

論文

雇用保険受給者割合の決定要因

——ベクトルを用いた誤差修正モデル（VECM）を用いた分析——

福田 順[†]

要約：本稿では総務省統計局「労働力調査」厚生労働省「雇用保険事業月報」の2002年1月から2007年12月までの月別データを用いて、雇用保険の基本手当の受給者割合がどのような要因によって決定されているかを、ベクトルを用いた誤差修正モデル（VECM）および累積インパルス反応関数と相対的分散寄与率を通じて明らかにした。その結果、男女いずれも有効求人倍率の増加は自発的な失業の増加を通じて受給者割合を減少させる一方で、女性については失業者に占める55歳以上の割合は当初は受給者割合を増加させるものの、後には受給者割合を減少させる効果があった。これは失業した高齢女性は再就職が困難であり、当初は基本手当を受け取って求職活動をするものの、再就職をする前に受給期間を消化してしまう傾向にあることを示唆している。

キーワード：雇用保険、受給者割合、ベクトルを用いた誤差修正モデル（VECM）、累積インパルス反応関数、相対的分散寄与率

目次

1. はじめに
2. 日本における雇用保険制度
3. 雇用保険受給者割合の変化の要因分解
 - 3-1. 誤差修正モデル（ECM）とは何か
 - 3-2. 単位根検定とヨハンセン検定
 - 3-3. VECM の推計
 - 3-4. 累積インパルス反応関数と相対的分散寄与率
4. 終わりに

1. はじめに

社会のセーフティーネットについて考察する際、雇用保険制度が果たす役割は重要な論点である。労働者が失業した場合、どれだけの失業者が雇用保険によってカバーされているのかは雇用保険制度の運営の適否を判断する重要な要素である。雇用保険による

[†]同志社大学社会学部助教

*2017年9月28日受付、2017年10月16日掲載決定

失業者のカバーは2つの要素に分けられる。1つは就労していたときに得ていた賃金のうち、どの程度を雇用保険でカバーできるのかという問題であり、もう1つは失業者のうち、実際に雇用保険を受給している者はどの程度かという問題である。この論文では後者、すなわち雇用保険制度の「求職者給付」の「基本手当」の受給者実人員が失業者数に占める割合（以下、受給者割合）に焦点を絞って考察していきたい。

この受給者割合はいくつかの要因で変動しうる。例えば、雇用保険に加入していない労働者が増えた場合、加入期間が短い失業者が増えた場合、長期間失業し雇用保険を受給できる期間が終了した失業者が増えた場合、いずれも受給者割合は低下する。受給者割合がどのような要因で変化したのか、あるいはどのような要因が受給者割合の変化をより大きく説明するのかを明らかにするのが本稿の目的である。ここで注意しなければならないことは、受給者割合は時系列データであるということである。山本勲 [2015, 79-85] によると時系列データの場合、誤差項の共分散がゼロという仮定が満たされない可能性が高く、最小二乗法推計量が BLUE (Best Linear Unbiased Estimator: 最良線形不偏推計量) である条件が満たされない⁽¹⁾。従って受給者割合を分析する本稿では、このような時系列データの特性に配慮した分析を行う。それがベクトルを用いた誤差修正モデル (Vector Error-Correction Model: 以下 VECM) を用いた分析である。

以下に本稿の構成を述べる。続く II で、日本の雇用保険制度の概要を説明する。さらに雇用保険の受給に関する先行研究を整理する。続く III で、使用する時系列データの単位根検定を行ったうえで、ヨハンセン検定を行い、VECM が選択されるべきであることを示す。さらに VECM の推計結果を用い、累積インパルス応答関数と相対的分散寄与率を算出する。

本稿の結果を端的に示す。有効求人倍率の増加は男女いずれにおいても長期的に受給者割合を抑制し続ける。有効求人倍率が高い場合、失業者になっても雇用保険を受け取ることなく再就職する者が多くなる、という事情が背景にあるものと考えられる。また、女性については失業者に占める 55 歳以上の者の割合の増加は、初期は受給者割合を増加させるものの、後には受給者割合を低下させることが分かった。このことは女性の中老年労働者は再就職がより困難であり、失業した場合基本手当を受け取るが、時間が経つにしたがって基本手当を受給できなくなる失業者が増えていく、といった事情があるものと考えられる。また相対的分散寄与率を算出して受給者割合を説明する要因がどのように変化するか見たところ、男女いずれも失業者に占める 15-34 歳の者の割合が大きな説明力を持つということが分かった。このことは受給者割合の決定要因は雇用保険の加入期間や再就職の難易度が大きな役割を果たしていると推測できる。

2. 日本における雇用保険制度

ここでは日本の雇用保険制度の概要を説明する⁽²⁾。雇用保険は政府が運営する強制保険制度であり、労働者を雇用する事業には原則として強制的に適用される。雇用保険は「失業等給付」「2事業」そして「就職支援法事業」の3つに分けられる。このうち「失業等給付」では保険料は労使折半であり、国庫負担があるのに対し、「2事業」では国庫負担はなく、保険料は事業主のみが負担する。また「就職支援法事業」では保険料は労使折半であり、国庫負担はない。

このうち「2事業」は「雇用安定事業」と「能力開発事業」から構成されている。「雇用安定事業」には雇用情勢助成金、特定求職者雇用開発助成金、労働移動支援助成金等が含まれ、「能力開発事業」にはキャリア形成促進助成金、職業能力開発施設の設置・運営等が含まれている。

一方「失業等給付」は「求職者給付」「就職促進給付」「教育訓練給付」「雇用継続給付」から構成されている。このうち「雇用継続給付」は「高年齢雇用継続給付」「育児休業給付」「介護休業給付」から構成されている。一方、「求職者給付」は「一般求職者給付」「高年齢求職者給付」「短期雇用特例求職者給付」「日雇労働求職者給付」から構成されている。本稿で取り上げる「基本手当」は「一般求職者給付」に含まれている。

基本手当の日額は、60歳未満であれば離職前の賃金の50%から80%である。なお、賃金日額が低いほどこの割合は高くなる。ただし給付額には年齢に応じて上限と下限が設定されている。給付日数は、年齢、被保険者期間の長さおよび離職理由に応じて、表1のように定められている。なお、雇用保険料は2017年4月1日より一般の事業では労働者は千分の3、事業主は千分の6となっている⁽³⁾。久本憲夫[2015, 166]によると日本の雇用保険料はヨーロッパ諸国に比べてかなり低く、給付も一定水準あるにも関わらず雇用保険会計は安定している。この最大の理由は失業率の低さにあるが、もう1つの理由は雇用保険給付を受け取っていない失業者が日本では非常に多いことにある。

