第７章

育児・介護休業法の改正効果

――短時間勤務制度義務化と既婚女性の離職・仕事満足度

深堀遼太郎

要約

本稿は、育児目的の短時間勤務制度の導入が、子どもを持つ既婚女性の離職抑制や仕事満足度の改善に効果があるのかどうかを検証した。2010 年に施行された改正育児・介護休業法は、育児目的の短時間勤務制度の設置を企業に義務付けた。義務化の効果を分析することで、長期勤続を望む女性が育児支援制度の充実した企業を選ぶというセルフ・セレクション問題を考慮できる。具体的には、100 人以下規模の企業に短時間勤務制度義務化について 2 年間の適用猶予が与えられていたことに着目して DDD 法を採用し、100 人以上と 100 人未満の企業間で、義務化後、3 歳までの子どもを持つ女性の離職・仕事満足度に差が生じているのかを分析した。その結果、サンプルサイズの制約があるものの、短時間勤務制度の義務化以降、離職が抑制され、仕事満足度も改善された可能性が示唆された。

第 1 節　はじめに*

国立社会保障・人口問題研究所の「日本の将来人口推計（平成 24 年 1 月推計）」は、我が国に今後生じうる人口学的な変動がいかに激しいものであるかを改めて明示した。それによれば、目下の日本が経験している人口減少や高齢化は止まることなく、今後遥かに深刻化すると予測されている。具体的には、中位推計（出生中位・死亡中位）において、人口規模は 2048 年に 9913 万人となって 1 億人を割り込み、2060 年には現在のおよそ 3 分の 2 の 8674 万人になるとされている。また、長期の参考推計（出生中位・死亡中位）では、2100 年には 5000 万人を割り込み 4959 万人となる。他方、人口構成に関しては、中位推計（出生中位・死亡中位）において 2060 年の老年（65 歳以上）人口割合は 39.9%に増加（2010 年現在は 23.0%）、生産年齢（15～64 歳）人口割合は 50.9%に減少（2010 年現在は 63.8%）すると見込まれている。

こうした人口そのものや人口構成の急激な変化によって、我が国が労働力の確保や財政問題など多くの困難に直面するのではないかという様々な議論がなされている。

こうした問題を解決する方策のひとつとして期待されているのが、女性の就労促進や育児支援である。我が国では、出産に伴って女性がそれまでの職を辞してしまったり、継続就業してキャリアアップするために出産が抑制されてしまったりすることが問題として指摘されている[1]。こうした出産・育児と就業のトレードオフ関係は、出生率だけでなく、女性のキャリア形成や人的資本蓄積にも悪影響を及ぼす。また、女性の離職が多いならば企業は女性への人的投資を控え、余計に悪循環に陥ると考えられる。しかし生産年齢人口が減少する中で、付加価値生産性の高い労働力を確保するためにも、女性の継続就業は重要である。こうした状況下で望まれるのは、ワーク・ライフ・バランスが達成され、女性が充分活躍できる社会への転換である。

もっとも、こうした諸問題に対し、政府は過去 25 年以上にわたり対策を講じてきた。1986

---

* 本稿の執筆・改訂にあたり、樋口美雄先生（慶應義塾大学商学部）、清家篤先生（慶應義塾大学商学部）、山田篤裕先生（慶應義塾大学経済学部）、山本勲先生（慶應義塾大学商学部）、大野由香子先生（慶應義塾大学商学部）、瀬古美喜先生（慶應義塾大学経済学部）、佐藤一磨先生（明海大学経済学部）、萩原里紗氏（慶應義塾大学大学院商学研究科後期博士課程）から有益なコメントや懇切丁寧な助言を頂いた。ここに記して深甚なる謝意を表する。また、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターからは「日本家計パネル調査」（JHPS）の個票データ（第 1 回調査 - 第 4 回調査）の提供を受けている。これについても感謝申し上げる。但し、言うまでもなく、本稿に残る誤りは全て筆者個人に責任がある。尚、本稿は筆者が研究代表の特別研究員奨励費（課題番号 24・5304）の成果の一部である。

[1] 国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査（夫婦調査）」によれば、2005-2009 年間で第 1 子を出産した女性で出産前に有職だったもののうち、出産後も継続就業したのは 38%（正規職員の場合は 52.9%）であった（国立社会保障・人口問題研究所 2011）。また、三菱 UFJ リサーチ＆コンサルティングのアンケート調査（2009 年）によれば、妊娠・出産前後に退職した女性（最初の子を持つ直前に正社員だった者）のうち、26.1%が「仕事を続けたかったが、仕事と育児の両立の難しさでやめた」と回答している（三菱 UFJ リサーチ＆コンサルティング 2009）。

年には男女雇用機会均等法、1992 年には育児休業法[2]（のちの育児・介護休業法[3]）が施行された。これらの法律の内容は、更なる社会環境整備のために、これまで改正が重ねられてきた（育児・介護休業法の内容の変遷については後述）。加えて、2003 年には次世代育成支援対策推進法が制定され、2007 年には政労使の合意の下で「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」及び「仕事と生活の調和推進のための行動指針」が策定（2010 年に新合意）されるなど、女性の就業促進や育児支援のための政策が整備されてきた。近年では育児・介護休業法が再度改正され、2010 年 6 月 30 日に施行されている[4]。

後述するように、関連研究でも、企業の育児休業制度が離職に与える影響の分析や、法制度の制定・改正が離職に与える効果の分析は多く行われてきた[5]。しかし、前者については、長期勤続を望む女性が育児休業制度の整った企業を選ぶというセルフ・セレクションの問題がある。また、後者の分析手法としては、結婚または出産したのが法改正の前か後かといったコホートダミーによる離職確率の差で検証したものが少なくない。だが、こうした分析には、法改正以外の影響もコホート間の差に含まれてしまうため、改善の余地がある。

本稿では、前述の育児・介護休業法の 2009 年改正で盛り込まれたいくつかの制度変更の中でも、育児目的の短時間勤務制度の義務化に焦点を当て、この制度を企業が導入することで、女性従業員の離職抑制・仕事満足度改善効果が生じているといえるのかを検証する。尚、短時間勤務制度が法的に義務化されたため、短時間勤務制度導入とその影響については、義務化前から勤務している女性従業員に限定することで、セルフ・セレクションによる分析上の内生性の問題は解消される。加えて、義務化の適用猶予を受けた企業の従業員の離職確率と比較することで、義務化後に共通に生じた年次の影響と、義務化企業にのみ現れた影響を分けることができる。このため制度導入の効果を捉えることが可能となる。制度改正前後の期間に同一家計を追跡調査している家計パネルデータを用い、改正後に乳幼児（3 歳未満）を持つ既婚女性の離職が抑制されているのか、仕事満足度は改善されているのかを明らかにしていく。仕事満足度も分析するのは、仕事満足度は離職の predictor（予測指標）として有力とされる（Clark 2001）ためである。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節で育児・介護休業法の変遷と短時間勤務制度の意義について確認する。第 3 節では先行研究を概観し、第 4 節で分析を行った後、第 5 節で総括を行う。

