

ねんきん定期便からみた日本の転職行動

2012年8月20日

一橋大学経済研究所

神林龍

要約

本稿では、ねんきん定期便を転写するという形で個人の職歴を追ったパネルデータを利用し、日本の労働市場における転職市場を分析した。まず本稿で用いるデータを政府統計の厚生労働省『雇用動向調査』と比較したところ、全体としては日本の転職行動をよく代表することを確かめた。次にパネル構造を用いて転職時の賃金変化について分析した結果、クロスセクションデータを用いて得られた従来の知見を再確認した部分と、修正すべき部分があった。たとえば、離職時の勤続年数などが賃金変化に与える影響については、固定効果の追加で結論は大きく変わらないのに対して、年齢や離職理由の影響については異なる結論が得られた。本稿の推論は、労働市場分析におけるパネルデータの有用性を再確認するに十分だろう。また一面で、労働市場におけるすべてのメカニズムについてパネルデータが必要なわけではなく、分析対象によってデータを使い分けられる可能性も示唆している。

Theme: Microeconomics of unemployment

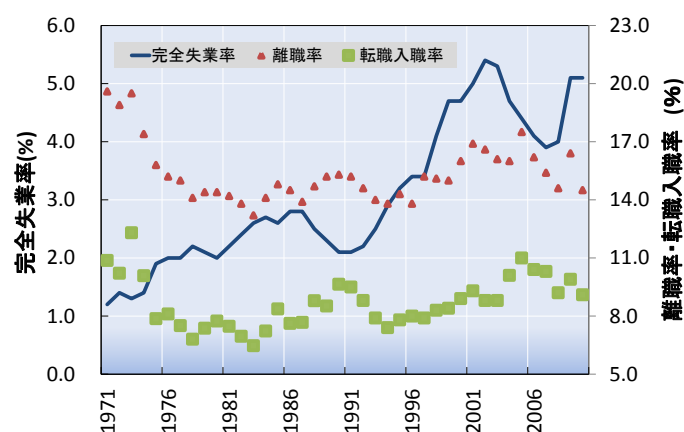
Keywords: Displacement

JEL Classification: J31, J41, J63, J6

1. 日本の労働市場における転職行動と本稿の位置づけ

1990年代以降の長期に渡る不況の中で、日本の労働市場は変容を迫られてきたといわれている。1980年代に称揚された日本的雇用慣行はもはや過去のものとされ、むしろ新しいビジネスへの転換を妨げる桎梏とまでいわれるようになった。年功的賃金体系や長期雇用を捨て去り、英米に比肩する流動的な労働市場の必要性が声高に主張されるようになってきたのである。とはいえ、喧伝された割に、労働市場を通じた人材の積極的な再配置はそれほど活発になったわけではない。たとえば次の図1に示すように、失業率は持続的に上昇する傾向が顕著であるにも関わらず、離転職を通じた労働異動はオイルショック後の1970年代前半の活動水準にすら届いていないのである。

図1：完全失業率と離転職率の推移（1971～2010年）



出所) 完全失業率：総務省『労働力調査』基本集計より年平均値、離職率・転職入職率：厚生労働省『雇用動向調査』より長期時系列表。転職入職率とは毎年1月1日現在の被用者数と比較して、当該1年間に入職したうち前職があって転職期間が1年以下の被用者の割合を示す。入職者には、転職入職者のほかに、新規学卒者など前職がない未就業入職者がいる。

もちろん、この間政府は手を拱いていたわけではない。労働市場における転職活動を促進するために、1974年の雇用保険法を皮切りに、労働市場法制と総称される法律群の拡充を図ってきた。たとえば1985年には労働者派遣法を制定し、フレキシブルな雇用形態を導入する先鞭をつけた。同年には職業能力開発促進法も法制化し、失業者の再就職を念頭においた公的職業訓練の拡充を図った。また、1997年には戦時中より続いていた職業紹介の公的独占を放棄し、民営営利職業紹介を解禁するに至った¹。

こうした労働市場の流動化政策は先進諸国に共通した傾向であると同時に、労働市場のマッチング・マーケットとしての性質に注目するようになってきた経済学の動向とも並行

¹ 日本の労働政策の推移をまとめた教科書として、濱口(2004)などがある。

していた。経済学の世界では、摩擦的失業を理論化した 1980 年代の均衡サーチ理論の出現以来、労働市場でのマッチングの効率性がいかに経済全体に影響を及ぼすかが理論的に議論されるようになり、実証的にも、ある事業所の雇用機会の増減には、経済全体に共通な景気変動の結果というよりも、労働需要主体に発生する個別事情の影響のほうが支配的なことがわかってきた。実際、不景気でも雇用を増やしている部分が必ず存在することが確かめられるようになり、消失した雇用機会に張り付いていた被用者を、新たに創り出された雇用機会にいかにか素早く再配置するかが経済全体の効率性を決める、という論点が現実味を帯びてきた²。

こうした実証的関心は、人々の転職行動を分析することで具現化される。

もっとも、1980 年代当時、転職行動が労働研究者の注目を集めたのは、マッチング・マーケットの性質を検討するためというよりも、転職時の賃金低下が企業特殊人的資本の毀損を代理するものとして、内部労働市場の役割を外側から観察する道具としてであった。もちろん、転職行動そのものがある被用者・使用者の意思決定の結果なので、一般に転職者はある特定の被用者（たとえば何らかの理由で能力不足の烙印を押された解雇者）に偏る。その結果、一時点でのデータを単純に利用した場合には、企業特殊人的資本の毀損による賃金低下を過大評価してしまうという問題点が、この文脈では重大視された。転職者を選択する余地のない事業閉鎖、使用者が転職者を選別する個別解雇、被用者が自ら転職するかどうかを決める自己都合退職といった、転職者の前職の離職理由の違いに着目した研究など、様々な工夫がなされたのもこの理由ゆえである。しかし主に米国でパネルデータが開発されるにつれ、転職者の個別事情をどう勘案するかという計量経済学的関心は概ね解決されたと考えられ、この種の研究は一段落する³。

かわって 1990 年代以降盛んになったのは、マッチング・マーケットの機能不全を転職行動と結びつける研究である。雇用保険などの大規模パネルデータが整備され、研究者に利用可能になるという条件整備が前提だったが、詳細な賃金データを長期にわたって追跡できる点を最大限利用し、失職の長期的な影響を調べ、労働市場の固着性について直接的根拠を得るといった研究に注目が集まっている⁴。

