

初期キャリアにおける内部登用と転職：  
非正規雇用者の移行に関する国際比較

労働政策研究・研修機構  
就業環境・ワークライフバランス部門  
平田 周一  
神戸大学大学院経済学研究科  
勇上 和史

《要旨》

本論では、雇用制度や雇用慣行が異なる日本、ドイツおよびイギリスの個票データを用いて、若年者の非正規雇用経験とその後の安定的な雇用形態への移行状況を比較した。その結果、初職入職時の失業情勢が初職の一時雇用の就業確率に与える影響は日本が最も高く、また一時雇用から無業への移行率を高めること、イギリスでは主に転職を通じて、ドイツでは転職と同一企業内部での登用を通じて、常用雇用への早期の移行がみられるのに対して、日本の一時雇用からの移行は緩慢であり、国際比較の見地からも、日本の労働市場における初職の重要性が示された。ただし、移行率は低いものの、日本の常用雇用への移行では、内部登用は勤続1年程度の早期に、他企業への転職は2年から6年の間に生じており、いずれも労働者の生産性に関するスクリーニングやシグナリングを通じた一時雇用就業の **stepping stone effect** を指摘した先行研究に整合的な結果が得られた。日本の若者の初期キャリアにおいて一時雇用から安定的な雇用への段階的な移行を可能にするためには、若者の生産性を高める施策と同時に、能力情報に関する情報の非対称性を解消する施策が求められることを述べた。

---

(備考) 本論は、「各国の非正規雇用者の実態と日本との比較研究」における成果の一環である。2010年9月、関西労働経済学カンファレンスにおいて、「内部登用と転職：雇用形態間の移行に関する国際比較」が平田と勇上によって発表されているが、本論はそれに加筆、修正を加えたものである。また、分析の一部も新たに行われている。

本論は執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

## 1. はじめに

本論の目的は、雇用制度や雇用慣行が異なる日英独 3 カ国のデータを用いて、若年者の非正規雇用経験とその後の安定的な雇用形態への移行状況を比較し、日本の労働市場の特徴を考察することにある。とりわけ、学校教育もしくは継続教育を修了した直後の若年者の初期キャリアにおける雇用形態間の移行に着目する。

近年、日本において非正規雇用と呼ばれる雇用形態で働く人の数が激増していることが問題となっている。労働力調査の詳細集計によると、2010年における非正規雇用者が雇用者全体に占める比率は34.3%を占めており、1988年以来最大の値を示している。増大する非正規雇用者は、従来、日本で一般的であった雇用形態にそぐわない。日本的雇用慣行と呼ばれる制度は学卒者を一括採用し、長期雇用を前提としたうえで、企業内で仕事をしながら訓練がなされるものであった。日本的雇用慣行は正規雇用者を対象としており、非正規雇用者に対しては、正規雇用者とは異なった周辺の仕事を与え、キャリアを形成する上で必要な訓練も行われぬ。非正規雇用者の給与は低く、福利厚生の上でも正規雇用者との間に格差がある。これらの結果、非正規雇用者の多くは、「ワーキング・プア」と呼ばれる貧困層を形成する。したがって、非正規雇用者の増大は日本社会における格差の拡大につながる。

非正規雇用者の増加は日本だけにみられる問題ではない。欧米をはじめ、多くの国々でパートタイム労働者や有期雇用者 (**Fixed-term Employee**) の増加が観察されている。あとで詳しく述べるが、日本で非正規雇用と呼ばれているものと、欧米で用いられている非典型雇用 (**Atypical Employment** または **Nonstandard Employment**) という用語は必ずしも一致しない。後者は、雇用期間に定めのないフルタイム雇用者を労働者の典型としたうえで、典型労働者とは異なる雇用形態、就業形態にあるものを非典型雇用と呼ぶ。非典型雇用者の代表であるのが、パートタイム労働者と本論で扱われる有期雇用者とであり、その他に、(多くの場合は零細な) 自営業者等もこれに含まれる<sup>1</sup>。

非典型雇用者は、特にヨーロッパで増加している。**Employment in Europe 2010 (European Commission 2010)** によると、EU に加盟している 27 ヶ国全体でパートタイム労働者が雇用者全体に占める比率は、1999年から2009年の10年で15.9%から18.8%に上昇した。EU 主要 15 ヶ国ではパートタイム労働者の比率がさらに高く、2009年現在で21.6%に達している<sup>2</sup>。パートタイム労働者の増加は、オランダを代表とするワーク・シェアリングの普及、女性の就業率の上昇、ワークライフバランスを図るための政策等の要因がその背後にあると考えられている。

---

<sup>1</sup> 欧米における非典型雇用者に関する議論については、Kalleberg (2000); Fernandez-Macias and Hurley (2008) を、非典型雇用者という用語に関しては、小倉 (2002) を参照されたい。

<sup>2</sup> 1993年、EU 成立の時点での EU 加盟国は、ベルギー、デンマーク、ドイツ、ギリシャ、スペイン、フランス、アイルランド、イタリア、ルクセンブルク、オランダ、ポルトガル、イギリスの12カ国。1995年にオーストリア、フィンランド、スウェーデンが参加し、加盟国は15カ国となる。さらに、2004年にチェコ、エストニア等、10カ国が、2007年にブルガリアとルーマニアが参加し、現在の加盟国は27カ国である。

一方、1990年代後半以降、雇用契約の期間に定めのある有期契約労働者（Fixed-term Contracted Workers）や派遣労働者といったいわゆる一時雇用（Temporary Employment）も、EU、OECDに加盟する一部の国々で増加している<sup>3</sup>。EU加盟27カ国では、2009年現在、有期契約雇用者が雇用者全体に占める比率は13.5%で、10年前の1999年の11.8%と比べると、僅かだが増加している。OECD（2002）によれば、OECD加盟国平均の一時雇用者のシェアは1985年以降15年間に緩やかに上昇を続けているものの（2000年は約12%）。特に、ドイツやフランス、イタリア、オランダ、ポルトガルおよびスペインといった大陸欧州諸国及び、日本において一時雇用の増加が顕著である。一方、アメリカやイギリスといったアングロサクソン諸国では、1990年代以降も、一時雇用のシェアの水準と伸び率は低くとどまっている。

日本における非正規雇用者の増加は、格差社会という言葉とともに、社会問題となっているのは周知の事実だが、欧米においても様々な形で問題にされている。例えば、MillsとBlossfeld（2005）は、進行する経済のグローバル化によって、国内外において企業間の競争が激化し、業務量の変動が激しくなる。企業はコストの削減と業務量の不規則な変動に対応するため、非典型雇用の需要を増加させる。こうした変化は、特に若年者に対して大きな影響が及ぼされる<sup>4</sup>。

理論的にみれば、一時雇用の増加は、労働需要側には解雇費用の低い労働力を活用することによる雇用調整の柔軟化が、労働供給側には柔軟な働き方が可能な選択肢の増加という労働需給両面における便益が存在し、両者のマッチングを通じて、労働市場における新規の雇用創出と失業率の低下が期待される。しかしながら、総じて一時雇用労働者の仕事や職の安定性に関する満足度は低く（Booth *et al.* 2002; OECD2002; 2004; Golsh 2004）、その結果、訓練機会や賃金上昇の見込みが乏しい仕事の増加による二重労働市場の創出が懸念されている（Guell and Petrongolo 2007; Leschke 2009）。

本論では、以下の3つの視点から国際比較を行い、日本の労働市場における非正規雇用の機能について考察したい。

第1に、労働者に対する雇用保護法制が異なる3カ国のデータを用いることで、それらが一時雇用から常用雇用への移行に及ぼす影響について考察する。これまでの研究から、一時雇用に対する常用雇用の解雇規制の相対的な上昇、つまり、非常用雇用者のみの「部

---

<sup>3</sup> OECD（2002；Ch.3）による一時的雇用の定義は、有期雇用契約（Fixed-term contract）、派遣労働者（Temporary Agency Work）、仕事ベースの雇用（Contracts for a specific task）、休業中の労働者の代替要員（Replace contracts）、季節労働（Seasonal work）、呼び出し労働（On-call work）、日雇い労働（Daily work）、有給の訓練（Trainees）および公的雇用創出プログラムの雇用（Persons in job creation schemes）である。なお、2000年時点の日本における一時雇用のシェアは10%余りと高くないものの、データの出所である「労働力調査」では、1年以内の雇用期間の労働者を「臨時・日雇い」とし、1年を超えるまたは期間の定めのない労働者を「常用労働者」と定義しているために各国共通の定義を適用した場合よりもシェアが低くなっていることに留意する必要がある。以下、本論では国際比較の観点からOECDの定義を踏襲する。

<sup>4</sup> 日本における議論の多くも、若年者を対象としたものが多い。これらについては、小杉（2003）、太郎丸（2009）等を参照。若年層EU加盟国における非典型雇用者に関する議論は、Femandes-Macias and Hurley（2008）等を参照されたい。

分的な」規制緩和が、派遣や有期契約労働等の一時雇用の増加要因として指摘されている (Autor 2000; Guell 2000; Blanchard and Landier 2002 Cahuc and Postel-Vinay 2002)。また常用雇用の相対的な解雇規制の強さは、一時雇用から常用雇用への移行率を引き下げることが示唆されている<sup>5</sup>。以下では、常用雇用ならびに一時雇用ともに解雇規制が緩やかなイギリスと、両者ともに規制が厳しいドイツ、そして常用雇用の解雇規制は強い一方で一時雇用の解雇規制が緩やかな日本の3カ国を比較する<sup>6</sup>。3カ国の個票データに基づき、雇用形態の移行に関する同一の推計モデルを用いて、常用雇用の相対的な解雇規制の強さと一時雇用から常用雇用への移行可能性の関係について考察する。