---

[2] 正称は「育児休業等に関する法律」である。

[3] 正称は「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律」である。これは、1995 年に行われた 1 度目の改称で「育児休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律」になった後、1999 年に再び改称されたものである。本稿では通称である「育児・介護休業法」でこれらを統一表記する。

[4] 以降で述べるように、一部の規定については施行日が異なったり、適用猶予期間が設けられていたりする。

[5] 前者は例えば樋口（1994）、滋野・大日（1998）など、後者は四方・馬（2006）、佐藤・馬（2008）、樋口・佐藤（2010）がある。

第 2 節　育児・介護休業法について

1　制度の変遷（2009 年改正以前）[6]

ここで、育児・介護休業法の変遷について概観しておく。この法律の前身である育児休業法は 1992 年に施行された。制定の目的は、育児を担う労働者が仕事と家庭とを両立できるような働きやすい環境づくりを進め、労働者の福祉を増進させるとともに我が国の経済的・社会的発展に資することにあった。これによって、労働者が申し出れば子どもが 1 歳になるまでの間、育児休業を取れるという権利が明確化された。また、事業主は 3 歳未満の子どもを養育する労働者に対して、勤務時間の短縮等の措置を講じなければならなくなった。

育児休業の制度化の一方で、高齢化の進展と家族介護の困難化を鑑みて、1995 年に介護休業制度導入の努力義務化、さらに 1999 年にはこれを義務化した。これによって、育児休業と介護休業を義務付ける育児・介護休業法が成った。

その後、2001 年の改正で、休業の申し出や取得を理由とした解雇などの不利益な取り扱いを禁止するとともに、育児や家族介護を行う男女労働者の時間外労働の制限、勤務時間の短縮等の措置義務の対象年齢の引き上げ、子の看護休暇の努力義務化が行われた。さらに、2004 年の改正によって、育児・介護休業取得対象者の一部有期雇用者への拡大、育児休業期間の 1 歳 6 か月への延長、子の看護休暇の権利化などが行われた。

他方、こうした育児休業の取得・雇用継続を促進するため、1995 年に雇用保険の被保険者には育児休業給付金と育児休業者職場復帰給付金が育児休業取得・職場復帰に伴って支給されることになった。当初、これらの合計支給額は休業前賃金の 25%であったが、2001 年に 40%、2007 年に 50%まで引き上げられた。また、育児休業中の社会保険料についても、1995 年に健康保険・厚生年金の個人負担が免除になり、2000 年、2001 年には事業主の厚生年金、健康保険の保険料負担も免除になった。

2　2009 年改正について[7]

2009 年の改正の要点は、①子育て中の短時間勤務制度及び所定外労働（残業）免除の義務化、②子の看護休暇制度の拡充、③父親の育児休業の取得促進、④介護休暇の新設、⑤法の実効性の確保（苦情処理・紛争解決の援助及び調停の仕組みの創設、公表制度・過料の創設）の 5 点である。このうち、⑤以外は 2010 年 6 月 30 日に一部の適用猶予を除いて施行され、⑤のうち調停については 2010 年 4 月 1 日、その他の⑤については 2009 年 9 月 30 日に施行されている。留意すべきは適用猶予で、2010 年 6 月 30 日時点で常時 100 人以下の労働者を雇用する企業については、①と④が 2012 年 6 月 30 日まで適用猶予とされた。

---

[6] 本項の記述は、厚生労働省（2006）、奥山（2009）、樋口・佐藤（2010）などを参考にした。
[7] 本項の記述については、厚生労働省都道府県労働局雇用均等室（2010）を参照した。

①については、2009 年改正以前では 3 歳未満の子どもを養育する労働者に対して、事業主は勤務時間の短縮、所定外労働の免除を含む複数の措置[8]のいずれかを講ずることを義務付けられていたが、改正によって、そのうち短時間勤務制度と所定外労働の免除が義務化された。短時間制度の義務化とは、3 歳未満の子を養育する労働者で現に育児休業していない者について、労働者自身が希望すれば利用できる短時間勤務制度（1 日の労働時間を原則 6 時間とする措置を含むもの）の設置を事業主の義務とし、就業規則に規定されるなど、制度化された状態とすることを必要とする。但し、育児短時間勤務の義務化は、日雇従業員や 1 日の所定労働時間が 6 時間以下（変量労働時間制の場合はすべての労働日における所定労働時間が 6 時間以下）の労働者は適用除外とされた。また、労使協定を締結すれば、勤続 1 年未満、週の所定労働日数 2 日以下、及び業務上短時間勤務が困難な場合も、従業員からの申し出を企業は拒否できると定められた。但し、業務上短時間勤務が困難なため労使協定によって対象外とされた労働者に対しては、育児休業に関する制度に準ずる措置、または「始業時刻変更等の措置」[9]を講じなければならないとされた。

3　短時間勤務制度の意義

ニッセイ基礎研究所「今後の仕事と家庭の両立支援に関する調査」[10]によれば、育児のための短時間勤務制度を利用したいという女性は 40 歳以下の正社員女性全体の 62.3%を占める[11]。利用したい理由としては、「勤務時間が短縮できる分、子どもと一緒にいられる時間が増えるから」（71.3%）、「保育園、学童クラブ、両親等に預けられる時間が限られているから」（65.9%）という回答が多い。また、40 歳以下の正社員（男女）に母親の望ましい働き方を子どもの年齢ごとに訊いてみると、子どもが 3 歳までは 30.7%、小学校就学前までは 41.0%の正社員が短時間勤務制度を支持しており、選択肢の中で最高である[12]。この問いには「子育てに専念」という選択肢も用意されており、3 歳までと小学校就学前まででは短時間勤務制度を選ぶ人の方が「子育てに専念」を選ぶ人より多かった。以上より、継続就業やワーク・ライフ・バランスのために、働く女性にとって短時間勤務制度のニーズが高く、母親の働き方として男性からも一定の支持を集めていることが窺える。

他方、実施状況で見ると、厚生労働省「雇用均等基本調査」（調査時点は毎年 10 月 1 日現在）によれば、育児のための短時間勤務制度を導入している事業所は、2009 年度に 47.6%

---

8 列挙すると、勤務時間の短縮、所定外労働の免除、フレックスタイム、始業・終業時間の繰り上げ下げ、託児施設の設置運営（またはそれに準ずる便宜の供与）、育児休業に準ずる制度である。

