

整理解雇判決が労働市場に与える影響

奥平 寛子

（大阪大学大学院）

日本の解雇規制の効果を実証的に検証するためには、いかにして判例法理の変化を数量分析に取り込むのか、という課題を克服する必要がある。本稿では整理解雇判例に関する裁判所の判断を都道府県ごとに数値化し、その変動を利用することで整理解雇判決が労働市場に及ぼす影響についてパネル分析を行った。その結果、都道府県の政策方針や労働市場の需給属性を一定とした場合、整理解雇無効判決が有効判決を上回っている年には就業率が有意に約0.2%ポイント減少することが分かった。また、性別年齢層別の分析を行うことで、解雇無効判決が男性高齢労働者の失業を増やし、40代の女性や若年労働者の労働参加を妨げる効果を持つことも明らかになった。つまり、特定の労働者の雇用不安を解消するために行われる解雇規制の強化によって、労働市場に新規もしくは再参入しようとする労働者の就業機会が奪われてきた可能性がある。

【キーワード】労働経済、労働政策一般、労働法一般

目次

- I はじめに
- II 整理解雇法理と判例蓄積の地域性
- III 分析手法とデータ
- IV 推定結果
- V 結論

I はじめに

整理解雇とは、企業が人員整理を目的として行う解雇であり、企業の雇用調整手段の一つである。しかし、雇用調整の一環として行われる解雇と、経営者の解雇権濫用がもたらす解雇との境界は時として非常に曖昧となる。整理解雇を規制することの難しさは、企業の雇用調整の自由度を必要以上に制限するリスクを抱えながら、使用者側の不当な解雇権濫用を防ごうとする点にある。厳しい解雇規制により企業の雇用調整が抑制されると、効率的な生産水準が達成されないばかりでなく、労働者の雇用水準にも悪影響が及ぶ可能性があると考えられるからである。

ところが、厳しい解雇規制が実際に就業率を減少させたり、失業率を増加させたりする効果を持つのかについて、経済理論のみによって明確な結論を導くことはできない¹⁾。例えばLazear (1990)によると、家計の借りに制約がなく労働市場が完全な場合、政府が課す解雇費用の影響は最適な労働契約によって完全に相殺される。しかし、不完全な現実の市場ではこうした相殺は起こらず、解雇費用の増額が雇用量の増加を招くか減少を招くかは労働需要の状態や労働供給の弾力性に依存するため、解雇規制の影響は不透明になる(Lazear 1990)。加えて、景気循環を通じたより長期的な解雇規制の影響を評価する場合には、①現在の解雇と将来の新規採用に対する企業の割引率の差、②労働者の自発的な転職によって解雇を行う必要がなくなる可能性等の要因も併せて考慮することが重要である(Bentolila and Bertola 1990)。解雇規制の効果を正確に把握するためには実際の労働市場の機能を精査する必要があり、そのため海外では頻繁に実証研究が行われてきた。

90年代以降の実証研究の中心となってきたの

は、国際間の規制の変動を利用した国際比較分析 (cross-country analysis) であり、解雇規制の厳しさを示す変数を改善することに主な注意が払われてきた。OECD (1999, 2004) は、OECD 諸国の解雇手続きの煩雑さや解雇予告期間・有期雇用契約の更新回数等を点数化し、規制の強さを順位づけしている。Heckman and Pages-Serra (2000) は、より正確に比較可能な基数的 (cardinal) 規制変数を作成するために、中南米・カリブ海・OECD 諸国における勤続年数別の具体的な解雇手当金額や解雇予告期間から解雇規制の厳しさを示す変数を作成している。また、Botero *et al.* (2004) は、OECD と同様の定義によって雇用法制の厳格さを示す変数を作成する一方で、法体系の起源と解雇規制の強さの関係をより明確に結びつけて解雇規制の影響を分析した。

黒田 (2004) や Addison and Teixeira (2001) は、国際比較データを用いた一連の研究を表にまとめ、結論を整理している。多くの研究は OECD 諸国のデータを対象としており、厳しい解雇規制が雇用率や雇用量に与える影響は負であるか有意に影響を与えないという結論が混在している。同様に、失業率・長期失業率に対する解雇規制の影響についても一定の結論を得ることはできない。Heckman and Pages-Serra (2004) は、こうした国際比較分析の結果の不安定性は、解雇規制変数の定義や国内の規制変動 (within-country variation) の少なさから生じるものと指摘する。彼らは、自身の研究である Heckman and Pages-Serra (2000) で得られた結果が分析対象国を増やすことや規制変数の分解等に対して脆弱であることを示し、国内データや企業レベルのマイクロデータを用いた分析を行う必要性を強調した (Heckman and Pages-Serra 2004)。

以上のような国際比較分析の問題点を踏まえて、最近では規制の国内変動を利用した研究が増えている。Besley and Burgess (2004) は、インドの各州における労使関係紛争法の改正が州ごとに異なる規制の強さを与えている事実を利用し、労働規制の強化により生産の減退や貧困層の拡大が生じることを示した。Autor (2003), Autor, Donohue III and Schwab (2006) は、アメリカの解雇自由

原則 (employment-at-will) に対する随意雇用契約の例外規定が州によって異なる時期に認められたことを利用し、裁判所によって課せられる解雇規制が労働市場に与える影響を分析している。その結果、例外を認める判決が出ると、雇用率が一時的に減少したり、例外規定の対象とならない派遣労働者が増加することが示された。国際比較分析の結論が不透明だったのに対し、国内のデータを用いた分析の大半は解雇規制の強化が雇用率を低下させ、勤続年数や雇用からの流出入率を増加させるという推定結果を示している (Heckman and Pages-Serra 2004)²⁾。

一方、このように海外では解雇規制の実証分析が進んでいるにもかかわらず、日本の解雇規制に関する統計的分析はその実態を把握するものが中心であり、経済効果を実証的に分析したものは存在しない。大竹・藤川 (2001), 大竹 (2004), 川口 (2005) は『判例体系 CD-ROM』(第一法規) を用いて整理解雇法理の数量分析を行い、整理解雇 4 要件の成立時期や具体的な適用基準を明らかにした。また、労働政策研究・研修機構 (2006, 2007) は、最高裁判所事務総局の特別集計データ等 (未公開) を用いて裁判所における解雇事件の和解や認容状況等を示したが、いずれも労働市場との関わりを分析したものではない。

解雇規制の経済効果に関する計量分析が日本において進んでいない理由の一つは、日本の解雇は制定法ではなく、判例法によって規制されている部分が大きく、裁判所による司法判断基準の違いを数量分析に取り込むことが困難なためだと考えられる。後に述べるように、大阪府と東京都の裁判所による整理解雇判決の傾向の差は無視できないものであり、裁判所ごとの判決の差が各地域の解雇規制の強さを微妙に左右し、司法の判断基準が日本全国で一律に機能してこなかった可能性が示唆される。さらに、司法判断が社会情勢を反映して形成されることも、この問題をより複雑なものにする。判決傾向の違いは、その地域の訴訟の性質や景気変動等のその他の要因と相関する可能性があり、就業率等の経済変数の動きをも複合的に含んでしまうかもしれない。日本の解雇規制が労働市場パフォーマンスに与える影響を知るため

には、まず解雇判決の動向を把握し、その判決の変動と雇用変数との相関関係がどのような因果関係を代表し得るのかを整理して、統計的な識別を行う必要がある。

そこで、本研究ではまず整理解雇に関する判例データを都道府県別に数値化して判決傾向を示す変数を作成し、整理解雇判決の地域および時系列的動向を確認する。次に、整理解雇判決の傾向と雇用変数の間に存在する様々な因果性が推定値に与える影響について議論し、これらの因果性から、整理解雇判決が労働市場に与える影響を識別するための分析を行う。識別に用いた具体的な手法は、都道府県パネルデータによる固定効果推定を行う方法と、数年前に下された過去の整理解雇判決のラグ変数を用いる方法である。固定効果推定により、例えば紛争の性質などの観察不能な地域の固定的要因と整理解雇判決の傾向との間に相関が認められる場合にも、推定量の一致性を確保することが可能となる。また、過去の整理解雇判決のラグ変数を用いた分析により、逆の因果関係によって生じる内生性バイアスの方向を一定程度まで予測し、解雇規制が労働市場パフォーマンスに与える因果性の有無を推測することが可能となる。

分析により、まず日本の整理解雇判決に非常に明確な地域性があることが明らかにされた。関西・中国地方では労働者寄り（整理解雇無効）判決が続く傾向があるのに対し、関東・九州地方では使用者寄り（整理解雇有効）の傾向が強い。さらに、この整理解雇判決の地域性が雇用変数の地域間格差を生む原因の一つであることも示された。具体的には、都道府県の政策方針や労働市場の需給属性を一定とした場合、整理解雇無効判決数が有効判決数を上回っている年には就業率が約0.2%ポイント低下する。また、性別および年齢層別の分析から、就業率への負の影響は男性では若年および高齢労働者層において、女性では40代の労働者層において特に大きいことが分かった。加えて、こうした就業率の低下は労働者グループによって就業形態に異なる影響をもたらす。高齢男性労働者の就業率の低下は完全失業率の増加と結びつけられる一方で、女性や若年労働者の就業機会の低下は労働市場からの退出を促す方向に働くことが

確認された。以上の結論は観察不能な地域の異質性のコントロールに対しても頑健なものであった。ただし、これらの結論の因果性については今後も分析の余地がある。本研究で検証された内生性バイアスの方向より、因果関係は大きく変わらないことが推察されるが、推定結果はこの事実の範囲内で慎重に扱われるべきである。

本研究の貢献は3つある。第一に、日本の解雇規制が労働市場に与える効果について、初めて統計的に検証した。第二に、海外でも研究蓄積の少ない判例法による規制を数値化し、判決による司法規律が労働規制と同様に影響力を持つことを示した。最後に、特定の労働者の雇用を保護するはずの整理解雇判決がその他の労働者層の就業状態に対しても変化をもたらすことを明らかにした。

本稿は5つで構成される。Ⅱでは、日本の解雇規制について説明し、整理解雇判例の数値化を行うことにより、判例蓄積の地域性を確認する。Ⅲでは、分析手法とデータについて説明し、考えられる推定値バイアスについて整理する。Ⅳでは、就業率に関する固定効果推定とラグ変数を用いた分析の推定結果を示した上で、性別年齢層別のより詳しい分析を行う。最後に、Ⅴで結論を述べる。

