

雇用変動指標の再検討

—1991～2005年『雇用動向調査』をもとに¹⁾—

神 林 龍

本稿では、厚生労働省『雇用動向調査』の1991年から2005年までの個票を用い、従来の雇用創出・消失の推計に離職者の離職理由の情報を加え、1990年代の雇用変動指標を再検討した。その結果、いくつかの観察結果が明らかになった。第一に、既存研究の推計方法は事業所間の共通ショックの影響を強く検出する性質があることがわかった。ただし、この要因を考慮しても、1990年代の雇用フローは個々の事業所に固有の要因に強く支配される傾向があるという従来の指摘はおおむね妥当する。第二に、1990年代の雇用創出は好不況に関わらず安定的に推移しており、雇用変動の大部分は雇用消失の増減から生じていることがわかった。当初は大きく異なるとされたアメリカ合衆国と日本の雇用フローの推移が似通っていることを示している。第三に、都道府県間でも雇用フローの推移は大きく異なることがわかった。この違いを説明するには、マクロショックの地域間分配によるものではなく、最低賃金制度に代表される個々の都道府県固有の要素、あるいは個々の事業所に固有の要因が重要であることが示唆される。

JEL Classification: J64, E32, C81

1. はじめに

労働市場の需給状況を把握するために用いられる伝統的な指標は完全失業率である。確かに、総務省『労働力調査』より算出される完全失業率は速報性にも優れ、国際比較可能な定義・枠組みに準拠するなど多くの利点を有する。しかし、労働供給側から計測されるという性質をも併せ持つがゆえ、労働需要の動向を必ずしも反映しないという弱点もある。また、完全失業率は一時点での完全失業者数と労働者数との比率として定義されるストック変数であるため、平均失業期間など失業状態の内容に関する情報を含まないという問題点も指摘されている。

Davis, Haltiwanger, and Schuh (1996) にまとめられた雇用創出・消失アプローチ(Job Creation and Destruction Approach)は、この二点を克服するために提唱された新しい指標作成手法である。その要点は、経済全体を事業所側より観察し、全体を雇用創出部門と雇用消失部門に分割したうえで、それぞれについての動向を別途把握することにある。このとき、好景気であるからといって経済全体が雇用創出一色に染まるわけではなく、逆に不景気であるからといって雇用創出が完全に無くなるわけではないことが確かめられる。これらの動向を総合的に解釈すれば、労働市場における雇用変動の原因が、経済全体に一樣に振りかかる共通ショックにあるのか、ひとつひとつの企業や事業所に特異的な事情にあるのかを検討できる。

とはいえ、Davisらの雇用創出・消失指標は、同一事業所内部で行われる事業再編による雇用機会の変動を過小評価する性質をもつ。たとえば、ある生産ラインを閉鎖して従業員を解雇し、同数の別の労働者を雇い入れて新たな生産ラインを立ち上げるような事業所内の再編があった場合、Davisらの計測方法によると雇用機会は全く変動がなかったと理解

されてしまうからである。もし不況期にこのような事業所内の再編が盛んに起こっているとすれば、Davisらの指標は雇用創出・消失をととも過小評価し、不況の原因として共通ショックの重要性を過大評価する可能性がある。

本稿では、厚生労働省『雇用動向調査』を用いて、この難点を少しでも解決する方法を提示したい。雇用動向調査は日本における雇用創出・消失を計測するのに最も適した統計のひとつであり、離職者の離職理由が判明するという利点をもつ。調査における離職理由は解雇規制の法的枠組みと対応しており、離職の背後の雇用機会の変動を推測する根拠を与えてくれる。この推測を経由すれば、事業所内部での事業再編による雇用機会の変動を識別し、雇用創出・消失指標の計測に反映させることができる。

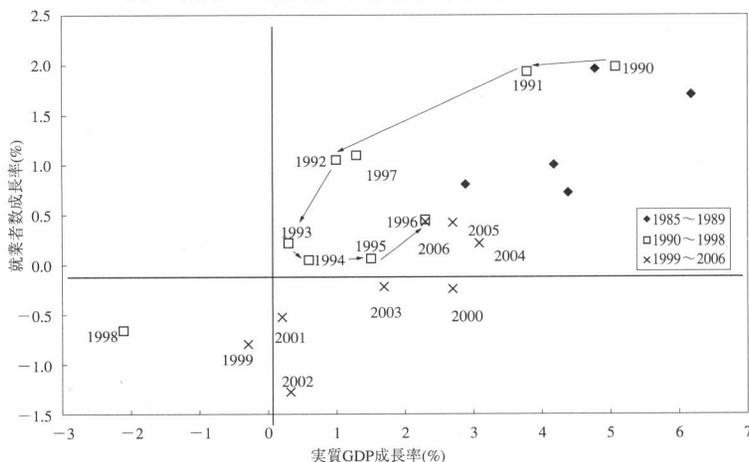
本稿の目的は、上記のような雇用変動指標の再検討を通じて、日本のマクロ的な雇用変動に関するいくつかの基礎的な観察結果を提示することにある。次節ではDavisらの雇用変動指標の内容を紹介し、第3節でその拡張方法を議論する。第4節は本稿で用いるデータである雇用動向調査の解説に当てられ、第5節で諸指標の計測結果が報告される。第6節では本稿で用いた定義変更と計測結果との計算上の関係や、配転・出向の役割、都道府県別の違いについて議論の場を設ける。第7節は結びである。

2. 雇用変動の概念

一般に、雇用機会の増減は、就業者数や失業者数の変動によって捉えられてきた²⁾。すなわち、ある時点の雇用者が、過去のほかの時点の雇用者と比較して大きい(小さい)場合、雇用機会が増加(減少)したと考える。図1は1985～2006年までの実質GDP成長率と就業者数の成長率を示している。

この図から、1991年から1993年のバブル崩壊期には、経済全体の活動水準と就業機会の成長速度が

図1. 実質 GDP 成長率と就業者成長率(暦年, 1985~2006)



出所) 実質 GDP 成長率: 内閣府国民経済年報, 固定基準価格。
 就業者数成長率: 総務省『労働力調査』年平均結果。

急速に鈍っていった様子がわかる。そして、1994年以降経済活動が成長のテンポを速めたときに、就業機会の増大傾向は低水準でほぼ一定を保っている。経済全体の成長のわりに就業機会は増大せず、居座り続けた中高年層に比して若年層にしわ寄せが集中したといわれた時期に当たる³⁾。また、1998~1999年のマイナス成長を経て、実質 GDP 自体は2000年以降にプラス成長に回復したものの、就業機会の減少はさらに2003年まで続き、まさに jobloss recovery が続いたことがわかる。

しかし、時点間の雇用機会の増減のみに着目するこの計測方法では、当該期間内にどれだけの雇用機会が創り出されたのかを観察することは難しい。経済全体が単一の共通ショックに完全に支配されているのではない限り、雇用が生まれる背後には、同時に失われる雇用もあると考えるのが自然だからである。たとえば、図1に示されたように、仮に景気回復時に、観察時点間の就業機会の数そのものがそれほど変化していない(あるいは減少した)としても、その内側で新しい技術を体化した雇用機会が創出され、陳腐化し消失した雇用機会から労働力が首尾よく移転しているかもしれない。時点間に発生したフローを無視することは、雇用機会の再配置を考察するときに大きなデメリットをもたらすことがわかる。

このような理由から、1990年代に注目された分析手法が雇用創出・消失アプローチである。この手法は、経済を雇用機会が新たに創出された部門と、従来あった雇用機会が消失した部門に分けて別個に把握するというきわめてストレートな発想に基づいている。アメリカ合衆国で事業所レベルでのマイクロ・データが利用可能になり、事業所単位で雇用機会の創出と消失を区別できるようになった1980年代後半以降研究が進められた。初期の研究成果は Davis, Haltiwanger, and Schuh(1996)にまとめられている。2000年前後から統計データそのものの改良も進み、現在でも継続的に研究が進められてい

る⁴⁾。

本来、この手法の観察単位とするべきは雇用機会(job)である。しかし、雇用機会そのものを観察単位とする統計は現実には存在しない。実現可能な統計実査を考慮すると、何らかの方法で就業者の異動から雇用機会の異動を推測するほかない。

まず考えられるのは、就業者の異動をそのまま雇用機会の異動とみなす方法である。しかし、この二つの概念には少なからずの齟齬がある。通常、雇用機会は就業者を得てはじめて生産単位として機能し、統計的にも認知される。しかし、(労働者の個人的な都合による離職などの理由で)ある時点で就業者が観察されないとしても、求人広告

などを通じてそのポジションが未充足のままになっていることが明白であれば、雇用機会そのものは存在していると考えられるべきであろう。逆に、同一の就業者が複数の雇用機会を兼務したり、配置転換や事業転換を通じて雇用機会を変えたりすることは珍しくない。このとき、就業者が継続的に観察されるからといって、彼/彼女に対応する雇用機会が不変であるともいえない。したがって、雇用機会の異動と就業者の異動は深い関係にあっても同値ではない。欧米のように職務内容に関する組合規制が比較強い場合には後者の可能性はそれほど大きくないと考えられるので、多くの場合、就業者の異動は雇用機会の異動を過大に見積もることになる⁵⁾。

そこで Davis らは、生産単位を最も近似すると考えられる事業所に観察単位を設定した。そして、ある事業所の期間内の就業者異動の結果を、当該事業所の雇用機会の変動とみなした。同一事業所に入職者と離職者が同時に観察された場合には、維持された雇用機会に対応する就業者が置き換わっただけだと考えるわけである。逆に、観察期間を通じて埋められることのない空席があったときには、その雇用機会は事実上失われたと想定する。その結果、すべての事業所は、観察期間内に雇用機会を創出した事業所と、逆に消失した事業所に完全に分割される。つまり、雇用機会はいわゆる「自然増減」を通じてのみ調整されると考えるわけである。最終的には、それぞれの集合について全国・州・産業などを単位に集計し、雇用創出数と雇用消失数が作成される。たとえば、 i 事業所への t 期の入職者を $inflow_t^i$ 、同じ事業所からの離職者を $outflow_t^i$ と書くと、 t 期の雇用創出数 JC_t および雇用消失数 JD_t は

$$\begin{cases} JC_t \equiv \sum_{i \in S_c^t} (inflow_t^i - outflow_t^i) \\ JD_t \equiv - \sum_{i \in S_d^t} (inflow_t^i - outflow_t^i) \end{cases} \quad \dots(1)$$

