

表 1. 育児休業制度の整備状況

年	事 項
1992	育児休業法施行。(常用雇用者 30 人を超える事業所が対象。)
1995	全事業所に適用、育児・介護休業法へ。 休業期間中の月収に対する厚生年金保険料や健康保険料の本人負担分免除。 育児休業給付の開始。(休業前賃金の 25%を雇用保険より支給。)
2000	休業期間中の月収に対する厚生年金保険料の事業主負担分も免除に。(賞与に対する厚生年金保険料の本人・事業主負担分も免除。)
2001	休業期間中の月収に対する健康保険料の事業主負担分も免除に。(賞与に対する健康保険料の本人・事業主負担分も免除。) 育児休業給付、休業前賃金の 25%→40%に引き上げ。
2005	年金制度改正の施行。 ・休業期間中の社会保険料免除について子が満 3 歳になるまでに延長 改正育児・介護休業法施行。 ・一定の条件を満たす期間雇用者も対象に ・一定の事情がある場合は、子が 1 歳 6 ヶ月に達するまで休業取得可能に

注: 森田(2003)の表 4-1 を参考にし、作成。

ここで、日本における育児休業制度の沿革を見ておく。育児休業法（育児休業等に関する法律）は子を養育する労働者の雇用の継続を促進し、もって労働者の福祉の増進を図ることを目的として 1992 年 4 月に施行された。これにより、常用労働者が 30 人を超える事業所において、事業主は労働者の申し立てがあれば育児休業を取得させるのが義務となった。その後、1995 年 4 月からは適用が猶予されていた常用労働者 30 人以下の事業所を含め、全ての事業所に対して育児休業法が適用されることとなり、同年 10 月に施行された改正法（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）によって、家族の介護を行う労働者も含めた総合的な支援措置が講じられる仕組み（育児・介護休業法）となった。この改正法によって、その目的についても雇用の継続と合わせて再就職の促進を図ることで、職業生活と家庭生活との両立を支援することを旨として、より目的が強化・明確化された。

育児休業法の施行の当初は、休業期間中の賃金支給の有無については企業側の意思決定に委ねられていたので、労働者側からすると育児休業期間中について所得確保の不安があり、そのために育児休業を利用しづらいという問題があった。それに対応して、1995 年 4 月には雇用保険を財源とする育児休業給付制度が開始された。この育児休業給付には、育児休業期間中に支給される育児休業基本給付金と、育児休業が終了して引き続き 6 ヶ月間雇用された時点でまとめて支払われる育児休業者職場復帰給付金の 2 種類があり、当初の支給額は、前者が支給対象期間（1 ヶ月）当たり原則として休業開始時賃金日額×支給日数（休業開始時賃金月額）の 20%相当額、後者が休業開始時賃金日額×育児休業基本給付金の支給日数の合計の 5%相当額であった。（2001 年 1 月以降は、それぞれ 20%→30%、5%

表 2. 育児・介護休業法における育児関係の休業制度の概要(2005年4月施行)

休業の定義	○労働者が原則としてその1歳に満たない子を養育するためにする休業
対象労働者	<p>○労働者(日々雇用、期間雇用を除く)</p> <p>※ただし、期間雇用者は申出時点において次の要件を満たせば対象となる。</p> <ul style="list-style-type: none"> ・同一の事業主に引き続き雇用された期間が1年以上であること ・子が1歳に達する日を超えて引き続き雇用されることが見込まれること <p>※労使協定で対象外にできる労働者</p> <ul style="list-style-type: none"> ・雇用された期間が1年未満の労働者 ・配偶者が子を養育できる状態である労働者 ・1年(1歳6か月までの育児休業の場合は、6か月)以内に雇用関係が終了する労働者 ・週の所定労働日数が2日以下の労働者 ・配偶者でない親が、子を養育できる状態にある労働者
回数・期間	<p>○子1人につき1回。原則として子が1歳に達するまでの連続した期間。</p> <p>※子が1歳に達する日においていずれかの親が育児休業中であり、かつ次の事情のある場合には、子が1歳6か月に達するまで可能</p> <ul style="list-style-type: none"> ・保育所入所を希望しているが、入所できない場合 ・子の養育を行っている配偶者(もう一人の親)であって、1歳以降子を養育する予定であったものが死亡、負傷、疾病等により子を養育することが困難になった場合

注:「育児・介護休業法における制度の概要」(厚生労働省 Website)をもとに作成。

→10%に給付金の給付率が引き上げられた。) ¹また、育児休業中の社会保険料の負担に関しても、まず 1995 年 4 月から、前年に成立した健康保険法等の改正および国民年金法等の改正により、休業期間中の厚生年金保険料や健康保険料などの本人負担額が免除されることとなった。その後、事業主負担分についても、厚生年金は 2000 年 4 月から、健康保険は 2001 年 1 月から免除となった。さらに 2004 年の年金制度改正により、2005 年 4 月から子供が満 1 歳になるまでの育児休業期間中の健康保険・厚生年金保険の保険料免除制度が、子供が満 3 歳になるまでに延長された。 ²

育児・介護休業法は 2004 年にも改正され(2005 年 4 月施行)、一定の要件のもと期間雇

¹ ただし、給付には上限額が設定されており、賃金月額が 426,000 円を超える場合は、賃金月額は 426,000 円とされるため、育児休業基本給付金については 1 支給対象期間あたり 127,800 円までとなっている。

(2006 年 8 月 1 日現在。) この額は、厚生労働省の作成する毎月勤労統計の平均定期給与額の上昇または低下した比率に応じて毎年 8 月 1 日に自動変更される。また、支給対象期間中に賃金が支払われる場合、支払われる賃金が賃金月額の 80%以上の場合、給付金は支給されない。(同月額 50%を超えて 80%未満の場合、給付金と合わせて 80%を超える額は給付が減額されて支給される。)

² 現時点で育児休業制度の利用可能な期間は、一定の事情があっても子が 1 歳 6 ヶ月に達するまでであるが、育児休業に準ずる休業を整備し、1 年を超えて休暇が取得可能な民間企業や自治体も存在しており、そのことを踏まえてのことである。

用者も新たに育児休業の対象となったほか、それまでの育児休業期間は子が 1 歳に達するまでであったのが、一定の場合には子が 1 歳 6 ヶ月に達するまでの間、育児休業を取得することも可能となった。(表 2 参照.)

