



## 成果主義の導入と若年離職率

小葉, 武史

---

**(Citation)**

神戸大学経済学研究科 Discussion Paper, 719

**(Issue Date)**

2007

**(Resource Type)**

technical report

**(Version)**

Version of Record

**(URL)**

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81000016>



# 成果主義の導入と若年離職率

小葉 武史\*  
(神戸大学)

## 概要

近年、就職難であるにも関わらず、若年離職率が高止まりしていることが問題となっている。本稿は、この問題の原因に関する以下の二つの仮説について理論と実証の両面から検討する。第一の仮説は、過去の有効求人倍率が低い時点で入職した労働者は仕事とのマッチングが悪く、彼らが離職することで離職率が高まるというものであり、第二の仮説は、成果主義の導入や昇進制度の変化によって、若年労働者の期待賃金が低下することで離職率が高まるというものである。就業上のサーチモデルを用いた理論分析と比例ハザードモデルを用いた実証分析からは、第一の仮説に整合的な結果を得た。このことから、近年のわが国における高い若年離職率の原因は、過去の長期不況の間に、不本意な形で就業した若者が大量にプールされていて、彼らが離職と再就職を繰り返していることが原因であると考えられる。

## 1 はじめに

近年、若年労働者の高い離職率が問題となっている。雇用保険被保険者記録によれば、新卒で就業した者のうち、中卒の7割、高卒の5割、大卒の3割が入社後3年以内に離職している(図1)。いわゆる「七五三問題」と呼ばれる若年労働者の高い離職率の問題である。図1からもわかるように、もともと若年世代は離職する傾向が高く、最近になって急に離職率が高まったわけではないが、内閣府(2003)では「景気が低迷し就職難であるにもかかわらず、新卒の正社員の離職率は下がり、特に95年以降高水準で推移している」ことが問題であるとしている。就職難であるにもかかわらず離職すれば、待遇の良い再就職先を見つけることが困難である<sup>1</sup>。しかし、そのような状況下でも若年労働者の離職率が高止まりし、転職率は上昇してさえいる(図2)。若年労働者は、就職難にもかかわらず、なぜ離職してしまうのか。この問いに理論と実証の両面から答えることが本稿の目的である。

若年労働者の高い離職率は、次の2つの点で、わが国の経済にとって重要な問題である。第一に、わが国の将来を担う若年世代の一部が、適切な職業訓練を受けることができないままに放置されることは、わが国にとって重大な損失である(三谷, 2001)。第二に、定職につかないために結婚できない若者が増えることで、少子化を加速させるおそれがある(酒井・樋口, 2005)。労働力人口の構成が歪み、社会保障等のシステムに支障をきたすことが予想される。

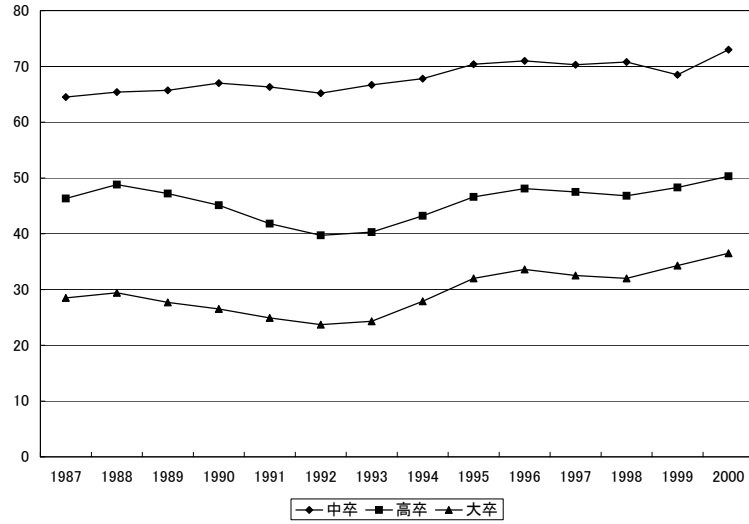
若年労働者の高い離職率の原因について、既存研究における議論を参考とし、本稿では以下の2点について検討する。

第一は、Bowlus(1995)や太田(1999)が示唆した、過去の労働市場の需給状況が現在の離職率に影響するという経路である。過去の有効求人倍率が低いことは、多数の労働者が「適正の低い仕事」(マッチングが良くない仕事)に就いていることを意味しており、このことは現在の離職率

\*神戸市灘区六甲台町 2-1, E-mail: koba@econ.kobe-u.ac.jp

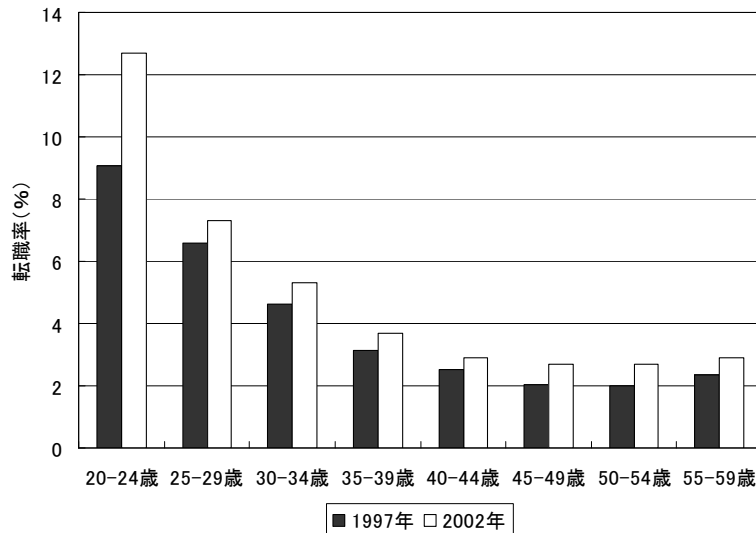
<sup>1</sup>このため離職率は景気に対して一般には順循環する。米国では Davis, Haltiwanger and Scott(1996)が、英国では McCormic(1988), Burgess and Nickell(1990)がデータに基づいて、離職率の景気との順循環を指摘している。

図 1: 入社後 3 年以内の離職率



出自：厚生労働省「雇用保険被保険者記録」

図 2: 年齢階級別転職率（男性）



出自：総務省「就業構造基本調査」 転職率とは 1 年前の勤め先と現在の勤め先が異なる者（転職者）の 1 年前の有業者に占める割合。

を増加させる。現在の低い有効求人倍率は、現在の離職率を低めるが、過去の低い有効求人倍率は、逆に現在の離職率を高める。就職難が長期化している状況下では後者がより重要となる。太田はBurdett (1978) や Mortensen (1978) によって開発された「就業上のサーチモデル (On the Job Search Model)」を用いて、上述したような実証可能な仮説を導き、雇用動向調査のデータを用いてその成立を確認している。ところで、太田のモデルはBurdett のアイデアを巧妙に反映させながらも「極度に簡略化された」モデルとなっている。本稿では、より最近の研究成果を反映させたモデルを用いることで、太田が議論したメカニズムの理論的背景をより詳細に明らかにするとともに、就業上のサーチモデルから得ることができるその他の仮説についても検討する。