第2に、学校教育修了直後の若年者の初期キャリアに着目する<sup>7</sup>。若年者の採用にあたって新卒一括採用を重視する日本では、学卒後の「初職」の就業状況がその後の雇用形態と相関するという状態依存性が指摘されてきた (三谷 2001; 酒井・樋口 2005)。この点について Kondo (2007) は、初職入職時の有効求人倍率を初職の雇用形態の操作変数として用いて雇用形態選択の内生性の問題に対処した後にも、初職の雇用形態の状態依存性を確認しており、新卒一括採用という日本の労働市場の慣行や、初職の失敗が潜在的な雇い主にとって負の烙印 (stigma) となりうることをその要因として指摘する。一方、OECD 諸国のパネルデータを用いて学校教育修了後の若者の就業状況を分析した OECD (2008) によれば、ドイツを含む EU 諸国では、若者は学校教育修了後、平均的には学卒後1年前後で初職に就き、またその半数が一時雇用であるものの、卒業後5年以内にその割合は半減し多くが常用雇用に移行する。またイギリスでは、初職が一時雇用である者は20%未満にとどまり3年目にはその割合が半減することが示されている。総じて、学歴が低い若者が常用雇用への移行に困難を抱えているものの、欧州諸国では、学校から安定的な雇用への移行は段階的であり、一時雇用の経験が常用雇用への踏み石 (stepping stone) として機能しているとされる。本論では、学卒後の初職が一時雇用であった若年労働者の常用雇用への移行に着目し、若年者の採用行動に関する日欧で異なる雇用慣行と、非正規から正規への移行状況の関係について考察する。

第3は、一時雇用から常用雇用への移行パターンとそのタイミングについてである。一

<sup>5</sup> OECD(2004;Chart2.7)では、各国の解雇規制の厳しさを示す EPL(Employment Protection Legislation)の指標を用いて、1990年代以降、一時雇用に対する常用雇用の解雇規制の変化と一時雇用のシェアの変化の間に正の相関を見いだしている。また、パネルデータを用いて、ドイツ、イギリスおよびスペインの若年者の一時雇用からの移行率を推計した Golsh(2004)によると、常用雇用に関する解雇規制が最も厳しいスペインでは、他国に比して有期雇用の職に就きやすく、常用雇用への移行率が低く、また失業のリスクが高いことが示されている。

<sup>6</sup> 各国における解雇の難しさや解雇費用の大きさを総合した EPL の指標は、数値が高いほど解雇規制が厳しいことを示す。OECD (2004) による 1990 年代末の EPL の指標は、常用雇用についてイギリスが 0.9、日本が 2.4、ドイツが 2.7 である一方、一時雇用についてイギリスが 0.3、日本が 1.6、ドイツが 2.3 である。両者のギャップ (常用雇用の EPL—一時雇用の EPL) はそれぞれ、ドイツ 0.4、イギリス 0.6、日本 0.8 となり、常用雇用の「相対的な」解雇規制は日本が最も厳しいことを示している。

<sup>7</sup> 初職に限定しない一時雇用から常用雇用への stepping stone effect の検証については、既に多くの実証研究の蓄積がある (EU 諸国については、D'Addio and Rosholm, 2005 ; 英国は Booth et al. 2002; ドイツは Hagen, 2003; オランダは Zijl et al. 2010, イタリアは Picchio, 2008; オーストラリアは Gaston and Timcke, 1999; Charlmers and Kalb, 2001 を参照)。

時雇用が常用雇用への *stepping stone* となる場合、そこには企業の採用行動に関する 2 つの仮説がある。一つは、労働市場において労働者（と仕事の）生産性に関する情報が不完全であるために、労働者の生産性をスクリーニングするための試用期間を設けるというものである（Loh 1994; Wang and Weiss 1998; Amilion and Walette 2009）。一時雇用の法定雇用期間の上限が近づけば、優秀な労働者には当該企業以外からアウトサイドオプションが提示される確率が高まる。そのため、企業が一時雇用から常用雇用への内部登用を採用ルートの一つとして活用しているケースでは、同一企業内の雇用形態の転換は、法定雇用期限よりも早く、労働者の生産性が判明した時点で生じると考えられる。これに対して、企業は一時雇用労働者には生産性が低い仕事を割り当てる一方、常用雇用労働者を外部労働市場から採用する場合には、法定の雇用期間の上限の近傍で、転職の形態による常用雇用への移行が観察されると考えられる（Guell and Petrongolo 2007）。なお、1990 年以降の英独の一時雇用に関する規制をみると（OECD 2004 p.113）、イギリスは、本論の推計に用いるデータの観察期間末期の 2003 年まで、有期雇用契約および派遣労働について更新回数や最長契約期間に制限がなく、ドイツは派遣労働が最長 1 年で有期雇用契約が最長 2 年、日本は、やはり観測期間末期の 2003 年末までは、有期雇用契約および派遣労働とも原則 1 年（例外 3 年）である（菅野 1996）。本論では、他企業への転職や同一企業での契約更新の有無を問わない一時雇用の継続期間を対象とするため、契約期間に関する各国の法制の効果を識別できないものの、同一企業内での登用か他社への転職かを区別したデータを用いて、若年層における一時雇用から常用雇用への移行が、一時雇用としてどの程度経験した後に生じるのか、そのパターンとタイミングについて 3 ヶ国を比較する。

本論の構成は次の通りである。2 では、一時雇用から複数の状態への移行（*Competing risk*）を想定した推計モデルを説明する。3 では、分析に用いるイギリス、ドイツと日本のデータを概説する。4 では、上記の 3 つの検証課題について、推計結果を考察する。最後に 5 で結果をまとめ、日本の労働市場の特徴とそこから導かれる政策的な含意について述べる。

## 2. 推計モデル

初職に一時雇用就いた若年者のその後の移行先には複数の状態がある。労働者は、各期において一時雇用の職を継続するか（ベースカテゴリ）、常用雇用の職を見つけるか、自営・家族従業者となるか、あるいは無業（非労働力あるいは失業）になるかの 4 つの状態に移行する。本論で用いるデータのうち、日本の調査データは、職歴の単位を 1 年としているため、1 年ごとの雇用状態しか観察できない。また、初職後の経過年数による他の状態への移行（ハザード）には、継続時間依存性（*duration dependence*）の存在が想定されるものの、ベースラインハザードの形状を先験的に特定化することは困難であり、これは実証的な問題である。したがって推計モデルには、継続時間依存性について柔軟な取扱いが可能な離散時間ハザードモデルを用いる（D'Addio and Rosholm 2005）。

いま、一時雇用の継続期間（年単位）を  $\{[0,1],[1,2],\dots,[8,9],[9,+\infty)\}$  に分割し、一時雇用

の継続期間が $[I_{t-1}, I_t]$ の区間で終了するとき、 $T=t$ とする。ここで一時雇用の継続時間を示す $T$ は離散型のランダムな変数である。

移行先の状態を、

$$j = \begin{cases} 1, \text{常用雇用} \\ 2, \text{自営業・家族従業者} \\ 3, \text{無業 (非労働力・失業)} \\ 4, \text{一時雇用} \end{cases}$$

とすると、区間 $t$ において一時雇用から状態 $j$ に移行する条件付きハザードは、

$$h_j(t|Z(t)) = \Pr(T=t, M=j|T \geq t, Z(t)) \quad (1)$$

である。ただし、 $t$ は一時雇用の継続期間の区間を、 $Z(t)$ は個人属性などの共変量ベクトルを示す。(1)より、区間 $t$ における、一時雇用から他の(3つの)状態へのハザードは、次のように表される。

$$h(t|Z(t)) = \sum_{j=1}^3 h_j(t|Z(t)) \quad (2)$$

一方、区間 $t$ において一時雇用にとどまる条件付き確率は、

$$\Pr(T > t | T \geq t, Z(t)) = 1 - h(t|Z(t)) \quad (3)$$

であり、区間 $t$ までの一時雇用のサバイバル関数は、

$$S(t|Z(t)) = \prod_{t=1}^{t-1} (1 - h(t|Z(t))) \quad (4)$$

であるから、区間 $t$ に状態 $j$ に移行する条件付きハザードは、以下のように表される。

$$\Pr(T=t, M=j|Z(t)) = h_j(t|Z(t)) \prod_{t=1}^{t-1} (1 - h(t|Z(t))) \quad (5)$$

ここで、各期におけるハザード関数を多項ロジットモデルで特定化すると、状態 $m$ に移行するハザードは、

$$h_m(t|Z(t)) = \frac{\exp(Z_m(t))}{\sum_{j=1}^4 \exp(Z_j(t))} \quad (6)$$

として表される。ただし、 $Z_m(t) = D_t' \gamma^m + x_t' \beta^m$ であり、 $D_t'$ は一時雇用の継続期間の区間ダミー(基準は0~1年)、 $x_t'$ は説明変数ベクトル、 $\gamma$ および $\beta$ は移行状態 $m$ に特有なパラメータを示す。識別問題のため、一時雇用への移行(一時雇用の継続、 $j=4$ )のパラメータを全て0とすると、区間 $t$ に状態 $m$ に移行するハザードは、以下のように表される。

$$h_m(t|D_t, x_t) = \frac{\exp(D_t' \gamma^m + x_t' \beta^m)}{1 + \sum_{j=1}^3 \exp(D_t' \gamma^j + x_t' \beta^j)} \quad (7)$$

また、サバイバル関数は、

$$s(t|D_t, x_t) = \prod_{i=1}^{t-1} \frac{1}{1 + \sum_{j=1}^3 \exp(D_i' \gamma^j + x_i' \beta^j)} \quad (8)$$

