

11 生産性変動と1990年代以降の日本経済

塩路悦朗

要 旨

本稿の目的は、日本の「バブル期」、「失われた10年」、およびそれ以降の経験を顧みて、生産性と景気変動の関係についてどのような教訓が得られるかを論じることである。Hayashi and Prescott[2002]に端を発した日本の生産性をめぐる論争は2つの重要な論点を浮き彫りにした。第1は生産要素の稼働率を考慮することの重要性である。第2は効率的な部門間資源配分の重要性である。本稿ではこの2つを再検証する。生産要素の稼働率に関しては川本[2004]の推定結果にその重要性が最も端的に現れている。本稿では氏のモデルを用いつつ、より簡略化されたアプローチを用いて稼働率変動が「失われた10年」をどの程度説明しうるかを再検証する。第2の部門間資源配分については、これまで主に生産性という側面に焦点を当てて行われてきた議論を需要面に拡張する。比較的単純な2部門経済モデルにより、生産性上昇率の低い部門にあえて資源を再配分していくことが最適になることがあることを確認する。

経済社会総合研究所【バブル・デフレ研究・マクロ分科会】提出論文。中間報告会において分科会メンバー各位，とくに深尾京司先生より多くの貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。

1 はじめに

本稿の目的は、日本の「バブル期」、「失われた10年」、およびそれ以降の経験を顧みて、生産性と景気変動の関係についてどのような教訓が得られるかを論じることである。Hayashi and Prescott[2002]に端を発した日本の生産性をめぐる論争は2つの重要な論点を浮き彫りにした。第1は生産要素の稼働率を考慮することの重要性である。第2は効率的な部門間資源配分の重要性である。

本稿ではこの2つを再検証する。第1の生産要素の稼働率に関しては川本[2004]の推定結果にその重要性が最も端的に現れている。本稿では氏のモデルに依拠しつつ、やや異なったアプローチを用いて稼働率変動が「失われた10年」をどの程度説明しうるかを再検証する。またそのことを通じて1990年代にTFP変化率は低下したのか、という問題について再検証する。

第2の部門間資源配分については、これまで主に生産性という側面に焦点を当てて行われてきた議論を需要面に拡張する。比較的単純な2部門経済モデルにより、生産性上昇率の低い部門にあえて資源を再配分していくことが最適になることがあることを確認する。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では日本の生産性測定における生産要素稼働率の重要性をめぐる近年の議論を概観する。第3節は生産要素稼働率の影響を調整することの難しさについて理論的に補足する。第4節ではさまざまな想定のもとで1990年代に生産性上昇率がどの程度低下したかを試算する。第5節で生産性と部門間資源配分の問題についてコメントする。第6節で結論と今後の課題を述べる。

2 生産要素稼働率と生産性測定——川本[2004]モデルの紹介

すでに述べたように日本の「失われた10年」と生産性上昇率低下の関連に関する議論は Hayashi and Prescott[2002]に端を発している。同論文では資本稼働率の可変性を考慮せずに成長会計分析を行い、TFP 変化率が1980年代の2.36%から1990年代の0.18%まで急低下したこと、そして経済成長率の低下はほぼTFP 成長率の低下で説明できることを論じている。この研究に対しては、資本稼働率の変動を考慮しないとTFPの説明力を過大評価してしまうのではないかという反論が早くからあった。そのような立場に立った分析を行って Hayashi and Prescott[2002]とはまったく異なる結論を得たのが川本[2004]であった。彼の主要な推計結果によれば、1980年代(1980-90年)のTFP変化率が年平均2.3%であったのに対して1990年代(1990-98年)のそれは2.1%であり、ほとんど変化はなかった。

彼の分析のもととなるモデルは通常の成長会計分析で用いられるものと比較して3つの大きな特徴がある。第1に生産要素の稼働率の可変性を考慮していること。ここで稼働率というときには資本の稼働率だけではなく、労働者の努力水準も含まれる。第2に産業ごとに規模の経済性が異なりうることを許容したこと。第3にそのように規模の経済性が異なる産業間で生産要素が再配分されることが経済成長率に与える影響を考慮していること。

川本[2004]の表6(p.167)はこのうち第1の要因が結果にとって決定的に重要であることを示している。この表によれば、上記3つの要因を考慮せずにTFP変化率の推計を行うと、1980年代の値は1.6%で1990年代の値は0.5%であり、その差は-1.1%と大きなマイナスである。ところが、彼の推計によれば、実際には稼働率要因が1980年代には付加価値成長率を0.3%押し上げており、これが1990年代には-1.0%とマイナスの貢献に転じた。その差は-1.3%であり、上記の(いわば見せかけの)TFP変化率の低下を説明して余りあるものとなっている。

このように、川本[2004]が Hayashi and Prescott[2002]と異なる結論を得た最大の要因は稼働率調整にあると思われる。そこでここではこの点を中心に彼の手法の基礎を概観したい。生産要素稼働率の変動の影響を調整する上で最も困難な点はこの率が基本的に直接観察不可能な点である。この問題を

克服するために川本論文では理論モデルが活用されている。ここでは同論文の補論にしたがってこのモデルを概観する。同論文に記されているようにこのモデルのものはBasu and Kimball[1997]とBasu, Fernald, and Kimball[2002]によるものである。

このモデルにおいては企業は資本と労働をもとに生産を行っている。資本ストック K と労働者数 N に関しては、その水準を変更するために調整コストがかかるので「準固定要素」と見なすことができる。一方で企業は資本稼働率 S と労働時間 H を調整コストなしで変更することができる。その代わりに、資本を長時間稼働させるときには労働者に対し夜間など望ましくない時間の勤務を強要することになるので、そのことに対する「シフト・プレミアム」を払わなくてはならない。また、一時点において企業は固定された労働者集団の右上がりの労働供給曲線に直面している。具体的には時間当たり賃金は労働時間 H と労働者の時間当たり努力水準 E の両方の関数として書き表される。

$$w = W \cdot G(H, E) \quad (11.1)$$

ただし w は時間当たり賃金、 W は「基準賃金」であり、関数 G が時間当たり賃金が労働時間と努力水準にどのように依存するかを表す関数である¹⁾。このとき、一時点内の企業の費用最小化問題を次のように定式化する²⁾。

$$\text{Min } W \cdot G(H, E) \cdot V(S) \cdot N + P_M \cdot M \quad (11.2)$$

$$\text{s.t. } \bar{Y} = F(S \cdot K, E \cdot H \cdot N, M, Z) \quad (11.3)$$

ただしここで V はシフト・プレミアムが資本稼働率にどう依存するかを表す関数である。 M は中間投入、 P_M が中間財の単位当たり価格であり、 Z が全要素生産性である。このとき S 、 H 、 E に関する最適化条件は次のように書ける。

1) この関数に関しては次のような仮定が置かれる。 $\log G(H, e) = \Phi(\log H, \log E)$ として、この関数 Φ は凸関数であり、 $\Phi_{11} > \Phi_{12}$ 、 $\Phi_{22} > \Phi_{12}$ を満たす。

