

近年の生活保護率変動の要因分解 ——長期時系列データに基づく考察——

周 燕 飛
鈴 木 亘

要旨

本稿は、近年の生活保護率の上昇について、長期時系列データによる要因分解を試みた。具体的には、1963年1月から2012年1月までの時系列データを用いてBVAR（Bivariate Vector Autoregression）を推定し、Blanchard=Quah分解法によって、生活保護率前期差を一時的要因（temporary component）と、恒常的要因（permanent component）とに分解した。歴史的分解（Historical decomposition）を用いた分析の結果、1996年3月以降の生活保護率は、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、その乖離は一時的要因よりも恒常的要因で説明される割合が大きいことが分かった。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については、一時的要因とともに恒常的要因も少なからず影響していることが分かった。これは一般的に信じられているように、リーマン・ショック以降の不況だけが近年の生活保護率を上昇させているだけではなく、様々な恒常的ショックがこの期間に加わったことが大きく影響していると結論付けられよう。

キーワード

生活保護、Blanchard=Quah 分解法、歴史的分解

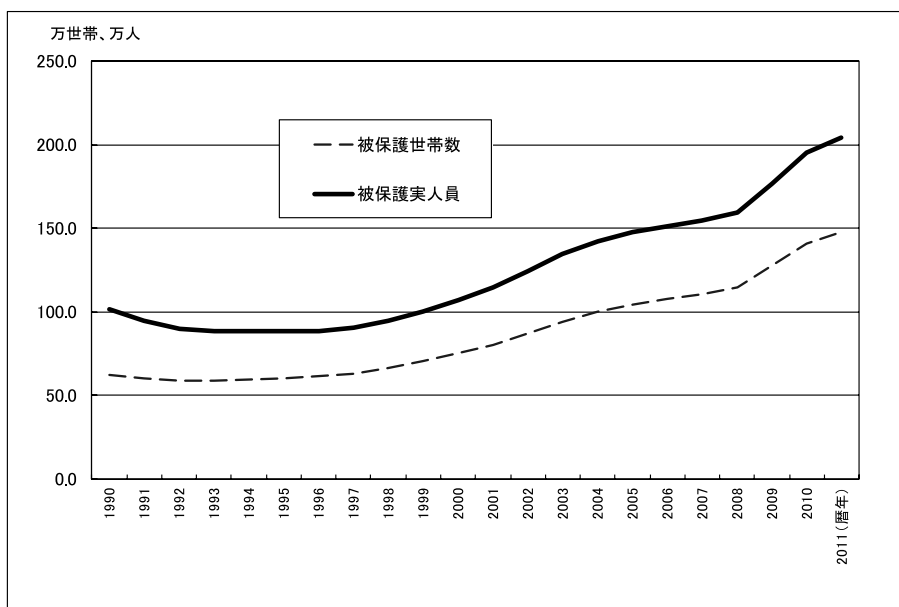
1 はじめに

既に1990年代後半から顕著な上昇ペースを示し

てきた我が国の生活保護受給者数であるが、リーマン・ショックが起きた2008年秋以降、まさに急増と呼ぶべき状態となっている。2011年7月の生活保護受給者数は205万495人と、過去最多であった戦後まもなくの1951年度を超える値となり、関係者に少なからぬ衝撃を与えた。しかし、その後も生活保護受給者数の増加は止まるところを知らず、過去最多記録を更新し続けている（図1）。

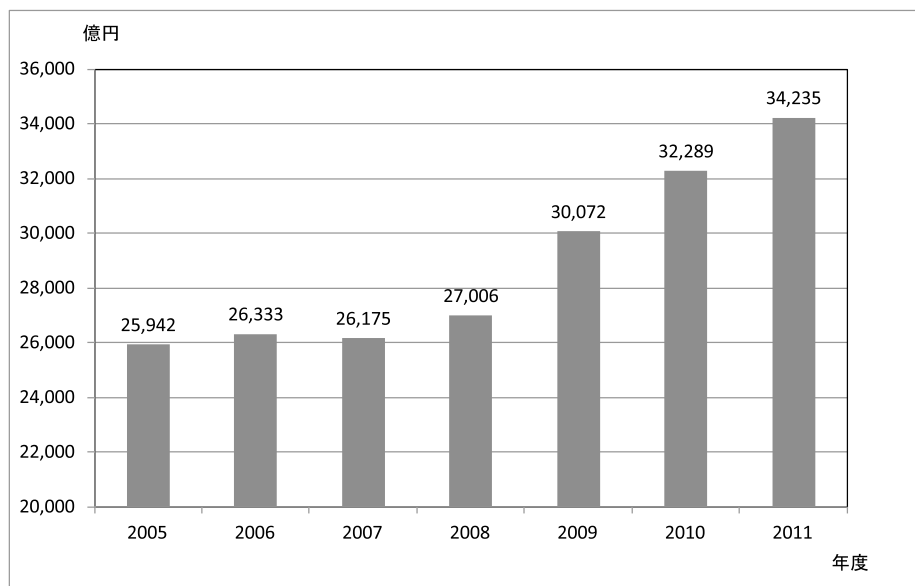
このため、2005年から2008年度まで、約2兆6千億円前後で推移していた生活保護費（施設事務費を除くベース）は、2009年度には3兆72億円に跳ね上がり、2010年度の補正後予算額は3兆2,289億円、2011年度の予算額は3兆4,235億円にも達している（図2）。

こうした近年の生活保護の急上昇の特徴は何であろうか。表1は、近年の生活保護世帯数増加の内訳を、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年度以降は、その傾向に加えて、「その他世帯」が急増するという変化が注目される。「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、母子世帯でもない世帯という意味であり、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である。こうした「その他世帯」が、前年度比で41.5 %（2009年度）、32.2 %（2010年度）、15.2 %（2011年（暦年））という猛烈なペースで増加しているのである。



注) 厚生労働省「福祉行政報告例」より。2010年度までは確定値。それ以降は概数値。2010年までは年度、2011年は暦年の数字。

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「生活保護費負担金事業実績報告」より。施設事務費を除くベース。2010年度は補正後予算額、2011年度は当初予算額。

図2 近年の生活保護費の推移

表1 世帯類型別被保護世帯数の年度推移 (1か月平均)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011 (暦年)
総 数	1,075,820 (3.3%)	1,105,275 (2.7%)	1,148,766 (3.9%)	1,274,231 (10.9%)	1,410,049 (10.7%)	1,474,394 (7.2%)
高齢者世帯	473,838 (4.8%)	497,665 (5.0%)	523,840 (5.3%)	563,061 (7.5%)	603,540 (7.2%)	627,937 (5.7%)
障害者世帯・傷病者世帯	397,357 (1.9%)	401,088 (0.9%)	407,095 (1.5%)	435,956 (7.1%)	465,540 (6.8%)	484,778 (5.6%)
母子世帯	92,609 (2.3%)	92,910 (0.3%)	93,408 (0.5%)	99,592 (6.6%)	108,794 (9.2%)	112,556 (5.4%)
その他の世帯	109,847 (2.4%)	111,282 (1.3%)	121,570 (9.2%)	171,978 (41.5%)	227,407 (32.2%)	249,123 (15.2%)

注) 厚生労働省「福祉行政報告例」より。2010年度までは、確定値。それ以降は概数値。2010年までは年度、2011年は暦年の数字。() 内は前年比伸び率。

この原因として厚生労働省や各自治体が報道等に説明し、一般的に信じられている説は、2008年9月に起きたリーマン・ショックに始まる景気急落・不況で失業者数が急増し、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¹⁾。もしこの「リーマン・ショック不況原因説」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、いずれ自然に問題が解消することになる。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や離婚率増加、労働市場の非正規化の進展といった構造的要因や、リーマン・ショックを機に変更された政策・制度的要因が、近年の生活保護急増の原因であるならば、たとえ景気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「一時的要因 (temporary shock)」でもたらされているのか、それ以外の「恒常的要因 (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たり、今後の対策を考えたりする上で、決定的に重要であると思われる。

