

# 個別労働紛争の決定要因

大竹 文雄

(大阪大学教授)

奥平 寛子

(大阪大学大学院)

## 目次

- I はじめに
- II 個別労働紛争の増加要因と仮説
- III 個別労働紛争増加要因の計量分析と仮説検定
- IV 労働契約法の制定の動きと整理解雇判例法理の影響
- V おわりに

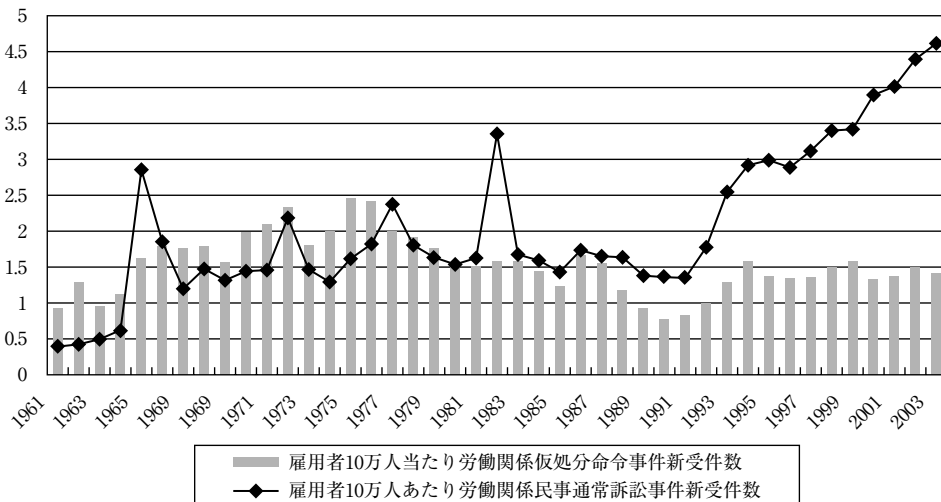
## I はじめに

個別労働紛争とは、個々の労働者と使用者との間において発生する利害対立が争いの形となって

顕在化したものであり、個別の解雇や出向・配置転換、セクシュアル・ハラスメントやいじめ等に関する争いのことを指す。集団労働紛争とは、労働条件の引き下げや不当労働行為など、複数の労働者の集団と使用者の間について発生した利害対立が争いとなったものを意味している。過去十数年の間に、個別労働紛争は増加を続けてきた一方で、集団労働紛争は劇的に減少した。

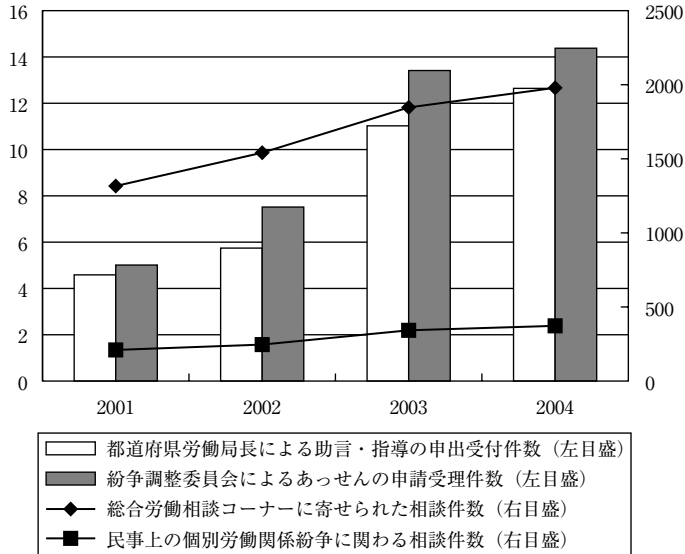
図1に大部分が個別労働紛争で占められている労働関係民事通常訴訟新受件数と仮処分新受件数の推移を示した。グラフから明らかなように、新

図1 雇用者10万人当たり地方裁判所における労働民事事件数の推移



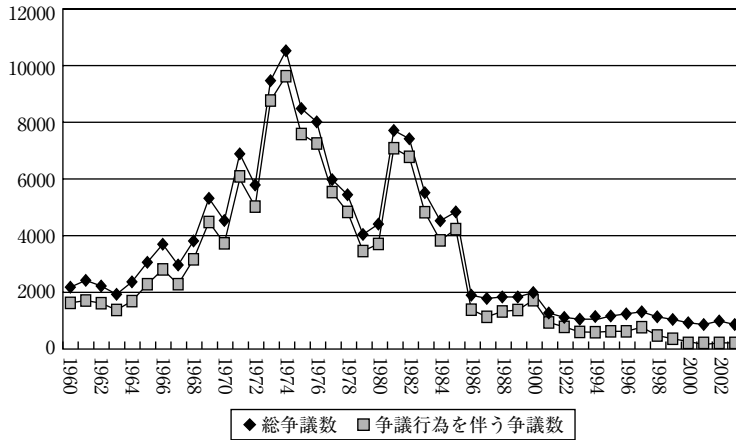
出所：最高裁判所事務総局「労働関係民事・行政事件の概況」、『法曹時報』57巻8号（H12～16）、54巻8号（H13～14）45巻7号（S36～H4）。  
雇用者数は総務省「労働力調査」の値を用いている。

図2 個別労働紛争解決促進制度の利用状況（常用労働者10万人当たり）



資料出所：厚生労働省「平成13～16年度個別労働紛争解決促進制度施行状況」  
 2001年度のみ2001年10月～2002年9月までの値を用いている。その他は各年度ごとの値を用いた。常用労働者は厚生労働省「毎月労働統計調査〔地方調査〕」の事業所規模5人以上の値を用いた。

図3 労働争議件数の推移



資料出所：厚生労働省「労働争議統計調査報告」  
 雇用者数は総務省「労働力調査」の値を用いている。

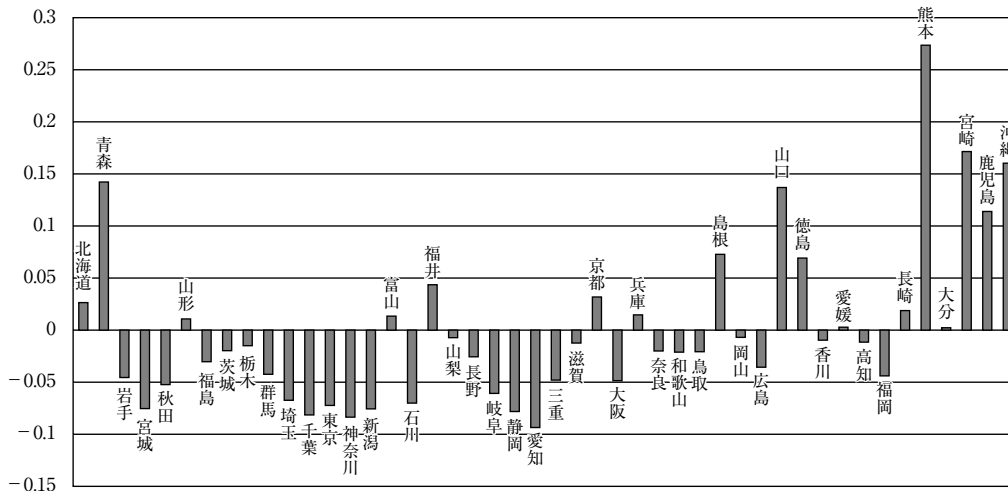
たに裁判所が受け付けた民事通常訴訟件数は1993年を境に急増してきた。同様に、2001年に施行された個別労働紛争解決促進制度の利用も増えている（図2）。制度施行から4年が経つ現在でも、利用者数増加の勢いは衰えていない。

