



Discussion Paper Series

No.236

雇用変動の分解
1991～2005年『雇用動向調査』をもとに

神林龍

January 2008

**Hitotsubashi University Research Unit
for Statistical Analysis in Social Sciences**
A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

雇用変動の分解

1991～2005 年『雇用動向調査』をもとに¹

一橋大学経済研究所

神林龍

¹ 本稿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。利用申請の労をとっていただいた深尾豊史氏に深く感謝申し上げます。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。

1. はじめに ～労働市場を巡る2つの議論

1990年代の不況の長期化とその後の回復の不確かさを受けて、日本の労働市場を巡る議論は混迷を深めている。一方で、いわゆる日本的雇用慣行や解雇権濫用法理に代表される介入主義的労働法制が硬直的労働市場をもたらし、労働資源の効率的な配分を妨げていると主張する人々は少なくない。他方、日本の労働市場は意外にマーケット・メカニズムに支配されており、近年の労働市場の変化は経済合理的に考えられるとする人々もいる²。

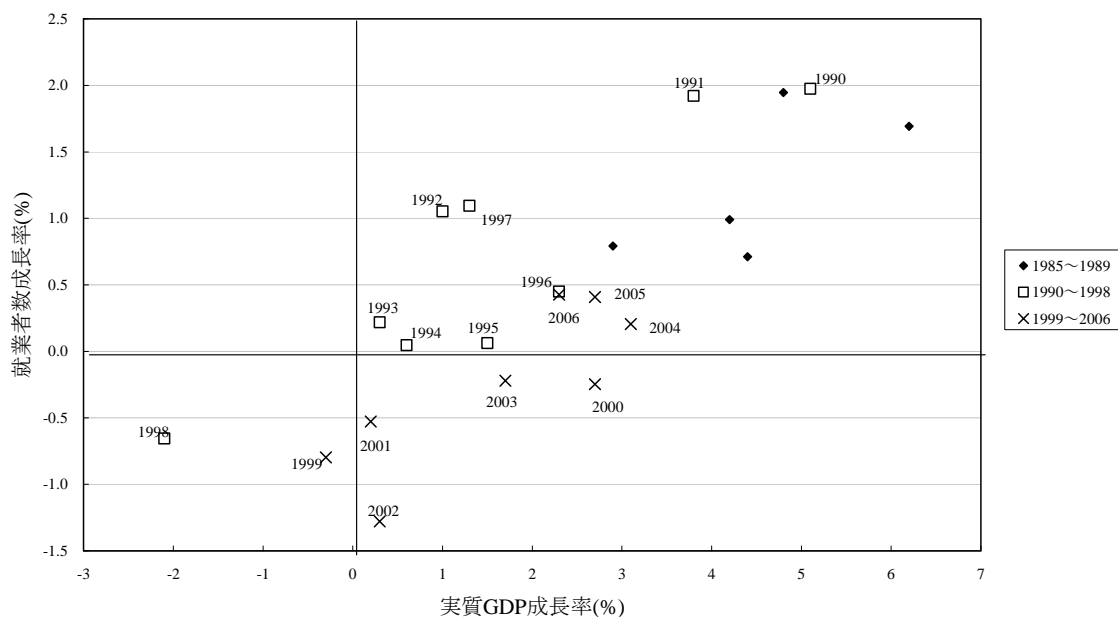
確かに、1990年代中葉には、就職氷河期と揶揄されるまで若年層の就職市場が悪化したにも関わらず、中高年齢層の雇用・賃金が減少せず、長期雇用慣行の維持が世代間対立をもたらすかもしれないことが指摘された(玄田(2004)第4章、篠崎(2004)、川口(2006)など)。この解釈は「パラサイト・シングル論」など様々なバリエーションを加えながらジャーナリズムにも取り上げられ、変わらない日本社会の有様の象徴とされてもいる。ところが、とくに1997年11月末の「山一ショック」を経て、翌1998年以降深刻化した金融危機の時期には、人員整理の報道が頻繁に新聞紙面を賑わせた(高橋・玄田・伊藤(2006))。また、一時期5%を超え、英国やアメリカ合衆国と逆転したと注目

² 学術論文ではないが、たとえば、2000年4月に東洋経済新報社『エコノミクス』誌に掲載された小島典明・橋木俊詔・八代尚宏・大竹文雄各氏の座談会などがわかりやすい。

された完全失業率は高止まりすることなく、数年のうちに 3% 台まで低下している。日本の労働市場の市場競争的調整メカニズムが全く機能していないということもまた、できないだろう。

