

産業別最低賃金の適用のあるケース

	産業別最低賃金未満		産業別最賃から3%未満		産業別最賃から5%未満	
	1990	1995	1990	1995	1990	1995
グループ1	0.194 [654]	0.324 [445]	0.247	0.464	0.318	0.535
グループ2	0.072 [400]	0.060 [128]	0.097	0.191	0.117	0.256
グループ3	0.000 [1335]	0.086 [416]	0.009	0.139	0.054	0.185
グループ4	0.037 [3542]	0.098 [1418]	0.069	0.233	0.097	0.299

出所：「パート実態調査」の特別集計。

注：“産業別最低賃金未満”の列の[]内は各セルのサンプル数。

産業別最低賃金は、①18歳未満または65歳以上の者、②雇入れ後一定期間未満の者（3ヶ月未満または6ヶ月未満）、③清掃または片付けに主に従事する者、に関し適用除外がある場合があるが、ここでは適用除外の条件を個人票の勤続期間の情報と照合することはしていない。

(4) 「最低賃金は賃金の有効な下支えか」(2004年)(出典：日本労働研究雑誌2004年4月号 労働政策研究・研修機構)(安部由起子氏)(抄)

よりサンプル数の多いデータ(賃金構造基本統計調査特別集計)を利用し、県別の最低賃金を下回る付近に労働者がどの程度いるかを、女性労働者について確認してみた。

企業規模が小さい場合、最低賃金付近に労働者がかなり位置しているということである。企業規模10~29人の場合、七つの県で最低賃金付近に4%以上の女性労働者が位置しており、八つの道府県で最低賃金付近に女性労働者の3~4%が位置している。企業規模5~9人の場合、10の道県で最低賃金付近に女性労働者の3~4%が位置している。また、最低賃金付近に高い割合の労働者がいる地域は、北海道・東北・九州に集中している。その中でも、最低賃金付近に特に高い集中が見られる場合がいくつかある(企業規模5~9人の、秋田、熊本、沖縄)。

この結果から、地域別最低賃金がどの程度有効であるかは、地域別に大きな違いがあることがわかる。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。安部(2001)の分析との相違点は、中小企業の労働者の多くのサンプルを確保できた結果、いくつかの府県の中小企業で働く女性労働者について、最低賃金が有効な制約である可能性が明らかになったことである。ただし、短時間就業のパート労働者はサンプルから外れていることには留意が必要である。

使用データ：厚生労働省「賃金構造基本統計調査特別集計(2002年)」

表 賃金センサスデータからの低賃金女性労働者の割合

企業規模	10-29人		5-9人			
	賃金階級 (円)	最低賃金 (円)	「賃金階級」範囲の賃金を 受け取る労働者の割合 (%)	低賃金労働者に占める割合 (%)	「賃金階級」範囲の賃金を 受け取る労働者の割合 (%)	低賃金労働者に占める割合 (%)
北海道	630~659	637	3.1	6.3	5.1	9.9
青森	600~629	604	2.3	3.9	8.0	13.0
岩手	600~629	604	6.9	10.7	5.5	7.6
宮城	610~639	617	3.6	6.4	8.5	14.2
秋田	600~629	604	4.0	5.6	10.4	14.7
山形	600~629	604	0.7	1.0	3.4	5.4
福島	610~639	610	3.8	6.6	0.4	0.7
茨城	640~669	646	1.1	2.5	3.4	7.6
栃木	640~669	648	1.0	2.2	0.2	0.4
群馬	640~669	644	3.6	7.5	2.4	5.0
埼玉	670~699	677	0.4	1.2	2.0	5.0
千葉	670~699	676	1.4	5.1	0.7	2.0
東京	700~749	708	1.0	7.5	2.1	8.7
神奈川	700~749	706	1.1	4.5	0.2	0.8
新潟	640~669	643	3.1	5.3	2.7	4.3
富山	640~669	644	1.6	2.9	0.3	0.5
石川	640~669	645	2.6	4.9	2.4	4.4
福井	640~669	642	1.0	1.9	2.0	3.4
山梨	640~669	647	0.2	0.5	0.0	0.0
長野	640~669	646	0.3	0.5	2.0	3.9
岐阜	660~689	668	4.3	8.9	1.2	2.5
静岡	670~699	671	1.5	3.0	1.1	2.5
愛知	680~709	681	1.0	2.8	3.9	11.1
三重	660~689	667	0.6	1.2	0.1	0.2
滋賀	650~679	651	0.2	0.5	0.8	1.6
京都	670~699	677	0.3	0.9	0.5	1.0
大阪	700~749	703	3.3	10.3	1.8	9.0
兵庫	670~699	675	1.0	2.7	0.4	1.0
奈良	640~669	647	0.9	2.1	0.5	0.8
和歌山	640~669	645	5.3	39.8	0.4	0.6
鳥取	600~629	609	0.4	0.7	1.0	1.6
高根	600~629	608	2.5	4.9	6.4	9.6
岡山	640~669	640	2.1	4.4	5.1	9.2
広島	640~669	643	0.5	1.2	0.5	1.1
山口	630~659	637	1.0	1.9	2.3	3.8
徳島	610~639	611	2.6	5.6	1.6	3.3
香川	610~639	618	0.4	0.8	0.2	0.5
愛媛	610~639	611	3.5	6.0	0.5	0.8
高知	610~639	610	0.8	1.6	0.8	1.3
福岡	640~669	643	2.3	4.4	1.2	2.5
佐賀	600~629	604	2.2	3.4	2.9	4.6
長崎	600~629	604	5.1	9.4	3.7	5.3
熊本	600~629	605	2.2	4.0	11.8	14.8
大分	600~629	605	5.6	8.4	0.8	1.3
宮崎	600~629	604	4.6	6.5	4.0	5.3
鹿児島	600~629	604	3.8	6.6	1.6	2.5
沖縄	600~629	604	2.3	3.7	18.9	23.7