9 フレックスタイム制度、時差出勤制度、保育施設の設置運営その他これに準ずる便宜の供与。

10 調査票、及び調査と結果の概要は厚生労働省「今後の仕事と家庭の両立支援に関する研究会」第 3 回・第 10 回資料を閲覧・参照した。

11 ちなみに、さらに子どもがいる女性に限定すると利用希望者は 64.5%を占める。

12 「1 歳まで」「1 歳半まで」「3 歳まで」「小学校就学前まで」などという区切り方で尋ねているため、「3 歳まで」は 1 歳半から 3 歳までの時期、「小学校就学前まで」は 4 歳から小学校就学前までの時期についての回答と判断するのが妥当と考える。

だったが、2010 年度に 54.3%、2011 年度に 58.5%と増加している[13]。また、事業所規模別に 2009 年度と 2010 年度を比較すると、500 人以上で 83.6%が 98.5%、100～499 人で 75.5%が 90.9%、30～99 人で 64.6%が 73.9%、5～30 人で 41.5%が 49.1%へとそれぞれ増加している。改正法の適用猶予は企業規模で限定されたのであって、事業所規模ではない点に留意が必要であるが、やはり 100 人以上規模の事業所での整備が顕著に向上している。これは義務化後 3 か月の状況であることを考えれば、かなり高いといえるのではないだろうか。2011 年度の事業所規模別の導入割合は、500 人以上で 97.3%、100～499 人で 90.8%、30～99 人で 76.4%、5～30 人で 53.7%であり、大規模・中規模事業所での導入は一服して、小規模での導入が進んでいる。

尚、短時間勤務制度によって、企業はパフォーマンス向上という面で恩恵を受ける可能性もある（松原 2004）[14]。但し、育児休業の法制化が女性の新規雇用を抑制したという指摘（森田 2005）もあり、育児関係の法整備が子育てと仕事の両立などのポジティブな効果ばかりを持つわけではないことは留意するべきであろう。また、短時間勤務制度等の措置が実効性を持つためには、それらの措置が労働者の家庭環境や地域の保育環境、職場環境などの実態に即した導入・運用になっている必要があるとの指摘（池田 2007）もある。従って、制度が有れば一概に有効に利用されるというわけでもないようである。

第 3 節　先行研究

ここで、先行研究を概観しておく。短時間勤務制度導入について直接的に分析した研究は見当たらないため、主に育児・介護休業法や育児休業制度と離職の関係に関する研究について触れる。

育児・介護休業法の効果の検証において、個人を対象に分析する場合は、「改正前に結婚」・「改正後に結婚」といった具合に、制度の制定や改正ごとに結婚時期や出産時期のダミー変数を設け、それぞれの間に差があるのかどうかという検証法が採られることがある。「慶應義塾家計パネル調査（KHPS）」の各年調査及び就業履歴情報を用いて、就業継続の分析を行った四方・馬（2006）は、イベントヒストリー分析を行い、結婚コホートダミー（1972 年以前、1973～1985 年、1986～1992 年、1993 年以降）が結婚後の就業継続へ与える影響を検証した。その結果、育児休業法施行後とそれ以前での差は確認できなかった。同じく KHPS の履歴情報を用いて、第 1 子出産の 1 年後の正規就業者の離職率をプロビッ

---

13 本項で示す「雇用均等基本調査」の数値のうち、2010 年度及び 2011 年度は岩手県、宮城県及び福島県を除く全国のものである。

14 松原（2004）は、育児短時間勤務制度の利用者へのヒアリング調査によって、短時間勤務者が自分の生産性や組織に対するコミットメントについて低下せず、むしろ業務効率化の工夫によって生産性が向上したと回答し、会社が継続勤務できる環境を提供したことでコミットメントも高かったことを示している。この結果は、ヒアリングの対象となった人数が 20 人と少なく、業種も電機メーカーと百貨店の 2 種しかない点で一般性に懸念があるものの、やり方によっては短時間勤務制度導入が企業のパフォーマンスに寄与する可能性を示唆している。

ト分析した佐藤・馬（2008）は、1992 年の育児休業法導入前と比べて、導入後の離職率に有意な差はないが、勤務先に育児休業制度が有る場合には、2000 年以降の離職率が低いことを示した。同様の手法で「消費生活に関するパネル調査」を用いた樋口・佐藤（2010）は、均等法施行前と比較して、育児休業法施行後や改正均等法施行（1996 年）後に結婚した正規就業女性の結婚後 2 年目の離職率は有意に低いことを明らかにした。また、第 1 子出産後 2 年目の離職率に関しては、改正均等法施行後の離職率は有意に低くなっており、また、育児休業法の施行によって、失業率が上昇しても離職率が抑制されることを示した。但し、以上のような検証法は、コホート効果に法律以外の効果も含まれている可能性があるという点で、さらに改善の余地がある。

他方、Mizuochi（2012）は、本稿の分析に近い手法を用いて、次世代育成支援対策推進法（2005 年施行）によって一般事業主行動計画の策定が義務化・努力義務化されたことが女性の出生率と離職率に与えた影響を、総務省統計局「就業構造基本調査」の個票を用いて検証している。Mizuochi は、行動計画の策定義務化が 300 人超の企業に適用されたことに着目し、300 人以上企業を treatment group、300 人未満企業を control group として difference-in-difference（DID）法を用い、バイバリエイト・プロビットモデルで分析している。その結果、300 人以上企業では、出産と継続就業がともに促進されていることを確認している。この種の自然実験的な研究はまだ少なく、本稿もこの流れに連なるものである。

育児休業制度については、継続就業を促す効果があるという結果を示す研究が多い（樋口 1994、滋野・大日 1998 など）。加えて、今田・池田（2006）は、育児休業制度を補完する支援策に着目し、労働政策研究・研修機構「仕事と生活調査」（2005 年）を用いて、支援策が第 1 子出産 1 年前から出産時まで雇用継続する確率に与える影響をロジットモデルで分析した。その結果、育児休業制度には単独で雇用継続を高める効果はないものの、家族・親族の育児援助や保育所の利用を併用することで雇用継続しうること、特に若いコホートでは保育所利用との併用が効果的であることが示された。よって本稿では、保育所の利用しやすさに関する地域差も考慮して、離職や仕事満足度を分析していく。

第 4 節　推定

1　利用するデータ

本稿の分析は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター（パネル調査共同研究拠点）が実施している「日本家計パネル調査」（Japan Household Panel Survey: JHPS）[15]の個票データ（2009 年調査から 2012 年調査の 4 回分）を用いて行う。この JHPS では、対象者・配偶者の離職[16]、仕事満足度[17]、及び家族構成や所得などの家計環境が毎年把握でき、

