

Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

【第3回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：審査員賞】

転職がワーク・ライフ・バランスに与える影響
—満足度と家事育児時間の観点から—

徳永 紗彩

2022年3月31日

DP2021-013

<https://www.pdrc.keio.ac.jp/publications/dp/7785/>



Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan info@pdrc.keio.ac.jp
31 March, 2022

【第3回学生論文コンテスト JHPS AWARD 受賞論文：審査員賞】

転職がワーク・ライフ・バランスに与える影響 ―満足度と家事育児時間の観点から―

徳永 紗彩

PDRC Keio DP2021-013

2022年3月31日

JEL Classification: I31

キーワード：転職；ワーク・ライフ・バランス；WLB；家事育児時間；男性の家事育児時間

【要旨】

日本では、男女共同参画社会を目指し、就業可能性の拡大、少子化への対策としてワーク・ライフ・バランス（仕事と生活の調和）が追求されている。内閣府が2007年に立てた2020年までの数値目標の達成状況を見ると、女性の就業率が高まる一方で、男性の育児休業取得率や家事・育児関連時間などはやや改善しているものの目標に達していない。本稿では、労働市場の流動性を高め、個人として最適なワーク・ライフ・バランスを実現する手段として転職に着目し、転職によってワーク・ライフ・バランスは向上するという仮説の検証を行った。加えて、これまで仕事面での効果についての分析が中心だった転職について、仕事と表裏一体である家庭生活にどのような影響を与えるか、特に転職が男性の家事育児時間に与える影響について実証的に分析した。具体的には、日本家計パネル調査（JHPS）の個票データを使用し、転職経験に関するダミー変数を説明変数、ワーク・ライフ・バランス満足度の変化、男性の家事育児時間をそれぞれ被説明変数とするパネルデータ分析を行った。結果として、自発的な理由での転職は、男性の場合に限りワーク・ライフ・バランス満足度に正の影響を与えており、仮説は立証された。一方で、転職が男性の家事育児時間に対して与える影響は負であり、仕事やワーク・ライフ・バランス満足度に対するプラスの効果が、家庭参加の縮小という犠牲の上で成り立っている可能性を示した。このことは、企業内のワーク・ライフ・バランス施策と並行して転職市場の拡大を進めることが、個人として最適な仕事と生活の配分の達成に寄与する一方で、転職の影響について仕事面での効果だけでなく家庭生活に与える影響についても分析が進められていくべきであることを示唆している。

徳永 紗彩

東京大学 経済学部

謝辞：本稿の作成に当たり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターから「日本家計パネル調査」（JHPS/KHPS）の個票データを提供して頂いた。

転職がワーク・ライフ・バランスに与える影響

—満足度と家事育児時間の観点から—

【目次】

第1章 序論

第2章 先行研究と本稿の位置付け

第3章 使用するデータとモデルの設定

3.1 使用するデータ

3.2 推計に用いる変数の整理

3.3 推計モデル1（転職とWLB満足度の変化）

3.4 推計モデル2（転職と男性の家事育児時間）

第4章 推定結果と考察

4.1 転職とWLB満足度の変化

4.2 性別ごとの転職とWLB満足度の変化

4.3 WLB制度をコントロールした転職とWLB満足度の変化

4.4 転職と男性の家事育児時間

第5章 結論

参考文献

第1章 序論

ワーク・ライフ・バランス（以下「WLB」という。）の実現が労働力の供給、少子化への対策、多様性の尊重という観点から求められている。特に少子化への対策において、内閣府（2020）によると、日本における夫の家事・育児関連時間は、1日当たり平均83分と、妻の454分と比較して少なく、先進国の中でも最低の水準であることが指摘されており、男性の家事・育児参画の促進が重要な課題となっている。日本では、2007年に「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」・「仕事と生活の調和推進のための行動指針」が策定され、2020年を期限とする13項目の数値目標が立てられた。2020年時点で達成済み又はほぼ達成しているものには、週労働時間60時間以上の雇用者の割合、認可保育所等の収容児童数、各年代別・女性の就業率の3項目があるが、第1児出産前後の女性の継続就業率や男性の育児休業取得率、6歳未満の子どもをもつ夫の家事・育児関連時間など10項目が未達成となっている（内閣府2021）。女性の就業率が高まる中で、男性の育児参加が停滞している現状は、男性が労働を、女性が家庭内労働を担っていた性別役割分業から移行し、女性が労働と家庭内労働を二重に負担する状態に移行していることを表している。

大森（2010）によると、WLBを阻害する要因は、男女の固定的な役割分担や夫婦関係など家計内の生活時間の配分を決める家計要因、女性に対する雇用・昇進・賃金における統計的差別や家族単位の働き方を前提とした雇用慣行などの企業要因、在宅勤務に適した労働法制の遅れや高い転職コストといった市場のインフラ整備の遅れを含む市場要因の3つに分けられる。家計・企業・市場が互いに影響しあっていることを考慮しながら、WLBの達成を目指していくことが肝要だ。

このうち、家計要因に関しては、労働時間が外生的に影響を与えていることが指摘されている（水落2016）。男性の労働時間の長さが育児時間を減少させているため、労働時間を減らすことで育児時間は増加すると考えられるが、最適な労働時間を内生的に選択することはできない。つまり、男性の家事・育児時間を増加させるには、夫婦間の役割分担など家庭内の変化だけでなく、企業の慣例の変化やWLBに関する制度の整備が不可欠である。

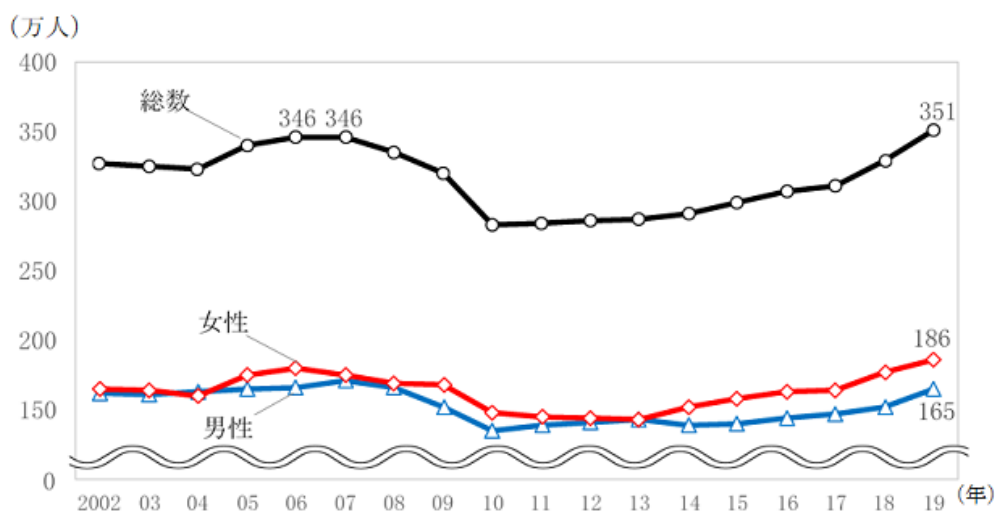
一方で、企業要因に関しては、職場におけるWLB制度が従業員の労働実態を改善しておらず、WLB満足度の向上に繋がっていないことが指摘されている（武石2011）。確かに日本では、フレックスタイム制や育児休業制度をはじめとするWLB制度が整備されるとともに、厚生労働省が仕事と家庭の両立支援に取り組んでいる企業を認定する「くるみんマーク」といった仕組みを通して政策

的にも WLB 向上を推進している。しかし、企業や国が提供する働き方と従業員が求める働き方にギャップが生じているのが現状だ。

そこで、家計要因の限界としての労働時間の外部性、企業要因の限界としての WLB 制度の効果の薄さを踏まえて、市場要因の一つである転職に着目する。労働市場の流動性を高める転職は、労働者が自身の労働時間や所属企業が提供する WLB 制度を自己決定する機会となり、WLB の観点からも企業と労働者の良いマッチングを生むのではないかと考えた。

日本における転職の現状を見てみると、転職者数は緩やかに増加しており、2019 年の転職者数は過去最多となっている（図 1 参照）¹。また、前職の離職理由として、事業不振や先行き不安などの会社都合による離職が減少し、より良い条件の仕事を探すためという自己都合の離職が増加していることが近年の特徴である（図 2 参照）²。日本は終身雇用制度を背景に他国と比較して平均勤続年数が長い傾向がある³が、新卒採用で入社した企業に留まることなく、転職によって労働条件の自己決定ひいては家庭と労働の配分の自己決定を行える気運が高まっていると考えられる。

