

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

森田 陽子

(名古屋市立大学大学院助教授)

1992年に施行された育児休業法は女性の就業と育児を支援する目的を持っている。これまでの研究から育児休業制度は既に雇用されている女性労働者の就業継続や出生率に正の効果を与えていることが確認されている。しかし、育児休業制度は女性労働者の労務コストを増加させるという側面を持ち、育児休業法はそのコスト増を企業に義務的に課すことを意味する。このため育児休業制度を導入するインセンティブを持たない企業は、育児休業法による女性労働者のコスト増を予想し、女性の雇用をあらかじめ抑制しようとする可能性がある。本稿では育児休業法の92年の施行と95年の改正が、企業の女性労働者のコストに対する認識を変化させ、女性の労働需要に対して負の影響を与えたことがなかったのかどうかを、「雇用動向調査」(厚生労働省)を用いて検証した。分析の結果から、育児休業法の92年の施行は女性の新規雇用に影響を与えたという結果は得られなかったが、95年の法改正は新たに適用となった30人未満の事業所において、過去1年間に未就業であった女性の新規雇用に減少させたこと、35～44歳の新規雇用、特に、転職者の雇用に負の影響を与えた可能性があることが明らかとなった。

目次

- I はじめに
- II 育児休業法と労働市場
- III 育児休業法の施行および改正と女性雇用
- IV 結論

I はじめに

育児休業法は1992年4月に施行され、現在に至るまで何回かの改正や関連諸制度の改革を重ねてきた。92年の施行当初はその適用範囲が常用雇用者30人を超える事業所に限定されていたが、95年の改正によって事業所規模による除外規定は撤廃された。また、95年には休業者の社会保険料負担の免除、雇用保険からの休業給付の支給が開始されるようになった。

これまでの実証研究から、育児休業制度が女性の就業継続や出生率に対して正の影響を持つなど、

すでに雇用されている女性労働者の利益となることが確認されている(樋口(1994)、滋野・大日(1998)、森田・金子(1998)、駿河・西本(2002))。反面、法による制度の義務化は必ずしもすべての女性労働者に対して利益にはならないのではないかという議論がある(大竹(1999))。育児休業制度は女性労働者の労務コストを増加させるという側面を持ち、育児休業法はそのコスト増を企業に義務的に課すことを意味する。このため育児休業制度による利益よりも費用のほうが大きい企業は、育児休業制度を導入するインセンティブを持たない。このような企業は育児休業法による女性労働者のコスト増を予想し、女性の雇用をあらかじめ抑制しようとする可能性がある。本稿では育児休業法の92年の施行と95年の改正が、企業の女性労働者のコストに対する認識を変化させ、女性の労働需要に対して負の影響を与えたことがなかったのかどうかを、「雇用動向調査」(厚

生労働省)の集計データを基に、difference-in-difference-in-difference (以下DDD)モデルを用いて検証をする。

これまでも法規制が労働市場に与える影響に関して大きな研究の蓄積がある¹⁾。特にアメリカにおいて盛んに研究されているが、女性を対象とした法規制をDDDモデルによって分析しているものとして、Gruber (1994)とKlerman and Leibowitz (1997)がある。Gruber (1994)は70年代後半に出産に対する保険のカヴァレッジを他の疾病と差別することを禁止した州としなかった州とで出産年齢の女性の労働供給や賃金にどのような違いがあったのかを分析している。Gruber (1994)によれば差別を禁止した州では、20~40歳の既婚女性の労働供給にはほとんど影響がなかったものの、賃金については規制のコストが転嫁されたことによって実質的な低下があったとしている。Klerman and Leibowitz (1997)では1980年から1990年にかけて育児休業法が成立した州と成立しなかった州とを比較すると、育児休業法が成立した州のほうが末子年齢1歳未満の母親の労働供給が多かったということが示されたが有意な差は得られていないことが報告されている。

日本では、育児休業法に関して言えば、規制としての側面に着目した分析はあまりないように思われる。数少ない分析の中では、脇坂(2001)が、平成8年度の「女子雇用管理基本調査」(労働省)の個票データを用い、事業所規模30人未満の事業所で育児休業制度がある事業所では、育児休業制度をコスト増と捉え、女性の雇用が少なくなっていることを示している。しかし、脇坂(2001)では育児休業制度の有無と労働需要との間の内生性が考慮されていない。また、森田(2003)では、「雇用動向調査」(厚生労働省)の産業別データを用い、育児休業法の95年改正によって企業の労働需要が影響を受けたことはなく、逆に育児休業制度が普及している産業では20代前半の女性の労働需要が増加した可能性が報告されている。しかし、森田(2003)では、内生性は考慮されているが、95年法の影響を捉えているかどうか疑問が残る。

森田(2003)では、産業別のデータを用い、産

業ごとの育児休業制度の普及度を基に、95年改正の影響を分析している。育児休業法は、前述のように事業所規模によって適用が異なっていた。また、育児休業制度の普及は事業所規模と正の相関がある(表1)。したがって、規模の大きな事業所によって多くを構成されている産業では、育児休業制度の普及度が高く、95年改正の適用から外れていた事業所が多いという関係が成立していた可能性がある。このため、95年の改正によって新たに法の適用となった事業所で、労働需要がどのように変化したかという点については明確に捉えられてはいない。

本稿では、これまであまり取り上げられてこなかった、育児休業法の規制的な側面に注目し、法施行に対して企業がどのように反応したのかを考察する。92年の育児休業法の施行および95年の改正法の施行に注目し、「雇用動向調査」(厚生労働省)の企業規模別データを用いた分析をおこなう。規模別データを用いることで、法の適用となった事業所への影響を明示的に捉えることができる。

以下Ⅱで育児休業法の変遷と企業にとっての育児休業制度のコストとはどのようなものか、育児休業法が労働市場にどのような影響を与えるのかを考察する。Ⅲで「雇用動向調査」(厚生労働省)の集計データを用い、育児休業法が女性の労働需要に与えた影響を分析する。Ⅳで結論を述べる。

なお、本稿では、「雇用動向調査」(厚生労働省)における常用労働者のうち、一般労働者を分析対象とし、パートタイム労働者は分析対象から除外する²⁾。育児休業はパートタイム労働者であっても期間の定めのない契約をしていれば取得の対象となるが、現実にはパートタイム労働者で育児休業を取得することは困難である。ここでは育児休業法の影響を明確に検証するという目的のため、一般常用労働者に分析対象を限定する。

Ⅱ 育児休業法と労働市場

育児休業法は1992年4月に施行され、これにより常用雇用者が30人を超える事業所において育児休業は事業主の義務となった。その後、1995年4月に育児休業法が改正され、30人以下の事

表1 育児休業制度の普及状況

(単位：%)

