



RIETI Discussion Paper Series 08-J-017

雇用保護は生産性を下げるのかー 『企業活動基本調査』個票データを用いた分析

奥平 寛子

大阪大学 / 日本学術振興会

滝澤 美帆

東洋大学

鶴 光太郎

上席研究員



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/>

雇用保護は生産性を下げるのか

— 『企業活動基本調査』 個票データを用いた分析*

大阪大学大学院／日本学術振興会 奥平寛子[†]

東洋大学 滝澤美帆[‡]

(独)経済産業研究所 鶴光太郎[§]

【要約】

本稿の目的は、日本の整理解雇規制が企業の生産性に与える影響を検証することにある。まず、解雇規制が企業の生産性に影響を与える経路について、経済理論が示す仮説を整理し、その後、企業の個票データを用いて日本の整理解雇規制が企業の生産性に与える影響を実証的に分析する。分析の結果、整理解雇無効判決が相対的に多く蓄積される時に、企業の全要素生産性の伸び率が有意に減少することが分かった。また、解雇規制の強化によって労働から資本への代替を促す効果は観察されなかったものの、全体としては労働生産性が有意に減少することも明らかにされた。つまり、特定の労働者に対する雇用保護の影響は労働市場にとどまらず、企業の生産性への負の影響を通じて経済全体に影響を与え得る。

キーワード 解雇規制 生産性 イノベーション 雇用調整

Journal of Economic Literature 分類コード D24 K31 J65

* 本研究は、独立行政法人経済産業研究所における労働市場制度改革研究会（座長：鶴光太郎 上席研究員）のプロジェクトの一貫として行われた。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頂いた。また、上記研究会メンバーである大竹文雄教授（大阪大学）、及びチャールズ・ユウジ・ホリオカ教授（大阪大学）より大変貴重なコメントを頂いた。ここに感謝の意を記したい。ただし、本稿における誤りは全て著者に帰するものである。

[†] okudaira@iser.osaka-u.ac.jp, ege002oh@mail2.econ.osaka-u.ac.jp。

[‡] miho-takizawa@k2.dion.ne.jp。

[§] tsuru-kotaro@rieti.go.jp。

I はじめに

本来の解雇規制に関する経済分析の目的は、アメリカとヨーロッパ諸国の失業率の差を説明することにあつた (Lazear 1990)。しかし、実証と理論の両面で研究が蓄積されるにつれ、解雇規制が労働市場にとどまらず、企業の生産性への影響を通じて経済全体に広範な影響を与える可能性が知られるようになってきた。第一に、厳しい解雇規制により企業の雇用調整が抑制されると、資源配分の自由度が低下するために効率的な生産水準が達成されない可能性がある。第二に、解雇規制の強化により、企業のイノベーションに対する投資意欲が低下する可能性がある。第三に、雇用調整費用の増加により、労働のコストが相対的に上昇し、資本への代替が進む可能性がある。第四に、雇用保護の程度によっては、労働者が努力水準や特殊技能への投資を変化させるインセンティブを持つかもしれない。

近年になり、実証研究の関心も、解雇規制の労働市場への影響のみを分析することから、生産性等に与える包括的な影響を捉えることにシフトしつつある (OECD 2007, Autor, Kerr and Kugler 2007, DeFreitas and Marshall 1998)。本稿では、日本において解雇規制が生産性に与える効果を実証的に分析するために、『企業活動基本調査』(経済産業省)の企業レベルのパネルデータと、大竹・奥平 (2006)、奥平 (2008) が作成した整理解雇判決の傾向を示す変数を用いた実証分析を行う。具体的には、『企業活動基本調査』より全要素生産性 (TFP) を推計し、その伸び率を解雇規制の厳しさを示す変数に回帰させる。

分析により、解雇規制の強化が有意に企業の TFP 伸び率を減少させることが明らかになった。また、厳しい解雇規制により労働から資本への代替が促される効果は観察されない一方で、TFP の減少を通じて労働生産性も有意に減少することが分かった。解雇規制が TFP に影響を与える経路として理論的な仮説がいくつか考えられるが、①雇用調整の鈍化に伴う非効率的な資源配分を通じた効果、②イノベーションの低下により TFP が減少する効果の2点が主な経路であることも、補足的な分析により示された。なお、TFP に対する推定結果は、本社機能が集中しているなど本社所在の裁判所の判決の影響をより強く受けるとみられる企業に限った分析に対しても頑健であった。

本研究の貢献は二つある。第一に、日本の解雇規制が企業の生産性に与える効果について、初めて統計的に検証した。第二に、日本における既存の研究がマクロレベルのデータを用いて分析していたのに対し、企業の個票データを用いることで、解雇規制とミクロレベルの経済行動との関係を明らかにした。

本稿は6つの節で構成される。II節では、日本の解雇規制の現状と先行研究を紹介する。III節では、解雇規制が生産性に与える影響について経済理論による仮説を整理し、先行研

究が示す実証結果を紹介する。IV節では、推定方法と分析に用いたデータについて述べる。V節では、基本モデルの推定結果を示し、頑健性の確認を行う。最後に、VI節で結論を述べる。

II 日本の解雇規制に関する研究¹

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（民法六二七条）。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、不当解雇の乱発を招く虞がある。そのため、特に戦後の長期雇用型の雇用システムの定着に伴って、民法六二七条を補完する形で「解雇権濫用法理」と呼ばれる判例法理が形成されてきた²。

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³。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⁴。

- 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存在等が基準となる。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

¹ 以下の説明は奥平（2008）にもとづいている。

² 判例の蓄積を受けて、最高裁は日本食塩製造事件（最高裁昭和50・4・25民集29巻4号456頁）や高知放送事件（最高裁昭和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として、無効とする」（第一八条の二）と明文化されている。

³ 「整理解雇」は企業側の一方的な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。

⁴ 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（長崎地裁昭和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（東京高裁昭和54・10・29労民集30巻5号1002頁）も代表的な判例とされる。

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。民法六二七条の「解雇自由」の規定にも関わらず、実質的には日本の整理解雇は厳しく制限されてきたと言える。

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みても、いくつもの論点が存在することが労働法学者によって指摘されてきた（盛 2001、鶴飼 2001、土田 2002）。

最近になって、こうした裁判所の判断によって形成される日本の解雇規制を数量的に把握し、経済分析に活かそうという試みが増えている。こうした試みは大きく二つに大別される。1つは、ヒアリング調査や最高裁事務局の特別集計による判例データを用いて、日本の解雇法理の背景にある労使関係の変遷を捉え、経済分析に活かそうという試みである（平澤 2005、JILPT 2006、神林・平澤 2007、神林 2007）。もう1つは、一般に利用される『判例体系 CD-ROM』（第一法規）等の判例データから、判例法によって規定される解雇規制の変動を数量化して、判例法と実体経済の関係を統計的に探ろうとする試みである（大竹・藤川 2001、大竹 2004、川口 2005、大竹・奥平 2006、岡本 2007、奥平 2008、Okudaira 2008）。

前者のアプローチは、主に解雇訴訟に至るプロセスに焦点を当て、解雇権濫用法理の分析を行っている。JILPT (2006) は、最高裁の特別集計データより、和解比率が「東高西低」であることを示し、解雇訴訟に至るセレクションの段階で地域差が存在することを明らかにした。また、神林 (2007) は、東京地裁における詳細な裁判記録調査より、東京地裁労働部内の各判事の解雇無効比率が判事間で極端に異なることを示した。