2) 企業の問題は本来動学的であるが、ここでの議論には関係してこないため、同時点内の最適化条件のみに焦点を当てることにした。

$$W \cdot G(H, E) \cdot V'(S) = \lambda \cdot F_1 \cdot K \quad (11.4-1)$$

$$W \cdot G_H(H, E) \cdot V(S) = \lambda \cdot F_2 \cdot EN \quad (11.4-2)$$

$$W \cdot G_E(H, E) \cdot V(S) = \lambda \cdot F_2 \cdot HN \quad (11.4-3)$$

ただしここで λ は制約式に対するラグランジュ乗数である。まず重要なことは、第2、第3の条件より最適な E と H の間に一意の関係が導出されることである。

$$E = E(H), \quad E' > 0 \quad (11.5)$$

ここから、定常均衡の周りで対数線形近似をしたときに

$$de = \zeta \cdot dh \quad (11.6)$$

が得られる。ただし小文字は対数を、 d は微分を表しており、 ζ は定常均衡周りで評価された E の H に対する弾力性である。次に第1の条件と第2の条件より、

$$\frac{v(S)}{g(H)} = \frac{c_K}{c_L} \quad (11.7)$$

ただし、

$$g(H) \equiv \frac{HG_H}{G}, \quad v(S) \equiv \frac{SV'}{V}, \quad c_K \equiv \frac{F_1SK}{F}, \quad c_L \equiv \frac{F_2EHN}{F}$$

である。上記 c_K と c_L はそれぞれ資本と労働のシェアである。ここで生産関数が資本と労働に関してはコブ・ダグラス型であると仮定するとこれらは定数となる。このとき上式を定常均衡周りで対数線形近似することで次を得る。

$$ds = \frac{\eta}{\omega} \cdot dh \quad (11.8)$$

ただし η は g の、 ω は v の弾力性を定常均衡周りで評価したものである。

以上よりわかることは、たとえ資本稼働率と労働者の努力水準が観察不可能であるとしても、それらは観察可能な労働時間と1対1対応の関係にある

ことである。したがって労働時間のデータをうまく使えばこれらの変数の役割を推定できるかもしれない。なお生産要素全体の稼働率を次のように定義しておこう。

$$du = c_K \cdot ds + c_L \cdot de = \left(c_K \cdot \frac{\eta}{\omega} + c_L \cdot \varsigma \right) \cdot dh \quad (11.9)$$

この定義を用いると総生産成長率は定常均衡周りで対数線形近似することで次のように分解できる。

$$dy = \gamma \cdot (dx + du) + dz \quad (11.10)$$

ただし dy は総生産成長率、 γ は全体としての規模に関する収穫を表しており、 dz は全要素生産性 Z の上昇率である。 dz は観察可能な生産要素の増加率を加重平均したものであり

$$dx = c_K \cdot dk + c_L \cdot (dh + dn) + c_M \cdot dm \quad (11.11)$$

ただし dk , dh , dn , dm はそれぞれ K , H , N , M の増加率であり、 c_M は中間財のコストシェアである。 $du = 0$, $\gamma = 1$ のケースが通常の成長会計の式に対応する。

最後に、(11.9) を (11.10) に代入することによって観察不可能な du を消去すると次の式を得る。

$$dy = \gamma \cdot dx + \gamma \cdot \left(c_K \cdot \frac{\eta}{\omega} + c_L \cdot \varsigma \right) \cdot dh + dz \quad (11.12)$$

この式 (11.12) が川本[2004]推計の基礎となる式であり、本稿でもこれらの式に基づいて分析を進める。なお、規模に関して収穫一定を仮定する場合には $\gamma = 1$ となり式 (11.12) は

$$dy - dx = \left(c_K \cdot \frac{\eta}{\omega} + c_L \cdot \varsigma \right) \cdot dh + dz \quad (11.13)$$

と単純化する。次節ではこれらの式を推定しようとするときに注意すべき点について概観する。

3 TFP 変動と生産要素稼働率——理論的考察

式 (11.12) を見る限り、TFP 成長率 dz の推定は比較的容易であるように見える。すなわち dy を左辺、 dx と dh を説明変数に置いた最小自乗分析を行い、求められた定数項+残差項を TFP 上昇率と見なせばよいに見える。式 (11.13) のように規模に関する収穫一定を仮定する場合にはさらに単純化され、 $dy-dx$ を左辺、 dh を説明変数に置いた 1 変数の最小自乗分析を行えばよいように見える。しかし、川本[2004]が指摘するように事はそう単純ではない。それは説明変数の生産要素稼働率と誤差項の TFP 上昇率の間に相関が生じうるからである。本節ではこのことの意味を理論モデルを交えてもう少し詳細に検討したい。

かつてマクロ経済分析の世界では生産要素稼働率の落ち込みは需要不足の拡大とほぼ同一視されていたと思われる。しかし、いったん生産要素稼働率の可変性を認め、生産性ショックの重要性を認めると、企業は需要不足にあわせて生産要素稼働率を受動的に調整するだけでなく、生産性の変動にあわせてこれを能動的に変化させる可能性を考慮に入れざるをえなくなる。簡単な実物的景気循環理論 (RBC) モデルを例として取り上げよう。基本的な RBC モデル (King, Plosser, and Rebelo[1988]) との違いは資本稼働率の可変性を考慮に入れていることである。そのようなモデルとしては RBC の分野では Greenwood, Hercowitz, and Huffman [1998] が知られている³⁾。Sugo and Ueda[2008]において、このタイプのモデルを日本経済に応用することの有用性が立証されている。

財、企業、家計はすべて同質的である。代表的企業の生産技術は次式で表される。

$$Y_t = \varepsilon_t^A \cdot (z_t \cdot K_{t-1})^\alpha (\Gamma_t \cdot L_t)^{1-\alpha} \quad (11.14)$$

ただし Y_t は生産量、 K_{t-1} は t 期初の資本ストック、 L_t は労働投入を表す。また Γ_t がトレンドをもって上昇していくハロッド中立的技術進歩を表す。特徴的なのは、 z_t という項であり、これが資本稼働率を表す内生変数である。

3) これに名目価格の粘着性等を組み込んでニューケインジアン型のモデルに拡張したものとして Christiano, Eichenbaum, and Evans[2005]があげられる。

ε_t^A は確率的な技術ショックを表し、次のような AR (1) 過程に従うと仮定される。

$$\varepsilon_t^A = \rho \varepsilon_{t-1}^A + e_t \quad (11.15)$$

ただし $|\rho| < 1$ であり、 e_t はホワイトノイズである。資本ストックは次の式に従って蓄積されていく。

$$K_t = (1 - \delta - DEP_t) K_{t-1} + I_t - ADJ_t \quad (11.16)$$

右辺の I_t は投資である。 ADJ_t は投資の調整費用である。 δ は定数であるが、一方で通常のモデルにはない DEP_t という項が入っている。これは資本減耗率が資本稼働率によって内生的に変化することを表している。これが Greenwood, Hercowitz, and Huffman [1998] タイプの資本稼働率が上昇したときのコストのモデル化の仕方であり、Sugo and Ueda [2008] は日本についてこのようなモデル化を支持している。資本稼働率と資本減耗率の関係は次の式で表される。

$$DEP_t = \phi \cdot z_t^\eta \quad (11.17)$$

ここで $\phi > 0$, $\eta > 1$ である。よって、資本稼働率を高めるにつれ現在の生産は増加するが、一方で資本の減耗を早めるという形で企業はコストを負うことになる。また、投資の調整費用の定式化は次の通りである。

$$ADJ_t = \frac{b}{\nu} \left(\frac{k_t - k_{t-1}}{k_{t-1}} \right)^\nu, \quad k_{t-1} = \left(\frac{K_{t-1}}{\Gamma L_t} \right) \quad (11.18)$$

