

かれる可能性を改善することと、どちらが優先されるべきだろうか。かなりむずかしい問題になりそうである。

【文献】

- 後藤玲子 2002 『正義の経済哲学 ロールズとセン』東洋経済新報社.
橋本健二 2001 『階級社会日本』青木書店.
大沢真理 2001 『男女共同参画社会をつくる』NHKブックス.
Roemer,John E. 1996 Theories of Distributive Justice,Harvard University Press.=
2002 木谷忍・川本隆史訳『分配的正義の理論』
佐藤俊樹 2000 『不平等社会日本』中公新書.
----- 2001a 「それでも進む不平等社会」『論争・中流崩壊』中公新書ラクレ.
----- 2001b 佐藤俊樹「機会の平等社会への途 平等原理の転換が意味すること」『法社会学』55.
立岩真也 2003a 「自由の平等(5)」『思想』946.
----- 2003b 「自由の平等(6)」『思想』947.

第2章 「見過ごされた所得格差」の再検討

—1989年と1998年の所得再分配調査の比較—

<研究協力者>

東京大学社会科学研究所助教授

玄田 有史

2003年3月21日

「見過ごされた所得格差」の再検討

－1989年と1998年の所得再分配調査の比較－*

玄田 有史

要旨

1990年代を通じて10代や20代の若年世代の所得は、60代などの引退世代に比べた優位性が失われ、自営業は被雇用者よりも所得面であきらかに貧しくなっている。税金や社会保障による所得再分配は、それらの格差の動向を抑制するには至っていない。以上の結果は、『季刊社会保障研究』の「所得格差と社会保障」の特集でも指摘したものだが、そこで残されていたいくつかの課題を踏まえた上で、1989年と1998年の所得再分配調査を用いながら、それらの格差の内容を再検討した。

具体的な結果は、以下のとおりである。市場経済活動による所得を異なる年齢階層間で比べると、1989年には60代は20代よりも劣位にあったが、1998年には60代と20代の所得差は消失している。有所得者と同時に無所得者データを用いることでセレクション・バイアスを考慮した場合でも、89年には60代の方が20代よりも低かった市場所得が、98年にその差は消えている。

さらに市場所得に年金、社会保障、税金などを加えた公的な再分配を加えた所得で比べると、有所得者間では1989年時点でも60代は20代よりも平均的に高所得だったが、1998年にその差は拡大している。セレクション・バイアスを考慮した場合でも、市場所得の場合と同様、20代の60代に対する所得優位性は90年代に消失している。定年延長等の就業環境と年金等の社会保障制度の整備は、90年代を通じて高齢者の所得状況を改善する一方、失業率上昇等を背景に若年所得は相対的に悪化してきたことが確認できる。

自営業所得は、経済所得と再分配所得のいずれでみても、被雇用者に比べて低下が著しく、それが自営業減少の一因となっている。自営業の所得構造の特徴として、加齢に応じて所得が増える傾向や東京を含む南関東圏で所得が高くなる傾向が、1990年代を通じて消失している。年齢と無関係もしくは若年に有利な技術革新は、自営業の年齢格差を解消させた可能性がある反面、若年全体の所得を改善するには至っていない。さらにバブル経済の崩壊などによる都市部の自営業の経営環境の悪化が、自営業を減少させた要因となっている。

* 本研究は、平成14年度厚生労働科学研究政策科学推進研究事業「家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究」の一環であり、個票集計は目的外申請の許可を受け研究所内で行った。

1. はじめに

『季刊社会保障研究』(Vol.38, Winter 2002, No.3)の特集テーマ「所得格差と社会保障」に、「見過ごされた所得格差—若年世代 vs.引退世代、自営業 vs.雇用者—」という論文を、筆者も寄せた。その論文は、結論を次のように要約している(同 210 ページ)。

第一に、本論のサブタイトルに示した若年世代 VS 引退世代についていえば、年功の崩壊という声とは裏腹に、60 歳以上の引退世代にくらべて、10 代や 20 代の若年世代の総所得が低下していることを確認した。それは公的年金の影響を除いてもいえることであり、高齢者への年金給付を加えれば、若年の所得劣位はいっそう拡大されることになる。このような状況の背景にあるのは、60 代に対して定年制延長や多様な就業機会の選択が広がりつつあるのに対し、若年に対して市場環境、経済環境が深刻化していったことである。

第二の自営業 VS 雇用者に関しては、雇用者に比べたときの自営業者の所得の相対的な低下傾向がみられた。なかでも首都圏の自営業の収入と雇い人のいる自営業の所得の下落が著しくなっている。90 年代には他の先進諸国にはみられない自営業者数の減少の背後には、自営業収入の相対的な低下があると考えられる。

1990 年代にはバブル経済の崩壊、不良債権の累積、デフレ傾向の進展などの厳しい経済環境を受けて、中高年サラリーマンを中心に雇用不安が一気に顕在化した。それは、雇用不安による消費停滞や、教育・住宅ローンなどの支払い困難といった経済問題にとどまらず、中高年自殺者の増加などと併せ、深刻な社会問題としても認識されている。

中高年の被雇用者とその世帯の所得が 1990 年代に伸び悩んできたことは疑いのない事実である一方、上記の論文では問題はそこにとどまらず、若年や自営業の所得環境が急速に悪化しつつあることをデータから指摘した。若年や自営業に比べて、中高年サラリーマンは、相対的に所得も安定していることも事実であり、社会全体の所得平等化を論議する際には、若年や自営業の現状も十分に考慮されたものである必要性を、筆者なりに述べた。

ただし、上記の結論を導くにあたって、いくつかの積み残された課題もあった。それらの課題を念頭に、本稿では新たに 1990 年代の所得格差の再検討を試みる。「所得再分配調査」を用いた日本の所得格差に関する研究は、橋木(1998)、大竹・齊藤(1998)などを含め、これまでもたびたび行われてきた。そのなかで、本分析は次のような特徴を持つ。

第一に、所得格差の研究の多くが、(被)雇用者間の賃金格差についてのものであるのに対し、ここでの「所得再分配調査」を用いた分析は、現役雇用者に限らず、自営業者や引退した無業者の得る所得格差を焦点に当てる。所得についても雇用所得に限らず、事業所得や利子所得など、広く経済活動一般を通じて得られた所得全体を考察の対象とする。

第二に、市場活動によって得られた所得(以下、便宜上「市場所得」と呼ぶ)に加えて、年金・恩給ならびにその他の傷病手当、雇用保険などの社会保障給付と税金や社会保険料

の支払を加えた、公的な再分配後の所得格差にも注目する。それによって公的な所得再分配制度が、市場経済による所得格差をどのように縮小もしくは増長させているかを実証的に確認する（金子（1998）では、「所得再分配調査」を用いて、当初所得と公的再分配所得を比較し、所得再分配の諸制度による所得平等化の寄与度を求めている）。

第三に、1989年が調査時点だった「平成2年所得再分配調査」と、1998年の状況が調査されている「平成11年所得再分配調査」の所得票を比較検討する。これまでの分析は、1995年に調査された「平成8年所得再分配調査」が最新のデータだったために、90年代前半までの傾向しか考察されてこなかった。1998年の調査を新しく利用することで、1990年代全般の趨勢的な所得格差の変化を調べることが可能となる。