まず、雇用保険給付が失業者の再就職に与える影響についての先行研究を見ていく。求職者給付を受給できることで再就職の意欲が損なわれているのであれば、給付が切れるまで失業状態にいる可能性が高まり、満期受給率が高くなると考えられる。小原美紀[2004]は男性より女性の方が満期受給率は高いことを明らかにした。また、男性は60歳未満のすべての年齢で、給付日数が増加するにつれて満期受給率は減少して行くことが分かった。一方で女性は所定給付日数が増加しても、満期受給率はほとんど変化せず、失業給付が切れるまで再就職を延期する傾向があることが分かった。また、2001年に雇用保険法が改正され、離職理由により、給付対象者は特定離職者（倒産、解雇による

表1 基本手当の所定給付日数

		被保険者期間				
		1年未満	1年以上 5年未満	5年以上 10年未満	10年以上 20年未満	20年以上
倒産・解雇等 による離職者	30歳未満	90日	90日	120日	180日	—
	30歳以上 35歳未満		120日		210日	240日
	35歳以上 45歳未満		150日	180日	240日	270日
	45歳以上 60歳未満		180日	240日	270日	330日
	60歳以上 65歳未満		150日	180日	210日	240日
	一般の離職者		全年齢	—	90日	120日
就職困難者	45歳未満	150日	300日			
	45歳以上 60歳未満		360日			

出所：ハローワークインターネットサービス「基本手当の所定給付日数」

(https://www.hellowork.go.jp/insurance/insurance_benefitdays.html 2017年9月15日アクセス)を筆者修正。

離職者)と一般離職者に分割され、後者については給付日数が(特に高齢者について)大幅に削減される一方で、特定離職者については、45歳以上60歳未満の層で給付日数が増やされた。小原の2002年のデータを用いた分析によると、性別に関わりなく、特定離職者よりも一般離職者の方が満期受給率は高い。小原は解雇・倒産などが理由で離職した人の方が、「求職者給付による再就職インセンティブ抑制効果」は小さいと結論付けている。

受給者割合の長期的な傾向を見てみよう。図1に示した年次別データによると、1960年代末には90%近かった受給者割合はほぼ一貫して低下し続け、近年では20%台で推移している。特に1970年代後半と1980年代前半、そして近年では2000年代初頭での低下が著しい。その一方で、雇用者数に占める雇用保険加入者数はわずかながら増加し続けている。

このように雇用保険の受給者割合は減少傾向にある。受給者割合の決定要因について近年では乗杉澄夫[2005]、酒井正[2012]が研究を行っている。

乗杉澄夫[2005]は既存の受給者割合の研究に対して以下のような批判を挙げている。雇用保険の受給者割合は受給者数を失業者数で除して算出しているが、既に非労働力化した者が雇用保険を受け取っている場合、受給者割合が過大に評価されてしまう。実際、1968年の女性の受給者割合は100%を超えており、このことは失業者を経て専業主婦となった女性が雇用保険を受け取っていることを示唆している。このことを踏まえ、乗杉は受給者割合の分母である失業者の概念を拡大することにより、正確な推計を

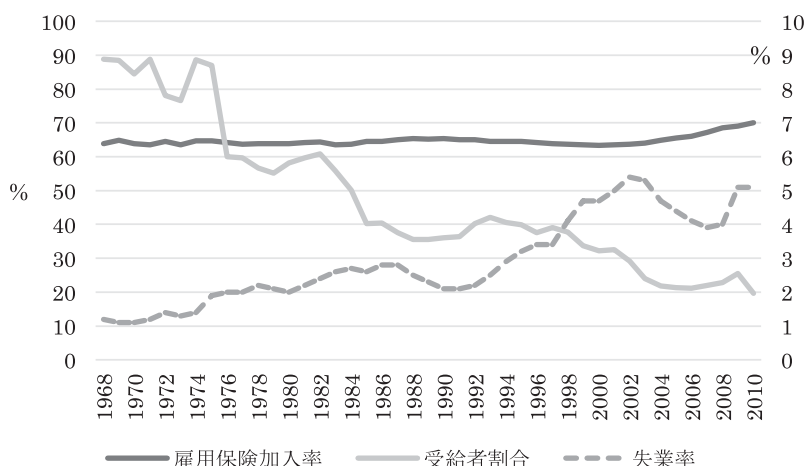


図1 受給者割合、雇用保険加入率、失業率の年次別変化

注：雇用保険加入率は雇用保険加入者数を雇用者数で除して得られた値である。受給者割合と雇用保険加入率は左軸、失業率は右軸である。

出所：厚生労働省「雇用保険事業年報」、総務省統計局「労働力調査」

試みている。具体的には総務省「労働力調査」の非労働力人口について、その一部を失業者とみなして推計を行っている。そして1990年代末以降の、受給者割合低下の原因は失業の長期化と所定給付日数の削減にあると述べている。

酒井正 [2012] は1976年から2010年までの「雇用保険事業年報」（厚生労働省職業安定局雇用保険課）と「労働力調査」（総務省統計局）の年次別データを用いて雇用保険の受給者割合（失業者に占める雇用保険の基本手当を受給する者の割合）の決定要因を分析している⁽⁴⁾。被説明変数は受給者割合であり、説明変数は短期（6カ月未満）失業者割合、離職失業者割合、前職正規雇用割合（1985年以降の分析のみ使用）、失業者年齢構成（15-34歳割合、55歳以上割合）、有効求人倍率、制度変更ダミー（1985年以降、1990年以降、2002年以降、2008年以降）、トレンド項である。

このうち、1985年以降のサンプルを用いた分析について結論を端的に述べると、男性については短期失業者割合、前職正規雇用割合の係数が正で統計的に有意となった一方で、有効求人倍率の係数が負で統計的に有意であった。この点について好況期は自発的な離職者が増えるので、結果として受給者割合は低下するのでは、と酒井は推測している。一方、女性については離職失業者割合と1990年以降ダミーの係数が正で統計的に有意であった一方でトレンド項の係数が負で統計的に有意であった。1989年に短時間労働被保険者制度が導入されたことで女性の受給者割合が増加したと酒井は推測している [酒井 2012]。

本稿では主として酒井のモデルに依拠し、分析を行う。分析期間は2002年1月から2007年12月までとし、月別データを用いる。その一方で酒井の分析では使用した時系列データの非定常性の問題に対して対処が行われていない。松浦克己・コリン＝マッケ

