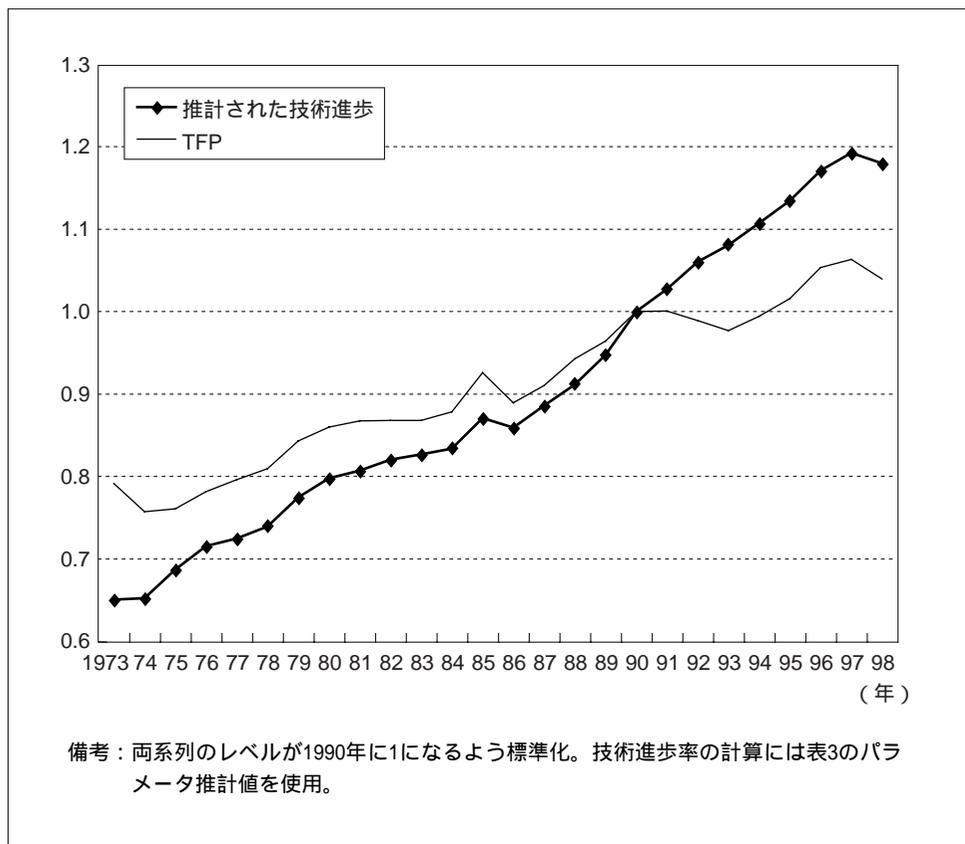
	年率（%）			
	1973～98年	1973～80年	1980～90年	1990～98年
民間部門全体	2.4	3.0	2.3	2.1
製造業・耐久財部門	3.6	5.6	3.5	2.1
製造業・非耐久財部門	2.3	3.1	2.0	2.1
非製造業	2.1	2.3	2.0	2.1

備考：表3のパラメータ推計値を用いて計算した技術進歩率。

まず、最も注目される民間経済全体の推計結果をみると、1973～80年と1980～90年の平均マクロ技術進歩率はそれぞれ3.0%、2.3%であるのに対し、1990～98年は2.1%である。深刻な不況の影響を受けた1998年を除くと、1990年代の平均マクロ技術進歩率は2.6%になる。これらの結果をみる限り、1990年代に技術進歩のペースが大きく落ち込んだという証拠はほとんど見出されない。この点は、推計された技術進歩とTFPの「水準」をプロットした図4をみても明らかである。この図では、技術進歩とTFP双方の水準を1990年に1となるよう標準化している。この図から、技術水準と生産性は1990年頃まで着実に上昇し続けたものの、1990年以降、生産性の成長が急激に鈍化する一方で、推計された技術進歩は近年まで着実に成長し続けたことが窺われる。

次に、部門別の推計結果をみてみよう。非製造業の推計された技術進歩率は、1980年代の2.0%から1990年代の2.1%へと非常にわずかながらも上昇している。非製造業は民間経済全体の約70%を占めるため、非製造業で1990年代に技術進歩率の減速が生じなかった（むしろわずかながら上昇した）ことは、マクロ経済全体の技術進歩のペースを下支えすることに大きく貢献した。製造業・非耐久財部門の技術

図4 推計された技術進歩（レベル）：ベースライン



進歩率も、1980年代の2.0%から90年代の2.1%へとわずかに上昇した。一方、製造業・耐久財部門は、これら2つの部門とは全く異なる動きをみせた。すなわち、同部門における1990年代の平均技術進歩率は2.1%であり、1980年代の3.5%と較べると1.4%の減速、1970年代の5.6%と較べると実に3.5%もの減速を示している。1990年代に情報通信機器の生産技術が飛躍的に向上したことや、Basu, Fernald and Shapiro [2001] に代表される多くの研究者が米国の製造業・耐久財部門において技術進歩率が大きく加速したと報告していることにかんがみると、日本の製造業・耐久財部門における1990年代の技術進歩率の落ち込みはやや説明が難しい²³。

以上の結果を要約すると、1990年代にみられたTFP成長率の大幅な落ち込みは、技術進歩率の低下を示しているわけではないと考えられる。不完全競争、稼働率変動、および生産要素の再配分をコントロールすることによってソロー残差を「修正」すると、「失われた10年」において技術進歩率が減速した証拠は見出されないということになる。無論、この結論は、1節で紹介したHayashi and Prescott [2002] 仮説に疑問を投げ掛けるものである。そこで、次に検討すべき問題は、生産性と技術水準の大幅な乖離がどのような要因によって生じたのかという点である。次にこの問題を検討することにしよう。

(3) マクロ生産性成長率とマクロ技術進歩率の乖離

表6は、(7)~(11)式に基づき、マクロ生産性成長率と真のマクロ技術進歩率の乖離について要因分解を行ったものである。加えて、図5は1990年代に焦点を絞って、TFP、規模の経済効果のみを修正した系列、稼働率変動のみを修正した系列、生産要素の再配分のみを修正した系列、全てを修正したマクロ技術進歩のそれぞれについて、「水準」を図示している（これら全ての系列は1990年のレベルが1と等しくなるよう標準化してある。例えば、この図におけるTFPと稼働率変動のみを修正した系列の差は、稼働率修正の「累積的」な効果を表す）。表6と図5から、いくつかの興味深い事実を読み取ることができる。

第1に、資本と労働の稼働率変動は、1990年代の生産性成長率が真のマクロ技術進歩率を大きく下回った最大の要因である。表6に示されたとおり、稼働率変動は、技術進歩率に較べて1990~98年の年率平均で1.0%近くもTFP成長率を押し下げた。この1990年代の稼働率修正の大きさは、1970年代、1980年代と較べるとかなり大きい。図5をみると、1990年代前半にみられた生産性と技術進歩の乖離のほとんどが

23 この一見パズル的ともいえる現象に対しては2つの説明があり得る。第1に、耐久財の価格指数の上方バイアスが拡大し続けたために、本稿で使用したデータにおける1990年代の製造業・耐久財部門の実質GDP成長率が「過少推定」されている可能性がある。いうまでもなく、実質GDP成長率の過少推定は、推計される技術進歩率の過少推定をも引き起こす。第2に、わが国の耐久財部門は、1990年代、継続的に生じた円高のため海外直接投資を大幅に増加させた。それゆえ、情報通信機器生産の大部分が海外にシフトした可能性がある。この問題の検討は興味深い研究テーマではあるが、本稿の範囲を超えるのでさらに立ち入った検討は行わない。

