

JOINT RESEARCH CENTER FOR PANEL STUDIES
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2011-005

March, 2012

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)

田中規子*

【要旨】

本稿は、企業などに勤務している人たちの満足度の要因分析と、仕事満足度と離転職との相関を明らかにするために「日本家計パネル調査（JHPS）2009年～2011年」の3年分をマッチングさせ、パネル分析を試みた。仕事満足度の分析では、2,641のサンプルを用いて、同一個人の $t-1$ 期（前期）の収入、仕事満足度、そして健康度が t 期（今期）の仕事満足度にどのような影響を与えていたか、男女別に推計した。結果は、 t 期の仕事満足度には、 $t-1$ 期の影響を受けていることが男女ともに確認された。この結果から、今期の仕事満足度には、同一個人の前期の評価が、強い影響を与えていたのではないかという示唆を得た。次に、仕事満足が離転職にどのような影響を与えていたか、3,868のサンプルを用いて推計した。結果は、仕事満足度と離転職の間には、有意な関係は見いだされなかった。しかし、高い収入を得ているほど、男女の離転職を有意に抑制し、正規労働者であることも、男女の離転職を有意に抑制していることが明らかとなった。

* 慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点研究員

お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科博士課程

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）—

田 中 規 子

要旨

人々が長く働き続けるようにするには、どうしたらよいか。この間に答える論文は数多くある。その1つの論点として、法の整備などにより、働きやすい職場環境を整え、勤続年数ができるだけ延ばそうというものである。しかし、本稿は、そのような制度改革の視点から就業行動について考えるのではなく、仕事満足度から離転職を考察するものである。本稿の主な知見は、同一個体の仕事満足度は同一個体のt-1期（2010年）の、つまり前期の収入や前期の満足度が今期の仕事満足度に有意な影響を与えていたことが示唆された。この結果から、同一個体の仕事満足度は、同一個体の前期の影響を、かなり受けているのではないかという新たな疑問である。次に、仕事満足が離転職にどのような影響を与えるのか推計した。結果は、仕事満足度と離転職の間には、有意な関係は見いだされなかった。つまり、統計的には、満足度が高くても、低くても、それが離転職を決める要因にはなっていないという示唆である。しかし、男女ともに、高収入を得ているほど、有意に離転職を抑制していること、また、正規労働者であることも、男女の離転職を有意に抑制していることが明らかとなつた。

第1節 *はじめに

日本において、女性の離職率は男性に比べ高く、企業がせっかく人材育成をしても活躍が期待される時になると辞めてしまう。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。しかし、若者を中心に、男性の離職率が高まっている中、現在も女性の離職率が男性を上回るという状態は続いているのか。図1「男女別の離職率の変化」厚生労働省の『雇用動向調査』に基づき、現在の就業行動について検討するものである。図1によると、女性の離職率は、1997年以来、平均20%弱の水準で推移している。一方、男性の離職率は、平均13%の水準で推移し、女性の方が、依然として、男性よりも離職率が高いことがわかる。

本稿は、男性と女性の就業行動を捉えるために、就業継続と仕事満足度を切り口に、同一個体を追跡調査したパネルデータを用いて、仕事満足度の要因分析を行い、仕事満足度は、どのように、男女で異なるのか、検討することを目的とする。特に、t-1期（2010年）の収入、t-1期（2010年）の仕事満足度の影響に関心を置いている。次に、その結果を踏まえ、仕事満足度が離転職にどのような影響を与えるのか男女別に検討することを目的とする。

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、本稿では、最新のデータも含めた過去3年間の日本家計パネル調査を用いて分析している点が、オリジナリティである。また、仕事満足度の分析については、パネルデータの強みを生かし、同一個体のt-1期（2010年）の収入の影響や同一個体のt-1期（2010年）の仕事満足度を考慮して分析している点が新しさである。離転職の分析については、仕事満足度との関連に注視しつつ、収入が離転職に与える影響について、収入の説明力の頑健性を再確認するものである。このように、現在の仕事満足度の研究と離転職の研究に対して、本稿は、パネルデータを用いて、多面的に検討し、新たな知見を蓄積するものと考えている。

＜図1 挿入＞

第2節 先行研究

仕事満足度と離転職の関係性について述べた論文、あるいは、その関連性を明らかにした研究は、どのようなものか。Mobley(1977)は、職務満足と離転職

*本稿を作成するにあたり、樋口美雄教授から多くのご助言とご指導を受けた。ここに深く感謝申し上げる。なお、それでも残る誤謬は、すべて筆者の責任である。

には、有意な一貫した関係があることを発見した。職務満足と離転職傾向の関連そのものは、それほど強い関係ではないものの、満足は離転職を説明する重要な変数であることを述べている。Freeman (1978)は、職務満足について 20 年以上観察した結果、職務満足は離職に影響を与える要因であることを示した。Orpen(1981)は、生産性の高い労働者は、企業が、賃金を上げ、職位も上げ、昇進のための良い機会を与え、そこに留まらせようとする。その結果、そのような生産性の高い労働者の離転職は、職務満足の影響が少ないという分析結果が多い。逆に、生産性の低い労働者は、企業が彼らを留まらせる理由がないため、彼らは賃金も上がらず、昇進もせず、不満が高まっていく。このような労働者は、生産性や、職務満足も低く、その結果、離職する者が多いという仮説である。

Akerlof et al. (1988), Clark et al. (1998) は、ともに Freeman (1978) の知見を援用し、統計的に明らかにした点で、両者らは、職務満足と離転職の実証研究に貢献した。具体的には、Akerlof et al. (1988) は、職務満足と離転職の関係について、米国の労働市場の特性から説明し、失業率が高いときは、仕事に満足していない労働者の自発的転職行動を抑えることを明示した。逆に失業率が低い時は、仕事に満足していない労働者は、より高い賃金を求めて、転職行動が増え、転職が成功すれば、彼らの職務満足は高まるという仮説である。

Clark et al. (1998) は、パネルデータを用いて、同一人物の離転職を明らかにした点が評価された研究である。また、Clark (1995) は、人は他者よりも、より高い賃金やより良い労働条件を求めて、離転職する一連の行動を、相対賃金仮説から説明している。Clark (1995)は、効用 (utility) は、他者との比較によって高くなるという仮説を、絶対所得からではなく、相対賃金から説明しようとした新しい示唆であった。Clark (1995)は、英国の 5,000 ランダムサンプルを用いて、次の新たな知見を 2 点、示している。第 1 に、労働者の効用、満足度は、相対賃金率に対して逆向きに相關していることを示している。第 2 に、一定収入を維持している場合は、満足度のレベルは、強く学歴に傾く傾向を示しているということである。しかし、経済学の理論では、効用 (utility) は絶対所得 (absolute income) に依存することを前提としているため、相対所得仮説 (comparison income hypothesis) の妥当性については、今後、さらなる知見の蓄積が必要となるだろう。

Clark et al.(1998) から 4 年後、見出された知見を援用し、新たな知見を加えた研究者に Levy et al.(2004) がいる。また、社会学からも職務満足と離転職行

動について研究した論文もいくつかある。 Lambert et al (2001)は、職務満足を高めるには、個人の属性よりも、職場の環境が重要であることを示した点と、職務満足は、離転職行動よりも先行するものであり、職務満足という変数は、職場の環境と離転職行動の中間に位置する媒介変数ではないかと新たな問題提起をした研究である。このように、職務満足と離転職行動についての研究は、経済学だけではなく、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。