2. 用いるデータについて

ここでも玄田（2002）を念頭に、所得関数の推計を通じて格差の変動を分析する。ただし、いくつか細かい点について、上記の分析とは異なる点がある。玄田（2002）では、所得は各個人の「総所得」を対象としていた。ここでいう総所得とは、所得再分配調査で調査項目となっている「雇用所得」、「事業所得」、「農耕・畜産所得」、「家内労働所得」、「家賃・地代の所得」、「利子・配当金」、「仕送り」、「その他の所得」の総和であり、公的年金や各種社会保障給付、企業からの受給金、雑収入などはすべて含んでいない。再分配所得を含まない総所得に注目したのは、市場環境、経済環境の変化による所得構造を把握するためであり、再分配政策の影響を受ける以前の格差の在りように注目したいと考えていたからである。

それに対し、ここでは同じ再分配以前の所得構造を見る際、総所得ではなく、所得再分配調査を用いた分析で注目されることの多い「当初所得」を対象とする。当初所得とは総所得から仕送りとその他の所得を除き、それに企業等からの受給金のうち、退職一時金や保険金など以外の雑収入を加えたものとして定義されている。総所得より当初所得の方が、何らかの市場経済活動の対価を測る上で、より妥当な尺度と考えたからである。そこで、ここでは当初所得を市場経済活動によって得られた所得と考え、以下では「市場所得」と呼ぶこととする。

分析対象はここでも世帯でなく個人であるが、所得のうち、15歳未満もしくは年齢不詳、および正の農耕・畜産所得がある場合を除いた。自営業を分析する際、農業世帯を含めるか否かで結果は大きく異なる可能性があり、以下の分析では、農業に従事者以外を対象と考える。農業従事者を除く際、1995年までの調査では「仕事の有無」の項目について、仕事の有る場合を「農業」と「その他」で分けられており、これを用いることで対応可能だった。ところが、1998年調査では仕事の有無を農業とその他で区分されていないため、利用することができない。そこで農耕・畜産所得のない個人に限定する方法を採用することとした。

3. 市場所得関数の推計

まず個人毎の市場所得がどのような要因によって規定されているのか、そしてその影響が変化してきたかを、所得関数の推計を通じて考察する。「所得再分配」で調査されている個人属性に着目し、それらの属性が経済活動によって得られる所得に与える影響を、1989年時点と1998年時点それぞれについて、最小二乗法によって推計した。その推計結果が、表1である。被説明変数は、市場所得を自然対数化した値である。

説明変数は、調査項目の個人属性のうち、利用できる項目を幅広く取り上げることとし、年齢階級ダミー、仕事内容ダミー、性別ダミー、婚姻状態ダミー、市郡ダミー、地域ブロックダミーの各変数を用いた。表にあるように、年齢階級ダミーとは、「20～29歳」をリファレンスグループに、「15～19歳」、「30～39歳」、「40～49歳」、「50～59歳」、「60～69歳」、「70歳以上」とした。仕事内容ダミーは、「従業員5～29人の企業規模で働く一般常用雇用労働者（一般常雇者）」をリファレンスに、「自営業主（雇い人あり）」、「自営業主（雇い人なし）」、「家族従業者」、「会社・団体等の役員」、一般常雇者で企業規模がそれぞれ「5人未満」、「30～99人」、「100～499人」、「500～999人」、「1000人以上」に分け、さらに「官公庁」、「1月以上1年未満の契約の雇用者」、「日々又は1月未満の契約の雇用者」、「家庭内職者」、「その他」、そして「仕事なし」と幅広く定義されている。ただし、就業形態として「フルタイム労働者」か「パートタイム労働者」かの区分は調査項目に含まれず、さらに所得決定の重要な変数である学歴水準も調査されていないことは、本調査の限界ではある。

市場所得があるサンプルのうち、さらにこれらの説明変数いずれも欠損値がないサンプルに限定した結果、市場所得の決定要因に用いられた個人サンプル数は、1989年データでは12,530、1998年では10,381となった。

年齢階級の係数をみると、総所得と年齢の関係は逆U字型であり、40代もしくは50代でピークとなる点は、両年次で共通している。1989年時点をみると、20代に比べて有意に所得が低いのは、10代の未成年層と、就業からの引退者を含む60代と70代だった。それが1998年になると、10代の負の係数の絶対値はさらに大きくなっており、未成年の所得低下がみてとれる。反対に98年には60代ダミーの係数は有意でなくなり、20代との差はみられなくなっている。1989年では20代は60代よりも所得面では豊かであったのが、1998年にはその差はなくなっている。

働き方の項目をみると、雇い人のある自営業者の総所得は、5～29人規模の常用雇用労働者（常雇者）に比べて所得は高いものの、1989年から98年にかけて係数は減少しており、格差は縮小している。雇い人のいない自営業は5～29人企業の常雇者よりも所得は低く、その差は拡大している。表1では、30人以上企業と30人未満企業の常雇者間の所得格差が拡大していることと併せて考えると、1990年代を通じて自営業の所得が雇用者よりも低下する傾向が顕著であったといえる。

非農林業の自営業者数の減少は、1980年代以降、長期的に継続している。OECD加盟間での自営業の定義の違いを出来る限りコントロールした比較でも、1966年から1996年にか

けて、日本はルクセンブルクに次いで自営業の減少率が高くなっている(玄田・高橋(2003))。これらの自営業減少の背景には、自営業の所得低下があることは、玄田・神林(2001)などでも指摘してきた。しかしそこで使用されていたデータは1990年代前半までであり、1998年時点でも自営業の相対所得が低下していることは、ここでの新たな発見である。

仕事内容のもう一つ特徴的な事実として、「家庭内職者」と「仕事なし」の人々の所得が相対的に上昇していることも確認できる。各年次とも「家庭内職者」と「仕事なし」は最も所得水準の低い働き方である。しかし、1989年と1998年を比べると、各ダミーの係数は有意に負であるものの、絶対値は徐々に減少している。仕事のない人々の所得が改善している理由としては、雇用所得や事業所得でなく、地価や株価の下落のなかでも、家賃・地代の所得もしくは利子・配当金のみによって生計を立てている人々の経済状況が改善していることが、まずは考えられよう。

ただし、無業者や配偶者が死別した個人のうち、有市場所得者の状況を調べてみると、その大部分は家賃や利子所得などではなく、雇用所得である。1998(1989)年の現在「仕事のない」人々の、過去一年間の平均市場所得は193.8(117.5)万円であり、そのうち140.7(78.0)万円が雇用所得である。無業者の所得の大部分が雇用所得であることは、以前は雇用者として就業していながら、現在は離職し、引退もしくは失業状態にある人々が多数いることを示唆している。その意味で90年代の失業率の上昇が、結果的に無業者の所得状況を改善するように統計には映った可能性も否定できない。

このように表1からは、年齢間の所得格差や、仕事内容の異なる個人間での所得格差の構造が、1989年から1998年にかけて変化している可能性が示唆された。しかし、推計された係数に微妙な増減がみられたとしても、それが統計的に意味のある変化かどうかは明確ではない。厳密には所得格差の構造が「有意」に生じていたといえるかが、焦点となる。

そこで表2には、2時点のデータをプールした所得関数の推計結果を示した。ここでは、1998年データである場合に「1」となるダミー変数と表1の説明変数の他、それらの変数と98年ダミーの交差項を加え、有意な構造変化の可能性を検証した。この場合、交差項の係数は、1989年から1998年にかけて、リファレンスグループに対する総所得の相対値がどの程度変化したかを表すことになる。その係数が統計的に有意であれば、1989年から98年にかけて相対所得に構造的な変化が生じたと考えることができる。

