

## 第2章 最低賃金に関する経済理論と実証分析

### 1 最低賃金に関する経済理論

#### (1) 概要

Fuchs et al. (1998) は、各種労働政策が市場に及ぼす影響について、経済学者の予想した値を集計した論文である。論文には、「最低賃金が10%上昇した場合、10代の雇用量はどれほどの影響を受けるか」という問がある。それに対する経済学者の回答は、中央値で約1%の雇用量の減少につながるというものであった。労働コストの上昇に対応して、企業は雇用量の調整を行うと、多くの経済学者は考えていることになる。労働市場で完全競争が成立し、かつ最低賃金はその完全競争市場での均衡賃金より高く設定されている場合は、このような雇用量が減少するというロジックに従うことになる。事実、最低賃金額近辺の職は高い技能を要しないものが多く、また若年層の労働者が多く就業している。そのため、労働力の代替がいくらでもきく、完全競争の世界を想定して良いようにも思える。

しかしながら、最低賃金が増しても、少なくとも短期的には雇用量が減少しないとした実証研究が、1990年代に入っていくつか発表された。これらの実証結果は、最低賃金が影響を持つ市場に対して多くの経済学者が有していた、完全競争的な市場観を覆すものである。それゆえ、学問上さらには政策上の観点からも、負の影響を与えないとする結果は強い関心を集めることになった。当然、雇用が減らないという現象は、単純な完全競争モデルの枠組みでは説明できない。雇用量は減少しないと結論付けた学者たちが、代替案として提示しているのは、労働の需要独占モデルである。需要独占モデルでは、ある一定水準までの最低賃金上昇に対して、企業の雇用量が増加する。また、その上昇した費用は企業が負担することになる。しかし、この需要独占モデルは、完全競争モデルほどシンプルではないため、すべての学者から同意を得ているわけではない。最低賃金が増える市場は依然として完全競争が成り立つ世界なのか、それとも完全競争モデルを捨てて別のロジックを探さないといけないのか。提出されている論文を見る限り、1990年代における最低賃金の論点は、そこにあったといっても過言ではない。

さて本節では、この完全競争モデルと、労働の需要独占モデルを中心に説明する。他に、完全競争モデルの拡張である二部門モデルがある。上記では考慮されていない労働者の異質性を組み込んだモデル等も併せて、簡単に紹介する。

#### (2) 完全競争

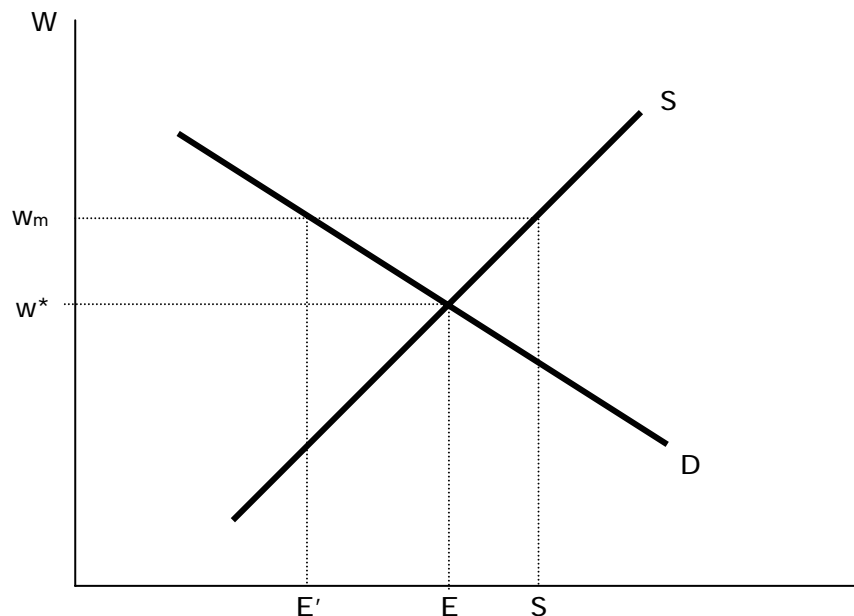
完全競争的な労働市場では、市場に参加している労働者と企業がそれぞれ同質であると仮定される。また、その数も多数であると仮定され、一企業が市場賃金を操作することはできない。今、完全市場を前提として、企業が労働と資本の2財を使って生産を行っているものとしよう。その場合、最低賃金の上昇は、次の二つのルートを通して雇用量に影響を与える。

一つ目のルートは、労働と資本の代替効果。二つ目は、生産量の減少に伴う雇用量の減少であり、規模の効果と呼ばれるものである。

労働と資本の代替とは、費用が高くなった労働を、相対的に費用が安くなった資本で置き換えるというものである。資本との代替が起こることで、どれくらいの雇用量が減少するかは、その資本がどれくらい労働の代わりを果たすかということに依存してくる。

次に、生産量の減少に伴う雇用の減少の効果を詳しく説明すると、以下のようなものとなる。まず、最低賃金が上昇すると労働コストが高くなるので、企業は上昇分の一部を生産物の価格に転嫁しようとする。すなわち、賃金の上昇に伴うコスト・プッシュ・インフレーションの発生である。しかし、ここで企業が生産物の価格を上昇させると、利潤を最大にする最適生産量は減少することになる。なぜなら、生産物は、財市場で需要の制約を受けているからである。需要の制約とは、価格が上がると消費者の需要量が減ることを意味する。最適な生産量が減少すると、その生産量を実現するために必要な労働投入量も減少することになる。労働集約的な生産を行っている企業ほど、その分労働コストが高くなるため、最低賃金の上昇により多くの雇用量を減少させることが考えられる。また、需要量が価格変動の影響を受けやすい財を生産している企業も、その生産量が大きく低下するために、雇用量を大きく減らす。一般的に、飲食業や小売業、あるいは繊維産業などは、このような傾向が強いことが考えられる。

図 2-1 完全競争モデルと最賃の影響



縦軸に賃金、横軸に雇用量（労働力）をとり、労働需要曲線と労働供給曲線をプロットしたものが、図 2-1 である。最低賃金が存在しない場合、労働需要量と労働供給量が一致する両曲線の交点が、この市場の均衡点として表される。そのときの賃金水準  $w^*$  が均衡賃金

であり、E 点が均衡雇用量となる。

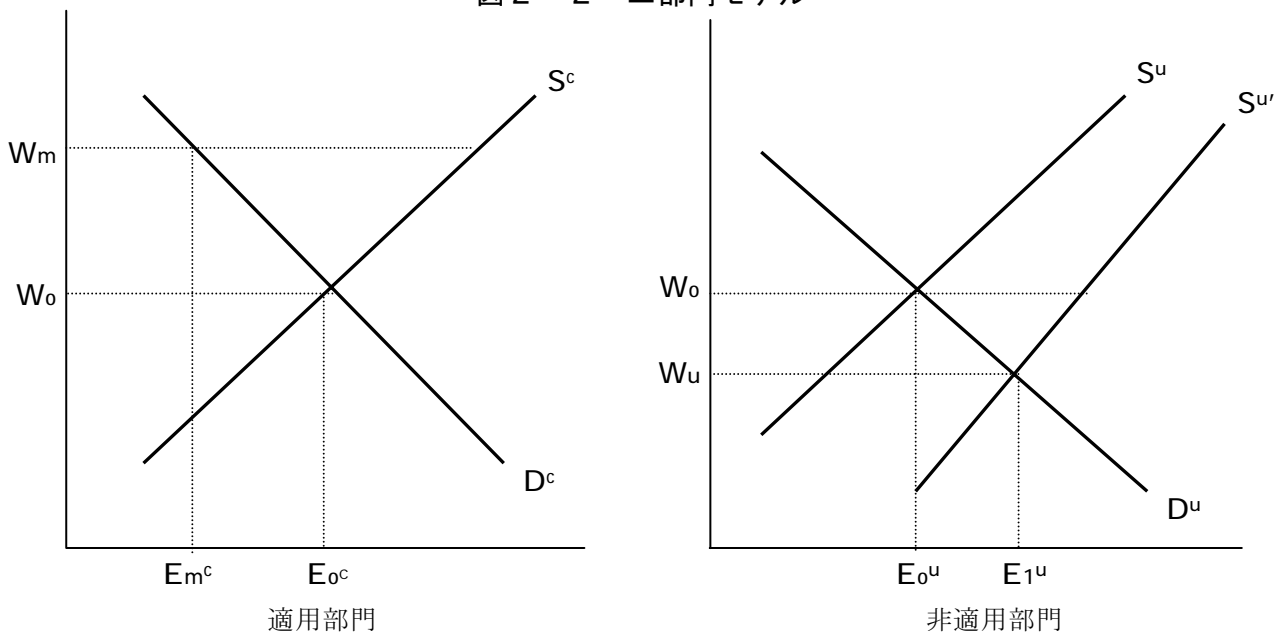
さて、最低賃金が均衡賃金より高い、 $w_m$  に設定されるとする。この場合、労働需要は E' 点まで減少する。この減少は、上記の代替と生産量縮小、二つの効果を足し合わせたものである。逆に、労働供給は提示される賃金上がるために、S 点まで増加することが予想される。需要側の要因によって雇用量が決定されるとすれば、市場では S-E' 分だけ労働の超過供給が生じ、その量が失業者数として計上されることになる。また雇用量の変化だけを見ても、最低賃金が存在しない場合に比べて、E-E' だけ減少している。雇用者数の減少、あるいは失業者数の増加は、設定された最低賃金の額と均衡賃金との乖離幅に依存していることが、図 2-1 より見て取れる。また、雇用者数の減少と失業者数の増加は、それぞれ労働需要と労働供給の賃金に関する弾力性にも依存している。雇用の賃金弾力性とは賃金が 1% 変化したときに、雇用が何% 変化するかを示した値である。例えば、図 2-1 における需要曲線と供給曲線が、それぞれ直線で表されるものとしよう。この場合、均衡点 W における弾力性は、両曲線の傾きの逆数に均衡点での賃金と雇用の比率 ( $W^*/E$ ) をかけたものとなる。よって、図 2-1 では直線の傾きが水平であればあるほど、弾力性の値は大きくなり、賃金の変化に対して雇用が大きく反応することになる。

### (3) 二部門モデル

米国の最低賃金制度は、公正労働基準法により規定されている。しかし 1938 年の制定以来、公正労働基準法は、全雇用主に対してその雇用者に最低賃金額以上の賃金を払うことを義務付けていたわけではない。そこには、適用の対象から外れる産業や職種が存在していた。この事実を踏まえ、完全競争モデルに更に現実味を持たせるため、最低賃金が適用された部門と適用されていない部門の二つに市場を分断した、二部門モデルが Welch (1976) によって展開されている。

Welch (1976) の二部門モデルを図示したのが、図 2-2 である。最低賃金が設定される前は、両部門で同じ賃金額  $W_0$  で均衡が成立しているものとする。ここで最低賃金  $W_m$  が設定されると、最賃が適用される部門で超過供給が生じる。よって適用部門での雇用量は、 $E_0^c$  から  $E_m^c$  へと減少する。適用部門で職を失った労働者の一部は、就業機会が保証された非適用部門へと移動する可能性がある。この動きは非適用部門における、労働供給曲線のシフトとして示される ( $S^u \rightarrow S^{u'}$ )。非適用部門での労働供給の増加は、結果として非適用部門での均衡賃金を  $W_u$  まで押し下げることになる。ゆえに、最低賃金が適用されている部門と適用を受けていない部門の間での賃金格差は、設定された最低賃金と当初の均衡賃金  $W_0$  との差以上の格差になる。しかし、賃金による制約がないため、非適用部門での雇用量は増加することになる。つまり、最賃の適用除外枠を設けることで、賃金の格差は開くことになるが、除外枠を設けない場合に比べて市場全体の雇用量減少は少なくてすむ。それが、このモデルのインプリケーションである。

