

れている、就労収入の格差全体への寄与度の縮小は、主に①の影響の縮小によるものであることがわかる。②の影響は逆に格差拡大の要因となっている。いいかえれば、就労収入の格差全体への寄与度の縮小は、引退期所得全体に占める就労収入割合が低下したことが主な理由であり、その影響が、就労収入がより引退世代内で不均一に分布するようになった影響を凌駕しているからだと解釈できる。同様に、他の所得についても同じ方法で、①と②の影響の大小について分析できる。

再分配政策上、やや問題があると思われるのは、日本の1980年代半ばから90年代半ばにかけての分解と、1990年代半ばと2001年にかけての分解で、社会移転や直接税や社会保険料などの所得要素が、より不均一に分布する方向で傾向が変わったことである。これは、白いボックスが、1990年代半ばから2001年間の分解についてのパネルにおいて正のサイドにあることから確認できる。

#### 4) 純社会移転の分配の変化

では、1990年代半ばから2001年までの間に、どのように社会移転や直接税の分布は変化したのであろうか。つぎの図は、1970年代半ばあるいは1980年代半ばからの純社会移転の分布の変化を示している。ここで、純社会移転とは、社会移転から直接税・社会保障税を引いたものである。直接税・社会保障税は必ずしも社会移転にのみ関わるものではなく、就労収入や資本収入にも関わるものであるから、この概念は、OECDの純社会支出(Net SOCX)概念とは相違している。ここでは引退世代が受給している純社会移転の総額を100%とおいているので、純社会移転が完全に平等に分配されているならば、各所得五分位は20%ずつ得ることになる。もし、20%以上得ている所得階層があるならば、純社会移転はその所得階層に重点的に分配されていると解釈できる。そこで、つぎの図では、20%を基準として示している。

[図7：引退世代の各所得五分位ごと純社会移転のシェア]

ドイツ、イタリア、日本そしてアメリカは、①第I所得五分位(最も低い所得階層)に対して、20%未満の配分となっており、②純社会移転は第III所得五分位(中間所得階層)に集中化している。とりわけ、日本においては、1980年代半ばから1990年代半ばまでの間に、第III所得階層が10%以上も配分を増大させている。1980年代半ばと比較したとき、イタリアを除き、これらの3カ国では、第I所得五分位への配分がより手薄くなっている。2001年データが入手可能な日本の場合、この傾向はさらに強まっている。

賦課方式で支えられている純社会移転が、低所得にある人々にたいして、より不利な分布になるように変化し続けているのは、再分配政策上問題があるといえよう。

### 3. 結びに代えて

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、この状況が2001年においても変化していないことを確

認した上で、この高齢者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用い、MLD 分解ならびに SCV 分解という方法によって、主に 1995－2001 年の間の高齢者の所得格差および貧困率等の変化を分析した。

その結果、①同一世帯種（無職世帯・有業世帯・単独・二人以上世帯）内での格差は広がりつつあること、また②所得構成全体に占める就労収入の減少により、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③税の再分配機能が漸減していること、さらに④社会移転（主に公的年金）における格差がやや広がりつつあることなどが明らかになった。

貧困率についていえば、④65－74 歳層の貧困率が、1980 年代半ばから 2001 年までの 3 時点において一貫して減少している。しかしながら、⑤低所得層（第 I 所得五分位）の相対的な経済的地位は国際的にみて低く、属性ごとの貧困率・貧困度の計測に基づくと、⑥基礎年金が防貧機能として必ずしも十分に機能していないことが示された。

以上を踏まえると、所得格差の「中身」については、特に 1995 年～2001 年までの間に、深刻な動きはないといえるが、一方で、税の再分配機能が若干弱っていることや、また、低所得者層に対する純社会移転割合が引き続き減少しており、さらに低所得層の相対的な所得水準は過去 15 年間に於いて大して改善されなかったことを考慮すると、今後とも所得格差や貧困の動きを注意深くモニタリングすることが重要であることを示唆している。

## 参考文献

ATKINSON, A. B., L. RAINWATER and T. SMEEDING [1996]

*Income Distribution in OECD Countries: Evidence from the Luxembourg Income Study (Social Policy Studies no. 18)*, OECD, Paris.

金子能宏・小島克久・山田篤裕 [2004]

「わが国における所得格差の動向－医療費負担能力格差としての分析」『厚生労働化学研究費補助金（政策科学推進研究事業）平成 15 年度報告書：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（本報告書）』所収。

MOOKHERJEE, D., and A. SHORROCKS [1982]

“A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality,” *The Economic Journal*, vol. 92:886-992.

OECD [2001]

*Ageing and Income*, OECD.

SHORROCKS, A. F., [1982]

“Inequality Decomposition by Factor Components,” *Econometrica*, vol. 50, no. 1: 193-211

寺崎康博 [1999]

「ルクセンブルグ所得研究における等価所得比率に関するノート」, 国立社会保障・人口問題研究所『国民生活基礎調査を用いた社会保障の機能評価に関する研究報告書』, pp.221-230。

YAMADA, A. [2002]

"The Evolving Retirement Income Package: Trends in Adequacy and Equality in Nine OECD Countries", *Labour Market and Social Policy Occasional Paper* no 63, OECD.

山田篤裕 [2002]

「引退期所得格差の OECD 9 カ国における動向 1985-95 年—社会保障資源配分の変化および高齢化、世帯・所得構成変化の影響—」『季刊社会保障研究』第 38 巻第 3 号 : pp.212-228。

YAMADA, A., & B. CASEY [2002]

"Getting Older, Getting Poorer? A Study of the Earnings, Pensions, Assets and Living Arrangements of Older People in Nine Countries," *Luxembourg Income Study Working Paper*, no. 314.

図表類

表 1：高齢者の平均可処分所得の相対的な水準  
- 1970年代半ば、80年代半ば、90年代半ば、2001年（日本のみ） -

	Canada			Finland			Germany			Italy			Japan			Netherlands			Sweden			United Kingdom			United States		
	mid 70s	mid 80s	mid 90s	mid 70s	mid 80s	mid 90s	mid 70s	mid 80s	mid 90s	mid 70s	mid 80s	mid 90s	mid 70s	mid 80s	mid 90s	mid 70s	mid 80s	mid 90s	mid 70s	mid 80s	mid 90s	mid 70s	mid 80s	mid 90s			
All Ages	55	91	98	74	81	85	..	85	93	..	82	86	91	89	91	92	93	90	77	87	95	73	74	80	90	99	98
18-25	63	89	99	69	83	97	..	86	97	..	77	82	85	85	87	84	89	93	93	117	160	62	65	72	87	100	106
26-40	49	88	98	67	78	84	..	83	93	..	77	81	95	91	92	93	91	86	70	83	96	73	70	75	86	95	97
41-50	51	78	87	68	70	76	..	75	78	..	78	78	85	82	83	86	85	79	65	74	80	62	60	65	77	84	84
51-64	69	82	87	80	78	79	..	78	84	..	76	79	82	79	80	81	83	81	71	76	76	67	70	74	76	82	80
Age 65-74 to...																											
Age 75+ to...																											
All Ages	49	84	94	70	74	78	..	81	78	..	78	82	92	87	89	93	84	79	60	68	78	71	72	74	78	84	82
18-25	56	83	95	66	76	89	..	82	81	..	73	79	86	82	85	84	80	82	72	92	130	60	64	67	75	86	88
26-40	44	82	94	64	72	77	..	79	78	..	73	78	96	88	90	93	82	76	54	65	78	70	69	70	75	81	80
41-50	46	72	83	65	64	69	..	72	65	..	74	75	86	80	81	86	77	69	50	58	65	59	58	60	67	72	69
51-64	62	76	83	76	72	72	..	74	71	..	72	75	83	77	79	82	75	71	55	60	62	65	69	66	70	66	66