表6 マクロ生産性成長率とマクロ技術進歩率の乖離の要因分解

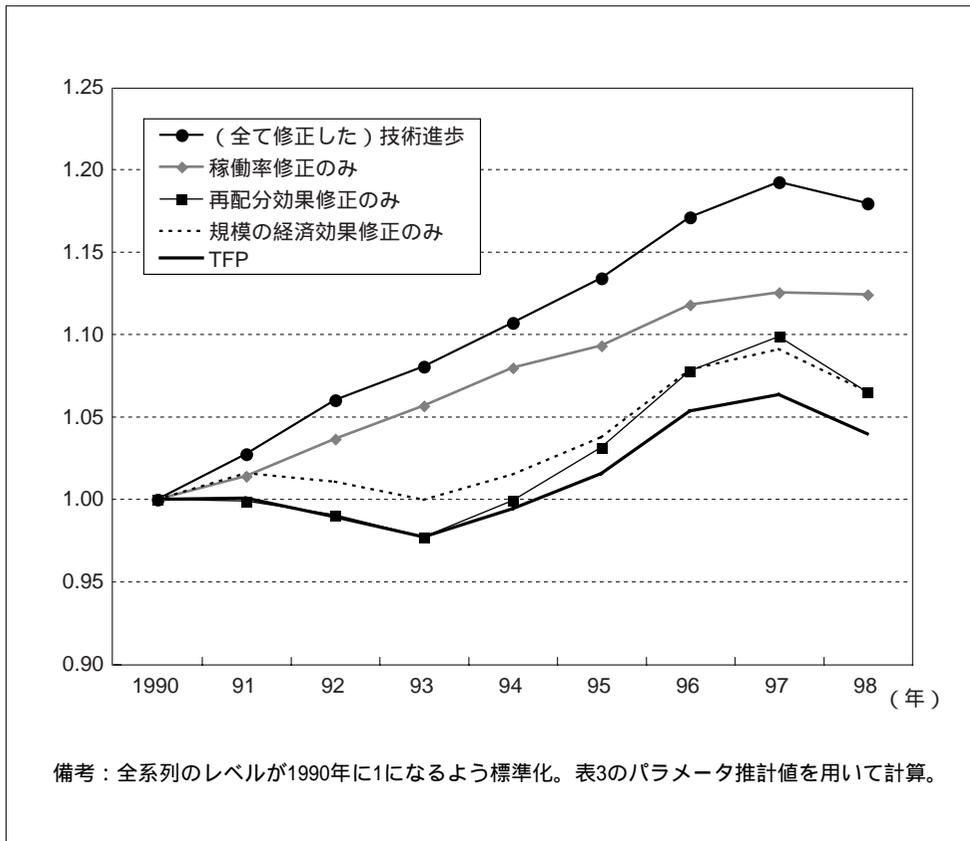
$$dp = dv - dx^V$$

$$= (\bar{\gamma}^V - 1) dx^V + R_\gamma + R_M + du + dz^V$$

	年率 (%)			
	1973~98年	1973~80年	1980~90年	1990~98年
付加価値成長率 dv	3.3	3.8	4.6	1.4
- 一次生産要素投入成長率 dx^V	2.2	2.5	3.0	0.9
= ソロ-残差 dp	1.1	1.2	1.6	0.5
- 平均的な規模の経済効果 $(\bar{\gamma}^V - 1) dx^V$	-0.8	-0.9	-1.0	-0.3
- 再分配 $R_\gamma + R_M$	-0.2	-0.4	0.0	-0.3
- 稼働率 du	-0.3	-0.4	0.3	-1.0
= 技術進歩率 dz^V	2.4	3.0	2.3	2.1

備考：本論(7)-(11)式に基づく、マクロ生産性成長率とマクロ技術進歩率の乖離の要因分解。
表3のパラメータ推計値を用いて計算。

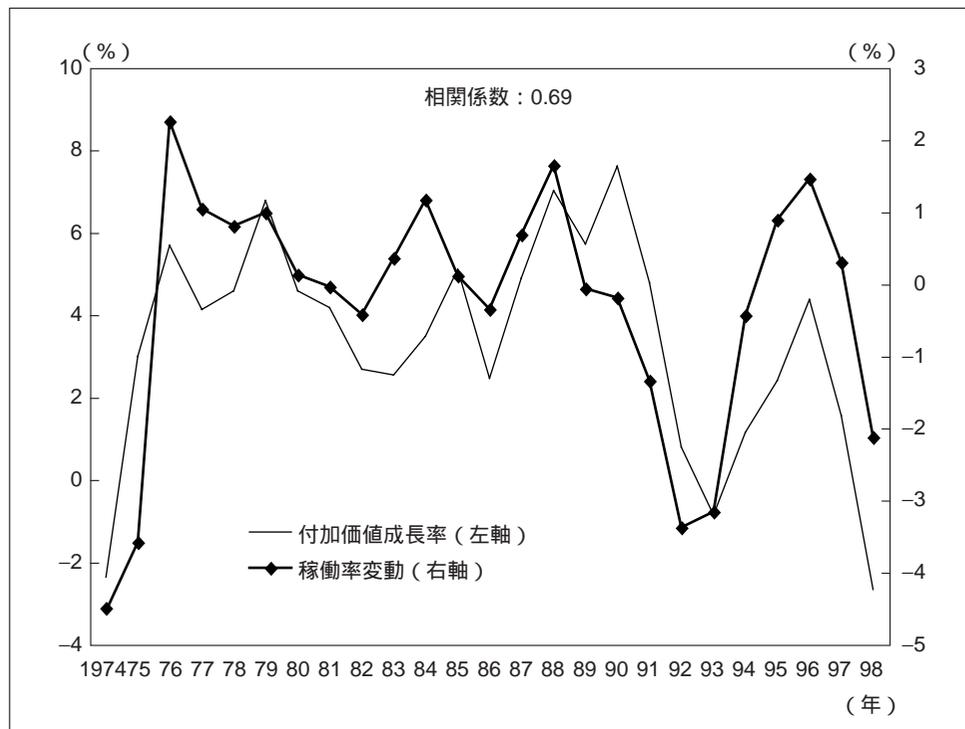
図5 1990年代のマクロ生産性とマクロ技術進歩（レベル）



稼働率変動に起因することがわかる。図6は、稼働率変動の循環的な性質をみるため、計測された稼働率の変化と実質付加価値成長率をプロットしたものである。予想どおり、稼働率変動は極めて正循環的であり、稼働率の変化と実質付加価値成長率の相関係数は0.69と非常に大きな正の値を示している。したがって、稼働率の変動を考慮した「真の」生産要素投入は計測された生産要素投入よりも正循環的であるため、この点を考慮せずに計測された生産性は産出量との間に強い正の相関を持つことが確認される。その意味では、1990年代前半に顕著に観察された、計測された生産性と「真の」技術進歩の大きなギャップは、同時期の不況が前例のないほど厳しかったことを反映したものであると解釈できる。つまり、「資産価格バブル」崩壊直後に生じた1991～93年にかけての「第一次平成不況」は極めて深刻であったために、この時期の稼働率は大きく落ち込み、循環的な生産要素の計測誤差が典型的な景気循環よりも非常に大きくなったわけである。

