

居住生活の質に関する格差と貧困

浦川 邦夫

I はじめに

現在の日本は世界第2位のGDPを誇る大国であり、一般の人達の生活水準の程度は、発展途上国に住む人々のそれと比べると非常に高い。しかしながら、90年代半ば以降の生活保護受給世帯の増加、貯蓄無し世帯の増加に代表されるように、我が国では低所得世帯を中心として様々な世帯において貧困転落のリスクが高まっている¹⁾。OECD（経済協力開発機構）[2004]の報告書では、先進国の中で、日本の貧困率（全人口を対象とした2000年時点の相対的貧困率）は、アメリカの17.1%に次いで第2位の15.3%であるとの実情が示された²⁾。日本は貧困に関して警鐘を鳴らされる時代になってしまったといえる³⁾。

経済的な貧困に苦しむ世帯は、生きていくために基本的に必要な最低限の財が購入できないことが多々ある。「社会生活調査」を用いた阿部 [2005] の分析によると、所得などで測る貧困と生活環境における剝奪（deprivation）は密接な関係にあり、とくに1年以上の長期にわたる低所得と剝奪との相関が強いことが示されている。ここで剝奪とは、人間にとって社会生活を送るのに必要とみなされる私的財や公共財、あるいは快適性や社会との関わり（教育や社会保障）などが、どれだけ自分にとって利用が制限されているかに注目した概念

1) 金融広報中央委員会 [2003] によると、貯蓄を全く保有していない無貯蓄世帯は、2003年に20%を突破した。鈴木 [2005] によると、低所得世帯においてその傾向はより強く、年取150万円未満の世帯の3割が金融資産を保有していない。

2) OECDの報告書では、可処分所得が一定レベル（中央値の50%）を下回っている人を貧困とみなしている。

3) 90年代以降の日本の貧困の実態については、橘木・浦川 [2006] などを参照。

である。阿部 [2005] によると、日本では住宅設備において剝奪を被っている個人の割合が16.8%と相当高い点が示される。具体的に言えば、無作為抽出した全国の20歳以上の男女からなるサンプル（有効回答数1520）のうちの16.8%は、「家族専用の炊事場がない」や「家族専用のトイレがない」など、なんらかの形で質の低い住環境での生活を余儀なくされていたのである。

ここで注目されるのは、我が国では、劣悪な住環境で生活している世帯は、低所得の貧困世帯だけでなく、都市部の借家世帯を中心にしてかなり広い範囲に及ぶという点である。福田 [2002] は、我が国の特徴として、劣悪な住環境のもとで生活している世帯が他の先進諸国と比べて多数存在する点を指摘した。例えば、東京の雇用者の約6割は借家世帯であるが、その借家の平均述べ床面積は36.74 m²（約22畳）にすぎず、ドイツ、フランスの借家住宅面積の約半分、イギリスのその半分以下でしかないことを指摘している⁴⁾。この傾向は、最新の政府統計を用いた「1人当たり住宅床面積の国際比較」（第1図参照）においても確認できる。

我が国では、健康で文化的な住生活のために必要不可欠な水準として、最低居住水準というものが設定されている。（第1表参照）。この最低居住水準に満たない住居で暮らしている世帯の割合は、過去30年の間に30.4%（1973年）から4.2%（2003年）にまで大きく低下しているため、低所得世帯の住環境は、数十年前のそれと比較すればかなり改善がなされたとみなせる。

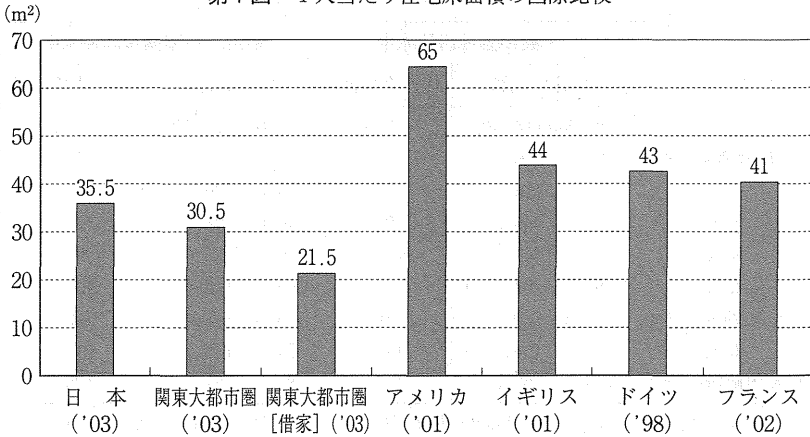
しかしながら、最低居住水準は単身世帯で居室面積4.5畳、4人家族で19.5畳を設定するなど、元々の基準が非常に低い値である点に留意する必要がある⁵⁾。国は、最低居住水準とは別に、住宅ストック全体の水準の向上を誘導するための指針として、人々が住む住居の居住面積について誘導居住水準⁶⁾を

4) 福田 [2002] 211ページ。

5) 福田 [2002] 213ページ。

6) 誘導居住水準には、都市の中心及びその周辺における共同住宅居住を想定した「都市居住型誘導居住水準」と郊外及び地方における戸建て住宅居住を想定した「一般型誘導居住水準」の2種類がある。（詳細な説明は、国土交通省『住宅・土地統計調査』（平成15年版）を参照。）

第1図 1人当たり住宅床面積の国際比較



出所：国土交通省住宅局 [2006] 165ページ。

資料：日本：『住宅・土地統計調査』（平成15年版）

アメリカ：American Housing Survey for the United States 2001

イギリス：English Housing Condition Survey 2001（データはイングランド）

フランス：enquete Logemant 2002, insee

ドイツ：Federal Statistical Office Germany 2002（データは1998年）

第1表 最低居住水準（平成15年度）

世帯人員	最低居住水準		世帯人員	最低居住水準	
	居住室面積	住戸専用面積		居住室面積	住戸専用面積
1人	7.5m ² (4.5畳)	18 m ²	3人	25.0m ² (15.0畳)	39 m ²
1人 (中高年齢単身)	15.0 (9.0)	25	4人	32.5 (19.5)	50
			5人	37.5 (22.5)	56
2人	17.5 (10.5)	29	6人	45.0 (27.0)	66

注1：居住室面積には、寝室、食事室、台所（又は食事室兼台所）、居間及び余居室のみを含む。

2：住戸専用面積には、寝室、食事室、台所（又は食事室兼台所）、居間、余居室、便所、浴室、収納スペース等を含むが、バルコニーは含まない。

出所：国土交通省住宅局 [2006]。

設定している。(第2表参照)。欧米諸国の平均的な居住面積と比較した場合、本来は誘導居住水準に近い値を最低居住水準とするべきものと考えられるが、現状では、約半数の世帯は誘導居住水準未達であり、とくに借家世帯において

第2表 誘導居住水準 (平成15年度)

世帯人員	一般型誘導居住水準		都市居住型誘導居住水準	
	居住室面積	住戸専用面積	居住室面積	住戸専用面積
1人	27.5㎡(16.5畳)	50㎡	20.0㎡(12.0畳)	37㎡
1人(中高齢単身)	30.5 (18.5)	55	23.0 (14.0)	43
2人	43.0 (26.0)	72	33.0 (20.0)	55
3人	58.5 (35.5)	98	46.0 (28.0)	75
4人	77.0 (47.0)	123	59.0 (36.0)	91
5人	89.5 (54.5)	141	69.0 (42.0)	104
5人(高齢単身者を含む)	99.5 (60.5)	158	79.0 (48.0)	122
6人	92.5 (56.5)	147	74.5 (45.5)	112
6人(高齢夫婦を含む)	102.5 (62.5)	164	84.5 (51.5)	129

