

## 雇用率・納付金制度の政策評価

—自然実験による株価データを使用した検証—

長江亮<sup>1</sup>

早稲田大学高等研究所

2007/12

Preliminary

Comment welcome

---

<sup>1</sup> 本稿の作成に当たり大竹文雄先生、金子能宏先生、川口大司先生、内藤久裕先生、2005年度日本経済学会秋季大会（岡山大学）、2006年度日本経済学会秋季大会（大阪市立大学）、総合社会科学としての社会・経済における障害の研究会（東京大学）、上智大学セミナー（上智大学）、理論・計量経済学セミナー（大阪府立大学）出席各氏から有益なコメントをいただいた。ここに感謝したい。言うまでもなく本稿における誤りはすべて筆者の責任である。  
E-mail:nagae@iser.osaka-u.ac.jp

## 要旨

日本の障害者雇用施策は障害者雇用に伴う企業負担を各企業で均等化することを目的とした納付金制度に基づく割当雇用制度（雇用率・納付金制度）である。本稿では2003年に東京と大阪で起こった個別企業の障害者雇用状況開示という自然実験を使用して「仮に法定雇用率を達成したらどのようなことが起こるか」という仮想実験を検証して日本の障害者雇用施策に対する政策評価を行った。

具体的には、情報に対する効率的市場仮説の成立を確認し、企業の異質性をコントロールして、法定雇用率達成企業と未達成企業の情報公開後の株価変動の差を操作変数法により検証した。これに加えて、障害者雇用と企業利潤との公開情報収集時点(2000年)のクロスセクションの関係も確認して以下の結果を得た。(1) 情報公開後の長期的な株価の超過リターンには、法定雇用率達成企業と未達成企業の間には有意な差はない。(2) 中小企業と製造業では、法定雇用率達成企業の株価は下落、未達成企業は上昇する形で短期的に有意な差が生じた。(3) 東京の大規模非製造業では法定雇用率達成企業の株価が上昇、未達成企業の株価は下落する形で有意な差が生じた。(4) これらの結果は公開情報収集時点の障害者雇用と企業利潤との関係と整合的である。

これらの結果から以下の三点が主張できる。第一に、罰則措置が有効でない可能性が否定できないこと。第二に、製造業や中小企業では、法定雇用率を達成するだけの障害者の雇用は障害者の最適雇用水準を超過していること。第三に、製造業と非製造業の間で障害者雇用に関する企業の費用負担が均等化されていないことである。費用負担がどのようなものであるかの特定化を含め、障害者雇用施策に対する包括的な政策評価が必要である。

JEL classification numbers: J14, J29, J70, K31

Keywords : Disability, Event Study, Instrumental Variable , Policy evaluation

## 1. はじめに

障害者の一般雇用を促進するには何が必要なのだろうか<sup>2</sup>。この論文では、不完備な補助金システムの組み込まれた割当雇用制度のもたらす弊害を議論する。経済学で障害者は *specific population* とよばれ「日常生活や職務をこなすのに著しい制約となる精神もしくは身体的な特性を持つ者」とされており、障害者施策は先進各国で展開されている(Haveman and Wolfe(2000))。障害者施策は主に障害者雇用施策と所得保障施策から構成されるが、障害者の一般雇用の実現は障害者が社会参加を果たすための最終的な目標であるため、障害者雇用施策は中心的な役割を担っていくことになる。近年では医療・リハビリ技術の発展に伴って、障害者でもある一定の配慮を行えば健常者と同じ生産性を発揮することが可能となってきた。この点からすると、障害者雇用施策は障害者の一般雇用を効率的に促進させるものが望ましい。先進各国で採られている障害者雇用施策は主に差別禁止法と雇用率・納付金制度から構成されるがどちらも障害者の一般雇用を円滑に促進しているとは言えず、所得保障施策との関係もあるため、どのような施策が望ましいかわかっていない(Burkhauser and Dary(2002), OECD(2003), 障害者職業総合センター(2002))。