[15] JHPS の詳細については第 1 章を参照されたい。
[16] 1 年前と比較して、継続就業（転勤・出向の有無）・離職・転職・新規就業・継続無業かがわかる。
[17] 「仕事の充実度・満足度は高い」かどうかの現在の状況を「そう思う」「どちらかといえばそう思う」

就業や心理の変化の分析に適している。尚且つ、JHPS では職場環境に関しても調査がなされており、短時間勤務制度の有無について識別することが可能であったため分析に用いることにした。

2　推定のストラテジーと推定モデル

本稿では、離職と仕事満足度に関する分析を行う。伝統的な労働供給理論に従って、提示賃金率が留保賃金率を上回る限りにおいて就業を続けると想定し、短時間勤務制度の義務化は、育児の負担を緩和して留保賃金率を引き下げる効果を持つと考える。仕事満足度は離職の有力な predictor（予測指標）であるとされる（Clark 2001）ため、仕事満足度も同様に分析する。具体的な推定手法としては、離職行動はイベントヒストリー分析の一種である離散時間ロジットモデル、仕事満足度は変量効果順序プロビットモデルを用いる。

推定モデルの設定としては、短時間勤務制度義務化の適用猶予に着目して difference-in-difference-in-difference（DDD）法を用いる。DDD 分析の利点は、この適用猶予の違いを自然実験として利用できる点と、適用企業固有の影響による見せかけの効果もコントロールできる点にある（森田 2005）。具体的には、短時間勤務制度が義務化されたグループと適用猶予となったグループの中で、それぞれ 3 歳未満児を持つ女性（義務化の適用を受ける）の改正前後の離職率（または仕事満足度）の差を取り、その上でそれらの差のグループ間の差を取る。得られた差の差（DD:difference-in-difference）は、両グループに共通に生じた影響がコントロールされ、制度義務化の効果を捉えている。その上で、3 歳未満児を持たない女性（義務化の適用を受けない）の DD と上記の DD との差を取ると、規模固有の影響がコントロールされ、制度義務化の真の影響を捉えることができる。

第 2 節第 2 項で言及したように、短時間勤務制度の義務化は企業規模によっては適用が猶予されている。ここでは、義務化（2010 年）まで短時間勤務制度未導入の企業に勤める女性従業員のうち、義務化が適用された従業員 100 人以上の企業の従業員を experimental group とした。他方、non-experimental group は義務化が猶予されている 100 人未満の企業で尚且つ短時間勤務制度未導入の企業の女性従業員とする[18]。この区別によって、それまで短時間勤務制度を設けていなかった企業が、法的な義務化によって自然実験的に制度を設けたときの効果を、non-experimental group との比較によって測定することができる。加えて、義務化施行（2010 年）以前から同一企業に就業している従業員に限定することで、離職を望まない労働者が短時間勤務制度の整った企業に集まるセルフ・セレクションの問題を回避することもできる。また、法改正の影響を受ける treatment group を 3 歳未満の

「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 択で回答するようになっている。

18 法律上は 100 人「以下」が適用猶予条件であるが、以降の分析では、JHPS の該当項目における選択肢の関係上、100 人「未満」企業を適用猶予企業として扱っている。尚、第 2 節第 3 項で紹介した短時間制度の導入状況は事業所ごとの規模であったが、100 人以上規模の企業は、一層高い導入率であると予想される。もしそうなら experimental group の妥当性はさらに高い。

子どもがいる既婚女性従業員、control group をそれ以外の既婚女性従業員とする。

分析対象は、当期に 50 歳未満である既婚女性（配偶者票含む）のうち、前期に雇用就業している者（派遣社員を除く）、尚且つ前期の時点で育児短時間勤務の申し出を企業が受ける条件を満たしており[19]、前期・当期を通じて家族に介護が必要な者が居ない者である。派遣社員は、派遣元企業において制度適用されるが、企業規模について本当に派遣元企業のことを回答しているか確証がなく、加えて短時間勤務適用が直接雇用より困難と考えられるため、対象から外した。一方、家族に要介護者がいる者を除いたのは、介護休暇の新設効果を除いて分析するためである。また、配偶者票を含むため、期間中に離婚・再婚している場合は除いた。仕事満足度に関する分析では、さらに離職・転職・出向を行っていない女性に限定して分析する。

制度の適用猶予を受ける企業か否かは、2010 年調査における企業規模が 100 人未満か 100 人以上かで判断した[20]。100 人未満企業の従業員ついては、短時間勤務制度がないと回答した標本に限った[21]。他方、100 人以上企業の従業員については、2010 年調査かそれ以前において短時間勤務制度がないと回答した標本に限り[22]、2010 年 6 月からの制度適用の影響が 2011 年調査・2012 年調査で現れるか検証する。

加えて、推定の頑健性を確認するため、DDD 推定とは別に、短時間勤務制度の導入状況についてサブサンプルを設けず、制度適用条件についても正規社員は適用可能であるとみなして、条件に合わない標本もサブサンプルに含め、ダミー変数で処理する方法で推定を行う。但し、勤続 1 年未満と派遣社員、前期・当期で家族に要介護者がいる標本を除いている点は共通する。

さて、推定モデルは、森田（2005）を参考に以下のように設定する[23]。

$$y^*_{it} = \beta_1 C_{it-1} + \beta_2 S_i + \beta_3 T_t + \beta_4 C_{it-1} S_i + \beta_5 C_{it-1} T_t + \beta_6 S_i T_t + \beta_7 C_{it-1} S_i T_t + X_{it-1}{}'\gamma + \varepsilon_{it}$$

添え字の i は個人、t は年次（2010、2011、2012 年）を表す。被説明変数は、離職発生

---

[19] 第 3 節第 2 項で言及した、制度適用除外の条件に該当する労働者を除いた。具体的には、勤続年数が 1 年未満、「残業時間を除いた週平均労働時間*4.435/月平均勤務日数」が 6 時間以下、日給制、「月平均勤務日数/4.435」が 2 以下のいずれかに前期の時点で該当する者を分析から除外した。4.435 は月平均の週の数である（365/（7*12））。前期・当期いずれかで休業をしている者は、育児休業からの移行も合わせて考えるために、含めた場合と除いた場合を推定する。

[20] 2010 年調査で企業規模が不明の場合は、同一企業に勤続している場合に限り、2011 年調査、2009 年調査、2012 年調査の順で参照し、2010 年調査時点の企業規模とみなした。

[21] 離散時間ロジットモデルの分析では、前期に短時間勤務制度がないと回答した標本に限り、仕事満足度の分析では当期時点で短時間制度がないと回答した標本に限った。

