

## **Acknowledgments**

This research was supported by a 2002 grant from the Ministry of Science and Education represented by Dr. Fumio Hayashi (12124207). We are also grateful for the assistance of Mr. Kunio Tsuyuhara, a graduate student at the UBC. All remaining errors are ours.

## **Footnotes**

- 1) The figures for other OECD countries are from Van Doorslaer et al. (2001). They represent utilization as total visits to a physician and incorporate regional information.
- 2) The eight OECD countries are from Van Doorslaer et al. (2000) in the case of inequity adjusted by age, sex, SAH, and a dummy for chronic illness. For purposes of comparison, we adopt estimated inequity without regional dummies.

## References

- [1] Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., 1992. Equity in the delivery of health care: some international comparisons, *Journal of Health Economics* 11, 389-411.
- [2] Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. et al., 1997. Income-related inequalities in health: some international comparisons, *Journal of Health Economics* 16, 93-112.
- [3] Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., et al., 2000. Equity in the delivery of health care in Europe and the US, *Journal of Health Economics* 19, 553-583.
- [4] Van Doorslaer, E., Koolman, X., Puffer, F., 2001. Equity in the use of physician visits in OECD countries: has equal treatment for equal need been achieved?, Equity II project, Working Paper No. 3.
- [5] Kakwani, N., Wagstaff, A., Van Doorslaer, E., 1997. Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation and statistical inference, *Journal of Econometrics* 77, 87-103.
- [6] Ohkusa. Y., Honda, C, 2003a. Horizontal inequity in health care utilization in Japan, *Health Care Management Science*, 6, 189-196.
- [7] Ohkusa. Y., Honda, C., 2003b. Horizontal Inequity in Health Care Utilization in Japan: Comparisons with OECD Countries using an Original Survey, manuscript
- [8] Shigeno, Y., 2000. The demand for private health insurance and public health insurance (in Japanese), *Quarterly Journal of Social Security Research* 36, 378-390.

- [9] Urbanos-Garrido, R. M. 2001. Explaining inequality in the use of public health care services: evidence from Spain, *Health Care Management Science* 4, 143-157.
- [10] Wagstaff, A., Van Doorslaer, E., Paci, P., 1989. Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons, *Oxford Review of Economic Policy* 5, 89-112.
- [11] Wagstaff, A., Paci, P., Van Doorslaer, E., 1991. On the measurement of inequalities in health, *Social Science and Medicine* 33, 545-557.
- [12] Wagstaff, A., Van Doorslaer, E., 1993. Equity in the delivery of health care: methods and findings, in: E. Van Doorslaer, A. Wagstaff and F. Rutten, (Eds.), *Equity in the Finance and Delivery of Health Care: An International Perspective*, Oxford University Press, Oxford.
- [13] Wagstaff, A., Van Doorslaer, E., 1994. Measuring inequalities in health in the presence of multiple-category morbidity indicators, *Health Economics* 3, 281-291.
- [14] Wagstaff, A., Van Doorslaer, E., 2000. Measuring and testing for inequalities in the delivery of health care, *Journal of Human Resources*, 716-733.

Table1: Summary Statistics

	Average	Standard	Minimum	Maximum
Outpatient				
Yes/No	.7439265	.4365346	0	1
Number	10.42587	21.04485	0	240
Inpatient <sup>a</sup>				
Yes/No	.0574524	.2327432	0	1
Days	2.15856	18.20843	0	365
Inpatient <sup>b</sup>				
Yes/No	.4794694	.4997362	0	1
Days	21.66077	59.74993	0	1200
OPP	62155.3	108338.7	652.1186	1096728
Adjusted Income	319.4429	175.1763	0	2500
Chronic disease	.0029547	.0542857	0	1
SAH				
Excellent	.1404	.1207	0	1
Good	.2608985	.4391978	0	1
Fair	.4805324	.499704	0	1
Poor	.1001664	.3002717	0	1
Very Poor	.01797	.1328646	0	1
Age class				
35-44	.2166776	.4120487	0	1
45-64	.3260013	.4688247	0	1
65-74	.0577807	.2333666	0	1
75-	.0541694	.2263888	0	1
Female	.5330266	.49899	0	1
Age class in female				
35-44	.1041735	.3055357	0	1
45-64	.165626	.3718057	0	1
65-74	.0276043	.1638632	0	1
75-	.0364772	.187505	0	1

Note: "Inpatient<sup>a</sup>" indicates utilization of inpatient services when the reference duration is the previous year and "Inpatient<sup>b</sup>" indicates utilization of inpatient services when the reference duration is the lifetime until the survey year.