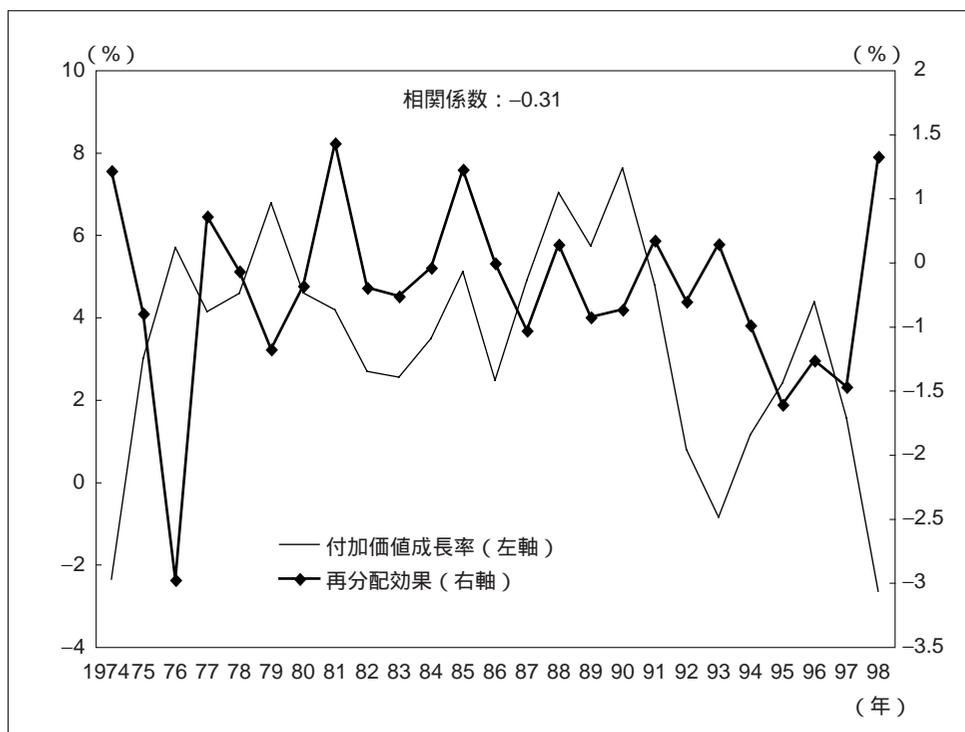
第2に、再配分効果 R_γ 項（規模の経済効果が異なる産業間における一次生産要素の再配分）と R_M 項（原材料の再配分）の合計もまた、計測された生産性と真の技術進歩の乖離を生み出す重要な要因である。再配分効果は、1990年代平均で年率-0.3%と推計されている（表6）。さらに、図5に示されているように、そうした再配分効果は、1995年から1997年にかけての短期的な景気回復局面に集中的に観察されている点が注目される。これは、1990年代半ばの回復期では、規模の経済

図6 稼働率変動



が平均以下の産業（すなわち非製造業）において、生産要素投入の成長率が平均以上であったため、生産性が真の技術進歩と較べて低めに計測されたことを示している。図6の稼働率のケースと同様、図7は推計された再配分効果を実質付加価値成長率と共に図示している。やや驚くべきことに、わが国の再配分効果は、Basu and Fernald [2001] の米国に関する実証結果とは対照的に「反循環的」である（再配分効果と付加価値成長率の相関係数は -0.31 ）。このことは、日本経済では、規模の経済効果の小さい産業が好況期に平均以上に生産要素投入量を増大させる一方、不況期には平均以上に減少させるため、再配分効果によってマクロ生産性の正循環の度合いは弱まることを意味している（米国では、規模の経済の大きい産業が好況期に平均以上に要素投入を増大させ、不況期に平均以上に減少させるため、再配分効果は正循環的である）。この日本のパターンは、一見したところほど奇異なものではない。例えば、規模の経済効果が小さい産業によって生産される財の所得弾力性が、規模の経済効果の大きい産業によって生産される財のそれよりも高ければ、再配分効果は反循環的となりやすい。あるいは、再配分効果の反循環性が1970年代と1990年代に特に顕著に観察されることと²⁴、この両年代に政府支出が大きく拡大した事実にかんがみると、再配分効果の反循環性と政府支出の間に何らかの関係が存

図7 再分配効果



24 1970年代、80年代、90年代の再配分効果と付加価値成長率の相関係数はそれぞれ -0.6 、 -0.06 、 -0.54 。

在する可能性も考えられよう（例えば、1990年代の政府支出が規模の経済効果の小さい産業に集中的に振り向けられた結果、当該産業の生産要素投入が平均以上に拡大し、再配分効果がマイナスとなった可能性が考えられる）。この問題は非常に興味深い研究テーマではあるが、立ち入った検討は別の機会に譲ることにしたい。

最後に、平均的な規模の経済効果の寄与は、全期間にわたってマイナスである。このことは、日本経済の平均的な産業が規模に関する収穫逓減を示しているという実証分析結果を反映している。しかしながら、次節で議論するように、収穫逓減が幅広く観察されることは、いかなる形態の不完全競争とも整合的ではない。そのため、規模の経済効果の定量的な重要性について評価を下すのは早計であるように思われる。

要約すると、1990年代前半については、計測されたマクロ生産性と真のマクロ技術進歩の乖離の大部分は稼働率変動に起因する。また、1990年代半ば以降の両者の乖離については、再配分効果が重要な役割を果たした。

5 . 頑健性の検討

本節では、前節のベースライン推計結果の頑健性について、2つの観点から検討を行う。最初に、前節で収穫逓減を示した製造業・非耐久財部門と非製造業の両部門に収穫一定の制約を課した場合、推計される技術進歩率がどのように変化するかを検討する。次に、労働データに関する「質調整」の有無の影響を検討する。

(1) 製造業・非耐久財部門と非製造業に収穫一定の制約を課した場合

前節の表3でみたとおり、製造業・非耐久財部門と非製造業の両部門における規模の経済効果の推計値は1以下であった。しかしながら、自由な参入と退出が保証されている限り、収穫逓減はいかなる形態の不完全競争とも整合的ではない点に注意する必要がある（Basu and Fernald [1995, 1997] の議論を参照）。この点を確認するため、規模の経済効果とマークアップの関係を示した、以下の恒等式を考えることにしよう。

$$\gamma = \frac{AC}{MC} = \left(\frac{P}{MC} \right) \cdot \left(\frac{AC}{P} \right) = \mu \cdot (1 - s_{\pi}) . \quad (12)$$

ここで $\mu \equiv P/MC$ は限界費用に対する価格のマークアップであり、 s_{π} は総収入に占める経済的利益（economic profit、会計的利益とは異なる）のシェアである。自由参入・退出のもとでは、経済的利益率 s_{π} は常に小さな値をとるはずであるから、収穫逓減の度合いが大きい（ γ が1を大きく下回った）場合、(12)式から企業は一貫して限界費用を下回る価格設定を行っている（ μ が1を下回る）ことになる。いうまでもなく、これは経済学的に意味のある行動ではないため、企業レベルの規模に

関する収穫は一定か逓増的であると考えるのが自然である。そうだとすれば、製造業・非耐久財部門と非製造業で収穫逓減が明らかに観察されるという前節のベースライン推計結果は、留意を要する²⁵。

上記のような問題にかんがみ、ここでは製造業・非耐久財部門および非製造業に「収穫一定」の制約を課してもなお、1990年代に技術進歩率が減速した証拠は存在しないという前節の基本的な結論が影響を受けないかを検討しておきたい。

表7に、収穫一定の制約を課した場合の製造業・非耐久財部門および非製造業における稼働率調整のパラメータ推計値を示している。全体としてみると、推計値は前節とほとんど変化していない。非製造業における β_i の推計値は表3よりもやや小さくなっているものの、依然として統計的に有意である。この結果は、収穫一定の制約を課してもなお、民間経済部門の大部分を占める非製造業において稼働率調整が必要であることを示している点で極めて重要である。製造業・非耐久財部門についてみると、 β_i の推計値は統計的に有意でない。この点も、表3のベースライン推計結果と同様である。

表7 パラメータ推計結果：製造業・非耐久財部門および非製造業に対し収穫一定の制約を課した場合

$$dy_i - dx_i = \beta_i dh_i + dz_i$$

	製造業・非耐久財部門	非製造業
稼働率 β_i	-0.014 (0.017)	0.122 (0.017)

備考：各部門内の産業別データをプールしたうえで3段階最小二乗法により推計。推計期間は1973～98年。データの出所はJIPデータベースと厚生労働省・毎月勤労統計調査。労働投入量については質未調整のデータを使用。操作変数は実質石油価格成長率の現在値および1期ラグ値、日本版「ローマール日付」ダミー変数の現在値および1期ラグ値、および「銀行危機」ダミー変数の1期ラグ値。推計式は産業別固定効果を含む（ただし表では掲載していない）。（ ）内の数値は標準誤差。