と定義される(定義①)。ただし、 S_c^t および S_d^t はそれぞれ自然増部門、自然減部門を示し、

$$\begin{cases} i \in S_c^i & \text{if } \text{inflow}_i^t > \text{outflow}_i^t \\ i \in S_d^i & \text{if } \text{inflow}_i^t < \text{outflow}_i^t \end{cases}$$

である。

Davisらの手法は、期間内のすべての就業者異動ではなく、期首と期末の雇用ストック数のみを利用すれば足りるので、簡便でしかも新たな知見をもたらす方法として各国で多用された。日本においても、桑原(1987)、樋口・新保(1998)やGenda(1998)によって先鞭がつけられている。日本における研究は主として、年次調査でかつ期首・期末の雇用ストックのみならず期間内の就業者異動をも格納する厚生労働省『雇用動向調査』を用いて、雇用創出・消失を計測しており、最近では太田・玄田・照山(2008)がある。現在では、経済産業省『企業活動基本調査』を用いて出資形態や貿易構造と雇用フローとの関係を議論したKiyota and Matsuura(2006)など一定の広がりを見せ、様々な観察結果が報告されている。

日本や諸外国に関する諸研究の内容・結果については玄田(2004)(第1章)にまとめられているので本稿では詳述しない。とはいえ、本稿との関連であえていくつか指摘するとすれば、次の諸点があげられよう。第一に1990年代には雇用消失が増加する一方、雇用創出は減少を続けた。第二に、雇用創出と消失は強い負の相関をもっており、経済全体への共通ショックが雇用変動の主要因であったことを推測させる。しかし、第三に、企業規模や産業に代表される共通要因は、事業所レベルの雇用創出・消失に与える影響を徐々に弱めており、個々の事業所のみが被る個別要因が雇用変動の主要因となる様相を強めている⁶⁾。これらの知見は、1990年代の日本の労働市場の動因が、グローバル化など経済全体に共通する要因だったのか、個々の事業所に固有の要因だったのかを巡って重要な事実を指摘したといえる。

3. 整理解雇と雇止めの区別の導入

以上のように整理される雇用創出・消失研究であるが、観察期間内の入離職が同時に起こった場合にすべて雇用機会が保存されたと解釈するのは、いわば一方の極である。この定義に従えば、事業部門を新設して新規採用で充てたととしても、同一事業所内で整理解雇などを行っている場合は計算上キャンセルされて雇用創出として認識されない。労働資源の配分を考えると、事業所の中での技術転換や事業戦略の再構築は重要な経路のひとつである。従来の観察方法は、この側面の雇用機会の増減を過小評価する性質をもっていることになる。1990年代に日本の雇用創出率が落ち込んだのは、このような事業所内のリストラクチャリングを探知できない計測方法によるのかもしれない。

幸い、雇用動向調査は離職者票を通じて、観察期間内の離職者の離職理由の分布を把握することができる。本稿で注目したいのは、調査上の離職理由の区分は、労働法規制を介して、その背後で雇用機会が消失している蓋然性と密接な関係をもつ点である。

雇用動向調査離職者票の離職理由は、「契約期間の終了」「経営上の都合」「本人の責による」「その他

個人的理由」に大別される? 調査のインストラクションには、これらについて以下のような説明がある。

- 「契約期間の満了」……期間の定めのある雇用契約で雇用されていた者が、その期間の終了によって離職した場合。
- 「経営上の都合」……事業の縮小、合理化等事業経営上の理由で解雇された場合、企業からの要請により希望退職に応じた場合も含める。
- 「本人の責による」……重大な服務規則違反など本人の行為により解雇された場合。
- 「その他個人的理由」……上記(結婚等、引用者)を除いた個人的都合や家庭の事情等で離職した場合。

これらの区分と労働法規制はどのように対応しているのだろうか。元来、日本の労働法制は雇用契約の中途解約たる解雇について様々な法的規制を行っているが、期限の定めのある雇用契約と期限の定めのない雇用契約を峻別している。さらに後者については、労働者に事由がある解雇と事由がない解雇を区別する。上記の分類はまさにこの法的枠組みと対応しており、順に、いわゆる「雇止め」「整理解雇」「普通解雇」「辞職」と対応する。

重要なのは、解雇に関する法的規制も前三者で異なり、普通解雇には解雇権濫用法理が、整理解雇には整理解雇法理が、また、雇止めには解雇権濫用法理が類推適用されている点であろう。解雇に対する法的規制の詳細を述べるのは本稿の目的ではない。ここでは、形式的には同じ解雇であっても、状況によって、その解雇が是認される条件が異なっていることだけを説明しよう⁸⁾。

整理解雇法理は、いわゆる四要件(要素)判断の中で「人員削減の必要性を証明すること」を求めており、当該労働者の雇用機会が失われていることを前提としなければ、労働者自身に非のない解雇は正当化されないことを要請している⁹⁾。したがって、離職者票に記された離職理由のうち、「経営上の都合」による離職は、同一事業所への入職者の有無に関わらず、雇用機会が失われたと考えてよい。

もちろん、経営上の都合による離職が整理解雇法理に服すとしながら、このカテゴリーに希望退職応募による離職が含まれていることに違和感を覚える読者もいるかもしれない。しかし、希望退職募集は一般に整理解雇に至る過程の一段階として理解されている。そして、使用者側がイニシアティブをとった雇用機会の整理という観点からみても整理解雇と区別する必然性は乏しく、希望退職に応募し離職した人数分は、やはり雇用機会が失われていると考えてもよいだろう¹⁰⁾。

「雇止め」についても、この論理を(緩やかにではあるが)適用できる。すなわち、労働者が自発的に離職するのではない限り、契約満了による離職は使用者からの契約更新の拒絶による。そして、その場合の理由の多くは、仕事自体がなくなったからだと考えられる。確かに、能力不足などの理由により契

約更新を拒絶する場合もあるだろう。しかし、雇止めに対する解雇権濫用法理の類推適用のもとでは、相当の契約更新の期待がある場合には更新拒絶が当然に認められるわけではない。そして、現に仕事が継続しているというのはこの相当の契約更新の期待がある場合に含まれる可能性が高い¹¹⁾。したがって、雇止めについても、少なくともその幾許かは、同一事業所への入職者の有無に関わらず、雇用機会が消失したと考えることができる。

このように、雇用動向調査においても、労働者の離職形態に関して労働法上の区別が適用されているならば、離職の背後で雇用機会が消失しているかどうかの蓋然性は、離職理由によって判別できる。すなわち、整理解雇・雇止め・普通解雇の順番でその蓋然性は高い。この関係を雇用動向調査に引き写せば、離職者の離職理由のうち、「経営上の都合」「契約期間満了」「本人の責による」順番で雇用消失を伴う可能性がある。この情報を用いて、雇用創出・消失指標をより詳細に再計算できる。

以上のように、離職理由を用いて雇用消失の定義を拡張し、(1)式と同様に定式化すると次のようになる。 i 事業所への t 期の入職者を inflow_t^i 、同じ事業所からの離職者を outflow_t^i 、そのうち「経営上の都合」による離職者を dismissal_t^i 、「契約期間の満了」による離職者を refusal_t^i とする。このとき、整理解雇類似の離職を加味した t 期の雇用創出数 $JC2_t$ および雇用消失数 $JD2_t$ は

$$\begin{cases} JC2_t = \sum_{i \in S_2^c} \{\text{inflow}_t^i - (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i)\} \\ JD2_t = - \sum_{i \in S_2^c} \{\text{inflow}_t^i - (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i)\} + \sum_i \text{dismissal}_t^i \end{cases} \quad \dots(2)$$

と定義される(定義②)。ただし、 S_2^c および S_d^c はそれぞれ整理解雇類似の離職を加味した自然増部門、自然減部門を示し、

$$\begin{cases} i \in S_2^c & \text{if } \text{inflow}_t^i > (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i) \\ i \in S_d^c & \text{if } \text{inflow}_t^i < (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i) \end{cases}$$

である。

さらに雇止めの離職の背後にも雇用機会の消失があると考え、整理解雇類似の離職および雇止めを加味した t 期の雇用創出数 $JC3_t$ および雇用消失数 $JD3_t$ を以下に定義する(定義③)。

$$\begin{cases} JC3_t = \sum_{i \in S_3^c} \{\text{inflow}_t^i - (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i - \text{refusal}_t^i)\} \\ JD3_t = - \sum_{i \in S_3^c} \{\text{inflow}_t^i - (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i - \text{refusal}_t^i)\} + \sum_i \text{dismissal}_t^i + \sum_i \text{refusal}_t^i \end{cases}$$

ただし、 S_3^c および S_d^c はそれぞれ整理解雇類似の離職および雇止めを加味した自然増部門、自然減部門を意味し、

$$\begin{cases} i \in S_3^c & \text{if } \text{inflow}_t^i > (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i - \text{refusal}_t^i) \\ i \in S_d^c & \text{if } \text{inflow}_t^i < (\text{outflow}_t^i - \text{dismissal}_t^i - \text{refusal}_t^i) \end{cases}$$

である。

以上を要するに、Davisらに代表される雇用創出・消失の計測方法は、とくに事業所内での雇用機会のリストラクチャリングが行われるとき、雇用創出を過小に評価する可能性がある。本稿では、労働法的枠組みが統計調査にも適用されていることを前提として、雇用動向調査の離職者票の情報を用いて2種類の拡張した指標を作成し、1990年代の雇用創出・消失を再検証する。

4. データ

本稿では玄田(2004)などで盛んに用いられている厚生労働省『雇用動向調査』の個票を用いて、1991年から2005年までの15年間の雇用変動を観察する。雇用動向調査を前提とした雇用創出・消失の計測方法は照山・玄田(2001)に詳しい¹²⁾。本稿でも、基本的にこの方法ののっとり、各種指標を算出した(ただし、標本の限定に関して若干の相違がある。本稿で用いた標本の限定方法については付録1にまとめた)。

雇用動向調査は、常用労働者の入離職傾向を把握するために毎年2回行われている事業所調査である¹³⁾。現在の形での調査開始は1964年とされるが、その淵源は戦後直後の『雇用状態調査』(1948年)や『労働異動調査』(1952年)に遡る¹⁴⁾。