図 2-2 二部門モデル



また、Mincer (1976) と Gramlich (1976) はこの二部門モデルに、失業を組み込んだ拡張を行っている。モデルでは、非適用部門に行けばすぐに職が見つかるにも関わらず、労働者の一部は賃金の高い適用部門にとどまりそこで職に就けるまで待つ。つまり、適用部門における失業の発生を認めている。失業を考慮した Mincer と Gramlich のモデルは、Welch のモデルとは異なり、適用部門の賃金上昇が、必ずしも非適用部門での賃金下落にはつながらない。適用部門での労働需要が弾力的でない場合、最低賃金の上昇は非適用部門の賃金も上昇させ、代りに失業率が上昇することになる。

#### (4) 労働の需要独占

完全競争モデルを前提に議論を進めた場合、均衡賃金以上の水準に最低賃金が設定されると、雇用量が減少することが示された。しかし、企業に労働の需要独占力があるように仮定すれば、最低賃金の上昇によって、必ずしも雇用量は減少しないことが示される。労働の需要独占とは、労働市場には一つの企業しか参加しておらず、それゆえ他社の動きを気にすることなく、労働を利用することができるというものである。企業城下町は、そのような市場の代表例である。また、労働者を引き付けるほどのブランド力を持つ企業も、ある程度の需要独占力を有していると考えられる。労働の需要独占モデルと完全競争モデルとの大きな違いは、労働者の賃金を企業がコントロールできるかどうかということである。完全競争モデルでは、企業が賃金をコントロールする力を持たないため、同質な労働者の賃金は市場のメカニズムにより一律に定まる。他方、企業が労働を独占できる場合、企業は賃金を通じて労働量を増減することが可能となる。その際、賃金と雇用量の関係は、いくら賃金であれば働くかという、労働者の供給行動によって制約を受けることになる。

まず、最低賃金が科せられる前に、独占企業がどのように最適な雇用量を決定するか見ておこう。企業は、右上がりの労働供給曲線に直面しているとする。このとき企業は、労働供給曲線の逆関数、 $w = w(L)$  を前提として、利潤を最大化するように努める。企業の利潤関数を

$$\pi = R(L) - w(L)L \quad (1),$$

と定義する。ここで、 $L$  を労働者数とする。 $R(L)$  を企業の収入関数とし、 $w(L)L$  は賃金に労働者数をかけたもの、つまり人件費である。 $L$  を動かすことによって、利潤  $\pi$  を最大化するには

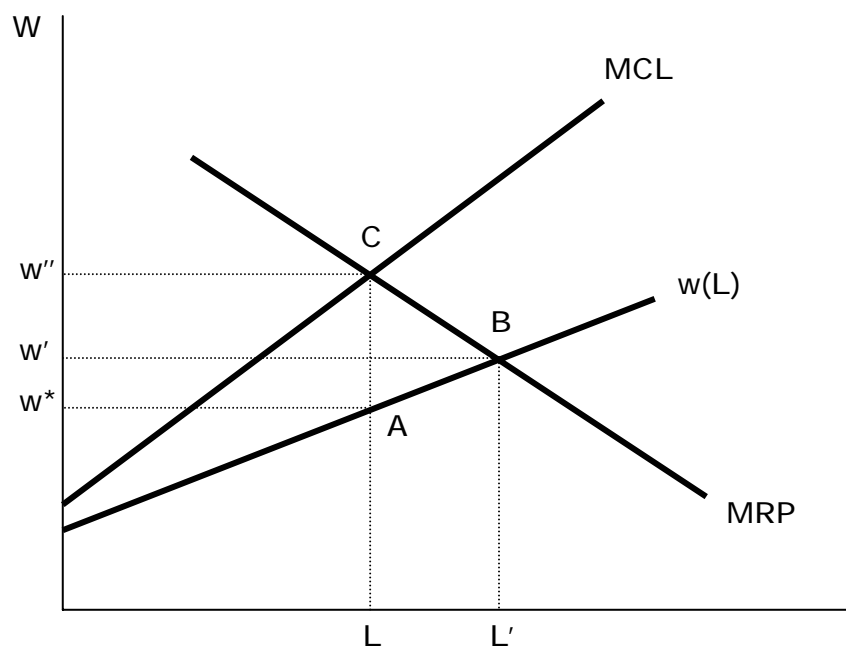
$$R'(L) - w(L) - w'(L)L = 0 \quad (2).$$

すなわち

$$R'(L) = w(L) + w'(L)L \quad (3),$$

を満たす  $L$  が選択される必要がある。(2)、(3)式の  $R'(L)$  は、労働力を1単位増やしたときの企業収入の増加分を示しており、労働の限界収入生産物 (MRP) と呼ばれる。他方、 $w(L) + w'(L)L$  は、労働力を一単位増加させたときにかかる追加的費用、すなわち労働の限界費用 (MCL) と呼ばれるものである。労働供給曲線の逆関数も右あがりであるため、概念的には、労働量を増やすと雇用者一人あたりの賃金が上昇することになる。よって、労働力を1単位増やすには、今までの雇用している者全員の賃上げをしなければならない。限界費用は賃金プラス  $w'(L)L$  分だけ必要となる。(3)式より利潤最大化点では、労働の限界収入生産物が労働の限界費用と一致する。

図 2-3 買い手独占下における最低賃金の影響



上記の独占企業の行動を図示すると図 2-3 のようになる。図 2-3 の曲線  $MRP$  は、労働投入量と、その労働投入量のもとで実現される限界収入生産物の名目現金価値をプロットしたものである。他方、 $MCL$  は労働投入量とその限界費用をプロットしたものになる。(3)式で見たように、労働の需要独占の下で、最適雇用量  $L$  は  $MRP$  と  $MCL$  が一致する点で決まった。また、この雇用量  $L$  を実現するためには、労働供給曲線の逆関数  $w = w(L)$  から、企業は賃金  $w^*$  を提示するだけでよい。この賃金と雇用量の組合せは、図 2-3 の  $A$  点で示される。点  $A$  において企業は正の利潤を得ており、かつ得られる利潤が最大となる点である。ちなみに完全競争の世界では、この企業利潤がゼロとなる。

では、独占のもとで最低賃金が上昇した場合、雇用はどのように変化するであろうか。最低賃金が  $w^*$  以下に設定される場合、企業は最低賃金の額以上の  $w^*$  を提示して  $L$  だけの雇用量を実現する。ゆえに、最低賃金の設定は雇用量、賃金共に影響を及ぼさない。最低賃金が点  $A$  と曲線  $MRP$  の交点での賃金  $w'$  の間に設定されると、当初の雇用水準  $L$  より雇用量は増加する。この範囲では、まだ労働の限界生産物賃収入の方が賃金よりも高い。つまり設定された最低賃金の水準と、それを(3)に代入して得られる労働力の組合せで企業は操業を行う。得られる利潤自体は、 $A$  の組合せよりも下がる、つまり最低賃金上昇のコストを企業が負担しているのであるが、企業はなお正の利潤を享受することができる。しかし、 $w'$  以上に最低賃金の額が上がると、曲線  $MRP$  に沿って雇用量は  $L$  から減少し始める。曲線  $MRP$  上の雇用量と賃金の組合せは、企業の限界利潤がゼロとなる組合せの軌跡である。つまり、曲線  $MRP$  の外側で生産を行うと企業の限界利潤は負となる。すなわち、最低賃金が  $w'$  以上に設定されたとき、企業は雇用量を削減することによって、労働の限界収入生産物の値を上げる。

さて、最低賃金が雇用に与える影響を、再度、図 2-3 を用いて整理してみよう。最低賃金が科せられない場合、あるいは  $w^*$  以下の場合、 $A$  点で雇用と賃金の組合せが決まる。最低賃金が  $w^*$  から  $w'$  の範囲では、逆供給曲線  $w(L)$  上の点で決まる。 $w'$  以上の最低賃金が科せられた場合、企業は曲線  $MRP$  上の雇用量を選択していく。よって逆供給曲線  $w(L)$  と曲線  $MRP$  の交点  $B$  が、最低賃金を科すことにより実現できる最大の雇用量となる。この点までは最低賃金上昇のコストは企業が負担することになる。最低賃金が科せられなかった場合の雇用量  $L$  を基準に雇用量の増減を考えると、曲線  $MRP$  と曲線  $MCL$  の交点  $C$  で成立する賃金、 $w''$  までの範囲で最低賃金が設定された場合は、雇用量が増加することになる。

では、最低賃金が科せられないときに得られる雇用量  $L$  より、雇用量が減少しない最低賃金の上昇幅を数値で表せばどうなるであろうか。労働の限界費用、 $w(L) + w'(L)L$  を変形すると  $w(1+1/\eta)$  となる。ここで  $\eta$  は労働供給の弾力性である。最低賃金が均衡賃金の  $1+1/\eta$  倍までに設定されるならば、雇用量は当初の均衡雇用量  $L$  より増加することになる。つまり  $w' = w^*(1+1/\eta)$  である。 $\eta$  がゼロに近い値をとると、当初の均衡雇用量  $L$  を減らすことなく、高い最低賃金を設定することが可能になる。逆に、 $\eta$  が無限大に近づくと供給曲線は水平になり、雇用量  $L$  を減らさない最低賃金の設定幅は狭まることになる。

## (5) 動学モデル

通常、その市場の労働力を独占できるような企業は、ブランド力や価格支配力など、市場に対して何らかの強い影響力をもっている。しかしながら、労働者に対して最低賃金を提示する企業は、小売りやレストランなどの零細企業が多い。また、同業者数も多いため、その一企業に雇われている従業員の数が非熟練労働者全体の市場に占める割合は、無視できるほど小さいものである。よって上記の買い手独占モデルのみで、最低賃金が労働市場に与える影響を論じることは難しい。Card and Krueger (1995) は、労働者の離職と採用、つまり職の探索行動をモデルに含めることで、市場に対して影響力を持たない企業でも、独占力を有した状況を作り出せることを示している。

完全競争、あるいは労働力の買い手独占モデルでは、完全情報が仮定されている。ここでの完全情報とは、労働者が勤める前に仕事の内容を十分に把握しているということである。よって情報が完全ならば、就業後にミスマッチが原因で離職することはない。また完全競争の仮定では、企業は労働者の能力に応じた賃金しか支払わない。逆に情報が不完全であるならば、就いてみて合わない職であった場合は離職も起こりうる。また労働者はどの企業がどれだけの賃金を払っているか分からないために、より高い賃金を求めて職を探すことになる。他方、企業の側も労働者の限界生産力以上の高い賃金を提示すれば、より多くの労働者を引き付ける事ができる。しかし賃金の高低に関わらず、ある程度の離職は避けられない。

