

**Table 7. Regression results: Model III-a (age/year/gender/sector with second-level interactions)**

Variable	Mean 2001 euros	# of Ob	First stage		Reduced form		IV	
			Partially simulated	Fully simulated	Partially simulated	Fully simulated	Partially simulated	Fully simulated
First stage								
Mean SS Income	6,153	666	-0.0881 *	-0.0990 *				
10th Pct SS Income	4,352	666	-0.0658	-0.1249				
50th Pct SS Income	6,386	666	-0.0315	-0.0292				
90th Pct SS Income	7,512	666	-0.1168	-0.1168				
Rel Pov SS Income	3,581	577	0.0299	-0.0484				
Abs Pov SS Income	2,959	524	0.1719	0.2091				
Reduced form and IV								
Mean Income	18,019	666			-0.0224	-0.1253	0.2544	1.2654
10th Pct Income	6,747	666			0.2148	0.2039	-3.2650	-2.0280
50th Pct Income	14,856	666			0.2070	0.1451	-6.5664	-9.4024
90th Pct Income	32,793	666			-0.3919	-0.6336 *	3.3559	5.6905
Rel Inc Pov (*1,000)	0.179	666			0.0077	0.0101	0.3959	-0.1240
Abs Inc Pov (*1,000)	0.118	666			0.0056	0.0078	0.0497	0.0425
Health care benefits	28	666			-0.0014 *	-0.0015 *	0.0142	0.0143

(Note) \*: significant at 5% and \*\*: significant at 1%.

**Table 8. Regression results: Model III-b (age/year/gender with second-level interactions)**

Variable	Mean 2001 euros	# of Ob	First stage		Reduced form		IV	
			Partially simulated	Fully simulated	Partially simulated	Fully simulated	Partially simulated	Fully simulated
First stage								
Mean SS Income	6,153	666	0.4638 **	0.4717 **				
10th Pct SS Income	4,352	666	0.6009 **	0.6249 **				
50th Pct SS Income	6,386	666	0.5183 **	0.5265 **				
90th Pct SS Income	7,512	666	0.4345 **	0.4394 **				
Rel Pov SS Income	3,581	577	0.3375 **	0.3468 **				
Abs Pov SS Income	2,959	524	0.2720 **	0.2832 **				
Reduced form and IV								
Mean Income	18,019	666			0.2616 **	0.2616 **	0.5642 **	0.5547 **
10th Pct Income	6,747	666			0.5262 **	0.5409 **	0.8757 **	0.8656 **
50th Pct Income	14,856	666			0.3010 **	0.3011 **	0.5806 **	0.5718 **
90th Pct Income	32,793	666			0.1455 *	0.1400 *	0.3348 *	0.3186 *
Rel Inc Pov (*1,000)	0.179	666			-0.0252 **	-0.0263 **	-0.0679 **	-0.0695 **
Abs Inc Pov (*1,000)	0.118	666			-0.0188 **	-0.0197 **	-0.0538 **	-0.0546 **
Health care benefits	28	666			0.0001	0.0002	0.0003	0.0003

(Note) \*: significant at 5% and \*\*: significant at 1%.

**Table 9. Regression results: Model III-c (age/year/sector with second-level interactions)**

Variable	Mean 2001 euros	# of Ob	First stage		Reduced form		IV	
			Partially simulated	Fully simulated	Partially simulated	Fully simulated	Partially simulated	Fully simulated
First stage								
Mean SS Income	6,153	666	-0.0614 **	-0.0637 **				
10th Pct SS Income	4,352	666	0.0865	0.0874				
50th Pct SS Income	6,386	666	-0.0262	-0.0269				
90th Pct SS Income	7,512	666	-0.0976 **	-0.0985 *				
Rel Pov SS Income	3,581	577	-0.0510	-0.0781				
Abs Pov SS Income	2,959	524	0.0577	0.0549				
Reduced form and IV								
Mean Income	18,019	666			0.3135 **	0.3131 **	-5.1026 *	-4.9157 *
10th Pct Income	6,747	666			0.2369 **	0.2418 **	2.7393	2.7673
50th Pct Income	14,856	666			0.2227 **	0.2181 **	-8.5075	-8.1031
90th Pct Income	32,793	666			0.2335 *	0.2177 *	-2.3923	-2.2100
Rel Inc Pov (*1,000)	0.179	666			-0.0138 **	-0.0154 **	0.3939	0.2892
Abs Inc Pov (*1,000)	0.118	666			-0.0078 **	-0.0086 **	-0.3154	-0.3784
Health care benefits	28	666			-0.0006 *	-0.0006 *	0.0102	0.0100

(Note) +: significant at 10%, \*: significant at 5% and \*\*: significant at 1%.

### 3. 被排除者をめぐる既存の定性調査結果 の再検討

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）  
分担研究報告書

日本の社会保障制度における社会的包摂（ソーシャル・インクルージョン）効果の研究  
－被排除者をめぐる既存の定性・定量調査の再検討－

分担研究者 西村幸満（国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用  
分析研究部第2室長）  
研究協力者 稲田七海（国立社会保障・人口問題研究所客員研究員）

研究要旨

社会的に不都合を受けている層について、定性・定量的な手法を用いて分析をおこなった。西村論文では、若年層の格差の拡大を全国標本調査にもとづいて確認した。稲田論文では、野宿経験のある生活保護受給者の自立支援についてコミュニティケアの観点から再検討をおこなった。西村論文では、若者層で格差が拡大していることを確認し、この拡大が正規就業における格差拡大ではなく、非正規就業－それも30歳以上の層で生じていることを確認した。稲田論文では、野宿生活者が路上から居宅生活に至るまでの支援のプロセスを明らかにし、自立支援の課題についての考察を行った。

