OUKA
The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	労働市場の構造に関する一考察 : 既存研究のサーベイと実証分析による試論
Author(s)	武内, 真美子
Citation	国際公共政策研究. 2015, 20(1), p. 183-198
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/57794
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

労働市場の構造に関する一考察
―既存研究のサーベイと実証分析による試論

A Discussion on Structure of the Labor Market
―Survey of Previous Literature and Empirical Analysis

武内真美子*

Mamiko TAKEUCHI*

Abstract

This paper primarily inspected three hypotheses of Mover-Stayer Model, Search Good Model and Job Shopping, which were the main hypotheses concerning changes of jobs. As a result of my analysis, the difference between the expected wage and market wage was not confirmed with the job changers.

However, the tendency that Job Shopping was recognized because of its negative effect (relatively disadvantageous to the expected wage) was confirmed to the frequency of job change particularly when I use the fixed effect of the worker, fixed effect to their work, and accomplishment term of working as the explanatory variables.

キーワード：Mover-Stayer Model, Search Good Model, Job Shopping

Keywords : Mover-Stayer Model, Search Good Model, Job Shopping

JEL classification Nombers : J21, J31, J62

本稿の執筆にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「ワーキングパーソン調査，2010」（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ことに感謝の意を示します。
* 九州大学男女共同参画推進室准教授

１．はじめに

尾高（1984）において、規模間賃金格差と規模間の移動制約に代表されるわが国の二重構造が『賃金二重構造』と定義されているように、労働市場における異質な重層的構造については，企業規模に依拠した部分が重要であることはこれまでの多くの研究の共通した見解といえる。

内部労働市場における学習機会は、一般訓練と異なり外部効果つまり外部不経済の効果を持つ。経済変動が内部労働市場と外部労働市場に与える影響は、この外部効果が意味を持つ。内部労働市場の企業特殊訓練は、労働者の離職防止誘因として共同投資（訓練費用と収益のシェアリング）の様相を生みだし、労使間の利害調整を慣行化させてきた。その結果、特殊訓練を受けた労働者は、景気循環を通じて転職、解雇による労働移動が相対的に少なく、内部労働市場における学習機会は、実質的に各企業の寡占に近い状態が生み出される。

一方で、外部労働市場は、労働需要の観点から経済変動の中でその変動リスクを労働者に転嫁する機能を持つ。また労働供給の観点からは、外部労働市場で就業する労働者は内部労働市場への就業を希望しながら目的を果たせていない労働者または客観的にみれば労働条件が悪くてもそれに適応して労働供給を行う労働者の市場と言える。したがって、労働供給側の立場に立ち、政策的な介入の余地があるとすれば、外部労働市場において内部労働市場への就業を希望しながら果たせなかった労働者、つまり内部労働市場の非自発的失業者に対する支援になる[1)]。この問題の重要性は、90年代のわが国において名目賃金水準が期待市場賃金を上回っている限り、労働者が賃下げを受け入れることになり、労働移動が円滑におこなわれず、中高年の雇用維持の為に若年雇用抑制という、いわゆる置替効果（ディスプレイスメント効果）によって若年層の新規雇用に影響を与える形で顕在化した[2),3)]。

労働者の学習機会に割当てがある状況の中で、特に将来型のキャリアが展望できる可能性を秘めた若年層の為には、彼らの職業の適性、能力、希望や動機を確認して職業を選択できる環境を整備していくことが望ましい。労働力の最適な資源配分を達成するためは、第１に、外部労働市場から

1）政策的含意としては、二重構造論が二次セクターの雇用環境の改善、待ち行列理論は、一次セクターの需要拡大が主張される（Doeringer and Piore, 1971）。山本・黒田（2006）は1990年代の日本の労働市場において、名目賃金がある程度の下方硬直的なものであったことは失業の増加を通じて経済にマイナスの影響をもたらした可能性を指摘する。本田（2006）は、若年層の移動障壁と処遇格差「ダブル・トラック」の問題をまとめている。また玄田（2006）は、中高年雇用の維持による若年雇用抑制という置換効果の存在を実証分析の結果から指摘している。

2）氏原（1966）の前近代的な二重構造論に異を唱え、米国と日本の内部労働市場の共通性を指摘したのは小池（1977）である。石川（1991; pp306）は、わが国が本格的な二重労働市場局面に入ったのは、新規労働需要が停滞し、参入料・保証金効果が機能しなくなった70年代後半から80年代前半であることを指摘している。

3）小野（1981）は、小企業→大企業間の異動率や大企業相互間での異動率は高度経済成長期間末においても明らかに低く、このような市場の特質が時間経過とともに徐々に変化していく展望を見いだせていない。小野（1981）の指摘をふまえ、本研究において、『雇用動向調査』の1976年から2002年までの企業規模間の労働異動率の集計をおこない同様の結果を得ている（武内；2006）。年齢別の転職動向を把握するために、経済変動の著しかった1990年代、有効求人倍率が最も高く雇用環境が良好であった1991年と悪化した1999年の29歳以下の若年層の規模間移動を比較した場合においても、中小企業から企業規模300人以上の上位の所得機会への異動率に２期間で明らかな差異は見いだせない。若年転職者の転職前後の賃金変動を比較した場合においても、恒常的な賃金水準の上昇につながったかどうかは明確ではない。したがって、転職行動が景気変動に伴う有効求人倍率（入職時点の求人倍率を含む）または失業率と相関を持つことは従来から指摘されているが、それが労働者の上方的な仕事の異動につながっているかどうかは、転職後の時間の経過を踏まえた慎重な検討が要請される。

内部労働市場への労働移動を円滑にし、第２に、外部労働市場の質自体を向上させることが今後重要であると言える。

本稿では、あらかじめ労働市場が企業規模を準拠した重層的構造にあると想定した上で、転職行動に関する理論モデルに基づき、転職過程が労働者の賃金に与える影響を分析することによって、上記２点に係わる政策的課題を考察する。

具体的な本研究の枠組みは以下のようになる。次節において、本研究において実証分析をおこなう労働者の転職行動に関する理論を紹介する。次に、労働市場を企業規模に基づき分断した場合の各企業規模の雇用におけるサンプルセレクションを考慮した賃金関数の推定をおこなう。その推定式から、サンプルセレクションの影響を加味し、労働者の市場における相対的な期待賃金を算出する。この分析を通じて、労働市場が多重構造である要件を満たすものであることを確認する。最後に、労働者の転職行動および転職志向が、労働供給側の自発的な行動を含むものであることに着目し、労働者の属性に基づいた賃金の予測値と期待賃金の差を規定する要因を分解することによって、労働力の最適な配分に係わる政策的課題について考察する。

２．転職行動の理論－Job Shopping

転職行動に関する基本的な枠組みとして、サーチモデルの枠組みを提示する。$y_i = x_i + u_i$ において、y_i を労働者の真の能力位置、x_i は労働者のシグナルの代表として学歴、経験年数、職歴などの属性から予測できる能力位置、u_i は確率的攪乱項とする。労働者にとっては、仕事を通じて、労働市場における自らの相対的能力位置、すなわち期待生産性（期待賃金）y_i について正確に情報的学習を行うことが主要な目的となる。