ここで、企業の新規採用量を決定づける関数を  $H(w)$ 、労働者の離職率の関数を  $q(w)$  と、それぞれを賃金  $w$  の関数であらわす。また、提示賃金が上がれば、雇用できる数は増え、離職率は減るものとする。均衡では当期に雇い入れた数と離職者数が一致する、つまり

$$H(w) = q(w)L \quad (4),$$

を満たす必要がある。ここで  $L$  は企業の人員数である。これを変形した

$$L = H(w) / q(w) \quad (5),$$

が企業の直面する労働の供給関数となり、賃金  $w$  の調節で雇用量を増減できる。雇用者の離職が起こるため、均衡雇用量  $L^*$  を実現するには、企業は高い賃金を提示してより多くの労働者を引き付けておく必要がある。また、賃金の増加に対して、 $H$  は増加、 $q$  は減少するので供給関数  $L(w)$  は、賃金の増加関数となる。(5)式を労働供給の賃金弾力性表示に改めると、

$$\eta = d \log L / d \log w = \theta_H - |\theta_q| \quad (6),$$

となる。 $\theta_H$  は雇用の賃金弾力性、 $\theta_q$  は離職率の賃金弾力性である ( $\theta_q < 0$ )。  $\theta_H$ 、あるいは  $|\theta_q|$  が大きいほど、労働供給の賃金弾力性も大きいことになる。つまり、わずかに賃金を上昇させただけで募集が多く集まるか、あるいは離職防止効果が大きい場合は、均衡雇用量  $L^*$  を確保するために必要な限界的な賃金増加も少なくすむことになる。

このモデルから導かれるインプリケーションについて、Card and Krueger (1995) は次の点を挙げている。まず、人員規模が大きい企業ほど、必要な人員を新たに確保するための採用コストは増加する。Katz and Krueger (1992) や Card and Krueger (1995) の実証結果は、

人員規模の大きい店舗が高い賃金を払っていることを示しており、モデルの成立を支持している。二つ目は、適度な最低賃金の上昇であれば雇用量は増える。これは、一般の独占モデルで示したときと同様の結論である。(5)式より、最低賃金が増えた場合、企業は多くの労働者を雇うことが可能になる。もし、最低賃金の上昇が緩やかであれば、企業は供給された労働力をすべて活用することになる。しかし、最低賃金は既に雇用されている労働者に対しても適用される。それゆえ、最低賃金が増えた場合に(5)で実現される労働力を雇えば、その賃金が労働者の限界収入生産物(MRP)の値を超えてしまう。このとき、企業は労働者の限界収入生産物(MRP)の値と最低賃金額を一致させるため、雇用量を削減することになる。

## (6) 労働の異質性

上記の完全競争モデル、あるいは需要独占モデルは、市場に参加している労働者が皆、同質であると仮定されたものである。しかしながら、労働者の技術水準には差があり、最低賃金が増えた場合、直接的に賃金あるいは雇用に影響を受けるのは技術水準の低い低賃金労働者である。上記二モデルは、ある技術水準を有する労働者が参加している特定の労働市場のスナップ写真に過ぎない。国や地域などにおける全体の労働市場を考えるならば、労働者の技術水準に応じて市場を分ける必要がある。労働者の異質性を考慮した最も単純なモデルは、技術水準の低い労働者と熟練労働者の二タイプが労働市場に参加しているものであろう。この二タイプの労働者を考慮したモデルは、先の完全競争モデルにおける資本と労働の生産要素間の関係と、その論理はほとんど同じである。つまり、生産要素として、二種類の労働投入を考慮したに過ぎない。ただ、この労働の二分割モデルは、後述する時系列分析等の基礎になるモデルであるため、改めて以下に触れることにしたい。

モデルの仮定では、最低賃金引き上げ前の非熟練労働者の賃金は、最低賃金改正後の最低賃金の水準より低く設定される。よって最低賃金の引き上げによって、非熟練労働者の賃金は影響を受ける。他方、最低賃金引き上げ前における熟練労働者の賃金は引き上げ後の最低賃金より高く、最低賃金の引き上げにより影響を受けないものとする。さらに、熟練労働者の技術は非熟練労働者の技術をもって完全に代替できないものとする。最低賃金上昇が非熟練労働者の雇用に与える影響は、先の完全競争の場合と同様のものになり、雇用を減らす方向に働く。その減少幅は、総費用に占める非熟練労働の人的費用等によって決まってくる。他方、熟練労働者に与える影響は一概に論ずることはできない。もし、生産技術が熟練労働者の労働と非熟練労働との代替をある程度許すなら、産出量一定のもとでは、熟練労働者の雇用は増加する。しかし、両労働力が補完しあって生産を行っているならば、最低賃金の上昇は、熟練労働力の雇用量にも負の影響を与えることになる。よって最低賃金の上昇が、熟練労働者と非熟練労働者、その両者を合わせた全雇用量に与える影響は不明である。ただし、他の生産要素としての資本が、非熟練労働の代わりを行えるのであれば、全雇用量も減少す



ることになる。

しかし、この熟練、非熟練の二分割モデルでも、かなりの単純化がなされていることは言うまでもない。ただし、元来、技術水準は連続的なものであるため、水準ごとに市場を分けて一つ一つその変化を見ていくことは不可能である。そこで、最低賃金の波及効果を検証した実際の実証分析では、全体の賃金分布でその効果を把握しているものがある。つまり、最低賃金上昇前後の分布変化を、最低賃金を上昇させたことによる労働者の賃金と雇用への影響と捉えている。また、通常、最低賃金が増加する前に個人が受け取っていた賃金額の違いが、技術水準の違いであると仮定される。アメリカの実証研究では、最低賃金額ちょうどで雇用される者の割合が、その周辺の賃金で雇われている者の割合より大きいことが観察されている。いわゆるスパイクと呼ばれる現象であり、一部労働者の賃金を底上げしていることになる。このことについては、後節にて簡単に述べることにする。

## (7) 福利厚生費等の相殺

企業は、最低賃金の上昇分を福利厚生費、あるいは教育訓練費等から差し引く可能性もある。この場合、賃金を非金銭的費用の減少で相殺することにより、最低賃金上昇前の雇用量を確保する労働需要を維持することはできる。しかしながら、労働者が福利厚生費など非金銭的な報酬から受け取る効用と、使用者が負担する費用は一致しないかもしれない。多くの場合、福利厚生費は規模の経済性が働くために、個人でその費用を負担すると企業が負担する場合より高くなる。また使用者は、最低賃金の上昇した分、労働者に対してより高いノルマを課すかもしれない。これは労働者の不効用を増すことになる。よって最低賃金の上昇分を他のもので相殺しようとする、労働供給量は減少する可能性がある。さらに効率賃金仮説の観点に立てば、作業環境の悪化や福利厚生費の削減は、労働者の作業効率を落とす可能性もある。よって、企業にとって相殺という行為が合理的な行動かどうかは、先見的には言うことができない。ちなみに米国のファースト・フード店では、食事を無料か低価格で提供する形で福利厚生が行われているが、最低賃金上昇後にそのサービスが取りやめになった事実はないようである (Card and Krueger (1995))。しかし、若年層のOJTコストに関しては、最低賃金の上昇により、その多くが減少したとの実証研究 (Neumark and Wascher (2001)) が出ている<sup>1</sup>。

## 2 米国の実証研究

### (1) 概要

合衆国政府は、1981年に連邦最低賃金を3.35ドルに引き上げて以降、1980年代を通して

---

<sup>1</sup> Hashimoto (1982) も白人男性のOJTコストが減少したことを実証している。しかしながら、彼の手法は、賃金プロフィールに最低賃金が与える影響を考慮していない点を Neumark and Wascher (2001) によって批判されている。

連邦最低賃金を、その水準に据え置いていた。しかし、1990年に連邦賃金が3.80ドルに引きあがると、その後の90年代は、80年代と対照的に、連邦最低賃金が段階的に引き上げられていくことになる。1990年代の度重なる引き上げを契機に、最低賃金が雇用にどのような、また、どれほどの影響を与えるかという議論が、再び経済学者の注目を浴びるようになる。とりわけ、議論の嚆矢となるCard (1992a, 1992b)、Katz and Krueger (1992)は、結果のインパクトから多くの論争を引き起こした。彼らの実証結果は、最低賃金の上昇が、その影響を受ける労働者の雇用量をわずかながら増やす方向に働くか、ほとんど影響を与えないとした。

上記論文の発表まで、経済学者のほとんどが、最低賃金の上昇は雇用喪失効果を持つと考えていた。実際、1980年代までのデータを用いた分析では、最低賃金の上昇により雇用量が減少することが一様に示されている<sup>2</sup>。これらの論文で用いられてきた手法は、時系列分析が中心である。労働経済学の分野では、時系列分析で一般に用いられるような集約されたデータを使うことについて、様々な問題点が指摘されている (Stafford (1986))。データの制約から、米国で最低賃金が議論される際は、依然として時系列分析が主流にならざるを得なかったのである。しかし、時系列分析の論文では、その大きさについては若干ばらつきがあるものの、最低賃金が雇用に対して負の影響を持つことが、例外無く示されている。それが安定した結果であると捉えられるのも、無理はない。ゆえに、その雇用喪失効果を示したインプリケーションは、最低賃金の効果を議論する際、学界のみならず政界や行政にも、長い間大きな影響力を持ち続けてきた。

多くの問題を抱える時系列分析に対し、1990年代に入り提出されたCardらの最低賃金には雇用喪失効果がないとした分析は、パネル・データを主に使用したものである。また、比較グループを用いた自然科学の実験さながらの分析も行われている。ただ、このように洗練された手法を用いたにも関わらず、最低賃金が雇用に負の影響を与えるという経済学者の考えを、完全には払拭できなかった。Neumark and Wascher (1992)とそれに続く彼らの論文が、同様にパネル・データを用いて、最低賃金が雇用量に負の影響を与えることを示したからである。彼らは、最低賃金の効果を計る際、就学率の果たす役割が重要であるとしている。さらにNeumark and Wascher (1995a, 1995b)では、最低賃金の上昇によって、学校を辞めて職に就く者の割合が高まる。逆に、改正最低賃金よりも低い賃金で働いていた労働者のうち、学校に行っていなかった者は、その就業機会が損なわれたことが報告されている。

Cardらの論文にしるNeumarkらのそれにしろ、推計に際していくつかの難点を有している。また、その点を代替的な方法で補正すると、最低賃金の雇用に与える影響の符合が逆になることが、ままたる。それだけ、最低賃金が雇用に与える効果は微妙なものであると言えよう。ゆえに、最低賃金の雇用喪失効果は、実証研究の分野において、いまだ決着を見てい

---

<sup>2</sup> Brown (1999)には、過去の実証結果が簡潔にまとめられている。

ないのが実情である。

本節では以下に、時系列分析とパネル分析の結果とその問題点を、それぞれ紹介する。時系列分析は、確かに多くの問題を有している。しかし分析の背後にある概念は、その後のパネル・データ分析に、そのまま受け継がれているため、本節ではあえて詳しく述べることにする。

## (2) 時系列分析

### ア 手法と問題点

時系列分析による推計は、一般的に以下のような単一の回帰式を用いて、最低賃金の効果を計測している。

$$E_t = \alpha X_t + \beta MW_t + \varepsilon_t \quad (7),$$

ここで  $E_t$  は  $t$  期の労働者数、 $X$  は景気循環等を表す代理指標、 $MW$  は最低賃金の額を示す指標である。また、 $\varepsilon_t$  は誤差項である。Brown et al (1982, 1983) で指摘されているように、需要側の要因である  $X$  は多くの論文で共通して導入されている。しかし、例えば人口構成比など、供給側の要因として、どの要因を採用しているかは各論文によって異なる。その理由としては、1)、完全競争モデルに従えば、最低賃金上昇後の雇用量は、短期的には需要側の制約によって決まるので、供給側の要因は極力、説明変数に入れるべきではない。2)、最低賃金が存在しなければ、需要量と供給量は均衡していたことになる。労働の超過供給が発生した場合、それは外生的なものではなく、最低賃金上昇したことの影響といえる。よって、供給側の要因を不用意に挿入して推定を行うと、最低賃金が雇用に与える影響を正確に計測できない、といった点があげられている。

