



Title	両立支援制度が有配偶男性の家事・育児時間に与える影響 - 労働組合員調査を用いて -
Author(s)	坂本, 和靖
Citation	
Issue Date	2010-10
Type	Technical Report
Text Version	publisher
URL	http://hdl.handle.net/10086/18723
Right	

**Research Unit for Statistical
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

**両立支援制度が有配偶男性の家事・育児時間に与える影響
－労働組合員調査を用いて－**

坂本和靖

October 2010

Hi-Stat

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
2-1 Naka, Kunitatchi Tokyo, 186-8601 Japan
<http://goe.ier.hit-u.ac.jp/index.html>

両立支援制度が 有配偶男性の家事・育児時間に与える影響

－労働組合員調査を用いて－†

坂本和靖‡

要旨

本稿では、「職業環境と少子化の関連性に関する調査」(2007年11月実施)の夫妻票(本人票と配偶者票)と企業票を用いて、夫・妻の就業先の両立支援制度が、それぞれの家事・育児時間に与える影響について分析した。まず、記述統計量の比較をすると、夫・妻ともに、制度が存在するというだけでは、家事・育児時間に影響がみられなかったが、夫の制度利用の経験がある場合、また制度が本人を含めた周囲の就業者において利用できる環境にある場合、家事・育児時間が長くなることが確認された(1時間強～2時間弱/週)。また、妻の場合、本人を含めた周囲の利用環境、本人自身の利用経験がある場合、家事・育児時間が長い結果が得られた。

次に、記述統計量による比較が頑健なものかどうか、**Selection Bias**(家事参加に積極的な者は、両立支援制度が充実している企業に入社する、あるいは組合員は時間外労働が制限されているため、制度の有無にかかわらず、家族と過ごす時間が長く、家事育児に参加可能となる)を考慮するため、**Propensity Score Matching**法による検証を行った(夫に限定)。その結果、「半日単位の年次休暇の取得」、「深夜勤務の免除」、「始業・就業時刻の繰上げ繰り下げ」において、正の効果(2時間強～3時間弱/週)が確認された。

JEL classification: D13, J13, J22

Key words: 両立支援制度、Propensity Score Matching

† 本稿で用いている、「職業環境と少子化の関連性に関する調査」(社団法人中央調査社実施、国立社会保障・人口問題研究所委託)にご協力下さった、UIゼンセン同盟、日本サービス・流通労働組合連合(JSD)に加盟している労働組合と回答者の皆様、また、データ利用にあたり、ご配慮下さった野口晴子室長、酒井正研究員(国立社会保障・人口問題研究所)に感謝申し上げたい。また、樋口美雄教授(慶應義塾大学)、府川哲夫研究部長(国立社会保障・人口問題研究所、当時)、野口晴子室長をはじめ、「職場・家庭・地域環境と少子化との関連性に関する理論的・実証的研究」ワークショップ参加者より有益なコメントを頂戴した。記して感謝する。いうまでもなく、本稿の全ての誤りは筆者に帰す。

‡ 公益財団法人 家計経済研究所 研究員 E-mail: sakamoto@kakeiken.or.jp

1. なぜ男性の家事・育児参加が求められているのか

少子高齢社会において、生産年齢人口が減少する中、経済力を維持していくため、女性労働力の活用が叫ばれている。特に日本では、女性が結婚や出産などのライフイベントを契機に離職、転職（正規就業から非正規就業への転換）する傾向が強いため、女性の労働力の活用による労働力増加の余地は大きいとされている。

結婚・出産後も女性にとって働きやすい環境作りの為に、育児休業制度（1992年施行）を嚆矢とした、様々な両立支援制度が設置されてきた。しかし、その多くが子育て期の女性だけを対象と考えている傾向が強く（佐藤 2008; 113）、性別役割分業を前提とした働き方が固定化したままで、女性だけに市場労働、家事労働の両方の負担を強いる形となっている（Hochschild 1989=1991、津谷 2000; 2002）。

これでは、制度が存在したとしても、結局は就業継続をあきらめる、あるいは就業時間を抑制する女性が多いこととなり、女性の労働力の活用という目標にはほど遠い。事実、育児休業制度が成立してから20年近く経った現在でも、第1子出産を契機に、就業女性の3分の2が退職している¹。両立支援制度自体が存在していても、制度が利用できにくい社内の雰囲気や、制度自体の利用しづらさ、そして女性とともに家族を支える世帯員である男性の協力がなく、女性労働力の活用を妨げている一因と考えられる。こうした現状を踏まえ、佐藤（2008）は、男性の働き方が変わり、家事・育児への参加することによって、女性のライフスタイルの選択の幅も広がり、女性の活躍の場を広げられると提言している。

では、男性の家事・育児参加を促進させるためには何が必要であるのか。本稿では、その要因を探るべく、家庭内の要因とともに、就業環境の要因を包含させた分析を行ってみたい。従来我が国での研究では、夫の家事・育児参加は家庭内の要因を中心に論じられていたが、海外では父親の就業環境も含めた分析が行われている（O'Brien and Shemlit 2003）。ここでは具体的な「就業環境」として、i) 両立支援制度の存在があるかどうか、ii) 両立支援制度が利用できるかどうかに関し、それぞれが男性就業者の家事・育児参加に与える影響を考察したい。

本稿の構成は以下のようになっている。第2節では、先行研究について概観し、第3節では、本稿で扱うデータに関する説明、第4節では、本データにおける、夫の家事・育児時間の様々な規定要因について確認作業を行う。第5節では、記述統計から両立支援制度と生活時間との関係を確認する。第6節では、回帰分析を用いて、両立支援制度の利用の有無は何によって規定されているのかを検証し、第7節において、制度利用の内生性を考慮した上で、制度が生活時間に与える影響を測定する。

¹ 第1子出産1年前は73.5%だった就業率は、出産半年後には24.6%となる（厚生労働省「第1回21世紀出生児縦断調査」（2001年））。

2. 男性の家事・育児参加に関する研究

男性の家事・育児参加については、社会学において多くの先行研究の蓄積がある（松田 2004 2006; 永井 1999 2001 2006; Tsuya and Bumpass 2004; Ishii-Kuntz 2003; Ishii-Kuntz et al. 2004、石井クンツ 2009）。

先行研究で挙げられている、男性の家事・育児参加の規定要因は以下のようにまとめることができる。(1)時間的余裕：妻がフルタイムで働いている世帯と比べ、妻が専業主婦やパートタイマーである場合は相対的に妻の家事時間が長くなるなど、時間に余裕がある方が家事・育児を行う、(2)相対的資源差：妻の資源（学歴・収入）が高いほど、夫が家事をする、(3)家庭内需要：世帯内で必要となる家事・育児の増加により、世帯員それぞれが家事・育児を多く行う、(4)イデオロギー：性別役割分業感が強いほど、夫は家事をしない、(5)情緒関係：夫妻の情緒関係が強いほど、夫は共同行動としての家事・育児に参加する、(6)父親のアイデンティティ：父親役割を重視している夫ほど家事・育児に参加する、(7)家族・近親者・友人のサポート：家族や友人から家事・育児の援助を受けられる世帯ほど夫が家事・育児に参加しない、(8)子育てに関する知識・スキル：育児に関する知識やスキルを高めることで夫が育児に参加する、(9)雇用不安：夫が雇用不安を抱いた場合、夫は業績をあげ、リストラを回避しようと労働時間を延ばそうとする。そのため、家事・育児参加から遠のいてしまう。(10)職場の環境・慣行：育児休業取得した男性がいる、上司・同僚の理解が得られるなどのファーザー・フレンドリーな職場では、夫は家事・育児参加にする。

以上列記したように、規定要因は多種多様であるが、本稿では、雇用者と企業の双方の情報が得られる貴重なデータ（Employer-Employee Matched Data）を活用できることを考慮し、(10)職場の環境・慣行という要因を中心に掘り下げていきたい。

石井クンツ（2009）でも指摘されている通り、従来の父親研究では家事・育児参加の要因として、家庭内に焦点をあてたものが多く、父親の就業環境などを考慮した研究は少なかった。しかし、海外では、2000年代以降、父親の就業環境などを考慮した研究が進んでおり（O'Brien and Shemilt 2003）、以下のような知見が得られている。