A. 研究目的

排除－包摂のプロセスを明らかにするために、特定の対象－若年層と野宿生活者－を焦点としたインテンシブな分析をおこなった。

若年層は、現在高齢者と同様に、格差拡大の焦点となっており、その一部は排除層に組み込まれている。野宿生活者は「野宿」という労働市場や地域社会からの排除を経験している。分析の軸は異なるものの、西村論文（「若年期の相対的地位の低下－格差指標、相対的剥奪指標を使って－」）と稲田論文（「あいりん地区における生活保護受給者の自立支援－路上から居宅への移行プロセスから－」）の問題関心は共有されている。

若年者の格差を確認し、その就業状態の

不安定さを規定する要因を確認することでリスク構造を明らかにすることができる。

また元野宿生活者が生活保護制度に包摂される過程を明らかにするとともに、保護受給以後の生活支援の実態と有効な支援策についての検討をおこない、コミュニティのもつ社会資本がどのように活用され生活保護受給者の自立支援に寄与しているかについても考察を行うことで同様にリスク構造が鮮明になる。

B. 研究方法

西村論文では、2003年に実施した『社会生活調査』、『若者層の仕事と生活に関する意識調査』（2004年）、『青少年の社会的自立に関する意識調査』（2005年）に基づ

き、若年層に広がる経済的格差の確認を Gini 係数、Atkinson 指数、Sen の Welfare Index などを用いておこなった。同様に、社会的な格差の確認を相対的剥奪指標を用いておこなった。

稲田論文では、1990 年代後半の野宿生活者（ホームレス）の急増にともなう野宿生活者問題の深刻化がすすみ、主要大都市では野宿生活者の実態把握に力が注がれ、野宿生活者の急増を抑制し自立へ促す施策の検討が開始されたことに注目する。

野宿生活者が、いかに野宿生活を解消し、一般社会での生活を再び可能にするかといった支援のプロセスは、十分に明らかにされていない。そこで本研究では、西日本最大の日雇労働市場（寄せ場）である大阪・あいりん地区（釜ヶ崎）を研究対象地とし、2001 年から 2005 年にかけて実施した非構造的インタビューによるヒアリングデータ、ならびに 2002 年に実施された『寄せ場型地域－山谷、釜ヶ崎－における野宿生活者への居住支援－「自立」支援と結合した居住支援の課題』（住宅総合研究所助成研究）で得られた調査結果をもとに、野宿生活から生活保護受給までのプロセスを詳述する。

（倫理面への配慮）

データの扱いにおいては、個人情報が出ないように細心の注意を払うこととした。

### C. 研究成果

西村論文では、若年層の経済的格差の拡大が年齢コホートごとに－とくに 30 代に急激に拡大することを確認した。またこ

の格差の拡大が正規雇用ではなく、非正規の拡大によって生じていることを見いだした。

稲田論文では、野宿生活から居宅保護受給の移行プロセスには、大阪市における生活保護制度運用の変化（敷金支給：1998 年施設退所者、2000 年病院退院者、2003 年住所を持たない者）が影響していることを確認した。この制度運用の変化により、居宅保護受給者の受け入れを見込んだ「福祉アパート」があいりん地区内で数多く展開され、民間支援団体のアウトリーチを受けた野宿生活者や単身の病院・施設退所者が入居することになった。さらに、福祉アパートの中には 24 時間体制の生活支援を付加した「サポートティブハウス」が出現している。ここでは、野宿生活後の自立に向けてのアセスメントとともに、地域で活動する生活支援型 NPO による支援プログラムを導入することで、生活保護受給者の健康状態、自立の段階にあわせた支援が実施されていることが明らかとなった。こうした野宿生活者の居宅生活への移行、すなわち生活保護制度への包摂には、民間支援団体の活動と保護受給者を受け入れる住宅ストックの増加が寄与していることが明らかとなった。

### D. 考察

西村論文では、非正規就業の継続がたとえば婚姻による半就労状態になったことを統制しても、格差を生じることを示している。潜在的な排除者を防ぐためには、非正規就業であり未婚（離婚含む）の女性に対して支援が必要であることがわかる。

稲田論文では、野宿生活から生活保護受給への移行プロセスが明らかになった。居宅保護移行後の生活支援はどのように保障されるべきか。3つの課題を示している。

第一に、飲酒、薬物、金銭の借り貸しの問題である。居宅保護からスピニアウトして再び野宿生活へ戻る「潜在的野宿生活者」も少なくない。

第二の課題は、加齢の問題である。大部分の入居者が経験してきた日雇いから野宿生活、という通常よりは過酷な労働とそれによって規定されてきた生活様式を尊重した個別の対応がなされるべきである。

第三の課題として、地域とのコンフリクトの問題である。地域が引き受けることへの地域住民からの批判である。こうしたコンフリクトをいかに解消していくかも、地域生活を支援する上で非常に重要な課題になってくる。

#### E. 結論と政策的含意

西村論文では、若年層のリスク構造において、30歳を超えた女性の支援を優先順位のトップにあげる。この世代が団塊ジュニアであり、半数が出産経験をしていないなどの指摘もある。この層が格差拡大の入り口にあり、特化した対策が必要である。

稲田論文では、あいりん地区におけるサポートティブハウスや生活支援系のNPOなどのインフォーマルセクターによる活動は、今後制度化される生活保護受給者の自立支援プログラムの担い手として十分に期待できる社会資本であることを確認した。しかし、コミュニティという観点からあいりん地域をとらえた場合、流動性の高い日雇い労働者を中心に構成された地域が、従来の

コミュニティとしての機能を持ちうるのか、さらには、生活保護受給者をどのようにコミュニティに包摂していくのか、来年度以降の課題として調査を進めていく予定である。

#### F. 研究発表

##### 1. 論文発表

稲田七海 (2005) 「生活保護受給者の地域生活と自立支援－釜ヶ崎におけるサポートティブハウスの取り組み－」, 『Shelter-less』 No.27, pp.82-102.