Table 2: Estimation Results for Needs

	Outpatient Yes/No	Outpatient Number	Inpatient <sup>a</sup> Yes/No	Inpatient <sup>a</sup> Days
Chronic disease	-1.045501 *	-.2067976	-7.284971	
SAH				
Good	.2249545 *	.0529394	.1744287	.0460832
Fair	.4127749 ***	.2639287 ***	.1576405	-.3586596
Poor	.9521107 ***	.7134136 ***	.9689101 ***	.8027589 **
Very Poor	.7666047 **	1.144656 ***	1.917009 ***	1.976788 ***
Age class				
35-44	.060803	.0046188	-.1067994	-.7429157 **
45-64	.1377472	.2943616 ***	.1081444	-.4674477
65-74	.62589 ***	.6513819 ***	.579962 **	-.1304366
75-	.7410975 **	.8443223 ***	.6625701 **	.2316605
Female	.3012328 ***	.1603277 **	.1960088	-1.271226 ***
Age class in female				
35-44	-.1273943	.1053174	.0281784	1.137019 ***
45-64	-.0719006	.036728	-.2641426	1.339137 ***
65-74	-.1992257	.268076 **	-.5192896	1.815664 ***
75-	.1466648	.1225138	-.0392491	.9183236 **
year dummy	-.1683252 *	-.0845568 **	.2595098 **	
constant	.4662105 ***	.1183388	-2.576085 ***	4.721294 ***
Sample size	3003	2252	3003	110
No. of households	1100	1007	1100	95
log likelihood	-1538.6975	-7722.81	-577.38673	-428.42406
p-value for Wald test	□0.0001	□0.0001	□0.0001	□0.0001

(continue)

	Inpatient <sup>b</sup> Yes/No	Inpatient <sup>b</sup> Days	OPP
Chronic disease	-.0061803	-.1769932	-.7762752 *
SAH			
Good	.2374815 **	.0142394	-.0170967
Fair	.4218254 ***	-.0603613	.1687189 **
Poor	.9066628 ***	.4318681 ***	.6207846 ***
Very Poor	1.50387 ***	1.039713 ***	1.055295 ***
Age class			
35-44	.0266897	-.0476653	-.0404152
45-64	.3509446 ***	.1987412 *	.082979
65-74	1.025813 ***	.0819955	.3327759 **
75-	1.136715 ***	.7517713 ***	-.0605596
Female	-.0471593	-.1521425	-.0702421
Age class in female			
35-44	.3058874 **	.3846519 **	.0931229
45-64	.2742656 **	.1867501	.0443513
65-74	-.4427922 *	.5262953 ***	-.135499
75-	-.2268846	.3458703 *	.2762056
year dummy	.5078101 ***		.1382997 ***
constant	-1.225269 ***	.2212076 *	9.925178 ***
Sample size	3003	755	2950
No. of households	1100	417	
log likelihood	-1819.9933	-3500.7883	0.0332 <sup>†</sup>
p-value for Wald test	□0.0001	□0.0001	□0.0001 <sup>‡</sup>

Note: The estimation method for need in the yes/no indicator of outpatient and inpatient is probit with random effects. For the number of outpatients or inpatient days, the method is negative binominal with random effects. For OPP, a heteroscedasticity-consistent linear model is used. <sup>†</sup> indicates  $\overline{R^2}$  and <sup>‡</sup> indicates the p-value for the F test. \*\*\* indicates significance at the 1% level, \*\* at the 5% level, and \* at the 10% level.

Table3: Distribution by Income Quantile

	Bottom 20%	20-40%	40-60%	60-80%	Top 20%
Actual					
Outpatient					
Yes/No	11.1	10.2	9.29	10.4	10.9
Number	.706	.753	.765	.717	.777
Inpatient <sup>a</sup>					
Yes/No	.044	.054	.064	.068	.055
Days	2.27	2.76	1.95	1.79	2.12
Inpatient <sup>b</sup>					
Yes/No	.438	.477	.487	.506	.493
Days	22.8	21.8	23.4	19.5	20.0
OPP	53410	57778	51650	66900	80577
Estimated					
Outpatient					
Yes/No	9.63	9.80	10.3	9.41	9.76
Number	.835	.827	.824	.825	.820
Inpatient <sup>a</sup>					
Yes/No	.038	.033	.039	.031	.027
Days	1.59	2.36	3.07	2.68	2.66
Inpatient <sup>b</sup>					
Yes/No	.482	.475	.466	.482	.479
Days	48.6	51.6	49.4	52.8	50.8
OPP	62957	61969	63052	61736	61391

Note:

Table4: Concentration Index

	Year	Index	<i>p</i> - value	95% Lower bound	95% Upper bound
without regional dummies					
Outpatient					
Yes/No	no	.0133001	0.036	.0008926	.0257075
	yes	.0128394	0.043	.0004304	.0252484
Number	no	-.0014481	0.950	-.0466945	.0437982
	yes	-.003452	0.881	-.0484953	.0415914
Inpatient <sup>a</sup>					
Yes/No	no	.0238123	0.561	-.0565128	.1041375
	yes	.0291438	0.478	-.0514387	.1097263
Days		-.026409	0.841	-.2842658	.2314479
Inpatient <sup>b</sup>					
Yes/No	no	.0207744	0.107	-.0045064	.0460552
	yes	.02566	0.042	.0009741	.050346
Days		-.0195206	0.584	-.0894058	.0503645
OPP	no	.073927	0.001	.0319765	.1158776
	yes	.0748255	0.000	.0328541	.116797
with regional dummies					
Outpatient					
Yes/No	no	.0191708	0.004	.0061655	.032176
	yes	.0188095	0.005	.005814	.0318049
Number	no	-.0158913	0.506	-.0627827	.0310002
	yes	-.015044	0.529	-.0619071	.0318191
Inpatient <sup>a</sup>					
Yes/No	no	.0199909	0.642	-.0643915	.1043734
	yes	.0181376	0.675	-.0665442	.1028194
Days		-.0117427	0.926	-.2583283	.2348428
Inpatient <sup>b</sup>					
Yes/No	no	.0321469	0.015	.0062303	.0580635
	yes	.0313325	0.018	.0054453	.0572196
Days		.0080052	0.818	-.0602076	.076218
OPP	no	.065327	0.002	.0234634	.1071906
	yes	.0659555	0.002	.0238636	.1080474

Note: "Year" indicates whether the estimated index takes year dummies into the estimation equation.