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。Suzuki and Zhou (2007) は、時系列データを用いたVARモデルを推計し、Blanchard=Quah分解 (Blanchard=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2012年1月現在まで拡張し、データの加工方法や分析方法に若干の改善を加えた上で、近年の生活保護率急増の原因を分析することにする。

以下、本稿の構成は次の通りである。2節では、生活保護率の変動を説明する簡単な経済モデルを提示する。3節ではBlanchard=Quah分解 (Blanchard=Quah Decomposition) を解説する。4節では本稿で用いるデータと、その加工方法について述べる。5節では具体的にそのデータを用いてVARモデル

を推定し、近年の生活保護率の変動を一時的要因と恒常的要因とに分解する。6節は結語であり、結果の考察を行う。

2 生活保護率の変動に関する簡単なモデル

Blanchard and Quah (1989) は、まずGDPおよび失業率の双方に一時的影響のみで恒常的影響を与えないdisturbanceと、GDPのみに恒常的影響を与えるdisturbanceの2種類が存在するとアприオリに仮定し、その仮定に基づき一時的要因と恒常的要因を識別する分析を行った。本稿はSuzuki and Zhou (2007) 同様、GDPの代わりに生活保護率を用いて、このBlanchard=Quah分解を応用するわけであるが、どうして生活保護率の変動が一時的要因と恒常的要因に区別されるのか、まずはその理論的な背景を明確にするため、簡単な経済モデルを考えてみよう。

ある時点の生活保護受給者数は、(1) その前期の生活保護受給者数に、(2) 生活保護という「プール」に新たに流入してくる人々を加え、(3) 生活保護から自立して流出した人々を除いた人数である。これは、失業に関する最もシンプルな経済モデルであるバスタブ・モデル (buthaub model)³⁾ と類似した構造であることから、生活保護率の変動もバスタブ・モデルのアナロジーで説明可能と思われる。具体的に、生活保護率のバスタブ・モデルは、次の2本の式で説明される。

$$P_t + R_t = \bar{N} \quad (2-1)$$

$$\Delta P_{t+1} = w\bar{c}R_t - dP_t \quad (2-2)$$

まず、(2-1) 式は単に、生活保護受給者数 P_t と、生活保護受給者以外の人数 R_t の合計が総人口 $\bar{N}$ であることを表している。次に、(2-2) 式は、時間とともに生活保護受給者数がどう変化するか (ΔP_{t+1}) を表した式であり、右辺第1項が生活保護プールへの新たな流入者、右辺第2項が生活保護プールからの流出者を示す。

(2-2) 式の右辺第1項の w は、非生活保護受給者数 R_t が、生活保護受給者の予備軍である生活困

窮者となる割合であり、 wR_t がその生活困窮者数である。ただし、我が国の生活保護制度は、生活困窮者の全てが生活保護の対象になるのではなく、稼働能力、資産、扶養義務等の各要件をもって、その対象を政策的に限定している。このため、生活困窮者の一定割合 $\bar{c}$ しか生活保護受給者にならないので、新たな生活保護受給者数は $w\bar{c}R_t$ と表現できる。一方、生活保護から自立・脱却する割合 d を、生活保護受給者数 P_t に乗じた値が、生活保護からの流出者数 dP_t である。

さて、 w と d はそれぞれ $\bar{w}$ と $\bar{d}$ を平均値として景気循環によって上下変動する変数であるとする。景気の良い時には w が低下する一方で、 d が上昇するから、生活保護受給者数 P_t は減少し、生活保護率 $p_t (= P_t / \bar{N})$ も低下する。一方で、景気が悪い時には、 w が上昇する一方で、 d が低下するから、生活保護率は上昇することになる。

次に、景気が良くも悪くもなく、生活保護率が変化しない定常状態を考える。(2-2) 左辺をゼロ ($\Delta P_{t+1} = 0$) として、(2-1) 式を用いて整理すると、定常状態での生活保護率は (3) 式のように表わされる。

$$p^* = \frac{\bar{w}\bar{c}}{\bar{w}\bar{c} + \bar{d}} \quad (3)$$

これは、自然失業率と類似した概念であるから「自然生活保護率」と呼べるだろう。ここで、生活困窮者のうち生活保護に受け入れる割合 $\bar{c}$ を政策的に変更して、 $\hat{c}$ にすること考えると、新しい自然生活保護率は $p^{**} = \bar{w}\hat{c} / (\bar{w}\hat{c} + \bar{d})$ となる。この政策変更によって、実際の生活保護率自体の変動も、景気循環要素以外に、 p^* から p^{**} へ向けた変化が加わることになる。景気循環変動要素を、Blanchard and Quah (1989) が仮定した一時的影響のみで恒常的影響を与えないdisturbanceによるものと考え、政策変更による変動は恒常的影響を与えるdisturbanceによるものと考えることができるだろう。したがって、生活保護率の変動に対しても、一時的要因 (temporary shock) と恒常的要因 (permanent shock) とに分離する

Blanchard=Quah分解を応用することが可能であると考えられる。

もちろん、 $\bar{e}$ に対する政策スタンスの変更以外にも、恒常的変動が現れる可能性がある。例えば、高齢者数の増加や傷病者数の変化、離婚率の変化などは景気循環要素とは独立して w や d に影響することが考えられ、恒常的要因となる。また、非正規化の進展等の労働市場の構造変化や失業のヒステシスといった要素についても、 d を通じて生活保護率に恒常的変動を与える可能性がある。

3 Blanchard=Quah 分解法

実質GNPもしくはGDPの変動を一時的要因と恒常的要因と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、かなり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、生活保護率の変化を両要因に分解する。

さて、ここで生活保護率(y_t)と失業率(z_t)はそれぞれ以下のようなBivariate moving average (BMA)で表現できるとする(Moving average representation)。

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (3-1)$$

$$z_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (3-2)$$

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⁴⁾。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。

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

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、 $\Delta y_t, z_t$ が定常(stationary)な変数であれば(したがって、生活保護率 y_t はI(1))、(3-1)、(3-2)のBMAシステムは反転可能(invertible)であり、下記のようなVARモデルのシステム(joint process)によって表現することができる(VAR representation)。

$$\Delta y_t = \sum_{l=0}^p a_{11}(l) y_{t-l} + \sum_{l=0}^p a_{12}(l) z_{t-l} + e_{1t} \quad (3-4)$$

$$z_t = \sum_{l=0}^p a_{21}(l) y_{t-l} + \sum_{l=0}^p a_{22}(l) z_{t-l} + e_{2t} \quad (3-5)$$

ここで、 $a_{ij}(l)$ は推定される係数(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、VARの残差 e_{1t} は1期前 Δy_t の予測誤差($e_{1t} = \Delta y_t - E_{t-1} \Delta y_t$)のことであるが、BMAからみると、この1期前の予測誤差は $c_{11}(0) \varepsilon_{1t} + c_{12}(0) \varepsilon_{2t}$ のことである。 z_t の予測誤差 ε_{2t} も同様に、BMAから $c_{21}(0) \varepsilon_{1t} + c_{22}(0) \varepsilon_{2t}$ と表現できるから、(3-6)、(3-7)式が得られる。 $c_{ij}(0)$ の値が得られれば推定された e_{it} の値を用いて、 ε_{it} を逆算することが出来る。

$$e_{1t} = c_{11}(0) \varepsilon_{1t} + c_{12}(0) \varepsilon_{2t} \quad (3-6)$$

$$e_{2t} = c_{21}(0) \varepsilon_{1t} + c_{22}(0) \varepsilon_{2t} \quad (3-7)$$

ここで、(3-6)、(3-7)式と ε_{it} の仮定(分散1, 共分散0)から、下記の(3-8)～(3-10)式が得られる。また、(3-3)の制約は(3-11)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。

$$\text{var}(e_{1t}) = c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \quad (3-8)$$

$$\text{var}(e_2) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \quad (3-9)$$

$$\text{cov}(e_1 e_2) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \quad (3-10)$$

$$\left[1 - \sum_{k=0}^{\infty} a_{22}(k) \right] c_{11}(0) + \sum_{k=0}^{\infty} a_{12}(k) c_{21}(0) = 0 \quad (3-11)$$