次の図 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。

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

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。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。1997年にいたっては、再び成長率が鈍り始めたのに対して就業機会は却って増加の度を速めており、労働市場を通じた雇用調整機能に疑問がもたれたとしてもそれほど不思議ではない。

ところが、1998年に実質GDPがマイナス成長を示すと、就業機会もすぐさま減少に転じた。実質GDP自体は翌々2000年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。このようなマクロ経済の動向は、競争的労働市場の権化とみなされるアメリカ合衆国と非常に似通っており、生産性上昇に伴い労働市場を通じた就業機会の調整が機能していることを示唆するかもしれない³。

以上のように、1990年代以降の日本の労働市場を巡っては、異なる2つのイメージが並存している。もとより、これらの2つのイメージはどちらかが完全に当てはまる類のものではない。とはいえ、日本の労働市場が実際のところどちらのイメージにより近い

³ あるいは、Kambayashi, Kawaguchi, and Yokoyama (2007) は、賃金関数上で測られる労働力の属性の価格が変動していることを報告しており、例えば大卒プレミアムの減少は、急速に増加した大卒供給に対応した自然な結果であると予想している。

のかは、現在労働経済研究に求められている重要な課題のひとつであろう。たとえば、近年盛んに議論されている介入主義的労働市場政策（解雇権濫用法理や最低賃金など）の効果を理論的に考えると、現在の労働市場のメカニズムをどのように前提するかで結論が大きく左右される。

本稿は、こういった研究への基礎的な材料、なかでも雇用変動に関するいくつかの知見を提供することを目的としている。

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（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）。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）したと考えるわけである。しかし、このような計測方法では、一時点での雇用機会の大小を把握することはできても、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、観察時点の就業機会の数そのものがそれほど変化していないとしても、その内側で新しい技術を体化した雇用機会が次々に創出され、陳腐化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、市場の機能を考え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 (Job Creation and Destruction Approach)」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割し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、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。現実的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

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。

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。欧米のように組合規制が比較的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、多くの場合には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。最終的には、それぞれの

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。

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た。

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として各国で多用された。日本においても、樋口・新保(1998)や Genda (1998) によって先鞭がつけられた。これらの研究は主として、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、日本の雇用創出・消失を計測している。現在では、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。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考えるのは、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ろう。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。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スクラップアンドビルド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。ここで指摘しておきたいのは、調査上の離職理由の区分は、

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いえない。

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かどうかと密接な関係をもつ点である。

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⁷。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）を除いた個人的な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破棄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、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、解雇に関わ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、雇い止めには解雇権濫用法理

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。

が類推適用されている点であろう。そして整理解雇法理は、いわゆる四要素判断の中で「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⁸。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もよい。

「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⁹。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、

⁸ 四要件(要素)判断など労働法全般の教科書的な解説は菅野(2005)を参照のこと。整理解雇法理の四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。

⁹ 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。

離職理由によって判断できる。具体的には、整理解雇・雇止め・普通解雇の順番で、その蓋然性は高いといえる。この情報を用いて、雇用創出・消失指標を、より詳細に再計算することが可能になる。

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を用いてこれらの指標を再計算し、1990年代の雇用創出・消失の枠組みを再検証する。

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(2000)に詳しい¹⁰。本稿でも、基本的にこの方法にのっとり、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)。

¹⁰ 一般的な計測方法は玄田(2004)第1章補論にまとめられているが、標本選択などに詳しいのは照山・玄田(2000)なので、なるべく計測枠組みを揃えるためにこれを参照した。

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¹¹。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¹²。

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加味した抽出枠から、農林水産業を除く約1万3千事業所に対して行われる。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。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

¹¹ 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。

¹² 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、伝統のある調査である。日本の労働市場にとって、入職・離職の動向が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可能である。アメリカ合衆国では Faberman (2005) によって戦後60年間の系列が作成されている。

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は、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認するために、次の表 1 では、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: 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

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理由ははっきりしない。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、相互の辻褄を記入時にチェックできるようになっている。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、回答が忌諱されることがあるのかもしれない。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よう(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原則として全数調査される。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、離職理由が前節に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。

第一の点を確認するために、標本事業所に関して離職者票の有無をまとめたのが

次の表 2 である。

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

標本事業所数	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

離職者がいた中で、離職者票を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。確かに、離職者票は人事担当者によって記入されるので、記入者が前節のような法的枠組みを知悉している可能性は小さくはないであろう。しかし、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なく、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、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。次の表 3 は、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)。

