

解雇規制は本当に日本の就業率を下げているのか？

高原 正之

(労働政策研究・研修機構客員研究員)

大竹・奥平(2006)、奥平(2008)は、日本の裁判所の整理解雇事件の判決傾向を示す解雇無効判決変数を作成し、これを用いて実証分析を行ってこの変数が就業率に負の効果を持つことを示し、これから日本の解雇規制が就業率を引き下げる効果を持つと主張した。この変数は、年毎のデータを起点となる年からそれぞれの年まで加えたものであり、その作成に当たっても、利用に際しても細心の注意が必要である。上記の分析には、理論的な前提とこの変数を作成するために用いられたデータに不整合がある、この変数作成のための起点の設定に根拠がない、測定誤差が存在し、それがランダムウォークする、過少定式化の恐れがある、想定されている企業の行動が現実的ではない、などの問題がある。これらの問題のいくつかはモデルの定式化を修正することにより対応することが可能であり、改善策を提示した。現段階では、日本の解雇規制が就業率にどのような影響を与えているのかは謎のままである。今後データの整備、モデルの改善などによって、解雇規制の雇用に及ぼす効果を把握することが期待される。

目次

- I はじめに
- II 解雇無効判決変数の概要
- III 解雇無効判決変数の再検討
- IV 解雇無効判決変数を用いたモデルの定式化の再検討
- V 終わりに

I はじめに

大竹・奥平(2006)、奥平(2008)は、第一法規出版の『判例体系CD-ROM』などから抽出した判決に基づいて企業の認識する解雇規制の程度を表す「解雇無効判決変数」を都道府県別に作成し、1980年から2000年の国勢調査などのデータを用いて、この変数が都道府県別の就業率に与える効果を固定効果モデルで分析し、この変数が1増加した年に就業率が0.2%低下することを示し、「労働者を守るはずの解雇規制の強化が逆に就業

率を低下させる」(奥平2008)とした論文である。

そのインプリケーションは大きく、学界の範囲を超えて、労使関係者の大きな関心を呼び、これらに対する批判も行われ¹⁾、著者たちによる反論(奥平・大竹2008)も行われた。その後、日本のいわゆる解雇規制に対する批判は、それが厳しいことではなくルールが不明確であることにありと方向転換がなされているように思われる。また、雇用量などストックに対する影響ではなく新規採用、解雇の増減など雇用の創出・喪失などフロー量の分析が増えている(神林2007、奥平・大竹2008、Okudaira 2015)。

分析の対象が変わるとしても、解雇規制の効果を定量的に把握するためには、その強さを数値化することは必須である。この困難な課題に応えるべく、日本の判例法理を数量的に示す変数を作成し、分析を行ったことはパイオニアワークとして貴重なものである。

しかし、地域別に積み上げて作成されるこの変数は特殊な性質を持っており、その作成にも、利用にも細心の注意が必要である。本稿では、今後の解雇をめぐる法制の分析のために、改めてこの変数の作成とそれを用いた分析に必要な条件を検討する。これらの論文はその条件を満たしておらず、解雇規制が就業率を低下させていると断言することはできない。

Ⅱで解雇無効判決変数の基本的な発想、具体的な作成方法、作成の前提条件を説明し、Ⅲで現実に作られた解雇無効判決変数が理論と整合的であるかを検討する。Ⅳで解雇無効判決変数を用いたモデルの定式化の妥当性を検討し、最後にまとめを行う。

Ⅱ 解雇無効判決変数の概要

1 「解雇無効判決変数」を用いた研究の基本的な発想

解雇法制と就業率の関係の分析の先行例として、インドを対象とした Besley and Burgess (2004) があり、大竹・奥平 (2006) と奥平 (2008) は、この研究を参考にして分析を行っている。