[22] 離散時間ロジットモデルの分析では、2009 年調査で短時間勤務制度がないと回答した標本に限り、仕事満足度の分析では、2010 年調査で短時間勤務制度がないと回答した標本に限定した。

[23] 森田（2005）は、育児休業法の 92 年の施行と 95 年の改正が労働需要にどのような影響を及ぼしたのか、集計データではあるが本稿のように企業規模ごとの適用猶予に着目して分析している。その中で、本稿のC_{it-1}に当たる変数は女性ダミーであり、同一企業規模グループ内の control group は法の影響を受けないと考えられる男性となっている。

ダミー（離散時間ロジットモデルの場合）、または仕事満足度（変量効果順序プロビットモデルの場合）である。この離職発生ダミーは、離職（無業化）した場合に 1、継続勤務している場合に 0 となる変数である。仕事満足度は回答の選択肢（5 択）に合わせた 5 段階の整数（0 から 4）であり、満足度が高いほど高い数値を割り当てる。また、C_{it-1}は 3 歳未満の子どもを持つ場合に 1 となるダミー変数であり、3 歳未満の子どもを持つことの固有の効果を表す。S_iは、女性が適用猶予を受けず短時間勤務制度が義務化された企業（100 人以上）に勤務する場合 1 となるダミー変数で、企業規模特有の効果を表す。T_tは改正施行後ダミー改正法施行前の 2010 年は 0、施行後の 2011 年・2012 年は 1）であり、改正後の年次特有の効果が反映される[24]。X_{it-1}'は、その他のコントロール変数のベクトルである[25]。ここで、パラメータβ_7に着目すれば、短時間勤務制度の義務化後、その影響を受ける規模の企業に勤務する女性で、尚且つ 3 歳未満の子どもを持ち制度適用を受けることができる女性にどのような影響があったかを識別できる。

基本統計量を表 1 に示した。ここでの金額に関する変数は、総務省統計局「消費者物価指数」の「持家の帰属家賃を除く総合（2010 年=100）」を用いて実質化している。また、金額や時間に関する変数は外れ値を除いている[26]。待機児童比率（対在所者数）は、厚生労働省「社会福祉施設等調査」の保育所の在所者数に対する、10 月 1 日現在の保育所入所待機児童数（厚生労働省発表[27]）であり、その地域の保育サービスの逼迫度を表す。政令指定都市・中核市（東京 23 区を除く）と、それらを除いた都道府県全体の数値が別々に公表されているため、女性の居住地が政令指定都市・中核市の場合はその数値、それ以外の場合は当該都道府県（政令指定都市・中核市を除く）の数値を用いている。基本的に前期の値を用いているが、年齢と子どもに関する変数、及び仕事満足度における制度義務化の変数は例外である。まず、年齢は当期（1 月時点）の年齢である。次に、子どもに関しては、3 歳未満の子どもありダミーは、当期のデータから作成した。前期時点の状態（妊娠を含む）を捉えるため、当期 3 歳以下の子どものうち、逆算して前年 1 月末日時点で 3 歳未満であった子どもを含めたが、前年 7 月以降に生まれた子供は除いた[28]。6 歳未満子どもありダミーも当期データから逆算し、前年 1 月時点で小学校入学前の子どもで、上記の 3 歳未満の定義に含まれない場合に 1 になる変数である。

---

24 前述の通り、JHPS は 1 月末日現在で調査が行われるため、2010 年調査時点では育児・介護休業法は改正施行前である。

25 但し、後述するようにX_{it-1}'の各変数のうち、年齢は t 期のものを用いた。

26 「平均値±3*標準偏差」の範囲を超えるものを除いている。

27 2009 年（http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000000584s-img/2r9852000000587z.pdf）、2010 年（http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000001419l-img/2r985200000141b2.pdf）、 2011 年（http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000022mcp-att/2r98520000022mgq.pdf）。

28 我が国では、人工妊娠中絶が認められるのは妊娠 22 週未満であるため、調査時点である 1 月末以降 6 月までに生まれている子どもはほとんどの場合 1 月時点で妊娠中絶期間が過ぎ、出産を予定していたと捉えて良いであろう。

表１　基本統計量

変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
離職ダミー	728	0.047	0.211	0	1
仕事満足度	679	2.314	1.042	0	4
3歳未満子どもありダミー	728	0.114	0.318	0	1
企業規模100人以上ダミー	728	0.463	0.499	0	1
2011・2012年ダミー	728	0.603	0.490	0	1
3歳未満子どもあり*企業規模100人以上ダミー	287	0.087	0.282	0	1
3歳未満子どもあり*2011・2012年ダミー	287	0.087	0.282	0	1
企業規模100人以上*2011・2012年ダミー	287	0.394	0.489	0	1
3歳未満子どもあり*企業規模100人以上*2011・2012年ダミー	287	0.070	0.255	0	1
非正規社員ダミー	728	0.636	0.481	0	1
正規社員（制度義務化）ダミー	728	0.113	0.316	0	1
3歳未満子どもあり*非正規社員ダミー	728	0.040	0.196	0	1
3歳未満子どもあり*正規社員（制度義務化）ダミー	728	0.029	0.167	0	1
正規社員（当期制度義務化）ダミー	728	0.113	0.316	0	1
3歳未満子どもあり*非正規社員ダミー	728	0.040	0.196	0	1
3歳未満子どもあり*正規社員（当期制度義務化）ダミー	728	0.029	0.167	0	1
対数賃金率(実質)	258	−1.908	0.593	−4.368	−0.442
年間労働時間	258	1418.286	482.313	257.143	3085.714
年齢	728	40.456	5.999	22	49
正規社員ダミー	728	0.364	0.481	0	1
夫の年収(実質、万円)	728	510.908	221.694	0	1300
金融純資産（実質、万円）	728	−526.007	1463.094	−4692.08	6944.444
地域別完全失業率	728	4.598	0.810	2.9	6
6歳未満子どもありダミー	728	0.236	0.425	0	1
[学歴]					
中卒・その他ダミー	728	0.117	0.321	0	1
高卒ダミー	728	0.456	0.498	0	1
短大・高専・大学・大学院卒ダミー	728	0.427	0.495	0	1
夫婦の労働時間比（夫/妻）	258	1.539	1.139	0	10.633
待機児童比率（対在所者数）	728	0.025	0.026	0	0.130
政令指定都市ダミー	728	0.275	0.447	0	1
[地方]					
北海道・東北ダミー	728	0.107	0.310	0	1
関東ダミー	728	0.205	0.404	0	1
中部ダミー	728	0.297	0.457	0	1
近畿ダミー	728	0.238	0.426	0	1
中国・四国・九州ダミー	728	0.154	0.361	0	1
[仕事の内容(職種)]					
販売ダミー	728	0.143	0.350	0	1
サービス職ダミー	728	0.180	0.384	0	1
事務ダミー	728	0.346	0.476	0	1
専門的・技術的職業ダミー	728	0.210	0.408	0	1
その他の仕事ダミー	728	0.121	0.326	0	1
[業種]					
製造業ダミー	728	0.144	0.352	0	1
卸売・小売業ダミー	728	0.181	0.386	0	1
飲食・宿泊業ダミー	728	0.109	0.311	0	1
金融・保険業ダミー	728	0.067	0.251	0	1
医療・福祉ダミー	728	0.224	0.417	0	1
その他の業種ダミー	728	0.275	0.447	0	1
勤続年数	728	7.299	6.112	1	27

