

〈投稿論文〉

賃金と仕事満足の変化と離転職
——日本家計パネル調査の結果から——

田中 規子

Job satisfaction has been a topic of interdisciplinary research in the field of social science. In Japan, many papers have been published on the subject of job satisfaction and employee turnover, but these have used cross-section data, despite panel data being used in job satisfaction research in Europe and the United States. The aim of this study is to ascertain the relationship between wages, job satisfaction changes and turnover using pooled probit and random-effect models. Data from the 2009 to 2011 “Japan Household Panel Survey (JHPS)” provided by the Keio University Joint Research Center for Panel Studies are used to examine business persons’ change of employment, continuation or turnover in 2011. It is robustly shown in the two analytic models that business women’s turnover in Japan is determined by job satisfaction rather than wage. The main finding of this study is that it is important for a woman to obtain satisfaction from her occupation in order to prevent her early retirement.

キーワード：1期前の仕事満足、1期前の賃金、離転職、個人の異質性、男女間の比較

はじめに¹

日本における離職と転職率は（以下、離転職と省略）、女性の方が男性と比べて多い。企業がせっかく人材育成をしても、その活躍が期待される時になると女性は辞めてしまうといわれている。その結果、企業は女性の人材育成に本腰を入れないのだという説明がなされてきた。また、一般的に、多くの女性は早く辞めてしまうために、昇進のチャンスは、男性のそれと比べて少ないといわれている。

しかし、ここ最近では若者を中心に男性の離職率が高まっている中で、女性の離職率が男性を上回るという状態は現在も続いているのか。そこで、過去10年間の若者（15歳以上34歳以下）の離職率『雇用動向調査』（厚生労働省）と、自発的に離職した若者（15歳以上34歳以下）の完全失業率『労働力調査』（総務省）から、その答えを探っていく。これを図示したのが、図1である。

まず、『雇用動向調査』（厚生労働省）の離職率について男女別に時系列に追っていく。『雇用動向調査』（厚生労働省）は、他社への離職の比率を示すもので、離職後の完全失業率を示すものではない。2001年の日本はITバブルが崩壊し、平成不況といわれた年である。不況のため、会社の倒産や給与の減額もあった年である。このような情勢の中では、現状維持のために現職に留まる者も多くいたろう

し、逆に、現職に見切りをつけて、より良い条件で働ける環境を見つけたり、より高い給与を得られる企業へ転職したりした者もいただろう。前者は不況のために現職に留まる、すなわち離職をしない者、後者は不況にかかわらず離職を積極的に行う者たちで、両者の離職に対する意識の違いが行動の違いに結びついているのかもしれない。

一方、女性の離職は従来ネガティブに語られることが多いように思われるが、離職の理由を議論するには、性別、雇用形態、産業、職種、あるいは家族形態も考慮する必要がある。なぜなら女性の場合は、再就職ともなると、多くが非正規雇用として雇われることが多いからである。本稿のデータにおいても、非正規雇用と正規雇用の比率は、ほぼ同じであり、女性は非正規雇用が多いために離職しやすいことも踏まえなければならない。

このような違いを踏まえつつ図1の若年者の離職割合から解釈していこう。2001年の調査では若年者の離職割合は、離職者全体の52.77%を占めていることがわかる。これを、男女別でみると、女性の約59%が若年期に離職を経験し、男性においても約47%が離職している。しかし、2010年の調査では、離職割合の男女差が縮まりつつあることがグラフから読みとれる。女性については、約49%が離職し、男性は約42%が離職している。たしかに、女性の方が男性よりも離職割合は高いが、2001年の調査と2010年の調査を比べた場合、若年期における女性の離職割合が10ポイント減少したことは評価すべき点なのかもしれない。

一般的に男性の離職割合が低いのは、男性は正規雇用されている者が多く、安定した収入が見込まれ、職場の地位も確保されているからである。たとえ不景気で、一時的に給与が減給されたとしても、再就職のあてがなければ、安易な転職をしないのが一般的である。

次に、離職理由から離職割合を概観する。若年期の場合、自己都合で会社を辞めている者が中高年者と比べると多いことが示唆されている。若年者の自己都合退職は全体の70%を占めている。そして、これらを男女比較すると、女性の方が男性よりも自己都合で辞めやすいことが示唆されている。このように、若年者の離職割合を男女比較すると、常に女性離職が男性のそれよりも上回るため、これを根拠に企業は、女性の人材育成や昇進を躊躇する可能性はある。もちろん女性の中には、数年では離職をせず、長く同じ企業で勤務しつづける女性もいるだろうし、長く勤務するうちに、男性とかわらない昇進をしている女性もいるだろう。しかし、離職の理由が何であれ、過去何十年間も、統計的に女性の方が男性よりも辞めやすいことが示されることによって、能力もやる気もある一部の女性たちのキャリアも閉ざすことになるだろう。

それでは、なぜ女性は早期に会社を辞めてしまうのか。その理由を知るために厚生労働省『雇用動向調査（平成21年）』から退職理由について概観する。

女性と男性を比較した場合、もっとも顕著な違いは、「結婚・出産・育児・介護」による退職理由である。たとえば、20-34歳の年齢階層で比較すると、男性の場合は、1.03%、女性はその8倍にあたる8.27%が、「結婚・出産・育児・介護」を理由に辞めている。結婚や出産、育児による退職が、正社員を中心に、徐々に少なくなっているとはいえ、男性と比較した場合、「結婚・出産・育児・介護」の理由で辞めるのは女性である。

しかし、興味深いことに「結婚・出産・育児・介護」による退職理由は、女性の中では平均2.62%でトップの理由でない。むしろ「職場の人間関係」によって辞めていく者が多く、平均9.27%が、職場の人間関係を理由に辞めている。また、仕事の内容を理由に辞めている女性も平均5.1%いる。収入を理由

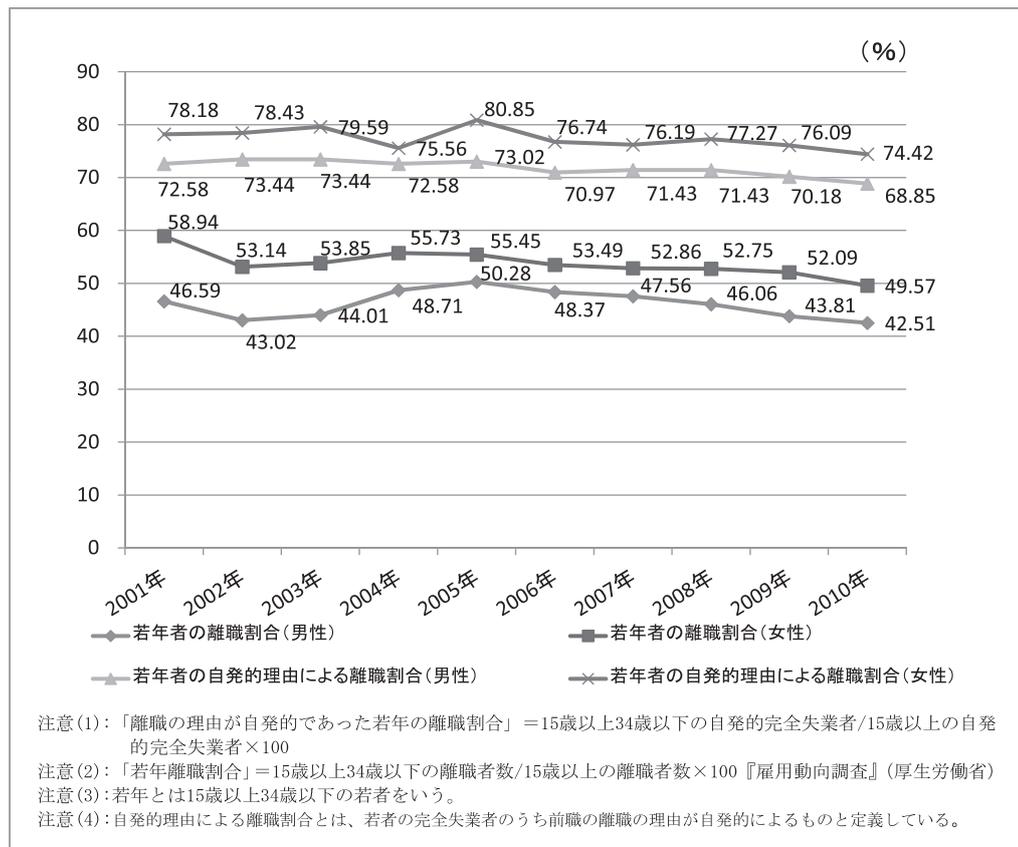


図1 「若年男女(15歳以上34歳以下)の離職割合と自発的理由による離職割合の推移」

出典: 厚生労働省『雇用動向調査』「職業(大分類)、性、職歴、年齢階級別離職者数」と総務省統計局『労働力調査』「年齢階級、求職理由別完全失業者数」より筆者作成。

とした者は平均6.47%であった。もしかしたら、職場の人間関係が良好で、収入も良く、仕事も充実していたら、結婚、出産、育児などを理由に辞めないかもしれない。

一方、男性についてはどうか。男性の場合、「職場の人間関係」によって辞めていく者は、女性よりも少なく、平均4.73%である。「仕事の内容に興味が持てず」に辞めていく者は、平均7.51%で、収入を理由に辞めた者は、平均5.92%である。収入も大事だが、仕事の内容の方がもっと大事なように見える。場合によっては、長く働き続けるためには、収入よりも仕事の内容の方が重要なものかもしれない。

