

る。

②住宅

最近、社会保障法の一部門として、居住権理念の下、住宅保障法を挙げる見解がみられる²⁰。私見によれば、現在のところこうした捉え方には反対である²¹。ただし従来、生活保護法上の住宅扶助などを除くと社会保障給付のいわば前提条件として、曲がりなりにも確保されてきた住宅保障との関係が、ホームレス問題などにより不安定化していることは否定できない。

以上のような私見による全体像は、老後所得保障の保障範囲を一定程度縮減する一方、とくに介護分野におけるサービス保障や、児童養育にかかる公的保障の拡充を図るという意味において、いわば「医療・福祉重視型」といい得る²²。ただし最近、欧州の福祉国家がこの方向（すなわち年金などの現金給付の比重が低下し社会サービスないしサービス給付の拡大が図られる）に収斂しつつあるとの実証研究が出されており²³、今後の方向性として決して非現実的な机上の空論とはいえない。

（3）公的扶助のあり方

最後に、以上の考察も踏まえて、公的扶助のあり方について若干補足しておきたい。

生活保護制度をめぐっては、現在、長期失業やホームレスへの対応のあり方が問われている。この点につき、筆者は既に別稿で、①長期失業への対応としては、職業訓練ないし職業紹介を第一義に据えた上で、付随的に就業に至るまでの生活保障を行う方向でのシステムが構築されるべきこと、②ホームレスに典型的にみられるように、失業に陥ってから相当期間経過し、さまざまな生活上の問題を抱えている場合が少なくない保護受給者の場合、社会生活への復帰といったいわば社会福祉的視点も踏まえた自立支援策が図られるべきこと、③就労支援との兼ね合いで、就職後の当面の生活費・住居費の貸付・支給、就職後の弾力的な収入認定（勤労控除額を一定期間²⁴に限って定率化〔たとえば 50%〕するなど）など、就労インセンティブを促進させる方向での制度改革を行うべきで、そうした扱いは憲法 25 条 1 項の解釈との関連でも問題を生じないこと、④場合によっては給付額の切り下げにもつながる保護基準の抜本的見直し、などの改革案を提示した²⁵。これらの改革の多く（①ないし③）は、容易に推察されるように、本稿で展開してきた筆者の「自由」基底的理論の観点から求められるものである。

また、所得保障とサービス保障のあり方をそれぞれ分けて考える筆者の立場からは²⁶、サービス保障に際し、社会保険の仕組みにおける保険料減免の限界を認めた上で、実質的なアクセスの平等化を図るため、保険料負担能力がない者も同一の制度に加入した上で、負担能力不足をむしろ所得保障ニー」ズと捉えて、生活保護給付によって対応する方向性が考えられる²⁷。その意味では、生活保護受給者も第 1 号被保険者となる介護保険と同様の方式を、医療保険においても導入すべきである。そのためには、医療保険改革との連動が必

要になってこよう。さらに、介護保険と介護扶助との関係につき、要介護度最重度の高齢者など、介護保険法上の支給限度額が憲法 25 条 1 項の規範的要請を充たさない場合があることから、当該限度額を超えてなお同条同項の保障水準確保のために必要とされる部分を、生活保護法上の介護扶助として補足的に支給する仕組みを導入すべきである²⁸。

1 菊池馨実『社会保障の法理念』（有斐閣、2000 年）、同「社会保障の法理念」『法学教室』253 号（2001 年）87 頁以下など。

2 2 および 3 の叙述は、菊池馨実「社会保障法理論の系譜と展開可能性」『民商法雑誌』127 巻 4=5 号（2003 年）三および四の一部を基にして、とくに公的扶助分野で敷衍しながら修正を加えたものである。

3 ここでは、社会保障法における立法ないし政策策定および法解釈にあたって、最も尊重されるべき考え方を法理念と呼んでおり、基本的には最高法規である憲法に基礎をおくものである。これに対し、3（2）で挙げる規範的指針は、この理念をより具体化したいわば下位概念である。

4 「自由」という用語法は、自由という文言自体よりもカッコ書き部分に筆者の主張が込められているともいえ、必ずしも適切な用語法であるとは思っていない。この点につき、筆者と同様、アマルティア・センの潜在能力アプローチに着想を得た議論を展開している広井によれば、「潜在的自由」の語をあてている。広井良典『定常型社会』（岩波新書、2001 年）第 3 章。またわが国を代表するセン研究者である鈴木・後藤によれば、「福祉的自由」とされる。鈴木興太郎・後藤玲子『アマルティア・セン』（実教出版、2001 年）221-225 頁。ただし、筆者の主張する理論の眼目が、まさに個人の主体性・自律性を尊重する点にあるのに対し、従来わが国での「福祉」（特に実定法上の社会福祉制度をさす場合の狭義の「福祉」）にまわりついてきた「恩恵的」「受動的」側面からすれば、その真意を曲解されかねないことから、筆者には「福祉的自由」の語をあてることもためられる。