また、次に柔軟な働き方と離転職についてはどうなのか。Stavrou and Kilaniotis (2010)は、柔軟な働き方 (Flexible Work Arrangements)と離職 (turnover) の関係を、米国系白人と北欧系白人を比較しながら分析している。柔軟な働き方の中で、離職を促すもの、離職を抑えるものが、米国系白人と北欧系白人では異なることがわかった。また、残業(Overtime)、交代勤務(Shift work)、休日出勤(Weekend work)やパートタイム勤務 (Part-time and job-sharing)は、米国系白人に多く見られ、離職も多いことが特徴づけられている。一方、北欧系白人について言えば、在宅勤務(Telework, Work from home)や、フレックスタイム(Flexi-time)のような働き方 (Schedule flexibility) は、北欧系白人には多く見られ、離職が少ないという結果が得られている。在宅勤務やフレックスタイムが、離職を抑制するとは、言い難いものの、米国系白人と北欧系白人の離職行動は、明らかに異なるという点は示されている。これら両者の結果から、本稿で参考としたいのは、われわれ日本人の離職を抑制することを目的とする研究の場合、日本人の国民性、あるいは、日本人の労働観を考慮した上で、フレックスタイムが有効と言えるのか、言えないのかを議論する必要がある。そこで、本稿は、これらの先行研究を踏まえつつ、①仕事満足度の要因分析を行い、②仕事満足度と離転職の関係を明らかにするものである。

第3節 仕事満足度の要因分析

第1項 使用データ

本稿で用いた「日本家計パネル調査（JHPS）」（以下 JHPS）は、2009年から調査がはじまり、実質的には、2011年で3回目の調査が終了している。本稿では、「JHPS2009」～「JHPS2010」までの過去3年分をマッチングさせたサンプルセレクションデータを用いているが、2009年の仕事満足度については、「JHPS2010」における、昨年の満足度を使用している。「JHPS2009」にある仕事満足度を使用しないのは、後述する仕事満足度分析において、「JHPS2009」のみ、仕事満足度を測る質問形式が異なるため、分析上のバイアスを避けるた

め、「JHPS2009」にある仕事満足度は用いなかった。

次に推計モデルについて簡単に述べる。①仕事満足度の推計では、 $t-1$ 期(2010年)の前年の賃金、前年の満足度に着目し、Pooled probit モデルで分析している。次に、同一個体の3年分のパネルデータを使い、②被雇用者の就業継続について、イベントの発生から残存率を測る Cox の比例ハザードモデルを用いて、離転職の分析を行っている。離転職の分析について、本稿では、無業者からの新たな入職は考慮していない。なぜなら、本稿の興味は、 $t-1$ 期(2010年)の就業継続者が t 期(2011年)にはどのくらい離職しているか、逆に言えば、どのくらい残存しているかに関心があるからである。

第1項 用語の定義

(1) 本稿における仕事満足度

本稿における仕事満足度とは、「JHPS20010」と「JHPS2011」の本調査における「仕事の充実度・満足度の意識の高さ」を仕事満足度としている。「仕事の充実度・満足度は、(昨年同期と比べて)高い」という質問に対して、現在「そう思う」、「どちらかといえばそう思う」、「どちらともいえない」、「どちらかといえばそう思わない」、「そう思わない」の5件法から得られた回答を用いている。なお、「JHPS2009」にも同様な質問があるが、この場合、3件法で回答を得ているため、本稿では、5件法の仕事満足度を用いることにし、「JHPS2010」にある昨年の仕事満足度変数を加工し、マッチングさせている。

また、本稿は、パネルデータの強みを生かすため、前期の仕事満足度、つまり $t-1$ 期(2010年)も考慮して、推計モデルに加えている。具体的には2011年を基準値の t 期として、前年にあたる2010年の仕事満足を $t-1$ 期として、 t 前年の仕事満足度が本期の仕事満足度に、どの程度、影響を与えていているのか検証している。

(2) 本稿における離転職

本稿における離転職は、1年前と同じ会社・経営組織に勤めているか、それとも転職あるいは離職した者を基準にし、1年前の会社・経営組織から転職・離職した者(イベント発生)を1とし、1年前と同じ会社・経営組織に勤め続けている者(就業継続者)を0とするダミー変数によって表現している。就業継続者については、現在、休職している者も含んでいる。

(3) 余暇時間の満足度

余暇時間の満足度は、「余暇時間の長さ」の満足度を、本稿では、余暇時間の満足度としている。回答は、0から10までの得点をとり、0は「全く満足して

いない」、5は「満足でも不満でもない」、10は「完全に満足している」状態を示している。得点が10へ近づくほど、満足度が高い評価を与えている。

(4) 主観的健康度

本研究の健康度は、主観的な健康状態を用いている。尺度は、ふだんの健康状態について、1「よい」、2「まあよい」、3「ふつう」、4「あまりよくない」、5「よくない」の5件法の名義尺度であり、順序尺度、あるいは使い方によって、間隔尺度とも言えるだろう。推計では逆転させた変数を用いている。

(5) ライフィベント

ライフィベントは、この1年間におこった世帯変動について尋ねた質問の中で、「結婚」と「出産」についてとりあげた。単年パネルでは、サンプサイズがあまりにも小さいため、2009年～2011年の「結婚」、「出産」のライフィベントをプールして用いている。

(6) 労働時間と仕事からの収入（税引き前）

労働時間は、収入を得る仕事について、1週間の平均的労働な労働時間（残業を含む）の実数である。仕事からの年収についても、実数である。単位は万円であり、全体の平均年収は約350万円である。

(7) フレックス・タイム

本稿で用いるフレックス・タイムは、主な働き方について尋ねた質問のうち、フレックス・タイム（一定の時間内で始業・終業時刻を自分で調整できるもの）と回答した者を1、その他の働き方を0とするダミー変数である。主な働き方としてフレックス・タイムを選択した者は、全体の約10%である。

第2項 転職者の今の仕事満足度

この節では、仕事満足度を被説明変数とした分析モデルから、何が仕事満足度に影響を与えるのか検討する。

第一に、仕事満足度が何によって規定されるのか、大まかな様相を捉えるため、厚生労働省（2007）『平成18年転職者実態調査結果の概要』より、転職者の今の仕事に対する満足度について、集計結果をまとめておく。これらの概要を整理するのは、後述する推計結果との整合性を確かめるためである。

学歴と仕事満足度の関係はどうなのか。図3は、学歴別の転職者の仕事満足度についてのグラフである。図3によると、学歴が高くなるほど、今の仕事満足度が高いことを示している。たとえば、中・高等学校卒業者の仕事満足度は43.1%にすぎないが、大学、大学院卒業者になると、その満足度は60%にまで高まる。学歴が高いほど、仕事満足度が高まる根拠として、学歴によって、仕

事の内容が決まるからではないのか。高度な判断あるいは難易度の高い仕事については、学歴が高い者に任される傾向があるのではないかと考える。なぜなら、学歴は、その人の資質あるいは能力を客観的に示すサイン、すなわちシグナリングの手段となっているか、あるいは、その人の人的資本の蓄積を示していると判断したからである。