図 1 転職者数の推移

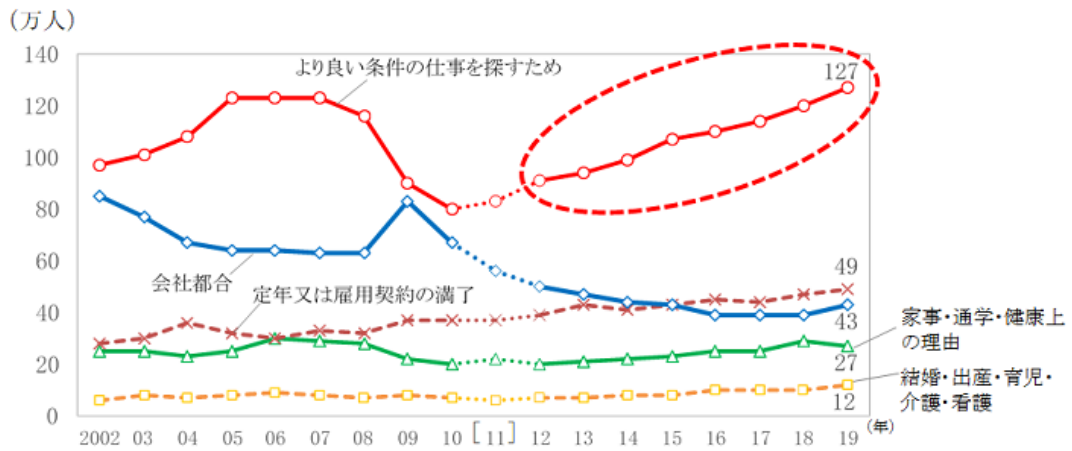


¹ 総務省 (2020) 『統計トピックス No.123 増加傾向が続く転職者の状況～2019 年の転職者数は過去最多～』より引用

² 総務省 (2020) 『統計トピックス No.123 増加傾向が続く転職者の状況～2019 年の転職者数は過去最多～』より引用

³ 労働政策研究・研究機構 (2019) によると、2017 年における勤続年数は、日本 12.1 年、アメリカ 4.2 年、イギリス 7.9 年、ドイツ 10.5 年、フランス 11.2 年、韓国 5.9 年と日本は他国と比較して長い傾向にある。

図 2 前職の離職理由別 転職者数



以上のことを踏まえ、本稿では、仕事と生活の最適な配分を達成する手段として転職を捉え、2つの仮説を検証する。まず一つ目が、心理面でのWLB向上として、転職経験がWLB満足度の向上をもたらすという仮説だ。二つ目が、行動面でのWLB向上として、転職経験が男性の家事育児時間増加をもたらすという仮説だ。これら2つの仮説を検証することによって、転職が最適なWLBの達成に寄与するかを多角的に分析したい。これに加えて、性別ごとの影響の違いや、企業のWLB制度をコントロールした場合の影響についても分析を行う。

本論文の構成は以下の通りである。まず、第2章において、転職とWLB、家事育児時間それぞれの観点から関連する先行研究を紹介した上で、本稿の新規性について述べる。第3章では使用するデータと先行研究を踏まえたモデルの説明を行う。第4章では推計結果の提示と考察を行う。第5章では本稿のまとめと今後の課題について述べる。

第2章 先行研究と本稿の位置付け

本章では、転職とWLB、家事育児時間それぞれに関する先行研究をレビューするとともに、本稿の位置付けを確認する。

まず、転職に関する先行研究を紹介する。守島(2001)は、労働者の転職行動と新しい職場での満足度との関係を分析している。ここでの満足度は、職場に関する総合満足度と賃金満足度であり、転職経験や転職の理由がそれらにどう影響しているかを調べている。結果として、年齢や職種、転職による年収の変化をコントロールしたうえでもなお、1回の転職経験が新しい企業での満足度にプラ

スの効果をもたらすこと、今の仕事よりも自分の能力や適正にあった仕事を求めるなどの自己都合退職の場合、転職をしていない労働者に比べて満足度が高くなることを明らかにしている。

次に、WLB に関する先行研究を紹介する。藤本・脇坂（2008）は、WLB 意識と従業員の職務特性（仕事の負荷と自律性）との関係を分析している。この分析では、WLB に関する満足度と仕事のやりがいをそれぞれ区別していることに特徴がある。結果として、仕事の心理的負担や残業時間などの負荷の緩和、裁量度を高めることが WLB 満足度の向上に繋がる一方で、仕事の心理的負担や残業時間の増加は仕事のやりがいにむしろプラスの効果を与えていることを明らかにした。

また、井川・平尾（2021）は、特定の企業における個人レベルのデータである人事マイクロデータを用いて、部門ごとに部下の WLB 満足度を分析している。結果として、公正な仕事配分や裁量性が一部の部門においてプラスの効果を与えていることや、同一の部門でも上司によって WLB 満足度が変わることから、上司の役割やマネジメントの重要性を指摘している。

家事育児時間に関する研究は、主にアメリカで進んで行われてきた。夫婦間の家事分担を規定する要因として、時間的資源が多い方が家事を担うという①時間的制約（time availability）仮説、家事の量が多いほど男性の家事時間が長くなるという②ニーズ（household demands）仮説、収入や学歴が高い方が家事負担が少ないという③相対的資源（relative resource）仮説、性別役割分業など固定的な価値観によって家事時間が決まるという④イデオロギー（ideology）仮説、世帯内外で家事を代替してくれる人がいると家事時間が減るという⑤代替的育児資源（alternative resources）仮説の5つが指摘されている（Shelton and John 1996; Connelly 1992; Oaxaca and Ronald 1973）。佐々木（2018）は、それぞれの仮説を検証するための変数を用いて男性の平日の家事育児時間の規定要因を分析した結果、女性の平日の通勤時間、労働時間、家事育児時間、基礎時間、子供の数や末子年齢の低さが男性の平日の家事育児時間に正の影響を与えていること、男性の平日の通勤時間、労働時間、基礎時間、親との同居、女性の学歴の相対的な高さ、性別役割分業意識が負の影響を与えていることを明らかにし、近年の日本においても、上記の5つの仮説が成り立つことを立証した。

本稿では、守島（2001）による転職の研究にならい、転職を離職理由に分けて説明変数として用いながら、WLB という生活面を含めた転職の効果を分析したい。また従来の WLB 研究や家事育児時間の研究では、所属企業の環境や職務特性、労働時間等を所与のものとして、企業要因や家計要因に対する研究が行われてきたが、今回の研究では、自己に最適な労働環境を選ぶことのできる機会として転職を捉え、その後の WLB や家事育児時間にどう影響を及ぼしているかを分

析する。仕事に与える影響が注目されてきた転職を、仕事と表裏一体である生活の面から捉えなおすことで WLB に与える効果の分析を試みたことが本研究の新規性である。

第3章 使用するデータとモデルの設定

3.1 使用するデータ

本稿で使用するデータは、2009年～2019年に実施された日本家計パネル調査（JHPS）の個票データである。この調査は、全国の20歳以上の男女を対象に行われたものだ。全国を地方・都市階級で24層に層化して標本数を人口で比例配分し、住民基本台帳を利用して各地点に一定数のサンプルを抽出する層化2段階無作為抽出法により選定され、継続的に回答を得ている。このデータは、就業・所得から生活時間の配分・親との居住関係など生活に関して包括的な調査が継続的に行われていること、調査の対象者が有配偶の場合、その配偶者に対しても同一の調査項目が用意されていることに特徴があり、今回の研究に適合的であると考えた。

本稿ではこのパネル調査のうち、転職経験や満足度といった過去に遡ってあるいは過去との比較を行なったものについては2011年以降のデータを用い、それ以外の項目については2016年～2019年のデータを使用した。なお、計算に用いる設問で1つでも欠損値があればそのサンプルを当該の分析から削除している。

3.2 推計に用いる変数の整理

得られたデータから次のように変数の作成を行なった。

まず、WLB満足度は、個人票の設問「あなたは、ご自身の生活についてどのように感じていますか」に対する回答を使用する。この設問では、世帯所得、住居、健康など全10項目について、「全く満足していない」を0、「満足でも不満足でもない」を5、「完全に満足している」を10とし、0から10の10段階の数字から1つを選ぶよう指示されている。この中で、「ご自身のお仕事」と「生活全般」という項目を取り上げ、「WLB満足度=仕事に対する満足度+生活全般に対する満足度」と定義した。また、転職前のWLB満足度からの変化に注目するため、被説明変数は「WLB満足度の変化=現在のWLB満足度-5年前のWLB満足度」とした。ここで、5年前としたのは、転職経験を過去5年以内転職とし

