

1990 年代以降の雇用調整行動とその変化

檜 康子

May 2014

Discussion Paper No. 1420

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

1990 年代以降の雇用調整行動とその変化[†]

神戸大学大学院経済学研究科

檜 康子

2014 年 5 月

要旨

本稿は、1993 年 1 月から 2007 年 12 月の製造業企業規模別のマクロデータを用いて雇用調整の変化について分析を行った。雇用調整分析は「部分調整モデル」と呼ばれるモデルの推定を中心に行われてきた。部分調整モデルの推定にあたって考慮されなかった限界生産性仮説を明確に仮定し、その妥当性を確認した後に調整速度を推定した。さらに、調整費用の非対称性を考慮し、雇用量の増減を採用(入職)と解雇(離職)に分割した。その結果、以下の諸点が明らかとなった。第 1 に、2000 年頃を境に人員ベースの雇用調整は早まった。第 2 に、企業規模が大きい程、人員調整が遅いとは言えない。第 3 に、1990 年代後半までは、雇用過剰が低下しても大企業と中堅企業では入職抑制を行い、中小企業は入職による調整を全く行わない。第 4 に、2002 年以降の景気回復期には全ての企業で入職、離職による調整が活発になる。特に大企業で顕著である。

キーワード：雇用調整 企業規模 入職 離職

[†] 本稿は博士論文の一部であり、2014 年 3 月に行われた日本経済政策学会関西部会(岡山大学)において報告した論文を改訂したものである。執筆するにあたり勇上和史准教授、田中康秀教授、羽森茂之教授には有益かつ詳細なコメントを頂きました。また、学会報告に際し討論者の釣雅雄准教授(岡山大学)、座長の福重元嗣教授(大阪大学)をはじめ他より有益なコメントを頂きました。記して感謝いたします。

1 はじめに

本稿では、日本の製造業における雇用調整を分析する。特に企業規模と雇用調整手段の違いに着目した分析を行う。

これまで、日本の雇用行動に関する分析は、主として「部分調整モデル」と呼ばれるモデルの推定を中心に行われてきた(包括的なサーベイとして村松(1983,1995)が挙げられる。2000年代以降は太田他(2008)に詳しい。)。 「部分調整モデル」によれば、雇用量を調整するにはコストがかかるため、企業は最大利潤を実現する最適な雇用水準と1期前の実際の雇用とのかい離分の一部を調整する。その調整度合いを測る指標として調整速度(あるいは調整係数)を計測する、というものである。部分調整モデルでは、理論上、賃金と労働の限界生産性は等しいという仮定を置く。しかし、ほとんどの先行研究では、推定の際にこの仮定が明示的に考慮されていない。

そこで、本稿では、限界生産性と賃金との関係を明確に仮定した上で、最適雇用水準と実際の雇用量とのかい離(過剰雇用)を推計し、その妥当性を検証した上で、調整速度を推定する。また、企業規模によって雇用慣行や調整費用が異なることを考慮するため、本稿では企業規模別に分析した。さらに、調整費用の非対称性を考慮し、雇用量の増減を採用(入職)、解雇(離職)に分割した分析を行う。

2 先行研究

本節では、企業の雇用行動を分析する際に頻繁に用いられてきた部分調整モデルと先行研究についてまとめる。

企業の生産関数は、雇用と資本ストックに依存する以下のようなコブ・ダグラス型であるとする。

$$Y = AL^{\alpha}K^{1-\alpha} \quad (1)$$

但し、Yは生産量、Lは雇用量、Kは資本ストックを表しており、Aは技術水準、 α は労働分配率である。

賃金率を w とするとき、企業の短期利潤は以下で示される。

$$\pi = Y - wL \quad (2)$$

企業は利潤を最大化させるように雇用量を決定する。利潤最大化の一階の条件は以下で与えられる。

$$\alpha AL^{\alpha-1}K^{1-\alpha} - w = 0 \quad (3)$$

(1) 式を用いて、さらに対数変換して次式を得る。

$$\ln \alpha + \ln Y - \ln L - \ln w = 0 \quad (4)$$

これは、調整費用ゼロのときの最適労働需要量が満たす条件を示している。しかし、企業が現実の雇用量を最適雇用量に調整しようとするときには費用がかかる。この点について、Oi(1962)は、労働を準固定的生産要素と規定した。企業に特有な技能の存在を想定することで、企業内と外部の労働力を区別している。「企業特殊訓練」を受けた労働者は準固定的生産要素となり、短期的な需給の変動に対して瞬時に調整することは合理的でなくなる。将来にわたる人的資本投資費用の回収可能性という長期的視点からは調整には時間がかかる。また、雇用保障の観点からも説明が加えられる。過剰雇用の際に即時に解雇されるような企業では、労働者のモラルの低下が起こる危険性がある。いつ解雇されるかわからない企業では労働者が企業特殊人的資本を形成するインセンティブは低下する恐れがある。また、雇用が不安定な企業であるという評判がたつことは、優秀な人材の確保に支障をきたす。希望退職を募った場合でも、自社が手放したくない優秀な人材が他企業からのより良い条件のオファーを受け入れて引き抜かれてしまい、削減したいと考えていた人材だけが残ることにもなりかねない。このような理由から、企業は生産量からみた最適雇用量と現実の雇用量とのかい離を即座に調整しない。

このように雇用調整には費用がかかる。調整費用関数の形状に関しては、2次形式や一括固定費用のみ、一括固定費用と2次形式など数多く存在する(例えば Harmermesh(1993)など)が、最も一般的な調整費用関数の想定は2次形式である。この費用関数を想定すれば、長期均衡近傍での運動方程式は次のような部分調整モデルで近似することができる。

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \lambda(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) \quad (5)$$

ただし、 L_t^* は最適雇用量である。また、モデルの $\lambda(0 < \lambda < 1)$ は調整速度であり、1に近いほど調整を行うことを示している。

実証分析上は、(5)式の部分調整モデルを具体的には次の形で推定する。

$$\ln L_t = \alpha + \beta Y_t + \gamma w_{t-1} + (1 - \lambda) \ln L_{t-1} \quad (6)$$

このモデルの妥当性については、従来、 λ が $0 < \lambda < 1$ であるかどうかを判断基準とされることが多かった。このような部分調整モデルによる推定はモデルのフィットが良いことから、多くの分析が行われてきた。

日本における雇用調整に関する研究は、主として以上のような 2 次形式の調整費用を想定し、実証分析が行われてきた。日本について初めて調整関数を計測した篠塚・石原(1972)を皮切りに先行研究は非常に多い。1980 年代までは、マクロデータを用いた研究により、産業間や企業規模間、男女間、あるいは国際間の比較などが盛んに行われた。これら研究の結論は以下にまとめることができる。

- ・部分調整モデルのフィットはよく、一定の説明力を持つ。
- ・日本の雇用調整速度はアメリカと比較すると遅いが、他の先進諸外国と比較すると大差ない。
- ・労働時間による雇用調整を考慮するため、労働時間×雇用量による調整モデルを推定すると、雇用調整速度は早くなる。
- ・人的資本蓄積が重要視される産業では調整速度が遅い(例えば、黒坂(1988)では重化学工業は遅く、卸売・小売、サービス業では早い結果を得ている)。また、男性よりも女性の調整速度のほうが早い。
- ・大企業より中小企業の調整速度のほうが早い。また、中小企業では大企業とは雇用決定のメカニズムが異なる可能性が指摘される。

次に、小池(1983)はセメント業界 17 社と電機産業 7 社に関する雇用変動の推移を観察し、企業が調整を始めるトリガーとなるのは、経常損益が 2 期連続赤字または 1 期の大きな経常赤字であるということを見出した。いわゆる「赤字調整モデル」とよばれるモデルである。調整費用関数が 2 次形式ではなく、一括固定費用が存在する場合、最適雇用量からの乖離が小さい場合には調整を行わず、乖離が大きい場合には調整を行う。このことを事例研究により示した。

これ以降、雇用調整の分析は、個別企業の分析にシフトしていく。1980 年代後半から 90 年にかけては個別企業の事例研究(村松(1986)、伊藤(1990)など)が主流であり、赤字モデルがかなり当てはまることが示された。また、90 年代後半からは企業財務データを用いたマイクロパネルによる分析(駿河(1997)、小牧(1998)、野田(1998)、中田・竹廣(2001)、安井(2005)、中田(2007)など)が行われてきた。これらは、非正規労働力の活用程度やガバナンス構造、企業が直面する生産物市場の不確実性などに着目し、赤字調整モデルの妥当性や雇用調整速度の変化をとらえようとするものである。赤字モデルの当てはまりは業種によって異なることが示されるが、果たして調整速度が時代を通じて変化したかどうかについては一致した結論が得られていないのが現状である。

以上のような先行研究を踏まえて、本稿の特徴として、以下の 4 点を挙げる。

第 1 は、マクロデータによる分析を行うことである。小池(1983)以降、個別企業の事例研究や企業財務データを利用したパネル分析が主流となっている。しかし、マイクロデータが得られる企業は、上場企業等の財務データを公開している大企業が中心である。中小企業を含めた日本全体としてどのような雇用調整が行われているかを考えるためには、マクロレベルでの雇用調整を分析することが必要である。