こうして求められた c_{ij} の値と(3-4)～(3-7)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。

また, Blanchard and Quah (1989) では明示的に行われているわけではないが, 推定されたBMAによる表現を用いて, 過去からの一時的ショック, 恒常的ショックの累積が生活保護率の変動にどのような影響を与えたかを定量化する「歴史的分解」(Historical decomposition)を実行することが出来る⁵⁾。歴史的分解による生活保護率に対する一時的要因は(3-12)式, 恒常的要因は(3-13)式のように表すことができる。

$$\Delta y_t^P = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} \quad (3-12)$$

$$\Delta y_t^S = \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (3-13)$$

ところでBlanchard and Quah (1989) から長い時が経過し, 近年, Cover et al. (2006), Pagan and Pesaran (2008), Bashar (2011) 等によって, Blanchard=Quah分解を発展させた分解法が提案されている⁶⁾。まず, Pagan and Pesaran (2008) では, 恒常的ショックが複数ある場合の拡張と, 変数間にエラーコレクション項が無い場合にふさわしい推定方法の提案が行われている。一方, Cover et al. (2006), Bashar (2011) による方法は,

Blanchard=Quah分解で仮定されていた各イノベーションが独立している ($E(\varepsilon_{1t}\varepsilon_{2t})=0$) という仮定を緩めた場合の拡張となっている。このうち, 本稿の分析に直接的に応用可能なものは, Cover et al. (2006), Bashar (2011) による手法であろう。

2節で議論したように, 本稿では, 生活保護に関する政策変更を景気変動とは無関係な恒常的要因として考えているが, 政策変更の一部には, 景気循環要素である一時的要因に反応している部分も存在すると思われる。そうした政策反応関数を考慮すればCover et al. (2006), Bashar (2011) が行った分析の方が, より幅広い政策変更要因を抽出することが可能である。

しかしながら, こうした応用は, まずは2節のモデルに忠実なBlanchard=Quah分解の結果がベースラインとして存在し, その仮定を緩めた場合のバリエーションとして有益なものになると考えられる。また, 本稿の分析では, 恒常的要因を政策変更だけに特定した訳ではなく, 高齢化や離婚率上昇等, その他の様々な構造的要因を含むものと考えている。それらが一時的要因と反応すると仮定する必要性は必ずしも存在し無い。

したがって, 本稿では, まずは単純かつモデルに忠実なBlanchard=Quah分解の結果を示すことが重要であると考えた。Cover et al. (2006), Bashar (2011) による手法については, 生活保護率の分析に応用するには技術的なハードルが高い面もあることから, 本稿では今後の課題と位置付けたい。

本稿の分析による恒常的要因とは, あくまで一時的要因とは無関係であるという仮定の元で抽出された恒常的要因であることに, 解釈上の注意が必要である。

4 データ

本稿の主な分析対象は月次の生活保護率である。生活保護率は, 生活保護受給者数(被保護者数)を各月の日本の推計人口(総人口)で除したものである。それぞれ, 厚生労働省「福祉行政報告例」および総務省統計局「人口推計」から値が得られる。Suzuki and Zhou (2007) では原系列デー

タを用いて、VARの推定の際に月次ダミーで季節性を処理する方法を用いたが、よりBlanchard and Quah (1989) 以来の方法に忠実にするために、季節調整を行ったデータを用いることにした。ただし、厚生労働省自身は季節調整済みデータを公表していないため、米国センサス局が提供するX12-ARIMAのプログラムを用いた季節調整を独自に行った⁷⁾。

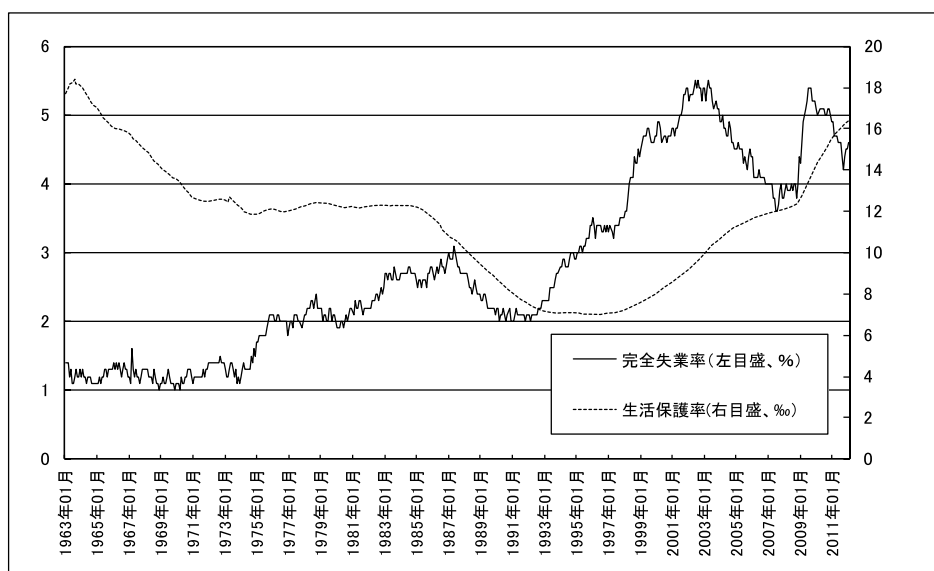
一方、生活保護率データと伴に用いるデータとしては、Suzuki and Zhou (2007) よりも分析に幅を持たせるために、完全失業率と有効求人倍率（除く学卒）の2つを用意した。有効求人倍率は失業率ではないが、労働市場の景気循環を良く反映していて定常性を満たしやすい。また、米国とは異なり日本の場合、完全失業率は景気に対する遅行データであることや、完全失業率が雇用調整助成金等によって景気変動を受けにくくなっている可能性があるため、完全失業率を補完する意味で有効求人倍率を用いた分析を行うことにした。

それぞれ出典は、総務省統計局「労働力調査(基本集計)」および厚生労働省「一般職業紹介状況(職

業安定業務統計)」である。これらは、各省が公表している季節調整済みデータを用いている。全ての変数は、有効求人倍率の公表期間に合わせて、1963年1月から直近の2012年1月までの長期時系列データとしている。本稿の分析が月次データであることを考えると、サンプル数の観点だけから言えば、生活保護率が底をうった1990年代半ば以降のデータのみを利用するという考え方もある。しかしながら、本研究において、一時的要因とは景気循環を念頭に置いているため、景気循環をなるべく多く分析期間に含むべきと考えて長期の時系列データを採用することにした。また、長期時系列の方が定常性等のデータ特性をより正しく反映することになると考えている。

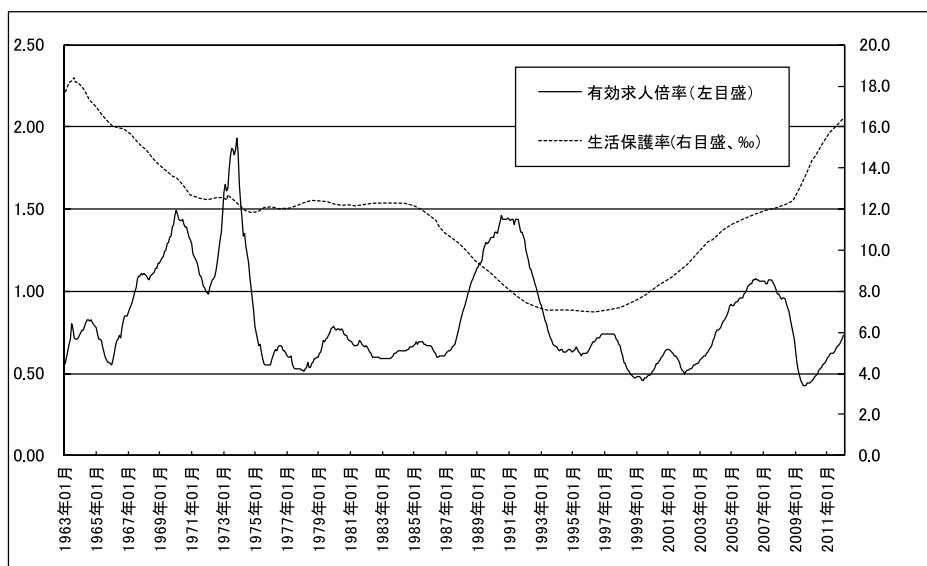
生活保護率と完全失業率、および生活保護率と有効求人倍率の関係をみたものが、それぞれ図3、図4である。それぞれのデータのままだでは、トレンドなどが影響して、それほど連動しているようにはみえない。