	1988	1990	1993	1996	1996	1999
調査対象事業所規模	30人以上	30人以上	30人以上	30人以上	5人以上	5人以上
調査対象事業所民営・公営の別	公営・民営	公営・民営	民営	民営	民営	民営
育児休業制度規定率						
事業所規模：計	19.2	21.9	50.8	60.8	36.4	53.5
500人以上	25.3	37.5	95.2	97.1	97.1	98.7
100～499人	18.0	23.0	72.2	81.4	81.4	88.5
30～99人	19.4	21.3	45.1	55.4	55.4	74.0
5～29人					32.0	49.4
30人以上					60.8	77.0
育児休業取得率						
事業所規模：計			48.1	44.5	49.1	56.4
500人以上			47.4	64.5	64.5	76.3
100～499人			44.7	29.2	29.2	71.4
30～99人			52.1	68.9	68.9	47.2
5～29人					60.9	55.0
30人以上					44.5	57.9
育児休業制度規定有事業所30人以上計						59.5
育児休業制度規定有事業所5人以上計						64.0

出所：「女性（女子）雇用管理基本調査」（厚生労働省）より筆者作成。

注：1）育児休業制度規定率とは、就業規則や労働協約などに育児休業制度の規定がある事業所の割合。

2）育児休業取得率は、出産した女性労働者に占める育児休業取得者の割合。なお、1993年と1996年については、育児休業制度の規定がある事業所において育児休業を取得した者の割合である。

業所も適用対象となった。また同じ年から育児休業給付の支給が開始され、育児休業取得前の賃金の25%が雇用保険より給付されるようになった。加えて、育児休業中の厚生年金保険料と健康保険料の労働者負担分も免除となった。その後、社会保険料の事業主負担分が、厚生年金については2000年4月から、健康保険については2001年1月から免除となった。また、育児休業給付も2001年1月以降から給付額が引き上げられ、休業前賃金の40%とされた。

表1は育児休業制度の普及状況を示している。表で示されているのは、育児休業制度の規定率（育児休業制度を就業規則、労働協約などで規定している事業所の割合）と取得率である。表1からは育児休業法が施行された1992年以後、法の適用となった規模の大きい事業所で育児休業制度が普及していったことがわかる。事業所規模が大きいほど規定率が高く、特に最も規模の大きい500人以上の事業所ではほぼ100%の規定率となっている。95年の改正以後は5～29人規模の事業所でも徐々に浸透していったことが示されている。また、育児休業制度の利用者についてみると、出産

した女性の約半数が育児休業を取得している。このことから、1992年以降、育児休業制度は職場で徐々に定着し、企業はより多くの女性労働者が育児休業を取得するようになることを認識していたと推察される。

育児休業法によって義務化される育児休業制度とは、いったい企業にどのような影響を与えるのであろうか。多くの女性労働力を必要とするような企業では、育児休業によって就業継続者が増えることで、労働力の確保や訓練コストが軽減される。女性を特別に多く雇用していない企業であっても、離職率が低下することで職場教育のコストが軽減されたり、継続的な就業を通じて生産性の上昇がもたらされるという利点がある。また、女性労働者の離職リスクが低下すれば、教育投資も行い易くなり、生産性の高い労働者を確保することが可能になる。性別にかかわらず生産性の高い労働者を雇用したいというインセンティブを企業が持っていれば、離職リスクの低下は女性労働者に対する需要増につながるだろう。

以上は企業にとっての育児休業制度の利点であり、労働需要を増加させる要因である。他方、育

児休業制度には女性の労務コストを上昇させる働きがあり、これは労働需要に対して負の影響を与える要因である。コスト上昇の原因の一つは育児休業者の社会保険料や賃金である。現在、育児休業者の社会保険料の事業主負担は免除となっているが、それは2000年以降になってからである。賃金については必ずしも支払い義務はないが、休業中に賃金の支払いを定めている企業もあり、そのような企業にとってはコストとなる。また、企業にとって大きな負担となるのは、休業者が発生した時の代替要員の確保や取り扱いである。休業者が発生したところでは、代替要員の受け入れや、仕事の割り振りなどを考える必要が生じる。育児休業法では休業者の復帰後の賃金や現職復帰については規定していないが、休業者が復帰した時の受け入れ場所を考慮しておく必要もある。実際、育児休業制度の問題点として、代替要員の問題を第1に挙げる企業は多い³⁾。

育児休業制度によって女性の勤続年数が伸び、賃金が上昇することで、より長期的なコストの上昇も起きる。森田・金子(1998)では、育児休業制度が女性の就業継続を促進し、それが賃金上昇を促すということが報告されている。同時に、現行の社会保険料率の算定方式では、企業が支払わなければならない社会保険料負担を増大させることになる。

育児休業法がなければ、企業が育児休業制度を導入するかどうかは、以上のような費用と利益の相対的な大きさで決定される。育児休業制度による利益が相対的に大きいような企業では、自発的に育児休業制度を導入するインセンティブがある。しかし、費用が上回るような企業では育児休業制度を導入するインセンティブはない。育児休業法は後者のような企業にも育児休業制度の導入を強いる。法によって育児休業制度が義務化されれば、このような企業は労務コストのかかる女性労働者を雇用しないことで、育児休業制度によって発生するコストを回避しようとするかもしれない。

ただし、以上のような育児休業制度の正あるいは負の効果が発生するには、育児休業取得者数の実質的な増加が前提となる。すなわち、育児休業制度が職場に十分に浸透する程度の期間を想定す

ることが必要で、この場合、供給側の要因も労働市場に影響を与えることになる。育児休業制度が広く普及し、女性労働者のほとんどが出産・育児に際しても就業を継続することが一般的になれば、女性の労働供給は大幅に拡大する。この結果、賃金低下を伴いつつ、女性労働者の雇用量は増加するかもしれない。

しかし、本稿の関心は、育児休業法施行直後の企業の反応で、実際に取得者が急増し、労務コストが上昇したのか、また、労働供給が変化したのかということとはここでは問わない。女性労働者の労務コストに対する企業の認識が変化することのみが、女性の雇用に影響を与えるものとする。以下では、育児休業法の施行によって女性労働者の労務コストが短期的・長期的に上昇することを予想した企業が、それを回避するために、女性労働者の雇用をあらかじめ減少させたということがなかったのかどうかを分析する。

III 育児休業法の施行および改正と女性雇用

1 DDD 推定量

ここでは、育児休業法の92年施行と95年改正直後に、企業が女性雇用を抑制したかどうかを、「雇用動向調査」(厚生労働省)の企業規模別データを用い、DDDモデルで検証する。DDDモデルを採用する理由の一つは、育児休業法が事業所規模によって適用範囲が異なっていたことから、この違いを利用した自然実験の環境が生まれていることである。

他の理由には、法規制の影響を分析する上で、DDDモデルは見せかけの影響をコントロールできるという利点があることがある。単に育児休業法施行前後の女性雇用を比較するのであれば、育児休業法以外の景気などの労働市場への影響を捉えてしまう可能性がある。また、法の適用となった規模の事業所と適用とならなかった規模の事業所とで、法施行前後の女性雇用を比較するのであれば、景気の影響などはコントロールされるが、適用となった規模の事業所に固有の影響はコント

