



RIETI Discussion Paper Series 13-J-009

最低賃金と若年雇用：2007年最低賃金法改正の影響

川口 大司
一橋大学

森 悠子
日本学術振興会



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

最低賃金と若年雇用：2007年最低賃金法改正の影響

川口大司（一橋大学）

森悠子（日本学術振興会）

要 旨

2007年の最低賃金法改正によって最低賃金の決定に生活保護費を考慮することが求められ、地域によっては最低賃金が大幅に引き上げられた。本稿では最低賃金の影響を最も強く受ける10代男女労働者に焦点をあて、最低賃金が賃金および雇用に与える影響を調べた。賃金については、最低賃金の10%の上昇が下位分位の賃金率を2.8~3.9%引き上げることが明らかになった。雇用については、最低賃金の10%の上昇は10代男女の就業率を5.25%ポイント減少させる効果があることが示された。10代男女の平均就業率が17%であることと比較すると、これは約30%の雇用の減少効果であり、最低賃金の雇用への弾力性がおよそ3であることを意味する。したがって、最低賃金の上昇は若年労働者に対して雇用減少効果をもつことが示唆された。経済状況の良い地域で最低賃金が上がりやすいという政策の内生性を考慮し、2007年時点の生活保護費と最低賃金の乖離額を操作変数とする推計を行ったが内生性がないという仮説は棄却されなかった。

キーワード：最低賃金、若年者雇用、賃金分布

JEL classification: J23, J38

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

本研究は独立行政法人経済産業研究所「労働市場制度改革」(座長：鶴光太郎 首席研究員)のプロジェクトの一環として行われたものである。本稿を作成するに当たっては、有賀健教授(京都大学)、鶴光太郎ファカルティフェロー(経済産業研究所)、山ロー一男教授(シカゴ大学)、並びに経済産業研究所ワークショップ参加者の方々から多くの有益なコメントを頂いた。

1 はじめに

この論文では2007年からの地域別最低賃金の大幅な引き上げが雇用に与えた影響を推定する。地域別の最低賃金は都道府県ごとに定められた賃金の最低水準であり、中央最低賃金審議会と地方最低賃金審議会が決定しているが、2007年7月の成長力底上げ戦略推進円卓会議の合意や2008年から施行された改正最低賃金法が地域別最低賃金の決定にあたって生活保護との整合性に配慮を求めたことを受けて最低賃金は上がっている。生活保護額と最低賃金額のギャップの大きさに依存して最低賃金の引き上げ幅には幅があり、2005年から2009年にかけての上昇率は3%（山陰地方の各県や九州地方の各県など）から11%（東京都、神奈川県）まで散らばりがある。賃金構造基本調査を用いた検証結果によれば、最低賃金の10%の引き上げは、各都道府県における10代男女の時間当たり賃金の10パーセント値を約4%引き上げる一方で、彼らの就業率を5.25%ポイント低下させることが明らかになった。10代男女の平均就業率が17%であることを考慮すると大きな影響である。

最低賃金が雇用に与える影響については非常に多くの研究蓄積があるが、2008年前後までの研究はNeumark and Wascher (2008)の第3章にほぼ網羅されている。彼らは最低賃金の引き上げが雇用への影響を与えないとするCard and Krueger (1994)などが与える印象に反して、系統的なサーベイによって最低賃金の引き上げが低技能労働者の雇用を減少させることを指摘している。このサーベイの中で最低賃金が雇用に与える影響を推定するうえで重要な点を2点あげている。一つはすべての産業が含まれたデータを用いることである。ファーストフード産業など最低賃金労働者を多く雇う産業だけに焦点を当てると、家族経営のレストランなどより労働集約的なほかの産業で雇用が減って、その分ファーストフード産業の雇用が増えるといった総合的な影響をとらえそこなう可能性があるためである。もう一つは最低賃金の引き上げから雇用への影響が出るまでのタイムラグを許すことである。

Neumark and Wascher (2008)において望ましいとして取り上げられている地域別のパネルデータを用いた研究でも、地域ごとの最低賃金水準の変更は地域の労働市場の状況とは独立になされるという政策の外生性を仮定した分析が大半である。しかしながら、Baskaya and Rubinstein (2011)は地域の経済状況が良いときに最低賃金が引き上げられるという政策の内生性を指摘し、政策の内生性を無視すると最低賃金の引き上げが雇用を減少させる効果は過小に推定されると指摘する。彼らはアメリカ各州の政治的風土が保守的であると最低賃金水準が低くなる傾向があることを利用して操作変数推定を行い、最小二乗推定の結果よりも雇用を減少させる効果が大きく推定されることを確認している。

最低賃金が雇用に与える影響については日本でも研究が蓄積しつつある。橘木・浦川 (2006)は2002年の就業構造基本調査を用いてKaitz指標が高いことが20代女性の賃金を上げる一方で、雇用は減らさないことを報告している。一方で勇上 (2005)は1990年と2000年の国勢調査の都道府県パネルデータを用いて、最低賃金と失業率には正の相関関係があ

ることを示している。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1977年から2002年までの5年ごと6時点の都道府県パネルデータを作成し、高い最低賃金が高校新卒者の初任給を上昇させる一方で求人数を減少させることを報告している。川口・森 (2009)は1982年から2002年までの就業構造基本調査を用いてCard (1992)の提案した最低賃金の影響率(Fraction Affected)を計算し、影響率が高い都道府県ほど、10代並びに既婚中年女性の就業率の低下が大きいことを発見した。以上が都道府県別のデータを用いた実証分析の結果であるが、Kawaguchi and Yamada (2007)は女性を対象とした家計経済研究所パネルの1993~1999年のデータを用いて、最低賃金引き上げの影響を受けやすい労働者ほど仕事を失いやすいことを示した。2007年以降の最低賃金の大幅な引き上げが非正規労働者の雇用に与えた影響を調べたものに慶應義塾家計パネル調査に基づくHiguchi (2013)があり、雇用を減らす効果はないと報告している。

以上のような研究背景のもと、この研究は2007年以降の日本の最低賃金の引き上げが雇用に与えた影響を大規模政府統計を用いて推定することで既存研究に加えて二つの貢献をする。一つは日本の政策論議に直接役立つ知識を大規模データを使って提供することである。もう一つはBaskaya and Rubinstein (2011)が提起した最低賃金政策の内生性に対して成長力底上げ戦略推進円卓会議の合意や最低賃金法の改正といった地域労働市場の状況からは独立な要因による地域最低賃金の外生的引き上げを自然実験として用い、政策の内生性がもたらすバイアスの深刻さを評価することである。

2 最低賃金法の改正と最低賃金の引き上げ

「最低賃金法の一部を改正する法律」(平成19年法律第129号)が平成20年(2008年)7月1日から施行された。地域別最低賃金の原則として第九条第三項に「(前項の)労働者の生計費を考慮するに当たっては、労働者が健康で文化的な最低限度の生活を営むことができるよう、生活保護に係る施策との整合性に配慮するものとする。」との一文が加わり、生活保護費の方が最低賃金よりも高い「逆転現象」の解消が目指されることになったことが最も重要な変化である。

この最低賃金法の改正を受けて、最低賃金を受け取りながらフルタイムで働いた時に得られる月収が生活保護を得た時に得られる生活保護総額を下回る「逆転現象」を2012年までの5年間で解消することを目指して最低賃金が引き上げられることになった。

具体的には

最低賃金労働者の手取り月収＝最低賃金額×173.8(標準的な月労働時間)×0.859(社会保障料などを考慮した可処分所得比率)