註) 「..」については、データが入手可能でないことを示す。また、表の数字はそれぞれ65-74歳層（あるいは75歳以上層）の平均可処分所得にたいする各年齢階層の平均可処分所得の割合を示している。

出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註1参照。

表 2 : 貧困率と貧困度 (65 歳以上、各属性別)

- 2001 年、日本のみ -

			貧困率 (poverty rate)				貧困線からの所得平均乖離度 (Income gap)		
			貧困線=全人口の中間可処分所得* below median disposable income *						
			0.3	0.4	0.5	0.6	0.4	0.5	0.6
<b>1. Combination of work and pension (with and without pension criteria is on household basis)</b>	<i>male</i>	Workers without pension	10.6%	14.7%	21.0%	29.4%	49.5%	44.9%	40.8%
		Working pensioner	5.8%	10.6%	15.1%	20.1%	33.4%	35.5%	36.7%
		Retirees with pension	6.2%	11.4%	18.0%	25.4%	33.4%	33.2%	33.7%
		Retirees without pension	13.8%	22.7%	33.3%	39.0%	37.7%	36.5%	41.4%
	<i>female</i>	Workers without pension	11.1%	16.9%	23.7%	33.5%	44.5%	42.9%	39.1%
		Working pensioner	7.9%	14.2%	20.5%	25.2%	33.8%	35.5%	39.0%
		Retirees with pension	9.9%	16.0%	23.3%	30.6%	36.8%	37.1%	38.2%
		Retirees without pension	10.6%	16.4%	24.6%	33.7%	40.1%	37.9%	37.4%
<b>2. No. of tiers of own pension</b>	<i>male</i>	1st tier only (including non-contributory pension)	18.6%	28.6%	36.6%	41.8%	38.6%	41.9%	46.2%
		2nd tier (including pension to public servants and veterans)	2.7%	6.3%	11.6%	18.5%	28.1%	27.2%	27.5%
		D.K.	4.2%	16.5%	27.1%	43.0%	27.5%	30.6%	29.5%
	<i>female</i>	1st tier only (including non-contributory pension)	14.2%	21.1%	27.5%	33.2%	39.5%	41.9%	44.0%
		2nd tier (including pension to public servants and veterans)	5.2%	10.4%	18.2%	26.2%	31.7%	30.4%	31.7%
		D.K.	7.7%	14.2%	23.1%	34.5%	34.4%	33.9%	32.5%
<b>3. Beneficiaries of EP (Including other types of public pensions)</b>	<i>male</i>	without EP (2nd tier for private employees)	11.5%	18.5%	24.8%	30.1%	37.8%	39.9%	42.5%
		with EP (2nd tier for private employees)	3.1%	7.0%	13.0%	20.5%	28.3%	27.2%	27.8%
	<i>female</i>	without EP (2nd tier for private employees)	12.1%	18.4%	25.0%	31.2%	38.9%	40.3%	41.7%
		with EP (2nd tier for private employees)	5.6%	11.3%	19.9%	28.6%	31.4%	30.2%	31.6%
<b>4. Housing</b>	<i>male</i>	owned house	6.5%	11.4%	16.6%	22.7%	35.1%	36.0%	36.1%
		Rented houses privately owned	8.3%	16.2%	31.8%	45.9%	34.4%	28.5%	30.9%
		Rented houses publicly owned	5.8%	13.3%	27.9%	36.9%	22.7%	23.2%	29.1%
		rented rooms, others	10.7%	21.1%	28.1%	32.5%	41.7%	42.9%	46.6%
	<i>female</i>	owned house	9.0%	14.3%	20.4%	26.8%	37.8%	38.3%	38.8%
		Rented houses privately owned	17.7%	29.9%	46.5%	59.1%	35.7%	34.4%	37.5%
		Rented houses publicly owned	12.8%	23.8%	40.2%	54.5%	30.7%	30.8%	33.4%
		rented rooms, others	10.3%	21.3%	33.8%	39.5%	31.4%	32.7%	39.3%
<b>5. Savings</b>	<i>male</i>	less than 500,000 yen	12.2%	21.9%	32.0%	41.5%	34.9%	35.8%	37.7%
		500,000-4,000,000 yen	7.7%	13.6%	22.3%	30.9%	33.9%	32.3%	33.7%
		4,000,000-10,000,000 yen	4.6%	8.7%	13.9%	19.6%	32.7%	32.7%	33.4%
		more than 10,000,000 yen	2.5%	4.3%	6.1%	9.5%	36.8%	37.2%	33.2%
	<i>female</i>	less than 500,000 yen	17.8%	28.9%	40.1%	49.5%	37.8%	39.1%	41.4%
		500,000-4,000,000 yen	11.4%	18.7%	28.7%	37.6%	35.4%	35.1%	36.9%
		4,000,000-10,000,000 yen	5.3%	9.5%	15.6%	21.9%	34.9%	33.2%	33.9%
		more than 10,000,000 yen	3.6%	5.4%	7.7%	11.9%	39.3%	38.6%	34.2%

出典) 註 1 を参照のこと。

表 3 : 所得格差 (ジニ係数) の推移

	Relative change <sup>a)</sup> of the Gini coefficients				Relative size <sup>b)</sup> of the Gini coefficients ( working < ( > ) retirement age population )		
	mid 1970's to 1980's		mid 1980's to 1990's		mid 1970's (mid 80's for JPN)	mid 1980's (mid 90's for JPN)	mid 1990's (2001 for JPN)
	(mid 1980's to 1990's for JPN)		(mid 1990's to 2001 for JPN)				
	the working age population	the retirement age population	the working age population	the retirement age population			
Canada	0	---	0	--	<<<	<	>>
Finland	--	---	+++	-	<<<	<	>>
Germany			++	-		<	>>
Italy			+++	+		>	>>
Japan	+	0	++	0	<<<	<<<	<<<
Netherlands	++	0	++	+	0	>	>>
Sweden	-	---	+++	++	<<	>	>>>
United Kingdom	+++	0	++	++	<<	>>	>>
United States	++	0	0	0	<<<	<<	<

