



「両立支援策が賃金に与える影響」

Effects of 'Family-friendly' Fringe Benefits on Wages in Japan

October 9, 2009

橋口三千代 (Michiyo Hashiguchi)*

大阪大学大学院国際公共政策研究科(OSIPP) 招聘研究員

Research Associate, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

【キーワード】 family-friendly, fringe benefits, gender, leave, policy

【JEL code】 C31、J31

【要約】本稿では、2002年度の生命保険文化センター「企業の福利厚生制度に関する調査」(SSJ データアーカイブ)の個票を用いて、企業が展開する法定外福利厚生制度の中から育児・介護関連の両立支援策を取り上げ、施策が賃金に及ぼす影響について分析した。本稿の特徴は、これまで日本のデータではなされてこなかった両立支援策の内生性を考慮して賃金推定を行ったことである。分析の結果、これらの両立支援策は、実際に利用する場合、労働者の賃金に負の効果を持つことが示された。また、利用可能な両立支援策に関して、教育訓練制度に対する満足度は男女ともに正であるのに対し、エンプロイアビリティの向上に対する満足度については、男性は正だが女性は負の効果を持つことが示された。以上のことから、教育訓練を基礎におく健全なインセンティブ形成が必要であり、長期的な人材形成を可能とする、男女共同参画社会へのたしかな道筋作りが望まれる。

* 560-0043 大阪府豊中市待兼山町 1-31.(Email address: m-hashig@osipp.osaka-u.ac.jp)

本論文は、OSIPP Discussion Paper: DP-2009-E-003 をもとに日本労務学会で発表した内容に加筆修正を加えたものである。執筆にあたっては、冨田安信氏から有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げたい。

1. はじめに

男女共同参画社会基本法が 1999 年に施行されてから今年で 10 年目を迎える。この間、共働きが男性の片働きを上回るなど、仕事と家庭を取り巻く環境に変化が見え始めた。その一方で、男性を中心とする長時間労働の働き方が主流である点は、依然として変わらない。例えば、育児休業取得率は女性 89.7%であるのに対し、男性 1.56%であるなど、その取得率は男女で極端に異なる(厚生労働省「平成 19 年度女性雇用管理基本調査」)。たしかに、女性の継続就労を保障する法律の整備は進展している。しかし、その政策効果が十分に得られていないことは、育児休業取得率にみられるように明らかである。国や企業の両立支援サービスの充実がなければ、働く男女が家庭と仕事を両立することは実際には困難である。ゆえに、何らかのより望ましい政策が求められているといえよう。この問題を検討するにあたっては、両立支援サービスの負担が実質的に企業負担に帰着しているかを明確化することが喫緊の課題といえる。本稿の目的は、企業が展開する法定外福利厚生制度の中から育児・介護関連の両立支援策を取り上げ、施策が賃金に及ぼす影響について分析することである。

本稿の特徴は、第一に、これまで日本のデータではなされてこなかった両立支援策の内生性を考慮した賃金推定を行ったこと、第二に、分析結果に対して、理論的な考察を行ったことである。なお、本稿の構成は以下のとおりである。続く第 2 節で先行研究を概観した上で、本稿の課題を述べ、第 3 節では、使用モデルとデータを提示する。第 4 節では、この推定方法を用いた実証分析の結果を示す。最後に第 5 節で結果について議論し、結論を述べる。

2. 先行研究

日本における女性の労働力率は、女性が結婚または出産を理由に退職し、子どもから手が離れたらパートタイマーとして再び労働市場に戻るという「M字型」で表現され、雇用管理や人事制度、就業選択の男女差、そして男女間賃金格差の要因分析等、女性の継続就労への課題や考察を含む多くの研究を生んできた(例えば、小池・富田 1988; 三谷 1997)。特に、法定福利厚生として企業に導入が義務付けられている育児休業制度(1992 年施行)は、継続就業を助ける政策として、弾力的な労働時間制度とともに、両立支援策、ファミリー・フレンドリー施策、ワーク・ライフ・バランス施策といった呼称で取り上げられ¹、多くの研究がなされている。例えば、富田(1994)は、育児休業制度のある企業は社員に占める女性の割合や定着率が高いと述べる一方で、人材育成を均等に行う企業や女性の役職者比率の高い企業ほど出産後も働き続ける女性の割合が高いことを示した。さらに、滋野・

¹ 全国一律の定義はない。脇坂(2006)は、ファミリー・フレンドリーとワーク・ライフ・バランスの違いについて、端的に言うと、前者は家族を形成している従業員、後者は独身者をも含むより広い概念を持つと分類する。

大日(1998)も、育児休業制度は女性の結婚には影響を与えないが、就業継続に対して効果が見られるという点を明らかにしている。このように、複数の研究は育児休業制度が女性の定着率に正の効果を与えるという見解を支持している(樋口・阿部 1992; 森田・金子 1998; Waldfogel *et al.* 1999 他)。他方、女性の離職は個人の問題のみに起因しないということは、統計的差別理論が説明するとおりである²。この視点から、川口(2002)は、両立支援制度と男女均等施策双方の施策に補完性があることを明らかにしている。阿部(2007)は、ポジティブ・アクションやワーク・ライフ・バランス施策が生産性に与える影響について、生産性の増減は短期・長期いずれの視点をとるかで異なると前置きしつつ、これらの施策をあわせて積極的に行うことで生産性が高まることを示している。