一方、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。特に、大竹 (2004) と川口 (2005) は、前者は4要素説の観点から、後者は4要件説の観点から、それぞれ解雇有効確率に関するプロビットモデルの特定化を行った。その結果、大竹 (2004) は整理解雇法理が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。

『判例体系』のデータを用いて、解雇判決が経済主体に与える影響を具体的に分析した

代表的な例が、大竹・奥平 (2006)、奥平 (2008)、Okudaira (2008) である。大竹・奥平 (2006)、奥平 (2008) は、『判例体系 CD-ROM』より得られる公判判例から、整理解雇判例を数値化し、労働者寄りの判決（解雇無効判決）が相対的に多く下される傾向にある時には、有意に就業率が減少し、失業率が増加することを示した。一方、解雇無効判決自身がその時々々の労働市場、ひいては経済状況に影響を受けるという内生性の問題への配慮も重要である。Okudaira (2008) は、判事の転勤が景気とは関係なく外生的に決まる可能性を利用して操作変数推定を行い、労働者寄りの解雇判決が下された時に雇用率が有意に減少することを示した。興味深いことに、この操作変数推定の結果が頑健となるのはサンプルに東京都と大阪府が含まれる時に限られる。つまり、解雇判決は内生的に形成される側面を持つ一方で、東京都と大阪府の判事は景気や労働市場の状況いかににかかわらず、外生的に整理解雇法理を形成してきた事実が統計的に明らかにされた。

本稿は、大竹・奥平 (2006)、奥平 (2008) で用いられた「解雇無効判決変数」を利用し、解雇規制の強化が企業の生産性に及ぼす影響を実証的に分析する。以下では、大竹・奥平 (2006)、奥平 (2008) が作成した「解雇無効判決変数」について簡単に紹介する。

判例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⁵。

次に、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した⁶。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全てへ、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、全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

⁵ 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）よりご提供頂いたものである。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を排除している。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。

⁶ 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合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。

れたことを示す値となっている。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。

大竹・奥平 (2006)、奥平 (2008) では、この蓄積させた変数を「解雇無効判決変数」として定義している。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。

奥平 (2008) によると、『判例体系 CD-ROM』のデータを用いて判決傾向を示す変数を作成することの利点は、経済主体が実際に影響を受けた可能性が高い有名な判例を捉えることができる点にある。『判例体系 CD-ROM』は、解雇権濫用法理や整理解雇 4 要件を形成させる上で重要な役割を果たした判例や、珍しい判例を中心に構成されている。経済主体が観察可能かつ一般に知られている判例の内容によってのみ影響を受けることを考えれば、『判例体系 CD-ROM』により解雇規制の程度を示す変数を作成することは望ましいと考えられる。

図 1 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。全体として、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る。

III 先行研究：経済理論が示す仮説と実証分析

解雇規制が生産性に影響を与える経路については、いくつかの理論仮説が提示され、その仮説に対する実証分析が行われてきた。本節では、これらの仮説を整理し、これまでに得られてきた実証的含意を紹介する。

まず、解雇規制の生産性へのプラスの効果としては、解雇規制が労働者の勤続年数を長くし、コミットメントを高めることにより、労働者による企業特殊な投資を促進させ、それがひいては生産性向上につながるという経路である。Nickell and Layard (1999) は、特に、労働者の改善提案や協力などのいった職場参加を促進させる方策が企業で取られる場合、そうした促進効果は大きくなるはずであると強調した。また、Belot, Boone and van Ours (2002) は、解雇規制を調整コストのみならず、労働者に企業特殊な投資を行わせ、生産性を高めるためのコミットメント手段として捉え、労働者のみならず企業もメリット

があることを理論モデルを使って示している。

一方、解雇規制が生産性を引き下げる経路も考えることができる。第一は、解雇規制が強ければ無断欠勤などの怠慢があっても解雇されにくいいため、労働者の努力、ひいては生産性が低下するという経路である。例えば、Riphahn (2004) は、ドイツの解雇規制の異なる官、民の労働者を比較して様々な属性をコントロールしても、解雇規制の強い労働者は35%ほど無断欠勤が多いことを示した。また、Ichino and Riphahn (2005) は、イタリアの大銀行のマイクロデータを使い、試用期間である12週間を過ぎ正式採用されたとたん、(特に男性の場合) 欠勤が急に増加することを示した。

第二は、解雇規制が労働調整コストを引き上げることにより、技術革新、需要などのショックに対し必要となる労働資源の再配分を遅らせたり、不十分にするというマイナスの影響を与えるという経路である。この場合、生産性の低い企業、産業から高い方への労働資源の移動が妨げられることになるので、生産性はそうでない場合に比べ低下することになる。

現実にこの経路での影響をみるためには、一つの方法は、雇用調整関数を推計して、解雇規制の強度が調整速度にどのような影響を持つかをみることである。Caballero, Cowan, Engel and Micco (2004) は、60か国の製造業業種別データを使い、法の執行が担保されている国の場合、解雇規制はショックに対する労働調整速度を有意に低下させ、生産性も下がることを示した。

また、労働再配分のマグニチュードをみるため、フローでみた雇用の動き、つまり、雇用創出(job creation)、雇用喪失(job destruction)に着目することも重要である。例えば、Hopenhayn and Rogerson (1993) は、解雇規制の企業の参入、退出への影響に着目し、彼らのモデルに基づき、アメリカのデータを使ったカリブレーションを行い、解雇コストの上昇は企業参入の純増数、ひいては、雇用率を低下させることを示した。

国別のデータを使った実証分析としては、Haltiwanger, Scarpetta and Schweiger (2006) は、先進国、途上国、新興国16か国の産業別に整理された企業レベルのデータを使い、強い解雇規制は雇用創出率と雇用喪失率を併せた労働再配分率を抑制することを示した。その効果は特に頻りに労働再配分を行う必要の高い産業ほど大きかった。Micco and Pages (2006) も先進国、途上国双方を含む製造業業種別データを使い解雇規制の金瀬的・行政的コストが高いほど労働再配分率が低下することを示した。

Messina and Vallanti (2006) はヨーロッパ19か国の製造業、非製造業双方を含む企業レベルのデータを使い、解雇規制が雇用創出率、雇用喪失率、労働再配分率への影響をみた。いずれに対しても直接的にはマイナスの影響を与えるが、その効果の大きさは景気循

環の局面の違いや当該産業の成長トレンドによって異なることを示した。具体的には、雇用喪失を小さくする効果は不況期の方が好況期よりも大きい、雇用創出には統計的に有意な影響はみられない。また、成長の高い産業の方が低い産業よりも雇用創出、雇用喪失、両者を合わせた労働再分配ともに解雇規制のマイナス効果は小さいことを示している。

第三は、解雇規制は企業のリスク・テイキングを抑制する、つまり、企業家精神や革新的なイノベーションを直接的に抑制するという効果である。企業がよりハイリスク・ハイリターンを狙った製品開発を行うとしよう。その場合、その企業の製品に対する需要、ひいては生産の動向は予測しにくく、労働投入についてもより高い柔軟性が求められる。解雇規制が強い場合は、こうした予測しがたい変動に対応できるだけの柔軟性に欠けているため、ハイリスク、ハイリターンを狙うリスク・テイキングが抑制されることになる。

