慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	生活保護受給世帯のストック・フロー分析
Sub Title	A stock-flow analysis of households receiving public assistance
Author	四方, 理人(Shikata, Masato) 田中, 聡一郎(Tanaka, Soichiro)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2011
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.103, No.4 (2011. 1) ,p.587(19)- 600(32)
JaLC DOI	10.14991/001.20110101-0019
Abstract	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。 This study conducts an attribution analysis of the contribution breakdown due to protection rates by household type and changes in household ratios as well as commencement and discontinuance rates of public assistance to review variations in public assistance rates. For contribution breakdown, we find that the main factor causing variation in total public assistance rates is the rise in household rates for elderly single-person households and changes in rates of other households (elderly households, households other than single-female-parent households). In addition, from the attribution analysis of commencement and discontinuance rates, we find that decreasing commencement rates decrease discontinuance rates. Specifically, although a decrease in commencement rates decrease the numbers requiring new public assistance, as a result, we can say that it has become difficult to exit from the public assistance.
Notes	会長講演特集 : 貧困・低所得世帯の実証分析 : 貧困問題 : 何がどこまで明らかになったのか
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20110101-0019

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

生活保護受給世帯のストック・フロー分析

A Stock-Flow Analysis of Households Receiving Public Assistance

四方 理人(Masato Shikata)
田中 聡一郎(Soichiro Tanaka)

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。

Abstract

This study conducts an attribution analysis of the contribution breakdown due to protection rates by household type and changes in household ratios as well as commencement and discontinuance rates of public assistance to review variations in public assistance rates. For contribution breakdown, we find that the main factor causing variation in total public assistance rates is the rise in household rates for elderly single-person households and changes in rates of other households (elderly households, households other than single-female-parent households). In addition, from the attribution analysis of commencement and discontinuance rates, we find that decreasing commencement rates decrease discontinuance rates. Specifically, although a decrease in commencement rates decrease the numbers requiring new public assistance, as a result, we can say that it has become difficult to exit from the public assistance.

「三田学会雑誌」103 巻 4 号（2011 年 1 月）

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

I. 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プールであり，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，曽原（1977）と玉田（2007）がある。曽原（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，都道府県パネ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パネ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。

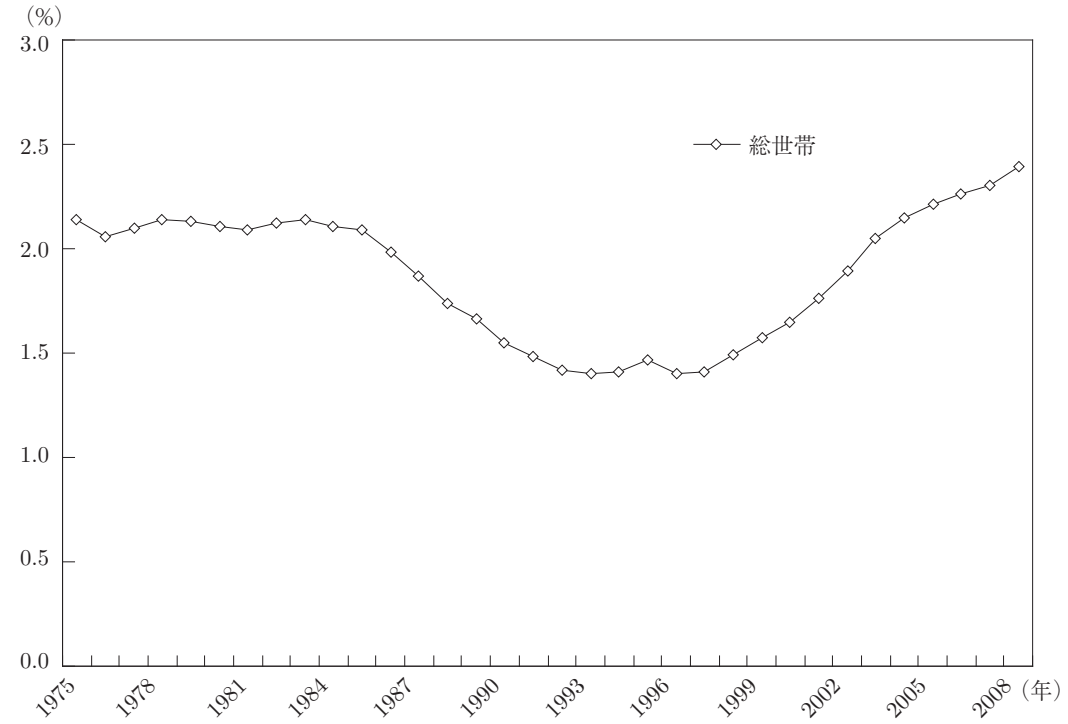
II. 保護率・開始率・廃止率の長期的推移

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)