（出典）JHPS2009-2012 より筆者作成。

（注 1）標本数が変数によって違うのは、分析ごとにサブサンプルが異なり、利用した標本が重複しない部分もあるためである。

離散時間ロジットモデルでは、イベントヒストリー分析として成立するにはリスク期間を説明変数として含めることが必要となるが、ここでは勤続年数を採った。勤続年数をダミー変数とする場合は 1 年、2 年、3 年、4-5 年、6-10 年、11 年以上に分類した。

前述のように標本を限定すると、サンプルサイズが小さくなる。離職イベントの観察数もそれほど大きくはないため、仕事満足度や、DDD 推定以外の結果も合わせながら検討する必要がある。また、DDD 推定にも非正規社員が含まれることもあり、労働時間や夫婦の労働時間比、金融純資産のばらつきを見れば明白なように、サブサンプルに含まれる標本はかなり多様である。そのため、コントロール変数によって家計の環境をコントロールしなければならない。

3　推定結果

(1) 離職イベントについての推定結果

表 2 は離散時間ロジットモデルによる離職イベントの推定結果を掲載している。モデル A1 は DDD 推定のための交差項を含めないモデルであり、モデル A2-A5 は DDD 推定を行っているモデルである。

離散時間ロジットモデルの結果を見ると、モデル A2-A4（これらの違いは労働時間をコントロールするか否かと勤続年数の関数形）においては 3 歳未満の子どもを持ち、100 人以上規模の企業に勤める女性の 2011 年以降の離職確率は有意にマイナスとなっており（表 2 の説明変数の最上部）、短時間勤務制度が適用される条件を満たしている女性の離職が抑制されているといえる。他方、休業者をサブサンプルに含めたモデル A5 では有意ではない。よって、育児休業からの復帰後は短時間勤務制度を利用するといった、両者の相乗効果的な離職抑制があるとはいえない。但し、これらの結果では、子ども 3 歳未満ダミーがマイナスで有意になっている点が想定と異なる。なぜなら、これは 3 歳未満の子どもを持つと離職率が抑制されることを意味するからである。しかし、交差項を含んでいないモデル A1 ではこの変数は有意ではないため、これは交差項由来の結果と考えられる。表に掲載してはいないが、別途推定した結果、これは年次ダミーと 3 歳未満子どもありダミーの交差項を説明変数に含めたことによるものと確認している[29]。つまり、改正法施行後に 3 歳未満児を持つ女性の離職が相対的に多く、それ以前の離職は 3 歳未満児のいない女性よりも離職が少ないために生じていると解釈できる。改正法施行以前の標本は 1 年分しか含めていないため、離職の観察数が少ないことが一因といえ、離職行動の DDD 推定については結果の解釈に留意が必要といえる。一方、サブサンプルを最大化したモデル A6 では、上記の交差項や、3 歳未満子どもありダミーと正規社員（制度義務化）ダミーの交差項は有意にならなかった。

[29] モデル A1 に子ども 3 歳未満ダミーと企業規模の交差項を加えた場合、3 歳未満ダミーは有意にならなかったが、モデル A1 に年次ダミーとの交差項を加えた場合は有意にマイナスを示した。

表２　離職イベントの推定結果

分析目的	離職イベント					
推定手法	離散時間ロジットモデル					
サブサンプル	DDD				DDD(休業含む)	休業含む
モデル名	モデルA1	モデルA2	モデルA3	モデルA4	モデルA5	モデルA6
	係数	係数	係数	係数	係数	係数
3歳未満子どもあり*企業規模100人以上		−8.745	−7.653	−8.405	−4.184	
*2011・2012年ダミー		[4.71]*	[4.61]*	[4.28]**	[4.10]	
3歳未満子どもありダミー	−0.341	−16.433	−16.623	−15.514	−16.297	0.402
	[0.99]	[3.03]***	[2.17]***	[2.20]***	[1.83]***	[1.02]
企業規模100人以上ダミー	−0.421	−0.619	−0.446	−0.614	−0.539	−0.311
	[1.13]	[1.55]	[1.56]	[1.51]	[1.57]	[0.49]
2011・2012年ダミー	1.586	1.037	1.708	1.848	1.010	1.026
	[3.11]	[3.56]	[3.08]	[2.77]	[2.52]	[0.91]
3歳未満子どもあり		8.924	8.691	9.017	2.086	
*企業規模100人以上ダミー		[4.85]*	[4.85]*	[4.58]**	[3.39]	
3歳未満子どもあり*2011・2012年ダミー		17.107	16.828	17.268	17.545	
		[2.63]***	[2.68]***	[2.26]***	[2.37]***	
企業規模100人以上*2011・2012年ダミー		−0.677	−1.064	−0.505	−0.093	
		[2.86]	[3.07]	[2.15]	[2.13]	
(ref=正規社員(制度未義務化)						
非正規社員ダミー						−1.343
						[0.69]*
正規社員（制度義務化）ダミー						0.603
						[0.82]
3歳未満子どもあり*非正規社員ダミー						0.263
						[1.26]
3歳未満子どもあり						−0.794
*正規社員（制度義務化）ダミー						
						[1.68]
対数賃金率(実質)	1.092	0.930	1.748	1.582		
	[1.83]	[1.76]	[2.41]	[1.75]		
年間労働時間			0.002	0.002		
			[0.00]	[0.00]		
正規社員ダミー	1.672	1.886	0.908	1.326	2.317	
	[1.54]	[1.60]	[1.35]	[1.12]	[1.39]*	
夫の年収(実質)	0.001	0.001	0.001	0.002	0.000	0.001
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
金融純資産(実質)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]*	[0.00]
地域別完全失業率	−1.544	−1.175	−1.573	−1.879	−1.419	−0.451
	[2.37]	[1.90]	[1.79]	[1.93]	[1.74]	[0.69]
6歳未満子どもありダミー	−0.518	−0.803	−0.663	−1.229	−1.263	−0.506
	[0.66]	[0.79]	[0.85]	[0.83]	[0.65]*	[0.50]
夫婦の労働時間比（夫/妻）	−0.404	−0.631	−0.204	0.024		
	[1.01]	[1.21]	[1.19]	[0.89]		
待機児童比率	−8.298	−16.974	−9.326	−5.121	−9.872	−10.284
	[39.45]	[46.97]	[42.11]	[38.25]	[45.87]	[8.98]
政令指定都市ダミー	0.181	0.949	0.448	0.525	0.747	0.660
	[2.37]	[2.71]	[2.79]	[2.34]	[2.39]	[0.46]
年齢及び年齢2乗	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
学歴	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地方	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
仕事の内容(職種)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
業種	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
勤続年数（ダミー）	Yes	Yes	Yes	No	Yes	Yes
勤続年数（2次変数）	No	No	No	Yes	No	No
定数項	13.010	7.751	8.606	15.160	−2.624	4.533
	[17.21]	[11.26]	[10.47]	[11.53]	[12.00]	[6.13]
log pseudolikelihood	−28.551	−27.074	−26.487	−27.959	−30.751	−110.720
サンプルサイズ（個人数）	225（155）	225（155）	225（155）	225（155）	254(173)	728(390)

