

帯収入間での家賃負担の不公平の問題であった。

公営住宅の入居対象者は、「低収入で住宅に困窮している者」とされているが、「低収入」の基準や、収入要件さえ満たせば、入居の決定は「真に困窮している者」ではなく、「抽選」によって決められるという方法に、批判が集まった。

特に、入居基準を下回る収入であっても、収入や家族状況等の住宅困窮度ではなく、「抽選」によって入居が決定される是非や、抽選にもれた場合の家賃軽減策がないために、抽選にはずれて民間住宅に入居した者との著しい家賃負担の不均衡が問題視された。また、選考基準は「収入」のみで、預貯金等の資産が考慮されないことも、公平性の観点から問題視された。

公営住宅の抽選倍率はときに数10倍、100倍を超え、入居はきわめて難しいのが実情である。圧倒的な供給量の不足に対し、行政は「真の困窮者」への絞り込み手段として、入居者資格の基準である「入居収入基準」の引き下げ、対象範囲を限定するという対処方法をとってきた。

公営住宅法が制定された当時は、高額所得者であっても住宅取得が困難であるという事情から、所得の低い方から累積した収入分位の約80%以下に基準が設定された。その後、経済成長や民間住宅の増加などを受け、入居収入基準は昭和30年代には約60%、40年代後半からは約33%にまで引き下げられてきた。1996年の法改正により、応能応益の考え方に立脚した家賃決定の仕組みが導入され、公営住宅の入居収入基準は約25%とされ、4人世帯で給与収入獲得者が1名の場合で年収約494万円とされた。このほか、障害者や高齢者世帯、小学校就学前の子どもがいる世帯などは、最優世帯とされ、地方自治体の裁量により入居水準を緩和することが認められている。

入居水準基準の厳格化だけでは、抽選制ゆえの横の公平性は確保できない。公営住宅に関する調査を用いた表証分析では、森田・中村(2004)は入居前・入居後の居住者便益の比較を行い、民間住宅よりも公営住宅居住者が相対的に大きな便益を得ていることを指摘し、永井(2007)は、都営住宅の抽選倍率は利便性のよい物件や近隣近郊家賃に比べ相対的に安い物件ほど高くなり、福祉的な要素よりは入居便益の最大化が優先されており、公営住宅の入居者・非入居者の家賃負担格差は低所得者ほど大きくなることを明らかにしている。

②収入超過者の明け渡し問題

公営住宅を希望する者が多数いる一方で、入居後に収入が増加し、入居水準基準を大幅に上回る世帯が依然として公営住宅に入居し続けるという現象が起こるようになった。低廉な

⁴ 公営住宅からみた都営住宅の入居選考基準に関する経余曲折は、広田(1970)に詳しい。数100倍を超える物件の入居希望者を書類審査だけで選定するのは不可能である。結局、もともと恣意性がなく、公正な方法の「抽選」が妥協の産物として採用されている。

家賃の公営住宅に高額所得者が住み続けることは、本来入居すべき低所得者の入居の排除につながったり、同等の収入階層の者に比べ、より高い公共サービスの恩恵を受けるといった問題がある。

1959年の公営住宅法の改正で、入居者の居住の安定に配慮しつつ、収入が入居水準基準額を超える者が引き続き3年以上入居している場合には、明け渡しを求め、そのまま入居し続ける場合には割り増し賃料を求めることになった。しかし、明け渡しに「努力義務」で法的拘束力が弱く、割り増し賃料でも近傍地域の民間同種家賃よりも安いことから、なかなか問題の解決は進まなかった。

この問題については、1969年の法改正で5年以上居住している場合には明け渡し請求ができるようになり、1996年の法改正で収入超過者に対して近傍同種の家賃を上限とする割り増し賃料を課すとともに、おおむね収入分位60%以上の高額所得者については、近傍同種の住宅の家賃を徴収することとし、かつ明け渡し請求を受けてその期限をすぎても明け渡さない場合には、その2倍に相当する額以下の金額を徴収できるようにした。

だが、法改正から10年以上が経過しても、いまだ収入超過者の入居問題は解決していない。永井(2007)はこの原因として、近傍家賃の算定方法があいまいで、近傍同種の住宅家賃上限ではまだ相対的に低い家賃であることからこれを見直す必要があるとし、山崎(2001)は、阪神・淡路大震災の仮設住宅建設でも、入居者が入居期間の2年を超えた後でも居住し続け、本来意図する仮設住宅ではなくなっていることを問題視し、住宅困窮者への現物給付は定期借地権等で対応すべきと主張している。

③モラルの低下問題

家賃滞納やモラルの低下問題もしばしば指摘される。持ち家比べ、賃貸住宅居住者が住居や共有設備の管理意識が低下するモラルハザードをもつ傾向はあるものの、民間賃貸住宅では敷金の無返還や退去を催告される可能性が、住宅管理の意識保持に寄与している。敷金のないことや高齢化などで自治会組織の機能が不十分な公営住宅では、居住者のモラルが低下し、様々な近隣トラブルの原因となっている。

また、高齢化などで自治機能が低下したり、老朽化にともない入居者が減少した公営住宅は、地域から孤立しがちでスラム化に至る傾向もある。欧米の公営住宅の再生事業では、所得階層の混合したコミュニティを形成することで、居住環境の向上と貧困層の分散化がなされている。

⁵ 収入超過者の割り増し賃料の経過については、玉置(1993)に詳しい。

⁶ 富山市営住宅では市営住宅の滞納家賃が2億5000万円を超えている(読売新聞 2010年9月12日)。兵庫県等は、徴収を外部団体に委託し、成果をあげているという。

④公営住宅の老朽化と自治体の保持インセンティブ

1990年代に入ると、住宅政策3本柱は大きく転換される。「市場にもついた住宅供給の促進と、それを残余的に補うセーフティネットの構築という新自由主義的な性格を有する」(窪田 2010 p.217) 方向になり、2007年に住宅金融公庫は廃止され、独立行政法人住宅金融支援機構に転換すると同時に、住宅融資事業から撤退した。公営住宅については、1996年に公営住宅法が改正され、公営住宅の対象階層の引き下げが行われ、公営住宅建設の家賃収入補助(建設用地の金利負担分の補助金)が廃止されることになり、自治体に新規住宅建設の意欲を失わせることになった。

以降、公営住宅の建設はほとんどが建て替えとなり、公営住宅の総戸数は減少傾向にある。公営住宅の抽選倍率が高いことを理由に、より公営住宅の建設を促進すべきという主張(本間 2009) もある一方で、抽選倍率の高さを極端な需要と供給のミスマッチとする見方もある(永井 2007)。

公営住宅は老朽化しつつあり、メンテナンスコストや家賃徴収等の業務は自治体の負担となっている。加えて、小泉政権時の三位一体改革で検討された、生活保護の地方財政負担の割合を増加するべきであるという法改正議論も考慮すると、生活保護受給者の増加につながる新規の公営住宅建設に自治体が二の足を踏む傾向は理解できる。また、低所得者が多く居住しても、あまり税収増は期待できず、自治体が公営住宅建設を積極的に推進できる制度環境にはなっていないのが実情である。

⑤住宅のセーフティネットをいかに確保すべきか

住宅は私的財であり、公営住宅のみで低所得者対策を行うのは限界がある。市場を活用した住宅政策の問題として、高齢者、障害者、ひとり親世帯などが統計的差別から貸し主から賃貸を忌避される、市場の失敗への対処を講じなければならない。すでに2001年から高齢者等居住安定化推進事業が始められ、高齢者の入居を拒まない高齢者円滑入居賃貸住宅の登録や高齢者家賃債務保証制度が導入された。また、2007年7月には「住宅確保要配慮者に対する賃貸住宅の供給の促進に関する法律」(通称:住宅セーフティネット法)が成立し、「低所得者、被災者、高齢者、障害者、子どもを育成する家庭その他住宅の確保に特に配慮を要する者」など自己責任だけでは市場で適切な住宅を確保できない者への対処の基本方針が示された。民間賃貸住宅の賃貸事業者の責務としては、「民間賃貸住宅を賃貸する事業を行う者は、国及び地方公共団体が講ずる住宅確保要配慮者の民間賃貸住宅への円滑な入居の促進のための施策に協力するよう努めなければならない」としたが、具体的な施策についての言及はなく、罰則もない。

* これに対応する居住支援協議会を設置しているのは、愛知県と福岡市だけに留まっている(2010年1月現在、国土交通省資料)。

また、国土交通省は「あんしん賃貸支援事業」(2006年度)を開始し、自治体と不動産業者の協力のもと、居住支援団体によるサポートや家賃債務保証制度によって賃貸住宅の経営者の家賃不払い時の心配を軽減することで問題の対処にあたることになった。

しかし、実際には民間大家の4分の1近くが、外国人、障害者、高齢者等の入居を制限している。また、中川(2006)は監査調査法という方法で、実際に高齢者に対する賃貸住宅の入居差別を明らかにしている。貸し主が火の不始末、死亡のリスク、家賃滞納等のリスクを考慮した場合、現行の借地借家法の下では、借り手を選別するか、老朽化等で借り手が見つからない物件等の場合にだけに居住を認めるという選択は、経済学的には合理的である。しかし、居住の選択肢が限定された者には、非常に質の低い住宅に居住するか、居住水準に比べ、不当に高額な家賃を徴収する悪徳業者¹⁰を利用するしかない。

例えば、埼玉県のNPOはっとポットは、家主との間にたつて元ホームレス等に住宅を提供するだけでなく、生活習慣の指導なども含めた人的サポート、管理メンテナンスも行うことで、大家や地域住民の不安に対処している¹¹。こうした動きは、板橋区等にも広がっているが、人的サポートが成否の鍵を握っているのが特徴である¹²。

(2) 住宅扶助

住宅政策における低所得者向けの現金給付としては、生活保護の住宅扶助がある。生活保護は保護の補足性の原則から、資産価値のある持ち家に居住することは認められず、賃貸住宅に居住することになる。住宅扶助には、家賃上限が設定されており、2010年度では月額1.3万円以内である。実際には生活保護の級地ごとに特別基準が設けられており、東京都の場合は2人〜6人以下の世帯であれば、月額69,800円まで認められる。

住宅扶助の最大の問題は、日本の生活保護の捕獲率は低く、各種研究から20〜30%程度

* (財)日本賃貸住宅管理協会が貸家経営者を対象に行ったアンケート調査(2002年)の結果では、25.3%の民間貸し主が入居対象者を限定しており、対象者は外国人がもっとも高く、高齢者、障害者、小さい子どもがいる世帯、一人親世帯の順で続く。(国土交通省社会資本整備審議会参考資料)

* 「家賃の滞納が発生した場合に、貸借人が法的な手段に依り建物の明渡しを求めるには、相当の期間と費用を要する。国土交通省が実施した調査によれば、強制執行まで至るケースでは、滞納発生から強制執行まで平均6.7月の期間を要し、その間の家賃の未回収額は平均3.3か月分、強制執行費用は1件当たり47,770円を要している。また、貸借人からの契約解除については、2ヶ月の滞納で認められた判例もあれば、9ヶ月の滞納でも認められた判例もある」(国土交通省・社会資本整備審議会住宅分科会・民間賃貸住宅部会「提案とりまとめ」(平成22年1月24日)、pp.16-17)

* いわゆる生活保護ビジネスといわれるもので、元ホームレス等に生活保護を受給させ、最小限の家事や炊くなど部屋を提供するかわりに、生活保護費から「代金」を不当に高い金額で徴収する方法が多い。大本(2009)に詳しい。

* はっとポットの活動は、藤田・金子(2010)に詳しい。自前の住宅を用意しても、元ホームレスが居住することに対する近隣住民からの反発やその対処法が記述されている。

* こうした支援を必要とする層への支援策の具体例は、日本住宅会議(2009)に詳しい。

といわれている。自治体による受給拒否の問題あるいはヌライグワから本人が受給をしない場合の同方のケースがあるが、低所得者に対する家賃補助としての機能は対象者だけに限る限定的なものとなっている。

3. 諸外国の住宅手当

このように、日本の低所得者向け住宅政策は、一定の機能は果たしてはいるが、そのセーフティネットからこぼれ落ちる層の存在が問題となっている。こうした問題に対処するには、対象者の年齢や世帯類型、居住形態を問わず、所得要件等だけで現金給付を行うる住宅手当の導入を検討に値するだろう。