ている中で、転職前後での比較を行うためである。

転職経験については、「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか」という設問に対する回答をもとにダミー変数を作成した。この質問に、「1年前の会社・経営組織から転職した（転職）」と答えたサンプルと、「この1年間に新規に就職した（新規就職）」と答えたサンプルのうち前年に「1年前の仕事を辞めて、無業になった（離職）」と答えたサンプルの2パターンを転職ありに含めている。つまり、1年以内の離職であれば転職に含めているが、それ以上の期間離職していたサンプルに関しては、継続的な就業と捉えることが難しいため、転職に含めていない。これらを2019年は2015年～2019年の転職、2018年は2014年～2018年の転職、2017年は2013年～2017年の転職、2016年は2012年～2016年の転職として、転職ダミー（＝5年以内転職経験ありダミー）としている。また、上記の質問に続けて行われた「あなたが1年前の会社・組織をやめた理由はつぎのどれですか」という質問に対して、(1)事業所閉鎖・会社倒産・自営業主の廃業、(2)解雇・人員整理、(3)事業不振など先行き不安、(4)その他勤め先や事業の都合、(5)定年又はこれに準ずる理由のいずれかを回答した場合は、会社の都合での離職という意味で非自発的転職、(6)より良い条件の仕事を探すため(7)結婚のため、(8)出産のため、(9)介護・看護のため、(10)家事・通学のため、(11)健康上の理由のためのいずれかを回答した場合は、企業の都合によらない離職という意味で自発的転職とした。

以上を踏まえて、転職経験とWLB満足度の変化との関係について単純な平均を表したものが以下の表1、図3-1、図3-2である。これを見ると、転職経験がある者は転職経験がない者に比べて満足度がプラスに変化しており、かつ転職理由によって影響度が異なっていることがわかる。したがって、以下では、転職理由によって自発的転職ダミーと非自発的転職ダミーに分けて分析を行うことにした。

表 1 転職経験と WLB 満足度の変化

	人数	WLB満足度の変化
転職なし	1168	-0.057
自発的転職あり	141	0.957
非自発的転職あり	113	0.522

図 3-1 自発的転職と WLB 満足度の変化

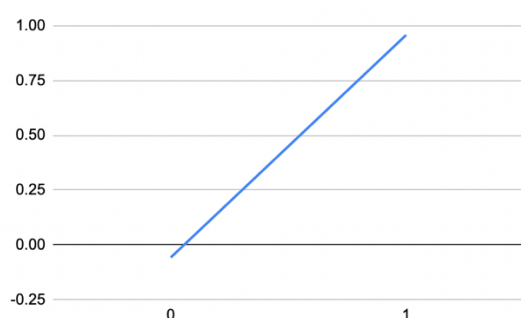
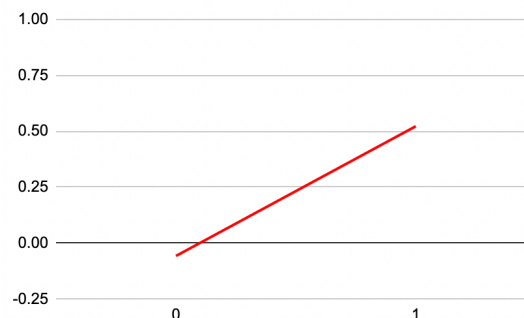


図 3-2 非自発的転職と WLB 満足度の変化



3.3 推計モデル 1 (転職と WLB 満足度の変化)

転職と WLB 満足度の変化については、以下の回帰式を推定する。パネルデータを使った分析のため、Pooled OLS に加えて、固定効果モデル、変量効果モデルの 3 つのモデルを用いている。 i は各サンプル、 t は 2016 年～2019 年の各年度を表す。

$$\Delta WLB_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 VoluntaryJobChange_{i,t} + \beta_2 InvoluntaryJobChange_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \beta_4 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$\Delta WLB_{i,t}$ 、 $VoluntaryJobChange_{i,t}$ 、 $InvoluntaryJobChange_{i,t}$ は、それぞれここまで述べた WLB 満足度の変化、自発的転職ダミー、非自発的転職ダミーを表す。 $X_{i,t}$ は、個人属性に関する変数であり、女性ダミー、既婚ダミー、年齢がここに含まれる。 $Z_{i,t}$ は、労働条件に関する変数であり、年収、企業規模、通勤時間 (週あたり平均)、残業時間 (週あたり平均)、正規雇用ダミーがここに含まれる。 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項である。転職の中でも特に自発的転職は、自己に最適な労働環境を選ぶ機会となるため、WLB 満足度を転職前より向上させると考えられ、 $VoluntaryJobChange_{i,t}$ の係数は正であると予想される。

これに加えて、転職が WLB 満足度に与える影響に性差があるかを調べるため、サンプルを性別ごとに分けた分析、交差項を使った分析を行う。サンプルを

性別ごとに分けた分析に用いるモデルは上記のモデルと同様であり、交差項を使った分析には次のモデルを用いる。なお、 $Femmale_i$ は女性の場合に 1、男性の場合に 0 を取るダミー変数である。

$$\begin{aligned}\Delta WLB_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 VoluntaryJobChange_{i,t} + \beta_2 InvoluntaryJobChange_{i,t} \\ & + \beta_3 Femmale_i \times VoluntaryJobChange_{i,t} \\ & + \beta_4 Femmale_i \times InvoluntaryJobChange_{i,t} + \beta_5 X_{i,t} + \beta_6 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

さらに、従業員の求める WLB 制度と企業が提供する WLB 制度のマッチングとしての転職の効果を測るため、転職後の企業の WLB 制度の影響をコントロールするモデルを用いた分析も行う。

$$\begin{aligned}\Delta WLB_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 VoluntaryJobChange_{i,t} + \beta_2 InvoluntaryJobChange_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} \\ & + \beta_4 Z_{i,t} + \beta_5 W_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

$W_{i,t}$ は WLB 制度の有無、利用経験を表すダミー変数である。具体的には、短時間勤務制度、在宅勤務制度、半日・時間単位の休暇制度、長期リフレッシュ休暇制度の有無と利用経験、フレックスタイム制の利用経験を含む。WLB 制度の有無やその利用経験をコントロールしてもなお、転職経験自体が WLB 満足度にプラスの効果を与えていることを予想する。

3.4 推計モデル 2 (転職と男性の家事育児時間)

転職による家庭内での行動の変化を見るため、転職経験と既婚男性の家事育児時間について以下の回帰式を用いて推定を行う。家事分担の規定要因に関する 5 つの仮説を具体的な変数に落とし込んだ佐々木 (2018) のモデルを参考にしつつ、新たな変数として自発的転職ダミー、非自発的転職ダミーを付け加えた。なお、イデオロギー仮説を検証する変数である、性別役割分業意識に関するダミー変数に関しては、今回使用したパネル調査でデータが得られなかったため、省略している。推計モデル 1 と同様、Pooled OLS に加えて、固定効果モデル、変量効果モデルの 3 つのモデルを用いる。 i は各サンプル、 t は 2016 年～2019 年の各年度を表す。

$$\begin{aligned}h_{i,t}^m = & \alpha_0 + \alpha_1 VoluntaryJobChange_{i,t} + \alpha_2 InvoluntaryJobChange_{i,t} + \alpha_3 Time_{i,t} \\ & + \alpha_4 Child_{i,t} + \alpha_5 X_{i,t}^m + \alpha_6 Couple_{i,t} + \alpha_7 Parent_{i,t} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

$h_{i,t}^m$ は、被説明変数である男性の家事育児時間を表し、 $VoluntaryJobChange_{i,t}$ 、 $InvoluntaryJobChange_{i,t}$ は説明変数である自発的転職ダミー、非自発的転職ダミーをそれぞれ表す。 $Time_{i,t}$ は時間的制約仮説を検証するための変数であり、男性の労働時間と通勤時間、女性の労働時間、通勤時間、家事育児時間がここに含まれる。 $Child_{i,t}$ はニーズ仮説を検証するための変数であり、子どもの数、末子の年齢階級といった子どもに関する変数がここに含まれる。 $X_{i,t}^m$ は男性の個人属性に関する変数であり、職種、企業規模、産業、年齢がここに含まれる。 $Couple_{i,t}$ は、相対的資源仮説を検証するための変数であり、夫婦の年収や学歴の組み合わせが含まれる。 $Parent_{i,t}$ は代替的資源仮説を検証するための変数であり、男性または女性の両親との同居に関する変数である。 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項である。 $VoluntaryJobChange_{i,t}$ の係数は、先行研究で外生的とされていた労働時間が転職によって内生的な形で最適に選ばれるようになるため、家事育児時間を増やしたいと考えている層が多いならば正となることが予想される。その他、家事分担に関する従来仮説を検証する変数で予想される効果は、2章で触れた先行研究の結果と同様である。

