

母子世帯と生活保護についての考察

玉田, 桂子
福岡大学経済学部経済学科 : 准教授

<https://doi.org/10.15017/15752>

出版情報 : 経済学研究. 74 (3), pp.31-42, 2007-12-05. 九州大学経済学会
バージョン :
権利関係 :



母子世帯と生活保護についての考察*

玉 田 桂 子

1 はじめに

近年、生活保護率は上昇を続けており、生活保護制度に関する議論が活発に行われている。生活保護率上昇の要因の一つとして高齢化の進行などの他に離婚率の上昇が挙げられている。しかし、母子世帯保護率を見てみると、離婚率が上昇し始めた1985年以降大幅な上昇傾向は見られない(図1)。したがって、離婚率が生活保護率高めていると結論づけるのは早計であろう。さらに、生活保護制度は制度施行から50年あまり大きな改革は行われなかったが、近年、老齢加算の廃止、生活保護額が高すぎるとの観点から母子加算の段階的廃止が行われ、制度が改革されることになった。具体的には、母子加算の児童の年齢要件について、これまでの「18歳以下」から「15歳以下」へ引き下げることとしている。16～18歳の子どものみを養育するひとり親世帯については、母子加算の支給対象外となるが、有子世帯の自立を支援する観点から、高等学校の就学費用について、生業扶助として新たに給付するとしている。この制度変更により、被保護母子世帯の生活水準が急激に低下することのないように配慮し、2005年度から3年かけて段階的に廃止することとしている(生活保護制度の在り方に関する専門委員会(2004))。

制度の改革が行われる一方で、生活保護については経済学的な観点から分析された研究は少なく、中でも母子世帯に焦点を当てた論文は筆者の知る限りない。そこで、本論文では生活保護を受給している母子世帯の実態を明らかにするために、離婚率及び労働市場の状況が母子世帯の生活保護開始率に与える影響、労働市場の状況が母子世帯の生活保護廃止率を計量経済学的に分析する。生活保護開始率、生活保護廃止率に加えて、生活保護率も分析対象にするべきであるが、現状世帯類型別の保護件数は月累計となっており、生活保護率が100%を越える地域が存在してしまうため、本論文では分析対象とはしない¹⁾。

離婚と公的扶助、あるいは母子世帯と公的扶助の関係についての分析は特にアメリカでの蓄積が大きい。ただし、アメリカの代表的な公的扶助である Aid to Families with Dependent Children

* 本論文の作成に当たって、阿部彩氏、安部由起子氏、国枝繁樹氏、田近栄治氏、林正義氏、別所俊一郎氏、2007年度日本経済学会春季大会、一橋大学公的扶助研究会、九州大学セミナーの参加者の方々から貴重なコメントを賜った。ここに記して感謝したい。

1) 月分報告の累計の数字であるため、同じ世帯が複数回受給されている場合を含んでいる恐れがある。例えばある世帯が医療扶助を2度受給した場合、2件としてカウントされているなど。

(図1) 母子世帯保護率と離婚率



出所：「福祉行政報告例」、「人口動態統計」、「国勢調査」

(AFDC、1996年まで)、Temporary Assistance Needy Families (TANF) の受給者の大部分が母子世帯であるため、離婚や母子世帯が公的扶助に与える影響の分析より、公定扶助の制度が離婚に与える影響を分析した研究が多い。例を挙げると、離婚と公的扶助に関しては、Blackburn (2003) は公的扶助が婚姻関係に与える影響を分析し、AFDC の給付水準が高いために離婚率が高いとは限らないことを示している。一方、Hoffman and Duncan (1995)、Bitler et al. (2004) は公的扶助の制度が離婚に影響していることを示している。母子世帯と公定扶助の関係について分析した研究の例としては、Blank (2001) がトレンドと固定効果を考慮すると母子世帯の割合は AFDC 受給率に影響を与えていないことを示している。

日本においては、離婚と生活保護についての分析がいくつか挙げられる。牛沢・鈴木 (2004) では、2001年の47都道府県のデータを用いて離婚率は生活保護率に正の影響を与えていることを示している。鈴木 (2005) でも1997年から2004年までの都道府県データを用いて離婚率が生活保護率に正の影響を与えていることが示されている。全国市長会 (2005)、生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会 (2005)、新たなセーフティーネット検討会 (2006) では、相関係数など単純な統計を用いて離婚率と生活保護率に正の関係があることを示している。以上より、いずれも離婚率と生活保護率が

正の関係があることが示されている。しかし、これらの研究では母子世帯の保護率については分析されていない。さらに、離婚はいわばフローの変数であり、ストックの変数と考えられる保護率との識別が行われておらず、離婚と生活保護の関係が正しく分析されていない可能性がある。