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	0.96	6,820		
人員整理・勸奨退職のため	752.3	0.90	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	0.67	1197.3	{ 386.5 定年 810.8 契約期間満了	
結婚のため	216.3	1.21	178.7	結婚	
育児のため	228.6	1.59	143.4	出産育児	
家族の介護・看護のため	113.1	2.73	41.5	介護	
病気・高齢のため	419.1	4.44	94.3	死亡・傷病	
事業不振や先行き不安	329.2	0.93	4326.7	{ 4067.2 その他個人的理由 259.5 本人の責	
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				
自分に向かない仕事だった	422.5				
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				
	4015.9				

就業構造基本調査は世帯調査なので、雇用動向調査ほど離職理由が区別されていない。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・勸奨退職のため」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、大きな開きがあるとはいえない。整理解雇による離職については、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離れている。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・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、それ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(2000)の方法に従った算出方法を簡単に説明しよう。

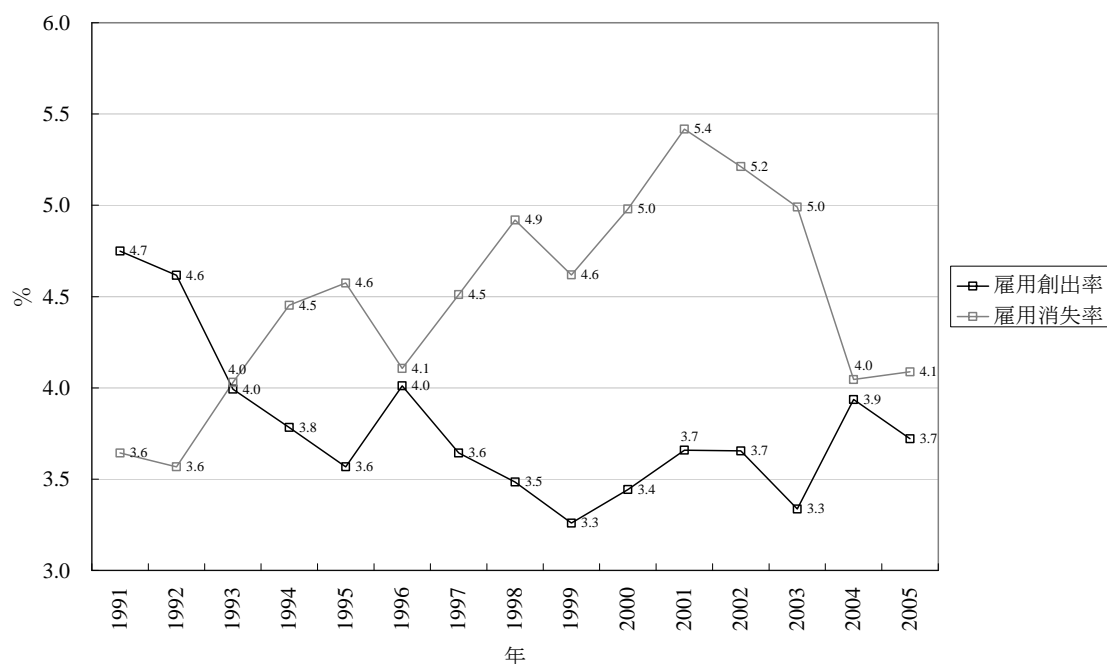
- (A1) 雇用動向調査では、上期末(6月末日)下期末(12月末日)の常用労働者数と、両期間内の入離職者総数が把握できる。これを用いて、通年の雇用増減および上期初(1月1日)時点の常用労働者数を確認する¹³。
- (A2) 通年の雇用増減が正である事業所を雇用創出事業所、負である事業所を雇用消失事業所と呼ぶ。
- (A3) 雇用創出事業所について雇用増加数を集計する。同時に雇用消失事業所についても雇用減少数を集計する。また、全事業所について上期首の常用労働者数を集計する。集計単位は任意である。
- (A4) 雇用増加総数を上期首常用労働者数で除したものを「雇用創出率(Job Creation 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。

¹³ ただし、復元を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。

雇用動向調査を以上のように用いるには、ひとつの留保が必要になる。この計測方法は、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対象としている。それゆえ、年間を通じて存続した事業所の情報のみを扱っていることになる。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(2000)を参照のこと)。

次の図 2 は、以上のような方法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。

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	1.75	31.6	37.4

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が継続的に低落し、2001年にかけてJDRが急増している傾向もまた同様である。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。

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。概念の拡張に関しては第3節で議論した通りであるので、ここでは雇用動向調査をどのように加工

