

## 労働市場の不均衡と構造的失業

山上俊彦\*

### 要 旨

完全失業率上昇の主要因については、デフレ要因を強調する論者と構造的・摩擦的要因を強調する論者がある。しかしながら、構造的・摩擦的失業率を推計する手法は十分に確立されたものではない。本論では、従来の労働需給の不均衡モデルに構造的・摩擦的要因を導入することで労働市場の拡大不均衡モデルを構築した。さらにマクロ経済データを用いた実証分析によって構造的・摩擦的失業率を推計するとともに、労働需給不均衡と完全失業率、欠員率との関連を考察した。

キーワード：労働市場，需給不均衡，不均衡計量分析，失業率，欠員率，UV 曲線，構造的・摩擦的失業率，雇用調整，雇用保蔵，人的資本

### はじめに

日本の労働市場の動きを振り返ると、1970年以降では第一次石油ショック後の1973～1975年と「バブル崩壊」後の1992年以降に大きな調整局面に遭遇している<sup>1</sup>。

第一次石油ショックでは原油価格が上昇し、供給面にマイナス・ショックを与えて物価上昇とマイナス成長を同時に生じさせた。そのため企業収益の悪化を招き、深刻な雇用調整に発展したものの、完全失業率の急上昇は避けられた。

「バブル崩壊」に伴う株価や地価の資産価格下落は、不良債権を発生させるとともに、金融機関の信用創造機能を低下させた。企業は雇用過剰感を高めて雇用調整を継続して実施した。特に、1997年に表面化した金融不安は、この長期平成不況<sup>2</sup>に追い討ちをかけた。1998年以降は雇用量が減少するとともに、完全失業率が5%台へと急上昇した。その一方では賃金は実質、名目共に

\* 日本福祉大学経済学部経済学科

- 1 内閣府の景気基準日付によれば、第一次石油ショック関連では第7循環として1973年11月が景気の山、1975年が谷である。「バブル崩壊」関連では、第11循環として1991年2月を山、1993年10月が谷、その後は第12循環として1997年5月が山、1999年1月が谷、第13循環として2000年11月が山、2002年1月が谷としている。しかし、「バブル崩壊」後は長期停滞期にあったと言える。
- 2 ここでは「バブル崩壊」後の不況が長期にわたったため、長期平成不況を暫定名称として用いている。篠原(2006)は1991年3月以降を「平成長期不況」を命名している。

低下するというこれまでに経験のない事態に直面した。

1992年以降の完全失業率の上昇については、様々な要因が挙げられている。ケインジアン立場からは名目賃金の下方硬直性を強調し、物価下落が需要不足失業率を上昇させたという指摘がなされる。こうした立場からは、日本銀行のコールレート低め誘導、さらにはゼロ金利下での量的緩和政策が失業対策として望ましいものとなる。一方、構造改革派の立場からは、失業率上昇の主要因は構造的・摩擦的要因であるという指摘がなされる。従って、労働市場における柔軟性を重視する観点からは、規制緩和を伴った雇用創出や労働者の移動促進が失業対策として望ましいものになる。

日本において1992年以降、完全失業率が上昇した背景には、労働市場における需給不均衡の拡大、雇用創出率の低下、雇用喪失率の上昇といった事態が発生していた可能性は否定できない。また、第一次石油ショック時と比較して企業の雇用調整行動に変化があった可能性もある。

従って、失業率上昇要因を分析するためには、労働市場の不均衡状況、企業の雇用調整行動、労働市場の柔軟性といった多面的視点からの分析が要求されることになる。

しかしながら、労働市場の不均衡について客観的なデータを提示することは難しい。こうした問題意識の下に、本論では第一次石油危機と「バブル崩壊」後の長期平成不況を含む期間について、日本の労働市場を対象とした不均衡計量分析を用いた実証分析を行ない、その結果を踏まえて、労働市場の需給不均衡の推移を検証するとともに、構造的・摩擦的失業を含めた「バブル崩壊」後の日本の労働市場の構造変化についての考察を行った。

1で日本の労働市場の現状について労働関連統計を用いて示す。2, 3で、失業問題に拡張した労働市場の不均衡分析の枠組みを提示し、4で推定方法と推定結果を紹介する。5では労働需給不均衡と労働統計との関連、6では労働需給不均衡と失業率の関連について構造的・摩擦的失業、雇用調整に言及しつつ検討する。

## 1. 日本の労働市場が抱える問題点

日本の失業率については、過去30年間以上、上昇傾向を辿っている。但し、1970～1980年代の上昇は緩やかであり、「バブル期」には一時低下したが、1992年以降は急上昇を示している。ここから次の2点を問題点として指摘できる。第1点は、1992年以降、労働市場における需給調整機能が低下したために構造的・摩擦的失業率が上昇したのではないのかということである。第2点は同時期に労働市場に何らかの構造的変化が生じて企業や労働者の行動に変化が生じたのではないのかということである。

失業の内容を分析するための標準的な手法として、UV曲線（ベヴァリッジ曲線）が挙げられる。UV曲線は失業率と欠員率の関係を示したものであり、縦軸が失業率、横軸が欠員率を示す。UV曲線の性質から、(失業率 < 欠員率) は需要超過であり45度線よりも下方、(失業率 > 欠員率) は供給超過であり45度線よりも上方が該当する。また、UV曲線と45度線との交点におい

ては、欠員率 = 失業率となっており、そのときの失業率は構造的・摩擦的失業率である。UV 曲線が上方にシフトすることは労働市場の柔軟性が低下して、構造的・摩擦的失業率が上昇していることを示している。

日本における 1970 年から 2005 年までの間の失業率と欠員率の関係は図 1 に示されるとおりである<sup>3</sup>。図から、欠員率は、景気が後退局面に入っても最低限 2%程度は存在していたこと、景気拡大期には上昇したことが示される。また、失業率は景気拡大期には低下するものの基本的には上昇傾向を辿っていることが読み取れる。

厚生労働省 (2005) は UV 曲線を用いて、完全失業率を構造的・摩擦的失業率と需要不足失業率に分割しており、図 2 はその結果を示している<sup>4</sup>。

ここから、1970 年以降、構造的・摩擦的失業率は「バブル期」を除いて上昇を続けており、特に 1992 年以降の上昇は急であること、第一次石油ショック発生前の高度成長期と 1990 年前後の「バブル期」以外は、殆どの時期において需要不足失業が発生していたことが示される。

このように UV 曲線を用いた応用分析結果は、日本の失業率は構造的・摩擦的失業率と需要不足失業から構成されており、失業率の長期的上昇要因は構造的・摩擦的失業率の上昇であること、「バブル崩壊」後の失業率上昇は構造的・摩擦的失業率の急上昇に加えて需要不足が上昇に拍車をかけたことが示される。2001 年～2003 年の間は完全失業率が 5%台前半であり、構造的・摩擦的失業率は 4%程度であることが示される。労働経済白書 (2005) では年齢、選好する仕事内容、技能のミスマッチ要因が大きいことを指摘している。

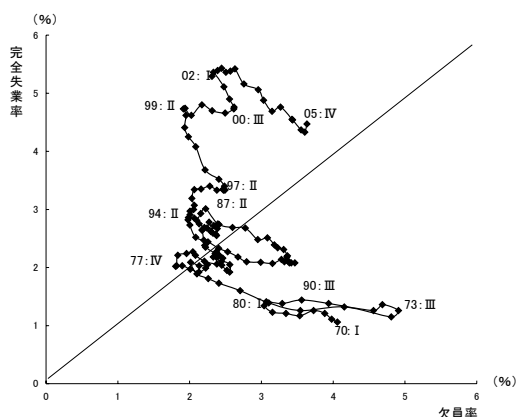
但し、このような分析結果に対しては、北浦等 (2003) からの批判もある。その論点は、厚生労働省 (2005) の分析は構造的・摩擦的的要因を考慮せずに、UV 曲線が上方にシフトしたことを前提として完全失業率の実績値から構造的・摩擦的失業率を推計しているために、構造的・摩擦的失業率の値が過大推計となっているというものである。また、UV 曲線は景気変動に応じて円運動を行う傾向があるため、構造的・摩擦的失業率は景気回復初期に過大評価され、景気後退の初期では過少評価されると指摘されている。

藤井 (2004) は、UV 曲線を用いた構造的・摩擦的失業率推計に関する実証分析をサーベイしている。その結果によると、1999 年～2001 年を対象とした構造的・摩擦的失業率は、北浦等 (2003) を含めた研究者による推計値が 3%台前半となっていることが示される。

完全失業率が 1992 年以降、急上昇したことの背景には、かつてない厳しい雇用調整があったのではないかとされている。Chuma (2002) は第一次石油ショック後と「バブル崩壊」後の

3 日本では、UV 曲線を描く場合、失業が主に雇用者から発生するという理由から、完全失業率ではなく雇用失業率  $((\text{完全失業者数} / (\text{雇用者数} + \text{完全失業者数})) \times 100)$  が用いられるのが一般的である。しかしここでは後段の展開との整合性を図るために完全失業率を用いている。