差別禁止法は、障害者の人権保障という概念の下で生まれた法律である。これは企業に対して、例えば職場環境のバリアフリー化といった障害者が円滑に職務を遂行できるような合理的配慮の提供を義務付け、障害者の雇用に関する差別を行うことを禁止する。この法律の下で障害者は、権利が保証され差別的に扱われなくなる(Jones(2006))。従って、この法律は障害労働者の雇用の質を確保する。しかし企業は、障害を持つ求職者および雇用者に対して、合理的配慮を自費で行わなければならない。すなわち、差別禁止法には障害者雇用に伴う企業の費用負担を補填する機能が内在しない。従って、この施策を採用する国では施策が障害者雇用に対してマイナスの影響を及ぼすか、効果を持たないことが明らかにされている(Acemoglu and Angrist(2001), Jones(2005), Burkhauser et al.(2007))。他方で、雇用率・納付金制度は、社会的弱者である障害者を守ることは社会の義務であると言う概念の下で生まれた制度である。これは企業に一定率の障害者雇用枠を課して障害者の雇用を義務付ける。そして法定雇用率を達成しない企業から納付金を徴収し、障害者の一般雇用促進のためのリハビリテーション基金を作る。この基金を財源として障害者の一般雇用に必要なリハビリテーションや、企業に対する雇用助成金を支給し、さらに法定雇用率を達成している企業には補助金を分配するという制度である。この制度の下で施策に従わない企業には罰則措置が規定されるが、障害者の権利が保障されるわけではない。従って割当雇用制度の場合と同様に、障害者

---

<sup>2</sup> 障害者の雇用には福祉就労と呼ばれる雇用形態も存在する。それは、障害の程度が重く、通常の就労は困難である人、または授産施設や社会参加のためのリハビリテーションをかねたリハビリ施設などで雇用されている人の雇用形態をそのように呼ぶ。この雇用形態は労働法の範疇に含まれない。ここでは福祉就労と区別する意味で一般雇用という語を使用しているが、その意味は「通常の雇用形態」ということである。

働者の雇用の質も確保されない可能性はある(Holzer and Newmark(1999))。しかし、雇用率・納付金制度では、企業の障害者雇用に伴う費用負担は企業全体で均等に負担することが目的とされており、障害者雇用に伴う企業負担は考慮されている。障害者雇用施策が障害者施策の中で中心的な役割を担うことが期待され、雇用率・納付金制度を採用する国も多数存在することから、望ましい障害者雇用施策を考察していくためには雇用率・納付金制度がなぜ障害者の一般雇用を円滑に促進しないのかを明らかにしていく必要がある<sup>3</sup>。

先行研究で示されているように、障害者の一般雇用を促進するためにまず必要とされることは、企業の費用負担の軽減である。この点からすると、差別禁止法よりも雇用率・納付金制度の方が望ましい。しかしながら、この制度の下で障害者の一般雇用が円滑に促進されるためには、企業の費用負担が完全に均等化される必要がある。企業は異質であり、障害者雇用を少ない費用で行える企業もあれば、多くの費用がかかる企業もある。システムにこのような異質性が考慮されていなければ、障害者を雇用する費用が高い企業が割当雇用を遵守するには大きな費用負担を伴うことになる。この時施策の罰則措置が有効でなければ法定雇用義務を軽視する企業も出現する。そのような企業が多くなれば、結果として全体的な障害者雇用の促進は達成されない。

本稿の目的は、雇用率・納付金制度の目的である企業の費用負担が均等化されているか否か、罰則措置が有効であるか否かを、個別企業の障害者雇用状況開示という自然実験を利用して実証的に明らかにすることである。日本で障害者雇用のデータは、集計されたマクロデータしか公表されてこなかった。しかし、2003年に民間NPOの活動から個別企業の障害者雇用状況が開示されるという事件が起こった。本稿ではこの自然実験を利用して「仮に法定雇用率を達成したならどのようなことが起こるのか」という仮想実験を、公開企業の開示情報収集時点である2000年の企業利潤と障害者雇用の関係を確認し、2003年時点の株価データを用いて検証した。

