

最低賃金労働者の属性と最低賃金引き上げの雇用への影響

川口 大司

(一橋大学准教授)

森 悠子

(一橋大学大学院博士課程)

最低賃金が有効な貧困政策であるかの議論の前提を提供するため、この論文では最低賃金労働者の特性と最低賃金引き上げの雇用への影響を1982年から2002年にかけての『就業構造基本調査』に基づいて実証分析した。女性、中卒・高卒、地方勤務、小売・卸売・飲食・宿泊業、パート・アルバイトといった属性をもつ労働者は最低賃金水準で働いている可能性が高い。2002年には最低賃金労働者の約15%が世帯年収300万円未満の世帯の世帯主であり、約半数の最低賃金労働者は世帯年収が500万円以上の世帯の世帯員であった。最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合が都道府県ごとに異なることを用いた分析によれば、最低賃金の上昇は10代男性労働者と中年既婚女性の雇用を減少させる。

目次

- I はじめに
- II 制度的背景
- III 最低賃金の変数とデータ
- IV 最低賃金労働者の特徴
- V 最低賃金が雇用に与える影響
- VI 結論

I はじめに

NHKによる『ワーキングプア』の放映をはじめとするマスコミ報道の影響でわが国における貧困問題が広く認識されるようになった。実際、駒村(2003)の報告によれば、1999年には約8%の家計が貧困ライン以下(生活保護受給基準を満たす家計)の家計であった¹⁾。そして、この問題に関心が高まるにしたがって、望ましい貧困対策が議論されるようになってきたが、そのうちのひとつとして有力視されているのが最低賃金の引き上げである。2009年9月に政権を取った民主党は最低

賃金の引き上げをマニフェストに挙げているし、2007年11月に改定された最低賃金法では、最低賃金の設定にあたって生活保護の給付額を考慮に入れることを求めている。以上の状況を背景として最低賃金引き上げへの政治的な圧力は高まりつつある。

最低賃金が貧困削減に果たす役割について経済学者は価格統制の典型例として最低賃金のもたらず非効率性を指摘しその導入や引き上げに対して否定的な態度を一般的にはとってきた。古典的な研究であるStigler(1946)は、(1)最低賃金労働者が必ずしも貧困家計に属しているわけではない、(2)最低賃金の引き上げは非熟練労働者の雇用を減少させる可能性がある、という2つの理由から、最低賃金を引き上げることは貧困対策として有効ではないという見解を示している²⁾。実際に、Card and Krueger(1995)、Burkhauser, Couch and Wittenberg(1996)、Neumark and Wascher(2008)といったその後の実証研究によって、アメリカにおける最低賃金労働者の多くが貧困家計

の世帯員ではないという合意が得られている。一方、最低賃金増加に伴う雇用喪失効果についてもアメリカでは多くの研究蓄積があり、Brown, Gilroy and Kohen (1983), Card and Krueger (1995), Kennan (1995), Brown (1999), Neumark and Wascher (2008) といった詳細なまとめがある。とりわけ Card and Krueger (1995) は完全競争的な労働市場を前提とした従来の分析を批判し、労働市場が不完全で雇い主に買い手独占力があるケースでは最低賃金の引き上げが必ずしも雇用を減らすわけではないという理論的な結果が、現実と整合的である可能性を数々の実証分析の結果に基づいて指摘した。その流れは労働市場の摩擦を明示的に取り入れたサーチモデルの中で最低賃金の役割を考察した Manning (2003) らによってより洗練されてきている。一方で最低賃金の引き上げには雇用喪失効果と潜在的な技術形成の機会を減らす可能性があるとする Neumark and Wascher (2008) らの研究を支持する経済学者も多く、最低賃金が雇用に与える影響についてのコンセンサスは未だに成立していない。

わが国では最低賃金の役割が注目されるようになってきたにも関わらず、最低賃金が雇用に与える影響についての実証研究は極めて少なく、むしろ最低賃金が賃金分布に与える影響に研究の焦点が当たってきた。安部・田中 (2007) は 1990, 1995, 2001 年の『パートタイム労働者総合実態調査』の個票データを用いて 4 つの地域ブロックにおけるパートタイム労働者の賃金と最低賃金の変動を比較し、パートタイム労働者の賃金上昇率が高賃金の地域では低い一方で、低賃金の地域では高く、さらに最低賃金の上昇率と同程度であることを示した。したがって、賃金水準の低い地域においては最低賃金の存在がパートタイム労働者の賃金を下支えしているという可能性が示唆された。また、Kambayashi, Kawaguchi and Yamada (2009) は『賃金構造基本統計調査』によるマイクロデータを用いてさらに詳細な分析を行った。彼らは低賃金地域と高賃金地域における賃金分布と最低賃金の関係を図示し、低賃金地域では最低賃金周辺に多くの労働者（とくに女性労働者）が堆積し、賃金分布に歪みが生じていることを示し

た。また、都道府県別にデータを集計し、賃金分布の下位部分における賃金格差（10 分位と 50 分位の賃金比率）を被説明変数とし、各県の実質最低賃金（対 50 分位賃金）を主な説明変数として回帰分析を行い、最低賃金の上昇が賃金格差の縮小に貢献しているという結論を得ている。これは特に女性について顕著であり、仮に実質的な最低賃金の上昇がなければ、1994 年から 2003 年にかけて、女性の低賃金労働者における賃金格差は拡大していたと考えられる。

最低賃金が地方のパートタイム労働者や女性の賃金を下支えしていることから、最低賃金の引き上げが貧困削減に有効という印象が生まれるが、橋木・浦川 (2006) は Japanese General Social Survey (JGSS) の 2000 年から 2002 年における 1000 人の個票データを用いて、(1)最低賃金労働者本人が世帯主である割合は 15.4%にとどまる、(2)最低賃金未満の労働者の世帯において貧困世帯は約 3 割であり、残り 7 割の最低賃金労働者は貧困ライン以上の世帯に属していることを示している³⁾。

最低賃金が雇用に与える影響については様々な結果が報告されている。例えば、川口 (2009) は 1986 年から 2006 年における日本のマクロデータを用いて時系列分析を行った。川口 (2009) は最低賃金の影響を強く受けると考えられる高卒若年層の失業率をカイツ指標 (Kaitz Index) (最低賃金/平均賃金) と実質平均賃金に回帰したが、実質最低賃金の上昇による雇用喪失は確認されなかった。また、橋木・浦川 (2006) は 2002 年における『就業構造基本調査』の都道府県別データを用いて、20 代若年女性の就業率を都道府県別カイツ指標に回帰したが、最低賃金水準と若年女性の雇用の間には有意な関係がみられなかった⁴⁾。このように最低賃金の雇用喪失が認められないとする分析がある一方で、雇用喪失効果が確認された研究もある。勇上 (2005) は 2000 年の『国勢調査』の県別データを用いて、性・年齢・学歴・産業別就業者構成比といった要因をコントロールした場合に、都道府県別失業率と最低賃金の間には正の相関があることを示した。また、有賀 (2007) は文部科学省『学校基本調査』と厚生労働省『新