Table5: Kakwani Index

	Year	Index	<i>p</i> - value	95% Lower bound	95% Upper bound
without regional dummies					
Outpatient					
Yes/No	no	.0140893	0.024	.0018742	.0263043
	yes	.0141709	0.023	.0019533	.0263885
Number	no	.0011258	0.956	-.0393327	.0415844
	yes	.0002138	0.992	-.0400582	.0404858
Inpatient <sup>a</sup>					
Yes/No	no	.0807551	0.046	.0013508	.1601594
	yes	.0794159	0.051	-.0003121	.1591439
Days		-.1231977	0.182	-.304077	.0576816
Inpatient <sup>b</sup>					
Yes/No	no	.0287579	0.021	.0043901	.0531256
	yes	.0279234	0.025	.0035536	.0522932
Days		-.0232047	0.433	-.0811936	.0347842
OPP	no	-.0232047	0.433	-.0811936	.0347842
	yes	.0828898	0.000	.041062	.1247176
with regional dummies					
Outpatient					
Yes/No	no	.0201333	0.002	.0073386	.0329281
	yes	.0196416	0.003	.0068732	.03241
Number	no	-.009268	0.665	-.0512617	.0327258
	yes	-.0087318	0.683	-.0507228	.0332591
Inpatient <sup>a</sup>					
Yes/No	no	.0770748	0.074	-.0075017	.1616514
	yes	.0758128	0.079	-.0088642	.1604898
Days		-.0970992	0.279	-.2728992	.0787008
Inpatient <sup>b</sup>					
Yes/No	no	.0374557	0.004	.0118865	.0630249
	yes	.0373853	0.004	.0118218	.0629489
Days		-.0047643	0.868	-.061018	.0514893
OPP	no	.0739336	0.001	.0317866	.1160806
	yes	.0750902	0.001	.0327101	.1174704

6. 高齢期における所得格差の変化要因  
—1995—2001年の変化を中心に—

<分担研究者>

慶應義塾大学経済学部講師

山田 篤裕

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）  
「医療負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する研究」  
平成 15 年度報告書

高齢期における所得格差の変化要因  
—1995—2001 年の変化を中心に—<sup>1</sup>

慶應義塾大学 経済学部  
山田 篤裕

## 要約

先進諸国と比較した日本の所得格差の特徴は、就労世代内より引退世代内での所得格差が大きいことである。本稿では、この引退世代内の所得格差について、経済協力開発機構（OECD）で用いられている世帯規模を勘案した一人当たり調整済可処分所得を使い、MLD 分解ならびに SCV 分解という方法によって、1995 年～2001 年の間の所得格差・貧困率の変化を分析した。

その結果、①世帯種（無職世帯・有業世帯・単独・二人以上世帯）間の所得格差は縮まる一方で、世帯種の構成割合変化による格差や世帯種内での格差は広がりつつあり、また②所得構成全体に占める就労収入割合の減少により、主に就労収入から発生していた所得格差は小さくなりつつあるが、それに伴い税の再分配機能が漸減していることが明らかになった。③65 - 74 歳層については 1980 年代半ば以降順調に貧困率は低下しているが、75 歳以上については 1980 年代半ばとほぼ同水準である。

## 1. 研究目的

山田 [2002]では、1990 年代半ばにおける、日本の引退期所得格差の特徴が 3 点明らかになった。第一に、就労世代より引退世代の方が、所得格差が大きい。それは日本における引退期所得全体に占める就労収入比率の高さがもたらした結果である。第二に、1980 年代半ばから 90 年代半ばにかけて、世帯構成や所得構成の大きな変化にもかかわらず（就

---

<sup>1</sup> 本稿で用いた日本データは、平成 14～15 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）『医療費負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する研究』において行われた、厚生労働省「国民生活基礎調査」の再集計結果を引用・活用した。また、平成 11 年度構成科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）『活力ある豊かな高齢社会構築のための方策に関する研究』において行われた、厚生労働省「国民生活基礎調査」の再集計結果も引用・活用している。共同研究者からの再集計結果の再利用ご快諾、ならびに関係者のご協力なしには、本稿の研究はなかった事を理解し、厚く御礼申し上げる次第である。なお、本稿で表明される筆者の見解は、共同研究者および関係するいかなる組織の見解とも無関係であることを強調しておきたい。

労世代と比べた)引退世代内の所得格差は高止まりしたままであった。その理由は、世帯員数と就労者数で分類された世帯種「内」および世帯種「間」の所得格差縮小が、世帯構成の急激な変化(特に高齢無職世帯の増加)による所得格差拡大要因を相殺し、また就労収入比率の大幅な減少による所得格差縮小要因を就労収入自体の格差拡大要因が相殺していることによるものであった。第三に、日本の引退世代において過去10年間に社会保障資源の配分を最も手厚く受けたのは中間所得層のみであった。最も低い所得階層では、社会保障資源の配分割合自体はやや低下<sup>2</sup>している。