ただし、その扱いには気を付けねばならないものの、推定に際して適切な労働供給側の要因を含め、推定式をコントロールすることは重要である。それは、被説明変数の  $E$  に雇用者数を用いない場合が多く、その場合(7)式が純粋な労働需要関数とならないからである。通常、時系列分析で  $E$  として用いられるのは、10代後半（16－19歳）の雇用者を、そのコーホート人口で割った値である。この他に 20代前半の若年層を含めた形で推定するなど、年齢の区切りは各論文によって多少のばらつきがある。もし、(7)式を労働需要曲線と捉えれば、その需要曲線から導かれる労働量はすべて同質なものでなければならない。最低賃金の文脈で考えるならば、少なくとも最低賃金の上昇によって直接的な影響を被る労働者に、対象を絞る必要がある。

残念ながら、時系列分析では集約されたデータ、つまり一人の個人を追跡調査していないデータを用いるために、最低賃金上昇によって影響を受けた労働者が、その後どうなったかを知ることはできない。ゆえに、代理指標として10代の雇用量を用いるしかないのである。確かに、米国において10代の雇用者の多くが最低賃金額近辺の職に就いている。とはいえ、その数は半数にしか満たない。このように、最低賃金の影響を受けない労働者までが推計に

含まれてしまうため、適切な供給側の要因を推計式に含めて、その増減が雇用量に与える影響をコントロールする必要がある。具体的にどのような供給側の要因が、推計式に含まれているかといえば、10代の全人口に占める割合 (Wachter and Kim (1979), Brown et al. (1983), Wellington (1991))、軍隊への加入割合 (Mincer (1975), Brown et al. (1983), Wellington (1991)) といったものが採用されている。また、概念上、Eは雇用者数をとるべきであるが、雇用者一人口比率が採用されている。ここでも、人口という労働供給側の要因で、推計をコントロールしていることになる。

ちなみに、実証研究の多くは雇用量の動きに着目をしている。モデルで需要制約を仮定しているため、それが直感的だからである。しかし、最低賃金が労働市場に与える影響を考えるならば、失業率を被説明変数とした方程式を、モデルから導出することも代替案として考えられる。ただ、失業率を指標に用いた論文は、さほど多くない。Brown et al. (1982) は、失業率があまり用いられない理由として、1)求職をあきらめる、あるいは、逆に非労働力から失業者になる個人がいるため、失業率によって就業機会の制限を捉えることは適切でない。2)失業者数、つまり自分が失業者であるか非労働力の状態であるかは個人の判断に依存している。3)雇用に焦点を当てれば、フルタイム労働からパートタイム労働への変化、つまり就業形態の変化にも着目できる、といった点をあげている。

次に、最低賃金の指標 MW について詳しく見ていこう。通常、MW にはカイツ・インデックス (Kaitz Index) と呼ばれる指標が用いられる。カイツ・インデックスとは、最低賃金と各産業における平均賃金の比率を一つにまとめたものであり、産業ごとに最賃の適用率で重みをつけている。基本的なカイツ・インデックスは

$$MW_t = \sum_i (m_t / w_{it}) C_{it,i} \quad (8),$$

と定義されている。ここで  $m_t$  は  $t$  期の最低賃金額、 $w_{it}$  は  $t$  期における  $i$  産業の平均賃金額、 $c$  はその産業における最低賃金の適用率を示す。また、場合によって分析の対象とする労働者の割合、例えば全労働者に占める 10 代の雇用者の割合等に乗じる。米国では、年ごとに最低賃金が適用される産業、職種が限られ、その範囲も変化している。ゆえに、最低賃金額そのものを使うと、係数を絶対値で過大推定してしまう。その影響を加味するために、このカイツ・インデックスが用いられている。また、米国では 1970 年代半ばまでの、10 代の賃金データは得ることができなかった。このデータ上の制約もカイツ・インデックスを代理指標として用いなければならなかった大きな要因であるという (Card and Krueger, 1995)。

さらに、カイツ・インデックスを用いた定式化は、最低賃金の影響を受ける労働者と一般労働者との代替を、ある程度、考慮したことになる。(8)式の  $w$  には、最低賃金の実質化という役割もあるが、最低賃金上昇の影響を受けない一般労働者の賃金も表している。つまり、 $m$  と  $w$  の労働コストを持つ、代替的な二タイプの労働者が生産要素として想定されている。ただし、 $w$  の賃金で働く労働者数が(8)式には明示されていないので、モデルとしては不完全なものである。

このように(7)式は、通常の需要曲線とは異なるために、 $\beta$ から導かれる弾力性も通常の需要弾力性とは異なる。繰り返しになるが、需要関数から導かれる労働量はすべて、同一の賃金を得ている同質の労働者であると想定されている。しかし、被説明変数の  $E$  は雇用者一人人口比率をとっているため、最低賃金の影響を直接は受けない雇用者もそこには含まれる。さらに厳密に言えば、各労働者、とりわけ賃金改正以前に得ていた賃金によって、改正前後の賃金上昇幅も異なる。このことは、賃金の変化率を過大に、雇用の変化率が過小に見積もっていることになる。つまり、 $\beta$ は最低賃金が直接雇用に与える影響を、絶対値で評価して過小に推計している。最低賃金の存在が、低賃金労働者の就業機会を制約しているという政策的なインプリケーションを考える場合、このことは考慮に入れておく必要がある。ちなみに、**Brown (1999)** は **Neumark and Wascher (1997)** のデータを用いて若年層 (16–24 歳) を、**Card and Krueger (1995)** のデータを用いて 10 代 (16–19 歳) の弾力性の値をそれぞれ補正している。それは、若年層で 9.2 倍、10 代では 5 倍弱と、(7)式から得られる推計値よりも大きいものである。

## イ 主要な実証結果

**Brown et al. (1982, 1983)** は最低賃金が雇用にどのような効果を及ぼすかを整理、検証した、時系列分析の集大成といえる論文である。ゆえにこの二つの論文は、最低賃金が議論される際に、大きな影響力を持ちつづけていた。**Brown et al. (1982)** は、最低賃金に関する過去 25 本の論文の実証結果をまとめ、最低賃金が雇用に与える影響を整理したものである。**Brown et al. (1982)** で取り扱われている各論文のデータ・サンプル期間は、1950 年代から 1960 年代まで、あるいは 1970 年代初頭までにかけてである。そこでは各論文におけるデータの整合性を図り、「10%の最低賃金の上昇は、1 から 3%の幅で 10 代の雇用量を減少させる」という結論を導いている。仮に、10 代のうち半分が雇用されているとすれば、雇用一人人口比率の減少は 0.5 から 1.5%ということになる。また、最低賃金が失業率に与える影響は、雇用量よりもやや幅が広く「10%の上昇が、0 から 3%ポイントほど失業率を増加させる」としている。

この結果を踏まえて、**Brown et al. (1983)** では 1979 年までデータを更新し、さらに式の特特定化を多数試みている。ここでは、「10%の最低賃金の上昇は、10 代の雇用を 1%減少させる」と、過去の実証結果から得られた値の下限が得られている。また失業率に対しては、最低賃金は有意な影響を与えておらず、こちらも下限値である。さらに **Solon (1985)** の推計は、**Brown** らの推定値よりも、わずかばかり低い値を示している。**Solon** は、**Brown et al. (1983)** の推計に生じていた季節性の問題を修正したものである。季節性の慎重な取り扱いが必要になることは、すなわち 10 代の雇用量の変化が極めて季節的なものであることを意味

している<sup>3</sup>。Solon の推計値は Brown らの推計に比べて t 値も上昇しており、より安定的な結果である。

Brown et al. (1982 1983) から得られた、その他の知見を列挙すると、以下のようなものがある。1)、黒人あるいは女性は、通常、最低賃金上昇の影響を受けやすいはずである。しかし実証研究からは人種、性別の差異によって影響に確固とした違いは見られていない。2)、最低賃金の指標を、賃金水準とカバレッジに分けてその効果をみると、賃金水準のほうが雇用に対して強い影響を及ぼしている。3)、最低賃金の上昇によって、10代の雇用に占めるパートタイマーの比率が高まる。4)、10代(16-19)とは異なり、20-24歳の雇用量に最低賃金が与える影響はかなり小さい。これは20代前半の雇用者で最低賃金額の給料で働いている人は、全体の15%にしか過ぎないためである。逆に最低賃金の上昇は失業率に影響を与えている。最低賃金10%の上昇は0.2%ほど失業率を押し上げる。

表 2-1 時系列分析の主要結果 その1

	Brown et al. (1982)	Brown et al. (1983)	Solon (1985)
データ	1970-1981 間に発表された 25 本の論文の整理	CPS*	CPS*
期間	1954 年から 1960 年代あるいは 70 年代初頭まで	1954 I - 1979 IV	1954 I - 1979 IV
被説明変数		雇用者-人口比率	雇用者-人口比率
最低賃金の指標		カイツ・インデックス	カイツ・インデックス
他の説明変数		季節ダミー タイム・トレンド 失業率 全人口に占める 10代の人口割合 その他供給側の要因 <sup>1</sup>	季節ダミー × タイム・トレンド(2乗項も) 失業率 全人口に占める 10代の人口割合 その他供給側の要因 <sup>1</sup>
主な結果	10%の最賃上昇は、10代の雇用量を1から3%減少させる。  失業率を0から3%の範囲で上昇させる。	10%の最賃上昇は、10代の雇用量を1%強減少させる。  失業率には影響を与えない。	Brown et al. (1983) の修正版  10%の最賃上昇は10代の雇用量を約1%減少させる。

<sup>1</sup> 16-19歳の人口に占める16-17歳の割合。16-19歳人口に占める軍隊加入者の割合。連邦政府の雇用、訓練プログラムへの支出割合(10代の人口で調整)。

\* Current Population Survey: 米センサス局と労働局が合同で調査を行っている日本の『労働力調査』に該当する調査

この Brown et al. (1982, 1983) のインプリケーションが、80年代を通して影響力を持ちつづけてきた理由として、彼らの論文以降、最低賃金に関する論文数が減少したこともある。

<sup>3</sup> 例えば、Card and Krueger (1995) の Figure 6.4 を参照。

80年代の半ば以降は、連邦最低賃金の引き上げが行われなかったため、学問的には最低賃金に対して、以前ほど関心が向けられなくなっていたのである。しかしながら、最低賃金の額自体は据え置かれていたものの、この時期は物価が上昇していた。それゆえ、実質の最低賃金額は下落していた。また、物価の上昇に伴い労働者の平均賃金額も上昇していたので、最低賃金の指標であるカイツ・インデックスも漸次、低下していたことになる。

表 2-2 時系列分析の主要結果 その 2

	Wellington (1991)	Card and Krueger (1995)
データ	CPS	CPS
期間	1954 I - 1986 IV	1954 I - 1993 IV
被説明変数	雇用者-人口比率	雇用者-人口比率
最低賃金の指標	カイツ・インデックス	カイツ・インデックス
他の説明変数	季節ダミー × タイム・トレンド (2乗項も含む) 失業率 全人口に占める 10 代の 人口割合 その他供給側の要因 <sup>1</sup>	季節ダミー × タイム・トレンド (2乗項も含む) 失業率 全人口に占める 10 代の 人口割合 その他供給側の要因 <sup>1</sup>
主な結果	10%の最賃上昇は、10代の雇用量を 0.6%前後、減少させる。 20代前半の雇用量には影響を与え ない	Wellington (1991) のデータを更新し たもの 10%の最賃上昇は 10 代の雇用量を 0.7%前後、減少させる。

