

公的年金制度、失業保険制度、最低賃金制度に注目して、それぞれの制度がどれほど効果を発揮しているのか、定量的に抽出した。制度の運営には費用がかかるし、副次的な負の効果もある。それらに配慮しながら、政策のあり方について提言を試みている。

OECD（経済開発協力機構）は 2006 年 7 月、先進国の中で、日本の貧困率（18～65 歳の勤労世代を対象とした 2000 年時点の相対的貧困率）が、アメリカの 13.7% に次いで第 2 位の 13.5% の高さであるとの実情を、「対日経済審査報告書 2006 年版」の中で示した。日本は貧困に関して国際機関から警鐘を鳴らされる時代となってしまった。貧困は日本の一大社会問題となっているのである。

本書によって、日本の貧困に関して幅広い視点から理解できるのではないかと密かに期待している。貧困者の数が限りなくゼロに近づく日本になることを願うものである。

橋本俊詔・浦川邦夫

目次

橋本俊詔・浦川邦夫著『日本の貧困研究』 東大出版会、2006年

はしがき

図表一覧

第 1 章 日本の貧困の歴史	1
1. 人類有史以来の現象	1
2. 農業中心社会の貧困——古代・中世・近世	3
3. 階級社会の登場と貧困——明治から終戦まで	5
4. 豊かさの中の貧困——戦後	12
4.1 戦争による極貧状態	12
4.2 絶対的貧困か、相対的貧困か	15
4.3 貧困研究の蓄積	17
第 2 章 先進国の貧困	21
1. 先進国における現状	21
2. アメリカの貧困——自立重視・低福祉	27
3. イギリスの貧困——新自由主義的傾向の登場	36
3.1 先進的な貧困研究	36
3.2 現代の課題——女性・人種差別・高齢化	45
4. 北欧諸国の低貧困率——福祉国家の帰結	49
4.1 スウェーデンとデンマークの実状	50
4.2 北欧でなぜ貧困率が少ないか——民主主義と平等感	52

第3章 日本の貧困——1990年代以降の変化 59

1. はじめに 59
2. 分析の枠組み 62
3. 上昇する相対的貧困率——「働き盛り世代」に広がる貧困 75
 - 3.1 貧困レベルの年次推移 75
 - 3.2 TIP 曲線による検証 77
 - 3.3 世帯類型別に見た貧困指標の推移 80
4. 推定結果の信頼性 95
 - 4.1 等価尺度の変化による頑健性の検証 95
 - 4.2 貧困ラインの変化による頑健性の検証 97
5. 分配感応的な貧困指標と貧困順序の頑健性 99
 - 5.1 分配感応度の指標 99
 - 5.2 所得分布関数の形状と頑健性 101
 - 5.3 TIP 曲線による頑健性の確認 102
 - 5.4 TIP 曲線を用いた検証 103
6. 貧困の原因は何か——所得類型別分析 105
 - 6.1 当初所得 105
 - 6.2 修正当初所得 107
 - 6.3 税・社会保険料控除前所得 108
 - 6.4 可処分所得 108
 - 6.5 再分配所得 109
7. おわりに 109

第4章 生活保護制度の貧困削減効果
——公的年金制度との比較 111

1. はじめに 111
2. 生活保護基準で見た場合の貧困率 117
 - 2.1 生活保護基準の設定 117
 - 2.2 拡大傾向にある生活保護基準未済世帯 122
 - 2.3 捕捉率が低い理由 124
3. 貧困世帯の特徴——世帯類型・年齢階層・世帯業種・地域 127
 - 3.1 生活保護基準未済世帯の特徴 129

- 3.2 生活保護受給世帯の特徴 132
4. 社会保障制度の効果 135
 - 4.1 生活保護制度——弱い貧困転落防止効果 136
 - 4.2 公的年金制度——貧困防止効果は大 140
 - 4.3 若年層・壮年層への低い効果——諸外国との比較 143
 - 4.4 生活保護制度改革の展望 146
5. おわりに 147

第5章 “貧困との戦い”における最低賃金の役割 151

1. はじめに 151
2. 最低賃金制度の現状——生活保護基準を下回るケースの存在 153
3. 誰が最低賃金付近で生活しているのか 159
 - 3.1 使用するデータ 159
 - 3.2 計量モデル 160
 - 3.3 推定結果 163
 - 3.4 低賃金労働者と貧困との関係 167
4. 最低賃金の上昇は雇用量を減らすのか 170
 - 4.1 欧米の実証研究 171
 - 4.2 使用するデータ 172
 - 4.3 計量モデル 173
 - 4.4 推定結果 174
5. 最低賃金が賃金分布に与える影響 176
 - 5.1 最低賃金の上昇でどれだけの貧困世帯が救われるか 176
 - 5.2 賃金分布の平等化への貢献 177
6. おわりに 180

