

第2章 最低賃金が企業活動に与える影響

－理論モデルと実証分析の研究サーベイ¹

1. はじめに

本章は、最低賃金が企業活動に与える影響について、影響の内容ごとに、海外で蓄積されている先行研究を紹介する。影響の内容は、価格、利潤、イノベーション活動、企業内の人的資源管理（熟練労働者と未熟練労働者への配分、企業内の教育訓練）と、多岐に及ぶ。これらの先行研究からは、最低賃金の上昇によるコスト増大というプレッシャーに対して、企業は必ずしも雇用量の調整のみで対応していないことが示された。

最低賃金が雇用に与える影響について、多くの研究が蓄積されている²。最低賃金が雇用に影響を与える根拠として用いられる競争均衡モデルでは、雇用者以外の生産要素や、教育訓練や研究開発等の企業の生産性に变化をもたらす投資行動については、最低賃金が影響を与えないという仮定の下に議論が行われている。しかし、本章で示す通り、最低賃金は企業活動において、価格の決定、イノベーション活動、雇用の質の配分、労働者への教育訓練など、多岐にわたる影響をもたらしている。第4章で行った企業を対象としたアンケート『最低賃金に関する調査』を用いた分析でも、最低賃金は雇用のみではなく、企業の生産活動にも影響を与えることが明らかになった。ここでは、海外で蓄積された研究をサーベイすることで、議論の整理を行いたい。

本章では、最低賃金が企業活動に与える影響を分析している研究を、①価格と利潤に与える影響、②企業のイノベーション活動に与える影響、③未熟練労働者から熟練労働者への代替効果、④企業内訓練に与える影響に分類して、理論モデルを構築している研究を紹介し、その妥当性を実証分析のサーベイから確認する。

サーベイから得られた主な結論は以下の通りである。

最低賃金は企業の利潤を低下させる。価格と利潤に与える影響について、理論モデルからは最低賃金が企業の生産コストを上昇させるために、完全競争下では利潤が直接低下すること、また、価格の上昇が需要の低下を招くために、不完全競争下でも利潤が低下することが示された。研究開発活動についてみると、最低賃金が研究開発活動を低下させることが示された（ただし、海外からの参入などが進み、市場がより競争的である場合には、生産性の高い企業で海外企業との競争によるポジティブな効果が縮小し、生

¹ 本章で用いる数学記号は、引用する論文で実際に使用されている記号を用いるため、引用論文が異なる各節ごとに、定義を新たに示す。そのため、同一の記号を使用している場合、その定義が節ごとに異なる場合があることに注意する必要がある。例えば、 η は熟練労働者と未熟練労働者との間の代替を分析する時には、需要の価格弾力性として用いるが、教育訓練に与える影響について分析する時は、企業の収益と人件費との比率として用いている。

² Newmark and Wascher (2007)は海外の研究について、川口 (2009)は国内の研究について、最低賃金と雇用の関係を分析している論文をサーベイしている。

産性の低い企業ではネガティブな効果が縮小することで、生産性格差が縮小する)。しかし、研究開発が企業の生産性を高めるという前提で実証分析の結果をみると、最低賃金が生産性を高めるという結果が得られる分析と、低下させるという結果が得られる分析の両方が確認された。

また、最低賃金は熟練労働者の雇用にも影響を与える。最低賃金の上昇は、未熟練労働者の人件費に対して影響を大きく与えるため、熟練労働者への代替が進むことが理論モデルから示される。ただし、最低賃金が価格の上昇に与える影響が大きい場合には、それによる需要の低下に対応する為に、熟練労働者の雇用も同時に減らされることが説明されている。実証分析では、最低賃金に熟練労働者の雇用を増やす効果があることが示されていた。

競争が厳しければ、最低賃金は雇用者を育てる教育訓練費を削減させる。完全競争を仮定したモデルにおいては、最低賃金は企業のコストに負担を与えるため、企業は教育訓練費を減らすことが示されている。ただし、不完全競争下ではそれぞれの企業がレントを得ているため、レントが得られる限り、企業は最低賃金の影響を受ける労働者の教育訓練を増やすことも示されている。実証研究においては、教育訓練費を高める効果と下げる効果の両方が確認されている。また、Neumark and Wascher (2007) は、政府が教育訓練を含む積極的労働市場政策を実施している場合には、最低賃金の上昇によって雇用が失われないことを OECD の国レベルのデータを用いて実証している。

これらの研究サーベイからは、最低賃金の上昇によるコストの負担は、生産財の価格や企業の利潤にも影響をもたらすこと、賃金引上げが最低賃金と連動しない熟練労働者の雇用環境にも影響をもたらすこと、雇用者の量だけではなく質を左右する教育訓練費にも影響を与えることが示された。

次節では、最低賃金が生産活動に与える影響として、価格と利潤、および研究開発活動に注目してサーベイを行う。3節では、企業内の雇用の質に与える影響として、熟練労働者と未熟練労働者の代替、教育訓練費に与える影響をみる。4節では、サーベイの結果を概観し、最低賃金が企業活動に与える影響を分析することの重要性、そのための課題について言及する。

2. 最低賃金が生産活動に与える影響

ここでは、最低賃金が企業の生産活動に与える影響を分析している論文をサーベイする。最低賃金の引上げによって齎される賃金の上昇は、企業にとってはコストの上昇、さらには利潤（企業の収入から総コストを引いた額）の低下を意味している。コストの上昇分を価格に反映させたとしても、それは需要の低下を招いてしまい、収入が低下することになる。また、その影響は、企業が生産性を向上させる為に行う研究開発投資に

もマイナスの影響をもたらす。最初に、最低賃金が企業の利潤と価格に与える影響をサーベイし、その後、企業の研究開発および生産性に与える影響について書かれた論文をサーベイしたい。

2-1. 最低賃金が価格と利潤に与える影響

最低賃金が利益率に与える影響をシンプルな理論モデルで説明した論文に Ashenfelter and Smith (1979)がある。Ashenfelter and Smith (1979)は資本財の調整を行わない短期の経済を仮定し、利潤最大化問題の解に賃金の上昇による影響を加えることで、最低賃金が企業の利潤を低下させることを説明している。

賃金率 w の下、労働者数 L を雇っている企業が、完全競争の環境下で、価格 p を所与として利潤の最大化を行う。労働以外の要素投入の価格は r とする。この時、利潤最大化問題を解いて得られる利潤 π は価格 p 、賃金 w 、それ以外の要素価格 r に依ることになる。価格は利潤と正の相関関係にあり、賃金と他の要素価格は利潤と負の相関関係にある ($\partial\pi/\partial w = -L(w, p, r)$)。そのため、最低賃金 M がこの賃金率 w よりも高い場合 ($M > w$)、企業の利潤は減少することになる。

最低賃金上昇による利潤の減少分 ($\pi(w, r, p) - \pi(M, r, p)$) は、 $\partial\pi/\partial w = -L(w, p, r)$ と $\partial^2\pi/\partial w^2 = -\partial L/\partial w$ という関係から2階のテイラー展開を用いて次式で表すことができる。

$$\pi(w, r, p) - \pi(M, r, p) \cong L(M - w) - \frac{1}{2}(\partial L/\partial w)(M - w)^2 \quad (1)$$

右辺の第1項は賃金上昇が総人件費に与える影響を意味しており、第2項は労働者から他の生産要素に投入量を置き換える代替効果を意味している³。 $M > w$ であるために第1項は正の値をとり、第2項についても人件費の上昇に合わせて労働者数が減るので、正の値をとる。この合計値が、最低賃金が上昇することによって失われる利潤となる。

以上の Ashenfelter and Smith (1979)のモデルは完全競争を仮定したが、Draca, Machin and Van Reenen (2008)は、不完全競争下にある企業が受ける最低賃金の影響についてモデルを展開している。不完全競争下では、企業の利潤率はプライス・コスト・マージンと等しくなり、下記の関係によって書くことができる。

$$\frac{p - c_i(q_i)}{p} = \frac{MS_i}{\eta} \quad (2)$$

³ Ashenfelter and Smith (1979)は、最低賃金以下の賃金を設定した場合の罰則金を含むモデルを展開し、最低賃金による雇用の減少率が、罰則金の期待値と賃金の比率の2倍以上であれば、法を順守しないことを示している。

η は需要の価格弾力性、 p は価格、 c_i は企業 i の限界費用、 q_i は企業 i の生産量である。そして、 MS_i は企業 i の市場のシェアを意味している ($MS_i = S_i / \sum S_i$ であり、 S_i は企業 i の売上高である)。 $c_i = c_i'(q_i)$ として収穫一定を仮定し、限界費用と平均費用が等しいと仮定すると、(2)式の左辺のプライス・コスト・マージンは利潤率に置き換えることが出来る。

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = \frac{MS_i}{\eta} \quad (3)$$

また、産業内の企業のプライス・コスト・マージンが等しいと仮定すれば、市場シェアは $1/N$ と置き換えられ、(3)式から、各企業の利潤率は需要の価格弾力性のみ依存することになる。企業が所属する産業全体の需要関数が $Q = A - bp$ の線形関数であると仮定すると、需要の価格弾力性は $\eta = b \cdot p / Q$ と書くことが出来る。不完全競争下ではコストの上昇は価格に反映されるため、それが需要の価格弾力性を通じて産業全体の需要の低下につながり、結果的に個々の企業の利潤率も低下させることになる。ここから、不完全競争を仮定した場合は、企業は最低賃金の上昇を価格に反映させるため、その結果産業全体の需要が減退することで利益率が低下するという関係が示される。また、Draca, Machin and Van Reenen (2008)は長期の影響として、利潤がサンク・コストを下回る企業が市場から撤退することと、同様に参入する企業が減少することを指摘している⁴。

(実証分析)

ここで紹介した Ashenfelter and Smith (1979)と Draca, Machin and Van Reenen (2008)のモデルが示しているのは、その企業が完全競争の環境下におかれている場合は企業の最適化行動を通じて、不完全競争の場合はその企業が属している産業自体の需要の低下を通じて、最低賃金の上昇が企業の利益を下げることである⁵。また、その過程において、完全競争を仮定している Ashenfelter and Smith (1979)では価格が所与として与えられているために最低賃金に対して価格の変動は起きないとしているが、Draca, Machin and Van Reenen (2008)においては、利潤の低下と価格の上昇が同時に発生する。ここでは、これらの理論モデルを検証している実証分析を、最低賃金の価格への影響を分析しているものを4本、利益率への影響を分析しているものを1本紹介したい。以下、図表 2-2-1 及び図表 2-2-2 に先行研究の概要をまとめた。

⁴ これは市場の企業数が減少することを意味しており、結果的に、生き残った企業は利潤率が高くなる可能性が残るが、そのことについては指摘していない。

⁵ この節のサーベイに関して、最低賃金が企業・産業の価格に与える影響を分析している論文をサーベイした Lemos (2008)を参考にした。

Card and Krueger (1994) はニュージャージー州とペンシルヴァニア州のファーストフード店（バーガーキング、ケンタッキーフライドチキン、ウェンディーズ、ロイ・ロジャース）に対して調査を行い、1992年にニュージャージー州で行われた最低賃金の改定が価格に与える影響を実証している。ペンシルヴァニアでは最低賃金の改定が行われていないことから、最低賃金が施行されたニュージャージーをトリートメント・グループ、施行されていないペンシルヴァニアの企業をコントロール・グループとして扱って、Difference-in-Difference法を採用している。その推定の結果、ニュージャージー州のファーストフード店の方が有意に価格を上昇させており、最低賃金による価格の上昇を確認している。

Machin, Manning and Rahman (2003)はイギリスの1999年に行われた最低賃金法(National Minimum Wage Act: NMW)の施行が低賃金労働者の多く働いている業種である高齢者居住施設に与えた影響を実証分析している。アンケート調査の結果、最低賃金によって、価格が上昇しているという結果は得られなかった。筆者らはこの結果に対し、高齢者居住施設の価格は政府によって規制されているために、最低賃金の上昇による価格の影響がみられなかったと解釈している。

Wadsworth (2008)では、Machin, Manning and Rahman (2003)と同じく、イギリスの1999年の全国最低賃金法の施行が価格に与えた影響を4桁分類の産業レベルデータを使用して分析している。分析の結果、賃金水準が最低賃金に近い労働者を多くかかえていた産業において、最低賃金法の施行は価格の上昇につながっていることが確認された。また、それ以外の産業についても、最低賃金法施行2か月前と2ヶ月後に価格の上昇が確認されている。

Aaronson (2001)は1970年代後半から90年代半ばまでのアメリカとカナダのレストラン産業に注目し、マクドナルドのクォーター・パウンダー、ケンタッキーのフライドチキン、ピザハットの12インチから13インチのチーズ・ピザの価格が都市別の最低賃金の影響を受けているか推定している。その推定結果からは、最低賃金の上昇は、特にマクドナルド、ケンタッキーフライドチキンの価格を押し上げていることが確認された。

これらの結果からは、最低賃金の上昇は、特に最低賃金に近い賃金で働く労働者を多く抱える産業の価格を上昇させる影響をもつことが示唆される。

Draca, Machin and Van Reenen (2008)は、1999年の全国最低賃金法の施行が企業の利潤率と参入率・退出率に与えた影響を、イギリスの企業データを用いて推定している。推定方法はDifference-in-Difference法を用い、最低賃金上昇の影響を受けやすい産業・企業をトリートメント・グループとして扱っている。その結果からは、最低賃金の上昇は企業の賃金を上昇させ、かつ、利潤率を低下させる効果があることが確認された。また、企業の参入・退出への影響の推定結果からは、最低賃金の上昇は最低賃金の影響

図表 2-2-1. 最低賃金が価格に与える影響

	Card et al. (1994)	Machin et al. (2003)	Aaronson et al. (2008)
データ	筆者らによって収集されたデータ	筆者らによって収集されたデータ	飲食店従業員のいる店舗レベルの物価データ
期間	1992年の2月から3月、 1992年の11月から12月	1998年から1999年	1995年から1997年
対象	ニュージャージーとペンシルヴァニアの東部のファーストフード産業（バーガーキング、ケンタッキーフライドチキン、ウェンディーズ、ロイ・ロジャース）	イギリスの高齢者居住施設。 ^{注3}	飲食店で提供されている7500の財と、1000の異なる事業所。事業所の30%はLimited Service（カウンターで食べる前に注文し、会計）。50%はFull Service。
被説明変数	それぞれの店の十分な食事（Full Meal）の価格上昇率	価格上昇率	価格上昇の有無
最低賃金の指標	ニュージャージー州・ダミー ^{注1} 、賃金ギャップ ^{注2}	最低賃金以下の労働者を雇っている割合と、現在支払っている給与総額と最低賃金制提示の給与総額とのギャップ。	最低賃金上昇率（t-1） 最低賃金上昇率（t） 最低賃金上昇率（t+1）
他の説明変数	経営形態ダミー（チェーン店かオーナー店か）、地域。	施設の特徴ダミー、地域ダミー、回答月ダミー。	3期前の価格、一期前に価格を上げているかどうか、提供する食事の種類。
おもな結果	ニュージャージーにおいて価格の上昇が確認された。一方で、賃金ギャップを指標とした推定では、経営形態ダミーをコントロールしたケースで価格が上昇していた。	2つの指標とも、最低賃金の施行は施設の価格には影響を与えていなかった。筆者らは、これを高齢者居住施設に対して、価格の規制が存在しているためであると指摘している。	t期の最低賃金の上昇はLimited ServiceもFull Serviceも共に価格を上昇させる効果が確認されたが、Limited Serviceの方が上昇させる効果がより大きかった。

注1 1992年の4月に、ニュージャージーにおいて最低賃金法が改定され、ペンシルヴァニアでは改定されなかったことを利用して、ニュージャージーダミーをDifference-in-Difference法のトリートメント・グループとして扱っている。

注2 初任給の時給と最低賃金との間のギャップを用いている。ペンシルヴァニアにおいては、この値が0になる。

注3 高齢者居住施設を選んだ理由として、(1)低賃金労働者を多く雇用している業界であることと、(2)事業所の規模が小さく（平均して20人未満、中央値で15人）、全従業員に関するデータを集めることが比較的容易であること、(3)労働組合には基本的に加盟していないため、組合による賃金への影響を受けていないことが挙げている。

図表 2-2-2. 最低賃金が価格と利益率に与える影響

	Wadsworth (2008)	Draca al. (2008)
データ	LFS*、ASHE**、FAME***	FAME
期間	1999 年	1996 年 4 月 1 日～2002 年 3 月 31 日
対象	4 桁分類の産業（産業×月単位のデータベース）	非上場企業も含めたイギリスの民間企業
被説明変数	価格上昇率	売上高利益率（Gross Profit/Sales） 平均賃金、企業の参入と退出
最低賃金の指標	最低賃金法施行ダミー、施行 1 期前、2 期前、1 期後、2 期後のダミーを含む。	NMW の施行前と施行後 (Difference in Difference 法)
他の説明変数	年ダミー、月ダミー、財ダミー	1 桁分類産業ダミー、地域ダミー、売上高資本比率、産業・地域レベルの大卒労働者比率、パートタイム労働者比率、女性比率
おもな結果	最低賃金法の施行に対し、最低賃金労働者を多く雇っている産業で財の価格が上昇しているという結果が得られた。また、最低賃金労働者を多く雇っていない産業においても、施行の 2 か月前、2 ヶ月後に物価の上昇が確認されている。	最低賃金の導入は、企業利益に対して有意に負の効果が確認され、更に、ネットの開業率低下の影響をみられたが、グロスレベルではその効果は確認されなかった。

* Labour Force Survey : 週当たりの賃金と雇用環境について回答している。

** Annual Survey of Hours and Earnings : 3 期間について調べているデータで、低賃金労働者やパートタイム労働者のデータを多く収録している。

*** Financial Analysis Made Easy : Bureau Van Dijk 社が提供する企業データを元に集められたデータベース。

を受けやすい産業の参入率を下げる効果は確認されたが、それ以外の産業参入率および退出率のレベルには有意な結果が得られなかった。雇用の変動についても有意な影響は得られていない。

以上の先行研究の成果をまとめると、最低賃金の上昇は賃金の上昇とともに価格の上昇を促し、その結果、利潤率に対してもマイナスの影響をもたらす可能性が示唆される。また、長期のモデルで言及されていた企業の参入・退出の影響については、イギリスの例においては退出率への影響は確認できなかったが、企業の参入を阻害する要因になることがわかった。

2-2. 最低賃金が企業のイノベーション活動に与える影響

Aghion, Burgess, Redding and Zilibotti (2003) はシュンペーターの成長モデルに改良を加えて、自由化政策や労働規制(最低賃金が労働規制の指標として定義されている)が、企業のイノベーション活動に与える影響をモデル化している。モデルでは、労働規制が高まる(最低賃金が上昇する)ことで中間財の価格が上昇し、それが、その地域におけるイノベティブな投資活動を減退させることが提示されている。また、海外からの参入は、技術レベルの高い地域にとっては研究開発を促進するインセンティブを高め、技術レベルの低い地域にとっては研究開発を減らすインセンティブを高めることになるが、最低賃金の上昇は、その両者のインセンティブを弱める効果をもつ。

モデルの枠組みは州単位で構成され、それぞれの州の中で最終財が中間投入と技術レベルを所与に生産される。この時、技術レベルを決定する研究開発投資を決める主体が州単位であることに注意する必要がある。また、中間財の生産を行う企業は業種ごとに独占企業1社が生産すると仮定し、資本と労働を投入してコブ=ダグラス型の生産関数に沿って生産を行う。中間財の生産水準は、中間財を生産する企業の利潤最大化問題から決定されるが、その時、労働者のコストは最低賃金に対して正比例の関係をとると仮定する。最終財市場が競争的であると仮定すると、中間財の均衡価格は、最終財の生産市場における限界生産性と等しくなる。この時、中間財を生産する企業の最適化問題の解から得られる利潤は以下のように記述することができる⁶。

⁶ 利潤を求めるまで手順は以下の通りである。地域における最終財の生産量を、Aghion et al (2003)は以下のように記述している。

$$y_t = \frac{1}{\alpha} \left[\int_0^1 (A_t(v)^{1-\alpha} x_t(v)^\alpha dv) \right]$$

中間財 $x_t(v)$ を生産する企業の生産関数は次のように与えられている。

$$x_t(v) = k_t^\beta(v) l_t^{1-\beta}(v)$$

中間財の企業のうち進んだ企業 (leading firm) は、最終財を用いて、生産性 $A_t(v)$ のもとで、中間財を生産することができる。しかし、そうでない企業は摩擦が生じるとする。その摩擦が中間財の生産時の価格 $p_t(v)$ に反映されることになる。それを、

$$p_t(v) = \chi$$

と表す。一方で、最終財の生産市場が競争的であるとして、この場合、中間財の価格は最終財の生産市場の限界生産性によって決まる。

$$p_t(v) = (A_t(v) / x_t(v))^{1-\alpha}$$

中間財の生産市場の摩擦によって決まる価格、最終財の生産市場の中間財に対する需要関数から、中間財の生産量が導出される。

$$\pi_t(v) = A_t(v)\delta(w_t) \quad (4)$$

$$\delta(w_t) \equiv \chi^{-\frac{1}{1-\alpha}} (\chi - w_t^{1-\beta} \beta^{-\beta} (1-\beta)^{-(1-\beta)}) \quad (5)$$