翻って日本の労働市場に関する転職の研究は、日本的雇用慣行に対する関心が失われただけではなく、データの制約もあってそれほど進展していない。そもそも、日本におけるパネルデータは近年整備され始めたばかりで、全体のサンプルサイズはそれほど大きくは

² 均衡サーチ理論については、Pissarides(2000)が便利である。雇用創出消失研究については Davis et al. (1996)のほか、玄田(2005)が詳しい。

³ 米国においては、はやくも 1920~40 年代に、産業転換に際しての被用者の産業間移動などについて大規模な調査が行われ、Slichter (1921)、Bakke (1954)など議論が集積された。米国におけるパネルデータを利用した転職研究としては、たとえば、Neal (1999)、Royalty (1998)、Zavodny (2003)、Keith and McWilliams (1997, 1999)などがある。Henry Farber による一連の研究は、転職者の中でも失職者に着目し、クロスセクショナルデータである Current Population Survey に付属する Displaced Worker Supplement に依拠して、1980 年代から 2000 年代前半までの失職者の状況をつぶさに報告した(たとえば Farber (2011))。90 年前後までの文献については、Topel (1993)、Fallick (1996)、Kletzer (1998)などいくつかのサーベイが詳しい。

⁴ Ruhm (1991)、Jacobson et al. (1993)、Munch (2006)、Von Wachter (2009)などがある。

ない。図 1 に掲示された年数%という現状の転職率から容易に想像できるように、これらのパネルデータには転職を経験したサンプルが十分に格納されているわけではない。そこで、厚生労働省『雇用動向調査』や総務省『就業構造基本調査』などの政府統計の個票を用いる研究が主体になる⁵。しかし、これらの政府統計は、サンプルサイズこそ大きいものの、基本的にクロスセクションデータであって欧米の先行研究で指摘されたセレクションバイアスを修正するには限界があった。

以上のようにまとめられた先行研究の流れの中では、本稿は長期パネルデータを用いて転職時の賃金変化を検討するという研究に位置づけられる。本稿で扱う転職記録は、次節で説明するように、厚生年金の加入記録である「ねんきん定期便」をそのまま転記するという方法で収集されており、20 年以上の長期にわたるパネル構造を利用可能にした。パネル調査の伝統のない日本においては、回顧的方法によるパネルデータの構築は有力な手段で、たとえば「慶應義塾家計パネル調査」などでも取り入れられている。しかし、記憶に頼って収集された情報は曖昧なことが多く、たとえば 10 年以上前の勤務先での賃金や勤続年数、離職のタイミングなどには大きな測定誤差が含まれる。本稿のデータは、厚生年金加入者に限られるという制約はあるものの、ねんきん定期便という文書資料を元としており、比較的離れた過去の離職のタイミングや賃金変化についても比較的正確な情報が期待できる点で利点がある。

次の第 2 節では本稿で扱うデータを説明する。第 3 節では転職行動の全体像を把握し、第 4 節で転職時の賃金変化に関する分析をまとめる。最後の第 5 節で分析結果を吟味し結論をまとめる。

2. ねんきん定期便によるデータ

本稿で用いるデータは、ねんきん定期便を利用した『くらしと仕事に関する調査: 2011 年インターネット調査』として 2011 年 9 月から 12 月にかけて実施された調査に依拠する。調査対象は、ねんきん定期便が送付される全国の公的年金の加入者で、公的セクターを中心とする共済組合の加入者は除く。インターネット調査のモニターとして登録している 30 歳から 59 歳のうち、ねんきん定期便を保管している者を調査客体とした。まず 5 つの質問項目からなるスクリーニング調査で調査への協力の有無を確認した後本調査への回答を依

⁵ 樋口・児玉・阿部編著(2005)や Abe et al. (2002)が代表例である。『雇用動向調査』には入職者票と呼ばれる入職者に対する個人調査があり、前職や転職時の賃金変化に関する質問項目がある。ただし、賃金変化は「3 割以上減少」「3 割から 1 割の減少」「1 割減少から 1 割増加」「1 割から 3 割増加」「3 割以上増加」の 5 つのカテゴリーからの選択となっている(ただし、1998 年以前は「3 割以上減少」「3 割以上増加」がなく、3 つのカテゴリーからの選択だった)。また、猪木編著(2001)所収の諸論文では連合総研の行ったアンケート調査を用いた分析が報告されている。ユニークな例としてはアウトプレースメント会社のデータを用いた Bognanno and Delgado (2008)がある。

頼し、先着順で各年齢階層 2000 人ずつ合計 6000 人からの回答をデータとして格納した⁶。

本調査の内容は年金制度への信頼や引退行動など多岐に渡るが、本稿で注目するのは職歴である。本調査では、ねんきん定期便に記載された加入履歴を最大 10 件複写する。ねんきん定期便とは、公的年金への加入状況を加入者に知らせるために始められた通知制度で、2009 年 4 月より毎年誕生月に加入者に送付される。すべての加入記録が記載された詳細通知は 35 歳、45 歳、58 歳時にのみ送付され、その他の年齢の者には直近 1 年の加入記録のみを記載した簡易通知のみが送付されることになっているが、2009 年度の第 1 回時には、すべての加入者に詳細通知が送付されている。通知に記載されている情報は、厚生年金給付の算定基準となる各年 4 月の標準報酬月額とともに、年金資格、勤め先の名称、加入・脱退年月日である。本調査では調査時点で保有している最新の詳細通知をもとに、各年 4 月の標準報酬月額、年金資格、厚生年金への加入・脱退記録を転写してもらった。同時に、転職があったタイミングで、企業規模、産業、職種、雇用形態、契約形態、転職時訓練の利用、離職理由などの質問を重ねた。

本データを利用する上で確認すべきことが三点ある。第一点は転職の定義である。厚生年金は、事業所ごとに適用運用されている例と企業あるいは複数の企業で一括して適用運用されている例がある。前者の場合、社内の配置転換でも支店をまたぐ場合などには、ねんきん定期便に資格取得喪失日が記載されている可能性が高い。本調査では、企業単位での就労履歴を追うこととし、同一企業内の配置転換による資格履歴はあらかじめ調査客自身で判断して排除してもらった⁷。また以下の分析では、『雇用動向調査』や『就業構造基本調査』などの政府統計との比較可能性を保つために、とくに断りがない限り、離職期間が 1 年を超えない履歴変更を転職として扱い、離職期間が 1 年を超える場合には一旦労働市場から退出したとみなす。