Ⅱ 整理解雇法理と判例蓄積の地域性

1 整理解雇法理の現状

日本の解雇規制は特殊な形態をとっている。原則として、明治期より当事者双方が雇用契約の期間を定めていない場合に、各当事者は雇用契約の解約を自由に申し入れることが認められている（民法627条）。しかし、この「解雇自由」の原則の下では雇用主による解雇権の濫用を制限することができず、不当解雇の濫発を招くおそれがある。そのため、特に戦後の長期雇用型の雇用システムの下で、民法627条を補完する形で「解雇権濫用法理」と呼ばれる判例法理が形成されてきた³⁾。

整理解雇法理とは、この解雇権濫用法理を発展させたもので、企業が経営の立て直しを目的とした合理化のために行う整理解雇を対象としてい

る⁴⁾。具体的には、企業が整理解雇を行う際に以下の4つの要件を満たすことが求められてきた⁵⁾。

- 要件1 「解雇の必要性」
- 要件2 「解雇回避努力義務」
- 要件3 「解雇基準の公平性」
- 要件4 「労働者への説明義務」

要件1「解雇の必要性」とは、解雇が差し迫って必要な状況にない場合の整理解雇を不当とする要件で、具体的な売上減少の有無等が基準となる。要件2「解雇回避努力義務」とは、雇用期間の定めのない労働者の解雇を最終手段に位置づけて、解雇を行う以前に希望退職や配置転換・残業抑制等の措置を採ることを当該企業に義務付ける要件である。要件3「解雇基準の公平性」とは、解雇する労働者の選定基準には何らかの客観的な指標を用いることを求めるものである。最後に、要件4「労働者への説明義務」は、労働組合に当該企業の経営状況に関する十分な説明を行うなど、解雇を行うまでに妥当な手続きを踏むことを義務付けている。大竹（2004）は、解雇有効確率に関するプロビットモデルを用いて、この整理解雇法理が1974年以降の判例を中心に形成されたことを統計的に示した。同様に、川口（2005）もオイルショック期から90年代前半にかけて裁判所が上記の4つの項目を「要件」として厳しく適用してきた事実を明らかにした。民法627条で「解雇自由」が規定される一方、実質的には厳格な解雇規制が布かれていたと言える。

ただし、判例法理は社会環境に合わせて徐々にその内容を変化させる性質を持つ法規範である。整理解雇の4要件についても、個々の具体的な判断基準や実際の適用方法は裁判所の裁量に委ねられており、整理解雇法理による解雇規制を一概に定義することは難しい。実際、各要件の充足を認定する際の判断基準に関して裁判所の見方は大きく分かれており、比較的最近の判例に限っていても、いくつかの論点が存在する。

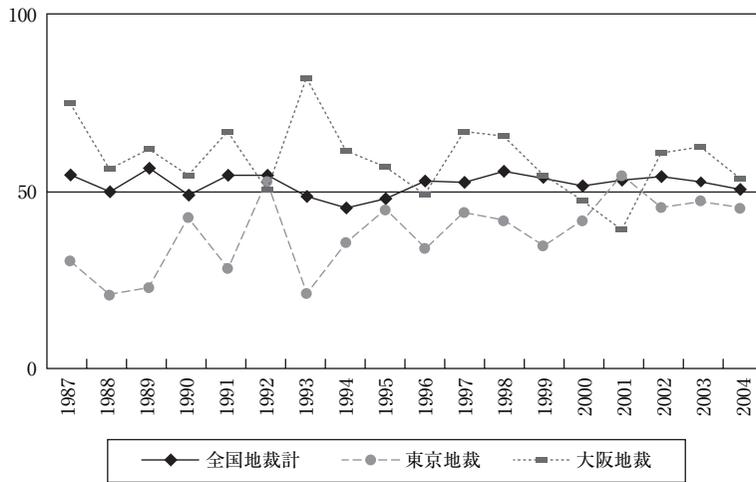
例えば、要件2「解雇回避努力義務」に関しては、配置転換や出向義務をどの程度重視するのかについて意見が割れている。特に、労働契約の範

囲をどこまでと見なすかが重要な判断の分かれ目の一つとなっており、配置転換や出向義務を特定の職種や部署のみに限定して消極的審査を行うのか、それとも従来通り全社的視点から積極的審査を行うかについて裁判所の姿勢は一貫していない（盛2001、鶴飼2001、土田2002）⁶⁾。同様に、解雇回避努力義務要件の審査を行う際に、整理解雇に前後して新規採用を行うことを問題とするかどうか（鶴飼2001）、また、雇用の維持が困難な場合に再就職支援や特別手当の申し出という代替措置で要件を充足したと見なすかどうか（土田2002、菅野2006）も最近の重要な争点である⁷⁾。要件4の解雇の手続要件に関しても、「手続」という概念の範囲について判断は定まっていない。協議や説明を行うことで要件を充足したとする判例が一般的だが、要件2の解雇回避努力義務を手続き過程に組み入れる等、手続の内容をより広く捉えるものも存在する（奥野・原2005）⁸⁾。

こうした判断基準の差が存在することは、裁判所（あるいは裁判官）が課す整理解雇規制の厳しさが日本国内で一定でないことを示唆する。とりわけ、上記の要件解釈の乖離例の中でも解雇規制を緩和させる方向に判例を出したのが最近の東京地裁であることは実務家や研究者の間でもよく知られている。

大竹（2004）は、『判例体系CD-ROM』（第一法規）より、公刊された判例から整理解雇事件を対象に解雇有効判決率を計算し、実際に東京地裁では大阪地裁と比べて整理解雇が有効になる場合が極めて多いことを示した（大竹2004、図5.2、表5.12）。また、図1に、労働政策研究・研修機構（2006）が最高裁判所事務総局に特別集計を依頼して集計した解雇に関する民事通常訴訟事件および仮処分命令事件における労働者側勝訴率の推移（全国地裁計、東京地裁計、大阪地裁計）を示している。このデータは、大竹（2004）が分析対象とした整理解雇事件以外にも普通解雇・懲戒解雇・雇止め事件を含んでいるが、大竹（2004）のデータには含まれていない未公刊の判例を含むという利点を持っている。この図から、全国の地裁を合計した労働者側勝訴率は常に50%付近を推移しているのに対し、東京都と大阪府の勝訴率を比べると、大竹

図1 地方裁判所における労働者側勝訴率の推移



資料出所：労働政策研究・研修機構（2006）に掲載された解雇に関する仮処分命令事件および民事通常訴訟事件数より著者が作成した。

労働者側勝訴率＝年間認容数／年間判決決定数。

（2004）と同様に、東京地裁の勝訴率が大阪地裁よりもほぼ一貫して低い傾向にあることがわかる⁹⁾。

このような解雇判決の傾向の差は経済主体の行動に影響を与え得るのだろうか。大阪府のように使用者に対して厳しい司法判断が下される傾向にある場合、使用者側の解雇権濫用を抑制する効果は相対的に大きいように思われる。一方、解雇費用の増加を通じて企業の雇用調整行動が鈍化して新規採用が控えられる等、雇用量が逆に減少する可能性も考えられ、解雇判決が雇用量へ与える影響は理論上不透明である。解雇判決の実証的な効果を検証するために、次節では整理解雇判決の都道府県別傾向を示す変数を判例データより作成する。

2 整理解雇判例の蓄積傾向を示す変数の作成

整理解雇法理に関する司法判断とその経済学的帰結を結びつける際に重要となるのは、企業や労働者といった経済主体の行動がどのような情報集合によって制約を受けるのか、という点にある。企業や労働者（もしくは弁護士）が上記のような解雇判決の地域差を雇用調整費用の変動と受け止めて動学的利潤最大化行動に織り込むとすれば、その情報は彼らにとって観察可能でなくてはなら

ない。

本稿では、前述の大竹（2004）が用いたものと同じ『判例体系 CD-ROM』（第一法規）の整理解雇に関する裁判データを用いる。『判例体系 CD-ROM』は公判判例を中心に構成される国内最大の判例データベースの一つであり、解雇権濫用法理や整理解雇の4要件を形成させたと言われるようなニュース性の高い判例をほぼすべて網羅する¹⁰⁾。

企業や労働者にとって観察可能であるという意味で、『判例体系 CD-ROM』は本稿の分析目的に適したデータと考えられる。ただし、経済主体の情報集合は『判例体系 CD-ROM』と完全に一致する訳ではないことに注意する必要がある。経済主体の整理解雇法理に関する認識の範囲を先見的に定義することは極めて難しく、『判例体系 CD-ROM』を用いた数値作成に測定誤差が存在する可能性を否定することはできない。測定誤差が本稿の推定結果にもたらすバイアスについてはⅣの推定結果の箇所でも改めて述べる。

データの抽出方法は以下の通りである。まず、『判例体系 CD-ROM』（第一法規）のキーワード検索において、1950年から2001年までに判決が下された民事事件から『整理解雇』で検索を行い、その中から整理解雇事件を抽出した。さらに、

1997年から2001年の最近の期間については、『判例体系CD-ROM』に掲載されていない判例を労働判例関係雑誌より追加した。こうして抽出された判例は、1950年から2001年の期間で260件存在する¹¹⁾。これらの判例について、Besley and Burgess (2004)の手法を参考に、判例蓄積の傾向を示す変数を都道府県別に作成する¹²⁾。

まず、整理解雇判決それぞれについて、解雇が無効であれば1、解雇が有効であれば-1、というように数値に変換した。さらに、この数値から各年に各都道府県でどのような判決が出されたのかを示す都道府県パネルデータを作成するために、地方裁判所の判決は所在地の都道府県へ、高等裁判所の判決は管轄下の都道府県すべてへ、最高裁判所の判決は全都道府県へそれぞれ割り当てた。同じ年に複数の判決が出た都道府県では、すべて足し合わせて正のものは1、負のものは-1、ゼロのものは0とした。また、整理解雇に関する判決が全く出されなかった年は0とした。つまり、正の値は労働者寄りの解雇無効判決、負の値は使用者寄りの解雇有効判決がその年に多く出されたことを示す値となっている¹³⁾。