ロールされない。例えば、景気の影響が小規模事業所に集中した場合、小規模事業所において女性雇用が減少しても、それが育児休業法によるものか、景気の影響によるものか識別することができない。

DDD モデルはこのような法規制以外の影響をコントロールし、法規制の影響のみを識別するための分析方法の一つである。まず、育児休業法が適用となった規模の事業所と適用とならなかった規模の事業所で、各々における女性雇用を、法の施行前後で差をとり、さらにその差をとる。これにより、両者に共通におきた労働市場への影響がコントロールされ、女性雇用の差の差分 (DD: difference-in-differences) が、育児休業法の影響を表すものとして捉えられる。

さらに、規模固有の影響をコントロールするために、両規模の事業所における女性雇用の DD と男性雇用の DD の差をとる。これが差分の差分 (DDD) となり、真に育児休業法の影響を捕捉するものとなる。ここで女性雇用と男性雇用を比較するのは、男性労働者は育児休業法の影響を受けないと考えられるからである⁴⁾。ただし、法施行以後に育児休業法が適用となった事業所で、女性雇用にのみ影響を与えるようなことが労働市場におきた場合、この影響と育児休業法の影響を識別することは困難である。このような影響は、回帰分析において適当な変数によって可能な限りコントロールすることとする。

法規制が労働市場に与えた影響を分析するには、Hamermesh (1993) や三谷 (2001) などのように、生産要素間の弾力性を推計することによって、規制による生産要素費用の変化が要素需要に与える影響を推定することも可能である。また、Friesen (1997) のように長期的な企業価値の最大化から需要関数を推計する方法もある。しかし、本稿ではこれらの分析方法は採用しない。本稿では規制導入直後の企業の反応に関心があり、規制導入直後では必ずしも生産要素価格に影響が現れるわけではないからである。規制導入から十分な時間がたてば、企業は女性労働を活用したり、生産技術を変化させたりするなどの調整を行い、法規制に対応することができる。また、女性の労働

供給が拡大し、要素価格が変化する可能性もある。育児休業法の長期的な影響を検証することは重要なテーマであるが、本稿では扱わない。

施行直後の影響に焦点を当てる本稿では、分析期間を施行前3年間と施行後3年間とする。すなわち92年法については89年から94年までを、95年改正法については92年から97年までを分析期間とする。この期間はちょうどバブル経済の崩壊とその後のデフレ不況の影響を受け、労働市場で様々な変化がおきた時期である。このため施行前後1年の比較では分析時点に固有の影響を捉えてしまいかねない。逆に、分析期間を延ばすと育児休業法による労働市場への影響を識別することが困難となる。また、図1、図2は80年代後半以降の企業規模別でみた入職率の推移であるが、約2~4年周期のトレンドが観察される。これらの理由から、本稿では92年法と95年法との間が3年間であることもあり、分析期間を法施行の前後3年とする。また、企業は法の内容を施行以前から知っていたと考えられ、92年あるいは95年を境界とするのが適当かという疑問がある。しかし、企業の採用行動は、新規採用については約1年前から始まっており、中途採用についても当該年での動きが主であると想定できるので、ここでは境界を施行年の92年と95年とする。

以下で育児休業法の適用事業所と適用外事業所を基にしたDDD分析を行う。事業所規模と育児休業法の適用の関係は次のように整理できる。

	期間Ⅰ： 1989-1991	期間Ⅱ： 1992-1994	期間Ⅲ： 1995-1997
事業所規模 30人以下	×	×	○
事業所規模 31人以上	×	○	○

○：育児休業法適用、×：育児休業法適用外

期間ⅠとⅡの間では92年の施行によって事業所規模31人以上の事業所においてのみ法制度的な変化がおきた。したがって、事業所規模31人以上を experimental group、事業所規模30人以下を non-experimental group として、期間ⅠとⅡとの間の両グループ内での女性雇用の差をとり、さらにその差 (DD) をとる。

DD では、二つの期間の間で、育児休業法以外で当該事業所規模に固有に発生した変化の影響を

図1-1 入職率の推移 (女性:企業規模5~29人)

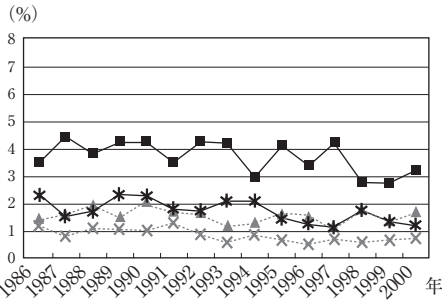


図1-2 入職率の推移 (女性:企業規模300~999人)

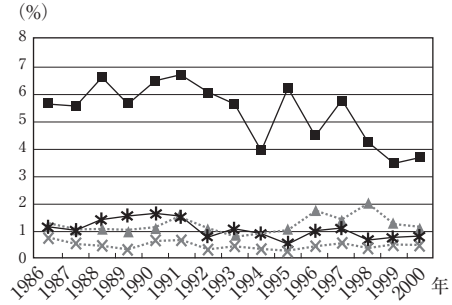


図2-1 入職率の推移 (男性:企業規模5~29人)

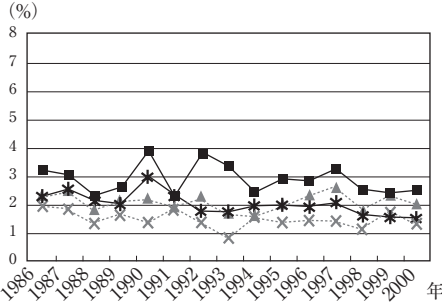
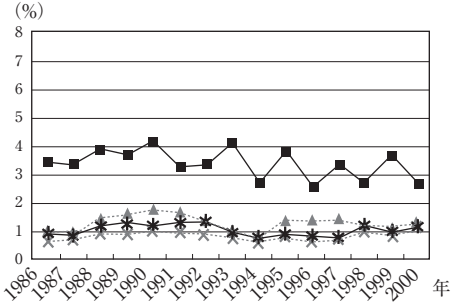


図2-2 入職率の推移 (男性:企業規模300~999人)



—■— 20-24歳 ▲..... 25-29歳 ×..... 30-34歳 —*— 35-44歳

第1年齢階級の入職率=第1年齢階級の女性(あるいは男性)一般常用労働者入職者数/女性(あるいは男性)労働者入職者数 $\times 100$
 出所:「雇用動向調査」(厚生労働省)より筆者作成

捉えている可能性がある。そこで、各グループ内で法の影響を受ける treatment group と影響を受けない control group を設定し、各グループのDDの差分(DDD)を取ることで育児休業法以外の当該事業所規模に固有の影響をコントロールする。ここでは、treatment group を女性労働者、control group を男性労働者とする。

