



RIETI Discussion Paper Series 12-J-028

税・社会保障の所得再分配効果 ～ JSTAR による検証～

中田 大悟
経済産業研究所



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/>

税・社会保障の所得再分配効果 ～JSTARによる検証～

中田大悟（経済産業研究所）[⊗]

要旨

本稿では、JSTARの1st waveと2nd waveの二期間のデータを用いて、税・社会保障政策が日本の中高齢者の所得格差、貧困にどの程度の改善効果を与えているかを格差指標、貧困指標、さらにはカーネル密度推定を利用して定量的に把握した上で、どのような属性の世帯が相対的貧困に陥っているのか、また、中高齢者はそれぞれの年金給付水準の下で、どのような労働供給(自助努力)を行っているのか、という点についてパネル・プロビット分析を行った。

その結果、日本の税・社会保障の再分配機能は、65歳以上の年金受給世代の世帯でしか機能しておらず、現役世代においては、ほとんど機能していないか、もしくは、指標によっては格差が悪化している可能性があることが確認された。また、年金の給付は相当程度の防貧機能を果たしているものの、中高齢者の自助(労働)よりも効果は若干弱いこと、手段的日常動作能力の悪化が貧困転落の要因になっているということも示された。さらには、年金給付がもつ労働供給抑制効果は世帯における年金給付額が十分に高い中高齢者にのみ観察されること、中高齢者の精神面、肉体系の双方における健康状態が労働参加決定に有意な影響を及ぼすこと、現役時代最終時期(54歳時点)の就業経験の有無が、高齢時の労働供給の有無に強い影響を与えること、などが示された。

本稿の結果は、社会保障給付が、高齢者自身の自助努力、すなわち就業行動と調和するように設計される必要があることを示唆するとともに、中高齢者の自助努力を支えるために、中高齢者のQOLを高めるような施策が重要であることを示している。

キーワード: 所得分配、相対的貧困、中高齢者の労働供給、
JEL classification: J14, J26, D31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

[⊗] 独立行政法人経済産業研究所 研究員 E-mail: nakata-daigo@rieti.go.jp

本稿の作成にあたり、経済産業研究所 DP 検討会、大東文化大学経済研究所セミナーの参加者の方々から貴重なコメントをいただいた。また、2012年度日本経済学会春季大会においては、コメンテーターの山田篤裕先生をはじめとして、セッション参加の方々から多くの有益なコメントを頂戴した。記して感謝申し上げる。いうまでもなく、本稿に残される誤りは筆者の個人の責任に帰されるものである。

本研究において、中田は文部科学省学術研究助成基金助成金(若手研究 B、課題番号 24730263)の助成を受けている。なお、本稿における見解は、筆者個人の学術的見解であって、(独)経済産業研究所、経済産業省、その他の政府・行政機関の見解とは独立したものであることを予めお断りしておく。

1. はじめに

1990年代後半から2000年代にかけて、わが国の所得格差に関して、学界の内外から強い関心が寄せられるようになった。議論の発端になった橋木(1998)の、わが国が先進諸国中、最高水準の所得格差が存在する状況にあるという指摘は、大竹(2005)によってデータの特性や高齢化の与える影響を考慮する必要性など、種々の修正議論がなされたが、さまざまな分析の結果、1990年代以降のわが国の経済格差が、一貫して拡大傾向にあり、税・社会保障による格差是正効果も小さくとどまっていることは、研究者の間における一致した見解となった。

また、所得格差と密接なかかわりを持つ貧困についても、2000年代に入って、広く関心を集めることとなった。そのきっかけは、Föster and Mira d'Ercole(2005)、ないしはOECD(2006)等が、日本の相対的貧困率は先進諸国の中でも相対的に高い部類に属することを報告したことであった。所得格差については、前段の経緯から、広く国民にも知られていたが、当時、世界第二位のGDP水準を誇っていた日本の国民からみて、貧困という前時代の忘れ形見が現存することに、大きな驚きが寄せられたことは自然な反応であった。

所得格差と貧困という、高度成長期には自然消滅するのではないかと思われたようなトピックが、衆目を集めるようになった背景には、長引く不況下で、労働市場における規制緩和が進められ、非正規労働者が労働市場で占める割合が恒常的に増大していたことや、高齢化が進展し、団塊世代の引退時期が押し迫る中で、世帯構成の人口比率が大きく変動していくことに対する強い関心があったと考えられる。格差・貧困拡大の要因をどこに求めるにしても、経済格差と貧困は今現在も重要な関心事項であり、直近においても、貝塚編(2006)、白波瀬編(2006)、橋木・浦川(2006)、小塩(2010)など多くの分析が実施されてきている。

格差拡大に強い関心が寄せられるということは、必然的に、わが国の所得再分配政策が、いかように機能しているのか、という疑問につながる。例えば、太田(2006)が行った国際比較によると、日本の所得再分配政策は規模そのものが先進諸国の中でも小さく、特に、現役労働者世代に対する社会保障給付が小さいことと、低所得者層と中間所得者層の間での税負担格差が小さいことが格差の拡大につながっていると結論付けており、小塩(2010)も同様に、日本の所得再分配の大部分が若年層から高齢層への所得移転として行われており、所得格差縮小効果のほとんどが高齢層で生じた効果で説明できる、と分析している。

ただし、高齢者内で所得再分配効果が生じているといっても、それが必ずしも、うまく

機能しているとは考えにくい。OECD(2011)によると、わが国の高齢者(65歳以上)の所得水準は、その中央値を全人口の中央値との比でみた場合 86.6%となっており、これは OECD30カ国平均の 82.6%を上回っており、近年は低下傾向にあるものの、未だに高い水準を保っている(表 1)。それに対して、OECD(2008)で示された、現役世代(18-65歳)と高齢者世代(65歳以上)それぞれのジニ係数の国際比較を見る限り、現役世代のジニ係数は 0.314 とほぼ OECD 平均(0.309)並みにとどまっているものの、高齢者世代は 0.343 と OECD 平均(0.288)を上回っており、これは OECD 諸国内でもアメリカに次ぐ水準となっている(表 2)。

このような傾向は、ジニ係数だけではなく、相対的貧困率においても顕著に現れている。OECD(2008)で報告されている日本の全人口の相対的貧困率は、14.9%と OECD 平均(10.6%)を大きく上回り、やはりアメリカに次ぐトップ水準にあるが、65歳以上人口に限ってみれば、この比率は 22%に急上昇する(表 3)。調査対象国の中で 20%を超えているのはアメリカ、オーストラリア、日本の三カ国だけであり、欧州諸国の多くは、全人口の貧困率よりも、65歳以上の貧困率のほうが低下する傾向のある中で、わが国の高齢世帯の貧困発生率は際立った特徴を示している。

今後、団塊世代の引退が進み、さらには団塊ジュニア世代の引退を控えるわが国は、世界に類を見ない世界最高水準の高齢化国となることが、すでに確定している。現状のように、格差縮小・貧困削減に対して、効率的にワークしない所得再分配のシステムを抱えたままで超高齢化国になった場合、経済全体の格差と貧困まで、著しい拡大を見せてしまうことだろう。さりとて、累積で 1,000 兆円を超えてしまった公債残高を考慮すれば、単純な福祉拡大路線は、わが国の可能な選択肢の中には既に無いものと考えべきであり、限られた資源を、効率的に配分することで、格差・貧困抑制を達成しなければならない。この意味で、日本の中高齢世帯の格差の実態と、どのような世帯・個人が貧困に陥っているのか、という二つのポイントを、マイクロデータを用いて、定量的に、詳細に、把握する必要がある。