注：都市の中心及びその周辺における共同住宅居住には「都市居住型誘導居住水準」が用いられ、郊外及び地方における戸建て住宅居住には、「一般型誘導居住水準」が用いられる。

出所：国土交通省住宅局 [2006]。

水準を下回る割合が高い⁷⁾。

また、全体の投資水準に占める住宅投資の割合が低い点も日本の大きな特徴の一つである。住宅投資の国内総固定資本形成に占める割合(2003年)を他の先進諸国と比較すると、日本では総固定資本形成に占める住宅投資の割合は15.7%であり、アメリカ(29.0%)、イギリス(22.6%)、ドイツ(31.9%)、フランス(22.5%)などの諸国と比べるともっとも低い水準にとどまっている⁸⁾。これは、欧米諸国と比較して企業設備や公共投資が総固定資本形成に占める割合が非常に高いことが背景にある。

いわば、我が国は、世界有数の経済大国である一方で貧困が拡大しており、とくに庶民の居住生活に関しては他の先進諸国と比べて相対的に貧しく、その傾向は21世紀に入ってからもさほど改善されていないのである。

しかしながら、我が国では、個人や世帯の属性と居住生活のレベルとの関係

7) 国土交通省『住宅・土地統計調査』(平成15年版)によると、持ち家世帯の33.6%、借家世帯の61.8%が誘導居住水準未満の世帯である。先述した福田 [2002] は、この理由として住宅コストの高さ、良質な公共住宅の不足、需要側に対する住宅補助政策の欠如を挙げている。

8) 国土交通省住宅局 [2005] 171ページ。

について詳細な分析を行った研究は未だ少ない。そこで本稿では、居住生活の格差や貧困に着目し、国が定める居住水準を満たしていない世帯や住環境に不満を感じている世帯の特徴について、大規模な個票データを用いて検証を行う。そして、貧しい住環境で生活している人々にどのような特徴が見られるかを計量分析によって示す。

本節の構成は以下の通りである。第Ⅱ節では、住環境など生活の質に関する「剝奪」の状況を分析した先行研究を簡単に概観する。第Ⅲ節では、分析に用いるデータの概要を述べる。第Ⅳ節では、国が定める最低居住水準を満たしておらず、居住空間が貧困の状況にある世帯の特徴についてプロビット推定を用いた計量分析を行う。第Ⅴ節では、「住居の広さ」に加え、「住んでいる地域に対する満足度」や「家庭生活に対する満足度」という指標を新たに考慮し、居住生活に関する剝奪の状況をより包括的に検証する。第Ⅵ節では、推定結果のまとめと今後の展望を述べる。

Ⅱ 先行研究

居住生活の貧困に関する分析は、それ自身単独で行われるケースもあるが、生活必需品の有無、健康、地域コミュニティとのつながりなど、生活を営むうえで重要と考えられるファクターと一体にして論じられることも多々ある。これは、既存の貧困の概念を拡大し、所得・消費などの1次元の変数だけでなく、生活の質に関する多次元の指標を用いて、家計の「剝奪」の状況を分析したものと見え、欧州の中心に研究の蓄積が進んでいる⁹⁾。

例えば、欧州共同体統計局 (EUROSTAT) は、EC 世帯パネル (ECHP) のデータを用いて、非貨幣的な剝奪の指標15項目を『欧州社会統計』(2000年)においてまとめている¹⁰⁾。そこでの15項目は、住居の状況や耐久財の有無、健

9) 例えば、Townsend [1979], Paugam [1995], Burchardt, Le Grand and Piachaud [1999]などを参照。EUならびにイギリス、フランスにおける相対的剝奪、社会的排除の指標の開発の動向をまとめた文献として阿部 [2002]、中村 [2002]がある。

10) 詳細な項目は European Commission [2000]、阿部 [2002] 参照。

康問題、対人関係の欠如など、まさに生活の質に関する剝奪状況を扱ったものである。

我が国では、居住生活の貧困を扱った分析として、福田 [2002]、泉原 [2005] などの研究があり、阿部 [2005] では、「社会的剝奪 (Social Exclusion)」の概念の一部として、住宅設備や住環境に関する剝奪の状況についての分析が行われている。阿部 [2005] によると、一般市民の過半数が「絶対に必要である」と回答した社会的必需項目において、サンプルのおよそ19%がこれらの項目のいずれかに欠如が見られるとの実証結果を得ている。先述したように、居住生活に関して言えば、住宅設備において剝奪を被っている個人の割合が16.8%となっている。

本稿では、大規模な個票データを使用することにより、年齢、職業、学歴、配偶者の有無といった個人の属性と居住生活の貧困との関係について、より詳細な分析を試みる。なお、樋口 [2004]、阿部 [2005] では、労働、住宅、健康、教育、公共サービスへのアクセスといった多次元の状況において存在する欠乏の現象を1時点で捉えたものを相対的剝奪、多時点で捉えたものを社会的排除とし、所得や消費といった1次元の変数のみを扱う貧困との差異を明確にしている。ただし、本稿では、Paugam [1995] の「関係的貧困」の視点のように、相対的剝奪、社会的排除のいずれも、広い意味での貧困に含まれると考えることにする。

III 使用するデータ

計量分析に用いるデータは、『日本版 General Social Surveys (JGSS)』の個票データであり、2000年から2002年までの3年分のデータを使用している¹¹⁾。

11) [二次分析] にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブから [日本版 General Social Surveys (大阪商業大学比較地域研究所)] の個票データの提供を受けた。日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999-2008年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表：谷岡一郎・仁田道夫、幹事：岩井紀子、保田時男、事務局長：大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会研

本調査は、人々の意識や社会生活の実態を把握することを目的とし、調査対象者の就業や生計の状況をはじめ、家族観、人生観、余暇活動など、様々な質問項目を多面的に網羅している点が特徴である。

本調査では、「住まいの広さ」を実数値で尋ねている他、「居住の形態」、「住んでいる地域の満足度」に関する設問を含んでいるため、世帯属性と居住生活の質に関する包括的な分析を行うことが可能である¹²⁾。また、本人の学歴や配偶者の職種、学歴など、国土交通省が5年に1度行う『住宅需要実態調査』に含まれない情報を変数に含めることができる点にメリットがある。本稿では、無回答者を除く全サンプル (N=5736) を主なサンプルとして使用する。

IV 計 量 分 析

1 居住スペースの貧困に関する分析

冒頭で述べたように、我が国の最低居住水準は単身世帯で居住室面積4.5畳、4人家族で19.5畳を設定するなど非常に低く、欧米諸国の居住水準と比較すれば、本来は誘導居住水準に近い値を最低水準とするべきものと考えられる。しかしながら、このような低い水準であるにも関わらず、平成15年は約200万世帯が最低居住水準未満であり、劣悪な住環境で生活を営む世帯は依然として多数存在する¹³⁾。国土交通省の『住宅需要実態調査』によると、住宅及び住環境に対する総合評価は、平成15年において「非常に不満」が3.4%、「多少不満」が25.1%であり、不満率（「非常に不満」と「多少不満」を合わせた率）は28.5%にのぼる。この数値は、10年前の平成5年と比べると6.9%の低下であるが、依然として約3割程度の世帯が住環境に何らかの不満を抱えているのである。

