

KEIO UNIVERSITY  
MARKET QUALITY RESEARCH PROJECT  
(A 21<sup>st</sup> Century Center of Excellence Project)

KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES

DP2004-23

若年時の転職が  
その後の賃金に及ぼす影響

戸田 淳仁\* 馬 欣欣\*\*

**要旨**

本論文では、KHPS の豊富な履歴データの情報を生かして、若年時の転職がその後の賃金にどのような影響を及ぼしているかを検証することを目的とする。その結果によると、40 歳までに限定すると他の条件一定で転職によっても、勤続年数や経験年数などが賃金率に有意な影響がなかったが、60 歳までに範囲を広げると、賃金率に有意な影響が現れた。また、最初の職後 3 年以内に転職した場合は、そうでない場合より賃金率に及ぼす影響が有意ではないが、最初の職後 5 年以内に転職した場合は、そうでない場合より賃金率を有意に高めている結果が得られた。

\* 慶應義塾大学経済学部研究助手

\*\* 慶應義塾大学大学院商学研究科後期博士課程

Graduate School of Economics and Graduate School of Business and Commerce,  
Keio University  
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan

# 若年時の転職がその後の賃金に及ぼす影響

戸田淳仁\*、馬欣欣\*\*

2004年12月31日

## 要約

本章では、KHPSの豊富な履歴データの情報を生かして、若年時の転職がその後の賃金にどのような影響を及ぼしているかを検証することを目的とする。その結果によると、40歳までに限定すると他の条件一定で転職によっても、勤続年数や経験年数などが賃金率に有意な影響がなかったが、60歳までに範囲を広げると、賃金率に有意な影響が現れた。また、最初の職後3年以内に転職した場合は、そうでない場合より賃金率に及ぼす影響が有意ではないが、最初の職後5年以内に転職した場合は、そうでない場合より賃金率を有意に高めている結果が得られた。この結果から考えると、転職は、短期的に見ると、人的資本の損失されるため賃金率に有意な差が現れないという意味で人的資本理論を支持しているかもしれないが、長期的に見れば、勤続年数の増加を通じて人的資本の蓄積と勤続年数の増加によるマッチを高めて、能力が十分的に発揮するため賃金率に有意な差が現れない。その意味で、人的資本理論を完全には否定できないが、ジョブ・マッチング理論の方が当てはまる可能性が高いという結果が得られた。また、最初の職後5年以内に転職した場合は最初の職後3年以内に転職した場合に比較して、人的資本理論よりむしろジョブ・マッチング理論が当てはまるかもしれない結果が得られた。

## 第1節 はじめに

1990年代初頭のバブル崩壊後、日本の労働市場は期待成長率の低下や産業構造の変化によってめまぐるしく変化している。労働市場の動向を表す指標の1つとして失業率があげられるが、その動きを見てみると1980年代までは平均1%から2%で推移してきたが、90年代前半のバブル経済崩壊以降年々高まっており、1998年には4%を越え2003年に

---

\* 慶應義塾大学経済学部研究助手、E-mail: toda@gs.econ.keio.ac.jp

\*\* 慶應義塾大学大学院商学研究科後期博士課程 E-mail: ma6713@hotmail.com

は5%を越える時期もあったが、2004年9月現在4.7%ほどで推移している。その中でも20代を中心とした若年者層の失業率は他の世代に比べ最も高く、2004年9月現在では15-24歳の失業率が9.4%、25-34歳のそれが6.0%である。

失業率が高いことに関連して、新卒離職の「七・五・三」と言われるように若年者層の離職者数も高いことが知られている（玄田・黒澤(2001)。「七・五・三」とは、1990年代における新規学卒就職者の3年以内に離職する割合が、中学卒で7割、高校卒で5割、大学卒で3割にのぼる状況を表す言葉である。学校を卒業してから働くことを引退するまで同じ会社に就職しつづける文字通りの「終身雇用」の労働者は、過去もそうであったのかもしれないが、現在ではいっそう珍しい存在になっている。

そうだとすると、新卒直後の転職は果たしてどのような意味を持つのだろうか。確かに、転職といってもどのような状況あるいは理由で生じるかによって多くの意味を持つ。とりわけ、学卒3年以内などという学校を卒業して直後の場合は、自分がどのような職業人生を歩むかまだ判断が十分になされない可能性があり、実際に就職することで、自分の職業人生や自分の適性を判断できるという側面を否定できない<sup>1</sup>。また、世代効果の実証研究が示すように、就職する時期の景気がよくないために企業の採用が手控えられ、職を選ぶ側からすれば自分の希望する職種が十分選べなかったためにとりあえず就ける職について、その後に時期を見計らって転職するということも考えられる<sup>2</sup>。一方、転職することによって転職前後の賃金が平均的に低下する可能性もある。その理由として企業特殊的な技能や人的資本があり、転職することでその技能や人的資本が転職後の企業で通用しないため、あたかも技能の少ない労働者のように扱われる恐れがある。