Ishii-Kuntz et al. (2004) では、職務満足度をとり上げ、職場に対しての満足感が低い父親ほど育児をしている結果が得られている。さらに、男性が育児をすることに対する職場の上司や同僚の理解がある、あるいは職場で既に育児休業を取った男性がいる場合には育児休業を取得しやすかったことが確認されている（Ishii-Kuntz 2003）。

本稿では、Employer-Employee Matched Data を用いて、「就業環境」を、(i)両立支援制度の設置状況、(ii)両立支援制度の実際の利用状況に分類し、それぞれが既婚男性就業者の家事・育児参加に与える影響を考察したい。

3. 企業情報と就業者情報のマッチングデータ

本稿で用いるデータは、「職場・家庭・地域環境と少子化との関連性に関する理論的・実証的研究」プロジェクト（主査：樋口美雄慶應義塾大学教授）による「職業環境と少子化の関連性に関する調査（以下、本調査）」（2007年11月実施）である。調査の対象は、UIゼンセン同盟、日本サービス・流通労働組合連合（JSD）に加盟している労働組合がある企業の就業者とその家族となっている。

調査票は、①企業票、②既婚者本人票、③独身者本人票、④既婚者配偶者票の4種類から構成されており、本稿の分析では、このうち夫妻双方及び企業情報が把握できるように、①、②、④が揃ったサンプルを用いている。本調査の特徴の一つとして、雇用者情報だけでなく、企業情報も併せて得ることができる点が挙げられる。これにより、一人の回答者が配偶者および勤務先に関する質問に回答する調査よりも、正確な情報を得ることができる。本稿では、以上のようなサブサンプルを用いて、仕事と私的生活の両立を支援する制度と従業員の生活時間との関係について考察をしたい。

4. 夫の家事・育児の規定要因の概観

両立支援制度が就業者の生活時間に与える影響についての詳細な分析に入る前に、本データを用いて、前節で挙げた様々な要因が夫の家事・育児参加に影響するか確認したい。

前述した要因のうち、本調査で捕捉可能な変数は以下の通りである（(6)父親のアイデンティティ、(8)子育てに関する知識を除く）。

要因	変数
(1)時間的余裕：	妻の就業形態（正規就業者、非正規就業者（レファレンス）、無職）
(2)相対的資源差：	年齢差（夫－妻）、夫妻就学年差（夫－妻）、夫妻収入差（夫－妻）
(3)家庭内需要：	5歳以下の未就学児童の人数
(4)イデオロギー：	6歳時点で母親が就業していた ²
(5)情緒関係：	会話の頻度 ³

² Fernandez, et al.(2004)では、就業経験のある母親に育てられた男性は、結婚後も就業する女性を伴侶とする傾向が高く、Kawaguchi, Miyazaki(2009)では、フルタイムワーカーの母親の元で育った男性は、伝統的な性別役割分業感が薄い傾向があることが明らかになっている。そこで、ここでは、性別役割分業の影響をみるため、本人が6歳時点において、母親の就業の有無を変数として加えた。

³ 「あなたは、ふだん配偶者とよく会話するほうですか。」の問いに対して、「かなりよく会話する」、「まあまあ会話する」と回答するかどうか。

(7)家族・近親者・友人のサポート： 日常的に子育てを手伝ってくれる家族の有無

(9)雇用不安： 雇用に対する不安の有無⁴

(10)職場の環境・慣行： 両立支援制度の利用者の有無⁵

(出産、育児、子育てに関する) 上司・同僚・部下の理解の有無⁶
周囲がほとんど週60時間以上働いているかどうか

表 1 夫の家事・育児時間に関する推定 (Tobit Model)

	係数	標準誤差	
妻正規就業	2.034	(1.167)	*
妻非正規就業	—		
妻無業	0.495	(0.925)	
年齢差(夫—妻)	-0.039	(0.103)	
就学年数差(夫—妻)	-0.038	(0.178)	
月収差(夫—妻)	-0.056	(0.027)	**
未就学児童数	4.996	(0.530)	***
6歳時点の母親就業	0.742	(0.714)	
夫妻の会話頻度	1.809	(1.195)	*
手伝ってくれる家族	1.645	(0.733)	**
雇用不安	-0.709	(0.785)	
上司・同僚・部下の理解	1.168	(0.748)	*
周囲が週60時間以上労働	-1.012	(1.113)	
半日単位の年次休業	1.344	(0.812)	*
定数項	1.917	(1.778)	
サンプル数		740	
尤度比カイ二乗		138.65	
有意確率		0.000	
疑似決定係数		0.028	
対数尤度		-2415.588	

上記の説明変数を用いて、Tobit Modelにより、夫の家事・育児時間に与える影響をみると以下のような結果が得られた。(家庭内要因に限定すると)夫の家事・育児時間に対して、統計的有意に正の影響を与えるのは、妻が正規就業である場合、(5歳以下の)未就学児童人数、会話時間の頻度、日常的に子育てを手伝ってくれる家族の有無であった。一方、統計的有意に負の影響を与えたは、夫妻月収差(夫—妻)のみであった。

加えて、本稿で詳しく考察する、夫の職場による要因では、出産、育児、子育て全般に

⁴ 「あなたのご自身の雇用の面で将来に対して不安を感じることがありますか。」

⁵ 次節以降でみる限り、両立支援制度の有無は夫の生活時間に対する影響は確認できなかった。そのため、制度利用者の有無を利用している。

⁶ 出産、育児、子育て全般について、上司の理解、あるいは同僚や部下の理解が「どちらかというところ充実していると思う」「非常に充実していると思う」と回答するかどうか。

関する上司・同僚・部下の理解、両立支援制度のうち7、①「半日単位の年次休暇の取得」、③「深夜勤務の免除」、④「時間外労働の免除」、⑦「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」の4つの制度がそれぞれ（夫の家事・育児時間に対して）正に有意な影響を持っていることが確認された⁸。

総括すると、本データでは検証した8つの要因のうち、(1)時間的余裕、(2)相対的資源差、(3)家庭内需要、(5)情緒関係、(7)家族・近親者・友人のサポート、(10)職場の環境・慣行の6つ要因が夫の家事・育児時間に影響していることが確認された。しかし、(7)家族・近親者・友人のサポートは予想とは反し、夫の家事・育児参加を促す結果となった⁹。

以下では、このうち夫の職場による要因、特に両立支援制度について詳しく考察したい。多くの要因がある中で、なぜ職場環境にこだわる必要があるのか、その理由は二つある。第一に、前節にも挙げたように、これまで、職場環境が男性の家事・育児参加に与える影響について考察されることが少なかったということだけでなく、第二に、家事・育児参加を促すといった視点から考えた場合、職場環境を変化させることは、(家庭環境の変化よりも)相対的に社会的合意が得られやすいことが挙げられる。

5. 両立支援制度の有無、利用の有無が与える生活時間への影響

本調査では、勤め先に両立支援制度が存在するかどうかだけでなく、その制度の（回答者自身の・周囲の）利用状況についても尋ねている。

このうち、就業者の日常の時間配分に影響すると考えられる各制度（⑤、⑥、⑩、⑪以外）の有無¹⁰、制度の利用状況（回答者本人の利用経験、ならびに周囲の利用経験）別に家事・育児時間を比較したい¹¹。まず、制度の有無、その利用状況については、表2にまとめ

7 ①「半日単位の年次休暇の取得」、②「育児等のための短時間勤務制度」、③「深夜勤務の免除」、④「時間外労働の免除」、⑤「法定を上回る育児休業制度」、⑥「法定を上回る介護休業制度」、⑦「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」、⑧「会社による託児所利用の支援」、⑨「在宅勤務制度」、⑩「勤務地限定制度」、⑪「結婚・出産退職者のための再雇用制度」、⑫「子どもの看護休暇制度」

8 紙幅の関係から、全ての図表を掲載できないが、統計的に有意であった（10%基準以下）両立支援制度はそれぞれ、以下のような係数（標準誤差）となっている。深夜勤務の免除：2.635(1.037)、時間外労働の免除：2.518(0.892)、始業・終業時刻の繰上げ繰下げ：1.552(0.853)。