、究情報センター SSI データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。

- 12) 「住まいの広さ」に関する設問は、JGSS では以下のように尋ねられている。「お住まいの広さは、どれくらいですか。居住室だけでなく住宅全体の床面積をお答えください。畳数坪数、mのいずれでも結構です。(店舗併用住宅のときは、営業用の部分も含めてください。アパート、マンションなどの場合は、専用部分の床面積を答えてください。)」
- 13) 国土交通省『住宅・土地統計調査』(平成15年版) 参照。生活保護受給世帯は約100万世帯(2005年)であるため、生活保護受給世帯の約2倍の世帯が、最低生活居住水準未満の住環境で生活していることになる。

本稿では、まず、国が定める最低居住生活水準未満で居住生活を営む個人の属性を検証するため、以下の構造モデル [(4.1)-(4.3)式] の推定を行う。

$$Y_{1i}^* = \gamma_{12} Y_{2i}^* + \gamma_{13} Y_{3i}^* + X'_{1i} \beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (4.1)$$

$$Y_{2i}^* = \gamma_{21} Y_{1i}^* + \gamma_{23} Y_{3i}^* + X'_{2i} \beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (4.2)$$

$$Y_{3i}^* = \gamma_{31} Y_{1i}^* + \gamma_{32} Y_{2i}^* + X'_{3i} \beta_3 + \varepsilon_{3i} \quad (4.3)$$

ここで、 γ_{12} , γ_{13} , γ_{21} , γ_{23} , γ_{31} , γ_{32} は定数パラメータを表し、 β_1 , β_2 , β_3 はそれぞれの外生変数の係数のベクトルを表す。各々の方程式の被説明変数は以下のように定義される。

Y_{1i}^* : サンプル i が生活する居住スペースの狭さを示した潜在変数

Y_{2i}^* : サンプル i が配偶者を持つ可能性を示した潜在変数

Y_{3i}^* : サンプル i が親と同居する可能性を示した潜在変数

Y_{1i}^* (=居住スペースの狭さを示した潜在変数) は直接観測不可能であるが、以下の(4.4)式を満たすと仮定する。

$$Y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_{1i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4.4)$$

(4.4)式の Y_{1i} は、国が定める最低居住水準未満の住居で生活している者であれば1、そうでなければ0をとる観測可能な離散変数である。また、比較のために、誘導居住水準未満の住居で生活している者を1とするケースも考える。

構造モデルの主な目的は、 $Y_{1i}^*(Y_1)$ を被説明変数とする(4.1)式を推定することにより、個人の様々な属性が居住空間の貧困にどのような影響を与えているかを検証することにある。(4.1)式では、説明変数として、年代ダミー、年齢階層ダミー、有配偶ダミー、子ども人数、都市規模ダミー¹⁴⁾、職種ダミー¹⁵⁾、

14) 推定に使用する都市規模ダミーは、14大都市ダミー、その他の都市ダミーの2つのダミー変数であり、基準となるリファレンス・グループは市・郡部に居住するサンプルとする。

15) 推定に使用する職種ダミーは、経営者・役員ダミー、正規労働者(役職有)ダミー、官公庁勤務ダミー、非正規労働者ダミー、自営業ダミー、無職(就労世代)ダミー、無職(高齢世代)ダミーの7つのダミー変数であり、基準となるリファレンス・グループは正規労働者(役職無し)のサンプルとする。

第3表 使用変数の記述統計量

	男 性 (N=2864)		女 性 (N=2872)	
	平 均	標準偏差	平 均	標準偏差
2001年ダミー	0.32	0.47	0.32	0.47
2002年ダミー	0.35	0.48	0.34	0.47
20代ダミー	0.13	0.34	0.12	0.32
30代ダミー	0.14	0.35	0.15	0.35
40代ダミー	0.17	0.37	0.17	0.38
50代ダミー	0.22	0.42	0.22	0.41
60代ダミー	0.34	0.47	0.35	0.48
14大都市ダミー	0.18	0.38	0.19	0.39
その他の都市ダミー	0.57	0.49	0.58	0.49
郡部ダミー	0.25	0.43	0.24	0.43
有配偶ダミー	0.77	0.42	0.71	0.46
子ども人数	0.95	1.02	1.02	1.01
経営者・役員ダミー	0.06	0.24	0.02	0.13
正規(役職有)ダミー	0.19	0.39	0.02	0.13
正規(役職無)ダミー	0.27	0.44	0.17	0.37
官公庁ダミー	0.07	0.25	0.04	0.19
非正規ダミー	0.06	0.24	0.20	0.40
自営業ダミー	0.14	0.35	0.10	0.30
無職ダミー(就労世代)	0.08	0.28	0.27	0.44
無職ダミー(高齢世代)	0.17	0.37	0.22	0.41
労働組合参加ダミー	0.16	0.37	0.07	0.25
中卒ダミー	0.24	0.42	0.26	0.44
高卒ダミー	0.47	0.50	0.62	0.49
大卒以上ダミー	0.28	0.45	0.10	0.30
持ち家ダミー	0.80	0.40	0.81	0.39
民間賃貸ダミー	0.12	0.33	0.11	0.32
公営, 公社, 社団住宅ダミー	0.07	0.26	0.08	0.27
同居している親の数	0.46	0.76	0.39	0.72
世帯所得(100万円)	6.62	4.25	6.37	4.54
誘導居住水準未満ダミー	0.57	0.49	0.57	0.49
最低居住水準未満ダミー	0.14	0.35	0.14	0.35
居住生活に関する剥奪指標 (ロジット変換後のスコア)	-1.45	1.14	-1.36	1.17

注:「日本版 General Social Surveys (2000-2002)」をもとにして計算。

学歴ダミー¹⁶⁾、同居している親の数（配偶者の親も含む）、居住形態ダミー、世帯所得¹⁷⁾の変数を分析に用いる。分析に用いた変数の記述統計量は、第3表で示される¹⁸⁾。

ただし、説明変数のうち、「有配偶ダミー」と「同居している親の数」は、居住環境の貧しさが未婚率を高めるケースや、本人もしくは親の住居が広がったために、結果的に同居を選択しているというケースが考えられ、被説明変数 Y_{1i}^* との間に内生性の問題が生じている可能性がある。そのため、構造モデルにおいては、これらの変数を内生変数として取り扱うこととする。

なお、内生変数である Y_{2i}^* （＝配偶者を持つ可能性を表す潜在変数）、 Y_{3i}^* （＝親と同居する可能性を表す潜在変数）は、それぞれ以下の(4.5)式、(4.6)式を満たすと仮定する。

$$Y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4.5) \quad Y_{3i} = \begin{cases} Y_{3i}^* & \text{if } Y_{3i}^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_{3i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4.6)$$

Y_{2i} は、配偶者がいれば1、そうでなければ0をとる離散変数である。また、 Y_{3i} は同居している親の数を表す。

システムの各パラメータの求め方は、Nelson and Olson [1978] によって提唱された two-stage procedure を用いる¹⁹⁾。まず、(4.1)式、(4.2)式の誘導型方程式 [(4.7)式、(4.8)式] をプロビット推定し、(4.3)式の誘導型方程式 [(4.9式)] をトービット推定する²⁰⁾。

16) 推定に使用する学歴ダミーは、中卒ダミー、大卒以上ダミーの2つのダミー変数であり、基準となるリファレンス・グループは、高卒のサンプルとする。

17) JGSS では、19個の階級幅を設定することによって、世帯全体の1年間の収入（税引き前収入）を尋ねている（ただし、2300万円以上のケースでは実額を尋ねている）。本稿では、階級値の中央値を世帯所得として定義する。