逆に集団労働紛争は減少傾向にある。図3に示した総争議数と怠業や作業所閉鎖などの争議行為を伴う争議件数の推移によると、オイルショック

以降は80年代初頭にやや増加したものの、その後は急激に減少し続けて、現在では最盛期の10分の1以下にまで落ち込んでいる。

このように対照的な個別労働紛争件数と集団労働紛争件数の推移は、循環的な景気変動による影響に加えて、就業形態などの労働市場における構造的な変化が労働紛争の発生に与える影響が少なくないことを物語っている。

図4 各都道府県労働局長による助言・指導申出件数（常用労働者1000人当たり）と全国平均との乖離：佐賀県なし



これまで、山川（2004）をはじめとした多くの法学者によって、個別労働紛争の増加要因に関する記述的な分析が行われてきた。例えば、パート・アルバイト労働者や派遣社員など就業形態の多様化に伴う労働組合の組織率低下は、個別労働紛争増加の要因の一つと考えられることが多い。また、成果主義型賃金制度の導入などの日本の伝統的な賃金・雇用体系からの脱却が労働者と使用者との間で摩擦を発生させる原因となり、個別労働紛争を増加させる可能性も指摘されてきた。

一方で、90年代を通じた日本経済の低迷によるリストラや雇用調整などの循環的な景気変動が個別労働紛争に与えた影響も無視できない。解雇や退職勧奨、労働条件の引き下げなどの労働者と使用者の個別関係の利害対立の増加は、労働者が個別労働紛争に直面する確率を大きく押し上げてきたかもしれない。

個別労働紛争件数の変動は時系列的なものばかりではない。都道府県別の個別労働紛争件数を確認すると、地域的な特徴を読み取ることができる。図4・図5に2001年に施行された都道府県別個別労働紛争解決促進制度の利用件数を示した。図4は都道府県労働局長による助言・指導の申出件数を、図5には紛争調整委員会によるあっせん申請件数の推移を表している。どちらの値も各都道府県の常用労働者数で基準化したものであり、極端に制度の利用が多い佐賀県は極値としてグラフ

から省いてある。これによると、個別労働紛争解決促進制度の利用は東北・関東・東海地域では少なく、関西・中国・九州地方では比較的多いうえに都道府県間の散らばりも大きい。つまり、個別労働紛争は大まかに言って西日本で多く発生していることがわかる。

こうした時系列的または地域的な個別労働紛争の変動は何によってもたらされているのだろうか。個別労働紛争の増加要因としてさまざまなものが考えられてきたが、実際はいくつもの要因が複雑に絡まりあっており、真の要因を明確に把握することは容易ではない。前述の山川（2004）は個別労働紛争発生要因についてわかりやすく整理を行っているが、記述的な分析であり、数量的な分析はこれまで行われてこなかった。

本論文の目的は、労働紛争を取り巻く近年の環境変化を把握した上で増加要因に関する一般的な見解と仮説を整理し、その仮説を数量的に検証することにある。本論文はつぎのように構成される。IIでは、労働紛争を取り巻く状況を整理し、個別労働紛争増加の要因についていくつかの仮説を立てる。IIIでは、これらの仮説を数量的に分析する。IVでは、整理解雇判例法理が与える影響についての分析を紹介する。Vでは、本論文で得られた結論をまとめる。



図7 9分位・1分位対数賃金階差（年齢別）

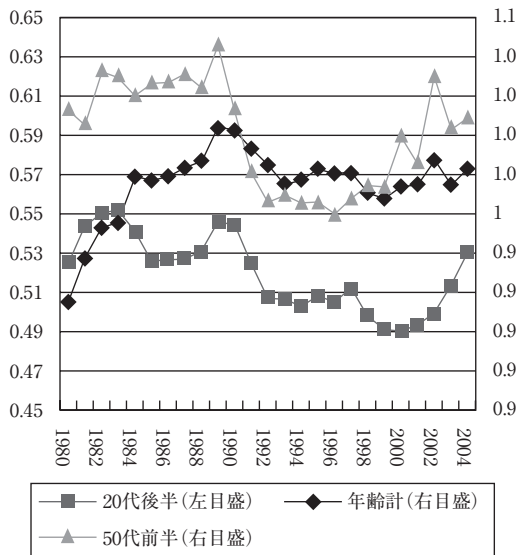
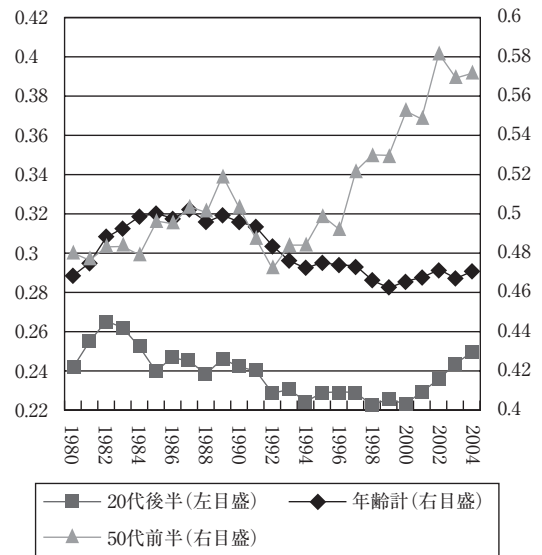


図8 中分位・1分位対数賃金階差（年齢別）



M&A 件数は金融機関を除くものだけでも、1995年の571件から2000年には1800件と3倍以上に増加した<sup>1)</sup>。従来の終身雇用制度や年功序列型賃金制度にも変化が生じ、転職市場が活発化したり、成果主義型賃金制度の導入が進んだりするなど、労働市場環境の変化も目まぐるしい。

これらの景気変動と労働市場環境変化という二つの原因は互いに関連しており、明確にそれぞれの影響を識別することは難しい。例えば、賃金体系の変化は不況期におけるコスト削減圧力という側面ばかりではなく、労働者側の就業形態の変化や活発になった転職市場の影響を相互に受けている側面もあるだろう。以下では、具体的にこの二つの原因が個別労働紛争に与える経路に注目し、個別労働紛争の増加に関する一般的な仮説をより詳しくまとめていく。

仮説1（雇用制度変化の影響仮説）

この仮説は、日本型雇用制度の崩壊と成果主義型賃金制度の導入が個別労働紛争を増加させた、というものである。企業が伝統的な日本型雇用制度から脱却して、新たな賃金体系や就業形態を採用し始めたことは、個別労働紛争の発生に関して二つの重要な意味を持つ。

