

生活保護率の上昇要因

ー長期時系列データに基づく考察ー*

(独)労働政策研究・研修機構 周燕飛
学習院大学経済学部 鈴木亘

要旨

本稿は、近年の生活保護率の上昇について、時系列データによる要因分解を試みた。具体的には、1960年4月から2011年3月までの長期時系列データを用いて Structural VAR を推定し、Blanchard=Quah 分解法によって、一時的要因(temporary Shock)と、恒常的要因(permanent shock)への分解を試みた。その結果、1992年4月以降の生活保護率上昇はそれ以前の情報では説明できないほど上方に乖離しており、その乖離の大部分を恒常的要因が説明することが分かった。特に、2008年9月に起きたリーマン・ショック以降の生活保護率急増は、一般に信じられている景気変動の一時的要因ではなく、そのほとんどを恒常的要因が説明する。その恒常的要因は何によってもたらされているのか、それを特定化することは難しいが、2009年3月以降に次々と出された厚生労働省の通達によって、生活保護受給の基準が、特に稼働能力層において実質的に緩和されたという「制度変更要因」が、大きく影響しているものと思われる。

キーワード

生活保護、Blanchard=Quah 分解法、歴史的分解

*本章の執筆にあたっては、2011年7月に行われた太平洋経済協力会議(PECC) INTERNATIONAL Workshop on Social Resilience Project の参加者からいただいたコメントが大変役に立った。特に、コメンテーターの新見陽子氏(アジア開発銀行エコノミスト)、座長のチャールズ・ホリオカ教授(大阪大学社会経済研究所)からのコメントは有益であった。感謝を申し上げたい。本稿は、(財)日本国際問題研究所の研究助成を受けている。また、執筆者のうち、鈴木亘は文部科学省科学研究費補助金・特別推進研究(研究代表者:高山憲之)、研究課題:『世代間問題の経済分析:さらなる深化と飛躍』(研究課題番号:22000001)及び、新学術領域研究(研究代表者:川上憲人)、研究課題:『現代社会の階層化の機構理解と格差の制御:社会科学と健康科学の融合』からの研究助成を受けている。

生活保護率の上昇要因－長期時系列データに基づく考察－

1. はじめに

1991 年のバブル崩壊に伴う日本経済の成長率低下は、ひところ「失われた 10 年」と呼ばれていたが、その後も続いた長期の景気低迷により、もはや「失われた 20 年」と呼ぶべき状態となっている。低成長にともなう、近年、日本経済では様々な問題が表面化しているが、特に深刻な社会問題となっているのが、所得格差や貧困の拡大である。そして、その象徴的現象として、近年の生活保護の急拡大が挙げられる。

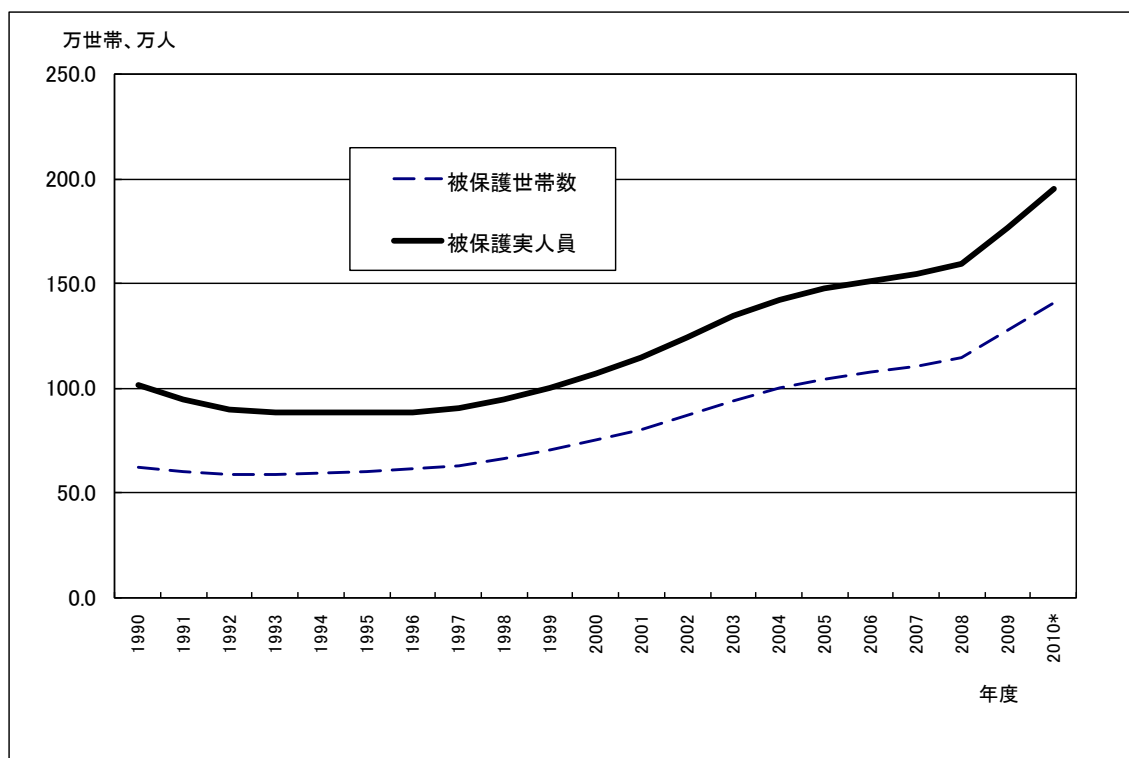
図 1 は、1990 年度以降の生活保護受給者数、世帯数の推移をみたものであるが、1992 年度ぐらいから両者とも増加の一途をたどっており、2006 年度から 2008 年度にかけてややペースダウンしたものの、2009 年度以降は再び、かつてないほどの急増が起きている。2011 年 3 月現在の生活保護受給者は 202 万 2,333 人という高水準にあるが、200 万人を超えるのは、戦後の混乱期で生活保護受給者が多かった 1952 年度以来、実に 59 年ぶりのことである。