例として、1979年の東京で出された3つの裁判例から、この年の東京で整理解雇に関してどのような判決ショックが生じたのかを考えてみよう。1979年の東京高等裁判所では、東洋酸素事件において、一審とは逆の解雇有効判決が下された。一方、同じ年に東京高裁で争われた日産自動車男女別定年制事件(東京高判昭54・3・12ジュリ717号138頁)を巡っての裁判では、解雇無効という判決が出され、東京地裁で争われたブリティッシュ・エアウェイズ・ボード事件(東京地判昭54・11・29判刑332号28頁)では、解雇権濫用が認められず、解雇有効となった。したがって、1979年の東京で扱われた代表的な裁判例では、2つの解雇有効判決と1つの解雇無効判決が出されており、使用者寄りの判決ショックとして-1という値が入力される。

最後に、各都道府県の過去の判決に関する情報を反映させるために、こうして作成された都道府県パネルデータを1950年から蓄積させる¹⁴⁾。判決ショックを蓄積させるのは、経済主体の情報集

合の中に、各地域の裁判所が過去に下した判決に関する情報が含まれるという仮定に基づいている。訴訟を起こす際には、原告は自分を解雇した被告(事業所)の所在地にある地方裁判所に訴えを持ち込むことが原則となっている。つまり、各地域の司法環境は外生的に与えられており、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と考えられる¹⁵⁾。

本稿では、この蓄積させた変数を「解雇無効判決変数」として定義する。解雇無効判決変数は、各都道府県において1950年からその時点までに、労働者寄り(解雇無効)と使用者寄り(解雇有効)の判決のどちらのショックが積み重なってきたのかを示す指標になっている。図2に各都道府県における解雇無効判決変数の推移を示した。

この図から、整理解雇に関する判決に明らかな地域性が存在するを読み取ることができる。特に、大阪府(No. 27)と東京都(No. 13)との判例ショックの格差は一貫しており、大阪では労働者寄りの、東京では使用者寄りの司法環境が形成されてきたことが分かる。また、広島県(No. 34)・岡山県(No. 33)・奈良県(No. 29)・京都府(No. 26)・滋賀県(No. 25)は労働者寄りの、愛知県(No. 23)・千葉県(No. 12)・群馬県(No. 10)・茨城県(No. 8)・北海道(No. 1)などは使用者寄りの判決が出る傾向が強い。総じて、関西・中国地方において労働者寄り、関東・九州地方において使用者寄りの判決ショックが1950年以降に蓄積されてきたと言えよう。

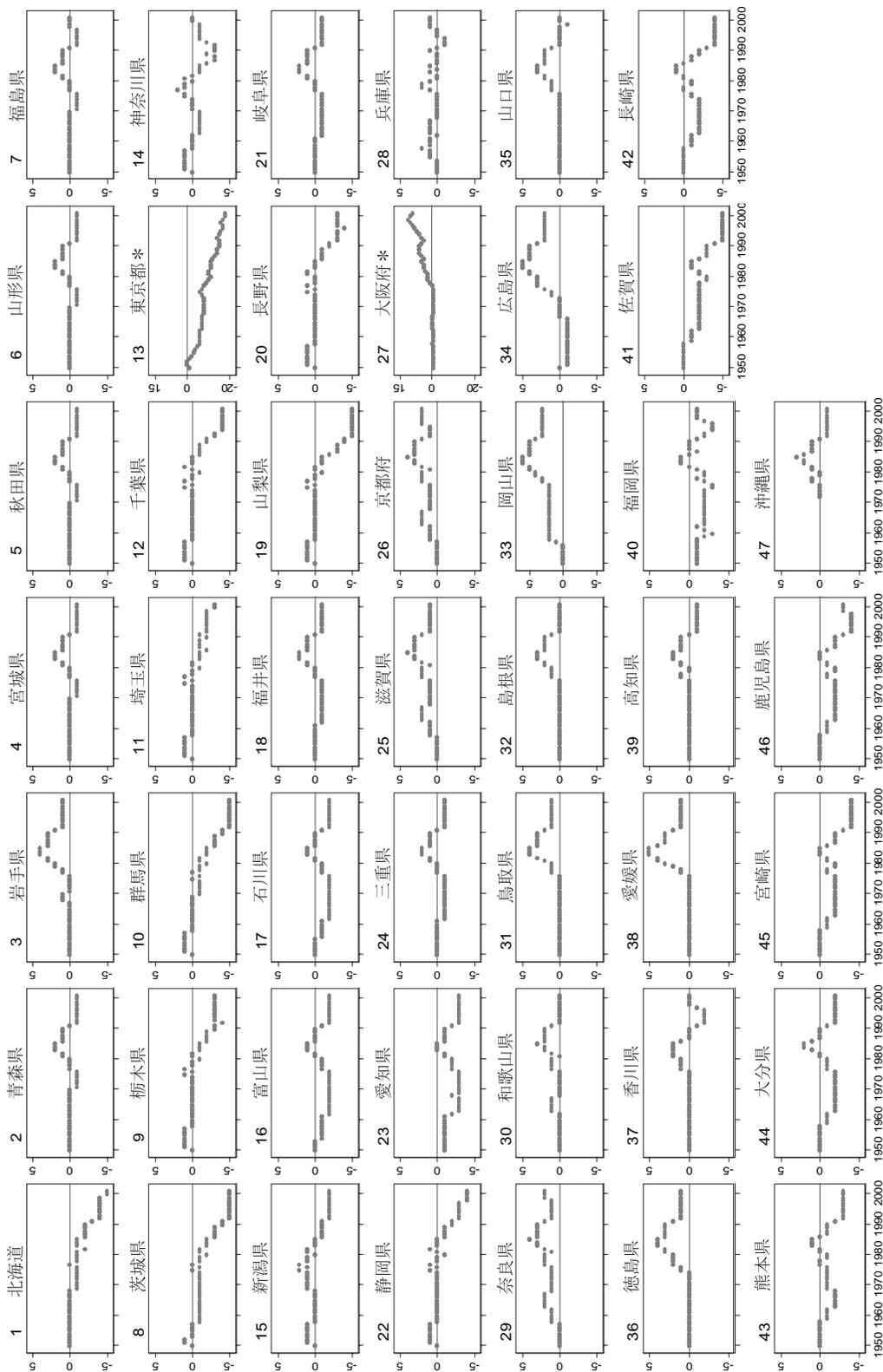
III 分析手法とデータ

1 基本モデルとデータ

整理解雇に関する司法判断基準の差が各都道府県の労働者の雇用状態にどのような変化をもたらすのかを検証するために、前述のBesley and Burgess (2004)の特定化を参考にして以下の基本モデル(プールドOLS)の推定を行う。

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

図2 都道府県別整理解雇判決の蓄積傾向(1950~2001年)



注*: 東京都(13)と大阪府(27)には全判決件数の48.27%が集中しており、解雇無効判決変数に関して他の道府県とは異なる目盛を用いている。

出所:「判例体系CD-ROM」(第一法規)

ここで、 y_{pt} は p 都道府県における t 年の就業率を、 R_{pt-1} は p 都道府県における $t-1$ 年の解雇無効判決変数をそれぞれ示す。判決のインパクトが波及する時間は 1 年であると仮定して、解雇無効判決変数は 1 年ラグの値を用いる¹⁶⁾。 γ_t は t 年における年効果（年ダミー群）を捉えており、技術革新や法改正等の全国に共通のショックを表す。

また、(1)式には各都道府県の政策の違いを示す変数や労働市場の特性を表す変数をコントロール変数のベクトル x_{pt} として加えた。これらのコントロール変数を加えることにより、就業率に影響を与え得ると同時に解雇無効判決変数とも相関する可能性のある変動を取り除き、解雇無効判決の影響を示す μ の推定値の頑健性を確認することができる。

x_{pt} には、まず各都道府県の政策の違いを示す変数として、都道府県知事が革新的な政策を行っていれば 1 をとるダミー変数を加えた。革新的な政策を行っているかどうかは、『政治家人名事典』（日外アソシエーツ編）より「革新」という記述の有無によって判断した¹⁷⁾。また、知事が総務省出身であれば 1 をとるダミー変数も作成した。これは、湯之上（2005）が示すように、都道府県知事が総務省出身である場合、地方交付税の一部として支給される特別交付税額が有意に増加することを考慮したものである¹⁸⁾。同様に、公共投資額の変動を示す値として一人当たり公的総固定資本形成額（対数値）を、経済活動の規模を示す値として都道府県人口（対数値）をそれぞれ加えた。

次に、各都道府県の労働需要特性を示す変数として第二次産業および第三次産業比率を、労働供給側の属性を示す変数として女性人口割合、若年人口割合（15～24 歳人口割合）をそれぞれ説明変数に加えた。これは、失業率の都道府県間格差が年齢・性別・学歴・産業構成比などの地域的な労働市場需給属性によって説明されるという勇上（2005）の指摘に基づいている。その分析によると、特に産業構成をコントロールすることの影響は大きく、離職率の高いサービス業と比較して労働需要が堅調な製造業比率の高い都道府県では、失業率が見かけ上はかなり低く抑えられる。

(1)式の基本推定に加えて、判決変数が極端な

値をとる東京都や大阪府をサンプルから外した推定も行った。図 2 から明らかなように、東京や大阪における整理解雇判決は極端な使用者寄りまたは労働者寄りの傾向を持つ。これは、もともと東京都や大阪府に本社を置く企業が集中しており、紛争の発生件数が 2 都府で全体の 48.27% を占めるためと考えられる。そこで、頑健性の確認として、この 2 地域をサンプルから除いた場合でも同様の結果が得られるかを調べる。

分析に用いたデータの記述統計と作成方法および出典については、表 1 と表 2 にそれぞれ示した。就業率と同様に、後の分析で用いる性別及び年齢層別の就業率・完全失業率・労働参加率も『国勢調査』（総務省）より作成している。また、進学率や女性の就業形態の変化を考慮して、推定には比較的最近の 1980 年から 2000 年までの 5 年ごとのデータを用いた。なお、Bertrand, Duflo and Mullainathan（2004）は誤差項に系列相関の疑いのあるパネルモデルを推定する際に、通常の AR（1）プロセスを仮定するだけでは標準誤差の過小推定を十分に修正することができないことを示した。本稿の分析は推定期間が 5 期間と比較的短いことが、Bertrand, Duflo and Mullainathan（2004）に従って、分散共分散行列に都道府県内での相関を認めるロバストな標準誤差を用いる¹⁹⁾。