このような観察事実を踏まえ、本稿ではその後、どのような変化が生じたかについて明らかにする。具体的には、山田 [2002]の枠組を用い、1995年から2001年の二時点間を中心に高齢者の所得格差の変化要因および貧困・低所得層の動向について主に世帯種構成ならびに所得構成の変化から分析する。

## 2. 方法

### 1) データ

本報告書所収の金子ほか [2004]で分析されているものと同じ、再集計データを共同研究者らの同意の上、再利用している。再集計データは、国立社会保障・人口問題研究所において、厚生労働省実施「国民生活基礎調査」の1995年および2001年の個票データに基づくものである。より詳細な再集計方法については、金子ほか [2004]を参照されたい(註1も参照のこと)。また、筆者は1999-2001年までの間、経済協力開発機構(OECD)において *Ageing and Income* という報告書の執筆に携わっていた。国際比較データについては、そのバックグラウンドペーパーとしての位置づけである Yamada [2002]から引用している。

なお、本稿の位置づけと、金子ほか [2004]との位置づけであるが、本稿では、人口全体における引退世代の経済的地位/格差ではなく、引退世代内の経済的地位/格差について焦点を置いており、さらに国際比較データも同時に示していることである。

### 2) 「調整済個人化世帯所得」の概念

所得格差を国際比較分析するには、個人単位の所得概念および世帯単位の所得概念の両方を調和させる必要がある。理由は主に二つある。世帯主年齢で分類された世帯単位で分析を行うと、世帯主が高齢者でない世帯に属する高齢者は分析対象から外されてしまう。二つめの理由としては、長期的変化を観察する場合に、世帯単位に基づく指標では、世帯員数の変化による影響を受けるからである。

こうした世帯員数の相違や減少の影響を考慮し、データを国際比較可能なものとするために、再集計データでは OECD による「調整済個人化世帯所得 (adjusted individualised household income)」という所得概念を用いる。この所得概念では、個人単位での所得概念と世帯単位での所得概念とを調和させるために、等価尺度および世帯内の所得分配につ

<sup>2</sup> 社会移転の実質額は伸びている。OECD [2001] p.39。

いての2つの仮定をおいている。

第一の等価尺度に関する仮定は、二人暮らしの生活費は、一人暮らしの生活費の二倍より少なくしかかからないという、世帯にはたらく規模の経済性についての仮定である。日本の生活保護基準や、配偶者死亡時の年金給付額調整など、実際の行政においても、単身者の給付額は、有配偶者の給付額の2分の1よりも大きくなっており、規模の経済性を暗黙に仮定している。等価尺度を、どのように設定するかについては、さまざまな方法が考えられる<sup>3</sup>が、本研究では、OECDが現在採用している、世帯員数の平方根（0.5乗）分の1を等価尺度として採用する。たとえば、4人世帯で200単位の所得があったとすると、一人あたりの調整済個人化世帯所得は、 $200/4^{0.5}=100$ 単位となる。

第二の世帯内の所得分配についての仮定とは、全ての社会保障給付を含む、あらゆる種類の所得が世帯内において、等しく世帯の構成員間に配分されているというものである。しかし、たとえば、実際には主たる稼得者が強い交渉力を持っており、選択的に子どもの教育に対して、所得を重点的に配分しているかもしれない。あるいは、高齢者が、成人子ども世帯と同居している場合、実際には、その高齢者に対する年金給付が、成人子ども世帯と共有されていない可能性の方が高い。

このように、いくつかの留保があるが、本稿で用いた再集計データはこの2つの仮定において、世帯単位の所得概念と個人単位の世帯概念を調和させている。そして、本稿で「所得」という場合には、すべてこの「調整済個人化世帯所得」を指すものとする。

### 3) 所得格差の指標とその分解方法

所得格差の指標には、平方変動係数（Squared Coefficient of Variation: SCV）、平均対数偏差（Mean Log Deviation: MLD）、90/10パーセントタイル比、ジニ係数等いくつかある。これらの所得格差指標には、それぞれ所得分布上のある点で起こった変化について、各々感応度が異なる。たとえば、ジニ係数は所得分布の両極端で生じた変化には鈍感であり、SCVやMLDは所得分布の各極端で生じた変化に敏感であり、90/10パーセントタイル比は所得分布の両極端付近で生じた変化以外には反応しない。こうした感応性の相違はあるけれども、（普遍化はできないとはいえ）どの指標でも長期的にはだいたい同じ方向で変化している。本稿では、所得格差指標としてジニ係数、SCVとMLDを採用する。

所得格差の分解には、大きく分けて2つの方法がある。まず、所得を構成する要素毎に分解する方法である。もうひとつは、人口属性毎（年齢、世帯の種類など）に分解する方法である。本研究では、両方の分解方法を用いる。

第一の所得要素ごとの分解には、Shorrocks [1982]によって提案された分解方法をSCVに

---

<sup>3</sup> Atkinson et al. [1995] pp.18-21 に、従来の研究で使用されてきたさまざまな種類の等価尺度が簡潔にまとめられている。また、国民生活基礎調査を用いてさまざまな等価尺度による平均所得や所得格差指標の差を比較検討した分析として、寺崎 [1999]がある。この分析によれば、等価尺度に世帯員数の平方根分の1を用いる場合、世帯規模が小さいところの調整が不十分になることが指摘されている。