本論文では1980年から2000年までの都道府県データを用いて離婚率が生活保護開始率に与える影響及び労働市場の状況を示す変数が生活保護廃止率に与える影響を分析する。分析の結果、離婚率は生活保護開始率に正の影響を与えることが示された。失業率、有効求人倍率などの労働市場の状況を示す変数については、頑健な結果が得られなかった。これは失業率などの変数が適切ではない可能性、内生性の問題が生じている可能性がある。

本論文の貢献は、今まで焦点を当てられることの少なかった被保護母子世帯について分析を行ったことである。これまでの生活保護に関する論文では、世帯類型を考えない分析が多かったが、本論文では稼働による収入増などで生活保護廃止に至る可能性の高い母子世帯に焦点を絞ることが出来た。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では生活保護制度について解説する。第3節では推定モデル及び仮説、推定上の問題について述べる。第4節ではデータ及び記述統計について解説する。第5節では推定結果を解釈する。最後に第6節でまとめる。

2 生活保護制度の概要

生活保護制度は最後のセーフティーネットと言われるように、他法他施策の活用ができない場合に保護の実施が可能となる。申請保護の原則に基づき、保護は、「要保護者、その扶養義務者又はその他の同居の親族の申請に基づいて開始するものとする。但し、要保護者が急迫した状況にあるときは、保護の申請がなくても、必要な保護を行うことができる（生活保護法第七条）」。「保護の基準に関しては、「要保護者の年齢別、性別、世帯構成別、所在地域別その他保護の種類に応じて必要な事情を考慮した最低限度の生活の需要を満たすに十分なものであつて、且つ、これをこえないものでなければならない。」（生活保護法 第八条第2項）という「基準及び程度の原則」が規定されており、この原則に基づいて厚生労働大臣が生活保護の基準を定めている。生活保護の基準には保護の要否を決めるための尺度であり、同時に保護費の支給の程度を決めるための尺度として機能している。

保護申請時には、申請者及びその世帯の生活状況の聴取、資産・収入調査、稼働能力活用状況の把握、扶養能力調査の実施、他法他施策の活用が可能かどうかの検討が行われる。資産・収入調査の実施に関しては、預貯金・保険、不動産の保有状況を金融機関等に調査が行われる。預貯金、保険の払戻し金、不動産等の資産の売却収入等も収入と認定するため、これらを使い尽くした後に、初めて保護適用となる。また、扶養能力調査については、戸籍等による費用義務者の存否確認などが行われる。各市町村の福祉事務所のケースワーカーが申請者及びその世帯の状況と保護基準を照らしあわせ、保護が必要であると判断されたときに保護が実施される。受給額は、おおまかには保護基準に基づいて算出された最低生活費から勤労収入を差し引いた額となる²⁾。生活保護受給中も、定期的な調査が実施され、訪問調査活動による被保護世帯の生活状況の把握などが行われる。

近年では生活保護給付の適正化の見地から政府が生活保護を受給している母子世帯に注目している。一般低所得母子世帯の消費支出額との比較において、母子加算を加えた被保護母子世帯の生活扶助基準額が高いことが認められるなどから（厚生労働省（2005））、母子加算は2007年から段階的に廃止されることが決定した³⁾。母子加算については、ひとり親世帯の生活保護費に上乘せしている母子加算（月額2万20～2万3260円）を2007年度から3年間で段階的に廃止するが、代わりに働きながら子育てをする世帯に対しては月額1万円を一律支給する「ひとり親世帯就労促進費」（仮称）を創設することになった。このように、世帯類型は生活保護制度設計に重要な要素となっている。

以上のように、生活保護の受給に至るまでにはさまざまな審査を経なければならないにも関わらず、近年保護率は上昇している。生活保護受給世帯の類型として、主に高齢者世帯、傷病・障害世帯、母子世帯が多い。2003年で全体の保護世帯に占める高齢者世帯の割合は46.4%、傷病・障害世帯の割合は35.8%、母子世帯は8.7%となっている。ただし、母子世帯に注目すると、離婚率は上昇しているにもかかわらず、母子世帯保護率は1985年から1990年にかけて大きく減少しており、その後も上昇傾向は見られない（図1）。

3 生活保護開始方程式、生活保護廃止率方程式に関する推定モデル及び仮説

3.1 生活保護開始方程式

本論文では生活保護開始率方程式として、以下のモデルを推定する。

$$smpastrt_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 divorce_{it} + X\alpha_2 + year\alpha_3 + c_i + u_{it} \quad \text{①}$$