<sup>1</sup> 16-19歳の人口に占める16-17歳の割合。16-19歳人口に占める軍隊加入者の割合。連邦政府の雇用、訓練プログラムへの支出割合(10代の人口で調整)。

最低賃金額の平均賃金額に対する相対的な下落を利用して、1980年代のデータを更新したものが Wellington (1991) である。Wellington の分析も、また、Brown et al. (1983) の手法を踏襲したものである。インプリケーションは、最低賃金の上昇は雇用量を減らす方向に働くという点で一致している。ただし、その影響力は相対的に弱くなっており、10%の最低賃金上昇は 0.6%前後 10 代の雇用量を減少させるというものである。また、20 代前半(20-24)の雇用に対しては、最低賃金の上昇は影響を与えていない結果が得られている。さらに分析の期間を延ばした Card and Krueger (1995) の結果も、若干 Wellington の値より大きくなるものの、-0.7%と 1970 年代までのデータを用いた結果に比べると、依然小さな値を示している。

80年代のデータを更新したことで雇用量の減少が緩和された理由について、Hamermesh (1993) は最低賃金の価値が相対的に下がり、全体の賃金分布に与える影響力が弱まったことをあげている。しかしながら、最低賃金額の近辺で働く 10 代の労働者の割合は、全体の 25% から 30%の間と 1970 年代と 1980 年代でさほど変化はしていない (Brown (1999))。また、最低賃金を適用している産業の範囲も拡大しているので、カイツ・インデックス自体は上昇している。(7)式の係数の低下は、単に、最低賃金の価値下落だけが、原因とは言えないよう

である。

### (3) パネル・データによる分析

#### ア 概要

1990年代に入り連邦最低賃金額が改正され始めたために、90年代は最低賃金が経済学の分析対象として、再び脚光を浴びるようになる。また、80年代までの時系列分析中心とは異なり、90年代の論文はパネル・データの使用が中心となっている。労働経済分析の様々な場面では、集計データよりパネル・データの使用が好ましいとされている。にもかかわらず、最低賃金の分析の際に使用されなかったのは、研究者が90年まで州毎の賃金率を入手できなかったという制約が大きい (Brown (1999))。

Card (1992a) は、連邦賃金の上昇をはさむ89年と90年で、10代の雇用がどのように変化したか、CPS (Current Population Survey) を用いて分析している。1990年4月の改正により、連邦最低賃金は3.35ドルから3.80ドルに引き上げられる。最低賃金の上昇によって、賃金に直接的な影響を受けるのは、89年に3.35ドルから3.79ドルの賃金で働いていた層である。Card (1992a) では、この層の占める割合の違いが、89年から90年にかけて全雇用者数の伸びに、どのような影響を与えたか、州ごとに分析している。10代の雇用量を代理指標として用いていた時系列分析とは異なり、この指標の使用は最低賃金の雇用に与える効果をより鮮明に捉えた点で評価される。もし、最低賃金の上昇により雇用量が減少するのであれば、この層が占める割合が高い州ほど、雇用の減少幅は大きいはずである。しかしながら、各州の賃金レベルと雇用量の増減の間には、有意な関連性は見られなかった。他の説明変数を取り変えても、ほぼ同様の結果が得られている。それは、最低賃金の上昇が雇用量減少に強い影響を与えないという、安定した結果であると Card (1992a) は結論付けた。

しかし、同じくパネル・データを用いた Neumark らの分析は、最低賃金には雇用喪失効果があるとの結果を導いており、以降、雇用喪失効果を支持する者とならない者との間で多くの論争が繰り広げられることになる。本節では最低賃金が雇用量に影響を与えないとした Card、Krueger らの実証結果と、雇用喪失効果が依然あるとした Neumark らの分析を中心に見ていくことにする。

#### イ 雇用喪失効果が認められなかった実証結果

##### 州間の比較

Card (1992b)、Card and Krueger (1995) は、1988年に州法で最低賃金を連邦最低賃金より高い水準に改正したカリフォルニア州と、同時期には最低賃金が据え置かれたままであった南部の諸州を比較したものである。論文では“difference-in-differences”と呼ばれる手法を用いて、最低賃金が雇用にどのような影響を与えたか見ている。“difference-in-differences”とは、ある刺激を与えたトリートメント・グループ (treatment group) と、他の条件は一定



として刺激を与えなかったコントロール・グループ (control group) とを比較して、その刺激の効果を計る自然科学の分野で多く用いられる推定法である。ここでは刺激が最低賃金の上昇ということになる。“difference-in-differences” の最も単純な推定式は、

$$(Y_{t2} - Y_{c2}) - (Y_{t1} - Y_{c1}) \quad (9),$$

あるいは、同値であるが、

$$(Y_{t2} - Y_{t1}) - (Y_{c2} - Y_{c1}) \quad (10),$$

で表される。Card らの論文における  $Y$  は、雇用者一人口比率になる。添字の  $t$  は“treatment”を、 $c$  は“control”を示しており、何らかの刺激が与えられたか( $t$ )、否か( $c$ )を表している。論文では前者の  $t$  が最低賃金が科せられた州を、後者の  $c$  が最低賃金が科せられなかった州を表す。また、添字の数字はそれぞれの期を示し、2 は最低賃金が科せられた後の 1989 年、1 は科せられる以前の 1987 年を示す。(9)、(10)式の解釈は、最低賃金の上昇後に変化した、カリフォルニア州の雇用一人口比率のうち、純粋に最低賃金のみが与えた影響がいくらであるかを示したものと捉えられる。(9)、(10)式からは、二つの次元が読み取れる。一つは時系列の次元であり、もう一つは、最低賃金制度が科せられた州か否か、つまり横断面でくくった次元である。(9)式は最低賃金が科せられた州と科せられなかった州、つまり横断面での雇用量の差異を調べて、それを異時点間で比較している。 $(Y_{t1} - Y_{c1})$  は、最低賃金が科せられる以前から存在した州間での差異となる。(10)式は、州内での雇用量の時系列変化を、最低賃金が科せられた州とそうでない州とで比較している。(10)式の  $(Y_{c2} - Y_{c1})$  は、最低賃金が科せられなかった場合でも、起こった賃金の上昇分と考えられる。同時点の差異を州間で、あるいは州内の差異を異時点間で比較して最低賃金の効果を計ることから、この式が差異の差異、つまり“difference-in-differences”と呼ばれる所以である。

Card (1992b) の結果は、10 代の雇用一人口比率における“difference-in-differences”が、5.6 パーセント・ポイント (標準誤差は 2.3) と正の値を示している。これは、カリフォルニア州の雇用一人口比率が、他の南部諸州に比べて、この間、増加したことを意味している。カリフォルニア州の 10 代雇用者のうち 50%以上が、旧最低賃金額と新しい最低賃金額との間の賃金を 1987 年に得ていた。つまり最低賃金の上昇により、多くの 10 代雇用者が賃金変更の影響を受けたことになる。このことを考慮すれば、最低賃金の上昇に伴って、雇用が大幅に削減された事実はなかったといえる。他方、労働者全体 (16-68 歳) の雇用一人口比率の“difference-in-differences”が -0.6 パーセント・ポイント (標準誤差 0.4) であり、カリフォルニア州における全体の雇用の成長は、比較州と比べてあまり違いがなかったことになる。ゆえに、最低賃金の上昇が 10 代の雇用を増加させる、あるいは少なくとも影響を与えないとする、この結果はかなり強いものと言える。労働時間の変化については、“difference-in-differences”が 0.3 パーセント・ポイントと雇用一人口比率に比べて、小さな値を示している。

Card (1992b)、Card and Krueger (1995) の計測では、10 代の労働者と同様、最低賃金上

昇の影響を受けやすい小売業の労働者と、さらに小売業雇用者全体の30%を占める飲食業の労働者についての事例調査も述べられている。小売業、飲食業ともに、カリフォルニア州の雇用量が、比較州に比べて減少したという有意な結果は得られていない。しかし、10代全体の雇用変化と異なり、増加しているというほど強い結果でもない。この変化がないという結果は、性別でも顕著な差異は見られない。また、週あたり労働時間については10代と同様に、最低賃金はさほど影響を与えていない。ただ、飲食業でチップをもらっている労働者に関しては、当初、州最低賃金の適用から除外して、州最低賃金より低い水準のサブミニマム賃金の適用が検討されていた。最終的には、州の法規に違反しているとの指摘から、新規最低賃金の設定から3ヶ月後に、チップをもらっている労働者に対しても州最低賃金の適用が義務付けられるのではあるが。ゆえに、小売、飲食業で雇用量に変化が見られなかったことは、労働者が賃金に変更がないと考えたことが原因であるかもしれない。残念ながら、Card (1992b)、Card and Krueger (1995) では、変化が起ころなかったことが、この点に原因があるのか、それとも他の小売、飲食業に特有の要因によるものなのかについて、多くの議論はなされていない。

Cardらによる“difference-in-differences”の推計は、それまでの時系列分析とは異なり、直感的な解釈を可能とした。しかしながら、統御可能でランダム・サンプリングが前提である自然科学の実験とは異なるため、この値を最低賃金の影響と捉えることについては、いくつかの問題点が指摘されている。例えば、Hamermesh (1995) では、以下の2点が指摘され

表 2-3 最低賃金の増加が雇用減につながらないとした主な実証結果

	Card (1992a)	Katz and Krueger (1992)	Card and Krueger (1994)
データ	1989-1990年.CPS	1990年12月.1991年7,8月 著者らによるテキサス州、 ファーストフード店の電話 調査	1992年2,3月と11,12月 著者らによるペンシルヴァ ニアニュージャージー州、 ファーストフード店の電話 調査
サンプルサイズ	51	100	357
被説明変数	雇用者-人口比率 (10代)	フルタイム換算した 雇用者数(対数)の変化	フルタイム換算した 雇用者数(対数)の変化
最低賃金の 指標	賃金が3.35から 3.79ドルの間に ある者の割合(10代)	改正最賃と適用前賃金と のギャップ $\max(0, \log(4.25/W))$	改正最賃と適用前賃金と のギャップ $\max(0, \log(5.05/W))$ ペンシルヴァニア州 = 0
他の説明変数	雇用者-人口比率の変化 (全数) 失業率の変化(全数)	ファーストフードチェーンの タイプによるダミー 都市の人口	ファーストフードチェーン のタイプによるダミー 地域ダミー
主な結果	最賃の影響を受ける者の 割合が多い州で、雇用者 が減少したわけではない。	賃金ギャップの大きかった 店が、平均的に雇用量を 増やしている	ニュージャージー州で一店 舗あたり1.72~1.31人ほど 雇用者数が増加 (賃金ギャップの平均値で 評価)