このような記述的な事実を踏まえた上で、本稿は、男性と女性の離転職について、仕事満足、賃金と離転職の関係を統計的に分析することを目的とする。具体的には、パネルデータの強みを活かして、同一個体_iの異質性や時間_tを考慮し、1期前(t-1)の仕事満足、1期前(t-1)の賃金と離転職の関連を明らかにする。

これまで、仕事満足度に関する研究は国内外を問わず、多くの知見の蓄積はあるが、パネルデータを用いて、同一個体_iと1期前(t-1)に焦点をあてた離転職行動の研究は、アンドリュー・クラーク(Andrew Clark)らを除いて、日本では、それほど多くはない。仕事満足と離転職の研究において、本稿は、クラークら(1998)の分析手法に倣いつつ、クロスセクションデータでは、分析不可能な部分、同一個体_iの特性を考慮し、1期前(t-1)の仕事満足や賃金などが、現在_t期の離転職にどのような影響を与えるのか検証する。

表1 「前職を辞めた理由（男女別）」

区分	仕事内容に興味をもてず	能力・個性・資格を生かさず	職場の人間関係	会社の将来が不安	収入が少ない	労働条件が悪い	結婚・出産・育児・介護	定年、契約期間の満了	会社都合	その他の理由（出向等を含む）	(%)
											合計
<男性>											
19歳以下	23.4	0.90	12.7	1.70	10.2	11.0	—	5.10	6.70	25.2	100
20-34歳	7.37	6.17	4.20	10.67	9.67	9.97	1.03	7.83	14.73	27.93	100
35-49歳	4.50	4.43	4.00	9.03	5.47	6.13	0.67	9.40	25.43	30.43	100
50-64歳	1.57	2.33	2.33	4.20	2.97	4.43	0.20	31.33	24.33	26.17	100
65歳以上	0.70	0.70	0.40	1.10	1.30	3.10	—	49.9	18.5	22.7	100
平均	7.51	2.91	4.73	5.34	5.92	6.93	0.38	20.71	17.94	26.49	100
<女性>											
19歳以下	10.6	1.20	20.5	1.10	9.00	14.9	—	3.30	2.80	33.6	100
20-34歳	5.67	3.60	8.47	3.40	8.13	11.30	8.27	11.97	9.50	28.17	100
35-49歳	5.90	2.50	5.90	4.37	8.13	13.77	2.80	14.13	16.67	25.50	100
50-64歳	1.87	1.80	7.00	2.43	4.47	8.60	2.03	27.40	15.87	27.50	100
65歳以上	1.60	0.00	4.50	2.00	2.60	11.2	—	48.5	14.3	12.9	100
平均	5.13	1.82	9.27	2.66	6.47	11.95	2.62	21.06	11.83	25.53	100

注意：1) 「前職を辞めた理由」は、離転職入職者が回答した理由である。

注意：2) 『平成21年雇用動向調査』の計値を使用。原典にしたがい、合計は小数点第1を切り上げて100%としている。

出典：厚生労働省『雇用動向調査（平成21年）』より筆者作成。

1. 先行研究

経済学的に、はじめて仕事満足（job satisfaction）の実証研究を行ったのは、ダニエル・ハマーマッシュ（Daniel Hamermesh）である。ハマーマッシュ（1977）は、仕事から得られる効用を経済的な変数とみなした初めての経済学者である（Hamermesh 1977）。当時から仕事満足（job satisfaction）を測る尺度について、論争がなかった訳ではないが、ハマーマッシュ（1977）は、仕事満足（job satisfaction）という概念を用いて労働者の職業選択モデル（occupational choice）に与える影響について、効用の最大化理論を援用して検証している（Hamermesh 1977）。しかし、伝統的経済学において、仕事満足（job satisfaction）という主観的な概念は、そもそも、数値化できないという理由で、経済学では懐疑的であったため、理論上、仕事から得られる効用は賃金によってもたらされると考えられ、賃金によって仕事満足の部分はほとんど説明されてきた。つまり、賃金が高ければ、その仕事に満足しているという前提を置いていたため、たとえ、上司や同僚とうまくいっていても、賃金に満足してさえいれば、その企業に長く留まり、結果として、離職や転職は抑制されるという論理が導出されている。

しかし、現実的には、人は、賃金の満足だけで離転職を決めているわけではない。昨今のわが国のように、若者を中心に自己都合退職が増加傾向にあることを、賃金だけでは説明することはできない。この傾向については、本稿の図1で示したとおりであるが、辞めた理由についても、「収入」を理由にするというよりは、「労働条件が悪い」や「仕事の内容に興味をもてない」ことを理由に、前職を辞めている点は、留意すべきである。つまり、仕事に満足していないから、辞めているのであり、賃金の低さを理由に辞めていない。そこで、仕事満足と離転職の関係に着目した先行研究をいくつか探すことにした。

過去には、個体_iの選好を考慮したモデルを援用した研究として、アンドリュー・クラークとアンドリュー・オズワルド（Andrew Clark & Andrew Oswald）、クラークら（1998）があることを記してお

く²。クラークら (1998) は、応用経済学の立場から、リチャード・フリーマン (Richard Freeman) の理論枠組みを援用しながら、仕事満足と離転職の関係を明らかにしている。結論は、賃金も重要な要素ではあるが、仕事満足も重要であることを示唆している。つまりクラークら (1998) は、労働市場で起きる労働者の離転職行動を予測するには、仕事満足は重要な説明変数になり得るとし、仕事満足をキーワードにした研究を多く発表している (Clark et al. 1998, pp. 95-97)。クラークら (1998) は、ドイツの家計パネルデータ「German Socio-Economic Panel (GSOEP)」(以下GSOEPと省略) を用いて、同一個体_iのタイムラグ (time lag) に注目し、仕事満足と離転職の関係を明らかにしようとした。クラークら (1998) によれば、労働者の退職は、自分自身の賃金や自分自身の仕事満足の水準の違いによって決定づけられるとし、人は、現在の賃金を常に最大化しようとしているわけではないこと、つまり、1期前 (t-1) と現在t期の賃金の差によって、現在_i期の離転職を決めるため、現在_i期の賃金が離転職行動に有意な影響を与えないことがあるという示唆と、1期前 (t-1) の仕事満足が、現在_i期の離転職を有意に下げる傾向があることを示唆している (Clark et al. 1998, pp. 100-115)。

ジョージ・アカロフら (George Akerlof) は、賃金以上に「仕事満足」も離転職を決定づける重要な要因であることを証左しているが、クラークら (1998) と異なり、マクロ経済学の視点から、失業率と仕事満足と離転職の関係について重要な示唆をしている。つまり、失業率が高いときは、仕事に不満をもつ労働者であっても、高い失業率によって、自発的な離転職行動はある程度抑えられるが、逆に失業率が低い時は、仕事に不満な労働者は、より高い仕事満足度を求めて、離転職行動を積極的に行うことを発見している。確かに、労働者の仕事満足が低くても、労働市場の需給バランスを見つつ、労働者は、自らの離転職行動を決定している可能性が高い。本稿の分析においても、アカロフら (1988) が示唆するように失業率に着目し、失業率を考慮した推計を行っている (Akerlof et al. 1998, pp. 495-500)。

