

$$\text{年齢階層内効果} = MLD(\alpha^0, mld^1, \bar{y}^0) - MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^0)$$

$$\text{年齢階層間効果} = MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^1) - MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^0)$$

$$\text{年齢別人口効果} = MLD(\alpha^1, mld^0, \bar{y}^0) - MLD(\alpha^0, mld^0, \bar{y}^0)$$

という形でそれぞれの効果を抽出できる。なお、この要因分解は線形ではなく、これら 3 つの効果が絡み合う部分が残ることに留意しておこう。

また、同じ時点における再分配政策の効果も、年齢階層内の格差と年齢階層間の格差の変化に分割することができる。すなわち、上記の式において、時点の上添え字を、改革前を *BT*、改革後を *AT* と表記することにより、

$$\text{年齢階層内効果} = MLD(\alpha, mld^{AT}, \bar{y}^{BT}) - MLD(\alpha, mld^{BT}, \bar{y}^{BT})$$

$$\text{年齢階層間効果} = MLD(\alpha, mld^{AT}, \bar{y}^{BT}) - MLD(\alpha, mld^{BT}, \bar{y}^{BT})$$

として計算できる。この場合の要因分解は線形であり、再分配政策の効果は、この 2 つの効果によって完全に説明できることになる³⁾。

一方、対数分散 *LV* は、

$$LV = \frac{1}{n} \sum_k (\ln y_k - \overline{\ln y})^2$$

として定義され ($\overline{\ln y}$ は、所得の対数値の平均)、完全平等の時はゼロの値をとり、格差が拡大しているほど大きな値をとる。この対数分散も、その社会を構成する各グループの属性に応じて分解することができる。すなわち、各年齢階層における対数分散を lv_j とすると、

$$LV = \sum_j \alpha_j lv_j + \left[\sum_j \alpha_j (\overline{\ln y_j})^2 - \left(\sum_j \alpha_j \overline{\ln y_j} \right)^2 \right]$$

となる ($\overline{\ln y_j}$ は、第 *j* 階層に所属する世帯の所得の対数値の平均)。右辺第 1 項が年齢階層内の格差、第 2 項が年齢階層間の格差を示す。この対数分散も、平均対数偏差と同様に、2 時点間における所得格差の要因分解、そして、同一時点における再分配政策の効果を客観的に推計できる⁴⁾。

本稿ではさらに、参考のためにアトキンソン指数も計算する。まず、各家計の効用関数が相対的危険回避度一定 (*CRRA*) であるとし、社会的厚生関数 *W* を

$$W = \frac{1}{n} \sum_k \frac{y_k^{1-\varepsilon} - 1}{1-\varepsilon}, \quad \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1; \quad W = \frac{1}{n} \sum_k \ln y_k, \quad \varepsilon = 1$$

と定義する。ここで、もともと所得変動のリスクを回避したい度合いを示すラメータ ε は、所得の不平等を回避したい度合いを示すものと読み替えることができる。その値が大きい

ほど、分析者は所得の不平等を回避したいと判断していることになる。そこで、アトキンソン指数 AI は、

$$[(1-AI)\bar{y}]^{-\varepsilon} = \frac{1}{n} \sum_k y_k^{1-\varepsilon}, \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1; \ln[(1-AI)\bar{y}] = \frac{1}{n} \sum_k \ln y_k, \varepsilon = 1$$

として計算される。この意味は次のように説明できる。まず、現実の所得分配に対応する社会的厚生水準を、完全平等の所得分配で再現しようとするれば、各世帯にどれだけの所得を分配すればよいかを計算する。そして、その値が全世帯の平均所得をどの程度下回るかをアトキンソン指数として逆算し、不平等な所得分配によって発生した社会的な損失（等価変分）を平均所得に対する比率で評価するわけである。

したがって、アトキンソン指数は、

$$AI = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum_k \left(\frac{y_k}{\bar{y}} \right)^{1-\varepsilon} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \varepsilon \geq 0, \varepsilon \neq 1; AI = 1 - \exp \left[\frac{1}{n} \sum_k \ln \left(\frac{y_k}{\bar{y}} \right) \right], \varepsilon = 1$$