育児・介護休業法以外での育児休業取得推進に関わる政府の施策に触れておくと、厚生労働省が 2002 年 9 月に取りまとめた「少子化対策プラスワン」では、子育てと仕事の両立支援をより一層推進させることを目的として、育児休業制度について、男性の育児休業取得率 10%、女性の育児休業取得率 80%という具体的な数値目標が示された。そして、その取得率目標達成の方法として、2003 年 7 月には「次世代育成支援対策推進法」が成立・交付され、301 人以上の労働者を雇用する事業主については「一般事業主行動計画」を策定し、2005 年 4 月以降、速やかに届け出るよう義務付けることなどが盛り込まれた。

Ⅲ 女性雇用に関するモデルの推定

次に、本稿でまず検証したい仮説、「育児休業法の施行は女性労働者雇用にネガティブな影響をもたらさなかったか」を実際に検証していく上でのモデルを示し、用いたデータについて触れていきたい。また、その前に、モデルの作成などのために参考にした文献について主なものを 2 つ紹介しておく。

1. 既存文献より

まず、Gruber(1994)では 70 年代後半に出産に対する保険の補償に関して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賃金や労働供給量にどのような違いがあったかを difference-in-difference-in-difference (以下 DDD) モデルを用いて分析している。つまり、年次・性別・州という 3 つの要素をコントロールすることで、差別を禁止した州で出産年齢の女性の賃金が低下しなかったかどうかを検証している。分析結果としては、差別を禁止した州では、20~40 歳の既婚女性の労働供給量についてはほとんど影響がなかったが、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。

次に、森田(2005)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、Gruber(1994)で用いられている DDD モデルの分析法を採り上げて検証している。日本では、表 1 にあるように 92 年法では事業所規模 30 人以下の事業所は育児休業法規制の影響を直接受けることはなく、95 年法により適用対象となった。一方、事業所規模 31 人以上の事業所は 92 年法には影響を受けたが、95 年法には(既に適用対象となっているため)影響を受けなかったと考えられる。森田(2005)ではこの事業所規模によって法の適用時期が異なっていた状況を利用し、年次・性別・事業所規模の要素をコントロールすることで育児休業法の 92 年施行と 95 年改正の直後に企業が女性雇用を抑制したかどうかについて検証している。結果としては、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、としている。ただし、95 年改正によって新たに適用となった小規模事業所では、過去 1 年間に就業していなかった

女性の新規雇用が年齢に関わらず抑制され、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、と指摘している。

2. 推定モデル及びデータの紹介

本稿では、上記の既存文献の中でも森田(2005)をより参考にしつつ、仮説の検証のために次のようなモデルの推定を試みた。

$$E_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 F_i + \alpha_2 T_t + \alpha_3 F_i T_t + \alpha_4 W_{ijt-1} + \alpha_5 A_{ijt} + \alpha_6 G_{jt-1} + \alpha_7 F_i G_{jt-1} + \alpha_8 S_{ijt-1} + e_{ijt}$$

E_{ijt} : (男女) 入職率、 F_i : 性別ダミー (女性 = 1)、 T_t : 年次ダミー

W_{ijt-1} : (男女) 産業別賃金 (実質)、 A_{ijt} : (男女) 産業別平均年齢 (学歴計、企業規模計)

G_{jt-1} : 産業別国内総生産成長率 (実質)、 S_{ijt-1} : (男女) 離職率

i : 性別、 j : 産業、 t : 年次

補足説明をすると、 F_i は性固有の効果を表し、女性について1をとる性別ダミーである。また、本稿では上記のモデルを用いて、産業ごとに時系列で92年法と95年法の影響をそれぞれ調べてみた。そのため、 T_t は92年法前後での影響を調べる時系列分析では92年以降を1とし、95年法前後で調べる分析では95年以降を1とする年次ダミーとなっている。その他は労働需要に影響を与える説明変数である。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非説明変数との内生性を考慮し、前年の値を用いている。離職率についても同様に、前年の値を用いた。³ α_5 の項目に関しては、その産業で働く男女それぞれの平均年齢の高さが男女それぞれの新規雇用に与えた影響についてコントロールしている。 α_7 の項目に関しては、産業別国内総生産成長率が(男性労働者ではなく)女性労働者に特々に与えた影響の分について、女性入職率に与えた影響をコントロールしている。同じ経済環境の変化に直面しても、それが男性・女性労働者の雇用に全く同じように作用するとは限らないからである。

産業ごとの分析については、データより入手可能である日本標準産業分類の産業大分類8項目(D 鉱業、E 建設業、F 製造業、G 電気・ガス・熱供給・水道業、H 運輸・通信業、I 卸売・小売業、飲食店、J・K 金融・保険、不動産、L サービス業)と、大分類項目のF 製造業内にある中分類項目のうち、雇用保険の女性被保険者の数(≡女性正規労働者の数)やその産業内における女性の比率が高い産業⁴、及び日本で重要な地位を占めている産業に

³ 離職率を変数として含んだ理由は、離職者が増加すれば人員補充のために新規採用枠が増加する可能性があるためである。一方で、そのように人的資本を削減している企業では新規採用を抑制する可能性もあり得る。どちらにしても、離職者の行動が企業の新規雇用に影響を与えていると考えられる。

⁴ 巻末の表10、11を参照。

ついて 7 項目（食品・飲料・たばこ・飼料、繊維工業、衣服・その他の繊維製品、一般機械器具、電気機械器具、輸送用機械器具、精密機械器具）をピックアップして調べてみた。

また、この推定モデルは既存文献で用いられている DDD モデルではなく、DD モデルとなっている。その理由としては、非説明変数である男女入職率について「雇用保険事業年報」（厚生労働省）のデータを利用したのだが、そこでは事業所規模別の入職率のデータが入手できないためである。よって、年次（法施行前後）、及び性別（男女）の 2 つの次元を用いて、1992 年法前後・1995 年法前後を DD モデルにて推定を行った。

因みに、 α_3 が検証したい DD estimator（育児休業制度施行が女性入職率に与えた効果）である。以下、そのことについて説明を行う。推定モデルの右辺にある係数に着目しながら表にすると、次のように整理できる。

	Before	After	After - Before
Treatment group: 女性入職率	$\alpha_0 + \alpha_1$ $(+ \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7 + \alpha_8)$	$\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$ $(+ \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_7 + \alpha_8)$	$\alpha_2 + \alpha_3$
Control group: 男性入職率	$\alpha_0 (+ \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_8)$	$\alpha_0 + \alpha_2$ $(+ \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_6 + \alpha_8)$	α_2
		DD(差の差)→	α_3

そもそも、本稿のように法規制の影響を分析するために DD モデルを用いる大きな理由は、育児休業法施行という要因が女性雇用に与えた効果を純粋に取り出して調べられることにある。⁵つまり、単に法施行前後の女性入職率を比較するだけでは、例えば法施行後の女性入職率が低下している事実が掴めても、それは育児休業法以外の要因（ex.経済環境などの外部要因）が大きく作用しているのかもしれない。そのため、育児休業法以外で当該産業内の労働市場で固有に発生した変化の影響を除去するため、法の影響を受ける treatment group（＝女性労働者）と影響を受けない control group（＝男性労働者）を設定し、まず各グループで法施行前後で差を取り、かつその差を取る方法を用いた。それが即ち DD（差の差）モデルということになる。（推定モデルでは、（男女）入職率に影響を与えるその他の要因も可能な限り考慮に入れてコントロールしており、それが α_4 から α_8 の項目である。）そして、実際に差の差として捉えられるものが表にあるように α_3 であり、推定の結果、その係数推定値が負で有意であれば、法施行が女性入職率にマイナスの影響を与えたであろうと考えることが可能になる。

