

# 高齢化は脅威か？

## — 鍵握る向こう10年の生産性向上 —

| N | I | R | A |

NATIONAL  
INSTITUTE FOR  
RESEARCH  
ADVANCEMENT

# Contents

<b>第1章</b>	<b>問題意識と要旨</b>	<b>1</b>
	白川浩道	
	<b>BOX1：生産性について</b>	<b>9</b>
	加藤 久和	
	<b>BOX2：就業者年齢と生産性に関するサーベイ</b>	<b>11</b>
	宮澤 健介	
<b>第2章</b>	<b>人口と技術進歩に関する実証分析</b>	<b>15</b>
	加藤 久和	
<b>第3章</b>	<b>就業者年齢と生産性、実質賃金に関する実証分析</b>	<b>34</b>
	白川 浩道	
<b>第4章</b>	<b>年齢区分でみた労働生産性の推計</b>	<b>54</b>
	神野 真敏	
<b>第5章</b>	<b>高齢化と若年雇用：その関連の再検討</b>	<b>66</b>
	太田 聰一	

## 執筆担当一覧

- 白川 浩道 クレディ・スイス証券株式会社経済調査部長
  - 第1章 問題意識と要旨
  - 第3章 就業者年齢と生産性、実質賃金に関する実証分析
  
- 加藤 久和 明治大学経済学部教授
  - Box1 生産性について
  - 第2章 人口と技術進歩に関する実証分析
  
- 宮澤 健介 東京大学大学院経済学研究科博士課程
  - Box2 就業者年齢と生産性に関するサーベイ
  
- 神野 真敏 総合研究開発機構ジュニアリサーチフェロー
  - 第4章 年齢区分でみた労働生産性の推計
  
- 太田 聡一 慶應義塾大学経済学部教授
  - 第5章 高齢化と若年雇用：その連関の再検討

## 第1章 問題意識と要旨

白川 浩道

### 【要約】

「高齢化の進展や人口の減少が、日本経済の生産性の先行きにどのような影響を与えるのか」という疑問に応えることが本報告書の主目的である。

人口減少、高齢化の進展によって、日本経済の生産性の伸びは低下する可能性は高い。しかし、向こう10年程度は、高齢化が生産性の低下を通じて経済成長を下押しする可能性は低く、短期的に高齢化脅威論を強調すべきではない。もっとも、2020年代後半以降については、生産性の伸びが持続的なマイナス局面に入ることから、向こう10年程度の間、経済の技術革新力や労働生産性を高める努力をしておく必要がある。

### 1. 問題意識

高齢化、あるいは少子高齢化・人口減少は、日本経済に様々な問題を引き起こすと考えられている。

まず、社会保障財政の悪化が国内投資の趨勢的な減少を招く可能性である。社会保障支出の増加を容認しつつ、一般政府部門全体でみた財政収支の悪化に歯止めをかけようとするれば、かなり踏み込んだ増税を行わない限り、公共投資を中心とした裁量的財政支出の大幅な削減が必要となる。その結果、総投資額（総固定資本形成）が減少基調を迎えれば、社会資本の質の劣化等を通じて経済成長率が下押しされる可能性がある。

第2には、日本経済の生産性が低下する可能性である。生産性には、労働生産性や全要素生産性など複数の異なる概念が存在する（生産性の定義や代表的な生産性の指標に関しては、本章末のBOX1を参照のこと）が、高齢化・人口減少が労働者1人当たりの付加価値生産能力や経済全体の技術革新力を低下させる可能性は否定できない。

仮に高齢化や人口減少に伴って生産性が低下すれば、企業部門にとって大きな脅威となる。競争力の低下、収益性の低下などが予想されるためである。ここで、企業が年功序列的な賃金体系を採用していた場合には、収益性が一段と圧迫されることになる。

企業収益力の低下は、企業の前向きな設備投資や研究開発投資、あるいは若年層雇用を抑制するかもしれない。そうなれば、中長期的に考えて、生産性にはさらなる下押し圧力がかかる。完全な悪循環である。

少子高齢化・人口減少に伴って投資の減少と生産性の低下が生じれば、日本経済のトレンド成長率が大きく低下することは不可避である。その帰結は、財政破綻確率の上昇であり、政府は、最終的には、大型増税か積極的なインフレ策の採用に追い込まれることになる。将来の日本経済や日本社会が果たしてそうした政策ショックに耐え得るのか、答えは簡単には出ないが、人々の生活水準が現状に比べて大きく低下することは覚悟しなければならないであろう。

このように考えると、高齢化の進展や人口の減少が日本経済の生産性の先行きに実際にどのような影響を与えると予想されるのか、同様に、就業者の平均賃金にどのような影響を与えそうなのか、また、その結果、日本の企業部門の収益性・所得はどのような動きを辿ることになるとみられるのか、といった諸点を分析することは極めて重要であると言えよう。これこそが本レポートの問題意識である。

企業収益の先行きに関しては、生産性が低下する一方で平均賃金が上昇し、大きな下押し圧力がかかる、生産性が安定的に推移する中で平均賃金が下落し、趨勢的に拡大する、という 2 つのパターンが基本的に想定される。仮に前者のケースであれば、多くの日本企業には生産性の低下に見合った形で年功序列型賃金を是正することが求められる。他方、後者のケースであるならば、多くの企業は“高齢化の配当”を活用し、研究開発投資や若年層雇用を積極化させ、生産性の引き上げに励むべきである、ということになる。

## 2. 具体的な分析の要旨

### (1)人口変化率と生産性（TFP）の関係に関する実証分析：第2章

人口減少は生産性（TFP でみた生産性、技術進歩率とも解釈できる）を下押しするのであるだろうか。そうであるとすれば、人口減少の速度やマグニチュードが他の先進国に比べて大きい日本経済にとっては大きな問題となる。

人口減少の生産性へのインパクトについては、①人口の減少によって労働力の集団的な力が低下し、生産性も低下する、②若年労働力の減少が経済全体の創造性や積極性を低下させ、生産性を低下させる、他方で、③経済全体では、労働力以外の生産要素を相対的に多く利用せざるを得なくなり、その結果、技術進歩の促進と生産性の上昇が生じる、などの考え方が示されることがある。また、古く、クズネッツなどは「人口が多いほど潜在的なイノベータが多く、かつ多くの人口は知的交流を高め、専門性・分業を進め、これが技術進歩性を高める」とする見方を提示している。

こうした点を踏まえ、本レポートでは、①人口総数が多いほど労働力人口も多く、技術進歩率も高くなる、②ただし、高齢化などにより技術開発のコストが高まれば技術進歩率は低下する、③他国からの技術導入が進みやすいほど技術進歩率は高くなる（経済の開放度が高いほど技術進歩が促進される）、という 3 点を仮説として設定し、OECD 諸国（G10 諸国）に関するパネル・データ、および日本に関する時系列データを用いて、実際にこれらの仮説が支持されるかどうかを実証分析した。

実証分析から得られた主たる結論を要約すると、以下のとおりである。

- G10 諸国、OECD19 カ国に関する実証分析（パネル・データ分析、MFP を利用）では、総人口と生産性増加率の間に正の関係が、高齢化比率（65 歳以上人口比率）と生産性増加率の間には負の関係が、あることが示される。また、経済開放度（輸出・入合計の GDP 比率）と生産性増加率の間にも正の関係があることが示される。従って、理論的フレームワークで設定した 3 つの仮説は全て支持される。
- 日本に関する実証分析（時系列データを用いた共和分分析、TFP を利用）では、統計的な信頼度は幾分低いものの、労働力人口規模、経済開放度ともに TFP 上昇率に対して正の効果を持つことが認められる。すなわち、労働力人口が減少すれば、TFP 上昇率は低下し、経済開放度が上昇すれば、TFP 上昇率も上昇する。
- 上記の実証分析の結果をもとに、日本の将来の TFP 上昇率のパスをシミュレートすると、労働力人口の中位推計（人口問題研究所・将来人口予測、2030 年の労働力人口＝6,091 万人のケース）に対応する 2030 年の TFP 成長率は－0.6%となる（経済開放度は 2002～2007 年平均で不変であると仮定）。なお、このシミュレーションでは、日本の TFP 上昇率がマイナスに落ち込むのは 2020 年代後半ということになる。

このように、実証分析からは、総人口あるいは労働力人口と TFP（MFP）で測った生産性上昇率（技術進歩率）との間には日本を含めた先進国について広く正の関係が認められる。そして、労働力人口の減少が続く日本については、足元でプラス 1%程度ある生産性上昇率が向こう 20 年程度のうちにマイナスに落ち込んでしまう可能性があることが示される。

## （2）就業者平均年齢と生産性（TFP）の関係に関する実証分析：第 3 章

高齢化がマクロでみた生産性（TFP）に与える影響については、就業者の平均年齢（あるいは就業人口の年齢構成）と生産性（TFP）の関係という視点から分析することもできる。発想的には、ある産業、あるいは経済全体の技術開発力や技術進歩の水準が最も高くなるような就業者の平均年齢（労働者の年齢構成）が存在するという考え方である。その年齢を超えても、またそれに満たなくても、経済あるいは産業は技術進歩という点での力を最大限発揮できないということである。

ただし、就業者年齢と生産性に関する理論的整理については、人口と生産性に関するそれと比べて蓄積が必ずしも十分ではない。1 つの考え方として人的資本論に依拠することも可能とはみられるが、人口と生産性との関係ほどクリアー・カットな議論を展開できるわけではない。

それでも、就業者の年齢と生産性との関係が注目されてきたのは、就業期間や経験年数によって賃金が上昇するという事象が実際に多く観察されてきたからである。賃金という労働の対価が就業者年齢や就業経験年数とともに変化するのであれば、生産性とそれらの間にも何らかの関係が存在するはずであるとの考え方である。就業者年齢と生産性との関係については実証分析の蓄積が相対的に多いのもこうした事情を反映したものとみられる（詳しくは本章末の BOX2 を参照のこと）。

具体的に、本レポートでは、日本に関して、①TFP を年齢階級の構成比に対して回帰し、どの年齢階級の就業者が相対的に増加した場合に TFP が最も上昇しやすいかを調べたほか、②産業パネル・データを用いて、就業者の平均年齢と TFP の関係を推計した。そうした実証分析からは以下のような結果が得られた。

- 40 歳代の就業人口が増加したとき、TFP が最も大きな上昇を示す可能性が高い。すなわち、日本経済の技術力は 40 歳代の就業人口が相対的に増加したときに最も高まる可能性がある。
- 就業人口の平均年齢と TFP の関係を産業パネル・データで分析すると、逆ワイブル関数という非線形カーブの当てはまりが最も良いことが示され、その場合、平均年齢が 46 歳弱で TFP 水準が最大値に達するとの結果が得られる。
- このように日本経済の技術力は就業人口の平均年齢が 46 歳弱で最大に達して、その後、平均年齢でみて高齢化が進展すれば、技術力の水準（TFP 水準）が低下する可能性が高い。
- もっとも、就業者平均年齢が 46 歳弱でピークを打った後の TFP の下落度合いはかなりマイルドである。
- 上記で行った分析と同様に、労働力人口の中位推計（人口問題研究所・将来人口予測）に従った場合、この実証分析の結果からは、日本の TFP 水準は 2022 年まで緩やかに上昇し、2023 年にピークをつけ、その後、下落局面に入ると予想される。

このように、就業人口の平均年齢と TFP の関係に関する実証分析の結果に基づけば、日本経済では就業者の平均年齢が 46 歳弱に上昇するまでは TFP 水準が緩やかに上昇する（経済全体の技術力が緩やかに上昇する）と考えられ、従って、2020 年代初頭までは TFP の上昇が継続すると予測される。

### **(3) 就業者の年齢階級別の労働生産性に関する実証分析：第 4 章**

次に本レポートでは、就業者の年齢階級別の労働生産性に関して実証分析を行った。すなわち、日本の産業部門別のパネル・データを用い、年齢階級ごと（5 歳階級）の労働生産性を線形階差モデルに基づいて推計した。そこでは労働者 1 人当たり産出額（変化）の各年齢階級の労働者割合に対する感応度を測る、という手法を適用した。なお、15-24 歳を基準年齢階級とし、各年齢階級の労働者割合について推計されたパラメータが 1 と有意に異なれば、その年齢階級の生産性は 15-24 歳の生産性と有意に異なると考えた。さらに労働生産性の効果を抽出する目的から、1 人当たり資本量、1 人当たり中間投入量を説明変数に加え、コントロールした。就業者の年齢階級別の労働生産性を調べたのは、上記（2）の分析で就業者の平均年齢と経済全体の生産性、技術革新力の間に関係が存在することが明らかになったが、そうしたマクロ的な関係の背後で労働者 1 人当たりの付加価値生産力と就業者年齢の間に何らかの関係が存在しているのかをチェックするためである。

さて、年齢階級別の労働生産性の分析からは以下のような結果が得られた。

- 就業者の年齢階級が 45-49 歳にあるとき、労働生産性の水準が最も高くなる。ただし、年齢階級が 40-44 歳における労働生産性水準との差は大きくない。

- 年齢階級が 50－54 歳における労働生産性がやや大きく低下するという点を除けば、年齢階級と労働生産性の間には概ね逆 U 字の関係が観察される。
- 45－49 歳階級でピークを打った後の労働生産性の低下は相対的にマイルドである。年齢階級が 50－54 歳における労働生産性がやや大きく低下するという点については注意があるが、全産業（農業・政府部門を除く）ベースでみると、55－59 歳階級の労働生産性は 40－44 歳のそれとほぼ等しい。従って、高齢化が進展しても労働生産性はさほど低下しない可能性がある。
- ただし、製造業のみで推計した場合、労働生産性がピークとなる年齢階級は 45－49 歳で全産業ベースと同じ結果になるが、55－59 歳階級における労働生産性の低下は全産業ベースに比べてより顕著になる。
- なお、このようにして得られた年齢階級ごとの労働生産性の推計値を用いてマクロ的な労働生産性の将来パスをシミュレートすると、労働力人口が中位推計（人口問題研究所・将来人口予測）に従って推移すると仮定した場合、労働生産性は 2020 年頃まではプラス成長を維持できるとの結果が得られる。これは、2015－2025 年においてはいわゆる団塊ジュニア層が労働生産性のピーク年齢である 40 歳代にいたるためである。

このように労働生産性という基準に照らした場合、日本では全産業ベースで年齢階級が 45－49 歳までは生産性が上昇するとの実証分析結果が得られ、そのため、2020 年頃までは労働生産性の上昇が続くことになる。上記でみたように労働力人口の規模が縮小することで TFP 成長率は 2020 年代後半にはマイナスに転化すると予想される一方、労働生産性の成長率はそれより幾分早く 2020 年代の前半にはマイナス領域に入るとの試算が得られた。こうした結果は、就業者年齢と TFP の関係に関する実証分析から得られた予測結果（TFP 成長率は 2020 年代前半にはマイナスに転化する）と整合的な結果が得られており、興味深い。

#### （４）就業者平均年齢と賃金、企業収益の関係に関する実証分析：第 3 章

上記（２）の分析では、①経済全体の技術進歩、すなわち TFP でみた場合、40 歳代の就業人口が相対的に増加したときにそれが最も伸びやすい、②就業者の平均年齢が 46 歳弱において TFP 水準が最高に達する、③このため、高齢化が進展しても団塊ジュニア世代の存在などを背景に、2020 年代初めまでは日本経済の TFP は緩やかな上昇基調を辿る、ことが示された。簡単に言えば、TFP あるいは技術進歩という観点からみた場合、高齢化は向こう 10 年強に関して言えば、日本経済にとって大きな脅威とはならないということである。

それでは、TFP が向こう 10 年程度に亘って緩やかな上昇基調を辿るとして、その間、就業者の平均的な賃金（実質賃金）はどのようなパスを辿るのであろうか。

実は、就業者の平均実質賃金と、年齢階級の構成比や平均年齢との関係を分析してみると、①50 代以降の高齢層の構成比が上昇した場合の実質賃金押し下げ圧力は TFP 押し下げ圧力よりも大きい、②就業人口の平均年齢と実質賃金の関係を産業パネル・データで分析（逆ワイル関数を利用）すると、平均年齢が 44 歳弱で実質賃金水準が最大値に達すると結果が得られるが、高齢化とともに実質賃金水準が下落する度合



いは TFP のそれに比べて大きい、ことが示される。

つまり、マクロ的にみた場合、実質賃金水準は TFP に比べて就業人口の平均年齢が 2 歳程度低い（若い）時点でピークに到達し、しかも、高齢化の進展に伴うピーク後の下落率は TFP よりも大きい、ということである。

重要なことは、2006 年における就業人口の平均年齢（44.0 歳）が実質賃金水準のピークをもたらす平均年齢を既に僅かながら上回っているため、実質賃金水準は就業者の平均年齢との関係でみた場合、既に下落局面に入っているとみられる。このため、TFP 水準が 2020 年代の初めまで上昇していくとの見通しとは対照的に、実質賃金水準は足元が趨勢的に低下することになる。

こうした TFP と実質賃金の将来パスの違いは、直感的には、企業の利益環境の趨勢的な増加基調を示唆する。実際、TFP 成長率と実質 GDP 成長率が一致する、将来の就業人口は将来人口推計の中位推計に従う（年齢階層別の就業率は 2008 年実績で不変である）、労働時間は不変である、GDP デフレーターが過去の平均的な伸び率で推移する、などを前提に、名目労働コストの対名目 GDP 比率の将来パスを推計すると、趨勢的に下落することが示される。ここで、名目労働コストの対名目 GDP 比率が企業利益の対名目 GDP 比率と逆相関する可能性が高いことからすれば、企業利益の対名目 GDP 比率、いわゆる経済における企業利益シェアは趨勢的に上昇することになる。

すなわち、高齢化の進展の下で、家計・企業間の所得分配は「家計から企業へ」という流れになる可能性が高い。このことは、多くの企業が“高齢化の配当”を得られる可能性があることを示唆しており（ただし、これはあくまで所得分配の議論であり、絶対金額でみた企業所得が増加するかどうかはわからない）、その意味で、日本企業には、先行きの生産性低下を回避することを目的に、研究開発投資や若年層雇用を拡大させる余地が十分に存在する可能性が高い。

## **(5) 高齢化と若年層雇用：第 5 章**

TFP と実質賃金に関する将来推計からは、企業所得の対 GDP 比率が趨勢的に上昇し、その意味において企業部門には“高齢化の配当”が発生する可能性が高いことが示された。従って、日本企業には、そうした“高齢化の配当”を若年層雇用の積極化という形で家計部門に還元することが可能であるとみられる。

それでは、日本企業はこれまでのところ、若年層雇用に対してどのような姿勢で臨んできているのであろうか。

一部では、高齢化の進展が年功序列型賃金体系の下で企業収益を圧迫し、その結果、企業の若年層雇用に抑制的に働いているのではないかと、この見方が示されることもある。しかし、本レポートにおける賃金カーブ（就業者平均年齢と実質賃金の関係）の分析からは、実質賃金のピークは平均年齢が 44 歳弱であること、その年齢を超えた後の実質賃金の下落度合いがかなり急激であること、が示され、日本において年功序列型の賃金体系は一般的ではないことが確認されている。

このため、高齢化の進展が若年層雇用を直接的に抑制しているという関係はこれまでのところも発生していない可能性が高い。

実際、本レポートでは、中高年就業者の存在が若年層労働者の雇用・就業機会を低下させているとする「置換効果仮説」を様々な角度から再検討したが、同仮説を強く支持できるような結果は得られなかった。

すなわち、①入職率分析からは、中高年の雇用維持のために若年が犠牲になっているという明確な証拠は得られない、②若年労働者の純流入率の分析からは、企業は適正な年齢構成を目指して人員を調整している可能性があることが示される、③産業パネル・データ分析からは、年齢構成が中高齢に傾いているほど若年雇用成長率が高い傾向にあること、中高年比率が高い産業では中高年の雇用削減が実際に行われていること、などが示される。

まとめれば、日本企業では、就業者の年齢構成を適正なものにすべく、雇用者構成の調整が行われてきた可能性が高いことが、実証分析によって支持されたとと言える。このことは、生産性水準を最も高いものとするような就業者の年齢構成が存在することを多くの企業が何らかの形で認識し、そうした認識に沿って最適化行動が採られてきた可能性があることを示唆する。従って、高齢化がさらに進展する中で、将来的には、若年層の就業機会が増加する可能性を否定できない。さらに、所得分配上、企業が有利な立場に置かれる可能性が高いことは、将来の若年層雇用の機会増大を後押しする要因となるだろう。

もっとも、多くの企業が就業年齢構成の最適化を目指すことによって若年雇用が絶対的にどの程度増加するかはわからない。特に景気が長期に亘って低迷を継続させた場合、若年層雇用が減少しやすいというこれまでの傾向が継続する可能性はある。

### 3. まとめと政策的インプリケーション

本レポートで行った実証分析から得られたポイントを改めて整理すると、以下のようになる。

- ① 人口減少、高齢化の進展によって、日本経済の生産性の伸びは低下する可能性が高い。ただし、TFP、労働生産性のいずれの基準でも、生産性の伸びが持続的なマイナス領域に入る時期は、2020年代前半とみられる。
- ② すなわち、向こう10年程度については、人口減少、高齢化が生産性の低下を通じて経済成長率を下押しする可能性は低い。その意味において、短期的に“高齢化脅威論”を強調すべきではない。
- ③ もっとも、2020年代後半以降については、生産性の伸び率の持続的なマイナス局面入りという高齢化の負の側面が顕在化することが予想され、向こう10年程度については、経済の技術革新力や労働生産性を高める努力をしておく必要がある。
- ④ 具体的には、まず、ミクロ的な側面では、企業が正規雇用の拡大や高齢者をも対象とした企業内教育の強化に積極的に取り組むべきであろう。政府にも職業訓練プログラムへの積極関与が望まれよう。こうした措置は、将来の生産性低下を食い止めることに役立つはずである。
- ⑤ また、マクロ的には、経済の技術革新力の向上を狙った経済開放度の引き上げや、労働市場の開放、また人口増を目的にした移民政策の見直し、出生率引き

上げ策が必要である。

なお、本レポートの分析結果は、企業の若年層雇用や研究開発投資の先行きに対して比較的明るい展望を与えてくれた。なぜなら、TFP が実質 GDP 成長率を規定するなどの一定の前提の下では、名目 GDP における労働コストのシェア（一種の労働分配率）が今後、趨勢的に低下する可能性が高く、従って、その裏側で企業利益 GDP シェアが上昇する可能性が高いことが判明したからである。これこそは“高齢化の配当”と呼ぶにふさわしいが、予想される企業利益シェアの上昇は、企業に若年層雇用増加の余地をもたらすだけでなく、研究開発投資を刺激する可能性もある。そして、それがさらに TFP を高めるという可能性も期待できるのである。重要なことは、高齢化の進展のマイナス面にだけ目を奪われるのではなく、プラス面にも注目することなのである。

## BOX1: 生産性について

加藤 久和

### 1. 生産性の定義

生産性という単語は頻繁に使用されるが、しかし生産性は非常に多様な内容を持った用語でもある。一般に生産性はインプットの使用量に対するアウトプットの量の比率として捉えられ、また、生産性上昇率とはこの生産性の変化率を指す。このことから明らかかなように、どのようなインプットを生産性の計測の指標として用いるのか、あるいはアウトプットとしてどのようなデータを選択するかによってさまざまな生産性の定義がある。

生産性を計測する場合には、どのようなインプットを使用するかが問われる。アウトプットに対する生産性を単一要素で測定するのか、それとも複数の要素の集合で測定するのか、といった違いによって単一要素生産性と複数要素生産性に分けることができる。労働をインプットの指標として捉えれば労働生産性であり、資本を取れば資本生産性になる。複数要素生産性（MFP）は、インプットとして労働と資本の組み合わせ、さらには労働、資本、中間投入物（原材料、エネルギーその他）などを組み合わせたものなどによって計測される。さらに、アウトプットをどのように定義するか、すなわち付加価値ベースか、それとも中間投入物を含めた生産物ベースかによっても生産性の定義は異なる。以上に加え、生産性を測定する範囲をどのように捉えるのか（企業、産業あるいは一国レベルか）という点も重要である。

図表 1 は、OECD による生産性計測のためのマニュアル（OECD(2001), “Measuring Productivity – OECD Manual”）にある表をもとに、以上の生産性の定義を分類したものである。どのような生産性を用いるかについては、データ上の制約なども考慮しながら検討する必要がある。

### 2. 生産性が意味するもの

生産性とはいったい何を示すものであろうか。一般に生産性は技術進歩などを表すとされるが、しかし技術進歩そのものではない。もちろん生産性は技術進歩の代理変数として使用されるが、これに加え、既存の技術の下で（すなわち技術水準が一定の条件の下で）実現される効率性の向上、あるいは費用の節約動向なども含まれるものである。

さらに、（後述する）MFP のようにインプットの寄与以外に含まれる“何か”あるいは“残差”も生産性が示す要素に含まれるため、一概に定義することはなかなか難しい。

**BOX1 図表 1:生産性の概念について**

アウトプットの計測方法	インプットのタイプ			
	労働	資本	資本と労働	資本、労働と中間投入物
生産物ベース	労働生産性 (生産物ベース)	資本生産性 (生産物ベース)	MFP(多要素生産性) (生産物ベース)	MFP(多要素生産性) (生産物ベース)
付加価値ベース	労働生産性 (付加価値ベース)	資本生産性 (付加価値ベース)	MFP(多要素生産性) (付加価値ベース)	
	単一要素生産性		多要素生産性	

出所:OECD(2001), “Measuring Productivity – OECD Manual”,p.11, Table1

### 3. 代表的な生産性の指標

#### (1) 労働生産性

労働 1 単位の投入量が生み出すアウトプット（生産物をアウトプットとする場合と付加価値をアウトプットとする場合の二通りがある）の水準の推移を示すものが労働生産性である。生産性を計測する上で最も代表的なものであるが、労働生産性は資本や技術進歩、あるいは中間投入物の投入（生産物をアウトプットとする場合）による変化によっても影響を受けることになるので注意が必要である。

#### (2) 資本生産性

資本生産性は、資本 1 単位の投入量が生み出すアウトプットの水準の推移を示すものである。資本生産性は労働生産性同様に、労働や中間投入物の投入量や質の変化にも影響を受ける。

#### (3) MFP（多要素生産性）

使用する労働と資本それぞれが異なる種類に分かれる場合、それぞれ使用する金額比でウェイトを付してインプット投入量を求め、その増加率とアウトプットの増加率からの差を MFP（多要素生産性）と定義する。これは、インプットの増加以外の寄与によってもたらされたアウトプットの増加分である。

MFP は技術進歩の代理変数とされるが、しかし技術進歩そのものを示すものではない。MFP には技術進歩の代理要素の他、規模の経済の程度、効率性の向上などとともに計測誤差も含まれる。

なお、成長会計におけるソロー残差は一般に 1 種類の労働と資本をインプットとして計測され、TFP（全要素生産性）と称されているが、これは MFP の概念に含まれるものである。

## BOX2：就業者年齢と生産性に関するサーベイ

宮澤 健介

### 1. 背景

就業者年齢と生産性というテーマの理論的背景は、Becker (1964) らの人的資本論に遡ると考えられる<sup>\*1</sup>。人的資本論の考え方からすると、学校教育や職業訓練などは将来の労働生産性を高めるための投資であり、その意味では物的資本への投資となんら変わりはない。人的資本投資の収益の割引現在価値がその費用を上回る限り、投資をすることで利潤を増やすことができる。教育における収益とは学歴別賃金格差に現れており、その費用は授業料及び働いた場合に受け取れたはずの給与である。一方で、職業訓練などの収益を示すものとして考えられるのが、年齢あるいは経験年数の増加による賃金の上昇である。