期間ⅡとⅢとの間では95年の改正によって規模30人以下の事業所においてのみ変化がおきている。規模31人以上の事業所では以前から育児休業法が適用となっていたので95年の法改正の影響はないと考え、今回は事業所規模30人以下を experimental group、事業所規模31人以上を non-experimental group としてこの期間のDDDをとり、95年の改正法施行の影響を識別する。

ただし、本稿で用いる「雇用動向調査」(厚生労働省)では、調査は事業所単位であるが、集計においては事業所規模を単位としておらず、当該

事業所が属する同一企業全体の常用雇用者数をベースとした企業規模としている。このため、企業規模別の集計データを使用せざるをえない。そこで企業規模5~29人を事業所規模30人以下の、企業規模300~999人を事業所規模31人以上の代理変数としておのおの用いる。

本来は事業所規模単位のデータを用いることが望ましいが、現時点では入手できなかったため、ここでは企業規模単位のデータを用いざるをえなかった。したがって、企業規模を代理変数として用いる妥当性については議論しておく必要がある。まず企業規模5~29人については問題はないと思われる。企業全体の常用雇用者数が29人以下であるため、1事業所当たりの常用雇用者数も29人以下のはずだからである。問題は企業規模300~999人以上についてである。「事業所・企業統計調査」(総務庁)の1996年調査によれば、当該企業規模に属する事業所1カ所当たりの平均常

用雇用者数は、企業規模が300人を超えると30人を超えることが報告されている⁵⁾。この情報が「雇用動向調査」対象企業にも妥当すると仮定し、企業規模300人以上のデータを事業所規模が31人以上の事業所のデータとして用いることとした。

一般に、experimental group と non-experimental group とは問題にしている法規制以外の要素が同質でなければならない。企業規模300人以上の中から企業規模300~999人を選出した理由は、企業規模が1000人以上になると、企業規模5~29人と比較したときに、企業規模の差による要素需要の違いを含む可能性があるからである。企業規模300~999人であれば、experimental group と non-experimental group との間の同質性をある程度担保できると思われる。

企業の女性雇用に対する反応は、新規雇用の動向によって捉えることとする。ここでは新規雇用として入職率を用い、育児休業法の影響を受けると考えられる20~44歳の入職率に注目する。定義は、

$$\text{女(男)性入職率}_i = \text{女(男)性一般常用労働者入職者数}_i / \text{女(男)性常用労働者数}_{i-1} \times 100$$

である⁶⁾。入職者の年齢ごとの違いを見るため、20~24歳・25~29歳・30~34歳・35~44歳の4年齢階級別のデータを用いる。

図1、図2は男女別、企業規模別、年齢階級別にみた入職率の推移である。90年代に入り、20~24歳女性の入職率がどちらの企業規模でも低下傾向を示している。また、企業規模5~29人では、35~44歳女性の入職率が低下傾向にある。しかし、男性の入職率も20~24歳階級などで同様の低下傾向が示されており、また、いくつかの年齢階級では、男女とも同様なトレンドを見せている。したがって、女性入職率の動向からだけでは、90年代の女性入職率の低下が育児休業法によるものということはできず、育児休業法以外の影響をコントロールする重要性が示唆される。

表2は年齢階級別入職率の平均値のDDD推定量である。(1)は分析期間が1989~94年、(2)は1992~97年である。いずれの期間においても、DDD推定量は有意ではない。したがって、法以

外の要因をコントロールした後では、92年法も95年法も、新規雇用に何らの影響も与えていないように見える。しかし、これは年齢階級別の平均値を見ているためかもしれない、年齢階級によって異なる効果があった場合お互いの効果を相殺しているという可能性や、前職によって違いがある可能性がある。以下で労働需要に影響を与える他の要因をコントロールしても、なお、この結果が維持されるのか、年齢階級、前職による違いはないのかを確認する。

2 推計モデル

ここでは年齢階級別に入職率を用いて以下の式を推計する。推計は期間ⅠとⅡ、期間ⅡとⅢの二つに分け、各々の期間で推計を行い、92年法と95年法の影響をみる。

$$E_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 F_i + \alpha_2 T_t + \alpha_3 S_j + \alpha_4 F_i T_t + \alpha_5 F_i S_j + \alpha_6 T_t S_j + \alpha_7 F_i T_t S_j + \alpha_8 X + e_{ijt} \quad (1)$$

E は男女の一般常用労働者の入職率、 i は性別(i =女性, 男性)、 j は企業規模、 t は年次を表す。 j は5~29人、300~999人の2種類の企業規模からなる。 F_i は性固有の効果を表し、女性について1とした女性ダミーである。 S_j は企業規模ダミーであり、 E_{ijt} が育児休業法の影響を受ける企業規模のものである場合に1としている。分析期間がⅠとⅡ(1989~94年)の場合は、企業規模が300~999人以上について1、ⅡとⅢ(1992~97年)の場合には企業規模が5~29人について1となる。 T_t は年次ダミーであり、分析期間がⅠとⅡ(1989~94年)の場合は、Ⅱ(92~94年)のサンプルについて1、ⅡとⅢ(92年~97年)の場合にはⅢ(95~97年)のサンプルについて1とした。 X はその他の労働需要に影響を与える変数である。それらは、年齢階級ダミー、企業規模ダミー×年齢階級ダミー、年次ダミー×年齢階級ダミー、女性ダミー×年齢階級ダミー、企業規模ダミー×年次ダミー×年齢階級ダミー、企業規模ダミー×女性ダミー×年齢階級ダミー、賃金、国内総生産成長率、国内総生産成長率×女性ダミーである。 α_7 が育

表2 育児休業法の入職率への影響

(単位：%)

(1)分析期間：1989-1994

Treatment Group: 女性入職率 (入職者計)	Before law change			After law change			Time difference	
	サンプル数	Mean	S.D.	サンプル数	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Experimental: 企業規模 300~999 人	12	2.446	2.354	12	1.912	2.058	-0.534	3.127
Non-Experimental: 企業規模 5~29 人	12	2.290	1.140	12	1.986	1.231	-0.304	1.678
Scale difference		0.156	2.616		-0.074	2.398		
Difference-in-difference		-0.230	3.549					(-0.06)

Control Group: 男性入職率 (入職者計)	Before law change			After law change			Time difference	
	サンプル数	Mean	S.D.	サンプル数	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Experimental: 企業規模 300~999 人	12	1.868	1.154	12	1.502	1.170	-0.366	1.643
Non-Experimental: 企業規模 5~29 人	12	2.260	0.659	12	2.004	0.823	-0.256	1.054
Scale difference		-0.393	1.329		-0.503	1.430		
Difference-in-difference		-0.110	1.952					(-0.06)

