

生活保護率の上昇と労働市場、人口構造の変化要因

独立行政法人 労働政策研究・研修機構雇用戦略部門

研究員 周 燕飛

東京学芸大学教育学部

准教授 鈴木 亘

《要旨》

1995年以降、わが国の生活保護率が急上昇している。本稿は、長期時系列分析を用いて近年の生活保護率の上昇原因が恒常的要因によるものかどうかを検証すると同時に、都道府県パネルデータを用いて、恒常的要因の構成要素についても探る。

その結果、得られた結論は、以下の通りである。(1)近年の生活保護率の上昇は主に恒常的要因によるものである。(2)一時的ショックの減衰期間が非常に長く、生活保護率が完全に元の水準に戻るには、約8-9年の時間がかかる。(3)生活保護率の水準は、労働市場環境、人口構造および福祉プログラムの実施体制等から影響を受けているが、最も大きな要因は高齢化である。(4)60歳台の前期高齢者の保護率は、近年急速に上昇しているのに対して、70歳以上の後期高齢者の保護率は、その人口シェアが大きく伸びていることが生活保護率を押し上げている要因であることなどが明らかになった。

(備考)本稿は、労働政策研究・研修機構(JILPT)「社会保障と労働市場の関係に関する基礎的研究」の一環として行なわれた研究である。府川哲夫氏、阿部彩氏、小林航氏、浜田浩児氏、浅尾裕氏およびJILPT所内研究会の参加者の方々から貴重な意見を頂戴したことに感謝する。なお、本稿は筆者ら個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

目次

第1章 はじめに

第2章 長期時系列データによる生活保護率の変動要因分解

第1節 アプローチ

第2節 予測誤差の分散分解、インパルス応答関数

第3節 最近の保護率上昇に対する歴史的分解

第3章 都道府県別パネルデータを用いた要因分析

第1節 実証モデル、変数とデータ

第2節 推定結果

第3節 各要因の寄与度分解

第4節 年齢別の寄与度分解

第4章 結語

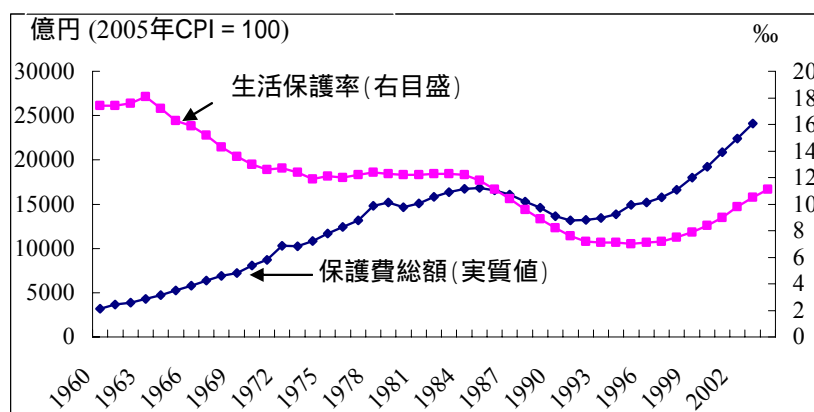
参考文献

付表1

第1章 はじめに

日本の生活保護制度は新たな岐路に立っている。生活保護率（千人当たり実被保護人員）は、戦後長期間にわたって低下傾向にあったが、1995年度の7.0%をボトムに再び急上昇を続けており、2005年度は11.6%に達している。2005年度的生活保護世帯数は月平均で104万世帯に達し、初めて100万世帯を突破した。また、保護費総額（実質値）は、戦後増えつづけ、2003年現在では、1960年当時の7.6倍に相当する水準までに達している。少子高齢化が進む中、生活保護率の上昇と保護費の増加は、現役世帯に更なる負担増をもたらすことが懸念されている。また、生活保護率の上昇は、「格差社会」の一縮図としても捉えられ、問題視する声大きい。

図1 生活保護率と保護費総額（実質値）の推移（1960-2004年度）



注：(1)生活保護率（人口千人当たり被保護実人員）、保護費総額（名目値）は、国立社会保障・人口問題研究所編「社会保障統計年報」によるものである。(2)保護費総額（実質額）は、筆者らの試算によるものである。なお、実質値の算出に用いたCPI値は、総務省統計局が公表している2005年基準消費者物価連続指数（中分類、全国、年度平均）である。

それでは、近年の生活保護率の上昇の原因は、一時的な要因によるものなのか、それとも恒常的な要因によるものであろうか。一時的な要因とは、景気状況など循環的に変動する要素である。景気状況は、労働市場（就業機会や平均賃金）に変化をもたらすことによって、間接的に生活保護率の水準に影響を与えていると思われる。実際、Hoynes(2000)は米国カリフォルニア州のAFDC（Aid to Families with Dependent Children）受給者の行政データを分析した結果、失業率、雇用成長率、就業率および賃金増加率などの労働市場要因が福祉受給期間および自立確率に有意な影響を与えることを報告している。もし、近年の生活保護率上昇が、「失われた10年」と呼ばれる日本の不況による一時的変動要因によるもののであれば、景気回復に伴い、保護率もいずれ下落するという楽観的な見方が出来る。

一方、恒常的な要因とは、人口構造、離婚率、人々の価値観など福祉人口の供給サイドに起因する構造的な要因のことである。たとえば、高齢者、低学歴者、母子世帯、病気の人などが一般的に被保護者になりやすい人口層であるといわれている（Christofides, 2000）。

そのため、供給サイドの人口構造が変化すると（例えば高齢化、母子世帯比率の増加）、生活保護率も変化する。また、近年生活保護受給への抵抗感やスティグマが薄れたことも、福祉人口の増加に繋がったかもしれない。もし、これらの恒常的要因が大きいのであれば、生活保護率の上昇は、景気拡大で解決し得るものではなく、根本的な対策が必要であるし、構造的な問題を解決しない限り、今後の生活保護率がますます増加する可能性も考えられる。

さらに、一時的要因とも恒常的要因ともなりうるのは、福祉プログラムの制度要因である。たとえば、生活保護の審査体制が甘い時には、保護率が上昇しやすいと考えられる。また、自立を促すインセンティブが十分でない場合には、生活保護の受給が長期化しやすい¹。アメリカでは、寛大な福祉給付や、稼働所得への課税が福祉受給を助長しているという実証結果がすでに得られている(Hoynes and MaCurdy, 1994; Moffitt, 1992)。日本でも、地方自治体による生活保護の実施体制の問題が、近年の生活保護率上昇の一因であるとの指摘がある²。もし、福祉プログラムの制度設計が原因であれば、生活保護制度あるいは社会保障制度全体の抜本的な見直しによって対策が図られなければならないであろう。

上記の「労働市場要因」、「人口構造要因」および「福祉プログラムの制度要因」を厳密に検証するためには、連続時点における生活保護受給者の個票データが通常必要である。アメリカやカナダなどで行われた同種の実証研究は、パネルデータ（例えば、PSID、CPS）を用いる例が多いが、福祉受給者の行政記録（例えば、Barrett and Cragg, 1998）を用いる場合もまれにある。しかし、日本の場合には、生活保護受給者の行政記録が一般に公開されておらず、PSID や CPS のような福祉受給状況の分かる大規模パネルデータもまだ作られていない。そのため、日本における生活保護の実証分析は非常に少なく、これまでの先行研究は地域別のマクロデータを用いざるを得なかった。たとえば、鈴木(2006)による複数年の都道府県データを用いた推計結果では、失業率、離婚率および高齢化比率の高い地域ほど、生活保護率が高いことが報告されている。また、篠塚・川口(2003)における都道府県別推計でも、失業率が生活保護の受給者数に正の影響を与えているとの結果が得られている。しかしながら、このいずれの研究も、複数年の都道府県別データをプールした Pooled OLS Model を用いており、不均一性バイアス (heterogeneity bias) がある疑い³が強い。また、先行研究の中に、前述の3種類の要因を同時に実証モデルに取り入れる分析例は皆無である。さらに、上記のいずれの研究も、分析期間中における諸要因の影響を議論しているも