として算出される。特に、前述の平均対数偏差は、対数型の効用関数（ $\varepsilon=1$ ）を想定したものであり、

$$AI = 1 - \exp(-MLD)$$

という式で、アトキンソン指数と関連づけることができる。

Ⅲ. データと試算結果

1. データ

本稿の分析のベースとなる所得は、『所得再分配調査』の1990年調査及び1999年調査で集計される、1989年、1998年における世帯ベースの当初所得と再分配所得である。このうち、当初所得は、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得、家賃・地代、利子・配当金、雑収入及び私的給付（仕送り、企業年金、生命保険金、損害保険金などの合計額）の合計額として定義される。また、再分配所得は、この当初所得に社会保障給付（公的年金・生活保護などと医療の現物給付）を加え、税金と社会保険料（社会保険料）を差し引いたものである。

このような形で定義される当初所得、再分配所得については、たとえば大竹(2003)が指摘しているように、所得格差を分析する上で問題がないわけではない。所得格差の度合いを

各種の計数で示す場合も、これら以外の定義の所得に基づくと、結果が大きく異なることが知られている。しかし、税制・社会保障制度の再分配効果を明示的に評価するために、本稿では当初所得と再分配所得を分析の対象とする。

ただし、分析に当たっては、松浦(2002)の指摘にしたがって、世帯主の職業等と所得・収入の回答との整合性に疑義のある家計を対象から外すことにした。具体的には、

- ① 世帯主が職業ありと答えているにもかかわらず、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得、内職所得がすべてゼロとなっている家計、
- ② 世帯主が雇用者と答えているにもかかわらず、雇用者所得がゼロとなっている家計、
- ③ 世帯主が自営業者と答えているにもかかわらず、事業所得がゼロとなっている家計、
- ④ 年金を受給していると答えているにもかかわらず、年金収入がゼロとなっている家計、
- ⑤ 可処分所得が負またはゼロとなっている家計、

の 5 種類の家計（一部重複）を排除する。さらに、サンプル数がそもそも比較的少なく、上述のような家計の比率も高い、世帯主が 25 歳未満及び 75 歳以上の家計も排除する。その結果、サンプル数は、1989 年が 6,912 世帯、1998 年が 6,058 世帯となる（元のサンプルは、1989 年が 7,991 世帯、1998 年が 8,856 世帯）。

以上に加えて、次の 2 点を考慮する。第 1 に、前節で説明した平均対数偏差、対数分散、あるいはアトキンソン指数を計算する場合、所得がゼロの世帯をどう処理するかという問題がある。大竹・齊藤(1999)のように、そうした世帯をサンプルから外すというのも一つの方法である。しかし、所得格差の様相やその変化を分析する上で問題がないとは言えない。西崎・山田・安藤（1998）は、所得が平均所得の 1% 値に満たない世帯については、その所得を平均所得の 1% 値に置き換えるという処理を行っているが、それでもバイアスが残る。そこで本稿では、所得ゼロの世帯の所得は 1 円とみなすことにした（対数値はゼロとなる）。ただし、この処理は上記①—⑤によるサンプル・スクリーニングを経た世帯を対象として行い、サンプル全体の 6% 弱がその影響を受けることになる。

第 2 に、世帯ベースで所得を把握する場合、世帯人員の違いをどう処理するかという問題がある。本稿では、所得格差の分析でしばしば行われているように、世帯人員の平方根で世帯所得を除し、それを等価所得として分析する。ただし、そうした調整をしない原数値による計算結果も併せて示すことにする。

2 所得格差の変化とその要因分解

それでは、1989年と1998年の間に、所得格差がどのように変化したかを概観してみよう。ただし、年齢階層は5歳刻み（25-29歳、30-34歳、...、70-74歳）で処理する。

まず、表1は、所得格差の変化の様子を、平均対数偏差と対数分散によって要約したものである。所得については、いずれも原数値ベースと、等価所得ベースの両方を示している。等価所得ベースに注目すると、次の2点を指摘できる。第1に、平均対数偏差と対数分散のいずれにおいても、当初所得で見ると1990年代を通して所得格差が拡大したことが確認される。等価所得・当初所得の場合、平均対数偏差は26.7%、対数分散も34.5%上昇している。ただし、再分配所得で見ると格差拡大の傾向はそれほど明確でなく、対数分散はむしろ若干低下している。