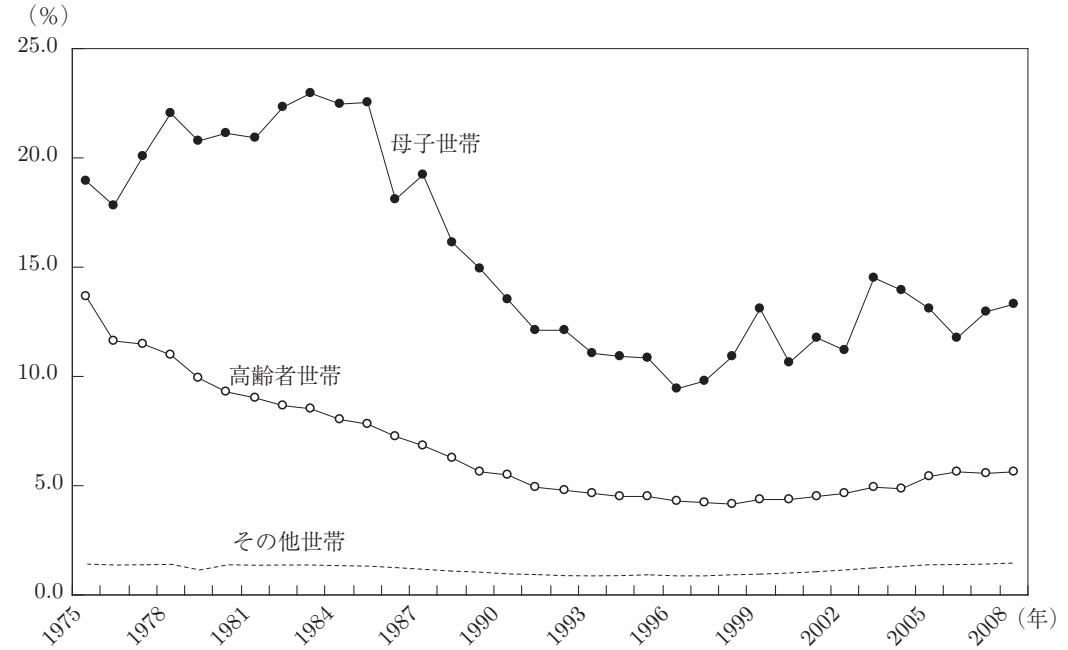
(1) ここでの保護率は，国立社会保障・人口問題研究所の『「生活保護」に関する公的統計データ』のものであり，分子の被保護世帯は『社会福祉行政業務報告』，分母の世帯類型別の世帯数は『国民生活基礎調査』が用いられている。

図 1　保護率の推移（1975–2008）



出所：国立社会保障・人口問題研究所『「生活保護」に関する公的統計データ』から筆者作成。

図 2　世帯類型別保護率の推移（1975–2008）



出所：国立社会保障・人口問題研究所『「生活保護」に関する公的統計データ』から筆者作成。

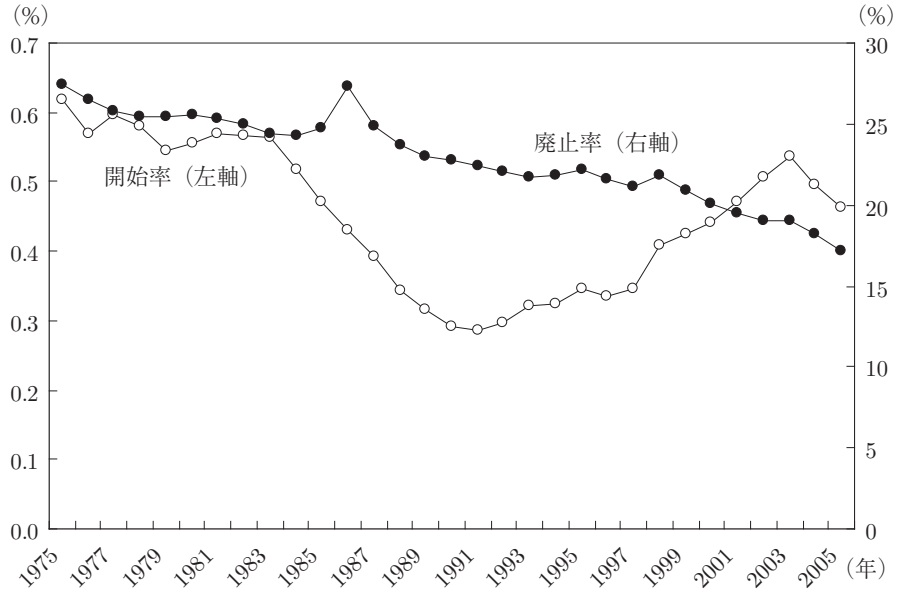
総世帯の保護率の推移をみてみれば，1980 年代後半から低下し，1990 年代後半から上昇し続けており U の字型の形状を示している。世帯類型別の保護率の推移については母子世帯の保護率は，高齢者世帯やその他世帯の保護率よりも高いが，1980 年代後半に急速に低下している。また，高齢者世帯の保護率は 1970 年代後半から低下しているが，2000 年代初めから上昇している。なお，母子世帯の保護率は，ややランダムな動きをしているが，被保護母子世帯数は業務統計として全数が把握されており安定的に推移している一方，分母となる母子世帯数は国民生活基礎調査の数値であり標本調査となってしまうことによる。