第二点は、賃金が厚生年金の標準報酬月額で把握され、労働時間に関する情報がないことである。したがって時給ベースでの賃金率を分析できない。標準報酬月額とは、年金給付額を算定するために被保険者が事業主から受ける毎月の給料などの報酬額を区分したもので、連続変数ではない。2012 年現在、細かく 57 等級が設定されているものの、最低等級は 11,000 円未満、最大等級は 605,000 円以上と、等級の幅は 2,000 円から最大 30,000 円まで幅をもつ。標準報酬月額を計算する報酬には、現物支給も含めて原則として被保険者が労務の対償として受けたものすべてが含まれるが、臨時に受ける手当や 3 か月を超える期間ごとに受ける賞与などは含まれない点にも注意が必要だろう⁸。

⁶ 調査方法や内容の詳細については高山・稲垣・小塩(2012)を参照のこと。

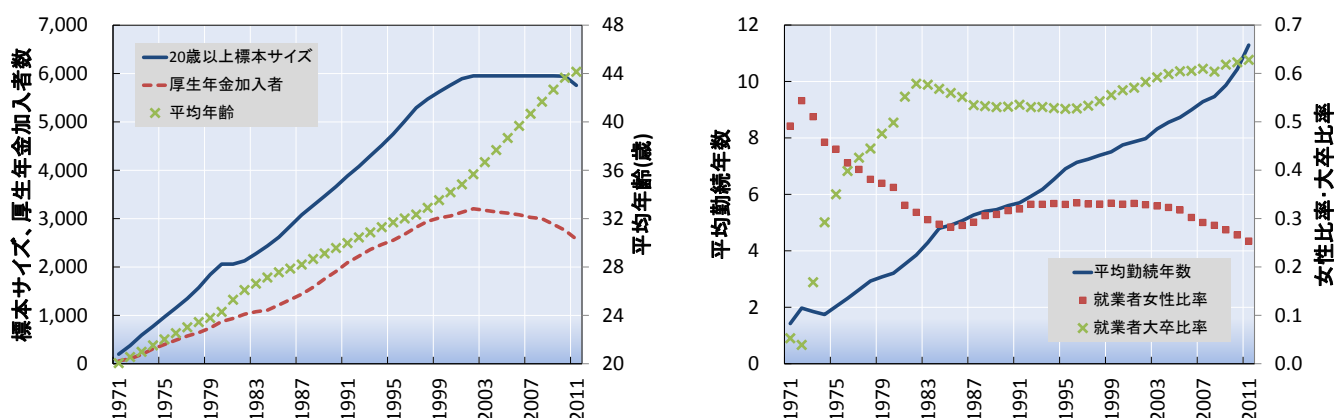
⁷ 具体的には、「同一の企業内での人事異動（部署・支店間の異動や企業の合併など）が別々の記録になっている場合がありますが、これは転職とはみなしません。この場合、その企業における、最初の「④資格を取得した年月日」と最後の「⑤資格を失った年月日」を記載してください。」と注意書きした。

⁸ 分析には、毎年 4 月 1 日時点に情報を統一した。この際、4 月の標準報酬月額は、4 月の給与決定日が対象になるので 4 月 1 日時点とは限らない。しかし 4 月の給与決定日がわからないので、1 日現在の職歴を 4 月の標準報酬月額に充てる。また、生年も年月のみしかわからなかったため、4 月生まれは 4 月 1 日誕生と考え、各年 4 月 1 日時点の満年齢を算出した。また、標準報酬月額の等級は時代によって変遷があり、

第三は、転職履歴が厚生年金加入者に限定される点である。厚生年金加入者は20歳から60歳までの人口の40～50%程度、同被用者の70%程度をカバーするとはいえ、いわゆる正規労働者が中心となり、非正規労働者から(へ)の転職時にデータから脱落する可能性がある点には注意が必要だろう。

これらの特徴を念頭に、データ全体の挙動を確かめよう。まず、各年20歳から59歳までを分析対象とすると、調査時点のサンプルサイズは5,935、平均年齢44.1歳、女性比率48%、大卒比率61%である。サンプルを1971年から2011年までの40年間のパネルデータに拡張すると、延べ観察数は152,630で、1標本あたり平均25.6となる。ただし、2011年時点でサンプルされた調査客体の回顧データであることから、時間を遡るにつれてサンプルサイズは減少し、若年層に偏る。この点を確かめるために、次の図2は各年毎にサンプルサイズ、厚生年金加入者数、サンプル平均年齢、就業者の平均勤続年数、就業者の女性比率、就業者の大卒比率を掲示した。以下、就業者とは厚生年金加入者と同義とする。

図2：サンプルサイズとデータの挙動（1971～2010年）



出所) 「くらしと仕事に関する調査: 2011年インターネット調査」より著者作成

概ね、1970年代は20歳代まで、1980年代は30歳代まで、1990年代は40歳代までという年齢分布となることが確かめられる。これに伴い、平均勤続年数も単調に増加する。女性比率は1970年代には急速に減少するものの、正社員に近い厚生年金加入者のみに限定されるためか、1980年代以降は30%前後で安定している。大卒比率も、やはり正社員に限定される傾向があるからか、1980年代半ば以降60%前後で安定する。