稲田七海 (2005) 「定住地としての釜ヶ崎－「寄せ場」転換期における野宿生活者支援－」, 『人間文化論叢』第7巻, pp.169-183.

##### 2. 学会発表

なし

#### G. 知的所有権の取得状況

なし

若年期の相対的地位の低下  
— 相対的剥奪指標と格差指標を使って —

西村幸満

国立社会保障・人口問題研究所

1. 問題の設定

若者の間に「格差」が広がりつつある。主要な論拠は、就業状態にある若者の間で近年の収入・賃金格差の拡大（ジニ係数の増大など）が確認されたことにある。大竹（2005, pp.21-22）は、『全国消費実態調査』に基づいて、25歳未満、25-29歳、30-34歳の各コウホートの経済的格差（ジニ係数）が、1999年調査時の結果とそれ以前の結果と比べて拡大していることを示している。また、『国民生活基礎調査』を用いた分析では、等価可処分所得<sup>1</sup>の Headcount ratio<sup>2</sup>で算出した年齢階層別の貧困率が、1995年以降20-25歳、25-30歳の各コウホートで高まっていることを示した（大竹 2005, p.25）。大竹は、日本社会の格差構造がこれまで一貫して高齢期に拡大する傾向があったことをデータで確認したうえで、近年の格差が、現役世代の中では、若年層だけにみられる特徴であることを示している。このことは、格差構造はどの年齢層でも一貫して確認できるものの、とりわけ格差の程度が近年若い世代から拡大していることを意味している。

そのため、近年若年層で広がる経済格差は、この層の年齢の上昇とともにさらなる格差拡大を予測させる（太田 2005）<sup>3</sup>。格差拡大の新しい動きが今後も変わらず続くのであれば、あらたに労働市場に参入するより若い層においても格差拡大が進むことも予想され、再分配政策などの社会保障政策あるいは機会の平等化政策など現行制度の改正・修正を含んだ対策が求められることになる（社会政策学会 2005）。

本稿の目的は、全国標本調査を利用して若年層の格差を2つ側面から確認することにある。格差の2つの側面とは、社会的な格差と経済的格差であり、できるだけ新しい調査で実態把握を試みることにしたい。

社会的な格差においては、相対的剥奪（relative deprivation）という指標を用いる。相対的剥奪指標は、Townsend（1979）により開発された指標である。この指標を用いた分析は、日本の高齢者については平岡（2001）と20歳以上については阿部（2005）がある。本分析では、相対的剥奪指標の測定が可能である阿部（2005）が用いた『社会生活意識』データを用いて、とくに若年者の世帯収入に焦点を絞って検討をおこなう。ここでは相対的剥奪がどのような世帯収入層にみられるのかを確認する。なかでも就業状態にある若年層において生じる相対的剥奪の確認をおこなう。

もう一つは若年層の経済的格差を若年層の就業状態にあるもの—正規・非正規という就業区分—の中で確認することである。本分析では、収入階級の中央値を用いて、世帯単位ではなく個人単位の経済的格差を確認する。大竹などの先行研究では、就業状態にある者

だけの所得を比較し非就業者を含んでいない。また所得「0」の者を排除するなど将来の懸念に対して過小な結果となっている。本稿ではこの問題を含めて経済的格差を検討したい。本稿の分析では、正規雇用者と非正規雇用者の比較など先行研究では検討できないサブ・グループの検証が可能になっている。正規・非正規間格差と正規・非正規それぞれの内部における格差を収入に基づいて算出した格差指標（後述）によって、性・年齢別に確認する。すなわち、2000年以降も引き続き若年層に格差が存在し続けているのか否か、また存在し続けているのであれば、若年層のサブ・グループにおいてその深刻度は偏りがあるのか否かを検証する。

## 2. 分析指標の特徴とデータ

本分析で若年層の格差を計測するのに用いる指標は、社会的な関係を測定する相対的剥奪指標と経済指標であるジニ係数との2つであり、その関連指標である Atkinson の階級指標、センの Welfare Index も部分的に確認する。

相対的剥奪は、イギリスの貧困状態を測定する指標として Townsend が開発したものである。相対的剥奪研究を整理した阿部（2005a, p.14）によれば、貧困（剥奪）とは、これまで3つの指標が定義されてきた。それは「相対的貧困」、「社会的必需項目による相対的剥奪指標」、そして「次元別ウエイト付け相対的剥奪指標」である。「相対的貧困」は世帯等価所得の中央値の50%で定義される。本分析では「相対的貧困」は取り扱わないが、「社会的必需項目による相対的剥奪指標」は、本分析に先行して実施されている『福祉に関する国民意識調査』（2002）の結果から考慮されている。すなわち、有効回答数の50%以上が生活に必要なと回答した14項目<sup>4</sup>について、必需品を一つでも所有していない（欲しくもない）ことを剥奪とし、各項目を積み上げたもの指標としている。「次元別ウエイト付け相対的剥奪指標」は、阿部（2005a, 2005b）が準拠した方式であり、以下のような方式で示される。本分析では20・34歳年齢層の相対的剥奪度を推計する。

$$D_i = \frac{\sum_{j=1}^J W_j d_{ij}}{\sum_{j=1}^J W_j}$$

ここで  $D_i$  は個人  $i$  の相対的剥奪指標を表しており、 $W_j$  は指標に使用する項目  $j$  の普及率を表している。また  $d_{ij}$  は項目  $j$  を個人  $i$  が所有していない場合に「1」を配分し、それ以外の場合に「0」を配分するようになっている。