用いる。この分解方法を用いる利点は、各所得要素の寄与が加法的に分解でき、さらに各所得要素が総所得に占める割合の寄与も考慮されていることである。このことにより、各所得要素の総所得に占める割合変化による所得格差指標への影響を、各所得要素自体の格差変化から識別できる。

Shorrocks [1982] は、所得格差指標分解に望ましい、いくつかの条件を満たす方法を、平方変動係数 (Squared Coefficient of Variance: SCV) に用いて以下のように示している。

$$SCV = \sum_k \frac{\text{cov}(Y^k, Y)}{\mu^2} = \sum_k \frac{1}{2} \left[ \frac{\sigma^2(Y^k)}{\mu^2} + \frac{\sigma^2(Y^k) + 2\text{cov}(Y^k, Y - Y^k)}{\mu^2} \right]$$

上の式において  $Y^k$  は第  $k$  所得源泉の額、 $Y$  は可処分所得額、 $\mu$  は可処分所得の平均値を表す。さらに、第  $k$  所得源泉の可処分所得に占める割合を  $r^k$  とおき、 $c^k$  を第  $k$  所得源泉の所得格差 (この場合 SCV) にたいする寄与度とすれば、2 期間の変化  $\Delta SCV$  は、①総所得に占める第  $k$  所得源泉の割合の変化  $\equiv \Delta r^k \cdot \bar{c}^k$  と、②第  $k$  所得源泉自体の格差の変化  $\equiv \Delta c^k \cdot \bar{r}^k$  に分解することができる。ここで、各変数の上にある線は、それが 2 期間の平均であることを示し、 $\Delta$  は 2 期間の差をあらわす。

第二の人口属性集団ごとの分解には、Mookherjee and Shorrocks(1982) によって提案された平均対数偏差 (Mean Logarithmic Deviation: MLD) 分解方法を用いる。この方法によって、ある属性をもつ集団「内」における所得格差の寄与分と、異なる属性をもつ集団「間」の所得格差の寄与分とに分解することが可能となる。また、ある属性をもつ集団が総人口に占める割合変化を、MLD 全体の変化から識別することも可能である。

平均対数偏差 (MLD) <sup>4</sup> は以下のように定義される。

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_i \ln \left( \frac{\bar{Y}}{Y_i} \right),$$

ここで、 $\bar{Y}$  は平均可処分所得額、 $Y_i$  は人口  $n$  人中  $i$  番目の個人の所得である。Oxley et al. [1999] は、Mookherjee and Shorrocks [1982] による MLD の経年変化分解法を、以下のように変形している。

$$\begin{aligned} \Delta MLD &= MLD^1 - MLD^0 \\ &\approx \underbrace{\sum_g \bar{w}_g \Delta MLD_g}_{\text{Term A}} + \underbrace{\sum_g \overline{MLD}_g \Delta w_g + \sum_g \left( \ln \frac{\bar{Y}}{Y_g} \right) \Delta w_g}_{\text{Term B}} + \underbrace{\sum_g \bar{w}_g \Delta \left( \ln \frac{\bar{Y}}{Y_0} \right) + \sum_g \bar{w}_g \Delta \ln \left( \frac{Y_0}{Y_g} \right)}_{\text{Term C}} \end{aligned}$$

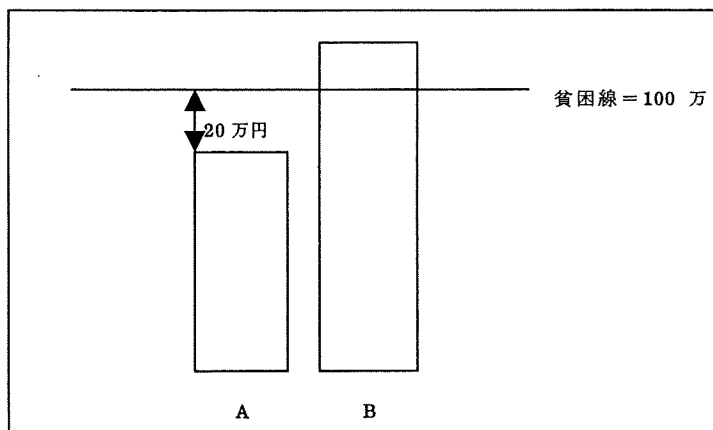
ここで、 $w_g$  は、総人口に対する各人口集団 ( $g$ ) の比率を示す。また、 $MLD_g$  は各人口

<sup>4</sup> この指標はゼロ所得があると計算不可能となるので、平均可処分所得の 1%未満の所得を持つデータについては、1%の所得があるものとして、この指標を計算するときのみ元の値を置換している。

集団ごとの MLD である。Y<sub>g</sub> は各人口集団の平均所得である。そして、各変数の上にある線は、それが 2 期間 (0 と t) の平均であることを示し、Δ は 2 期間の差をあらわす。Term A、B、C が、それぞれ所得格差指標全体の変化 (Δ MLD) に対する、人口集団「内」格差の変化、人口構成変化、および人口集団「間」格差の変化の寄与度を表す。

#### 4) 貧困の指標

経済生活水準の低さを示す概念として、『貧困率 (poverty rate)』及び『貧困線からの貧困者所得の平均乖離度 (貧困度=income gap)』がある。『貧困率』とは、所得が貧困線未満である者の割合 (貧困の広がり) を示すものである。また、『貧困線からの貧困者所得の平均乖離度 (貧困度)』とは、その貧困者の所得が、平均して、貧困線からどれほど