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，「傷病の治

図 3　開始率・廃止率の推移（1975–2005）



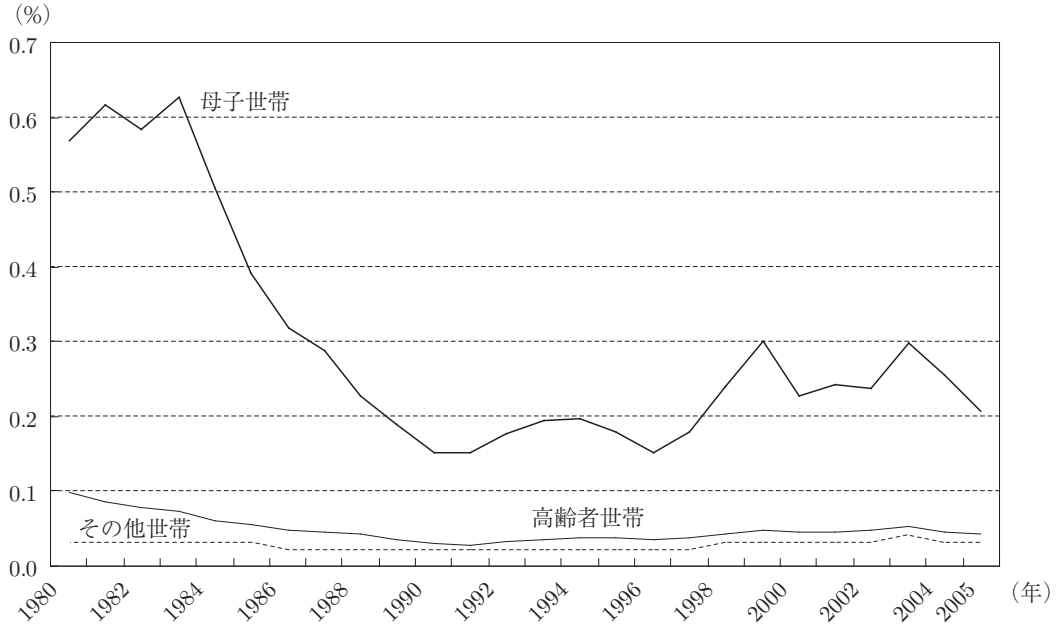
注：開始率＝保護開始世帯数（各年）／総世帯数（各年），廃止率＝廃止世帯数（各年）／被保護世帯数（年平均）。
出所：『社会福祉行政業務報告（各年版）』，『生活保護動態調査報告（各年版）』，『国民生活基礎調査（各年版）』より筆者作成。

(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。

癒」,「死亡」,「失踪」,「働きによる収入の増加・取得」等があるが，廃止率の長期的な低下は受給世帯の高齢化が進むなかで，傷病治癒や労働市場への参入が困難になっていることが考えられる。また注目すべき点は，1986 年の廃止率にスパイクが立っていることがあげられる。これは，1985 年の年金改正により，旧法の障害福祉年金受給者に対して，より給付水準の高い障害基礎年金が支給されるようになったことが要因として考えられる。

次に図 4，図 5 から，それぞれの世帯類型別の廃止率・開始率を検討する。世帯類型ごとの開始率の長期趨勢をみれば，母子世帯において，1980 年代半ばから開始率が急激に低下していることが注目される。生活保護行政の「適正化」[(3)]や景気の上昇がその要因として考えられる。なお，高齢者世帯の開始率も 1980 年代初めと比べて低下している。次に世帯類型ごとの廃止率をみると，その他世帯に関しては若干ランダムな動きをみせているが，高齢者世帯・母子世帯ともに低下傾向にあることが示された。