一つは、これまで日本型雇用制度が果たしてきた個別労働紛争の予防機能も同時に低下してしまっ

たことである。山川（2004）は紛争予防機能の低下が個別労働紛争の発生に影響を与えたことを指摘している。従来の終身雇用制度や年功序列型賃金制度の下では、勤続年数が賃金に大きな影響を与えていた。そのため、個別の利害対立が生じた際に、労働者に「がまん」をさせて転職を避けさせるインセンティブが存在していた。しかし、終身雇用が崩れて成果主義型賃金制度が浸透し始めると、勤続年数が賃金に与える影響は小さくなるため、転職をすることへの抵抗が減り、個別の利害対立において「がまん」をする必要がなくなった。このことがこれまで埋もれていた個別の利害対立を表面化させ、個別労働紛争に発展するといふのである<sup>2)</sup>。

もう一つの意味は、成果主義型賃金制度の導入が賃金格差の拡大を招くことにある。急激な賃金格差の拡大は、評価の正確性や公平性に対する不満や苦情を増大させるかもしれない。

実際に対数賃金階差の推移を確認すると、年齢計学歴計の9分位・1分位の賃金格差に関しては、バブル期直後に格差が縮小した以外は大きな変動がない。年齢別に見てみると、20代後半と50代前半の賃金格差は90年代終わりにほぼ同じスピードで拡大していることがわかる（図7）。ただし、20代後半の格差拡大が顕著になってきたのは、

図9 9分位・1分位対数賃金格差（大卒年齢別）

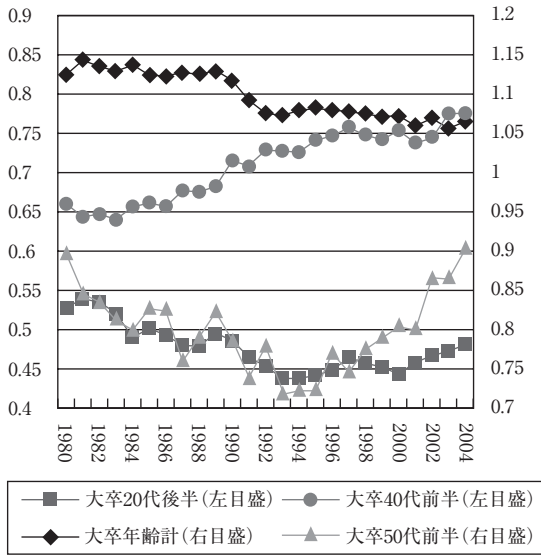


図10 9分位・1分位対数賃金階差（高卒年齢別）

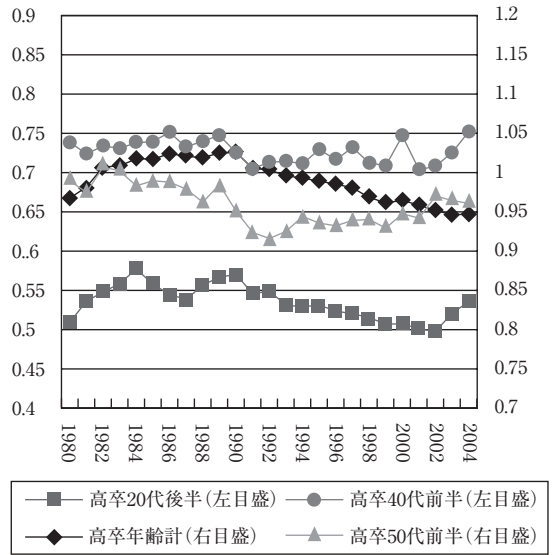


図11 中分位・1分位対数賃金格差（大卒年齢別）

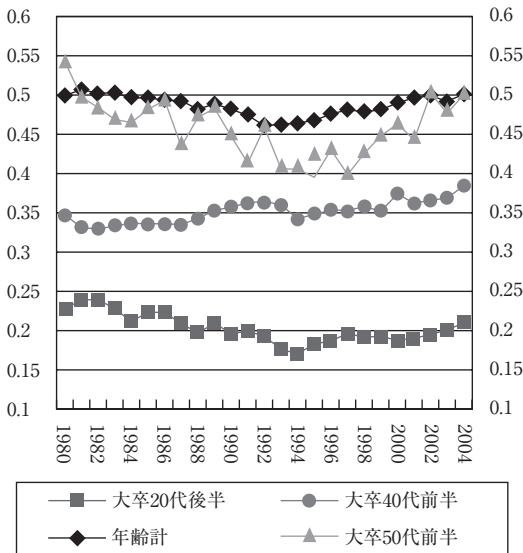
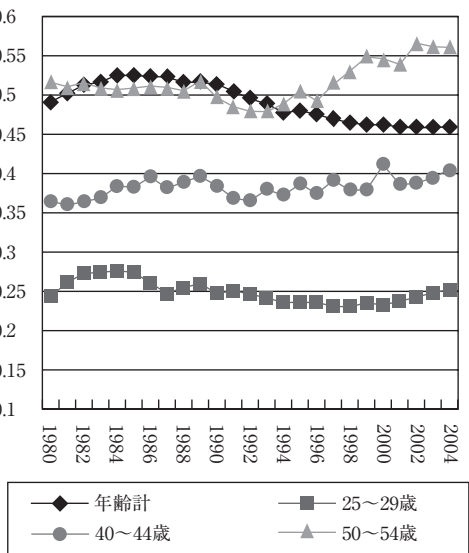


図12 中分位・1分位対数賃金階差（高卒年齢別）



50代の格差拡大よりも遅く、ここ3・4年の傾向である。さらに、中分位・1分位賃金格差との比較から、50代前半の中高年労働者層のなかでも下位層での賃金格差が90年代を通じて急速に拡大していることがはっきりと読み取れる（図8）。50代前半賃金下位層における格差の拡大スピードは20代後半の拡大スピードよりも速く、これらの世代で個別労働紛争増加への圧力が強く働いていた可能性を示している。

大卒・高卒に分けた年齢別賃金格差についても、同様に90年代に50代前半での賃金格差が拡大している（図9～12）。詳しく見てみると、大卒では9分位1分位格差の拡大スピードのほうが速いに対して、高卒では中分位・1分位格差の拡大スピードの方が速い。つまり、50代前半の労働者のなかでも大卒ではより上位層の、高卒ではより下位層において賃金格差の拡大が起こったことがうかがえる。

仮説2（雇用調整仮説）

2番目の仮説は、雇用調整が個別労働紛争を増加させた、というものである。企業は景気低迷によって人員削減圧力に直面したとき、主に二つの方法で雇用調整を行うと考えられる。一つは残業規制や配置転換などによって、企業内での労働量の調整を行う方法である。もう一つは新規採用や中途採用の削減・停止、希望退職者の募集と解雇によって、企業内にとどまる労働者のフロー自体を操作する方法である。後者の雇用調整には労働者数の変動が伴う。