¹視点がやや違うものの、玉田・大竹(2005)が大阪府下の44市町村の地域データを用いた実証分析は、能力開発講座の有無、求人情報提供の有無などの自立支援プログラムは生活保護受給者の就労確率に影響を与えないことを示唆している。

²たとえば、「生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会」(2005年4月~12月)において、厚生労働省は、生活保護に対して3/4もの割合で国庫補助金が存在することから、地方自治体は「モラルハザード」を起こして生活保護の業務や管理が甘くなり、それが近年の生活保護率上昇の主要因であると主張している。これに対して、地方自治体側は、都道府県別・政令指定都市データの統計分析を示すことにより、生活保護率上昇の主因は失業率上昇や高齢単身者増、離婚率上昇といった地方自治体の力の及ばない要因であるという反論を行った(新たなセーフティーネット検討会(2006))

³ 例えば、地域の固有要因が存在する場合には、OLSの係数推計値が一致性を持たない。

の、近年における生活保護の上昇の要因自体を直接分析しているものではない。

そこで、本稿は、長期時系列データ（1960年4月-2006年10月）および都道府県別パネルデータ（1995-2004）を用いて、下記の通り、先行研究の問題を克服した分析を行った。まず、パネルデータに対する推計手法を改善し、固定効果モデルを用いることにより、推定上の改善を行なうことにする。次に、労働市場要因と人口構造要因のほか、福祉プログラム要因（例えば、ケースワーカー一人当たりの担当保護者数や有資格者の割合⁴）の影響も探る。最後に、Blanchard = Quah 分解法により、近年の生活保護率の上昇要因を探ることとした。つまり、近年の生活保護率の上昇が、景気変動要因などの一時的要因によるのか、それとも持続的に続く恒常的要因によるのかを厳密な統計手法で明らかにする。

本稿の構成は次の通りである。2節では、時系列データを用いた Structural VAR モデルを推計し、Blanchard=Quah 分解を行うことにより、近年の生活保護率上昇を一時的要因と恒常的要因とに分解する。3節では、都道府県別パネルデータを用いて、それぞれの要因の特定化を試みる。4節は結語であり、結果の考察及び政策提言を行う。

第2章 長期時系列データによる生活保護率の変動要因分解

第1節 アプローチ

実質 GNP の変動を一時的要因と恒常的要因に分解するというテーマは、実物的景気循環理論の妥当性を計るといふ理論的な重要性があるために、マクロ計量経済学分野では、一時、人気を博したテーマである。この中でも、Blanchard and Quah(1989)が提示した Bivariate Structural VAR のよる分解手法は、両要因にユニークに分解できるため非常に優れている。我々の研究に本稿では、この手法を生活保護率に対して用い、生活保護率の変動を一時的要因と恒常的要因に分解する。

Blanchard = Quah 分解法は、生活保護率 y_t と同様なショックを受けている第2の変数 z_t （ここでは、失業率）を取り入れることから始まる。定数項を省略すれば、二つの変数系列をそれぞれ以下のような Bivariate moving average(BMA)で表現することができる。

$$y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)\varepsilon_{2t-k} \quad (1)$$

$$z_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k)\varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k)\varepsilon_{2t-k} \quad (2)$$

ここで、 ε_{1t} と ε_{2t} はそれぞれ独立したホワイトノイズのイノベーション（ショック）である。単純化のために両者とも分散を 1 と仮定する。 $c_{ij}(k)$ はそれぞれ係数であり、 k はラグ

⁴ 福祉プログラムの寛大さや、生活保護世帯の稼働所得への間接税率は、全国で統一されているため、都道府県別データでは検証不能である。また、生活保護審査の甘さについては、ある程度の地域差があると思われるものの、適切な統計指標を見つけれないため、やはり実証は困難である。

の次数となっている。

ここで、重要なのは、二つのショックの内の一つ（例えば、 ε_{1t} ）を一時的なショックと仮定することである。一時的なショックならば、 ε_{1t} が生活保護率に与える累積効果がゼロになるはずである。つまり、

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k)\varepsilon_{1t-k} = 0 \quad (3)$$

換言すれば、各期のショック ε_{1t} は正、負の任意の値をとろうとも、しばらくすると元に戻るような性質を持ち、相殺し合って長期的な和が0となる一時的要素である。

問題は、恒常的ショック（ ε_{2t} ）も一時的ショック（ ε_{1t} ）も、実際観察される数値ではないことである。幸いに、この問題は VAR 推計法を用いれば、簡単にクリアできる。仮に y_t, z_t が定常な変数であれば、(1)、(2)のシステムは、下記のような VAR モデルによって書き換えることが可能である。

$$y_t = \sum_{l=0}^p a_{11}(l)y_{t-l} + \sum_{l=0}^p a_{12}(l)z_{t-l} + e_{1t} \quad (4)$$

$$z_t = \sum_{l=0}^p a_{21}(l)y_{t-l} + \sum_{l=0}^p a_{22}(l)z_{t-l} + e_{2t} \quad (5)$$

ここで、 $a_{ij}(l)$ は推定した係数（ l はラグ次数）であり、 e_{it} も推定によって残差として値が得られる。この VAR モデルの残差項である e_{1t} と e_{2t} は、 ε_{1t} や ε_{2t} とは、次のような関係がある。

$$e_{1t} = c_{11}(0)\varepsilon_{1t} + c_{12}(0)\varepsilon_{2t} \quad (6)$$

$$e_{2t} = c_{21}(0)\varepsilon_{1t} + c_{22}(0)\varepsilon_{2t} \quad (7)$$

つまり、 $c_{11}(0), c_{12}(0), c_{21}(0), c_{22}(0)$ の値が得られれば、 e_{it} の値から ε_{it} を逆算することが出来る。そこで、(6)、(7)式と ε_{it} の仮定（分散1、共分散0）から、下記の(8)～(10)式が得られる。また、(3)の制約は(11)式のように表現できるため、4つの変数に対して4本の方程式が存在することになり、 c_{ij} の解を得ることが出来る。

$$\text{var}(e_{1t}) = c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \quad (8)$$

$$\text{var}(e_{2t}) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \quad (9)$$

$$\text{cov}(e_1 e_2) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \quad (10)$$

$$\left[1 - \sum_{k=0}^{\infty} a_{22}(k) \right] c_{11}(0) + \sum_{k=0}^{\infty} a_{12}(k)c_{21}(0) = 0 \quad (11)$$

こうして求められた(1)(2)式から、インパルス応答関数(Impulse response function)、予測誤差の分散分解(Variance decomposition)が得られるほか、歴史的分解(Historical decomposition)を行うことができる。生活保護率に対する一時的要因は(12)式、恒常的要因は(13)式のように表すことができる。

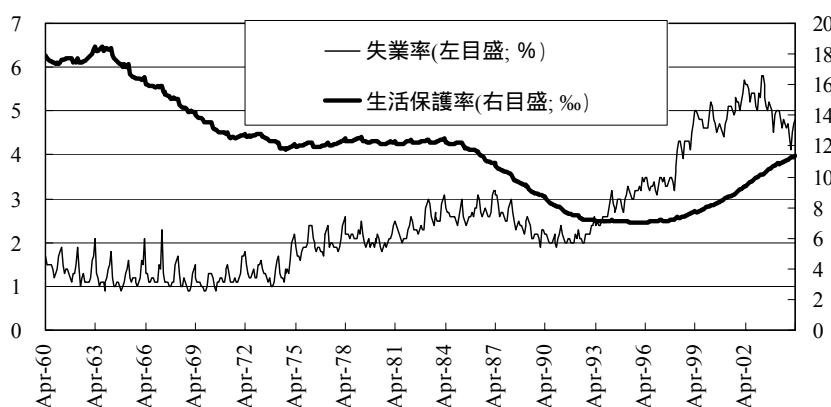
$$\text{(一時的ショック)} \quad y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k)\varepsilon_{1t-k} \quad (12)$$

$$\text{(恒常的ショック)} \quad y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)\varepsilon_{2t-k} \quad (13)$$

第2節 予測誤差の分散分解、インパルス応答関数

Blanchard=Quah 分解の結果を紹介する前に、生活保護率と失業率という二つの分解対象系列を比較してみたい。両者の動きを月次データの原系列で見た場合(図2)には、両者には明らかに異なるトレンドが存在していることが分かる。つまり、経済成長や国富の蓄積に伴い、これまでに生活保護率が中長期的下落傾向にあった。一方、急激な技術革新や産業構造の変化により、摩擦的失業率が増えた結果(大竹・太田 2002)、失業率が中長期的に上昇傾向にあった。