ここで、*smpastrt* は母子世帯生活保護開始率、*divorce* は離婚率、*X* は労働市場、育児環境に関する変数ベクトル、*year* は年ダミー、*c* は都道府県の固有效果、*u* は誤差項、*i* は各都道府県、*t* は年を表している。離婚について寛容な風土というような観測されない都道府県固有の要因 *c* が説明変数と相関している場合、*c* は内生変数となる。このとき、固定効果モデルを用いると *c* を取り除くことが出来る。

離婚率の係数 α_1 については、離婚により収入が減少するならば離婚率が上昇すると生活保護開始率は高くなるだろう。このとき、 α_1 は正となると予想される。逆に、離婚しても女性・男性ともに十分な収入が確保できるのであれば、離婚率は生活保護開始率に影響を与えないであろう。

その他の各説明変数の仮説については以下の通りである。まず、各都道府県の労働市場を示す状況として、女性失業率、有効求人倍率を考える。失業率が高い経済状況の良くない地域では就職が困難であるため、生活保護開始率も高くなるであろう。有効求人倍率については、有効求人倍率が高いほど就業しやすいと考えられるため、生活保護受給にいたる世帯も少なくなると考えられる。さらに、

2) 実際には勤労控除などさまざまな制度を考慮してきめ細かく受給額が決定される。

3) 生活保護費と低賃金収入については、安部・玉田（2007）参照。

育児環境を示す変数として、公営保育所在所児童数/0-5歳児童数を用いている。生活保護受給者であれば、無料で公営保育所に預けることが出来るので、母親が働きやすくなると考えられる。また、全国的なマクロショックを捉えるために年ダミーを説明変数として加えている。

3.2 生活保護廃止率方程式

生活保護廃止率方程式として以下のモデルを推定する。

$$smptetrt_{it} = \beta_0 + Z\beta_1 + year\beta_2 + c_i + e_{it} \quad (2)$$

ここで、*smptetrt* は母子世帯生活保護廃止世帯率、*Z* は労働市場、育児環境に関する変数ベクトル、*year* は年ダミー、*c* は都道府県の固有效果、*e* は誤差項を表している。式①のときと同様、観測されない都道府県固有の要因 *c* が説明変数と相関している場合、*c* は内生変数となる。このとき、固定効果モデルを用いることが有効である。

各都道府県の労働市場を示す状況として、女性失業率、有効求人倍率を考える。失業率が高い経済状況の良くない地域では就職が困難であるため、生活保護から抜け出せる世帯は少ないだろう。有効求人倍率については、有効求人倍率が高いほど就業しやすいと考えられるため、生活保護廃止にいたる世帯も多くなると考えられる。さらに、育児環境を示す変数として、公営保育所在所児童数/0-5歳児童数を用いている。育児環境が整っていれば、母親が働きやすくなり、生活保護から抜け出せると考えられる。年ダミーも説明変数として加えている。

3.3 推定上の問題点

推定を行うに当たって、留意すべき点が2点ある。第1は、pooled OLSを用いるか、固定効果モデルを用いるかという問題である。日本においては、長期に渡って同一の県で失業率が高止まりしており、time-invariantな観測できない変数と説明変数が相関している可能性は高い。この場合、観測できない変数と説明変数の相関を取り除くために固定効果モデルを用いるのが適当であると考えられる。しかし、失業率や離婚率などは年ダミー、県ダミーで大部分が説明されてしまう。そのため、固定効果モデルを用いると説明変数の変動が失われ、有意な係数が減る。この有意な係数の減少が内生性の問題をクリアしたためなのか、varianceが小さくなっただけなのかは推定式だけでは不明である。本研究では、説明変数の変動を重視し、Pooled OLSの結果に注目するが、結果の解釈については留意が必要である。

第2点目として、生活保護受給に際しては、雇用されるか否かよりも、収入がいくらかが重視される。そのため、雇用されているか否かだけを示す失業率や有効求人倍率の指標は適切でないかもしれない。さらに、女性失業率・有効求人倍率の内生性の問題がある。ある地域で状況が良くなると、配偶者を持つ女性が非労働力化し、結果として女性の失業率が低下する可能性がある。一方で、経済状況の好転は保護開始率低下、保護廃止率上昇を招くことが考えられる。また、有効求人倍率に関して

も経済状況がよくなると有効求人倍率が上昇し、同時に保護開始率の下落、保護廃止率の上昇が考えられる。このとき、経済状況の変化が失業率、保護開始率・廃止率と相関することになり、内生性の問題が生じている可能性がある。