次に、表 1 は、近年の生活保護世帯の増加の内訳を、厚生労働省が発表している 4 類型別にみたものである。日本の生活保護世帯の特徴は、高齢者世帯が全体の 4 割以上を占めており、その伸び率も高齢化の進展に伴って高いということである。しかしながら、2009 年度、2010 年度は、その傾向に加えて、「その他世帯」が急増するという変化が目される。「その他世帯」とは、65 歳以上の高齢者でもなく、障害者や傷病者でもなく、母子世帯でもないという意味であり、いわゆる「稼働能力層」が多く含まれる比較的健康な現役年齢層の生活保護世帯が、前年度比 41.5%（2009 年度）、32.2%（2010 年度）という猛烈なペースで増加しているのである。

このため、2005 年から 2008 年度まで、2 兆 8～9 千億円台で推移していた生活保護費は、2009 年度には 3 兆 2501 億円に跳ね上がり、2010 年度には 3 兆 4 千億円台に達すると見込まれる¹（図 2）。わずか 2 年間ほどの間に、約 5000 億円もの生活保護費の急上昇がもたらされたことになる。

¹ 図 2 の 2010 年度見込みの金額は、2010 年度の国の一般会計予算における生活保護費 2 兆 6,065 億円のうち、保護費(2 兆 5,676 億円)及び保護施設事務費(276 億円)、指導監査職員設置費等の委託事務費(21 億円)を、地方交付税措置によって地方負担分となる 4 分の 1 を加算して計算したものである。生活保護費とその地方交付税措置に関しては、林(2010)が詳しい。

図1 近年の生活保護受給者数、世帯数の推移



注) 厚生労働省「福祉行政報告例」より。2009年度までは、確定値。それ以降は概数値。東日本大震災の影響により、平成23年2月分は郡山市以外の福島県を除いて集計した数値である。

表1 世帯類型別被保護世帯数の年度推移 (1か月平均)

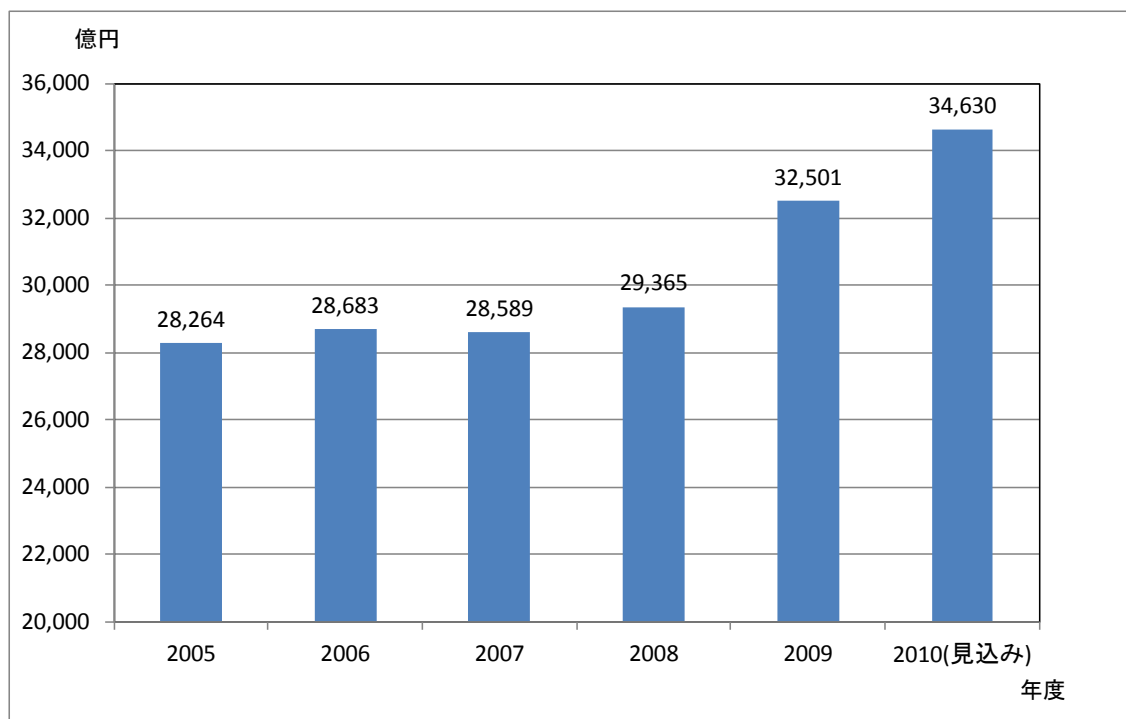
	2005	2006	2007	2008	2009	2010
総 数	1,041,508	1,075,820	1,105,275	1,148,766	1,274,231	1,409,067
		(3.3%)	(2.7%)	(3.9%)	(10.9%)	(10.6%)
高齢者世帯	451,962	473,838	497,665	523,840	563,061	603,119
		(4.8%)	(5.0%)	(5.3%)	(7.5%)	(7.1%)
障害者世帯・傷病者世帯	389,818	397,357	401,088	407,095	435,956	465,111
		(1.9%)	(0.9%)	(1.5%)	(7.1%)	(6.7%)
母子世帯	90,531	92,609	92,910	93,408	99,592	108,740
		(2.3%)	(0.3%)	(0.5%)	(6.6%)	(9.2%)
その他の世帯	107,259	109,847	111,282	121,570	171,978	227,336
		(2.4%)	(1.3%)	(9.2%)	(41.5%)	(32.2%)

注) 厚生労働省「福祉行政報告例」より。2009年度までは、確定値。それ以降は概数値。括弧内は前年度伸び率。東日本大震災の影響により、平成23年2月分は郡山市以外の福島県を除いて集計した数値である。