欧州各国ではすでに1970年代頃から低所得者向け支援は「コンクリート」の住宅給付から「人」の住宅給付に転換しつつある。以下、先進諸国の住宅手当の現状について概観していこう。

(1) 住宅政策の類型

住宅政策の根拠¹⁰⁾の検討は、すでに多くの先行研究があるのでここでは取り上げない。平山(2009)は、ジム・ケメニーによる賃貸構成セクターをもとにした住宅政策類型論を紹介している。ケメニーは、住宅には国・自治体・公的機関・非営利組織などによって供給され低廉な家賃の社会賃貸セクターと、市場家賃の借家である民間賃貸セクターがあるという。彼は住宅政策には、社会賃貸セクターを残余化し、民間賃貸セクターから分離するデュアルシステムと、双方のセクターを統合して賃貸セクターをつくるユニタリシステムの2つのタイプがあるとする。前者は、持ち家取得の促進、公営住宅の少なさを、民間借家の高額家賃と劣悪な水準などが特徴であり、後者は持ち家と借家に中立的であり、持ち家率は必ずしも高くなく、住まいの多様性が特徴であるとする。

前者の代表的な国としては、アングロサクソン系のイギリス、アメリカ、カナダなどがあげられ、後者にはスウェーデン、デンマーク、フランス、ドイツなどの西欧諸国があげられている。平山(2009)は日本の住宅政策は、前者のデュアルシステムの政府である(平山 2009 p.277)とし、民間賃貸セクターへの支援は皆無に近い¹¹⁾ため、賃貸住宅全体の質の低下を招いているとしている。

表1は、OECD加盟国の賃貸住宅居住者に対する、就労条件や年齢などを問わずに給付される住宅手当の有無、生活保護(公的扶助)の住宅扶助の有無、家賃負担の規制上の優遇措置

¹⁰⁾ 代表的な文献として、経済学の立場からは岩田(1977)、高橋(1990)、丸尾(1990)、五井(1992)などがあり、社会政策の立場からは武川(1996)がある。低所得者の家賃負担の現状と政策効果に関する研究として、小林・大本(1996)がある。

の有無を組み合わせた表である。例えば、これらの制度すべてが導入されているのはイギリスであり、日本の場合、住宅給付(住宅手当)はなく、住宅扶助はあるが、家賃負担の規制上の優遇措置はないということになる。

先述したデュアルシステムとユニタリシステムの類型はこの分類は、完全に合致しないが、OECD加盟国では住宅手当を導入している国が多数派である。特にユニタリシステムの国々では、ほとんどが住宅手当制度を導入している。また、家賃の規制上の優遇措置を設けている国は、非常に少ない。

表1 OECD加盟国の賃貸住宅に関する住宅給付の類型

通常の住宅給付	住宅扶助	家賃に対する規制の緩和措置	国名
あり	あり	あり	イギリス
あり	なし	なし	オーストラリア、フィンランド、フランス、ドイツ、ルウェン、スウェーデン、アイスランド、アメリカ
なし	なし	あり	キリマンジャロ、カタリヤ
なし	なし	なし	オーストラリア、ハンガリー、アイスランド、ドイツ、イタリア、
なし	あり	あり	カナダ
なし	なし	なし	日本、韓国、ルクセンブルク、スロバキア
なし	なし	なし	ベルギー、ポルトガル、スペイン、トルコ

出所：OECD(2008)、37-39頁をもとに筆者作成

(2) 住宅手当の特徴

次に、住宅手当¹²⁾の設計をみていこう。表2はOECD加盟国の住宅給付(住宅手当制度)をあらわしているが、所得のほか、家族類型や住宅規模、家賃に規制が設けられている。給付内容を見ると、家賃金額を保障するという仕組みではなく、「標準的な家賃」を上回る部分の一定割合を現金給付するという仕組みを採用する国が多い。

金額面については国によって賃金水準や家賃水準が異なるので単純比較はできないが、イギリス、アイルランドなど平均賃金の20%相当にも達する国がある一方で、ハンガリーのようないくつかの国もあり、かなり幅がみられる。

給付対象者の収入基準等は地方自治体が決定する国が多いので、対象所得が比較できないが、表3のEU主要国の制度を比較すると、フランスや北欧などのユニタリシステムの国で対象者の割合が高い傾向にある。

¹¹⁾ 各国の住宅手当については、森田(2006)、柳澤・井田(2004)、海老塚(2010a)、海老塚(2010b)、上田(1999)が詳しい。

表2 賃貸住宅に関する住宅現金給付 (2007年) ^{*)}

国・地域	給付内容				低所得者向け住宅手当に相当する比率 (%)
	世帯の類型・規模	所得	住宅期間	地域・対象	
オーストラリア	あり	あり	-	あり	13
オーストリア	あり	あり	-	あり	6
ベルギー	-	-	-	あり	8
カナダ	-	-	-	あり	..
フランス	あり	あり	-	あり	8
ドイツ	あり	あり	-	あり	8
フィンランド	あり	あり	-	あり	16
フランス	あり	あり	-	あり	15
ドイツ	あり	あり	-	あり	3
ハンガリー	あり	あり	-	あり	13
アイスランド	あり	あり	-	あり	1
アイスランド	あり	あり	-	あり	8
イタリア	あり	あり	-	あり	20
日本	あり	-	-	あり	..
韓国	あり	-	-	あり	..
ルクセンブルグ	あり	-	-	あり	8
オランダ	あり	-	-	あり	..
ニュージーランド	あり	あり	-	あり	6
ノルウェー	あり	あり	-	あり	10
ポルトガル	あり	あり	-	あり	15
スロバキア	あり	-	-	あり	..
スウェーデン	あり	-	-	あり	..
スイス	あり	あり	-	あり	11
トルコ	あり	-	-	あり	..
イタリア	あり	あり	-	あり	20
アメリカ	あり	-	-	あり	..

注1: 金額は年額。「-」は情報がないか、適用出来ないことを表す

注2: 特定のグループに向けた他の制度がある。たとえば、デンマークでは障害者、フィンランドでは年金受給者と学生、ギリシャでは高齢者、スウェーデンでは年金受給者に限定した制度がある。

出所: OECD "Tax and Benefit Models" およびOECD (2006) 37-39頁をもとに筆者作成

表3 EU主要国の政府による住宅規制

(単位：%)

	オーストリア	ベルギー	フランス	ドイツ	イタリア	オランダ	ポルトガル	スペイン	スウェーデン	イギリス
直接的な公的助成金 住宅に対する公的 支出の対GDP比	1990 0.1		0.6	0.2	0.7	0.3a	0.0	0.3	0.0	1.1a
	2004 0.1	0.1	0.7	0.3	0.8	0.4	0.0	0.3	0.0	0.6
住宅給付の受給世帯 の割合 (%)			21	20	23	7	0.5	14	12	6.3
社会住宅への補助	保証費 運営費	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
間接的な公的助成金 持ち家者に対する 住宅ローン減税		N	Y	Y	N	N	Y	Y	N	N
制度										
新規民間賃貸住宅への 家賃規制	Y	Y	Y	N	Y	Y	N	Y	N	Y
社会住宅の家賃規制	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
低所得者や弱者を対 象とする社会的住宅	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N
民間より社会的 借家人に対する強い 保護規制	N	Y	Y	Y	N	Y	N	Y	N	N
社会的住宅の民営化 の許可	Y		Y	Y		Y		Y	Y	Y

注：Y=規制あり、N=規制なし 空欄=情報が利用不可

a：1995年のデータ

原出所：ECB2003；Eurostat 2009b；MOI and Federcasa 2006

出所：Falvey, Tony and Norris, Michelle (2010) pp.486-487より筆者が抜粋

4. 住宅手当導入の論点

国土交通省「社会資本整備審議会の2005年9月の審議会答申「新たな住宅政策に対応した制度的枠組みについて」では、「民間住宅を活用した家賃補助」の導入が効率性の高い政策手段として提示され、制度としての課題は多いものの、地方自治体が民間住宅を借り上げ、公営住宅として貸し出す手法が具体策として示されている。

山崎 (2001) のように、所得再分配の方法として、所得補助ではなく、家賃補助も含めた住宅政策の合理性を疑問視する論調もあるが、経済学の立場から、建築学や住宅学の立場からも家賃補助 (住宅手当) 導入に前向きな論調は多い。

岩田 (1977) は、資源配分の効率性を達成するためには、家賃の決定を市場に委ねるべきで、既得権益保護の配分上の不公正という問題も生じないとして家賃補助を提案している。八田 (2005) は、家賃補助は大家にリスクプレミアムを公的に支払う方法とし、借家市場における情報の非対称性という市場の失敗への対策として評価している。大竹 (2005)、園田 (2005)、内田 (2004) などの識者は課題をあげつつも住宅手当導入を歓迎するが、浅見 (2005)、住田 (2007) は、民間の住宅ストックの質的問題から家賃補助の導入には慎重な立場をとる。

以下、具体的に日本に住宅手当を導入すべき課題について考えていこう。住宅手当の具体的な論点整理は、塩崎 (1992)、住田 (2007) があり、具体的な費用推計は室田 (2010) の研究がある。日本建築学会関東支部住宅問題部会のシンポジウム「公共賃貸住宅VS家賃補助」(1994年3月) は、論点を明確に整理され、多くの示唆に富む。

本稿では、自治体が人口定着を目的として行っている家賃補助ではなく、世帯類型を問わない居住保証型として支給される住宅手当について検討する。

(1) 対象者の収入基準

住宅手当を導入している国の多くが、所得制限を設けている。アメリカなど相対的貧困基準として使用される中位所得の50%を目安とする方法もあるが、徴税の捕捉率に問題がある日本では難しい。

住田 (2007) は目安として、公営住宅の収入基準である収入分位25%以下としているが、室田 (2010) は他の所得階層に比べて家賃負担率が重い年収200万円未満の勤労者世帯 (2人以上)、公営住宅の基準では自治体の数量階層となる同40%以下を対象とすべきであるとしている。筆者は、現行の公営住宅収入基準である収入分位25%以下を基準として採用し、高齢者、障害者、母子世帯等については家賃保障制度や地域密着のNPOなどを活用した人的サポートに比重をおくべきと考える。また、住宅コストの検討が別途必要であるが、表2で見たようなオーストラリアの「基準家賃」やオランダ「最低標準家賃」などの指標を日本に取り入れる場合には、住宅扶助の地域別の金額 (特別基準額) を採用するのが一案であろう。つまり、住宅扶助基準額以内は家賃補助の対象とせず、実際の家賃 (上限額あり) と住宅扶助の差額に一定の乗率をかけた額を給付額とする方法である。具体的な金額設定については、より詳細な他国の給付形態の検討やシミュレーションを用いた実証分析の結果が必要であるため、今後の課

¹⁴ 東京都江東区では、高齢者を対象として「高齢者世帯民間賃貸住宅家賃等助成事業」が2006年度から2006年度まで行われてきたが、パワフル後の家賃高騰問題が一段落したとして現在は行われていない。江戸川区では、高齢者世帯、障害者世帯、母子世帯等を対象とした「民間賃貸住宅家賃等助成制度」が、今までの家賃と同居後の家賃の差額を支給しているが、世帯類型が限定されているのが特徴である。

題としたい。

また、資産要件を課すかについては、イギリスは資産要件を課しているが、実際には生活保障の資力調査に相当するほどの厳格な調査は難しい。少なくとも、同一県内に持ち家がある場合などは、対象外とするべきではないだろうか。持ち家層を対象とすべきかについては、空田 (2010) が持ち家層も対象にすべきとするが、持ち家層に対しては住宅ローン減税や帰属家賃などすでに利益を得ていると考え、対象外とすべきであろう。むしろ、実際の導入にはこうした持ち家優遇策と家賃補助を再構築した施策が必要であり、今後の検討課題である。

先述した表3のEU諸国の住宅手当受給世帯の割合を見ると、20%を超える国がある一方で、1%にも達しない国もある。住宅に対する考え方や住宅市場動向による影響が大きい問題であるので、具体的な検討は今後に譲りたい。また、表に記載されていないアメリカは、海老塚 (2010a) によれば、財政的制約から資格要件があっても受給できない世帯が多く、2005年時点で資格要件のある世帯のうち9%程度しか受給していないという。