18) 第3表の記述統計量を参照すると、国土交通省『住宅・土地統計調査』（各年版）の公表値と比べて、最低居住水準未満、誘導居住水準未満の住居で生活しているサンプルの割合がそれぞれ10%程度高くなっている。『住宅・土地統計調査』の場合、調査員は調査票を集める際に住宅の規模に関する記入に大きな誤りがないかを再チェックしているため、より正確な数値が反映されている可能性が高い。

19) 同様の手法を用いた実証研究としては、Brooks, Cameron and Carter [1998] がある。

20) なお、これらのパラメータ Π_1 , Π_2 , Π_3 の推定が構造型のパラメータの推定にとって意味を持つ

$$Y_{1i}^* = X_i \Pi_1 + v_{1i} \quad (4.7) \quad Y_{2i}^* = X_i \Pi_2 + v_{2i} \quad (4.8) \quad Y_{3i}^* = X_i \Pi_3 + v_{3i} \quad (4.9)$$

なお、 X_i は、外生変数のベクトル X_{1i} , X_{2i} , X_{3i} の集合体である。

次に(4.7)式～(4.9)式で求められた $\hat{Y}_{gi}^* = X_i \hat{\Pi}_g$ が、それぞれ元の構造型 [(4.1)式～(4.3)式] のパラメータを推定する際に各潜在変数の操作変数として用いられる。すなわち、あてはめ値 \hat{Y}_{2i}^* , \hat{Y}_{3i}^* を用いることで、居住水準未滿を説明する(4.1)式をプロビット推定し、国が定める居住生活水準未滿で居住生活を営む個人の属性を検証する。

2 推定結果——居住スペースの貧困

構造モデルの(4.1)式を two-stage procedure によって推定した結果は、第4-1表、第4-2表に示される²¹⁾。第4-1表は男性サンプル (N=2864)、第4-2表は女性サンプル (N=2872) の推定結果であり、第4-1表、第4-2表ともに、(i) 最低居住水準未滿、もしくは(ii) 誘導居住水準未滿²²⁾ の住居で生活している者を1、そうでない者を0とする離散変数を被説明変数とした結果が示されている。なお、表の左端にある〈 〉内の語句は、各説明変数群のリファレンス・グループを示したものである。[年齢階級]を例にとると、「60代」の限界効果は、他のコントロール変数を固定した場合に、〈30代〉に比べて居住水準未滿になる確率がどの程度増減するかを表している。

先に男性の結果を示した第4-1表を参照する。第4-1表で最も特徴的な点

つためには、識別性の条件が満たされていることが必要である。今回のケースでは、各方程式の右辺には内生変数が2つあるため、各方程式の外生変数ベクトルは、全ての外生変数を含んだベクトルから2つ落とす必要がある。

- 21) 構造モデルの(4.2)式、(4.3)式についての推定結果は、紙幅の都合上、本稿では割愛させていただく。(4.2)式で用いた説明変数は、居住水準未滿ダミー、年齢階層ダミー、都市規模ダミー、職種ダミー、学歴ダミー、同居している親の数、居住形態ダミー、本人所得(対数値)、長子ダミーである。また、(4.3)式で用いた説明変数は、居住水準未滿ダミー、年齢階層ダミー、都市規模ダミー、職種ダミー、学歴ダミー、有配偶ダミー、居住形態ダミー、本人所得(対数値)、長子ダミー、兄弟人数である。
- 22) 市郡の規模に関する設問において、「14大都市」、「その他の市」と回答したサンプルには、「都市居住型誘導居住水準」を適用し、「郡部」と回答したサンプルに対しては、「一般型誘導居住水準」を適用して分析を行っている。

第4-1表 居住空間の貧困に関するプロビット分析 (男性)

[男 性]		(i) 被説明変数：最低居住水準未満 = 1				(ii) 被説明変数：誘導居住水準未満 = 1			
一リファレンス・グループ		限界効果	標準誤差	z 値	P 値	限界効果	標準誤差	z 値	P 値
[年齢階級] (30代)	20代ダミー	0.000	0.018	-0.02	0.984	0.129	0.043	2.77	0.006
	40代ダミー	0.007	0.017	0.39	0.695	0.028	0.038	0.73	0.463
	50代ダミー	-0.006	0.016	-0.35	0.723	-0.037	0.038	-0.97	0.334
	60代ダミー	-0.051	0.018	-2.64	0.008	-0.144	0.045	-3.19	0.001
[市郡規模] (郡部)	14大都市ダミー	0.173	0.031	7.18	0.000	0.267	0.025	8.9	0.000
	その他の都市ダミー	0.052	0.013	3.77	0.000	0.087	0.024	3.62	0.000
[配偶関係] (無配偶)	有配偶ダミー	0.070	0.009	6.29	0.000	0.148	0.034	4.42	0.000
[子ども人数]	子ども人数	-0.001	0.006	-0.22	0.826	0.022	0.012	1.81	0.070
[職種] (正規 (役職無し))	経営者・役員ダミー	-0.053	0.013	-2.65	0.008	-0.206	0.048	-4.27	0.000
	正規 (役職有) ダミー	-0.036	0.011	-2.82	0.005	-0.040	0.031	-1.29	0.196
	官公庁ダミー	-0.003	0.020	-0.16	0.875	-0.070	0.042	-1.71	0.088
	非正規ダミー	0.034	0.029	1.29	0.196	-0.044	0.052	-0.87	0.382
	自営業ダミー	-0.020	0.015	-1.23	0.218	-0.093	0.037	-2.51	0.012
	無職ダミー (就労世代) 無職ダミー (高齢世代)	-0.006 -0.011	0.019 0.020	-0.28 -0.52	0.777 0.606	0.019 -0.070	0.044 0.043	0.43 -1.67	0.667 0.095
[労働組合]	労働組合参加	-0.012	0.013	-0.9	0.368	0.007	0.031	0.24	0.814
[学歴] (高卒)	中卒ダミー	0.024	0.015	1.69	0.090	0.021	0.027	0.79	0.430
	大卒以上ダミー	-0.001	0.012	-0.11	0.912	0.026	0.025	1.06	0.288
[居住形態] (民間賃貸住宅)	持ち家ダミー	-0.370	0.032	-15.53	0.000	-0.356	0.026	-10.23	0.000
	公営, 公社, 社団住宅ダミー	0.008	0.017	0.5	0.614	-0.111	0.059	-1.89	0.058
[同居している親の数]	同居している親の数	0.013	0.009	1.37	0.171	-0.111	0.017	-6.59	0.000
[世帯所得]	世帯所得 (100万円)	-0.010	0.002	-5.03	0.000	-0.012	0.003	-4.1	0.000
[年代] (2000年)	年代ダミー (2001-2002)	Yes				Yes			
	N	2,864				2,864			
	擬似 R ₂	0.352				0.212			

第4-2表 居住空間の貧困に関するプロビット分析 (女性)

