

第1節 はじめに

日本における所得格差は趨勢的に拡大傾向にあるが、世帯主年齢別の所得格差の拡大は見られないことが知られている。そして、世帯主年齢が高くなるほど年齢別の所得格差は大きくなり、近年の人口高齢化により所得格差の大きい年齢層が人口に占める割合が高くなることにより総世帯で見た所得格差は拡大しているとされる。すなわち、日本における所得格差の拡大は年齢構造の変化が引き起こしたものであるとされる(大竹 2005 ほか)。実際に、図 1 にあるように、世帯主年齢でみた 30 歳代から 50 歳代にかけての所得格差は 1994 年から 2004 年にかけて広がっていないと言える。

しかしながら、近年の所得格差の拡大が高齢化によるものであるという議論に対して、2 点の疑問が投げかけられている。1 点目は、所得格差の拡大には、人口高齢化だけではなく、世帯構造の変化などの要因も存在するというものである。舟岡(2001)は、世帯所得の不平等化に親と子の同居率の低下が影響していることを指摘している。また、茂木(1999)は、世帯人員数の変化による世帯所得の不平等に対する影響を検討している。

2 点目は、世帯主年齢別にみた所得格差の拡大は観察されないが、世帯主の収入の格差拡大が観察される一方、配偶者と他の世帯員の収入により世帯単位の所得格差の拡大が相殺されることで世帯所得での所得格差が現れないのではないかという指摘である(四方 2009)。

そこで、本研究では年齢階層内の所得格差自体が、親と子の同居などの変化や配偶関係の変化といった家族の変化に影響を受けていないか、また、世帯員の所得源泉は総世帯所得にどのように影響を与えているかについての検討を行う。

第2節 分析手法

本稿では、2 つの分析手法による格差の分解を行う。1 つは、全体集団の格差を部分集団の格差と部分集団の構成割合に分解する方法であり、もう 1 つは、世帯所得の格差を所得源泉により分解する方法である。前者の方法を用いた近年の研究として、大竹・斉藤(1999)、舟岡(2001)、茂木(1999)、大竹(2005)、小塩(2006)などの研究がある。これらの研究では、世帯主年齢、世帯人員数などの世帯属性により所得格差の寄与度分解を行い、所得格差の小さい若年層の構成比が低下し、格差の大きい高齢層の構成割合が上昇したことにより近年の所得格差の拡大が生じていることなどが明らかにされてきた。

後者の所得源泉別の寄与度分解の先行研究として跡田・橘木(1985)、松浦(1993)などの研究があり、世帯所得を世帯主の収入、他の世帯員の収入、社会保障給付や財産所得などさまざまな所得源泉により要因分解が行われてきた。

本稿では、2 時点間の格差の変化分についての寄与度分解を行う。全体集団の格差を部分集団の格差と部分集団の構成割合に分解する方法は、対数標準偏差による格差指標を用い、

世帯所得の格差を所得源泉により分解する方法では、平方変動係数による寄与度分解を行う。それぞれ、Jenkins(1995)の手法を用いており、以下で説明を行う。

まず、 y_i を第 i 世帯の総所得、 μ をその平均値とする。そして、第 i 世帯の第 f 要素所得を y_{if} とする。したがって、 $\sum_i y_{if} = y_i$ となる。そして、 n が全人口であり、第 k グループの人口を n_k とすし、その他以下のように定義する。

σ_f^2 : 第 f 要素の分散

κ_f : 第 f 要素の平均

$\chi_f \equiv \kappa_f / \mu$, 第 f 要素のシェア

C_f : 第 f 要素と総所得の共分散

ρ_f : 第 f 要素と総所得の相関係数

$v_k \equiv n_k / n$: 第 k グループの割合

$\lambda_k \equiv \mu_k / \mu$: 第 k グループの所得の全体の平均との相対所得

$\theta_k \equiv v_k \lambda_k$: 第 k グループの合計所得の合計総所得に占めるシェア

ここで平均対数偏差は(MLD)は、

$$(1) \quad I_0 = (1/n) \sum_i \log(\mu/y_i),$$

と定義することができる。

次に、変動係数の2分の1は、

$$(2) \quad I_2 = (1/n) \sum_i [(y_i/\mu)^2 - 1]/2 = \sigma^2/2\mu^2.$$

となる。

そして、(1)と(2)は、以下のように書き換えることができる。

$$(3) \quad I_0 = \sum_k v_k I_{0k} + \sum_k v_k \log(1/\lambda_k)$$

$$(4) \quad I_2 = \sum_k v_k (\lambda_k)^2 I_{2k} + \sum_k v_k [(\lambda_k)^2 - 1].$$

(3)と(4)は、グループ内格差とグループ間格差による格差指標の分解である。そして、 I_0 について、時点 t と $t+1$ の間での階差とを ΔI_0 とすると(5)式が得られる。

$$(5) \quad \begin{aligned} \Delta I_0 &\equiv I_0(t+1) - I_0(t) = \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k - \sum_k [\log(\lambda_k)] \Delta v_k \\ &\quad - \sum_k \bar{v}_k \Delta \log(\lambda_k) \\ &\approx \sum_k \bar{v}_k \Delta I_{0k} + \sum_k \bar{I}_{0k} \Delta v_k + \sum_k [\bar{\lambda}_k - \overline{\log(\lambda_k)}] \Delta v_k + \sum_k (\bar{\theta}_k - \bar{v}_k) \Delta \log(\mu_k), \\ &\quad \text{[term A]} \quad \text{[term B]} \quad \text{[term C]} \quad \text{[term D]} \end{aligned}$$

(5)は、 ΔI_0 を、各グループ内での格差の寄与度(term A)と、各グループのシェアの変化分(term B と term C)および、各グループの相対所得の変化分(term D)に寄与度分解したも