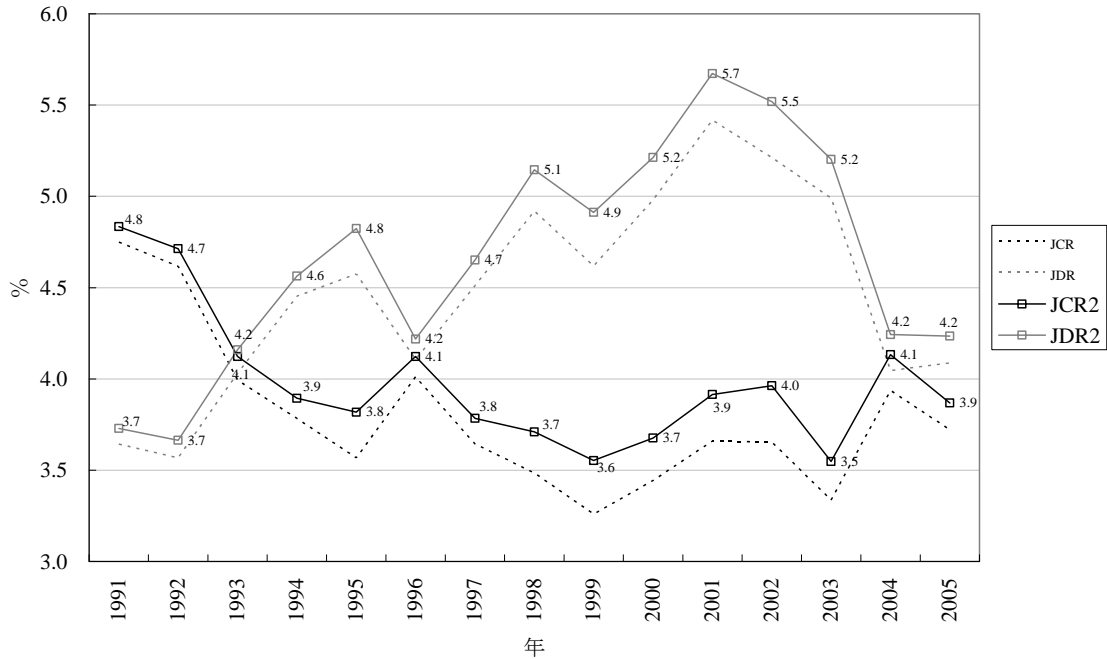
したかを説明しよう。

- (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¹⁴。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。

以上の手順を踏んで再算出された雇用創出率・消失率をまとめたのが、次の図 3 である。参考のために、図 2 に掲示した伝統的な解釈の雇用創出率・消失率も図には掲載している。

¹⁴ ただし、復元を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。

図 3: 整理解雇を加味した雇用創出率・消失率 (1991~2005 年、全国、%)



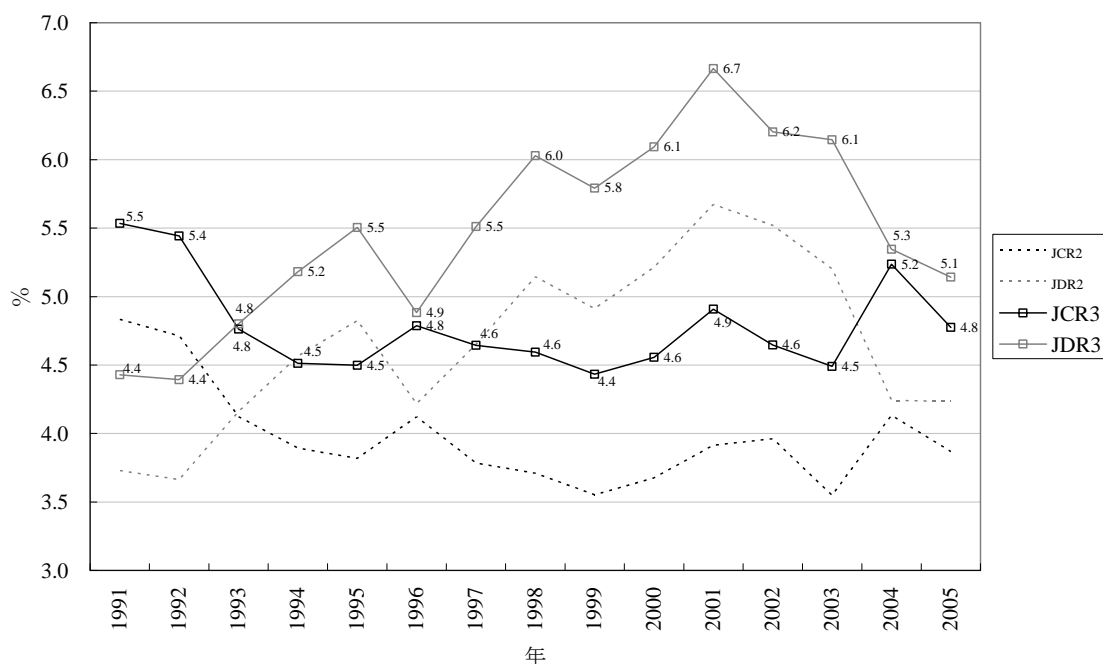
	平均	標準偏差	最小値	最大値
JCR2	4.0	0.37	3.5	4.8
JDR2	4.7	0.62	3.7	5.7
JRR2	8.6	0.42	8.1	9.6
JDRd	0.8	0.34	0.27	1.41