である。

したがって、一時雇用の継続期間が構成する尤度は、

$$L = \prod_{k=1}^t \frac{\exp[(D_k' \gamma^1 + x_k' \beta^1) d_k^1 + (D_k' \gamma^2 + x_k' \beta^2) d_k^2 + (D_k' \gamma^3 + x_k' \beta^3) d_k^3]}{1 + \sum_{j=1}^3 \exp(D_k' \gamma^j + x_k' \beta^j)} \quad (9)$$

として示される。ただし、 $d_k^1, d_k^2, d_k^3$  はそれぞれ、区間  $t$  において常用雇用 ( $m=1$ )、自営業・家族従業者 ( $m=2$ )、無業 ( $m=3$ ) への移行を示すインジケータ関数である。

離散時間モデルは、状態の継続期間を示す区間ダミーを用いて継続時間依存性を考慮できるという特長を有する他、サンプルが観察期間の最後まで一時雇用にとどまり続けるケースを一般的な継続時間モデルの右センサーデータとして取り扱うことが可能である<sup>8</sup>。また、推計されたパラメーター  $\beta^j$  はオッズ比と呼ばれ、共変量の変化が、一時雇用の継続に対する他の状態への移行確率に与える効果を示すものと解釈される。

### 3. データ

本論では、日本、ドイツ、イギリスの3カ国の個票データを用いる。日本のデータは「2005年社会階層と社会移動調査」(以下、SSM)を、ドイツは German Socio-Economic Panel (同、SOEP) より95%を再抽出したデータ、イギリスは British Household Panel Survey (同、BHPS) である<sup>9</sup>。SOEPとBHPSは調査対象世帯の世帯員個人に関する年単位のパネル調査であり、各Waveにおける就業状態や仕事属性、婚姻・学歴等の個人属性が得られる。一方SSMは、2005年時点に日本に在住する20歳~69歳を母集団とする一時点の横断面調査であるものの、現在の労働力状態にかかわらず、過去の労働力状態や仕事属性について、学校教育修了後の初職から現在に至るまで切れ目なく詳細な回顧データが収集されている。ただし、この調査では同一年齢時点でも3ヶ月以上継続した就業状態(雇用形態や無業)を詳細に記録しているため、年単位のパネルデータへの変換には一定の仮定が必要となる。ここでは、SSMの職歴データの分析手法を詳細に検討した保田(2008)に従い、初職以降の各年齢における就業状態には「その年齢の最後の状態」を当て、各歳別の回顧データの情報を

<sup>8</sup> 推計では、仕事の開始時点の情報を用いて学校教育卒業後の「初職」を定義するため、初期状態の開始時点が不明である左センサーのサンプルは存在しない。

<sup>9</sup> SSM2005については、2005年SSM調査委員会(代表東北大学大学院教授佐藤嘉倫)より、使用許可を得た。SSM2005の詳細は、三輪・小林(2008)を参照。SOEPはDIWのホームページ

[http://www.diw.de/en/diw\\_02.c.222847.en/desktop\\_companion\\_overview.html](http://www.diw.de/en/diw_02.c.222847.en/desktop_companion_overview.html)に調査の紹介や変数の定義を含む膨大なマニュアルがあり、BHPSはエセックス大学社会経済研究所ホームページ

(<http://www.iser.essex.ac.uk/survey/BHPS>)に調査票を含めた詳細な紹介がある。SOEPのデータは、ドイツの法律により、海外で使用する場合は95%を再抽出する。

基に、職歴と個人属性に関する年単位の職歴データを作成した。同一年齢内で生じたごく短いイベント（雇用形態や無業）が捨象される。この点は、毎年の調査時点における就業状態を調査しているドイツやイギリスのパネルデータでも同様であり、本論で用いたサンプルの就業状態の継続期間が実際よりも長くなる可能性に留意する必要がある。

また、3カ国のデータのうち、SOEPでは1995年（Wave12）以降に一時雇用と常用雇用の区別が可能であるため、SOEPについては1995年～2005年（Wave12～wave22）を、合わせてBHPSも1995年～2005年（Wave5～wave15）を利用する。

本論では、各国について次の雇用形態を一時雇用として定義する。日本は「臨時雇用・パート・アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員・嘱託」と回答した者を一時雇用者として一括する。先に述べたように、日本で非正規雇用者とされるものと、欧米で非典型雇用とされる者の定義は異なっている。上にあげたものは、労働力調査詳細推計で非正規雇用とされるものと一致する<sup>10</sup>。ドイツはSOEPの質問票のうち雇用契約がLimited Period（Temporary）と回答した雇用者、イギリスはBHPSの質問票において雇用契約がTemporaryと回答した雇用者である<sup>11</sup>。国により各雇用形態に適用される法制度が異なること、またこれまでの研究では、一時雇用のなかでも雇用形態によって常用雇用への移行可能性に差があることが指摘されているが(Booth et al. 2002; Amilon and Walette, 2009)、詳細な雇用形態別の分析に耐えるサンプルサイズの確保が困難であるため、本研究ではこれらの雇用形態を一時雇用として一括して分析を行う。

当初の調査対象者の数は、SOEP（Wave12-wave22）が33,629、BHPS（Wave5-wave15）が27,297、SSMが5,566である。ここから、推計に用いる対象者を以下の方法で選択する。

- (1) 学校教育または継続教育・訓練修了後の若年者の初職に着目するため、SOEPおよびBHPSについては、1995年以降に「学校教育」（中等教育まで）、あるいは見習い訓練（apprenticeship）やフルタイムの職業訓練、大学等の「継続教育」（further education）を終え、それ以後に「初職」を得たサンプルに限定する。ただし、ある程度労働市場経験を積んだ労働者が再教育を受けるケースが含まれるため、学校教育・訓練を終えた年齢を30歳以下のサンプルに限定する。SSMについては、質問紙の設計上、全サンプルについて学校卒業後の初職からの職業経歴が得られるが、観察年次を他の2カ国に近づけるため、2005年時点で35歳未満の若年層のサンプルを用いる<sup>12</sup>。

<sup>10</sup> SSMの質問票では、パート・アルバイトと臨時雇用が同一の選択肢に含まれている。2006年の厚生労働省「パートタイム労働者実態調査」によれば、パートタイム労働者のうち期間の定めのない雇用は55.9%と過半数に上っている。SSMでは、常用雇用の選択肢を一般的な呼称ベースの「正社員」ではなく、「常時雇用されている一般従業員」としているが、期間の定めのない「パートタイム」は、回答者によっては常時雇用ではなく、臨時雇用に含まれている可能性がある点に留意する必要がある。

<sup>11</sup> これに対して、常用雇用の定義は“Unlimited”（SOEP）と“Permanent”（BHPS）である。BHPSはさらに一時雇用の内容を問うており、そこには季節労働（Seasonal work）、有期雇用契約（Fixed term contract）、派遣労働（Agency tempting）、臨時・日雇い労働（Casual）、その他（Others）が含まれている。SOEPには一時雇用の内容を問う質問がないものの、ドイツやイギリスを含むEU諸国では、一般に雇用期間の修了時期や条件が雇用契約に明示されている雇用形態を一時雇用と定義しており、季節労働や派遣労働、訓練雇用なども含まれている（OECD, 2004；Table3.A.1）。

<sup>12</sup> サンプルサイズは小さくなるものの、SSMについて、1995年以降に初職に就いたサンプルに限定した推



- (2) SOEP および BHPS については、1995 年の Wave は期初の情報のみを利用し、2005 年の Wave は移行先の情報のみを利用する。したがって、両国の観察期間は最長で 10 年である。ただし、初職を得た次の Wave に脱落しているサンプルは移行状態が定義できないため、サンプルから落とす。
- (3) 最後に、卒業年と就職年、および推計に用いる説明変数に欠損値があるサンプルを落とす。

以上の作業を行った結果、初職を得た若年者対象者全体は、SSM が 1,020、SOEP が 1,067、BHPS が 1,792 となった。このうち初職が一時雇用のサンプルは、SSM が 218 で一時雇用の継続期間の合計は 842、SOEP は 452 のサンプルについて継続期間の合計は 822、BHPS は 388 のサンプルについて継続期間の合計は 484 である。

一時雇用の初職からの移行を分析する前に、初職の選択構造について見ておきたい。まず、初職が一時雇用の場合に 1、それ以外（そのほとんどは常用雇用）の場合に 0 をとる離散型変数を被説明変数とするプロビットモデルを推計する。推計に用いる説明変数は、初職入職時の年齢と男性ダミー、既婚者ダミー、学歴ダミー<sup>13</sup>、入職年の平均失業率<sup>14</sup>である。

表1 初職に関するサンプルの記述統計量

|          | 日本     |           | ドイツ    |           | イギリス   |           |
|----------|--------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|
|          | Mean   | Std. Dev. | Mean   | Std. Dev. | Mean   | Std. Dev. |
| 常用雇用     | 0.755  | 0.430     | 0.464  | 0.499     | 0.748  | 0.434     |
| 一時雇用     | 0.214  | 0.410     | 0.422  | 0.494     | 0.217  | 0.412     |
| 自営・家族従業者 | 0.031  | 0.174     | 0.114  | 0.318     | 0.036  | 0.186     |
| 入職時年齢    | 19.720 | 2.271     | 24.650 | 4.187     | 20.343 | 4.046     |
| 男性ダミー    | 0.435  | 0.496     | 0.521  | 0.500     | 0.491  | 0.500     |
| 既婚ダミー    | 0.018  | 0.132     | 0.147  | 0.354     | 0.066  | 0.249     |
| 学歴1      | 0.046  | 0.210     | 0.149  | 0.356     | 0.451  | 0.498     |
| 学歴2      | 0.572  | 0.495     | 0.619  | 0.486     | 0.246  | 0.431     |
| 学歴3      | 0.382  | 0.486     | 0.231  | 0.422     | 0.303  | 0.460     |
| 失業率      | 3.478  | 1.114     | 8.488  | 0.862     | 5.581  | 0.788     |
| サンプルサイズ  | 1020   |           | 1067   |           | 1792   |           |