転職行動に関する代表的な研究である Johnson（1978）及び Jovanovic（1979a）は、労働者の質に対する情報が不完全であるために、マッチングの質が事前にわからず、仕事の経験を通じながら労働者が自己の能力を知り、転職を決意する過程（Job Shopping; Experience Good Model）を定式化した。このモデルにおいては、労働者は、仕事の遂行にあたり、y_i および時間を通じて不変である観察できない個人属性 α_i とは独立の各仕事特有の能力 ψ を要求され、y_i および ψ は事前にはわからないと仮定される。したがって、上記の式は、$y_i = x_i + \alpha_i + \psi_i + v_i$ と書き換えることができる[4)]。

転職経験は、時間を通じて不変である観察できない個人属性 α_i や仕事特有の能力 ψ_i をコントロールしても賃金との相関を残す可能性がある。これは転職後の仕事の経験とともに労働者がマッチングの質つまり仕事特有の能力 ψ_i を把握するためである。このモデルの場合、真の能力位置 y_i と同様に、仕事特有の能力 ψ_i に関する情報も労働者にとって有用になる。各期の情報的学習の価値も時間の経過とともに新しい情報が減少するため、学習した情報を生かせる残存期間が減少する。したが

4）ψ_i は厳密には、時間と共に変化するため ψ_{it} となる。

って、仕事特有の能力ψ_iと共に、真の能力位置の推測値が大きく変動するのは、労働者が働き出してからまもない時期と言える。また、労働者がリスクの程度に依存した仕事の選択を行う可能性があるため、このモデルでは、転職時に質の悪いマッチング（Bad Matches）が起こる可能性を含有する。

石川（1991; pp66）に顕示された理論によって、Johnson（1978）のモデルを嗜好の情報学習過程のモデルへと拡張することができる。まず、仕事A、仕事Bのそれぞれの仕事にマッチした点からzの距離にある能力のもとでの仕事の能率を$k_i(z)$で表すとき、能力の分布と仕事の分布が親和的なケースとそうでないケースの静学的比較優位の原則が提示される。

さらに石川（1991; pp.75, pp.155）は、実際の仕事の経験を通じて労働者が仕事間での自己の嗜好を学ぶ場合にも適用することができることを指摘する。仕事A、仕事B間の相対的な選好度を確率分布νとすると期待効用のタームで均等化差異の原則の検証が可能となる。各労働者が仕事から受ける満足を、期待生産性と観察できる属性から推測できる生産性の予測値との乖離に仕事の評価（嗜好）を乗じたもので表すと、仕事A、仕事B間の評価の指標の比率は、z_a/z_bで表すことができるとする。つまり、嗜好に関する情報的学習によっても労働者の移動が発生する。このことは上記の式を、$z_a/z_b(y_i-x_i) = \alpha_i + \psi_i + \nu_i$と書き直すことで示すことができることになる。

本研究ではJob Shoppingを検証するにあたり、転職行動に関する代表的な仮説であるMover-Stayer Model（Blumen et al.: 1955）Search Good Model（Burdett: 1978, Jovanovic: 1979b, Mortensen: 1978）をあわせて考察する[5)]。また、分析結果は主に以下の仮定を前提として考察する。第1に、雇用者はリスク中立的であることを想定するが、雇主が労働者に対して保険プレミアムを支払う可能性は勘案しない。第2に、各企業規模の企業の訓練投資は同一の最適化行動に基づき、特殊訓練による費用はすべて雇用者が負担する。第3に労働者は期待生涯賃金ではなく、調査年での自らの期待賃金の獲得を目的として勤続・転職行動の意志決定をおこなっている[6)]。

5）転職者と勤続者を比較するモデルとしては、Blumen et al.（1955）、Singer and Spilerman（1976）がMover - Stayer Modelを用いている。このモデルの基本的な考え方は、高い生産性を保有する労働者は転職を避け、生産性の低い労働者が転職行動を続ける。転職行動は、生産性を既定する労働者の異質性による理由から、賃金と負の相関を持つ。したがって、転職行動と異質性の負の関係を考慮すれば、転職行動自体は、賃金と相関を持たないことになる。Burdett（1978）、Jovanovic（1979b）、Mortensen（1978）は、仕事の機会自体に情報の不完全性が存在するために、労働者は時間資源を投入して機会をサーチし、能力と嗜好とのよりよいマッチングを達成しようとする観点から労働移動を説明した（Search Good Model）。このモデルは、企業が特殊熟練を行わないことを前提として、労働者の能力に関する情報については対称性が仮定される。したがって、労働者は期待生産性のより正確な情報を獲得できる仕事へ移動する。よりよいマッチングの結果、各労働者の転職回数は低下する。マッチングの質つまり労働者の観察できない質を反映したものとなり、転職行動そのものは、賃金に影響を与えない。大橋（1990）は、この情報集積モデル（Search Good Model）から派生した「信頼度上昇モデル」について市場提示賃金が労働者の期待賃金から危険に中立的な企業が負う保険プレミアムを差し引いたものになることを指摘する。このモデルのポイントは、保険プレミアムが時間とともに減少すること、企業の提示賃金が上昇することにある。一方、人的資本モデルでは、労働者はよりよい賃金を獲得するために自発的転職を行う可能性はあるが、企業の定着者（Stayers）と比較して賃金が優っているかどうかを識別するものではない。転職者の転職後の賃金上昇率が転職前と比較して高いという結果を提示したものにMincer（1986）がある。

6）例えば、新規学卒入職口において留保賃金の高い労働者を確保するために、高い年功賃金の勾配と下方硬直的な効率賃金が保証される可能性があるが、労働市場が逼迫した場合には投資訓練の密度を低下させることによって、賃金勾配が下がる可能性がある（玄田: 1997）。したがって、動学的に現在割引価値を使用し厳密な期待生涯賃金（所得）を試算するには、パネルデータを用いた方が適切である。

3．計量モデル―賃金と雇用の同時推定モデルと期待生産性の導出

本研究では、各企業規模に属する企業の計画生産量を所与とし、固定費および提示賃金率、雇用量からなる生産費（コスト）を最小とする水準で有効供給者が決定されることを念頭に置き、Endogeneous Switching Regression Model を用いて各企業規模の雇用決定関数と賃金関数の同時推定を行う。このモデルは、企業規模に基づき２つの領域に分断した場合に、その領域への雇用決定と賃金水準の決定に内生性に基づくサンプルセレクションを考慮した推計を可能とする。

２つの領域は『雇用動向調査報告』（厚生労働省）の企業規模分類に準拠し、1976年から2003年の集計から、まず暫定的に労働者の規模間の労働異動が比較的限定的となる兆候が見られる従業員300人以上の規模の企業と従業員299人以下の規模の企業とする。あわせて分析をおこなった従業員299人以下の規模の分断基準についても『雇用動向調査報告』の規模分類に準じている。

同時推定をおこなう Switching regression の対数尤度関数は下記のとおり定義される。

$$\log L\ (\alpha, \beta, \sigma_1, \sigma_2, \rho) = \sum_{i=1}^{n} \left\{ I_i \log \left(\int_{-\infty}^{z_i\gamma} f(\mu_{1i}, \varepsilon_i) d\varepsilon_i \right) + (1 - I_i) \log \left(\int_{z_i\gamma}^{\infty} g(\mu_{2i}, \varepsilon_i)\, d\varepsilon_i \right) \right\}$$

$$= \sum_{i=1}^{n} \left\{ I_i \log \left(\int_{-\infty}^{z_i\gamma} f(\log w_{1i} - x_{1i}\alpha, \varepsilon_i)\, \mathrm{d}\varepsilon_i \right) + (1 - I_i) \log \left(\int_{z_i\gamma}^{\infty} g(\log w_{2i} - x_{2i}\beta, \varepsilon_i)\, d\varepsilon_i \right) \right\}$$