仕事満足と性差についてはアルフォンソ・ソーサ=ポーザ (Alfonso Sousa-Poza) があり、スイスの家計パネル調査「Swiss Household Panel Survey (SHP)」(以下、SHPと省略) の第1回と第2回 (1999年-2000年) のデータを用いて、性別の違いが仕事満足に与える影響を分析している。用いた分析モデルは、順序プロビット、二項プロビットである。性別の効果を測るために、性別ダミー (男性=1、女性=0) を用いているが、本稿では、男性と女性でサンプリングを分け、性別による違いをより鮮明に浮き彫りにしたモデルとなっている (Sousa-Poza 2007, pp. 902-903)。ソーサ=ポーザ (2007) の結果は、仕事満足には、性別の違いによる差は見られないということだが、本稿では、性別の違いによる離転職行動の違いが示唆された。本稿は、サンプリングを男女で分けることによって、男女間の異質性や時間の変化を考慮して推計することができた。つまり、個体_iの1期前 (t-1) の仕事満足が同じ個体_iの現在_i期の離転職に有意な影響を与えていることが示唆された。このように、同一個体_iの時間_tを考慮してもなお、仕事満足は、女性の離転職に有意な影響を与えることが明らかとなった点は、大きな発見である。

ソーサ=ポーザ (2007) とは反対に、性別の違いが賃金の満足度に影響を与えていることを述べた研究者にスタヴロス・ドラコポウロスとイオアニス・テオドッシュウ (Stavros Drakopoulos & Ioannis Theodossiou) がいる。ドラコポウロスとテオドッシュウ (1997) は、Hierarchical Behaviour仮説を援用し、女性の方が男性よりも期待賃金が低いために、仕事満足が高くなることを男女間にある賃金格差から述べている (Drakopoulos & Theodossiou 1997, pp. 698-702)。Hierarchical Behaviour仮説とは、階層が高い人はより高額収入を得ようとするため、目標賃金 (target earning) も高くなるが、階層の低

い人は、階層の高い人が得られるような高収入をはじめから期待しないため目標賃金 (target earning) も低くなるので、階層の低い人の方が階層の高い人よりも目標賃金 (target earning) が満たされやすく、満足度が高いという仮説である。このドラコポウロスとテオドッシュウ (1997) の仮説を援用して、性別による仕事満足の違いを提唱したのがアンドリュー・クラーク (Andrew Clark) である。

Clark (1997) は、英国のパネルデータ「British Household Panel Survey (BHPS)」における労働者の5,000のランダムサンプルを用いて、性別による満足度の差を賃金から明らかにしている。Clark (1997) は賃金を実質賃金と期待賃金に分け、女性の実質賃金や期待値は男性のそれよりも低いという結果から、女性の仕事満足は、一般的に男性よりも高いことを示唆した研究である。つまり、性別の違いによる仕事満足の違いを明らかにした研究である (Clark 1997, pp. 342-351)。

それでは、日本においてパネル分析の手法を用いた仕事満足研究はどのようなものがあるのだろうか。日本では海外とは異なり、パネルデータを使うのではなく、クロスセクションのデータを用いて、1時点の仕事満足について論じる研究論文が多いことを事実として抑えておきたい。このような状況の中で、パネル分析の手法を用いた研究者に佐野晋平・大竹文雄がいる。佐野・大竹 (2007) の研究は、パネル分析によって、クロスセクションでは除去しきれない因果関係の識別を行っている。パネル分析の強みは、固定効果を十分に考慮して、被説明変数と説明変数の間にある因果関係 (逆の因果関係) を識別できる点にある。佐野・大竹 (2007) は、固定効果モデルによって、労働と幸福度の関係を明らかにしている。しかし、佐野・大竹 (2007) の研究は、幸福度の要因分析であり、本研究が目指す仕事満足と離転職の関係を分析した研究ではない。

最後に、社会学では仕事満足の研究は、どのように検証されてきたのだろうか。エリック・ランバートラ (Erick Lambert) は、社会学ではよく用いられる概念の1つである帰属理論 (attribution theory) を援用して、帰属する集団と仕事満足の関連を説明している (Lambert et al. 2001, pp. 233-235)。帰属理論 (attribution theory) とは、自他の行動や事象の生起と結果について、その理由や原因がどこにあるか探究し、分析の主眼を「帰属」する集団に向けることである。しかし、どの過程のどの面をとりあげるのかによって、様々な帰属理論が成り立つと言われている³。

ランバートラ (2001) によれば、仕事満足を高めるには、個人の属性 (内的帰属) よりも、むしろ帰属する職場 (外的帰属) が重要であることを示唆している。しかし、伝統的な経済学の理論においては、帰属する組織の重要性を指摘する研究はほとんどない (Lambert et al. 2001, pp. 235-244)。そこで、本稿では、外的帰属を代替する変数を、試みとして説明変数に加えることにした。本稿で用いた代理変数とは、上司や同僚との関係の良好性を測る変数である。結果は、両方とも有意ではなかった。有意ではなかった理由として考えられるのは、そもそも、本稿が用いた2つの変数が、帰属理論 (attribution theory) を代替する変数として妥当ではなかったことが考えられる。しかし、本稿は、賃金と仕事満足と離転職の関連性を明らかにすることを目的としているため、帰属する組織と離転職の関係については、稿をあらためて発表することにする。

このように、仕事満足と離転職行動についての研究は、応用経済学だけではなく、心理学、社会心理学、社会学など、多くの学問領域で学際的に研究されてきた研究テーマである。これらの先行研究を踏まえつつ、本稿は、日本家計パネルデータ (JHPS) を用いて、1期前 (t-1) の賃金と1期前 (t-1) の仕事満足に着目し、離転職との関係を統計的に明らかにするとともに、クロスセクションでは観測不可能な個体_iの異質性を考慮してもなお、仕事満足が離転職に有意な影響を与えるのか検証するものである。

2. 分析に用いるデータ

(1) 「日本家計パネル調査 (JHPS)」 2009年～2011年のパネルデータ

本稿で用いた「日本家計パネル調査 (JHPS)」(以下JHPSと省略)は、慶應義塾大学先導研究センター(パネルデータ設計・解析センター)の2009年から2011年までの単年パネルをマッチングさせ、3カ年分のデータをパネル化したパネルデータによって分析を行っている。具体的に、「JHPS2009」～「JHPS2011」までの過去3年分のプールデータを用いている。

プールドプロビット分析に用いた標本数は $n=1,843$ である。変量効果プロビット分析で用いた標本数は $n=2,183$ である。分析に用いたサンプルの平均年齢は44.63歳、教育年数の平均は13.39年で、高校卒業あるいは短大・高専の学歴に相当する。週平均の労働時間は37.73時間、平均の月給は約22万円(残業手当は含むが賞与は含まない税引き前の収入)である。勤務していた企業規模の平均従業員数は、100人以上500人未満である。週の平均労働時間、月の平均収入について男女別にみると、男性は43.88時間、女性は32.67時間が平均の週労働時間である。月の平均収入については、男性は26万8千円、女性は15万5千円である。

次に、本稿の分析における被説明変数について説明する。本稿の仕事満足とは、「仕事の充実度・満足度」の高さを評価した満足度である。すなわち現在の仕事について、主観的に5段階評価してもらう指標を用いている。また、本稿は、変量効果プロビットによって、パネルデータの強みを活かした分析を行っている。具体的には、同一個体 i の1期前($t-1$)の賃金、1期前($t-1$)の仕事満足に着目した研究であり、現在 t 期の離転職に与える影響について、クロスセクションでは捉えきれない個人の異質性を考慮した分析を行っている。分析対象者は、2009年に新卒として入職した者あるいは入職中の者で、2010年も同一企業に継続就業中で、2011年に離職や転職を経験した者を分析対象としている。2010年に新規に入職する新卒者や2009年から継続的に働いていない無業者、2010年から、あるいは2011年からの入職者は分析の対象としていない。つまり、2009年に働きはじめ、あるいは既に働いていて、2010年も継続的に就業している者で、2011年に離職や転職を経験した者に関心を置いている研究となっている。

(2) 本研究における仕事満足の定義

本研究における仕事から得られる仕事満足は、「仕事の充実度・満足度」と定義する。本来ならば、「仕事の充実度・満足度」 u の効用関数を示すべきであるが、「仕事の充実度・満足度」 u を構成する具体的な要素がわからないことを記しておく。つまり、人によっては、仕事満足の中に、賃金の満足や仕事内容の満足、あるいは、職場の人間関係の満足も含んでいる可能性があり、これらを厳密に識別できていない問題がある。しかし、この点は、データの制約上の問題として留意されたい。