賃金と年齢・経験年数に関する代表的な分析例が Mincer (1974) である。Mincer (1974)は、賃金を教育年数と経験年数で回帰し、経験年数の係数が正になることを示した。賃金が生産性を反映しているとする、これは経験年数によって就業者の生産性が上昇することを意味しているが、この場合には人的資本論と整合的だと考えられる。

しかし、短期的には賃金と生産性が一致しない可能性が指摘されている。Lazear (1979)らのインセンティブ契約モデルによると、被雇用者の努力水準と結果の関係に不確実性がある場合、被雇用者が若い時期には生産性未達の賃金を受け取り、中高年期に生産性より大きい賃金を受け取る契約が成立する可能性がある。努力水準を下げたことが発覚した場合に被雇用者が解雇されるとすると、後払いされるはずだった賃金を受け取れなくなってしまうため、被雇用者が努力水準を下げるインセンティブを抑制する効果が期待できる。Lazear and Moore (1984) は、被雇用者と情報の非対称性の問題がない自営業者の賃金プロファイルを比較することで、インセンティブ契約が現実には成立している可能性を示した。

### 2. ミクロ・データによる分析

こうした議論を踏まえ、賃金データを用いずに就業者年齢と生産性の関係を議論する枠組が求められていた。これに答えたのが、Hellerstein and Neumark (1995) を嚆矢とする生産関数アプローチである。彼らは、employer-employee matched data-set と呼ばれる労働者と企業（または事業所）両方の情報を備えたミクロ・データを用い、労働者の年齢の異質性を考慮して企業の生産関数を推計することで、労働者の年齢階級別の生産性を推計することに成功した。また、同時に賃金プロファイルと生産性を比較す

ることで、Lazear (1979) の議論が成立しているかどうかを確認することも可能となっている。

Hellerstein and Neumark (1995) による分析以降、Andersson et al. (2002)、Crepon et al. (2002)、Dostie (2006)、Haegeland and Klette (1998)、Haltiwanger et al. (1999)、Hellerstein and Neumark (2004)、Hellerstein, Neumark, and Troske (1999)、Ilmakunnas et al. (2004)、Malmberg et al. (2008) といった、似た枠組を用いた多くの研究が行われている。彼らの分析の結果はほとんど共通しており、年齢別生産性は 35-54 歳にピークがくる逆 U 字型となっている。35-54 歳の生産性は 34 歳以下のものに比べて 10%から 20%程度高くなっている。また、賃金プロファイルは生産性よりも傾きが急になっている結果が多く、Lazear (1979) 型のインセンティブ契約が成立している可能性が高い\*2。

同様の研究は、川口ほか(2006) によって日本についても行われている。川口ほか(2006)は、『工業統計調査』(甲表、30 人以上)と『就業構造基本統計調査』をマッチングすることで、employer-employee matched data-set を作成している。彼らの分析結果も先行研究と似たものになっている。産業によってやや結果は異なるものの、潜在経験年数が 20 数年で生産性はピークに達し、以後低下する傾向が見られる。ピーク時の生産性は潜在経験年数 0 年時に比べて 40%ほど高くなっている。一方、賃金の傾きは生産性よりも急になっており、潜在経験年数が 40 年になるまで賃金が下がらない場合が多い。日本においても、Lazear (1979) の議論は成立していると考えられる。

### 3. マクロ・データによる分析

上記の企業・事業所レベルの分析に対して、マクロレベルのデータを用いた分析も注目されている。こうした研究の背景としては、先進国と発展途上国の経済格差に関する議論がある。近年の先進国と発展途上国の収束に関する実証分析によって、単純な新古典派モデルが想定しているような収束が見られないことが確認されている。この原因としては生産性の格差が大きいことが知られており、その要因の一つとして労働力の年齢構成の違いが注目されている。

Feyrer (2007, 2008) は、非産油国の GDP や TFP、就業者の年齢構成割合のデータのパネル・データを用いて、GDP や TFP を年齢構成割合ダミーに回帰することで人口構成の影響を分析している。Werding (2007) も、同様の分析を行っている。彼らの分析でも、40 歳代に生産性のピークが来ており、生産性プロファイルが逆 U 字型になることが確認されている。Feyrer (2007) によると、先進国の特徴は就業者の平均年齢が高いことであり、OECD 諸国と低所得国の生産性格差の四分の一から三分の一ほどを就業者の年齢構成の効果が説明できるとしている。

ミクロ・データを用いた分析との最大の相違点は、年齢構成の定量的な効果である。前節でも述べたように、ミクロ・データによる分析によると、年齢の変化は各労働者の生産性を 10%から 40%ほど上昇させる可能性がある。これは、高生産性の年齢の労働者が 1%増えることで、マクロ全体の生産性が 0.1%から 0.4%上昇することを意味してい

る。これに対して Feyrer (2007, 2008) や Werding (2007) の分析によると、40 歳代の労働人口が 1%増えることでマクロ全体の生産性を 3%も上昇させる可能性がある。

この乖離について、Feyrer (2008) は就業者の年齢構成が持つ外部性を強調している。彼は年齢構成が外部性を持つメカニズムとして二つの候補を上げている。一つ目は、発明が 40 歳代前後に集中して行われることから、イノベーションが持つ外部性が考えられる。しかし、ベビー・ブーマーの動向によってもパテントの動向が大きく変化していないことから、これは説得力に欠けるとされている。

もう一つの候補は、経営者の年齢構成の変化である。ベビー・ブーマーが労働市場に参入し始めると、経験のある経営者が不足するため、能力の低い中高年が経営者に抜擢される可能性がある。その後、ベビー・ブーマーがある程度の経験を積めば、彼らが経営者に参加し始めるため、この問題は解決する。Feyrer (2008) はアメリカの州別データや都市別データを用いてこの仮説を検証しているが、マクロレベルの分析に匹敵するほどの数量的な効果は検出されていない。また、Feyrer (2008) は Mincer (1974) 型の賃金関数を比較対象としているが、マイクロ・データによる分析は企業や事業所の生産性を対象としているため、もし経営者の年齢構成の効果があってもマイクロ・データ分析の結果に現れるはずである。

マクロレベルのデータを用いた分析の問題点としては、生産性から年齢構成への逆の因果性が考えられる。多くの先進国では少子化が進行しているが、これは経済発展の結果だと考えられている。Becker (1960) や Becker and Lewis (1973) は、経済が発展すると親は子供の数よりも質を重視し、出生率が下がる可能性を指摘した。また、経済発展が進むと死亡率が低下する現象も多く見られる。GDP や TFP 成長率に長期的な各国間の違いがある場合や、事前に経済成長が見込まれる場合には、現在の高齢化と現在の経済水準や経済成長率が結果的に相関してしまう可能性がある。この場合には、50 歳以上の労働者の割合と 40 歳代のそれとの GDP や TFP との相関の関係ははっきりしない。Feyrer (2008) によると、操作変数法を用いた場合や被説明変数の TFP をログ階差ではなくログ・レベルにした場合に、50 歳以上の労働者割合の効果と 40 歳代のその差が有意でなくなっており、上記の議論が成立している可能性もある。

#### 【注】

\*1 Becker (1964) によると人的資本論には、Solow (1957) によるソロー残差の分析と、経済発展の要因として教育の重要性が指摘されていたという 2 つの起源がある。

\*2 2003 年以前の研究については、Skirbekk (2003) においてまとめられている。

#### 【参考文献】

川口大司・神林龍・金榮愨・権赫旭・清水谷諭・深尾京司・牧野達治・横山泉(2006),「年功賃金は生産性と乖離しているか」, Hi-Stat DP, no. 189.

Becker, Gary S. (1960), “An Economic Analysis of Fertility,” Demographic and Economic Change in Developed Countries, Princeton University Press, pp. 209–231.

Becker, Gary S. (1964), Human Capital, Columbia Univ. Press.



- Becker, Gary S. and H. Gregg Lewis (1973), "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children," *The Journal of Political Economy*, vol. 81, no. 2, pp.289–288.
- Crepon, Bruno, Nicolas Deniau, and Sebastien Perez-Duarte (2002), "Wages, Productivity and Worker Characteristics," mimeo.
- Feyrer, James (2007), "Demographics and Productivity," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 89, no. 1, pp. 100–109.
- Feyrer, James (2008), "Aggregate Evidence on the Link Between Age Structure and Productivity," In *Population Aging, Human Capital Accumulation, and Productivity Growth* edited by Alexia Prskawetz, David E. Bloom, and Wolfgang Lutz, Population Council: New York.
- Haegeland, Torbjorn and Tor Jacob Klette (1999), "Do Higher Wages Reflect Higher Productivity? Education, Gender and Experience Premiums in a Matched Plant-Worker Data Set," In *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, edited by J. Haltiwanger, J. Lane, J. R. Spletzer, J. Theeuwes, and K. Troske, Amsterdam: North Holland.
- Haltiwanger, J. Lane and J. R. Speletzer (1999), "Productivity Differences Across Employers," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 89, no. 2, pp. 94–98.
- Hellerstein, Judith K. and David Neumark (1995), "Are Earnings Profiles Steeper than Productivity Profiles?" *Journal of Human Resources*, vol. 30, no. 1, pp. 89–112.
- Hellerstein, Judith K. and David Neumark (2004), "Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor." NBER Working Paper, no. 10325.
- Hellerstein, Judith K., David Neumark, and Kenneth R. Troske (1999), "Wages, Productivity, and Worker Characteristics." *Journal of Labor Economics*, vol. 17, no. 3, pp. 409–446.
- Ilmakunnas, Pekka, Mika Maliranta, and Jari Vainiomaki (2004), "The roles of employer and employee characteristics for plant productivity," *Journal of Productivity Analysis*, vol. 21, no. 3, pp. 249–276.
- Lazear, Edward P. (1979), "Why is there Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, vol.86, pp. 1261–84.
- Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- Skirbekk, Vegard (2003), "Age and Individual Productivity," MPIDR working paper 2003–028.
- Solow, Robert M. (1957), "Technical Change and the Aggregate Production Function," *Review of Economics and Statistics*, vol. 39, pp. 312–320.
- Werding, Martin (2007), "Ageing, Productivity and Economic Growth: A Macrolevel Analysis," Ifo Institute for Economic Research & CESifo.

## 第2章 人口と技術進歩に関する実証分析

加藤 久和

### 【要約】

人口規模や高齢化の動向が技術進歩（MFP(多要素生産性)や労働生産性）にどのような影響を与えるかを検証するため、OECD諸国のデータによる国際比較分析を行った。その結果、人口規模が大きい国ほど、あるいは高齢化比率が低い国ほど、MFP上昇率が高まることが見出された。さらに、わが国の時系列データを使い、TFP(全要素生産性)上昇率に対する労働力人口規模や経済開放度の影響を検証した結果、労働力人口の規模と技術進歩上昇率(TFP上昇率)との間に正の長期的な関係（共和分関係）が見出された。この結果をもとに、将来のTFP上昇率に関する推計を行ったところ、長期的にはTFP上昇率は1%程度になるとみられるものの、労働力人口が大幅に減少するシナリオでは、今後10年あまりでTFP上昇率がマイナスとなる可能性も試算された。

### はじめに

わが国は人口減少社会の扉を開け、いまだ人類が経験したことのない高齢化社会を迎えている。人口減少・高齢化はわが国のみならず、多くの先進諸国においても同じような経路を辿ると見られている。こうした人口制約の下で、はたして持続的な成長を維持できるのかという素朴な問いが提出されている。

わが国の経験を踏まえると、1950～60年代の高度成長の時代には大量の若い人口が存在し、また彼らが貯蓄に励んだことなどが経済成長の原動力であったとされる。いわゆる“人口ボーナス”現象であり、人口要因が経済成長にプラスの影響を及ぼしていたのである。今後は、これとはまったく逆の事情から、“人口オーナス”として長期的な経済成長が危惧されている。労働力人口や貯蓄率の視点から経済成長の行方を探ろうとする研究は枚挙に暇がない。供給面から経済成長を捉え、単純な成長会計を前提とすれば第三の要因としての技術進歩があるが、はたして人口動向は技術進歩にいかなる影響を与えているのだろうか。これを実証的に検討することが本稿の目的である。

技術進歩は、技術革新の成果や投下される資本・労働の質の向上によって実現される。技術進歩の上昇は、短期的には生産性の向上として現れ、長期的にはイノベーションとして具現化される。短期的な生産性の向上と長期的な技術革新には異なる要素が多く、また歴史的な要因も複雑に関与しており、両者を理論面・実証面から厳格に

区別することは困難である。しかし、一般的な生産性の向上に関してみれば（これを技術進歩とみなすならば）、人口要因がいかに関与しているかについての理論設定も可能である。本稿では、こうした議論に関して、短期的な生産性向上を技術進歩とみなして、近年の技術進歩の動向と人口や労働力人口との関係の検証を行うものである。

## 1. 人口成長と技術進歩の関係を巡って

### (1) 人口減少社会と技術進歩

#### (人口減少と技術進歩の関係に関する実証分析のサーベイ)

総人口もしくは人口増加率が技術進歩(生産性向上)と正の関係を持つのであれば、わが国をはじめいくつかの先進諸国では、今後総人口の減少が見込まれ、したがって技術進歩率の低下をもたらすことになる。とりわけ、人口減少の速度や規模が他の先進諸国に比べ相対的に大きいとされるわが国では、経済成長の持続可能性を揺るがす問題となる<sup>\*1</sup>。こうした問題意識は1990年代の半ばから取りあげられており、さまざまな先行研究もある。ここでは、その簡単なサーベイを示しておきたい。

経済企画庁(1995)では、技術進歩と労働力人口の関係を、以下の三つの効果に整理している。第一は規模の経済喪失効果で、労働力人口増加率が低下することにより集団的な力が低下するというものである。第二は創造性喪失効果として、労働力人口の減少とこれに伴う若年労働力の減少により、若年層が持つ創造性や積極性が全体として乏しくなるという影響である。第三は労働節約促進効果であり、技術進歩を含め労働力以外の生産要素を相対的に多く用いざるを得なくなり、その結果として技術進歩が促進されるというものである。以上を踏まえると、労働節約促進効果が規模の経済喪失効果と創造性喪失効果を上回れば、労働力人口の増加率が低下するほど生産性上昇率は高まるが、逆に労働節約促進効果の影響が小さければ、労働力人口増加率と生産性上昇率は正の相関を持つことになる。実証分析ではクロスカントリー・データを用いて両者の関係を計測しているが、労働力人口増加率が低下するほど生産性上昇率が高まると結論している。

その後、同様な計測も数多くなされている。八代(1999)では、先進8ヶ国の1980-91年における労働供給増加率とTFP上昇率の関係を計測し、両者に負の関係があることを示している。労働省(2000)では、日本を含む先進10ヶ国における両者の関係を計測し(1975-94年の平均値を利用)、労働力人口増加率とTFP上昇率の間に負の有意な関係を見出している。さらに、内閣府(2003)では、1981-2000年におけるOECD諸国のデータを用いたクロスカントリー分析を行い、就業者数増加率とTFP上昇率の間には緩やかな負の相関関係があると結論している。

一方、小黒・森下(2008)は人口規模と技術進歩の間の理論的な関係を詳細に分析した後、先進5ヶ国のパネル・データを用いて、TFP上昇率と総人口の間には正の関係があるとしている。この研究は、上記と異なり労働力人口増加率ではなく人口規模そのものを説明変数としている。

## (2) 実証分析のための理論設定

(人口規模が多いほど技術進歩が促される)

TFP 上昇率と人口規模との関係を検証するための理論モデルとして、以下のような仮説を提示する\*2。その骨子は Kuznetz(1960)や Simon(1977)などによる、「人口が多いほど潜在的なイノベータが多く、かつ多くの人口は知的交流を高め、専門性・分業を進め、これが技術進歩性を高める」とする見方である。同様に、Aghion and Howitt(1992)、Grossman and Helpman(1991)なども人口規模の増加とそれに伴う市場規模の拡大は研究開発のアウトプットを促進し、技術進歩につながるとした。その一方、人口の多いことは努力の重複をもたらすなど、技術進歩の効率性を損なう可能性があることも指摘している。

労働力人口を  $L$  とし、労働力のうち技術開発に携わる部分を  $L_A$ 、生産に従事する部分を  $L_Y$  とする。したがって、

$$L = L_Y + L_A \quad (1)$$

となる。 $L_A = L_A / L$  とすれば、生産活動に従事する労働力人口は

$$L_Y = (1 - \gamma_A)L \quad (2)$$

である。単純な生産関数を  $Y = AL_Y$  と仮定し ( $A$  は生産性)、一人当たり output を  $y$  とすると

$$y = A(1 - \gamma_A) \quad (3)$$

となる。

技術進歩率は労働力のうち技術開発に従事する人口が多いほど速くなると仮定し、また技術開発のための“コスト”を  $\mu$  とすると、次式のような関係が仮定される。

$$\dot{A} / A = L_A / \mu \quad (4)$$

ここで  $\mu$  は一定の技術進歩率を得るために必要な  $L_A$  の人口を与えるパラメータである。例えば、高齢化が進み、人口の中で新たな発想をもたらす集団が相対的に減少すれば  $\mu$  は上昇し、技術進歩率は低下すると考えられる。

上の式を書きなおすと  $\dot{A} = (\gamma_A / \mu)L$  であり、 $\gamma_A$  がコンスタントであると仮定すると  $\dot{y} = \dot{A}$  から

$$\dot{y} = \dot{A} = (\gamma_A / \mu)L \quad (5)$$

となる。

これから、人口総数が多いほど労働力人口も多く、技術進歩率も高くなる。ただし、高齢化などにより技術開発のコストが高まれば技術進歩率は低下する。

ただし、この事実が過去の歴史的事実を述べているとは限らない。すなわち人口が多い国ほど一人当たり所得が高いということは必ずしも言えない。その背景には技術の伝播があり、他国からの技術導入が進みやすいほど技術進歩率は高くなる。実証分析では他国からの技術の導入の代理指標を説明変数として組み込む必要も考えられる。

以下では、ここで示した人口と技術進歩（生産性）上昇率の関係の検証を行う。最

初に OECD 諸国のパネル・データを用いた分析を行い、その後、わが国の時系列データを用いた計測結果を紹介する\*3。

## 2. OECD パネル・データによる実証分析

OECD パネル・データを用いて、人口規模や人口増加率と生産性上昇率(MFP 上昇率)との関係を検証する。最初にデータの概要等を示し、その後実証分析の結果を紹介する。

### (1) データ

#### ■データの出所

##### (OECD データの活用と MFP の定義)

実証分析では OECD が公表している MFP (多要素生産性) を用いる。OECD の MFP は、2007 年に公表されたデータベース” MFP based on Harmonized Price Indices for ICT Capital Goods, Capital Input, Cost Shares, Total factor Input”を利用した。このデータベースには、OECD 加盟 19 ヶ国に関して MFP を 1985 年から 2007 年にかけて計測した結果が掲載されている。ただし、このデータベースには欠落した年次やこの期間に新たに OECD に加盟した国もあり、19 ヶ国のバランスしたパネル・データとなっていない\*4。

MFP は、アウトプット (Q) の変化率とインプットの変化率 (X) との差として定義される。具体的には(6)式で定義される。

$$\ln(MFP_t / MFP_{t-1}) = \ln(Q_t / Q_{t-1}) - \ln(X_t / X_{t-1}) \quad (6)$$

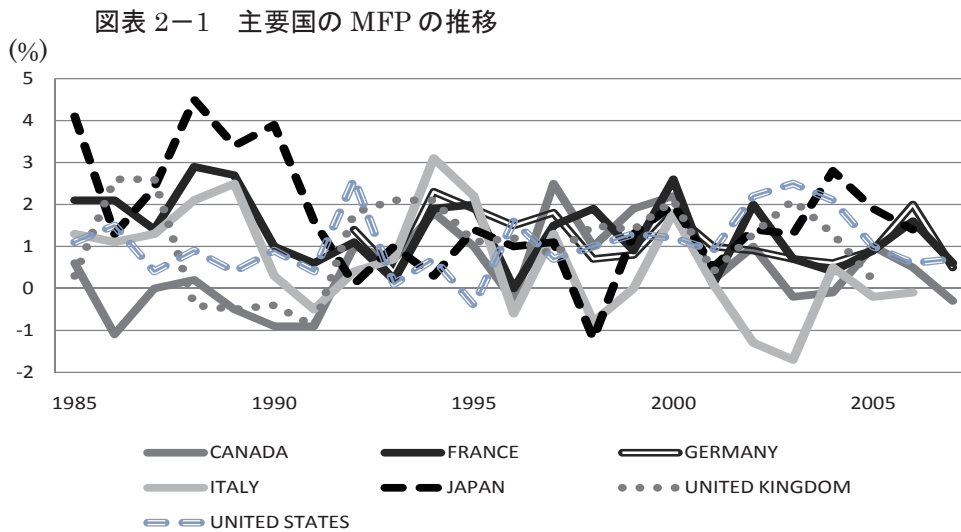
ここで、アウトプットの指標は OECD Annual National Accounts による実質国内総生産であり、インプットは労働力と 7 種類に分類された資本ストックである。一般的な TFP(全要素生産性)との違いは、資本ストックを 7 分類にしていることにある\*5。

以下の実証分析では MFP に加え、OECD が提供するデータベースをもとに作成した労働生産性の指標も併せて使用する。労働生産性は、労働投入量単当たりの GDP 水準であり、その増加率を計算して MFP に代替する技術進歩の指標とした。これは OECD の” Annual National Accounts”で公表される各国の GDP をもとに、同じく OECD の” Labour Force Statistics”から労働力人口を求めて計算したものである。労働生産性は OECD 加盟国のうち 29 ヶ国について計測されているが、一部欠落しているものもあり、MFP 同様バランスしたパネル・データにはならない\*6。また、総人口や 65 歳以上人口比率などのデータに関しても OECD の” Labour Force Statistics”から得たものである。なお、労働力人口や総人口を用いる場合は対数に変換をしている。

## ■ MFP の各国比較

(MFP の各国比較では日本が最も高かった)

図表 2-1 は、主要 7ヶ国 (カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、日本、イギリス、アメリカ) を対象として MFP の推移を示したものである。計測されている期間を平均して、7ヶ国の中で最も TFP の上昇率が高かったのは日本(1985-2006年)の 1.70%、次いでフランス (1985-2007年) 1.36%、ドイツ (1992-2007年) 1.20%などであり、カナダ (1985-2007年) が 0.49%と MFP の増加率は最も低かった。なお、アメリカ (1985-2007年) は 1.06%であった。



出所：OECD (2007)

## (2) 実証分析の結果

OECD のパネル・データを用いて、前章で示した仮説の検証を行う。

### ■MFP に関する実証分析の結果①

(OECD19ヶ国ケースでの実証分析では人口と技術進歩には正の関係がある)

OECD19ヶ国を対象に、技術進歩の代理変数としての MFP 上昇率に関するパネル回帰の結果を示したものが図表 2-2 である。説明変数としては前章 2.節で示した理論設定から総人口を軸として、高齢化比率、経済開放度および人口増加率を採用した。このうち高齢化比率は技術開発のコストの代理変数であり、総人口に占める 65 歳以上人口の割合とした。また、経済開放度は他国との技術交流を表す代理変数であり、輸出と輸入の合計額が GDP に占める比率である。

推定に関してはプーリング・モデルと変量効果モデルを用いている\*7。ケース(1-1)では MFP を総人口の上にプーリング回帰し、またケース(1-2)では同様に変量効果モデルで推定を行っているが、推定されたパラメータはそれぞれ  $-0.288$ 、 $-0.254$  と負で有意な値となり、上記仮説は支持されない結果であった。さらに、高齢化比率を加えたケース(2-1)、(2-2)においても総人口のパラメータは  $-0.163$ 、 $-0.037$  と負と

なり、かつ有意な結果が得られていない。なお、高齢化比率は-0.06、-0.095 と負の値をとり、想定どおりの結果であった。

図表 2-2 MFP 上昇率に対する人口などの影響—OECD19ヶ国の効果

モデル	(1-1)	(1-2)	(2-1)	(2-2)	(3-1)	(3-2)	(4-1)	(4-2)	(5-1)	(5-2)
	OECD 19ヶ国									
	プール	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果
定数項	2.410 (0.55)	2.229 (1.29)	2.651 (4.69)	2.550 (1.89)	-0.080 (-0.09)	-0.601 (-0.38)	1.326 (12.6)	1.326 (7.01)	0.377 (0.82)	-0.591 (-0.36)
総人口	<b>-0.288</b> (-2.27)	<b>-0.254</b> (-0.851)	<b>-0.163</b> (-1.18)	<b>-0.037</b> (-0.12)	<b>0.398</b> (2.196)	<b>0.582</b> (1.613)			<b>0.423</b> (2.36)	<b>0.661</b> (1.81)
高齢化比率			-0.060 (-2.29)	-0.095 (-2.40)	-0.097 (-3.61)	-0.133 (-3.26)			-0.121 (-4.36)	-0.148 (-3.61)
経済開放度					1.192 (4.56)	1.450 (3.25)			1.177 (4.55)	1.609 (3.58)
人口増加率							-0.262 (-2.03)	-0.316 (-2.06)	-0.404 (-3.01)	-0.416 (-2.66)
R <sup>2</sup>	0.010	0.002	0.012	0.017	0.081	0.038	0.011	0.012	0.105	0.065
s.e.	1.334	1.184	1.180	1.180	1.302	1.169	1.336	1.177	1.287	1.158
サンプル数	369	369	361	361	357	357	369	369	357	357

注 1)被説明変数は MFP である。

2)括弧内は t 値である。

3)データベースには欠損値がある、不完備パネルである。

4)推定期間は 1985-2007 年である。

MFP の決定要因を考慮すると、説明変数の選択において十分なコントロールがなされていない可能性がある。そこで、ケース(3-1)、(3-2)では経済開放度を説明変数に加えて推定を行った\*8。プーリング・モデルによるケース(3-1)では総人口のパラメータは 0.398 と正の値となり、また p 値は 0.03 と有意であった。変量効果モデルであるケース(3-2)においても総人口のパラメータ 0.582 と正の値をとっている。ただし、p 値は 0.107 と有意な結果とはならなかった。一方、ケース(3-2)における高齢化比率は-0.133、また経済開放度は 1.450 でありいずれも有意であった。このことから、総人口、高齢化比率、経済開放度に関しては、いずれも上記の仮説を支持する結果が得られたと考えることができる。

ケース(4-1)、(4-2)は MFP を人口増加率で説明したケースである。1.2 では、技術進歩率と人口増加率の間には正の関係があるとしたが、推定結果を見るとケース(4-1)では-0.262、(4-2)では-0.316 といずれも負で有意な値をとっており、仮説は支持されない結果となった。

最後にケース(5-1)、(5-2)は以上の説明変数をすべて加えて推定した結果である。プーリング回帰を行ったケース(5-1)では総人口のパラメータは 0.423 と正であり、p 値も 0.019 と有意であった。変量効果モデルで推定したケース(5-2)においても総人口のパラメータは 0.661 と正の値をとっている。その他、ケース(5-2)では高齢化比率は-0.148、経済開放度は 1.609 と想定どおりの符号条件が得られ、また人口増加率は-0.416 と有意な負の値が推定された。

## ■MFPに関する実証分析の結果②

### (G10 諸国ケースでの実証分析でも人口と技術進歩には正の関係がある)

これまでの結果は MFP が計測された OECD19 ヶ国を対象としたものであるが、この中から経済規模の大きな 10 ヶ国（カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、日本、スペイン、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカ）を選んで同様の推定を行った結果が図表 2-3 である\*9。