このように考えてくると、若年時の転職が意味することは、転職によって自分の望んでいるもしくは適性にあった職業を選ぶ傾向にあるのか、それとも転職によって企業特殊的な人的資本を失うという結果を生み出すのか、不明である。そしてこの問題について、日本においては検証のために必要なパネルデータが存在しなかったことなどにより研究されていない。そこで本章では、新卒直後の転職によってその後の賃金にどのような影響を及ぼすか。この問題について、この本のテーマの1つである職歴について調査した独自性を持つ慶応家計パネル調査を用いて検証したい。そして、新卒直後の転職と学校の卒業から

<sup>1</sup> 玄田・黒澤(2001)では、失業率が高い時期に就職した場合、就業マッチングの質が低下し、その結果として若年の熟練形成が進まない可能性が高まると指摘している。しかし、自発的な転職行動は転職した時の純便益が転職しない時の純便益より高い時に行われるはずであり、必ずしも玄田・黒澤(2001)が当てはまるとは限らず、転職がマッチングの質の向上をもたらす可能性もある。

<sup>2</sup> 例えば、太田(2003)があり、そこではこれまでの研究のサーベイも行われている。

就職に至る過程についてのあり方について考察できればと考える。

以下の論文の構成は、第2節でこれまでの先行研究について簡単に概観し、第3節で検証する仮説と使用するデータについて簡単に述べる。第4節で実証分析についての結果を報告し、第5節でこの研究で分かったことと限界について述べる。

## 第2節 先行研究

この節では簡単に先行研究について概観する。初めに、一般的な転職についてベースとなる研究を紹介し、次に日本における若年者の離職と転職行動についての研究を紹介する。

### 1 転職や賃金上昇を説明する理論

労働経済学では転職や賃金上昇について説明する理論として、少なくとも、ジョブ・マッチング理論と人的資本理論の2つがある<sup>3</sup>。

Jovanovic(1979a)が提案したジョブ・マッチング理論では、労働者の資質と企業の求める資質が合致しない時には、転職することが当該労働者にとっても企業にとってもより望ましいであると指摘されている。ジョブ・マッチング理論によって、職にマッチしている労働者が現職にとどまり、勤続年数が長くなるが、マッチのうまくいっていない労働者が転職する可能性が高く、勤続年数が短くなる。また、ジョブ・マッチングが勤続年数との関連性があると指摘されている Jovanovic(1979 b)。労働者の企業に勤める勤続年数が長くなるほど勤める企業についての情報が明らかになり、企業とのマッチング(相性)を判断することができるため、勤続年数によって、転職率が異なると指摘された。<sup>4</sup>ジョブ・マッチング理論によって、企業とのマッチングがよいほど、その労働者の勤続年数が長くなって、知識・技能を十分的に発揮することができるため、その生産性が高まり、結果として賃金も高くなると説明している。

また、Becker(1964)と Mincer(1974)を嚆矢とする「人的資本理論」では、賃金の上昇が、最初の教育レベル(学歴)と仕事を通じて技能・知識を習得する機会、すなわち OJT (on-the-job training) による人的資本の上昇の結果であると指摘されている。つまり、人的資本の上昇を通じて従業員の生産性が向上するため、賃金が増えると説明している。また、企業サイドから人的資本のあり方を考える場合に、人的資本(human capital)が

<sup>3</sup> 賃金のレベルを説明するその他の理論として Lazear(1979)のインセンティブ仮説、Shapiro and Stiglitz(1984)を嚆矢とする効率賃金仮説などがある

<sup>4</sup> アメリカでは、就職6カ月以内の転職率がほぼ33%、一年以内の転職率が50%であるが、就職第2年目の転職率が17%、就職第3年目の転職率が8%であった。(Farber,1999)

一般的人的資本（general human capital）と企業特殊的人的資本（firm-specific human capital）の二つに分け、一般的人的資本とは身に付けた知識や技能がどの企業でも共通に役立つものであるが、企業特殊的人的資本とは、それを修得した企業のみにはしか通用せず、その企業の独自の生産技術、インフォーマルに形成されていく熟練である。また、一般的人的資本は学校教育を通じて形成されるが、企業特殊的人的資本は仕事を通じて形成され、つまり、企業内の教育訓練と従業員の勤続年数によって、形成される。したがって、転職する場合には、一般的人的資本は転職しても価値が低下しないが、企業特殊的人的資本が低下し、企業特殊的人的資本が転職する場合に役に立たないと指摘されている。<sup>5</sup>このことを逆に言えば、同じ企業で勤続年数が長くなければなるほど仕事を通じて人的資本は蓄積された個人の賃金が上昇するといえる。