DDD		-0.120	4.050					(-0.03)
-----	--	--------	-------	--	--	--	--	---------

(2)分析期間：1992-1997

Treatment Group: 女性入職率 (入職者計)	Before law change			After law change			Time difference	
	サンプル数	Mean	S.D.	サンプル数	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Experimental: 企業規模 5~29 人	12	1.986	1.231	12	1.797	1.325	-0.189	1.809
Non-Experimental: 企業規模 300~999 人	12	1.912	2.058	12	2.075	2.111	0.163	2.948
Scale difference		0.074	2.398		-0.278	2.492		
Difference-in-difference		-0.353	3.459					(-0.10)

Control Group: 男性入職率 (入職者計)	Before law change			After law change			Time difference	
	サンプル数	Mean	S.D.	サンプル数	Mean	S.D.	Mean	S.D.
Experimental: 企業規模 5~29 人	12	2.004	0.823	12	2.137	0.609	0.133	1.024
Non-Experimental: 企業規模 300~999 人	12	1.502	1.170	12	1.493	1.101	-0.009	1.606
Scale difference		0.503	1.430		0.644	1.258		
Difference-in-difference		0.142	1.905					(0.07)

DDD		-0.494	3.949					(-0.13)
-----	--	--------	-------	--	--	--	--	---------

注：() 内、t 値。

表3 記述統計量

変数名	サンプル数	分析期間 I と II：1989-1994		分析期間 II と III：1992-1997	
		Mean	S. D.	Mean	S. D.
入職率・未就業者学卒	48	0.764	1.021	0.872	1.099
入職率・未就業者一般	96	0.361	0.301	0.321	0.260
入職率・転職者	96	1.290	0.638	1.106	0.555
入職率・入職者計	96	2.033	1.406	1.863	1.364
賃金 (対数値)	96	5.299	0.221	5.361	0.209
国内総生産成長率	96	3.540	2.169	2.050	1.762
国内総生産成長率*女性ダミー	96	1.770	2.349	1.025	1.617
離職率	96	12.519	2.754	11.098	2.083

注：1. 賃金は消費者物価指数で実質化している。

2. 国内総生産成長率は暦年実質値の成長率である。

- ・入職率=第 i 年齢階級の女性 (または男性) 一般常用労働者入職者数/前年の女性 (または男性) 常用労働者数×100
- ・未就業者学卒：入職率の分子が第 i 年齢階級の入職者のうち、新規学校卒業業者数
- ・未就業者一般：入職率の分子が第 i 年齢階級の入職者のうち、前職未就業者数
- ・転職者：入職率の分子が第 i 年齢階級の入職者のうち、前職既就業者数
- ・入職者計：入職率の分子が第 i 年齢階級の入職者の合計数 (未就業者+転職者)
- ・離職率=前年の女性 (または男性) 一般常用労働者離職者数/前年の女性 (または男性) 常用労働者数×100

出所：一般常用労働者入職者数、一般常用労働者離職者数、常用労働者数は「雇用動向調査」(厚生労働省)

賃金は「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)、国内総生産は「国民経済計算」(内閣府)

育児休業法の施行がその影響を受ける企業規模の女性雇用にどのような影響を与えたのか、つまり法の効果を識別する係数である。誤差項は標準正規分布に従うものとする。

また、入職率を前職ごとに3種類に分類し、前職によって違いがあったのかを検証する。それらは、1. 未就業者学卒（未就業者で新規学校卒業者）、2. 未就業者一般（未就業者で新規学卒者以外）3. 転職者（既就業者）である⁷⁾。例えば、未就業者学卒の入職率は、入職率の分子が未就業者学卒の入職者数となる。ただし、未就業者学卒は30歳以降ではほぼ0であるので、この入職率の推計ではサンプルを20～29歳に限定した。

賃金には「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）を用い、男女各々の年齢階級別企業規模別の勤続年数0年の所定内給与額を用い、対数をとった。ただし、「雇用動向調査」と「賃金構造基本統計調査」の企業規模区分が異なるため、 $j = 300 \sim 999$ 人には企業規模100～999人の値を、 $j = 5 \sim 29$ 人には企業規模10～99人の値を各々用いた。また、国内総生産については「国民経済計算」（内閣府）を使用した。賃金および国内総生産成長率は労働需要に対する影響の時間的ラグや被説明変数との内生性を考慮し、前年の値を用いた。推計は最小二乗法で行い、分散不均一性を考慮して、White（1980）の方法を用いた。

3 推計結果

(1)式の推計結果は表4-1、4-2の第1列（推計1）である。ここでは92年法と95年法の施行に関心があるため、4種類の入職率を各々被説明変数とした場合の、 α_7 の推計結果のみを記載した。表4-1は92年の施行の影響を見たものであるが、 α_7 は入職率の種類によって符号が変化し、いずれも有意な結果とはなっていない。つまり、92年に法の適用となった事業所において、育児休業法が女性の新規雇用に与えた影響はなかったと言える。しかし、 α_7 はすべての年齢階級にわたる影響を捉えたもので、年齢階級によって影響が異なっている場合、お互いの影響を相殺している可能性がある。各年齢階級に対して独自の影響がなかったかどうかを検証するために、 α_7 につ

いて年齢階級ダミーによる係数ダミーを導入した以下の式を再推計する。

$$E_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 F_i + \beta_2 T_t + \beta_3 S_j + \beta_4 F_i T_t + \beta_5 F_i S_j + \beta_6 T_t S_j + \beta_7 F_i T_t S_j + \beta_8 F_i T_t S_j A_1 + \beta_9 F_i T_t S_j A_2 + \beta_{10} F_i T_t S_j A_3 + \beta_{11} X + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

A_k は年齢階級ダミーで、 $k=0, 1, 2, 3$ 、 A_0 が年齢階級ダミーの基準ダミーとなる。年齢階級は20～24歳・25～29歳・30～34歳・35～44歳の4階級であるので、4種類の年齢階級を各々基準ダミーとして、(2)式を各々推計し、各年齢階級に固有の影響があったかどうかを β_7 の推計結果で確認する。

表4-1の第1列（推計1）には各年齢階級を基準ダミーとした場合の、 β_7 の推計結果が記載されている。いずれの年齢階級についても β_7 は有意ではない。したがって、年齢階級別の影響を考慮しても、92年の育児休業法の施行が女性の新規雇用に与えた影響はなかったと言える。

95年改正の影響を見たのは表4-2である。 α_7 について見ると、未就業者一般の入職率が負で有意な結果となっている。転職者の入職率、入職者計の入職率についても有意性は低いが符号はやはり負である。各年齢階級への影響を見てみると、35～44歳の年齢階級について、入職者計で見ても、転職者で見ても、負で有意な結果であった。

35～44歳の年齢階級に負の影響があったのは、20代と比べて有配偶率が高く、このため出産の確率が高いことが理由として考えられる。同時にこの年代は就業経験年数が長いために賃金が高く、このため社会保険料負担も高いなど労務コストが20代と比べて高いことも理由として考えられる。この場合は育児休業を取得する確率が高いということは関係がなく、年齢の高さに起因する労務コストの高さが原因である。