のである。なお、 $\bar{v}_k = (v_{kt} + v_{k,t+1})/2$ とする。

次に、各所得源泉による格差指標の寄与度分解については、まず、任意の格差指標 I について、以下の式が成立するとする。

$$(6) \quad I = \sum_f S_f,$$

S_f は、第 f 所得要素に対応した格差指標である。そして、

$$(7) \quad s_f \equiv S_f / I,$$

とおくと、 $\sum s_f = 1$ となる。すなわち、 S_f は、格差指標に対する第 f 所得源泉の寄与度となり、 s_f は「分解のルール」となる。そして、

$$(8) \quad s_f = C_f / \sigma^2 = \rho_f \chi_f / \sigma.$$

の関係が成立し、 I_2 の定義から、

$$(9) \quad S_f = s_f I_2 = \rho_f \chi_f \sqrt{(I_2 I_{2f})}$$

となり、 I_2 の 2 時点間の変化分は、

$$(10) \quad \Delta I_2 \equiv I_2(t+1) - I_2(t) = \sum_f \Delta S_f = \sum_f \Delta [\rho_f \chi_f \sqrt{(I_2 I_{2f})}].$$

とおくことができる。そして、変化分に対する各要素所得の寄与度を

$$(11) \quad \% \Delta I_2 \equiv \Delta I_2 / I_2(t) = \sum_f s_f \% \Delta S_f.$$

と表記することで、格差指標の解釈が容易となる。

次に本稿の使用データは、総務省統計局『全国消費実態調査』(1994年、1999年、2004年)のリサンプリングデータの個票データである。本研究での所得の定義は以下のものとなる。

総所得＝勤労収入(勤め先からの年間収入)

+ 自営収入(農林漁業収入+農林漁業以外の事業収入+内職などの年間収入)

+ その他収入(公的年金・恩給+親族などからの仕送り金+家賃・地代の年間収入

+ 利子・配当金+企業年金・個人年金受取金+その他の年間収入)

であり、税社会保険料は引かれる前の収入に公的年金を加えた総所得である。

そして、この総所得を世帯人員数の平方根で除した等価所得を用いて分析を行う。これは吹く数人で暮らすのに必要な所得は 1 人で暮らすのに必要な所得より、共通経費などがあるので少なくとも済むという規模の経済を考慮した指標であり、その世帯で各世帯員が享受する経済的厚生と解釈することができる。この場合、世帯所得が世帯員間で平等に分配されている、という暗黙の仮定が置かれている。また、等価所得を用いることで、世帯の変化の影響についての分析を行うことができる。等価所得を用いない分析では、世帯の分

離が生じるとそれだけで所得格差の拡大が生じる。

『全国消費実態調査』は世帯単位でサンプリングされたデータであるが、等価所得により個人単位のデータに変換するため、所得源泉による世帯所得の寄与度分解では世帯単位のウェイトに世帯人員数を乗じたウェイトを用いて分析を行っている（個人単位のウェイト）。

そして、総所得の上位1%ポイントのサンプルについてはトップコーディングを行い、サンプルから落としている。また、総収入がゼロとなるサンプルも分析に使用したデータから除いている。なお、世帯類型・就業状態による寄与度分解の分析においては、学生が除かれている¹。

第3節 各集団（グループ）による所得格差の寄与度分解

年齢別にみた所得格差

図表2は、個人の年齢別にみた所得格差の動向である。所得格差の指標としては、Gini係数およびMLDを用いている。両指標において、1994年の時点においてすでに20-29歳において、30-39歳および40-49歳より所得格差が大きくなっている。この点は、図1でみた世帯主年齢別所得格差と異なっている。世帯主以外の20-29歳の個人を含んだ所得格差においては、2004年以前から20-29歳の所得格差が大きいことがわかる。次に、1994年から2004年における所得格差の変化については、30歳代において所得格差の拡大がみとれる一方で、70歳代については94年から99年にかけて大幅な所得格差の縮小が観察される。その他の年齢階層については、所得格差の変化は小さいといえる。

では、年齢計での所得格差の変化分についての寄与度分解を行ったのが図表3である。ここからは、1994年から1999年および1999年から2004年にかけてのMLDの変化分を、年齢グループ内格差の変化(A)、年齢グループのシェアの変化(BとC)、年齢グループの相対所得の変化(D)に寄与度分解したものである(それぞれ%ポイントポイント表記)。1994年から1999年にかけては、年齢グループ内の格差による寄与は観察されず、年齢グループのシェアの変化によってのみ所得格差の拡大が引き起こされていることがわかる。そして、1999年から2004年にかけては、シェアの変化分により格差が引き起こされていると同時に、年齢グループ内での格差の変化も全体での格差を拡大させていることがわかる。

次に、男女別に年齢別所得格差の動向をみたのが図表4である。男性において30歳代から50歳代にかけての年齢層で、所得格差が拡大していることがわかる。女性においては30歳代と40歳代では男性と同様の動きをしているが、50歳代では所得格差が拡大傾向にあるとはいえない。これは、配偶者が60歳代となる女性の影響によると思われる。

以下では、男女別に各年齢階層の所得格差が、家族の変化と就業状態の変化にどのよう

¹ もともと『全国消費実態調査』においては、単身の学生世帯は含まれていない。そして、本研究の個人単位の分析では、親と同居している20歳以上の学生は除かれている。

に影響をうけているかについての分析を行う。なお、以下では、同じカテゴリーにより家族類型と就業の変化をみるため、20歳代から60歳代についてのみの分析とした。

家族の変化と所得格差

まず、年齢別に家族の変化について考察を行う。表5は男性についての、表6は女性についての家族類型別の割合と各類型ごとのMLDである。家族の類型は、本人の配偶関係と親との同居関係から、「単身」、「親同居無配偶」、「有配偶」、「親同居有配偶」、「ひとり親」、「その他」の6つの類型を行った。

男性20-29歳においては、単身の割合が高くなる傾向にあり、有配偶と親同居有配偶が1994年から1999年にかけて減少している。また、親同居無配偶は変化は小さいが減少傾向にある。一方、女性20-29歳では単身世帯と親同居無配偶の割合が上昇している。そして、有配偶と親同居有配偶の割合が減少傾向となっている。MLDは、男女ともに単身の場合に小さく、親同居無配偶で大きくなっている。近年の傾向として、男女ともに有配偶でMLDが上昇傾向にある。