若年労働者の離職率を高めたとされる第二の要因は、賃金制度や昇進制度の変化である。城 (2006) は、高い若年離職率の原因を、従来の年功序列賃金制度を一部で維持したままでの成果主義賃金制度の導入に求めている。経済産業省 (2006) では、わが国における成果主義賃金制度導入の背景には「コスト削減圧力への対応」という性格があったとされており、成果主義賃金制度の導入は、賃金費用が高い中高年労働者をターゲットとした単なる賃金の引き下げであった可能性がある。このことが若年労働者の将来の期待賃金を低下させ、離職を促進したと考えられる。ただし、将来に希望を失うことが直ちに離職または転職につながるかどうかは疑問である。成果主義賃金制度の導入がわが国の大部分の企業で生じた変化であるとするならば、転職し再就職して新しい会社に入ることができたとしても前の会社と同じである。今の会社に希望がもてないからといって、わざわざ離職するとは限らない。2001年の就労条件総合調査によれば、個人の業績を賃金に反映させる、いわゆる成果主義賃金を採用している企業の割合は65%に達しており、さらに今後3年以内に格差を拡大させる方向での賃金制度の変更を予定する企業は全体の51.2%にのぼる。成果主義賃金制度を導入する企業の割合は急速に拡大しており、転職しても前の会社と同じ状況になる可能性が高い。

本稿は、既存研究の成果を踏まえ、既存研究で議論された諸要因が離職率にどのように影響するのかを理論的・実証的に検討する。理論面からは、特に上述の二つの要因、すなわち、過去の有効求人倍率の変化と賃金制度の変化の両方を含む理論モデルを構築し、諸要因が離職率に影響するメカニズムを議論する。また実証面からは、離職率を被説明変数とし、諸要因を説明変数とする回帰分析を行うことにより、それぞれの要因が離職率にどの程度の影響を与えているかを明らかにする。

## 2 就業上のサーチモデル

離職率を検討するためには、就業状態から失業状態への移行だけでなく、就業状態から就業状態への移行、すなわち、転職行動についての分析が必要である。就業しながらも、より良い職業を求めてサーチ活動を行う労働者の行動を分析するモデルとして「就業上のサーチモデル (On the Job Search Model)」がある。本節では主としてChristensen, Lentz, Mortensen and Werwatz (2005) に依拠しながら、諸要因が離職率に影響するメカニズムを明らかにし、就業上のサーチモデルから得られる予想を整理する。

労働市場には多数の企業と労働者が存在する。企業は外生的な分布関数  $F(w)$  に従う賃金  $w$  を提示し、労働者は賃金  $w$  を受けて、その企業で働くかどうかを決定する。ここでの労働者は事前には同質的であり、職について初めて生産性を発揮する。従って  $F(w)$  は任意の労働者と結合することで生産性を発揮し、その対価として賃金  $w$  が支払われるような仕事または空席の分布である。労働者が賃金の提示を受ける回数は、労働者が失業しているか就業しているかにかかわらず、生起率  $\lambda$  のポワソン分布に従う。失業中の労働者は、失業時利得  $b$  を受け取る。また、就業中の労働者は外生的解雇率  $\delta$  で解雇される。この設定の下で失業時の価値を  $V$ 、賃金  $w$  で就業時の価値を

$W(w)$  とすれば、これらは次のように書ける。

$$rV = b + \lambda \int_0^{\infty} \max\{W(x) - V, 0\} dF(x) \quad (1)$$

$$rW(w) = w + \lambda \int_0^{\infty} \max\{W(x) - W(w), 0\} dF(x) + \delta(V - W(w)) \quad (2)$$

## 2.1 価値関数の変形

留保賃金  $R$  を次のように定義する。

$$W(R) = V$$

留保賃金  $R$  とは、その賃金で就職することと、失業することが無差別になる賃金である。留保賃金  $R$  を用いて、(1) を変形する。

$$\begin{aligned} rV &= b + \lambda \underbrace{\int_R^{\infty} \{W(x) - V\} dF(x)}_{(*)} \\ (*) &= \int_R^{\infty} W(x) f(x) dx - V \underbrace{[F(\infty) - F(R)]}_{=1} \\ &= \underbrace{\int_R^{\infty} W(x) f(x) dx}_{(**)} - V(1 - F(R)) \end{aligned}$$

(\*\*) に部分積分を適用する。

$$[W(x)(1 - F(x))] = W'(x)(1 - F(x)) - W(x)f(x)$$

であるから、

$$(**) = \int_R^{\infty} W'(x)(1 - F(x)) dx - [W(\infty) \underbrace{(1 - F(\infty))}_{=0} - \underbrace{W(R)(1 - F(R))}_{=V}]$$

以上より、

$$rV = b + \lambda \int_R^{\infty} W'(x)(1 - F(x)) dx \quad (3)$$

同様に

$$rW(w) = w + \lambda \int_w^{\infty} W'(x)(1 - F(x)) dx + \delta(V - W(w)) \quad (4)$$

(4) より、

$$rW'(w) = 1 - \lambda W(w)(1 - F(w)) - \delta W'(w)$$

であるから、

$$W'(x) = \frac{1}{r + \delta + \lambda(1 - F(x))}$$

である．よって (3) と (4) は次のように書き換えられる．

$$rV = b + \lambda \int_R^\infty \frac{1 - F(x)}{r + \delta + \lambda(1 - F(x))} dx \quad (5)$$

$$rW(w) = w + \lambda \int_w^\infty \frac{1 - F(x)}{r + \delta + \lambda(1 - F(x))} dx + \delta(V - W(w)) \quad (6)$$

ここで (6) を  $w = R$  で評価することにより， $R = b$  を示すことができる．このモデルにおける留保賃金は失業時利得に等しい<sup>2</sup>．

## 2.2 失業率

失業状態と就業状態の間の移行を考える．失業率を  $u$  とすると両者の間の移行確率は次のようである．

$$\begin{cases} \text{失業} & \text{就業} & \lambda(1 - F(b))u \\ \text{就業} & \text{失業} & \delta(1 - u) \end{cases}$$

定常状態において，これらの移行確率が等しいことから，

$$u = \frac{\delta}{\delta + \lambda(1 - F(b))}$$

を得る． $u_\delta > 0, u_\lambda < 0, u_b > 0$  を示すことができる．また提示される賃金の分布  $F$  が第一確率優位の方向にシフトした場合，失業率  $u$  は低下する．

以上より，失業率  $u$  について，以下のことがわかる．

- 賃金オファアの到達率  $\lambda$  が増加すると，失業率  $u$  は減少する．
- 企業によって提示される賃金の分布  $F$  が第一確率優位の方向にシフトすると，失業率  $u$  は低下する．
- 失業時利得  $b$  が増加すると，失業率  $u$  は増加する．
- 外生的解雇確率  $\delta$  が増加すると，失業率  $u$  は増加する．

これらのことは，すでに Mortensen and Pissarides (1994) らによって整理された基本的なサーチモデルの枠組みでも議論されていることであり特に新しい点はない．本稿で強調したいのは，失業率ではなく，次に議論する離職率である．

## 2.3 一企業あたりの離職率

このモデルの労働者は，就業時にもサーチ活動を行っているので，離職する労働者は，就業状態から失業状態に移行する労働者と，現在就業している企業から他企業に移動する労働者の合計となる．賃金が  $w$  である企業における離職率  $d(w)$  は次のように書ける．

$$d(w) = \delta + \lambda(1 - F(w))$$

第一項は外生的解雇率である．第二項は他企業から  $w$  を超える賃金を提示されて，移動する労働者を表す．一企業あたりの離職率を表す  $d(w)$  について，以下のことがわかる．

<sup>2</sup>失業時と就業時で賃金のオファアを受ける確率  $\lambda$  が変わらないことから，この性質が生じている．

- 賃金オファーの到達率  $\lambda$  が増加すると、一企業あたりの離職率  $d(w)$  は増加する。これは他企業からより高い賃金を提示されて移動する可能性が高まることによる。
- 賃金  $w$  が高い企業ほど一企業あたりの離職率  $d(w)$  は低い。これはこの賃金以上のオファーを行う企業が少ないことによる。
- 企業によって提示される賃金の分布  $F$  が第一確率優位の方向にシフトすると、一企業あたりの離職率  $d(w)$  は増加する。これも他企業からより高い賃金を提示されて移動する可能性が高まることによる。
- 外生的解雇率  $\delta$  が増加すると、一企業あたりの離職率  $d(w)$  は増加する。