5 筆者の議論を、従来の通説と対比しながら、社会保障法学の理論的系譜の中で詳細に位置づけたものとして、倉田聡「社会連帯の在処とその規範的意義」『民商法雑誌』127 巻 4=5 号（2003 年）612 頁以下がある。タイトルにあるように、「自由」基底的社会保障法理論と倉田が主張する社会連帯論の対比が興味深く、また新たな筆者への問題提起もなされている。これに対する応答はまた別稿で行いたい。

6 財政学の側から、合理的経済人仮説は、複雑な存在である現実の人間から多くの側面を捨象して純化させた理論的仮説であるにもかかわらず、それが行動の基準として主張されていく旨、批判するものとして、神野直彦『人間回復の経済学』（岩波書店、2002 年）15 頁。

7 斉藤純一「現代日本における公共性の言説をめぐって」（佐々木毅・金泰昌編『公共哲学 3 日本における公と私』東京大学出版会、2003 年所収）102 頁。

8 秋田地判平 5・4・23 行集 44 巻 4=5 号 325 頁（保護費等を原資とする一定額の預貯金を収入認定した保護変更処分を違法とした例）、福岡地判平 10・5・26 判タ 1678 号 72 頁（自動車の借用を原則禁止とした取扱いは合理性があるとした例）、福岡高判平 10・10・9 判時 1690 号 42 頁（保護費等を原資とする学資保険の満期返戻金を収入認定した処分を違法とした例）。

9 大阪地判平 14・3・22 賃社 1321 号 10 頁（ホームレスに対する保護の内容を決定するにつき、必要な裁量判断を行わず、誤った法解釈を前提として収容保護決定を行ったとして、同決定が違法とされた例）。

10 東京高判平 14・9・26 賃社 1334 号 14 頁（介護保険法施行前における要介護高齢者による個人情報保護条例に基づくケース記録開示拒否処分の取消請求が認容された例）。

11 筆者は、社会保障の保障方法をめぐる議論（社会保険方式か税方式か）において、社会保険の仕組みが「自由」基底的社会保障法理論の立場からも支持されるべきと考えている。

- 菊池馨実「社会保険か税か」『法学教室』251号（2001年）108-109頁。
- 12 小笠原浩一「イギリス『社会的排除』対策と社会政策<市民主義化>の現時点」『海外社会保障研究』141号（2002年）21-26頁参照。
- 13 堤修三『社会保障—その既在・現在・将来』（社会保険研究所、2000年）129頁。
- 14 原則として基礎的部分は定額であるべきだが、アメリカのように、所得代替率を現行水準よりも全体的に下げたうえで、所得再分配効果を強くもたせた一階建ての報酬比例年金であれば、私見の立場からも許容できる可能性がある。菊池馨実『年金保険の基本構造』（北海道大学図書刊行会、1998年）41頁（注4）。
- 15 菊池・前掲書（注1）第4章、同「企業年金改革と社会保障制度の方向性」『日本労働研究雑誌』504号（2002年）4頁以下。
- 16 菊池・前掲書（注1）137頁（注5）。
- 17 この点は、菊池馨実「医療保障制度のあり方——法的視角からの一考察」（社会経済生産性本部『福祉政策特別委員会小委員会報告書』2003年）にて詳論した。同小論を敷衍した同タイトルの小論が、『社会保険旬報』誌上に掲載される予定である。
- 18 堀勝洋「社会保障の給付」（日本社会保障法学会編『講座社会保障法第1巻 21世紀の社会保障法』法律文化社、2001年所収）132頁、菊池・前掲書（注1）第5章、同「新しい生存権論」『法学教室』250号（2001年）64頁など。
- 19 菊池馨実「育児支援と社会保障（上）（下）」『社会保険旬報』2144号20頁以下、2145号32頁以下（2002年）。広井良典「福祉国家の接近と多様化（下）」『社会保険旬報』2154号（2002年）29-30頁も、教育政策と社会保障政策の統合の視点の重要性を指摘する。
- 20 高藤昭『社会保障法の基本原理と構造』（法政大学出版社、1994年）209頁以下。
- 21 菊池馨実「社会保障の権利」（日本社会保障法学会編『講座社会保障法第1巻 21世紀の社会保障法』法律文化社、2001年所収）75頁（注33）。
- 22 広井良典『日本の社会保障』（岩波新書、1999年）189-191頁。
- 23 広井良典「福祉国家の接近と多様化（上）」『社会保険旬報』2153号（2002年）20-21頁。
- 24 勤労控除の定率化は、生活保護法で法目的に組み込まれ具体化された「健康で文化的な最低限度の生活」水準に幅をもたせることを意味する。しかし、それが一時的なものであれば、たとえ保護基準における要否判定基準と支給基準という二つの性格を切り離すものであっても、同法のもう一方の法目的である「自立の助長」（同法1条）との関連で許容されると考えられる。これに対し、恒久的な定率化は、要否判定基準と支給基準を完全に分離することを意味する。しかしこうした制度は、もはや生活保護法の枠組みを超えと言わざるを得ない。この場合、制度論としては、生活保護法とは別建ての上乗せ給付を行う手当制度を設けることが考えられる。ただし、そうした手当制度の合理性についてはまた別途の評価がなされねばならない。
- 25 菊池馨実「最低生活保障のあり方と公的扶助の役割」『週刊社会保障』2195号（2002年）22頁以下。
- 26 保険料拠出と保険給付との間に1対1の対応関係があるところに社会保障の積極的意義（の1つ）を認める立場からすれば、保険料の減額はともかく、免除が極めて例外的なものと考えざるを得ない。
- 27 ただし、無料受診によるモラル・ハザードの回避という側面のみならず、積極的能動的な権利義務主体（そしてそこから導き出される「貢献」の原則）の側面からも、たとえば、場合により一般より低率に設定した一部負担金相当額の生活扶助費への上乗せによる自己負担や、一部負担金相当額の償還払い化などの方策が必要と思われる。
- 28 一般的・抽象的にいえば、一定の科学性に裏付けられた専門職の判断にゆだねられる余地が大きい医療サービスの提供と異なり、介護ニーズは対象者個人の自己決定ないし主観