次に、30-39歳および40-49歳では、男女ともに単身と親同居無配偶の割合が上昇傾向にある。MLDについては、40-49歳では、20-29歳や30-39歳と異なり有配偶や親同居有配偶より単身で所得格差が大きくなっている。

50-59歳においては、男性において単身が増加傾向にあるが女性では単身が減少傾向にある。そして、親同居有配偶について、男女ともに40歳代以下と異なり減少傾向にはない。MLDについては、有配偶や親同居有配偶より、単身および親同居無配偶のほうが所得格差が大きくなっている。

60-69歳については、男性より女性で単身の割合が高いが、傾向としては男性で単身が増加し、女性で単身が減少している。逆に有配偶は、男性で減少し、女性で増加している。MLDについては、男女ともに単身で所得格差が大きくなっている。

では、各年齢層について、所得格差の変化分について家族グループによる寄与度分解を行ったものが、図表7と図表8である。まず、図表7の男性については、20-29歳において、94-99年におおいて、家族類型のシェアの変化により所得格差が縮小したが、99-04年において年齢グループ内での所得格差拡大により、格差が拡大したことがわかる。図表5からわかるように、男性について94-99年では、相対的にMLDが低い単身の割合の上昇がこの年齢層における所得格差を縮小させていたと考えられる。一方99-04年では、ほとんどの家族類型において、MLDが上昇していることから、この年齢層での所得格差拡大を生じさせている。そして図表8における女性20-29歳については、さほど大きな所得格差の拡大が見られないが、94-99年、99-04年の両期間ともに、年齢グループ内での格差拡大が主因となっている。

次に、30-39歳においては、94-99年では年齢グループのシェア変化により男女ともに所得格差の拡大が観察される。これは、相対的に所得格差の大きい、親同居無配偶の割合

が上昇する一方、相対的に所得格差の小さい有配偶が減少したことによる。99-04年では、主に男性において年齢グループ内格差の拡大によるこの年齢層での所得格差の拡大が引き起こされている。特に親同居無配偶での所得格差拡大が影響していると考えられる(図表 5より)。

40-49歳では、男性において94-99年で、年齢グループシェアの変化による所得格差の拡大がみられる。これも30-39歳と同様に相対的に格差の大きい親同居無配偶の増加が要因となっている。99-04年では男女ともにこの年齢層での所得格差の変化は小さい。

50-59歳については、94-99年の男性において年齢グループのシェア変化により所得格差の拡大が引き起こされている。これは、相対的に格差の大きい単身の増加による。一方、女性において94-99年で格差の拡大が観察されない理由は、単身が増加していないからであると考えられる。そして、99-04年においては、この年齢層において男女ともに、年齢グループ内格差の拡大から所得格差が拡大していることがわかる。図表5・6より男女ともに割合の高い有配偶と親同居有配偶での所得格差拡大が、50-59歳での所得格差拡大を引き起こしている。

60-69歳では、男性で94-99年における所得格差の縮小と、99-04年での所得格差の拡大が観察される。両期間ともに、年齢グループ内での所得格差の変化により生じている。そして、この年齢層の女性は、両期間ともに所得格差が縮小している。

以上、94-99年においては、年齢シェアの変化により30-39歳の男女と50-59歳の男性の所得格差の拡大が引き起こされ、99-04年では30-39歳と50-59歳の男女ともに年齢グループ内の格差拡大により所得格差の拡大が引き起こされている。

就業形態の変化と年齢別所得格差

以下では、「フルタイム雇用者」「パートタイム雇用者」「自営・家族従業者」「無業」という就業形態のグループにより男女別に各年齢層の所得格差についての分析を行う。

図表9と10は、それぞれ男性と女性についてと各就業状態の割合とMLDの推移である。男女ともにどの年齢階層においても、1994年から2004年にかけてパート雇用者割合は上昇した一方で、自営・家族従業の割合が低下したことがわかる。また、フルタイム雇用者については、1999年から2004年にかけてどの年齢階層においても男女ともに割合が上昇している。そして、無業の割合については、男性についてはその割合が上昇する傾向にある一方で、女性においてはほとんどの年齢階層において低下する傾向にある。

就業形態別にみたMLDについては、男性において自営・家族従業と無業の場合、所得格差が相対的に大きい。女性については、自営・家族従業の場合所得格差は相対的に大きい、30-39および40-49においてパート雇用者と同程度に所得格差は小さい水準にある。そして、1994年から2004年にかけては、男性の場合20-29歳を除きフルタイム雇用者における所得格差が拡大傾向にある。女性においても30-39歳と20-29歳においてフルタイム雇用者の間での所得格差が拡大傾向にあることがわかる。

では、1994年から1999年と1999年から2004年にかけての所得格差の変化分について就業状態による寄与度分解を行ったものが図表11と図表12である。男女ともに所得格差の変化分のほとんどが、就業状態のグループ内での格差の変化によるものであることがわかる。特に、男性の30歳代と50歳代における年齢グループ内の所得格差の影響が大きいことがわかる。図表9からわかるよう、それらの年齢層におけるフルタイム就業者における所得格差の拡大が要因である。

以上、所得格差の変化を就業状態により寄与度分解を行った結果、同一就業形態内の格差の変化で各年齢階層内の格差が説明されることがわかった。

第4節 所得源泉による年齢別格差の寄与度分解

世帯員の収入別の総世帯所得に占める割合

以下では、世帯人員別の所得源泉により世帯所得の寄与度分解を行う。ここでは、世帯所得の世帯員の所得源泉による分解を行うため、前節までの個人ベースの年齢区分による所得格差ではなく、所得格差の変動が小さい世帯主年齢による世帯所得の分析を行う。ただし、ここでも世帯所得は世帯人員数の平方根で割った等価世帯所得を用い、ウェイトのつけ方は世帯単位のウェイトに世帯人員数を乗じた個人単位のウェイトを用いる。