ンジー [2012, 263-267] によると確率変数の期待値と分散が期間を通じて一定であり、かつ自己共分散は 2 時点の差のみに依存し、時点には依存しないという条件を満たす場合、定常性を満たすという⁽⁵⁾。一方で、この条件を満たさない場合、そのデータは非定常と呼ぶ⁽⁶⁾。松浦・マッケンジーによると、被説明変数および説明変数に 1 つでも非定常なデータが含まれていると、見せかけの相関が生じる場合がある。本稿では、分析に使用する時系列データについて単位根検定を行い、さらに共和分検定を行って VAR (ベクトル自己回帰) や VECM (ベクトルを用いた誤差修正モデル) が使用可能か否かを検討する⁽⁷⁾。

3. 雇用保険受給者割合の変化の要因分解

3-1. 誤差修正モデル (ECM) とは何か

ここでは誤差修正モデルの理論的なサーベイを行っている吉田知生 [2000] の説明に基づいて、誤差修正モデル (ECM) の考え方を説明する。吉田は貨幣需要関数を題材に ECM の説明を行っている。

$$(m - p)_t = \alpha(m - p)_{t-1} + \beta y_t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

ここで m は名目貨幣需要、 p は物価、 y は実質 GDP のそれぞれの対数値を表す。この回帰式は自己回帰分布ラグ (Auto-Regressive Distributed Lag: AD) モデルと呼ばれる。このモデルは 1970 年代までは一般的であった部分調整 (Partial Adjustment) モデル

$$(m - p)_t = a_1 y_t + a_2 R_t + a_3 (m - p)_{t-1} \quad (2)$$

よりも general である。すなわち数式 (1) に $\gamma = 0$ の制約を課すと、

$$(m - p)_t = \alpha(m - p)_{t-1} + \beta y_t + u_t \quad (3)$$

となり、利子率は説明変数に入っていないことを除けば部分調整モデルと同一である。また、数式 (1) に $\alpha = 0$ の制約を加えると

$$(m - p)_t = \beta y_t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

となり、2 次の分布ラグ (Distributed Lag) モデルが得られる。

さらに数式 (1) に $\beta = \gamma = 0$ の制約を課すと、

$$(m - p)_t = \alpha(m - p)_{t-1} + u_t \quad (5)$$

となり、一次の自己回帰 (AR) モデルが得られる。

このように AD モデルは部分調整モデル、部分調整モデルと類似している適合的期待形成 (Adaptive Expectation)、分布ラグモデル、自己回帰モデルに対して general の関係にある。

また、AD モデルと VAR モデルを比較すると両者はいずれもラグ構造に強い事前の制約を課すことなく、データの持つ情報をフルにモデルに反映させようとする点で共通している。もっとも、AD モデルは説明変数に同時発生的 (contemporaneous) な変数を含むのに対し、VAR モデルでは説明変数に同時発生的な変数を含んでいない。計量経済学の用語で言えば AD モデルは「構造型」であり、VAR モデルでは構造型を先決変数のみによって表されるように解いた「誘導型」である。このような形式的な相違は AD モデルが経済理論の妥当性を確かめるためのモデル構築のスタート台としての役目を担っているのに対し、VAR モデルは特定の経済変数の変化に対し経済システムがどのように反応するかを、構造型の推定なしに把握しようとすることに主眼を置いているという、それぞれの利用目的の違いを反映したものである。

さて、数式 (1) の AD モデルにおいて $\alpha = 1 + c_2$ 、 $\beta = c_1$ 、 $\gamma = -c_1 - kc_2$ とおき、両辺から $(m - p)_{t-1}$ を引いて整理すると

$$\Delta(m - p)_t = c_1\Delta y_t + c_2(m - p - ky)_{t-1} + u_t \quad (6)$$

という最も簡単な形の ECM に書きかえることができる。

AD モデルを ECM に書き換えるメリットは2つある。第1のメリットは ECM は AD モデルよりも、経済理論とある程度整合的な解釈が可能という点である。ECM 型の通貨需要関数では人々の通貨保有に対する行動様式を次のように捉える。まず、人々は教科書的な通貨需要関数が示すような均衡状態にある実質通貨保有量 $(m - p)$ と実質所得 y との最適な関係として

$$(m - p) = ky \quad (7)$$

を想定するものの、現実にはこのような関係は不確実性や調整コストの存在などの理由から必ずしも每期実現するものではない、と考える。この場合、 t 期における最適状態

からのかい離幅（通常「エラー」と呼ばれる） EC_t は

$$EC_t = (m - p - ky)_t \quad (8)$$

によって与えられ、言うまでもなく最適状態以外においては $EC_t \neq 0$ である。

次に人々は各期において通貨保有量の変化分 $\Delta(m - p)_t$ を調整しており、この調整は当該期の実質所得の変化に比例して行われる部分 $c_1 \Delta y_t$ と、前期における「エラー」の一部を修正する部分 $c_2(m - p - ky)_{t-1}$ とに分けられる。この場合、前期の「エラー」が最適状態に向かって修正されるためには $c_2 < 0$ が必要である。また、 $EC_t = (m - p - ky)_t$ は誤差修正項（Error Correction Term）と呼ばれる。

要するに ECM 型通貨需要関数については、現実のマネーサプライの動きにつき、経済理論の示すような均衡状態における最適な関係が常に実現しているとはみられるのではなく、むしろ人々がその実現に向けて努力している姿を表すものとみるのである。

ECM の第 2 のメリットは多重共線性の問題が大幅に改善される点である。数式 (1) の AD モデルでは 3 つの説明変数 $(m - p)_{t-1}$ 、 y_t 、 y_{t-1} の相関は極めて高いため、そのまま推計して α 、 β 、 γ の正確な推計値を得ることはまず不可能である。しかしながら数式 (6) の ECM の場合には説明変数の数が Δy_t と $(m - p - ky)_{t-1}$ の 2 つに減少しており、しかも両者の相関は通常低いと考えられることから c_1 、 c_2 の値をかなり正確に推定することができる。

他方、ECM のデメリットとしては数式 (6) の推定対象の c_1 、 c_2 、 k のうち k が EC_t の中に入った形となっているため、 k の値が既知でない限り、モデル全体が推定できないという点が挙げられる。このため、従来の ECM の実証研究では $k = 1$ という制約を付けてモデルを計測するのが一般的であった。しかしながらこの問題は本稿でものちに行うように、 k の値をまず推定し、その推定値を用いて ECM 本体を計測する手法が開発されたことで解消されている。