分析手法としては、上記の式を産業ごとに通常の最小 2 乗法で推定を行った。また、そ

⁵ より正確には、事業所規模計の（男女）入職率を分析に用いているため、92 年法と 95 年法で法規制の影響を受けた事業所規模は異なっていたのであるが、規模固有の影響が識別できておらず、規模全体で一まとめにしてしまい効果を計測している問題が本稿の分析では残されている。また、分析期間中に起きた育児休業法以外の制度変化の要因が女性雇用に影響を与えている場合に、その影響までは取り除くことができず、分析で取り出した効果に含まれてしまっている問題も残っている。

の推定結果の DW 比をみると誤差項の系列相関が生じている可能性があることから、最尤法 (AR1) でも推定してみた。また、誤差項の分散不均一性を配慮できる White (1980) の方法を利用して、最小 2 乗法を行うことも試みた。⁶

以下、推定において用いたデータの出典・作成について記しておく。因みに、入職率・離職率のデータとして利用した「雇用保険事業年報」(厚生労働省)には、雇用保険の産業別適用状況(男女の資格取得者数、資格喪失者数、月末被保険者数など)や産業別の育児休業基本給付金の給付状況(受給者数や支給金額など)などが記載されている。

E_{ijt} , S_{ijt-1} :

「雇用保険事業年報」(厚生労働省) 雇用保険産業別適用状況 [一般+高年齢+特例] より、高年齢と特例⁷の人数分は除いて、以下のように定義した。(1986-2001年のデータを利用。)

(男女) 入職率 (E_{ijt}) =

$$\{(\text{男女}) \text{ 資格取得者数 } ijt / (\text{男女}) \text{ 月末被保険者数 } ijt-1\} \times 100 \quad (\%)$$

(男女) 離職率 (S_{ijt}) =

$$\{(\text{男女}) \text{ 資格喪失者数 } ijt / (\text{男女}) \text{ 月末被保険者数 } ijt-1\} \times 100 \quad (\%)$$

W_{ijt-1} :

大分類 8 項目については、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)より、大卒の初任給額を用い、それを消費者物価指数 (CPI) で除して算出した。/F 製造業に含まれる中分類 7 項目については、勤続年数 0 年の所定内給与額・企業規模計のデータを CPI で除して算出した。(ただし、男子労働者は旧大・新大卒 (1985-1993)、大卒 (1994-2000)、女子労働者は旧中・新高卒 (1985-1988)、高専・短大卒 (1989-2000) のデータを使用。) (単位: 千円)

A_{ijt} :

「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省) のデータによる。(1986-2001 年.)

G_{jt-1} :

「平成 15 年度国民経済計算年報」(内閣府) 第 1 部フロー編 4.主要系列表 (3) 経済活動別国内総生産 (実質) のデータによる。(1985-2000 年.) (%)

3. 推定結果と解釈

この節では、推定結果をまとめるとともに、外部情報を利用しつつ結果の解釈を行う。

⁶ 分散が不均一の場合、OLS 推定量は一致性と不偏性は持つものの有効性がなくなるため、t 検定や F 検定ができなくなる問題が生ずるが、White (1980) の手法を利用することでそのことを配慮できる。

⁷ 「高年齢」とは、雇用保険の被保険者であって、同一の事業主の適用事業に 65 歳に達した後も引き続き雇用されている者のことである。また、「特例」とは、被保険者であって、季節的に雇用される者または短期の雇用に就くことを常態とする者のことである。

表 3-1. 記述統計量(産業大分類 8 項目)

産業	D 鉱業	E 建設業	F 製造業	G 電気・ガス・熱供給・水道業	H 運輸・通信業	I 卸売・小売業、飲食店	J・K 金融・保険、不動産	L サービス業
入職率(32)	12.350 (3.178)	21.857 (5.938)	13.928 (3.915)	11.385 (8.038)	18.994 (5.529)	21.704 (6.418)	15.516 (5.338)	24.103 (4.436)
賃金(32)	184.578 (17.337)	181.648 (15.512)	185.271 (11.711)	187.914 (9.384)	182.156 (10.611)	182.506 (12.236)	175.948 (9.111)	183.678 (12.701)
平均年齢(32)	42.931 (1.997)	39.941 (1.945)	39.288 (1.067)	36.396 (2.699)	39.032 (3.528)	35.141 (2.715)	37.469 (2.593)	38.191 (1.557)
国内総生産成長率(32)	-2.063 (8.951)	1.188 (5.179)	2.975 (4.495)	3.071 (2.727)	3.179 (2.379)	3.888 (4.340)	5.981 (6.091)	2.838 (1.793)
離職率(30)	14.891 (2.403)	20.459 (4.996)	14.397 (3.929)	11.228 (7.740)	17.236 (4.322)	19.933 (5.632)	14.514 (4.952)	19.391 (4.070)

注:変数の右の()内はサンプルサイズ。上段はサンプルの平均値、下段の()内は標準偏差。

まず、産業大分類 8 項目で分析した結果が表 3-2、3-3 である。表 3-2 が 92 年法施行前後、表 3-3 が 95 年法前後で分析したものとなっている。表には DD 係数推定値 α_3 の推定結果のみ記載した。 α_3 の頑健性をみるために、説明変数からそれぞれ離職率、平均年齢、賃金を除いたモデルについても推定し、表に示してある。

推定結果をみてみると、表 3-2 より、事業所規模 31 人以上の事業所が法の適用を受けた 92 年法前後では、D 鉱業、E 建設業、F 製造業、J・K 金融・保険、不動産の 4 つの産業において、仮説が想定するように負で有意な値が得られた。これらの産業については、育児休業法規制が女性雇用にネガティブな影響をもたらした可能性がある。また、表 3-3 より、事業所規模 30 人以下の事業所にも適用が拡大された 95 年法前後では、D 鉱業、G 電気・ガス・熱供給・水道業の 2 つの産業において負で有意な値が得られた。その他、有意性は乏しいものの、場合によっては負で有意な値が得られている産業として、E 建設業、I 卸売・小売業、飲食店、J・K 金融・保険、不動産の 3 つが挙げられる。逆に、92 年・95 年前後の両期間の分析を通してほぼ有意な値が得られなかった産業として、H 運輸・通信業、L サービス業がある。これら 2 つの産業については、事業所規模の大小に関わらず育児休業法規制が女性雇用に影響をもたらすことはなかったとみなすことができる。

次に、F 製造業に含まれる産業中分類 7 項目の分析結果を表 4-2、4-3 をもとに見てみる。分析の仕方や表のまとめ方は産業大分類 8 項目と同様である。

推定結果は、表 4-2 より、92 年法前後では、食品・飲料・たばこ・飼料で正で有意な値が得られ、一般機械器具で負で有意な値が得られた。他に、輸送用機械器具において最尤法 (AR1) で負で有意な値が得られているが、そのどれもが誤差項の系列相関を示す ρ の値

表 3-2. 推定結果(産業大分類 8 項目):DD 係数推定値 α_3

(分析期間:1986-2001 年/1992 年以降、年次ダミー=1)