また、仕事満足を代替する変数が「仕事の充実度・満足度」のみであり、満足度の選好の部分を見逃している点は注意が必要である。しかし、本稿が定義した仕事満足が、たとえ「仕事の充実度・満足度」の1種類であったとしても、本稿が定義した仕事満足によって、満足度と離転職の関係を統計的に明らかにしようとする目的は、一応達成することはできる。

次に、具体的にどのような質問によって得られた仕事満足なのか述べると、「昨年同期と比べて、「仕事の充実度・満足度」は高いか」という質問に対し、1.「そう思う」、2.「どちらかといえばそう思う」、3.「どちらともいえない」、4.「どちらかといえばそう思わない」、5.「そう思わない」の5段階評価を

して得られた満足度である。分析上では、クラークら（1998）にならい仕事満足を高位・中位・低位の3段階評価に改め、分析では逆転させて用いている（Clark et al. 1998, pp. 100-101）。具体的には、1.「そう思う」と2.「どちらかといえばそう思う」は高位の仕事満足、3.「どちらともいえない」は中位の仕事満足、4.「どちらかといえばそう思わない」、5.「そう思わない」を低位の仕事満足と定義している。

3. 仕事満足度と離転職の動学的分析

日本における仕事満足の研究の多くが、横断的な一時点の仕事満足を捉えた静学的な研究である。このため、同一個体_iの翌年の仕事満足の変化と離転職の関係を捉えることができない。しかし、パネルデータを用いている本稿においては、仕事満足を動学的に捉えることが可能である。そこで、第一に仕事満足の水準に着目し仕事満足の高さによって、離転職の比率が、どのように変化していくのか表2「仕事満足の水準と離転職の比率」を用いて、動学的に述べていく。仕事満足の水準は低位（1-2）、中位（3）、高位（4-5）の3つに分類している。低位（1-2）は、仕事満足が低く、高位（4-5）は、仕事満足が高いと解釈する。具体的に、列が仕事満足の水準を示し、行がその年の離転職者の実数であり、それぞれをクロス集計し、パーセント（%）で表示している。本稿の離転職者とは、1年前の組織あるいは企業を辞めた者を指している。

それでは、結果について述べていく。表2「仕事満足の水準と離転職の比率」は、男性も女性も、仕事満足が低位（1-2）よりも、高位（4-5）の離転職が低いことが示された。例えば、2009年を見ると、仕事満足が高位（4-5）の離転職率は1.54%と低く、一方、仕事満足が低位（1-2）の離転職率は、3.72%と高くなっている。同様な傾向は女性でも見られ、例えば、2011年の低位（1-2）の離転職率は、14.16%であり、逆に仕事満足が高位（4-5）の離転職率は6.60%となり、仕事満足が高いと、離転職の比率を低くする傾向が、女性においても見られる。

表2 「仕事満足の水準と離転職の比率」

	2009年 (離転職率%)	2010年 (離転職率%)	2011年 (離転職率%)
仕事満足			
男性			
低位 (1-2)	3.72	6.19	5.95
中位 (3)	2.63	3.87	3.67
高位 (4-5)	1.54	4.09	4.31
離転職数の合計 (人)	30	55	50
離転職率の合計 (%)	2.34	4.39	4.38
女性			
低位 (1-2)	7.51	6.67	14.16
中位 (3)	6.01	6.16	8.86
高位 (4-5)	4.64	5.42	6.60
離転職数の合計 (人)	54	53	69
離転職率の合計 (%)	5.63	5.87	8.26

注意：1) 各年の仕事満足と各年の離転職率（%）のクロス表

出所：日本家計パネル調査（JHPS）より筆者作成。

次に、表3「2009年の仕事満足を起点とした累積離職率」は、2009年の仕事満足の水準が、後々の離職にも影響を与えるのではないかと仮説のもとに、ここで注目したいのは、女性の場合2009年の低位の仕事満足と離職率のクロスが7.51%に対して、2011年には、18.88%が離職しているという点である。一方、男性については、女性ほど顕著ではないが、2009年の低位の仕事満足と離職率のクロスが3.72%に対し、2011年には、8.37%離職している。つまり、男女ともに低い仕事満足が、その後の離職率に大きく寄与する傾向があることが示唆された。特に、女性の場合それが顕著であり、低い仕事満足は、後々の離職に影響を与えている。つまり、2009年の仕事満足が低いと2011年の離職を促す傾向が見える。

表3 「2009年の仕事満足を起点とした累積離職率」

2009年の仕事満足の水準	2009年 (離職率%)	2010年 (離職率%)	2011年 (離職率%)	合計 (n)
男性				
低位 (1-2)	3.37	6.87	8.37	43
中位 (3)	2.63	3.36	5.88	51
高位 (4-5)	1.54	3.84	5.49	60
2009年からの累積離職数 (n)	30	53	71	154
女性				
低位 (1-2)	7.51	7.59	18.88	52
中位 (3)	6.01	5.84	11.86	73
高位 (4-5)	4.64	5.07	9.88	83
2009年からの累積離職数 (n)	54	52	102	208

注意：各年の離職率 (%) = 2009年の仕事満足の各レベルの離職数 ÷ 2009年の仕事満足の各レベルの就業者 × 100

出所：日本家計パネル調査 (JHPS) より筆者作成。

4. 分析モデルの定式

本稿の離職モデルについて、(1) (2) のように定式化する。

(1) プールドプロビットの数式

$$\begin{aligned} \text{Turnover} = & \alpha + \beta_1 \text{wage1} + \beta_2 \text{wage2}_{\text{wage1-wage2}} + \beta_3 \text{satisfaction}_d + \beta_4 \text{life_b}_d \\ & + \beta_5 \text{life_m}_d + \beta_6 \text{age}_d + \beta_7 \text{educ} + \beta_8 \text{unemp} + \beta_9 \text{workh} + \beta_{10} \text{jyoshi} \\ & + \beta_{11} \text{doryo} + \beta_{12} \text{size}_d + \beta_{13} \text{occup}_d + \beta_{14} \text{ind}_d + \mu \end{aligned}$$

Turnoverは、「1年前と同じ会社・経営組織から転職した」あるいは「1年前の仕事を辞めて無業になった」者=1、その他（「継続就業（転勤・出向含む）」、「新規就職者」、「1年間休業していた者」、「継続無業」）=0とするダミー変数である。wage1は2011年の対数賃金、wage2は前期（2010年）の対数賃金と今期（2011年）の対数賃金の差である。satisfaction_dは「仕事の充実度・満足度」の高さについて「どちらかと言えばそう思わない」「そう思わない」の低位の仕事満足をレファレンスにしたダミー変数である。life_b_dは、昨年1年間に出産した者=1、そうでない者=0とするダミー変数。life_m_dは、昨年1年間に結婚した者=1、そうでない者=0とするダミー変数。age_dは、65歳以上をレファレンスにした年齢ダミーである。educの教育年数は最終学歴の教育年数を導入している。unempの失業率は、調査年の男女別の平均失業率を導入している。workhは、残業も含む平均週労働時間で

ある。*kyoshi*は、職場の上司との関係について、1.「良好であると思う」、2.「どちらかと言えばそう思う」3.「どちらともいえない」4.「どちらかと言えばそう思わない」5.「そう思わない」を順序尺度として捉え、分析では逆転させて用いている。*doryo*については職場の同僚との関係についてたずねた質問で、1.「良好であると思う」、2.「どちらかと言えばそう思う」3.「どちらともいえない」4.「どちらかと言えばそう思わない」5.「そう思わない」を順序尺度として捉え、分析では逆転させて用いている。

プールドプロビットは、個体_iの異質性と時間_tを考慮しないモデルで、*i,t*の部分を検討しないため、説明変数が被説明変数に与える効果が過大評価されたり、あるいは過少評価されたりする可能性がある。*size_d*は企業規模を示す変数であり、従業員数によって表現されている。従業員数1人～100人未満をレファレンスにしたダミー変数である。*occup_d*は職種ダミー（専門的・技術的職業、サービス職、販売職、製造・保守・運搬などの作業）である。*ind_d*は産業ダミー（製造業、卸売・小売業、医療・福祉、金融・保険業）である。本稿の分析モデルは職種ダミー、産業ダミーによってコントロールされている。