図2 生活保護率と完全失業率の月次推移(原系列)



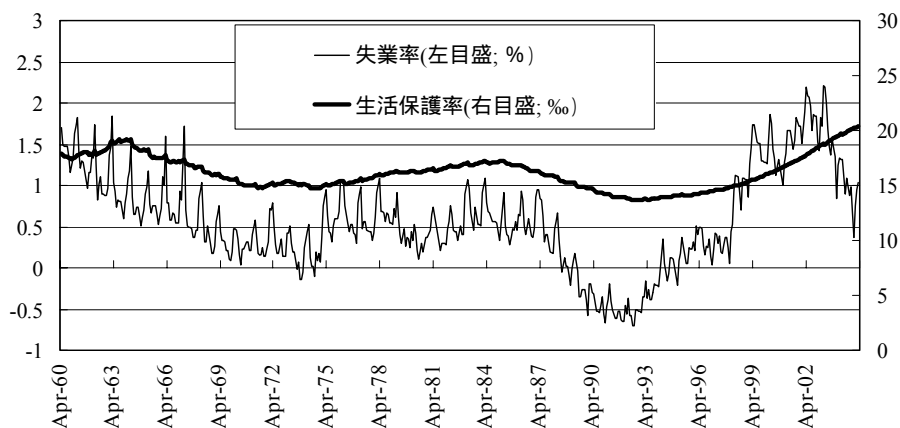
出所：筆者らにより作成。

一方、図3は、OLSを用いてトレンド変数の係数を推計し⁵、トレンド要素を除去した系

⁵ 保護率= 16.31074 - .0167033*トレンド

列を示したものである。ここでは、トレンドを除去した後では、生活保護率が失業率と非常に近い動きをしていることが分かる。また、トレンドのほか、第一次石油ショック後の構造的変化といったブレイク要因も同時に除去した系列⁶をみても（結果省略）やはり、生活保護率が失業率とかなり類似した動きをしているようである。

図3 生活保護率と完全失業率の月次推移（トレンド除去後）



出所：筆者らにより作成。

前述のように、VAR 推定に用いる生活保護率及び失業率のデータは、定常でなければならぬので、ここでは、原系列ではなく、トレンド除去後の系列を用いることにした。また、月次データには季節性が存在するので、VAR の推定の際に、月次ダミーを外生変数として用いて処理を行った。VAR のラグの次数は 12 期（12 ヶ月）である。

表 1 は、1960 年 4 月 2006 年 10 月までの月次データ（トレンド除去）を用いて、VAR モデル推計（ラグ = 12 ヶ月）⁷の予測誤差の分散分析結果である。予測誤差の分散分解は、各変数の n 期先の変動に対して、各イノベーションが相対的にどの程度説明力を持っているのかということを示している。まず、トレンド除去系列（表 1 左側）においては、短期のうち生活保護率の変動の大半が一時的要因によって説明されているものの、だんだんと恒常的要因の割合が高まり、安定をしてきた 120 期先では半数以上（57.6%）の変動を説明していることがわかる。トレンドと石油ショック要因を同時に除去した系列（表 1 右側）でもほぼ同様の動きを示しており、120 期先では変動の半分以上（58.59%）が恒常的要因

$$\begin{matrix} (111.04) & (-36.75) & () \text{内は } t \text{ 値} & \text{Adj R-squared } 0.7075 \\ \text{失業率} = .5727874 + .0069628 * \text{トレンド} \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} (11.67) & (45.83) & & \text{Adj R-squared } 0.7900 \end{matrix}$$

$$^6 \text{ 保護率} = 14.62034 - .0126022 * \text{トレンド} + 1.836557 * 1973 \text{ 年 } 12 \text{ 月以前ダミー}$$

$$\begin{matrix} (54.13) & (-17.78) & (7.33) & \text{Adj R-squared } 0.7327 \end{matrix}$$

$$\text{失業率} = .1782918 + .0079199 * \text{トレンド} + .4286028 * 1973 \text{ 年 } 12 \text{ 月以前ダミー}$$

$$\begin{matrix} (1.93) & (32.64) & (4.99) & \text{Adj R-squared } 0.7987 \end{matrix}$$

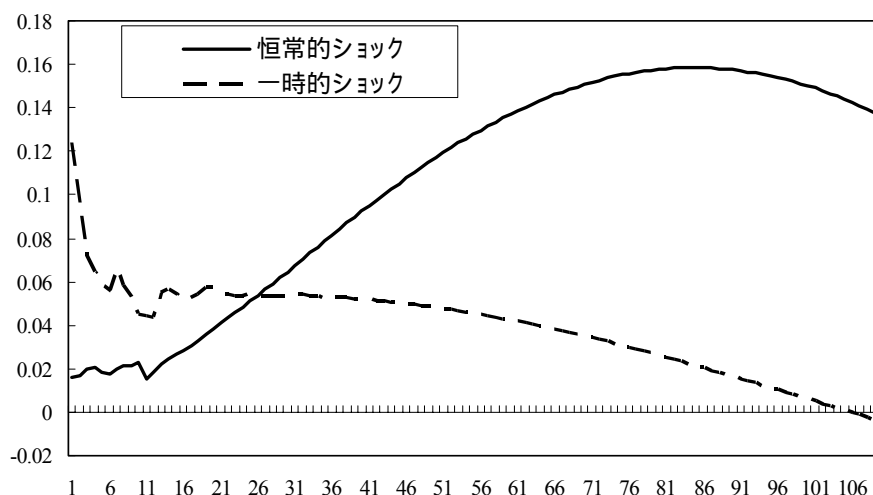
⁷ このほか、ラグ次数を 24 にした推定も行ったが、結果はほとんど変わらなかったため省略をする。

によって説明されている。

表1 生活保護率の予測誤差の分散分解

| トレンド除去系列 | | | | トレンド除去 + 石油ショック要因除去系列 | | | |
|------------------|----------|--------------------|----------------|-----------------------|----------|--------------------|----------------|
| 予測Horizon (月) | Sd. Err. | 恒常的 ショック (%) | 一時的 ショック(%) | 予測Horizon (月) | Sd. Err. | 恒常的 ショック (%) | 一時的 ショック(%) |
| 1 | 0.06 | 8.27 | 91.74 | 1 | 0.10 | 18.48 | 81.52 |
| 6 | 0.18 | 6.16 | 93.84 | 6 | 0.26 | 15.44 | 84.56 |
| 12 | 0.34 | 3.90 | 96.10 | 12 | 0.42 | 11.74 | 88.26 |
| 24 | 0.62 | 5.16 | 94.84 | 24 | 0.70 | 14.37 | 85.63 |
| 36 | 0.84 | 10.30 | 89.70 | 36 | 0.91 | 21.48 | 78.52 |
| 48 | 1.02 | 18.39 | 81.62 | 48 | 1.06 | 30.49 | 69.51 |
| 60 | 1.16 | 28.40 | 71.60 | 60 | 1.19 | 39.88 | 60.12 |
| 84 | 1.40 | 48.01 | 51.99 | 84 | 1.39 | 54.84 | 45.16 |
| 120 | 1.71 | 57.75 | 42.25 | 120 | 1.62 | 58.59 | 41.41 |

図4 生活保護率に対するインパルス応答関数（トレンド除去系列）



一方、生活保護率に対するインパルス応答関数をトレンド除去系列についてみたものが図4である。一時的ショックに対する反応が1年程度で急速に下がったあと徐々に減衰してゆくことがわかる。恒常的ショックは時間とともに、だんだんと影響が高まってゆく¹⁰。また、生活保護率の特徴は、一時的ショックについても減衰期間が非常に長く、ゼロ近傍になるのに105ヶ月もの期間が掛かっていることである。つまり、一時的ショック（たとえば、不景気や大地震などの天災）であっても、生活保護率が完全に元の水準に戻るには、