的判断にかかわる部分が亜大きいことから、基本的にはミニマム保障にとどまらざるを得ないと考えられる。菊池馨実「新しい生存権論」『法学教室』250号（2001年）68頁。

近隣ホームレス数を考慮したヘドニック住宅地価関数の推定

大阪大学大学院 国際公共政策研究科 助教授¹
(社) 日本経済研究センター 非常勤研究員
鈴木 亘

[要約]

本稿は、近隣住民とホームレス間の摩擦の合理性を検証するため、実際にホームレスが近隣に居住することによる実害が存在するかどうかについて検証した。ヘドニックアプローチを用いて検証した結果、様々なモデルを用いても地価への実害は計測されないことがわかった。したがって、住宅地価からみた限り、ホームレスが近隣住民に与える実害は存在しないか、存在したとしてもそれほど深刻なものではないと言える。

¹ Email: suzuki@osipp.osaka-u.ac.jp

近隣ホームレス数を考慮したヘドニック住宅地価関数の推定

1. はじめに

長引く景気の低迷や財政構造改革による公共投資減等を背景に、わが国の大都市部では、いわゆる「ホームレス」と呼ばれる野宿生活者²の数が急増している。経年比較が可能な統計によれば、東京都 23 区のホームレス概数は、平成 7 年の 3,300 人から平成 11 年以降は 5,500 人台に増加しているし（図表 1）、大阪市の主要公園内のホームレス数も平成 8 年の 374 人から平成 12 年には 2,593 人と約 7 倍に増加している（図表 2）。また、厚生労働省が平成 13 年 9 月時点で集計した「全国のホームレスの状況について（概数調査結果）」によれば、全国のホームレス数は 24,090 人に上っており、その大半(71%)が、東京都 23 区(5,600 人)、大阪市(8,660 人)、横浜市(602 人)、川崎市(901 人)、名古屋市(1,318 人)の 5 大都市に集中している（図表 3）。この調査は、主な公共施設や昼間における「目視確認」に基づいているため、観察地域から漏れた地域や夜間の状況を考慮すると、実際のホームレス数はもっと多いはずであり、倍近いとの見方もある（森田(2001)）。今や、大都市やその近郊に住む住民にとって、ホームレスは常日頃見聞きする「身近な問題」となりつつある。

こうした中、急速に増加したホームレスと、彼等が居住する公園や道路の近隣住民との摩擦も深刻化している。ホームレスは公園や道路等の公共用地を不法に占拠しているため、近隣住民の利用が直接的に妨げられるほか、治安や衛生の悪化により、近隣のアメニティーが低下する。また、景観や街のイメージが低下することにより、借家賃料や地価が低下して実害をこうむる可能性も存在する³。このため、公共用地を管理する行政当局に対して、近隣住民からの苦情や撤去通告に対する要望書が相次ぐこととなり、時には、大阪長居公園周辺で起きたような激しい住民運動にまで発展

² ホームレスの呼称は、路上生活者(東京都)、野宿生活者(大阪市)、屋外生活者(横浜市)と自治体によってまちまちである。本稿では、最も一般的な呼称である「ホームレス」を用いることにする。

³ 補論においては、ホームレスが居住することにより、実際に近隣地域の地価が低下し、実害が出ているかどうかという点を実証的に分析する。

することもある。

しかしながら、実際に、ホームレスは近隣住民にどれくらいの実害を与えているのかという点になると、その実態は必ずしも明らかではない。例えば、大阪市立大学の都市環境問題研究会が行った「市民意識調査」(大阪市立大学都市環境問題研究会(2001)所収)によれば、ホームレスが身近にいることで問題やトラブルが起きたとする回答者は56.6%に上っており、半数以上の近隣住民が実害を感じている。しかしながら、実害の内容は、「自宅や店、事務所の前にいて、生活・商売・営業の妨げとなった」(16.1%)、「ごみや廃品の処理で問題となった」(30.0%)、「地域内の施設や備品が使用された」(16.4%)、「該当で騒がしくされた」(11.0%)、「地域内の公園など公共の施設が利用しづらくなった」(75.8%)、「美観が損なわれた」(65.8%)といった類の比較的小さな事柄である。

