



RIETI Discussion Paper Series 09-J-018

自営業主・家族従業者と雇用者の生産性格差

徳井 丞次
信州大学

牧野 達治
一橋大学経済研究所

高橋 陽子
日本学術振興会



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

自営業主・家族従業者と雇用者の生産性格差[○]

徳井丞次^{*}、牧野達治[†]、高橋陽子[‡]

要旨

本稿では、1981年から2000年における『工業統計表』個票を利用した生産関数の推定により、自営業者（自営業主＋家族従業者）と雇用者の生産性格差を計測した。その結果、男性・雇用者と比較した場合、1) 男性・自営業者の生産性の方が有意に高い、2) 女性・自営業者の生産性については有意な格差が認められない、ということを確認した。

計測された自営業者の生産性格差を JIP データベース 2006 年版労働データに適用し、製造業の労働投入指数、労働の質指数を再推計すると、これまでに推計されている労働の質指数は、1970-2002 年における伸び率で見ると 0.43%ポイントほど下方修正される。また、川口他（2007）の雇用者に関する生産性・賃金格差の推定結果を利用すると、下方修正の度合いは 0.53%ポイントと更に大きくなる。その結果、これまでに推計されている TFP 上昇率は 0.4%ポイント程度過小評価されていた、ということが分かった。

[○]本研究は経済産業研究所の研究プロジェクト「産業・企業の生産性と日本の経済成長」の一環として行われたものである。

^{*} 信州大学経済学部

[†] 一橋大学経済研究所

[‡] 日本学術振興会

1 はじめに

この論文の目的は、自営業者（自営業主・無給家族従業者）の雇用者に対する相対生産性を、マイクロデータを使った生産関数の推定により計測することである。われわれがこの研究を行う主たる動機は、JIP データベース 2006（以下、JIP2006）の労働投入指数作成に携わっていることに由来する¹。JIP2006 では、各産業で就業する労働者を性別、年齢、学歴、従業上の地位といった属性にいったん分解して、それらの生産性の違いを考慮しながら労働投入指数に集計している。その際、属性ごとの労働者の生産性格差を測ることが必要になるが、なかでも自営業者については労働生産性の計測が非常に困難であり、この問題を解決することが本論文の第一の目的である。

労働投入指数の作成において、属性別労働者の生産性格差を考慮する場合に通常採用されている方法は、労働者間の賃金格差が生産性格差を反映していると仮定するものである。特に雇用者については容易に労働者属性別の賃金情報を得ることができるため、このような方法が頻繁に採用されている。もっとも、こうした賃金情報が得られる場合にも、はたしてその格差が属性別労働者の生産性を反映しているかどうかという問題は残る。例えば、日本企業の多くで採られている年功序列賃金では、年齢別賃金カーブが年齢別の生産性格差から乖離していると広く考えられてきた。このことを、マイクロデータを使った生産関数の推計から検証した研究に、川口他（2007）がある。彼らの研究では、年齢の他にも性別、学歴別、パートとフルタイムの労働生産性格差を推定しているが、自営業者については推定されてない。自営業者については、そもそも賃金情報を直接得ることができないという別の問題があるが、仮に賃金に替わる労働コストを何らかの方法で推計したとしても、やはり同様な問題があることは言うまでもない。

さらに、自営業者の場合には、仮に一次接近としてその労働コストが生産性格差を反映していると考えとしても、それではどのようにして自営業者の労働コストを推計するかというもう一つの問題に直面する。なぜなら、自営業者の所得には、彼らの労働に対する報酬（労働コスト）のほかに、自営業主がその事業のために提供した資本に対する報酬も含まれているからである。

属性別労働者の質の違いを反映した労働投入指数の主要な先行研究である Jorgenson の一連の研究では、税引き後の資本収益率が自営業でも法人企業でも同じと仮定して、まず自営業者の所得から資本報酬分を差し引いて、その残りを自営業者の労働に対する報酬としている²。こうした推計方法を採用することの正当性を、Jorgenson, Gollop, and Fraumeni (1987)では次のように説明している。すなわち、雇用者と自営業者との間の転職は、労働移動に対する様々な障害や個人の働き方に対する選好の違いなどからそれほど容易ではないため、転職によって両者の労働報酬が均等化する保障はない。これに対して資本の移動は、自営業と法人企業との間でそれほど障害があるとは思われないので、資本移動によって両

¹ JIP データベース 2006 については、経済産業研究所ホームページ（JIP データベース 2006・データ解説編）<http://www.rieti.go.jp/jp/database/d05.html> を参照。

² Jorgenson (1990)を参照。

者の資本報酬は均等化すると考えることができるというものである。

なるほど、銀行借入など自営業主が外部から調達している資金ならば、その事業の収益性が低下すれば借り入れが困難になるなどして資本が逃避することが可能だろう。しかし、ここで問題にしているのは、自営業主が自らの資産を事業に投資している資本である。この部分の資本を引き揚げることは、その事業を廃業することにほかならず、これは自営業者が雇用者に転職するのと同程度に容易ならざることではないだろうか。

もしも資本移動による収益率の均等化という仮定が現実的でないとすると、(a) 法人企業には大企業が含まれるので、その資本報酬には製品差別化から生じる独占利潤が含まれる、(b) 自営業では経営資源の不足から資本が非効率に使われている可能性があるなどの理由から、自営業の資本収益率が法人企業よりも低くなることも考えられる³。この場合、Jorgenson の方法で自営業者の労働報酬を推計すると、自営業者の労働生産性を過小評価して労働投入指数が作成されることになる。

JIP2006 の労働投入指数作成では、事後的な資本収益率に換えて資本コストを使用していること、自営業の無給家族従業者数を考慮していることなど Jorgenson の推計方法とは異なる工夫をしているが、資本の生産性が自営業と法人企業とで共通であるものと想定して自営業者の労働報酬を推計していることに違いはない⁴。

われわれが本論文で行うように、自営業者の労働生産性を生産関数から直接推定すれば、以上のような自営業者の労働報酬推計上の問題と、労働コストと労働生産性が乖離する可能性の双方を同時に回避することができる。さらに推定されたこの結果を使って、生産関数から推定した自営業者の労働生産性を JIP2006 労働データの労働投入指数の計算に反映させたとき、労働投入指数の伸び率にどの程度違いが生じるかを確認する。

この研究の副次的な目的として、1980 年代以降に顕著に観察されるようになった自営業数の減少傾向、また同時に生じている自営業所得の雇用者所得に対する相対的低下傾向について、自営業者所得を労働生産性と資本生産性に分解して新たな視点を当てることができると考えている。日本の自営業数の減少傾向が継続していることについては、『中小企業白書 平成 11 年版』が警鐘を鳴らして以来関心が高まり、玄田・神林 (2001)、宮里 (2001) などによって自営業就業や自営業所得の決定要因が分析されてきた。しかし、自営業者の労働生産性と資本生産性に焦点を当てた分析は行われてない。

自営業者の労働生産性を推計するためにわれわれが使うデータは、『工業統計表』の個票データから作成したパネルデータである。したがって、分析の対象は製造業の自営業（個人企業）と会社企業である。また、生産関数の定式化は、マイクロデータから属性別労働者の生産性格差を推定するために、Hellerstein and Neumark (1995)、Hellerstein and Neumark (1999)、Hellerstein, Neumark, and Troske (1999)、Crépon, Bruno, Deniau, and Pérez-Duarte (2002)

³ その一方で、大企業には X 非効率があるとの指摘もある。企業の内部組織上の X 非効率 (X-inefficiency) または X-efficiency については、Leibenstein(1976)を参照。

⁴ Jorgenson の推計方法とは異なって、事後的な資本収益率に換えて資本コストを使用していることから、大企業の資本報酬の中に独占利潤が含まれていることによって生じる問題は回避されている。JIP2006 労働データの推計方法については、徳井・牧野・高橋 (2007) を参照。

などで使われてきたものである。

本稿の構成は以下のとおりである。まず第2節では、JIP2006 労働データにおける自営業者の労働コストの推計方法と推計された値について簡単に紹介する。第3節では、推定に使われる生産関数の定式化とデータについて説明し、第4節と第5節で推定結果を報告する。第6節では、得られた自営業者の相対生産性の推定結果を小規模事業所について修正した後、JIP2006 労働データに反映させて、労働投入指数と労働の質指数の動きがどのように影響を受けるかを評価する。第7節では、得られた結果の要約と今後の課題を述べる。

2 JIP2006 における自営業者と雇用者の生産性格差

JIP2006 労働データでは、雇用者だけでなく自営業者（自営業主＋無給家族従業者）についても労働コストを推計し、それらが属性別労働者の生産性を反映しているものと考えて労働投入指数を推計している。しかし、自営業者の労働コストは直接観察することができないので、かなり複雑な推計作業を行っている。本節では、JIP2006 労働データにおける自営業者の労働コストの推計方法を簡単に紹介した後、こうした推計作業で得られた自営業者と雇用者の労働コスト格差を概観する。

JIP2006 における自営業者の労働コストは、大まかに分けると以下の4つの工程にしたがって推計されている⁵。

- a. 『就業構造基本調査』の「従業上の地位別（雇用者、自営業主別）、性、産業大分類別の所得の中央値」を1970年から2002年まで整備する。
- b. 自営業主と雇用者の所得比率を計算する。
- c. b.で得た所得比率を雇用者の労働コスト（『毎月勤労統計調査』、『賃金構造基本統計調査』による）に乗じて、雇用者の労働コストと整合性を持った自営業主の所得を推計する。
- d. 推計された所得から資本所得を控除し労働コストを求める。なお自営業主の資本所得は、法人企業と共通の資本コストを使って計算されている。また、この段階において無給家族従業者数を考慮するので、自営業主に無給家族従業者を加えた自営業者1人当たりの労働コストが得られる。

まず、上記b.の作業までで整備される自営業主と雇用者の所得比率を表1に示している。なお、表中の網掛け部分以外の値は線形補間による推定値である。これを見ると、男女、産業を問わず、自営業主/雇用者の所得比率は一貫して低下する傾向にあることがわかる。いま男性について注目すると、1970年代前半では多くの産業で自営業主の所得が雇用者の所得を上回っていたが、1970年代後半以降ほぼ全ての産業で所得比率は1を下回るようになり、直近である2002年ではおよそ0.6～0.9程度の値となっている。特に、本研究で我々

⁵ 詳細については、経済産業研究所ホームページにあるJIP2006 労働データの解説を参照（URL：http://www.rieti.go.jp/jp/database/d05_data/01-3.pdf）。

が推定の対象としている製造業の所得比率は 0.595 となっており、全産業中で最低の値になっている。

ただし、このような自営業主/雇用者の所得比率をそのまま生産性格差の代理指標として使うことはできない。なぜなら、自営業主の所得には資本所得と労働所得が混在していることに加えて、無給家族従業者が受け取るはずの労働所得も含まれているからである。上に示した d が、これらの問題を回避するための作業に該当しているが、詳細は JIP2006 労働データの解説に譲り、ここではこうした推計を行った後の自営業者の労働コストと雇用者の労働コストとの比率をみてみよう（表 2）。なお、本研究の分析対象となっているのは製造業であるので、ここでは製造業の推計結果のみについて検討する。

表 2 をみると、労働コスト比率は先に見た表 1 の所得比率と同様にほぼ一貫して低下していることがわかる。一方で、所得比率と労働コスト比率との大きな違いは、資本所得分を控除したことと無給家族従業者への労働報酬分を調整したことにより、自営業主の労働コスト比率は所得比率より更に低くなっているという点である。例えば 2002 年の男性の労働コスト比率はわずか 0.237 という推計結果になっている。また、後の生産関数推定による分析では、自営業者と雇用者の生産性格差を 1981~1989 年、1990~2000 年、1981~2000 年の 3 期間について推定するので、同一期間の労働コスト比率（平均値）を表 2 から求めると、1981~1989 年：(0.418, 0.271)、1990~2000 年：(0.302, 0.200)、1981~2000 年：(0.357, 0.234) となり、やはり同時期の所得比率よりも低いことがわかる^{6, 7}。