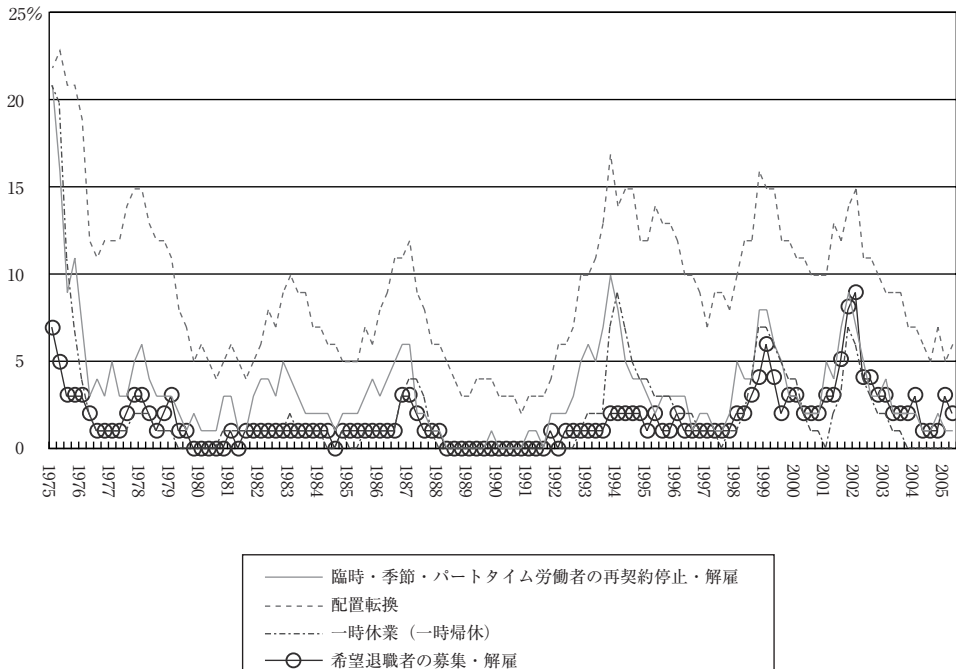
さまざまな雇用調整のなかでも個別労働紛争の発生への影響が大きいのは、配置転換、希望退職者の募集と解雇、パート労働者などの非典型労働者の雇い止めであると考えられる。事実、2004年度の個別労働紛争解決促進制度によるあっせん申請の内容の中でも、解雇（40.5%）、労働条件の引き下げ（13%）、退職勧奨（6.2%）、出向配置転換（3.2%）に関するものの利用が多く<sup>3)</sup>、個別労働紛争の多くが企業の雇用調整の動きのなかで発生する可能性を示している。

企業内雇用調整と労働者数の調整という二つの雇用調整の方法のうち、より個別労働紛争の発生に影響を与えるのはどちらだろうか。雇用調整にあつては、どちらも労働者の反発を買い、労働紛争を引き起こす原因になると考えられなくもないが、実際の効果は必ずしも明確なものではない。

例えば、希望退職者の募集が個別労働紛争に与える影響は不透明なものであるかもしれない。伊藤（2004）は第一次オイルショック以後に雇用調整の実態調査を行った経験から、70年代に行われた希望退職と90年代のそれとは様相を異にしていると主張する。以前は「肩たたき」により半強制的に希望退職を募っていたために労使紛争も起こりやすかった。しかし、最近では希望退職者を募ってもすぐに定員を超えてしまうなど、労働者側から積極的に退職に応じているため、希望退職を実施する際に以前ほど労使紛争は起こらない場合が多い<sup>4)</sup>。

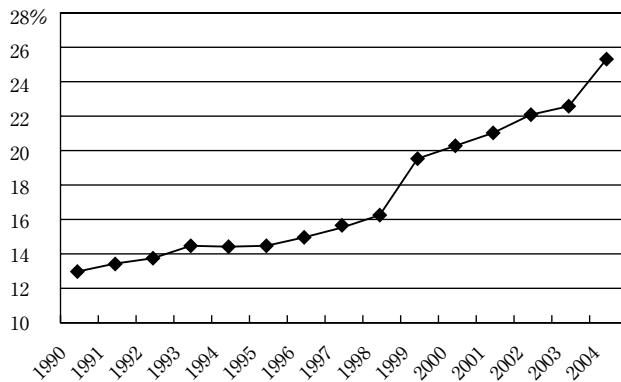
図13に製造業における雇用調整の方法割合を示した。これによると、90年代前半までは配置転換という企業内雇用調整を中心として、一時帰

図13 雇用調整の方法割合



資料出所：厚生労働省「労働経済動向調査」製造業全体における割合。

図14 パート労働者比率の推移



資料出所：事業所規模5人以上 厚生労働省「毎月勤労統計調査年報〔全国調査〕」。

休や非典型労働者の再契約停止・解雇が積極的に行われてきたのに対して、希望退職者の募集・解雇は90年代後半以降になってから活発に行われるようになったことがわかる。個別労働紛争件数は90年代を通じて一貫した増加傾向にある一方で、希望退職者の募集・解雇が個別労働紛争に与える影響は必ずしも明確ではない。

仮説3（非典型労働者増加仮説）

個別紛争が増加した第3番目の仮説は、非典型労働者の増加が個別労働紛争の発生を促した、という考え方である。非典型労働者が雇用者全体に占める割合は増加の一途をたどっている。このことは、図14に示すように、非典型雇用者の大部分を占めるとされるパート労働者比率が上昇し続けていることから明らかだろう。個別労働紛争はこうした非典型労働者比率の上昇によっても増加すると言われる。

第一の理由は、パートやアルバイト等の非典型労働者は正社員と比べて解雇費用が安く、雇用調整の影響にさらされることが多いためである。先ほどの図13において、パート雇用の打ち切りは配置転換に次いで雇用調整手段として用いられる割合が高かった。また、労働者側の弁護士である宮里邦雄氏によると、解雇や労働条件の引き下げは「正規雇用の解消と有期雇用への転換という側面で生じている」<sup>5)</sup>ことが多く、雇用調整を通じた非典型労働者比率の増加圧力によって個別労働紛争が誘発されていることがわかる。

正社員に比べて非典型労働者の企業に対する帰属意識が低く、自らの利害対立に基づいて権利を主張しやすいことも、個別労働紛争の発生を後押しする原因と言われる<sup>6)</sup>。また、非典型労働者は労働組合に加入しない場合が多く、次項で述べるように、そのことが組織率の低下を招き、個別労働紛争の発生を加速させた可能性もある。

仮説4（労働組合組織率低下仮説）

個別紛争増加の第4番目の仮説は、労働組合組織率の低下が個別労働紛争を増加させた、というものである。労働組合の組織率はオイルショック以来低下しつづけており、オイルショック以前の35%から2003年には20%をきるころまで減少した。こうした労働組合の組織率の低下は、しばしば個別労働紛争の増加と結びつけて考えられる。

その大きな根拠は労働組合の団体交渉力にある。組織率の低下が招く団体交渉力の低下は、企業内での労働条件決定システムを弱めるため、労働条件をめぐって労働者自ら個別に企業と調整する必要を生じさせる。そのために個別労働紛争が増加するという見解に基づいている<sup>7)</sup>。

組織率の低下は、確かに労働組合がこれまで果たしてきた団体交渉の機能を弱めたかもしれない。事実、このような危惧に対して、厚生労働省の「今後の労働契約法制の在り方に関する研究会」の最終報告では、労働契約法のなかに労働者と使用者の代表で構成する労使委員会の設置を盛り込むことが記載された<sup>8)</sup>。「労使委員会において使用