ところで、Blanchard=Quah分解を用いる為には、全てのデータが定常性を満たしていなければ



注) 失業率、生活保護率ともに季節調整済み。2011年3月分から8月分までの完全失業率は、「全国（岩手県、宮城県及び福島県を除く）」ベース。

図3 生活保護率と完全失業率の推移



注) 有効求人倍率、生活保護率ともに季節調整済み。有効求人倍率は除学卒。

図4 生活保護率と有効求人倍率の推移

ならない。そこでまず、生活保護率について水準データで定常性の検定を行ったところ、ADF検定 (Augmented Dickey-Fuller Test) とPP検定 (Phillips-Perron Test) の双方で単位根過程であるという仮説が5%基準で棄却できなかった。Suzuki and Zhou (2007) では、季節調整前の原系列から、様々なトレンドやブレイクを取り除いたデータ系列を作成して分析したが、これらのトレンドやブレイクの処理に恣意性がある点是否めない。そこで本稿では、階差 (前期差) をとって処理をすることにした。この生活保護率前期差については、ADF検定、PP検定ともに単位根過程であるという仮説がいずれも5%基準で棄却され、生活保護率はI (1) 過程であることが判明した。そこで、Suzuki and Zhou (2007) とは異なるが、本稿はこの生活保護率前期差を分析対象とすることにした。

一方、完全失業率については図3から明らかなトレンドがみられるため、OLSによってトレンドの係数を推計し、それを取り除く処理を行った。恣意性をなくすために、期間中のトレンド係数は一定としてブレイクの処理も行わないことにし

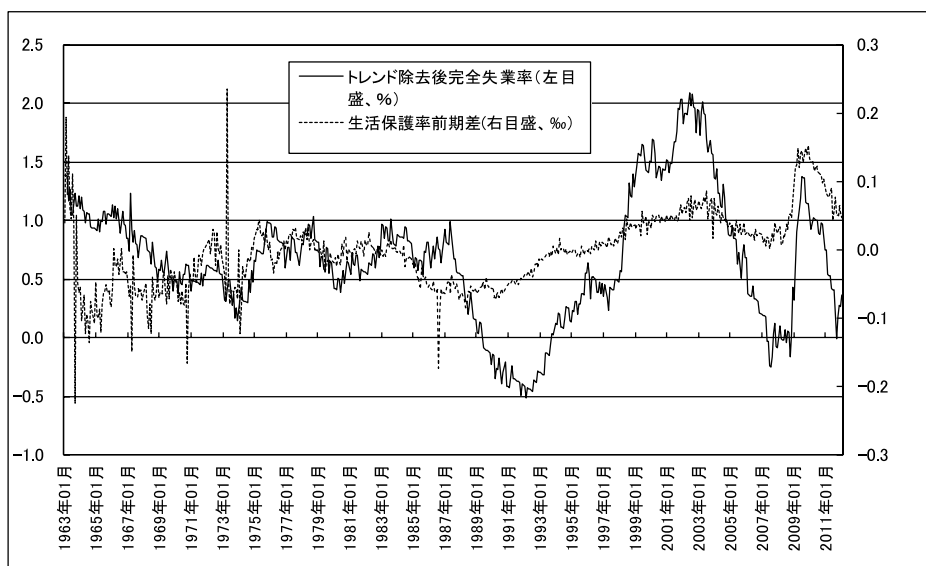
た。こうして得られたトレンド除去後完全失業率についてADF検定、PP検定を行ったところ、5%基準では棄却できなかったが、10%基準では棄却できた。このように、トレンドを除去した完全失業率は定常性の確保についてやや疑わしい面もあるが、それを補完する意味で、今回、有効求人倍率を用いた分析を行う為、これ以上の恣意的なデータ処理を行わなかった⁸⁾。一方、有効求人倍率については、ADF検定、PP検定とも1%基準で単位根過程であるという仮説は棄却された。

図5は生活保護率前期差とトレンド除去後の完全失業率、図6は生活保護率前期差と有効求人倍率の推移を重ねたものであるが、両者ともにデータの連動性が高いことがわかる。有効求人倍率は図では見やすいようにマイナスの値に表示している⁹⁾。

5 分析結果

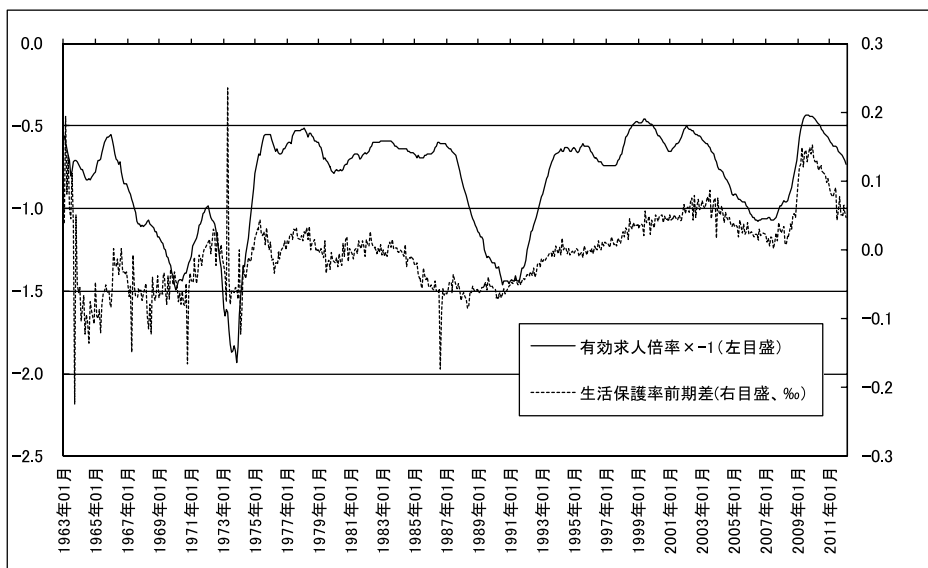
5.1 推定結果

表2は、生活保護率前期差とトレンド除去後の完全失業率のBVAR (Bivariate Vector Autoregression) の推定結果である。VARのラグ



注) 失業率、生活保護率ともに季節調整済み。2011年3月分から8月分までの完全失業率は、「全国（岩手県、宮城県及び福島県を除く）」ベース。

図5 生活保護率前期差とトレンド除去後完全失業率



注) 有効求人倍率、生活保護率ともに季節調整済み。有効求人倍率は除学卒。

図6 生活保護率前期差と有効求人倍率

の次数はSBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion) により選び、9期 (9ヶ月) とした。一方、表3は、生活保護率前期差と有効求人倍率

のBVARの推定結果であり、やはりSBICによりラグ次数を10期とした。

5.2 予測誤差の分散分解, インパルス応答関数

これらのBVARモデルを用いて, 生活保護率前期差の予測誤差の分散分解を行った結果が表4, 5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 (ε_1 , ε_2) 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。トレンド除去後完全失業率を用いた場合も, 有効求人倍率を用いた場合にも, 恒常的ショックの説明度が大きく, どちらも120期先においては全体の変動の3/4程度を説明している。

ちなみに, トrend除去後完全失業率, 有効求人倍率についても予測誤差の分散分解を行った結果が表6, 7の通りである。どちらも恒常的要因の説明力は非常に低く, 短期的にも長期的にも一時的ショックが9割以上を説明している。