4 データ

本論文では、都道府県データを用いる。分析期間は生活保護開始率に関しては世帯に関するデータが得られる『国勢調査』が行われた1980年、1985年、1990年、1995年、2000年とし、生活保護廃止率に関しては1990年、1995年、2000年とした⁴⁾。母子世帯生活保護開始世帯数、母子世帯生活保護廃止世帯数、公立保育園在所児童数については『社会福祉行政業務報告』、離婚件数は『人口動態統計』、完全失業率、母子世帯数、0-5歳人口に関するデータは『国勢調査』、有効求人倍率については『職業安定統計』による。

生活保護開始率については、都道府県については母子世帯生活保護開始世帯数を各都道府県母子世帯数で割ったものを用いる(%)。また、生活保護廃止率については母子世帯生活保護廃止世帯数を各都道府県全世帯数で割ったものを用いる(%)。ただし、生活保護制度での母子世帯の定義と国勢調査での母子世帯の定義が異なっていることに注意が必要である。生活保護制度における母子世帯の定義は、2004年度までは、現に配偶者がいない(死別、離別、生死不明及び未婚等による。)18歳から60歳未満の女子と18歳未満のその子(養子を含む。)のみで構成されている世帯となっており、2005年度からは、現に配偶者がいない(死別、離別、生死不明及び未婚等による。)65歳未満の女子と18歳未満のその子(養子を含む。)のみで構成されている世帯となっている。したがって、2004年の母子世帯の定義と2005年の母子世帯の定義が異なっていることに注意が必要である。一方、『国勢調査』では、母子世帯とは、未婚、死別又は離別の女親と、その未婚の20歳未満の子供のみから成る一般世帯(他の世帯員がいないもの)とされている。したがって、本論文で用いている母子世帯生活保護開始世帯数/各都道府県母子世帯数の値は生活保護制度の母子世帯の定義に従う場合、実際の値より大きくなっていることに注意が必要である。

離婚率は離婚件数を各都道府県人口で除したものとした(%)。女性失業率は女性完全失業者数を各都道府県労働力人口(女性)で割ったものとした。有効求人倍率については、有効求人数/有効求職者数としている。有効求人倍率については、男女雇用機会均等法以後、男女別の有効求人倍率の値が公表されていないため、男女を区別していない。

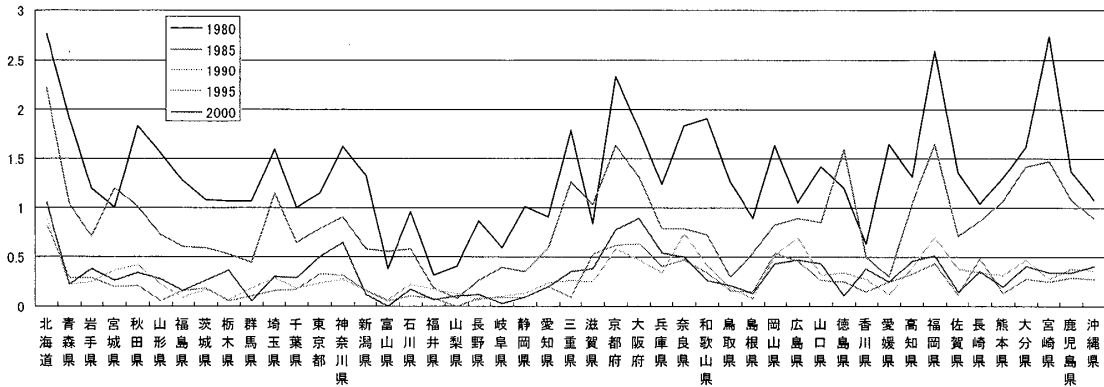
母子世帯に関する地域差を見るために、都道府県別母子世帯生活保護開始率、母子世帯保護廃止率、離婚率、女性失業率の推移を見てみよう。都道府県別母子世帯生活保護開始率を見ると(図2)、北海道、東京、大阪、福岡、沖縄で生活保護開始率が高く、時間を通じて生活保護開始率の高い地域に大きな変化はない。時系列で見ると、多くの都道府県で1980年が最も高く、1995年まで概ね下落