推定方法	D 鉱業	E 建設業	F 製造業	G 電気・ガス・熱供給・水道業	H 運輸・通信業	I 卸売・小売業、飲食店	J・K 金融・保険、不動産	L サービス業
OLSQ	-3.48*** (-2.49)	-11.15** (-2.00)	-1.57*** (-2.12)	2.30 (1.49)	-1.26 (-0.57)	-1.08 (-0.91)	-2.91* (-1.54)	-0.38 (-0.34)
OLSQ (離職率除く)	-4.32*** (-3.27)	-11.20*** (-2.29)	-0.96 (-1.16)	1.27 (0.67)	-1.30 (-0.71)	-0.75 (-0.73)	-3.56** (-1.89)	1.26 (1.12)
OLSQ (年齢除く)	-2.95** (-1.88)	-4.53 (-0.81)	-1.48*** (-2.32)	1.46 (0.81)	-1.76 (-1.08)	-0.95 (-0.81)	-2.81* (-1.52)	0.30 (0.32)
OLSQ (賃金除く)	-3.82*** (-2.52)	-3.33*** (-2.84)	-1.39** (-1.98)	1.06 (0.81)	1.51 (0.46)	-1.06 (-0.91)	-2.99* (-1.71)	-0.48 (-0.50)
AR1	1.95 (1.08)	-0.82 (-0.37)	-1.37*** (-3.32)	1.11 (0.81)	-1.83 (-1.03)	-1.07** (-1.71)	-3.44*** (-2.41)	-0.05 (-0.80)
AR1 (離職率除く)	-0.19 (-0.11)	-1.58 (-0.61)	-0.97** (-1.86)	0.58 (0.30)	-2.46 (-1.41)	-0.54 (-0.85)	-2.15 (-0.95)	1.12 (1.00)
AR1 (年齢除く)	1.88 (1.05)	-1.29 (-0.57)	-1.46*** (-3.94)	1.07 (0.59)	-3.17*** (-2.01)	-1.04* (-1.63)	-3.22** (-1.85)	-0.05 (-0.07)
AR1 (賃金除く)	1.91 (1.04)	-0.38 (-0.17)	-1.30*** (-3.32)	2.39*** (1.97)	-1.48 (-0.82)	-1.09** (-1.75)	-3.45*** (-2.39)	-1.04* (-1.60)
OLSQ(ROBUSTSE)	-3.48*** (-2.64)	-11.15** (-1.79)	-1.57** (-1.73)	2.30 (1.42)	-1.26 (-0.38)	-1.08 (-0.96)	-2.91** (-1.90)	-0.38 (-0.32)
OLSQ(ROBUSTSE) (離職率除く)	-4.32*** (-3.14)	-11.20*** (-3.14)	-0.96 (-1.14)	1.27 (0.58)	-1.30 (-0.64)	-0.75 (-0.86)	-3.56*** (-2.87)	1.26 (0.92)
OLSQ(ROBUSTSE) (年齢除く)	-2.95*** (-2.08)	-4.53 (-0.77)	-1.48*** (-2.14)	1.46 (0.91)	-1.76 (-1.08)	-0.95 (-0.90)	-2.81** (-1.80)	0.30 (0.35)
OLSQ(ROBUSTSE) (賃金除く)	-3.82*** (-3.51)	-11.48** (-2.00)	-1.39* (-1.66)	1.06 (0.71)	1.51 (0.40)	-1.06 (-1.00)	-2.99*** (-2.11)	-0.48 (-0.54)

注:()内は t 値。***:5%有意水準、**:10%有意水準、*:15%有意水準。

表 3-3. 推定結果(産業大分類 8 項目):DD 係数推定値 α_3

(分析期間:1986-2001 年/1995 年以降、年次ダミー=1)

推定方法	D 鉱業	E 建設業	F 製造業	G 電気・ガス・熱供給・水道業	H 運輸・通信業	I 卸売・小売業、飲食店	J・K 金融・保険、不動産	L サービス業
OLSQ	-4.07*** (-4.74)	-3.87 (-1.16)	-1.13 (-1.12)	-2.46** (-1.98)	-0.12 (-0.08)	-2.06 (-1.25)	-3.04 (-1.40)	-1.11 (-1.01)
OLSQ (離職率除く)	-4.27*** (-4.43)	-3.67* (-1.65)	0.19 (0.16)	-4.45*** (-4.40)	-0.16 (-0.11)	-1.81 (-1.32)	-4.10*** (-2.24)	-1.23 (-0.98)
OLSQ (年齢除く)	-4.02*** (-4.26)	-4.83* (-1.64)	-1.09* (-1.50)	-2.04 (-1.49)	-0.86 (-0.61)	-0.49 (-0.34)	-2.41 (-1.20)	-0.37 (-0.38)
OLSQ (賃金除く)	-4.17*** (-4.77)	-2.88 (-0.95)	0.42 (0.46)	-3.14*** (-2.30)	0.53 (0.22)	0.13 (0.07)	-2.35 (-1.15)	0.16 (0.12)
AR1	-3.01*** (-2.39)	0.11 (0.06)	-1.08 (-1.29)	-3.69*** (-3.93)	-1.34 (-0.97)	-2.37* (-1.58)	-3.85** (-1.96)	-1.65** (-1.86)
AR1 (離職率除く)	-1.58 (-1.08)	-0.06 (-0.03)	-0.11 (-0.09)	-3.64*** (-3.88)	-1.48 (-1.05)	-1.80* (-1.53)	-2.02 (-0.85)	-0.92 (-0.59)
AR1 (年齢除く)	-3.61*** (-3.57)	0.45 (0.25)	-1.08** (-1.65)	-3.74*** (-4.07)	-2.14* (-1.59)	-0.50 (-0.41)	-3.64** (-1.88)	-0.64 (-0.83)
AR1 (賃金除く)	-0.84 (-0.57)	0.05 (0.03)	0.84* (1.53)	-3.84*** (-2.77)	-0.11 (-0.08)	-3.23* (-1.50)	-1.92 (-0.75)	-1.57 (-0.95)
OLSQ(ROBUSTSE)	-4.08*** (-4.67)	-3.87 (-0.79)	-1.13* (-1.54)	-2.46** (-2.09)	-0.12 (-0.07)	-2.06** (-1.86)	-3.04* (-1.66)	-1.11 (-0.94)
OLSQ(ROBUSTSE) (離職率除く)	-4.27*** (-4.29)	-3.67** (-1.76)	0.19 (0.17)	-4.45*** (-4.61)	-0.16 (-0.10)	-1.81*** (-2.49)	-4.10*** (-3.06)	-1.23 (-0.99)
OLSQ(ROBUSTSE) (年齢除く)	-4.02*** (-4.31)	-4.83 (-1.31)	-1.09 (-1.44)	-2.04 (-1.46)	-0.86 (-0.54)	-0.49 (-0.48)	-2.41 (-1.22)	-0.37 (-0.37)
OLSQ(ROBUSTSE) (賃金除く)	-4.17*** (-4.66)	-2.88 (-0.65)	0.42 (0.50)	-3.14*** (-2.31)	0.53 (0.24)	0.13 (0.09)	-2.35 (-1.20)	0.16 (0.11)