調査は、事業所企業統計調査に最新の毎月勤労統計調査を考慮した抽出枠から、農林水産業を除く約1万3千事業所に対して実施される。調査客体は、毎年6月末日に、1月1日から6月末日までの入離職者の状況を、12月末日に7月1日から12月末日までの入離職者の状況を調査票に記入する。雇用動向調査の特徴は、当該事業所に入職した就業者に、入職者票と呼ばれる調査票を用いた個人調査が行われる点にもある。対応して、当該事業所から離職した就業者に関して、事業所の人事担当者が記入する形で、年齢や学歴、勤続年数、離職理由などに関する簡単な調査も実施される(この調査票を離職者票と呼ぶ)。したがって、ある事業所について、1年間の入離職者の状況のみならず、どのような属性をもった入職者がいたのか、どのような理由で離職した人がいたのかを確かめることができる。生産活動や賃金に関する情報がないという弱点があるものの、雇用変動の概形をつかむことが目的である雇用創出・消失分析には、最も適切なデータのひとつであるといえる。ただし、雇用動向調査が万全のデータを提供するわけではない。本稿の問題意識との関連では、たびたび指摘される事業所票の問題点のみならず、離職者票の問題点をも認識する必要がある。

まず事業所票について、雇用動向調査を扱ううえでは、調査対象が常用労働者5人以上の事業所に限定されていることに留意する必要がある。この留意点がどの程度深刻かを確かめるために、雇用動向調査で報告された1年間の離職者総数と、最も対応する期間の総務省『就業構造基本調査』で報告された1年間の離職者総数を比較した(表1)。

集計時期に3ヶ月のずれがあるので比較には気をつける必要があるが、本来母集団が小さいはずの雇

表1. 就業構造基本調査と雇用動向調査の比較(単位:千人)

就業構造基本調査		雇用動向調査		
2001年10月～2002年9月	(a)	(b)/(a)	(b)	2002年1月～2002年12月
離職者総数	7,482			
うち前職雇用者	7,076			
うち会社倒産・事業所閉鎖以外の理由の離職者	6,547	1.04	6,820	離職者総数
1996年10月～1997年9月				1997年1月～1997年12月
離職者総数	6,290			
うち前職雇用者	5,838			
うち前職5人以上規模の雇用者	5,440	1.09	5,943	離職者総数
1991年10月～1992年9月				1992年1月～1992年12月
離職者総数	5,606			
うち前職雇用者	5,126			
うち前職5人以上規模の雇用者	4,734	1.18	5,594	離職者総数

出所) 就業構造基本調査:平成14年調査第116表,平成9年調査第47表,平成4年調査第95・96表,
雇用動向調査:平成14年調査第36表,平成9年調査第26表,平成4年調査第26表。

雇用動向調査で、およそ1割大きい離職者数が報告される傾向がある。このような齟齬が生じるのには、たとえば就業構造基本調査は最近の離職について1人1回限り聞いているのに対して、雇用動向調査では1年以内に複数回離職した人についてはすべて数えられることが影響しているかもしれない。また、雇用動向調査は事業所調査という特性に加えて、調査票では期末労働者数、入職者数、離職者数を同時に聞き、相互の辻褃を記入時にチェックできるようなになっている。他方、就業構造基本調査は世帯調査であるうえ、離職経験を答える場合には一見して回答項目が多くなるということがわかるという調査票設計上の性質があり、回答が忌諱される可能性もある。一般に、統計相互の関係については不明な点が多く将来の課題が山積しているが、雇用動向調査と就業構造基本調査との関係もそのひとつといえよう。いずれにせよ、1997年調査と1992年調査からは1～4人の事業所からの離職者の割合が推測できるが、その割合はそれほど大きくはないと考えられる(5人以上の事業所からの離職者数に対して1997年調査で7.3%、1992年調査で8.3%。2002年調査の公表数表では離職時期を1年以内に限った場合の前職従業員規模の内訳が掲載されていない)。それゆえ、雇用動向調査の対象が常用労働者5人以上の事業所である点から生じる問題はそれほど深刻ではないと考え、議論を進める。

離職者票の調査対象の抽出は、産業および事業所規模に対して比率が定まっている。ただし、99人以下の規模の事業所は全数調査される。それゆえ離職者票を用いるにあたって議論すべき課題は、ふたつあるだろう。ひとつは、離職者票が少ない場合の測定誤差の問題である。もうひとつは、離職理由が前節で紹介したような法的枠組みに沿っているかどうかである。

第一の点を確かめるために、標本事業所に関して離職者票の有無をまとめたのが表2である。

離職者がいた中で、離職者票を全く報告していない標本は上期で1.4%、下期で1.6%にとどまる。また、全数の報告が求められている99人以下の事業所で、離職者数よりも離職者票数が小さかったのは

上期・下期ともに1%に満たない。結局、離職者票数が少ない事業所は、離職者がいなかったから調査票数が少なかったことがわかる。したがって、事業所内の離職理由の分布を計測する上では、サンプリング方法から生じる測定誤差は議論の枢要に影響を及ぼす程度ではないと考えられる。

第二の点についてはより注意深い議論が必要であろう。まず、離職者票は人事担当者によって記入されるので、記入者が前節に示した法的枠組みを知悉する可能性は小さくない。もちろん、別のデータで離職者票の離職理由と法的枠組みが対応していることを確かめたいが、現在の日本において、年間何人の労働者が解雇されるかを正確に把握する統計は存在しない。したがって、離職者票の離職理由分布がどれだけ前節に整理した枠組みと整合的かを客観的に精査する術はない。ここでは、次善の策として、表1と同様に、世帯調査である就業構造基本調査で報告された離職理由と比較することで、間接的に離職者票の離職理由分布の性質を確認したい。表3は、そのために2002年就業構造基本調査の離職者の離職理由分布と、2002年雇用動向調査の離職者の離職理由分布を比較したものである(1997年および1992年については付録2を参照されたい)。

就業構造基本調査は世帯調査なので、離職理由の分類は雇用動向調査と同一ではない。表3では筆者が適切と考える組み合わせで比較した。離職者総数が雇用動向調査で大きく報告されていることは表1で指摘した通りである。この比率を念頭におくとき、就業構造基本調査における「人員整理・勧奨退職のため」の離職者数と、雇用動向調査上における「経営上の都合」の離職者数は、それほど大きな開きがあるとはいえないだろう。すなわち、整理解雇類似の離職については、使用者・労働者ともに認識に大きなずれは生じておらず、雇用動向調査の数値は、ひとまずは信頼してよいと考えられる。

それに対して、「定年又は雇用契約の満了のため」離職した労働者、あるいは結婚や育児のために離職した労働者は、就業構造基本調査と雇用動向調査では大きく乖離している。期限の定めのある雇用契約を結ぶ労働者のなかには、あらかじめ結婚や育児・

表2. 標本事業所における離職者票数

標本事業所数	上期								
	うち離職者有事業所数	離職者票数						ゼロ標本数 ⁽¹⁾	以下標本数 ⁽²⁾
		平均	標準偏差	最小	最大				
131687	106073	5.9	8.4	0	220	1514		200	
		下期							
	うち離職者有事業所数	離職者票数						なし標本数	以下標本数
		平均	標準偏差	最小	最大				
	102205	5.5	8.5	0	523	1595		214	

- 注) 1. 事業所票で少なくとも一人の離職者が記録されているが、離職者票がない標本事業所数。
2. 事業所票で少なくとも一人の離職者が記録されている99人以下の事業所で、離職者数と離職者票数が一致しない標本事業所数。

表3. 離職者の離職理由の比較(単位:千人)

就業構造基本調査		雇用動向調査			
2001年10月~2002年9月		(a)	(b)/(a)	(b)	2002年1月~2002年12月
離職者総数	7,482				離職者総数
うち前職雇用者	7,076				
うち会社倒産・事業所閉鎖以外の理由の離職者	6,547	1.04		6,820	
人員整理・勸奨退職のため	752.3	1.11		838.5	{ 635.0 経営上の都合(出向・復帰を除く)
					{ 133.1 出向
					{ 70.4 出向元への復帰
定年又は雇用契約の満了のため	797.1	1.50		1197.3	{ 386.5 定年
					{ 810.8 契約期間満了
結婚のため	216.3	0.83		178.7	結婚
育児のため	228.6	0.63		143.4	出産育児
家族の介護・看護のため	113.1	0.37		41.5	介護
病気・高齢のため	419.1	0.23		94.3	死亡・傷病
事業不振や先行き不安	329.2				
一時的についた仕事だから	602.1				
収入が少なかった	422				
労働条件が悪かった	740	4015.9	1.08	4326.7	{ 4067.2 その他個人的理由
自分に向かない仕事だった	422.5				{ 259.5 本人の責
家族の転職・転勤又は事業所の移転のため	83.6				
その他	1416.5				

介護の時期を見込んだ上で契約を結び、期間の満了を機会として離職する労働者がいるのかもしれない。さらにいえば、このような私的な事情を使用者側の人事担当者が完全に把握することはできないであろう。このとき、ある離職について、使用者側は契約満了を理由として、労働者側は個人的な事情を理由として認識することになる。このような離職が生じたときに雇用機会が失われる蓋然性はそれほど高くないと考えれば、契約期間満了に伴う離職を雇用消失の代理変数とするのは、整理解雇類似の離職ほど確からしいとはいえない。

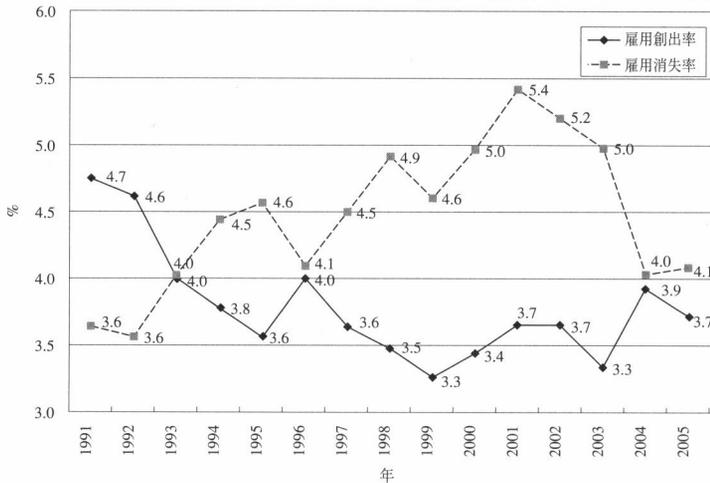
以上のように、離職者票の離職理由のうち、整理解雇に関わる項目については一定の信頼性があり、雇用機会の消失を伴う蓋然性も高いと判断できる。それに対して、契約期間満了による離職については、使用者側からの雇止めではなく、多分に労働者側の辞職に近い状況が含まれていると考えたほうが良い。このとき、雇用機会の消失を伴っているかは判然としない。この点に注意しながら具体的な計測に移りたい。