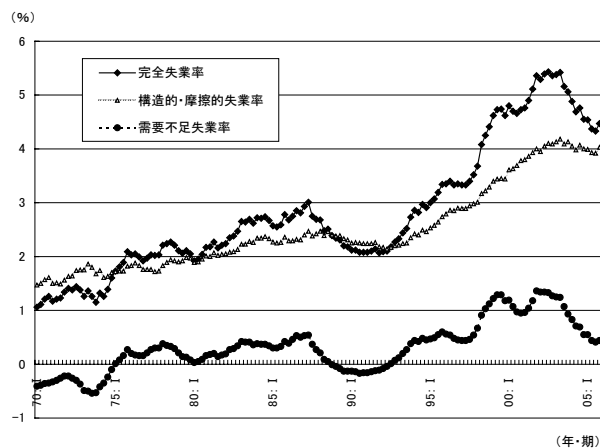
4 厚生労働省政策統括官付労働政策担当参事官室より、労働経済白書には掲載されていない 1970 年～1975 年及び 2005 年第 四半期以降の分析結果についても提供していただいたことについて謝意を表するものである。



注：欠員率 = (有効求人数 - 就職件数) / ((有効求人数 - 就職件数) + 雇用者数)

資料：総務省統計局「労働力調査」，厚生労働省「職業安定業務統計」

図1 日本における失業率と欠員率の関係



出典：厚生労働省（2005）「労働経済白書」

注：分析結果の詳細は厚生労働省政策統括官付労働政策担当参事官室から提供を得た。

図2 失業率の推移

雇用調整を比較検討して、後者の方が厳しい雇用調整を行ったこと、それは個別企業を観察するとより正確に把握できることを指摘している。また、「バブル期」に従業員を抱え込んだことが「バブル崩壊」後の過剰雇用問題につながったと指摘している。

1990年代以降、特に「バブル崩壊」以降は雇用調整速度が上昇したとされる。我々の先行研究である山上（2003）においても、1990年以降の賃金調整速度と雇用調整速度は1980年代よりも上昇している。

安井（2005）によれば、雇用調整速度の上昇については、雇用調整費用が低下して雇用調整速

度が上昇した可能性、企業の行動事態に変動が生じるような労働市場の構造変化が発生した可能性が考えられる。

阿部（2005）は、1992年以降に完全失業率が上昇したことについて、「バブル崩壊」による景気低迷のみで説明することは難しいことを指摘している。つまり日本の労働市場において、「バブル崩壊」後に時を同じくして情報通信技術の発展、高齢化の進展、労働人口減少、女子労働力比率の上昇といった構造変化が生じたというものである。

企業経営者やエコノミスト<sup>5</sup>といった実務家の間には、「バブル崩壊」以降、日本企業における賃金が割高である、あるいは雇用量が過大で労働市場は常に超過供給状態にあることが雇用調整に至った要因であるという共通認識が存在していたように思われる<sup>6</sup>。

そのような認識の拠り所となっているのは、労働分配率や雇用人員判断 D. I. の推移である。まず、「法人企業統計調査」（財務省）から計算した労働分配率<sup>7</sup>と「企業短期経済観測調査」（日本銀行）における雇用人員判断 D. I.（「過剰」 - 「不足」）、さらに「労働経済動向調査」（厚生労働省）における雇用調整実施企業割合の推移の推移を追ってみたのが図3である<sup>8</sup>。ここでは比較が容易になるように四半期別の数値を年別の数値に置き換えている。

労働分配率の水準は「バブル期」に大きく低下し、「バブル崩壊」後に急上昇している。このことは企業内に「雇用過剰」が存在すること、あるいは賃金水準が割高であることの一つの根拠となっている。さらに、雇用人員判断 D. I. は「バブル期」に（「不足」 > 「過剰」）となっているのを除くと、殆どの時期で（「過剰」 > 「不足」）となっている。つまり、雇用人員判断 D. I. は恒常的に「過剰感」を示しており、日本の労働市場は恒常的に労働供給超過（Chronicle Excess Labor Supply）状態であることを支持しているように見える。

3者は景気変動に応じて上下変動しており、変動パターンは近似している。このことは3者の間に何らかの関連性がある可能性を示唆している。多くの経営者やエコノミスト等は、

{労働分配率の上昇}    {賃金割高または雇用過剰感}    {雇用調整}    {失業発生}

という図式に基づいて失業発生メカニズムを捉えていると考えられる。

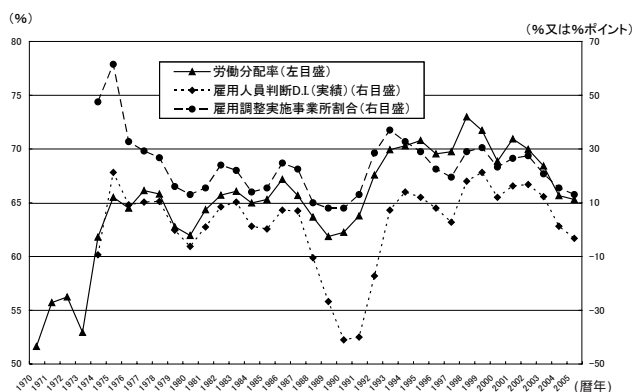
5 エコノミストとは本来、経済学者を指すが、日本においては、官庁、企業の調査部等において経済問題の分析を担当する官僚・職員を指している（田中（2006））。

6 政府関係機関や民間調査機関から刊行された雇用関連レポートから筆者が総合的に判断した。

7 ここでは、労働分配率 = 人件費 / (人件費 + 営業利益 + 減価償却費) と定義した。

8 「企業短期経済観測調査」は1974年5月に調査が開始されたため、それ以前については比較できない。また、2004年からは、調査対象企業に変更が生じている。

「労働経済動向調査」は1974年1月以降の結果が利用可能であるが、数度の調査対象変更があり、業種が拡大された。1974年第 四半期～1984年第 四半期は「製造業」+「卸売・小売業、飲食店」の2業種、1984年第 四半期～1994年第 四半期は2業種+「サービス業」の3業種、1994年第 四半期～1998年第 四半期は3業種+「建設業」+「運輸・通信業」の5業種、1994年第 四半期～2003年第 四半期は5業種+「金融・保険業」+「不動産業」の7業種、2003年第 四半期以降は産業区分が7業種から9業種に変更されている。接続されたデータは、厚生労働省大臣官房統計情報部から提供いただいた。



資料：財務省「法人企業統計季報」、厚生労働省「労働経済動向調査」、日本銀行「企業短期経済観測調査」

図3 労働分配率と雇用過剰感，雇用調整実施状況の推移

しかし、このような因果関係は実証分析によって検証された訳ではない。また、恒常的供給過剰といった認識は、労働需給不均衡を示す何らかの客観的データによって立証されたものではなく、賃金割高感あるいは雇用過剰感といった感覚的認識によって議論が牽引されてきたことになる。

その一例として、1990年代前半には企業の間接部門に勤務するホワイトカラー層の過剰感が唱えられ、同層の労働生産性が低いという主張が各所で喧伝された。但し、「過剰感」とは経営者の感覚的議論であり、社内に労働力の非有効利用分が存在しているという厳密な実証がなされた訳ではない。また、山上（1994）により、間接部門の労働生産性が低いとされていることについては、根拠のある主張ではないことが確認されている。

以上の事柄は、労働市場における企業の雇用調整行動、構造的・摩擦的失業の分析を行うに当たって不均衡分析の観点からの接近が不可欠であることを示唆している。

## 2. 労働市場の不均衡と不均衡計量分析

均衡分析においては、市場において常に需要と供給が一致している状態を想定している。これに対して不均衡分析においては、市場は常に不均衡状態から均衡への価格を媒体とした均衡模索過程にあると捉える。不均衡分析とは、市場が常に不均衡であると想定している訳ではなく、均衡分析とは概念的に対立するものではないと考えられる。

不均衡分析で想定される市場の基本概念を、労働市場を例にとって描くと、図4に示すとおりになる。DDIとSSIがそれぞれ労働需要と労働供給を表すものとする、均衡点Eより下半分では需要超過状態であり、賃金は上昇プロセスを辿る。逆に上半分では供給超過状態であり実質賃金は下落プロセスを辿ることになる。

実質賃金が完全に伸縮的でない限り、労働需要と労働供給は必ずしも一致しない。その場合、



逆に実質賃金が  $W_H$  の水準の場合、労働需要量は労働供給量を下回っている。

労働市場において観察される実質賃金と雇用量は、必ずしも均衡実質賃金率  $w^*$  と均衡雇用量  $L^*$  ではない。観察される雇用量  $L_t$  は short-side の原則に従って

$$L_t = \min(L_{dt}, L_{st}) \dots\dots\dots$$

と定義できる。ここで  $L_{dt}$  : 労働需要,  $L_{st}$  : 労働供給である。このとき観察される賃金水準は、観察される雇用量に対応する賃金である。