注:()内は t 値。***:5%有意水準、**:10%有意水準、*:15%有意水準。

表 4-1. 記述統計量(産業中分類 7 項目)

産業	食品・飲料・たばこ・飼料	繊維工業	衣服・その他の繊維製品	一般機械器具	電気機械器具	輸送用機械器具	精密機械器具
入職率(32)	17.185 (4.233)	11.189 (2.626)	15.719 (3.856)	13.614 (4.981)	12.885 (3.934)	14.562 (4.513)	12.325 (3.599)
賃金(32)	190.375 (39.089)	193.766 (43.191)	200.635 (57.839)	199.340 (38.336)	195.518 (40.445)	192.801 (35.982)	200.229 (41.383)
平均年齢(32)	41.295 (1.483)	41.828 (1.921)	41.322 (1.724)	37.891 (2.466)	36.369 (1.673)	38.250 (1.335)	37.272 (1.613)
国内総生産成長率(32)	-0.288 (2.952)	-1.219 (13.095)	-4.700 (7.758)	1.031 (9.669)	11.400 (9.905)	2.550 (4.821)	0.031 (7.486)
離職率(30)	16.075 (3.847)	15.194 (2.789)	18.267 (2.570)	13.821 (4.030)	13.278 (4.453)	14.557 (3.624)	12.650 (4.125)

注:変数の右の()内はサンプルサイズ。上段はサンプルの平均値、下段の()内は標準偏差。

について有意ではない。また、表 4-3 より、95 年法前後では、一般機械器具のみ負で有意な値が得られた。7 項目の内の 5 項目である繊維工業、衣服・その他の繊維製品、電気機械器具、輸送用機械器具、精密機械器具については両期間の分析を通してほとんど有意な値は得られなかった。製造業のデータでの時系列分析では 92 年法施行による女性入職率への負の影響を捉えることができるが、その中にある産業ごとに分析してみると、それぞれ法規制の影響の度合いは異なっている状況を目の当たりにすることができる。

以上、推定結果を見てきたが、何故このように産業ごとに違う結果が得られたのか、その解釈を試みたい。そのために、産業ごとの(1)市場集中度、(2)非正規雇用者比率を見てみることにする。(1)の情報を利用する理由としては、市場集中度でその産業の雇用の余裕度を量ることができると考えられるからである。市場集中度が高い、即ち、産業レントを得ているであろう産業では、競争的な市場に直面している産業に比べればステークホルダーである労働者の雇用や処遇に関して従業員満足度の観点から配慮がしやすいため、女性正規労働者の労務コスト増についても敏感には反応しにくいと考えられる。(2)の理由としては、女性正規労働者の労働サービスが代替的かどうかを推測できるためである。もし代替可能ならば、育児休業法規制は企業に対して女性非正規労働者や男性労働者への転換を促進するはずである。また、そもそもパート、アルバイトや派遣社員による労働サービスで事足りる産業であるなら、育児休業制度を導入しても利用者が少ないため、その労務コストを感じにくいであろう。それ故に、非正規雇用者比率が高い産業であるほど、女性正規労働者の労務コスト増について敏感に反応しないと考えられる。

その様子を図示すると、図 1 のようになる。I を鈍感タイプ、III を敏感タイプと呼ぶことにする。

表 4-2. 推定結果(産業中分類 7 項目): DD 係数推定値 α_3

(分析期間: 1986-2001 年 / 1992 年以降、年次ダミー=1)

推定方法	食品・飲料・たばこ・飼料	繊維工業	衣服・その他の繊維製品	一般機械器具	電気機械器具	輸送用機械器具	精密機械器具
OLSQ	1.03** (1.99)	-0.33 (-0.40)	0.19 (0.14)	-2.98*** (-2.09)	-0.07 (-0.06)	-2.17 (-1.32)	0.73 (0.52)
OLSQ (離職率除く)	1.16*** (2.35)	-0.19 (-0.25)	-0.04 (-0.03)	-2.40** (-2.01)	-0.18 (-0.17)	-1.33 (-0.81)	0.67 (0.63)
OLSQ (年齢除く)	0.90** (1.75)	-0.98 (-1.25)	-0.05 (-0.03)	-2.64* (-1.70)	0.12 (0.10)	-1.96 (-1.23)	0.16 (0.13)
OLSQ (賃金除く)	1.07*** (2.09)	-0.21 (-0.26)	0.41 (0.28)	-2.98*** (-2.14)	-0.12 (-0.10)	-1.85 (-0.94)	-0.01 (-0.008)
AR1	0.92*** (2.36)	0.06 (0.06)	2.51*** (2.33)	-3.55*** (-2.24)	0.09 (0.14)	-1.54* (-1.64)	1.34* (1.46)
AR1 (離職率除く)	1.28*** (3.63)	-0.37 (-0.44)	-0.11 (-0.10)	-2.34*** (-2.25)	0.03** (1.80)	-2.21 (-1.04)	0.49 (0.77)
AR1 (年齢除く)	0.65 (1.19)	0.0005 (0.0005)	2.03 (1.38)	-3.17** (-1.79)	0.43 (0.50)	-1.89** (-1.66)	1.24* (1.52)
AR1 (賃金除く)	0.94*** (2.51)	-0.14 (-0.14)	2.53*** (2.34)	-3.58*** (-2.28)	0.03 (0.04)	-1.59* (-1.56)	0.61 (0.74)
OLSQ(ROBUSTSE)	1.03*** (2.19)	-0.33 (-0.41)	0.19 (0.13)	-2.98** (-1.78)	-0.07 (-0.06)	-2.17* (-1.62)	0.73 (0.54)
OLSQ(ROBUSTSE) (離職率除く)	1.16*** (2.66)	-0.19 (-0.25)	-0.04 (-0.03)	-2.40** (-1.87)	-0.18 (-0.17)	-1.33 (-0.82)	0.67 (0.63)
OLSQ(ROBUSTSE) (年齢除く)	0.90** (2.02)	-0.98 (-1.36)	-0.05 (-0.03)	-2.64 (-1.41)	0.12 (0.09)	-1.96 (-1.45)	0.16 (0.13)
OLSQ(ROBUSTSE) (賃金除く)	1.07*** (2.35)	-0.21 (-0.28)	0.41 (0.29)	-2.98** (-1.78)	-0.12 (-0.10)	-1.85 (-1.17)	-0.01 (-0.009)