$\log w_{1i}$ $\log w_{2i}$ は、それぞれの領域での労働者 i の賃金（年収の対数値）であり、x_1 x_2は各領域での労働者の賃金を説明する変数ベクトル、α β はそれぞれの変数の係数ベクトルである。賃金関数の撹乱項はμ_{1i}, μ_{2i}雇用決定関数の攪乱項ε_iは、多変量正規分布（multivariate normal distribution）(μ_{1i}, μ_{2i}, ε_i) ～$N(0, \Sigma)$ に従うと仮定することで同時推定が容易となる。上記 $f(\bullet)$, $g(\bullet)$ は、二変量正規分布の結合密度関数を表しており[7]、

$$f(\mu_{1i}, \varepsilon_i) = \frac{1}{2\pi\sigma_1\sqrt{1-\rho_1^2}}\, e^{-\frac{1}{2(1-\rho_1^2)}\left(\frac{\mu_{1i}}{\sigma_1}\right)^2}$$

したがって相関係数$\rho_1 = 0$ の場合、$f(\bullet)$ の二変量正規分布は、

$$f(\mu_{1i}, \varepsilon_i) = \frac{1}{2\pi\sigma_1}\, e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\mu_{1i}}{\sigma_1}\right)^2}$$

となり、単一変量の正規分布の密度関数と同一になる。したがって、$\rho_1 = 0$ であることは、二変量が独立であるための必要十分条件となる。さらに、$\rho_1 = 0$　$\sigma_1 = 0$ かつ $\rho_2 = 0$　$\sigma_2 = 0$ であるなら、$f(\bullet)$, $g(\bullet)$ は標準正規分布の密度関数ϕ と同一となり、Switching Regression Model を推計する必要

7）二変量正規分布の構造については岩田（2000）を参照。

性はなくなる。つまり、$\rho_1 = 0 \quad \sigma_1 = 0$ かつ $\rho_2 = 0 \quad \sigma_2 = 0$ でなければ、Switching Regression の推計結果は攪乱項の共分散構造が加味され、二値選択 Probit モデルおよび OLS（最小自乗法）の個別の推計では考慮できない労働者に帰属する企業の特性や労働者本人の能力や資質などを含めた異質性がそれぞれの推計に与える影響を考慮したものとなる。

上記の計量モデルの結果を使用して、本稿ではそれぞれの労働者 i について $\log w_{1i}$、$\log w_{2i}$ の条件付期待値を求めることで、労働者の両企業規模領域内での条件付期待値の試算を行う。まず、雇用決定関数および賃金関数の撹乱項が二変量正規分布に従い、下記において z_i は雇用決定関数の説明変数ベクトル、γ は係数ベクトル、ϕ Φ を其々標準正規分布の密度関数及び分布関数とすると Maddala（1983）より、

$$E(\mu_{1i}|\varepsilon_i > -z_i\gamma) = E_\varepsilon(E_{\mu i}(\mu_{1i}|\varepsilon_i)|\varepsilon_i > -z_i\gamma) = E_\varepsilon(\rho_1\sigma_1\varepsilon_i|\varepsilon_i > -z_i\gamma)$$

$$= \rho_1\sigma_1 E_\varepsilon(\varepsilon_i|\varepsilon_i > -z_i\gamma) = \rho_1\sigma_1\frac{\phi(z_i\gamma)}{\Phi(z_i\gamma)}$$

$\Phi(-z_i\gamma) = 1-\Phi(z_i\gamma)$ である性質を利用して[8]、

$$E(\mu_{2i}|\varepsilon_i \leq -z_i\gamma) = \rho_2\sigma_2 E_\varepsilon(\varepsilon_i|\varepsilon_i \leq -z_i\gamma) = -\rho_2\sigma_2\frac{\phi(z_i\gamma)}{1-\Phi(z_i\gamma)}$$

$E(\mu_{1i}|\varepsilon_i \leq -z_i\gamma)$ $E(\mu_{2i}|\varepsilon_i > -z_i\gamma)$ についても、同様の変換が可能である。したがって下記において αx_{1i}、βx_{1i}、βx_{2i}、αx_{2i} をサンプルセレクションが考慮された Switching regression の予測値（Unconditional expectation）とすると労働者の両企業規模領域内の条件付期待値は、

$$E(\log w_{1i}|x_{1i}, \varepsilon_i > -z_i\gamma) = \alpha x_{1i} + \sigma_1\rho_1\frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)} \tag{1}$$

$$E(\log w_{2i}|x_{2i}, \varepsilon_i \leq -z_i\gamma) = \beta x_{2i} - \sigma_2\rho_2\frac{\phi(Z_i\gamma)}{1-\Phi(Z_i\gamma)} \tag{2}$$

$$E(\log w_{2i}|x_{1i}, \varepsilon_i > -z_i\gamma) = \beta x_{1i} + \sigma_2\rho_2\frac{\phi(Z_i\gamma)}{\Phi(Z_i\gamma)} \tag{3}$$

$$E(\log w_{1i}|x_{2i}, \varepsilon_i \leq -z_i\gamma) = \alpha x_{2i} - \sigma_1\rho_1\frac{\phi(Z_i\gamma)}{1-\Phi(Z_i\gamma)} \tag{4}$$

となる。(1) (2) の期待値は、其々従業員300人以上、及び299人以下の企業で雇用されている労働者の期待賃金であり、(3) (4) の期待値は、各労働者が雇用されていないもう一方の領域内（スイッチした際の）における期待賃金（Conditional expectation）である[9]。

8）Maddala（1983; pp.224, pp.261）を参照。

9）Throw（1975）の厳密な仕事競争モデルでは、労働者は、OJT を通じてのみ需要のある技能を取得すると仮定される為、労働供給曲線は需要曲線に沿って描写される。したがって、需要曲線は賃金自体の決定はなさない。重層的労働市場の理論的枠組みを叙述している小尾・宮内（1998; pp.197）の理論モデルの特徴は、2 部門における需給関数に Throw（1975）の選択順位（Labor Queue）の概念に基づき、生産人口に労働需要側からみて選択順位の高い累積した順位分布を導入しているところにある。新古典派理論では、労働の等質性の前提に立ち選択順位の概念は存在しないが、小尾・宮内（1998）の理論モデルは、有効需要命題を排除せず、現実に観察される賃金格差（軟差）発生のメカニズムを解明しようとしたものである。このモデルでは、各部門の生産規模は直接決定されるものではなく、相対的な生産規模が重要となる。

4．分析に使用するデータと推定式

実証分析に使用するデータは、㈱リクルートワークス研究所が実施した「ワーキングパーソン調査2002」である。この調査は、2002年８月から10月にかけて実施され、対象地域は、首都圏（東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県、茨城県の一部）、関西圏（大阪府、京都府、兵庫県）、東海圏（愛知県、岐阜県）である。回収された標本は全体で17,105名であり、首都圏の回収数は、13,085名（その内男性が9,010名）。関西圏では2,010名（男性1,423名）、東海圏では2,010名（男性1,427名）の回収がなされている。

この調査データを分析に採用した事由としては、サンプルサイズが十分でありかつ母集団人数に割り戻す形のウェイトバックが行われている点、その設問内容が雇用者の就業形態から産業、職種、仕事内容に渡り詳細に網羅されていることが挙げられる[10]。本稿では、提供を受けたデータの全標本の内、公務員を除く男性雇用者（正社員・非正社員）の標本を分析対象としている。同じ調査データを用いた研究には、児玉・阿部・樋口・松浦・砂田（2005）が挙げられ、転職行動に関する多面的な分析研究がなされている[11]。