第2に、当初所得の格差拡大の要因分解を前節で説明したような手法で行うと、年齢別人口効果はかなり大きいことが分かる。等価所得の場合、平均対数偏差で見ると79.1%が年齢別人口効果によって説明される。その一方で、年齢階層内効果で説明できる部分はわずかであり、年齢階層間効果はむしろ全体の格差縮小に寄与している。対数分散で見ると、年齢階層間効果は格差拡大の方向に働いているが、それでも年齢別人口効果が格差拡大の67.8%を説明している。

表2は、参考のためにアトキンソン指数の変化を示したものである。ここでは、所得格差の回避度を示すパラメータ ϵ として、しばしば用いられる0.5と想定した場合（上段）と、平均対数偏差と関連づけることができる1と想定した場合（下段。平均対数偏差の計算と対応）に分けて計算結果を示している。ここでも、アトキンソン指数が上昇しており、1990年代を通して格差が拡大したことが確認される。

以上の点は先行研究の結果と整合的であるが、マクロ的な格差拡大の背景を年齢階層別の変化に注目して推察してみよう。表3は、1989年から1998年にかけての変化を年齢階層ごとに整理したものである。この表からまず分かるように、世帯主が60歳以上の世帯の全体に占める比率は、1989年の23%から1998年には30%に高まっている。所得格差拡大のかなりの部分が年齢別人口効果で説明できる背景には、こうした事情がある。

さらに、この表からは、若年層の経済状況について次の2点も分かる。第1に、若年層の所得が相対的に低下しているという傾向は見られない。実際、当初所得・等価所得ベースで見ると、40-59歳の壮年層の平均所得を100としたときの25-39年層の平均所得は、1989年の75.6から1998年には77.4へと幾分高まっている。しかし、若年層の所得環境が失業増加やフリーター化によって悪化しているという見方も有力である。最近では若年

層が親と同居する傾向も高まっており⁵⁾、本稿のように世帯主の年齢に注目した世帯ベースの分析では、若年層の所得状況の変化を十分把握できていないと考えられる。第2に、若年層内部における格差拡大が注目される。当初所得・等価所得ベースで見ると、25-39歳層の平均対数偏差は1989年の0.127から1998年には0.171へと34%上昇している。40-59歳ではこの値がむしろ低下し、60-74歳での上昇も7.2%にとどまっていることを考えれば、若年層の格差拡大は今後注視すべきポイントと言える。

3. 再分配政策の効果

それでは、税・社会保障など再分配政策が実施された後の再分配所得に目を移そう。表1及び表2で示したように、再分配所得の格差は1990年代を通じて目だって拡大していない。再分配政策が、格差拡大の是正に貢献したことがここから推察される。

表4は、そうした再分配政策の効果を、1989年と1998年の各年において、年齢階層内効果と年齢階層間効果に分解した結果を示したものである。いずれの時点でも、再分配政策のかなりの部分は世代内格差の是正に貢献しているが、2時点を比較すると、年齢階層内より年齢階層間の格差是正のウェイトが幾分高まっていることが分かる。たとえば、等価所得ベースで平均対数偏差を見ると、当初所得から再分配所得へのその値の縮小のうち、年齢階層間効果の占める比率は、1989年の5.4%から1998年には9.8%に高まっている。同様の傾向は、対数分散についても確認できる。

再分配政策の役割が、年齢階層内より年齢階層間の格差縮小にそのウェイトを高めつつあるという傾向——それは1980年代を分析対象とした大竹・齊藤（1999）でも確認された点でもある——には、やむを得ない面もある。とりわけ現行の社会保障制度は、若年層から高齢層への所得移転をかなりの程度伴うため、人口高齢化が進むと年齢間での再分配効果を自ら強めることになるからである。

ただし、再分配政策の効果を、このように年齢階層内効果と年齢階層間効果という形で二分することは、幾分ミスリーディングでもある。現行の再分配政策の年齢階層内効果は、若年層・壮年層それぞれの内部における所得格差の是正より、高齢層内部の所得格差の是正という側面を強く持っている。実際、再分配政策の効果を年齢階層別に見た表5を見ると、1998年では再分配政策によって平均対数偏差は0.486縮小し、そのうち年齢階層内効果は0.438を説明するが、60-75歳層での格差縮小効果の寄与度は0.396に達している。こうした高齢層内部における格差是正は、世代間の所得移転にもたらされた面が大きい。