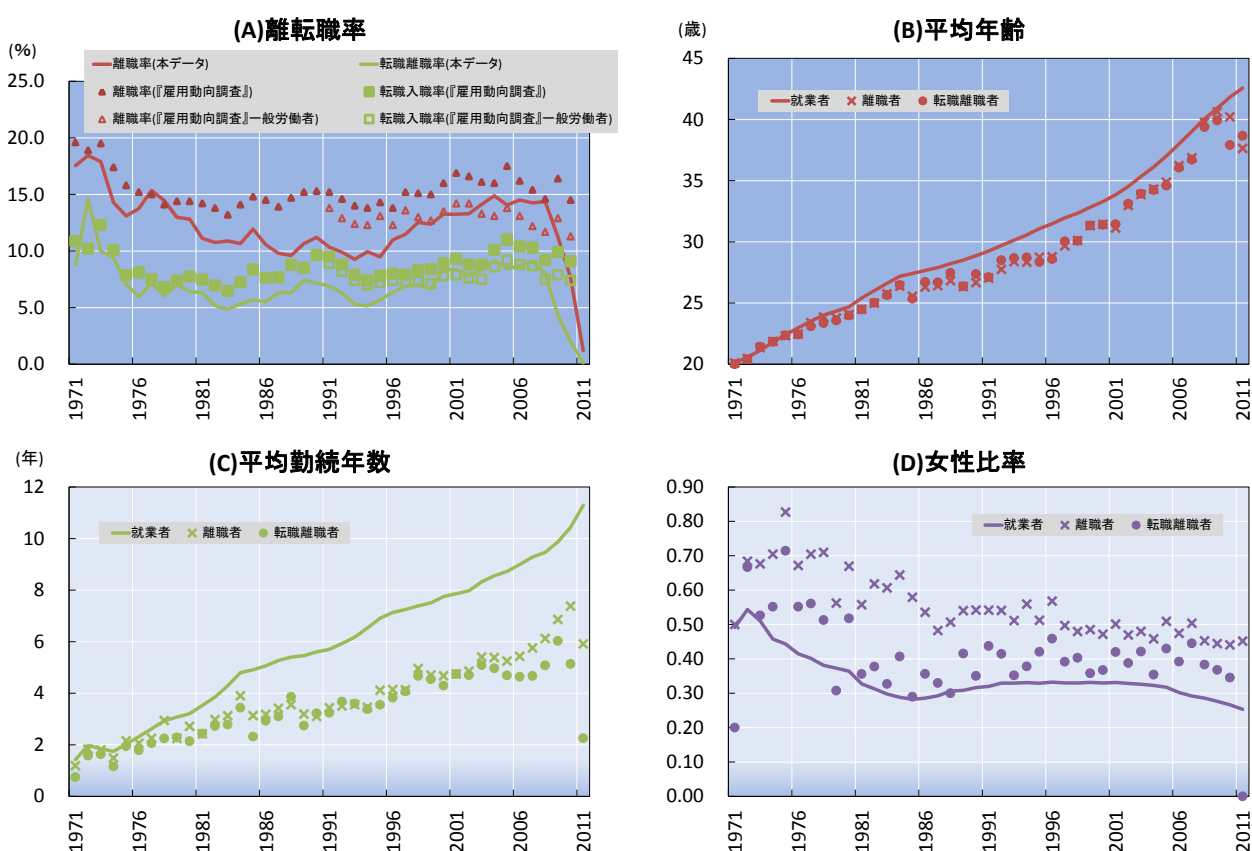
3. 転職履歴の概要

基本的に細分化される方向にあった。それゆえ、標準報酬月額の違いによって賃金変化を計算する場合、時代が早い方で測定誤差が大きくなる可能性がある。

それでは、このようなデータから観察される転職履歴の概要をまとめよう。

毎年4月1日時点での加入場所から翌年3月31日までに資格喪失が記録されていれば離職者とみなし⁹、次の加入記録が離職から365日以内であれば転職者と数える。次の図3では、4月1日時点での就業者に対する1年間の離職者および転職離職者の比率を算出し、図1に掲げた厚生労働省『雇用動向調査』からの離職率および転職入職率と併せて示した。ただし、前節に示したように本稿で扱うデータは正規労働者に偏っている可能性があるため、『雇用動向調査』の離転職率も1992年以降利用可能な一般労働者についての数値も含めた¹⁰。

図3：離転職率および平均属性の動向（1971～2011年）



出所) 厚生労働省『雇用動向調査』長期時系列表および「くらしと仕事に関する調査: 2011年インターネット調査」より著者作成

パネル A によれば、ねんきん定期便をもとにした離転職率は、概して『雇用動向調査』

⁹ 正確には、退職日は資格喪失日の前日である。

¹⁰ 『雇用動向調査』では他の政府統計と同様に、「(ア)期間を定めずに雇われている者、(イ)1か月を超える期間を定めて雇われている者、(ウ)1か月以内の期間を定めて雇われている者又は日々雇われている者で、前2か月にそれぞれ18日以上雇われている者」として常用労働者を定義する。さらにパートタイム労働者を「常用労働者のうち、1日の所定労働時間がその事業所の一般労働者よりも短い者又はその事業所の一般労働者と1日の所定労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない者」として定義し、常用労働者のうちパートタイム労働者ではない者を一般労働者としている。

による離転職率よりも小さいが、本稿のデータが正規労働者に偏る傾向があることによるだろう。一方、時系列的挙動は特に転職率について酷似している。『雇用動向調査』の数値をより正規労働者に近い一般労働者に限ると、集計値の差はほとんどない。このように、本研究で扱うデータは、正社員に偏る傾向があるものの、離職行動に関する全般的な傾向は代表的な政府統計と似ていると考えてよい¹¹。

次に離職者および転職者の平均年齢、平均勤続年数、女性比率などサンプルの基本的属性を集計したのがパネル B からパネル D である。離職者の平均年齢は就業者の平均年齢と比較すると小さく、定年前の 59 歳までの年齢階層では離職者は若年層に多く見られることを示唆している。その一方、離職者と転職者との年齢差は明確ではなく、離職したことを条件付ければ労働市場からの退出傾向が若年層に偏るわけではない。この傾向は『雇用動向調査』にも見られ、たとえば 2010 年の 20～59 歳の常用労働者の平均年齢が 39.5 歳なのに対して、同年齢階層の離職者の平均年齢は 35.7 歳、離職期間 1 年未満の転職入職者の平均年齢は 36.1 歳と計算される¹²。離職者や転職者の平均年齢は就業者全体よりも低く、離職者と転職者との違いはそれほど顕著ではないという点でも、本データは全体をうまく表象しているといえる。

離職者や転職者の離職時点での平均勤続年数は、就業者全体の平均勤続年数と比較すると短く、短期勤続者が多く離職する傾向があることがわかる¹³。その差はたとえば 2008 年ではおよそ 3 年と、平均年齢の乖離と比較するとかなり大きい。離職者が年齢について若年層に偏る傾向よりも、勤続について短期勤続者に偏る傾向のほうが強いことを示している。女性比率は、就業者に対して離職者で高く、よく知られたように女性ほど離職する傾向が強い。ただし、転職者の女性比率は離職者ほど就業者と乖離しておらず、離職の後労働市場から退出傾向が女性に顕著であることを確認できる。