25 このような「収穫逓減パズル」は、日本の産業別推計結果に限られた現象ではない。例えば、米国の2桁分類産業別データを用いたBasu, Fernald and Kimball [2002]によれば、製造業・非耐久財部門と非製造業における規模の経済効果の推計値（産業の加重平均）は、それぞれ0.87と0.89である（表4を参照）。米国の3桁分類製造産業の付加価値データ（4半期）を用いたBurnside, Eichenbaum and Rebelo [1995]も、付加価値ベースの規模の経済効果の推計値は0.8から0.9であると報告している。この収穫逓減パズルに対するあり得べき説明の1つは、企業データではなく産業で集計されたデータを推計に用いているため、「反循環的な“産業内”再配分効果（規模の経済効果の小さい企業が好況期に参入し、不況期に退出する）」がみせかけの収穫逓減を生み出しているというものである。反循環的な産業内再配分は、推計式の攪乱項に含まれるため、操作変数はその攪乱項と相関を持ってしまい、規模の経済効果の推計値は一致性を失う（下方バイアスを持つ）可能性がある。この種の可能性のさらなる検討は大いに興味深いものではあるが、本稿の範囲を明らかに超えるため、ここではこれ以上立ち入らない。

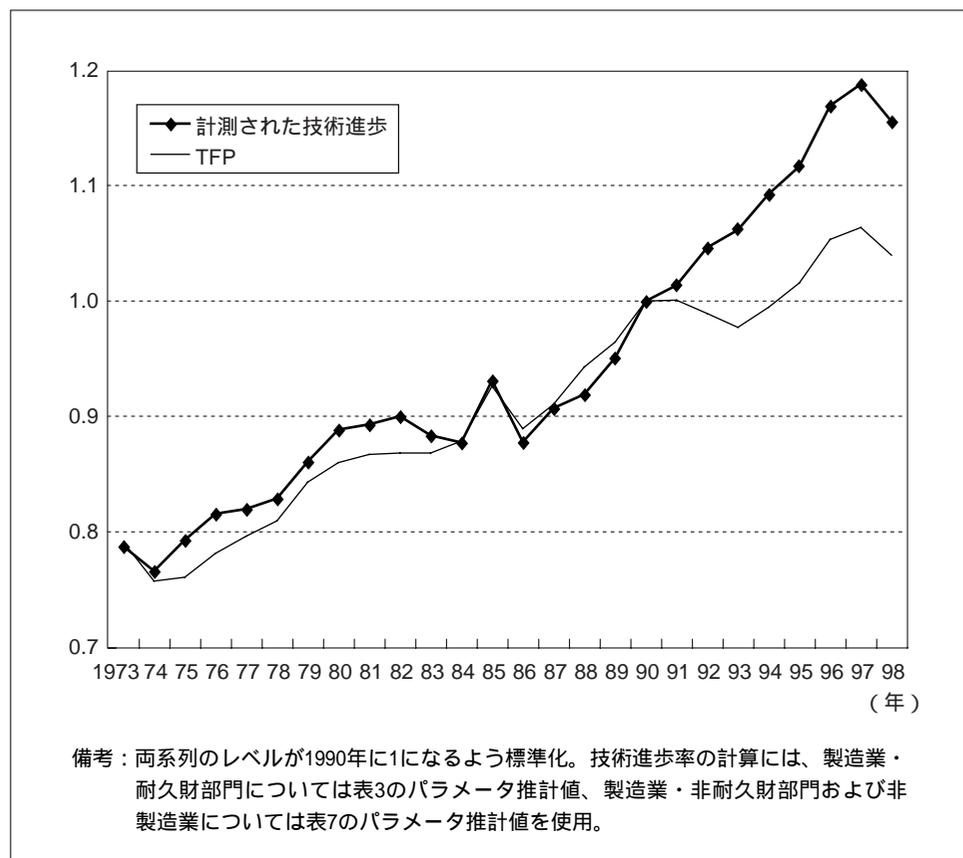
表8と図8は、表7のパラメータ推計値に基づく技術進歩率の推計値を示したものである（製造業・耐久財部門については、表3のパラメータ推計値を使用している）。

表8 推計技術進歩率：製造業・非耐久財部門および非製造業に対し収穫一定の制約を課した場合

	年率（％）			
	1973～98年	1973～80年	1980～90年	1990～98年
民間部門全体	1.6	1.8	1.2	1.8
製造業・耐久財部門	3.6	5.6	3.5	2.1
製造業・非耐久財部門	3.6	3.7	2.6	4.8
非製造業	0.6	0.5	0.3	1.2

備考：製造業・耐久財部門については表3のパラメータ推計値、製造業・非耐久財部門および非製造業については表7のパラメータ推計値を用いて計算した技術進歩率。

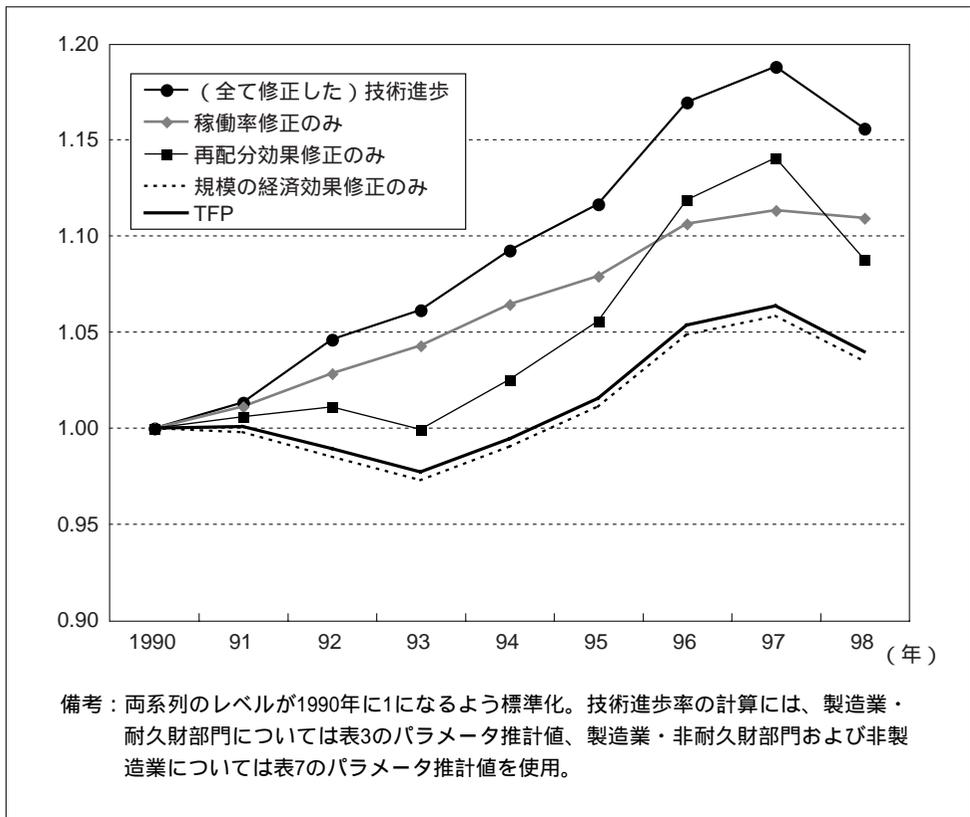
図8 推計された技術進歩（レベル）：製造業・非耐久財部門および非製造業に対し収穫一定の制約を課した場合



全体としてみて、「失われた10年」は技術進歩が低調な期間ではなかったという本稿の基本的な結論は影響を受けない。民間部門全体の技術進歩率は、1980年代の1.2%から1990年代の1.8%へと上昇している。この結果を額面どおりに受け取れば、日本経済は「失われた10年」の間に0.6%ポイントもの技術進歩率の加速を経験したことになる。この技術進歩率の加速の大部分は、非製造業において生じたものである。すなわち、非製造業における技術進歩率は、1980年代の0.3%から90年代の1.2%へと0.9%ポイント上昇している。

どのような要因で生産性と技術進歩との間に乖離が生じたのかを検討するため、図9は製造業・非耐久財部門と非製造業に収穫一定の制約を課した場合のTFP、規模の経済効果のみを修正した系列、稼働率変動のみを修正した系列、生産要素の再配分のみを修正した系列、全てを修正した技術進歩の「水準」を図示している。この図をみると、製造業・非耐久財部門と非製造業に収穫一定の制約を課した場合でも、前節のベースライン推計結果からほぼ不変であることがわかる。すなわち、1990年代前半にみられた生産性と技術進歩の乖離の大半は、稼働率変動か