(2) 給付方法、現金かバウチャーか

イギリスの家賃補助は、公営住宅入居者については給付分相当額の家賃が減額され、給付は直接公営住宅の家賃会計に振り込まれる。民間賃貸住宅の場合は、地域住宅給付金 (Local Housing Allowance) が、申請者に支払われることになっている。

申請者に住宅給付が支払われる場合の懸念として、本来意図せざる目的に使用されるのではないかという指摘があるが、海老塚 (2010b) は、本人に住宅給付を直接支給しても、家賃の不払い、あるいは貸し主の家賃不払いを恐れての貸与の拒否はおきていないとする。この理由に、ホームレスについては、貸し主に家賃相当額を直接支払う制度が残されていることもある。

アメリカは使途を住宅に限定するために、バウチャーを採用している。バウチャーは入居者に対して支給され、金額も家賃とは無関係に収入で決定されるため、借り手が自由に住宅の水準や家賃を決定できるという利点がある。日本では介護保険の家族給付や子ども手当など、高額な現金給付の使途に対し厳しい見方がある。バウチャーの活用は、こうした懸念に対処する方法として評価できるが、アメリカではこの予算が圧倒的に足りない状況で、新規受付を中止する自治体 (海老塚 2010a) もあり、優先入居世帯を除けば受給は困難でその待機期間は10年から12年程度にも及ぶという (森田 2006)。

給付形態以上に、財政制約との折り合いをどのようにつけるかが、住宅手当の課題といえよう。

(3) 給付額の決定方法

住宅手当を導入している国では、住宅給付額は、生活保障受給世帯はその家賃の全額が給付されるが、生活保障水準以上の世帯は、実際の家賃額の一部が給付される仕組みを採用する国もある。

さらに表をみると、所得や家賃などの規定を満たした世帯の場合、給付額が家賃だけを算定根拠として計算する国と、家賃と所得を考慮して決定する国に大別できる。前者の場合は、オーストラリアやデンマークなどで、基準家賃を設定し、実際の家賃との差額に一定の割合を乗じた額を支払う (上限あり) の場合が多い。この場合は、基準要件さえ満たせば、実際の給付額に収入の多寡が反映されることはない。

後者の国としてはイギリスがあり、家賃から社会保障給付を除いた純所得の差に0.65を乗じて支払う方法となっている。アメリカは収入に応じたバウチャーが支給される。どちらも、給付額の計算自体にも所得再分配機能を組み込んでおり、基準要件を満たした世帯のなかでも相対的に高額所得者ほど支給額が低くなるように設定されている。

日本の場合には、民主党がマニフェストに掲げた歳入庁機能がどの程度働くかによるが、実際の給付額には家賃額だけを反映させ、所得水準は計算から除外する方法で計算すべきと考える。

5. 住宅手当の効果

(1) 住宅価格への影響

住宅給付 (住宅手当) を行った場合の影響として、借り手が当初より家賃支出の余裕ができたことから、より高額の家賃の住宅を志向し、結果として住宅価格が上昇するのではないかと懸念がある。また、貸し主の方も給付をみこんで、住宅価格を引き上げる可能性も考えられる。

イギリスの1990年代の住宅給付は、実質的な家賃負担の100%を給付する制度であったため、住宅需要が増え、住宅給付金は1989/90年度から1995/96年度にかけて2倍にも増大した (上田 1999)。景気悪化の影響や住宅価格の高騰の影響も背景にあるが、上野 (1991) は、家賃補助によって家賃インフレがおこることはなく、家賃価格が上昇すれば供給量が増えるため、需給関係により家賃インフレはほとんど消滅すると説明している。

新制度導入による住宅価格への影響は、アメリカのサブプライムローン問題や地価上昇の影響もあり、家賃への補助だけの影響を精査するのは難しい。他のEU諸国も含めてこの点は今後の課題としたい。

(2) 居住水準は向上するか

今後の住宅政策を考える上で欠かせないのが、居住水準の向上という視点である。仮に住宅手当を導入しても、供給される民間賃貸住宅の質が向上しなければ、居住福祉の向上にはつながらない。

住宅の質は、居住面積や間取り、日照、騒音などの環境面、耐震性等の建物の質、交通機関の利便性などの多岐にわたる項目によって左右されるが、日本では、住宅建設計画法において、住宅建設に関する目標、適切な規模、構造および設備を有する居住環境の良好な住宅が建設されるよう配慮することとされている。住宅建設5カ年計画では、1966年度を第1期として、5ごとに住宅建設戸数の計画や居住水準に関する目標値を設定してきた。第8期については、住宅基本法の制定によって10カ年計画に変更されている。

政府は住宅建設計画の策定にあたり、居住水準という指標を、住居の質やこれまでの住宅政策を評価や今後の住宅計画上重要な指標として使用している。現在は、住宅基本計画により、「最低居住面積水準」と「誘導居住水準」という2つの指標が使用されている。「最低居住面積水準」とは、不良で狭小住宅であり、居住に適さないとする住居である。その面積は4人世帯で住居専用面積50㎡が1つの目安となっている。「誘導居住面積水準」とは、住戸規模・設備等がめざすべき指標で、一般型と都市の2種類がある。4人世帯で一般型の誘導居住面積水準が住戸専用面積125㎡、都市型で95㎡が目安とされている¹⁶⁾。

表4は、総務省統計局「住宅統計基本調査」から「最低居住水準」(平成15年まで)、「最低基準面積水準」(平成20年のみ)を満たしていない世帯の割合を所有形態別に時系列で示している。最低居住水準未満の世帯は漸次減少傾向にはあるものの、当初の住宅建設計画では1985年をめぐりに、すべての世帯が確保されるべきであったが、現在でも達成できていない¹⁷⁾。また、所有形態別にその割合を見ると、民間借家で低い数字となっている。森田(2006)によれば、アメリカやフランスでは住宅手当の給付条件に面積等の最低居住要件を課している。日本でも、居住水準の向上を目指すために、最低居住水準以上の住居に給付対象を制限する必要がある。

こうした規制は、借り主にとっては居住環境を向上する効果が期待できるが、住宅は高価な財であり、制度変更があったからといってただちに良質な住宅が供給できるわけではない。住宅生活基本計画の新しい基準では、従前の住宅建設5箇年計画で使用していた「誘導居住水準」¹⁸⁾、「最低居住水準」より面積基準が引き上げられている。また、統計上の最低居住水準を満たしていても、直接分租・分租分租をすべての部屋を使って実現するという住まい方の基準則に適合している割合は低いことを明らかにしている。4人世帯で最も標準的と考えられる30㎡においても、適合率は20%程度と低い。そのため、居住環境まで考慮すると、最低居住水準以下の住宅は統計上の数値より大幅に上昇するであろう。

そのため、一定水準以上の民間借家に需要が集中し、良質な住宅の家賃価格の高騰を招く危険性に注意しなければならない。また、日本の貸し主は零細な個人事業主が多く、老朽化した木造住宅の建て替え資金が工面できず、結果として木造住宅が空き家で放置される危険性も考えられる。空室で老朽化した木造住宅は、地震や火事などの災害時に、倒壊や傾斜などで近隣住民に被害を及ぼす可能性もあり、早急な対策が求められる。すでにいくつもの自治体はすでにこうした木造住宅の改築費用の助成も行っており¹⁹⁾、政府による貸し出し支援などの検討が不可欠であろう。

表4 住居の所有形態別 最低居住水準以下の世帯の割合の推移

	昭和63 (1988)年	平成5 (1992)年	平成10 (1997)年	平成15 (2003)年	平成20 (2008)年
主世帯世帯数	9.5	7.8	5.1	4.2	6.7
持ち家	2.7	2.4	1.1	0.6	0.7
借家	20.9	16.6	11.3	9.1	17.4
公営の借家	28.3	20.3	13.6	9.2	8.9
都市厚生機構・公社の借家	25.2	21.3	15.4	10.1	9.4
民間借家(総数)	20.4	16.6	11.2	10.3	19.6
	23.3	18.0	12.9	11.7	19.0
民間借家(構造別)					
	42.5	57.1	51.5		
	12.3	12.7	8.8	8.6	19.9
					(木造)
簡易住宅	11.8	11.4	7.2	7.7	14.3

注：母数は、居住水準不詳も含めている。平成20年のみ最低居住面積水準以下の世帯である。

出所：総務省統計局「住宅・土地統計基本調査」(平成10年、平成15年、平成20年)、「住宅統計調査」(昭和63年、平成5年)より作成

6. おわりに

本稿は、日本の低所得者向け住宅政策である公営住宅と生活保護制度の現状と問題点を概観し、その問題点を指摘してきた。市場機能を活用した住宅政策がもたらされるなか、住宅形態を問わずに家賃の一定割合を保障する住宅手当は、現在の問題を解消する新たな手法として評価できる。ただし、導入にあたっては以下の2点を考慮しなければならない。

住宅手当は、老朽化や狭小住宅を市場から退去させ、良質な住宅を安定供給させるために市場の機能を利する制度であるが、以下の2点を考慮する必要がある。1つは、良質な住宅を安定供給されるまでの最低10年程度の移行期間と、老朽化した住宅の建て替え資金等の支援策。もう1つは高齢者、障害者等の人々に対する住宅支援である。住宅手当が導入されれば、

¹⁶⁾ 木造借家住宅地に対する自治体の支援策については、近藤(2006)に詳しい。

一般の低所得者世帯は民間住宅に居住が可能になり、これまでの公営住宅とこうした人々の居住を認める民間住宅が対応することが可能であろう。ただし、家賃保障制度だけではなく、地域住民の理解を得るためのNPO等による人的サポートが不可欠である。
住宅手当の導入には、具体的な費用推計、経済的、福祉的見地からのさらなる検討が必要である。こうした検討は、今後の課題としたい。

(成蹊大学経済学部准教授)

<参考文献>

- 浅見泰司 (2005) 「公的賃貸住宅のあり方」, [住宅] 54巻7号, 6頁
 岩田規久男 (1977) 「土地と住宅の経済学」, 日本経済新聞社
 上田智夫 (1999) 「住宅給付」 武川正吾・塩野谷祐一編 『先進諸国の社会保障Ⅰ イギリス』, 東京大学出版会, 183-197頁
 上野真城子 (1991) 「アメリカの政策研究と住宅政策—高齢者住宅政策と家賃補助政策を中心に—」, 横浜市企画財政局都市科学研究室, 1991年3月
 内田雄造 (2004) 「大都市の公営住宅行政の抜本的改革を」 『月刊自治研』 538巻, 82-98頁
 海老塚良吉 (2010a) 「アメリカの家賃補助政策の歴史と現況」 建設物価調査会 『月刊住宅権』 工統計, 2010年6月号, 6-13頁
 ——— (2010b) 「イギリスの住宅給付—家賃補助の歴史と現況」 建設物価調査会 『月刊住宅権』 工統計, 2010年8月号, 6-13頁
 OECD (2008) 「図表でみる世界の最低所得保障 OECD給付・賃金インデキータ 働くための福祉の国際比較」, 明石書店
 大竹文雄 (2005) 「公営住宅政策の改善点と今後の課題」, [住宅] 54巻9号, 43-44頁
 大本圭野 (1991) 「＜証言＞日本の住宅政策」, 日本評論社
 ——— (1996) 「居住政策の現代史」, 大本圭野・戒能通厚編著, 『講座現代居住 1 歴史と思想』, 東京大学出版会, 89-120頁
 ——— (2009) 「現代日本における居住の貧困と政策転換への課題と取り組み」 日本居住福祉学会編 『居住福祉研究8』 東信堂, 38-61頁
 亀本和彦 (2002) 「わが国の住宅政策の変遷と評価—そして今後の考察」, 国立国会図書館 『レファレンス』, 平成14年7月, 6-53頁
 五井一雄 (1992) 「先進諸国の住宅問題と政策」, 中央大学 『経済学論集』, 第32巻第5-6合併号, 167-182頁
 小林敏枝・大本圭野 (1996) 「家賃の原理と政策」, 早川和男・横田清編 『講座現代居住 4 居住と法・政治・経済』 東京大学出版会, 169-200頁