ただし b は正の、 ν は1より大きな定数である。

企業の利潤は次のように定義される。

$$\Pi_t = P_t Y_t - W_t L_t + R_t^k \cdot z_t K_{t-1} \quad (11.19)$$

ここで W_t は名目賃金、 R_t^k は資本の名目レンタル料である。

これに対して代表的家計のモデル化は比較的標準的である。その生涯効用は

$$U_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j N_{t+j} \cdot u_{t+j} \quad (11.20)$$

のように定義される。ただし N_t は家計のメンバー数であり、每期 n の率で増加する。毎期の効用 u_t は次のように書ける。

$$u_t = u_t^c - u_t^l \quad (11.21-1)$$

ただし右辺第1項は消費と実質貨幣残高から得る効用、第2項は労働の負効用であり、

$$u_t^c = \frac{1}{1-\sigma} \cdot (u_t^c + u_t^m) \quad (11.21-2)$$

かつ

$$\begin{aligned} u_t^c &= (C_t - h \cdot C_{t-1})^{1-\sigma}, \quad u_t^m = \psi \cdot \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\sigma}, \\ u_t^l &= (1+g)^{(1-\sigma)t} \frac{x}{1+\sigma_i} \cdot L_t^{1+\sigma_i} \end{aligned} \quad (11.21-3)$$

ただしここで M_t は名目貨幣残高、 P_t は物価水準である。パラメーター h は非負であり、それ以外の σ , ψ , σ_i , x は正である。労働の負効用に $(1+g)^{(1-\sigma)t}$ が掛けられているのは均斉成長経路を得るためである。家計の予算制約式は

$$\frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1+i_t) \frac{M_{t-1}}{P_t} + X_t - C_t - I_t \quad (11.22)$$

ここで B_t は名目債券保有額、 i_t は名目利子率であり、 X_t は実質可処分所得であり次のように定義される。

$$X_t = \frac{1}{P_t} (W_t L_t + R_t^k \cdot z_t K_{t-1} - T_t), \quad (11.23)$$

ここで T_t は名目租税であり、一括固定型税を仮定する。

実質政府支出は每期一定であり、すべて租税で賄われるものとする。

$$G_t = \frac{T_t}{P_t} = \bar{G} \quad (11.24)$$

また貨幣供給量も \bar{M} で一定である。

最後に、財市場、貨幣市場、債券市場の均衡条件は次のように書ける。

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + ADJ_t, \quad M_t = \bar{M}, \quad B_t = 0 \quad (11.25)$$

このモデルのパラメーターに数値を与え、定常状態の周りで対数線形近似して技術ショックに対するインパルス応答関数を計算する。用いられたパラメーター値は図表 11-1 に、インパルス応答関数は図表 11-2 に掲げる。

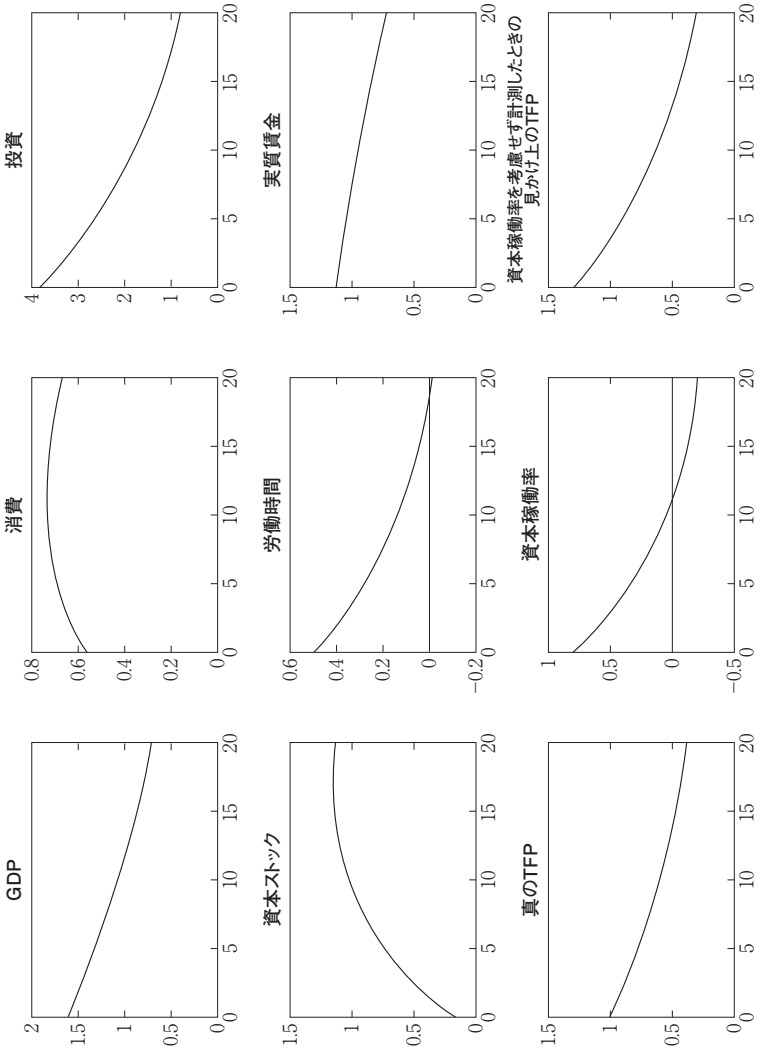
図表 11-1 から明らかのように、技術ショックによって TFP が上昇するとともに資本稼働率も上昇している。これは生産性が一時的に上昇したとき、企業がその便益を享受しようとして資本稼働率を引き上げるからである。これによって資本減耗率が高まってしまうが、一時的な生産増加の成果を貯蓄に回すことによってそれを相殺して余りある資本ストックの増加を達成している。このように、資本稼働率は必ずしも常に「超過需要」の指標と同一視できるわけではない。生産性上昇という供給拡大型のショックと正の相関をもってしまう場合もある。よって TFP 上昇率を Purify するときに単純な最小自乗法を用いて見かけ上の TFP 上昇率から生産要素稼働率と相関する部分をきれいさっぱり取りさってしまうのは必ずしも正しいとは限らないことになる。

なお、ニューケインジアン型のモデルを用いて同様のシミュレーションを行うと、生産性が増大したときに資本稼働率が低下する場合も多々存在することを確認することができる。これは生産性ショックに総需要があまり反応せず、企業が高い生産性をもちながらあまり生産を増大させる必要を感じな

図表 11-1 数値計算に用いられたパラメーター値

α	0.36	b	0.5	h	0
ρ	0.95	ν	2	x	2.85
δ	0.025	β	0.9926	g	0
ϕ	0.5	σ	1.1	n	0
η	2	σ_t	1	$\log(G)$	-10

図表 11-2 モデルから導出された、生産性ショックに対するインパルス応答関数



注) 横軸はショックが起きてからの期間の長さを表す。

い場合に生じる。ただし、この結果はパラメーター値の設定によって変化しうるものであり、上記の実物的景気循環モデルのように正の生産性ショックに対して資本稼働率を上昇させるケースも多く存在する。

4 生産要素稼働率の可変性を考慮した生産性測定——再検証

4.1 本稿のアプローチ

前節で明らかにしたように、式(11.12)における説明変数である生産要素稼働率は誤差項であるTFP上昇率の確率的部分と正の相関をもちうるので、これを最小自乗法で推定するのは望ましくない。この問題は川本[2004]においてよく認識されており、同論文ではこの問題を操作変数を用いて三段階最小自乗法で推定することで解決した。その際用いられた操作変数は石油の実質価格変化率、顕著な金融引締めに関するダミー変数、1997年金融危機のダミー変数であった。