規学卒者の労働市場』を用いて、高校新卒労働者の労働市場において最低賃金が重要な影響を与えることを示している。具体的には、1977年から2002年までの5年ごと6時点の都道府県別データを用いて、高校新卒者に対する求人数と初任給を被説明変数としたランダム効果モデル、GMM推計による回帰分析を行った。その結果、実質最低賃金の上昇は高校新卒者の求人数を減少させる一方で初任給に対してはプラスの効果があることが示された。

上述した諸研究ではパネルデータを用いて都道府県ごとの観察できない異質性と最低賃金水準の相関関係を許した推定は行われていない。観察できないマクロショックは最低賃金の時間を通じた変化と相関している可能性があるし、また各地域の観察できない異質性は各地域の最低賃金と相関している可能性が十分に考えられるだろう。したがって、都道府県別パネルデータを用いて、観察できないマクロショックと都道府県ごとの異質性をコントロールする必要があるが、国内のパネルデータによる分析としては、Kambayashi, Kawaguchi, and Yamada (2009)が挙げられる。彼らは1997年、2002年の『就業構造基本調査』のマイクロデータから高卒以下の労働者の就業率を計算し、さらに『賃金構造基本統計調査』から集計された都道府県別の実質最低賃金(最低賃金/50分位賃金)を求めた上で、高卒以下労働者の就業率を被説明変数、実質最低賃金を主要な説明変数とした固定効果推計を行った。その結果、実質最低賃金が高い地域では、31~59歳の中年女性の雇用が減少することが示された⁵⁾。

上述のように、これまでのわが国における最低賃金と貧困削減に関する研究は、期間やサンプルの規模において十分な分析とはいえない。したがって、本稿は1982年から2002年の『就業構造基本調査』のマイクロデータを用いて、最低賃金労働者の属性・構成比といった特徴と最低賃金制度が雇用に与える影響を詳細に分析することを目的とする。結論から先に述べれば、最低賃金労働者の構成比については、1982年は3~6%の男性労働者、22~36%の女性労働者が各々最低賃金労働者であったのに対して、2002年は4~10%の男性労働者

と22~41%の女性労働者が各々最低賃金労働者であることがわかった。また、最低賃金労働者の属性については、最低賃金労働者の約半数が年間世帯収入500万円以上の非世帯主であることが明らかになった。最後に、最低賃金と雇用の関係については、最低賃金の上昇によって10代男性労働者と中年既婚女性の雇用が減少することが示された。

本稿の構成は以下の通りである。Ⅱでは最低賃金の制度的背景を説明する。Ⅲではデータと最低賃金の時間を通じた変化について述べ、Ⅳでは最低賃金労働者の特徴を概観し、最低賃金の引き上げが貧困家計支援策として有効か否か考察する。Ⅴでは最低賃金が雇用に与える影響を検証し、最終節では本稿で得られた諸成果について結論を述べる。

Ⅱ 制度的背景

わが国における最低賃金は1959年以降法律によって規定されており2種類に大別することができる。一つは都道府県ごとに定められた地域別最低賃金であり、これは各地域で働く全労働者に適用される。もう一つは産業別最低賃金で、特定地域における特定産業の労働者が対象となっている。しかし、(1)産業別最低賃金は適用対象の労働者の割合が地域別最低賃金に比べると低く廃止の方向にあること⁶⁾、(2)産業別最低賃金における産業分類と本稿で用いるデータの産業コードをマッチさせるのが困難であること、といった2つの理由から、本稿では地域別最低賃金だけに焦点をあてて分析することにする。地域別最低賃金は次のような2つの手続きを経て決定されている。最初に、公益代表者(退官した官僚や学者)、使用者代表(経済団体の代表者)、労働者代表(労働組合の代表者)で構成される中央最低賃金審議会が、賃金水準にしたがって分類した4つの地域ブロック各々に対して最低賃金上昇の「目安」を提案する。この「目安」を受けて、各都道府県の最低賃金審議会が審議を行い、最終的な最低賃金水準を決定する。「目安」制度は全国の地域別最低賃金を均等化させることを目標として1978年より取り入れ

られており、各都道府県で行われる地方最低賃金審議会の審議においては中央最低賃金審議会の「目安」が決定的な影響力を持っている。中央最低賃金審議会では使用者側と労働者側で意見の一致がみられないため、公益委員の見解が尊重される。その結果、公益委員の意見が最終的な決定に反映されることになるが、公益委員の提案する「目安」は厚生労働省による『賃金決定状況調査』で報告される平均賃金上昇率に強く依存しているようである⁷⁾。最低賃金の決定過程に関するより詳細な分析として当特集号掲載の玉田（2009）を参照してほしい。

Ⅲ 最低賃金の変数とデータ

本稿は、1982、1987、1992、1997、2002年の『就業構造基本調査』のデータを用いる。『就業構造基本調査』は5年ごとに行われる家計調査で、15歳以上の家計員が対象であり、全家計から抽出した約44万家計を調査したものである。この調査は調査年における10月1日の各家計の構成員の特徴や労働状況について調査を行う。家計の構成員を含めた約100万人が調査の対象となり、男女とも同じ割合で含まれている。

さて、本節では各地域の労働市場における賃金分布と最低賃金の関係を捉えるために、「最低賃金労働者の割合（FMW）」と「カイツ指標」の2つの指標を用いる。FMWは「全就業者のうち、最低賃金と同水準かそれ以下の賃金水準で働く労働者の割合」として定義される。

都道府県別の最低賃金は『最低賃金要覧』に報告されている。最低賃金は基本的に時給単位で制定されている⁸⁾のに対して、『就業構造基本調査』は個人の年収を区間単位で報告している。年収と時給ベースの最低賃金を比較するために、本稿では個人が「最低賃金で1年間働いた場合の年収（最低賃金年収）」を計算することにする。具体的には、最低賃金を年間労働時間（年間労働日数×1週間の労働時間÷5）⁹⁾と掛け合わせることで最低賃金年収を推計する。ただし、年間労働日数と1週間の労働時間は区間単位で報告されているために、区間の最大値、最小値を各々割り当てることで2

種類の最低賃金年収を計算した¹⁰⁾。したがって、実際の最低賃金年収はここで用いる2つの指標の間の値をとることになる。年収についても同様に区間で報告されているが、ここでは区間最小値を用いることにする¹¹⁾。最低賃金労働者は年収が最低賃金年収以下の労働者として定義される。FMWは、ここで定義された最低賃金労働者の数を全就業人口で除すことで計算される。年間労働日数と1週間労働時間について区間最小値を用いたか、区間最大値を用いたかに応じて、各々「最低賃金労働者の割合の最小値（FMW, min）」、「最低賃金労働者の割合の最大値（FMW, max）」と呼ぶことにしよう。このFMWの計算過程において、全体のおよそ12%を占める、「働き方が不規則かつ年間労働日数が200日以下の労働者」については年間労働日数、1週間の労働時間について情報が記載されていないためにサンプルから除外した。したがって、仮に働き方が不規則で労働日数が限られた労働者が定期的に働く労働者に比べて最低賃金で働く可能性が高ければ、本稿で計算されるFMWは過小推計になっているものと考えられる。また、最低賃金法の対象となっていない自営業者と家族経営者もサンプルから除いている。