表 5 の下段からも分かるように、公的年金を中心とする若年層からの所得移転によって高齢層の所得が平均的に上昇し、それによって高齢層内部の格差が相対的に縮小するからである。したがって、現行の再分配政策に年齢階層内の格差を縮小する効果があるとしても、そのかなりの部分は実質的に年齢階層間の所得移転によってもたらされたものと言える。

IV まとめ

本稿では、『所得再分配調査』の個票に基づき、1990年代における所得格差の1990年代における所得格差の変化やその背景を概観した。得られた主要な結論は、以下の通りである。まず、1990年代における所得格差の動向については、先行研究の分析結果と同様に、格差の拡大傾向が見られること、そしてその格差拡大のかなりの部分が人口高齢化によって説明できることが確認された。ただし、若年層で格差がかなり拡大しており、今後の動向を注視する必要がある。また、税制・社会保障制度を再分配政策としてまとめて見た場合、年齢階層間での再分配効果の比重がやや高まっていることが分かる。この背景にも人口高齢化が働いているが、年齢階層内の再分配効果についても、それが顕著な形で発揮されるのは高齢層においてであるという点に注目すべきである。

なお、次のような点が今後の研究課題として残っている。まず、1980年代と1990年代において、格差拡大やその要因がどのように異なっているかをチェックすることが、すぐに思いつくテーマとして挙げられる。また、本稿の分析対象となっているのは年間所得であるが、格差拡大の変化やその要因を分析するためには、本来なら生涯所得に注目しなければならない。Oshio (forthcoming)は、生涯所得に注目して公的年金の世代内再分配効果を『所得再分配調査』に基づいて大雑把に試算しているが、日本ではパネル・データが利用可能でないため実証分析はかなり難しい。大竹・齊藤(1996)やOhtake and Saito(1998)は生涯所得格差を代理するものとして消費格差に注目しているが、参考にすべき分析手法と言える。それ以外の方法として、各時点のクロスセクションデータをつなぎ合わせ、擬似パネル・データを作成することにより、生涯所得ベースの所得格差の変化や再分配政策のあり方を検討することも考えられる。

注

- 1)この点は、対象期間を1994年までとしている西崎・山田・安藤（1998）でも指摘されているところである。
- 2) 同白書はさらに、単身世帯や核家族世帯など世帯構造を1996年調査時点で固定してジニ係数を計算し直すことにより、格差拡大の約7割が世帯構造の変化によって説明できると指摘している。
- 3) 以上の手法については、対数分散の場合について説明した大竹・齊藤（1999）参照。
- 4) 対数分散とよく似た発想に基づく、所得格差を示す指標として平方変動係数（SCV: Squared Coefficient of Variation）がある。ただし、平方変動係数は、所得格差を世帯属性よりもむしろ所得源泉に注目して要因分解するのに適している。
- 5) 実際、年齢を1歳刻みなし5歳刻みで同様のグラフを描くと、世帯主が30歳代前半から40歳代前半の世帯のウェイトが大きく低下していることが確認できる。これは、人口高齢化だけでなく、比較的若年の世代における世帯構造の変化が、所得格差の変化に影響している可能性を示唆するものである。

参考文献

- 岩本康志（2000）「ライフサイクルから見た不平等度」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会，pp.75-94.
- 大竹文雄（1994）「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済学』第45巻第5号，pp.385-402.
- _____（2003）「所得格差の拡大はあったのか」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著『日本の所得格差と社会階層』日本評論社，pp.3-19.
- _____・齊藤 誠（1996）「人口高齢化と消費の不平等度」『日本経済研究』第33号，pp.11-35.
- _____・_____（1999）「所得格差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』第35巻第1号，pp. 65-75.
- 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』第38巻第3号, pp. 199-211.

_____ (2003) 「劣化する若年と自営業の所得構造」 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編
著『日本の所得格差と社会階層』日本評論社, pp.145-168.

厚生労働省 (2002) 『厚生労働白書』(2002年版).