図表13は、各世帯員の世帯源泉別の所得が総世帯所得に占めるシェアである。ここから、世帯主の勤労収入と配偶者の勤労収入が総所得に占める割合が近年高くなってきていることがわかる。その一方で、世帯主の自営収入やその他世帯員の勤労収入の占める割合は低下している。世帯主のその他の収入は、60歳未満では近年総所得に占める割合が低下傾向にあるが、60-69歳では上昇傾向にある。これは、1994年から2004年にかけて年金制度が成熟化していることによると考えられる。

所得源泉による所得格差の寄与度分解

では、1994年から2004年にかけての世帯主年齢別の所得源泉別世帯所得格差をみたものが図表14である。まず、世帯主年齢20-29歳については、1994年から1999年にかけて世帯主の勤労収入が大きく所得格差を拡大させていることがわかる。寄与度(% Δ s)で見ると、約20%ポイントこの年齢層での所得格差を拡大させていることがわかる。だが、その間世帯主のその他の収入および配偶者の勤労収入、そしてその他の世帯員の収入等の寄与により世帯所得全体の格差を縮小しており、全体では約4%の所得格差の拡大に留まっている。そして、20-29歳の1999年から2004年にかけての所得格差については、世帯主の勤労収入は格差を縮小させる方向に寄与しているが、配偶者の勤労収入が格差を拡大させており、世帯所得全体では1994年から1999年と同じく約4%の所得格差の拡大が観察されている。

次に、30-39歳については、1994年から1999年および1999年から2004年にかけての両期間において、世帯主の勤労収入は約10%ポイント世帯所得の格差を拡大させている。

しかし、1994年から1999年においては世帯主の自営収入とその他世帯員の収入が世帯所得の格差を縮小させる方向に寄与しており、世帯所得全体では約2%ポイントの所得格差拡大に留まっている。そして、1999年から2004年にかけては、その他の世帯員の収入が所得格差を縮小させているものの、世帯主の勤労収入の寄与により全体で約5%の所得格差の拡大が観察される。

40-49歳においても年齢層と同様に、世帯主の勤労収入による所得格差の拡大が観察される。しかし、1994年から1999年にかけては、主に世帯主の勤労収入以外の収入とその他世帯員の収入が、1999年から2004年では主に配偶者の勤労収入が、世帯所得の格差を縮小させる方向に寄与しており、この年齢層全体で見るとわずかの格差拡大しか観察されていない。

50-59歳については、1994年から1999年にかけて世帯主の勤労収入と配偶者の勤労収入が2%ポイント世帯所得格差を拡大させるが、世帯主のその他の収入とその他世帯員の勤労収入の寄与により相殺され、この間の世帯所得の格差拡大は見られない。1999年から2004年にかけては、世帯主の勤労収入と配偶者の勤労収入の寄与により、約6%の世帯所得格差の拡大が見られる。

60-69歳においては、1994年から1999年にかけて世帯主の勤労収入が主因となり世帯収入全体での格差が縮小され、1999年から2004年にかけては世帯主の自営収入により世帯所得の格差が拡大されるが、それ以外の収入において世帯所得に縮小に寄与するものが多く、全体として世帯所得の格差拡大の変化は小さい。

第5節 おわりに

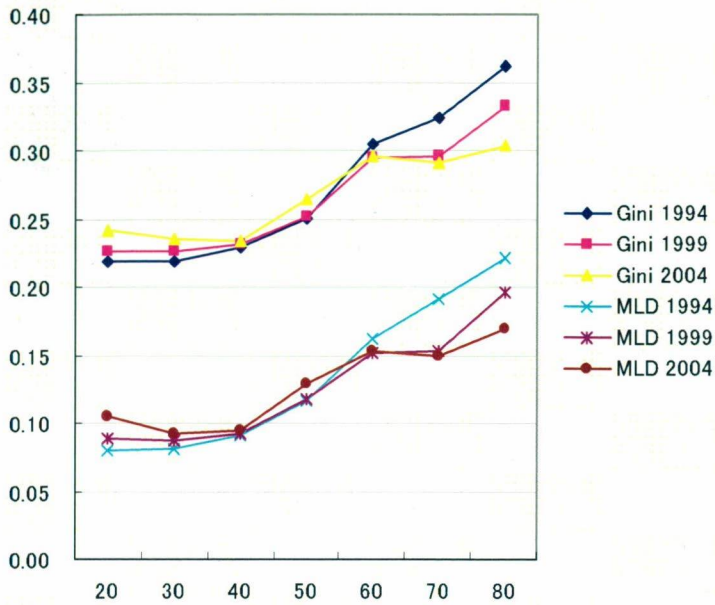
まず、1994年から2004年にかけて、世帯主年齢別みた所得格差の変化は小さいが、世帯年齢ではなく本人年齢でみた所得格差は30-39歳と50-59歳の年齢層において拡大傾向にあることがわかった。1994年から1999年にかけての30-39歳における所得格差の拡大については、相対的に所得格差の大きい、親同居無配偶の割合が上昇する一方、相対的に所得格差の小さい有配偶が減少したことにより引き起こされている。一方、1999年から2004年にかけてのこの年齢層における所得格差の拡大は、各家族類型のグループ内での所得格差の拡大による。そして、50-59歳における所得格差の拡大も各家族類型のグループ内での所得格差の拡大によるものであった。

次に、世帯主年齢別にみた所得格差の変化を、世帯人員の各世帯源泉により寄与度分解した結果、ほとんどの年齢層で世帯主の勤労収入が所得格差の拡大を引き起こしていることがわかった。しかし、世帯主の勤労収入により拡大した世帯所得の格差は、世帯主の自営収入や配偶者の勤労収入およびその他世帯員の収入により、一部相殺され、世帯主年齢別の総世帯所得の格差拡大はそれほど観察されないことがわかった。