さらに海外においても、両立支援策に関して多くの研究がなされている。両立支援策と賃金との関係については、Rosen(1974)が提唱した競争的市場における企業の属性や労働者の選好で賃金決定がなされると想定し、そのメカニズムを説明する「補償賃金格差仮説」を用いた研究に蓄積が多くみられる³。代表的研究としてあげられるJohnson and Provan (1995)の研究では、アメリカの電話調査による 258 サンプルを分析し、フレックスタイムは専門職の女性の賃金に正、それ以外の女性には負、男性には非有意という結果を示した。その分析の結果から彼らは、補償賃金格差仮説のみによる当該問題の説明は困難であると主張している。これに対して、Gariety and Shaffer (2001) は、アメリカのCurrent Population Survey (CPS) でフレックスタイムが賃金に与える影響を分析し、性別に関わりなく支援策が高賃金と高い相関を持つことを明らかにした。また、Heywood *et al.*, (2007) は、Full Treatment Effect モデルを用いて、イギリスのWorkplace Employment Relations Survey (WERS 98)を使用して労使間の両立支援策の認識にかかる内生性を考慮した分析を行い、両立支援策の実務は潜在的に賃金コストとなることを示している。

一方、ヘドニック・アプローチを用いて日本のデータを分析した例としては、中村・中馬(1994)がある⁴。彼らは、パートタイムとしての労働サービスに関する需給の決定について、賃金と仕事属性の組み合わせに関する選択行動の結果として説明できることを示している。しかしながら、この両立支援策と賃金との関係をヘドニック・アプローチで説明する日本の分析例は管見のところ存在しない。その理由として考えられるのは、日本と欧米における福利厚生制度の提供方法が異なることによると思われる。猪木(1995)によると、欧米では職種(ホワイトカラーかブルーカラーか)や職位・職階によって福利厚生制度の内容は異なっている。これに対して、日本では福利厚生制度が同じ職場グループに均一に支給されるのが一般的である。そのため、企業にとっては同じコストである育児支援策も、労働者にと

² 統計的差別理論では、個人の能力や定着性等の情報を個人ではなく個人の属するグループ全体の水準で判断する。例えば、企業が教育訓練投資に男女差を設けることも、統計的差別理論で説明可能である。阿部(2005)は、政策的な問題として、男女間賃金格差が統計的差別によって発生しているか否かを識別する重要性を述べている。

³ アダム・スミスも、その著書『国富論』(Adam Smith, 1791)において言及している。

⁴ 補償賃金仮説は、賃金決定に関するヘドニック・アプローチと呼ばれる理論的なフレームワークの中で論じられる。詳細は、中馬(1999)を参照。

っては、低所得の方が高所得者よりサービスを受けるベネフィット率が高くなる。

また、日本のデータを用いて企業の育児支援策が賃金に与える影響を実証分析した研究では、賃金に正の効果があると示されている(例えば、川口 2007; 日本労働研究機構 2008)。しかし、日本企業の福利厚生制度の提供方法を踏まえた上で、低所得者と高所得者間のベネフィット率を含む帰着の問題を分析するには、利用可能な支援策ではなく、むしろ実際に労働者が利用した支援策との関係、さらには内生性を考慮した分析が必要となる。実際、欧米では複数の研究で両立支援策が優秀な労働者の引き留め策であることをサポートしている (Barringer and Milkovich, 1998; Dex and Scheibl, 2002)。これに対し、日本では、労働者の引き留め策として大きな効果がみられない (松繁 2008)。当該問題にかかる欧米と日本の違いを説明する上でも、帰着について明らかにする必要がある。

本稿では、Heywood *et al.*(2007)が用いた Full Treatment Effect モデルを利用して、育児・介護関連支援策の導入と利用が賃金に与える影響を分析する(利用する根拠については、3.1 推定方法で詳しくふれる)。具体的には、「教育訓練制度に満足している」または「エンプロイアビリティ(雇用されうる能力。今の会社だけでなく、他の会社でも評価される職業能力のこと)の向上に満足している」労働者ほど育児・介護関連施策を利用する傾向があるとすれば、そうでない労働者よりも高賃金である可能性が高い、という仮説を検証する。

3. 推定方法と使用データ

3.1 推定方法

本論に入る前に、本稿における推定方法と使用データについて若干説明したい。ある従業員個人の賃金に両立支援策が及ぼす影響を推定するにあたって、両立支援策ダミーが含まれる賃金関数(1)を最小二乗法 (OLS) に適用する。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 f_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

where y_i =月給の自然対数, $X_i = n \times 1$ の説明変数, $f_i = 1 \times n$ の係数行列, ε_i =撓乱項.

$$f_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 \text{trainingd}_i + \gamma_2 \text{employabilityd}_i + u_i \quad (2)$$

$$f_i = 1 \text{ if } f_i^* > 0, \text{ and } f_i = 0 \text{ otherwise.}$$

Full Treatment Effect モデル(2)は、二つの内生変数「(1)教育訓練制度に満足している = *trainingd*」または「(2)エンプロイアビリティの向上に満足している = *employabilityd*」を従属変数に対する *treatment* とし、その影響を考慮するものである。*treatment* として用いるこれらのダミー変数は、賃金の推定に影響を与えない。(1)と(2)式は、利用可能な両立支援策の有無、実際に利用した支援策の有無、両方の推定式である。