図表 2-3 MFP 上昇率に対する人口などの影響—G10 の結果

モデル	(6-1)	(6-2)	(7-1)	(7-2)	(8-1)	(8-2)	(9-1)	(9-2)	(10-1)	(10-2)
	OECD Large10カ国									
	プール	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果	プール	変量効果
定数項	-0.766 (-0.97)	-0.945 (-0.65)	-0.786 (-1.00)	-1.150 (-0.74)	-3.127 (-1.89)	-7.628 (-3.30)	1.189 (9.97)	1.117 (6.25)	-4.009 (-2.51)	-6.202 (-3.22)
総人口	<b>0.370</b> (2.20)	<b>0.406</b> (1.31)	<b>0.549</b> (2.95)	<b>0.753</b> (2.15)	<b>0.984</b> (3.04)	<b>1.979</b> (4.14)			<b>1.374</b> (4.25)	<b>1.773</b> (4.51)
高齢化比率			-0.061 (-2.19)	-0.104 (-2.89)	-0.076 (-2.64)	-0.165 (-4.22)			-0.132 (-4.33)	-0.153 (-4.38)
経済開放度					1.038 (1.58)	3.005 (3.81)			1.514 (2.37)	2.456 (3.40)
人口増加率							-0.403 (-2.41)	-0.309 (-1.49)	-0.754 (-4.25)	-0.552 (-2.89)
R <sup>2</sup>	0.020	0.010	0.046	0.046	0.061	0.097	0.028	0.011	0.140	0.124
s.e.	1.083	1.026	1.072	1.005	1.069	0.974	1.080	1.026	1.025	0.986
サンプル数	203	203	203	203	201	201	203	203	201	201

注 1)被説明変数は MFP である。

2)括弧内は t 値である。

3)データベースには欠損値がある、不完備パネルである。

4)推定期間は 1985-2007 年である。

MFP に対して総人口のみを説明変数としたケース(6-1)、(6-2)では、図表 2-2 の結果と異なり、いずれも正の値が得られている。プーリング回帰を行ったケース(6-1)では総人口のパラメータは 0.370 であり p 値は 0.029 と 5%水準で有意であった。しかし、変量効果モデルによるケース(6-2)では 0.406 と正の値を得たが p 値は 0.193 と有意な結果とはならなかった。

ケース(7-1)、(7-2)は高齢化比率を含めたものであり、総人口のパラメータはそれぞれ 0.549、0.753 と正の値をとり、かつ両者とも 5%水準で有意であった。なお、高齢化比率はそれぞれ -0.061、-0.104 と負の値が計測されている。ケース(8-1)、(8-2)は以上に経済開放度を加えた結果である。総人口に対するパラメータはいずれも正であり、高齢化比率は負、また経済開放度は正のパラメータが得られ、仮説は支持される結果となっている。

ケース(9-1)と(9-2)は MFP を人口増加率で説明した結果であるが、図表 2-2 の結果と同様に負の値が得られ、理論モデルで示した仮説 3 は支持されない結果となっている。ケース(10-1)と(10-2)は以上の変数をすべて加えて推定を行ったものである。総人口のパラメータはそれぞれ 1.374、1.773 と正の値をとり、かつ有意であった。

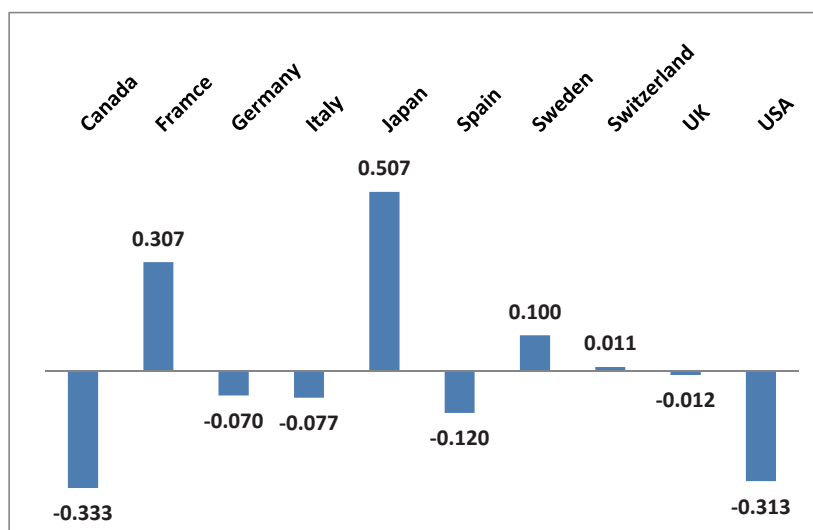
以上の結果を踏まえると、MFP に対して総人口はおおむね正のパラメータを有しており、その結果、第 1 章 2 節で示した人口規模と技術進歩の正の関係が確認されたことになる。すなわち、Kuznetz(1960)や Aghion and Howitt(1992)などの見方が支持さ



れるということになる。

なお、図表 2-4 は図表 2-3 のケース(10-2)の推定結果をもとに、10ヶ国のクロスセクション効果の大きさを比較したものである。クロスセクション効果が最も大きかったのは日本で 0.507 であり、次いでフランスが 0.307、スウェーデンが 0.100、スイスが 0.01 であった。

図表 2-4 クロスセクション効果 (10-2) ケース



### ■MFPに関する実証分析の結果③

(労働力人口と技術進歩の間にも正の関係がある)

以上の結果は MFP の説明変数として総人口と人口増加率を用いたものであるが、労働力人口とその増加率に置き換えた場合はどうであろうか\*10。その結果を示したものが図表 2-5 である。なお、すべて変量効果モデルによって推定を行った。

OECD19ヶ国を対象とした場合、MFP の説明変数が労働力人口および労働力人口と高齢化比率のみのケースでは、図表 2-2 と同様に労働力人口のパラメータは負の値となっている (ケース(1-3)、(2-3))。しかしこれに経済開放度を加えたケース(3-3)と(5-3)ではそれぞれ 0.427、0.490 と正の値が得られている。ただし、いずれも有意な結果となっていない。経済開放度に関してはそれぞれ 1.353、1.501 と正でかつ有

図表 2-5 MFP 上昇率に対する労働力人口などの影響

	(1-3)	(2-3)	(3-3)	(5-3)	(6-3)	(7-3)	(8-3)	(10-3)
	OECD 19カ国				OECD Large10カ国			
定数項	2.586 (2.17)	2.967 (2.38)	0.186 (0.123)	-0.026 (-0.02)	-0.681 (-0.49)	-0.701 (-0.48)	-6.269 (-2.88)	-6.077 (-3.20)
労働力人口	<b>-0.364</b> (-1.23)	<b>-0.159</b> (-0.49)	<b>0.427</b> (1.186)	<b>0.490</b> (1.307)	<b>0.374</b> (1.19)	<b>0.689</b> (1.94)	<b>1.809</b> (3.77)	<b>1.744</b> (4.24)
高齢化比率		-0.091 (-2.30)	-0.126 (-3.13)	-0.132 (-3.22)		-0.099 (-2.74)	-0.152 (-4.02)	-0.130 (-3.85)
経済開放度			1.353 (3.06)	1.501 (3.21)			2.738 (3.55)	2.559 (3.45)
労働力人口増加率				-0.066 (-1.04)				-0.146 (-1.92)
R <sup>2</sup>	0.004	0.018	0.042	0.045	0.007	0.042	0.097	0.096
s.e.	1.183	1.179	1.170	1.168	1.028	1.008	0.981	0.998
サンプル数	369	361	357	357	203	203	201	201

注 1)すべて変量効果モデルによる推定である。

2)被説明変数は MFP である。

3)括弧内は t 値である。

4)データベースには欠損値がある、不完備パネルである。

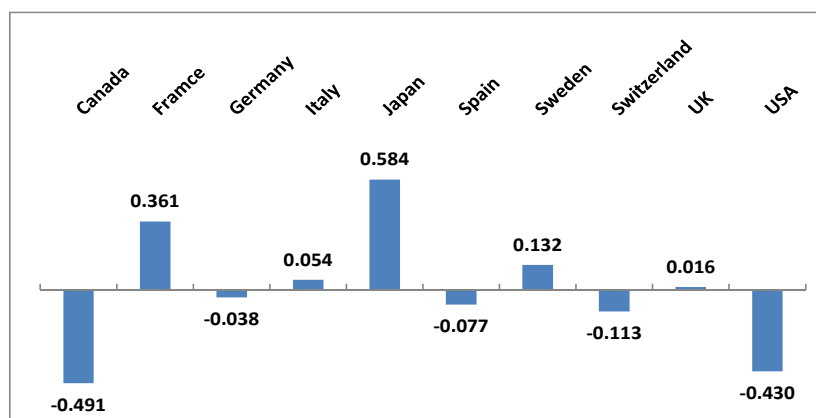
5)推定期間は 1985-2007 年である。

意な値が得られ、ケース(5-3)に加えた労働力人口増加率は-0.066 と負の値が計測された。

規模の大きな 10 ヶ国を対象とした推定ではすべてのケースにおいて労働力人口のパラメータは正の値となっている。ケース(8-3)では総人口の係数は 1.809 であり、かつ有意な値であった。また、高齢化比率は-0.152 と負、経済開放度は 2.738 と正であり、いずれも有意な値が得られた。ケース(10-3)はこれに労働力人口増加率を加えた推定であるが、そのパラメータは-0.146 と負であった。労働力人口増加率以外の説明変数に関しては、ケース(8-3)とほとんど違いはない。

図表 2-6 は図表 2-4 と同様に、ケース(10-3)に関して 10 ヶ国のクロスセクション効果の大きさを示したものである。最もクロスセクション効果が大きかったのは同じく日本で 0.584、次いでフランス 0.361、スウェーデン 0.132 と続いている。

図表 2-6 クロスセクション効果 (10-3) ケース



## ■労働生産性に関する実証分析の結果

(MFP 上昇率を労働生産性に置き換えても同様な結論となる)

以上の分析は MFP 上昇率を被説明変数としてきたものであるが、生産性の定義を変更して労働生産性を対象とした場合についても計測を試みている。図表 2-7 はその結果を整理したものである。

OECD19ヶ国を対象に総人口で労働生産性を説明した結果、ケース(1-4)とケース(2-4)では労働力人口のパラメータは負となり、また有意ではなかった。さらに高齢化比率や経済開放度を加えて推定したケース(3-4)、ケース(5-4)では労働力人口の係数は正となったものの有意ではなく、上記仮説を支持する結果を得ることはできなかった。

一方、経済規模の大きな 10ヶ国を対象とした場合についてはおおむね上記仮説を支持する結果が得られている。ケース(7-4)では労働力人口と高齢化比率を説明変数としているが、その推定されたパラメータはそれぞれ 0.989、-0.145 であり、いずれも有意であった。労働力人口の規模は労働生産性に対して正の関係を有していることになる。ケース(8-4)ではこれに経済開放度を、またケース(10-4)ではさらに労働力人口増加率を加えている。労働力人口に対する推定されたパラメータはそれぞれ 1.413、1.924 と正で有意なものとなっている。

図表 2-7 労働生産性に対する労働力人口などの影響

	(1-4)	(2-4)	(3-4)	(5-4)	(6-4)	(7-4)	(8-4)	(10-4)
	OECD 19カ国				OECD Large10カ国			
定数項	3.214 (2.58)	4.059 (3.09)	3.230 (2.17)	3.300 (2.26)	-0.514 (-0.31)	-0.621 (-0.34)	-2.543 (-0.96)	-4.627 (-1.94)
労働力人口	<b>-0.249</b> (-0.78)	<b>-0.161</b> (-0.49)	<b>0.002</b> (0.01)	<b>0.040</b> (0.117)	<b>0.510</b> (1.341)	<b>0.989</b> (2.26)	<b>1.413</b> (2.37)	<b>1.924</b> (3.59)
高齢化比率		-0.095 (-2.22)	-0.105 (-2.37)	-0.122 (-2.78)		-0.145 (-3.55)	-0.174 (-3.69)	-0.203 (-4.72)
経済開放度			0.396 -1.010	0.700 (1.79)			0.923 (1.01)	2.108 (2.48)
労働力人口増加率				-0.236 (-4.92)				-0.429 (-5.93)
R <sup>2</sup>	0.001	0.009	0.011	0.051	0.008	0.059	0.064	0.187
s.e.	1.732	1.739	1.750	1.713	1.255	1.220	1.224	1.133
サンプル数	611	611	578	577	230	224	220	219

注 1)すべて変量効果モデルによる推定である。

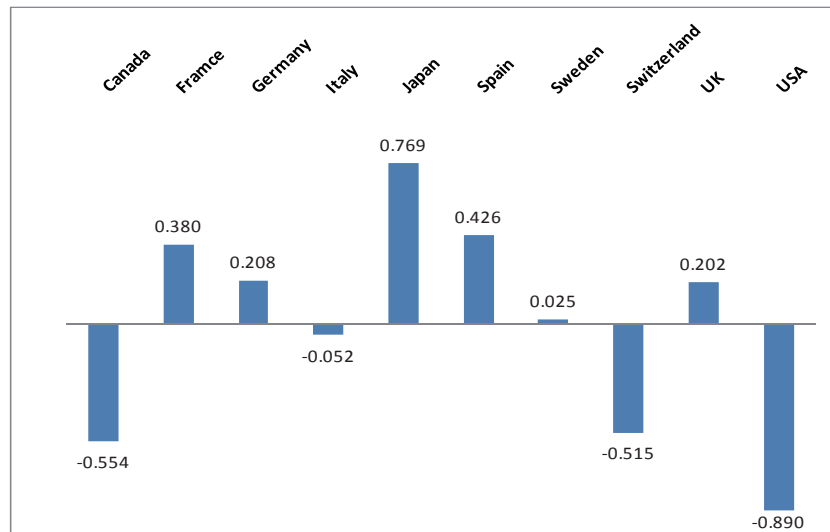
2)被説明変数は労働生産性である。

3)括弧内は t 値である。

4)データベースには欠損値がある、不完備パネルである。

5)推定期間は 1985-2007 年である。

図表 2-8 クロスセクション効果 (10-4) ケース



図表 2-8 はケース(10-4)の推定結果を用いた場合のクロスセクション効果を示したものである。これによるとクロスセクション効果が最も大きかったのはやはり日本であり 0.769 であった。次いで、スペイン 0.426、フランス 0.380 などとなっている。

以上を整理すると、1.2 で示した理論設定にあるような、先進国を対象とした場合には、技術進歩と人口規模の間には正の関係があることがうかがわれる。すなわち、人口規模が大きいほど市場規模は大きく、知的交流も活発であり、また潜在的なイノベーターが多いなどといったクズネッツらによる仮説が支持されるということである。また、技術進歩のコストとされる高齢化比率は負の効果を、技術の伝播の代理変数である経済開放度は正の効果を技術進歩に対して有していることも、おおむね認められる結果が得られた。

### 3. わが国の時系列データからの検証

先進国のパネル・データによる検証では、人口規模と技術進歩との間に正の関係が見られたが、わが国を対象とした場合にはこの結果は修正されることはなのだろうか。以下では、わが国の時系列データを対象として検証を行うこととしたい。

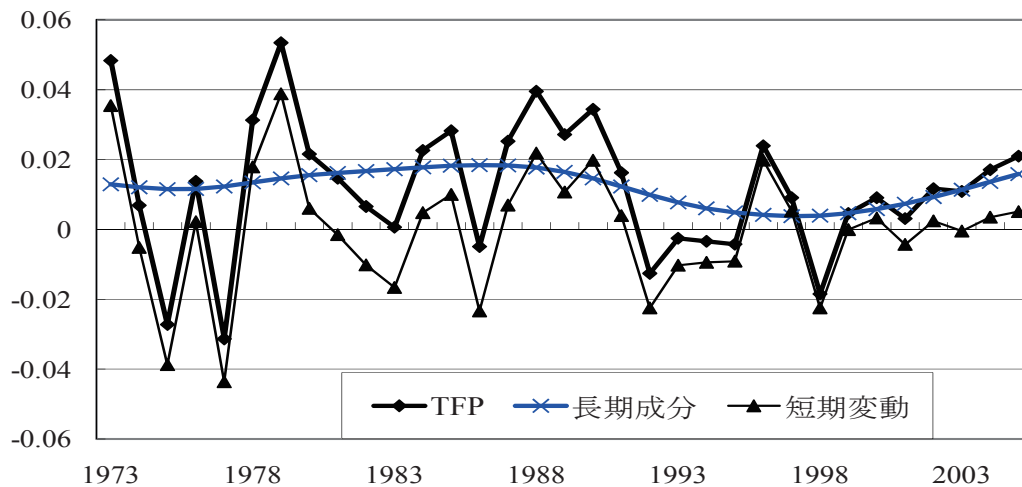
#### (1) データ

##### ■ JIP データベースの TFP 上昇率

##### (JIP データによる TFP 上昇率の推移と特徴)

以下では、技術進歩の代理変数として JIP データベースにあるマクロ経済全体の TFP 上昇率を利用した\*11。JIP データベース 2008 年版の TFP 上昇率は 1973~2005 年まで公表されており、サンプル数は 33 となる。

図表 2-9 JIP データの TFP 上昇率の推移と成分の分析 (HP フィルター)



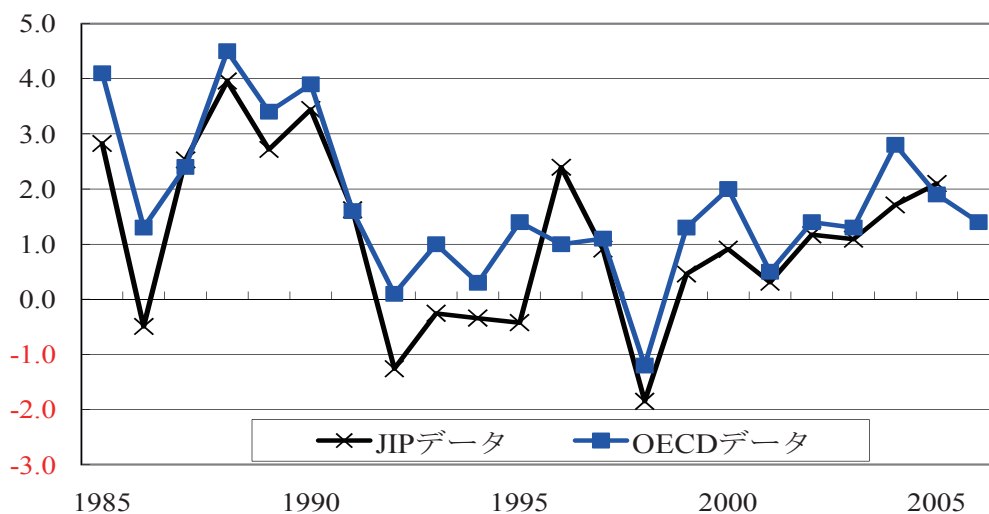
図表 2-9 は TFP 上昇率の推移とこれを HP フィルターによって長期成分と短期的変動に分解した結果を示したものである。長期成分の推移を見ると 1973 年から 1980 年代後半までは 2% 近い水準で安定的に推移していたが、1990 年代になると急速に低下し、90 年代後半では 0% 近辺まで落ち込み、その後 2000 年代に入ると再び上昇している。

### ■使用する変数と単位根検定

(使用する変数の定常性の検証)

図表 2-10 は 1985 年以降の JIP データベースの TFP 上昇率と 2. で使用した OECD の MFP 上昇率の推移を比較したものである。両者にはやや乖離があるものの、上昇局面と低下局面はほぼ共通であり、大きな違いは見られない。

図表 2-10 JIP データと OECD データの比較



1. (2) で提示した理論設定に基づき、わが国の時系列データから TFP 上昇率(TFP) に対する労働力人口(LG)の影響を検証する\*12。なお、コントロール変数として経済開放度(ROP)を使用する。この三つの変数の定常性を確認するため単位根検定を行った結果を示したものが図表 2-11 である。ちなみに、これらの変数のほかに 39 歳以下労働力人口（規模および労働力人口全体に対する比率）等の年齢効果に関する変数を加えたが、いずれも有意な結果を得ることはできなかった。

単位根検定では ADF 検定、DF-GLS 検定、および Ng-Perron 検定を行った。TFP 上昇率に関してはやや曖昧な結果はあるものの、三変数ともに単位根があるという帰無仮説を棄却できない\*13。この結果を踏まえ、以下では、三変数間の共和分関係を探り、共和分が存在する場合にはベクトル誤差修正モデルを推定して三者間の関係を探ることとしたい。

図表 2-11 単位根検定

<b>推定式: 定数項のみ</b>			
	ADF	DF-GLS	Ng-Perron
TFP	-2.571	-1.842	-0.929
lag次数	l=4	l=4	l=4
cv(5%)	-2.972	-1.953	-1.980
LG	-2.339	-0.789	-1.061
lag次数	l=1	l=2	l=2
cv(5%)	-2.954	-1.951	-1.980
ROP	-1.553	-1.487	-1.388
lag次数	l=0	l=0	l=0
cv(5%)	-2.954	-1.951	-1.980

<b>推定式: 定数項+タイムトレンド</b>			
	ADF	DF-GLS	Ng-Perron
TFP	-3.487	-3.929	-4.305
lag次数	l=4	l=4	l=4
cv(5%)	-3.581	-3.190	-2.910
LG	1.557	-0.850	-2.611
lag次数	l=0	l=1	l=1
cv(5%)	-3.553	-3.190	-2.910
ROP	-1.494	-1.597	-1.338
lag次数	l=0	l=0	l=0
cv(5%)	-3.553	-3.190	-2.910

注：ラグ次数の決定は Schwarz 情報量基準による。

検定期間は 1973～2005 である。

## (2) 共和分方程式の推定とインパルス応答関数

### ■共和分方程式の推定

(共和分関係の存在が棄却できず、人口と TFP 上昇率には正の関係がある)

TFP 上昇率、労働力人口の間の共和分関係、またこれに経済開放度を加えた三変数間の共和分関係が存在するかどうかを確認するため、ヨハンセンの共和分検定を行った。その結果を示したものが図表 2-12 である。

図表 2-12 の結果を見ると二変数のケース ((TFP 上昇率、LG)の組み合わせ) ではトレース検定における検定統計量は 20.99 であり、共和分がないとする帰無仮説を棄却する。しかしながら最大固有値検定では帰無仮説を棄却できていない。また、三変数のケース ((TFP 上昇率、LG、ROP)の組み合わせ) においてもトレース検定の検定統計量は 36.41 と共和分の存在を示すものの、最大固有値検定では同様に帰無仮説を棄却できなかった。以上の結果、やや曖昧な点は残るものの、それぞれのケースにおいて共和分関係が認められると考える。

共和分の存在を前提として、最尤法により共和分方程式の推定を行った結果が(7)、(8)式である (括弧内は t 値である)。

$$TFP = -1.254 + 0.113 \times LG \quad (7)$$

(-1.90) (1.89)

$$TFP = -2.762 + 0.240 \times LG + 0.469 \times ROP \quad (8)$$

(-3.32) (3.29) (3.22)

(7)、(8)式とも TFP 上昇率に対する労働力人口の影響は正であり、労働力人口規模は TFP 上昇率と正の関係を持つことになる。また経済開放度についても TFP 上昇率に対して正の効果を持ち、OECD パネル・データを用いた分析と整合的な結果が得られた。

図表 2-12 ヨハンセンの最尤法による共和分検定

<b>(TFP, LG)</b>						
共和分ベクトルの数	固有値	トレース	5% C.V.	最大固有値	5% C.V.	
0	0.308	<b>20.99</b>	20.26	<b>11.04</b>	15.89	
1	0.282	<b>9.95</b>	9.17	<b>9.95</b>	9.17	
<b>(TFP, LG, ROP)</b>						
共和分ベクトルの数	固有値	トレース	5% C.V.	最大固有値	5% C.V.	
0	0.482	<b>36.41</b>	35.19	<b>19.75</b>	22.30	
1	0.350	<b>16.66</b>	20.26	<b>12.93</b>	15.89	
2	0.117	<b>3.73</b>	9.16	<b>3.73</b>	9.16	

注：ラグ次数 (最尤法に用いた VAR の階差次数) はいずれも 2 である。

### ■インパルス応答関数の計測

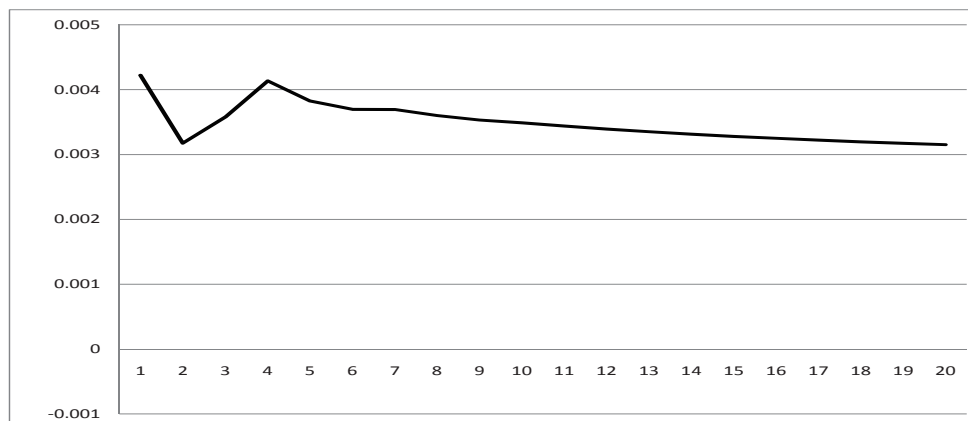
(人口に対するショックは TFP 上昇率を上昇させる)

上記の(7)、(8)式の共和分方程式をもとに、ベクトル誤差修正モデル (VEC モデル) を推定し、その結果からインパルス応答関数を計測した結果が図表 3-5、3-6 である。なおこの計測にあたっては、変数の並び順に影響されない一般化インパルス応答関数を求めている。

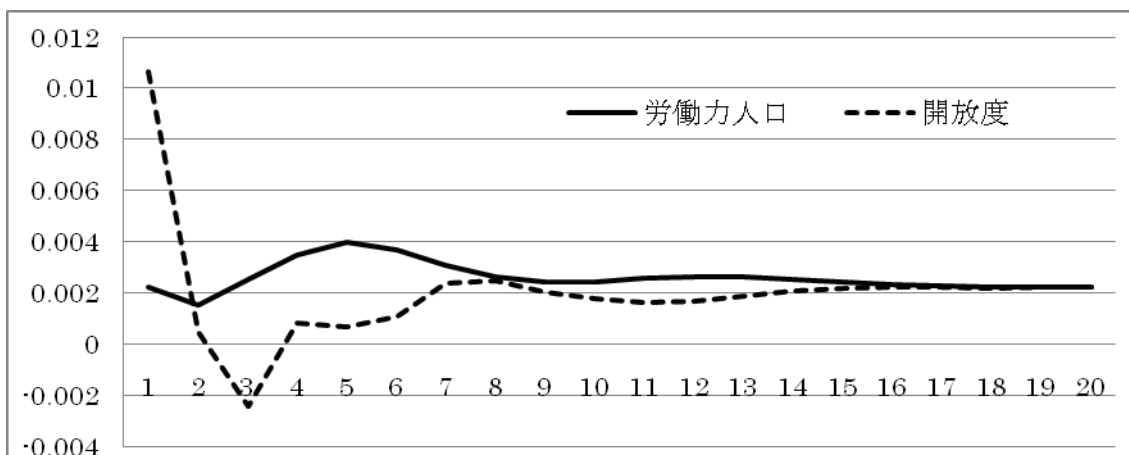
図表 2-13 は二変数の VEC モデルをもとに、労働力人口へのショックが TFP 上昇率に与える影響を示したものであり、図表 3-6 は三変数の VEC モデルから、労働力人口および経済開放度へのショックが TFP 上昇率に及ぼす影響を計測した結果である。いずれの場合においても労働力人口へのショックは TFP 上昇率に正の効果をもたらしている。また、図表 3-6 から経済開放度に対するショックは TFP 上昇率に対して、3 期目に負のインパクトがあるものの総じて正の効果を示している。