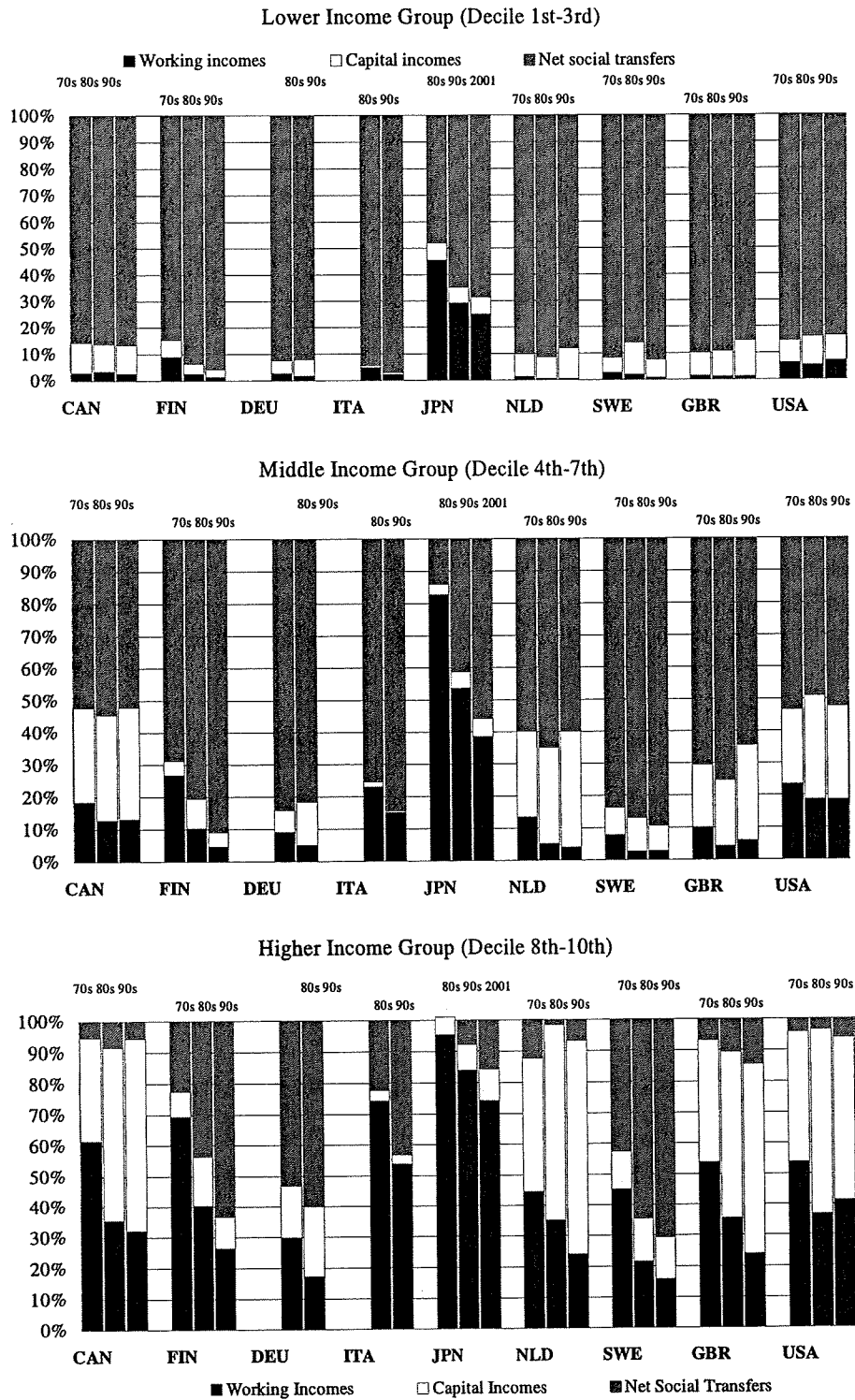
Note: blank; no data available

- a) +++ ( --- ) more than 12 per cent increase in the Gini coefficients (decrease in the Gini coefficients)  
 ++ ( -- ) 7 to 12 per cent increase in the Gini coefficients (decrease in the Gini coefficients)  
 + ( - ) 2 to 7 per cent increase in the Gini coefficients (decrease in the Gini coefficients)  
 0 -2 to +2 per cent change in the Gini coefficients
- b) <<< (>>>) at least 12 per cent larger (smaller) than the Gini coefficients of younger age population  
 << (>>) 7 to 12 per cent larger (smaller) than the Gini coefficients of younger age population  
 < (>) 2 to 7 per cent larger (smaller) than the Gini coefficients of younger age population  
 0 -2 to 2 per cent difference