（2）変量効果プロビットの数式

変量効果モデルでは、個体間の異質性は、変量効果 ρ の分散の大きさによって表現される。また、離転職の予測は、個体_iの賃金、個体_iの仕事満足や個体_iの時間_tの変化によって異なることが考えられる。そこで、個体_iと時間_tの影響を除去することで個体の異質性と時間が与えるバイアスを考慮したのが変量効果プロビットである。モデルの定式は以下のとおりである。

$$\text{Turnover}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{wage1}_{it} + \beta_2 \text{wage2}_{i\{t-(t-1)\}} + \beta_3 \text{satisfaction}D_{i(t-1)} + \beta_4 \text{size}D_{it} \\ + \beta_5 \text{occup}D_{it} + \beta_6 \text{ind}D_{it} + \mu_{it}$$

Turnover_{it} は、同一個体_iの現在_t期の離転職確率を示し、「1年前と同じ会社・経営組織から転職した」あるいは「1年前の仕事辞めて無業になった」者 = 1、その他（「継続就業（転勤・出向含む）」、「新規就職者」、「1年間休業していた者」、「継続無業」） = 0とするダミー変数である。 wage1_{it} は、同一個体_iの1期前（*t-1*）の対数賃金を示す。 $\text{wage2}_{i\{t-(t-1)\}}$ は、同一個体_iの*t*期の対数賃金から1期前（*t-1*）の対数賃金の階差である。 $\text{satisfaction}D_{i(t-1)}$ は、同一個体_iの仕事満足の1期前（*t-1*）の「仕事の充実度・満足度」の高さについて、「どちらかと言えばそう思わない」「そう思わない」の低位の仕事満足をレファレンスにしたダミー変数である。 $\text{size}D_{it}$ は同一個体_iの*t*期の企業規模を示し従業員数1人～100人未満をレファレンスにしたダミー変数である。 $\text{occup}D_{it}$ は、同一個体_iの*t*期の職種を示した職種ダミー（専門的・技術的職業、サービス職、販売職、製造・保守・運搬などの作業）である。 $\text{ind}D_{it}$ は同一個体_iの*t*期の産業を示した産業ダミー（製造業、卸売・小売業、医療・福祉、金融・保険業）であり、職種ダミー、産業ダミーによってコントロールされている。変量効果プロビットモデルでは、プールドプロビットでは、捉えられない個体_iの異質性と時間_tが与える影響を考慮している。

しかし、現実的に、何を仕事満足とするのか、何が仕事満足かを決めるのは、個体_iの選好によって、多様であることは踏まえる必要がある。つまり、仕事から得られる満足度は賃金かもしれないし、労働時間かもしれない。あるいは産業、職種かもしれない。そういう意味では、本稿の仕事満足は、単に「仕事の充実度・満足度」と定義し、仕事満足の多様性を満たしていない点は留意が必要である。

（3）記述統計量

ここで、分析に用いた記述統計量を示す。表4は、プールドプロビットモデルの記述統計量であり、表5は変量効果プロビットの記述統計量である。

表4 「離転職確率の要因分析の基本統計量（プールドプロビット）」

	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
離転職	1,843	0.0266	0.1609	0	1
対数賃金(t-1)	1,843	12.5244	0.5834	8.5172	15.2018
対数賃金の階差[x(t)-x(t-1)]	1,843	-0.0084	0.3192	-2.7726	2.6474
中位の仕事満足度x(t-1)ダミー	1,843	0.3597	0.4801	0	1
高位の仕事満足度x(t-1)ダミー	1,843	0.4683	0.4991	0	1
ライフイベント（出産）ダミー	1,843	0.0288	0.1672	0	1
ライフイベント（結婚）ダミー	1,843	0.0141	0.1180	0	1
20歳-34歳ダミー	1,843	0.2089	0.4066	0	1
35歳-44歳ダミー	1,843	0.2664	0.4422	0	1
45歳-54歳ダミー	1,843	0.2610	0.4393	0	1
55歳-64歳ダミー	1,843	0.2040	0.4031	0	1
教育年数	1,843	13.9170	2.1182	9	18
失業率	1,843	4.7409	0.2550	4.48	4.99
週の平均労働時間	1,843	44.7065	15.7863	1	140
職場の上司との関係（関係の良好度）	1,843	3.8573	1.0717	1	5
職場の同僚との関係（関係の良好度）	1,843	4.0548	0.9388	1	5
従業員数（100人～500人未満）ダミー	1,843	0.1839	0.3875	0	1
従業員数（500人以上）ダミー	1,843	0.2881	0.4530	0	1
官公庁ダミー	1,843	0.0960	0.2947	0	1
事務従事者ダミー	1,843	0.2301	0.4210	0	1
製造・建築・保守・運搬などの作業員ダミー	1,843	0.1850	0.3884	0	1
専門的・技術的職業従事者ダミー	1,843	0.1823	0.3862	0	1
サービス職従事者ダミー	1,843	0.0749	0.2633	0	1
販売従事者ダミー	1,843	0.1400	0.3471	0	1
製造業ダミー	1,843	0.2024	0.4019	0	1
卸売・小売業ダミー	1,843	0.1362	0.3431	0	1
医療・福祉ダミー	1,843	0.0890	0.2848	0	1
金融・保険業ダミー	1,843	0.0532	0.2244	0	1

表5 「賃金と仕事満足が離転職に与える影響の基礎統計量（変量効果プロビット）」

変数		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測値
離転職	overall	0.0307	0.1725	0	1	N = 2183
	between		0.1526	0	1	n = 1282
	within		0.1015	-0.4693	0.5307	T-bar = 1.70281
対数賃金(t-1)	overall	12.5042	0.6124	8.5172	15.2018	N = 2183
	between		0.6242	8.6084	15.2018	n = 1282
	within		0.1375	11.1179	13.8905	T-bar = 1.70281
対数賃金の階差[x(t)-x(t-1)]	overall	-0.0070	0.3231	-2.7726	2.6474	N = 2183
	between		0.2699	-2.5673	2.1972	n = 1282
	within		0.2258	-2.7170	2.7030	T-bar = 1.70281
中位の仕事満足x(t-1)ダミー	overall	0.3582	0.4796	0	1.0000	N = 2183
	between		0.4655	0	1.0000	n = 1282
	within		0.1182	-0.1418	0.8582	T-bar = 1.70281
高位の仕事満足x(t-1)ダミー	overall	0.4723	0.4993	0	1.0000	N = 2183
	between		0.4863	0	1.0000	n = 1282
	within		0.1239	-0.0277	0.9723	T-bar = 1.70281
企業規模	overall	2.6757	1.3865	1	5.0000	N = 2183
	between		1.3549	1	5.0000	n = 1282
	within		0.2884	0.6757	4.6757	T-bar = 1.70281
製造業ダミー	overall	0.1887	0.3914	0	1.0000	N = 2183
	between		0.3813	0	1.0000	n = 1282
	within		0.0815	-0.3113	0.6887	T-bar = 1.70281
卸売・小売業ダミー	overall	0.1393	0.3463	0	1.0000	N = 2183
	between		0.3383	0	1.0000	n = 1282
	within		0.0843	-0.3607	0.6393	T-bar = 1.70281
医療・福祉産業ダミー	overall	0.0999	0.2999	0	1.0000	N = 2183
	between		0.3037	0	1.0000	n = 1282
	within		0.0454	-0.4001	0.5999	T-bar = 1.70281
金融・保険業ダミー	overall	0.0522	0.2225	0	1.0000	N = 2183
	between		0.2164	0	1.0000	n = 1282
	within		0.0338	-0.4478	0.5522	T-bar = 1.70281

5. 分析結果

(1) 仕事満足は離転職を抑制するか

個体の異質性を考慮しない前年(2010年)の仕事満足や前年の賃金が2011年の離転職にどのような影響を与えているのかを明らかにするため、第一に、3カ年のデータを蓄積したプールドプロビットモデルによって推計した。得られた結果については、限界効果の値から述べていく。