また、効率的な社会保障給付の設計のためには、貧困世帯の属性を明確にするだけでなく、限られた給付の下で、いかにして公助と自助の最適なバランスを引き出していくか、という問いかけがなされなければならない。すなわち、マクロの水準としては低下するであろう公的年金等の社会保障給付の下でも、中高齢者がより一層、労働市場に参加することで、貧困転落のリスクを和らげられなければならないだろう。そのためには、年金給付と労働供給の関係性を、その他の諸要因をコントロールしつつ、明確に捉えなければならない。

中高齢者の労働供給の規定要因に関しては、これまでも非常に多くの研究がなされてき

た。公的年金給付と労働供給の関係については、これまでのほぼすべての研究が、公的年金給付の労働供給抑制効果を見出しているが、1990年代後半以降の研究では、在職老齢年金制度によって生じる年金受給額と就業選択の同時決定バイアスを考慮した分析が注目されてきた。例えば、その代表的分析である、小川(1998a)は、在職老齢年金が存在しなければ本来受給できたであろう、「本来年金」を推計して説明変数とすることにより、現実の受給額で推計した就業への弾力性は過大評価となることを示している。また、岩本(2000)は、国民生活基礎調査の擬似パネルデータを用いた動学的労働供給モデルを推計し、在職老齢制度による減額受給者は、賃金に対する限界税率が80%以上になると認識していることなどを示している。他にも、大竹・山鹿(2003)は1994年改正で変更された在職老齢年金の減額方法を社会実験と捉えて分析しており、樋口・山本(2002)は就業・非就業の選択ではなく、フルタイム・パートタイム・自営・就業希望・非就業規模の選択として、動学モデルを用いた分析を行っている。

この他、在職老齢年金制度以外の要因に着目した分析としては、必ずしもそれ自体が分析の主目的というわけではないものの、本人の健康状態を考慮に入れた分析があげられる。例えば、山田(2000)、山田・清家(2001)では本人の主観的健康がダミー変数として入れられているし、小川(2003)では年間の推定医療費を健康指標として組み込んで分析を行っている。本人以外の家族の健康状態が与える影響を分析したものとしては、酒井・佐藤(2007)が介護保険制度の導入の効果を測定している。

そこで本稿では、(独)経済産業研究所、一橋大学経済研究所、東京大学が協力して実施している、世界標準の中高齢者(50歳以上)対象のパネル調査「くらしと健康の調査」(Japanese Study of Aging and Retirement, JSTAR)の個票データを用いて、わが国の中高齢者の所得格差、所得再分配の実態を把握するとともに、貧困世帯の属性把握と、個々の社会保障給付水準に応じた労働市場への参入状況を分析する。具体的には、次のように分析を進める。第二節では、中高齢世帯の当初所得と可処分所得をノンパラメトリックな密度推計を行うことで、所得再分配の実態を視覚的に分析するとともに、ジニ係数、相対的貧困率も推計することで中高齢世帯の所得格差の現状把握を行う。第三節では、パネル・プロビット分析を用いて、どのような属性の世帯が貧困水準以下の状況下におかれているのか、という定量的な分析を行う。そして、第四節では、中高齢者個人が、各々の年金給付の水準の下で、自助努力となる労働市場参加をどのように決定しているのか、という実態を、同じくパネル・プロビット推計を行うことで、分析する。

2. JSTAR でみる中高齢者の経済格差と貧困:税・社会保障による所得再分配

本稿で用いるマイクロデータはJSTARの1st wave(2007年実施分)と2nd wave(2009年実施分)である¹。JSTARは、国民生活基礎調査や高齢者就業実態調査などの関連する各政府統計と異なり、個人単位で調査票が設計されている。ただし、調査対象者だけでなく、配偶者がいる場合は、その配偶者の属性、経済状況、健康状況なども質問されている。しかしながら、子供および子供世帯に関しては、学歴・同居状況・経済的独立状況などに関する変数はあるが、子供の所得そのものに対する調査はなされていない。ただし、生計を一にしている、していないにかかわらず、調査対象者とその配偶者の生活に関して、必要な経費が子から移転している場合、それは移転所得として計上されており、この意味で、すべての調査対象者と配偶者を、擬似的な夫婦(もしくは単身)世帯としてみなすことができるようになっている。そこで、これ以降は、調査対象者およびその配偶者をから成る、擬似的な夫婦世帯単位としてみなして分析を進める²。また、本稿では、貧困世帯の基準として相対的貧困線を採用するが、その相対的貧困線は、JSTAR 1st wave 調査年と同年度の平成19年度国民生活基礎調査の等価可処分世帯所得の中央値の半額、114万円として分析をすすめる³。

まず、格差指標について概観する。表4には代表的な格差指標のうち変動係数、ジニ係数、平均対数偏差をとりあげ、それを2007年の1st wave全サンプル、世帯主年齢65歳未満、世帯主年齢65歳以上に分けて、当初所得と可処分所得について示している⁴。一見して分かるのは、当初所得よりも可処分所得についての方が、所得格差が縮まるケースが殆どであるが、65歳未満世帯では、その格差改善効果は僅かなものであり、改善効果の大部分が65歳以上世帯から生じている、ということである。ジニ係数を例にとれば、65歳以上世帯の当初所得では0.67を示しているが、可処分所得では0.40まで改善している。一方、65歳未満世帯では、0.43から0.42への僅かな改善にとどまっている。むしろ、平均対数偏差をみると、0.38から0.42へと約0.04ポイントも悪化してさえもいる。その結果、ジニ係数でみた、所得再分配による改善度(%)は、65歳未満の層では2.6%にとどまり、65歳以上世帯では40%の改善をみせている。

次に、貧困指標について確認しよう。表5に、代表的な貧困指標として、相対的貧困率、

¹ 基本統計量、回収率等の基本データは、JSTAR 1st wave Codebook(2010)を参照のこと。

² データの上では、サンプルの約75%が単身もしくは夫婦世帯である。

³ 貧困線は、あくまでも相対的な指標であり、その置き方に明確な基準があるわけではない。中央値の50%と置くのも、あくまでこの分野での慣行である。詳しくは、橘木・浦川(2006)の議論を参照されたい。

⁴ 各格差指標の定義については補論を参照されたい。

所得ギャップ率、貧困ギャップ率をとりあげて示している⁵。これらを 2007 年実施の 1st wave 全サンプル、世帯主年齢 65 歳未満、世帯主年齢 65 歳以上に分けて、さらに各年齢階層を夫婦世帯と単身世帯に区分し、当初所得と可処分所得について示したものである。

これらからも、所得格差の時と同じ傾向が見て取れる。まず、65 歳未満世帯では、ほとんど改善度合いが見られない。例外は、単身世帯である。単身世帯には、遺族年金等の給付がなされているため、かなりの程度の改善がみられる。しかし、全体的には、ほとんど変化は無く、貧困率でみる限り、夫婦世帯の場合はほんの若干の悪化の現象さえ見受けられる。これは、現役労働世代として、所得税を負担している家計が存在していることから生じる現象と見られる。ただし、65 歳以上世帯に関しては、各貧困指標について一定の改善効果が見受けられる。

以上、格差指標、貧困指標で所得再分配の現状を概観したが、以下ではカーネル密度推計量を用いて、所得再分配の様相を、より視覚的に把握してみる。カーネル密度推計を用いれば、先験的に所得分布の密度関数を特定化することなく、ノンパラメトリックに所得分布の密度関数を推定することができるが、同時に、貧困率やジニ係数では捉えきれない所得分布の特徴を、より直観的に把握することが可能となるという利点もある。

