

資料紹介

マービン・H・コスターズ編

『最低賃金の雇用に及ぼす効果』¹⁾

小 林 英 夫

1

最低賃金は対象労働者の雇用に低下させるというのが過去の通説であったし、それはいまも変わらない。だが90年代にそれを否定する理論が現われ、クリントン大統領も、95年1月の連邦最低賃金の改正提案にさいしてそれを援用したという。その年にデビッド・カードとアラン・B・クリューガーの野心作『神話と計測——最低賃金の新しい経済学』²⁾が現われたが、それはかかる通説否定論の集大成であったといえよう。大統領提案は、翌96年5月に法律（現行の時間当たり4ドル25セントを段階的に5ドル15セントに改める）として成立するが、ともあれ大統領提案を契機にカードとクリューガーの書物は、最低賃金の経済学に新たな関心を呼びおこした。95年6月ワシントンで開かれた全米企業研究協会（the American Enterprise Institute）主催の最低賃金をめぐる討論集会はその現われであって、本書はその記録である。カードとクリューガーは、もちろん討論に参加したが、ちょっとした理由³⁾から寄稿を拒否したため、編者のコスターズがかれらの主張を要約している。かれ自身は、自分が「中立的観察者」であるとまではいわないが、カードとクリューガーの主張は「公正に要約した」つもりだと書いている。

2

カードとクリューガーの『神話と計測』は大著なので、コスターズの解説は、要約のまた要約といってよからう。

分析対象は合衆国のファーストフード産業であって、それが選ばれた理由は、たとえば低賃金者が多く、職務とサービスの内容が同質的であり、また労働移動率が高い（雇用調整がやりやすい）ため、最低賃金の雇用効果が捉えやすいというにあ

る⁴⁾。分析例の代表的なのが、ニュージャージー州とペンシルバニア州の雇用変化の比較である。90年4月ニュージャージー州は最低賃金を時間当たり4ドル25セントから5ドル5セントに引きあげたが、ペンシルバニア州はそれを4ドル25セントに据えおいたので、ニュージャージー州では雇用は当然低下すると予想されたが逆に増加し(州ダミー変数の係数値は2.30または2.33)、ペンシルバニア州では雇用は不変にとどまらずに逆に低下すらしめた。この予想外の結果を評してコストーズは、「薬剤には効果がなく、プラシーボ(対照剤)のために被験者が発病した薬効試験」に似ているという⁵⁾。

具体的にいうと被説明変数は、フルタイムの雇用数、その雇用数変化率(最低賃金改正前の平均雇用数との対比)、初任賃金変化率(改正前水準との対比)の3つである。説明変数は、調査対象のファーストフード・レストラン(約400店)の所在地がニュージャージー州であるかどうか(ダミー変数)、最低賃金改正による初任賃金是正率(ペンシルバニア州はゼロ)、店がチェーン店かそれとも企業所有か(ダミー変数)、店が各州内の低賃金地域と高賃金地域のどちらに所在したか(ダミー変数)の4つである。回帰分析結果によれば、最低賃金改正の雇用効果はすべて正であるが、モデル特定化(2つの雇用被説明変数について各5つ)に感応的であって、雇用数についてはどの特定化も有意またはそれに近いが、雇用数変化率についてはどの特定化も非有意である。なお雇用数は、延総雇用時間数をフルタイム相当時間数(Full Time Equivalent)=35時間で割ったものである⁶⁾。

さらにカードとクリューガーは、ニュージャージー州内に限っても、最低賃金改正による賃金是正を余儀なくされたレストランほど雇用維持水準の高いことをみいだす。おなじことは、91年連邦最低賃金改正後のテキサス州や88年州最低賃金改正後のカリフォルニア州でもみられるという。連邦最低賃金改正の場合、その影響の大きい低賃金州ほど10代の雇用低下は大きいと予想されるが、90年と91年の改正の結果をみると、州間にそのような雇用変化上の有意差はみられない。むしろ改正の影響が最大の州で雇用増がみられたのであって、要するに負の雇用効果はないという⁷⁾。