以上が JIP2006 労働データで採用されている製造業における自営業者と雇用者の労働コスト比率の概要であるが、果たして推計された労働コスト比率はどの程度の妥当性を持っているのであろうか。例えば、1990 年代に男性の自営業者が 1 人廃業して雇用者に転職したとすると、自営業者 1 人分の労働は労働生産性格差を考慮すると雇用者 0.3 人分の労働にしか相当しないことになるので、結局この転職によって雇用者 0.7 人分の労働投入が追加されたという勘定になる。仮にこの推計値が自営業者の生産性を過小に評価しているとすれば、JIP2006 労働データの推計期間中一貫して起きている"自営業者の減少"という傾向の下では、労働投入指数の趨勢を過大に評価してしまっている恐れがある。

このように、JIP2006 等で採用している自営業者の労働コスト推計方法では、極端に低い自営業者の相対生産性が推計されている。これに対する代替的な方法として、自営業者の生産活動の情報を含むデータを使って生産関数を推定することにより直接的に自営業者と雇用者の生産性格差を測ることが可能である。その結果を JIP2006 労働データの労働投入指数に反映させた場合、どの程度の影響があるかを確認することの必要性は、以上のことから明らかであろう。

⁶ 括弧内の数値は（男、女）を意味する。

⁷ 同時期の所得比率は、1981~1989 年：(0.922, 0.446)、1990~2000 年：(0.722, 0.378)、1981~2000 年：(0.812, 0.409) となっている。

3 推定方法

3.1 モデル

われわれは、自営業者の労働投入を生産要素として明示的に扱った生産関数を推定することにより、自営業者の生産性を直接的に推計する。ここで使う生産関数は、第 1 節でふれたように属性別労働者の生産性格差を推計するために使われているものであるが、なかでも Crépon, Deniau and Pérez-Duarte (2002) の定式化を利用している。この定式化では、自営業者の生産性はリファレンスとして選択された属性の労働者との相対的な値としてのみ推計可能である。本研究では、リファレンスとする労働者の属性を法人企業（会社）の男性雇用者とした。

まず、生産関数はコブダグラス型であらわされるものとする。

$$Q_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{*\beta} M_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

両辺の対数をとることにより、

$$\log Q_{it} = \log A_{it} + \alpha \log K_{it} + \beta \log L_{it}^* + \gamma \log M_{it} \quad (2)$$

となる。なお、各記号の意味はそれぞれ、 $i=1,2,3,\dots,n$ ：事業所のインデックス、 K_{it} ：資本サービス（実質資本ストック×資本コスト）、 L_{it}^* ：集計された労働投入、 M_{it} ：実質中間投入である。

次に、集計された労働投入を、属性別労働者の限界生産性の違いを考慮して以下のように定義する。

$$L_{it}^* = \sum_{j=0}^m \lambda_{ij} L_{ijt} = \lambda_{i0} L_{it} + \sum_{j=1}^m (\lambda_{ij} - \lambda_{i0}) L_{ijt} \quad (3)$$

$$L_{it}^* = \lambda_{i0} L_{it} \left(1 + \sum_{j=1}^m \left(\frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{i0}} - 1 \right) \left(\frac{L_{ijt}}{L_{it}} \right) \right) \quad (4)$$

ここで、 $j=1,2,3,\dots,n$ ：労働者の属性のインデックス、 λ_{ij} ：属性 j の労働者の限界生産性、 λ_{i0} ：属性 0（リファレンス）の労働者の限界生産性、 L_{ijt} ：事業所 i 属性 j の労働者のマンアワー、 L_{it} ：事業所 i の労働者のマンアワー合計である。

(4)式の両辺の対数を取り、以下のように変形する。

$$\log L_{it}^* = \log \lambda_{i0} + \log L_{it} + \log \left(1 + \sum_{j=1}^m \left(\frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{i0}} - 1 \right) \left(\frac{L_{ijt}}{L_{it}} \right) \right) \quad (5)$$

x が十分小さければ $\log(1+x) \approx x$ となることを考慮すると、(5)式は以下のように表される。

$$\log L_{it}^* = \log \lambda_{i0} + \log L_{it} + \sum_{j=1}^m \left(\frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{i0}} - 1 \right) \left(\frac{L_{ijt}}{L_{it}} \right) \quad (6)$$

これを生産関数に代入し、以下の線形の推定可能な式を得る。

$$\log Q_{it} = \text{const}_i + \alpha \log K_{it} + \beta \log L_{it} + \gamma \log M_{it} + \beta \sum_{j=1}^m \left(\frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{i0}} - 1 \right) \left(\frac{L_{ijt}}{L_{it}} \right) \quad (7)$$

本研究の場合、労働者の属性を以下のように 6 つに区分する（括弧内はそれぞれの属性の略称）。

- ①. $j = 0$: 経営組織が会社の事業所の男性・雇用者（会社・男性・雇用者）
- ②. $j = 1$: 経営組織が会社の事業所の女性・雇用者（会社・女性・雇用者）
- ③. $j = 2$: 経営組織が個人の事業所の男性・雇用者（個人・男性・雇用者）
- ④. $j = 3$: 経営組織が個人の事業所の女性・雇用者（個人・女性・雇用者）
- ⑤. $j = 4$: 経営組織が個人の事業所の男性・個人事業主（個人・男性・自営業者）
- ⑥. $j = 5$: 経営組織が個人の事業所の女性・個人事業主（個人・女性・自営業者）

会社・男性・雇用者を属性 0 のリファレンスと考えるので、実際の推定式は以下のとおり。

$$\log Q_{it} = \text{const}_i + \alpha \log K_{it} + \beta \log L_{it} + \gamma \log M_{it} + \delta_1 \left(\frac{L_{i1t}}{L_{it}} \right) + \delta_2 \left(\frac{L_{i2t}}{L_{it}} \right) + \delta_3 \left(\frac{L_{i3t}}{L_{it}} \right) + \delta_4 \left(\frac{L_{i4t}}{L_{it}} \right) + \delta_5 \left(\frac{L_{i5t}}{L_{it}} \right) \quad (8)$$

ただし、 $\delta_1 = \beta(\lambda_{i1}/\lambda_{i0} - 1)$ 、 $\delta_2 = \beta(\lambda_{i2}/\lambda_{i0} - 1)$ 、 $\delta_3 = \beta(\lambda_{i3}/\lambda_{i0} - 1)$ 、 $\delta_4 = \beta(\lambda_{i4}/\lambda_{i0} - 1)$ 、 $\delta_5 = \beta(\lambda_{i5}/\lambda_{i0} - 1)$ である。したがって、推定されたパラメータ δ_1 、 δ_2 、 δ_3 、 δ_4 、 δ_5 をそれぞれ労働分配率 β で除して 1 をたすことによって、会社・男性・雇用者と会社・女性・雇用者の限界生産性格差 $\lambda_{i1}/\lambda_{i0}$ 、会社・男性・雇用者と個人・男性・雇用者の限界生産性格差 $\lambda_{i2}/\lambda_{i0}$ 、会社・男性・雇用者と個人・女性・雇用者の限界生産性格差 $\lambda_{i3}/\lambda_{i0}$ 、会社・男性・雇用者と個人・男性・自営業者の限界生産性格差 $\lambda_{i4}/\lambda_{i0}$ 、会社・男性・雇用者と個人・女性・自営業者の限界生産性格差 $\lambda_{i5}/\lambda_{i0}$ を推定することが可能である。

なお、推定の際には資本サービス、中間投入、（集計された）労働投入の各パラメータに一次同次制約（ $\alpha + \beta + \gamma = 1$ ）を課している⁸。

3.2 データ

3.2.1 利用する統計について

上記のモデルを推定するためには、まずどのような統計を使うべきなのか検討する必要があるが、実際には利用可能なデータによって制約される部分が非常に大きい。つまり、労働力としての自営業主の情報を必ず含み、かつ産出、中間投入、資本等の情報をも含む

⁸ 本論文では企業の TFP を直接算出することを行わないが、TFP による生産性の研究では一次同次制約が通常暗黙的に仮定されている。本論文ではこれに従っている。また、一次同次制約についての Wald 検定を行ったところ一次同次制約は棄却されたが、一次同次制約を外すと推定結果のばらつきが大きくなった。このことも、本論文において一次同次制約を課している理由の一つである。

ものとなると、利用可能な統計はおのずと限定されてしまう。本研究では、『工業統計表』（経済産業省）の個票データからパネルデータを作成して使った。

『工業統計表』（経済産業省）は文字通り製造業のみを対象とした調査であり、ここで言う推定も製造業の企業が対象となる。これに対して、製造業に加えて卸売・小売業、飲食店・宿泊業、サービス業を含む幅広い産業を対象にして、個人企業の売上、営業経費、設備投資、労働者構成（家族従業者、雇用者の人数）、賃金などを調査している統計として『個人企業経済調査』（総務省）がある⁹。しかし、『個人企業経済調査』は、母集団事業所から層化3段階抽出法によって調査対象を抽出して行う標本調査のため、パネルデータ化することはできない。一方、『工業統計表』は対象企業の全数調査であり、パネルデータ化して分析することのできる利点がある。

そのほかにも、『工業統計』は、『個人企業経済調査』に比べてデータ数が大きく¹⁰、また、個人企業だけでなく法人企業も同時に調査対象としているので、別の統計とのデータ・マッチングなどを行わなくても『工業統計』の個票データだけから、個人企業と法人企業の労働者の生産性比較を行うことができるというメリットもある。

なお、これまでの説明から分かる通り、われわれは個人企業の就業者のうち事業主と無給家族従業者を自営業者とみなして分析を進めている。しかし、就業形態の側からみると、自営業者のなかには実質的な企業経営を行っていない内職者も含まれる。平成14年の『就業構造基本調査』によれば、自営業主+家族従業者に占める内職者の割合は、全産業では3%程度と極めて小さいが、製造業に限れば27%となっている。

3.2.2 推定における従業者規模の影響

われわれは、個人企業（自営業）と会社企業の双方を含む『工業統計表』の個票からパネルデータを作成し、これを使って事業所ベースの生産関数を推定することによって、自営業者の生産性を推計する。この際、資本ストックの投入を推計するために必要なデータ（土地を除く有形固定資産の年初現在高、取得額など）は、従業者規模10人以上の事業所についてしか得られない。このため、本論文での推定は従業者規模10人以上の事業所のみを対象として行わざるを得ない。

ここで、従業者規模10人以上、特に個人企業のほとんどが含まれる従業者規模10~29人の企業が、全体の個人企業、法人企業のなかでどのような位置付けになるかを確認するために、表3をみておこう。表3は、『平成10年商工業実態基本調査』から、1998年6月末時点の製造業企業の授業者規模別分布状況を個人企業と法人企業に分けて掲載したものである。なお、『商工業実態基本調査』は『工業統計表』のような事業所ベースの調査ではなく、企業が調査単位となっているので、企業数がカウントされている。

表3をみると、個人企業の97%強が従業者規模9人以下の企業となっており、従業者規

⁹ このほかに、『個人企業経済調査』では、事業主の年齢や創業時期なども調査されている。

¹⁰ 『個人企業経済調査』のサンプルサイズは平成17年調査で3603事業所、『工業統計表』は平成16年の従業者規模4人以上の事業所数が270906である。

模 10～29 人の個人企業は個人企業全体の 2%強である。これは、個人企業の常時従業員の 10%強に当たると推計される。また、従業員規模 10～19 人の企業のなかでは個人企業は企業数の 10%弱、従業員規模 20～29 人の企業のなかでは個人企業は企業数の 4%弱を占めている。

このように、従業員規模 10～29 人の企業の中で個人企業は無視できないウエイトを占めてはいるものの、典型的な個人企業と比べれば比較的規模の大きな企業であるのに対して、法人企業ではより規模の大きい企業が多数を占めている。