カイツ指標は最低賃金を平均賃金で割ったものとして定義される。平均賃金は賃金センサスの都道府県別、所定内給与と所定内労働時間から計算できる¹²⁾。FMWもカイツ指標も最低賃金水準を賃金分布との関係で評価したものであるが、2つの指標は異なる情報を捉えている。FMWは最低賃金の賃金分布の下方部分と最低賃金の関係を表している一方、カイツ指標は最低賃金と賃金分布の平均値との比較である。したがって、賃金分布が右方向に厚みをもっていれば、FMWの値が高くてカイツ指標の値が低くなることもありうる。

Ⅳ 最低賃金労働者の特徴

表1は最低賃金労働者の割合（FMW）を教育別、性、年齢別に表したものである。ここから、中卒、高卒のFMWが大卒に比べて高いことがわかる。また、若年、高齢労働者も最低賃金労働

表1 教育水準別、性別、年齢別最低賃金労働者の割合
(単位：%)

年	1982		2002	
	FMW min	FMW max	FMW min	FMW max
最低賃金労働者の割合 (FMW)				
教育 (%)				
中卒	14.92	24.37	18.47	33.47
高卒	9.17	16.79	13.48	26.20
短大・高専卒	7.09	13.57	11.56	23.93
大卒	1.78	3.94	3.06	7.39
性別 (%)				
男性	2.80	6.48	4.42	10.48
15-19	26.47	44.31	38.95	61.78
20-24	7.86	20.36	14.93	33.98
25-29	2.40	6.91	4.69	14.58
30-39	0.91	2.56	2.07	6.23
40-49	0.70	2.06	1.39	3.93
50-59	1.46	3.66	1.84	4.61
60-	9.18	16.59	9.52	19.64
女性	22.22	36.16	22.11	40.74
15-19	27.74	43.84	48.86	71.02
20-24	13.59	26.10	20.78	41.56
25-29	14.79	25.22	13.38	29.23
30-39	24.51	39.09	19.80	36.33
40-49	24.70	40.34	22.52	42.02
50-59	24.22	37.93	22.52	41.72
60-	37.45	51.85	33.94	54.21

注：最低賃金労働者の割合は、最低賃金労働者が全就業数に占める割合で定義される。最低賃金労働者は年収が最低賃金年収を下回っている労働者である。最低賃金年収は2種類の算出方法がある。一つは年間労働日数と1週間労働時間の最低値を用いて推計される値であり、もう一つは最大値を用いて推計される値である。前者の算出方法を用いて定義された最低賃金労働者の数が最低賃金労働者数の最小値、後者が最低賃金労働者数の最大値である。したがって、実際の最低賃金労働者の割合はFMW, minとFMW, maxの間をとる。

者になりやすいことがうかがえる。さらに、ほとんどのカテゴリーにおいて、1982年から2002年にかけてFMWの値は増加している。表2はFMWとカイツ指標の都道府県別の値を示したものである。どちらの指標についても、地方で高い値となっていることがわかる。また、図1A, 1Bは最低賃金で基準化した年収（(年収-最低賃金年収)÷最低賃金年収）のヒストグラムを東京と沖縄について図示したものである。この図から、賃金水準が高い東京と比べて賃金水準が低い沖縄では最低賃金が制約となっていることがわかる。

表3は産業ごとのFMWを表したものである。卸売・小売業や飲食店・宿泊業といった産業で最低賃金で働く確率が高くなっていることが分かる。また、1982年から2002年にかけて、卸売・小売

業や飲食店・宿泊業でFMWが上昇していることがわかる。また、パートタイムやアルバイトといった雇用形態で働く労働者が正規労働者より最低賃金労働者になりやすい。同じ非正規労働者でも派遣社員・契約社員・嘱託として働く者が最低賃金で働く確率はパートやアルバイトに比べると低い。さらに、規模の小さい企業の労働者の方が大企業で働く労働者より最低賃金労働者の割合が高いこともみてとれる。

次に、最低賃金労働者が低所得家計に属するかどうかについて検証しよう。最初に、各労働者を世帯主と世帯主以外の世帯員（配偶者や子供など）に区分し、6つの家計所得水準（年収100万未満、100万～199万、200万～299万、300万～399万、400万～499万、500万以上）にしたがって分類する。

表2 都道府県別最低賃金労働者の割合とカイツ指標

(単位：%)

年	1982			2002			年	1982			2002		
	最低賃金 変数	FMW min	FMW max	カイツ 指標	FMW min	FMW max		最低賃金 変数	FMW min	FMW max	カイツ 指標	FMW min	FMW max
北海道	9.6	15.4	0.38	15.0	26.0	0.40	滋賀	8.4	14.7	0.35	9.8	20.5	0.36
青森	12.7	21.8	0.43	14.6	26.9	0.44	京都	8.4	14.4	0.35	12.8	24.9	0.37
岩手	13.2	22.9	0.42	13.7	25.4	0.44	大阪	7.7	16.3	0.33	12.2	24.9	0.35
宮城	9.1	16.1	0.37	11.4	21.6	0.37	兵庫	7.5	13.8	0.33	11.6	22.9	0.36
秋田	14.3	23.3	0.45	14.0	26.2	0.43	奈良	7.6	12.4	0.35	9.8	20.0	0.36
山形	12.0	21.3	0.44	11.4	22.0	0.42	和歌山	9.6	16.0	0.35	13.0	24.8	0.39
福島	10.7	19.3	0.40	11.2	21.9	0.39	鳥取	10.4	18.4	0.44	10.3	20.0	0.41
茨城	7.4	13.9	0.37	9.3	20.5	0.36	島根	12.7	20.3	0.42	10.2	20.4	0.42
栃木	9.1	16.4	0.37	11.7	23.4	0.37	岡山	10.7	16.3	0.37	12.0	21.0	0.38
群馬	9.9	17.1	0.38	12.0	23.9	0.38	広島	8.0	14.7	0.35	11.8	22.6	0.36
埼玉	7.1	13.0	0.35	10.8	22.5	0.37	山口	9.8	16.3	0.36	12.5	23.2	0.40
千葉	7.1	12.8	0.34	9.3	20.3	0.35	徳島	12.4	20.2	0.40	11.0	20.8	0.38
東京	8.3	16.0	0.32	8.8	19.5	0.31	香川	9.4	15.9	0.37	10.2	20.1	0.39
神奈川	6.7	13.6	0.32	9.2	19.9	0.35	愛媛	12.2	20.6	0.38	12.5	22.9	0.38
新潟	10.2	19.2	0.42	11.2	21.2	0.42	高知	11.3	19.6	0.40	11.9	22.2	0.40
富山	9.8	15.9	0.38	9.8	19.4	0.40	福岡	9.6	17.4	0.35	13.6	26.4	0.38
石川	10.4	17.4	0.39	11.0	23.4	0.40	佐賀	11.5	20.0	0.42	13.0	24.8	0.42
福井	9.0	15.9	0.40	10.0	20.7	0.39	長崎	11.1	18.9	0.38	14.1	25.8	0.41
山梨	8.2	15.0	0.40	9.9	21.0	0.37	熊本	12.5	22.3	0.41	15.0	28.0	0.41
長野	9.5	16.2	0.39	10.1	21.5	0.39	大分	10.5	18.2	0.39	13.7	25.5	0.40
岐阜	9.5	17.7	0.40	13.5	25.4	0.41	宮崎	14.2	24.1	0.43	15.2	28.1	0.43
静岡	9.2	15.4	0.37	10.9	23.6	0.39	鹿児島	12.6	22.2	0.42	13.7	25.9	0.41
愛知	8.9	15.3	0.35	11.4	22.6	0.36	沖縄	14.0	23.5	0.36	19.2	33.6	0.44
三重	10.7	17.5	0.37	12.9	24.6	0.37							