<図2挿入>

図4は、職務別の転職者の仕事満足度についてのグラフである。職務別では、もっとも仕事満足度が高いのは、管理的な職務の者である(65%)。一方、もっとも仕事満足度が低いのは、運輸・通信の職務(31%)である。次に仕事満足度が高いのは、サービスの仕事(60.7%)、3番目に満足度が高いのは、専門的・技術的な仕事である(58.9%)。これらの職務の約60%が満足していることになる。しかし、事務の仕事については、満足度が約50%で、それほど満足度が高い職務とは言えないようである。

これら政府統計からみた仕事満足度が、本稿では、どのように解釈できるのか推測統計の結果を交えて検討していく。

<図3挿入>

第3項 仕事満足度の規定要因

(1) 推定モデル (Pooled probit)

本稿では仕事満足度の「満足している」と「満足していない」を質的変数として、プロビットモデルから推計する。分析の手順として、仕事に満足する者を $Y_i=1$ とし、 Y_i の満足度の確率を P_i とする。推計に用いる説明変数が、満足する者の確率 P_i に与える影響を推計するものである。満足度の確率は、次の式で与えられると仮定する。

$$P_i = p_r(Y_i=1|X_i) = \delta(\alpha + \beta X_i)$$

X_i は説明変数で、ここでは、推計上用いたすべての独立変数である。 α と β は観測されない変数である。関数 δ の閾値はすべての領域で $0 \leq \delta(\cdot) \leq 1$ をとる。満足する者 $Y_i=1$ となる確率を、t-1期の収入、t-1期の仕事満足度、ライフイベント、フレックス・タイムなどの説明変数 X_i から推計している。

本稿では、特に、同一個体のt-1期(2010年)の収入、つまり、絶対賃金と、同一個体のt-1期(2010年)の仕事満足度、同一個体のt-1期(2010年)の主観的健康度が仕事満足度にどのような影響を与えるのか、注目している。ここで、絶対所得仮説 (absolute income hypothesis)について補足する。絶対所得仮

説 (absolute income hypothesis) とは、消費を所得の絶対水準そのものの関数と仮定する Keynes, J (1883-1946) の理論を指す。消費関数論争において、この仮説に対して、相対所得仮説 (comparison income hypothesis) が、 Friedman、Modigliani、Duesenberry により主張されたが、絶対所得仮説 (absolute income hypothesis) との対比で、このように呼ばれている。Clark (1995) は、相対所得仮説 (comparison income hypothesis) の流れをくむものである。つまり、相対所得仮説 (comparison income hypothesis) が、対人比較によって評価されることに対して、絶対所得仮説 (absolute income hypothesis) は、個々人の期待水準に対して、その個人の達成度を評価することと定義されている。

本稿では、同一個体の t-1 期 (2010 年) に関心を置いているので、この意味においては、絶対所得仮説に近い立場なのかもしれない。しかし、ここでは、絶対所得仮説 (absolute income hypothesis) や相対所得仮説 (comparison income hypothesis) の有効性を問うものではなく、単純に、前期の効果が今期の仕事満足度にどのような影響を与えていているかに、関心をおいている。

それでは、結果について述べていく。t-1 期 (2010 年) の収入、満足度などは、有意な影響を与えている。t-1 期 (2010 年) の仕事からの収入は、男性の t 期 (2011 年) の仕事満足度に有意に正の影響を与えている ($0.0003, **p < 0.05$)。つまり、同一個体の t-1 期、すなわち前期の所得が、t 期、すなわち今期の仕事満足度に影響を与えるという示唆は、同一個体の満足度には、考えている以上に、前期の収入の影響を受けているのではないかということである。

同様に、t-1 期 (2010 年) の仕事満足度を説明変数として投入し、今期の仕事満足度への影響を分析した。結果は、同一個体の t-1 期 (2010 年) の仕事満足度は、全てのモデルに、有意に正の影響を与えている。この結果から、前述した収入の効果と同様に、今期の仕事満足度には、前期の仕事満足度が、かなり影響を与えているのではないかと考える。主観的健康度についても、同様である。前期の健康度が今期の仕事満足度に、有意に正の影響を与えていることが明らかとなった。

次に年齢についてはどうだろうか。20 歳以上 34 歳をレファレンスにし、年齢が仕事満足度に与える効果を見ている。規則性のある効果は見られないものの、男性については、45 歳以上 55 歳未満が仕事満足度に有意に負の影響を与えている ($-0.1989, *p < 0.1$)。65 歳以上では、逆に正の影響を与えている ($0.314, *p < 0.1$)。一方、女性の仕事満足度には、年齢が与える効果は見られない。

学歴についてはどうだろうか。高校卒業以下をレファレンスとした場合、男性も女性も学歴が仕事満足度に有意に正の影響を与えることが示された。男性の大学・大学院卒業は、 $0.2055, **p < 0.05$ 、女性の大学・大学院卒業は、 $0.266, **p < 0.05$ である。高学歴の仕事満足度が高いことは、図2で示した厚生労働省(2007)『平成18年転職者実態調査結果の概要』の結果と整合的である。つまり、学歴が高くなるほど、仕事に満足しているようである。

次に、就業形態についてはどうだろうか。正規労働者であることが、仕事満足度に有意な影響を与えるのは、男性のみである($0.2195, *p < 0.1$)。10%の有意水準ではあるが、男性にとっては、正規労働者として働くことも、彼らの仕事満足度を高めるためには、重要な要因なのかもしれない。

職種についてはどうだろうか。事務職が男性の仕事満足度を有意に負の影響を与えていている($-0.1985, *p < 0.1$)。専門職はモデル1(全体)に有意に正の影響を与えてている($0.1814, **p < 0.05$)。専門的な仕事は満足度を高めるという示唆なのか。本稿の専門職とは、専門的・技術的職業従事者を指し、企業などの研究・技術者、保健医療、法務従事者、教員、芸術家などである。Herzberg et al.(2007)によれば、専門性の高い仕事は、仕事への動機づけを高め、仕事満足度に影響を与えることを示唆している。しかし、男女でサンプルを分けた場合、有意な差が見られなかったことには留意が必要だろう。職種が仕事満足度に与える影響については、今後さらなる検証を試みる。

本稿では、特にt-1期(2010年)の変数に着目し、仕事満足度に与える影響について分析した。t-1期(2010年)の説明変数が、考えていた以上に、仕事満足度に有意な影響を与えていたことから、仕事満足度のような主観的変数については、同一個体内でのt期とt-1期の比較によって、これまで検証されなかった事実がより鮮明に浮き彫りになるのではないかと考える。

＜表1　挿入＞

表2は、仕事満足度のPooled probitモデルで用いた記述統計量である。

＜表2　挿入＞

第4節　　仕事満足度が就業継続に与える影響(Coxの比例ハザードモデル)

前節では、仕事満足度の要因分析を行い、仕事満足度は、t-1期(2010年)つまり、前期の影響をかなり受けているのではないかという示唆を得た。そこで、この節では、①どのようなタイミングで離転職が起きるのか示す(図4)。次に②仕事満足度が離転職にどのような影響を与えるか注目しつつ、ライフィ