π_t は中間財を生産する企業の利潤であり、 v は産業を表している。また、 A_t は最終財を生産する企業の技術レベルである。 χ は中間投入の価格、 w は賃金額、 β は中間財を生産する企業の資本分配率である。この中間財の生産量をうけて、最終財の生産関数は次のように書ける。

$$y_t = \frac{1}{\alpha} \chi^{-\frac{a}{1-a}} A_t \quad (6)$$

生産量を決める技術水準は、Technology Frontier \bar{A} が存在し、この \bar{A} は成長率 g で成長すると仮定する。最終財を生産する企業は、Technology Frontier を達成している産業に所属する企業（タイプ1）と、Technology Frontier よりも低い技術水準を持っている企業（タイプ2）の2つのタイプに分けられる。この最終財を生産する企業は、研究開発への投資 z を行い、その額の多寡に応じて研究開発の成功確率が変化する。研究開発が成功した場合、タイプ2の企業はタイプ1に、タイプ1の企業は、そのままタイプ1にとどまることができる。ただし、海外からの参入する確率 μ が上昇すれば、その企

$$x_t(v) = A_t(v) \chi^{-\frac{1}{1-\alpha}}$$

この条件をもとに、中間財を生産する企業は以下の利潤最大化問題を解く。

$$\begin{aligned} \pi_t(v) &= \max_{k(v)l(v)} \left\{ \chi k(v)^\beta l(v)^{1-\beta} - k_t - w_t l_t(v) \right\} \\ \text{s.t. } & k(v)^\beta l(v)^{1-\beta} \geq x_t(v) = A_t(v) \chi^{-\frac{1}{1-\alpha}} \end{aligned}$$

この利潤最大化問題を解いて、最適な投入量を労働と資本について得る。

$$\begin{aligned} l_t(v) &= A_t(v) \chi^{-\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{\beta}{1-\beta} w_t \right)^{-\beta} \\ k_t(v) &= A_t(v) \chi^{-\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{\beta}{1-\beta} w_t \right)^{1-\beta} \end{aligned}$$

この2式を利潤関数に代入して、本文の(4)式および(5)式が導出される。

(脚注6は終了)

業が生き残る確率は低くなる。この時、タイプ2の研究開発への最適投資量を決める利潤最大化問題は、

$$\max_z \delta [z(1-\mu)\bar{A}_{t-1} + (1-z)(1-\mu)A_{t-2}] - \frac{1}{2}z^2\bar{A}_{t-2} \quad (7)$$

で書け、その解は

$$z = \delta(1-\mu)g = z_2 \quad (8)$$

である。また、タイプ1の企業については、最適化問題は次のように書ける。タイプ2の最適化問題と異なるのは、 z の確率で研究開発が成功した場合には、海外からの参入が行われない点にある。

$$\max_z \delta [z\bar{A}_{t-1} + (1-z)(1-\mu)\bar{A}_{t-1}] - \frac{1}{2}z^2\bar{A}_{t-1} \quad (9)$$

(9)式の最適化問題の解は、

$$z = \delta(g + \mu) = z_1 \quad (10)$$

である。この時、最低賃金が上昇すると δ が減少する。その影響は、それぞれのタイプについて以下のように書くことができる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial z_2}{\partial w} &= \delta'(w)(1-\mu)g < 0 \\ \frac{\partial z_1}{\partial w} &= \delta'(w)(g + \mu) < 0 \end{aligned} \quad (11)$$

タイプ1の企業もタイプ2の企業も、いずれも研究開発投資を減らすことになる。一方で、海外からの参入比率 μ が上昇した場合には、タイプ1の企業は研究開発投資を増やし ($\partial z_1/\partial \mu = \delta > 0$)、タイプ2の企業は研究開発投資を減らすことになる

($\partial z_2/\partial \mu = -\delta < 0$)。しかし、海外からの参入比率 μ と最低賃金 w が同時に高まった場合には、タイプ1の企業は研究開発投資を減らすことになり、タイプ2の企業は逆に研究開発投資を高めることになる。

$$\frac{\partial z_2}{\partial w \partial \mu} = -\delta'(w)g > 0$$

$$\frac{\partial z_1}{\partial w \partial \mu} = \delta'(w) < 0$$
(12)

最低賃金は単独では研究開発投資を減らし、生産性も低下させることになるが、同時に高い技術を持つ海外企業との競争環境が高まる状況においては、海外企業の参入による研究開発費投資への影響を縮小することが示唆される。

(実証分析)

最低賃金が企業（および地域、産業）の研究開発に与える影響については、直接推定している実証研究が確認できなかったため、ここでは、研究開発は企業（および地域、産業）の生産性を上昇させるという前提の下、最低賃金が生産性に与える影響を推定し

表 2-2-3. 最低賃金が生産性に与える影響 その 1

	Forth et al. (2003)	Galindo-Rueda et al. (2004)
データ	イギリスの産業レベルで集計されたデータ	ABI*
期間	1995 年～2000 年	1994 年～2001 年
対象	イギリス	イギリス
被説明変数	労働生産性成長率 TFP 成長率（アウトプットは付加価値）	労働生産性 TFP
最低賃金の指標	最低賃金の上昇によって賃金を引き上げられると考えられる、最低賃金改定前後の、産業ごとに集計される平均賃金の変化率。	最低賃金影響度ダミー (National Minimum Wage Exposure) 注1
他の説明変数	年ダミー、資本労働比率、熟練労働者比率、中間投入比率。	最低賃金影響度ダミーと年ダミーの交差項 年ダミー
おもな結果	低賃金産業において、最低賃金の導入が労働生産性を高めているという推定結果が得られた。	最低賃金影響度ダミーの単独項は生産性に負の影響をもたらす。1998 年以降の推定結果では、2000 年の交差項は正の効果。

注1 1999 年の最低賃金に近い賃金を受け取っている労働者の割合が 5%以上であれば 1 のダミー変数

* Annual Business Inquiry : イギリスで、もっとも広範囲な情報を網羅した企業レベルデータ

表 2-2-4. 最低賃金が生産性に与える影響 その 2

	Khan (2006)	Bassanini et al. (2007) **
データ	OECD STAN*	国×産業レベルデータ
期間	1980年～2002年	1979～2003年
対象	フランスの14産業	OECD11カ国×産業
被説明変数	TFP 成長率	MFP 成長率、労働生産性成長率
最低賃金の指標	最低賃金/賃金中央値 (2期前の値)	最低賃金/賃金中央値
他の説明変数	アメリカとの TFPgap (1期前の値) アメリカの TFP 成長率 R&D 投資 (1期前の値) 付加価値に占めるアメリカ・ドイツ・イギリスの輸入割合 (1期前の値)	総労働時間対数値 資本ストック (資本労働比率)
おもな結果	最低賃金/賃金中央値は TFP に対して負の効果を確認された。	Difference-in-Difference 法を用い低賃金産業を対象に推定を行っている。更に最低賃金に内生性の問題が残ると判断して IV 法を使っている。分析の結果、最低賃金が MFP も労働生産性も上昇させる効果があることがわかった。

* OECD STAN : OECD が作成している国際比較が可能な産業レベルのデータベース。

** この論文は、OECD (2007)での分析で引用されている。

ている研究を紹介する。最低賃金が企業の生産性に与える影響を直接推定している研究は近年増えている。Forth and O'Mahony (2003)はイギリスの産業レベルのデータを使用して、1995年から2000年にかけて、最低賃金が労働生産性の成長率や TFP 成長率に与えた影響を分析している。Subsample で 1995年から1998年に絞った推定では、最低賃金が産業レベルの生産性を高めるという推定結果が得られた。ただし、ここで用いられている最低賃金は、「最低賃金が産業の賃金に与える影響度 (the impact of the NMW on the wage bill⁷)」を用いており、最低賃金の定義が他の分析と大きく異なることを留意する必要がある。

Galindo-Rueda and Pereira (2004) はイギリスの企業レベルのデータベースを用いて、最低賃金が TFP および労働生産性に与える影響をみている。推定結果からは、最低賃金に近い賃金を受け取る労働者の割合が高ければ、生産性が低くなることがわかった。

⁷ NMW (National Minimum Wage) は、イギリスで行われた最低賃金の引き上げを意味しており、wage bill は労働者に支払われる金銭的なコストの合計を意味している。

ただし、1998年以降に限定した推定では、2000年の企業ダミーと最低賃金影響度ダミーの交差項が正で有意であった。Galindo-Rueda and Pereira (2004) は使用したデータにセレクションバイアスがあるという問題点について言及している。

Khan (2006)は Scarpetta and Tresselt(2002)などが提示している技術変化に対する規制の影響に関するモデルを背景に、労働規制がTFPに与える影響を推定している。その労働規制の1つとして、最低賃金と賃金中央値の比率を指標に使っているデータは、OECD STAN を使用しており、フランスの14産業を対象に、1980年から2002年のパネルデータを作成している。推定結果からは、最低賃金は生産性成長率を減退させることが明らかになっている。

Bassanini et al. (2007) は OECD 加盟の11カ国を対象に、国×産業レベルのデータを作成している。最低賃金は賃金の中央値との比率を用いており、MFP⁸の成長と労働生産性の成長への影響をみている。その推定結果からは、最低賃金の上昇が生産性を高めるということがわかっている。この結果はOECDの『Employment Outlook, 2007』(OECD (2007)) にまとめられている。

これまでの結果をまとめると、最低賃金の上昇が、完全競争環境下では企業のコストを上昇させるために利潤の低下を招くことが示された。そして、不完全競争下においては、価格の上昇による需要の低下を通じて利潤の低下を招くことが示された。一方で、企業の生産性の上昇に重要な役割を果たすと考えられる研究開発費に対する影響について、最低賃金の高い地域で研究開発が行われなくなることがAghion, Burgess, Redding and Zilibotti (2003)によって示された。ただし、彼らのモデルにおいては、競争環境の激化が最低賃金の上昇と同時に発生した場合に、海外企業の参入の生産性格差の拡大への影響を低下させることも示唆されている。ただし、研究開発費の代理指標となる生産性に最低賃金を与える影響について、データを用いて実証した結果は、生産性を低下させるという結果を示すものと、上昇させるという結果を示すものの、両方がみられた。

3. 企業内の雇用の質に与える影響

(未熟練労働者と熟練労働者の代替面で教育訓練費に与える影響)

最低賃金の直接の影響を受けるのは、企業内の全ての雇用者ではなく、最低賃金に近い賃金を受け取っている雇用者である。しかし、彼らの雇用を減らした影響は、企業が生産の水準を維持しようとするときには、高い賃金を受け取っている雇用者や、他の生産要素にも影響を与えると考えられる。また、同時に、雇用者に対して企業は賃金のみではなく、教育訓練にかかるコストも支払っている。そのため、最低賃金の上昇は、賃

⁸ MFPはMulti Factor Productivityの略語であり、TFP(Total Factor Productivity)と同義である。ここでは、Bassanini et al. (2007) の表記に沿ってMFPと記述した。

金にも影響を与えると考えられるが、同時に、教育訓練にかかるコストについて相反する2つの効果をもたらす可能性がある。1つは、最低賃金による人件費の上昇を相殺する為に教育訓練費を減らす効果である。もう1つは、最低賃金に近い賃金を受け取っている雇用者を、賃金とともに生産性のより高い雇用者に転換する為に、教育訓練費を高める効果である。

以上の点を踏まえると、最低賃金が雇用に与える影響を分析する時には、賃金水準の低い雇用者に与える影響を分析することと同時に、企業内の高いスキルを持った雇用者に与える影響や、教育訓練費に与える影響についても注目する必要があると言える。そこで、本節では、最低賃金が熟練労働者と未熟練労働者間の代替に与える影響と、教育訓練費に与える影響について分析している先行研究をサーベイすることで、最低賃金が労働者の質に与える影響を確認したい。

3-1. 熟練・未熟練労働者の代替

Aaronson and Frenach (2007) は、最低賃金が企業内における熟練労働者と未熟練労働者間の雇用の代替に与える影響を説明している。ここでは、Aaronson and Frenach (2007) の分析から完全競争のケースについて説明している部分を紹介する。そして、最低賃金が熟練労働者と未熟練労働者間の代替に与える影響を実証している分析結果を紹介する。

まず、企業数 N は十分多く、それぞれの企業が同一の技術を持ち、同一財の生産を行うものと仮定する。財の価格 p は所与として与えられており、企業は利潤が最大となる未熟練労働者 L と熟練労働者 H の労働者数を決める。更に、ここでは長期のモデルを仮定し、資本財の投入量も調整できると仮定する。

$$\pi(L, H, K) = pQ - w_L L - w_H H - rK \quad (13)$$

生産量を決める生産関数 $Q = F(L, H, K)$ は、限界代替率が一定であり生産要素は未熟練労働者と熟練労働者と資本財である⁹。それぞれの投入の価格（1人当たりの賃金と資本財のレンタルコスト）は w_L, w_H, r である。この生産関数を CES 型生産関数で定式化すると、

$$Q = \left(\alpha_L L^\rho + \alpha_H H^\rho + \alpha_K K^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \quad (14)$$

⁹ Aaronson and French (2006) では、中間投入も生産要素に加えているが、ここでは議論を簡略化するために、投入要素を熟練労働者と未熟練労働者と資本財に限定した。

と書くことができる（ただし、 $\alpha_L + \alpha_H + \alpha_K = 1$ である）。ここで、 $\sigma \equiv \frac{1}{1-\rho}$ が各投入の生産物に対する代替弾力性である¹⁰。市場価格は次のように書く事ができる。

$$p = Z \left(\sum_{n=1}^N Q_n \right)^{-1/\eta} \quad (15)$$

η は生産物に対する需要の価格弾力性である。

以上のモデルの下で、最低賃金の変動による価格と雇用の変動の影響を確認する。未熟練労働者は最低賃金を受け取ると仮定し（ $w_L = w_{min}$ ）、熟練労働者は最低賃金よりも高い賃金を受け取ると仮定する（ $w_H > w_L = w_{min}$ ）。そのため、最低賃金は直接的には未熟練労働者の賃金のみに影響を与えることになる。

企業は完全競争下に置かれており、生産関数が収穫一定であると仮定する。この時、未熟練労働者の賃金変化は次式の通り、価格を通して消費者に波及することになる。 s_L は総コストに対する未熟練労働者のコストのシェアである¹¹。

$$\frac{d \ln p}{d \ln w_{min}} = s_L \quad (16)$$

ここから、最低賃金 1 パーセントの上昇に対して、生産財の価格は未熟練労働者のコストシェアだけ上昇することが示される。そして、需要の価格弾力性は η で与えられているため、生産量については $s_L \eta$ パーセント低下することになる。最低賃金が未熟練労働者の雇用に与える影響を示す未熟練労働者の需要の賃金弾力性 $\frac{d \ln L}{d \ln w_{min}}$ は、次のように書くことができる¹²。

$$\frac{d \ln L}{d \ln w_{min}} = - \left(1 - \left(\frac{d \ln p}{d \ln w_{min}} \right) \right) \sigma - \left(\frac{d \ln p}{d \ln w_{min}} \right) \eta \quad (17)$$

最低賃金が未熟練労働者の雇用に与える影響は、右辺の第 1 項で示される未熟練労働

¹⁰ Hammermesh (1993) を参照。

¹¹ 式(16)の証明は Aaronson and French (2006)の Appendix B を参照。なお、完全競争ではなく独占的競争のケースについては、同論文の Appendix F で証明されている。

¹² 以下、式(17)から式(19)までの証明は、Aaronson and French (2006)の Appendix C を参照。

者と熟練労働者との間の代替弾力性（代替効果）と、右辺の第2項で示される生産財に対する需要の価格弾力性（規模の効果）で構成される。代替効果は、生産量を一定と仮定した時の生産要素の投入比率の変化による雇用の変化であり、規模の効果は生産要素の比率を一定とした時の賃金変化に対する生産量の変化による雇用の変化である。右辺は負の値をとるため、最低賃金の上昇は未熟練労働者の雇いを減らすことを(17)式は示していることになる。

最低賃金の上昇に対して、資本財の投入量を変えることのできない短期の環境を仮定した時、最低賃金の上昇が価格に与える影響は、式(18)によって表すことができる。

$$\frac{d \ln p}{d \ln w_{min}} = \frac{s_L}{s_K \left(\frac{\eta}{\sigma} \right) + (1 - s_K)} \quad (18)$$

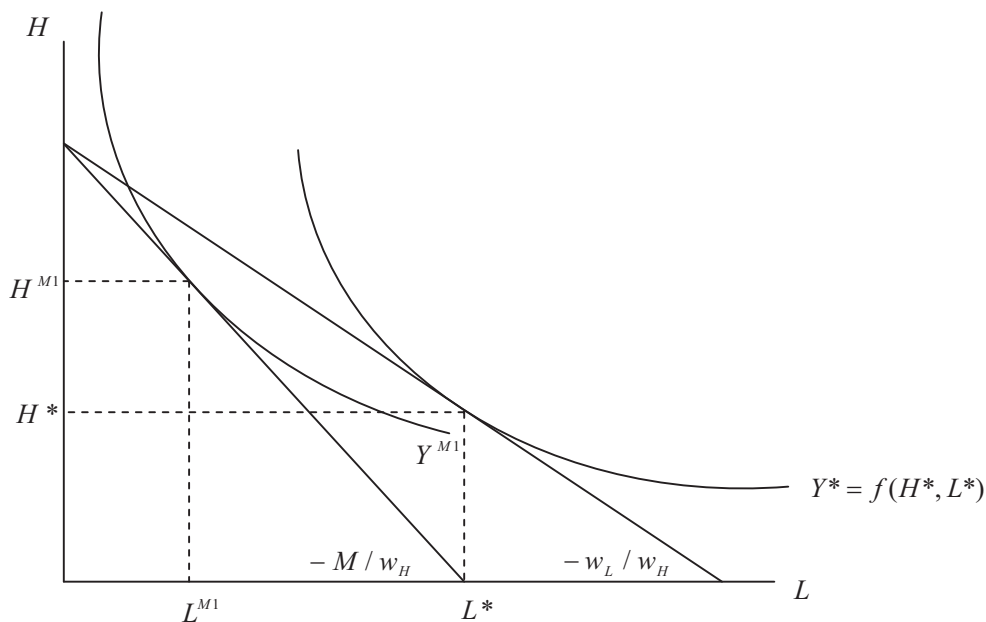
これを(17)式に代入すると、短期を仮定した時の、最低賃金が未熟練労働者の雇用に与える影響を得ることができる。一方で、未熟練労働者の最低賃金が熟練労働者の雇用に与える影響は、次のように書くことができる。

$$\frac{d \ln H}{d \ln w_{min}} = \left(\frac{d \ln p}{d \ln w_{min}} \right) \sigma - \left(\frac{d \ln p}{d \ln w_{min}} \right) \eta \quad (19)$$

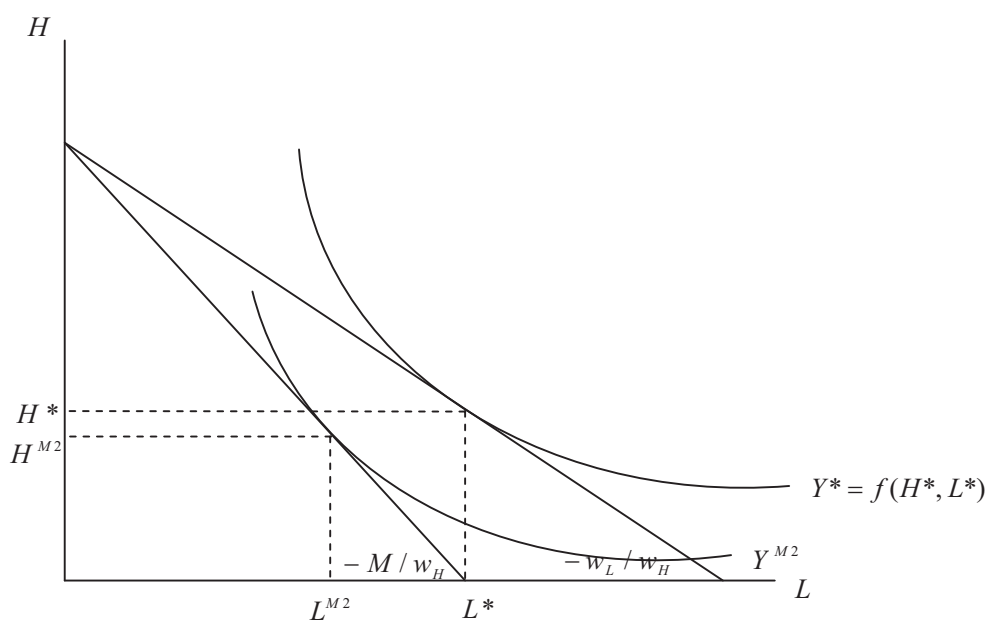
右辺の第1項は、最低賃金上昇分の価格の変動 $d \ln p / d \ln w_{min}$ が未熟練労働者から熟練労働者に代替に与える影響を意味している（代替効果）。また、第2項は最低賃金の上昇による価格の変動が需要の価格弾力性を通じて需要の減退により熟練労働者の雇用減少を招く価格効果を表している。生産物に対する需要の価格弾力性 η と生産要素の代替弾力性 σ が等しい時には、最低賃金が増しても、熟練労働者の雇用には影響は与えない。 $\sigma > \eta$ の場合には、最低賃金が増することで、未熟練労働者から熟練労働者への代替がすすむ。

この関係を直感的に図示したものが図表 2-3-1 である。最低賃金の上昇 ($w_L \rightarrow M$) により、未熟練労働者の相対賃金が増する。その結果、未熟練労働者の雇用は L^* から L^{M1} に減少し、生産量も Y^* から Y^{M1} に減少する。一方、未熟練労働者から熟練労働者への代替が進むため、熟練労働者の雇用は H^* から H^{M1} に増する。逆に、最低賃金が増して、それによる需要の減退による影響が代替効果を上回った場合には、熟練労働者の雇用も減少することになる（図表 2-3-2）。