西崎文平・山田 泰・安藤栄祐 (1998) 『日本の所得格差』経済企画庁経済研究所.

橘木俊詔 (1998) 『日本の経済格差』岩波書店.

舟岡史雄 (1999) 「日本の所得格差についての検討」『経済研究』第52巻第2号, pp.117-131.

松浦克己 (2002) 「日本における分配問題の概観」宮島 洋・連合総合生活開発研究所編著『日
本の所得分配と格差』東洋経済新報社, pp.25-48.

Ohtake, F. and M. Saito (1998), "Population aging and consumption inequality in Japan,"
The Review of Income and Wealth, Ser.44, No.3, pp.361-381.

Oshio, T. (forthcoming), "Social security and intragenerational redistribution of lifetime
income in Japan," *The Japanese Economic Review*.

表1 所得格差の変化とその要因分解(1989年→1998年)

平均対数偏差		1989年 (A)	1998年 (B)	不等の変化幅 (C)=(B)-(A)	年齢階層内効果 [% of (C)]	年齢階層間効果 [% of (C)]	年齢別人口効果 [% of (C)]
当初所得	原数値	0.258	0.320	0.063 (変化率:24.3%)	-0.002 [-3.0%]	-0.010 [-15.8%]	0.055 [87.3%]
	等価所得	0.235	0.298	0.063 (変化率:26.7%)	0.002 [3.6%]	-0.007 [-10.4%]	0.050 [79.1%]
再分配所得	原数値	0.102	0.104	0.002 (変化率:2.3%)	-0.004	-0.003	0.010
	等価所得	0.084	0.087	0.003 (変化率:3.8%)	0.000	0.002	0.004

対数分散		1989年 (A)	1998年 (B)	不等の変化幅 (C)=(B)-(A)	年齢階層内効果 [% of (C)]	年齢階層間効果 [% of (C)]	年齢別人口効果 [% of (C)]
当初所得	原数値	0.532	0.696	0.164 (変化率:30.9%)	-0.002 [-1.2%]	0.030 [18.0%]	0.123 [75.0%]
	等価所得	0.469	0.630	0.162 (変化率:34.5%)	0.007 [4.6%]	0.030 [18.3%]	0.110 [67.8%]
再分配所得	原数値	0.108	0.100	-0.008 (変化率:-7.2%)	-0.012	0.000	0.008
	等価所得	0.086	0.082	-0.005 (変化率:-5.6%)	-0.007	0.000	0.004

(注): 等価所得ベースにおける不平等度の寄与率分解は、変化幅が小さいので表示していない。

表2 アトキンソン指数の変化(1989年→1998年)

	1989年		1998年		不平等の変化幅 (C)=(B)-(A)
	(A)	(B)	(A)	(B)	
当初所得	原数値	22.7	27.4	4.7	
	等価所得	21.0	25.8	4.8	
再分配所得	原数値	9.7	9.9	0.2	
	等価所得	8.1	8.4	0.3	

ε=1の場合

	1989年		1998年		不平等の変化幅 (C)=(B)-(A)
	(A)	(B)	(A)	(B)	
当初所得	原数値	17.0	19.5	2.5	
	等価所得	16.1	18.6	2.6	
再分配所得	原数値	10.4	10.5	0.1	
	等価所得	8.9	9.4	0.5	

ε=0.5の場合

表3 年齢階層別に見た所得状況の変化

	世帯主の年齢		
	25-39歳	40-59歳	60-74歳
世帯構成比(%)			
1989年	24.5	52.5	23.0
1998年	23.2	46.8	30.0
当初所得の相対比(40-59歳=100, 等価所得ベース)			
1989年	75.6	100.0	63.2
1998年	77.4	100.0	54.3
所得格差(平均対数偏差、等価所得ベース)			
1989年	0.055	0.116	0.666
1998年	0.074	0.112	0.714
[1989年→98年の変化率]	[34.0%]	[-3.6%]	[7.2%]