これらを踏まえると、ジョブ・マッチング理論に従えば、転職によって企業とのマッチングが良くなれば賃金が上昇すると考えられる。一方、人的資本理論に従えば、転職によって企業特殊的人的資本が評価されず賃金が低下すると考えられる。そこで一般的に転職することで賃金はどう変化するのだろうか。樋口(2001)はパネルデータを用いて観察している。その結果によると、男性について、転職を経験した人の転職後の賃金率は継続就業者の対応する時期の賃金率に比べて平均的に低い。しかしそれはもともと賃金の低い人に転職者が多かったためであり、転職者に限ってみれば、やはり転職前よりも転職後のほうが賃金率の上昇している人は多いとしている。つまり、転職直後の賃金率の変化率でみると転職者のほうが継続就業者より高いと指摘された。この結果はどちらかといえばジョブ・マッチング理論を支持しているといえるが、使用しているデータに問題がある<sup>6</sup>。また、学卒直後の転職には焦点を当てていない。

## 2 若年者の離職と転職行動

次に、若年者の離職と転職行動について特に日本の先行研究について調べて何が分かったかについてみていく。

玄田・黒澤(2001)は労働市場へ参入した経験を持つ30歳未満労働者の就業経歴の決定要

<sup>5</sup> ここでは一般的人的資本と企業特殊的人的資本のみ紹介したが、産業や職種などの特殊的人的資本が Neal(1995)、Parent(2000)、阿部(1996)や樋口(2001)などによって指摘されるなど、人的資本にはさまざまな種類があると考えられる。しかし、これはそもそも人的資本というものが抽象的で数量化できないためであり、このではいわば対極的な二つだけを紹介した。

<sup>6</sup> 樋口(2001)の使用した家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』は女性を対象にした調査であり、ここで紹介した結果である男性については女性の配偶者という形でしか調査されていない。つまり、この結果には独身の男性は含まれていないというサンプルセレクションバイアスに関する問題があると考えられる。

因を実証分析した。特に注目したのは、正社員としての就業機会の獲得および就職後の定着傾向に対する失業率と学校の就職指導の影響であり、結果として学卒直前の就職活動期における失業率の上昇は、正社員として就業する機会を制限するだけでなく、正社員となった場合にもその後転職する傾向を強めていることを見いだした。

玄田・黒澤(2001)は主に若年者の離職・転職について焦点を当てているが、離職・転職についてそのほかの研究として世代効果の分析がある。世代効果とは、学校を卒業して就職する時期の景気動向つまりその世代によって将来の離職率が決定されることである。つまり、不況期に就職した労働者は、企業が新規学卒者の求人を減少させるため自分の希望通りの仕事を発見することが難しく、就職したとしても不満を抱えているため将来離職する可能性が高まる。逆に好況期に就職した労働者は自分の満足の行く仕事に遭遇する確率が高まるので将来転職のために仕事をやめる必要がなくなる。太田(2003)は7本の論文をサーベイしているが、いずれの研究でも世代効果の存在が確認されている。

しかし玄田・黒澤(2001)や太田(2003)において、若年層の転職率が高いか低いかというところのみに注目し、学卒直後に転職を経験することが賃金にどのような影響を及ぼすかについては検証していない。以下ではこの問題を検証するために使用するデータと仮説について述べる。

### 第3節 検証する仮説と使用するデータ

#### 1 使用するデータ

以下の実証分析では2004年1月に実施された慶応家計パネル調査(KHPS)の第1年度分を利用する。このデータでは対象者本人のみならずその配偶者についても職歴や賃金について同じ質問をしているので、ここでは対象者本人と配偶者の情報をあわせて用いる。このデータの特徴は第1章で詳しく述べられているが、1つ特徴を挙げれば後でも説明するように、個人の職歴について履歴情報として詳しく調査しており、個人の転職<sup>7</sup>と雇用形態の動向について詳しく把握できることである<sup>8</sup>。履歴データを分析に使うにあたり、まったく記入がなかったサンプルと、調査時点まで1年以上継続して収入のある仕事をしな

<sup>7</sup> 転籍も含む。

<sup>8</sup> このデータの場合、職歴については過去の事象を記憶に頼って答える側面(retrospective)があるため、通常のパネルデータと比較して信頼できるとはいえない。また付録の調査票を参照すれば分かるとおり、転職を複数回している労働者の、過去の仕事の職種や産業、賃金などの情報は調査されていない。

ったサンプル、そして年齢の分からないサンプルを削除した<sup>9</sup>。また、以下の分析において最終学歴卒業以前の職歴については全て除外して考えている<sup>10</sup>。