得られた結果から次のことが主張できる。第一に、罰則措置が有効でない可能性が否定できないこと。第二に、製造業や中小企業では法定雇用率を達成するだけの障害者雇用は障害者の最適雇用水準を超過していること。第三に、製造業と非製造業の間で障害者雇用に関する企業の費用負担が均等化されていないことである。障害者雇用に伴う費用負担がどのようなものであるかの特定化を含め、障害者雇用施策に対する包括的な政策評価が必要とされる。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2節で日本の障害者雇用施策とその問題点について述べ、情報開示の経緯を述べる。3節では分析のデザインを解説する。4節で推計方法を解説するとともに操作変数の妥当性を議論して、5節で使用するデータを述べ

---

<sup>3</sup> 割当雇用・納付金制度の歴史は古く、同制度を採用している国も数多いが、それぞれの国の文化的背景によって制度の形態、納付金の性格は異なる。本稿で記述する割当雇用・納付金制度は日本に限定したケースであることに注意されたい。

る。6 節で推計結果と結果の解釈を行い、7 節でまとめる。

## 2. 日本の障害者雇用施策と情報開示—背景と自然実験の解説—

### 2.1. 日本の障害者雇用施策とその問題点

日本の障害者雇用施策を規定する雇用率・納付金制度は 1977 年から施行された。この制度は事業主に対して従業員的一定率の障害者雇用を義務付け、従業員規模 301 人以上の法定雇用率未達成事業主から不足人数一人当たり 5 万円の納付金を徴収する。徴収された納付金は障害者雇用納付金としてプールされ、主に障害者雇用に対する雇用助成金や法定雇用率達成事業主への補助金として支給され、従業員規模 301 人以上の企業には超過人数一人当たり 2 万 7 千円、従業員規模 300 人以下の企業には超過人数一人当たり 2 万 1 千円とその単価が決められている<sup>4</sup>。未達成事業主は法定雇用率を達成できない正当な理由がないときには、厚生労働省から「障害者の雇い入れに関する計画」を作成するように命じられ、これを作成しなければ 20 万円以下の罰金が課される。さらにこの計画に従って障害者を雇用しない場合には、最終的な罰則措置である「企業名の公表」がなされる<sup>5</sup>。

制度の主旨は、第一に、障害者の雇用促進と安定、第二に、企業が障害者を雇用するために被る負担のアンバランスを調整するとされる<sup>6</sup>。2 つの主旨は独立のものではなく表裏一体の関係にある。この制度は「障害者を雇用するためには設備投資費用等、健常者と比較するとより多くの費用が必要とされる。個別の企業がそれぞれその費用を負担していたのでは、個別の企業負担が大きすぎることになって、負担率のアンバランスが生じる。従って、企業全体でその費用を分担することで、全体的に障害者の雇用を促進する」という取り組みに他ならないからである<sup>7</sup>。

差別禁止法には障害者雇用に伴う費用が補填されないというデメリットがある。この場合、障害者雇用の促進は達成されない。日本の雇用率・納付金制度は、障害者雇用に関して企業が被る費用に対して一定の配慮はなされている。従って、このシステムが障害者雇用に伴う企業の費用を効率的に補填できているか否か、すなわち企業負担を均等化できているか否かが、障害者雇用の円滑な促進を左右することになる。しかしこのシステムの問題点は、納付金・補助金額が政府によって一律に設定されており、障害者雇用に伴う企業の異質性が考慮されていないことにある。このような欠陥がもたらす弊害