もし、こうした実害が金銭的価値に置き換えて深刻なものであれば、近隣住民が行政当局に苦情を訴えて排除を願うことは無理からぬことであり、近隣住民を非難することはできない。逆に行政当局にとっては、近隣住民に対する適切な補償の必要が迫られることになるだろう。本稿は、環境変数として近隣のホームレス数を考慮してヘドニック住宅地価関数を推定することにより、ホームレスが与える実害の有無や実害の大きさを検証する。以下、本稿の構成は次の通りである。2節では、計測手法の枠組みを解説し、3節で本稿に用いるデータを説明する。4. は推定結果であり、5節が結語である。

2. 計測手法の枠組み

近隣環境の負の外部性を計測する手法としては、

- ① 被害額や逸失所得を積み上げ計算するという簡便な「代替法」のほかに、
- ② CVM(仮想市場法)と呼ばれるアンケート調査を行って WTP(Willingness to Pay)や WTA(Willingness to Accept)を計算する方法、
- ③ ヘドニック・アプローチと呼ばれる地価に対する影響をみる方法などがある。

このうち、近隣環境の負の経済的価値や外部不経済を計測するために比較的良く用いられる方法が、③のヘドニック・アプローチである。例えば、山崎(1991)は、自動車騒音を与える外部不経済の影響を計測するためにこの手法を用いているし、金本ほか (1989)や矢澤・金本(1992,2000)、高・浅見(2000)等においても、騒音や迷惑施設、日照条件等の影響計測に用いている。

ヘドニックアプローチでは具体的に、次のような関数を推定する。

$$\ln P = \beta_0 + \beta_1 \ln Time + \sum_i \beta_{2,i} \ln X_i + \sum_j \beta_{3,j} \ln Z_j + \varepsilon$$

被説明変数の $\ln P$ は、地価であり、標準的な CBO の理論に従えば、通勤時間 ($\ln Time$) にしたがって下がってゆくことが想定される。その他、土地の属性(地積や角地など) X 及び近隣環境 Z が地価に影響すると考えられる。近隣環境 Z の中に、近隣に住むホームレス数を入れることにより、その推定された係数の大きさおよび統計的に有意であるかどうかをみることにより、ホームレスが与える実害の大きさを検証することが可能である。

3. データ

分析の対象となる住宅地価のデータは、町丁目別のホームレス数の調査(大阪市内における野宿生活者の概数概況調査)が行われた 1998 年における大阪市の地価公示および都道府県地価調査における住宅地価である。また、地価を説明する要因としては、通勤時間(最寄駅から市営地下鉄なんばもしくは梅田駅の近い方への分数)、駅までの距離(m)、地積(m²)といった属性変数のほかに、近隣環境要因として、本論で作成したデータから、コンビニ数、スーパー数、レストラン数、病院・診療所数、人口数、ホームレス数等を用いることにする。これらの近隣環境のデータは、住宅地の地番から半径 250m、及び 500m の同心円を描き、その中に含まれるデータを計算

した⁴。データの詳細は、補論図表 1 に示した通りである。

4. 推定結果

まず、近隣の環境要因として、半径 250m の同心円内をとって推定した結果が、図表 4 である。モデル 1,2 は、「通勤時間（対数）」および「駅までの時間距離（対数）」を一次の形で与えたものであり、モデル 3,4 は両者の二次の項も加えた形で推定している。まず、モデル 1 をみるとホームレス数の影響は正に有意な結果となっており、ホームレス数が多いほど地価が上昇するという予想外の結果となった。これは関数計を変えたモデル 3 でも同じである。しかしながら、このホームレス数自体、地価が高いような近隣環境の良い地域に居住するという内生性が疑われる変数であり、その場合一致性を持たないために、推定結果をそのまま信用することはできない。そこで、この点を考慮するために、ホームレス数を決める関数との同時推定をしたものが、モデル 2,4 である。この場合には、近隣ホームレス数は有意な変数とはなっておらず、地価に対する影響は存在しない。一方、図表 5 は同様にホームレス実数と予測値を用いて、近隣環境を半径 500m の同心円にとりて推定した結果である。モデル補 6,8 においてホームレス予測値の係数がマイナスになっているものの、両者とも統計的に有意とはなっておらず、ホームレスによる地価への実害は計測されない。したがって、住宅地価からみた限り、ホームレスが近隣住民に与える実害は存在しないか、存在したとしてもそれほど深刻なものではないと言える。

5. 結語

本稿は、近隣住民とホームレス間の摩擦の合理性を検証するため、実際にホームレスが近隣に居住することによる実害が存在するかどうかについて検証した。ヘドニックアプローチを用いて検証した結果、様々なモデルを用いても地価への実害は計測さ

⁴ 人口数やホームレス数といった町丁目別のポリゴン（面）データについては、①同心円を描いて町丁目ポリゴンデータを分断し、②町丁目の同心円内に入る面積を町丁目面積で割った「割合」を計算し、③町丁目のデータに割合を乗じたものを、④同心円内で足し上げた。

れないことがわかった。したがって、住宅地価からみた限り、ホームレスが近隣住民に与える実害は存在しないか、存在したとしてもそれほど深刻なものではないと言える。

参考文献

Cressie, N. (1989). Geostatistics. *American Statistician*, 43:197-202.