解雇に関する法律は全国に等しく適用されていても、都道府県毎に裁判所の判決の基準に差があり、その基準が時間とともに変化していれば、企業の将来の判決に対する予想が変化し、その行動も変化すると考えられる。そこで、過去の判決から、都道府県の裁判所の整理解雇事件に適用される判断基準の地域差、時期によるその変化を反映する「解雇無効判決変数」を作り、それを利用して、解雇法制の就業率に及ぼす影響を把握するというのが基本的な発想である。

2 「解雇無効判決変数」の作成方法

奥平 (2008) によれば、「解雇無効判決変数」のは次のように作成される。

- (1) 『判例体系 CD-ROM』から 1950 年から 2001 年までの間に判決が下された整理解雇事件を抽出し、さらに、1997 年から 2001 年までの間については労働関係の雑誌から判例を選び追加する²⁾。選ばれた判決は 260 件

である³⁾。

- (2) これらの判決を、解雇無効であれば +1、解雇有効であれば -1 と数値に変換する。
- (3) 地方裁判所の判決は、その地裁所在の都道府県に、高等裁判所の判決は管轄下のすべての都道府県に、最高裁判所の判決はすべての都道府県に割り当てる。
- (4) 同じ年に複数の判決が割り当てられた場合、その合計が正であれば +1、負であれば -1、ゼロ、または割り当てがない場合には 0 と判定する。
- (5) ある都道府県のある年の解雇無効判決変数は、その都道府県について得られた (4) の数値を 1950 年からその年まで合計したものと定義される。

3 「解雇無効判決変数」作成の前提条件

このような方法で作成すると、判断基準の変化がなく、同じような事件に対して同じような判決を出していても、「解雇無効判決変数」の値は変化してしまう。この場合、「解雇無効判決変数」を裁判所の判断基準の指標として使えない。そこで、裁判についていくつかの特殊な仮定が置かれている。大竹・奥平 (2006) によるとその仮定は次のようなものである。

まず、労使双方が裁判か和解かを合理的に選択するとされ、選択の基準は、和解費用、訴訟費用、裁判に至った場合の損害賠償額、双方の主観的勝訴確率の四つとする。次に、整理解雇事件の和解費用、訴訟費用、裁判に至った場合の損害賠償額については裁判で争われ判決が出るものと和解で終結するもので大きな差はなく、事件の性質で差があるのは互いの主観的勝訴確率だと仮定する。つまり、主観的勝訴確率が、判決が出るまで裁判で争うか和解するかの決定的な要因であるとする。両者は、これまでの整理解雇事件の勝敗や過去の裁判所の判決傾向からこの確率を計算するとし、もし、過去の例が当てはまるような事件であれば労使の主観的勝訴確率の差は小さく、訴訟にはなりにくいとされる。すると、判決が出るまで裁判で争われる事件は、過去の例から見て「客観的な勝訴確率が互角のケースのみ」となり、出された

判決は「今まで織り込まれていなかった新しい情報を含む」もの、つまり裁判所の判決基準の変化を示すものだとされる。なお、これは選択的訴訟仮説と50%ルールといわれるものであり、小葉・本多(2015)がこれらについて解説し、日本の整理解雇訴訟の検証を行っている。

さらに、これらの判決のうちニュースとして取り上げられるものに基づいて企業が解雇費用を予想し、それに基づいて雇用量を決定すると仮定する。

Ⅲ 解雇無効判決変数の再検討

1 理論とデータの不整合

今、判決データの収集、正確な判定に制約がないとして、理想的な「解雇無効判決変数」を考えてみよう。これが利用できれば、企業はこの変数に基づいて雇用の決定を行うはずである。