この原因として、一般的に信じられているのは、2008 年 9 月に起きたリーマン・ショックによる景気急落で失業者が急増し、その一部が生活保護受給者になっているというものである。もしこの「リーマン・ショック原因説」が正しいのであれば、現在の生活保護急増は一時的なものであり、景気回復が進んで失業率が低下すれば、自然に問題が改善・解消するということになる。しかしながら、リーマン・ショック以降、東日本大震災が起きるまでの間には、景気回復がかなり進んでいた局面があったにもかかわらず、この時期、生活保護急増が続いている。

一方、リーマン・ショック以前から続く高齢化などの恒常的要因、あるいはリーマン・ショックを機に変更された制度や政策が、生活保護急増の原因であるならば、たとえ失業率がさらに回復したとしても、生活保護増加は今後も続く可能性がある。つまり、近年の生活保護増加が、景気変動という「一時的な要因(temporary shock)」でもたらされているのか、それ以外の「恒常的な要因(permanent shock)」でもたらされているのかを分析することは、今後の生活保護の趨勢を見極めるうえで、決定的に重要であると考えられる。

図 2 生活保護費の年度推移



注) 2009 年度までは総務省「地方財政白書平成 23 年度版」より引用。2010 年度見込みは、2010 年度の国の一般会計予算における生活保護費のうち、保護費及び保護施設事務費、委託事務費の地方負担分(1/4)を加えたもの。

さて、このような問題意識から日本の生活保護率の分析を行った研究は、Suzuki and Zhou(2007)²の唯一の例外を除き、現在まで全く存在していないのが現状である。そのSuzuki and Zhou(2007)は、時系列データを用いたVARモデルを推計し、Blanshard=Quah分解(Blanshard=Quah Decomposition)と呼ばれる方法を用いることにより、近年の生活保護率上昇を一時的要因と恒常的な要因とに分解している。その結論は1992年4月から2006年10月までの生活保護率上昇のうち、それ以前のVARのダイナミック・シミュレーションで予測できない3%程度の上昇幅のほとんどを、恒常的な要因が説明するというものであった。

しかしながら、Suzuki and Zhou(2007)の分析期間は、2006年10月までの時期であり、リーマン・ショックが起きるかなり以前であることから、当然ながら、2008年9月以降の生活保護率の急増期を分析できていない。そこで、本稿は、Suzuki and Zhou(2007)の分析期間を2011年3月現在まで拡張し、ごく最近の時期を含む生活保護率上昇の原因を分解することにする。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節では、Blanchard=Quah分解(Blanchard=Quah Decomposition)による分析の方法論を解説する。3節では具体的に、長期時系列データを用いてVARモデルを推計し、近年の生活保護率上昇を一時的要因と恒常的な要因とに分解する。4節は結語であり、結果の考察を行う。

2. 方法論

2.1 生活保護率と失業率の推移

実質GNPもしくはGDPの変動を一時的要因と恒常的な要因に分解するというテーマは、実物的景気循環理論(RBC: real business cycle theory)の妥当性を検証するという理論的な重要性があるために、マクロ計量経済学(Macroeconometrics)の分野では、一時、人気を博したテーマである(Beveridge and Nelson(1981), Campbell and Mankiw(1987), Blanchard and Quah(1989))。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。本稿では、この手法を生活保護率に対して適用し、生活保護率を両要因に分解する。

生活保護率の動きは、失業率と類似しており、しばしば両者は対比される。図3は生活保護率と失業率の動きを季節調整していない原系列で見たものであるが、両者には明らかに異なるトレンドが存在している。そこで、図4は、OLSを用いてトレンドと、多くの経済データで観察される石油ショック前後のブレイクを除去した調整後のデータ系列を示したものである³。最近でこそ、生活保護率と失業率の相関は低くなっている

² また、同論文の日本語訳として周・鈴木(2007)がディスカッションペーパーとして公開されている。

³ 具体的には、下記のような推計結果を用いて、係数×トレンドの項と係数×1973年12月以前ダミーの項を、原系列のデータから差し引いた。これにより、調整後の生活保護率、失業率の定常性を確保する。トレンドのみを除去するデータ系列による分析も行ったが、結果が大きく変わらなかったため、以下では省略している。