9 多重共線性による影響も考慮したが（手伝ってくれる家族の有無のみで推計）、近親者によるサポートは正に有意であった。正となる理由の一つとして、本変数では「家族（親や兄弟姉妹）」に限定しているため、親、親類の「目」を意識して、家事・育児が促されることが考えられる。

10 個々の回答者にも制度の有無について尋ねているが（既婚者本人票、独身者本人票、既婚者配偶者票）、必ずしも企業票の回答結果と一致していない。これは、回答者の錯誤である可能性が高い。ここでは、制度の有無については、企業票の方が正確であると考え、企業票からの結果を用いている。

11 本稿では、両立支援制度各制度を独立したものとし、単独にその効果を定量的に捕捉してい

た。それをみると、「半日単位の年次休暇所得」は多くの企業で存在しており、かつ回答者のほとんどが利用していることが確認された。しかしながら、「深夜勤務の免除」、「時間外労働の免除」、「始業・就業時刻の繰り上げ・繰り下げ」は多くの企業に設置されているものの、利用状況は芳しくなく、男性の本人自身の利用状況は「半日単位の年次休暇取得」を除いて、ほとんどの制度において、女性の利用率を下回っている。

また「会社による託児所利用の支援」、「在宅勤務制度」は、ほとんどの会社で制度が存在しておらず、その利用者も非常に少ないため¹²、以降の分析では記述統計、回帰式の推計結果などは省略している。

表2 制度の有無、制度の利用状況

単位:%

男性(813人)	A 半日単位の年次休暇取得	B 育児のための短時間勤務制度	C 深夜勤務の免除	D 時間外労働の免除
制度導入	77.7	89.4	91.4	91.1
利用経験(本人)	66.4	1.1	1.6	3.0
利用経験(周囲)	70.0	40.8	13.5	18.3

	E 始業・終業時刻の繰り上げ繰り下げ	F 子どもの看護休暇制度	G 会社による託児所利用の支援	H 在宅勤務制度
制度導入	71.3	24.6	10.7	0.5
利用経験(本人)	11.3	0.4	0.0	0.0
利用経験(周囲)	20.3	3.8	1.5	0.1

(参考)

単位:%

女性(165人)	A 半日単位の年次休暇取得	B 育児のための短時間勤務制度	C 深夜勤務の免除	D 時間外労働の免除
制度導入	72.1	88.5	86.1	83.6
利用経験(本人)	66.7	20.6	7.3	5.5
利用経験(周囲)	62.3	51.5	18.8	21.2

	E 始業・終業時刻の繰り上げ繰り下げ	F 子どもの看護休暇制度	G 会社による託児所利用の支援	H 在宅勤務制度
制度導入	61.2	29.1	16.4	0.6
利用経験(本人)	6.7	1.8	0.6	0.0
利用経験(周囲)	15.2	3.6	3.6	0.0

次に、i) 両立支援制度があるかどうか、ii) 制度が利用されているかによって、家事・育児時間¹³ (平日、休日、週あたり)、労働時間 (残業時間・通勤時間を含む、週あたり) に差異があらわれるかを確認した。

るが、制度の効果が複雑に関連していると想定した場合は、野口 (2007; 2009) が行っているように、個々の制度を類型化し、組み合わせことで、制度がもたらす効果を包括的に捕捉することも重要と考えられる。

¹² 「会社による託児所利用の支援」本人利用：男性0人、女性1人。周囲利用：男性12人、女性6人。「在宅勤務制度」本人利用：男性0人、女性0人。周囲利用：男性1人、女性0人。

¹³ ここでの家事・育児時間は「掃除・炊事・洗濯・育児」を指している。

5. 1. 制度の有無

ここでは、企業票からの情報を活用し、両立支援制度の有無を区別した（表 3）。制度の有無によって男性の家事・育児時間に違いがあらわれるのかを確認すると、どの制度でも、統計的に有意な差異がみられなかった。参考までに、女性就業者の場合、統計的に有意な結果だけとりあげると、「子どもの看護休暇制度」が導入されている企業の就業者ほど、家事・育児時間が長くなる結果となった。男性就業者と同様に、多くの場合、制度が存在するということだけでは、家事・育児時間に統計的に有意な相違がみられなかった。

表 3 制度利用別の家事・育児時間

男性(813人)	A 半日単位の 年次休暇取得		B 育児のための 短時間勤務制度		C 深夜勤務の免除				
	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし			
家事時間(時間/週)	8.28	>	7.27	8.11	>	7.55	8.12	>	7.37
平日(時間/日)	0.68	>	0.57	0.65	<	0.67	0.66	<	0.66
休日(時間/日)	2.63	>	2.39	2.62	>	2.24	2.61	>	2.18
労働時間(時間/週)	56.68	<	58.12	57.13	>	55.90	56.97	<	57.28

	D 時間外労働の免除		E 始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ		F 子どもの 看護休暇制度				
	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし			
家事時間(時間/週)	8.10	>	7.53	7.82	<	8.62	8.25	>	7.99
平日(時間/日)	0.66	>	0.64	0.65	<	0.67	0.67	>	0.65
休日(時間/日)	2.59	>	2.46	2.48	<	2.83	2.55	<	2.59
労働時間(時間/週)	57.09	>	56.02	57.44	>	55.91	56.64	<	57.12

(参考)

女性(165人)	A 半日単位の 年次休暇取得		B 育児のための 短時間勤務制度		C 深夜勤務の免除				
	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし			
家事時間(時間/週)	28.39	<	29.91	28.75	<	29.32	29.01	<	27.57
平日(時間/日)	3.24	<	3.48	3.29	<	3.42	3.34	>	3.13
休日(時間/日)	6.45	<	6.24	6.38	<	6.47	6.46	>	5.96
労働時間(時間/週)	<u>49.63</u>	≥	<u>42.33</u>	47.39	<	49.17	47.71	>	46.87

	D 時間外労働の免除		E 始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ		F 子どもの 看護休暇制度				
	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし	制度あり	制度なし			
家事時間(時間/週)	28.14	<	32.26	28.07	<	29.05	31.98	>	27.51
平日(時間/日)	3.22	<	3.78	3.21	<	3.47	3.65	>	3.17
休日(時間/日)	6.33	<	6.70	6.48	>	6.27	6.85	>	6.21
労働時間(時間/週)	47.92	>	45.96	47.94	>	47.06	<u>43.73</u>	≤	<u>49.18</u>

* **太字&斜体&下線**：1%、**太字&斜体**：5%、**太字**：10%基準で棄却。

5. 2. 制度利用の有無

本節では、就業先において制度が利用されているかどうかの違いが、就業者の生活時間配分に与える影響について考察した。

まず、回答者本人が制度の利用経験の有無が生活時間配分に与える影響をみると(表4)、ほとんどの制度において、制度利用経験がある男性ほど、家事・育児時間が長いことが確認された¹⁴。特に差異が大きかった制度は「子どもの看護休暇制度」であり、「深夜業務の免除」、「時間外労働の免除」が後に続いた。興味深い点は、家事・育児時間への影響が(仕事がある)平日だけでなく、(仕事がない)休日にも表れている点である。平日の仕事負担が軽減されることで、休日に家事・育児参加することの表れとも考えられるが、実際には、制度ごとで労働時間の長短は不統一となっている。

次に、本人の利用のみならず、周囲の利用状況をも考慮し、その利用経験別に生活時間を比較すると(表5)、有配偶男性就業者では、A「半日単位の年次休暇の取得」、B「育児等のための短時間勤務制度」、C「深夜勤務の免除」、D「時間外労働の免除」が利用されている場合、夫の家事・育児時間が統計的に有意に長いことが確認された。利用経験別の家事時間の差異は、一部の制度では自分の利用経験と比べて小さくなるものの、A、C、Dなどの利用率が高い制度では、両者の差異はなかった。また、労働時間では、A、Cにおいて、本人・周囲の利用経験があるものほど、短くなっていることが確認された。

参考として、有配偶女性就業者の自身の利用別に比較すると、B「育児等のための短時間勤務制度」、C「深夜勤務の免除」などの利用経験した者の方が、家事・育児時間が長いことが確認された。男性就業者と比べて、女性就業者の場合、制度が就業先で利用者がいるかどうかは、家事・育児時間に与える影響はそれほどみられなかった。