ベント（出産）、（結婚）を考慮したモデルで、離転職の要因分析を試みる。

図4は、被雇用者がどのようなタイミングで労働市場から退出するのかをカプラン・マイヤー法の生存確率曲線から示している。横軸（X）は、就業経験時間（年数）を取り、離転職の発生後の残存率を縦軸（Y）によって示している。すなわち、離転職を経験すると、労働市場に残る残存率、すなわち生存確率曲線が下がっていく。女性の方が、男性よりも生存確率曲線の下がり具合が、早いタイミングで起こることがわかる。女性の場合、入職から20年の間に労働市場から退出する確率が男性よりも高いようである。30年以降については、ほぼ横ばいの傾向を示し、45年で大きく下がることがわかる。

<図4挿入>

(1) 推定モデル (Cox の比例ハザードモデル)

2つのハザード(離転職の発生率)関数 $h_1(t)$ 、 $h_2(t)$ が、すべて可能な $t > 0$ に対し、関係式 $h_1(t) = ch_2(t)$ が成り立つとき、2つのハザード関数は比例すると言う。関係式の中の c は、時間 t と無関係な定数である。ここでは、 $c = \text{離転職ダミー}$ 、 $t = \text{year(入職してから退職までの勤続年数)}$ である。ハザードモデルの定式にしたがい、共変量 $x = (x_1, x_2, \dots, x_m)^T$ を持つハザード関数を $h(t|x)$ とし、 x を変数とする関数 $r(x)$ と、あるハザード関数 h_0 がすべての $t > 0$ と x について次のように表現する。

$$h(t|x) = h_0(t)r(x)$$

(2) 推定結果

Cox の比例ハザード推計とは、本稿では、被説明変数は、離転職=1とするダミー変数を用いて、離転職というイベントの発生確率の高さハザード比が説明するモデルである。それでは、Cox の比例ハザードモデルで推計した結果について述べていく（表3参照）。本稿で着目した仕事満足度については、すべてのモデルで有意な結果は得られなかった。仕事満足度の先行研究において、仕事満足度が離転職行動に有意な影響を与えるという結果は、心理学、経営学、経済学の分野において、多くの知見が蓄積されているものの、一貫したコンセンサスが得られているわけではない。ただ、仕事満足度が高いと離転職を有意に抑制する結果を示す研究論文は多いが（心理学）、収入を説明変数として投入すると、満足度の有効性が消えることも多く（経済学）、本稿においても、離転職の抑制要因は、満足度というよりも、収入が有意であることが示された。

次に、ライフイベントについては、どうだろうか。ライフイベントについても

有意な結果は得られなかった。これは、本稿で用いたデータの約7割がすでに配偶者ありだったためだと考える。このため、出産などのライフイベントが与える影響が、過少に推計された可能性がある。ライフイベントに関しては、自身票を用いて推計すべきだったのかもしれない。この点については、データの特質も考慮した上で、再推計したいと考えている。

労働時間についてはどうなのか。本稿では、週の平均労働時間が長くなるほど、女性の離転職に有意に正の影響を与えていている ($0.0173, ***p < 0.05$)。本データは、既婚者が全体の約70%を占めている。データの特質を踏まえると、結婚している女性の場合、長時間、仕事のために拘束されることの難しさを示唆しているのかもしれない。

学歴はどうだろうか。高校卒業以下をレファレンスとした場合、大学・大学院卒業が、男性の離転職に有意に正の影響を与えてている ($0.5977, **p < 0.05$)。男性の場合、高学歴になるほど、辞めてもすぐに次の就職先が見つかるため、離転職しやすいという示唆なのか。この点については、マクロ的な視点も必要となるだろう。つまり、求人倍率が高い、逆に失業率が低い場合のように、労働市場における需供のバランスが、需要よりも供給にシフトすれば、労働者は、転職しやすくなる。この場合、学歴が1つのシグナルになり、高学歴者ほど、職業あるいは職種間での移動 (mobility) が高まることが予測できる。しかし、本稿では、マクロ的な視点を代替する変数を推計の際に、投入していないので、この点については、次回の課題としたい。

企業規模についてはどうなのか。従業員100人未満をレファレンスにした場合、従業員500人以上の規模は、全てのモデルで有意であった。従業員500人以上は、男性の離転職を有意に抑制している ($-0.8697, **p < 0.05$)。同様に、女性の離転職も有意に抑制している ($-0.6231, **p < 0.1$)。なぜ、企業規模が大きいほど、離転職を抑制するのか。昨今の労働市場を考えると、企業規模が大きいほど、安定した収入や待遇を得やすいから、従業員500人以上の規模では、離転職を抑制する効果が見られたのではないか。

次に、正規労働者であることの影響についてである。正規労働者であることが、男性の離転職に有意に負の影響を与えている ($-1.433, ***p < 0.01$)。同様に女性の離転職にも有意に負の影響を与えてている ($-1.0354, ***p < 0.01$)。しかも、それぞれのハザード確率は1.0を超えており、正規労働者であることが離転職の抑制に強い影響を与えている。この結果について、現在の労働市場の状況、すなわち、非正規労働者が増え続けている状況踏まえて解釈すると、現在

は、正規労働者であることが、あるプレミア効果を生み、仕事の内容よりは、むしろ正規労働者として、長く働き続けることを好む傾向があるのかもしれない。正規労働者であることが、強く離転職を抑制していることが、本稿における大きな発見である。

職種については、どうだろうか。事務職であることが、女性の離転職に有意正の影響を与えている。つまり、事務職であることが、女性の離転職を促している ($0.6857, **p < 0.05$)。これは、女性の事務職比率が高いために、事務職が女性の離転職に有意な影響を与えたのだろうか。

<表3挿入>

表4は、Coxの比例ハザードモデルで用いた記述統計量である。

<表4挿入>

第5節 限界と今後の課題

第一に、被雇用者は、どのような要因で、仕事満足度が満たされるのか、この問題を探究するため、仕事満足度の要因分析を行った。分析の結果、同一個体のt-1期（2010年）の収入、同一個体のt-1期（2010年）の仕事満足度、同一個体のt-1期（2010年）の主観的健康度、つまり前期の収入、前期の満足度がt期（2011年）の仕事満足度に有意なプラスの影響を与えていることが明らかとなった。つまり、今期の同一個体の仕事満足度は、思った以上に、前期（t-1期）の影響を受けているのではないかという示唆である。なぜ、前期の影響を多分に受けるのか、この点については、絶対所得仮説（absolute income hypothesis）、あるいは相対所得仮説（comparison income hypothesis）をよく理解した上で、今後さらなる検証を深めていきたいと考えている。また、仕事満足度には、学歴が有意に正の影響を与えていることが示唆された。学歴が高いほど、仕事に満足している確率が高くなることについて、本稿では、次のように解釈した。高学歴な人ほど、安定した大企業に就職しやすいとか、やりたい仕事に出会う確率が高くなるからではないかという解釈である。学歴と仕事満足度の関係についても、今後さらに検証したい。

次に、離転職の分析についてである。離転職の分析は、Coxの比例ハザードモデルを用いて推計した。これは、仕事満足度と離転職の関係を明らかにしたいという動機から検証することにした。本稿での結果は、仕事満足度は離転職に有意な影響を与えていないことが示された。しかし、Mobley(1977)、Freeman(1978)の分析では、仕事満足度が、離転職に有意な影響を与えていることから、Mobley(1977)、Freeman(1978)らの分析モデルを再検証するとともに、今後も、