者が労働条件の決定・変更について合意を形成した場合には、契約上の一定の効果（例えば就業規則変更の合理性の推定）を与える」（菅野（2005））仕組みも検討されている。

ところが、こうした労働組合の団体交渉力の弱体化を補完する動きがある一方で、労働組合の団体交渉力の弱体化が個別労働紛争に与える影響は決して明確なものではない。後述するように、それは労働組合の行う個別労働紛争に対する取り組みが団体交渉力の低下を相殺している可能性があるためである。

## 2 紛争処理システムの改善と新たな法的な規律が個別労働紛争に与える影響

近年、日本の個別労働紛争処理システムは変貌をとげつつある。2001年10月には裁判外紛争処理制度（ADR）である個別労働紛争解決促進制度が施行され、全国に約300カ所設けられた総合労働相談コーナーで労働問題が幅広く扱われるようになった。また、地方裁判所における労働審判制度が立法化され、現在は2006年度の施行を待っている状態である。従来の民事訴訟よりも簡便で低コストであるばかりではなく、広く国民にアクセスのしやすい紛争処理システムの整備が進んできたと言えよう。

こうした紛争処理システムの整備が加速してきた理由の一つは、多様化した労働市場環境によってもたらされた個別労働紛争の増加だと言われる。一方で、個別紛争処理システムの制度知名度の向上や質の改善自体が逆に個別労働紛争を顕在化させて、制度の利用を増加させることも考えられる。

個別労働紛争解決促進制度は2001年10月に施行されたばかりであり、制度の知名度の上昇が利用者数を増加させた可能性は高い<sup>9)</sup>。また、紛争処理期間は個別労働紛争解決促進制度についても民事訴訟についても短縮化傾向にある<sup>10)</sup>。さらに、個別労働紛争解決促進制度の解決率も上昇傾向にある。都道府県労働局長の助言・指導の実施率は2004年で94.7%まで上昇しているほか、紛争調整委員会によるあっせんでの合意成立も44.9%と徐々に上昇している。あっせん打ち切りの割合は毎年45%前後だが、「そもそも当事者間の話し

合いでは解決できずにあっせんにいたったわけであり、そのうち半数が解決できているというのは、十分な解決率と評価できよう<sup>11)</sup>と評価する向きもある。

同様に、新しい法的規律の出現は、これまで労使双方が不満を抱いていても外部に顕在化していなかった紛争を増加させる可能性がある<sup>12)</sup>。山川（2004）は例として、(1)アメリカ合衆国における雇用差別禁止法等の制定や拡大に伴う訴訟件数の増加(2)わが国のセクシュアル・ハラスメントをめぐる裁判例の発展による訴訟件数の増大の二つを挙げている。

## III 個別労働紛争増加要因の計量分析と仮説検定

### 1 個別労働紛争の増加要因分析

IIでは個別労働紛争増加に対する一般的な見解を踏まえて、いくつかの仮説設定を行った。ここでの目的は一般的な仮説を数量的に検証し、個別労働紛争増加の要因分析を行うことで、個別労働紛争の発生を取り巻く労働市場の状況を理解することにある。

まず、個別労働紛争の地域的変動に関する簡単な都道府県パネル分析を行う。前述したように、地域的には東日本では個別労働紛争の発生が少なく、西日本では多かった。また、西日本における都道府県間の分散は東日本に比べて大きい。個別労働紛争発生の地域的な格差はどのような要因から発生すると考えられるのだろうか。

分析の対象となる変数としては、図4の都道府県労働局長による助言・指導申出件数と図5の紛争調整委員会によるあっせん申請件数を用いた。なお、それぞれの変数について常用労働者数で基準化を行っている。説明変数としては、労働組合の組織率やパートタイム労働者比率という労働市場における環境変化を示す変数に加えて、完全失業率、名目賃金上昇率などの景気変動を表す変数を用いた。

推定結果を表1に示している。個別労働紛争解決促進制度は2001年10月に施行されたばかりで

表1 都道府県パネルモデルの推定結果

被説明変数	常用労働者10万人あたり都道府県労働局長による助言・指導申出件数の対数値	常用労働者10万人あたり都道府県労働局長による助言・指導申出件数の対数値	常用労働者10万人あたり紛争調停委員会によるあっせん申請件数の対数値	常用労働者10万人あたり紛争調停委員会によるあっせん申請件数の対数値
推定期間	2002～2003年	2002～2003年	2002～2003年	2002～2003年
モデル	固定効果	固定効果	変量効果	変量効果
労働組合組織率	-0.0990145 [0.9601]	-0.0698704 [0.712]	-0.010798 [0.539]	-0.13161 [0.462]
失業率	0.630917*** [0.002]	0.655757*** [0.001]	0.034749 [0.534]	0.030038 [0.594]
名目賃金上昇率	-0.0405306 [0.118]	-0.0462445* [0.078]	-0.027366* [0.078]	-0.027218* [0.092]
パートタイム労働者比率		-0.0844501 [0.205]		0.010881 [0.467]
年効果	○	○	○	○
Adjusted R <sup>2</sup>	0.7277	0.7317	0.281523	0.27752
サンプル数	94	94	94	94

注：括弧の中は係数の有意性検定のP値。\*\*\*は1%，\*\*は5%，\*は10%の有意水準で帰無仮説を棄却することを示す。

あり、蓄積されたデータが少ないため、やや不安定な結果を得ているが、失業率や名目賃金上昇率といった景気変動の影響を表す変数が有意な影響を与えている。一方、労働組合組織率やパートタイム労働者比率の係数がゼロであるという仮説は棄却されず、これらの変数は個別労働紛争に影響を与えておらず、仮説と整合的ではない。地域的な個別労働紛争の発生は景気変動の格差に由来するようである。

次に、Ⅱで設定した仮説をさらに検証するために、図1の労働関係民事通常訴訟の新受件数と仮処分の新受件数の和を用いて、回帰分析を行った。都道府県パネルモデルと同様に、この変数についても雇用者数で基準化を行った。また、雇用調整を示す変数として配置転換、希望退職者の募集、そして非典型労働者の雇い止めの実施割合を新たに説明変数に加えた。さらに、成果主義型賃金制度の代理変数として対数賃金階差を加えることにする。具体的には、図7～図12において90年代に顕著な格差拡大を見せた中位1分位高卒50代前半の賃金格差と9分位1分位の大卒50代前半の賃金格差を用いることにした。

ところで、1980～2003年という推定期間を通じて、労働民事事件は2回の外生的なショックを経験している。一度目は1982年に簡易裁判から

地方裁判に裁量移送された国鉄ブルートレイン乗務検査手当等不当利得返還請求事件であり、二度目は2001年の個別労働紛争解決促進制度の施行である。このことを考慮するため、1982年を1とする国鉄ブルートレインダミーと、2001年から2003年までを1とする個別紛争処理制度ダミーを加えた。

表2に時系列モデルの推定結果を示している。推定結果によると、景気変動を示す失業率や雇用調整変数、そして成果主義型賃金制度の代理変数である対数賃金階差の影響が確認される。また、都道府県パネルモデルと同様に、労働組合の組織率の影響は有意ではなかった。時系列モデルでは労働組合の組織率とパートタイム労働者比率の相関が強く、多重共線性の問題を回避するため、パートタイム労働者比率を説明変数に加えなかった<sup>13)</sup>。したがって、ここでの労働組合組織率はパートタイム労働者比率の変動をも代弁していることに注意する必要がある。