賃金オファーの到達率  $\lambda$  を有効求人倍率に対応するものと考えれば、 $\lambda$  が低いときには一企業からの離職率  $d(w)$  は低い。これは他企業からの賃金オファーの回数が少ないために、よりよい再就職先を見つけることができないからである。「就職難にも関わらずなぜ離職するのか」という直感的な疑問はここに起因している。しかし、 $d(w)$  は一企業からの離職率であって、データに表れているような経済全体の離職率ではないことに注意しなければならない。経済全体の離職率は  $d(w)$  を  $w$  について集計したものであるが、集計するとき用いる賃金分布が  $\lambda$  の変化によって影響を受けることを考慮しなければならない。

## 2.4 経済全体の離職率

経済全体の離職率  $d$  は、一企業あたりの離職率  $d(w)$  を集計したものである。

$$d = \int_0^{\infty} \{\delta + \lambda(1 - F(x))\} dG(x)$$

ここで  $G$  は実際に観察される賃金分布である。企業がオファーする賃金は分布関数  $F$  に従うが、この賃金は労働者にリジェクトされる場合があるので、 $F$  と  $G$  は一致しないことに注意が必要である。

$F$  と  $G$  の関係を調べるため、区間  $[b, w]$  への流入流出を考える。

$$\begin{cases} \text{流入} & \lambda\{F(w) - F(b)\}u \\ \text{流出} & \{\delta + \lambda(1 - F(w))\}\{G(w) - \underbrace{G(b)}_{=0}\}(1 - u) \end{cases}$$

定常状態において、これらの移行確率が等しいことから、

$$G(w) = \frac{u \lambda\{F(w) - F(b)\}}{1 - u \delta + \lambda(1 - F(w))}$$

すでに求めた失業率  $u$  を代入することで、 $F$  と  $G$  の関係を得る。

$$G(w) = \frac{\delta\{F(w) - F(b)\}}{(1 - F(b))\{\delta + \lambda(1 - F(w))\}}$$

実際に観察される賃金分布  $G$  について、 $G_\delta > 0, G_\lambda < 0, G_b < 0$  を示すことができる。また  $G(w) - F(w) < 0$  を示すことができ、 $G(w)$  は  $F(w)$  に対して第一確率優位である。よって  $F$  が第一確率優位の方向にシフトした場合  $G$  も第一確率優位の方向にシフトする。

- 賃金オファーの到達率  $\lambda$  が増加すると、実際に観察される賃金分布  $G$  は高賃金側へとシフトする。企業が提示する賃金の分布  $F$  が変化していないにもかかわらず、実際に観察される賃金分布  $G$  は高賃金側へとシフトしている。これは多くの賃金オファーを受けた労働者がより高い賃金を選択して就業するためである。
- 失業時利得  $b$  が増加すると、実際に観察される賃金分布  $G$  は高賃金側へとシフトする。これは留保賃金  $R = b$  が上昇することによる。
- 外生的解雇率  $\delta$  が増加すると、実際に観察される賃金分布  $G$  は低賃金側へとシフトする。これはしばしば失業状態に追い込まれる労働者が低い賃金で就業するからである。
- 企業によって提示される賃金の分布  $F$  が第一確率優位の方向にシフトすると、実際に観察される賃金分布  $G$  も第一確率優位の方向にシフトする。

## 2.5 長期不況下における離職率の高止まり

本稿の目的の一つは、就職難であるにもかかわらず、離職率が高止まりすることを示すことにある。就職難を賃金オファーの到達率  $\lambda$  が低い状況と考えると、このとき、失業率  $u$  は高く、一企業あたりの離職率  $d(w)$  は低い。一企業あたりの離職率が低いのは、他企業からの賃金のオファーが少ないために、離職してもよりよい職にありつける可能性が低いことによる。求人が少なく失業率が高い状況の下で、なぜ離職するのか、という直感的な疑問はここから生じている。確かに就職難の時には「一企業あたりの」離職率は低い。しかし、経済全体の賃金分布  $G$  が変化することに注意しなければならない。到達率  $\lambda$  の低下は経済全体の賃金分布を低賃金側へとシフトさせる。低賃金の企業ほど、そこで働く労働者の離職率が高いことから、この効果は経済全体の離職率  $d$  を高める方向に作用する。この結果は、観察された事実と矛盾しない。求人が少ない状況の下でなぜ離職するのかという問いに対するこのモデルの答えは、就職難の下では低賃金でやむなく就労している労働者が多数存在し、彼らの離職率が高いから、ということになる。

サーチモデルの分析によって得られる重要な知見の一つは、このように離職率の分析を行うときには、ある一企業に勤める労働者の行動を分析するだけでは不十分であり、経済全体の賃金分布が変化することを通じた効果も考慮しなければならないということである。また賃金分布が変化することによる効果は、定常状態における賃金分布を検討することによって得られたことからわかるように、労働市場が不完全で調整に時間を要する場合には、その効果が顕在化するまでに時間がかかると考えられる。したがって、就職難等の考慮しているショックが長期的なものであればあるほど、賃金分布の変化を通じた影響が重要となる。

この結果は、太田 (1999) で紹介されている、現在の有効求人倍率は現在の離職率に正の影響を与えるが、過去の有効求人倍率は現在の離職率に負の影響を与えるという結果と整合的である。また、本稿のモデルは太田のモデルよりも複雑である分、他にもいくつかの示唆を得ることができる。特に城 (2006) 仮説との関連で、期待賃金の低下が離職率に与える影響も同時に議論することができる。

## 2.6 成果主義の導入と離職率

賃金制度の変化について、成果主義賃金制度の導入が、中高年労働者をターゲットとした単なる賃金の引下げであったとして、その効果は、このモデルにおいて現在働いている企業で  $w$  が低下



した場合と考えることができる（賃金  $w$  を提示した企業に就職すると毎期  $w$  がもらえる設定である）。このとき、この企業からの離職率  $d(w)$  は増加する。城仮説はこの点を強調したものである。

しかし、成果主義賃金制度の導入がわが国の大多数の企業で生じた変化であるとするならば、この変化は、企業によって提示される賃金の分布  $F$  が低賃金側にシフトした場合と考えなければならない。このとき、一企業あたりの離職率は減少する。これは他の企業から良いオファーが得られないことによる。一方、経済全体の賃金分布が低賃金側にシフトすることを通じた効果が、離職率を高める方向に作用する。この二つの効果が逆方向に働くため、 $F$  が低賃金側にシフトした場合の経済全体の離職率の変化の方向は不明である。労働者は今現在、低賃金で雇用されているために、転職したいと考えているのだが、他の企業からも高賃金のオファーを得ることができないため、転職したくてもできない状況にある。自企業だけでなく他企業の賃金も低下している場合、労働者が転職するかどうかはわからない。

## 2.7 失業時利得・解雇率と離職率

モデル内のその他の外生変数についても比較静学の結果をまとめておこう。

失業時利得  $b$  が増加すると、失業率は上昇するが、経済全体の賃金分布が高賃金側にシフトすることを通じて経済全体の離職率は低下する。このモデルでは失業時利得の増加は留保賃金の増加と同義であり、高い留保賃金の下では、さらに高い賃金がオファーされないと就職しない、従って就職していることを前提とするならば、それは比較的高賃金の職業であり、その企業からの離職率は低くなる。親との同居や稼得能力の高い配偶者の存在が、失業時利得を高めるとするならば、このことは離職率を低下させる。ただし、親との同居や稼得能力の高い配偶者の存在が、転職をサポートしている可能性も考えることができる。この場合にはモデルの  $\lambda$  が変化することになり、有効求人倍率の上昇と同様に、少なくとも短期的には転職率を上昇させる可能性もある。