3

ドナルド・D・ディアー、ケビン・M・マーフィー、フィニス・R・ウェルチの3人は、カードとクリューガーを痛烈に批判する。要するにかねらは、たとえば新聞記者がニュース価値を高めるためにわざと「人が犬を噛んだ」とか「水は高きに

流れる」とか書いているようなもので、4つの点で誤解をしているという⁸⁾。

第1に経済理論は、限られたセクター内でも賃金上昇が常に雇用を低下させるといっているわけではない。問題は、最低賃金改正によって相対的競争条件がどうなるかであり、それが有利となれば雇用増加もありえよう⁹⁾。

第2に90年代までの研究は、最低賃金の10%引上げは10%未満(たとえば1%~3%)の雇用低下しかもたらさないから、10代総労働所得の利得は損失を上まわるといえるが、それは間違っている。①最低賃金改正は一部の者の賃金を是正させるだけである。たとえば90年と91年の27%(3ドル35セントから4ドル25セントへ)最低賃金引上げは、総賃金費用を推定で4%高めたにすぎない。②雇用低下は10代労働者間に均等分布しているわけではなく、失職確率の高いのは賃金は正額の大きい者である。③最低賃金改正による雇用効果は、新規参入・入職者(市場賃金が留保賃金を上まわった)と失職者(限界生産力が市場賃金に及ばない)の差引き純効果であるから、失職だけを論じるのは雇用低下の誇張となろう。④最低賃金による雇用低下の論拠は、平均賃金でデフレートした最低賃金の変動を10代雇用の変動と比較した結果にあるが、最低賃金が実効を及ぼすのは低賃金層であるから、このような平均との対比は適切でない¹⁰⁾。

第3に最低賃金は、高所得層(使用者)から低所得層(10代労働者)への所得移転だともいわれるが、そうではない。たとえば賃金は正額が価格に転嫁されれば、改正は、ハンバーガーの買手(その多くは低所得層)から10代の店員(その多くは人生の1時期としての低所得層)への所得移転に過ぎない¹¹⁾。

第4に最低賃金改正の論拠の1つは、消費者物価指数(CPI)でデフレートした価値の下落にあるが、CPIはかならずしも生計費を正しく反映しないし、また賃金はあくまで所得であるから、対比されるべきはCPIではなくて他の所得(賃金)であろうと¹²⁾。

さてディアー、マーフィー、ウェルチの3人は、いまやかれら自身の証拠を示す。ニュージャージー州とペンシルバニア州について85年~92年の10代雇用比率の変動比較をすると、87年~88年から両州とも低下するが、91年4月のニュージャージー州最低賃金改正後の低下は、ニュージャージー州の方がゆるやかである。だがかかる相対増加は、正の雇用効果の証拠としてはまさに「薄いリード」にすぎないであろう¹³⁾。

最低賃金効果を推定する上での難点は、改正額ないし率の小さいことである。そ

ここで74年～87年に最低賃金を大幅に改正したプエルト・リコをみると、雇用者比率(対人口)の相対最低賃金(対平均賃金)にたいする単純回帰係数は、 -0.35 (t 値は -3.6)であった。このように最低賃金の雇用効果は大きいのだが、調整すると「バスの湯水と一緒に赤ん坊を流す結果」ともなりかねないという¹⁴⁾。

連邦最低賃金の改正は、その影響の大きい低賃金州で雇用を大きく低下させると考えられやすいが、そうなるかどうかは、賃金正費用よりは代替要素の利用可能性の如何による。もし正賃金に見合う質の労働力が得られなければ、企業は、資本による代替または規模縮小に頼らざるをえないであろう。最低賃金改正による初任賃金の是正と雇用変化との単純比較は、適切ではない。それに州間雇用変動にはシステムチックな動きもある¹⁵⁾。