（出典）JHPS2009-2012 より筆者推定。

（注 1）当期において 50 歳未満で、分析期間中有配偶かつ離婚・再婚していない女性に限定している。

（注 2）[ ]内は個人をクラスターとするクラスター・ロバスト標準誤差。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

（2）仕事満足度についての推定結果

次に、同一企業に継続勤務している女性に限って仕事満足度を検証した結果をまとめた表 3 を説明する。サブサンプルは、同一企業の中でも他事業所に移った者と休業している者を含めるかどうかでさらに分けられている。仕事満足度でも同様に 3 歳未満の子どもを持ち、改正法施行後に 100 人以上規模の企業に勤める女性であることを示す交差項（表 3 の説明変数の最上部）の効果を確認すると、前期と同一の事業所に残っている女性にサブサンプルを限った場合（モデル B3-B5）、当該変数は符号がプラスで有意であり、短時間勤務制度導入による仕事満足度改善効果を確認できる。また、休業を含めた場合、有意水準が上がっている（モデル B5）。断定はできないが、これは前述した育児休業と短時間勤務制度の相乗効果が表れた可能性がある。モデル B6-B7 でも、3 歳未満子どもありダミーと正規社員（当期制度義務化）ダミーの交差項は有意である。これは短時間勤務制度が未導入企業の正規社員に比べ、導入済み企業の正規社員だと、3 歳未満児を持っている女性の仕事満足度が高いことを意味している。従って DDD 推定に一定程度の頑健性はあると考えられる。

以上を総合すると、短時間勤務制度の義務化は、3 歳未満児を持つ既婚女性の離職抑制や仕事満足度の改善に効果を示した可能性を指摘できる。但し、有意水準が 10%である場合が多く、離職イベントの推定に関しては、前述のように想定と符号が異なっていたり、DDD 推定の枠組みを外し、サンプルサイズを大きくして分析しても有意にならないことがあったりするため、頑健性についての一定の留保が必要と筆者は考える。もっとも、いくつかの問題を抱えながらも、離職抑制という結果は仕事満足度の改善という結果と整合的であるということはいえる。

表 3　仕事満足度の推定結果

分析目的	仕事満足度						
推定手法	変量効果順序プロビットモデル						
サブサンプル	DDD		DDD(同一事業所)		DDD(同一事業所・休業含む)	休業含む	同一事業所・休業含む
モデル名	モデルB1	モデルB2	モデルB3	モデルB4	モデルB5	モデルB6	モデルB7
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
3歳未満子どもあり*企業規模100人以上*2011・2012年ダミー	3.143	3.170	3.895	3.930	4.873		
	[2.18]	[2.19]	[2.35]*	[2.36]*	[1.92]**		
3歳未満子どもありダミー	0.422	0.424	0.553	0.558	0.347	−0.250	−0.244
	[0.94]	[0.94]	[1.01]	[1.01]	[0.93]	[0.31]	[0.32]
企業規模100人以上ダミー	−0.156	−0.123	−0.090	−0.051	−0.188	0.034	0.055
	[0.51]	[0.52]	[0.55]	[0.56]	[0.48]	[0.15]	[0.15]
2011・2012年ダミー	−0.191	−0.207	−0.314	−0.335	0.058	−0.019	0.009
	[0.54]	[0.54]	[0.58]	[0.58]	[0.52]	[0.24]	[0.25]
3歳未満子どもあり*企業規模100人以上ダミー	−1.647	−1.703	−2.084	−2.153	−2.653		
	[1.75]	[1.76]	[1.86]	[1.88]	[1.55]*		
3歳未満子どもあり*2011・2012年ダミー	−1.393	−1.398	−1.831	−1.838	−2.432		
	[1.47]	[1.47]	[1.61]	[1.61]	[1.37]*		
企業規模100人以上*2011・2012年ダミー	−0.246	−0.273	−0.354	−0.386	−0.312		
	[0.54]	[0.55]	[0.57]	[0.58]	[0.50]		
(ref=正規社員(当期制度未義務化))							
非正規社員ダミー						0.015	0.035
						[0.19]	[0.20]
正規社員(当期制度義務化)ダミー						−0.127	−0.126
						[0.25]	[0.26]
3歳未満子どもあり*非正規社員ダミー						0.140	0.104
						[0.44]	[0.46]
3歳未満子どもあり*正規社員(当期制度義務化)ダミー						0.790	0.853
						[0.45]*	[0.50]*
対数賃金率(実質)	0.094	0.049	0.098	0.042			
	[0.30]	[0.33]	[0.33]	[0.36]			
年間労働時間		0.000		0.000			
		[0.00]		[0.00]			
正規社員ダミー	0.356	0.417	0.358	0.434	0.196		
	[0.38]	[0.43]	[0.43]	[0.49]	[0.32]		
夫の年収(実質)	−0.001	−0.001	−0.001	−0.001	−0.001	0.000	0.000
	[0.00]*	[0.00]*	[0.00]*	[0.00]*	[0.00]	[0.00]	[0.00]
金融純資産(実質)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
地域別完全失業率	0.457	0.477	0.649	0.676	0.426	0.275	0.259
	[0.38]	[0.39]	[0.42]	[0.43]	[0.37]	[0.19]	[0.20]
6歳未満子どもありダミー	0.224	0.229	0.354	0.361	0.086	−0.068	−0.066
	[0.36]	[0.37]	[0.41]	[0.41]	[0.30]	[0.16]	[0.16]
夫婦の労働時間比(夫/妻)	0.236	0.206	0.274	0.239			
	[0.14]*	[0.17]	[0.16]*	[0.19]			
待機児童比率	−5.142	−5.404	−4.110	−4.428	−1.436	4.081	4.647
	[8.50]	[8.58]	[9.78]	[9.88]	[8.47]	[3.33]	[3.47]
政令指定都市ダミー	0.627	0.652	0.629	0.660	0.310	0.094	0.125
	[0.38]*	[0.39]*	[0.42]	[0.44]	[0.36]	[0.17]	[0.17]
年齢及び年齢2乗	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
学歴	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地方	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
仕事の内容(職種)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
業種	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
勤続年数(ダミー)	No	No	No	No	No	Yes	Yes
勤続年数(2次変数)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
cut1	6.005	5.979	7.802	7.736	2.909	0.700	1.060
	[5.86]	[5.89]	[6.59]	[6.63]	[4.43]	[2.35]	−2.450
cut2	7.084	7.061	9.019	8.958	3.853	1.395	1.780
	[5.85]	[5.88]	[6.58]	[6.63]	[4.43]	[2.35]	−2.450
cut3	8.949	8.933	11.073	11.022	5.638	2.922	3.333
	[5.87]	[5.90]	[6.61]*	[6.65]*	[4.43]	[2.35]	−2.450
cut4	10.582	10.572	12.859	12.818	7.385	4.469	4.898
	[5.88]*	[5.91]*	[6.64]*	[6.67]*	[4.44]*	[2.36]*	[2.46]**
rho	0.542	0.546	0.622	0.626	0.559	0.459	0.483
	[0.10]***	[0.10]***	[0.10]***	[0.10]***	[0.10]***	[0.05]***	[0.05]***
log likelihood	−249.105	−249.056	−237.858	−237.795	−279.109	−888.691	−863.017
サンプルサイズ(個人数)	204(138)	204(138)	198(134)	198(134)	224(152)	679(364)	660(356)