まず、当初所得と可処分所得をそれぞれ世帯主年齢 65 歳未満、世帯主年齢 65 歳以上に分けて推計したのが図 1 と図 2 である。図には参考として、相対的貧困線(114 万円)を赤の縦線で記入してある。図 1 は 65 歳未満の世帯に関しての分布であるが、当初所得も可処分所得も大きな差は生じていない。しかし、良く見ると可処分所得は、当初所得に比べて mode が下がっていることが分かる。また、高所得者層は所得課税の影響で幾分少なくなっている。この結果、可処分所得の平均所得は若干の低下を見せている。格差指標の比較において、平均対数偏差の値が、所得再分配後の可処分所得の方が高い値を示したが、これは、平均所得の低下を反映したものであると考えられる。

65 歳以上世帯(図 2)については、明らかに再分配後の分布が右方向にシフトすることで、貧困縮小の効果を示しているとともに、高所得者層に関しては、それほど変化させないことで、結果として格差の縮小も達成していることが読み取れる。特に、再分配後の可処分所得のモードは、相対的貧困線の付近に達している。これは、基礎年金等の再分配効果の大きい給付を、夫婦そろって受給したならば、おおよそこの近辺に達する水準であることを反映した結果であると思われる。

図 3 と図 4 は、当初所得と年金所得の分布を推計したものであるが、65 歳以下世帯については、そもそも年金の受給世帯数が少ない、という点があるため、特に特徴的な点は上

⁵ 格差指標同様、各指標の定義については補論を参照のこと。

げられないが、図4の65歳以上世帯について言えば、年金所得が大きな所得再分配効果を生み出していることが理解できる。

3. どのような中高齢世帯が貧困に陥っているのか

前節でみた所得再分配の分析は、日本の税・社会保障制度が一定の格差改善効果、貧困削減効果を有することを示しているようにも思われる。しかし、第一節で紹介したように、わが国の高齢者の貧困率は、先進国最高水準を示しており、その点を踏まえれば、高齢者の多くを救貧できていない、という評価も考えられる。そこで、本節では、具体的に、どのような中高齢世帯・高齢者が貧困に陥っているのか、データから得られる中高齢世帯の属性を用いて分析することとする。

表 6 は、中高齢貧困世帯にどのような特徴がみられるか、という点に関するパネル・プロビット分析の結果である(参考としてプールデータによるプロビットの結果も併せて示している)。推計するモデルはつぎのようなものである。

$$pov_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t}x_{i,t} + \gamma_{i,t}z_{i,t} + \delta_{i,t}h_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

ここで被説明変数、 $pov_{i,t}$ は、所得再分配後の等価可処分所得が相対的貧困水準に達しなかった場合に 1 を取り、相対的貧困線を上回った場合は 0 を取る離散変数である。また、説明変数として、家族属性を現す変数、 $x_{i,t}$ 、経済属性を示す変数、 $z_{i,t}$ 、健康属性を表す変数、 $h_{i,t}$ 、を用いており、具体的には、世帯主の年齢、性別独居ダミー(独居=1)、世帯主学歴、中高齢世帯主(70 歳以上ダミー)と世帯労働所得有無ダミーの交互作用項、家計資産総額、配偶者以外からの移転所得有無ダミー、家計における年金受給の有無ダミー、借家ダミー、IADL(手段的日常生活動作)、CES-D(The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, 抑うつ状態自己評価尺度)フラグ(CES-D スコア>15 の場合 1)、同居親が介護を必要としているかを示すダミーと介護保険制度の認定を受けているかどうかのダミーの交互作用項を在宅介護、施設介護の別に作成し、説明変数として用いている。この推計モデルを全サンプル、世帯主年齢が 65 歳未満のサンプル、そして世帯主年齢が 65 歳以上(主として年金受給世帯)のサンプルについて分析している。

まず、全サンプルを用いた結果を見た場合、世帯において労働所得がある場合、世帯において年金所得のある場合、そして世帯において家族からの移転所得がある場合のダミー変数は有意にマイナスを示しており、それぞれ、強い防貧機能を果たしていることが示されている。日本の公的年金制度では、例えば夫婦二人で基礎年金満額を受給した場合、ほぼ相対的貧困線と同等の所得を得られるのであるから、その意味において、貧困の基準を相対的貧困線に置く限り、年金受給が強い防貧機能を持つことは驚くべきことではないよう

にも思われる。しかしながら、確かに年金受給の防貧機能はそれなりの強さをしめしているものの、その効果については、労働所得の方が年金所得よりも強いものと推計されている。

しかしながら、現在の日本の年金制度を考えれば、これはさして不思議なことではない。制度の理念上は、定額給付の基礎年金ないし国民年金が、基礎年金拠出金という制度を通じた所得の再分配機能を有することが期待されているわけだが、その基礎年金の給付額は、国民年金加入者の場合、加入・払込月数の多寡によって左右されることとなっており、また、低所得・無所得の加入者の場合、保険料負担が減免される代償として、給付額も国庫負担分を除いて減額されることになっている。これは、とりもなおさず、国民年金・基礎年金が実質的に報酬比例年金化して運用されていることを意味しており、低所得者に対する、将来の所得再分配機能を損なう仕組みとなっているのである。したがって、年金を受給できる、というだけでは、必ずしもすべての高齢者が貧困からの脱却することは望めないのであり、この意味においては、年金受給の効果が相対的に緩やかなものにとどまるという本推計の結果は当然のことといえる。

所得構成以外の属性について言えば、まず借家住まいの高齢者は有意に貧困世帯となっている。ただし、この推計では、そもそも貧しい世帯だから持ち家を所有できず貧困世帯となっているのか、家賃支払いが圧迫要因となって貧困であるのか、までは識別できない。また、世帯主の学歴で見た場合、やはり高学歴世帯主の家計ほど、有意に防貧できていることがわかる。さらに、手段的日常生活動作(Instrumental Activity of Daily Living, IADL)の悪化が貧困転落に有意に効いていることが示されている。IADLは、金銭管理や外出など、通常のADLよりも、より高次の動作能力を測るものであるが、従来の研究で主に用いられてきた主観的な身体能力ではなく、客観的に見た高齢者の身体能力が貧困と有意な関係性を持つことが示されていることは興味深い。

ただし、この分析では、いくつかの典型的属性について貧困転落の要因となっていることを示すことができなかった。特に、単身世帯ダミーについて、貧困要因となっていることが検出できなかったことは、一般的な認識と齟齬があるため、データの特徴を含めて検討する必要があるだろう。この他、家族の中、特に同居家族に要介護の親がいる場合においても貧困要因とはならなかった。

年齢別のサンプルでみた分析については、全サンプルでの分析と結果の大勢は変化無いが、いくつかの属性について有意性が消失している。例えば、65歳未満においては、家族からの移転所得は有意ではない。これは、現役世代においては、自助(労働)によって所得を得る能力が高いため、家族からの仕送りの重要性が相対的に低下することを意味している

のかもしれない。この他、学歴や世帯資産についても有意性を失っている。これも、移転所得と同じメカニズムで重要性が失われているのかもしれない。ただし、移転所得や学歴、資産は、65歳以上サンプルの中では有意であることから、稼得能力を減退させた以降においては、家族のサポートや現役時代の蓄積が効果を及ぼすと考えてよいだろう。

4. 自助(労働参加)と年金給付の関係

前節の分析結果によると、年金の受給権は、有意な貧困脱却機能を有しているものの、当初所得の最大の源泉であるところの労働所得を得るための就業の方がより強く防貧の機能を果たしているということが明らかになった。これは、所得再分配機能がそれほど強くない、社会保険制度の公的年金制度の特徴を考えれば、不思議な結果ではなく、むしろ、中高齢者自身の自助と、社会保険という共助機能のバランスの問題と考えるべきであろう。給付反対給付均等原則が緩やかに適用される年金制度を所与のものと考えれば、中高齢者が自助で貧困から脱却する労働市場への参加要因を探ることは、社会保障制度設計の観点からも、重要な意義がある。