また、家事育児時間がゼロのサンプルも多く存在していることから、先行研究と同様、パネルトービットモデルを同時に使用する。男性の家事育児時間を規定する潜在変数が一定水準を上回るときにはそのまま観察されるものの、一定の水準以下のときには0に変換されて観察されるというモデルである。変数とそれぞれの予想される効果は上記のモデルと同じである。

$$h_{i,t}^{*m} = \alpha'_0 + \alpha'_1 VoluntaryJobChange_{i,t} + \alpha'_2 InvoluntaryJobChange_{i,t} + \alpha'_3 Time_{i,t} + \alpha'_4 Child_{i,t} + \alpha'_5 X_{i,t}^m + \alpha'_6 Couple_{i,t} + \alpha'_7 Parent_{i,t} + \varepsilon'_{i,t}$$

$$h_{i,t}^m \begin{cases} h_{i,t}^{*m} & \text{if } h_{i,t}^{*m} \geq 0 \\ 0 & \text{if } h_{i,t}^{*m} < 0 \end{cases}$$

第4章 推定結果と考察

4.1 転職とWLB満足度の変化

記述統計量を表2、推定結果を表3に示す。Pooled OLS、固定効果モデル、変量効果モデルの3つのモデルによる推定を行い、Hausman検定、Breush and Pagan検定を行なった結果、変量効果モデルが採択されたため、変量効果モデル

を中心に分析を行う⁴。

まず、転職について見ていく。自発的転職に関しては、いずれのモデルにおいても1%水準で有意に正の影響を与えている。変量効果モデルによると、過去5年以内に自発的転職を経験したことがある者は、自発的転職を経験していない者に比べて転職前より1.428 WLB 満足度が上昇していることが分かる。これは、転職によって各個人が最適な WLB を選択することができ、WLB 満足度が高まるという本稿の仮説を支持している。非自発的転職に関しては、係数は正であるものの、自発的転職よりも小さく、有意な結果は得られなかった。企業による解雇や倒産など、自らの意思に反して離職を強いられた労働者は、他の企業に転職したとしても、WLB 満足度が上がりづらいと考えることができる。

次に、他の変数について見ていく。女性ダミーは1%水準で有意に負の影響を与えていることが分かる。このことから、WLB 満足度は性別によって変化の仕方が異なると考えられるため、次節では性別でサンプルを分けて回帰を行うとともに、女性ダミーと転職ダミーの交差項を加えた分析を行なった。また、他に有意な結果が得られた変数として残業時間が挙げられ、WLB 満足度の変化に5%水準で有意に負の影響を与えている。従来から指摘されている通り、残業時間の短縮が WLB に重要な施策であることが本研究の結果からも示唆される。

なお、この分析において決定係数が低くなってしまった原因としては、従来の研究で説明変数として用いられてきた仕事の負荷や自律性、職場の環境など、職務内容についての変数を含めることができなかつたためであると考えられる。

表 2 記述統計量（転職と WLB 満足度の変化）

変数	Obs	平均	標準誤差	最小	最大
WLB満足度の変化	1456	0.236	3.878	-13	16
自発的転職ダミー	1456	0.138	0.345	0	1
非自発的転職ダミー	1456	0.084	0.278	0	1
女性ダミー	1456	0.431	0.495	0	1
既婚ダミー	1456	0.706	0.456	0	1
年齢	1456	48.516	10.693	27	78
年収	1456	385.056	258.986	0	2400
企業規模	1456	3.645	1.210	1	5
通勤時間	1456	206.929	179.822	0	980
残業時間	1456	4.223	6.235	0	70
正規雇用ダミー	1456	0.635	0.482	0	1

⁴ Hausman 検定によると、p 値=0.2249 のため、帰無仮説「固有効果と説明変数が独立である」を棄却できない。よって固定効果モデルではなく、変量効果モデルが支持される。また、Breusch and Pagan 検定によると、p 値=0.000 のため、帰無仮説「誤差の分散が0」が棄却される。よって Pooled OLS ではなく、変量効果モデルが支持される。なお、以下の分析においても同様の方法でモデルを選択している。

表 3 推定結果（転職と WLB 満足度の変化）

被説明変数：WLB満足度の変化						
推計モデル	Pooled OLS		固定効果モデル		変量効果モデル	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自発的転職	1.288 ***	0.301	2.494 ***	0.739	1.428 ***	0.356
非自発的転職	0.091	0.367	0.732	0.552	0.259	0.398
女性ダミー	-1.038 ***	0.248	0.000	(omitted)	-0.989 ***	0.308
既婚ダミー	-0.213	0.230	-1.066	0.893	-0.263	0.281
年齢	0.015	0.010	0.100	0.082	0.018	0.013
年収	0.000	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001
企業規模	0.127	0.091	-0.215	0.247	0.094	0.108
通勤時間	0.000 ***	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
残業時間	-0.049	0.018	-0.011	0.026	-0.038 **	0.019
正規雇用ダミー	-0.199	0.299	-0.345	0.723	-0.250	0.349
定数項	-0.278	0.728	-3.708	4.099	-0.392	0.885
サンプル数		1,456		1,456		1,456
自由度調整済み決定係数		0.0275				
R-squared: Within				0.0173		0.0106
R-squared: Between				0.0148		0.0682
R-squared: Overall				0.0105		0.0335

***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを表す。

以下のとおりHausman検定およびBreusch and Pagan検定の結果、変量効果モデルが採択される。

Hausman検定結果

Breusch and Pagan検定結果

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

Test: Var(u) = 0

$\chi^2(9) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 11.8$

$\chi^2(01) = 74.20$

Prob > $\chi^2 = 0.2249$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

4.2 性別ごとの転職と WLB 満足度の変化

前節で、女性ダミーが WLB 満足度の変化にマイナスの影響を与えていることがわかったため、男女ごとの違いを見るために、サンプルを性別で分けた推定、交差項を含めた推定を行なった。変量効果モデル、固定効果モデルの推定結果をそれぞれ表 4.1、表 4.2 に示す。なお、Hausman 検定、Breusch and Pagan 検定を行なった結果、変量効果モデルが採択されたため、変量効果モデルを中心に分析を行う。

まず、サンプルを男性に絞って分析を行なった結果を見ていく。前節の結果と同じく、自発的転職が WLB 満足度の変化に 1%水準で正の影響を与えていることがわかる。また、非自発的転職に関しても、自発的転職よりも係数は小さいが 10%水準で正の影響を与えていることがわかる。残業時間の係数の符号が負であることも前節と同様である。

一方で、サンプルを女性に絞った分析を見てみると、有意な結果が得られていない。このことから、女性に関しては転職と WLB 満足度の変化との間に有意な相関関係が見られないことがわかる。

次に、女性ダミーと転職経験ダミーの交差項を加えた推定の結果を見てみる。女性ダミーと自発的転職ダミーの交差項の係数が-1.363 とマイナスに有意である。このため、自発的転職が WLB 満足度の変化に与える影響は男性よりも女性で 1.363 小さく、 $0.69 (=2.053-1.363)$ となることがわかる。また、非自発転職においては、 $-0.422 (=0.980-1.402)$ となり、WLB 満足度をかえって低下させると推定された。

以上の推定結果より、転職が WLB 満足度の変化に与える影響には男女差があること、女性は男性に比べて自発的転職による効果が小さく、非自発的転職においては負の影響を与える可能性があることがわかった。つまり、転職は最適な労働環境を選ぶ機会となる一方で、WLB 満足度を高める方向に選べるか否かは男女で異なることが示唆される。ここで、分析に用いた 2012 年～2019 年の転職者・離職者のうち、自発的理由で転職・離職した者の理由ごとの内訳を男女別に表したのが以下の図 4 である。これを見ると、特に女性においては、自発的理由の中でも、結婚、出産・育児、介護・看護、家事・通学といった理由の割合が男性に比べて高いことに特徴がある。今回の分析では、会社都合の理由以外を自発的理由に含めたが、自発的理由の中でも、良い条件の仕事を探す、健康上の理由といった自己都合による転職と、育児、介護、家事といった家庭都合とも呼べる転職に分けられると言える。したがって、男性の場合は、転職によって仕事と生活を最適に配分し、WLB 満足度を高めている一方で、女性の場合は、家庭の都合によって仕事と生活の配分を外生的に決められている側面があり、転職が WLB 満足度の向上に繋がっていないと考えられる。