5. 計測

以上のような雇用動向調査を用いて、雇用創出・消失を計測する。まずは照山・玄田(2001)の方法に従った定義①によって諸指標を算出した。算出手順は付録3(a)に掲示した。

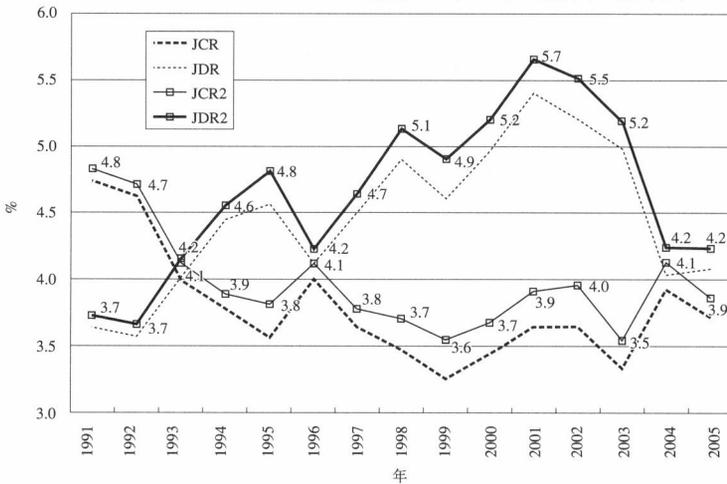
ただし、照山・玄田(2001)の手順で雇用動向調査を用いるには、いまひとつ重要な留保が必要になる。この手順は、上期および下期両方から矛盾ない調査票が採取された標本のみを計測対象とし、年間を通じて存続した事業所の情報のみを扱っている。雇用動向調査自体は、調査毎に取り入れられる毎月勤労統計調査の開廃業の情報に基づいて復元倍率が決定されるうえ、上期と下期が独立に集計されるので、事業所の開廃に基づくバイアスは可能な限り考慮されている。しかし、本稿の雇用創出・消失指標は、存続事業所のみから成り立ち、開廃業に伴う雇用機会の増減を無視している点に注意が必要である(ただし、復元倍率の修正に由来する開廃業の影響は計測されている。この点については照山・玄田(2001)を参照のこと)。

図2. 雇用創出率・消失率(1991~2005年, 全国, %)



	平均	標準偏差	最小値	最大値
JCR	3.8	0.42	3.3	4.7
JDR	4.5	0.56	3.6	5.4
JRR	8.3	0.34	7.8	9.1
NET	-0.7	0.93	-1.8	1.1
WRR	34.1	0.75	31.6	37.4

図3. 整理解雇類似の離職を加味した雇用創出率・消失率(1991~2005年, 全国, %)



	平均	標準偏差	最小値	最大値
JCR2	4.1	0.37	3.5	4.8
JDR2	4.7	0.62	3.7	5.7
JRR2	8.6	0.42	8.1	9.6
JDRd	0.8	0.34	0.27	1.41

図2は、定義①に基づいて算出された雇用創出率・消失率の、1991年から2005年までの15年間の推移である。

これらの数値は同じ雇用動向調査を用いている玄田・太田(2007)とほぼ等しい。1990年代を通じてJCRが継続的に低落ち、2001年にかけてJDRが急増している傾向も同様である。玄田・太田(2007)で報告されていない2005年について、JDRが下げ止まり、JCRも若干の低落ちをみせるなど、労働市場の改善傾向が一服したことが新たな知見として付け加わったといえる。また、雇用創出・消失指標に対して労働者の異動量を示すWRRはほぼ10倍を示しており、少数の雇用機会の変動に対応して労働者が激しく移動している様を確認できる。

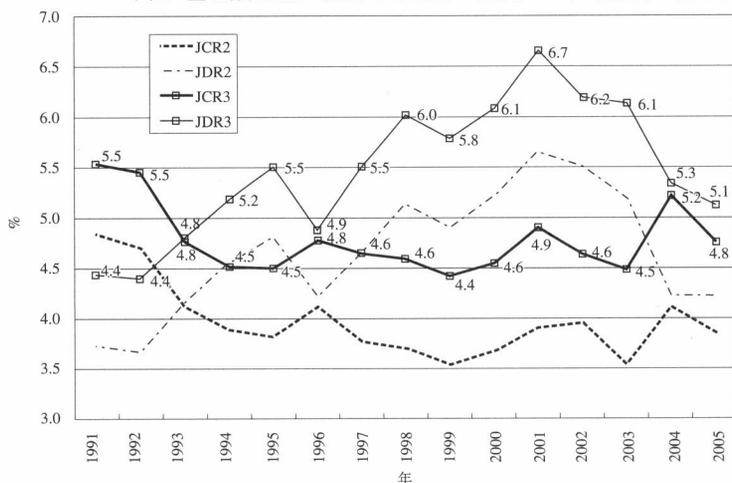
次に、第3節の議論に従って雇用消失の概念を拡張して再計測する。定義②に従った雇用動向調査の加工手順は付録3(b)にまとめた。こうして再算出された雇用創出率・消失率の推移を示したのが、図

3である。参考のために図2に掲示した定義①による雇用創出率・消失率も掲載している。

定義①に対して、JCDR2、JDR2はともに高く計測される。整理解雇類似の離職による雇用消失自体平均0.8%程度しかなく、それほど大きな水準ではない。したがって、伝統的な定義と拡張された定義の差はそれほど大きくはない。しかし、標準偏差をみると、雇用創出率が0.42から0.37へ低下しているのに対し、雇用消失率は0.56から0.62と上昇している。これは、不況期に整理解雇による雇用消失が起こる一方、雇用創出は比較的一定のまま推移したことを示唆している。伝統的な定義では、整理解雇による雇用消失が新たに創出された雇用機会と相殺されてしまい、整理解雇による雇用消失の割合が景気に対して逆相関をもつ場合、雇用創出をより不安定に、雇用消失をより安定的に計測することが確認できる。

本稿では、さらに「契約期間の満了」による離職

図4. 整理解雇類似の離職および雇止めを加味した雇用創出率・消失率(1991~2005年, 全国, %)



	平均	標準偏差	最小値	最大値
JCR3	4.8	0.35	4.4	5.5
JDR3	5.5	0.68	4.4	6.7
JRR3	10.3	0.55	9.6	11.6
JDRe	2.1	0.47	1.37	2.77

表4. 雇用創出率・消失率指標の関係

	完全なマクロ ショック	定義①	定義②	定義③
<i>Corr</i> (JCR, JDR)	-1	-0.79	-0.75	-0.60
<i>SD</i> (JCR)- <i>SD</i> (JDR)	0	-0.14	-0.25	-0.33
<i>Corr</i> (JRR, NET)	0	(-0.41)	-0.62	-0.67

注) ただし, 定義①の *Corr*(JRR, NET)は統計的に0と有意に差がない。

も, 雇用消失を伴うとみなした定義③による雇用創出率・消失率を算出した。算出方法は付録3(b)にならない, 整理解雇による雇用消失に加えて契約期間満了による雇用消失も, 入職者の有無によらず雇用消失と考える(ただし, それぞれの標章を JCR3, JDR3, JRR3, JDRe に替える)。前節でみたように, すべての雇止めを, 雇用消失を伴った離職とみなすことはできないだろう。したがって, この方法による計測は, 雇用フローを過大に計測することになる。しかし, 整理解雇のみを雇用消失と考えた場合には, 同様の理由で雇用フローは過小評価になる。その中間を示すことは重要と考えられるので, 本稿では JCR2 および JDR2 とともに図4として掲載した。

雇用創出率・消失率がともに高く計測され, 雇用創出率の変動が小さく, 雇用消失率の変動が大きくなるという, 図2から図3への変化と同様の変化が観察できる。雇止めによる離職は, 整理解雇による離職以上に景気に感応的であると考えれば, この変化の説明はつく。

元来, これらの雇用創出・消失指標の時系列的な推移は, 労働市場に影響を与えるショックの性質を推し量る上で重要な情報を提供すると考えられている。たとえば, 労働市場に発生するショックが, 全体に共通な影響を及ぼすものだけだと考えると,

$$Var(JCR) = Var(JDR)$$

が成立する(Mortensen and Pissarides(1994), 玄田(2004)p.10)。逆に雇用創出率・消失率の相関が0に近づくとき, 両者の分散の乖離が大きくなると

き, 雇用再配置率と純雇用変動率の相関が-1に近づくとき, 労働市場が被っているショックの性質は, 全体に共通な性質よりは, 個々の事業所に固有の性質を強くもつと考えられる。玄田・太田(2007)においても, これらの相関関係が提示され, 近年における固有ショックの役割が強調されている。この点を確かめるために, 図2~図4で算出された3つの定義による雇用創出・消失指標の相互関係を表示したのが, 表4である。

やはり, 雇用消失の定義を広げると, 雇用創出率と消失率との相関は弱まり, 雇用再配置率と純雇用変動率との相関は強くなっていることがわかる。雇用創出率のばらつきと消失率のばらつきの乖離も大きくなっており, 旧来の推計方法は, 1990年代のマクロショックの重要性を過大評価する方向にバイアスをもっていたと考えられる。

雇用創出率のばらつきよりも消失率のばらつきが大きいという時系列的関係は, アメリカ合衆国において当初 Blanchard and Diamond(1989)が就業者異動の傾向から予見し, Davis, Haltiwanger, and Shuh(1996)によって確かめられた¹⁵⁾。対照的に日本では, 樋口・新保(1998)など2000年前後までを考察対象とした初期の研究で, 雇用創出率のばらつきのほうが消失率のばらつきよりも大きいことが報告され, 両国の労働市場の構造的相違を示すものとして議論された。確かに, 理論的には, 解雇費用と採用費用の相対的な差で雇用創出率と消失率のばらつきの相対的な関係は説明できる(Garibaldi(1998), Cole and Rogerson(1999)など)。すなわち, 採用費用と比較して解雇費用が低いとおぼしきアメリカ合衆国では, 雇用創出に比較して雇用消失がばらつき, 日本では両費用の関係が逆転すると考えれば, ばらつきの相対的な関係も逆転すると解釈された。