図9 1990年代のマクロ生産性とマクロ技術進歩（レベル）：製造業・非耐久財部門および非製造業に対し収穫一定の制約を課した場合



ら生じたものである。一方、1990年代半ば以降の乖離については、再配分効果が重要な役割を果たしている。

(2) 質調整済み労働データを用いた場合

これまでの分析では、「質未調整」の労働データを使用してきた。質を調整しなければ、JIPデータベースの労働投入は、標準的な総労働時間、すなわち労働者数と労働者1人当たりの年間平均労働時間の積に等しい。しかしながら、企業の立場からみれば、適切な労働投入の指標は単なる総労働時間ではないかもしれない。すなわち、企業は個々の労働者の相対的な生産性にも関心を払っている可能性が高い。こうした立場から、以下では質の調整を施した労働データを使用することによって、前節のベースライン推計結果の頑健性を検討することにしたい。

質調整済みの労働データを構築するために、深尾ほか〔2003〕は観察された賃金格差は相対的な限界生産力の違いを反映していると仮定するとともに、性、年齢、学歴を労働の「質」として考慮している。そのうえで、異なるタイプの労働者の労働時間を相対的な賃金率で加重平均することによって、質を調整した労働投入を計算している。この場合、労働時間が増加するか、あるいは（時間そのものが変化しなくとも）労働時間の「質」が上昇した場合に、労働投入量は増加し得る²⁶。

表9に、質調整済みの労働データを使用した以外は表3と同一の回帰分析結果を示している。推計結果は、質未調整の労働データを使用した場合と驚くほど似通っている。パラメータ推計値は、労働の質調整の有無によってほとんど影響を受けないことが確認される。

表9 パラメータ推計結果：労働投入の質を調整した場合

$$dy_i = \gamma_i dx_i + \beta_i dh_i + dz_i$$

	製造業・耐久財部門	製造業・非耐久財部門	非製造業
規模の経済効果 γ_i	1.070 (0.030)	0.810 (0.040)	0.650 (0.010)
稼働率 β_i	0.063 (0.012)	0.032 (0.024)	0.181 (0.010)

備考：各部門内の産業別データをプールしたうえで3段階最小二乗法により推計。推計期間は1973～98年。データの出所はJIPデータベースと厚生労働省・毎月勤労統計調査。労働投入量については質未調整のデータを使用。操作変数は実質石油価格成長率の現在値および1期ラグ値、日本版「ローマ一日付」ダミー変数の現在値および1期ラグ値、および「銀行危機」ダミー変数の1期ラグ値。推計式は産業別固定効果を含む（ただし表では掲載していない）。（ ）内の数値は標準誤差。

26 JIPデータベースにおける労働の質調整の詳細については、深尾ほか〔2003〕第2章を参照されたい。

表10 推計技術進歩率：労働投入の質を調整した場合

	年率 (%)			
	1973～98年	1973～80年	1980～90年	1990～98年
民間部門全体	2.0	2.4	1.9	1.9
製造業・耐久財部門	2.9	4.6	2.8	1.4
製造業・非耐久財部門	2.0	2.7	1.7	1.9
非製造業	1.8	1.9	1.6	2.1

備考：表9のパラメータ推計値を用いて計算した技術進歩率。

表10には、表9のパラメータ推計値に基づいて計測した技術進歩率を示している。質調整によって、技術進歩率の推計値そのものは全期間にわたって低下しているものの、定性的な結果は表5にあるベースライン推計結果とほぼ同様である。ここで注意すべき最も重要な点は、1990年代に技術進歩のペースが低下したという証拠は依然として見出されない点である。さらに、表5と表10を見比べると、労働の質の上昇を無視することに起因する技術進歩率の上方バイアスは、1990年代については他の年代よりもかなり小さいことが窺われる。このことは、1990年代には労働者の構成に大きな変化がみられなかったという事実を反映している。以上のとおり、前節の主要な結果は、労働の質調整の影響を受けないことが確認された。

本節を終えるにあたり、本稿の基本的な結論は、規模の経済効果の推計値および労働の質調整に対して極めて頑健であることに注意を喚起しておきたい。確かに、推計手法の違いによって、技術進歩率の推計結果は変化する。にもかかわらず、1990年代日本経済において技術進歩率が低下したという証拠は存在しないという本稿の定性的な（qualitative）結論に、推計手法の違いは何ら影響を及ぼさないことを強調しておきたい。これらの結果を受け入れるのであれば、日本の「失われた10年」は、技術進歩が失われた10年では決してなかったということになる。

6．技術進歩に対する別の見方：投資限定的技術進歩

これまでは、全ての財の生産に同質的に（homogenously）影響を与える「中立的（neutral）」技術進歩に分析の焦点を絞ってきた。本節では、中立的技術進歩と異なる概念、すなわちSolow [1960] によって初めて提唱され、近年Greenwood, Hercowitz and Krusell [1997, 2000] によって復活を遂げた「投資限定的技術進歩（investment-specific technology change）」について、簡単に考察する。これらの先行研究は、「新しい資本財という形で体化された」技術進歩の重要性を強調している²⁷。

²⁷ Greenwood and Jovanovic [2001] は、投資限定的技術進歩の成長モデルに関するサーベイを行っている。Fisher [2002] は景気循環を引き起こす要因として、投資限定的技術ショックの重要性を強調している。

議論を単純化し、かつ投資限定的技術進歩モデルの本質的な側面に焦点を当てるため、(付加価値ベースの)産出量は以下のような収穫一定の生産関数によって生産されると仮定しよう。

$$V = G(K, L).$$

2節のモデルと異なり、ここでは中立的技術進歩が存在しないことに注意しよう。標準的なモデルと同様、産出量は消費と投資の双方に用いることができると仮定する。ただし、資本蓄積式として、以下のように標準的な定式化とはやや異なるものを仮定する。

$$\dot{K} = IA - \delta K.$$

ここで I は粗投資、 δ は資本減耗率である。 A は新しい資本財を生産するための技術の状態を表すパラメータである。すなわち、 A の上昇は1単位の産出量(消費財)と引き換えに生産される新しい資本財の量が増加することを意味する。こうした形での技術進歩は投資財部門に限定的(specific)なものであるため、 A の上昇は投資限定的技術進歩と呼ばれる。Greenwood and Jovanovic [2001] が強調するように、このような技術進歩の恩恵を享受するためには、経済で設備投資が行われなければならない。

競争均衡では、新しい資本財の相対価格 P_I は以下の式で与えられる。

$$P_I = 1/A.$$

この式は、資本ストックを1単位追加的に蓄積するために、何単位の消費財を諦めなければならないかを示している。この式から明らかなように、実際の新しい投資財の相対価格の変化を計算することで、投資限定的技術進歩率を容易に計測できることに注意したい。

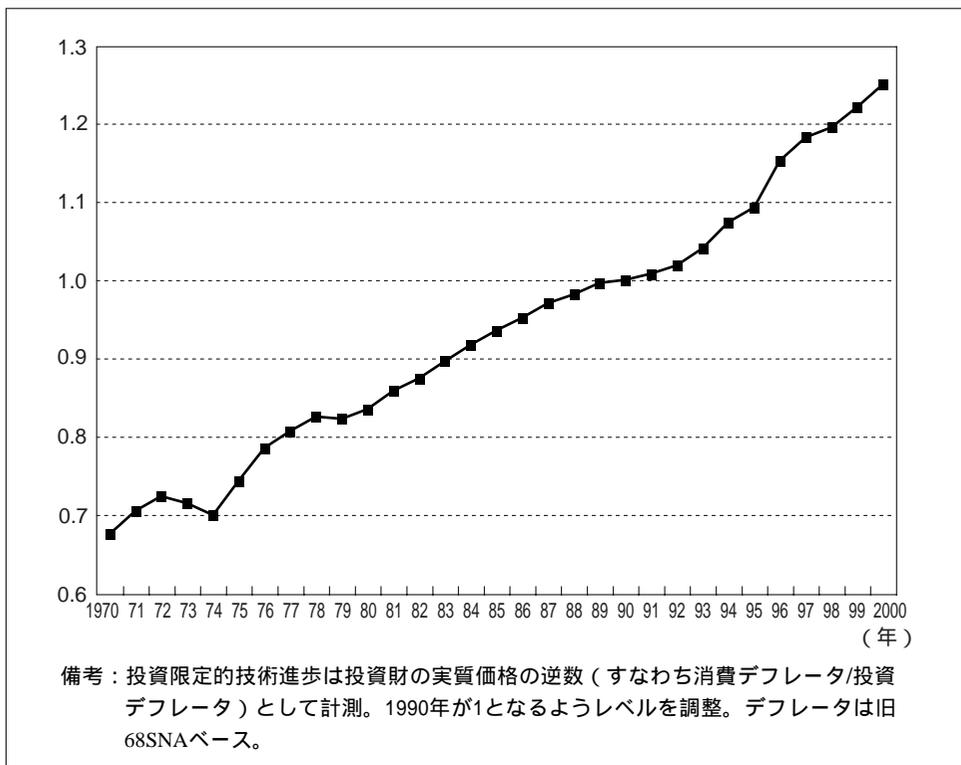
表11と図10は、日本経済における投資限定的技術進歩率の推計結果を示している。これらから明らかなように、1990年代に投資限定的技術進歩が減速したという証拠は見出されない。したがって、たとえ中立的技術進歩に加え、資本財に体化された技術進歩の存在を考慮したとしてもなお、日本経済の「失われた10年」を技術進歩率が大きく低下した時期として解釈することは困難である。