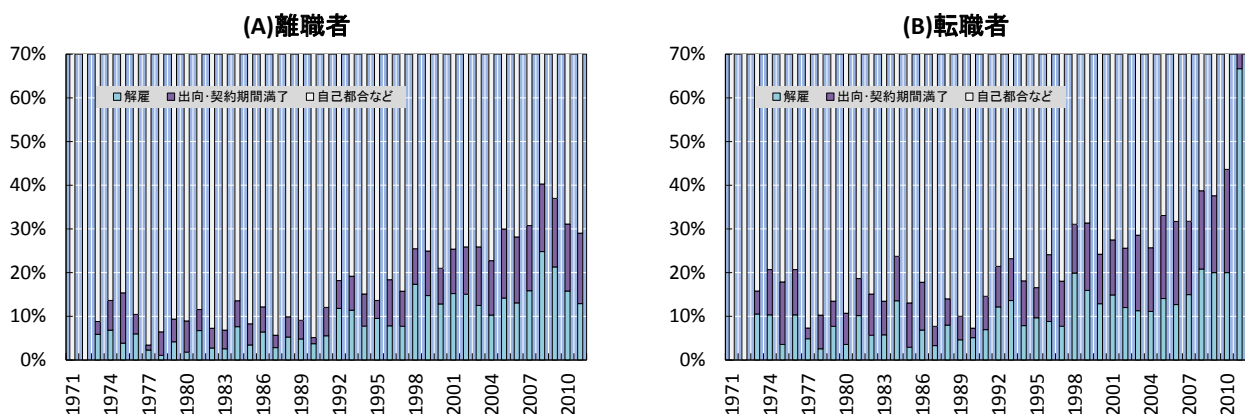
次に離職理由の分布を確かめよう。

図 4：離職理由の分布（1971～2011 年）

¹¹ 2009 年以降の離転職率の急減は、調査客体が転写したねんきん定期便が、2009 年のものが 30.8%、2010 年のものが 29.7%で使われていることにより、2009 年以降の離職レコードについては履歴観察が右側で打ち切られていることによると考えられる。

¹² 『雇用動向調査』の年齢は 5 歳毎の階級値を格納するよう設計されている。ここでは各階級値を中位値で代理させ、平均を計算した。

¹³ ただし、就業者の勤続年数は毎年 4 月 1 日時点で計算している。



出所) 「ねんきん定期便の加入履歴等及び、くらしと仕事に関するインターネット調査」より著者作成

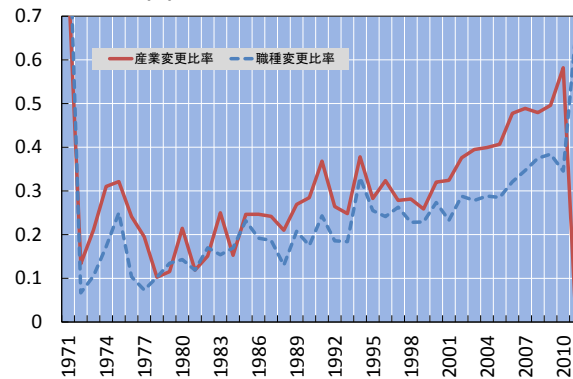
本調査では、年金加入記録が途切れる毎に、その時の離職理由を、「倒産・整理解雇・希望退職への応募」「普通解雇」「定年・出向（嘱託等として再雇用された場合を含む）」「契約期間満了（出稼ぎを含む）」「結婚・出産・育児など」「親の介護など」「その他（自己都合など）」の7区分で聞いた。図4では最初2つを解雇、次の2つの出向・契約期間満了、最後の4つを自己都合などとして集計した。おおまかにいえば、第一のカテゴリーが解雇相当で、第二のカテゴリーが準解雇相当¹⁴、第三のカテゴリーが自発的離職と言い換えられる。先にみたように、本データでは時系列的に平均年齢や平均勤続年数が大きく変化しているため、図から単純に離職理由の分布の変化を解釈するのは難しい。しかし、ほとんどのサンプルの転職を包摂している2000年代の集計結果では、自発的離職は概ね70%前後で、2008年のリーマンショック以降増加傾向にあったとまとめられる。同時期の解雇相当の離職および準解雇相当の離職は15%前後ずつを占め、概ね『雇用動向調査』の数値に近い。興味深いのは、自発的離職者は転職者では離職者よりも数%ポイント少ない傾向があり、労働市場から退出するのはむしろ自発的離職者である可能性が高いことが確認できる。

最後に転職に伴い、勤務先の産業、自らの職種を変更したかどうか、雇用形態や雇用契約期間を変更したかどうかを集計した。本調査では、離職理由と同様に、新たに年金加入資格を得た時点で勤務先の産業や自らの職種、雇用形態や雇用契約期間を記入してもらった。産業は13大分類、職種は8大分類に区別した。雇用形態は職場の呼称によって正規労働者とそれ以外を区別し、雇用契約期間は期間の定めの有無によって区別して集計した。

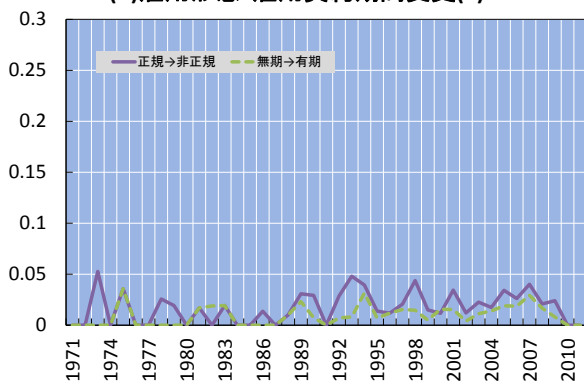
図5：産業・職種・雇用形態・雇用契約期間の変更（1971～2011年）

¹⁴ イギリスと異なり日本の労働法制では「準解雇」という法的概念が普及しているわけではないが、近年非正規労働者の雇用終了を特徴付けるものとして注目が集まっている。

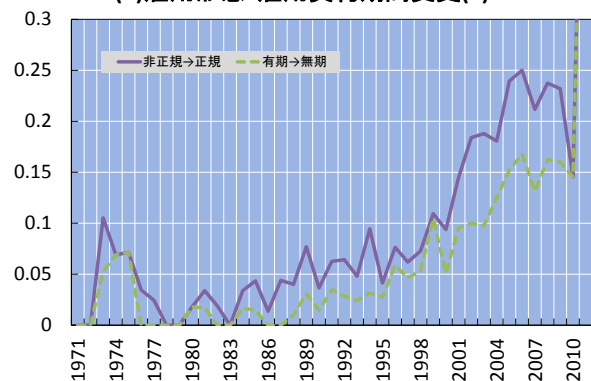
(A)産業変更・職種変更比率



(B)雇用形態・雇用契約期間変更(1)



(C)雇用形態・雇用契約期間変更(2)