3-2. 単位根検定とヨハンセン検定

次に使用するデータについての説明を行う。受給者割合は厚生労働省の「雇用保険事業月報」より基本手当の受給者数を、総務省統計局「労働力調査」の失業者数で除して算出した。また、加入者割合は同じく「雇用保険事業月報」の月末加入者数を「労働力調査」の雇用者数で除して算出している。この他、失業者数に占める 15 歳から 34 歳までの失業者の割合と、55 歳以上の失業者の割合を分析に加える。以上の変数は男女別に算出している。この他に男女共通の変数として有効求人倍率と、失業者に占める離職失業者の割合も分析に加える。

以下に仮説を述べる。まず、雇用者数に占める雇用保険の加入率が高まると、受給者割合は上昇すると考えられる。また、失業期間が長期化した場合、雇用保険を受け取ることが出来なくなる。長期失業率の代理変数として失業者に占める15-34歳の者および55歳以上の者の割合を分析に用いる⁽⁸⁾。若年または中高年の失業者の増加は受給者割合を低下させると予想される。また、失業者のうち、離職して失業した者が多くなると受給者割合は増加すると予想される。また、本人都合による離職の場合は3ヵ月間の給付制限期間が設けられており、期間内に就職した場合、基本手当は受給できない〔酒井2012〕。有効求人倍率が高まると自発的失業が増えるため、受給者割合は低下すると予想される。

なお、本稿で用いるデータはすべて時系列データである。よってこれらのデータが単位根を持つか否かを検定するために、DF-GLSテスト、ADF (Augmented Dickey-Fuller) テスト、P-P (Phillips-Perron) テストを行った⁽⁹⁾。検定の結果は表2に示した。なお、以降の分析では変数はすべて対数化されている。なお、帰無仮説はすべてのテストで単位根ありである。階差なしの場合は受給者割合(男性)と有効求人倍率で帰無仮説を棄却できなかったため、これらの変数は単位根過程をとる可能性を否定できない。その一方で、1階の階差をとると、すべての変数で帰無仮説は棄却できる。一方で「共和分」を用いることで、時系列データの定常性が満たされることがある。このような共和分が存在するか否かを検定するのがヨハンセン検定である。

ヨハンセン検定によって、適切な共和分の数とモデルを特定化する。なお、本稿では使用する変数はすべて内生変数として取り扱う。Eviews 9.0では共和分に定数項もトレンド項も含まず、本体の回帰式にも定数項や確定的トレンド項を含まないモデル(モデル①)、共和分に定数項を含むがトレンド項は含まず、本体の回帰式には定数項や確定的トレンド項を含まないモデル(モデル②)、共和分に定数項を含むがトレンド項は含

表2 単位根検定：2002年1月から2007年12月まで

	階差なし			1階差		
	DF-GLS	ADF	P-P	DF-GLS	ADF	P-P
受給者割合(男)	-2.200(11)	1.398(11)	-2.446	-3.959(11)***	-4.071(11)**	-8.304***
受給者割合(女)	-3.313(0)**	-4.207(11)***	-3.894**	-1.136(11)	-7.256(10)***	-11.509***
加入割合(男)	-2.137(2)	-4.083(1)**	-3.175*	-8.504(1)***	-9.260(1)***	-14.141***
加入割合(女)	-2.638(2)	-5.375(1)***	-4.357***	-9.131(1)***	-9.294(1)***	-14.142***
有効求人倍率	-0.841(11)	1.719(11)	-2.022	-3.273(11)**	-1.342(11)	-4.727***
離職失業者割合	-4.401(0)***	-4.796(0)***	-4.747***	-9.693(1)***	-10.053(1)***	-13.786***
失業者15-34歳割合(男性)	-4.143(0)***	-4.922(1)***	-4.015**	-5.964(0)***	-6.536(3)***	-11.591***
失業者15-34歳割合(女性)	-4.932(0)***	-5.091(0)***	-5.057***	-8.213(1)***	-8.435(1)***	-14.034***
失業者55歳以上割合(男性)	-5.438(0)***	-5.404(0)***	-5.172***	-7.823(0)***	-8.430(1)***	-17.761***
失業者55歳以上割合(女性)	-4.931(0)***	-5.023(0)***	-4.849***	-8.247(0)***	-7.141(2)***	-29.366***

注：* $p < 0.1$ 、** $p < 0.05$ 、*** $p < 0.01$ 。値はt値。DF-GLSおよびADFテストのラグ次数(カッコ内の値)はSchwarzの情報基準に基づいて決定した。また、Phillips-PerronテストについてはSpectral estimation methodはデフォルト、BandwidthはAutomatic selection, Newey-West Bandwidthで行った。また、検定は切片とトレンド項を回帰式に投入した形で行っている。

出所：筆者作成。

まず、本体の回帰式には定数項が含まれるモデル（モデル③）、共和分に定数項と確定的トレンド項を含み、本体の回帰式は定数項を含むが確定的トレンド項を含まないモデル（モデル④）、共和分には定数項と確定的トレンド項を含み、なおかつ本体の回帰式にも定数項と確定的トレンド項が含まれるモデル（モデル⑤）の5つのモデルについて、検定が可能である。しかしながら松浦克己とコリン=マッケンジー [2012, 306] によると、モデル①およびモデル⑤は当てはまることはまれである。このことから、共和分検定はモデル②～④について行うこととする。なお、検定に用いる変数は男女いずれも受給者割合、雇用保険加入割合、有効求人倍率、離職失業者割合、失業者15歳～34歳割合、失業者55歳以上割合である。有効求人倍率と離職失業者割合は男女共通である。ここで共和分は先に紹介したECMの機能を果たす。

ヨハンセン検定の結果は表3および表4に示した。まず男性についてランク数（共和分の最大数）およびモデルの形状についての検定を行った。共和分の数ゼロ、モデル②の組み合わせからモデルを③、次いで④に移していく。その後共和分の数1、モデル②の組み合わせに移る。このように順に見ていくと、5%の有意水準では共和分の数3でありなおかつモデル③の組み合わせが最初に棄却できなかった。次に女性についても同じように検定を行ったところ、共和分の数最大5でありなおかつモデル②の組み合わせが最初に棄却できなかった。以上の結果から男女いずれについてもベクトルを用い

表3 ランクの検定と共和分要素の検定（男性）

共和分数	モデル②			モデル③			モデル④		
	トレース 検定統計量	臨界値	P 値	トレース 検定統計量	臨界値	P 値	トレース 検定統計量	臨界値	P 値
0	270.529	103.847	0.000	233.977	95.754	0.000	529.925	117.708	0.000
1	144.030	76.973	0.000	108.586	69.819	0.000	223.563	88.804	0.000
2	69.608	54.079	0.001	54.050	47.856	0.012	103.018	63.876	0.000
3	40.103	35.193	0.014	27.456	29.797	0.091	48.621	42.915	0.012
4	21.067	20.262	0.039	9.698	15.495	0.305	27.429	25.872	0.032
5	8.679	9.165	0.062	0.025	3.841	0.873	9.673	12.518	0.143