ようであるが、全体的には両者はかなり密接に連動していることがわかる。

図3 生活保護率と失業率の推移 1

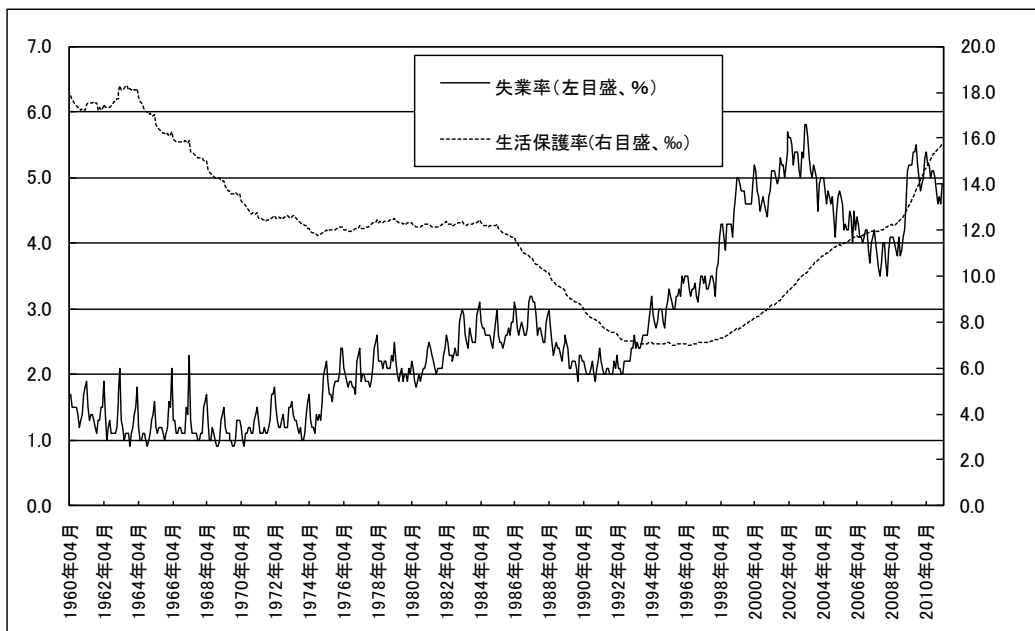
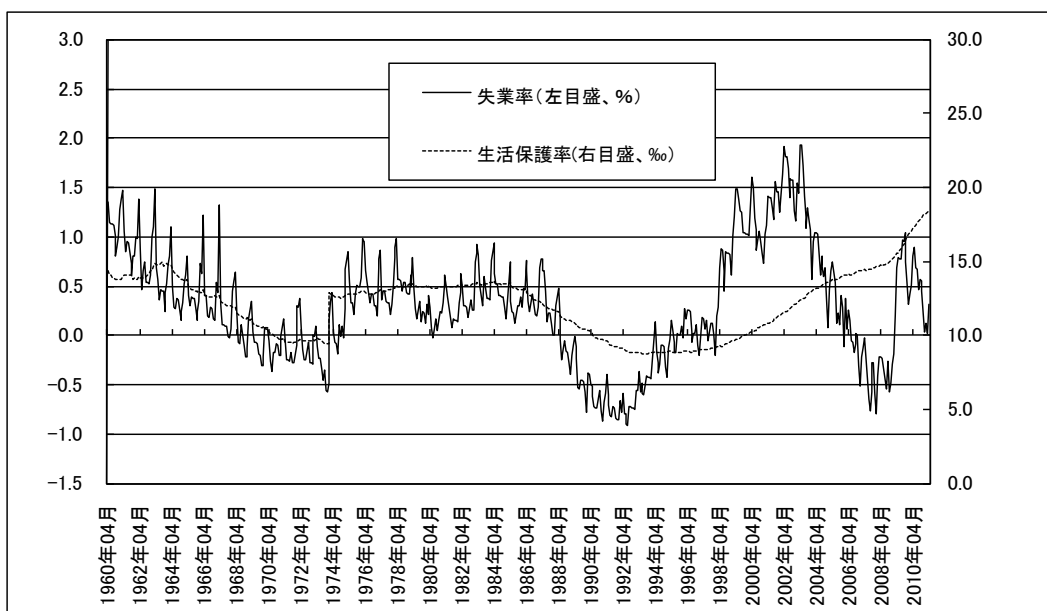


図4 生活保護率と失業率の推移 2（トレンド及びブレークの除去後）



生活保護率=12.12865 -.0043507*トレンド+3.533062*1973年12月以前ダミー
 (38.43) (-5.66) (11.55) Adj R-squared 0.5149
 失業率=.3017669+.0074976*トレンド+.3401724*1973年12月以前ダミー
 (3.60) (36.79) (4.19) Adj R-squared 0.8192

2.2 Blanchard=Quah 分解法

さて、ここで生活保護率と失業率はそれぞれ以下のような Bivariate moving average(BMA)で表現できるとする。両者ともトレンドとブレイクを除去した調整後のデータである。

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

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

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 はラグの次数となっている。ここで、 ε_{1t} を生活保護率に対する一時的ショックとするために、次のような制約を課すことにする。

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

この制約により、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ろうとする性質を持ち、相殺し合って長期的な和が 0 となる一時的要素となる。

さて、 y_t, z_t が定常(stationary)な変数であれば、(1)、(2)のシステムは、下記のような VAR モデルによって表現が可能である。

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

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

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。ここで、 ε_{it} と e_{it} には、次のような関係があるので、 $c_{ij}(k)$ の値が得られれば e_{it} の値を用いて ε_{it} を逆算することが出来る。

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

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

ここで、(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。

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

$$\text{var}(e_2) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \quad (9)$$

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

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

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)を行うことが出来る。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。

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

$$y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k)\varepsilon_{2t-k} \quad (13)$$

3. 推計結果

3.1 推計結果

表 2 は、生活保護率と失業率のBVAR(Bivariate Vector Autoregression)の推定結果である。推定に用いる生活保護率及び失業率のデータは、定常データであることが求められるため、図 4 に表示したトレンドとブレイクの除去を行った月次データを用いることにした。推計に用いた月次データは、1960 年 4 月から 2011 年 3 月までの 50 年間（600 カ月）である。また、原型列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ている。VARのラグの次数は 12 期（12 ヶ月）とした⁴。