理想的な「解雇無効判決変数」の条件は二つある。ある都道府県で整理解雇事件の判決が出た場合、その性質によって企業の反応は二つに分かれる。一つは従来の判例・裁判例を変更する判決が出た場合であり、企業は裁判所の判断基準が変化したと認識し、その都道府県で同じ性質の事件に対する将来の判決が変化すると予想し、現在の行動を変更する。これに対し、解雇に関する従来の判例・裁判例を踏襲する判決、あるいは他の事情から企業の予測に関係のない判決が出て企業は同じ性質の事件に対する将来の判決には変化がないと考え、現在の雇用量を変えることはない。これを前提とすると、都道府県毎に「解雇無効判決変数」を作成する際には、その都道府県において従来の判決を変更する判決だけを、そしてそれらの判決すべてを含めなければならない。従来の判決を踏襲する判決や他の事情から企業の予想を変更させないような判決を含めてはならないし、その都道府県で新しいものであれば、他の都道府県ですでに類似の判決が出ていたとしても含める必要がある。これが第一の条件である。

もう一つの条件は、すべての都道府県で裁判についての予想がゼロである点から蓄積を始めなければならないことである。「解雇無効判決変数」は、

企業が裁判所の判決が労働者寄りであるか使用者寄りであるかを判断する基準を示すことを目的としている。しかし、単に都道府県毎に判決を積み上げたのであれば、この変数は各都道府県の起点からの裁判基準の変化を示すだけである。この変数の値が同じなら各裁判所の判断基準が同じであるとするためには、起点ではすべての裁判所の基準についての企業の予想が同じでなければならない。もし、起点で都道府県毎に裁判基準が異なると認識されていれば、この変数は判決基準の歪んだ指標になってしまう。歪みを避けるためには、各裁判所の判断基準が同じであり、かつ裁判所の判断が中立的であると企業に判断されている年を起点として選ぶことが理論的に求められる。これが第二の条件である。

『判例体系 CD-ROM』の編集者によってスクリーニングされた判決から計算された「解雇無効判決変数」は、理想的なものからは乖離していると考えられる。

まず、Ⅱ3で説明した「解雇無効判決変数」作成の前提条件が成り立っているのであれば、どの判決も新しい要素を含んでいるはずであり、理想的な「解雇無効判決変数」はすべての判決から作られるべきであり、スクリーニングされているということ自体が問題となる。次に、この前提が必ずしも成り立たない、つまりすべての判決が新しい要素を含んでいるとは限らないとしよう。この場合も『判例体系 CD-ROM』編集の際のスクリーニングによって、各都道府県における新しい要素を含んだ判決が網羅されていれば問題はない。しかし、『判例体系 CD-ROM』に収録されるのは公刊された判決であり、公刊されるのは全国的にみて重要で、法曹関係者の関心が高いものであろう。都道府県毎にみれば、新しく重要な判決であっても、すでに他の都道府県で同じような判決が出ていれば、全国的な重要性はないとされ、『判例体系 CD-ROM』には収録されないであろう。

このように『判例体系 CD-ROM』によって、それぞれの都道府県にとって新しい要素を含む判決から作成されるべき「解雇無効判決変数」を作成することには無理があり、前提の成立、不成立いずれのケースも『判例体系 CD-ROM』のデー

タから作成された変数は、理想的なものと乖離している。

起点の選択も難しい問題である。大竹・奥平の「解雇無効判決変数」は、起点を1950年とし、その時点での値をゼロとしている。作成された変数は整理解雇事件の判決の蓄積傾向を表すもので、これに基づいて企業が動学的最適化を行うと説明している。しかし、起点における裁判所の傾向の差を企業が無視する理由は説明されていない。

1950年に都道府県の裁判所の裁判基準が同じであり、かつ、労使に中立的であると企業が判断していたとすれば、このような取扱いも認められよう。この年を選択した理由として、奥平(2008)では、労働三法(労働組合法、労働関係調整法、労働基準法)が制定されたのが1945年から47年にかけてであること、この時期に大量の指名解雇やそれに対する争議行為が活発に行われ、現在の整理解雇判例の礎が築かれたことが挙げられている。しかし、労働組合法、労働関係調整法は集団的労使関係を扱う法律であり、労働基準法は本能的には最低労働条件を定め、その違反に対して刑事罰を科すことを定めている、広い意味での刑法である。民事上の個別労使関係の問題である解雇の効力について規定する民法とは性質を全く異にしている。また、この時期に事件が多かったことは、1950年に基準が統一されていたことも中立的であったことも意味しない。そもそも法律の適用に当たっての全国の裁判所の基準が同じであると企業によって認識される時点があるとも限らず、どの時点をとっても裁判所毎に判断基準が異なると企業に認識されていても不思議はないのである。