ている。一つは変数における時間幅の問題である。理想的には  $Y_{t1}$  は最低賃金の影響を受けておらず、逆に  $Y_{t2}$  は最低賃金の影響を十分に反映していなければならない。カリフォルニア州の例では、施行が 1988 年 7 月であり、施行日の発表は 1987 年の 12 月に行われた。だが、最低賃金額変更の際する公聴会は 1986 年から開かれ、議論が繰り返されていた。ゆえに、年最低賃金が上昇するというアナウンス効果が 1987 年にあったはずであり、雇用主は雇用調整を始めていたかもしれない。また 1 年という期間が、雇用調整を完了させるのに十分な時間であるか検討の余地もある。二つ目は、得られた値が純粹に最低賃金のみの効果を示しているかということである。例えば、カリフォルニア州だけ、あるいは逆に比較州だけに大きな景気変動が起こっていた場合、推定値にはその影響が含まれることになる。

### ファースト・フード店の雇用量変化

Katz and Krueger (1992) は、テキサス州のファースト・フード・チェーンにおいて、最低賃金の上昇が雇用量にどのような影響を及ぼしたかを調査したものである。アメリカにおけるファースト・フード・チェーンの賃金は、概ね最低賃金近辺の額で設定されている。彼らは、1991 年 4 月の改正で 4.25 ドルに切り上げられた最低賃金と、改正以前に店側が提示していた賃金とのギャップによって、各ファースト・フード店の雇用量調節に関連があるかを分析している。ほとんどのファースト・フード店では、サブミニマム<sup>4</sup>の賃金を使用されていない。よって、改正前後で賃金が大きく変わると考えられる労働者は、前の最低賃金の水準である 3.85 ドルを提示していた店の従業員である。改正以前に、3.85 ドルを支払っていた店の平均的なフルタイム雇用量<sup>5</sup>の伸びは、対数値で 0.16 である。逆に、切り上げ以前、4.25 ドルの賃金を提示していた店では、平均して、対数値で 0.16 ほどフルタイム雇用量の減少が見られた。また、改正後の最賃額、4.25 ドルと改正前の賃金とのギャップを、雇用量の変化に回帰した結果も、賃金の格差が大きいほど雇用量が増えることが示されている。Katz and Krueger (1992) では、パート労働者をフルタイム労働者と同様に捉えた、頭数での雇用者数増加についても分析を行っている。結果は、頭数より労働者をフルタイム換算した方が、雇用量の伸びが大きいことを示している。つまり、最低賃金引き上げによって増えた雇用の内訳は、パート労働者よりもフルタイム従業員の割合が大きいということになる。

ファースト・フード店の雇用量変化について、更に分析を精緻化したものが Card and Krueger (1994) である。Card and Krueger (1994) は、ニュージャージー州とそれに隣接するペンシルヴァニア州東部の比較をしている。ニュージャージー州では、連邦最低賃金の切り上げに先駆けて、州の最低賃金を引き上げていた。これに基づき、賃金改正のあったニュージャージー州をトリートメント・グループ、最低賃金が据え置かれたペンシルヴァニア

<sup>4</sup> 公正労働基準法により、20 歳未満の雇用者に対しては、最初の 90 日間、連邦最低賃金以下の賃金で雇うことが認められている。その際の下限を示したものが、サブミニマムの賃金額である。

<sup>5</sup> パートタイム労働者は、頭数に 0.58 をかけて重み付けをしてある。

州をコントロール・グループとして、論文では取り扱っている。

得られた結果は、最低賃金が上昇したニュージャージー州のほうが、最低賃金の据え置かれたペンシルヴァニア州より、雇用の伸びは大きいというものであった。また、テキサス州の事例と同様に、賃金ギャップの大きさも雇用の伸びに影響を与えている。**Card and Krueger (1994)** は、賃金ギャップの定義に際して、ペンシルヴァニア州のギャップを一律ゼロと置いている。そのため賃金ギャップの係数からは、最低賃金の設定額による州間の差異と、最低賃金と得ていた賃金のギャップによる州内の差異、その両方の効果を確認することができる。州内で見た場合、賃金ギャップが大きい店ほど雇用の伸びが大きく、テキサス州の事例を、追認する結果が得られている。また州間でみると、最低賃金が上昇したにも関わらず、ニュージャージー州のファースト・フード店はペンシルヴァニア州のそれに比べて、1.72 人から 1.31 人ほどフルタイム労働者に換算して、雇用者が増加したとの結果を得ている<sup>6</sup>。

最低賃金が上昇したにも関わらず雇用量は増加しているため、これらの結果に完全競争モデルが当てはまらないことは言うまでもない。さらには、賃金の違いが労働者の質の違いに反映されているという異質性を考慮しても、賃金の強制的な上昇に応じて質の低い労働者から高い労働者へと代替される図式も成り立っていない。**Card and Krueger (1995)** は雇用量が減少しない説明として、情報の不完全性を取り入れた労働の需要独占モデルを提示している。またイギリスの分析を行った **Dickens et al. (1999)** も、同様に最低賃金に雇用喪失効果がないことを示しているが、彼らの依拠する枠組も需要独占モデルである。しかしながら、需要独占モデルは完全競争モデルに比べて簡潔なモデルではない。ファースト・フード店のある一店が賃金を上げ採用を増やしたとして、他の最低賃金業種も同じような行動をとるのか (**Welch (1994)**) など、需要独占モデルは多くの経済学者から賛同を得ているわけではない。

#### ウ 雇用喪失が認められた実証結果

最低賃金は雇用量に影響を与えないとした、**Card** らの指摘に対して、**Neumark and Wascher (1992)** では、10%の最低賃金の上昇が 1 から 2%ほど若年層の雇用量を減少させるとの結果を得ている。これは、70 年から 80 年代にかけて行われた時系列分析と、同じ結果である。この結果に従うならば、依然、最低賃金が雇用に与える影響について、完全競争モデルによる説明が可能となる。

彼らの推計は、1973 年から 1989 年までの **Current Population Survey** を加工して州ごとのパネルを作成し、分析を行ったものである。推計式は

$$E_{it} = \alpha X_{it} + \beta MW_{it} + \gamma Y_{it} + \delta S_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11),$$

<sup>6</sup> ニュージャージー州を賃金ギャップの平均値で評価している。

と、式の構造自体は、時系列分析とほぼ同じもので、 $E$  は雇用者一人口比率を、 $X$  は景気変動の指標を、 $MW$  は最低賃金の指標（カイツ・インデックス）をそれぞれ示す。添え字の  $i$  は州を  $t$  は年を表す。また  $Y$  と  $S$  は、それぞれ年と州の固定効果である。パネル・データ利用における利点の一つは、時系列分析で問題となっていた、景況感など各州に特異な市場環境の差異を、 $S$  によってある程度取り除くことが可能になったことである。

また、Neumark and Wascher (1992) では、州の最低賃金が連邦賃金より高い州において、連邦賃金に代わり州の最低賃金をカイツ・インデックスの中で使用している。アメリカでは州法によって、最低賃金が連邦のそれより高い水準に設定されている州がある。とりわけ、1980年代後半以降、連邦最低賃金以上の額を設定した州が増加してきた。連邦最低賃金を下に作成した共通の  $MW$  だけで各州の雇用の動きを見ることは、最低賃金の効果を絶対値において過大に推定してしまうことになる。しかし、Card et al. (1994) は、州産業のカバレッジに関するデータが Neumark らの  $MW$  に含まれていないため、最低賃金が及ぼす真の効果よりも、依然、絶対値で過大推計になっていると指摘している。

さて、Neumark と Wascher による一連の論文では、就業と就学の関係に最も重点がおかれている。まず、Neumark and Wascher (1992)では、(11)式の定式化において、就学率を含めるか否かということが問題とされた。彼らの就学率を説明変数に加えた推計では、最低賃金の上昇は 10 代の雇用量を減らす影響が見られるが、逆に説明変数から取り除くと、10 代の雇用量に影響を与えなくなる。すなわち、インプリケーションを導く際、就学率は決定的な役割をしていることが分かる。もし就学率が雇用量と強い相関を持つのであれば、純粋な最低賃金の効果を見るためには、当然、就学率をコントロールする必要がある。ただし、就学率は最低賃金の影響も受ける可能性があり<sup>7</sup>、さらに就学と就業は二者択一的なものであるから、就学率<sup>8</sup>を説明変数に加えることで内生性のバイアスが生じる危険性がある。また、就学率は労働供給側の要因である。ゆえに、需要の制約で雇用量が決まる完全競争モデルを前提とした(11)式では、使用すべきではないとの批判もなされている (Card et al. (1994))。

それでも、就学率を説明変数として採用した理由として、彼らは次の 2 点をあげている。1 点目は、就学率を説明変数に加えないと、最低賃金が 10 代の雇用量には影響を与えず、20 代の雇用量にのみ負の影響をあたえる。最低賃金の影響を被りやすいはずの 10 代の雇用量が 20 代よりも、正にしろ負にしろ影響を受けていないのは先験的に考えておかしい。2 点目は、被説明変数の雇用一人口比率に大きな影響を与えると考えられる全体の失業率を、説明変数から除外しても就業率の係数はさほど変化しない。つまり内生性のバイアスは、さほど大きくはない。これらのことから、就学率を変数に加えることによって生じる内生性のバイアスよりも、就学率を省くことにより式の特定化を誤るほうが重大な問題であると結論付け

<sup>7</sup> Ehrenberg and Marcus (1982) では、最低賃金の就学率に与える影響が明確なものとなっていない。

<sup>8</sup> Neumark and Wascher (1992) での就学率を表す変数は、“Population of Age Group in School” という名称で用いられており、就学していて、かつ就業もしていない者の人数である。

ている。

さらに、Neumark and Wascher (1995a,1995b) は、最低賃金が、就学や就業など 10 代の活動状態に与える影響を直接推計し、雇用量増減の中身について言及している。そこでは、最低賃金の上昇は就学率を減らし、逆に就業も就学もしていない者の割合を増加させている。また 10 代全体の雇用量は、僅かに減である。この結果から導かれる仮説としては、就学していた者が学校を辞め、労働市場に出て職を探している。あるいは、就学せずに働いていた者から最賃改正以前は就学していた者へと労働者の代替が起こった。この二つが考えられる。これらの仮説を検証するため、10 代の活動状態が、最低賃金の上昇後どの状態へと変化する可能性が強かったか、彼らは得られた推計値からその確率を計算している。結果を見る限り、上記の職探しと代替、両方の仮説とも支持されている。

しかしながら、最低賃金と就学率の間にこれほど強い負の相関があるのならば、Neumark and Wascher (1992) の雇用に負の影響を与えるという結果は、かなり不安定なものになるであろう。また、Neumark and Wascher (1995a)において、従来問題とされてきた雇用者の人口に占める割合自体は、ほとんど変化していない。この論文では、10 代を就業、雇用、非就業と分けているので、今までの実証研究中で最も就学率の影響をコントロールしたものと言える。また、Brown (1999) の「最低賃金が就学率を減らす効果があるとすれば、それは雇用の減少よりも重要なことである」との指摘は、実に妥当なものであろう。いずれにせよ、就学率は慎重に扱わなければならないことは、経済学者の間で意見は一致している。ただ、それ故に、どのように扱うかべきかについては、未だ意見の一致を見ていない。

表 2-4 最低賃金の上昇が雇用減につながるとした実証結果

	Newmark and Washer (1992)	Deere et al (1995)
データ	1973-1989 年の CPS (March)	1985-1992 年の CPS
サンプルサイズ	751	408
被説明変数	雇用者-人口比率 (10 代、16-24 歳)	雇用者-人口比率 (対数値、10 代)
最低賃金の指標	カイツ・インデックス (州最賃も考慮)	90 年と 91-92 年の年次ダミー
他の説明変数	就学率 失業率 州ダミー 年次ダミー	15-64 歳男性の雇用者-人口比率(対数値) 州ダミー タイム・トレンド
結果	10%の最賃上昇は 10 代の雇用量を 1 から 2%減少。 同じく、20 代前半の雇用量を 1.5 から 2%減少。 就学率を変数から除外すると、最賃は負の効果を持たない。	91 年 4 月の最賃上昇は、男で 0.7%、女で 0.11%、10 代の雇用量を減少させる効果があった。