表2の交差項の結果からは、先の表1で指摘した結果のうち、10代や雇い人のある自営業の相対所得の低下、および60代と仕事のない人々の相対所得の上昇が、統計的に有意なかたちで示されていることがわかる。それ以外の事実としては、常用雇用者間では大企業でもなければ、零細企業でもない、従業員100人から500人程度の中堅規模の企業の所得が相対的に改善の度合いが大きかったことがわかる。地域ブロックの特徴として、東京都および埼玉県、千葉県、神奈川県から構成される「関東-I」ダミーの係数が、1989年から1998年にかけて有意に低下している。全国で最も所得水準の高かった関東首都圏における所得の伸びが大きく鈍化したことも、1990年代の所得格差変化の重要な特徴である。

4. 無所得サンプルの考慮

表1および表2の結果とその解釈は、1989年から1995年にかけての所得再分配調査を用いた玄田（2002）の分析結果が、1998年まで時間軸を引き延ばした場合にも基本的に当てはまることを示唆している。ただし、玄田（2002）には、十分に考慮されていなかったと正直に告白せざるを得ない、いくつかの課題が残されていた。以下では、それらの課題の一つひとつ答えながら、結論の頑強性を検証してみたい。

その第一は、市場所得を持たない個人サンプルをどう取り扱うかという課題である。表1では、被説明変数を市場所得の対数値としているため、無所得者はサンプルから除かれている。しかし、無所得となる個人属性に一定のパターンがある場合、有所得者のサンプルに限定した所得関数の推計にはセレクション・バイアスが発生している可能性がある。

図1には、年齢階層別に市場所得の有る個人割合をデータから求めた結果を示している。ここからは、市場所得のない個人が1998年（1989年）時点で、20代に4割（3割）、60代に6割（5割）存在することがわかる。ここからは、所得を得ているデータだけを用いると、60歳以上の所得獲得を過大に評価する可能性が示唆される。

市場所得とは各個人の市場経済活動の対価であり、所得格差とはその対価の異なる属性間での違いを検証することである。ところが無所得者は、市場活動の対価が一定水準を下回るために市場活動そのものから退出した人々であると考えた場合、無所得者の真の市場活動の対価は観察されないことになる。そのとき有所得者だけのサンプルから市場活動の対価を比べることはサンプル・セレクション・バイアスを生むことになり、それを取り除く推計が必要となる。具体的には無所得者のデータを用いながら、無所得者が働いた場合に得られた市場所得を予測した上での所得関数の推計が求められる。実際、有所得者と無所得者の両方を含む「所得再分配調査」は、そのようなバイアスを除去すること可能なデータセットであるという利点がある（セレクション・バイアスについては、清家（1993、第3章）がわかりやすい）。

そこでサンプルセレクション・バイアスを取り除くため、女性や高齢者の収入関数や労働供給関数の推計にしばしば用いられるヘックマン二段階推計方法を用いる。第一段階では、個人が有業者である確率を推計するが、そのときの説明変数として、性別ダミーと個人が世帯主であるかどうかのダミー変数と、年齢およびその二乗項を100で割った値を採用した。30代から50代の世帯主の男性ほど就業率が高く、有所得者であると考えるのは自然だろう。実際に推計からはその予想通りの結果が得られる。さらに就業機会の地域差の存在を考えて、15万人以上都市ダミー及びその女性ダミーとの交差項も説明変数に加えた。そのような有所得選択関数をプロビット推計し、そこから得られるバイアス修正変数（いわゆる Heckman's λ ）を計算、それを市場所得関数の説明変数に加えて推計した。その結果が表3に示されている。

無所得サンプルを考慮してセレクション・バイアスの可能性を制御することは重要であ

るが、実際にはそれを考慮した場合と、そうでない場合とで結果にそれほど大きな違いはない。1989年に20代に比べて60代の所得が有意に低かったのが、1998年にその差は有意でなくなっている点は、表1の結果と同じである。ここでも雇い人のある自営業は、5~29人規模の常用雇用労働者よりも所得が高い度合いが低減しつつある。バイアスの可能性を考慮した上でも尚、若年と自営業が、引退者や被雇用者よりも所得面で劣位になっていることは、やはり確認できる。

5. 公的再分配の影響

残されたもう一つの課題は、公的な再分配が市場所得の異なる属性間での格差に対して、どのような影響を与えているかを検証することである。そこで、ここでは所得関数を市場所得ではなく、公的な再分配後の所得について自然対数化したものについて推計する。

ここでいう公的再分配後の所得とは、市場所得に拠出制年金とその他の社会保障給付金を加え、同時に税金と社会保険料を差し引いた所得として定義される。拠出制年金は、「厚生・共済などの被用者年金」、「国民年金・農業者年金」、「福祉年金」、そして「恩給」から構成される。その他の社会保障給付金は、「生活保護法による給付金（現物給付を除く）」、「傷病手当など」、「雇用保険など」、「児童手当など」、そして「その他の法令による給付金」などの公的給付を意味している。

一方、再分配所得で差し引かれる税金とは、国民生活基礎調査所得票に記された「所得税」、「住民税」、「固定資産税（事業関係分を除く）」、「自動車税」などの合計である。同じく差し引かれる社会保険料には、健康保険等の被用者保険と国民健康保険などの短期の保険料と、長期の保険料である厚年保険などの被用者保険、国民年金・農業者年金、さらには雇用保険等のその他の保険料も含んでいる。

市場所得と併せて公的再分配も加えた所得は、表1で対象となった個人のおよそ7割が得ており、60代と70代に限れば、年金受給を反映して8割以上が得ている状況となっている。その詳細は図2に示されている。その意味では、市場所得の格差を考察する際に懸念されたような、高齢者を有所得者に限定することのセレクション・バイアスは、この場合にはそれほど深刻でないかもしれない。しかし、それでもなんらかの理由で依然として高齢者の1、2割のサンプルが除去されていることや、20代や30代では再分配所得のない個人が3割から4割存在している。そこで、再分配所得の有所得者だけに限定した場合の格差と、セレクション・バイアスの可能性を考慮した推計結果の両方を検討することとする。

推計結果は表4に示されている。まず有所得者だけに着目した最小二乗法による結果をみると、60代ダミーの係数は市場所得の場合と異なり、有意に正の値となっている。しかもその係数は1989年に比べて1998年には増加している。70代についても、1989年には有意に負だった係数は1998年には正の値へと転じている。ここから60代および70代は20代よりも年金や社会保障の受給によって所得面では明らかに有利な状況にあり、1989年から1998年にかけてその傾向はさらに強まっていることがわかる。

ヘックマン二段階推計の結果よりセレクション・バイアスを考慮した結果をみると、60代と70代が20代よりも所得が高いという傾向こそみえなくなるものの、1989年から1998年にかけて格差は縮小傾向にあることが、ここでも確認できる。

自営業についても、その結果は市場所得をみた場合と異なり、公的再分配後の所得の場合、雇い人のある自営業だけでなく、雇い人のない自営業も、相対所得は低下している。さらには1年未満の契約の雇用者と1ヶ月未満の雇用者の相対所得も低下している。常用雇用者間で比べたときには緩やかに規模間格差は拡大していることも含めて考えると、公的再分配後の所得は大規模な組織で長期的に雇用されている労働者に有利な方向へと進んでいた可能性が見て取れる。1990年代に雇用環境が揺れ動くなか、再分配を含めた所得は組織による内部労働市場化から距離を置く人々に不利化していたことを物語る。