注：最低賃金労働者の割合については表1の注を参照されたい。カイツ指標は最低賃金労働者を平均賃金で除した値で定義される。

図1A 最低賃金で基準化した年収
沖縄, 2002

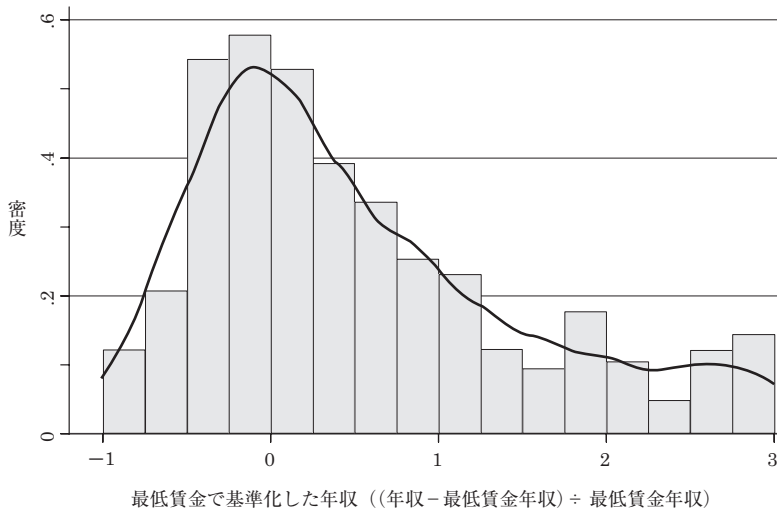
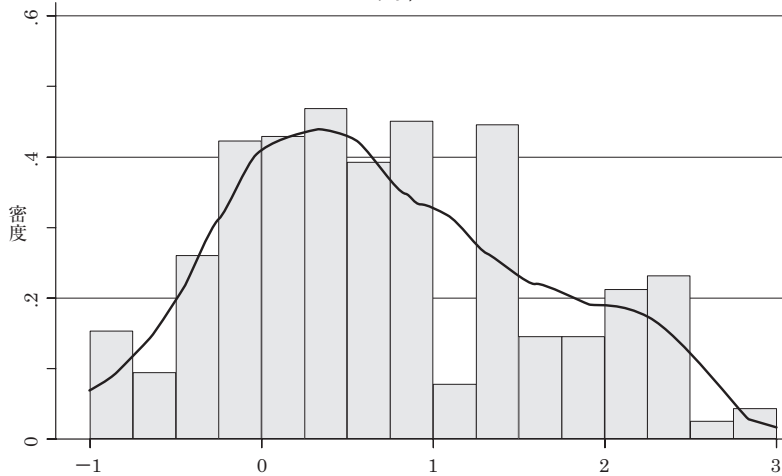


表4は労働者を上述のように分類した上で、最低賃金労働者、非最低賃金労働者の各々について各カテゴリーに属する労働者が占める割合を示したものである。表4から世帯主の最低賃金労働者は非最低賃金労働者よりも貧困家計に属する割合が高いことがわかる。しかしながら、70%前後の最

低賃金労働者は世帯主ではないことも示されている。(4)の結果をみると、2002年において家計所得300万円未満の低所得家計の世帯主は最低賃金労働者全体の約15%に留まっているのに対して、最低賃金労働者の約半数は世帯所得500万円以上の中・高所得家計の非世帯主であることがわかる。

図1B 最低賃金で基準化した年取
東京, 2002



最低賃金で基準化した年取 ((年取-最低賃金年取) ÷ 最低賃金年取)
注: 最低賃金で基準化された年取の値(横軸)が3以上の労働者は上図に含まれていない。

表3 産業別, 就業形態別, 企業規模別最低賃金労働者の割合

(単位: %)

年	1982		年	2002	
	最低賃金労働者の割合 (FMW)	FMW min / FMW max		最低賃金労働者の割合 (FMW)	FMW min / FMW max
産業			産業		
農業	22.30	34.63	農業	28.92	44.77
林業	3.55	7.59	林業	5.61	12.89
漁業	6.45	11.57	漁業	12.50	24.88
鉱業	2.79	6.09	鉱業	4.71	7.17
建設業	5.11	11.85	建設業	5.92	13.13
製造業	11.54	18.89	製造業	10.87	21.41
電気・ガス・熱供給・水道業	14.98	26.67	電気・ガス・熱供給・水道業	1.43	3.43
通信業	5.10	10.27	情報通信業	5.75	15.13
卸売・小売・飲食業	2.17	5.04	卸売・小売業	19.28	35.26
金融・保険・不動産業	2.28	3.31	金融・保険・不動産業	6.71	16.42
サービス業	10.26	17.50	飲食店・宿泊業	29.61	52.37
公務	3.22	5.31	複合サービス業	5.28	12.83
			その他のサービス業	11.18	22.00
			公務	1.90	5.57
雇用形態			雇用形態		
正規の職員	6.03	11.67	正規の職員	4.73	10.99
アルバイト・パート	45.43	71.25	パート	36.99	68.37
嘱託など	12.43	21.48	アルバイト	36.78	62.00
その他	21.48	33.54	派遣社員	10.58	29.04
			契約社員・嘱託	9.85	24.84
			その他	22.31	37.23
企業規模			企業規模		
1-4	24.84	36.93	1-4	25.19	38.55
5-9	16.11	26.99	5-9	17.53	31.24
10-19	13.43	23.66	10-19	15.67	29.41
20-29	12.68	22.57	20-29	14.26	28.31
30-49	12.06	21.63	30-49	13.64	27.57
50-99	10.98	19.94	50-99	12.05	25.55
100-299	8.28	16.26	100-299	9.81	21.71
300-499	6.03	12.56	300-499	8.32	18.67
500-999	4.69	10.26	500-999	7.80	17.17
1000-	3.16	6.45	1000-	7.55	16.24
官公庁	3.29	5.52	官公庁	3.41	8.48

注: 表1を参照されたい。

表4 最低賃金労働者と世帯属性・世帯所得の関係

(単位：%)

年	(1)	(2)	(3)	(4)
	1982		2002	
最低賃金労働者か？	非最低賃金労働者	最低賃金労働者	非最低賃金労働者	最低賃金労働者
世帯主				
-99万円	0.08	5.28	0.14	2.27
-199	5.28	9.32	1.23	7.26
-299	12.15	3.53	4.35	5.38
-399	12.98	1.87	6.55	3.03
-499	10.69	1.01	7.34	1.92
500-	20.5	1.09	37.64	3.88
世帯主以外				
-99	0.01	0.77	0.02	0.43
-199	0.59	5.73	0.19	1.98
-299	2.67	14.69	0.83	5.09
-399	5.09	17.77	1.96	8.5
-499	7.00	15.35	3.1	9.72
500-	22.97	23.56	36.66	50.54