2 推定値バイアスへの対処

図 2 では、整理解雇判決の蓄積傾向が都道府県によって大きく異なることを示した。しかし、表面的な判例の蓄積傾向の比較によって、裁判所ごとの司法判断基準に差があると簡単に結論づけることはできない。司法判断は紛争の性質や景気の差といった地域的な社会情勢や経済環境を反映して形成される可能性があり、解雇無効判決変数の変動は司法判断基準の差以外の他の要因の変動を代理したものかもしれない。特に、その他の要因が就業率と相関する場合に(1)式のような最小二乗法を用いて推定を行うと、解雇無効判決変数の推定量の一致性は損なわれ、(1)式で推定される因果性は信頼性に欠けるものとなる。

例えば、裁判所における整理解雇の有効性判断が各地域の紛争の性質によって左右される場合、

表1 記述統計

	サンプル期間 (すべて5年ごと)	サンプル数	標準偏差	最小値	平均	最大値
解雇無効判決変数	1950-1980	278	1.41	-11	-0.31	4
	1980-2000	235	3.22	-18	-0.40	10
就業率 (%)	1980-2000	235	4.82	61.76	74.11	85.69
男性就業率 (%)	1980-2000	235	3.53	75.22	88.61	98.57
女性就業率 (%)	1980-2000	235	6.89	41.37	59.97	73.97
完全失業率 (%)	1980-2000	235	1.31	1.23	3.45	10.26
労働参加率 (%)	1980-2000	235	4.64	65.81	76.74	88.19
革新知事 (= 1)	1980-2000	235	0.26	0	0.07	1
総務省出身知事 (= 1)	1980-2000	235	0.43	0	0.24	1
対数都道府県人口	1980-2000	235	0.72	13.31	14.48	16.31
対数一人当たり実質公的 総固定資本形成	1980-2000	235	0.30	11.84	12.55	13.32
女性人口割合	1980-2000	235	0.01	0.49	0.52	0.54
若年人口割合	1980-2000	235	0.02	0.12	0.16	0.22
第二次産業比率	1980-2000	235	0.07	0.14	0.31	0.52
第三次産業比率	1980-2000	235	0.08	0.30	0.53	0.77

過小定式化の問題 (omitted variable bias) が生じる。Priest and Klein (1984) の主張する訴訟へのセレクション仮説は、地域の原告勝訴率と紛争の地域間での異質性とが相関する可能性を示唆する。彼らの紛争当事者間の意思決定モデルによれば、紛争を裁判に持ち込んで争い続けるか和解で終結させるかの判断は、和解費用・訴訟費用・損害賠償額に加えて、過去の情報を基に形成される客観的勝訴率 (Decision Standard) に依存して決まる。紛争当事者の判断が合理的で他の条件を一定と仮定するならば、被告側と原告側の予測原告勝訴率が客観的勝訴率から互いに乖離すればするほど紛争は和解ではなく訴訟として争われる傾向にあり、事後的な訴訟の勝訴率は50%という一定の値をとることが予測される (Priest and Klein 1984)。逆を言えば、図2のように地域間の判決傾向に一貫した差が生じている事実は、そもそも Priest and Klein (1984) が想定する仮定が満たされていないために各地域で均質な訴訟へのセレクションが行われておらず、紛争当事者の非合理性や損害賠償額等に地域的な異質性が存在することを示す可能性がある。さらに、こうした紛争の地域的異質性が就業率にも影響を与えるとき、(1)式の誤差項に含まれる紛争の地域的異質性と解雇

無効判決変数が相関し、推定量は一致性を満たさない²⁰⁾。

また、都道府県ごとの景気変動が解雇判決の傾向に影響を与えるという逆の因果関係が存在する場合、推定値に内生性バイアスの問題が生じる。後に詳しく述べるように、整理解雇の4要件自体が景気に依存するものであるため、不景気時には整理解雇が有効となる確率は高くなるかもしれない (大竹 2004)。また、反対に判事が労働者に同情し、不景気時には労働者に寛容な判決を下すというバイアスが存在することも指摘されてきた (Ichino, Polo and Rettore 2003)。このような場合においても、(1)式の誤差項と解雇無効判決変数は相関し、推定量の一致性は満たされない。

本研究では、以上のような要因から、裁判所の判断によって形成された司法判断基準が就業率に影響するという因果性を識別するために、次の方法によって対応する。まず、紛争の地域的異質性が整理解雇判決の傾向と相関する問題については、観察されない紛争の異質性が各都道府県内で一定であるという仮定を置き、(1)式の基本推定に都道府県効果 δ_p (都道府県ダミー群) を加えた固定効果推定を行った。固定効果推定により、都道府県に固定的な紛争の異質性と整理解雇判決が相関

表2 データの出典と変数の作成方法

	データの出所	変数の作成方法
解雇無効判決変数	判例体系 CD-ROM	正であれば労働者寄りの、負であれば使用者寄りの判決が蓄積されたことを示している。判例体系 CD-ROM の「整理解雇」で検索される 1950 年～2001 年の整理解雇判例 260 件をもとに作成した。まず、それぞれの判決を解雇無効であれば「1」、解雇有効であれば「-1」と数値化した。次に、このデータを都道府県パネルデータの形に変換した。地方裁判所の判例は各都道府県に、高等裁判所の判例は管轄地域に含まれる都道府県に、最高裁判所の判例はすべての都道府県に割り当てた。同じ年に 2 つ以上の判決が出ている場合は、すべて足し合わせて正であれば「1」、負であれば「-1」、判決が 1 つもなければ「0」とした。最後に、1950 年からこの値を毎年積み上げた。
革新知事 (= 1)	現代政治家人名事典 政治家人名事典	「1」であれば革新系の知事、「0」はその他の知事を示している。①『政治家人名事典』（日外アソシエーツ編）に「革新」という記載がある知事、もしくは②『政治家人名事典』により、革新系政党の支持基盤が強いことが確認され、かつ地方労働委員会の委員長を経験している知事を革新系の知事と判断した。具体的に革新系知事と判断された都道府県知事は以下の通り：田中敏文（北海道）、岩上二郎（茨城）、畑和（埼玉県）、美濃部亮吉（東京都）、長洲一二（神奈川県）、蜷川虎三（京都府）、黒田了一（大阪府）、三木行治・長野士郎（岡山県）、阿部五郎（徳島県）、前川忠夫（香川県）、鶴崎多一・奥田八二（福岡県）、木下郁（大分県）、屋良朝苗・平良幸市・西銘順二・大田昌秀（沖縄県）。
総務省出身知事 (= 1)	現代政治家人名事典 政治家人名事典	「1」であれば総務省（内務省または自治省）出身の知事、「0」はその他の知事を示している。『政治家人名事典』（日外アソシエーツ編）に総務省・内務省・自治省出身と記載されている知事を総務省出身知事とした。具体的な知事名の記述は省くが、1950 年～2000 年までの間に総務省出身知事と判断されたのは知事 241 人中 46 人である。
対数一人当たり実質公的総固定資本形成（2000 年価格）	県民経済計算 人口推計 消費者物価指数年報	『県民経済計算』の名目総生産を『人口推計』の都道府県人口で除して、『消費者物価指数年報』の都道府県別消費者物価指数で 2000 年価格に実質化し、さらに対数値をとった。
第二次および第三次産業比率	県民経済計算	第二次もしくは第三次産業都道府県内純生産を都道府県内総生産で除した値。
就業率	国勢調査	就業者数を生産年齢人口（15 歳～64 歳）で除した値。
労働参加率	国勢調査	労働力人口を生産年齢人口（15 歳～64 歳）で除した値。
完全失業率	国勢調査	完全失業者数を労働力人口で除した値。
若年人口割合	国勢調査	15 歳～24 歳人口を生産年齢人口で除した値。
女性人口割合	国勢調査	女性人口を総人口で除した値。

する場合にも、一致性のある推定量を得ることができる。ただし、観察されない紛争の性質は時間を通じて一定というよりもトレンド的に変化する可能性がある²¹⁾。都道府県ごとに特徴的な労使トレンドと整理解雇判決の蓄積傾向との識別を行うために、本稿では都道府県トレンドを加えた推定も行った。

内生性の問題については、(1)式の解雇無効判決変数 1 期ラグの代わりに、2 期（2 年前）から 7 期（7 年前）のラグをとった解雇無効判決変数を用いた推定をそれぞれ行うことで対応した。これは、現時点の景気変動が数年以上前の整理解雇の

有効性判断に影響を与えるという因果性が存在するとは考えにくく、内生性の問題がある程度まで排除することができるという考えに基づいている²²⁾。さらに、1 年前の解雇無効判決変数を用いた場合の推定値と、数年前の解雇無効判決変数を用いた場合の推定値を比較することで、内生性バイアスの方向を推測する。

IV 推定結果

1 就業率への影響

(1)式のプールド OLS モデルを推定した基本推定の結果を表3の(1)・(2)列に、東京都と大阪府をサンプルから除いた場合の推定結果を(3)列に、プールド OLS モデルにおいて都道府県トレンドをコントロールした結果を(4)列に、それぞれ示している。(2)列より、すべてのコントロール変数を加えた場合、解雇無効判決変数の係数推定値は約-0.24であり、有意水準1%で推定値がゼロという仮説を棄却する。つまり、他の条件を一定としたときに、解雇無効判決が有効判決よりも多い年には(=1単位の労働者寄りの整理解雇判決ショックがある場合には)就業率が有意に約0.24%減少することを意味する。東京都や大阪府を外した場合は推定値の有意性が弱まるが(p値=0.135)、符号に大きな変化はない。また、都道府県トレンドを加えた場合でも有意性がやや弱くなるが(p値=0.068)、推定値の大きさや符号は変わ