また、周囲の利用を含めた利用経験別では、B「育児等のための短時間勤務制度」が利用される環境にいる者ほど休日の家事・育児時間が長いことが確認された。一方、労働時間では、利用環境が整っているほど、長いという結果が得られている。

本人の利用別と、周囲を含めた職場での利用環境別との違いを比較すると、女性では自身が利用している場合ほど、家事・育児時間に明確な差があらわれた。また男性でも、本人の制度利用の別の方が、(統計的に有意となる)制度の数では家事・育児時間に差異が現れたが、差異のレベル自体は変わりがなかった。

その一つの解釈としては、男性の場合、制度を利用している就業者自体の数が少なすぎるため、明示的に差が表れにくかったことも考えられるが、もう一つの解釈として、本人が利用しないまでも、周囲で制度を利用している人間がいることで、ワーク・ライフ・バランスに対して関心を持つようになるなどの *peer effect* とも考えられる。しかし、その点

¹⁴ ②「育児のための短時間勤務制度」において、予想とは異なる結果が得られているが、その差は3分(0.05時間)と非常に小さいため、ここでは捨象している。

についてはあくまでも憶測の域をでない。以下では、十分な標本数が確保できる男性就業者に限定し、制度と家事・育児時間についてさらに掘り下げていきたい。

表 4 制度利用(本人)の有無別 家事・育児時間

男性(813人)	A 半日単位の 年次休暇取得		B 育児のための 短時間勤務制度		C 深夜勤務の免除				
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし			
家事時間(時間/週)	8.60	>	6.97	8.00	<	8.05	12.69	>	7.98
平日(時間/日)	0.70	>	0.57	0.67	>	0.66	1.15	>	0.65
休日(時間/日)	2.72	>	2.30	3.22	>	2.57	3.54	>	2.56
労働時間(時間/週)	56.13	≤	58.72	61.56	>	56.95	55.04	<	57.03

	D 時間外労働の免除		E 始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ		F 子どもの 看護休暇制度				
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし			
家事時間(時間/週)	10.38	>	7.97	9.90	>	7.82	19.67	>	8.00
平日(時間/日)	0.82	>	0.63	0.82	>	0.64	1.33	>	0.65
休日(時間/日)	3.04	>	2.52	3.04	>	2.52	6.67	>	2.56
労働時間(時間/週)	56.35	<	57.02	57.65	>	56.92	69.56	>	56.95

(参考)

女性(165人)	A 半日単位の 年次休暇取得		B 育児のための 短時間勤務制度		C 深夜勤務の免除				
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし			
家事時間(時間/週)	28.42	<	29.60	41.26	≥	25.58	37.25	>	28.15
平日(時間/日)	3.26	>	3.40	4.53	≥	2.99	4.33	>	3.23
休日(時間/日)	6.42	>	6.35	9.91	≥	5.48	8.08	>	6.26
労働時間(時間/週)	50.18	≥	42.44	47.68	>	47.58	48.74	>	47.51

	D 時間外労働の免除		E 始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ		F 子どもの 看護休暇制度				
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし			
家事時間(時間/週)	35.00	>	28.45	27.09	<	28.94	40.67	>	28.59
平日(時間/日)	3.89	>	3.28	2.91	<	3.34	4.67	>	3.28
休日(時間/日)	7.89	>	6.31	6.27	<	6.40	8.67	>	6.35
労働時間(時間/週)	42.74	<	47.88	46.77	<	47.66	46.72	<	47.61

* **太字&斜体&下線** : 1%、**太字&斜体** : 5%、**太字** : 10%基準で棄却。

表5 制度利用(本人・周囲)の有無別 家事・育児時間

男性(813人)	A 半日単位の 年次休暇取得		B 育児のための 短時間勤務制度		C 深夜勤務の免除	
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし
家事時間(時間/週)	8.52	> 6.90	8.78	> 7.55	10.01	> 7.74
平日(時間/日)	0.70	> 0.56	0.69	> 0.63	0.83	≥ 0.63
休日(時間/日)	2.69	> 2.30	2.81	> 2.42	3.11	> 2.49
労働時間(時間/週)	56.34	≤ 58.62	56.46	< 57.37	55.35	< 57.26
	D 時間外労働の免除		E 始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ		F 子どもの 看護休暇制度	
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし
家事時間(時間/週)	9.79	> 7.65	9.03	> 7.80	10.26	> 7.97
平日(時間/日)	0.78	> 0.63	0.71	> 0.64	0.84	> 0.65
休日(時間/日)	3.14	> 2.45	2.89	> 2.50	3.16	> 2.55
労働時間(時間/週)	56.20	< 57.18	57.28	> 56.92	55.44	< 57.06
(参考)						
女性(165人)	A 半日単位の 年次休暇取得		B 育児のための 短時間勤務制度		C 深夜勤務の免除	
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし
家事時間(時間/週)	28.65	< 29.17	29.68	> 27.85	29.45	> 28.65
平日(時間/日)	3.27	< 3.40	3.33	> 3.28	3.33	> 3.30
休日(時間/日)	6.55	> 6.06	6.84	> 5.90	6.88	> 6.27
労働時間(時間/週)	49.92	≥ 42.55	48.40	> 46.70	50.54	> 46.86
	D 時間外労働の免除		E 始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ		F 子どもの 看護休暇制度	
	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし	利用あり	利用なし
家事時間(時間/週)	26.71	< 29.38	28.81	> 29.00	29.38	> 28.78
平日(時間/日)	3.00	< 3.39	2.96	< 3.37	3.38	> 3.31
休日(時間/日)	6.20	< 6.45	6.54	> 6.37	6.25	< 6.40
労働時間(時間/週)	50.41	> 46.84	50.73	> 47.01	47.56	< 47.60

* **太字&斜体&下線**：1%、**太字&斜体**：5%、**太字**：10%基準で棄却。

6. Sample Selection を考慮した推計方法

6. 1. Propensity Score Matching 法

前節で行った記述統計による比較からも、Treatment（両立支援制度）が Outcome（生活時間）に与える影響を考察することができる。しかしながら、両立支援制度が導入、利用されている企業の就業者は、もともと家事参加に積極的で、仕事と家庭生活の両立を考慮し、制度が充実している企業に就職している（過大推計）、あるいは本調査の対象者である労働組合が組織されている会社の従業員は、時間外労働が管理されているため、制度の有無にかかわらず、家族で過ごす時間が長く、家事参加が可能となる（過小推計）などの Selection Bias が発生する可能性がある。換言すれば、就業先に両立支援制度がある者、またはその制度が利用可能な状態にある者（“Treatment Group”：TG）と、就業先に両立支援制度がない者、またはその制度が利用可能な状態にない者（“Control Group”：CG）とでは、制度が設置されているかどうか、利用可能かどうかにかかわらず、もともと生活時間に違いがある可能性が高い。

そこで本稿では、Propensity Score Matching 法により、Selection Bias を除去した上でも、制度・制度利用可能の有無別に就業者の生活時間に差違があらわれるのかを検証したい。

以下では、簡単に推計法の説明を行う。ここでは、Treatment の存在による平均的な効果（Average Treatment Effect on the Treated: ATT）を推計することを目的とする。

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | z = 1) = E(Y_1 | z = 1) - E(Y_0 | z = 1) \quad (1)$$

$z = 1$ は Treatment を存在することを（就業先に両立支援制度がある、周囲のものが制度利用した経験がある）、 $z = 0$ は Treatment を受けなかったことを、 Y_1 は Treatment が存在する（ $z = 1$ ）場合の Outcome（男性の家事・育児時間）を、 Y_0 は Treatment が存在しない（ $z = 0$ ）場合の Outcome を意味している。