注:()内は t 値。***:5%有意水準、**:10%有意水準、*:15%有意水準。

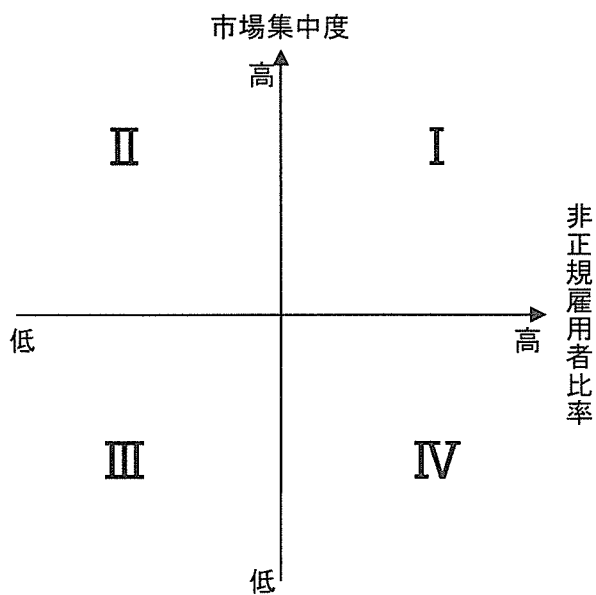
表 4-3. 推定結果(産業中分類 7 項目): DD 係数推定値 α_3

(分析期間: 1986-2001 年 / 1995 年以降、年次ダミー=1)

推定方法	食品・飲料・たばこ・飼料	繊維工業	衣服・その他の繊維製品	一般機械器具	電気機械器具	輸送用機械器具	精密機械器具
OLSQ	0.64 (1.21)	-0.64 (-0.77)	-1.16 (-1.13)	-1.97** (-1.80)	-0.20 (-0.16)	-2.25 (-1.32)	1.17 (1.10)
OLSQ (離職率除く)	0.77* (1.56)	-0.54 (-0.69)	-0.48 (-0.40)	-2.23*** (-2.36)	-0.99 (-0.83)	-0.45 (-0.20)	0.88 (0.90)
OLSQ (年齢除く)	0.42 (0.83)	-1.07 (-1.19)	-1.05 (-1.00)	-2.07** (-1.94)	0.12 (0.10)	-1.00 (-0.42)	0.39 (0.33)
OLSQ (賃金除く)	0.69 (1.35)	-0.52 (-0.60)	-1.40 (-1.25)	-1.93** (1.80)	0.57 (-0.51)	-1.92 (-0.86)	0.30 (0.28)
AR1	0.51 (1.13)	-0.67 (-0.69)	-0.17 (-0.14)	-1.74* (-1.55)	-1.14 (-0.66)	1.17 (0.35)	1.41*** (2.07)
AR1 (離職率除く)	0.89** (1.85)	-0.41 (-0.45)	-0.20 (-0.12)	-2.25*** (-2.62)	-1.00 (-0.73)	-0.97 (-0.33)	0.88 (1.07)
AR1 (年齢除く)	-0.004 (-0.007)	-0.69 (-0.69)	-0.93 (-0.65)	-2.01** (-1.82)	-1.13 (-0.66)	-1.11 (-0.38)	0.91 (1.23)
AR1 (賃金除く)	0.57 (1.36)	-0.43 (-0.46)	-0.25 (-0.23)	-1.82* (-1.60)	-1.10 (-0.62)	0.52 (0.17)	0.29 (0.32)
OLSQ(ROBUSTSE)	0.64 (1.02)	-0.64 (-0.75)	-1.16 (-1.06)	-1.97** (-1.82)	-0.20 (-0.16)	-2.25 (-0.92)	1.17 (1.02)
OLSQ(ROBUSTSE) (離職率除く)	0.77 (1.33)	-0.54 (-0.65)	-0.48 (-0.39)	-2.23*** (-2.31)	-0.99 (-0.81)	-0.45 (-0.21)	0.88 (0.80)
OLSQ(ROBUSTSE) (年齢除く)	0.42 (0.78)	-1.07 (-1.19)	-1.05 (-0.98)	-2.07** (-2.06)	0.12 (0.10)	-1.00 (-0.41)	0.40 (0.34)
OLSQ(ROBUSTSE) (賃金除く)	0.69 (1.15)	-0.52 (-0.56)	-1.40 (-1.28)	-1.93** (-1.80)	0.57 (-0.52)	-1.92 (-0.87)	0.30 (0.27)

注:()内は t 値。***:5%有意水準、**:10%有意水準、*:15%有意水準。

図 1.



市場集中度のデータは、経済産業研究所 JIP 2006 データベース 3.データ編 (4) 付帯表 6) 市場集中度 (1996、2001 年) 7) 伊藤・深尾産業分類別市場集中度 (1996、2001 年) より、産業ごとのハーフィンダール指数 (以下、H.I) を利用した。なお、その類型化については次の区分に従った。

H.I	類 型
3,000 超	高位寡占型 I
1,800 超～3,000 以下	高位寡占型 II
1,400 超～1,800 以下	低位寡占型 I
1,000 超～1,400 以下	低位寡占型 II
500 超～1,000 以下	競 争 型 I
500 以下	競 争 型 II

注: 以下、類型については上から順に、H1、H2、L1、L2、C1、C2 と略して表記する。

また、非正規雇用者比率のデータは「就業構造基本調査」(総務省統計局) を利用した。(5 ヶ年おきの調査のため、1992 年、1997 年、2002 年のデータを使用し、その 3 年分の平均値をとった。) なお、その比率については、

非正規雇用者比率＝

$$\left[\frac{\text{非正規雇用者}}{\{(\text{役員を除く}) \text{ 正規の職員} \cdot \text{従業員} + \text{非正規雇用者 (パート} \cdot \text{アルバイト} \cdot \text{嘱託} \cdot \text{派遣社員} \cdot \text{その他)}\}} \right] \times 100 \quad (\%)$$

と定義する。

表 5-1. 各産業のタイプ(産業大分類 8 項目)

	D 鉱業	E 建設業	F 製造業	G 電気・ガス・熱供給・水道業	H 運輸・通信業	I 卸売・小売業、飲食店	J・K 金融・保険、不動産	L サービス業
市場集中度	C2	C2	L1-C2	L1-C2	L2-C2	C2	C1-C2	C2
非正規雇用者比率 (総数) (%)	8.70	17.82	19.89	7.57	16.73	40.86	14.91 24.03	28.15
(男)	5.86	16.01	7.27	3.26	9.93	17.46	4.62 16.41	16.24
(女)	-	27.72	43.47	34.90	46.22	61.54	23.92 34.24	38.18
タイプ	Ⅲ	Ⅲ	Ⅱ-Ⅲ	Ⅱ	Ⅱ-Ⅲ	Ⅳ	Ⅱ-Ⅲ	Ⅳ

注: 非正規雇用者比率は 1992、1997、2002 年の 3 年間の平均値。鉱業の非正規雇用者比率(女)はそもそも雇用者の数が少なく、非正規雇用者の数がデータ上に現れていないために算出できず。金融・保険、不動産の非正規雇用者比率の上段は金融・保険業、下段は不動産業の値。

それでは、外部情報を参照した結果を見てみることにする。表 5-1 を産業大分類 8 項目の推定結果と照らし合わせると、タイプⅢ(敏感タイプ)の D 鉱業、E 建設業について、想定される通りに負に有意な値が得られている。タイプⅡ-Ⅲの F 製造業、H 運輸・通信業、J・K 金融・保険・不動産は負で有意なものもあればそうでないものがある。タイプⅣの I 卸売・小売業・飲食店、L サービス業は非正規雇用者比率が高く、パート、アルバイトや派遣社員による労働サービス供給が活発であると見られる。そのため、女性正規労働者の労務コスト増については敏感に反応せずにほとんど有意な結果が得られなかったと考えられる。