Saint-Paul (2002) は、解雇費用の高い国は、国際分業を行う場合、まったく新しい製品開発に結び付くような「一次的技術革新」(primary innovation)よりも既存の製品の生産効率を高めるような「二次的技術革新」(secondary innovation)に特化することを理論モデルで示した。別の言い方をすれば、より抜本的なプロダクト・イノベーションよりも既存の技術の連続的・累積的改良を意図したプロセス・イノベーションの方が解雇規制が強く、企業特殊な人的資本の蓄積を重視する内部労働市場中心の雇用システムと親和性が高いといえる。

解雇規制とイノベーション、企業家精神との直接的な関係をみた実証分析例はまだ少ない。例えば、Koeniger (2005) は、OECD 諸国の国別クロスセクション・データを使い、解雇規制が R & D 集約度にマイナスの影響を与えることを見いだしている。また、Kannianne and Vesala (2005) は、同様のデータを使い、国全体のリスク要因をコントロールしても、各種解雇規制変数が自営業者割合（農業を除く）でみた企業家精神の程度にマイナスの影響を与えることを示した。さらに、Samaniego (2006) は、OECD 諸国において、解雇規制の強さと様々な ICT（情報通信技術）の浸透度に負の相関があることを強調した。彼の理論モデルでは、技術の変化の早い産業ほど解雇規制によるコストは大きくなるため、解雇規制の強い国の産業構造は技術進歩の遅い産業に偏ることになり、解雇規制と ICT の負の相関を説明することができる。

以上、様々な経路から、解雇規制の生産性への影響をみてきたが、その総合的な効果が正であるのか負であるのかは、産業内もしくは各企業の生産性全体に与える影響を直接検証した上で判断する必要がある。

OECD (2007) の分析では、1982-2003 年の OECD 18 か国の産業別データを使い、解雇規制（正規雇用の場合、0~6 までの数値）の生産性への影響を推計した。この場合、解雇

規制の変数が1単位変化する時(OECD平均とアメリカの数値の半分)に労働生産性、TFPの年成長率をそれぞれ0.02、0.04%統計的に有意に低下させることがわかった⁷。

一方、企業の生産性への影響を総合的に分析した代表例がAutor, Kerr and Kugler (2007)である。Autor, Kerr and Kugler (2007)は、アメリカにおける解雇自由原則の例外が州によって適用された時期が異なることに着目し、事業所レベルのデータを用いて生産性への影響を検証した。彼らの分析により、例外規定の適用、すなわち解雇制約が資本深化には正の、TFPには負の効果を与えることが明らかとなった。Autor, Kerr and Kugler (2007)の分析は、州レベルの司法判断の変動を利用して分析を行っている。以下では、前節で述べた解雇無効判決変数を用いて、同様の手法により、日本の解雇規制が生産性に与える包括的な効果を検証する。

IV 推定方法とデータ

1. 推定モデル

整理解雇に関する司法判断基準の差がその都道府県に本社のある企業の生産性にどのような変化をもたらすのかを検証するために、Autor, Kerr and Kugler (2007)、深尾・権・滝澤(2006)、Fukao, Ito, Kwon, Takizawa (2006)の特定化を参考にして以下のプールドモデルの推定を行う：

$$\ln Y_{ijp,t+1} - \ln Y_{ijpt} = \alpha + \mu R_{pt} + x_{pt}^1 \beta_1 + x_{it}^2 \beta_2 + \beta_3 x_{jt}^3 + \beta_4 x_t^4 + \varepsilon_{ijpt} \quad (1)$$

ここで、 Y_{ijpt} は p 都道府県に本社を持つ j 産業に属する企業 i の t 年の生産性を示している。 R_{pt} は p 都道府県における t 年の解雇無効判決変数を示す。 x_{pt}^1 は都道府県属性を、 x_{it}^2 は企業属性を、 x_{jt}^3 は産業属性を、 x_t^4 は全ての都道府県・企業・産業に共通の属性を捉えている。これらのコントロール変数を加えることにより、生産性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⁸。解雇無効判決変数 R_{pt} は労働者寄りの整理解雇

⁷ これは一見すると小さな効果のようにみえるが、年数が累積すれば相当な効果になることに注意する必要がある。例えば、サンプルの中で最も解雇規制の強いポルトガルが80年代アメリカ並に解雇規制を自由化していたら今では労働生産性は1.5%高かったことになる。

⁸ Autor, Kerr and Kugler (2007)は、本稿と同様に企業の個票データを用いて、アメリカの解雇自由原則に対する例外規定の影響を分析した。彼らの推定では、事業所効果や産業効果をコントロールすることに

雇判決（解雇無効判決）が相対的に多く蓄積されてきた時に正の値を取ることで、 μ の推定値が有意に負の値を取る時に「解雇規制の強化が生産性の伸び率（対数階差）を下げる」という仮説が採択されることになる。

ただし、上式において逆の因果関係などの内生性の問題が深刻な場合、 μ の一致推定量を得ることはできない。判決は地域の社会情勢や経済状況を反映して形成される可能性が高く、判事自身が労働者に同情することにより、失業率が高い場合には労働者寄りの判決が下されるというバイアスが存在することも指摘されている（Ichino, Polo and Rettore 2003）。本稿のような企業レベルのデータを用いた分析においても、解雇無効判決変数に対して逆に影響を与え得るような都道府県に共通の景気変動要因を生産性指標 Y_{ijpr} から取り除く必要がある。本稿では都道府県レベルの景気変動を示す変数を（1）式に加えることにより、この問題に対処する。

2. データ

本稿の分析では、主に『企業活動基本調査』（経済産業省）の企業レベルパネルデータを用いる。『企業活動基本調査』は、鉱業・製造業・商業に属し、従業員数が50人以上、かつ資本金又は出資金が3000万円以上の企業を対象に行われる調査である⁹。分析に用いたデータの記述統計と出典・作成方法を表1と表2にそれぞれ示している。分析期間は1994年から2002年の9年間である。

（1）式の生産性 Y の指標には、TFP（全要素生産性）と労働生産性を用いる。TFPは、深尾・権・滝澤（2006）と同様の方法により、『企業活動基本調査』から推計した。TFPの算出に際して、推計に必要な各要素は産業平均との差の値を用いており、このTFPは産業間で比較可能である¹⁰。労働生産性は、総売上高を従業者数に年間一人当たり労働時間（産業平均）をかけた値で割って算出した。なお、解雇規制の強化は解雇費用を増加させることにより、労働の相対的価格を上昇させ、資本への代替を促す効果を持つ。本稿では、TFPと労働生産性に加えて資本の深化の程度を検証するために、（1）式の被説明変数を資本労働比率に置き換えた分析も行う。資本労働比率は総資本を年間総労働時間数で除して算出した値を用いる。

より、企業および産業属性と例外規定の影響との識別を行った。次節のデータの詳細の箇所で述べるように、本稿では代わりに詳細な企業属性データを用いて、解雇判決が企業の生産性に与える影響を特定する。また、Autor, Kerr and Kugler (2007) が TFP 水準への影響を分析したのに対し、本稿では TFP 伸び率への影響を分析している点に違いがある。TFP 伸び率の代わりに TFP 水準を被説明変とした分析でも、得られる結論は同じである。