そこで、本節では、前節と同じくパネル・プロビット法を用いて、中高齢者の労働市場への参加要因を明らかにする。前節までは、世帯単位で貧困に陥るか否かを分析していたため、所得に関する変数も世帯単位のものを用いていた。しかし、本節での問いは、個人が、労働市場へ参加し、稼得するか否かという意思決定に際し、どのような要因が影響を与えているかを分析するものであるから、非説明変数として用いるのは、個人の労働所得であることに注意されたい。

推計の結果は、表 7 に記載されている。推計するモデルはつぎのようなものである。

$$\text{work}_{i,t} = \alpha_i + \beta_{i,t}x_{i,t} + \gamma_{i,t}z_{i,t} + \delta_{i,t}h_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

ここで被説明変数、 $\text{work}_{i,t}$ は、高齢者が何らかの形で就業した場合に 1 を取り、労働市場から退出した場合は 0 を取る離散変数である。また、前節と同じく、説明変数として、本人・家族属性を現す変数、 $x_{i,t}$ 、経済属性を示す変数、 $z_{i,t}$ 、健康属性を表す変数、 $h_{i,t}$ を用いており、具体的には、本人の年齢、政令指定都市居住ダミー、性別ダミーと 54 歳時点での就業の有無のダミーの交互作用項、性別ダミーと配偶者労働所得の有無ダミーの交互作用項、高年齢者ダミー(70 歳以上)と世帯における本来年金受給額⁶を等価所得ベースにした場合の五分位ダミー、IADL(手段的日常生活動作)、CES-D(抑うつ状態自己評価尺度)フラグ(CES-D スコア>15=>1)、同居親が介護を必要としているかを示すダミーと介護保険制度の

⁶ JSTAR では、本人および配偶者のそれぞれの年金受給額について、「在職老齢年金制度の適用を受けているか否か」について、「何割程度年金額が減額されているか」について質問しており、原理的にはこの情報を基に本来年金額を推計できるはずであるが、特に後者の質問に関しては殆どの対象者が自身の具体的な減額(率)を把握しておらず、そのまま使用するには難がある。また、別途、受給している年金の種類も質問しているが、これもまた、対象者自身が国民年金(基礎年金)と厚生年金の混同をおこなっている可能性があり、厳密に厚生年金を受給している対象者を識別しにくい。したがって、本稿では、在職老齢年金の適用を認識している対象者に関してのみ、小川(1998a)と同様の手法を用いて本来年金受給額を推計した。

認定を受けているかどうかのダミーの交互作用項を在宅介護、施設介護の別に作成し、説明変数として用いている。また、本分析においても、参考までにプーリングデータによるプロビット分析の結果も併せて掲載している。

分析結果は次のとおりである。公的年金の受給によって、高齢者が有意に労働市場から退出するという現象は、先行研究で何度も確認されてきた事実であるが、この分析からわかるのは、そのような社会保障給付の労働供給の抑制効果は、受給額の多寡によってかなり異なるということである。つまり、世帯として受給している年金額が、十分に大きい場合においては、年金の受給は有意に労働供給の抑制を引き起こすが、年金額が低水準の場合には、必ずしも有意に労働市場からの退出を引き起こすわけではない、ということが分析の結果からは読み取れる。このような傾向は、中高齢者の年齢が70歳以上であるか以下であるかに関わらず観察できる。このような結果は、高齢者が低年金という環境に対して、労働、すなわち自助で反応していることを示唆しているといえるだろう。

また、配偶者が労働所得を得ていた場合、男性は、配偶者が就業している場合、有意に就業確率を高めるが、女性には有意な傾向が見られない。さらには、男女とも、54歳時点における就業状態が、高齢時の就業に強い影響を与えており、54歳の時点で就業していない場合、その後、なかなか就業しようとしないうという行動様式が捉えられている。

IADLやCES-Dといった客観的健康状態のスケールも、労働参加に有意な影響を及ぼしており、どちらも健康状態の悪化が、高齢者の労働市場からの退出を促進させるという結果を示している。さらに、興味深いのは、同居親に関して、在宅介護が必要で、かつ、既に介護保険制度の認定が得られている場合には、男性は有意に労働参加を強めている可能性があるということである。従来一般的な認識では、同居親族の介護は労働供給を抑制するものと考えられているが、もしかしたら、介護保険の導入後、制度が定着するにしたがって、必要な介護費用を捻出するために世帯主である男性が労働市場に参加しやすくなっているのかもしれない。

さて、これらの結果から得られる政策的含意は何だろうか。まず、高齢者が、低年金に対して、就業という自助努力で反応しているということに着目すると、次のようなことがいえるだろう。現在、低年金者に対して毎月一定額の加算を行う法案が審議されようとしているが、このような、政策にはきわめて慎重な制度設計が必要となるであろうことを、本稿の結果は示している。すなわち、所得格差や貧困の縮小を目的として、低年金者に温情的な給付を加算したとしても、それに伴って、高齢者が労働供給の縮小という反応で応えた場合、当初意図したような貧困縮小や格差縮小の結果は得られないか、減殺されてしまう可能性がある。

もし、仮にこのような低所得、低年金者に対する加算制度を設けるのであれば、低所得者の自助努力に対する意欲、すなわち労働参加に対するインセンティブを疎外しない給付ルールの設定を検討したり、労働困難で労働供給の弾力性が低い後期高齢者に加算対象を限定するなど、制度の設計に慎重を期す必要があるだろう。現在検討されている加算制度は、制度論のうえからも、保険料を主たる原資とする社会保険上で、事後的な給付ルールの逸脱を行うという意味で、問題が多いものと考えられているが、所得再分配の観点からも、問題を含んだものである可能性が、本分析からは示唆される。

さらに、高齢者の健康状態、特に精神的健康も含めた QOL が、高齢者の自助行動を促す効果が期待できるという点にも着目すべきだろう。高齢者の労働インセンティブを直接高めようとするような政策介入だけではなく、高齢者の well-being を強く意識したような政策であっても、結果的には、高齢者の就労を促し、貧困と格差の縮小に貢献する可能性があることを、本稿の分析は示している。

5. おわりに

本稿では、世界標準の中高齢者パネルデータである、JSTAR の 1st wave と 2nd wave のデータを用いて、税・社会保障政策が日本の中高齢者の所得格差、貧困にどの程度の改善効果を与えているかを格差指標、貧困指標、さらにはカーネル密度推定を利用して定量的に把握した上で、どのような属性の世帯が、貧困に陥っているのか、また、社会保障給付は救貧に有効な手段として機能しているのか、という点についてロジット分析を行った。その結果、日本の税・社会保障の再分配機能は、65 歳以上の年金受給世代の世帯でしか機能しておらず、現役世代においては、ほとんど機能していないか、もしくは、指標によっては格差が悪化している可能性があることがわかった。また、年金の受給権の有無は、貧困世帯に対しての防貧機能としては、相対的に緩やかな役割を果たしており、高齢者の自働行動、すなわち就業によって、貧困水準は幾分か低減されていることが示された。

また、中高齢者が年金給付額に応じて、労働市場参加をどのように決定しているかを、パネル・プロビット法を用いて分析したが、年金受給の有無そのものは、労働供給にマイナスの影響を与えるが、それは十分な額の年金を受給できている世帯に限られた現象であることが理解できた。

逼迫する財政事情のもとで、高齢者に対する所得再分配政策を効率的に推し進めるためには、広く薄い給付ではなく、対象を限定した重点的な給付を行う必要がある。また、労働力としての高齢者をより優遇しつつ、さらに効率的な社会保障給付の配分を考える必要がある。しかし、充実した年金給付は、高齢者の労働市場からの撤退を促す可能性も秘めている。これまでわが国では、他の先進諸国に比して、高い高齢者就業率が達成できていたことから、高齢者の労働市場からの撤退を気にすることなく、社会保障改革を推し進めることができていたが、今後は、高齢者の就業インセンティブを損ねることなく、いかにして給付の重点的配分を実現するかが重要な課題になるとと思われる。