- 近藤民代 (2006) 「木造密集市街地のまちづくり」, 塩崎賢明編 『住宅政策の再生 豊かな居住をめざして』, 日本経済評論社, 253-274頁
 塩崎賢明 (1992) 「家賃補助論」, 塩崎賢明・竹山清明編 『賃貸住宅政策論』, 都市文化社, 150-169頁
 住田昌二 (2001) 「公営住宅政策の評価と展望」, [住宅] 50巻10号, 7頁
 ——— (2007) 「21世紀のハバジング＜居住政策＞の構図」, ドメス出版
 園田真理子 (2005) 「権利としての公営住宅」, [住宅] 54巻9号, 47頁
 高橋誠 (1990) 「土地住宅問題と財政政策」, 日本評論社
 武川正吾 (1996) 「社会政策としての住宅政策」, 大本圭野・戒能通厚編著 『講座現代居住 1 歴史と思想』, 東京大学出版会, 61-85頁
 玉置伸吾 (1993) 「17 公営住宅の評価と現代的意義」, 住宅問題研究会・(財) 日本住宅総合センター, 『住宅問題事典』, 東洋経済新報社, 206-219頁
 仲江肇・青木正夫・竹下輝和・豊福エミリア・仲子 (1985) 「公的賃貸住宅における最低居住水準の見かけの達成率と実質達成率について：その1 問題意識と分析方法」, 『日本建築学会学術講演梗概集』, 社団法人日本建築学会
 内閣府 (2008) 「国民生活に関する世論調査」 (2008年6月) (<http://www.8.cao.go.jp/survey/y/200820-ite/index.html>; 最終アクセス日2010年9月13日)
 永井政治 (2007) 「公営住宅の家賃政策—都営住宅を中心として—」, 生活経済学会 『生活経済学研究』 第25巻, 117-126頁
 中川雅之 (2006) 「変わる住宅政策—実態で管理されるシムラムへ」, 家計経済研究所 『季刊家計経済研究』, 第69号, 11-20頁
 日本住宅会議 (2009) 『格差社会の居住貧困』, ドメス出版
 八田達夫 (2005) 「新住宅答申にあたって」, [住宅] 54巻9号, 5頁
 早川和男 (1993) 「居住福祉」, 岩波書店
 平山洋介 (2009) 「居住政策のどこが問題か—＜持家社会＞の次を展望する」, 光文社新書
 広田剛 (1970) 「募集今昔物語 (都営住宅・戦後の募集管轄記)」 社団法人日本住宅協会 『住宅』 1970年2月号, 19-35頁
 藤田孝典・金子充 (2010) 「反貧困のソーシャルワーク実践 NPO「ほっとポット」の挑戦」, 明石書店
 吉田健一・竹下輝和・中國真人 (1991) 「公共賃貸住宅居住世帯の住まい方と最低居住水準に規定された住まい方の乖離について」, 社団法人日本建築学会 『日本建築学会計画系論文報告集』, 第424号, 109-115頁
 本間義人 (1993) 「TV 転換迫られる国の住宅政策」, 住宅問題研究会・(財) 日本住宅総合

センター「住宅問題事典」, 東洋経済新報社, 32-44頁

—— (2009) 「居住の貧困」, 岩波新書

丸尾直美 (1990) 「住宅政策と福祉—社会保障との関係を中心に—」社会保障研究所編「住宅政策と社会保障」東京大学出版会, 3-21頁

室田信一 (2010) 「『住宅セーフティネット』の拡充—家賃補助」埋橋孝文・連合総合生活開発研究所編「参加と連帯のセーフティネット 人間らしい品格ある社会への提言」ミネルヴァ書房, 215-235頁

森田学・中村良平 (2004) 「公営住宅における居住者便益と消費の非効率性」, 日本経済研究センター「日本経済研究」, No.50, 2004年9月, 19-37頁

森田学 (2006) 「各国の住宅手当制度の比較」価値総研「Best Value」Vol.11

八木寿明 (2006) 「転換期にある住宅政策—セーフティ・ネットとしての公営住宅を中心として—」国立国会図書館「リフレックス」, 平成18年1月号, 32-49頁

柳澤房子・井田敦彦 (2006) 「OECD 諸国における失業時の生活保障関連「給付」一覧」国立国会図書館「リフレックス」2004年4月号, 56-79頁

山崎福寿 (2001) 「経済学で読み解く土地・住宅問題 都市再生はこう進めよ」, 東洋経済新報社

Faley, Tony and Norris, Michelle (2010) "Housing", Castles, Francis G., Leibfried, Stephan, Ohinger, Herbert and Pierson, Christopher ed. *The Oxford Handbook of the Welfare State*, Oxford University Press, pp.479-493

※ 本研究は、平成22年度厚生労働科学研究費補助金・政策科学推進研究事業「低所得者・生活困窮者の実態把握及び支援策の在り方に対する調査研究」(主査・駒村康平慶應義塾大学教授) による研究成果の一部である。

非正規雇用は「行き止まり」か？ ——労働市場の規制と正規雇用への移行

●論文 (投稿)

非正規雇用は「行き止まり」か？ ——労働市場の規制と正規雇用への移行

四方 理人
(慶應義塾大学先端研究センター研究員)

四方 理人
(慶應義塾大学先端研究センター研究員)

本稿は、日本における非正規雇用から正規雇用への移行についてのパネルデータをを用いた分析である。日本は、OECDの中で非正規雇用に対する前払規制が強い一方、臨時雇用に対する規制が弱い国であり、臨時雇用から非正規雇用への移行が速く大きい「行き止まり」の状況になる可能性がある。そこで、日本とヨーロッパ諸国との比較を行ったところ、日本はどの国よりも臨時雇用から非正規雇用への移行の水準が低値であることが明らかになった。ただし、男性に限ると、非正規雇用から年間25%程度正規雇用へ移行しており、ヨーロッパでも比較的低位の移行割合の国と同程度となっている。一方で、年齢や雇用形態に限らず、非正規雇用から正規雇用へ移行割合に大きな男女格差があり、特に同一企業内で正規雇用への移行における男女差が顕著である。そして、男性において不満足な非正規雇用となつている場合は、同一企業内の正規雇用へ移りやすいが、女性ではそのような繋がりも観察されず、非正規雇用の多数を占める女性は不利な状況にあることがわかった。
[キーワード] パート・派遣労働問題、女性労働問題、労働経済

目次

- I はじめに
- II 先行研究と分析課題
- III データの説明
- IV 非正規雇用からの移行
- V 非正規雇用からの移行についての計量分析
- VI おわりに

なつているとして。今後、非正規雇用から正規雇用への移行がほとんど起こらない場合は、非正規雇用と正規雇用の賃金格差は年齢や就業継続年数を重ねることに大きくなるため(柳田・三好2006、古郡1997など)、現在の若年層が年齢を重ねることで、よりいつその所得格差の拡大が生じる可能性がある。

しかしながら、非正規雇用から正規雇用への移行が可能であり、かつ、頻繁に起こるのであれば、若年労働者にとって非正規雇用は一時的な経路であり、労働市場における低賃金や所得格差の問題もさほど大きい問題とはいえないかもしれない。文田(2008)は、非正規雇用であっても数年間継続すれば、その後正規雇用に移ることができると指摘している。

近年、非正規雇用の増加により若年層を中心に所得格差の拡大が引き起こされているが(太田2006a, 2006bなど)、それだけではなく、若年層において非正規雇用から抜け出しにくくなつていくことも指摘されている。Kondo(2007)は初職が正規雇用でない場合はその後正規雇用になりにくいことを明らかにしており、また酒井・樋口(2005)や柳田(2007)は、若年層においてフリーターから正社員への離脱が近年起こりにくく

ただし、非正規雇用から正規雇用への経路が十分に開かれていたとしても男女格差や年齢格差が生じている場合は、正規雇用の機会の不平等が生じている可能性があり問題となる。また、非正

正規雇用から正規雇用への移行が、同一企業の内訳労働市場によるか、外部労働市場を通じてのものかにより、労働市場における非正規雇用の機能も異なるといえる。

そこで本稿では、非正規雇用から正規雇用への移行について、パネルデータを用いた実証分析を行う。非正規雇用から正規雇用への移行が十分に開かれている場合は、非正規雇用は正規雇用への「架け橋」となっており、逆に開かれていない場合は「行き止まり」の状態にあるといえる。しかしながら、非正規雇用から正規雇用への移行がまったくと存在しない状態は考え難く、「行き止まり」か「架け橋」かについては移行の水準という程度の問題となろう。

そこでまず、ヨーロッパ諸国との比較により、日本における非正規雇用から正規雇用への移行の程度についての考察を行う。

そして次に、その移行が内部労働市場を通してのものか外部労働市場を通して生じているのかについて、男女差、年齢、勤続年数といった労働者の属性から分析することで、日本の非正規雇用の特徴を明らかにする。

本稿の構成としては、まず先行研究の整理の中で、非正規雇用から正規雇用への移行を労働市場の規制との関係で議論を行う(Ⅱ)。そのうえで、使用データの説明を行い(Ⅲ)、臨時雇用から常用雇用への移行について日本とヨーロッパの比較を行い、また日本の非正規雇用から正規雇用への移行を同一企業内での経路と別企業での経路に区別して検証を行う(Ⅳ)。次に、非正規雇用から正規雇用への移行確率についての多変量解析を行う(Ⅴ)。最後に、日本における非正規雇用から正規雇用への移行についての考察を行う(Ⅵ)。

Ⅱ 先行研究と分析課題

1 国際比較に関する実証研究

非正規雇用は、正規雇用との賃金格差や企業内での職務の差だけでなく、有期雇用契約や派遣契約等の契約上法律で取り決められた特徴を有している場合が多い。そのため、非正規雇用から正

規雇用への移行については、労働市場での法的な規制との関係で議論することが有効であろう。

一般に有期雇用契約や派遣労働の雇用を臨時雇用 (temporary work) と呼ぶが、多くの国々で常用雇用 (regular work) の労働者と同様の長期的な雇用関係を目的として臨時雇用の労働者を雇い入れることを禁止するための規制が存在する。臨時雇用に対して、契約期間の上限や再契約が規制される場合、企業が臨時雇用の労働者を一定期間以上雇用するためには、期間の定めのない常用雇用として雇い入れ直す必要がある。そのため臨時雇用に対する規制が強くなる。臨時雇用から常用雇用への移行が速くやすくなる考えられる。しかしながら、臨時雇用を長期間雇い入れることを規制することにより、臨時雇用の労働者が失業する可能性も高くなると考えられる。

その一方で、臨時雇用に対する規制は常用雇用に対する規制との関連においても考えなければならぬ。なぜなら、常用雇用の解雇が容易であるなら、企業は常用雇用を解雇することにより雇用調整を行うことが可能であり、雇用調整を目的とした臨時雇用を雇い入れる必要がないからである。そのため、常用雇用に対する解雇規制が弱い場合は、企業が雇用調整のために臨時雇用を雇う誘引は小さくなると考えられる。逆に、常用雇用に対する解雇規制が強くなる。一度常用労働者を雇うと解雇が困難となるため、企業にとって労働者と有期雇用契約を結ぶインセンティブが生じることになる。同時に、労働者を臨時雇用から常用雇用へ転換させる企業の誘引も低くなり、臨時雇用から常用雇用への移行も少なくなるであろう。実際に、OECD (2004) は、ヨーロッパ諸国において常用雇用に対する解雇規制 (EPL 指標: Employment Protection Legislation Indicator) が強い国ほど、臨時雇用の割合が高くなっているだけではなく、臨時雇用から常用雇用へ移行する割合も低くなることを明らかにしている。

そして、OECD (2004) における EPL 指標によると、日本は、常用雇用に対する規制が OECD 平均より強く、その一方、臨時雇用に対する規制が OECD 平均より弱くなっている。日本は常用雇用に対する解雇規制が比較的強く、臨時雇用に

対する規制が弱い。そのため、臨時雇用から常用雇用への移行が生じにくくなっている可能性がある。次に、個別の国々における臨時雇用から常用雇用への移行の特徴は、どのようなになっているのだろうか。

常用雇用に対しても臨時雇用に対しても比較的規制が弱く、有期雇用の雇用者比率が低いイギリスについて Booth, Francesconi and Frank (2001) は分析を行っており、臨時雇用の労働者は5年以内に8割以上が常用雇用に移行しているとしている。そして、同じくイギリスについて Booth, Francesconi and Frank (2002) は、女性において臨時雇用から常用雇用に移行した場合の賃金水準は、臨時雇用を経験しない常用雇用の平均賃金とほとんど変わらなくなること明らかにしている。そこから、イギリスにおける有期雇用は常用雇用への「架け橋」になっているとされる。