6. 自営業間の所得格差

自営業は被雇用者に比べて90年代に所得は相対的に低下しているが、自営業のなかでも特にどのような属性の所得の低下が著しいかを確認しておく。そこで雇い人の有無にかかわらず自営業者と家族従業員、会社・団体などの役員、そして家庭内職者に限定し、その事業所得（自然対数化）の決定要因をヘックマン二段階推計した。その結果が表5である。

表5の結果からまずわかるのは、1989年にあった事業所得と年齢の間の逆U字型の関係は1998年には消失していることである。事業所得の多寡についての年齢格差はなくなり、同時に性別による格差もゆるやかに改善する傾向がみられる。地域ブロックでは、1989年には東京圏を含む関東-I地域の事業所得が高かったのが、1998年にはその優位性も消えている。

総じて、東京を中心とした南関東圏で雇い人を持ちながら自営業を営んでいる40代を中心とした人々の所得が90年代を通じて厳しい状況になっていることが確認できる。その結果は、Genda and Kambayashi (2002)において、異なるデータ（「全国消費実態調査」）を用いた、別期間（「1989年と1994年」）を比較した結果と共通である。バブル経済の隆盛と崩壊によって90年代前半に生じた都市部の自営業所得の停滞は、90年代後半にも解消されず、継続していたことを物語っている。

7. まとめ

以上から、玄田（2002）で指摘した事実、すなわち1990年代前半に若年世代が引退世代よりも、自営業者が雇用者よりも所得が相対的に低下する傾向は、1998年までデータを更新しても変わらず確認されたといえよう。さらには、市場経済を通じたそれらの所得格差の変化は、年金や社会保障などの所得再分配政策によって緩和されるどころか、むしろ増長されつつあることもわかった。

失業率が急増するなど雇用環境が厳しさを増すなか、就業条件の悪化は中高年齢者よりも若年において著しい。若年の失業率の上昇は抜きん出ており、就業できた場合でも、臨

時雇用やパート、アルバイトなど所得面で決して恵まれているとはいえない状況に多くが直面している。このような市場における雇用環境の悪化が、若年の所得劣化を確実に招いてきたのが 1990 年代の特徴だったといえる。

市場環境の変化に加え、定年年齢の延長や再雇用制度などの制度面での変化も、60 代の就業状況は若年に比べて相対的に改善へと向かっている。さらには年金制度の充実などによって、60 代は 10 代や 20 代に比べて、経済的に豊かであるか、少なくとも同等であるという状況は強化されつつある。

自営業の減少についても、その背景にあるのは、明らかにその所得環境の悪化である。他の先進国に類のない自営業の長期的な減少傾向は、新たな事業機会の芽が育たないと同時に、その後の事業成長による雇用機会の創出自体も抑制する結果につながっている。言い換えれば、自営業など独立就業者の所得環境の改善こそ、創業による経済活動の再活性化のための重要な課題となっている。

にもかかわらず、中高年の被雇用者への手厚い再分配などに比べて、若年や自営業に対する施策は、日本国内では十分とはいえなかったのではないだろうか。このような 1990 年代に見過ごされがちだった所得格差を再検討することは、今後の日本経済のあり方を考えるためのヒントを含んでいる。

参考文献

- 大竹文雄・齊藤誠（1998）「所得不平等化の背景と政策的含意—年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化効果」、『所得再分配の評価手法に関する研究』（代表：石川経夫）、平成 9 年度構成科学研究費補助金・厚生行政科学研究事業
- 金子能宏（1998）「所得の不平等化要因と所得再分配政策の課題」、『所得再分配の評価手法に関する研究』（代表：石川経夫）、平成 9 年度構成科学研究費補助金・厚生行政科学研究事業
- 玄田有史（2002）「見過ごされた所得格差—若年世代 vs. 引退世代、自営業 vs. 雇用者—」、『季刊社会保障研究』 Vol.38, Winter 2002, No.3、199-211 ページ
- 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』、29-74 ページ
- Genda, Yuji and Kambayashi, Ryo (2002) “Declining Self-Employment in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies* 16, pp.73-91.
- 玄田有史・高橋陽子（2003）「自己雇用の現在と可能性」、国民生活金融公庫『調査季報』第 64 号、2003 年 2 月、1-27 ページ
- 清家 篤（1993）『高齢化社会と労働市場—就業行動と公的年金』、東洋経済新報社
- 橘木俊詔（1998）『日本の経済格差』、岩波書店

表1. 市場所得に関する重回帰分析結果(最小二乗法)

調査年	自然対数化総所得(個人単位)				
	1989年		1998年		
	係数	t値	係数	t値	
年齢 <20-29歳>	15-19歳	-0.3190	-4.95 ***	-0.7436	-8.45 ***
	30-39歳	0.1554	6.25 ***	0.1584	5.85 ***
	40-49歳	0.2764	10.87 ***	0.2846	10.23 ***
	50-59歳	0.2583	9.56 ***	0.2933	10.35 ***
	60-69歳	-0.0546	-1.72 *	0.0480	1.41
	70歳以上	-0.3285	-7.61 ***	-0.4165	-9.01 ***
働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)	0.2723	7.63 ***	0.1789	4.16 ***
	自営業(雇人なし)	-0.3143	-9.97 ***	-0.3764	-9.49 ***
	家族従業者	-0.3382	-9.52 ***	-0.2165	-5.28 ***
	会社・団体等の役員	0.6056	16.66 ***	0.5625	13.83 ***
	一般常雇者・5人未満	-0.1788	-4.15 ***	-0.1799	-3.60 ***
	" ・30-99人	0.0794	2.82 ***	0.1202	3.82 ***
	" ・100-499人	0.1857	6.74 ***	0.2729	8.88 ***
	" ・500-999人	0.3339	8.50 ***	0.3809	8.69 ***
	" ・1000人以上	0.4778	17.30 ***	0.5222	16.68 ***
	" ・官公庁	0.5582	18.56 ***	0.7249	20.67 ***
	1月以上1年未満契約の雇用者	-0.4943	-10.27 ***	-0.6050	-14.06 ***
	日々又は1月未満契約の雇用者	-0.6830	-11.67 ***	-0.6535	-7.84 ***
	家庭内職者	-1.2481	-17.94 ***	-1.1259	-11.11 ***
その他	-0.3819	-8.00 ***	-0.6873	-11.35 ***	
仕事なし	-1.0119	-33.50 ***	-0.7708	-24.02 ***	
性別	女性タミー	-0.6537	-42.89 ***	-0.6492	-38.42 ***
婚姻の状態 <未婚>	有配偶	0.0857	3.81 ***	0.0921	3.92 ***
	死別	0.0867	2.14 **	0.0752	1.52
	離別	0.0275	0.61 ***	-0.0549	-1.16
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.2674	3.86 ***	0.1601	3.94 ***
	人口15万人以上の市	0.1710	2.80 ***	0.1333	3.56 ***
	人口5万人以上15万人未満の市	0.1444	2.07 **	0.1167	3.07 **
	郡部	0.1320	1.86 *	0.0050	0.13
地域ブロック <東海>	北海道	-0.0393	-1.05	-0.1413	-3.02 ***
	東北	-0.1778	-6.20 ***	-0.1094	-2.86 ***
	関東-I	0.1890	8.58 ***	0.0561	2.15 **
	関東-II	-0.0300	-1.01	-0.0729	-2.28 **
	北陸	-0.0480	-1.61	-0.0084	-0.21
	近畿-I	0.0058	0.23	0.0227	0.77
	近畿-II	-0.0530	-1.01	-0.0881	-1.59
	中国	-0.0212	-0.68	-0.1062	-3.09 ***
	四国	-0.1654	-4.00 ***	-0.0499	-1.09
	北九州	-0.1584	-5.10 ***	-0.1200	-3.49 ***
	南九州	-0.2101	-6.05 ***	-0.1981	-5.14 ***
定数	5.3239	78.52 ***	5.5598	114.68 ***	
サンプル数	12,530		10,381		
F値	307.03		226.15		
修正済決定係数	0.494		0.464		