Cressie, N. and Chan, N. H. (1989). Spatial modeling of regional variables. *Journal American Statistical Association*, 84:393-401.

Cressie, N. A. C. (1993). *Statistics for Spatial Data*. Wiley, New York.

Quigley, J, S. Raphael, and E. Smolensky (2001). Homeless in America, Homeless in California, *Review of Economics and Statistics*, 83(1), pp.37-51

O'Flaherty, B (1995) An Economic Theory of Homelessness and Housing, *Journal of Housing Economics* 4(1):pp.13-49

O'Flaherty, B (1996) *Making Room: The economics of Homelessness*. Harvard University Press, Cambridge.

大阪市立大学都市環境問題研究会(1998)『大阪市内における野宿生活者（ホームレス）の概数・概況調査』

大阪市立大学都市環境問題研究会(1999)『野宿生活者(ホームレス)聞き取り調査中間報告』

大阪市立大学都市環境問題研究会(2001)『野宿生活者（ホームレス）に関する総合的調査研究報告書』

高暁路・浅見泰司(2000)「戸建住宅地におけるミクロな住環境要素の外部効果」『住宅土地経済』 No.38 Autumn, pp.10-19

金本良嗣・中村良平・矢澤則彦 (1989)「ヘドニック・アプローチによる環境価値の測定」『環境科学会誌』 2, pp.45-56

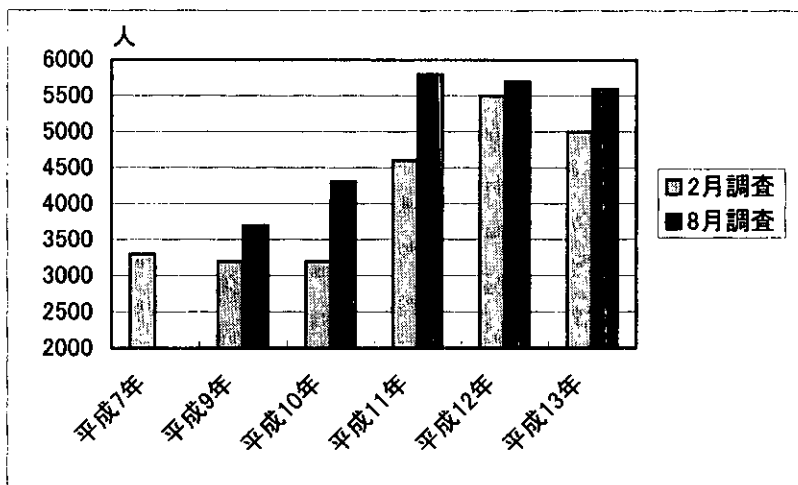
東京都福祉局(2001)『東京のホームレス—自立への新たなシステムの構築に向けて—』

水内俊雄(2001)「都市大阪の光と陰」森田洋司編『落層』日経新聞社

森田洋司編(2001)『落層』日経新聞社

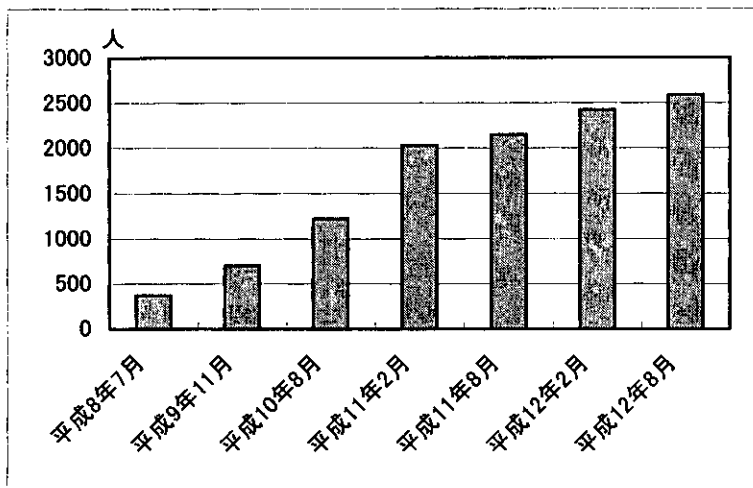
- 矢澤則彦・金本良嗣(1992)「ヘドニック・アプローチによる変数選択」『環境科学会誌』4,pp.45-56
- 矢澤則彦・金本良嗣(2000)「ヘドニック・アプローチによる住環境評価—GIS の活用と推定値の信頼性」『住宅土地経済』No.36 Spring,pp.10-19
- 山崎福寿(1991)「自動車騒音による外部効果の計測—環状7号線を対象として」『環境科学会誌』4(2),pp.