一方、常用雇用に対する解雇規制は OECD の平均より強く、臨時雇用に対する規制は平均にあるドイツについて、Hofmann and Walwei (2003) は、時系列データから臨時雇用比率が一定でかつ変動が大きいことから、臨時雇用契約が常用フルタイム雇用への「架け橋」としての機能を持っているとしている。

また、日本とは逆に常用雇用の解雇規制が OECD の平均より弱く、臨時雇用に対する規制が平均より強くなっているイタリヤについて、Gagliarducci (2005) は分析を行っている。そこでは、有期雇用の契約期間が長くなるほど常用雇用へ移行する確率が高くなり、また無業の経歴や有期雇用を繰り返す場合は常用雇用へ移行する確率が低下することが明らかにされている。

そして、D'Addio and Rosholm (2005) は、ヨーロッパ13カ国が参加しているパネル調査である ECHP (European Community Household Panel) を用いての臨時雇用からの就業状態の移行についての分析を行っている。その分析結果から、女性については、臨時雇用の期間が長くなるほど常用雇用へ移る確率が高くなる一方、男性については逆に低下することが明らかにされている。また、小さな子どもがいる女性や高齢者もしくは低学歴の男性は、無業に移行する確率が高く「行き止ま

り」の就業状態であることが示唆されている。

以上、ヨーロッパにおける国々の先行研究では、主に女性において臨時雇用が常用雇用への「架け橋」となっていることが明らかにされている。その一方で、高齢者や教育水準の低い場合や無業を経験している場合において、臨時雇用から無業になりやすく「行き止まり」の状況に陥りやすくなっているとの指摘がある。

2 日本における実証研究

日本における先行研究として相澤・山田 (2008)、玄田 (2008)、Esteban-Preiel, Nakajima and Tanaka (2009) は、非正規雇用労働者の転職による正規雇用への移行について分析を行っている。相澤・山田 (2008) は、1982-2002年の5時点間の【就業構造基本調査】(総務省統計局)の調査データを用いて転職を通じた労働者の職業上の地位変化を明らかにしている。多くの事実発見があるが、非正規雇用から正規雇用への変化という本稿との関連で述べれば、「学歴が高いほど非常雇から常雇へ移動しやすい」「非常雇の勤続期間が長くなるほど移動が行われにくくなる」といったことを明らかにしている。そのほか、時間的趨勢については、非常雇から非常雇に転職する割合が過去20年間増加してきた一方で、非常雇から常雇への移動は90年代に入り停滞しているとしている。

玄田 (2008) は、2002年の【就業構造基本調査】から前職が非正規雇用であった離職者の正規雇用への移行についての分析を行っている。そこでの重要な発見として、非正規雇用としての同一企業における継続的勤続年数が2年から5年程度の場合において正社員への移行を促している。

Esteban-Preiel, Nakajima and Tanaka (2009) は、同じく2002年の【就業構造基本調査】における学卒後3年以内の若年男性をサンプルとし、非正規雇用から正規雇用への移行確率についての構造推計を行っている。その結果、学卒後非正規雇用となる場合、短期的には無業の場合より正規雇用に移行する確率が高いが、シミュレーションの結果、長期的には無業の場合と差がなくなることから、非正規雇用は「行き止まり」とも「架け

橋」ともいえないとしている。

しかしながら、これらの研究で使用される「就業構造基本調査」では、雇用形態の変化について転職による調査項目でしか把握できないため、同一企業内での雇用形態の変化については分析することができない。そのため、「就業構造基本調査」を用いた分析では、非正規雇用から正規雇用への移行の一部分しか捉えられていない可能性がある。また、玄田 (2008) は、離職した非正規雇用のみを分析対象としており、離職したという条件の下での非正規雇用から正規雇用への移行についての確率についての分析となっていない。そのため、正規雇用の雇用機会が見つからないために、同一企業での非正規雇用を継続している労働者が分析対象から落ちてしまう。

そして、同一企業での非正規雇用から正規雇用への移行を含んだ研究として玄田 (2009) と労働政策研究・研修機構 (2010) がある。玄田 (2009) は、インターネット調査のモニターを対象とし、かつて非正規雇用であった経歴のある正規雇用の労働者を対象とした分析を行っている。そこで、同一企業内での非正規雇用から正規雇用への移行については、移行の前後で同一の職種・職場となる傾向が強いことや、同一企業内での移行と企業間での移行との間で賃金開きへの影響に有意な差がないことなど重要な点を明らかにしている。

しかしながら、玄田 (2009) は、かつて非正規雇用を経験した正規雇用の労働者をサンプルとして分析しているため、玄田 (2008) と同様に非正規雇用に残まる労働者が分析対象から外されている。そのため玄田 (2009) の分析は、同一企業における非正規雇用から正規雇用への移行を扱っているが、非正規雇用から正規雇用への移行確率の分析ではなく、非正規雇用から正規雇用への移行を経験した労働者が同一企業内での移行であった確率の推計を行っている。この確率は非正規雇用労働者が同一企業内で正規雇用へ移行する確率とは異なる。非正規雇用から正規雇用への移行確率についての分析を行うためには、特定の時点における非正規雇用労働者すべてを分析対象とし、その非正規雇用労働者が一定の期間内に正規雇用に移行する確率を推計する必要がある。

また、労働政策研究・研修機構 (2010) は、独自調査から初職が非正規雇用の場合に約4割が正規雇用へ移行していること、そして、非正規雇用から正規雇用への移行のうち内部登用が約2割、企業間移行が約8割となることなどを明らかにしている。しかしながら、同研究は25～44歳の就業者の就業履歴調査によるが、25歳以下の就業履歴の期間はすべてのサンプルが経験するが、年齢が上がるにつれ、その年齢の就業期間を経験するサンプルが小さくなるため、履歴データを集計する場合20歳代などの若年期の就業期間が過剰に出現するという問題がある。

以上、海外の先行研究から労働市場の規制と非正規雇用の関係を考える上で、日本はOECD諸国のなかで常用雇用に対する規制が強い一方で臨時雇用に対する規制が弱いいため、常用雇用から臨時雇用への移行が生じにくくなっている可能性がある。そして、国内の先行研究においては、内部労働市場を通じての非正規雇用から正規雇用への移行が十分に検証されていない。これらの点を検証するために、本稿では、パネルデータを用いることにより非正規雇用/臨時雇用の労働者が、1期後に正規雇用/常用雇用へ移行する確率について、同一企業内と別企業に区別して分析を行う。

III データの説明

本稿の使用データは、慶應義塾大学京都大学連携グローバルCOEプロジェクトによる「慶應義塾家計パネル調査」(以下KHPS)の2004年から2008年までの5カ年分のパネルデータである。KHPSの初回調査における対象者は、層化2段階無作為抽出法によって選定された20～69歳の男女4005サンプルであり、5年目の2008年調査では2451サンプル(累積脱落率61.2%)となっている。また、2007年からは、同様の方法によって抽出された1419のサンプルが追加されている。そこで、基本統計量による日本の非正規雇用から正規雇用への移行のパターンについては、サンプルの代表性を考え、2004年調査開始サンプルを用い、多変量解析については、サンプルサイズをより大きくするため2007年からの追加サンプルを加え

て分析を行った(以下、2004年からのサンプルをパネルA、追加サンプルをパネルBとする)。

また、本研究では、各調査年に非正規雇用であったサンプルが翌年にどのような就業状態にあるかについての分析を行うため、KHPSのデータのうち2期間以上連続して存在し、その1期目に非正規雇用であったサンプルを用いている。その他のサンプルのクリーニングとして、学生の者、雇用就業の労働者「管理職」及び「その他の職種」の者は除いている。

表1は調査開始時点の2004年における25～64歳までのKHPSにおける就業形態の特徴を「労働力調査」(総務省統計局)と比較したものである。なお、KHPSの非正規雇用には「委託労働・請負」が含まれている。KHPSにおける正規雇用の割合は、男性については「労働力調査」のそれとほぼ同水準であるが、女性については正規雇用の割合が低くなっている。そして、非正規雇用については、女性のパート・アルバイトの割合において、KHPSが「労働力調査」より高い水準となっているが、それ以外の雇用形態においては両調査の差は小さい。KHPSにおける雇用形態のデータは、大規模調査である「労働力調査」のそれと大きく異なるのではないと考えるだろう。

表1 KHPSと「労働力調査」の雇用形態の比較：25～64歳の男女

	KHPS		労働力調査	
	男性	女性	男性	女性
正規雇用	87	40	89	48
パート・アルバイト	4	45	4	41
派遣	1	3	1	2
契約・嘱託	6	7	4	6
委託労働・請負	3	5	—	—
その他	—	—	2	3
雇用合計	100	100	100	100

注：① KHPSは、2004年調査であり、「労働力調査」は2004年第1四半期のデータである。

② 「労働力調査」には内職を兼ねるが、KHPSには内職を兼ます「委託労働・請負」を規定している。

出所：総務省「労働力調査」およびKHPS (パネルA) より作成・改訂。

IV 非正規雇用からの移行

1 臨時雇用から常用雇用への移行についてのヨーロッパ諸国との比較

まず、日本において非正規雇用から正規雇用への移行などの程度生じているかについてヨーロッパ諸国との比較から考察を行う。ヨーロッパ諸国はECHP (European Community Household Panel) を用いたOECD (2006) の結果表によるが、日本に関しては同様の方法でKHPSの調査データから算出した。ここでは、有期労働契約もしくは派遣労働である臨時雇用から常用雇用への程度移っているのかについて考察を行う。ただし、日本については臨時雇用から常用雇用だけではなく、有期労働契約とは限らず呼称が「契約社員」「派遣社員」「パート・アルバイト」「嘱託」のいずれかである非正規雇用について、そこから正規雇用へ移る割合についても記載している。

表2は、各国における25歳から64歳までの臨時雇用の労働者に関して、1年後および3年後の就業状態を示したものである。1年後の就業状態として常用雇用となる割合が高い国から順に並べている。ルクセンブルク、オーストリア、イギリスでは半数以上が1年で常用雇用となっている。その一方、スペイン、ギリシャ、イタリア、ポルトガルといった南欧諸国とフランスでは、臨時雇用から1年後に常用雇用となる割合が30%以下であり、ヨーロッパ諸国のなかでは低い水準にある。そして、日本はその低い水準の国々よりも1年で常用雇用となる割合が低くなっている。その上、日本における非正規雇用から正規雇用となる割合は、臨時雇用から常用雇用となる割合よりも低い水準となっている。その一方で、日本において臨時雇用が1年後に無業となる割合は比較的低い水準である。

臨時雇用から常用雇用への移行および非正規雇用から正規雇用への移行が少くない日本の特徴は、臨時雇用の労働者の3年後の就業状態においてよりはつきり表れている。1年後に常用雇用となる割合が低かった南欧諸国やフランスでも、3年後にはギリシャを除き約半数が常用雇用となっている

る。そして、日本以外のすべての国で臨時雇用より常用雇用になる割合が高くなってきている。しかし、日本では、常用雇用になる割合が約25%と3年後においても4分の1しか常用雇用になっていない。そして、非正規雇用から3年後に正規雇用となっている割合は約11%となっており、非正規に低い水準でしか非正規雇用から正規雇用への移行が生じていないといえる。3年を経過しても多数が臨時雇用や非正規雇用に留まったままである日本の特徴は、ヨーロッパ諸国において臨時雇用であった労働者の多くが常用雇用に切り、臨時雇用が一時的な経験となることと対照的である。前述したように、日本は、ヨーロッパ各国と比較して有期雇用や派遣に対する規制は弱く、逆に常用雇用に対する規制は強い。このような日本の労働市場の特徴から、日本においては、有期契約もしくは派遣労働である臨時雇用から常用雇

表2 臨時雇用労働者の1年後と3年後における雇用状態の国際比較 (25歳から64歳までの男女)