しかし, 本節の計測結果は, 本格的な人員調整が行われた2000年代中葉を観察期間に含めたり, 雇

用消失の定義を変更したりすると、観察結果の含意が相当変質することを示している。

6. いくつかの議論

6.1 雇用変動指標のメカニカルな関係

前節では雇用消失の定義を変更することによって、日本の1990年代のマクロの雇用変動の有様が変わってくることを示した。ただし、この定義変更は同じデータを使った単なる計算上の付け替えに過ぎない。このとき、前節に報告した計測結果が、単に定義変更に伴う論理恒等の関係によって生じる可能性も指摘されよう。しかし、直感的には、計測結果がどれだけ修正されるかは、整理解雇類似(あるいは雇止め)による離職が発生した事業所にどれだけ入職者がいたかによる。この2つの就業者フローには調査設計上の論理的関係はない。したがって、本稿で紹介した定義変更による観察結果の相違は決して計算上のトートロジーではなく、何らかの経済論理と対応する。ここでは、定義①と定義②の違いを具体的にとりあげ、雇用変動指標のメカニカルな関係について考察したい。

定義①と定義②の違いは大きく2点に分けられる。ひとつは、雇用消失として数える離職者の定義変更によって生じる離職者数の変化、もうひとつは自然増部門と自然減部門との境界の変化である。整理解雇類似の離職者は常に正で、離職者全体を上回ることがないことに注意すると、定義①による自然増部門に属する事業所数は、定義②による自然増部門に属する事業所数よりも同じか小さい。同様に、定義①による自然減部門に属する事業所数は、定義②による自然減部門に属する事業所数よりも同じか大きい。すなわち、

$$S_1^i \subseteq S_2^i, \quad S_d^1 \supseteq S_d^2$$

が常に成立する。換言すれば、定義①で自然増部門に属した事業所が、定義変更によって自然減部門へ移ることはない。逆に、定義②で自然減部門に属することになる事業所が、定義①を用いたときに自然増部門とされることはない。このとき、定義②による雇用創出数は、定義①による雇用創出数、定義①の自然増部門で生じた整理解雇類似の離職(離職者数の定義変更)、定義変更に伴う自然増部門の拡大(境界変化)の3つに分解できる。すなわち、(2)式を

$$JC2_t \equiv JC_t + \sum_{i \in S_d^2} \text{dismissal}_i^t + \sum_{i \in S_2^i - S_1^i} \{ \text{dismissal}_i^t - (\text{outflow}_i^t - \text{inflow}_i^t) \} \quad \dots (3)$$

と書き直すことができる。(3)式は、整理解雇類似の離職がすべて雇用創出の増加・雇用消失の削減につながるわけではないことを示している。すなわち、(3)式第2項は、定義①による自然増部門での整理解雇類似の離職数を表す。この部門では入職者が潤沢なので、整理解雇類似の離職を雇用消失とみなした場合、そのすべてが雇用創出数の増加として跳ね返る。他方、(3)式第3項をみると、定義①において自然減部門に分類された事業所では、入職者が十分ではなく、整理解雇類似の離職数のすべてが雇用創出数の増加として跳ね返るわけではない。したがっ

て、整理解雇類似の離職と入職者の事業所レベルでの相関が強ければ定義変更による影響は強く、逆に弱ければ定義変更は計測にほとんど影響を及ぼさないことがわかる。

同様に、定義②による雇用消失数については、定義①による雇用消失数、定義①の自然増部門で生じた整理解雇類似の離職(離職者数の定義変更)、定義変更に伴う自然減部門の縮小(境界変化)の3つに分解できる。つまり、雇用消失について整理すると、

$$JD2_t \equiv JD_t + \sum_{i \in S_d^2} \text{dismissal}_i^t - \sum_{i \in S_2^i - S_1^i} \{ \text{dismissal}_i^t - (\text{outflow}_i^t - \text{inflow}_i^t) \} \quad \dots (4)$$

が得られる。それゆえ、雇用消失の定義を拡張することによって、雇用創出率・消失率の水準が大きくなることは、単なる計算上の問題に還元できる。しかし、各項間の相関関係は自明ではないので、前節で議論した定義拡張による時系列方向の相関関係の変化も自明ではない。

それでは、第5節で再計測された雇用創出・消失指標の変化は、どの程度が自然増部門からの雇用消失により、どの程度が部門変化によるものなのか。図5では整理解雇類似の離職を雇用消失と定義したJCR2を(3)によって、JDR2を(4)によって分解した結果を表示した。

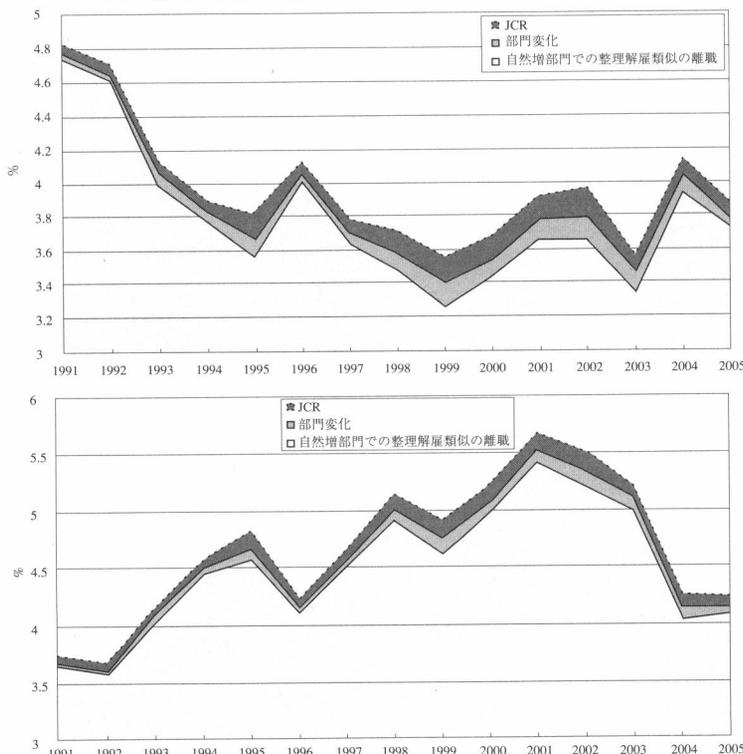
第5節でも指摘したように、整理解雇類似の離職自体が少ないため指標に対してそれほど大きな影響を与えているわけではない。しかし、特に雇用創出指標において1998年前後から2002年前後までの間、定義変更による影響が強く現れている。この期間では、たとえば2002年では、定義①による雇用創出率が3.7%だったのに加え、雇用創出部門での過小評価が0.14%、雇用消失部門に分類されていた事業所での雇用創出率が0.17%であった。定義①によって雇用創出事業所と分類されていた事業所の雇用創出を過小評価していたことに加え、雇用消失事業所と分類されていた事業所にも少なからずの雇用創出が発生していたことがわかる。換言すれば、1998~2002年のjobloss recoveryの間、整理解雇類似の離職と入職者との事業所レベルでの相関が強く、その分、定義①による雇用創出を低く見積もっていたことがわかる。同様の議論は、雇止めによる離職を雇用消失に含めると、より強く成立する。

6.2 配置転換・出向

本稿では同一企業内での配置転換や出向(あるいは出向元への復帰)を理由とした入離職を、通常の入職や個人的理由による離職などと区別していない。これらの理由による入離職の背後には、一般に、雇用機会を考慮した使用者側の人事政策があると考えられるからである。たとえば、配置転換による入職者と離職者が同一事業所で観察された場合、企業の人事政策の一環で仕事の担当者が変更されたと考えられ、雇用機会自体は維持されていると考えるのが自然であろう。この意味では、本稿の分析枠組みで出向・配置転換を特に措置する必要はない。

もちろん、出向・配置転換を通じた調整は、いわ

図5. 整理解雇類似の離職を加味した雇用創出率・消失指標の分解



ゆる内部労働市場を通じた雇用調整として、日本の労働市場の重要な特性を構成している。さらにいえば、たとえば玄田(2004)は1997年から2000年にかけて「経営上の理由」による離職者にしめる「出向」の割合が特に中高年層で減少し、「出向の停滞傾向が特に鮮明となりつつある」ことを指摘し(p.269)、内部労働市場を通じた雇用調整の方法に変化が起きたことを示唆している。ここでは、雇用動向調査より出向・配置転換による入離職者を別途推計し、前節までに計測された雇用創出・消失指標のうち、どの程度がこれら内部労働市場を通じた雇用フローによって占められるかを確かめたい。

雇用動向調査の事業所票には「同一企業(会社)内から(へ)の転入(出)者、給与支給の復活(停止)者等」に区分された入離職者が記録されており、これを配置転換による入離職者とみなす。また、入職者票において入職経路に「出向」および「出向元への復帰」と回答した割合を計算し、出向に関連する入職者数を推計する。同様に、離職者票の離職理由のうち「出向」および「出向元への復帰」に分類される離職者より、出向に関連する離職者数を推計する。そして、定義①によって計測された雇用創出部門・消失部門毎に、この2種類の雇用フローをネットアウトし、内部労働市場を通じた(ネットの)雇用フローと考える。

まず定義①によって計測された雇用創出・消失を、内部労働市場を通じた雇用フローと外部労働市場を

通じた雇用フローに分解し、それぞれの寄与度をみたのが、図6である。

たとえば、1991年では雇用創出の12.1%、雇用消失の17.8%が内部労働市場を通じての雇用フローによって発生していると読める。図6によれば、内部労働市場を通じた雇用フローの寄与度は、時系列的に大きな変動があるようには見えない。このことは、出向や配転による内部労働市場が大企業に発達していることと関係しているかもしれない。そこで、サンプルを常用労働者1000人以上の企業に限定し、図6と同様に作成した指標を図7に示した。