出所) 「ねんきん定期便の加入履歴等及び、くらしと仕事に関するインターネット調査」より著者作成

パネル A に見られるように、転職の際に産業を変える割合は 2000 年代では 4 割から 5 割と大きい。職種を変更する割合は 3 割から 4 割と産業変更よりも小さい。注意すべきはパネル B とパネル C に示された雇用形態および雇用契約期間の変更の頻度である。再三強調しているように、本データの転職者は厚生年金加入者という正規労働者に近いサンプルに限られるので、雇用形態を正規労働者から非正規労働者へ、雇用契約期間を無期から有期に変更した転職者は期間を通して多くはない。逆に雇用形態を非正規労働者から正規労働者に変えたり、雇用契約期間を有期から無期に変更した転職者は、1990 年代後半より急速に増加した可能性を示唆している。

以上をまとめると、本稿で扱うデータから観察される転職行動は、正規労働者に偏る可能性があるものの、日本全体の転職行動と概ね合致する傾向にあることがわかる。

4. 転職時の賃金変化

それでは、転職研究の主要な関心のひとつである転職時の賃金変化について考察しよう。日本における既存研究では、第一に前職の勤続年数や産業・職種変更が転職時の賃金変化に強い影響を与えていることが繰り返し報告されており、企業特殊熟練の存在の傍証とされ

てきた。ただし、近年では職種間移動を考慮すると産業間移動は必ずしも転職時に不利に働かず、労働市場を通じた人的資源の産業間再配置が比較的スムーズに展開するようになってきた可能性が指摘されている。第二に、転職時の年齢や性別、学歴などの人的属性が前職の勤続を考慮した後でも転職時の賃金変化に統計的に有意な影響を及ぼし、労働市場における賃金裁定の不完全さを示唆している¹⁵。

第 1 節に指摘したように、これらの先行研究の多くは厚生労働省『雇用動向調査』の入職者票を資料としており、個人の複数回の転職行動を観察することができない。また、賃金変化を 5 段階のカテゴリーデータでしか採録していない。前職と現職での賃金水準を聞いてカテゴリー化するのではなく、変化率を直接聞いているという点でも特徴がある。

これに対して、本稿のデータは、個人に関するパネル構造や連続変数に近い形で賃金情報を利用できる点に特徴がある。また、前節までに示したように、正規労働者に偏る傾向があるものの、全国的な動向と大きな違いはない。この点を生かし、上記 2 点の日本の転職市場の特徴を再確認するのが本節の目的である。

そのために、先行研究の統計的分析に則って、離職時と入職時の賃金変化率を被説明変数、性別、離職時の年齢や勤続年数など個人属性と、転職時に産業や職種を変更したかどうかなどの転職に関わる変数を説明変数とする線形の推定モデルを採用する。すなわち、 i 番目の転職者が t 時点で転職した時の賃金変化率を Δw_{it} 、離職時の人的属性や離職理由を X_{it} 、産業や職業の変更など転職過程を表象する変数を ΔY_{it} とすると、

$$\Delta w_{it} = X_{it}\beta + \Delta Y_{it}\gamma + y_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

と推定モデルを特定化する。ただし、 y_t は年ダミー、 u_i はデータ上把握できない各個人の影響を示し、 ε_{it} は誤差項である。関心のある変数は β や γ で、固定効果推定の影響を調べるために固定効果を考慮しない最小二乗推定も行った。推定結果は次の表 1 のようにまとめられる。推定に用いた変数の要約統計量は付表とした。

表 1：転職時の賃金変化率の統計的構造

¹⁵ 最近の研究として Bagnanno and Kambayashi (2009)を参照のこと。

被説明変数 推定方法	賃金変化率									
	最小二乗推定						固定効果推定			
	(1)			(2)			(3)			
	coeff.	s.e.	p-value	coeff.	s.e.	p-value	coeff.	s.e.	p-value	
(離職時属性)										
年齢	-0.0037	0.0042	0.382	-0.0084	0.0042	0.047	-0.0232	0.0128	0.069	
年齢 ² /100	0.0030	0.0060	0.616	0.0091	0.0060	0.130	0.0010	0.0085	0.905	
勤続	-0.0155	0.0023	0.000	-0.0126	0.0023	0.000	-0.0144	0.0032	0.000	
勤続 ² /100	0.0281	0.0095	0.003	0.0215	0.0095	0.023	0.0305	0.0149	0.040	
(離職理由: Base=自己都合)										
解雇相当	-0.0383	0.0145	0.008	-0.0352	0.0144	0.014	-0.0554	0.0200	0.006	
準解雇相当	0.0284	0.0148	0.055	0.0118	0.0154	0.442	0.0143	0.0243	0.556	
(転職時状況)										
産業移動あり				-0.0155	0.0099	0.119	0.0049	0.0141	0.726	
職種移動あり				-0.0245	0.0101	0.015	-0.0454	0.0145	0.002	
企業規模移動あり(下方へ)				-0.0197	0.0112	0.079	-0.0196	0.0147	0.184	
企業規模移動あり(上方へ)				0.0115	0.0118	0.332	0.0012	0.0154	0.940	
契約形態変更(正規→非正規)				-0.0751	0.0156	0.000	-0.0706	0.0202	0.000	
契約形態変更(非正規→正規)				0.1494	0.0215	0.000	0.1280	0.0263	0.000	
契約期間変更(無期→有期)				-0.0115	0.0192	0.548	0.0516	0.0250	0.039	
契約期間変更(有期→無期)				-0.0748	0.0266	0.005	-0.0335	0.0321	0.297	
転職時訓練(公共施設)				-0.0522	0.0270	0.053	-0.0548	0.0388	0.158	
転職時訓練(自己啓発)				0.0305	0.0197	0.122	0.0512	0.0300	0.088	
転職時訓練(企業負担)				0.0026	0.0252	0.919	0.0354	0.0388	0.362	
定数項	0.6762	0.3732	0.070	0.7187	0.3704	0.052	0.9505	0.5099	0.062	
調整済み決定係数	0.1228			0.1371						
サンプルサイズ	6864			6864			6864			
(グループ数)							3054			

注) その他の説明変数として年ダミーを含む

転職時の状況を考慮せず、離職時の属性だけで賃金変化を説明しようとする、(1)列に見られるように、離職理由や離職時勤続年数は強く影響するものの、離職時年齢の影響は統計的に有意に推定されない。このとき、離職時勤続年数の影響は一次項が負で二次項が正とU字型に推定されるものの、最低値をとるのは勤続27年程度なので、実質的には単調減少と考えてよかろう。勤続が長ければ転職時に賃金減少を覚悟しなければならないという意味で、日本の労働市場では企業特殊的人的資本などのマッチング・レントが大きく、転職市場はそれほど活発とはいえないことが本稿のデータでも確かめられる。