を

12~19歳で単身者が受け取る生活保護総額＝生活保護費(1類費+2類費+期末一時扶助+冬季加算)+住宅扶助

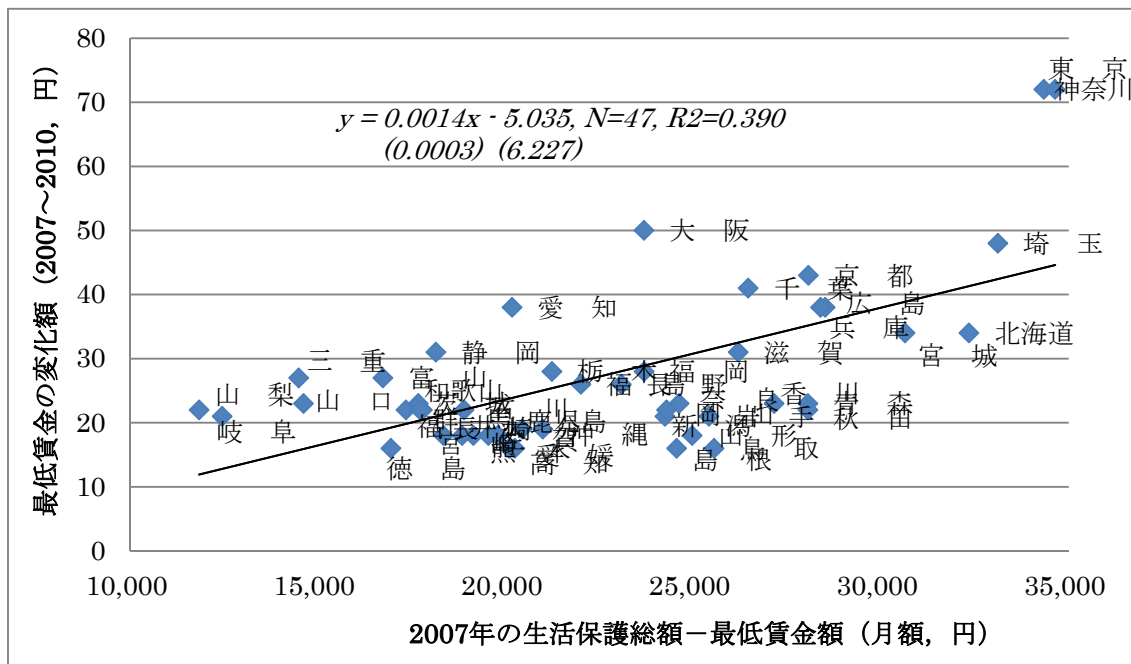
と比較することになった。ここで生活保護総額は住宅扶助を中心にして居住地域によって

金額が異なる。厚生労働省の審議会資料は労働者の地域別人口分布なども考慮しながら上記の生活保護総額を計算しているものと思われるが、筆者の調べた限りどのような人口分布を仮定しているのかわからなかったため、以下の議論では便宜的に県庁所在地に住んでいるものと仮定する。

47 都道府県ごとに設定されている地域別最低賃金は、全国の都道府県を4つに分けたランクごとに中央最低賃金審議会が時間当たり最低賃金の引き上げの「目安」を示し、それを受けて地方最低賃金審議会が引き上げ額を決定するという構造になっていた（詳しくは川口・森（2009）並びに Kawaguchi and Mori（2009）を参照のこと）。最低賃金法改正後に中央最低賃金審議会はランクごとの引き上げ幅の目安のほかに生活保護と最低賃金のかい離額も示すようになり、このかい離の解消のために地方最低賃金審議会は地方最低賃金の引き上げ額を引き上げるというのが基本構造になった。

地域別最低賃金額の決定にあたって生活保護額と最低賃金額のかい離の解消が目標の一つとなったことから2007年の時点でかい離幅が大きかった都道府県の方がその後の最低賃金引き上げの幅が大きかったことが予想される。この予想をデータで検証したのが図1である。このグラフは2007年時点の生活保護額と最低賃金額のかい離額を横軸に取り、2007年から2010年にかけての最低賃金の引き上げ額を縦軸にとったものである。グラフからは明確に右上がりの関係を読み取れ、かい離額が大きい都道府県で最低賃金の引き上げ額が大きかったことがわかる。例えば、東京都では生活保護額が最低賃金額を月額で約34,300円上回っていたため、1時間当たりの最低賃金額は2007年から2010年の3年間の間におよそ70円増額された。その一方で山梨県では生活保護額と最低賃金額のかい離が約11,800円であったため、最低賃金の引き上げ額は3年間で20円前後にとどまった。

図 1 最低賃金と生活保護の「逆転現象」と最低賃金の引き上げ



注：生活保護総額 - 最低賃金額は 12～19 歳で各県庁所在地に居住する単身者が受け取る生活保護費（1 類費 + 2 類費 + 期末一時扶助 + 冬季加算） + 住宅扶助より最低賃金額 × 173.8（標準的な月労働時間） × 0.859（社会保障料などを考慮した可処分所得比率）を引いて求めた。厚生労働省が発表するかい離額とは異なるため注意が必要である。回帰係数下のカッコ内には標準誤差が報告されている。

最小二乗法を用いた回帰分析の結果は、かい離額が月額で 1 万円増加すると時間当たり最低賃金銀額が平均的に 14 円上昇するという関係があることを示している。しかし 0.390 という決定係数が示すようにかい離幅が最低賃金引き上げ額のすべてを決めているわけではない。そもそもかい離額の推定値が、厚生労働省が公式に使っているものとは異なるという問題がある。しかしそれ以上に、地方最低賃金審議会が各地域の経済状況を見ながら地域別最低賃金を決めているという政策の内生性が大きな役割を果たしているようにも見える。例えば、東京、神奈川、埼玉、千葉、愛知、京都、大阪、広島といった大都市を抱える都道府県は回帰直線よりも上に位置しており、2007 年時点のかい離額より予想される平均的な最低賃金の引き上げ額よりも実際の引き上げ額の方が大きくなっている。これは最低賃金を上げてそれほど雇用への影響がないと地方最低賃金審議会が判断した結果だといえそうである。一方で、北海道、鳥取、島根、高知といった農村部の都道府県は回帰直線よりも下に位置している。これはかい離額から予測される平均的な引き上げ額に従って最低賃金を上げることが、雇用を減少させることを地方最低賃金審議会が懸念したためであろう。すなわち、最低賃金の変化額そのものを用いて、雇用の変化への影響を推定しようとするれば、雇用への悪影響が少ないと予測される地域ほど最低賃金の引き上げ額が大

きいという最低賃金政策の内生性の問題が発生することをこのグラフは示しているといえよう (Baskaya and Rubinstein, 2011)。

この最低賃金政策の内生性に対応しながら、最低賃金引き上げが雇用に与える影響を推定しようとするならば、2007年時点の生活保護総額と最低賃金額のかい離額を最低賃金引き上げ額の操作変数として使い、操作変数推定法を利用することが考えられる。ただし、この手法が有効であるためには2007年時点の生活保護総額と最低賃金額のかい離額が2007年から2010年にかけての各都道府県の雇用機会の増減とは直接関係しないことを確認する必要がある。

表 1 2007年における生活保護費と最低賃金の差額 (対数値) と失業率 (%)

	(1)	(2)	(3)	(4)
失業率 (2006年)	0.019 (0.031)			-0.039 (0.105)
失業率 (2007年)		0.023 (0.029)		0.106 (0.122)
失業率 (2008年)			0.015 (0.035)	-0.060 (0.086)
観察値数	47	47	47	47
決定係数	0.009	0.013	0.004	0.027

注：カッコ内は標準誤差。16歳から19歳の人口をウェイトとした推定を行った。

2007年時点の生活保護総額と最低賃金額のかい離額の都道府県ごとの違いは、労働市場の状況の違いというよりも住居費の違いが反映されたものと考えられるため、この操作変数の候補が各都道府県の雇用機会の増減と相関する可能性は理論的に考えても低い。この点を検証するために2007年時点の生活保護総額と最低賃金額のかい離額の自然対数値を、2007年時点あるいはその前後の都道府県別失業率に回帰した結果が表1である。この分析結果は、2007年時点の生活保護総額と最低賃金額のかい離額は2007年あるいは前後の年の失業率と正の関係を持つ傾向にあることを示している。例えば、第2列を見ると2007年の失業率が1%高いことが2007年時点のかい離幅が2.3%高いことを意味している。しかし、これは大きな相関関係とは言えないし統計的な有意性もない。前後の年の失業率を用いた分析を用いた分析を行っても結果は本質的に変化しない。これらより2007年時点の生活保護総額と最低賃金額のかい離額の自然対数値は地域労働市場の状態とは相関を持たず、最低賃金引き上げの操作変数として適切であることが示された。

3 データ

地域別最低賃金が賃金並びに雇用に与える影響を推定するため、47都道府県と2006年

10月から2010年9月までの4年間よりなるパネルデータを作成した。地域別最低賃金は毎年10月前後に改訂されるため、2007年の観察値とは2006年10月から2007年9月までの期間の観察値のことを指す。