次に, 生活保護率前期差に対するインパルス応

答関数をみたものが図7, 8である。Blanchard and Quah (1989) が行った水準値 (対数GDP) に対するものではなく, 前期差 (生活保護率前期差) に対するものであるので見方に注意が必要である。図7, 8のどちらも恒常的ショック (permanent shock) に加え, 一時的ショック (temporary shock) 影響までもが長く継続している。図7は一時的ショックがマイナスになる点が理論とは整合的ではないが, 20期程度でプラスの影響となってゆく。生活保護率の水準値に直せば影響が0に近づいてゆくことになる。図8の一時的ショックの影響は理論と整合的であるが, 一度減衰した反応がもう一度膨らむなどやや複雑な動きとなっている。また, その影響も長い。なぜこのようなインパルス応答関数の動きになっているのか, 今後のさらなる分析が必要である。

表2 BVARモデルの推定結果1 (生活保護率前期差とトレンド除去後完全失業率)

被説明変数	生活保護率前期差			トレンド除去後完全失業率		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
生活保護率前期差{1}	0.205	0.037	0.000	0.319	0.169	0.060
生活保護率前期差{2}	0.251	0.038	0.000	0.309	0.173	0.074
生活保護率前期差{3}	0.314	0.038	0.000	-0.103	0.174	0.554
生活保護率前期差{4}	0.084	0.040	0.039	-0.233	0.183	0.204
生活保護率前期差{5}	0.114	0.041	0.005	0.112	0.184	0.541
生活保護率前期差{6}	0.086	0.040	0.032	-0.133	0.182	0.464
生活保護率前期差{7}	-0.077	0.038	0.045	0.257	0.174	0.139
生活保護率前期差{8}	0.015	0.037	0.689	-0.327	0.168	0.053
生活保護率前期差{9}	-0.029	0.036	0.418	-0.134	0.164	0.417
完全失業率{1}	-0.003	0.009	0.772	0.810	0.042	0.000
完全失業率{2}	0.019	0.012	0.117	0.066	0.054	0.225
完全失業率{3}	-0.013	0.012	0.291	0.178	0.054	0.001
完全失業率{4}	0.017	0.012	0.148	-0.020	0.055	0.709
完全失業率{5}	-0.014	0.012	0.259	-0.037	0.055	0.506
完全失業率{6}	-0.009	0.012	0.452	0.040	0.054	0.460
完全失業率{7}	0.018	0.012	0.126	0.016	0.054	0.762
完全失業率{8}	-0.010	0.012	0.379	-0.038	0.054	0.481
完全失業率{9}	-0.008	0.009	0.402	-0.034	0.042	0.414
定数項	0.002	0.002	0.298	0.012	0.007	0.102
N	580			580		
被説明変数の標準誤差	0.052			0.527		

表3 BVARモデルの推定結果2（生活保護率前期差と有効求人倍率）

被説明変数	生活保護率前期差			有効求人倍率		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
生活保護率前期差[1]	0.187	0.041	0.000	0.082	0.036	0.024
生活保護率前期差[2]	0.267	0.036	0.000	-0.050	0.032	0.118
生活保護率前期差[3]	0.269	0.037	0.000	-0.047	0.033	0.160
生活保護率前期差[4]	0.065	0.038	0.091	-0.034	0.034	0.315
生活保護率前期差[5]	0.121	0.038	0.001	-0.003	0.034	0.932
生活保護率前期差[6]	0.099	0.038	0.010	0.173	0.034	0.000
生活保護率前期差[7]	0.038	0.039	0.324	0.059	0.034	0.083
生活保護率前期差[8]	0.084	0.036	0.021	-0.055	0.032	0.087
生活保護率前期差[9]	0.021	0.035	0.542	-0.143	0.031	0.000
生活保護率前期差[10]	-0.209	0.035	0.000	0.007	0.031	0.812
有効求人倍率[1]	-0.294	0.048	0.000	1.482	0.042	0.000
有効求人倍率[2]	0.342	0.084	0.000	-0.430	0.075	0.000
有効求人倍率[3]	0.064	0.086	0.456	0.019	0.076	0.807
有効求人倍率[4]	-0.077	0.086	0.371	0.050	0.076	0.508
有効求人倍率[5]	-0.142	0.084	0.092	-0.011	0.075	0.886
有効求人倍率[6]	0.203	0.083	0.015	-0.029	0.074	0.696
有効求人倍率[7]	-0.169	0.083	0.042	-0.096	0.074	0.191
有効求人倍率[8]	0.066	0.083	0.425	-0.149	0.074	0.044
有効求人倍率[9]	-0.086	0.080	0.287	0.206	0.071	0.004
有効求人倍率[10]	0.090	0.045	0.047	-0.053	0.040	0.190
定数項	0.002	0.003	0.554	0.009	0.003	0.000
N	579			579		
被説明変数の標準誤差	0.052			0.306		

5.3 最近の保護率変動に対する歴史的分解

次に、本稿の分析のハイライトである歴史的分解（Historical decomposition）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、両要因の重要度を定量的に示すことが出来る。我々が関心を持っているのは、最近の生活保護率上昇の要因分解なので、生活保護率が90年代で底を打った1996年3月からの歴史的分解を実施することにした。

歴史的分解は、理論的には先述の(3-12)、(3-13)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1996年3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-

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¹⁰⁾。この乖離とは、1996年3月までの情報では説明できなかった1996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とに分けることができるのである。

図9は、トレンド除去後完全失業率と生活保護率前期差のBVARモデルの推定結果1（表2）を用いて、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、前期差のうち0.01%で一定しているのが予測値であり、現実値と予測値の乖離にあたる変動のほとんどが、この期間にもたらされた外生的ショックによってもたらされたと考えることができる。

そこで、この乖離部分に対する歴史的分解を行ったものが、図10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

表4 生活保護率前期差の予測誤差の分散分解1(推定結果1から)

月	標準誤差	恒常的ショック	一時的ショック
1	0.02	83.69	16.31
6	0.03	78.91	21.09
12	0.03	73.84	26.16
24	0.04	72.23	27.77
36	0.05	74.16	25.84
48	0.05	76.16	23.84
60	0.05	77.50	22.50
84	0.05	78.40	21.60
120	0.05	77.90	22.10

表5 生活保護率前期差の予測誤差の分散分解1(推定結果2から)

月	標準誤差	恒常的ショック	一時的ショック
1	0.02	98.04	1.96
6	0.02	93.65	6.35
12	0.03	89.34	10.66
24	0.04	77.73	22.27
36	0.05	77.12	22.88
48	0.05	78.40	21.60
60	0.05	77.69	22.31
84	0.05	75.62	24.38
120	0.05	74.73	25.27

表6 トレンド除去後完全失業率の予測誤差の分散分解(推定結果1から)

月	標準誤差	恒常的ショック	一時的ショック
1	0.09	8.59	91.42
6	0.20	3.62	96.38
12	0.30	1.84	98.16
24	0.41	0.98	99.03
36	0.47	0.76	99.24
48	0.50	0.70	99.30
60	0.51	0.69	99.31
84	0.52	0.74	99.26
120	0.53	0.81	99.19

表7 有効求人倍率の予測誤差の分散分解(推定結果2から)

月	標準誤差	恒常的ショック	一時的ショック
1	0.02	3.47	96.53
6	0.08	2.75	97.25
12	0.16	1.26	98.74
24	0.26	0.68	99.32
36	0.29	1.07	98.93
48	0.29	2.19	97.81
60	0.29	3.39	96.61
84	0.30	4.57	95.43
120	0.30	4.82	95.18