使用変数について、まず、両立支援策は、家族を形成することを前提とする内容とそう

でない内容に分けられる。本稿では、これらの中から、両立支援策を説明する変数として育児と介護に関する施策のみに絞って二つの変数を使用する。一つめは、「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」であり、質問項目では「休業期間が1年を超える育児休業制度」、「休業期間が3ヶ月を超える介護休業制度」、「家族看護休暇制度」に分かれる三つを一つのグループとしてあわせて作成した。可能であれば、グループではなく、個別に分析を行った方がよい。しかし、例えば、「休業期間が3ヶ月を超える介護休業制度」を実際利用した人数は1802サンプル中1人であるため、推定が困難となる。グループ化した理由は、このような事情による。二つめは、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」である。この二つの両立支援策ダミーは、説明変数の一つとしてそれぞれ加えて推定を行っている。推定は、利用可能な支援策を実際に利用した支援策別に分けて行っている。その理由は、前者は企業が支払うコストとして予想されるが、後者は実際に支援策を利用する人の賃金に与える影響であり、帰着の傾向が出やすいと考えられるからである。また、比較検討をするにあたり、利用可能な支援策については、男女全体と性別に分けて推定を行っている。

ここでtreatmentの一つとして用いる「教育訓練制度に満足しているダミー」は、配置や教育訓練において性別を基準にして処遇する傾向、つまり企業の統計的差別の傾向を知るために選択されている⁵。もう一つの「エンプロイアビリティの向上に満足しているダミー」は、生産性にかかる自己評価を知るのみならず、労使双方のコスト・ベネフィット、そして労使間のベネフィット率を補償賃金仮説で説明できると仮定して設定している。これら二つのダミー変数をtreatmentとして用いることにより、内生性をコントロールするのみならず、賃金との関係について、そのメカニズムについて説明することが可能となるのである。

被説明変数は、年収を月額に換算した賃金の自然対数、説明変数は、年齢、年齢の二乗、勤続年数(年)、親・配偶者との同居、未就学児の有無、職業(事務職、販売・営業職、技能・労務職、専門職、管理職)、学歴(中学卒、高校卒、専門学校・専修学校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒)、配偶者の職業(民間企業被用者または公務員)、片道の通勤時間(分)、1週間の労働時間(時間)、1週間の残業時間(サービス残業(時間)を含む)、付与された有給日数、実際に取得した有給日数、労働組合に加入している、である⁶。

また、推定に関しては、セレクション・バイアスの可能性、つまり、内生性を考慮する必要がある。一例を挙げると、能力の高い労働者ほど育児・介護関連施策を利用する傾向があるなら、OLSの場合、上方バイアスとなる(Greene, 2008)。そのため、両立支援策と賃金水準の双方に影響を及ぼす変数(例えば観察不能な生産性)をコントロールする必要性が生じる。ゆえに本稿ではfull treatment モデルを使用することで、この内生性の問題に対処してい

⁵ 使用するtreatmentにより、推定結果は異なる。

⁶ 太田 (2007) は、福利厚生 の賃金効果を測定するためには福利厚生の詳細な性質、企業や労働者の属性など要求される情報量が極めて多いことに言及している。本稿においては、仕事属性、個人特性を表す説明変数を選択するにあたり、両立支援策が賃金に与える影響を分析したHeywood *et al.* (2007)、日本のデータを用いてヘドニック賃金アプローチを行った中村・中馬 (1994)を参考にした。

る。しかしながら、注意しなければならないのは、企業規模ダミーと産業ダミーが賃金や両立支援制度と相関する、また、同じ職場からサンプルが出ている可能性があるため、これを補正しない場合、除外変数バイアスが起こり、推定結果自体に誤りが生じる可能性があるということである⁷。これらの問題に対応するため、以下のような対処を行った。まず、企業規模と相関がある労働組合に着目し、労働組合に関する変数を入れた場合と抜いた場合の両立支援策の係数推定値と符号の変化を確認した。しかしこの点に関して、係数推定値と符号に大きな変化はない⁸。さらに、OLS、Full treatment effect モデルとも、不均一分散でも頑健な標準誤差を仮定することで、推定結果の頑健性を考慮している。

3.2 使用データ

本報告で用いるデータは、2002 年度の生命保険文化センター「企業の福利厚生制度に関する調査」(SSJ データアーカイブ)の個票である。1980 年より実施されているこの調査は、2002 年で 8 回目を数える。調査の対象となるのは、東京都内の 23 区および政令指定都市の正規従業員 5 人以上の民間企業(農林水産業、保険媒介代理業、保険サービス業、通信業、熱供給業、水道業、その他、分類不能は除く)、記入責任(福利厚生または人事労務担当者)である。抽出方法には業種別・従業員規模別による層化抽出法を用い、層ごとに抽出率を設定している。回収サンプル数は、企業 2,014、正規従業員 1,802、非正規従業員 300 であり、それぞれ独立したデータ・セットである。本稿では、この中で特に 1,802 の正規従業員のデータを使用する。その理由は、本データが福利厚生制度と両立支援策に関する質問項目を多く含んでおり、推定に必要な treatment の作成を可能とするからである。しかしながら、本データの利用に際してはいくつかの問題点も存在する。まず挙げられるのが、両立支援策を利用したことがある回答サンプルが少ないということである。また、労使データのマッチングができないため、企業データ・セットに含まれる情報、具体的には企業規模ダミーと産業ダミーを利用することはできない。さらに、データのパネル化は図れない。このようなデータの限界を踏まえつつ、本稿では、両立支援策が従業員の賃金に与える影響について分析していく。