伝統的な定義に対して、JCR2、JDR2 はともに高く計測される。整理解雇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ので、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」による離職も、雇用消失を伴うとみなして雇用創出率・消失率を算出した。算出方法は上記(B1)～(B7)にならい、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、JDR_e 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。

図 4: 整理解雇・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

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は、全体に共通な影響を及ぼすものだけだと考えると、

$$\text{Corr}(JCR, JDR) = -1$$

$$\text{Var}(JCR) = \text{Var}(JDR)$$

$$\text{Corr}(JRR, NET) = 0$$

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、両者の分散の乖離が大きくなると、雇用再配置率と純雇用変動率の相関が-1に近づくと、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(雇用機会)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。この点を確認するために、図2～図4で算出された3つの定義による雇用創出・消失指標の相互の相関係数を表示したのが、次の表4である。

表4: 雇用創出率・消失率指標の相関係数

	JCR	JDR	JRR	NET		JCR2	JDR2	JRR2	NET
JCR	1				JCR2	1			
JDR	-0.79 *	1			JDR2	-0.75 *	1		
JRR	-0.05	0.65 *	1		JRR2	-0.21	0.81 *	1	
NET	0.93 *	-0.96 *	-0.41	1	NET	0.90 *	-0.96 *	-0.62 **	1
						JCR3	JDR3	JRR3	NET
					JCR3	1			
					JDR3	-0.60 *	1		
					JRR3	-0.10	0.86 *	1	
					NET	0.81 *	-0.95 *	-0.67 *	1

注) *は1%水準、**は5%水準で0と異なることを示す

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くなるという時系列的関係は、アメリカ合衆国においてつとに指摘されている。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、Mortensen-Pissarides モデルを用いた Garibaldi (1998) や Cole and Rogerson (1999) が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を説明している。すなわち、採用費用と比較して解雇費用が低い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、両費用の関係が逆転すると考えられる日本では、ばらつきの相対的な関係も逆転する。

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

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。

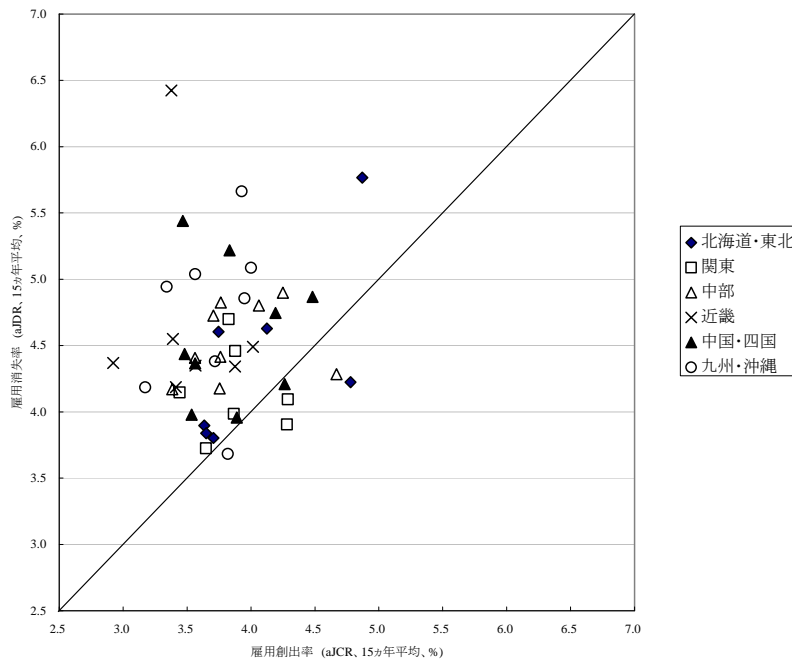
間に含めたり、雇用消失の定義を変更したりすると、観察結果の含意が相当変質することを示している。

6. 雇用変動(都道府県)