以上を踏まえると、わが国の時系列データをもとに、技術進歩（TFP 上昇率）に対する人口（労働力人口）規模の効果を見ると正の関係が見出される。このことは「労働力人口が多いほど技術進歩率も高くなる」という仮説を支持する証左であると考えることができる。

図表 2-13 TFP 上昇率のインパルス応答（二変数 VEC）



図表 2-14 TFP 上昇率のインパルス応答（三変数 VEC）



### （3）将来予測の試み

（マクロ全体では TFP の成長率は 1% 程度か）

わが国の総人口は減少局面に入り、労働力人口もまた今後大きく減少することが予測されている。雇用政策研究会(2007)によれば現在（2008 年）の労働力人口 6,650 万人は、女性や高齢者などの労働市場への参加が進展しない場合には 2030 年には 5,584 万人にまで減少すると見込んでいる。また、女性や高齢者の労働市場への参入が進む場合においても 2030 年の労働力人口は 6,180 万人にまで減少するとしている。

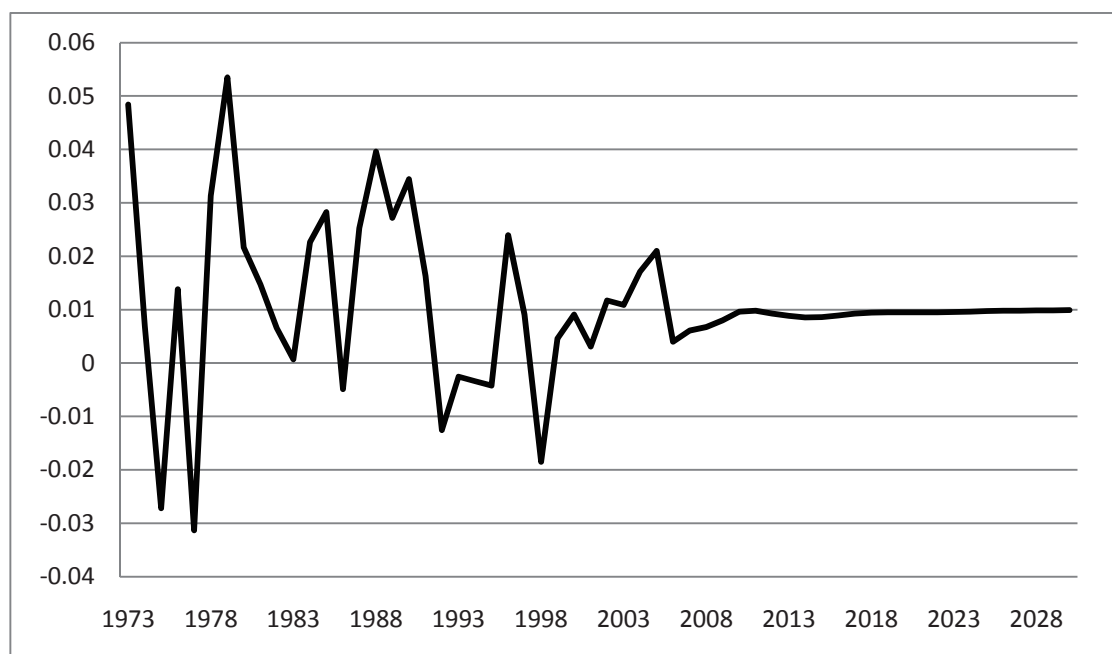
こうした状況の中で TFP 上昇率は今後、どのような推移を示すだろうか。その手がかりとして、2030 年までの TFP 上昇率の将来予測を試みる。その方法として、以下



の二つの方法を考える。第一に、上記で推計を行った三変数 ((TFP 上昇率、LG、ROP) の組み合わせ) VEC モデルを将来について延長する方法である。これは将来の外生変数に関する特定のシナリオを設定せずに、定常状態にある TFP 上昇率の水準が計算することができる。第二の方法は、共和分方程式である(8)式を利用し、労働力人口(LG)、経済開放度(ROP)を外生変数として一定のシナリオを設定する方法である。

第一の VEC モデルを将来に延長した結果を示したものが図表 2-15 である。試算結果によると、2010 年以降、ほぼ TFP 上昇率は定常な水準で安定する。2020 年の TFP 上昇率の水準は 0.95%、また 2030 年の TFP 上昇率は 0.99%と計算されている。なお、VEC モデルから計算される 2030 年の労働力人口は 6,276 万人、経済開放度は 26.2%となる。したがって、TFP 上昇率はマクロ経済で見ると前年比およそ 1%成長がベースとなると見込まれる。

図表 2-15 2030 年までの TFP 上昇率の予測 (VEC モデル)



第二の方法は、労働力人口と経済開放度に関するシナリオを作成する方法である。労働力人口に関して、以下の三つのシナリオを設定した。なお、ケース 1~3 における経済開放度は 2002~2007 年平均値 27.3%としている。

ケース 1：2030 年の労働力人口は、雇用政策研究会(2007)を参考に 6,180 万人（女性や高齢者の労働市場への参入が進む場合）として、2008 年以降、直線的に推移すると想定。

ケース 2：2030 年の労働力人口は、雇用政策研究会(2007)を参考に 5,584 万人（女性や高齢者の労働市場への参入が進まない場合）として、2008 年以降、直線的に推移すると想定。

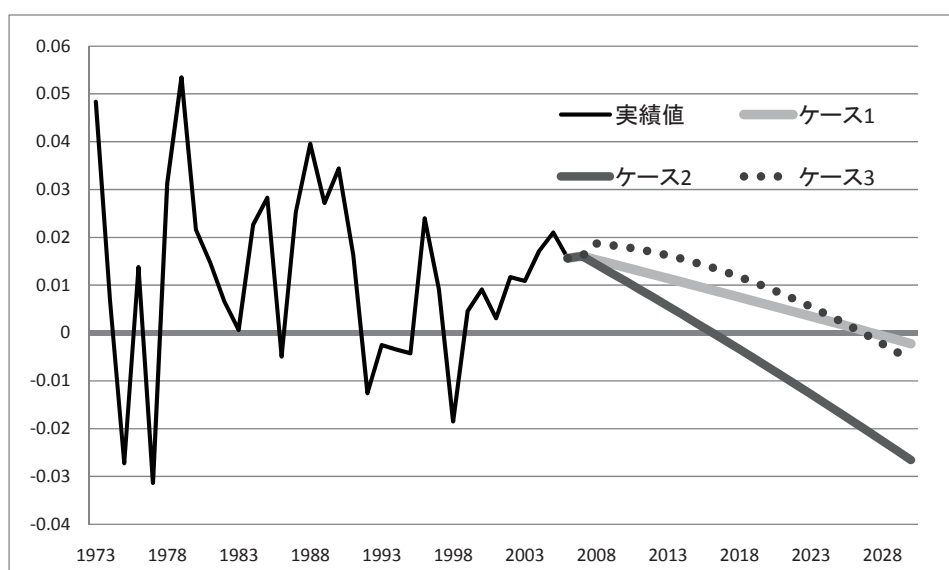
ケース 3：将来の労働力人口は、国立社会保障・人口問題研究所の将来人口予測（中位推計）の値に、1992 年以降の平均労働力率を乗じて作成。なお、2030 年の労働

力人口は 6,091 万人になる。

以上のシナリオに沿って計算した結果を示したものが図表 2-16 である。2030 年頃にはいずれのケースにおいても TFP 上昇率はマイナスとなっている。最も労働力人口の多いケース 1 の 2030 年の TFP 上昇率は $-0.2\%$ 、次いでケース 3 が $-0.6\%$ であり、労働力人口が激減するケース 2 の TFP 上昇率は $-2.7\%$ に達すると試算された。

成長会計を前提とし、労働力人口の減少や資本ストック蓄積の鈍化が予想されるならば、今後 TFP 上昇率がマイナスで推移することは、潜在的な GDP 成長率もマイナスになる可能性が高いことを意味する。中長期的に見た成長戦略の重要性はますます高まることになる。

図表 2-16 2030 年までの TFP 上昇率の予測（外生モデル）



#### 4. 要約とインプリケーション

本稿の目的は人口と技術進歩の関係を探ることにあり、おおむね人口規模と技術進歩率（TFP 等）の間には正の関係が計測された。人口と技術進歩を巡る議論は多く、古くは Kuznetz(1960)から Kremer(1993)や Jones(2005)に至るまで多くの理論的研究がなされている。しかし、近年の先進国を対象とした実証分析の試みは少なく、検証を行う意味もあると考える。

2002 年の Hayashi and Prescott 論文以降、わが国においても生産性と経済成長を巡る議論は活発になり、JIP データベースなどの開発も行われている。しかし生産性に関わる研究の対象の中心は R&D や IT 投資などであり、人口や人口成長との関連は重視されてこなかった。今後、人口減少が本格化する中で、人口と技術進歩との関係はさらに重要な研究対象になると考える。

さらに、技術進歩は人口規模や人口成長だけに依存するのではないことは明らかで

ある。技術進歩の代理変数として使用した TFP についても、計測の方法や、生産要素等の分配状況、労働や資本ストックの質の向上との関連などのさまざまな要因とも関連している。こうした点を考慮すれば、本稿での技術進歩の取り扱いは十分ではないであろう。こうした課題については今後さらなる改善を行う必要がある。

最後に、実証研究の結果を踏まえて、今後のわが国の持続的な成長に対するインプリケーションを考えておきたい。

今まで示してきたように、人口や労働力人口の規模と言ったボリュームが技術進歩を支える必要の要素であるならば、人口減少の進行は潜在的な成長エンジンの出力を弱めることになる。もちろん経済成長は技術進歩だけで決定されるわけではないし、人口のボリュームだけで技術進歩が決定されるわけでもない。しかし持続的に、そして趨勢的な成長力を維持するには、何らかの方策を講じる必要がある。そこには二つの方向性が考えられる。

第一は、人口・家族政策によるボリューム補填策である。これには出生率回復政策と移民政策の二点がある。出生率回復政策は重要であるが、しかしその効果の程度や効果が現れる時期（少なくとも出生率が回復してから、労働力人口として市場に登場するまで 20～25 年かかる）を考えると即効性は期待できない。もうひとつの移民政策については、不足する労働力を、技能を持つ移民によってカバーすると言うものであるが、生活・文化面の諸課題やドイツ・フランスなどの移民先進国の事例を十分に検討する必要があるだろう。

第二は、積極的な技術進歩向上政策である。もちろん、そのためには人的資本の高度化を含め、教育・技能等の経験を深めることが求められるが、同時に多くの知的交流が行えるような環境作りなども整備する必要があるだろう。グローバル化の一層の進行は、知的交流を促し、また技術の伝播にも寄与する。市場を開放し、広くかつ多くの人的・物的交流を進めることを通じた技術進歩向上策を真剣に考える時期にあるのではないか。このことはまた、移民政策とも関連して検討を行う必要があるだろう。

## 【注】

\*1 国連の 2006 年人口予測によれば、2005 年から 2050 年までの年平均人口増加率は日本が -0.49% であるのに対し、イタリア -0.16%、ドイツ -0.24%、韓国 -0.27% であり、またアメリカは 0.66%、イギリスは 0.29% の人口増加となる。

\*2 理論的な展開として、Kremer(1993)、Barro and Sala-i-Martin(2003)、Jones(2005)などが参考になる。

\*3 以下では技術進歩の上昇率として TFP（あるいは MFP）上昇率を用いる。なお、TFP 上昇率のみが生産性上昇率示すのではない。こうした点については宮川(2006)などを参照。

\*4 MFP は国際比較を行うために用意されたものであり、国ごとの MFP の作成にあたっては OECD の推計データが必ずしも最も適切なものではないとの留意がなされている。

\*5 ただし、後でみるようにわが国の場合、JIP データによる TFP 計測値と大きな違いはない。

\*6 労働生産性の増加率のみを取り上げることから、国際比較でしばしば問題となる為替レートの調整は不要である。

\*7 対象とする国の人口規模等は大きく異なり、クロスセクション・ダミーを加えただけでは国別の効果を十分に扱えないことや、固定効果モデルでの計測結果が不安定であることから GLS 推定に基づく変量効果モデルを採用した。

\*8 投資の対 GDP 比率などについても考慮したが有意な結果が得られなかった。

- \*9 経済規模のほか、欠損値の有無についても考慮して選択した。
- \*10 理論モデルでは一般に総人口と労働力人口は区別されないが、現実にはその規模や増加率には違いがある。わが国の場合、労働力人口は既に 1990 年代後半から減少傾向にある。
- \*11 JIP データベースは、(独) 経済産業研究所の「産業・企業生産性」プロジェクトが公表しているもので、ここでは「日本産業生産性データベース 2008 年版」を利用した。
- \*12 OECD パネル・データによる分析同様、対数に変換している。
- \*13 1 階の階差を取った変数は定常であることを確認している。

## 【参考文献】

- 小黒一正・森下昌浩(2008)、「人口減少の罫は脱出できるか?」、貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編、『人口減少社会の社会保障制度改革の研究』、中央経済社。
- 経済企画庁編(1995)『平成 7 年版経済白書』。
- 内閣府編(2003)『平成 15 年版経済財政白書』。
- 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シリーズ、No.06-J-06
- 八代尚宏(1999)、『少子・高齢化の経済学』、東洋経済新報社。
- 労働省編(2000)『平成 12 年版労働白書』
- Aghion, Philippe, and Peter Howitt(1992), "A Model of Growth Through Creative Destruction," *Econometrica*, Vol.LX, pp.323-52.
- Barro, Robert, and Xavier Sala-i-Martin(2003), *Economic Growth 2<sup>nd</sup>.ed.*, The MIT Press.
- Grossman, Gene, and Elhanan Helpman(1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press.
- Jones, Charles(2005), "Growth and Ideas," in *Handbook of Economic Growth*, Vol.1B. eds. by Philippe Aghion and Steven N. Durlauf, Elsevier B.V.
- Kremer, Michael(1993), "Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, pp. 681-716.
- Kuznets, Simon(1960), "Population Change and Aggregate Output," in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press.
- Lee, Ronald(1988), "Induced Population Growth and Induced Technological Progress: Their Interaction in the Accelerating Stage," *Mathematical Population Studies*, Vol.I, pp.265-88.
- Simon, Julian(1977), *The Economics of Population Growth*, Princeton University Press.

## 第3章 就業者年齢と生産性、実質賃金に関する実証分析

白川 浩道

### 【要約】

就業者の年齢構成、あるいは平均年齢が TFP(経済全体の技術進歩率)、そして実質賃金にどのような影響を与えるのか、について検証を行った。TFP、そして賃金率ともに平均年齢に対して逆 U 字の関係が成立し、そのピークが 40 歳代であることが検証された。ただし、40 歳代半ばを過ぎると TFP や実質賃金はともに低下し、また、賃金の傾きの方が TFP のそれよりも急で、かつそのピークの年齢は賃金率の方が 2 歳ほど早かった。この結果を基に TFP、および実質賃金の将来推計を行ったところ、TFP は 2023 年でピークを打ち、その後低下するものの、労働コストの GDP 比は低下していく可能性が高いことがわかった。つまり、この結果からは高齢化は生産面、そして費用面において、それほど悲観的な影響をもたらさないといえる。これらの TFP、および賃金率の推移からもたらされる“高齢化の配当”を若年層雇用や研究開発投資に向けることが、今後重要となるだろう。

## 1. はじめに：問題意識とアプローチ

### (1) 問題意識と研究の方向性

日本経済では高齢化が進展しており、さらに今後は、少子化を反映して人口減少が本格化する。少子・高齢化、人口減少という人口動態のトレンドは日本経済にどのような影響を与えるのであろうか。

多くの分析者や市場関係者は、高齢化によって日本経済のファンダメンタルズがさらに弱くなると考えているようである。財政赤字の趨勢的な拡大、家計貯蓄の減少、対外黒字の消失、悪い金利上昇、為替相場下落など、悲観論者が予測する経済・市場の将来像は暗い。

しかし、高齢化の進展が、経済や市場の名目変数だけでなく、生産性や実質賃金といった実質変数にどのようなインパクトを与えるか、を分析することも重要である。高齢化が生産性と賃金（実質賃金）に異なる影響を与えた場合、日本経済における所得分配（企業と家計の間の所得分配）が大きく変化する可能性があるからである。

重要なことは、所得分配が変化した場合、企業設備投資や生産性のトレンドが変化し、その結果、日本経済の潜在成長率そのものが変化する可能性を否定できないこと

である。つまり、潜在成長率が変わらないことを前提とした多くのダイナミクス分析は意味を持たなくなる可能性すらある。

このような問題意識の下、本レポートでは、日本経済における就業者年齢と生産性および賃金（実質賃金）の関係を多角的に考察し、高齢化の進展が、生産性、賃金、企業所得の将来パスに与える影響をシミュレートする。

## （２）就業者年齢と生産性に関する先行研究

就業者の年齢と生産性をテーマにした研究は、海外の事例を中心にある程度蓄積されてきているが、分析で使用されるデータによって対象となる生産性は異なっている。すなわち、労働者個人のデータが扱われる場合には職務遂行能力（指数化されたもの）、工場データの場合は労働生産性、マクロデータの場合は TFP（全要素生産性<sup>\*1</sup>）、がそれぞれ分析の対象とされる傾向にある。

興味深い点は、データの種類によって対象となる生産性が異なるにもかかわらず、就業者年齢と生産性の間には逆 U 字型の関係が見出され、就業者年齢が 40 歳代で生産性がピークを打つという傾向が観察されることである。この点は、就業者年齢と生産性の関係に関する実証分析を集めたサーベイ論文である Prskawetz et.al [2006]で確認されている。

労働者個人レベルのデータを用いて生産性のピーク年齢が 40 歳代であることを示した研究としては Skirbekk [2008]がある。彼は心理学での研究成果を応用しつつ、米国労働技能テストや知能テストの結果などの様々な職務能力関連データから労働者個々人の生産性指標を作り、労働者年齢・生産性カーブを推計した。そこでは、労働者個人の生産性は年齢と逆 U 字の関係をもち、そのピークは 35－45 歳であることが示されている。また、逆 U 字型の関係が観察される根拠として、加齢とともに向上し続ける能力（語彙量、職務管理能力など）と、衰えていく能力（体力、記憶力、計算力など）が共存する可能性を指摘している。

工場レベルでの生産性を分析した研究としては Malmberg et al. [2008]がある。彼らはスウェーデンにおける工場ごとの付加価値生産額と就業者の属性（性質）に関するパネル・データを用い、就業者の年齢構成と労働生産性の関係を調べている。就業者の年齢階層を 29 歳以下、30－49 歳、50 歳以上、の 3 つに分け、30－49 歳の労働者の比率が上昇した場合に、工場の生産性が最も高くなる傾向にあることを明らかにした。また、日本の製造業ブルーカラー労働者を対象にした研究に川口他[2006]がある。同研究は、「工業統計調査」と「賃金構造基本調査」のデータを用いたパネル分析を行っているが、その結果として、勤続年数・労働生産性のプロファイルが上に凸（逆 U 字型）となっていること、労働生産性のピークが勤続 20 年程度（40 歳前後）であること、が示されている。

マクロデータを用いて就業者の年齢と TFP の関係を調べたものに Feyrer [2008]がある。具体的には、OECD 諸国のクロスカントリー・パネル・データを用い、TFP の変化を就業者の 10 歳刻みの年齢構成に回帰する分析が行われている。分析結果からは、40 歳代の就業者の比率が上昇すると TFP 上昇率が最も高くなる傾向が示された。同

様に、Werdning [2008]は先進国、途上国をともに含む大規模なクロスカントリー・パネル・データを用意し、就業者の年齢構成と TFP の関係を調べた。そこでは、年齢と TFP の間には逆 U 字型の関係が観察され、40 歳代の就業者の比率が上昇した国で TFP 上昇率が最も高くなることが明らかにされた。

### (3) 本レポートのアプローチとデータ

このように、先行研究からは、ミクロ的・マクロ的両面でみた生産性が、就業者個人の年齢あるいはその平均年齢が 40 歳代にある状態でピークになる傾向があることが示唆される。

本レポートでは、こうした先行研究の結果も踏まえ、生産性と就業者年齢の関係を日本について分析するが、分析対象は TFP である。TFP を分析対象とするのは、いわゆる成長会計の考え方に基づいて日本経済のトレンド成長率の将来パスのイメージをつかみたいからである。

TFP については、資本、労働、原材料などの全生産要素の利用に関する効率性の尺度であり、いわゆる技術革新力を表したものであるとの理解がなされている。経済の技術革新力、あるいはその成長力と就業者年齢の間に一定の関係があると想定できる理由は、労働者個々人の職務遂行能力や技術力と年齢の間に何らかの関係がある、あるいは、就業者の平均年齢あるいは就業者の年齢構成と経済全体の技術革新力の間に何らかの関係がある、と考えられるためである。ただし、本レポートでは、就業者年齢と TFP の関係に関する理論的根拠については深入りしない。

さらに、本レポートでは、TFP に加えて、賃金（実質賃金）と就業者年齢の関係も分析する。TFP というマクロの生産性と実質賃金の間に安定的な関係が存在するという理論的な根拠はない。技術革新力によってもたらされる経済成長または企業所得増加という“果実”が労働者にのみ分配される必然性はないからである。それにもかかわらず、就業者年齢と実質賃金の関係を分析するのは、高齢化がもたらすインパクトが TFP と実質賃金で異なった場合、高齢化によって企業利益や雇用者報酬の GDP シェアなどが大きく変化する可能性があるからである。

以下の実証分析で利用する TFP、実質賃金、就業者年齢のデータ・ソースとしては経済産業研究所「JIP データベース<sup>\*2</sup>」を用いた。

まず、TFP については、「JIP データベース」から独自に計算した。「JIP データベース」では、労働の質、資本の質を考慮した労働投入指数と資本サービス投入指数を定義し、これらの成長寄与を実質付加価値成長から差し引いて TFP が計算されている。この方法の場合、年齢と生産性の関係の一部が労働の質に含まれてしまい<sup>\*3</sup>、TFP には含まれない。こうした問題点を解消するため、本レポートでは、マンアワー労働投入と実質資本ストックの寄与を実質成長率から除いた残差として TFP を定義した。詳しくは補論 1 で解説した。

実質賃金は、JIP データベースにおける産業別名目労働コストを業種別就業者数と GDP デフレータの積で除したもの（＝1 人当たり実質労働コスト）を利用した。なお、

JIP データベースにおける産業別名目労働コストの計算に当たっては「賃金構造基本調査」、「就業構造基本調査」の情報から得られる労働者の属性別（性×学歴×年齢×就業上の地位）の賃金が利用されていることなどから、SNA ベースの雇用者報酬とは一致しない。

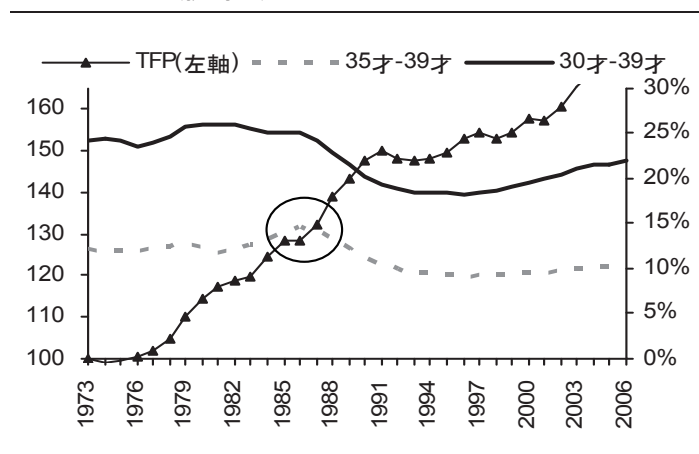
就業者平均年齢は、各年齢階層別の就業者数に各年齢階層（5 歳刻み）の中央値を乗じて加重平均を取ったものとして求めた。

## 2. 生産性カーブと実質賃金カーブの推定

### （1）年齢構成比に関する実証分析（線形パネルモデルによる弾力性分析）

まず、Feyrer [2008]で採用された手法を参考に、TFP を年齢階層の構成比に回帰する分析を行う。使用データは JIP データベースにおける 106 業種のパネル・データであり、サンプル期間は 1973 年から 2006 年までの 34 年間である。TFP は業種ごとに 1973 年を 100 として指数化した。なお、就業者の年齢階層の区分は 10 歳刻みとした。5 歳刻みとした場合、いわゆる団塊世代の存在によって年齢構成比の変動が大きくなり（図表 3-1）、推計の信頼性に問題が生じるためである。モデルとしては以下を設定した。ここで log は自然対数を表す。

図表3-1： TFP と年齢構成比の推移 (5 歳刻み vs. 10 歳刻み)



出所： 経済産業研究所「JIP データベース」

推計：Credit Suisse



$$\log(Y_{i,t}) = \alpha_i + \sum_h^H \beta_h \log(x_{h,i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

$Y_{i,t} \in \{\text{TFP}_{i,t}, \text{LC}_{i,t}\}$ :  $i$ 産業の $t$ 時点でのTFP、または実質賃金  
 $\alpha_i$ : 個別業種効果 ..... (1)  
 $x_{h,i,t}$ :  $h$ 才代の年齢構成比,  $h \in (20\text{代}, 30\text{代}, 40\text{代}, 50\text{代}, 60\text{代})$   
 $\beta_h$ : 推定すべきパラメータ  
 $\varepsilon_{i,t}$ : 誤差項

実際の推定においては、一階の差分を取り、業種ごとの効果を除去した以下のモデルを利用した。10歳代の就業者の構成比を基準とし、その係数を0と仮定した。

$$\Delta \log(Y_{i,t}) = \sum_h^H \beta_h \Delta \log(x_{h,i,t}) + \varepsilon_{i,t} \dots \dots \dots (2)$$

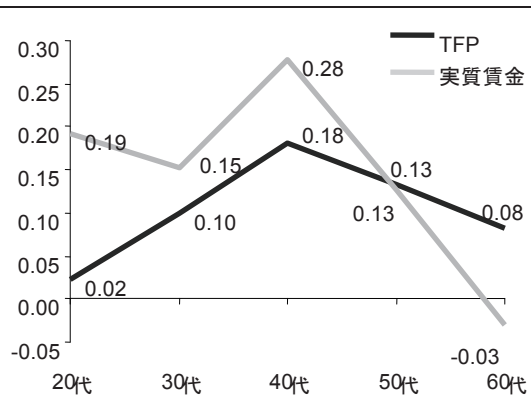
このモデルの最小二乗推定の結果は図表3-2、3-3に示した通りである。各年齢階層について推計される係数は、その階層の年齢構成比が10歳代のそれと比べて1%上昇したときにTFP、実質賃金がそれぞれ何%上昇するか、を示している。