実際に両立支援策を利用した人について検討する表 1 は、実際に利用された両立支援策と対象者となるその利用者の学歴を男女別(人数)に示したものである。表から明らかなように、「育児・介護のための休暇・休業制度」を利用する男性の数は、高校卒よりも大学卒の方が多い。また、「育児・介護のための短時間勤務制度」は高校卒の方が多いという傾向も表によって示されている。一方で、女性に関しては、両者とも、高校卒の方が短大・高専卒、大学卒よりも上記の両制度をより利用している。この点に関して、本稿で使用するデ

⁷ 本稿で分析にもちいるのは従業員データ・セットであるため、企業規模と産業の情報は利用できない。労働者の所属する企業のデータ・セットで企業規模と産業別に両立支援策導入との相関を確認すると、規模が大きくなるほど、また、サービス業ほど両立支援策の種類が増すことが確認されている (Hashiguchi, 2009)。

⁸ 定式化のテストとして Ramsey RESET test を行っている。その結果、モデルが各説明変数の高次項を含まないという帰無仮説は育児・介護のための休暇・休業制度ダミーの利用以外は棄却されなかった。

ータは、正規従業員 5 人以上の民間企業を対象としているため、例えば 300 人以上の民間企業データを使用する場合の利用者層とは結果が異なる可能性がある。

回答のあった 1,802 人について⁹、各変数の平均値と標準偏差でみる特徴(記述統計量)は、表 2 で示しているとおりである。介護・育児関連支援策と関係の深い変数として家族構成に関する変数を取り上げると、配偶者との同居は 54.3%、親との同居は 29.1%、就学前児童の有無は 12.9%である。また、業種に関しては、事務職が 53.9%と大多数を占める。そして、学歴に関しては、大学卒・大学院卒が 43.5%、高校卒は 32.4%である。利用可能な支援策のうち、「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」は 23.8%、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」は 17.7%である。しかし、実際に利用した支援策では、「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」が 0.7%、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」が 0.7%と非常に少ない。treatmentとして使用した 2 つの変数は、「教育訓練制度に満足しているダミー」が 3.3%、「エンプロイアビリティの向上に満足しているダミー」は 1.8%である。

4. 推定結果

まず、年収を月額に換算した賃金の自然対数を被説明変数として用い、OLS と Full treatment effect モデルを使って推定を行った。2 つの式で使用する説明変数は同じであり、また、説明変数のうち、「年齢」、「年齢の二乗」、「勤続年数」、「片道の通勤時間」、「1 週間の労働時間」、「1 週間の残業時間」、「付与された有給日数」、「実際に取得した有給日数」以外はダミー変数である。この点を踏まえた表 3 を検討する。

表 3 は、利用可能な支援策と実際に利用した支援策の推定結果を、OLS (上段)と Full treatment effect モデル (下段) に分けて示している。この表をもとに、利用可能な支援策について OLS(以下、OLS_1)、Full treatment effect モデル(以下、FTE_2)の推定結果を、そして実際に利用した支援策の OLS(以下、OLS_3)、Full treatment effect モデルの推定結果(以下、FTE_4)の順に推定結果をみていく。

まず、OLS_1 の推定結果をみると、二つの両立支援策「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」の各係数は正であり、統計的にも有意である。次に、FTE_2 の推定結果を見ると、「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」については、OLS_1 よりも係数値が大幅に高く統計的に正である。しかし、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」に関しては、正ではあるが統計的に有意ではない。その他の説明変数については、二つの両立支援策と「女性」、「年齢二乗」、「労働組合はあるが加入していない」、「親と同居」、「配偶者の職業」、「週の労働時間」がそれぞれ負の効果を持つ。これらの変数のうち、「労働組合員はあるが加入していない」以外の全ての変数が統計的に有意である負の変数の中で最も係数が大きいのは女性ダミーである。一方で、treatment ダミーをみると、二つの両立支援策ともに正だが、「教育訓練制度に満足している」

⁹ 1,802 人の内訳：男性 1,171 人、女性 630 人、性別未回答者 1 人。

のみ統計的に有意である。続いて OLS_3 の推定結果について検討すると、それは、二つの支援策を利用することによって労働者の賃金コストとなることを示している。このうち、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」のみが統計的に有意である。FTE_4 の推定結果に目を向けると、両立支援策の二つに負の効果が見られる。そして、推定結果について、「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」は統計的に有意ではないが、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」は有意である。この結果は、FTE_2 における推定結果と以下の点で相違が見られる。「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」における「労働組合はあるが加入していない」、「親と同居」、の符号は同じで、こちらは有意である。また、treatment ダミーの「エンプロイアビリティの向上に満足している」の係数値がより大きく、負で有意である。しかしながら、支援策「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」について、「労働組合はない」企業が有意となった他、treatment ダミーの「エンプロイアビリティの向上に満足している」はより大きい負の係数で有意である。