⁹ 調査の詳細については、松浦・清田（2004）がまとめている。

¹⁰ 詳しい TFP の推計方法については、深尾・権・滝澤（2006）の補論を参考にされたい。

都道府県属性 x_{pt}^1 には、各都道府県の政策方針や公共投資額を示す変数（革新知事ダミー、総務省出身知事ダミー、対数公的総固定資本形成）に加えて、地域的な景気動向を示す変数（実質総生産の不確実性、有効求人倍率）を用いた¹¹。また、都道府県によって異なる労働環境が整理解雇判決に与える影響を考慮して、労働組合組織率も都道府県属性のコントロール変数に加えた¹²。

産業属性を示す x_{it}^3 には、各産業内の競争環境の違いが生産性に与える影響を捉えるために、独占の度合いを示すハーフィンダール指数を産業分類（小分類）ごとに算出して用いた。また、 x_t^4 には全ての企業・産業・都道府県に共通の景気動向を示す変数として、ディフュージョン・インデックス（内閣府）を加えた。

『企業活動基本調査』には、TFP に影響を与え得る各企業の属性に関する情報が豊富に含まれている。これらの情報を利用し、本稿では以下の変数を企業属性 x_{it}^2 に加えた。まず、収益性や成長性およびコスト体質を示す変数として、ROA・売上高伸び率および営業費用比率・給与総額比率を用いる。さらに、企業の特性を示す変数として対数従業者数・女性従業者比率・パートタイム従業者比率・企業年齢を、バランスシートの健全性を示す変数として自己資本比率を、企業がおかれている競争環境を示す変数として輸出比率をそれぞれ用いる。最後に、各企業内のイノベーションや潜在的競争力を示す変数として、R&D集約率・研究者比率・特許件数を加えた。

一方、『企業活動基本調査』を用いて、都道府県レベルの変動を持つ解雇無効判決変数の影響を分析する際には、留意しなくてはならない点がある。『企業活動基本調査』は企業レベルのデータを扱っており、本社のある都道府県以外の場所に支社や事業所を持つケースが少なくないと考えられる。しかし、『企業活動基本調査』には、これらの支社や事業所の所在する都道府県に関する情報が含まれていない。

通常の民事訴訟では、労働者が裁判を起こす場合、被告の所在地にある裁判所に訴えを起こすことが原則である。ここでの「被告」とは、人事権を持つ事業所又は企業本社と考えられる。本社のある都道府県以外の場所でも人事権が認められている企業が存在することを考慮すると、本来ならば、その人事権の所在する都道府県の判決の影響も考慮した分

¹¹ 実質総生産の不確実性の指標は、Ogawa and Suzuki (2000) で用いられた手法を参考に、以下の AR(1) を仮定した式を過去 10 年間のデータを用いたローリング回帰により都道府県ごとに推定し、その回帰式の標準誤差を不確実性の指標とした：

$$\Delta \ln Q_t = c_0 + c_1 \Delta \ln Q_{t-1} + u_t$$

総生産の不確実性は投資や労働に対するオプションバリューを増加させることにより、企業の投資行動や雇用調整行動に影響を与える (Ogawa and Suzuki 2000, 安井 2004)。

¹² 革新知事ダミー、総務省出身知事ダミー、対数公的総固定資本形成は奥平(2008) で用いられたコントロール変数と同じものである。詳細な定義については、奥平(2008) の表 2 を参考にされたい。

析を行うことが望ましい。そこで、以下で (1) 式を推定する際には、まず本社のみならず人事権があるという強い仮定の下で推定を行い、その後、この仮定を緩めた推定を行うことで推定結果の頑健性を確認する。

V 推定結果

1 雇用保護は生産性を下げるのか

解雇無効判決が TFP に与える影響について、(1) 式をいくつかの特定化により推定した結果を表 3 に示している。この表より、いずれの特定化においても、厳しい解雇規制が TFP 伸び率を有意に減少させることが分かる。また、第 1 列の基本推定の結果と第 2 列から第 5 列の推定結果を比較すると、イノベーション指標がない場合 (第 2 列) やサンプルを製造業のみに限った場合 (第 4 列) で係数の値がやや変化するものの、基本推定の結果はコントロール変数の種類やサンプルの限定の仕方に対して頑健である¹³。

2001 年時点における東京都と大阪府の解雇無効判決変数の値の差は約 30 単位であった (図 1)。したがって、第 1 列の推定結果より、30 単位の解雇無効判決変数の差は TFP 伸び率を約 0.015% 減少させることを意味する。同じ 1 列の推定結果より、この値は、R&D 集約率を 25% 減少させた場合に TFP 伸び率が減少する効果に匹敵する大きさであることが分かる。

一方、表 4 は、表 3 第 1 列と同じ方法で、整理解雇の無効判決変数が資本労働比率と労働生産性の伸び率 (対数階差) に与える影響を推定した結果をそれぞれ示している。第 1 列より、解雇無効判決は資本深化の度合い (資本労働比率) に対しては有意な影響を与えないことが分かる。また、第 2 列より、1 年後までの労働生産性伸び率に対して解雇無効判決が有意に負の影響を与える。以上の結果から、労働者寄りの判決が相対的に多く出される場合、TFP と労働生産性の伸び率は有意に減少するが、資本の深化への影響は有意に観察されないことが明らかにされた。つまり、厳しい解雇規制が労働生産性へ与える影響は TFP の減少を通じた効果が支配的であり、資本の深化が進むことにより労働生産性が改善する効果は確認されない。

¹³ また、景気変動を示す変数 (有効求人倍率、都道府県総生産の不確実性指標、ディフュージョンインデックス) や財務指標 (自己資本比率、営業費用比率、給与総額比率) を基本推定から除いた分析からも、同様の結論が得られる。

2 頑健性の確認：本社機能集中度別の分析

IV節では、『企業活動基本調査』を本稿の分析に用いるにあたって、本社以外の支社や事業所等の所在都道府県を把握することができないため、解雇無効判決変数がその企業に対する解雇規制の代理変数として誤差を含むことを指摘していた。例えば、表3のTFP分析では、本社が東京にある企業には東京都の解雇無効判決変数を割り当てていた。しかし、合理的な企業を仮定するならば、その企業が東京都以外にも支社や事業所を持つ場合、その支社や事業所が所在する都道府県の整理解雇判決の傾向をも考慮すると考えられる。少なくとも、本社の所在する都道府県の解雇無効判決変数を割り当てることは妥当と考えられる一方、整理解雇法理の影響を受ける正社員の人事権が本社にあるのか、それとも地元の支社や事業所にあるのかに依存して、表3のTFP分析の推定値には本来含まれるべき判決の影響が含まれていなかったことになる。

以上の問題を考慮するために、本稿では二通りの追加的な分析を行う。一つ目の分析は、本社従業員数を全社従業員数で除して算出した本社・全社従業員比率によってサンプルを限定する方法である。この方法は、本社・全社従業員比率が高い企業であればあるほど、本社の所在する都道府県に人事権が集約される可能性が高いという考えに基づいている。第二の分析は、パートタイム従業員比率によってサンプルを限定する方法である。この方法は、正社員比率の低い企業ほど、整理解雇法理の対象となる正社員の人事権を本社所在都道府県に集中させるだろうという推測に基づいている。