4) 生活保護廃止率についての1990年以前のデータは現状では得られていない。

母子世帯と生活保護についての考察

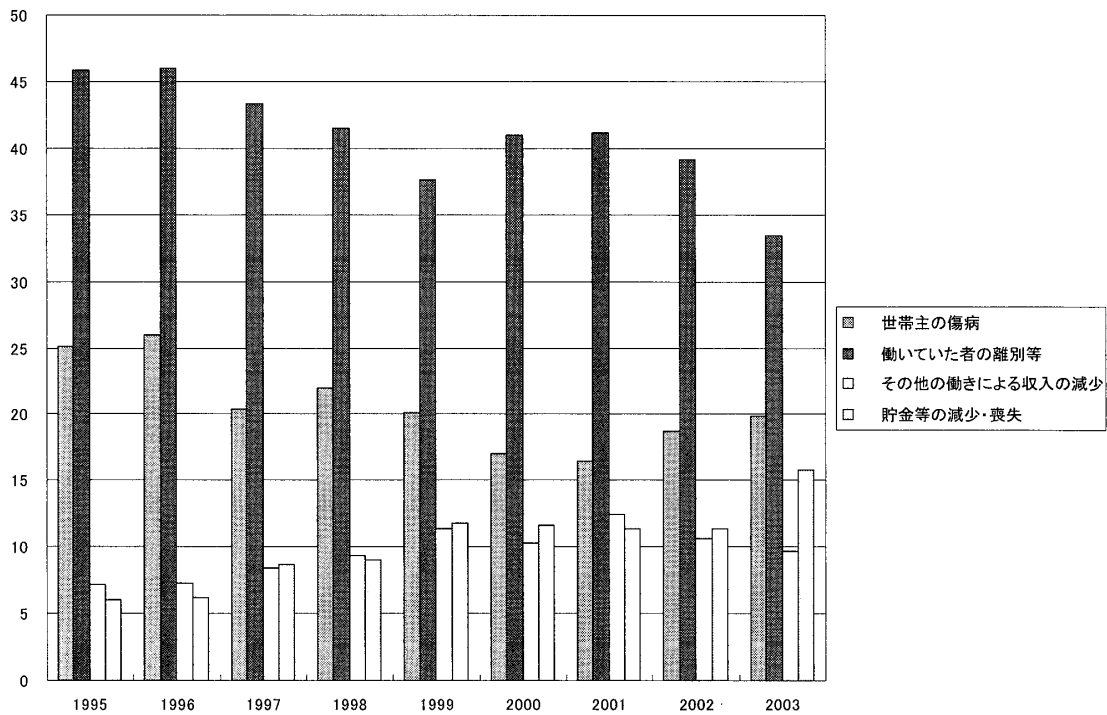
した後、2000年に一旦上昇し、2005年に減少に転じている。1980年から1985年以降の下落は、1985年に不正受給を防ぐために行われた「保護適正化」により、生活保護審査が厳しくなった影響と考えられる。保護開始に至った理由をしてみると、働いていた者の離別が最も多く、離婚が生活保護受給に至らしめていることが予想できる⁵⁾ (図3)。

(図2) 母子世帯生活保護開始率 (%)



出所：「福祉行政報告例」、「生活保護動態調査報告」、「国勢調査」

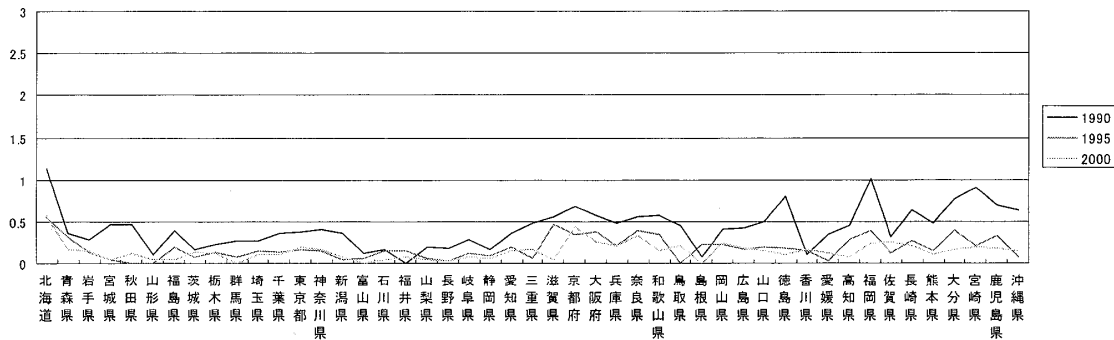
(図3) 母子世帯が保護開始に至る主な理由 (2005年)