参考文献

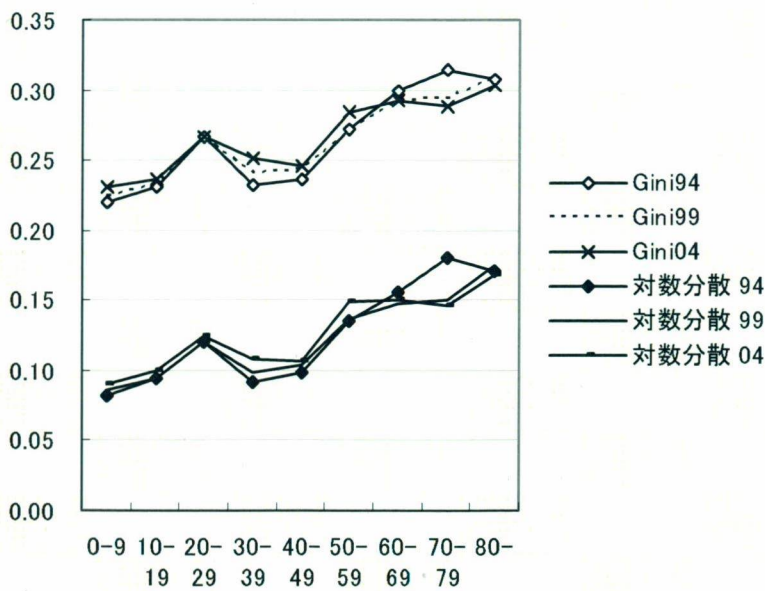
- 跡田直澄・橋本俊詔, 1985, 「所得源泉別にみた所得分配の不平等度」『季刊社会保障研究』20(3):330-430.
- 舟岡史雄, 2001, 「日本の所得格差についての検討」『経済研究』52(2):117-131.
- Fields, Gary S. 1979, "Income Inequality in Urban Colombia: A Decomposition Analysis." *Review of Income & Wealth* 25 (3):327-341.
- Jenkins, Stephen P, 1995, "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86." *Economica* 62 (245):29-63.
- Lambert, Peter J., and J. Richard Aronson, 1993, "Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited," *Economic Journal* 103 (420):1221-1227.
- Lerman, Robert I., and Shlomo Yitzhaki, 1989, "Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients." *Journal of Econometrics* 42 (1):43-47.
- , 1985. "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States." *Review of Economics and Statistics* 67 (1):151-156.
- 松浦克己, 1993, 「世帯主の定期外収入・同居世帯員収入の所得分配に与える影響—勤労者世帯所得の不平等要因分解—」『日本労働研究雑誌』407:10-17.
- 茂木優寿, 1999, 「年齢構成,世帯人員構成の変化が世帯の所得及び消費格差に与える影響:1984-1994」『郵政研究所月報』129:39-57.
- Mookherjee, Dilip, and Anthony F. Shorrocks, 1982, "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality." *Economic Journal* 92 (368):886-902.
- 大竹文雄, 2000, 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』480:2-11.
- , 2005, 『日本の不平等 格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 大竹文雄・斎藤誠, 1999, 「所得不平等化の背景とその政策的含意—年齢階層内効果,年齢階層間効果,人口高齢化効果—」『季刊社会保障研究』35(1):65-76.
- 小塩隆士, 2004, 「1990年代における所得格差の動向」『季刊社会保障研究』40(3):277-285.
- 関 彌三郎, 1992, 『寄与度・寄与率—増加率の寄与度分解法—』産業統計研究社
- Shorrocks, Anthony F, 1982, "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica* 50 (1):193-211.
- , 1983, "The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes." *Quarterly Journal of Economics* 98 (2):311-26.
- , 1984, "Inequality Decomposition by Population Subgroups." *Econometrica* 52 (6):1369-85.

図表1 世帯主年齢別にみた Gini 係数と MLD



出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 2 本人年齢別にみた Gini 係数と MLD



出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表3 年齢階級による所得格差の寄与度分解

	%変化分計 % Δt_0	寄与度			
		グループ 内格差	シェア変化分		グループ 平均所得
		term A	term B	term C	term D
1994-1999	2	0	2	0	0
1999-2004	5	4	2	0	-1

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表4 男女別 MLD

	男性			女性		
	1994	1999	2004	1994	1999	2004
20-29	.117	.110	.120	.126	.129	.131
30-39	.091	.096	.108	.092	.100	.107
40-49	.092	.100	.103	.103	.107	.110
50-59	.112	.121	.136	.156	.149	.160
60-69	.150	.139	.148	.158	.154	.150

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表5 男性の年齢別にみた家族類型のシェアと MLD

	割合			MLD			
	1994	1999	2004	1994	1999	2004	
20-29	単身	.187	.262	.272	.048	.047	.063
	親同居無配偶	.542	.531	.520	.113	.115	.129
	有配偶	.221	.176	.175	.082	.091	.105
	親同居有配偶	.044	.022	.028	.104	.106	.145
	ひとり親	.000	.000	.000	.063	.000	.000
	その他	.006	.008	.005	.145	.097	.112
30-39	単身	.068	.137	.158	.062	.052	.068
	親同居無配偶	.099	.147	.203	.138	.132	.150
	有配偶	.651	.596	.559	.076	.080	.084
	親同居有配偶	.178	.115	.075	.093	.082	.106
	ひとり親	.001	.000	.000	.016	.054	.076
	その他	.004	.004	.005	.090	.083	.117
40-49	単身	.040	.096	.111	.100	.136	.119
	親同居無配偶	.026	.039	.065	.162	.150	.141
	有配偶	.672	.640	.641	.084	.086	.086
	親同居有配偶	.257	.219	.176	.087	.084	.089
	ひとり親	.001	.003	.002	.129	.090	.170
	その他	.003	.004	.005	.110	.155	.214
50-59	単身	.029	.080	.094	.237	.210	.264
	親同居無配偶	.005	.012	.021	.178	.213	.181
	有配偶	.753	.706	.656	.107	.111	.123
	親同居有配偶	.205	.195	.219	.107	.101	.103
	ひとり親	.003	.003	.004	.121	.138	.192
	その他	.005	.004	.006	.106	.321	.160
60-69	単身	.041	.070	.077	.266	.177	.192
	親同居無配偶	.005	.004	.004	.109	.173	.101
	有配偶	.830	.817	.795	.146	.136	.141
	親同居有配偶	.097	.091	.106	.131	.131	.126
	ひとり親	.006	.003	.006	.135	.112	.279
	その他	.021	.015	.011	.113	.093	.127