[女 性]		(i) 被説明変数：最低居住水準未満 = 1				(ii) 被説明変数：誘導居住水準未満 = 1			
ーリファレンス・グループ		限界効果	標準誤差	z 値	P 値	限界効果	標準誤差	z 値	P 値
[年齢階級] (30代)	20代ダミー	0.013	0.022	0.65	0.518	0.141	0.041	3.06	0.002
	40代ダミー	-0.039	0.013	-2.67	0.008	-0.051	0.037	-1.4	0.161
	50代ダミー	-0.008	0.016	-0.51	0.607	-0.132	0.038	-3.53	0.000
	60代ダミー	-0.010	0.020	-0.48	0.634	-0.184	0.044	-4.23	0.000
[市郡規模] (郡部)	14大都市ダミー	0.139	0.030	5.79	0.000	0.254	0.024	8.7	0.000
	その他の都市ダミー	0.037	0.015	2.46	0.014	0.115	0.025	4.59	0.000
[配偶関係] (無配偶)	有配偶ダミー	0.051	0.011	4.15	0.000	0.105	0.027	3.99	0.000
[子ども人数]	子ども人数	0.025	0.006	4.23	0.000	0.036	0.012	3.05	0.002
[職種] (正規 (役職無し))	経営者・役員ダミー	-0.035	0.032	-0.86	0.389	-0.179	0.078	-2.32	0.020
	正規 (役職有) ダミー	-0.046	0.022	-1.46	0.144	-0.085	0.078	-1.11	0.267
	官公庁ダミー	0.000	0.027	-0.01	0.995	0.008	0.051	0.15	0.879
	非正規ダミー	0.001	0.017	0.08	0.933	0.027	0.035	0.78	0.437
	自営業ダミー	-0.035	0.017	-1.73	0.084	-0.090	0.045	-2.04	0.042
	無職ダミー (就労世代)	-0.023	0.015	-1.42	0.155	-0.030	0.035	-0.87	0.385
	無職ダミー (高齢世代)	-0.049	0.017	-2.47	0.014	-0.067	0.046	-1.48	0.138
[労働組合]	労働組合参加	0.003	0.023	0.12	0.908	-0.008	0.045	-0.18	0.860
[学歴] (高卒)	中卒ダミー	-0.001	0.014	-0.05	0.963	0.033	0.026	1.26	0.207
	大卒以上ダミー	-0.057	0.010	-3.97	0.000	-0.098	0.035	-2.82	0.005
[居住形態] (民間賃貸住宅)	持ち家ダミー	-0.380	0.030	-16.37	0.000	-0.345	0.024	-10.35	0.000
	公営、公社、社団住宅ダミー	-0.020	0.013	-1.38	0.167	-0.050	0.058	-0.89	0.373
[同居している親の数]	同居している親の数	-0.024	0.011	-2.14	0.033	-0.131	0.018	-7.21	0.000
[世帯所得]	世帯所得 (100万円)	-0.009	0.002	-5.26	0.000	-0.005	0.003	-2.14	0.033
[年代] (2000年)	年代ダミー (2001-2002)	Yes				Yes			
	N	2,872				2,872			
	擬似 R ₂	0.345				0.208			

は、(i) 最低居住水準未滿、(ii) 誘導居住水準未滿ともに、「持ち家ダミー」が有意水準1%で負に有意となっており、限界効果がそれぞれ -0.370 、 -0.356 と非常に高いことである。[居住形態]のリファレンス・グループは〈民間の賃貸住宅〉であるため、逆に言えば、世帯所得、職種などの他の条件をコントロールした場合においても、民間の賃貸住宅で居住している人は、持ち家に居住している人に比べて、狭い空間での居住を余儀なくさせられる確率が高いといえる。

また、[市郡規模]に関しては、「大都市ダミー」が(i)、(ii)ともに有意水準1%で正に有意であり、大都市居住者は、地方居住者と比べて、最低居住水準未滿、誘導居住水準未滿の生活に陥る確率が高い。都市部における住宅環境の劣悪さは、福田 [2002] においても強調されていた点である。

次に[年齢階級]で見ると、「60代ダミー」が(i)、(ii)ともに有意水準1%で負に有意である。若年層と比べた場合におけるストックの蓄積の大きさが背景にある。また、「有配偶ダミー」は(i)(ii)ともに有意水準1%で正に有意である。結婚後、独身時代よりも1人あたりの居住スペースが狭い環境で生活を営む家族が多いことが、この推定結果の背景にあると考えられる²³⁾。

次に、[職種]は、「経営者・役員ダミー」が(i)、(ii)ともに有意水準1%で負に有意である。また、「役職有りの正社員・正職員ダミー」は、(ii) 誘導居住水準に関しては有意でないが、(i) 最低居住水準に関しては有意水準1%で負に有意であった。他の条件をコントロールした場合においても、経営者や役職を持つ正社員は、役職を持たない正社員に比べて良質な住環境で生活を営める可能性が高いといえる。仕事での地位と賃金との間に正の相関があることを実証した研究は多数存在するが、仕事上の地位と居住環境との間にも一定の相関がみられるのである。なお、「自営業ダミー」は(ii)誘導居住水準において、有意水準5%で負に有意であった。しかしながら、居住空間の一部が商売や仕事を

23) なお「有配偶ダミー」と「配偶者の学歴」の交差項を入れる推定を別途行ったが、学歴間の差異はそれほどみられなかった。

するためのスペースとして使われている可能性もあるので、サラリーマンの居住生活との比較を行うためには、居住空間に関してより詳細な設問をしたデータでの検証が必要となるであろう。

次に「学歴」に関してみると、「中卒ダミー」が、(i) 最低居住水準未滿に関してのみ有意水準10%で正に有意である。しかしながら、「大卒ダミー」は(i), (ii)のどちらのケースにおいても有意ではない。したがって、男性について言えば、高学歴は居住スペースの貧困を回避することにたいして、あまり大きな関連を持たないといえる。

最後に「同居している親の数」は(i)については有意ではなく、(ii)については、有意水準1%で負に有意であった。逆に言えば、親元を離れた人の方が、そうでない人と比べて誘導居住水準未滿の居住生活を送っている確率が高くなるといえる。

これまで男性サンプルの推定結果を述べてきたが、次に女性の推定結果を示した第4-2表を参照する。女性のケースにおいても、(i) 最低居住水準未滿、(ii) 誘導居住水準未滿ともに、「持ち家ダミー」、「大都市ダミー」の有意性が強く、限界効果は非常に高い。「配偶者ダミー」も男性と同様、(i), (ii)の双方において有意水準1%で正に有意である。女性に特徴的なのは、「子どもの数」が(i) 最低居住水準未滿では有意水準1%で正に有意、(ii) 誘導居住水準未滿でも有意水準1%で正に有意となっている点である。とりわけ、母子世帯は狭い居住空間で生活しているケースが多く、サンプルの約18%が最低居住水準未滿であった。

次に、「職種」を参照すると、「経営者・役員ダミー」が(ii)誘導居住水準未滿に関して有意水準5%で負に有意である。「無職(就労世代)ダミー」には専業主婦が含まれるが、この変数は(i), (ii)ともに有意でない。正規労働者と非正規労働者の違いも男性と同様、それほど明確でなかった。

しかしながら、「学歴」に関しては男性と異なった特徴が見られる。具体的に言えば、「中卒ダミー」は、(i)(ii)ともに有意ではないが、「大卒ダミー」は

(i), (ii)のどちらのケースにおいても有意水準1%で負に有意である点である。女性について言えば、職種などの変数をコントロールした場合においても、高学歴は「住まいの広さ」に対する環境の上昇にある程度の効果をもたらしているといえる。女性の高学歴者は自身の能力に加え、配偶者の所得や親の資産に恵まれているケースが多いため、このような推定結果が得られた可能性が示唆されるが、親からの世代間移転と住環境の関係については、別途さらなる検証が必要である。