表 4.1 変量効果モデルの推定結果（性別ごとの転職と WLB 満足度の変化）

被説明変数：WLB満足度の変化 推計モデル：変量効果モデル						
説明変数	男性		女性		交差項	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自発的転職	2.025 ***	0.456	0.782	0.739	2.053 ***	0.480
非自発的転職	1.039 *	0.552	-0.302	0.552	0.980 *	0.569
女性ダミー					-0.634 *	0.332
女性×自発					-1.363 **	0.690
女性×非自発					-1.402 *	0.786
既婚ダミー	-0.436	0.380	-0.162	0.893	-0.240	0.278
年齢	0.020	0.017	0.012	0.082	0.015	0.013
年収	-0.0001	0.001	0.002	0.001	0.000	0.001
企業規模	0.070	0.139	0.170	0.247	0.110	0.107
通勤時間	0.001	0.001	-0.002	0.001	0.001	0.001
残業時間	-0.042 **	0.020	-0.035	0.026	-0.039 **	0.019
正規雇用ダミー	0.113	0.485	-0.815	0.723	-0.262	0.345
定数項	-0.802	1.108	-1.181	4.099	-0.529	0.875
サンプル数		828		628		1,456
R-squared: Within		0.0119		0.0139		0.0065
R-squared: Between		0.1317		0.0241		0.097
R-squared: Overall		0.0568		0.0173		0.043

***, **, *はそれぞれ1%,5%,10%の水準で統計的に有意であることを表す。

以下のとおりHausman検定およびBreusch and Pagan検定の結果、変量効果モデルが採択される。

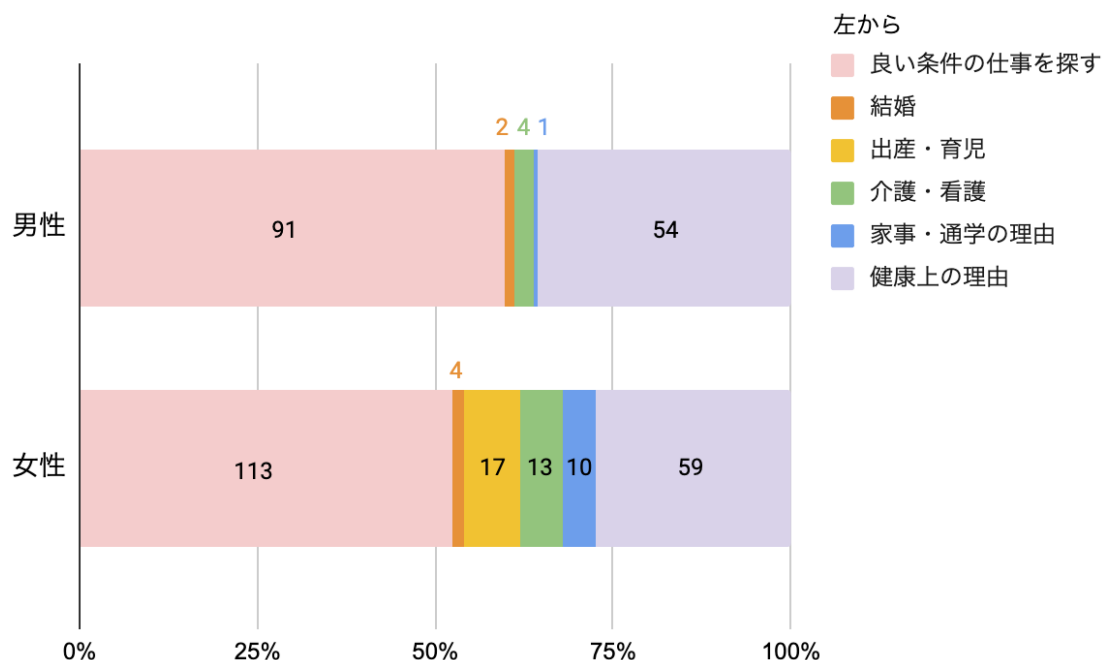
Hausman検定結果	Hausman検定結果	Hausman検定結果
Test of H0: Difference in coefficients not systematic chi2(9) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 13.41 Prob > chi2 = 0.1448	Test of H0: Difference in coefficients not systematic chi2(9) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 13.41 Prob > chi2 = 0.1448	Test of H0: Difference in coefficients not systematic chi2(11) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 13.41 Prob > chi2 = 0.0405
Breusch and Pagan検定結果 Test: Var(u) = 0 chibar2(01) = 10.83 Prob > chibar2 = 0.2878	Breusch and Pagan検定結果 Test: Var(u) = 0 chibar2(01) = 45.6 Prob > chibar2 = 0.0000	Breusch and Pagan検定結果 Test: Var(u) = 0 chibar2(01) = 63.61 Prob > chibar2 = 0.0000

表 5.2 固定効果モデルの推定結果（性別ごとの転職と WLB 満足度の変化）

被説明変数：WLB満足度の変化
推計モデル：固定効果モデル

説明変数	男性		女性		交差項	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自発的転職	2.483 **	1.046	2.217 **	1.053	2.5931 **	1.051
非自発的転職	0.490	0.757	1.038	0.813	0.4875716	0.759
女性ダミー					0	(omitted)
女性×自発					-0.2236496	1.483
女性×非自発					0.524632	1.108
既婚ダミー	-1.646	1.379	-0.704	1.186	-1.075202	0.894
年齢	0.097	0.107	0.088	0.128	0.0992497	0.082
年収	-0.001	0.002	0.0031	0.002	0.000599	0.001
企業規模	-0.215	0.366	-0.159	0.338	-0.2211065	0.247
通勤時間	0.003 *	0.002	-0.001	0.002	0.0012919	0.001
残業時間	-0.001	0.029	-0.046	0.057	-0.0113324	0.026
正規雇用ダミー	1.242	1.017	-1.682	1.041	-0.3424565	0.724
定数項	-3.636	5.493	-3.749	6.346	-3.655009	4.104
サンプル数		828		628		1,456
R-squared: Within		0.0226		0.0289		0.0176
R-squared: Between		0.0565		0.0008		0.0136
R-squared: Overall		0.0568		0.0036		0.0335

図 4 自発的転職の理由ごとの内訳



4.3 WLB 制度をコントロールした転職と WLB 満足度の変化

本節では、所属企業の WLB 制度を説明変数に含めて分析を行なった結果を見ていく。記述統計量を表 6、推定結果を表 7 に示す。Pooled OLS、固定効果モデル、変量効果モデルの 3 つのモデルによる推定を行い、Hausman 検定、Breush and Pagan 検定を行なった結果、変量効果モデルが採択されるため、変量効果モデルを中心に分析を行う。

これまでの推定結果と同じく、自発的転職が WLB 満足度の変化に 1%水準で正の影響を与えている。つまり、各種 WLB 制度の有無や利用経験の影響を取り除いてもなお、自発的理由での転職は WLB 満足度を向上させるといえる。これは、武石 (2011) が行なった、職場における WLB 制度が従業員の労働実態を改善しておらず、WLB 満足度の向上に繋がっていないという分析と整合的である。現在、各企業が WLB 制度の導入を進めているが、一様の導入では従業員が求める制度との間にギャップが生まれてしまう。そうした中で転職は、従業員が能動的にそのギャップを埋めることに役立つのだろう。従って、企業内で提供する WLB 制度を従業員の労働実態を考慮した WLB 制度に近づけていくことと並行して、労働者が転職を通して最適な WLB を選べるよう労働市場の流動性を高める取り組みを進めていくことが重要であるといえる。

他に有意な結果が得られたものとして、半日・時間単位の休暇制度ダミーがある。係数の符号は負であるため、WLB 制度が充実している方が WLB 満足度は向上するという予想とは異なっている。そもそも、半日・時間単位の休暇制度は、有給休暇取得率を高めるために 2010 年の改正労働基準法によって導入された制度であり、労使協定によって 1 年に 5 日の範囲内で半日・時間単位の有給休暇を与えるものである。この制度には、病院への通院や子どもの授業参観など丸一日休む必要のない用事がある際、業務の支障を少なくして短時間の中抜けや休暇の取得ができるというメリットがある一方で、従来の一単位の有給休暇が取得しづらくなるというデメリットがある。今回の結果は、半日・時間単位の休暇制度がある企業において、有給休暇を取得する人が増えた分、周囲の人の業務負担が増えた、もしくは一単位での有給休暇を取りづらくなったことが反映されている可能性がある。このことから、WLB 制度の導入を盲目的に行うのではなく、従業員に与える影響を考慮した上での導入や、効果の追跡的な調査を行う必要があるとわかる。

表 6 記述統計量 (WLB 制度をコントロールした転職と WLB 満足度の変化)