第 2 は、長期的には「限界生産力＝賃金」とされた上で部分調整モデルが導出されているにも関わらず、限界生産性条件の長期的な安定関係の検証は、井出(1993)を除き、多くの研究では全く考慮されていない。本稿では、限界生産性条件を明示的に考慮して、最適雇用と現実の雇用量とのかい離を計算し、その差をどのように調整するのかを分析する点に特徴がある。

第 3 に、企業規模に着目した分析を行うことである。従来、日本の大企業では、勤続とともに賃金が上昇する右上がりの賃金プロファイルが顕著に観察され、さらにそれがホワイトカラーのみならず、ブルーカラーにもみられる点が日本の特徴として指摘されてきた(小池(2005))。したがって、企業内訓練がよりインテンシブとみられる大企業と中小企業では、正社員の定着性や労働費用の準固定性は異なることが予想される。

第 4 に、雇用量の変化について、採用による調整と離職による調整とを分けて捉えた点である。雇用調整には、採用抑制、離職の促進、配置転換、出向などのように多くの手段が存在する。それらにかかる調整費用は異なると考えられ¹、調整手段による違いは考慮されるべきであると考ええる。

3 データと推定モデル

3.1 データ

本稿では、主要な変数である常用労働者数、賃金に関しては厚生労働省『毎月勤労統計調査』の 1993 年 1 月から 2007 年 12 月の月次データを用いる。また、同調査の企業規模区分に応じて、企業規模としては従業員 500 人以上を大企業、100 人から 499 人を中規模企業、30 人から 99 人を小規模企業として分析を行う。なお、製造業企業規模計としては従業員数 30 人以上の事業所規模計のデータを使用する。

『毎月勤労統計調査』は、事業所の抽出替えの影響により、常用労働者数の実数は時系列的に接続しない。企業規模計については抽出替えの影響を考慮した指数が公表されているが、規模別には入手することができない。しかし「前月末労働者数」、「本月末労働者数」のデータが入手可能であるため、各期の雇用変化率を計算し、各期の雇用変化率を計算し、1993 年 1 月を基準とした修正を行った²。賃金には「現金給与総額」を使用し、これに製造業部門別投入物価指数を用いて実質化した。生産指数には鉱工業生産指数ならびに中小企業製造工業生産指数を使用した。なお、最適雇用量を計算する際には各変数に季節調整を行ったものを使用する。調整式の推計にあたって、雇用変化率、採用、解雇の代理変数である（前月末常用労働者に占める）入職率、離職率に関しては 4 月一括採用の効果を考慮

¹ 様々な調整手段を分析したものとして、村松(1986)では、解雇とその他の調整手段の代替性を検証している。小池(2005)では、出向や配置転換が解雇を減少させるとし、Hildreth and Ohtake (1998)でも事業所間移転の解雇との代替性を分析している。

² 規模計に関しては、公表されている雇用指数を使用して分析を行った。

して季節調整はせず、4月ダミーを加えることで対処する。これにより、4月一括採用の効果を確認することも可能となる³。

3.2 推定モデル

推計モデルとして、基本的には(5)式で示されるような部分調整モデルを推計する。調整モデルの推定に先立ち、(4)式を仮定して以下の推定を行う。

$$(-\ln Y_t + \ln L_t + \ln w_t) = \alpha + \beta_1 \text{trend} + \beta_2 \text{trend}^2 + u_t \quad (7)$$

この推定式の残差系列が雇用過剰感を示す系列である。

一方、部分調整モデルのように制約を課さない場合、次式の残差部分が $\ln L_t^* - \ln L_{t-1}$ であり、本来調整すべき量である雇用過剰感を示している。

$$\ln L_t = \alpha + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln W_t + \beta_3 \text{trend} + \beta_4 \text{trend}^2 + u_t \quad (8)$$

いずれの推定式にもトレンド項を加えたのは、技術進歩等の影響を考慮するためである。

これらの系列が雇用の過剰(過少)を示す指標として適切であるかを、日本銀行の短観、雇用人員判断 DI の動きと比較することで検討する⁴。日本銀行の DI では、企業規模別に雇用の過剰(過少)感を知ることができる。

この結果を示しているのが図1から4である。左軸が残差系列、右軸が DI である。これを見ると、特に2000年以降、(8)式による制約なしモデルの残差は全ての企業規模で DI の動きと大きく異なることがわかる。一方で、(7)式による制約を課した残差系列は、DI と同じような動きをしている。このことから、限界生産性条件(4式)の制約をつけずに推定された部分調整モデルの係数は、実際の調整速度を示しているとは言えない。雇用過剰(過少)を示す指標として適切な、制約を課したモデルによって調整速度を推定する必要がある。

そこで、制約を課した(7)式の残差を(5)式へ代入し、 λ の計測を行う。

$$\Delta(\ln L_t) = \alpha^L + \beta^L D_{\text{April}} + (\lambda_1^L + \lambda_2^L D_{\text{April}})(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) + u_t^L \quad (9)$$

³ 最適雇用水準の計算にあたって、雇用量について季節調整を行わないものを用いた場合、小規模企業の残差系列(雇用過剰)の水準のみ若干の違いが見られたものの、残差系列の変動、ならびに以下の調整モデルの推計結果に大きな違いは見られなかった。

⁴ ただし、日銀の雇用 DI の規模区分は資本金ベースで分割されているため、本稿で用いている規模区分とは異なる。なお、短観は四半期項目であるため、(7)、(8)式の残差系列を四半期へ変換したものを示す。残差系列はそれぞれ標準偏差で除し、基準化している。

なお、 D_{April} は4月ダミーである。また、 $(\ln L_t^* - \ln L_{t-1})$ は(7)式の残差である。さらに、4月の労働移動(新卒の一括採用や定年退職)の効果を抽出するために、被説明変数である $\Delta(\ln L_t)$ に関しては季節調整を行っていない。 D_{April} は4月の定数項ダミーであり、この値が有意に正であれば、4月には雇用過剰に関わらない一括採用や一括離職が行われていることを意味している。 $\lambda_2^1 D_{\text{April}}$ は調整項と4月ダミーの交差項であり、雇用過剰(過少)に応じて4月だけ調整速度が変化することを意味する。