転職時の状況変化も賃金変化にある程度の影響を及ぼすことが(2)列から読み取れる。たとえば、職種変更は転職時に不利に働くものの、産業変更の影響はそれほど強くない。また、企業規模が小さくなる方向に転職した場合には賃金が低下する傾向が見いだされるが、企業規模が大きくなったからといって賃金が上昇傾向にあるわけではない。これに対して、雇用形態の変更ははっきりと転職条件に影響を及ぼす。すなわち、呼称正規労働者から呼称非正規労働者への転職は賃金上不利に、呼称非正規労働者から呼称正規労働者への転職は有利に働くようである。もっとも、この点は本稿の賃金データが標準報酬月額によって

より賃金率ではないことによるかもしれない。

以上の(1)や(2)から得られた知見は、『雇用動向調査』の入職者票から得られた先行研究の発見と同じような傾向をなぞっている。したがって、本節で最も興味深いのは、これらの属性の転職時の賃金変化に対する影響が、個人の固定効果を含めた場合にも頑健に観察し続けられるか否かである。(3)列をみてみよう。第一に、(1)や(2)と比較すると、離職時年齢の係数の絶対値がより大きく推定されており、勤続年数の一次項の係数よりもむしろ大きい。このことは、同一個人を追うと、年齢が高くなるにつれて賃金上は不利な転職が多くなることを示している。換言すれば、日本の労働市場では、年齢が高くなるにつれて、より有利な転職が期待できる人しか転職せず、加齢による転職コストの増大が見かけ上過小に推定されていた可能性が指摘できる。

第二に、解雇相当の理由で離職した場合には、同一個人が自己都合で退職した場合と比較すると、5.5%ほど賃金変化が不利になる。概して解雇相当の理由での離職が不利に働くことは(1)列や(2)列でも確認でき、日本の労働市場では前職の離職理由が転職時に評価されているといえるが、同一個人の複数の転職を比較することで、この点がより明確に示された。

第三に、産業移動による賃金低下はほとんど観察されなくなる一方、職種移動による賃金低下はより深刻になる。旧来、日本では職種別労働市場が未発達で、どちらかというと言葉別の賃金格差のほうが大きいといわれてきたが、本稿の推定結果は必ずしも同じ方向を指し示していない。この点は企業規模間移動についても当てはまる。日本における賃金格差において産業間格差や企業規模間格差は無視できないとされてきたが、本稿で用いた同一個人の追跡データによる限り、これらの格差は生産性とは直接関係しない準レントから生じたものと考えるよりも、ある企業が保有する人的資本の生産性の違いから生じている可能性を常に疑う必要があることがわかる。

逆に雇用形態の変更に伴う賃金変化への影響は、固定効果の影響をほとんど受けていない。この第四の論点は、雇用形態の変更に伴う賃金変化を観察すると、同一個人の比較がほとんど個人間の経験の比較と同等であることを示しており、日本の労働市場は、個人の意思決定であるはずの転職行動が、雇用形態の選択と余り相関しないという性質をもっている。換言すれば、雇用形態は転職の意思決定とは独立に決定される傾向が強く、日本の労働市場で雇用形態が持つ意味の大きさが示唆されるだろう。

雇用形態の変更とは対照的に、雇用契約期間の変更の賃金変化に対する影響は、同一個人を比較するかどうかで重大な解釈の変更を迫られる。(2)列では雇用契約期間を無期から有期に変更することでは(統計的にはゼロと変わらないが)1.2%の賃金減少を、有期から無期に変更することでも7.5%の賃金減少を受け入れなければならないことが示唆されていた。しかし固定効果を考慮すると、無期から有期への転換した場合には5.4%の賃金上昇がみこまれ、有期から無期に転換すると(統計的にはゼロと余り変わらないが)3.4%程度の賃金減少がありえると、結論が逆転する。実は、固定効果推定によって逆転した推定係数

の関係は、いわゆる補償賃金格差仮説と整合的である。なぜなら、無期契約の場合には多かれ少なかれ雇用保障が強くなるので、その分有期契約と比べて賃金を低く抑えても被用者はその契約を受け入れるはずだからである。従来のクロスセクションデータでは必ずしもこの関係は観察されず、無期契約は有期契約よりも賃金水準が高いと指摘されてきた。それゆえ、日本の労働市場で雇用契約期間が、経済学が想定するように合理的に機能していない可能性が議論されていたが、本稿のパネルデータではむしろ古典的な補償賃金格差仮説が日本の雇用契約期間についても成立する可能性を示唆している。

以上のように、パネルデータを利用した転職時の賃金変化の分析は、クロスセクションデータを用いた研究の結果を再確認する部分もあれば、それとは異なる示唆をもたらす部分もあった。とりわけ、旧来から転職市場で重大な意味をもつといわれてきた年齢や離職理由、契約形態の選択の背後には、見えない決定メカニズムが存在しており、クロスセクションデータではその個別事情を十分斟酌できない可能性があることがわかる。

5. 結語

本稿では、ねんきん定期便を転写するという形で個人の職歴を追ったパネルデータを利用し、日本の労働市場における転職市場を分析した。日本における転職市場の研究は、労働市場の流動化を表象するという意味で学術的にも政策的にも重要な割に、利用可能な材料がクロスセクションデータ中心だったという理由でそれほど発展してこなかった。本稿の目的は、データには表れない個人の意思決定が転職行動の結果に対して与える影響を、パネルデータの長所を生かした固定効果推定を通じて検討し、新たな知見を得ることにあった。

本稿で用いたデータは、回顧的に個人の職歴を追跡でき、比較的正確に転職のタイミングや内容を知ることができるという利点があるものの、これらの情報収集の対象が厚生年金加入者に限られ、正規労働者に近い被用者のみを偏ってサンプルするかもしれないという不利な点もある。本稿ではまず、政府統計の厚生労働省『雇用動向調査』と比較して、本稿で用いるデータが自明な偏りをもつわけではなく、全体としては日本の転職行動をよく代表することを確かめた。