しかし操作変数による推定方法は操作変数と誤差項の相関が小さくなくてはならず、しかも操作変数と説明変数の間には十分大きな相関がなくてはならないという厳しい前提が存在する。このことを考え、この論文では同じモデルを用いつつも別のアプローチによってTFP上昇率の推定を行う。

まず、規模に関する収穫を一定と先験的に仮定することにする⁴⁾。このとき $\gamma=1$ となり、式(11.13)を用いることができる。次にこの式の dh の係数に注目してみよう。括弧内の第1項のうち η/ω は、式(11.8)からわかるように、労働時間が1%増加するとき資本稼働率は同時に何%増加するかを表している。一方 c_K は資本のコストシェアであり、これは観測可能である。よって問題は前者の値である。

ここで、この分野の文献でしばしば仮定されるように、少なくとも製造業に関しては経済産業省の「資本稼働率指数」が真の資本稼働率を正しく計測しているものと仮定しよう。このとき、式(11.8)によれば製造業の労働時間変化率と資本稼働率指数の変化率の間には密接な関係が存在するはずである。そのことを確認しているのが図表11-3である。この図は1979年から

4) よく指摘されているように、仮に完全競争市場において規模に関する収穫逓減が成立しているとすれば、企業は自らを際限なく分割していくことで勞せずして利潤を増大できるはずである。

2007年までの製造業の所定外労働時間（毎月勤労統計）⁵⁾変化率（前年同月比）と資本稼働率指数の変化率をグラフ化したものである。理論上は dh の項は毎月勤労統計で言うところの総実労働時間の変化率により対応していると思われるが、ここでは川本[2004]に倣ってより景気変動に反応する所定外労働時間のデータを用いることにする。これは総実労働時間のデータが明らかかな下方トレンドをもっており、このことに対する正しい対処の仕方が明らかではないためである⁶⁾。図から明らかなように、2つの変数は非常に強い相関をもっている。両変数の年次平均を取り（後の分析がすべて年次データを用いて行われるため）、資本稼働率指数の変化率を被説明変数、所定外労働時間変化率を説明変数とする回帰分析を行った結果、次のような結果を得た。

$$(\text{資本稼働率変化率}) = 0.19 \cdot (\text{所定外労働時間変化率}) + 0.02 + u_t$$

$$\text{サンプル数} = 27$$

$$\text{決定係数} = 0.63$$

ただし u_t は誤差項である。回帰係数の t 値は 3.83 であり有意に正である。以上は製造業に関する結果であるが、これ以降は、やや強い仮定であるが、非製造業に関しても同じ係数 $\eta/\omega = 0.19$ が当てはまるものと仮定して計算を進めることにする。一方、資本のコストシェアであるが、経済産業研究所 JIP データベース 2008 によると、その値は製造業、非製造業、マクロ全体（市場経済）いずれをとっても 0.28-0.29 程度であり大きな違いはない⁷⁾。そこで本稿ではこの値を 0.28 に固定して計算を進めることとする。以上より、式 (11.13) の右辺の係数、括弧内の第 1 項は $0.19 \cdot 0.28 = 0.0532$ に固定される。

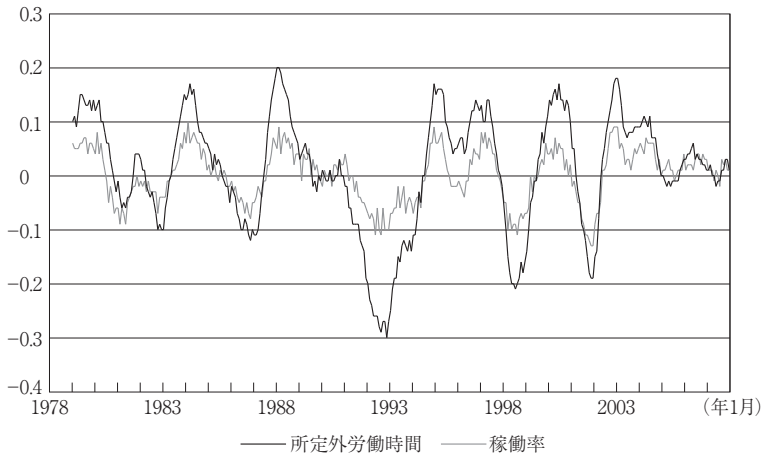
次に第 2 項の $c_L \cdot \zeta$ であるが、ここでは労働のコストシェア c_L は $1 - 0.28 = 0.72$ に固定する。問題は ζ 、すなわち労働者努力水準の労働時間に対する

5) 事業所規模 30 人以上。

6) ただし、筆者が確認した限りでは、所定外労働時間を用いても総実労働時間を用いても、推定される係数の値は変わるものの最終的な TFP 上昇率の推定値にはあまり大きな影響はないようである。

7) 厳密にいうと 1970 年から 2005 年の平均で見て、「中間投入を除く」ベースで、製造業における資本投入のシェアは 0.280、非製造業（市場経済のみ、住宅・分類不明を除く）が 0.291、市場経済が 0.288 であった。

図表 11-3 所定外労働時間と資本稼働率，製造業



注) データは月次、対前年同月比(対数差分)

出所) 毎月勤労統計、「資本稼働率指数」

弾力性である。これについては努力水準が観測不可能であるためデータから推定することが難しい。実際には、Basu *et al.*[2002]のモデルにあるように好況時に陽表的に労働者の努力水準に対して割増賃金を支払うことでより高い努力を引き出すということは比較的稀であるようにも思われる⁸⁾。

よってこの弾力性が非常に大きな値をとるとは考えにくいものの、確定した値を付与することも不可能である。そこで以下では、この値が0である場合をベンチマークケースとし、これを0.05、0.10、0.15、…と徐々に上げていったときに推定されたTFP上昇率がどう変化するかを見ていくこととしたい。そしてこの値をどのくらい大きくしたときに1990年代におけるTFP上昇率の下落というHayashi and Prescott[2002]の結果が消滅するのを見ていきたい。

8) むしろ労働時間が増えてくると疲労を避けるために単位時間当たりの「中身を薄めて」身体をいたわる場合もあるかもしれない。その一方で、長時間労働が続くと少しでも早く家に帰るために集中力を高めて仕事をこなすという場合もあるかもしれない。

4.2 使用するデータ

本分析において必要なのは TFP 変化率と所定外労働時間変化率のデータである。TFP 変化率のデータは経済産業研究所 JIP データベース 2008 から得られた年次データである⁹⁾。系列としては労働力の質的变化の影響を調整済みのものを用いている。このデータベースでは日本経済を 108 部門（この中には公的部門が含まれる）に分けて成長会計分析を行っており、またいくつかの集計された部門に関しても同様の分析を行っている。

ここではまず民間部門全体（データベース上で「市場経済」と呼ばれているもの）について分析を行い、その後、「製造業」と「非製造業（市場経済のみ、住宅・分類不能除く）」のそれぞれについて分析する。さらに非製造業のなかの各産業についても分析を行う。