そこでわれわれは、個人企業の労働生産性についての推定結果を JIP2006 労働データの労働投入指数に反映させてその影響の大きさを評価する際には、まず従業員規模 10 人以上の事業所を対象として、自営業者と同規模法人企業雇用者の相対生産性を推計し、これを従業員規模間の賃金格差（10 人以上と 9 人以下）で修正した自営業者の相対生産性を推計して使った。

3.2.3 データの加工について

推定には、1981 年から 2000 年までの『工業統計表』を、松浦・須賀（2007）に従ってパネルデータ化したものを利用する。なお、2001 年から 2004 年までのデータも利用可能であるが、1) 当該期の『工業統計表』乙票では、従業員規模に関係なく有形固定資産が利用できない、2) 労働力に関する調査項目が大幅に変更され過去のデータとの連続性を欠くという理由から利用しなかった^{11, 12}。

従業員規模については、先に述べたように、従業員規模 10 人以上の事業所を推定対象とした。自営業主を対象とした分析を行うには、本来であれば自営業主の多くが分布している従業員規模 4～9 人を対象に含めるべきであろう¹³（表 4）。しかし、従業員規模 4～9 人の事業所の有形固定資産は経営組織が個人であれ会社であれ調査対象とされていないという点が、推定対象サンプルに入れることを難しくしている。また、従業員規模 4～9 人の事業所について資本投入を推計する適当な代理変数も得られないので、従業員規模 10 人以上の事業所のみを推定対象とせざるを得なかった。

次に、推定に使用する各変数の実質化の方法、資本サービス、マンアワーの作成方法は以下のとおりである。

(1) 実質産出額

製造品出荷額計から内国消費税額を控除したものを、JIP2006 の部門別産出デフレータ（1995 年＝1）で実質化した。

(2) 実質中間投入

¹¹ 乙票における有形固定資産の調査は、西暦の末尾が 0、5 年の年に実施されるため、2001 年から 2004 年までは調査されていない。

¹² 2000 年までは常用雇用者（男女）、個人事業主及び家族従業者（男女）が調査されていたが、2001 年以降、雇用者が常用、臨時、常用のうち正社員、パート・アルバイト、派遣・出向と詳細に区分されるようになった。

¹³ 西暦の末尾が 0、3、5、8 年の全数調査年のデータには、本来であれば従業員規模 1～3 人のデータも含まれているはずであるが、それらのデータは経済産業省ではなく各都道府県で管理されており、利用できなかった。

原材料等使用額の合計から消費税額(原材料使用額に1989年から1996年までは3%、1997年以降は5%を乗じて計算)を控除し、JIP2006の部門別中間投入デフレーター(1995年=1)で実質化した。

(3) 資本

JIP産業分類別に推計された資本ストック時価・簿価比率系列を、毎年の有形固定資産・年初高・有形計に乘じ、これにJIP部門分類別資本コストを乗じたものを資本投入とした。

(4) 労働

まず、常用労働者はすべてフルタイム労働者であると仮定し、男女の常用労働者別にそれぞれJIP部門分類別フルタイム労働者の労働時間(年齢、学歴平均)を乗じてマンアワー系列を求めた。いま一つの推計方法として、常用労働者がフルタイム労働者とパートタイム労働者の合計であることを想定し、2001年『工業統計』とJIP労働データの情報を使って各企業の常用労働者をフルタイムとパートタイムに分割した上で、男女別、フルタイム・パートタイム別にJIP産業分類別の労働時間(年齢、学歴平均)を乗じて集計したマンアワー系列も併せて作成した¹⁴。

個人事業主及び無給家族従業者に対しては、男女それぞれにJIP部門分類別の自営業主+家族従業者の労働時間(年齢平均)を乗じてマンアワーを求めた。

なお、各変数の記述統計については表5、データクリーニングによるサンプルサイズの変化については表6、推定期間中に経営組織が変化するサンプルの状況については表7に示している。

4 推定結果

推定結果は、生産関数に一次同次の制約を課し、固定効果推定とデータの階差をとったOLS推定を期間別(全期間:1981-2000年、80年代:1981-1989年、90年代:1990-2000年)に比較している。なお、固定効果推定では外生的技術進歩率を考慮してタイムトレンドを説明変数に加えているので、階差OLSではタイムトレンドの階差に対応する定数項が含まれている¹⁵。また、雇用者と自営業主ともに男女の要素投入を区別しているほかに、会社法人の雇用者と個人事業所の雇用者を属性の異なる要素投入として扱っている。これは、『工業統計表』のデータでは性別以外の教育や年齢などの労働者の属性情報が得られないため、

¹⁴ 脚注4でも述べたように、2000年以前の『工業統計表』での労働者数は、常用労働者と個人事業主及び無給家族従業者(いずれも男女別)という分類でしか把握できず、常用労働者にパート労働者が含まれているかは明確でない。そこで、2000年以前の常用労働者にはパート労働者が含まれるという仮定をおき、以下のような方法で常用労働者数をフルタイムとパートタイムに按分した。1) 2001年の『工業統計表』からJIP産業分類別に常用労働者に占めるパート労働者比率(男女別、個人・会社別)を計算し、これをベンチマークとする。2) JIP2006労働データの雇用者に占めるパート労働者比率の推移を利用し、2001年のベンチマークから1981年までパート労働者比率を遡及推計する。3) このパート労働者比率系列を2000年以前の『工業統計表』の常用労働者数に乘じることにより、常用労働者をフルタイムとパートタイムに按分する。

¹⁵ OLS推定のほかに、生産関数の投入要素の内生性を考慮して、Arellano and Bond(1991)のGMM推定を行った。推定結果は、階差OLSの推定結果に近いものであったが、使用した操作変数についてのSargan testが棄却され操作変数に問題があることが確認されたので、報告は省略する。

両者の生産性が異なる可能性を考慮したものである。

推定結果は、パート労働者の労働時間を考慮した表 8（全期間）、表 9（80 年代）、表 10（90 年代）と、パート労働者の労働時間を考慮しない表 11（全期間）、表 12（80 年代）、表 13（90 年代）に分けて示してある。表中の各労働属性の生産性とあるのは、法人企業（会社）の男性雇用者の生産性を 1 としたときの各労働属性の相対生産性を示し、推定係数から求められたものである。主要な推計結果をまとめると、次のとおりである。

- 固定効果推定と階差 OLS の推定結果は概ね共通性がみられるものの、推定された生産性格差の大きさは、女性について両推定の間で幾分違いがみられる。
- 雇用者についてパート労働者比率を考慮した場合と、考慮しなかった場合では、個人企業の女性雇用者の相対生産性が階差 OLS 推定において異なるのを除き、推定結果に大きな違いは見られなかった。
- 推定された要素所得シェアは、中間投入が 32～40%、資本サービスが 5%前後である。これらから労働の要素所得シェアは 60%前後となり、労働分配率は 90%強と少し高めに推計されている。
- 生産性格差の大きさは、同規模会社法人の男性雇用者を基準にして、それに対する相対生産性で表されている。会社法人の女性雇用者の生産性は、男性雇用者に比べて低く、1981-2000 年の全期間の推定で、固定効果推定では男性雇用者の 47%、階差 OLS では 76%となっている（表 8、11）。また、パートを考慮し 1980 年代と 1990 年代に期間を分割した推定では、1980 年代から 1990 年代にかけて会社法人の男性、女性雇用者の生産性格差が 74%から 77%へと僅かに縮小していることがみてとれる（表 9、10）。
- 個人企業の男性雇用者は、会社法人の男性雇用者に比べて 90%前後の生産性を示す結果となっている。
- 一方、個人企業の女性雇用者については、特に固定効果推定では著しく低い生産性が推定されている。階差 OLS の推定結果では、パート労働比率を考慮した全期間の推定で 64%の相対生産性となっており、1980 年代から 1990 年代にかけて僅かに相対生産性が低下している。
- 男性自営業者の同規模会社法人の男性雇用者に対する相対生産性は、全期間での固定効果推定では有意な格差はなく、階差 OLS ではむしろ雇用者よりも高い生産性を示している。また、どちらの推定でも（パート労働比率を考慮した場合）、1980 年代から 1990 年代にかけて相対生産性の上昇が観察できる。
- 女性自営業者の同規模会社法人の男性雇用者に対する相対生産性は、全期間での固定効果推定では約 40%となるが、階差 OLS では有意な生産性格差は見られなかった。
- 固定効果と階差 OLS の推定結果の比較では、両者の推定結果にはおおむね矛盾はない。ただし、個人企業の女性雇用者の相対生産性は固定効果推定で 16%、一方階差 OLS

推定では 64%と著しく異なる。また、女性（雇用者、自営業者問わず）の相対生産性についての推定結果が、区分された両方の期間において全期間の推定値よりも高くなるという意味で整合的でない。以上二つの理由から、以下の議論では階差 OLS の推定結果を主に参照する。

以上の推定結果のなかでも、本論文の観点からとりわけ注目されるのは、男性自営業者の労働生産性が、同規模会社法人の雇用者に比べて低く推定されなかった点である。これは、従来の方法に基づく JIP2006 などで行われている数字と大きく異なるものである。

さて、こうした推定結果のなかで、会社・女性・雇用者の相対生産性（会社・男性・雇用者を 1 とした場合の生産性格差）についてのみ、現実に観測される賃金（会社・男性・雇用者を 1 とした場合の賃金格差）と比較することが可能である。そこで、われわれの推定結果全体の妥当性を推し量る一つの目安として、次にこの比較を行ってみることにする。

表 14 は、『賃金構造基本統計調査』から作成した製造業、企業規模 10～99 人の事業所に関する男女間賃金格差（男性賃金=1.000）の推移であり、女性の雇用者にパート労働者を含めるか否かで 2 つの系列を示している¹⁶。これを見ると、男女間賃金格差の水準は 40%後半から 50%前半程度でありパートを含めた方が当然のことながら賃金格差は大きい。また、パートを含めるか否かに関わらず男女間の賃金格差は縮小傾向にあるが、パートを含めない場合には縮小傾向がより顕著であるということが確認できる。

一方、階差 OLS による推定結果によると、会社法人の女性雇用者の相対生産性は、パートを考慮した場合には全期間平均で 75%程度であり、期間別に見ると若干上昇している。また、パートを考慮しない場合には全期間平均で 83%程度であり、期間別に見るとほとんど変化していない。こうした会社・女性・雇用者の相対生産性の推計値は、それらの変化の方向に限定してみた場合には、現実に観察される賃金と同じような動きを示しており、それなりの妥当性を持っているとみることができる。

ただし、相対生産性の水準という視点から見ると、両者には大きな乖離が存在する。パートを含むか否かに関わらず、賃金格差は生産性格差より 30%ポイント程度低い値となっており、会社・女性・雇用者は生産性に見合った賃金を受け取っていない、つまり生産性が過小評価されていると考えることができる。仮に会社・男性・雇用者の賃金が生産性と一致しているとすると、賃金格差を生産性格差（いずれも男女間）で除することにより会社・女性・雇用者の賃金・生産性格差を得ることができるが、実際にこの値を計算してみると、階差 OLS のパートを含む全期間の場合で 0.597 (=0.451/0.756) となり、会社・女性・雇用者の受け取る賃金は生産性より 40%程度低いということになる。雇用者の賃金と生産性に乖離が存在することは川口他（2007）でも確認されているが、男女共に大きな乖離は高年齢層で起こっている。女性雇用者の賃金が生産性より 40%低いという本研究の推計結

¹⁶ いずれの系列も、比較対象となる男性の雇用者にはパートタイム労働者を含めていない。なお、本稿での推計は基本的に従業員規模 10 人以上の全事業所を対象とし、一方で比較対象となる『賃金構造基本統計調査』が企業規模 10～99 人の事業所のデータであり、厳密な意味では比較できない点は注意が必要である。

果の妥当性については、対象となっている従業員規模 10 人以上の製造業事業所における女性雇用者の年齢構成などと併せて、さらなる検討が必要であろう。

5 資本生産性の違いを考慮した場合の推定結果

前節までで説明した推定式とその結果では、もっぱら属性や就業形態が異なる労働者間の生産性の格差に焦点を当てて、個人企業と会社法人との間の資本の生産性格差の可能性には考慮を払わずに分析を進めてきた。ところが、前節で報告した推定結果では、自営業者の労働生産性は、同規模会社法人の雇用者に比べて遜色ないものであった。このことを、自営業者と雇用者との相対所得の観察と結びつけて推論するならば、自営業者の所有する資本の生産性が、法人企業の資本生産性と比較して、相対的に低くなっている可能性を示唆するものである。