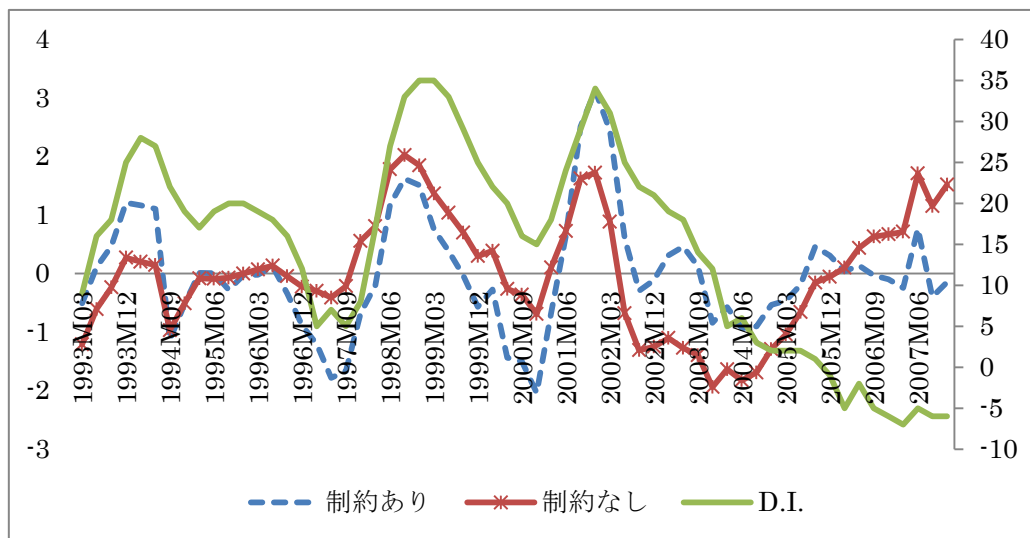


図1 DIと残差系列-規模計

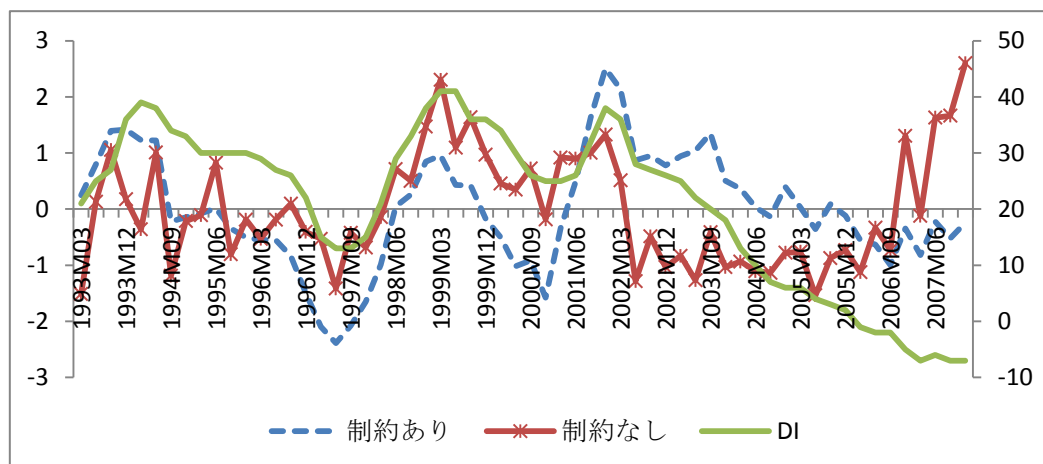


図2 DIと残差系列-大企業

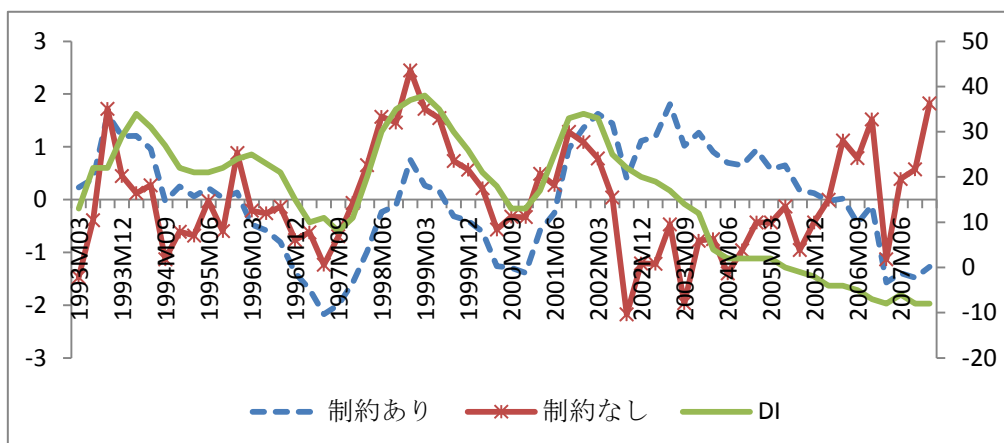


図3 DIと残差系列-中規模企業

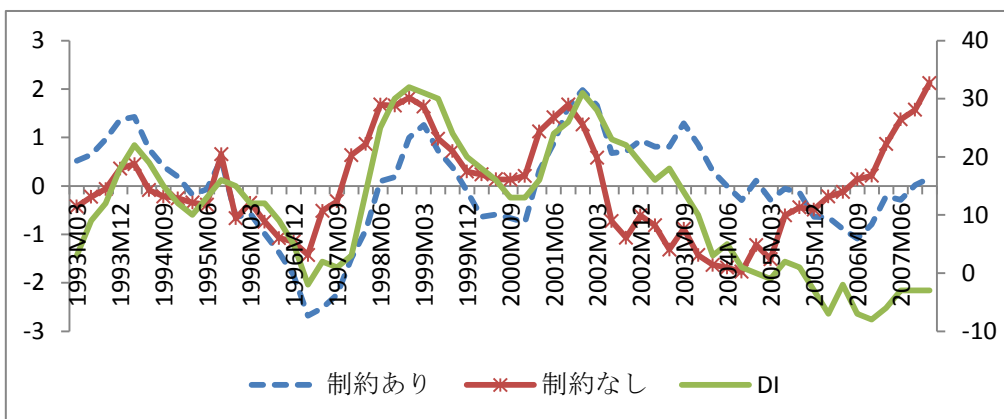


図4 DIと残差系列-小規模企業

4 実証分析

4.1 雇用量変化の推定結果

表1は雇用量変化についての調整モデルの推定結果である。分析の結果、大規模企業と小規模企業は雇用過剰(過少)に対して随時調整を行う。これらの企業については、4月は雇用過剰(過少)に関わらない入職(一括採用)も行われるが、特に4月に過剰感に対応して大きく調整を行うわけではない。一方で、中規模企業では各期に調整が行われていない。他の企業規模と異なり、4月だけ調整を行っているという結果を得た。

また、先行研究で示される「企業規模が大きいほど調整速度は遅い」という傾向は、推定結果においては確認されない。

表 1 調整モデル推定結果

	係数推定値	t 値	
企業規模計			
定数項	-0.003	-13.965	***
λ	-0.021	-2.813	***
D_april	0.017	24.073	***
$\lambda \times D_april$	-0.032	-0.868	
大規模企業			
定数項	-0.003	-15.760	***
λ	-0.015	-3.141	***
D_april	0.016	22.837	***
$\lambda \times D_april$	-0.007	-0.429	
中規模企業			
定数項	-0.003	-14.483	***
λ	-0.007	-1.504	
D_april	0.018	24.046	***
$\lambda \times D_april$	-0.053	-2.992	***
小規模企業			
定数項	-0.002	-8.201	***
λ	-0.020	-3.077	***
D_april	0.016	17.896	***
$\lambda \times D_april$	-0.036	-1.579	

注) ***, **, *は 1%、5%、10%有意水準の棄却を表す。

4.2 期間を分割した場合-調整速度の変化の確認

では、企業の雇用調整行動は期間を通じて変化しなかったのか。先述したように、雇用調整速度の変化の有無に関しては、先行研究でも統一した見解は得られていない。例えば、樋口(2001)では、『毎月勤労統計調査』のマクロデータを用いて、1960-1973 年、1974-1984 年、1985-2000 年と期間を分割した分析の結果、趨勢的に調整速度が上昇したとしている。また、マイクロデータで分析をした中田・竹廣(2001)では、1990 年代に調整速度は低下し、中田(2007)では 2000 年から正社員の調整速度が加速したとされる。しかし、Ariga and Kambayashi(2010)では、調整速度に変化は見られないという結果である。

そこで、本稿でも、雇用調整速度の変化の可能性を考慮し、期間を分けた分析を行う。サンプル期間の分割点は次のように決定した。

$$\Delta \ln(L_t) = \alpha_b^L + (\lambda_{1b}^L + \lambda_{2b}^L D_{\text{April}})(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) \\ + SD_j \{ \alpha_a^L + (\lambda_{1a}^L + \lambda_{2a}^L D_{\text{April}})(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) \} + u_t \quad (10)$$

SD_j は構造変化前は0、構造変化後は1をとるダミー変数である。ここでは、1995年から2005年までのいずれかの時点で構造変化が起こったと想定する。今回は推定の簡略化のため、毎月ではなく、各年の1月に構造変化が起こったと仮定している。その上で、構造変化の起こった年については、以下の手順で推定した。

1. (10)式を1995年で構造変化が起こったものとして推定し、AICを計算する。
2. 1と同様に1996年で構造変化がおこったものとして推定し、AICを計算する。
3. 2005年まで推計し、AICの計算を繰り返す。
4. 1995年から2005年までのAICのうち、最も小さい年を構造変化点とする。

その結果、規模計では1993-2001年と2002-2007年、大規模企業では1993-2002年と2003-2007年、中規模企業は1993-2001年と2002-2007年、小規模企業では1993-2000年と2001-2007年という期間が選択された(AICの変化は補論Aに示す)。このように、全ての企業規模で2000年代初頭に構造変化が生じたものと考えられる。

それぞれについて期間を分割した推定結果は表2である。 λ の推定結果より90年代の小規模企業を除き、雇用過剰に対応した調整は毎月行われている。さらに、 D_{april} は全規模で両期間ともに正で有意な結果となっており、雇用の過剰に関わらない4月の一括調整が行われている。また、 $(\lambda \times D_{\text{april}})$ に関して、90年代では小規模企業は有意でないものの、大・中規模企業ではプラスで有意であった。しかし、2000年以降では、一転して全ての企業規模においてマイナスで有意となっている。つまり、90年代では、雇用過剰に対する4月の調整は他の月と比べて小さくなるが、2000年以降では、4月の調整が活発化することを示している。この理由については、次節の入職と離職に分解した分析の中で詳細に検討する。

表2に示された係数推定値を基に、雇用過剰が1%あった場合の調整の大きさを図示したものが図4から6である。この結果によれば、全ての企業規模において、2000年代初頭に境に雇用調整速度が速くなっている。一方で、2000年代の小規模企業の調整係数が大きいことが確認されるものの、大規模企業と中規模企業の調整速度に目立った差異がみられず、企業の従業員規模が大きいほど調整速度が小さいとは必ずしもいえない。

表 2 調整モデル推定結果-期間別

	係数推定値	t 値		係数推定値	t 値
規模計	1993-2001			2002-2007	
定数項	-0.003	-17.294 ***		-0.002	-5.632 ***
λ	-0.014	-2.099 **		-0.043	-2.932 ***
D_april	0.019	27.443 ***		0.015	12.616 ***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.090	2.503 **		-0.199	-3.071 ***
大規模企業	1993-2002			2003-2007	
定数項	-0.004	-18.871 ***		-0.002	-7.381 ***
λ	-0.013	-3.179 ***		-0.022	-2.603 **
D_april	0.017	23.202 ***		0.016	19.026 ***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.029	1.93 *		-0.304	-8.76 ***
中規模企業	1993-2001			2002-2007	
定数項	-0.004	-14.63 ***		-0.002	-8.474 ***
λ	-0.013	-2.189 **		-0.01	-1.771 *
D_april	0.022	24.244 ***		0.017	17.149 ***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.057	2.728 ***		-0.172	-7.486 ***
小規模企業	1993-2000			2001-2007	
定数項	-0.003	-7.297 ***		-0.001	-3.35 ***
λ	-0.012	-1.445		-0.047	-5.169 ***
D_april	0.019	15.199 ***		0.013	11.294 ***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.012	-0.463		-0.085	-1.85 *