同時推定をおこなう賃金関数の推定式は以下のとおりとなる。労働者が生え抜きであることを想定した標準的なMincer型の賃金関数であるが、被説明変数は年収の対数値を用いる。変数の定義および記述統計量については末尾に附している[12]。

$$\begin{aligned}\log W_i = {} & intercept_i + \beta_1 \exp erience_i + \beta_2 \exp erience_i^2 + \beta_3 tenure_i + \beta_4 tenure_i(<2years) \\ & + \beta_5 school_i + \beta_6 industry_i + \beta_7 job_i + \beta_8 job \exp erience_i + \beta_9 city_i + \beta_{10}(hour_i / week_i) \\ & + \beta_{11} married_i + \beta_{12} children_i + \beta_{13} \sup ervizor_i + \beta_{14} companysize_i + \mu_1\end{aligned}$$

また、労働者が属する企業規模を基準に区分する二値（0, 1）を被説明変数とする雇用決定関数の説明変数は、同時推定によって労働者に帰属する異質性が与える影響を加味するため、内性決定の問題を含有する勤続年数を除き賃金関数と同じ説明変数を使用する。その上で、雇用決定関数には操作変数として、『雇用動向調査報告』から従業員300人以上の企業に、新規学卒入社時に55％以

10）㈱リクルートワークス研究所は、同様の調査を2004年、2006年にも同様の調査を実施してデータを公開しているが、2004年より調査対象が首都圏に限定されたこと、また2006年の調査は、母集団人数に割り戻すウェイトバックがおこなわれていないこともあり、本稿では2002年のデータを用いて分析をおこなった。転職者の行動を分析するにあたり、前職と現職の賃金変化率を分析する場合には、景気回復後のデータを使用し比較検討することも研究課題として有益である。

11）転職行動に関する分析は、他に中村（2002）、岸（2003）、勇上（2005a）、勇上（2005b）、富岡（2006）などが挙げられる。勇上（2001）は、転職決定関数と転職者の賃金変動関数および転職者のその後の賃金を生え抜きと比較する分析をおこなっている。太田（1999）は、Burdett（1978）らにならい仕事に就きながらのサーチモデル（On the Job Search Model）に基づいて市場の需給逼迫度と転職行動の関連を分析し、労働者の転職行動は過去の有効求人倍率と比較して、現在の求人倍率に影響を受けること、現在の求人倍率の影響は若年層で大きいことを明らかにしている。大橋・中村（2002）は、Carmichael（1983）のモデルを拡張した理論モデルを紹介している。阿部（2007）は、産業間をまたがって移動する労働者の産業特殊人的資本の損失が、中高年労働者およびブルーカラー労働者で大きいことを明らかにしている。今井・工藤・佐々木・清水（2007）は、転職における賃金交渉の理論を紹介している。

12）「昨年の年収」を被説明変数とする為、勤続１年未満の標本を除き、勤続２年未満ダミーを変数に加える。勤続年数の二乗項はいずれの推計でも有意でないため除いている。職種の管理職（店長など）と管理職ダミー（係長以上）は区別して考え、両方使用している。

上の労働者が雇用されたと考えられる1971年以前及び89年から93年学卒者ダミーと入社時の年齢およびその二乗項を加えた[13]。

上記の Switching regression の推定式から、労働市場における割当て現象を確認する。その上で、本稿の主要な分析目的は、情報の不完全性を考慮に入れ、Switching regression から求めた期待生産性（Conditional expectation）と各企業規模における市場の平均的な掲示賃金（OLS の予測値）との差の規定要因を把握することにある。

まず以下の推定式において、各企業規模期待賃金と OLS の予測値の差 $\widehat{\log W_{con-i}} - \widehat{\log W_{ols-i}}$ 生え抜きと転職経験者で比較することで、Mover-Stayer Model を検証する。

$$\begin{aligned}(\widehat{\log W_{con-i}} - \widehat{\log W_{ols-i}}) = {} & intercept_i + \beta_1 separations_i + \beta_2 school_i + \beta_3 \exp erience_i \\ & + \beta_4 tenure_i + \beta_5 jobtenure_i + \beta_6 job_i \\ & + \beta_7 (hour_i / week_i) + \beta_8 \exp erience_i^2 + \beta_9 married_i + \beta_{10} children_i \\ & + \beta_{11} city_i + \beta_{12} industry_i + \beta_{13} companysize_i + \upsilon_i \end{aligned} \quad (5)$$

次に転職行動者の分析については、以下の2式について $\widehat{\log W_{con-i}} - \widehat{\log W_{ols-i}}$ および $z_a/z_b(\widehat{\log W_{con-i}} - \widehat{\log W_{ols-i}})$ を被説明変数とした分析を行う。

$$\begin{aligned}(\widehat{\log W_{con-i}} - \widehat{\log W_{ols-i}}) = {} & intercept_i + \beta_1 separations_i + \beta_2 school_i + \beta_3 \exp erience_i \\ & + \beta_4 tenure_i + \beta_5 jobtenure_i + \beta_6 job_i \\ & + \beta_7 (hour_i / week_i) + \beta_8 \exp erience_i^2 + \beta_9 married_i + \beta_{10} children_i \\ & + \beta_{11} city_i + \beta_{12} industry_i + \beta_{13} companysize_i + \bar{\psi}_{before-i} + \bar{\alpha}_i + v_i \end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned}z_a/z_b(\widehat{\log W_{con-i}} - \widehat{\log W_{ols-i}}) = {} & intercept_i + \beta_1 separations_i + \beta_2 school_i + \beta_3 \exp erience_i \\ & + \beta_4 tenure_i + \beta_5 jobtenure_i \\ & + \beta_6 job_i + \beta_7 (hour_i / week_i) + \beta_8 \exp erience_i^2 \\ & + \beta_9 married_i + \beta_{10} children_i + \beta_{11} city_i + \beta_{12} industry_i + \beta_{13} companysize_i \\ & + \bar{\psi}_{before-i} + \bar{\psi}_{after-i} + \bar{\alpha}_i + \tau_i \end{aligned} \quad (7)$$

上記において（6）（7）式において、$\bar{\alpha}_i$ および $\bar{\psi}_{before-i}$ は転職者の転職前後の賃金関数の階差（First Difference）モデルを使用して予め求めた上で説明変数に使用する[14]。$\bar{\alpha}_i$ は労働者の本源的能力に準ずる固定効果、$\bar{\psi}_{before-i}$ は転職前後で一定である各労働者個人の仕事を遂行することに与る能力、$\bar{\psi}_{after-i}$ は

13）学卒入社の年度に関しては、留年や浪人などの可能性は考慮せず、各労働者の年齢から最も一般的な就学年数（例えば大卒なら22年）を差し引いて算出している。玄田（1997）が指摘するように、このような学卒年度コーホートは、世代効果として賃金に影響を与えることが考えられる為、操作変数の妥当性についてはコーホートダミー、入社時の年齢および二乗項のいずれかが Switching Regression において有意でありかつ OLS の各賃金関数の推計で有意でないことを確認している。