また、表 4 は、利用可能な支援策について男女別に推定した結果を OLS (上段)と Full treatment effect モデル (下段) に分けて示している。上記の表 4 における分析と同様にこの表 4 にもとづいて、利用可能な支援策について OLS(以下、男性 OLS_5)、そして Full treatment effect モデル(以下、男性 FTE_6)の推定結果、次に実際に利用した支援策の OLS(以下、女性 OLS_7)、そして Full treatment effect モデル(以下、女性 FTE_8)の推定結果について、それぞれ順に検討していく。

まず、男性 OLS_5 の推定結果をみると、二つの両立支援策「育児・介護のための休暇・休業制度ダミー」、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」の両係数は賃金に正の効果を持ち、統計的にも有意である。これに対して、男性 FTE_6 の推定結果に目を向けると、二つの両立支援策ともに、男性 OLS_5 よりも係数値が大幅に高く正で統計的に有意である。負の係数を持つのは、「年齢二乗」、「技能・労務職」、「労働組合員はあるが加入していない」、「労働組合はない」、「親と同居」、「配偶者の職業」、「週の労働時間」であり、これらの変数のうち、「年齢二乗」、「労働組合はない」、「週の労働時間」のみが統計的に有意である。ところが、treatment ダミーは、両立支援策の種類によって推定結果に若干の違いがみられる。まず、「育児・介護のための休暇・休業制度」については、treatment ダミーである「教育訓練制度に満足している」、「エンプロイアビリティの向上に満足している」両方ともに正であり、統計的に有意である。しかし、「育児・介護のための短時間勤務制度」については、「エンプロイアビリティの向上に満足している」のダミーに関しては、正であるが統計的に有意な結果は示されていない。他方、女性 OLS_7 の推定結果を検討すると、二つの両立支援策は正で統計的に有意である。女性 FTE_8 の推定結果もまた同様に、二つの両立支援策にともに正で統計的に有意であることを示している。さらに、女性 FTE_8 の推定結果と男性 FTE_6 の結果を比較すると、両者の間で係数値、符号に関しては、ほぼ同じであるが、二つの支援策に対する treatment ダミーの推定値に相違が見られる。両立支援策のうち、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」に関しては、treatment ダミーの一つ「教育

訓練制度に満足している」をみると女性が男性よりも大幅に高い係数値で正であり、統計的に有意である。しかしながら、「エンプロイアビリティの向上に満足している」ダミーは、女性が男性よりも大幅に負で有意である。他方、「育児・介護のための短時間勤務制度ダミー」について、treatment ダミーの一つ「教育訓練制度に満足している」は正だが統計的に有意でない。もう一つの treatment ダミー「エンプロイアビリティの向上に満足している」は負で統計的に有意な結果は示されなかった。

5. 議論と結論

以上のような推定結果をもとに行われた分析を整理すると、以下のような点が指摘される。第一に挙げられるのが、利用可能な両立支援策があることは、賃金コストとならないということである。しかし、Full treatment effect モデル で内生性を考慮した推定結果をみると、treatment ダミーとして用いた「教育訓練制度に満足している」と「エンプロイアビリティの向上に満足している」の推定結果が異なる傾向を示していた。前者は、支援策を利用した場合の賃金に対して正で統計的に有意な効果を持つ一方、後者は、正だが有意ではない。そこで、さらに利用可能な両立支援策が賃金に与える影響を詳しくみるため、男女別に推定を行った結果、「エンプロイアビリティの向上に満足している」は、男性の賃金に正で有意（休暇・休業のみ）、女性は有意でないが負の効果を持つという点が明らかにされた。この推定結果は有意ではない。しかし、どのような両立支援策を企業に導入するかという選択や、実際に利用したいという個人の意志が入り込めない段階にあって、女性のみ賃金に負の効果がみられるという結果は、統計的差別の可能性を示唆する。

続いて、利用可能な支援策と実際に利用される支援策に関して、各 treatment ダミーの推定結果を用いて比較を行う。一つめの treatment ダミーである「教育訓練制度に満足している」は、利用可能な支援策と実際に利用される場合のいずれにおいても賃金に正に有意の効果を持つ。これは、労使双方が教育訓練効果を潜在的に期待している結果の現れであると説明できる。一方、二つめの「エンプロイアビリティの向上に満足している」は、実際に支援策を利用する場合に特に大きな係数値を示し負に有意な効果を持つ。先にも触れたとおり、エンプロイアビリティとは、「雇用されうる能力。今の会社だけでなく、他の会社でも評価される職業能力」のことであるが、教育訓練制度には満足するがエンプロイアビリティの向上には満足しない労働者という企業の関係は以下のように説明される。労働者が教育制度に満足しているという結果は、人的資本理論によるキャリア形成の重要性を示唆する。他方、補償賃金格差仮説によると、育児・介護関連施策に対する女性のベネフィット率の高さに対して企業はコスト調整を行い続けることが説明されうる。生産性を高め高賃金を得ることで両立支援策を買うことを選択することとあわせて、同一労働同一賃金が望ましい政策として選択されよう。

本稿では、2002 年度の生命保険文化センター「企業の福利厚生制度に関する調査」（SSJ

データアーカイブ)の個票を用いて、企業が展開する法定外福利厚生制度の中から育児・介護関連の両立支援策を取り上げ、施策が賃金に及ぼす影響について分析した。その分析から、これまで日本のデータではなされてこなかった両立支援策の内生性を考慮した賃金推定を行ったことで、理論的説明の一端を示した。残された課題は、本稿の分析結果を一般化しうるかを検証することである。