表4 再分配政策の寄与度分解

平均対数偏差		当初所得 (D)	再分配所得 (E)	不平等の変化幅 (F)=(E)-(D)	年齢階層内効果 [% of (F)]	年齢階層間効果 [% of (F)]
原数値	1989年	0.258	0.102	-0.156	-0.147 [94.7%]	-0.008 [5.3%]
	1998年	0.320	0.104	-0.216	-0.197 [91.3%]	-0.019 [8.7%]
等価所得	1989年	0.235	0.084	-0.151	-0.143 [94.6%]	-0.008 [5.4%]
	1998年	0.298	0.087	-0.211	-0.190 [90.2%]	-0.021 [9.8%]
対数分散						
原数値	1989年	0.5318	0.1081	-0.424	-0.297 [70.1%]	-0.127 [29.9%]
	1998年	0.6962	0.1003	-0.596	-0.393 [65.9%]	-0.203 [34.1%]
等価所得	1989年	0.4688	0.0864	-0.382	-0.272 [71.1%]	-0.111 [28.9%]
	1998年	0.6304	0.0815	-0.549	-0.365 [66.5%]	-0.184 [33.5%]

表5 再分配政策の年齢階層別効果（1998年、等価所得ベース）

平均対数偏差の変化幅(当初所得→再分配所得)			
世帯主の年齢	不平等の変化幅	年齢階層内効果	年齢階層間効果
25-39歳	0.010	-0.003	0.013
40-59歳	0.009	-0.015	0.024
60-74歳	-0.230	-0.172	-0.058
全体	-0.211	-0.190	-0.021

参考: 平均所得(万円)

世帯主の年齢	当初所得	再分配所得
25-39歳	359	320
40-59歳	464	419
60-74歳	252	375
全体	376	383

Income inequality and redistribution policies in Japan during the 1980s and 1990s*

– Can population aging entirely explain widening inequality? –

Takashi Oshio**

Graduate School of Economics, Kobe University

Abstract

We overview the long-term trend of income inequality and the effects of redistribution policies during the 1980s and 1990s in Japan. We confirm the following facts. First, Japan is a relatively uneven society on an annual income basis and the pace of widening inequality has been faster than in many other countries. Second, while widening inequality during the past two decades was largely attributable to population aging, within-age inequality has also been widening and younger cohorts tend to face wider inequality. Third, income redistribution has been concentrated heavily on between-age redistribution, while within-age income redistribution has been quite limited.

JEL classification: D31, D63

Key words: Japan, income inequality, income redistribution.

* The original version of this paper was presented to the Workshop on the Role of Social Security in the Era of Changing Family Structure and Working Style with Special Reference on Income Distribution, organized by the National Institute of Population and Social Security in January, 2005. We are grateful to Richard V. Burkhauser, Jan Nelissen, Eiji Tajika, Tetsuo Fukawa, and Akiko S. Oishi for helpful comments and discussions. The data used in the paper were made available to the author by the Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan, the notice number No.0826001 dated 26th August 2004.

** Correspondence to: Takashi Oshio, Kobe University, 2-1 Rokkodai-cho, Nada-ku, Kobe, Hyogo 657-8501, Tel and fax: +81-78-657-8501, E-mail: oshio@econ.kobe-u.ac.jp.

1. Introduction

Income inequality has kept widening in Japan during the 1980s and 1990s, when the country faced both the “bubble” expansion and the subsequent long recession. According to the Survey on Income Redistribution (SIR) conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW), the Gini coefficient of pre-tax and pre-transfer (not equivalized) income rose to 0.419 in 2001 from 0.349 in 1980. It is often argued that the SIR tends to indicate a higher inequality than other household surveys, but the uptrend of inequality is commonly observed in most surveys over the past few decades as reported by Ohtake (2003). Some researchers suspect that Japan is now among the countries in which income is most unevenly distributed. Unfortunately, Japan does not participate in the Luxembourg Income Study (LIS), making it difficult to assess the degree of its uneven distribution from an international perspective. The MHLW (2004), however, tentatively compared Japan’s Gini coefficient in 1998 of equivalized (household size-adjusted) disposable income with those of Sweden, Germany, France, the United Kingdom and the United States, recognizing that income is distributed more evenly in Japan than in the latter two countries and less evenly than in the former three.