第6章 人々は貧困をどのように捉えているのか
——所得分配の価値判断に関する実証分析 185

1. はじめに 185
2. 先行研究 186
 - 2.1 日本の先行研究 186
 - 2.2 欧米の先行研究 188

3. 所得分配と貧困に関する意識	191
3.1 使用するデータ	191
3.2 倫理基準の設定	197
3.3 調査結果——貧困への問題意識	205
3.4 「機会の平等」に対する認識と所得分配の選好	207
4. 他人との比較をどう捉えるか	209
4.1 パレート原理の支持に対する考察	209
4.2 自分自身の立場と分配の選択との関係	213
4.3 計量モデル	215
4.4 推定結果——嫉妬と利己心	217
5. おわりに	218
第7章 所得格差の拡大と貧困	223
1. はじめに——1990年代以降の所得格差	223
2. 所得格差の推移	228
2.1 所得分配の不平等度計測のための尺度	228
2.2 高まる不平等度	233
2.3 税制・社会保障制度の格差是正効果	237
3. 世帯主の職業による影響	241
3.1 平均対数偏差による要因分解	241
3.2 世帯業態間に存在する所得格差	243
3.3 業態間格差の拡大	247
3.4 低い世帯業態間のモビリティ	251
4. 経済のマイナス成長の影響——PG曲線, GI曲線による分析	255
4.1 PG曲線, GI曲線の定義	255
4.2 低所得層に大きい不況のダメージ	257
5. 「喪失感」を考慮した貧困指標	259
5.1 焦点公理の限界	259
5.2 オーバーラッピング指標による計測	262
5.3 貧富の格差を考慮した貧困指標	267
5.4 貧困層は非貧困層との比較でどう思うか	268
5.5 推定結果——貧困層の喪失感・疎外感の高まり	269
6. 2002年以降の所得格差	274

7. おわりに 277

第8章 社会的排除とベーシック・インカム構想 281

1. 社会的排除の考え方	281
1.1 政治的課題として登場	281
1.2 社会的排除の特色	282
1.3 ヨーロッパの計測例	284
1.4 日本での剝奪と社会的排除	289
1.5 社会的排除論の評価	295
2. ベーシック・インカム構想	299
2.1 定義と主な議論	299
2.2 導入への壁	302

第9章 生活の質と貧困

——相対的剝奪が生活満足度に与える影響の実証分析 307

1. はじめに——「質的」な貧困考察の意義	307
2. 剝奪と生活満足度の関係	308
2.1 先行研究	308
2.2 使用するデータ	309
2.3 使用する変数とモデル	309
3. 推定結果	313
3.1 生活満足度と階層意識	313
3.2 主観的貧困	318
4. 家族との交流と生活満足度	320
5. おわりに	323

第10章 岐路に立つ日本社会

——変容の中で貧困問題にどう取り組むか 327

あとがき 337

なのである。

3.3 世帯類型別に見た貧困指標の推移

本項では、貧困世帯の特徴をより詳しく考察するため、世帯類型別、あるいは世帯主の年齢階級別に分類した場合に、それぞれのグループの貧困レベルにどのような特徴が見られるかを分析する。表3-6は、95年から01年にかけての世帯類型別、世帯主年齢階級の貧困指標の推移を示したものである。表3-3と同様、貧困線は等価可処分所得 [e=0.5] の中央値の50%に設定している。

母子世帯と高齢者世帯

表3-6を参照すると、母子世帯、単身高齢者世帯の貧困レベルが一貫して非常に高いことがわかる。母子世帯の貧困率は、55.3% (1995年)、53.0% (2001年) であり、貧困ギャップ率は18.7 (1995年)、18.3 (2001年) である。これは相当に高い数字である。母子世帯の半数以上が、貧困層に陥り苦しい生活を余儀なくされている。母子世帯は数が少ないため、貧困世帯に占める割合 (Poverty Share) は95年、01年ともに5%以下となっており、世帯全体の貧困率に与える影響は限定的であるが、他の先進諸国と同様、貧困世帯の代表例と言える。日本の離婚率は、他の先進諸国と比べると比較的低い、近年は上昇傾向にあるため、今後も離別を原因とした母子世帯の増加が懸念される。『国勢調査』によると、89年以降、離婚率は一貫して上昇しており、98年には1.94 (24万3,000件) となっている。89年の1.26から比べると急激な増加といえる。

また、単身高齢者世帯の貧困レベルも非常に高い。貧困世帯に占める割合が95年は21.5%、01年は20.9%と大きい、単身高齢者世帯の趨勢は日本全体の貧困レベルの変化に大きな影響を与えると見える。単身高齢者世帯の貧困率を見ると、47.9% (1995年)、43.0% (2001年) であり、貧困ギャップ率は20.2 (1995年)、16.0 (2001年) である。さらに、母子世帯同様、ワッツ指標などの分配感応的な指標も高い値をとっており、貧困層内での所得分配の偏りが激しいことが読みとれる。単身高齢者世帯には貧困ラインのすぐ下 (年

表3-6 世帯類型別、世帯主年齢階級別に見た貧困指標の推移
[貧困ライン = 等価可処分所得の中央値の50%]