ない。

一方、(5)~(8)列には、都道府県固定効果を加えて同様の分析を行った場合の推定結果を示している。(2)列と(5)列の結果を比較すると、固定効果推定において解雇無効判決変数の係数推定値(絶対値)はやや小さくなるが、推定値の有意性や符号は変わらないことが分かる。また、(7)列の結果より、都道府県トレンドを加えた場合でも符号や有意性は変わらないが、解雇無効判決の影響は小さくなる。つまり、プールド OLS 推定においては、観察されない都道府県効果やトレンドの変化によって解雇無効判決変数の係数推定値が過小に推定されるが、その影響は推定結果を大きく変えるものではないと言える。なお、(5)~(8)列の固定効果推定において「都道府県効果はすべてゼロである」という帰無仮説をF統計量によって検定したところ、帰無仮説はすべて棄却された。したがって、以降の分析では固定効果推定を採用する²³⁾。

IIでは、『判例体系 CD-ROM』を用いて作成した解雇無効判決変数に測定誤差が含まれることを

表3 労働者寄りの整理解雇判決が就業率に与える影響

	被説明変数 就業率 (%)							
	(1) プールド OLS 推定	(2) プールド OLS 推定	(3) 大阪・東京 なし プールド OLS 推定	(4) 都道府県 トレンド プールド OLS 推定	(5) 固定効果推定	(6) 大阪・東京 なし 固定効果推定	(7) 都道府県 トレンド 固定効果推定	(8) 都道府県トレンド 大阪・東京なし 固定効果推定
解雇無効判決[t-1]	-0.2144** [0.094]	-0.2382*** [0.079]	-0.2619 [0.172]	-0.2860* [0.153]	-0.2078*** [0.049]	-0.2805*** [0.073]	-0.1394** [0.063]	-0.1470** [0.067]
革新知事 (= 1)		-1.6982** [0.786]	-1.5725* [0.854]	-0.4994 [0.458]	-0.0919 [0.358]	-0.0634 [0.371]	-0.0852 [0.316]	-0.0277 [0.331]
総務省出身知事 (= 1)		-0.7277 [0.669]	-0.9158 [0.666]	-0.7293** [0.361]	-0.3436* [0.195]	-0.4985*** [0.159]	-0.0890 [0.134]	-0.1810 [0.129]
対数公的総固定資本形成		4.6882*** [1.549]	4.5183*** [1.491]	0.9593 [0.806]	0.2574 [0.386]	0.1576 [0.393]	0.0805 [0.293]	-0.1218 [0.254]
対数都道府県人口		-1.9567** [0.907]	-2.0210** [0.890]	-2.6476 [1.605]	-8.5440*** [2.898]	-8.5593*** [2.771]	-13.5089 [11.609]	-2.3682 [8.584]
第二次産業割合	16.0312* [9.205]	35.4152*** [10.113]	38.1332*** [10.969]	14.4310** [6.681]	2.9721 [3.802]	5.0977 [3.707]	-1.2683 [3.842]	2.4426 [2.766]
第三次産業割合	0.9359 [8.550]	21.5188** [9.086]	24.9334** [11.199]	2.6897 [5.550]	1.2997 [3.359]	3.9997 [3.123]	-4.6648 [3.526]	-3.1186 [2.699]
若年人口割合	-209.3253*** [31.057]	-172.1206*** [32.325]	-184.0654*** [32.000]	-50.8149* [25.524]	-5.6562 [10.394]	-16.8804* [9.602]	5.7142 [11.320]	-4.0049 [10.474]
女性人口割合	-78.5288 [56.413]	-160.9718*** [48.813]	-166.0720*** [49.272]	-11.4881 [79.595]	-33.7726 [35.304]	-29.4236 [32.498]	-180.5975*** [66.551]	-152.5537*** [56.774]
年効果	○	○	○	○	○	○	○	○
都道府県効果	×	×	×	×	○	○	○	○
都道府県トレンド	×	×	×	○	×	×	○	○
自由度修正済み決定係数	0.5732	0.6798	0.6747	0.9375	0.8451	0.8595	0.9286	0.9356
F値 (H0「都道府県効果はすべてゼロ」)	—	—	—	—	239.19	786.2	78.35	96.93
サンプル数	235	235	225	235	235	225	235	225

カッコ内は都道府県でクラスタリングしたロバストな標準誤差を示している。***は1%、**は5%、*は10%の有意水準で、それぞれ係数の有意性検定における帰無仮説を棄却することを示している。1980年から2000年までの5年おきのデータを用いている。

指摘していた。ニュース性に乏しい判例であれば、実際に解雇無効判決変数を作成する際に用いた判例であっても、経済主体の情報集合の中には含まれない可能性がある。また、解雇無効判決変数は各都道府県の1950年以降の判決ショックをすべて蓄積して作成しているが、実際にはいくつかの判例情報は欠落していく可能性がある。先見的に判例に関する情報がどの程度まで経済主体に認識されるのかを知ることができない以上、解雇無効判決変数に多少の測定誤差が生じてしまうことは避けられない。

ただし、この測定誤差による推定バイアスの影響は表3の結論を変えるものではなく、むしろ解雇無効判決の影響を強める方向に働くと考えられる。解雇無効判決における測定誤差が独立同分布 (independently identically distributed) であり、「真の」解雇無効判決変数と相関しない場合、固定効果推定量は必ずゼロ方向にバイアス (attenuation bias) を持つことが知られている (Griliches and Hausman 1986, Griliches 1979)。したがって、本稿で定義された解雇無効判決変数に測定誤差が存在するならば、「真の」解雇無効判決変数はより大きな負の影響を与えることが予測される。

2 内生性の問題

前述のように、就業率等の雇用指数が整理解雇判決に影響を与える逆の因果の経路には主に2つの説明が考えられる。第一に考えられる内生性は、就業率の低下が解雇有効という使用者寄りの判決を増やすという経路から生じるものである。IIでも述べたとおり、整理解雇法理の4要件の一つは、「解雇の必要性」要件であった。大竹(2004)は、本稿と同じ『判例体系 CD-ROM』のデータを用いてプロビット分析を行い、この必要性要件を充足したと裁判所からみなされる確率は、「合理化を行う」あるいは「売上が減少した」ことが正当な理由として認定されたときに上昇することを示した。つまり、整理解雇事件の要件自体が景気変動に影響される可能性が高いために、不況が深刻であるほど、限界的には解雇有効判決が下されやすくなることが予測される。この内生性の問題が

深刻であれば、(1)式の推定値は正のバイアスがかかり、過大に推計されていたことになる²⁴⁾。

第二に考えられる内生性は、就業率の低下が逆に解雇無効の労働者寄りの判決を増やすという経路から生じるものである。Ichino, Polo and Rettore (2003) は、イタリア全国に支店を持つ銀行の解雇通知データを用いて、判決が景気に依存しないはずの普通解雇事件についても、失業率が高まれば解雇を無効とする確率が有意に高まることを示した。つまり、イタリアの判事は労働者に同情して、労働市場の状態にバイアスを受けた判決を下していたことになる (Ichino, Polo and Rettore 2003)。本稿の分析対象は整理解雇事件だが、仮に日本の判事が同様のバイアスを持って判決を下しているならば、解雇無効判決変数に関する推定量はやはり不偏性や一様性を満たさない。この場合、(1)式の推定値は負のバイアスを持ち、過小推定であることが予測される。

(1)式の1期ラグの解雇無効判決変数の代わりに2~7期ラグの解雇無効判決変数をそれぞれ加えて行った推定結果について、表4にラグ項の係数の推定値のみを示した。この表より、7期前までの解雇無効判決変数を用いた場合、概ね係数の符号は有意に負と推定された。さらにこれらのラグ項の推定値の大きさは1期ラグを用いた場合よりも小さい値をとる。ゆえに、整理解雇の4要件がその時点の景気に依存するために内生性が生じて、表3の推定値に正のバイアスがかかり、ゼロ方向に過小に推定されていた可能性が示唆される。このバイアスの方向に誤りがなければ、内生性を考慮することによって解雇無効判決が就業率に与える負の影響はむしろ大きくなることが推測される。整理解雇事件における内生性バイアスの方向は、Ichino, Polo and Rettore (2003) が示した普通解雇事件の判事バイアスとは逆であったと言える²⁵⁾。

前述の大竹(2004)が行った解雇有効判決確率に関するプロビット分析によると、1973年以前のデータを用いた分析では対数有効求人倍率の増加が有意に整理解雇の有効判決確率を上昇させるのに対し、1974年以降のデータを用いると逆に対数有効求人倍率の増加が整理解雇の有効判決確

表4 解雇無効判決変数のラグ項が就業率(%)に与える影響

	男女計	男性	女性
1期ラグ	-0.1394** [0.063]	-0.1529*** [0.054]	-0.1291 [0.088]
2期ラグ	-0.1623*** [0.057]	-0.2066*** [0.049]	-0.1241 [0.086]
3期ラグ	-0.1483** [0.063]	-0.1747*** [0.060]	-0.1234 [0.086]
4期ラグ	-0.1817*** [0.064]	-0.1886** [0.075]	-0.1752** [0.067]
5期ラグ	-0.1502** [0.061]	-0.1521** [0.068]	-0.1502** [0.068]
6期ラグ	-0.1952** [0.080]	-0.2235** [0.087]	-0.1680** [0.082]
7期ラグ	-0.1734*** [0.063]	-0.1638** [0.069]	-0.1787** [0.069]

1期ラグの値は表3(7)列の値と同じものである。推定された解雇無効判決変数の係数を表示している。それぞれの推定には、対数都道府県人口・対数一人当たり公的総固定資本形成・革新知事・総務省出身知事・第二次産業比率・第三次産業比率・女性人口割合(男女計のみ)・若年人口割合・都道府県トレンドのコントロール変数を加えたが、それらの推定結果は省略している。カッコ内には都道府県でクラスタリングしたロバストな標準誤差を示している。***は1%、**は5%、*は10%の有意水準で、それぞれ係数の有意性検定における帰無仮説を棄却することを示している。1980年から2000年までの5年おきのデータを使って推定している。

率を低下させる(大竹2004, p. 142)。つまり、判決の内生性バイアスの方向はオイルショック期を境に変化しており、1974年以降では雇用指数が悪化すれば使用者寄りの判決が出やすい傾向にあったと言える。実際、要件1「解雇の必要性」に関して、かつての裁判例は倒産の回避等の高度な経営上の必要性を要求していた²⁶⁾。これに対し、1979年の東洋酸素事件の判決以降、裁判所は経営者の裁量を尊重して審査を控える傾向にあり、必要性要件の使用者側に対する制約機能は小さいという見方が労働法学者の間では一般的である(毛塚1989 p. 81, 盛2001 p. 10, 菅野2006 p. 431)。大竹(2004)や1980年以降のデータを用いた本稿の分析は、東洋酸素事件以降の裁判所の判断基準が転換したという事実と整合的である。