	1年後		3年後	
	常用雇用	臨時雇用	常用雇用	臨時雇用
ルカセンブルク	58.7	27.9	13.4	11.8
オーストリア	55.9	35.3	8.8	22.6
イギリス	51.9	29.9	18.3	63.4
フランス	49.1	40.9	10.0	60.9
ドイツ	46.6	38.5	14.9	60.0
ベルギー	45.0	49.3	5.6	71.4
イタリア	41.6	44.5	13.9	66.1
デンマーク	35.2	46.2	18.6	61.3
フィンランド	31.2	45.6	23.2	20.5
スペイン	29.1	62.4	44.7	30.0
ギリシャ	28.3	49.1	18.5	37.5
イタリヤ	27.2	49.7	22.6	36.0
ポルトガル	24.6	49.7	23.1	47.2
フランス	24.6	64.5	10.8	30.3
日本 (臨時雇用)	18.1	52.1	45.3	31.3
日本 (非正規雇用)	17.5	72.1	10.4	30.6
日本 (非正規雇用)	7.5	81.5	24.9	15.4
日本 (非正規雇用)			10.7	71.5

注：① 臨時雇用とは、有期雇用契約の労働者もしくは派遣による労働者である。
 ② 日本 (非正規雇用) については、非正規雇用労働者が正規雇用へ移るか、非正規雇用にとどまっているか、失業になるかについての割合を表している。なお、非正規雇用とは、有期雇用契約の労働者からならず、専任が「契約社員」「パート・アルバイト」「派遣社員」「嘱託」のいずれかの労働者である。
 資料出所：ヨーロッパ諸国については、European Community Household Panel (ECHP) の wave 5 (1998年) から wave 8 (2001年) のデータより、【1年後】については1998年から1999年のデータ、【3年後】については1998年と2001年のデータから計算されている (出所：OECD Employment Outlook 2006, *Boosting Jobs and Incomes of Supplementarily employed workers*)。一方、日本については「労働力調査」の「非正規雇用 (KHPF)」の「パート・アルバイト」から wave 5 (2008) のデータより計算がなされた。

の移行は生じにくくなると思われ、実際にヨーロッパ各国よりその移行が生じにくくなる³⁾。

2 日本における非正規雇用から正規雇用への移行のパターン

次に、日本における日本の非正規雇用から正規雇用への移行の特徴を明らかにするため、性別・年齢別、雇用形態別の非正規雇用から正規雇用への移行について、特に同一企業内での移行と別企業への移行を区別して分析を行う。なお、以下では、定年退職制度により退職するサンプルをできるだけ除くことを目的として、58歳以下のサンプルを用いている。

まず、非正規雇用労働者の1期後の就業状態を、①同一企業内での正規雇用、②別企業の正規雇用、③別企業の非正規雇用、④無業、⑤継続

に区分した。ここでは、非正規雇用であった者が、次の年の調査で正規雇用となっている場合において、正規雇用への移行が起ったとしてい

る。そして、①同一企業内の正規雇用と②別企業の正規雇用の差は、転職の経験の有無である⁴⁾。

表3は、性別・年齢別にみた非正規雇用からの移行の状況である。まず、男性では、年齢計でみると正規雇用への移行割合について、同一企業内での移行割合は、別企業での移行割合より2倍程度高くなっており、男性の主な非正規雇用から正規雇用への経路は同一企業内の経路であることがわかる。そして、年齢別には、同一企業の正規雇用への移行に大きな差がないことがわかる。

一方、女性の年齢計でみた同一企業内での非正規雇用から正規への移行割合は、男性の5分の1程度であり、大きな男女格差が存在することがわかる。女性について年齢別みると、若年層で同一企業の正規雇用へ移る割合が比較的高いが、どの年齢においても同一企業の正規雇用へ移る割合は、男性より大幅に低くなっている。

別企業の正規雇用への移行については、男女とも29歳以下の若年層でその割合が高くなっているが、どの年齢層でも男性より女性の正規雇用

へ移る割合が低くなっている。

表4は、雇用形態別にみた非正規雇用から正規雇用への移行の状況である。まず、男女差については、どの雇用形態においても女性より男性の同一企業の正規雇用への移行割合が高い。最も人数の多いパート・アルバイトにおいて、男性の場合同一企業の正規雇用へ移る割合が約11%であるが、女性の場合3%程度となっている。同様に、他の契約、派遣、嘱託それぞれの男女差が存在する⁵⁾。

一方、別企業の非正規雇用への移行の割合については、パート・アルバイトで男性が女性より高いが、契約、嘱託では大きな差がなかった。

このように、非正規雇用から正規雇用への移行の主な経路は同一企業での移行であり、年齢別にみても雇用形態別にみても移行割合の男女格差が大きいことがわかった⁶⁾。男性では、1年間で非正規雇用から正規雇用に移る割合は同一企業と別企業をあわせて25%程度であり、この水準はヨーロッパ諸国で臨時から常用へ移る割合が比較的低い国々の国々と同程度であるが、女性の非正規雇用から正規雇用へ移る割合は5%に満たない著しく低い水準である。したがって、「行き止ま

表3 非正規雇用からの移行 (1年後の就業状態)：男女別、59歳未満

	男性 (%)		女性 (%)	
	同一企業 正規	別企業 非正規	同一企業 正規	別企業 非正規
20~29	55.3	18.4	10.5	11.8
30~39	45.7	22.9	2.9	11.4
40~49	56.4	20.5	7.7	10.3
50~58	68.5	13.7	3.2	9.5
非正規計	59.6	17.6	6.1	10.5

	無業		計	
	同一企業 正規	別企業 非正規	無業	計
20~29	60.6	5.2	4.7	17.6
30~39	74.2	1.4	1.4	12.6
40~49	80.1	3.9	0.7	9.6
50~58	85.0	1.6	0.4	5.4
非正規計	76.6	2.9	1.4	10.9

注：* 欄が「抽出調査対象者」、「採集調査員」、「不明」となる場合を除く。
 出所：KHPF データ (A) (各年) から計算作成。

ていることがわかる⁷⁾。

次に、性別と人口学的変数について、配偶関係や未就学児の影響および他の就業関連の変数を考慮に入れても、女性は男性より同一企業の正規雇用への移行確率が有意に低くなる。相対リスク比から女性は男性の3分の1程度の確率でしか同一企業内での正規雇用へ移行できていないことがわかる。特に、有配偶女性の同一企業の正規雇用への移行の確率は低くなる。年齢については、40歳代との比較で、50歳代において同一企業の正規雇用への移行および別企業の正規雇用への移行の両方が生じにくくなっており、高年齢層で正規雇用へ移りにくい状態にある。

賃金と雇用形態については、同一企業内での正規雇用への移行については、別企業での移行についても影響が小さい。その一方、企業規模では、30人未満の小規模の企業において、同一企業の正規雇用への移行確率が有意に高くなっており、大規模企業において非正規雇用から正規雇用へ移りにくいことがわかる。

最後に、非正規雇用に就いている理由についての意識変数については、「正規雇用の機会がない」および「正規雇用の条件がよい」場合、有意に同一企業内での正規雇用へ移行する確率が高くなっている。不本意で非正規雇用に就いている場合や条件がよい非正規雇用に就いている場合に正規雇用に移りやすくなっており、レゾナンスキャリアである家庭の事情等その他の個人的な理由で非正規雇用となる場合は、正規雇用に移りにくい。このような意識変数を考慮に入れても、女性は有意に同一企業内での正規雇用へ移る確率が低くなっており、就業意識にかかわらず非正規雇用から正規雇用へ移りにくい状態にあるといえる。

表7は、男性のみをサンプルとした分析結果であるが、男女計の結果と同様に、非正規雇用となる理由が「正規雇用の機会がない」場合や「正規雇用の条件がよい」場合において有意に同一企業の正規雇用へ移る確率が高くなっている。一方、表8の女性についての分析結果では、非正規雇用となる理由が、「正規雇用の機会がない」場合でも「正規雇用の条件がよい」場合でも、有意な影響が観察されない。

男性においては、不本意で非正規雇用になる場合に、同一企業の正規雇用へ移る確率が有意に高くなっているが、女性ではその影響が観察されない。男性においては、正規雇用に移りたい意欲があれば正規雇用に移りやすいが、女性においては正規雇用に移りたくとも移りにくい状況にあると考えられるだろう。

また、男性では30歳未満の若年層で、同一企業の正規雇用への移行確率が高くなるが、女性の若年層では、同一企業の正規雇用への移行ではなく、別企業の正規雇用への移行確率が高くなっている。女性の年齢は、外部労働市場における正規雇用への移行においては評価されるが、内部労働市場では評価されていないといえるだろう。

VI おわりに

本誌で明らかになったことは、以下のとおりである。

第一に、臨時雇用（有期雇用もしくは派遣労働）から常用雇用へ移行した割合は、比較可能なEU諸国と日本の計15カ国のうち日本が最も低い位である。その上、日本においては雇用契約上の区分である臨時雇用から常用雇用への移行割合より、呼称による区分である非正規雇用から正規雇用への移行割合は低位となっている。

第二に、日本の非正規雇用から正規雇用への移行についての主な経路は、同一企業内での移行、すなわち内部労働市場における移行であった。

第三に、同一企業内での正規雇用への移行における男女差は大きく、同じ雇用形態や同一年齢層であっても明らかな男女差が存在する。特に、非正規雇用を選択する理由を考慮に入れた多変量解析においても、男女で同一企業に移る確率に3倍以上の差がある。そして、男女別の分析では、男性において不本意で非正規雇用となっている場合に同一企業内の正規雇用へ移りやすいが、女性ではそのような影響は観察されなかった。

第四に、同一企業内での非正規雇用から正規雇用への移行確率は、大企業において低くなっており、労働条件の良い大企業の正社員への移行は困難であると考えられる。

表6 非正規雇用からの移行についての多項ロジット分析：男女計、年齢20-58歳

変数 (レゾナンスキャリア)	同一企業 正規雇用		別企業 正規雇用		別企業 非正規雇用		無業	
	RRR	P値 ^{a)}	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
勤続年数 (0年)								
1年	0.92	0.83	0.40	0.11	0.48	0.01*	0.42	0.02*
2-3年	0.48	0.09+	0.37	0.08+	0.37	0.00**	0.55	0.38
4年以上	0.60	0.19	0.40	0.08+	0.27	0.00**	0.65	0.13
女性ダミー	0.31	0.01**	0.18	0.76	1.58	0.20	1.09	0.38
結婚の有無	2.02	0.14	1.36	0.73	1.51	0.47	1.78	0.40
女性×結婚	0.19	0.01**	0.13	0.05+	0.50	0.25	0.66	0.32
年齢 (40-49歳)								
30歳未満	1.33	0.48	1.44	0.52	2.15	0.01*	2.58	0.02*
30-39歳	0.57	0.17	0.90	0.84	1.37	0.21	2.27	0.01**
50-57歳	0.48	0.08+	0.08	0.02*	0.63	0.15	1.35	0.34
未就学児ダミー	1.24	0.71	1.09	0.88	0.47	0.03*	0.93	0.82
教育 (高校・中学)								
大学・大学院	0.63	0.25	0.61	0.35	0.75	0.37	1.12	0.74
短大・高等	0.94	0.87	0.28	0.05+	0.84	0.46	0.68	0.19
その他	0.43	0.28	1.19	0.78	0.49	0.19	0.97	0.94
非正規理由 (その他の理由)								
正規雇用の機会がない	2.26	0.03*	1.86	0.23	1.55	0.12	1.03	0.92
正規雇用の条件がよい	2.19	0.02*	1.13	0.80	0.87	0.32	1.12	0.64
時間当たり賃金 ^{b)}	1.28	0.40	0.98	0.93	0.86	0.52	1.04	0.88
雇用形態 (契約・継続)								
パート・アルバイト	0.52	0.06+	0.73	0.59	1.78	0.09+	1.14	0.70
派遣社員	0.49	0.16	1.26	0.73	0.95	0.92	1.78	0.16
職種 (職務)								
サービス・販売	0.28	0.00**	4.42	0.02*	1.02	0.93	0.89	0.68
作業員 ^{c)}	0.67	0.37	2.38	0.19	1.36	0.30	0.91	0.80
専門・技術	1.33	0.54	3.97	0.07+	0.71	0.42	0.76	0.52
企業規模 (500人以上)								
30人未満	3.73	0.00**	1.37	0.53	1.07	0.80	1.57	0.13
30人以上500人未満	1.41	0.32	0.76	0.57	0.99	0.96	1.24	0.42
イベント発生数								
1イベント発生数			71		32		141	
104								
Lag pseudo-likelihood								
擬似決定係数								
					0.129			
					1384			
					-1064.57			