出所：筆者作成。

表4 ランクの検定と共和分要素の検定（女性）

共和分数	モデル②			モデル③			モデル④		
	トレース 検定統計量	臨界値	P 値	トレース 検定統計量	臨界値	P 値	トレース 検定統計量	臨界値	P 値
0	298.943	103.847	0.000	279.421	95.754	0.000	370.614	117.708	0.000
1	178.046	76.973	0.000	161.307	69.819	0.000	244.712	88.804	0.000
2	111.239	54.079	0.000	94.550	47.856	0.000	139.214	63.876	0.000
3	65.137	35.193	0.000	50.601	29.797	0.000	84.250	42.915	0.000
4	29.853	20.262	0.002	15.884	15.495	0.044	46.375	25.872	0.000
5	8.020	9.165	0.082	0.054	3.841	0.816	14.679	12.518	0.021

出所：筆者作成。

た誤差修正モデル（VECM）の利用が適切と判断される⁽¹⁰⁾。また、ヨハンセン検定を行うにあたって変数のラグのインターバルは赤池の情報量基準（AIC）により、男性、女性いずれも 8 が適切と判断された。（詳細は省略）

3-3. VECM の推計

表 5、6 に男女それぞれの共和分の推計結果を示し、さらに、表 7 と 8 に男女それぞれの VECM の推計結果を示した。なお、表 7 と 8 では共和分以外の変数はすべて 1 階差となっている。各変数は共和分と絶対水準を通じて、受給率割合に影響を与える。また、Jarque-Bera の検定統計量は男女いずれも統計的に有意ではない。このことは、誤差項は正規分布に従うという帰無仮説を棄却できておらず、VECM の前提を満たしている可能性が残ることを意味している。

まず男性について見ていこう。加入率は 2 か月前の値は受給者割合に正の影響を与えていたが、4 カ月以前の値は負の影響を与えていた。これは予想に反する結果である。これは加入者が増えたことで、加入期間の関係上受給資格を得られない加入者も増え、彼らが失業することで、受給者割合は低下するというメカニズムが働く可能性がある。

表 5 共和分の推計（男性）

	共和分 1	共和分 2	共和分 3
受給者割合 (-1)	1.000	0.000	0.000
加入率 (-1)	0.000	1.000	0.000
失業者 15-34 歳割合 (-1)	0.000	0.000	1.000
失業者 55 歳以上割合 (-1)	0.744 [0.326]	-0.437 [-1.081]	-0.187 [-0.309]
離職失業者割合 (-1)	-16.760 [-1.806]	4.391 [2.671]	5.097 [2.065]
有効求人倍率 (-1)	-0.327 [-0.472]	0.268 [2.184]	0.318 [1.724]
定数項	-2.880	1.282	2.3169

注：各変数について、上段は係数、下段は t 値である。
出所：筆者作成。

表 6 共和分の推計（女性）

	共和分 1	共和分 2	共和分 3	共和分 4	共和分 5
受給者割合 (-1)	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
加入率 (-1)	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
失業者 15-34 歳割合 (-1)	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000
失業者 55 歳以上割合 (-1)	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
離職失業者割合 (-1)	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
有効求人倍率 (-1)	0.738 [4.076]	-0.131 [-6.010]	0.116 [3.815]	0.825 [2.053]	0.163 [3.538]
定数項	1.086 [17.131]	0.515 [67.458]	0.658 [62.035]	1.795 [12.769]	0.320 [19.875]

注：各変数について、上段は係数、下段は t 値である。
出所：筆者作成。

また、失業者 55 歳以上割合は 8 カ月前の値は受給者割合に負の影響を与えていた。これは予想通りの結果である。中高年は再就職が困難であり、基本手当の受給期間を過ぎても失業者のままである可能性が高いことから生じた結果と思われる。また、有効求人倍率は 4 か月前の値が受給者割合に負の影響を与えていた。これも予想通りの結果である。つまり、有効求人倍率が高いと自発的失業者の割合が高まる。自発的失業者は基本手当の受給日数が短いため、受給者割合が低下すると考えられる。

次に女性について見ていこう。男性とは異なり、過去の受給者割合が現在の受給者割合に負の影響を与えていたことが分かる。これは以下のように解釈できる。女性は男性と比べると雇用保険の被保険者であった期間が短いと考えられる。このことから、基本手当の受給期間が短くなり、ある時点で整理解雇などの理由で受給者割合が増加しても、すぐに受給者割合の水準は元の値にもどることを意味していると考えられる。また、離職失業者割合の 5 カ月及び 6 か月前の値は受給者割合に負の影響を与えていた。これは女性が離職して失業した場合、基本手当の受給期間内に再就職をすることが難しく、受給期間を過ぎても失業状態にあることが多いことを意味していると思われる。また、男性と同じく、有効求人倍率は受給者割合を抑制していた。

表 7 VECM の推計 (男性)

		ラグ 1	ラグ 2	ラグ 3	ラグ 4	ラグ 5	ラグ 6	ラグ 7	ラグ 8
定数項	0.057 [4.228]								
共和分 1	-0.675 [-1.213]								
共和分 2	-4.742 [-2.048]								
共和分 3	0.737 [0.919]								
受給者割合		-0.151 [-0.301]	-0.186 [-0.413]	0.248 [0.537]	0.621 [1.118]	0.802 [1.389]	1.033 [1.878]	0.489 [1.134]	-0.284 [-1.031]
加入率		2.838 [1.175]	5.037 [2.153]	-0.731 [-0.371]	-7.464 [-3.991]	-4.229 [-2.288]	-8.074 [-3.487]	-7.993 [-3.809]	-1.628 [-0.771]
15-34 歳		-0.073 [-0.088]	0.397 [0.488]	0.013 [0.020]	0.842 [1.229]	0.538 [1.068]	0.386 [0.967]	0.537 [1.687]	0.180 [0.687]
55 歳以上		-1.017 [-1.621]	-0.512 [-0.994]	-0.590 [-1.669]	-0.439 [-1.489]	-0.229 [-1.036]	-0.040 [-0.221]	-0.273 [-1.826]	-0.436 [-3.103]
離職失業者割合		6.622 [1.683]	6.040 [1.584]	6.302 [1.780]	6.151 [1.875]	4.088 [1.502]	3.150 [1.504]	0.969 [0.650]	-1.254 [-1.343]
有効求人倍率		-0.520 [-0.786]	0.022 [0.040]	0.243 [0.453]	-1.404 [-3.342]	0.794 [1.364]	0.243 [0.439]	0.173 [0.491]	-0.814 [-2.554]
N	63	修正済み 決定係数	0.837	対数尤度	195.686	Jarque-Bera の検定統 計量	3.609	Jarque-Bera の p 値	0.990