分析結果から判明したことを整理すると、次の通りである。

- 回帰係数は、TFP、実質賃金ともに20歳代、30歳代、50歳代、60歳代において40歳代よりも低い。つまり、40歳代の就業者が増加した場合、TFP、実質賃金が最も上昇しやすい。
- 年齢構成を横軸に取り、TFP、実質賃金を縦軸に取ってプロットしたチャートを見ると、ともに、40歳代を頂点に逆U字型になっている。
- TFPと比較した場合、実質賃金の方が年齢階層の変化により感応的である。すなわち、実質賃金のカーブは、30歳代から40歳代にかけて、また40歳代から60歳代以降、についての勾配がTFPに比べて急である。

こうした分析結果は、Feyrer[2008]、Werding [2008]における推定結果と整合的である。日本においても就業者年齢（年齢構成）とTFPの間には逆U字の関係があり、就業者年齢が40歳代でTFP水準が最も高くなる可能性が明らかにされた。さらに、実質賃金も就業者年齢と逆U字の関係にあり、前者が40歳代においてピークになるとみられるが、年齢構成比に対する弾力性はTFPよりも大きく、年齢が上昇した際の下落度合いはTFPよりも大きいことが示された。

図表3-2： 線形パネルモデル（式2）  
の推計結果（弾力性値）



出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

図表3-3： 線形パネルモデル（式2）  
の推計結果（弾力性値）

	TFP		実質賃金	
	推計値	t 値	推計値	t 値
20代	0.02	1.59	0.19	6.33
30代	0.10	2.67	0.15	5.00
40代	0.18	5.02	0.28	9.43
50代	0.13	4.05	0.13	4.27
60代	0.08	3.05	-0.03	-1.76

出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

## （2）平均年齢に関する実証分析（非線形パネルモデルによるカーブ推定）

前節でみたように、就業者年齢と TFP、実質賃金の関係は非線形である可能性が高い。この点を踏まえ、就業者平均年齢と TFP、および実質賃金の関係に直接、非線形カーブを当てはめた。なお、推計方法に関する計量経済学的な解説は補論 2 を参照されたい。

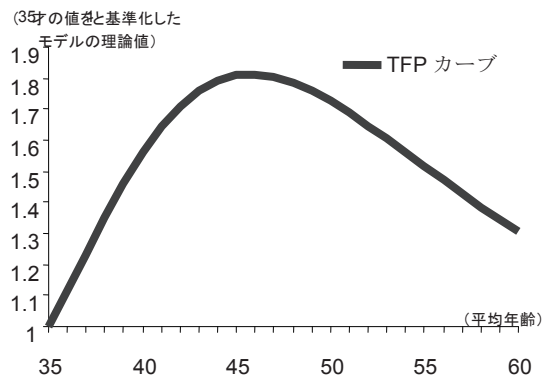
### ■ TFP カーブ（就業者平均年齢・TFP カーブ）の推定結果

推計パフォーマンスが最も良かった逆ワイブル関数による固定効果モデルの推定結果について報告する。

図表 3-4 には、全サンプル（パネル・データ）について関数推定されたカーブを掲載した。これは、全サンプルから得られた就業者平均年齢と TFP の理論的な関係といえることができる。図表 3-5 には、こうして得られた理論的なカーブを個別業種データに当てはめた個別業種ごとのカーブ（106 本）を示した。全体として関数のフィットは悪くないという印象を持つことができる。

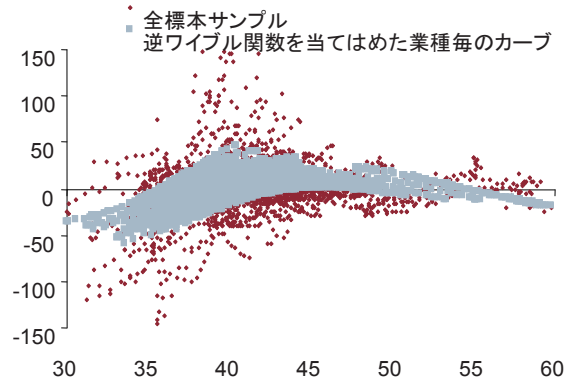
関数推定されたカーブに基づけば、TFP は就業者の平均年齢が 45.8 歳でピークをつけ、その後はゆっくりと下落していく。35 歳から 45.8 歳にかけての TFP 上昇局面の傾きに比べて、45.8 歳後の TFP 下落局面での傾きはマイルドである。実際、TFP の平均年齢に対する弾力性がどのように変化するかをみると、上昇局面の弾力性平均値は +2.24、下降局面の平均値は -0.62 と推計される（上昇局面で TFP の平均年齢弾力性が最大になるのは 35.6 歳で値は +3.56、下降局面で最小になるのは 60 歳で値は -1.79）。こうした TFP カーブの形状は、高齢化が進展しても TFP はさほど急激には低下しない可能性を示している。

図表3-4： 固定効果モデル、  
TFP 逆ワイブル型の理論値



出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

図表3-5： 固定効果モデル  
TFP 逆ワイブル型のフィット



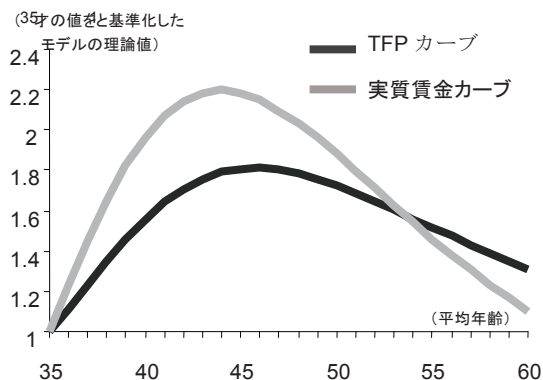
出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

### ■実質賃金カーブ（就業者平均年齢・実質賃金カーブ）の推定結果

実質賃金カーブについても、逆ワイブル型関数のパフォーマンスが最も高く、図表 3-7 をみてもサンプルへのフィットが良好であることがわかる。推定されたカーブに基づけば、実質賃金は、平均年齢が 43.9 歳と TFP について得られた値（45.8 歳）よりも 2 歳程度低い時点でピークをつける。

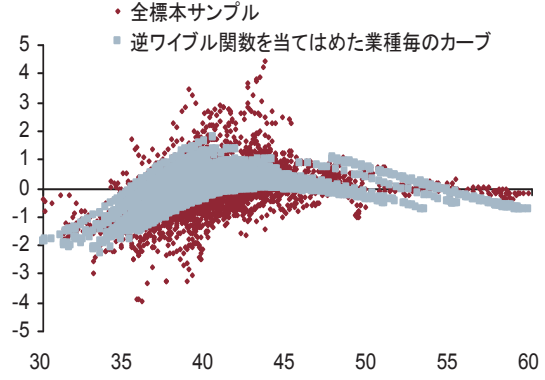
平均年齢が 43.9 歳を超えた後は、TFP と同様、実質賃金も緩やかに下落するが、ピークアウトした後の実質賃金の下落ペースは TFP のそれよりも大きい。すなわち、実質賃金の平均年齢に対する弾力性を推計すると、上昇局面の弾力性の平均値は +5.44、下降局面の平均値は -2.30 となった。上昇局面での勾配、下降局面での勾配ともに相

図表3-6： 固定効果モデル、実質賃金、  
逆ワイブル型の理論値



出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

図表3-7： 固定効果モデル、実質賃金、  
逆ワイブル型のフィット



出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

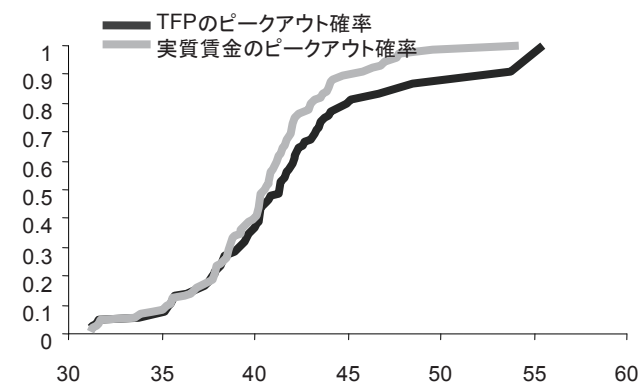
対的に急激である、ということである。この点は、実質賃金カーブと TFP カーブを同時に示した図表 3-6 からビジュアルに確認される。このように、高齢化が進展すると、TFP に比べてより急激に実質賃金が低下する可能性が示唆される。

### (3) TFP、実質賃金のピーク年齢の確かさに関する検定

このように、非線形カーブの推定からは、「就業者の平均年齢が 2 歳程度若い時点で実質賃金がピークアウトする」、「ピークアウト後の下落率は実質賃金の方が大きい」ことが示された。ここで、前者の発見については、向こう 5~10 年程度における TFP と実質賃金のパスの格差に決定的な影響を与えるため、より慎重に検証しておくことが望ましい。

具体的には、継続時間分析\*4と呼ばれる手法を用いて平均年齢ごとに TFP と実質賃金がピークアウトする確率を推定し、TFP と実質賃金の間で、推定された確率に統計的に有意な差があるかを確認した。結果としては、実質賃金がピークアウトする平均年齢が TFP よりも有意に低いこと（1%有意基準）が確認された\*5。図表 3-8 には、TFP と実質賃金が当該平均年齢においてピークアウトする確率が示されている。

図表3-8： TFP と実質賃金のピークアウト確率



出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

### (4) 実証分析のまとめ

JIP データベースの業種別データ（1973 年～2006 年分）を利用した、就業者平均年齢と TFP、実質賃金の関係に関する実証分析からは、以下の諸点が判明した。

- 就業者の年齢構成と TFP、実質賃金に関する線形モデル分析からは、TFP、実質賃金ともに、40 歳代の構成比が上昇した際に最も上昇しやすいこと、実質賃金の方が TFP に比較して年齢構成比の変化に対する感応度が高いこと、がわかった。
- 就業者の平均年齢と TFP、実質賃金に関する非線形モデル分析からは、TFP カーブ、実質賃金カーブともに、それらがピークを打つのは 40 歳代であることが示されたが、

ピーク年齢は、実質賃金の方が TFP よりも 2 歳程度低いことが判明した。こうしたピーク年齢の差は統計的検証によって有意であることが確認された。また、推定されたカーブの形状を比較すると、上昇局面・下降局面ともに、実質賃金カーブにおいてより急な勾配が観察された。

- これらの観察事項は、日本経済では、高齢化の進展によって、長期的には、TFP、実質賃金ともに下落していく可能性が高いが、実質賃金の方が、より早い時点で、かつより急激なペースで下落する見込みにあることを示唆している。

### 3. TFP と実質賃金の将来パス

続いて、TFP と実質賃金の将来パスをシミュレートした。そこでは、①年齢階層別の推計将来人口（国立社会保障・人口問題研究所作成）をベースに就業者平均年齢の将来値を求め（年齢階層別就業率が 2008 年実績比不変と想定）、②信頼性が最も高いと考えられる逆ワイブル関数・固定効果モデルの推計結果を適用して、TFP と実質賃金の将来値を求める、という手法を取った。

推計された就業者平均年齢、および、それに対応する TFP と実質賃金の将来パスについて、以下の諸点を指摘できる（将来人口推計にあたっての出生前提について出生中位のケース）。

- ① 2006 年に 44.03 歳であった就業者平均年齢は一貫して上昇基調を辿る。2030 年頃までの向こう 20 年強で平均年齢はおよそ 2.5 歳上昇する。もっとも、2040 年頃になるといわゆる団塊ジュニア世代引退の効果から平均年齢の上昇ペースが鈍化する。このため、2030 年から 2050 年にかけての 20 年間における平均年齢の上昇幅は 1.2 歳程度に鈍化する（図表 3-9）。
- ② TFP 水準のピークをもたらす年齢が相対的に高いこと、2040 年頃から平均年齢上昇ペースが鈍化すること、を受けて、TFP は 2050 年時点においても 2006 年水準と殆ど変わらないと推計される。すなわち、2006 年を 100 とした指数では 2050 年時点でも 100.03 である。なお、TFP は、就業者平均年齢が 45.8 歳（TFP 水準がピークとなる年齢）に達する 2023 年まで緩やかな上昇を続ける。このように、高齢化が TFP で測った日本経済の生産性に与える影響は中長期的にみてもかなり限定的であると言える（図表 3-9、3-10）。
- ③ 他方、実質賃金については、ピークをもたらす就業者平均年齢が 43.9 歳と 2006 年の実績（44.03 歳）を幾分下回るため、既に 2005 年中のどこかの時点で下落局面に入っていると考えられる。このため、TFP がピークに達する 2023 年には、2006 年=100 とした指数でみて 98.14 にまで下落する。その後、2030 年代半ばにかけては下落幅が拡大し、2050 年時点では 93.64 と 2006 年比で 6% 以上の下落になる（図表 3-9、3-10）。
- ④ このように、実質賃金の将来パスは TFP のそれとかなり異なるが、そうした差は前年比を示したチャートからも容易に確認できる（図表 3-11）。

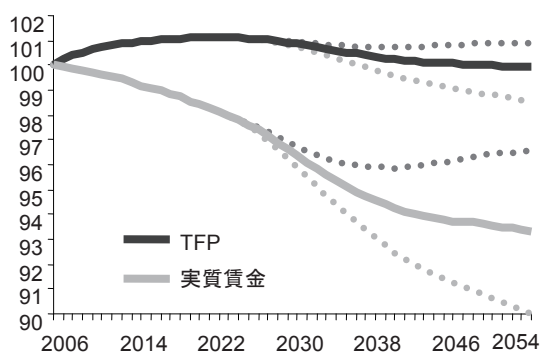
図表3-9：TFP と実質賃金の将来推計

	TFP	実質賃金	平均年齢
2006	100.00	100.00	44.03
2010	100.64	99.72	44.62
2015	100.97	99.19	45.13
2020	101.10	98.56	45.56
2023	101.11	98.14	45.80
2025	101.10	97.79	45.98
2030	100.92	96.63	46.52
2035	100.60	95.36	47.02
2040	100.30	94.41	47.37
2045	100.11	93.87	47.55
2050	100.03	93.64	47.63
2055	99.91	93.32	47.74

出所：経済産業研究所「JIP データベース」

推計：Credit Suisse

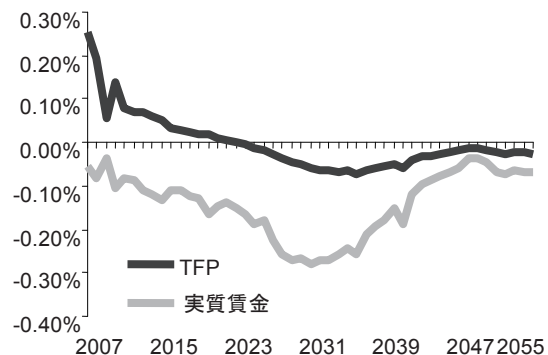
図表3-10：TFP、実質賃金将来推計  
(指数 2006=100)



注：図の上下の細線は、それぞれ出生率高位前提（上）、出生率低位前提（下）に基づく予想値

出所：経済産業研究所「JIP データベース」、  
国立社会保障・人口問題研究所、総務省  
推計：Credit Suisse

図表3-11：TFP、実質賃金将来推計  
(前年比)



出所：経済産業研究所「JIP データベース」、  
国立社会保障・人口問題研究所、総務省  
推計：Credit Suisse

#### 4. 労働コスト GDP 比の将来パス

このように、TFP と実質賃金の将来パスをみると、2050 年時点においても前者は 2006 年比ほぼ横ばいとなるが、実質賃金は 6%以上もの下落となり、両者の間には格差が生じる。こうした格差は、それぞれがピークとなる就業人口の平均年齢について

TFPの方が2歳程度も高齢である、ピークを超えた後の下落率が実質賃金でより急激なものになる、ことを反映している。

両者の将来パスの格差に関する信頼度が、推計された TFP カーブ、実質賃金カーブの信頼度に依存することは改めて言うまでもない。ただし、①継続時間分析の結果、ピークアウト年齢に関する TFP と実質賃金の差は統計的に有意であることがわかっている、②ピークを超えた後の下落率が実質賃金でより急激なものになる点に関しては、本レポートで採用した逆ワイブル関数以外の関数（具体的には Mincer 型関数）を推計しても確認される（補論 2 を参照）ため、両者の将来パスに格差が生じる点についてはそれなり信頼をおくことができよう。

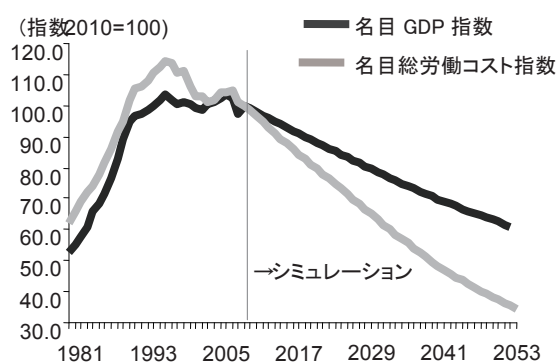
この点を踏まえて、TFP と実質賃金の将来パスの違いが、労働コスト GDP 比の将来パスにどのような影響をもたらすかをシミュレートしてみよう。TFP、実質賃金、就業者人口の将来予測をもとに、物価変動率、労働時間、資本投入などについて一定の前提を設ければ、名目 GDP と労働コストの将来パス、従って、労働コスト GDP 比のパスをシミュレートできる。シミュレーションの結果は、高齢化が日本経済の所得分配の将来パスをどのように変化させるか、についてインプリケーションを与えてくれる。

直感的には、高齢化によって労働コスト GDP 比（一種の労働分配率と捉えることが可能）が趨勢的に低下する可能性が高い。実際、シミュレーションからもそうした直感に合致した結果が得られた。手順と結果を示すと以下の通りである。

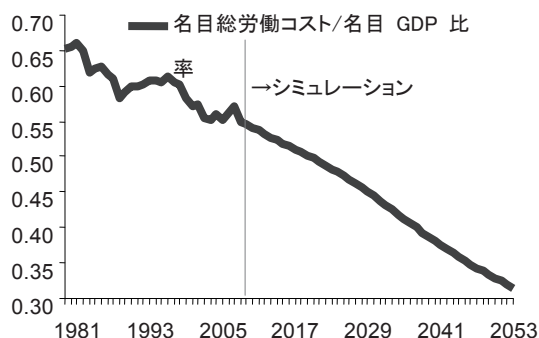
- ① 名目 GDP の将来パスについては、実質 GDP と GDP デフレータの将来パスによって決まると考え、前者は TFP の将来パスによって規定されると考える。GDP デフレータに関しては、1998 年～2008 年までの平均伸び率（-1.1%）が今後も維持されると仮定する。名目 GDP は 2011 年以降 2055 年まで、平均年率で 1% 強（1.1%）縮小することになる。なお、2009、2010 年の名目 GDP は弊社予想を用いている（2011 年以降がシミュレーション値ということになる）。
- ② 実質 GDP が TFP によって規定されるとの考え方は、労働投入の寄与と資本投入の寄与がほぼ相殺しあうことを想定しているに等しい。高齢化に伴って趨勢的に減少する労働投入に相当する分が資本投入の増加によって相殺される、という想定である。大まかに言えば、高齢化による人的資本の減少が、企業や政府に対して代替的な資本投資をある程度要求するであろう、という考え方である。
- ③ 名目総労働コストの将来パスについては、実質賃金の将来パスに GDP デフレータの将来パス（平均伸び率-1.1%）を加えた名目賃金に、「将来人口推計」に基づく就業者数減少率（年齢階層別就業率の 2008 年実績が不変であることを前提）を足して求めた。名目労働コストは 2011 年以降 2055 年まで、平均で年率 2.3% 下落することになる。なお、名目総労働コストのデータは JIP データベースの実績では 2006 年までしか得られない。このため、2007～2010 年の値については、名目雇用者報酬の実績および予測を用いた推計値を利用した（2011 年以降がシミュレーション値ということになる）。
- ④ このように、TFP と実質賃金の将来パスの格差を反映して、名目 GDP と名目総労働コストの将来パスにも格差が生じる。すなわち、名目 GDP、名目総労働コ

ストともに下落基調を辿るが、前者の落ち方の方がマイルドになり（図表 3-12）、このため、名目総労働コストの名目 GDP 比率は持続的に低下する。シミュレーションによれば、2006 年実績が 56%程度、2009 年推計値が 57%程度であった同比率は 2020 年には 51%弱、2055 年には 32%程度まで低下すると推定される（図表 3-13）。

図表3-12：名目 GDP と総労働コストの推移



図表3-13：労働コスト/名目総付加価値比率の推移



注：2009 暦年の名目総付加価値額は CS 予想  
 出所：経済産業研究所「JIP データベース」、  
 国立社会保障・人口問題研究所、内閣府  
 推計：Credit Suisse

出所：経済産業研究所「JIP データベース」、  
 国立社会保障・人口問題研究所、内閣府  
 推計：Credit Suisse

## 5. まとめ

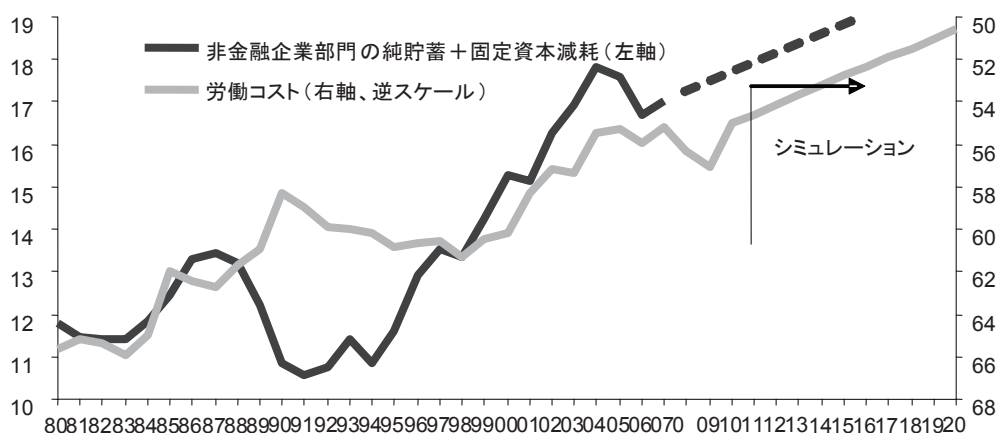
高齢化を就業人口の平均年齢の上昇として捉えた場合、それに伴って、日本経済の TFP でみた生産性、実質賃金はともに下落する可能性が高い。しかし、TFP がピークに達する平均年齢は 45.8 歳と実質賃金と比べて 2 歳程度高い。足元の就業人口の平均年齢が 44 歳強であるため、他の条件を一定にすれば、2023 年までは TFP が上昇を継続させる。他方、実質賃金水準は既にピークアウトしているとみられ、足元から一貫して低下する公算にある。しかも、低下の度合いは実質賃金の方が大きいと考えられる。このため、高齢化進展とともに、総労働コスト GDP 比（あるいは労働分配率）は低下する可能性が高く、その背後で、企業所得 GDP 比は上昇するものとみられる。その意味で高齢化は家計から企業への所得移転を生じさせるが、企業がこうした“高齢化の配当”を若年層雇用や研究開発投資に積極的に利用すれば、将来の生産性の低下はより小幅なものになるだろう。

より重要な点として、高齢化は家計貯蓄を減少させる可能性が高いものの、企業貯蓄を増加させる可能性がある。企業貯蓄の代理変数である純貯蓄と固定資本減耗の合計（非金融企業部門）は名目総労働コストとの間で安定的な逆相関を維持している。



上記のシミュレーションで得られたように名目総労働コスト GDP 比が趨勢的に低下すれば、企業貯蓄 GDP 比は趨勢的に上昇することになる(図表 3-14)。このことは、高齢化の下でも日本経済の IS バランスが容易には投資超過になりにくい、従って、経常収支が容易には赤字化しない、可能性を示唆している。

図表3-14： 企業貯蓄と名目総労働コスト（GDP 比）



出所：内閣府  
推計：Credit Suisse

### 【注】

\*1 労働、資本、投入原材料といった全生産要素がどの程度効率的に利用されているかを測る尺度であり、「労働、資本、投入原材料の全ての生産要素の組み合わせ 1 単位あたりの生産量」(深尾・宮川 [2008])として定義される。生産関数上での扱いは推計残差として扱われることが多い。TFP を経済全体の技術革新力として捉える考え方もある。

\*2 JIP データベース (日本産業生産性データベース) は業種別データを用いて成長会計分析を行うことを目的に経済産業研究所によって作成されたデータベース。108 業種のデータについて 1973 年~2006 年まで利用可能。本レポートでは、「住宅」(付加価値が帰属家賃に相当する部門)と「分類不明」の 2 業種を除いた 106 業種のデータを使用。総サンプル数は 3604 個 (=106 業種×34 年間)。

\*3 JIP データベースの労働投入指数は、労働者の属性別 (性、年齢、学歴、従業上の地位) の賃金差をウェイトとし、属性別のマンアワー労働投入を加重集計したもの。労働の質は、労働投入指数とマンアワー労働投入指数の伸びの差として定義されている。詳しくは深尾・宮川 [2008] pp. 85-105。

\*4 継続時間分析 (または生存分析) は主に医学分野で利用されている方法で、ある治療を施した患者とそうでない患者で生存期間に差があるか、などを調べるものである。経済学では景気拡張/後退局面の継続時間を分析するのに利用されている。本分析では、ある平均年齢において TFP や実質賃金の上昇局面が継続する時間を継続時間ととらえている。データは HP フィルターでトレンド化してあり、特定の確率密度関数に依存しないノンパラメトリックな推定方法 (Kaplan-Meier 法) を適応した。図表 3-8 に示されているピークアウト確率は、推定された継続期間確率を 1 から引いた値として定義されている。

\*5 図表 3-8 の継続時間曲線の差をログ・ランク検定にかけた結果、p 値が 0.0077 となり、TFP と実質賃金の継続時間曲線には有意水準 1% で統計的に有意な差が検出された。

## 【参考文献】

- Cameron, A., Colin and Trivedi, Pravin, K., *Microeconometrics: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press, 2005.
- Feyrer, J., "Age Structure and Productivity," in Prskawetz, A., Bloom, D., E., Lutz, W., eds., *Population and Development Review Supplement to Volume 34*, New York: Population Council, 2008, pp.78–99.
- Skirbekk, V., "Age and Productivity Potential: A New Approach Based on Ability Levels and Industry-Wide Task Demand," in Praskawetz, A., Bloom, D., E., Lutz, W., eds., *Population and Development Review Supplement to Volume 34*, New York: Population Council, 2008, pp.78–99.
- Malmberg, B., Lindh, T., and Halvarsson, M., "Productivity Consequences of Workforce Aging: Stagnation or Horndal Effect?," in Praskawetz, A., Bloom, D., E., Lutz, W., eds., *Population and Development Review Supplement to Volume 34*, New York: Population Council, 2008, pp.78–99.
- Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, 1974.
- Prskawetz, A., Malmberg, B., Skirbekk, V., Freund, I., and Winkler-Dworak, M., "The Impact of Population Ageing on Innovation and Productivity Growth in Europe," *Vienna Institute of Demography, Austrian Academy of Sciences Research Report*, 28, 2006.
- Werding, M., "Ageing and Productivity Growth: Are There Macro-Level Cohort Effects of Human Capital?," *CESifo Working Paper*, No.2207, 2008.
- 深尾京司・宮川努、2008年、『生産性と日本の経済成長：JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』、東京大学出版会。
- 川口大司・神林龍・金榮慤・権赫旭・清水谷諭・深尾京司・牧野達治・横山泉、2006年、「年功賃金は生産性と乖離しているか：工業統計調査・賃金構造基本調査個表データによる実証分析」、『Hi-Stat ディスカッションペーパー』第189号。
- 権赫旭・金榮慤・深尾京司、2008年、「日本のTFP上昇率はなぜ回復したのか：『企業活動基本調査』に基づく実証分析」、『RIETI ディスカッションペーパー』第50号。