経済全体に不安定な職業が多く、外生的解雇率  $\delta$  が大きい場合を考える。このとき失業率が上昇し、一企業あたりの解雇率も上昇する。これは自明な結果である。一方で、経済全体の賃金分布が低賃金側にシフトすることを通じて、経済全体の離職率はさらに上昇する。解雇され、しばしば失業状態に追い込まれる労働者が低賃金で雇用されており、彼らがすぐに離職してしまうためである。不安定な職業に就いた場合、そのとき解雇によって離職しやすいだけでなく、解雇され失業状態に陥った労働者が低賃金の職に就きやすいことから、再びよりよい職を求めて転職のために離職を繰り返す、Job Ladder と呼ばれる行動をとる。

以上の議論をまとめると、サーチモデルが予想する、個々の要因が離職率に与える影響は次の表 1 のようになる。

表 1: 離職率の比較定常状態分析

	失業率	(経済全体の)離職率		
		一企業あたり離職率 $d(w)$ の変化を通じた効果	賃金分布 $G$ の変化を通じた効果	総合
求人状況の悪化 ( $\lambda \downarrow$ )	↑	↓	↑	?
賃金分布の低賃金側へのシフト ( $F \uparrow$ )	↑	↓	↑	?
親や配偶者からの経済援助 ( $b \uparrow$ )	↑	変化なし	↓	↓
不安定な雇用形態の増加 ( $\delta \uparrow$ )	↑	↑	↑	↑

### 3 実証分析

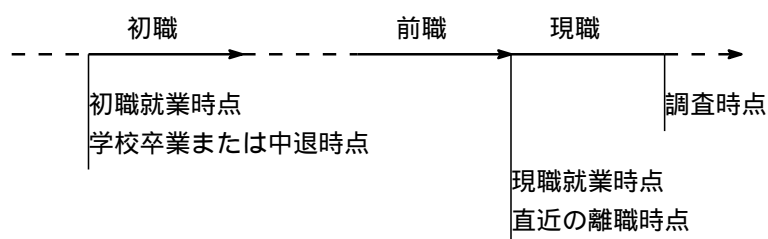
以下では、前節までの理論分析で得られたサーチモデルの予想を確認するための実証分析を行う。

#### 3.1 データ

本稿の分析では、リクルートワークス研究所が収集した「ワーキングパーソン調査、2002」を主に用いる。調査対象は首都圏・関西圏・東海圏で就業している18歳から59歳の男女であり、全サンプル数は17,105人である。ある労働者に注目した場合の時間の流れについて、図3に示した用語を用いることにする。本稿では前の会社を離職後、次の会社に就くまでに時間がかかること、すなわち転職期間の存在を捨象する。データからは37.9%の転職者が、前の会社を辞める前あるいは辞めると同時に次の会社から内定をもらっており、前の会社に勤務しながら転職活動を行っていたと考えられる。

本節の目的は、過去と現在の有効求人倍率が離職行動に与える影響と、成果主義賃金制度の導入が離職行動に与える影響を実証的に明らかにすることにある。有効求人倍率については当該データセットには含まれないので、各労働者について居住地（首都圏・関西圏・東海圏）と転職等のイベントが生じた時点に対応する有効求人倍率を、厚生労働省「職業安定業務統計」より得た。ただし、居住地の情報は調査時点のものしか得ることができなかったため、転職等のイベントが生じた時点から調査時点までの間に転居した労働者がいた場合には、それを追跡することはできない。居住地が三区分でしか分かれていないこともあり、正確さの点では問題があるが、データの制約上この問題を解決することは不可能である。また「職業安定業務統計」による有効求人倍率の遡及限界は1963年であるため、それ以前に転職を行ったサンプルは除かれている（ただし、この制約によって除かれたサンプルは全体の0.4%であり、推定結果に影響するほど大きな問題ではないと考えられる）。その他の点で、当該データセットは、転職行動を中心として、賃金制度を含む企業の性質、家族構成を含む労働者の性質、新卒採用時の就業状態についてのデータを含み、本稿の目的に照らして、非常に良質なデータセットであると言える。

図3: タイムライン



#### 3.2 離職率に対する有効求人倍率の効果

現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響を考察する。推定には、黒澤・玄田 (2001)、勇上 (2005) 等、離職や再就職の議論でよく用いられているハザードモデルを用いる。また Bowlus (1995) に従い、離職ハザード率を入職時点と離職時点の有効求人倍率に回帰させる<sup>3</sup>。

<sup>3</sup>Bowlus (1995) では、入職時点と離職時点の経済全体の失業率 (National Unemployment Rate) に回帰させている。

ハザードモデルの推定に必要な入職してから転職するまでの期間（勤続年数）の情報は、現職と前職についてのみ入手可能である。そこで、推定の対象を直近の転職行動にのみ限ることにした。また、その直近の転職が、労働者にとっての何回目の転職であるかによって、推定結果が影響されることが考えられるため、転職回数を説明変数に追加した。転職回数が1回以上の労働者については、データから前職入職時点から転職時点までの期間を得ることができる。転職回数がゼロ回の労働者については、入職時点から調査時点まで転職を行わなかったという情報を打ち切りデータとして取り入れることができる。

ハザード率  $h_i(t)$  を、労働者  $i$  が  $t$  時点で転職する確率として定義する。次のように、比例ハザードモデル (Cox, 1972) を仮定する。

$$\ln h_i(t) = \ln h_0(t) + X_i\beta \quad (7)$$

ここで、 $h_0(t)$  は平均ハザード率、 $X_i$  は各労働者の性質である。比例ハザードモデルでは、平均ハザード率は労働者によって変わらず、労働者の性質  $X_i$  の多項式と対数線形の関係にあることが仮定されている。良く知られているように、平均ハザード率  $h_0(t)$  はデータからノンパラメトリックに推定することができる（ハザード率の平均を取ればよい）。この下で、 $t_i - 1$  期まで前職に従事していた労働者が、 $t_i$  期に転職する確率を次のように求めることができる。

$$\text{Prob}(t_i; \beta) = \{1 - \exp(-h_i(t_i))\}^{\delta_i} \prod_{s=1}^{t_i-1} \exp(-h_i(s)) \quad (8)$$

右辺の前半部は  $t_i$  時点で転職する確率であり、後半部は  $t_i - 1$  時点まで就業し続けている確率である。 $\delta_i$  は打ち切りデータに対応するためのダミー変数である。この確率から尤度関数を作成し、最尤法によりパラメータ  $\beta$  を推定する。

表2は、推計結果をまとめたものである。有効求人倍率が離職ハザード率に与える影響について、統計的に有意な係数を得た項目を見れば、サーチモデルで予想されたとおり、入職時点の有効求人倍率は離職率を減少させ、転職時点の有効求人倍率は離職率を増加させるという結果を得た。入職時点の有効求人倍率が中高年男性労働者の転職行動に与える影響では、有意ではないものの符号が予想と反転している。これは労働市場での経験年数が長いために、既に前職においてマッチングが十分に高い仕事についていた可能性が考えられる。転職回数が多いほど離職しにくいという結果も同時に得られているが、転職回数が多いほどマッチングが高まるとすれば、この解釈に整合的である。若年女性労働者の転職時点の有効求人倍率は離職率に有意な影響を与えていないが、この時期の女性は結婚や出産等が原因で離職または転職することが考えられ、労働市場の需給状態とは別の要因が転職行動を決定していると考えられる。以上より、特に若年男性労働者の転職行動について、サーチモデルの予想に整合的な結果を得た。