このように、理想的な「解雇無効判決変数」の条件と照らし合わせると、大竹・奥平の「解雇無効判決変数」は、企業が雇用量決定の基準に用いるべきものとは乖離がある。このような乖離の存在は、企業によっても知られているはずである。大竹・奥平の「解雇無効判決変数」に基づき企業が意思決定を行うとは考えられない。

起点の選択の問題をさらに検討する。仮に全国の裁判所の判断基準が同じであり、中立的でもありとみなされていた時点があったとすれば、それはいつであったか、いくつかの候補がある。これ

を検討するためには審級性に触れなければならない。解雇無効判決変数の作成の際に下級審の判決と上級審の判決をどのように取り込むかは難しい問題である。解雇事件が最高裁まで上がった場合、II 2の「解雇無効判決変数」の作成方法に従うとこの変数がどのように計算されるか例を考えてみる。京都地裁で裁判が始まり、地裁では労働側勝訴、大阪高裁でも労働側勝訴、最高裁では労働側敗訴とする。この場合に、地裁で判決が出る前の時点から最高裁の判決が出た時点までの都道府県別の「解雇無効判決変数」の変化は次のとおりである。京都府では、地裁の判決で+1、高裁の判決で+1、最高裁の判決で-1、合計+1となる。そして、大阪高裁管轄の他の府県では、高裁判決で+1、最高裁判決で-1、合計ゼロとなり、最後に、大阪高裁管轄以外の都道府県では、最高裁判決で-1となる。日本の司法の現状から見て、これは妥当とは言いにくい。法律上は最高裁の判決はその事件について下級審を拘束するだけであるが、それが判例となれば、以後の下級審の判決の枠組みを与え、実質的な影響力ははるかに大きい。判例が出れば、各裁判所が過去にどのような判決を下していたとしても、その後はすべての裁判所がそれに沿って判決を下すと予想するのが自然である。つまり、この時点で過去の蓄積はクリアされる。大竹・奥平の算式では上級審の判決は、単に地理的に影響が及ぶ範囲が広いというだけであり、審級性の特徴を捉えていない。

以上を踏まえれば、解雇に関する法が制定・改正された時点、あるいは、最高裁の判例が出た時点を中心として選ぶのが妥当であろう。あるいは、その後の他の裁判所の模範となるような判決が出されたときを選ぶことも考えられる。これらによってすべての裁判所の判断基準が完全に一致するかどうかには疑問の余地があるが、ある程度統一が行われたと見なせるからである。ただしこれらの時点でも、裁判所の判断が中立的であったと認識されていた保証はないことに留意が必要である。

このような起点の候補として次の六つが考えられる。

- 1 昭和22年の民法改正(昭和23年1月1日施行)

- 2 昭和 50 年の日本食塩製造事件判決（解雇権濫用法理に基づく最高裁の判決）
- 3 昭和 54 年の東洋酸素事件判決（整理解雇の四要件（四要素）に基づく東京高裁の判決）
- 4 昭和 58 年のあさひ保育園事件判決（整理解雇の四要件（四要素）に基づく最高裁の判決）
- 5 平成 15 年の労働基準法改正（解雇権濫用法理の成文化）
- 6 平成 19 年の労働契約法の制定（平成 20 年 3 月 1 日施行）