そこで、推定式を若干修正し、法人企業で投入される資本サービスに掛かる係数と、自営業で投入される資本サービスに掛かる係数が異なる可能性を許して、もう一度同様の推定を行ってみた。全期間についての推計結果を、表 15（パートを考慮）と表 16（パートを考慮せず）に掲載している。表 15 の推定結果は、資本生産性の違いを考慮しない場合の推定結果では表 8 に、また表 16 は同様に表 11 に対応するものである。ここで得られた主な結果をまとめると次のとおりである。

- 自営業で投入される資本サービスの係数は、法人企業で投入される資本サービスの係数に比べて有意に負を示しており、このことは、自営業の資本の生産性が、法人企業のそれよりも小さいことを示している。表 5 掲載のデータの平均値から、実質産出の投入資本サービスに対する比率を求めると 4.20 となるので、これを使うと、自営業の資本生産性は約 4 パーセントポイント程度、法人企業に比べて低いことになる。これは上に述べた推論と符合する結果である。
- 一方、各種属性の労働の相対生産性については、自営業の資本生産性の違いを新たに考慮したことによってほとんど影響を受けず、既に表 8 と表 11 で報告した結果とほぼ同じとすることができる。

このように、本研究の推定結果からは、これまで生産性の研究などで用いられてきた仮定とは逆に、自営業者の労働生産性は同規模会社法人の雇用者に比べて遜色ないとの結果となった一方で、自営業者の資本生産性は法人企業に比べて、実質収益率ベースで 4 パーセントポイントも低くなっていることが分かった。

6 自営業者生産性を修正した労働投入指数

それでは次に、本研究で得られた自営業者の労働生産性を適用することによって、労働投入指数や労働の質指数の動きにどのような影響が現れるかという点について検討する。

本論文の冒頭でもふれたように、筆者たちは JIP2006 労働データの作成を担当しており、ここでは Jorgenson をはじめとする従来の仮定に基づいて第 2 節で説明したような方法により自営業者の労働コストを推計して、これを自営業者の労働生産性として適用している。ここでは、これに換えて、本論文で生産関数から直接推定された自営業者の相対生産性を使う。

なお、本論文の推定結果を JIP2006 労働データの労働投入指数や質指数の推計に適用するには、いくつかの追加的な調整が必要である。その理由は、この推定が従業者規模 10 人以上の事業所のデータのみを対象とし、自営業主が多く存在する従業者規模 4~9 人の事業所を対象に含めていないという点にある。JIP2006 労働データは全ての従業者規模の事業所を対象にしたデータであるため、従業者規模 4~9 人の事業所の自営業主に関する生産性についても何らかの形で考慮する必要がある。

以下では、まず本論文での自営業者の生産性に関する推定結果を、従業者規模 4~9 人の事業所に関する自営業者の生産性を含むように修正し、第 4 節での推定結果とどの程度の差が生じるか、また JIP2006 労働データで採用している生産性の代理変数である自営業者の労働コストとどの程度異なっているかを確認する。その後、修正された自営業者の生産性を JIP2006 労働データによる労働投入指数、労働の質指数の推計に適用し、推計結果にどのような差異が生じるかを確認する。さらに、川口他（2007）で推計されている雇用者の生産性・賃金格差率を利用することにより、自営業主のみならず雇用者についても生産性でウエイト付けした新しい労働投入指数、労働の質指数を推計する。これにより、従来の労働投入指数、労働の質指数がどの程度修正されるべきであるかを検討する。

6.1 小規模事業所を考慮した修正

まず、本稿での推定結果を JIP2006 労働データに適用するための事前作業として、小規模事業所の自営業者の生産性を考慮した値へ修正するための作業を行う。具体的な作業行程は以下のようなになる¹⁷。

- a. 推定期間における規模間賃金格差を準備する。具体的には、『工業統計表（産業編）』から得た従業者規模 10~29 人の事業所と従業者規模 4~9 人の事業所の一人あたり現金給与総額により計算する。なお、規模間賃金格差は表 17 に示してあるように、全期間を通じて 80%前半程度で安定した推移をしていることがわかる。
- b. a. で準備した規模間賃金格差と、自営業者の規模別生産性格差には強い相関関係があると仮定し、自営業者の生産性推定値に対し規模別賃金格差を乗じることにより、従業者規模 4~9 人の事業所に関する自営業者の生産性を推定する。なお、男性・自営業者の

¹⁷ なお、前節での推定には従業者規模 10 人以上の事業所のデータを利用しているが、推定結果として得られた自営業主の生産性は、従業者規模 10~29 人の値であると考えて修正作業を進めている。これは、従業者規模 30 人以上の個人事業所はほとんど存在しないため、考慮する必要がないと考えたためである。また、従業者規模 1~3 人の個人事業所についても本稿では考慮していないが、これは従業者規模 30 人以上を考慮しないことよりも推定結果に大きな影響を与える可能性がある。この点については、今後の課題としたい。

生産性推定値としては、表 8～10 で示したパートを考慮した階差 OLS の推定結果を利用する。また、女性の自営業者については有意な推定結果を得られなかったため、会社法人・男性・雇用者との生産性格差は無いと仮定する。推計結果は表 18 に示すとおりである。

- c. 『工業統計表』の個票により、従業者規模別（4～9 人、10～29 人）、男女別自営業者数を集計する。これをウエイトとして、前節での推定結果による従業者規模 10～29 人の自営業者の生産性と、b.で推計した小規模事業所の自営業者の生産性を加重平均することにより、全従業者規模（ただし、4～29 人の規模）での自営業者の生産性を得る。推計された自営業者の生産性は、表 19 に示してある。

修正された自営業者の生産性のうち特に男性に注目してみると、全期間を通じて第 4 節の推定結果より 15%程度小さくなっていることがわかる。これは、自営業者の事業所規模が、推定に用いた 10～29 人規模よりも小規模に偏っており、こうした小規模事業所の低い生産性を反映したものである。

また、JIP2006 労働データで採用されている男女別自営業者雇用者労働コスト比率（表 2 参照）と比較すると、本稿での推計値の方が大幅に大きくなっており、全期間でみると男女ともに 2.5 倍程度、90 年代では 3 倍以上になっていることがわかる。つまり、JIP2006 労働データでは、自営業者の生産性を相当程度過小評価している可能性がある。

その原因としては次のようなものが考えられる。まず第 1 に、労働コストの推計のベースとなった『就業構造基本調査』による自営業主の所得の精度に対する疑問が挙げられる。『就業構造基本調査』における自営業主の所得は、「過去 1 年間に事業から得た収益，すなわち、売上総額からそれに必要な経費を差し引いたもの」とされているが、必要経費がどの程度正確に申告されているかによって、自営業主の所得は大きく変わる可能性がある。第 2 に、自営業主の所得から控除した資本コストの推計方法に関する問題がある。比較的規模（従業者規模、資本設備の規模ともに）の小さい事業所を営む自営業主の場合、資本コストは JIP2006 投資データで推計されている値より低い可能性があるが、JIP2006 労働データではこの点を無視しているため、所得から資本コストを過剰に控除していることになる¹⁸。いずれの原因にしろ、JIP2006 労働データにおける自営業者の生産性が過小評価されている可能性が高いことが分かった。

6.2 修正された生産性に基づく労働投入指数、労働の質指数の推計

以下では、本節で得た修正された自営業者の生産性を用いて JIP2006 労働データを修正し、それを使って労働投入指数、労働の質指数を推計する。さらに、川口他（2007）による雇用者についての生産性・賃金格差率に関する推定結果も同時に適用し、自営業主、雇用者

¹⁸ JIP2006 資本データでは特に明記していないが、推計されている資本コストは事業所規模に関する平均値と考えられる。

全てを生産性で評価した場合の労働投入指数、質指数を推計する。

6.2.1 自営業者のみの修正

まず、自営業者に対してのみ生産性の修正を行う。JIP2006 労働データによる労働投入指数の成長率は、属性別マンアワーの成長率を労働コストシェアでウェイト付けして集計したものであるが、その際に利用している製造業の自営業者の労働コストを、本節で得た生産性で修正したものに変更する。具体的には、本節で得た生産性は男性・雇用者を基準とした自営業者の相対生産性であるので、JIP2006 労働データにおける製造業各産業の男性・雇用者の労働コストに 1.175（表 19 の男性、全期間の推計値）を乗じたものを製造業各産業の男性・自営業者の労働コスト、0.849（表 19 の女性、全期間の推計値）を乗じたものを製造業各産業の女性・自営業者の労働コストとする¹⁹。このような修正を加えた後に、JIP2006 労働データと同様の方法により労働投入指数、労働の質指数を推計する。

推計された製造業の労働投入指数と労働の質指数は、図 1 に示してある²⁰。JIP2006 労働データでの推計値と比較すると、上記の修正を加えることにより労働投入指数は全体的にマンアワー指数の動きに近づいていることがわかる。その結果、労働投入指数とマンアワーとの乖離によって定義される労働の質指数は傾きが緩やかになって、労働の質指数の成長率が全体的に低下していることがわかる（全期間で見ると年率 0.82% から 0.39% へ低下）。このような労働の質指数と労働投入指数の成長率低下は、この 30 年の期間を通じて自営業者数が徐々に減少していることを背景に、その相対生産性の評価が高めに修正されたことによる。

それと同時に、1990 年頃までは雇用者数は上昇傾向にあったが、自営業者の労働コストの上方修正に伴って雇用者の労働コストシェアが低下したことから、雇用者数の変化が労働投入指数で低めに評価されるようになったこともある。修正前後での雇用者の労働コストシェアは表 21 に示しているが、これによると修正前では 97～99% と労働コストのほとんどを占めていたが、修正後は 79～89% 程度まで低下していることがわかる。

JIP2006 労働データの推計期間中、ほぼ一貫して増加し続けたのは雇用者数であるが、これをどのように評価するか、つまり雇用者数の伸びにどの程度のウェイトを付与して労働投入指数を推計するかによって、労働の質指数の推移は規定される。本節による修正は、雇用者の労働コストシェアを大幅に低下させるため、雇用者数の伸びに付与するウェイトが小さくなる。その結果、雇用者数の伸びが反映されにくくなるため労働投入指数が上方シフトしてマンアワー指数と接近し、その結果、両者の差である労働の質指数の成長率が低く推計されるようになったと考えられる。

¹⁹ 実際には、製造業各産業の男性・雇用者の学歴平均の年齢別労働コストに対して、一律に男性・自営業主であれば 1.175、女性であれば 0.849 を乗じたものを、男女別の自営業主の修正された労働コストとしている。

²⁰ 具体的な数値は、表 20 における製造業の“自営業主のみ修正”という列を参照。

6.2.2 雇用者を含めた修正

ここまでの推計は、男性・雇用者の労働コストが生産性に一致していることを暗黙のうちに仮定していた。以降では、川口他（2007）の推計結果である雇用者の生産性と賃金の乖離率を利用して、雇用者の労働コストを生産性に見合ったレベルへ調整し、自営業者のみならず雇用者も含めた労働者全てを生産性で評価した場合の労働投入指数、労働の質指数を推計する。

具体的には、川口他（2007）の表 13 に示されている性別年齢階級別学歴別の生産性/賃金比率を、JIP2006 労働データにおける製造業各産業のフルタイム労働者の性×年齢×学歴別労働コストに乗じることにより、フルタイム労働者の労働コストを生産性に見合ったレベルへ調整する²¹。このように調整された男性・フルタイム労働者の労働コストを基準として、更に自営業者の労働コストを前節で述べた方法で推計する。