出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註1参照。

図 1：高齢者の所得階層毎の所得構成の変遷

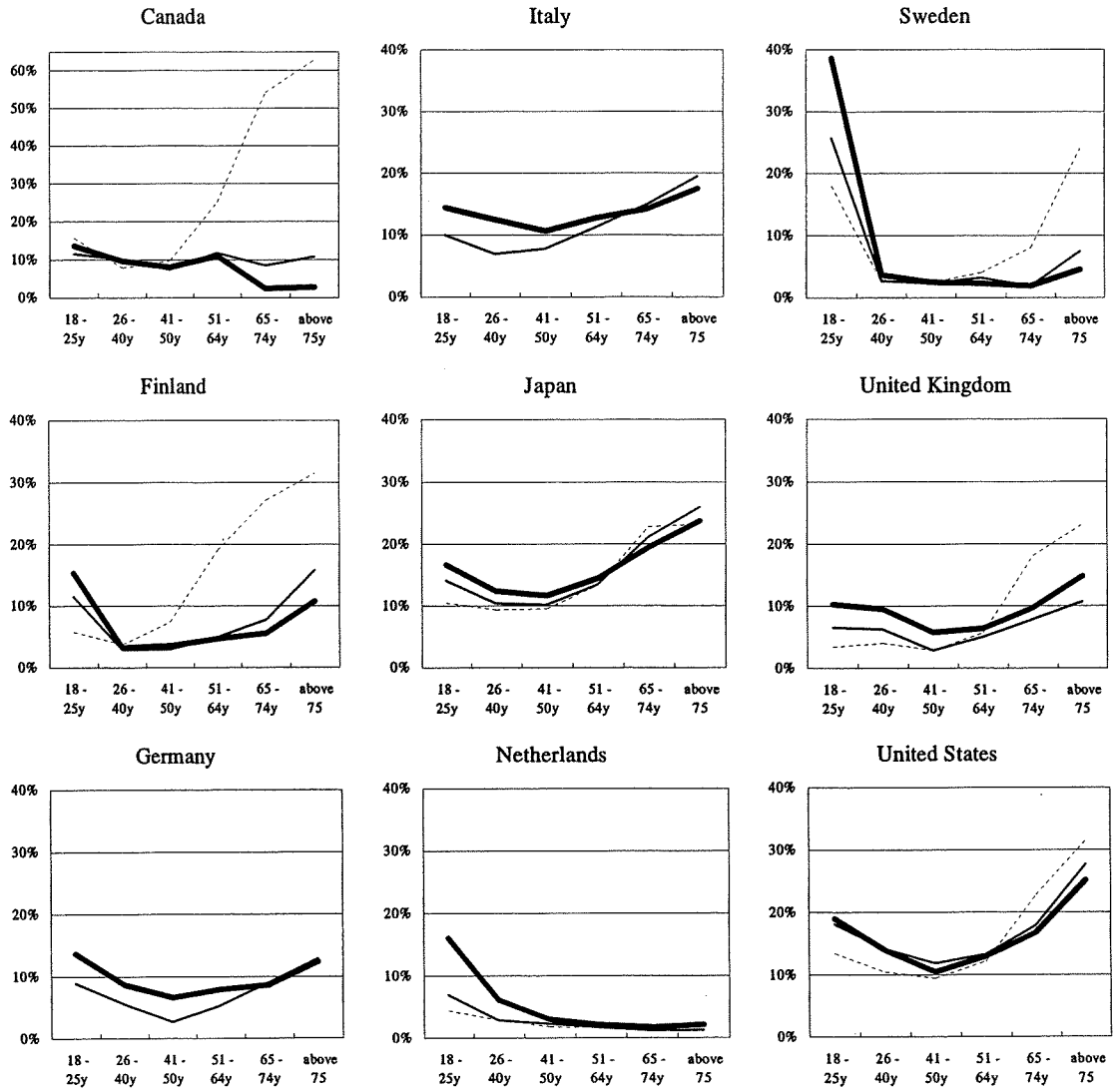
- 1970年代半ば、80年代半ば、90年代半ば、2001年（日本のみ） -



出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註1参照。

図 2 : 年齢階層毎の貧困率

- 1970 年代半ば、80 年代半ば、90 年代半ば、2001 年（日本のみ） -



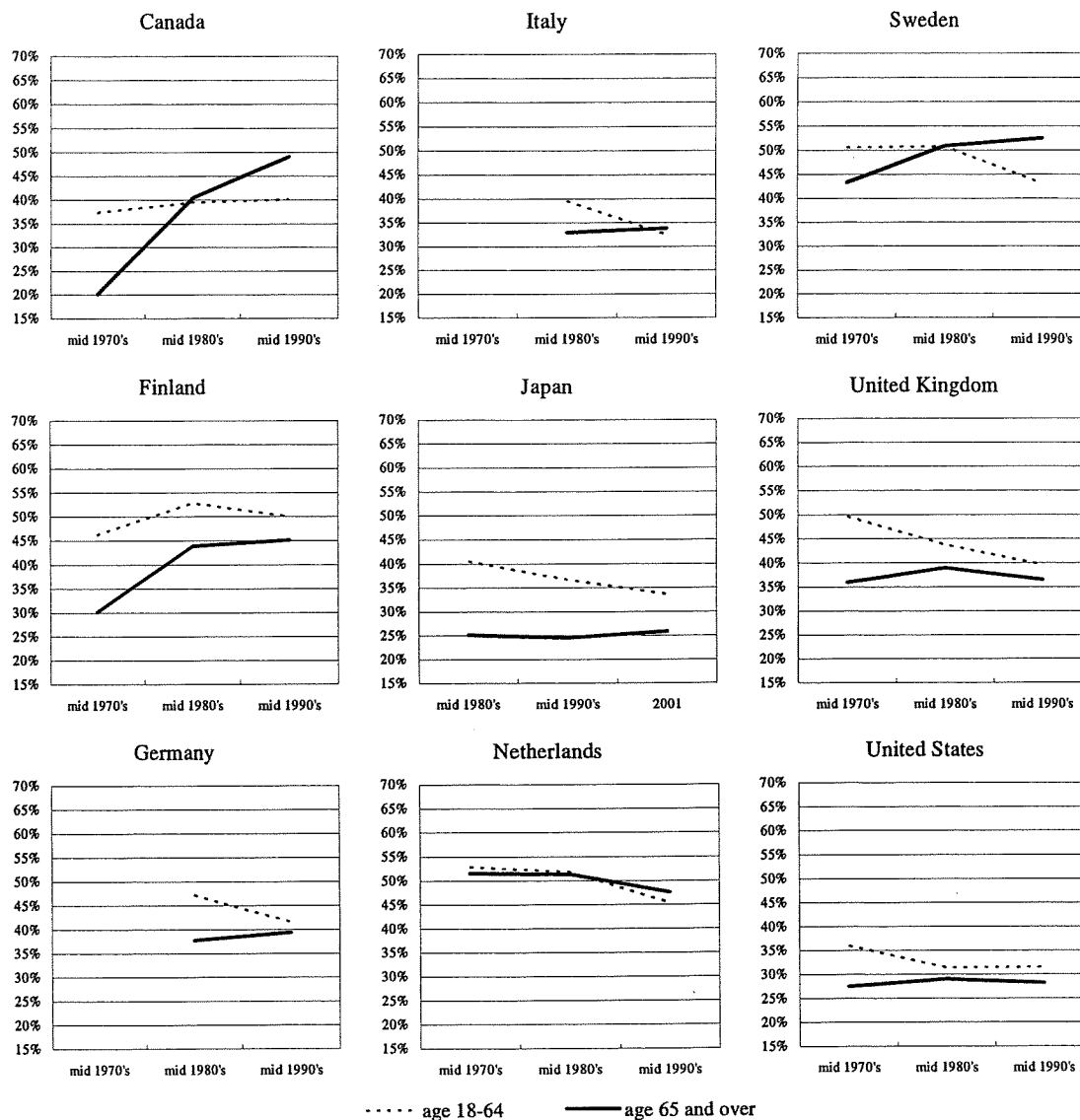
註) この図における貧困線の定義は総人口の可処分所得の中央値 50%未満である。点線、細実線、太実線は各々1970年代半ば、80年代半ば、90年代半ばをあらわす。ただし、日本のみ、1980年代半ば、90年代半ば、2001年を示している。またカナダについては、縦軸の目盛り幅を変えている。