¹⁰ 1標準偏差分のショックが与えられている。

8 - 9 年もの長い時間を要することが推測される¹¹。これは、生活保護受給には、一定の慣性があるのであり、例えば生活保護受給の引き金となったそのショックがなくなったとしても、元の自立した生活に戻るには、通常思ったよりも長い時間を要することが反映されているものと考えられる。

第3節 最近の保護率上昇に対する歴史的分解

前述の予測誤差の分散分解は、推定期間において一時的要因と恒常的要因が平均的にみてもどの程度重要であったかを示している。一方、我々が最も関心を持っているのは、最近の生活保護率上昇の要因である。そこで、本節では、生活保護率が上昇する直前の 1992 年 4 月から今までの期間¹²に限定して、歴史的分解を用いて両要因の重要度を示すことにする。

なお、歴史的分解は、理論的には(12)、(13)式で表されるが、実際には VMA を無限期前にさかのぼることは出来ない。そこで、まず推定された VAR モデルに対して、1992 年 3 月までのデータを用いて 1992 年 4 月以降の予測値をダイナミックシミュレーションによって計算し、ベースライン予測と現実の値の乖離に対して歴史的分解を行う¹³。この乖離とは、1992 年 3 月までの情報では説明できなかった 1992 年 4 月以降の外生的ショックによって出来たものと解釈できるので、この乖離を一時的要因と恒常的要因に分けることができるのである。

図5 生活保護率の現実値とベースライン予測値（1992年4月-2006年4月）

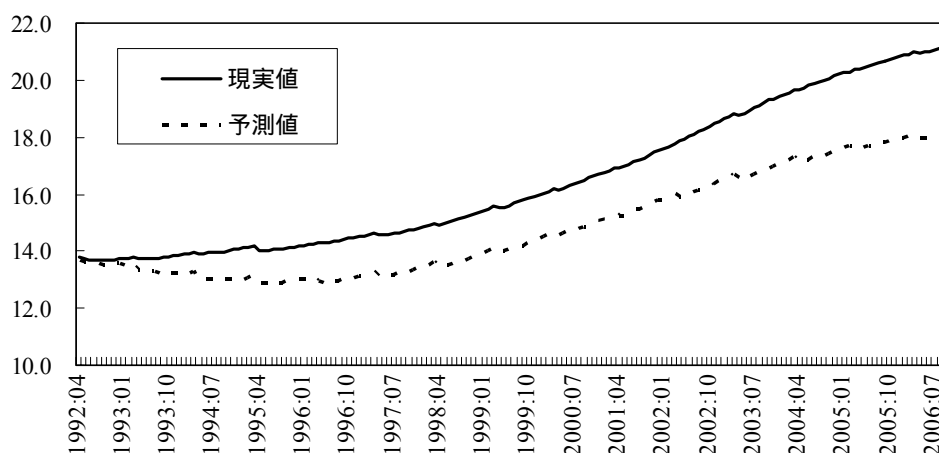


図5は、トレンド除去系列において、現実値とベースライン予測値を示したものである。図5をみると分かるように、生活保護率の現実値は、1992年4月の13.8%から2006年10

¹¹ トレンド+石油ショック要因除去系列におけるインパルス応答関数を用いた場合には、一時的ショックの減衰期間が95ヶ月と図4よりやや短くなっているものの、ほぼ似通った動きであるのは変わらないことである。

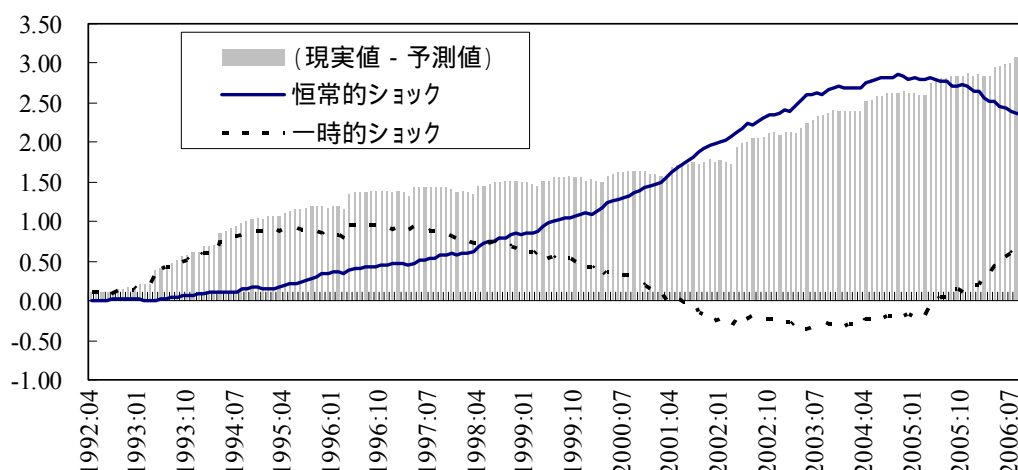
¹² 1992年4月がボトムとなっていることが、図3で容易に確認できる。

¹³ 用いているVARモデルは全ての期間のデータを用いて推定したモデルである。

月の 21.2%まで 7.4%の上昇をしている。しかしながら、ベースライン予測では、2006 年 10 月の生活保護率が 18.1%になっており、VAR モデルは 4.3%の上昇分しか説明できていない。残りの 3.1%の乖離部分はこの期間の外生ショックにより、予想外に保護率が上昇している部分であると考えられる。

それでは、VAR モデルでは説明できない 3.1%の乖離部分について、恒常的要因と一時的要因が、それぞれどの程度の説明を果たしているのであろうか。図 6 は歴史的分解の結果であり、灰色の棒グラフで表された乖離部分に対して、点線の一時的要因と実線の恒常的要因がそれぞれどの程度寄与したかを示している。これをみると、この期間において一時的要因は正負の両方にショックを与えており、量的にも保護率引上げにあまり寄与していないのに対して、恒常的要因は持続的に保護率を引き上げるショックを与え続けており、しかも量的にもかなり大きいことがわかる¹⁴。

図 6 生活保護率における近年の上昇に対する歴史的分解（トレンド除去系列）



第 3 章 都道府県別パネルデータを用いた要因分析

次に、最近の予想外の保護率上昇に寄与している恒常的要因というのは、具体的にどのようなものであろうか。時系列データではこれ以上掘り下げた分析は出来ないため、本節では都道府県別の保護率の年次パネルデータを用いて、保護率の決定要因を特定化し、恒常的要因とは何かという点を探ることにする。

第 1 節 実証モデル、変数とデータ

前述のように、生活保護率の水準 (Y) は、労働力市場要因 (L) 人口構造要因 (X) および福祉プログラムの制度要因 (P) などの影響を受けているとされている。そこで、本稿

¹⁴ トренд+オイルショック要因除去系列についても同様の歴史的分解を行ったが、若干、一時的要因が多くなるものの、ほぼ似通った結果となっている。

は Hoynes(2000)と同様に、下記のような実証モデルを用いて生活保護率の決定要因を推計する。

$$Y_{it} = a_0 + X_{it}'\beta + L_{it}'\delta + P_{it}'\lambda + \gamma_0 \text{prefecture}_i + \gamma_1 \text{Time}_t + v_{it} \quad (14)$$

i=1,2,...47 都道府県; t = 1,2,...10 年

まず、労働力市場要因 L_{it} が、失業率、最低賃金（実質値）¹⁵および財政力指数¹⁶で表されている。まず、失業率と生活保護率が正の相関関係にあることは、理論的にも実証的にもほぼ疑問の余地がない。一方、若干留保意見があるものの、最低賃金が生活保護率に与える影響は、「負」となる可能性が高いと思われる。つまり、最低賃金が引き上げられれば、労働力供給が増えるだけでなく、低所得者の平均収入も同時に改善されるため、生活保護率が低下する可能性もある。ただし、労働力需要側からみた場合には、最低賃金が高ければ高いほど、機械化や工場の海外移転が進み、労働力需要が減少する可能性もある。その場合、最低賃金以下の均衡賃金を持つ労働者（例えば、経験や技術の持たない単純労働者）が仕事につく機会が減り、生活保護にかかる人々が増える可能性もある。また、財政力指数は、地域の豊かさの指標としてみられるので、豊かな地域ほど保護率が低いということで「負」の符号が想定される。ただし、財政力指数は、同時に自治体の財政状況を表したものであるため、財政状況が悪化している自治体ほど生活保護審査が厳しくなる可能性があるため「正」の符号も理論的には想定しうる。