図 4　世帯類型別開始率（1980–2005）

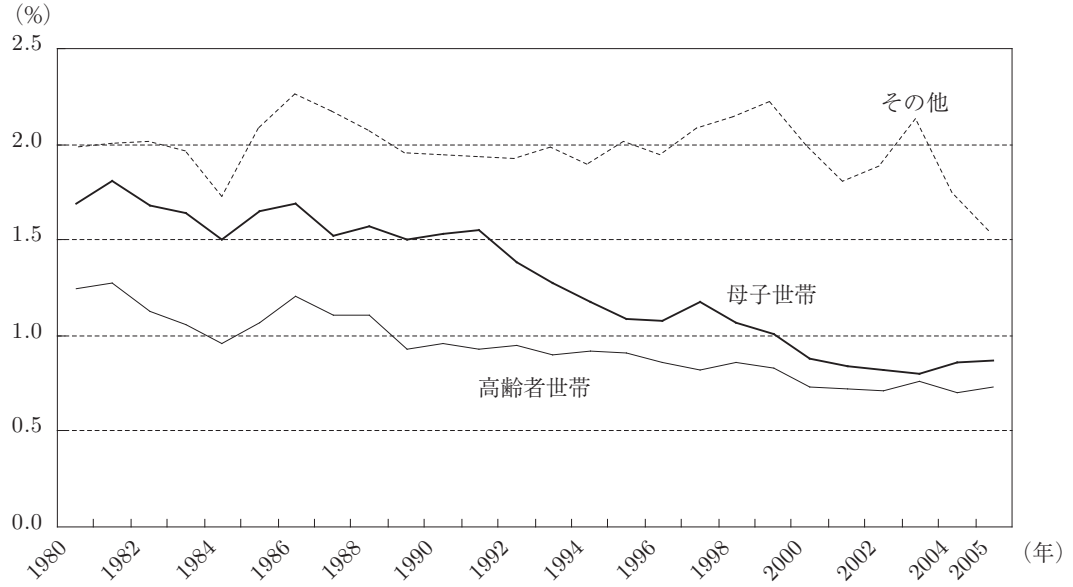


注：開始率＝保護開始世帯数（各年 9 月）／世帯類型別総世帯数（各年），「その他」には，傷病障害世帯とその他世帯が含まれる。

出所：『社会福祉行政業務報告（各年版）』，『生活保護動態調査報告（各年版）』，『国民生活基礎調査（各年版）』より筆者作成。

(3)　1981 年，「生活保護の適正実施の推進について」（いわゆる 123 号通知）が出され，新規申請時等において資産や収入についての関係先照会について，同意書を提出することを求めた。

図 5　世帯類型別廃止率（1980–2005）



注：廃止率＝廃止世帯数（各年 9 月）／世帯類型別被保護世帯数（各年 9 月），「その他」には，傷病障害世帯とその他世帯が含まれる。

出所：『社会福祉行政業務報告（各年版）』,『生活保護動態調査報告（各年版）』,『国民生活基礎調査（各年版）』より筆者作成。

III. 保護率のストック分析——世帯類型別保護率と世帯割合の寄与度分解

では，1980 年から 1995 年にかけての保護率の低下と，1995 年から 2004/2005 年にかけての保護率の上昇は，高齢者世帯や母子世帯の保護率の変化や高齢化による世帯割合の変化とどのような関係があるだろうか。ここでは，総世帯の保護率の変化を世帯類型ごとの保護率の変化と総世帯に占める各世帯類型の世帯割合の変化に寄与度分解することで検証を行う。以下では，関（1992）の手法を参考にした保護率の寄与度分解の説明を行う。

まず，被保護世帯数を A，世帯類型別被保護世帯数を A_i，保護率を a，世帯類型別保護率を a_i，総世帯数を L，世帯類型別総世帯数を L_i，世帯類型割合を l_i と，それぞれ定義する。

よって，保護率は，

$$a = \frac{A}{L} = \sum\nolimits_i \frac{A_i}{L_i}\frac{L_i}{L} = \sum\nolimits_i a_i l_i$$

と，世帯類型別保護率と世帯割合の積の総和と表すことができる。2 時点間の保護率の差を以下のように定義する。

$$a_2 - a_1 = \sum\nolimits_i (a_{2i} l_{2i} - a_{1i} l_{1i})$$

ここで,

$$\Delta a = a_2 - a_1$$

とおくと,

$$\Delta a = \sum\nolimits_i (\Delta a_i l_{1i} + \Delta l_i a_{1i} - \Delta a_i \Delta l_i)$$

となる。

そして，交差項を消去するために，右辺の交差項を 2 等分して第 1 項と第 2 項に加えると

$$\Delta a_i l_{1i} + \frac{\Delta a_i \Delta l_i}{2} = \frac{\Delta a_i}{2}(2l_{1i} + \Delta l_i) = \frac{\Delta a_i}{2}(2l_{1i} + l_{2i} - l_{1i}) = \Delta a_i \overline{l_i}$$

ただし，$\overline{l_i} = \dfrac{l_{i1} + l_{i2}}{2}$

同様にして,

$$\Delta l_i a_{1i} + \frac{\Delta l_i \Delta a_i}{2} = \Delta l_i \overline{a_i} \quad \text{ただし，} \overline{a_i} = \frac{a_1 + a_2}{2}$$

よって,

$$\Delta a = \sum\nolimits_i (\Delta a_i \overline{l_i} + \Delta l_i \overline{a_i})$$

となる。

これにより，保護率の変化分 (Δa) を，世帯類型ごとの保護率の変化分 (Δa_i) と各世帯類型の割合の変化分 (Δl_i) に，それぞれ各世帯類型の時点間平均 ($\overline{l_i}$) とそれぞれの世帯保護率の時点間の平均 ($\overline{a_i}$) でウェイト付けしたものに分解することができる。

表 1 は，総世帯の保護率[(4)]の4 変化を，世帯類型ごとの保護率の変化 ($\Delta a_i \overline{l_i}$) と総世帯に占める世帯割合の変化 ($\Delta l_i \overline{a_i}$) に寄与度分解したものである。寄与度分解の分析対象期間は，保護率の低下局面である 1980 年から 1995 年，保護率の上昇局面である 1995 年から 2004/2005 年であり，寄与度計の最下部の値がそれぞれの期間の保護率の変化分である。また，この各期間の保護率の変化分は，世帯類型ごとの保護率の変化と総世帯に占める世帯割合の変化の寄与度の総和によって求められる。なお，2004/2005 年とは，世帯類型別被保護世帯数は 2004 年のデータ，世帯類型別総世帯数は 2005 年のデータを用いたものである。こうしたデータを作成した理由としては，2005 年から生活保護の統計において高齢者世帯の定義変更[(5)]がなされたためである。2005 年以降，高齢者世帯の範