以上の推定結果をまとめると、男性、女性ともに世帯所得が低く、持ち家ではなく、結婚をしている人が、最低居住水準未満、あるいは誘導居住水準未満での居住生活を営む確率が高くなるといえる。また、男性の正社員・正職員については、役職があるかないかといった効果が大きい。一方、学歴はさほど「住まいの広さ」に対して影響を与えていない。一方で、女性は、職種の効果はそれほど見られないが、大卒以上の学歴は、「住まいの広さ」に対して一定のプラスの影響をもたらしていると考えられる。

V 多次元貧困指標による居住生活の貧困

1 多次元貧困指標の枠組み

前節では、国が定める最低居住水準未満、あるいは誘導居住水準未満の住居で生活している人に注目し、それらの人達の特徴がどのようなものであるかを分析した。いわば、住環境における「住居の広さ」に焦点をあてたわけである。本節では、この「住居の広さ」に加え、「住んでいる地域に対する満足度」や「家庭生活に対する満足度」という指標を新たに考慮し、居住生活に関する貧困の状況をより包括的に捉えることとする。

分析をするにあたり、本稿では Deutsch and Silber [2005] が提案した多次元貧困指標を応用し、「住居の広さ」、「居住地域の満足度」、「家庭生活の満足度」の3つの指標を統合することにより、居住生活全体から被る剝奪状況を表した変数による分析を考える。

Deutsch and Silber [2005] が Chakravarty [1983] の指標をもとに提案した多次元貧困指標は以下の (5.1) 式で表される。

$$P(X : z) = (1/n) \sum_{j=1} \sum_{i \in S_j} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)^e] \quad (5.1)$$

x_{ij} は、個人 i の項目 j のレベルを表す。 j は生活を営む上で重要となるニーズ (財や環境) であり、本稿では居住生活に関連する「住居の広さ」、「居住地域の満足度」、「家庭生活の満足度」の3つの指標を分析に使用する²⁴⁾。 z_j は、項目 j に関して必要不可欠とされる水準を表し、ここでは相対的剝奪線と呼ぶことにする。 S_{ij} は、 J 個の項目のうち、個人 i が基本的ニーズを満たしていない項目 (財・環境) の集合を現す。すなわち、 $x_{ij} < z_j$ となる項目に関してのみ、多次元貧困指標の計測に用いられることになる。

すなわち、(5.1) 式の $P(X : z)$ は、居住生活を営む上で重要となる基本的な財 (あるいは環境) が剝奪されていることに対するサンプル全体の貧困レベルを示したものと言える。このとき、個人 i が j 個のニーズから受ける剝奪感は、以下の (5.2) 式で表される²⁵⁾。

$$p_i(x_i : z) = \sum_{j \in S_{ij}} a_j [1 - (x_{ij}/z_j)] \quad (5.2)$$

j は居住生活に関する項目であり、それぞれ、

$j=1$: 「住宅の広さ」

$j=2$: 「住んでいる地域に対する満足度」

$j=3$: 「家庭生活に対する満足度」

とする。「住宅の広さ」に関する相対的剝奪線 z_1 は、先程の分析で用いた誘導居住水準 (第2表参照) を使用する。また、「住んでいる地域に対する満足度」、

24) 従来の先行研究では、項目 j は「家族専用の炊事場がない」、「家族専用のトイレがない」など、居住生活において重要となるニーズ (財や環境) の欠如の有無をチェックする項目で構成されるケースが多い。しかしながら、本稿の分析で使用した JGSS のデータでは居住生活におけるニーズに関する詳細な設問は設けられていない。そのため、「住んでいる地域に対する満足度」、「家庭生活に対する満足度」に対する回答をもとにしたレベル変数を使用することにより、各々のサンプルが居住生活から被る貧困感を多次元貧困指標に基づいて計測することとする。

25) (5.1) 式の e は、貧困ギャップに対するウエイトを示す指標であり、本稿では $e=1$ を仮定する。

「家庭生活に対する満足度」は、それぞれ設問では「1.満足」…「5.不満」の5段階で尋ねられているが、解釈を容易にするために、「1.不満」…「5.満足」に置き換えた変数を分析に用いる。そして、それぞれの回答の平均値を相対的剝奪線 z_2 , z_3 とし、平均満足度を下回る x_{12} , x_{13} に関して(5.2)式を用いて個々のサンプルの剝奪感を計測する。

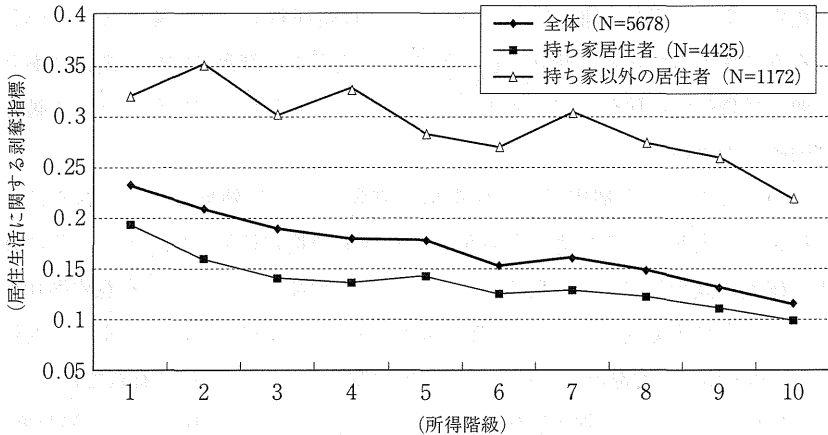
なお、分析をするにあたり、項目 j に対するウエイトを示した a_j をどのように設定するかが問題となる。本稿では、Whalen et al. [2002] と同様、 a_j に達成率を用いて評価を行う。達成率とは、それぞれのニーズ (j) に対してどの程度のサンプルが必要不可欠とされる水準 (剝奪線 z_j) を上回っているかを数値で示したものである。通常の剝奪指標は、どの項目も同様に扱うため、普及率が高い項目も低い項目も同じウエイトで評価されるのに対し、今回、分析に使用する多次元貧困指標は、達成度の高い項目ほど、それが欠けていた場合に重く評価するわけである。

2 居住形態別にみた所得と剝奪指標の関係

(5.2)式で計算される剝奪指標 (多次元貧困指標) をもとにして、居住形態別に所得階級と住環境の貧困レベルの関係を計測したグラフが、第2図で示される。ここでは、世帯所得を世帯人数の平方根で割った等価世帯所得を所得階級の設定に用いている。

図を参照すると明らかなように、サンプル全体で見えた場合、所得が低下するにつれて、居住生活の貧困レベルは上昇する傾向にある。ただし、持ち家に居住するサンプルと、持ち家以外の住宅 (民間賃貸住宅、公団・公社の賃貸住宅など) に居住するサンプルのそれぞれの剝奪指標を示したグラフを見ると、持ち家居住者は、所得の上昇とともに居住生活の貧困レベルが低下しているが、持ち家以外の住宅居住者は、高い貧困レベルがあらゆる所得階級で見受けられる。とくに、民間賃貸住宅に居住するサンプルの剝奪指標の平均値は0.305であり、持ち家居住者の0.134と比較して2倍以上の値をとっている。

第2図 所得階級別にみた居住生活の貧困



注：所得は世帯所得を世帯人数の平方根で割った等価世帯所得 ($e=0.5$) を使用。所得階級 1 = 100万未満, 所得階級 2 = 100~150万, 所得階級 3 = 150~200万, 所得階級 4 = 200~250万, 所得階級 5 = 250~300万, 所得階級 6 = 300~400万, 所得階級 7 = 400~500万, 所得階級 8 = 500~600万, 所得階級 9 = 600~800万, 所得階級10 = 800万以上。