分析の結果を表5に示している。それぞれの推定は表3と同様の特定化で行われ、解雇無効判決変数の係数推定値のみが示されている。パネルAは、表3の第1列の推定結果と同じものを、パネルBとパネルCはそれぞれ本社・全社従業員比率とパートタイム従業員比率によってサンプルを何通りかに限定した場合の推定結果を示す。パネルCの分析のみ、コントロール変数からパート比率を外している。この表をみると、解雇無効判決の係数はすべて負で有意となっている。さらに、パネルAと比較して本社への人事権の集中度が高まると、解雇無効判決がTFP伸び率に与える負の効果が大きくなる傾向にあることが分かる。ゆえに、表3の推定結果が本社機能への集中度によってサンプルを限定することに対してもほぼ頑健であると言える。

ただし、上記の分析では、本社への機能集中度を高めることとサンプルセレクションバイアスを増加させることの間にはトレード・オフが存在することに注意する必要がある。例えば、サンプルを本社に従業員が集中する企業やパート労働者比率が低い企業に限定することにより、特定の産業の企業をサンプルから落としてしまう可能性がある。つまり、サ

ンプルセレクションの方法が産業属性と相関する可能性があり、表 5 に示す推定結果は本社への機能集中度が高い企業への影響だけでなく、ある特定の産業に対する影響をも含むかもしれない。

VI 議論

Ⅲ節では、解雇規制の強化が生産性へ影響を与える経路として、経済理論によるいくつかの仮説を整理した。本節では、これらの経路のうち、どの経路を通じて解雇規制が企業の TFP に影響を与えた可能性があるのかを検証する。

表 3 の特定化では、イノベーション指標（R&D 集約率、研究者比率、特許件数）とパート比率を表 3 第 1 列の基本モデルから外した場合の推定結果を示している。これらの変数を推定式から除いた時に、どれほど解雇無効判決変数の係数推定値が変化するかを確認することにより、解雇無効判決変数が雇用調整の鈍化以外のどのような経路を通じて TFP に影響を与えるのかを推察することが可能となる。

表 3 の第 2 列より、イノベーション指標（R&D 集約率、研究者比率、特許件数）を加えない場合に解雇無効判決変数の負の影響はやや増加することが分かる。イノベーション指標の中でも有意に大きな影響力を与える R&D 集約率の符号が第 1 列の基本モデルでは正であることから、解雇無効判決変数とイノベーション指標の相関は負であることが推測される¹⁴。つまり、労働者寄りの判決が多く蓄積された時にはイノベーション指標が減少する傾向が観察され、解雇規制がイノベーション指標を通じて TFP に影響を与える可能性が示唆される。一方、第 1 列と第 3 列を比較すると、解雇無効判決変数がパート比率を通じて TFP に与える影響は限定的である¹⁵。

Ⅲ節で述べた仮説のうち、雇用調整仮説は、資源配分の非効率性 (allocation inefficiency) が雇用調整の鈍化によってもたらされ、そのために生産性が減少することを指摘していた。つまり、この仮説が成立する前提として、「厳しい解雇規制が雇用調整を鈍化させる」という仮説が成り立つ必要がある (Autor, Kerr and Kugler 2007)。以下では、雇用変動量を示す雇用調整指数を『企業活動基本調査』より作成し、雇用調整の変動が解雇規制と相関するかどうかを確認することで、この仮説が成立する可能性を簡単に検証する。

雇用調整指数 (ABS) は、都道府県・産業コーホート内の雇用変動を示す値として、以下のように定義される：

¹⁴ 実際、解雇無効判決変数とイノベーション指標の単純な相関をとると -0.0257 となる。

¹⁵ TFP の推計の際には、データの制約により、パート労働者と正規労働者の労働時間の区別がされていない。なお、外注比率や年効果をコントロール変数に加えた場合でも得られる結論は変わらない。

$$ABS_{jpt} = \frac{|E_{jpt} - E_{jpt-1}|}{(E_{jpt} + E_{jpt-1})/2} \quad (2)$$

ここで、 E_{jpt} は t 年の都道府県 p における産業 j の雇用量の合計を示している。つまり、雇用調整指数は各都道府県・産業コーホート内における雇用創出と喪失の両方を含めた雇用変動を示す。この指標を用いることにより、「解雇費用の増加が雇用調整量を減少させる」(Hopenhayn and Rogerson 1994, Bentolila and Bertola 1990) という理論モデルの含意を確認することができる。

表 6 に、雇用調整指数 (ABS) を全従業者・本社従業者・パートタイム従業者・臨時日雇雇用者別に集計した結果を示している。この表より、大阪府と東京都において、雇用調整指数に大きな違いがあることが分かる。従業者・本社従業者・パートタイム従業者については、東京都の方が大阪府よりも雇用変動が大きいのに対し、臨時日雇雇用者数の雇用変動は大阪府の方が大きい。図 1 で見た通り、東京都は極端な使用者寄り (解雇有効) 判決が出るのに対し、大阪府では極端な労働者寄り (解雇無効) 無効判決が下される傾向にあった。従って、図 1 と表 6 から判断する限りでは、労働者寄りの解雇判決が雇用調整指数と負の相関関係にあると考えられる。

以上の分析は因果関係を明確にしたものではない点に注意する必要があるが、厳しい解雇規制がイノベーションの低下を通じて TFP に影響を与えるだけでなく、解雇規制の強化により雇用調整が鈍化することで生産性が低下した可能性が示唆される。

VII 結論

本稿では、『企業活動基本調査』の個票データを用いて、日本の整理解雇判決が企業の TFP や労働生産性の伸び率へ与える影響を検証した。分析の結果、労働者寄りの整理解雇判決 (解雇無効判決) が蓄積される傾向にある時に、その裁判所のある都道府県に本社を置く企業では、TFP が有意に減少することが明らかになった (表 3)。また、解雇規制の強化により資本の深化が進む効果は確認されなかったものの、TFP の減少を通じて労働生産性も減少することが明らかにされた (表 4)。なお、TFP に対する推定結果は、本社への機能集中度が高い、つまり、特定の都道府県の裁判所判決の影響をより受け易いとみられる企業に対する分析に対しても頑健であった (表 5)。つまり、特定の労働者の雇用を保護することは、労働市場に影響を与えるだけでなく、企業の生産性への負の影響を通じて、経済全体にも影響を与え得ることが示された。

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。第一に、企業が整理解雇の影響を受ける程度を先験的に定義することは難しく、解雇無効判決変数が測定誤差を含む可能性を否定することはできない。裁判所の判決と実態経済の関係については今後も研究の蓄積が望まれる。第二に、本稿で用いた『企業活動基本調査』では人事権の所在都道府県を正確に識別することができず、本稿で得られた推定結果はこの誤差を含むことに留意する必要がある。