(1) 式の右辺は“TG”の、Treatment を受けた時の Y と受けていない時の Y の差を示している。前者は“TG”が Treatment を受けた時の Y なので観察可能であるが、第2項の“TG”が Treatment を受けていない時の Y は観察不可能である。第2項を観察することができない問題を克服するために、条件付き独立性仮定（Conditional Independence Assumption: CIA）をおく。これは、観察可能な諸属性（ X ）をコントロールすることで、Treatment があるかどうかは Y に対して独立であるということの意味している。

$$Y_0, Y_1 \perp Z | X \quad (2)$$

上記の条件によって、同じ値の X （観測可能な説明変数）を持つ“TG”と、“CG”は、Treatment がランダムに割り振られていることから、同じ値の X を持つ両者の Y を比較することを可能にしている。しかし、複数の X を用いる場合、全ての X を条件付けたうえでのマッチングは現実的ではない。そこで、Rosenbaum and Rubin(1983)は、複数ある観測可能な変数 X の情報を一次元化させることで、マッチングを平易なものとした。

$$Y_0, Y_1 \perp Z | P(X) \quad (3)$$

この手法では、複数の X を一次元化させるために、まず、被説明変数 z を Treatment（両立支援制度の利用経験）の有無とし、後述する観測可能な説明変数群 X とした Logit Model の推計を行った（ $P(X) = P(Z = 1 | X)$ ）。その結果から Treatment を受ける確率 \hat{p} （Propensity Score）を求める。さらに、この両者の比較を行う上で、必要なもう一つの条件としてあるのが、以下の(4)式である。

$$0 < P(Z = 1 | X) < 1 \quad (4)$$

これは、同じ観測可能な変数 X を持つ者は、TG と CG の両グループに対象者がいる必要があることを示している（Overlap Assumption）。後ほど、これらの仮定が満たされているか確認を行う。

実際の Propensity Score の推計のために、ここでは、以下の説明変数を用いた。

- i) 就業先情報： 従業者数（100人）、労働組合加入率（%）、女性就業者割合（%）、職場内でのノウハウを共有する雰囲気ある（ダミー変数）、ほとんどの就業者が週 60 時間以上働いている（ダミー変数）、仕事の繁閑の差が激しい（ダミー変数）、社員のキャリアプランを配慮した移動の希望は聞き入れられるか（ダミー変数）
- ii) 個人的属性：年齢（歳）、就学年数（年）、勤務期間（年）、職業（管理職、専門職、技術職、技能・作業職、販売サービス業）、本人労働時間（時間/週）、未就学児童数、妻の就業（ダミー変数）、幼い頃（6歳時点）の母親の就業経験（ダミー変数）

これにより、複数ある X の情報を一次元化させることができる。次に \hat{p} が等しい（もしくは似通っている）“TG”と“CG”を Matching させ、両者の Y の比較を行う。ここでは、Nearest-Neighbor Matching を用いているが、その理由は以下の通りである。本調査は組合に調査協力を依頼しているため、組合があるような比較的大きな企業、そして回答者が組合員に偏っている可能性がある。そのため、母集団における両立支援制度の設置割合、また制度の利用状況が通常の企業調査よりも、過剰に抽出され（Choice-Based

Sampling)¹⁵、データから得られる Propensity Score が母集団と異なるため、Matching 推計に影響する可能性が考えられる。

しかし、Heckman and Smith (1995) や Heckman and Todd (2009) では、Propensity Score の Odds 比を用いることで、この問題を回避している。ここでは、誤った Population Weight の下で推計された Propensity Score の Odds 比は真の Propensity Score の Odds 比のスカラー倍であり、両者は単調に相関している点を活かしている。Matching の方法として、Nearest-Neighbor Matching を用いることで、観察値の (Odds 比に基づく) 順序は真の Propensity Score を用いた時と同一となり、“TG” と “CG” を比較する際には、同じ Neighbor が選択されるため、誤った Population Weight による Propensity Score 推計かどうかは問題でないとしている¹⁶。Smith and Todd(2005)では、この点を考慮し、Propensity Score (P) の代わりに、そのオッズ比(P/(1-P))を基準とした Matching 方法を採用しており、本稿もそれに倣った。

6. 2. 推計結果

6. 2. 1. 制度利用の規定要因

本節では、被説明変数を Treatment (両立支援制度が利用可能) の有無とした、Logit Model の推計結果を表章する。

本来なら、制度の有無、本人自身の制度利用経験を被説明変数とした分析も行ったかったが、本データでは、「半日単位の年次休暇の取得」「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」以外の制度では、制度利用者数が少なすぎ、前節で挙げた仮定を満たすことができなかつたため、ここでは精緻な分析を行えなかつた¹⁷。そのため、本稿では、制度が実際に利用可能かどうか(運用されているかどうか)について注目していることを留意していただきたい。

まず、制度全体を俯瞰し、制度の利用環境に対して、統計的に有意な変数をみると、企業側情報では、企業の就業者数、労働組合加入率が大きいほど、就業者の利用可能性が高い。図示していないが、制度の有無と企業情報との関係についてみたところ、就業者数は

¹⁵ 育児休業制度に関して述べるなら、1999年時点では、企業規模別にみると制度の有無の差が大きく、企業規模300人未満では育児休業制度がある事業所の割合が低かった(今田・池田(2004)、労働政策研究・研修機構(2006))。その後の2007年時点では、企業規模30人未満の事業所を除いて、制度の導入が進んでいることが確認されているものの、制度の有無が企業規模によって規定されている面は否めない(池田2009)。

¹⁶ しかしながら、観察値間の絶対的な距離を考慮している Kernel Matching では問題となる。

¹⁷ 本人自身の制度利用の有無の場合、Propensity Score Matching における2つの仮定

(Conditional Independence Assumption, Overlap Assumption) が成立しないことが確認されたため、ここでは、Logit 分析による結果、ATT の結果を掲載しない。

詳しく述べるなら、前者の仮定では、複数の制度において、両グループ間の平均値の Bias が大きすぎるため(表8参照)、後者の仮定では、Matching を行った際の削減率が高すぎるため(表9参照)、仮定が成立しないと判断した。

制度の有無に強く影響しており、組合加入率は制度の有無自体には寄与していなかったことから、後者は利用しやすい環境を整えるという意味で寄与していると思われる。

また、女性就業者割合は、「半日単位の年次休暇取得」、「育児のための短時間勤務制度」、「深夜勤務の免除」、「時間外労働の免除」に対しては負の効果が観測された。効果が負となる理由として、両立支援制度の充実が費用を伴うものであり、それを避けるために企業は女性の雇用を抑制することが考えられる（松繁 2007）。

キャリアプランを考慮した人事が、ほとんどの制度の利用可能性に対して正の効果がみられ、就業者のライフプランに対応したキャリアを考慮する会社ほど両立支援制度の利用可能性が高く、就業先でほとんどの人が週 60 時間以上働いている環境では、制度の利用可能性は低いことが確認された。

また、就業者情報では、（事務職と比べ）技能・作業職であるほど両立支援制度の利用可能性が下がっていた。一方、販売サービス業では、「半日単位の年次休暇取得」、「子どもの看護休暇制度」の利用可能性に対して負の影響が、「育児のための短時間勤務制度」に対しては正の影響がみられ、定まった効果が捉えられなかった。

表 6 Logit Selection 推計結果 (本人・周囲)