注：最低賃金労働者は年取が最低賃金年取の最大値（年間労働日数の最大値×1週間の労働時間の最大値÷5）を下回る労働者である。

表5は最低賃金労働者の構成を教育別、性、年齢別に表したものである。この表から中卒、高卒、中年女性が最低賃金労働者の多くを占めていること、特に、最低賃金労働者の半分以上は中年女性労働者であることが分かる。

表5 教育別、性別、年齢別による最低賃金労働者の構成

年	(単位：%)	
	1982	2002
教育		
中卒	41.95	20.39
高卒	48.54	57.13
短大・高専卒	6.18	15.9
大卒	3.18	6.52
男女、年齢別		
男性	24.54	26.54
15-19	3.87	2.38
20-24	6.75	5.99
25-29	3.31	4.14
30-39	2.94	3.51
40-49	1.84	2.26
50-59	2.35	2.87
60-	3.49	5.4
女性	75.46	73.46
15-19	4.02	2.57
20-24	9.29	7.62
25-29	6.16	6.43
30-39	19.69	13.28
40-49	20.27	18.44
50-59	11.28	17.35
60-	4.75	7.77

注：表4を参照されたい。

V 最低賃金が雇用に与える影響

本節では、最低賃金の影響を受けやすい労働者に焦点をあてて、最低賃金が雇用に与える影響を検証する。前節の分析では、若年、高齢、既婚中年女性労働者が最低賃金労働者となりやすいことが示された。したがって、本節では、男性10代労働者（15～19歳）、男性若年労働者（20～24歳）、男性高齢労働者（60歳以上）、女性10代労働者、女性若年労働者、女性高齢労働者、中年既婚女性（25～59歳）の7つのグループに属する労働者の雇用を分析の対象とする。

本稿では最低賃金が雇用に与える影響を検証するにあたって、「最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合」と「就業率の変化」の関係を都道府県別のデータを用いて分析する。ここで、「最低賃金の影響を受ける労働者の割合（FA）」は「最低賃金の改訂前の水準と改訂後の水準の間の賃金で働く労働者の割合」として定義される¹³⁾。最低賃金の上昇は沖縄などの賃金水準が低い県の方が東京などの賃金水準が高い県よりも雇用に与える影響が大きいと考えられるため、かりに最低賃金の上昇が各都道府県で一様に起きたとしても、FAの値は都道府県ごとに異なる値をとると考え

られる。FA を最初に用いた Card (1992) は、アメリカにおける連邦最低賃金の引き上げは全国で一律であるが、州ごとに賃金分布が異なることより、影響を受ける労働者の割合が州ごとに異なることを利用して、最低賃金の上昇と雇用の関係を分析した。

本稿では FA が就業率の変化に与える影響を以下のようなモデルを用いて分析する。

$$(1) \quad \Delta E_{i,t}^k = \beta_0^k + \beta_1^k FA_{i,t-5} + \beta_2^k \Delta AW_{i,t} + \beta^k \Delta X_{i,t}^k + Y_t \gamma^k + e_{i,t}^k,$$

ただし、 $\Delta E_{i,t}^k$ は t-5 年から t 年にかけての都道府県 i、グループ k の就業率の変化、 $FA_{i,t-5}$ は t-5 年から t 年にかけての最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合、 $\Delta AW_{i,t}$ は中年男性労働者 (25~59 歳) の平均賃金の変化、 $X_{i,t}^k$ はその他の説明変数 (グループ k の人口が全人口に占める割合、中年男性の失業率)、 Y_t は t 年のダミー変数をそれぞれ表す。本稿では、2 種類の FA、FA_min と FA_max を用いる。FA_min は、 $MWIncome_{it-5}^{\min} \leq Income_{it-5} < MWIncome_{it}^{\min}$ を満たす労働者の割合である。最低賃金年収の最低値 ($MWIncome_{it}^{\min}$) は、最低賃金 (時給) と年間労働時間の最小値を掛け合わせることで算出される。FA_max は同様に最低賃金年収の最大値を用いて計算される。平均賃金の生産財価格に対する相対的上昇は生産規模の縮小を通じて雇用の減少をもたらす可能性が Card and Krueger (1995) によって指摘されている。本稿ではこの影響をコントロールするために男性の平均賃金 ($\Delta AW_{i,t}$) と年ダミーを説明変数に含める。推計方法は weighted least squares (WLS) であり、ウェイトは被説明変数の標準誤差を用いた。

表 6 に各変数の記述統計量を表す。FA は平均で 4~6% であり、年、都道府県ごとに十分な変動がみられる。表 7 に県別の FA の値を示した。FA の値は賃金水準が高い東京よりも青森や沖縄といった賃金水準が低い地域で高い傾向にある。また、同表には都道府県別 FA の推移も示している。

最初に、サンプルの一部を使って実証結果を図示してみよう。図 2A, 2B は 1997 年から 2002 年

にかけての男性、女性の 10 代労働者の実証結果を示している。横軸は FA をその他の変数に回帰した後の残差を表す。どちらの図からも FA と就業率の変化が弱いながらもマイナスの関係にあることが確認できる。

表 8 は全期間のサンプルを用いた回帰分析の結果を、各グループごとに示したものである。表 8A の (1)、(2) 列から、男性 10 代労働者については FA が高いほど就業率が減少することがわかる。(2) の推計値は、1% の FA の増加が 0.2% の就業率の減少をもたらすことを意味する。10 代男性労働者の平均就業率が 16% (表 6 参照) であることと、FA の平均が 5% 前後であることを考えれば、この値は小さいといえる。また、(3)、(4) 列から、FA の上昇が就業率にマイナスの影響を与えることが示されたが、推計値は統計的に有意ではない。また、高齢労働者の就業率に対しては FA の影響はみられなかった。

表 8B は女性についての結果を示している。FA の係数はマイナスの傾向にあり、いくつかについては統計的に有意である。しかしながら、どの結果も FA の変数によって異なる結果を示しており、ここから FA と就業率の変化について明確な結論を得ることはできない。表 8C はパート労働者の割合が高いと考えられる 25~59 歳、既婚女性の雇用に関する結果を示したものである。推計結果から、最低賃金の上昇がこのグループの就業率にマイナスの影響を与えており、1% の FA の増加が 0.4~0.8% の就業率の減少をもたらすことがわかる。FA の平均が 5% 前後であり、就業率が 66% であることを考えればやはり大きな効果とはいえない。

VI 結 論

本稿は (1) 最低賃金労働者は貧困家計に属しているか否か、(2) 最低賃金は非熟練労働者の就業にどのような影響を与えるか、という 2 つの問題について日本の大規模データを用いてパネル分析を行った。以下では、本稿で得られた成果を簡単にまとめよう。