注1) * (有意水準10%)、** (5%)、*** (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

注2) 15歳未満および農耕・畜産所得がある個人を除く。以下の図表も同様。

表2. 1989年から1998年にかけての所得格差についての構造変化の可能性

	被説明変数 (自然対数化市場所得)	1989年基準		1998年ダミーとの交差項	
		説明変数	係数	t値	係数
年次	1998年ダミー			0.2359	2.82 ***
年齢 <20-29歳>	20歳未満	-0.3190	-4.87 ***	-0.4246	-3.92 ***
	30-39歳	0.1554	6.15 ***	0.0029	0.08
	40-49歳	0.2764	10.70 ***	0.0082	0.22
	50-59歳	0.2583	9.42 ***	0.0349	0.89
	60-69歳	-0.0546	-1.69 *	0.1026	2.20 **
	70歳以上	-0.3285	-7.50 ***	-0.0880	-1.40
働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)	0.2723	7.51 ***	-0.0934	-1.68 *
	自営業(雇人なし)	-0.3143	-9.82 ***	-0.0620	-1.23
	家族従業者	-0.3382	-9.37 ***	0.1217	2.25 **
	会社・団体等の役員	0.6056	16.41 ***	-0.0430	-0.79
	一般常雇者・5人未満	-0.1788	-4.08 ***	-0.0010	-0.02
	" - 30-99人	0.0794	2.77 ***	0.0407	0.97
	" - 100-499人	0.1857	6.63 ***	0.0871	2.12 **
	" - 500-999人	0.3339	8.37 ***	0.0464	0.80
	" - 1000人以上	0.4778	17.04 ***	0.0443	1.06
	" - 官公庁	0.5582	18.27 ***	0.1667	3.62 ***
	1年以上1年未満契約の雇用者	-0.4943	-10.12 ***	-0.1106	-1.71 *
	日々又は1月未満契約の雇用者	-0.6830	-11.50 ***	0.0295	0.29
家庭内職者	-1.2481	-17.67 ***	0.1222	1.00	
その他	-0.3819	-7.87 ***	-0.3054	-3.98 ***	
仕事なし	-1.0119	-32.99 ***	0.2410	5.48 ***	
性別	女性ダミー	-0.6537	-42.24 ***	0.0045	0.20
婚姻の状態 <未婚>	有配偶	0.0857	3.75 ***	0.0063	0.20
	死別	0.0867	2.10 **	-0.0114	-0.18
	離別	0.0275	0.60	-0.0824	-1.27
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.2674	3.81 ***	-0.1073	-1.33
	人口15万人以上の市	0.1710	2.75 ***	-0.0377	-0.52
	人口5万人以上15万人未満の市	0.1444	2.04 **	-0.0277	-0.35
	郡部	0.1320	1.83 *	-0.1270	-1.57
地域ブロック <東海>	北海道	-0.0393	-1.03	-0.1019	-1.71 *
	東北	-0.1778	-6.11 ***	0.0684	1.44
	関東-I	0.1890	8.45 ***	-0.1329	-3.90 ***
	関東-II	-0.0300	-1.00	-0.0428	-0.99
	北陸	-0.0480	-1.59	0.0395	0.80
	近畿-I	0.0058	0.23	0.0169	0.43
	近畿-II	-0.0530	-1.00	-0.0351	-0.46
	中国	-0.0212	-0.67	-0.0850	-1.83 *
	四国	-0.1654	-3.94 ***	0.1155	1.87 *
	北九州	-0.1584	-5.02 ***	0.0384	0.83
南九州	-0.2101	-5.96 ***	0.0120	0.23	
定数		5.3239	77.32 ***		
サンプル数				22,911	
F値				267.06	
修正済決定係数				0.484	

注) * (有意水準10%)、** (5%)、*** (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

表3. 市場所得に関する重回帰分析結果(ヘックマン二段階推計)

調査年	被説明変数	自然対数化市場所得(個人単位)			
		1989年		1998年	
		係数	漸近的t値	係数	漸近的t値
年齢 <20-29歳>	15-19歳	-0.2748	-4.31 ***	-0.7061	-8.04 ***
	30-39歳	0.1191	4.63 ***	0.1273	4.59 ***
	40-49歳	0.2293	8.53 ***	0.2459	8.53 ***
	50-59歳	0.2165	7.70 ***	0.2622	9.05 ***
	60-69歳	-0.0722	-2.26 **	0.0446	1.31
	70歳以上	-0.2553	-5.66 ***	-0.3147	-6.25 ***
働き方 <一般常雇・5-29人>	自営業(雇人あり)	0.2684	7.53 ***	0.1761	4.10 ***
	自営業(雇人なし)	-0.3187	-10.12 ***	-0.3784	-9.56 ***
	家族従業者	-0.3251	-9.16 ***	-0.2011	-4.91 ***
	会社・団体等の役員	0.6052	16.68 ***	0.5622	13.85 ***
	一般常雇者・5人未満	-0.1823	-4.24 ***	-0.1772	-3.55 ***
	・ 30-99人	0.0796	2.83 ***	0.1220	3.89 ***
	・ 100-499人	0.1847	6.71 ***	0.2732	8.91 ***
	・ 500-999人	0.3331	8.50 ***	0.3792	8.67 ***
	・ 1000人以上	0.4759	17.26 ***	0.5186	16.59 ***
	・ 官公庁	0.5560	18.51 ***	0.7233	20.67 ***
	1年以上1年未満契約の雇用者	-0.4944	-10.31 ***	-0.6026	-14.06 ***
	日々又は1年未満契約の雇用者	-0.6836	-11.72 ***	-0.6533	-7.84 ***
	家庭内職者	-1.2459	-17.98 ***	-1.1241	-11.14 ***
その他	-0.3837	-8.06 ***	-0.6870	-11.38 ***	
仕事なし	-1.0038	-33.29 ***	-0.7622	-23.80 ***	
性別	女性ダミー	-0.5973	-33.20 ***	-0.5898	-28.62 ***
婚姻の状態 <未婚>	有配偶	0.0719	3.18 ***	0.0786	3.33 ***
	死別	0.0600	1.47 **	0.0550	1.11
	離別	-0.0159	-0.35 ***	-0.0970	-2.03 **
市群 <人口5万人未満の市>	大都市	0.2584	3.74 ***	0.1574	3.88 ***
	人口15万人以上の市	0.1672	2.74 ***	0.1331	3.56 ***
	人口5万人以上15万人未満の市	0.1422	2.05 **	0.1158	3.06 ***
	郡部	0.1307	1.85 *	0.0070	0.19
地域ブロック <東海>	北海道	-0.0486	-1.30	-0.1444	-3.09 ***
	東北	-0.1777	-6.21 ***	-0.1080	-2.83 ***
	関東-I	0.1843	8.38 ***	0.0550	2.11 **
	関東-II	-0.0279	-0.95	-0.0712	-2.23 **
	北陸	-0.0475	-1.60	-0.0065	-0.16
	近畿-I	0.0022	0.09	0.0230	0.78
	近畿-II	-0.0547	-1.05	-0.0882	-1.60
	中国	-0.0217	-0.69	-0.1064	-3.11 ***
	四国	-0.1689	-4.09 ***	-0.0497	-1.09
	北九州	-0.1630	-5.25 ***	-0.1214	-3.54 ***
	南九州	-0.2131	-6.15 ***	-0.2001	-5.20 ***
定数	5.4036	77.98 ***	5.6311	111.68 ***	
lambda(バイアス修正項)	-0.1098	-5.33 ***	-0.1252	-5.04 ***	
rho	-0.1487	-5.38 ***	-0.1640	-5.11 ***	
sigma	0.7380	152.17 ***	0.7638	135.94 ***	
サンプル数	12,530		10,381		
Wald カイ二乗値	79764.4		5562.26		
Log likelihood	-25335.56		-21570.62		