出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註 1 参照。



図3：第I所得五分位の平均可処分所得

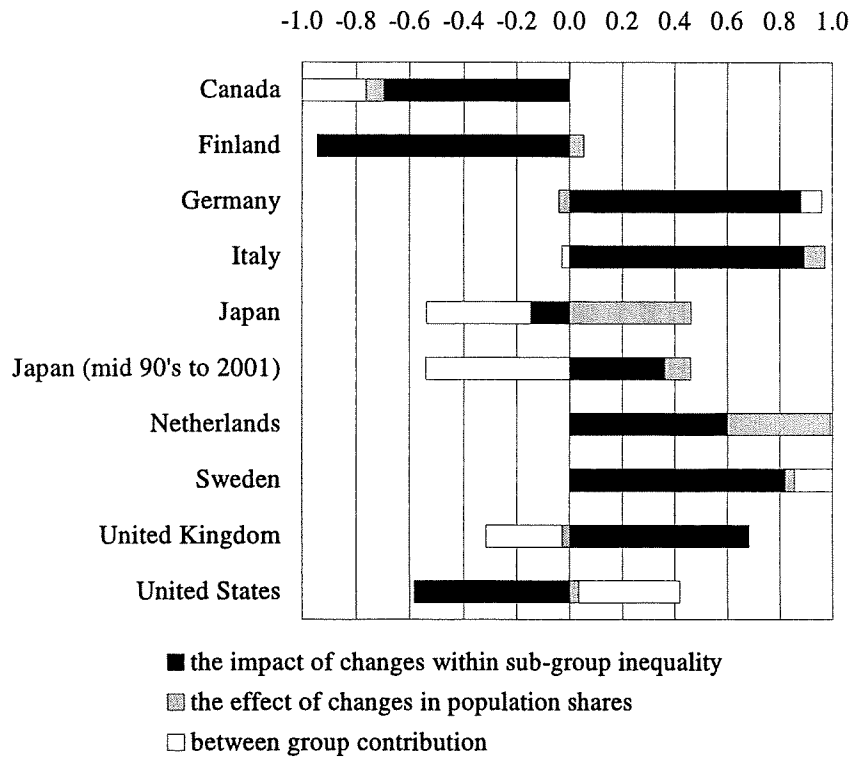
- 1970年代半ば、80年代半ば、90年代半ば、2001年（日本のみ） -



註) この図における第I所得五分位の定義は各年齢階層毎に計算されたものである。

出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註1参照。

図 4 : 引退世代の所得格差 (MLD) にあたえた世帯種構成変化の影響  
 - 1980 年代半ばと 1990 年代半ばとの間の変化の分解 -

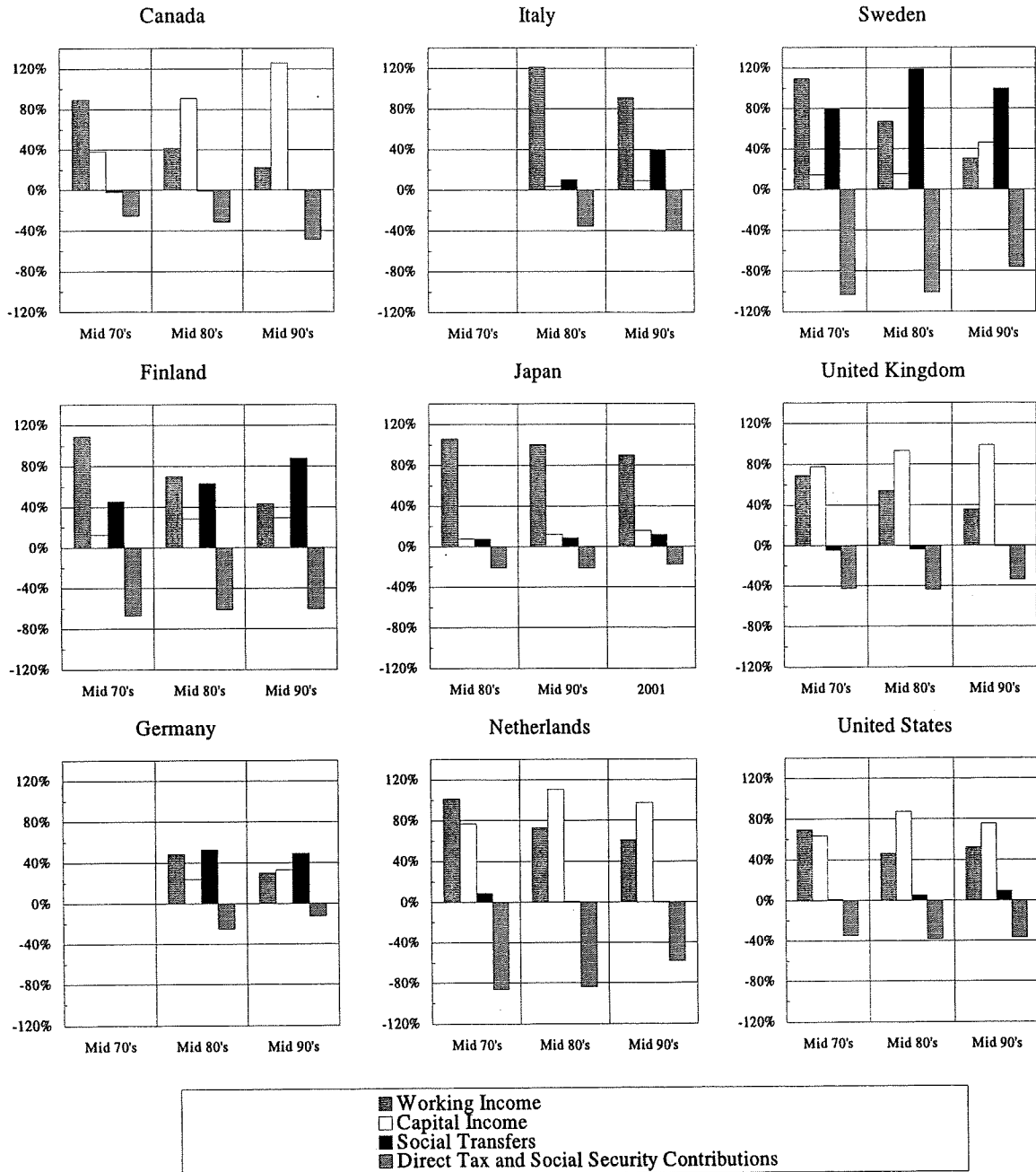


註) データの制約上 65 歳以上が世帯主の世帯以外に属している 65 歳以上は含まれていない。分解方法は、Mookherjee and Shorrocks [1982]に基づく。