最初に、1982, 1987, 1992, 1997, 2002 年の 5

表6 記述統計量（最低賃金と雇用の回帰分析）

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
FA_min	188	0.039	0.027	0.003	0.113
FA_max	188	0.055	0.036	0.003	0.138
就業率					
男性, 15-19	235	0.162	0.028	0.097	0.240
男性, 20-24	235	0.751	0.072	0.552	0.895
男性, 60-	235	0.490	0.052	0.341	0.635
女性, 15-19	235	0.155	0.030	0.092	0.239
女性, 20-24	235	0.721	0.054	0.561	0.863
女性, 60-	235	0.239	0.043	0.144	0.351
女性, 25-29, 既婚	235	0.659	0.104	0.415	0.858
就業率の変化					
男性, 15-19	188	-0.005	0.028	-0.083	0.063
男性, 20-24	188	-0.021	0.044	-0.134	0.095
男性, 60-	188	-0.019	0.036	-0.113	0.077
女性, 15-19	188	-0.005	0.028	-0.079	0.065
女性, 20-24	188	-0.007	0.039	-0.108	0.131
女性, 60-	188	-0.007	0.021	-0.054	0.040
女性, 25-29, 既婚	188	0.051	0.071	-0.032	0.298
全人口に占める割合					
男性, 15-19	235	0.040	0.006	0.028	0.061
男性, 20-24	235	0.034	0.008	0.020	0.059
男性, 60-	235	0.112	0.026	0.053	0.165
女性, 15-19	235	0.039	0.006	0.026	0.057
女性, 20-24	235	0.037	0.007	0.023	0.053
女性, 60-	235	0.150	0.035	0.071	0.231
女性, 25-29, 既婚	235	0.216	0.079	0.047	0.308
全人口に占める割合の変化					
男性, 15-19	188	-0.002	0.005	-0.017	0.012
男性, 20-24	188	-0.001	0.006	-0.018	0.011
男性, 60-	188	0.016	0.006	0.003	0.032
女性, 15-19	188	-0.002	0.005	-0.017	0.012
女性, 20-24	188	-0.002	0.005	-0.017	0.010
女性, 60-	188	0.019	0.007	0.004	0.037
女性, 25-29, 既婚	188	-0.054	0.061	-0.180	-0.006
平均賃金の変化	188	0.318	0.443	-0.575	1.137
失業率の変化	188	0.006	0.011	-0.016	0.030

時点での『就業構造基本調査』を用いて最低賃金労働者の割合を計算した。年収、労働時間ともに区間で報告されていることから、最低賃金労働者の数は各変数の区間最大値、区間最小値を用いて算出した。労働時間に区間最小値を割り当てて推計される最低賃金労働者の割合は1982年と2002年で3~4%とほとんど変化がみられなかったが、区間最大値を割り当てた場合には1982年から2002年にかけて6%から10%に増加していた。女性についても同様に、区間最小値を割り当てた場合の最低賃金労働者の割合はどちらの期間でも22%と変化がなかったが、区間最大値を割り当てた場合には36%から40%に増加していることが

わかった。

また、女性、中卒・高卒、地方勤務、小売・卸売・飲食・宿泊業、パート・アルバイトといった属性をもつ労働者は最低賃金水準で働いている割合が高いことが明らかになった。一方で、最低賃金労働者は必ずしも貧困家計に属しているわけではないことに注意しなければならない。2002年には、最低賃金労働者のわずか15%前後が年収300万円未満の世帯の世帯主であるにすぎず、約半数の最低賃金労働者は年収が500万円以上の世帯の世帯員であった。この結果は小規模なサンプルを用いた橘木・浦川（2006）の実証結果とも整合的である。

表7 最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合 (FA)

(単位：%)

年	1982-1987	1997-2002	年	1982-1987	1997-2002
北海道	3.18	0.81	滋賀	2.48	0.27
青森	6.22	4.15	京都	6.19	1.34
岩手	6.55	4.47	大阪	5.32	0.98
宮城	4.63	0.52	兵庫	5.76	1.11
秋田	6.27	3.46	奈良	2.20	0.26
山形	6.72	3.07	和歌山	2.93	0.53
福島	5.54	1.37	鳥取	5.25	1.50
茨城	2.27	0.36	島根	5.21	1.95
栃木	3.11	0.37	岡山	2.60	0.53
群馬	3.00	0.38	広島	2.72	0.52
埼玉	4.59	0.77	山口	3.28	0.62
千葉	4.74	0.75	徳島	5.19	0.65
東京	2.98	0.71	香川	4.36	0.80
神奈川	3.65	0.70	愛媛	5.15	0.60
新潟	4.50	0.50	高知	5.56	0.51
富山	3.18	0.38	福岡	2.95	0.68
石川	3.76	0.63	佐賀	5.80	3.66
福井	3.98	0.50	長崎	5.27	4.04
山梨	2.92	0.60	熊本	6.92	3.55
長野	2.74	0.51	大分	5.02	3.72
岐阜	3.90	1.40	宮崎	6.87	4.34
静岡	2.66	1.12	鹿児島	5.88	4.03
愛知	6.27	0.94	沖縄	6.09	4.54
三重	3.17	1.18			

注：最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合は、最低賃金年取_t ≤ 年取_{t+1} < 最低賃金年取_{t+2}の賃金水準で働く労働者の数を全就業者数で除したものである。ここで用いる最低賃金年取は、労働時間に区間最低値を割り当てて算出したものである。