もう一つは介護休業が1995年10月から努力義務規定（1999年4月から事業主の義務）となったことの影響が考えられる。30～44歳の人々は育児のみならず、介護の担い手でもある。介護休業制度も育児休業制度と同様に、労働者の労務コストを上昇させる側面があるとすると、仮に5～29人規模の事業所で介護休業に対する負の反応が大

表 4-1 推計結果 (分析期間 I と II:1989-1994)

被説明変数	係数	基準年齢階級 ダミー	推計 1 [96]		推計 2 [120]		推計 3 [168]		推計 4 [96]	
			Coef.	t 値	Coef.	t 値	Coef.	t 値	Coef.	t 値
入職率・未就業者学卒	α_7	—	0.091	(0.34)					0.078	(0.28)
	β_7	20-24 歳	0.190	(0.37)					0.179	(0.34)
	β_7	25-29 歳	-0.009	(-0.05)					-0.024	(-0.14)
入職率・未就業者一般	α_7	—	0.050	(0.42)	0.030	(0.32)			0.051	(0.43)
	β_7	20-24 歳	-0.046	(-0.11)	-0.045	(-0.11)			-0.045	(-0.11)
	β_7	25-29 歳	0.145	(1.08)	0.144	(1.06)			0.146	(1.08)
	β_7	30-34 歳	0.076	(0.80)	0.075	(0.80)			0.077	(0.81)
	β_7	35-44 歳	0.025	(0.12)	0.024	(0.12)			0.026	(0.13)
	β_7	45-54 歳			-0.048	(-0.38)				
	β_7	20-44 歳					0.128	(0.74)		
入職率・転職者	α_7	—	-0.215	(-0.90)	-0.311	(-1.51)			-0.270	(-1.13)
	β_7	20-24 歳	-0.428	(-0.60)	-0.429	(-0.59)			-0.478	(-0.67)
	β_7	25-29 歳	0.377	(1.41)	0.380	(1.38)			0.322	(1.27)
	β_7	30-34 歳	-0.041	(-0.13)	-0.038	(-0.13)			-0.097	(-0.30)
	β_7	35-44 歳	-0.770	(-1.60)	-0.767	(-1.64)			-0.826	(-1.92)*
	β_7	45-54 歳			-0.715	(-1.85)*				
	β_7	20-44 歳					-0.034	(-0.11)		
入職率・入職者計	α_7	—	-0.122	(-0.37)	-0.250	(-0.91)			-0.186	(-0.57)
	β_7	20-24 歳	-0.279	(-0.25)	-0.279	(-0.25)			-0.337	(-0.30)
	β_7	25-29 歳	0.497	(1.50)	0.498	(1.49)			0.432	(1.35)
	β_7	30-34 歳	0.032	(0.09)	0.034	(0.10)			-0.033	(-0.09)
	β_7	35-44 歳	-0.738	(-1.59)	-0.736	(-1.66)			-0.804	(-1.86)*
	β_7	45-54 歳			-0.784	(-1.82)*				
	β_7	20-44 歳					0.800	(0.98)		

[] 内, サンプル数, ただし, 被説明変数が入職率・未就業者学卒の場合は, 20-29 歳までをサンプルとしており, サンプル数はすべて48である。
() 内, t 値, **: 5%水準有意, *: 10%水準有意。

experimental group: 企業規模 300~999 人。

non-experimental group: 企業規模 5~29 人。

treatment group: 女性一般常用労働者, control group: 男性一般常用労働者。

大きく出たのであれば, 30~44 歳の雇用が負の影響を受けたという結果は, 育児休業だけではなく介護休業による影響もあると考えることができる。この場合は, 45 歳以上の年齢階級の雇用も, 負の影響を受けているはずである。

いずれの理由が強く働いているのかを確認するために, サンプルに 45~54 歳を加えてこの年齢階級にも負の影響が出ているのかどうかを確認した。この推計結果が第 2 列 (推計 2) である。35~44 歳だけが負で有意の影響を受けており, その上の年代では有意な結果は得られなかった。したがって, 年齢の高さによる労務コストや介護休業が努力義務となったことが影響しているのではないことが示唆される。

表 4-1, 4-2 の第 3 列 (推計 3) はサンプルを年齢階級 19 歳以下から 60 歳未満までに拡大し, 年齢階級 20~44 歳について一つの年齢階級ダミー

を作成し, その年齢階級だけに何らかの変化があったかどうかをみたものである。表 4-2 において前職が未就業であった女性の入職率が負で有意な結果となっており, 第 1 列の α_7 の結果と一致するものであった。

また, 新規雇用に対しては離職者の行動が影響を与えると思われる。離職者が減少すれば, 新規採用枠が減少する可能性がある。(1), (2) 式の説明変数に離職率 (離職率 $t =$ 女 (男) 性一般常用労働者離職者数 / 女 (男) 性常用労働者数 $\times 100$) を加えた推計の結果が第 4 列 (推計 4) である。離職率には前年の値を用いている。表 4-1 から, 92 年法が 35~44 歳が負で有意の影響を受けているという結果であった。しかし, 確認のためサンプルに 45~54 歳を加えて推計をすると, この年齢階級でも負で有意な結果となっており, 必ずしも育児休業法による影響を表しているとは結論でき

表 4-2 推計結果 (分析期間ⅡとⅢ:1992-1997)

被説明変数	係数	基準年齢階級 ダミー	推計 1 [96]		推計 2 [120]		推計 3 [168]		推計 4 [96]	
			Coef.	t 値	Coef.	t 値	Coef.	t 値	Coef.	t 値
入職率・未就業者学卒	α 7	—	-0.033	(-0.09)					-0.059	(-0.16)
	β 7	20-24 歳	-0.017	(-0.02)					-0.041	(-0.06)
	β 7	25-29 歳	-0.048	(-0.32)					-0.077	(-0.43)
入職率・未就業者一般	α 7	—	-0.168	(-1.72)*	-0.131	(-1.59)			-0.163	(-1.69)*
	β 7	20-24 歳	-0.186	(-0.61)	-0.195	(-0.64)			-0.181	(-0.58)
	β 7	25-29 歳	-0.128	(-0.71)	-0.127	(-0.70)			-0.124	(-0.69)
	β 7	30-34 歳	-0.100	(-1.18)	-0.115	(-1.35)			-0.095	(-1.10)
	β 7	35-44 歳	-0.261	(-1.56)	-0.279	(-1.65)			-0.256	(-1.55)
	β 7	45-54 歳			0.056	(0.43)				
	β 7	20-44 歳					-0.280	(-1.80)*		
入職率・転職者	α 7	—	-0.245	(-1.09)	-0.295	(-1.55)			-0.266	(-1.17)
	β 7	20-24 歳	0.203	(0.28)	0.189	(0.26)			0.182	(0.25)
	β 7	25-29 歳	-0.388	(-1.31)	-0.387	(-1.24)			-0.408	(-1.31)
	β 7	30-34 歳	-0.190	(-0.66)	-0.213	(-0.77)			-0.212	(-0.73)
	β 7	35-44 歳	-0.608	(-1.86)*	-0.635	(-2.06)**			-0.630	(-1.95)*
	β 7	45-54 歳			-0.428	(-1.35)				
	β 7	20-44 歳					-0.221	(-0.79)		
入職率・入職者計	α 7	—	-0.431	(-1.36)	-0.440	(-1.66)			-0.461	(-1.45)
	β 7	20-24 歳	-0.027	(-0.02)	-0.051	(-0.04)			-0.057	(-0.05)
	β 7	25-29 歳	-0.562	(-1.51)	-0.559	(-1.44)			-0.590	(-1.44)
	β 7	30-34 歳	-0.277	(-0.84)	-0.314	(-1.05)			-0.308	(-0.93)
	β 7	35-44 歳	-0.861	(-2.14)**	-0.907	(-2.49)**			-0.892	(-2.17)**
	β 7	45-54 歳			-0.376	(-0.93)				
	β 7	20-44 歳					-0.405	(-0.69)		