変数	Obs	平均	標準誤差	最小	最大
WLB満足度の変化	1,392	0.248	3.902	-13	16
自発的転職ダミー	1,392	0.140	0.347	0	1
非自発的転職ダミー	1,392	0.086	0.281	0	1
女性ダミー	1,392	0.422	0.494	0	1
既婚ダミー	1,392	0.704	0.457	0	1
年齢	1,392	48.420	10.716	27	78
年収	1,392	385.381	260.230	0	2400
企業規模	1,392	3.642	1.217	1	5
通勤時間	1,392	207.626	180.400	0	980
残業時間	1,392	4.279	6.326	0	70
正規雇用ダミー	1,392	0.636	0.481	0	1
フレックスタイム制利用あり	1,392	0.065	0.246	0	1
短時間勤務制度あり	1,392	0.412	0.492	0	1
短時間勤務制度利用経験あり	1,392	0.038	0.191	0	1
在宅勤務制度あり	1,392	0.070	0.255	0	1
在宅勤務制度利用経験あり	1,392	0.005	0.071	0	1
半日・時間単位の休暇制度あり	1,392	0.460	0.499	0	1
半日・時間単位の休暇制度利用経験あり	1,392	0.091	0.288	0	1
長期リフレッシュ休暇あり	1,392	0.264	0.441	0	1
長期リフレッシュ休暇利用経験あり	1,392	0.037	0.188	0	1

表 7 推定結果 (WLB 制度をコントロールした転職と WLB 満足度の変化)

被説明変数：WLB満足度の変化						
推計モデル	Pooled OLS		固定効果モデル		変量効果モデル	
説明変数	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
自発的転職	1.329 ***	0.309	2.671 ***	0.760	1.504 ***	0.368
非自発的転職	-0.012	0.375	0.617	0.560	0.164	0.407
女性ダミー	-1.039 ***	0.267	0.000	(omitted)	-0.989 ***	0.331
既婚ダミー	-0.255	0.237	-0.860	0.897	-0.298	0.292
年齢	0.016	0.011	0.101	0.085	0.018	0.013
年収	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001
企業規模	0.101	0.101	-0.174	0.250	0.084	0.118
通勤時間	0.000	0.001	0.002	0.001	0.001	0.001
残業時間	-0.044 **	0.018	-0.001	0.026	-0.033 *	0.019
正規雇用ダミー	-0.123	0.308	-0.317	0.725	-0.178	0.360
WLB制度に関するダミー						
フレックスタイム制利用あり	0.078	0.445	0.115	0.672	0.086	0.483
短時間勤務制度あり	0.411	0.262	-0.148	0.369	0.277	0.277
短時間勤務制度利用経験あり	-0.598	0.610	0.996	0.908	-0.166	0.659
在宅勤務制度あり	0.170	0.446	-0.330	0.637	0.055	0.477
在宅勤務制度利用経験あり	1.953	1.540	1.132	1.598	1.634	1.471
半日・時間単位の休暇制度あり	-0.629 **	0.249	-0.639 **	0.280	-0.636 ***	0.245
半日・時間単位の休暇制度利用経験あり	0.568	0.417	0.282	0.468	0.455	0.412
長期リフレッシュ休暇あり	0.295	0.293	0.238	0.465	0.313	0.319
長期リフレッシュ休暇利用経験あり	0.307	0.648	1.062	0.906	0.484	0.687
定数項	-0.149	0.757	-3.779	4.285	-0.294	0.924
サンプル数		1,392		1,392		1,392
自由度調整済み決定係数		0.0296				
R-squared: Within				0.0293		0.0188
R-squared: Between				0.0132		0.0747
R-squared: Overall				0.0128		0.0414

***,**はそれぞれ1%,5%,10%の水準で統計的に有意であることを表す。

以下のとおりHausman検定およびBreusch and Pagan検定の結果、変量効果モデルが採択される。

Hausman検定結果

Test of H0: Difference in coefficients not systematic
 $\chi^2(18) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 19.73$
 Prob > $\chi^2 = 0.3479$

Breusch and Pagan検定結果

Test: $\text{Var}(u) = 0$
 $\text{chibar2}(01) = 72.90$
 Prob > $\text{chibar2} = 0.0000$

4.4 転職と男性の家事育児時間

本節では、転職が WLB 満足度に正の効果を与えていると示された男性に関して、実際的な行動の変化や家庭に与える影響を見ることを目的に、転職と男性の家事育児時間との関係について分析を行う。記述統計量を表 8、推定結果を表 9 に示す。Pooled OLS、固定効果モデル、変量効果モデル推定を行い、Hausman 検定、Breusch and Pagan 検定を行なった結果、変量効果モデルが採択されたため、変量効果モデルを中心に推定結果を説明する。また、家事育児時間が 0 以上であることを考慮したパネルトビットモデルについても付随して説明を行う。

まず初めに、転職ダミーについて見ていく。本稿では、先行研究で外生的とされていた労働時間を、転職によって自己に最適な形で選ぶことができると考え、家事育児時間が正となることを仮説としていた。しかし、推定結果によると、自発的転職は家事育児時間に 1%水準で負の影響を与えている。係数を見ると、5

年以内に自発的転職を経験した人は、経験していない人に比べて週に 2.664 時間家事育児時間が短くなることが確認できる。非自発的転職に関しても統計的に有意ではないが、係数の符号は負となっている。このことから、男性は転職によって WLB 満足度を高めているものの、家事育児時間はかえって短くなっており、家庭生活に対する比重が高まっているわけではないことが明らかになった。今回の分析では性別役割分業意識に関する項目を含めることができなかったが、もともと家事育児時間を増やしたいと思っていなければ、転職によって自己に最適な労働時間や労働環境を選べたとしても家事育児時間が増えるわけではないと考えられる。

続いて、家事分担の規定要因に関する仮説が成り立っているか検証していく。

まず、時間的制約仮説について検証を行う。先行研究では、男性の通勤時間、労働時間が家事育児時間とトレード・オフの関係にあったが、本稿の分析では統計的に有意な効果は見られない。このことから、転職によって家事育児時間と通勤時間・労働時間の最適な配分を自己決定することができ、通勤時間・労働時間そのものの影響を受けづらくなっていると考えられる。他方で女性の時間配分に関しては先行研究と整合的であり、女性の通勤時間・労働時間の係数は有意に正である。なお、女性の通勤時間・労働時間が週に 1 時間増えたときの男性の家事育児時間の増加幅はそれぞれ週に 0.006 時間、0.001 時間と非常に小さいことに注意したい。

その他の仮説については、仮説を一部支持するような結果を得られた。ニーズ仮説については、末子の年齢が低い、つまり多くの家事育児時間を必要とする年齢の小さな子どもがいると、男性の家事育児時間は長くなることが示された。代替的資源仮説については、女性の父母と同居している場合と男性の父母と同居している場合いずれにおいても、有意な結果は得られなかった。相対的資源仮説については、男性の年収が高いほど家事育児時間が短くなり、女性の年収が高いほど家事育児時間が長くなるという点で仮説が支持される。一方で、学歴に関しては女性にとって上方婚（女性の方が学歴が低い）の場合、女性にとって下方婚（女性の方が学歴が高い）場合ともに有意な効果は見られなかった。

コントロール変数として用いた男性の職種・企業規模・産業ダミーについては、情報処理技術者や保安職従事者、500 人以上の大企業や官公庁に勤める者の家事育児時間が有意に長く、建設業や製造業、卸売・小売業、電気・ガス・水道・熱供給業、公務を行う企業に勤める者の家事育児時間が有意に短くなっている。

次に、パネルトービットモデルで推定した結果について説明する。

自発的転職は、変量効果モデルと同様、家事時間に有意にマイナスの効果をもたらしており、5 年以内に自発的転職を経験した人は経験していない人に比べて週に 4.438 時間家事育児時間が短くなることが確認できる。

家事分担の規定要因を検証する変数のうち、有意に出ている変数とその係数の符号は、変量効果モデルと同じ結果になった。また、男性の学歴が高いほど家事育児時間を増加させるという仮説に関しては、大卒以上の場合 10%水準で有意に正の効果を示しており、仮説を支持する結果となった。その他コントロール変数については、変量効果モデルで優位となった変数に加えて、サービス職従事者、事務従事者、専門的・技術従事者、10-499 人の企業規模に勤める者などの家事育児時間が有意に長くなっている。