サーチモデルで検討した、転職率に影響すると考えられるその他の要因についても、実証分析の結果を検討しよう。家族構成について、サーチモデルからは、稼得能力がある配偶者の存在や親との同居は留保賃金の増加を通じて離職率を低めるという予想を得ているが、統計的に有意な結果を見る限り、この予想に矛盾するものはなく、おおむね予想に整合的であると言える。また、6歳以下の子供の存在についても、このことが留保賃金を引き下げると考えた場合のサーチモデルの予想に整合的である。ただし、配偶者の就業状態を詳しく見た場合には、若干の追加的議論が必要である。サーチモデルが予想する留保賃金の引き上げを通じた効果を考えるならば、配偶者が正規労働者として働いているときに、もっとも留保賃金を引き上げる効果が強く、離職率を低下させることが予想される。女性労働者についてはそのような結果になっているが、男性労働者についてはそうではない。この原因として、稼得能力がある妻が夫の転職をサポートしている可能性を指摘でき

表 2: 現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響 (一部抜粋)

Cox 比例ハザードモデル

離職ハザード率	若年 (34 歳以下)		中高年 (35 歳以上)	
	男性	女性	男性	女性
入職時有効求人倍率	-0.737 [5.45]***	-0.595 [3.81]***	0.077 [1.12]	-0.663 [4.73]***
転職時有効求人倍率	0.764 [6.13]***	0.143 [0.48]	0.768 [9.66]***	0.263 [1.73]*
転職回数	-0.702 [10.10]***	-0.543 [8.50]***	-3.356 [15.07]***	-3.294 [14.16]***
現職入職時配偶者 (未婚)				
正規配偶者	-0.420 [2.42]**	-0.409 [3.02]***	-0.937 [6.46]***	-0.323 [2.00]**
非正規配偶者	-0.449 [2.06]**	-0.263 [0.78]	-1.411 [9.56]***	-0.080 [0.32]
無職配偶者	-0.594 [3.07]***	0.101 [0.20]	-1.433 [10.88]***	0.581 [0.95]
現在親同居	-0.043 [0.49]	-0.290 [3.19]***	-0.202 [2.12]**	0.109 [0.83]
現職入職時 6 歳以下子供	-0.168 [0.86]	0.153 [1.12]	0.349 [2.85]***	0.105 [0.88]
前職非正規	0.298 [2.74]***	0.206 [1.90]*	0.216 [1.34]	-0.029 [0.13]
サンプル数	2035	2014	2027	1246

括弧内は z 値の絶対値 \* 10 % 有意; \*\* 5 % 有意; \*\*\* 1 % 有意  
 その他の説明変数: 現職企業規模 (4 区分), 現職職種 (9 区分),  
 経験年数 (2 次まで), 学歴 (5 区分), 中退経験, 地域ダミー (3 区分)

る。このことは現在の有効求人倍率が上昇した場合と同様に、夫の転職率を増加させる効果を持ち、留保賃金の上昇による転職抑制効果の一部を相殺したと考えられる。なお、山田 (1999, 2004) の「パラサイトシングル」仮説では、基本的な生活を親からの経済援助に頼る若者の就業意識は低く、安易に転職を繰り返すことが主張されているが、ここでの分析結果を見る限り、そのような事実は観察されていない。

前職が非正規雇用である場合に離職率が高まることは、ほぼ同語反復であり自明な結果であるが、中高年労働者については有意な結果ではない。これも経験年数が長いために、非正規雇用とはいえ前職においてもある程度マッチングが高かったことによるものと考えられる。

### 3.3 現職に対する不満と転職希望

本項では、成果主義賃金制度の導入により、若年労働者にとっての将来の期待所得が低下し、そのことが若年層の離職を促進しているのではないかという仮説 (城仮説) について検証する。

推定を行う前に、まずは年功賃金を受け取る労働者と、成果主義賃金を受け取る労働者で勤続年数による賃金プロファイルがどのように異なるのかを簡単に確認するため、それぞれの賃金を勤続年数に回帰した結果を示す。賃金として、「F8 昨年度の年収」を週あたり賃金に換算し、さらに「Q11 週労働時間」で除して時給に直した上で対数変換したものをを用いる。成果主義かどうかの区別は「Q17 賃金変動要素」の項目から、「労働時間」「年齢」「勤務年数」によって賃金が設定されていると答えた労働者を「年功賃金」を受け取っている労働者とし、それ以外を「成果主義賃金」を受け取っている労働者とした。つまり、ここでは労働者自身が「成果主義的な賃金をもらっている」と答えた場合を「成果主義」としている。推定式は次のような単純なものである。

$$\text{対数賃金} = \text{定数項} + \beta \times \text{勤続年数} + u$$

この式を年功賃金を受け取っている労働者と成果主義をもらっている男性労働者について、定数項ダミーと  $\beta$  についての係数ダミーを用いることで一度に推計した。推定結果は次のようであった。また図 4 に結果を図示した。

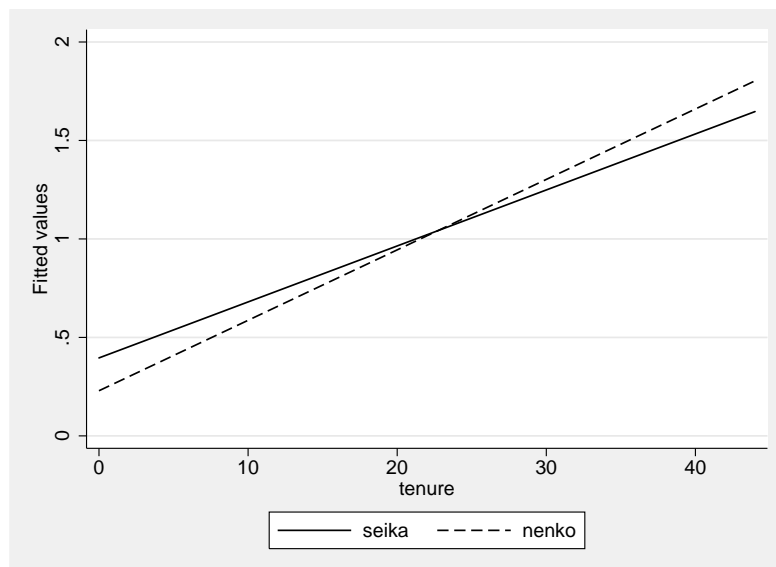
$$\begin{aligned} \text{年功序列： 対数賃金} &= 0.229^{***} + 0.036^{***} \times \text{勤続年数} \\ &\quad (0.013) \quad (0.001) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{成果主義： 対数賃金} &= 0.396^{***} + 0.028^{***} \times \text{勤続年数} \\ &\quad (0.011) \quad (0.001) \end{aligned}$$

サンプル数 (男性のみ) : 9774, うち年功序列 5015 (43%)

自由度調整済み決定係数 : 0.67, 括弧内は標準誤差。

図 4: 勤続年数賃金プロファイル



成果主義賃金を受け取っている労働者の賃金プロファイルは、年功賃金を受け取っている労働者の賃金プロファイルと比較して、切片が高く、経験年数による賃金の上昇率が小さいことがわかる。勤続年数 20 年を超える中高年の労働者に限れば、年功賃金制度から成果主義賃金制度への変化は賃金の減少になるという観察は正しい。しかし、城仮説が主張するように、成果主義賃金制度の導入が若年労働者にとって期待賃金の低下になるかどうかは定かではない。二つの賃金プロファイルは途中でクロスしており、二つの制度間の賃金の期待値は全期間を通してみれば大差ない (平均時給は年功序列 2,776 円, 成果主義 2,751 円)。これは企業行動を考えれば当然であって、全年齢階層に対して常に他の企業よりも低い賃金を支払い続けるような企業には、誰も就職しようとはしないのであって、もしそのような賃金プロファイルを設定すれば、その企業は早々に市場から駆逐されると考えられるからである。