図2A 最低賃金の影響を受ける労働者の割合と就業率の変化,1997-2002年

男性 15-19歳

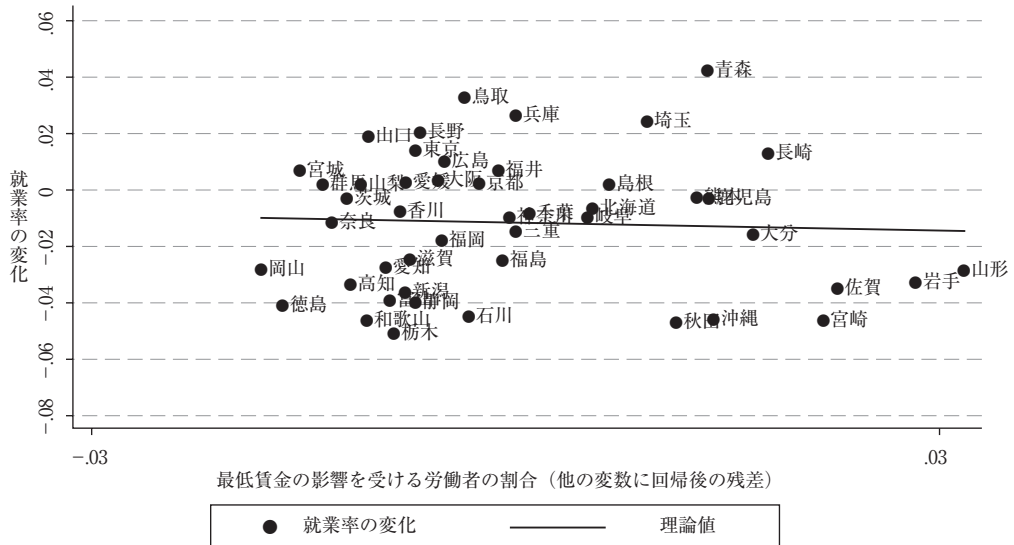


図2B 最低賃金の影響を受ける労働者の割合と就業率の変化,1997-2002年

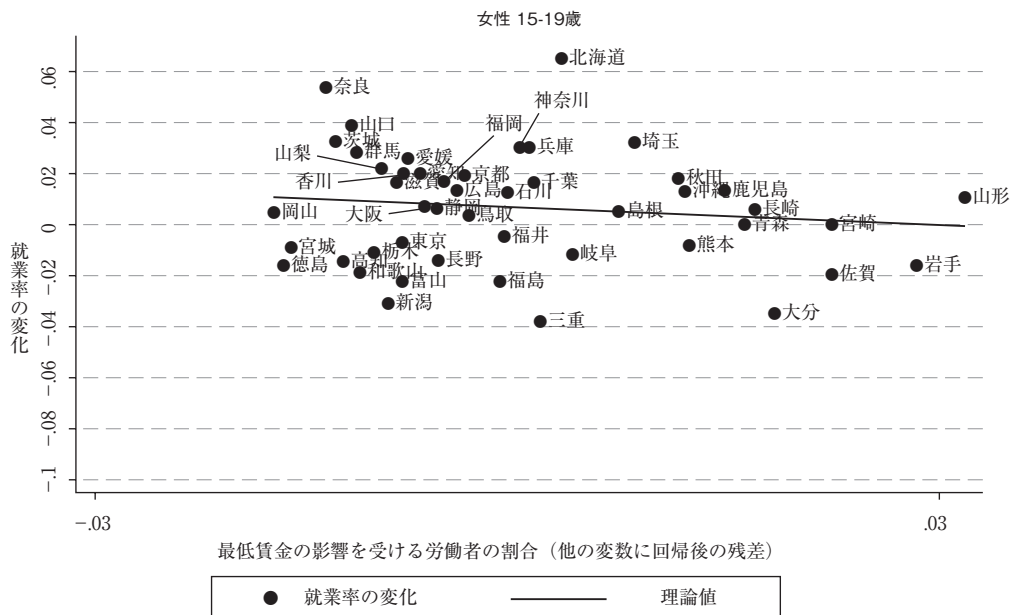


表 8A 最低賃金上昇の影響を受ける労働者の割合 (FA) と就業率の変化 (男性)

被説明変数：就業率の変化

年齢グループ	15-19		20-25		60-	
	FA_min	FA_max	FA_min	FA_max	FA_min	FA_max
FA	-0.23 (0.11)	-0.20 (0.12)	-0.26 (0.15)	-0.26 (0.14)	-0.02 (0.11)	-0.00 (0.11)
全人口に占める割合の変化	0.43 (0.60)	0.08 (0.58)	-1.31 (0.84)	-1.34 (0.82)	0.14 (0.36)	0.15 (0.36)
平均賃金の変化	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.02 (0.02)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
失業率の変化	-0.72 (0.45)	-0.70 (0.47)	-0.33 (0.71)	-0.27 (0.70)	-0.89 (0.39)	-0.88 (0.38)
定数項	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.01 (0.03)	0.02 (0.03)	-0.04 (0.01)	-0.04 (0.01)
年ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
観測数	188	188	188	188	188	188
決定係数	0.35	0.35	0.34	0.35	0.69	0.69

注：括弧内は標準誤差。被説明変数の標準誤差をウェイトとし、WLSによる回帰。

次に、最低賃金の上昇によって影響を受ける労働者の割合は都道府県ごとに異なる。この変動を用いて回帰分析を行ったところ、最低賃金の上昇は10代男性労働者と中年既婚女性の雇用を減少させることがわかった。ただし、10代男性労働者、中年既婚女性に対する影響についてはともにその影響は小さかった。これは分析期間の最低賃金の水準が比較的低く、最低賃金引き上げの影響を受ける労働者の割合が低いことに起因している。

これらの分析結果から、最低賃金の引き上げは貧困世帯を効率的にターゲットしていない点で有効な貧困削減策とはいえない。また、最低賃金の水準が引き続き引き上げられると、最低賃金引き上げの影響を受ける労働者が増大し、若年男性や中高年女性といった非熟練労働者の雇用を減少させる可能性もある。わが国において貧困削減や格差是正を求めるのであれば、勤労所得税額控除 (EITC) などの世帯単位の所得をターゲットにし

表 8B 女性

被説明変数：就業率の変化

年齢グループ FA	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	15-19		20-25		60-	
FA	FA_min	FA_max	FA_min	FA_max	FA_min	FA_max
FA	-0.37 (0.10)	-0.13 (0.11)	-0.09 (0.12)	-0.23 (0.12)	-0.10 (0.10)	-0.11 (0.08)
全人口に占める割合の変化	0.49 (0.64)	0.16 (0.64)	-1.43 (0.79)	-1.62 (0.80)	0.01 (0.22)	-0.01 (0.22)
平均賃金の変化	-0.02 (0.01)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
失業率の変化	-0.25 (0.59)	-0.18 (0.61)	0.04 (0.54)	0.05 (0.54)	-0.10 (0.29)	-0.07 (0.29)
定数項	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.03 (0.02)	0.05 (0.02)	-0.03 (0.01)	-0.03 (0.01)
年ダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y
観測数	188	188	188	188	188	188
決定係数	0.22	0.18	0.50	0.51	0.44	0.45

表 8C 女性、25-59 歳、既婚

被説明変数：就業率の変化

FA	(1)	(2)
	FA_min	FA_max
FA	-0.43 (0.13)	-0.82 (0.13)
全人口に占める割合の変化	0.49 (0.60)	0.81 (0.58)
平均賃金の変化	-0.03 (0.02)	-0.07 (0.02)
失業率の変化	-1.32 (0.78)	-1.38 (0.75)
定数項	0.11 (0.02)	0.18 (0.03)
年ダミー	Y	Y
観測数	188	188
決定係数	0.76	0.78

た貧困対策を採用する方が望ましく、引き続き研究が深められるべきであろう。

謝辞 この研究は経済産業研究所による「少子高齢化時代の労働政策へ向けて：日本の労働市場に関する基礎研究」の一環として行われた。また科学研究費補助金若手(A)20683003「経済格差の実証的把握と政策的な対応」の支援を受けている。『就業構造基本調査』のマクロデータの利用については総務省の許可を受けている。経済産業研究所、東京財団、日本経済学会におけるセミナー発表並びにポスター発表においては参加者から貴重なコメントをいただいた。以上、関連する方々のご理解とご協力に深く感謝します。

- 1) 駒村 (2003) の推計によれば、生活保護受給資格があると思われる家計のうち、実際に支援を受けている家計はわずか 18.5% である。
- 2) 最低賃金についての経済学者の見解の変遷については