図表1 東京都23区内のホームレス概数の推移



出典)東京都福祉局「路上生活者実態調査」

図表2 大阪市内の主要公園におけるテント・小屋居住のホームレス数推移



出典)大阪市花と緑の推進本部資料

図表3 各都市別のホームレス概数

地方自治体名		(平成13年9月末)	
全国合計		24,090人	
うち主要5都市計		17,081人	
	東京都23区	5,600人	平成13年8月
	横浜市	602人	平成13年8月
	川崎市	901人	平成13年7月
	名古屋市	1,318人	平成13年5月
	大阪市	8,660人	平成10年8月
うちその他指定都市計		1,900人	
	札幌市	68人	平成12年12月
	仙台市	131人	平成13年8月
	千葉市	123人	平成13年8月
	京都市	492人	平成12年6月
	神戸市	341人	平成13年8月
	広島市	207人	平成13年2月
	北九州市	197人	平成13年8月
	福岡市	341人	平成13年8月
うち中核市及び県庁所在市		1,684人	
うちその他の市町村		3,425人	

出典)厚生労働省社会・援護局地域福祉課「全国のホームレスの状況について(概数調査結果)」。数字の横にある日付は調査時点を示す。

図表4—大阪市内のヘドニック地価関数の推定結果1(近隣環境:半径250m同心円内)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
ln(通勤時間)	-0.1794147*** (0.0299549)	-0.1992505*** (0.0298156)	0.0348357 (0.4815701)	0.045599* (0.4544813)
ln(通勤時間) ²	—	—	-0.0358814 (0.0801928)	-0.0407708 (0.0759397)
ln(駅までの距離)	-0.086136*** (0.012351)	-0.0870527*** (0.0128269)	0.3604537** (0.1776849)	0.3960405** (0.180982)
ln(駅までの距離) ²	—	—	-0.0352632** (0.0137431)	-0.0381351*** (0.0140193)
ln(地積)	0.0376731* (0.0206256)	0.0389709* (0.0206345)	0.0369613* (0.0203957)	0.0381726* (0.0203513)
公示地価ダミー	0.0012836 (0.0176433)	0.0025852 (0.0178096)	0.0030131 (0.017564)	0.0043762 (0.0177341)
公園面積	0.00000353*** (0.000000953)	0.00000335*** (0.00000106)	0.00000343*** (0.000000915)	0.00000323*** (0.000001)
コンビニ数	0.0108054 (0.0102618)	0.0120369 (0.0103416)	0.0123511 (0.0101808)	0.0135895 (0.0102612)
スーパー数	-0.0166269** (0.0079235)	-0.0172503** (0.0081365)	-0.0148952* (0.0077466)	-0.0153034* (0.0079218)
レストラン数	0.0484193*** (0.0149958)	0.0498396*** (0.0151009)	0.049598*** (0.0149026)	0.0510517*** (0.0149829)
病院・診療所数	-0.009011 (0.0124656)	-0.0060495 (0.0125744)	-0.0099212 (0.0123417)	-0.0072163 (0.012415)
人口数	0.0000205** (0.00000992)	0.0000172* (0.00000979)	0.0000168 (0.0000104)	0.0000134 (0.0000103)
ホームレス数	0.002913** (0.0013559)	—	0.0027198** (0.0013329)	—
ホームレス数予測値	—	0.0012514 (0.0026544)	—	0.0012604 (0.0025905)
定数項	13.58663*** (0.1660254)	13.65759*** (0.168078)	11.88241*** (0.9798948)	11.7914*** (0.9599896)
R ²	0.3605	0.3452	0.3725	0.3594

注) サンプル数は350。括弧内は、Whiteによる一貫性を持つ標準誤差。***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

図表5—大阪市内のヘドニック地価関数の推定結果2(近隣環境:半径500m同心円内)

	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8
ln(通勤時間)	-0.1489817*** (0.0291889)	-0.156149*** (0.0288863)	0.0168214 (0.5126658)	-0.0148084 (0.4909921)
ln(通勤時間) ²	—	—	-0.0280931 (0.0850892)	-0.0239147 (0.0816617)
ln(駅までの距離)	-0.0791416*** (0.0122506)	-0.0802755*** (0.0124266)	0.2627461 (0.1768569)	0.2759269 (0.1794634)
ln(駅までの距離) ²	—	—	-0.0270604** (0.0135918)	-0.0281799** (0.0138031)
ln(地積)	0.0353765** (0.0193636)	0.036392* (0.0192591)	0.0348108* (0.0191471)	0.0357384* (0.0190706)
公示地価ダミー	0.0017762 (0.0170296)	0.0007414 (0.0169851)	0.0032649 (0.0170162)	0.0023376 (0.0169917)
公園面積	0.000000893*** (0.000000244)	0.000001*** (0.000000304)	0.000000874*** (0.000000239)	0.000000971*** (0.000000294)
コンビニ数	0.0116248** (0.0046032)	0.0116385** (0.0046725)	0.0115484*** (0.0045302)	0.0115259** (0.0045815)
スーパー数	-0.0127423*** (0.0045946)	-0.0133993*** (0.0048276)	-0.0124219*** (0.0046347)	-0.0129734*** (0.0048422)
レストラン数	0.0296395*** (0.0057482)	0.0302183*** (0.0056543)	0.029465*** (0.0057138)	0.0299908*** (0.0056143)
病院・診療所数	-0.0092311** (0.0047115)	-0.0083386* (0.0046647)	-0.0096134** (0.0046199)	-0.0088147* (0.00458)
人口数	0.00000809*** (0.00000286)	0.000008*** (0.00000285)	0.00000727** (0.00000294)	0.00000719** (0.00000295)
ホームレス数	0.0002993 (0.0002644)	—	0.0002795 (0.0002624)	—
ホームレス数予測値	—	-0.000024 (0.0008119)	—	-0.00000094 (0.0008003)
定数項	13.4124*** (0.1558064)	13.43807*** (0.1578514)	12.11413*** (1.028623)	12.12992*** (1.017142)
R ²	0.4401	0.4358	0.4472	0.4435