5) 2005年以前の都道府県別保護受給(廃止)に至る理由のデータは得られなかった。

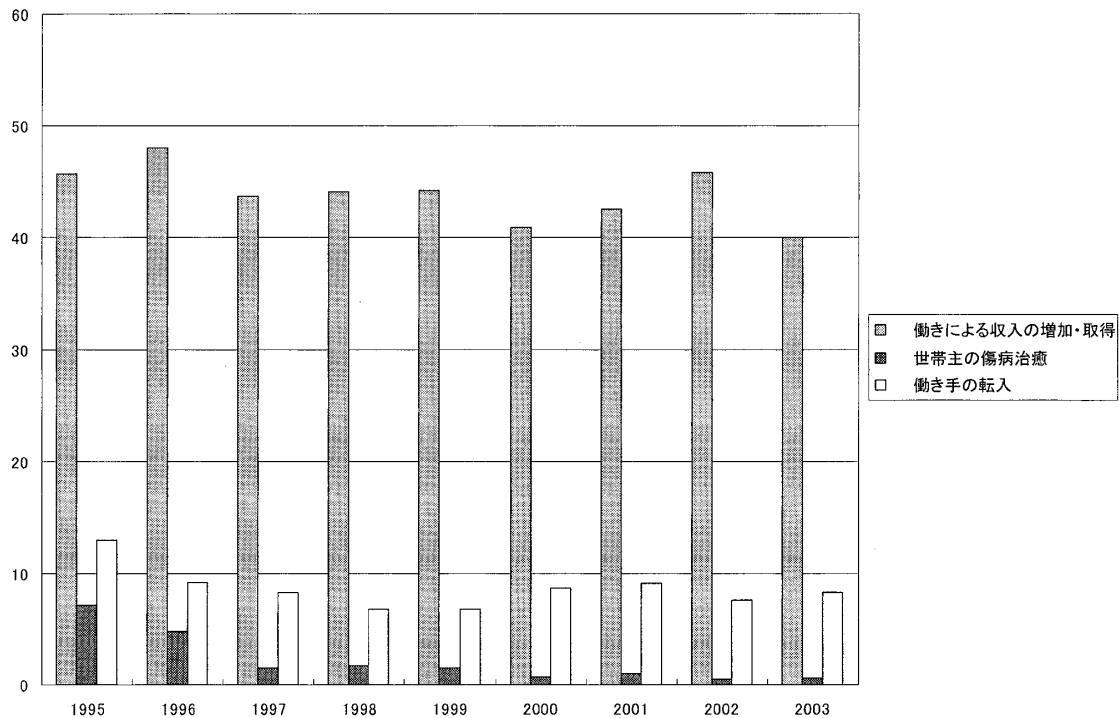
都道府県別母子世帯生活保護廃止率を見ると（図4）、母子世帯生活保護開始率の高い地域で生活保護廃止率が高いことがわかる。しかし、値は生活保護開始率に比べて50%以下程度となっており、廃止に至る世帯数が少ないことがわかる。ただし、母子世帯の保護受給期間は30%程度が1-3年となっており、高齢者世帯の35%程度が10年以上生活保護を受給していることと比べると、高齢者世帯や傷病・障害世帯と比較すると廃止に至る世帯は多いかもしれない⁶⁾。また、廃止に至る理由を見てみると（図5）、圧倒的に働きによる収入の増加・取得が多く、労働市場の要因が大きな影響を与えていることが予想される。