次に、表 5-2 より、産業中分類 7 項目についても見てみる。注目すべきはタイプⅣの食品・飲料・たばこ・飼料は女性の非正規雇用者比率が極めて高いことである。推定結果は 92 年法前後において正に有意な結果が出ているが、これは図 2 のように解釈ができるかもしれない。(事業所規模 31 人以上の事業所において、時間を通じて非正規雇用化が進み供給曲線が下にシフトする一方、育児休業法規制に対して需要曲線はさほどシフトしない結果、雇用者数が $N_0 \rightarrow N_1$ に増加。)

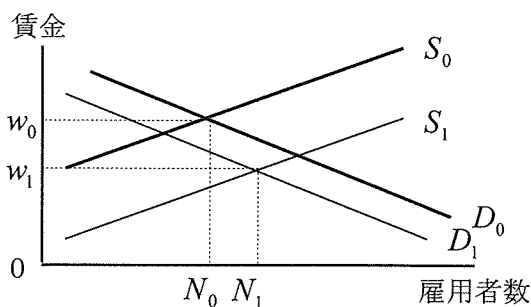
また、繊維工業、衣服・その他の繊維製品については、非正規雇用者比率が高いため、女性正規労働者の労務コスト増について敏感に反応せずに有意な結果が得られなかったと考えられる。タイプⅢの一般機械器具については、想定通り比較的敏感に反応し、両期間で負で有意な値が得られている。ただし、残りのタイプⅢの電気機械器具、輸送用機械器具、精密機械器具については有意な値は得られていない。この違いは、一般機械器具が他の産業に比べて女性正規雇用者の割合が高いことが多少なり関係しているのかもしれない。

表 5-2. 各産業のタイプ(産業中分類 7 項目)

	食品・飲料・たばこ・飼料	繊維工業	衣服・その他の繊維製品	一般機械器具	電気機械器具	輸送用機械器具	精密機械器具
市場集中度	C2 H1(たばこ)	C2	C2	C2	C2	C2	C2
非正規雇用者比率 (総数) (%)	40.93	25.77	31.45	10.62	17.90	12.52	18.53
(男)	13.99	7.87	7.96	5.11	5.65	7.50	5.56
(女)	62.22	36.29	40.13	32.75	39.74	35.90	40.31
タイプ	IV	IV	IV	III	III	III	III

注: 非正規雇用者比率は 1992、1997、2002 年の 3 年間の平均値。

図 2. 食品・飲料・たばこ・飼料の女性労働市場



4. パネル分析による推定結果

ここでさらに、パネル分析を取り扱う。産業ごとのデータをプールして分析を行うことの意義としては、(1)産業間の異質性をコントロールできる、(2)サンプルサイズが増えて自由度が増す、といった点が挙げられよう。特に、これまでの産業ごとの時系列分析ではサンプルサイズが大きい問題があった。また、その一方で、育児休業法施行前後を合わせて 16 年間ものデータを利用することによる問題点も考えられた。即ち、その間に企業の生産要素の要素価格が変化し、要素需要が変化している可能性があるなら、DD 推定量にそのような要因までは除去されずに含まれてしまう、という留意すべき点が存在した。そこで、パネル分析では、法施行直後の影響に焦点を当てるため、分析期間を施行年及び前後 4 年間の 9 年間とすることにした。つまり、92 年法については 88 年から 96 年までを、95

表 6-1. 記述統計量（産業大分類 8 項目） 分析期間：1988-1996 年（92 年法） / 1991-1999 年（95 年法）

	92 年法	95 年法
入職率（％）	18.316 (7.258)	17.000 (6.836)
賃金（千円）	182.247 (10.648)	188.509 (7.493)
平均年齢（歳）	38.237 (3.275)	38.641 (3.240)
国内総生産成長率（％）	2.988 (5.778)	1.574 (5.253)
離職率（％）	16.421 (5.890)	16.269 (5.771)

注：上段はサンプルの平均値、下段の（ ）内は標準偏差。

年改正法については 91 年から 99 年までを分析期間とする。推定モデルについては今までと同様である。ただし、説明変数に産業ダミーを追加して産業ごとのデータをプールしたものを OLS で推定することも試みた。また、補足的にはあるが、DD 推定量の推定結果の頑健性を高めるために、男女のデータを分けて、それぞれでパネル分析も行って結果を調べてみた。⁸

推定結果については、まず、産業大分類 8 項目で分析した結果が表 6-2、6-3 である。92 年法・95 年法施行の影響に関して、パネル推定にしてもデータをプールした OLS 推定にしても、どちらも仮説通りに DD 係数推定値について負で有意な値が得られている。

また、男女のデータを分けてパネル分析を行った結果（表 6-4）については、まず 92 年法に関してみると、男性のデータを用いて分析した際の α_1 の推定値が -1.53（1%水準で有意）であり、女性のデータを用いた際の α_1 の推定値が -2.29（1%水準で有意）であることから、女性労働者のほうが 92 年以降に 1 をとる年次ダミーについて、入職率に与えた負の影響が大きいことが言える。そのため、男性労働者についても負に有意な値が得られていることについては留意する必要があるものの、年次ダミーの係数推定値の男女の差の部分には育児休業制度という規制が及ぼした効果が反映されている可能性が見てとれる。（95 年法に関しても同様。）⁹

次に、産業中分類 7 項目で分析した結果について、表 7-2、7-3 を見てみると、92 年法・95 年法どちらに関しても α_3 は負であるものの、有意な値は得られなかった。この結果を解釈するとしたら、産業ごとに時系列分析を行った結果についても、一般機械器具以外の産

⁸ その際の推定モデルは以下の通り。

$$E_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 T_t + \alpha_2 W_{jt-1} + \alpha_3 A_{jt} + \alpha_4 G_{jt-1} + \alpha_5 S_{jt-1} + e_{jt}$$

T_t は法施行後に 1 をとる年次ダミーである。

⁹ ただし、女性入職率 > 男性入職率であるため、その分だけダミーの効果が女性入職率に関して効いている可能性がある。男女ごとのパネル分析の結果はあくまでも補足的な情報にすぎない点に留意したい。

表 6-2. Panel の推定結果(産業大分類 8 項目)

	92 年法	95 年法
サンプルサイズ	144	144
α_3	-1.97*** (-3.43)	-1.39*** (-3.61)
\hat{R}^2	0.8870	0.9366
<i>F test</i>	F(7,128) = 19.71***	F(7,128) = 13.45***
<i>Hausman test</i>	CHISQ(2) = 0.17	CHISQ(1) = 5.18**

注: 1) DD 推定値の下段の()内は t 値。***:1%有意水準、**:5%有意水準、*:10%有意水準。

2) 92 年法については、F 検定と Hausman 検定の結果、Random Effect Model を用いて推定した結果を採用した。また、95 年法については、Fixed Effect Model の結果を採用した。

表 6-3. pooled OLS の推定結果(産業大分類 8 項目)