<sup>4</sup> いずれも 2007 年現在の数字である。しかし、2000 年時であつてもほとんど変わらない。

<sup>5</sup> 『障害者の雇用の促進等に関する法律』第 47 条。

<sup>6</sup> 納付金制度・雇用率制度に関しては「障害者の雇用率・納付金制度の国際比較」（障害者職業総合センター(2002)）を参照されたい。

<sup>7</sup> 「ある規模以上の企業の事業主は障害を持つ労働者の雇用に貢献しなければならない、実際に障害者を雇用することが理想であるが、不可能な場合は財政的貢献をすることになる。目的は、収入を増やすのではなく雇用を増大することである」「納付金の機能においては...日本においては共同責任を促進するという原則により、身体障害者を雇用している事業主のコストを補うために納付金を分配する。」（障害者職業総合センター(2002)）より引用。

は、現実のデータで確認することが出来る。施策制定以降の法定雇用率を達成しない企業の推移を見てみよう。

(図 1)

図 1 は制度創設から 2002 年までの法定雇用率未達成企業比率の推移である<sup>8</sup>。点線は従業員規模 1000 人以上の企業である。これは法定雇用率引き上げの影響で一時的に上昇しているが、緩やかな下降トレンドにある。しかし 2002 年になっても 70%弱ある。また、実線は民間企業全体の推移を示しているが、こちらは反対に緩やかな上昇トレンドを描いており、法定雇用率を達成しない企業は増加する傾向も伺える。

『平成 13 年度障害児・者実態調査』(厚生労働省)によると、職業経験のある不就業者で就業を希望するものは、病気療養中・家事就学のためを含めると 70.2%に上る。同じように、不就業者で就業を希望しながら仕事に就けなかった人の比率は高齢者で 15~20%、30 代の女性では 15%程度である<sup>9</sup>。これは、就業能力のある障害者が就業できていない状況を示しており、その他のいわゆるマイノリティーと比べても極端に高い。よって図にある法定雇用率未達成企業比率の推移は、働く意志と能力のある障害者が就業していない状況が持続していることを示しており、障害者の一般雇用を最適な水準で満たしている状況を表しているわけではない。法定雇用率を達成する企業が少ない原因は、多くの企業が障害を持つ労働者の雇用を控えているためである。

日本の雇用率・納付金制度のシステムと類似したシステムに、排出権取引メカニズムがある。これは各国に温室効果ガスの排出上限を定める。その時に温室効果ガスの排出に価格をつけて、排出権を取引することで世界全体の総削減費用を最小化するというシステムである。排出権に価格がつけられることにより、削減費用が高い国は排出権を売ること、反対に削減費用が低い国は権利を買うことでそれぞれ国の利得は、自国のみで削減するときよりも高くなる。このようなルールの下で競争均衡により決定される価格は、温室効果ガスの総削減費用を最小化する価格となる<sup>10</sup>。

日本の施策下における企業の障害者雇用を考えよう。施策では法定雇用率を設定して各企業に一定率の障害者雇用を義務付け、法定雇用率を達成しない企業から納付金を徴収して障害者雇用納付金としてプールし、その大部分を達成企業に分配している。しかし企業は異質であり、障害者を雇用しやすい企業とにくい企業が混在する。この部分には市場メカニズムを利用する余地が残されている。納付金・補助金額が外生的に設定されている場合、企業負担が均等化される可能性は限りなく低い。日本全体で障害者雇

<sup>8</sup> 未達成企業比率とは民間企業のうちで法定雇用率未達成企業の比率である。

<sup>9</sup> 高齢者は『平成 16 年度高齢者就業実態調査』(厚生労働省)、30 代の女性は『平成 14 年労働力調査』(総務省)より引用。

<sup>10</sup> 排出権取引の基本モデルについては Xepapadeas(1997)を参照されたい。

用を促進するという目的のためには、働く能力のある障害者の労働力人口を包含するように法定雇用率を設定し、その下で障害者を雇用しない権利に対する価格付けを行うべきである。この場合、障害者を雇用する費用が高い企業は障害者を雇用しない権利を買うことで、反対に障害者を雇用する費用が低い企業は障害者を雇用しない権利を売ること、それぞれの利得はその企業のみで障害者を雇用する場合よりも大きくなる。排出権取引のケースと同様に、このルールに基づき競争均衡により決定される価格は、日本全体で障害者雇用を促進するための企業全体の費用を最小化する価格となる。