注：各変数について、上段は係数、下段は t 値である。

出所：筆者作成。

表 8 VECM の推計 (女性)

	ラグ 1	ラグ 2	ラグ 3	ラグ 4	ラグ 5	ラグ 6	ラグ 7	ラグ 8	
共和分 1	0.305 [0.589]								
共和分 2	-2.338 [-0.595]								
共和分 3	0.274 [0.114]								
共和分 4	-0.351 [-0.588]								
共和分 5	0.663 [0.194]								
受給者割合	-1.053 [-2.371]	-0.668 [-1.537]	-0.868 [-1.983]	-0.884 [-2.167]	-0.185 [-0.627]	0.316 [1.007]	-0.070 [-0.194]	-0.504 [-1.676]	
加入率	3.200 [0.947]	6.344 [1.922]	3.711 [1.255]	0.512 [0.154]	3.518 [0.703]	3.496 [0.798]	3.200 [0.818]	3.519 [1.679]	
15-34 歳	-0.265 [-0.117]	-0.017 [-0.007]	0.313 [0.143]	0.723 [0.353]	1.646 [0.862]	1.826 [1.207]	1.203 [1.085]	0.852 [1.528]	
55 歳以上	0.362 [0.748]	0.112 [0.235]	0.458 [1.071]	0.225 [0.704]	0.146 [0.494]	0.299 [1.186]	0.228 [0.966]	0.188 [1.110]	
離職失業者割合	-2.300 [-0.655]	-3.798 [-1.093]	-4.053 [-1.412]	-3.089 [-1.385]	-3.317 [-2.042]	-2.935 [-2.722]	-0.920 [-1.073]	-0.633 [-0.759]	
有効求人倍率	-0.557 [-0.871]	-1.570 [-3.008]	0.0788 [0.089]	-0.734 [-0.845]	-0.084 [-0.123]	-0.884 [-1.510]	-0.210 [-0.479]	0.122 [0.326]	
N	63	修正済み 決定係数	0.824	対数尤度	169.881	Jarque-Bera の検定統 計量	14.926	Jarque-Bera の p 値	0.246

注：各変数について、上段は係数、下段は t 値である。

出所：筆者作成。

以上まとめると、男性については加入率、失業者 55 歳以上割合、有効求人倍率が、女性については、受給者割合自体、離職失業者割合、有効求人倍率が受給者割合に有意な影響を与えていた。女性は基本手当の受給期間および再就職の困難さが受給者割合を引き下げている一方で、男性については中高年層に偏った再就職の困難さが受給者割合を引き下げていると言える。

3-4. 累積インパルス反応関数と相対的分散寄与率

先に述べた VECM の推計の考察では、誤差修正項を通じた効果についての検討は捨象されている。そこで、累積インパルス応答関数を用いた分析を行う。松浦克己・コリン=マッケンジー [2012, 239] によると、累積インパルス応答関数はモデル内の変数に対する各ショックの影響が時間を通じてどのように作用するかを検証するのに有効な方法である。変数の順序はいずれも加入率、失業者 15-34 歳割合、失業者 55 歳以上割合、離職失業者割合、有効求人倍率、受給者割合の順番である。図 2, 3 にそれぞれの変数が 1 単位変化した場合、受給者割合がどのように変化するかを 30 期 (2 年 6 か月) まで

示した。

男性については、受給者割合の増加それ自体の増加は受給者割合を長期的に増加させ続けていた。先に述べたように基本手当の受給期間は11カ月であるが、それを超えてもなお、受給者割合は増加し続けている。これは極めて奇妙な結果である。一方で有効求人倍率は受給者割合を長期的に低下させ続けることが明らかになった。これ酒井の先行研究の結果と一致する。

女性受給者については有効求人倍率が長期的に受給者割合を低下させるのは男性と共通している。一方で失業者55歳以上割合については当初は受給者割合を増加させる効果があるものの、後にその効果は弱体化し、受給者割合を抑制する効果を持つようになることが分かる。これは男性とは異なり、非自発的な離職が多く、基本手当を受給する中高年女性が多いこと、そして、受給期間が過ぎても再就職ができない中高年女性が多いことを示唆している。また、受給者割合それ自体の増加も当初は受給者割合を増加させる効果があるが、男性とは異なりその効果は次第にショック前の値に戻っている。

以上まとめると、男女ともに有効求人倍率は長期的に受給者割合を低下させる効果がある。有効求人倍率の増加は自発的失業を増やすことによって基本手当を受給できる失業者を減少させ、受給者割合を低下させる。また中高年女性の失業は非自発的なものが多く、復職は難しい。また、受給者割合自体のショックについては男女で大きな違いがみられた。男性についてはショックの効果は正でおかつ長期に渡って高止まりする一方、女性についてはショックの効果は長続きしない。

次に、自由度を調整したコレスキー分解によって相対的分散寄与率を算出する。先に示した累積インパルス反応関数はある変数に与えられたショックがどのように影響する

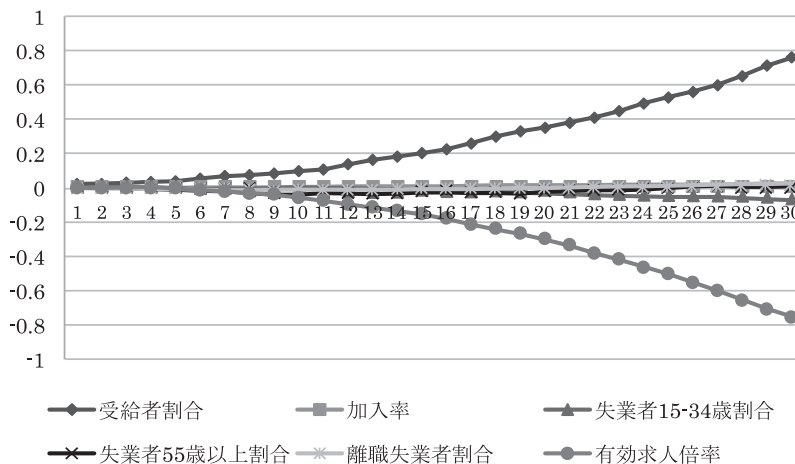


図2 累積インパルス応答関数 (男性)