労働需要関数は企業の利潤最大化、労働供給関数は家計の効用最大化から導かれる。

$$\ln(L_{dt}) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln(w_t) + \alpha_2 \cdot \ln(Q_t) + \alpha_3 \cdot \ln(L_{dt-1}) + \alpha_4 \cdot T + \varepsilon_{1t} \dots\dots\dots$$

$$\ln(L_{st}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(w_t) + \beta_2 \cdot \ln(P_t) + \beta_3 \cdot \ln(Z_t) + \varepsilon_{2t} \dots\dots\dots$$

ここで  $w_t$  : 実質賃金,  $Q_t$  : 生産量,  $T$  : タイムトレンド,  $P_t$  : 潜在労働供給量,  $Z_t$  : 非勤労所得である。但し労働需要関数には雇用調整の要因を加えるために前期雇用量  $\ln(L_{dt-1})$  を説明変数として追加している。

実質賃金は次の調整過程に従うものとする。

$$(w_t/w_{t-1}) = (w_t^*/w_{t-1})^{1-\tau} \dots\dots\dots$$

ここで  $1-\tau$  : 実質賃金の調整速度である。

労働需給 ( $L_{dt}$ ,  $L_{st}$ ) を均衡させる実質賃金は次式で表わされる。

$$\ln(w_t^*) = (1/(\beta_1 - \alpha_1)) \cdot ((\alpha_0 + \alpha_2 \cdot \ln(Q_t) + \alpha_3 \cdot \ln(L_{dt-1}) + \alpha_4 \cdot T) - (\beta_0 + \beta_2 \cdot \ln(Z_t) + \beta_3 \cdot \ln(P_t))) \dots\dots\dots$$

、 から実質賃金に関する誘導型の関数式は次のように求められる。

$$\ln(w_t) = \tau \cdot \ln(w_{t-1}) + ((1-\tau)/(\beta_1 - \alpha_1)) \cdot ((\alpha_0 + \alpha_2 \cdot \ln(Q_t) + \alpha_3 \cdot \ln(L_{dt-1}) + \alpha_4 \cdot T) - (\beta_0 + \beta_2 \cdot \ln(P_t) + \beta_3 \cdot \ln(Z_t))) + ((1-\tau)/(\beta_1 - \alpha_1)) \cdot (\varepsilon_{1t} - \varepsilon_{2t}) \dots\dots\dots$$

同様に労働需給 ( $L_{dt}$ ,  $L_{st}$ ) が均衡した場合の雇用量は次式で表わされる。

$$\ln(L_t^*) = (1/(\beta_1 - \alpha_1)) \cdot (\beta_1 \cdot (\alpha_0 + \alpha_2 \cdot \ln(Q_t) + \alpha_3 \cdot \ln(L_{dt-1}) + \alpha_4 \cdot T) - \alpha_1 \cdot (\beta_0 + \beta_2 \cdot \ln(P_t) + \beta_3 \cdot \ln(Z_t))) \dots\dots\dots$$

Fair-Jaffee (1972) に従うと  $w_t > w_{t-1}$  であれば需要超過状態,  $w_t < w_{t-1}$  であれば供給超過状態にある。従って、

$$w_t > w_{t-1} \text{ であれば } \ln(L_t) = \ln(L_{st}) = \ln(L_{dt}) + ((\ln(L_{st}) - \ln(L_{dt})) \dots\dots\dots$$

$$w_t < w_{t-1} \text{ であれば } \ln(L_t) = \ln(L_{dt}) = \ln(L_{st}) + ((\ln(L_{dt}) - \ln(L_{st})) \dots\dots\dots$$

となり、 の考えを用いることで労働需要関数と労働供給関数は次のように書き換えられる。

$$\ln(L_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln(w_t) + \alpha_2 \cdot \ln(Q_t) + \alpha_3 \cdot \ln(L_{dt-1}) + \alpha_4 \cdot T + ((-\tau) \cdot (\beta_1 - \alpha_1) / (1 - \tau)) \cdot \Delta \ln(w_t^+) + \varepsilon_{1t} \dots\dots\dots$$

$$\ln(L_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(w_t) + \beta_2 \cdot \ln(P_t) + \beta_3 \cdot \ln(Z_t) + (\tau \cdot (\beta_1 - \alpha_1) / (1 - \tau)) \cdot \Delta \ln(w_t^-) + \varepsilon_{2t} \dots\dots\dots$$

ここで、

$$\Delta \ln(w_t^+) = \ln(w_t) - \ln(w_{t-1}) \text{ if } \ln(w_t) > \ln(w_{t-1}), 0 \text{ if } \ln(w_t) \leq \ln(w_{t-1})$$



$$\Delta \ln(w_t^-) = \ln(w_t) - \ln(w_{t-1}) \text{ if } \ln(w_t) < \ln(w_{t-1}), 0 \text{ if } \ln(w_t) \geq \ln(w_{t-1})$$

である。

誘導型賃金関数 と労働需給関数 ， の3本の式で連立システムは完成し、内生変数は  $w_t$ 、 $w_t^*$ 、 $L_t$  である。このシステムは非線形三段階最小二乗法で推定することで効率的な推定値を求めることが可能となる。

労働市場に不均衡計量分析を適用することで、賃金と雇用の相互依存関係を考慮に入れた調整過程の分析が可能となる。また、賃金が均衡値からどの程度乖離しているか、労働需要と労働供給がどのように推移しているかを把握することができる。

山上 (2003) は Bowden (1978) 及び伊藤 (1985) の手法に基づいた日本の労働市場の不均衡分析を行った。そこでは 1980 年～2001 年を対象としており、雇用調整と賃金調整による労働需要と労働供給の均衡回復過程を考察したところである。その結果は、日本の労働市場は「バブル期」には需要超過、1999 年以降は供給超過状態に陥っていたこと、製造業は全産業と比較して賃金調整、雇用調整ともに時間を要すること等が示された。但し、この段階では構造的・摩擦的失業問題はモデルに組み込まれていない。

### 3. 構造的・摩擦的失業問題への不均衡分析の拡大

通常の不均衡分析においては、図 4 にあるように、需要超過状態においては欠員 (BG) が発生するが失業は発生しない。超過供給状態においては失業 (AF) が発生するが欠員は発生しないと想定されている。

しかしながら、現実問題として失業と欠員は同時に生起する。失業と欠員の同時発生の可能性について、不均衡分析の枠組みでの理論モデルを提示したのは Hansen (1979) である。

Hansen (1979) に従うと、図 4 において、観察される雇用量は、DES 上ではなく CCII 上にあると想定される。需要超過状態においては、欠員 (IG) と失業 (IB) が同時に生起し、供給超過状態においては失業 (FH) と欠員 (AH) が同時に生起する。労働需給が均衡する賃金率  $W^*$  においても、失業 = 欠員 (=EJ) となり、このときの失業率を構造的・摩擦的失業率と呼ぶ。これは労働市場の情報不足や技能等にミスマッチにより求人が満たされない状況が発生することを意味している。

先に示した失業率 (U) と欠員率 (V) の関係を示す UV 曲線は、図 4 の不均衡分析における失業率と欠員率の関係を示したものである。UV 曲線の理論的導出は Pissariades 等によってなされている。Pissariades (2000) は、雇用喪失による就業状態から失業状態へのフローと雇用創出に伴う失業状態から就業状態へのフローが等しくなることで失業率に変動が生じない状態を定常状態と想定する。欠員が常に充足されるものではないことは、情報の偏在、技能のミスマッチに由来するものであるとしている。UV 曲線は定常状態における欠員率と失業率の関係を示しており、マッチング関数を用いて原点に対して凸型をしていることが示される。さらに賃金率と

雇用創出率の関連から、労働需要関数を雇用創出関数、労働供給関数を賃金関数に置き換えて両者の均衡点における失業率を均衡失業率としている。この均衡失業率は概念上、図4の構造的・摩擦的失業率に相当するものであることから、Pissariades (2000)の展開した議論はCCIの位置を推測する試みでもあると言える<sup>9</sup>。

労働市場に関する実証分析においても、構造的・摩擦的失業の概念を導入することがこれまでも試みられている。その一つの試みはSneessens and Drèze (1986)によるノン・ワルラシアン・アプローチに不均衡的要因を組み込むものであり、Barro-Grossman-Benassy-Malinvaudモデルに基づくものである。

モデルでは、価格調整機能が不十分な市場において、雇用は売上げ制約(ケインジアンタイプの失業)、能力制約(古典的失業)、労働供給制約(インフレ抑制・過少消費)によって決定される。労働市場が多数のサブ・マーケットから構成されており、個々の市場では失業が発生したり、欠員が発生したりしていると想定する。これら要因別雇用用量を集計した労働力関数のパラメーターから構造的・摩擦的失業率を推計することが可能となる<sup>10</sup>。同様の分析はGagey, Lambert and Ottenwaelter (1990)においてもなされている。