図表 2-3-1. 熟練労働者と未熟練労働者の代替（代替効果>規模の効果）



図表 2-3-2. 熟練労働者と未熟練労働者の代替（代替効果<規模の効果）



（実証分析）

最低賃金が雇用に与える影響を計測している研究の多くは、未熟練労働者の雇用を失わせる効果を計測しており、熟練労働者への影響を分析している研究は少ない。ここでは、チリ及びオランダのデータを用いて検証を行っている研究を紹介したい。その概要については図表 2-3-3 にまとめた。

図表 2-3-3. 最低賃金が熟練・未熟練労働者に与える影響

	Montenegro et al. (2004)	Dolado et al. (1996)
データ	The Economic Department's Survey	Labor Market Survey
期間	1960-1998 年	1979-1985 年
対象	チリ。各年 10,000 から 16,000 のサンティアゴの 15 歳以上 65 歳未満の個人へのインタビュー。うち、3,700 人から 5,400 人が労働者。	オランダ。17 歳から 22 歳の若者を対象。仕事別に最低賃金の影響を受けやすい若者の雇用のシェアがどのように変動しているかを確認している
被説明変数	個人が雇用されているか否か (2 値変数)	若者の雇用シェア
最低賃金の指標	指数化された実質最低賃金 (18 歳以上と以下で異なる値をとる)	直接の推定は行っていない。
他の説明変数	労働者の属性 (年齢、性別、スキルの有無 (教育年数が 9 年以上か未満か)、子供の人数)。これらの属性と最賃指標との交差項の結果をみる	
おもな結果	サンプル全体でみた場合と 51-65 歳労働者でスキルの高い労働者の雇用は増え、スキルの低い労働者の雇用は減少した。	スキルの低い仕事において、若者の雇用シェアが伸び、スキルの高い仕事で若者の雇用シェアが減少した。

Montenegro and Pagés (2004)はチリのサンディエゴで 1960 年から行われている個人調査を用いて、最低賃金がどの個人属性の雇用に影響を与えているかを実証分析している。分析の対象は 15 歳から 65 歳までの個人、10,000 人から 16,000 人で、期間は 1960 年から 98 年である。そのうち 3,700 人から 5,400 人が雇用されているが、その個人が雇用されているか否かを被説明変数、説明変数は実質最低賃金と実質最低賃金と個人属性の交差項である。個人の属性には、年齢、性別、スキルの有無 (教育年齢が 9 年以上か未満か) を用いている。推定方法はシンプルなプロビット・モデルである。推定の結果、サンプル全体と 51 歳から 61 歳までのスキルの高い労働者の雇用は伸びる一方で、スキルの低い労働者の雇用が減少するという結果が得られた。

また、ヨーロッパ各国 (フランス、オランダ、スペイン、イギリス) の最低賃金と雇

用の関係进行分析している Dolado, Kramarz, Mchin, Manning, Margolis and Teulings (1996)のうち、オランダに係る分析では、オランダで 15 歳から 22 歳の労働者を対象にした若年者最低賃金が引き上げられた 1981 年と 1983 年のタイミングで、どの仕事で 17 歳から 22 歳の若者の雇用シェアが影響を受けているかを推計している。その推計結果からは、スキルの高いと考えられる仕事（医療補助、秘書・タイピスト、オフィス・アシスタント、工場の熟練工）で若者の雇用シェアが減少し、スキルの低いと考えられる仕事（農業、工場の未熟練工、繊維・皮革産業従事者）で若者の雇用シェアが横ばい、もしくは上昇していた。この分析結果からは、最低賃金の上昇はその影響を受ける労働者について、スキルを必要とする仕事については、最低賃金が対象としない年齢の労働者への雇用の代替が進み、スキルを必要としない仕事については、代替が進んでいないことがわかった。

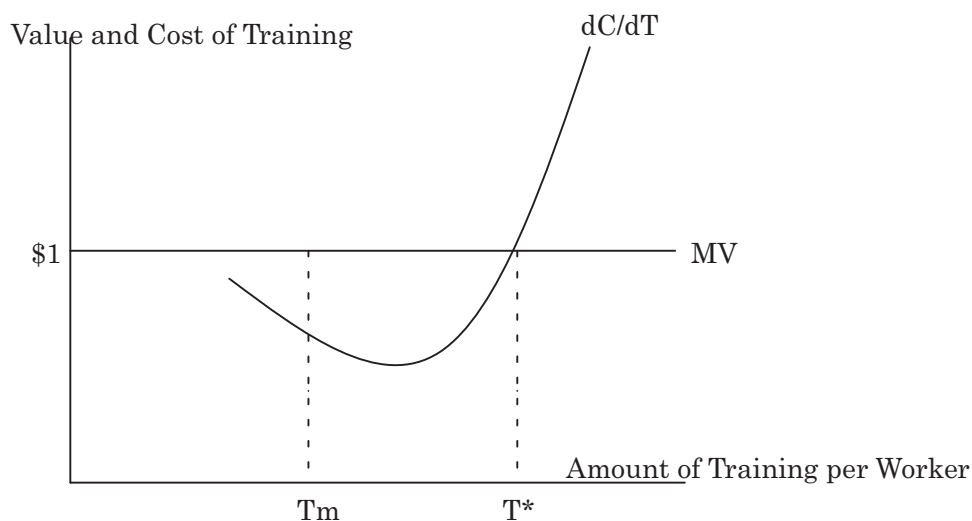
以上の推定結果からは、最低賃金の上昇は未熟練労働者の雇用を減らし、その代替として熟練労働者の雇用を増やすことがわかる。また、もともと熟練労働者が少ないと考えられる仕事においては、最低賃金による代替効果は確認されない。

3-2. 最低賃金が教育訓練に与える影響

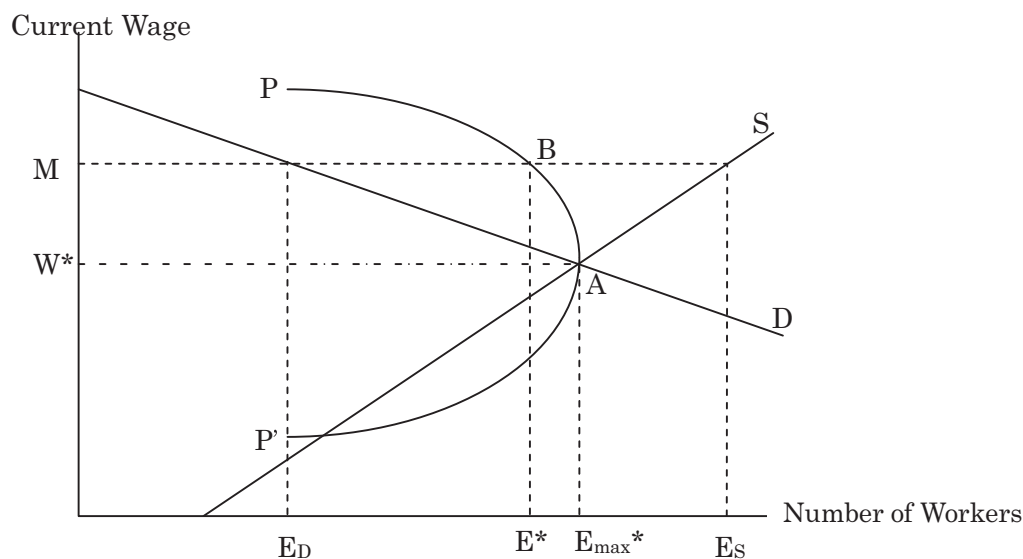
Hashimoto (1982)は、企業の最適化行動に雇用者のトレーニング量の最適化行動を加えることで、最低賃金の上昇が企業に雇用の不均衡を生じさせ、その調整としてトレーニング費用を減少させる過程をモデル化している。

全ての企業が 2 つの最適化を行うものとする。1 つは労働者のトレーニング量に関する最適化である。企業は、トレーニングにかかるコストを C 、労働者一人当たりのトレーニング量を T とした場合に、トレーニングにかかる限界費用とトレーニングから得られる限界価値が等しくなるトレーニング量を採用する。

図表 2-3-4. 企業によるトレーニングの決定



図表 2-3-5. 雇用の最適化が行われた上での市場均衡



$$dC/dT = 1 \quad (20)$$

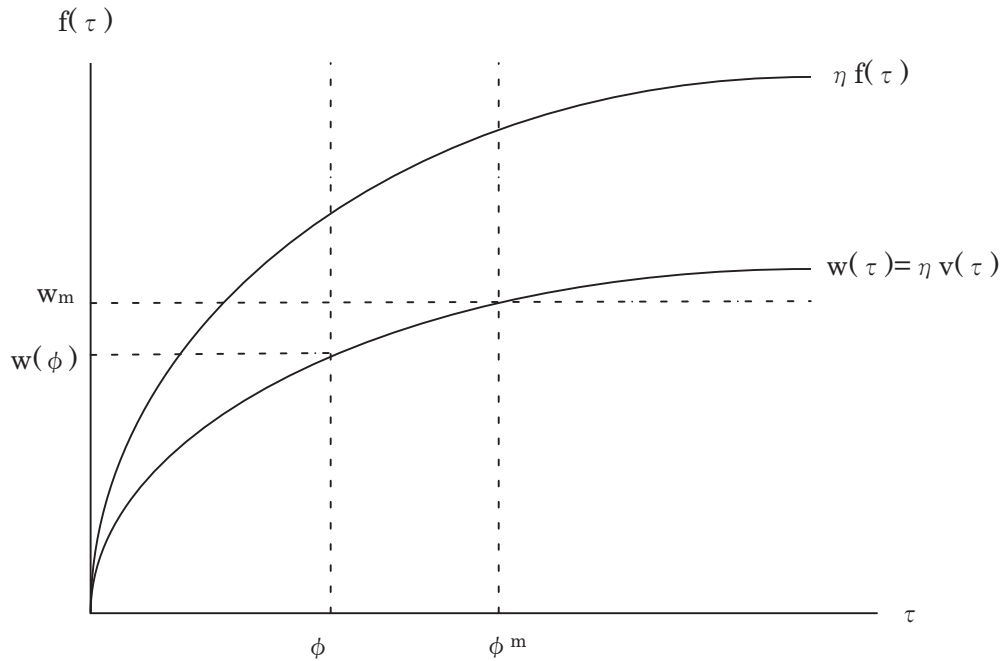
§ 1はトレーニング1単位当たりの限界価値 (Marginal Value) を基準化したものであり、 $MV=1$ とする。この関係を図示したものが、図表 2-3-4 である。(20)式が成立する T^* でトレーニング量が決まることになる。また、同時に企業は雇用者数 E の最適化を行う。その結果、労働の限界生産性と限界費用が一致する水準で雇用者数が決まる。

$$VMP = W + C \quad (21)$$

VMP (the Value of a Worker's Marginal Product) は労働者の限界生産性であり、 W は賃金にあたる。ここで示される限界費用とは、賃金 W とトレーニングの費用 C を足したものである。

労働需要と労働供給との間の均衡に、トレーニングに関するモデルの要素を加えたものが、図表 2-3-5 である。ここで図示されている PP' 曲線が企業のトレーニング量を表しており、この曲線上で労働者数と賃金 (Current Wage) が決まる。また、ここで示している賃金 (Current Wage) とはトレーニングコストと労働者に支払われる賃金を合わせ

図表 2-3-6. 最低賃金とレントが教育訓練に与える影響



たものである。完全競争市場において、労働供給曲線、労働需要曲線の交わる場所で市場賃金 W^* と雇用者数 E^*_{\max} が決まっているが、最低賃金が市場賃金を上回る場合、トレーニング量が変わらなければ、労働需要は E_D まで減少し、労働供給は E_S まで上昇する。ここで、企業はトレーニングのコストを減らすことにより、新たな点 B で競争均衡が成立する。同時に、図表 2-3-1 で示した企業内のトレーニングの量も最適値 T^* から T_m に減り、トレーニングから得られた収益も減少することになる。Hashimoto (1982) のモデルでは、最低賃金の上昇は企業の雇用を減少させる一方で、企業は雇用の減少による企業の余剰が低下するのを防ぐため、同時にトレーニングにかけていたコストを低下させることを示している。

一方で、Acemoglu and Pischke (2001) は非競争的な労働市場においては、最低賃金の上昇が教育訓練への投資を増加させる可能性を示している。労使関係にレントが存在しない場合（労働市場で完全競争が成り立っている場合）、企業は改定後の最低賃金以下で雇っている労働者を解雇することになる。ただし、労働市場で企業にレントが存在する経済においては、企業は労働者の生産性を向上させた方が企業は利益を得られる。

その関係を図示した図表 2-3-6 は、労働者のスキル τ 、企業の生産性 $f(\tau)$ 、賃金 $w(\tau)$ との関係をもとめたものである。不完全競争の場合、生産性と賃金とのギャップを企業はレントとして得ることができる（完全競争下では、生産性のカーブと賃金のカーブは一致して、レントは発生しない）。レントが存在しなければ、最低賃金の上昇は企業に解雇を促すが、レントが存在する場合には最低賃金がそれまで支払っていた賃金より高く

ても、雇い続けることが可能である。しかし、それでも企業はより高い賃金を払う分、利益を減らしてしまうため、雇い続けている労働者の生産性を高める行動をとることになる。

レントが存在しないときには生産性 $f(\tau)$ と賃金 $w(\tau)$ は等しく、最低賃金が引き上げられれば、企業はトレーニングを行うことで赤字が発生してしまうためにトレーニングを行うことはない。一方で、レントが存在するケースでは、トレーニングを行うことでトレーニングにかかるコスト以上に生産性が高まる場合には、より高い利益を得ることが可能であるため、トレーニングを行うことになる。その結果、最低賃金を上げる前よりも最低賃金が上昇した後の方が生産性は高くなる。

(実証分析)

Rosen (1972) や Feldstein (1973) のように、最低賃金が OJT を減らすことを説明している研究は古くから存在していたが、データを用いて実証結果を得ているものは、Hashimoto (1982) が最初である。Hashimoto (1982) は、最低賃金の上昇が教育訓練を減らす要因になることを理論モデルで提示した上で、白人の若年男性に関するデータから、最低賃金が教育訓練を減らすことを明らかにしている。一方で、低賃金労働者については教育訓練による影響と別に、賃金が増えるということもわかった。図表 2-3-7 は、Hashimoto(1982)以降の、最低賃金が教育訓練に与える影響を分析した研究の概要をまとめたものである。

Grossberg and Sicilian (1999) でも同様の結果が得られている。Grossberg and Sicilian (1999) は、アメリカの中南西部の企業データを用いて、最低賃金の上昇と OJT の関係、および最低賃金の上昇と賃金水準の関係を推定している。男女別に賃金上昇への影響をみる推定では OLS (Ordinary Least Squares Model : 最小二乗法) を行っているが、教育訓練の指標 (雇用後、3 ヶ月間で行う教育訓練の時間) に関する推定は、教育訓練指標に 0 の値が多かったため、トーマットモデルを用いている。また、最低賃金の指標として最低賃金ダミー (初任給が最低賃金と等しい)、最低賃金未満ダミー (初任給が最低賃金未満)、最低賃金+25セント以下ダミー (初任給が最低賃金+25セント以下) を用いていることも特徴的である。

最低賃金が OJT に与える影響については、男性は、最低賃金ダミーが教育訓練に対して負で有意であるという推定結果が得られた。しかし、F 検定によってそれ以外の低賃金労働者と教育訓練の量に差異がないことが示されたため、Grossberg and Sicilian (1999) は教育訓練費が最低賃金ダミーで有意であるのは、最低賃金による影響ではなく、低賃金労働者であることの影響によるものであると解釈している。そして、男性の労働者に行われる教育訓練は賃金の上昇に貢献していた。女性については、低賃金労働者であることが教育訓練費に与える影響も確認できなかった。また、教育訓練そのものが、

図表 2-3-7. 最低賃金が企業内訓練に与える影響

	Grossberg et al. (1999)	Neumark et al. (2001)	Acemoglu et al. (2001)
データ	EOPP*	CPS**	NLSY***
期間	1982 年	1983 年～1991 年	1987 年～1992 年にインタビューを行ったコーホート。
対象	アメリカ南部・中西部	アメリカ	アメリカ
被説明変数	Training Intensity (雇用後、最初の 3 ヶ月間に管理職、同僚などが公的・非公式に教育訓練を行う時間)	Formal Training, Informal Training, の有無	トレーニングの有無
最低賃金の指標	最低賃金ダミー (初任給が最低賃金と同じ)、最低賃金以下ダミー最低賃金以上ダミー (初任給が最低賃金以上)	州別最低賃金	名目最低賃金、名目最低賃金の成長率、実質最低賃金 (Real Minimum Wage) 実質最低賃金/州 35-54 歳賃金中央値 実質最低賃金/地域別 35-54 歳賃金中央値
他の説明変数	教育、年齢、雇用の期間の有無、企業規模、資本、仕事の複雑性 (一人前になるまでにどれだけの期間がかかるか)、労働組合の有無、週当たり労働時間	地域ダミー 年齢区分に分けて推定を行っている ^{注1}	学歴、仕事の状態、性別、人種、年齢。
おもな結果	男性と女性に分けた推定結果で、初任給が最低賃金と等しい場合に、トレーニングの時間は男性で減り、女性は増える。ただし、初任給が最低賃金以下のケースでは、男女ともトレーニング期間は短くなっていった。	最低賃金が上昇すると、現在の仕事のスキルが向上するような教育訓練は減らされることがわかった。特に、20 代前半の Formal training (Off-JT) の低下が目立つ。	最低賃金が Training を減らすという結果は得られず、むしろ、逆に高めているという推定結果がわずかだが確認できた。一方で、賃金カットされる労働者に絞ったモデルでは、労働者への教育訓練の低下が確認された。

注1 推定方法に Difference in Difference 法をとっており、1 期および 5 期間のラグをとって推定を行っている。

* Employment Opportunities Pilot Project : アメリカ中南西部の企業データ、1980 年と 1982 年に調査が行われ、小規模かつ低賃金の企業について多く収録されている。 ** Current Population Survey。 *** National Longitudinal Survey of Youth。

女性の賃金上昇に貢献していなかった。この女性労働者を対象にした分析の結果について、女性はもともと最低賃金近傍で働いている労働者が多くて教育訓練を受ける機会が少ないために、教育訓練が賃金に与える効果が確認できなかつたと解釈している。

最低賃金が教育訓練に負の影響を与えるという推定結果は他にも確認することができる。Neumark and Wascher (2001)は理論モデルを用いて、最低賃金の上昇でOJTが減らされるが、仕事を得るために必要な資格を手に入れるような教育訓練¹³はより多く行われることを示している。実証分析は、Current Population Survey (CPS) から、1983年から1991年のアメリカの労働者データを使用して推定を行っている。推定結果は理論モデルを支持するもので、最低賃金の上昇は現在の仕事のスキルを伸ばすような教育訓練を減らし、仕事を得るために必要な資格を得るための教育訓練には影響を与えない、もしくは一部のケースでは増えているという結果も確認された。ただし、この結果は、一部の推定でしか有意ではなかつた¹⁴。

逆に、最低賃金が教育訓練を増やすという実証結果が得られている研究もある。Acemoglu and Pische (2001)は不完全競争下の労働市場で、最低賃金の上昇が、企業の得ていたレントを減らすことから、その埋め合わせのために教育訓練を行うという理論モデルを提示している。その上で、National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)を用いた実証分析を1987年から1992年にかけて行っている。トレーニングの有無を被説明変数に、中央値で割った相対的最低賃金が与える影響を確認したところ、最低賃金が教育訓練を減らすという結果は得られず、むしろ、逆に高めているという推定結果がわずかだが確認された。一方で、競争環境にない産業については、最低賃金が教育訓練にプラスの効果をもたらすことが確認された¹⁵。

以上の分析結果から、最低賃金は企業内の雇用量だけではなく、雇用の質に対しても影響を与えていることが明らかになった。その影響は、1つは未熟練労働者から熟練労働者への代替であり、もう1つは、未熟練労働者に対する教育訓練費の増減である。これらの結果が示唆しているのは、最低賃金を上げたとしても、教育訓練を行い、未熟練労働者を熟練労働者に育成することで雇用の低下を防げる可能性である。実際に、Neumark and Wascher (2004)は、OECDに加盟している国のデータ（日本もそこに含まれている）を使用して、教育訓練を含むALMP (Active Labor Market Policies : 積極的労働市場政策)を行っている国では、最低賃金が高くても雇用が失われないことを示している。そこで、追加的にNeumark and Wascher (2004)の研究成果を詳細に確認することで、教育訓練が最低賃金の持つ負の効果を相殺することを確認したい。

Neumark and Wascher (2004)は最低賃金が雇用に与える影響を1975年から2000

¹³ これは、企業が行う公式の訓練も非公式の訓練も含まれるが、追加的に学校による訓練も含まれる。

¹⁴ Fairris and Pedace, (2000)などでも最低賃金が教育訓練を減らすという結果が得られている。

¹⁵ 最低賃金が教育訓練を高めるという結果が得られている論文は、他にBooth and Bryan (2006) などがある。

年までの OECD17 カ国をプールしたクロス・カンツリー・データを用いて実証している¹⁶。推定の結果は、最低賃金の上昇が若者の雇用を減らしているというものであった。ただし、国が執る施策によっては、その影響に違いがみられる。その違いは、以下の3つにまとめることができる。①若者に対する準最低賃金 (subminimum wages) 制度が敷かれている国では、雇用減退の効果は薄かった。②労働基準法の制限が厳しい国、および、労働組合組織率が高い国で雇用減退の効果が大きかった。③雇用の保護施策や ALMP は、最低賃金による雇用の減退効果を相殺する効果がみられた。