注：(1) P値は係数とロバスト・スタンダード・エラーから推測したものである。なお、** P値<0.01、* P値<0.05、+ P値<0.10である。(2) 時間当たり賃金は、「所定内給与/所定内労働時間」の対数値であり、上下1%のケラップ^{d)}は抜いた。(3) 作業員には、「製造・建築・保守・運輸などの作業員」「清掃・調理・洗濯」「保安警備員」「倉庫作業員」が含まれている。(4) 学生、第四に「専任講師」「准教授」「専任講師」「専任講師」の区分でモデルには、その他作業員・おまじり・パート・アルバイト・パート・アルバイト・パート・アルバイト・パート・アルバイトの waves5 まで (2004年から2008年) のデータから算出された。(5) 分析モデルには、その他作業員・おまじり・パート・アルバイト・パート・アルバイト・パート・アルバイト・パート・アルバイトの waves5 まで (2004年から2008年) のデータから算出された。

表7 男性における非正規雇用からの移行についての多項ロジット分析：年齢20～59歳

	同一企業 正規雇用		別企業 正規雇用		別企業 非正規雇用		無業	
	RRR	P値 ¹⁾	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
勤続年数 (0年)								
1年	1.16	0.77	1.05	0.96	0.50	0.30	1.40	0.73
2-3年	0.27	0.04*	0.30	0.33	0.33	0.13	2.19	0.48
4年以上	0.43	0.14	0.23	0.26	0.18	0.05+*	0.87	0.90
結婚の有無	1.90	0.24	0.76	0.77	0.81	0.71	1.07	0.94
年齢 (40～59歳)								
30歳未満	2.69	0.09+	3.27	0.14	0.88	0.81	0.32	0.24
30～39歳	1.61	0.43	1.91	0.59	1.58	0.58	4.85	0.05*
大学・短大・高専	0.75	0.56	0.25	0.17	1.56	0.36	1.79	0.49
非正規の理由								
正規雇用の機会がない	2.81	0.09+	0.98	0.98	1.85	0.30	1.05	0.94
現職の条件がよい	3.98	0.01*	1.21	0.86	1.08	0.93	1.13	0.88
時間当たり賃金 ²⁾	1.68	0.24	0.73	0.71	0.52	0.26	0.22	0.33
パート・アルバイト 作業 ³⁾	0.43	0.11	0.88	0.89	1.85	0.31	1.24	0.75
企業規模 (500人以上)	1.45	0.45	0.60	0.57	2.75	0.05+	1.29	0.79
30人未満	3.22	0.05*	3.84	0.25	2.05	0.32	7.07	0.01+*
30人以上500人未満	1.43	0.46	0.95	0.97	1.37	0.90	3.85	0.15
イベント発生数		40		10		20		13
標本数					221			
Log pseudo-likelihood					-206.71			
標決法定数					0.175			

注：表6に同じ。
出所：表6に同じ。

第五に、多変量解析による分析結果から、非正規雇用から別企業の正規雇用への移行については、勤続年数が高いほどその確率が低下することがわかった。この結果は、勤続2年目から5年目あたりで別企業の正規雇用への移行が起りやすくなるとする玄田 (2008) の結果とは異なり、相澤・山田 (2008) と同様の結果となる。玄田 (2008) は、離職した非正規雇用のみを分析対象としているが、本稿や相澤・山田 (2008) は離職せずに非正規雇用に留まっている者も分析対象としていることによると考えられる。

以上の分析結果から、日本において、非正規雇用は正規雇用への「架け橋」なのか、それとも正規雇用への移行が困難な「行き止まり」なのか、という質問にかかわった問いに対しては、他国との

比較でその移行が低位であることから「行き止まり」の状況にあるといえるだろう。しかしながら、男性に限れば高所得国と同様の水準で正規雇用への移行がみられる一方で、女性については男性の5分の1から3分の1程度の確率でしか正規雇用への移行が起っていない。特に内部労働市場を通じて移行において男女格差が顕著であり、年齢や雇用形態にかかわらず大きな男女格差が存在している。

しかも、こうした問題 (移行確率の男女差) は、非正規雇用における女性労働者割合が大きいため、正規雇用へ移行する労働者数の差 (移行人数の男女差) は小さくなってしまい、企業においては認識されていない可能性がある。今後、非正規雇用から正規雇用への移行を促す正社員転換制度

表8 女性における非正規雇用からの移行についての多項ロジット分析：年齢20～59歳

	同一企業 正規雇用		別企業 正規雇用		別企業 非正規雇用		無業	
	RRR	P値 ¹⁾	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
勤続年数 (0年)								
1年	0.69	0.54	0.29	0.13	0.52	0.03*	0.35	0.01*
2-3年	0.61	0.37	0.59	0.36	0.45	0.00**	0.79	0.44
4年以上	0.66	0.40	0.54	0.27	0.32	0.00***	0.70	0.22
結婚の有無	0.31	0.01*	0.26	0.02*	0.70	0.19	1.63	0.14
年齢 (40～59歳)								
30歳未満	1.03	0.96	4.67	0.03*	2.68	0.00**	3.36	0.00**
30～39歳	0.50	0.19	1.79	0.31	1.42	0.14	1.94	0.02*
大学・短大・高専	1.41	0.38	0.38	0.04*	0.84	0.42	0.76	0.28
非正規の理由								
正規雇用の機会がない	1.41	0.52	1.69	0.39	1.41	0.29	1.04	0.92
現職の条件がよい	0.96	0.92	1.13	0.83	0.89	0.80	1.13	0.62
時間当たり賃金 ²⁾	1.17	0.74	0.81	0.95	0.87	0.56	1.13	0.61
パート・アルバイト 作業 ³⁾	0.42	0.08+	0.79	0.57	1.95	0.04*	0.93	0.81
企業規模 (50人以上500人未満)	1.27	0.60	0.58	0.48	1.19	0.54	0.93	0.84
30人未満	5.89	0.00**	0.73	0.61	0.92	0.76	1.18	0.58
50人以上	1.50	0.48	0.79	0.66	0.94	0.80	0.88	0.95
イベント発生数		31		22		121		91
標本数					1163			
Log pseudo-likelihood					-961.26			
標決法定数					0.081			

注：表6に同じ。
出所：表6に同じ。

が活用される場合においても、女性が不利にならない方法を提案する必要がある。

ただし、法的な規制としては、IIで述べたように有期雇用や派遣などの臨時雇用に対する規制を考えるべきである。たとえば、現在存在する有期雇用契約期間の上限だけではなく、有期雇用契約

での同一企業の勤続期間に上限を設定し、一定以上の期間を雇う場合は、常用雇用で雇わなければならないとする規制が考えられる。しかしながら、このような規制を導入すると、臨時雇用での勤続が長い者ほど雇い止めのリスクが高くなってしまふ。そこで、有期雇用の勤続期間の上限規制と同時に、雇い止めを行う場合は勤続年数が短い労働者から雇い止めを行わなければならないとする規制を提案する。この規制により、勤続が一

期間以上の臨時雇用の労働者の多くが、常用雇用に移ることになるだろう。同時に、このような勤続期間というより客観的な基準による規制を行うことが考えられる。

* 審査の過程で、本誌2名の匿名レターより「おまかせ転換委員会から有益なコメントをいただきました。記して感謝いたします。なお、本稿中の誤りはすべて著者の責任に帰します。

- 1) 本稿における「正規雇用」と「非正規雇用」の差は、断りなく「同一企業」および「同一業種」以外に「パート」「兼職」「契約」等により雇われる雇用形態を指すという意味で「正社員」以外の雇用形態を指すという意味である。また、臨時雇用を有期契約もしくは派遣労働における雇用とする。したがって、非正規雇用であっても、臨時雇用であるとは限らない。
- 2) しかしながら、各国の臨時雇用から常用雇用への移行の水

機に対して雇用規制の厳格である国は、EPL指標による同機分析を行うと、その関係はつきりとは見えない。予想に反し、雇用面に対する規制が強い国ほど、常用雇用に転じる割合は低くなっている。ただし、有意ではないが常用雇用に転じる規制が強いほど臨時雇用から常用雇用の転移割合が低くなっている。この結果は、EPL指標と臨時雇用から常用雇用の移行というよりは、雇用規制が強い国ほど転職や離職などを含めた労働市場の変化が大きいことを現しているかもしれない。今後は、同一国内において臨時雇用の規制が厳格なる場合において臨時雇用から常用雇用の移行がどのように変化するかにあつての分析が課題となる。

3) 「転職」及び「離職」の定義は、KHSの質問表における「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか」という質問に対し、「1年前の会社（経営組織から転職した）」と回答した場合、「転職」と定義し、「1年前の仕事を得て、無業になった」と回答した場合は「離職」と定義した。また、就業状態において1期において雇用放棄をおこなっているが、1+1期において無業の場合も、「離職」への移行とした。

4) なお、このような非正規雇用から正規雇用への移行についての男女格差は、若年層を分析対象としたパネル調査である「21世紀成人労働力調査（2002年）」においても観察される。付表にあるように、2002年において非正規雇用であった20～34歳の男女について、5年後の2007年の就業状況は、男性では非正規雇用に留まる者より正規雇用となっている者の割合が高くなっているが、女性については正規雇用に移った割合は非正規雇用に留まる割合の3分の1程度になつており、大きな男女格差が観察される。

附注付表 至非正規雇用労働者の5年後の就業状態

性別	正規雇用	非正規雇用	就業	無業・休業	計
男性	46.4	34.5	10.7	8.1	100.0
女性	19.2	55.6	5.0	20.1	100.0

注：1) 集計対象は、第1期から第6期まで回答をもらっている者である。

2) 第1期調査（2002年）における調査対象は20～34歳の男女である。

出所：厚生労働省「第6期成人労働力調査（国別の生活に関する継続調査）結果」より筆者作成

5) 労働政策研究・研修機構（2010）は、非正規雇用から正規雇用への移行の男女差については、「年齢ごとに正規社員への移行率を計算すると、男性では20歳代から30歳代初期までは10～20%程度であるが、女性では10%を超えることは少なく、30歳代では2～3%にとどまる」としており、本研究と大きく異なる点を言えるだろう。しかしながら、同調査では、非正規雇用から正規雇用への移行において内部留用が約20%、企業間移行が約80%と本研究の結果と大きく異なる点がある。同調査と本研究の相違の第一は、調査手法である。20歳代などの経済期間が過剰に出る一方、バネルデータの場合、調査期間が狭くなるにつれ調査対象者が加減することから若年サンプルが減少していくため、若年のサンプルが過剰に出現することから説明できる。そして、本研究からわかるように男性において同一企業での正規雇用への移行割合は正規が高くなつても低下しないが、別企業への正規雇用への移行割合は若年層が高くなる著しく低下することから、別企業への正規雇用への移行割合は、若年層の移行が多

い労働政策研究・研修機構（2010）において高くあり、逆に本研究では低くなると思われる。ただし、この点を考慮しても本研究の結果の差は大きく、残る懸念は、労働政策研究・研修機構（2010）では非正規調査である一方、KHSは郵送留め調査であることなど調査方法の違いなど機能的な差因である。

6) ただし、本報の多変量ロジットモデルによる分析では、個人間の観察されない異質性について十分に考慮されていないが、この点については今後の課題となる。

7) しかしながら、外部労働市場で有利な労働者はと早い段階で転職を行うために、勤続年数の長い非正規雇用労働者の正規雇用への移行が生じにくいという障壁も可能である。

相澤直貴・山田真希（2008）「常用・非常雇用期間の移動分析——「既婚者世帯世帯主」に基づく5時点間比較分析」『三田学芸雑誌』第101巻第2号、pp.285-65.

大田清（2006a）「非正規雇用と労働所得格差」『日本労働研究雑誌』No.557、pp.41-52.

——（2006b）「非正規雇用と所得格差」『Business & Economic Review』第194号、pp.218.

支田清史（2008）「前職が非正規社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』No.580、pp.61-77.

——（2009）「正社員になつた非正規社員——内職化と転職の先に」『日本労働研究雑誌』No.586、pp.34-44.

酒井正・堀口英雄（2005）「フリーターのその後——就業・所居・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』No.535、pp.29-41.

古部朝子（1997）「非正規労働者の経済分析」東京経済新聞社、雇用政策研究・研修機構（2010）「非正規雇用のキャリア形成——能力開発と雇主側からの支援」労働政策研究報告 No.117.