47 都道府県ごとに設定された地域別最低賃金は労働調査会の出版する『最低賃金決定要覧』各年度版を参照した。

賃金に関しては厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の個票データを用いた分析を行った。『賃金構造基本統計調査』は、5人以上の常用労働者を雇用する民営事業所(5~9人の事業所については企業規模が5~9人の事業所に限る)、及び10人以上の常用労働者を雇用する公営事業所から都道府県、産業及び事業所規模別に一定の方法で抽出した事業所を対象に毎年6月の賃金並びに雇用状況を聞くものであり、調査対象となった事業所は一定の方法で抽出された労働者の所定内給与額、所定内実労働時間を回答する。毎年、約45,000事業所から集められた約120万人の情報が格納されている。

分析対象とする時間当たり賃金率は

賃金率 = (所定内給与額 - 通勤手当 - 精皆勤手当 - 家族手当) ÷ 所定内実労働時間数
と計算した。これは最低賃金法の定める時間当たり賃金率の計算方法に準拠したものである。

就業状態については総務省『労働力調査』基礎調査票・特定調査票両方の個票データを用いた分析を行った。労働力調査は毎月行われる調査で約4万世帯から約10万人の就業状態が記録されている。調査対象となった世帯員の就業状態は1. 主に仕事、2. 通学のかたわらに仕事、3. 家事のかたわらに仕事、4. 休業、5. 完全失業者、6. 通学、7. 家事、8. その他(高齢者など)、9. 不詳の9カテゴリで記録されているが、就業割合は(1+2+3) / (1+2+3+4+5+6+7+8)、就学割合は(2+6) / (1+2+3+4+5+6+7+8)、30~59男性失業率は5 / (1+2+3+4+5)で計算した。

地域別最低賃金は毎年10月前後に改訂されるため、この研究では2006年10月に発効した最低賃金を2007年6月の賃金並びに2006年10月~2007年9月の就業状態を説明するのに利用した。同様に2007年10月に発効した最低賃金を2008年6月の賃金並びに2007年10月~2008年9月の就業状態、2008年10月に発効した最低賃金を2009年6月の賃金並びに2008年10月~2009年9月の就業状態、2009年10月に発効した最低賃金を2010年6月の賃金並びに2009年10月~2010年9月の就業状態を説明するために利用する。

4 最低賃金の賃金への影響

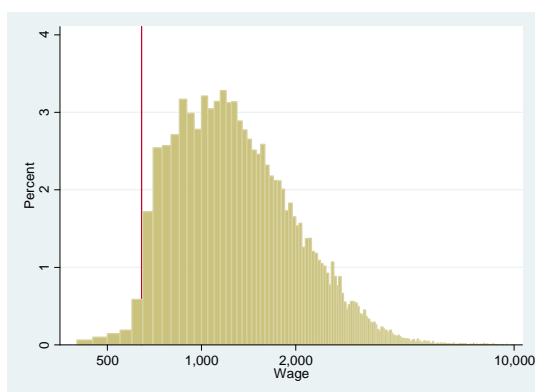
地域別最低賃金の水準が市場賃金を大きく下回っているとすれば、最低賃金は労働市場に対してなんらの影響も与えない。まず各年の各都道府県における最低賃金と賃金分布の関係を見ることで最低賃金がどの程度実際上の制約として機能しているかを見てみよう。図2は都市部を代表する都道府県である東京都と農村部を代表する北海道と沖縄県の

2007年と2010年における男女別賃金分布と都道府県別最低賃金の関係を示したものである。北海道と沖縄の図は2007年、2010年の両方の年において男女の賃金分布それぞれに最低賃金が食い込んでおり、相当数の労働者が最低賃金で働いていることがわかる。結果として最低賃金が賃金分布の形状を決定するにあたって重要な役割を果たしていることが見て取れる。対照的に東京の図は2007年の時点では最低賃金で働く労働者が少なく最低賃金水準が賃金分布の形状を決定しているとは言えない状況だったが、2010年には最低賃金で働くものが男女ともに増えて、賃金分布の形状が最低賃金水準で打ち切られるような形状に変化している。これは Kambayashi et al. (2010)が2003年までのデータを使い、最低賃金が制約として機能しているのは農村部においてであることを強調したのとは対照的で、2007年以降の最低賃金の引き上げによって最低賃金が都市部においても有効な制約として機能するようになったことを意味する。