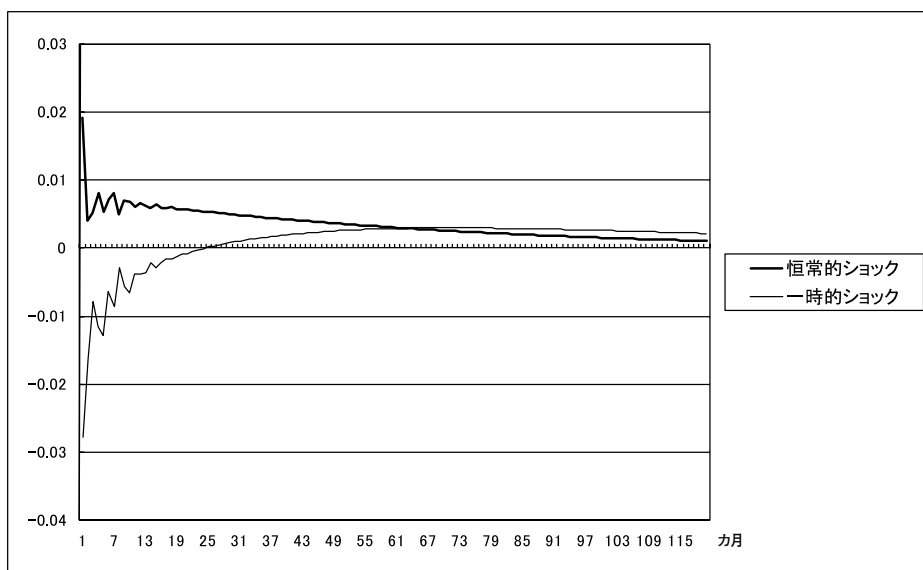
線の恒常的要因がそれぞれどの程度寄与したかを示している。これをみると、この期間において一時的要因は正負の両方にショックを与えており、概ね景気循環の山谷を追っていると言えよう。一方、恒常的要因は、2002年ごろから生活保護率前期差に対する影響が徐々に大きくなってきており、生活保護率上昇を加速させていることがわかる。子細にみると、リーマン・ショック前には影響がやや小さくなり、リーマン・ショック直後に再び大きくなるが、2009年12月を山に影響が小さくなっており、リーマン・ショックを期に恒常的要因が変化したことが伺える。

一方で、一時的要因についても、リーマン・ショック後の予測誤差の急上昇やその後の低下と良く連動している。どちらかと言えば、一時的要因の方がリーマン・ショック後の連動性は高い。したがって、分析期間全体についてみると、一時

的要因よりも、恒常的要因の方が大きな影響を及ぼしていると言えるが、リーマン・ショック後の変動については、一時的要因、恒常的要因の双方が影響していると結論できよう。

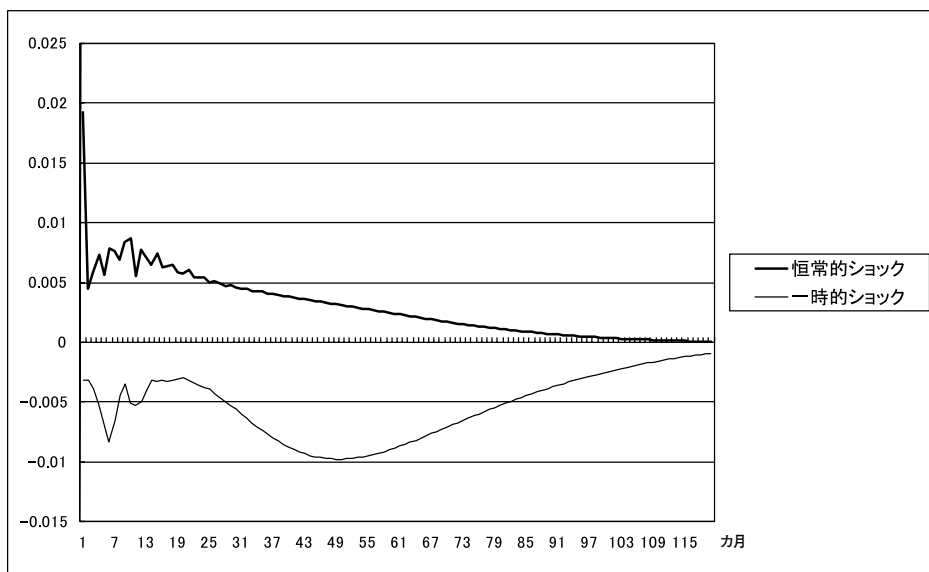
次に、有効求人倍率と生活保護率前期差のBVARの推定結果2(表3)を元に分析を行ったものが、図11、12である。図11の予測値は90年代後半にマイナスであったが、その後はほぼ0近傍にあり、乖離部分のほとんどが、この期間にもたらされた外生的ショックによって説明される。

図12の歴史的分解については、図10とはやや様子が異なるものの、点線の一時的要因は概ね景気循環の山谷を表しており、恒常的要因が生活保護率前期差にプラスのショックを与え続けている状況は同じである。ただ、恒常的要因は図10のように持続的に増え続けるのではなく、2003年から2008年にかけていったん小さくなり、リーマン・



注) 各ショックは1標準偏差分のショックを与えている。

図7 各ショックに対する生活保護率前期差のインパルス応答関数1 (推定結果1より)



注) 各ショックは1標準偏差分のショックを与えている。

図8 各ショックに対する生活保護率前期差のインパルス応答関数2 (推定結果2より)

ショック後に跳ね上がる動きを見せている。リーマン・ショック後の上昇は図10よりもかなり大きい。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、図10とは異なり、一時的要因よりも、恒常的要因の方がかなり大きな影響を及ぼしていると言える。