14）労働の企業間移動について、タイプ1の労働者の移動が経済全体の生産性を高め、タイプ2の労働者の異動がその逆の効果があることについての理論的証明は大橋（1990）を参照できる。賃金と生産性のギャップが企業の雇用政策、第2期の賃金弾力性、他の企業へ移動したときに得られる賃金とのギャップ、危険回避度、消費パターンの歪みに依存することは、大橋（1990; pp48）を参照。

調査項目から転職後の「仕事を把握するのに必要な一般的な期間」をその仕事を遂行する労働者の平均的な能力の代理変数として用いる[15]。次節の分析結果において詳しく考察するが、労働者が仕事の経験を通じて自己の能力を把握し、転職を決意する Job shopping を検証するためには、$\bar{\psi}_{before-i}$ および $\bar{\psi}_{after-i}$ が推計結果に与える影響が重要になる。生え抜きは、配置転換により仕事の異動があるが $\bar{\alpha}_i$ および $\bar{\psi}_{before-i}$ を求めることができないため、$\bar{\psi}_{after-i}$ のみを説明変数に加えて推計をおこなう。

また、市場における均等化差異を検証するために、(7) 式は被説明変数に「仕事の望ましさの指標 z_a/z_b」として、調査項目から「転職を考えているか」という設問に加え、マルチアンサー形式の設問において具体的に「賃金水準」を理由とした 2 項目を数値化して加算した推計をおこなう。また、この分析の結果、市場全体の生産の効率性および経済厚生のパレート最適化の両面から雇用の流動化を考える上で支援すべき労働者をある程度特定することができる。

5.1 分析結果ー労働市場の構造

図表 1 に賃金関数の Switching regression の相関係数 ρ の値を提示している。

図表 1　Switching Regression における攪乱項の相関係数

企業規模300人以上 /299人以下（正社員）			
	Coefficient	Standard Error	P [|Z| > z]
σ_2	0.332	0.003	***
ρ_2	0.695	0.124	***
σ_1	0.257	0.007	***
ρ_1	0.084	0.515	
企業規模100人以上 /99人以下（正社員）			
	Coefficient	Standard Error	P [|Z| > z]
σ_2	0.408	0.008	***
ρ_2	0.797	0.209	***
σ_1	0.263	0.003	***
ρ_1	0.042	0.491	
企業規模30人以上 /29人以下（正社員）			
	Coefficient	Standard Error	P [|Z| > z]
σ_2	0.358	0.005	***
ρ_2	0.747	0.147	***
σ_1	0.261	0.004	***
ρ_1	0.060	0.438	
正社員 / 非正社員			
	Coefficient	Standard Error	P [|Z| > z]
σ_2	0.837	0.038	***
ρ_2	0.947	0.535	***
σ_1	0.277	0.002	***
ρ_1	−0.120	0.177	

注）/ は分断基準を示す。*** は 1 %水準で有意。相関係数は雇用決定関数と賃金関数の相関を示す。

15）階差モデルの推計手法は、「現在の年収から転職前の年収」を差し引いたものを被説明変数とする階差モデルを用いて、各労働者の $\bar{\alpha}_i$ を求める。その階差モデルから仕事に係わる説明変数である産業ダミー、職種ダミー、職種経験をのぞいた階差モデルから求められた固定効果から $\bar{\alpha}_i$ を差し引いて $\bar{\psi}_{before-i}$ を求める。厳密な Job Shopping では、仕事の能力が賃金与える影響自体が未知であり、さらに各労働者のそれぞれの仕事にたいする能力の分布が異なることを考えれば、仕事を把握する「一般的な期間」を

この値は、雇用決定と各部門の賃金関数の相関係数を示す。ρ_2の値は、企業規模が300人以上およびそれ以下の企業の正社員のみの推計をおこなった場合のρ_2 0.695から企業規模30人以上およびそれ以下の企業の正社員のみの推計ρ_2 0,747の場合へ数値が大きくなっていることが示されている。さらに、正社員と非正社員に分けた推計ではρ_2 0.947（非正社員の賃金・雇用の攪乱項の相関）となる。ρ_1の数値が有意ではないことは、大企業への雇用が確率的であり、一方でρ_2の数値が正であることは、小企業においてネガティブセレクションがなされており、企業規模が大きい領域への異質性による雇用確率が低い労働者ほど、相対的に小企業における賃金関数（OLS推計における）の攪乱項も低い値であることを意味する[16]。ρ_2はその度合いを示していることになる。比較優位の原則に基づけば、このようにρ_1が一律に有意ではなく、ρ_2の数値が小企業になるほど大きいことは、労働市場における多重構造の要件を充足していると解釈できる。すなわち、Throw（1975）の広義の仕事競争モデルに基づき領域の選択順位決定は、雇用変動による摩擦的構造的な要因を含めて労働需要側の要因が働き、企業が採用に求める労働者の特性に関する相対的な位置が、需給均衡化に作用して割当て現象が生じていると解釈できる[17]。

図表2はSwitching regression（企業規模300人以上とそれ以下に分類）とそれぞれの企業規模でのOLSの賃金関数の推計結果、および正社員と非正社員に分類した場合の非正社員の推計結果である。

労働者の人的資本に関連の深い学歴と勤続年数の係数を比較して見ると、まず学歴では、[1]式300人以上の大企業のOLS推計において、高卒ダミーの係数は、0.041、大卒・大学院卒では0.198、一方のSwitching regressionにおいては、高卒ダミー0.045、大卒・大学院卒では0.204へ、その差はおよそ0.004から0.006程度の変化しか認められない。一方［3］式の非正社員においてはOLS高卒ダミー0.081からSwitchingの0.180へ、大卒・大学院卒のOLS0.079から0.374へ変化しており、0.019から0.295の差が認められる。高卒−大卒ダミー間の係数の差を見ると、300人以上の大企業規模では、OLSの0.157からSwitchingの0.159へ僅かな差であるが、非正社員において学歴間の係数の差は、OLSの0.095からSwitchingの0.194へ大きく変化している。したがって、サンプルセレクションにより異質性を考慮した結果、学歴を積むことによる純粋な収益率は、企業規模が小さい程、OLSの賃金関数では過小評価されていたことが確認され、就業経験に伴った人的資本は企業規模が大きく、正社員ほど蓄積されている可能性が示唆される。

このことは、職種経験年数を除く、勤続年数、就業経験年数をはじめとする説明変数の係数にも

変数に使用することが不適切である点は仮定を弱めている。z_a/z_bは$\widehat{\log W_{con\text{-}i}} - \widehat{\log W_{ols\text{-}i}}$が正になるように分布を修正し、その上で賃金水準を事由に「転職を考えない」0から「転職活動をしている」場合を1として乗じている。その結果、数値の分布は0でCensoredし、(6)式は、Newton法によるTobit Modelを用いる。また、Switching Regressionの構造上、期待生産性と実際の賃金の差また期待生産性とUnconditional expectationを被説明変数にする分析は妥当ではないと判断し、おこなっていない。また、設問に「転職した場合にどのくらいの年収が見込めるか」という設問があり、情報の非対称性を仮定した上でz_a/z_bの指標として考えられたが今回は使用を控えた。

16）ρの解釈については、Maddala（1983）pp.258が参照できる。ρ_1の符号が正、ρ_2が負のケースがポジティブセレクションである。Dickens and Lang（1985）および石川・出島（1994）等は、逐次的な尤度最大化により誤差項間の共分散を推定するSwitching regressionを採用している。この手法においては、2部門の選択自体が標本の属性に依存することになるが、賃金と雇用の同時性は考慮されない。