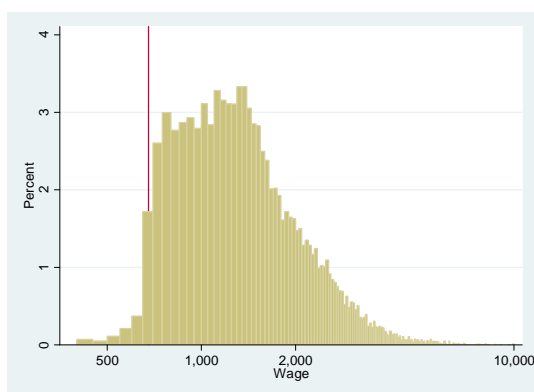
図 2 最低賃金と賃金分布

北海道

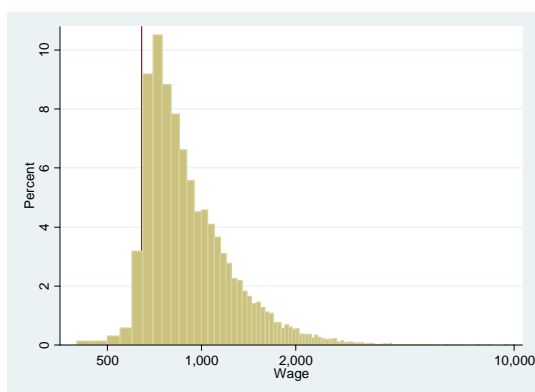
男性 2007年



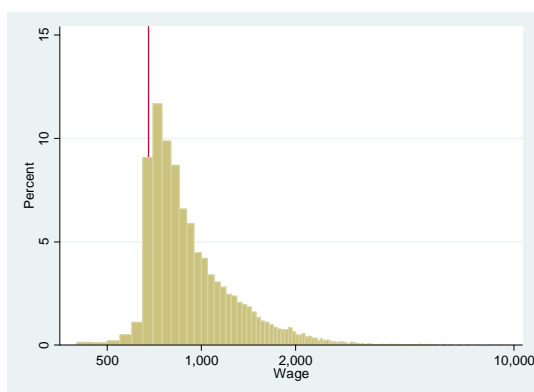
2010年



女性 2007年



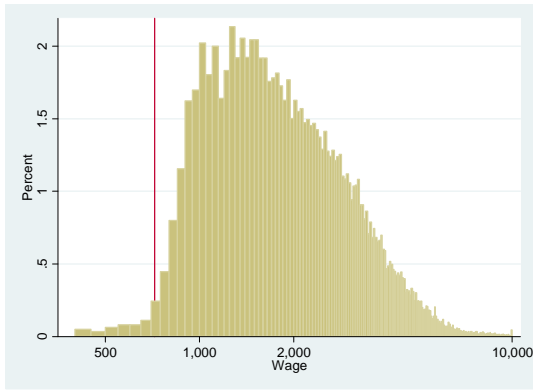
2010年



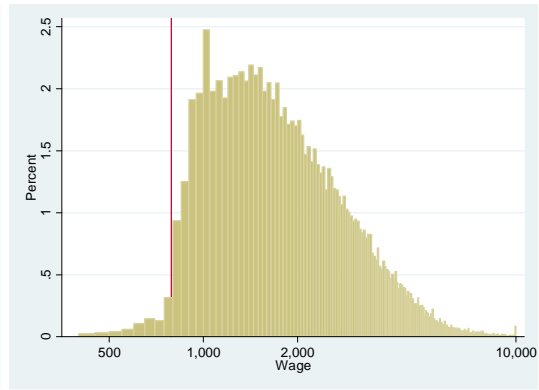
東京

男性 2007年

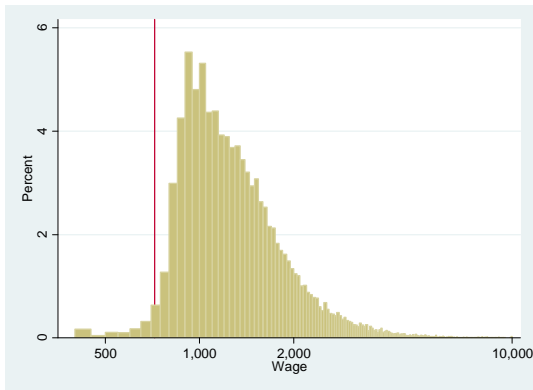
2010年



女性 2007年

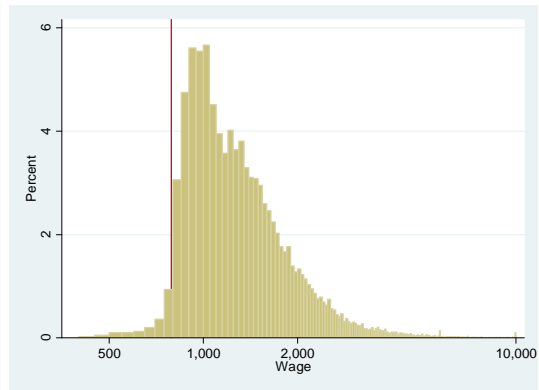


2010年

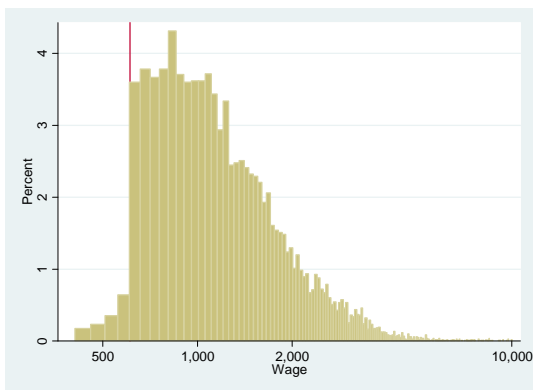


沖縄

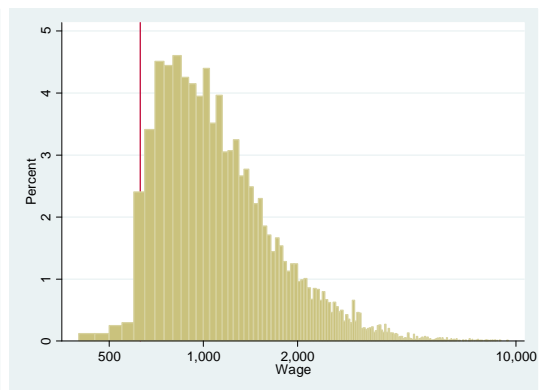
男性 2007年



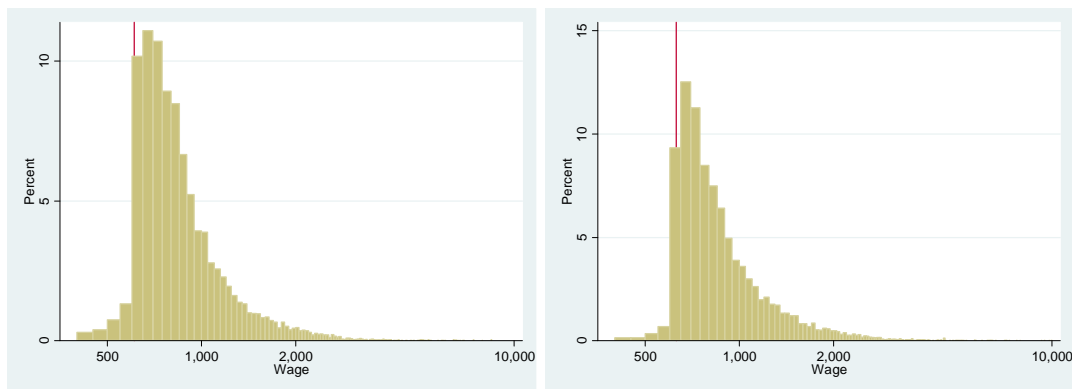
2010年



女性 2007年



2010年



2007年からの最低賃金の引き上げが労働者の賃金に少なからぬ影響を与えてきたことを見てきたが、労働者の属性ごとに賃金水準は異なるため、最低賃金引き上げの影響を受けた労働者と、ほぼ受けなかった労働者が存在するはずである。最低賃金引き上げの影響を受けなかった労働者を賃金や雇用への影響の分析に含めても、その影響を識別できる可能性は低いため、まずどのような属性を持った労働者が2007年から2010年にかけての最低賃金引き上げの影響を強く受けたかを見てみよう。表2は2007年時点の時間当たり賃金が2010年の最低賃金以下の労働者の割合を労働者の属性ごとに報告したものである。これによると男性よりも女性が最低賃金引き上げの影響を受けやすく、年齢階層としては16～19歳の若年、65歳以上の高齢者に最低賃金引き上げの影響を受けるものが多かったことがわかる。産業としては飲食・宿泊業が多いが、レストランのパート・アルバイト労働者に最低賃金労働者が多いことが影響していると思われる。また、職業的に見ると販売関連従事者、サービス関連職業従事者、保安関連職業従事者といった職種の労働者が強く影響を受けていることがわかる。

表2 誰が最低賃金引き上げの影響を受けるのか

2007年の属性	2007年賃金が2010年最賃以下の割合 (%)
性別	
男性	1.1
女性	3.8
年齢	
16～19	9.0
20～24	2.6
25～29	1.4
30～59	1.6
60～64	4.1
65～	7.5

産業	
鉱業	0.6
建築業	0.7
製造業	2.6
電気・ガス・熱供給業・水道業	0.2
情報通信業	0.5
運輸業	1.9
卸売業、小売業	2.8
金融業、保険業	0.9
不動産業	2.0
飲食店、宿泊業	4.5
医療、福祉	1.0
教育、学習支援業	1.2
複合サービス事業	0.8
サービス業	2.6
職業	
役職	0.1
専門的・技術的関連職業従事者	0.7
事務関連従事者	1.2
販売関連従事者	4.0
サービス関連職業従事者	4.7
保安関連職業従事者	4.5
運輸・通信関連従事者	2.6
生産工程・労務関連作業	3.7

最低賃金引き上げの影響を受けやすい典型的な低技能労働者として16歳から19歳の10代労働者が識別されたのは予想通りであった。この後の分析では多くの先行研究にならってこの層の労働者への影響に焦点を当てる。雇用労働者全体に占める10代労働者の割合は高くないため、マイナーな問題であるような印象を与えるかもしれないが、10代労働者、特に中学や高校を卒業して就業し始めたばかりの労働者にとって就業機会を得ることは職業訓練の機会を得ることでもあり、雇用確率や賃金水準に生涯にわたって永続的な影響を与える可能性もあるため重要な問題である (Neumark and Nizalova, 2007)。

16～19歳男女に注目して、まずは最低賃金引き上げの時間当たり賃金への影響を見てみよう。特に関心があるのは賃金分布の下位部分であるため、各都道府県の各年における16

～19歳男女の平均賃金だけではなくて、賃金分布の下位分位に対してどのような影響があるかにも注目する。具体的に推定する回帰モデルは以下のモデルである。

$$w_{it}^p = \beta_0^p + \beta_1^p mw_{it} + x_{it} \gamma^p + a_i^p + b_t^p + u_{it}^p \quad (1)$$

ここで w_{it}^p は都道府県 i の t 年における p 分位の賃金を表す。 mw_{it} は最低賃金を表し、 x_{it} は10代労働者の賃金分布の影響を与えうる労働市場の状況の代理指標である30～59歳男性失業率と、10代労働者の供給の労働市場全体への供給の大きさを示す16～19歳人口比率を導入した。分位としては10, 20, 30, 40パーセンタイルと、50パーセンタイル（中央値）並びに平均値を考えた。

表3 最低賃金（自然対数値）が男女16～19歳における下位分位賃金率（自然対数値）に与える影響、WLS推定

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
分位	10%	20%	30%	40%	中央値	平均値
最低賃金 (自然対数値)	0.390 (0.101)	0.275 (0.080)	0.327 (0.089)	0.138 (0.096)	0.090 (0.115)	0.217 (0.166)
30～59歳男性失業率	0.073 (0.261)	-0.080 (0.207)	-0.092 (0.231)	0.175 (0.247)	0.182 (0.299)	0.719 (0.429)
16～19歳人口比率	-0.130 (0.338)	-0.242 (0.267)	0.021 (0.299)	-0.259 (0.320)	-0.407 (0.387)	0.176 (0.555)
決定係数	0.981	0.989	0.987	0.984	0.977	0.948