分析に用いたデータは、主に OECD が公表している「Labour Force Statistics」や年次の「Employment Outlook」データベースを使用している。中でも、若年と中高年齢層の就業率と失業率を景気循環のコントロール変数として、若年労働者のコーホートの人口を労働供給サイドのコントロール変数として使用している。最低賃金については、同様に、OECD によるデータセットから法定最低賃金か労働協約で決められている最低賃金を、その国の平均賃金で除した値を用いている。また、労働政策に関する変数は、3つ、OECD (1994, 1996)で公表されている指標を採用している。① 1993年の労働基準変数は、OECD が規制指標として集計している指数で、その規制指標は労働時間、短期労働契約、代表権の3つから構成されている。② 1989年次の雇用と解雇の法的規制のランキング、③ 雇用を促すための ALMP で、1995年時に GDP に占めていた公的雇用サービスへの支出、労働市場でのトレーニング、雇用助成金の割合を用いている。以上の変数に加え、失業保険の給付水準と労働組合の組織率の影響もみている。

推定式は以下のように記述することができる。

$$\begin{aligned}
 Employment\ Rate_{it} &= \alpha_1 * Minimum\ Wage\ Rate_{it} \\
 &+ \sum_{k=1}^5 \alpha_k * Minimum\ Wage\ Rate_{it} * Labor\ Policy_{ki} \\
 &+ \sum_{l=1}^5 \alpha_l * Minimum\ Wage\ Rate_{it} * Labor\ Policy_{li} + constant + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

被説明変数は各年齢グループの国*i*の*t*年の就業率 *Employment Rate* を用い、説明変数として最低賃金に平均賃金を除して集計した最低賃金率 *Minimum Wage Rate* を用いている。また、最低賃金率と雇用に関する政策（労働基準指数、雇用保護指数、ALMP 指数、失業保険の給付水準、労働組合組織率）の交差項と労働政策の単独項を変数に加えている。各政策に関する指数は図表 2-3-8 に示している。日本は労働基準指数、雇用保護、ALMP 全ての値が低いのが特徴的である。その推定結果をまとめたものが、図表

¹⁶ 対象国は、イタリア、ノルウェイ、フランス、オーストラリア、ドイツ、アイルランド、デンマーク、フィンランド、ギリシャ、スウェーデン、ベルギー、ルクセンブルグ、オランダ、ニュー・ジーランド、カナダ、イギリス、ポルトガル、アメリカ、日本、スペインである。

図表 2-3-8. 各国の労働政策と制度

Country	Labor Standards	Employment Protection	Active Policies	Union Coverage	Unemp Insurance
Italy	3	14.25	0.93	43	7.3
Norway	4	9.75	1.35	54.9	34.3
France	4	9.5	1.17	13.6	33.9
Australia	3	3.26	0.73	44.2	25
Germany	4	12	1.33	32	32
Ireland	2	2.75	1.48	54	28.9
Denmark	2	3.25	2.32	77	57.1
Finland	3	10.5	1.55	72.6	33.5
Greece	4	11	0.36	28.6	13.5
Sweden	5	8.5	3	83.6	27.4
Belgium	2	10.5	1.39	52.4	42.3
Luxembourg	-	-	0.26	-	-
Netherlands	4	7.25	1.06	27.9	49
New Zealand	3	0.72	0.69	33.6	29.2
Canada	1	1.65	0.56	36.7	28.3
United Kingdom	0	2.25	0.53	46	20.2
Portugal	2	12.5	0.73	45.3	24.1
United States	0	0.36	0.2	18.3	12.7
Japan	1	3.71	0.11	25.4	9.8
Spain	3	11.25	0.72	13.6	30.1
Correlation with Minimum Wage	0.57 **	0.38 *	0.36 *	0.29	0.23

Notes: The labor standards index, which refers to 1993 standards, is taken from OECD (1994) and excludes the contributions of minimum wages and employment protection policies to the index. The employment protection index is taken from OECD (1996) and refers to legislation as of 1989. The active labor market policies index is taken from OECD (1996) and is measured as public expenditures on public employment services, labor market training, and subsidized employment measures in fiscal year 1995 as a percentage of GDP. Union coverage refers to the number of total union members as a percentage of wage and salary employees and is taken from Nickell and Nunziata (2001). The measure of unemployment insurance shown here is the average gross benefit replacement rate (as a percentage of earnings) as defined by the OECD (1994); the figures refer to the mean replacement rate from the years 1976-97.

*Statistically significant at the .10 level; **at the .05 level.

2-3-9 である。ここでは、若年労働者と 10 代の若者のケースにわけて推定を行っている。10 代の若者の雇用への影響をみると、最低賃金単独項では OLS と GMM (General Moment Methods Model : 一般化積率法) の推定では効果が確認できるが、FE (Fixed Effects Model : 固定効果モデル) については効果が確認できなかった。一方で、労働政策との交差項をみると、最低賃金が高く労働基準に関する政策が高い場合には就業率が減少するという結果が GMM 推定のケースでみられた。一方で、雇用保護政策と ALMP が採られていれば、最低賃金が上昇しても雇用が伸びるという推定結果が FE 推定でも GMM 推定でも得られている。

Neumark and Wascher (2004)はこれらの結果を受け、図表 2-3-9 の GMM推定の結果を用い、労働基準の高低×雇用保護指数・ALMP 指数の高低で 4 つのグループに分類

図表 2-3-9. 労働政策・制度別の最低賃金の雇用への影響

	Youth			Teenage		
	OLS	FE	GMM	OLS	FE	GMM
Minimum Wage Ratio	-0.30 (0.05)	-0.12 (0.08)	-0.08 (0.06)	-0.39 (0.08)	-0.14 (0.10)	-0.15 (0.06)
Coefficient on:						
Labor Standards Index	-0.12 (0.02)			-0.03 (0.05)		
Employment Protection Index	0.05 (0.02)			0.08 (0.03)		
Active Labor Market Policies	0.22 (0.02)			0.13 (0.04)		
UI Replacement Rate	-0.08 (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.10 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (0.01)
Union Density	0.01 (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.01)	0.07 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.01)
Interaction with:						
Labor Standards Index		-0.16 (0.19)	-0.08 (0.13)		-0.32 (0.25)	-0.24 (0.12)
Employment Protection Index		0.24 (0.13)	0.21 (0.09)		0.44 (0.16)	0.19 (0.09)
Active Labor Market Policies		0.50 (0.15)	0.12 (0.10)		0.47 (0.18)	0.24 (0.10)
UI Replacement Rate		-0.04 (0.06)	0.05 (0.04)		-0.11 (0.08)	0.03 (0.04)
Union Density		-0.30 (0.07)	-0.06 (0.05)		-0.24 (0.09)	-0.04 (0.05)
Hausman Test for Country Effects (P-Value)	0.00			0.00		
Controls:						
Country Effects	N	Y	Y	N	Y	Y
Time Trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Year Effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y

Notes: The policy variables were first standardized (differenced from their means and divided by their standard deviations) to facilitate comparisons. Each specification also includes the adult unemployment rate and the relative cohort size variable.

して推定を行い、各国の最低賃金の影響をまとめている（図表 2-3-10）。この結果をみると、ALMP、雇用保護施策をとっていない国では最低賃金の雇用への負の効果が確認される。また、その傾向は労働基準の低い国において顕著である。日本は、アメリカ、カナダ、イギリスとともに、最低賃金の雇用への負の効果が強いグループに属している。以上の推定結果から、クロス・カントリー分析ではあるが、最低賃金を引き上げた時、雇用保護施策や ALMP を取っていない場合に雇用が失われてしまうことが示唆される。

ただし、彼らの分析対象期間が 1975 年から 2000 年であるのに対して、使用している ALMP に関するデータは 1995 年の値であるため、時系列の変化が反映されていない

図表 2-3-10. 労働規制の度合い別最低賃金の効果

High Employment Protection/ Active Labor Market Policies			Low Employment Protection/ Active Labor Market Policies		
Country	Youth	Teen	Country	Youth	Teen
High Labor Standards					
Germany(2,2)	0.10	-0.10	Netherlands(2,10)	-0.16	-0.39 **
Italy(5,3)	0.20	0.04	Greece(2,11)	-0.09	-0.45 **
Sweden(1,1)	0.15	0.12	Australia(5,12)	-0.34 **	-0.49 **
Spain(5,8)	0.03	-0.16	NZ(5,9)	-0.21	-0.09
France(5,7)	0.02	-0.09			
Average Effect:			Average Effect:		
Implied	0.09	-0.05	Implied	-0.19	-0.36 **
Estimated	0.27 **	0.11	Estimated	-0.01	-0.48 **
Low Labor Standards					
Belgium(10,4)	0.16	0.19	U.S.(15,16)	-0.38 **	-0.27 **
Portugal(10,6)	0.15	0.07	U.K.(15,13)	-0.25 **	-0.09
Denmark(10,5)	-0.03	0.19	Canada(13,14)	-0.33 **	-0.27 **
			Japan(13,15)	-0.30 **	-0.32 **
Average Effect:			Average Effect:		
Implied	0.11	0.14	Implied	-0.33 **	-0.27 **
Estimated	0.07	0.15	Estimated	-0.43 **	-0.33 **

Notes: The pairs of numbers after each country are ranks, based on Table 5, for the labor standards index and the average of the standardized employment protection and active labor market policies indices, respectively. The minimum wage effects for each country are based on the indicated specifications in Table 6, columns (3) and (6); they are calculated as the coefficient on the minimum wage variable, plus each of the coefficients on the interaction terms multiplied by the standardized value of the policy variable for that country. The implied average effect is based on the same calculation, but using the average values of the policy variables for the set of countries in the indicated cell. The estimated effects for each panel are based on estimates of the model using the full sample but allowing the minimum wage coefficient to differ for the four different panels.

*Statistically significant at the .10 level; **at the .05 level.

という問題点が残る。また、ALMPには政府が行う教育訓練施策だけでなく、雇用創出に関するプログラムや職探しの支援に関するプログラムへの政府支出も含まれている。ALMPという指標が、教育訓練費だけを反映しているわけではないことも、留意する必要がある。

4. まとめ

本章では、最低賃金が企業活動に与える影響について書かれた海外の先行研究を、「企業の生産活動に与える影響」と「企業内の雇用の質に与える影響」に分けて紹介した。紹介した論文については、それぞれのテーマについて、理論モデルが構築されている研

究と、データを用いて検証されている研究を併記した。

企業の生産活動について説明している理論モデルは、最低賃金が企業活動を減退させる効果を持つことを示していた。最低賃金が利潤に与える影響についてみると、完全競争を仮定した場合には、最低賃金は企業の生産コストを上昇させ、そのために企業が得る利潤が低下することになる (Ashenfelter and Smith (1979))。不完全競争環境下では、最低賃金の上昇は価格の上昇を通じて、その財への需要の低下を招き、それが、企業が得ることの出来る利潤を低下させる (Draca, Machin and Van Reenen (2008))。これらは、実証研究によっても裏付けられている。また、生産をするために必要となる中間財の生産コストの上昇が、最終財を生産する企業の研究開発を鈍化させることも説明されている (Aghion et al. (2003))。ただし実証研究の中には、最低賃金が生産性に与える影響がプラスであることを示している研究もみられる。

最低賃金が企業内の雇用の質に影響を与えていることも、理論モデルで説明されている (Aaronson and French (2007))。そのモデルでは、最低賃金の上昇は未熟練労働者の雇いを減らす一方で、熟練労働者については、雇を増やす場合と雇いを減らす場合の両方が考えられることが説明されていた。その2つの影響を分けるのは、代替効果 (生産量の変化を一定と仮定した時の生産要素の投入比率の変化。ここでは、未熟練労働者から熟練労働者への生産要素の変化) が規模の効果 (生産要素の比率を一定とした時の賃金変化に対する生産量の変化による熟練労働者の雇用の変化。ここでは、最低賃金が増加したことによる生産量の変化) を上回るか下回るかであった。代替効果が上回れば熟練労働者は増え、規模の効果が上回れば熟練労働者も減らされる。実証研究からは、最低賃金の上昇は熟練労働者の雇が増えていることが示されていた (Montenegro et al. (2004))。

企業が完全競争下において、利潤最大化問題から最適な雇用と最適な教育訓練量を決定している時、最低賃金が増えれば教育訓練量が減らされることになる (Hashimoto (1982))。しかし、これに対して、不完全競争を仮定した場合には、逆に教育訓練量が増える可能性があることも指摘されている (Acemoglu and Pischke (2001))。不完全競争下においては、労働者の生産性と賃金との間のギャップを企業はレントとして得ている。この環境下では最低賃金が増しても、企業は雇を維持することが出来、かつ得ていたレントを教育訓練コストに費やすことによって、より高い生産性を得ることが出来る。実証分析においても、最低賃金が増やす効果と減らす効果を確認している論文が、それぞれ蓄積されている。

最低賃金は企業活動について、主にコスト面で負担を強いることになるというのが、先行研究から導き出されている結論である。負担の解決方法は、未熟練労働者への需要の減少や、教育訓練費の削減や研究開発費の削減など、多様である。こうした状況下で最低賃金を上げる場合には、政府による企業の支援策としては、未熟練労働者を教育訓

練する経費を、政府が負担することだろう。

Aaronson and French (2007) は、最低賃金の上昇が未熟練労働者の雇用を失わせ、(条件付きではあるが) 熟練労働者の雇用を増やすことを説明している。雇用を失った未熟練労働者が再就職をする時に、政府は熟練労働者として雇われるまでの橋渡しの役割を果たす。また、Hashimoto (1982) にあるように、最低賃金の引上げを受けて企業が減らす教育訓練コストを、政府が直接的に負担することも可能である。最低賃金が企業の生産性を低下させる効果を持つことも本章で示したが、教育訓練が企業の生産性を上昇させることを示す研究も蓄積されつつある(黒澤・大竹・有賀(2007), Ariga, Kurosawa, Ohtake, Sasaki and Yamane (2010))。

実際、政府が教育訓練の負担を行っている国では、最低賃金の上昇による雇用の減少は発生していないことも示されている。Neumark and Washcer (2004)によれば、世界で雇用保護政策と ALMP が採られている OECD 加盟国では、最低賃金が増しても雇用への負の効果が確認されていないことが示されている(なお、日本は、分析の対象となっている国の中で ALMP に関する政府支出の GDP 比が最も低い)。この結果に対し、Neumark and Washcer (2004)は、「ALMP には、最低賃金の雇用への影響を減殺する傾向がある。(中略)それは、教育訓練などの積極的な労働政策には、未熟練労働者の生産性を、最低賃金の影響を受けないレベルまで、高める効果があるためだろう」とコメントしている。

最低賃金の引上げの雇用に対する影響を分析する際に、企業が実施するコスト対策を看過してはいけないことが、先行研究から示された。企業がどのようなリアクションをとっているか、そして、それがどのように雇用に影響を与えているかを観察する必要がある。その時に重要な論点となるのが、未熟練労働者に対する教育訓練である。例えばわが国では、こうした企業のリアクションがどのようなものとなっているか、今後の実証分析の中で明らかにしていく必要がある。また、本章で紹介した熟練・未熟練労働者(の代替)に係る分析は、産業・職業別、雇用形態別にまで詳しくは見えていないが、今後、日本に係る実証分析に当たっては、こうした側面に降り立って分析することも必要ではないか。政府による未熟練労働者への、企業にとって必要とされる熟練労働者に転換する為の教育訓練が行われる過程について、分析を行うことができれば望ましいと思われる。

参考文献

- Aaronson, Daniel (2001), "Price Pass-through and the Minimum Wage," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, No. 1, pp.158-69.
- Acemoglu, Daron and Pischke (2001), "Minimum Wages and On-the-Job Training," IZA Discussion Paper Series, No.384.
- Aghion, Philippe, Burgess, Robin, Redding, Stephen and Zilibotti, Fabrizio (2003), "The Unequal Effects of Liberalization: Theory and Evidence from India," London School of Economics and Political Science, London.
- Ariga, Kenn, Kurosawa, Masako, Ohtake, Fumio, Sasaki, Masaru and Shoko Yamane (2010) "Organization Adjustments, Job Training and Productivity: Evidence from Japanese Automobile Makers," ISER Discussion Paper 0784, Institute of Social and Economic Research, Osaka University.
- Ashenfelter, Orley and Smith, Robert S. (1979), "Compliance with the Minimum Wage Law," *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 2, pp. 333-50.
- Bassanini, Andrea and Venn, Danielle (2007), "Assessing the Impact of Labour Market Policies on Productivity," OECD Social Employment and Migration Working papers, No.54.
- Booth, Alison L. and Bryan, Mark L. (2006), "Training, minimum wages and the earning distribution," The Australian National University Discussion Paper No. 537.
- Card, David and Krueger, Alan B. (1994), "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania," *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 4, pp. 772-93.
- Draca, Mirko, Machin, Stephen and Van Reenen, John (2008), "Minimum Wage and Firm Profitability" NBER Discussion Paper, 13996.
- Fairris, David and Pedace, Robert (2000), "The Impact of Minimum Wages on Job Training: An Empirical Exploration with Establishment Data," Claremont Colleges Working Papers in Economics, 2000-36.
- Feldstein, Martin (1973), "The Economics of the New Unemployment," *Public Interest*, Vol. 33, pp.3-42.
- Forth, John and O'Mahony (2003), "The Impact of The National Minimum Wage on Labour Productivity and Unit Labour Costs," NATIONAL INSTITUTE OF ECONOMIC AND SOCIAL RESEARCH Report.
- Galindo-Rueda, Fernando and Pereira, Sonia (2004), "The Impact of the National Minimum Wage on British Firms," Low Pay Commission Research Reports.

- Gdossberg, Adam J. and Sicilian, Paul (1999), "Minimum Wages, On-the-Job Training, and Wage Growth," *Southern Economic Journal*, Vol. 65, No. 3, pp.539-556.
- Hashimoto, Masanori (1982), "Minimum Wage Effects on Training on the Job," *The American Economic Review*, Vol.72, No.5, pp.1070-87.
- Kahn, Tehmina S. (2006), "Productivity Growth, Technological Convergence, R&D, Trade, and Labor Markets: Evidence from the French Manufacturing Sector," IMF Working Paper, WP/06/230.
- Lemos, Sara (2008), "A Survey Of The Effects Of The Minimum Wage On Prices" *Journal of Economic Surveys*, Vol. 22, Issue. 1, pp. 187-212.
- Machin, Stephen, Manning, Alan and Rahman, Lupin (2003), "Where the Minimum Wage Bites Hard: the Introduction of the UK National Minimum Wage to Low Wage Sector," *Journal of the European Economic Association*, Inaugural Issue, pp. 154-180.
- Neumark, David and Wascher, William (2001), "Minimum Wages and Training Revisited," *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 3, pp.563-95.
- Neumark, David and Wascher, William (2004), "Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-National Analysis," *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 57, Issue 2, pp.223-248.
- OECD (2007), "More Jobs but Less Productive? The Impact of Labour Market Policies on Productivity," *OECD Employment Outlook 2007*, OECD, Paris.
- Rosen, Sherwin (1972), "Learning and Experience in the Labor Market," *Journal of Human Resource*, Vol. 7, pp.326-42.
- Scarpetta, Stefano and Tressel, Thierry (2002), "Productivity and Convergence in a Panel of OECD Industries: Do Regulations and Institutions Matter?," Economics Department Working Papers, No. 342.
- Wadsworth, Jonathan (2008), "Did the UK Minimum Wage Affect Prices?" Research Paper for the Low Pay Commission.
- 川口大司 (2009)「最低賃金と雇用」, 大橋勇雄編『労働需要の経済学』, pp.263-91, ミネルヴァ書房.
- 黒澤昌子・大竹文雄・有賀健 (2007)「企業内訓練と人的資源管理策」－決定要因とその効果の実証分析, 林文夫編『経済停滞の原因と制度』, pp.265-302, 勁草書房.