このうち最も有力なのは、日本食塩製造事件判決か、東洋酸素事件判決であろう。昭和 22 年の民法改正は信義則や権利の濫用を認めないことを成文で初めて規定したものであるが、権利の濫用という考えは旧民法時代にもあった。解雇事件に信義則や権利の濫用をどのように適用するかを巡って様々な議論が行われ、このような議論の中から、解雇権濫用法理が徐々に形成されていき、日本食塩製造事件判決で集大成されたと考えられる。東洋酸素事件判決は、日本食塩製造事件判決の延長線上にあるが、整理解雇に権利の濫用という概念をどう適用するかを示したものであり、整理解雇事件の裁判例として重要である。

その後、解雇権濫用法理は、平成 15 年の労働基準法改正で成文化され、さらに労働契約法に引き継がれ現在に至っているが、法理の内容を変更したものではない。

しかし、企業が以上のように理解していた明確な証拠はない。法の制定・改正や判決例を調べることによって起点を定めるのは困難なのである。

幸い、計量経済学の分析手法の工夫によってこの問題を解決することができる。「解雇無効判決変数」の起点からの変化量を取り、これを説明変数として用いるのである。

今、 y_{pt} を p 県の t 年の就業率、 R_{pt-1} を p 県の t-1 年の解雇無効判決変数、 x_{pt} を p 県の t 年のコントロール変数のベクトル、 γ_t を t 年の全都道府県共通の年効果、 δ_p を時を通じて変化しない p 県の都道府県効果、 ε_{pt} を p 県の t 年の攪乱項とすると、奥平の固定効果モデルは次のように表すことができる。

$$y_{pt} = \mu R_{pt-1} + x'_{pt} \beta + \gamma_t + \delta_p + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

t=1 の時は、

$$y_{p1} = \mu R_{p0} + x'_{p1} \beta + \gamma_1 + \delta_p + \varepsilon_{p1} \quad (2)$$

となる。

(1) から (2) を引き、1 期からの変化量をとると (3) 式が成立する。

$$y_{pt} - y_{p1} = \mu (R_{pt-1} - R_{p0}) + (x_{pt} - x_{p1})' \beta + (\gamma_t - \gamma_1) + \varepsilon \quad (3)$$

攪乱項 ε が望ましい性質を持っていれば、起点における解雇無効判決変数がどのようなものであっても、この式を推定すれば解雇無効判決変数の係数 μ の推定値を得ることができる。ただし、起点以降、法改正や新たな判例が出ればこれまでの蓄積がクリアされる可能性があるため、これを確認する必要がある。

2 測定誤差

この変数については、測定誤差の問題が深刻である。なぜなら、毎年 of 判定の誤差が蓄積されて、この変数の測定誤差となるからである。測定誤差の原因として『判例体系 CD-ROM』の元となった『判例体系』が加除式であったことが挙げられる。新しい判決が加えられていくのは問題ないが、古い判決が除かれるのは問題である。ある年の「解雇無効判決変数」はその年に作られていた判例体系から作成されるべきである。しかし、その時点では含まれていた判決が『判例体系 CD-ROM』作成の時点で除かれている恐れがある。その場合、『判例体系 CD-ROM』から「解雇無効判決変数」を作成すると、測定誤差が生じる。

なお、判例体系の編集方針と雑誌の編集方針に差があれば、この変数には一貫性が欠けていることになる。

「解雇無効判決変数」の元となった判決の中に整理解雇事件以外のものが含まれているという指摘もある（日本労働弁護団 2007）。これについては、判決の本文があるので、労働法学者などの参加を得て、十分な議論を重ねていけば、測定誤差をなくす、あるいは小さくすることが可能である。

奥平 (2008)、奥平・大竹 (2008) でも、「解雇無効判決変数」が測定誤差を伴っている可能性を認めている。しかし、測定誤差があるとしてもそれが独立かつ同一の分布に従うならば、Attenuation