乖離しているか (貧困の深さ) を示すものである。左図のように、社会の構成員が、A と B という二人のみで、各々 80 万円と 120 万円の所得を得ていたとする。ここで、貧困線が 100 万円とすると、A は貧困者となり、この社会の貧困率は、50%となる。また、『貧困線からの貧困者所得の平均乖離度』は、20% (=20 万円 ÷ 100 万円)

となる。別な言い方をすれば、貧困者の所得は、貧困線の 80% (=80 万円 ÷ 貧困線) である、といえる。この図では社会の構成員が 2 人しかいないが、3 人以上いる場合には、貧困線と貧困者の平均所得との差から算出され、下式のようなになる。

I: 貧困度  
Z: 貧困線  
X: 貧困者の平均所得  
P: 貧困者数  
W: 貧困者個々の所得

$$I = \frac{(Z-X)}{Z} = \frac{\left[ \frac{1}{P} \sum_{k=1}^P (Z-W_k) \right]}{Z}$$

経済生活水準の低さを調べる際には、『貧困率』と『貧困線からの貧困者所得の平均乖離度』の両方を使う必要がある場合がある。『貧困率』の数字は小さかったとしても、貧困者の所得自体が低いために『貧困線からの貧困者所得の平均乖離度』は大きく、少数の貧困者が非常に低い経済的状态におかれていることが明らかにされる可能性があるからだ。

『貧困率』や『貧困線からの貧困者所得の平均乖離度』のような指標を算出する場合、問題となるのは、『貧困線』をどのように設定するかという問題である。生活保護制度における最低生活基準等、厚生行政と密接にかかわる『貧困線』を設定するのも一つの手段であるが、国際比較などの際には、国によって最低生活基準の設定方法が相違するため、分析の際には問題がある。そこで、OECD (経済協力開発機構) や LIS (ルクセンブルグ

所得研究機構)などでは、中位可処分所得の50%を貧困線として設定する方法が採用されている。もちろん、貧困者の可処分所得が50%付近に固まっている場合には、貧困線の設定によって、指標の値(特に貧困率の値)が大きく変わる可能性がある。そこで、中位可処分所得の30%、40%、60%というように、50%以外の貧困線と併用されることもある。

また、何を基準にして、中位可処分所得を計算するかということも問題である。人口全体の中位可処分所得を計算した場合、各年齢層の可処分所得に変化がなかったとしても、人口の高齢化によって、中位可処分所得が変動し、各年齢層の貧困率が変化するので、望ましくないという考え方がある。一方で、人口全体における各年齢層の貧困を見たいのだから、そちらの方が、むしろ望ましい、とする考え方もある。したがって、中位可処分所得を計測するときに、各年齢階層内の値を取るのか、人口全体の中位可処分所得を取るのかは、何をみたいのかによって選択されるべき問題となる。本稿では、OECD様式での再集計方法に従い、主に総人口の中位可処分所得を用いている。

なお、「貧困」という語は、ここでは単に英語の“poverty”の訳であるに過ぎず、日本語の語感で特有のイメージを伴う語として使用しているのではない。必要であれば、「相対的低所得」と読み替えても良いのであるが、後から出てくるように第I所得五分位に「低所得」という語をあてており、読者に無用の混乱を招くので「貧困」という語を用いることにした。

## 2. 分析結果およびその解釈

### 1) 高齢者の所得階層と所得構成

過去10年間以上にわたり引退期世代の所得水準は、1990年代半ばまでに、就労世代(18-64歳)の可処分所得と比較した、引退期世代(65歳以上)の可処分所得は、イギリスを除く8カ国において、8割以上の水準に達している(OECD [2001])。この相対的な所得水準は、引退期世代の各所得階層においてもいえることであり、次の表は、各所得階層に対する、65-74歳層および75歳以上層の平均可処分所得と各所得階層の可処分所得を示している。日本についても、年功的賃金制によって賃金が最も高くなる41-50歳層および51-64歳層の平均可処分所得と比較しても、65-74歳層でも75歳以上でも8割以上を維持しており、その例外ではない。

[表1：高齢者の平均可処分所得の相対的な水準]

一方で、所得構成については、どのような変化があったのであろうか。次の図は所得階層ごとに可処分所得を100%として、その所得構成割合の変遷を示したものである。第1~3所得十分位を低所得者層としてパネル上段、第4~7所得十分位を中所得者層としてパネル中段、第8~10所得十分位を高所得者層としてパネル下段に配してある。ここでは、所得構成を就労収入、資本所得、純社会移転の3要素に分けて示してある。資本所得は、私的年金を含んでいる。純社会移転は、年金などの社会保障給付から税や社会保険料を差し引いたものである。その税や社会保険料は必ずしも直接的に社会保障給付に対してかか



っているわけではないので、OECDのマクロ統計のひとつである実質社会支出の概念とは相違している。また、ここで注意すべきは、先に述べた調整済可処分所得の定義により、必ずしも各所得要素が（たとえば就労収入が）、当該人口（ここでは高齢者層）に直接由来するものではないということである。しかしながら、純社会移転に関しては、総社会支出に占める老齢給付の割合の高さからして、ほぼ高齢者への給付と見なすことが妥当である。