注1) * (有意水準10%)、** (5%)、*** (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

注2) 15歳未満および農耕・畜産所得がある個人を除く。以下の図表も同様。

注3) セレクション関数としては、世帯主ダミーと女性ダミー、15万人以上都市ダミー及びその女性ダミーとの交差項、年齢と年齢二乗/100とした。

表5. 公的再分配後の所得に関する推計

	調査年			最小二乗法			ヘックマン二段階推計			
	1989年			1988年			1989年			
	係数	t値	t値	係数	t値	t値	係数	漸近的t値	係数	漸近的t値
年齢										
<20-29歳>	-0.3678	-5.91 ***	-9.56 ***	-0.7756	-9.56 ***	-4.52 ***	-0.6550	-8.74 ***	-0.6550	-8.74 ***
30-39歳	0.1705	7.14 ***	6.33 ***	0.1601	6.33 ***	1.91 *	0.0469	0.0374	0.0469	0.0374
40-49歳	0.2695	11.08 ***	11.58 ***	0.2986	11.58 ***	3.93 ***	0.1082	3.95 ***	0.1082	3.95 ***
50-59歳	0.2403	9.33 ***	12.22 ***	0.3209	12.22 ***	2.17 **	0.0645	0.0921	0.0645	0.0921
60-69歳	0.1511	5.40 ***	8.49 ***	0.2445	8.49 ***	-2.34 **	-0.0751	-0.0132	-0.0751	-0.0132
70歳以上	-0.0836	-2.63 ***	3.19 ***	0.1006	3.19 ***	-8.51 ***	-0.1449	-4.31 ***	-0.1449	-4.31 ***
勤き方										
<一般常雇・5-29人>	0.0989	2.88 **	1.97 **	0.0792	1.97 **	3.97 ***	0.1317	2.38 **	0.0963	2.38 **
自営業(雇人あり)	-0.4076	-13.78 **	-14.00 ***	-0.4933	-14.00 ***	-13.59 ***	-0.3869	-13.33 ***	-0.4726	-13.33 ***
自営業(雇人なし)	-0.4297	-13.23 ***	-9.37 ***	-0.3357	-9.37 ***	-12.91 ***	-0.3974	-8.08 ***	-0.2799	-8.08 ***
家族従業者	0.5080	14.49 ***	13.39 ***	0.5074	13.39 ***	15.82 ***	0.5351	13.53 ***	0.5117	13.53 ***
会社・団体等の役員	-0.1677	-4.04 ***	-3.69 ***	-0.1741	-3.69 ***	4.21 ***	-0.1669	-4.21 ***	-0.1644	-3.59 ***
一般常雇者・5人未満	0.0699	2.57 ***	4.15 ***	0.1226	4.15 ***	2.41 **	0.0626	4.30 ***	0.1240	4.30 ***
" "・30-99人	0.1774	6.65 ***	9.04 ***	0.2615	9.04 ***	6.41 ***	0.1629	8.91 ***	0.2517	8.91 ***
" "・100-499人	0.3062	8.05 ***	8.51 ***	0.3517	8.51 ***	8.43 ***	0.3052	8.11 ***	0.3299	8.11 ***
" "・500-999人	0.4432	16.62 ***	16.53 ***	0.4849	16.53 ***	16.99 ***	0.4336	15.50 ***	0.4496	15.50 ***
" "・1000人以上	0.5024	17.30 ***	20.93 ***	0.6898	20.93 ***	18.18 ***	0.5053	20.75 ***	0.6754	20.75 ***
1月以上1年未満契約の雇用者	-0.3590	-7.82 ***	-11.69 ***	-0.4655	-11.69 ***	-8.27 ***	-0.3602	-11.92 ***	-0.4570	-11.92 ***
日々又は1月未満契約の雇用者	-0.5409	-9.70 ***	-8.39 ***	-0.6224	-8.39 ***	-10.47 ***	-0.5542	-8.38 ***	-0.6029	-8.38 ***
家庭内職者	-1.0697	-16.61 ***	-11.57 ***	-0.9770	-11.57 ***	-17.58 ***	-1.0598	-11.70 ***	-0.9508	-11.70 ***
その他	-0.2848	-6.60 ***	-11.07 ***	-0.5805	-11.07 ***	-7.20 ***	-0.2959	-11.08 ***	-0.5618	-11.08 ***
仕事なし	-0.7066	-27.50 ***	-24.51 ***	-0.6628	-24.51 ***	-28.67 ***	-0.7029	-23.94 ***	-0.6351	-23.94 ***
女性タミ-	-0.7043	-52.64 ***	-51.52 ***	-0.7180	-51.52 ***	-32.44 ***	-0.5743	-30.61 ***	-0.5166	-30.61 ***
性別										
有配偶	0.0443	2.09 **	3.83 ***	0.0814	3.83 ***	0.68	0.0139	0.99	0.0206	0.99
死別	0.2443	8.00 ***	7.67 ***	0.2406	7.67 ***	5.16 ***	0.1551	3.43 ***	0.1082	3.43 ***
離別	0.1277	3.14 ***	1.09	0.0447	1.09	0.21	0.0083	-2.78 ***	-0.1155	-2.78 ***
大都市	0.0403	0.65	5.64 ***	0.1859	5.64 ***	0.35	0.0204	5.25 ***	0.1716	5.25 ***
人口15万人以上の市	-0.0269	-0.49	5.42 ***	0.1644	5.42 ***	-0.32	-0.0166	5.56 ***	0.1672	5.56 ***
人口5万人以上15万人未満の市	-0.0637	-1.02	4.27 ***	0.1313	4.27 ***	-0.89	-0.0526	3.93 ***	0.1187	3.93 ***
郡部	-0.1072	-1.72 *	-1.10	-0.0334	-1.10	-1.99 *	-0.1175	-0.97	-0.0288	-0.97
地域ブロック										
<東海>	0.0108	0.33	-1.73 *	-0.0676	-1.73 *	-0.68	-0.0216	-2.18 **	-0.0845	-2.18 **
北海道	-0.1713	-6.82 ***	-4.87 ***	-0.1489	-4.87 ***	-6.13 ***	-0.1465	-4.88 ***	-0.1461	-4.88 ***
東北	0.1875	9.43 ***	1.86 *	0.0413	1.86 *	8.73 ***	0.1668	0.0328	0.0328	1.50
関東-I	-0.0380	-1.45	-2.65 ***	-0.0705	-2.65 ***	-0.83	-0.0206	-2.63 ***	-0.0688	-2.63 ***
関東-II	-0.0282	-1.07	-1.96 **	-0.0646	-1.96 **	-0.78	-0.0195	-1.70 *	-0.0549	-1.70 *
北陸	0.0552	2.41 **	0.18	0.0043	0.18	2.19 **	0.0482	0.0012	0.0012	0.05
近畿-I	0.0721	1.57	-2.32 **	-0.1063	-2.32 **	1.64	0.0718	-2.39 **	-0.1075	-2.39 **
近畿-II	-0.0137	-0.50	-2.12 **	-0.0601	-2.12 **	0.19	0.0049	-2.49 **	-0.0696	-2.49 **
中国	-0.1674	-4.74 ***	-0.78	-0.0300	-0.78	-4.72 ***	-0.1593	-0.92	-0.0347	-0.92
四国	-0.0478	-1.78 *	-1.96 **	-0.0556	-1.96 **	-1.71 *	-0.0440	-2.45 **	-0.0684	-2.45 **
北九州	-0.1869	-6.39 ***	-4.02 ***	-0.1261	-4.02 ***	-6.51 ***	-0.1820	-4.60 ***	-0.1422	-4.60 ***
南九州	5.3616	87.63 ***	132.15 ***	5.4812	132.15 ***	90.84 ***	5.6473	134.19 ***	5.8101	134.19 ***
定数										
lambda(バイアス修正項)							-0.3118	-12.11 ***	-0.4844	-23.54 ***
rho							-0.4401	-12.98 ***	-0.6296	-27.92 ***
sigma							0.7085	128.27 ***	0.7692	114.62 ***
全体サンプル数	15,308		13,475	13,475		28,075	19,294			
サンプル数	15,308		13,475	13,475		15,308	13,475			
F値	413.42		325.15	325.15						
修正済決定係数	0.518		0.490	0.490						
Waldカイ二乗値						12858.17	9493.30			
Log likelihood						-26343.48	-23280.18			