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表6 女性の年齢別にみた家族類型のシェアとMLD

	割合			MLD			
	1994	1999	2004	1994	1999	2004	
20-29	単身	.118	.135	.154	.067	.082	.069
	親同居無配偶	.505	.509	.541	.108	.105	.119
	有配偶	.298	.293	.245	.082	.090	.105
	親同居有配偶	.063	.043	.040	.089	.100	.113
	ひとり親	.003	.004	.005	.168	.163	.151
	その他	.014	.017	.015	.085	.136	.124
30-39	単身	.041	.060	.086	.163	.134	.113
	親同居無配偶	.057	.098	.146	.146	.151	.153
	有配偶	.672	.657	.637	.077	.083	.085
	親同居有配偶	.210	.157	.099	.092	.081	.105
	ひとり親	.011	.015	.018	.101	.216	.147
	その他	.009	.013	.015	.155	.152	.170
40-49	単身	.036	.032	.048	.201	.249	.238
	親同居無配偶	.024	.030	.042	.201	.181	.175
	有配偶	.662	.677	.657	.089	.092	.091
	親同居有配偶	.243	.224	.210	.090	.088	.088
	ひとり親	.027	.028	.033	.174	.169	.174
	その他	.008	.009	.010	.163	.165	.171
50-59	単身	.093	.087	.077	.253	.262	.293
	親同居無配偶	.016	.019	.023	.184	.205	.161
	有配偶	.683	.685	.661	.134	.133	.138
	親同居有配偶	.150	.154	.182	.125	.109	.116
	ひとり親	.033	.033	.039	.170	.201	.192
	その他	.026	.021	.018	.130	.129	.184
60-69	単身	.210	.182	.167	.214	.216	.172
	親同居無配偶	.011	.012	.010	.116	.130	.132
	有配偶	.599	.647	.679	.137	.125	.135
	親同居有配偶	.046	.049	.058	.127	.121	.132
	ひとり親	.018	.026	.027	.213	.218	.203
	その他	.115	.083	.060	.104	.101	.112

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表7 男性におけるMLDの変化分に対する家族類型による寄与度分解(%ポイント)

年齢階級		%変化分計 % ΔI_0	%変化分			
			グループ 内格差 term A	シェア変化分 term B term C		グループ 平均所得 term D
20-29	94-99	-6	2	-5	-1	-2
	99-04	8	16	0	0	-7
30-39	94-99	5	-1	1	4	1
	99-04	13	11	2	1	-1
40-49	94-99	9	3	3	5	-1
	99-04	2	-1	2	1	0
50-59	94-99	8	2	6	1	0
	99-04	12	10	2	1	0
60-69	94-99	-7	-9	2	0	0
	99-04	7	4	0	0	2

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表8 女性におけるMLDの変化分に対する家族類型による寄与度分解(%ポイント)

年齢階級		%変化分計 % ΔI_0	%変化分			
			グループ 内格差 term A	シェア変化分 term B term C		グループ 平均所得 term D
20-29	94-99	2	3	0	1	-2
	99-04	2	8	0	1	-6
30-39	94-99	9	3	5	1	0
	99-04	8	2	4	1	0
40-49	94-99	3	2	0	0	0
	99-04	3	-1	4	1	-1
50-59	94-99	-4	0	0	0	-3
	99-04	7	5	-1	0	3
60-69	94-99	-3	-4	0	-1	3
	99-04	-2	0	0	0	-1

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表9 男性、年齢別にみた各就業状態の割合とMLD

		割合			MLD		
		1994	1999	2004	1994	1999	2004
20-29	フルタイム雇用者	.863	.827	.823	.111	.106	.111
	パート雇用者	.021	.032	.050	.193	.097	.152
	自営・家族従業	.056	.048	.022	.171	.128	.150
	無業	.061	.092	.105	.133	.142	.151
30-39	フルタイム雇用者	.869	.877	.886	.079	.086	.097
	パート雇用者	.004	.006	.009	.141	.155	.115
	自営・家族従業	.114	.090	.064	.158	.152	.148
	無業	.014	.027	.041	.197	.148	.197
40-49	フルタイム雇用者	.798	.819	.854	.078	.083	.090
	パート雇用者	.002	.005	.004	.082	.158	.116
	自営・家族従業	.189	.158	.116	.140	.142	.124
	無業	.011	.018	.027	.133	.183	.169
50-59	フルタイム雇用者	.712	.737	.763	.083	.088	.100
	パート雇用者	.005	.007	.015	.151	.134	.221
	自営・家族従業	.254	.214	.179	.160	.156	.148
	無業	.030	.042	.044	.185	.299	.243
60-69	フルタイム雇用者	.227	.210	.248	.102	.113	.126
	パート雇用者	.054	.069	.053	.101	.091	.085
	自営・家族従業	.296	.256	.192	.180	.158	.157
	無業	.423	.466	.507	.117	.108	.120