だがそれを承知で州別、年齢別、教育年数別、人種別、民族別、配偶関係別、性別の各集団について最低賃金改正による未満賃金発生率(影響率)と雇用変化との関係を見ると、全体として負の相関がみられる。例外的に女子は男子より未満賃金発生率が高いのに雇用低下が小さいのは、背景に女子の長期雇用上昇トレンドがあるからであろう。また州別の雇用変化は変則的だが、それは低賃金州の雇用成長が大きかったためとみられる。またリセッションの影響を調整した上で最低賃金効果(雇用低下)をみると、効果は男子、女子、黒人の順で高くなる。またどの集団についても、低学歴成人よりも10代の方が雇用低下が大きい。ただし10代は本来的な低賃金層とはいえませんが、低学歴成人(人種的少数派、女子、低学歴者)はその可能性が高い。なお人口調査(79年～93年)を用いて10代の雇用と賃金を20代前半層のそれと対比し雇用の賃金弾力性を算出すると、雇用を雇用者対人口比率でみれば -0.68 (t 値は -11.2)、それを時間払い労働者対人口比率でみれば -0.98 (t 値は -12.1)であった¹⁶⁾。

要するに結論として需要法則は生きているのだという。

4

デビッド・ノイマークとウィリヤム・ワッシャーも、おなじくカードとクリューガーを批判する。かれらによれば、連邦最低賃金の据えおかれていた80年代後半に各州の最低賃金改正が相次ぎ、連邦最低賃金の実効性が疑わしくなったため、従来の時系列分析に代わって州間(地域間)変動の分析がおこなわれたしたのは、意味あることである。だがその新たな分析によっても、10代と若年成人(20代前半)の

雇用弾性値は -0.1 ～ -0.2 であって、従来の時系列分析及基本的には変わらない。ところがカードとクリューガーは、おなじく州間比較分析の手法で負の弾性を否定する。そこでこれに徹底して反論をしようというのである¹⁷⁾。

ノイマークとワッシャーは、合衆国全体にわたる個票データを用い、特定年齢集団（10代と20代前半）の雇用比率を相対最低賃金（連邦最低賃金と州最低賃金の高い方を州平均賃金で除し、連邦最低賃金適用率をウェイトとする）に回帰させる。その回帰分析結果は要するに、①制御変数として学校在籍率を導入する場合にのみ、10代について有意の負の雇用効果がみられる、②若年成人については、学校在籍率変数の導入の如何を問わず雇用効果は負である、③1年のラグ付き最低賃金変数を導入すると、負の雇用効果はさらに大きくなる、というものである¹⁸⁾。

①は、学校在籍率変数の除外が誤ったモデル特定化であることを意味する。学校在籍率をコントロールしない雇用効果は、あまり意味がないのだ。ただし就学かつ不就業の者のみを念頭に置いた学校在籍率では就学と雇用の関係にバイアス（偽りの負の相関）をもたらすというカードその他の指摘は正しいので、その点を調整すると、10代の雇用効果は小さくなり非有意となるが（学校在籍率変数に感応的）、若年成人については有意の負の効果は変わらない。なお、学校在籍の決定は最低賃金や雇用機会と関わる内生変数でもあるので、それについて操作した変数を導入すると、10代の負の雇用効果は、非有意のままであるものの一層強くなる。結論として、10代と若年成人に共通して負の雇用効果が認められるという¹⁹⁾。

カードその他は、さらに2つの点を指摘する。その第1は、平均賃金と対比した相対最低賃金指標が適切かどうかだが、この指標には実質指標としての意味があるし、また若年労働需要に敏感だという利点もある。その第2は、ラグ付き効果を考慮すべきかどうかだが、ラグ付き最低賃金変数を説明変数として導入すると、とくに学校在籍率変数をも導入する場合、負の雇用効果は強く現われる²⁰⁾。