	92 年法		95 年法	
サンプルサイズ	144		144	
α_3	-1.89***	(-3.13)	-1.39**	(-2.49)
鉱業	-5.31***	(-5.86)	-4.77***	(-4.91)
建設業	-0.38	(-0.85)	-1.80**	(-2.32)
製造業	-5.49***	(-8.95)	-5.71***	(-8.94)
電気・ガス・熱供給・水道業	-6.34***	(-5.77)	-5.91***	(-6.18)
運輸・通信業	-2.84***	(-6.32)	-3.02***	(-4.95)
卸売・小売業、飲食店	-3.65***	(-6.19)	-3.87***	(-6.28)
金融・保険、不動産	-5.20***	(-7.62)	-6.34***	(-8.60)
\hat{R}^2	0.9583		0.9366	

注: DD 推定値、及び産業ダミー係数値の右側の()内は t 値。***:1%有意水準、**:5%有意水準、*:10%有意水準。

表 6-4. <補足>男女のデータを分けて分析した場合の Panel の推定結果(産業大分類 8 項目)

	92 年法		95 年法	
	男性	女性	男性	女性
サンプルサイズ	72	72	72	72
α_1	-1.53*** (-2.79)	-2.29*** (-2.88)	-0.58** (-2.36)	-1.54** (-2.56)
\hat{R}^2	0.9571	0.8528	0.9616	0.7434
<i>F test</i>	F(7,59) = 29.83***	F(7,59) = 6.38***	F(7,59) = 26.78***	F(7,59) = 6.94***
<i>Hausman test</i>	CHISQ(1) = 30.40***	CHISQ(2) = 3.43	CHISQ(2) = 11.06***	CHISQ(2) = 0.14

注: 1) 年次ダミー係数値の下段の()内は t 値。***:1%有意水準、**:5%有意水準、*:10%有意水準。

2) F 検定と Hausman 検定の結果、男性については Fixed Effect Model を、女性については Random Effect Model を用いて推定した結果を利用。

表 7-1. 記述統計量(産業中分類 7 項目) 分析期間:1988-1996 年(92 年法)/1991-1999 年(95 年法)

	92 年法	95 年法
入職率(%)	14.428 (4.628)	12.856 (4.053)
賃金(千円)	195.942 (40.742)	204.925 (40.118)
平均年齢(歳)	38.822 (2.627)	39.538 (2.649)
国内総生産成長率(%)	2.768 (10.507)	-0.662 (7.963)
離職率(%)	14.651 (3.909)	14.537 (3.986)

注:上段はサンプルの平均値、下段の()内は標準偏差

表 7-2. Panel の推定結果(産業中分類 7 項目)

	92 年法	95 年法
サンプルサイズ	126	126
α_3	-0.78 (-1.15)	-0.31 (-0.50)
\hat{R}^2	0.7594	0.6473
<i>F test</i>	F(6,111) = 16.46***	F(6,111) = 18.62***
<i>Hausman test</i>	CHISQ(3) = 0.29	CHISQ(1) = 0.002

注: 1) DD 推定値の下段の()内は t 値。***:1%有意水準、**:5%有意水準、*:10%有意水準。

2) F 検定と Hausman 検定の結果、92 年法・95 年法ともに Random Effect Model を用いて推定した結果を利用。

表 7-3. pooled OLS の推定結果(産業中分類 7 項目)

	92 年法		95 年法	
サンプルサイズ	126		126	
α_3	-0.77	(-1.13)	-0.30	(-0.47)
食品・飲料・たばこ・飼料	2.78***	(2.92)	3.45***	(4.12)
繊維工業	-2.49**	(-2.44)	-2.37***	(-2.86)
衣服・その他の繊維製品	0.72	(0.61)	0.05	(0.05)
一般機械器具	1.28**	(2.47)	0.57	(1.01)
電気機械器具	-0.12	(-0.24)	-1.44**	(-2.27)
輸送用機械器具	1.57**	(2.54)	0.62	(0.82)
\hat{R}^2	0.8700		0.8217	

注: DD 推定値、及び産業ダミー係数値の右側の()内は t 値。***:1%有意水準、**:5%有意水準、*:10%有意水準。

表 7-4. <補足>男女のデータを分けて分析した場合の Panel の推定結果(産業中分類 7 項目)

	92 年法		95 年法	
	男性	女性	男性	女性
サンプルサイズ	63	63	63	63
α_1	-2.87*** (-6.16)	-3.97*** (-5.33)	-0.61 (-1.64)	-1.11* (-1.92)
\hat{R}^2	0.8351	0.4724	0.5213	0.2106
<i>F test</i>	F(6,51) = 4.16***	F(6,51) = 14.91***	F(6,51) = 6.27***	F(6,51) = 16.03***
<i>Hausman test</i>	CHISQ(2) = 0.26	CHISQ(3) = 4.22	CHISQ(1) = 1.20	CHISQ(2) = 0.24

注: 1) 年次ダミー係数値の下段の()内は t 値。***:1%有意水準、**:5%有意水準、*:10%有意水準。

2) F 検定と Hausman 検定の結果、男女ともに Random Effect Model を用いて推定した結果を利用。

業では α_3 に関して負で有意な値がほとんど得られていないため、そのような産業ごとのデータをプールして分析してみたところで負で有意な値は得られにくいことを示している、と言えるであろう。

IV 女性賃金に関するモデルの推定

これまでは、育児休業法という規制に関して、そこから発生するコストが女性正規労働者の雇用（入職率）に与える影響に焦点を当ててきた。しかし、規制のコストは何もその側面だけに帰着するとは全く限らない。他にも考慮すべき点として、労働者の賃金にそのようなコストが帰着する可能性が挙げられる。よって、以降では賃金に主眼を置きつつ、そのような帰着の問題について議論を行いたい。

1. 既存文献より

賃金に関する帰着問題に目を向けようとする、事業主負担の帰着に関する日本での実証研究はそもそも少ないのが現状なため、岩本・濱秋(2006)によれば、「完全に賃金に転嫁されるという結論からはじまって、部分的に賃金に転嫁される、まったく転嫁されない、逆方向の転嫁が生じるまで幅広い結果が得られており、評価はまだ定まっていない。」賃金に対する帰着の平易な理論に関しては、太田(2004)など、社会保険料の帰着分析を取り上げた文献に拠れば自明であるように、社会保険料の実質的な帰着については、当該市場の労働需要と労働供給の賃金弾力性に依存する。¹⁰つまり、太田(2004)で述べられているように、「労働需要曲線の傾きの絶対値が小さい場合（労働需要の弾力性大）には、企業の実質的な負担割合は小さくなり、逆に労働供給曲線の傾きの絶対値が小さい場合（労働供給の弾力性大）には、企業の実質的な負担割合は大きくなる。」

以上のことを踏まえて、次の項では産業ごとに賃金関数の推定を行ってみることにする。

¹⁰ 本稿の分析は、正確には、規制によって企業に発生するコスト負担の帰着分析であり、社会保険料の帰着分析ではないが、議論の内容は同様である。