注:学歴の定義は本文脚注13を参照。

出所:日本はSSM(2005),ドイツはSOEP(1995-2005),イギリスはBHPS(1995-2005)。筆者らによる計算。

計も行ったが、推計結果に目立った変化はなかった。

<sup>13</sup> 日本とドイツについては、高卒未満（学歴1）、高卒相当（学歴2）、高卒より上（学歴3）の3区分を用いた。なおSOEPにおける3区分は、米国コーネル大学が作成する国際比較データ（CNEF）に基づいている。イギリスについては、同国の学歴分類と国際標準教育分類（ISCED）の対応関係を調査した Bosworth and Kik (2009)を参照し、大学・大学院及びその他の学位取得者を高等教育修了者として学歴3に、学位の非取得者については大学入学資格試験の取得資格（A-level）を後期中等教育修了者として学歴2に区分し、その他を学歴1とした。推計式では、各国とも学歴1をリファレンスカテゴリとして用いる。

<sup>14</sup> 各国の年平均失業率にはアメリカBLSの国際比較統計の数値を用いた（URL:www.bls.gov/ils）

記述統計量(表1)をみると、初職に占める一時雇用の比率は、日本とイギリスが共に約21%に対して、ドイツが42.2%となっている。本研究とほぼ同じ期間の欧州諸国のパネルデータを用いて、学校教育修了から1年後の雇用者に占める一時雇用のシェアを計算したOECD(2008)によれば、イギリスの約19%に対して、ドイツを含むEU10カ国の平均は約50%であり、ここでの数値に近い(OECD 2008 p.53)。一方、日本について2002年の「就業構造基本統計調査」から25歳未満の既卒就業者に占める「非正規雇用」比率を計算すると約33%であり、SSMの数値より高い。しかし、SSMにおける一時雇用比率は1995年以降の就職者では約26%、2000年以降は約30%となっており、日本の失業率の上昇とともに初職の一時雇用比率も上昇し、就業構造基本調査の数値に近づいていると考えられる。

表2 初職の一時雇用の選択に関する推計結果(プロビット推計)

|             | 日本                   |        | ドイツ                  |        | イギリス                 |        |
|-------------|----------------------|--------|----------------------|--------|----------------------|--------|
|             | 係数                   | 限界効果   | 係数                   | 限界効果   | 係数                   | 限界効果   |
| 年齢          | -0.103<br>(0.035) ** | -0.029 | -0.126<br>(0.016) ** | -0.049 | -0.093<br>(0.013) ** | -0.026 |
| 男性ダミー       | -0.378<br>(0.095) ** | -0.104 | -0.077<br>(0.082)    | -0.030 | -0.129<br>(0.069) †  | -0.036 |
| 既婚ダミー       | 0.360<br>(0.318)     | 0.115  | 0.102<br>(0.129)     | 0.040  | 0.149<br>(0.166)     | 0.044  |
| 学歴2         | -0.431<br>(0.214) *  | -0.124 | -0.690<br>(0.129) ** | -0.268 | 0.053<br>(0.088)     | 0.015  |
| 学歴3         | -0.306<br>(0.275)    | -0.083 | -0.108<br>(0.189)    | -0.042 | 0.286<br>(0.097) **  | 0.084  |
| 失業率         | 0.244<br>(0.042) **  | 0.068  | 0.083<br>(0.048) †   | 0.032  | 0.089<br>(0.043) *   | 0.025  |
| 定数項         | 0.866<br>(0.571) †   |        | 2.664<br>(0.498) **  |        | 0.522<br>(0.379)     |        |
| Pseudo R2   | 0.057                |        | 0.120                |        | 0.048                |        |
| Prob > chi2 | 0.000                |        | 0.000                |        | 0.000                |        |
| サンプルサイズ     | 1020                 |        | 1067                 |        | 1792                 |        |

注:( )内は分散不均一に頑健な標準誤差。年齢の定義は本文脚注10を参照。

限界効果は、説明変数が1単位(ダミー変数は0から1に)変化した時の初職の一時雇用就業確率に及ぼす効果を示す。

†, \*, \*\*はそれぞれ、10%, 5%, 1%未満の水準で統計的に有意であることを示す。

表2より、初職の一時雇用選択に関するプロビットモデルの推計結果をみると、各国に共通の傾向として、入職時の年齢が若いほど、女性ほど(日本、イギリスで有意)、学卒後に一時雇用に就く確率が高い。学歴についてはやや傾向が異なっており、日本とドイツでは学歴が高いほど一時雇用に就く確率が低下するのに対して、イギリスでは高等教育修了者の一時雇用就業確率が相対的に高い<sup>15</sup>。また、3カ国に共通して、雇用情勢の悪化(改善)が、若年者の一時雇用への就職確率に有意に正または負の影響を与えている。他の説明変数を平均値で固定した場合の限界効果をみると、その影響は日本において大きく、失業率

<sup>15</sup> 同じくSSM2005を用いた平田(2008)は、日本では女性ほど、学歴が低いほど初職で一時雇用につく有意な傾向があること、また失業率が上昇を続けたバブル経済崩壊以降に就職した世代ほど、初職で一時雇用に就く確率が高まるが、特に高校卒以下でその影響がみられることを見いだしている。

の1ポイントの悪化が初職の一時雇用就業確率を約7%も上昇させるとの結果が示されている<sup>16</sup>。

表3 年単位の移行状況

| a. 日本   |    | year t+1 |       |       |       |      | % |
|---------|----|----------|-------|-------|-------|------|---|
|         |    | PE       | TE    | SE    | NE    | N    |   |
| year t  | PE | 93.53    | 2.42  | 0.59  | 3.46  | 5117 |   |
|         | TE | 9.38     | 81.71 | 0.95  | 7.96  | 842  |   |
|         | SE | 1.80     | 0.90  | 95.05 | 2.25  | 222  |   |
| b. ドイツ  |    | year t+1 |       |       |       |      |   |
|         |    | PE       | TE    | SE    | NE    | N    |   |
| year t  | PE | 83.93    | 3.77  | 2.62  | 9.67  | 1220 |   |
|         | TE | 19.46    | 60.22 | 2.92  | 17.40 | 822  |   |
|         | SE | 16.89    | 9.33  | 63.11 | 10.67 | 225  |   |
| c. イギリス |    | year t+1 |       |       |       |      |   |
|         |    | PE       | TE    | SE    | NE    | N    |   |
| year t  | PE | 84.14    | 4.55  | 1.36  | 9.94  | 3229 |   |
|         | TE | 50.83    | 26.03 | 0.83  | 22.31 | 484  |   |
|         | SE | 15.08    | 3.97  | 71.43 | 9.52  | 126  |   |

注: PE: 常用雇用, TE: 一時雇用, SE: 自営業・家族従業者, NE: 無業。  
出所: SSM(2005), SOEP(1995-2005), BHPS(1995-2005). 筆者ら計算。

では、初職が一時雇用であった若年雇用者のその後の移行状況はどうか。表3は、観察期間中の一時雇用の継続時間をプールし、初職の雇用形態別にt年からt+1年の雇用形態(就業状態)の移行率をみたものである。日本の移行状況をみると、ドイツやイギリスと比べて、一時雇用から無業への移行が約8%と相対的に低い反面、雇用(就業)形態間の移行もほとんど生じていない。一時雇用の継続率は、日本が約81%と最も高く、次いでドイツが約60%、イギリスが26%となっている。一時雇用から常用雇用への移行率は逆の関係にあり、イギリスが約51%、ドイツが約19%、日本が約9%である。表1の結果と合わせると、イギリスと日本は学卒後、一時雇用によって労働市場経験を開始する若者の比率はともに20%程度と低いものの、その後の常用雇用への移行は極めて対照的な関係にあるといえる。

<sup>16</sup> 学校卒業時の失業情勢の悪化が、若年者の正社員就職率を引き下げるとする結果は、Genda and Kurosawa(2001)およびOhta et al. (2008)などの多くの先行研究と整合的である。ここでの結果は、失業率の上昇は、ドイツやイギリスといった国々に比べて、日本における若者の非正規化に及ぼす影響が相対的に大きいということを示している。

他方、初職の一時雇用比率が3カ国で最も高いドイツでは、1年という単位での常用雇用への収斂は見られない。

そこで次に、一時雇用の継続期間を被説明変数とする離散時間モデルを用いて、常用雇用への移行の構造を検討する。

推計式の被説明変数は、一時雇用から他の状態に移行するまでの時間（年）である。また、継続時間依存性(duration dependent)を考慮するため、初職からの一時雇用の継続時間(年)ダミーを用いる。ただし、ドイツ、イギリスの一時雇用の継続期間はそれぞれ最長5年と4年である。また日本については10年以上の継続期間を一括している。継続期間ダミーの基準カテゴリーは初職1年目である。その他の説明変数は、次の通りである。

- (1) 時間に依存しない変数：男性ダミー、高校卒以下（リファレンス）、高校卒、高校卒以上を示す3種の学歴ダミー。
- (2) 時間に依存する変数：各 Wave(年)における年齢、結婚ダミー<sup>17</sup>、結婚ダミーと男性ダミーの交差項。労働市場の逼迫度を示す指標として各国の年平均失業率。