[] 内, サンプル数, ただし, 被説明変数が入職率・未就業者学卒の場合は, 20-29 歳までをサンプルとしており, サンプル数はすべて48である。
() 内, t 値, **: 5%水準有意, *: 10%水準有意。

experimental group: 企業規模 300~999 人。

non-experimental group: 企業規模 5~29 人。

treatment group: 女性一般常用労働者, control group: 男性一般常用労働者。

なかった。95 年改正について表 4-2 をみると, これまでの推計と同様, 未就業者一般の入職率が負で有意, 35~44 歳の年齢階級について, 入職者計, 転職者において, 負で有意な結果であった。これについてもサンプルに 45~54 歳を加えた推計を別途行ったところ, 係数は負であったが, 有意な結果ではなかった。したがって, 95 年法は 35~44 歳階級の入職率に負の影響を与えていたと言える。

IV 結 論

分析の結果から, 92 年の法施行が, 適用となった事業所において, 育児休業を取得する可能性の高い 20~44 歳の女性の新規雇用を減少させたという結果は得られなかった。しかし, 95 年の改正によって新たに適用となった 5~29 人規模の事

業所では前職未就業一般の女性の新規雇用が年齢にかかわらず抑制されたこと, 35~44 歳女性の新規雇用, 特に, 転職者の雇用が抑制された可能性があることが明らかとなった。

過去 1 年間に就業していなかった女性の就職が難しくなったことは, つまり, 企業が雇用を縮小する際に, まず 34 歳以下の転職者, 言いかえれば, 過去 1 年間に就業していた者, また, 新規学卒者を優先的に採用したということである。これは, 多少うがった見方をすれば, 過去 1 年間に無就業だった女性には結婚・出産退職の経験者が含まれており, 有配偶の者, したがって, 育児休業を取得する可能性が高い女性が多いためと解釈することができるかもしれない。同様のことは 35~44 歳女性にも言える。35~44 歳女性の採用が減ったのは, 20 代よりは有配偶率が高く, このため育児休業の取得確率が高いと企業が判断し

たのかもしれない。

今後の課題は以下のようなものである。一つは、育児休業法による「新規雇用者」の中身の変化に関係する。出産時に退職をし育児が一段落した後、労働市場に再参入するという従来の就業パターンにそった行動をする女性は、再参入の際に新規労働者としてカウントされていた。しかし、育児休業法によって育児休業制度を取得した場合には、就業継続として捉えられ、新規雇用としては現れなくなる。このことにより、35～44歳女性の新規雇用が負の影響を受けたという解釈も成り立ちうる。ここでは法改正の前後3年を分析対象としているので、このような効果が大きく出ているとは考えにくい、検証の余地は残される。

第2に、本稿では法施行直後の影響を検証したが、育児休業法の中長期的な影響を検証することは重要である。女性の労働供給の変化、賃金の変化を分析する必要がある。また、育児休業法により就業継続者が増加することで、新規雇用との置き換えが生じる可能性もある。これについては育児休業法による離職行動の変化を検証することが必要となる。また、企業が女性労働の活用方法を変化させることも考えられる。教育投資を行い、より専門的な職種に女性労働者を就かせることで育児休業制度を積極的に活用しようとする企業もあれば、より単純な職種に女性を配置することで賃金の上昇に歯止めをかけるような企業が出てくるかもしれない。正社員からパートへの代替が進む可能性もある。

また、本稿では女性労働者をすべて同質としているが、育児休業法の影響は同じ女性でも総合職や一般職あるいは専門職といった就業分野、学歴といった属性の違いによっても異なると思われる。大竹(1999)が指摘するように、企業は育児休業のコストに見合った能力のある女性だけを正社員として採用するようになるかもしれない。学歴や職種の違いで育児休業法の利益を享受できるグループとできないグループがあるのかといった影響の違いを分析する必要がある。

データや分析手法の改善も必要である。DDDモデルによる分析では必ずしも育児休業法の影響を捉えておらず、分析期間中に起こった育児休業

法以外の制度変化や経済環境の変化を捉えているにすぎないという批判がある。95年以降に小規模事業所において、未就業であった女性や35～44歳女性の就業が難しくなったのは、当該労働市場に固有の要因によるものである可能性は残される。本稿では育児休業法以外の要因を出来るだけコントロールするように配慮したが、すべての影響をコントロールできたとは断言できない。したがって、ここでの結果は育児休業法の規制としての側面について、一つの可能性を提示するという位置づけにとどめたい。

ただし、脇坂(2001)で規模30人未満の事業所において育児休業制度の存在と女性雇用との間に負の相関があるということが報告されている。また、子ども未来財団(1999)は正規従業員数5人以上300人未満の企業を対象に、「企業が子育て支援を進めるにあたっての問題点」を調査している。この調査によれば、対象企業のうち、規模5～99人の企業の46.1%が「経営環境が厳しく社員の子育て支援をする余裕がない」(全体では44%)、39.9%が「社員数が少ないので支援メニューがそろえられない」(全体では19.4%)と回答している。規模300人以上の企業は調査対象となっていないため、上記の結果が規模の小さい企業に特徴的なものであるのかどうかは明らかではない。しかし、企業規模と育児支援の困難さとの関係が表われており、小規模企業では必ずしも子育て支援に積極的でないという側面が示されている。

また、子ども未来財団(2001)では、同様規模の企業を対象に、育児休業取得者の代替要員の配置について調査している。この調査によれば、規模5～99人の企業の57.8%は育児休業取得者がいる部署に代替要員を配置していない。他方、規模300人以上の企業で、代替要員を配置していないのは、29.8%である⁸⁾。規模5～99人の企業では代替要員を配置していないので、育児休業のコストが少なくなっていると解釈することも可能であるが、裏を返せば、代替要員を配置するためのコストを払う余裕がないということも言える。このように、企業規模によって育児休業制度に対する対応が異なることがあるようである。