世帯類型	1995 (平成7) 年					2001 (平成13) 年								
	N	Poverty Share	貧困率 (HR)	Poverty gap Ratio	Watts Index	FGT (α=2) ×100	Sen Index	N	Poverty Share	貧困率 (HR)	Poverty gap Ratio	Watts Index	FGT (α=2) ×100	Sen Index
全世帯	8132	/	15.2%	5.3%	8.1	2.8	7.4	7621	/	17.0%	5.9%	8.8	3.0	8.2
核家族 (子ども3人以上世帯)	412	4.3%	12.9	2.9	3.7	1.1	4.1	303	2.1%	8.9	2.7	3.9	1.2	3.7
核家族 (子ども2人世帯)	1453	7.8	6.7	2.0	2.9	1.0	2.9	1042	5.9	7.3	2.0	2.8	0.9	2.9
核家族 (子ども1人世帯)	1256	10.6	10.4	3.0	4.0	1.4	4.3	1124	7.4	8.5	2.8	4.3	1.5	4.0
核家族 (子ども0人世帯)	1019	8.2	10.0	3.3	5.2	1.8	4.7	1012	8.5	10.8	3.8	5.8	2.0	5.2
単身世帯 (高齢者世帯除く)	765	12.4	20.0	6.4	9.6	3.3	9.0	971	20.2	26.9	9.6	14.3	5.1	13.3
高齢者2人以上世帯	720	12.6	21.7	7.6	10.2	4.0	10.5	732	11.6	20.5	7.1	10.2	3.4	9.6
高齢者単身世帯	547	21.5	47.9	20.2	33.2	12.1	27.7	628	20.9	43.0	16.0	24.5	8.5	21.9
母子世帯	103	4.6	55.3	18.7	27.3	9.2	25.8	115	4.7	53.0	18.3	25.4	8.5	24.4
三世帯世帯	1063	7.3	8.5	2.9	4.8	1.5	4.0	860	5.6	8.4	2.7	4.4	1.4	3.9
その他の世帯	794	10.8	16.9	6.6	10.9	3.9	9.2	834	13.2	20.1	7.3	10.5	3.8	10.1
世帯主の年齢階級														
29歳以下	575	9.6%	20.7%	5.3%	7.3	2.2	7.5	571	11.5%	25.9%	8.6	12.2	4.1	11.8
30歳~39歳	1146	8.6	9.3	2.4	3.1	1.0	3.5	991	8.7	11.3	3.8	5.5	1.9	5.3
40歳~49歳	1840	16.7	11.3	3.9	6.5	2.1	5.5	1154	10.6	11.9	4.0	6.0	2.0	5.6
50歳~54歳	894	6.9	9.5	3.3	5.4	1.8	4.8	931	8.3	11.5	3.7	5.1	1.8	5.1
55歳~59歳	896	7.3	10.0	3.5	5.3	1.9	4.9	772	7.5	12.6	4.7	7.6	2.6	6.5
60歳~64歳	902	11.3	15.5	5.5	8.5	3.0	7.8	795	9.8	16.0	6.1	9.4	3.6	8.5
65歳~69歳	734	10.1	17.0	6.2	9.5	3.5	8.6	798	12.0	19.4	6.4	9.2	3.2	9.0
70歳以上	1145	29.5	31.6	12.5	18.9	7.2	17.2	1609	31.6	25.3	9.2	13.8	4.7	12.6

出所：1996年、2002年『所得再分配調査』より著者達が計算。1995年の貧困ライン = 1420万円、2001年の貧困ライン = 1311万円。
注：高齢者世帯は、男65歳以上、女60歳以上の者のみで構成するか、または、これに18歳未満の者が加わった世帯をさす。
三世帯世帯は、世帯主を中心とした直系三世帯以上の世帯をさす。核家族世帯、単身世帯は高齢者世帯が除かれている。

用者に比した時の自営業者の所得が相対的に低下していることが指摘されているが、本章でも自営業者が貧困予備軍となる傾向が高まっていることが確認された。

そして〔市群〕では、95年、01年ともに「人口5万人未満の市・郡部」が正に有意である。また、〔地域ブロック〕²⁴⁾では、「東海」をリファレンスグループに設定した場合、95年と01年で大きな変化が見られている。95年においては「南九州」が正に有意であるのみだったが、01年においては、「南九州」に加え、「近畿Ⅰ」、「近畿Ⅱ」、「四国」、「北九州」のダミー変数が正に有意となっている。とりわけ注目されるのは「近畿Ⅰ」、「近畿Ⅱ」である。近年、関西地方における経済の低迷、失業率の上昇が問題となっているが²⁵⁾、実証分析の結果はその傾向を裏付けるものであった。京都、大阪、神戸といった西日本においても有数の都市群を抱える近畿地域において、貧困世帯が増加傾向を見せている。

3.2 生活保護受給世帯の特徴

次に、生活保護受給の要因に関してプロビット推定を行った表4-8を見ていく。被説明変数は、生活保護受給世帯であれば1、それ以外は0をとる離散変数である。また、説明変数は貧困の要因に関するプロビット推定と同様に、世帯の様々な属性を表すダミー変数群である。

推定結果によると、〔世帯類型〕では「核家族世帯」をリファレンスグループとした場合、「母子世帯」が95年、01年ともに有意水準1%で正に有意である。この傾向は、母子世帯の貧困率が95年で47.6%、01年で47.0%と非常に大きいことから整合的である。また、「高齢者1人世帯」、「単身世帯

表4-8 生活保護受給の要因に関するプロビット分析(1995、2001年度)