注：レスポンスの順番は加入率、失業者15-34歳割合、失業者55歳以上割合、離職失業者割合、有効求人倍率、受給者割合である。自由度を調整したコレスキーの方式による。

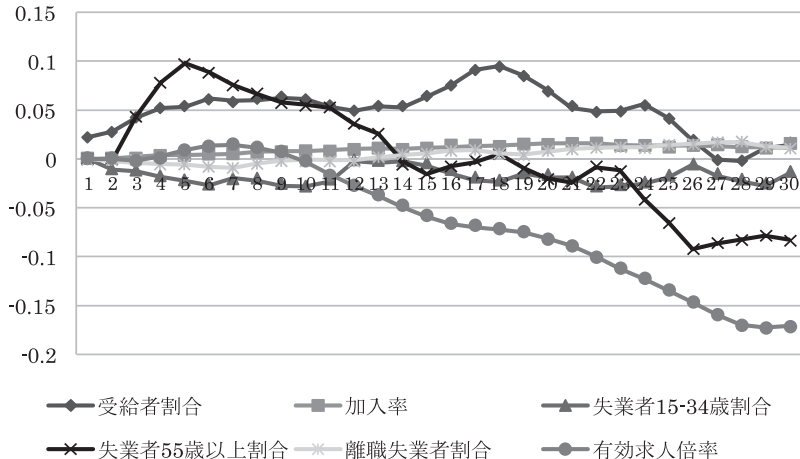


図3 累積インパルス応答関数 (女性)

注：図2に同じ。

かを検討するものであった。一方で松浦克己・コリン=マッケンジー [2012, 244] によると相対的分散寄与率はその変動にどの変数がどれだけ寄与しているかを明らかにするものである。男性受給者割合についての結果は図4に示した。当初は受給者割合、さらには有効求人倍率の説明力が大きいものの、およそ半年を経過した頃から失業者15～34歳割合の説明力が5割程度まで上昇することが分かる。また、女性受給者割合の結果は図5に示した。女性は失業者15～34歳割合の説明力が当初から高く、2年後からは説明力が7割に達する。

以上の事から男女に共通して、15～34歳までの若年層の失業者数が、受給者割合に大きな影響を与えていることが分かる。雇用保険は一定の被保険者期間を満たしていな

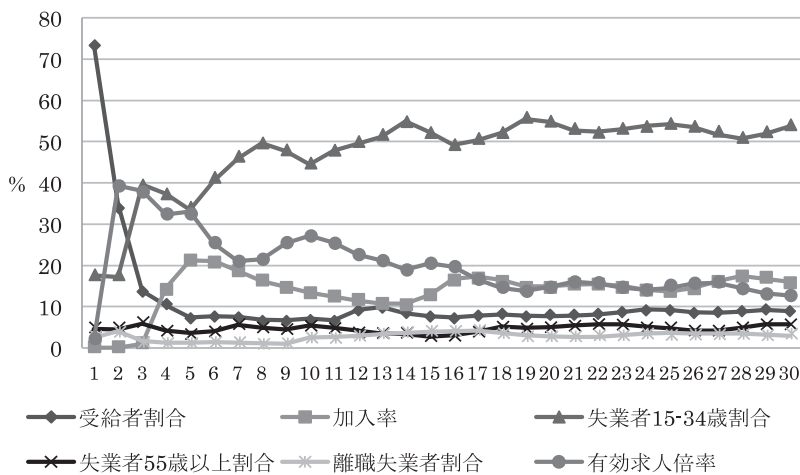


図4 相対的分散寄与率 (男性)

注：変数の順番は累積インパルス反応関数と同じ。標準誤差はモンテカルロ法，分散分解はコレスキー法による。

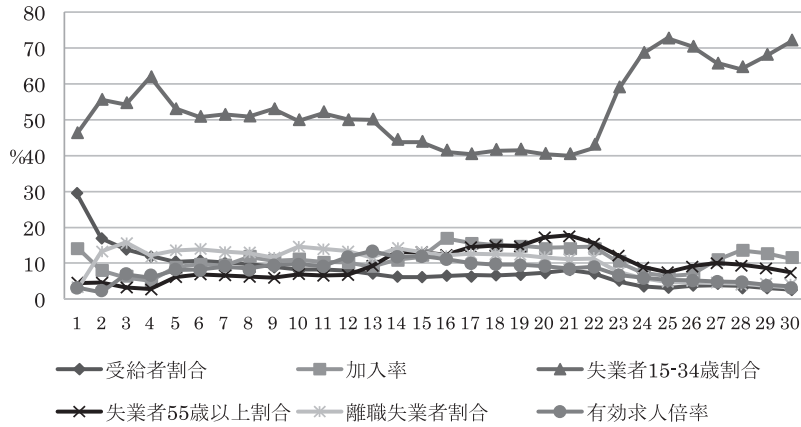


図5 相対的分散寄与率（女性）

注：変数の順番は累積インパルス反応関数と同じ。標準誤差はモンテカルロ法，分散分解はコレスキー法による。

いと受給できないため、被保険者期間が短いと考えられる若年層が失業者のどれほどを占めるかが大きな要因であると考えられる⁽¹¹⁾。

4. 終わりに

本稿のまとめを述べる。本稿では雇用保険の基本手当の受給者割合の決定要因について調べた。使用するデータは時系列データであり、非定常である可能性がある。そこで本稿では単位根に関する検定とヨハンセン共和分検定の結果を踏まえ、ベクトルを用いた誤差修正モデル（VECM）を用いて受給者割合の決定要因を検討した。

その結果、男性については失業者55歳以上割合が負の、有効求人倍率が負の影響を与えていた一方で、女性については、受給者割合自身、離職失業者割合、有効求人倍率が負の影響を与えていた。さらに、男性については加入率の係数の正負がラグの値によって変化していた。このことから累積インパルス応答関数を用いてより詳細な検討が必要と判断した。

VECMの結果をもとに累積インパルス応答関数を算出したところ、男性受給者については、受給者割合の増加それ自体は受給者割合を長期的に増加させ続ける一方、有効求人倍率は受給者割合を長期的に低下させ続けることが明らかになった。また女性受給者については、有効求人倍率が長期的に受給者割合を低下させるのは男性と共通しているが、失業者55歳以上割合については当初は受給者割合を増加させる効果があるものの、後にその効果は弱体化し、受給者割合を抑制する効果を持つようになることが分かる。また、受給者割合それ自体の増加も当初は受給者割合を増加させる効果があるが、その効果は次第に弱くなる。

さらに相対的分散寄与率を算出し、男女それぞれの受給者割合がどのような要因で決定されているか、その変化を見た。その結果男女いずれも失業者に占める15～34歳までの割合が、大きな説明力を持つようになることが分かった。