教育訓練制度に満足することは、悪いことではない。しかし、エンプロイアビリティの向上に結びつかなければ、労使双方にとって教育訓練を基礎におく健全なインセンティブ形成はなされない。長期的な人材形成を可能とする多様な働き方が受け入れられる、男女共同参画社会へのたしかな道筋作りが望まれる。

参考文献：

- アダム・スミス (Adam Smith) 著, 山岡洋一訳 (2007). 『国富論(上) - 国の豊かさの本質と原因についての研究 (An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations)』日本経済新聞社出版.
- 阿部正浩(2005). 「男女の雇用格差と賃金格差 (特集：男女雇用平等と均等法)」『日本労働研究雑誌』 47(5), 15-31.
- 阿部正浩(2007). 「ポジティブ・アクション, ワーク・ライフ・バランスと生産性 (特集：多様化する「子育て支援」の在り方をめぐって)」『季刊社会保障研究』 43(3), 184-96.
- Barringer, M. and Milkovich, G. (1998). “A Theoretical Exploration of the Adoption and Design of Flexible Benefit Plans: A Case of Human Resource Innovation,” *Academy of Management Review*, 23, 305-25.
- 中馬宏之(1999). 『労働経済学 (初版第3刷)』新世社.
- Dex, S. and Scheibl, F. (2002). *SMEs and Flexible Working Arrangements*, Bristol: Policy Press and Joseph Rowntree Foundation.
- Gariety, B. and Shaffer, S. (2001). “Wage Differentials Associated with Flextime,” *Monthly Labor Review*, 124(3), 68-75.
- Greene, W. H. (2008). *Econometric Analysis* (6th Edn.), New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Hashiguchi, M. (2009). *Correlation between Worker Demographics and Worker Access to Firm-provided Family-friendly Policies in Japan*, Mimeo-graphed, Osaka: Osaka School of International Public Policy, Japan.
- Heywood, J. S., Siebert, W. S. and Xiangdong, W. (2007). “The Implicit Wage Costs of Family Friendly Work Practices,” *Oxford Economic Papers*, 59, 275-300.
- 樋口美雄・阿部正浩(1992). 「労働時間制度と従業員の企業定着率」『経済研究』 43(3), 203-13.
- 猪木武徳(1995). 「企業内福利厚生の国際比較に向けて - 種類・構成および準固定費的性格をめぐって - 」猪木武徳・樋口美雄編『日本の雇用システムと労働市場』日本経済新聞社, 101-24.
- Johnson, N. B. and Provan, K. G. (1995). “The Relationship between Work/Family Benefits and Earnings: A Test of Competing Predictions,” *Journal of Socio-Economics*, 24(4), 571-84.

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』44(6), 15-28.

川口章(2007).「均等化施策とワーク・ライフ・バランス施策が賃金と離職行動に及ぼす影響」『仕事と家庭の両立支援にかかわる調査』JILPT 調査シリーズ, 労働政策研究・研修機構, 37, 60-78.

小池和男・冨田安信編著(1988).『職場のキャリアウーマン』東洋経済新報社.

厚生労働省(2008).『平成19年度雇用均等基本調査』調査概要,
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2008/08/h0808-1.html>(Last access: 2009/05/18).

松繁寿和(2008).「女性大卒正社員の定着への影響」佐藤博樹・武石恵美子編『人を活かす企業が伸びる-人事戦略としてのワーク・ライフ・バランス』勁草書房, 71-87.

三谷直己(1997).『企業内賃金構造と労働市場』勁草書房.

森田陽子・金子能宏(1998).「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』40(9), 50-62.

中村二郎・中馬宏之(1994).「ヘドニック賃金アプローチによる女子パートタイム労働者の賃金決定」,『日本労働研究雑誌』36(9), 23-29.

日本労働研究機構(2008).「企業内におけるコース別雇用管理, ポジティブ・アクション, 育児支援策と男女間賃金格差」について(資料3-1, 3-2),
<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/09/s0919-4.html>(Last access: 2009/09/24).

太田聡一(2007).「企業内福利厚生への経済学的アプローチ」『日本労働研究雑誌』49(7), 20-31.

Rosen, S. (1974). "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.

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』40(9), 39-49.

冨田安信(1994).「女性が働き続けることのできる職場環境—育児休業制度と労働時間制度の役割—」『大阪府立大学 経済研究』40(1), 43-56.

Waldfoegel, J., Higuchi, Y. and Abe, M. (1999). "Family Leave Policies and Women's Retention after Childbirth: Evidence from the United States, Britain and Japan," *Journal of Population Economics*, 12(4), 523-45.