〔被説明変数〕 生活保護受給世帯=1

	〔説明変数〕	1995		2001	
		限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差
世帯類型 (核家族世帯)	単身世帯(高齢者世帯除く)	0.0138**	0.009	0.0121**	0.005
	高齢者2人以上世帯	0.0016	0.004	-0.0010	0.001
	高齢者1人世帯	0.0369**	0.027	0.0100*	0.012
	母子世帯	0.1718**	0.068	0.1162**	/
	三世帯世帯 その他の世帯	0.0049 0.0078*	0.005 0.005	/ 0.0018**	/ 0.047
世帯主の年齢階層 (30歳~49歳)	30歳未満	/	/	-0.0019**	0.001
	50歳~59歳	0.0009	0.001	0.0035**	0.002
	60歳以上	0.0003	0.001	-0.0006	0.001
世帯業態 (一般常雇・30~99人)	会社・団体等の役員	/	/	/	/
	一般常雇・企業規模30人未満	0.0029	0.005	-0.0005	0.002
	〃 企業規模100~999人	0.0024	0.004	0.0037	0.006
	〃 企業規模1,000人以上	/	/	0.0067	0.009
	官公庁	/	/	0.0016	0.005
	1年未満契約の雇用者	0.0124	0.017	0.0274*	0.028
	自営業者	0.0023	0.004	0.0048	0.007
	家庭内職者+その他	0.0031	0.005	0.0134*	0.016
	無職(就労世代)	0.0850**	0.060	0.0904**	0.060
無職(高齢者)	0.0126*	0.015	0.0610**	0.058	
市群 (人口5万人以上の市)	大都市	-0.0003	0.001	0.0013*	0.001
	人口5万人未満の市・郡部	-0.0002	0.001	0.0002	0.001
地域ブロック (東海)	北海道	0.0035	0.005	0.0160**	0.014
	東北	0.0012	0.003	0.0072*	0.008
	関東Ⅰ	0.0015	0.003	0.0057*	0.004
	関東Ⅱ	0.0005	0.002	0.0024	0.004
	北陸	0.0059*	0.006	0.0033	0.006
	近畿Ⅰ	0.0025	0.003	0.0162**	0.012
	近畿Ⅱ	0.0089*	0.010	0.0123*	0.013
	中国	-0.0002	0.002	0.0078*	0.008
	四国	-0.0010	0.001	0.0231**	0.020
北九州	0.0039	0.004	0.0105*	0.009	
南九州	-0.0002	0.001	0.0063*	0.007	
	サンプルサイズ	5785		6411	
	Pseudo R	0.299		0.329	
	対数尤度	-227.36		-348.51	

注：〈 〉内はリファレンスグループ。説明変数は全てダミー変数。

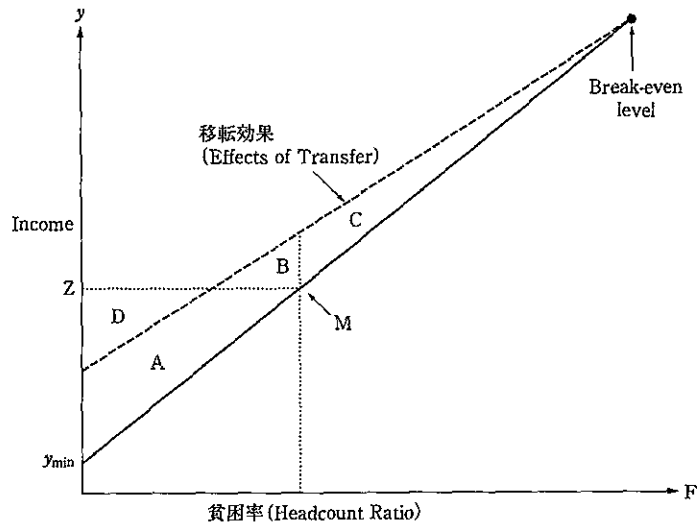
**は1%、*は5%、+は10%水準で有意を示す。

24) 地域ブロックにおける「関東Ⅰ」「関東Ⅱ」「近畿Ⅰ」「近畿Ⅱ」と都道府県との対応関係は次の通りである。

「関東Ⅰ」：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県
「関東Ⅱ」：茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県
「近畿Ⅰ」：京都府、大阪府、兵庫県
「近畿Ⅱ」：滋賀県、奈良県、和歌山県

25) 総務省統計局の労働力調査(各年版)における地域別完全失業率によると、近畿地方の失業率は1995年が4.0%、2001年が6.1%となっている。なお、最近の近畿の失業率は03年が6.6%、04年が5.6%となっている。

図4-3 社会移転に対する効率性の計測



出所：Atkinson (1995), p. 227.

や、生活保護受給世帯の特徴を分析したが、本節では、日本の生活保護制度が貧困の撲滅にどの程度の効果を発揮しているかを、日本の公的年金制度や他国の社会保障制度と比較する形で検討することにする。

4.1 生活保護制度——弱い貧困転落防止効果

生活保護制度が実際に生活保護を必要とする世帯に対してどれほど効率的に行われているかの一つの指標は、2節で論じた捕捉率で与えられるが、受給前後における貧困ギャップの変化に注目した指標を用いることもできる。その一つが、Beckerman (1979a, 1979b), Atkinson (1995) などの先行研究で使用された、貧困世帯の貧困ラインからの乖離 (Poverty gap) を考慮に入れた効率性の指標の計測である。この効率性の指標の計測手法について、まずは簡単に論じておこう。