注1) * (有意水準10%), ** (5%), *** (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。

注2) 15歳未満および農耕所得・家畜所得がある個人を除く。以下の図表も同様。

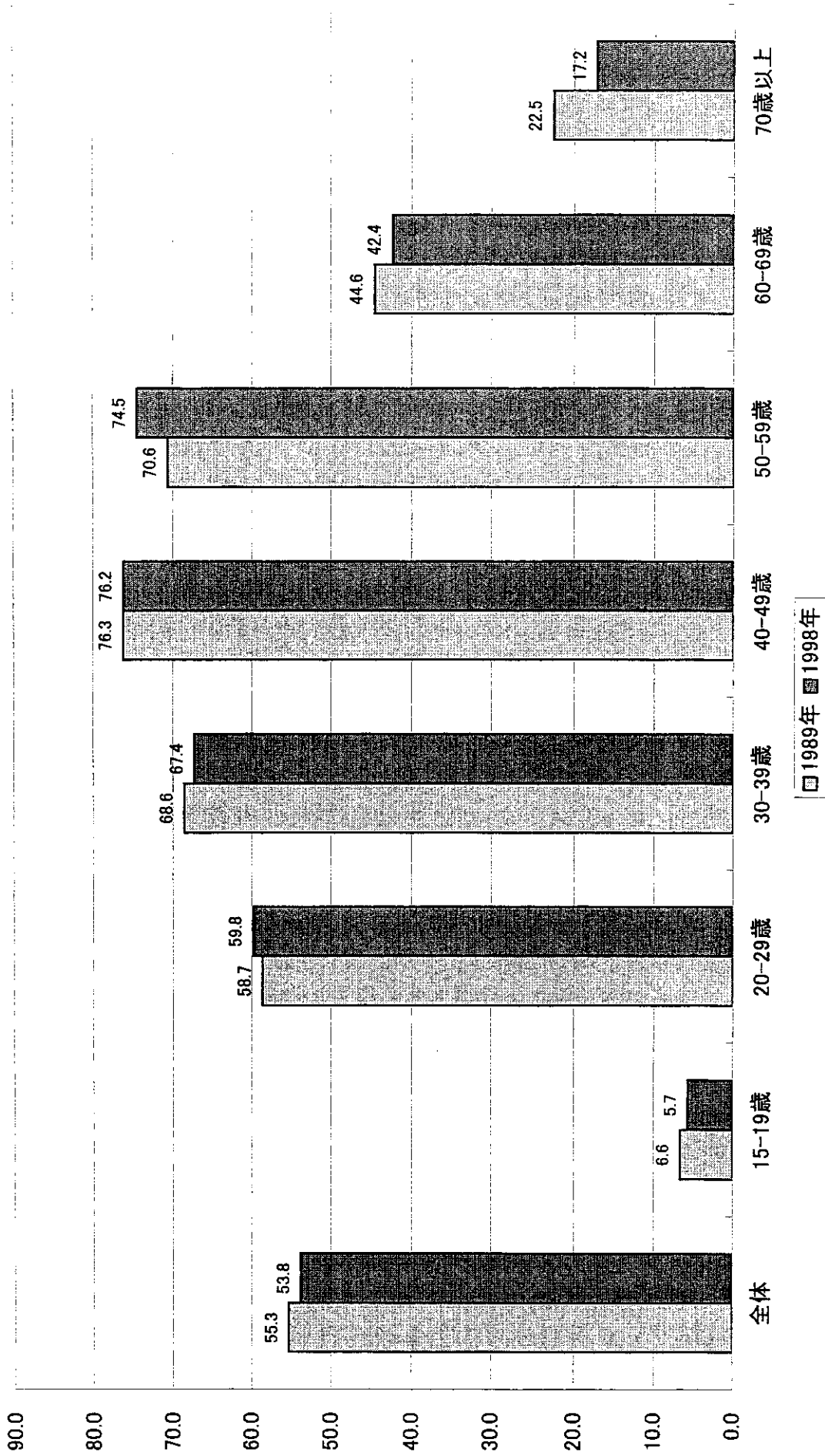
注3) 公的再分配後所得とは、私的経済活動によって得た個人所得に年金・恩給、その他の社会保険給付を加え、その税金と長期と短期の社会保険料を差し引いた純所得として定義。

表5. 自営事業所得の決定要因(ヘックマン二段階推計)

被説明変数	事業所得(自然対数化)	
	自営業者(家族従業員、役員、内職者を含む)	
	1998年	1998年
説明変数	係数	t値
年齢	0.0586	0.0128
年齢二乗/100	-0.0624	-0.0156
自営業(雇い人あり)	0.5572	0.4944
<自営業(雇い人なし)>	1.33	5.97 ***
家族従業員	0.6782	-0.0080
会社・団体等の役員	-0.0761	0.7813
家庭内職者	-0.8120	0.3085
女性ダミー	-2.51 **	-0.7191
有配偶	1.64	0.1324
死別	1.27	-0.0430
離婚	0.94	0.1275
大都市	0.2585	0.2876
<人口5万人未満の市>	0.42	0.2952
人口15万人以上の市	0.25	0.3671
人口5万人以上15万人未満の市	0.43	2.02 **
都府県	0.43	0.2355
北海道	-0.1535	-0.2597
東北	-0.0688	0.0083
関東-I	0.3119	0.1745
関東-II	0.0536	0.1745
北陸	-0.0414	-0.2356
近畿-I	0.0345	0.0752
近畿-II	-0.1490	0.2018
中国	0.0119	-0.0384
四国	-0.2851	0.1560
北九州	-0.2851	-0.1722
南九州	-0.0941	-0.0231
定数	3.3598	0.0309
lambda(バイアス修正項)	0.1657	4.2632
全体サンプル数	28,087	0.2119
サンプル数	1,178	23,007
Waldカイ二乗値	329.50	707
Log likelihood	-5770.49	105.04
		-3826.077