出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註 1 参照。

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

- 1980年代半ば、1990年代半ば、2001年（日本のみ）についての分解 -

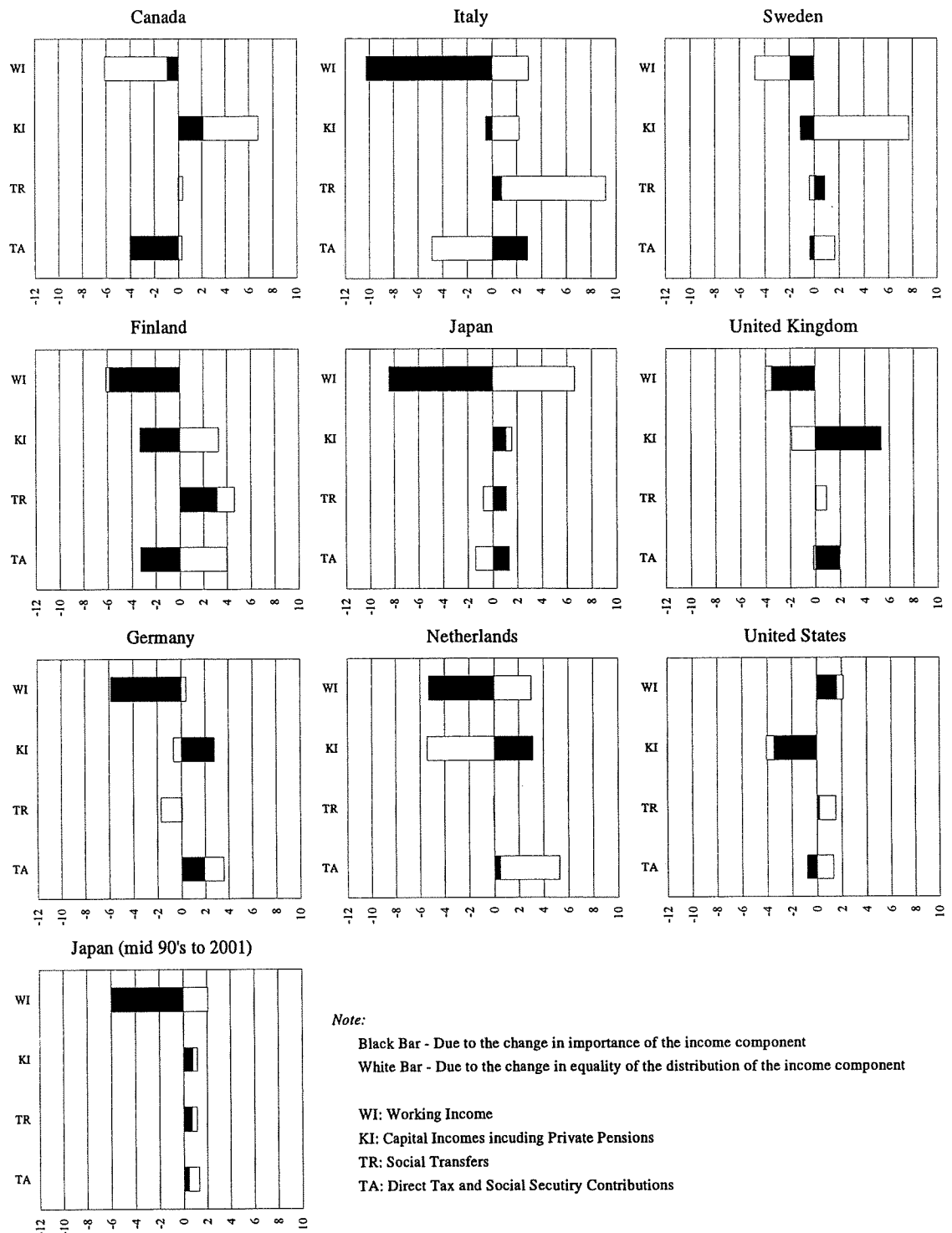


註) Shorrocks [1982] に基づく SCV 分解。

出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註 1 参照。

図 6：引退世代の所得格差にあてた所得構成変化の影響

- 1980年代半ばから90年代半ばへの変化解（日本については1995-2001年間の変化も含む） -

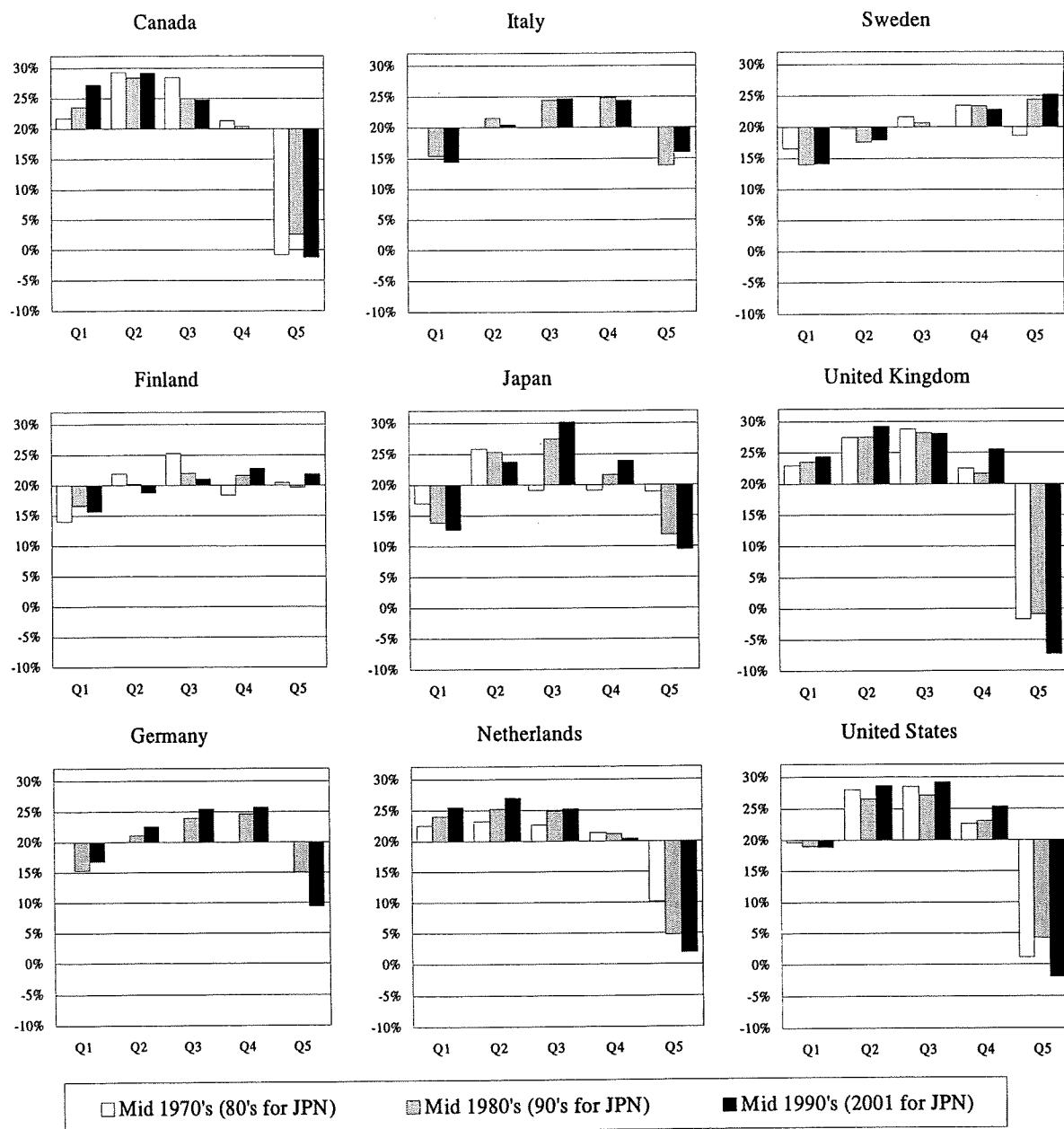


註) Shorrocks [1982] に基づくジニ係数分解。

出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註1 参照。

図7：引退世代の各所得五分位ごと純社会移転のシェア

—1970年代半ば、80年代半ば、90年代半ば、2001年（日本のみ）—



出典) 国際比較データについては、Yamada [2002]より引用。日本データについては、註1参照。

7. 居宅介護サービスの公平性  
—国民生活基礎調査介護票(平成13年)に  
基づく分析—

<分担研究者>

慶應義塾大学経済学部講師

山田 篤裕

居宅介護サービスの公平性  
— 国民生活基礎調査介護票（平成 13 年）に基づく分析 —<sup>1</sup>

慶應義塾大学 経済学部  
山田 篤裕

## 要約

公的介護保険制度下の居宅介護サービス利用の公平性について分析した。データは、厚生労働省「国民生活基礎調査（平成 13 年）」の介護票で、分析対象は要支援あるいは要介護状態に現在なっており、かつ 65 歳以上の者である。分析枠組としては、要介護度・生活の自立度・痴呆の状況等に応じた「居宅サービス費用の平均値（＝ニード）」を各人について算出し、所得順にこの「ニード」と「実際の居宅サービス費用（利用）」の集中度曲線（相対累積度）を二本描き、その差異を分析することで、居宅介護サービス利用の公平性を評価した。その結果、「ニード」よりも「実際の利用」の集中度曲線の方が上方に位置し、高所得者層はニード以上に居宅サービスを利用していることが明らかになった。しかしながら、高所得者層はより高い介護保険料を支払っている点や、施設介護サービスは分析の対象外となっている点、および全額自己負担となるサービスの存在を考慮すると、これを「不公平」といって良いかについては留保もある。

## 1. はじめに

公的介護保険が 2000 年 4 月に導入される以前は、公的な介護サービスは「措置」制度として、主に低所得者層を対象として、「施設介護サービス」を中心に提供されてきた。公的介護保険制度導入後、急速に普及した「居宅介護サービス」の分配状況は、所得階層に関し、どのようなものになったのであろうか。はたして「措置」制度時代の施設サービスと同様に、低所得者層に有利な分配状況であるのだろうか。

本稿では、公的介護保険導入後の「居宅サービス利用」について、65 歳以上の要支援・要介護者に限定して、「居宅サービスのニード」も併せて検討することで、その利用が高所得者

---

<sup>1</sup> 本稿で用いたデータは、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）による国立社会保障・人口問題研究所における再集計結果を引用・活用している。共同研究者からの再集計結果の利用のご快諾、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は無関係であることを強調しておきたい。

と低所得者のどちらにより有利になっているかを確認し、居宅サービスの「公平性」について明らかにすることを目的とする。なお、本稿では、「居宅サービスのニード」とは「要介護度・生活の自立度・痴呆の状況等に応じた居宅サービス費用の平均値」で測定され、また実際の「居宅サービス利用」は「居宅サービスにたいする自己負担総額」で測定されるものとする。

## 2. 先行研究

### 1) 日本の医療サービスの公平性をめぐる先行研究

これまで日本において、「医療サービスの公平性」については、さまざまな研究が行われてきた。たとえば、3時点の「国民生活基礎調査（厚生労働省）」を用いて、外来受診の有無とその必要度<sup>2</sup>および所得階層を研究した本多・大日 [2003] は、1992年と1995年において高所得者層に有利な外来受診の不公平性が存在したが、1998年には、そうした不公平性が解消されたと報告している<sup>3</sup>。その理由としては、①1997年に行われた被用者保険加入者本人への給付率を9割から8割に引き下げたこと、②老人保健制度にカバーされる70歳以上人口比率の増加、によるものではないか、と考察している。