分析を行う前に、これまで経験した転職回数の分布と雇用形態の変化について確認する。まず雇用形態については表1にまとめられてある。表1は、雇用形態別の初職の割合と1回目の転職を経験する割合、そして1回目の転職後にどのような雇用形態に変化するかをまとめたマトリックスである。それによると初職の構成比は男女ともあまり大きな違いはないが女性のほうが男性に比較して臨時雇用の割合が高い。そして離職後の雇用形態の変化であるが、男性、初職の正規雇用の構成人数に対して、正規雇用から正規雇用への転職が男性は約85%であるのに対し、女性は約48%であり、男女間で大きな差があると言える。また、男女とともに同じであるが臨時雇用から正規雇用への転職も6割弱と無視できない大きさとなっている。

また表2には、以下の分析に用いる男性の雇用者に限って、転職回数の分布を示したものである。転職回数1回の労働者は全体の2割強であり、玄田・黒澤(2001)の指摘した「七・五・三」より低いながらも高い水準であるといえる。また、転職回数別に、最初の就職から転職まで3年以内と5年以内の場合の割合について見る。ここでの、最初の就職から転職までの期間は、最初に就職した年齢から、離職して次の職についた年齢までの期間(年)である。転職回数1回の労働者2割強のうち、最初の転職が就職後3年以内は4.3%、5年以内は7.4%であり、5年以内という比較的短期間で転職する割合が転職回数1回の労働者の約3分の1を占めるほど高いということが分かる。またこの傾向は20歳代、30歳代の若年者ほど高いということが分かる。

また、そして以下の分析では時間当たり賃金率を以下のように構築した。このデータでは賃金を年収、時給、日給、月給のようにいくつかのパターン別に観測できるため、時給以外についてはまず(1)残業時間は所定内労働時間の1.25倍の給与が与えられると仮定して、その割増分を含めた本質的な月あたりの労働時間を計算し、(2)年間賞与額を12で除した月あたり賞与額と月当たり賃金(日給については日給に月当たり就業日数をかけたもの)を合計したもの(年収の場合は年収と賞与の合計を12で除したもの)から(1)で計算

<sup>9</sup> 調査票において回答者本人に該当する年齢は分かるが、配偶者に該当する年齢は無回答のため不明なサンプルがあり分析対象から除いている。

<sup>10</sup> 確かに最終学歴となる学校の卒業前の就業経験がその後の就業に与える影響は無視できないが、ここでは紙幅の関係で省略し、今後の分析を待ちたい。また最終学歴となる学校を卒業する前から働き始め、卒業後も同じ職を続けている場合は、それを最終学歴となる学校卒業後はじめての職とみなしている。

した本質的な月あたり労働時間を除することで計算した。時給については時給に1時間あたりの賞与額（年間賞与額を12かける(1)の本質的な月あたり労働時間で除したもの）を合計することで時間当たり賃金率を計算した。

最後に付け加えると、残念ながら慶応家計パネル調査は2004年1月が第1回の調査であり、パネルデータの形としては入手できない。従って過去の賃金の情報がないため、転職をしてから調査時点までの時間が個人によって大きく異なる。従って以下の分析では勤続年数でコントロールすることはもちろん、転職をしてから調査時点までの時間によっていくつかのカテゴリーに分けて分析する。

## 2 検証する仮説とモデル

以上より検証する仮説としては、若年時の転職、特に最初の就職から次の職に就職する転職まで3年以内や5年以内の転職を経験することが、そうでないときに比べて現在の賃金に正の影響を与えているか、負の影響を与えているか、ということである。ここで、若年時の転職を最初の就職から転職まで3年以内や5年以内ととらえている理由は、以下の通りである。まず年齢を用いて25歳までに転職したかどうかを判断すると、学歴によって意味が異なってくる。つまり高卒であれば最大7年働くことが出来るが、大卒では最大3年しか働けないということもあり、最初の就職からすぐの転職ということが学歴によって意味が異なってくる<sup>11</sup>。

もちろんこの仮説を検証するためには、若年時の転職を経験した労働者の平均賃金とそうでない労働者の平均賃金を比較することで判断することもできる。しかし、ここでは賃金に与えるほかの要因を一定にするために回帰分析を利用する必要がある。そしてここでは、若年時の転職の経験を示すダミー変数のほかに賃金関数を推定する際にしばしば用いられる説明変数として具体的には経験年数、勤続年数（2乗項を含む）、教育年数が考えられる(Mincer, 1974)。また、産業間や企業規模間、あるいは労働組合に加入しているかどうかによって賃金の水準が異なることも考慮し、それらもダミー変数として説明変数として含めることでコントロールした。また、60歳以上の労働者については、定年退職を経験して半ば強制的に離職・転職を強いられていることもあるため、以下の推定に当たっては60歳以上のサンプルを除外した。調査時点で自営業者や開業医や作家などの自由業につい