17）また、企業が採用基準の最低水準を設定し、各応募者の能力がそれを上回っているかどうかを調査することが、各応募者の能力に関する情報が不完全かつ出会いが確率的である経済においては合理的なものである（大橋1990）。

図表２　Switching Regression（FIML）およびOLSの結果（賃金関数のみ）

分析対象者：生え抜きおよび転職経験者／被説明変数：年収の対数値

	[1] 分析対象者：企業規模300人以上の正社員				[2] 分析対象者：企業規模299人以下の正社員				[3] 分析対象者：非正社員			
	FIML		OLS		FIML		OLS		FIML		OLS	
Variable	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
定数項	5.271	0.220 ***	5.293	0.039 ***	5.326	0.035 ***	5.295	0.034 ***	4.260	0.129 ***	4.184	0.118 ***
大卒・大学院卒	0.204	0.077 ***	0.198	0.030 ***	0.281	0.022 ***	0.200	0.021 ***	0.374	0.097 ***	0.176	0.079 **
短大・専門学校卒	0.104	0.059 *	0.100	0.030 ***	0.118	0.022 ***	0.076	0.021 ***	0.342	0.098 ***	0.173	0.083 **
高校卒	0.045	0.054	0.041	0.027	0.113	0.019 ***	0.075	0.018 ***	0.180	0.077 **	0.081	0.061
大卒以上・理系卒	0.039	0.024 *	0.037	0.015 ***	0.113	0.021 ***	0.068	0.020 ***	0.275	0.148 *	0.156	0.110
勤続年数	0.007	0.003 **	0.007	1.02E-03 ***	0.014	0.001 ***	0.007	7.68E-04 ***	0.035	0.005 ***	0.010	0.003 ***
経験年数	0.039	0.005 ***	0.039	0.002 ***	0.030	0.002 ***	0.034	0.002 ***	0.041	0.010 ***	0.035	0.007 ***
経験年数二乗項	-6.33E-04	0.68E-04 ***	-6.35E-04	0.50E-04 ***	-5.5E-04	0.46E-04 ***	-5.98E-04	0.44E-04 ***	-9.77E-04	2.21E-04 ***	-5.85E-04	1.51E-04 ***
職種経験（月数）	1.31E-04	0.90E-04	1.38E-04	0.53E-04 ***	-0.13E-04	0.69E-04	1.59E-04	0.61E-04 ***	3.75E-04	3.51E-04	6.18E-04	2.36E-04 ***
労働時間（週）	1.09E-03	0.40E-04 ***	1.10E-03	4.33E-04 ***	4.8E-04	3.8E-04	4.25E-04	4.33E-04	0.025	0.002 ***	0.014	0.002 ***
管理職ダミー	0.105	0.017 ***	0.104	0.012 ***	0.110	0.013 ***	0.096	0.011 ***	0.426	0.083 ***	0.153	0.051 ***
既婚ダミー	0.125	0.027 ***	0.123	0.017 ***	0.108	0.019 ***	0.080	0.018 ***	0.415	0.093 ***	0.135	0.068 ***
子ども有りダミー	0.008	0.020	0.007	0.016	0.073	0.017 ***	0.071	0.017 ***	0.040	0.093	-0.016	0.073
	Number of obs. 7545		Number of obs. 3511		Number of obs. 7545		Number of obs. 4034		Number of obs. 8317		Number of obs. 772	
	Iterations completed 104		R-squared =0.621		Iterations completed 104		R-squared =0.532		Iterations completed 97		R-squared =0.524	
	Log likelihood -3234.850		Adjusted R-squared=0.618		Log likelihood -3234.850		Adjusted R-squared=0.529		Log likelihood -5127.041		Adjusted R-squared=0.504	
			F [27,3483] = 212.04 (.00)				F [28,4005] =163.18 (.00)				F [30,741] =27.21 (.00)	

注）*** 1 %、** 5 %、*10%の水準で有意。Switching Regression（FIML）の雇用決定関数の提示は省略している。数値計算にはBFGS法を使用し、Robustな標準誤差。また、上記すべての推計にはサンプルウエイトを使用し、勤続２年未満ダミー、企業規模・産業・職種・都市ダミーを加えている。[1][2]式のFIMLは、規模300人以上/299人以下の同時推定。[3]式のFIMLは、正社員／非正社員に分断した場合の非正社員の賃金関数の結果である。

同様に確認される傾向であり、特に非正規社員については、Switching regressionにおいて、勤続、就業経験年数と同様に既婚ダミー、子供有りダミーも正社員と比較して係数が上昇していることから、異質性に含まれる生活保障的な賃金要素が正社員と比較して相対的に低く抑えられている可能性が示唆されている。

5.2 転職行動に関する実証分析

この節では、Switching Regressionの予測値を用いて、転職行動の主な仮説について、(6)(7)式の検証を行う。次に図表3は、前節(5)式の推計結果から転職をおこなった労働者の期待賃金と市場の掲示賃金との差が生え抜きと比較して低いかどうかについて、主にMover-Stayer Modelの妥当性を検討している。

図表3 労働者の期待賃金と市場の掲示賃金との乖離要因

分析対象者：生え抜きおよび転職経験者（現職への自発的転職者）
被説明変数：条件付期待値−OLS予測値

	[4]企業規模300人以上の正社員		[5]企業規模299人以下の正社員		[6]非正社員	
	OLS		OLS		OLS	
Variable	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
定数項	0.371	0.006 ***	0.022	0.004 ***	−0.011	0.011
転職回数	0.009	0.001 ***	0.003	0.001 ***	−0.001	0.001
大卒・大学院卒	−0.009	0.005 *	−0.014	0.003 ***	−0.013	0.007 *
短大・専門学校卒	−0.032	0.006 ***	−0.006	0.003 ***	0.024	0.006 ***
高校卒	0.023	0.005 ***	0.008	0.002 ***	−0.033	0.006 ***
大卒以上・理系卒	0.042	0.001 ***	0.007	0.002 ***	0.008	0.008
勤続年数	0.001	3.3E−04 ***	0.002	1.8E−04 ***	0.007	0.001 ***
経験年数	−0.006	3.0E−04 ***	−0.003	2.7E−04 ***	−0.003	0.001 ***
経験年数二乗項	7.8E−05	6.1E−06 ***	6.4E−05	6.5E−06 ***	1.4E−04	1.5E−05 ***
職種経験（月数）	3.9E−06	6.9E−06	−1.1E−04	1.2E−05 ***	2.4E−05	4.6E−05
労働時間（週）	−7.2E−04	3.9E−05 ***	−1.7E−05	4.1E−05	1.2E−04	1.6E−04
管理職ダミー	0.001	0.001	0.005	0.001 ***	−0.043	0.008 ***
既婚ダミー	−0.035	0.001 ***	−0.010	0.002 ***	0.076	0.018 ***
子ども有りダミー	0.041	0.001	0.017	0.002 ***	−0.066	0.017 ***
Number of obs.		3335		3492		587
R−squared		0.918		0.441		0.893
F Statistics		1118.01		60.090		153.650

注）分析対象は、生え抜き及び転職者（現職への自発的転職者）。***1％、**5％、*10％の水準で有意。サンプルウエイトを使用し、ロバストな標準誤差を提示。勤続2年未満ダミー、企業規模・産業・職種・都市ダミーを加えている。