ところで学校在籍率変数の導入が10代の負の雇用効果を強めるという事実は、学校在籍率（雇用比率と負の相関）が最低賃金と負の相関をし、また学校在籍率と雇用比率との和が最低賃金と負の相関をする（最低賃金改正は不就学の者だけでなく不就学かつ不就業の者をも増やす）ことを意味する。就学かつ不就業、就学かつ就業、不就学かつ就業、不就学かつ不就業の4つの状況に及ぼす最低賃金効果をみると、最低賃金改正は、就学かつ就業する者の比率を低め（弾性値は -0.47 ）、不就学かつ不就業の者の比率を高める（弾性値は 0.64 ）。どの弾性値も、純雇用（就学かつ

就業する者と不就業かつ就業する者との和)の弾性値(-0.15)を大きく上まわる²¹⁾。

要するに10代就業者は、技能水準がさまざまで相互に完全代替的でないのだ。最低賃金改正は、高技能者による低技能者の代替を促がし、就学率の低下(就学かつ就業から不就業かつ就業へ)と低技能者の市場退出(不就業かつ就業から不就業かつ不就業へ)をもたらす。たとえば21%の最低賃金引上げは、就学かつ就業から不就業かつ就業への移行確率を0.03(10%有意)高め、不就業かつ就業から不就業かつ不就業への移行確率を0.02(5%有意)高めたという。それはフルタイム化による代替と退出を意味するが、人種別にみれば、代替確率が有意に高まるのは非黒人と非ヒスパニックだけであり、逆に退出確率が有意に高まるのは黒人とヒスパニックだけである。また現行賃金が最低賃金改正額をすでに上まわっている者と改正により下まわった者についてみると、前者による代替確率は0.04(非有意)高まり、後者の退出確率は0.04(有意)高まる²²⁾。

以上のように10代労働力を同質でなく異質とみれば、カードとクリューガーの認定(負の雇用効果の否定)も説明がつく。潜在的能力の高い者は就学かつ不就業の状態にとどまり、就学か就業かの境い目にある者は最低賃金改正にかなりの労働供給反応を示し、また改正最低賃金に技能が相応しない者は市場から退出するので、純雇用効果はほとんど現われないのだ。退出効果が若年成人に強くみられるのは、この年齢層では、技能が改正最低賃金に相応する者の雇用比率がすでに高く、新規参入の可能性が乏しいことにある。したがって雇用弾性値の推定にさいして、一部の低技能かつ低賃金の者の賃金是正を全体の平均雇用低下と対比させるのは、リンゴとオレンジを比較するようなもので、誤まっている²³⁾。

最後にデータ上の2つの問題がある。その第1は、最低賃金が雇用にかんして拘束力をもつ(binding)のは、それが競争的均衡水準を上まわる場合だけであるという点にある。もし標本がその非拘束範囲に偏っていれば、推定効果にバイアスが生じよう。観察値は均衡水準(非拘束範囲)上にあるか、それともそれを上まわる需要曲線(拘束範囲)上にあるかのどちらかだから、均衡点をスイッチ点とするスイッチング回帰モデル(不均衡モデル)を適用すると、73~89年州レベル・データによる拘束範囲の最低賃金効果は、若年成人にかんして-0.33(単一方程式による効果-0.14の倍以上)、10代にかんして-0.34であった。標本データが拘束範囲にある平均確率は、若年成人の全標本について0.48、10代の全標本について0.50であり、かかる平均確率で加重した雇用弾性値は、それぞれ-0.11と-0.16とであった。平

均確率とそれ加重した弾性値とは、年次（最低賃金改正の年か否か）により、また州（低賃金州か高賃金州か）により大きく異なる²⁴⁾。

なお標準単一方程式による推定効果も拘束確率に感応的であって、確率が0.5を上まわれれば有意に負（-0.56）、0.5以下なら有意に正（0.34）であり、また州別にみても高確率州で有意に負（-0.14）、低確率州で有意に正（0.46）であった²⁵⁾。