柳田龍夫・三好尚洋（2005）「日本における貧乏は本当に物議年数とともに上がるのか」『個口英雄・慶應義塾大学経済学博士課程COEプログラム編「日本の雇用市場行動のダイナミクス」』第6巻、慶應義塾大学出版会、pp.181-97.

Booth A. L., Francesconi, M. and Frank J. (2001) "Temporary jobs: Who gets them, What Are They Worth, and Do They Lead Anywhere?" *ISER Working Paper*, University of Essex, No.00.13.

——（2002）"Temporary Jobs: Steppingstones or Dead Ends?" *The Economic Journal*, 112, June, pp.188-215.

D'Adda, A. and Rosholm, M. (2005) "Exits from Temporary Jobs in Europe: A Competing Risks Analysis." *Labour Economics* 12, pp.440-468.

Esbensen-Petersen, J., Nakajima, R. and Tanaka, R. (2009) "Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation." *RIETI Discussion Paper Series* 09E-002.

Gagliarducci, S. (2005) "The Dynamics of Repeated Temporary Jobs." *Labour Economics*, 12, pp.429-448.

Holmann, E. and Walhovd, U. (2003) "The Change in Work Arrangements in Denmark and Germany: Erosion or Renaissance of Standards?" in Houseman, S. and Oseawa, M. eds. (2003) 「「ジョブ」を「ジョブ」にするのか? 鈴木春子（訳）——制度的な働き方とはどのように変わるのか?」鈴木春子（訳）Houseman, S. and Oseawa, M. eds. (2003-2003) *Nonstandard Work in Developed Economies*. Michigan: UPJOHN INSTITUTE. (大沢真知子、ヌーサン・ハヴソン編「働き方の未来——非典型労働の日本版」日

本労働研究雑誌）
Kondo, A. (2007) "Does the First Job Really Matter? State Dependence in Employment Status in Japan." *Journal of the Japanese and International Economies* 21, pp.379-402.
OECD (2004) *Employment Outlook 2004*. OECD.
——（2006）*Employment Outlook 2006: Boosting Jobs and Income*. OECD.

（投稿受付2009年10月21日、採録決定2010年11月5日）
しめた。まさしく、慶應義塾大学経済学研究所センター研究員。主論文に「所得格差拡大は「みせかけ」か?——所得格差の所得格差別寄与度分析（1994-2004年）」『社会科学雑誌』第9号（2009年3月）pp.179-188など。社会政策専攻。

生活保護受給世帯のストック・フロー分析

四方 理人
田中 聡一郎

生活保護受給世帯のストック・フロー分析

四方 理 人
田 中 聡 一 郎

要 旨

本稿は、生活保護率の変動を検討するため、世帯類型ごとの保護率と世帯割合の変化による寄与度分解および生活保護の開始率と廃止率の要因分析を行った。寄与度分解から、高齢単身世帯の世帯割合の上昇とその他世帯（高齢者世帯、母子世帯以外の世帯）の保護率の変化が全体の保護率を変動させる主な要因であることがわかった。また、開始率と廃止率の要因分析から、開始率の低下は、廃止率の低下を引き起こすことがわかった。すなわち、開始率の低下により新たな生活保護への流入が減少してきたが、その結果、生活保護からの流出が生じにくくなってきたといえる。

キーワード

生活保護制度、保護率、高齢化、寄与度分解、廃止率、開始率

1 はじめに

本稿の課題は、1980年代以降の生活保護率の変動の検討として、生活保護率のストックの側面とフローの側面から分析を行うことである。ここでストックとは、各時点における生活保護受給世帯のストックであり、フローとは一定期間における生活保護受給の開始と廃止である。

保護率の上昇は、生活保護受給を開始した世帯の増加とともに、生活保護制度から自立した世帯の減少によってもたらされる。したがって、保護率の変動を捉えるために、総世帯数のうち生活保護受給を開始する世帯の割合を示した開始率や生活保護制度から自立した世帯の割合（死亡や失踪等も含む）を示した廃止率からの検討が必要となる。

そこで本稿では、ストックの分析として、世帯割合の変化と世帯類型ごとの保護率の変化による保護率の寄与度分解を行い、フローの分析として生活保護の開始率と廃止率の規定要因についての

検討を行う。

ストックの指標である保護率についての先行研究としては、周・鈴木 (2007)、Suzuki and Zhou (2007) がある。保護率の変動要因について、1991年以降の保護率の上昇について年齢階級別の保護率の変化要因と人口割合の変化要因に分解し、60歳代の前期高齢者の保護率の上昇と70歳以上の後期高齢者の人口の増加による保護率の押し上げを指摘している。

フローの指標である生活保護の開始率と廃止率についての先行研究には、曾原 (1977) と玉田 (2007) がある。曾原 (1977) は生活保護の開始率および廃止率が保護率を規定することを理論的に明らかにした。ただし、分析対象が保護率の地域差であり、また、分析対象年も1975年までとなっている。また、本研究と同様に、都道府県レベルデータから母子世帯の生活保護の廃止と開始についての検証を行った玉田 (2007) は、離婚率の上昇と有効求人倍率の低下は開始率を上昇させることを明らかにしている。しかしながら、玉田 (2007) では、廃止率に対して失業率が正、有効求人倍率が負の影響と、労働市場の需給が逼迫すると生活保護からの退出が生じやすくなるという予想とは逆の結果となっていることや、廃止率および開始率の分析で都道府県の固有の特性の影響を取り除いた固定効果モデルの分析ではすべての変数が有意でなくなるという結果になっている。本研究では、母子世帯だけではなくすべての世帯についての廃止率、開始率の要因分析を行うと同時に、その廃止率と開始率の関係についての検討を行うことで、フロー指標から保護率の変動についての考察を行う。

構成は、次のとおりである。第1に1980年代以降の保護率・開始率・廃止率を、総世帯と世帯類型ごとに検討する。第2に、1980-1995年の保護率の推移、1995-2004/2005年（生活保護の統計において定義変更がなされたため、2004年の被保護世帯数と2005年国勢調査の世帯数を用いて分析した）の保護率の推移を、世帯割合の変化と世帯類型ごとの保護率の変化により寄与度分解を行う。1980年代から1990年代初頭にかけての景気上昇期における保護率の低下と1990年代後半の景気後退期における保護率の上昇という変化を、世帯類型の観点から検証を行う。第3に、生活保護の開始率と廃止率の規定要因について都道府県レベルデータを用いて分析を行う。特に、開始率と廃止率の関係について焦点を当てる。

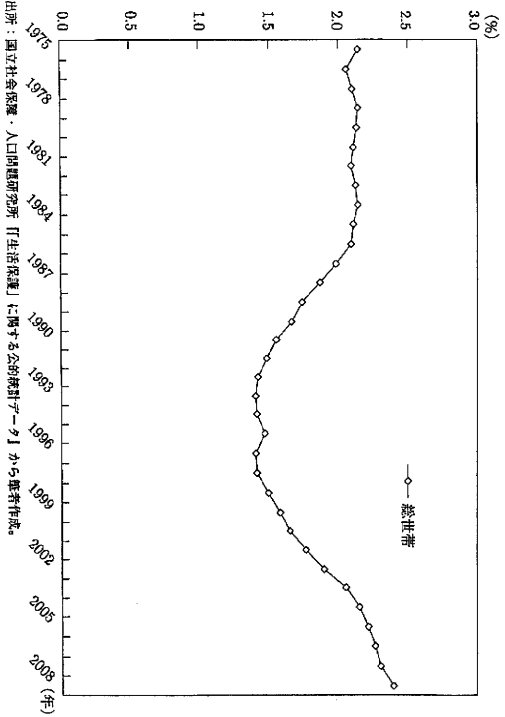
II. 保護率・開始率・廃止率の長期的推移

II-1 ストック：世帯類型ごとの保護率の推移

図1、図2は、1975年から2008年の総世帯、世帯類型ごとの保護率を示したものである。¹⁾

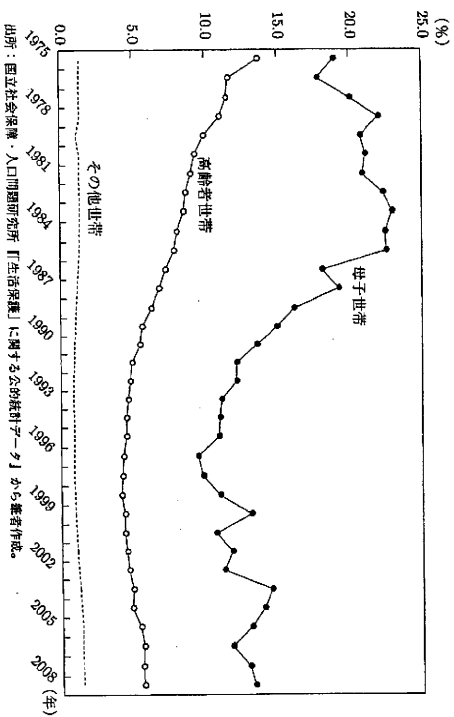
(1) ことでの保護率は、国立社会保障・人口問題研究所の「生活保護」に関する公的統計データ¹⁾のものであり、分子の被保護世帯は「社会福祉行政要務報告」、分母の世帯類型別の世帯数は「国民生活基礎調査」が用いられている。

図1 保護率の推移 (1975-2008)



出所：国立社会保険・人口問題研究所「生活保護」に関する公式統計データから筆者作成。

図2 世帯類型別保護率の推移 (1975-2008)



出所：国立社会保険・人口問題研究所「生活保護」に関する公式統計データから筆者作成。

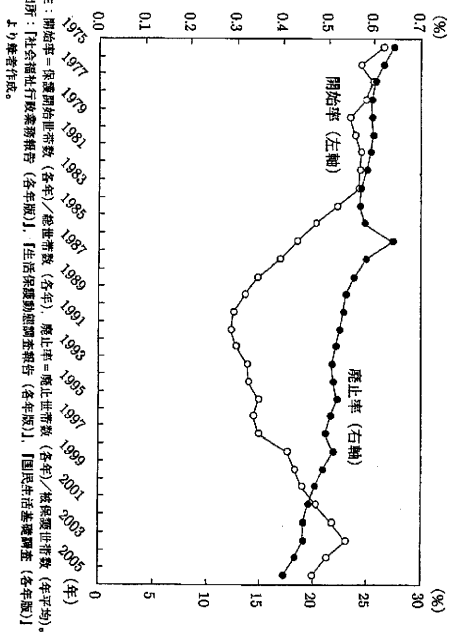
総世帯の保護率の推移をみてみれば、1980年代後半から低下し、1990年代後半から上昇し続け、Uの字型の形状を示している。世帯類型別の保護率の推移については母子世帯の保護率は、高齢者世帯やその他世帯の保護率よりも高いが、1980年代後半に急速に低下している。また、高齢者世帯の保護率は1970年代後半から低下しているが、2000年代初めから上昇している。なお、母子世帯の保護率は、ややランダムな動きをしているが、被保護母子世帯数は業務統計として全数が把握されており安定的に推移している一方、分母となる母子世帯数は国民生活基礎調査の数値であり標本調査となってしまうことによる。

II-2 フロー：世帯類型ごとの開始率・廃止率の推移

図3は、1975年から2008年までの、生活保護の開始率と廃止率を示したものである。開始率とは、「生活保護受給開始世帯数/総世帯数」、廃止率とは、「生活保護受給廃止世帯数/被保護世帯数」と定義される。⁽²⁾

図3から、総世帯の開始率は、1990年代初頭を底として、Uの字型の形状を示している一方で、総世帯の廃止率はほぼ一貫して低下しているのがわかる。生活保護の廃止の理由には、「御病の治

図3 開始率・廃止率の推移 (1975-2008)



注：開始率＝保護開始世帯数（各年）/総世帯数（各年）、廃止率＝廃止世帯数（各年）/被保護世帯数（年平均）。
出所：「社会福祉行政業務報告（各年版）」、「生活保護受給開始調査報告（各年版）」、「国民生活基礎調査（各年版）」より筆者作成。

(2) 生活保護受給開始・廃止世帯数、被保護世帯のデータは「社会福祉行政業務報告（各年版）」から入手し、総世帯数のデータに関しては、「国民生活基礎調査」を用いている。