## 補論

### (1) JIP データベースにおける成長会計と TFP

経済における付加価値の成長は、労働および資本サービスの投入の寄与と全要素生産性 (TFP) 上昇の和として示される。成長会計は、経済成長をこれら 3 つの要因に分解して理解しようという考え方である。TFP は、付加価値  $Y$  の成長率から、労働  $L$  および資本サービス  $K$  の投入の寄与を差し引いた値、として定義される。経済産業研究所「JIP データベース」はこの成長会計の考え方に従って、日本経済全体を 108 セクターという詳細な部門に分け、総生産と中間投入、資産別資本ストックと資本コスト、属性別労働投入などの部門別年次データを収録している。ここでは、JIP データベースで採用されている部門別成長会計の方法を深尾・宮川[2008]にならって解説していく。

まず、生産関数には中間投入  $X$ 、労働  $L$ 、資本  $K$  について連続で 1 次同次な関数を想定している。また、 $T$  は生産性の水準を表す。

$$Q(t) = F(X(t), L(t), K(t), T(t)) \dots \dots \dots (1)$$

なお、時間の関数であることを示す  $(t)$  は以下では省略する。式(1)は、連続で 1 次同次な関数についてのオイラーの定理から、以下のように変形できる。

$$Q = \frac{\partial F}{\partial X} X + \frac{\partial F}{\partial L} L + \frac{\partial F}{\partial K} K \dots \dots \dots (2)$$

また、式 (2) の両辺について自然対数を取って時間について微分すると以下の式を得る。

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\partial F}{\partial X} \frac{X}{Q} \frac{\dot{X}}{X} + \frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{Q} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{Q} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\dot{TFP}}{TFP} \dots \dots \dots (3)$$

ただし、 $\dot{TFP}/TFP$  は TFP 上昇率で以下のように定義される。

$$\frac{\dot{TFP}}{TFP} = \frac{\partial F}{\partial T} \frac{T}{Q} \frac{\dot{T}}{T}$$

今、各企業は生産要素市場でプライステイカーとして振舞うと仮定すると、企業の費用 ( $p_x X + wL + rK$ ) 最小化問題の一階条件から次式が得られる。

$$\lambda = \frac{p_x}{\frac{\partial F}{\partial X}} = \frac{w}{\frac{\partial F}{\partial L}} = \frac{r}{\frac{\partial F}{\partial K}}$$

$\lambda$  : 限界費用 (費用最小化問題のラグランジュ乗数)

$p_x$  : 中間投入財の価格 ..... (4)

$w$  : 賃金率

$r$  : 資本コスト

式 (4) を式 (2) に代入すると、次式が得られる。

$$\lambda Q = p_x X + wL + rK \quad \dots\dots\dots (5)$$

また、式 (4) を式 (3) に代入すると次式が得られる。

$$\frac{T\dot{F}P}{TFP} = \frac{\dot{Q}}{Q} - \frac{p_x X}{\lambda Q} \frac{\dot{X}}{X} - \frac{wL}{\lambda Q} \frac{\dot{L}}{L} - \frac{rK}{\lambda Q} \frac{\dot{K}}{K} \quad \dots\dots\dots (6)$$

ここで、各変数の変化率に乗じてある部分は式(5)より

$$\frac{p_x X}{\lambda Q} = \frac{p_x X}{p_x X + wL + rK} \quad \dots\dots\dots (7)$$

とコストシェアの形に書き直せるため、式 (6) は以下のように表される。

$$\frac{T\dot{F}P}{TFP} = \frac{\dot{Q}}{Q} - v_x \frac{\dot{X}}{X} - v_L \frac{\dot{L}}{L} - v_K \frac{\dot{K}}{K},$$

$$v_x = \frac{p_x X}{p_x X + wL + rK} \quad \text{: 中間投入コストシェア} \quad \dots\dots\dots (8)$$

$$v_L = \frac{wL}{p_x X + wL + rK} \quad \text{: 労働コストシェア}$$

$$v_K = \frac{rK}{p_x X + wL + rK} \quad \text{: 資本コストシェア}$$

最後に、式 (8) を離散時間近似した次式が実際の成長会計で使用される。

$$\Delta \ln(TFP) = \Delta \ln(Q) - \bar{v}_x \Delta \ln(X) - \bar{v}_L \Delta \ln(L) - \bar{v}_K \Delta \ln(K) \quad \dots\dots\dots (9)$$

経済産業研究所の「JIP データベース」には、こうした成長会計のコンセプトに基づいた総生産、中間投入、資産別資本ストック、資本コスト、属性別労働投入などの年次データが 108 業種について収録されている。

「JIP データベース」では、労働の質を考慮した労働投入指数と、資本の質を考慮した資本サービス投入指数が作成されている。すなわち、式 (9) における  $L$  と  $K$  は、それぞれ、マンアワー労働投入量と実質資本ストックではなく、労働者の属性（年齢、性別、学歴、就業上の地位）による生産性の格差を考慮した（賃金データを利用）労働投入指数  $L$  と、資本の種類別の生産性の格差を考慮した（資本コストデータを利用）資本サービス投入指数  $K$  となっている。「JIP データベース」に掲載されている TFP は、このように作成した  $L$  と  $K$  の寄与を、式 (9) に従って、成長率から差し引いて求められている。

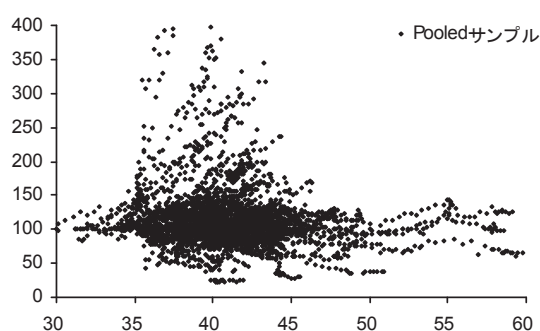
このように「JIP データベース」における TFP からは、労働者や資本の属性に基づく生産性が除去されてしまっている。しかも、労働者の属性には年齢も含まれてしまっている。このため、就業者年齢の高齢化が経済全体のマクロの生産性や技術革新力にどのように影響を与えるか、という我々の分析の目的に照らした場合、「JIP データベース」で計算されている TFP のデータをそのまま用いるわけにはいかない。従って、本レポートでは、 $L$  をマンアワー労働投入量（就業者数×労働時間）、 $K$  を実質資本ストック量とし、式 (9) に基づいて計算し直せした TFP を利用している。

## （２）非線形パネル推計のモデル解説

就業者の平均年齢と TFP の関係については、図表 補論 3-1、3-2 のように、40 歳代半ばをピークにした上に凸の関係が存在するようになっている。これは実質賃金についても同様である（図表 補論 3-3、3-4）。ここで、図表 補論 3-1 と 3-3 は、業種ごとの期間平均からの乖離をプロットし（Within 変換を施したデータをプロット）している。

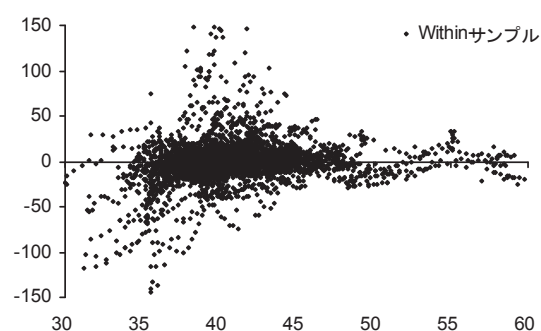
図表 補論3-1： 就業者平均年齢

－TFP の散布図 Pooled サンプル



図表 補論3-2： 就業者平均年齢

－TFP の散布図 Within サンプル



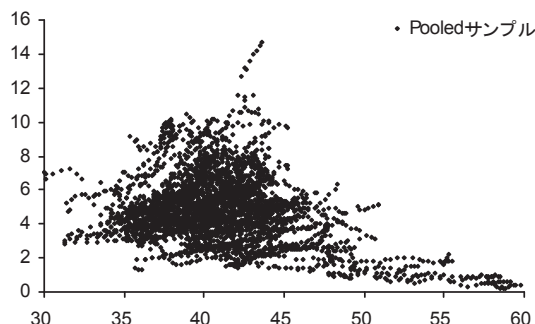
出所：経済産業研究所「JIP データベース」

推計：Credit Suisse

出所：経済産業研究所「JIP データベース」

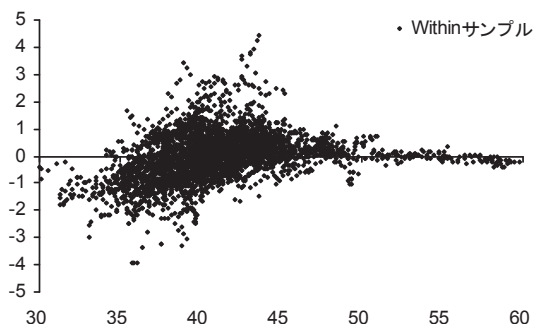
推計：Credit Suisse

図表 補論3-3： 就業者平均年齢  
—実質賃金の散布図 Pooled サンプル



出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

図表 補論3-4： 就業者平均年齢  
—実質賃金の散布図 Within サンプル



出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse

就業者の平均年齢と TFP、あるいは実質賃金との非線形関係をモデル化するために当っては、逆ワイブル型、Mincer 型、3 次多項式型の 3 つの関数型を当てはめた。就業者の平均年齢を  $A$  とし、それぞれのモデル式は以下の通りである。

- 逆ワイブル型

$$g(A) = \beta \left[ \mu s^\mu A^{-\mu-1} \exp\left(-\left(\frac{s}{A}\right)^\mu\right) \right] + \alpha \dots\dots\dots (10)$$

$m, s, \alpha, \beta$ : パラメータ

- Mincer 型

$$\ln g(A) = \beta A + \gamma A^2 + \alpha \dots\dots\dots (11)$$

$\alpha, \beta, \gamma$ : パラメータ

- 3 次多項式型

$$g(A) = \beta_1 A + \beta_2 A^2 + \beta_3 A^3 + \alpha \dots\dots\dots (12)$$

$\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3$ : パラメータ

なお、上記の逆ワイブル型は、逆ワイブル関数をリンク関数とした一般化線形モデルである。逆ワイブル関数とは、主として、継続時間分析（生存分析）などで劣化や寿命を表現するのに利用されているワイブル関数について、独立変数の逆数を取ったものである。また、これを確率密度関数とした分布は「べき分布」の一種とみなされている。

Mincer 型関数とは Mincer[1974]によって人的資本蓄積の賃金に与える影響をみるために提案された関数型で、労働経済学の分野では幅広く利用されているものである。この関数型については、1 次項の係数が正で 2 次項の係数が負であれば、前者が蓄積、

後者が磨耗を示すため、解釈が容易という利点がある。しかし、2 次式のため、上昇局面と下降局面が同じ勾配になるという問題がある。

なお、一般的にパネル・データを使った推定方法では、①固定効果モデルと、②ランダム効果モデルが代表的である。ただし、非線形な式をランダム効果モデルで当てはめようとするれば、シミュレーション法に頼らざるを得なくなり、その結果、モデル選択の判断基準を与えるハウスマン検定を使用できなくなる。この点を考慮し、本レポートでは、固定効果モデルに絞って推定を行った。

具体的には、式(13)のような加法型の個別業種効果を想定し、Within 変換してそれを消去(式 14)した後、非線形パネル GMM (Generalized Method of Moments) を適用した。なお、誤差項は正規分布に従うと仮定している。TFP と実質賃金をともに、関数型を特定しない一般の推計式は以下ようになる。

$$Y_{i,t} = g(A_{i,t}, \beta) + \mu_i + e_{i,t}$$

$Y_{i,t}$  :  $i$  産業の  $t$  時点での TFP、または実質賃金  
 $A_{i,t}$  :  $i$  産業の  $t$  時点での就業者平均年齢 ..... (13)  
 $\mu_i$  :  $i$  産業の個別効果  
 $e_{i,t}$  : 誤差項

これを、Within 変換したものが以下の式である。

$$\hat{Y}_{i,t} = \hat{g}(A_{i,t}, \beta) + \hat{e}_{i,t}$$

但し：

$$\hat{Y}_{i,t} = Y_{i,t} - \sum_t Y_{i,t} / T \quad \dots \dots \dots (14)$$

$$\hat{g}_{i,t} = g_{i,t} - \sum_t g(A_{i,t}, \beta) / T$$

このように、固定効果モデルは、業種ごとに最適なカーブを当てはめようとしたとき、共通して選ばれるシェイプを推定していることになる。3 つの関数型に関する固定効果モデルの推計結果を図表 補論 3-5 に掲載する。

図表 補論3-5：TFP カーブの推計結果、①固定効果モデルと②ランダム効果モデル

TFP カーブ			実質賃金カーブ		
固定効果モデル			固定効果モデル		
	推計値	t 値		推計値	t 値
逆ワイブル型 mu	4.3	(47.8)	逆ワイブル型 mu	4.4	(20.4)
s	48.1	(167.6)	s	45.9	(63.8)
beta	3194.0	(81.8)	beta	117.0	(45.9)
AIC	12,679		AIC	10,686	
ピーク年齢	45.8		ピーク年齢	43.9	
上昇局面平均	2.2		上昇局面平均	5.4	
下降局面平均	-0.6		下降局面平均	-2.3	
Mincer 型 beta	0.25	(16.7)	Mincer 型 beta	0.25	(13.5)
gamma	-0.003	(-15.9)	gamma	-0.003	(-6.2)
AIC	14,819		AIC	11,302	
ピーク年齢	47.3		ピーク年齢	45.4	
上昇局面平均	1.7		上昇局面平均	1.5	
下降局面平均	-1.9		下降局面平均	-2.2	
3次多項式型 b1	328.7	(16.9)	3次多項式型 b1	1.8	(11.9)
b2	-6.88	(-15.7)	b2	-0.03	(-9.0)
b3	0.048	(14.6)	b3	0.000	(2.6)
AIC	12,832		AIC	11,263	
ピーク年齢	43.9		ピーク年齢		
上昇局面平均	9.0		上昇局面平均	4.0	
下降局面平均	0.8		下降局面平均		

出所：経済産業研究所「JIP データベース」  
推計：Credit Suisse



## 第4章 年齢区分でみた労働生産性の推計

神野 真敏

### 【要約】

各年齢区分別の労働生産性を推計し、将来の高齢化が生産性へ及ぼす影響の推計を行った。既存研究との違いは、年齢区分を細分化させ、かつ産業を製造業に限定せず全産業に拡充させたことである。結果は、生産性は40歳代を頂点に、ほぼ逆U字の形状にあり、また、若年層と高年層との比較においては、高年層の方が比較的生产性が高いものとなった。また、年齢構成の変化が将来の生産性に与える影響を、日本の人口推計をもとに推計したところ、団塊ジュニア世代が生産性の最も高い40代に向けて推移する今後10年あまりは、年齢構成によって生産性を高めるような効果が発揮されるが、このような年齢構成による生産性上昇効果も、少子化の影響を受ける労働人口の減少率をカバーし続けるほど大きくはなく、労働量を加味した生産性は、今後10年あまりで現状よりも低下していくことが明らかとなった。

### 1. 年齢区分別労働生産性の推計

(年齢区分別労働生産性に関する論文サーベイ)

本章の目的は、日本の部門別パネル・データを用い、年齢区分別労働生産性の推計を行うことにある。これまで海外の年齢別の労働生産性を推計した論文には、Hellerstein, et al. (1999)、Hellerstein and Neumark(2004)、Dostie (2006)などが、国内の論文においては、川口他(2006)、落合(2008)などがある。

Hellerstein et al. (1999)は、製造業を対象に年齢区分を34歳以下、35-54歳、55歳以上の3区分で推計を行い、35-54歳、55歳以上の生産性が34歳以下に比べて高いことを導いている。Hellerstein and Neumark(2004)では、同じ製造業でサンプル数を増やしたうえで、再度推計を行った。推計結果として、35-54歳の生産性は高く推計されているものの、55歳以上の生産性は34歳以下に比べて逆に低いことを導いた。Dostie(2006)は、全産業を対象に生産性が35-54歳>55歳以上>34歳以下の順番であることを導いている。このように年齢区分の生産性を推計した論文において、35-54歳区分の生産性は、どの研究においても高く推計されているが、高年齢層と若年層に関する順番に関しては、議論の余地がみられる。

一方、日本では、川口他(2006)では、製造業を中心にした事業所レベルのデータを用いて年齢別の労働生産性を推計している。川口他(2006)の分析によると、労働生産性のピークは労働経験年数が20年程度であり、高年齢層の生産性は若年層のそれよりも

高いことが導かれている。実年齢に当てはめると、生産性のピークは40歳代と考えられる。ただし、高年齢層と若年齢層の生産性の大小比較は、軽工業、重化学工業、そして機械工業などに細かく分類したごとに異なる結果を得ている。落合(2008)では、40歳以上と40歳未満で2分割し、生産性の大小関係を比較している。結果として、年齢区分が高いほど生産性が高いことを導いている\*1。

以上の文献より、年齢区分別労働生産性カーブは、年齢が高くなるにつれて生産性は上昇するものの、ある程度以上の年齢に達した以降は、逆に低下することが導かれている。つまり、労働者の年齢区分別労働生産性は、逆Uの形をしていることが推計されている。しかし、若年齢層と高齢層を比較した場合、その大小関係について、意見の一致はみられていない。

これまでの年齢区分と労働生産性に関連した分析の多くは、製造業を中心とした事業所レベルにおける分析が主であった。本研究の目的である日本の中期展望を分析するためには、製造業だけでなく、全産業を含めた分析が必要である。さらに、労働者の年齢区分も3区分だけでなく、より詳細な年齢区分が必要となると考えられる。そこで、本研究では、日本の全産業106部門のデータを用い、マクロの年齢区分別労働生産性の推計を行う。その際、年齢区分を3区分だけでなく、11区分に拡張した分析も行う。推計モデルに関する詳細は第2節で述べる。第3節では用いたデータの詳細を述べ、第4節で推計結果をまとめる。最後に、第5節において、本章のまとめを行う。

## 2. 推計モデルの詳細

(基準となる年齢区分の労働生産性を1とし、その他の年齢区分の労働生産性を相対的に評価する)

本章では部門別のパネル・データを用い、年齢区分別労働生産性の推計を行う。そのためのモデルを、本節にて詳細に述べる。具体的な年齢区分は、先行研究と同様の34歳以下区分、35-54歳区分、そして55歳以上区分の3区分と、15-19歳区分、20-24歳区分、25-29歳区分、30-34歳区分、35-39歳区分、40-44歳区分、45-49歳区分、50-54歳区分、55-59歳区分、60-64歳区分、そして65歳以上の11区分を用いた二通りの推計を行う。

各年齢区分の労働生産性の推計は、明示的なデータがないため、簡単ではない。そこで、推計する生産関数において、労働投入量とは別に、年齢区分別の労働者割合を生産関数に加え、年齢区分による生産への影響を吸収するような形で、生産関数を定義した。つまり、当該年齢区分割合が産出額に影響を發揮するような形の生産関数、具体的には、

$$Y_t^j = A e^{\phi^j} e^{\alpha} K_t^{j\alpha_1} L_t^{j\alpha_2} M_t^{j\alpha_3} Div_t^j P_t^j \quad (1)$$

と仮定した。ここで、 $P_t^j \equiv \exp(a_1(L(1)_t^j / L_t^j)) \exp(a_2(L(2)_t^j / L_t^j)) \exp(a_3(L(3)_t^j / L_t^j))$ であり、 $P_t^j$ は、各年齢区分割合がもたらす影響の積を表している。各変数ともに第t期の第j部門における変数を表し、 $Y_t^j$ は生産額、 $K_t^j$ は物的資本ストック、そして $M_t^j$ は中間

投入財、 $L(i)_i^j$  は第  $i$  番目年齢区分の労働者数を、そして  $L_i^j$  は各部門の労働総数を表している。また  $Div_i^j$  は、労働者の年齢構成における標準偏差であり、年齢構成の散らばり具合を表している。

(1)式における労働者に関する直感的な意味合いは、以下のようになる。本章では、労働者は、年齢区分ごとに生産性が異なっていると仮定している。そのため、労働者がもたらす生産性は、(A)「年齢区分によって異なる部分」と、(B)「年齢区分に係わらず同質な部分」の二つから成り立っていると考えられ、生産関数においては、二つのチャンネルを通じて生産に影響を及ぼすことになる。これら二つのチャンネルが、(1)式では表記されている。つまり、(B)「年齢区分に係わらず同質な部分」は  $L_i^j$  として、(A)「年齢区分によって異なる部分」は各年齢区分割合で表される  $(L(1)_i^j / L_i^j)$  として、(1)式において表現されている。結果として、これら二つの影響の合計が、年齢区分別労働生産性となる。

ここで一人当たりになおして、対数をとると

$$\begin{aligned} \log(y_i^j) = & \log A + \phi^j + \phi t + \alpha_1 \log(k_i^j) + \alpha_3 \log(m_i^j) + \alpha_4 \log(Div_i^j) \\ & + a_1 l(1)_i^j + a_2 l(2)_i^j + a_3 l(3)_i^j \end{aligned}$$

となる。ここで、 $y_i^j$ 、 $k_i^j$ 、そして  $m_i^j$  は、それぞれ労働者一人当たりの産出額、資本量、中間投入量を、そして、 $l(i)_i^j$  は  $l(i)_i^j \equiv L(i)_i^j / L_i^j$  と定義され、総労働者における第  $i$  区分の労働者数の割合を表している。さらに式を整理する際には、資本量、労働量、そして中間投入量に関して、規模に対する収穫一定も仮定している。

第 1 区分の外部性を 1 に基準化すると、下記のように整理される。

$$\begin{aligned} \log(y_i^j) = & \log A + \phi^j + \phi t + \alpha_1 \log(k_i^j) + \alpha_3 \log(m_i^j) + \alpha_4 \log(Div_i^j) \\ & + l(1)_i^j + a_2 l(2)_i^j + a_3 l(3)_i^j \end{aligned} \quad (1')$$

(1')式において、一階の階差をとると、次のようになる。

$$\begin{aligned} \log(y_i^j / y_{i-1}^j) = & \phi + \alpha_1 \log(k_i^j / k_{i-1}^j) + \alpha_3 \log(m_i^j / m_{i-1}^j) + \alpha_4 \log(Div_i^j / Div_{i-1}^j) \\ & + (l(1)_i^j - l(1)_{i-1}^j) + a_2 (l(2)_i^j - l(2)_{i-1}^j) + a_3 (l(3)_i^j - l(3)_{i-1}^j) \end{aligned} \quad (2)$$

次節において、部門別のパネル・データを用い、これら(1')式と(2)式を推計する。そのうえで、年齢区分ごとの労働者割合の生産性を導出する。その際には、推計された(1')式、(2)式において、年齢区分別の生産性を表す、 $a_i$  に注目していきたい。

### 3. データ

データとして用いた区間は、1974-2006 年である。実質産出額、年齢区分別労働者数、実質資本ストック、中間投入額は、JIP2009 データベース (<http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2009/index.html>) を、各年齢区分別の労働時間は『賃金構造基本統計調査』を用いている。記述統計量は、図表 4-1 でまとめてある。

図表 4-1 記述統計量[期間:1973~2006年]

2000年基準 項目	①全データ 106部門		②①から政府関連および、 農業部門を除く90部門		④製造部門だけ 52部門	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
実質産出額(100万円)	6,674,036	8,536,937	6,945,189	8,607,499	4,829,039	4,020,984
実質物的資本量 (100万円)	7,264,914	13,410,683	6,839,714	12,273,533	3,158,643	3,112,755
中間投入額 (100万円)	3,227,131	3,827,012	3,519,570	3,954,001	3,147,602	2,725,256
総労働者数× 労働時間(1000人×時)	103,000	166,000	99,054	170,000	47,486	47,847
15-19歳労働者数(人)	13,809	32,087	14,976	34,403	7,618	11,458
20-24歳労働者数(人)	56,485	101,127	57,938	107,098	24,983	25,019
25-29歳労働者数(人)	63,506	104,195	63,728	108,904	28,063	26,054
30-34歳労働者数(人)	63,056	102,426	63,173	106,918	29,606	29,316
35-39歳労働者数(人)	65,940	107,076	65,705	111,513	32,421	34,067
40-44歳労働者数(人)	69,081	112,595	68,107	116,375	34,671	37,009
45-49歳労働者数(人)	68,637	112,381	66,630	114,495	34,144	36,149
50-54歳労働者数(人)	63,520	104,551	60,549	104,736	30,978	32,726
55-59歳労働者数(人)	51,471	88,415	47,618	86,112	23,566	26,192
60-64歳労働者数(人)	33,499	65,869	28,487	57,184	12,016	15,565
65歳以上 労働者数(人)	37,793	94,445	27,191	63,969	10,551	16,140
労働者の年齢構成 における標準偏差	1,232,956	2,076,906	1,031,002	1,633,209	550,274.2	553,761.6
	3604		3060		1768	

#### 4. 推計結果

(生産性のピークは40代)

最初に、これまでの先行研究との比較を行うため、労働者の年齢区分を34歳以下区分、35~54歳区分、55歳以上区分の3区分で推計を行った。さらに、106部門(JIP108部門のうち、付加価値が帰属家賃に相当する住宅部門と「分類不明」の2部門を除いた)のすべてデータを用いた推計、農業関係・政府関係を除いた90部門(JIP部門番号:72を除く7~97部門)、製造業関係の52部門(8~59部門)の3通りの推計を行った。(1)式の推計結果は、図表4-2にまとめられる。推計は、2方向固定効果モデルで行った。

図表 4-2 2方向固定効果モデル

係数	全データ	農業・政府関係を を除く	製造業関係
定数項	1.283*** (6.452)	-1.276*** (-13.798)	-1.749*** (-6.275)
一人当たり 資本量	0.090*** (6.471)	0.159*** (13.103)	0.046 (2.226)
一人当たり 中間投入量	0.989*** (66.544)	0.653*** (40454)	1.130*** (53.829)
労働人口構成の 標準偏差	-0.158*** (-10.628)	1.88E-08*** (2.783)	0.113*** (5.543)
35歳~54歳 労働者割合	2.246*** (22.139)	1.400*** (8.867)	1.714*** (9.982)
55歳以上 労働者割合	1.919*** (13.216)	1.372*** (10.978)	-0.048 (-0.181)
A.R-squared	0.965	0.966	0.976
D.W.	0.119	0.082	0.201

注) \*\*\* : 1%有意、\*\* : 5%有意を表す、\* : 10%有意を表す。

上記以外に個別固定効果と時点固定効果が推計されるが、省略している。

図表 4-2 によると、3つの推計結果すべてにおいて、ダービンワトソン比が低く、負の系列相関が疑われる。そのため、各推計式において単位根検定を行うと、次のような結果を得た(上付きの添え字は、1→全データ、2→農業関係・政府関係、3→製造業関係の推計を表している)。

$$\Delta e_t^1 = -(4.18E-17) - 0.073e_{t-1}^{1***}$$

(-3.86E-14)                      (-12.641)

$$\Delta e_t^2 = (0.004)^{***} - 0.040e_{t-1}^{1***}$$

(3.570)                              (-15.291)

$$\Delta e_t^3 = -(2.33E-17) - 0.111e_{t-1}^{1***}$$

(-1.44E-14)                      (-10.305)