推計された製造業の労働投入指数と労働の質指数は、図 2 に示してある²²。図 1 と比較すると、労働投入指数、労働の質指数ともに更に上方へシフトし、労働の質指数の成長率は全期間で年率 0.29% となり、前節での推計結果より更に低下していることがわかる。また、自営業者のみを修正した場合と比べるとおよそ 0.1% ポイント低下していることから、この部分が雇用者の労働コスト修正による効果と考えられる。自営業者の生産性修正に比べて、雇用者の生産性修正の効果はそれほど大きくないが、これは川口他（2007）の推定結果に基づくフルタイム労働者の生産性修正が、労働者の加齢による質の向上をより低く、高学歴化による質の向上をより高く評価することになるため、両者の効果が相殺されてしまうことによると考えられる。

いずれにせよ、自営業主や雇用者の労働コストを生産性によって修正することにより、JIP2006 労働データによる労働の質指数と労働投入指数の成長率は相当程度過大評価されていることがわかった。また、雇用者の労働コストと生産性乖離の修正効果よりも、自営業者の生産性修正効果の方が相当大きいことから、今後 JIP データベースを改定する際には、自営業主の生産性評価についてはより慎重に検討すべきであることがわかった。

7 おわりに

われわれは、従来の労働投入指数作成における自営業者（自営業主＋無給家族従業者）の労働生産性の評価方法に問題がある可能性を指摘し、それに替わる方法として、生産関数を直接推定する方法によって自営業者の労働の相対生産性を推計した。その結果、推定に使われた従業者規模の偏りを調整した後でも、自営業者の労働生産性は会社法人の雇用者の労働生産性とほぼ等しいものであるという結果を得た。これは、自営業者の労働コストの推計から得られた従来の相対生産性に比べて、かなり大きいものである。

また、こうした直接推定の方法から得られた自営業者の相対生産性を使って JIP2006 労働

²¹ パートタイム労働者については、川口他（2007）と同様に性、年齢に関わらず 1.371 という値を、JIP2006 労働データのパートタイム労働者の労働コストに乗じる。

²² 具体的な数値は、表 20 における製造業の“雇用者、自営業主とも修正”という列を参照。

データを修正し、労働投入指数と労働の質指数を再推計すると、自営業者の相対生産性が上方修正されたことが、日本経済における自営業者数の継続的な減少傾向と相俟って、労働の質指数と労働投入指数の伸び率をこれまでの推定値よりも低めに修正するものとなった。この大きさは、推計の全期間で見ると年率 0.43%ポイントとなる。また、自営業者の相対生産性の修正に加えて、川口他（2007）で得た結果を使って雇用者の性別、年齢別、学歴別の生産性格差と賃金格差の乖離を修正すると、労働投入指数の伸び率はさらに 0.1%ポイント下方修正されて、全ての効果を加えて年率 0.53%ポイントの下方修正となる。これは、マクロの付加価値労働分配率を 0.7 とすると、0.4%ポイント弱ほど TFP 上昇率をこれまで過小評価してきたことになる。

自営業者の労働生産性は会社法人の雇用者の労働生産性と遜色なく、また 1980 年代から 1990 年代にかけて上昇基調にあるというわれわれの推定結果は、現実の日本経済における自営業者数の減少傾向について、どのような解釈をもたらすのであろうか。自営業者の所得が低迷し自営業者数が減少し続けていることは、自営業者の労働者としての能力が低下しているのではなくて、資本家としての経営能力が不足していることに起因しているという結論が推測されるが、この点を確認するためには今後この方面での更なる研究の蓄積が必要であろう。

最後に残された課題を述べる。今回の推定では、有形固定資産のデータの利用可能性から、『工業統計表』の従業者規模 10 人以上の事業所のデータに対象を限らざるを得なかった。しかしながら、個人企業が従業者規模 9 人以下の事業所に多数分布していることを考えると、何からの方法で 9 人以下の事業所データを推定に加えることができないかという課題が残る。今回の推定では、対象の従業者規模が偏っていることを調整するために、従業者規模間の賃金格差がそのまま生産性格差を反映しているものと想定して従業者規模の修正を行ったが、このことの妥当性についても生産関数の推定によって確認する必要がある。また、今回の推定では、『工業統計表』のデータを利用して製造業の自営業者に限って相対労働生産性を推定したが、対象産業を商業などにも広げることが望ましい。さらに、推定期間中に個人企業から法人成りしたデータの取り扱いなど追加的なデータクリーニングの必要性の有無、生産関数の投入要素の内生性を考慮した推定などについても検討する必要がある。

参考文献

- Arellano, M. and S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies* 58, pp.277-297.
- Crépon, Bruno, Nicolas Deniau, Sébastien Pérez-Duarte (2002), "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: A French Perspective", Institut National De La Statistique et des Etudes Economiques (IN-SEE) WP #2003-04.
- Hellerstein, Judith K. and David Neumark (1995), "Are Earnings Profiles Steeper than Productivity Profiles? Evidence from Israeli Firm-level Data," *The Journal of Human Resources*, 30, pp.89-112.
- Hellerstein, Judith K. and David Neumark (1999), "Sex, Wages, and Productivity: An Empirical Analysis of Israeli Firm-level Data," *International Economic Review*, 40, pp.95-123.
- Hellerstein, Judith K., David Neumark, and Kenneth R. Troske (1999), "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-level Production Functions and Wage Equations," *Journal of Labor Economics*, 17, pp.409-445.
- Jorgenson, Dale (1990), "Productivity and Economic Growth," in Ernst R. Berndt and Jack E. Triplett ed., *Fifty Years of Economic Measurement*, The University of Chicago Press.
- Jorgenson, Dale, Frank Gollop, and Barbara Fraumeni (1987), *Productivity and U.S. Economic Growth*, Harvard University Press.
- Leibenstein, Harvey (1976), *Beyond Economic Man*, Harvard University Press.
- 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 (2007) 「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—」一橋大学経済研究所編『経済研究』第58巻1号, pp.61-90.
- 玄田有史・神林龍 (2001) 「自営業減少と創業支援策」, 猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会.
- 中小企業庁 (1999) 『中小企業白書 平成11年版』.
- 徳井丞次・牧野達治・高橋陽子 (2007) 「労働部門の推計方法」, 経済産業研究所ホームページ (JIP データベース 2006・データ解説編) <http://www.rieti.go.jp/jp/database/d05.html>
- 松浦寿幸・須賀信介 (2007) 「工業統計パネルデータ作成と企業データのリンケージについて」, mimeo.
- 宮里尚三 (2001) 「自営業者とリスク」, 橘木俊詔編著『ライフサイクルとリスク』東洋経済新報社.

表1 性別、産業大分類別所得比率(自営業主/雇用者)

男性										
	農業	林業	漁業	鉱業	建設業	製造業	運輸・通信業	卸売・小売業、 飲食店	金融・保険業、 不動産業	サービス業
1968	1.161	0.962	1.105	1.227	1.255	1.287	1.306	1.292	1.098	1.462
1969	1.144	0.978	1.103	1.289	1.263	1.286	1.291	1.295	1.093	1.474
1970	1.128	0.994	1.101	1.351	1.271	1.286	1.276	1.298	1.088	1.486
1971	1.111	1.010	1.099	1.413	1.280	1.286	1.261	1.301	1.083	1.499
1972	1.095	1.026	1.096	1.475	1.288	1.285	1.246	1.305	1.078	1.511
1973	1.078	1.042	1.094	1.536	1.297	1.285	1.232	1.308	1.074	1.523
1974	1.062	1.058	1.092	1.598	1.305	1.284	1.217	1.311	1.069	1.535
1975	1.035	1.029	1.105	1.511	1.307	1.279	1.181	1.314	1.065	1.552
1976	1.008	1.000	1.117	1.423	1.309	1.273	1.146	1.316	1.062	1.569
1977	0.981	0.971	1.130	1.336	1.312	1.267	1.110	1.318	1.058	1.585
1978	1.064	0.942	1.086	1.131	1.234	1.151	1.031	1.206	0.943	1.344
1979	1.148	0.914	1.043	0.925	1.156	1.035	0.952	1.094	0.828	1.103
1980	1.079	0.838	0.994	0.796	1.128	1.007	0.931	1.071	0.801	1.109
1981	1.010	0.763	0.946	0.667	1.100	0.980	0.909	1.049	0.773	1.115
1982	0.942	0.688	0.897	0.538	1.072	0.952	0.888	1.026	0.745	1.120
1983	0.921	0.680	0.901	0.560	1.061	0.944	0.881	1.016	0.747	1.110
1984	0.899	0.671	0.904	0.582	1.050	0.936	0.874	1.006	0.748	1.099
1985	0.878	0.663	0.908	0.604	1.038	0.927	0.868	0.996	0.750	1.088
1986	0.857	0.655	0.912	0.626	1.027	0.919	0.861	0.986	0.751	1.077
1987	0.836	0.646	0.916	0.648	1.015	0.911	0.855	0.976	0.753	1.066
1988	0.817	0.638	0.919	0.671	1.004	0.881	0.848	0.947	0.754	1.046
1989	0.797	0.629	0.923	0.693	0.993	0.850	0.842	0.918	0.756	1.026
1990	0.778	0.621	0.927	0.715	0.981	0.820	0.835	0.888	0.757	1.007
1991	0.759	0.613	0.930	0.737	0.970	0.790	0.829	0.859	0.759	0.987
1992	0.739	0.604	0.934	0.759	0.959	0.759	0.822	0.830	0.760	0.967
1993	0.746	0.596	0.938	0.764	0.896	0.747	0.812	0.823	0.724	0.964
1994	0.753	0.587	0.941	0.770	0.833	0.734	0.802	0.817	0.687	0.961
1995	0.760	0.579	0.945	0.775	0.771	0.721	0.792	0.810	0.651	0.957
1996	0.767	0.571	0.949	0.781	0.708	0.708	0.782	0.804	0.614	0.954
1997	0.774	0.562	0.952	0.786	0.645	0.695	0.772	0.797	0.578	0.951
1998	0.768	0.590	0.958	0.792	0.686	0.675	0.758	0.784	0.606	0.930
1999	0.763	0.617	0.963	0.797	0.726	0.655	0.744	0.772	0.633	0.909
2000	0.758	0.644	0.968	0.803	0.767	0.635	0.730	0.759	0.661	0.888
2001	0.753	0.671	0.973	0.808	0.807	0.615	0.716	0.746	0.688	0.867
2002	0.747	0.698	0.978	0.813	0.848	0.595	0.702	0.733	0.716	0.845