表6 「賃金、仕事満足の変化か、それともライフイベントが離転職を促すか」

離転職*(1)	model1 (all)		model2(male)		model3 (female)	
	係数 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	係数 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]	係数 [標準誤差]	限界効果 [標準誤差]
昨年(2010年)の対数賃金	-0.1162 [0.1386]	-0.0040 [0.0048]	-0.3092 [0.2081]	-0.0092 [0.0064]	-0.2203 [0.3004]	-0.0023 [0.0003]
現在(2011年)と昨年(2010年)の対数賃金の差*(2)	-0.2732 [0.1928]	-0.0095 [0.0068]	-0.3785 [0.2356]	-0.0113 [0.0072]	-0.2469 [0.5308]	-0.0026 [0.0006]
<昨年(2010年)の低位の仕事満足ダミー>						
昨年(2010年)の中位の仕事満足ダミー*(3)	-0.3011 [0.1689]*	-0.0097 [0.0052]*	-0.3389 [0.2108]	-0.0093 [0.0056]	-0.2264 [0.3542]	-0.0022 [0.0004]
昨年(2010年)の高位の仕事満足ダミー*(4)	-0.686 [0.1868]***	-0.0245 [0.0074]***	-0.6941 [0.2380]***	-0.0213 [0.0081]***	-0.7127 [0.3701]*	-0.0081 [0.0007]*
ライフイベント(出産)ダミー*(5)	0.5216 [0.3170]	0.0312 [0.0288]	0.5198 [0.3715]	0.0271 [0.00295]	0.8043 [0.7160]	0.0250 [0.0046]
ライフイベント(結婚)ダミー*(6)	0.0698 [0.4665]	0.0026 [0.0188]	0.417 [0.5141]	0.0198 [0.00356]	—	—
<65歳以上ダミー>						
20歳-34歳ダミー	0.6592 [0.3419]*	0.0362 [0.0274]*	0.8624 [0.5805]	0.0505 [0.0557]	1.3601 [0.4772]***	0.0427 [0.0029]***
35歳-44歳ダミー	0.3329 [0.3480]	0.0139 [0.0173]	0.6837 [0.5916]	0.0300 [0.0364]	0.8894 [0.4693]*	0.0211 [0.0020]*
45歳-54歳ダミー	0.1028 [0.3667]	0.0038 [0.0142]	0.5966 [0.6057]	0.0253 [0.0351]	-0.0884 [0.6158]	-0.0009 [0.0006]
55歳-64歳ダミー	0.3091 [0.3507]	0.0133 [0.0183]	0.9291 [0.5958]	0.0550 [0.0573]	—	—
教育年数	0.038 [0.0362]	0.0013 [0.0013]	0.0448 [0.0430]	0.0013 [0.0013]	-0.0655 [0.0869]	-0.0007 [0.0001]
失業率*(7)	-0.034 [0.2703]	-0.0012 [0.0094]	0.1902 [0.3356]	0.0057 [0.0101]	-0.6433 [0.5510]	-0.0067 [0.0007]
週の平均労働時間*(8)	-0.0082 [0.0045]*	-0.0003 [0.0002]*	-0.0114 [0.0053]**	-0.0003 [0.0002]**	-0.0067 [0.0104]	-0.0001 [0.0000]
職場の上司との関係(関係の良好度)*(9)	0.0708 [0.0875]	0.0025 [0.0030]	0.0558 [0.1079]	0.0017 [0.0032]	0.2201 [0.1914]	0.0023 [0.0002]
職場の同僚との関係(関係の良好度)*(10)	0.0129 [0.0937]	0.0004 [0.0033]	0.0277 [0.1165]	0.0008 [0.0035]	0.0126 [0.2022]	0.0001 [0.0002]
<従業員数(1人~100人未満)ダミー>						
従業員数(100人~500人未満)ダミー	-0.681 [0.2475]***	-0.0157 [0.0043]***	-0.7526 [0.3032]**	-0.0145 [0.0046]**	-0.5763 [0.4609]	-0.0039 [0.0003]
従業員数(500人以上)ダミー	-0.3952 [0.1914]**	-0.0117 [0.0051]**	-0.3649 [0.2270]	-0.0096 [0.0056]	-0.4669 [0.4649]	-0.0036 [0.0003]
官公庁ダミー	-0.4809 [0.3181]	-0.0112 [0.0049]	-0.4626 [0.3509]	-0.0093 [0.0050]	—	—
定数項	-0.5821 [2.1486]	—	0.4654 [3.0481]	—	0.1028 [220.0357]	—
対数尤度	-192.43	—	-126.53	—	-54.96	—
カイ二乗値(両側)	67.31***	—	48.51***	—	39.61**	—
疑似決定係数	0.1489	—	0.0670	—	0.2649	—
サンプルサイズ	1,843	—	1,326	—	517	—

***、**、*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。

注:1) 被説明変数の離転職は、1年前の会社から転職・離職した=1、1年前と同じ仕事についている(就業継続)、新規就職、継続無業=0とするダミー変数

注:2) 対数賃金の階差。すなわち(2011年(t) - 2010年(t-1))の対数賃金の差(変化の量)である。

注:3) 中位の仕事満足度x(t-1)期ダミーは、「仕事の充実度・満足度が高いと思うか」という質問に対して、2010年(t-1)に「どちらともいえない」と答えている者を1とするダミー変数

注:4) 高位の仕事満足度x(t-1)ダミーは、「仕事の充実度・満足度が高いと思うか」という質問に対して、2010年(t-1)に「どちらかといえばそう思う」あるいは「そう思う」と答えている者を1とするダミー変数

注:5) ライフイベント(出産)ダミーは、この1年間に出産した=1、それ以外=0とするダミー変数

注:6) ライフイベント(結婚)ダミーは、この1年間に結婚した=1、それ以外=0とするダミー変数

注:7) 失業率は、総務省統計局「労働力調査」の2009年、2010年、2011年の男女別の完全失業率の平均をJHPSのそれぞれの調査年のデータとマッチングさせて用いている。

注:8) 収入を得る仕事のうち、残業時間も含めた1週間の平均労働時間。

注:9) 職場の上司との関係(関係の良好度)は、「上司との関係は良好と思うか」という質問に対して、5件法で得られた回答を用いている。「そう思う」=5から「そう思わない」=1とする順序尺度である。

注:10) 職場の同僚との関係(関係の良好度)は、「同僚との関係は良好と思うか」という質問に対して、5件法で得られた回答を用いている。「そう思う」=5から「そう思わない」=1とする順序尺度である。

注:11) < >はダミー変数のレファレンスグループを示す。

注:12) 本推計モデルは、職種ダミー(専門的・技術的職業、サービス職、販売職、製造・建築・保守・運搬などの作業)と産業ダミー(製造業、卸売・小売業、医療・福祉、金融・保険業)でコントロールされている。

注:13) 一は、推計上、脱落した部分である。ライフイベントに関しては、結婚と出産は1年以内に起こる確率が高く、双方の相関が比較的高いということと、結婚した者があまりにも少ないことが影響し、計算されなかった可能性が高い。総数が比較的小さいという点では、官公庁ダミーも同じ理由で計算されていない可能性が高い。

賃金については、model1 (all)、model2 (male)、model3 (female) の全てのモデルにおいて、有意な関係性を見出すことができなかった。しかし、仕事満足は、model1 (all) において、有意な関係性が見られた。前年の中位の仕事満足が1上がると、離転職を有意に0.97%下げていることが明らかとなった ($-0.0097, *p < 0.1$)。

また、前年(2010年)の高位の仕事満足も1上がると、離転職を有意に2.45%下げている ($-0.0245, ***p < 0.01$)。

それでは、model2 (男性) はどうだろうか。前年(2010年)の高位の仕事満足が1上がると、男性の離転職を、2.13%有意に下げている ($-0.0213, ***p < 0.01$)。一方、model3 (female) では、前年(2010年)の高位の仕事満足が、女性の離転職を有意に0.81%下げていることが明らかとなった ($-0.0081, *p < 0.1$)。このように、10%の有意水準ではあるが、前年(2010年)の仕事満足が、2011年の離転職行動に有意な影響を与えていることが示唆された。

次に、ライフイベント(結婚、出産)については、どうなのか。本稿では、結婚、出産については、全てのモデルで、有意な結果を得ることはできなかった。この理由については、前年(2010年)の出産や結婚を経験したサンプルが3%未満とあまりにも少なかったことや、分析対象者の平均年齢が40歳後半であることも影響しているのではないかと考えている。それゆえ、本稿は、いわゆるライフイベント仮説を否定するものではないことを付け加えておく。

次に年齢についてはどうか。65歳をレファレンスにした場合、model1 (all) では、20歳-34歳が、離転職を有意に3.62%上げている ($0.0362, *p < 0.1$)。男性には、離転職に年齢が与える影響が有意に見られなかったが、女性には、年齢の効果が観察された。model3 (female) では、20歳-34歳が、女性の離転職を有意に4.27%上げている ($0.0427, ***p < 0.01$)。また、35歳-44歳も、女性の離転職を有意に2.11%上げている ($0.0211, *p < 0.1$)。女性は、男性とは異なり、若年期から中年期にかけては、長く定着して働くことが難しいのかもしれない。労働時間についてはどうなのか。有意な結果が得られたのは、model1 (all) とmodel2 (male) であった。