(4)　ここでの保護率は，分子の被保護世帯数は『社会福祉行政業務報告』，および『被保護者全国一斉調査』（高齢単身世帯のみ），分母の世帯類型別の総世帯数は『国勢調査』を用いている。

(5)　2005 年度から高齢者世帯は「元の定義：男 65 歳以上，女 60 歳以上の者のみで構成されている世帯もしくは，これらに 18 歳未満の者が加わった世帯」から「新たな定義：男女とも 65 歳以上の者のみで構成されている世帯もしくは，これらに 18 歳未満の者が加わった世帯」へと変更がなされた。

表 1　保護率の変化に関する世帯類型ごとの寄与度（%ポイント）

	1980 年から 1995 年			1995 年から 2004/2005 年		
	保護率の寄与度	世帯割合の寄与度	寄与度計	保護率の寄与度	世帯割合の寄与度	寄与度計
高齢単身世帯	−0.343	0.348	0.006	0.034	0.262	0.297
その他高齢者世帯	−0.170	0.115	−0.055	0.017	0.050	0.066
母子世帯	−0.139	−0.008	−0.147	0.019	0.039	0.058
その他世帯	−0.447	−0.062	−0.509	0.284	−0.056	0.228
計	−1.099	0.394	−0.705	0.354	0.295	0.649

注：その他世帯には，傷病者世帯および障害者世帯が含まれる。

出所：『社会福祉行政業務報告（各年版）』，『被保護者全国一斉調査（各年版）』，『国勢調査（各年版）』から筆者作成。

囲が狭まることで，高齢者世帯割合に低下の影響が出ると考えられる。そこで前年のデータとなるが元の定義で分析するため 2004 年のデータを用いた。

また世帯類型は高齢単身世帯，その他高齢者世帯，母子世帯[(6)]，その他世帯（傷病者世帯，障害者世帯も含む）を用いる。ここでは高齢者世帯を，高齢単身世帯（男性，女性ともに 65 歳以上の高齢単身世帯）とその他高齢者世帯[(7)]に区分し分析を行う。高齢単身世帯は急速に増加しており，高齢化による保護率の変動を検討する上でも特に着目したい世帯類型であるため，以上のような区分を用いた。本稿のその他世帯は，高齢単身世帯，その他高齢者世帯，母子世帯以外の世帯を指し，生活保護の統計における「その他世帯」とは異なり，傷病者世帯，障害者世帯も含まれる。

まず，保護率の低下局面（1980〜1995 年）における保護率の変化とその要因について検討する。表 1 の左のパネルが示すように，総世帯の保護率の変化は，0.705 %ポイント低下している。

世帯類型ごとに検討してみれば，高齢単身世帯の保護率の低下が総世帯の保護率を 0.343 %ポイントと大きく低下させるが，高齢単身世帯の世帯割合が上昇したことにより総世帯の保護率を 0.348 %ポイントと大きく上昇させるため，その結果，高齢単身世帯の全体の寄与度は相殺されている。

(6)　母子世帯についての定義については，分子で用いる『社会福祉行政業務報告』と分母で用いる『国勢調査』において違いがある。そのため母子世帯については，分子の『社会福祉行政業務報告』の定義（2004 年度まで）「現に配偶者がいない（死別，離別，生死不明および未婚等による。）18 歳から 60 歳未満の女子と 18 歳未満のその子のみで構成されている世帯」にあわせて，分母を「未婚，死別又は離別の母親と，未婚の 18 歳未満の子供のみから成る世帯」として『国勢調査』から作成し用いた。母親の年齢は『国勢調査』からは反映することができない。また，『国勢調査』の昭和 55 年および 60 年調査での母子世帯には未婚の母親が含まれていないが，平成 7 年以降は含まれる。そのため，1980 年（昭和 55 年）から 1995 年（平成 7 年）にかけての寄与度分解については，両年で母子世帯の定義が異なる。しかしながら，『平成 10 年度母子世帯等調査』（厚生労働省）によると母子世帯に占める未婚の割合は，昭和 53 年で 4.7 %，平成 10 年で 4.8 %となっており，割合も低くまたその変化も小さい。したがって，全世帯に占める未婚の母子世帯の割合はごくわずかであり，『国勢調査』の母子世帯の定義変更の影響は，本稿の分析結果に大きな影響を与えないと考えられる。

(7)　その他高齢者世帯は，高齢者世帯から高齢単身世帯を差し引いたものである。高齢夫婦世帯（男性 65 歳以上，女性 60 歳以上）や 60–64 歳の高齢女性単身世帯等が含まれる。

またその他高齢者世帯の保護率の低下は総世帯の保護率を 0.170 %ポイント低下させるが，同じくその他高齢者世帯の世帯割合の上昇により総世帯の保護率を 0.115 %引き上げるため相殺されることとなる。