すべての推計において、負の系列相関があるという帰無仮説を棄却できない。見せかけの相関の推計であることが示された。そこで、再度階差モデルで推計した。推計結果は図表 4-3 でまとめられる。

図表 4-3 より、全データによる推計、農業・政府関係を除くデータによる推計、そして製造業関係のみの推計ともに、おおむね同じような推計結果を得ている。年齢区分により異なる労働生産性に関して、34歳以下を1に基準化しているため、係数の値が1よりも大きいと、当該区分の労働生産性は34歳以下よりも大きいことを意味する。図表 4-2 より、35-54歳区分、55歳以上ともに1より大きく、35-54歳区分を頂点

に、55歳以上、34歳以下の順で小さくなっていることが示されている。また労働者の年齢構成の散らばり具合を表す労働の年齢構成の標準偏差に関しては、有意で負の結果を得ている。これは、労働の年齢構成の散らばりが大きいほど産出額の成長率が低下することを意味している。

図表 4-3 階差モデル

係数	全データ	農業・政府関係を 除く	製造業関係
定数項	0.003** (2.124)	0.002 (1.258)	0.002 (1.556)
一人当たり 資本量	0.088*** (4.742)	0.089*** (4.343)	0.072*** (2.595)
一人当たり 中間投入量	0.625*** (28.624)	0.666*** (30.382)	0.756*** (33.178)
労働人口構成の 標準偏差	-0.149*** (-6.154)	-0.120*** (-4.832)	-0.065** (-2.214)
35歳-54歳区分 労働者割合	1.819*** (15.143)	1.803*** (14.444)	1.828*** (14.116)
55歳以上 労働者割合	1.681*** (10.069)	1.701*** (9.312)	1.703*** (9.178)
A.R-squared	0.602	0.635	0.711
D.W.	1.730	1.729	0.189

注) \*\*\* : 1%有意、\*\* : 5%有意を表す、\* : 10%有意を表す。

クロスセクションの分散不均一性の修正、および White の共分散行列修正を行っている。

34歳以下区分を1に基準化しているため、表からは除かれている。

さらに詳細に年齢区分別の労働生産性を推計するため、5歳刻みの線形階差モデルの推計を行った。結果は、図表 4-4 にまとめられる。図表 4-4 をみると、労働生産性に関して、50-54歳区分の生産性が、両隣の値よりも極端に低い点を除けば、おおむね逆U字の関係にあることが示されている。ところで、農業・政府関係を除くデータによる推計、製造業関係データによる推計において、65歳以上区分労働者割合の係数は有意ではない。これは、15-24歳区分の労働者の生産性と比較して、有意に差がないと考えられる。つまり、65歳以上区分の労働生産性は15-24歳区分と同程度であると言えるであろう。

図表 4-4 5 歳区分の階差モデル

係数	全部門	農業・政府関係 を除く部門	製造業関係 部門
定数項	0.005*** (2.942)	0.005** (2.699)	0.006*** (3.527)
一人当たり 資本量	0.067*** (3.510)	0.066*** (3.071)	0.056* (1.892)
一人当たり 中間投入量	0.619*** (29.107)	0.655*** (29.778)	0.742*** (30.975)
労働者年齢構成 標準偏差	-0.180*** (-7.504)	-0.156*** (-6.089)	-0.093 (-2.757)
25-29 歳区分 労働者割合	1.178*** (6.355)	1.015*** (5.643)	0.778*** (4.403)
30-34 歳区分 労働者割合	1.035*** (6.300)	1.089*** (6.587)	0.851*** (4.863)
35-39 歳区分 労働者割合	1.259*** (7.375)	1.287*** (7.163)	1.428*** (8.266)
40-44 歳区分 労働者割合	2.263*** (12.442)	2.119*** (11.365)	1.962*** (9.271)
45-49 歳区分 労働者割合	2.419*** (13.138)	2.380*** 12.555	2.206*** (11.399)
50-54 歳区分 労働者割合	1.564*** (7.610)	1.390*** (6.552)	1.075*** (4.365)
55-59 歳区分 労働者割合	2.148*** (8.329)	2.137*** (7.946)	1.594*** (6.786)
60-64 歳区分 労働者割合	1.228*** (3.628)	1.225*** (3.013)	1.465*** (4.041)
65 歳以上区分 労働者割合	1.335*** (4.089)	0.442 (0.837)	0.285 (0.504)
A.R-squared	0.621	0.651	0.721
D.W.	1.753	1.758	1.921

注) \*\*\* : 1%有意、 \*\* : 5%有意を表す、 \* : 10%有意を表す。

クロスセクションの分散不均一性の修正、および White の共分散行列修正を行っている。

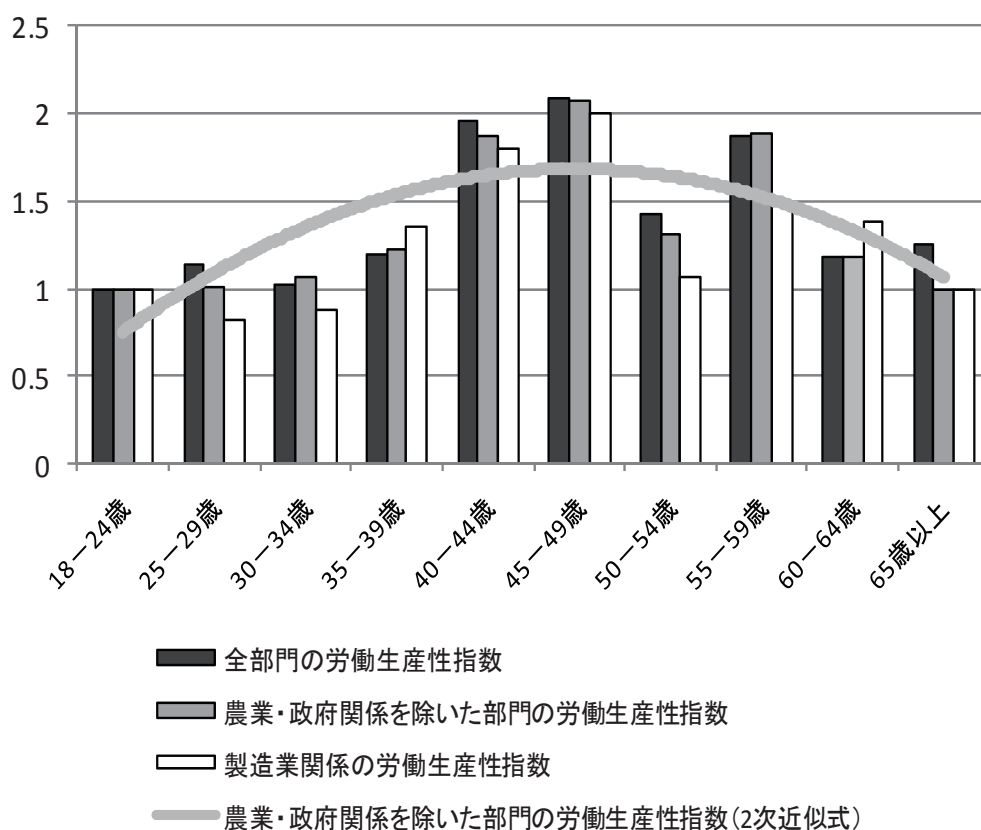
15-24 歳区分を 1 に基準化しているため、表からは除かれている。

図表 4-5 は、5 歳区分の労働生産性に労働分配率を加えた値、つまり労働者の限界生産力を棒グラフとしてまとめたものである<sup>\*2</sup>。すべての推計結果において、限界生産力は 40 代を迎える時期に急激に上昇していることが示されている。以上より、日本においては、労働生産性のピークが 40 代にあり、高齢層も依然生産性は高く、いったん

形成された労働生産性は、簡単には衰退しないことを表していると考えられる。このような労働生産性のピークが40代にある結果は、これまでの先行研究(川口他)と同様であり、整合性が高い。長期・多部門推計によっても、労働生産性のピークが40代で在ることが示されたことになる。

ただし、このように40代の労働生産性が高いのは、企業が長期雇用を念頭に、安定的な雇用環境のもと企業内で教育を充実してきたことも、その要因の一つと考えられる。長期雇用という制度が好ましいかどうかは別として、企業が企業内で教育をしなければ、現状のような40代でも高い労働生産性を維持できるとは限らないであろう。このことには留意する必要がある。

図表 4-5 18-24 歳区分の労働生産性を 1 に基準化した 5 歳区分の労働生産性指数



注) 各年齢区分の推計値に労働分配率を加え、18-24 歳区分が 1 となるように基準化した値

**(政策的な猶予は 10 年あまり)**

次に、社会保障・人口問題研究所による『男女年齢各歳別人口:出生中位(死亡中位)推計』、および総務省 統計局統計調査部国勢統計課労働力人口統計室調べ『労働力調査』をもとにした各年齢区分就業率(1973-2006 年平均)を用い、労働人口構成から生産性への影響に関して将来推計を行った。その結果をまとめたものが、図表 4-6 である。

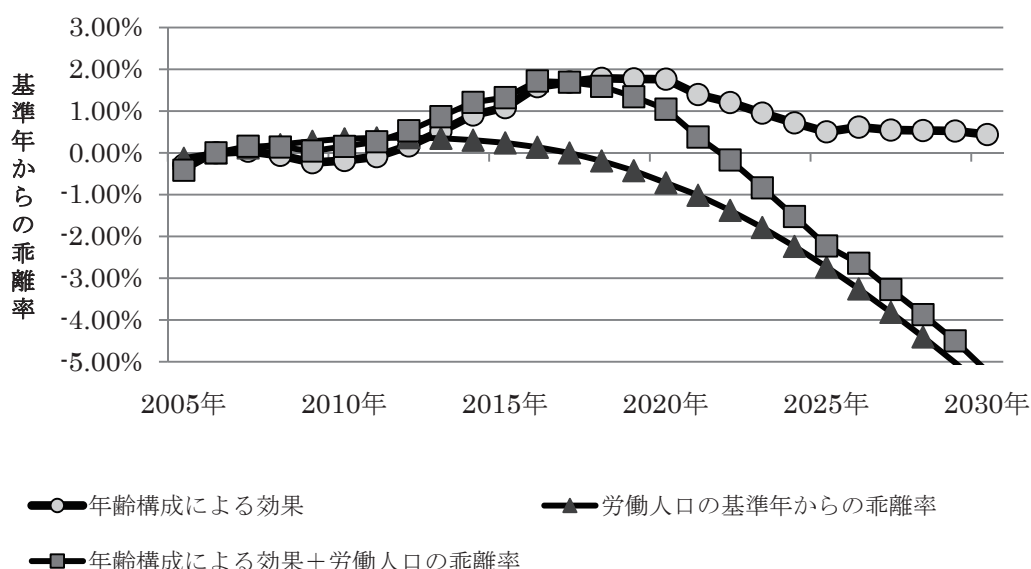


図表 4-6 の縦軸は、今回の推計期間の最終年である 2006 年を基準に、2006 年からの乖離率をそれぞれの変数に対してとっている。図表 4-6 によると、労働人口は少子化の影響を受け 2017 年前後に基準年を下回り、それ以降は下降していく。一方、就業者の年齢構成からもたらされる影響は、団塊 Jr 世代が 40 代を迎える 2015-2025 年においては、比較的高位で推移しているが、その影響も長くは続かず、それ以降は低位で推移する。これら両者を合わせた値が、労働人口とその構成がもたらす生産性への影響と考えられる。この合算値に注目すると、その値は、2020 年前後までは、プラスの値で推移している。

つまり、将来の年齢区分ごとの労働生産性が現状のままであるならば、労働生産性が維持されるのは、2020 年前後までであり、それ以降は現状水準を下回る。今すぐに出産率の回復政策をとり劇的に出生率を回復できたとしても、今年生まれる世代が労働生産性のピークである 40 歳代を迎えるのには少なくとも 40 年を費やす必要がある。2020 年からのほぼ 30 年間は、現状を確実に下回るであろう。時間的な猶予は今後 10 年間である。この 10 年間で、それ以降の 30 年間のために何ができるか、この点を熟考すべきである。

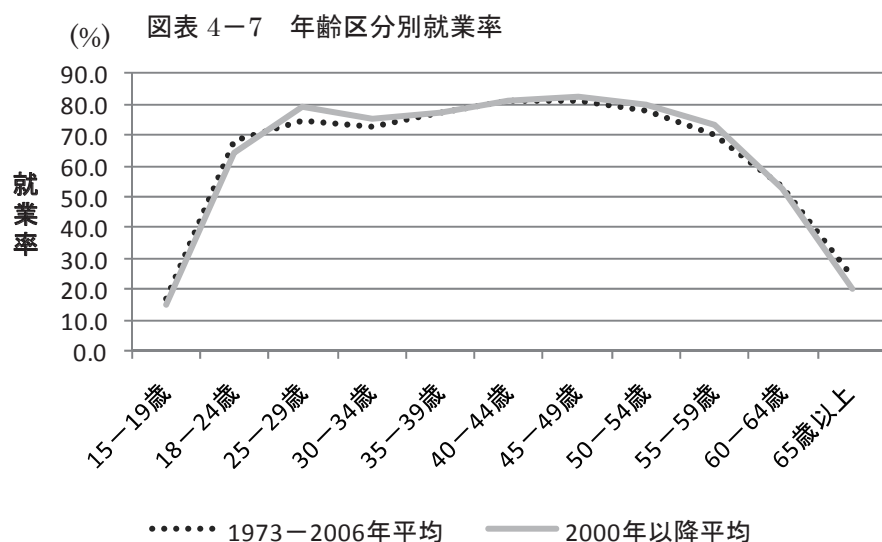
ここで、改めて年齢区分ごとの就業率に対して注目したい。なぜなら、図表 4-6 に用いたデータは、労働人口の推移であり、確実に就業できた場合の値である。これまでと同様に今後も就業できるのであれば、今回の推計結果を将来に応用することができる。しかしながら、過去のデータと現状の傾向との間に乖離が生じている場合、今回の推計結果は意味をなさなくなってしまう。そのためにも、現状はどのようになっているのか、この点を確認する必要がある。

図表 4-6 年齢構成からの影響と労働人口推移による将来推計



注) 社会保障・人口問題研究所、男女年齢各歳別人口:出生中位(死亡中位)推計、総務省 統計局『労働力調査』より作成

前述の総務省 統計局『労働力調査』をもとに、推計に用いた期間 1973—2006 年における年齢区分ごとの就業率の平均値と、2000 年以降における年齢区分ごとの就業率の平均値を図表 4-7 においてまとめた。図表 4-7 が示す通り、若年層と高齢層の就業率において若干の乖離があるものの、これまでの 30 年間で 2000 年以降の最近のデータに関して劇的な変化はない。しかしながら、最近注目されている若年層における正規・非正規の問題に目を移すと、話は一転する。

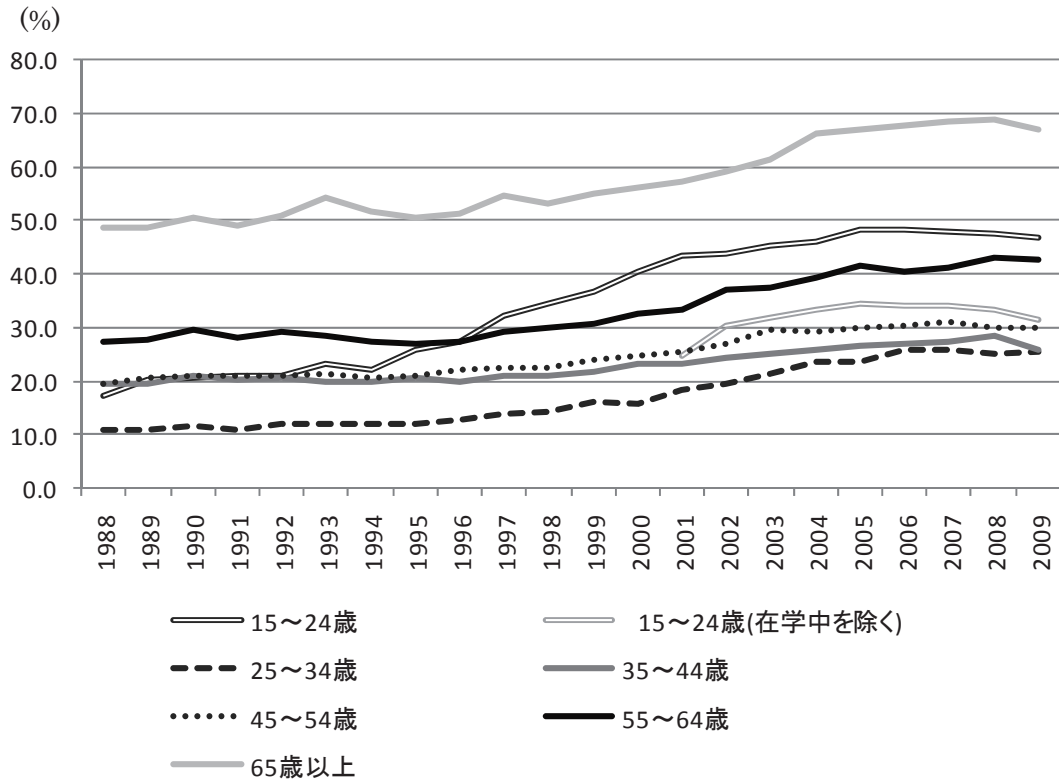


注) 総務省 統計局『労働力調査』より作成

図表 4-8、年齢区分ごとの非正規の職員・従業員率をまとめた。図表 4-8 によると 35-44 歳区分、および 45-54 歳区分の非正規率は、若干の上昇傾向はみられるものの比較的安定的に推移している。しかしながら、若年層、特に 25-34 歳区分の非正規率は、2000 年以降、上昇傾向が顕著に示されている。このことが何を意味しているのか。図表 4-7 と図表 4-8 を合わせて分析することで、若年雇用において就業維持されているものの、その形態が非正規雇用に移っていることが指摘できよう。これは、若年雇用の不安定化を示しているに他ならない。

これまで通りの企業内教育が安定的に維持できるような雇用形態であれば、図表 4-6 が示すように、今後 10 年の政策的な猶予がもたらされる。しかし、図表 4-7 と図表 4-8 が示すように、現状では、若年層において雇用形態の不安定化が進んでいる。不安定な雇用形態のもとでは、十分な企業内教育が形成されると思われない。40 歳代において、生産性の急激な成長が形成されることが今回の推計結果で示されているが、不安定な雇用形態のもとでは、このような効果が示されるとは限らないのではないかと。このことには留意が必要である。

図表 4-8 非正規の職員・従業員率



注) 総務省 統計局『労働力調査』より作成

以上のような分析を踏まえ、今後の政策について簡単に触れておきたい。少子高齢化、若年雇用の悪化という現状において、人口水準の回復を図るために出生率を回復する政策の強化はもちろん、少なくとも現状の労働生産性を確保するために、企業が若年労働者の雇用促進を推進し、さらには企業内教育の充実が図れるような安定した雇用環境を測れるような政策の強化が必要である。そして、労働面からの影響により、生産性の向上が見込まれる今後 10 年間の間で、その後の人口水準減少の影響を埋め合わせるためにも、労働生産性が比較的高く維持されている高齢労働者を積極的に活用する土壌を作るべきではないだろうか。この点を強調して最後としたい。

## 5. まとめ

本章では、日本の長期パネル・データを用い、年齢区分別の労働生産性の推計を行った。日本における労働者の労働生産性のピークは、40 歳代であった。また高齢者の労働生産性は、若年者よりも高く、いったん形成された労働生産性は、簡単には衰退しないと考えられる。将来の人口推計より、40 歳代労働人口の割合が現状よりも下回るのは 2020 年前後であり、今後 10 年間に於いて、労働生産性を回復するような政策を積極的にとる必要がある。それには、出生率を回復する政策と企業内教育の強化、

さらには、今後 10 年間で、高齢労働者の積極的に活用する環境を整えることが考えられるであろう。

本章の分析は、比較的限られたデータを用いて推計を行っている。本来は、学歴別・男女別など、より詳細に区別して推計を行うべきである。これら留意すべき点は多々あるものの、近い将来に対して労働人口の構成が与える影響を分析には意義があるものと考えている。

## 【注】

\*1 生産性と賃金との乖離に関するこれまでの文献のサーベイについて、詳しくは本研究報告書の第 2 章を参考にされたい。

\*2 有意な結果を得られなかった農業・政府部門を除く推計、および製造業関係における 65 歳以上区分の労働生産性の値には、基準である 15-24 歳区分の値 1 を用いている。製造業関係において、25-29 歳区分、30-34 歳区分の基準年齢区分 15-24 歳区分に対する相対的な低下が見られている。他の推計結果に関しても言えることであるが、今回の推計では、学歴・男女の区別を行っていない。単純に年齢区分だけの差である。そのため、年齢区分以外の影響が表れたと考えられる。

## 【参考文献】

Dostie, B(2006), “Wages, Productivity and Aging,” IZA Discussion Paper No. 2496.

Hellerstein, J. K., D. Neumark, and K. R. Troske(1999), “Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations,” *Journal of Labor Economics*, vol. 17, no. 3, p. 409–446.

Hellerstein, J. K. and D. Neumark(2004), “Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set,” *NBER Working Paper*, No. 10325.

落合勝昭(2008)、「生産性向上のカギはどこに—性、学歴、勤続年数による分析」、『明日の日本を作る人的資本—新たな雇用・育成システムを問う』(第 2 章)、p. 29–47.

川口大司・神林龍・金榮愨・権赫旭・清水谷諭・深尾京司・牧野達治・横山泉(2006)、「年功賃金は生産性と乖離しているか—工業統計調査・賃金構造基本調査個票データによる実証分析—」 *Hi-Stat Discussion Paper Series*, No.189.

## 第5章 高齢化と若年雇用：その連関の再検討

太田 聰一

### [要約]

既存中高年雇用者の雇用維持のために、若年の雇用機会が失われていると指摘されている。本分析では、若年雇用の問題を考える際に、その「入職率」だけに注目するのではなく、実質的な若年雇用の増加を表す、若年の「純入職率(=入職率-離職率)」、あるいは「雇用成長率(=(今年の若年雇用者数-前年)/前年の若年雇用者数)」に注目した。純流入率の分析からは、企業は適正な年齢構成を目指して人員を調整している可能性があること、また、産業パネル・データ分析からは、年齢構成が中高齢に傾いているほど若年雇用成長率が高い傾向にあること、中高年比率が高い産業では中高年の雇用削減が実際に行われていることなどが示された。つまり、日本企業では過剰な労働者タイプについては削減し（あるいは増加を抑制し）、不足した労働者タイプについては補強する（あるいは減少を抑制する）戦略を採用していたことになり、最適な労働者構成が存在する場合の利潤最大化に適った行動原理を取っていることになる。

### 1. はじめに

経済学の教科書的な世界、すなわち完全競争的な世界では、長期にわたる失業は発生しない。なぜならば、失業の存在は労働市場における超過供給を意味しており、それはすでに雇用されている人の賃金を押し下げる圧力になる。賃金さえスムーズに下落すれば、企業の労働需要は高まって、失業者は最終的に就職先を見つけることができる。ところが現実の経済では、教科書的な世界のように情報は完全ではないし、賃金も硬直的な場合が多い。そのときには、「仕事の割り当て現象」が発生しやすくなる。すなわち、仕事を求める人々の中で、仕事を得ることができる労働者と仕事を得ることができない労働者が発生する。

もちろん、一口に「仕事」といっても様々であり、割り当て現象の生じやすいものと生じにくいものがある。比較的単純な業務で、世間相場で賃金水準が定まっているような仕事では、「割り当て」は発生しにくい。そのような仕事で労働の超過供給が生じれ

ば、相場賃金が切り下がって調整が行われる。その一方で、企業内でスキルを高めていくことが要請される仕事（そしてしばしば高い賃金が用意される仕事）においては、賃金水準が世間相場とリンクする程度は小さくなる。そして、人々の間では低い賃金を受け入れる用意のある人から採用されるという「賃金競争」よりも、より優秀な人材あるいはその候補者が仕事を得るといふ「仕事競争」が重要になってくる。こうした見方は、Thurow（1975）のいわゆる「仕事競争モデル」に端的に表現されているが、多くの人の直感にも合うものであろう。

もしも現実の労働市場において、「割り当て」が広範に行われているときには、労働者間で仕事の取り合いが生じてしまう。すなわち、「仕事の空き」に誰かが採用されれば、他の候補者はその分だけ就業機会を失ってしまう。学歴間の競争を例にとれば、大企業のホワイトカラー職の多くは高学歴の労働者によって占められてしまうが、そのために学歴の低い労働者はそうした仕事から弾き飛ばされてしまう。その意味で、大企業のホワイトカラーの仕事においては、低学歴労働者の雇用機会が高学歴の労働者によって置き換えられている。

こうした推論を世代間に拡張すれば、中高年が「良い仕事」を占拠しているようなときには、新卒の若者がそうした仕事を見つけることが困難になってしまうという可能性が生じうる。とくに、日本企業では従業員雇用維持を重要視しているために、不況になっても、できるだけ解雇を避けようとする傾向が強い。そのために人員調整は採用の絞り込みという形で集中的に行われることになり、その影響を強く受けるのが、新卒者を中心とする若年層である。

玄田（2004）は、中高年による若年の雇用機会の置き換えを「置換効果仮説」と呼び、詳細な実証分析を行った。事業所レベルのデータを用いて、高い年齢構成の事業所ほど若年の雇用機会が失われることを明らかにしたこの研究は、現在でも大きなインパクトをもっている。

本稿では、玄田（2004）とは異なった角度から、「置換効果仮説」の再検討を行ってみたい。いくつかの異なった公刊データを用いて、若年の雇用機会と中高年比率との関連を分析する。

## 2. 分析の視点

新規採用の抑制は、不況期において日本企業が実施する雇用調整の常套手段であり、整理解雇に優先して実施されていることはよく知られている。新規採用を抑制すれば、定年退職やその他の離職で人数の自然減が見込めるので、雇用水準を低下させることが可能となる。新規採用の主軸は新卒者などの若年者であるから、不況下では若年採用の落ち込みが著しくなる。

このような企業行動は、統計的にも確認されている。例えば太田（2009）は、「雇用動向調査」から得た採用者数の産業別・時点別データを用いて、年齢計の採用の増減が、年齢層別の採用の増減にどのように結びついているかを調べた。その結果、1%の採用総数の減少は、15-19歳の採用を1.5%、20-24歳の採用を1.1%下落させるのに対して、40-44歳の採用は0.8%程度の低下にとどまることが明らかになった。

雇用成長（入職者数－離職者数）について類似の推計を行ったところ、年齢計の雇用が1人減少するときには、15-19歳の雇用が0.16人、20-24歳の雇用が0.18人減少していたのに対して、40-44歳の雇用は0.06人程度の減少に過ぎなかった。

こうした状況を生み出す理由はいくつか考えられるが、日本企業では既存の従業員の雇用を守るために、若年採用が抑制される傾向があると考えられる。しかし、前節で述べた「置換効果仮説」は、このような話にとどまらない。さらに進んで、従業員の年齢構成の高齢化が、若年採用を抑制するというストーリーになっている。もしもこのような「置換効果仮説」が成立しているならば、労働力人口の高齢化が進む日本においては、若年層の雇用機会の減少が今後も危惧される。実際、玄田（2004）によれば、45歳以上の労働者比率が高い事業所においては、新卒・中途ともに採用がより強く抑制される傾向が検出されている。ただし、労働力人口の高齢化が実際にどれほど若者雇用に減少させたかという点については、まだ論じなければならないポイントが残されている。