男性についていえば、週の平均労働時間(残業時間含む)が1時間増えると、離転職を有意に0.03%下げている ($-0.0003, **p < 0.05$)。この結果をどう解釈したらよいのだろうか。そこで、辞めた男性の週平均労働時間(残業時間含む)をみると、42.1h/w、一方、就業継続している男性は、45.6h/wである。また、平均月収をみると、辞めた男性の多くは非正規であるが、彼らの平均月収は約27万円、就業継続している正規雇用の男性の平均月収は、約35万円であった。このことから、男性の場合、たとえ長時間働くことを強いられたとしても、納得のいく高賃金が得られるのなら、逆にその企業に留まる理由になっているのかもしれない。

次に、企業規模についてはどうか。従業員数100人未満をレファレンスにした場合、model1 (all) では、従業員100人-500人未満では、離転職を有意に1.57%下げている ($-0.0157, ***p < 0.01$)。また、従業員500人以上でも離転職を有意に1.17%下げている ($-0.0117, **p < 0.05$)。model2 (male) はどうだろうか。従業員100人-500人未満では、男性の離転職を1.45%下げている ($-0.0145, **p < 0.05$)。しかし、女性の離転職には、企業規模は有意な影響を与えていない。一般的に、企業規模が大きい方が、賃金も高く、雇用も安定している。終身雇用を前提とした男性には、そのことが大きな影響を与えているのかもしれない。

(2) 個体_iの異質性や時間_tを考慮しても仕事満足は離転職を抑制するか

次に、変量効果プロビット (random effects probit regression) を用いて、賃金と仕事満足が離転職に与える影響について述べていく。プールドプロビット (pooled probit regression) で推計されたパラメータには、個体_iの観測不可能な異質性から生じるバイアスを持っている可能性がある。そこで、個体_iの異質性や時間_tを考慮できるパネルプロビットモデルを用いて分析することにした。

ハウスマン検定により、変量効果プロビットの有効性が支持されたので、変量効果プロビットモデルを用いて推計する。変量効果プロビットを用いたのは、プールドプロビットでは固定効果を十分に考慮していないため、賃金が高いと離転職を減らすのか、それとも離転職しないから賃金が高いのか識別することができない。同様に仕事満足が高いから離転職が下がるのか、それとも離転職しないから仕事満足が高いのか識別できない。プールドプロビットでは、このような因果関係を識別できないので、逆の因果を識別するためにパネル分析の手法の1つである変量効果プロビットを用いて推計することにした。そして、プールドプロビットであれ、変量効果プロビットであれ、仕事満足が頑健な影響を離転職に与えるのか強い関心を置いている。

また、変量効果プロビットでは、個人の異質性は、表5中の推計結果 ρ によって示される。この部分は、プールドプロビットでは観測されない部分である。 ρ は、変量効果の分散の大きさを示している。本稿において、男性の ρ が、有意ではないのは、個人の異質性の分散が小さく、同質的であるといえるが、逆に、女性の場合、個人の異質性を示す ρ の分散が有意に大きいため、個人の異質性を考慮した分析モデルでないと、結果にバイアスが生じ、妥当な解釈ができなくなる。クラークら (1998) が分析に用いたデータであるGSOEPにおいて、女性の個人の異質性を示す ρ の分散が有意に大きく、パネルプロビットで推計する妥当性が示されている (Clark et al. 1998, pp. 110-115)。本稿においても、女性の個人の異質性を示す ρ の分散が有意に大きく、パネルプロビットで推計する妥当性が ρ の有意差からも示されている (Clark et al. 1998, pp. 111-112)。それでは、結果について述べていく。

表7 「賃金と仕事満足の変化が現在 t 期の離転職に与える影響」

離転職	model4 (all)	model5 (male)	model6 (female)
	係数 [標準誤差]	係数 [標準誤差]	係数 [標準誤差]
対数賃金(t-1)	-0.1979 [0.1142]*	-0.386 [0.1762]**	-0.1994 [0.2728]
対数賃金の階差[x(t)-x(t-1)]	-0.2844 [0.1928]	-0.3984 [0.2192]*	-0.1913 [0.5578]
＜1期前 (t-1) の低位の仕事満足ダミー＞			
1期前 (t-1) の中位の仕事満足ダミー	-0.3094 [0.1856]*	-0.2692 [0.2135]	-0.338 [0.4263]
1期前 (t-1) の高位の仕事満足ダミー	-0.4918 [0.1935]**	-0.3277 [0.2109]	-0.9239 [0.5306]*
ρ	0.2983 [0.1843]*	0.2073 [0.2468]	0.5467 [0.2779]*
サンプルサイズ	2,183	1,549	634

***、**、*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。
注：本推計モデルは、企業規模、産業ダミー（製造業、卸売・小売業、医療・福祉、金融・保険業）でコントロールされている。

model4 (all) については、個体_iの1期前 (t-1) の賃金水準が、現在_t期の離転職を有意に下げることが明らかとなった (-0.1979, * $p < 0.1$)。10%の有意水準ではあるが、1期前 (t-1) の賃金水準が高いほど、現在の企業に留まり、結果として、離転職を抑制することが示唆された。

次に、個体_iの低位の仕事満足度をレファレンスにした場合、1期前 (t-1) の仕事満足、個体_iの中位の仕事満足は、現在t期の離転職を有意に下げ ($-0.3094, *p < 0.1$)、1期前 (t-1) の個体_iの高位の仕事満足もまた、有意に離転職をさげている ($-0.4918, **p < 0.05$)。

次にmodel5 (male) について、1期前 (t-1) の賃金が離転職を有意に下げている ($-0.386, **p < 0.05$)。また、賃金の階差 $\{(t) - (t-1)\}$ も離転職を有意に下げている ($-0.3984, *p < 0.1$)。

一方、model6の女性についてはどうか。結果は、1期前 (t-1) の高い仕事満足が、現在t期の離転職を有意に下げている ($-0.9239, *p < 0.1$)。10%の有意水準ではあるが、個体_iの異質性や時間_tを考慮してもなお、仕事満足は、女性の離転職を下げている。この結果は、クラークら (1998) の1期前 (t-1) の仕事満足が、現在t期の離転職を有意に下げるという結果と整合的であった (Clark et al. 1998, pp. 110-112)。

おわりに

日本において、仕事満足研究の多くは、クロスセクションのデータを用いている。そのため、クロスセクション分析では、個体_iの異質性、時間_t、が与える影響を除去できず、因果関係 (逆の因果) を考慮しないまま結論を導く研究が多い。つまり、クロスセクション分析では、個体_iが持つバイアスを除去しきれないため、頑健な推計結果が得られない場合がある。そこで、パネルデータを用いて、個体_iの異質性や時間_tを考慮し、仕事満足と離転職の関係を捉えたのが本稿である。この分野の代表的な研究として、クラークら (1998) があるが、日本では、パネル分析の手法を用いて仕事満足と離転職の関連を検証した実証研究はほとんどなく、この意味において、本稿は日本における仕事満足研究に、新たな知見の蓄積に貢献したのではないかと考える。

まず、個体_iの異質性や因果関係を考慮せずに、前年 (2010年) の仕事満足や前年 (2010年) の賃金が離転職にどのような影響を与えるのかプールドプロビット分析を行った。結果は、前年 (2010年) の高い仕事満足が全てのモデルの離転職を有意に下げるという一貫した結果を得ることができた。プールドプロビット分析において、前年 (2010年) の仕事満足が現在 (2011年) の離転職を有意に下げるという結果は、クラークら (1998) と整合的であり、同一個体_iの異質性や時間_tの変化を考慮しなくても、前年 (2010年) の仕事満足が現在 (2011年) の離転職に影響を与えることが明らかとなった (Clark et al. 1998, pp. 110-112)。

次に、個体_iの異質性と時間_tを考慮し、1期前 (t-1) の賃金と1期前 (t-1) の仕事満足が離転職に与える影響について、変量効果プロビットを用いて推計した。変量効果プロビットの結果では、男性は、1期前 (t-1) の賃金が現在t期の離転職を有意に下げる傾向が見られた。しかし、女性は有意ではない。また、1期前 (t-1) の仕事満足は男性の現在t期の離転職には有意な影響を与えていない。しかし、女性には1期前 (t-1) の仕事満足が現在t期の離転職を有意に下げている。この点はクラークら (1998) の結果とは異なる。なぜ、本稿では性別の違いによって、賃金と仕事満足が離転職に与える影響が異なるのか。