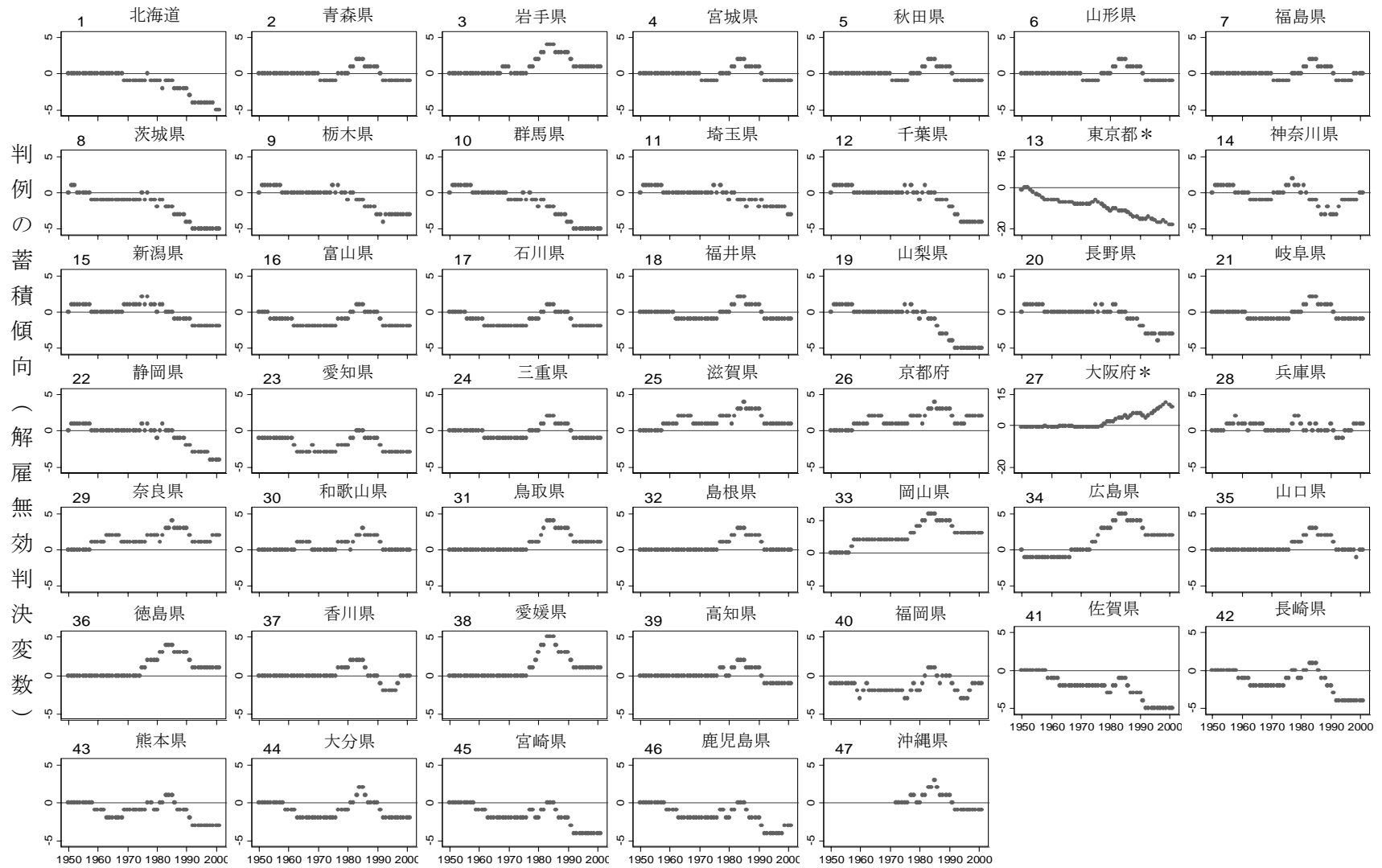
参考文献

- 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・大竹文雄編『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.
- 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、292-303.
- 神林龍 (2007) 「東京地裁の解雇事件」独立行政法人労働政策研究・研修機構、JILPT 資料シリーズ No.29、第3章、66-85.
- 神林龍・平澤純子 (2007) 「ある整理解雇事件の姿」独立行政法人労働政策研究・研修機構、JILPT 資料シリーズ No.29、第1章、15-65.
- 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.
- 平澤純子 (2005) 「1980年代に裁判が終結した四つの事例調査」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2節、229-268.
- 深尾京司・権赫旭・滝澤美帆 (2006) 「M&A と被買収企業のパフォーマンス：対日 M&A と国内企業間 M&A の比較」RIETI Discussion Paper Series 06-J-024.

- 松浦寿幸・清田耕造 (2004) 「『企業活動基本調査』パネルデータの作成・利用について：経済分析への応用とデータ整備の課題」 *RIETI Policy Discussion Paper Series* 04-P-004.
- 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.
- 安井健悟 (2005) 「雇用調整における不確実性の影響について－企業パネルデータによる実証分析」『日本労働研究雑誌』 No.536.
- 労働政策研究・研修機構 (2006) 「裁判所における解雇事件—調査中間報告書—」『JILPT 資料シリーズ』 No. 17.
- Addison, John and Paulino Teixeira (2001) “The Economics of Employment Protection” *IZA Discussion Paper Series*, 381.
- Autor, David, Kerr, William and Kugler, Adriana (2007) “Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from US States”, *The Economic Journal*, 117, F189-F217.
- Belot, M., J. Boone and J. van Ours (2002), “Welfare Effects of Employment Protection”, *CEPR DP No.* 3396.
- Bentolila, Samuel and Bertola, Giuseppe (1990) “Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis?” *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.3C, 1399-1461.
- Caballero, R., K. Cowan, E. Engel and A. Micco(2004), “Effective Labor Regulation and Microeconomic Flexibility”, MIT Department of Economics WP No.04-30
- DeFreitas, G. and A. Marshall (1998), “Labour Surplus, Worker Rights and Productivity Growth: A Comparative Analysis of Asia and Latin America”, *Labour*, 12(3), pp. 515-539.
- Fukao, Kyoji, Ito, Keiko, Kwon, Hyeog Ug and Takizawa, Miho (2006) “Cross-Border Acquisitions and Target Firms’ Performance: Evidence from Japanese Firm-Level Data” *NBER Working Paper Series* 12422.
- Haltiwanger, J., S. Scarpetta and H. Schweiger (2006), “Assessing Job Flows across Countries: The Role of Industry, Firm Size and Regulations”, *IZA Discussion Paper No.* 2450.
- Hopenhayn, H. and R. Rogerson (1993), “Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis”, *Journal of Political Economy*, 101(5), pp. 915-938.
- Ichino, A. and R. Riphahn (2005), “The Effect of Employment Protection on Worker Effort: Absenteeism During and After Probation”, *Journal of the European Economic Association* 3(1), pp120-143
- Ichino, Andrea, Polo, Michele and Rettore, Enrico (2003) “Are Judges Biased By Labor Market Conditions?” *European Economic Review*, 47, 913-944.