補論 格差指標と貧困指標の定義

(1)格差指標

変動係数(CV, Coefficient of Variation)

平均、標準偏差をそれぞれ、 μ 、 σ としたとき、

$$CV = \frac{\sigma}{\mu}$$

と定義される。

ジニ係数(Gini Coefficient)

n 人から構成される社会において、各人の所得を y_i としたとき、

$$G = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$$

と定義される。

平均対数偏差(MLD, Mean Log Deviation)

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log\left(\frac{\mu}{y_i}\right) = \log \mu - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log y_i$$

で定義される。

(2)貧困指標

相対的貧困率(HR, Headcount Ratio)

貧困線を z 、所得分布の密度関数を $f(y)$ としたとき、

$$HR = \int_0^z f(y) dy$$

で定義される。

所得ギャップ率(IGR, Income Gap Ratio)

貧困線以下の世帯所得の平均値を μ_p としたとき、

$$\text{IGR} = \frac{\mu_p}{z}$$

で定義される。

貧困ギャップ率(PGR, Poverty Gap Ratio)

$$\text{HR} = \int_0^z \left(\frac{z-y}{z} \right) f(y) dy$$

であたえられる。

表 1. OECD 諸国の高齢者の所得水準

出典: OECD(2011)

	1980 年代央	2000 年代央
オーストラリア	66.7	69.7
カナダ	89.4	90.8
デンマーク	67.3	72.4
フランス	94.2	91.4
ドイツ	81.9	91.5
日本	91.8	86.6
オランダ	89.7	87.0
ニュージーランド	80.5	68.0
スウェーデン	79.4	82.0
イギリス	66.3	72.9
アメリカ	93.0	86.2
OECD30	82.4	82.6

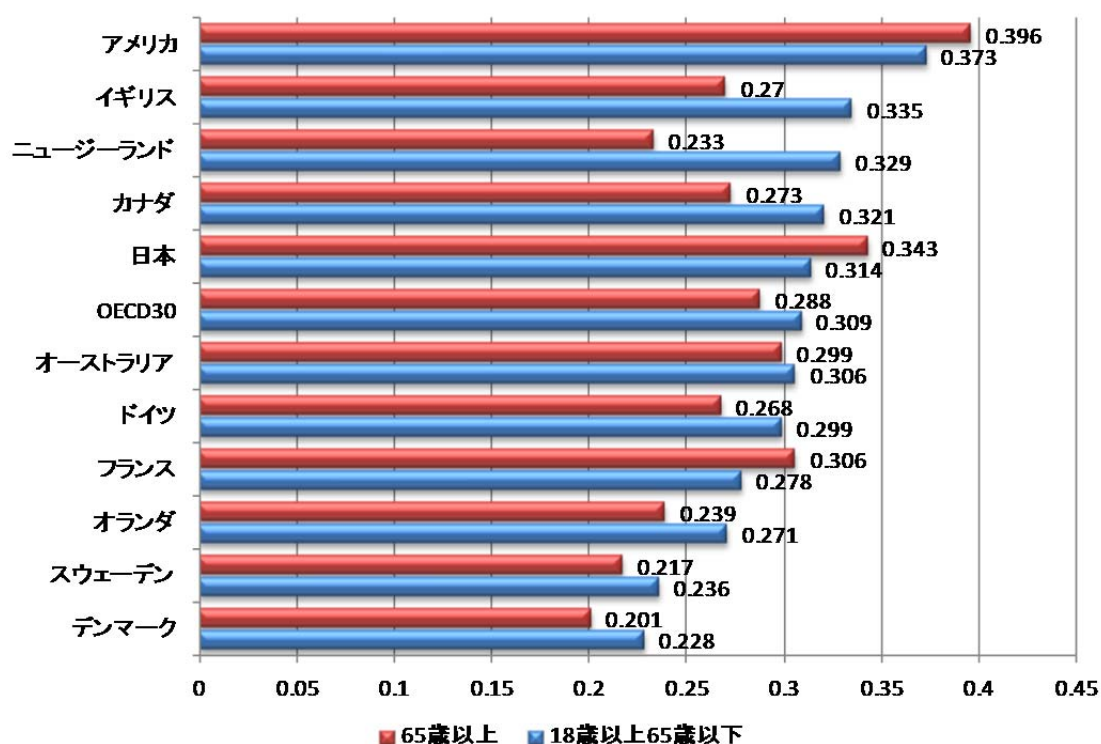
(出所)OECD(2011)

単位(%)

(注)65 歳以上の一人当たり所得の全人口のそれに対する

割合

表 2. OECD 諸国におけるジニ係数



出典: OECD(2008)

表 3 OECD 諸国における高齢者の貧困率 (%)

国名	全人口	65歳以上	66-75歳	75歳以上	65歳以上			
					男	女	単身	夫婦
オーストラリア	12.4	26.9	26.1	28.3	24.6	28.9	49.9	17.7
カナダ	12	5.9	5.2	6.8	3.1	8.1	16.2	3.9
デンマーク	5.3	10	6.9	13.7	8	11.5	17.5	3.8
フランス	7.1	8.8	7.2	10.6	6.6	10.4	16.2	4.1
ドイツ	11	8.4	6.5	11.1	5.1	10.8	15	4.7
日本	14.9	22	19.4	25.4	18.4	24.8	47.7	16.6
オランダ	7.7	2.1	2.2	2	1.7	2.4	2.6	2.3
ニュージーランド	10.8	1.5	1.6	1.4	2.1	0.9	3.2	1.1
スウェーデン	5.3	6.2	3.4	9.8	4.2	7.7	13	1.1
イギリス	8.3	10.3	8.5	12.6	7.4	12.6	17.5	6.7
アメリカ	17.1	22.4	20	27.4	18.5	26.8	41.3	17.3
OECD30	10.6	13.5	11.7	16.1	11.1	15.2	25	9.5

(出所) OECD(2008)

表 4. 格差指標

格差指標	等価可処分所得		
	全サンプル	50歳以上 65歳未満	65歳以上
変動係数 (CV)	0.891	0.800	0.851
ジニ係数 (Gini)	0.442	0.422	0.401
平均対数偏差 (MLD)	0.398	0.423	0.315
	当初所得		
変動係数 (CV)	1.147	0.822	1.536
ジニ係数 (Gini)	0.576	0.434	0.669
平均対数偏差 (MLD)	0.575	0.376	0.658
再分配改善度 (Gini)	23.24%	2.66%	40.02%

表 5. 貧困指標

貧困指標	等価可処分所得								
	年齢計			50歳以上65歳未満			65歳以上		
	全サンプル	単身世帯	夫婦世帯	全サンプル	単身世帯	夫婦世帯	全サンプル	単身世帯	夫婦世帯
相対的貧困率(HR)	24.630	40.741	24.378	20.098	66.667	19.605	27.965	30.769	27.908
所得ギャップ率(IGR)	44.060	42.339	44.107	50.202	50.272	50.199	40.827	35.727	40.941
貧困ギャップ率(PGR)	10.856	17.249	10.752	10.089	33.515	9.842	11.417	10.993	11.426
	当初所得								
相対的貧困率(HR)	42.393	100	41.116	20.29	100	19.315	64.371	100	63.223
所得ギャップ率(IGR)	71.182	100	69.629	60.597	100	58.103	74.5	100	73.2
貧困ギャップ率(PGR)	30.176	100	28.629	12.295	100	11.223	47.957	100	46.279
	改善度								
相対的貧困率(HR)	17.763	59.259	16.738	0.192	33.333	-0.290	36.406	69.231	35.315
所得ギャップ率(IGR)	27.122	57.661	25.522	10.395	49.728	7.904	33.673	64.273	32.259
貧困ギャップ率(PGR)	19.320	82.751	17.877	2.206	66.485	1.381	36.540	89.007	34.853