（図4）母子世帯生活保護廃止率（%）



出所：「福祉行政報告例」、「生活保護動態調査報告」、「国勢調査」

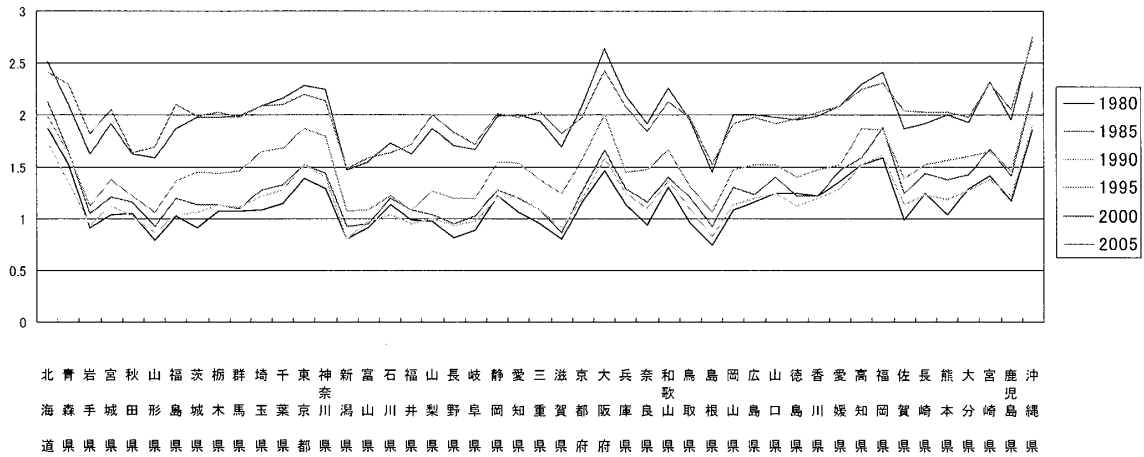
（図5）母子世帯が保護廃止に至る主な理由（2005年）



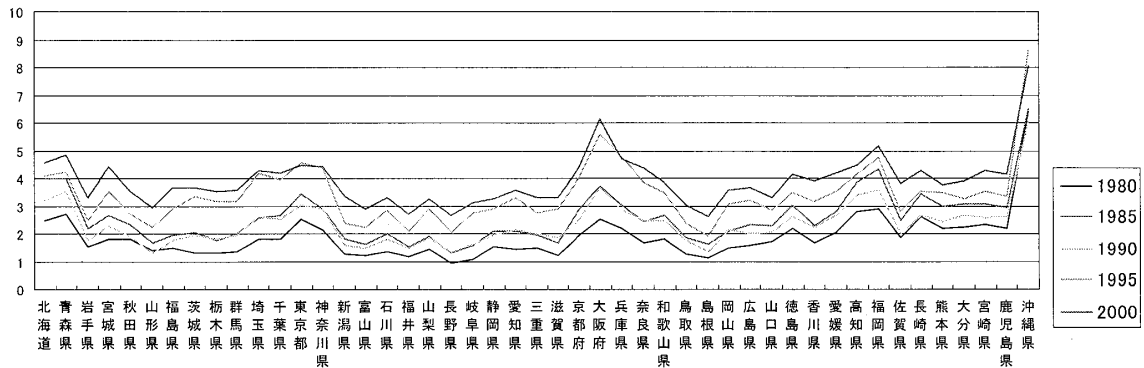
6) 高齢者世帯でも20%程度が1-3年で廃止に至っているが、これは死亡が主要要因と予想される。

一方、離婚率を見てみると（図6）、生活保護開始率と同様、北海道、東京、大阪、福岡、沖縄で離婚率が高い。時系列で見ると、多くの都道府県で年次を追うにつれて離婚率が高くなっている。離婚率に地域差はあっても、時間を通じた傾向はどの地域でもほとんど変わらないと言える。女性失業率を見ると（図7）、北海道より青森県の失業率が高いことを除いては、失業率の高い地域は離婚率のときと同様である。表1に記述統計が示している。

（図6）離婚率（人口千対）



（図7）女性失業率



（表1）記述統計

都道府県（観測数235）	平均値	標準誤差	最小値	最大値
母子世帯生活保護開始率	0.409	0.342	0	2.212
母子世帯生活保護廃止率	0.253	0.211	0	1.127
離婚率	1.418	0.402	0.740	2.740
失業率	2.828	1.186	0.927	8.595
有効求人倍率	0.795	0.458	0.150	2.440
児童1人当たり公営幼稚園在所児童数	0.144	0.068	0.045	0.337

5 推定結果

まず、生活保護開始率方程式の結果を見てみよう（表2）。離婚率の係数は有意な正の値をとっている。したがって、離婚率は生活保護開始率に正の影響を与えていることが示された。失業率については、女性失業率は上方バイアスの可能性があるにも関わらず有意ではない。有効求人倍率の係数は有意な負の値となっており、期待される符号とは逆の結果が得られている。児童1人当たり公営保育所の児童数については、有意な負の値となっており、期待される符号が得られている。

（表2）生活保護開始率方程式

被説明変数	母子世帯生活保護開始率	
	都道府県	都道府県
離婚率	0.492** (0.168)	0.309** (0.088)
失業率	-0.029 (0.042)	
有効求人倍率		-0.172** (0.046)
児童1人当たり公営幼稚園在所児童数	-0.925** (0.202)	-0.759** (0.196)
定数項	0.463** (0.121)	0.718** (0.117)
観測数	235	235
R-squared	0.59	0.60
年ダミー	yes	yes

**は5%水準で有意、*は1%水準で有意
カッコ内は分散不均一性に頑健な標準誤差

次に、生活保護廃止率方程式の推定結果を見てみよう（表3）。女性失業率の係数を見ると、有意な正の値、有効求人倍率は有意な負の値となっており、いずれも期待される符号とは逆の結果が得られている。また、児童1人当たり公営保育所在所児童数については、説明変数に失業率を含めたときは有意な負の値、説明変数に有効求人倍率を含めたときは有意でないという結果が得られた。

以上の分析より、離婚率が高くなると生活保護開始率が高くなることが明らかになった⁷⁾。労働市場に関する変数については、生活保護開始率についても生活保護廃止率についても解釈可能な係数の符号は得られていない。これは、失業率や有効求人倍率が収入増を示す良い指標になっていない可能性がある。本論文で用いた変数のほかに、過去の有効求人倍率を用いた推定、低所得者が参入しやす