- Kanniainen, V. and T. Vesala (2005), "Entrepreneurship and Labor Market Institutions", *Economic modeling* 20, pp.828-847
- Koeniger, W. (2005), "Dismissal Costs and Innovation", *Economics Letters*, 88(1), pp. 79-85.
- Messina, J. and G. Vallanti (2006), "Job Flow Dynamics and Firing Restrictions: Evidence from Europe", *IZA DP No. 2045*
- Lazear, Edward (1990) "Job Security Provisions and Employment" *The Quarterly Journal of Economics*, 105(3), 699-726.
- Micco, A. and C. Pages (2006), "The Economic Effects of Employment Protection: Evidence from International Industry-Level Data", *IZA Discussion Paper No. 2433*.
- Montgomery, M. (1988), "On the Determinants of Employer Demand for Part-time Workers", *Review of Economics and Statistics*, 70(1), pp. 112-116.
- Nickell, S. and R. Layard (1999), "Labor Market Institutions and Economic Performance", in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Edition 1, Vol. 3, Chapter 46, Elsevier, pp. 3029-3084.
- OECD (2007) "EPL Has a Negative Effect on Productivity Growth", *Employment Outlook*, pp.71-72.
- OECD (2004) "Employment Protection and Labour Market Performance", *Employment Outlook*, pp.62-125.
- OECD (1999) "Employment Protection and Labour Market Performance", *Employment Outlook*.
- Ogawa, Kazuo and Suzuki, Kazuyuki (2000) "Uncertainty and Investment: Some Evidence from the Panel Data of Japanese Manufacturing Firms", *The Japanese Economic Review*, 51(2), 170-192.
- Okudaira, Hiroko (2008) "The Economic Costs of Court Decision Concerning Dismissals in Japan: Identification by Judge Transfers", *Discussion Papers in Economics and Business* 08-08, Graduate School of Economics and OSSIP, Osaka University.
- Riphahn, R.T. (2004), "Employment Protection and Effort Among German Employees", *Economics Letters*, 85(3), pp. 353-357.
- Saint-Paul, G. (2002), "Employment Protection, International Specialization, and Innovation", *European Economic Review*, 46(2), pp. 375-395.
- Samaniego, R. (2006), "Employment Protection and High-tech Aversion", *Review of Economic Dynamics* 9, pp.224-241.

図1 都道府県別整理解雇判決の蓄積傾向（1950年～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：奥平（2008）図2。

表1 記述統計

変数名	サンプル数	標準偏差	最小値	平均値	最大値
A. 企業属性					
全要素生産性(対数値)	58277	0.21	-5.55	-0.01	4.02
資本労働比率(対数値)	58277	1.31	-6.93	1.54	7.27
労働生産性(対数値)	58277	0.82	-0.79	3.53	9.07
ROA	58277	0.08	-9.32	0.03	3.95
対数従業者数	58277	1.00	3.91	5.25	11.31
企業年齢	58277	15.77	0	37.22	114
女性従業者比率	58277	0.20	0	0.31	0.999
R & D 集約率	58277	0.03	0	0.01	2.23
研究者比率	58277	0.03	0	0.01	0.67
特許件数	58277	773.29	0	50.01	58262
輸出比率	58277	0.08	0	0.02	1
営業費用比率	58277	2.02	0.03	1.63	346.38
給与総額比率	58277	0.22	0	0.24	4.64
売上高伸び率	58277	0.17	-5.85	-0.03	5.68
自己資本比率	58277	0.27	-7.10	0.27	0.98
パート従業者比率	58277	0.18	0	0.11	1
本社/全社従業員比	58277	0.35	0	0.53	1
B. 産業属性					
ハーフィンダール指数	1229	2644.36	38.27	2023.40	10000
C. 都道府県属性					
解雇無効判決変数	423	3.33	-18	-1.57	11
革新知事(=1)	423	0.18	0	0.03	1
総務省出身知事(=1)	423	0.44	0	0.25	1
対数公的総固定資本形成	423	0.31	11.7	12.7	13.4
有効求人倍率	423	0.24	0.18	0.67	1.38
労働組合組織率	423	0.03	0.09	0.16	0.28
実質総生産の不確実性	423	0.0049	0.0042	0.0142	0.0295
D. 共通属性					
ディフュージョン・インデックス	9	26.27	10.99	55.94	76.90

(注) 分析に用いたサンプルのみを対象に集計した(表4第1列目)。分析期間は1994~2002年である。

表2 データの出所と変数の作成法

変数名	属性レベル	データの出所	変数の作成方法
全要素生産性(TFP)	企業一年	深尾・権・滝澤(2006); 企業活動基本調査	深尾・権・滝澤(2006)の補論を参考にされたい。
資本労働比率(K/L)	企業一年	企業活動基本調査	資本を年間総労働時間数で除して算出した。
労働生産性(Y/L)	企業一年	企業活動基本調査	売上高を年間総労働時間数で除して算出した。
ROA	企業一年	企業活動基本調査	経常利益を総売上高で除して算出した。
対数従業者数	企業一年	企業活動基本調査	
女性従業者比率	企業一年	企業活動基本調査	女性従業者数を全従業者数で除して算出した。
企業年齢	企業一年	企業活動基本調査	
R & D 集約率	企業一年	企業活動基本調査	R & D 比を総資産額で除して算出した。
研究者比率	企業一年	企業活動基本調査	研究所従業者数を全従業者数で除して算出した。
特許件数	企業一年	企業活動基本調査	
輸出比率	企業一年	企業活動基本調査	直接輸出総額を総売上高で除して算出した。
営業費用比率	企業一年	企業活動基本調査	営業費用合計を総資産で除して算出した。
給与総額比率	企業一年	企業活動基本調査	給与支払総額を総資産で除して算出した。
売上高伸び率	企業一年	企業活動基本調査	対数階差をとって算出した。
自己資本比率	企業一年	企業活動基本調査	資本総額を総資産で除して算出した。
ハーフィンダール指数	産業一年	企業活動基本調査	産業内各企業の売上高シェア(%)の二乗和により定義した。
解雇無効判決変数	都道府県一年	奥平(2008); 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全ての都道府県に割り当てた。同じ年に二つ以上の判決が出ている場合は、全て足し合わせて正であれば「1」、負であれば「-1」、判決が一つもなければ「0」とした。最後に、1950年からこの値を毎年積み上げた。
総務省出身知事ダミー	都道府県一年	奥平(2008); 政治家人名事典ほか	「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。
革新知事ダミー	都道府県一年	奥平(2008); 政治家人名事典ほか	「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。
実質公的総固定資本形成(対数)	都道府県一年	奥平(2008); 県民経済計算ほか	
有効求人倍率	都道府県一年	職業安定業務統計	新規学卒者を除きパートタイムを含む。月平均の値。
労働組合組織率	都道府県一年	労働組合基礎調査、県民経済計算	産業計労働組合員数を就業者数で除して算出している。
実質総生産の不確実性	都道府県一年	県民経済計算	実質総生産対数値のAR(1)モデルをローリング回帰によって推定し、その回帰式の標準誤差を不確実性の指標とした。
ディフュージョン・インデックス	年	景気動向指数	一致系列を用いた。