図4-3は、生活保護受給などの貧困対策の効率性がどの程度であるかを図示するためのグラフである。横軸Fは、標本世帯を低所得の世帯から高所得の世帯に順序付けして%表示したものである。また縦軸yが所得を表しており、

貧困ラインをZとしている。y_{min}は、標本で最低所得を得ている世帯の所得額である。点線ZMと実線の距離が各世帯の貧困量であり、三角形ZMy_{min}の面積が社会の総貧困額を表すことになる²⁷⁾。今、政府による生活保護受給移転後の各世帯の所得額が破線で示されているとすると、貧困量の削減はAの部分の面積で表される。

ここで水平的効率性はAのA+Dに対する比率で求められる。すなわち、水平的効率性は、[政府の移転によって実現した貧困層の貧困量の減少額]が[移転を必要とする貧困層の貧困量の総和]に占める割合を示した指標である²⁸⁾。また、貧困削減の効率性 (poverty reduction efficiency) は、AのA+B+Cに対する比率で求められる。すなわち、政府の移転が、どれだけ移転を真に必要とする層へ適切に行われているかを示す指標となる²⁹⁾。なお、漏出効果 (spillover) は、BのA+Bに対する比率で求められる。これは、貧困層への過剰移転額がどの程度であるかを示す指標となる。

これらの指標をもとにして、日本の生活保護制度が、貧困の削減に果たしている効果について検討してみよう。

図4-4、図4-5は、90年代以降の『所得再分配調査』のデータをもとにして、可処分所得と可処分所得から生活保護給付額³⁰⁾を差し引いた所得との比較を行い、先述した計算手法によって水平的効率性、貧困削減の効率性の推移を示したものである³¹⁾。貧困ラインは等価可処分所得 [e=0.5] の中央値の50%も

27) 実際には、所得分布の密度関数は一律ではないが、この図では、単純化のために一律を仮定している。

28) Beckerman (1979a, 1979b) は、4カ国における社会保障支出の水平的効率性を計算しており、オーストラリアで74%、ノルウェーで92%、イギリスで96%、ベルギーで99%という推計結果を得ている。

29) Beckerman (1979a, 1979b) は、4カ国における社会保障支出の貧困削減の効率性も計算しており、オーストラリアで56%、ノルウェーで44%、イギリスで49%、ベルギーで8%という推計結果を得ている。

30) 生活保護法により現金で支給された生活扶助、教育扶助、出産扶助、葬祭扶助、住宅扶助の総額である。医療扶助による現物給付は、『所得再分配調査』では明確に特定することが困難であるため、本章では取り扱わないものとする。

31) 可処分所得と可処分所得から特定の社会保障給付を差し引いた所得の所得分配を比較することで、関心のある社会保障給付が所得分配に与える影響を調べる方法は、追加的アプローチ (marginal method, Nelson 2004) と呼ばれており、Holsch and Kraus (2006) など

図4-4 生活保護に関する水平的効率性
 [貧困ライン=等価可処分所得の中央値の50% or 40%]

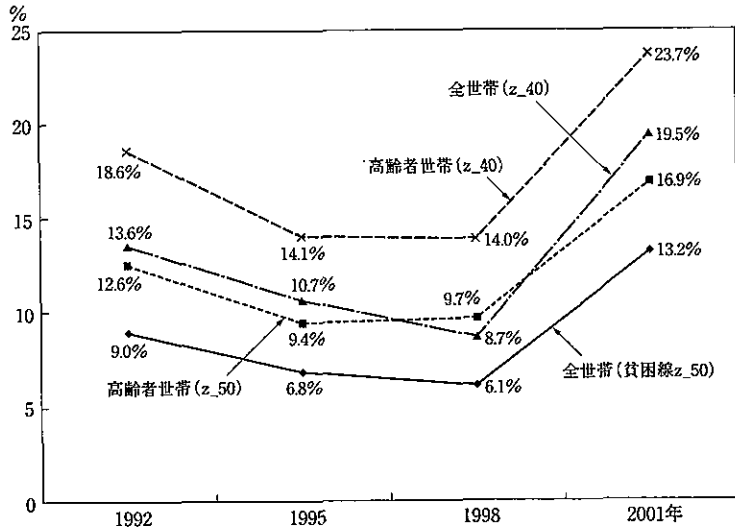
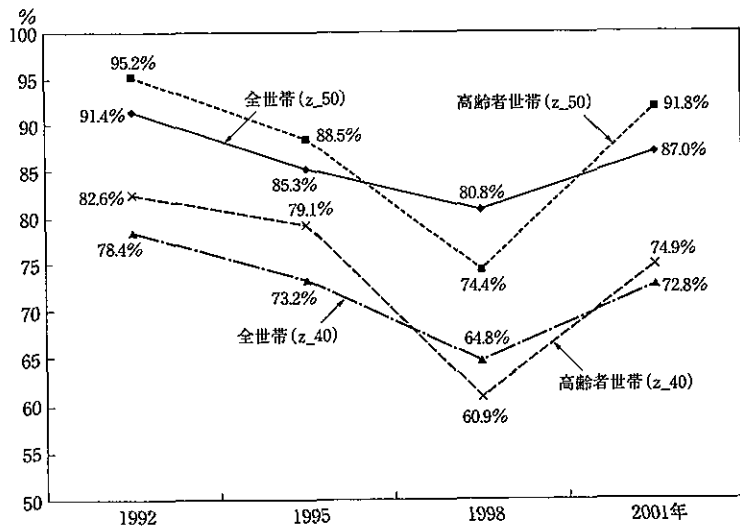