7) 本論文では pooled OLS の結果のみを示しているが、固定効果モデルを使った分析も行った。分析の結果、全ての係数が有意でなくなった。

(表3) 生活保護廃止率方程式

被説明変数	母子世帯生活保護廃止率	
	都道府県	都道府県
失業率	0.052* (0.023)	
有効求人倍率		-0.300** (0.047)
児童1人当たり公営幼稚園在所児童数	-0.566** (0.192)	-0.277 (0.142)
定数項	0.035 (0.111)	0.346** (0.031)
観測数	141	141
R-squared	0.47	0.62
年ダミー	yes	yes

**は5%水準で有意、*は1%水準で有意
カッコ内は分散不均一性に頑健な標準誤差

いパートタイムの就職件数/有効求職者数、母子世帯失業率を用いて推定を行ったが、結果はほとんど変わらなかった。生活保護を受給できるか否かは就職しているか否かではなく、所得に依存するため、雇用されるか否かに加えて、どれだけ所得が得られるかといったことが重要なものかもしれない。さらに、失業率や有効求人倍率は内生変数である可能性があり、操作変数法の利用等も検討する必要がある。育児環境については、生活保護開始に関しては育児環境が整っていると保護開始に至りにくいことが示された。保護廃止率への影響は頑健ではない。

6 おわりに

本論文では、離婚率、労働市場の状況、育児環境が生活保護開始率に与える影響及び労働市場の状況、育児環境が生活保護廃止率に与える影響を分析した。1980年、1985年、1990年、1995年、2000年の都道府県データを用いた生活保護開始に関する分析、1990年、1995年、2000年の都道府県データを用いた生活保護廃止に関する分析を行った。分析の結果、離婚率が高くなると生活保護開始率が高くなることが示された。労働市場の状況を表す失業率や有効求人倍率の変数については生活保護開始率、生活保護廃止率双方において解釈可能な結果は得られていない。生活保護廃止に至る理由のほとんどは稼働による収入増が原因であることを考えると、失業率や有効求人倍率が収入増を示す良い指標になっていない可能性がある。また、失業率や有効求人倍率が内生変数になっていることも原因かもしれない。育児環境については、児童1人当たり公営保育所在所児童数が高いほど、母子世帯保護開始率が低いことが示されており、育児環境が整っていれば生活保護に至る世帯が少なくなることが示された。ただし、一旦生活保護を受給した世帯にとっては、育児環境の影響は明らかではない。

今後の課題として、母子世帯保護率の分析が必要である。また、本論文では失業率・有効求人倍率について解釈可能な結果が得られなかったが、失業率・有効求人倍率の内生性の問題を考慮し、労働需要側の変数を操作変数として用いて操作変数法での推定を行う必要がある。さらに、本論文では pooled OLS を用いて分析を行ったが、観測されない地域の変数は何を表しているのかを明らかにする必要がある。また、生活保護を受給できるか否かは雇用されるか否かだけでなく、いくら所得があるかで決定されるので、失業率や有効求人倍率のほかに賃金、保護額などの影響も調べる必要があるだろう。

参 考 文 献

- Bitler, M, Jonah Gelbach, H.Hoynes and M.Zavodny (2003) "The Impact of Welfare Reform on Marriage and Divorce", *Demography*, 41, 2, pp.213-236.
- Blackburn, M.L (2003) "The Effects of the Welfare System on Marital Dissolution", *Journal of Population Economics*, Vol.16, No.3, pp.477-500.
- Blank, R. (2001) "What Causes Public Assistance Caseloads to Grow?", *Journal of Human Resources*, 36(1), pp.85-118.
- Hoffman, D and G.Duncan (1995) "The Effect of Incomes, Wages, and AFDC Benefits on Marital Disruption," *Journal of Human Resources*, 30, pp.19-41.
- Klirerman, J. and S.Haider (2004) "A Stock-Flow Analysis of the Welfare Caseload," *Journal of Human Resources*, 39(4), pp.865-886.
- 安部由起子・玉田桂子 (2007) 「最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察」日本労働研究雑誌、No.563, pp.31-47
- 新たなセーフティネット検討会 (全国知事会・全国市長会) (2006) 『新たなセーフティネットの提案』
- 牛沢賢二・鈴木博夫 (2004) 『生活保護率の地域格差に関する研究』 Sanno University Bulletin, 24(2)
- 鈴木亘 (2005) 『大阪市の保護率要因分析調査事業 報告書』
- 生活保護制度の在り方に関する専門委員会 (2004) 『生活保護制度の在り方に関する専門委員会 報告書』 12月15日
- 生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会 (2005) 『共同作業における議論の中間とりまとめ』 第4回生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会資料
- 全国市長会 (2005) 『生活保護関連資料 平成17年10月』
- 厚生労働省 (2004) 『生活保護制度の在り方についての中間取りまとめ』 12月16日

[福岡大学経済学部 准教授]