## 2.2. 情報開示までの経緯

日本では長い間、障害者関係のデータは集計されたマクロデータしか入手できなかったため、障害者雇用施策に対する経済分析は行われてこなかった。しかし2003年に東京と大阪で個別企業の障害者雇用状況の開示がなされた。以下ではその経緯を記述する。

1999年にJALの株主であった民間NPOが「同社の経営者が障害者の雇用を積極的に行わずに多額の障害者雇用納付金を支払い、同社に納付金相当の損害を与えてきた」としてJALの経営者に対してJALへの損害賠償と遅延損害金の支払を請求し、東京地方裁判所に提訴した<sup>11</sup>。原告はその後も企業が障害者雇用に消極的であるとして、同様の内容でソニーを提訴するなど自身で活動を続け、障害者雇用問題に関心のあるその他の民間NPOとともに個別企業の障害者雇用状況の開示請求を東京、名古屋、大阪の各労働局に請求した。しかし各労働局は不開示の決定を行った。その理由は、第一に、障害者雇用施策で「企業名の公表」は施策に従わない企業に対する社会的制裁となる罰則措置であるため、施策の適切な遂行・運営に支障があること。第二に、企業名公表が、企業の社会的評価や社会的信用度の低下につながるおそれがあり企業活動を阻害し、正当な利益を害するおそれがあることである<sup>12</sup>。

その対応に民間NPOは2001年5月に各労働局に対して個別企業の障害者雇用情報公開訴訟をおこし、同時に国に対して「情報公開審査請求」を求めた。厚生労働大臣に対する行政不服審査法に基づく審査請求の申立を受けた情報公開審査会は、2002年11月22日付で、「雇用率未達成企業一覧につき、障害種別の一部を除いて企業名などは開示すべきこと、また、障害者雇入れ計画の実施状況報告書については、企業名以外の雇入れを予定する障害者の数、雇用の状況及び計画の実施状況は開示すべきである」と、全面的開示に近い開示の答申を行ない、厚生労働大臣も同年12月9日付でこの答申を

---

<sup>11</sup> この事件は2001年5月17日、東京地裁において、日本航空株主代表訴訟(JAL訴訟)で和解が成立した。和解内容;「現在1.29%の雇用率を2003年度に全国平均の1.49%にする、その後、2010年度に法定である1.8%にする。その間、ホームページ上で達成率を公表する」

<sup>12</sup> 『DPI日本会議』のホームページより

([http://www.dpi-japan.org/3issues/3-6koyou/0110\\_0305tokyo.htm](http://www.dpi-japan.org/3issues/3-6koyou/0110_0305tokyo.htm)) 抜粋。

受け、同様の裁決を行なった<sup>13</sup>。その結果、大阪では 2003 年 9 月 8 日、東京では 10 月 8 日に各局管轄内にある企業の 2000 年時点の障害者雇用状況が開示された。開示情報を得た民間 NPO は、その情報を自身のホームページ(以下 HP)上で公開した。日本では、この開示以前に障害者雇用に関する情報開示はほとんどなされず、大規模な開示はこれが初めての出来事であった<sup>14</sup>。この出来事は偶発的に発生した事件を発端として生じた出来事であるため、自然実験とみなすことができる。