仕事満足度と離転職について分析したいと考えている。

ライフィベントについてはどうだったのか。ライフィベントも予測とは反して、離転職には、有意な影響を与えていなかった。この点についても、今後、さらなる検証が必要である。考えられる理由としては、データそのものが、既婚者が多く、新たにイベントが起こる確率が低いデータの特性を持っており、そのことが影響したのかもしれない。

余暇時間の満足度については、10%の有意水準ではあるが、女性の離転職に有意な正の影響を与えていた。つまり、余暇時間に満足するほど、離転職するという示唆である。労働経済学の余暇と労働時間の理論では、人は余暇を先行するほど、労働時間が減るという仮定を置いている。この理論を援用すれば、余暇時間を先行する者は、労働時間を減らすので、このような人は、余暇を先行させるため、離転職をする傾向があるのかもしれない。この点についても、さらなる検討が必要である。

収入については、男女の離転職に、有意な負の影響を与えていた。つまり、収入が高いほど、離転職を抑制する。収入が離転職に影響を与えることは経済学の理論と整合的である。

次に、離転職の分析で得られた主な知見についてである。本稿では、関労働者であることが、男性と女性の双方の離転職に強い影響を与えていていることが明らかとなった。現在のわが国では、正規労働者よりも、非正規労働者が増え続け、正規労働者として働き続けることが難しいために、正規労働者ならば、安易な離転職をしていないのかもしれない。

最後に、2つの分析モデルの妥当性についてである。本稿では、仕事満足度については、パネルデータの強みを生かすため、同一個体の $t-1$ 期（2010年）、の満足度を考慮した Poled probit モデルで推計した。推計結果は、 $t-1$ 期（2010年）の収入、 $t-1$ 期（2010年）の仕事満足度、 $t-1$ 期（2010年）の主観的健康度が t 期の仕事満足度を有意に高める傾向が見られたが、この結果の頑健性については、次のパネル調査で再び検証したいと考えている。

離転職のタイミングについては、カプラン・マイヤー法によって、生存確率曲線から、労働市場での残存率を読み取っている。そして、どのような要因が離転職確率を上げるのか、あるいは、下げるのか、その要因分析を Cox の比例ハザードモデルで分析を行った。予測では、仕事満足度が高いほど、離転職を抑制するのではないかと考えていたが、予測とは反して、仕事満足度は、離転職には有意な影響を与えていなかった。しかし、次回は、Cox の比例ハザード

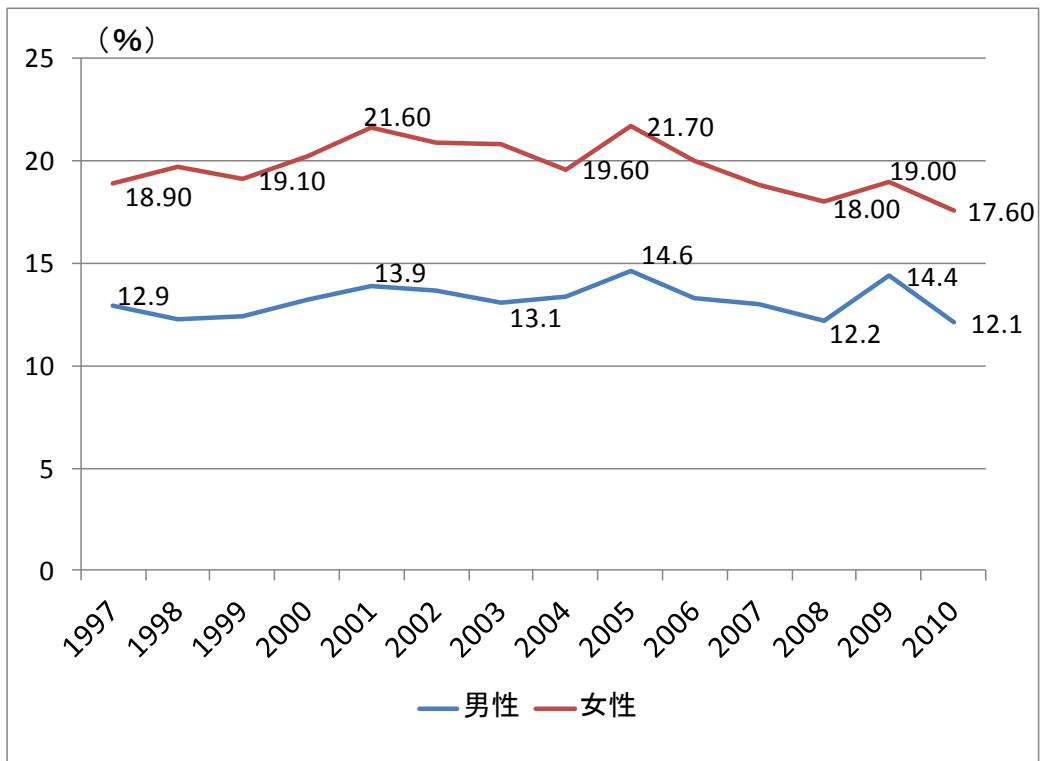
モデルにおいても、t-1期の仕事満足度を考慮し、もう一度、仕事満足度と離転職の関係性について、検証したいと考えている。

＜参考・引用文献＞

- Akerlof, G., Rose, A., & Yellen, J (1988) "Job Switching and Job Satisfaction in the U.S. Labor Market," *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 495-594.
- Clark, A (1995) "Satisfaction and comparison income," *Journal of Public Economics* 61, pp.359-381.
- (1997) "Job satisfaction and gender—Why are women so happy at work?" *Labour Economics* 4, pp.341-372.
- , Georgellis, Y., & Sanfey, P(1998) "Job Satisfaction, Wage Change and Quit," *Research in Labor Economics* 17, pp.95-121.
- Freeman, R.(1978) "Job Satisfaction as an Economic Variable," *American economic Association* 68, pp. 359-141.
- Herzberg, F., Mausner, B., & Snyderman, B (2007) "The Motivation to Work," New Brunswick and London: TransactionPublishers.
- 樋口美雄・太田清・新保一成 (2005) 「入門 パネルデータによる経済分析パネルデータの計量経済学(5)ランダム効果モデル」『経済セミナー』日本評論社, (606) :81-84 頁。
- 金森久雄・森口親司・荒憲治郎編 (2002) 『経済辞典』有斐閣。
- 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) (2011) 『日本家計パネル調査 (2010年～2011年)』[MRDF], 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) より入手。
- 厚生労働省(2007)『平成18年転職者実態調査結果の概要』「性、年齢階級・学歴、自己都合による離職の理由のうちもっとも重視した項目別一般正社員の転職者割合」(2011年8月23日取得,
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001015534.>)。
- (2007)『雇用動向調査』「第1表 就業形態、性別、入職、離職率」。
- Lambert, E., Hogan, N., & Barton, S (2001) "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,pp.233－250.
- Levy-Garboua, L., Montmarquette, C., & Simonnet, V(2005) "Job Satisfaction and Quit," *Labour Economics* 14,pp.251－268.