母子世帯の保護率の低下は総世帯の保護率を 0.139 %ポイント低下させているが，母子世帯の世帯割合の変化は 0.008 %ポイントの低下とほとんど変化を与えていない。母子世帯は，総世帯に占める割合が 1 %強にしか過ぎないにもかかわらず，母子世帯の保護率の低下による総世帯の保護率への寄与度はかなり大きいといえる。

またその他世帯の保護率の低下により，総世帯の保護率は 0.447 %ポイント低下しており，その他世帯の世帯割合の変化により，総世帯の保護率は 0.062 %ポイント引き下げられている。相対的に世帯割合の高いその他世帯における保護率の低下は総世帯の保護率の低下に対しての寄与度が大きいことが示されている。

次に，保護率上昇局面（1995～2004/2005 年）における保護率の変化とその要因について検討する。表 1 の右のパネルが示すように，1995 年から 2004/2005 年にかけては，総世帯の保護率の変化は，0.649 %ポイントの上昇となっている。

ここで主な要因を検討すれば，まず高齢単身世帯の世帯割合増加は 0.262 %ポイントと総世帯の保護率を大きく引き上げている。それとの比較では，高齢単身世帯・その他高齢者世帯の保護率の変化やその他高齢者世帯の世帯割合の変化による寄与度は大きくないことが読み取れる。すなわち，一般に保護率の上昇については高齢化要因が強調されるが，高齢単身世帯の世帯割合の増加がその主因であるといえる。また，図 2 でみたように，高齢者世帯の保護率が上昇している理由も高齢単身世帯が増加していることによる。

そして，その他世帯の保護率の上昇が，総世帯の保護率を 0.284 %ポイント上昇させており，保護率の上昇に対して最も大きな要因であることも示されている。

これまで保護率の上昇に関して，高齢化の影響を強調する議論が多かったが，高齢化要因の多くは，高齢単身世帯の世帯割合の増加によって説明でき，またその他世帯の保護率の上昇の影響も大きいことがわかった。その他世帯には，傷病者世帯，障害者世帯，稼動年齢層の世帯などが混在しているため解釈が難しいが，その他世帯の保護率の上昇が保護率の上昇の最も大きな要因となっており，今後もその動向が，保護率の変化に対して影響を持つことが考えられる。

IV. 開始率・廃止率の要因分析

次に，生活保護率の変動を開始と廃止というフローの側面から要因分析を行う。前節でみたように，保護率の変化は，世帯類型割合の変化だけではなく，それぞれの世帯類型ごとの保護率の変化により引き起こされている。したがって，保護率の変化を引き起こす要因については，人口の高齢

化や母子世帯数の増減だけではなく景気の変動などの要因について考察する必要がある。また，保護率はストックをあらわすが，フローである保護の開始率と廃止率を考察する理由は，保護率の水準が廃止と開始によって決定されるだけではなく，開始率と廃止率にそれぞれ異なった変動がみてとれるためである。図 3 でみたように，生活保護への流入をあらわす開始率は，1980 年代後半から 1990 年代初めにかけて大幅に低下するが，その後 1990 年代後半から上昇し始め生活保護への流入が起こりやすくなってきた。一方，生活保護からの退出をあらわす廃止率は，1980 年代から 2000 年代にいたるまで低下し続けており，生活保護からの退出が起こりにくくなっている。すなわち，開始率は大幅な上下の動きがあったが，廃止率は景気等の変化に応じることなく，低下し続けている。

以下では，このような廃止と開始がどのような要因によって生じていたのかについての検証を行う。前節で考察した高齢化率などの人口学的変数，そして，景気によって変動する労働市場の変数だけではなく，廃止率については被保護者の属性を用いた分析を行う。特に，廃止率に対する開始率の影響についての考察が重要であると考えられる。どのような人々が保護に入ってくるのかは，「被保護者プール」の構成を変えることで廃止率に影響するであろう。すなわち，開始率の低下が，比較的自立しやすい稼働能力の高い人々が生活保護に入りにくくなることを意味する場合，開始率の低下は廃止率の低下を引き起こす可能性がある。この場合，保護の開始率が低下したとしても，廃止率が低下することで保護率自体はそれほど低下しないかもしれない。逆に，開始率が上昇しても，稼働能力が高く自立可能性が高い人々が増加し，廃止率が上昇すれば，保護率はそれほど上昇しないかもしれない。そのため，廃止率に対する開始率への影響をみることで，保護率についての考察が可能になると考えられる。

そこで，廃止率については，開始率との関係をみるために以下の同時方程式パネルデータ分析を行う。

$$entry_{it} = X_{it1}\beta_1 + u_{t1} + \epsilon_{it1} \tag{1}$$

$$exit_{it} = \alpha entryr_{it} + X_{it2}\beta_2 + u_{i2} + \epsilon_{it2} \tag{2}$$

（1）式は，開始率についてのモデルで，X_{it1} を，高齢化率，離婚率，有効求人倍率，年ダミー変数とした。（2）式は，廃止率についてのモデルで，X_{it2} を，有効求人倍率，被保護者における 65 歳以上人口割合，被保護世帯に占める母子世帯割合とした。そして，u_{i1} と u_{i2} は，各都道府県の固有の特性をあらわす個別効果であり，それぞれの説明変数と相関していると考えられる。また，ε_{it1} と ε_{it2} は，それぞれ誤差項である。