表3 労働者寄りの整理解雇判決が全要素生産性に与える影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基本モデル	イノベーション指 標なし	パート比率なし	製造業のみ	卸・小売・飲食業 のみ
解雇無効判決	-0.00053 *** [0.0002]	-0.000602 *** [0.0002]	-0.000519 *** [0.0002]	-0.000398 * [0.0002]	-0.000522 ** [0.0024]
自己資本比率	0.0154 *** [0.0039]	0.0125 *** [0.0046]	0.0168 *** [0.0037]	0.0136 *** [0.0026]	0.0151 *** [0.0038]
対数TFP[t]	-0.3440 *** [0.0112]	-0.3665 *** [0.0094]	-0.3407 *** [0.0113]	-0.2287 *** [0.0110]	-0.3900 *** [0.0150]
ROA	-0.0652 * [0.0364]	-0.0604 [0.0411]	-0.0662 * [0.0371]	-0.0791 *** [0.0228]	-0.1036 [0.1073]
対数従業者数	0.0053 *** [0.0018]	0.0041 ** [0.0017]	0.0030 * [0.0016]	0.0091 *** [0.0011]	-0.0010 [0.0036]
企業年齢	-0.0004 *** [0.0001]	-0.0003 *** [0.0001]	-0.0003 *** [0.0001]	-0.0005 *** [0.0000]	-0.0001 [0.0002]
女性従業者比率	-0.0559 *** [0.0050]	-0.0697 *** [0.0048]	-0.0933 *** [0.0052]	-0.0054 [0.0042]	-0.1367 *** [0.0240]
パート従業者比率	-0.0731 *** [0.0062]	-0.0969 *** [0.0068]		-0.0480 *** [0.0042]	-0.0743 *** [0.0110]
R&D 集約比率	0.0684 *** [0.0174]		0.0809 *** [0.0186]	0.1400 *** [0.0198]	0.0322 [0.1833]
研究者比率	-0.0241 [0.0169]		-0.0110 [0.0164]	-0.0056 [0.0156]	-0.0826 [0.0497]
特許件数	-0.0000005 [>0.000]		-0.0000001 [>0.000]	-0.0000011 *** [>0.000]	-0.0000024 [>0.000]
輸出比率	0.0242 ** [0.0118]	0.0233 * [0.0124]	0.0297 ** [0.0116]	0.0186 *** [0.0057]	0.0767 *** [0.0218]
営業費用比率	0.0015 ** [0.0006]	0.0014 ** [0.0006]	0.0013 *** [0.0004]	0.0068 *** [0.0011]	-0.0018 [0.0014]
給与総額比率	-0.0250 *** [0.0058]	-0.0201 *** [0.0064]	-0.0270 *** [0.0047]	-0.0265 *** [0.0047]	0.0016 [0.0056]
売上高伸び率	-0.0198 *** [0.0059]	-0.0173 *** [0.0049]	-0.0219 *** [0.0058]	-0.0307 *** [0.0045]	0.0243 [0.0017]
R-squared	0.1604	0.1795	0.1607	0.1445	0.1799
サンプル数	58277	70089	58277	32292	20887

注1) ***は1%、**は5%、*は10%の有意水準で、それぞれ係数の有意性を棄却することを示している。

注2) 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

注3) 推計式には、都道府県属性(革新知事ダミー、総務省出身知事ダミー、対数公的総固定資本形成、不確実性、有効求人倍率、労働組合組織率)、DI、ハーフィンダール指数が含まれている。

ただし、第5列の分析では不確実性・有効求人倍率(都道府県属性)とDI(共通属性)が省かれている。

表4 労働者寄りの整理解雇判決が資本労働比率と労働生産性に与える影響

	(1)	(2)
	対数資本労働比率[t+1] -対数資本労働比率[t]	対数労働生産性[t+1] -対数労働生産性[t]
解雇無効判決	0.00017 [0.0001]	-0.00095 ** [0.0003]
自己資本比率	0.0077 [0.0067]	-0.0148 *** [0.0040]
対数KL[t]	-0.0360 *** [0.0017]	
対数YL[t]		-0.0369 *** [0.0047]
ROA	0.0117 [0.0219]	-0.0574 ** [0.0267]
対数従業者数	0.0153 *** [0.0012]	0.0183 *** [0.0015]
企業年齢	0.0007 *** [0.0001]	-0.0003 *** [0.0001]
女性従業者比率	0.0008 [0.0149]	-0.0109 [0.0067]
パート従業者比率	-0.0484 *** [0.0131]	-0.0393 *** [0.0103]
R&D 集約比率	0.1587 * [0.0838]	0.0540 [0.0451]
研究者比率	0.0935 *** [0.0236]	0.0786 *** [0.0185]
特許件数	-0.0000041 *** [>0.000]	-0.0000021 *** [>0.000]
輸出比率	0.0464 *** [0.0166]	0.0441 *** [0.0119]
営業費用比率	-0.0028 ** [0.0014]	-0.0005 [0.0019]
給与総額比率	-0.0538 *** [0.0107]	-0.0315 *** [0.0079]
売上高伸び率	-0.0381 *** [0.0106]	-0.1462 *** [0.0096]
R-squared	0.0339	0.0688
サンプル数	58277	58277

注1) ***は1%、**は5%、*は10%の有意水準で、それぞれ係数の有意性を棄却することを示している。

注2) 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

注3) 全ての推計式には、都道府県属性(革新知事ダミー、総務省出身知事ダミー、対数公的総固定資本形成、不確実性、有効求人倍率、労働組合組織率)、DI、ハーフィンダール指数が含まれている。

表5 頑健性の確認: 本社機能集中度別の分析

	対数TFP[t+1] - 対数TFP[t]	サンプル数
A. 制約なし(表3の結果)		
	-0.00053 *** [0.0002]	58277
B. 本社従業者数/全社従業者数		
> 0.3	-0.00056 *** [0.0002]	37759
> 0.5	-0.00062 *** [0.0002]	29116
> 0.6	-0.00068 *** [0.0002]	25342
C. パートタイム従業者比率		
< 0.075	-0.00063 ** [0.0002]	37295
< 0.05	-0.00059 ** [0.0002]	33122
< 0.025	-0.00060 ** [0.0002]	27233

注1) 解雇無効判決変数の係数推定値のみを示している。

注2) ***は1%、**は5%、*は10%の有意水準で、それぞれ係数の有意性を棄却することを示している。

注3) 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

注4) 全ての推計式には、都道府県属性(革新知事ダミー、総務省出身知事ダミー、対数公的総固定資本形成、

不確実性、有効求人倍率、労働組合組織率)、企業属性(対数TFP、ROA、対数従業者数、女性従業者数、

R&D集約率、研究者比率、特許件数、輸出比率、営業費用比率、給与総額比率、売上高伸び率)、DI、ハーフィンダール指数が含まれている。

注5) パネルA、Bの分析のみパート比率を含んでいる。

表6 東京都と大阪府における雇用変動：都道府県産業コーホート計のABS

ABS for ...	全サンプル			東京都			大阪府		
	サンプル数	%	ABS平均	サンプル数	%	ABS平均	サンプル数	%	ABS平均
従業者	21539	100	0.1498	881	100	0.1346	741	100	0.1274
本社従業者	21535	100	0.2017	881	100	0.1985	741	100	0.1827
パートタイム従業者	19126	100	0.4872	835	100	0.3673	712	100	0.2952
臨時日雇雇用者数	6548	100	1.3506	529	100	1.0184	394	100	1.1215
(うち雇用創出による変動)									
従業者	8082	38	0.1542	278	32	0.1484	247	33	0.1198
本社従業者	7850	36	0.2094	288	33	0.2042	239	32	0.1950
パートタイム従業者	8880	46	0.5158	423	51	0.3761	306	43	0.3049
臨時日雇雇用者数	2529	39	1.3082	190	36	0.8332	145	37	1.0009

(注) 『企業活動基本調査』より著者が作成。1994年から2002年までのデータを用いている。