一方、所定外労働時間のデータはすでに述べたように毎月勤労統計から採っている。事業所規模は 30 人以上である。非製造業全体の所定外労働時間変化率については、非製造業（ただし農林水産業を除く）¹⁰⁾に属する 8 産業の加重平均を求めた。ウェイトには労働力調査の就業者数データ（旧産業分類）から、非製造業（除く農林水産）全体に占める各産業のシェアを求めた。前年のシェアを対前年比変化率（対数階差）に掛けた上で足し合わせた^{11) 12)}。これらのデータの利用可能性により、分析の対象期間は 1974 年から 2004 年の各年となっている。開始年は JIP データの TFP 変化率のデータが利用可能となる年である。終了年は所定外労働データが新系列に切り替わる直前の年である。

9) 経済産業研究所のホームページからマイクロソフト・エクセル形式でダウンロード可能である。本稿で用いたデータのファイル名は JIP2008-03-4.xls。

10) このように、TFP 上昇率のデータには民間部門全体・非製造業ともに農林水産業が含まれているのに対し、所定外労働時間のデータにはこれらが含まれておらず、厳密な対応が成立していない。この点には注意が必要である。

11) ただし、就業者数の旧分類データ（総務省ホームページからダウンロード可能なもの）においては「金融・保険業、不動産業」が 1 つに統合されている。（この 2 つは新分類では分割されている。）これに対し、毎月勤労統計の所定外労働時間のデータにおいては金融・保険業と不動産業が分離されている。この問題に対処するため、就業者数の新分類データが利用可能な期間（2002-2007 年）の平均値をもとに金融・保険業と不動産業の就業者数の比率を計算した。この比率を使って旧分類「金融・保険業、不動産業」の就業者数を機械的に 2 つの産業に割り振った。これら産業の就業者数シェア（合わせて 5-6%）から考えて、これらの手続きはあまり大きな誤差をもたらさないと考える。

4.3 マクロ経済に関する分析

図表 11-4 (1)は民間経済全体について、TFP 変化率と所定外労働時間変化率をグラフ化したものである。両者の相関係数は0.53 と高い正の値を示している。これらの数値をもとに、いくつかの想定の下での純化された TFP 変化率を計算する。計算式を再掲するならば、

$$\begin{aligned}
 & \text{(純化された TFP 変化率)} \\
 & = \text{(見かけ上の TFP 変化率)} \\
 & \quad - \left[c_K \cdot \frac{\eta}{\omega} + c_L \cdot \zeta \right] \cdot \text{(所定外労働時間変化率)} \\
 & = \text{(見かけ上の TFP 変化率)} \\
 & \quad - [0.28 \cdot 0.19 + 0.78 \cdot \zeta] \cdot \text{(所定外労働時間変化率)}
 \end{aligned}$$

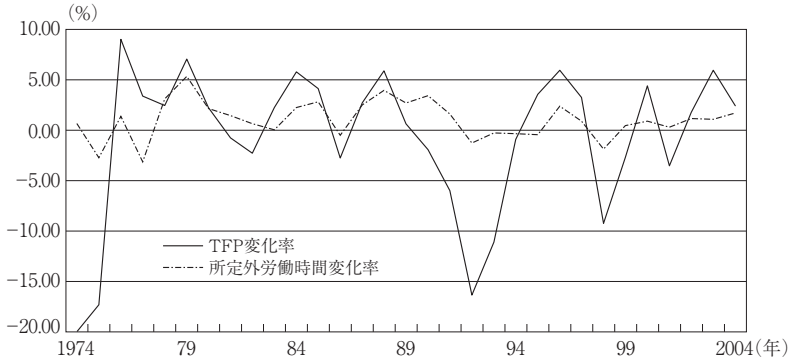
図表 11-5 は労働者努力水準の所定外労働時間に対する弾力性である ζ が 0 をベンチマークケースとして 0.05 ずつ変化していったときに、純化された TFP 変化率の計算結果がどのように変わっていくかを図示したものである。

図表 11-6 (1)はこの結果を年代ごとに表にまとめたものである。この表から確認できるように、JIP データベースによれば 1980 年代から 1990 年代にかけて TFP 変化率は -1.3% 変化した。これに対して、 ζ の値を 0 として上の式をもとに純化された TFP 変化率を計算すると、つまり資本稼働率の影響のみ取り除くと、この差は -1.06% にまで縮まる。しかしこれでもかなり大きな下落幅と見る方が妥当であろう。これが ζ の想定値を大きくするに従って下落幅は小さくなっていく。ただし想定値が 0.25 のときでも差は -0.23% であってまだマイナスである。この差をゼロにするためには ζ の想定値が 0.25 以上、つまり労働者努力水準の方が資本稼働率よりもより伸縮的に調整可能だという想定をおかなくてはならない。

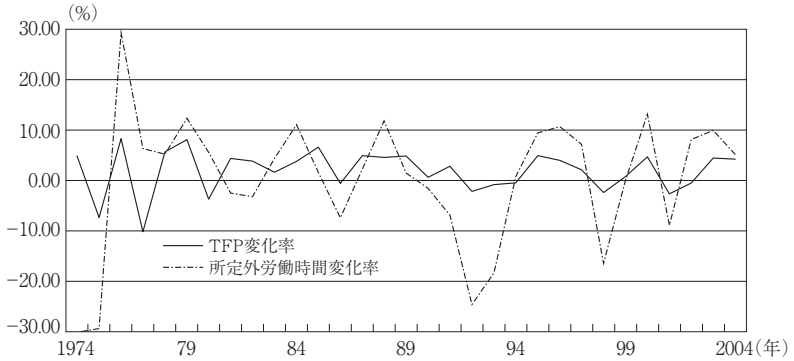
12) このように本稿が初めから集計化されたデータをもとに分析を行っているのに対し、川本 [2004] は JIP データベースの非農林・非鉱業民間部門に属する 54 産業のそれぞれについて純化された TFP 変化率を推定し、これを集計するというより高度なアプローチを採っている。したがって両者の結果をそのまま単純比較することはできないと考えられる。また、川本論文は主に労働の質未調整のデータを用い、頑健性確認の目的でのみ労働の質調整済みデータを用いている。

図表 11-4 TFP 変化率（JIP 推計値）と所定外労働時間変化率の推移

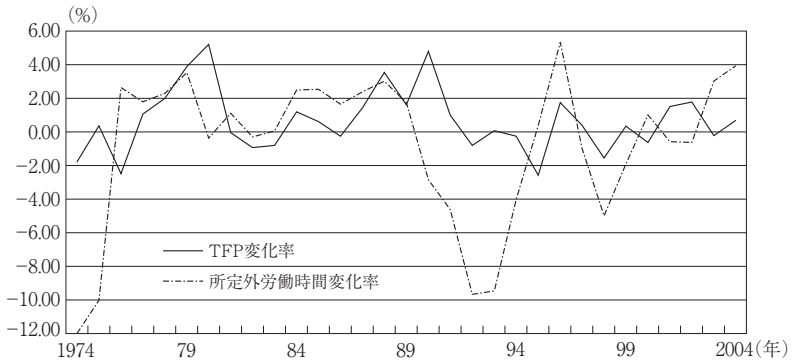
(1) 民間経済



(2) 製造業

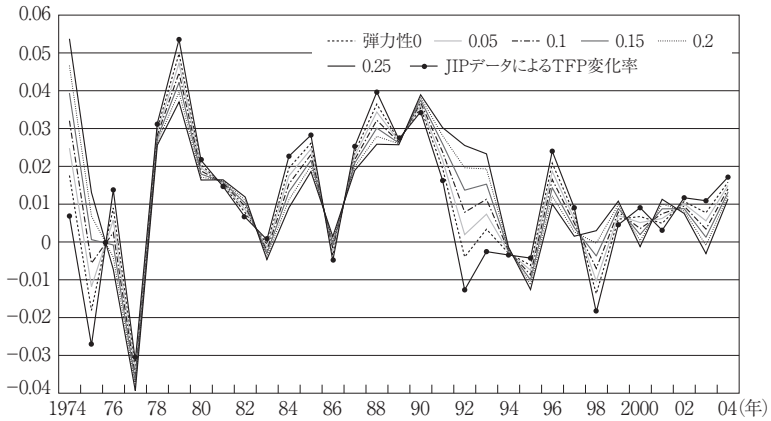


(3) 非製造業



出所) JIP データベース 2008, 毎月勤労統計.