女性										
	農業	林業	漁業	鉱業	建設業	製造業	運輸・通信業	卸売・小売業、 飲食店	金融・保険業、 不動産業	サービス業
1968	1.659	0.848	2.253	-	2.791	0.541	2.399	1.570	1.360	0.829
1969	1.568	0.767	2.112	-	2.812	0.526	2.243	1.542	1.342	0.818
1970	1.477	0.686	1.972	-	2.833	0.512	2.086	1.514	1.324	0.807
1971	1.385	0.606	1.831	-	2.854	0.498	1.930	1.487	1.306	0.796
1972	1.294	0.525	1.691	-	2.876	0.484	1.774	1.459	1.288	0.785
1973	1.203	0.444	1.550	-	2.897	0.469	1.617	1.431	1.269	0.774
1974	1.111	0.364	1.410	-	2.918	0.455	1.461	1.404	1.251	0.763
1975	0.998	0.397	1.288	-	3.115	0.438	1.256	1.391	1.210	0.739
1976	0.885	0.430	1.167	-	3.312	0.422	1.051	1.378	1.169	0.715
1977	0.771	0.464	1.045	-	3.510	0.405	0.845	1.366	1.128	0.691
1978	0.886	0.497	0.923	-	2.402	0.474	0.640	1.285	1.088	0.669
1979	1.000	0.531	0.802	-	1.294	0.543	0.435	1.205	1.047	0.648
1980	0.994	0.523	0.831	-	1.413	0.517	0.461	1.223	1.065	0.634
1981	0.987	0.516	0.860	-	1.533	0.491	0.488	1.241	1.083	0.620
1982	0.981	0.509	0.890	-	1.652	0.466	0.514	1.258	1.101	0.607
1983	0.968	0.501	0.892	-	1.596	0.458	0.556	1.249	1.105	0.604
1984	0.956	0.494	0.895	-	1.540	0.451	0.599	1.240	1.110	0.602
1985	0.943	0.487	0.897	-	1.484	0.443	0.641	1.231	1.114	0.599
1986	0.931	0.479	0.899	-	1.428	0.436	0.684	1.222	1.119	0.596
1987	0.918	0.472	0.901	-	1.373	0.429	0.726	1.212	1.123	0.594
1988	0.893	0.465	0.904	-	1.317	0.421	0.769	1.206	1.128	0.592
1989	0.867	0.457	0.906	-	1.261	0.414	0.811	1.199	1.132	0.589
1990	0.842	0.450	0.908	-	1.205	0.407	0.853	1.192	1.137	0.587
1991	0.816	0.443	0.911	-	1.149	0.400	0.896	1.186	1.141	0.585
1992	0.791	0.435	0.913	-	1.093	0.393	0.938	1.179	1.146	0.582
1993	0.785	0.428	0.891	-	1.170	0.387	0.894	1.168	1.057	0.578
1994	0.778	0.421	0.870	-	1.247	0.380	0.849	1.158	0.969	0.574
1995	0.772	0.413	0.848	-	1.323	0.373	0.805	1.147	0.880	0.570
1996	0.765	0.406	0.826	-	1.400	0.366	0.761	1.136	0.791	0.566
1997	0.759	0.399	0.805	-	1.477	0.359	0.716	1.126	0.702	0.562
1998	0.769	0.392	0.941	-	1.358	0.362	0.702	1.113	0.857	0.564
1999	0.779	0.384	1.077	-	1.238	0.365	0.688	1.100	1.012	0.566
2000	0.790	0.377	1.213	-	1.119	0.368	0.673	1.088	1.167	0.568
2001	0.800	0.370	1.349	-	1.000	0.371	0.659	1.075	1.322	0.570
2002	0.810	0.362	1.485	-	0.881	0.374	0.645	1.062	1.476	0.572

表2 製造業、性別自営業者/雇用者労働コスト比率

	男性	女性
1970	0.594	0.284
1971	0.614	0.288
1972	0.667	0.299
1973	0.675	0.295
1974	0.613	0.257
1975	0.630	0.265
1976	0.627	0.258
1977	0.620	0.254
1978	0.578	0.293
1979	0.529	0.333
1980	0.478	0.303
1981	0.455	0.293
1982	0.423	0.277
1983	0.427	0.281
1984	0.407	0.270
1985	0.390	0.260
1986	0.396	0.258
1987	0.408	0.260
1988	0.408	0.258
1989	0.389	0.249
1990	0.354	0.224
1991	0.330	0.214
1992	0.314	0.206
1993	0.311	0.203
1994	0.306	0.202
1995	0.308	0.200
1996	0.305	0.201
1997	0.289	0.189
1998	0.276	0.186
1999	0.272	0.188
2000	0.258	0.187
2001	0.241	0.184
2002	0.237	0.190

表3「平成10年 商工業実態基本調査」に基づく従業者規模区分別製造業企業の状況(1998年6月末現在)

製造業					
従業者規模区分	母集団企業数	個人企業数	法人企業数	個人企業比率(%)	個人企業の規模別分布(%)
1~4人	383,833	288,752	95,081	75.23	86.16
5~9人	129,800	37,827	91,973	29.14	11.29
10~19人	74,364	7,140	67,224	9.60	2.13
20~29人	27,643	1,006	26,637	3.64	0.30
30~49人	21,188	329	20,859	1.55	0.10
50~99人	13,899	66	13,833	0.47	0.02
100~199人	6,761	11	6,750	0.16	0.00
200~299人	2,139	0	2,139	0.00	0.00
300人以上	3,556	1	3,555	0.03	0.00
全規模	663,183	335,132	328,051		100.00

製造業						
従業者規模区分	個人企業数	母集団企業数	常時従業者数	1社当たり常時従業者数	個人企業の推定常時従業者数	推定常時従業者ベースの個人企業分布(%)
1~4人	288,752	383,833	896,824	2.34	674,667.69	63.55
5~9人	37,827	129,800	846,956	6.53	246,824.38	23.25
10~19人	7,140	74,364	1,004,848	13.51	96,479.68	9.09
20~29人	1,006	27,643	657,955	23.80	23,944.68	2.26
30~49人	329	21,188	801,724	37.84	12,448.90	1.17
50~99人	66	13,899	956,588	68.82	4,542.40	0.43
100~199人	11	6,761	931,446	137.77	1,515.44	0.14
200~299人	0	2,139	518,768	242.53	0.00	0.00
300人以上	1	3,556	4,454,983	1252.81	1,252.81	0.12
全規模	335,132	663,183	11,070,092		1,061,675.97	100.00

製造業				
従業者規模区分	母集団企業数	常時従業者数	営業利益(百万円)	常時従業者1人当たり営業利益(百万円)
1~4人	383,833	896,824	820,483	0.91
5~9人	129,800	846,956	503,031	0.59
10~19人	74,364	1,004,848	584,952	0.58
20~29人	27,643	657,955	457,934	0.70
30~49人	21,188	801,724	566,311	0.71
50~99人	13,899	956,588	664,426	0.69
100~199人	6,761	931,446	704,113	0.76
200~299人	2,139	518,768	448,903	0.87
300人以上	3,556	4,454,983	9,064,980	2.03
全規模	663,183	11,070,092	13,815,133	

表4 従業者規模別事業所数分布

従業者数	経営組織:会社		経営組織:個人		合計	
	事業所数	累積%	事業所数	累積%	事業所数	累積%
4	495569	10.3	705599	32.7	1201168	17.3
5	478014	20.3	430914	52.7	908928	30.4
6	438414	29.5	287644	66.1	726058	40.8
7	390189	37.6	196445	75.2	586634	49.3
8	376511	45.5	154585	82.3	531096	56.9
9	409284	54.0	139650	88.8	548934	64.8
10	186212	57.9	40880	90.7	227092	68.1
11	172085	61.5	32855	92.2	204940	71.0
12	173824	65.1	27169	93.5	200993	73.9
13	157396	68.4	22537	94.5	179933	76.5
14	145087	71.5	18563	95.4	163650	78.9
15	143456	74.4	16066	96.1	159522	81.2
16	121914	77.0	13338	96.8	135252	83.1
17	111498	79.3	11017	97.3	122515	84.9
18	109376	81.6	9222	97.7	118598	86.6
19	94692	83.6	7846	98.1	102538	88.1
20	104126	85.8	7036	98.4	111162	89.7
21	79369	87.4	5635	98.7	85004	90.9
22	78512	89.0	4838	98.9	83350	92.1
23	72667	90.6	3958	99.1	76625	93.2
24	67541	92.0	3418	99.2	70959	94.2
25	71013	93.5	3169	99.4	74182	95.3
26	61227	94.7	2925	99.5	64152	96.2
27	61924	96.0	2695	99.6	64619	97.1
28	77846	97.7	3268	99.8	81114	98.3
29	112409	100.0	4811	100.0	117220	100.0
計	4790155		2156083		6946238	

「工業統計表」

表5 記述統計量

変数名	サンプル サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
会社・男性・雇用者(人)	1863882	9.821	6.273	0	29
会社・女性・雇用者(人)	1863882	6.824	5.713	0	29
個人・男性・雇用者(人)	1863882	0.334	1.674	0	28
個人・女性・雇用者(人)	1863882	0.707	2.927	0	28
個人・男性・自営業者(人)	1863882	0.078	0.300	0	5
個人・女性・自営業者(人)	1863882	0.043	0.240	0	5
マンアワー計(対数)	1863882	10.486	0.321	9.670	11.139
実質産出(対数)	1863882	9.800	0.906	6.417	13.001
資本サービス(対数)	1863882	8.364	1.251	3.829	12.733
中間投入(対数)	1863882	8.750	1.391	3.611	13.153
一人あたり実質産出(対数)	1863882	-0.687	0.823	-3.477	1.937
一人あたり資本サービス(対数)	1863882	-2.122	1.201	-6.054	1.685
一人あたり中間投入(対数)	1863882	-1.736	1.327	-6.279	2.345
会社・男性・雇用者/マンアワー計	1863882	0.558	0.293	0.000	1.000
会社・女性・雇用者/マンアワー計	1863882	0.367	0.268	0.000	1.000
個人・男性・雇用者/マンアワー計	1863882	0.022	0.107	0.000	0.975
個人・女性・雇用者/マンアワー計	1863882	0.044	0.172	0.000	0.975
個人・男性・自営業者/マンアワー計	1863882	0.006	0.024	0.000	0.547
個人・女性・自営業者/マンアワー計	1863882	0.002	0.013	0.000	0.506
一人あたり実質産出(対数、階差)	1723021	0.020	0.221	-1.346	1.380
一人あたり資本サービス(対数、階差)	1723021	0.015	0.395	-9.192	9.936
一人あたり中間投入(対数、階差)	1723021	0.015	0.387	-2.148	2.248
会社・男性・雇用者/マンアワー計(階差)	1723021	0.003	0.066	-1.000	1.000
会社・女性・雇用者/マンアワー計(階差)	1723021	0.002	0.072	-1.000	1.000
個人・男性・雇用者/マンアワー計(階差)	1723021	-0.002	0.036	-1.000	0.941
個人・女性・雇用者/マンアワー計(階差)	1723021	-0.003	0.048	-1.000	0.975
個人・男性・自営業者/マンアワー計(階差)	1723021	0.000	0.010	-0.410	0.412
個人・女性・自営業者/マンアワー計(階差)	1723021	0.000	0.008	-0.506	0.422

表6 データクリーニングによるサンプルサイズの変化

変数名	サンプル サイズ
オリジナル	7007540
組合企業	61275
実質産出が負	11
資本サービスが負	61
従業員規模が9人以下	4502812
個人事業主・家族従業者が10人を超える	23
個人企業なのに個人事業主がいない	13573
会社なのに個人事業主がいる	107
乙表に連続2年以上存在しない	426347
合計	5004209

注) 推定の際は、その他の異常値処理(3 σ 等)も実施

表7 経営組織の変化別に見た事業所数

	事業所数	%
個人から会社法人	58065	0.8
組合から法人、個人から組合	1973	0.0
変化無し	5968744	85.2
法人から組合、組合から個人	1642	0.0
法人から個人	8514	0.1
単年しか存在しない	968584	13.8
合計	7007522	100.0

表8 推定期間:1981-2000年、パートを考慮

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	2897616	サンプルサイズ	2736849
グループ数	296333	決定係数	0.294
決定係数 (Within)	0.511		
決定係数 (Between)	0.868		
決定係数 (Overall)	0.833		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.049	0.000	0.000		0.069	0.000	0.000	
中間投入	0.397	0.001	0.000		0.325	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.294	0.003	0.000	0.470	-0.148	0.003	0.000	0.756
個人・男性・雇用者	-0.063	0.005	0.000	0.886	-0.061	0.005	0.000	0.899
個人・女性・雇用者	-0.467	0.005	0.000	0.156	-0.220	0.005	0.000	0.637
個人・男性・自営業者	0.025	0.026	0.332	1.046	0.233	0.019	0.000	1.384
個人・女性・自営業者	-0.334	0.029	0.000	0.396	-0.018	0.022	0.190	0.970
タイムトレンド	0.013	0.000	0.000					
定数	-26.122	0.073	0.000		0.016	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表9 推定期間:1981-1989年、パートを考慮

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	1253620	サンプルサイズ	1173881
グループ数	230443	決定係数	0.287
決定係数 (Within)	0.446		
決定係数 (Between)	0.869		
決定係数 (Overall)	0.838		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.046	0.001	0.000		0.065	0.001	0.000	
中間投入	0.353	0.001	0.000		0.320	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.267	0.005	0.000	0.556	-0.158	0.004	0.000	0.744
個人・男性・雇用者	-0.069	0.007	0.000	0.884	-0.055	0.006	0.000	0.910
個人・女性・雇用者	-0.384	0.007	0.000	0.361	-0.211	0.006	0.000	0.657
個人・男性・自営業者	0.078	0.035	0.000	1.130	0.165	0.024	0.000	1.269
個人・女性・自営業者	-0.141	0.039	0.025	0.765	-0.003	0.028	0.907	0.995
タイムトレンド	0.021	0.000	0.000					
定数	-41.534	0.202	0.000		0.023	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表10 推定期間:1990-2000年、パートを考慮