Deere et al. (1995) の推定もまた、最低賃金が雇用量に負の影響を与えるとするものであ

る。そこでは、1991年における最低賃金の上昇が、上昇がなかった場合に比べて7%ほど、10代の男性の雇用量を押し下げる効果が得られている。しかしながら、低賃金労働者が多く働いていた州で、大幅な雇用の減少があるかといえば、そうでもない。また、最低賃金の近くで働いている割合が高い女性の雇用は、男性ほど減少していない。つまり、雇用の増減は、単に最低賃金の存在のみによって決まるものではないということになる。このことは、Kennan (1995)でも指摘され、10代の雇用率は一ヶ月単位で大きく変動しており、その中から最低賃金上昇による効果のみを導き出すことは困難であるとしている。Deere et al. (1995)では、調査期間における10代の雇用量の動きは、雇用者全体の増減、つまり労働需要の増減によって強く引っ張られたものであることを示している。

80年代の後半は、労働需要の伸びに支えられ、低賃金労働者の雇用も伸びていた。しかし90年代初頭の不景気により、労働需要は落ち込む。それに伴い、低賃金労働者の雇用量も減少した。この減少幅は、雇用の拡張期における増加と対照的なものではなく、より大きな減少があった。つまり、全体の労働需要によって説明がつかないこの減少分が、90年代に上昇した最低賃金による影響であると結論付けている。Brown (1999)は両者における効果の違いは、最低賃金の指標による違いにあると指摘している。Card and Krueger (1994)では、変数が州固有の影響を反映するが、Deere et al. (1995)では、最低賃金が上がった年の年次ダミー変数を使って処理しているので、州固有の影響を把握できず全国一律の扱いとなっている。いずれにせよ、ここでの結果も、最低賃金の雇用に与える影響が定式化によって大きく左右されることを示している。

#### (4) 賃金分布に与える影響

今まで紹介した実証分析は、最低賃金が増した際、潜在的にどのくらいの雇用量が変化するかには焦点を合わせてきたものであった。これとは異なり、最低賃金を賃金分布との関係で捉えた論文も存在する。以下では、これらの論文を紹介する。

最低賃金が増した賃金分布に与える影響をみる前に、米国ではどのような属性を持つ雇用者が最低賃金の影響を受けているのかを簡単に触れておこう。影響を受ける層についてはBernstein and Schmitt (2000)が1999年のCPSデータを簡潔にまとめている。以下は、そこで得られている知見である。

1)、連邦あるいは州の最低賃金より1ドル前後の賃金を得ている雇用者は、全労働者の8.7%を占める。以後、この層を最低賃金の影響を受ける雇用者と呼ぶ。2)、最低賃金の影響を受ける雇用者の約71%は、20歳以上である。特に20歳以上の女性の占める割合が大きく、全体の約45%を占める。3)、週35時間以上のフルタイム労働者が、影響を受ける労働者に占める割合は48%である。4)、影響を受ける労働者のうち、32%が子供を有している。また子供がいる、これらの労働者のうち63%は、家計所得が25,000ドルに満たない。

さて、最低賃金が増したと設定されると、その設定額以下で働いていた労働者は、新たに設

置された最低賃金額以上の賃金を得るか、その最低賃金額以下の水準にとどまるか、職を失うかに振り分けられることになる。最低賃金はこのように賃金分布を切断するため、その最低賃金額の近辺では、当然、なだらかな分布が描かれることはない。米国の賃金分布は、最低賃金額の近辺でこぶ状の突起が生じている。これはスパイクと呼ばれる現象である。Meyer and Wise (1983a,b)、Card and Krueger (1995)、Currie and Fallick (1996) 等で、10代の賃金分布において、最低賃金額でこぶが確認されている。

こぶの中には、最低賃金が存在しなければ、それ以下の賃金を受け取っていたはずの労働者も含まれる。完全競争、あるいは二部門モデルに従えば、賃金の上昇によって雇用者は今までより労働需要を減らしているはずである。Meyer and Wise (1983a, b)は、最低賃金による雇用機会の喪失を、推定した分布から得られる最低賃金以下の密度と、実際の分布における最低賃金以下の密度との差異に求め、雇用量が減少したことを示している。彼らが推定した、最低賃金が存在しない場合の賃金分布は、最低賃金額以上の賃金をもらっている労働者の属性から、対数正規分布を想定したものである。しかし、Meyer and Wise (1983a, b)の推定法は、Dickens et al. (1998) によって批判されている。一つは、分布全体における最低賃金の波及効果を考慮にいていないため、雇用喪失効果を過大推計している。また、分布形推定の際に対数正規分布を仮定することは制約が強すぎる。そして、最尤法による推定では、Meyer and Wise の雇用効果は必ず負となる。Dickens et al.は、これらの点を修正してイギリスの分析を行っている。結果は不安定なものであり、雇用喪失効果があるとは認められていない。

需要側の立場から見れば、スパイクが発生するメカニズムは、企業が最も低いコストで労働者を集めていることに帰着する。逆に、Holzer et al. (1991) は、最低賃金額とは異なるが最低賃金額近辺の額を提示している職より、最低賃金額ちょうどの額を提示している職の方が、多くの労働者をひきつけていることを示している。最低賃金制度は、職の内容や環境を変えることなく労働者の賃金を底上げすると、彼らはこの結果を解釈している。

DiNardo et al. (1996) は、最低賃金が賃金格差にも影響を与えることを示した論文である<sup>9</sup>。最低賃金近辺に着目している上記で紹介した論文とは異なり、分布全体のシフトを見ている。まず、彼らは他の条件を一定として、実質最低賃金が1979年の水準のままであった場合、1988年の賃金分布がどのように描かれるかを推定した。そして、実質最低賃金が不変であるこの仮想的な88年の分布と、実際の88年の分布を比較することで、最低賃金が賃金分布に与える影響を捉えている。1980年代は、ほとんど連邦最低賃金の改正が行われず、この時期、最低賃金は実質的に低下した。つまり、賃金の下限値が分布の左に移動したことになるため、賃金分布は拡大することが予想される。実際、1988年は1979年に比して分布の標

---

<sup>9</sup> 1980年代のアメリカで、賃金格差が拡大した理由として通常指摘されているのは、国際貿易 (Murphy and Welch,1991)、技能偏向型の技術進歩 (Bound and Johnson,1992) などによる、高技能労働者に対する需要の高まりである。

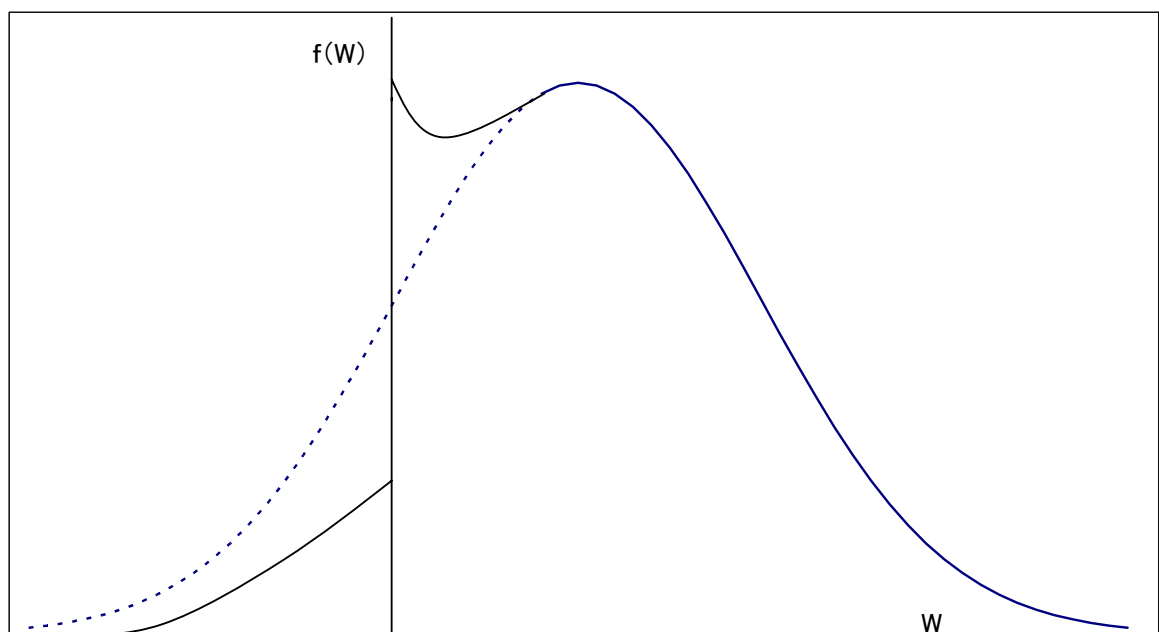


標準偏差が増加しており、賃金格差は増大している。労働需給や教育水準等、賃金に影響を与えるその他の要因をコントロールした場合、標準偏差が増加したうち、男性で約 17%、女性で約 24%は実質最低賃金低下の寄与分であるという。Card and Krueger (1995) も最低賃金が上昇した 1990 年と 1991 年をはさむ、1989 年から 1992 年までの賃金分布を比較している。最低賃金の改正は低賃金労働者の賃金を上昇させており、また州間での賃金格差も縮小している。これは、DiNardo et al. (1996) の結果と同様、最低賃金の存在が賃金格差の拡大を抑える働きがあることを示したものと見える。

### 3 日本の実証研究

以下で、日本における最低賃金の実証分析の結果について簡単に触れる。まずはじめに、最低賃金がパート賃金に対して有効な下支えとなっているのかどうかに関する議論についてみていく。以下で説明する論文では、必ずしも「下支え効果」について厳密に定義づけがなされている訳ではないが、下支えとは以下の図 2-4 のようなイメージ図を想定するのが妥当ではないかと思われる。図 2-4 は、縦軸に労働者割合を、横軸に賃金を示す図であり、図中に縦に一本長く引かれている線が最低賃金額を示している。下支えとは、最低賃金額近くに多く賃金が集積しており、正に低賃金労働者の賃金を下から支えているような状況を指し示すと考えられる。また、併せて、最低賃金額未満の賃金額というのは法律違反であるため最低賃金額未満の労働者割合は小さく、ちょうど最低賃金額を境に崖が切り立ったような状況となることが考えられる。

図 2-4 下支え効果のイメージ図



特に女性パートタイマーについて、最低賃金額が下支え効果を有効に発揮しているとする論文に永瀬（1997）がある。永瀬（1997）は、必ずしも最低賃金に関する分析に主眼を置いた論文ではないけれども、1990年の『パートタイム労働者総合実態調査』の個票を用いることにより、パートタイム労働者の賃金が地域別最低賃金額ときわめて密着した関係にあると主張している。女性パートタイム労働者の賃金を全国8地域に分けてヒストグラムにすると、関東・中部を除くその他の地域について、女性パートタイム労働者の賃金の最頻値は当該地域における最低賃金にほぼ一致し、女性賃金はその周辺に集中している。また、女性の場合は、南関東周辺地区を除くと、最低賃金プラス100円以内に、賃金分布の過半の53%がカバーされることになる。さらに、賃金関数に教育年数、勤続年数、産業、地域などの説明変数に加えて都道府県別・産業別の最低賃金（の対数）を入れると、その係数が正となることから、最低賃金制はパートタイム労働者の賃金に対して有効な下支えとして機能していると結論付けている。