第3章 最低賃金が雇用に与える影響

－2期間の都道府県パネルデータを用いた分析－

1. はじめに

2010年7月に開かれた中央最低賃金審議会では、最低賃金が生活保護水準を下回る県が12都道府県に拡大しているという資料が公表され、それに対して、新聞紙面などでは、最低賃金を生活保護支給額の水準以上に引き上げるべきであるという議論が行われている。ただし、川口（2009）でも指摘されているように、引き上げられた最低賃金額を享受することができるのは雇用を維持された者であり、最低賃金の引上げによって職を失う（もしくは、職を得る機会を失う）者が増えれば、逆に所得格差を広げることになりかねない。この点において、最低賃金の引上げについて、その政策効果を吟味し、慎重に行う必要がある。ところが、2010年現在において、最低賃金の雇用への効果を分析している研究は2002年以前のデータを用いたものに限られており、2000年代に入ってから非正規雇用の増加傾向や、最低賃金額の高い引上げを踏まえた上での分析は、未だなされていない。本章では、2002年と2007年の2期間にわたる都道府県レベルの集計データを使用して、2000年代に最低賃金が雇用に与えていた影響を検証する。

分析の手順は以下の通りである。まず、2002年のデータを使用している橘木・浦川（2006）の分析を、2007年のデータも追加して分析結果の比較を行う。そして、分析結果から得られた示唆と、川口（2009）で指摘されている分析手法面で改善すべき箇所を踏まえ、推定方法を改善する。具体的には、固定効果モデルを利用して、分析対象を10歳ごとに区分した全ての世代、雇用者やパート・アルバイトなどの雇用形態と無業者の状態に拡大した分析を行う。

最低賃金が雇用に与える影響について、地域レベルのデータを用いて実証分析を行っている研究は、1990年初頭のCard（1992）およびNewmark and Wascher（1992）の2つの研究に続き、蓄積がされている¹。Card（1992）はアメリカの人口調査である『Current Population Survey』のマイクロデータを用い、1990年4月に行われた最低賃金の引上げによって影響を受ける労働者の比率が高い州と低い州で、最低賃金の上昇が平均賃金および雇用に影響を与えているかを分析している。分析結果からは、最低賃金の上昇は平均賃金には影響を与えているものの、雇用には影響を与えていないことが示されている。一方、Newmark and Wascher（1992）は1973年から1989年にかかる州レベルのパネルデータを作成し、最低賃金の引上げが若年労働者の雇用に減少をもたらしているという推定結果を得ている。両者の間で交わされた議論については、川口（2009）が詳細に紹介

¹ 最低賃金に関する先行研究は、川口（2009）を参考にした。

をしている。

日本において最低賃金と雇用の関係を分析したものには、橘木・浦川（2006）がある。彼らは総務省統計局『平成14年就業構造基本調査』から、都道府県レベルの集計データを作成し、カイツ指標²と20代女性の雇用者比率³との関係を最小二乗法で回帰分析しているが、その結果はカイツ指標が20代女性の雇用者比率に影響を与えていないというものであった。ただし、川口（2009）は分析手法面において橘木・浦川（2006）に問題がある可能性を指摘している。その問題は、説明変数に失業率が含まれており、カイツ指標がこの失業率に影響を受けていて正しい推定ができていない可能性が含まれる問題と、単年度のクロスセクションデータを用いて分析を行っているために、カイツ指標が高い県で所得水準が低く、所得効果により女性の雇用者比率が高くなることによる相関関係のため、カイツ指標が高くても雇用が減っていないようにみえている可能性を指摘している。後者の問題は内生性バイアス（endogeneity bias）と呼ばれる問題であり、この問題をクリアするためには、操作変数法（instrumental variable method）や一般化積率法（generalized moment method）など、シンプルな最小二乗法とは異なる手法を用いる必要がある。また、分析上の問題点として本来は雇用者比率に与える影響を分析する上で考慮すべき変数を見落として推定を行っている可能性も残る。特に、都道府県ごとに雇用環境が異なれば、その影響も大きい。これは脱落変数バイアス（omitted variable bias）と呼ばれるもので、それに対しては地域固有の要素を除いて推定を行う固定効果モデル（fixed effect model）による推定方法が用いられる。ただし、この固定効果モデルで推定を行うためには、単年度のデータではなく、都道府県（または、個人や企業などの主体）を複数年にわたって追跡して集められているパネルデータを用いる必要がある。

有賀（2007）は新規学卒者（高校）の求人倍率の要因分析を、文部科学省『学校基本調査』と、厚生労働省『新規学卒者の労働市場』を1962年から5年おきに2002年まで集計した都道府県レベルのデータを用いて分析を行っている。求人数および県外への高卒者就職比率を被説明変数とし、実質最低賃金の対数値を説明変数におき、都道府県固有の要素を除くためにランダム効果モデル、内生性バイアスを考慮するために求職者の質を内生変数とした一般化積率法で推定を行うことで、最低賃金が求人を減らしていることを明らかにしている。また、ランダム効果モデルの推定結果のみであるが、最低賃金が県外高卒者就職比率を高めていた。この結果は、最低賃金にその地域の雇用を減退させる効果があることを示唆している。

Kambayashi, Kawaguchi and Yamada（2010）は、総務省統計局『就業構造基本調査』の

² カイツ指標は、最低賃金の影響が地域の賃金の水準によって異なることを考慮して、最低賃金をその対象となる地域や産業の平均賃金（もしくは賃金の中央値）で除して求められる指標である。本章においては、カイツ指標を最低賃金の代理指標として用いる。ただし、その影響を説明する上では最低賃金という呼称を使用する。

³ 雇用者比率とは、人口に占める雇用者数の割合である。橘木・浦川（2006）では、20代女性の人口に占める20代女性の雇用者の割合を集計している。

1997年と2002年から得られる都道府県レベルのパネルデータを用いて、カイツ指標が、最終学歴が高校卒業、もしくは中学卒業までの者の、雇用者比率に与える影響を分析している。その雇用者比率に関するグループは男女それぞれについて、「22歳未満以下」「23-30歳」「31-59歳」「60歳以上」の4つの年齢グループに分けており、推定方法は重みつけ最小二乗法(Weighted Least Square: WLS)と固定効果モデルを採用している。WLSの推定結果からは、男性については、カイツ指標が高い地域で若年労働者の雇用が高く、31歳から59歳の雇用が低いこと、女性については、22歳以下および31歳から59歳の雇用者比率を高めていることが確認された。ただし、固定効果モデルの推定結果では男性にその効果は確認できず、女性については、31歳から59歳の女性の雇用を低減させる効果があることが確認された。

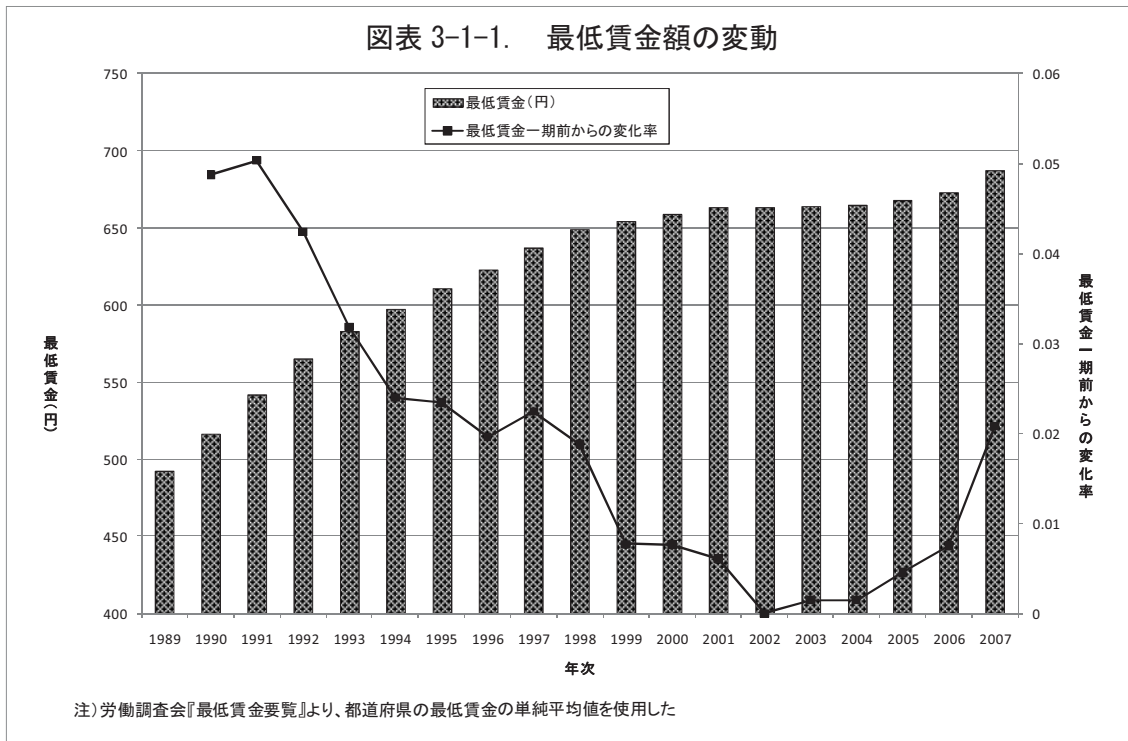
Kawaguchi and Mori (2009)は、『賃金構造基本統計調査』を用いて最低賃金に影響を受ける労働者の多くが、中卒・高卒の労働者および、中高年女性で雇用形態がパートタイムの労働者であることを明らかにしている。また、『就業構造基本調査』の1982年から2002年のデータを用いて、最低賃金に影響を受ける労働者のグループの比率が高い地域で雇用が減少しているかを推定している。WLSによる推定結果からは、最低賃金には、高校生の雇用を促進する一方で、10代の男性と中高年の既婚女性の雇用を減らす効果が確認された。

集計データを用いず、個人レベルのパネルデータを用いて最低賃金の雇用への影響を分析したものとして、Kawaguchi and Yamada (2007)が挙げられる。Kawaguchi and Yamada (2007)は、家計経済研究所『消費生活に関するパネルデータ』を使用して、データの中に含まれるサンプルのうち、最低賃金の影響を受けるグループをトリートメントグループ、影響を受けないグループをコントロールグループとして定義し、それぞれの雇用確率の違いをみることで、最低賃金の雇用への影響を探っている。その実証分析の結果は、トリートメントグループに含まれるサンプルは、コントロールグループに含まれるサンプルと比べて雇用確率が2割低くなることが明らかになっている。

以上のように、日本国内においても、最低賃金が雇用に与える影響を測る実証分析が蓄積されている。しかし、これらは2002年以前のデータを用いて分析を行っている点で、最低賃金の影響が過少評価されている可能性がある。図表3-1-1は、全国平均の最低賃金額とその変化率をまとめたものであるが、ここからも明らかのように、2002年の最低賃金の変化率は最も小さく、そのため、最低賃金が実際に雇用に与えた影響は限定的であると考えられる。また、90年代以前は最低賃金の上昇幅は大きいですが、その時期は、2000年代以降の労働市場のように非正規化は進んでおらず、最低賃金による雇用への影響が最近の状況と比べて質的に異なることが考えられる。

そこで、本章では、最低賃金の上昇率の高い2007年の雇用状況を把握することがで

図表 3-1-1. 最低賃金額の変動



きる総務省統計局『平成 19 年 就業構造基本調査』を用いて⁴、最低賃金の雇用に与える影響に関する計測を試みる。まずは、橋木・浦川（2006）で行った分析を再現し、2007 年までデータを延長して分析を行う。そこでは、20 歳未満の女性雇用者やパート・アルバイトの対コーホート人口比率も分析の対象とする。また、都道府県固有の影響を除くために固定効果モデルを用いることで、橋木・浦川（2006）を拡張した推定も行う。この推定では、20 代女性の雇用者数やパート・アルバイト比率に限らず、その他の世代も分析の対象に含める。この 2 つの実証分析から、最低賃金が地域の雇用に与える影響を推定する。

2 節では実証分析に用いる推定式とその推定方法について紹介をし、3 節で使用する都道府県レベルの集計データなど、使用データの作成方法を記述する。4 節では 2 つの分析の結果を示す。5 節で分析結果をまとめ、今後の課題を提示する。

2. 推定モデル

本章では、分析①と分析②の 2 つの方法から、最低賃金が地域の雇用に与える影響を測る。分析①は、橋木・浦川（2006）に沿ったものであり、その目的は、2002 年単年の

⁴ 2007 年の最低賃金改定の発行日は 2007 年 10 月 19 日から 28 日までの間であった。一方で、就業構造基本調査の調査日は同年の 10 月 1 日現在であった。従って、厳密に言えば、調査時点では改定最低賃金の発行を見込んで対応済みである企業とそうでない企業が混在していたものと思われる。こうした推計誤差が含まれていることに留意する必要がある。

データで分析を行っている橋木・浦川（2006）の分析対象を 2007 年まで拡大し、2002 年の分析結果と比較することである。図表 3-1-1 にあるように、2002 年前後は、それ以降の期間に比べて、最低賃金の変動が小さい時期であり、この点において、2002 年以前のデータで得られた最低賃金の雇用に与える影響は、2000 年代後半に確認できる影響に比べて小さい可能性がある。また、橋木・浦川（2006）は 20 代女性の雇用者を分析対象としていたが、本章では、それを 20 代未満の女性と 20 代女性のパート・アルバイトに拡大する。推定方法については、分析結果の比較を行うため、橋木・浦川（2006）に倣い、不均一分散を修正した White（1980）の標準誤差を使用した最小二乗法を採用する。その推定式は、次の通りである。

$$emprate_i = \alpha + \beta_{11} * kaitz_i + control\ variable_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$emprate_i = \alpha + \beta_{21} * \ln MW_i + \beta_{22} * \ln W_i + control\ variables_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

$emprate_i$ は都道府県 i の 20 代女性の雇用者比率⁵をロジット変換したものである⁶。本章では、より最低賃金の影響を受けやすいと考えられる 20 代未満女性⁷の雇用者比率と 20 代女性のコーホート人口に占めるパート・アルバイト比率も $emprate_i$ に含め、分析の対象とする。 $kaitz_i$ はカイツ指標である。カイツ指標は地域別最低賃金を、その地域の労働者全体の平均賃金で除したもので、都道府県の平均賃金の差を考慮した最低賃金の水準を示す指標である。その係数である β_{11} が負の値で有意であれば、最低賃金に雇用を減らす効果があるといえる。最低賃金と平均賃金を統合して作成するカイツ指標に代え、最低賃金 MW_i とパートタイム労働者の平均賃金 W_i ⁸のそれぞれの自然対数値を説明変数に加えた推定も行う（式（2））⁹。式（2）の推定においては、係数 β_{21} に注目する。 $control\ variables$ は各都道府県の賃金以外の要素を一定とすることを目的としたコントロール変数である。その内訳は、20 代人口比率、50 代人口比率、失業率、第 3 次従業者比率、就学率である。また、 α は定数項である。

この推定で注目するのは、2002 年と 2007 年の間の推定結果の違いと、分析対象を雇用者からパート・アルバイトに変更した場合、および、20 代から 20 代未満の女性に変

⁵ 橋木・浦川（2006）は、「20 代女性の雇用者比率」を分析対象とする理由として、「若年女性は他の労働者と比べて賃金が高い傾向にあり、最低賃金の影響を受けやすいグループであると考えられる」ことを記している。

⁶ 被説明変数が比率のデータであるため、ここではロジット変換して使用する。これにより、被説明変数と説明変数との間に線形の関係があると仮定する。

⁷ 本章で用いる 20 代未満及び 10 代は、15 歳から 19 歳までを指す。

⁸ ともに被説明変数は 20 代女性の雇用者比率であるが、一般労働者とパートタイム労働者の平均賃金を用いたカイツ指標を用いた推定は 20 代女性の雇用者全体に与える影響を考察していると解釈できる。最低賃金と平均賃金を分けた推定では、雇用者の中のパートタイム労働者に与える影響を分析していると解釈できる。

⁹ 最低賃金が雇用者比率に与える影響が非線形であることを前提に自然対数値を用いた。

更した場合に橋木・浦川（2006）と同様の結果が得られるかである。

一方、分析②では、分析①と同様に 2002 年と 2007 年のデータを用いるが、都道府県固有の影響を除くために、分析①で地域の影響をコントロールする為に使用した変数を削減し、固定効果モデルを採用して最低賃金の雇用への影響を測る。都道府県 i 固有の要素 μ_i を含む推定式は以下のように書くことが出来る。

$$emprate_{it}^g = \alpha + \beta_{31}^g * kaitz_{it}^g + \beta_{32}^g * poprate_{it}^g + \beta_{33}^g * \ln LP_{it-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

この(3)式に含まれる都道府県固有の要素 μ_i を取り除くために、固定効果モデルではまず、個々の主体の時間平均をとる。

$$\overline{emprate}_i^g = \alpha + \beta_{31}^g * \overline{kaitz}_i^g + \beta_{32}^g * \overline{poprate}_i^g + \beta_{33}^g * \overline{\ln LP}_i + \mu_i + \bar{\lambda} + \bar{\varepsilon}_i \quad (4)$$

(3)式から(4)式を引くと、固定効果 μ_i を消去することが出来る。

$$\begin{aligned} emprate_{it}^g - \overline{emprate}_i^g &= \alpha + \beta_{31}^g * (kaitz_{it}^g - \overline{kaitz}_i^g) + \\ &\beta_{32}^g * (poprate_{it}^g - \overline{poprate}_i^g) + \beta_{33}^g * (\ln LP_{it-1} - \overline{\ln LP}_i) + (\lambda_t - \bar{\lambda}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \end{aligned} \quad (5)$$

(5)式を最小二乗法で推定することで、最良不偏推定量を推定することが出来る。固定効果モデルには、分析対象期間が固定されており、分析対象のサンプルサイズが無限である場合には推定されるパラメータのみが一致推定量となり、固定効果が一致推定量とまらないという問題がある。ただし、その代替手段として用いるランダム効果モデルでは、分析対象が母集団からランダムに選ばれた場合にのみ有効であることが指摘されている (Wooldridge (2002))。本稿で使用するデータは日本国内全ての都道府県であるため、Wooldridge (2002) の指摘を考慮して固定効果モデルを採用した。

$emprate_{it}^g$ は t 年における都道府県 i の、年齢×性別コーホート・グループ g ごとに集計される人口に占める雇用者比率である。ここでも、分析①と同様に、ロジット変換した値を使用する。ただし、分析②では、雇用者比率に限らず、雇用形態ごとの対コーホート人口比率、および、無業者の状態ごとの対コーホート人口比率に与える最低賃金の影響も推定する。その具体的な分析対象は、雇用者比率、正規の職員・従業者、パート・アルバイト、パート・アルバイト以外の非正社員（労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員）、自営業主・家族従業者、無業者の 6 グループである。それぞれについて、年齢階

層別の6グループ（15歳以上19歳以下、20代、30代、40代、50代、60代以上）、性別2グループについて推定を行うため、分析②で行う推定式は、合計72本（ $6 \times 6 \times 2$ ）である。カイツ指標 $kaitz_{it}^g$ は、 t 年における都道府県 i の最低賃金を、コーホート・グループ g の平均賃金で除したものである。

この平均賃金は分析①と同様に、一般労働者とパートタイム労働者を含むコーホート・グループの労働者全体の値を用いる。 $poprate_{it}^g$ は15歳以上人口に占める人口の割合である。また、地域の経済状況が雇用に与える影響を除くために、対数値をとった $t-1$ 年の県内労働生産性 $\ln LP_{it-1}$ を加える。県内労働生産性は、実質県内総生産を労働力（労働者×労働時間）で除して求める。合わせて、景気変動の影響を考慮するため、2007年であれば1、2002年であれば0の年次ダミー λ_t を加えている。

この推定で注目するのは、 β_{31} である。最低賃金に雇用を減らす効果があれば、雇用者を被説明変数とした推定では負、無業者の場合は正の符号で有意となることが予測される。

3. データ

ここでは、分析①と分析②に分けて、本章で用いる都道府県レベルの集計データの定義と出所を記述したい。なお、集計方法の要約については、図表3-3-1にまとめている。

橋木・浦川（2006）の実証分析を2007年に延長することを主眼に置くため、分析①で使用するデータは橋木・浦川（2006）の集計方法に沿ってデータの構築を行った。ただし、被説明変数となる20代女性の雇用者比率については、集計方法に変更を加える。橋木・浦川（2006）は20代女性の雇用者比率を集計する上で、[20代女性の有業者数×女性全体の雇用者比率]を20代女性の雇用者数と定義している。しかし、雇用者比率を集計する時に、女性全体の雇用者比率を用いると、20代女性とそれ以外の世代との間の雇用者比率の違いが推計誤差として20代女性の雇用者比率に含まれることになる。この集計上の問題を解消する為に、本章は『就業構造基本調査』から得られる20代女性の雇用者数を、20代女性の雇用者比率を集計する際に使用する。

最低賃金は、労働調査会の『最低賃金決定要覧』に掲載されている地域別最低賃金額を用いた。カイツ指標を作成するために使用する平均賃金は、『平成14年 賃金構造基本統計調査』『平成19年 賃金構造基本統計調査』から、一般労働者・パートタイム労働者、男性・女性の1時間当たりの所定内給与額¹⁰を、それぞれの労働者数で加重平均して求めた。なお、一般労働者は、『賃金構造基本統計調査』に掲載されている所定内給与額を

¹⁰ 賃金を所定内給与額から採用したのは、最低賃金の効力が発生するのが所定内給与額に限られるためである。

図表 3-3-1. 変数の定義

変数	変数の定義	使用統計
20代女性の雇用割合	「20代女性の雇用者数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
20代女性の雇用割合(橋木・浦川)	「20代女性の有業者数」×「女性全体の雇用割合」で「20代女性の雇用者数」を求め、それを「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
20代未満女性の雇用割合	「20代未満女性の雇用者数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
20代女性のパート・アルバイト割合	「20代女性のパート・アルバイト数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
20代女性の雇用に占めるパート・アルバイト割合	「20代女性のパート・アルバイト数」を「20代女性の雇用者数」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
平均賃金(パートタイム・対数値)	パートタイム労働者の「1時間当たり所定内給与額」を使用。男女別の値を男女それぞれの労働者数で加重平均して求めた。	厚生労働省『賃金センサス』
最低賃金(対数値)	2002年、2007年の最低賃金を対数変換したもの。	労働調査会『最低賃金要覧』
20代女性人口割合	15歳以上人口に占める20代女性の人口割合を集計。	総務省『就業構造基本調査』
失業率 第3次産業従業者の割合	モデル集計(平成18年以前)を使用。 「電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店、宿泊業、医療、福祉、教育、学習支援業、複合サービス事業、サービス業(他に分類されないもの)、公務」に従事している有業者数の割合を使用。	総務省『労働力調査』 総務省『就業構造基本調査』
就学率	「無業の在学者数」を「15歳以上人口」で除して集計。	総務省『就業構造基本調査』
50代以上の人口割合	15歳以上人口に占める50代女性の人口割合を集計。	総務省『就業構造基本調査』