表6 相対的貧困世帯に関するパネル・プロビット分析

独立変数: 相対的貧困=1	パネル・プロビット分析									プロビット分析(ブールド・データ)								
	全サンプル			世帯主年齢65歳未満			世帯主年齢65歳以上			全サンプル			世帯主年齢65歳未満			世帯主年齢65歳以上		
	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値
世帯主の年齢	0.053 ***	0.009	6.170	0.012	0.018	0.63	0.029	0.019	1.55	0.038***	0.005	7.37	0.008	0.014	0.57	0.018	0.013	1.42
独居ダミー(男性)	0.328	0.568	0.580	0.857	0.890	0.96	-0.111	0.767	-0.14	0.137	0.427	0.32	0.549	0.713	0.77	-0.092	0.570	-0.16
独居ダミー(女性)	-0.389	0.530	-0.730	0.382	0.754	0.51	-1.465	0.901	-1.62	-0.377	0.401	-0.94	0.235	0.598	0.39	-1.208	0.708	-1.71
家計における労働所得の有無	-2.041 ***	0.286	-7.130	-2.012***	0.406	-4.96	-1.834***	0.414	-4.43	-1.557***	0.183	-8.52	-1.660***	0.292	-5.68	-1.363***	0.241	-5.65
配偶者以外からの移転所得の有無	-0.452 ***	0.181	-2.500	-0.355	0.222	-1.60	-0.587**	0.300	-1.96	-0.320**	0.131	-2.43	-0.260	0.174	-1.50	-0.427**	0.211	-2.03
家計における年金受給の有無	-1.093 ***	0.147	-7.440	-0.412**	0.168	-2.46	-1.604***	0.276	-5.80	-0.775***	0.081	-9.61	-0.296**	0.125	-2.37	-1.186***	0.110	-10.77
借家ダミー	0.323 **	0.165	1.960	0.472**	0.212	2.22	-0.137	0.249	-0.55	0.234**	0.116	2.02	0.365**	0.159	2.29	-0.104	0.180	-0.58
世帯主の教育ダミー(中卒)																		
高卒	-0.249 **	0.125	-1.990	-0.235	0.179	-1.31	-0.243	0.171	-1.42	-0.173**	0.087	-1.99	-0.187	0.137	-1.36	-0.176	0.120	-1.47
専門短大卒	-0.142	0.203	-0.700	-0.079	0.239	-0.33	0.108	0.379	0.28	-0.112	0.144	-0.78	-0.070	0.183	-0.38	0.063	0.272	0.23
大卒以上	-0.373 ***	0.156	-2.400	-0.263	0.198	-1.33	-0.535**	0.262	-2.05	-0.266**	0.108	-2.45	-0.212	0.152	-1.40	-0.377**	0.176	-2.14
I ADL	0.063 ***	0.026	2.450	0.094**	0.040	2.34	0.044	0.033	1.32	0.051***	0.019	2.69	0.084***	0.032	2.64	0.032	0.024	1.33
CESD	0.044	0.131	0.340	-0.146	0.175	-0.84	0.273	0.198	1.38	0.038	0.096	0.39	-0.113	0.138	-0.82	0.207	0.143	1.45
家計総資産額(1000万円)	-0.084 **	0.037	-2.280	-0.057	0.044	-1.29	-0.117**	0.060	-1.96	-0.060**	0.026	-2.32	-0.043	0.033	-1.29	-0.087**	0.042	-2.08
同居親在宅介護有り																		
#介護保険認定無し	-0.512	0.655	-0.780	-6.011	534.766	-0.01	0.234	1.003	0.23	-0.364	0.506	-0.72	-			0.148	0.742	0.20
同居親在宅介護有り																		
#介護保険認定有り	0.115	0.217	0.530	-0.010	0.280	-0.04	0.275	0.335	0.82	0.043	0.159	0.27	-0.046	0.225	-0.21	0.157	0.236	0.66
親施設介護有り																		
#介護保険認定無し	-0.218	0.251	-0.870	-0.134	0.272	-0.49	-0.310	0.494	-0.63	-0.162	0.181	-0.90	-0.122	0.213	-0.57	-0.173	0.347	-0.50
親施設介護有り																		
#介護保険認定有り	-0.057	0.212	-0.270	-0.031	0.247	-0.13	-0.176	0.365	-0.48	-0.041	0.156	-0.26	-0.012	0.194	-0.06	-0.129	0.270	-0.48
定数	-1.989 ***	0.565	-3.520	0.159	1.126	0.14	-0.120	1.328	-0.09	-1.378***	0.385	-3.58	0.227***	0.883	0.26	0.160	0.950	0.17
診断テスト																		
サンプル数	1930			1118			816			1934			1110			816		
グループ数	1440			826			659											
Log Likelihood	-785.62377			-399.33432			-362.13651			-795.35714			-402.79992			-365.32233		
Wald Test	chi 2(17)=87.62 Prob>chi 2=0.0000			chi 2(17)=43.65 Prob>chi 2=0.0674			chi 2(17)=36.55 Prob>chi 2=0.0039			chi 2(17)=250.35 Prob>chi 2=0.0000			chi 2(16)=80.99 Prob>chi 2=0.0000			chi 2(17)=182.67 Prob>chi 2=0.0000		
sigma_u	0.901			0.754			0.907											
rho	0.448			0.362			0.451											
Likelihood-ratio test of rho=0:	chi bar 2(01)=19.47 Prob >= chi bar 2=0.000			chi bar 2(01)=6.93 Prob >= chi bar 2=0.004			chi bar 2(01)=6.37 Prob >= chi bar 2=0.006											