なお、以下の推計では、雇い主の変更を問わない常用雇用への移行に加えて、同一の雇い主に下での常用雇用への「登用」を他の企業の常用雇用への転職とは別の状態と定義した推計も行う。SSM については、職歴について「同じ従業先の中の変化」も一つのイベントとしてカウントしているので、同じ従業先の下で一時雇用から常用雇用に移行するケースを「登用」と定義する。SOEP と BHPS については、各 Wave における雇用形態の開始年月を尋ねているので、t年とt+1年で開始年月が一致し、かつ一時雇用から常用雇用に移行するケースを「登用」と定義する。サンプルの記述統計量（表4）をみると、初職の一時雇用から常用雇用への移行のうち、ドイツでは約半数が同一企業内の登用である一方、イギリスや日本では企業間の転職による常用雇用への移行が相対的に多いことがわかる<sup>18</sup>。また、一時雇用の平均継続期間（年）は、イギリス1.24年、ドイツが1.71年に対して日本が3.63年と最も長い。

---

<sup>17</sup> SSM では、既婚者については結婚年齢情報を、離死別者については結婚年齢と離死別年齢を利用して各年齢時点の結婚ダミーを作成した。SSM における結婚年齢は、調査時点における配偶者との結婚年齢なので、再婚者についてはそれ以前の結婚の情報が得られず、有配偶者は初婚とみなしているが、サンプルの年齢構成が若く、大きな問題はないと考えられる。なお、SOEP および BHPS は、毎年の調査に基づく配偶関係の情報を利用している。

<sup>18</sup> 初職の一時雇用から常用雇用への移行は推計モデルの性質上、1つの観測値について1回しか生じない。したがって表3のt+1期の移行先における常用雇用への登用と転職の比率の比較から、どちらの移行がより一般的かがわかる。

表4 一時雇用の移行に関するサンプルの記述統計量

|               | 日本     |           | ドイツ    |           | イギリス   |           |
|---------------|--------|-----------|--------|-----------|--------|-----------|
|               | Mean   | Std. Dev. | Mean   | Std. Dev. | Mean   | Std. Dev. |
| 一時雇用の継続期間(年)  | 3.631  | 2.844     | 1.713  | 0.957     | 1.236  | 0.509     |
| t+1年の移行先      |        |           |        |           |        |           |
| 常用雇用          | 0.094  | 0.292     | 0.195  | 0.396     | 0.508  | 0.500     |
| 一時雇用          | 0.817  | 0.387     | 0.602  | 0.490     | 0.260  | 0.439     |
| 自営・家族従業者      | 0.010  | 0.097     | 0.029  | 0.168     | 0.008  | 0.091     |
| 無業            | 0.080  | 0.271     | 0.174  | 0.379     | 0.223  | 0.417     |
| t+1年の移行先      |        |           |        |           |        |           |
| 常用雇用(登用)      | 0.013  | 0.114     | 0.096  | 0.295     | 0.079  | 0.269     |
| 常用雇用(転職)      | 0.081  | 0.273     | 0.099  | 0.298     | 0.430  | 0.496     |
| 一時雇用          | 0.817  | 0.387     | 0.602  | 0.490     | 0.260  | 0.439     |
| 自営・家族従業者      | 0.010  | 0.097     | 0.029  | 0.168     | 0.008  | 0.091     |
| 無業            | 0.080  | 0.271     | 0.174  | 0.379     | 0.223  | 0.417     |
| 年齢            | 21.885 | 3.569     | 23.867 | 4.061     | 19.087 | 3.470     |
| 男性ダミー         | 0.302  | 0.459     | 0.482  | 0.500     | 0.465  | 0.499     |
| 既婚ダミー         | 0.090  | 0.287     | 0.113  | 0.317     | 0.041  | 0.199     |
| 男性ダミー × 既婚ダミー | 0.004  | 0.060     | 0.052  | 0.223     | 0.014  | 0.120     |
| 学歴1           | 0.091  | 0.288     | 0.271  | 0.445     | 0.490  | 0.500     |
| 学歴2           | 0.568  | 0.496     | 0.510  | 0.500     | 0.221  | 0.415     |
| 学歴3           | 0.341  | 0.474     | 0.219  | 0.414     | 0.289  | 0.454     |
| 失業率           | 4.127  | 1.033     | 8.727  | 0.899     | 5.691  | 0.917     |
| サンプルサイズ(人・年)  | 842    |           | 822    |           | 484    |           |

注: 学歴の定義は本文脚注13を参照。

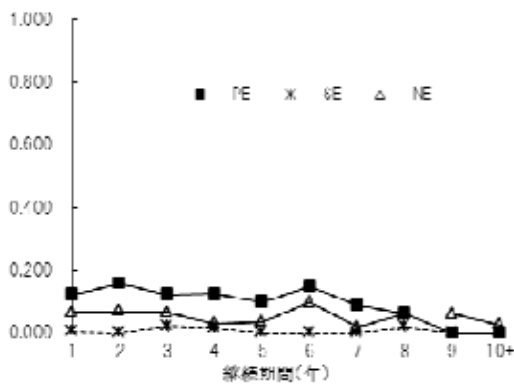
出所: 日本はSSM(2005), ドイツはSOEP(1995-2005), イギリスはBHPS(1995-2005)。

#### 4. 推計結果

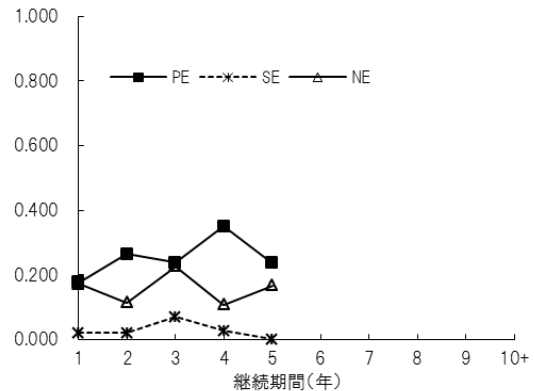
一時雇用からの移行に関する推計結果は巻末の表 A1～表 A2 に示されている。

まず、内部登用と他企業への転職を区別しない常用雇用への移行を検討する(表 A1)。先の記述統計量で示された通り、ドイツとイギリスでは、他の状態に移行せず一時雇いを継続する期間が最長でも4年～5年と短い。継続期間ダミーの係数をみると、ドイツでは常用雇用への移行率は2年から4年頃に、イギリスでは3年目に高まることが示されている。一方で、日本の一時雇用から常用雇用への移行は緩慢である。日本の若年者の常用雇用への移行率を高める要因は、性別(男性)や年齢、学歴(高学歴者)といった個人属性であり、一時雇用の経験年数(継続期間ダミー)については、初職から6年前後に常用雇用への移行率がわずかに高まるのみにとどまる。一方、各年の失業率の影響は、3カ国について失業率の低下(上昇)が常用雇用への移行率を高めて(低めて)おり、初職の選択時と同様に、労働需給状況が若年の初期キャリアに及ぼす影響が観察される。さらに興味深い点は、日本の一時雇用から無業への移行に関する結果(表 A1の最下段)であり、失業率が高いほど、無業への移行率が有意に上昇することが示されている。

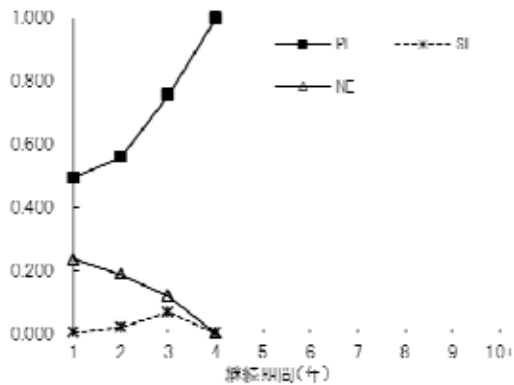
a. 日本



b. ドイツ



c. イギリス

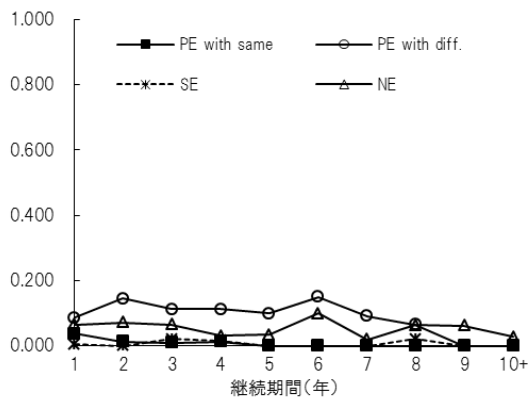


注 PE:常用雇用への移行、SE:自営業への移行、NE:無業への移行

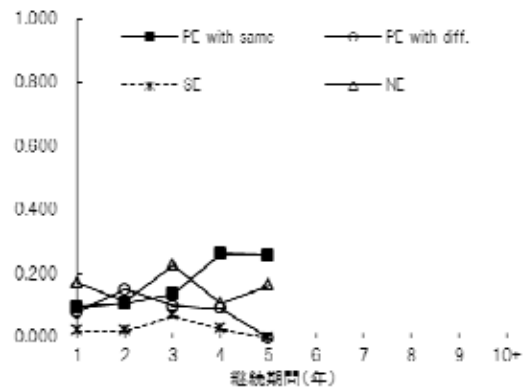
図1 一時雇用から他の状態への移行率

表A1の推計結果に基づいて、初職後の各期における一時雇用から他の状態への移行率(ハザード)を示したものが図1である。ドイツやイギリスでは、初職から4年目まで常用雇用への移行率が上昇することが明確に現れている。日本では、一時雇用から常用雇用への移行率は5年目まで低位で横ばいであり、6年目に高まった後以降は急激に低下している。そこで、常用雇用への移行を同一企業内の内部登用か、他の企業への転職かを区別した推計結果をみる(表A2、図2)。常用雇用への移行率は、イギリスでは他の企業への転職を通じて、ドイツでは、内部労働市場を通じた登用と他企業への転職が同程度で推移している。日本の常用雇用の移行は期間を通じて内部労働市場を経由する登用の移行率が低く、常用雇用への移行は初職後2年から6年という期間の外部労働市場を通じた他企業への転職に限られている。さらに表A2より、内部労働市場経由あるいは外部労働市場経由のいずれの常用雇用への移行であっても、学歴が高いほど移行率が高い点は他国ではみられない結果である。なお、日本における内部登用は、継続期間別には1年目の移行率が最も高い。