図中［4］［5］［6］式は、企業規模300人以上、企業規模299人以下、非正社員を対象におこなった分析の結果であり、転職頻度及び転職回数の効果を見ると、正社員では転職回数が正に有意であり、他の属性変数を制御すると、市場の平均的な掲示賃金と比較して転職者の期待賃金は相対的に高い。また、［6］式、非正社員では転職頻度（転職回数／経験年数）が正に有意となり、労働者の平均年齢が低いためにこの変数が有意に正に効いていると推測される。したがって、転職者の期待賃金は、生え抜きより高く、市場においては相対的に低い賃金の掲示がなされていることになる。

次に図表４、同様の変数を用いた推計に（6）式の$\bar{\psi}_{before-i}$, $\bar{\psi}_{after-i}$, $\bar{\alpha}_i$では、３つの変数を加えて、Search Good Model および Job-Shopping を検証する。

図表４　労働者の期待賃金と市場の掲示賃金との乖離要因

分析対象者：生え抜きおよび転職経験者（現職への自発的転職者）
被説明変数：転職志向*（条件付期待値-OLS 予測値）

	[7] 企業規模300人以上の正社員		[8] 企業規模299人以下の正社員		[9] 非正社員	
	Tobit		Tobit		Tobit	
Variable	mfx.	Std. Err.	mfx.	Std. Err.	mfx.	Std. Err.
仕事を把握してからの経過月数	−1.8E−05	1.9E−04	1.2E−04	1.2E−04	8.8E−04	4.0E−04 **
転職回数	0.044	0.010 ***	0.004	0.002 **	0.005	0.004
大卒・大学院卒	−0.010	0.058	−0.010	0.018	0.112	0.047 **
短大・専門学校卒	−0.024	0.058	0.002	0.017	0.084	0.042 **
高校卒	−0.020	0.056	0.006	0.015	0.080	0.037 **
大卒以上・理系卒	−0.032	0.020	−0.014	0.016	−0.125	0.083
勤続年数	−2.8E−04	2.1E−03	−0.003	8.4E−04	−0.002	0.003
経験年数	−0.007	3.8E−03 *	−0.001	1.9E−03	0.007	0.005
経験年数二乗項	−1.2E−05	8.0E−05	−3.5E−05	4.0E−05	−2.4E−04	1.1E−04 **
職種経験（月数）	−6.2E−05	2.1E−04	−8.9E−05	1.3E−04	−9.0E−04	4.2E−04 **
労働時間（週）	2.6E−03	5.8E−04	1.9E−03	3.3E−04 ***	2.4E−04	8.9E−04
管理職ダミー	2.3E−02	1.7E−02	−0.014	0.009	0.004	0.040
既婚ダミー	−0.008	0.023	0.013	0.014	0.003	0.052
子ども有りダミー	−0.029	0.020	0.017	0.013	0.004	0.053
Number of obs.		2477		2449		170
Uncensored obs.		382		580		78
		0.189		0.191		0.683
Pseudo R2 Log likelihood		−525.670		−431.563		−13.247

注）分析対象は、生え抜き及び転職者（現職への自発的転職者）。***１％、**５％、*10％の水準で有意。サンプルウエイトを使用し、ロバストな標準誤差を提示。勤続２年未満ダミー、企業規模・産業・職種・都市ダミーを加えている。

図表４において、上記３つの効果を変数に含めると転職頻度の係数が負になる。[7] 式において、仕事に関する固定効果$\bar{\psi}_{before-i}$は負に有意であり、マッチングに正の効果が確認される。したがって、労働者は転職前の労働者の能力を転職後に生かし、平均的な市場賃金よりも高い生産性を発揮していることになる。逆にこの効果は、[7] 式の大企業の正社員を対象としている分析結果であることから、企業内の特殊熟練について、外部経験を持つ労働者が勤続者と比較しても劣らない程度の十分な生産性を発揮できる場合に雇用されている可能性も考えられる。同様に [8] 式の中小企業の正社員において仕事遂行に必要な取得期間$\bar{\psi}_{after-i}$が負であることは、高い能力（取得期間で代替できるとすれば）を要求される仕事についている労働者が、正社員の市場において他の労働者と比べ、不利な賃金水準にあることを示唆している。

大企業における上記$\bar{\psi}_{before-i}$の結果から、転職を経験したものが良好なマッチングが得られていないことから、さらに労働者が今後低い賃金の職場へ転職を考える可能性を説明できる仮説は Job-Shopping または Mover-Stayer モデルであるが、仕事に係わる固定効果$\bar{\psi}_{before-i}$と必要な取得期間$\bar{\psi}_{after-i}$の変数を推計に含めた場合においても、大企業において転職頻度が負になることから、これらの効

果と転職頻度が正の相関を持ち、Job-Shopping に比較的近い効果が確認されていると考えられる。また、この効果は、正社員のみ（[7][8]式のみ）に確認され、非正社員[9]式では認められない。

最後に、図表5において、(7)式の労働者の嗜好を被説明変数に加味した推計結果を提示する。

図表5　労働者の期待賃金と市場の掲示賃金との乖離要因

分析対象者：転職経験者（現職への自発的転職）
被説明変数：転職志向*（条件付期待値−OLS 予測値）

	[10] 企業規模300人以上の正社員		[11] 企業規模299人以下の正社員		[12] 非正社員	
	Tobit		Tobit		Tobit	
Variable	mfx.	Std. Err.	mfx.	Std. Err.	mfx.	Std. Err.
固定効果	−0.159	0.047 ***	−0.039	0.022 *	−0.011	0.033
仕事に関する固定効果	−0.156	0.525	0.028	0.224	−0.385	0.542
大卒・大学院卒	0.002	0.079	−0.022	0.026	0.071	0.062
短大・専門学校卒	−0.016	0.079	0.014	0.025	0.077	0.059
高校卒	−0.026	0.072	0.014	0.021	0.067	0.054
大卒以上・理系卒	0.031	0.051	0.013	0.029	−	−
勤続年数	−0.002	3.4E−03	0.000	1.4E−03	−0.006	0.005
経験年数	−0.011	8.6E−03	−0.002	3.1E−03	0.019	0.006 ***
経験年数二乗項	8.6E−05	1.9E−04	−2.9E−05	7.0E−05	−4.1E−04	1.4E−04 ***
職種経験（月数）	−2.8E−04	2.8E−04	1.8E−05	1.2E−04	−8.5E−05	3.0E−04
労働時間（週）	2.8E−03	1.5E−03 *	1.5E−03	4.8E−04 ***	−5.2E−04	1.1E−03
管理職ダミー	3.7E−02	4.0E−02	−0.022	0.014	0.001	0.046
既婚ダミー	2.5E−04	0.062	0.018	0.023	0.103	0.070
子ども有りダミー	−0.042	0.053	0.007	0.021	−0.120	0.072 *
Number of obs.		368		982		170
Uncensored obs.		85		262		78
Pseudo R2		0.2818		0.169		0.683
Log likelihood		−84.69644		−182.935		−13.247

注）分析対象は、転職者（現職への自発的転職者）。***1％、**5％、*10％の水準で有意。サンプルウエイトを使用し、ロバストな標準誤差を提示。勤続2年未満ダミー、企業規模・産業・職種・都市ダミーを加えている。