表11 「投資限定的」技術進歩率

	年率 (%)			
	1960年代	1970年代	1980年代	1990年代
投資限定的技術進歩率	3.7	2.1	1.8	2.2

備考：投資限定的技術進歩率は、消費デフレータのインフレ率から投資デフレータのインフレ率を差し引いて計算。デフレータは旧68SNAベース。

図10 「投資限定的」技術進歩



7. 結びに代えて

本稿では、収穫逓増と不完全競争、資本と労働の稼働率変動、生産要素の再配分を「修正」した集計ソロー残差を推計し、日本経済の「真の」マクロ技術進歩率の計測を試みた。その結果、1990年代に観察された生産性の低下は、技術進歩率の低下によってもたらされたものではないという頑健な結論を得た。本稿の結果は、日本経済の「失われた10年」をRBC理論的なロジックで説明しようとする考え方に疑問を投げ掛けるものである。

今後の研究では、本稿で計測した日本経済の技術進歩率を、より精度の高いものにしていくことが望まれる。われわれの関心は経済全体のマクロ技術進歩率にあったため、ここでは日本経済全体をカバーできる産業別データを使用した。しかしながら、本稿で行った実証分析作業は、原理的には日本政策投資銀行データベースのような製造業の企業レベルデータを用いても、同様の分析が可能であると考えられる。そうした方向での研究は、1990年代日本経済の長期低迷の原因解明に新たな示唆を与えてくれるであろう²⁸。

28 例えば、企業レベルのデータを使用することによって、本稿では扱うことができなかった「産業内」の再配分効果を考察することが可能になると考えられる。

補論1 . Basu and Kimball [1997] モデルにおける稼働率の代理変数の導出方法

補論1では、本論で省略した稼働率の代理変数の導出方法について詳しく説明する。以下のモデル分析は、Basu and Kimball [1997] 補論AおよびBasu, Fernald and Kimball [2002] 1節Bに基づく。

企業は、設備投資を行って資本ストック K を増加させたり、労働者を新たに雇い入れて労働者数 N を増加させたりする際に、調整費用を負担しなければならないと仮定する。すなわち、資本ストック K および労働者数 N は、準固定的な生産要素であると仮定する。Basu, Fernald and Kimball [2002] は、経済学的に意味のある要素稼働率のモデルを構築するためには、資本ストックおよび労働者数が準固定的でなければならない理由を説得的に説明している²⁹。ただし、労働者1人当たりの労働時間 H については、調整費用を伴うことなく変動させることができると仮定する。加えて、資本ストックの稼働率および労働者の努力水準も企業が自由に変動させることができる変数と仮定する。資本稼働率と努力水準の引上げは、両者ともに効率単位で測った実質的な要素投入を増加させる効果を持つ。Basu and Kimball [1997] は、企業が資本稼働率 S を上昇させる際、2種類の追加的なコストが発生すると主張している。すなわち、資本稼働率引上げに伴い、(一部の)労働者は夜間等、通常では望ましくない時間帯にも働くことになるが、企業はそうした労働者に対し「シフト・プレミアム」の付いた割増賃金を支払わなければならない。稼働率引上げは、資本ストックの追加的な摩耗・破損を通じて資本の減価の速度を早める。以下のモデル分析では、簡単のため、前者のシフト・プレミアムのみを資本稼働率引上げのコストとして考える。シフト・プレミアムについては、Shapiro [1996] 等多くの先行研究によってその重要性が実証的に支持されている。一方、努力水準 E の引上げは労働者の不効用を増加させるため、企業はそれに見合った賃金の引上げを迫られると仮定しよう。

以下のような企業の動学的費用最小化問題を考えよう。

$$\text{Min}_{A, E, H, I, M, S} \int_{t=0}^{\infty} e^{-\int_{t=0}^t r d\tau} [WNG(H, E)V(S) + P_M M + WN\Psi(A/N) + P_I KJ(I/K)] dt .$$

制約条件は、

$$\bar{Y} = F(SK, EHN, M, Z), \quad (\text{A-1})$$

$$\dot{K} = I - \delta K,$$

29 後ほど仮定するように、稼働率引上げには何らかのコストが伴うと考えるのが自然である。そうした状況のもとで、もし資本ストックと労働者数の変更調整費用が一切かからない(したがって一定の投資財価格と賃金でいくらかでも資本ストックと労働者数を増やすことができる)と仮定すれば、企業は稼働率をできる限り低くする一方で、設備投資と労働者の雇い入れを一杯増やそうとするであろう。いうまでもなく、そうした状況は現実的ではない。

$$\dot{N} = A,$$

である。各時点における企業の総費用は、労働サービスに対する支払い、中間財購入費用、粗投資 I に伴う費用、および離職者を差し引いたネットの雇い入れ A に伴う費用の合計である。 $WG(H, E)V(S)$ は労働者1人当たりの報酬、 W は基準賃金、 G は時間当たり賃金が労働時間 H および労働努力 E にどのように依存するかを表す関数、 $V(S)$ はシフト・プレミアムである。 P_M は中間財価格、 $WN\Psi(A/N)$ は労働者数変更にかかる（調整費用を含めた）総費用、同様に $P_I KJ(I/K)$ は設備投資にかかる総費用、 δ は資本減耗率である。 Ψ と J は凸関数であると仮定する。関数 Φ を $\log G(H, E) = \Phi(\log H, \log E)$ として定義すると、大局的最適性（global optimum）を保証するには Φ が凸関数であると仮定すればよい。さらに、最適な H と E が共に同じ方向に動くようにするため、 Φ の正規性（normality）、すなわち $\Phi_{11} > \Phi_{12}$ および $\Phi_{22} > \Phi_{12}$ と仮定する。表記を簡単にするため、時間に関する添え字は省略してある。