また、2時点の「所得再分配調査（厚生労働省）」の個票を用いて、遠藤・駒村 [1999] は「公的医療保険による医療アクセスの改善（＝公的医療保険の所得再分配効果）」について、医療保険にたいする拠出および給付額、所得、ならびにジニ係数の改善度<sup>4</sup>から、年齢階層別に吟味している。その結果、①公的医療保険給付額（＝医療需要）と（世帯単位の）当初所得は65歳以上では無相関であること、②15-59歳層では負の相関がある<sup>5</sup>こと、③所得格差を改善する効果は拠出段階でなく給付段階で生じていること、④そうした所得再分配効果は高齢者でより大きいこと、⑤この再分配上の特徴は1981年よりも1993年の方が明確なことを報告している。

さらに、こうした社会保険料と公的医療保険給付に着目したアプローチとは別に、遠藤・篠崎 [2003] では、公的医療保険の患者自己負担に着目したアプローチから医療アクセスの公平性を論じている。具体的には、1979年から1999年までの『全国消費実態調査（公表集計データ）』の（課税前）所得を基準に、①支出比率（医療費関連の自己負担を課税前所得で

<sup>2</sup> 外来受診の必要度は、年齢、性別、健康の自己評価、自覚症状数で推計されており、所得変数を用いていないのが、彼らの分析枠組の重要な点である。

<sup>3</sup> ほかに独自調査も併用し、①外来受診の有無以外に、②過去の入院経験の有無、③過去1年間における入院経験の有無、④現在の入院の有無、⑤世帯の医療費支出（世帯構成で規模を修正）についても、公平性を検討し、②以外に不公平は存在しない、と報告している。

<sup>4</sup> 遠藤・駒村 [1999]では、「ジニ係数の改善度 =  $\frac{\text{再分配所得のGini係数} - \text{当初所得のGini係数}}{\text{当初所得のGini係数}} \times 100$ 」を「医

療アクセスの改善度」として定義している。なお、「当初所得」とは、一般に「市場所得」と呼ばれている収入であり、「再分配所得」とは「当初所得 - 税・社会保険料 + 社会保障給付（年金・医療サービス・その他）」である。現物給付である「医療サービス」も含めている点が、「可処分所得」の定義とは異なる。

<sup>5</sup> 遠藤・駒村 [1999]p.147 の注4 参照。



除した値) と、②カクワニ指数<sup>6</sup>を用いて公平性を判断している。その結果、外来・入院医療とも 1984 年以降に低所得者の医療アクセスが不利になっていること、②高齢者の増加がこうした医療支出における逆進性を高める方向で働いていることなどを確認している。この結果は、先述の本多・大日 [2003] による「1998 年には、高所得者層に有利な外来受診の不公平性が解消された」との報告と比較すると対照的であり興味深い。

なお、遠藤・篠崎 [2003] でも国際比較は行われているが、本多・大日 [2003] が採用した枠組で行われた国際比較研究としては、Kakuwani, et al. [1997] や Wagstaff & van Doorslaer [2000] などが挙げられる。日本は、この国際比較研究には含まれていない<sup>7</sup>。

## 2) 日本の介護サービスの公平性をめぐる先行研究

2000 年 4 月にはじまった介護保険は、公的医療保険と同じく、公的に介護サービス (=施設・在宅サービスおよびケアマネジメント) を社会保険方式によって給付する制度である。

しかしながら制度発足間もないこともあり、上述の先行研究のようなアプローチから、公的介護保険による介護サービスの公平性についての研究は、筆者は寡聞にして知らない。とはいえ、介護サービスのニードと所得に関する研究も、すでにいくつか行われている。

近藤 [2000] は、65 歳以上高齢者を対象として、所得と要介護 (要支援 + 要介護) 出現率の関係について分析している。データは、1998 年度の人口 4 万人都市の全高齢者を対象としており、所得変数として「給与控除後の総所得 (=住民税の課税対象額)」を用いて、年齢や性別をコントロールした上でロジット分析を行っている。その結果、年齢が 5 歳上がると、要介護リスクは 1.8 倍、そして所得が 100 万円下がると 1.7 倍になり、100 万円の所得減少が 5 歳加齢とほぼ等しい効果を持つ、と報告している。すなわち、低所得は要介護者出現の危険因子であり、「低所得者に新たな経済的負担を強いる介護保険制度は…低所得者層からの要介護者発生を助長する可能性」があることを主張している (近藤 [2000]、p.6)。ただし、これらの観察結果に対しては、要介護状態になったから所得が減少したという関係を逆に捉えているのではないかという批判もありうる。

この点に関し、近藤 [2000] は、①就労者割合が高齢者は低い (10.6%) 上、就労者が減少する後期高齢者でも低所得層で要介護発生割合は高いこと、②年金受給開始後に要介護状態になっても所得の 8 割を占める給付額は減少しないこと、さらに③このような因果関係をもたらす過去に相当数の研究蓄積があることを指摘している。

牧・駒村 [2000] は、厚生労働省「国民生活基礎調査」1995 年の個票を用いて、(在宅) 介護費用および介護時間の分析を行っている。分析に使用したサンプルは、65 歳以上の高齢者がいる世帯かつ要介護者がいる世帯である。1995 年の当該調査 (世帯票) では、5 月中にかかった介護関連費用が、①排せつ・介助関係、②寝具・衣類関係、③介護機器・日常生活

<sup>6</sup> ここでは、所得順に人口を並べ替えられた所得データからローレンツ曲線 (相対累積所得度数) を描き 45 度線で囲まれた領域の面積の 2 倍を求め ( $G_a$ )、同じく所得順に並び替えられた医療費支出データから集中度曲線 (相対累積支出度数) を描き同様に 45 度線で囲まれた領域の面積の 2 倍を求め ( $G_b$ )、そこからカクワニ指数 ( $K = G_a - G_b$ ) は計算される。

<sup>7</sup> ただし、本多・大日 [2003] は彼らの研究を引用する形で、国際比較を試みている。

用具、④福祉等サービス、⑤医療関係、⑥その他に分けて調査されている。推計結果から、①介護費用に世帯所得はわずかながら影響を与えていること<sup>8</sup>、②主たる介護者が女性の場合には介護費用は低下すること、③要介護度と総介護費用の間には明確な関係は存在しないこと、等を確認している。

公的介護保険導入後の研究としては、大日 [2002] が挙げられる。この論文は、岐阜県の2つの市と3つの郡における要介護認定を受けた高齢者世帯の約半数(1500世帯)にたいして、介護保険導入後8ヶ月目の2000年11月に行った調査を用い、公的介護保険(居宅介護サービス)を利用した際の自己負担額(対数)にたいする世帯所得の弾力性を求めている。その結果、①自己負担額にたいする世帯所得の弾力性は高く(推計モデルによっては1を超える)、したがって②居宅介護サービスは奢侈財である可能性があり、③低所得者への一層の配慮を政策インプリケーションとして訴えている。

本稿は、こうした過去の先行研究を踏まえた上で、公的介護保険導入後1年3ヶ月目における居宅介護サービスの公平性について分析・評価する。

## 2. 分析方法

### 1) 基本的な枠組およびデータ

基本的な枠組は、Wagstaff & van Doorslaer [2000] を援用する。この枠組に従えば、居宅介護サービスの公平性を分析するためには、①介護サービスにたいするニードの所得階層間格差と、②実際の介護サービス利用の所得階層間格差の両方を把握していなければならない。