注) サンプル数は350。括弧内は、Whiteによる一貫性を持つ標準誤差。***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

子供の貧困・不平等の現状と社会保障・税制が与える影響

国立社会保障人口問題研究所

国際関係部 第2室長

阿部 彩

子供の貧困・不平等の現状と社会保障・税制が与える影響*

1. はじめに

近年、多くの先進諸国においては子供の貧困が大きな社会問題として社会政策学者の注目を浴びてきた(Cornia and Danziger 1997、Bradbury, Jenkins & Micklewright 2001、Vleminckx and Smeeding 2001、星野 1985 など)¹。しかし、我が国においては、子供の貧困が学者および行政の関心の的とはなっておらず、子供の貧困に関する研究は非常に少ないのが現状である。その理由の一つは、過去数十年において日本における貧困は高齢者、または「特殊」の世帯における現象であると受け止められてきたことと関連している。そのため、高齢者の貧困問題が、社会保障制度の拡充の流れの中で次第に風化されていく中、貧困は母子世帯・日雇い世帯などの特殊な世帯の問題とされ、母子世帯の比率が他先進諸国に比べまだ低い我が国においては、子供の貧困が社会問題とは認知されてこなかった。しかし、先進国における子供の貧困率の差は、母子世帯比率の差で説明ができないとの報告もあり (Bradbury and Jantti 1997)、ただ単に我が国における母子世帯の比率が他国に比べ低いからといって我が国の子供の貧困が他国に比べ少ないとはいえない。

同様に、子供の不平等についても多くの研究がなされているとは言えない。日本全体の不平等度については、橋木 (1997) が、他国に比べて低いわけではないことを指摘し、大きな議論を呼んだ。橋木の警告に対して、不平等率の増加は高齢者率の増加によるものであり、社会の不平等の悪化を示したものではないという反論もある(大竹・齋藤 1999 など)。また、ある程度の不平等は、競争原理を促進し、個人の能力や努力の結果として生ずる不平等は必ずしも忌み嫌うものではないという「不平等容認論」者も存在する。しかし、子供については、「機会の平等」という観点からしても、大きな格差が存在することが望ましいとはいえないであろう。

子供の貧困と不平等は、児童手当や税制における扶養控除など子供を持つ世帯に対する再分配政策の意義と成果を図る上でも重要な視点である。我が国の児童・家族政策における所得保障政策は、児童手当、児童扶養手当、特別児童扶養手当に代表される社会保障制度、および、所得税・住民税などにおける子に対する扶養控除である²。これらの所得保障政策には、子供の養育に係わる諸費用を軽減するとともに、子供を持つことによって経済的困窮に陥ることを防止する機能が少なからずあると考えられる。例えば、児童手当は、その発足当時は 18 歳以下の 3 人目以降の子供を対象としており、所得制限も厳しいものであったことを考慮すると、少なくとも発足当時は多子世帯の貧困救済の意味合いが濃い所得保障政策であったと言えよう(児童手当制度研究会 2000)。しかし、その後、児童手当は、3 人目以降から全児童へと対象が拡大され、所得制限も徐々に引き上げられており、現在においては、子供を持つ世帯に対する普遍的な給付という色合いが強い。しかし、同時に、

* 本研究は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「社会保障の改革動向に関する国際共同研究」の一環として行われた研究結果を、本研究のために大幅に改訂したものである。

対象年齢は 18 歳以下から 3 歳以下まで下げられ（現在は 6 歳以下）、その理由として、この時期は母親の就業率が低く親の年齢も若いため収入が低いことがあげられている（大塩 1996、児童手当制度研究会 2000）³など、防貧という目的を依然引きずっている感も否めない。その一方で、児童手当の目的として子供間の不平等改善⁴、子供のある世帯とない世帯の格差縮小を挙げる声もある（宇野 2001,2002）⁵。

仮に、児童手当の政策的意義の一つとして子供の防貧および不平等度改善が挙げられるとして、現在の児童手当制度を精査すると、いくつかの疑問点が生じる。例えば、児童手当の対象である 3 歳以下（または 6 歳以下）の子供は他の年齢の子供よりも貧困率が高いのであろうか。また、現在のレベルの給付額がどれほどの効果をあげているのであろうか。さらに、子供の多い世帯や少ない世帯、子供の年齢階層、世帯類型（二人親世帯 vs. 1 人親世帯、3 世代世帯など）間において、どれほどの貧困や不平等が生じており、それが児童手当などの政策によってどれほど解消されているのであろうか。