図表 11-5 純化された TFP 変化率の計算結果, 民間経済



「弾力性」＝労働者努力水準の所定外労働時間に対する弾力性 ζ の想定値
 出所) JIP データベース 2008, 筆者による計算。

図表 11-6 純化された TFP 変化率の試算

(表中の「弾力性」は労働者努力水準の所定外労働時間に対する弾力性 ζ に関する想定を表す)

(1) 民間経済

	JIP 推計値	ベンチマーク, 弾力性 = 0	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25
1980-1989	1.81%	1.72%	1.65%	1.59%	1.53%	1.46%	1.40%
1990-1999	0.51%	0.66%	0.76%	0.86%	0.96%	1.06%	1.17%
2000-2004	1.04%	0.92%	0.84%	0.76%	0.68%	0.60%	0.52%
90年代-80年代	-1.30%	-1.06%	-0.89%	-0.73%	-0.56%	-0.40%	-0.23%

(2) 製造業

	JIP 推計値	ベンチマーク, 弾力性 = 0	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25
1980-1989	3.07%	2.94%	2.85%	2.76%	2.66%	2.57%	2.48%
1990-1999	0.98%	1.18%	1.33%	1.47%	1.61%	1.75%	1.89%
2000-2004	2.09%	1.79%	1.59%	1.39%	1.19%	0.99%	0.80%
90年代-80年代	-2.10%	-1.75%	-1.52%	-1.29%	-1.05%	-0.82%	-0.59%

(3) 非製造業

	JIP 推計値	ベンチマーク, 弾力性 = 0	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25
1980-1989	1.17%	1.09%	1.04%	0.99%	0.94%	0.89%	0.83%
1990-1999	0.33%	0.50%	0.62%	0.74%	0.86%	0.97%	1.09%
2000-2004	0.64%	0.56%	0.52%	0.47%	0.42%	0.37%	0.32%
90年代-80年代	-0.84%	-0.59%	-0.42%	-0.25%	-0.08%	0.09%	0.26%

出所) JIP データベース 2008, 筆者による計算。

4.4 製造業・非製造業を分けた分析

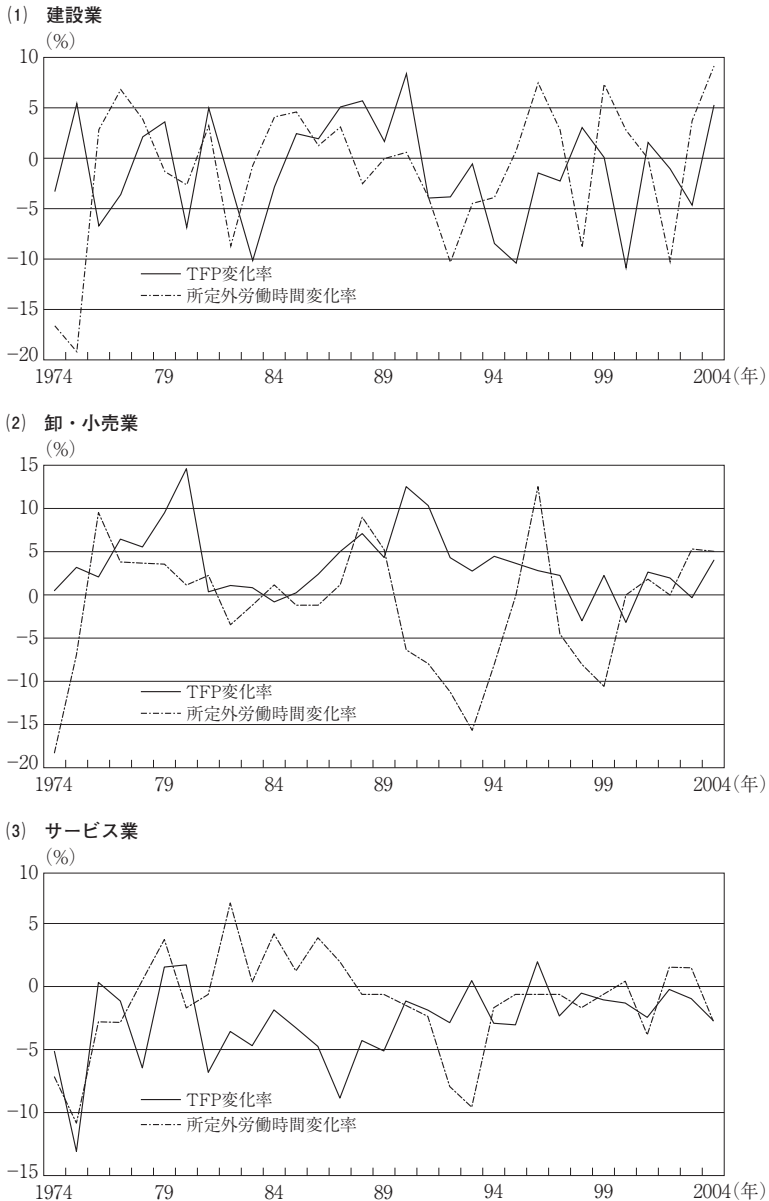
図表 11-4(2)は製造業について、TFP 変化率と所定外労働時間変化率をグラフ化したものである。両者が高い相関を持っていることを見て取ることができる。事実、両者の相関係数を計算してみると 0.46 であった。図表 11-6(2)は図表 11-6(1)と同様の分析を製造業について行ったものである。まず、JIP 推計値によれば、製造業の TFP 変化率は 1980 年代から 1990 年代の間で -2.10% という急な低下を記録している。これを労働者努力水準の所定外労働時間に対する弾力性 ζ を 0 として純化された TFP 変化率を計算すると、両期間の差は -1.75% と大幅に縮小する。さらに ζ を大きくしていくと差は次第に縮小していく。ただし、 $\zeta = 0.25$ のケースでも -0.59% の差は残ることに注意しなくてはならない。

図表 11-4(3)は非製造業について、TFP 変化率と所定外労働時間変化率をグラフ化したものである。製造業と比較すると両者の相関はあまり高くない。相関係数は 0.28 である。図表 11-6(3)は図表 11-6(1)と同様の分析を非製造業について行ったものである。まず JIP 推計値はこの産業においては 1990 年代の TFP 変化率低下は比較的緩やかであったことを示している（1980 年代との差は -0.84%）。このため、所定外労働時間との相関の小ささにもかかわらず、調整を行うことで差は比較的速やかに消滅していく。弾力性 ζ の想定値が 0 のときの差はまだ -0.59% 残っているが、この値を 0.15 まで上げると差はほとんどなくなってしまふ。