男性 (813人)	A 半日単位の 年次休暇取得		B 育児のための 短時間勤務制度		C 深夜勤務の免除				
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差			
就業者数(100人)	0.015	(0.002)	***	0.004	(0.001)	***	0.008	(0.002)	***
労働組合加入率(%)	-0.007	(0.005)		0.012	(0.005)	**	0.018	(0.008)	**
女性就業割合(%)	-0.020	(0.006)	***	-0.039	(0.007)	***	-0.017	(0.010)	*
ノウハウ共有	0.150	(0.270)		0.439	(0.247)	*	0.186	(0.367)	
キャリアプランを考慮した人事	0.666	(0.190)	***	0.279	(0.165)	*	0.831	(0.241)	***
ほとんどの人が週60時間以上就業	-0.659	(0.322)	**	-0.915	(0.313)	***	-1.397	(0.584)	**
繁閑の差が激しい	-0.378	(0.185)	**	0.021	(0.161)		-0.362	(0.235)	
本人年齢	-0.071	(0.026)	***	-0.035	(0.025)		-0.056	(0.041)	*
本人就学年数	-0.064	(0.058)		0.101	(0.051)	**	0.007	(0.074)	
本人勤務期間(年)	0.055	(0.024)	**	0.018	(0.023)		0.045	(0.038)	
本人労働時間(時間/週)	-0.010	(0.011)		-0.024	(0.010)	**	-0.023	(0.016)	
管理職	-0.245	(0.638)		0.074	(0.609)		0.346	(0.835)	
専門職	1.188	(0.574)	**	-0.092	(0.368)		-0.175	(0.515)	
技術職	-0.106	(0.258)		-0.159	(0.214)		0.252	(0.283)	
事務職(レファレンス)	—	—		—	—		—	—	
技能・作業職	-0.072	(0.312)		-0.805	(0.264)	***	-0.663	(0.368)	*
販売サービス業	-1.312	(0.251)	***	0.724	(0.236)	***	0.184	(0.357)	
未就学児童数	0.086	(0.140)		0.084	(0.120)		0.162	(0.172)	
妻の就業	-0.264	(0.197)		0.303	(0.167)	*	0.695	(0.235)	***
本人母親の就業経験	-0.060	(0.182)		0.099	(0.156)		-0.251	(0.220)	
定数項	4.767	(1.364)	***	-0.661	(1.207)		-1.679	(1.840)	
尤度比カイ二乗		190.37			95.33			60.26	
有意確率		0.000			0.000			0.000	
疑似決定係数		0.195			0.087			0.093	
対数尤度比		-393.671			-502.866			-293.945	

	D 時間外労働の免除		E 始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ		F 子どもの 看護休暇制度				
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差			
就業者数(100人)	0.005	(0.002)	***	0.008	(0.002)	***	-0.013	(0.007)	*
労働組合加入率(%)	0.020	(0.007)	***	0.008	(0.006)		-0.006	(0.012)	
女性就業割合(%)	-0.020	(0.009)	**	-0.010	(0.008)		0.009	(0.013)	
ノウハウ共有	-0.009	(0.313)		0.447	(0.316)		0.174	(0.672)	
キャリアプランを考慮した人事	0.776	(0.206)	***	0.513	(0.198)	***	1.528	(0.469)	***
ほとんどの人が週60時間以上就業	-1.665	(0.497)	***	-0.774	(0.381)	**	-0.461	(0.880)	
繁閑の差が激しい	-0.383	(0.207)	*	0.069	(0.190)		-0.280	(0.429)	
本人年齢	-0.057	(0.037)	*	0.021	(0.026)		-0.005	(0.054)	
本人就学年数	-0.029	(0.066)		0.013	(0.059)		-0.043	(0.123)	
本人勤務期間(年)	0.051	(0.034)		-0.026	(0.024)		-0.009	(0.049)	
本人労働時間(時間/週)	-0.006	(0.013)		-0.007	(0.012)		-0.026	(0.027)	
管理職	0.751	(0.665)		—	—		—	—	
専門職	0.051	(0.432)		0.089	(0.401)		-0.923	(1.104)	
技術職	-0.308	(0.265)		-0.278	(0.254)		-0.595	(0.546)	
事務職(レファレンス)	—	—		—	—		—	—	
技能・作業職	-0.851	(0.318)	***	-0.594	(0.314)	*	-2.181	(1.068)	*
販売サービス業	-0.170	(0.318)		-0.012	(0.279)		-1.411	(0.780)	*
未就学児童数	0.149	(0.151)		-0.042	(0.144)		0.602	(0.271)	**
妻の就業	0.323	(0.206)	*	0.060	(0.194)		0.976	(0.457)	**
本人母親の就業経験	-0.001	(0.194)		0.130	(0.182)		0.210	(0.400)	
定数項	-1.121	(1.597)		-3.027	(1.476)	***	-1.643	(3.175)	
尤度比カイ二乗		67.24			39.87			47.04	
有意確率		0.000			0.002			0.000	
疑似決定係数		0.086			0.048			0.180	
対数尤度比		-358.075			-391.839			-107.521	

*** 1%水準、**5%水準、*1%水準で有意。

6. 2. 2. 制度が生活時間に与える影響

続いて、前節の Logit 推計から得られた、Propensity Score を活用し、Treatment Group (制度利用可能性がある就業者) と Control Group (制度利用可能性がない就業者) との間で、家事・育児時間に違いがみられるか検証を行った。

まず、週あたり・家事時間をみると、A「半日単位の年次休暇取得」、C「深夜勤務の免除」、E「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」の各制度が有配偶男性の家事・育児時間(週あたり)に対して、それぞれ2時間強～3時間弱の正の効果があることが確認された。C、Eに至っては、休日の家事・育児時間にも正の影響をもたらしている。また、これらの値は記述統計による推計と比べて大きいことから(A: 1.63、C: 2.27、E: 1.23)、制度が利用可能なることが過小推計されていたことが確認できた。

また、E「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」制度において、労働時間にも正の影響がみられる。この点は、制度が活用されている職場では、平日の就労負担が軽減し、休日に家事・育児参加することが促されるという想定とは異なる結果が得られた。これは、制度利用に対する「stigma」が、制度利用後の労働時間の増加を促すことなどが考えられるが、解釈は難しい。

表 7 両立支援制度が男性生活時間に与える影響(本人・周囲)

	A 半日単位の年次休暇取得		*	B 育児のための短時間勤務制度			C 深夜勤務の免除		
	ATT	標準誤差		ATT	標準誤差		ATT	標準誤差	
家事時間(時間/週)	2.355	(1.420)	*	0.802	(0.912)		2.883	(1.467)	**
平日(時間/日)	0.190	(0.132)	*	0.018	(0.089)		0.243	(0.142)	*
休日(時間/日)	0.621	(0.482)		0.338	(0.297)		0.775	(0.533)	*
労働時間(時間/週)	-1.168	(1.727)		0.740	(0.970)		0.640	(1.339)	
	D 時間外労働の免除			E 始業・終業時刻の繰上げ繰下げ			F 子どもの看護休暇制度		
	ATT	標準誤差		ATT	標準誤差		ATT	標準誤差	
家事時間(時間/週)	1.454	(1.434)		2.314	(1.121)	**	1.419	(2.344)	
平日(時間/日)	0.118	(0.128)		0.101	(0.112)		0.097	(0.213)	
休日(時間/日)	0.480	(0.489)		0.982	(0.353)	**	0.484	(0.762)	
労働時間(時間/週)	1.783	(1.225)		3.148	(1.158)	*	-1.446	(2.335)	

*** 1%水準、**5%水準、*1%水準で有意。

以上の推計結果が頑健であるか確認するべく、前節にあげた二つの仮定(Conditional Independence Assumption、Overlap Assumption)の検証を行った。

ここでは、世帯の観察可能な諸変数(X)をコントロールすることで(Xの情報を一元化した)、個人に対してTreatmentがあるかどうかは、Outcomeに対して独立であるとい

うことを仮定されていた ($f(X|Z, p(X)) = f(X|p(X))$)。

Rosenbaum, Rubin (1985) では、Matching 作業により、どの程度、TG、CG 両グループ間の X の平均値の Bias が削減されているかについて、両グループ間の平均値の Bias (Standardized Difference) を以下の式を用い、Bias を推計している。

$$Bias(X) = 100 * \frac{\bar{X}_T - \bar{X}_C}{\sqrt{[Var_T(X) + Var_C(X)]/2}}$$

\bar{X}_T 、 \bar{X}_C はそれぞれ TG、CG の X の平均値を、 $Var_T(X)$ 、 $Var_C(X)$ はそれぞれ TG、CG の X の分散を示している。Rosenbaum, Rubin (1985) では、Standardized Difference が 20 を超えるとその差が大きい (Large) とされ、まだグループ間の X の乖離があるとされている。

本稿でも同様に Bias を計算した。すると、制度利用別 (本人・周囲) では Matching の前後で Bias の変化が全ての制度において 20% 以下になるが¹⁸、制度有無別、制度利用別 (本人) では、Matching 後も Bias が大きい制度が複数見られ、仮定が成立しているいいがため、ここでは Logit 推計、ATT 推計を表章しない (表 8)。