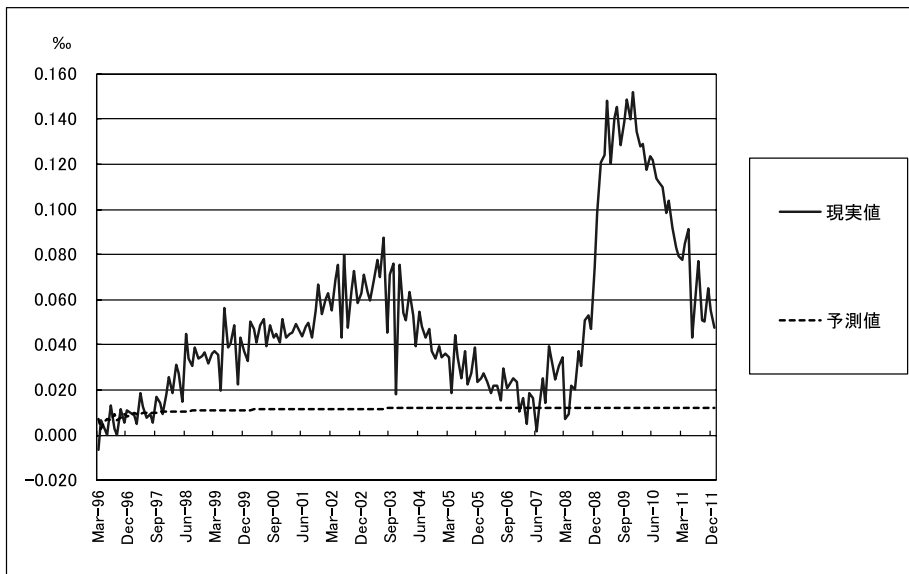


図9 生活保護率前期差のベースライン予測値と現実値1（推定結果1より）

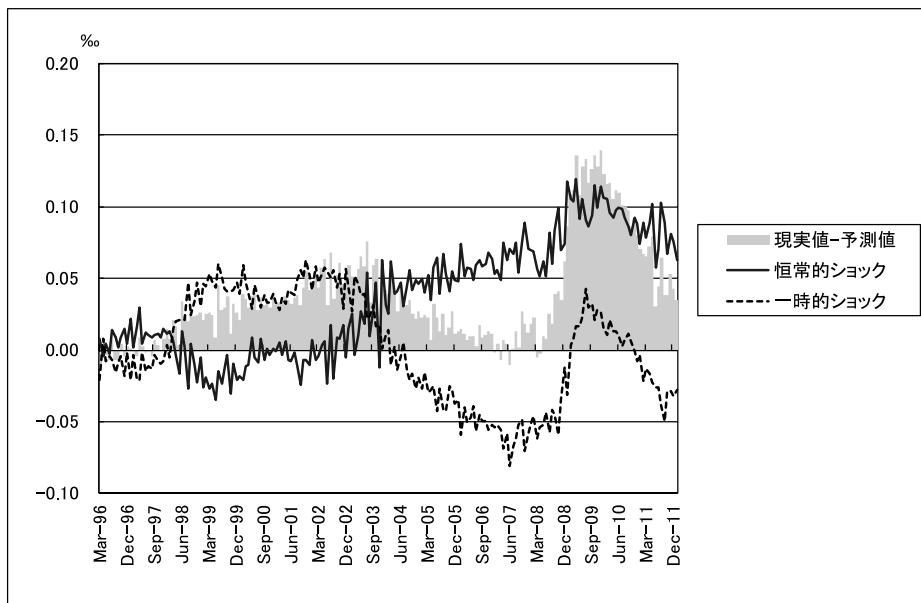


図10 生活保護率前期差の予測誤差における歴史的分解1（推定結果1より）

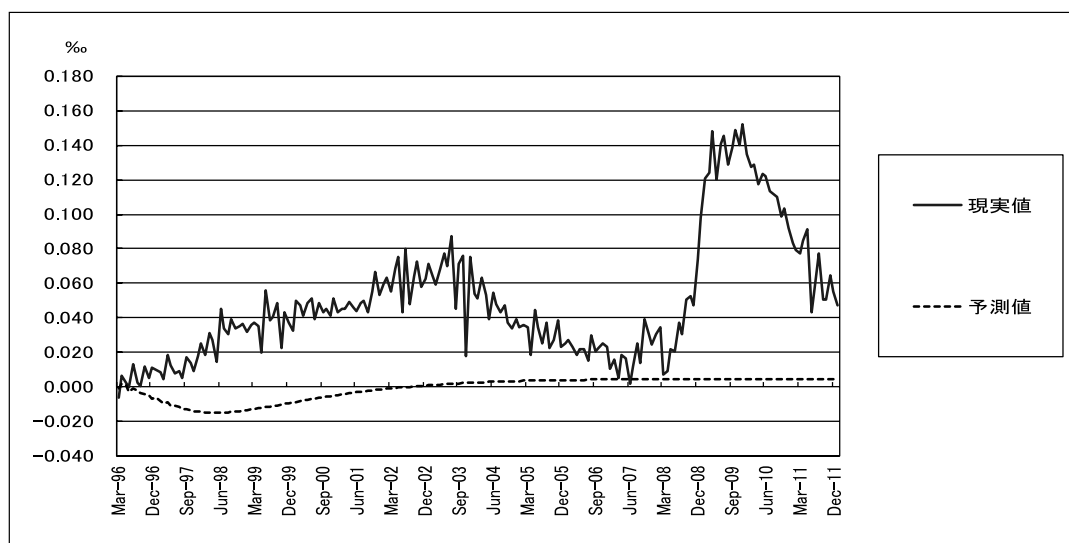


図11 生活保護率前期差のベースライン予測値と現実値2（推定結果2より）

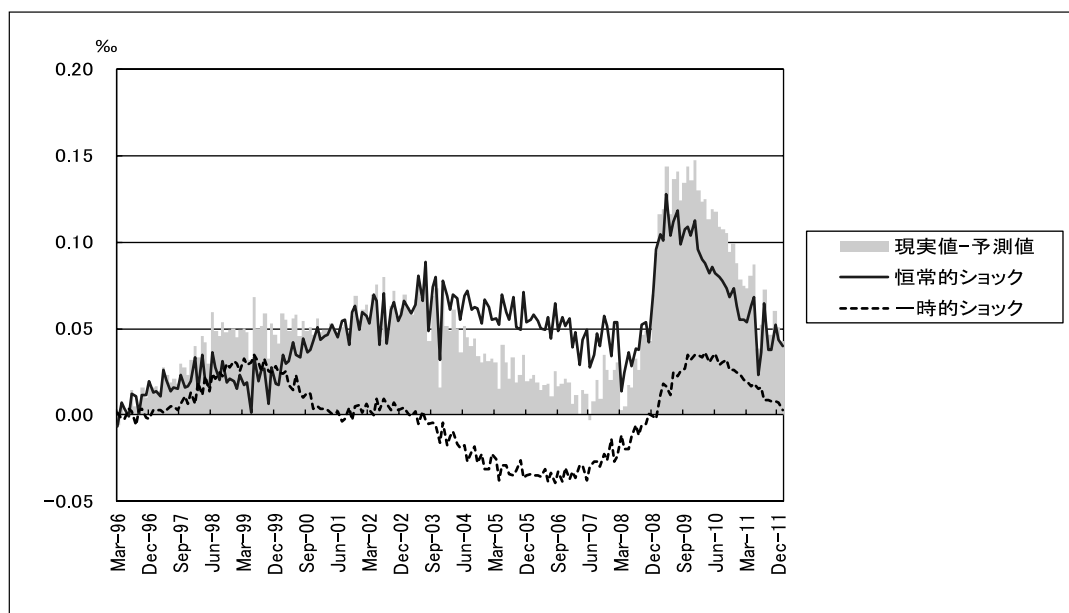


図12 生活保護率前期差の予測誤差における歴史的分解2（推定結果2より）

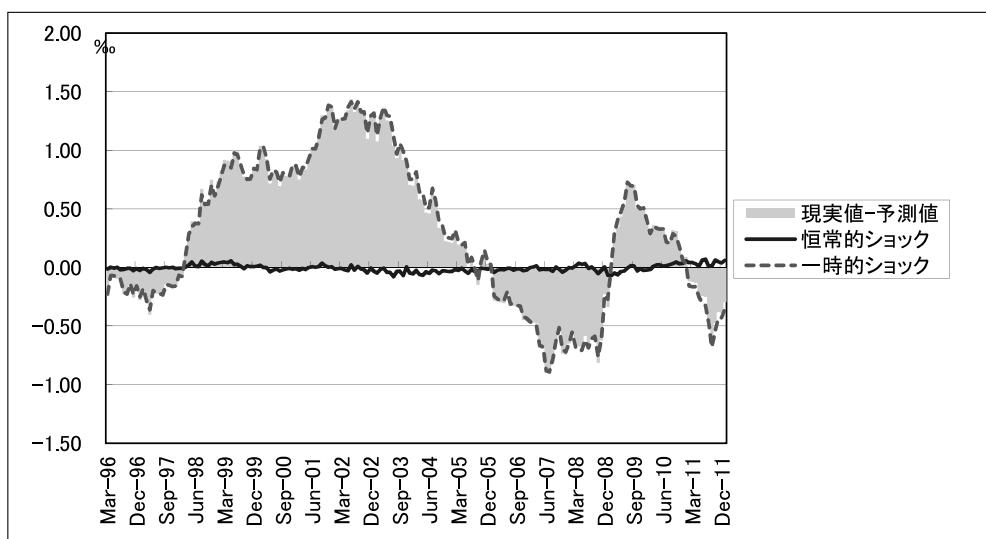


図13 トrend除去後失業率の予測誤差における歴史的分解（推定結果1より）

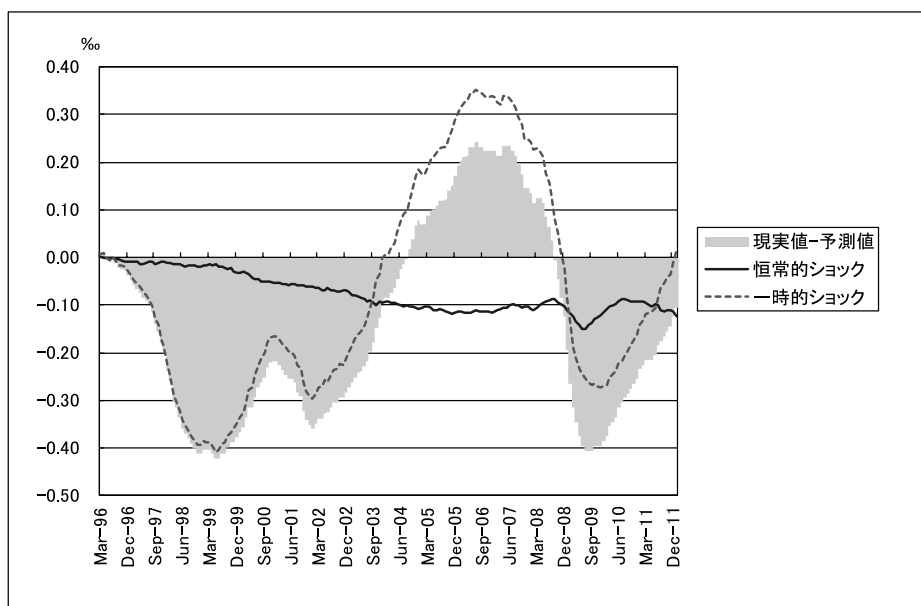


図14 有効求人倍率の予測誤差における歴史的分解（推定結果2より）

ちなみに、図13、14はそれぞれトレンド除去後完全失業率、有効求人倍率について歴史的分解を行ったものである。両方とも変動の大部分を一時的要因が説明しており、恒常的要因の説明度合いは小さい。したがって、生活保護率を変動させた