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

不平等指標を示すジニ係数は、指標に投入するすべての人員を積み上げ、またその収入も積み上げたうえで、それらを1に基準化したローレンツ曲線に基づいている。ジニ係数は、ローレンツ曲線とその対角線に囲まれた面積を2倍して指標として用いるもので、0に近づくほど平等、1に近づくほど不平等となる指標である。

本分析で用いるデータは、『社会生活調査』(2003年)、『若年層の仕事と生活に関する意識調査』(2004)、『青少年の社会的自立に関する意識調査』(2005)の3つである。以下ではそれぞれ2003年調査、2004年調査、2005年調査とする。2003年調査は、国立社会保障・人口問題研究所が平成15年11月に実施した委託調査である。全国の20歳以上の男女2000人を対象とする標本調査であり、有効回答数は1,520人(76.0%)である。この調査は20-60世帯の動向を確認することと相対的剥奪指標を確認するために用いるものである。2004年調査と2005年調査は内閣府により実施された全国標本調査であり、調査対象はそれぞれ20歳~34歳の男女5,000人、15歳~29歳男女7,500人となっている。有効回答数はそれぞれ3,060人(61.2%)、4,091人(54.5%)となっている。2004年調査と2005年調査は、サンプル・サイズを有効に活用して、5歳刻みの年齢コウホート別分析をおこなうために用いる。2003年調査は、日本で初めての相対的剥奪指標の計測を目的としたものであり、2004年調査と2005年調査は、若年層の標本調査としては、日本で最大規模のものである。また2000年以降に若年層の格差が確認できる調査としても重要な意味づけをもつ。2003年調査も2つの若年調査同様に5歳刻みの年齢コウホート別分析をおこなうが、サンプル・サイズが非常に小さいために分散が大きいことに留意して用いる。

### 3. 相対的剥奪

それでは相対的剥奪指標を確認しよう。図3-1は阿部の方式(2005)に準拠して相対的剥奪度を求め、20歳以上対象者の分布に対して若年層(20-34歳)の分布を重ねた結果を示している。標本数が少ないために分布がかなり凸凹しているが、おおまかな傾向を読み取ることができる。すなわち、20-34歳の若年層においても、世帯収入の分布に関連して一収入が低いほど一相対的剥奪度が高まっていることである。

相対的剥奪度は20-34歳平均で0.0501程度であり、男性(0.0538)の方が女性(0.0458)よりも高めになっている。5歳刻みの年齢コウホート別に相対的剥奪度をみると、20-24歳コウホートで0.0839、25-29歳コウホートで0.0603、30-34歳で0.379となっている。調査対象者の年齢が高まるにしたがって相対的剥奪は改善されていくことがわかる。調査対象者は親の庇護のもとから自立、新しい世帯の構築というライフステージを踏んでいくと思われるが、他方で親から配偶者へと依存の対象が移行することもあるだろう。こうした改善が家族形態の変化あるいは就業などを契機に進むことは予想しやすい。果たしてどの契機によってこうした改善が進むのか。相対的に剥奪されている人々に社会的な支援を



与えることを考えれば、そうした契機の発見は必要条件と思われるが、2003年調査では変数の制約によってこうした契機を推し量ることができない。そこで4節では経済的な格差を確認する。とくに就業状態との関係から若年層における経済的格差の動向について正確に把握する。改善される相対的剥奪が、はたして就業を契機とした経済的格差の縮小を伴ったものなのか否かその可能性を探る。

#### 4. 若年層における経済的格差の動向

表4-1と表4-2は、3つの調査の収入変数を年齢コウホート別にみたものである。表4-1は2003年調査を用いて5歳刻み（45歳以上は10歳刻み）の年齢コウホート別の平均年収を示したもので、その分布はおおむね50-59歳をピークとして凸型になっている。ただし、この収入は世帯収入のため、男女ともに配偶者の年収が加算されているため個人収入よりも高く算出されていることに留意が必要である。とはいえ、男性若年層（20-34歳）の世帯年収はすべての年齢コウホートでもっとも低く、女性若年層も60歳以下の年齢コウホートではもっとも低くなっているなど年齢別の格差を示している。

表4-2は、2004年調査と2005年調査を用いて個人年収を年齢コウホート別にみたもので、さらに就業状態別にも算出した<sup>5</sup>。表4-1に比べて明らかに標準偏差の値が小さく、どの年齢コウホートでも年収にそれほど大きな格差がみられないことが確認できる。なかでも正規雇用ではどの年齢層でも平均年収の前後15万円程度に90%が収まっていることがわかる。

年収は15-19歳コウホートで男性134.7万円、女性では85.4万円ともっとも低い。中卒と新規高卒したばかりの年齢層であること、この年齢層に退職者が多いこと、また収入階級の区分が低収入ほどおおまかになっているため正確に把握できていないことが影響しているものの、月収にすると10万円前後になることがわかる。20-24歳男性の場合では2004年の場合は224.8万円、2005年で201.5万円なのに対して、女性では192.2万円（2004年）と165.5万円（2005年）と男性・女性ともに24~25万円の差異が生じている。どちらも2004年調査の結果が高くなっている。25-29歳も同様に50万円前後の差異が生じている。

収入測定の階級値が違うこともあり、金額の多寡を単純に比較することは難しいので、同一調査内の20-25歳年収に対する相対比で比較すると、次のようなことがわかる。正規就業は年齢が上昇するにしたがって年収が高くなる。2004年正規男性は、1.4倍強、1.8倍弱に上昇し、女性の場合は1.4倍弱、1.5倍と拡大幅は男性に比べやや小さいものの上昇する。2005年調査の男性の場合は1.4倍、女性も1.4倍弱と上昇している。