さて、賃金制度と離職率の関係をより詳しく見よう。サーチモデルを用いた理論分析からは、自企業の賃金が低下することは転職を促進するかもしれないが、同時に他企業の賃金も低下するので

あれば、そのことは逆に転職を抑制するので、両方の効果が相殺する結果、転職するかどうかは不明という予想を得ている。

本稿で使用するデータセットにおいて、成果主義賃金制度であるか年功序列賃金制度であるかの情報が得られるのは現職においてのみである。したがって、その賃金制度の職業から実際に転職したかどうかの情報を得ることはできない。本節では、次善策として、転職を希望しているかどうかに注目した分析を行う。具体的には、被説明変数として「現職に不満」と「現職からの転職を希望」を取り、現職の性質や労働者自身の性質・家族構成をコントロールした上で、現職に対する満足度や、現職からの転職を希望するかどうかに与える成果主義賃金制度の影響を推定する。「現職に不満」を表す質問項目は「Q19 総合的に考えて、あなたは現在の勤務先に入社してよかったと思いますか」であり、「非常によかったと思う」「まあよかったと思う」「あまりよかったとは思えない」「よかったとは思えない」の四つの選択肢からひとつを選ばせる方式である。これらの選択肢に順に-2, -1, 1, 2のスコアを当てはめ、順序プロビットモデルによる推定を行った。「転職を希望」については、「Q41 あなたは今後転職することを考えていますか」という質問項目を用いた。選択肢は「現在転職したいと考えており、転職活動をしている」「現在転職したいと考えているが、転職活動はしていない」「いずれ転職したいと考えている」「転職するつもりはない」の4つであるが、転職を希望しているかどうかという基準から、「転職するつもりはない」を0と評価し、それ以外を1と評価して、プロビットモデルを用いた推定を行った。

表 3: 賃金制度と転職希望（一部抜粋）

probit モデル	男性労働者			
	若年（34 歳以下）		中高年（35 歳以上）	
	現職に不満 dPr(2)/dx	転職を希望 dP/dx	現職に不満 dPr(2)/dx	転職を希望 dP/dx
現職成果主義	-0.091 [2.45]**	-0.029 [1.72]*	0.110 [3.14]***	-0.011 [0.78]
現職外資系	-0.265 [2.63]***	0.020 [0.46]	-0.171 [1.99]**	0.063 [1.84]*
現在配偶者（未婚）				
有職配偶者	-0.104 [1.66]*	-0.042 [1.48]	-0.129 [2.21]**	-0.027 [1.23]
無職配偶者	-0.091 [1.27]	-0.053 [1.68]*	-0.205 [3.39]***	-0.048 [2.05]**
現在親同居	0.030 [0.69]	-0.030 [1.51]	-0.067 [1.59]	-0.013 [0.80]
現在 6 歳以下子供	0.026 [0.42]	0.027 [1.00]	0.079 [1.77]*	0.024 [1.40]
現職非正規雇用	0.227 [4.22]***	0.266 [11.01]***	0.272 [4.08]***	0.272 [9.80]***
サンプル数	4118	4214	5265	5368
擬似 R2	0.025	0.067	0.036	0.054

括弧内は z 値の絶対値 \* 10%有意; \*\* 5%有意; \*\*\* 1%有意  
 その他の説明変数：現職企業規模（4 区分）、現職職種（9 区分）、  
 経験年数（2 次まで）、学歴（5 区分）、中退経験、地域ダミー（3 区分）

推定結果を表 3 にまとめた。表は「現職に不満」については、現職に就職したことが「良かったとは思えない」と回答する確率に対する限界効果を、「転職を希望」については「転職を希望している」と回答する確率に対する限界効果を表す。

まず、成果主義賃金制度について、成果主義賃金制度に対して不満を持っているのは、中高年労働者のみである。中高年労働者について、現職が成果主義賃金制度を採用していることは、現職に対して不満を持つ確率を 11 ポイント引き上げる。一方、若年労働者では、現職に対して不満を持

つ確率を9ポイント有意に引き下げる。仮に、わが国における成果主義賃金制度の導入が、中高年労働者の賃金費用を抑制する目的で行われ、中高年労働者をターゲットとした単なる賃下げに過ぎなかったことが事実であるとして、そのことに不満を持っているのはターゲットにされた中高年労働者のみであり、将来の賃金が減少したことに対する若年労働者の不満は、ここでの推定結果からは観察できない。すでに見たように、成果主義賃金の導入は、賃金プロフィールを回転させるような変化であり、中高年層で賃金が下がっている分、若年層では賃金が上昇している。このため、若年労働者はむしろ成果主義賃金の導入を歓迎している。

また、成果主義賃金制度に対して不満を持っている中高年労働者でさえも、転職を希望してはいない。現職に対する不満は、現在の企業で得ることができる賃金や待遇のみに依存するが、転職を希望するかどうかは、現在の企業だけではなく、転職後の企業において期待される賃金や待遇にも依存することが原因と考えられる。サーチモデルが予想するように、現在の企業において賃金が減少することは現職に対する不満を高めるものの、転職後のことを考慮すれば、転職するかどうかは分からないのである。

以上より、成果主義賃金制度の導入が若年労働者の将来期待賃金を低め、転職を促進したという仮説には、ここでの推定結果を見る限り、疑問を持たざるを得ない。まず、若年労働者は成果主義賃金制度に対して不満を持っていない。さらに、現職に対して不満を持つことと、転職を希望することは別の問題である。ここではサーチモデルが予想するとおり、転職後のことを考慮した行動が影響していると考えられる。

現職の企業が外資系である場合、現職に対する不満は低いが、転職を希望しやすい。ここでも、現職に不満を持っているかどうかと、転職したいかどうかは別の問題であることが示唆されている。なお、外資系企業では成果主義賃金制度を採用している企業が多いと考えられることから、説明変数間の相関が存在することが考えられる。この問題については、説明変数の組み合わせを試行錯誤して、赤池情報量基準(AIC)の最も小さいモデルを選択することで対応した。その結果、外資系ダミー変数の導入については、多重共線性を引き起こすという問題はあるが、導入によって追加される情報量を勘案すれば、導入すべきであるという判断になった。実際に成果主義ダミーと外資系ダミーの間の相関係数は0.06と小さくなく、多重共線性の問題は軽微であると考えられる。

家族構成については、おおむねサーチモデルの予測に整合的である。すなわち、稼働能力のある配偶者や同居している親の存在が留保賃金を上昇させるとすれば、その高い留保賃金以下の職業ならば働くことを選択しないのだから、就職しているのであれば、比較的良好な職業についているはずである。したがって、配偶者や同居している親の存在は、現職に対する不満と転職希望の両方を引き下げると考えられるが、推定結果は一部で有意ではないものの、モデルの予測に合致している。また、子供の存在についても、これが留保賃金を引き下げると考えた場合のサーチモデルの予測に整合的である。

就業形態について、現職が非正規雇用であれば、不満が大きく転職を希望しやすい。このことについて若年労働者と中高年労働者の違いはない。近年、非正規雇用が拡大するにつれて「フリーター」といった言葉が象徴するように、若年労働者の就業意識の変化をその原因とする議論があるが、若年労働者も中高年労働者と同様に正社員として働きたいと思っているようだ<sup>4</sup>。