さらに、Overlap Assumption についても見ておかななくてはならない。これについて最も簡単な検証方法としては、TG (1)、CG (0) 両グループの Propensity Score の密度分布を図示し比較する方法である。その結果を図 1 に示した。右側の図が TG を左側の図が CG の密度分布を示してある。2 つの図両方とも、分布の形状から、CG では分布が左に相対的に偏っていることがわかる。しかし、どの程度の形状であれば、Common Support が十分であるのか明確ではない。

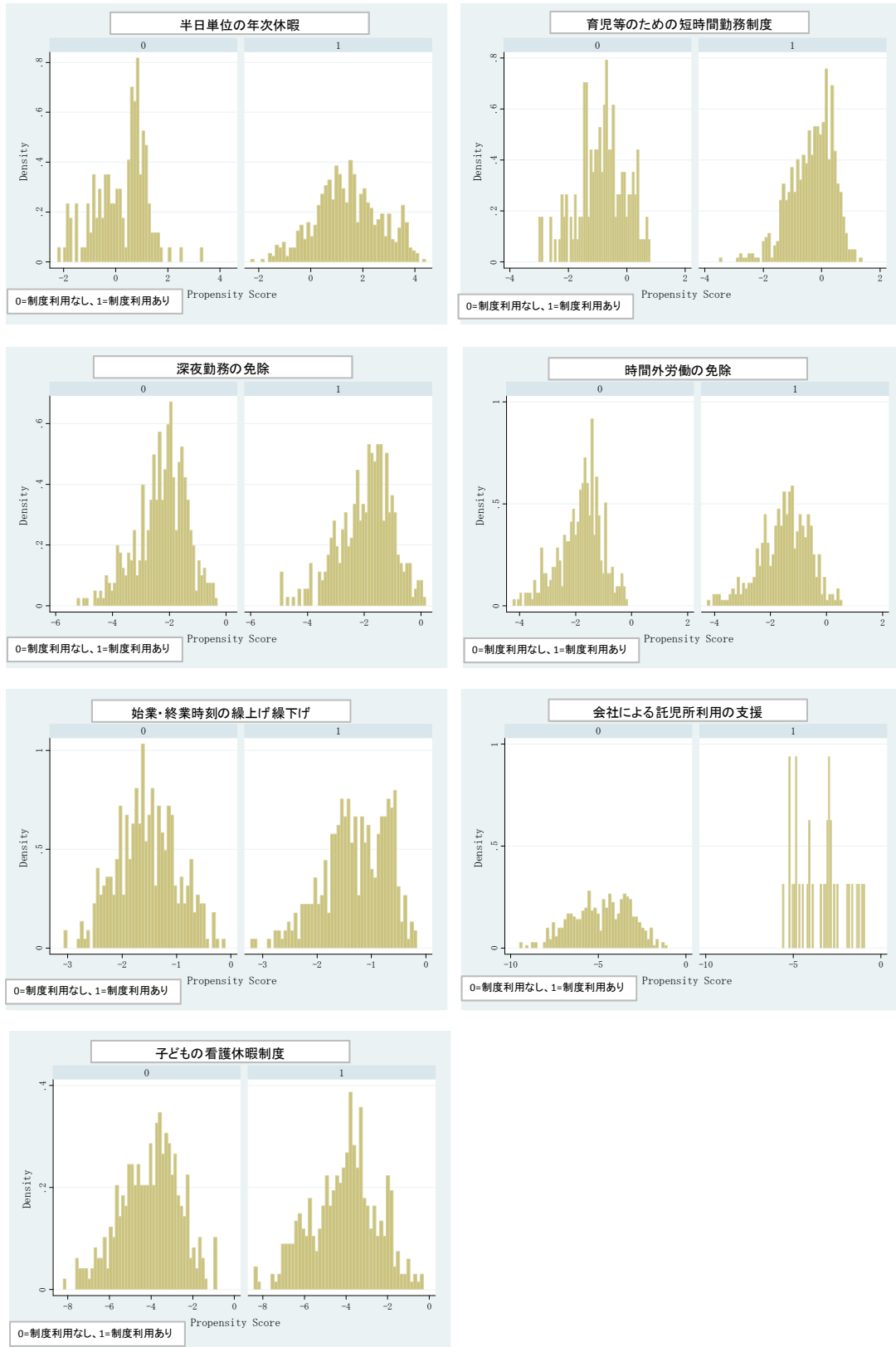
表 8 Mean Standardized Bias

	【参考】 制度有無		【参考】 制度利用 (本人)		制度利用 (本人・周囲)	
	Before	After	Before	After	Before	After
半日単位の 年次休暇取得	20.66	51.58	19.79	12.60	19.98	9.82
育児のための 短時間勤務制度	21.92	59.68	28.86	30.56	11.62	4.73
深夜勤務の免除	36.79	41.82	22.14	16.39	15.09	7.07
時間外労働の免除	37.95	55.88	16.33	18.06	13.51	8.00
始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ	14.96	26.19	11.02	8.82	9.96	9.02
子どもの 看護休暇制度	14.80	10.21	77.81	87.22	23.21	11.61

*Mean Standardised Bias は、全説明変数の単純平均を用いている。

¹⁸ Rosenbaum, Rubin (1985) ならび、DiPrete, Gangl (2004)、Caliendo, Hujer, Thomsen (2005) の解釈に従えば、両者の X の平均値が近似し、十分に Bias が小さくなっているといえる。

図1 Propensity Score の密度分布 (本人・周囲)



図示する以外の検証方法として挙げられるのが、“Minima-Maxima Comparison”法である (Caliendo, Hujer, Thomsen 2005)。ここでは、一方の Propensity Score が他方の Propensity Score の最小値よりも小さい観測値、逆に一方の Propensity Score が他方の Propensity Score 最大値よりも大きい観測値は除去することで、Common Support を確定し、どれくらい数の観測値が残るか確認する方法である。事例を示すと、「育児のための短時間勤務制度」を利用できる環境にあるグループの Propensity Score の区間が[-2.422, 1.382]¹⁹、利用できない環境にないグループの Propensity Score の区間が[-3.503, 1.153]である場合、Minima-Maxima 基準により、Common Support は[-2.422, 1.153]となり、この Common Support 内に残る観測値の数をみると、813 (削減前) と比べて、794 (削減後) と削減率は 2.337% $(=(813-794) \div 813 \times 100)$ と小さいものであった (表 9 参照)。もし、この削減率が大きい場合、推計された Treatment Effect の扱いには注意を払わなければならない (Bryson, Dorsett, Purdon 2002)。

表 9 Common Support 制約による観測値の削減率 (本人・周囲)

	【参考】 制度有無			【参考】 制度利用 (本人)			制度利用 (本人・周囲)		
	あり	なし	全体	あり	なし	全体	あり	なし	全体
半日単位の 年次休暇取得	53.80	1.66	42.19	9.07	1.83	6.64	6.40	0.00	4.55
育児のための 短時間勤務制度	50.34	0.00	45.02	11.11	67.42	67.86	0.90	3.34	2.34
深夜勤務の免除	50.00	73.53	52.61	7.69	47.45	46.80	5.41	5.13	5.17
時間外労働の免除	61.81	33.33	58.89	0.00	24.71	23.96	2.63	5.90	5.29
始業・終業時刻の 繰上げ繰下げ	35.00	3.14	27.06	0.00	4.40	3.89	0.00	0.64	0.50
子どもの 看護休暇制度	3.50	19.09	15.25	100.00	100.00	100.00	6.45	17.89	17.44

¹⁹ 本稿では、Choice-Based Sampling を考慮するため、Matching にオッズ比を用いていることを留意されたい。

7. まとめ

本稿では、両立支援制度が有配偶男性の生活時間（特に家事・育児時間）に与える影響について考察した。従来の研究では、有配偶男性の家事・育児参加は家庭内の要因を中心に論じられていたが、本稿では、就業環境という新しい視点から考察を行った。

まず、記述統計量による分析から、両立支援制度の導入だけでは有配偶男性の生活時間配分に統計的に有意な影響を与えないことが確認され、有配偶女性では、「子どもの看護休暇制度」のみ、（導入企業に就業している者の方が）家事・育児時間が長いことが確認された。