これに対して、非正規就業は男性の場合には確かに年齢の上昇とともに年収も上昇するがその幅は小さく、2004年調査の非正規Aの場合には1.2倍弱、1.4倍、2005年調査の場合の非正規Aは1.1倍弱、1.3倍弱となっており、上昇幅は小さくなっている。派遣・契約を含んだ数値を非正規Bでみると、2004年調査では1.3倍弱、1.5倍弱に対して、2005

年調査では上昇幅は小さくなっている。女性の場合は、2004年調査では非正規における年齢効果はほぼみられず収入は上昇するどころか下降している。2005年調査では1.1倍から1.2倍の上昇であり、バイアスを考慮すると女性の非正規の年収は年齢との関係が小さいと考えられる。

そこでこうした傾向を標準化して推定するために、収入の不平等度を測るジニ係数を用いて確認することにした<sup>6</sup>。図4-1は2003年調査を用いてジニ係数を推定した結果を5歳刻みの年齢コウホートで示している。年齢の上昇とともに不平等度は高まっていることがわかる。若年層にかなりの変動がみられるが、これは標本数が非常に少なく標準偏差が大きいことを反映している。そこで2004年調査と2005年調査で詳細に検討することにしよう。

図4-2から図4-9は5歳刻みの性別・年齢コウホート別のジニ係数を就業状態別に示したものである。2004年調査と2005年調査は、調査対象者が前後に5歳ずつ異なっている。2004年調査は20-34歳を対象とし、2005年調査は15-29歳を対象としている。それぞれの結果は20-29歳を中心として前後の情報を補うようになっている。図4-2と図4-3は、就業者全体について、性別・5歳刻みの年齢別にジニ係数をみたものである。表4-2で確認したように平均個人収入には性・年齢別の格差があった。ジニ係数の結果も追認している。図4-2と図4-3は男性就業者にも女性就業者にも不平等があることを示している。ただし、男性・女性ともに不平等は年齢の上昇とはほぼ無関係に推移する。顕著な変化は30-34歳年齢コウホートの女性において確認できる。30-34歳の女性において不平等度が拡大している。個人の平均年収でみた場合には、男性の収入は年齢に応じて上昇し、女性の場合も相対的に小幅ながら上昇している。平均年収の結果から推測すれば、正規就業よりも非正規就業の場合に不平等が拡大するはずである。

そこで就業者を正規就業と2つの非正規就業（パート・アルバイトのみ、パート・アルバイト・派遣・契約）別にジニ係数を推定することにした。それが図4-4～図4-9である。図4-4と図4-5は正規就業の性・年齢コウホート別のジニ係数である。予想したように、正規就業のジニ係数は男女ともに、またどの年齢コウホートにおいても0.2程度で安定をしている。一方で、パート・アルバイトのみの非正規就業をみた図4-6と図4-7は、正規就業よりも若干ジニ係数が高く0.25～0.30となっている。不平等度が正規就業よりも高いうえに、30-34歳で男女ともにジニ係数が0.4近くまで上昇する。すなわち、30代になって急激に不平等度が増すことになるのである。この結果は、派遣・契約就業者を非正規に含めた図4-8と図4-9でも同じように確認される。男性30-34歳コウホートよりも女性30-34歳コウホートのジニ係数の高さが際だっている。

こうした結果は、表4-3、表4-4にみるように、センのWelfare Index、Atkinson指標ともに共通している。すなわち、30代女性において収入の不平等度が急激に高まり、それは主に非正規就業において広がる格差に基づいていると考えられる。表4-5は、就業状態にありながらも収入が「0」であるものを推計に投入した結果も示した。正規就業の20-24

歳年齢コウホートにおいては、男女ともに、また 2004・2005 年調査ともに不平等を過小に推計していることがわかる。なかでも 2005 年調査の正規就業は不平等を過小に推計している。非正規就業では、2004 年調査では女性が不平等を過小に推計していた。これはどの年齢コウホートでもみられる傾向であった。ところが 2005 年になると女性非正規ではジニ係数と修正ジニ係数が一致している。2005 年になって雇用環境はかなり改善したことがわかっている<sup>7</sup>。雇用状況の改善は、不安定な非正規就業に顕著な影響を与えるだろう。2005 年調査の女性の収入ゼロの消失は、雇用状況の改善によって促されたと考えられる。けれども、こうした雇用改善の動向は、20 代の就業者についてであって不平等＝格差の顕著な 30 代以降については残念ながら雇用改善についてはデータの限界で確認できない。

## 5. まとめ

本分析の結果を整理しておこう。相対的剥奪によって若年層の生活を指標化してみたところ、その分布はかなり全体（20-60 歳）の分布に近似していた。しかし、性別・年齢別にみると男性の方が平均的に剥奪指標は高めであり、これは年齢が高まるにしたがって改善されるようにみえた。経済的格差を確認すると、若年層には確かに格差が確認できた。就業者全体でみると、それは 30 代で急激に高まっている。年齢の上昇とともに改善する剥奪状態＝貧困に対して、30 代になると急激に経済的格差は拡大する。このような、一見相反する結果をどのように整理することができるだろうか。

一つの仮説を提示すると、経済的な格差は剥奪＝貧困と連続した構造をもっているのかもしれない。就業あるいは家族による援助・公的扶助等によって貧困状態から脱することができても、そこから自立した生活を構築していくには、就業を通じた収入のさらなる向上が不可欠になる。これが、就業促進によって経済的格差が埋まらない理由の一つであると考えられる。すなわち、貧困者は就業によって社会参加をするが、実質的な格差を縮小するよりは、むしろ格差拡大に寄与する低所得者として計上されるのかもしれない。貧困状態からの脱出は、貧困者とそれ以外の者の生活水準を平等化するわけではなく、むしろ貧困者は低所得者として新たな格差拡大の要素として顕在化する。本分析ではこうした仮説に説得的な証拠を示すことはできないが、太田（2005）同様に、若年層における 30 代以降の格差拡大－非正規就業の中での拡大－が確認できたことは特記されて良いだろう。