<sup>11</sup> 残念ながら、中卒については15歳以降の職歴を把握することが出来ないため、便宜上18歳時に就職していれば18歳から3年以内あるいは5年以内の離職・転職についてみているし、18歳時に就職しておらずその後就職した場合は、その職に就職した時点から3年以内あるいは5年以内に離職したかということにする。ただし、われわれの使用したサンプルでは中卒は60歳以下で約6%、40歳以下では約2%程度であり、この作業が全体の推定結果に大きく影響するとは考えにくい。



ても賃金の決定が雇用者と異なるために除外した。そして、転職をしてから調査時点までの時間によっていくつかのカテゴリーに分ける方法として、全体のサンプルと40歳以下の労働者サンプルの2通りに分けて推定した。

#### 第4節 実証分析の結果

実証分析の結果は表3と表4にまとめられている。表3は60歳以下の全サンプルを用いて賃金関数を推計したものである。この結果を見てみるとまず、全サンプルの勤続年数や経験年数、教育年数の符号はこれまでの研究と整合的であるといえるが、転職に関するダミーが全く有意ではない。しかし、転職回数が0回と1回に限定したサンプルについてみてみると結果は少し異なる。まず、(3)式は(1)式の推定式を転職回数が0回と1回に限定したものであるが、そこでの転職を表すダミー変数は有意ではない。しかし、(4)式は(3)式のモデルに、転職ダミーと勤続年数の交差項を入れて、転職の効果が現職の勤続年数の大きさによって変化すると仮定しているが、その時には転職ダミーのみが10%有意水準であるが有意である。また、転職を初職就職から5年以内にやや範囲を拡大した推計結果を見てみると、(6)式にあるように転職ダミーのみを入れた場合には10%有意水準であるが有意である。また(7)式は(4)式に対応するように5年以内転職ダミーとその勤続年数との交差項をいれたものであるが、その場合転職ダミーのみ有意であった。転職ダミーと勤続年数の交差項は、転職することの賃金への効果が、勤続年数つまり転職後の職についてからの調査時点までの期間によって線形的に変化すると仮定したものに注意すると、(7)式の結果が意味することは、最初の就職から5年以内に転職すると、転職直後には賃金に正の影響を与えるが、転職のダミー変数と勤続年数の交差項が負であるため、転職後の職を長く勤めるほど、つまり勤続年数が長くなると徐々にその効果が減少していくがそれは0と統計的に有意ではないということの意味する。

そこで、表4のように、サンプルを40歳以下に限定して同様なことを行う。そのように限定する理由は、われわれの主たる関心である若年時の転職の効果がもし長期的であり、中高年時になってはじめてその効果がすこしずつ現れているとすると、表3の(7)式のような結果が得られても当然であり、短期的に現れるかどうかを検証するためである。

結果を見てみると、(1)式は最初の就職から3年以内に離転職したダミーを説明変数に入れているが有意にはきいていない。しかし、(2)式のように最初の就職から5年以内に離転職したダミー変数を説明変数に入れた場合も有意ではない。このことから、40歳以下の比

較的短期的には、若年時に転職することで、賃金に何の効果も与えていないことが分かった。

同様にこの結果は、転職回数については何もコントロールしていないものであるが、今度は転職回数が0回ないし1回のサンプルに限定して同じ推定を行っても同じである。(3)式から(5)式までの最初の就職から3年以内に転職したことに関連するダミー変数は有意ではない。一方、(6)式から(8)式のように最初の就職から5年以内に転職したことに関連するダミー変数を説明変数に入れた場合も同じである。

表3と表4の結果から分かることは、最初の就職から3年以内の転職では全く転職の賃金への効果は現れていなかったが、5年以内の転職はその後の賃金に正の効果を及ぼすことが分かった。これが意味することは、最初の就職からすぐの転職は結果的にマッチングを高めることにも人的資本を喪失することにつながっていない。しかし転職するまでの期間を広げてみると転職することでその後の賃金が正に影響しているため、最初の職業である程度経験して転職する場合は、もともとの能力が高いためかあるいは、ある程度の経験によってその労働者にとって適する職業を発見することが出来たか、理由は不明であるがマッチングを高めることに成功しているといえる。