次に、人口構造要因 X_{it} が、高齢化比率と離婚率によって構成されている。高齢者比率は、近年の生活保護率上昇をもたらす恒常的要因としてもっとも疑われる候補である。2005 年現在、生活保護受給者の半数弱（43.5%）が 65 歳以上の高齢者であるため、高齢化比率が上昇すれば、当然生活保護率も上がると思われる。一方、離婚率は、母子世帯比率の代理変数としており¹⁷、離婚率が高ければ高いほど、稼働能力の低い母子世帯が増え、生活保護率が上昇すると考えられる。ただし、母子世帯比率がストックの概念であるのに対し、離婚率がフローの概念であることが代理変数として問題である。

また、福祉プログラムの制度要因 P_{it} として、ケースワーカー(CW)一人当たりの被保護者数および CW の有資格者(主事)の比率をとることにする。この二つの変数は、自治体側の実施体制の状況を表しており、CW 一人当たりの被保護者数が多くなるほど、マンパワーの制約から自立支援に手が回らず保護率が上昇すると考えられる。CW の有資格者(主事)の比率

¹⁵最低賃金は地域別の CPI で調整した実質ベースとなっている。CPI の地域差指数は総務省「家計調査」によって、各県庁所在地ベースでしか入手できないので、それを各都道府県の CPI と解釈する。毎年の地域差指数は全国平均を 100 としているので、これに全国の時系列の CPI(2000 年基準)を組み合わせ、時系列方向と地域の方向の両方でデフレートできる指数を作成した。

¹⁶ 財政力指数とは、「財政力指数 = 基準財政収入額 ÷ 基準財政需要額」で定義される。自治体の財政力の強弱を示すものであり、一般財源必要額に対して市税等の一般財源収入額がどの程度確保されているかという風に解釈でき、指数が高いほど裕福な団体となる。

¹⁷ 本来ならば、母子世帯比率を説明変数とするのが理想的であるが、母子世帯比率は国勢調査の調査年でしか分からないため、やむを得ず離婚率を用いることにした。

も同様であり、有資格者が多いほど自立助長能力が高いのであれば、保護率を下げる方向に働くと思われる。

最後に、都道府県ダミー ($prefecture_i$) は時間と共に変動することのない地域の固定要因 (例えば、県民性、) であり、 $Time_t$ は、全ての地域に共通のトレンド的な要因 (例えば、生活保護受給への心理的抵抗が薄れたことや、生活保護審査の基準が強化されたこと) である。

パネル分析の期間は、ボトム of 1992 年から直近の 2006 年までは理想であるが、データ上の制約¹⁸もあり、全変数が揃うのは、1995 年から 2004 年までの 10 年間のみである。なお、分析に使われている変数の算出方法と出所は下表の通りである。

表 2 主要な変数の定義と出典

| 変数名 | 定義 | 出典 |
|----------|---------------------|---------------------|
| 生活保護率 | (生活保護実受給者数/人口千人) | 厚生労働省「生活保護動態調査報告」 |
| 高齢化率 | (65歳以上の高齢者数)/(総人口数) | 総務省統計局「全国人口統計」 |
| 離婚率 | (離婚件数/人口千人) | 厚生労働省「人口動態調査報告」 |
| CWの負担 | (生活保護件数)/(CW数) | 厚生労働省「社会福祉施設など調査報告」 |
| 有資格CWの比率 | (有資格CW数)/(CW総数) | |
| 失業率 | (失業者数)/(労働力人口数) | 総務省「労働力調査」、国勢調査 |
| 最低賃金 | 時間あたり法定最低賃金 | 厚生労働省労働基準局 |
| 財政力指数 | (基準財政収入額)/(基準財政需要額) | 総務省「都道府県決算状況調査」 |

生活保護率については、通常の統計指標は、都道府県の計数は、指定都市および中核市を含まないベースとしているが¹⁹、本稿ではその他の統計指標との整合性を考慮して、指定都市および中核市を含む都道府県ベースに調整している。そのため、推計に用いる生活保護率は、通常の都道府県の計数と若干異なっていることに留意されたい。

主要な変数の都道府県平均の動きは、付表 1 に示した通りである。失業率と離婚率は 2002 年まで上昇していたが、2003 年からは下がる傾向に転じている。最低賃金 (実質値) と CW の負担も 2003 年まで上昇を続けているが、2004 年は前年度より若干下がっている。CW の有資格者 (主事) 比率と財政力指数は 2001 年までに下がり続けていたが、それからは据え置き状態である。一方、一貫して上昇を続けているのは、生活保護率と高齢化比率である。

¹⁸ 最も大きな制約は、完全失業率に関するものである。つまり、厚生労働省「労働力調査」による都道府県別の完全失業率のデータは、残念ながら 1997 年度からしか作成されていない。そこで、本稿は、1995 年度国勢調査の都道府県別失業率を用いて、欠損値の 1996 年度の失業率を同 1995 年度 (国勢調査値) と 1997 年度 (労働力調査値) の平均値として、パネルデータを接続させた。

¹⁹ これまでの都道府県データを用いた分析例をみると、厚生労働省「福祉行政報告例」や厚生労働省「被保護者全国一斉調査」の都道府県別データをそのまま用いていることが多い。

第2節 推定結果

生活保護率関数の推定結果は、表3に見る通りである。なお、Case1は、全ての説明変数を含んだフルモデルであり、Case2とCase3は、一部の変数を除外したサブモデルである。まず、CW一人当たり担当保護者数は定義上、保護率が上昇すると増加するという関係が存在するために、内生性が疑われる変数である。同様に、CWの有資格者比率についても、保護率が増加するとそれに対応するために有資格者を増やすなどの因果関係が存在し、内生性がやはり疑われる。もっとも、CWに関する二つの変数の内生性問題は2000年以前においてはそれほど顕著ではないと考えられる。なぜならば、2000年にCWの配置基準が最低基準数から標準数に変更されるまでは、CW一人当たり担当保護者数や仕事の負荷量は、生活保護率と必ずしも連動して動いていたとはいえないからである。しかし、2000年以降は連動性を高めたことが予想できるわけであり、このような場合には、本来ならば、適切な操作変数を見つけるなどして内生性を考慮した推定を行う必要があるが、生活保護関係で都道府県別に入手可能な変数は極めて限られており、適切な操作変数を見つけることが難しい。そこで、Case2ではこれら二つの変数を除いた推定を行った。そして、Hoynes(2000)が指摘したように、全ての都道府県に同時に影響を及ぼすその他の要因は、労働市場環境や生活保護率の全国トレンドと相関している可能性がある。その可能性に配慮して、Case3では、年ダミーをモデルから除外している。

なお、推定は全て固定効果モデル(Fixed effect model)で行っている。ちなみに、OLSと固定効果モデルの対比では、固定効果の存在を検証するFテストにおいて全ての推定で固定効果の存在を確認した(表3下欄)。また、変量効果モデルと固定効果モデルの対比として、Hausman TestやBreusch-Pagan Testを行っても全てにおいて固定効果モデルが採択される(表3下欄)。

主要な説明変数の係数推計値は、caseによって大きさが若干異なるものの、結果は概ね一致している。とくに、本稿では大きな関心を寄せている失業率および高齢化比率については、いずれの係数推計値も統計的に有意であり、その符号は期待通りである。具体的には、失業率の高い地域ほど、生活保護率が高い。また、高齢化が進んでいる地域ほど、生活保護率が高い。失業率が景気循環に左右されやすい一時的な要因だとすれば、高齢化は簡単に変えることのできない恒常的な要因と考えられる。

一方、その他の変数についても、概ね良好な結果が得られている。まず、地域の労働市場の環境の指標の一つである財政力指数については、その係数推計値は負で有意である。つまり、豊かな地域ほど保護率が低いという解釈が妥当のようである。次に、労働市場環境におけるもう一つの指標である最低賃金は、生活保護率に負で有意な影響を与えている²⁰。すなわち、最低賃金の高い地域ほど、生活保護率が低い。したがって、労働力供給側の解釈が妥当だと考えられる。