われわれの目的である稼働率の代理変数の導出に直接関連するのは、以下の S 、 H 、 E の選択に関する「同時点の（intra-temporal）」1階条件である。

$$WNG(H, E)V'(S) = \lambda F_1 K, \quad (\text{A-2})$$

$$WNG_H(H, E)V(S) = \lambda F_2 EN, \quad (\text{A-3})$$

$$WNG_E(H, E)V(S) = \lambda F_2 HN. \quad (\text{A-4})$$

ただし、 λ は制約式 (A-1) にかかるラグランジェ乗数であり、限界費用と解釈できる。(A-3)式と(A-4)式を組み合わせると容易に次の式を得る。

$$\frac{HG_H(H, E)}{G(H, E)} = \frac{EG_E(H, E)}{G(H, E)}. \quad (\text{A-5})$$

この式から明らかのように、最適解のもとでは労働費用の H と E に関する弾力性は等しくなければならない。関数 G に関する仮定を所与とすると、(A-5)式からユニークかつ正の傾きを持つ E - H の最適経路が導かれる。すなわち、

$$E = E(H), \quad E'(H) > 0. \quad (\text{A-6})$$

(A-6)式から、観察不可能な労働努力 E は観察可能な1人当たり労働時間 H の関数として表すことができる。したがって、定常状態で評価された、労働努力の労働時間に関する弾力性（労働時間が1%変化したとき何%労働努力が変化するかを表す）を $\zeta = H^*E'(H^*)/E(H^*)$ として定義すると、労働の稼働率変動に対する代理変数は以下のように表現できる。

$$de = \zeta dh. \quad (\text{A-7})$$

次に観察不可能な資本稼働率 S の代理変数を求めるため、(A-2)式と(A-3)式を組み合わせる。

$$\left[\frac{G(H, E)}{HG_H(H, E)} \right] \left[\frac{SV'(S)}{V(S)} \right] = \frac{F_1 SK/F}{F_2 EHN/F} = \frac{c_K}{c_L}. \quad (\text{A-8})$$

(A-8)式右辺は、資本と労働のコスト・シェアの比率になっていることに注意しよう。ここで $g(H)$ を労働費用 G の労働時間 H に関する弾力性、 $v(S)$ をシフト・プレミアム V の資本稼働率 S に関する弾力性と定義する。すなわち、

$$g(H) \equiv \frac{HG_H(H, E)}{G(H, E)},$$

$$v(S) \equiv \frac{SV'(S)}{V(S)}.$$

これらの定義式を使うと、(A-8)式は次のように書き換えられる。

$$v(S) = \frac{c_K}{c_L} g(H). \quad (\text{A-9})$$

G に関する仮定により、 $g(H)$ は正であり H に関する増加関数である。また、正のシフト・プレミアムが支払われている限り $v(S)$ も正である。ここで弾力性 $v(S)$ が S の増加関数になるよう、シフト・プレミアムは S と共に十分素早く上昇すると仮定しよう。さらに、コスト・シェア比率 c_K/c_L は一定であると仮定する。 c_K/c_L が一定となるためには、生産関数 F は K と L に関して一般化コブ・ダグラス型でなければならない。すなわち Γ を単調増加関数とすると、生産関数 F は、

$$Y = F(SK, EHN, M, Z) = Z\Gamma[(SK)^{c_K}(EHN)^{c_L}, M],$$

となる。

以上の仮定のもとで、(A-9)式を対数線形化すると以下の式を得る。

$$ds = \frac{\eta}{\omega} dh. \quad (\text{A-10})$$

上式において、 η は g の H に関する弾力性、 ω は v の S に関する弾力性である。

最後に(A-7)式と(A-10)式を組み合わせると、稼働率変動 du は以下のように表すことができる。

$$du = c_K^* ds + c_L^* de$$

$$= \left(c_K^* \frac{\eta}{\omega} + c_L^* \zeta \right) dh. \quad (\text{A-11})$$

補論2．集計方法

補論2では、Basu and Fernald [2001, 2002] に示されている手続きに沿って、産業部門別の技術進歩率をマクロの技術進歩率に集計する方法を説明する。

本稿が使用しているJIPデータベースは、「実質」付加価値を定義する際、「ダブル・デフレーション法」を採用している。すなわち、基準年（1990年）の粗産出量価格および中間財価格の双方を1に標準化したうえで、実質付加価値 V_i を以下のように定義する。

$$V_i \equiv Y_i - M_i. \quad (\text{A-12})$$

基準年における中間財の総収入シェア、すなわち中間財/粗産出量比率 M_i/Y_i を s_{Mi} と表す³⁰。(A-12)式を全微分して整理すると、実質付加価値の成長率は³¹、

$$dv_i = dy_i - \frac{s_{Mi}}{1-s_{Mi}} (dm_i - dy_i), \quad (\text{A-13})$$

となる。

便宜上、粗産出量成長率を表す本論(3)式を再掲しておく。

$$dy_i = \gamma_i [c_{Ki}^* (ds_i + dk_i) + c_{Li}^* (de_i + dh_i + dn_i) + c_{Mi}^* dm_i] + dz_i.$$

この式は、

$$\begin{aligned} dy_i &= \gamma_i (1 - c_{Mi}^*) \left[\frac{c_{Ki}^*}{1 - c_{Mi}^*} dk_i + \frac{c_{Li}^*}{1 - c_{Mi}^*} (dh_i + dn_i) \right] \\ &\quad + \gamma_i (1 - c_{Mi}^*) \left(\frac{c_{Ki}^*}{1 - c_{Mi}^*} ds_i + \frac{c_{Li}^*}{1 - c_{Mi}^*} de_i \right) + \gamma_i c_{Mi}^* dm_i + dz_i \\ &= \gamma_i (1 - c_{Mi}^*) (dx_i^V + du_i^V) + \gamma_i c_{Mi}^* dm_i + dz_i, \end{aligned} \quad (\text{A-14})$$

のように書き換えることができる。ここで dx_i^V 、 du_i^V はそれぞれ、

$$dx_i^V \equiv \frac{c_{Ki}^*}{1 - c_{Mi}^*} dk_i + \frac{c_{Li}^*}{1 - c_{Mi}^*} (dh_i + dn_i),$$

$$du_i^V \equiv \frac{c_{Ki}^*}{1 - c_{Mi}^*} ds_i + \frac{c_{Li}^*}{1 - c_{Mi}^*} de_i,$$

30 中間財の総収入シェア s_{Mi} はコスト・シェア c_{Mi} と必ずしも等しくならない点に注意せよ。

31 Basu and Fernald [2001, 2002] は付加価値「成長率」を「デブジア指数」を用いて定義している。ダブル・デフレーション指数とデブジア指数の違いは、付加価値成長率を定義するに当たり粗産出量成長率から中間財成長率を差し引く際に用いるウエイトの違いにある。すなわち、ダブル・デフレーション指数は一定の基準年価格を用いてウエイトを計算するのに対し、デブジア指数は毎年異なる現在価格を用いてウエイトを計算する。両者の方法の違いについてはBasu and Fernald [1995] Appendixが詳しい。

と定義されている。(A-14)式の両辺から $\gamma_i c_{Mi}^* dy_i$ を差し引いた後 $1 - \gamma_i c_{Mi}^*$ で割ると、以下の式を得ることができる。

$$dy_i = \left[\frac{\gamma_i (1 - c_{Mi}^*)}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*} \right] (dx_i^V + du_i^V) + \left[\frac{\gamma_i c_{Mi}^*}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*} \right] (dm_i - dy_i) + \frac{dz_i}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*}. \quad (\text{A-15})$$

この式を実質付加価値成長率の定義式(A-13)に代入すると、

$$\begin{aligned} dv_i &= \left[\frac{\gamma_i (1 - c_{Mi}^*)}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*} \right] (dx_i^V + du_i^V) + \left[\frac{\gamma_i (1 - c_{Mi}^*)}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*} \frac{c_{Mi}^*}{1 - c_{Mi}^*} - \frac{s_{Mi}}{1 - s_{Mi}} \right] (dm_i - dy_i) + \frac{dz_i}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*} \\ &= \gamma_i^V (dx_i^V + du_i^V) + \left[\gamma_i^V \frac{c_{Mi}^*}{1 - c_{Mi}^*} - \frac{s_{Mi}}{1 - s_{Mi}} \right] (dm_i - dy_i) + dz_i^V \end{aligned} \quad (\text{A-16})$$

を得る。この式において、 γ_i^V は「付加価値ベースの規模の経済効果」:

$$\gamma_i^V \equiv \frac{\gamma_i (1 - c_{Mi}^*)}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*}, \quad (\text{A-17})$$

であり、 dz_i^V は「付加価値ベースの技術進歩率」:

$$dz_i^V \equiv \frac{dz_i}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*}, \quad (\text{A-18})$$