## 第5節 むすび

この章では、若年時の転職、特に最初の就職から転職まで3年以内や5年以内の転職を経験することが、そうでないときに比べて現在の賃金に正の影響を与えているか、負の影響を与えているか、ということを探った。その結果、最初の就職から転職まで3年以内のときはその後の賃金にあまり影響を与えていないことが分かった。また、最初の就職から5年以内の転職を経験することはその後の賃金に正の影響を与えているが、それがそもそも転職をする労働者は比較的能力が高く、それが正の賃金への影響に現れたのか、あるいは転職することで実際にマッチングを高めることにつながったのか不明である。しかし、この結果からは転職については転職直後には人的資本の損出も否定できないために人的資本理論が当てはまると言うこともいえるが、長期的に見ると、むしろジョブ・マッチング理論のほうが当てはまりがと良いと考えられる。そして世代効果の研究で主張されているように、学卒時の景気などによってその後の離職率に変化が出ているが、そこで転職することが今後の賃金に差が統計的有意に出ない。したがって、若年時に転職することで賃金以外の労働条件等その他の要素が向上するのであればむしろ若年時の転職を推進すること

が望ましいと言えるかもしれない。

しかし、この分析についてもいくつかの問題点がある。第1に、クロスセクションのデータしかないために、個別効果をコントロールすることが出来なかった。そのため、この分析で得られた正の効果というのは、転職をする労働者ほど能力が備わっていてそれが正の賃金への影響に現れたのか、あるいは転職することで実際にマッチングを高めることにつながったのか判断できなかった。このことは将来パネルデータが収集され個別効果をコントロールすることで判断できるだろう。第2に、これもデータの問題であるが、転職の理由が不明であるため、さまざまな理由による転職の平均的な効果しか判断することが出来なかった。転職の理由も大きく分けて非自発的なものと自発的なものがある。これらを区別することは今後の課題でもある。第3に、転職の産業と職種別の分析をしていない。産業と職種によって、蓄積する人的資本が異なるため、産業内と産業間の若年時の転職と職種内と職種間の若年時の転職がその後の賃金に及ぼす影響が異なると考えられる。これらを区別して分析することも今後の研究課題である。

## 参考文献

- 阿部正浩(1996)「転職前後の賃金変化と人的資本の損失」『三田商学研究』No.39
- Becker, G. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*, Columbia University Press. (佐野陽子訳『人的資本—教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社、1976).
- Farber, H.S. (1999) "Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets", Ashenfelter, O and Card, D.(eds) *handbook of Labor Economics*, Elsevier, Amsterdam, 2439-2483.
- 樋口美雄(2001)『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。
- 玄田有史、黒澤昌子(2001)「学校から職場へ—「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』No.490, pp.2-10。
- Jovanovic, B. (1979a), "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, 87, pp.972-990.

- Jovanovic, B. (1979b), "Firm-specific Capital and Turnover," *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1246-1260.
- Lazear, E. (1979), "Why Is There Mandatory Retirement?," *Journal of Political Economy*, 87, 1261-1284.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press.
- Neal, D. (1995), "Industry-Specific Human Capital: Evidence From Displaced Workers," *Journal of Labor Economics*, 13, pp.653-77.
- 太田聰一(2003)「若者の就業機会の減少と学力低下問題」伊藤隆敏、西村和雄編『教育改革の経済学』日本経済新聞社。
- Parent, D. (2000), "Industry-Specific Capital and the Wage Profile: Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth and the Panel Study of Income Dynamics," 18, pp. 306-323.
- Shapiro, C., and Stiglitz, J. (1984), "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," *American Economic Review*, 74, pp.433-444
- White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, pp.817-838.

表1 雇用形態別転職回数別の割合と1回目の転職後の雇用形態の移動

男性(サンプル数=3340)

	初職の 構成比	転職1回 以上割合	転職2回 以上割合	1回目の転職後の雇用形態(*)				
				正規雇用	臨時雇用	自営・自	内職	家族従業
正規雇用	80.0%	52.9%	10.4%	84.9%	6.3%	7.6%	0.1%	1.1%
臨時雇用	10.5%	53.3%	10.5%	54.8%	38.0%	6.6%	0.0%	0.6%
自営・自由	7.4%	31.7%	4.5%	31.0%	8.6%	58.6%	1.7%	0.0%
内職	0.2%	40.0%	0.0%	0.0%	0.0%	50.0%	50.0%	0.0%
家族従業	2.4%	44.3%	8.9%	58.3%	4.2%	12.5%	0.0%	25.0%
合計		51.2%	10.0%	79.0%	9.8%	9.6%	0.2%	1.4%

女性(サンプル数=3336)

	初職の 構成比	転職1回 以上割合	転職2回 以上割合	1回目の転職後の雇用形態(*)				
				正規雇用	臨時雇用	自営・自	内職	家族従業
正規雇用	78.8%	82.3%	15.1%	47.5%	33.3%	5.1%	7.9%	6.2%
臨時雇用	12.3%	66.4%	10.2%	58.3%	29.6%	4.9%	2.4%	4.9%
自営・自由	0.4%	50.0%	6.9%	22.0%	14.6%	36.6%	9.8%	17.1%
内職	1.1%	63.2%	10.5%	35.7%	35.7%	7.1%	21.4%	0.0%
家族従業	4.2%	55.3%	5.0%	17.6%	37.3%	3.9%	9.8%	31.4%
合計		77.7%	13.7%	47.2%	32.6%	5.7%	7.5%	6.9%