4.5 非製造業に属する各産業の分析

この項では分析の対象を非製造業（非農林）を構成する 8 産業に細分化したい。図表 11-7(1), (2), (3)はこのうち就業者シェアの大きい建設業、卸・小売業、サービス業について TFP 変化率と所定外労働時間変化率の推移をグラフ化したものである。あまり高い相関を見て取ることはできない。事実、図表 11-8 に産業ごとの相関係数を示しているが、サービス業以外はほとんど相関が見られない。このデータをもとに純化された TFP 変化率を計算してみたが、調整後に 1980 年代と 1990 年代の差が小さくなる産業もあれば大きくなる産業もあり、はっきりした傾向を見ることはできなかった。したがって結果の図表は割愛している。

図表 11-7 TFP 変化率(JIP 推計値)と所定外労働時間変化率の推移, 非製造業内



非製造業を1つにまとめたときにはあまり強くないとは言え相関が認められ、所定外労働時間による調整もそれなりに意義が認められたのに対し、8産業に分割した場合にあまり意味のある結果が見られなかったことの原因は現在のところ不明である。1つの可能性は、JIP データベースと毎月勤労統計で産業の分類が微妙に異なり、対応関係がうまくついていないことである。

5 部門間資源配分、生産性と需要シフト

本稿を終える前に、既存文献において指摘された部門間資源配分と生産性の重要な関連性についてもコメントしたい。このテーマをめぐる議論は3つに類型化することができる。

- ① 経済全体の TFP 上昇率は部門ごとの TFP 上昇率をドマウエイトで加重平均したものである。したがって、(価格を所与として)生産要素が TFP 上昇率の高い部門へとシフトしていけば平均 TFP 上昇率を押し上げることができる。
- ② 宮川[2006]は労働生産性に焦点を当て、TFP 上昇率の高い部門に生産要素を再配分していくことで労働生産性を上昇させることができることを示している。
- ③ 川本[2004]は産業ごとに収穫逓増、逓減を許容した分析を行っている。彼の推定結果は1990年代の日本においては生産要素が収穫逓増産業から収穫逓減産業に再配分されたことが見かけ上の TFP 上昇率を低めた1つの要因であったことを示している。

これらの分析に共通する特徴は製造業の優位性である。第3次産業は概して TFP 上昇率も低い。図表 11-10 は JIP データベース 2008 をもとに製造業と非製造業の TFP 変化率の推移を図にしたものであるが、この図によればほぼ一貫して非製造業の TFP 変化率は製造業のそれを下回っている。さらに、川本推計によれば非製造業は収穫逓減の性質をもっている。よって1990年代の日本も資源を第3次産業から製造業に移動させていけばより高い生産性を実現できたはずだということになる。

こうした結論はわれわれの直観とも合致するものであるが、では本当にそうすべきだったか、ということになると一抹の疑問が残る。

図表 11-8 TFP 変化率と所定外労働時間変化率の相関係数

鉱業	建設業	電気・ガス・水道	卸小売	金融・保険	不動産	運輸・通信	サービス
0.095	0.003	0.084	0.077	-0.018	-0.071	-0.060	0.183

出所) JIP データベース、毎月勤労統計をもとに筆者が計算。

図表 11-9 GDP の産業別構成比推移 (%)

	1990 年	2003 年
第 2 次産業 製造業	36.9 26.7	27.7 20.8
第 3 次産業 サービス業	54.8 16.1	64.3 20.9

出所) 国民経済計算。

よく知られているように1990年代初頭において日本は米国などと比較するとサービス産業の比率が比較的低く、いわゆる経済のサービス化の遅れが1つの問題として認識されていた。図表 11-9 によれば製造業が GDP に占める比率は1990年時点で約27%であったが、これは米国における同様の比率がすでに17%を切っていたことを考えると比較的高かったと言える。その後、表にあるように1990年代を通じて製造業をはじめとする第2次産業の比率が低下し、2003年には製造業のシェアは21%弱となった。もっともその間に米国の同様の比率は12%強まで低下したから、その差はあまり変わっていない。しかし生産性上昇率のみに注目する限り、むしろ日本は（ことによると他の国も）1990年代を通じてどんどんサービス化を後退させていくべきだった、という結論に導かれかねない（もちろん、サービス産業の生産性自体を高めることができればそれが一番よい。ここでは生産性自体は所与と考えることにする。また、サービス産業の生産性は正しく計測されているか、という問題も存在するがここでは既存の代表的な推定結果をそのまま信じることにする）。実際にはそのような主張を展開する経済学者・エコノミストは少ないであろう。そのような考え方は不動産や卸売小売などの1990年代の構造不況業種をイメージしている分には説得力をもちやすいが、サービス業全般に広げるには無理があるように思われる。これは価格の役割を無視して生産性のみで部門間資源配分の問題を語ることの限界を示しているように思われる。

ここで思考実験として仮に政府が強制的に経済の「逆サービス化」の政策を取り1度だけ資源を製造業に移動したとしよう。このときたしかに所得は伸びるかもしれない。しかし人々はその伸びた所得でモノを買い求める以上によりよいサービスを楽しむようとするであろう。このためサービスの相対価格は急上昇し、サービス業における要素価格が上がるであろう。その結果、結局資源は再びサービス業に引き戻されることになるであろう。

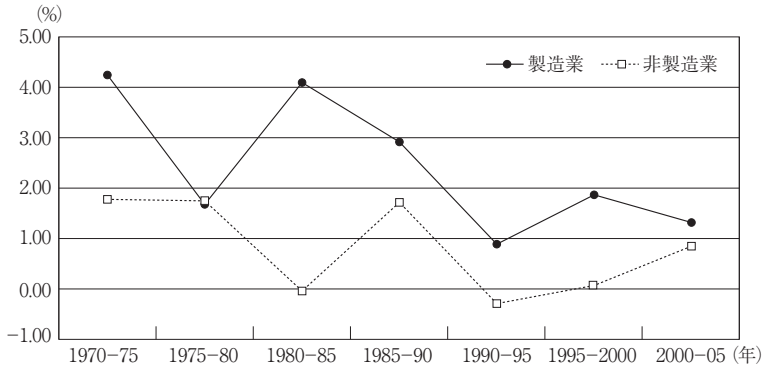
以上まとめるならば、生産性分析は部門間資源配分の問題に光を当て、日本において配分がゆがんでいることがコストを発生させている可能性を指摘する上では多大な貢献があった。しかしそこから一歩進んで、ではどのような資源配分が望ましいのか、という問題を考えようとするときには生産性に関する分析だけでは不十分であり、需要構造についても分析する必要があると考える。

このことを簡単な2部門経済の例によって描写してみたい。2つの生産部門はM（製造業）とS（サービス業）である。ここで歴史的に見て所得が増加するにつれてサービス業の比重が増してきたという事実を反映させるため、M財よりもS財のほうが需要の所得弾力性が高いと想定することにする。この経済には代表的家計があり、その効用関数は以下のものである。

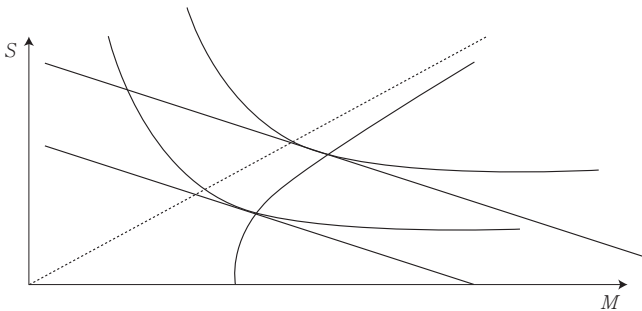
$$U_t = \beta \log(M_t - \gamma) + \log(S_t) \quad (11.26)$$