3 性別年齢層別分析：誰がどのような影響を被るか

整理解雇判決は属性の異なる労働者に対して一様な影響を与えるわけではない。解雇費用の増加は特に既存の正規労働者の解雇を抑制すると同時に、新規採用を減少させたり、解雇費用の比較的

低いパートや派遣等の非正規雇用者の雇止めを増やす効果を持つ。そのため、労働市場へ新規参入を行う若年層、再就職を目指す高齢労働者や子育てを終えたばかりの女性、低学歴層といった労働者グループは特に規制の影響を受けやすいことが予測される。一方、就業の機会を奪われた労働者は失業者として求職を継続するだけでなく、非労働力化するという選択肢も持っている。そのため、労働市場からの退出が比較的容易な若年層や既婚女性といった労働者グループは、就業の機会の減少によって職を探すことを諦めて家庭内労働供給を行う場合がある。前項までの全体の就業率の分析からは、解雇規制が労働者分布をどの様に変化させるのかを判断することはできない。

そこで、以下では『国勢調査』の性別年齢層別データ(男女別・5歳刻み)から、性別年齢層別の就業率・完全失業率・労働参加率を作成し、それぞれを被説明変数として表3と同様の分析を行う²⁷⁾。加えたコントロール変数は革新知事・総務省出身知事・対数一人当たり公的総固定資本形成・対数都道府県人口・第二次産業比率・第三次産業比率・都道府県トレンドであり、表3の分析で加

えた若年人口割合・女性人口割合は加えていない。図3～図5に男女別年齢層別就業率、完全失業率、労働参加率をそれぞれ被説明変数として推定した場合の解雇無効判決変数の推定値を示した。点線はロバストな95%信頼区間を表している。

推定結果より、整理解雇判決が就業状態に与える影響は年齢層や性別によって大きく異なることがわかる。男性の推定結果について見ると、特に25歳未満の若年労働者層や50歳以上の熟年労働者層で解雇判決の影響が大きく、解雇無効判決が

増える傾向にあれば、有意に就業率や労働参加率が低下し、失業率が増加する。これに対し、既存の正規労働者が多い30代・40代の就業率に対する影響は比較的小さく、非労働力化もほとんど起こらない。

一方、女性労働者への影響はより複雑である。整理解雇無効判決は、10代後半・20代後半および40代における就業率を有意に減少させる。また、これらの年齢層の完全失業率や労働参加率の分析を比較すると、解雇無効判決による女性就業

図3 解雇無効判決が男女別年齢層別就業率に与える影響

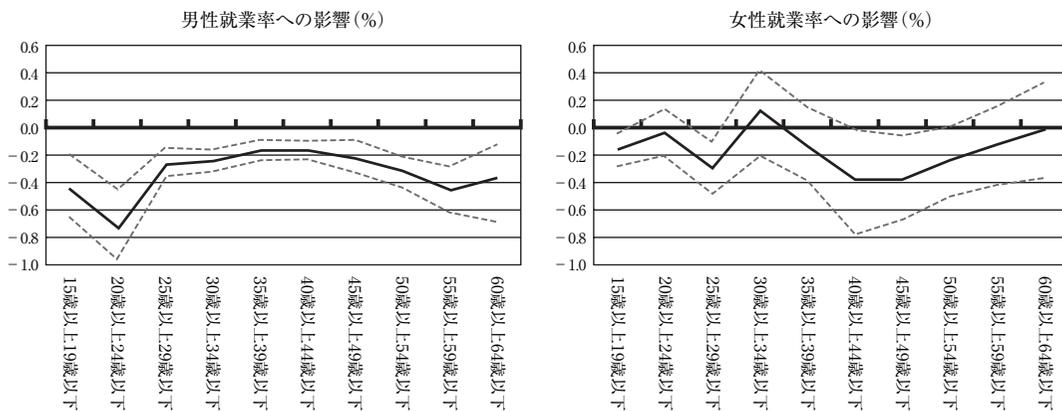


表3(7)列と同じ分析を男女別に各年齢層で行った場合の解雇無効判決変数の係数の推定値(実線)とロバストな標準誤差を用いて推定した95%信頼区間(点線)を示している。他に加えた説明変数は、対数都道府県人口、対数公的総固定資本形成、革新および総務省出身知事を示すタミー変数、第二次・第三次産業比率・都道府県トレンド、都道府県タミー、年タミーである。1980年から2000年までの5年ごとのデータを用いている。なお、年齢計の場合の解雇無効判決変数の係数推定値(ロバストな標準誤差)は、男性で-0.1818(0.061)、女性で-0.1399(0.088)、男女間で-0.1394(0.063)だった。

図4 解雇無効判決が男女別年齢層別完全失業率に与える影響

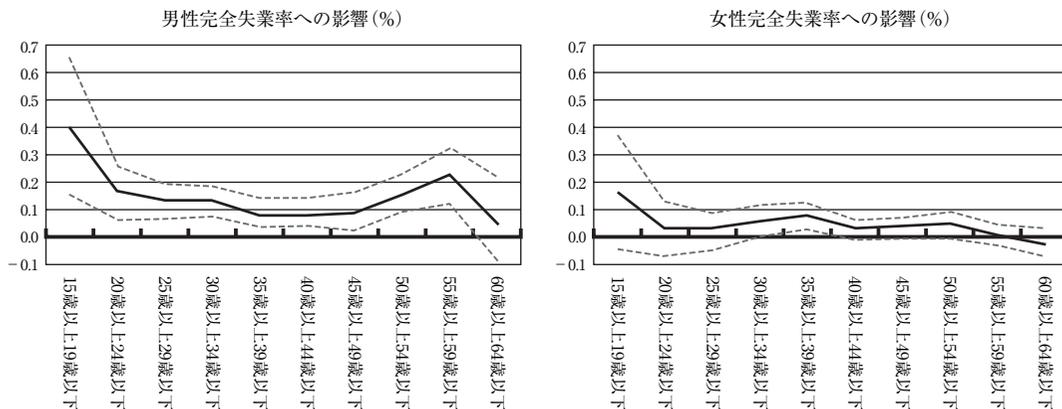


図3と同様の分析を完全失業率について行っている。なお、年齢計の場合の解雇無効判決変数の係数推定値(ロバストな標準誤差)は、男性で0.1060(0.039)、女性で0.0500(0.028)、男女計で0.0777(0.033)だった。

図5 解雇無効判決が男女別年齢層別労働参加率に与える影響

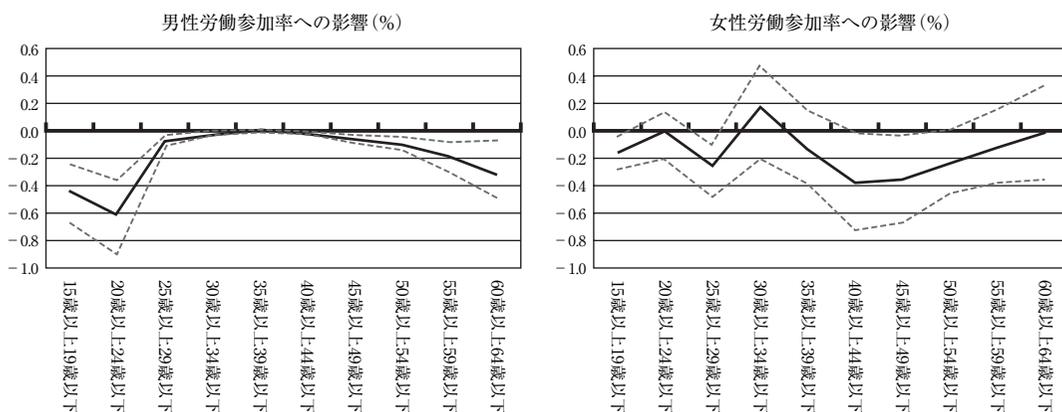


図3と同様の分析を労働参加率について行っている。なお、年齢計の場合の解雇無効判決変数の係数推定値（ロバストな標準誤差）は、男性で-0.0896 (0.059)、女性で-0.1047 (0.089)、男女計で-0.0800 (0.066) だった。

率の低下が、完全失業率の上昇よりも労働参加率の低下と強く結びつけられることがわかる。ただし、20代前半・30代・50代後半以上の女性の就業率や労働参加率は整理解雇判決の影響を受けない。特に30代の女性については、M字カーブとして知られるように、もともと育児のために労働市場に参加していない場合が多い。つまり、30代女性は労働市場との結びつきが弱く解雇規制の影響を比較的受けにくいと考えられるが、育児後に労働市場への復帰を目指す40代女性の就業は厳しい解雇規制によって阻害されることが示唆される。

V 結論

本稿では、日本の裁判所が整理解雇に対して下す判決を整理解雇規制への容認姿勢と捉えて、日本の整理解雇法理を数値化し、整理解雇規制が労働市場に与える影響を分析した。その結果、関西および中国地方で解雇無効判決が下される傾向が強いのに対し、関東や九州地域では解雇有効判決が多い事実が浮き彫りとなった(図2)。また、裁判例の蓄積傾向が労働者寄り(解雇無効)であれば、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という結論を得た(表3)。この推定結果は、整理解雇判決と相関しうる観察されない紛争の異質性をコントロールすることに対し

ても頑健であり、海外の実証研究と整合的な結果である。

さらに、性別および年齢別の分析も行い、整理解雇規制が労働力分布を歪める可能性を指摘した(図3～図5)。男性については、若年労働者層および50歳以上の労働者層で就業率減少の効果が大きく、失業率の増加に加えて労働参加率の低下も際立っている。女性については、子育てを終えて再就職を目指す40代の女性を中心に就業機会が奪われる効果が大きいことが分かった。ただし、労働者寄りの整理解雇判決による女性の就業機会の減少は失業者の増加を招くというよりも、労働市場からの退出を促すことが明らかにされた。これは、女性の就業機会の減少が、失業者として労働市場に留まるよりも、むしろ家庭内労働供給を選択させたことを示唆しており、男性労働者に対する影響とは対照的な結果である。