ここでの転職は、前の仕事をやめて次の仕事に移動することまで含めて1回と数える。

(\*)の値は各雇用形態の初職の構成人数に対する割合を示す。

転職には転籍も含む。

初職は最終学歴卒業後すぐの雇用形態あるいは、学校卒業前から卒業後にかけての雇用形態を表最終学歴卒業前に離職・転職した回数はこの表の転職回数に含んでいない。

(出所) 慶応家計パネル調査2004年

表2 年齢階層別転職回数(男性、雇用者のみ)

転職回数	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳以上	合計
0回	64.7%	57.2%	53.8%	50.7%	35.0%	53.0%
1回	18.3%	20.7%	24.1%	23.1%	29.3%	22.8%
うち最初の転職が最初の就職後						
3年以内	10.5%	4.3%	3.8%	3.1%	0.8%	4.3%
5年以内	13.6%	8.0%	6.8%	6.3%	2.4%	7.4%
2回	5.1%	11.9%	11.5%	9.8%	15.4%	10.7%
うち最初の転職が最初の就職後						
3年以内	4.7%	5.6%	4.5%	2.8%	2.0%	4.1%
5年以内	5.1%	8.6%	7.0%	4.2%	3.3%	5.9%
3回以上	11.9%	10.2%	10.7%	16.4%	20.3%	13.4%
合計	295	537	532	572	246	2187

ここでの転職は、前の仕事をやめて次の仕事に移動することまで含めて1回と数える。

表の値は各年齢階層別の合計に対する割合。

転職には転籍も含む。

最終学歴卒業前に離職・転職した回数はこの表の転職回数に含んでいない。

(出所) 慶応家計パネル調査2004年

表3: 賃金関数の推定結果(男性のみ)

	全サンプル		転職回数1回以内のみ					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
勤続年数	0.018 (0.004)**	0.018 (0.004)**	0.018 (0.005)**	0.019 (0.005)**	0.019 (0.005)**	0.018 (0.005)**	0.019 (0.005)**	0.018 (0.005)**
勤続年数2乗/100	-0.010 (0.012)	-0.010 (0.012)	-0.011 (0.014)	-0.013 (0.014)	-0.012 (0.014)	-0.011 (0.014)	-0.013 (0.015)	-0.011 (0.015)
経験年数	0.037 (0.005)**	0.037 (0.005)**	0.036 (0.006)**	0.036 (0.006)**	0.035 (0.006)**	0.036 (0.006)**	0.036 (0.006)**	0.035 (0.006)**
経験年数2乗/100	-0.059 (0.012)**	-0.058 (0.012)**	-0.054 (0.015)**	-0.055 (0.015)**	-0.053 (0.015)**	-0.054 (0.015)**	-0.053 (0.015)**	-0.054 (0.015)**
教育年数	0.049 (0.006)**	0.049 (0.006)**	0.049 (0.007)**	0.050 (0.007)**	0.050 (0.007)**	0.050 (0.007)**	0.050 (0.007)**	0.050 (0.007)**
3年以内転職ダミー	0.005 (0.042)		0.058 (0.056)	0.174 (0.105)+				
3年以内転職ダミー × 勤続年数				-0.009 (0.006)	-0.001 (0.003)			
5年以内転職ダミー		0.013 (0.034)				0.077 (0.043)+	0.182 (0.084)*	
5年以内転職ダミー × 勤続年数 定数項	6.009 (0.102)**	6.006 (0.101)**	6.021 (0.107)**	5.998 (0.109)**	6.025 (0.107)**	6.006 (0.107)**	5.982 (0.109)**	6.026 (0.107)**
サンプル数	1550	1550	1187	1187	1187	1187	1187	1187
決定係数	0.42	0.42	0.44	0.44	0.44	0.44	0.45	0.44

( ) 内の値はWhite(1980)の方法で修正された標準誤差

+ significant at 10%; \* significant at 5%; \*\* significant at 1%

説明変数として他には、企業規模ダミー、労働組合加入ダミー、非正規社員ダミー、産業ダミーを含む。

(出所)慶応パネル調査2004年

表4: 賃金関数の推定結果(男性、40歳以下のみ)