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	1643996	サンプルサイズ	1562968
グループ数	231133	決定係数	0.299
決定係数 (Within)	0.397		
決定係数 (Between)	0.854		
決定係数 (Overall)	0.821		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.043	0.000	0.000		0.071	0.001	0.000	
中間投入	0.368	0.001	0.000		0.329	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.250	0.004	0.000	0.577	-0.140	0.004	0.000	0.767
個人・男性・雇用者	-0.047	0.010	0.000	0.920	-0.067	0.008	0.000	0.888
個人・女性・雇用者	-0.406	0.008	0.000	0.312	-0.236	0.007	0.000	0.607
個人・男性・自営業者	0.125	0.047	0.007	1.212	0.362	0.032	0.000	1.604
個人・女性・自営業者	-0.289	0.048	0.000	0.511	-0.027	0.036	0.461	0.955
タイムトレンド	0.003	0.000	0.000					
定数	-6.584	0.129	0.000		0.010	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表11 推定期間:1981-2000年、パートを考慮せず

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	2897616	サンプルサイズ	2472246
グループ数	296333	決定係数	0.296
決定係数 (Within)	0.511		
決定係数 (Between)	0.868		
決定係数 (Overall)	0.833		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.049	0.000	0.000		0.069	0.000	0.000	
中間投入	0.397	0.001	0.000		0.328	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.290	0.003	0.000	0.476	-0.102	0.003	0.000	0.832
個人・男性・雇用者	-0.062	0.005	0.000	0.887	-0.084	0.005	0.000	0.860
個人・女性・雇用者	-0.465	0.005	0.000	0.161	-0.056	0.003	0.000	0.907
個人・男性・自営業者	0.007	0.026	0.795	1.012	0.084	0.021	0.000	1.140
個人・女性・自営業者	-0.337	0.029	0.000	0.392	0.035	0.025	0.169	1.058
タイムトレンド	0.013	0.000	0.000					
定数	-26.275	0.073	0.000		0.015	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表12 推定期間:1981-1989年、パートを考慮せず

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	1253620	サンプルサイズ	974342
グループ数	230443	決定係数	0.288
決定係数 (Within)	0.446		
決定係数 (Between)	0.869		
決定係数 (Overall)	0.838		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.046	0.001	0.000		0.066	0.001	0.000	
中間投入	0.353	0.001	0.000		0.321	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.265	0.005	0.000	0.559	-0.104	0.004	0.000	0.831
個人・男性・雇用者	-0.070	0.007	0.000	0.883	-0.077	0.007	0.000	0.875
個人・女性・雇用者	-0.384	0.007	0.000	0.361	-0.058	0.004	0.000	0.905
個人・男性・自営業者	0.078	0.035	0.000	1.129	0.082	0.028	0.003	1.133
個人・女性・自営業者	-0.141	0.039	0.026	0.765	0.063	0.033	0.058	1.103
タイムトレンド	0.021	0.000	0.000					
定数	-41.674	0.202	0.000		0.024	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表13 推定期間:1990-2000年、パートを考慮せず

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	1643996	サンプルサイズ	1497904
グループ数	231133	決定係数	0.301
決定係数 (Within)	0.397		
決定係数 (Between)	0.854		
決定係数 (Overall)	0.821		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.043	0.000	0.000		0.072	0.001	0.000	
中間投入	0.368	0.001	0.000		0.332	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.246	0.004	0.000	0.582	-0.101	0.003	0.000	0.830
個人・男性・雇用者	-0.036	0.010	0.000	0.939	-0.090	0.009	0.000	0.849
個人・女性・雇用者	-0.396	0.008	0.000	0.328	-0.054	0.004	0.000	0.910
個人・男性・自営業者	0.003	0.047	0.948	1.005	0.097	0.034	0.004	1.163
個人・女性・自営業者	-0.312	0.048	0.000	0.470	0.008	0.038	0.831	1.014
タイムトレンド	0.003	0.000	0.000					
定数	-6.701	0.129	0.000		0.009	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表14 製造業男女間賃金格差

	パート 含まず	パート 含む
1981	0.488	0.459
1982	0.496	0.447
1983	0.495	0.446
1984	0.494	0.443
1985	0.495	0.443
1986	0.498	0.447
1987	0.504	0.449
1988	0.503	0.440
1989	0.499	0.441
1990	0.501	0.443
1991	0.504	0.446
1992	0.515	0.449
1993	0.517	0.443
1994	0.523	0.448
1995	0.532	0.454
1996	0.537	0.466
1997	0.536	0.456
1998	0.550	0.462
1999	0.559	0.468
2000	0.564	0.475
1981-1989 平均	0.497	0.446
1990-2000 平均	0.531	0.456
1981-2000 平均	0.515	0.451

出所)賃金構造基本統計調査

注1)年齢計、学歴計、企業規模10-99人が対象。

注2)賃金はきまって支給する現金給与総額である。

表15 推定期間:1981-2000年、資本生産性格差を考慮、パートを考慮

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	2897615	サンプルサイズ	2736845
グループ数	296333	決定係数	0.294
決定係数 (Within)	0.511		
決定係数 (Between)	0.868		
決定係数 (Overall)	0.833		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.049	0.000	0.000		0.069	0.000	0.000	
資本サービス×自営業ダミー	-0.005	0.001	0.000		-0.011	0.002	0.000	
中間投入	0.397	0.001	0.000		0.325	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.293	0.003	0.000	0.476	-0.148	0.003	0.000	0.760
個人・男性・雇用者	-0.075	0.005	0.000	0.867	-0.062	0.005	0.000	0.900
個人・女性・雇用者	-0.486	0.006	0.000	0.132	-0.221	0.005	0.000	0.642
個人・男性・自営業者	0.020	0.026	0.452	1.035	0.242	0.019	0.000	1.392
個人・女性・自営業者	-0.349	0.029	0.000	0.375	-0.014	0.022	0.534	0.978
タイムトレンド	0.013	0.000	0.000					
定数	-26.106	0.073	0.000		0.016	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表16 推定期間:1981-2000年、資本生産性格差を考慮、パートを考慮せず

固定効果推定		階差OLS	
サンプルサイズ	2897615	サンプルサイズ	2472242
グループ数	296333	決定係数	0.296
決定係数 (Within)	0.511		
決定係数 (Between)	0.868		
決定係数 (Overall)	0.833		

	係数	標準誤差	p値	生産性	係数	標準誤差	p値	生産性
資本サービス	0.049	0.000	0.000		0.070	0.000	0.000	
資本サービス×自営業ダミー	-0.006	0.001	0.000		-0.009	0.002	0.000	
中間投入	0.397	0.001	0.000		0.328	0.001	0.000	
会社・女性・雇用者	-0.290	0.003	0.000	0.481	-0.101	0.003	0.000	0.834
個人・男性・雇用者	-0.074	0.005	0.000	0.868	-0.085	0.005	0.000	0.861
個人・女性・雇用者	-0.483	0.006	0.000	0.136	-0.056	0.003	0.000	0.908
個人・男性・自営業者	0.001	0.026	0.981	1.001	0.091	0.021	0.000	1.149
個人・女性・自営業者	-0.352	0.029	0.000	0.371	0.038	0.025	0.128	1.063
タイムトレンド	0.013	0.000	0.000					
定数	-26.257	0.073	0.000		0.015	0.000	0.000	

注)生産性は、会社・男性・雇用者の生産性を1としたときの相対的な生産性を意味する。

表17 製造業規模間賃金格差

	4-9人/10-29人
1981	0.809
1982	0.813
1983	0.806
1984	0.817
1985	0.808
1986	0.823
1987	0.831
1988	0.823
1989	0.840
1990	0.840
1991	0.854
1992	0.857
1993	0.841
1994	0.843
1995	0.831
1996	0.840
1997	0.843
1998	0.836
1999	0.843
2000	0.834
1981-1989 平均	0.819
1990-2000 平均	0.842
1981-2000 平均	0.832

出所)工業統計表(産業編)

注1)賃金は一人あたり現金給与総額。

注2)従業者規模10-29人=1.000で計算している。

表18 小規模事業所の自営業者の生産性

		1981-2000年	1981-1989年	1990-2000年
推定結果 (従業者規模 10-29人)	男性	1.384	1.269	1.604
	女性	1.000	1.000	1.000
小規模事業所 (従業者規模 4-9人)	男性	1.151	1.039	1.351
	女性	0.832	0.819	0.842

表19 小規模事業所を考慮した自営業者の生産性

	1981-2000年	1981-1989年	1990-2000年
男性	1.175	1.066	1.374
女性	0.849	0.840	0.856

表20 修正された生産性に基づく労働投入指数、労働の質指数(1995=1.000)

	労働投入指数			労働の質指数								
	マクロ			製造業			マクロ			製造業		
	修正なし	自営業者のみ修正	雇用者、自営業者ともに修正	修正なし	自営業者のみ修正	雇用者、自営業者ともに修正	修正なし	自営業者のみ修正	雇用者、自営業者ともに修正	修正なし	自営業者のみ修正	雇用者、自営業者ともに修正
1970	0.709	0.741	0.749	0.949	1.048	1.092	0.757	0.791	0.800	0.815	0.900	0.939
1971	0.727	0.757	0.765	0.946	1.041	1.082	0.772	0.804	0.812	0.823	0.906	0.941
1972	0.742	0.772	0.779	0.961	1.056	1.095	0.785	0.817	0.824	0.837	0.920	0.954
1973	0.758	0.789	0.796	0.982	1.082	1.118	0.794	0.827	0.833	0.837	0.922	0.953
1974	0.746	0.775	0.781	0.950	1.042	1.077	0.804	0.835	0.841	0.850	0.932	0.964
1975	0.739	0.765	0.771	0.884	0.969	1.001	0.808	0.836	0.842	0.854	0.936	0.967
1976	0.768	0.795	0.800	0.919	1.008	1.037	0.821	0.850	0.855	0.859	0.942	0.969
1977	0.786	0.814	0.818	0.924	1.018	1.044	0.824	0.853	0.858	0.862	0.949	0.973
1978	0.796	0.825	0.828	0.913	1.012	1.035	0.826	0.856	0.860	0.863	0.956	0.977
1979	0.814	0.843	0.846	0.929	1.029	1.051	0.838	0.867	0.871	0.869	0.962	0.983
1980	0.835	0.863	0.866	0.965	1.060	1.080	0.853	0.882	0.885	0.884	0.971	0.989
1981	0.850	0.877	0.879	0.981	1.071	1.088	0.867	0.894	0.896	0.890	0.972	0.987
1982	0.864	0.891	0.892	0.984	1.073	1.087	0.876	0.903	0.904	0.894	0.975	0.988
1983	0.890	0.915	0.916	1.014	1.100	1.112	0.890	0.916	0.917	0.901	0.977	0.988
1984	0.910	0.936	0.937	1.061	1.142	1.155	0.906	0.931	0.932	0.910	0.980	0.991
1985	0.917	0.942	0.942	1.077	1.155	1.167	0.914	0.939	0.939	0.916	0.983	0.993
1986	0.930	0.952	0.953	1.062	1.134	1.144	0.922	0.944	0.945	0.919	0.981	0.990
1987	0.947	0.966	0.966	1.056	1.120	1.127	0.933	0.952	0.952	0.928	0.985	0.991
1988	0.967	0.985	0.985	1.095	1.149	1.153	0.944	0.961	0.961	0.943	0.989	0.993
1989	0.983	0.998	0.997	1.107	1.150	1.154	0.955	0.969	0.969	0.952	0.989	0.992
1990	0.988	1.000	1.000	1.110	1.143	1.147	0.957	0.969	0.968	0.957	0.986	0.989
1991	0.994	1.004	1.004	1.108	1.136	1.141	0.962	0.972	0.972	0.957	0.980	0.985
1992	0.993	1.001	1.001	1.086	1.105	1.109	0.969	0.976	0.976	0.965	0.981	0.985
1993	0.981	0.984	0.985	1.039	1.048	1.051	0.978	0.982	0.982	0.976	0.984	0.987
1994	0.982	0.984	0.985	1.015	1.020	1.023	0.983	0.985	0.986	0.983	0.987	0.990
1995	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1996	1.004	1.003	1.004	0.996	0.990	0.994	0.999	0.997	0.999	1.000	0.994	0.998
1997	1.002	0.999	1.001	0.989	0.980	0.985	1.002	0.999	1.001	1.004	0.995	1.000
1998	0.997	0.991	0.993	0.947	0.930	0.935	1.017	1.011	1.012	1.024	1.007	1.012
1999	0.983	0.976	0.978	0.926	0.907	0.912	1.020	1.013	1.015	1.031	1.011	1.016
2000	1.007	0.998	1.000	0.937	0.912	0.916	1.041	1.032	1.034	1.047	1.019	1.023
2001	0.990	0.980	0.983	0.903	0.876	0.885	1.037	1.026	1.030	1.044	1.012	1.023
2002	0.980	0.968	0.971	0.873	0.840	0.849	1.050	1.037	1.041	1.060	1.021	1.031