本稿の含意を述べる。有効求人倍率は受給者割合に対してマイナスの効果があることが分かった。すなわち有効求人倍率が高まると自発的失業が増え、給付制限期間がある失業者の数が増える結果、受給者割合は低下する。受給者割合の維持を政策目標とする場合、この点に留意すべきである。また、高齢の女性については失業して、基本手当を受け取り、そしてそのまま受給期間を消化してしまうという実態が浮かび上がってきた。このことから高齢女性により特化した再就職支援施策が必要であろう。

また、本稿の課題を述べる。累積インパルス応答関数を用いた分析では男性と女性で大きな違いがあった。男性では受給者割合それ自体のショックは長期に渡って受給者割合を高止まりさせているが、女性についてはその効果は弱くなおかつ長続きしない。このことについて本稿では立ち入った検討ができなかった。また、松浦克己・コリン=マッケンジー [2014, 242-244] によると累積インパルス応答関数の結果は変数の順序が大きな影響を与える。従って変数の順序を入れ替えた上での分析も必要であり、さらには適切な順番に設定する必要もあるが、これらの点についても今後の課題としたい。

注

- (1) 最小二乗推計量が BLUE になるための誤差項の仮定は①誤差項の分散が均一であること、②誤差項の共分散がゼロであること、③誤差項と説明変数の間で相関がないこと、である。
- (2) 詳細については、久本憲夫 [2015, 162-179] の説明を参照せよ。
- (3) 厚生労働省「平成 29 年度の雇用保険料率について」(www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou.../0000159618.pdf) 2017年9月19日アクセス。
- (4) 厚生労働省「雇用保険事業年報」では被保険者に占める受給者数を指す語として「受給率」という言葉を用いており、酒井はその用法と区別するために「受給者割合」という言葉を用いている。本稿でも酒井の用法に準じる。
- (5) 松浦克己とコリン=マッケンジー [2012, 263-264] によると観察される時系列データはある確率過程からの実現値であり、その確率変数を y_t とする。その確率変数 y_t が次の条件を満たす時、

$$E(y_t) = \mu \text{ for all } t$$

$$V(y_t) = \sigma^2 \text{ for all } t$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k \quad k = -1, 0, 1, 2, \dots$$

そのデータは定常性を満たす、あるいは弱定常過程であるという。さらに、定常な確率過程の代表としてホワイトノイズがある。これは

$$E(y_t) = \mu \text{ for all } t$$

$$V(y_t) = \sigma^2 \text{ for all } t$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = 0 \quad k = \pm 1, 2, \dots$$

を満たすもので、平均と分散が一定で、系列相関がまったく無いものである。

- (6) 吉田知生 [2000] によると、単位根過程は非定常過程の一種である。
- (7) 吉田知生 [2000] はある変数 x_t , y_t が共積分の関係にあるかどうかを調べるためには、まず x_t , y_t 各々の変数に対して単位根過程の有無に関する検定を行い、 x_t , y_t がともに $I(1)$ 、すなわち非定常で

あるが一階差を取れば定常であることを確かめた上で、

$$y_t = kx_t + c + u$$

という回帰式により得られる残差

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{k}x_t - \hat{c}$$

が $I(0)$ 、すなわち定常であるかどうかを再度確認すればよいと述べている。

- (8) 篠崎武久によると、若年者および高齢者で長期失業率（＝失業期間1年以上の失業者数÷労働力人口）が高い [篠崎 2004]。
- (9) この単位根検定の手法は橋木俊詔・高畑雄嗣 [2012, 76-77] に依拠した。
- (10) 詳細は松浦克己・コリン=マッケンジー [2012, 307-311]。また、橋木俊詔・高畑雄嗣 [2012, 76-77] も参照のこと。共和分が選択されない場合、VAR を用いた分析を行うことになる。
- (11) 現在、離職前の2年間に被保険者期間が12か月以上、解雇・倒産による離職の場合は、離職前の1年間に被保険者期間が6か月以上あることが必要である。（厚生労働省 HP <http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyou/dl/koyouhoken-santei.pdf>）2017年10月4日アクセス）

参考文献

- 小原美紀 [2004] 「雇用保険制度が長期失業の誘因となっている可能性」『日本労働研究雑誌』528, 33-48.
- 酒井 正 [2012] 「失業手当の受給者はなぜ減ったのか」井堀利宏・金子能宏・野口晴子編『新たなリスクと社会保障－生涯を通じた支援策の構築』東京大学出版会, 第7章, 131-148.
- 篠崎武久 [2004] 「日本の長期失業者について－時系列変化・特性・地域」『日本労働研究雑誌』528, 4-18.
- 橋木俊詔・高畑雄嗣 [2012] 『働くための社会制度』東京大学出版会.
- 乗杉澄夫 [2005] 「失業者のどれほどが失業給付を受給しているのか」『和歌山大学経済学会研究年報』9, 29-51.
- 久本憲夫 [2015] 『日本の社会政策（改訂版）』ナカニシヤ出版.
- 松浦克己・コリン=マッケンジー [2012] 『Eviewsによる計量経済分析（第2版）』東洋経済新報社.
- 山本 勲 [2015] 『実証分析のための計量経済学－正しい手法と結果の読み方』中央経済社.
- 吉田知生 [1989] 「通貨需要関数の安定性をめぐって－ECM（Error Correction Model）による計測」『金融研究』8(3), 99-147.

Beneficiary Ratio of Unemployment Insurance : A Vector Error-Correction Model (VECM) Analysis

Jun Fukuda

This study analyzes the beneficiary ratio of unemployment insurance by employing vector error-correction models (VECM), cumulative impulse response functions, and relative dispersion contributions. The monthly data used cover the period from January 2002 to December 2007, and are retrieved from the “labor force survey” by the Statistic Bureau of the Ministry of Internal Affairs and Communications and the “Monthly report of employment insurance business” by the Ministry of Health, Labor and Welfare. Results show that, for both males and females, the effective job openings ratio decreases the beneficiary ratio of unemployment insurance through the increase of voluntary unemployed, which are restricted to receive labor insurance. However, for females only, the ratio of unemployed aged over 55 increases the ratio of unemployment insurance in early times, but decreases it later on. This suggests that senior women have difficulty to be re-employed, and that the payment period tends to exhaust before re-employment, even when women look for a job while receiving the unemployment insurance benefits.

Key words : Unemployment insurance, Ratio beneficiaries, Vector Error-Correction Models (VECM), Cumulative impulse response functions, Relative dispersion contribution rate