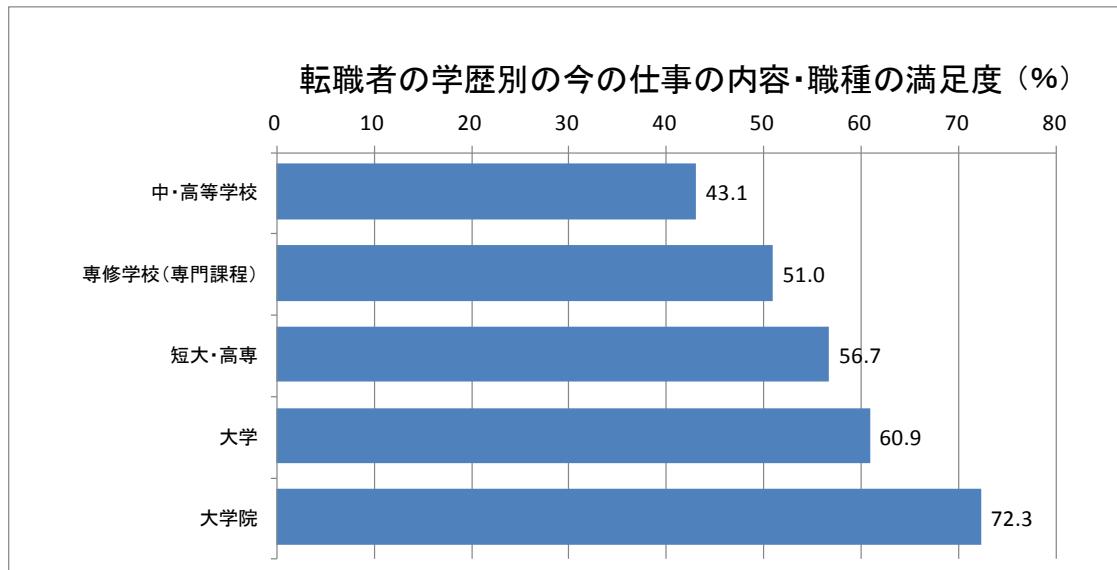
- Mobley, W (1977) "Intermediate Linkage in the Relationship Between Job Satisfaction and Employee Turnover," *Journal of Applied Psychology* 62, pp.237 – 240.
- Orpen, C (1986) "The Effect of Job Performance on the Relationship Between Job Satisfaction and Turnover," *The Journal of Social Psychology* 126(2), pp.277-278.
- Stavrou, E., & Kilaniotis, C(2010) "Flexible Work and Turnover——An Empirical Investigation across Cultures," *British Journal of Management* 21, pp.541-554.

図 1 男女別の離職率の変化



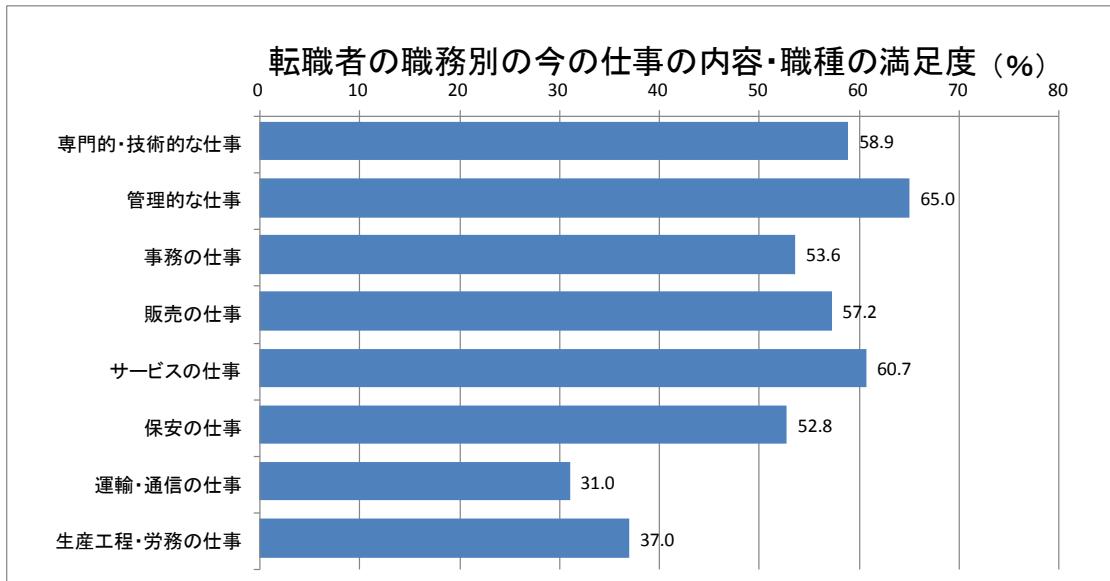
出典：厚生労働省『雇用動向調査』「第1表 就業形態、性別入職、離職率」より筆者作成

図 2 学歴の違いが仕事満足度に影響を与えるのか



出典：厚生労働省(2007)『平成18年転職者実態調査結果の概要』より筆者作成

図 3 職務の違いが仕事満足度に影響を与えるのか



出典：厚生労働省(2007)『平成 18 年転職者実態調査結果の概要』より筆者作成

表 1 仕事満足度の規定要因—t-1期（2010年）の収入、満足度に着目して—

	model1(全体) b/z	model2(男性) b/z	model3(女性) b/z
仕事満足度ダミー*(1)			
t-1期（2010年）仕事からの収入	0.0002 [1.23]	0.0003 [2.23]**	0.0002 [0.85]
t-1期（2010年）仕事満足度	0.7012 [24.79]***	0.7621 [19.64]***	0.6231 [14.74]***
t-1期（2010年）健康度	0.1032 [3.52]***	0.1039 [2.66]***	0.0985 [2.19]**
フレックス・タイムダミー*(2)	-0.0548 [-0.51]	-0.2044 [-1.22]	-0.0099 [-0.07]
<20歳以上35歳未満ダミー>			
35歳以上45歳未満ダミー	-0.0329 [-0.40]	-0.12 [-1.09]	0.1027 [0.79]
45歳以上55歳未満ダミー	-0.0724 [-0.86]	-0.1989 [-1.66]*	0.0134 [0.11]
55歳以上65歳未満ダミー	-0.0402 [-0.44]	-0.0614 [-0.50]	0.0038 [0.03]
65歳以上ダミー	0.259 [2.00]**	0.314 [1.67]*	0.2976 [1.61]
<高等学校以下卒業ダミー>			
高専・短大卒業ダミー	0.1148 [1.33]	0.0211 [0.15]	0.0832 [0.74]
大学・大学院卒業ダミー	0.1934 [2.92]***	0.2055 [2.55]**	0.266 [2.16]**
正規労働者ダミー*(3)	0.0079 [0.11]	0.2195 [1.89]*	0.0182 [0.16]
事務職ダミー*(4)	-0.0735 [-1.05]	-0.1985 [-1.89]*	-0.074 [-0.71]
専門職ダミー*(5)	0.1814 [2.28]**	0.1605 [1.52]	0.1579 [1.22]
定数項	-2.946 [-17.89]***	-3.4163 [-14.51]***	-2.6534 [-10.99]***
カイ二乗	900.11***	601.96***	321.53***
疑似決定係数	0.246	0.275	0.219
N	2641	1581	1060

***、**、*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）被説明変数の仕事満足度は、「仕事の充実度・満足度は高い」に対して「そう思う」と「どちらかといえばそう思う」を1、「どちらともいえない」、「どちらかといえばそう思わない」、「そう思わない」これらを0とするダミー変数