また、制度が利用できる状態（本人を含め周囲で、制度を利用している就業者がいるかどうか）別に比較すると、「半日単位の年次休暇取得」「育児のための短時間勤務」「深夜勤務の免除」「時間外労働の免除」が利用されている企業に勤めている有配偶男性ほど、1時間強～2時間弱、週当たりの家事・育児時間が長いことが確認された。

次に、両立支援制度の導入、利用が進んでいる企業の就業者は、そもそも家事参加に積極的で、両立支援制度が充実している企業に入社している（過大推計）、あるいは本調査の対象者（労働組合が組織されている会社の従業員）は、時間外労働が管理されているため、制度の有無にかかわらず、家族で過ごす時間が長く、家事参加が可能となる（過小推計）などの **Selection Bias** を考慮した、**Propensity Score Matching** 推計を行った。

その結果、記述統計量で得られた結果とほぼ同様に、複数の両立支援制度で有配偶男性の家事・育児時間に対する正の効果が見られた（2時間強～3時間弱）。また、「始業・終業時刻の繰上げ繰下げ」においては、労働時間にも正の効果が見られた。仕事と家庭生活の両立を促すための制度の活用は労働時間の抑制を促すと考えられたが、異なる結果が得られた。一つの理由として、制度利用に対する「**stigma**」が、制度利用後の労働時間の増加を促すことなどが考えられるが、これは推測の域を超えない。

本稿では、夫の家事・育児参加について、家族関係などから考察された先行研究とは異なり、就業先の両立支援制度の有無、利用状況について考察してきた。第4節で挙げたように、世帯内における時間配分には、相対的資源差、情緒関係などによって強く規定されている部分が大きく、その中であって、夫の就業環境は一つの要因に過ぎない。しかし、夫の家事・育児参加を促すという政策的視点から考えた場合、（家庭環境を変化させることよりも）職業環境を変化させることは、社会的合意が得られやすく、またその余地は大きいことから重視する必要がある。

男性の制度利用はまだ少ないものの、制度が利用されているという雰囲気醸成されることで、職場の周囲の考え方・行動が家事・育児に対して肯定的なものに感化される可能性が広がると考えられる。

文献

- 今田幸子・池田心豪 (2004) 『仕事と育児の両立支援策の拡充に向けて』 JILPT Discussion Paper Series 04-12.
- 池田心豪 (2009) 「事業所における育児休業制度の普及状況—企業規模との関係を中心に—」 『出産・育児期の就業継続と育児休業—大企業と中小企業の比較を中心に—』 労働政策研究報告書、No.109, 9-15.
- 石井クンツ昌子 (2009) 「父親の役割と子育て参加—その現状と規定要因、家族への影響について—」 『季刊 家計経済研究』 81: 16-23.
- 川口章 (2002) 「ファミリー・フレンドリー施策と男女均等施策」 『日本労働研究雑誌』 503: 15-28.
- 佐藤博樹 (2008) 「ワーク・ライフ・バランスと企業による WLB 支援」 山口一男・樋口美雄編 『論争 日本のワーク・ライフ・バランス』 日本経済新聞出版社, 106-123.
- 津谷典子 (2000) 「ジェンダーからみた就業と家事—日本と韓国とアメリカの比較」 『人口問題研究』 56(2): 25-48.
- 津谷典子 (2002) 「男性の家庭役割とジェンダー・システム—日米比較の視点から」 阿藤誠・早瀬保子 『ジェンダーと人口問題』 大明堂, 167-210.
- 永井暁子 (1999) 「家事労働遂行の規定要因」 樋口美雄・岩田正美編 『パネルデータからみた現代女性』 東洋経済新報社, 95-125.
- 永井暁子 (2001) 「父親の家事・育児遂行の要因と子どもの家事参加への影響」 『季刊家計経済研究』 49: 44-53.
- 永井暁子 (2006) 「社会生活基本調査から見たワーク・ライフ・バランスの実態」 『統計』 7月号: 28-34.
- 永井暁子・松田茂樹編 (2007) 『対等な夫妻は幸せか』 勁草書房.
- 野口晴子 (2007) 「企業による多様な「家庭と仕事の両立支援」が夫妻の出生行動に与える影響—労働組合を対象とした調査の結果から—」 『季刊社会保障研究』 43(3): 244-260.
- 野口晴子 (2009) 「家庭と仕事の両立支援策」に対する就労者の認識・企業の認識—2007年における労働組合を対象とした調査の結果から— 「職場・家庭・地域環境と少子化との関連性に関する理論的・実証的研究」 ワークショップ報告論文.
- 松繁寿和(2007) 「企業内施策が女性従業員の就業に与える効果」 OSSIP Discussion Paper-2007-J-001.
- 松田茂樹 (2004) 「男性の家事参加—家事参加を規定する要因—」 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編 『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』 東京大学出版会, 175-189.
- 松田茂樹 (2006) 「近年における父親の家事・育児参加の水準と規定要因の変化」 『季刊家計経済研究所』 71: 45-54.

- 山口一男・樋口美雄編 (2008)『論争 日本のワーク・ライフ・バランス』日本経済新聞社。
 労働政策研究・研修機構 (2006)『仕事と育児の両立支援—企業・家庭・地域の連携を—』
 労働政策研究報告書、No.50.
- Bryson, Alex, Richard Dorsett and Susan Purdon (2002) "The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Active Labour Market Policies," *Department for Work and Pensions Working Paper* No.4.
- Caliendo, Marco, Reinhard Hujer and Stephan, Thomsen (2005) "The Employment Effects of Job Creation Schemes in Germany : Microeconomic Evaluation," IZA Discussion Paper Series, No.1512.
- DiPrete, Thomas and Markus Gangel (2004) "Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects : Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments," *Sociological Methodology*, 34(1): 271-310.
- Fernandez, Raquel, Alessandra Fogli, and Claudia Olivetti.(2004) "Mothers and Sons : Preference Formation and Female Labor Force Dynamics," *Quarterly Journal of Economics*, 119(4): 1249-1299.
- Heckman, James and Jeffery Smith(1995) "Assessing the Case for Social Experiments," *Journal of Economic Perspectives*, 9(2), 85-110.
- Heckman, James and Petra Todd(2009) "A Note on Adapting Propensity Score Matching and Selection Models to Choice Based Samples," *Econometrics Journal*, 12(s1), S230-S234.
- Hochschild, Arlie (1989=1991) *The Second Shift*, New York: Penguin. 田中和子訳『セカンド・シフト 第二の勤務—アメリカ 共働き革命のいま』、朝日新聞社。
- Ishii-Kuntz, Masako (2003) "Balancing Fatherhood and Work: Emergence of Diverse Masculinities in Contemporary Japan," in James Roberson and Nobue Suzuki (Eds.), *Men and Masculinities in Japan*, Routridge, 198-216.
- Ishii-Kuntz, Masako(2004)"Fathers' Involvement and School-Aged Children's Sociability: A Comparison between Japan and the United States," *Japanese Journal of Family Sociology*, 16(1): 83-93.
- Ishii-Kuntz, Masako, Katsuko Makino, Kuniko Kato, and Michiko Tsuchiya (2004) "Japanese Fathers of Preschoolers and their Involvement in Child Care," *Journal of Marriage and Family*, 66(3): 779-791.
- Kawaguchi, Daiji and Junko Miyazaki, (2009) "Working Mothers and Son's Preferences Regarding Female Labor Supply : Direct Evidence from Stated Preferences," *Journal of Population Economics*, 22(1): 115-130.
- O'Brien, Margret and Ian Shemilt (2003) *Working Fathers : Earning and Caring*,

Research Discussion Series, Equal Opportunities Commission.

Rosenbaum, Paul and Donald Rubin (1983) `` The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1):41–55

Smith, Jeffrey and Petra Todd (2005) ``Does Matching Overcome Lalonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?," *Journal of Econometrics*, 125 (1-2), 305-353.

Sousa-Poza, Aflonso, Hans Schmid, and Rolf Widmer (2001) “The Allocation and Value of Time Assigned to Housework and Child-Care: An Analysis of Switzerland," *Journal of Population Economics*, 14(4): 599-618.

Tsuya, Noriko and Larry Bumpass (2004) *Marriage, Work, and Family Life in Comparative Perspective : Japan, South Korea, and the United States*, University of Hawaii Press.

(以上)