注：観測値数188。カッコ内は標準誤差。すべての式に都道府県ダミー、年ダミーを含む。16～19歳人口をウエイトとした推定を行った。

表3は回帰分析の結果をまとめたものである。第1列の結果によれば、最低賃金が10%上がると賃金分布の10パーセンタイルは3.9%上昇することになる。第2列、第3列の結果は、最低賃金が10%上がると20パーセンタイルは2.75%、30パーセンタイルは3.27%上昇することがわかる。ここまでの影響は統計的に有意にゼロとは異なる。しかし、最低賃金が10%の上昇は40パーセンタイルを1.38%、中央値を0.90%引き上げるものの統計的な有意性はないという結果になった。また、平均賃金への影響は2.17%の引き上げと比較的大きいものこれも統計的な有意性はない。なお、地域の労働市場の状態を代理する30～59歳男性失業率並びに16～19歳人口比率は賃金分布のどこの部分にも統計的に有意な影響を与えていなかった。これらの結果は最低賃金の引き上げが10代労働者の賃金分布

の下位部分を引き上げたことを意味している。この結果は最低賃金が高卒初任給を引き上げる効果を持つという有賀（2007）の研究結果と整合的である。

5 最低賃金と雇用

ここまでの分析で 2007 年からの最低賃金の引き上げが 10 代労働者の賃金を引き上げる効果を持ったことを見てきた。この賃金引き上げが彼らの雇用の減少をもたらすかが次の問題となる。この問題に答えるために以下の回帰モデルを推定することを考える。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 mw_{it} + x_{it}\gamma + a_i + b_t + u_{it}, \quad (2)$$

ここで y_{it} は都道府県 i の t 年における 10 代労働者の就業率、 mw_{it} は都道府県 i の t 年における最低賃金、 x_{it} は都道府県 i の t 年における景気指標としての 30～59 歳男性失業率・平均賃金並びに若年の相対的供給指標である 16～19 歳人口比率である。なお、16～19 歳男女の就業率の決定要因として彼らの就学率を制御すべきかどうかに関しては議論がある。就学率が高い都道府県では当然就業率は下がるので、もしも就学率が外生的に決定されているとするならば就学率は制御すべき要因となる。しかし、就学率自体が最低賃金水準によって決定されているので、就学率を制御することによって最低賃金の効果が就学率の効果としてとらえられてしまう点が懸念される。よって、この論文では就学率を制御した結果と制御しない結果の双方を報告することにする。なお、 a_i は都道府県の b_t は年の固定効果をそれぞれ示している。

上記のモデルを推定するにあたって、心配しなければいけないのは、観察不能な要因によって 10 代労働者の就業状態が高まるような状況で、その都道府県の最低賃金が高くなるという政策の内生性によって mw_{it} と u_{it} が正の偏相関を持つ可能性である。この場合、 β_1 の最小二乗推定量 $\hat{\beta}_1$ には上方バイアスがかかり、最低賃金が雇用を減らす β_1 が負の状況であっても $\hat{\beta}_1$ が負の値を取らない可能性がある。

この政策の内生性に対応するため、先述したように 2007 年時点の生活保護水準と最低賃金のかい離額を操作変数に用いた推定を行う。ここでは 2007 年時点の生活保護水準と最低賃金のかい離額を 5 年かけて埋めることが目標とされたことを用いて、2008 年から 2012 年にかけての予測される最低賃金額を操作変数として用いた推定を行う。よって、操作変数推定法における第 1 段階目の推定式は以下のように与えられる。

$$mw_{it} = \delta_0 + \delta_1 (mw_{i2007} + \frac{t-2007}{5} (lp_{i2007} - mw_{i2007})) + x_{it}\gamma + c_i + d_t + e_{it}, \quad (3)$$

ここで、 lp_{i2007} は 2007 年時点における都道府県 i の生活保護額である。ここでは 5 年の期間の中で均等にかい離が埋められていくことを仮定している。この定式化は最低賃金引き

上げの過程を忠実に再現しているとは言えないかもしれないが、あくまでも操作変数であるため、仮に定式化が誤っているとしても、ここで仮定した最低賃金引き上げ計画から予想される最低賃金額と実際の最低賃金額が十分な偏相関を持ち ($\delta_1 \neq 0$)、10代労働者の就業率への一時的なショックと相関を持たないならば ($E(u_{it}|mw_{it}, x_{it}, a_i, b_t, lp_{i2007}, mw_{i2007}) = E(u_{it}|mw_{it}, x_{it}, a_i, b_t)$)、操作変数推定量は一致推定量となる。

なお、各都道府県における10代労働者の就業率は都道府県によって異なる精度で推定されているため、回帰分析においては、「分析対象人口 / (就業割合 × (1 - 就業割合))」を重みとした加重推定を行う。

推定に当たって用いるのは47都道府県の2007年から2010年の4年間のデータである。そのため観測数は188となる。分析データにおける年の定義は最低賃金改定の時期に合わせて前年10月から本年9月までの期間である。表4は分析データの記述統計量を報告している。最低賃金予測値は生活保護額と最低賃金額の乖離を埋めるために予想される最低賃金額であるが、この額の平均値が実際の最低賃金の平均値を下回っていることは経済情勢を勘案しながら予定よりも遅いペースで最低賃金の引き上げがなされたことを意味している。分析の焦点となる16～19歳男女就業率は全国単純平均で17%だが、8%から29%までばらつきがある。なお、16～19歳は就学しているものが多い年齢層であり、約85%が就学中である。若年の供給要因を制御するための16～19歳人口比率、労働市場の全般的状況を制御するための30～59歳男子の失業率ならびに平均賃金の記述統計量も報告してある。

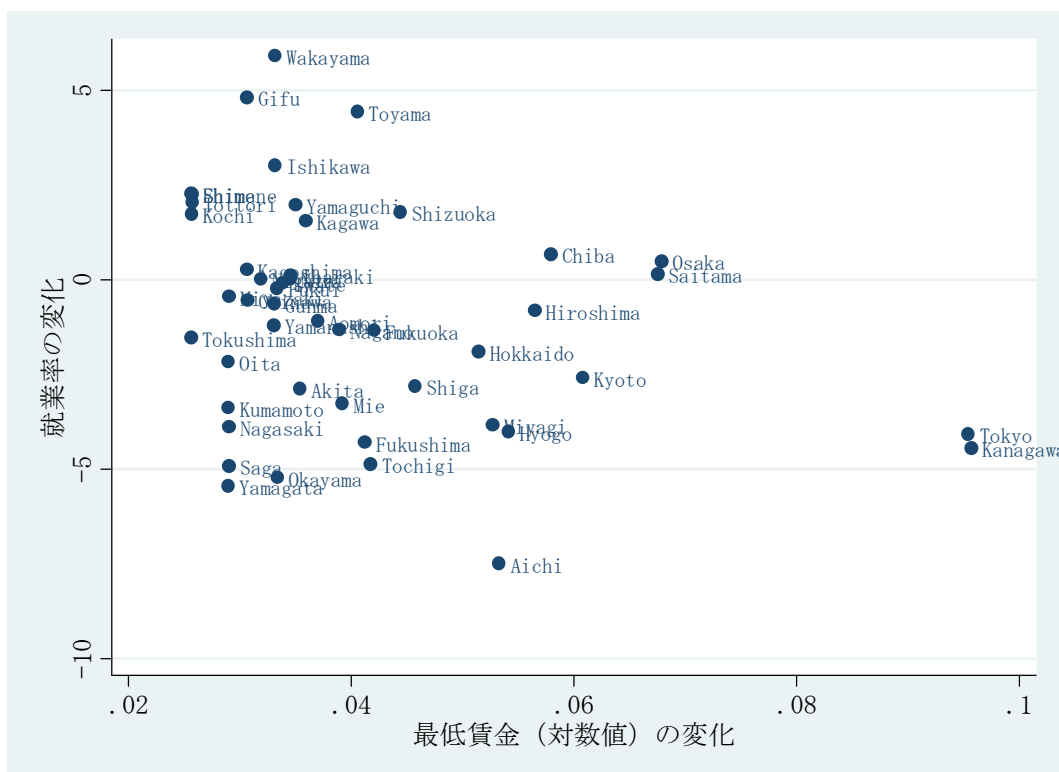
表4 記述統計量、47都道府県、2007～2010年

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
最低賃金	661.95	38.86	610	791
最低賃金予測値	691.95	50.21	610	857.00
16～19歳男女就業率	0.17	0.04	0.08	0.29
16～19歳人口割合	0.05	0.01	0.03	0.07
16～19歳の就学率	0.847	0.044	0.536	0.950
30～59歳男性失業率	0.04	0.01	0.02	0.07
30～59歳男性平均賃金	2,006	243	1,565	2,910