さらに現実的な政策評価の課題としては、児童手当に代表される社会保障制度と、扶養控除に代表される税制度の比較があげられる。この二つの制度は、子供がある世帯という同じ対象を持つため、しばしば、比較の対象とされ調整の必要性が叫ばれてきた（大塩 1996、大沢 2002 など）。実際に、2000（平成 12）年には、対象児童年齢を 3 歳以下から 6 歳以下⁶に拡大する財源として、税制の年少扶養控除が引き下げられたことは記憶に新しい。しかし、両者の制度設計は大きく異なっており、二つが代用可能であるかどうかは疑問である。例えば、児童手当は、弛められつつあるも所得制限を設けており、また、その対象も 6 歳以下と限られている。それに比べ、税制の扶養控除は、所得制限がないばかりではなく、その便益は税率が高いほど大きくなるので、逆進的な構造を持っている。また、年齢制限もない。しかし、この二つの制度のどちらがより貧困削減に効果を挙げているのかを検証し、その代用性を確認するためには、両者がどのような世帯に便益をもたらしているのかを詳細に分析した実証研究が必要である。

本稿は、このような議論の出発点として、社会保障・税制が子供の貧困・不平等に与える影響を実証的に分析するものである。分析の対象となる制度は、児童手当、児童扶養手当、そして所得税制上の子の扶養控除の 3 つである。そのため、まず、子供の貧困・不平等の現状を国際比較を交えながら議論し、次に子供の年齢、世帯類型など子供の属性による貧困率・不平等度の違いを分析する。最後に、上記の 3 制度による子供の貧困率・不平等度への影響を推計した結果を検討した上で、政策へのインプリケーションを述べる。

2. 先行研究

子供に対する所得保障のありようについては、多くの議論がなされてきた。その中でも特に注目を浴びてきたのが、子の扶養控除と児童手当の調整の必要性である。早くは、1980 年の中央児童福祉審議会の意見具申にて「検討をすすめるべき」との見解が報告されている（『児童手当』1982）。最近では、大沢真理が、その著書『男女共同参画社会をつくる』

(2002)の中で「最低生活を保障する普遍的児童手当」の必要性を訴えており、累進所得税のもとでの扶養控除は児童の最低生活を保障するうえに非効率であるため廃止し、定額の普遍的な児童手当制度を拡大することを提唱している。あえて「最低生活を保障する」ことを児童手当の目的として掲げたことは、現行の児童手当制度の目的が錯綜する中、重要であり、その点で大沢の貢献は大きい。

このように、児童手当と扶養控除の「調整」の必要性は叫ばれるものの、これを行った場合の実証分析を実際に行っている研究は非常に少ないのが現状である。古くは、都村(1977)の試算が挙げられる。都村は、1975年の総理府「家計調査年報」より、世帯主の年間所得階級別の子供数を割り出し、それに所得階級の平均所得税率と控除額をかけることにより総控除税額をもとめている。都村の試算によると、1975年の児童手当支給額の9.8倍相当の額が児童および学生の扶養控除額として控除されていた。さらに都村は、児童手当と扶養控除を一体化するシナリオを実際に試算しており、児童3人のモデルケースについて上記改正が可処分所得に与える影響を推計し、低所得層では可処分所得が増加、高所得層では減少するとしている。しかし、1975年の時点から現在までに児童手当制度は大きく改正されており、この結果をそのまま現在に当てはめることはできないのが残念である。また、都村は、これらの改正が、子供の貧困率・不平等に与える影響については分析していない。

貧困率についての実証的な先行研究としては、社会全体の貧困率の計測は多くの研究者が試みている(江口1974、高山1981、星野1995、Smeeding1997、小川2000、山田2000など)。しかし、特に子供に着目して貧困を計測した試みは、筆者の知る限り存在しない。不平等率についても同様であり、社会全体、また高齢者などを対象とした実証研究は多く存在するものの、子供間の不平等を対象とした実証研究は少ない。唯一、西崎・山田・安藤(1998)は、「全国消費実態調査」を用いて年齢別のジニ係数を計算しており、その結果によると、ジニ係数は年齢と共に上昇する傾向があり、0～17歳の年齢階級においては、全体に比べ、その不平等度が若干低めである⁷。これは、不平等度が高いことが知られている高齢者層に比べ、子供の親世代である30歳代から50歳代が比較的に平等であることを示していよう。しかし、低いといっても、そのジニ係数は0.228であり、子供の不平等が社会問題ではないとは言えない。これをさらに追求するためには、子供の年齢をさらに詳細に区切った分析・世帯類型別の分析などが必要である。

3. データ

本稿で用いるデータは、厚生労働省が行った1990(平成2)年、1993(平成5)年、1996(平成8)年の「所得再分配調査」の個票である⁸。「所得再分配調査」は、世帯レベルと個人レベルにおいて所得・社会保障受給・属性などを詳細に調査しており、そのサンプル数は約8,000世帯である。本稿では、子供の定義を20歳以下とし、サンプルの子供数は、7,597、6,684、5,667人(1990、1993、1996年)であった。サンプルの基本統計量を図表1に示す。