### 3. 分析のデザイン

本稿では公開された企業のサンプルを使用して、2003 年の障害者雇用状況開示による株価への影響を推計して「仮に企業が法定雇用率を達成したのであればどのようなことが起こるか」という仮想実験を検証する。公開された情報は 2000 年に収集されたものである。投資家が合理的に期待を形成しており、準強度の意味で効率的市場仮説が成立しているならば、障害者雇用状況以外の公開情報は株価に織り込み済みである。

情報開示によって株価はどのように変動するだろうか。情報開示で株価が動く要因はいくつか考えられる。第一に、企業の社会的責任に対する投資家の評価である。2003 年当時は日本で企業の社会的責任が議論され、社会的責任投資が始まった時期である。投資家が障害者雇用という社会的責任を重視するのであれば、法定雇用率を達成しない企業の株価は下落する可能性がある。この点を明らかにした研究に長江(2005)がある。彼は大阪のサンプルを使用して、イベントスタディ法で情報開示による短期的な株価の変動を検証している。その結果、法定雇用率を達成している企業の株価は下落し、達成していない企業の株価は上昇する形で有意な差が生じたことを明らかにした。そして企業名公表という罰則措置が有効でない可能性を指摘している。従って、投資家が企業の社会的責任を評価するとは考えにくい。

第二に、障害者雇用に伴う企業の費用負担の影響である。企業が割当雇用義務を果たしているか否かは、その企業の経営者が雇用義務をどのように考えているか、また企業名公表という罰則措置をどのように考えているかに依存する。すでに述べたように、日本の雇用率・納付金制度の下では企業負担は均等化されていない可能性が高い。よって障害者雇用に多くの費用を必要とする企業は納付金を支払って、法定雇用率を達成していないはずである。だが、同じ属性を持つ企業が雇用義務を重視しているならば、そのような企業の費用負担は大きくなるため、利潤最大化を行っていないことになる。反対に、障害者雇用にあまり費用を必要としない企業は、法定雇用率を達成して補助金を受け取っているはずである。法定雇用率を達成しない企業の場合と同様に、このような属性の企業が法定雇用率を達成していなければ、利潤最大化を行っていないことになる。

---

<sup>13</sup> 『障害者雇用状況報告書の一部開示決定に関する件「答申書」』より抜粋。

<sup>14</sup> 1977 年から 2003 年までで、罰則措置として企業名を公表された企業は 4 社しかなく、いずれも零細企業である。



この状況は、投資家の意志決定に影響するはずである。

第三に、障害者に対する社会の差別意識である。社会に障害者の生産性は低いという思い込みがあれば、多くの障害者を雇用している企業の株価は下落するかもしれない。

本稿では第二の可能性に焦点を当てる。まず、公開された企業を法定雇用率達成企業と未達成企業に区分し、情報公開以前の正常な株価の変動を基準にして、情報公開後の両グループの株価変動の差を検証する。このとき内生性の問題に注意が必要である。企業属性は一様でないため、障害者雇用に関わる費用は企業毎に異なる。このような費用が企業業績に影響する場合、企業業績という変数の存在によって株価決定に対する法定雇用率達成の可否は内生性を持つことになる。従って、過去の従業員規模といった障害者雇用に影響を与える可能性は高いが、情報に対する投資家の意志決定には影響しない企業属性を操作変数として、操作変数法を使用する。このとき操作変数法使用の妥当性を確認するためと、それぞれの属性を持つ企業が利潤最大化を行っているか否かを推察するために、開示情報の記載内容収集時点である 2000 年の障害者雇用と企業利潤の関係を確認する。

次に、第三の要因が影響していないことを確認するために長期分析を行う。株価は様々な要因から影響を受けるため、短期的な変動がアノマリーである可能性は否定できない(Gompers et al.(2003))。従って効率的市場仮説の成立を確認する必要がある。社会に障害者の生産性は低いといった思い込みが存在した場合、情報公開で障害者をより多く雇用している企業の株価は短期的に下落する。しかしそれが思い込みの影響であれば、それらは長期的にはプラスの超過リターンを示すはずである<sup>15</sup>。本稿では長期分析を行って、今述べたようなアノマリーがないことを確認する。