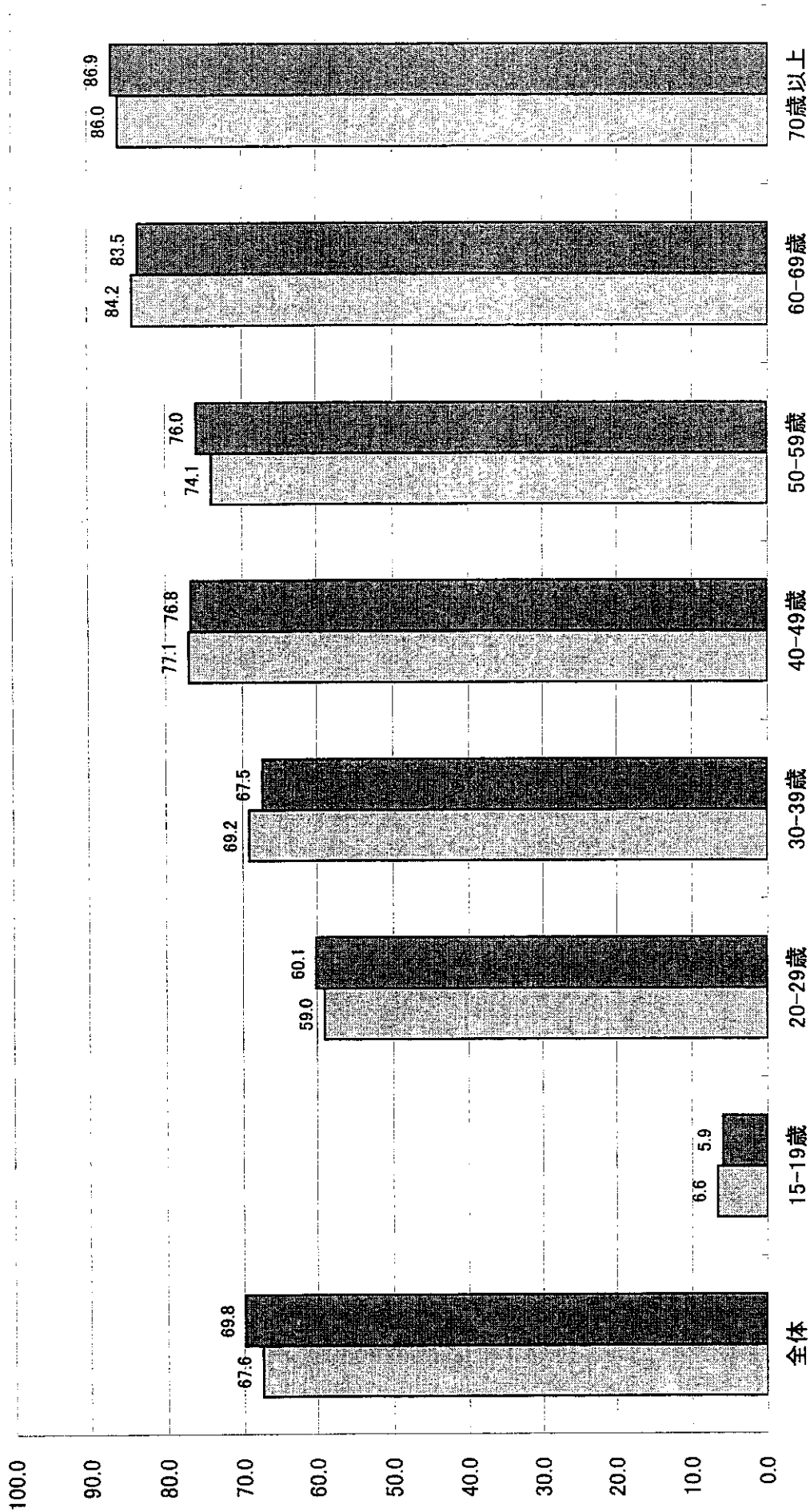
注1) * (有意水準10%)、**(5%)、*** (1%)。左端内<>は、リファレンス・グループ。
 注2) 農耕所得・家賃所得が正であるサンプルは除いた。1998年データについては農業従事者を区分する質問項目がなかったため。
 注3) セレクション関数の説明変数は、年齢、性別、15万人以上市ダミー。

図1. 市場所得を持つ個人の年齢構成別割合(パーセント)



注) 15歳以上の農耕所得・家畜所得がゼロの個人のうち、年齢、仕事内容、性別、婚姻、市郡、地域ブロックのいずれかに欠損値のあるサンプルは除いた。その結果、総サンプル数は、表1と同じく、1989年は12,530、1998年は10,381となった。

図2. 公的再分配後の所得を持つ個人の年齢構成別割合(パーセント)



□ 1989年 ■ 1998年

第3章 限界税率の変更が中・高所得者の課税前所得に
与える影響の実証分析
— 課税前所得の弾力性の推計 —

<分担研究者>

国立社会保障・人口問題研究所研究員

宮里 尚三

1. はじめに

ここ数年、税制改革に関する議論が盛んに行われている。とりわけ所得税に関する議論が多く行われている。限界税率あるいは最高税率の引き下げ、課税最低限の引き上げ、配偶者特別控除の廃止などである。その中でも限界税率あるいは最高税率の引き下げ政策には、停滞している日本経済を活性化させるのではないかと期待がある一方で所得格差が拡大するのではないかとといった不安もあるため、多くの注目が集まっている。

限界税率の変更は課税前所得に影響を与える人々の行動の変化をもたらすと考えられる。それらは労働供給であったり労働の質であったり、資産運用の内容であったりである。限界税率の変更は労働供給や労働の質、資産運用といった人々の行動に影響を与えるため、課税前所得や税収に影響を与える。限界税率の変更による課税前所得の変化は、課税前所得の弾力性と呼ばれるが、その弾力性の大きさは税制政策では非常に重要になってくる。なぜなら、その弾力性が分かれば最適所得税率や税収最大化をもたらす税率が理論上分かることになるからである。本稿の目的は、限界税率の変更が課税前所得にどのように影響を与えるのかについて実証分析すること、特に課税前所得の弾力性を推計することである。本稿では『国民生活基礎調査』の個票データを用いて課税前所得の弾力性の推計を行うが、わが国において個票データを用いて課税前所得の弾力性の推計を行った研究は著者の知る限りこれまでなく、おそらく本稿が初めての研究である。

ここで、わが国の1980年以降の主な所得税改革についてであるが84年、87年、89年、95年、99年の改革を挙げることが出来る(表1参照)。本稿では『国民生活基礎調査』の92年(平成4年)、95年(平成7年)、98年(平成10年)のデータを用いて分析を行うことにするが、『国民生活基礎調査』の所得に関するデータは調査年の一年前の所得である。したがって、本稿での分析は91年(平成3年)、94年(平成6年)、97年(平成9年)の所得のデータを用いた分析であり95年の所得税改革を自然実験と捉えた分析と言うことになる。

本稿の構成は次のようになっている。まず第2章で税と課税前所得との関係について述べることにする。次に第3章では使用するデータや所得税率の推移について述べることにする。第4章では推計方法について述べる。そして第5章で結論を述べる。

* 本研究は、平成14年度厚生労働科学研究政策科学推進研究事業「家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあり方に関する総合的研究」の一環であり、個票集計は目的外申請の許可を受け研究所内で行った。