表 8 記述統計量（転職と男性の家事育児時間）

変数	Obs	平均	標準誤差	最小	最大
家事育児時間	864	4.515856	7.126899	0	70
転職ダミー					
自発的転職	864	0.0625	0.2422017	0	1
ref:転職なし					
非自発的転職	864	0.0659722	0.2483773	0	1
男性の時間配分					
通勤時間	864	226.2928	199.8693	0	1400
労働時間	864	44.43981	17.51228	1	170
女性の時間配分					
通勤時間	864	80.77778	100.9595	0	595
労働時間	864	223.5046	431.0174	0	1884
家事育児時間	864	35.83461	37.52263	0	699.3
子どもの数	864	1.872685	1.04032	0	8
末子0歳	864	0.0902778	0.2867453	0	1
末子1~3歳	864	0.0381944	0.1917764	0	1
末子4~6歳	864	0.0590278	0.2358132	0	1
ref:16歳以上					
末子7~9歳	864	0.0787037	0.2694317	0	1
末子10~12歳	864	0.1030093	0.304147	0	1
末子13~15歳	864	0.1041667	0.3056536	0	1
代替的育児資源					
女性の父母と同居	864	0.037037	0.188962	0	1
ref:親同居無し					
男性の父母と同居	864	0.0740741	0.2620431	0	1
男性年収	864	567.4225	310.1905	15	2500
女性年収	864	116.5868	214.4416	0	4660
ref:同類婚					
女性にとって上方婚	864	0.4236111	0.4944165	0	1
女性にとって下方婚	864	0.1354167	0.3423663	0	1
男性学歴ダミー					
高卒	864	0.4212963	0.4940529	0	1
短大高専卒	864	0.0648148	0.2463414	0	1
ref:中卒					
大卒以上	864	0.4953704	0.5002682	0	1
男性職種ダミー					
採掘作業	864	0.0011574	0.0340207	0	1
販売従事者	864	0.1064815	0.3086315	0	1
サービス職従事者	864	0.0659722	0.2483773	0	1
管理的職種	864	0.1412037	0.3484333	0	1
事務従事者	864	0.1550926	0.3622026	0	1
ref:農業漁業作業者					
運輸・通信従事者	864	0.0462963	0.2102477	0	1
製造・建築・保守・運輸等作業	864	0.25	0.4332635	0	1
情報処理技術者	864	0.0219907	0.1467381	0	1
専門的・技術的職業従事者	864	0.1724537	0.3779931	0	1
保安職従事者	864	0.0104167	0.1015879	0	1
男性企業規模ダミー					
5-29人	864	0.1527778	0.3599815	0	1
30-99人	864	0.1435185	0.3508039	0	1
10-499人	864	0.1747685	0.379989	0	1
ref:1-4人					
500人以上	864	0.2905093	0.4542603	0	1
官公庁	864	0.0891204	0.2850824	0	1
男性産業ダミー					
建設業	864	0.1400463	0.3472361	0	1
製造業	864	0.1886574	0.3914628	0	1
卸売・小売業	864	0.0821759	0.2747916	0	1
飲食業・宿泊業	864	0.0277778	0.1644307	0	1
金融・保険業	864	0.0509259	0.2199738	0	1
不動産業	864	0.025463	0.1576177	0	1
運輸	864	0.0821759	0.2747916	0	1
ref: 農業					
情報サービス・調査業	864	0.0405093	0.1972645	0	1
情報サービス・調査業を除く通信情報業	864	0.0231481	0.150461	0	1
電気・ガス・水道・熱供給業	864	0.0231481	0.150461	0	1
医療・福祉	864	0.0659722	0.2483773	0	1
教育・学習支援業	864	0.0520833	0.2223238	0	1
その他のサービス業	864	0.0891204	0.2850824	0	1
公務	864	0.0821759	0.2747916	0	1
男性年齢	864	52.39352	10.33855	31	81
男性年齢2乗	864	2851.843	1114.165	961	6561

表 9 推定結果（転職と男性の家事育児時間）

被説明変数：家事育児時間		Pooled OLS		固定効果モデル		変量効果モデル		パネルトービットモデル	
推計モデル：OLS		係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
説明変数									
転職ダミー	自発的転職	-2.848 ***	0.992	-2.627	2.006	-2.664 **	1.189	-4.438 **	1.941
ref:転職なし	非自発的転職	-1.798 **	0.913	0.910	1.140	-0.694	0.949	-1.944 **	1.612
男性の時間配分	通勤時間	-0.002 *	0.001	0.000	0.002	-0.002	0.002	-0.003	0.002
	労働時間	0.003	0.014	0.030 *	0.017	0.013	0.014	0.025	0.023
女性の時間配分	通勤時間	0.006 ***	0.002	-0.001	0.005	0.006 **	0.003	0.012 *	0.005
	労働時間	0.001 ***	0.001	0.001 *	0.000	0.001 ***	0.000	0.001 **	0.001
	家事育児時間	0.005	0.007	0.013 *	0.007	0.009	0.007	0.010	0.009
子どもの数		0.030	0.273	0.030	0.658	0.047	0.333	0.299	0.540
	未子0歳	0.300	0.970	0.342	1.235	0.370	0.988	0.222	1.601
	未子1~3歳	9.419 ***	1.479	6.895 ***	2.395	8.570 ***	1.612	10.405 ***	2.368
	未子4~6歳	8.855 ***	1.175	7.563 ***	2.306	8.711 ***	1.364	10.742 ***	2.079
	未子7~9歳	5.948 ***	0.979	3.686 *	1.990	5.553 ***	1.128	6.525 ***	1.746
	未子10~12歳	3.822 ***	0.865	0.221	1.665	2.793 ***	0.988	2.981 *	1.563
	未子13~15歳	0.953	0.801	-0.607	1.174	0.783	0.853	0.627	1.371
代替的育児資源	女性の父母と同居	-1.198	0.932	0.568	4.337	-1.198	1.249	-1.709	2.052
ref:親同居無し	男性の父母と同居	-1.694	1.231	2.539	3.302	-1.337	1.579	-0.907	2.564
	男性年取	-0.005 ***	0.001	-0.001	0.002	-0.004 ***	0.001	-0.010 ***	0.002
相対的資源差	女性年取	0.004 ***	0.001	0.002 *	0.001	0.004 ***	0.001	0.004 **	0.002
ref:同類婚	女性にとって上方婚	0.932	0.638	-1.389	3.090	0.822	0.854	1.077	1.412
	女性にとって下方婚	-0.858	0.769	2.173	6.005	-0.823	1.058	-0.327	1.791
男性学歴ダミー	高卒	1.955	1.805	0.000	(omitted)	1.986	2.503	7.046	4.580
	短大高専卒	1.848	2.077	0.000	(omitted)	1.981	2.875	7.174	5.119
ref:中卒	大卒以上	1.725	1.975	0.000	(omitted)	1.926	2.720	8.443 *	4.917
男性職種ダミー	採掘作業	10.725	7.390	-3.608	7.062	5.206	6.705	-15.963	1119.460
	販売従事者	7.162 **	3.277	-1.373	3.643	5.230 *	3.118	10.965 **	5.596
	サービス職従事者	4.580	3.383	-0.230	3.778	4.016	3.231	9.708 *	5.727
	管理的職種	6.736 **	3.258	0.395	3.513	5.630 *	3.061	11.813 **	5.562
ref:農業漁業作業	事務従事者	5.667 *	3.264	-0.962	3.570	4.544	3.077	9.656 *	5.585
者	運輸・通信従事者	2.053	3.488	-1.848	3.911	1.874	3.349	2.059	6.154
	製造・建築・保守・運輸等作業	6.486 **	3.224	0.845	3.430	5.778 *	3.014	11.149 **	5.555
	情報処理技術者	6.447 *	3.794	8.128 *	4.552	7.416 **	3.774	12.777 **	6.431
	専門的・技術的職業従事者	6.147 *	3.244	0.334	3.429	4.924	3.037	10.127 *	5.466
	保安職従事者	10.081 ***	3.928	2.456	7.315	8.885 **	4.170	16.396 **	6.990
男性企業規模ダミー	5-29人	1.305	0.858	0.562	1.709	1.221	1.024	2.473	1.715
	30-99人	3.157 ***	0.925	-1.346	2.180	1.937 *	1.118	3.003	1.833
	10-499人	2.178 **	0.916	0.551	2.365	1.752	1.116	3.200 *	1.841
ref:1-4人	500人以上	3.335 ***	0.878	3.554	2.534	3.271 ***	1.095	6.539 ***	1.818
	官公庁	5.809 ***	1.392	1.785	2.810	4.856 ***	1.636	7.627 ***	2.553
男性産業ダミー	建設業	-9.088 ***	3.377	12.342 **	7.455	-9.220 ***	3.372	-11.555 **	5.845
	製造業	-9.258 ***	3.415	-12.144 **	5.058	-9.160 ***	3.368	-11.185 **	5.779
	卸売・小売業	-9.721 ***	3.478	-15.703 ***	5.982	-9.135 ***	3.493	-12.809 **	5.916
	飲食業・宿泊業	-8.474 **	3.784	0.000	(omitted)	-8.990 **	3.978	-14.427 **	6.714
	金融・保険業	-7.016 **	3.513	-15.095 ***	4.851	-7.220 **	3.467	-10.066 *	5.730
	不動産業	-3.697	3.667	-12.315 *	6.936	-3.771	3.796	-4.810	6.322
ref: 農業	運輸	-7.349 **	3.545	-9.085	7.879	-7.762 **	3.577	-10.436 *	6.126
	情報サービス・調査業	-6.861 *	3.713	0.000	(omitted)	-8.053 **	3.851	-8.080	6.397
	情報サービス・調査業を除く通信情報業	-7.933 **	3.720	0.000	(omitted)	-7.873 **	3.934	-8.508	6.692
	電気・ガス・水道・熱供給業	-10.049 ***	3.652	0.000	(omitted)	-9.982 ***	3.854	-15.158 **	6.649
	医療・福祉	-5.451	3.487	-7.857	6.639	-5.013	3.508	-6.112	5.951
	教育・学習支援業	-7.361 **	3.491	-16.348 *	9.443	-6.805 *	3.585	-6.794	5.983
	その他のサービス業	-6.453 *	3.459	-11.973 **	5.353	-6.083 *	3.449	-5.609	5.831
	公務	-10.332 ***	3.613	-17.210 **	7.127	-9.517 ***	3.690	-10.729 *	6.214
男性年齢		0.065	0.241	-1.766 *	0.906	-0.135	0.311	-0.394	0.508
男性年齢 ² 乗		0.000	0.002	0.016 *	0.009	0.002	0.003	0.004	0.005
定数項		-0.739	6.754	54.105 **	25.143	4.837	8.786	-0.647	14.297
サンプル数			864		864		864		864
自由度調整済み決定係数			0.2512						
R-squared: Within					0.1177		0.066		
R-squared: Between					0.0003		0.446		
R-squared: Overall					0.0004		0.2861		