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 10 女性、年齢別にみた各就業状態の割合と MLD

		割合			MLD		
		1994	1999	2004	1994	1999	2004
20-29	フルタイム雇用者	.573	.531	.592	.113	.111	.115
	パート雇用者	.084	.129	.125	.120	.130	.142
	自営・家族従業	.026	.026	.012	.134	.135	.156
	無業	.317	.314	.271	.101	.116	.129
30-39	フルタイム雇用者	.232	.257	.346	.088	.102	.121
	パート雇用者	.158	.175	.182	.073	.082	.084
	自営・家族従業	.090	.064	.027	.147	.119	.105
	無業	.520	.505	.446	.077	.082	.086
40-49	フルタイム雇用者	.259	.252	.336	.102	.108	.127
	パート雇用者	.231	.271	.295	.082	.091	.089
	自営・家族従業	.151	.112	.038	.133	.125	.121
	無業	.360	.365	.331	.098	.095	.096
50-59	フルタイム雇用者	.219	.220	.296	.128	.124	.145
	パート雇用者	.157	.203	.233	.146	.135	.138
	自営・家族従業	.180	.143	.057	.151	.156	.172
	無業	.444	.434	.414	.166	.154	.173
60-69	フルタイム雇用者	.056	.041	.129	.157	.139	.156
	パート雇用者	.068	.083	.100	.137	.144	.099
	自営・家族従業	.168	.145	.053	.169	.159	.188
	無業	.708	.730	.718	.150	.150	.146

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 11 男性におけるMLDの変化分に対する就業状態による寄与度分解(%ポイント)

年齢階級		%変化分計 % ΔI_0	%変化分			
			グループ 内格差 term A	シェア変化分 term B term C		グループ 平均所得 term D
20-29	94-99	-6	-7	1	0	0
	99-04	8	7	0	0	1
30-39	94-99	5	5	0	1	0
	99-04	13	11	0	1	1
40-49	94-99	9	6	-1	2	3
	99-04	2	3	-1	0	0
50-59	94-99	8	6	-1	1	1
	99-04	12	5	-1	1	6
60-69	94-99	-7	-6	-2	0	0
	99-04	7	6	-2	1	1

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 12 女性におけるMLDの変化分に対する就業状態による寄与度分解(%ポイント)

年齢階級		%変化分計 % ΔI_0	%変化分			
			グループ 内格差 term A	シェア変化分 term B term C		グループ 平均所得 term D
20-29	94-99	2	3	0	0	-2
	99-04	2	7	-1	0	-3
30-39	94-99	9	6	-1	1	3
	99-04	8	7	1	1	-3
40-49	94-99	3	2	-2	0	3
	99-04	3	5	0	1	-2
50-59	94-99	-4	-5	0	0	1
	99-04	7	11	-2	1	-2
60-69	94-99	-3	-1	0	-1	-1
	99-04	-2	-2	-2	2	0

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 13 世帯員の収入別の総世帯所得に占める割合

世帯主年齢	年	世帯主			配偶者			その他の世帯員		
		勤労収入	自営収入	その他	勤労収入	自営収入	その他	勤労収入	自営収入	その他
20-29	1994	85.5	1.8	1.6	7.4	0.2	0.2	1.8	0.1	1.4
	1999	86.7	1.5	1.9	7.2	0.2	0.2	1.4	0.1	0.8
	2004	86.4	1.6	1.0	8.4	0.1	0.2	1.5	0.1	0.7
30-39	1994	78.8	4.6	1.7	9.2	0.5	0.2	1.6	0.3	3.0
	1999	80.6	3.8	1.5	9.3	0.5	0.2	1.3	0.3	2.5
	2004	82.6	3.6	1.0	9.9	0.3	0.2	0.8	0.1	1.6
40-49	1994	71.2	6.6	2.3	11.6	0.9	0.3	3.1	0.3	3.5
	1999	72.9	5.7	2.0	11.9	0.8	0.2	2.5	0.3	3.7
	2004	74.7	5.3	1.7	11.8	0.5	0.2	1.9	0.2	3.7
50-59	1994	62.1	6.7	4.4	9.4	0.9	0.6	13.5	0.4	2.0
	1999	65.1	6.1	3.8	9.9	0.9	0.6	10.9	0.3	2.4
	2004	64.5	6.6	3.4	11.0	0.7	0.5	9.7	0.3	3.4
60-69	1994	27.8	9.1	33.7	5.0	1.1	4.3	16.4	0.9	1.6
	1999	24.6	8.2	37.7	5.9	1.2	5.3	14.6	0.6	1.9
	2004	25.1	7.3	38.8	5.8	0.9	6.1	13.1	0.5	2.3

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

図表 14 所得源泉による所得格差の寄与度分解

世帯主年齢	指標	年	格差計	世帯主			配偶者			その他の世帯員		
				勤労収入	自営収入	その他	勤労収入	自営収入	その他	勤労収入	自営収入	その他
20-29	S	1994	.404	.239	.006	.032	.090	.000	.001	.022	.001	.013
		1999	.420	.321	.001	-.005	.079	.000	.001	.017	.001	.006
		2004	.436	.314	-.005	.000	.097	.000	.002	.022	.000	.007
	%ΔS	94-99	4	20	-1	-9	-3	0	0	-1	0	-2
		99-04	4	-2	-1	1	4	0	0	1	0	0
30-39	S	1994	.415	.239	.030	.014	.089	.002	.001	.013	.003	.024
		1999	.423	.276	.011	.008	.095	.003	.001	.011	.002	.017
		2004	.442	.318	.010	.002	.094	.001	.001	.006	.001	.010
	%ΔS	94-99	2	9	-5	-1	1	0	0	-1	0	-2
		99-04	5	10	0	-1	0	0	0	-1	0	-2
40-49	S	1994	.422	.263	.010	.017	.090	.002	.002	.023	.001	.013
		1999	.425	.279	.008	.008	.098	.001	.001	.016	.001	.014
		2004	.435	.305	.009	.006	.089	.002	.001	.010	.001	.013
	%ΔS	94-99	1	4	-1	-2	2	0	0	-2	0	0
		99-04	2	6	0	0	-2	0	0	-1	0	0
50-59	S	1994	.451	.299	.001	.020	.061	.001	.004	.059	.000	.006
		1999	.453	.306	.002	.010	.069	.001	.003	.052	.001	.008
		2004	.478	.323	.003	.011	.078	.001	.002	.049	.001	.009
	%ΔS	94-99	0	2	0	-2	2	0	0	-2	0	0
		99-04	6	4	0	0	2	0	0	-1	0	0
60-69	S	1994	.584	.313	.042	.058	.050	.007	.009	.096	.005	.004
		1999	.560	.258	.045	.071	.055	.007	.015	.102	.002	.005
		2004	.565	.252	.060	.066	.051	.007	.019	.098	.004	.010
	%ΔS	94-99	-4	-9	1	2	1	0	1	1	0	0
		99-04	1	-1	3	-1	-1	0	1	-1	0	1