すなわち、我が国では、持ち家の世帯と持ち家以外の世帯を比較した場合、居住生活の質に大きな格差が存在しているといえる。

3 計量モデル

本節では、(5.2)式で計算される p_i をロジット変換したものを被説明変数とし、前節と同様、居住生活の貧困レベルが高い個人にどのような特徴が見られるかを回帰分析により推定する。

説明変数としては、前節の分析と同様、年代ダミー、年齢階層ダミー、有配偶ダミー、子ども人数、都市規模ダミー、職種ダミー、労働組合参加ダミー、学歴ダミー、同居している親の数（配偶者の親も含む）、世帯所得を使用する。

4 推定結果——居住生活の格差と貧困

居住生活に関する剥奪指標を被説明変数とした推定結果は第5表で示される

とおりである。男性、女性の推定結果で共通している点は、「住まいの広さ」に焦点をあてた前節の推定結果と同じく、「世帯所得」、「持ち家ダミー」が負に有意である点である。現状では、低所得と住環境の剝奪は密接な関係にあり、民間の賃貸住宅に居住している人々は、持ち家の人と比べて居住生活から被る貧困感が大きい。

しかしながら、大都市居住が住環境の剝奪に与える効果に関して言えば、「住まいの広さ」のみを考察の対象とした前節の推定結果と比べると、その効果は確実に減少している。男性サンプルでは「大都市ダミー」が有意水準10%で正に有意であるものの、「その他の都市ダミー」は有意でない。また、女性サンプルでは、「大都市ダミー」、「その他の都市ダミー」ともに有意ではない。この原因としては、大都市居住の場合でも、「住んでいる地域に対する満足度」や「家庭生活に対する満足度」が比較的高いサンプルが存在し、〈郡部〉に居住するサンプルとの差異がそれほど明瞭ではない点が挙げられる。いわば、「住まいの狭さ」だけが、居住生活から被る剝奪感を反映するわけではないことが、この推定結果から読み取れる。

また、興味深いのは、男性の場合は配偶者ダミーが負に有意であるのに対し、女性は有意でない点である。結婚すれば、男性の居住生活に対する満足度は高まる可能性が高いが、女性は殆ど影響がない。

また、男性、女性ともに〈職種〉の違いが居住環境の剝奪に与える影響は小さい。〈学歴〉に関しては、前節の推定結果と異なり、むしろ、男性に関してははっきりとした特徴が現れる。具体的に言えば、「中卒ダミー」が、有意水準5%で正に有意であり、「大卒ダミー」が有意水準5%で負に有意である点である。狭い居住空間であっても、住んでいる地域の環境に満足している、あるいは家庭生活に満足しているという高学歴の男性が、比較的多く存在していることが、前回との推定結果との差がうまれた背景にある。また、前節の推定結果では、女性の場合、高学歴が「住まいの広さ」にある程度プラスの効果をもたらしている点が示されたが、「住んでいる地域の満足度」や「家庭生活の満

第5表 住環境の貧困に関する回帰分析

一リファレンス・グループ		[男 性]				[女 性]			
		係 数	標準誤差	z 値	P 値	係 数	標準誤差	z 値	P 値
[年齢階級] (30代)	20代ダミー	-0.065	0.101	-0.64	0.521	-0.079	0.103	-0.76	0.446
	40代ダミー	0.129	0.087	1.48	0.139	-0.112	0.084	-1.34	0.182
	50代ダミー	0.006	0.088	0.06	0.949	-0.184	0.088	-2.09	0.037
	60代ダミー	-0.133	0.108	-1.23	0.219	-0.238	0.109	-2.19	0.029
[市郡規模] (郡部)	14大都市ダミー	0.148	0.079	1.87	0.062	0.022	0.086	0.25	0.799
	その他の都市ダミー	0.006	0.066	0.09	0.928	-0.054	0.072	-0.75	0.451
[配偶関係] (無配偶)	有配偶ダミー	-0.179	0.079	-2.25	0.024	-0.039	0.070	-0.57	0.572
[子ども人数]	子ども人数	-0.040	0.030	-1.35	0.179	0.015	0.030	0.51	0.614
[職種] (正規 (役職無し))	経営者・役員ダミー	0.050	0.133	0.38	0.705	0.126	0.213	0.59	0.556
	正規 (役職有) ダミー	0.044	0.073	0.6	0.546	0.200	0.196	1.02	0.308
	官公庁ダミー	0.011	0.104	0.1	0.919	0.013	0.133	0.1	0.922
	非正規ダミー	-0.109	0.129	-0.85	0.398	0.136	0.087	1.56	0.119
	自営業ダミー	0.041	0.091	0.46	0.649	0.196	0.119	1.64	0.100
	無職ダミー (就労世代)	0.142	0.106	1.34	0.182	0.112	0.087	1.29	0.197
	無職ダミー (高齢世代)	-0.072	0.108	-0.67	0.506	-0.073	0.124	-0.59	0.558
[労働組合]	労働組合参加	0.047	0.072	0.65	0.517	0.119	0.113	1.06	0.291
[学歴] (高卒)	中卒ダミー	0.139	0.069	2.02	0.044	0.094	0.075	1.26	0.209
	大卒以上ダミー	-0.136	0.061	-2.24	0.025	-0.030	0.088	-0.34	0.732
[居住形態] (民間賃貸住宅)	持ち家ダミー	-0.622	0.076	-8.21	0.000	-0.579	0.076	-7.66	0.000
	公営, 公社, 社団住宅ダミー	0.056	0.097	0.58	0.564	0.071	0.096	0.74	0.458
[同居している親の数]	同居している親の数	0.007	0.047	0.15	0.879	-0.070	0.052	-1.35	0.176
[世帯所得]	世帯所得 (100万円)	-0.039	0.008	-4.71	0.000	-0.035	0.007	-4.87	0.000
[年代] (2000年)	年代ダミー (2000-2001)	Yes				Yes			
	定数項	-0.646	0.126	-5.14	0.000	-0.570	0.137	-4.15	0.000
	N	1,871				1,930			
	自由度調整済 R ₂	0.171				0.145			

尺度」を考慮に入れて居住生活全体の剝奪指標をもとにして推定を行うと、高学歴による効果は見られなくなるのである。

VI おわりに

本稿では、日本の住環境が他の先進諸国と比べて貧しい水準にあることを示し、人々の属性と居住生活から被る剝奪感との間にどのような関係が見られるかに関して包括的な検証を行った。

推定結果では、住環境の剝奪と関連が強いのは、世帯の低所得と持ち家以外の住宅での居住である点が示された。また、居住スペースの貧困のみに焦点をあてれば、大都市での居住は地方での居住と比べて非常に狭い空間での居住を余儀なくされる可能性が高まる。すなわち、持ち家に住んでおり世帯所得が高い人は総じて居住空間は広く、居住生活から生じる剝奪感も小さい。アメリカの Pozdena [1988] は、80年代における住宅の質を調査し、白人と黒人の間で居住条件に大きな格差があることを指摘しているが、我が国では、家を持つ者と持たざる者との間での格差がもっとも際立っているといえる。

従来の我が国の住宅政策は、持ち家世帯に対する住宅金融公庫の補助や相続税、譲渡税の優遇措置など、持ち家取得の促進を主な柱としてきたといえるが、今後は、持ち家世帯と持ち家以外世帯の間に存在する居住生活の格差の緩和にむけた政策も重要な論点となると考えられる。