⁴ ラグ次数は 24 期や、AIC、SBIC で推奨される次数を用いた推計も行ったが、結果が大きく変わらない

表 2 BVAR モデルの推定結果

被説明変数	生活保護率			失業率		
説明変数	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
生活保護率[1]	1.012	23.636	0.000	0.077	0.037	0.039
生活保護率[2]	0.016	0.261	0.794	-0.106	0.053	0.045
生活保護率[3]	0.037	0.612	0.541	0.009	0.053	0.865
生活保護率[4]	-0.032	-0.525	0.599	0.013	0.052	0.809
生活保護率[5]	-0.001	-0.020	0.984	0.028	0.052	0.597
生活保護率[6]	-0.003	-0.056	0.956	-0.061	0.052	0.245
生活保護率[7]	-0.016	-0.267	0.790	0.092	0.052	0.080
生活保護率[8]	0.014	0.239	0.811	-0.079	0.052	0.131
生活保護率[9]	0.090	1.489	0.137	0.099	0.053	0.060
生活保護率[10]	-0.078	-1.278	0.202	-0.073	0.053	0.165
生活保護率[11]	0.000	0.007	0.995	0.084	0.053	0.111
生活保護率[12]	-0.042	-0.977	0.329	-0.089	0.037	0.018
失業率[1]	0.039	0.787	0.432	0.835	0.043	0.000
失業率[2]	-0.009	-0.139	0.890	-0.012	0.055	0.833
失業率[3]	-0.041	-0.637	0.525	0.085	0.055	0.126
失業率[4]	0.050	0.777	0.438	0.021	0.055	0.698
失業率[5]	-0.074	-1.162	0.246	-0.007	0.055	0.903
失業率[6]	0.015	0.232	0.816	0.098	0.055	0.074
失業率[7]	0.071	1.115	0.265	-0.075	0.055	0.171
失業率[8]	-0.022	-0.343	0.732	-0.027	0.055	0.630
失業率[9]	-0.005	-0.074	0.941	-0.022	0.055	0.695
失業率[10]	-0.082	-1.286	0.199	-0.005	0.055	0.925
失業率[11]	0.044	0.691	0.490	0.042	0.055	0.444
失業率[12]	0.028	0.562	0.574	0.042	0.043	0.321
定数項	0.120	2.484	0.013	0.345	0.042	0.000
2月ダミー	-0.102	-2.449	0.015	-0.211	0.036	0.000
3月ダミー	-0.065	-1.523	0.128	-0.042	0.037	0.259
4月ダミー	-0.238	-5.458	0.000	-0.446	0.038	0.000
5月ダミー	-0.139	-3.214	0.001	-0.374	0.037	0.000
6月ダミー	-0.086	-2.143	0.033	-0.379	0.035	0.000
7月ダミー	-0.080	-1.935	0.054	-0.359	0.036	0.000
8月ダミー	-0.101	-2.355	0.019	-0.246	0.037	0.000
9月ダミー	-0.134	-2.923	0.004	-0.285	0.040	0.000
10月ダミー	-0.106	-2.246	0.025	-0.291	0.041	0.000
11月ダミー	-0.083	-2.028	0.043	-0.288	0.035	0.000
12月ダミー	-0.046	-1.142	0.254	-0.326	0.035	0.000
N	600			600		
被説明変数の標準誤差	2.151			0.561		

ために、以下では省略した。

3.2 予測誤差の分散分解、インパルス応答関数

この BVAR モデルを用いて、予測誤差の分散分解を行った結果が表 3 の通りである。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。特徴的なのは、短期的にも長期的にも、恒常的ショックの説明度が非常に大きいということである。1 期目においても恒常的ショックの要因は 82.5% も説明しているが、120 期には実に 94.6% も説明するようになっている。2006 年 10 月までの推計期間であった Suzuki and Zhou(2007)の分析では、少なくとも短期的には一時的要因の説明度合いの方が恒常的要因よりも大きかったことから比較すると、この 5 年近い期間が加わることによって、モデルに変化が生じたことがわかる。

表 3 保護率の予測誤差の分散分解

月	標準誤差	恒常的ショック	一時的ショック
1	0.15	82.50	17.50
6	0.41	85.06	14.94
12	0.65	85.39	14.61
24	1.08	86.48	13.52
36	1.43	88.13	11.87
48	1.71	89.65	10.35
60	1.94	90.95	9.05
84	2.31	92.91	7.09
120	2.67	94.59	5.41

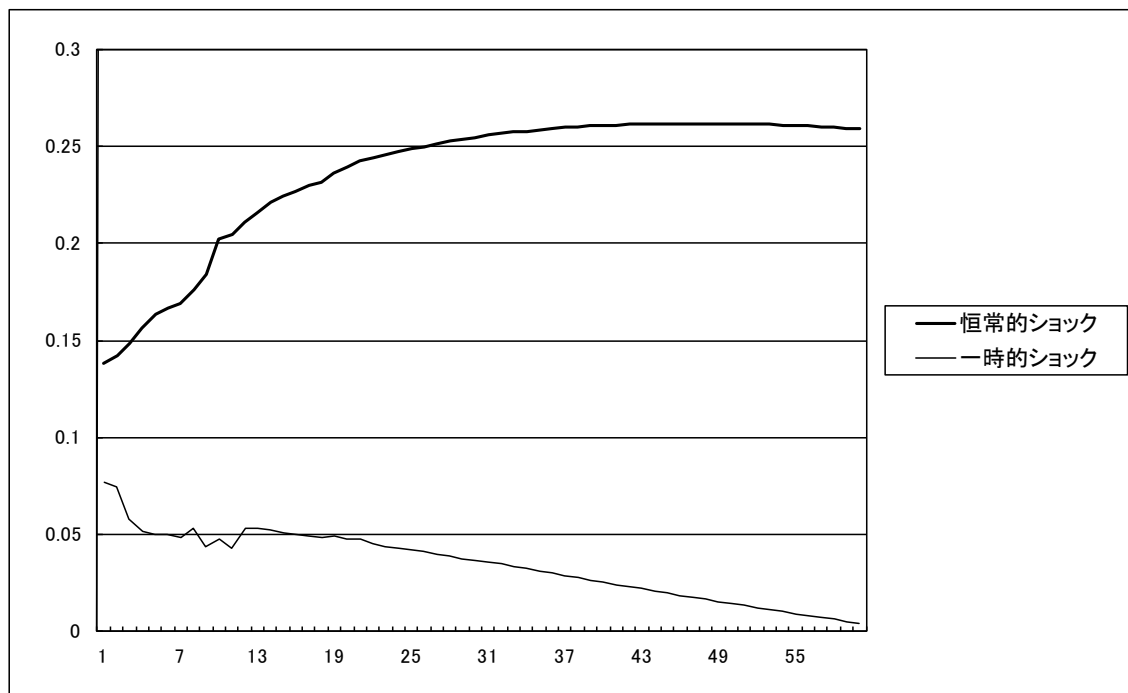
次に、生活保護率に対するインパルス応答関数をみたものが図 5 である。一時的ショック(temporary shock)に対する反応が徐々に減衰してゆくのに対して、恒常的ショック(permanent shock)は、だんだんと影響が高まってゆくことがわかる⁵。特徴的なのは、一時的ショックについても減衰期間が長く、0 近傍になるのに 64 ヶ月もの期間を要していることである。例え一時的ショックであっても、生活保護制度は「貧困の罠⁶」(Poverty Trap)と呼ばれるように、自立・脱却しにくい仕組みとなっているために、保護率への影響が長く残ることが示唆される⁷。