表 7. 就業選択に関するパネル・プロビット分析

独立変数: 就業=1	パネル・プロビット分析			プロビット分析 (プールド・データ)		
	係数	標準誤差	z値	係数	標準誤差	z値
年齢	-0.248***	0.026	-9.46	-0.089***	0.008	-11.07
70歳未満#世帯本来年金二分位ダミー	-0.021	0.228	-0.09	-0.053	0.097	-0.54
70歳未満#世帯本来年金三分位ダミー	-0.173	0.228	-0.76	-0.138	0.098	-1.40
70歳未満#世帯本来年金四分位ダミー	-0.670***	0.230	-2.92	-0.341***	0.098	-3.49
70歳未満#世帯本来年金五分位ダミー	-1.505***	0.246	-6.13	-0.826***	0.102	-8.13
70歳以上#世帯本来年金二分位ダミー	-0.616	0.426	-1.44	-0.346	0.189	-1.83
70歳以上#世帯本来年金三分位ダミー	-0.306	0.364	-0.84	-0.215	0.151	-1.43
70歳以上#世帯本来年金四分位ダミー	-0.646*	0.357	-1.81	-0.313**	0.147	-2.13
70歳以上#世帯本来年金五分位ダミー	-1.393***	0.352	-3.96	-0.712***	0.145	-4.92
配偶者による労働所得有りダミー(男性)	0.558***	0.165	3.39	0.271***	0.068	3.98
配偶者による労働所得有りダミー(女性)	0.188	0.183	1.03	0.047	0.075	0.63
政令指定都市ダミー	0.128	0.157	0.82	0.061	0.054	1.13
借家ダミー	-0.051	0.224	-0.23	-0.054	0.081	-0.67
54歳時点就業状態ダミー(就業=1, 男性)	4.982***	0.446	11.18	1.839***	0.105	17.49
54歳時点就業状態ダミー(就業=1, 女性)	4.157***	0.391	10.63	1.568***	0.098	16.01
本人教育ダミー(中卒)						
高卒	0.064	0.170	0.38	0.016	0.060	0.27
専門短大卒	0.140	0.276	0.51	0.024	0.095	0.25
大卒以上	-0.140	0.269	-0.52	-0.040	0.093	-0.43
I ADL	-0.214***	0.043	-4.91	-0.089***	0.016	-5.59
OESD	-0.872***	0.177	-4.92	-0.338***	0.068	-4.94
家計総資産額(1000万円)	0.025	0.021	1.20	0.010	0.009	1.17
同居親在宅介護有り#介護保険認定無しダミー(男性)	0.421	0.980	0.43	0.049	0.429	0.11
同居親在宅介護有り#介護保険認定有りダミー(男性)	1.108**	0.511	2.17	0.407**	0.208	1.96
同居親在宅介護有り#介護保険認定無しダミー(女性)	-0.889	2.145	-0.41	-0.832	0.811	-1.03
同居親在宅介護有り#介護保険認定有りダミー(女性)	-0.052	0.493	-0.11	0.138	0.204	0.67
親施設介護有り#介護保険認定無しダミー(男性)	-0.073	0.410	-0.18	0.040	0.167	0.24
親施設介護有り#介護保険認定有りダミー(男性)	-0.205	0.362	-0.57	-0.021	0.145	-0.14
親施設介護有り#介護保険認定無しダミー(女性)	-0.362	0.520	-0.70	-0.108	0.203	-0.53
親施設介護有り#介護保険認定有りダミー(女性)	-0.306	0.385	-0.79	-0.060	0.145	-0.41
定数	12.833***	1.535	8.36	4.617***	0.499	9.25
診断テスト						
サンプル数	3562			3562		
グループ数	2630					
Log Likelihood	-1583.7503			-1737.1825		
Wald Test	Wald chi 2(29)=216.41 Prob > chi 2=0.0000			Wald chi 2(29)=1454.72 Prob > chi 2=0.0000		
sigma_u	2.427					
rho	0.855					
Likelihood-ratio test of rho=0:	chi bar 2(01)=306.86					

図 1. 当初所得と可処分所得(50 歳以上、65 歳未満)

[縦線は相対的貧困線]

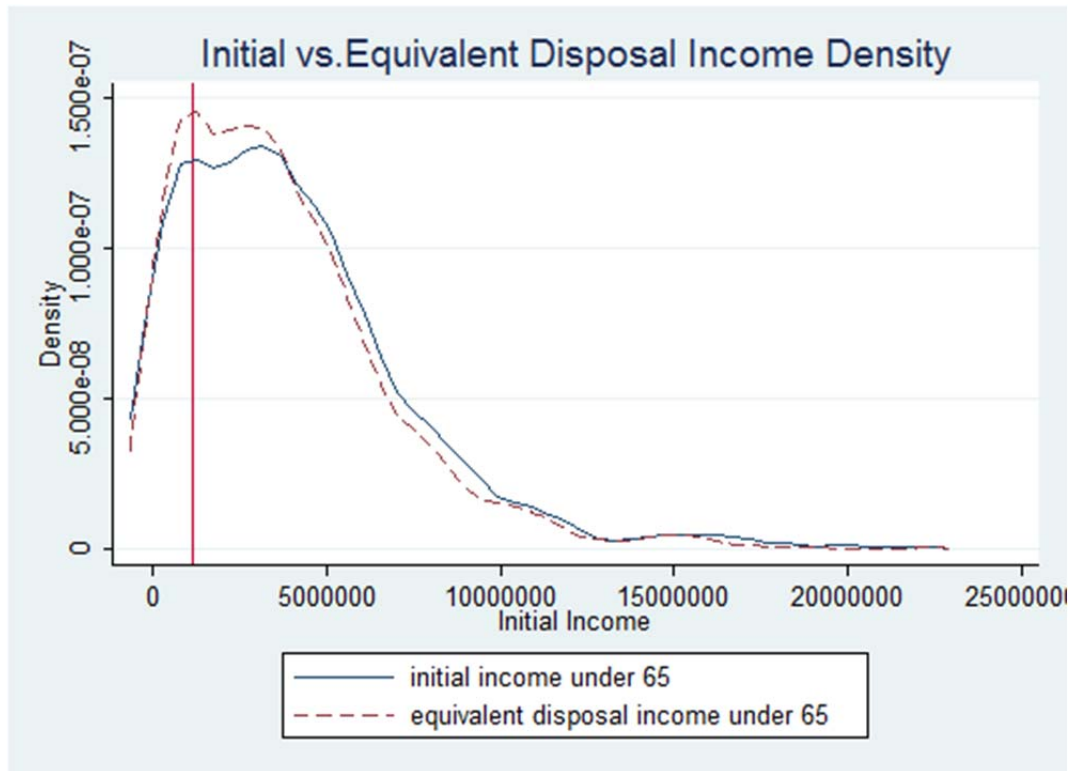


図 2. 当初所得と可処分所得(65歳以上)

[縦線は相対的貧困線]

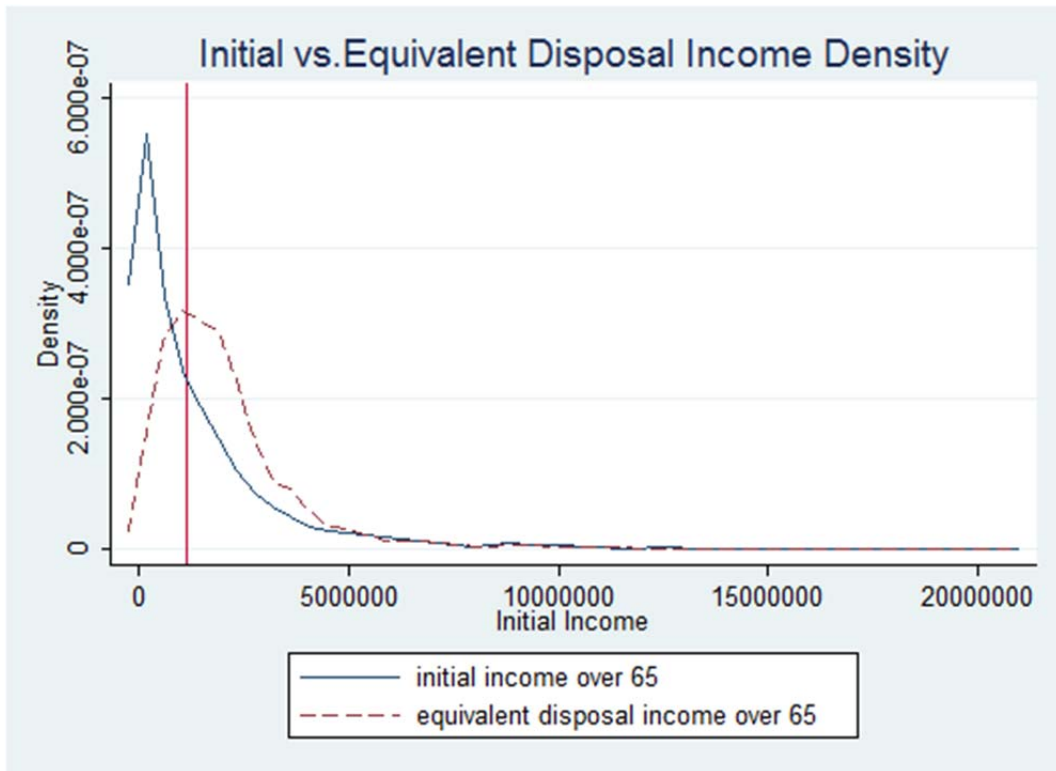


図 3. 当初所得と年金所得(50 歳以上、65 歳未満)

[縦線は相対的貧困線]