注（2）フレックス・タイムダミーは、主な勤務時間制度がフレックスタイム制=1、その他=0

注（3）正規労働者ダミーは、勤め人かつ常勤の職員・従業員=1、勤め人かつ契約、パート・アルバイト・派遣、嘱託=0とするダミー変数

注（4）事務職ダミーは、一般事務、会計事務、オペレーター、営業事務員など=1、それ以外=0とするダミー変数

注（5）専門職ダミーは、情報処理技術者を除く、企業などの研究・技術者、保健医療、法務従事者、教員、芸術家など=1、それ以外=0とするダミー変数

注<>はそれぞれのダミー変数のレファレンスグループを示す。

表 2 Pooled probit モデルの記述統計量

		平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値
仕事満足度ダミー	overall	0.4998	0.5000	0	1	N = 6697
	between	0.4288	0	1		n = 2474
	within	0.2686	-0.1668906	1.166443		T-bar = 2.70695
t-1期（2010年）仕事からの収入	overall	354.9145	316.9401	0	3500	N = 4270
	between	304.3356	0	3036.5		n = 2429
	within	82.8532	-1155.085	1864.915		T-bar = 1.75793
t-1期（2010年）仕事満足度	overall	3.4065	1.1748	1	5	N = 4381
	between		1.1312	1	5	n = 2298
	within		0.3402	1.406528	5.406528	T-bar = 1.90644
t-1期（2010年）健康度	overall	3.7511	1.0387	1	5	N = 6598
	between		0.9346	1	5	n = 3468
	within		0.4749	1.751137	5.751137	T-bar = 1.90254
フレックス・タイムダミー	overall	0.1053	0.3070	0	1	N = 6825
	between		0.2691	0	1	n = 2883
	within		0.1767	-0.5613187	0.7720147	T-bar = 2.36733
35歳以上45歳未満ダミー	overall	0.1894	0.3919	0	1	N = 10648
	between		0.3725	0	1	n = 4022
	within		0.1143	-0.4772414	0.8560919	T-bar = 2.64744
45歳以上55歳未満ダミー	overall	0.1714	0.3769	0	1	N = 10648
	between		0.3558	0	1	n = 4022
	within		0.1164	-0.495273	0.8380604	T-bar = 2.64744
55歳以上65歳未満ダミー	overall	0.2071	0.4052	0	1	N = 10648
	between		0.3871	0	1	n = 4022
	within		0.1223	-0.4595855	0.8737478	T-bar = 2.64744
65歳以上ダミー	overall	0.2498	0.4329	0	1	N = 10648
	between		0.4247	0	1	n = 4022
	within		0.0898	-0.4168545	0.9164788	T-bar = 2.64744
高専・短大卒業ダミー	overall	0.1328	0.3394	0	1	N = 9926
	between		0.3386	0	1	n = 3748
	within		0	0.1327826	0.1327826	T-bar = 2.64835
大学・大学院卒業ダミー	overall	0.2796	0.4488	0	1	N = 9926
	between		0.4477	0	1	n = 3748
	within		0	0.2795688	0.2795688	T-bar = 2.64835
正規労働者ダミー	overall	0.6320	0.4823	0	1	N = 5503
	between		0.4687	0	1	n = 2315
	within		0.1482	-0.0346478	1.298686	T-bar = 2.37711
事務職ダミー	overall	0.1722	0.3776	0	1	N = 7148
	between		0.3498	0	1	n = 2930
	within		0.1473	-0.4944507	0.8388827	T-bar = 2.43959
専門職ダミー	overall	0.1641	0.3704	0	1	N = 7148
	between		0.3457	0	1	n = 2930
	within		0.1390	-0.5025648	0.8307685	T-bar = 2.43959

図 4 被雇用者の離転職のタイミング
(カプラン・マイヤー法による生存確率推定)