注) ***, **, *は 1%、5%、10%有意水準の棄却を表す。

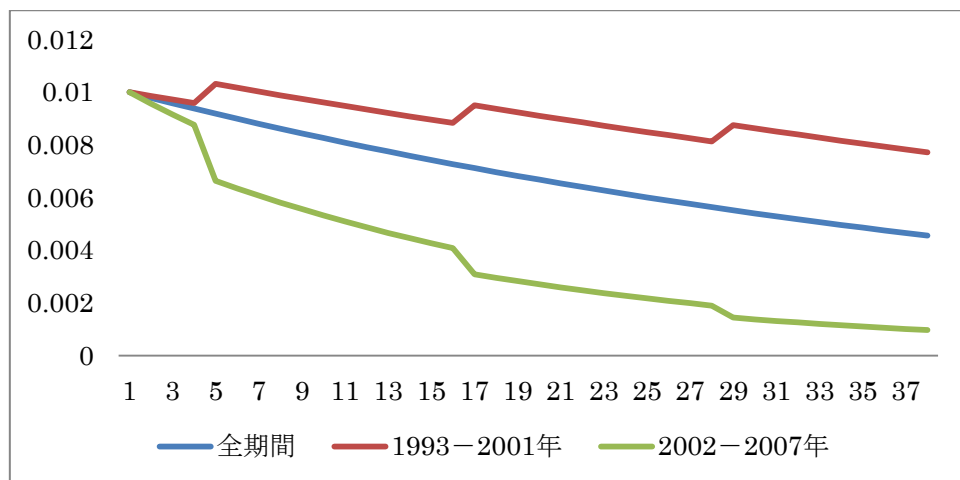


図 5 調整速度—規模計

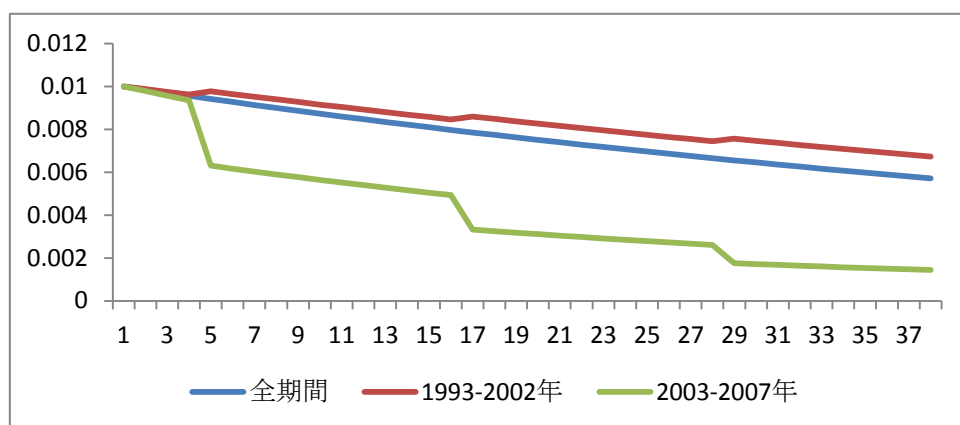


図 6 調整速度—大規模企業

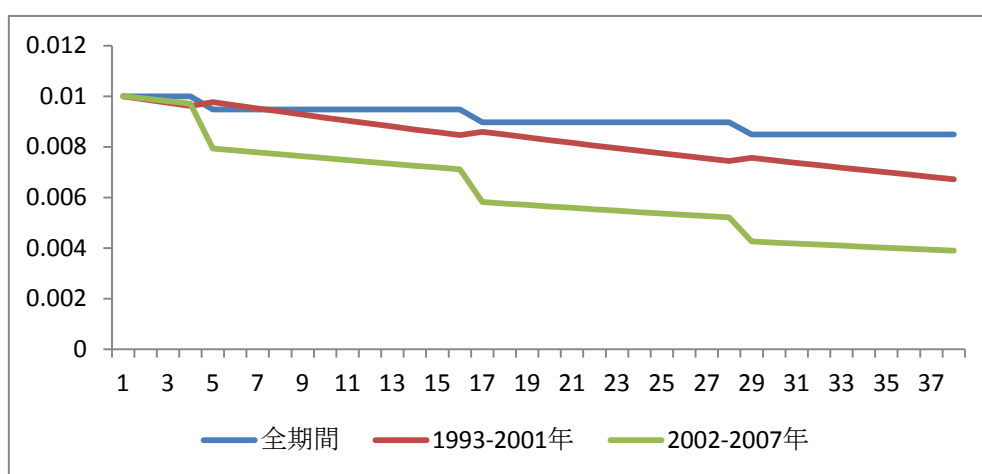


図 7 調整速度—中規模企業

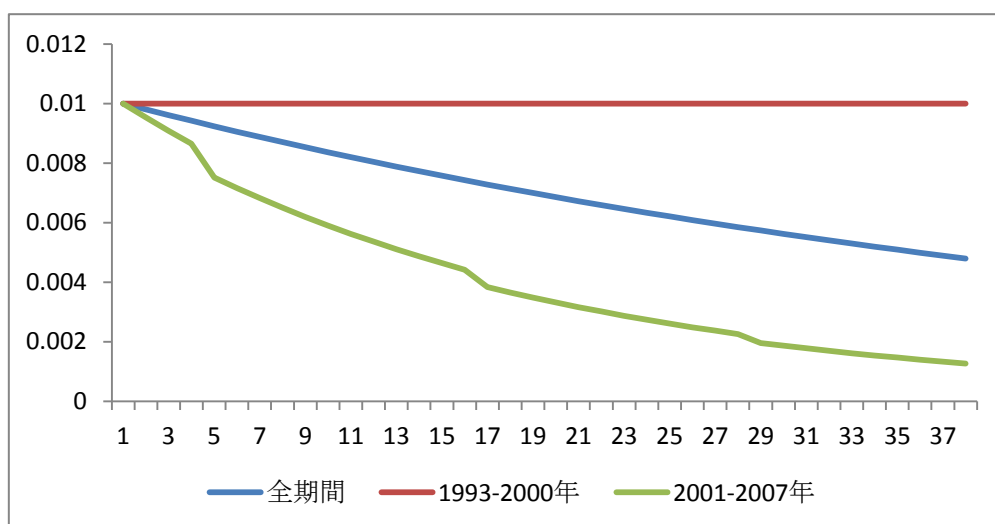


図 8 調整速度—小規模企業

4-3 入職と離職による調整

では、なぜ雇用調整の速度は上昇したのか。一つの仮説として、景気変動局面で調整に用いる手段が異なっている可能性が考えられる。雇用量の変化とは、入職（インフロー）と離職（アウトフロー）の合計である。したがって、雇用調整の手段として考えられる入職の抑制や離職の促進の程度が、景気循環の局面によって異なっている可能性もある。この点について、厚生労働省『雇用動向調査』の個票データを利用して企業の雇用創出・消失分析を行った太田他(2008)は、従業員数 1000 人以上の企業では 1993 年以降、雇用の消失率が創出率を上回り続けるも、消失率は 2002 年に大幅に減少したとしている。彼らは中規模企業でも雇用消失のピークは 2002 年であり、2003 年や 2004 年は低下しているという結果を得ており、景気循環側面で入職と離職による調整行動が異なっている可能性は高い。

そこで、雇用量変化を入職と離職に分解し、先と同様の分析を行う。具体的には以下の式を推定する。

$$\begin{aligned}\ln(1 + A_t) &= \alpha^A + \beta^A D_{April} + (\lambda_1^A + \lambda_2^A D_{April})(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) + u_t^A \\ \ln(1 + D_t) &= \alpha^D + \beta^D D_{April} + (\lambda_1^D + \lambda_2^D D_{April})(\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) + u_t^D\end{aligned}\tag{11}$$

なお、A は前月末の常用労働者に占める入職率、D は同じく離職率である。ここでも、構造変化の可能性を考慮し、期間を分割した分析を行う。期間の分割に関しては、雇用量変化に関する分析と同様の手法を用いた。その結果によれば、規模計では入職が 1995 年、離職が 2004 年、大規模企業では入職が 2002 年、離職が 1999 年、中規模企業では入職が 1997 年、離職が 2003 年、小規模企業では入職が 1997 年、離職が 2003 年に構造変化があると考えられる（AIC の推移は補論 A に示す。）。このことは、太田他（2008）で示されるように、1990 年代後半から 2000 年初頭にかけて変化があったことを示唆している。

(11)式に基づく、期間別の推定結果は表 3 に示されている。

表 3 推定結果-入職と離職

	入職			離職		
	係数推定値	t 値		係数推定値	t 値	
規模計	1993-1994			1993-2003		
定数項	0.009	28.840	***	0.013	91.644	***
λ	-0.007	-0.628		0.008	1.687	*
D_april	-0.084	-2.139	**	0.008	16.702	***
$\lambda \times D_april$	6.599	2.944	***	0.028	1.227	
	1995-2007			2004-2007		
定数項	0.010	72.359	***	0.011	46.526	***
λ	-0.012	-2.337	**	-0.019	-1.200	
D_april	0.024	50.481	***	0.009	8.594	***
$\lambda \times D_april$	-0.054	-2.171	**	-0.123	-0.585	
大規模企業	1993-2001			1993-1998		
定数項	0.006	32.551	***	0.010	50.222	***
λ	-0.005	-1.425		0.000	0.015	
D_april	0.026	38.813	***	0.009	13.524	***
$\lambda \times D_april$	0.026	1.878	*	-0.013	-1.009	
	2002-2007			1999-2007		
定数項	0.008	42.013	***	0.010	53.261	***
λ	-0.017	-2.565	**	0.015	3.257	***
D_april	0.026	39.647	***	0.010	15.499	***
$\lambda \times D_april$	-0.218	-8.001	***	0.026	1.313	
中規模企業	1993-1996			1993-2002		
定数項	0.009	32.559	***	0.013	73.440	***
λ	0.003	0.448		0.010	2.427	**
D_april	0.028	25.581	***	0.008	13.030	***
$\lambda \times D_april$	0.153	4.356	***	0.018	1.262	
	1997-2007			2003-2007		
定数項	0.010	64.178	***	0.012	49.091	***
λ	-0.002	-0.595		0.002	0.420	
D_april	0.025	47.035	***	0.010	11.174	***
$\lambda \times D_april$	-0.050	-4.421	***	0.072	3.295	***