<sup>1</sup> 等価可処分所得とは、課税前の所得から税金と社会保険料を引いた数値である可処分所得を、世帯人員数の変化の影響を考慮するために、世帯所得を世帯人員の平方根で除した数値である。家計内の規模を統制したもので、世帯収入を調整する場合に用いられる。

<sup>2</sup> 世帯主年齢別の世帯人員調整済みの貧困率を示す。

<sup>3</sup> Katz and Revenge(1989)と Levy and Murane(1992)は、アメリカにおいて若年層から格差拡大が始まったことが指摘されている。他方で、Smeeding and Sullivan(1998)では、1970 年代後半以降の貧困は若年層でもっとも早く増え、90 年代の格差緩和においては、若年層でもっとも早く緩和傾向がみられるという。

<sup>4</sup> 詳細は阿部（2005a, 2005b）を参照。14 項目は、設備（①電子レンジ、②冷暖房機

器（エアコン、ストーブ、こたつ等）、③湯沸器（電気温水器等も含む）、社会生活（④親戚の冠婚葬祭への出席（祝儀・交通費を含む）、⑤電話機（ファックス兼用を含む）、⑥礼服、⑦1年に1回以上新しい下着を買う）、保障（⑧医者にかかる、⑨歯医者にかかる、⑩死亡・障害・病気などに備えるための保険（生命保険、傷害保険など）への加入、⑪老後に備えるための年金保険料、⑫毎日少しずつでも貯金ができること）、住環境（⑬家族専用のトイレ、⑭家族専用の炊事場（台所）、⑮家族専用の浴室、⑯寝室と食卓が別の部屋）である。

<sup>5</sup> 年収の計測は、2004年調査、2005年調査ともに「収入なし」「100万円未満」「100～200万円未満」「200～300万円未満」「300～400万円未満」までは同じ収入階級で確認し、それ以上の場合、2004年の場合「400～500万円未満」「500～600万円未満」「600～700万円未満」「700万～800万円未満」「800万円以上」と100万円単位であるのに対して、2005年の場合「400～600万円」「600～800万円」「800万円以上」というように、200万円単位になっている。共通して年収の少ない層を正確に把握できないこと、年収の多い層に2005年の調査が過大に把握している可能性がある。

<sup>6</sup> ただし、ジニ係数は低収入層における変化にはあまり反応が好くなく、むしろ中収入層の変化に敏感に反応する。

<sup>7</sup> たとえば、有効求人倍率は2004年4月以降一貫して上昇し続けている。2006年初頭には1倍を超えた。

#### [参考文献]

阿部 彩 2005a 「貧困、社会的剥奪、社会的排除：指標作成と相互関係」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『日本の社会保障制度における社会的包摂（ソーシャル・インクルージョン）効果の研究』平成16年度総括・分担報告書、pp.8-28

阿部 彩 2005b 「日本における相対的剥奪指標と貧困の実証研究」国立社会保障・人口問題研究所 Discussion Paper Series No.7

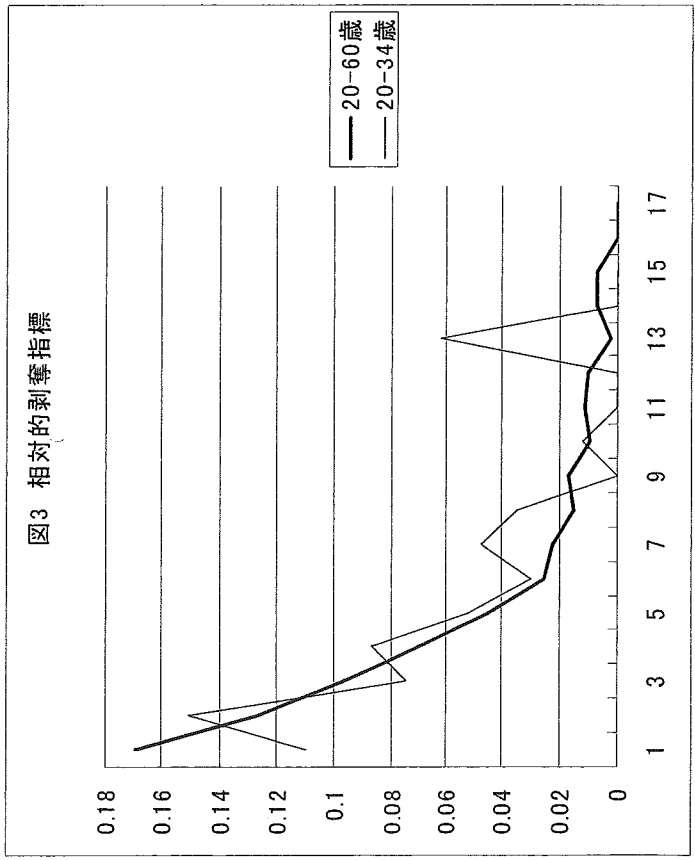
平岡公一 2001 「相対的剥奪指標の開発と適用」平岡公一編『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会、pp.153-174

太田清 2005 「フリーターの増加と労働所得格差の拡大」内閣府経済社会総合研究所 Discussion Paper Series No.140

大竹文雄 2005 『日本の不平等』日本経済新聞社

社会政策学会 2005 『若者－長期化する移行期と社会政策』法律文化社、第13号

Townsend, Peter, 1979. *Poverty in the United Kingdom: a survey of household resources and standards of living*, Penguin Books