効果が発生し、この変数が就業率に及ぼす真の負の効果は推定されたものよりも大きくなるので、抑制する効果を過小評価することになり、結論は維持されると主張している。

この主張はこのままでは成立しない。この変数は各年の判決の判定を蓄積したものであるので、ある都道府県のこの変数の測定誤差は前年のものに当年の判決の判定の測定誤差を加えたものになる。t期の解雇無効判決変数の測定誤差 η_t は、次の式で表される。

$$\eta_t = \eta_{t-1} + \theta_t \quad (4)$$

これを書き換えると、

$$\eta_t = \sum_{i=1}^t \theta_i \quad (5)$$

となる。各年の判決の判定の測定誤差 θ_t が独立かつ同一の分布に従い、期待値はゼロであるとする、この変数の測定誤差はランダムウォークであり、その分布は独立ではないし、同一でもない。

ランダムウォークする測定誤差、しかも変数より大きくなる恐れのある誤差を持つ変数をそのまま説明変数に用いるのは適切ではない。この問題も推定するモデルの改善により対処できる。1期ずらしたものととの一次の階差をとると前年の繰り越し分は打ち消され、その年の判決の判定の測定誤差のみとなるので、それが独立かつ同一の分布に従うのであれば通常の測定誤差として扱える。

今、p県のt-1年の解雇無効判決変数の真の値を R_{pt-1} とすると、測定誤差を含めた関係は次のように表される。

$$y_{pt} = \mu(R_{pt-1} + \sum_{i=1}^{t-1} \theta_{pi}) + x'_{pt} \beta + \gamma_t + \delta_p + \varepsilon_{pt} \quad (6)$$

1期だけ進めたものととの差をとると、次の式が得られる。

$$y_{pt+1} - y_{pt} = \mu(R_{pt} - R_{pt-1} + \theta_t) + (x_{pt} - x_{pt-1})' \beta + (\gamma_t - \gamma_{t-1}) + \varepsilon_{pt+1} - \varepsilon_{pt} \quad (7)$$

θ_t が独立かつ同一の分布に従うなら、この式の推定を行うことができる。

ただし、この場合1年ずらすことが必須であるので、『国勢調査』のデータは利用できず、就業率の新たなデータを作成する必要がある。

IV 解雇無効判決変数を用いたモデルの定式化の再検討

1 過少定式化

以上のような問題点があるにもかかわらず、有意な結果が出たのは何故だろうか。一つの可能性は過少定式化である。用いられたコントロール変数が少なく、有意なものはさらに少ない。有意なものは、固定効果推定モデルでは総務省出身知事ダミーと対数都道府県人口であり、これに都道府県トレンドを加えたモデルでは、女性人口割合だけである。モデルをわずかに変更しただけで有意なコントロール変数が入れ替わってしまっている。他の要因の効果の一部が「解雇無効判決変数」の効果と誤認されている恐れがある。

男女とも、年齢や学歴、在学中であるかにより就業率に差が生じる。女性の就業率は、配偶者や子供、特に低年齢の子供の有無により大きく変わることは良く知られている。また母子世帯の母の就業率が高いこと、三世帯世帯でも就業率が高いことも分かっている。このほか、対象となっている時期には進学率が高まっている。これらは『国勢調査』から得ることができるので、コントロール変数として用いることが可能である。

これに関連して、「解雇無効判決変数」とこれらの変数に一次従属に近い関係が存在する恐れがある。1980年、90年、2000年のデータにより、若年女性の有配偶率、高年女性の有配偶率、若年有配偶女性に対する乳幼児の割合、三世帯世帯であるかどうか、4歳未満の児童に対する保育所定員の割合、母子世帯の割合のパネルデータを作り、「解雇無効判決変数」を被説明変数として都道府県の固定効果も把握する固定効果推定を行った。このとき、自由度調整をしない決定係数は0.9169（自由度調整済みの決定係数は0.8678）となった⁴⁾。これは、大竹・奥平（2006）と奥平（2008）のモデルで、女性の就業に関連する変数をコントロール変数に加えると、「解雇無効判決変数」の係数が大きく変わる可能性を示すものである。実際には女性の就業率に関係の深い変数と都道府県の効果が、この変数の効果と誤認されている可能性がある⁵⁾。