表 3-推定結果 続き

小規模企業	1993－1996			1993－2002		
定数項	0.013	29.896	***	0.015	75.128	***
λ	-0.001	-0.056		0.002	0.452	
D_april	0.025	16.124	***	0.006	8.573	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.025	0.545		0.012	0.792	
	1997－2007			2003－2007		
定数項	0.013	58.600	***	0.013	50.507	***
λ	-0.015	-2.961	***	0.030	3.054	***
D_april	0.021	28.062	***	0.008	9.171	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.046	-2.433	**	0.081	1.397	

注) ***, **, *は 1%、5%、10%有意水準の棄却を表す。

なお、調整手段によって構造変化のタイミングが異なるため、採用と解雇の構造に関する組合せは 3 つの期間に分類される⁵。具体的には、規模計は 1993-1994 年、1995-2003 年、2004-2007 年、大規模企業は 1993-1998 年、1999-2001 年、2002-2007 年、中規模企業と小規模企業はそれぞれ 1993-1996 年、1997-2002 年、2003-2007 年である。推定結果の表 3 から調整の程度を読み取るのは難しい。そこで、雇用量変化の分析と同様に雇用過剰が 1 %あった場合、どのような調整を行うかを図 9 から図 19 に示す。

規模計では、1993-1994 年の間は全く調整が行われていない。4 月に雇用過剰と相反する採用行動を行っているため、雇用過剰は解消されず、増大する。1995-2003 年は、採用抑制と離職の促進を行うことで、スムーズに雇用過剰が解消される。2004-2007 年では、離職による調整は行われず、採用による調整が行われているとわかる。

大規模企業については、1993-1998 年の期間に、離職による調整は全く行われない。一方で入職は 4 月に雇用過剰感と逆の調整行動をとっている ($\lambda_2^A D_{\text{April}}$ が有意に正) ために、雇用過剰は解消されない。1999-2001 年では、雇用過剰に対して、離職が促進される。2002-2007 年では、入職、離職ともに調整されるようになる。2002 年以降は景気回復期であり、雇用過剰（過少）に応じて、採用行動や離職抑制行動が行われるようになったことを示す結果となっている。

中規模企業について、1993-1996 年の期間、入職行動については大企業と同様の傾向が確認される。雇用過剰に対して離職促進は行われるものの、入職による調整が行われていないため、合計(人数調整)をみるとほとんど調整されないように見える。1997 年以降は入職、離職ともに調整を行うようになった。但し、調整の程度は大企業と比較して遅い。

⁵ たとえば、大規模企業の場合、各調整手段の分割期間は、入職で 1993-2001 年、2002-2007 年、離職で 1993-1998 年、1999-2007 年である。各手段の組合せとして、1993-1998 年、1999-2001 年、2002-2007 年と分割されることになる。

小規模企業について、1993-1996 年の結果は入職、離職ともに λ の値が有意でなく、雇用過剰に対する調整は全く行われていない。1997 年以降は入職による調整が行われ始め、2003 年からは離職による調整も行われるようになった。

以上をまとめると、全ての企業規模について、1990 年代後半頃までは雇用過剰(過少)に対する採用行動が滞っている。特に企業規模が大きい程、本来の雇用過剰に対する調整と逆の動きをしている。先に図 1 から図 4 に示したように、この期間は雇用過剰の指標が低下傾向を示していることを考えると、雇用過剰が若干解消されつつあるにも関わらず、採用を手控えていることを表したものである。この期間はバブル崩壊後の長期不況下にあり、今後の景気の見通しの悪さが新規採用行動を控えさせた結果であると考えられる。対照的に、景気回復期である 2002 年以降は、全ての企業規模で入職および離職による調整が活発化している。

なお、本稿の推定結果によれば、従来の部分調整モデルで確認されてきた「企業規模が大きいほど雇用人員の調整速度は遅い」という結果は、全ての期間について支持されない。むしろ、景気回復期には大規模企業のほうが調整を行う。特に採用による調整の役割が大きい。大規模企業のほうが入職を柔軟に調整することが示されたのは、大規模企業では労働の超過供給に直面しており、企業は必要な分だけ採用を行うことができるものの、中・小規模企業では景気回復時には人材が大規模企業に流れてしまい、必要とする人材を確保することが難しくなることの表れと考えられる。

5 まとめと今後の課題

本稿では、部分調整モデルの限界生産性の仮定の妥当性を考慮し、必要な仮定であることが確認された。この仮定を明示的に考慮した分析を行ったところ、得られた結果は以下の点である

第 1 に、2000 年頃を境に人員ベースの雇用調整は早まった。

第 2 に、企業規模が大きい程、人員調整が遅いとは言えない。

第 3 に、1990 年代後半までは、雇用過剰が低下しても大規模企業と中規模企業では入職抑制を行い、小規模企業は入職による調整を全く行わない。

第 4 に、2002 年以降の景気回復期には全ての企業で入職、離職による調整が活発になる。特に大規模企業で顕著である。

ただし、構造変化については、今回は簡略化のため、AIC 基準により構造変化点を決定しており、検定を行っているわけではない。構造変化点及びその有無に関しては、今後、詳細に検証する余地が残されている。なお、本稿で取り上げられなかった点として、労働時間による調整がある。労働時間調整は雇用調整の中でも大きな役割を果たしていると考えられる。また、重要な点として、正社員以外の雇用形態で就業する労働者についての分析が挙げられる。近年ではパートタイム労働者等の非正規雇用の割合が増加し、基幹的な労

働者となっているケースも多く、より詳細な分析が必要である⁶。

⁶ 本稿では、分析対象を「常用労働者」とした。これは「一般労働者」と「パートタイム労働者」との合計の値である。ただし、補論Bに示すとおり、一般労働者に限定して分析した場合でも結果に大きな違いは見られなかった。