*** ** * はそれぞれ1%,5%,10%の水準で統計的に有意であることを表す。

以下Hausman検定およびBreusch and Pagan検定の結果

Hausman検定結果

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

$\chi^2(42) = (b-B)[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 67.83$

Prob > $\chi^2 = 0.0070$

Breusch and Pagan検定結果

Test: $\text{Var}(u) = 0$

$\chi^2(1) = 65.65$

Prob > $\chi^2 = 0.0000$

第5章 結論

本稿のまとめとして結論と今後の課題を述べる。

まず、転職はWLB満足度を向上させるという仮説は、転職理由が企業側の都合によらない自発的な転職の場合、また、男性の場合に成り立つことが明らかになった。これは企業のWLB制度の有無や利用経験をコントロールしてもなお成り立つことから、企業内のWLB制度の充実や労働環境の整備と並行して、転職市場の発展を進め、企業と従業員のマッチングを高めていくことがWLBの向上に繋がることを示唆している。自発的な転職の場合のみ仮説が成り立つ理由としては、企業都合の倒産や解雇が理由の非自発的な転職の場合、職を得ることが転職の一義的な目的となるためだと考えられる。良い条件の仕事を探すためや健康のためといった自発的な転職では、少なからず仕事と生活との最適なバランスを考えながら職を探すという点でWLB満足度の向上に与える効果が大きいといえる。また、男性のみ仮説が成り立つ理由としては、女性の場合、自発的な転職の中でも、介護や育児といった家庭都合の転職の割合が大きいことが挙げられる。平均勤続年数の長い日本において転職は、仕事と生活の比重を最適化する機会となる一方で、特に女性においてはその比重について家庭生活の制約があり、個人として最適なバランスを選べるかどうかにより男女差が生まれている可能性がある。

また、WLB満足度という心理面での効果に加えて、家事育児時間という行動面での効果を分析した結果、自発的な転職は男性の家事育児時間に負の影響を与えていることが明らかになった。このことから、男性は転職によって心理面で個人のWLBを達成しているが、行動面で家庭のWLBを達成できていないわけではないといえる。個人にとって最適なWLBが必ずしも仕事と家庭の両立を示すわけではないようだ。男性においては、仕事の比重を大きくするような形で、女性においては、家庭の比重を大きくする形で仕事と生活の再配分が行われている現状が予想される。これまでの転職は、賃金や仕事満足度といった仕事の面でプラスの効果を与えることが指摘されてきた(戸田・馬 2004; 守島 2001)。その中で本稿の研究は、その議論を家庭の観点から踏襲し、転職によるプラスの効果が家庭参加の縮小という犠牲の上で成り立っている可能性を示した。女性に関する変数を見てみても、女性の賃金や労働時間の増加が男性の家事・育児参加に与える影響は小さいため、女性の二重負担を防ぐためには、転職に関して仕事面での分析だけでなく、家庭に与える影響への分析も進めていく必要がある。また、個人と家庭でそれぞれ最適なWLBが異なる可能性に注意し、夫婦ともに育児を取得することを推進する「パパ・ママ育休プラス」を例とした、男性の家事

育児参加のインセンティブを高めるような WLB 施策を増やしていくことが望まれる。

最後に本稿の課題として以下の 2 点を取り上げる。

まず、サンプル数が限られてしまったことだ。今回はパネルデータでの分析を行なったが、各年度に 1 つでも欠損値がある場合、そのサンプルを全年度で取り除いてしまったため、サンプル数が少なくなってしまった。WLB 満足度が個人の主観の影響を受けやすいことや、家事育児時間には個人の置かれている環境が大いに関係していることから、より大きなサンプルでの分析が行われることが望ましい。観察できる個人属性から欠損値を推定し、その推定値を用いて分析を行うことでサンプル数を増やす方法が考えられる。

次に、家事育児時間の分析に関して、性別役割分業意識のデータを含めることができなかったことだ。イデオロギー仮説は国内の研究では立証されていないが、転職の前提となる WLB に対する意識を統一するためにも変数として含めることが望ましいと考えられる。家事育児時間を増やしたいと考えている者にとっての転職は、家庭生活に対する比重を高める機会となりうる。そのため、個人の考えもしくはそれを示す行動を反映させた上で分析を行い、転職が家事育児時間にプラスの影響を与える要因について検証することが、WLB 施策の一つとして転職を捉えていくうえでの課題として挙げられる。

参考文献

- Connelly, R.(1992), “The Effect of Child Care Costs on Married Women’s Labor Force Participation”, *Review of Economics and Statistics*, Vol.74, No.1, pp.83-90
- Oaxaca, Ronald(1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, Vol.14, No.3, pp.693 – 709
- Shelton, Beth A. and John, Daphne(1996), “The Division of Household Labor”, *Annual Review of Sociology*, Vol.22, pp.299-322
- 井川静恵・平尾智隆 (2021)「ワーク・ライフ・バランス満足の決定要因－人事マイクロデータによる分析－」、『日本労務学会誌』、Vol.21、No.2、pp.5-20
- 大森義明 (2010)「ワーク・ライフ・バランス研究－経済学的な概念と課題」、『日本労働研究雑誌』、Vol.6、No.599、pp.10-19
- 佐々木昇一 (2018)「ワーク・ライフ・バランス時代における男性の家事育児時間の規定要因等に関する実証分析」、『生活経済学研究』、Vol.47、pp.47-66
- 総務省 (2020)「統計トピックス No.123 増加傾向が続く転職者の状況～2019年の転職者数は過去最多～」
- 武石恵美子(2011)「働く人のワーク・ライフ・バランスを実現するための企業・職場の課題」、『RIETI Discussion Paper Series』、11-J-029、pp.1-56
- 戸田淳仁・馬欣欣 (2004)「若年時の転職がその後の賃金に及ぼす影響」『KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES』、DP2004-23、pp.1-11
- 内閣府 (2020)「令和2年版 少子化社会対策白書」、p.29
- 内閣府 (2021)「仕事と生活の調和(ワーク・ライフ・バランス) 総括文書－2007～2020－」、p.14
- 藤本哲史・脇坂明 (2008)「従業員のワーク・ライフ・バランス意識－仕事要求度－コントロールモデルに基づく検討－」、『学習院大学経済論集』、Vol.45、No.3、pp.223-267
- 水落正明 (2006)「家計の時間配分行動と父親の育児参加」、『季刊・社会保障研究』、Vol. 42、No.2、pp.149-164
- 守島基博 (2001)「転職経験と満足度－転職ははたして満足をもたらすのか－」、『「転職」の経済学：適職選択と人材育成』猪木武徳, 連合総合生活開発研究所編著, 東洋経済新報社、pp.141-165
- 労働政策研究・研究機構 (2019)「国際労働比較」