Table 1 育児・介護のための両立支援策を利用した労働者(学歴・男女別)

		高校卒	短大・高専卒	大学・大学院卒	学歴不明	合計(人)
男性	休暇・休業制度	2		3		5
	短時間勤務制度	3		1		4
女性	休暇・休業制度	3	2	2		7
	短時間勤務制度	5	2		1	8

Table 2 記述統計量

	平均	標準偏差
労働者の属性		
男性	0.6498	0.4772
女性	0.3496	0.4770
月給	389666	193470
月給の自然対数	12.78	0.46
年齢	38.93	10.91
年齢二乗	1634.61	898.97
勤続年数	11.30	9.00
配偶者と同居	0.5433	0.4983
親と同居	0.2913	0.4545
未就学児	0.1293	0.3356
職業		
事務職	0.5385	0.4987
販売・営業職	0.1388	0.3458
技能・労務職	0.0760	0.2650
専門職	0.0645	0.2458
管理職	0.1822	0.3861
学歴		
中学卒	0.0198	0.1392
高校卒	0.3239	0.4681
専門学校・専修学校卒	0.1106	0.3137
短大・高専卒	0.1112	0.3144
大学・大学院卒	0.4345	0.4958
その他		
付与された有給日数	19.2489	11.4320
実際に取得した有給日数	6.9717	6.7985
配偶者の職業	0.1421	0.3492
片道の通勤時間	49.1670	26.6550
一週間の労働時間	40.5863	4.3866
一週間の残業時間	8.5582	10.9061
労働組合に加入している	0.1667	0.3728
労働組合はあるが加入していない	0.1259	0.3318
労働組合はない	0.7075	0.4551
育児・介護のための両立支援策		
利用可能な休暇・休業制度	0.2375	0.4257
利用可能な短時間勤務制度	0.1770	0.3818
実際に利用した休暇・休業制度	0.0067	0.0814
実際に利用した短時間勤務制度	0.0067	0.0814
Treatment		
教育訓練制度に満足している	0.0333	0.1795
エンプロイアビリティの向上に満足している	0.0183	0.1341

Notes: 1) 基準変数: 職業＝事務職, 学歴＝中学校卒, 労働組合＝所属企業の労組に加入している。変数の定義は、本文参照。 2) 両立支援策のうち、「育児・介護の休暇・休業制度ダミー」は、休業期間が1年を超える育児休業制度、休業期間が3ヶ月を超える介護休業制度、家族看護休暇制度をあわせて作成している。

Table 3 「利用可能な支援策」と「実際に利用した支援策」推定結果

OLS 推定結果

被説明変数: 月給の自然対数	利用可能な支援策(OLS_1)		実際に利用した支援策(OLS_3)	
育児・介護の休暇・休業制度	0.0761 ***		-0.4311	
	(3.12)		(-1.39)	
育児・介護のための短時間勤務制度		0.0596 ***		-0.3688 **
		(2.84)		(-2.41)
サンプル数	1,802	1,802	1,802	1,802
R ²	0.63	0.62	0.63	0.63

Notes: 1) Full Treatment Effectと同じ説明変数を使用。2) カッコ内はt値。3) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを示す。

Full Treatment Effect 推定結果

被説明変数: 月給の自然対数	利用可能な支援策(FTE_2)		実際に利用した支援策(FTE_4)	
育児・介護の休暇・休業制度ダミー	0.4637 ***		-0.4149	
	(5.48)		(-1.40)	
育児・介護のための短時間勤務制度ダミー		0.2057		-0.2886 *
		(1.50)		(-1.81)
[説明変数]				
女性	-0.1785 ***	-0.1781 ***	-0.1676 ***	-0.1730 ***
年齢	0.0662 ***	0.0673 ***	0.0646 ***	0.0661 ***
年齢二乗	-0.0007 ***	-0.0007 ***	-0.0007 ***	-0.0007 ***
勤続年数	0.0108 ***	0.0109 ***	0.0114 ***	0.0114 ***
販売・営業職	0.0477 **	0.0366	0.0322	0.0299
技能・労務職	0.0266	0.0172	0.0179	0.0137
専門職	0.1227 ***	0.1255 ***	0.1261 ***	0.1229 ***
管理職	0.2113 ***	0.2102 ***	0.2197 ***	0.2169 ***
高校卒	0.1604 **	0.1433 *	0.1500 **	0.1502 **
専門学校・専修学校卒	0.1993 ***	0.1862 **	0.1884 **	0.1838 **
短大・高専卒	0.2292 ***	0.2111 ***	0.2212 ***	0.2180 ***
大学・大学院卒	0.2733 ***	0.2533 ***	0.2611 ***	0.2558 ***
労働組合員ではない	0.0214	0.0251	0.0206	0.0168
労働組合はない	-0.0260	-0.0312	-0.0472 *	-0.0511 **
未就学児	0.0119	0.0155	0.0195	0.0233
配偶者・同居	0.0817 ***	0.0803 ***	0.0858 ***	0.0835 ***
親・同居	-0.0362	-0.0352	-0.0399 *	-0.0364
付与された有給日数	0.0041 ***	0.0041 ***	0.0040 ***	0.0040 ***
実際に取得した有給日数	0.0032 ***	0.0033 ***	0.0040 ***	0.0036 ***
配偶者の職業	-0.1004 ***	-0.0928 ***	-0.0879 ***	-0.0811 ***
片道の通勤時間	0.0009 ***	0.0010 ***	0.0010 ***	0.0009 ***
一週間の労働時間	-0.0045 *	-0.0042 *	-0.0052 **	-0.0051 **
一週間の残業時間	0.0016	0.0014	0.0016	0.0015
定数項	10.8869 ***	10.9479 ***	11.0782 ***	11.0610 ***
[treatment]				
教育訓練制度に満足している	0.3865 ***	0.5338 ***	0.9634 ***	0.9945 ***
	(2.66)	(2.70)	(2.55)	(2.56)
エンプロイアビリティの向上に満足している	0.2006	0.2086	-5.1244 ***	-4.8024 ***
	(0.84)	(0.65)	(-34.33)	(-6.18)
定数項	-0.6641 ***	-0.8910 ***	-2.5357 ***	-2.5383 ***
χ ² (24)	2042.65 ***	2077.51 ***	2109.32 ***	2043.82 ***
独立性のWald test	16.38 ***	1.13	0.53	1.73
サンプル数	1,802	1,802	1,802	1,802