<sup>4</sup>ただし、最近の調査(労働政策研究・研修機構, 2006)では、正社員になろうとしたことがあるフリーター(30歳未満・男性)の比率が2001年から2006年の間で74%から53%へと大きく低下したことが指摘されている。本稿の分析で利用したデータは2002年のものであり、現在までの間に若年労働者の就業意識が変化した可能性は否定できない。

## 4 まとめ

近年、就職難であるにもかかわらず、高い若年離職率が観察されているという問題について、本稿では主として以下の二つの仮説について、理論と実証の両面から検討した。第一の仮説は、過去の有効求人倍率が低い時点で入職した労働者は仕事とのマッチングが悪く、彼らが離職することで離職率が高まるというものであり、第二の仮説は、成果主義の導入や昇進制度の変化によって、若年労働者の期待賃金が低下することにより離職率が高まるというものである。

就業上のサーチモデルを利用した理論分析からは、第一の仮説について、過去の低い有効求人倍率は経済全体の賃金分布を低賃金方向にシフトさせる効果を持つことが示され、このことが経済全体の離職率を増加させることが示された。第二の仮説については、現在就職している企業における期待賃金が低下することは確かにその企業からの離職率を高めるものの、経済全体の賃金分布が低賃金方向にシフトしたのであれば、転職した後、再就職先の企業においても低賃金が予想されるために、離職するとは限らないことが示された。これは成果主義賃金制度の導入が拡大している現実と合わせれば、第二の仮説が高い離職率の説明には適当でない可能性があることを示唆している。

実証分析では、第一の仮説について、入職時の低い有効求人倍率はその職業からの転職を促進する効果を持つことが明らかとなり、理論的予想に整合的な結果が得られた。第二の仮説については、(1) 若年世代は成果主義の導入について不満を感じておらず、むしろ中高年層の不満が高いこと、(2) 成果主義に対して不満を感じている中高年層でも、転職を希望しているわけではないこと、が示された。これは、成果主義賃金の導入により期待賃金が低下し、不満を持った若年労働者が離職するというストーリーとは整合的ではない結果である。また賃金プロファイルの推計によれば、成果主義賃金制度が期待賃金を低下させるという現象も観察されてはいない<sup>5</sup>。

以上の分析を総合すれば、本稿の分析に関する限り、第一の仮説には整合的な結果が得られたが、第二の仮説についてはその成立を示す根拠を観察することができなかった。近年のわが国における高い若年離職率の原因は、過去の長期不況の間に、不本意な形で就業した若者が大量にプールされ、彼らが離職と再就職を繰り返していることが原因であると考えられる。

なお、本稿の分析では、高い若年離職率を説明する仮説について、上記の二つのみを取り上げて検討しており、若年離職率に影響するその他の仮説について十分に検討したとは言えない。就業上のサーチモデルから得られる予想に限っても、家族構成の変化や不安定就労機会の増加など、若年離職率に影響を与えられられる変数は多数存在し、それらの複合的な結果として、現在の問題が生じていると考えられる。個々の要因についてのより深い分析が必要である。

### 謝辞

本稿の分析にあたっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター SSJ データアーカイブから「ワーキングパーソン調査、2002（リクルートワークス研究所）」の個票データの提供を受けました。記して感謝いたします。

### 参考文献

Bowlus, A. J. (1995) "Matching Workers and Jobs: Cyclical Fluctuations in Matching Quality," *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, pp. 335–350.

<sup>5</sup>ただし、成果主義賃金制度では賃金の期待値が等しくても分散が拡大している可能性があり、このことは危険回避的な労働者の期待効用を低下させる。



- Burdett, K. (1978) “A Theory of Employee Job Search and Quit Rates,” *American Economic Review*, Vol. 68, pp. 212–220.
- Burgess, S. B. and S. Nickell (1990) “Labour Turnover in UK Manufacturing,” *Economica*, Vol. 57, pp. 295–317.
- Christensen, B. J., R. Lentz, D. T. Mortensen, and A. W. Werwatz (2005) “On-the-Job Search and the Wage Distribution,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 23, pp. 31–58.
- Cox, D. R. (1972) “Regression Models and Life-Tables,” pp. 187–220.
- Davis, S. J., J. C. Haltiwanger, and S. Scott (1996) *Job Creation and Job Destruction*, Cambridge, MA.: MIT Press.
- McCormic, B. (1988) “Quit Rates over Time in a Job-Rationed Labour Market: The British Manufacturing Sector, 1971-1983,” *Economica*, Vol. 55, pp. 81–94.
- Mortensen, D. (1978) “Specific Capital and Labor Turnover,” *Bell Journal of Economics*, Vol. 9, pp. 572–586.
- Mortensen, D. and C. Pissarides (1994) “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment,” *Review of Economic Studies*, Vol. 61, pp. 397–415.
- 太田聰一 (1999) 「景気循環と転職行動」, 中村二郎・中村恵 (編) 『日本経済の構造調整と労働市場』, 日本評論社, 第1章.
- 黒澤昌子・玄田有史 (2001) 「学校から職場へ—「七・五・三」転職の背景」, 『日本労働研究雑誌』, 第490巻, 4–18頁.
- 経済産業省 (2006) 「「人材マネジメントに関する研究会」報告書」, 「人材マネジメントに関する研究会」(座長: 守島基博—橋大学教授) 経済産業省経済産業政策局産業人材担当参事官室.
- 酒井正・樋口美雄 (2005) 「フリーターのその後—就業・所得・結婚・出産」, 『日本労働研究雑誌』, 第535巻, 29–41頁.
- 城繁幸 (2006) 『若者はなぜ3年で辞めるのか? 年功序列が奪う日本の未来』, 光文社.
- 内閣府 (2003) 『国民生活白書』.
- 三谷直紀 (2001) 「長期不況と若年失業—入職経路依存性について」, 『国民経済雑誌』, 第183巻, 45–62頁.
- 山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングル』, 筑摩書房.
- (2004) 『パラサイト社会のゆくえ』, 筑摩書房.
- 勇上和史 (2005) 「転職と賃金変化: 失業者データによる実証分析」. JILPT Discussion Paper.

## 付録

表 4: 現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響 (記述統計)

		若年 (34 歳以下)		中高年 (35 歳以上)	
		男性	女性	男性	女性
転職前勤続日数	平均	842	780	2662	1646
	標準偏差	853	753	2696	1436
転職回数	平均	1.5	1.4	2.4	2.2
	標準偏差	1.6	1.3	2.3	1.5
現職入職時配偶者					
未婚	%	78.4	75.3	39.9	16.5
正規配偶者	%	3.9	20.5	9.4	71.9
非正規配偶者	%	3.4	1.9	15.9	6.3
無職配偶者	%	12.6	0.7	30.5	1.5
現在親同居	%	49.0	58.7	19.7	49.3
現職入職時 6 歳以下子供	%	35.7	19.5	28.8	39.6
前職非正規	%	44.1	24.2	8.8	42.8

表 5: 賃金制度と転職希望 (記述統計)

		男性労働者	
		若年	中高年
現職成果主義	%	48.7	63.6
現職外資系	%	3.2	3.7
現職入職時配偶者			
未婚	%	52.4	10.4
有職配偶者	%	15.2	39.3
無職配偶者	%	29.3	43.4
現在親同居	%	35.7	18.5
現在 6 歳以下子供	%	34.7	28.1
現職非正規	%	18.1	7.1

表 6: 現在と過去の有効求人倍率が転職行動に与える影響 (全説明変数)