データ上の第2の問題はその質である。カードとクリューガーによる電話調査データでは、たとえばペンシルバニア州雇用変化分布の第19・第10百分位数の差は29.3であり、ニュージャージー州のそれは18.5であった。だがノイマークとワッシャーの用いた給与支給名簿データによると、両州の前記百分位数の差はそれぞれ7.8と8.1であった。利用データによるこの大差の原因は、電話調査という方法の不適切さ（非厳密さと不正確さ）にあらう²⁶⁾。

要するにノイマークとワッシャーの結論はこうだ。競争モデルに反するカードとクリューガーの主張も、自分たちのデータで検証すると、たとえばニュージャージー州の雇用は低下したことになるし、カリフォルニア州や連邦の最低賃金改正にかんしても、同様に負の雇用効果が見られる。問題は、①集団データによって最低賃金の拘束確率がさまざまであること、②最低賃金改正の影響を直接にうける10代労働力の技能水準はさまざまで、高技能者による低技能者の代替がおこなわれること、などであろう。カードとクリューガーに代表される修正主義者の証拠は、承認せざるをえない（compelling）ほどのものではないと²⁷⁾。

5

チャールズ・C・ブラウンは、最低賃金論争をうまく整理している。かれはいう。過去の最低賃金研究の最大の論点はその雇用効果にあったが、初期には失業にたいする効果が注目された。しかし当初から雇用効果を見ずえておくべきだったのだ。というのも、もし最低賃金が10代の雇用者数（さらには求職者数）を低下させるなら、それは魅力ある政策ではないし、逆にもしそれが雇用者数を低下させる一方で求職者数を増やし失業率を高めるなら、社会的費用を誇張することになりかねないからである。だが政策当局は、雇用低下と失業増加を同一視し、いまだに失業効果を標的にしようとしているという（次第に雇用効果が強調されつつあるが）²⁸⁾。

過去の時系列分析で明らかになった点は、以下のものである。第1に、フルタイム相当時間という雇用量指標は人数同様に適切である。第2に、もし最低賃金改正

が低賃金雇用を低下させるなら、負の雇用効果は10代白人よりも10代黒人について大きいはずだが、それは検証されていない。第3に、標本期間を70年代まで遡らせると、推定効果(通常 -0.1)はモデル特定化に感応的でなくなる。第4に、Kaitz指標(平均賃金と対比した相対最低賃金を適用率で加重したもの)の対数をとると、相対最低賃金(対数)の効果は大きくなり、逆に適用率(対数)は効果がないことになるが、これは容認しがたい。第5に、標本期間を80年代中頃まで下げると、推定雇用効果は小さくなり、その主な理由は相対最低賃金の低下にあるというが、それはなんともいえないと²⁹⁾。

なお横断面分析ももちろんおこなわれてきたが、時系列分析の場合ほどのコンセンサスは得られていない。またその結果も、負の雇用効果説を捨てさせるほどではない³⁰⁾。

さて以上の時系列ないし横断面分析から何を汲みとるべきか。第1に、最低賃金改正は結果的には利得者と損失者を生ぜしめるが、マイクロ・データはその解明に見通しを与えよう。第2に、過去の分析はどれも最低賃金の短期効果を対象としたものだが、長期効果(たとえば資本による代替や生産の再編成)の分析も必要である。その場合適用率は重要な変数のはずだが、時系列分析ではその説明力は弱いし、横断面分析では信頼できる推定値が得られない。第3に、過去の横断面分析は2つの教訓を与える。まず最低賃金改正のインパクトの小さい事業所と大きい事業所では規模や立地に相違があるのに、その点がコントロールされていない。つぎに分析対象期間をどれほどの長さとするかによって推定結果は大きく変わるが、とくに長期をとればトレンドや他の要因によるバイアスが生じよう。