	全サンプル		転職回数1回以内のみ					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
勤続年数	0.010 (0.010)	0.010 (0.010)	0.008 (0.013)	0.010 (0.014)	0.008 (0.013)	0.007 (0.013)	0.006 (0.014)	0.003 (0.013)
勤続年数2乗/100	0.012 (0.048)	0.013 (0.048)	0.027 (0.061)	0.018 (0.062)	0.026 (0.061)	0.032 (0.060)	0.039 (0.064)	0.049 (0.061)
経験年数	0.040 (0.014)**	0.040 (0.014)**	0.043 (0.018)*	0.042 (0.018)*	0.043 (0.018)*	0.043 (0.018)*	0.044 (0.018)*	0.045 (0.018)*
経験年数2乗/100	-0.057 (0.058)	-0.055 (0.058)	-0.076 (0.074)	-0.073 (0.074)	-0.076 (0.074)	-0.079 (0.074)	-0.085 (0.077)	-0.094 (0.075)
教育年数	0.052 (0.010)**	0.052 (0.010)**	0.050 (0.010)**	0.051 (0.010)**	0.050 (0.010)**	0.051 (0.010)**	0.051 (0.010)**	0.050 (0.010)**
3年以内転職ダミー	-0.023 (0.051)		0.016 (0.070)	0.098 (0.124)				
3年以内転職ダミー × 勤続年数				-0.013 (0.013)	-0.003 (0.007)			
5年以内転職ダミー		0.046 (0.044)				0.100 (0.063)	0.070 (0.110)	
5年以内転職ダミー × 勤続年数 定数項	6.012 (0.157)**	5.991 (0.157)**	6.055 (0.170)**	6.038 (0.172)**	6.056 (0.170)**	6.026 (0.171)**	6.030 (0.172)**	6.043 (0.169)**
サンプル数	700	700	563	563	563	563	563	563
決定係数	0.32	0.32	0.32	0.33	0.32	0.33	0.33	0.33

( ) 内の値はWhite(1980)の方法で修正された標準誤差

+ significant at 10%; \* significant at 5%; \*\* significant at 1%

説明変数として他には、企業規模ダミー、労働組合加入ダミー、非正規社員ダミー、産業ダミーを含む。

(出所)慶応パネル調査2004年

付表： 分析に使ったデータの基本統計量

	全体のサンプル					40歳以下のサンプル				
	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
賃金(対数)	1659	7.862	0.700	5.347	12.073	741	7.633	0.648	5.809	12.073
勤続年数	1871	14.738	11.300	0	45	809	7.863	5.669	0	23
勤続年数の2乗/100	1871	3.448	4.213	0	20.25	809	0.939	1.096	0	6.76
経験年数	1864	22.203	10.967	0	44	792	11.601	5.667	0	26
経験年数の2乗/100	1864	6.132	4.910	0	19.36	792	1.667	1.255	0	5.29
教育年数	1864	13.552	2.331	9	18	792	13.783	2.253	9	18
最初の就職から転職										
3年以内ダミー	1936	0.091	0.288			832	0.118	0.323		
5年以内ダミー	1936	0.143	0.350			832	0.173	0.379		
3年以内ダミー×勤続年数	1871	1.022	4.395	0	37	809	0.676	2.457	0	17
5年以内ダミー×勤続年数	1871	1.795	5.844	0	38	809	1.096	3.147	0	17
企業規模										
100人以下	1936	0.396	0.489			832	0.400	0.490		
300-1000人	1936	0.129	0.335			832	0.147	0.354		
1000人以上、官公庁	1936	0.243	0.429			832	0.227	0.419		
労働組合加入ダミー	1936	0.311	0.463			832	0.338	0.473		
非正規社員ダミー	1936	0.080	0.271			832	0.106	0.308		
産業ダミー										
農林業	1936	0.006	0.075			832	0.007	0.085		
漁業・林業・水産業	1936	0.004	0.064			832	0.001	0.035		
鉱業	1936	0.005	0.068			832	0.002	0.049		
建設業	1936	0.122	0.328			832	0.111	0.314		
卸売・小売業	1936	0.094	0.292			832	0.103	0.305		
飲食業・宿泊業	1936	0.023	0.149			832	0.032	0.177		
金融・保険業	1936	0.033	0.179			832	0.032	0.177		
不動産業	1936	0.008	0.091			832	0.007	0.085		
運輸業	1936	0.082	0.274			832	0.078	0.269		
通信情報業	1936	0.046	0.209			832	0.059	0.236		
電気・ガス・水道・熱供給業	1936	0.026	0.159			832	0.028	0.164		
医療・福祉	1936	0.027	0.163			832	0.041	0.198		
教育・学習支援業	1936	0.028	0.166			832	0.025	0.157		
その他のサービス業	1936	0.119	0.324			832	0.150	0.358		
公務	1936	0.082	0.274			832	0.058	0.233		
その他	1936	0.022	0.147			832	0.017	0.129		