以上の二つのモデルの推定結果を総合的に見ると、労働市場の状態を表す完全失業率についてはともにロバストな正の影響を個別労働紛争に与えることがわかった。

また、配置転換という企業内雇用調整が個別労働紛争に対して正の影響を与えるのに対し、労働

表2 時系列モデルの推定結果

被説明変数	雇用者 100 万人当たり労働関係民事通常訴訟と仮処分の新受件数の対数値				
	1980～2003 年	1980～2003 年	1980～2003 年	1980～2003 年	1980～2003 年
モデル	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
労働組合組織率	-0.0077336 [0.529]	0.0124359 [0.224]	-0.0033807 [0.782]	0.0012443 [0.906]	
失業率	0.1607349** [0.032]	0.269953*** [>0.000]	0.1849936** [0.014]	0.208974*** [0.004]	0.1885657*** [0.002]
配置転換の実施割合	0.0507911*** [>0.000]	0.0206866** [0.043]	0.0299673*** [0.008]	0.0485256*** [0.001]	0.0489958*** [>0.000]
希望退職者の募集・解雇実施割合	-0.0712316* [0.063]			-0.0740175* [0.060]	-0.0751909** [0.043]
臨時・季節・パートタイム労働者の再契約停止・解雇実施割合	-0.0158701 [0.342]			-0.01107079 [0.518]	-0.0141836 [0.376]
倒産件数	0.00000816 [0.194]				0.00000605 [0.234]
名目賃金上昇率	-0.0316147 [0.106]	-0.014422 [0.532]	-0.029539 [0.201]	-0.0318646 [0.112]	-0.0328301* [0.085]
高卒 50 代前半の中分位・1 分位対数賃金階差	-2.960086** [0.022]	-4.312943*** [0.004]	-4.332839** [0.012]	-3.608806*** [0.005]	-3.128002** [0.012]
大卒 50 代前半の 9 分位・1 分位対数賃金階差	1.446578** [0.036]		1.460027* [0.064]	1.404477** [0.044]	1.218044** [0.027]
国鉄プルートレインダミー (1982 年=1)	0.4030515*** [>0.000]	0.3368071*** [0.004]	0.328895*** [0.003]	0.371918*** [>0.000]	0.389494*** [>0.000]
個別紛争処理制度ダミー (2001～2003 年=1)	0.1054411 [0.162]	0.120862 [0.196]	0.0801925 [0.359]	0.1122584 [0.147]	0.1189055* [0.095]
Adjusted R <sup>2</sup>	0.9792	0.9509	0.9759	0.9574	0.9619
サンプル数	24	24	24	24	24

注：括弧の中は係数の有意性検定の P 値。\*\*\*は 1%，\*\*は 5%，\*は 10%の有意水準で帰無仮説を棄却することを示す。

者数を調整する希望退職者の募集・解雇実施割合については負の影響を与えている。このことは、前述したように、労働者が積極的に希望退職に応じている最近の状況と整合的であり、希望退職の募集という雇用調整手段は、むしろ個別労働紛争を減少させる効果があることを示している。

一方、一般的な仮説と整合的でない結果を得たのが、労働組合の組織率や成果主義型賃金制度が個別労働紛争に与える影響である。

労働組合の組織率に関しては、都道府県パネルモデルと全国時系列モデルの両方で有意な影響が確認されなかった。つまり、組織率の低下が個別労働紛争を増加させるという一般的な見解とは異なる結果となった。

労働組合の団体交渉能力の低下と個別労働紛争の増加が頻繁に結び付けられる一方で、労働組合

が個別労働紛争に対して行ってきた取り組みを無視することはできない。むしろ、労働組合が個別紛争窓口を設けたり、外部機関や専門家へ個別紛争を橋渡ししたりすることによって、個別労働紛争処理を加速させてきた可能性もある。

表 3 の労使関係実態調査の平成 15 年「労働組合実態調査」によると、職場ごとに職場委員等を設置しているのは労働組合全体の 57.2%，外部機関や外部専門家への紹介を行っているのは 10.2%である。また、規模の大きい企業ほど、個別紛争に対して積極的な取り組みを行っていることがうかがえる。

また、組合のない事業所で働く労働者が個別紛争に直面した際に、合同労働組合に加入することで個別労働紛争の処理が実質的に行われる「駆け込み訴え事件」も最近では目立ってきている。労

表3 企業規模別個別労働問題への取組内容別労働組合の割合（複数回答）

（単位：％）

企業規模	労働組合計	各職場ごとに職場委員等を設置	各支部・分会に個別紛争に対する窓口等を設置	上部組織（本部）に個別紛争に対する窓口等を設置	労使協議制度を通じて関与	苦情処理制度を通じて関与	外部機関や外部専門家への紹介	その他	取り組んでいない
5000人以上	100.0	55.8	26.8	35.6	59.3	39.4	15.2	9.2	5.0
1000～4999人	100.0	64.1	21.6	19.0	67.4	30.1	11.4	8.4	4.4
500～999人	100.0	60.9	17.8	9.5	82.0	28.7	10.2	4.7	4.0
300～499人	100.0	71.0	11.9	12.7	85.5	29.2	13.8	6.1	2.5
100～299人	100.0	50.7	9.6	11.1	75.7	24.4	7.5	4.9	8.2
30～99人	100.0	45.5	2.6	7.3	54.6	15.6	1.8	8.4	15.7
全体計	100.0	57.2	16.2	17.6	69.3	28.7	10.2	7.2	6.6

資料出所：「労使関係実態調査」平成15年「労働組合実態調査」。

働者側の代理人である弁護士の宮里邦雄氏によれば、「不当労働行為事件，調整事件を通じて，合同労組の申し立てにかかわるものが事件数の50%を占めるとというのが最近の顕著な特徴であり，その多くはいわゆる『駆け込み訴え事件』であり，合同労組が個別紛争解決の役割を担っている」（宮里（2004），p.40）。

これらの事実は，労働組合の組織率の変動が，(1)団体交渉を果たす機能に加えて，(2)外部へ個別労働紛争処理を橋渡しする機能や(3)自社内で個別労働紛争を解決・抑制する機能を表すことを意味している。つまり，労働組合が労働紛争について果たしてきたさまざまな機能が相殺し合うために，個別労働紛争に対する組織率の影響に関して不透明な推定結果を得たと考えられる。

成果主義型賃金制度の代理変数である高卒50代前半の中位1分位対数賃金階差については，かなり強い負の影響を，大卒9分位1分位対数賃金階差については正の影響をそれぞれ個別労働紛争件数に与えることがわかった。中高年労働者の中でも，高卒の賃金下位層における格差拡大は個別労働紛争を減少させ，大卒全体では逆に個別労働紛争を増加させるという結果は，一見，矛盾するようにも思われる。