出所：「賃金構造基本統計調査表の使用について（申請）」（労働基準局長，平成12年8月9日，基発523号）の許可を得て利用された平成14年の賃金構造基本統計調査のデータの特別集計結果をもとに，筆者が集計したもの。

注：「低賃金労働者に占める割合」とは，最低賃金を含む10円刻みの賃金階級と，そこから二つ分の10円刻みの賃金階級（Aランクについては，一つ分の10円刻みの賃金階級プラス一つ分の30円刻みの賃金階級）の労働者が，各都道府県の時間あたり賃金1000円未満の労働者の中に占める割合を示したものを示した。

2 最低賃金額の上昇が雇用の増減に及ぼす影響を分析した研究

「日本の女性の雇用に対する最低賃金の影響」(2004年)(筑波大学社会工学系ディスカッションペーパー)(川口大司氏、山田憲氏)

(仮訳)

(パネルデータを使って最低賃金の雇用に対する影響を線形確率モデルにより推定した。)

我々は最低賃金の雇用への影響を1993年から1999年に集められたデータを用いて精査した。雇用への影響を推計するために2つの労働者のグループ間で1年間に雇用から非雇用の状態へ変化した比率を比較した。一つ目のグループは、もともとの賃金が改定後の最低賃金よりも高く、従って最低賃金の改定により影響を受けなかったグループで、もう一つのグループは、賃金が改定後の最低賃金を下回っているグループで、潜在的に最低賃金の改定により影響を受けたグループである。低賃金労働者のサンプルに基づいた推計によると後者は前者よりもおよそ20%程度、翌年雇われにくいことがわかった。

サンプルサイズが小さいため決定的な結論を引き出すことができないが、我々の結果によるとアメリカやカナダで見られるような規模に相当する大きな解雇効果が日本においても存在することが示唆される。日本の現在のデフレ傾向を考えると、この問題については大規模な政府統計を用いた更なる研究が必要である。

使用データ：((財)家計経済研究所「消費者生活に関するパネル調査」(1993～1999年))

米国

1 最低賃金制度が賃金分布に与える影響に関する研究

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い主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損失を、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違に求め、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れていないため、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、最低賃金前後わずかばかりの額を提示している職より、ちょうどの額を提示している職が、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。

※日本労働研究機構 「諸外国における最低賃金制度 第7章 最低賃金に関する経済理論と実証分析」(2003年)より

(注) 原典

Meyer and Wise (1983a, b)

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.

Card and Krueger (1995)

Card, David and Alan Krueger (1995), *Myth and measurement: the new economics of the minimum wage*

princeton University Press, Princeton, NJ.

Currie and Fallick (1996)

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.

Dickens et al. (1998)

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

Holzer et al. (1991)

Holzer, Harry, Lawrence Katz and Alan Kruger(1991), 'Job queues and wages', Quarterly Journal of Economics 106:739-768.

2 最低賃金制度が賃金格差に与える影響を分析した研究

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。(この論文では、)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とらえている。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を抑える働きがあることを示したものと見える。

※日本労働研究機構 「諸外国における最低賃金制度 第7章 最低賃金に関する経済理論と実証分析」(2003年)より

(注) 原典

DiNardo et al. (1996)

Dinald, John, Nicole Fortin and Thomas Lemieux(1996), 'Labor market institutions and the distributions of wages, 1973-1992: a semiparametric approach', *Econometrica* 64:1001-1004.

Card and Krueger (1995) [再掲]

3 最低賃金額の上昇が雇用の増減に及ぼす影響を分析した研究①

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-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。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歳の雇用者に最低賃金を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。

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 その他の供給側の要因 ¹	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 その他の供給側の要因 ¹
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。

1 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

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。

時系列分析の主要結果 その2

	Wellington(1991)	Card and Krueger(1995)
データ	CPS	CPS
サンプルサイズ	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 ¹	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 ¹
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代の雇用量を約0.7%前後、減少させる。

1 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)。

※日本労働研究機構 「諸外国における最低賃金制度 第7章 最低賃金に関する経済理論と実証分析」(2003年)より

(注) 原典

Brown et al. (1982)

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 et al. (1983)

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.

Solon (1985)

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.

Wellington (1991)

Card and Krueger (1995) [再掲]

4 最低賃金額の上昇が雇用の増減に及ぼす影響を分析した研究②

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-difference”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を見ている。

“difference-in-difference”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。(中略)

Card(1992b)の結果は、10代の雇用—人口比率における“difference-in-difference”が、5.6パーセント・ポイント(標準誤差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—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代雇用者が賃金の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。一方、労働者全体(16—68歳)の雇用—人口比率の“difference-in-difference”は-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いうことになる、この結果はかなり強いものといえる。(中略)

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。(中略)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の伸びは、対数値で0.16である。逆に、切り下げ以前、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。(中略)

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