もう一つのタイプのアプローチは、これまで説明してきたワルラシアン不均衡計量分析のフレームワークに均衡失業率の概念を組み込むことである。

図4で示したように、構造的・摩擦的失業が存在する場合、実際に観察された雇用用量 $L_t$ はDES上ではなくCCI上に存在することになるため、 $L_t$ は $L_{dt}$ ,  $L_{st}$ いずれよりも小さいことになる。従って、式は、

$$L_t \leq \min(L_{dt}, L_{st}) \dots\dots\dots \text{I}$$

と書き換えられることになる。

Quandt and Rosen (1986)の不均衡モデルでは、労働需給不均衡と欠員率、失業率との関係を示す式がモデルに組み込まれている。統計上、捕捉される失業率と欠員率を $U_t$ ,  $V_t$ とすると、Hansen (1979)のフレームワークから、

$$L_{dt} = L_t(1 + V_t) \dots\dots\dots$$

$$L_{st} = L_t(1 + U_t) \dots\dots\dots$$

が成立している<sup>11</sup>。とを組み合わせることにより、次の関係が導かれる<sup>12</sup>。

$$\ln L_{dt} - \ln L_{st} = V_t - U_t \dots\dots\dots$$

9 Pissariades (2000) 第1章。

10 Sneessens et al. (1986)に従うと、雇用用量を集計することにより、 $LT = \{L(YD)^{-\rho} + L(YP)^{-\rho} + LS^{-\rho}\}^{-1/\rho}$ が成立する。ここで、 $LT$ : 取引された雇用用量、 $L(\ )$ : 労働需要、 $YD$ : 国内財需要、 $YP$ : 生産水準、 $LS$ : 労働供給である。このとき、構造的・摩擦的失業率は $(LS-LT)/LS = 1 - \beta^{-1/\rho}$ で求められる。

11 但し、ここではモデルを組み立てる都合上、 $U_t$ と $V_t$ は観察された雇用用量に対する失業者数及び欠員数の比率であると定義されており、統計上の定義とは異なる。

12 とから $L_{dt}/L_{st}$ を求め、両辺の対数をとった上でテイラー展開すれば式が求められる。

Quandt and Rosen (1986) では労働需要関数, 労働供給関数, 名目賃金調整関数, 物価調整関数と式でモデルの体系としている。但し, 観察された雇用量が供給量又は需要量であると想定しているために short-side の原則を示すは有効であり,  $U_t$  と  $V_t$  については外生変数としている。これに対して, Morissette and Salvat-Bronsard (1993) は構造的・摩擦的失業は産業間の労働者移動に起因するものであると想定して, short-side の原則を次のように修正する。

$$L_t = \min(L_{dt}, L_{st}) + \varepsilon \cdot \Sigma \dots\dots\dots \quad \text{II}$$

但し, は構造的・摩擦的要因を示す変数である。このように労働市場に関する不均衡分析において構造的・摩擦的失業要因を組み込むには, 構造的・摩擦的要因を示す説明変数を追加して  $L_t$  と  $\min(L_{dt}, L_{st})$  の乖離を埋める必要性がある。

Quandt and Rosen による米国の労働市場を対象とした一連の分析は, 労働市場に関するワルラシアン不均衡計量分析を用いた実証分析の代表例であり, それらの成果は Quandt and Rosen (1988) において集大成されている。そこでは, 米国労働市場における 1932 年～1983 年の間についての需給不均衡の推移, 名目賃金の調整過程, 需給不均衡と失業の関連性について検証がされており, 米国の自然失業率が推計されている。

Morissette and Lisa (1993) は労働需要関数, 労働供給関数と II でモデルの体系としている。推定に当たっては, として産業間の雇用変動の分散指数である lillian 係数が用いられている。推定結果から, 産業間の労働者移動に起因する構造的・摩擦的失業率の占める比率は極めて低いと結論付けられている。但し, Lillian 係数については, 産業部門によって雇用者数の景気感応度が異なることから, 景気変動の影響を受けて係数の値が変動するため, 失業率指標として適切でないという批判が Abraham and Katz (1986) によってなされている。

#### 4. 不均衡計量モデル構築と推定結果

ここでは構造的・摩擦的失業要因を組み込んだ不均衡計量分析モデルを構築し, 推定結果を示す。推定は, 観察される雇用量が図 1 の DES 上に存在すると想定した場合と, 観察される雇用量が CCI 上に存在すると想定した場合について行った。

観察される雇用量が図 1 の DES 上に存在すると想定した場合を (ケース ) とする。このとき, 推定する式は , , であるが, の労働需要関数についてはトレンドのパラメーターが, の労働供給関数については非勤労所得のパラメーターが有意に推定されないため, 推定から除外した<sup>13</sup>。

観察される雇用量が CCI 上に存在すると想定した場合を (ケース ) とする。この場合, 構

13 Romer (1981) は, Rosen. and Quandt (1978) の分析結果のうち, 世界恐慌時の需給不均衡をうまく描写できない要因は, 労働供給関数の説明変数に非勤労所得が含まれていることによることを指摘した。非勤労所得は勤労所得の一部が資産蓄積に回った結果として得られるものなので, ライフサイクルを考えた労働供給関数では内生変数となるためであると指摘した。

造的・摩擦的要因を示す変数を追加しなければならない。構造的・摩擦的失業を示す変数としては Lilien 係数があるが、先に指摘した問題点がある。さらに藤井 (2004) が日本の Lilien 係数を計測したところ、「バブル崩壊」後に顕著な上昇を示した訳ではないという結果となっており、変数として採択することは難しい。北浦等 (2003) では想定される限りの説明変数を用いて UV 曲線を推定し、構造的・摩擦的要因を示す変数として第 3 次産業就業者比率、離職率、高齢化要因としての男子 50~59 歳雇用者数の雇用者数に占める割合、女子労働力率、パートタイム労働者比率、雇用保険平均受給日数、雇い主の社会保障負担等が有効であることを示している。しかしながら、これらの変数が有効であるとしても、理論的観点から見た場合、アド・ホックに変数を選択したものであることは否定できない。また、構造的・摩擦的要因を示す全ての変数を取り上げることは不可能である。

ここでは図 4 において、均衡賃金よりも上では欠員率が、下では失業率がそれぞれ需要曲線、供給曲線と曲線 CCI の乖離を説明するものであることに着目し、不均衡分析の枠組みに失業率と欠員率を説明変数として加えて次式を設定した。

$$\ln(L_t) = \ln(L_{dt}) + ((\ln(L_{st}) - \ln(L_{dt})) - \ln(U_t \cdot L_t)) \quad \text{if } \ln(w_t) > \ln(w_{t-1}) \dots\dots\dots$$

$$\ln(L_t) = \ln(L_{st}) + ((\ln(L_{dt}) - \ln(L_{st})) - \ln(V_t \cdot L_t)) \quad \text{if } \ln(w_t) \leq \ln(w_{t-1}) \dots\dots\dots$$

この関係を考慮に入れて労働需要及び供給関数の推定を行うに当たっては、 $L_t$  と  $\min(L_{dt}, L_{st})$  の乖離を調整するために、DES と CCI の乖離を示す次の変数を作成した。

$$UV_t = U_t \text{ if } \ln(w_t) > \ln(w_{t-1}), V_t \text{ if } \ln(w_t) \leq \ln(w_{t-1}) \dots\dots\dots$$

を用いると、 $UV_t$  と  $V_t$  は次式のように修正される。

$$\ln(L_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln(w_t) + \alpha_2 \cdot \ln(Q_t) + \alpha_3 \cdot \ln(L_{dt-1}) + \gamma_1 \cdot \ln(UV_t) + ((-\tau) \cdot (\beta_1 - \alpha_1) / (1 - \tau)) \cdot \Delta \ln(w_t^+) + \varepsilon_{1t} \dots\dots\dots \text{I}$$

$$\ln(L_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln(w_t) + \beta_2 \cdot \ln(P_t) + \gamma_2 \cdot \ln(UV_t) + (\tau \cdot (\beta_1 - \alpha_1) / (1 - \tau)) \cdot \Delta \ln(w_t^-) + \varepsilon_{2t} \dots\dots\dots \text{II}$$

従って (ケース I) は  $UV_t$  と  $V_t$  を推定することになる。但し、ここでは  $U_t$  と  $V_t$  が外生的に決定されると想定しているので、 $UV_t$  も外生変数であると想定する。統計上、捕捉される失業率は、不均衡計量分析に基づく労働需給から内生的に決定される失業率とは概念的に必ずしも一致しない<sup>14</sup>。欠員率については、企業が賃金水準を念頭に置いて求人を出しているため理論値との乖離は小さいと考えられる。しかし日本では欠員率が公共職業安定所での求人数と就職件数をもとに算出されているため、すべての求人がカバーされている訳ではないことから、統計値には

14 Quandt and Rosen (1988) は米国における公表失業率が労働供給と労働需要の乖離と一致するものではないことを指摘している。つまり、ある賃金水準の下で働く意欲はあるが仕事がないという理論上の失業状態を把握するものではないことを指摘している。また、Lucas and Rapping (1969) が、『統計上捕捉される失業は調査期間中の職探しの有無等について尋ねたものであり、それは現行賃金を前提とした質問であるが、回答者はそのようなことを知った上で回答している訳ではないとしている』ことを紹介している。