この結果に対する一つの解釈は，高卒50代の賃金下位層では解雇と賃金低下のトレードオフが起こっていたというものである。つまり，低賃金

労働者の賃金引き下げによって解雇を回避することができたので，逆に賃金格差の拡大によって解雇に関する個別労働紛争を減少させることができた。一方，大卒の労働者については解雇と賃金低下のトレードオフの問題はそこまで大きくはなく，むしろ賃金格差拡大は成果主義型評価の公平性や正確性に対する労働者の不満を誘い，個別労働紛争の増加につながったと考えられる。

## 2 集団労働紛争の決定要因

以上の分析より，90年代以降に個別労働紛争が増加したのは，主に景気低迷による雇用整理の影響と成果主義型賃金制度の浸透に伴う賃金格差拡大によるものであることがわかった。また，組織率低下に伴う労働組合の団体交渉力の低下の影響は明確には観察されなかった。

それでは，個別労働紛争と対照的な変化を見せてきた集団労働紛争が減少した要因は何なのだろうか。図3で示したように，集団労働紛争の減少はオイルショック後から続いているが，景気の低迷や労働組合の組織率が低下したことと関係しているのだろうか。

Ohtake and Tracy (1994) は，アメリカと比較して日本で争議行動が起こらない理由を検証するために，労働組合と企業との間の情報の非対称性を考慮した労働争議発生率のモデルの推定を行い，労働争議発生率を押し上げる要因について分

析している。

そこでの結果によると、個別労働紛争件数が失業率の上昇によって増加するのは逆に、失業率が労働争議発生確率を押し下げている。これは冒頭で述べたように、個別労働紛争は労働者が自らの権利を個別に主張するという特徴を持っており、企業との間においてレントを分け合うという集団労働紛争とは根本的に性質が異なるためだと考えられる。実際、90年代を通じた完全失業率の低下は、図3の労働争議件数の低下と整合的な動きをしているように見える。しかし、それだけでは労働争議件数の変動を説明しきれていないことは明らかだろう。

Ohtake and Tracy (1994) で得られた他の重要な結論は、日本においてはアメリカほど産業特有の利益率の不確実性が労働争議に影響を与えず、失業率やインフレ率などのマクロ変数の不確実性がむしろ労働争議発生率を上昇させるというものであった。

「レントの大きさに関する情報量に依存して企業と労働組合がレントを分け合う」という交渉モデルに従えば、レントに関する不確実性が大きければ大きいほど、労働争議の発生率が上昇する。レントに関する不確実性を最も代弁するはずの産業特有の利益率が、日本においてアメリカほど労働争議に影響を与えない事実は何を意味しているのだろうか。

一つは、日本の労働組合が企業労働組合という特徴を持っていることである。労働組合のリーダーは当該企業内で長く働く中間管理職から選ばれることが多い。そのため労働組合は市場におかれている企業の状況のある程度理解している。したがって、レントに関する情報格差が少なく、労働争議の発生率が低くなると考えられる。もう一つの説明は、労使協議制の存在である。労使協議制が企業と労働組合の間の情報の非対称性を解消しているために、やはり労働争議の発生率が抑えられている。オイルショックを境に、何らかの理由でこうした企業と労働組合の情報の共有が加速して、集団労働紛争発生率を押し下げる要因の一つになった可能性もある。

#### IV 労働契約法の制定の動きと整理解雇判例法理の影響

個別労働紛争の増加や多様な就業形態の増加に対応して、紛争の予防と迅速な解決を目指した労働契約法を立法化する動きが活発になってきた。厚生労働省の「今後の労働契約法制の在り方に関する研究会」の最終報告では、労使委員会の設定のほか、雇用継続型契約変更制度や解雇の金銭解決制度の検討等が盛り込まれている。

具体的な労働契約法の制定は、これまでの判例法理に基づいた裁判における判決の不確実性を減少させて、予測可能性を上昇させることが期待されている。しかし、労働契約規制の最適な程度を決める作業は困難を極めると予想される。ルール化の程度によっては、経済パフォーマンスに影響を与えてしまう可能性があるからである。

奥平(2006)は、判例体系CD-ROMに掲載されている整理解雇判例法理の判決に基づいてこの可能性を分析している。具体的には、まず各都道府県の各年について整理解雇判例法理の判決を、解雇無効判決を労働者寄り(=1)、解雇有効判決を使用者寄り(=-1)、整理解雇の裁判なし(=0)の三つに分類し、都道府県ごとに1950年からその値を蓄積させて労働判決変数を作成している。次にその労働判決変数によって、都道府県内純生産がどれほどの影響を受けるかをパネル分析によって推定を行った。

表4の(1)式にその暫定的な推定結果を示している。労働者寄りの判決が出た年には、都道府県内純生産が有意に押し下げられることがわかった。また、(2)(3)式が示すように、いくつかの変数によってコントロールしてもこの結果は変わらない。同様の分析を完全失業率について行ったものを表5に示しているが、労働者寄りの判決が完全失業率を押し上げるという結果を得ている<sup>14)</sup>。

#### V おわりに

本論文では、90年代以降に急増した個別労働紛争の増加要因に対する一般的な仮説をまとめた

表4 労働判決変数が都道府県別県内純生産に与える影響の推定結果

	(1)	(2)	(3)
	対数1人当たり 実質都道府県内 純生産	対数1人当たり 実質都道府県内 純生産	対数1人当たり 実質都道府県内 純生産
モデル	固定効果モデル	固定効果モデル	固定効果モデル
労働判決変数 [t-1] (労働者寄り = 1)	-0.0118295** [0.012]	-0.013262*** [0.004]	-0.0130663*** [0.004]
対数都道府県人口		-0.2683956*** [0.001]	-0.210019*** [0.007]
対数公的総資本形成		0.049348*** [0.022]	0.052472** [0.012]
革新知事 (= 1)			-0.0726973*** [>0.000]
総務省出身知事 (= 1)			-0.0250372 [0.123]
年効果	○	○	○
都道府県効果	○	○	○
Adjusted R <sup>2</sup>	0.962391	0.96654	0.968057
サンプル数	265	265	265

注：括弧の中は係数の有意性検定のP値。\*\*\*は1%，\*\*は5%，\*は10%の有意水準で帰無仮説を棄却することを示す。

表5 労働判決変数が完全失業率に与える影響の推定結果

	(1)	(2)	(3)
	完全失業率	完全失業率 [男性]	完全失業率 [女性]
モデル	固定効果モデル	固定効果モデル	固定効果モデル
労働判決変数[t-1] (労働者寄り = 1)	0.057922*** [>0.000]	0.0682382*** [>0.000]	0.0469169*** [>0.000]
対数都道府県人口	0.6168455** [0.012]	0.2095074 [0.387]	1.1169949*** [>0.000]
対数公的総資本形成	-0.220878*** [0.006]	-0.2465776*** [0.009]	-0.1655899** [0.017]
革新知事 (= 1)	0.0187795 [0.787]	0.0385174 [0.634]	-0.0451201 [0.295]
総務省出身知事 (= 1)	-0.0106747 [0.787]	0.0076554 [0.895]	-0.0349389 [0.561]
年効果	○	○	○
都道府県効果	○	○	○
Adjusted R <sup>2</sup>	0.960657	0.956214	0.961329