	若年 (34 歳以下)		中高年 (35 歳以上)	
	男性	女性	男性	女性
離職ハザード率				
前職入職時有効求人倍率	-0.737 [5.45]***	-0.595 [3.81]***	0.077 [1.12]	-0.663 [4.73]***
現職入職時有効求人倍率	0.764 [6.13]***	0.143 [0.48]	0.768 [9.66]***	0.263 [1.73]*
転職回数	-0.702 [10.10]***	-0.543 [8.50]***	-3.356 [15.07]***	-3.294 [14.16]***
現職入職時配偶者 (未婚)				
正規配偶者	-0.420 [2.42]**	-0.409 [3.02]***	-0.937 [6.46]***	-0.323 [2.00]**
非正規配偶者	-0.449 [2.06]**	-0.263 [0.78]	-1.411 [9.56]***	-0.080 [0.32]
無職配偶者	-0.594 [3.07]***	0.101 [0.20]	-1.433 [10.88]***	0.581 [0.95]
現在親同居	-0.043 [0.49]	-0.290 [3.19]***	-0.202 [2.12]**	0.109 [0.83]
現職入職時 6 歳以下子供	-0.168 [0.86]	0.153 [1.12]	0.349 [2.85]***	0.105 [0.88]
前職非正規	0.298 [2.74]***	0.206 [1.90]*	0.216 [1.34]	-0.029 [0.13]
経験年数	0.225 [5.04]***	0.075 [1.81]*	0.071 [1.73]*	-0.025 [0.44]

経験×経験	-0.014 [5.87]***	-0.009 [3.90]***	-0.003 [3.35]***	0.000 [0.38]
現職企業規模（30人未満）				
30～99人	0.078 [0.64]	0.186 [1.64]	0.098 [0.76]	-0.047 [0.27]
100～499人	0.116 [1.06]	0.125 [1.17]	-0.057 [0.50]	-0.037 [0.24]
500人以上	0.140 [1.13]	0.005 [0.05]	-0.125 [1.04]	-0.001 [0.01]
現職職種（サービス）				
保安・警備	0.474 [1.34]	-0.603 [0.60]	0.079 [0.23]	
農林漁業			-0.770 [1.48]	
運輸・通信	0.018 [0.08]	-0.579 [0.99]	0.115 [0.55]	-0.301 [0.30]
生産工程・労務	0.151 [1.20]	0.230 [1.17]	-0.008 [0.05]	0.085 [0.32]
管理	-0.669 [1.91]*	-0.051 [0.15]	-0.783 [4.26]***	-0.984 [1.81]*
事務	-0.191 [1.14]	-0.178 [1.66]*	-0.375 [2.34]**	-0.097 [0.66]
営業	0.225 [1.58]	-0.080 [0.38]	-0.010 [0.06]	0.090 [0.19]
専門・技術	-0.071 [0.59]	-0.236 [2.16]**	-0.175 [1.29]	-0.236 [1.48]
学歴（中卒）				
高卒	-0.271 [1.42]	0.113 [0.39]	-0.234 [0.91]	0.536 [1.26]
短大卒	0.063 [0.30]	0.023 [0.08]	-0.330 [1.19]	0.801 [1.84]*
大卒	-0.185 [0.83]	0.047 [0.15]	0.000 [0.00]	0.795 [1.72]*
大学院卒	-0.095 [0.29]	-0.043 [0.07]	0.129 [0.40]	0.126 [0.11]
中退経験あり	0.134 [1.00]	0.246 [1.26]	-0.117 [0.74]	1.194 [2.35]**
地域（首都圏）				
関西	0.025 [0.21]	-0.079 [0.54]	0.296 [2.51]**	-0.145 [0.80]
東海	0.176 [1.34]	0.130 [0.83]	-0.224 [1.75]*	0.335 [2.01]**
サンプル数	2035	2014	2027	1246

括弧内はz値の絶対値 \* 10%有意; \*\* 5%有意; \*\*\* 1%有意

表7: 賃金制度と転職希望（全説明変数）

	若年（34歳以下）		中高年（35歳以上）	
	現職に不満 dPr(2)/dx	転職を希望 dP/dx	現職に不満 dPr(2)/dx	転職を希望 dP/dx
現職成果主義	-0.091 [2.45]**	-0.029 [1.72]*	0.110 [3.14]***	-0.011 [0.78]
現職外資系	-0.265 [2.63]***	0.020 [0.46]	-0.171 [1.99]**	0.063 [1.84]*
現在配偶者（未婚）				
有職配偶者	-0.104 [1.66]*	-0.042 [1.48]	-0.129 [2.21]**	-0.027 [1.23]
無職配偶者	-0.091 [1.27]	-0.053 [1.68]*	-0.205 [3.39]***	-0.048 [2.05]**
現在親同居	0.030 [0.69]	-0.030 [1.51]	-0.067 [1.59]	-0.013 [0.80]
現在6歳以下子供	0.026	0.027	0.079	0.024

現職非正規雇用	[0.42] 0.227 [4.22]***	[1.00] 0.266 [11.01]***	[1.77]* 0.272 [4.08]***	[1.40] 0.272 [9.80]***
現職企業規模 (30 人未満)				
30~99 人	0.211 [3.89]***	0.066 [2.69]***	-0.039 [0.70]	-0.015 [0.68]
100~499 人	0.211 [4.18]***	0.057 [2.50]**	-0.077 [1.59]	-0.026 [1.42]
500 人以上	-0.129 [2.46]**	-0.083 [3.50]***	-0.399 [8.37]***	-0.114 [6.28]***
現職職種 (サービス)				
保安・警備	-0.666 [3.94]***	-0.217 [2.85]***	-0.260 [1.93]*	-0.052 [0.99]
農林漁業	-0.484 [1.19]	-0.209 [1.13]	0.409 [0.82]	0.027 [0.15]
運輸・通信	0.013 [0.15]	0.006 [0.16]	0.119 [1.40]	0.053 [1.56]
生産工程・労務	0.099 [1.58]	-0.070 [2.47]**	0.101 [1.39]	-0.004 [0.16]
管理	-0.297 [2.70]***	-0.115 [2.35]**	-0.350 [5.03]***	-0.036 [1.34]
事務	-0.211 [2.97]***	-0.142 [4.48]***	-0.163 [2.20]**	-0.034 [1.18]
営業	-0.002 [0.03]	-0.042 [1.33]	-0.070 [0.88]	0.048 [1.55]
専門・技術	-0.185 [3.32]***	-0.048 [1.90]*	-0.260 [3.88]***	-0.017 [0.67]
経験年数	0.031 [1.90]*	-0.018 [2.51]**	0.022 [1.41]	-0.005 [0.80]
経験 × 経験	-0.001 [1.06]	0.001 [1.25]	0.000 [1.49]	0.000 [0.38]
学歴 (中卒)				
高卒	0.111 [1.22]	0.042 [1.02]	-0.039 [0.45]	0.020 [0.57]
短大卒	0.062 [0.62]	0.063 [1.41]	0.005 [0.05]	0.037 [0.94]
大卒	0.019 [0.18]	0.041 [0.88]	0.061 [0.65]	0.035 [0.93]
大学院卒	0.123 [0.86]	0.096 [1.53]	-0.241 [1.84]*	0.004 [0.08]
中退経験あり	0.055 [0.81]	0.079 [2.59]***	0.032 [0.48]	0.117 [4.37]***
地域 (首都圏)				
関東	-0.042 [0.75]	-0.005 [0.20]	0.014 [0.27]	-0.018 [0.92]
東海	-0.038 [0.71]	-0.038 [1.54]	0.102 [1.98]**	-0.042 [2.08]**
サンプル数	4118	4214	5265	5368
擬似 R <sup>2</sup>	0.025	0.067	0.036	0.054

括弧内は z 値の絶対値 \* 10 % 有意; \*\* 5 % 有意; \*\*\* 1 % 有意