具体的な政策手段の一つは、ドイツ、アメリカ、フランスなどで導入されているような低所得世帯に対する住宅手当の充実である。我が国では、部分的に家賃補助的な制度が存在するとはいえ、いまのところ低所得者への本格的な住宅給付の制度は存在していない²⁶⁾。

生活保護の住宅扶助の部分に関しては資産調査を簡単にして、より幅広い層に対して給付を提供していくことも一つの手段である²⁷⁾。また、需要側への補

26) 武川 [2001] 263ページ参照。

27) Nichols and Zeckhauser [1982] では、特定の財・サービスに対する補助金が社会の厚生をノ

助に付随して、供給側である民間賃貸住宅や公社・公団の賃貸住宅の質を高める政策があわせて発動されることが望まれる。OECD は2000年に日本に対して都市政策審査を行い、都市デザインの質を保つための規制が日本は他のOECD 諸国と比べて十分に機能していない点を指摘しているが、その指摘はそのまま我が国の住宅政策にもあてはまるもの言えよう。

最後に今後の研究を進める上での展望について言及したい。第一に、親の属性が、どの程度子どもの居住生活に影響を与えているかといった、いわゆる生活の質の世代間移転の問題に関する検証が必要である。ホリオカ他 [2002] の分析によると、90年代における我が国の家計の資産形成に影響を与えた要因として、相続経験の重要性が示されている。所得のみならず、金融資産、実物資産に関しても親の与える影響が高まっており、居住生活の格差に関して一定の影響があると考えられる。

第二に、大都市の住環境の改善に関する諸政策の評価についての検証が必要である。本稿で得られた推定結果が示すように、大都市に居住した場合、居住スペースが最低居住水準未満、誘導居住水準未満となる確率は地方と比べて有意に高まる。「居住地域や家庭から得られる満足感」を考慮した住環境の剝奪指標に対する効果は大都市と地方でそれほど大きな差異はないものの、国土交通省の『住宅・土地統計調査』にみられるように、確実に存在する都市部の貧しい住環境に対する住民の不満は依然として高い。都市部の居住生活の質に関する格差や貧困の削減に関して、一連の住宅政策がどのような効果を発揮しているかについて、さらなる分析が必要である。これらの点に関する詳細な検討は、今後の著者の課題である。

参考文献

- 阿部 彩 [2002] 「貧困から社会的排除へ：指標の開発と現状」『海外社会保障研究』
No. 141, 67-80ページ。

、高めるケースについての理論的な考察が行われている。

- 阿部 彩 [2004] 「補論「最低限の生活水準」に関する社会的評価」『季刊社会保障研究』Vol. 39, No.1, 403-413ページ。
- [2005] 「貧困, 相対的剝奪, 社会的排除: 指標構築と相互関係」『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, 厚生労働科学研究報告書』8-31ページ。
- 泉原美佐 [2005] 「住宅から見た高齢女性の貧困」(岩田正美・西澤晃彦編著『貧困と社会的排除』ミネルヴァ書房)。
- 岩田正美・西澤晃彦編 [2005] 『貧困と社会的排除』ミネルヴァ書房。
- 金本良嗣 [1997] 「住宅に対する補助制度」(岩田規久男・八田達夫編『住宅の経済学』日本経済新聞社) 83-116ページ。
- 川原恵子 [2005] 「福祉政策と女性の貧困——ホームレス状態の貧困に対する施設保護——」(岩田正美・西澤晃彦編著『貧困と社会的排除』ミネルヴァ書房), 195-222ページ。
- 金融広報中央委員会 [2003] 『家計の金融資産に関する調査 (平成15年) 調査結果の概要』。
- 国土交通省『住宅・土地統計調査』(各年版)
- 国土交通省住宅局 [2006] 『住宅経済データ集 (平成17年度版)』住宅産業新聞社。
- 鈴木 亘 [2005] 「どのような世帯が無貯蓄化しているのか」『特定領域研究「制度の実証分析」ディスカッションペーパー』No. 72。
- 武川正吾 [2001] 『福祉社会——社会政策とその考え方』有斐閣アルマ。
- 橋本俊詔・浦川邦夫 [2006] 『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 中村健吾 [2002] 「EU における「社会的排除」への取り組み」『海外社会保障研究』No. 142, 56-66ページ。
- 樋口明彦 [2004] 「現代社会における社会的排除のメカニズム」『社会学評論』Vol. 55, 2-18ページ。
- 福田泰雄 [2002] 『現代日本の分配構造——生活貧困化の経済理論』青木書店。
- ホリオカ, C. Y.・山下耕治・西川雅史・岩本志保 [2002] 「日本人の遺産動機の重要度・性質・影響について」『郵政研究所月報』No. 163, 4-31ページ。
- Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E. and Nolan, B. [2002] *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press.
- Brooks, J. C., Cameron, A. C. and Carter, C. A. [1998] “Political Action Committee Contributions and U. S. Congressional Voting on Sugar Legislation,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, pp. 441-454.
- Burchardt, T., Le Grand, J. and Piachaud, D. [1999] “Social Exclusion in Britain 1991-1995,” *Social Policy and Administration*, Vol. 33, No. 3, pp. 227-244.

- Chakravarty, S. [1983] "A New Index of Poverty," *Mathematical Social Sciences*, Vol. 6, No. 3, pp. 307-313.
- Deutsch, J. and Silber, J. [2005] "Measuring Multidimensional Poverty: An Empirical Comparison of Various Approaches," *Review of Income and Wealth*, Vol. 51, No. 1, pp. 145-174.
- European Commission [2000] *European Social Statistics: Income, Poverty and Social Exclusion 2000 Edition*.
- Gordon, D. and Pantazis, C. [1997] *Breadline Britain in the 1990s*.
- Nelson, F. and Olson, L. [1978] "Specification and Estimation of a Simultaneous-Equation Model with limited Dependent Variables," *International Economic Review*, Vol. 19, pp. 695-705.
- Nichols, A. L. and Zeckhauser [1982] "Targeting Transfers through Restrictions on Recipients," *American Economic Review*, Vol. 72, No. 2, pp. 372-377.
- OECD [2004] *Trends in Income Distribution and Poverty in OECD Countries over the second half of the 1990s*.
- Paugam, S. [1995] "The Spiral of Precariousness: A Multidimensional Approach to the Process of Social Disqualification in France" in *Beyond the Threshold*, ed. by Room, G., Policy Press.
- Pozdena, R. J. [1988] *The Modern Economics of Housing*, Greenwood Press. (大野喜久之輔監訳, 花井 敏訳 [1990] 『住宅と土地の経済学』 晃洋書房)
- Shields, M. and Wheatley, S. [2005] "Exploring the Economic and Social Determinants of Psychological Well-being and Perceived Social Support in England," *Journal of Royal Statistical Society*, Vol. 168, No. 3, pp. 513-537.
- Sinai, T. and Waldfoegel, J. [2005] "Do Low-income Housing Subsidies Increase the Occupied Housing Stock?," *Journal of Public Economics*, Vol. 89, pp. 2137-2164.
- Townsend, P. [1979] *Poverty in the United Kingdom*, Allen Lane and Penguin Books.
- Whelan, C., Layte, R., Maitre, B. and Brian, N. [2002] "Income Deprivation Approaches to the Measurement of Poverty in the European Union," in *Social Exclusion in European Welfare States*, eds. by Muffels, R., Tsakloglou, P. and Mayes, D., Cheltenham, U. K., Edward Elgar, pp. 183-201.
- Wooldridge, J. M. [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MIT Press.