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 年単純平均(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 年平均を都道府県ごとに示したのが次の図 5 である。

図 5: 雇用創出率・消失率 (1991~2005 年平均、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	0.6
aWRR	47	33.7	3.75	27.3	44.3

図 5 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%)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、その地域でもつ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並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ヵ年を単純平均し、図5に算出した雇用創出・消失指標との関係をみた。次の表5は、最小二乗推定の結果である。

表5： 平均雇用創出・消失指標と経済変数との関係（都道府県、15ヵ年平均）

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
大事業所比率	-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	

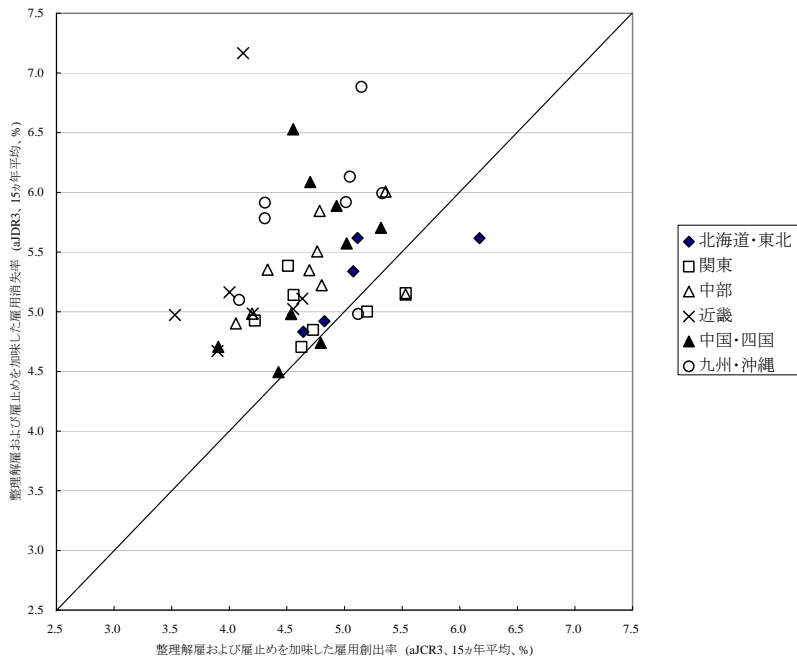
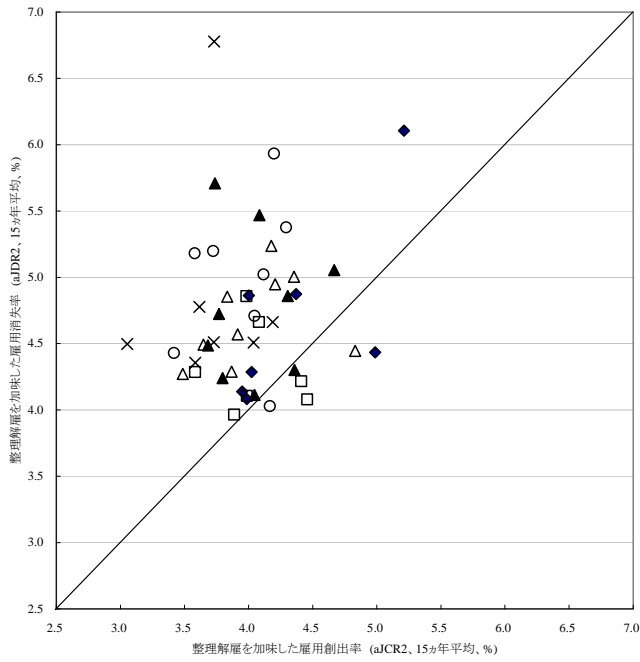
注) 標本数=47、OLSによる推定

全般的に、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は余り大きな力をもたない。とくに雇用創出には有意な影響を及ぼしていない。他方、雇用消失にはある程度の影響を及ぼしており、製造業比率が高い都道府県で有意に雇用消失率は小さい。これに対して、労働者フローの都道府県間の違いの多くは、経済構造によって説明がつく。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だろう。

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6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。

図6: 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年平均、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

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、雇用創出をみかけ上ばらつか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こっていることを意味する。

表 6: 雇用創出・消失指標の相関係数 (都道府県平均)

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

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。もちろん、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と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. 雇用変動と最低賃金

雇用変動の都道府県間の違いが、単に産業構造や企業・事業所規模の分布の違いでは説明できないことは前節でみたとおりである。また、日本全体のマクロショックが偏って発生しているためとしても理解できない。個々の事業所固有の要因を措くとして、都道府県という行政単位で雇用フローが異なる可能性は他にはないであろうか。本項では、最低賃金制度との関係を議論したい。