本稿では、「国民生活基礎調査(厚生労働省)」の2001年(6月調査)の介護票を用いて国立社会保障・人口問題研究所で行われた再集計結果を活用した。当該調査の介護票では、介護保険による(5月中一ヶ月間の)居宅サービス費用を尋ねている。もともとの調査票では、「支払った総額(=自己負担総額)」のほか、「利用者負担分(保険対象分)」、「利用者負担(全額負担分)」<sup>9</sup>、「その他の利用料」<sup>10</sup>も識別可能であるが、再集計上の制約により、「支払った総額」のみを用いることにする。これらの公的介護保険による居宅サービス費用は、「領収証(書)」あるいは「サービス利用票別表」を基として質問票に記入されており、きわめて正確に費用を捉えられていることが期待される。「支払った総額」の分布は次の図の通りである。

【図1:5月中に支払った居宅サービス費用総額(自己負担総額)の対数分布】

この居宅サービス費用の「支払った総額(=自己負担総額)」を要介護度、自立状況、痴呆の程度に応じて平均値を算出し、各人に割り当てることで、これを自己負担総額ベースでの「居宅サービスにたいするニード」とした。

<sup>8</sup> 係数が0.032であるので、世帯所得が1万円上がると、32円(=0.032\*1,000円単位)だけ総介護費用が増大することを確認している(牧・駒村[2000]、p.277)。

<sup>9</sup> 介護保険の給付に上乗せしたサービスの費用、全額自費で利用しているサービスの費用をいう。

<sup>10</sup> 通所介護・通所リハビリテーション利用時の食事の食材料費、おむつ代等をいう。

この平均値の算出過程において、とりわけ重要なポイントは、所得変数を一切使用しない点にある。すなわち、所得とはかかわりなく、純粋に要介護度、自立状況、痴呆の程度に応じた「居宅サービスのニード」となっている。

その上で、この①「自己負担総額の要介護度・自立状況・痴呆の程度別の居宅サービス費用（自己負担額の平均値）」すなわち「居宅サービスのニード」と、②「実際の居宅サービスに関する自己負担総額」すなわち「実際の居宅サービス利用」について、各々、(a) 所得階層毎に平均値を求める、あるいは (b) 所得階層順に並べて集中度曲線を描くことで、所得階層ごとにニードに対する実際の利用の差が把握され、その差によって「居宅サービスの公平性」が検討される、という手順になる。

なお、ここで「所得」は、「調整された世帯の年間所得（課税前・社会保険料拠出前）」に基づいている。国民生活基礎調査では、所得票により、可処分所得が世帯・個人レベル両方について入手可能であるが、介護票の調査対象者と、所得票の調査対象者は重ならないようになっている。したがって、介護票にかんしては、グロスでの世帯の年間所得しか入手可能でない。また年間所得はカテゴリー変数となっているので、それを各カテゴリーの上限・下限値の平均に変換した上で、世帯員数にルートをかけた等価尺度で除すること（OECD方式）により、「世帯規模調整済年間所得」という変数を作成した。本稿で「所得階層」と言う場合には、すべて、この所得概念に基づいている。

## 2) サンプルおよび推計方法

サンプルは、居宅サービス費用の値が入手可能かつ年齢が65歳以上の者に限定する。ここで注意しなくてはならないのは、まず介護票でカバーされているのは、在宅で介護を受けている者だけであり、施設介護者は除外されている。また、居宅サービスをまったく受けない（つまり全面的に家族介護だけに頼る）者の居宅サービス費用の変数はゼロとなっており、そうしたサンプルは約3割存在している。

したがって、居宅サービス費用関数の推計方法は、第一段階目で居宅サービスを利用するかどうか（反対に言うと、居宅サービス費用がゼロになるかどうか）の選択確率関数を推計し、第二段階目で当該費用関数を推計することにする。具体的には、ヘックマンモデルにより、この推計を行う。この推計に基づき、要介護度、自立状況、痴呆の程度に応じた「居宅サービス費用の平均値（ニード）」を各人について求める。

さらに、もう一つ注意しなければならない点は、介護保険制度が導入されてから間もないこともあり、田近・菊池 [2003] が都道府県レベルデータを用いて確認しているように、施設介護サービスについては供給制約がきつい地域があり、こうした地域では、施設サービスに対する超過需要が、より高い居宅サービスの需要に向かっていることである。つまり、居宅サービスの平均値を求める際に、この超過需要にかんする地域特性をどのように処理したらよいかという問題がある。

これについては、田近・菊池 [2003] に倣い、厚生労働省「介護サービス施設・事業所調査（2001年）」および総務省「2001年10月1日現在推計人口」より、「65歳以上人口一人当たりの施設（介護老人福祉施設+介護老人保健施設+介護療養型医療施設）定員率」を求め、

県単位で施設介護サービスの超過需要の地域特性に関する影響をなるべく除去し、「居宅介護サービスの平均値（ニード）」を算出することにした。

なお、各変数の基礎集計は、本稿の最後に附表として掲載してある。

### 3. 分析結果と議論

公的介護保険による、要介護度、自立状況、痴呆の程度に応じた「平均的な居宅サービス費用（＝ニード）」を各人について求めるための推計結果が次の表である。

[表 1：平均的な居宅サービス費用（＝ニード）算出のための推計結果]

尤度比検定は、ヘックマンモデルにより二段階で推計することの妥当性を示している。居宅サービス利用確率で有意であるのは、女性であること、および要介護についての変数である。要介護度の高さに注目すると、最も居宅サービスの利用率を高めるのは、要介護度 3 であり、約 8%、居宅サービス利用確率を上昇させている。一方で、最も重度の要介護度 5 においては、約 7%であり、最も低くなっている。これは、最重度の要介護者は、むしろ居宅サービス利用よりも、施設サービス利用に向うことを示す結果であると考えられる。

また、施設定員率の係数は、負で有意である。すなわち、施設定員率（65 歳以上人口に対する施設定員の割合）が高いと、居宅サービス利用はむしろ抑制されることを示唆している。逆に低ければ、居宅サービス利用は促進されることを意味する。この結果は、田近・菊池 [2003] の結果ともいちおう整合的である。

居宅サービス費用関数については、要介護度ばかりでなく、生活の自立度や痴呆の状況の影響が大きい。たとえば、一般家庭用浴槽の出入りが自立していること、あるいは徘徊が無いことで、実際の居宅サービス費用は 2 割以上も低くなる。また、痴呆の状況では、見守りにより自立が可能である（痴呆 2）場合には、居宅サービス費用は 4 割程度高くなり、それ以上に痴呆状況が悪化した場合には、むしろ相対的に費用はかからなくなる。これも、ある程度以上に、痴呆状況が悪化すると施設介護サービス利用に切り替わるためだと推測される。

また、主な介護者が配偶者であることは、有意に居宅サービス費用にはマイナスに働き、居宅サービス利用と配偶者の介護サービスが代替的であることを示している。また、要介護者のための専用室があることは、係数の値としてはそれほど大きくはないが、有意に居宅サービス費用を増大させている。

興味深いのは、公的介護保険制度導入後のデータを用いた本稿の結果では、要介護度と介護サービス費用との間に強い相関が見出されるのだが、先に述べたように公的介護保険導入以前の牧・駒村 [2000] ではそうした関連は見出されなかったことである。これは、公的介護保険制度下では、要介護度順に利用限度額が定められているので、そうした公的介護保険の制度設計がもたらした相違と考えられる。

この推計結果を用いて居宅サービス費用の平均値（＝ニード）を要介護度、自立状況、痴呆の程度に応じて各人について計算し、年齢階級別・性別にみたのが、次の表である。