注：観察数は188。

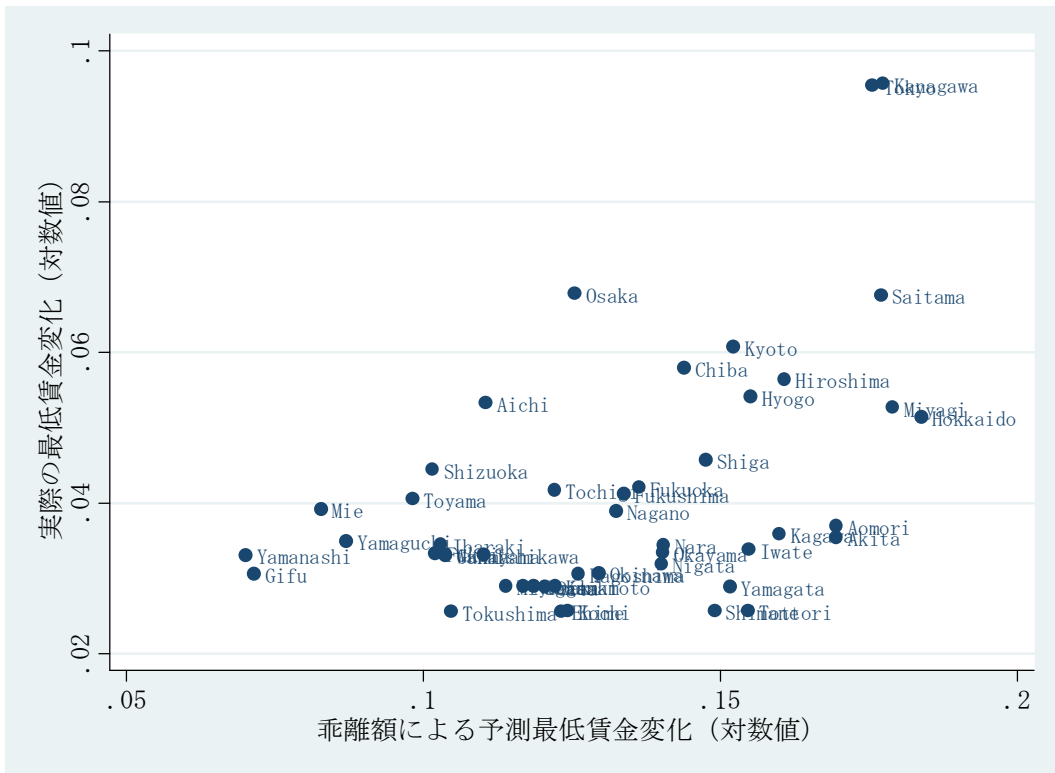
実際の回帰分析を行う前にデータの様子を見てみよう。図3は横軸に2007年と2010年の最低賃金の自然対数値の差を取り、縦軸に同期間の16～19歳男女の就業率(%)の差を取ったものである。この図を見ると大まかに右下がりの関係を認めることができるため、最低賃金の引き上げが大きかった都道府県ほど16～19歳男女の就業率が落ち込んだことが確認できる。

図 3 最低賃金の上昇と就業率の変化、16～19 歳男女



さらに操作変数推定法に対応する図を見ていこう。まずは第一段階の推定におおよそ対応する、生活保護額と最低賃金額のかい離を埋めるための 2007 年から 2010 年にかけての予想最低賃金引き上げ幅と実際の最低賃金引き上げ幅の関係を見てみよう。図 4 は生活保護額と最低賃金額のかい離を埋めるための予想最低賃金の引き上げ幅を横軸に取り、実際の最低賃金引き上げ幅を縦軸に取ったものである。この図は右上がりの関係を示しており、生活保護額と最低賃金額のかい離を埋めるという政策目標に忠実に最低賃金が引き上げられてきたことを示している。しかしその傾きは大幅に 1 を下回っており、北海道や東北地方の都道府県を中心に予想を下回る最低賃金の引き上げしか行われなかったこともわかる。これは 2008 年夏の金融危機など労働市場への負のショックに配慮して、最低賃金の引き上げ幅を抑えてきたことの影響だと考えることもできる。

図4 2007年における最低賃金と生活保護費のかい離額から予測される2007～2010年における最低賃金の引き上げ幅と実際の引き上げ幅（対数值、時給換算）



次に操作変数推定法の誘導系に当たる関係を見てみよう。図5は横軸に生活保護額と最低賃金額のかい離を埋めるために予想される最低賃金の引き上げ幅を取り、縦軸に16～19歳男女の就業率を取ったものである。これを見ると逆転現象解消のために必要な最低賃金引き上げ額が大きかった地域ほど就業率の落ち込みが平均的に激しかったことがわかる。例えば、神奈川県は逆転現象解消のために必要とされる最低賃金の引き上げが約5.5% (0.055 ログポイント)であったが、就業率は5%ポイントほど落ち込んでいる。一方で、想定される最低賃金引き上げ額が2.5%にとどまった岐阜県の実績は5%ポイント上がった。図4で観察される関係と図5で観察される関係を考えあわせると、生活保護額と最低賃金額の逆転額が大きい都道府県では平均的に最低賃金が引き上げられ、そのことが16～19歳男女の就業率を低下させたということが言えそうである。