係数が正に有意であるほど、期待賃金が高くかつ転職志向を持つ労働者として考察する。[12]式の非正社員を対象とした推計で、正の値をとる説明変数が確認できる。大卒以上の高学歴者、高卒者、勤続二年未満の者、経験年数の長いものは、非正社員の中でも特に、労働異動を支援すべき属性を持つ労働者と言える。対照的に負の係数が確認される［10］[11]式において、転職前後の固定効果の高いもの、正社員において転職頻度が高いものは、本人が現在の仕事に満足しているなどの事由から積極的な転職支援は必要ないことになる。大企業においては、職種経験月数以外の労働者の属性については、係数に正の効果は認められず、職場内の配置転換や特殊訓練などが労働者の離職志向を抑制している可能性も考えられる。労働者の市場における期待賃金と転職志向を加味し、労働需要・供給の両面から考察した場合においても、非正社員の積極的な労働の流動化の支援、職業技能を蓄積していく支援は、重要な課題と言える。

6．結語

本稿では、㈱リクルートワークス研究所が実施した「ワーキングパーソン調査2002」を用いて、雇用決定と賃金関数の同時推定をおこない、労働市場が多重構造の要件を満たしていることを確認した。同時に、特に非正社員に労働市場における低い期待賃金が認められた。また、その推計から求められた労働者の期待賃金の予測値を用いて、転職行動に関する主な仮説である Mover-Stayer Model、Search Good Model、Job Shopping の３つの仮説を中心に検証をおこなった。その結果、特に転職ダミーを説明変数に用いた場合には、労働者の期待賃金と市場の掲示賃金との乖離に勤続者との差は認められなかった。しかしながら、労働者の固定効果、仕事に係わる固定効果、また仕事遂行に必要な取得期間を変数として用いた場合には、特に正社員の労働者の転職頻度に負の効果（期待賃金が相対的に不利）が確認されたことから、Job Shopping に近い傾向が認められる。

最後に、労働者の離職意向を期待賃金と掲示賃金との乖離に乗じた分析をおこなった。その結果、特に非正社員の高学歴者、経験年数の長いものほど、生産性の効率と労働者のインセンティブの両側面から転職を支援すべき労働者であることが確認された。

情報仲介機能の強化、再就職を支援するための積極的な職業訓練の提供などは、非正社員の処遇格差を改善し、労働移動を円滑にしていくためにも今後重要な課題と言えるだろう。

参考文献

阿部正浩（2007）「転職前後の賃金変化と産業特殊的スキルの損失」『日本経済の環境変化と労働市場』第３章，東洋経済新報社

Becker, G. S.（1962）“Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis,” Journal of Political Economy, 70: pp. 9−49（佐野陽子訳（2005）『人的資本ー教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社）

Blumen, I., Marvin, K., and McCarthy, P. J.（1955）The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process

Burdett, K.（1978）“A Theory of Employee Job Search and Quit Rates,” *American Economic Review* , 68

Carmichael, L.（1983）“Firm-Specific Human Capital and PromotionLadders,” *Bell Journal of Economics*, Vol. 14: pp. 251−258

Dickens, W.T. and Lang, K.（1985）“A Test of Dual Labor Market Theory,” *American Economic Review*, 75: pp792−805

Doeringer, P. and Piore, M.（1971）Internal Labour Markets and Manpower Analysis, Lexington, Mass.: D.C. Heath.（白木三秀監訳（2007）『内部労働市場とマンパワー分析』早稲田大学出版部）

Johnson, William R.（1978）“A Theory of Job Shopping,” *Quarterly Journal of Economics*, 92

氏原正次郎（1966）「京浜工業地帯における大工場労働者の正確」『日本労働問題研究』東京大学出版会

Jovanovic, B.（1979a）“Job Maching and the Theory of Turnover,” *Journal of Political Economy*, 87

Jovanovic, B.（1979b）“Firm-Specific Capital and Turnover,” *Journal of Political Economy*, 87

玄田有史（2004）「結局若者の仕事がなくなった」『ジョブ・クリエイション』第４章，日本経済新聞社

玄田有史（1997）「チャンスは一度ー世代と賃金格差」『日本労働研究雑誌』第449号

本田由紀（2006）「若年層の雇用の現状と課題「ダブル・トラック」化にどう取り組むか」樋口美雄＋財務省財

務総合政策研究所編著『転換期の雇用・能力開発支援の経済政策ー非正規雇用からプロフェッショナルまで』日本評論社
石川経夫（1991）『所得と富』岩波書店
石川経夫・出島敬久（1994）「労働市場の二重構造」『日本の所得と富の分配』第6章，東京大学出版会
今井亮一・工藤教孝・佐々木勝・清水崇（2007）「転職と賃金交渉」『サーチ理論ー分権的取引の経済学』第3章，東京大学出版会
岩田暁一（2000）『経済分析のための統計的方法』
岸智子（2003）「産業構造の変化と転職行動」『南山経済研究』第18巻1号
黒田祥子・山本勲（2006）『デフレ下の賃金変動ー名目賃金の下方硬直性と金融政策』東京大学出版会
黒澤昌子（2002）「中途採用市場のマッチング」『日本労働研究雑誌』第44巻499号
児玉俊洋・阿部正浩・樋口美雄・松浦寿幸・砂田充（2005）「入職経路はマッチング効率にどう影響するかー公共職業安定所と他の入職経路の比較」樋口美雄・児玉俊洋・阿
部正浩編著『労働市場設計の経済分析ーマッチング機能の強化に向けて』第3章，東洋経済新報社
小池和男（1977）『職場の労働組合と参加』東洋経済新報社
Mincer, J.（1986）“Wage Changes in Job Changes,” Research in Labor Economics, Part A, ed. by R. G. Ehrenberg, Vol. 8, JAI Press.
Mortensen, D. T.（1978）“Wages, Separations, and Job Tenure: On-the-Job Specific Training or Matching?” Journal of Labor Economics, 6: 445–471
中村二朗（2002）「転職支援システムとしての公的職業紹介機能」『日本労働研究雑誌』第506号
小尾恵一郎・宮内環（1998）「労働市場の理論：労働需給と賃金軟差」『労働市場の順位均衡』第6章，東洋経済新報社
尾高煌之助（1984）『労働市場分析』岩波書店
大橋勇雄（1990）『労働市場の理論』
大橋勇雄・中村二朗（2002）「転職のメカニズムとその効果」中田嬉文・玄田有史編著『リストラと転職のメカニズムー労働移動の経済学』第7章，東洋経済新報社
小野旭（1981）「日本の労働市場ー外部市場の機能と構造」東洋経済新報社
太田聡一（1999）「景気循環と転職行動」中村二朗・中村恵編著『日本経済の構造調整と労働市場』第1章，日本評論社
武内真美子（2006）「規模間賃金格差に関する実証分析」「『格差』に関する実証分析」大阪大学大学院国際公共政策研究科博士論文：第1章
Thurow, L.C.（1975）Generating Inequality, New York: Basic Books.（小池和男・脇坂明訳（1964）『不平等を生み出すもの』同文舘出版株式会社）
富岡淳（2006）「人的資本理論と個人間異質性ー転職行動の実証分析」樋口美雄・八代尚宏＋日本経済研究センター編著『人事経済学と成果主義』第8章，日本評論社
勇上和史（2005a）「転職と賃金変化：失業者データによる実証分析」JILPT Discussion Paper 05-004
勇上和史（2005b）「30代の転職行動ー適職選択における「世代効果」」季刊労働法第211号
勇上和史（2001）「転職時の技能評価ー過去の実務経験と転職後の賃金」猪木武徳・連合総合生活開発研究所編著『「転職」の経済学ー適職選択と人材育成』第4章，東洋経済新報社