ここまで縷々述べてきたように、雇用フローを見る限り、1990年代は一定の雇用創出が継続しており、労働市場の悪化は雇用消失の激しい増加によるものであることが推測される。だとすれば、1990年代の不況期に入って日本の労働市場が機能不全をおこしたと考えるのは難しい。むしろ厳しい解雇規制があるといわれるなかで、雇用消失は景気動向によく反応して変化している。その意味で、日本の労働市場を制度的に過度に歪められたものとするには、一定の留保が必要とされよう。

ただし、雇用フローはあくまでも数量調整を捉える指標であって、価格調整のメカニズムはこれまでの雇用創出・消失研究でも十分考慮されていなかった。ここで、都道府県別の雇用フローの違いを念頭におくと、最低賃金による価格メカニズムの存在が、雇用フローに影響を及ぼしていると考えられるかもしれない。

日本の最低賃金制度が労働市場に及ぼす影響については、近年に至るまで様々な意見が交錯している。大きくは、最低賃金水準が低すぎ、実質的な制約となっていないと考える立場と、実際に制約していると考えられる立場に分かれているものの、雇用に与

える影響を明示した研究は多くない。Kambayashi, Kawaguchi, and Yamada (2008) は、賃金構造基本調査の個票を用いて最低賃金が賃金分布全体に与える影響を考察している。そこでは、分布中位に対する最低賃金の上昇は、中位と 10% 点との間を有意に縮小させ、いわゆる「分布への食い込み」がおきていることを示している。だとすれば、雇用フローへの影響も考えられる。

本節では、Kambayashi, Kawaguchi, and Yamada (2008) によって年別・都道府県別に算出された最低賃金と中位値との距離を援用し、前節で測定された都道府県別の雇用創出・消失とあわせて相互の関係を探る¹⁶。ただし、最低賃金に関するデータが 1994～2003 年までに限られているので、本節でも当該 10 年間に分析対象を限定する。なお、前節との連続性を考え、これらの指標をすべて 10 ヶ年平均し、時系列方向の変動をすべて取り除いた上で、焦点を都道府県間の違いに絞りたい。

次の表 7 は、説明変数に賃金分布の中位点と最低賃金との距離を、被説明変数に雇用フローをとった OLS 推定の結果である。

表 7: 雇用フローと最低賃金との関係 (都道府県、10 ヶ年平均)

¹⁶ データの利用を承諾してくださった川口大司氏に深く感謝申し上げます。

被説明変数	aJCR		aJDR		aJRR	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
log(50%)-log(min)	-0.0273 **	0.0108	-0.0222 **	0.0107	-0.0495 ***	0.0147
定数項	0.0689 ***	0.0116	0.0679 ***	0.0116	0.1368 ***	0.0159
残差二乗和	0.1242		0.0865		0.2002	

被説明変数	aJCR2		aJDR2		aJRR2	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
log(50%)-log(min)	-0.0300 ***	0.0106	-0.0249 **	0.0115	-0.0549 ***	0.0155
定数項	0.0736 ***	0.0114	0.0726 ***	0.0124	0.1462 ***	0.0167
残差二乗和	0.1510		0.0947		0.2175	

被説明変数	aJCR3		aJDR3		aJRR3	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
log(50%)-log(min)	-0.0478 ***	0.0170	-0.0427 **	0.0160	-0.0906 ***	0.0290
定数項	0.1001 ***	0.0183	0.0991 ***	0.0173	0.1992 ***	0.0313
残差二乗和	0.1501		0.1364		0.1778	

注) log(50%)-log(min)は、自然対数表示の賃金分布中位点の賃金額と同じく自然対数表示の最低賃金額との差分をとったもの。
年別都道府県別の数値を都道府県ごとに10ヵ年単純平均した値を使用している。

一見して、賃金分布の中位点と最低賃金との距離が縮まると、すべての雇用フローを増大させる方向に働いていることが分かる。元来、Burdett and Mortensen (1998) で指摘されたように、サーチモデルを前提とすれば、最低賃金の上昇(中位点との距離の縮小)がすぐに雇用機会の減少をもたらすわけではない。その議論の要点は以下の通りである。賃金決定時の労働者にとっての最低水準が維持されることを通じて労働者の交渉力が増加し、労働者の参入が増大するからである。企業にとって、労働者のサーチ活動の活発化が、労働者の交渉力の増大に伴う利益の減少を補って余りあれば、均衡において雇用機会は増大する。そしてこのとき、雇用創出・消失はともに増大する。実際、表 7 を見る限り、最低賃金の上昇は、雇用消失のみならず雇用創出も増加させている。また、雇用消失に整理解雇を含めた場合、さらに雇止めも含めた場合