アノマリーがなく、企業の異質性から生じる内生性をコントロールすると、情報公開後の法定雇用率達成企業と未達成企業の株価変動の差は「仮に企業が法定雇用率を達成したならどのようなことが起こるのか」を示すものとなる。

## 4. 障害者雇用のインパクト —内生性と推計方法の説明—

### 4.1. 推計方法

ここでは、2003 年の障害者雇用状況の開示情報が株価に与える影響を検証する方法を説明する。まず投資家は合理的に期待を形成していることを仮定する。情報公開による株価の反応を分析するために、以下の推計モデルを使用する。

$$ER_i = \beta_0 + \beta_1 R_i + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

---

<sup>15</sup> この試みは、女性差別の文脈ですすでに行われている。Wolfers(2006)は社会に存在する差別意識を *mistake-based discrimination* と呼び、その差別意識が存在するか否かを株価データで検証している。

ここで  $ER$  は以下で定義する短期の累積超過収益率、長期の超過収益率を表す。 $R$  は法定雇用率を達成しているか否かを表すダミー変数であり、達成していれば 1、未達成であれば 0 をとる。 $\varepsilon$  は誤差項、 $\mathbf{X}$  は情報とは無関係だが、株価変動には影響を与えるコントロール変数を表す。

株価への影響は  $\beta_1$  で捉える。 $\beta_1$  は法定雇用率達成企業の平均(累積)超過収益率から未達成企業の平均(累積)超過収益率を引いたものの効果を示す指標になる。この定式化によりサンプル全体が受けるマクロショックは取り除かれ、イベントの純効果が計測可能となる。

次に、企業業績の影響を考慮する。法定雇用率達成の可否が内生性を持つ理由は、障害者雇用状況という情報が株価に与える影響には、情報が直接株価に影響する経路と障害者雇用に影響する企業属性が企業業績に影響を与えて株価に反映されるという二通りの経路が考えられるからである。 $R$  が内生性を持つとき(1)式を OLS 推計すると  $\beta_1$  は一貫性を満たさない。そこで TSLS 推計を行う。第一段階では  $\mathbf{X}$ 、さらに障害者雇用には影響を与えるが投資家の意志決定には影響しない操作変数  $\mathbf{Z}$  を説明変数として以下の推計モデルを OLS 推計する。

$$R_i = \alpha_0 + \mathbf{Z}_i \alpha_1 + \mathbf{X}_i \alpha_2 + u_i \quad (2)$$

開示情報とは無関係な産業特殊的なイベントの影響と各銘柄の株式市場における規模をコントロールするために、短期のコントロール変数  $\mathbf{X}$  には産業ダミー変数、2003 年 6 月末時点の時価総額を、長期のコントロール変数には産業ダミー変数、2003 年 6 月末、2004 年 6 月末時点の時価総額の平均値を使用する。また、以下で説明する長期の被説明変数は情報公開時点の個別の株式属性を考慮したものになっていない。従って長期のコントロール変数には、2003 年の利益率(=経常利益+資産合計)も使用する。次に被説明変数を定義する。

## 4.2. 超過リターンの定義

### 4.2.1. 短期の超過リターン—累積超過収益率—

短期分析の被説明変数にはイベントスタディ法で導出された累積超過収益率を使用する。イベントスタディ法とは、市場に起こったショックが株価にどのような影響を与えるかを検証する手法である。この手法に確立された方法論は存在しないが、標準的に使用されている手法は、以下で説明する二段階推定法である。まず、イベント( $S$ )を定義する。一般的に、設定したイベント日が必ず投資家に対するイベントとなっているとはいえない。投資家が合理的であっても、情報の伝播には一定の時間がかかる。この場合、イベントの影響が株価に表れるのは、イベント日の前後数日間に及ぶはずである。イベントが株価に影響