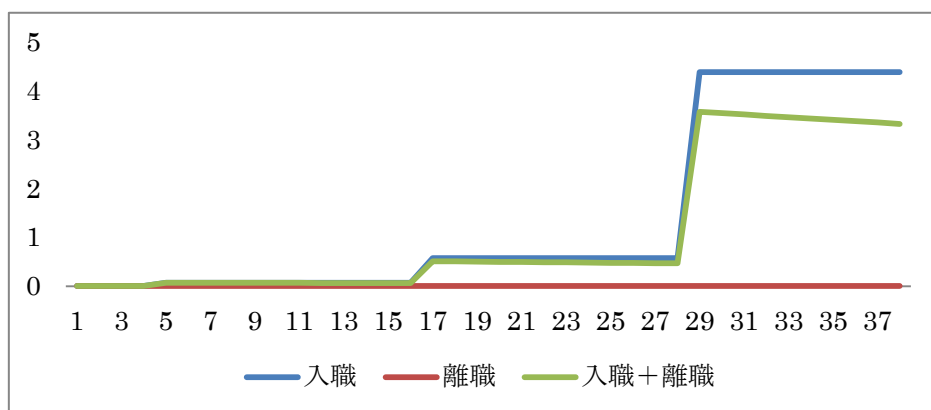


図 9 規模計 1993-1994 年

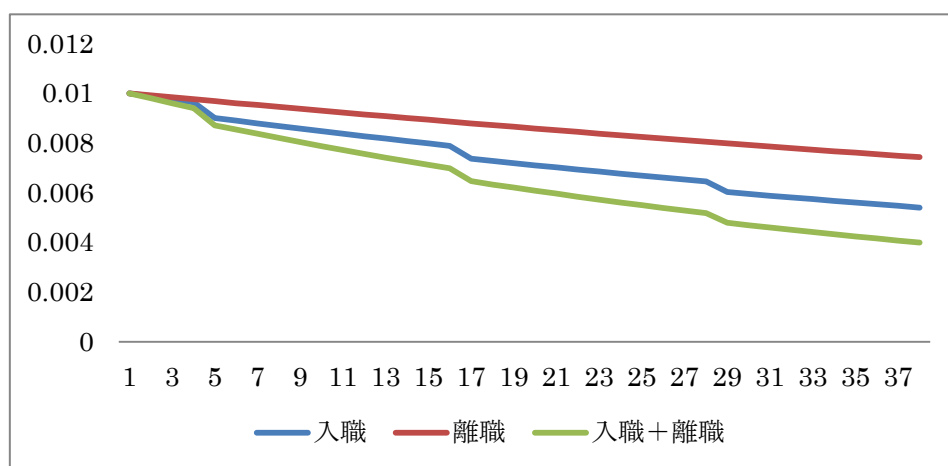


図 10 規模計 1995-2003 年

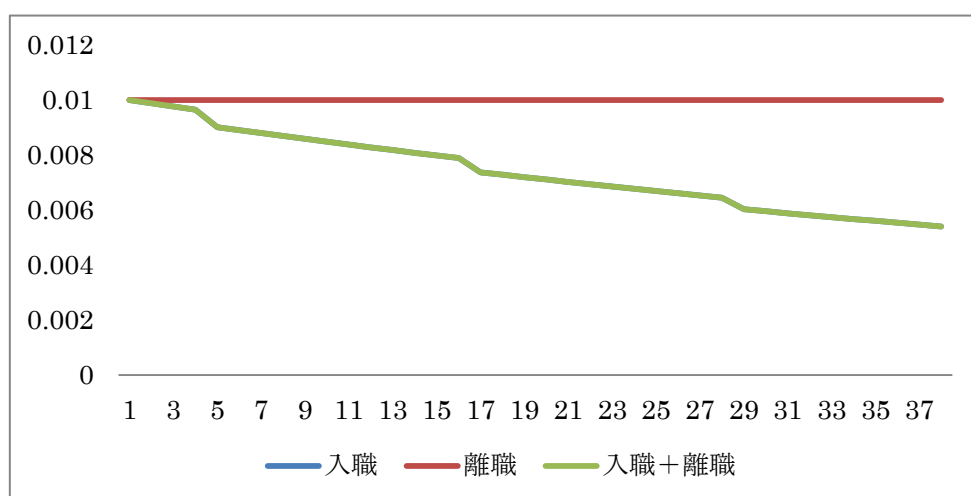


図 11 規模計 2004-2007 年

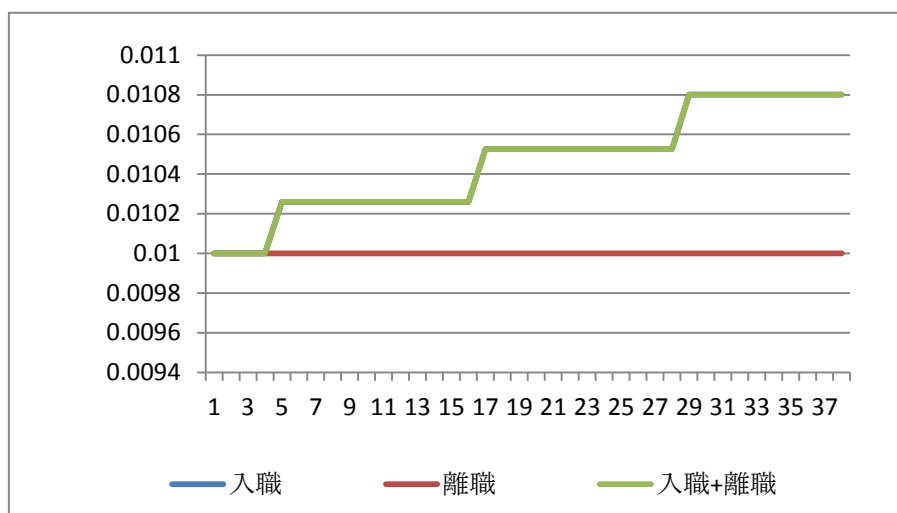


図 12 大規模企業 1993-1998 年

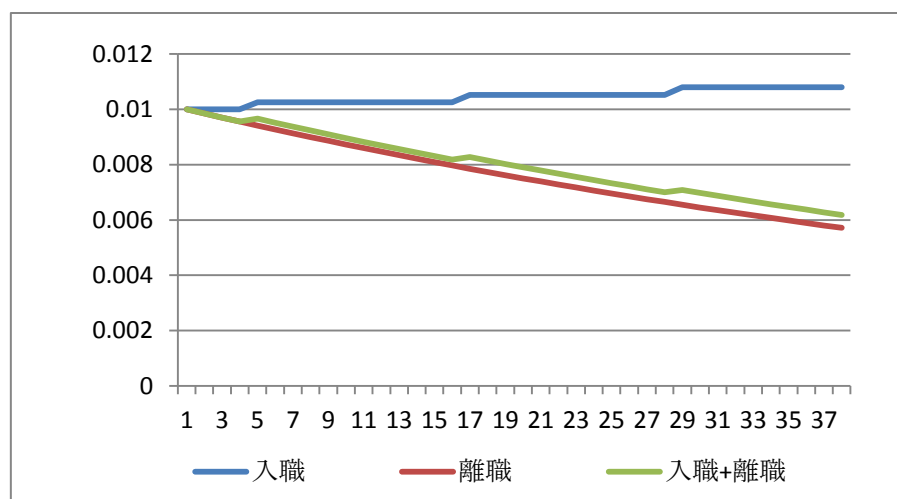


図 13 大規模企業 1999-2001 年

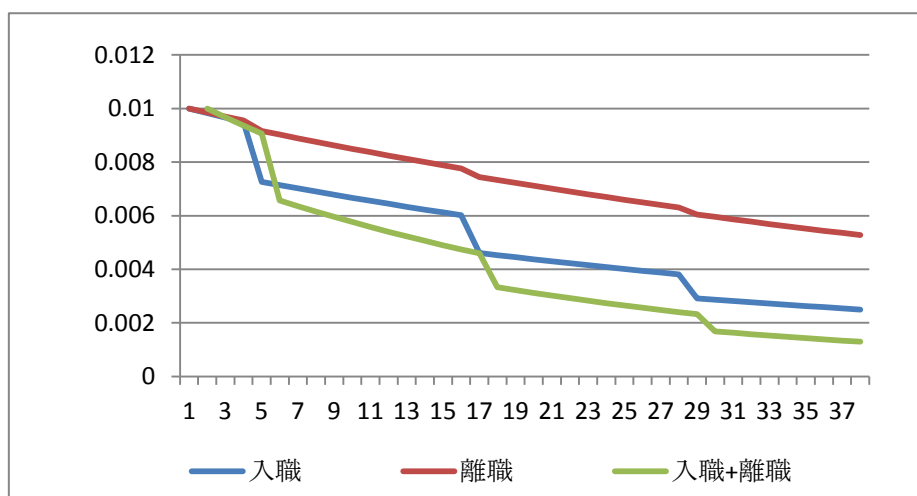


図 14 大規模企業 2002-2007 年

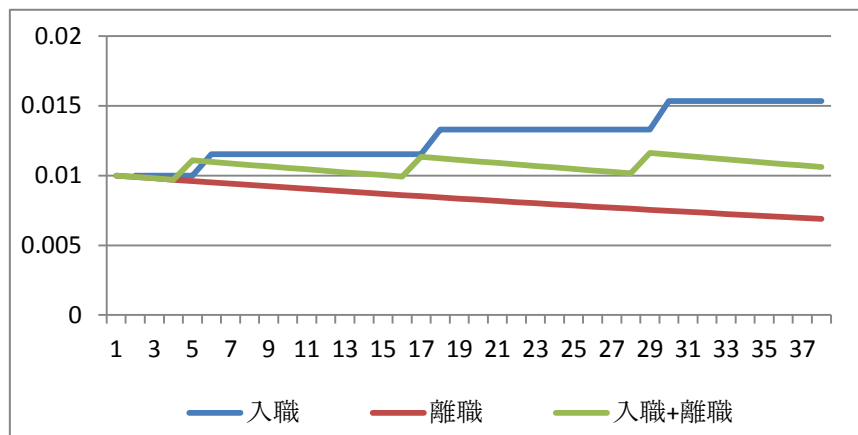


圖 15 中規模企業 1993-1996 年

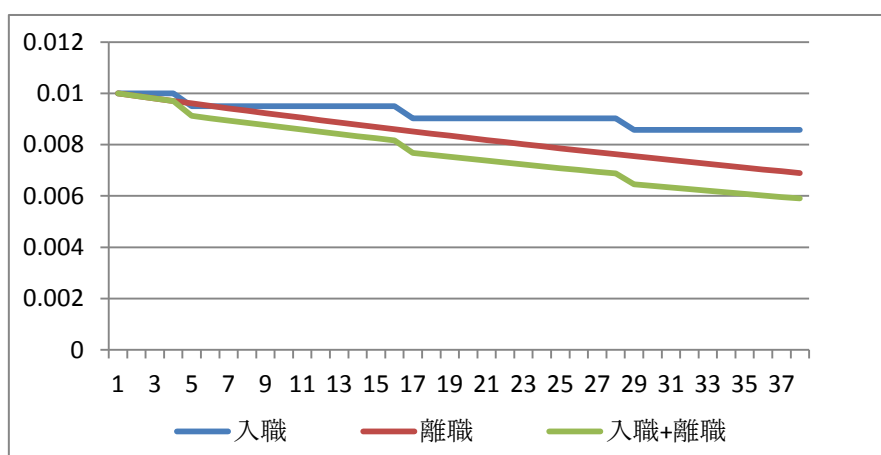


圖 2 中規模企業 1997-2002 年

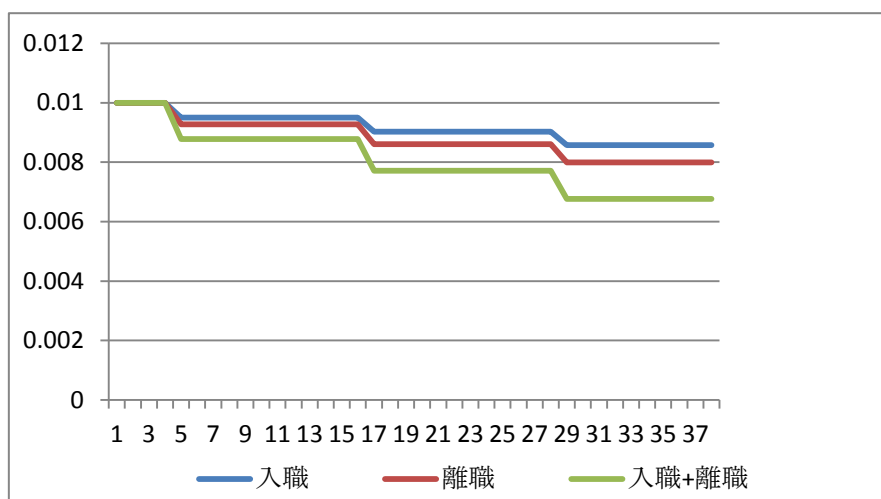


圖 37 中規模企業 2003-2007 年

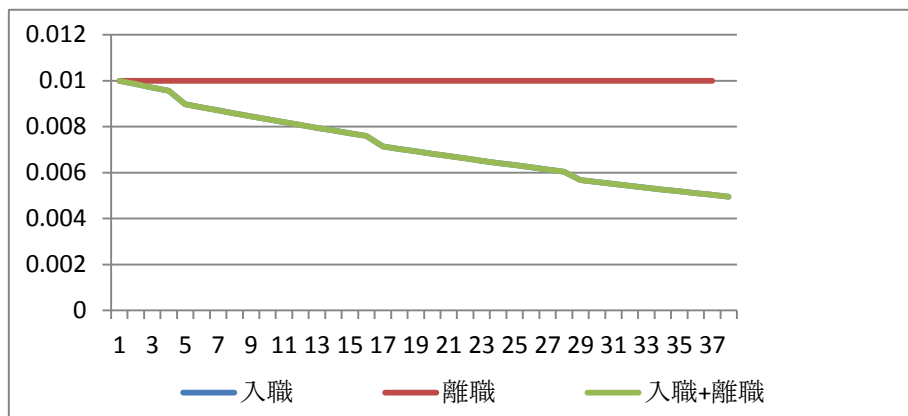


図 48 小規模企業 1997-2002 年

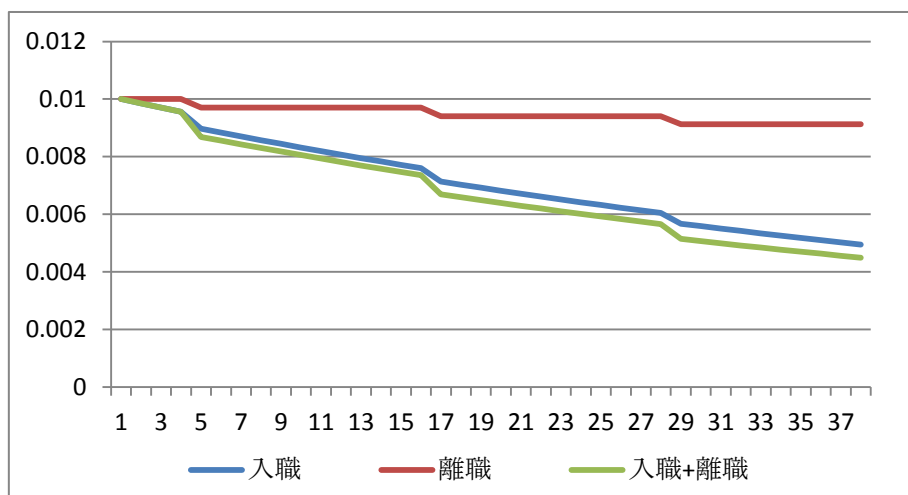


図 59 小規模企業 2003-2007 年

参考文献

Ariga, Ken and Ryo Kambayashi, (2010) “Employment and Wage Adjustments at Firms under Distress in Japan: An Analysis Based upon a Survey,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(2), pp.213-235.

Harmermesh,D.S., (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press.