図5 2007～2010年における予測最低賃金変化（対数値）と就業率の変化

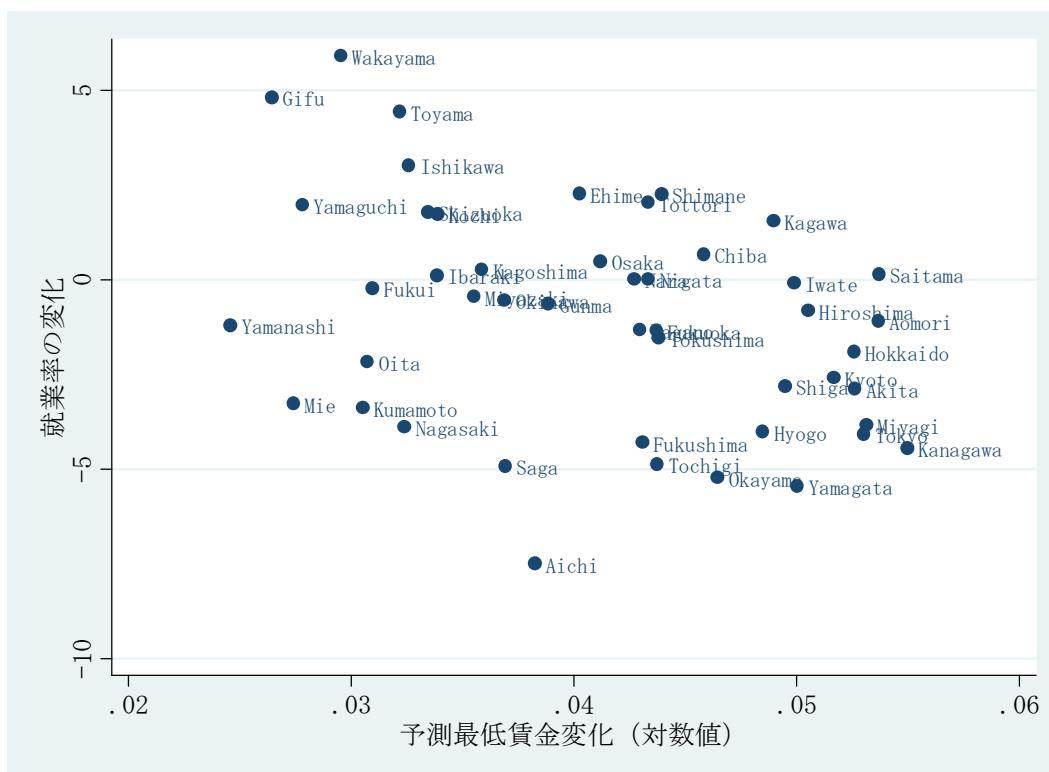


表5は最低賃金額の決定式を推定した結果である。この推定は操作変数法の第1段階の推定に当たる。最低賃金予測値は、2007年時点の生活保護費と最低賃金の差額を5年間で均等に解消した場合に予想される各年の最低賃金額を指しているが、第1列の結果によると最低賃金の予測額が10%上がると実際の最低賃金額が4.05%上がることがわかる。係数が1よりも大幅に小さくなったのにはいくつかの要因がある。第一に2007年時点の生活保護額を計算する際に各都道府県県庁所在地在住者のものを使ったことが生活保護額の過大推定になったことが考えられる。第二に各都道府県の経済状況を見ながら最低賃金の上げ幅を決めたために予定通りの最低賃金引き上げができなかったことがあげられる。もっとも、地域の労働市場の指標として用いた30～59歳男性失業率が高いことが最低賃金額を引き上げる傾向があることも示唆されており、それほど明確な政策の内生性はなかったのかもしれない。16～19歳の人口比率が高いことは最低賃金を引き下げる傾向にあるが、統計的に有意な関係は観察されない。

第2列は労働市場動向の代理指標として男性30～59平均賃金を追加したもの、第3列は16～19歳の就学率を制御したものであるが、予測される最低賃金額と実際の最低賃金額の関係はほとんど変化しなかった。第4列は毎年の観察値を用いる代わりに2007年から2010年にかけての最低賃金額の変化を予測される最低賃金額の変化に回帰した階差推定の結果である。この推定においても係数の値は若干小さくなったものの毎年のデータを用いた結

果とはほぼ同様の結果を得ることができた。

まとめると、生活保護額と最低賃金額の逆転現象を解消するために予測される最低賃金額の上昇は、実際の最低賃金額の上昇をよく説明できることが分かった。毎年のデータを使った推定においてはどの推定結果でも最低賃金予測値への推定係数のt値は8前後の値を取っており、弱い操作変数がもたらす操作変数推定量のバイアスの問題は重大ではないといえよう。また、2007年と2010年のデータのみを用いた階差推定においてもt値は4前後の大きな値を取っており、操作変数は内生変数と十分に強い偏相関を持っているといえる。

表5 最低賃金額（自然対数値）の決定

手法	(1) WLS	(2) WLS	(3) WLS	(4) 3年階差
最低賃金予測値 の自然対数	0.405 (0.050)	0.410 (0.051)	0.399 (0.050)	0.301 (0.075)
30～59歳男性失業率	0.368 (0.143)	0.357 (0.145)	0.342 (0.143)	0.394 (0.254)
16～19歳人口比率	-0.148 (0.184)	-0.133 (0.186)	-0.180 (0.184)	0.163 (0.364)
男性30～59平均賃金	-	0.020 (0.032)	-	-
16～19歳の就学率	-	-	0.036 (0.022)	-
観察値数	188	188	188	47
決定係数	0.991	0.991	0.991	0.283

注：カッコ内は標準誤差。係数を報告していないがすべての定式化には定数項が含まれる。第1列から第3列の推定には都道府県ダミーと年ダミーを含む。16～19歳男女の就業率における標準誤差の逆数をウェイトとした推定を行った。最低賃金予測値は、2007年時点の生活保護費と最低賃金の差額を5年間で均等に解消した場合に予想される各年の最低賃金額で定義される。

次に最低賃金が16～19歳男女の就業率に与えた影響を見てみよう。表6は就業率を最低賃金に回帰分析した結果をまとめたものである。第1列に報告されている加重最小二乗法による推定結果によると最低賃金が10%上がると16～19歳男女の就業率は5.25%ポイント低下する。これは標本期間の16～19歳男女の就業率の平均値が17%であったことを考えると大きな係数である。地域の労働市場の状況を制御するために含めた30～59歳男性失業率であるが、予想通り失業率が高い地域では若年の就業率は低い。しかしながらその影響

は統計的には有意ではない。また、16～19歳人口比率が高まると就業率が低下する傾向がある。これは若年人口が大きいと混雑現象が起こり若年労働市場が厳しくなるという国際比較研究の結果とも整合的だといえる（Korenman and Neumark, 2000）。

次に第2列に報告されているのが、生活保護額と最低賃金額の逆転幅より予測される最低賃金の予測値を操作変数として用いた推定結果である。先に表5でみたように最低賃金の予測値は実際の最低賃金をよく説明するため、1段階目のF値は64を超えており、弱い操作変数の問題は無視できる。最低賃金の係数について、操作変数推定値は最小二乗推定値よりも小さな値を取っており、最小二乗推定量に上方バイアスがかかっていたことを示唆している。最低賃金額の内生性は最小二乗推定量に上方バイアスをもたらすことが予測されていたが、その予測と整合的な結果である。ただし、二つの推定値の間に統計的に有意な差がないという帰無仮説を一変数のハウスマン検定によって検証したところ、t値が1.615と帰無仮説が棄却されない結果となった。これは最低賃金額の内生性は無視できてOLS推定量が不偏性と一致性を持つことを意味する。また、30～59歳男性失業率や30～59歳男性平均賃金の係数にはほとんど変化がなかった。推定量の効率性を考えると最小二乗推定量を用いて統計的推論を行うことが望ましいため、最低賃金が10%上がると16～19歳男女の就業率は5.25%ポイント低下するという結論となる。

表6 最低賃金が16～19歳男女の就業率に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
手法	WLS	WIV	WLS	WIV	WLS	WIV	3年 階差	3年 階差 IV
最低賃金	-0.525	-0.942	-0.515	-0.891	-0.305	-0.778	-0.490	-1.125
(自然対数)	(0.228)	(0.344)	(0.229)	(0.343)	(0.196)	(0.298)	(0.254)	(0.500)
30～59歳	-0.247	-0.214	-0.313	-0.277	0.005	0.028	-0.419	-0.305
男性失業率	(0.448)	(0.385)	(0.455)	(0.389)	(0.381)	(0.329)	(0.487)	(0.505)
16～19歳	-0.900	-0.903	-0.826	-0.835	-0.476	-0.500	-0.897	-0.707
人口比率	(0.590)	(0.506)	(0.597)	(0.509)	(0.503)	(0.434)	(0.712)	(0.740)
30～59歳男 性平均賃金	-	-	0.088	0.080	-	-	-	-
16～19歳	-	-	(0.103)	(0.088)	-0.446	-0.423	-	-
就学率					(0.061)	(0.054)		
第一段階								
F値	-	64.48	-	64.04	-	63.19	-	15.96
Hausman								
検定、t値	-	1.615	-	1.468	-	2.103	-	1.476
観察値数	188	188	188	188	188	188	47	47

決定係数	0.784	0.779	0.785	0.781	0.846	0.839	0.130	0.004
------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：カッコ内は標準誤差。第 1 列から第 6 列の推定には都道府県ダミーと年ダミーを含む。被説明変数の標準誤差の逆数をウェイトとした推定を行った。操作変数推定法においては最低賃金の操作変数として、2007 年時点の生活保護費と最低賃金の差額を 5 年間で均等に解消した場合に予想される各年の最低賃金額を用いた。

次に地域の労働市場の状況を制御する変数として 30～59 歳男性平均賃金を加えた推定結果を報告した第 3 列と第 4 列の見てみると、第 3 列の最小二乗推定値も第 4 列の操作変数推定値も先の結果とほとんど違いがないことが分かった。ここでもハウスマン検定の結果を見てみると二つの推定値の間に統計的な差はないという帰無仮説が棄却されず、最小二乗推定量が望ましい推定量であることが示されている。最低賃金が 10%上がると 16～19 歳男女の就業率は 5.15%ポイント低下するという先の分析結果とほぼ変わらない結果が得られた。