『社会生活調査』(2003)より作成

表4-1 年齢コホート別にみた世帯年収(単位:万円)

	2003			
	male		female	
	N	世帯収入 SD	N	世帯収入 SD
20-24	5	460.0 161.6	5	275.0 82.9
25-29	23	371.7 27.4	10	415.0 138.7
30-34	46	478.3 35.2	13	523.1 105.1
35-39	62	582.3 35.5	25	526.0 68.6
40-44	67	593.3 28.8	43	569.2 49.5
45-49	66	625.0 43.5	34	620.6 52.7
50-59	168	666.5 29.9	74	648.0 52.0
60-69	98	581.6 45.2	35	432.9 47.1
70-92	29	537.9 59.8	3	583.3 202.8

表4-2 年齢・性別・就業状態別にみた世帯年収(単位:万円)

	2004				2005			
	就労(平均264.8千円, SD3.4千円)							
	male		female		male		female	
	平均収入	SD	平均収入	SD	平均収入	SD	平均収入	SD
	3181289	43887.51	1950935	42234				
正規								
15-19					134.7	11.0	85.4	7.9
20-24	224.8	8.4	192.2	10.3	201.5	7.0	166.5	5.2
25-29	328.7	6.1	262.4	7.6	276.0	6.9	212.5	5.9
30-34	398.9	6.5	292.0	9.8				
非正規A								
15-19					70.8	14.4	70.0	8.2
20-24	145.5	10.8	113.1	8.3	132.0	9.8	114.0	7.6
25-29	166.7	15.2	112.5	8.7	140.8	11.3	133.6	7.7
30-34	205.3	46.0	111.5	9.2				
非正規B								
15-19					72.5	12.3	75.0	8.3
20-24	151.5	9.6	131.9	7.9	147.0	8.7	119.3	6.5
25-29	194.4	13.4	136.8	7.6	177.9	12.5	151.2	6.5
30-34	220.5	25.7	128.4	8.6				

\* 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。

\* 内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

国立社会保障・人口問題研究所 2006 『非正規就業の増大に対応した社会保障制度の在り方に関する研究報告書』所内研究報告第16号より転載

表4-3 Senの福祉指標

2004	正規		非正規1		非正規2(派遣・契約含)	
	male	female	male	female	male	female
	25.100	20.300	8.320	7.520	9.990	8.910
20-24	28.200	15.300	11.500	8.360	13.200	9.910
25-29	19.400	21.300	11.000	7.860	11.800	9.620
30-34	27.700	22.900	12.200	6.950	14.400	7.790
	33.100		12.700		14.900	

2005	正規		非正規1		非正規2(派遣・契約含)	
	male	female	male	female	male	female
	18.900	17.300	8.540	8.210	9.710	9.200
15-19	20.700	9.440	9.280	5.400	10.800	5.630
20-24	13.300	15.600	5.740	7.850	6.250	8.380
25-30	18.200	19.700	9.210	9.570	10.700	10.900
	24.100		11.100		13.100	

S=m(1-G)で算出される. mは算術平均収入, Gはジニ係数

\* 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった.

\* 内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった.

国立社会保障・人口問題研究所 2006 『非正規就業の増大に対応した社会保障制度の在り方に関する研究報告書』所内研究報告第16号より転載



表4-4 Atkinsonの階級指標

2004	正規		非正規1		非正規2(派遣・契約含)	
	male	female	male	female	male	female
	0.033	0.048	0.092	0.111	0.081	0.105
20-24	0.036	0.064	0.064	0.079	0.063	0.075
25-29	0.025	0.037	0.071	0.099	0.069	0.091
30-34	0.025	0.041	0.151	0.135	0.105	0.134
	0.042		0.111		0.102	

2005	正規		非正規1		非正規2(派遣・契約含)	
	male	female	male	female	male	female
	0.052	0.058	0.081	0.090	0.084	0.087
15-19	0.050	0.051	0.069	0.061	0.072	0.067
20-24	0.053	0.048	0.085	0.089	0.077	0.084
25-30	0.041	0.054	0.059	0.082	0.074	0.077
	0.056		0.087		0.087	

A=1-[Yede/m]で算出される。mは算術平均収入

\* 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。

\* 内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

国立社会保障・人口問題研究所 2006 『非正規就業の増大に対応した社会保障制度の在り方に関する研究報告書』所内研究報告第16号より転載

表4-5 年齢コホート別・就業状態別にみたジニ係数・修正ジニ係数・対比

	2004				2005				
	male		female		male		female		
	ジニ係数	修正ジニ係数	比	ジニ係数	修正ジニ係数	比	ジニ係数	修正ジニ係数	
正規									
15-19									
20-24	0.187	0.234	0.250	0.246	0.285	0.160	0.212	0.212	0.000
25-29	0.162	0.168	0.035	0.187	0.187	0.000	0.228	0.243	0.066
30-34	0.171	0.171	0.000	0.215	0.215	0.000	0.202	0.211	0.045
非正規A (パート・アルバイト)									
15-19									
20-24	0.246	0.246	0.000	0.284	0.306	0.078	0.257	0.319	0.241
25-29	0.266	0.266	0.000	0.324	0.346	0.068	0.302	0.302	0.000
30-34	0.416	0.447	0.074	0.392	0.406	0.037	0.233	0.254	0.086
非正規B (パート・アルバイト に派遣・契約 を含む)									
15-19									
20-24	0.246	0.269	0.091	0.273	0.297	0.088	0.268	0.378	0.410
25-29	0.262	0.262	0.000	0.313	0.329	0.049	0.281	0.290	0.030
30-34	0.341	0.357	0.050	0.398	0.416	0.046	0.277	0.289	0.043