出所：『全国消費実態調査』より筆者推計

養護学校高等部の卒業生の就職率

両角 良子

富山大学経済学部・大学院経済学研究科

morozumi@eco.u-toyama.ac.jp

1. はじめに

障害者の経済的自立を議論する際、障害者が障害者年金や福祉的就労ではなく一般就労で生計を立てることができるかどうかを議論することは、極めて重要である。障害者雇用促進法や障害者自立支援法における就労支援の強化は、一般就労という形での障害者雇用の促進を目的としている。

障害者が最初に自分の進路について決定を下すのは、健常者と同様に学卒時である。障害児教育を受けている学生の場合、多くは小学部・中学部・高等部を経て、大学進学・一般就労・福祉的就労・無業のいずれかを選択することになる。

本研究の目的は、日本で障害児教育を受けている学生が学卒後の進路を決定する際、どのような要因の影響を受けているかをデータに基づいて検証することである。学校教育法の改正により、2007年4月1日から、従来の「盲学校」「聾学校」「養護学校」は「特別支援学校」になった。盲学校・聾学校・養護学校のうち、最も在校生の多かったのが養護学校である。養護学校には、知的障害・肢体不自由・病弱の学生が在籍していた。そこで、ここでは特に養護学校の高等部の学生に焦点をあて、その就職率の推移が何によってもたらされてきたかを検証する。

養護学校の高等部の学生の進路状況は、『学校基本調査』と『特殊教育資料』・『特別支援教育資料』（いずれも文部科学省）から把握することができる。図1は、養護学校高等部の卒業生の就職率の推移を1970年代後半から示したものである。ここでの就職とは一般就労を指す。70年代後半の時点で国立・公立・私立を合わせて、約45%近くだった就職率が2005年の時点で約30%に低下していることがわかる。また、養護学校の種類ごとの進路状況を示した図2をみると、知的障害と肢体不自由において、就職率が低下するとともに、施設・医療機関の利用者比率が上昇していることがわかる。

このように、過去20年から30年の間に就職率が低下しているのは、なぜだろうか。特定非営利活動法人 大阪障害者雇用支援ネットワーク（2004, pp.46-48）は、厳しい経済状況・障害の重度化・障害の重複化が原因ではないかと指摘している。就職率に影響を与える要因としては、これらに加えて、産業構造の変化や、制度・行政へのフリーライド、職業訓練の効果、障害者雇用の促進のためのアファーマティブアクションが考えられる（表1）。

分析では、表1で示した候補に着目し、実際に検証する。データは都道府県ベースのマ

クロ統計を使用し、パネルデータとして用いる。最小二乗法、固定効果モデル、変量効果モデルで推定し、適切であると考えられる推定モデルを選定する。

海外では、障害者の就労問題に関して既に研究の蓄積がある¹。健常者と障害者の比較から障害が労働参加を抑制することを示した分析として、Baldwin and Johnson (1994)、Baldwin and Johnson (1995)、Madden (2004)、Kidd, Sloane, and Ferko (2000) がある。また、政府の政策や障害者関係の保険の枠組みの影響を検証した分析もある (Campolieti: 2004、Cullen: 2003、Gruber: 2000、Harkness: 1993、Kreider: 1999、Kubik: 1999、Schmidt and Sevak: 2004)。これらの分析では、障害者への給付が労働のディスインセンティブを引き起こしている点を指摘している。

本研究の貢献は、長期的な傾向を都道府県別のマクロデータを使って、パネル推定で検証している点である。養護学校の卒業生の就職率に関しては、全国レベルのマクロデータに基づく研究報告書が出版されているが、都道府県別のデータを活用した研究は、著者が知る限り、行われていない。以下では、2節でデータの説明をし、3節で推定方法を示す。そして、4節と5節でそれぞれ、推定結果と今後の課題を述べる。

2. データ

以下の分析では、1978年から2005年（または1984年から2005年）の都道府県別のデータから作成したパネルデータを推定の対象とする。1978年を分析の開始年とする理由は、文部科学省の『学校基本調査』が、養護学校の高等部の学生の就職率を都道府県別に公開しているのが、1978年以降であることによる。分析対象の最終年を2005年とする理由は、2006年4月施行の障害者自立支援法の影響を考慮するには、施行後のデータの系列がまだ少ないという点がある。そのため、本研究では施行前の状況を把握する。

就職率に影響する変数の候補として、表1に上げた7つの変数に着目する。具体的には、産業構造の変化、労働需要の動向、障害種別の割合の変化、障害の重度化・重複化、制度・行政へのフリーライド、職業訓練の効果、アフターマティブアクションの7点である。表5では、分析に用いた変数の基本統計量を示している。

産業構造の変化とは、1970年代以降、産業構造に占める第三次産業のウェイトが上昇したことを指す。図3はそれぞれの障害種別の養護学校（本科）の卒業生のうち、一般就労で就職した者の就職先の割合を示している。知的障害と肢体不自由で共通して観察されるのは、「生産工程・労務作業」の割合が減少し、「サービス職業従事者」の割合が緩やかに増加していることである。サービス職に比べて、生産工程・労務作業にたずさわる職業のほうが、障害者にとって仕事がしやすい場合には、経済活動の中での第三次産業の拡大は就労面でのハードルの上昇につながるだろう。

¹ Jones (2008) がサーベイでまとめている。