第 5 列は 16～19 歳就学率を制御した最小二乗推定による推定結果を報告している。就業率が 10%ポイント上昇すると就業率は 4.46%ポイント減少するという予想通りの結果が得られているが、最低賃金の係数は第 1 列の結果に比べると正の方向にずれて統計的な有意性も失われている。この結果は就学率を制御しないと最低賃金の推計値に「負のバイアス」がかかることを示唆している。これは最低賃金が高い地域は就学率が高い一方で就業率が低いため、就学率を説明変数に含めないと就学率が就業率に与える負の効果を最低賃金にとらえるためである。しかしながら、就学率も就業率とともに最低賃金の影響を受ける変数であるため、これを説明変数として用いると過剰制御になることが懸念される。例えば最低賃金が高いことが高卒以下の労働者の就業機会を減らし、そのことが就学率を引き上げているとしよう。ここで就学率を制御すると、このメカニズムによって最低賃金が就業率に与える効果は就学率の効果としてとらえられてしまい、最低賃金の就業への負の効果が過小に推計されてしまう。就業機会のない若年層が学校にとどまるという可能性は高いため、就業率を制御しない結果の方が望ましい結果だと判断する。なお、操作変数推定法を行うと係数は負の方向に動いており、今までの結果と整合的である。

第 7 列は 2007 年と 2010 年のデータのみを使った階差推定の結果であるが最低賃金の係数は第 1 列の毎年のデータを用いた推定結果とほぼ変わらない。また、操作変数推定を行うと係数が負の方向にずれるのも今までの推定結果と同じであるが、階差モデルの最小二乗推定値と操作変数推定値の値が異ならいことを帰無仮説としたハウスマン検定の結果は帰無仮説を棄却しない。そのため、望ましいのは最小二乗推定値ということになる。

ここまでの議論を総合的にまとめると 16～19 歳男女就業率を地域最低賃金額の自然対数値に加重最小二乗回帰した第 1 列目の推定結果が頑健であり、最も望ましい推定結果だといえる。繰り返すと、最低賃金が 10%上がると 16～19 歳男女の就業率は 5.25%ポイント低下するということである。標本期間中の 16～19 歳男女の平均就業率が 17%であることを考

えると約 30%の雇用の減少であり、最低賃金の雇用への弾力性はおよそ 3 ということになる。これは Neumark and Wascher (2008)においてサーベイされている先行研究に照らしめても大きな値だといえる。

表 7 最低賃金が 16～19 歳男女の平均労働時間（対数値）に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
データ	労働力調査		賃金構造基本統計調査	
手法	WLS	WIV	WLS	WIV
最低賃金	-0.771	-0.713	-0.785	1.233
(自然対数)	(0.936)	(1.513)	(0.863)	(1.408)
30～59 歳	-0.300	-0.303	2.102	2.031
男性失業率	(1.654)	(1.403)	(1.436)	(1.242)
分析対象	6.331	6.350	-0.911	-0.437
人口比率	(2.751)	(2.369)	(2.208)	(1.929)
決定係数	0.810	0.810	0.877	0.872

注：観察数は 188。カッコ内は標準誤差。すべての定式化には都道府県ダミーと年ダミーを含む。労働力調査を用いた推定の被説明変数は前週の労働時間の平均値の自然対数を取ったもの。賃金構造基本統計調査の被説明変数は所定内労働時間と超過労働時間を合わせた労働時間（月）の平均値の自然対数を取ったもの。被説明変数の標準誤差の逆数をウエイトとした推定を行った。最低賃金の操作変数として、2007 年時点の生活保護費と最低賃金の差額を 5 年間で均等に解消した場合に予想される各年の最低賃金額を用いた。

ここまでの推定は最低賃金が 16～19 歳男女の雇用に与える影響を調べてきたが、雇われていることを条件づけたうえでの労働時間への影響も考えられる。特に考えられるのが高い最低賃金によって労働時間が短くなるという可能性である。ここまでの用いてきた労働力調査は調査の前週の労働時間を聞いており、賃金構造基本統計調査は 6 月の所定内労働時間と超過労働時間を聞いている。これらの情報を用いて週当たりあるいは月当たりの合計労働時間の対数値を最低賃金の自然対数値、並びにその他の説明変数に回帰した結果を報告しているのが表 7 である。第 1 列に報告されている労働力調査と加重最小二乗法を用いた推定結果によると最低賃金が 10%上がると労働時間は 7.71%減る。ただしこの推定結果は不正確であり統計的に有意に 0 とは異なる。生活保護額と最低賃金額の逆転解消を目的としたときに予測される最低賃金額を操作変数として用いた推定結果が第 2 列に報告されているがそれほど推定結果は変わらず、統計的な有意性はない。第 3 列に報告されている賃金構造基本統計調査と加重最小二乗法を用いた推定結果は労働力調査を用いた推定結果とほぼ同じ推定結果をもたらしている。しかし、第 4 列に報告されている加重操作

変数法を用いた推定結果は全く逆の符号を示している。ただし、第 3 列、第 4 列の推定係数共に標準誤差が大きくどちらも統計的にゼロとは有意に異ならない。

推定結果をまとめると、最低賃金が働いている 16~19 歳男女の労働時間に与える影響は明確に推定されなかった。

6 結論

2007 年からの地域別最低賃金の大幅な引き上げが雇用に与えた影響を推定した。推定に当たっては雇用状況が良い地域ほど最低賃金引き上げが起りやすいという最低賃金政策の内生性に対応するため、生活保護額と最低賃金額の逆転を解消するという 2007 年からの政策を最低賃金の操作変数として推定を行った。結果として 16~19 歳男女の就業率を対象にした分析にあたっては、政策の内生性の影響は無視しうることが明らかになった。加重最小二乗推定の結果は最低賃金が 10%上がると 16~19 歳男女の就業率は 5.25%ポイント低下すること示した。標本期間中の 16~19 歳男女の平均就業率が 17%であることを考えると約 30%の雇用の減少であり、最低賃金の雇用への弾力性はおよそ 3 である。

最低賃金の引き上げが若年雇用に負の影響を与えることが明らかになったが、この論文では明らかにされていない課題がいくつかある。一つは他の属性を持つ労働者への影響である。最低賃金の引き上げが 16~19 歳男女の雇用を減らしたことは代替・補完関係を通じて直接の影響を受けない労働者の雇用に影響を与えた可能性がある。また、最低賃金引き上げの直接の目的である貧困削減が世帯レベルで実現したかもこの論文では検証していない。これらの問題は将来の研究課題である。

参考文献

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.

川口 大司・森 悠子 (2009)「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」 『日本労働研究雑誌』 第 51 巻第 12 号, pp. 41-54.

橘木 俊詔・浦川 邦夫 (2006)『日本の貧困研究』 東京大学出版会.

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』 第 47 巻第 6 号, pp. 4-16.

Baskaya, Yusuf Soner and Yona Rubinstein (2011) "Using Federal Minimum Wages to Identify the Impact of Minimum Wages on Employment and Earnings across the U.S. States," London School of Economics and Political Science.

Card, David (1992) "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage," *Industrial and labor relations review*, 46(1), 22-37.

Card, David and Alan B. Krueger (1994) "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania," *American Economic Review*, 84(4), 772-93.

Higuchi, Yoshio (2013) "The Dynamics of Poverty and the Promotion of Transition from Non-Regular to Regular Employment in Japan: Economic Effects of Minimum Wage Revision and Job Training Support," *Japanese Economic Review*, forthcoming.

Kambayashi, Ryo, Daiji Kawaguchi and Ken Yamada (2010) "The Minimum Wage in a Deflationary Economy: The Japanese Experience, 1994-2003," IZA Discussion Papers. Institute for the Study of Labor (IZA).

Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2009) "Is Minimum Wage an Effective Anti-Poverty Policy in Japan?," *Pacific Economic Review*, 14(4), 532-54.

Kawaguchi, Daiji and Ken Yamada (2007) "The Impact of the Minimum Wage on Female Employment in Japan," *Contemporary Economic Policy*, 25(1), 107-18.

Korenman, Sanders and David Neumark (2000) "Cohort Crowding and Youth Labor Markets (a Cross-National Analysis)," D. G. Blanchflower and R. B. Freeman, *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*. University of Chicago Press, 57-106.

Neumark, David and Olena Nizalova (2007) "Minimum Wage Effects in the Longer Run," *Journal of Human Resources*, 42(2).

Neumark, David and William Wascher (2008) *Minimum Wages*. MIT Press.