である。

JIPデータベースは、マクロの総実質付加価値 V を、基準年価格で評価した産業部門別付加価値 V_i の総和として定義している。すなわち、

$$V = \sum_i V_i.$$

したがって、総実質付加価値の成長率 dv は産業別・付加価値成長率の加重平均:

$$dv = \sum_i w_i dv_i, \quad (\text{A-19})$$

となる ($w_i \equiv V_i / V$ は各産業のウエイト)。

同様に集計された一次要素投入の成長率を、

$$dx^V \equiv \sum_i w_i dx_i^V,$$

と定義する。(A-16)式を(A-19)式に代入すると以下の式を得る。

$$\begin{aligned}
 dv &= \sum_i w_i \gamma_i^V dx_i^V + \sum_i w_i \gamma_i^V du_i^V + \\
 &\sum_i w_i \left[\gamma_i^V \left(\frac{c_{Mi}^*}{1 - c_{Mi}^*} \right) - \frac{s_{Mi}}{1 - s_{Mi}} \right] (dm_i - dy_i) + \sum_i w_i dz_i^V. \quad (\text{A-20})
 \end{aligned}$$

ここで上式の第2～4項を以下のように定義する。

$$\begin{aligned}
 du^V &\equiv \sum_i w_i \gamma_i^V du_i^V, \\
 R_M &\equiv \sum_i w_i \left[\gamma_i^V \left(\frac{c_{Mi}^*}{1 - c_{Mi}^*} \right) - \frac{s_{Mi}}{1 - s_{Mi}} \right] (dm_i - dy_i), \\
 dz^V &\equiv \sum_i w_i dz_i^V = \sum_i w_i \frac{dz_i}{1 - \gamma_i c_{Mi}^*}.
 \end{aligned}$$

もちろん、最後の dz^V は2節(2)で定義したとおり、マクロの(付加価値ベースの)技術進歩率である。これらの定義式を使うと(A-20)式は、

$$dv = \sum_i w_i \gamma_i^V dx_i^V + du^V + R_M + dz^V, \quad (\text{A-21})$$

となる。さらに(A-21)式について、右辺第1項を、平均的な規模の経済効果と、規模の経済効果が異なる産業間における一次生産要素投入の再分配効果に分解すると、

$$\begin{aligned}
 dv &= \bar{\gamma}^V \sum_i w_i dx_i^V + \sum_i w_i (\gamma_i^V - \bar{\gamma}^V) dx_i^V + du^V + R_M + dz^V \\
 &= \bar{\gamma}^V dx^V + R_\gamma + R_M + du^V + dz^V,
 \end{aligned}$$

と書ける。この式の中の γ^V と R_γ はそれぞれ、

$$\begin{aligned}
 \bar{\gamma}^V &\equiv \sum_i w_i \gamma_i^V, \\
 R_\gamma &\equiv \sum_i w_i (\gamma_i^V - \bar{\gamma}^V) dx_i^V,
 \end{aligned}$$

と定義されている。したがって、集計ソロー残差 dp は、

$$\begin{aligned}
 dp &= dv - dx^V \\
 &= (\bar{\gamma}^V - 1) dx^V + R_\gamma + R_M + du^V + dz^V, \quad (\text{A-22})
 \end{aligned}$$

と書けることがわかる。

参考文献

- 深尾京司・宮川 努・河井啓希・乾 友彦・岳 希明・奥本佳伸・中村勝克・林田雅秀・中田一良・橋川健祥・奥村直紀・村上友佳子・浜潟純大・吉沢由羽希・丸山士行・山内慎子、「産業別生産性と経済成長：1970-98年」、『経済分析』第170号、内閣府経済社会総合研究所、2003年
- Basu, Susanto, “Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?,” *Quarterly Journal of Economics*, 111, 1996, pp. 719-751.
- , and John G. Fernald, “Are Apparent Productive Spillovers a Figment of Specification Error?,” *Journal of Monetary Economics*, 36, 1995, pp. 165-188.
- , and , “Returns to Scale in U.S. Production: Estimates and Implications,” *Journal of Political Economy*, 105, 1997, pp. 249-283.
- , and , “Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care?,” in C. Hulten, E. Dean, and M. Harper, eds., *New Developments in Productivity Analysis*, Chicago, IL: University of Chicago Press, 2001.
- , and , “Aggregate Productivity and Aggregate Technology,” *European Economic Review*, 46, 2002, pp. 963-991.
- , and , and Miles S. Kimball, “Are Technology Improvements Contractionary?,” Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper, No. 1986, 2002.
- , and , Nicholas Oulton, and Sylanja Srinivasan, “The Case of the Missing Productivity Growth: or, Does Information Technology Explain Why Productivity Accelerated in the United States but Not the United Kingdom?,” *NBER Macroeconomics Annual*, 2003.
- , and , and Matthew D. Shapiro, “Productivity Growth in the 1990s: Technology, Utilization, or Adjustment?,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 55, 2001, pp. 117-165.
- , and Miles S. Kimball, “Cyclical Productivity with Unobserved Input Variation,” NBER Working Paper, 1997, 5915.
- Beason, Richard, and David E. Weinstein, “Growth, Economies of Scale, and Targeting in Japan,” *Review of Economics and Statistics*, 78, 1996, pp. 286-295.
- Blanchard, Oliver J., “Monetary Policy and Unemployment,” Remarks at the Conference in Honor of James Tobin, Monetary Policy and the Labor Market, 2003.
- Burnside, A. Craig, Martin S. Eichenbaum, and Sergio T. Rebelo, “Capital Utilization and Returns to Scale,” in B. Bernanke and J. Rotemberg, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press, 1995.
- , , and , “Sectoral Solow Residuals,” *European Economic Review*, 40, 1996, pp. 861-869.
- Caballero, Ricardo J., Takeo Hoshi, and Anil K. Kashyap, “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” preliminary unpublished manuscript, University of Chicago, 2003.

- Eggertsson, Gauti B., and Michael Woodford, "Optimal Monetary Policy in a Liquidity Trap," NBER Working Paper, 2003, 9968.
- Fisher, Jonas D. M., "Technology Shocks Matter," unpublished manuscript, Federal Reserve Bank of Chicago, 2002.
- Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz, and Per Krusell, "Long-run Implications of Investment-Specific Technological Change," *American Economic Review*, 87, 1997, pp. 342-362.
- , , and , "The Role of Investment-Specific Technological Change in the Business Cycle," *European Economic Review*, 44, 2000, pp. 91-115.
- Greenwood, Jeremy, and Boyan Jovanovic, "Accounting for Growth," in C. Hulten, E. Dean, and M. Harper, eds., *New Developments in Productivity Analysis*, Chicago, IL: University of Chicago Press, 2001.
- Gust, Christopher, and Jaime Marquez, "Productivity Developments Abroad," *Federal Reserve Bulletin*, October, 2000, pp. 665-681.
- Hall, Robert E., "Productivity and the Business Cycle," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 27, 1987, pp. 421-444.
- , "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry," *Journal of Political Economy*, 96, 1988, pp. 921-947.
- , "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual," in P. Diamond, ed., *Growth/Productivity/Unemployment: Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*, Cambridge, MA: MIT Press, 1990.
- Hayashi, Fumio, and Edward C. Prescott, "The 1990s in Japan: A Lost Decade," *Review of Economic Dynamics*, 5, 2002, pp. 206-235.
- Kawamoto, Takuji, "Monetary Policy Matters in Japan," unpublished manuscript, University of Michigan, 2002.
- Krugman, Paul R., "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1998, pp. 137-187.
- Romer, Christina D., and David H. Romer, "Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz," in O. Blanchard and S. Fisher, eds., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MA: MIT Press, 1989.
- , and , "Monetary Policy Matters," *Journal of Monetary Economics*, 34, 1994, pp. 75-88.
- Shapiro, Matthew D., "Assessing the Federal Reserve's Measure of Capacity and Utilization," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1989, pp. 181-225.
- , "Cyclical Productivity and the Workweek of Capital," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 83, 1993, pp. 229-233.
- , "Macroeconomic Implications of Variation in the Workweek of Capital," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1996, pp. 79-119.
- Solow, Robert M., "Technological Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, 39, 1957, pp. 312-320.

, “Investment and Technological Progress,” in K. Arrow, S. Karlin, and P. Suppes, eds., *Mathematical Methods in the Social Sciences 1959*, Stanford, CA: Stanford University Press, 1960.