偏りが発生している可能性がある。

推定に用いたデータは、雇用量については、「労働力調査」（総務省統計局）で公表されている雇用者数（季節調整値）に「毎月勤労統計調査」（厚生労働省）で公表されている労働時間指数（季節調整値）を乗じたものを用いた。実質賃金については、「毎月勤労統計調査」（厚生労働省）で公表されている実質賃金指数（季節調整値）を労働時間指数で除したものを用いた。アウトプットとしては「国民経済計算」（内閣府）で公表されている実質 GDP（季節調整値）を用いた<sup>15</sup>。潜在労働供給量は、「労働力調査」で公表されている 15 歳以上人口に労働時間指数を乗じたものを用いた。完全失業率は「労働力調査」での公表値（季節調整値）を、欠員率は「職業安定業務統計」（厚生労働省）の（有効求人数 - 就職件数） / （（有効求人数 - 就職件数） + 雇用者数）を用いた。

推定はいずれの場合についても、非線形三段階最小二乗法で推定し、推定期間は、1972 年第四半期から 2005 年第四半期を対象とした。この期間を選択したのは、第一次石油ショックとその後の景気後退期、バブル発生と崩壊及びその後の経済停滞期を含むからである。

推定結果は表 1 に示すとおりである。いずれのケースについてもパラメーターは符号条件を満たしており、有意なものとなっている。 $\gamma_1, \gamma_2$  はマイナスで有意となっており、観察される雇用量が推定需要量または推定供給量よりも少ないことを示している。また、 $\gamma_1, \gamma_2$  の推定値がほぼ同一の値となっており、ケース 1 で推定した労働需給関数は、ケース 2 で推定した労働需給関数が右方にシフトしたものであることが確認できる。

## 5. 労働需給不均衡と労働統計

不均衡計量分析の推定結果から、推定需要量、推定供給量、均衡雇用量、均衡賃金率を求めることができる。図 5 は不均衡計量分析の推定結果のうち（ケース 1）に基づいて求めた 72 年以降の、労働需給の不均衡の推移を示したものである<sup>16</sup>。ここでは不均衡を示す指標として、

労働需給不均衡（%） = （（労働需要量推計値 - 労働供給量推計値） / 均衡雇用量推計値） × 100  
を用いた。

ここから日本の労働市場は、第一次石油ショック発生前の高度成長期と 1990 年前後の「バブル期」において、大幅な労働需要超過状態となっていたこと、第一次石油ショック発生後の 1970 年代後半と「バブル崩壊」後、特に金融不安が顕在化した後の 1998 年～2002 年の間においては大幅な労働供給超過状態となっていたことが示される。

推定期間を通してみると、日本の労働市場においては、雇用量は均衡からの乖離が生じて需要超過や供給超過の不均衡状態を繰り返してきたこと、不均衡状態は時間を要しても均衡に復位し

15 GDP は、93SNA に基づくものを用いている。

16 労働需給の不均衡の推移は（ケース 1）と（ケース 2）で殆ど同一である。

表1 賃金・労働需要・供給関数の推定結果

(ケース )						(ケース )					
賃金関数		需要関数		供給関数		賃金関数		需要関数		供給関数	
$\tau$	0.711 (26.193)**	$\alpha_0$	-0.524 (-0.822)	$\beta_0$	-0.141 (-0.153)	$\tau$	0.702 (26.802)**	$\alpha_0$	-0.280 (-0.455)	$\beta_0$	0.119 (0.113)
	-----	$\alpha_1$	-0.222 (-4.472)**	$\beta_1$	0.345 (15.726)**		-----	$\alpha_1$	-0.207 (-4.378)**	$\beta_1$	0.380 (17.011)**
	-----	$\alpha_2$	0.129 (2.929)**	$\beta_2$	0.961 (14.534)**		-----	$\alpha_2$	0.151 (3.574)**	$\beta_2$	0.943 (14.693)**
	-----	$\alpha_3$	0.911 (12.106)**		-----		-----	$\alpha_3$	0.873 (12.000)**		-----
	-----		-----		-----		-----	$\gamma_1$	-0.022 (-4.554)**	$\gamma_2$	-0.022 (-4.569)**
R2 = 0.989		R2 = 0.966		R2 = 0.951		R2 = 0.989		R2 = 0.969		R2 = 0.951	
D.W. = 2.318		D.W. = 2.386		D.W. = 1.177		D.W. = 2.320		D.W. = 2.422		D.W. = 1.361	
推定期間：1972年第 四半期～2005年第 四半期						推定期間：1972年第 四半期～2005年第 四半期					

( ) は t 値 10%, \*は 10%, \*\*は 5%の棄却水準で有意であることを示す。

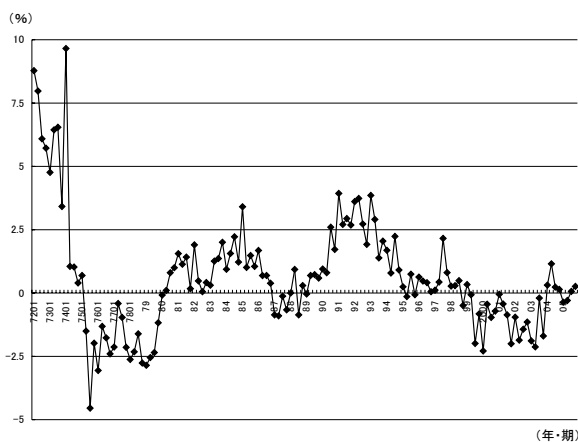


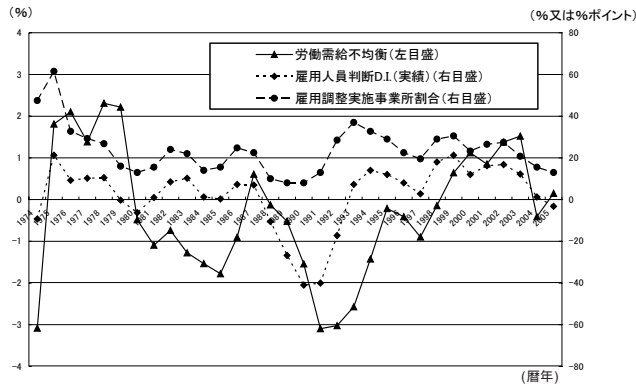
図5 労働需給不均衡の推移

ていることがわかる。特に深刻であった1998年以降の労働供給超過状態も、2003年末時点においてほぼ解消されている。

このことは、日本の労働市場において実質賃金の需給調整機能が働いていたことを示すものであり、慢性的な労働供給超過状態を継続し続けた訳ではないことを示している。

不均衡計量分析の結果から得られた労働需給不均衡の推移を、図3で示した労働需給を示すことができる経済指標と比較することで、各経済指標の性質を検討する。

図6は労働需給不均衡の推移を雇用人員判断D.I.、雇用調整実施事業所割合と比較したものである。但し、ここでは比較が容易になるように四半期別の数値を年別の数値に置き換えるとも



資料：日本銀行「企業短期経済観測調査」，厚生労働省「労働経済動向調査」。

図6 労働需給不均衡と雇用人員判断 D. I.

に、

労働需給不均衡 (%) = ((労働供給量推計値 - 労働需要量推計値) / 均衡雇用量推計値) × 100  
としている。

図6で判明する重要な点は、雇用人員判断D.I.、雇用調整実施事業所割合は労働需給不均衡と連動した上下変動を示していることである。但し、第一次石油危機後は労働供給超過の度合いと比較して雇用調整が抑制されていた可能性があること、「バブル崩壊」後については不均衡計量分析では労働需要超過状態にある1993年頃においてすでに雇用人員過剰感が高まり、雇用調整実施事業所割合が高まったことである。図には示されていないが、労働需給不均衡と労働分配率の推移を比較すると、第一次石油危機後は労働供給超過の度合いと比較して労働分配率の上昇は緩やかであり、「バブル崩壊」直後については、不均衡計量分析では依然として労働需要超過状態にあるにもかかわらず、労働分配率は上昇している。

但し、労働分配率は、企業の売上高の変動に応じて変動するのみならず、生産構造の変化、資本の収益率にも左右される<sup>17</sup>。労働分配率が「バブル崩壊」後に上昇したことについて、企業の売上高減少のみならず、サービス業の進展や資本ストックの収益率低下といった生産構造の変化による上方シフトであるという解釈も可能である。