⁵ 各ショックは 1 標準偏差分のショックを与えている。

⁶ たとえば、日本の生活保護制度は、受給者が労働を行って収入を得ても、「勤労控除」と呼ばれるわずかな例外を除いて、そのほとんどが生活保護費の減額と相殺されてしまう。橋本(2006)による推計では、労働の限界税率は 83 から 93% となっており、就労自立のインセンティブが極めて小さい。その他、経済学の観点からみた我が国の生活保護制度に関する様々な問題点は、阿部他(2008)が詳しい。

⁷ もっとも、Suzuki and Zhou(2007)が行った 2006 年 10 月までの分析では、一時的ショックの 0 近傍までの減衰期間が 105 ヶ月と、本稿の推計結果よりもずっと長かった。この違いは、分散分析の結果からもわかるように、本稿の推計期間では一時的ショックの影響度が小さくなったため、その分、0 近傍に至る期間が短くなったものと思われる。

図5 各ショックに対する生活保護率のインパルスレスポンス



注) 各ショックは1標準偏差分のショックを与えている。

3.3 最近の保護率上昇に対する歴史的分解

次に、歴史的分解を行うことにしよう。前述の予測誤差の分散分解が、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どの程度重要であったかを示しているのに対し、歴史的分解は特定の期間に限って、両要因の重要度を示すことが出来る。我々が関心を持っているのは、最近の生活保護率の上昇の要因分解なので、生活保護率の上昇が始まる少し前の1992年4月からの分解を行うことにした。

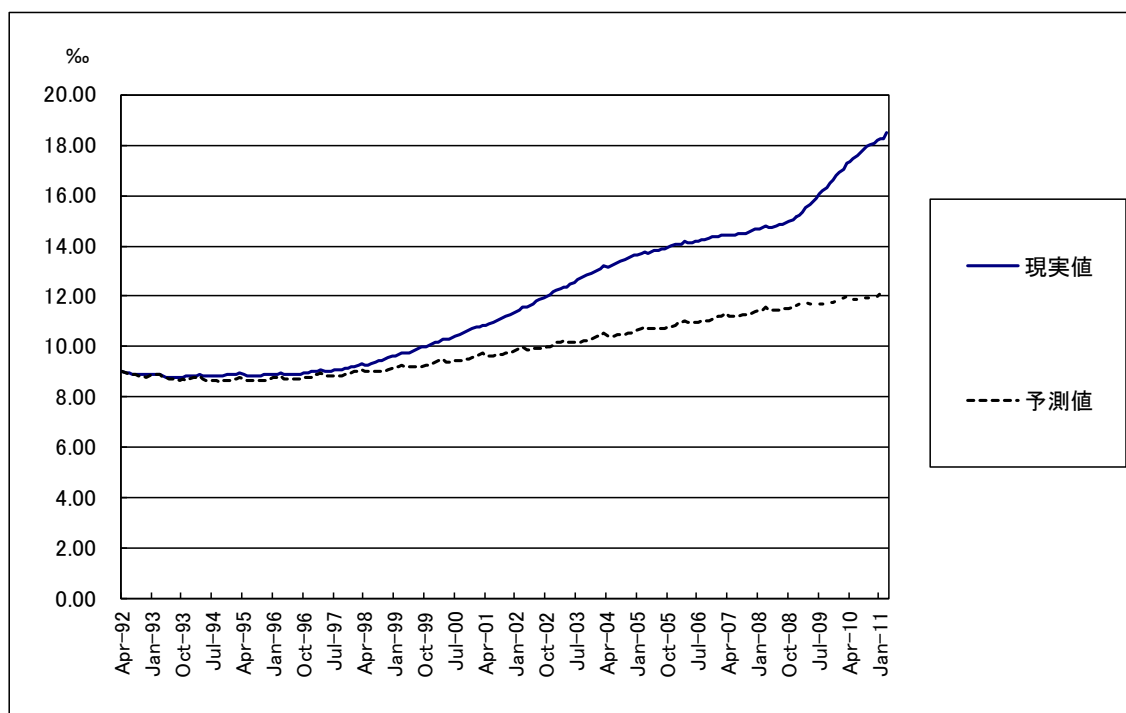
歴史的分解は、理論的には先述の(12)、(13)式で表されるが、実際にはVMAを無限期前にさかのぼって計算することは出来ない。そこで、推定されたVARモデルに対して、1992年3月までのデータを用いて1992年4月以降の予測値をダイナミック・シミュレーションによって計算し、ベースライン予測値と現実値の乖離に対して歴史的分解を行うことにする⁸。この乖離とは、1992年3月までの情報では説明できなかった1992年4月以降の外生的ショックによって生じたものと解釈できるので、この乖離を一時的要因と恒常的要因によるショックに分けることができるのである。

図6は、まず、ベースライン予測値と現実値を示したものである。この期間、トレンドとブレイク調整後の生活保護率は、1992年4月の9.05‰から2011年3月の18.47‰まで9.42‰の上昇をしているが、そのうちベースライン予測値は12.19‰までしか上昇していないので、差し引き3.14‰を説明しているにすぎない。残りの6.28‰の乖離部分