図7では、確かに大企業において、特に雇用消失に対する内部労働市場を通じた雇用フローの寄与は1990年代を通じて減少しているようにみえる。しかし、2002年以降は上昇する傾向をみせており、全体として内部労働市場を通じた雇用フローの重要性が減少しているとはいえないかもしれない。

6.3 都道府県別の雇用変動

次に、玄田・太田(2007)にあるように、都道府県ごとの集計を行い、雇用創出・消失指標の地域的な動向を確かめたい。ただし、そこでも指摘されているように、都道府県ごとに集計すると集計結果の変動が大きい。実際に計測してみても、たとえばJCRの時系列方向の標準偏差は、全国集計の0.42に対して、都道府県別の集計では最小の愛知県でも0.66、最大の青森県では3.86と大きな開きがある。本節では、15ヵ年の単純平均($aJCR$, $aJDR$ など a の文字を付け加えて標章する)に着目して都道府県内の時系列方向のばらつきを捨象し、都道府県間の相違点に焦点を絞って議論を続けたい。

年別都道府県別に集計した各種指標のうちJCRおよびJDRについて、15ヵ年平均を都道府県ごとに示したのが図8である。

図8において、ほとんどの都道府県は45度線の上方に位置しており、 $aJCR$ よりも $aJDR$ の方が大きい。図2で見たとおり、この15年間の日本全体の純雇用変動は負であったが、一部の都道府県のみで雇用機会が純減したのではなく、おしなべてどの都道府県でも雇用機会が減少していたことがわかる。ただし、どの都道府県をみても雇用創出と雇用消失が並存している点には注意すべきであろう。たとえば、雇用消失が最も激しかった和歌山県(平均6.4%)でも、平均3.4%の雇用創出を得ている。逆に、もっとも雇用創出が頻繁だった青森県(平均4.9%)

図 6. 雇用創出・消失に対する内部労働市場を通じた雇用フローの寄与

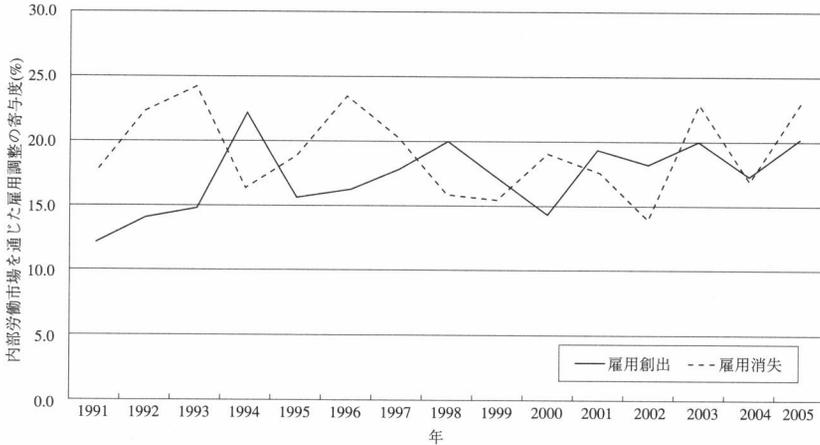
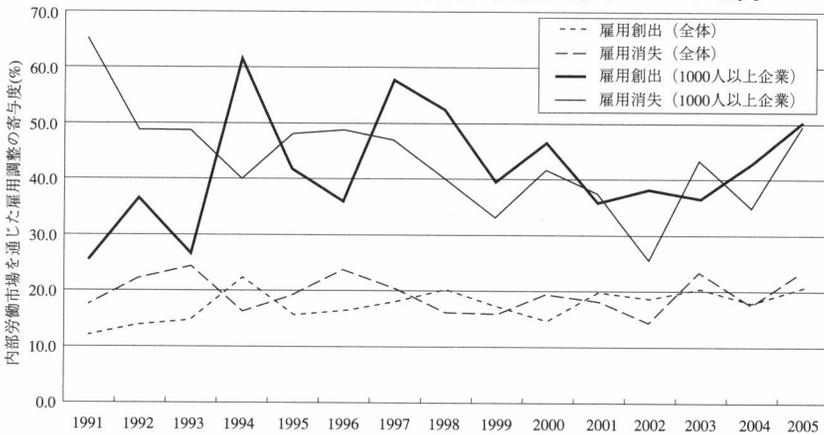


図 7. 大企業雇用創出・消失に対する内部労働市場を通じた雇用アプローチの寄与



でも、平均 5.8% もの雇用消失が同時に起こっている。結局、ある都道府県で雇用の純減が起こったとき、その地域でもっばら雇用消失が起こっていたわけではなく、ある程度の雇用創出と并存していたことになる。また、雇用創出と雇用消失の都道府県間のばらつきを比較すると、前者の方で小さく、雇用創出は全国的により均等に発生していたことを示している。逆に、後者のばらつきは比較的大きく、日本の中で大きく雇用消失が発生した地域と雇用消失が余り発生しなかった地域にわかれると解釈できる。結局、雇用創出・消失のクロスセクション方向の相関関係は認められない。

都道府県間の違いがこれほどまでに大きい理由はさほどはっきりしない。一般に、産業や企業・事業所規模が異なると、採用される技術の違いから雇用創出・消失の大きさは変化するとされる。都道府県によって産業構造や企業規模構成は大きく異なるので、都道府県間の雇用創出・消失指標の違いは、これらの経済構造の違いによるかもしれない。ここでは、データ上の齟齬を最小限にとどめるため、同じ雇用動向調査上の上期首常用労働者で評価して、年別都

道府県別の製造業比率および 1000 人以上の企業比率、500 人以上の事業所比率を集計した後、15 ヶ年を単純平均し、図 5 に算出した雇用創出・消失指標との関係をみた。表 5 は、最小二乗推定の結果である。

一般的に、雇用フローの都道府県間の違いを説明するのに、製造業比率や大企業比率の違いは余り大きな力をもたない。とくに雇用創出には全く有意な影響を及ぼしておらず、わずかに、製造業比率が雇用消失に対して影響を及ぼすのみである。特に雇用機会に注目する場合には、産業や企業・事業所規模などの違い以外の説明要因を探求する必要がある。

以上の観察結果は、雇用消失の定義を拡張することで変化するであろうか。次の図 9 では、前節の図 3 および図 4 と同様に、整理解雇を加味して雇用消失を定義しなおした計算結果と、整理解雇だけではなく雇止めまで加味して雇用消失を定義しなおした計算結果をあわせて表示した。

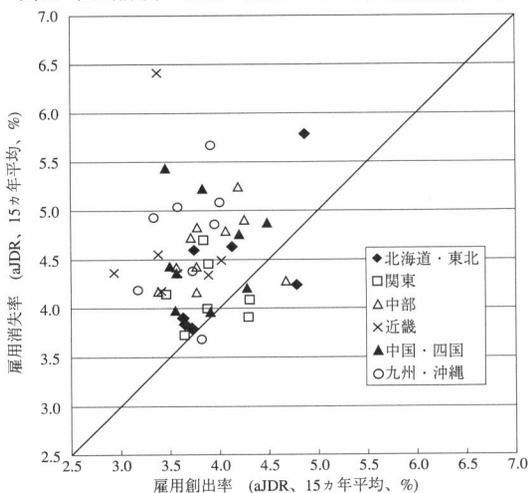
クロスセクション方向では、雇用消失の定義を拡張すると、雇用創出率も雇用消失率も地域間のばらつきを増す。時系列方向では、整理解雇・雇止めによって発生した雇用消失は入職者によって相殺され、

表5. 平均雇用創出・消費指標と経済変数の関係(都道府県, 15カ年平均)

被説明変数	$aJCR$		$aJDR$		$aJRR$		$aWRR$	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
製造業比率	-0.0003	0.0102	-0.0254*	0.0127	-0.0257	0.0168	-0.4478***	0.0689
大企業比率	0.0325	0.0241	-0.0455	0.0299	-0.0130	0.0395	-0.0073	0.1618
大企業所比率	-0.0272	0.0162	-0.0117	0.0201	-0.0389	0.0266	0.2019*	0.1090
定数項	0.0364***	0.0033	0.0588***	0.0041	0.0953***	0.0055	0.4446***	0.0223
残差二乗和	0.0865		0.2716		0.2300		0.5239	

注) 標本数=47, OLSによる推定.

図8. 雇用創出率・消失率(1991~2005年, 都道府県, %)



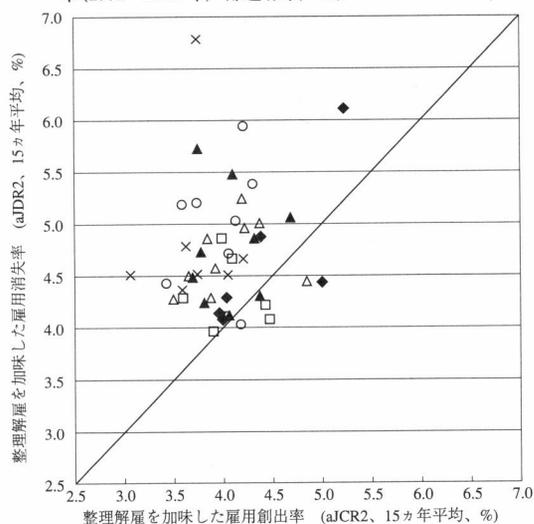
	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
$aJCR$	47	3.8	0.40	2.9	4.9
$aJDR$	47	4.5	0.56	3.7	6.4
$aJRR$	47	8.3	0.72	7.3	10.6
$aNET$	47	-0.7	0.66	-3.0	0.56
$aWRR$	47	33.7	3.75	27.3	37.4

雇用創出をみかけ上げらつさせる結果を生み出していた(前節図3, 図4). これに対してクロスセクション方向では, 整理解雇・雇止めを雇用消失と認識し, 同一事業所の入職者で相殺しない場合, 雇用創出のばらつきをむしろ増幅する方向で働いていることがわかる. このことは, 雇用創出が多い都道府県において, 整理解雇・雇止めによる雇用消失が起きていることを意味する.

実際に, 都道府県の平均雇用創出・消失指標の相互の相関係数を計算した表6によると, 雇用創出率と雇用消失率の都道府県レベルでの相関は, 雇用消失の定義を拡張するにつれて高まり, 雇止めまで含めると0.70にまで達する. 雇用消失率のうち, 整理解雇に起因する雇用消失のみを考慮した部分($aJDRd$)と雇用創出率の相関係数は5%水準では有意ではないが, 正の相関を示している. さらに, 整理解雇および雇止めに起因する雇用消失のみを考慮した部分($aJDRe$)と雇用創出率の都道府県間の相関係数はかなり大きく, ほとんど1に近い.