また、図6は不均衡計量分析で求められた労働需給不均衡と雇用人員判断D.I.との関係において、

(「不足」 > 「過剰」) 労働市場における超過需要

(「過剰」 > 「不足」) 労働市場における超過供給

という関係が必ずしも成立していない可能性を示唆している。つまり需要超過期にも経営者が労働過剰を判断する可能性が高いことを示している。

<sup>17</sup> Bentolila and Saint-Paul (1999) は可変的労働分配率を前提とした生産構造の分析を行なっている。

雇用判断 D. I. が経済学的に何を意味しているかについて、図 4 の不均衡分析のフレームワークに基づいて考えてみる。企業が恒常的に必要数以上に従業員を抱えている「過剰雇用」が発生しているのであれば、実質賃金が  $W_H$  の場合、点 A を超える雇用量が存在することになる。雇用調整が遅れが発生した場合には、実質賃金が均衡賃金を上回ったときに「過剰雇用」が存在することはあり得る。

問題は、雇用人員判断 D. I. は、「バブル期」を除くと、実質賃金が均衡点 E を下回った需要超過と想定される場合においても、恒常的に過剰を示していることである。実質賃金が  $W_L$  の場合、点 B を超えて雇用することは理論上不可能であり、「過剰雇用」は存在し得ない。

「企業短期経済観測調査」(日本銀行)では、雇用人員に関する質問で「過剰」、「適正」「不足」のいずれかを回答するようになっている。労働需要全体では需要超過であっても、個々の企業では供給超過状態の企業が一定数存在していることは事実である。しかし、それは集計した全体で恒常的に雇用が過剰であるという結果をもたらされる理由にはならない。雇用人員判断 D. I. は企業経営者の主観によって回答が左右される面も否定できない。このような事情を考慮すると、雇用人員判断 D. I. は企業の経営動向を把握するには貴重なデータではあるが、労働市場全体の需給動向を示すものとして解釈することについては慎重であるべきと言える<sup>18</sup>。

## 6. 労働需給不均衡と失業問題

ここでは不均衡計量分析の結果と UV 曲線に基づく分析結果を照合しつつ、労働市場の需給不均衡と完全失業率との関係について考えてみたい。

不均衡計量分析結果から求められる労働需給 ( $\ln L_{dt} - \ln L_{st}$ ) と統計で捕捉される ( $V_t - U_t$ ) との間には理論上、式で示される関係が成立しており、次のように書き換えることができる。

$$\text{労働需給不均衡} = \ln L_{dt} - \ln L_{st} = V_t - U_t \dots\dots\dots \text{I}$$

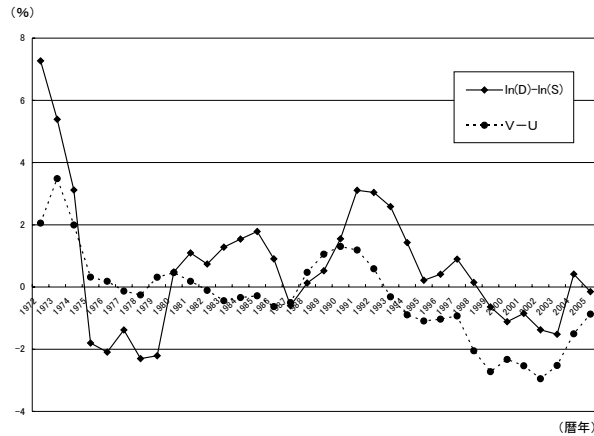
式 I は定義式でもあるが、実際には等号は必ずしも成立していない。その理由として、統計上捕捉される失業率や欠員率は、理論上想定されるものともは必ずしも同一ではないことがある。従って、( $\ln L_{dt} - \ln L_{st}$ ) と ( $V_t - U_t$ ) の動きを比較することで、失業率と欠員率の動きについての考察を行う。

不均衡計量分析の推定結果の(ケース )で求められた ( $\ln L_{dt} - \ln L_{st}$ ) と ( $V_t - U_t$ ) の動きを比較してみたのが、図 7 である。ここでも比較が容易となるように、四半期ベースの値から年間ベースの値に変換したものをを用いた。

この結果は、両者の変動は基本的には近似しているものの、微妙な差異があることを示している。1972~92 年の間は、( $\ln L_{dt} - \ln L_{st}$ ) は ( $V_t - U_t$ ) よりも変動幅が大きい。まず、第一次石油

18 Quandt, R. E. and H. S. Rosen (1985) は不均衡計量分析を用いて、米国における恒常的労働供給説を統計的に棄却している。





注：ln(D) = ln (労働需要量推計値)，ln(S) = ln (労働供給量推計値)，V = 欠員率，U = 雇用失業率である。

図7 労働需給推計値とU-Vとの関連

ショック後の景気後退期において、 $(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$  は労働市場の大幅な超過供給状態が示されているのに対して、 $(V_t - U_t)$  は小幅なマイナスとなっているに過ぎない。1980年代前半は $(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$  が労働市場の超過需要状態を示しているのに対して、 $(V_t - U_t)$  はマイナスとなっている。

1992年以降については、 $(V_t - U_t)$  は $(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$  が下方シフトした形となっている。 $(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$  と $(V_t - U_t)$  はともに下方トレンドを示しており、労働市場が需給緩和の方向に向かったことを示している。但し、 $(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$  では、1990年代前半は依然として労働需要超過状態であり、1998年から本格的な供給超過状態に陥っているのに対して $(V_t - U_t)$  では1992年以降は供給超過状態にあったことを示している。

$(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$  と $(V_t - U_t)$  の乖離は欠員率と完全失業率のいずれの理論値からの乖離によって生起しているのかを確認するためには、欠員率と完全失業率をそれぞれ別個に推計して考察してみる必要がある。

本論では、構造的・摩擦的失業の概念にまで拡大した不均衡計量分析が展開されている。従って、不均衡計量分析の(ケース )の結果を用いることで構造的・摩擦的失業を考慮した欠員率と失業率の推計値を求めることが可能となる。

式から、失業率と欠員率は次のように定義される。

$$t \text{ 時点の欠員率} = (L_{dt} - L_t) / L_t \dots\dots\dots \text{I}$$

$$t \text{ 時点の失業率} = (L_{st} - L_t) / L_t \dots\dots\dots \text{II}$$

ここで、

$L_{dt}$  : 不均衡計量分析結果(ケース )から推計した  $t$  時点での労働需要量

$L_{st}$  : 不均衡計量分析結果(ケース )から推計した  $t$  時点での労働供給量

$L_t$  :  $t$ 時点での実質賃金水準に対応する CCI 上の雇用量 ( $t$ 時点での雇用量の実績値) であるとする. この関係を利用すると, 欠員率と失業率の推計値を求めることができる. ここで欠員率推計値と完全失業率推計値の乖離は労働需給不均衡に一致するため,  $(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$  と  $(V_t - U_t)$  の乖離要因を欠員率と完全失業率それぞれに分離して考察することが可能になる.

欠員率と完全失業率の推計値と実績値をそれぞれ比較してみた結果は, 図 8, 9 に示すとおりである.

まず, 欠員率について検討を加える. 図 8 から, 推計値は実績値を若干上回っているものの, 概ね推移を追っていることがわかる. 欠員率については, 不均衡計量分析結果から概ね精度の高い推計が可能であることが分かる.

但し 1980 年代においては, 推計値は実績値を上回っており, 企業は労働需給状態と比較して

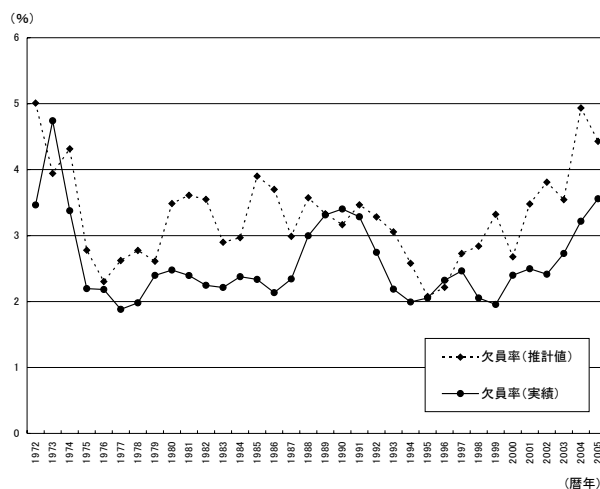


図 8 欠員率 (推計値と実績値) の推移

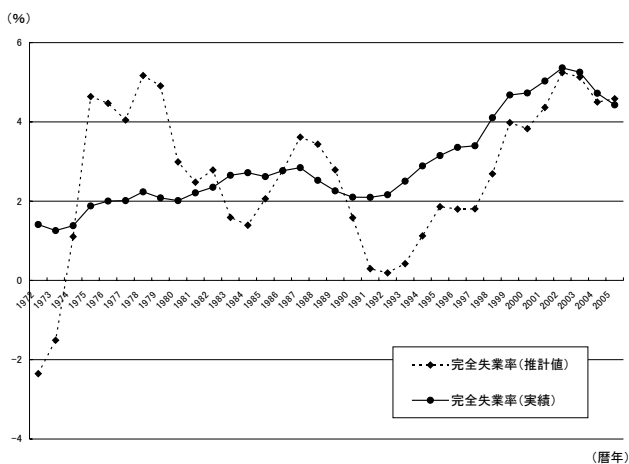


図 9 完全失業率 (推計値と実績値) の比較

求人拡大に慎重であった可能性を示唆している。「バブル期」については、需要超過期であり、推計値、実績値ともに上昇している。「バブル崩壊」後の長期平成不況期については、推計値は1996年以降、実績値は2000年以降に上昇しており、推計値は実績値を上回るという結果となっている。供給超過状態において欠員率が上昇したことの要因としては、労働市場の効率性が低下して求人・求職のミスマッチが増大した可能性が考えられる。