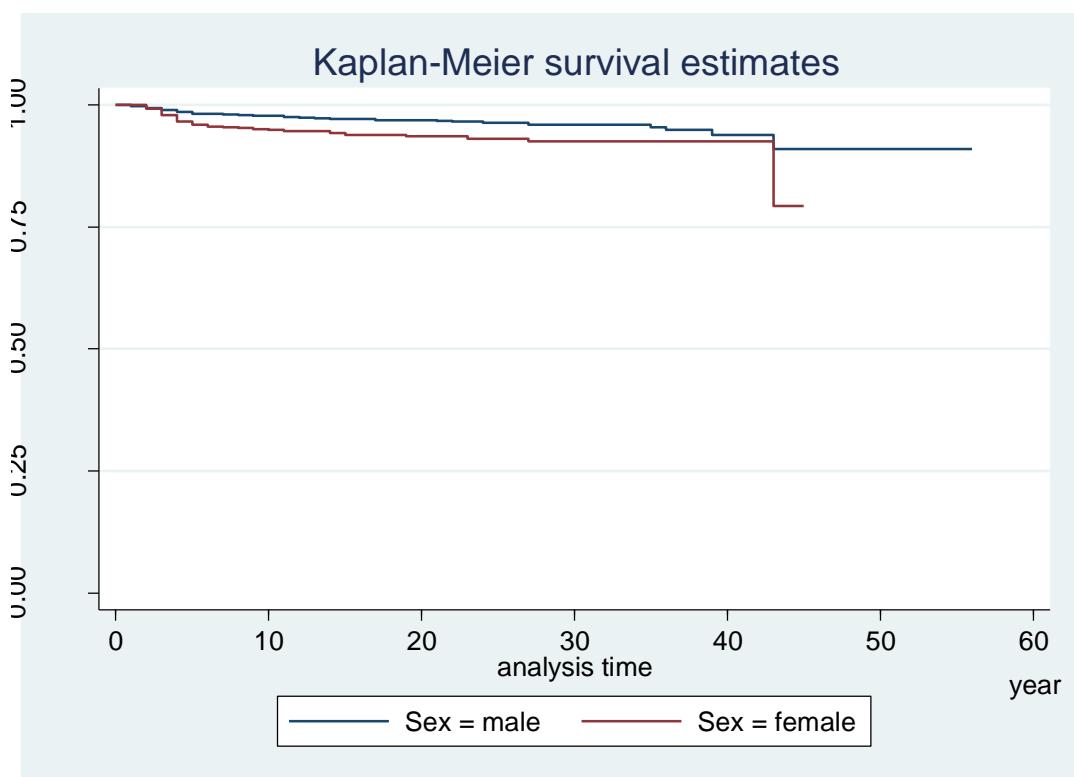


表 3 仕事満足度は離転職を抑制するのか

	model4(全体) ハザード比/z	model5(男性) ハザード比/z	model6(女性) ハザード比/z
イベント発生=離転職ダミー* (1)			
仕事満足度*(2)	0.0306 [0.37]	-0.0706 [-0.59]	0.1397 [1.21]
ライフイベント（出産）ダミー* (3)	0.2547 [0.49]	0.5926 [0.97]	-0.6043 [-0.58]
ライフイベント（結婚）ダミー* (4)	-0.5565 [-0.55]	-43.7406 ✓	-0.1193 [-0.12]
余暇時間の満足度	0.0645 [2.29]**	0.0665 [1.52]	0.0684 [1.81]*
主観的健康度	-0.1302 [-1.36]	-0.0343 [-0.24]	-0.2118 [-1.59]
仕事からの収入（税引前の年収）	-0.0019 [-2.73]***	-0.0015 [-1.75]*	-0.0042 [-2.68]***
週の平均労働時間（残業含む）	0.0093 [1.71]*	-0.0022 [-0.24]	0.0173 [2.58]***
<高等学校以下卒業ダミー>			
高専・短大卒業ダミー	-0.0931 [-0.34]	-0.3235 [-0.43]	-0.2322 [-0.74]
大学・大学院卒業ダミー	0.2282 [1.02]	0.5977 [2.01]**	-0.3156 [-0.84]
<従業員数1人以上100人未満ダミー>			
100人以上500人未満ダミー	-0.284 [-1.21]	-0.4107 [-1.17]	-0.2276 [-0.70]
500人以上ダミー	-0.7414 [-2.94]***	-0.8697 [-2.32]**	-0.6231 [-1.77]*
官公庁ダミー	-1.4066 [-2.34]**	-45.8666 ✓	-0.3965 [-0.64]
<20歳以上35歳未満ダミー>			
35歳以上45歳未満ダミー	-0.4202 [-1.81]*	-0.2473 [-0.65]	-0.4862 [-1.63]
45歳以上55歳未満ダミー	-1.5812 [-5.24]***	-0.7914 [-1.59]	-2.2153 [-5.46]***
55歳以上65歳未満ダミー	-1.6846 [-5.51]***	-0.6746 [-1.56]	-2.7633 [-5.48]***
65歳以上ダミー	-3.0526 [-4.81]***	-2.7054 [-2.53]**	-3.1346 [-4.01]***
正規労働者ダミー* (5)	-1.402 [-5.31]***	-1.433 [-3.91]***	-1.0354 [-2.83]***
事務職ダミー* (6)	0.277 [1.22]	-0.7332 [-1.35]	0.6857 [2.36]**
専門職ダミー*(7)	0.2697 [1.03]	-0.2532 [-0.62]	0.5931 [1.62]
カイ二乗	180.11***	88.42***	104.03***
尤度比	-890.80787	-365.78529	-423.87976
N	3868	2303	1565

***、**、*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) 被説明変数のイベント=離転職ダミーである。離転職発生=1、就業継続=0とするダミー変数

注 (2) 仕事満足度は、「仕事の充実度・満足度は高い」に対して「そう思う」、「どちらかといえばそう思う」、「どちらともいえない」、「どちらかといえばそう思わない」、「そう思わない」の5件法で得た回答を逆転させたもの

注 (3) 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 (4) 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 (5) 正規労働者ダミーは、勤め人かつ常勤の職員・従業員=1、勤め人かつ契約・パート・アルバイト・派遣・嘱託=0

注 (6) 事務職ダミーは、一般事務、会計事務、オペレーター、営業事務員など=1、それ以外=0とするダミー変数

注 (7) 専門職ダミーは、情報処理技術者を除く、企業などの研究・技術者、保健医療・法務従事者、教員、芸術家など=1、それ以外=0とするダミー変数

注<>はそれぞれのダミー変数のレファレンスグループを示す。

注✓は、計算されなかった部分

表 4 Cox の比例ハザードモデルの記述統計量

		平均	標準偏差	最小値	最大値	観測値
仕事満足度	overall	3.4508	1.1658	1	5	N = 6697
	between		1.0134	1	5	n = 2474
	within		0.5981	0.7841322	6.117466	T-bar = 2.70695
ライフイベント（出産）ダミー	overall	0.0229	0.1496	0	1	N = 10652
	between		0.1080	0	1	n = 4025
	within		0.1098	-0.6437602	0.6895732	T-bar = 2.64646
ライフイベント（結婚）ダミー	overall	0.0082	0.0900	0	1	N = 10652
	between		0.0646	0	1	n = 4025
	within		0.0690	-0.6584992	0.6748341	T-bar = 2.64646
余暇時間の満足度	overall	1.6395	2.9021	0	10	N = 10631
	between		1.0932	0	10	n = 4025
	within		2.7201	-1.693789	8.306211	T-bar = 2.64124
主観的健康度	overall	3.7205	1.0389	1	5	N = 10605
	between		0.9014	1	5	n = 4024
	within		0.5510	1.387176	6.053843	T-bar = 2.63544
仕事からの収入（税引前の年収）	overall	352.0051	315.5252	0	4000	N = 6821
	between		295.5482	0	2957.667	n = 2852
	within		92.9050	-1494.662	2252.005	T-bar = 2.39165
週の平均労働時間（残業含む）	overall	39.1656	18.8931	1	140	N = 6932
	between		16.7477	1	125	n = 2898
	within		9.7664	-25.16772	127.4989	T-bar = 2.39199
高専・短大卒業ダミー	overall	0.1328	0.3394	0	1	N = 9926
	between		0.3386	0	1	n = 3748
	within		0	0.1327826	0.1327826	T-bar = 2.64835
大学・大学院卒業ダミー	overall	0.2796	0.4488	0	1	N = 9926
	between		0.4477	0	1	n = 3748
	within		0	0.2795688	0.2795688	T-bar = 2.64835
100人以上500人未満ダミー	overall	0.1705	0.3761	0	1	N = 7126
	between		0.3373	0	1	n = 2913
	within		0.1788	-0.4961643	0.8371691	T-bar = 2.44628
500人以上ダミー	overall	0.2160	0.4115	0	1	N = 7126
	between		0.3816	0	1	n = 2913
	within		0.1478	-0.450697	0.8826364	T-bar = 2.44628
官公庁ダミー	overall	0.0610	0.2394	0	1	N = 7126
	between		0.2247	0	1	n = 2913
	within		0.0762	-0.6056226	0.7277107	T-bar = 2.44628
35歳以上45歳未満ダミー	overall	0.1894	0.3919	0	1	N = 10648
	between		0.3725	0	1	n = 4022
	within		0.1143	-0.4772414	0.8560919	T-bar = 2.64744
45歳以上55歳未満ダミー	overall	0.1714	0.3769	0	1	N = 10648
	between		0.3558	0	1	n = 4022
	within		0.1164	-0.495273	0.8380604	T-bar = 2.64744
55歳以上65歳未満ダミー	overall	0.2071	0.4052	0	1	N = 10648
	between		0.3871	0	1	n = 4022
	within		0.1223	-0.4595855	0.8737478	T-bar = 2.64744
65歳以上ダミー	overall	0.2498	0.4329	0	1	N = 10648
	between		0.4247	0	1	n = 4022
	within		0.0898	-0.4168545	0.9164788	T-bar = 2.64744
正規労働者ダミー	overall	0.6320	0.4823	0	1	N = 5503
	between		0.4687	0	1	n = 2315
	within		0.1482	-0.0346478	1.298686	T-bar = 2.37711
事務職ダミー	overall	0.1722	0.3776	0	1	N = 7148
	between		0.3498	0	1	n = 2930
	within		0.1473	-0.4944507	0.8388827	T-bar = 2.43959
専門職ダミー	overall	0.1641	0.3704	0	1	N = 7148
	between		0.3457	0	1	n = 2930
	within		0.1390	-0.5025648	0.8307685	T-bar = 2.43959