所定内労働時間で除して1時間当たりの所定内給与額とし、パート・アルバイトは、掲載されている一時間当たりの所定内給与額を用いた。最低賃金と平均賃金を個別の変数として扱う式(2)の推定で使用する平均賃金は、パートタイム労働者の平均賃金を、男性と女性のそれぞれの労働者数を加重平均して集計した。

コントロール変数の20代女性人口比率、就学率、第3次産業従業者比率は、『就業構造基本調査』から集計した。20代女性人口比率は、15歳以上人口に占める20代女性の人口と定義し、就学率は、無業の在学者数を15歳以上人口で除して求めた。第3次産業従業者の比率は、各都道府県の有業者数のうち、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、産業大分類の運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店、宿泊業、医療、福祉、教育、学習支援業、複合サービス事業、サービス業(他に分類されないもの)、公務に従事している有業者数の比率を使用した。失業率は、総務省『労働力調査』

図表 3-3-1. 変数の定義（続き）

変数	変数の定義	使用統計
被説明変数[†]		
雇用者割合	「コーホート雇用者数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
正規の職員・従業者割合	「コーホート正規の職員・従業員数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
パート・アルバイト割合	「コーホート・パート・アルバイト数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
労働者派遣事業所の派遣社員割合	「コーホート・派遣社員」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
契約社員割合	「コーホート契約社員」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
嘱託・その他割合	「コーホート嘱託、その他」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
自営業主・家族従業者割合	「コーホート自営業主数・家族従業員数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
無業者割合	「コーホート無業者数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
就業希望求職者割合	「コーホート無業者数のうち就業を希望し求職活動を行っている者の数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
就業希望非求職者割合	「コーホート無業者数のうち就業を希望し求職活動を行っていない者の数」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
非就業希望者割合	「コーホート無業者数のうち就業を希望しない者の数」を「コーホート人口」で除してもとめた。	総務省『就業構造基本調査』
説明変数		
平均賃金（一般労働者・対数値） [†]	「1時間当たり所定内給与額」を使用。一般労働者・パートタイム労働者の男女別の値を、「賃金センサス」に計測されているそれぞれの労働者数で加重平均して求めた。	厚生労働省『賃金センサス』
最低賃金（対数値） [†]	2002年、2007年の最低賃金を対数変換したもの。	労働調査会『最低賃金要覧』
人口割合 [†]	人口の割合をコーホート別に集計。	総務省『就業構造基本調査』
一期前県内総生産対数値	2001年、2006年の県内総生産の対数変換したものを使用。	内閣府『県民経済計算』

[†] 15歳から19歳、20代、20代、40代、50代、60代以上の年齢グループ×性別グループで集計を行う。

のモデル推計値¹¹を使用した。

推定②は、20代女性の雇用者以外の世代、性別、就業状態まで分析対象を拡大する。そのため、被説明変数には15歳以上19歳以下、20代、30代、40代、50代、60代以上の各年齢グループで、それぞれ雇用者、正規の職員・従業員、パート・アルバイト、パート・アルバイト以外の非正社員（労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員）、自営業主・家族従業員、無業者のコーホート人口に占める比率を、総務省『就業構造基本調査』を

¹¹ モデル推計値は、労働力調査の調査結果を都道府県別に推計したものである。平成18年5月から時系列回帰モデルによる推計手法を採用し、より安定的な結果が得られるようにした上で、新たに参考としての公表されている。推計方法については、<http://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/pdf/02.pdf>を参照。

用いて集計した。説明変数は、都道府県固有の固定効果を除いて推定を行うことから、推定①でコントロール変数として用いた変数のうち、第3次産業従業者比率や失業率、就学率は採用しなかった。

最低賃金の影響をみるカイツ指標は、上記の最低賃金を分子におくことには変わりないが、分母におく平均賃金は、一般労働者とパート・アルバイトを含む、コーホート・グループの平均賃金を採用した。データの出所は厚生労働省『賃金構造基本統計調査』である。コーホート人口比率は、総務省『平成14年就業構造基本調査』と『平成19年就業構造基本調査』から集計した。1年前の労働生産性については、分子に当たる県内総生産を、内閣府『県民経済計算』の実質県内総生産を用い、分母に当たる労働投入を県別の就業者数に労働時間をかけて求めた。就業者数は『国勢調査』の従業地による就業者数にある、非農林漁業の民間従業者数を用いて集計を行い、労働時間は都道府県別でデータが得られる厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より、一般労働者の所定内労働時間と超過労働時間を合わせたものを労働時間として集計した。労働時間の数値は、企業規模計・年齢階級計のものを使用している。

カイツ指標、および各雇用形態、無業状態の対コーホート人口比率を記述統計量にまとめたものが図表3-3-2である。ここでは、代表的コーホート・グループとして、20代と50代の男女を対象にした。カイツ指標について、その特徴をみると、まず、50代男性は相対的にカイツ指標が低いことがわかる。これは、50代の男性が相対的に、平均賃金が高いためであると解釈することができる。また、2002年と2007年を比較すると50代の女性を除いてカイツ指標が上昇しているが、これは最低賃金の上昇による影響と平均賃金額の動き（いずれのグループも減少している）によるものであり、特に20代の男性で上昇幅が大きい傾向がある。

雇用者比率については、20代男性が低下している一方で、50代男性が上昇している¹²。しかし、より細かく集計値をみると、男性については、雇用者比率の最も低かった地域で雇用者比率が低下し、雇用者比率の高い地域については、比率が維持されており、地域間で雇用者比率の差が広がっているといえる¹³。それを反映して、標準偏差の値も上昇している。女性は20代50代ともに雇用者割合が上昇している。特に、50代女性の雇用者割合の上昇幅が大きい傾向にある。

正社員比率は、特に20代の男性で大きく低下している。その下げ幅は最も正社員比率の低かった地域で大きく、それに伴い、標準偏差も上昇している。逆に、50代は正社員比率が維持されている状態が続いているが、男性については正社員比率の最も低い地域で正社員比率が低下している傾向があった。

¹² 20代には就学者が含まれていることに留意する必要がある。

¹³ こうした結果は、男女計のデータを用いて行った、当機構の他の研究結果『地域雇用創出の現状に関する研究』（労働政策研究報告書, No. 65, 2006年）とも符合する。

図表 3-3-2. 記述総計量

Variable	Obs	2002年				2007年			
		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
カイツ指標20代男性	47	0.507	0.020	0.463	0.580	0.525	0.022	0.478	0.609
カイツ指標50代男性	47	0.293	0.024	0.225	0.348	0.301	0.024	0.231	0.344
カイツ指標20代女性	47	0.586	0.026	0.507	0.671	0.589	0.026	0.521	0.675
カイツ指標50代女性	47	0.556	0.037	0.421	0.616	0.522	0.041	0.387	0.579
雇用者比率20代男性	47	0.717	0.045	0.623	0.802	0.706	0.049	0.588	0.804
雇用者比率50代男性	47	0.608	0.042	0.522	0.683	0.621	0.046	0.509	0.697
雇用者比率20代女性	47	0.608	0.032	0.501	0.680	0.629	0.034	0.493	0.701
雇用者比率50代女性	47	0.444	0.038	0.328	0.524	0.505	0.044	0.385	0.596
正社員比率20代男性	47	0.602	0.061	0.453	0.714	0.563	0.066	0.404	0.694
正社員比率50代男性	47	0.584	0.042	0.482	0.656	0.584	0.047	0.453	0.665
正社員比率20代女性	47	0.411	0.043	0.286	0.505	0.405	0.043	0.243	0.517
正社員比率50代女性	47	0.224	0.047	0.147	0.345	0.242	0.047	0.159	0.356
パートアルバイト比率20代男性	47	0.106	0.024	0.065	0.167	0.115	0.030	0.069	0.180
パートアルバイト比率50代男性	47	0.023	0.005	0.014	0.039	0.030	0.007	0.019	0.053
パートアルバイト比率20代女性	47	0.180	0.020	0.125	0.217	0.187	0.020	0.146	0.238
パートアルバイト比率50代女性	47	0.216	0.036	0.152	0.289	0.255	0.036	0.166	0.330
派遣社員比率20代男性	47	0.009	0.005	0.002	0.025	0.028	0.012	0.004	0.058
派遣社員比率50代男性	47	0.002	0.001	0.000	0.006	0.006	0.004	0.000	0.027
派遣社員比率20代女性	47	0.017	0.009	0.003	0.038	0.037	0.013	0.013	0.063
派遣社員比率50代女性	47	0.003	0.002	0.000	0.010	0.007	0.004	0.000	0.018
契約社員比率20代男性	47	0.024	0.007	0.012	0.050	0.039	0.011	0.024	0.078
契約社員比率50代男性	47	0.022	0.006	0.011	0.039	0.032	0.007	0.020	0.052
契約社員比率20代女性	47	0.044	0.013	0.025	0.093	0.058	0.014	0.024	0.111
契約社員比率50代女性	47	0.021	0.006	0.008	0.038	0.029	0.007	0.013	0.041
自営業主・家族従業員比率20代男性	47	0.037	0.010	0.019	0.076	0.025	0.011	0.007	0.063
自営業主・家族従業員比率50代男性	47	0.166	0.032	0.101	0.235	0.154	0.033	0.088	0.211
自営業主・家族従業員比率20代女性	47	0.021	0.006	0.012	0.037	0.014	0.004	0.003	0.024
自営業主・家族従業員比率50代女性	47	0.145	0.029	0.077	0.206	0.097	0.026	0.049	0.149
その他比率20代男性	47	0.013	0.004	0.005	0.024	0.020	0.007	0.006	0.041
その他比率50代男性	47	0.104	0.015	0.075	0.154	0.103	0.016	0.074	0.173
その他比率20代女性	47	0.008	0.005	0.002	0.025	0.016	0.009	0.004	0.047
その他比率50代女性	47	0.038	0.010	0.012	0.064	0.044	0.009	0.026	0.063
無業者比率20代男性	47	0.202	0.040	0.130	0.292	0.209	0.041	0.133	0.295
無業者比率50代男性	47	0.090	0.020	0.057	0.161	0.088	0.024	0.055	0.177
無業者比率20代女性	47	0.310	0.031	0.233	0.377	0.282	0.028	0.218	0.347
無業者比率50代女性	47	0.347	0.054	0.247	0.513	0.323	0.052	0.213	0.473
就業希望求職者比率20代男性	47	0.075	0.019	0.039	0.120	0.070	0.021	0.036	0.139
就業希望求職者比率50代男性	47	0.043	0.008	0.023	0.068	0.030	0.010	0.014	0.064
就業希望求職者比率20代女性	47	0.087	0.012	0.069	0.132	0.077	0.015	0.050	0.130
就業希望求職者比率50代女性	47	0.062	0.010	0.041	0.083	0.047	0.007	0.031	0.064
就業希望非求職者比率20代男性	47	0.029	0.009	0.014	0.059	0.032	0.009	0.012	0.054
就業希望非求職者比率50代男性	47	0.018	0.006	0.011	0.034	0.019	0.005	0.010	0.037
就業希望非求職者比率20代女性	47	0.091	0.010	0.062	0.115	0.074	0.010	0.053	0.096
就業希望非求職者比率50代女性	47	0.071	0.010	0.050	0.095	0.059	0.010	0.041	0.083
非就業希望者比率20代男性	47	0.096	0.021	0.058	0.148	0.107	0.025	0.060	0.159
非就業希望者比率50代男性	47	0.028	0.011	0.008	0.058	0.038	0.012	0.019	0.082
非就業希望者比率20代女性	47	0.132	0.021	0.088	0.175	0.129	0.019	0.087	0.166
非就業希望者比率50代女性	47	0.214	0.042	0.129	0.349	0.216	0.042	0.128	0.339
コーホート人口比率20代男性	47	0.073	0.009	0.056	0.089	0.063	0.007	0.051	0.079
コーホート人口比率50代男性	47	0.088	0.005	0.071	0.096	0.087	0.005	0.072	0.095
コーホート人口比率20代女性	47	0.074	0.010	0.060	0.097	0.064	0.008	0.052	0.081
コーホート人口比率50代女性	47	0.087	0.004	0.075	0.094	0.086	0.004	0.075	0.093

パート・アルバイト比率、派遣社員比率は、20代と50代の男女全てで上昇傾向にある。これは、もともと比率の高かった地域でも上昇傾向にあることから、日本全国でパート・アルバイト、派遣社員で働く者が増えている傾向にあることが分かる。ただし、派遣社員で働く者は他の雇用形態と比較して少数であることに注意する必要がある。契約社員比率も全体で見て上昇傾向にある。しかし、2002年時点の比率が低かったこともあるが、割合で見たときに2007年までの上げ幅が非常に大きいことも特徴的である。

自営業主・家族従業員比率は低下傾向にある。これは、2000年代に入って廃業率が高い値で推移していることを反映しており、本稿の分析目的とは異なるが、日本の雇用を支えていた中小企業が減少したことによる雇用喪失の影響が懸念される。

無業者の割合は20代の女性と50代の女性で低下しており、女性の社会進出が2000年代の中ごろにおいて進んでいたことを反映している。一方、それ以外のコーホート・グループについては、ほぼ横ばいで推移しており、無業者全体の割合は大きな変化がなかったことを示している¹⁴。

4. 推定結果

4-1. 橋木・浦川（2006）との比較（分析①）

橋木・浦川（2006）の分析結果を拡張する前に、2002年のデータのみを使用して、橋木・浦川（2006）の実証結果を再現できるか確認する。ここで用いる20代女性の雇用者比率は橋木・浦川（2006）と同じ方法で集計したものである。2つの推定結果を比較したものが、図表3-4-1である。説明変数の横に記号†が付してあるカイツ指標、就学率、最低賃金、平均賃金は、橋木・浦川（2006）で示されている記述統計量と値が一致しなかった変数である。ただし、それぞれの係数の有意性については大きな違いはみられなかった。この2つの推定結果では、カイツ指標および最低賃金は、20代女性の雇用者比率に影響を与えていない。

被説明変数である20代女性の雇用者比率の集計方法を変更した推定の結果が、図表3-4-2である。ここでは2002年のみのサンプルを用いた推定結果に加え、2007年に延長したデータの推定と、2002年と2007年のデータを単純に統合して行った推定結果を示している。2002年の推定結果から、被説明変数の集計方法を変更したことによる各変数の有意性の違いをみると、図表3-4-1の推定で有意であった20代の女性の人口比率や就学率、第3次従業者の比率の有意性はみられず、失業率が20代女性の雇用者比率を下げているという結果が得られるのみであった。これは、「20代女性の雇用者比率」の集計方法に変更を加えたことで、失業率と雇用者比率との間の関係が強くなり、それ以外の

¹⁴ 本章の分析対象にはリーマンショック以降の雇用情勢の悪化は含まれていないため、2010年現在においては、以上の集計よりも無業者比率は上昇していることが予想される。

図表 3-4-1. 最低賃金が20代女性雇用比率に与える影響（橋木・浦川（2006）と比較）

被説明変数:20代女性雇用比率(橋木・浦川集計)	本稿による推定				橋木・浦川(2006)	
	係数	係数	係数	係数	係数	係数
ナイツ指標	1.316 (0.780)	1.121 (0.760)		0.759 (0.711)	0.573 (0.689)	
20代女性人口割合	7.880 ** (3.350)	2.671 (5.070)	1.996 (6.810)	5.479 ** (2.623)	0.166 (4.285)	8.466 (6.609)
失業率	-0.062 *** (0.020)	-0.062 *** (0.020)	-0.056 *** (0.020)	-0.061 *** (0.020)	-0.061 *** (0.019)	-0.061 *** (0.020)
第3次産業従業者の割合	0.597 (0.460)	0.729 * (0.420)	0.818 ** (0.360)	0.720 * (0.443)	0.844 ** (0.393)	0.641 * (0.402)
†就学率	-8.777 *** (3.120)	-9.147 *** (3.060)	-11.992 ** (5.400)	-7.029 ** (3.244)	-7.430 ** (3.147)	-12.040 * (6.174)
50代以上の人口割合		-1.331 (0.950)	-1.900 ** (0.860)		-1.431 (0.937)	3.946 (2.530)
†最低賃金(対数値)			-1.190 (1.080)			-0.239 (1.113)
†平均賃金(パートタイム・対数値)			0.350 (0.400)			-0.113 (0.449)
定数項	-0.354 (0.430)	0.702 (0.930)	6.940 (5.730)	-0.115 (0.402)	0.995 (0.892)	3.373 (2.530)
サンプル・サイズ	47	47	47	47	47	47
決定係数	0.309	0.333	0.329			
修正済み決定係数	0.225	0.233	0.209	0.265	0.294	0.293
Prob>F	0.002	0.001	0.000	0.004	0.002	0.003

注)†の記している変数は、推計値の記述統計量が橋木・浦川(2006)の集計値と一致しなかった変数であり、本稿による推定結果では、これらの変数を用いている。橋木・浦川(2006)と示している推定結果は、同論文内の表を引用したものである。*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを示す。全て推定方法はOLSである。t値には不均一分散を修正するWhite Estimatorを用いている。()内の数値は標準誤差である。

図表 3-4-2. 最低賃金が20代女性雇用比率に与える影響（2007年推定との比較）

被説明変数: 20代女性雇用比率	2002年			2007年			2002+2007年		
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
カイツ指標	0.957 (0.880)	0.820 (0.890)	-0.806 (0.830)	-0.775 (0.850)	-0.073 (0.590)	-0.075 (0.590)			
20代女性人口割合	-3.017 (3.030)	-6.765 (5.390)	-10.540 * (5.390)	-12.857 (9.170)	-6.558 ** (2.540)	-8.937 ** (3.650)			-6.854 * (3.730)
失業率	-0.048 *** (0.010)	-0.048 *** (0.020)	-0.045 *** (0.010)	-0.035 (0.030)	-0.037 (0.030)	-0.041 *** (0.010)			-0.040 *** (0.010)
第3次産業従業者の割合	-0.074 (0.530)	0.026 (0.520)	0.202 (0.440)	0.250 (0.490)	0.066 (0.300)	0.106 (0.300)			0.131 (0.290)
就学率	-3.097 (3.710)	-3.357 (3.680)	1.232 (6.280)	1.678 (6.840)	-4.009 (7.500)	-1.435 (3.130)			-6.070 (3.990)
50代以上の人口割合		-0.961 (1.060)	-1.452 (0.960)	-0.403 (1.080)	-1.400 (1.230)	-0.567 (0.610)			-1.360 ** (0.660)
最低賃金(対数値)		-1.253 (1.230)		-1.749 * (1.000)					-1.575 ** (0.720)
平均賃金(パートタイム・対数値)		0.330 (0.540)		0.844 (0.550)					0.636 * (0.370)
2007年ダミー									
定数項	1.008 ** (0.420)	1.766 * (1.020)	8.341 (5.860)	2.094 ** (0.790)	8.018 (4.850)	1.475 *** (0.290)	0.034 (0.040)	0.028 (0.040)	1.899 *** (0.560)
サンプル・サイズ	47	47	47	47	47	94	94	94	94
決定係数	0.411	0.421	0.431	0.288	0.338	0.501	0.504	0.504	0.537
修正済み決定係数	0.339	0.334	0.329	0.181	0.219	0.467	0.464	0.464	0.493
Prob>F	0.001	0.002	0.001	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 被説明変数として用いる雇用比率を橋本・浦川(2006)は「女性全体の雇用比率」を20代女性の雇用比率に求めるため、この推定以降は、「20代女性の雇用者数」を直接用以て変数を作成している。そのため、表2で提示した推定結果と結果が異なっている。*, **, ***はそれぞれ有意水準 10%、5%、1%で有意であることを示す。全て推定方法はOLSである。t値には不均一分散を修正するWhite Estimatorを用いている。()内の数値は標準誤差である。

図表 3-4-3. 最低賃金が 20 代未満女性雇用比率に与える影響 (2007 年推定との比較)

被説明変数・20代未満女性雇用比率	2002年			2007年			2002+2007年		
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
カイツ指標	-0.341 (0.680)	-0.351 (0.690)	-0.302 (0.470)	-0.242 (0.520)	-0.327 (0.410)	-0.329 (0.410)			
20代未満女性人口割合	5.872 ** (2.400)	5.602 (4.430)	10.683 *** (3.230)	6.091 (5.200)	7.224 *** (1.750)	4.861 * (2.750)			3.625 (2.730)
失業率	-0.047 *** (0.020)	-0.047 *** (0.020)	-0.037 ** (0.010)	-0.037 ** (0.010)	-0.044 *** (0.010)	-0.043 *** (0.010)			-0.029 ** (0.010)
第3次産業従業者の割合	0.592 (0.360)	0.599 (0.390)	-0.071 (0.350)	0.024 (0.360)	0.303 (0.230)	0.342 (0.230)			0.278 (0.230)
就学率	-3.334 (2.890)	-3.353 (2.890)	-8.877 ** (3.450)	-7.993 ** (3.660)	-5.130 ** (2.060)	-5.155 ** (2.080)			-3.841 (2.680)
50代以上の人口割合		-0.069 (0.940)		-0.798 (0.730)		-0.563 (0.510)			-0.281 (0.540)
最低賃金(対数値)		0.423 (0.830)		-0.437 (0.480)		-0.060 (0.460)			-0.060 (0.460)
平均賃金(パートタイム・対数値)		0.200 (0.320)		0.686 ** (0.270)		0.447 * (0.230)			0.447 * (0.230)
2007年ダミー									
定数項	-0.070 (0.410)	-0.016 (0.750)	0.213 (0.330)	0.771 (0.540)	-1.490 (2.940)	0.534 (0.410)			-0.127 *** (0.030)
サンプル・サイズ	47	47	47	47	94	94			94
決定係数	0.391	0.391	0.427	0.444	0.516	0.523			0.554
修正済み決定係数	0.316	0.299	0.357	0.361	0.434	0.484			0.512
Prob>F	0.003	0.007	0.000	0.000	0.000	0.000			0.000