Hildreth,Andrew K.G.and Fumio Ohtake, (1998),”Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs in Japan,” *Journal of Japanese and International Economies*,12(2), pp.131-150.

Oi,Walter Y.,(1962),”Labor as a Quisai-Fixed Factor,” *Journal of Political Economy*, vol.701, pp.538-555.

井出多加子(1993)、「ECMによる産業別雇用調整関数の計測-マクロ経済へのインプリケーション」、『日本経済研究』、vol.24、1-22 頁。

伊藤正一 (1990)、「繊維産業の雇用調整」、大阪府立大学『経済研究』35 号、97-121 頁。

小池和男(1983)、「解雇からみた現代日本の労使関係」、森口親司・青木昌彦・佐和隆光編『日本経済の構造分析』、創文社。

小池和男(2005)、『仕事の経済学』、東洋経済新報社。

太田聡一・玄田有史・照山博司(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No.08_J_4。

黒坂佳央(1988)、『マクロ経済学と日本の労働市場－供給サイドの分析』東洋経済新報社。

小牧義弘(1998)、「わが国企業の雇用調整における不連続性について」、『日本銀行調査月報』、11 月、45-74 頁。

篠塚英子・石原恵美子(1977)、「オイルショック以降の雇用調整-4 ヶ国比較と日本の規模間比較」、『日本経済研究』、No.6、39-52 頁。

駿河輝和(1997)、「日本企業の雇用調整-企業利益と解雇」、中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』、東京大学出版会、13-46 頁。

中田喜文(2007)、「日本企業の雇用調整行動は変化したのか」、同志社大学 ITEC ワーキングペーパー、07-06。

中田喜文・竹廣良司(2001)、「日本企業による雇用調整-労務費と売上高変動の持つ雇用調整への影響」、橘木俊詔・デービット・ワイズ編、『日米比較 企業行動と労働市場』、日本経済新聞社。