The widening trend in income inequality has stimulated debates among economists, sociologists as well as government officials in Japan as to whether the country is moving toward a more unequal and stratified society. Among others, Tachibanaki (1998) and Sato (2000) point out several warning signals of widening inequality in Japan from economic and sociological viewpoints, respectively. Partly inspired by their studies, many empirical analyses have focused on income distribution and its changes in recent years, since income inequality is of great concern for economic policies and social security schemes. Generally speaking, Japanese economists as well as government officials tend to be cautious in interpreting the recent trend observed from household surveys as an imminent warning signal of moving toward a more

uneven society. For example, Ohtake (1994) emphasized early on that widening income inequality during the 1980s was mostly attributable to population aging. He also found no significant change in within-age income inequality, even though it tended to widen as age increased. The impact of population aging has also been emphasized by other researchers including Ohtake and Saito (1996) (1999), Iwamoto (2000), and Shirahase (2002), whose analyses are based on different surveys on income and expenditures, including the SIR. Their studies covered the period over the 1980s or until the early 1990s, while Ohtake (2003) overviewed the trends in various data of income distribution from the past two decades. Along with those studies, the MHLW recently showed in its Annual Report (2003) that the recent rise in the Gini coefficient (not household size-adjusted) can be explained almost entirely by population aging and smaller household sizes.

This paper extends the literature by examining the longer-term trend in income inequality covering most of the 1980s and 1990s, based on the micro data from the SIR which was conducted every three years from 1981 to 1999. To be more specific, we first aim to investigate how and why Japan has experienced widening income inequality during the past two decades, in particular by estimating the impact of population aging as well as changes in between-age and within-age inequalities. For this purpose, we examine a variety of inequality measures based on household size-adjusted income data, making the estimation results robust and reliable. In addition, we investigate whether there has been any cohort effect on widening income inequality using the synthetic panel data, following the analyses of Ohtake and Saito (1996) and Iwamoto (2000). In doing these analyses, we adjust the income data according to the LIS standard as much as possible and compare income inequality and its changes with those of other countries.

Then, we aim to assess the extent to which taxation and social security policies succeeded in redistributing income among households. Population aging is expected to automatically raise the degree of income transfer from the young to the elderly through pay-as-you-go (PAYG)-type

public pension schemes as well as medical and long-term nursing care. Within-age income redistribution, however, is also important as far as equity within the cohort is concerned. Our methodology is basically the same as applied by Ohtake and Saito (1999) and Oshio (2004), which is to decompose income redistribution into between- and within-age effects. We point out in this paper, however, that the within-age redistribution among the elderly tends to be overestimated: income transfer from the young tends to raise mean income of the elderly and thus reduce the value of within-age inequality measures regardless of within-age income redistribution among the elderly. We try to get rid of this bias and present a more precise assessment of redistributive impact of the current policies.

The three main conclusions are as follows. First, we confirm that income distribution in Japan – based on the micro data from the SIR and assessed by the Gini coefficient and Atkinson indices for equivalized disposable income – is more unequal than average among the LIS countries, at least on an annual income basis. We also observe that the pace of widening of the inequality has been relatively fast in Japan compared to the LIS member countries. While international comparisons depend heavily on the survey employed, these results suggest that we should be cautious in accepting any argument that Japan remains to be a relatively even society.

Second, in line with the preceding surveys, we look at several measures of income inequality to show that widening inequality during the past two decades was largely attributable to population aging. We find, however, that within-age inequality has also been widening. Also, using the synthetic panel data constructed from the cross-section SIR data for seven survey years, we recognize that the younger cohorts face wider income inequality of equivalized disposable income. These facts suggest that widening income inequality should be taken more seriously than before, even though most of it is attributable to population aging.

Third, we show that distribution policies have concentrated heavily on the between-age effect, which accounted for about nine-tenths of a reduction in income inequality from initial

income to disposable income. In addition, both the absolute and relative magnitudes of between-age redistribution have been growing during the past two decades given an aging population. On the other hand, within-age income redistribution has been quite limited in general, and it worked rather *regressively* among the elderly in the latest survey year, if the impact of income transfer from the young is excluded. Together with the second result, this implies the need for enhancing progressivity of redistribution policies given an increasing share of the elderly in the context of population aging and the uptrend in income inequality within the younger cohort.