²⁰ これは、最低賃金を引き上げても労働需要がそれほど減らないことを示唆している。ただし、ここではマクロデータを用いた初歩的な分析であり、最低賃金を引き上げるべきかどうかという点を論ずるためには、企業レベルのデータでもっと詳細かつ厳密な実証分析が必要である。

表3 生活保護率関数の推計結果（固定効果モデル）

| 説明変数 | 推定結果(1) | | | 推定結果(2) | | | 推定結果(3) | | |
|--------------------------|------------------------|-------|-----|------------------------|-------|-----|------------------------|-------|-----|
| | 係数 | s.e. | | 係数 | s.e. | | 係数 | s.e. | |
| 完全失業率(%) | 0.280 | 0.132 | ** | 0.298 | 0.149 | ** | 0.362 | 0.091 | *** |
| 高齢者比率(%) | 1.458 | 0.210 | *** | 1.773 | 0.233 | *** | 0.955 | 0.073 | *** |
| 離婚率(‰) | -3.308 | 0.813 | *** | -2.624 | 0.912 | *** | -5.273 | 0.533 | *** |
| CW一人当たり被保護者数(%) | 0.090 | 0.009 | *** | — | | | 0.094 | 0.008 | *** |
| CWの有資格率% | 0.001 | 0.006 | | — | | | 0.004 | 0.006 | |
| 財政力指数 | -16.213 | 2.064 | *** | -24.091 | 2.165 | *** | -13.768 | 1.727 | *** |
| 最低賃金(時給) | -0.015 | 0.007 | ** | -0.016 | 0.008 | ** | -0.025 | 0.005 | *** |
| 1996年ダミー | -0.613 | 0.269 | ** | -0.827 | 0.301 | *** | 13.746 | 3.118 | *** |
| 1997年ダミー | -1.172 | 0.431 | *** | -1.505 | 0.482 | *** | — | | |
| 1998年ダミー | -1.609 | 0.577 | *** | -1.964 | 0.646 | *** | — | | |
| 1999年ダミー | -2.220 | 0.687 | *** | -2.436 | 0.768 | *** | — | | |
| 2000年ダミー | -3.298 | 0.873 | *** | -3.850 | 0.975 | *** | — | | |
| 2001年ダミー | -3.698 | 1.083 | *** | -4.469 | 1.210 | *** | — | | |
| 2002年ダミー | -3.939 | 1.207 | *** | -4.564 | 1.351 | *** | — | | |
| 2003年ダミー | -4.063 | 1.286 | *** | -4.517 | 1.440 | *** | — | | |
| 2004年ダミー | -4.037 | 1.266 | *** | -4.644 | 1.415 | *** | — | | |
| 定数項 | -0.95 | 6.28 | | 4.37 | 7.05 | | 13.746 | 3.118 | *** |
| R-squared(within groups) | 0.792 | | | 0.736 | | | 0.778 | | |
| corr(u_i, Xb) | -0.645 | | | -0.821 | | | -0.519 | | |
| F test | F(46, 407) = 113.52*** | | | F(46, 409) = 129.82*** | | | F(46, 416) = 158.96*** | | |
| Hausman test | chi2(16) = 96.80*** | | | chi2(14) = 106.55*** | | | chi2(14) = 54.59*** | | |
| Breusch & Paganテスト | chi2(1) = 1216.09*** | | | chi2(1) = 1095.51*** | | | chi2(1) = 1367.13*** | | |

注：(1)サンプル数470(47都道府県×10年)。年ダミーのベースは1995年である。(2)*10%有意、**5%有意、***1%有意。

また、人口構造要因の指標の一つである離婚率の係数は、予想に反して負の符号で有意であり、離婚率が増えるほど生活保護率が低くなるという結果になっている。これは、離婚率がフローの数値なので母子世帯比率の適正な代理変数になっていないからかもしれない²¹。

最後に、内生性のある程度残っているものの、福祉プログラムの実施体制を表す二つのCW変数のうち、CW一人当たり担当保護者数のみが、正で有意である。つまり、CWの仕事の負荷が重ければ重いほど、保護受給者の自立支援に手が回らず保護率が上昇し

²¹ 単純に離婚率と保護率との相関係数をとると0.6316と高い正の相関となる。また、クロスセクションでも、例えば2004年には相関係数が0.7024である。

た可能性が考えられる²²。

もう一つ注目すべきことは、年次ダミーの係数である。1995 年度を基準年として全てマイナスに寄与しており、歴史的分解の一時的要因の動きにやや類似しているようにも思われる。

以上、総じていえば、推計結果では、労働力市場要因（失業率、最低賃金、財政力指数）、人口構造要因（高齢化）および福祉プログラム要因の何れも、生活保護率に有意な影響を与えていることが分かった。

第3節 各要因の寄与度分解

それでは、都道府県レベルにおいて、恒常的要因（例えば、高齢化比率）と一時的要因（例えば、失業率）はそれぞれ、近年の保護率の上昇にどれだけ寄与しているのだろうか。本節では、上記の保護率の推定結果を元に、推計期間におけるボトムの前 1997 年から 2004 年までの全国平均の生活保護率上昇の寄与度分解を行った(表 4)。

表 4 寄与度分解の結果

| 保護率の変化(%) | 3.85 | | |
|--------------------|---------|---------|---------|
| | 推定結果(1) | 推定結果(2) | 推定結果(3) |
| (1)高齢者比率変化 | 5.42 | 6.59 | 3.55 |
| (2)完全失業率変化 | 0.40 | 0.43 | 0.52 |
| (3)最低賃金変化 | -0.26 | -0.26 | -0.42 |
| (4)離婚率変化 | -1.42 | -1.13 | -2.27 |
| (5)CW一人当たり被保護者数変化 | 1.67 | — | 1.74 |
| (6)CWの有資格者(主事)比率変化 | 0.00 | — | -0.02 |
| (7)財政力指数変化 | 0.92 | 1.37 | 0.78 |
| (8)2004ダミー—1997ダミー | -2.87 | -3.14 | — |
| 変化の合計 | 3.85 | 3.85 | 3.88 |

注：(1)表 3 の推計結果に基づき、筆者等が計算したものである。

Case1 の推計結果を用いた分解の結果をみると、この期間の単純平均生活保護率の変化 3.85%に対して、最も大きく正に寄与しているのは、高齢者比率要因の 5.42%であり、その次に大きい CW 一人当たりの被保護者数（寄与度 1.67%）や財政力指数（寄与度 0.92%）に比べて圧倒的なインパクトである。Case2 においても高齢者比率要因の寄与度は 6.59%と他の要因を大きく引き離すインパクトである。また、年次ダミーをのぞいた Case3 においても、もっとも大きく保護率を上昇させている要因は高齢者比率要因となっている。したがって、この時期の予想外の保護率上昇に一貫して寄与していた恒常的要因としては、やは

²² ただし、前述のように、2000 年以降のデータにおいては、CW 変数は内生性の可能性を否定できないため、CW 一人当たり担当保護者数の増加は、生活保護率上昇の「原因」ではなく、「結果」である可能性も残っている。

り、高齢化という要素が最も当てはまるファクターであったと思われる。

第4節 年齢別の寄与度分解

しかし、一口に高齢化の影響といっても、様々な興味深い点がある。先のデータでは65歳以上の人口比率を取っていることから、かなり大括りな指標であり、もっと細かく見てゆく必要がある。たとえば、60歳台と70歳以上の高齢者の違いや、他の年齢階層との比較などをみるために、ここでは、年齢階級別の被保護者数のデータを用いて、高齢化の影響を別の角度から見てみよう。