2 企業行動の定式化

大竹・奥平（2006）と奥平（2008）のモデルでは二つの特徴的な仮定が置かれている。まず、ある都道府県の実業率には、その都道府県の「解雇無効判決変数」だけが影響を及ぼし、他の都道府県のものは一切影響を与えず、さらに、この変数が就業率に与える効果は、どの都道府県をとっても、どの年をとっても一定であるとされている。これにはモデルを簡単にし、推定を容易にするという利点があるが、理論的には問題がある。

最初の仮定は、企業が雇用の場の決定に際し、都道府県間の比較を行わないことを意味している。企業が新たに事業所を設け、新規に労働者を採用する場合を考える。「企業はその地域の裁判所が過去に下した判決の傾向を期待費用に織り込んだ上で利潤最大化行動を行う」（奥平 2008）とすれば、ある都道府県の「解雇無効判決変数」が大きく他の都道府県では小さい場合には、他の条件が等しければ企業は後者で事業所を新設する。ある都道府県の実業率に他の都道府県の「解雇無効判決変数」が影響を与える可能性を予め排除すべきではない。

ある都道府県だけで「解雇無効判決変数」が増加した場合のその都道府県の実業率に及ぼす効果が、すべての都道府県で一斉に増加した場合のものよりも大きいなら、法律の改正によりいわゆる解雇規制を緩和したときの効果はこれらの論文で示されているものよりも小さい可能性がある。規制を緩和する法改正に関する政策的インプリケーションは異なることになるので、この点は重要である。

次の仮定も、企業の行動に関わるものである。これらの論文では、企業が将来の整理解雇費用を考慮して現在の雇用を決めると想定されている。

予想される将来の整理解雇のコストは、将来の整理解雇のコスト＝整理解雇の発生確率×整理解雇を行ったときの裁判の発生確率×敗訴の確率×敗訴したときのコストと計算できる。

将来整理解雇があり得ると考え、そのコストを予想するなら、上の各項目について予想を立てると考えるのが自然である。敗訴の確率の予想値は、

「解雇無効判決変数」が大きいほど高くなると考えられるから、「解雇無効判決変数」で就業率を説明することには問題はない。問題は他の変数、特に予想される整理解雇の発生確率が考慮されていないことである。敗訴の確率まで予め考慮する企業が、整理解雇の発生確率を考えないというのは不自然である。予想される整理解雇の発生確率は、将来の景気の見通しや現在のその企業の雇用者数、労働者の年齢構成や自発的な退職の確率により変わるであろう。これらの論文の推定期間は1980年から2000年であり、バブルの形成、崩壊、その後の長期にわたる経済の低迷の時期を含んでいる。1990年代末から2000年代前半は大規模な人員整理が発生した時期でもある。整理解雇の発生確率の見通しも大きく変化したと思われる。これらの変動は年効果で捉えられているであろうが、全国に共通の変化であったとは限らない。

したがって、企業が将来を予測した上で現在の雇用量を決定するとするならば、第二の仮定も適切ではない。

V 終わりに

「解雇無効判決変数」とこれを用いたモデルについて問題点を指摘してきた。これまでの日本の労働法制、労働に関する司法が労働経済にどのような影響を与えているかの分析は理論的、記述的なものに留まっていたが、この変数によって実証的な分析へ進む可能性が示された。大きな意義を持つことに疑いの余地はない。

しかし、この変数の作成に当たって、適切な起点を設定し、測定誤差をなくす必要がある。それはおそらく非常に困難であり、その場合にはモデルを工夫する必要がある。現時点では、これらの論文ではそのような対応はなされていない。また、判決の抽出、モデルの定式化などにも問題が残っている。したがって、いわゆる解雇規制が、就業率を引き下げていると実証されたとは言えない。

ただし、これは、いわゆる解雇規制あるいは広く解雇法制、解雇事件に関わる司法が就業率に影響を与えていないということの意味するものでもない。実際の効果は、依然として謎のままである。