最後に第4として、若年者への特例措置ともいえる最低未満賃金(the sub-minimum wage)の効果については、研究上のコンセンサスはない。89年の同法成立時には激論が闘わされたというのに、期限終了による失効は気づかれぬままであった。その成立を強く求めた使用者が、それを積極的に利用した様子もないと³¹⁾。

6

編者のコストアーズは最終的につぎのようにいう。カードとクリューガーの著作は「ひとつの挑戦」ではあっても「新しいコンセンサスの表明」ではない。負の雇用効果説は証拠があれば修正されるべきだが、いまのところは修正されねばならない状況にはない³²⁾。

より具体的にいうと、過去の研究が対象としたのは、特定集団（たとえば10代）、特定業種（たとえば小売）、特定地域レベル（たとえば州）の雇用であって、合衆国全体のそれではない。特定集団についても、一部の最低稼働能力者の失職可能性が分析されたにすぎない。雇用弾性値についても、通常概念に反して一部の賃金は正を全体の雇用変化と対比させている。また集団の雇用純変化は、集団内部の諸変化の相殺後の結果であるから、純変化からは個別の変化は分からないと³³⁾。

最低賃金改正をめぐって雇用効果が強調されるのは、他の労働条件に及ぼす効果が捉えにくいのだが、だからといって他の労働条件が無視されてよいわけがない。たとえば企業内訓練は若年層の将来の賃金に深い関わりをもつが、もし最低賃金改正が一部の者の訓練機会への接近を妨げるなら、それは無視できない問題であろう³⁴⁾。

ところでその強調される雇用効果そのものが微小なので、雇用よりも所得に及ぼす効果が強調されるべきだとの主張もでてくる。そこにひそむ考え方は、適正な生計費は貧困線を上回る4人世帯所得だというもののだが、それは、パートタイム労働を選択する多くの単身者の存在を無視するもので、適切ではない。それに世帯所得の不平等是正の手段としては、最低賃金は非常に非効率なものであろう。その効果の及ぶのが所得分布の底辺だとしても、それは低所得世帯そのものではなくて、低所得世帯に属する個人にたいしてであろう³⁵⁾。

以上を要するにカードとクリューガーによる最低賃金の負の雇用効果否定論は、さほど説得的ではない。最低賃金の水準が低くかつ影響も小さい状況下では、雑音のあるデータから負の効果をみつけるのは容易でないし、それは複雑な手法を用いても変わらない。推定効果が小さくかつ非有意だからとて、負の効果の可能性が否定できるわけでないし、逆にその証拠は十分に存する。憂うべきは、最低賃金改正のもたらすこのような意図しない逆効果であろうと³⁶⁾。

7

率直な読後感をいえば、需要法則という抽象の世界と最低賃金の雇用効果という現実の世界との対比は、冷静かつ慎重におこなわれるべきだということであろう。たとえ調査方法に問題があるにせよカードとクリューガーのデータは、データとして否定すべきでないが、だからといってそれがすぐ需要法則の否定につながるものでもあるまい。ただアメリカの最低賃金論争の活発さは、大いに学ぶべきであろう。

日本では、最低賃金論争そのものが存在しなかったといってよい。運動論としてはあったにせよ、すくなくとも負の雇用効果論争としてはそれはなかった³⁷⁾。その理由は定かでないが、以下の点は考えられよう。

その第1は、日本の分散的な最低賃金構造にあらう。合衆国の1州ほどの大きさというのに、都道府県別にA～Dの4ランクの地域別最低賃金があり、ランク間やランク内はもちろんのこととして、とくにAランク最高の東京都とDランク最低の沖縄県との格差がいちじるしい³⁸⁾。実態的には市場規制というより市場反映に終わっている可能性があるあらう。