注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%で有意であることを示す。全て推定方法はOLSである。t値には不均一分散を修正するWhite Estimatorを用いている。()内の数値は標準誤差である。

図表 3-4-4. 最低賃金が20代女性パート・アルバイト比率に与える影響 (2007年推定との比較)

被説明変数:20代女性パート・アルバイト比率	2002年			2007年			2002+2007年		
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
カイツ指標	0.777 (0.930)	0.690 (0.870)	1.453 ** (0.690)	1.375 ** (0.670)	1.194 ** (0.570)	1.196 ** (0.560)			
20代女性人口割合	7.345 * (3.870)	4.957 (4.020)	2.696 (4.980)	7.746 (8.410)	6.677 *** (2.490)	9.459 *** (3.220)	6.993 ** (3.220)		
失業率	0.055 *** (0.020)	0.055 *** (0.020)	0.046 *** (0.020)	0.028 (0.020)	0.045 *** (0.010)	0.044 *** (0.010)	0.038 ** (0.020)		
第3次産業従業者の割合	0.478 (0.370)	0.542 (0.380)	0.554 (0.370)	0.988 ** (0.430)	0.593 ** (0.290)	0.547 * (0.290)	0.593 ** (0.290)		
就学率	-7.855 * (4.300)	-8.020 * (4.450)	-4.345 (5.330)	-0.472 (4.020)	-5.061 * (2.920)	-5.032 * (2.910)	-2.161 (3.740)		
50代以上の人口割合		-0.612 (0.940)	-0.206 (0.980)	1.035 (1.250)	1.299 (1.700)	0.663 (0.620)	0.902 (0.750)		
最低賃金(対数値)			1.587 * (0.860)		0.963 (0.970)		1.068 (0.660)		
平均賃金(パートタイム・対数値)			-0.973 ** (0.390)		-0.728 (0.530)		-0.831 ** (0.330)		
2007年ダミー					0.123 *** (0.040)	0.131 *** (0.040)	0.151 *** (0.040)		
定数項	-2.434 *** (0.470)	-1.951 ** (0.730)	-5.572 (4.750)	-3.014 *** (0.460)	-2.780 *** (0.330)	-3.277 *** (0.570)	-4.172 (3.440)		
サンプル・サイズ	47	47	47	47	94	94	94		
決定係数	0.476	0.480	0.522	0.435	0.441	0.447	0.456		
修正済み決定係数	0.413	0.402	0.437	0.350	0.402	0.402	0.405		
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		

注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを示す。全て推定方法はOLSである。t値には不均一分散を修正するWhite Estimatorを用いている。()内の数値は標準誤差である。

変数の有意性が失われてしまったと解釈できる。カイツ指標や最低賃金の雇用に与える影響の有意性はみられなかった。

ただし、2007年の推定結果では、最低賃金が有意水準10%で雇用者比率を低下させるという結果が確認された。また、2002年と2007年を統合したサンプルによる推定の結果では、最低賃金の雇用への負の影響が有意水準5%で確認された。図表3-1-1に示した通り、2002年と比較して2007年は最低賃金の上げ幅が大きく、それが2002年と2007年で最低賃金が雇用に与える影響が異なっていた原因の1つである可能性がある。他の変数については、失業率、20代女性人口比率、50代以上の人口比率の有意性も確認された。

次に、より最低賃金の影響を受けると考えられる、20代未満（15～19歳）の女性、および20代の女性のパート・アルバイト比率に分析対象を変更した場合に、最低賃金が雇用に影響しているかどうかを確認した。まず図表3-4-3は、最低賃金が20代未満女性の雇用者比率に与える影響をまとめたものである。この結果をみると、最低賃金もカイツ指標も、有意に影響を与えていなかった。これは、川口（2009）でも指摘されているが、失業率や就学率が雇用者比率に大きな影響を与えてしまうため、最低賃金の効果が推定結果に表れていない可能性がある。最低賃金に失業率を高める効果があるとすれば、失業率が最低賃金の雇用への影響の代理指標となってしまう、最低賃金の影響が推定結果に反映されないと解釈できる。

最低賃金が20代女性のパート・アルバイト比率に与える影響をまとめた表が、図表3-4-4である。2007年の推定結果をみると、カイツ指標の上昇がパート・アルバイト比率を高めるという結果が有意水準5%で得られている。図表3-4-2で示したように、パート・アルバイトを含む20代女性の雇用者全体に対して、最低賃金は負の影響をもたらしている。このことから、最低賃金の高い地域では、20代の女性に対して、最低賃金がパート・アルバイトとそれ以外の雇用形態の間で代替を促していることが示唆される。この分析結果は、最低賃金が雇用全体に与える影響に加え、雇用形態間の代替を促している可能性を示している。

以上の推定方法には、地域固有の要素が除去できていないという脱落変数バイアスの問題である。橘木・浦川（2006）（および、本章の分析①）では、この問題に対して地域の特性を表すコントロール変数を推定に加えることで対処した。ただし、本章では、2007年までサンプルを延長したことで、使用するデータをパネル化し、地域固有の要素を除いて推定を行う固定効果モデルを行うことが可能である。

また、分析①では、最低賃金の上昇が20代女性のパート・アルバイトの雇用者比率を高めるという分析結果が得られた。これは、全体的な雇用拡大の中でパート・アルバイトの雇用も増えた可能性があるが、同時に、最低賃金の上昇に対し、他の雇用形態や他の世代の雇用を減らして、20代女性のパート・アルバイト比率を増やしていた可能性

がある。この結果に対しては、雇用者比率やパート・アルバイト比率のみではなく、より詳細な雇用形態、他の世代の雇用への影響を推定することで、最低賃金の雇用形態に与える影響を詳細に明らかにすることができる。

4-2. 固定効果モデルを用いた分析(分析②)

分析②では、分析①と比べて、最低賃金の指標をカイツ指標に統一するほか、以下の個所を改善する。(1) 分析対象を20代の女性(および、10代の女性)から、全ての世代と男女それぞれのグループに拡大する。(2) 推定方法を最小二乗法から、都道府県ごとの固有の効果を除く固定効果モデルに変更する。(3) 雇用者比率のみを分析対象とせず、最低賃金が各雇用形態のコhort人口に占める割合に与える影響、就業意識・求職活動の有無に注目した無業者のコhort人口に占める割合に与える影響を推定する。(4) (2)の変更を受けて、コントロール変数を、コhort人口比率、一期前の県内労働生産性、年次ダミーに削減する。

各世代の雇用者比率に与える影響を推定した結果を、図表3-4-5に示した。コhortカイツ指標は有意に、10代の男性に対して正の影響、50代の男性に対しては負の影響を与えていた。これは、カイツ指標の上昇によって10代の男性は就業するインセンティブが働き、無業状態から就業することを意味しており、逆に、50代の男性については、雇用を失わせる要因として働いていることを意味している。男性とは対照的に、女性については、カイツ指標は有意な影響を与えていなかった。

図表3-4-5で確認されたカイツ指標が雇用形態に与える影響が、どの雇用形態に与えられた影響によるものであるかをみたものが、図表3-4-6から図表3-4-8である。これをみると、カイツ指標による10代の男性の雇用者比率が高まる効果は、具体的にはパート・アルバイト比率に対する影響によるものと分かる。一方、50代の男性については、カイツ指標が正社員の比率に対して負の影響、派遣社員・契約社員比率に対しては正の影響が働いている。なお、正社員への負の影響よりもパート・アルバイト以外の非正社員に対する正の影響の方が、係数の絶対値で見ると大きい。これは、50代男性における正社員比率とパート・アルバイト以外の非正社員の比率の大小関係によるもので、雇用者数に与える影響は正社員の方が大きいと考えられる。一方で、カイツ指標は雇用全体の比率には影響を与えていなくても、部分的には影響を与えていることが窺われる。すなわち、カイツ指標は40代女性で正社員比率を下げるように働き、60代女性のパート・アルバイト比率を高めるように働いている。そして、有意水準が10%ではあるが、20代女性のパート・アルバイト以外の非正社員比率を高めている。無業者比率については、図表3-4-5で示した雇用者比率への影響を反映して、10代の男性でカイツ指標が無業者比率を下げる効果が確認された(図表3-4-10)。

図表 3-4-5. 固定効果モデルによる年齢別カイツ指標と雇用者比率の関係

被説明変数: 雇用者比率

	男性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	1.368 ** (2.08)	1.847 (1.39)	1.356 (0.96)	0.224 (0.13)	-2.576 *** (-3.35)	-0.530 (-1.06)
コーホート人口比率	-0.145 (-0.01)	-10.266 (-1.65)	-0.091 (-0.01)	-4.637 (-1.31)	-6.226 *** (-3.78)	10.318 ** (2.31)
一期前労働生産性	0.882 (0.83)	0.900 (1.48)	-0.486 (-1.01)	-0.038 (-0.07)	0.367 (1.24)	0.284 (0.55)
2007年ダミー	-0.008 (-0.06)	-0.151 * (-1.93)	-0.018 (-0.35)	0.088 ** (2.56)	0.079 *** (4.74)	-0.016 (-0.22)
定数項	0.088 (0.02)	3.692 * (1.69)	-0.717 (-0.40)	1.142 (0.61)	2.936 *** (3.02)	-2.285 (-1.23)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.165	0.279	0.108	0.540	0.581	0.594
決定係数(between)	0.406	0.199	0.045	0.004	0.181	0.013
決定係数(overall)	0.351	0.206	0.032	0.062	0.204	0.004
F値	2.123	4.157	1.304	12.599	14.935	15.725
Prob>F	0.006	0.000	0.187	0.000	0.000	0.000
	女性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	-0.701 (-0.89)	-1.167 (-1.01)	0.125 (0.27)	-0.509 (-1.07)	-0.312 (-0.56)	0.553 (1.27)
コーホート人口比率	3.085 (0.09)	-10.454 ** (-2.15)	-10.576 (-1.58)	-3.426 (-1.03)	1.939 (0.77)	-2.381 (-0.46)
一期前労働生産性	0.821 (0.74)	0.608 (1.22)	0.013 (0.03)	-0.121 (-0.31)	-0.191 (-0.42)	0.008 (0.01)
2007年ダミー	0.015 (0.09)	0.013 (0.23)	0.261 *** (8.98)	0.158 *** (5.98)	0.230 *** (8.04)	0.335 *** (3.35)
定数項	1.346 (0.33)	3.869 * (1.95)	0.831 (0.59)	0.423 (0.30)	-0.848 (-0.54)	-2.530 (-1.08)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.165	0.279	0.108	0.540	0.581	0.594
決定係数(between)	0.406	0.199	0.045	0.004	0.181	0.013
決定係数(overall)	0.351	0.206	0.032	0.062	0.204	0.004
F値	2.123	4.157	1.304	12.599	14.935	15.725
Prob>F	0.006	0.000	0.187	0.000	0.000	0.000

注) それぞれのコーホートグループについて、固定効果モデルを行っている。*, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを示す。()内の数値はt値である。

図表 3-4-6. 固定効果モデルによる年齢別カイツ指標と正社員比率の関係

被説明変数: 正社員比率

	男性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	0.512 (0.42)	1.771 (1.45)	0.593 (0.47)	0.518 (0.34)	-2.362 *** (-3.10)	-0.539 (-1.00)
コーホート人口比率	-16.450 (-0.31)	-9.200 (-1.60)	-3.212 (-0.49)	-4.464 (-1.36)	-7.190 *** (-4.41)	6.294 (1.31)
一期前労働生産性	2.649 (1.34)	0.777 (1.39)	-0.522 (-1.20)	-0.232 (-0.48)	0.071 (0.24)	-0.126 (-0.23)
2007年ダミー	-0.028 (-0.11)	-0.253 *** (-3.52)	-0.090 * (-1.91)	0.008 (0.24)	0.011 (0.64)	-0.071 (-0.89)
定数項	6.004 (0.83)	2.732 (1.36)	-0.502 (-0.31)	0.309 (0.18)	1.892 * (1.96)	-3.601 * (-1.80)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.065	0.689	0.395	0.192	0.393	0.096
決定係数(between)	0.020	0.234	0.029	0.052	0.105	0.141
決定係数(overall)	0.019	0.276	0.006	0.018	0.118	0.091
F値	0.748	23.782	7.033	2.562	6.969	1.136
Prob>F	0.839	0.000	0.000	0.001	0.000	0.336
	女性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	-0.409 (-0.32)	-0.515 (-0.44)	0.031 (0.06)	-1.133 ** (-2.05)	-0.513 (-0.82)	0.333 (0.45)
コーホート人口比率	73.321 (1.36)	-18.839 *** (-3.86)	-9.303 (-1.18)	-0.110 (-0.03)	-1.701 (-0.60)	-6.019 (-0.68)
一期前労働生産性	-0.361 (-0.20)	0.660 (1.32)	-0.242 (-0.54)	-0.464 (-1.02)	-0.336 (-0.65)	-1.592 (-1.41)
2007年ダミー	0.271 (1.05)	-0.185 *** (-3.27)	0.120 *** (3.49)	0.021 (0.68)	0.071 ** (2.21)	0.359 ** (2.13)
定数項	-6.537 (-0.98)	3.464 * (1.74)	-1.009 (-0.61)	-1.859 (-1.13)	-1.920 (-1.09)	-8.051 ** (-2.04)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.065	0.689	0.395	0.192	0.393	0.096
決定係数(between)	0.020	0.234	0.029	0.052	0.105	0.141
決定係数(overall)	0.019	0.276	0.006	0.018	0.118	0.091
F値	0.748	23.782	7.033	2.562	6.969	1.136
Prob>F	0.839	0.000	0.000	0.001	0.000	0.336

注) 図表3-4-5の注を参照。

図表 3-4-7. 固定効果モデルによる年齢別カイツ指標とパート・アルバイト比率の関係

被説明変数:パート・アルバイト比率

	男性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	1.903 ** (2.45)	0.727 (0.41)	1.445 (0.41)	-2.755 (-0.49)	-2.186 (-0.83)	-0.687 (-1.01)
コーホート人口比率	20.861 (0.63)	-1.915 (-0.23)	-1.717 (-0.09)	-20.669 * (-1.72)	14.442 ** (2.57)	9.011 (1.48)
一期前労働生産性	-0.849 (-0.68)	-0.587 (-0.73)	-1.281 (-1.05)	1.881 (1.06)	1.079 (1.06)	0.582 (0.83)
2007年ダミー	-0.030 (-0.19)	0.031 (0.30)	0.097 (0.73)	0.230 * (1.98)	0.372 *** (6.57)	0.107 (1.07)
定数項	-7.310 (-1.60)	-4.296 (-1.48)	-8.269 * (-1.82)	4.368 (0.69)	-0.887 (-0.27)	-2.185 (-0.86)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.278	0.227	0.323	0.314	0.684	0.690
決定係数(between)	0.073	0.055	0.024	0.113	0.065	0.049
決定係数(overall)	0.021	0.017	0.055	0.018	0.056	0.141
F値	4.132	3.163	5.128	4.927	23.305	23.939
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	女性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	-0.410 (-0.54)	-1.747 (-1.38)	0.500 (0.75)	0.278 (0.57)	0.303 (0.54)	0.835 ** (2.20)
コーホート人口比率	-27.903 (-0.88)	12.762 ** (2.40)	-10.744 (-1.13)	-5.154 (-1.52)	6.026 ** (2.40)	-0.543 (-0.12)
一期前労働生産性	1.207 (1.14)	-0.264 (-0.48)	0.178 (0.33)	0.164 (0.41)	-0.189 (-0.41)	0.747 (1.28)
2007年ダミー	-0.138 (-0.91)	0.169 *** (2.74)	0.148 *** (3.58)	0.087 *** (3.21)	0.231 *** (8.12)	0.286 *** (3.28)
定数項	2.994 (0.76)	-2.289 (-1.06)	-0.208 (-0.10)	-0.168 (-0.12)	-2.615 (-1.66)	-1.115 (-0.55)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.278	0.227	0.323	0.314	0.684	0.690
決定係数(between)	0.073	0.055	0.024	0.113	0.065	0.049
決定係数(overall)	0.021	0.017	0.055	0.018	0.056	0.141
F値	4.132	3.163	5.128	4.927	23.305	23.939
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 図表3-4-5の注を参照。

図表 3-4-8. 固定効果モデルによる年齢別カイツ指標と派遣社員比率比率の関係

被説明変数: 派遣社員・契約社員比率

	男性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	3.482 (0.98)	0.578 (0.17)	1.729 (0.46)	-2.484 (-0.50)	6.290 ** (2.04)	0.910 (1.33)
コーホート人口比率	57.117 (0.39)	21.428 (1.34)	30.042 (1.53)	13.478 (1.28)	1.713 (0.26)	2.044 (0.33)
一期前労働生産性	-4.350 (-0.81)	0.098 (0.06)	1.088 (0.84)	-0.167 (-0.11)	0.941 (0.79)	0.322 (0.46)
2007年ダミー	0.505 (0.70)	0.967 *** (4.81)	0.683 *** (4.85)	0.708 *** (6.98)	0.499 *** (7.51)	0.209 ** (2.08)
定数項	-24.216 (-1.26)	-4.992 (-0.89)	-3.240 (-0.67)	-4.891 (-0.88)	-2.688 (-0.69)	-2.862 (-1.12)
サンプルサイズ	82	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.013	0.020	0.131	0.171	0.005	0.052
決定係数(between)	0.163	0.852	0.899	0.808	0.813	0.720
決定係数(overall)	0.027	0.557	0.521	0.612	0.486	0.170
F値	1.561	62.107	96.166	45.241	46.854	27.595
Prob>F	0.092	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	女性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	-0.016 (0.00)	3.860 * (1.74)	1.320 (1.30)	0.179 (0.13)	1.979 (1.58)	-0.294 (-0.31)
コーホート人口比率	39.126 (0.28)	7.473 (0.80)	-24.703 * (-1.70)	-6.636 (-0.71)	7.461 (1.32)	-0.474 (-0.04)
一期前労働生産性	-1.958 (-0.46)	-1.005 (-1.05)	-0.393 (-0.48)	1.140 (1.04)	0.261 (0.25)	-0.418 (-0.29)
2007年ダミー	0.669 (1.02)	0.501 *** (4.63)	0.601 *** (9.56)	0.550 *** (7.42)	0.514 *** (8.01)	0.321 (1.49)
定数項	-13.145 (-0.83)	-8.829 ** (-2.32)	-3.233 (-1.07)	0.809 (0.20)	-4.646 (-1.31)	-6.262 (-1.24)
サンプルサイズ	85	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.037	0.004	0.212	0.011	0.022	0.375
決定係数(between)	0.328	0.869	0.910	0.848	0.811	0.548
決定係数(overall)	0.146	0.358	0.131	0.435	0.317	0.102
F値	4.270	71.207	108.438	59.748	46.044	13.047
Prob>F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 図表3-4-5の注を参照。

図表 3-4-9. 固定効果モデルによる年齢別カイツ指標と自営業主・家族従業員比率の関係

被説明変数: 自営業主・家族従業員比率

	男性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	2.734 (1.04)	-2.911 (-0.74)	-2.871 (-1.25)	-1.105 (-0.52)	1.171 (1.13)	-0.173 (-0.50)
コーホート人口比率	-27.898 (-0.25)	22.847 (1.24)	12.399 (1.03)	4.272 (0.95)	6.966 *** (3.13)	-3.553 (-1.14)
一期前労働生産性	2.481 (0.52)	2.023 (1.13)	1.779 ** (2.25)	0.741 (1.11)	0.187 (0.47)	-0.140 (-0.39)
2007年ダミー	-0.326 (-0.59)	-0.090 (-0.39)	-0.132 (-1.53)	-0.145 *** (-3.32)	-0.089 *** (-3.97)	-0.099 * (-1.92)
定数項	1.737 (0.10)	3.070 (0.48)	3.437 (1.16)	0.425 (0.18)	-1.970 (-1.50)	-1.323 (-1.02)
サンプルサイズ	76	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.207	0.612	0.639	0.705	0.620	0.796
決定係数(between)	0.062	0.160	0.010	0.210	0.000	0.217
決定係数(overall)	0.017	0.000	0.001	0.003	0.041	0.006
F値	1.696	16.967	19.031	25.736	17.522	42.062
Prob>F	0.074	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	女性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	-8.385 (-1.47)	-1.630 (-0.38)	1.214 (0.83)	2.039 * (1.87)	0.463 (0.45)	-0.167 (-0.46)
コーホート人口比率	-41.332 (-0.19)	22.744 (1.24)	25.423 (1.22)	15.835 ** (2.09)	8.573 * (1.83)	-6.851 (-1.57)
一期前労働生産性	1.156 (0.24)	2.725 (1.45)	-0.399 (-0.34)	-0.284 (-0.32)	0.594 (0.70)	0.047 (0.08)
2007年ダミー	-0.509 (-0.51)	-0.089 (-0.42)	-0.445 *** (-4.91)	-0.351 *** (-5.80)	-0.415 *** (-7.83)	-0.153 * (-1.82)
定数項	6.113 (0.32)	4.268 (0.57)	-6.629 (-1.52)	-5.426 (-1.67)	-0.881 (-0.30)	-0.610 (-0.31)
サンプルサイズ	76	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.207	0.612	0.639	0.705	0.620	0.796
決定係数(between)	0.062	0.160	0.010	0.210	0.000	0.217
決定係数(overall)	0.017	0.000	0.001	0.003	0.041	0.006
F値	1.696	16.967	19.031	25.736	17.522	42.062
Prob>F	0.074	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注) 図表3-4-5の注を参照。