に、この影響も強くなってきている。最低賃金の上昇に伴い整理される仕事は、賃金水準が低いことから、期限の定めのない労働者よりも期限の定めのある労働者が担当することが多い。したがって、期限の定めのある労働者の解雇(雇止め)に対して、最も強い影響が計測されることは理解可能であり、この議論の正しさを示しているかもしれない。

最低賃金と雇用フローとの関係を正しく認識するにはさらなる研究が必要であろう。しかし、都道府県間の雇用フローの違いは、最低賃金という制度に人々が反応した結果として理解できる可能性が指摘できる。

8. 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知見が得られた。

第一に、整理解雇や雇止めをそれ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ていることが確かめられた。

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た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。

<参考文献>

- Burdett, Kenneth, and Dale T. Mortensen, (1998), “Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment,” *International Economic Review*, 39, 257-273.
- Cole, Harold, and Richard Rogerson, (1999), “Can the Mortensen-Pissarides Matching Model Match the Business-Cycle Facts?” *International Economic Review*, 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*, 20, 3-24.
- Faberman, R. Jason, (2005), “Studying the Labor Market with the Job Openings and Labor Turnover Survey,” BLS Working Paper No.388.
- Genda, Yuji, (1998), “Job Creation and Destruction in Japan, 1991-1995,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 12, 1-23.
- Kabayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi, and Ken Yamada, (2008), “The Minimum Wage in Japan: 1994-2003,” mimeograph.
- Kabayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi, and Izumi Yokoyama, (2007), “The Wage Distribution in Japan: 1989-2003,” forthcoming in *Canadian Journal of Economics*.
- 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*, 61, 397-415.
- Shimer, Robert, (2007), “Reassessing the Ins and Outs of Unemployment,” mimeograph.
- 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(近刊)
- 川口大司 (2006) 『労働者の高齢化と新規雇用』大橋勇男編「労働市場のマッチング機能強化に関する研究報告」連合総研
- 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
- 小嶋典明・橋木俊詔・八代尚宏・大竹文雄, (2000), 「労働市場の規制改革はこう進め

よ』『エコノミクス』2000年4月号

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 (2005) 「労働法(第7版)」弘文堂

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

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

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、pp.69-101

両角良子・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

<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
1991	11905	0	11814	0	459
1992	11604	2	11414	0	266
1993	11155	0	10929	0	488
1994	11148	0	10721	0	649
1995	11233	0	11063	0	610
1996	11805	0	11668	0	771
1997	11748	0	11566	0	792
1998	11613	4	11415	32	976
1999	11525	0	11372	0	1009
2000	11206	0	11040	8	1008
2001	10980	4	10765	4	1127
2002	10892	0	10798	4	1288
2003	10622	0	10453	0	1185
2004	10706	0	10525	0	1487
2005	10804	0	10661	0	1493
合計	168946	10	166204	48	13608

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
968	33	17	435	703	9603
793	14	14	432	686	9542
1124	20	13	301	521	8943
904	16	19	411	514	8875
941	16	27	385	533	9051
1004	24	36	421	585	9437
895	20	23	384	566	9501
925	36	74	424	574	9120
1060	26	25	482	620	8916
913	25	22	430	616	8744
873	17	16	406	625	8497
1068	33	0	455	615	8183
1079	22	0	437	576	7976
1304	17	0	413	818	7549
1294	32	0	399	732	7750
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	0.92	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	0.66	980.5	{ 344.7 定年 635.8 契約期間満了	
結婚のため	268	1.25	213.9	結婚	
育児のため	228	1.53	148.6	出産育児	
家族の介護・看護のため	102	3.43	29.7	介護	
病気・高齢のため	411	3.84	107	死亡・傷病	
一時的・不安定な仕事だったから	294	3339	0.83	4017.1	{ 3690.3 その他個人的理由 326.8 本人の責
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				

(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	0.85	5,594		
人員整理・会社解散・倒産のため	267	0.92	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	0.59	715.9	234.9 定年	
				481 契約期間満了	
結婚のため	289	1.15	251.7	結婚	
育児のため	227	1.50	151	出産育児	
家族の介護・看護のため	101				
病気・高齢のため	386	3.29	117.5	死亡・傷病	
一時的・不安定な仕事だったから	247	0.75	4066.5	3904.3 その他個人的理由	162.2 本人の責
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				
	3037				