第2に、地域別最低賃金の上に産業別最低賃金がこれまた都道府県別に設定され、同一市場圏の産業の最低賃金が地域別に異なった水準にある。これでは市場規制力を欠こう。

第3に、たとえば沖縄県最低賃金の影響率(規制率)と未満率(違反率)は都道府県のなかで突出しており、他にもこれに近い地域がある³⁹⁾。その理由(実情の無視、監督の不徹底、遵法精神の欠如、その他)はともあれ、これは最低賃金の実効性を疑わせるものであらう。

とはいうものの最低賃金の市場規制力がどの程度であるべきかは、市場の反応を考えれば答えの出しにくい問題であらう。今後ともそのあるべき姿を追及することは必要であらうが、そのためにも本書は参考にされてよいであらう。

註

- 1) Marvin H. Kusters, ed., *The Effect of the Minimum Wage on Employment*, The AEI Press, Washington, D.C. 1996.
- 2) David Card and Alan B. Krueger, *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton, N.Y.: Princeton University Press, 1995.
- 3) カードとクリューガーがコスターズに寄せた手紙によると、その理由は3つだが、おそらく最大のものは、批判者のノイマークとワッシャーが自分たちのデータを公開せず、そのデータにもとづく批判論文を寄稿したことにあるようだ(Kusters, ed., *op.cit.*, p.ix)。
- 4) Kusters, ed., *op.cit.*, p.13.
- 5) *Ibid.*, p.14.
- 6) *Ibid.*, pp.15, 18.
- 7) *Ibid.*, pp.23～25.
- 8) *Ibid.*, p.27.
- 9) *Ibid.*, pp.28～29.

- 10) *Ibid.*, pp.33～36.
- 11) *Ibid.*, p.36.
- 12) *Ibid.*, pp.37～38.
- 13) *Ibid.*, pp.39～40.
- 14) *Ibid.*, pp.40～42, 52.
- 15) *Ibid.*, pp.42～43.
- 16) *Ibid.*, pp.43,45～48.
- 17) *Ibid.*, pp.55～57.
- 18) *Ibid.*, pp.58～59.
- 19) *Ibid.*, pp.62～64.
- 20) *Ibid.*, pp.64～66.
- 21) *Ibid.*, pp.70～71.
- 22) *Ibid.*, pp.71～74.
- 23) *Ibid.*, pp.74～76.
- 24) *Ibid.*, pp.76～77, 79.
- 25) *Ibid.*, pp.80.
- 26) *Ibid.*, pp.82～83.
- 27) *Ibid.*, pp.85～86.
- 28) *Ibid.*, pp.88, 90.
- 29) *Ibid.*, pp.90～92.
- 30) *Ibid.*, pp.92～93.
- 31) *Ibid.*, pp.94～98.
- 32) *Ibid.*, pp.99～100.
- 33) *Ibid.*, pp.100～102.
- 34) *Ibid.*, pp.103～104.
- 35) *Ibid.*, pp.104～105.
- 36) *Ibid.*, pp.105～106.
- 37) 運動論の見地からの研究としては、古くは永野順造氏や吉村励氏の著作があげられるように、現在でも一部の労働組合にたとえば全国一律最低賃金の主張がみられる。だが最低賃金の機能についての純経済学的な研究はとぼしい。篠塚英子氏の『日本の雇用調整』（東洋経済新報社、1989年）の第8章は、女子パートの賃金効果をみたものだが、数少ない研究の1つであろう。
- 38) たとえば平成8年度の地域最低賃金の日額と時間額は、東京都が5,252円と664円であるのに対し、沖縄県は4,521円と566円であった。（平成9年度版『最低賃金決定要覧』）
- 39) 少し古いが労働省「最低賃金に関する基礎調査」（平成6年）によると、沖縄の影響率と未満率は平成2年について17.3%（全国加重平均4.5%）と9.9%（同2.1%），平成6年について9.0%（同2.1%）と5.1%（同1.3%）であった。