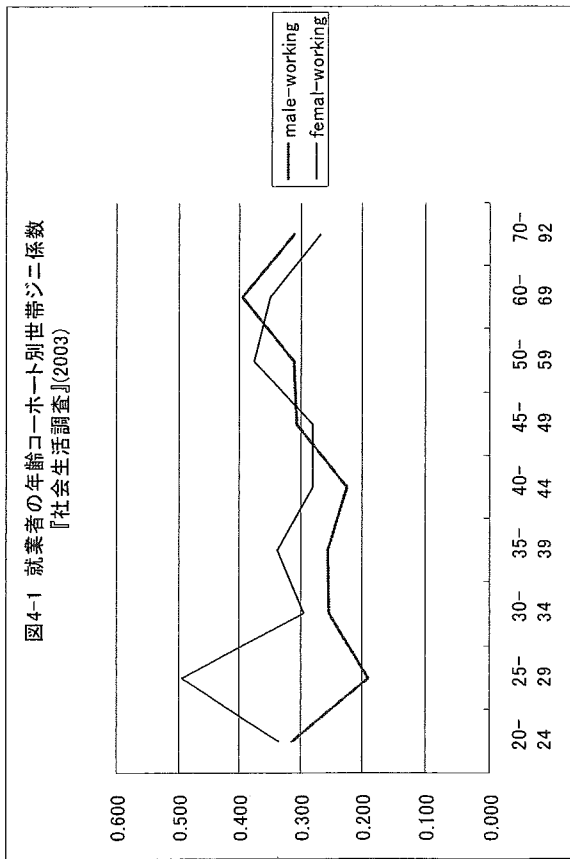
\* 修正ジニ係数は収入「0」の就業者(≒失業者)を分析に投入したものである

\* 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。

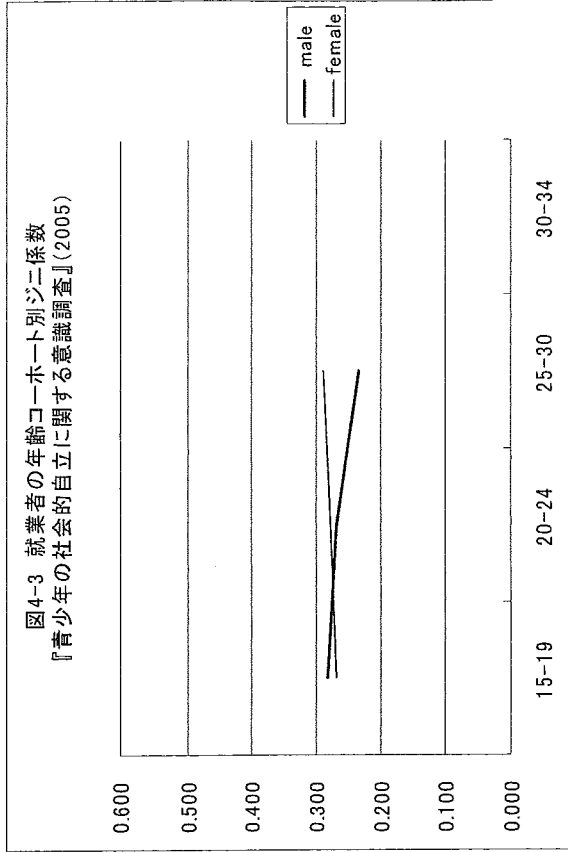
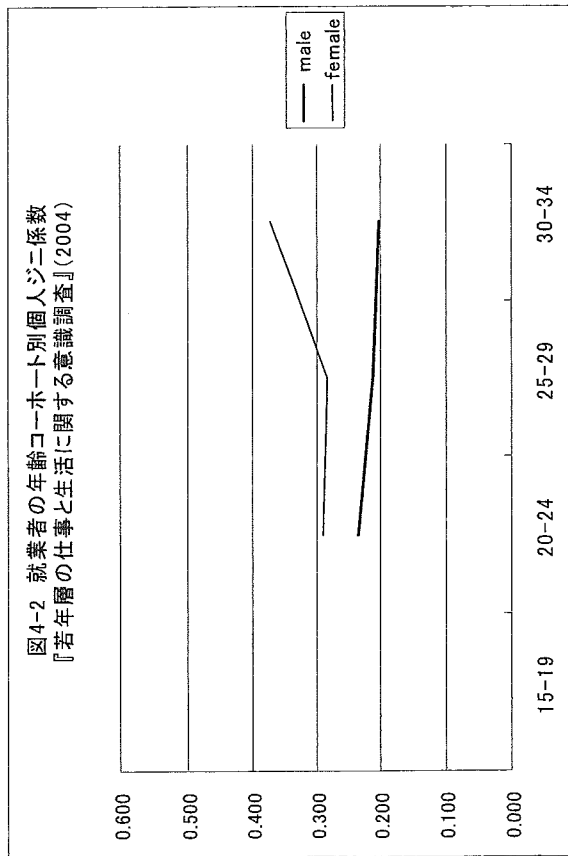
\* 内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

国立社会保障・人口問題研究所 2006 『非正規就業の増大に対応した社会保障制度の在り方に関する研究報告書』所内研究報告第16号より転載

図4-1 就業者の年齢コーホート別世帯ジニ係数  
『社会生活調査』(2003)



『社会生活調査』(2003)より作成



\* 内閣府「若年層の仕事と生活に関する意識調査」(2004)に基づき再集計をおこなった。

\* 内閣府「青少年の社会的自立に関する意識調査」(2005)に基づき再集計をおこなった。

国立社会保障・人口問題研究所 2006 『非正規就業の増大に対応した社会保障制度の在り方に関する研究報告書』所内研究報告第16号より転載