図表 3-4-10. 固定効果モデルによる年齢別カイツ指標と無業者比率の関係

被説明変数: 無業者比率

	男性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	-1.249 *	0.016	0.636	-0.989	-0.651	-0.162
	(-1.93)	(0.01)	(0.21)	(-0.26)	(-0.28)	(-0.58)
コーホート人口比率	-6.411	8.555	-15.934	-10.371	10.150 **	-6.647 **
	(-0.23)	(1.14)	(-1.01)	(-1.27)	(2.06)	(-2.67)
一期前労働生産性	-0.712	-1.177	-1.291	-0.675	-0.996	-0.296
	(-0.68)	(-1.61)	(-1.25)	(-0.56)	(-1.12)	(-1.03)
2007年ダミー	0.005	0.085	-0.048	-0.091	-0.050	0.093 **
	(0.04)	(0.90)	(-0.43)	(-1.15)	(-1.01)	(2.27)
定数項	0.521	-5.865 **	-5.925	-3.957	-6.271 **	0.295
	(0.14)	(-2.24)	(-1.54)	(-0.92)	(-2.16)	(0.28)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.200	0.176	0.108	0.077	0.159	0.188
決定係数(between)	0.309	0.060	0.163	0.099	0.122	0.128
決定係数(overall)	0.279	0.068	0.143	0.093	0.125	0.131
F値	2.695	2.300	1.306	0.901	2.027	2.485
Prob>F	0.001	0.003	0.186	0.641	0.010	0.001
	女性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
コーホートカイツ指標	0.714	0.429	-0.460	-0.237	0.591	-0.267
	(0.96)	(0.33)	(-0.88)	(-0.36)	(1.16)	(-1.29)
コーホート人口比率	-10.377	11.326 **	7.462	-2.589	-3.919 *	-1.846
	(-0.33)	(2.08)	(1.00)	(-0.57)	(-1.71)	(-0.74)
一期前労働生産性	-0.580	-0.279	0.073	0.010	-0.039	-0.236
	(-0.56)	(-0.50)	(0.17)	(0.02)	(-0.09)	(-0.74)
2007年ダミー	-0.042	-0.037	-0.233 ***	-0.130 ***	-0.096 ***	0.010
	(-0.28)	(-0.59)	(-7.18)	(-3.61)	(-3.69)	(0.20)
定数項	-0.383	-2.788	-0.606	-0.695	-0.748	1.084
	(-0.10)	(-1.26)	(-0.39)	(-0.36)	(-0.52)	(0.97)
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.200	0.176	0.108	0.077	0.159	0.188
決定係数(between)	0.309	0.060	0.163	0.099	0.122	0.128
決定係数(overall)	0.279	0.068	0.143	0.093	0.125	0.131
F値	2.695	2.300	1.306	0.901	2.027	2.485
Prob>F	0.001	0.003	0.186	0.641	0.010	0.001

注) 図表3-4-5の注を参照。

以上の推定結果を性別とコーホート・グループ別にまとめると、次のように書くことが出来る¹⁵。

男性 10 代

カイツ指標は雇用者比率を上げるように働いている。これは、実際には、カイツ指標の高い地域でパート・アルバイト比率が高い傾向にあるためである。雇用者比率への正の効果に対応して、無業比率に対してはカイツ指標の負の効果が確認された。

男性 20 代

カイツ指標は有意に影響を与えていなかった。

男性 30 代

カイツ指標は有意に影響を与えていなかった。

男性 40 代

カイツ指標は有意に影響を与えていなかった。

男性 50 代

カイツ指標は雇用者比率を下げるように働いている。雇用形態別には、カイツ指標は、正社員の比率を下げて、パート・アルバイト以外の非正社員の比率を高めるように働いている。

男性 60 代以上

カイツ指標は有意に影響を与えていなかった。

女性 10 代

カイツ指標は有意に影響を与えていなかった。

女性 20 代

カイツ指標は有意水準 10%ではあるが、パート・アルバイト以外の派遣社員・契約社員の比率を高めていた。

¹⁵ 表 3-4-5 から表 3-4-10 までの推定結果のうち、コーホートカイツ指標の係数の有意性と符号を表 3-4-11 にまとめている。

図表 3-4-11. カイツ指標がコーホート人口に占める雇用形態別雇用者割合、無業状態割合に与える影響

	男性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
雇用者比率	++				---	
正社員比率					---	
パート・アルバイト比率	++					
派遣社員・契約社員比率					++	
自営業主・家族従業員比率						
無業者比率	-					
	女性					
	15-19歳	20代	30代	40代	50代	60代
雇用者比率						
正社員比率				--		
パート・アルバイト比率						++
派遣社員・契約社員比率		+				
自営業主・家族従業員比率				+		
無業者比率						

注) 表4-1から表4-7で示した固定効果モデルの推定結果のうち、コーホートカイツ指標の係数の有意性と符号を表している。結果内の記号は、+, ++, +++はそれぞれ正の符号で有意水準10%, 5%, 1%で有意であることを示し、-, --, ---はマイナスの符号で有意であることを示す。

女性 30代

カイツ指標は有意に影響を与えていなかった。

女性 40代

カイツ指標は、有意に正社員比率を下げるように働く傾向がみられた。

女性 50代

カイツ指標は有意に影響を与えていなかった。

女性 60代以上

カイツ指標は有意にパート・アルバイト比率を高める影響を与えていた。

カイツ指標が一部のコーホート・グループに影響を与えていることがわかったが、カイツ指標の影響を解釈する上で、留意すべき点がある。カイツ指標は、最低賃金とコーホート・グループの平均賃金で構成されているため、最低賃金が有意に雇用関連指標に影響を与えていなくても、平均賃金が有意に影響を与えていれば、カイツ指標変数に有意

性が確認されてしまうことになる。もし、平均賃金が地域の雇用を増加させる効果を持っているとすれば、平均賃金と逆数の関係になるため、カイツ指標の係数は負で有意であるように示すことになる。橘木・浦川（2006）ではこの問題に対処するため、最低賃金と平均賃金をカイツ指標として統合するのではなく、個別の単独項としておいて、その影響を確認している¹⁶。そこで、推定結果の頑健性を確認する為に、カイツ指標を最低賃金（対数値）と平均賃金（対数値）に分解して再推定を行った。

その推定結果をまとめたものが、図表 3-4-12 である。まず、10 代の男性についてみると、雇用者比率全体に与える影響は、コーホート平均賃金は負の効果を持っており、最低賃金は正の影響を持っていた。図表 3-4-5 でみられた 10 代の男性に対するカイツ指標の正の影響は、コーホート平均賃金の負の効果と、最低賃金の正の効果の両方の効果を反映したものであることがわかる。一方で、10 代のパート・アルバイトの比率に対しては、最低賃金は影響を与えておらず、平均賃金が負の効果を持っていることがわかった。無業比率に対しては、平均賃金も最低賃金も有意に影響を与えている。以上をまとめると、10 代の男性については、最低賃金は全体としての雇用者比率を高め、無業比率を下げる効果があるものの、雇用の内訳であるパート・アルバイト比率には、最低賃金は有意な影響を与えていなかった。

50 代の男性の結果をみると、雇用者比率、正社員比率、およびパート・アルバイト以外の非正社員比率に対して、カイツ指標が影響していたのは、全て平均賃金の影響によるものであり、最低賃金の対数値が有意な影響を与えていなかった。また、平均賃金は正社員比率に対して正で有意であり、契約社員に対しては負で有意であるが、これは、平均賃金の高い地域で正社員比率が高いことを反映し、また、平均賃金の低い地域でパート・アルバイト以外の非正社員比率が高いという雇用構造を反映していると解釈をすることができる。

20 代（パート・アルバイト以外の非正社員比率）および 40 代の女性（正社員比率）についても、50 代の男性と同様の傾向がみられる。ともに、最低賃金については有意な影響が確認されず、平均賃金は 20 代女性のパート・アルバイト以外の非正社員比率には負、40 代女性の正社員に対しては正の影響が確認された。唯一、60 代以上の女性について、最低賃金がパート・アルバイト比率を高めるという効果が確認された。

以上の推定結果からは、最低賃金は 10 代の男性の雇用を促進し、60 代女性のパート・アルバイト比率を高めるということが分かった。しかし、それ以外のコーホート・グループについては影響を与えておらず、その点で 2000 年代の日本においては最低賃金の影響は限定的であったといえる。

¹⁶ カイツ指標においては 20 代女性の雇用者全体の平均賃金を使用していたが、単独項においては、パートタイムの平均賃金に置き換えて推定をしている。

図表 3-4-12. 最低賃金と平均賃金が雇用量比率および各雇用形態比率、無業者比率に与える影響

被説明変数:	男性												女性												
	15-19歳						50代						20代			40代			60代						
	雇用者比率	パート アルバイト比率	無業者比率	雇用者比率	正社員比率	契約社員 派遣社員比率	雇用者比率	正社員比率	契約社員 派遣社員比率	雇用者比率	正社員比率	契約社員 派遣社員比率	雇用者比率	正社員比率	契約社員 派遣社員比率	雇用者比率	正社員比率	契約社員 派遣社員比率	雇用者比率	正社員比率	パート アルバイト比率				
最低賃金(対数値)	9.915 *	7.333	-10.048 *	-0.083	0.248	12.571	9.915 *	7.333	-10.048 *	-0.083	0.248	12.571	9.915 *	7.333	-10.048 *	-0.083	0.248	12.571	9.915 *	7.333	-10.048 *	-0.083	0.248	12.571	
	(1.74)	(1.07)	(-1.80)	(-0.04)	(0.12)	(1.57)																			
コーホート平均賃金(対数値)	-1.114 **	-1.463 **	1.011 **	0.758 ***	0.690 ***	-2.042 **	-1.114 **	-1.463 **	1.011 **	0.758 ***	0.690 ***	-2.042 **	-1.114 **	-1.463 **	1.011 **	0.758 ***	0.690 ***	-2.042 **	-1.114 **	-1.463 **	1.011 **	0.758 ***	0.690 ***	-2.042 **	
	(-2.34)	(-2.55)	(2.16)	(3.19)	(2.94)	(-2.20)																			
コーホート人口比率	-22.929	4.980	16.813	-5.859 **	-6.605 ***	10.283	-22.929	4.980	16.813	-5.859 **	-6.605 ***	10.283	-22.929	4.980	16.813	-5.859 **	-6.605 ***	10.283	-22.929	4.980	16.813	-5.859 **	-6.605 ***	10.283	
	(-0.74)	(0.13)	(0.56)	(-2.57)	(-2.93)	(1.15)																			
一期前労働生産性	0.227	-1.279	-0.040	0.323	0.007	0.183	0.227	-1.279	-0.040	0.323	0.007	0.183	0.227	-1.279	-0.040	0.323	0.007	0.183	0.227	-1.279	-0.040	0.323	0.007	0.183	
	(0.20)	(-0.95)	(-0.04)	(0.97)	(0.02)	(0.14)																			
2007年ダミー	-0.403	-0.296	0.410	0.057	-0.019	0.168	-0.403	-0.296	0.410	0.057	-0.019	0.168	-0.403	-0.296	0.410	0.057	-0.019	0.168	-0.403	-0.296	0.410	0.057	-0.019	0.168	
	(-1.43)	(-0.87)	(1.48)	(0.88)	(-0.29)	(0.66)																			
定数項	-56.733	-44.212	59.033	-3.287	-5.966	-69.538	-56.733	-44.212	59.033	-3.287	-5.966	-69.538	-56.733	-44.212	59.033	-3.287	-5.966	-69.538	-56.733	-44.212	59.033	-3.287	-5.966	-69.538	
	(-1.52)	(-0.99)	(1.62)	(-0.24)	(-0.45)	(-1.31)																			
サンプルサイズ	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94
決定係数(within)	0.212	0.291	0.247	0.579	0.391	0.821	0.212	0.291	0.247	0.579	0.391	0.821	0.212	0.291	0.247	0.579	0.391	0.821	0.212	0.291	0.247	0.579	0.391	0.821	
決定係数(between)	0.588	0.492	0.533	0.205	0.156	0.009	0.588	0.492	0.533	0.205	0.156	0.009	0.588	0.492	0.533	0.205	0.156	0.009	0.588	0.492	0.533	0.205	0.156	0.009	
決定係数(overall)	0.484	0.462	0.427	0.224	0.165	0.185	0.484	0.462	0.427	0.224	0.165	0.185	0.484	0.462	0.427	0.224	0.165	0.185	0.484	0.462	0.427	0.224	0.165	0.185	
F値	2.263	3.444	2.752	11.538	5.399	38.615	2.263	3.444	2.752	11.538	5.399	38.615	2.263	3.444	2.752	11.538	5.399	38.615	2.263	3.444	2.752	11.538	5.399	38.615	
Prob>F	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	

注) 表4-1~表4-6の推定結果のうち、カイツ指標が有意であった推定を抽出し、カイツ指標を最低賃金の対数値とコーホート平均賃金の対数値に置き換えて再推定している。推定方法は固定効果モデルを採用している。*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で有意であることを示す。()内の数値はt値である。

5. 推定結果のまとめと課題

本章は、最低賃金が地域の雇用に与える影響を、都道府県レベルの集計データを用いて検証した。使用したデータは、主に総務省統計局『就業構造基本調査』、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の2002年と2007年の集計値である。分析①では、2002年の20代女性の雇用者比率に最低賃金が与える影響を推定した橋木・浦川（2006）の枠組みに沿った方法で、2007年まで対象を拡大して分析を行った。それに加えて、分析②では、橋木・浦川（2006）の方法に含まれていた推定上の改良可能な点（地域固有の要素が除かれていない脱落変数バイアスが存在する点）と、推定結果から得られた知見（最低賃金がコーホート・グループ内の雇用形態の比率に影響を与える可能性）を考慮して、対象を20代女性雇用者から、それ以外の世代、雇用形態、無業状態に拡大して分析を行った。

分析①では、2002年においては最低賃金が20代女性の雇用者比率に影響を与えていないという橋木・浦川（2006）の推定結果と同様の結果を確認した上で、2007年のサンプルを用いた分析では、最低賃金が20代女性の雇用者比率にマイナスに影響する傾向がみられた。パート・アルバイトについては、2007年（および、2002年と2007年を合せて推定した場合）で、最低賃金が20代女性のパート・アルバイト比率に正に影響している傾向がみられた。最低賃金は、雇用者の割合には負の影響が確認されるという結果と合わせて、最低賃金の上昇が20代女性の雇用形態の構成に変化を与えている可能性が示唆された。

分析②の推定結果からは、カイツ指標が地域に与える影響は、10代の男性の雇用者比率および、パート・アルバイト比率を高めて無業者比率を低下させる効果、50代の男性に対しては雇用者比率および、正社員比率を低下させ、パート・アルバイト以外の非正社員比率（派遣社員・契約社員比率）を高める効果が確認された。女性については、カイツ指標が、20代女性のパート・アルバイト以外の非正社員比率を高め、40代女性の正社員比率を低下させ、60代以上女性のパート・アルバイト比率を高めていた。ただし、カイツ指標を分子である最低賃金と、分母である平均賃金に分割し、それぞれ単独項としてカイツ指標に置き換えて再推定をしたところ、50代男性、20代、40代女性への効果は平均賃金によるもの（雇用者比率および正社員比率に対する効果は10代を除いて正、他は負）であり、最低賃金は有意に影響を与えていなかった。最低賃金の有意性がみられたコーホート・グループは10代男性の雇用者比率（正の効果）と無業比率（負の効果）、60代以上の女性のパート・アルバイト比率（正の効果）のみであった。

2002年と2007年の都道府県レベルのデータを用いた固定効果モデルから得られた結論からは、最低賃金が2000年代の雇用に与えていた影響は、10代男性については雇用者比率を高め、60代以上の女性についてはパート・アルバイト比率を高めているという限定的なものであった。

本章で行った推定には課題が残されている。1つは被説明変数に雇用者等の比率を使用している点である。説明変数に人口比率を加えることで地域内の人口構成の影響はコントロールしているが、労働者が最低賃金の低い地域から高い地域に移動する傾向があるとすれば、最低賃金は雇用者比率の分母に影響をすることで、マイナスの影響をもたらすことになる。その影響による推定結果の誤差は、本稿の分析では除くことができていない。2つ目は、分析対象が粗いことである。本節では雇用形態ごとに推定を行ったが、Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2010)のように分析対象者の学歴は考慮していない。また、最低賃金の影響がどの産業、どの職業、どの企業規模で生じているかについては分析を行っておらず、今後の課題として残される。さらに、特に50代、60代の雇用への影響に関連しては、わが国の高齢者雇用対策による影響を注意してみる必要がある。3点目としては、雇用者比率、最低賃金、平均賃金の3つの変数の関係について解釈の余地が残ることが挙げられる。最低賃金の直接の影響は多くのコーホート・グループでみられなかったが、平均賃金が有意に雇用関連指標に影響をもたらしていた(50代男性や40代女性など)。もし、最低賃金が平均賃金額に影響を与えているとすれば、そのルートを通じて雇用に対しても影響を与えている可能性が残される。4点目としては、カイツ指標を用いる際の課題が示唆されている。本稿では、カイツ指標を集計する時に地域のコーホート・グループの平均賃金で除して求めた。この時、カイツ指標が雇用者比率に与える影響を推定しようとするならば、最低賃金ではなく平均賃金が雇用者比率に与える影響がカイツ指標に含まれてしまうという推定上の誤差が生じる可能性が、本稿の図表3-4-5から3-4-10までの推定結果と図表3-4-12の推定結果との比較から示唆される。そして、推定方法については、逆の因果関係を考慮することも求められる。ここで行った分析は、最低賃金およびカイツ指標が独立に決定される変数であるという前提にたって回帰分析を行っている。しかし、玉田(2009)で示されているように、最低賃金は有効求人倍率の高い地域では上げ幅が小さくなる傾向にあり、地域の雇用状況も最低賃金の決定に当たって考慮されていると考えられる¹⁷。その点で、本稿で行った分析には雇用者比率と最低賃金との間の内生性の問題が含まれている可能性がある。

2008年9月に発生したリーマンショックを発端とした景気環境の悪化により、よりコスト削減への圧力が高まっているとすれば、最低賃金の果たす役割、および雇用に与える影響はより大きなものになっている可能性もある。本稿ではデータの制約より2000年代末は分析対象に含めることができなかったが、「就業構造基本調査」などの最新の雇用統計が公表される度に、最低賃金が雇用に与える影響を検証し続ける必要があるだろう。

¹⁷ ただし、玉田(2009)では、年次ダミーによって、年次の変動をコントロールした場合には有効求人倍率変数は最低賃金に有意な影響をもたらしていなかった。

参考文献

- Aaronson, Daniel and French, Eric (2007) "Product Market Evidence on the Employment Effects of the Minimum Wage," *Journal of Labor Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 167-200.
- Card, David (1992) "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effect of Federal Minimum Wage," *Industrial Labor Relations review*, Vol. 46, No. 1, pp. 22-37.
- Draca, Mirko, Machin, Stephen and Van Reenen, John (2008), "Minimum Wage and Firm Profitability," NBER Working Paper Series, No. 13996,
- Kambayashi, Ryo, Daiji, Kawaguchi and Yamada, Ken (2010) "The Minimum Wage in a Deflationary Economy: The Japanese Experience, 1994-2003," IZA Discussion Papers, No. 4949.
- Kawaguchi, Daiji and Yamada, Ken (2007) "The Impact of Minimum Wage on Female Employment in Japan," *Contemporary Economic Policy*, Vol. 25, No. 1, pp. 107-18.
- Kawaguchi, Daiji and Mori, Yuko (2009) "Is Minimum Wage an Effective Anti-Poverty Policy in Japan?" *Pacific Economic Review*, Vol. 14, No. 4, pp. 532-54.
- Kleibergen, Frank and Paap, Richard (2006) "Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition," *Journal of Econometrics*, Vol. 127, No. 1, pp.97-126.
- Neumark, David and Wascher, William (1992) "Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1.
- White, Halbert (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, Issue 4, pp. 817-38.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002) *Introductory Econometrics: Modern Approach* (2nd edition), Mason: South-Western Publishing.
- 有賀健 (2007) 「第8章 新規高卒者の労働市場」, 林文夫編 『経済停滞の原因と制度 (経済制度の実証分析と設計)』, pp.227-63, 勁草書房.
- 川口大司 (2009) 「最低賃金と雇用」, 大橋勇雄編 『労働需要の経済学』, pp. 263-91, ミネルヴァ書房.
- 橘木俊詔・浦川邦夫 (2006) 「第5章 “貧困との戦い” における最低賃金の役割」 橘木俊詔・浦川邦夫編 『日本の貧困研究』, pp. 151-84, 東京大学出版会.
- 玉田桂子 (2009) 「最低賃金はどのように決まっているのか」, 『日本労働研究雑誌』, No. 53, pp. 16-28.
- 堀春彦・坂口尚文 (2005) 「第2章 最低賃金に関する経済理論と実証分析」, 『日本における最低賃金の経済分析』, 労働政策研究報告書 No. 44, pp.15-44, 労働政策研究・研修機構.