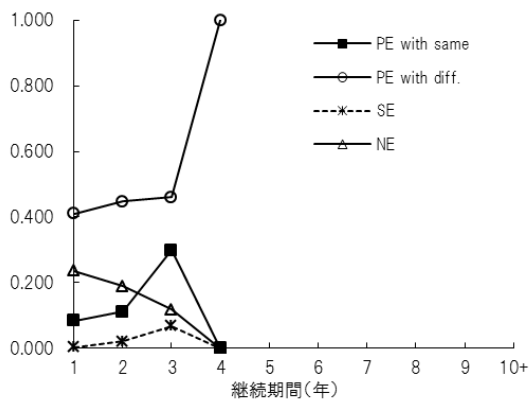
a. 日本



b. ドイツ



c. イギリス



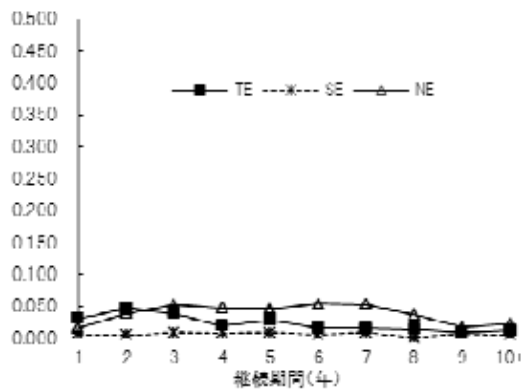
注 PE with same:常用雇用への登用、PE with diff.:常用雇用への転職、SE:自営業への移行、NE:無業への移行

図2 一時雇用から他の状態への移行率

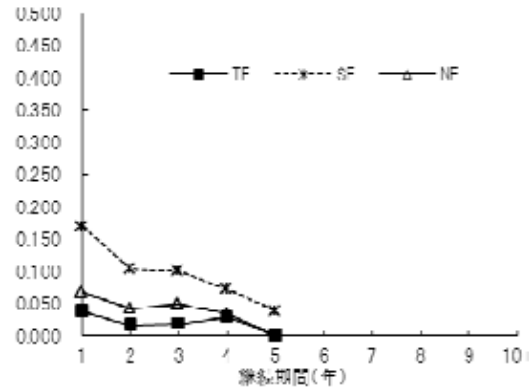
これは学卒後に常用雇用には就かなかった（就けなかった）者のうち、潜在的な能力が高い一部の若年者については、一時雇用が一種の試用期間(probation device) として機能していることを示唆している<sup>19</sup>。

<sup>19</sup> 転職を通じた常用雇用への移行に関する結果は、総務省「就業構造基本統計調査」の個票データを用いて、他の企業への転職を通じた非正規から正規への転換の要因を分析した、玄田（2008）と整合的である。玄田（2008）は、内部労働市場が発達している日本では、労働者の定着性に関する情報が重要であり、前職の企業を2年から5年程度勤めることが、非正規労働者が正規雇用の職を得る際の定着性に関するシグナルとして機能するとしている。他方、内部登用について独自のウェブ調査を用いた玄田（2009）によると、内部登用された非正社員のうち、正社員への転換前にその企業で1年以上勤続経験のある者の割合が過半数に上っている。しかし、同調査では内部登用者の約80%が30歳以上であり、日本における内部登用は、ある程度の労働市場経験を有する非正規雇用者の採用手段として、新規学卒者の常用雇用採用と補完的に用いられている可能性もある。

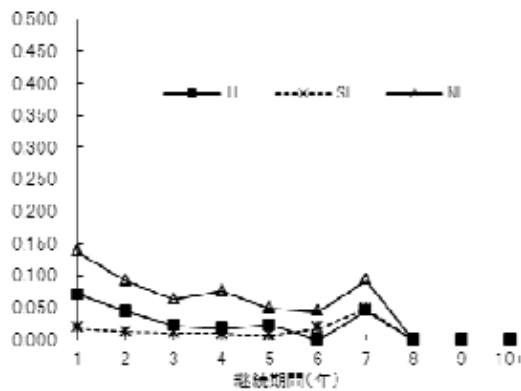
a. 日本



b. ドイツ



c. イギリス



注 TE:一時雇用への移行、SE:自営業への移行、NE:無業への移行

図3 常用雇用から他の状態への移行率

有期雇用の契約期間が最長で1年から2年と上限に定めのあるドイツについても、内部登用への移行率は時間がともに高まることから、一時雇用としていくつかの職場を経験した後にも、内部登用の途が開けているものと考えられる。

このように、適職探しの時期にあると考えられる若年層の初期キャリアについては、ドイツやイギリスでは日本に比べて一時雇用から常用雇用への移行確率が高く、雇用形態の変化を伴う若年労働市場における流動性の高さが示されている。そこで、初職が常用雇用であった若者の移行状況を検討し、若年労働市場全体の流動性に差異があるのかどうかを最後に考察する。表A3および図3は、初職が常用雇用であった若年者についても、(9)式を推計し、継続期間別の他の就業形態への移行率その後の移行をみたものが、表A3および図3である<sup>20</sup>。図3より、継続時間ごとの移行率をみると、まず一時雇用に比べて総じて移行率が低く、いずれの国においても、初職が常用雇用である場合は相対的に定着率が高いこ

<sup>20</sup> 記述統計量の表示は省略している。



とがわかる。また、ドイツやイギリスでは、無業あるいは一時雇用への移行率が時間の経過とともに低下しており（negative duration dependence）、仕事のマッチングの質の判明とともに、常用雇用からの移行（離職）が低下することがわかる。日本については、女性の退職行動を反映して、7年目にかけて無業への移行が高まる傾向がみられるほかは、初職入職時から他の状態への移行は低い水準で安定的に推移している。

## 5. おわりに

本論の主な知見は次の通りである。

- (1) 初職就職時の労働需給状況の悪化は、3カ国のいずれにおいても、学校卒業後の若者の一時雇用就業確率を上昇させる。ただし、その効果は日本において最も高い。
- (2) 初職の一時雇用から他の状態への移行のうち、常用雇用への移行はイギリスが最も高く、日本が最も低い。さらに、イギリスでは他の企業への転職を通じて、ドイツでは内部登用と他企業への転職の両方を通じて、一時雇用の継続とともに5年前後まで常用雇用への移行率が高まるものの、日本では、内部登用によって常用雇用へ移行する比率は極めて低く、他の企業への転職による常用雇用への移行率も低い。また、日本の一時雇用者は、失業率の悪化により無業への移行率が有意に上昇する。
- (3) 学卒後の一時雇用への入り口ならびに一時雇用から常用雇用への移行のいずれにおいても、とりわけ日本において、学歴が低い若者が一時雇用になりやすく、また他の状態に移行しにくい。
- (4) 初職に常用雇用に就いた若者では、日本は経験年数に関わらず、総じて他の状態への移行率が低く、常用雇用に定着的である。イギリスとドイツでは、1年目の他の状態への移行のうち、特に無業への移行率が高いものの、経験年数が長いほど他の状態への移行率が低下し、常用雇用に定着する。

このように、同じ初期キャリアであっても、日本とドイツ、イギリスの若年層では、たがいに大きく異なっており、やはり各国特有の制度や雇用慣行の影響が反映されていると考えられる。学卒後に多くの若者が常用雇用として就業するイギリスと比較すると、日本の労働市場において失業率の悪化が若年の一時雇用就業確率を引き上げる。また、日本において一時雇用の無業への移行率が高い背景には、伝統的な日本的雇用慣行の下では常用雇用と比較して一時雇用者への保護が弱いということを示唆される。

もちろん一時雇用への流入の増加が、ただちに「行き止まりの仕事」の増加と、労働市場の二重化をもたらすわけではない。しかし、国際比較の結果からは、若年を対象とした常用雇用の需要が新規学卒時に集中する日本の労働市場では、安定的な雇用機会への移行にとって、初職の雇用形態の依存性が強く存在することを改めて示している。

一方で、日本における一時雇用から常用雇用への移行は、全般的に非常に少ないが、内部登用は勤続1年程度の早期に、他企業への転職は2年から6年の間に生じていることがわかった。このタイミングだけを見ると、労働者の生産性に関する短期間のスクリーニン

グを経た内部登用、あるいは企業への定着性に関するシグナリングを通じた正規雇用への転職を見いだした先行研究の知見に整合的である。つまり、内部登用、転職を通じた移行の双方とも、非常に少ないが、そこで働くメカニズムは先行研究で見いだされたものと一致する可能性がある。このことは、若年の初期キャリアにおいて、一時雇用から安定的な雇用への段階的な移行を可能にするためには、若者の生産性に関する情報の非対称性を解消する政策が求められることを示している。既にみたように、ドイツでは教育修了後の初職の一時雇用比率が 50%近くに上る一方で、内部労働市場および外部労働市場を通じて、段階的な常用雇用への移行がみられる。イギリスにおいても一時雇用は *stepping stone* として機能しており、外部労働市場を通じた常用雇用への早期の転職が確認される。ドイツについては、学校教育と企業内の職業訓練を組み合わせたデュアルシステムの機能が、イギリスにおいては、職業資格として高い信頼を得ている全国職業資格 (*National Vocational Qualification*) の存在が指摘されている<sup>21</sup>。これらは、若年者の人的資本を高める訓練の要素を持つと同時に、内部労働市場や外部労働市場における顕在的あるいは潜在的な雇い主にとって、労働者の生産性を明示化する機能をも併せ持つものと考えられる。今後は、伝統的な日本的雇用慣行における能力開発とは異なったユニバーサルな職業資格や職業訓練を考慮することで、安定雇用への段階的な移行を可能にする要因について明らかにすることが課題であろう。