Neumark and Wascher (2008) を参照されたい。

- 3) ここでの貧困ラインは投下世帯収入の平均値の 50% である。
- 4) ただし、橋本・浦川 (2006) の分析は、説明変数に被説明変数と相関の強い失業率が含まれているといった欠陥があることに留意しなければならないだろう。
- 5) その他に、Kawaguchi and Yamada (2007) は個票のパネルデータを用いた個人の固定効果推計によって、最低賃金の上昇に直接影響を受ける低賃金労働者は最低賃金の上昇によって失業する確率が高いことを示している。
- 6) 厚生労働省による「最低賃金のあり方研究会」の 2005 年の報告書では、産業別最低賃金の廃止も含めた改訂を推奨している。2001 年 1 月 25 日の厚生労働省の発表によれば、2000 年度では、450 万人が産業別最低賃金の対象であるのに対して、地域別最低賃金は 5200 万人を対象にしている。
- 7) ここでいう政府統計は、厚生労働省による『賃金決定状況調査』を指す。この調査は毎年 6 月に製造業、卸売・小売業、飲食、サービス業において 30 人以上を雇用している企業 1 万社を対象に行われている。
- 8) 2002 年まで、最低賃金は日給と時給で規定されていた。しかしながら、2002 年以降は日給の規定は廃止されている。
- 9) ただし、5 は平日の日数である。
- 10) 年間日数の区間はすべての年について、50 未満、50~99、100~149、150~199、200~249、250 以上である。1 週間の労働時間の区間は 1982、1987 年については、15 未満、15~21、22~34、35~42、43~48、49~59、60 以上であり、1992 年については、15 未満、15~21、22~34、35~42、43~45、46~48、49~59、60 以上であり、1997 年については、15 未満、15~21、22~34、35~42、43~48、49~59、60 以上、であり、2002 年については、15 未満、15~19、20~21、22~34、35~42、43~48、49~59、60 以上である。年間労働日数における最小区間、最大区間の最小値、最大値には 0、260 日を各々割り当てた。また、1 週間の労働時間における最小区間、最大区間の最小値、最大値には 0、80 時間を各々割り当てた。
- 11) 年取 (単位は万円) は以下のような区間で報告されている。2002 年については、50 未満、50~99、100~149、150~199、200~249、250~299、300~399、400~499、500~599、600

- ～699, 700～799, 800～899, 900～999, 1000～1499, 1500以上, 1992, 1997年については, 50未満, 50～99, 100～149, 150～199, 200～249, 250～299, 300～399, 400～499, 500～699, 700～999, 1000～1499, 1500以上, 1982, 1987年については, 50未満, 50～99, 100～149, 150～199, 200～249, 250～299, 300～399, 400～499, 500～699, 700～999, 1000以上である。各時点の年取を比較するために, 本稿では他の時点の区間を1982年の区間に統合することにする。
- 12) 『賃金構造基本統計調査』は日本の政府によって毎年実施される。この調査は全地域, 全産業(農業以外)からランダムに抽出されたサンプルを用いている。調査対象は県の規模に応じて決められ, 民間・公的部門において10人以上の労働者を抱える企業と5～9人の労働者を抱える民間企業を対象として行われる。労働者もまた, 各企業からランダムに選択される。ここで用いたのは, 政府が公開している都道府県別のデータである。
- 13) 例えば, 改訂前の最低賃金が時給700円で改訂後に時給750円に引き上げられたとすると, 改訂前の時点で時給700円から750円の間で働いていた労働者の割合がFAとなる。

参考文献

- 安部由起子・田中藍子(2007)「正規-パート賃金格差と地域別最低賃金の役割——1990年～2001年」『日本労働研究雑誌』No. 568, 77-92頁。
- 安部由起子・玉田桂子(2007)「最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察」『日本労働研究雑誌』No. 563, 31-47頁。
- 有賀健(2007)「新卒高卒者の労働市場」林文夫編『経済停滞の原因と制度』勁草書房, 第8章。
- 川口大司(2009)「最低賃金と雇用」大橋勇雄編著『労働需要の経済学』ミネルヴァ書房, 第8章。
- 駒村康平(2003)「低所得世帯の推計と生活保護制度」『三田商学研究』Vol. 46, No. 3, pp. 107-126。
- 橋本俊詔・浦川邦夫(2006)「“貧困との戦い”における最低賃金の役割」『日本の貧困研究』東京大学出版会, 第5章。
- 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. 593, 16-28頁。
- 勇上和史(2005)「都道府県データを用いた地域労働市場の分析——失業・無業の地域間格差に関する考察」『日本労働研究雑誌』No. 539, 4-16頁。
- Brown, Charles (1999) *Minimum Wages, Employment, and the Distribution of Income*, chapter 32, pp.2101-2163. Elsevier.
- Brown, Charles, Curtis Gilroy, and Andrew Kohen (1983) “The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 20, No. 2, pp. 487-528.
- Burkhauser, Richard V., Kenneth A. Couch, and David Wittenberg (1996) “Who Gets What from Minimum Wage Hikes: A Re-estimation of Card and Krueger’s Distributional Analysis in Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 49, No. 3, pp. 547-552.
- Card, David (1992) “Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1, pp. 22-37.

- Card, David and Alan Krueger (1995) *Myth and Measurement*. Princeton University Press.
- Cunningham, James (1981) “The Impact of Minimum Wages on Youth Employment, Hours of Work, and School Attendance: Cross-Sectional Evidence from the 1960 and 1970 Censuses,” In *The Economics of Legal Minimum Wages*, Simon Rottenberg Ed., pp.88-123, Washington D. C. : American Enterprise Institute.
- Ehrenberg, Ronald G., and Alan J. Marcus (1981) “Minimum Wages and Teenagers’ Enrollment-Employment Outcomes: A Multinomial Logit Model,” *Journal of Human Resources*, Vol. 17, No. 1, pp. 39-58.
- Kambayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi and Ken Yamada (2009) “Minimum Wage in Deflationary Economy: Experience of Japan, 1994-2003,” mimeograph.
- Kawaguchi, Daiji and Ken Yamada (2007) “The Impact of Minimum Wage on Female Employment in Japan,” *Contemporary Economic Policy*, Vol. 25, No. 1, pp. 107-118.
- Kennan, John (1995) “The Elusive Effects of Minimum Wages,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, No. 4, pp. 1949-1965.
- Leigh, Andrew (2009) “Who Benefits from the Earned Income Tax Credit? Incidence among Recipients, Coworkers and Firms,” *B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, forthcoming.
- Manning, Alan (2003) *Monopsony in Motion*. Princeton University Press.
- Neumark, David and Olena Nizalova (2007) “Minimum Wage Effects in the Longer Run,” *Journal of Human Resources*, Vol. 42, No. 2, pp. 435-452.
- Neumark, David and William Wascher (1995) “Minimum Wage Effects on Employment and School Enrollment,” *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 13, No. 2, pp. 199-206.
- (2004) “Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-National Analysis,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 57, No. 2, pp. 223-248.
- (2008) *Minimum Wages*. MIT Press.
- Rothstein, Jesse (2008) “The Unintended Consequences of Encouraging Work: Tax Incidence and the EITC,” mimeograph.
- Stigler, George (1946) “The Economics of Minimum Wage Legislation,” *American Economic Review*, Vol. 36, No. 3, pp. 358-365.

かわぐち・だいじ 一橋大学大学院経済学研究科准教授。経済産業研究所ファカルティフェロー。最近の主な論文に「労働政策評価の計量経済学」『日本労働研究雑誌』No. 579, pp. 16-26 など。労働経済学・応用計量経済学専攻。もり・ゆうこ 日本学術振興会特別研究員。一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程。おもな論文に「民主主義・経済成長・再分配」一橋大学大学院経済学研究科修士論文など。開発経済学・労働経済学専攻。