### [図1：高齢者の所得階層毎の所得構成の変遷]

低所得層でも就労所得の占める割合が高かったのが日本の特徴であったのだが、急速に就労所得の割合は低くなっており、この傾向は1995-2001年の間も継続していることがわかる。ただし、ここでは示されていないが、低所得層では、特に就労所得の中でも自営業所得割合の減少の影響が大きい一方で、中高所得層では、賃金所得割合の減少の影響が大きい、という相違がある。

## 2) 高齢者の貧困率・貧困度と属性

日本の高齢者の間に、一定割合の中高所得層が存在することは従来の研究でも繰り返し指摘されてきたことであるが、これは言うまでもなく、引退期における貧困率が就労世代より低いことを直接意味するわけではない。それを確認したのが、次の図である。

### [図2：年齢階層毎の貧困率]

貧困の定義は総人口の可処分所得の中央値50%未満としてある。スウェーデンを例にとって、図の読み方を説明すると、点線が1970年代半ばにおける各年齢階層の貧困率を示しており、多くの貧困層が、65歳以上の年齢階層に固まっていることがみてとれる。細い実線が、1980年代半ばの貧困率を示しており、65-74歳層における貧困率が低下した一方で、75歳以上については貧困層がやや高い率で存在している。太い実線が1990年代半ばを示しており、貧困層が、引退期世代から若年世代へとシフトしていることが観察できる。日本についてのみ、点線、細実線、太実線は、各々1980年代半ば、90年代半ば、そして2001年を示しているが、若年から中高年層にかけて貧困率が上昇している傾向は、その他の多くの国と同じ傾向である。

カナダ、フィンランド、およびイギリスにおいてもスウェーデンと同様に引退期世代における貧困層が、1990年代半ばまでに大きく低下したことがわかる。しかしながら、他の国においては、そうした変化は相対的に小さい。いくつかの国では、75歳以上の高齢者における貧困層の削減に成功しているが、ドイツ、日本、オランダ、アメリカでは、75歳以上の貧困率は1990年代半ばまでの10年間に、ほとんど変化がない。2001年データが入手可能である日本については、1990年代半ば以降、やや75歳以上の貧困層の割合が低下したが、それでも1980年代半ばと同じ水準である。しかし、65-74歳層については、一

貫して低下し続けている。

貧困率の把握とともに、低所得層の所得水準の把握も重要である。図3で、高齢層の第I所得五分位（これは高齢層のみで計算されている）の平均可処分所得が就労世代の平均所得と比較してどれほどの水準に達しているか確認しよう。この図では、高齢者低所得層（第I所得五分位）の平均所得水準を、就労世代の平均化処分所得との比で示している。

[図3：第I所得五分位の平均可処分所得]

たとえば、スウェーデンにおいて、高齢者の第I所得五分位は、1970年代半ば以降、就労世代の平均可処分所得の43%水準から上昇し続けている。カナダなどの伸びは顕著である。一方で、日本では、9か国中最低水準にあり、就労世代の平均可処分所得の25%程度となっている。これは、アメリカの水準に近い。また、1980年代半ばからの15年間、公的年金制度が成熟してきたにも関わらず、あまりその水準は改善されていない。

さらに、日本に限定して、高齢者のどのような類型が、最も貧困と結びつきやすいかを検討しよう。次の表では、①就労と年金の組み合わせ、②自己の受給年金の階数、③自己の厚生年金の有無、④住宅の種類、および⑤貯蓄額、という5つの指標で検討した。ここで、自己の年金が1階建てのみ（1<sup>st</sup> tier only）と分類された者には、基礎年金受給者以外に、福祉年金を受給している者が含まれている。また2階建て（2<sup>nd</sup> tier）と分類された者には恩給受給者が含まれている。本来ならば、厚生年金基金や税制適格退職年金などの3階建てを識別するべきなのだが、データの制約上、それはできない。また、自己の厚生年金の有無では、「無し」と「有り」双方には、厚生年金以外の年金を受給している者、および厚生年金と他の年金を併給している者がそれぞれ含まれている。

[表2：貧困率と貧困度（65歳以上、各種代理指標別）]

興味深いことに男性では、「年金有り就労者(working pensioners)」と「年金有り引退者(retirees with pension)」との間の貧困率・貧困度にそれほど差異がないことである。また、自己の受給年金の階数では、1階建ての者の貧困率は、2階建ての者の貧困率の実に3倍以上であり、基礎年金等の防貧機能が弱いことを示している。住宅の種類では、公営賃貸住宅に居住する者の貧困率のほうが、民間賃貸住宅に居住する者の貧困率を下回っていることであり、こうした公営賃貸住宅が、真に公的住宅サービスを必要としている貧困層に必ずしも行き渡っていないことを示唆している。貯蓄額についての類型では、貯蓄額が高いほど貧困に陥る可能性が低いことが証明されているが、注目すべきは、貯蓄額が1000万円以上でも、貧困線を中位可処分所得の50%にとれば、男性で6%、女性で8%の者が、貧困者であることである。このストックとフローの乖離が、どこから来るかはさらなる分析が必要であろう。

### 3) 高齢者の所得格差と 1995－2001 年の間における変化要因

次の表は、最初の 4 列でジニ係数により計測された所得格差が 1970 年代以降、1990 年代半ばまでどのように変化したかについて示し、最後の 3 列では、就労世代と引退世代の相対的な所得格差の相違について示している。

[表 3：所得格差（ジニ係数）の推移]