整理解雇法理の成文化については、多くの議論が交わされてきた。具体的な成文化は整理解雇判例の地域性が示すような不確実性を減少させ、紛争処理の円滑化を促進することが期待される。しかしその一方で、解雇規制の強化が特定の労働者層の就業機会を奪ってしまう可能性にも留意して、慎重に議論を重ねる必要がある。

最後に、本稿の分析の問題点と残された課題について述べる。本稿で得られた結論の因果性については更なる検証の余地が残されている。整理解雇

雇法理の要件が景気に依存するために生じる内生性によって、正の推定値バイアスの可能性が指摘された(表4)。このことは、本稿の分析における解雇無効判決変数の推定値が過大に推定されており、結論を大きく変えるものではないことを示唆する。しかし、より頑健な内生性への対処法として、外生的な操作変数を用いて推定量の一致性を確保する操作変数法を用いるほうが望ましく、本稿から得られる結論は限定的なものにとどまる。学歴別・正社員および非正社員に関する分析や、各就業状態への転入・転出率、および賃金率への影響に関する分析と併せて、今後の課題としたい。

* 本稿は、日本経済学会春季大会(2006年6月3日、福島大学)で報告された奥平(2006)の一部を大幅に加筆・修正したものである。また、大竹・奥平(2006)は、奥平(2006)の推定を単純化し、その結果を経済学の初心者向けに紹介した文献である。なお、Okudaira(2008)では、判事の定期的な異動が都道府県に対する判事の外生的な割当を作り出すことを利用して、操作変数法を用いた拡張的分析を行っている。

** 本稿の作成にあたっては、大竹文雄教授(大阪大学)より判例データを提供していただいたばかりでなく、懇切丁寧にご指導いただいた。2名の匿名レフェリー、安部由起子准教授(北海道大学)、飯田高准教授(成蹊大学)、猪木武徳教授(国際日本文化研究センター)、江口匡太准教授(筑波大学)、大垣昌夫教授(オハイオ州立大学)、川口大司准教授(一橋大学)、神龍龍准教授(一橋大学)、小原美紀准教授(大阪大学)、坂田真一准教授(ブリティッシュコロンビア大学)、竹中慎二氏(大阪大学大学院)、チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授(大阪大学)からは大変貴重なコメントをいただいた。また、独立行政法人労働政策研究・研修機構「裁判経験と雇用調整に関する研究会」・政策研究大学院大学「解雇法制に関する研究会」・経済産業研究所「労働市場制度改革研究会」・大阪大学魅力ある大学院教育イニシアチブ「応用計量経済学コンファレンス」の参加者の皆様との有益な議論も本研究をよりよいものにする上で重要であった。ここに感謝の意を記したい。ただし、本稿における誤りはすべて著者本人に帰するものである。

- 1) 解雇規制に関する理論研究については、Blau and Kahn (1999), Addison and Teixeira (2001), 黒田 (2004) がまとめている。
- 2) いくつかの例外も存在する(Miles 2000, Paes de Barros and Corseuil 2004)。ただし、既存研究とこれらの研究の推定結果の違いは規制の変更時点をいつと捉えるかに依存していたり(Autor, Donohue III and Schwab 2006 p. 212), 社会保障制度との識別の問題に由来すると指摘されている(Heckman and Pages-Serra 2004 p. 60)。
- 3) 判例の蓄積を受けて、最高裁は日本食塩製造事件(最二小判昭50・4・25民集29巻4号456頁)や高知放送事件(最二小判昭52・1・31労判268号17頁)において解雇権濫用法理を確立させた。この解雇権濫用法理は、2003年の労働基準法改正時に「解雇は、客観的に合理的な理由を欠き、社会通念上相当であると認められない場合は、その権利を濫用したものであるとして、無効とする」(第18条の2)と明文化されている。
- 4) 「整理解雇」は企業側の人員整理を目的とした解雇であり、労働者の犯罪行為等の理由による「懲戒解雇」や、労働者の適格性欠如・信頼関係の喪失及び就業規則違反を理由として行われる「普通解雇」とは区別される。
- 5) 4つの要件(項目)を列挙した初期の例として大村野上事件(長崎地大村支判昭50・12・24労判242号14頁)が挙げられる。また、東洋酸素整理解雇事件(東京高判昭54・10・29労民集30巻5号1002頁)も代表的な判例とされる。
- 6) 消極的な司法審査を行ったものとして、解雇回避努力義務の対象を正社員に限定した角川文化振興財団事件(東京地決平11・11・29労判780号67頁)、出向先の子会社の閉鎖に伴う解雇を有効としたチェース・マンハッタン銀行事件(東京地判平4・3・27労判609号63頁)等が挙げられる。逆に、職種や法人格を超えて広く配置転換・出向義務を求めたものとして、千代田化工建設事件(東京高判平5・3・31労判629号19頁)等が挙げられる。
- 7) 解雇前後に行った新規採用を問題としなかった例として明治書院事件(東京地決平12・1・12労判779号27頁)、経済的補償や再就職支援を行ったことを理由に解雇有効とした例としてナショナル・ウェストミンスター銀行事件(東京地決平12・1・21労判782号23頁)が挙げられる。
- 8) 希望退職を行ったことが正当な手続きを踏んだものと解釈した例としてエヴェレット汽船事件(東京地決昭63・8・4労判522号11頁)、同様に退職勧奨の実施を評価した例としてナカミチ事件(東京地八王子支決平11・7・23労判775号71頁)が挙げられる。
- 9) ただし、大竹(2004)図5.2の全国裁判所計の整理解雇有効判決率推移は、図1に示す勝訴率のように常に50%付近を推移しているわけではなく、50%から大きく外れる年も多い。労働政策研究・研修機構(2006)は、その理由として(1)未公判判例を含まない『判例体系CD-ROM』のデータにはセレクションバイアスが存在する(2)整理解雇事件と大竹(2004)には含まれないその他の解雇事件とでは勝訴率の傾向が異なる、という2つの仮説を立てている。著者が独自に『判例体系』より整理解雇事件以外の解雇事件を検索し、都道府県別または判決年別に勝訴率を作成したところ、整理解雇事件とその他の解雇事件の勝訴率の相関係数は都道府県別では-0.19、判決年別では0.24であることがわかった。『判例体系』にセレクションバイアスがある疑いは否定できないものの、この結果より、整理解雇事件の傾向が普通解雇事件等の傾向とは異なる可能性が示唆される。なお、大竹(2004)のデータは全裁判所の判決を含むのに対し、労働政策研究・研修機構(2006)のデータは地方裁判所のみを扱っている点にも注意が必要である。
- 10) 「明治以降の公判判例のすべてに検討を加え、正確に分類・整理した」(第一法規データベーストライアル用デモサイトご案内書, p. 2)
- 11) 本稿で用いた判例データは大竹文雄教授(大阪大学社会経済研究所)よりご提供いただいたものである。なお、抽出したデータは「整理解雇」で検索される事件のうち、解雇事件ではないものは排除されている。整理解雇事件と普通解雇事件との境界が曖昧であることが指摘されるが、本稿で用いたデータセットにはこうした事件も含まれており、「整理解雇事件」をやや広く定義したデータと解釈できる。

- 12) ただし, Besley and Burgess (2004) が制定法の法改正を数値化したのに対し, 本稿は企業や労働者の情報集りに織り込まれる司法の地域的裁量を数値化したという点で, 概念的に異なる。
- 13) この方法は, 判決の「方向」のみを取り出す簡潔な方法であり, 各判決の相対的影響力を考慮していない。この「方向」を各都道府県の判決総数で基準化すること等も可能だが, 先験的に各判決の相対的インパクトを把握するのは困難と考えて本稿では採用しなかった。ただし, 総判決数で基準化した変数を作成した場合でも得られる結論は変わらない。
- 14) このように解雇に関する判決ショックを1950年から積み上げることは以下の2つの理由から妥当だと考えられる。第一に, 集団的および個別的労使関係を規定する労働三法(労働組合法, 労働関係調整法, 労働基準法)が公布・施行されたのは, 戦後のGHQ体制下の1945年から47年にかけてであった。第二に, この時期には大量の指名解雇やそれに対する争議活動が活発に行われ, 現在の整理解雇判例の礎が築かれた。
- 15) 実際には, 企業や労働者がその時点までの過去の判決情報をすべて客観的判断基準に織り込むと仮定するには根拠が乏しいかもしれない。例えば, 裁判官は3~5年で転勤を繰り返しており, 各地域の司法規律の形成に際して裁判所より裁判官の影響が大きいとすれば, このように値をすべて毎年積み上げていくことには問題がある。本稿の分析を拡張したOkudaira (2008) では, この点を考慮した分析が行われている。ただし, 図1からも分かるように, 東京都と大阪府の勝訴率の乖離は比較的一貫しており, 紛争の性質が与える影響を無視すれば, 裁判官より裁判所の影響のほうが大きいことが示唆される。これに関しては, ①裁判所の人事異動に地域性が存在する可能性, ②裁判官会同によって地域ごとに判例統一が行われている可能性, ③地域の景気と判決に内生性の問題があり, それにより均衡が形成された可能性 (Ichino, Polo and Rettore 2003) 等が考えられる。
- 16) 随意雇用契約の例外規定を分析したAutor, Donohue III and Schwab (2006) は, 判例の変更が雇用率に影響する波及期間は1~2年であることを示しており, 本稿のラグ期間は妥当な範囲と言える (Autor, Donohue III and Schwab 2006, 216-217)。
- 17) 詳しい変数の作成基準は表2に示す。革新的な知事の例として, 三井三池闘争の最中に革新県政を行った福岡県の鶴崎多一知事が挙げられる。鶴崎多一は失業や福祉対策を行うことで大衆運動の先頭に立ったと言われる (『政治家人名事典』)。こうした政策は就業率にも影響を与えうると同時に, 労働者の既得権益を保護し, 労働者保護的な規制をより強化させる可能性がある (Becker 1983)。
- 18) 特別交付税は台風や地震等の災害に伴う特別な財政需要に対応するほか, 市町村合併・都市対策・地域振興対策・過疎対策等に用いられる (湯之上 2005)。こうした総務省出身知事の政策は, 公共投資額の増加等を通じて就業率にも影響を与える可能性がある。
- 19) 具体的には, 分散共分散行列の推定量に以下を用いている。