考えられる理由の1つとして、雇用形態の違いによる男女間の賃金格差が考えられる。本稿の男性は、正規雇用者が全体の90%を占め、逆に女性は半分が非正規雇用者であることが、このような有意な差を生じさせた可能性が高い。つまり、賃金が低い非正規が多いために、女性の離転職は賃金だけでは説明

できないことを示唆しているのではないか。それよりもむしろ、仕事の内容が充実しているとか、仕事に満足していることが、日本の女性の離転職には有意な影響を与えると本稿は結論づける。

また、本稿の新しさは、仕事満足と離転職に関する研究を、日本ではあまり行われていないパネル分析によって実証した点と、女性の仕事満足については、個体_iの効果を考慮してもなお、女性の離転職には有意な影響を与えていることが明らかになった点である。つまり、仕事満足は女性の就業継続には重要な要因になり得るという頑健な示唆である。このことは、個体_iの異質性や時間_tを考慮してもなお、女性の離転職を下げるというクラークら（1998）の結果と整合的であったことから強く主張したい（Clark et al. 1998, pp. 110-112）。つまり同一個体_iの女性の現在_tの離転職は、1期前（t-1）の仕事満足が有意な影響を与えていることが本稿でも示唆され、賃金が有意な影響を与えていなかった点を踏まえると、女性の離転職は、賃金よりもむしろ仕事満足が影響を与えているという示唆である。一方、男性の離転職には、仕事満足よりも賃金の方が彼らの離転職を決める重要な要因になり得るのではないかと示唆である。

パネルプロビットでは、男性の仕事満足の効果が消えてしまう点については、クラークら（1998）の結果とは異なり、本稿で見出された新たな発見であるが、この違いについて、本稿では次のように解釈する。パネルプロビットで個体_iの異質性を考慮した上で、このような結果のため、男性の場合、賃金が高いと男性の離転職を有意に下げるという解釈になり、日本の男性の離転職を説明するには賃金が、かなり有力な説明力を持つと考える。そして、このことが女性とは違う点である。性別の違いによって仕事満足に差があるという本稿の指摘はクラークら（1998）と整合的であるが、仕事満足は性差の影響を受けない立場をとるソーサ＝ポーザ（2007）とは異なる（Sousa-Poza 2007, p. 895）。この点については、どちらが、より妥当な見解なのか、次の課題として再検証したいと考えている。

最後に本稿では、仕事満足と離転職の関係について次のように考える。日本において企業に勤める女性の離転職を下げるためには、「仕事の充実度・満足度」を高める方が、賃金よりも有効な結果が期待できるのではないかとすることを本稿のインプリケーションとしたい。そして、仕事満足が離転職を下げる要因になり得ると示唆は、部分的ではあるがハマーマッシュ（1977）、アカロフら（1988）、クラークら（1998）と整合的である（Hamermesh 1977; Akerlof et al. 1988; Clark et al. 1998）。

わたしたちが、仕事満足を定義するとき、「仕事の充実度・満足度」だけでなく、職場の人間関係も含む多様な仕事満足を考慮すべきであり、個人の仕事満足の選好も十分に考えるべきだろう。しかし、本稿の仕事満足は残念ながら、この点が十分ではない。また最近の仕事満足研究は、生活満足度も含めた包括的な満足度研究に発展している。そこで、仕事満足の選好や生活満足も考慮した仕事満足と離転職の関連を明らかにすることを次の研究課題にしたいと考えている。

謝辞

本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点による「日本家計パネル調査（JHPS2009～JHPS2011）」の個票データの提供を受けた。また、第64回「日本人口学会」の報告では、フロアから貴重なご指摘やコメントを頂いた。最後に、複数の匿名レフェリーのご指摘に記して感謝申し上げます。

(たなか・のりこ／お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科
人間発達科学専攻博士後期課程
慶應義塾大学先導研究センター・パネルデータ設計・解析センター・研究員)
掲載決定日：2012（平成24）年12月13日

注

- 1 本稿は、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点における田中（2012）DP-2011-005（ディスカッションペーパー）をもとに、再推計、加筆・修正を施した論文である。
- 2 クラークとオズワルド（1996）の効用関数は、 $u=u(w, h, in, ji)$ に加えて、相対賃金（ w^* ）を導入した式となっている。つまり、クラークとオズワルド（1996）が定義する効用 $u=u(w, w^*, h, in, ji)$ となり、他者の賃金（ w^* ）との比較によって仕事満足が満たされることを定式化している（Clark & Oswald 1996, pp. 361-363）。
- 3 『社会学小辞典』有斐閣、2001年、p. 104.

引用文献

- 伊藤元重『ミクロ経済学 第2版』日本評論社、2004年。
- 厚生労働省『雇用動向調査』「産業（GT・T）、職業（大分類）、性、職歴、年齢階級別離職者数」（2012年4月5日取得、<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001012468>）。
- .『雇用動向調査』「産業（中分類）、企業規模（GT・F）、就業形態、性、離職理由別離職者数」（2012年4月5日取得、<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001012468>）。
- 佐野晋平・大竹文雄「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』558号、2007年、pp. 4-18.
- 総務省統計局『労働力調査』「年齢階級、求職理由別完全失業者数」（2012年4月5日取得、<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>）。
- 田中規子「男性と女性の仕事満足度の要因分析——仕事満足度は離転職を抑制するのか（日本家計パネル調査の結果から）」慶應義塾大学先導研究センター（パネルデータ設計・解析センター）『ディスカッションペーパーシリーズ』005（2012）：pp.1-22.（2012年4月5日取得、http://www.pdrc.keio.ac.jp/results/discussion_list.html）。
- 濱嶋・竹内・石川『社会学小辞典』有斐閣、2001年。
- 樋口美雄『労働経済学』東洋経済新報社、2006年。
- . 太田清・新保一成『入門パネルデータによる経済分析』日本評論社、2007年。
- Akerlof, George, Andrew Rose and Janet Yellen. "Job Switching and Job Satisfaction in the U.S. Labor Market." *Brookings Papers on Economic Activity*. 2 (1988) : pp. 495-594.
- Black, Matthew Moffit Robert and John Warner. "The dynamics of job separation: The case of federal employees." *Journal of Applied Economics*. 5. 2 (1990) : pp.245-262.
- Clark, Andrew. "Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work?" *Labour Economics*. 4 (1997) : pp.341-372.
- . and Andrew Oswald. "Satisfaction and comparison income." *Journal of Public Economics*. 61 (1996) : pp.359-381.
- . Yannis Georgellis and Peter Sanfey. "Job Satisfaction, Wage Change and Quit." *Research in Labor Economics*. 17 (1998) : pp.95-121.
- Drakopoulos, Stavros and Ioannis Theodossiou. "Job satisfaction and target earnings." *Journal of Economic Psychology*. 18 (1997) : pp.693-704.
- Freeman, Richard. "Job Satisfaction as an Economic Variable." *American economic Association*. 68 (1978) : pp. 359-141.
- Hamermesh, Daniel. "Economic aspects of job satisfaction." In Ashenfelter Orley and Wallace Oates eds. *Essays in Labor Market Analysis*. New York: John Wiley, 1977.
- Judge, Timothy. "Does Affective Disposition Moderate the Relationship Between Job Satisfaction and Voluntary Turnover?"

Journal of Applied Psychology. 78. 3 (1993) : pp.395-401.

Lambert, Eric, Nancy Hogan and Shannon Barton. "The Impact of Job Satisfaction on Turnover Intent——A Test of a Structural Measurement Model Using a National Sample of Workers." *The Social Science Journal*. 38 (2001) : pp.233-250.

Levy-Garboua, Louis, Claude Montmarquette and Veronique Simonnet. "Job Satisfaction and quits." *Labour Economics*. 14 (2005) : pp.251-268.

Mobley, William. "Intermediate Linkage in the Relationship Between Job Satisfaction and Employee Turnover." *Journal of Applied Psychology*. 62 (1977) : pp.237-240.

Sousa-Poza, Alfonso. "The effect of job satisfaction on labor turnover by gender: An analysis For Switzerland." *The Journal of Socio-Economics*. 36 (2007) : pp.895-913.