---

<sup>21</sup> これらの制度の存在によって、イギリスやドイツで非典型雇用者に関する問題が存在しないというわけではないことを確認しておきたい。労働政策研究・研修機構(2004a; 2004b) では、これらの制度と機能について、詳細な調査を行っている。

参考文献

- 玄田有史 (2008) 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』,580, 61-77.
- 玄田有史 (2009) 「正社員になった非正社員—内部化と転職の先に」『日本労働研究雑誌』,586, 34-48.
- 平田周一 (2008) 「非正規雇用の増加と格差の拡大—流動化と多様化は本当か—」佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ15 流動性と格差の階層論』,135-152.
- 小杉礼子 (2003) 『フリーターという生き方』勁草書房.
- 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』 183 (5), 45-62.
- 三輪哲・小林大祐(2008) 『2005年SSM日本調査の基礎分析—構造・趨勢・方法』, 科学研究費補助金「現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究」成果報告書.
- 小倉一哉 (2002) 「非典型雇用の国際比較—日本・アメリカ・欧州諸国の概念と現状」『日本労働研究雑誌』 No. 505, 3-17.
- 労働政策研究・研修機構(2004a) 『諸外国の若者就業支援政策の展開—ドイツとアメリカを中心に』, 労働政策研究報告書, No.1.
- 労働政策研究・研修機構(2004b) 『イギリスにおける職業教育訓練と指導者等の資格要件』, 労働政策研究報告書, No.16.
- 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』 No.535,29-41.
- 菅野和夫 (1996) 『雇用社会の法』, 有斐閣.
- 太郎丸博 (2009) 『若年非正規雇用の社会学—階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会.
- 保田時男(2008) 「SSM 職歴データを分析するための基礎的な方法論」, 前田忠彦編『2005年SSM調査シリーズ20 社会調査における測定と分析をめぐる諸問題』, 1-20.
- Amilon, A. and M. Wallette (2009), “Work Absence — A Signaling Factor for Temporary Workers?” *Labour*, 23, 171–194.
- Autor, D. (2000), “Outsourcing at Will: Unjust Dismissal Doctrine and the Growth of Temporary Help Firms”, *NBER Working Paper*, No. 7557.
- Blanchard, O. and Landier, A. (2002), “The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France,” *Economic Journal*, 112, F214-244.
- Booth, A., M. Francesconi and J. Frank (2002) “Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?” *Economic Journal*, 112, 189-213.
- Bosworth, D. and G. Kik (2009) *Ambition 2020: Technical Report*, UK Commission for Employment and Skills.
- Cahuc, P. and F. Postel-Vinay (2002), “Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market

- Performance,” *Labour Economics*, 9, 63-91.
- Chalmers, J. and Kalb, G. (2001), “Moving from Unemployment to Permanent Employment: Could a Casual Job Accelerate the Transition?” *The Australian Economic Review*, 34, 415-36.
- D’Addio, A. C. and M. Rosholm (2005), “Exit from Temporary Jobs in Europe: A Competing Risks Analysis,” *Labour Economics*, 12, 449-468.
- European Commission (2010) *Employment in Europe 2010* European Commission.
- Fernandez-Macias, E. and J. Hurley (2008) *ERM Report 2008 More and Better Jobs: Patterns of Employment Expansion in Europe* European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- Gaston, N. and Timcke, D. (1999), “Do Casual Workers Find Permanent Full-Time Employment? Evidence from the Australian Youth Survey,” *Economic Record*, 75, 333-347.
- Genda, Y. and M. Kurosawa (2001), “Transition from School to Work in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, 465-488.
- Golsch, K. (2004), “Labour Market Insecurity and its Impact on Labour Market Entry and Early Career. A Comparison of Germany, Britain and Spain”, paper presented at the 2nd Annual Research Conference of the European Panel Users’ Network, Berlin, 24-26 June, [http://epunet.essex.ac.uk/papers/golsch\\_pap.pdf](http://epunet.essex.ac.uk/papers/golsch_pap.pdf).
- Guell, M (2000), “Fixed-term Contracts and Unemployment: An Efficiency Wage Analysis,” Princeton University, Industrial Relations Section, *Working Papers* 812.
- Guell, M. and B. Petrongolo (2007), “How Binding are Legal Limits? Transitions from Temporary to Permanent Work in Spain,” *Labour Economics*, 14: 153-183.
- Hagen, T. (2003) ‘Do Fixed-term Contracts Increase the Long-term Employment Opportunities of the unemployed?’ *ZEW Discussion Paper* No. 03-49.
- Kondo, A. (2007) “Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, 379-402.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.
- Leschke, J. (2009), “The Segmentation Potential of Non-Standard Employment: A Four-Country Comparison of Mobility Patterns,” *International Journal of Manpower*, 30, 692-715.
- Loh, E. S. (1994) “The Determinants of Employment Probation Lengths”, *Industrial Relations*, 33, 386-406.
- Mills, M. and H.-P. Blossfeld (2005) “ Globalization, uncertainty and the Early Life Course,” in Blossfeld, H-P., E. Klijzing, M. Mills and K. Kurz (eds.) *Globalization, Uncertainty and Youth in Society* Routledge : New York, NY. 1-24.
- OECD (2002), *Employment Outlook*.
- OECD (2004), *Employment Outlook*.
- OECD (2008), *Employment Outlook*.

- Ohta, S., Y. Genda and A. Kondo (2008), "The Endless Ice Age: A Review of Cohort Effect in Japan," *The Japanese Economy*, 35:3, 55-86.
- Picchio, M. (2008), "Temporary Contract and Transition to Stable Jobs in Italy," *Labour*, 22, 147-174.
- Wang, R. and Y. Weiss (1998) "Probation, Layoffs, and Wage-tenure Profiles: a Sorting Explanation", *Labour Economics*, 5, 359-383.
- Zijl, M., G. J. Van den Berg, and A. Heyma (2010) "Stepping stones for the Unemployed: the Effect of Temporary Jobs on the Duration until (Regular) Work," *Journal of Population Economics*, forthcoming.

表A1 初職の一時雇用からの移行に関する推計結果(多項ロジット)

| リファレンス:<br>一時雇用の継続    | Japan      | Germany    | UK         |
|-----------------------|------------|------------|------------|
| <i>常用雇用への移行</i>       |            |            |            |
| 2年目                   | 0.507      | 0.519 *    | 0.225      |
| 3年目                   | 0.348      | 0.765 *    | 1.891 †    |
| 4年目                   | 0.483      | 1.099 *    | 16.620 **  |
| 5年目                   | 0.319      | 0.734      |            |
| 6年目                   | 1.024 †    |            |            |
| 7年目                   | 0.472      |            |            |
| 8年目                   | 0.280      |            |            |
| 9年目                   | -15.866 ** |            |            |
| 10年目以上                | -15.395 ** |            |            |
| 年齢                    | -0.162 **  | 0.003      | 0.052 *    |
| 男性ダミー                 | 0.807 **   | 0.084      | 0.099      |
| 既婚ダミー                 | -0.034     | 0.611      | -0.778     |
| 男性×既婚                 | 1.006      | -0.461     | 0.124      |
| 学歴2                   | 1.307 **   | 0.770 **   | -0.228     |
| 学歴3                   | 2.259 **   | 0.108      | -0.704 *   |
| 失業率                   | -0.227 †   | -0.233 **  | -0.026     |
| <i>自営業への移行</i>        |            |            |            |
| 2年目                   | -13.696 ** | 0.179      | 2.606 *    |
| 3年目                   | 2.401 *    | 1.898 **   | 5.920 **   |
| 4年目                   | 2.385 †    | 1.043      | 8.977 **   |
| 5年目                   | -13.003 ** | -10.660 ** |            |
| 6年目                   | -12.248 ** |            |            |
| 7年目                   | -12.504 ** |            |            |
| 8年目                   | 3.974 *    |            |            |
| 9年目                   | -12.131 ** |            |            |
| 10年目以上                | -11.610 ** |            |            |
| 年齢                    | -0.344 **  | -0.163 *   | -0.477 **  |
| 男性ダミー                 | -0.437     | 0.399      | -0.745     |
| 既婚ダミー                 | -14.674 ** | 0.510      | 5.009 †    |
| 男性×既婚                 | 0.816      | -0.883     | -11.730 ** |
| 学歴2                   | -0.387     | 0.593      | 3.938 **   |
| 学歴3                   | -0.709     | 1.897 *    | 3.478 **   |
| 失業率                   | 0.487      | -0.068     | 0.171      |
| <i>無業への移行</i>         |            |            |            |
| 2年目                   | 0.211      | -0.243     | -0.105     |
| 3年目                   | 0.197      | 0.878 **   | 0.845      |
| 4年目                   | -0.519     | 0.141      | 0.410      |
| 5年目                   | -0.344     | 0.603      |            |
| 6年目                   | 0.952 †    |            |            |
| 7年目                   | -0.899     |            |            |
| 8年目                   | 0.516      |            |            |
| 9年目                   | 0.588      |            |            |
| 10年目以上                | -0.052     |            |            |
| 年齢                    | -0.127 **  | -0.030     | 0.027      |
| 男性ダミー                 | -0.893 *   | 0.246      | 0.272      |
| 既婚ダミー                 | 0.822 *    | 0.802      | 0.240      |
| 男性×既婚                 | -16.233 ** | -2.036 *   | -15.591 ** |
| 学歴2                   | -0.613     | 0.174      | 0.047      |
| 学歴3                   | -0.774     | -0.863 †   | -0.627 †   |
| 失業率                   | 0.241 †    | -0.077     | -0.106     |
| Log Likelihood        | -486.537   | -814.386   | -498.601   |
| Number of Person-Year | 842        | 822        | 484        |
| Number of Persons     | 218        | 452        | 388        |