ただし M_t はM財の、 S_t はS財の t 期における消費を表している。定数 γ は非負であり、よってこの関数はストーン・ギアリー型効用関数の一種である。 $\gamma > 0$ のとき、S財需要の所得弾力性は1を上回りM財のそれは1を下回る。この効用関数のもとでの所得消費曲線は図表 11-11 のように描ける。こういった形の効用関数はたとえば Matsuyama[1992]によって農業経済から工業経済への移行を分析するために用いられている。そこでは農業財の消費に最低水準（subsistence level）があると想定された。それと比較すると、工業財に subsistence level があると想定する上の関数はやや不自然であると感じる向きもあるかもしれない。しかし人々は物的欲求がある程度満たされてはじめて音楽や観光旅行に興味を示すものだと考えるならば、上の関数もさほど不自然なものではないと言えるであろう。さてこの家計は1単位の労働を所有し、これをM財とS財の生産に割り振っている。このうち前者に

図表 11-10 TFP 変化率の比較, 製造業対非製造業 (JIP2008 による)



図表 11-11 ストーン・ギアリー型効用関数の下での所得・消費曲線



振り向ける比率を m で表すことにしよう. 各財の生産は労働のみを用いて行われ, 生産関数はそれぞれ次のようである.

$$M_t = A_{M_t} \cdot m_t, \quad S_t = A_{S_t} \cdot (1 - m_t) \quad (11.27)$$

ただし A_M と A_S は各産業の生産性を表す外生変数である. 以上の非常に単純な定式化の下で社会的計画者の解は代表的家計の効用関数に生産関数を代入して m について最大化することで求められる.

$$U_t = \beta \log(A_{M_t} m_t - \gamma) + \log(1 - m_t) + \log(A_{S_t}) \quad (11.28)$$

より,

$$m_i^* = \frac{\beta A_{M_i} + \gamma}{(1 + \beta) A_{M_i}} \quad (11.29)$$

これは M 財の生産性 A_{M_i} の減少関数である。よって製造業の生産性が上昇するに連れ、資源は製造業からサービス業に再配分されるべきである。一方 S 財の生産性 A_{S_i} は最適資源配分に無関係であることがわかる。ここから次の結論が導ける。

- (1) もし製造業とサービス業の生産性が同じ率で成長していれば、最適な資源配分において製造業からサービス業への生産要素の移動が起こる。これにより GDP に占めるサービス業の比重は時間とともに増加する。実質 GDP 成長率は両産業の生産性成長率と等しく資源再配分の影響を受けない。
- (2) いま、(1)の状況からサービス業の生産性成長率が低下したとする。製造業の生産性成長率は不変である。このことは最適資源配分には影響しないから、製造業からサービス業への生産要素移動は(1)のケースとまったく同じように起きるべきである。しかしこれは生産性上昇率が低い産業に資源が移動していくことを意味するから、固定基準年方式で計算した実質 GDP 成長率は（サービス業の生産性上昇率低下の影響以上に）低下する。
- (3) いま、(2)の状況で政府が「生産性基準」に基づき生産要素を製造業に誘導する政策を取ると、これにより実質 GDP 成長率の低下は押さえられる。しかしこの政策は明らかに資源配分の非効率性を招く。

この簡単な分析から、部門間資源配分について強い結論を得るためには需要構造の分析、とりわけ需要の所得弾力性に関する分析が不可欠であることがわかる。またここでは論じられなかったが、各財（またはサービス）の貿易可能性も重要な役割を果たしうる。貿易財の場合には価格は世界市場で決定されると見なしてよい場合もあり、その場合には上記のような内生的な価格変化を重視した考察は不要になる。

また、体化された技術進歩を考慮に入れることが分析を複雑化する可能性がある。サービス業で生産性が上がってこなかったのはこの間十分な投資が行われず新たな技術を体現した資本設備が導入されなかったからかもしれない。その場合、過去の生産性上昇率の低さに基づいてサービス業への投資を

減少させることは生産性上昇の機会を遠ざけることになる。

6 結論

本稿では1980年代以降の日本経済の生産性変動について考察した。この問題に関する先行研究は生産要素稼働率を適切に調整することの重要性と産業間資源配分の問題の重要性を指摘してきた。これを受けて本論文では、川本[2004]のアプローチに依拠しつつもやや異なった方法で生産要素稼働率の調整を試みた。この手法がもたらした結論は次の3つである。

- (1) 民間経済全体と製造業に関していえば、労働者努力水準の所定外労働時間に対する弾力性が相当高くない限り、1990年代にTFP変化率が低下したという結論は変わらないようである。ただし、これは稼働率調整の重要性を否定するものではまったくなく、この調整によって1980年代と1990年代のTFP変化率の差異はある程度縮小する。
- (2) 非製造業全体について分析してみると、稼働率調整によって1980年代と1990年代のTFP変化率の差異はかなりの程度縮小する。
- (3) ところが非製造業を構成する各産業についてみると、稼働率調整の影響はあまり見られないようである。本稿で用いたアプローチはあらかじめ集計されたTFP変化率のデータを用いてこれに調整を施すというものであり、詳しい産業レベルから積み上げていく推計方法と比べると精度が落ちるかもしれない。本稿の結果はそのような積み上げ方式のアプローチによって確認される必要があるであろう。

産業間資源配分に関しては、何が望ましい配分なのか、という議論を進めるためには生産サイドの分析だけでは不十分であることを論じた。とくに需要構造（家計の効用関数の形状）によっては、むしろ生産性上昇率の落ちた産業に向けて資源を再配分することが最適となることさえあることを簡単なモデルで示した。この例は今後需要サイドを視野に入れた本格的なマクロモデルによって産業間資源配分の問題が改めて議論されなくてはならないことを示唆している。

参考文献

- 川本卓司[2004], 「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?」『金融研究』第2巻第4号, pp. 147-186.
- 宮川努[2006], 「生産性の経済学——我々の理解はどこまで進んだか?」日本銀行ワーキングペーパー, No. 07-J-06.
- Basu, Susanto and Miles S. Kimball [1997], "Cyclical productivity with unobserved input variations," NBER Working Paper, 5915.
- Basu, Susanto, John G. Fernald, and Miles S. Kimball [2002], "Are technology improvements contractionary?" Harvard Institute of Economic Research Discussion Paper, No. 1986.
- Christiano, Lawrence・藤原一平[2006], 「バブル, 過剰投資, 時短, 失われた10年」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ NO. 06-J-8.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans [2005], "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 1-45.
- Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz, and Gregory W. Huffman [1998], "Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle," *American Economic Review*, 78(3), pp. 402-417.
- Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott [2002], "The 1990s in Japan: a lost decade," *Review of Economic Dynamics*, 5(1), pp. 206-235.
- King, Robert G., Charles I. Plosser, and Sergio T. Rebelo [1988], "Production, growth and business cycles: I. The basic neoclassical model," *Journal of Monetary Economics*, 21(2), pp. 195-232.
- Matsuyama, Kiminori [1992], "Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth," *Journal of Economic Theory*, 58(2), pp. 317-334.
- Sugo, Tomohiro and Kozo Ueda [2008], "Estimating a dynamic stochastic general equilibrium model for Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(4), pp. 476-502.