観察結果をまとめよう. 1990年代の都道府県の平均的な雇用フローの違いは, 経済構造の違いや日

図9. 整理解雇(および雇止め)を加味した雇用創出率・消失率(1991~2005年, 都道府県, %)



	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
$aJCR2$	47	4.0	0.41	3.1	5.2
$aJDR2$	47	4.7	0.59	4.0	6.8
$aJRR2$	47	8.7	0.76	7.6	11.3
$aJCR3$	47	4.8	0.81	3.5	8.2
$aJDR3$	47	5.5	0.89	4.5	9.0
$aJRR3$	47	10.3	1.57	8.5	17.2

本全体に発生したショックの偏りによって生じたものではない. すなわち, ある都道府県では(都道府県内で共通の)大きなショックが, 他の都道府県では小さなショックが起こったことでは説明が足りない. 他の説明要因として, たとえば最低賃金制度や法的規制の運用の違いなど, 行政区による違いも考察されるべきである. しかし, 雇用創出・消失研究が長く強調してきたように, 行政区や産業分類, 企業規模といった, 労働市場を特徴付けると考えられてきた既存の分類ではない, 事業所個別の要因が多くに雇用創出には影響を及ぼしているのかもしれない. 雇用消失の定義を広げることによって, これらの議論の方向が頑健であることが示されたといえる.

7. まとめ

以上のように, 本稿では雇用動向調査を用い, 追加的に離職者の離職理由の情報を取り入れることで従来の雇用創出・消失の推計を修正した. 既存の雇用創出・消失研究と比較して, 以下のような新たな

表 6. 雇用創出・消失指標の相関関係(都道府県平均)

	<i>aJCR</i>	<i>aJDR</i>	<i>aJRR</i>	<i>aNET</i>		<i>aJCR2</i>	<i>aJDR2</i>	<i>aJDRd</i>	<i>aJRR2</i>	<i>aNET</i>
<i>aJCR</i>	1				<i>aJCR2</i>	1				
<i>aJDR</i>	0.09	1			<i>aJDR2</i>	0.16	1			
<i>aJRR</i>	0.63*	0.83*	1		<i>aJDRd</i>	0.27	0.48*	1		
<i>aNET</i>	0.53*	-0.79*	-0.32**	1	<i>aJRR2</i>	0.65*	0.85*	0.51*	1	
					<i>aNET</i>	0.48*	-0.79*	-0.26	-0.36**	1
						<i>aJCR3</i>	<i>aJDR3</i>	<i>aJDRe</i>	<i>aJRR3</i>	<i>aNET</i>
					<i>aJCR3</i>	1				
					<i>aJDR3</i>	0.70*	1			
					<i>aJDRe</i>	0.90*	0.86*	1		
					<i>aJRR3</i>	0.92*	0.93*	0.95*	1	
					<i>aNET</i>	0.29	-0.48*	-0.05	-0.12	1

注) *は1%水準, **は5%水準で0と異なることを示す。

知見が得られた。

第一に、整理解雇や雇止めをそのみで雇用消失とせず、同一事業所への入職者があった場合には雇用機会は維持されると考えた既存研究の推計方法は、事業所間の共通ショックの影響を強く検出する性質がある。この要因を除去した結果、玄田・太田(2007)で指摘されているように、1990年代の雇用フローは個々の事業所に固有の要因に強く支配される傾向がある。

第二に、1990年代の雇用創出は好不況に関わらず安定的に推移しており、雇用変動の大部分は雇用消失の増減から生じていることを確かめることができた。この時系列的な動向は1990年代のアメリカ合衆国でも確かめられており、当初は大きく異なるとされた両国の雇用フローの推移が意外に似通っていることがわかってきた。

第三に、都道府県間でも雇用フローの推移は大きく異なることがわかった。また、この違いを説明するには、マクロショックの地域間分配によるものではなく、最低賃金制度に代表される個々の都道府県固有の要素、あるいは個々の事業所に固有の要因が重要であることが示唆される。

本稿は、雇用創出・消失指標の細分を直接の目的としたため、それらの指標を用いての分析には深入りしていない。これらの指標を用い、日本の労働市場の雇用変動について、どのようなメカニズムが重要なのかを解明する必要があるだろう。

(一橋大学経済研究所)

注

1) 本稿は、神林龍「雇用変動の分解：1991～2005年『雇用動向調査』をもとに」Hi-Stat Discussion Paper Series No. 236を大幅に改訂したものである。詳細なコメントを下された玄田有史・川口大司氏、一橋大学経済研究所定例研究会に出席いただいた方々に感謝申し上げる。また、本稿のもととなった論考で利用した厚生労働省『雇用動向調査』の個票は21世紀COEプログラム「社会科学の統計分析拠点構築」(拠点リーダー：一橋大学教授齊藤修)の一環として目的外利用を許可された。その際、深尾豊史氏を利用して申請の労をとっていただいた。なお、本研究は、一部平成19年度科学研究費補助金(若手(B))(課題番号：18730158)による援助を受けている。

2) 以下では議論を分かりやすくするため、「雇用」と「就業」を区別しない。

3) 実際、様々な研究は日本の労働市場における履歴効果の存在を指摘しており、この時期に新卒市場に出ざるを得なかった世代が、永続的な負の影響を受けることを示唆している。この点については、篠崎(2004)や川口(2006)が詳しい。なお、『日本労働研究雑誌』第569号

(2007年12月)で特集が組まれており、所収の諸論文を参照していただきたい。

4) 米国における雇用創出・消失研究と近年のデータ整備との関連は神林(2007)にまとめられている。

5) 現在では就業者の異動量は労働者再配置 Worker Reallocation と呼ばれることが多い。

6) ただし、そこでも触れられているように、多くの研究は1980年代後半以降を対象としており、日本における雇用創出・消失に関して定型化された事実が固まっているとは言いがたい。

7) そのほかの選択肢としては、「出向」「出向元への復帰」「定年」「結婚」「出産・育児」「介護」(1993年以降)「死亡・傷病」がある。

8) 労働法全般の教科書的な解説は菅野(2008)を参照のこと。

9) 整理解雇法理の四要件(要素)判断に関する近年の裁判例の動向については、奥野・原(2008)が詳しい。

10) 希望退職を募集する場合には、指名解雇とならないように使用者側から直接特定の労働者へ応じるように働きかけるのをやめるのが一般的である。その結果、使用者側が意図しなかった優秀な人材が流出する可能性は極めて高い。このとき、この優秀な人材が担っていたポジションは消滅するわけではなく、配置転換によって代わりの人材で埋められるのが普通であろう。しかし、事業所全体では、玉突き現象の結果、希望退職に応募した人数分の雇用機会が失われたと考えてよい。整理解雇と希望退職募集との関係については神林・平澤(2008)、高橋・玄田・伊藤(2006)が詳しい。

11) 有期雇用契約と解雇権濫用法理の類推適用について簡単に解説したものに、両角・神林(2008)がある。

12) 一般的な計測方法は玄田(2004)第1章補論、照山・玄田(2002)にまとめられているが、雇用動向調査を用いた計測時の手順や標本選択に詳しいのは照山・玄田(2001)である。本稿では、なるべく計測枠組みを揃えるために照山・玄田(2001)を参照した。

13) 常用労働者とは、次のいずれかに該当する労働者をいう。(1)期間を定めず雇われている者、(2)1ヵ月を超える期間を定めて雇われている者、(3)1ヵ月以内の期間を定めて雇われている者又は日々雇われている者で、前2ヵ月にそれぞれ18日以上雇われた者。いわゆるパートタイム労働者を区別しない点に注意されたい。

14) 戦前期には日本銀行が労働統計の一環として同様の調査を行っており、その後内閣府に移管されている。したがって、調査個票の残存状況によっては、雇用創出・消失指標を遡って作成することも潜在的には可能である。アメリカ合衆国ではFaberma(2005)によって戦後60年間の系列が作成されている。

15) ただし, Davis, Faberman, and Haltiwanger (2006)は, 1950年代には雇用創出率のばらつきと消失率のばらつきは同等だったと報告し, この関係が戦後一貫して成立していたわけではないことを示唆している。また, Shimer(2007)は就業者異動を精査した結果, 失職確率よりも就職確率のほうが時系列的ばらつきが大きいことを示し, 雇用フローについてそれまで積み上げられた conventional wisdom と矛盾すると議論している。

16) ただし, 復元に用いる復元倍率は一般に上期と下期で異なる。したがって, 上期・下期それぞれで入離職者数を復元算出した後, 両者を加減して通年の雇用増減を算出する。上期首の常用労働者数は上期末常用労働者数から入離職者を割り戻した数値を復元算出する。

17) ただし, 復元に用いる復元倍率は一般に上期と下期で異なる。したがって, 上期・下期それぞれで入離職者数を復元算出した後, 両者を加減して通年の雇用増減を算出する。上期首の常用労働者数は上期末常用労働者数から入離職者を割り戻した数値を復元算出する。

参考文献

- 玄田有史(2004)『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社。
- 玄田有史・太田聡一(2007)「拡大なき雇用回復——2000年代前半期における雇用創出と雇用消失——」『就業環境と労働市場の持続的改善に向けた政策課題に関する調査研究報告書』平成19年3月, 独立行政法人雇用・能力開発機構, 財団法人統計研究会。
- 樋口美雄・新保一成(1998)「景気変動下におけるわが国の雇用創出と雇用安定」『三田商学研究』Vol. 41, No. 4, pp. 69-101。
- 神林龍(2007)「米国の転職時経済状況に関わる近年の実証的研究のサーベイ」『就業環境と労働市場の持続的改善に向けた政策課題に関する調査研究報告書』平成19年3月, 独立行政法人雇用・能力開発機構, 財団法人統計研究会。
- 神林龍・平澤純子(2008)「判例集からみる整理解雇事件」神林龍編『解雇規制の法と経済』日本評論社, 第3章, pp. 53-115。
- 川口大司(2006)「労働者の高齢化と新規採用」『一橋経済学』第一巻第一号, pp. 35-60。
- 桑原靖夫(1987)「産業・企業の盛衰と雇用: 雇用分析への新たな視角」『日本労働研究雑誌』No. 490, pp. 4-18。
- 両角道代・神林龍(2008)「有期雇用の法規制」荒木尚志・大内伸哉・大竹文雄・神林龍編『雇用社会の法と経済』有斐閣, 第6章, pp. 135-167。
- 太田聡一・玄田有史・照山博(2008)「1990年代以降の日本の失業: 展望」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 08-J-4。
- 奥野寿・原昌登(2008)「解雇権濫用法理・整理解雇法理