⁸ 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。

はこの期間にもたらされた外生的ショックによって、予想外に生活保護率が上昇した部分であるということになる。

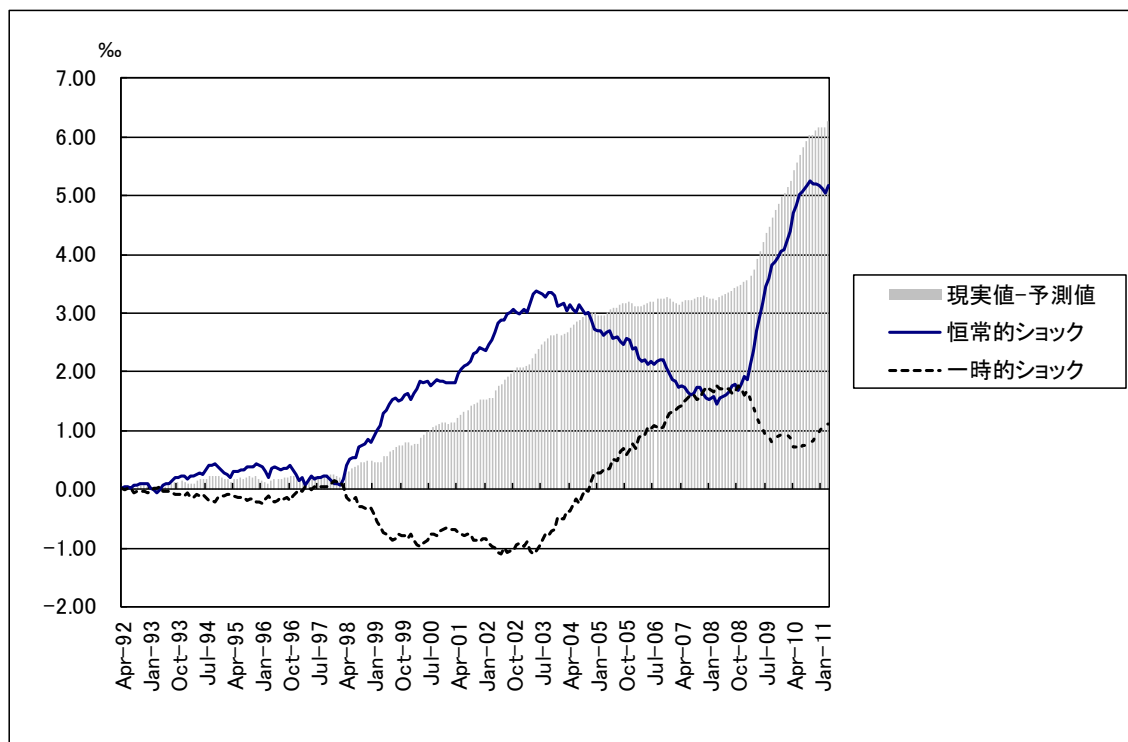
図6 生活保護率のベースライン予測値と現実値



そこで、その乖離部分に対する歴史的分解を行ったものが、図7である。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それほど大きく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。

詳しく見てゆくと、恒常的要因は、1998年初めぐらいから急激に上昇し、2003年初めから一旦はその影響が小さくなってゆくが、2008年のリーマン・ショック後には、再び急上昇に転じている。一方、一時的要因も2005年からプラスに寄与し始め、リーマン・ショック前後では1‰台後半の高い寄与をしているが、2009年半ばからは影響がやや小さくなって1‰前後の影響にとどまっている。リーマン・ショック後の生活保護率上昇に焦点を当てると、一時的要因よりも、恒常的要因の方が圧倒的に大きな影響を及ぼしていることが分かる。

図7 生活保護率の予測誤差における歴史的分解



4. 結語

本稿は、近年の生活保護率の上昇について、時系列データによる要因分解を試みた。具体的には、1960年4月から2011年3月までの長期時系列データを用いてBVARを推定し、Blanchard=Quah分解法によって、一時的要因(temporary component)と、恒常的要因(permanent component)に分解を試みた。その結果、1992年4月以降の生活保護率上昇は、それ以前の情報では説明できないほど上方に乖離しており、その乖離の大部分を恒常的要因が説明することが分かった。特に、2008年9月に起きたリーマン・ショック以降の急増は、一般に信じられている景気変動による一時的要因ではなく、そのほとんどを恒常的要因が説明する。

その恒常的要因が何によってもたらされているか、残念ながら、その要因を具体的に特定化することは本稿の分析手法からは不可能である。Suzuki and Zhou(2007)では、生活保護率の都道府県別パネルデータ(1995年から2004年)を用いた分析を補足することにより、少なくとも2004年度までの恒常的要因として高齢化の急速な進展が大きく影響していると考えられることを報告した。しかしながら、今回の分析から得られた恒常的要因の動きは、1998年頃から急上昇し、2003年ごろからいったんは縮小していたものの、リーマン・ショック以降は再び急拡大するという複雑な動きとなっている。したがって、高齢化の進展が恒常的要因拡大の底流として影響している可能性は高いものの、高齢化の影響は一本調子で増えるはずであるから、恒常的要因のこの複雑な動き

を説明することはできない。

そこで、恒常的要因の他の有力な候補として考えられるのが、厚生労働省による生活保護行政の制度的変化である。日本の生活保護制度は、厚生労働省による法令や通達によって、細かい指示がなされており、生活保護受給の基準についても、その時の厚生労働省の生活保護行政の運営スタンスによって大きく影響される。

表3は、この期間における生活保護行政の主要事項を年表形式でまとめたものであるが、1998年頃から2000年台初めにかけての急上昇は、日本の都市部においてホームレスが急激に増加して、そのホームレスに対する生活保護申請が徐々に認められてきた時期と重なる。1998年ごろからは、大阪や東京などの都市部において、病院退院者や施設退所者に対する敷金支給などが運用上、実施され、ホームレスや日雇い労働者の生活保護受給が行われやすくなった。また、2000年ごろからは、東京を中心とする関東圏で無料低額宿泊所が急増し、ホームレスの人々が生活保護を申請することが格段に容易になった。