図4-5 生活保護に関する貧困削減の効率性
 [貧困ライン=等価可処分所得の中央値の50% or 40%]



しくは40%に設定しているの、相対的貧困の定義に基づいている³²⁾。

まずは、貧困層の貧困ギャップがどれだけ削減されたかを表した水平的効率性の推移が示されている図4-4を参照されたい。図4-4からまず読みとれることは、水平的効率性が一貫して非常に低く、もっとも高い2001年のケースでも全世帯でそれぞれ13.2%（貧困ラインを中央値の50%に設定したケース）、19.5%（貧困ラインを中央値の40%に設定したケース）にとどまっているという点である。このような推定結果が得られた理由は、生活保護の水準が低いというよりは、むしろ前節や橋本（2000）で指摘したように、本来、生活保護を受けてしかるべき世帯の多数が何らかの原因によって保護を受給していないことによるところが大きい。世帯主の失業や深刻な低所得などによって家計が危機的な状況に陥ったときに、公的扶助によって貧困を一時的に凌ごうという発想が、我が国では乏しいのである。そのことが低い水平的効率性として現れている。

もっとも、対象を高齢者世帯に限定すると、2001年において16.9%（貧困ラインを中央値の50%に設定したケース）、23.7%（貧困ラインを中央値の40%に設定したケース）であり、全世帯で計算した場合より若干高くなる。日本の生活保護制度が、高齢者世帯中心に機能していることがこの推定結果からも読みとれる。しかしながら、高齢者世帯における水平的効率性も決して高いものとはいえないため、貧困を削減する手段として生活保護制度は、現状では非常に限定的な役割しか果たしていないといえる。

次に貧困削減の効率性の推移を示した図4-5を見てみよう。貧困ラインを中央値の50%に設定したケースで全世帯をサンプルとした場合は、92年から01年にかけて貧困削減の効率性は一貫して80%を超えており、決して低くない。すなわち、貧困層への過剰受給、非貧困層への無駄な受給は、日本の生活保護移転に関してはほとんど確認されないことがわかる。生活保護の不正受給を試みるような世帯は、官庁の生活実態調査の協力に応じにくいと考えられるので、推計によって得られた高い効率性には多少の留保は必要であろう。しかしなが

で用いられている。

32) ここでは、可処分所得を世帯人数の平方根で割った値を等価可処分所得と定義している。

ら、70年代後半に暴力団の保護費不正受給問題が表面化し、81年に政府が保護費の適正化対策である「123号通知」³³⁾を打ち出して以降は、非貧困層への無駄な支給(図4-3のCにあたる部分である)はかなり沈静化したと言える。

とはいえ、貧困ラインを上回る部分に対する過剰支給が全く無いわけではないことも図4-5より明らかである。図4-3のBで図示されるように、相対的貧困ラインを超えた生活保護支給を受ける被保護世帯が少なからず存在しており、全世帯の2001年の漏出効果は約10%にのぼる。その意味では、高齢者に対する老齢加算を2004年度から段階的に縮減・廃止するなど、給付水準の全体的な見直しを進めている厚生労働省の政策措置は、それほど不自然なものではない。

以上をまとめると、水平的効率性が全世帯で13.2%、高齢者世帯で16.9%と非常に低いことを考慮すると、場合によっては1世帯あたりの給付水準を若干抑制することも選択肢に含めながら、より多くの低所得世帯を捕捉できるような制度に変更していく必要があるのではないか。現在、厚生労働省は「母子加算」の支給要件の厳格化や、持ち家に住む高齢者に対する自宅を担保にした貸付資金の導入を検討しており、濫給を防ぐ政策を進めているが、これらに加えて、漏給を防ぎ水平的効率性をさらに高める政策の必要性が高まっている。

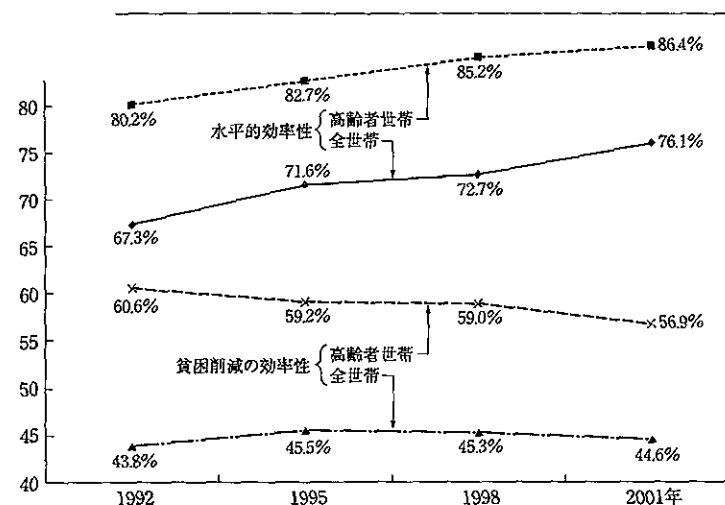
4.2 公的年金制度——貧困防止効果は大

生活保護制度と比較するために、日本の社会保険制度が貧困の削減に与える影響についても計測を行うこととする。特に関心が高いのが、公的年金制度の役割である。図4-6は、可処分所得と可処分所得から公的年金給付を差し引いた所得との比較を行うことにより、90年代における公的年金制度の水平的効率性、貧困削減の効率性の推移を計測したグラフである。図からは、全世帯をサンプルとした場合、公的年金制度の水平的効率性が一貫して上昇傾向にあり、2001年には76.1%になっていることが読みとれる。これは生活保護支給の水平的効率性が、2001年で13.2%であったのと比べると非常に高い値といえる。