1980 年代半ばから 1990 年代半ばまでの変化について、所得格差の拡大は 7 カ国において、引退世代よりも就労世代の方が大きかった。日本は、どの時点間においても、引退世代のジニ係数の値には変化はない一方、就労世代のジニ係数は上がり続け、1990 年代半ばから 2001 年までの間においても 7%ばかり上昇した。

最後の 3 列では、1990 年代半ばまでに、7 カ国で、引退世代の所得格差の方が、就労世代の所得格差より小さくなってきていることが示されている。日本とアメリカのみ、1990 年代半ばにおいても、引退世代の所得格差のほうが、就労世代の所得格差より相対的に大きいことが分かる。そして、引退世代のジニ係数には変化がなく、就労世代のジニ係数の値が、それに追いつくように上昇してきているにも関わらず、日本では依然として 2001 年においても引退世代のジニ係数は、就労世代のそれよりも相対的に高いままである。

次の図は、MLD の分解法により、1980 年代半ばから 1990 年代半ばまで（日本については 1990 年代半ばから 2001 年までについても）の所得格差の変化を、①同一世帯種内における所得格差（世帯種「内」格差= the impact of changes within sub-group inequality）の変化による寄与、②世帯構成変化による寄与（構造要因= the effect of changes in population shares）、③世帯構成を一定にした場合における異なる世帯種間の所得格差（世帯種「間」格差= between group contribution）の変化による寄与に分けて示している。世帯種は、(a) 単独無職世帯、(b) 単独就労世帯、(c) 無職・世帯員 2 人以上世帯、(d) 就労者 1 人・世帯員 2 人以上世帯、(e) 就労者 2 人以上・世帯員 2 人以上世帯、の 5 種であり、就労・非就労の組合せ、および世帯規模の組合せで、分類されている。なお、データの制約上、ここでは引退世代が世帯主のサンプルに限定されているため、結果の解釈には注意を要する。

この図では、各変化の絶対値の和が 1 とおかれている。正の領域の帯の方が、負の領域の帯より長ければ、MLD によって計測された所得格差は 1980 年代半ばから 1990 年代半ばまでの間に拡大している。負の領域の帯の方が長ければその逆で、縮小している。

[図 4：引退世代の所得格差（MLD）にあてた世帯構成変化の影響]

多くの国において、高齢者の所得格差への支配的な影響は、同一世帯種「内」の所得格差の変化である。日本では、この影響は 1980 年代半ばから 90 年代半ばにかけては負、つまり所得格差を縮小する方向に影響している。しかし、1995－2001 年の間では、正の値を取り、所得格差を拡大する方向に影響している。

世帯構成の変化による影響は、オランダと日本（1980年代半ばから90年代半ばの間）において、比較的大きな正の値となっている。これは、引退世代の所得格差に対して世帯構成変化が相対的に大きな拡大要因として寄与していることを意味している。しかしながら、1995-2001年の間の日本では、この拡大要因の貢献度はかなり小さくなっている。

カナダ、日本、イギリスにおいて、世帯種「間」の所得格差の影響は相対的に大きい負の値で、所得格差を縮小させる方向に作用している。日本では、1980年代半ばから1990年代半ばにかけてよりも、1995-2001年間の方が、縮小要因の貢献度として大きくなっている。

日本について要約すれば、非就労世帯と就労世帯との間の所得格差縮小要因が、非就労世帯の増加による所得格差増大要因を相殺したことで所得格差全体として、あまり変化をもたらさなかった。

それでは、所得構成の変化は、所得格差に対してどのような寄与をしているのであろうか。次の図では、SCVで計測された引退世代の所得格差全体が100%としておかれている。各年について、4本の棒があり、これが各所得要素（左から就労収入、資本所得（主に私的年金）、社会移転（主に公的年金）、直接税・社会保障税）の格差全体に与える割合を示している。4本の棒（絶対値）を足し合わせると、100%となり、正の値が格差拡大要因、負の値は格差縮小要因を示す。

#### [図5：引退世代の所得格差にたいする各所得要素の寄与率]

日本では、就労収入の格差拡大への寄与率が低下し続け、わずかではあるが、資本収入および社会移転による寄与率が拡大し続けている。また就労所得の格差拡大への寄与率の低下と表裏の関係にある<sup>5</sup>と考えられる、税・拠出金についての格差縮小への寄与率は減少しつつある。

各所得要素が格差全体に及ぼす影響を検討するとき、各所得要素ごとに分解するだけでは不十分である。その所得要素の格差全体に及ぼす影響は、その所得要素がいかに平等に分布しているかだけでなく、その所得要素の総所得に占める割合にも左右されるからである。そこで、1980年代半ばから1990年代半ばへ（日本についてはさらに2001年へ）の所得格差の変動要因について、さらに①各所得要素の総所得に占める割合の変化と②各所得要素毎の分布の変化に分けて、その影響を別個に確認した。それが、次の図である。①の影響は黒い帯で示され、②の影響は白い帯で示されている。各所得要素の黒い帯と白い帯の総和は、1990年代半ばまでの10年間（日本の場合には、さらに左下のパネルに示されているように1995-2001年間の6年間）のジニ係数の変化に等しい。

#### [図6：引退世代の所得格差にあてた所得構成変化の影響]

日本（中央の1980年代半ばから90年代半ばの変化のパネル）を例にとると、図で示さ

<sup>5</sup> 年金にたいする課税と就労収入にたいする課税を考えよ。