$$W = (V'V)^{-1} \left(\sum_{j=1}^N u_j u_j' \right) (V'V)^{-1}$$

ただし, N は都道府県数を, V は説明変数行列を示している。また,

$$u_j = \sum_{t=1}^T e_{jt} \nu_{jt}$$

であり, e_{jt} は都道府県 j の t 年における推定残差を, ν_{jt} は

被説明変数を示すベクトルを示している。

- 20) 例えば, 大阪の使用者は非常にあきで非合理的であり, 正当な根拠もなく, 整理解雇を濫発する傾向にあるとしよう。非合理的な使用者は, 労働者との間に紛争が生じた場合, 自分たちの敗訴確率が高いにも関わらず, 和解を決断させ, 訴訟に進むかもしれない。この場合, 大阪府で労働者側勝訴率が高いのは, 司法規律の差というよりも, 使用者の非合理性によるものだと考えられる。さらに, こうした使用者の非合理性が大阪府の景気抑制要因の一つとなりうるのであれば, 整理解雇判決の傾向と雇用指数の間の相関は見せかけの相関となる。
- 21) 例えば, 産業計労働組合組織率 (『労働組合基礎調査』厚生労働省) を東京都と大阪府で比較すると, 全体として減少傾向にあるものの, 1975年以降の減少スピードは一貫して東京都よりも大阪府で速いという特徴がある。
- 22) 本来ならば, よりフォーマルなアプローチとして, 二段階推定法を行うことで推定量の一致性を確保するほうが望ましい。Okudaira (2008) は, 本稿の分析を拡張して判事の個体効果を推定し, 操作変数法を用いた分析を行っている。詳しくはOkudaira (2008) を参照された。
- 23) ハウスマン検定を行ったところ, すべてのコントロール変数を加えた場合 (後に示す表3(7)(8)列) に都道府県効果と説明変数が相関しないという帰無仮説が棄却された。
- 24) 景気変動要因を omitted variable と捉える場合と比較して, 同時性によるバイアスの方向を決める際には①景気が解雇無効判決変数に与える影響と②解雇無効判決変数が景気に与える影響の相対的な大きさを比較する必要がある。単純化のために, 以下の単純な同時方程式モデルを考えよう:

$$(2) \quad R_{pt} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{pt} + u_{pt} \quad \nu_{pt} \sim \text{i.i.d.}$$

$$(3) \quad y_{pt} = \beta_0 + \beta_1 R_{pt} + \nu_{pt} \quad u_{pt} \sim \text{i.i.d.}$$

このとき, (3)式を単独で推定して得られる推定値 $\hat{\beta}_1$ と真の β_1 との間に生じるバイアス $\text{plim} \hat{\beta}_1 - \beta_1$ の符号条件は, 真の β_1, α_1 の符号に加えて, $|\alpha_1 \beta_1|$ が1より小さいか大きいかに依存して決まる。本稿の議論では $|\alpha_1 \beta_1| < 1$ という仮定を置いている。

- 25) 注9)でも説明したように, 整理解雇事件と普通・懲戒解雇事件の労働者側勝訴率には負の相関があり (都道府県間), 両者と就業率の間に生じる内生性バイアスの方向は逆の可能性がある。これは, Ichino, Polo and Rettore (2003) の指摘と整合的な事実であり, 整理解雇事件は普通解雇事件と違い, 内生性バイアスが問題とならないと言える。
- 26) 三萩野病院事件 (福岡地小倉支決昭50・3・31 労民集26巻2号232頁) では「整理解雇の有効要件については何よりも倒産必至の赤字が存在することが要求される」。その他, 大村野上事件 (長崎地大村支判昭50・12・24 労判242号14頁) など。
- 27) ここでの就業率は就業者数を各年齢コーホートの総人口で除して算出している。また, 労働参加率は労働力人口を各年齢コーホートの総人口で除している。つまり, 就業率 = (1 - 完全失業率)・労働参加率という関係が成り立つ。

参考文献

- 鶴飼良昭 (2001) 「整理解雇法理の現状と実務上の課題」『季刊労働法』196号, pp. 60-71.
- 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」福井秀夫・大竹文雄編『脱格差社会と雇用法制』第7章, 日本評論社。

- 大竹文雄 (2004) 「整理解雇の実証分析」大竹文雄・大内伸哉・山川隆一編『解雇法制を考える 増補版』第5章, 勁草書房。
- 大竹文雄・藤川恵子 (2001) 「日本の整理解雇」猪木武徳・大内文雄編『雇用政策の経済分析』第1章, 東京大学出版会。
- 奥平寛子 (2006) 「解雇判決の経済効果」2006年日本経済学会春季大会報告論文。
- 奥野寿・原昌登 (2005) 「解雇規制の意義——昭和60年代以降の整理解雇裁判例の分析」独立行政法人雇用能力開発機構, 財団法人統計研究会編『経済社会の構造変化と労働市場に関する調査報告書』第11章, 第3節, 269-291。
- 川口大司 (2005) 「解雇法制の計量分析——1975年-1994年」独立行政法人雇用能力開発機構, 財団法人統計研究会編『経済社会の構造変化と労働市場に関する調査報告書』第11章, 第4節, pp. 292-303。
- 黒田祥子 (2004) 「解雇規制の経済効果」大竹文雄・大内伸哉・山川隆一編『解雇法制を考える 増補版』第7章, 勁草書房。
- 黒田祥子 (2001) 「解雇法制と労働市場」『日本労働研究雑誌』No. 491, pp. 46-61。
- 毛塚勝利 (1989) 「別冊ジュリスト労働判例百選」荻澤清彦編, 第五版, 有斐閣, pp. 80-81。
- 菅野和夫 (2006) 『労働法』第七版補正版, 弘文堂。
- 土田道夫 (2002) 「別冊ジュリスト労働判例百選」菅野・西谷・荒木編, 第七版, 有斐閣, pp. 170-173。
- 判例タイムズ社編 (1986) 「判例タイムズ」No. 604。
- 盛誠吾 (2001) 「整理解雇法理の意義と限界」『労働法律旬報』No. 1497, pp. 6-20。
- 森戸英幸 (1995) 「別冊ジュリスト労働判例百選」山口・菅野・西谷編, 第六版, 有斐閣, pp. 68-69。
- 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」『日本労働研究雑誌』No. 539, pp. 4-16。
- 湯之上英雄 (2005) 「特別交付税における官僚の影響に関する分析」『公的選択の研究』第45号, pp. 25-44。
- 労働政策研究・研修機構 (2006) 「裁判所における解雇事件——調査中間報告」JILPT資料シリーズ No. 17。
- 労働政策研究・研修機構 (2007) 「解雇規制と裁判」JILPT資料シリーズ No. 29。
- Addison, John and Teixeira, Paulino (2001) "The Economics of Employment Protection," *IZA Discussion Paper Series*, 381.
- Autor, David (2003) "Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing," *Journal of Labor Economics*, 21, (1), 1-42.
- Autor, David, Donohue III, John and Schwab, Stewart (2006) "The Cost of Wrongful-Discharge Laws," *The Review of Economics and Statistics*, 88 (2), 211-231.
- Bertrand, Marianne, Duflo, Esther and Mullainathan, Sendhil (2004) "How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?" *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 249-275.
- Becker, Gary (1983) "A Theory of Competition among Pressure Groups for Political Influence," *Quarterly Journal of Economics*, 98 (3), 371-400.
- Bentolila, Samuel and Bertola, Giuseppe (1990) "Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Euroclerosis?" *The Review of Economic Studies*, 57 (3), 381-402.
- Besley, Timothy and Burgess, Robin (2004) "Can Labor Regulation Hinder Economic Growth? : Evidence from India," *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 91-134.
- Blau, Francine and Kahn, Lawrence (1999) "Institutions and Laws in the Labor Market," in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.) *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3 C, 1399-1461.
- Botero, C. Juan et al. (2004) "The Regulation of Labor," *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (4), 1339-1382.
- Cahuc, Pierre and Zylberberg, Andre (2004) *Labor Economics*, The MIT Press.
- Griliches, Zvi and Hausman, Jerry (1986) "Errors in Variables in Panel Data," *Journal of Econometrics*, 31, 93-118.
- Griliches, Zvi (1979) "Sibling Models and Data in Economics: Beginning of a Survey," *Journal of Political Economy*, 87 (5), S37-S64.
- Heckman, James and Pages-Serra, Carmen (2004) "Introduction," *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, The University of Chicago Press.
- Heckman, James and Pages-Serra, Carmen (2000) "The Cost of Job Security Regulation: Evidence from Latin American Labor Markets," *Economia*, Fall, 109-154.
- Ichino, Andrea, Polo, Michele and Rettore, Enrico (2003) "Are Judges Biased By Labor Market Conditions?" *European Economic Review*, 47, 913-944.
- Lazear, Edward (1990) "Job Security Provisions and Employment," *The Quarterly Journal of Economics*, 105 (3), 699-726.
- Miles, Thomas (2000) "Common Law Exceptions to Employment at Will and U.S. Labor Markets," *The Journal of Law, Economics and Organization*, 16 (1), 74-101.
- OECD (2004) "Employment Protection and Labour Market Performance," *Employment Outlook*, pp. 62-125.
- OECD (1999) "Employment Protection and Labour Market Performance," *Employment Outlook*.
- Okudaira, Hiroko (2008) "The Economic Costs of Court Decisions Concerning Dismissals in Japan: Identification via Judges," *Discussion Papers In Economics And Business*, Graduate School of Economics and OSSIP, Osaka University.
- Paes de Barros, Ricardo and Corseuil, Carlos (2004) "The Impact of Regulations on Brazilian Labor Market Performance," *Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean*, The University of Chicago Press.
- Priest, George and Klein, Benjamin (1984) "The Selection of Disputes for Litigation," *Journal of Legal Studies*, 13 (1), 1-55.

〈2006年12月5日投稿受付, 2007年12月14日採択決定〉

おくだいら・ひろこ 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程・日本学術振興会特別研究員 DC 2。最近の主な論文に「雇用保護は生産性を下げるのか——『企業活動基金調査』個票データを用いた分析」(滝澤美帆氏, 鶴光太郎氏との共著), 未公開 (2008)。労働経済学・計量経済学専攻。