分析手法は，操作変数法による固定効果モデルを用いた。（2）式において，開始率が被操作変数となり，操作変数として，離婚率，有効求人倍率，高齢化率，年ダミーとした。

使用データは，表 2 のとおりである。1980 年から 2007 年のデータを用いている。開始率の分母

表 2　各説明変数の定義と使用データ

変数	定義	使用データ
開始率	開始世帯数/総世帯数× 100	『福祉行政報告例』『国勢調査』『人口推計』
廃止率	廃止世帯数/被保護世帯数	『福祉行政報告例』
有効求人倍率（一般労働者）	有効求人数/有効求職者数	『労働市場年報』
離婚率	離婚件数/年央人口× 1,000	『人口動態統計』
高齢化率	65 歳以上人口/総人口	『国勢調査』『人口推計』
被保護 65 歳以上人口割合	65 歳以上の被保護者/被保護者数	『被保護者全国一斉調査』
被保護母子世帯割合	被保護母子世帯数/被保護世帯数	『被保護者全国一斉調査』

表 3　開始率の規定要因の分析：固定効果モデル

	係数	標準誤差	係数	標準誤差
有効求人倍率	−0.031	0.010 **	−0.006	0.011
離婚率	0.308	0.017 ***	0.229	0.027 ***
高齢化率	−3.421	0.141 ***	−1.597	0.341 ***
定数項	0.394	0.017 ***	0.407	0.056 ***
年ダミー	含まない		含む	
観察数	1,316		1,316	
グループ数	47		47	
R^2 within	0.418		0.7069	
R^2 between	0.363		0.4095	
R^2 overall	0.373		0.4966	

注：***…有意水準 0.001，**…有意水準 0.01，*…有意水準 0.05。

は総世帯数となるが，『国勢調査』の調査年以外の年については，『人口推計』による総世帯数を用いた。ただし，『被保護者全国一斉調査』において，1982 年の世帯類型が公表されていないため，被保護母子世帯割合を説明変数とする廃止率の分析モデルでは 1982 年のデータが用いられていない。

予想される結果として，労働市場の需給関係をあらわす有効求人倍率は，開始率には負の影響を与えるが，廃止率には正の影響を与えると予想される。離婚率は母子世帯の増加の要因となり開始率に正の影響を与えると予想される。全人口の高齢化率は，高齢者は比較的低所得であるため，開始率を上昇させると予想される。また，高齢者は就労等により生活保護から自立することが困難であるため，被保護者の 65 歳以上人口割合は，廃止率に負の影響を与えると考えられる。被保護母子世帯は，就労ができる場合があっても，就労自立までは困難であるため，被保護母子世帯割合も廃止率に負の影響を与えると考えられる。

そして，各都道府県の固有の特性だけではなく時点の効果を考慮しても各説明変数の影響が観察されるかをみるため，年ダミーを投入したモデルについても分析結果を示す。

表 3 は，開始率についての分析結果であり，年ダミーを含むモデルと含まないモデルを固定効果モデルで推計した。まず，年ダミーを含まない場合は，有効求人倍率が負に有意となり，有効求人倍率が上昇すると開始率が低下するという予想された結果となっているが，年ダミーを含むとその

表 4　廃止率の規定要因の分析：操作変数法による固定効果モデル

	係数	標準誤差	係数	標準誤差
開始率	−0.022	0.021	0.255	0.073 ***
有効求人倍率	−0.028	0.006 ***	−0.044	0.009 ***
被保護 65 歳以上人口割合	−0.557	0.047 ***	0.118	0.091
被保護母子世帯割合	−0.261	0.123 *	0.161	0.170
定数項	0.417	0.028 ***	0.033	0.062
年ダミー	含まない		含む	
観察数	1,269		1,269	
グループ数	47		47	
R^2 within	0.297		0.3754	
R^2 between	0.005		0.1074	
R^2 overall	0.109		0.2123	

注 1：被操作変数は開始率であり，操作変数は離婚率，高齢化率，有効求人倍率年ダミー変数とした。

2：∗∗∗…有意水準 0.001，∗∗…有意水準 0.01，∗…有意水準 0.05。

影響は有意ではなくなる。また，離婚率は開始率に対して正に有意である一方，高齢化率は負に有意となっている。この結果は，離婚率が高くなり母子世帯が増加すると被保護世帯が増加するという予想と整合的であるが，比較的低所得者が多い高齢者の割合が上昇すると開始率が低下するという予想と逆の結果となっている。前節の寄与度分解でみたように，保護率が低下した時期においては，高齢者世帯割合の上昇と，高齢者の保護率の低下が保護率全体に影響を与えていた一方で，保護率の上昇局面では高齢者の保護率の上昇がみて取れることなど，高齢化が生活保護に与える影響は複雑であり，この分析モデルでは十分に捉えられていないのかもしれない。(8)