恒常的要因は労働市場に対しては、あまり大きな影響を与えていないと言えよう¹¹⁾。

6 結語

本稿は、近年の生活保護率の上昇について、長期時系列データによる要因分解を試みた。具体的には、1963年1月から2012年1月までの時系列データを用いてBVARを推定し、Blanchard=Quah分解法によって、生活保護率前期差を一時的要因(temporary component)と、恒常的要因(permanent component)とに分解した。歴史的分解を用いた分析の結果、1996年3月以降の生活保護率は、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、全体としてその乖離は一時的要因よりも恒常的要因で説明される割合が大きいことが分かった。

また、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については、失業率を用いた分析では、一時的要因と恒常的要因の双方が影響しており、どちらかと言えば一時的要因の方が説明度合いが大きい。しかしながら、有効求人倍率を用いた分析では、一時的要因よりも恒常的要因の方が、説明度合いがかなり大きいことが分かった。

したがって、失業率と有効求人倍率のどちらを用いるかによってやや解釈が分かれることになるが、少なくとも、恒常的要因が一定の影響を及ぼしているということまでは言っても良いであろう。つまり、一般的に信じられているように、リー

マン・ショック以降の不況だけが近年の生活保護率を上昇させているのではなく、様々な恒常的ショックがこの期間に加わったことが影響していると結論付けられよう。

ただ、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影響していると考えられることを報告した。こうした高齢化要因の影響はもちろんその後の期間においても続いていると想像される。また、離婚率上昇、労働市場における非正規比率の上昇と言った構造的要因も、この期間に恒常的ショックを持続的に与えていた可能性がある。

ただ、図10と図12でやや強弱の差があるものの、リーマン・ショック前に恒常的要因の上昇ペースが弱まったり(図10)、やや小さくなったりして(図12)、リーマン・ショック以降に再び大きくなる動きがみられる。この動きを説明する候補の一つ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政策的スタンスの変化である。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

表8 生活保護行政に関する主要事項の年表

年月	出来事
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
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

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が大きく影響するものと考えられる。

表8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。1990年代後半から2000代前半にかけて生活保護率が上昇したこと等を受け、2003年8月に、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した。その後、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基準について抑制的なスタンスに舵を切っている。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、申請基準の適正審査が強化されるようになった。

しかしながら、転機はリーマン・ショックであり、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、大幅に緩和される状態となっている。このように、この間の政策スタンスの変化は、恒常的要因の動きとある程度の連動をしているようにも思われる。

いずれにせよ、本稿の分析の枠組みでは、この恒常的要因が何であるかを特定することは不可能であり、特定するためには別の枠組みによって分析を行うことが必要である。本稿が結論付けられるのは、こうした恒常的要因が近年、特にリーマン・ショック以降の生活保護率急増に少なくない影響を与えているということまでである。したがって、こうした恒常的要因に対処しなければ、現在の生活保護率、生活保護費の増加傾向は今後も続くと考えられる。生活保護率増加の是非も含め、恒常的要因の分析を行い、そしてそれをどう評価し、どう対処するかについて、早急な調査・研究が求められる。

(平成23年9月投稿受理)

(平成24年6月採用決定)

*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。また、本誌の3人の匿名レフェリーからいただいたコメントも、論文を改訂するにあたって非常に有益であった。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』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。

注

- 1) 生活保護受給者数の過去最多更新を伝える新聞記事や雑誌記事の中には、厚生労働省のコメントとして「リーマン・ショック以降の不況で失業した現役世代の生活保護申請が急増した」(時事通信配信2011年10月20日の記事「生活保護世帯、過去最多を9年連続更新」)、「リーマン・ショック以来続く不景気で非正規雇用者が増加したことが、(中略)大きな要因」(週刊現代2012年3月3日号の記事「受給者急増!偽装離婚に不正受給、年金より生活保護の方がおいしい「生活保護大国」ニッポンの大爆発」)といった言説がよく現れており、厚生労働省の見解を示していると言える。また、生活保護制度の在り方を現在議論している「生活保護制度に関する国と地方の協議」においても、厚生労働省、自治体側の双方から「不況による生活保護受給世帯の急増」という表現が煩瑣に使われている (例えば、第1回生活保護制度に関する国と地方の協議平松大阪市長提出資料 (平成23年5月30日) 等)。
- 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) Hall (1979)。本稿の説明は、Johns (2010) を参考にした。
- 4) したがって、 $E(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}) = 0$ 。
- 5) 歴史的分解 (Historical decomposition) については、意外なことに時系列分析の代表的教科書ではほとんど解説がなされておらず、もっとも詳細で分かりやすい文献としては、Estima社のソフトウェアであるRATS 8.1のUser's Guideが挙げられる。本稿が行った具体的な歴史分解方法の詳細は、5.3節で改めて解説する。
- 6) これらの文献は本誌匿名レフェリーにご教示い

ただいた。

- 7) このプログラムの詳細は有田 (2012) を参照。ARIMAのモデルとしてはARIMA (0 1 1) (0 1 1) を選択した (かつこ内はそれぞれ (ARモデルの次数 階差 MAモデルの次数) (季節ARモデルの次数 季節階差 季節MAモデルの次数))。調整期間は1963年1月から2012年1月である。
- 8) 完全失業率については階差をとるという考え方もあるが、図3にみるように、月次の季節調整系列はなめらかではないために、月次の前期差を取ると非常にnoisyなデータになってしまう。このため、トレンド除去で処理することにした。
- 9) VARの分析ではマイナスを付けない値を用いている。
- 10) 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。
- 11) ただし、有効求人倍率については、恒常的要因は徐々にマイナスの影響を及ぼしており、その影響は徐々に拡大している。

参考文献

- 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、
- 有田帝馬 (2012) 『入門季節調整』東洋経済新報社
- 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
- Bashar, O. (2011) "On the permanent effect of an aggregate demand shock: Evidence from the G-7 countries." *Economic Modeling* 28, pp.1374-1382
- 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
- Cover, J., Enders, W. and J. Hueng (2006) "Using the Aggregate Demand-Aggregate Supply Model to Identify Structural Demand-Side and Supply-Side Shocks: Results Using a Bivariate VAR." *Journal of Money, Credit and Banking* 38 (3), pp.777-790
- Hall, s. (1979) "A theory of the natural unemployment rate and the duration of employment." *Journal of Monetary Economics* 5 (2), pp.153-169
- Jones, C. (2010), *Macroeconomics 2nd edition*, W. W. Norton & Company (チャールズ・ジョーンズ (宮川努他訳)「ジョーンズ マクロ経済学 I, II」東洋経済新報社)
- Pagan, A. and H. Pesaran (2008) "Econometric analysis of structural systems with permanent and transitory shocks" *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, pp.3376-3395
- Suzuki, W. and Y. Zhou (2007) "Welfare Use in Japan: Trends and Determinants," *Journal of Income Distribution* Vol.16 (3-4), pp.88-109
- (Yanfei Zhou (独) 労働政策研究・研修機構 副主任研究員)
- (すずき・わたる 学習院大学教授)