この効果の把握は重要である。今後、判決などのデータが蓄積され、モデルの定式化、実証分析について改善が図られることを期待したい。また、企業が雇用の決定に際して、将来の整理解雇の可能性、地域毎の判決傾向を考慮しているのか、整理解雇事件の判決はすべて何らかの新しい要素を含んでいるものなのかなどについては、労使関係者、法曹関係者からの意見の聴取、アンケート調査など直接的な証拠収集により把握する必要が高いと考えられる。前途は遼遠である。

- 1) 江口 (2007), 野川 (2007), 日本労働弁護団大竹判例分析検証チーム (2007), 江口・神林 (2008) など。
- 2) 奥平 (2008) には「『判例体系』は、重要な先例度の高いものを裁判所自身が選んだものであり、裁判官もそれに従う。」と記述されている。しかし、判例体系そのものは第一法規出版が編集しているものである。この体系には、最高裁判所事務局の編集した「労働関係民事裁判例集」に収録されている判例が含まれているが、これ以外の判例も含まれている。裁判官が『判例体系』に従うとは考えられない。
- 3) 奥平 (2008) によれば、整理解雇事件と普通解雇事件の境界が曖昧であるため、「『整理解雇事件』をやや広く定義」している。
- 4) 高原 (2009) 参照。
- 5) なぜこの変数が女性の就業に関連する変数と深い関係を持つのかはよく分からない。

参考文献

Besley, Timothy and Burgess, Robin (2004) "Can Labor Regulation Hinder Economic Performance? Evidence from India." *Quarterly Journal of Economics*, Vol.119 (1), pp.91-134.
Okudaira, Hiroko (2015) "The Economic Cost of Court Deci-

sions concerning Dismissals in Japan: Identification by Judge Transfers," Discussion Paper No.733, The Institute of Social and Economic Research, Osaka University.

江口匡太 (2007) 「政策的主張は強いが実証的根拠が弱い」『週刊東洋経済』2007年3月3日号, p.102.
江口匡太・神林龍 (2008) 「雇用法制を巡って 福井秀夫・大竹文雄編『脱格差社会と雇用法制——法と経済学で考える』」(書評論文)『日本労働研究雑誌』No.572, pp.108-119.
大竹文雄・奥平寛子 (2006) 「解雇規制は雇用機会を減らし格差を拡大させる——所得格差解消の手立てを考えるために」福井秀夫・大竹文雄編『脱格差社会と雇用法制——法と経済学で考える』第7章。
奥平寛子 (2008) 「整理解雇判決が労働市場に与える影響」『日本労働研究雑誌』No.572, pp.75-92.
奥平寛子・大竹文雄 (2008) 「解雇規制——実証結果を巡る議論」『経済セミナー』2008年10月号, pp.38-45.
神林龍 (2007) 「解雇規制の効果——実証分析」『経済セミナー』2007年11月号, pp.46-50.
小葉武史・本多康作 (2015) 「選択的訴訟仮説と50%ルールの検証 我が国の整理解雇訴訟について」『日本労働研究雑誌』No.664, pp.45-59.
高原正之 (2009) 「都道府県パネルデータによる女性の就業率の分析」日本経済学会2009年春季大会報告論文。
日本労働弁護団大竹判例分析検証チーム (2007) 「大竹判例分析に異議あり——基礎データを検証する」『季刊労働者の権利』Vol.270, pp.58-59。
野川忍 (2007) 「『解雇ルール』の実態と展望——労使間取引をどう再構築するか」『季刊労働者の権利』Vol.270, pp.16-33。

たかはら・まさゆき 労働政策研究・研修機構客員研究員。埼玉大学経済学部非常勤講師。大正大学人間学部非常勤講師。主な論文に「女性労働者の職種構成の変化が賃金格差に与えた影響」『労働統計調査月報』Vol.55, No.5, pp.11-25, 2003年5月。労働経済学専攻。