33) 厚生省(現厚生労働省)が暴力団による不正受給の再発を防止するという名目で、生活保護受給申請者や被保護者が関係している金融機関へ行政側が調査・照会するための同意書を徴収し、被保護者の調査をより徹底することを地方自治体に指示した通達書。

図4-6 公的年金給付の効率性

[貧困ライン=等価可処分所得の中央値の50%]



高齢者世帯にサンプルを限定するとその効果はさらに大きく、2001年には86.4%の水平的効率性である。すなわち、日本では、高齢者がいる貧困世帯にとって公的年金が果たしている役割は非常に大きいといってよい。公的年金の給付が確保されることによって大多数の世帯は貧困に転落することを免れていたのである。

驚くべきは、高齢者のいない世帯も含めた全世帯で計測した場合でも2001年の水平的効率性が75%を超えているという事実であろう。60歳以上の高齢者が家族の中にいる世帯が全世帯に占める割合が増加していることや、遺族年金、障害年金などの制度があるため、全世帯で計測してもこのように大きな水平的効率性の値をとるのである³⁴⁾。家族の中に60歳以上の高齢者がいる世帯において、可処分所得から公的年金を引いた所得が生活保護基準³⁵⁾を下回る世帯

34) 『所得再分配調査』によると、60歳以上の高齢者が家族の中にいる世帯が全世帯に占める割合は、96年の44.3%から02年には51.0%にまで上昇している。遺族年金、障害年金の制度の概要、変遷については、『保険と年金の動向』(2005)参照。

35) 居住地を3級地-1として世帯別に算出。

表 5-9 諸変数の記述統計量（最低賃金と雇用）

変数	平均	標準偏差	変数	平均	標準偏差
20代女性の雇用割合	0.561	0.031	失業率 (%)	5.140	1.073
カイツ指標	0.406	0.023	第3次産業従事者の割合	0.633	0.047
最低賃金 (対数値)	6.461	0.047	就学率	0.070	0.006
平均賃金 (対数値)	6.762	0.072	50代以上の人口割合	0.486	0.033
20代女性の人口割合	0.073	0.009			

注：『就業構造基本調査』（2002）の集計データをもとに作成（Obs=47）。

表 5-10 最低賃金が雇用に与える影響

[被説明変数：20代女性の雇用割合]

[説明変数]	モデル1		モデル2		モデル3	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
カイツ指標	0.759	0.711	0.573	0.689	/	/
最低賃金 (対数値)	/	/	/	/	-0.239	1.113
平均賃金 (対数値)	/	/	/	/	-0.113	0.449
20代女性の人口割合	5.479*	2.623	0.166	4.285	8.466	6.609
失業率 (%)	-0.061**	0.020	-0.061**	0.019	-0.061**	0.020
第3次産業従事者の割合	0.720+	0.443	0.844*	0.393	0.641+	0.402
就学率	-7.029*	3.244	-7.430*	3.147	-12.04*	6.174
50代以上の人口割合	/	/	-1.431	0.937	3.946	2.530
定数項	-0.115	0.402	0.995	0.892	3.373	2.530
Prob>F		0.004		0.002		0.003
R ² (Adj.)		0.265		0.294		0.293
Obs		47		47		47

注：『就業構造基本調査』（2002）の集計データによる分析。

不均一分散を修正したロバストな標準誤差を使用。

**は1%、*は5%、+は10%水準で有意であることを示す。

4.4 推定結果

表 5-10 では、上記の (5.2) 式の計量モデルによる推定結果が示されている。

19) これらの変数は、主に Burkhauser et al. (2000) の分析で用いられた説明変数を参考にしている。

3種類のモデルを推定しており、モデル1では、説明変数としてカイツ指標、20代女性の人口割合、失業率、第3次産業に従事する雇用者の割合、就学率を用いている。また、モデル2は、モデル1に加えて50代以上の人口割合を変数に加えている。また、モデル3では、カイツ指標を用いず、最低賃金の対数値とパートタイム労働者の平均賃金の対数値を変数に加えている。表 5-10 を参照すると、モデル1、モデル2の双方のケースにおいて、カイツ指標は有意ではない。また、モデル3でも最低賃金の絶対額は、有意ではないことがわかる。

したがって、『就業構造基本調査』の集計データによる分析では、最低賃金の水準が高い県において、若年女性の雇用が有意に低くなるという現象は見られない。この結果は、被説明変数を60歳以上の女性や10~99人の規模の企業に勤める被雇用者の雇用者割合にした場合も同様であった²⁰⁾。すなわち、我が国においては、最賃の引き上げが雇用の喪失をもたらすと、明確に結論づけることは不可能である。