表 4 は，廃止率についての分析結果であり，内生変数と考えられる開始率を説明変数に含んだ操作変数法を用いた固定効果モデルを推計した。まず，開始率については，年ダミーを含むモデルにおいて正に有意な影響を与えている。すなわち，開始率が上昇すると廃止率も上昇し，逆に開始率が低下すると廃止率も低下すると考えられる。

有効求人倍率は，負に有意な影響を与えている。すなわち，有効求人倍率が上昇すると廃止率が下がるという予想とは異なる結果となった。この結果は，玉田（2007）と同様の結果であるが，今後の検討課題となろう。その他の結果については，年ダミーを含まないモデルにおいて，被保護者の 65 歳人口割合が上昇すると廃止率が低下する。しかしながら，年ダミーを含むモデルにおいては，有意な結果でなくなる。同様に，被保護母子世帯割合が上昇する場合も，廃止率の低下が観察されるが，この結果も年ダミーを含むモデルにおいては有意な影響が観察されなくなる。

以上，生活保護の開始率と廃止率の規定要因についての考察を行ってきた。主な分析結果として，

(8)　高齢化率の上昇により開始率が低下するという結果は，より高齢化が進んでいる地方より，都市部において保護率および近年の保護率の上昇が高いという結果と整合的である。

開始率が廃止率に影響を与えており，開始率が低下すると廃止率も低下することがわかった。すなわち，開始率の低下により新たに生活保護に流入する人は減少するが，その結果，廃止率が下がり生活保護から自立する者は少なくなってしまう。このことは，開始率の低下は生活保護から比較的出やすい稼働能力が高い人々が保護に入りにくくなり，被保護者プールには生活保護から出にくい人々が多く残ってしまうというように考えられるだろう。

V. 結語

本稿は 1980 年以降の保護率の変動を検討するため，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と生活保護の開始率と廃止率の規定要因についての分析を行った。明らかになった点は，以下のとおりである。

第 1 に，保護率の下降局面である 1980 年から 1990 年代前半にかけての変化は，高齢単身世帯の保護率の低下，およびその他世帯（傷病者世帯や障害者世帯も含む）の保護率の低下が大きな要因であることが明らかになった。ただし，世帯割合が 1 %程度の母子世帯の保護率の大幅な低下は，全体の保護率の低下にも一定程度の影響を与えていた。

第 2 に，1990 年代後半以降の保護率の上昇局面では，高齢者世帯要因のうち，高齢単身世帯割合の上昇の影響が最も大きいことが確認された。またこの間の保護率の変化については，その他世帯の保護率の上昇による寄与が最も大きい。

第 3 に，廃止率と開始率の要因分析から，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に生活保護に流入する人が減少するが，その結果，廃止率が低下し，生活保護からの自立が減少する。1980 年代から 1990 年代前半にかけての保護率の低下については，開始率の低下により引き起こされたものの，開始率の低下は廃止率の低下も伴っており，被保護世帯における脱出困難な生活困窮者が集中したと考えられる。一方，1990 年代後半以降の保護率の上昇局面では，開始率が上昇したにもかかわらず廃止率が減退し続けているということは，被保護者のプールに，脱出困難な生活困窮者が流入していると考えられるだろう。ただし，この分析は 2007 年までのものであるため，景気悪化のなか開始率が上昇している近年の状況については改めて検証しなくてはならないだろう。

（先導研究センター研究員）
（立教大学経済学部助教）

参 考 文 献

駒村康平（2003）「低所得世帯の推計と生活保護制度」『三田商学研究』46（3），pp.107–126
周燕飛・鈴木亘（2007）「生活保護率の上昇と労働市場，人口構造の変化要因」JILPT Discussion Paper Series 07-05
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』
関弥三郎（1992）『寄与度・寄与率』産業統計研究社
曽原利満（1977）「都道府県別にみた生活保護率の地域差について」『季刊社会保障研究』13（3），pp.39–67
————（1985）「低所得世帯と生活保護」社会保障研究所編『福祉政策の基本問題』東京大学出版会，pp.183–200
田多英範（2007）『現代日本社会保障論　第 2 版』光生館
玉田桂子（2007）「母子世帯と生活保護についての考察」『経済学研究』（九州大学）74（3），pp.31–42
Suzuki, Wataru and Zhou, Yanfei (2007) “Welfare Use in Japan : Trends and Determinants” *Journal of Income Distribution*, Vol.16, No.3-4, pp.90–110

〈データ〉
厚生省・厚生労働省『社会福祉行政業務報告（福祉行政報告例）』（各年版）
————『被保護者全国一斉調査』（各年版）
————『生活保護動態調査報告』（各年版）
総務庁・総務省『国勢調査』（各年版）
厚生省・厚生労働省『国民生活基礎調査』（各年版）
国立社会保障・人口問題研究所『「生活保護」に関する公的統計データ』
http://www/ipss.go.jp/s-info/j/seiho/seiho.aps（2010 年 12 月 1 日アクセス）

〈付記〉
本論文は平成 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研究調査」（主任研究者：駒村康平）の一環として行われた研究成果である。本論文の作成段階において，百瀬優氏（高千穂大学助教）から有益なコメントを頂いた。記して感謝する。なお，本論文に関するすべての責任は，著者のみに帰せられることを付記しておく。