野田知彦(1998)、「労働組合と雇用調整-企業パネルデータによる分析」、『経済研究』、Vol.49、No.4、317-325 頁。

樋口美雄(2001)、『雇用と失業の経済学』、日本経済新聞社。

村松久良光(1983)、「日本の労働市場分析-“内部化した労働”の視点より」、白桃書房。

村松久良光(1986)、「解雇、企業利益と賃金-大手工作機械メーカー13 社に関して」『南山経済研究』、第 89 号、399-435 頁。

村松久良光(1995)、「日本の雇用調整-これまでの研究から」、猪木武徳・樋口美雄編『日

本の雇用システムと労働市場』、日本経済新聞社。

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』、No.536、110-122 頁。

補論 A. 構造変化点の決定-AIC の推移

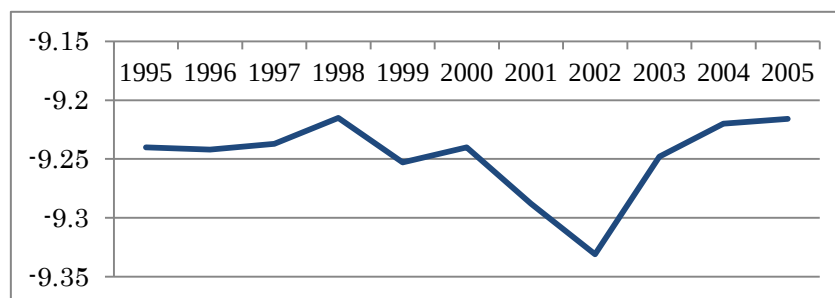


図 A-1 AIC の推移-規模計、雇用者数

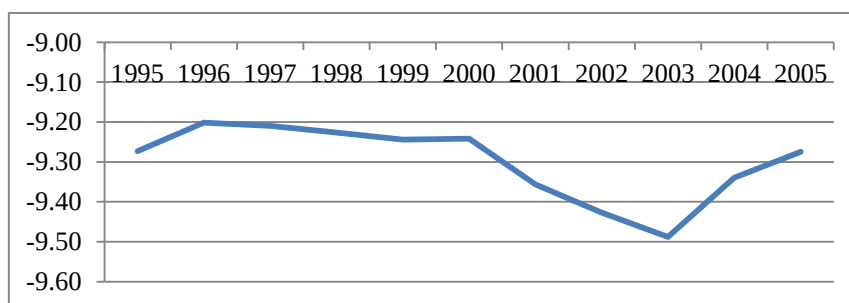


図 A-2 AIC の推移-大規模、雇用者数

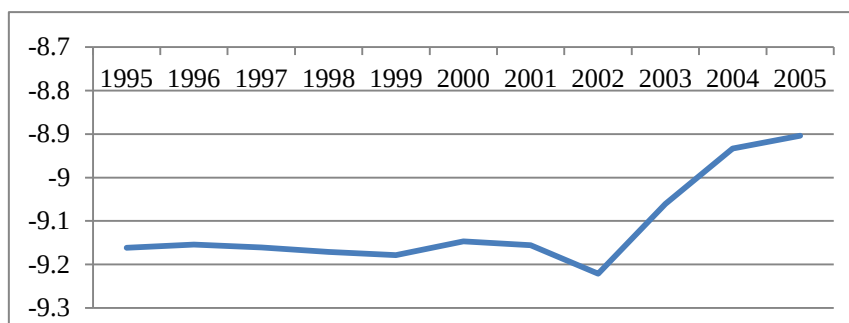


図 A-3 AIC の推移-中規模企業、雇用者数

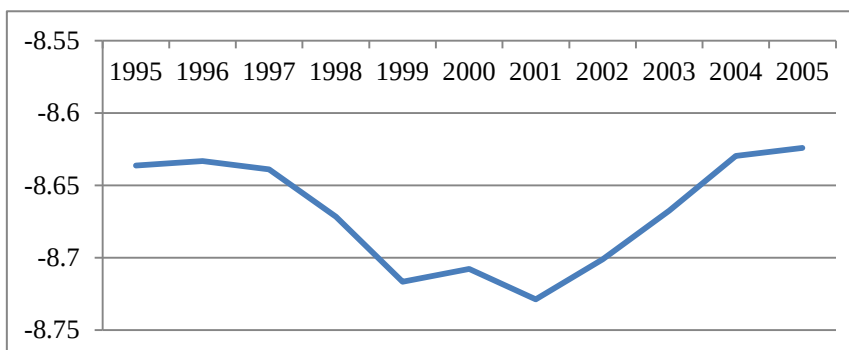


図 A-4 AIC の推移-小規模企業、雇用者数

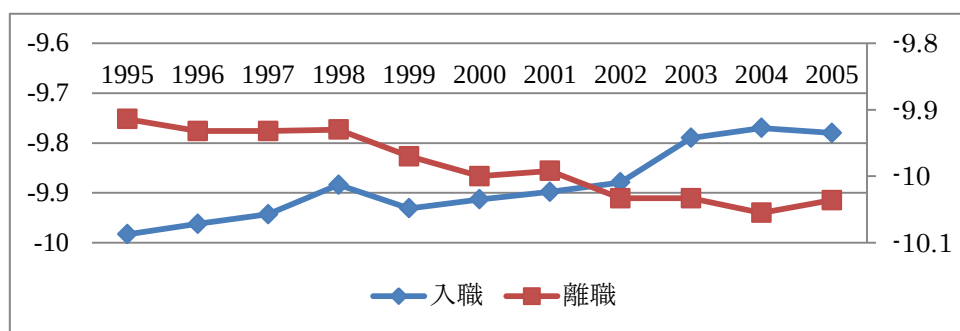


図 A-5 AIC の推移-規模計、入職、離職

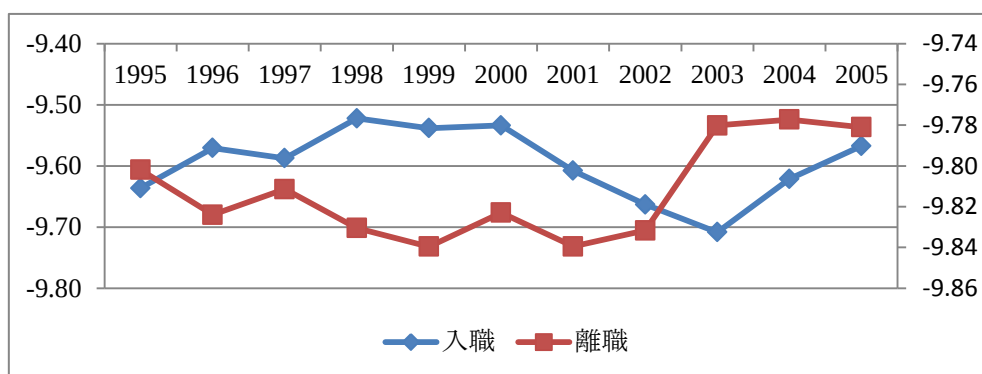


図 A-6 AIC の推移-大規模企業、入職、離職

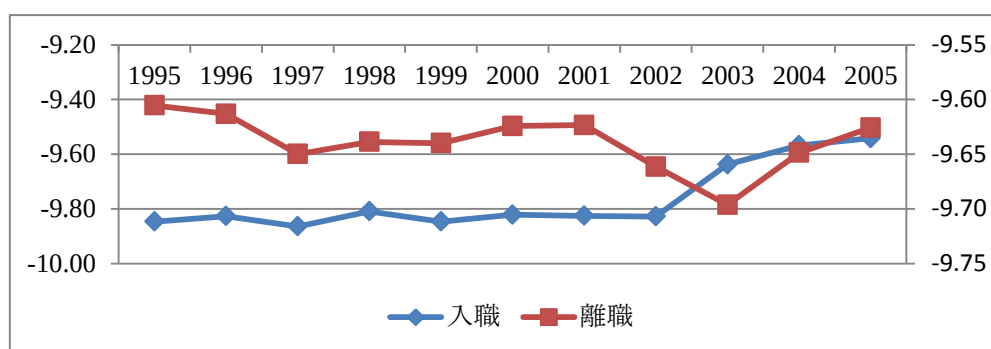


図 A-7 AIC の推移-中規模企業、入職、離職

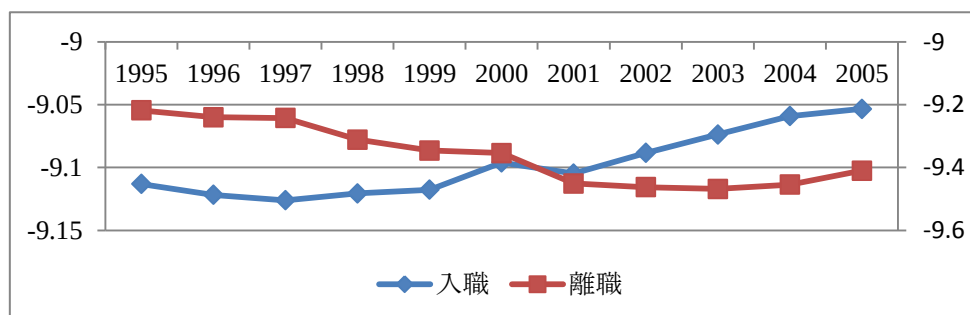


図 A-8 AIC の推移-小規模企業、入職、離職

注) 図 18 から図 20 の左軸は入職、右軸は離職である。

補論 B. 一般労働者に限った分析

表 B-1 推定結果-雇用量変化

	係数推定値	t 値	
大規模企業			
定数項	-0.003	-15.664	***
λ	-0.014	-3.055	***
D_april	0.017	23.235	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.003	0.179	
中規模企業			
定数項	-0.004	-17.409	***
λ	-0.008	-1.922	**
D_april	0.021	28.737	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.038	-2.702	***
小規模企業			
定数項	-0.003	-12.185	***
λ	-0.016	-2.585	**
D_april	0.018	24.194	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.058	-2.427	**

注) ***, **, *は 1%、5%、10%有意水準の棄却を表す。

表 B-2 推定結果-雇用量変化、期間別

	係数推定値	t 値	
大規模企業			
1993-2002			
定数項	-0.004	-18.738	***
λ	-0.012	-2.802	***
D_april	0.017	23.391	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.034	2.235	**
2003-2007			
定数項	-0.002	-7.949	***
λ	-0.029	-3.885	***
D_april	0.018	22.503	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.351	-9.703	***
中規模企業			
1993-1998			
定数項	-0.004	-15.005	***
λ	-0.010	-1.960	*
D_april	0.027	27.954	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.058	3.638	***
1999-2007			
定数項	-0.003	-15.265	***
λ	-0.011	-2.427	**
D_april	0.019	25.003	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.114	-6.861	***
小規模企業			
1993-2001			
定数項	-0.004	-15.156	***
λ	-0.021	-3.424	***
D_april	0.021	25.249	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.004	-0.199	
2001-2007			
定数項	-0.001	-3.834	***
λ	-0.021	-2.011	**
D_april	0.019	11.803	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.275	-3.861	***

注) ***, **, *は 1%、5%、10%有意水準の棄却を表す

表 B-3 推定結果-入職、離職

	入職			離職		
	係数推定値	t 値		係数推定値	t 値	
大規模企業	1993:01-2002:12			1993:01-1998:12		
定数項	0.006	28.477	***	0.009	46.105	***
λ	-0.004	-0.942		0.000	-0.006	
D_april	0.027	39.423	***	0.009	13.325	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.029	2.120	**	-0.012	-0.964	
	2003:01-2007:12			1999:01-2007:12		
定数項	0.007	36.189	***	0.009	49.885	***
λ	-0.015	-2.254	**	0.019	4.116	***
D_april	0.028	38.133	***	0.010	15.525	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.249	-7.690	***	0.020	1.018	
中規模企業	1993:01-1996:12			1993:01-2002:12		
定数項	0.006	25.818	***	0.011	69.441	***
λ	0.007	1.185		0.011	3.717	***
D_april	0.031	33.401	***	0.008	14.208	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.133	5.770	***	0.013	1.300	
	1997:01-2007:12			2003:01-2007:12		
定数項	0.007	48.570	***	0.010	38.132	***
λ	-0.002	-0.592		0.002	0.287	
D_april	0.028	55.230	***	0.009	10.294	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.041	-4.512	***	0.064	3.360	***
小規模企業	1993:01-1996:12			1993:01-2002:12		
定数項	0.009	37.041	***	0.013	100.565	***
λ	0.008	0.929		0.001	0.144	
D_april	0.028	40.015	***	0.006	10.882	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	0.017	0.472		0.013	1.197	
	1997:01-2007:12			2003:01-2007:12		
定数項	0.009	53.826	***	0.011	45.231	***
λ	-0.018	-3.876	***	0.006	0.956	
D_april	0.023	59.151	***	0.007	11.525	***
$\lambda \times D_{\text{april}}$	-0.057	-5.757	***	0.094	2.669	***

注) ***, **, *は 1%、5%、10%有意水準の棄却を表す。