（出典）JHPS2009-2012 より筆者推定。

（注 1）当期において 50 歳未満で、分析期間中有配偶かつ離婚・再婚していない女性に限定している。

（注 2）[ ]内は標準誤差。***、**、*は、それぞれ 1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

第 5 節　結びに代えて

育児・介護休業法は、少子化対策だけでなく、ワーク・ライフ・バランスの達成や女性の社会での活躍を期待されて、改正された。本稿ではその改正の中でも短時間勤務の義務化に焦点を当て、義務化が幼い子どもを持つ既婚女性の離職・仕事満足度へ与えた影響を分析した。家計パネルデータを用いた分析の結果、短時間勤務制度の導入によって、彼女達の離職が抑制された可能性と、仕事満足度が改善された可能性が示唆された。日本で研究が進んでいない短時間勤務制度と離職・仕事満足度の関係に着目した点、そして法改正に着目し自然実験的に制度義務化の効果を検証した点が本稿の貢献である。

最後に本稿の限界について言及する。本稿は、DDD 分析によって短時間勤務制度の効果を検証したが、制度適用を受ける条件を満たす標本に限定していくとサンプルサイズが小さくなってしまうという問題があった。そのため、分析では実際に法改正後に短時間勤務制度を導入している、あるいは実際にそれを利用したと回答した女性従業員に限定することはせず、義務化されたと推定される企業の女性従業員に焦点を当てた。また、所定外労働時間の免除や、その他に義務化された制度については、JHPS に質問が存在しないため、本稿では考慮できなかった。そのためこれらの導入状況の影響も推定結果に混在している可能性も拭えない。その意味で、本稿の分析の精緻性には限界がある。また、本稿では分析対象に様々な制約を課した結果、DDD 分析では限られた標本数で分析が行われたため、JHPS の調査回数の蓄積を待って、あるいは別のより大きなパネルデータを用いて、他の要因をさらに考慮しながら再検証する必要性も指摘しておきたい。その際には、30 人以上 100 人未満の企業の従業員と 100 人以上 500 人未満の企業の従業員の離職確率や仕事満足度比較するというように、企業規模間の同質性も現状以上に担保する形を採ることが望ましい。以上は今後の課題である。

引用文献

Clark, Andrew E. (2001) “What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data,” *Labor Economics*, 8(2001), pp.223-242.

Mizuochi, Masaaki(2012) “The Effect of Work-family Balance Policy on Childbirth and Women’s Work,” *Discussion Paper Series* A No.575, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

池田心豪（2007）「勤務時間短縮等の措置にみる両立支援の課題―企業の自主的取り組みによる育児支援策の拡大に向けて」『日本労働研究雑誌』No.564、45-56 頁。

今田幸子・池田心豪（2006）「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』No.553、34-44 頁。

奥山明良（2009）「男女雇用機会均等法の課題―男女雇用平等法制の生成と発展―」武石恵美子編『女性の働きかた』ミネルヴァ書房、71-105 頁。

厚生労働省（2006）『平成 18 年版厚生労働白書』。

厚生労働省都道府県労働局雇用均等室（2010）「改正育児・介護休業法のあらまし」
http://www.mhlw.go.jp/topics/2009/07/dl/tp0701-1o.pdf
（2013 年 2 月 10 日最終閲覧）。

国立社会保障・人口問題研究所（2011）「第 14 回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査の結果概要」
http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou14/doukou14.pdf
（2013 年 2 月 10 日最終閲覧）

佐藤一磨・馬欣欣（2008）「育児休業法の改正が女性の継続就業に及ぼす影響」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズムⅣ―制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会、119-139 頁。

四方理人・馬欣欣（2006）「90 年代の両立支援施策は有配偶女性の就業を促進したか」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズムⅡ―税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会、169-190 頁。

滋野由紀子・大日康史（1998）「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』No.459、39-49 頁。

樋口美雄（1994）「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会、181-204 頁。

樋口美雄・佐藤一磨（2010）「女性就業・少子化」樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会、469-512 頁。

松原光代（2004）「短時間正社員の可能性―育児短時間勤務制度利用者への聞き取りを通じて」『日本労働研究雑誌』No.528、頁 69-79 頁。

三菱 UFJ リサーチ＆コンサルティング（2009）「平成 20 年度両立支援に係る諸問題に関する総合的調査研究（子育て期の男女へのアンケート調査及び短時間勤務制度等に関する企業インタビュー調査）報告書」
http://www.mhlw.go.jp/houdou/2009/09/dl/h0929-1b.pdf
（2013 年 2 月 19 日最終閲覧）

森田陽子（2005）「育児休業法の規制的側面―労働需要への影響に関する試論」『日本労働研究雑誌』No.536、123-136 頁。