もっとも本章の推定結果にはいくつかの留保がある。まず、『就業構造基本調査』による1時点のデータしか分析していないため、使用したコントロール変数のみでは都道府県独自の固有な効果を十分に捉えきれていない可能性がある。また、若年女性が他のグループと比べて低賃金労働者が多いことは事実であるが、それでも8割以上の大多数は最賃よりもずっと高い賃金を得ているため、最賃が雇用に与える影響をより綿密に検証するためには、さらに対象グループを限定しなければならない。これらの問題を解決するためには、欧米の先行研究に見られるように、大規模なパネルデータを用いた詳細な検証が必要である。

20) 推定結果は紙面の都合上割愛するが、モデル1~モデル3のいかなるケースにおいても、カイツ指標（または最低賃金の対数値）の係数は有意ではなかった。

表 6-5 所得分配の選好に関する各倫理基準の適合度

[Total Choice = 854]

倫理基準	支持率の平均値	支持率の中央値
効率最優先型 [EF]	0.123 (10)	0.000 (9)
ギャンブラー型 [GAM]	0.096 (12)	0.000 (9)
最上位選好順序型 [LMAX]	0.097 (11)	0.000 (9)
功利主義型 1 [BT1]	0.142 (9)	0.000 (9)
功利主義型 2 [BT2]	0.310 (6)	0.286 (6)
功利主義型 3 [BT3]	0.452 (3)	0.571 (1)
ロールズ型 [LMIN]	0.528 (2)	0.571 (1)
修正ロールズ型 [LMIN2]	0.531 (1)	0.571 (1)
起業家型 1 [Ent_A]	0.246 (7)	0.286 (6)
起業家型 2 [Ent_R]	0.418 (4)	0.429 (4)
絶対的貧困回避型 [POV_A]	0.225 (8)	0.143 (8)
相対的貧困回避型 [POV_R]	0.388 (5)	0.429 (4)

注：() 内の数字はランクを表す。

これは、基本的に格差が広がることを回避し、所得最下位の所得変動に敏感でありながらも、Iの地域Xのような完全平等な所得分配に関しては、高い順序付けを与えなかった回答者がかなりの数にのぼっていることを示している。

2節で論じたように、「努力して働いた者が正当な対価を得るべきである」といった、いわゆる「努力に応じた分配」を重視している人達が相当数いることを鑑みると、このような結果が得られたのはむしろ自然であるとも受け取れる。

もっとも、通常のロールズ型 [LMIN] タイプの倫理基準もアンケート対象者の順序付けと整合性が高く、順序付けの総数 (121×7=854) のうち、およそ5割は、ロールズ型の倫理基準と整合的な順序付けがなされている。すなわち、多くの回答者が、最低所得層の所得分配に高い関心を示していたのである。これは、Traub et al. (2005) の先行研究における【審判型】の推定結果において、ロールズ型 [LMIN] タイプの倫理基準に対する支持が非常に低いのと比べて対照的である。もっとも Traub et al. (2005) の研究は、報奨金を伴う実験アプローチであり、分析に用いられた所得分配の数値も異なるため、単純な比

較はできないことは付言しておきたい。

表 6-5 の推定結果において、次に注目されるのは、貧困の回避を考慮に入れた2つの倫理基準の比較である。推定結果によると、平均値、中央値の双方において、相対的貧困回避型 [POV_R] の倫理基準に対する支持が、絶対的貧困回避型 [POV_A] を上回っていることがわかる。とりわけ、相対的貧困回避型 [POV_R] の倫理基準は、中央値で見た場合はロールズ型、修正ロールズ型、功利主義型 ($\epsilon=3$) に次いで、アンケート対象者の順序付けと整合的な倫理基準となっている。すなわち、貧困に対する見方でいえば、アンケート回答者の多数は、基本的な生活を送るために最低限必要な所得だけでなく、他の構成員の間に発生している所得格差との比較を考慮して、望ましい所得分配を決定しているのである。

VIのケースでは、絶対的貧困回避型 [POV_A] の倫理基準と整合的であるY-Z-Xの順序付けを与えた回答者が全体の9.8%であったのに対し、相対的貧困回避型 [POV_R] の倫理基準と整合的であるZ-X-Yの順序付けを与えた回答者は全体の40.2%であった。

様々な不運と困難、あるいは予期せぬ事故や災害に遭遇することによって、生きていくために最低限必要な所得を手にすることができない世帯に対する公的扶助の提供は、貧困を除去するための政策として非常に重要な役割を果たす。しかしながら、経済が発展した国家においては、生きていくために最低限必要な所得という概念だけでは、人々の精神的な剝奪状況、貧困感は、十分に緩和することはできない。人々の貧困感は、自分の所得水準だけでなく、自分達以外の他者が有している所得の多寡という、他者との相対的な関係によっても少なからず影響を受けるためである。

このような点を考慮すると、可処分所得の中央値の50%などというように、貧困線を社会の経済水準に応じて変動させるアプローチは、人々の「所得分配」や「貧困」に対する考え方の一部を反映したものと見える。

3.4 「機会の平等」に対する認識と所得分配の選好

所得分配の順序付けとの整合性が高いのは、ロールズ型、修正ロールズ型、功利主義型 ($\epsilon=3$)、相対的貧困回避型の判断基準である点が、アンケート調