注：括弧の中は係数の有意性検定のP値。\*\*\*は1%，\*\*は5%，\*は10%の有意水準で帰無仮説を棄却することを示す。

上で、数量的に仮説検証を行った。

まず、個別労働紛争解決促進制度の都道府県別利用件数のデータを用いて簡単なパネル分析を行ったところ、やや不安定な結果ながらも、失業率や名目賃金上昇率が地域的な個別労働紛争の変動要因となっていることがわかった。しかし、労働組合の組織率やパートタイム労働者比率は個別労働紛争に有意に影響を与えておらず、一般的な仮説とは異なる結果となった。

続いて、地方裁判所における労働民事事件の時系列データによって、さらに詳しく配置転換や希望退職、賃金格差の影響を分析した。その結果、配置転換は個別労働紛争を増加させる一方で、希望退職の募集は逆に個別労働紛争を減少させる結果を得た。このことは、近年では労働者側から希望退職の募集に積極的に応じており、企業がスムーズに雇用調整を行うことができるので、個別労働紛争が減少したためだと考えられる。

賃金格差の拡大については、高卒 50 代前半の中間 1 分位対数賃金階差がかなり強い負の影響を持つ一方で、大卒 50 代前半の 9 分位 1 分位対数賃金階差に関しては正の影響を与えることがわかった。つまり中高年労働者の中でも、高卒の低賃金者層では格差拡大によって解雇を回避することができたので個別労働紛争が減少したが、大卒ではその効果は小さく、成果主義の評価への不満が紛争増加へとつながったと思われる。

労働組合の組織率については、都道府県モデルと同様に個別労働紛争に対する影響を確認することができなかった。それは組織率が団体交渉力だけでなく、労働組合の個別労働紛争に対する取り組みも代弁しているためである。

集团的労使紛争は、オイルショック後低下トレンドが続いている。この理由は、労使で情報共有が進んだこと、判例が集積してきて、労働条件変更の際に必要なとされるルールが確立してきたことを反映している。しかし、労使関係についてどのようなルールを策定するかは、労働市場の機能にも大きな影響を与える。労働側の利益を重視しすぎた解雇判例は、逆に、失業率を高め、生産性も低めてしまう。労使紛争を解決するためには、労使間での情報の共有と労働契約のルール化が必要

であるが、既存雇用者の既得権を強くしすぎると労働者全体の利益が損なわれることに注意すべきである。

\*2005 年労働政策研究会議において討論者の水口洋介弁護士、石岸信憲弁護士から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げます。

- 1) 野村金融総合研究所調べ。
- 2) 山川 (2004) pp. 8-9. さらに、成果主義的賃金制度の導入は、職場内における直接的な個別紛争予防機能の低下を招いた可能性も指摘されている。厚生労働省が行った平成 11 年の「労使コミュニケーション調査」によると、不満を述べたことのある労働者の 7 割以上が直接上司に不満を述べている。しかし、成果主義型賃金制度の導入に伴い、「第一次の評価者である上司本人が不満の対象となったり、上司がプレイング・マネージャーとしての役割を強めて相談に応ずる時間的余裕が減少したりする」可能性もある。そのほか、宮里 (2004) 39 頁、菅野 (2005)、みずほ政策インサイト (2005) なども雇用システムの変化が与える影響について述べられている。
- 3) 厚生労働省「平成 16 年度個別労働紛争解決促進制度施行状況」。
- 4) 伊藤 (2004)「労働紛争処理システムの社会的効率性」『季刊労働法』205 号, pp. 85-86.
- 5) 宮里 (2004) p. 39, 非典型雇用者増加の影響に関しては、菅野 (2005)、みずほ政策インサイト (2005) にも記述がある。
- 6) 菅野 (2005)。
- 7) 宮里 (2004) pp. 39-40.  
ほか。みずほ政策インサイト「個別労働紛争の増加と労働契約法制の整備」2005 年 6 月 27 日 など。
- 8) <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2005/09/s0915-4.html>
- 9) 厚生労働省は平成 17 年度の制度周知ポスターに若手人気芸人のヒロシを採用しており、積極的に制度の浸透をはかっている。
- 10) 「司法改革の流れの中で、早期の争点整理、集中審理等の努力により、一般的に、民事訴訟の審理期間は短縮傾向にある。労働事件でも、平均審理期間 13.5 カ月 (平成 13 年) とのことであるが、ただし、あまり争いのないような事案も含めての平均であり、人証調べを行ったものの平均は 21.2 カ月とのことである。また仮処分についても迅速化が図られ統計的には 3~4 カ月のようであるが、すぐに取り下げられた事案も平均してのことと思われる、実感としては 6 カ月弱程度で決定にいたっている。」石井妙子 (2004) p. 60.
- 11) 同上 64 頁、「例えば、訴訟になって、裁判官が心証を開示して、判決になった場合の結果もある程度示しつつ説得しても、和解が成立する率は 40% 台後半、50% に満たない程度であり、それと比較して、なんら強制力があるわけでもないあっせん、およそ 50% の解決率であるということは高く評価できると思われる。」
- 12) 山川隆一 (2004) p. 10.
- 13) 時系列モデル (1980~2003 年) では  $-0.9734$  という強い負の相関がある。なお、都道府県パネルモデル (2001~2003 年) に関しては、 $0.1578$  という正の相関を持っている。
- 14) この研究は Burgess and Besley (2004) の手法に基づいている。なお、労働者寄りの判決が経済パフォーマンスを悪

化させるのは、①相対価格効果、②投資のホールドアップ効果の二つによるものと考えられる。詳しくは、奥平（2006）を参考にされたい。

参考文献

石井妙子（2004）「労働紛争の現状と望ましい紛争解決システム」『季刊労働法』205号，pp.56-70.  
伊藤実（2004）「労働紛争処理システムの社会的効率性」『季刊労働法』205号，pp.85-96.  
大竹文雄（2002）「整理解雇の実証分析」『解雇法制を考える』大竹・大内・山川編，勁草書房，pp.123-146.  
奥平寛子（2006）「解雇規制が経済活動に与える影響」（仮題）大阪大学大学院修士論文。  
菅野和夫『経済教室』日本経済新聞社，2005年6月10日。  
みずほ政策インサイト（2005）「個別労働紛争の増加と労働契約法制の整備」。  
宮里邦雄（2004）「労働事件の現実と紛争解決システム」『季刊労働法』205号，pp.38-55。  
山川隆一（2004）「労働紛争解決システムの新展開と紛争解決

のあり方」『季刊労働法』205号，pp.2-24。  
Burgess and Besley（2004）“Can Labour Regulation Hinder Economic Performance? Evidence from India” *Quarterly Journal of Economics*, February.  
Ohtake, Fumio and Tracy, Joseph（1994）“The Determinants of Labour Disputes in Japan: A Comparison with the U.S.”, in Toshiaki Tachibanaki ed. *Labour Market and Economic Performance · Europe, Japan and the USA*. St. Martins Press, pp.349-372.

おおたけ・ふみお 大阪大学社会経済研究所教授。最近の主な著作に『日本の不平等——格差社会の幻想と未来』（日本経済新聞社，2005年）。労働経済学専攻。

おくだいら・ひろこ 大阪大学大学院経済学研究科博士前期課程在籍。主な論文に大阪大学大学院修士論文「解雇規制が経済活動に与える影響」（仮題）。労働経済学専攻。