Notes: 1) 基準変数: 職業＝事務職, 学歴＝中学校卒, 労働組合＝所属企業の労組に加入している。変数の定義は、本文参照。2) 両立支援策のうち、「育児・介護の休暇・休業制度ダミー」は、休業期間が1年を超える育児休業制度、休業期間が3ヶ月を超える介護休業制度、家族看護休暇制度をあわせて作成している。3) カッコ内はz値。4) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを示す。

Table 4 「利用可能な支援策(男女別)」推定結果

OLS 推定結果

被説明変数: 月給の自然対数	利用可能な支援策(男性OLS_5)		利用可能な支援策(女性OLS_7)	
育児・介護の休暇・休業制度	0.0562 *		0.1308 ***	
	(1.86)		(3.71)	
育児・介護のための短時間勤務制度		0.0632 ***		0.0696 *
		(2.75)		(1.73)
サンプル数	1,171	1,171	630	630
R ²	0.61	0.61	0.43	0.41

Notes: 1) Full Treatment Effectと同じ説明変数を使用。2) カッコ内はt値。3) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを示す。

Full Treatment Effect 推定結果

被説明変数: 月給の自然対数	利用可能な支援策(男性FTE_6)		利用可能な支援策(女性FTE_8)	
育児・介護の休暇・休業制度	0.4920 ***		0.4500 **	
	(7.27)		(2.24)	
育児・介護のための短時間勤務制度		0.2091 ***		0.3689 *
		(3.36)		(1.67)
[説明変数]				
年齢	0.0844 ***	0.0876 ***	0.0457 ***	0.0455 ***
年齢二乗	-0.0009 ***	-0.0009 ***	-0.0005 ***	-0.0005 ***
勤続年数	0.0077 ***	0.0078 ***	0.0200 ***	0.0201 ***
販売・営業職	0.0559 **	0.0543 **	-0.0925 ***	-0.0947 **
技能・労務職	-0.0072	-0.0035	0.0486	0.0302
専門職	0.0912 ***	0.1061 ***	0.1998 ***	0.1969 ***
管理職	0.2139 ***	0.2157 ***	0.0418	0.0696
高校卒	0.1391 *	0.1104	0.5081 ***	0.4676 ***
専門学校・専修学校卒	0.1408	0.1273	0.6603 ***	0.6016 ***
短大・高専卒	0.2226 **	0.2066 **	0.5895 ***	0.5473 ***
大学・大学院卒	0.2162 ***	0.1866 **	0.6709 ***	0.6261 ***
労働組合員ではない	-0.0123	-0.0114	0.1123 *	0.1044 *
労働組合はない	-0.0610 **	-0.0644 **	0.0440	0.0246
未就学児	0.0321	0.0342	-0.1168	-0.1201
配偶者・同居	0.0862 ***	0.0796 ***	0.0727	0.0595
親・同居	-0.0207	-0.0153	-0.1067 ***	-0.1064 ***
付与された有給日数	0.0042 ***	0.0045 ***	0.0029 *	0.0026
実際に取得した有給日数	0.0038 ***	0.0037 ***	0.0031	0.0042 **
配偶者の職業	-0.0415	-0.0188	-0.1724 **	-0.1634 **
片道の通勤時間	0.0007 *	0.0008 **	0.0010	0.0009
一週間の労働時間	-0.0063 ***	-0.0057 **	-0.0042	-0.0053
一週間の残業時間	0.0013	0.0010	0.0027 *	0.0030 **
定数項	10.6494 ***	10.6588 ***	10.7131 ***	10.8677 ***
[treatment]				
教育訓練制度に満足している	0.3905 ***	0.6348 ***	0.6444 **	0.3750
	(2.50)	(2.83)	(1.89)	(1.11)
エンプロイアビリティの向上に満足している	0.4655 **	0.4163	-0.5373	-0.3257
	(1.97)	(1.16)	(-1.15)	(-0.66)
定数項	-0.7097 ***	-0.9376 ***	-0.5839 ***	-0.7968 ***
χ ² (23)	1051.4 ***	1131.44 ***	407.89 ***	371.6 ***
独立性のWald test	26.69 ***	4.71 **	2.64	1.79
サンプル数	1,171	1,171	630	630

Notes: 1) 基準変数: 職業＝事務職, 学歴＝中学校卒, 労働組合＝所属企業の労組に加入している。変数の定義は、本文参照。2) 両立支援策のうち、「育児・介護の休暇・休業制度ダミー」は、休業期間が1年を超える育児休業制度, 休業期間が3ヶ月を超える介護休業制度, 家族看護休暇制度をあわせて作成している。3) カッコ内はz値。4) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを示す。