表5 年齢階級別保護率の推移および被保護者に占める各年齢階層の割合(1989-2005)

| | 年齢階級別保護率(人口千対) | | | | | | | | 被保護者に占める各年齢階層の割合(%) | | | | | | |
|------|----------------|-------|--------|--------|--------|--------|------|------|---------------------|-------|--------|--------|--------|--------|------|
| | 0~5歳 | 6~19歳 | 20~39歳 | 40~49歳 | 50~59歳 | 60~69歳 | 70歳~ | 全体 | 0~5歳 | 6~19歳 | 20~39歳 | 40~49歳 | 50~59歳 | 60~69歳 | 70歳~ |
| 1989 | 4.8 | 9.6 | 3.2 | 7.7 | 11.5 | 14.9 | 20.8 | 8.8 | 5.5 | 21.5 | 27.8 | 15.7 | 12.7 | 9.3 | 7.6 |
| 1990 | 4.2 | 8.5 | 2.8 | 7.0 | 10.7 | 14.1 | 19.6 | 8.1 | 5.3 | 21.1 | 27.3 | 16.0 | 12.8 | 9.6 | 7.9 |
| 1991 | 3.7 | 7.5 | 2.4 | 6.4 | 10.0 | 13.4 | 18.8 | 7.5 | 5.1 | 20.5 | 27.2 | 16.0 | 13.0 | 10.0 | 8.2 |
| 1992 | 3.4 | 6.7 | 2.1 | 5.8 | 9.5 | 12.8 | 18.1 | 7.1 | 5.0 | 19.9 | 27.2 | 15.9 | 13.2 | 10.3 | 8.5 |
| 1993 | 3.4 | 6.3 | 2.0 | 5.6 | 9.2 | 12.7 | 17.5 | 6.9 | 4.9 | 19.2 | 27.4 | 15.8 | 13.3 | 10.6 | 8.7 |
| 1994 | 3.5 | 6.5 | 2.0 | 5.5 | 9.1 | 12.7 | 17.2 | 6.9 | 4.8 | 18.6 | 27.6 | 15.6 | 13.5 | 10.8 | 9.1 |
| 1995 | 3.5 | 6.1 | 2.0 | 5.3 | 9.0 | 12.8 | 16.8 | 6.8 | 4.8 | 18.0 | 27.6 | 15.6 | 13.5 | 11.1 | 9.5 |
| 1996 | 3.5 | 6.0 | 1.9 | 5.3 | 8.9 | 13.0 | 16.5 | 6.8 | 4.7 | 17.4 | 27.7 | 15.7 | 13.2 | 11.3 | 9.9 |
| 1997 | 3.6 | 6.0 | 2.0 | 5.3 | 8.8 | 13.4 | 16.4 | 6.9 | 4.7 | 17.0 | 27.9 | 15.1 | 13.6 | 11.4 | 10.3 |
| 1998 | 3.9 | 6.3 | 2.1 | 5.4 | 8.7 | 14.0 | 16.5 | 7.2 | 4.7 | 16.5 | 27.9 | 14.4 | 14.2 | 11.5 | 10.8 |
| 1999 | 4.3 | 6.9 | 2.3 | 5.6 | 9.1 | 14.9 | 16.8 | 7.6 | 4.7 | 16.1 | 27.9 | 13.7 | 14.8 | 11.5 | 11.2 |
| 2000 | 4.9 | 7.4 | 2.5 | 5.7 | 9.6 | 15.7 | 17.3 | 8.1 | 4.7 | 15.8 | 27.7 | 13.2 | 15.1 | 11.7 | 11.8 |
| 2001 | 5.3 | 8.0 | 2.7 | 5.9 | 10.0 | 16.5 | 18.0 | 8.7 | 4.6 | 15.5 | 27.7 | 12.8 | 15.2 | 11.9 | 12.2 |
| 2002 | 5.8 | 8.8 | 3.0 | 6.2 | 10.6 | 17.7 | 18.9 | 9.4 | 4.6 | 15.2 | 27.6 | 12.5 | 15.1 | 12.1 | 12.8 |
| 2003 | 6.4 | 9.8 | 3.4 | 6.7 | 11.4 | 18.7 | 19.8 | 10.1 | 4.5 | 15.0 | 27.5 | 12.4 | 15.0 | 12.3 | 13.2 |
| 2004 | 6.7 | 10.6 | 3.7 | 7.0 | 12.0 | 19.7 | 20.7 | 10.8 | 4.5 | 14.7 | 27.4 | 12.3 | 14.8 | 12.5 | 13.7 |
| 2005 | 6.8 | 11.1 | 3.9 | 7.3 | 12.2 | 20.4 | 21.3 | 11.2 | 4.4 | 14.5 | 26.7 | 12.4 | 14.9 | 12.5 | 14.3 |

出所：厚生労働省「被保護者全国一斉調査」(各年)

表5から分かるように、他の年齢階級に比べ、60歳以上の高齢者の被保護率が高いのは明らかであるが、中でも60歳台の前期高齢者の被保護率が1996年以降急速に増えていることがわかる。一方、被保護者に占める各年齢階層の割合については、70歳以上の後期高齢者の割合増加が目立っている。70歳以上の高齢者の被保護率がそれほど変化していないことから、後期高齢者における保護受給の増加は、主に人口割合の変化に起因するものと考えられる。

表5のデータに基づいて、各年齢階級についてより詳しく、保護率の上昇を人口割合(シェア)変化要因と年齢別保護率変化要因に分解したものが、表6である。今、 t 年の全人口に対する各年齢階級 i の人口割合(シェア)を S_{it} とし、各年齢階級人口に対するその年齢の被保護者の比率(年齢階級別保護率)を R_{it} とする。すると、前年の全国の保護率 R_t の変化 ΔR_t は次のようにシェア要因と年齢別保護率要因に分解することが出来る。

$$\Delta R_t = R_t - R_{t-1} = \sum_i S_{it} R_{it} - \sum_i S_{i,t-1} R_{i,t-1} = \sum_i (S_{it} - S_{i,t-1}) R_{it} + \sum_i (R_{it} - R_{i,t-1}) S_{i,t-1} \quad (15)$$

第(15)式を用いて、各年齢階級別に両者の要因分解を行った結果が、表6の通りである。表6をみると、まず、全体として、人口シェア変化要因よりも年齢別保護率変化要因の寄与度が高いことが分かる。人口シェアがゆっくりしか変化しないものであるため、近年における生活保護率の急激な上昇は、やはり年齢別保護率の変化に起因する部分が多いと思われる。次に、70歳以上の後期高齢者の人口シェア変化要因の寄与度は一貫してプラスであり、特に近年になるほど大きな寄与度になってきている。つまり、高齢化が具体的に70歳以上の人口シェアの拡大を通じて、生活保護率を押し上げていると考えられる。最後に、各年齢階級別の保護率変化要因の寄与度がほぼ同様の動きとなっており(例えば、1991年ではどの年齢階層においても、保護率変化要因がマイナスに寄与している)、各年齢階級に同じようなショックを与える性質のものであったと考えられる。

表6 保護率の変化(対前年差)に対する年齢別の寄与度分解

| | 保護率の変化 (対前年差) | 寄与度(人口シェア要因) | | | | | | 寄与度(年齢別保護率要因) | | | | | |
|------|------------------|--------------|--------|--------|--------|-------|-------|---------------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | | 0~19歳 | 20~39歳 | 40~59歳 | 60~69歳 | 70歳~ | 小計 | 0~19歳 | 20~39歳 | 40~59歳 | 60~69歳 | 70歳~ | 小計 |
| 1991 | -0.599 | -0.048 | -0.003 | 0.022 | 0.047 | 0.046 | 0.065 | -0.237 | -0.107 | -0.188 | -0.069 | -0.064 | -0.664 |
| 1993 | -0.202 | -0.046 | 0.003 | 0.006 | 0.039 | 0.051 | 0.053 | -0.072 | -0.033 | -0.087 | -0.017 | -0.046 | -0.256 |
| 1995 | -0.104 | -0.038 | 0.001 | -0.003 | 0.028 | 0.063 | 0.052 | -0.079 | -0.006 | -0.037 | 0.004 | -0.037 | -0.155 |
| 1997 | 0.111 | -0.029 | 0.003 | 0.002 | 0.022 | 0.072 | 0.068 | 0.010 | 0.014 | -0.010 | 0.042 | -0.013 | 0.043 |
| 1999 | 0.462 | -0.027 | 0.000 | 0.021 | -0.001 | 0.075 | 0.067 | 0.132 | 0.050 | 0.075 | 0.103 | 0.035 | 0.395 |
| 2001 | 0.507 | -0.027 | -0.001 | -0.017 | 0.037 | 0.088 | 0.080 | 0.114 | 0.055 | 0.084 | 0.095 | 0.080 | 0.428 |
| 2003 | 0.777 | -0.031 | -0.003 | -0.019 | 0.031 | 0.098 | 0.075 | 0.177 | 0.097 | 0.178 | 0.126 | 0.124 | 0.701 |
| 2005 | 0.447 | -0.031 | -0.026 | 0.011 | -0.005 | 0.116 | 0.066 | 0.081 | 0.060 | 0.071 | 0.090 | 0.080 | 0.381 |