注: †, \*, \*\*はそれぞれ, 10%, 5%, 1%未満の水準で統計的に有意であることを示す。

表A2 初職が一時雇用からの移行に関する推計結果(多項ロジット)

| リファレンス：<br>一時雇用の継続 | Japan      | Germany    | UK         |
|--------------------|------------|------------|------------|
| <i>常用雇用への登用</i>    |            |            |            |
| 2年目                | -0.725     | 0.186      | 0.242      |
| 3年目                | -0.845     | 0.801 *    | 2.546 *    |
| 4年目                | -0.315     | 1.435 **   | 1.159 *    |
| 5年目                | -14.807 ** | 1.544 *    |            |
| 6年目                | -13.855 ** |            |            |
| 7年目                | -14.294 ** |            |            |
| 8年目                | -13.504 ** |            |            |
| 9年目                | -13.884 ** |            |            |
| 10年目以上             | -13.237 ** |            |            |
| 年齢                 | -0.235 **  | 0.032      | 0.061      |
| 男性ダミー              | 0.671      | 0.088      | 0.606      |
| 既婚ダミー              | -12.935 ** | 0.880      | -0.439     |
| 男性×既婚              | -0.448     | -0.481     | 0.548      |
| 学歴2                | 1.222 *    | 0.554 †    | 0.744      |
| 学歴3                | 2.695 **   | -0.149     | -0.042     |
| 失業率                | -0.171     | -0.374 **  | -0.545 **  |
| <i>常用雇用への転職</i>    |            |            |            |
| 2年目                | 0.801 *    | 0.816 **   | 0.223      |
| 3年目                | 0.661      | 0.826 *    | 1.668      |
| 4年目                | 0.778      | 0.775      | 17.828 **  |
| 5年目                | 0.753      | -12.958 ** |            |
| 6年目                | 1.481 *    |            |            |
| 7年目                | 0.939      |            |            |
| 8年目                | 0.759      |            |            |
| 9年目                | -15.156 ** |            |            |
| 10年目以上             | -14.707 ** |            |            |
| 年齢                 | -0.178 **  | -0.054     | 0.039      |
| 男性ダミー              | 0.816 **   | 0.086      | 0.005      |
| 既婚ダミー              | 0.054      | 0.320      | -0.819     |
| 男性×既婚              | 0.961      | -0.420     | -0.251     |
| 学歴2                | 1.284 *    | 1.012 **   | -0.390     |
| 学歴3                | 2.235 **   | 0.516      | -0.770 **  |
| 失業率                | -0.239 †   | -0.187 †   | 0.006      |
| <i>自営業への移行</i>     |            |            |            |
| 2年目                | -13.185 ** | 0.180      | 2.605 *    |
| 3年目                | 2.401 *    | 1.897 **   | 5.950 **   |
| 4年目                | 2.385 †    | 1.039      | 8.954 **   |
| 5年目                | -12.656 ** | -11.612 ** |            |
| 6年目                | -11.737 ** |            |            |
| 7年目                | -12.211 ** |            |            |
| 8年目                | 3.971 *    |            |            |
| 9年目                | -11.818 ** |            |            |
| 10年目以上             | -11.346 ** |            |            |
| 年齢                 | -0.344 **  | -0.163 *   | -0.475 **  |
| 男性ダミー              | -0.435     | 0.398      | -0.717     |
| 既婚ダミー              | -14.161 ** | 0.505      | 4.999 †    |
| 男性×既婚              | 0.931      | -0.877     | -11.729 ** |
| 学歴2                | -0.390     | 0.595      | 3.989 **   |
| 学歴3                | -0.710     | 1.900 *    | 3.528 **   |
| 失業率                | 0.487      | -0.067     | 0.156      |

表A2 初職が一時雇用からの移行に関する推計結果(多項ロジット):つづき

| リファレンス：<br>一時雇用の継続    | Japan      | Germany  | UK         |
|-----------------------|------------|----------|------------|
| <i>無業への移行</i>         |            |          |            |
| 2年目                   | 0.211      | -0.240   | -0.104     |
| 3年目                   | 0.197      | 0.878 ** | 0.846      |
| 4年目                   | -0.520     | 0.136    | 0.409      |
| 5年目                   | -0.345     | 0.603    |            |
| 6年目                   | 0.953 †    |          |            |
| 7年目                   | -0.899     |          |            |
| 8年目                   | 0.515      |          |            |
| 9年目                   | 0.586      |          |            |
| 10年目以上                | -0.053     |          |            |
| 年齢                    | -0.127 **  | -0.030   | 0.028      |
| 男性ダミー                 | -0.891 *   | 0.246    | 0.273      |
| 既婚ダミー                 | 0.822 *    | 0.807    | 0.242      |
| 男性×既婚                 | -15.739 ** | -2.041 * | -15.710 ** |
| 学歴2                   | -0.614     | 0.173    | 0.050      |
| 学歴3                   | -0.775     | -0.867 † | -0.631 †   |
| 失業率                   | 0.241 †    | -0.078   | -0.108     |
| Log likelihood        | -513.998   | -918.468 | -595.185   |
| Number of Person-Year | 842        | 822      | 484        |
| Number of Persons     | 218        | 452      | 388        |

注: †, \*, \*\*はそれぞれ, 10%, 5%, 1%未満の水準で統計的に有意であることを示す。



表A3 初職が常用雇用からの移行に関する推計結果(多項ロジット)

| リファレンスカテゴリ:<br>常用雇用の継続 | Japan      | Germany    | UK         |
|------------------------|------------|------------|------------|
| <i>一時雇用への移行</i>        |            |            |            |
| 2年目                    | 0.647 *    | -0.604     | -0.426 *   |
| 3年目                    | 0.699 *    | -0.179     | -1.040 **  |
| 4年目                    | 0.184      | -0.345     | -1.176 **  |
| 5年目                    | 0.820 *    | -14.464 ** | -0.866     |
| 6年目                    | 0.414      |            | -15.938 ** |
| 7年目                    | 0.616      |            | 0.033      |
| 8年目                    | 0.746      |            | -16.280 ** |
| 9年目                    | 0.402      |            | -16.151 ** |
| 10年目以上                 | 1.261 *    |            | -16.780 ** |
| 年齢                     | -0.215 **  | -0.075     | -0.121 **  |
| 男性ダミー                  | -0.853 **  | 0.431      | 0.066      |
| 既婚ダミー                  | -0.170     | 0.867      | 0.280      |
| 男性×既婚                  | -1.809     | -1.657 *   | -1.927 †   |
| 学歴2                    | 0.228      | -1.656 **  | 0.479 *    |
| 学歴3                    | 0.410      | -1.440 *   | 0.874 **   |
| 失業率                    | 0.221 *    | 0.053      | -0.072     |
| <i>自営業への移行</i>         |            |            |            |
| 2年目                    | 0.161      | -0.800     | -0.523     |
| 3年目                    | 1.242 †    | -0.472     | -0.836 †   |
| 4年目                    | 1.559 *    | 0.153      | -1.008     |
| 5年目                    | 2.152 **   | -13.749 ** | -1.477     |
| 6年目                    | 2.046 *    |            | -0.497     |
| 7年目                    | 3.031 **   |            | 0.624      |
| 8年目                    | -11.408 ** |            | -15.845 ** |
| 9年目                    | 3.724 **   |            | -15.932 ** |
| 10年目以上                 | 3.932 **   |            | -15.891 ** |
| 年齢                     | -0.382 **  | -0.099     | -0.017     |
| 男性ダミー                  | 1.057 *    | -0.007     | 0.750 *    |
| 既婚ダミー                  | 0.514      | 0.892      | 0.382      |
| 男性×既婚                  | -0.157     | -1.083     | -0.491     |
| 学歴2                    | 2.822 **   | 1.568      | -0.011     |
| 学歴3                    | 3.491 **   | 1.603      | -0.274     |
| 失業率                    | -0.441 †   | -0.245     | -0.701 **  |
| <i>無業への移行</i>          |            |            |            |
| 2年目                    | 1.160 **   | -0.598 *   | -0.397 *   |
| 3年目                    | 1.641 **   | -0.445     | -0.732 **  |
| 4年目                    | 1.727 **   | -0.620     | -0.454 *   |
| 5年目                    | 1.902 **   | -1.395 *   | -0.898 *   |
| 6年目                    | 2.240 **   |            | -0.915 †   |
| 7年目                    | 2.404 **   |            | -0.200     |
| 8年目                    | 2.211 **   |            | -17.211 ** |
| 9年目                    | 1.618 *    |            | -17.041 ** |
| 10年目以上                 | 2.495 **   |            | -16.855 ** |
| 年齢                     | -0.192 **  | -0.122 **  | -0.081 **  |
| 男性ダミー                  | -1.512 **  | 0.247      | 0.079      |
| 既婚ダミー                  | 0.751 **   | 1.455 **   | 0.602 *    |
| 男性×既婚                  | -15.919 ** | -2.216 **  | -0.906 *   |
| 学歴2                    | -0.178     | -1.088 **  | -0.208     |
| 学歴3                    | 0.409      | -1.321 **  | -0.385 **  |
| 失業率                    | -0.007     | 0.256 **   | -0.007     |
| Log likelihood         | -1389.829  | -661.200   | -1757.393  |
| Number of Person-Year  | 5117       | 1220       | 3229       |
| Number of Persons      | 770        | 497        | 1340       |

注: †, \*, \*\*はそれぞれ, 10%, 5%, 1%未満の水準で統計的に有意であることを示す。