表3 生活保護行政に関する主要事項の年表

年月	出来事
1998年4月頃から	ホームレスの急増と、病院退院者・施設退所者に対する敷金支給などの運用開始
2003年8月～2004年12月	社会保障審議会福祉部会「生活保護制度の在り方に関する専門委員会」
2005年4月から12月	生活保護費及び児童扶養手当に関する関係者協議会、協議会終了後の生活保護適正化に関する確認書
2006年3月	「生活保護行政を適正に運営するための手引について」厚生労働省社会・援護局保護課長通知 社援保発第0330001号
	「暴力団員に対する生活保護の適用について（通知）」厚生労働省社会・援護局保護課長通知 社援保発第0330002号
2008年12月	年越派遣村設営
2009年3月	「職や住まいを失った方々への支援の徹底について」厚生労働省社会・援護局保護課長通知 社援保発第0318001号
	「現下の雇用情勢を踏まえた取組について」厚生労働省社会・援護局地域福祉課長通知 社援地発第0318001号
2009年10月	「緊急雇用対策」における貧困・困窮者支援のために生活保護制度の運用改善について」厚生労働省社会・援護局保護課長通知 社援保発1030第4号
2009年12月	「失業等により生活に困窮する方々への支援の留意事項について」厚生労働省社会・援護局保護課長通知 社援保発第1225第1号

しかしながら、こうした生活保護の急増は、生活保護制度への批判と、制度改正への機運を高めることとなり、2003年8月からは、厚生労働省の社会保障審議会福祉部会「生活保護制度の在り方に関する専門委員会」において、50年ぶりとなる生活保護法改正の議論がスタートする。その後、生活保護率急増の矢面に立っている地方自治体と国の協議会が2005年4月に始まり、厚生労働省は生活保護申請の抑制に急速に舵を切ることとなった。すなわち、2005年12月には、国と地方の間で、生活保護適正化に対する確認書が締結され、それを受けて2006年3月には「生活保護行政を適正に運営す

るための手引」が厚生労働省から通知され、具体的な申請基準の強化が次々に行われるようになったのである。このため、2006 年ごろから、各自治体において「水際作戦」と呼ばれる生活保護申請の実質的な拒否が相次いだと言われており、実際、北九州市では生活保護申請を断られたと考えられる貧困者の餓死事件が次々と起こることとなったのである⁹。

しかしながら、再度の転機はリーマン・ショックと伴に訪れることとなる。リーマン・ショックによる派遣労働者の失業を救うために、2008 年末に「年越し派遣村」が設営され、連日テレビ等で放映される政治パフォーマンスが展開された。その中に設置された生活保護申請窓口において、政治的なプレッシャーの下で、失業者やホームレスの人々に対して、実質的に緩和された基準で、素早い生活保護受給が認められたのである。そして、そのことが前例となったこともあり、2009 年 3 月以降に次々と出された厚生労働省の各通達によって、以前は生活保護申請が難しかった稼働能力層が多く含まれる「その他世帯」の生活保護受給の基準が、大幅に緩和されることとなったのである。

このように、厚生労働省による生活保護行政の運営スタンスは、恒常的要因の動きをよく説明することができる。したがって、生活保護行政のスタンスが大きく変化しない限り、今後も生活保護率は上昇してゆくものと考えられる。もちろん、高齢化などの恒常的要因の基調も変わらないことも、生活保護率上昇に今後も寄与してゆくことになるだろう。

冒頭に触れたように、2011 年度予算ベースで生活保護費は 3 兆 4 千億円を超えるものと見込まれるが、現民主党政権、厚生労働省の政策方針が変わらない限り、この増加基調は今後も容易には変化しないと思われる。また、2011 年 3 月に起きた東日本大震災による失業者増、生活困窮者増も、今後、本格的な生活保護受給者増につながってゆくことが考えられる。政府が巨額の財政赤字、政府債務を抱える中で、生活保護費の財源を今後どのように確保してゆくのか、あるいは、生活保護費の中にもっと効率化できる制度変更の余地はないのかどうか、今後、本格的な議論が必要となるだろう。

<参考文献>

⁹ 2007 年 7 月に、北九州市小倉北区で生活保護受給を打ち切られた男性が『おにぎりが食べたい』と窮状を日記に残した上で餓死し、ミイラ化した状態で死体が発見された。北九州市では、2005 年 1 月に八幡東区在住の男性が生活保護を認められずに孤独死したり、2006 年 5 月には門司区在住の男性が生活保護申請を認められずにミイラ化した死体が発見されたりするといった事件が続いていたところであった。こうした中、2007 年 10 月に「北九州市の生活保護行政を検証する第三者委員会」が生活保護行政の抜本的な改善を勧告し、市長も大筋でこれを受け入れる意志を表明したが、2009 年 4 月には、生活保護申請を求めている門司区在住の男性が自宅で孤独死していた事実が発覚した。

- 阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義(2008)『生活保護の経済分析』東京大学出版会,
- 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 ディスカッションペーパー07-05
- 総務省(2011)『地方財政白書平成 23 年度版』日経印刷
- 橋本恭之(2006)「税・社会保障制度と労働供給」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『転換期の雇用・能力開発支援の経済政策』日本評論社
- 林正義(2010)「生活保護と地方行財政の現状－市単位データを中心とした分析－」『経済のプリズム』第 78 号、pp.1-30
- Blanchard, O. and D. Quah (1989) “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances.” *American Economic Review* 79, pp.655-673
- Beveridge, S. and C. Nelson (1981) “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’,” *Journal of Monetary Economics* 7, pp.151-174
- Campbell, John Y. and N. G. Mankiw (1987) “Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations,” *American Economic Review Proceedings*, pp.111-117
- Suzuki, W. and Y. Zhou (2007) “Welfare Use in Japan: Trends and Determinants,” *Journal of Income Distribution* Vol.16(3-4), pp.88-109