第1に、分析する指標の問題がある。これまでの分析では、各事業所の新卒者予定採用率や若年層の実際の採用率などが注目されてきた。これらはたしかに重要な指標であるが、あくまで指標のひとつであることに注意する必要がある。というのも、ある会社で1年間に若者の雇用が実際に増えるためには、その一年間における採用が離職を上回る必要がある。いくら若者を採用しても、採用した以上に離職者がいると、若者の実際の雇用は失われていく。したがって、若年採用率よりも雇用成長率の方が、より重要な指標であるという議論も成り立つだろう。

若年の雇用成長率と年齢構成の関係を見ることで、企業における最適年齢構成の問題にも焦点を当てることも可能となる。かりに企業が自社にとって最適な年齢構成を達成することをひとつの目標としているならば、中高年が過剰な企業では若年を採用し（あるいは中高年を削減する）、若年が多い企業では中高年を外部から補充するという行動がありえるだろう。その場合、年齢構成が雇用成長に及ぼす影響は、「置換効果仮説」と全く逆になる。

第2に、企業あるいは事業所レベルでの若年採用の指標と年齢構成との関連性についてさらに吟味すべき点がある。企業の平均年齢が上昇すると、企業内での若年層が相対的に減少する。その結果、若年者の離職者は全体に減ることになる。もしも企業が採用の際に「離職者の補充」という行動原理を有しているならば、少なくなった若年者の離職に応じて若年者の採用も少なくなるかもしれない。そうであれば、平均年齢が及ぼす影響の一部は、離職者の年齢構成を反映したものである可能性が生じる。

第3に、高齢化した企業で実際に若年採用が手控えられているとしても、そのロジックが実証的に明瞭に明らかにされているわけではない。若年労働と代替的な固定的な生産要素があつて、そうした生産要素が増大すれば、若年雇用にマイナスの影響をもたらすだろう。しかし、それは45歳以上の中高年に限ったわけではなく、30代あたりの壮年層も若年との代替が問題となりうる。しかし、これまでとくに中高年に分析の焦点が当たってきたのは、日本における解雇の困難さと年功的な賃金制度が相まって、中高年の高い賃金コストが若年の採用意欲に影響を与えると考えられたからである。本当に中高年の賃金コストが規定要因として重要ならば、もっとも賃金水準が高くなる年齢層が企業内で占めるシェアや、企業の支給する賃金総額のうちで中高年に振り向けられている部分の割合などが、若年採用に影響を及ぼすはずである。この点は実証的に明らかにされねばならないだろう。

以下では、これらのポイントを考慮しつつ、中高年と若年の代替関係をデータで再吟味する。本来ならば、企業ごとに従業員の年齢構成や賃金水準を長期間収集したデータを入手することが望ましいが、そうしたデータを得ることは難しい。よって、ここでは産業レベルの公開データを用いた分析を行うことにする。

### 3. 実証分析

#### (1) 「雇用動向調査」を用いた分析

最初に「雇用動向調査」(厚生労働省)を用いた分析を行う。この調査は、入職者と離職者の情報が豊富であり、こうした問題の検討に適したデータと言える。本稿が利用するのは、産業中分類別の年齢階級別入職者数、離職者数および雇用人数である。データの期間は、1994年から2003年までである。2004年以降のデータは、日本標準産業分類の改訂が適用されたことにより、データの連続性が確保できなくなったために用いていない。また、継続的にデータとして用いることのできる産業に限定しているために、通常の産業中分類よりも産業数は少なくなった。その結果、31産業×10年間のサンプルで分析することにした。

最初に考察すべき問題は、産業の年齢構成が当該産業の若年層の入職率に及ぼす影響である。ここで「若年入職率」は「(15-29歳の入職者数)÷(労働者総数)」として定義されている。産業全体の労働者数に比して、どれだけ若年採用が活発であるかを示す指標であり、これが被説明変数となる。主要な説明変数は産業の年齢構成であるが、これについては①労働者総数に占める30歳以上の比率、②労働者総数に占める45歳以上の比率、③労働者総数に占める55歳以上の比率、④平均年齢<sup>\*1</sup>、の4種類を考察する。それに加えて、産業ダミーおよび年ダミーを導入する。推定方法は産業別労働者数



でウェイト付けた最小自乗法である。

推定結果が図表 1 に示されている。推定式 (1) ~ (4) は、説明変数に被説明変数と同時点の年齢構成の指標を導入した結果である。すなわち、被説明変数の「若年入職率」は 1 月から 12 月までの入職者数を合計して、それを 6 月末日の労働者数で除したものであるが、ここで説明変数に用いたのは、その同じ 6 月末日時点の年齢構成である。30 歳以上比率は 1%水準で有意にマイナスとなっており、45 歳以上比率や平均年齢も有意にマイナスである。すなわち、年齢構成の高い産業では若年入職率が低く、「置換効果仮説」に合致した結果となった。ただし、55 歳以上比率はマイナスであるものの有意ではない。

興味深い事実は、45 歳以上比率よりも 30 歳以上比率の方が統計的な有意性が高いことである。ひとつの解釈としては、若年の入職フローの大きさが年齢構成を変化させるという、逆因果が発生したということである。その場合、30 歳以上比率の方が 45 歳以上比率よりも若年入職フローによる影響を受けやすいと考えられる。そこで、この問題に対処するために、前年 6 月の年齢構成を用いる推計を行うことにした。結果は図表 1 の推定式 (5) ~ (8) にある。総じて係数の値の絶対値は推定式 (1) ~ (4) に比べて小さくなっている。そして有意なものは、30 歳以上比率と平均年齢のみになる。この場合にも、45 歳以上比率が 30 歳以上比率よりも有意性が低くなっている。したがって、この分析からは、中高年の雇用維持のために若年が犠牲になっているという明確な証拠は得られなかった。

では、30 歳以上比率や平均年齢の効果として何か他に考えうるだろうか？若年が多い産業においては、その分離職も多くなる。若年の離職に対して若年の採用で補充することが多いならば、若年比率の高い産業で若年採用率が高くなってもおかしくはない。この仮説を検討するために、前年年齢構成に加えて、「前年の 15-29 歳の離職比率 (15-29 歳の離職率が労働者総数に占める比率)」を説明変数に加えてみた結果が、推定式 (9) ~ (12) である。いずれの場合にも、若年離職比率はプラスとなっており、30 歳以上比率を年齢構成の説明変数としたときを除いては、5%水準以内で統計的に有意である。そして、この変数を導入したことによって、30 歳以上比率の係数は 3 分の 2 ほどに低下し、平均年齢の係数は有意ではなくなった。よって、年齢構成の高い産業において若年採用率が低いことの背景には、年齢構成の高い産業では若年離職者が少ないために、その補充のための若年採用が少ないという理由もあると考えられる。

図表5-1 若年入職率の推定結果(「雇用動向調査」に基づく)

	(1)	(2)	(3)	(4)
30歳以上比率(同時点)	-0.304 *** (0.056)			
45歳以上比率(同時点)		-0.165 *** (0.058)		
55歳以上比率(同時点)			-0.071 (0.102)	
平均年齢(同時点)				-0.010 *** (0.002)
決定係数	0.922	0.888	0.882	0.909
F	75.82	58.76	62.07	57.19
サンプルサイズ	310	310	310	310
	(5)	(6)	(7)	(8)
30歳以上比率(前年)	-0.189 *** (0.055)			
45歳以上比率(前年)		-0.075 (0.076)		
55歳以上比率(前年)			-0.046 (0.087)	
平均年齢(前年)				-0.005 ** (0.002)
決定係数	0.895	0.883	0.882	0.887
F	69.52	63.44	62.99	69.01
サンプルサイズ	310	310	310	310
	(9)	(10)	(11)	(12)
30歳以上比率(前年)	-0.127 * (0.065)			
45歳以上比率(前年)		-0.009 (0.074)		
55歳以上比率(前年)			0.019 (0.077)	
平均年齢(前年)				-0.001 (0.002)
若年離職比率(前年)	0.226 (0.144)	0.370 *** (0.134)	0.379 *** (0.129)	0.337 ** (0.143)
決定係数	0.898	0.894	0.894	0.895
F	69.98	64.99	63.94	67.24
サンプルサイズ	310	310	310	310

(注)説明変数にはこれ以外に産業ダミーおよび年ダミーが加えられている。推定方法はウェイト付き最小自乗法で、ウェイトは産業別労働者数。不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。( )内は標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

この節の最後に、若年の雇用成長を表すものとして、「若年採用率から若年離職率を差し引いたもの」を「若年雇用成長率」と定義して、それを被説明変数とした分析を行う。前節でも述べたように、若年の雇用機会は定着を伴ってこそ安定したものとなるので、このような純流入率も重要な指標となりうる。なお、年齢構成は前年のものを用いることにする。推定結果は図表2にある。興味深いことに、年齢構成の係数はすべてプラスであり、30歳以上比率では10%水準ではあるものの、統計的に有意となっている。30歳以上比率が高いことは若年が少ないことを意味するので、解釈としては、「若年が

少ない産業では若年を積極的に受け入れている」ということになろう。太田（2009）では、同じく産業別のデータを用いた実証分析から、離職者の年齢構成と入職者の年齢構成には正の相関が検出されることを指摘している。ここで得られた結論は、企業は最適な年齢構成を目指して人員を調整している、という仮説と整合的である。

図表5-2 若年純流入率の推定結果（「雇用動向調査」に基づく）

	(1)	(2)	(3)	(4)
30歳以上比率(前年)	0.211 * (0.123)			
45歳以上比率(前年)		0.130 (0.144)		
55歳以上比率(前年)			0.125 (0.176)	
平均年齢(前年)				0.007 (0.005)
決定係数	0.361	0.348	0.346	0.355
F	4.3	4.5	4.53	4.28
サンプルサイズ	310	310	310	310

(注)説明変数にはこれ以外に産業ダミーおよび年ダミーが加えられている。推定方法はウェイト付き最小自乗法で、ウェイトは産業別労働者数。不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。( )内は標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

## (2) 「賃金構造基本統計調査」を用いた分析

ひとつのデータから得られた結論だけでは、必ずしもその結果の頑健性は保証されないだろう。また、「雇用動向調査」はパートやアルバイトを含んでいるので、そうした労働者を除いた一般労働者のケースも知りたいところである。さらに、若年の雇用機会と賃金構造との間に関連性が認められるかどうかも重要な論点であり、できれば年齢別の賃金が得られる統計が望ましい。そうした要請に最も応えるのが、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」である。本節では、このデータを活用した分析を行う。

ここでも、産業中分類のデータを時系列でプールしたものをデータセットとする。期間は1991年から2003年までで、一般労働者（民公計）のデータである。用いた産業数は57であり、それが13年間なのでサンプルサイズは741となる。まず、被説明変数として「雇用成長率」を使う。具体的な定義は、「(今年の若年雇用者数－前年の若年雇用者数)÷前年の若年雇用者数」である。まず、前節と同様に年齢構成、産業ダミー、年ダミーを説明変数として用いた推計結果を検討する。

結果は図表3の推定式(1)～(4)にある。30歳以上比率、45歳以上比率、平均年齢は1%水準、55歳以上比率は10%の有意水準でプラスの符号となっている。ここでも、年齢構成が高いほど若年雇用成長率が高いという結果が出た。前節の「雇用動向調査」における純流入率と整合的な結果である。

ここではさらに賃金構造の影響について検討を行う。年功的な賃金カーブをもつ企業では、中高年の雇用を維持するためにはかなりの人件費が必要となる。したがって、他の条件が同じであれば、賃金カーブが年功的な企業（産業）ほど若者の雇用機会が小さくなる可能性が生じる。そこで、「45-50歳の賃金と20-24歳の賃金の比率」を「賃金傾斜」の指標として、説明変数に導入することにしたい。ここで賃金としては、「決まって支給する現金給与額」に「年間賞与その他特別支給額」の12分の1を加えたものを利用する。さらに、「賃金総額に占める45歳以上に対する支給額の割合」も計算し、「中高年への支給額比率」という変数として導入する。推計結果は、図表3の推計式(6)～(10)に示されている。

図表5-3 若年雇用成長率の推定結果(「賃金構造基本統計調査」に基づく)

	(1)	(2)	(3)	(4)		
30歳以上比率(前年)	0.785 *** (0.175)					
45歳以上比率(前年)		1.119 *** (0.264)				
55歳以上比率(前年)			0.728 * (0.389)			
平均年齢(前年)				0.036 *** (0.008)		
決定係数	0.317	0.318	0.292	0.324		
F	3.69	3.6	3.35	3.65		
サンプルサイズ	741	741	741	741		
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
30歳以上比率(前年)	0.787 *** (0.173)					
45歳以上比率(前年)		1.117 *** (0.260)				1.192 *** (0.343)
55歳以上比率(前年)			0.724 * (0.389)			
平均年齢(前年)				0.036 *** (0.008)		
賃金傾斜(45-50歳賃金の対20-24歳比)(前年)	-0.001 (0.009)	0.001 (0.009)	0.004 (0.009)	-0.002 (0.009)		
賃金総額に占める45歳以上のシェア(前年)					0.570 *** (0.215)	-0.073 (0.257)
決定係数	0.317	0.318	0.293	0.324	0.300	0.318
F	3.76	3.76	3.62	3.74	3.61	3.69
サンプルサイズ	741	741	741	741	741	741

(注)説明変数にはこれ以外に産業ダミーおよび年ダミーが加えられている。推定方法はウェイト付き最小自乗法で、ウェイトは産業別労働者数。不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。( )内は標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

「賃金の年功度(=賃金傾斜)」については、どの年齢構成の指標の場合でも全く有意ではない。また、「中高齢への支給額比率」は単独で導入すればプラスとなり、45歳以上比率の変数とともに導入した場合にはマイナスであるものの有意ではなくなる。よって、年功的な賃金スケジュールが若年の雇用機会にマイナスの影響を及ぼしているという証拠は検出されなかった。

### (3) 「JIP データベース」を用いた分析

ここでは経済産業研究所提供の「JIP データベース 2009」に基づいて、雇用成長率と年齢構成との関連を調べる。このデータベースは、1970年から2006年にかけての部門別全要素生産性(TFP)を推計するために必要な、資本サービス投入指数と資本コスト質を考慮した労働投入指数と労働コスト、名目および実質の生産・中間投入、TFPの上昇率を計算した成長会計の結果、などの年次データから構成されている。

このデータベースを利用するメリットは、第1に、産業区分が比較的細かく、データ数の拡大が見込めることがある。公的部門や、民公混在の部門をすべて取り除いても89産業のデータを得ることができる。就業者数のデータは、総務省統計局の「国勢調査」をベースにしているが、「国勢調査」が実施されていない年については、総務省統計局「労働力調査」などの情報を用いて推計されたものとなっている。第2に、部門別の資本ストックや職業別就業者数、男女別就業者数、パートタイム労働者数などの情報を利用して、多くの要因をコントロールすることで、より正確な年齢構成の効果を測定することが可能となる。

被説明変数は前節と同様に「若年雇用成長率」である。説明変数も年齢構成はこれまでと同様に導入する。その他には、前年職種別労働者構成比(5職種)、前年女性比率、前年パートタイム労働者比率(いずれも5年毎なので中間年は線形補完)、資本ストック成長率、部門ダミー、時点ダミーを導入する。推定方法はこれまでと変わらない。データは1991年から2006年までの16年間でサンプルサイズは1424である。

推定結果が図表4にある。推定式(1)～(4)は部門ダミーと時点ダミー以外は年齢構成変数のみを導入した結果である。30歳以上比率と平均年齢が1%水準で有意にプラスであるほかは、45歳以上比率と55歳以上比率は有意ではないがプラスである。これに、「前年職種別労働者構成比(5職種)」、「前年女性比率」、「前年パートタイム労働者比率」を加えた結果が、推定式(5)～(8)である。これらの変数の導入によって30歳以上比率と平均年齢の係数が大きくなっていることがわかる。また、パートタイム労働者比率の係数が一貫して有意にプラスとなっており、パートタイム労働者が多い部門で若年雇用が伸びたことが判明する。さらに資本ストック成長率を加えた推定式(9)～(12)からは、資本ストックの伸びと若年雇用成長率がプラスの強い相関を示すことがわかる。

図表5-4 若年雇用成長率の推定結果(「JIPデータベース」に基づく)

	(1)	(2)	(3)	(4)
30歳以上比率(前年)	0.259 *** (0.071)			
45歳以上比率(前年)		0.020 (0.092)		
55歳以上比率(前年)			0.006 (0.096)	
平均年齢(前年)				0.008 *** (0.003)
決定係数	0.628	0.618	0.618	0.623
F	14.16	14.09	14.35	14.36
サンプルサイズ	1424	1424	1424	1424
	(5)	(6)	(7)	(8)
30歳以上比率(前年)	0.561 *** (0.084)			
45歳以上比率(前年)		0.099 (0.100)		
55歳以上比率(前年)			0.026 (0.097)	
平均年齢(前年)				0.016 *** (0.003)
職種構成比(専門・技術、前年)	0.101 (0.174)	0.034 (0.190)	0.022 (0.189)	0.079 (0.185)
職種構成比(管理、前年)	1.311 *** (0.313)	0.505 (0.314)	0.407 (0.289)	1.010 *** (0.317)
職種構成比(事務、前年)	0.155 (0.206)	-0.199 (0.236)	-0.198 (0.239)	-0.061 (0.216)
職種構成比(販売、前年)	-0.162 (0.167)	-0.122 (0.172)	-0.124 (0.174)	-0.154 (0.172)
職種構成比(サービス、前年)	0.411 ** (0.161)	0.094 (0.174)	0.084 (0.180)	0.194 (0.160)
女性比率(前年)	0.003 ** (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
パート比率(前年)	0.002 *** (0.001)	0.002 (0.001)	** 0.002 (0.001)	** 0.002 *** (0.001)
決定係数	0.656	0.628	0.628	0.642
F	16.3	14.4	14.53	15.48
サンプルサイズ	1424	1424	1424	1424

ここでもやはり、若年が少ない産業では若年雇用を増やしていることが確認された。

図表5-4(続き)

	(9)	(10)	(11)	(12)
30歳以上比率(前年)	0.540 *** (0.091)			
45歳以上比率(前年)		0.137 (0.089)		
55歳以上比率(前年)			0.094 (0.094)	
平均年齢(前年)				0.017 *** (0.003)
資本成長率	0.320 *** (0.059)	0.339 *** (0.070)	0.341 *** (0.072)	0.346 *** (0.065)
職種構成比(専門・技術、前年)	-0.021 (0.167)	-0.087 (0.183)	-0.102 (0.182)	-0.046 (0.177)
職種構成比(管理、前年)	1.009 *** (0.350)	0.256 (0.336)	0.120 (0.316)	0.747 ** (0.345)
職種構成比(事務、前年)	0.169 (0.201)	-0.172 (0.241)	-0.172 (0.247)	-0.027 (0.217)
職種構成比(販売、前年)	-0.106 (0.157)	-0.064 (0.162)	-0.071 (0.165)	-0.097 (0.162)
職種構成比(サービス、前年)	0.337 ** (0.157)	0.030 (0.168)	0.002 (0.173)	0.132 (0.154)
女性比率(前年)	0.002 * (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
パート比率(前年)	0.002 *** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.002 ** (0.001)	0.002 *** (0.001)
決定係数	0.677	0.651	0.651	0.666
F	17.45	14.97	15.04	16.69
サンプルサイズ	1424	1424	1424	1424

(注)説明変数にはこれ以外に部門ダミーおよび年ダミーが加えられている。推定方法はウェイト付き最小自乗法で、ウェイトは産業別労働者数。不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。( )内は標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

#### (4) 中高年の雇用成長率

では逆に、産業あるいは部門の高齢化は、中高年の雇用にどのような影響を及ぼしたのでしょうか？今度は、被説明変数に「45歳以上の労働者の雇用成長率」をとって、同じように分析してみることにする。若年が少ない産業で若年をより増やしていたならば、中高年の多い産業ほど中高年の雇用削減を行っていてもおかしくない。そこで、「賃金構造基本統計調査」および「JIPデータベース」において、説明変数を年齢構成と産業・部門ダミーおよび年ダミーに限定した回帰分析を行うことにした。期間や推定方法は前と変わらない。

図表5が推定結果を示している。推定式(1)～(3)は、「賃金構造基本統計調査」を用いた推計結果である。年齢構成の効果は、30歳以上比率が有意でないマイナス、45歳以上比率が1%有意でマイナス、55歳以上比率が5%有意でマイナス、平均年齢

も 5%有意でマイナスであった。また、推定式 (4) ~ (6) は、「JIP データベース」を用いた推計結果であるが、30 歳以上比率が 10%有意でプラスであるものの、45 歳以上比率が 1%有意でマイナス、55 歳以上比率も 1%有意でマイナス、平均年齢は有意でないもののマイナスであった。これらの結果から、中高年比率が高い産業では、中高年の雇用削減が実際に行われていることが判明した。

図表5-5 中高年(45歳以上)雇用成長率の推定結果

「賃金構造基本統計調査」	(1)	(2)	(3)	(4)
30歳以上比率(前年)	-0.167 (0.149)			
45歳以上比率(前年)		-0.624 *** (0.203)		
55歳以上比率(前年)			-0.579 ** (0.276)	
平均年齢(前年)				-0.013 ** (0.007)
決定係数	0.227	0.240	0.233	0.232
F	3.02	3.07	3.19	2.94
サンプルサイズ	741	741	741	741
「JIPデータベース」	(5)	(6)	(7)	(8)
30歳以上比率(前年)	0.085 * (0.050)			
45歳以上比率(前年)		-0.186 *** (0.070)		
55歳以上比率(前年)			-0.223 *** (0.073)	
平均年齢(前年)				-0.001 (0.002)
決定係数	0.613	0.615	0.617	0.611
F	14.06	14.3	14.91	13.86
サンプルサイズ	1424	1424	1424	1424

(注)説明変数にはこれ以外に産業(部門)ダミーと年ダミーが加えられている。推定方法はウェイト付き最小自乗法で、ウェイトは産業別労働者数。不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。( )内は標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

#### 4. まとめを代えて

前節では、若年者の雇用成長率を推計することで高齢化が若年採用に及ぼす影響を分析した。その結果は、1990年代以降、若年が少ない産業では若年の雇用成長率が高く、中高年が多い産業では中高年の雇用成長率が低いというものであった。すなわち日本企業では、過剰な労働者タイプについては削減し(あるいは増加を抑制し)、不足した労働者タイプを補強する(減少を抑制する)という戦略を採用していたことになり、最適な労働者構成が存在する場合の利潤最大化行動原理にかなったものと言える。



こうした結果は、「置換効果仮説」と整合していないように見えるが、一概にそれを否定するものでもない。そもそも「置換効果」は2つの効果を構成要素にしていると思われる。第1は、すでに正社員としての雇用契約を済ませたインサイダーが増えれば、若年の新規採用の枠が少なくなるという効果であり、第2は、そうした新規採用の阻害効果は年齢構成が高い企業の方が大きくなるというものである。2つ目に効果があつてこそ、中高年比率の上昇が若年の新規採用を抑制するという結論が得られる。前者については、実際に中高年の雇用維持をはかったために若年の採用に余裕がなくなった事業所は存在しているだろう。ただし、それが企業内の年齢構成が高くなるほど強くなるという後者の仮説については、本稿ではそうした結果は得られなかった。

また、本稿と玄田（2004）による分析とでは、用いている指標とデータが異なっており、こうしたことも結論に違いを生み出していると思われる。繰り返すと、玄田（2004）では主に若年の採用率が分析対象となっており、本稿では若年雇用成長率をメインの対象としている。また、玄田（2004）が事業所レベルのクロスセクションデータを用いたのに対して、本稿は産業レベルでクロスセクション・タイムシリーズのプールデータを用いている。こうした違いが結果に大きな影響を及ぼしたとしても不思議ではない。その意味で、本稿の結果は「置換効果仮説」を必ずしもサポートするものではなかったが、その解釈には十分な注意が必要である。

かりに本稿の結果を受け入れたとすれば、それは日本の若年雇用問題にどのような意味をもつであろうか。日本企業は、年齢構成を適正なものに保とうとする傾向があり、それは若年雇用にプラスに作用してきたはずである。にもかかわらず、1990年代以降、若年の雇用環境が大幅に悪化した。よって、このことは、他の側面で若年にとって不利な環境（例えば、企業成長率の低下や経営環境における不確実性の増大など）が生じたことを意味する。

また本稿の分析結果を文字どおりに受け取れば、将来的に高齢化によって若年雇用が悪化するリスクは小さいと判断されるかもしれない。たしかに労働者の平均年齢の上昇が若年の雇用機会に大きな影響を及ぼすリスクは小さい可能性がある。しかし、高齢者や既婚女性が労働市場により積極的に参入してインサイダーの地位を得ることで、若年採用の採用を抑制することは十分ありうる。これは年齢構成の効果とは異なる効果である。また、今後は企業内における高齢者の活用が進み、若年労働者との代替関係が強まってくる可能性がある。したがって、若年者と他の労働者との代替については、今後も注意して観察する必要がある。

## 【注】

\*1 平均年齢を求める際には各年齢階級にその中間値を当てはめた。例えば20-24歳であれば22という中間値を用いて計算する。ただし、65歳以上については67を用いた。これ以降の節でも同様に計算している。

**【参考文献】**

太田聡一（2009）、「労働需要の年齢構造」、大橋勇雄編『労働需要の経済学』、第2章、74-106、ミネルヴァ書房。

玄田有史（2004）、『ジョブ・クリエーション』、日本経済新聞社。

Thurow, Lester C.（1975）, *Generating Inequality-Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*, Basic Books.（邦訳：小池和男・脇坂明訳『不平等を生み出すもの』、同文館、1984年）。

## 日本経済の中期展望に関する研究会 II

### 研究体制

#### 委員

白川 浩道	クレディ・スイス証券株式会社経済調査部長（座長）
太田 聡一	慶應義塾大学経済学部教授
加藤 久和	明治大学経済学部教授
宮澤 健介	東京大学大学院経済学研究科博士課程

#### NIRA

神田 玲子	研究調査部長
神野 真敏	研究調査部ジュニアリサーチフェロー

## NIRA とは

総合研究開発機構(NIRA)は、2007年11月に政府認可法人から民間財団法人に組織変更を行いました。認可法人NIRAの目的を継承するとともに、学者や研究者、専門家のネットワークを活かして、公正・中立な民間の立場から公益性の高い活動を行います。そして、国民の視点からより自由な立場で政策提言とタイムリーな情報発信を行うことにより、政策論議を一層活性化し、政策形成過程に貢献していくことを目指しています。

研究分野としては、国内の経済社会政策、国際関係、地域に関する3つのテーマを中心として、日本が抱える課題をとりあげます。

---

## 高齢化は脅威か？

—鍵握る向こう10年の生産性向上—

---

発行 2009年11月  
財団法人 総合研究開発機構  
〒150-6034 東京都渋谷区恵比寿 4-20-3  
恵比寿ガーデンプレイスタワー34階  
電話 03(5448)1735  
ホームページ <http://www.nira.or.jp/>

ISBN978-4-7955-9428-9 C3030

NIRA研究報告書 2009.11

NIRA研究報告書 2009.11

高齢化は脅威か？  
— 鍵握る向こう10年の生産性向上 —

# 高齢化は脅威か？

## — 鍵握る向こう10年の生産性向上 —

NIRA

NATIONAL  
INSTITUTE FOR  
RESEARCH  
ADVANCEMENT

NIRA