一方、パートタイム労働者の賃金に対して、最低賃金の下支え機能を有効に発揮しているのは限られた県についてであるとする議論もある。小原（2000）、安部（2001）は、その代表的な論文である。

小原（2000）は、1995年の『パートタイム労働者総合実態調査』の個票を用いることにより、パートタイム労働者の賃金分布に関するカーネル推定を行っている。カーネル推定とは、賃金の分布型の特定化を行わない賃金分布の推計方法であり、簡単にいえば、ヒストグラムの棒の角をまるめてより平滑化した分布を生み出す推計方法である。賃金分布に生じるコブを判断基準として、北海道、神奈川県、富山県、長野県、愛知県、三重県、京都府、兵庫県、山口県、愛媛県、福岡県、沖縄県などで最低賃金が賃金の下支えをしているとしている。

安部（2001）は、1990年及び1995年の『パートタイム労働者総合実態調査』の個票を用いることにより、主として次のような結果を導き出している。

- ① 一部地域（北海道、青森、新潟、京都、山口、九州の各県）においては、最低賃金がある程度パートタイム労働者の賃金の下支えとして有効な制約となっている。これは過去20年ほどの間に、地域別最低賃金がきわめて硬直的に設定されてきたことに原因がある。
- ② 過去の研究では、パートタイム労働者の賃金は最低賃金にきわめて近い水準に集中しており、パートタイム労働は最低賃金に下支えされた低賃金労働であると議論されてきた。しかしながら、ここでの分析結果はこのような認識に疑問を投げかけるものである。確かに、一部の県においては、パートタイム労働者の賃金が最低賃金付近に多く集中している。しかし、パートタイム労働者の多くが働く大都市地域においては、パートタイム労働者の賃金は地域別最低賃金より20~30%高いのが一般的である。
- ③ 産業別最低賃金（製造業および小売業が対象）は、地域別最低賃金よりも賃金の下支

えとしての機能が高いと考えられる。

また、安部（2004）は、『賃金構造基本統計調査』の特別集計結果を用いることにより、地域別最低賃金の下支え効果には地域により大きな差のあることを再確認している。また、最低賃金は、都市部で有効な制約になっていない傾向があるが、地方によっては中小企業で地域別最低賃金が有効な制約になっているところもあることを示している。

以上の最低賃金に関する下支え効果に関する研究以外にも、次のような研究結果が散見される。

篠塚（1989）は、第8章「女子パート労働と最低賃金制」の中で、パートタイム労働者の賃金決定が最低賃金額と強くリンクしていることを示している。

Kawaguchi and Yamada（2004）は、家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』を用いることにより、次のような結果を導き出している。まず、最低賃金が女性の低賃金労働者（賃金が、前年の最低賃金と対象年の最低賃金の間に分布する労働者を指す）の賃金に影響を及ぼすかどうか検討しているが、影響を及ぼさないという結果が得られた。また、女性を対象とし最低賃金の雇用に及ぼす効果を計測しているが、コントロール・グループを低賃金労働者とした場合等について、最低賃金が負の雇用効果を及ぼすことを示している。

また、神代（2004）は、最低賃金制度の変遷過程や最低賃金制をめぐる問題点について包括的に論じている。

## 参考文献

（英文）

Bernstein, Jared and John Schmitt (2000), "The impact of the minimum wage: Policy lifts wages, maintains floor for low-wage labor market", Economic Policy Institute Briefing Paper.

Bound, John and George Johnson (1992), "Changes in the structure of wages in the 1980s: An evaluation of Alternative Explanations", *American Economic Review* 82: 371-392.

Brown, Charles (1995), "Comment by Charles Brown, in Review symposium on Card and Kruger's 'Myth and measurement: the new economics of the minimum wage' ", *Industrial and Labor Relations Review* 48: 828-830.

Brown, Charles (1999), "Minimum wages, employment, and the distribution of income", in: O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, vol.3B (Elsevier, Amsterdam) 2101-2163.

Brown, Charles, Curtis Gilroy and Andrew Kohen (1982), "The effect of minimum wage on employment and unemployment", *Journal of Economic Literature* 20: 487-528.

Brown, Charles, Curtis Gilroy and Andrew Kohen (1983), "Time-series evidence the

- effect of the minimum wage on youth employment and unemployment", *Journal of Human Resources* 18: 3-31.
- Card, David (1992a), "Using regional variation in wages to measure the effects of the federal minimum wage", *Industrial Labor Relations Review* 46: 22-37.
- Card, David (1992b), "Do minimum wages reduce employment? A case study of California", *Industrial Labor Relations Review* 46: 38-54.
- Card, David and Alan Krueger (1994), "Minimum Wages and employment: a case study of the fast food industry", *American Economic Review* 84: 772-793.
- Card, David and Alan Krueger (1995), *Myth and measurement: the new economics of the minimum wage* Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Card, David, Lawrence Katz and Alan Krueger (1994), "Comment on David Neumark and William Wascher, 'Employment effects of minimum and subminimum wage: panel data on state minimum wage laws'", *Industrial Labor Relations Review* 47:487-497.
- Currie, Janet, and Bruce Fallick (1994), "The minimum wage and the employment of youth: Evidence from the NLSY", *Journal of Human Resources* 16: 404-428.
- Derre, Donald, Kevin Murphy and Finis Welch (1995), "Employment and minimum wage hike", *American Economic Review, Papers and Proceedings* 85: 232-237.
- Dickens, Richard, Stephen Machin and Alan Manning (1998), "Estimating the effect of minimum wages on employment from the distribution of wages: A critical view", *Labour Economics* 5: 109-134.
- Dickens, Richard, Stephen Machin and Alan Manning (1999), "The effects of minimum wages on employment: Theory and evidence from Britain" *Journal of Labor Economics* 17: 1-22.
- Dinard, John, Nicole Fortin and Thomas Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distributions of wages, 1973-1992: a semiparametric approach", *Econometrica* 64: 1001-1004.
- Ehrenberg, Ronald, and Ronald Marcus (1982), "Minimum wages and teenagers' enrollment-employment outcomes: A multinomial logit model.", *Journal of Human Resources*, 17: 39-52.
- Freeman, Richard, (1995), "Comment by Finis Richard B. Freeman, in Review symposium on Card and Krueger's 'Myth and measurement: the new economics of the minimum wage' ", *Industrial and Labor Relations Review* 48: 830-834.
- Freeman, Richard, (1996), "The minimum wage as a redistributive tool " *Economic Journal* 106: 639-649.

- Fuchs, Victor, Alan Krueger and James Poterba (1998), "Economist' views about parameters, values, and policies: Survey results in labor and public economics", *Journal of Economic Literature* 36: 1387-1425.
- Gramlich, Edward (1976), "Impact of minimum wages on other wages, Employment and family incomes ", *Brookings Papers on Economic Activity* 7: 409-451.
- Hamermesh, Daniel (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton, NJ
- Hamermesh, Daniel (1995), "What a wonderful world this would be, in Review symposium on Card and Krueger's 'Myth and Measurement: the new economics of minimum wage'", *Industrial Labor Relations Review* 48: 835-838.
- Hashimoto, Masanori (1982), "Minimum wage effects on training on the job", *American Economic Review* 72: 1070-1087.
- Holzer, Harry, Lawrence Katz and Alan Kruger (1991), "Job queues and wages", *Quarterly Journal of Economics* 106: 739-768.
- Katz, Lawrence and Alan Krueger (1992), "The effect of the minimum wage on the fast-food industry", *Industrial Relations Review* 46: 6-21.
- Kawaguchi, Daiji and Ken Yamada (2004), "The impact of minimum wage on female employment in Japan" ,*Discussion Paper No.1074*, Institute of Policy and Planning Sciences, University of Tsukuba.
- Kennan, John (1995), "The elusive effects of minimum wages" *Journal of Economic Literature* 33: 1950-1965.
- Kim, Taeil, and Lowell Taylor (1995), "The employment effect in retail trade California's 1988 minimum wage increase", *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 175-182.
- Lee, David (1999), "Wage inequality in the United States during the 1980s: Rising dispersion or falling minimum wage", *Quarterly Journal of Economics* 114: 977-1023.
- Meyer, Robert, and David Wise (1983a), "The effects of the minimum wage on the employment and earnings of youth", *Journal of Labor Economics* 1: 66-100.
- Meyer, Robert, and David Wise (1983b), "Discontinuous distributions and missing persons: The minimum wage and unemployment youth", *Econometrica* 51: 1677-1698.
- Neumark, David and William Wascher (1992), "Employment effects of minimum and subminimum wage: panel data on state minimum wage laws", *Industrial Labor Relations Review* 46: 55-81.
- Neumark, David and William Wascher (1995a), "Minimum wage effect on employment

- and enrollment", *Journal of Business and Business Statistics* 13: 199-206.
- Neumark, David and William Wascher (1995b), "Minimum-wage Effects on school and work transitions of teenage", *American Economic Review* 85: 244-249.
- Neumark, David and William Wascher (1996), "Minimum wage effect on employment and enrollment: Reply to Evans and Turner", *Finance and Economic Discussion Series* 96-28. Board of the Federal Reserve System (U.S.).
- Neumark, David and William Wascher (1997), "Do minimum wages fight poverty?" *Working Paper. no.6127.NBER*, Cambridge, MA.
- Neumark, David and William Wascher (2001), "Minimum Wages and Training Revisited" *Journal of Labor Economics* 19: 563-595.
- Osterman, Paul (1995), "Comment by Finis Welch, in Review symposium on Card and Kruger's 'Myth and measurement: the new economics of the minimum wage' ", *Industrial and Labor Relations Review* 48: 839-842.
- Smith, Ralph and Bruce Vavrichek (1992), "The Wage mobility of minimum wage workers", *Industrial Labor Relations Review* 46: 82-88.
- Solon, Gary (1990), "The minimum wage and teenage employment: a reanalysis with attention to serial correlation and seasonality", *Journal of Human Resources* 20: 290-297.
- Stafford, Frank (1986), "Forestalling the demise of empirical economics: the role of microdata in labor economics research", in: Orley Ashenfelter and Richard Layard, eds., *Handbook of labor economics, vol. 1, North Holland, Amsterdam*.
- Welch, Finis (1995), "Comment by Finis Welch, in Review symposium on Card and Kruger's 'Myth and measurement: the new economics of the minimum wage' ", *Industrial and Labor Relations Review* 48: 842-848.

#### (和文)

- 安部由起子 (2001) 「地域別最低賃金がパート賃金に与える影響」猪木・大竹編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会。
- 安部由起子 (2004) 「最低賃金は賃金の有効な下支えか」『日本労働研究雑誌』4月号、No.525。
- 神代和欣 (2004) 「わが国最低賃金制の現状と課題」『社会政策学と賃金問題』第12号。
- 小原美紀 (2000) 「最低賃金は誰を支えているか」三谷直紀編『21世紀への労働市場と雇用システムの構図(2)』雇用・能力開発機構、関西経済研究センター。
- 篠塚英子 (1989) 『日本の雇用調整』東洋経済新報社。
- 永瀬伸子 (1997) 「パート賃金はなぜ低いか：諸制度の足かせ」『国際化の進展と労働市場—制度・政策への影響』雇用・能力開発機構、財団法人統計研究会。