次に完全失業率について検討を加える。図9から、完全失業率については推計値と実績値の乖離が大きく、不均衡計量分析を用いても失業率の推計は容易ではないことが分かる。

第一次石油危機前の需要超過時においては、実績値は推計値を上回り1%台となっている。現実問題として失業率が0%以下になることは考えられない。第一次石油危機後の景気後退期には労働供給超過状態を反映して推計値は4%台にまで上昇するが、実績値はそれほどには上昇していない。1980年代前半は、労働需要超過を反映して推計値は低下するが、実績値は次第に上昇している。「バブル期」には推計値はほぼ0%にまで低下するが、実績値は2%程度にまでしか低下していない。

1972年～1991年の間についてみると、実績値は労働需給不均衡の影響を受けるものの、推計値よりも変動が小さい。つまり、需要超過時において実績値は推計値程には低下せず、逆に供給超過時には実績値は推計値程には上昇しない。

問題は1992年以降、推計値と実績値の関係がそれまでのパターンとは異なる動きをしていることである。「バブル崩壊」後の1992年以降、実績値は上昇傾向を示した後、2002年にピークを示し、その後は低下している。これに対して推計値は、1995年までの労働需給緩和を受けて上昇し、再度、1998年から上昇して2002年にピークを示している。この間、実績値は推計値を上回り続けているが、2002年には推計が実績値に追いついている。

こうしたことから、1992年以降の $(\ln L_{dt} - \ln L_{st})$ と $(V_t - U_t)$ の乖離については、完全失業率の実績値が推計値よりも高い水準であることから発生したものであることが判明する。また、1999年以降、欠員率と完全失業率が同時に上昇していることを考え合わせると、「バブル崩壊」後に労働市場においてになんらかの構造変化が発生している可能性があると考えられる。

失業の構造的・摩擦的要因についてさらに検討するために、不均衡計量分析の推定結果から構造的・摩擦的失業率の推計値を求めることとする。特に1992年以降の失業率急上昇過程において、構造的・摩擦的要因がどの程度、影響を与えているかを考えてみることは意義がある。

構造的・摩擦的失業率を求めるためには、次のように考える。均衡雇用量は図4の均衡点Eでの雇用量 $L^*$ である。しかし、実際の雇用量はCCI上のJ点での雇用量である。従って賃金水準が均衡水準であってもJE間に相当する失業者と欠員が存在する。このときの失業率(=欠員率)が構造的・摩擦的失業率である。

UV曲線を用いた場合の「需要不足失業率」は、ある一定の(均衡水準を超える)賃金水準下での労働需要量と労働供給量の乖離としては捉えられていない。「需要不足失業率」は、失業率から構造的・摩擦的失業率を控除したものととして求められる。従って賃金水準が $W_H$ のときの需

要不足失業は、FH から EJ を控除したものとなる。

構造的・摩擦的失業率を推計するために、まず不均衡計量分析の（ケース ）の結果から均衡賃金  $W^*$  を求め、次に均衡賃金水準での雇用量である均衡雇用量  $L^*$  を求めた。

構造的・摩擦的失業が存在するために過少となっている点 J での雇用量  $L_J$  を求めるには、欠員率あるいは失業率の値と  $\gamma$  の推定値を利用する必要があるが、このとき欠員率あるいは失業率のどの値を用いるかが問題となる。均衡点 E においては、欠員率と失業率が等しくなることから、CCI の形状を考えると、その値は各時点における欠員率と失業率の間の値となる。従ってここでは各時点での欠員率と失業率の平均値を実績値として用いた。

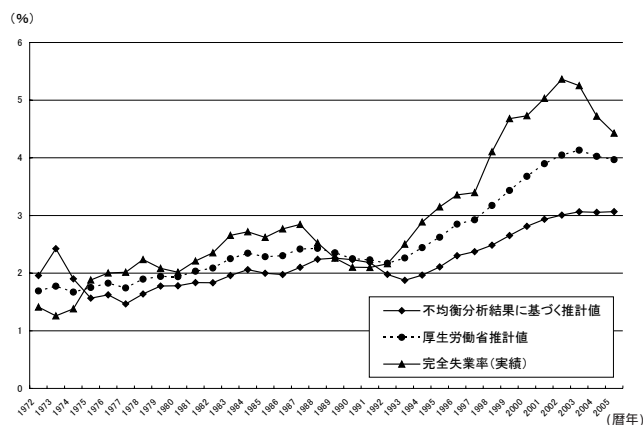
$L_J$  と  $L^*$  の推計値の差を構造的・摩擦的失業と考え、 $L_J$  に対する比率を構造的・摩擦的失業率として推計した。

不均衡計量分析から求めた構造的・摩擦的失業率の推計結果は図 10 に示すとおりである。この結果から、構造的・摩擦的失業率は長期的に上昇していると考えられる。特に 1972 年から 1992 年の間については、失業率は構造的・摩擦的失業率が上昇しつつ、労働需給が影響を与えて変動していると考えられる。

但し、1992 年以降については構造的・摩擦的失業率はそれまでよりも高い速度での上昇傾向を示しているが、この結果については慎重に解釈しなければならない。

図では、厚生労働省が公表している構造的・摩擦的失業率の推移も示している。両者を比較すると、1990 年頃までは不均衡計量分析に基づく推計値が 0.2~0.3 ポイント程度低いという差はあるものの、ほぼ同一水準で推移している。しかし、1993 年以降は、両者はともに上昇しているものの、厚生労働省の推計値は上昇の勢いが強まっている。特に 1998 年以降は、乖離の度合いが大きくなっていることが示される。

厚生労働省（2005）の推計結果に従うと、1992 年以降の失業率上昇の背景には構造的・摩擦



注：厚生労働省推移値については出典は図 2 と同一。

資料：総務省統計局「労働力調査」

図 10 構造的・摩擦的失業率の推計

的要因が大きく寄与していたと解釈されることになる。しかし我々の分析結果からは、1992年以降の失業率上昇は、構造的・摩擦的失業率上昇による影響を多分に受けながらも、その影響度合いは厚生労働省推計ほどには大きくないという結果となる。

## ま と め

本論文では、対象を構造的・摩擦的失業の概念にまで拡張したワルラシアンタイプの労働市場不均衡計量分析手法を提示した。推定結果を踏まえて、日本の労働市場における需給不均衡と失業率や欠員率との関連を検討するとともに、その背後にある企業行動や家計行動の変動について考察した。

完全失業率の実績値と推計値の乖離は、欠員率のそれよりも大きいという結果となっている。これは完全失業率が労働需給不均衡を直接反映したものとは限らないことを示している。完全失業率は労働需給不均衡のみでなく、制度的要因の影響を受けた企業や家計の行動変化にも影響を受けることが考えられる。

つまり失業率は企業の雇用調整や雇用保蔵（Labor Hoarding）といった労働需要側の行動や、職探しを行うか否かといった労働供給側の意向、さらには履歴効果といった過去の経緯にも影響されるものであるということである。また、統計上捕捉される失業と理論上の失業に差異があることも重要な点である。

第一次石油危機後の景気後退期において、企業は大・中堅企業を中心に余剰人員をすべて削減するのではなく、人的資本を蓄積した正規雇用者（正社員）は将来の景気回復のために企業内に取り込む雇用保蔵を行い、非正規雇用者を削減対象としたことが考えられる<sup>19</sup>。一方、家計側から見た場合、非正規雇用者が雇用契約が打ち止めされた際に、求職活動をあきらめて非労働力化するいわゆる求職意欲喪失効果が生じた可能性がある。雇用保蔵と求職意欲喪失効果により、完全失業率は労働需給不均衡から推計される程には上昇しなかったとことが想定できる。

1980年代前半においては、不均衡計量分析では労働需要超過状態であったことが示されるが、完全失業率は低下せず、むしろ上昇している。この要因としては、構造的・摩擦的失業率が次第に上昇したことがある。さらに、1970年代後半の景気後退期に企業内に適正雇用量を超える正規雇用者を雇用保蔵していたので、景気回復期には正規労働者を有効利用するために雇用者数を増加さなかったことが考えられる。また、労働需要超過時には、新たに職探しをする人が増加することで、労働供給が増加して失業率を高める可能性もある。そのため、推計値が示す程には完全失業率が低下しなかった可能性がある。

「バブル期」における完全失業率の実績値は低下しているものの、推計値ほどには大きく低下

19 日本企業は雇用調整手段として所定外労働時間の増減を第一の手段として用いる。しかし我々の分析では失業率推計に当たって労働時間の影響は除去しているため、労働時間については論じない。