平成15年には次世代育成支援対策推進法が成

立し、常用雇員 301 人以上の事業主は平成 17 年から次世代育成支援のための行動計画を策定することが義務となった⁹⁾。この中で企業は育児休業制度の拡充だけでなく、次世代育成のための包括的な施策をとることが要求されている。育児休業に関する法制度が、少子化対策・次世代育成政策の観点から複雑化し、企業の育児支援に対する社会的責任がますます大きくなっている現在、このような法制度が労働市場に対してどのような影響を及ぼすのか、本当に女性労働者を支援するものであるのかを、実証的に分析することの重要性は、今後ますます高まるだろう。

本論文の作成にあたり、2名の匿名レフェリー、平成 16 年 2 月「関西労働研究会」参加者、平成 16 年 4 月「労働市場研究委員会」参加者、名古屋市立大学水曜研究会参加者、川口大司氏（筑波大学）神林龍氏（東京都立大学）から多くの貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げます。なお、本論文に含まれる誤りはすべて筆者が負うものである。

- 1) 法規制が労働市場に与える影響を分析した研究は数多くあり、difference in differences あるいは difference in differences in differences を用いた分析も多数ある。例えば、最低賃金に関する Card and Kruger (1994)、税控除の影響に関する Eissa and Liebman (1996)、時間外労働についての Hamermesh and Trejo (2000)、フランスにおける労働時間規制についての影響を分析した Crépon and Kramarz (2002) などである。
- 2) 「雇用動向調査」における一般労働者とはパートタイム労働者を除いた常用労働者である。常用労働者とは、(1)期間を定めずに雇われている者、(2)1カ月を超える期間を定めて雇われる者、(3)1カ月以内の期間を定めて、または日々雇われる者で、前2カ月の各月にそれぞれ18日以上雇われる者である。パートタイム労働者とは、常用労働者のうち、1日の所定労働時間がその事業所の一般労働者よりも短い者またはその事業所の一般労働者と1日の所定労働時間が同じでも1週の所定労働日数が少ない者をいう。なお、「労働者派遣法」にいう労働者派遣事業を営む人材派遣会社からの派遣労働者は派遣先では常用労働者に含まれないが、派遣元の労働者として扱われている。
- 3) 脇坂 (2002) では、企業が育児休業制度の問題と認識しているのは、代替要員の確保や取り扱いであることが報告されている。
- 4) 男性労働者も育児休業を取得する権利はあるが、実際取得する者はほとんどいない。「女性雇用管理基本調査」(厚生労働省)によれば1999年に配偶者が出産した男性労働者のうち、育児休業を取得した者の割合は約0.4%であった(調査対象事業所規模は常用労働者5人以上)。
- 5) 農林漁業以外の産業について、常用雇員数をベースにした企業規模と当該規模に属する事業所1カ所当たりの平均常用雇員数は以下の通りである。

企業規模(人)	事業所当たり常用雇員数(人)
規模計	14
0~4	2
5~9	6
10~19	10
20~29	15
30~49	18
50~99	22
100~299	27
300~999	32
1,000~1,999	35
2,000~4,999	37
5,000以上	65

出所：「事業所・企業統計調査」(1996)(総務庁)

- 6) 「雇用動向調査」における入職者とは事業所が新たに採用した者で、他企業からの出向者・出向復帰者を含み、同一企業内の他事業所からの転職者は含まない。また、女性(あるいは男性)常用労働者数は調査年の1月1日現在の値である。このため、 $t-1$ 年の常用労働者数は t 年と $t-1$ 年の平均値を用いた。
- 7) 未就業者とは、当該事業所に入職する前1カ年に就業経験がなかった者、既就業者とは当該事業所に入職する前1カ年に就業経験があった者である。
- 8) この調査では正規従業員数が5人以上300人未満の企業に調査票を配布しているが、回収された調査票には、規模300人以上の企業も含まれているようである。有効回答数814件のうち、104件(12.8%)が規模300人以上の企業と報告されている。
- 9) 厚生労働省ホームページ、<http://www.mhlw.go.jp/general/seido/koyou/jisedai/>などを参照。

参考文献

Card, D., and A. B. Kruger (1994) "Minimum Wage and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, September, pp. 772-793.

Crépon, B. and F. Kramarz (2002) "Employed 40 Hours or Not Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek", *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No. 6, pp. 1356-1389.

Eissa, N., and J. B. Liebman (1996) "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit", *Quarterly Journal of Economics*, May, pp. 605-637.

Friesen, J. (1997) "The Dynamic Demand for Part-Time and Full-Time Labour", *Economica*, Vol. 64, No. 255, August, pp. 495-507.

Gruber, J. (1994) "The Incidence of Mandated Maternity Benefits," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, pp. 622-641.

Hamermesh, D. S. (1993) *Labor Demand*, Princeton University Press.

Hamermesh, D. S., and S. J. Trejo (2000) "The Demand for Hours of Labor: Direct Evidence from California", *The Review of Economics and Statistics*, February, 82 (1), pp. 38-47.

- Klerman, J. A., and A. Leibowitz (1997) "Labor Supply Effects of State Maternity Leave Legislation," *Gender and Family Issues in the Workplace*, F. D. Blau and R. C. Ehrenberg eds., New York: Russell Sage Foundation Press.
- Ruhm, C. J., (1998) "The Economic Consequence of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe," *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp.285-318.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, pp.817-838.
- 大竹文雄 (1999) 「雇用政策に経済学的発想を」『労働統計調査月報』601号.
- こども未来財団 (1999) 『平成11年度中小企業の子育て支援に関する調査報告書』財団法人こども未来財団.
- こども未来財団 (2001) 『平成13年度中小企業の子育て支援に関する調査報告書』財団法人こども未来財団.
- 駿河輝和・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊・社会保障研究』Vol. 37, No. 4, Spring, pp. 371-379.
- 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』第459号, pp. 39-49.
- 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——結婚・出産・育児』東京大学出版会, pp.108-204.
- 三谷直紀 (2001) 「高齢者雇用政策と労働需要」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, pp. 339-388.
- 森田陽子 (2003) 「育児休業法と女性労働」橘木俊詔・金子能宏編『企業福祉の制度改革』東洋経済新報社, pp. 87-107.
- 森田陽子・金子能宏 (1998) 「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」『日本労働研究雑誌』第459号, pp.50-62.
- 脇坂明 (2001) 「仕事と家庭の両立支援制度の分析」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, pp. 195-222.
- 脇坂明 (2002) 「育児休業制度が職場で利用されるための条件と課題」『日本労働研究雑誌』第503号, pp.4-14.

〈2003年7月3日投稿受付, 2005年2月4日採択決定〉

もりた・ようこ 名古屋市立大学大学院経済学研究科助教授。最近の主な著作に「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」『日本労働研究雑誌』第459号, pp.50-62。労働経済学専攻。