その暫定的結論は以下の通りに要約できる。まずパネルデータを用いた分析の結果は、クロスセクションデータを用いた分析の結果をそのまま再確認した部分と、修正を加えるべき部分を明らかにした。たとえば、離職時の勤続年数、あるいは転職時の産業移動や雇用形態の変更が賃金変化に与える影響については、長期勤続者や産業をまたいだ転職者ほど転職時の賃金は低下する傾向があり、固定効果を加味するかどうかは結論に大きな変更を加えなかった。それに対して、年齢や離職理由、雇用契約期間の変更が賃金変化に与える影響は、異なる個人を比較した場合と同一個人を比較した場合では異なる推論が導き出

された。年齢や離職理由が賃金変化に与える効果については、加齢や解雇相当の離職が転職に不利になるという意味で、パネルデータはクロスセクションデータと基本的に同一方向の相関関係をより明確に導き出すという傾向がある。その一方、雇用契約期間が賃金変化に与える影響については、大きく方向が異なる傾向を見出した。すなわち、有期契約から無期契約への転換はクロスセクションデータではそれほど不利にならない傾向が観察されるものの、パネルデータでは補償賃金格差仮説が教える通り、むしろ賃金が低下する傾向があることがわかった。

本稿の推論は、労働市場分析におけるパネルデータの有用性を再確認するに十分だろう。ただし、また一面で、労働市場におけるすべてのメカニズムについてパネルデータが必要なわけではなく、分析対象によってデータを使い分けられる可能性も示唆している。この点は、個人の意思決定がどのような局面でどのように働いているかという労働市場のメカニズムと不可分で、ひとつひとつの意思決定を丁寧に分析する必要があることを示唆している。

参考文献

- 猪木武徳編著(2001)『「転職」の経済学－適職選択と人材育成』東洋経済新報社
- 玄田有史(2005)『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社
- 高山憲之・稲垣誠一・小塩隆士(2012)「くらしと仕事に関する調査: 2011年インターネット調査の概要と調査客体の特徴等について」PIE/CIS-DP551
- 濱口桂一郎(2004)『労働法政策』ミネルヴァ書房
- 樋口美雄・児玉俊洋・阿部正浩編著(2005)『労働市場設計の経済分析－マッチング機能の強化に向けて』東洋経済新報社
- Abe, Masahiro; Higuchi, Yoshio; Nakamura, Masao; Kuhn, Peter; and Sweetman, Arthur, (2002), “Worker Displacement in Japan and Canada,” In Peter Kuhn, ed., *Losing Work, Moving On: International Perspectives on Worker Displacement*, Upjohn Institute for Employment Research, Chapter 3.
- Bognanno, Michael; and Delgado, Lisa, (2008), “Earnings losses following job change in Japan: Evidence from a job placement firm,” *Research in Labor Economics*, 28: 225-250.
- Bognanno, Michael; and Kambayashi, Ryo, (2009), “Trends in Worker Displacement Penalties in Japan: 1991-2005,” presentation in CAED 2009.
- Bakke, E. Wight; Hauser, Philip M.; Palmer, Gladys L.; Myers, Charles A.; Yoder, Dale and Kerr, Clark, (1954), *Labor Mobility and Economic Opportunity*, MIT Press
- Davis, Steven; Haltiwanger, John; and Schuh, Scott, (1996), *Job Creation and Destruction*, MIT Press.
- Fallick, Bruce, (1996), “A Review of the Recent Empirical Literature on Displaced Workers,” *Industrial and Labor Relations Review*, 50:5-16.
- Farber, Henry, (2011), “Job Loss in the Great Recession: Historical Perspective from the Displaced Workers Survey, 1984-2010.” Institute for the Study of Labor (IZA) Working Paper No. 5696.
- Jacobson, Louis S.; LaLonde, Robert J.; and Sullivan, Daniel G.; (1993), “Earnings Losses of Displaced Worker,” *The American Economic Review*, 83: 685-709.
- Keith, Kristen, and McWilliams, Abigail, (1997), “Job Mobility and Gender-Based Wage Growth Differentials.” *Economic Inquiry*, 35: 320-33.
- Keith, Kristen, and McWilliams, Abigail, (1999), “The Returns to Mobility and Job Search by Gender.” *Industrial and Labor Relations Review*, 52: 460-477.
- Kletzer, Lori, (1998), “Job Displacement,” *The Journal of Economics Perspectives*, 12: 115-136.
- Munch, Jakob Roland, (2006), “Career Changes and the Loss of Human Capital,” Unpublished paper, University of Copenhagen.

- Neal, Derek, (1999), "The Complexity of Job Mobility Among Young Men," *Journal of Labor Economics*, 17: 237-261.
- Pissarides, Christopher, (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, MIT Press
- Royalty, Anne Beeson, (1998), "Job-to-Job and Job-to-Nonemployment Turnover by Gender and Education Level," *Journal of Labor Economics*, 16: 392-443.
- Ruhm, Christopher J., (1991), "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *The American Economic Review*, 81: 319-324.
- Slichter, Summer H., (1921) *The Turnover of Factory Labor*, Appleton and Company.
- Topel, Robert, (1993), "What Have We Learned from Empirical Studies of Unemployment and Turnover?" *The American Economic Review*, 83: 110-11.
- Wachter, Till; Song, Jae; and Manchester, Joyce, (2009), "Long-Term Earnings Losses due to Mass Layoffs During the 1982 Recession: An Analysis Using U.S. Administrative Data from 1974 to 2004," mimeograph.
- Zavodny, Madeline, (2003), "Technology and Job Separation Among Young Adults," *Economic Inquiry*, 41: 264-278.

付表：要約統計量

変数名	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
賃金変化率		0.041	0.394	-0.842	10.800
年齢		30.15	8.421	15	58
年齢 ² /100		9.800	5.809	2.25	33.64
勤続		4.236	5.237	0.01	40.03
勤続 ² /100		0.454	1.286	0.00	16.02
解雇相当		0.115		0	1
準解雇相当		0.110		0	1
自己都合離職		0.775		0	1
産業移動あり		0.497		0	1
職種移動あり		0.349		0	1
企業規模移動あり(下方へ)		0.381		0	1
企業規模移動なし	6864	0.320		0	1
企業規模移動あり(上方へ)		0.299		0	1
契約形態変更(正規→非正規)		0.153		0	1
契約形態変更なし		0.777		0	1
契約形態変更(非正規→正規)		0.070		0	1
契約期間変更(無期→有期)		0.091		0	1
契約期間変更なし		0.863		0	1
契約期間変更(有期→無期)		0.046		0	1
転職時訓練(公共施設)		0.028		0	1
転職時訓練(自己啓発)		0.054		0	1
転職時訓練(企業負担)		0.032		0	1
転職時訓練なし		0.886		0	1