していない。この両者の乖離要因については、それまで雇用保蔵されていた企業内余剰人員の活用と労働時間延長で対応したことが考えられる。また、企業が想定していた程、雇用者数を増やすことができない要因が発生していた可能性もある。例えば、人手不足であるにも関わらず実質賃金率の上昇が不十分であり、3Kと呼ばれる仕事に応募者が少なかったこと等が上げられる。さらに新たに職探しをする人が増加することで、労働供給が増加した可能性もある。

「バブル崩壊」後、特に1992年以降において、完全失業率は推計値、実績値ともに上昇した。推計値の1992年から1995年の上昇は景気後退に基づく谷からの反転であり、本格的に上昇傾向を示したのは1996年からである。これに対して実績値は「バブル崩壊」直後、つまり労働需給が緩和状態に向かい始めた段階で本格的な上昇トレンドを示している。

なぜ「バブル崩壊」直後に労働需給の変動を先取りして労働分配率が上昇したのか、企業が雇用調整を実施したかについては、理由は依然として明確ではない。しかし、このような企業行動が失業率の急上昇と関連している可能性は高い。また、この時点で失業率が上昇したことが履歴効果を伴ってその後に失業率の継続的上昇をもたらしたという可能性もある。

従前の景気後退期と異なり、「バブル崩壊」以後の失業率の推計値は実績値を上回っている。この要因を労働需要側から見ると、企業が景気後退に対しても雇用保蔵で対応するという従来の行動を踏襲しなかったことが考えられる。また、雇用形態が多様化して企業が常に適正人員を確保できるようになるといったことにより、雇用量が抑制された可能性もある。企業の雇用調整行動や雇用保蔵に対する姿勢が変化することで、「バブル崩壊」後は特に、労働需給変動の影響が失業率により直接的に反映されるようになったことが考えられる。

この点については、過去に蓄積した人的資本を有する労働者を手放してまでも雇用調整した理由を探らなければならない。国際競争の激化に伴い人件費を抑制する、IT化の進展で事務作業が単純化して非正規雇用者が増加するといったことから人的資本投資の重要性が低下した可能性が考えられる。

一方、労働供給側を見ると、景気後退時においても、女子の高学歴化の進展に伴い人的資本の蓄積が進み、雇用契約を打ち止めされた労働者が職探しをあきらめる求職意欲喪失効果が低下したこと、夫の所得減少や雇用不安で妻の就業意欲が高まることで職探しを始める人が増える追加的労働者効果が高まったために、労働供給量が従来よりも多くなった可能性がある。サービス化の進展はこのような傾向に拍車をかけたと考えられる。

構造的・摩擦的要因で説明できない部分は定義上、労働需給不均衡により生じた失業ということになる。しかし、我々の分析結果はケインジアン的立場を支持するものではない。なぜなら、我々の分析は名目賃金の下方硬直性を前提としたものではなく、実質賃金の均衡水準からの乖離を問題としているからである。従って金融緩和政策によるデフレ対策が失業対策として有効という政策論を支持する訳ではない。

その一方では、現在、構造改革の名の下に唱えられている労働市場政策は、解雇自由化といった観点からの労働者の企業間、産業間移動に重点が置かれており、雇用創出の観点からの議論が

不十分である。金融緩和によるデフレ脱却と、恣意的に労働者を移動させようとする構造改革論という両極論では労働市場問題を解決することはできない。

我々の推計した構造的・摩擦的失業率は政府（厚生労働省）の提示した値よりも低いものとなっている。しかし、それは構造的・摩擦的要因に対する対策を疎かにして良いということではない。

失業対策としては構造的・摩擦的要因に対する対策と労働需給不均衡に対する対策という両サイドからの接近が必要となる。構造的・摩擦的失業を回避するための職業訓練や情報提供といった雇用対策は常時、必要とされる。その一方で雇用創出と労働者移動の円滑化を考える必要性がある。その際には労働者の移動と人的資本蓄積との関連も考慮されなければならない。

労働市場を取り巻く制度的要因の変化に対して企業行動や労働者の行動も変動する。労働市場政策の方向性如何によって企業や労働者の人的資本投資への意欲を削ぐ危険性もある。これらの変動に対応した労働市場政策を立案するかが重要な課題である。

#### 参考文献

- Abraham, K. G. and L. F. Katz (1986) "Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?" *Journal of Political Economy* Vol. 94, pp. 507-522
- Bentolila, S. and G. Saint-Paul (1999) "Explaining Movements in the Labor Share" *Departament d'Economia i Empresa UPF Working Paper Ref. 374*
- Bowden, R. J. (1978) "Specification, Estimation and Inference for Models of Markets in Disequilibrium" *International Economic Review* Vol. 19 No. 3 pp. 711-726
- Chuma, H. (2002) "Employment Adjustments in Japanese Firms During the Current Crisis" *Industrial Relations* Vol. 41 No. 4 653-682
- Fair, R. C. and D. M. Jaffee (1972) "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium" *Econometrica* Vol. 42 May pp. 497-514
- Franz, W. and H. König (1990) "A disequilibrium approach to unemployment in the Federal Republic of Germany" *European Economic Review* Vol. 34 pp. 413-422
- Gagey, F., J.-P. Lambert and B. Ottenwaelter (1990) "Structural Mismatch, Demand and Capacity Constraints in the Rise of French Unemployment" Chapter 5 in *"Europe's unemployment problem"* edited by J. H. Drèze and C. R. Bean with the assistance of J.-P. Lambert, F. Mehta, and H. R. Sneessens
- Hansen, B. (1970) "Excess Demand, Unemployment, Vacancies, and Wages" *Quarterly Journal of Economics* Vol. 85 pp. 1-23
- Lambert, J.-P. (1990) "The French unemployment problem: Lessons from a rationing model relying on business survey information" *European Economic Review* Vol. 34 pp. 423-433
- Lucas, R. E., Jr. and L. A. Rapping (1969) "Real Wages, Employment, and Inflation" *Journal of Political Economy* Vol. 77, pp. 721-754
- Morissette, R and L. Salvas-Bronsard (1993) "Structural Unemployment and Disequilibrium" *European Economic Review* Vol. 37 pp. 1251-1257
- Pissariades, C. A. (2000) "Equilibrium Unemployment Theory" MIT Press
- Quandt, R. E. and H. S. Rosen (1985) "Is There Chronic Excess Supply of Labor? Designing a Statistical Test" *Economic Letters* Vol. 19 pp. 193-197
- Quandt, R. E. and H. S. Rosen (1986) "Unemployment, Disequilibrium, and the Short-Run Phillips Curve: An Econometric Approach" *Journal of Applied Econometrics* Vol. 1 pp. 235-253
- Quandt, R. E. and H. S. Rosen (1988) "The Conflict Between Equilibrium and Disequilibrium Theories-

- The Case of the U. S. Labor Market" W. E. Upjohn Institute For Employment research
- Romer, D. (1981) "Rosen and Quandt's Disequilibrium Model of the Labor Market: A Revision" The Review of Economics and Statistics pp. 145-146
- Rosen, H. S. and R. E. Quandt (1978) "Estimation of a Disequilibrium Aggregate Labor Supply" The Review of Economics and Statistics pp. 371-379
- Sneessens, H. and J. H. Drèze (1986) "A Discussion of Belgian Unemployment, Combining Traditional Concepts and Disequilibrium Econometrics" *Economica* Vol. 53 s. 89-119
- 阿部正浩 (2005) 「日本経済の環境変化と労働市場」東洋経済新報社
- 伊藤隆敏 (1985) 「不均衡の経済分析——理論と実証」東洋経済新報社
- 北浦修敏, 原田泰, 坂村素数, 篠原哲 (2003) 「構造的失業とデフレーション——フィリップス・カーブ, UV 分析, オークン法則——」*フィナンシャル・レビュー* January pp. 75-119
- 厚生労働省 (2005) 「労働経済白書 (平成 17 年度版)」
- 篠原三代平 (2006) 「『平成長期不況』は最終局面」日本経済新聞 8 月 15 日経済教室
- 田中秀臣 (2006) 「経済政策を歴史に学ぶ」ソフトバンク クリエイティブ
- 藤井宏一 (2004) 「労働経済白書等, 最近の UV 分析を中心とした構造的・摩擦的失業を巡る議論に関するサーベイ」労働政策研究・研修機構『構造的・摩擦的失業の増加に関する研究』第 2 章
- 安井健悟 (2005) 「雇用調整における不確実性の影響について——企業パネルデータによる実証分析」日本労働研究雑誌 2・3 月号 No. 536 pp. 110-122
- 山上俊彦 (1994) 「誤解だらけのホワイトカラーの生産性——「ブルーカラーより低い」は本当か——」*週刊東洋経済* 1994 年 8 月 6 日号 pp. 102-105
- 山上俊彦 (2003) 「日本の雇用調整と実質賃金の伸縮性」*国民経済* No. 166, pp. 19-40