注) マクロの系列は、製造業以外の部門について修正を加えずJIP2006と同様の推計を行っている。

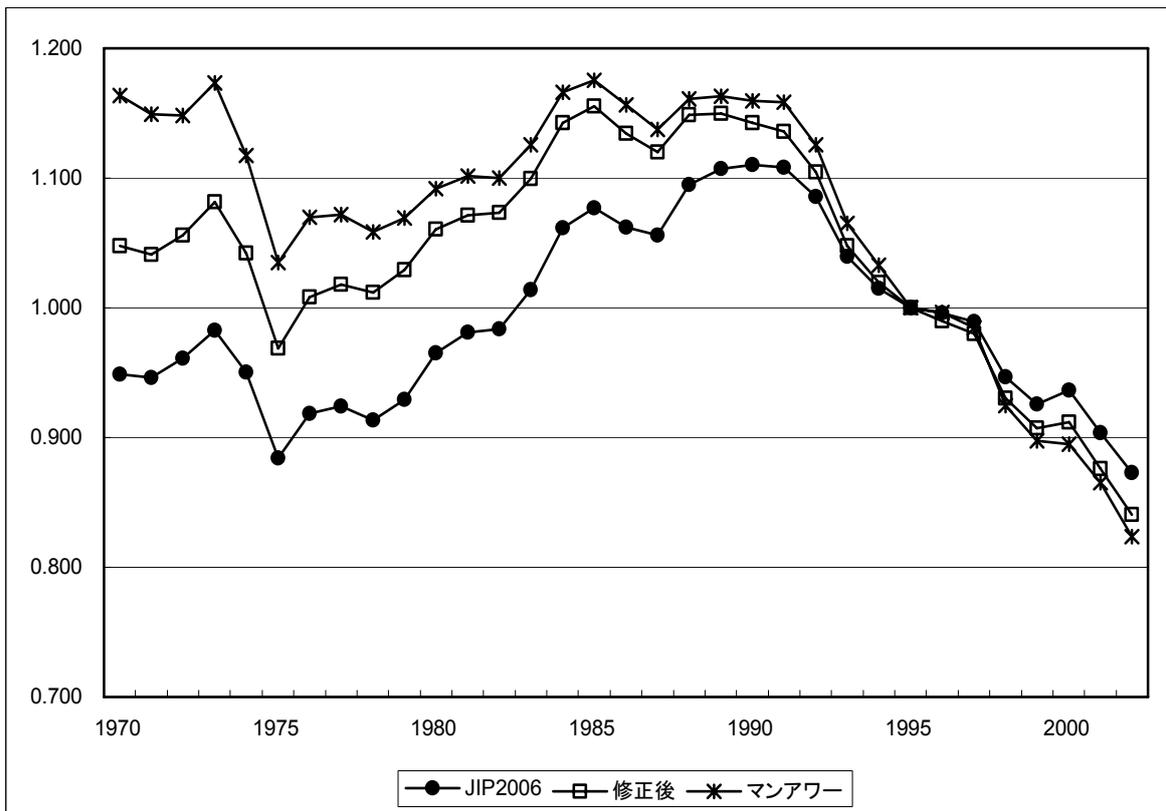
表21 修正前後での雇用者の労働コストシェア(%)

	修正前	修正後
1970	97.0	79.2
1971	97.4	79.8
1972	97.9	79.6
1973	98.0	79.2
1974	97.1	79.7
1975	97.7	79.9
1976	97.8	79.9
1977	97.9	79.5
1978	98.0	78.8
1979	98.2	78.7
1980	97.9	79.3
1981	97.9	79.5
1982	97.9	79.6
1983	98.1	79.8
1984	98.2	80.3
1985	98.1	80.5
1986	98.2	81.0
1987	98.3	81.4
1988	98.6	82.1
1989	98.7	83.0
1990	98.6	83.9
1991	98.6	84.4
1992	98.7	85.0
1993	98.8	85.7
1994	98.8	86.0
1995	98.9	86.5
1996	99.0	87.0
1997	99.0	87.1
1998	99.0	87.4
1999	99.0	87.6
2000	99.1	88.3
2001	99.2	88.8
2002	99.2	89.3

注) 製造業のみ。雇用者にはパートタイム労働者を含む。

図1 自営業者の労働コストを修正した労働投入指数と質指数（製造業のみ）

(1) 労働投入指数



(2) 労働の質指数

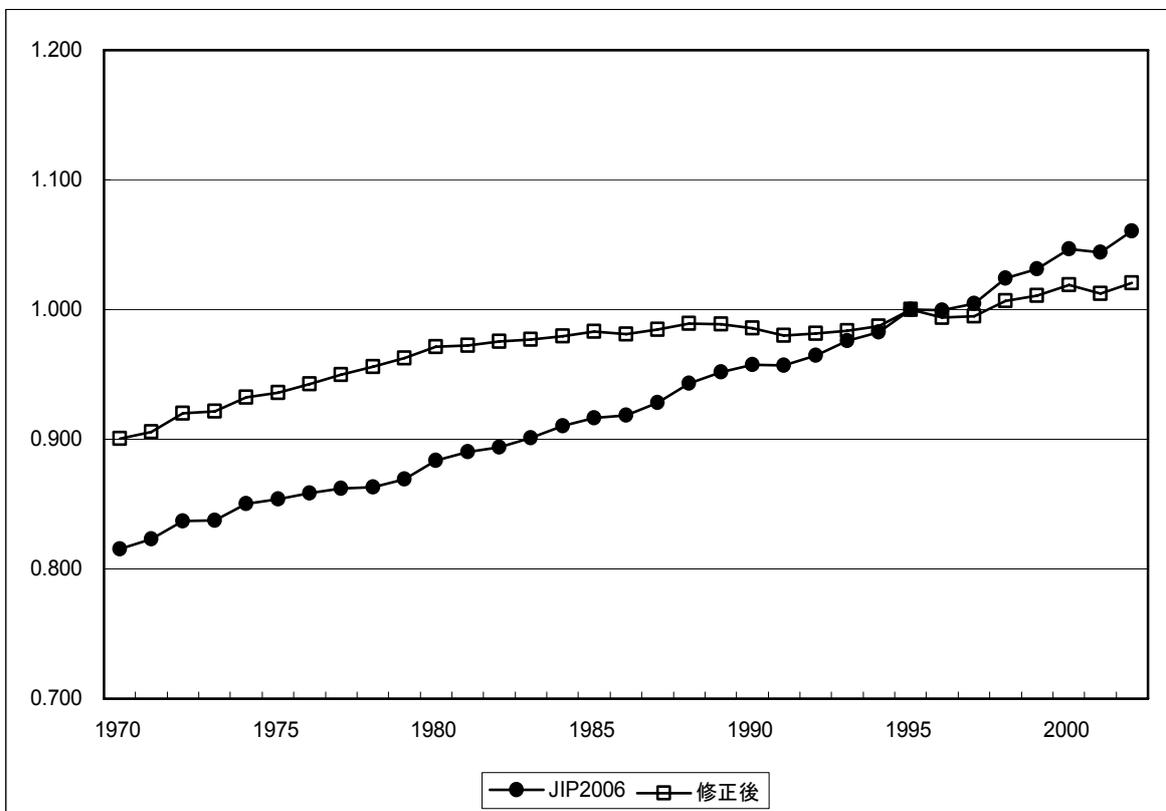
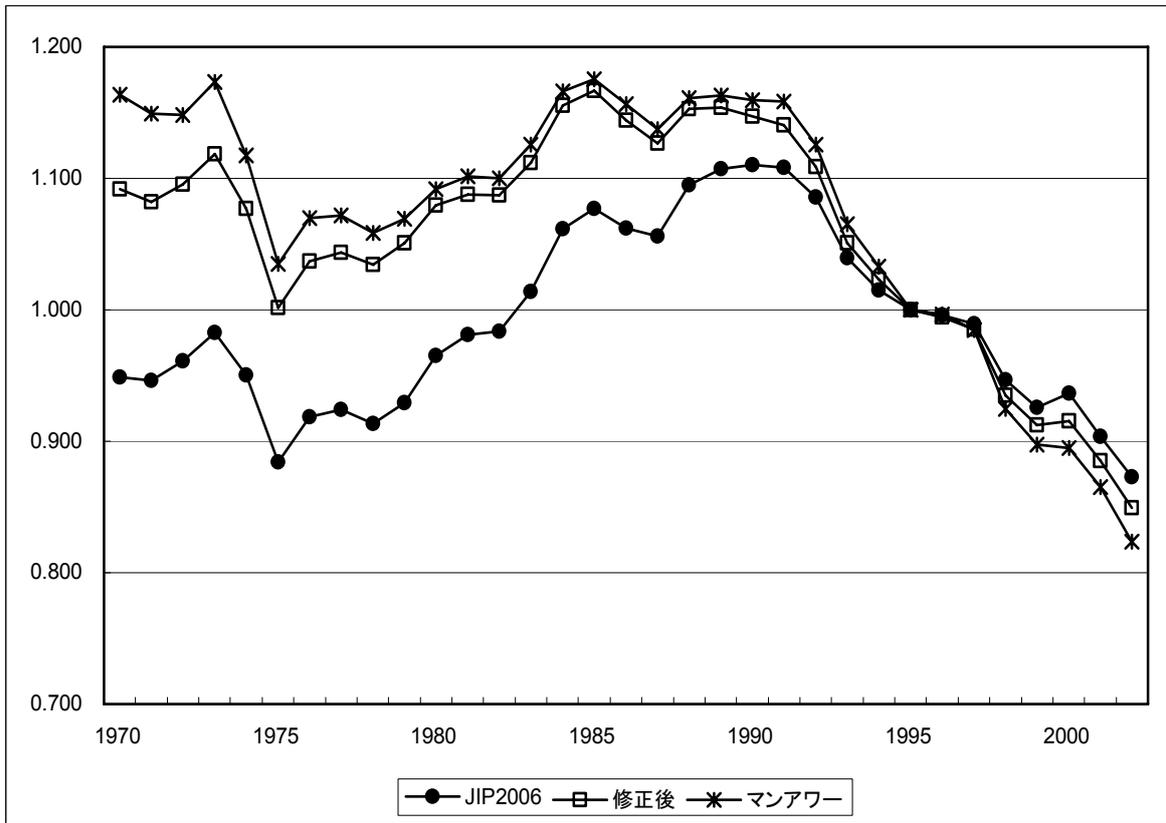


図2 自営業者と雇用の労働コストを修正した労働投入指数と質指数（製造業のみ）

(1) 労働投入指数



(2) 労働の質指数