注：(1)筆者らの試算結果である。(2)年齢階層別の生活保護実受給者数と保護率は、厚生労働省「被保護者全国一斉調査」によるものである。

第4章 結語

1995年以降、わが国の生活保護率が急上昇している。その上昇は、景気循環による一時的なものなのか、それとも恒常的なものなのか、その区別は重要な問題であるにも関わらず、全く検証が行われてこなかった。また、生活保護率の決定要因についても、労働市場環境、人口構造および福祉プログラムなど多方面からの総合的な議論が行われていない。そこで本稿は、長期時系列分析(1960:04-2006:10)を用いてStructural VARを推定し、Blanchard=Quah分解法によって、近年の生活保護率の上昇原因が恒常的な要因によるものかどうかを検証した。また、都道府県パネルデータを用いて、生活保護率の決定要因の具体的な中身について見た。

その結果、時系列分析からは主に以下のような2つの知見が得られた。まず、近年の生活保護率の予想外の上昇は主に恒常的な要因によるものであることが分かった。つまり、生活保護率は1992年の13.8%から2006年の21.2%まで増えていたものの(7.4%増)過去の情報により予測可能な上昇分が4.3%に過ぎない。残りの3.1%の乖離部分について、歴史的分解を行ったところ、恒常的なショックによる部分が圧倒的に大きいことが分かった。次に、生活保護率に対するインパルス応答関数を見てみると、一時的ショック(例えば、

不況、大地震)であっても、その減衰期間が非常に長く、生活保護率が完全に元の水準に戻るには、8-9年もの長い時間を要することが分かった。

一方、都道府県別のパネルデータを用いた分析からは以下の諸点が明らかになった。まず、生活保護率には、労働市場環境(失業率、最低賃金、自治体の財政力指数)、人口構造(高齢化)および福祉プログラムの実施体制(CW一人当たりの被保護者数)から同時に影響を受けているものの、特に大きく寄与している要因は、高齢化である。次に、年齢階層別の保護率データでみた結果、60歳台の前期高齢者は、他の年齢階級に比べて保護率の上昇ペースが速いのに対して、70歳以上の後期高齢者人口は、その人口シェアを大きく伸ばしていることが保護率を押し上げていることが分かった。

以上の結果からどのような政策的含意が得られるであろうか。高齢化が保護率上昇の原因であったという点であるが、本来、公的年金がきちんと整備されていれば、高齢者の生活保障を生活保護が担う必要はなかったはずである。しかしながら、多くの高齢者が、公的年金というセーフティーネットから滑り落ち、生活保護に頼っているということから、やはり公的年金制度には大きな問題があるといわざるを得ない²³。未納・未加入問題が深刻化している中、公的年金制度に関する抜本的な改革²⁴を行わない限り、今後生活保護にかかる高齢者が一層増えることになるであろう。

そのほか、一時的ショックの減衰期間が非常に長いことも注目すべき問題点の一つである。一時的ショックであるならば、まさに短期のうちに生活保護から脱却することははずであるが、なぜこれほど減衰期間が長いであろうか。この点については、一時的ショックの中身や、長期間にわたってしまう制度的な原因について更なる究明が今後必要である。

最後に、CW一人当たりの担当保護件数が多ければ多いほど、生活保護率が高いという結果が都道府県別クロスセクション推計によって示唆されており、もしそれが真実であるならば、2000年以前のようにCWの配置基準を最低基準数に戻したり、あるいはドイツのようにCWの人件費を全額国庫負担化したりするなどして、CWの配置に余裕を持たせることが必要であると思われる。ただし、この点は内生性の問題など、推計上の困難を抱えていることから、もう少し別のアプローチによってより深く分析を行う必要があるだろう。

²³ もっとも、公的年金を廃止して、必要な高齢者に対してすべて生活保護で面倒をみるという対立的な考え方もある。しかし、そうすれば、人々は老後に生活保護に頼ってくる公算を持ち、現役時代に貯蓄するのをやめてしまうという「モラルハザード」が起きやすくなる。それに対して、公的年金が、一種の強制貯蓄であり、モラルハザードの防止には有効である。

²⁴ 具体的な改革案については、本稿の論ずべき範囲を超えているが、たとえば、(1)年金目的消費税で賄われる「最低保障年金」を作り、加入の漏れを防ぐ改革や(2)国民年金の給付額を引き上げ、生活保護水準と同額にそろえることで、高齢者にとっての生活保護にかかる必要性をなくすような改革が考えられる。

参考文献

- 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』
- 太田聡一・大竹文雄(2002)「デフレ下の雇用対策」『日本経済研究』No.44,22-45
- 大竹文雄(2005)『日本の不平等』日本経済新聞社
- 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
- 篠塚英子・川口佳織(2003)「生活保護制度から生活支援制度へ：弾力的な制度運営を求めて」『社会保障改革の経済学』八代尚宏 + 日本経済研究センター編著、171-202
- 鈴木亘(2006)「大阪市の保護率要因分析調査事業報告書」未公開論文
- 玉田桂子・大竹文雄 (2004)「生活保護制度は就労意欲を阻害しているか—アメリカの公的扶助制度との比較」『日本経済研究』vol.50,38-62
- Barrett, G. and Cragg, M. (1998) “An Untold Story: The Characteristics of Welfare Use in British Columbia”, *Canadian Journal of Economics* 31 (1), 165-188
- Blanchard, O. and Quah, D. (1989) “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review* 79, 655-673
- Christofides, L. N. (2000) “Social Assistance and Labour Supply,” *Canadian Journal of Economics*, Vol.33(3), 715-741
- Hoynes, H. W. (2000) “Local Labor Markets and Welfare Spells: Do Demand Conditions Matter?”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.132(3), 351-368
- Hoynes, H. and T. MaCurdy(1994)“Has the Decline in Benefits Shortened Welfare Spells?” *AEA Papers and Proceedings*, Vol.84(2), 43-48
- Kawaguchi, D. and K. Yamada (2004) “The Impact of Minimum Wage on Female Employment in Japan,” Discussion Paper No. 1074, Institute of Policy and Planning Sciences, University of Tsukuba.
- Moffitt, R. (1992) “Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, 1-61

付表1 主要な変数の平均値(1995-2004年度)

| | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 生活保護率‰ | 9.82 | 9.73 | 9.53 | 9.74 | 10.09 | 10.65 | 11.19 | 11.97 | 12.82 | 13.38 |
| 完全失業率% | 4.01 | 3.52 | 3.03 | 3.68 | 4.17 | 4.30 | 4.68 | 5.00 | 4.91 | 4.45 |
| 高齢化比率% | 16.31 | 16.90 | 17.47 | 18.05 | 18.56 | 19.16 | 19.77 | 20.33 | 20.80 | 21.18 |
| 離婚率‰ | 1.47 | 1.53 | 1.64 | 1.80 | 1.84 | 1.96 | 2.14 | 2.17 | 2.14 | 2.07 |
| CW一人当たり被保護者数 | 84.74 | 85.43 | 86.64 | 89.59 | 93.41 | 97.53 | 100.69 | 104.53 | 107.68 | 105.21 |
| CWの有資格率% | 79.34 | 78.47 | 78.10 | 76.85 | 74.95 | 74.98 | 73.78 | 73.78 | 74.84 | 73.38 |
| 財政力指数 | 0.49 | 0.48 | 0.48 | 0.48 | 0.48 | 0.43 | 0.41 | 0.41 | 0.41 | 0.42 |
| 最低賃金(円/時間、実質値) | 585.61 | 597.38 | 600.04 | 605.93 | 612.55 | 621.08 | 630.51 | 637.73 | 639.62 | 616.69 |

注：都道府県別の単純平均であるため、全国ベースの数字に一致しない。