The remainder of the paper is constructed as follows. Section 1 briefly describes the features of the SIR, on which our empirical analysis is based. Section 2 explains the methodology by which we assess income inequality and decompose its changes. Section 3 summarizes the trends in income inequalities during the past two decades and examines the extent to which population aging can explain a widening of income inequality. Section 4 assesses the redistributive impact of taxation and social security on income redistribution. Finally, Section 5 summarizes the estimation results and their policy implications.

2. Data and inequality measures

2-1. Data

Our empirical analysis is based on the micro data from the Survey on Income Redistribution (SIR), which is conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW) every three years. Unlike other household surveys, this survey primarily aims at measuring income distribution and the effects of redistribution policies. As emphasized by Mizoguchi and Takayama (1984) and Tachibanaki and Yagi (1994), the SIR is one of the most suitable household surveys for analysis of income distribution given its wide coverage and reliability of

reported income. We use the micro data from seven SIRs, from 1981 to 1999; however, information about income reported in each survey is from the previous year. We focus on the household data, sample sizes of which are in the range between 7,165 (in 1983) and 8,856 (in 1989).

Our main focus is on the two income variables: “initial” (*tosho*; pre-tax and pre-transfer) income and “disposable” (*saibunpai*; post-tax and post-transfer) income, both of which are headline indexes reported in the SIR. Initial income is defined as the sum of salaries, self-employed income, farm income, dividends, interests, rents, and private transfer receipts. Disposable income is calculated as the initial income *minus* income/property taxes and social security contributions, *plus* social security benefits. Social security benefits include not only in-cash benefits (such as public pension and unemployment benefits) but also in-kind benefits (such as medical and nursing care), the cash value of which is derived from the services reported to be received by the household. Taxes include state/local income, property and automobile taxes, but not consumption tax. We believe that disposable income defined that way is almost comparable to the one defined in the LIS. Unfortunately, the SIR does not provide any information about consumption expenditures¹ or longitudinal information, limiting our analysis purely to income.

In the empirical analysis, we apply the internationally standardized approach to make our estimation results as internationally (and intertemporally) comparable as possible. First, we control for differences of household size, i.e., the number of people living in a household. While there is no single universally-agreed measure for size-adjusted income to reflect economies of scale, we adopt the commonly-used formula of dividing household income by the square root of the number of household members (Buhmann *et al.*, 1998). Second, following Gottesshalk and

¹ Ohtake and Saito (1998) and Iwamoto (2000) focused on consumption inequality rather than income inequality, following Deaton and Paxson (1994).

Smeeding (1997) and the LIS method, we bottom-code the equivalized disposable income at one percent of equivalized mean income and top-code at ten times the median of non-equivalized income. We bottom-code and top-code initial income in the same way.

However, we have to bear in mind the well-established argument that the SIR tends to indicate higher income inequality, especially on an initial income basis, compared to other household surveys in Japan¹. One plausible reason of the upward bias is that, unlike other surveys, the SIR includes retirement lump-sum allowances (*taishoku-kin*) in the initial income. Retirement lump-sum allowances differ substantially from employee to employee and are not paid to self-employed workers. Those allowances likely add to income inequality among the elderly, especially those aged around 60, which is the common retirement age in Japan. In this paper, we do not adjust for it, since we believe that retirement lump-sum allowances are one of the most important factors that actually affect income distribution among the elderly. The second reason is that the SIR does not include pension benefits in initial income, presumably raising income inequality on an initial income basis compared to some surveys that include them in initial income. We do not need to worry about this criticism since we focus on disposable income as well as initial income, and we aim to discuss the impact of redistribution policies, including public pensions. Another likely factor to raise income inequality in the SIR is that the Survey includes single-person households whose income levels are generally lower than those of households of two or more members, while other surveys do not cover single-person households or cover only a limited portion of them. We include single-person households in our analysis adjusting for household size, because we believe that by doing so a more precise and comprehensive picture of income distribution for the overall society can be obtained.

Finally, we conduct some “data cleaning” to make estimation results relevant. Following

¹ Funaoka (1999) and Umetani (2000) compared several household surveys on income and expenditures from a viewpoint of Gini coefficients, and pointed an upward bias of income inequality in the SIR.