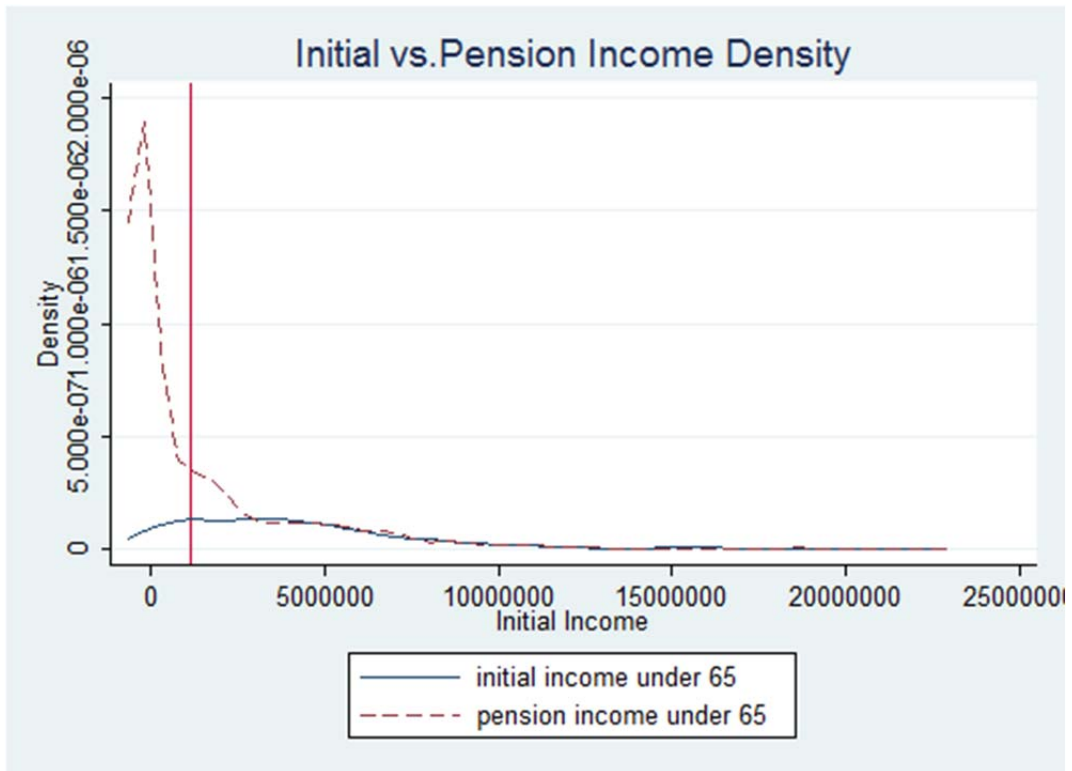
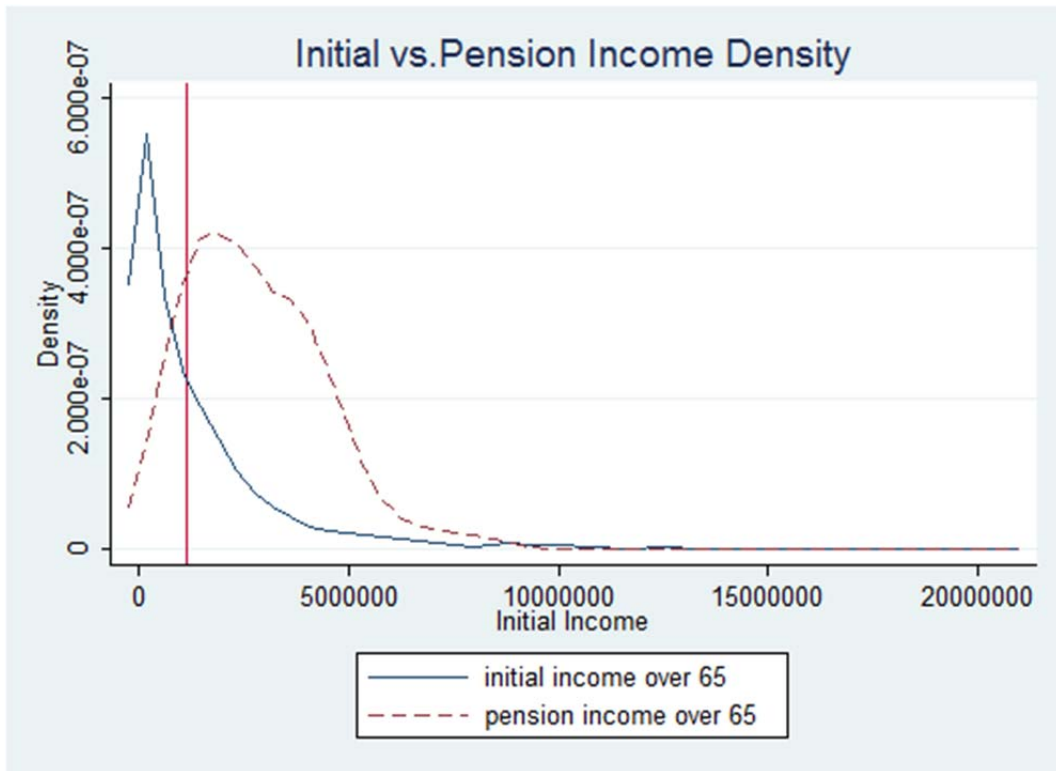


図 4. 当初所得と年金所得(65 歳以上)

[縦線は相対的貧困線]



参考文献

- Föster, M and M. Mira d'Ercole(2005), "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in the Second Half of the 1990s," OECD
- Heckman, James (1979), "Sample Selection Bias as Specification Error", *Econometrica*, pp. 153-161
- OECD(2006), *Economic Survey of Japan 2006*, OECD
- OECD(2008), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*. OECD.
- OECD(2011), *Pension at a Glance 2011*, OECD
- 貝塚 啓明編(2006)、『経済格差の研究』、中央経済社
- 北村行伸(2005)、『パネルデータ分析』、岩波書店
- 白波瀬 佐和子編(2006)、『変化する日本の不平等』、東京大学出版会
- 橋木 俊詔・浦川 邦夫(2006)、『日本の貧困研究』、東京大学出版会
- 安部由起子 (1998) 「1980～1990年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』No.36, pp. 50-82.
- 石井加代子・黒澤昌子 (2009) 「年金制度改正が男性高年齢者の労働供給行動に与える影響の分析」『日本労働研究雑誌』No.589, pp. 43-64.
- 岩本康志 (2000) 「在職老齢年金と高齢者の就業行動」『季刊社会保障研究』第35巻第4号, pp. 364-376.
- 大石亜希子・小塩隆士 (2000) 「高齢者の引退行動と社会保障資産」『季刊社会保障研究』第35巻第4号, pp. 405-419.
- 太田 清(2006)、「日本の所得再分配--国際比較でみたその特徴」、*ESRI Discussion Paper Series*, No.171, 内閣府経済社会総合研究所
- 大竹 文雄(2005)、『日本の不平等』、日本経済新聞社
- 大竹文雄・山鹿久木 (2003) 「在職老齢年金制度と男性高齢者の労働供給」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』東京大学出版会, pp. 33-50.
- 小川浩 (1998a) 「年金・雇用保険改正と男性高齢者の就業行動の変化」『日本労働研究雑誌』No.461, pp. 52-64.
- 小川浩 (1998b) 「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」『経済研究』第49巻第3号, pp. 245-258.

小川浩（2003）「選択的引退制度」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』東京大学出版会.

小塩 隆士(2010)、『再分配の厚生分析--公平と効率を問う』、日本評論社

樋口美雄・山本勲（2002）「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム — 年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像—」『金融研究』第 21 巻別冊第 2 号, pp. 31-77.