概説」神林龍編『解雇規制の法と経済』日本評論社, 第1章, pp. 13-30。

篠崎武久(2004)「事業所内従業員年齢構成と雇用変動の関係——再考」ESRI Discussion Paper Series No. 107。

菅野和夫(2008)「労働法(第8版)」弘文堂。

高橋陽子・玄田有史・伊藤由樹子(2006)「希望退職が雇用と生産性に与えた影響」日本経済研究センター『失われた10年を越えて——新生日本経済の課題——』。

照山博司・玄田有史(2001)「雇用機会の創出と喪失の変動: 1986年から1998年の「雇用動向調査」に基づく分析」京都大学経済研究所ディスカッションペーパー No. 0007。

照山博司・玄田有史(2002)「雇用機会の創出と喪失の変動—1986年から1998年の「雇用動向調査」に基づく分析」『日本労働研究雑誌』No. 499, pp. 86-100。

Blanchard, Olivier J. and Peter Diamond (1989) “The Beveridge Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, iss. 1. pp. 1-60。

Cole, Harold, and Richard Rogerson (1999) “Can the Mortensen-Pissarides Matching Model Match the Business-Cycle Facts?” *International Economic Review*, Vol. 40, No. 4, pp. 933-959。

Davis, Steven J., John C. Haltiwanger and Scott Schuh, (1996) *Job Creation and Destruction*, Cambridge: MIT Press。

Davis, Steven J., R. Jason Faberman and John Haltiwanger (2006) “The Flow Approach to Labor Markets: New Data Sources Micro-Macro Links, and the Recent Downturns,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 20, No. 3, pp. 3-24。

Faberman, R. Jason (2005) “Studying the Labor Market with the Job Openings and Labor Turnover Survey,” BLS Working Paper No. 388。

Galibaldi, Pietro (1998) “Job Flow Dynamics, and Firing Restrictions,” *European Economic Review*, Vol. 42, No. 2, pp. 245-275。

Genda, Yuji (1998) “Job Creation and Destruction in Japan, 1991-1995,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 12, No. 1, pp. 1-23。

Kiyota, Kozo, and Toshiyuki Matsuura (2006) “Employment of MNEs in Japan: New Evidence,” RIETI Discussion Paper Series 06-E-014。

Mortensen, Dale T. and Christopher A. Pissarides (1994) “Job Creation and Destruction in the Theory of Unemployment,” *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 3, pp. 397-415。

Shimer, Robert (2007) “Reassessing the Ins and Outs of Unemployment,” mimeograph。

〈付録1〉

本稿では, 以下の手順で標本を確定した。

- (1) 調査時点で, 同一の事業所番号を保持している重複標本をすべて除く。
- (2) 上期のみあるいは下期のみしか格納されていない標本を除く。
- (3) 上期と下期を接続し, 以下の情報が一致しない標本を除く。
 - (ア) 上期末常用労働者数と下期首常用労働者数
 - (イ) 上期産業分類と下期産業分類
 - (ウ) 上期抽出率と下期抽出率
 - (エ) 上期事業所規模と下期事業所規模
- (4) さらに官公庁に分類される標本を除いた標本を, 最終標本とする。

以上の手順によって削除された標本は次の通りである。

	上期事業 所票	重複	下期事業 所票	重複	突合なし	期首期末 不一致	産業不 一致	抽出率不 一致	事業所規 模不一致	官公庁	最終標本 数
1991	11905	0	11814	0	459	968	33	17	435	703	9603
1992	11604	2	11414	0	266	793	14	14	432	686	9542
1993	11155	0	10929	0	488	1124	20	13	301	521	8943
1994	11148	0	10721	0	649	904	16	19	411	514	8875
1995	11233	0	11063	0	610	941	16	27	385	533	9051
1996	11805	0	11668	0	771	1004	24	36	421	585	9437
1997	11748	0	11566	0	792	895	20	23	384	566	9501
1998	11613	4	11415	32	976	925	36	74	424	574	9120
1999	11525	0	11372	0	1009	1060	26	25	482	620	8916
2000	11206	0	11040	8	1008	913	25	22	430	616	8744
2001	10980	4	10765	4	1127	873	17	16	406	625	8497
2002	10892	0	10798	4	1288	1068	33	0	455	615	8183
2003	10622	0	10453	0	1185	1079	22	0	437	576	7976
2004	10706	0	10525	0	1487	1304	17	0	413	818	7549
2005	10804	0	10661	0	1493	1294	32	0	399	732	7750
合計	168946	10	166204	48	13608	15145	351	286	6215	9284	131687

〈付録 2. 就業構造基本調査と雇用動向調査の離職理由比較〉

(a)1997年

就業構造基本調査				雇用動向調査	
1996年10月～1997年9月		(a)	(b)/(a)	(b)	1997年1月～1997年12月
離職者総数	6,290				離職者総数
うち前職雇用者	5,838				
うち5人以上事業所からの離職者	5,440	1.09		5,943	
人員整理・勸奨退職のため	440	1.00		439.7	255.5 経営上の都合(出向・復帰を除く)
					184.2 出向
					0 出向元への復帰
定年又は雇用契約の満了のため	651	1.51		980.5	344.7 定年
					635.8 契約期間満了
結婚のため	268	0.80		213.9	結婚
育児のため	228	0.65		148.6	出産育児
家族の介護・看護のため	102	0.29		29.7	介護
病気・高齢のため	411	0.26		107	死亡・傷病
一時的・不安定な仕事だったから	294				
収入が少なかった	382				
労働条件が悪かった	755				
自分に向かない仕事だった	532				
家族の転職・転勤又は事業所の移転のため	135				
その他	1241	3339	1.20	4017.1	3690.3 その他個人的理由
					326.8 本人の責

(b)1992年

就業構造基本調査				雇用動向調査	
1991年10月～1992年9月		(a)	(b)/(a)	(b)	1992年1月～1992年12月
離職者総数	5,606				離職者総数
うち前職雇用者	5,126				
うち5人以上事業所からの離職者	4,734	1.18		5,594	
人員整理・会社解散・倒産のため	267	1.09		290.9	190.2 経営上の都合(出向・復帰を除く)
					100.7 出向
					0 出向元への復帰
定年などのため	421	1.70		715.9	234.9 定年
					481 契約期間満了
結婚のため	289	0.87		251.7	結婚
育児のため	227	0.67		151	出産育児
家族の介護・看護のため	101	0.30		117.5	死亡・傷病
病気・高齢のため	386				
一時的・不安定な仕事だったから	247				
収入が少なかった	366				
労働条件が悪かった	680				
自分に向かない仕事だった	519				
家族の転職・転勤又は事業所の移転のため	124				
その他	1101	3138	1.30	4066.5	3904.3 その他個人的理由
					162.2 本人の責

〈付録 3. 雇用創出・消失指標の作成手順〉

(a) 照山・玄田(2000)による手順

- (A1) 雇用動向調査では、上期末(6月末)下期末(12月末)の常用労働者数と、両期間内の入離職者総数が把握できる。これを用いて、通年の雇用増減および上期初(1月1日)時点の常用労働者数を確認する(16)。
- (A2) 通年の雇用増減が正である事業所を雇用創出事業所、負である事業所を雇用消失事業所と呼ぶ。
- (A3) 雇用創出事業所について雇用増加数を集計する。同時に雇用消失事業所についても雇用減少数を集計する。また、全事業所について上期首の常用労働者数を集計する。集計単位は任意である。
- (A4) 雇用増加総数を上期首常用労働者数で除したものを「雇用創出率(Job Creation Rate; JCR)」, 雇用減少総数を

- 上期首常用労働者数で除したものを「雇用消失率(Job Destruction Rate; *JDR*)」と呼ぶ。
- (A5)雇用創出率(*JCR*)と雇用消失率(*JDR*)の和を「雇用再配置率(Job Reallocation Rate; *JRR*)」、両者の差を「純雇用変動率(Net Creation Rate; *NET*)」と呼ぶ。
- (A6)入離職者総数を上期首常用労働者数で除したものを「労働者再配置率(Worker Reallocation Rate; *WRR*)」とする。
- (b) 本稿の手順
- (B1)雇用動向調査では、上期末(6月末日)下期末(12月末日)の常用労働者数と、両期間内の入離職者総数が把握できる。これを用いて、通年の雇用増減および上期初(1月1日)時点の常用労働者数を確認する¹⁷⁾。さらに、離職者票の離職理由のうち、「経営上の都合」の占める割合を事業所別にそれぞれ把握する。
- (B2)当該事業所の離職者数を復元算出し、(B1)で計測された割合を掛け合わせることで、整理解雇による離職者数を推測する。整理解雇による離職者数をそのまま「整理解雇による雇用消失数」と呼ぶ。
- (B3)離職者総数のうち整理解雇以外の離職者数を算出し、自然離職者数とする。
- (B4)自然離職者数と復元された入職者総数を比較し、前者が上回っていればその分を「未充足による雇用消失数」、後者が上回っていればその分を「雇用創出数」とする。
- (B5)「整理解雇による雇用消失数」「未充足による雇用消失数」「雇用創出数」を集計する。また、全事業所について上期首の常用労働者数を集計する。集計単位は任意である。
- (B6)雇用創出総数を上期首常用労働者数で除したものを「雇用創出率(Job Creation Rate by new definition 2; *JCR2*)」、整理解雇による雇用消失数と未充足による雇用消失数の和を上期首常用労働者数で除したものを「雇用消失率(Job Destruction Rate by new definition; *JDR2*)」と呼ぶ。また、整理解雇による雇用消失数のみを上期首常用労働者数で除したものを「整理解雇による雇用消失率(Job Destruction by Economic Dismissal; *JDRd*)」とする。
- (B7)雇用創出率(*JCR2*)と雇用消失率(*JDR2*)の和を「雇用再配置率(Job Reallocation Rate by new definition; *JRR2*)」と呼ぶ。