すると予測される期間をイベント期間（Event Window： $L_2$ ）という<sup>16</sup>。

（図 2）

イベントを定義した後、株式市場収益率の正常な変動を説明するモデルを決める。株価は様々な要因から影響を受ける。従って、ある銘柄の正常な株価変動を説明するためには、市場全体から影響を受ける部分を取り除き、その株価に特有の変動を取り出す必要がある。現在標準的に使用されているモデルはマーケット・モデルと呼ばれており、本稿でも同モデルを使用する。今、 $R_{i\tau}$ を*i*銘柄の $\tau$ 営業日における日時の株式市場収益率、 $R_{m\tau}$ を $\tau$ 営業日における日時のマーケット・ポートフォリオ収益率としよう。マーケット・モデルは、以下の式で表すことができる。

$$R_{i\tau} = a_i + b_i R_{m\tau} + \varepsilon_{i\tau} \quad (3)$$

モデルを決めた後、イベントによる株価の異常な動きを計測する。まず、推計期間( $L_1$ )と呼ばれる、イベントの影響を受けていないと考えられる期間を設定する。そして、推計期間の株価を使用して(3)式を企業別に推計する。このとき投資家は株価に影響を及ぼす情報を得た時点で、即座に株を取引すると仮定する。よって、日々の個別株価変動は互いに独立であると仮定される。ここで得られた推計値が、各銘柄の正常な株価変動を説明するものとなる。

得られた推計値を使用して、イベントによる株価の異常な動きを計測する。株価の異常な動きは、イベント期間における株式市場収益率と、推計期間から予測される株式市場収益率の差として定義され、以下の式で求めることができる。

$$ER_{i\tau} = R_{i\tau} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m\tau}) \quad (4)$$

ここで $ER_{i\tau}$ は*i*企業の $\tau$ 営業日における超過収益率を表している。また、 $\hat{\alpha}_i$ 、 $\hat{\beta}_i$ は、推計期間で(3)式を推計して得られた、*i*銘柄の正常な株価変動を説明する推計値である。今、図 2 にあるように時間を $\tau$ 、推計期間の初めの日を $T_0$ 、最後の日を $T_1$ 、イベント期間の最後の日を $T_2$ とする。推計期間、イベント期間はそれぞれ $L_1 = T_1 - T_0$ 、 $L_2 = T_2 - T_1$ となる。イベントが株式市場収益率の平均や分散に影響を与えないという帰無仮説のもとで、超過収益率は平均 0、分散 $\sigma^2(ER_{i\tau})$ の正規分布に従う。ここで分散 $\sigma^2(ER_{i\tau})$ の推計値は以下の式で求めることができる。

$$\hat{\sigma}^2(ER_{i\tau}) = \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 \left\{ 1 + \frac{1}{L_1} \left( 1 + \frac{(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right) \right\} \quad (5)$$

<sup>16</sup> イベントの持続的な影響を検証したい場合にはイベント後期間( $L_3$ )も決定する。

ここで

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_1+1}^{T_2} R_{m\tau}, \quad \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{L_1 - 2} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m\tau})^2, \quad \hat{\sigma}_m^2 = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2$$

である。

イベントが株価に及ぼした影響をとらえるには、イベント期間全体における超過収益率の指標が必要である。その指標には、イベント期間のそれぞれの日における超過収益率を期間全体で累積した値を使用する。この指標は累積超過収益率(CAR : Cumulative Abnormal Return)と呼ばれている。今、 $T_1 < \tau_1 \leq \tau_2 \leq T_2$ とすると、 $\tau_1$ から $\tau_2$ まで超過収益率の累積値は、次の式で定義される。

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} ER_{i\tau} \quad (6)$$

また、累積超過収益率の分散の推計値は(5)式をイベント期間で足し合わせて導出される。

### 推計期間、イベント期間の設定

イベントスタディ法にはいくつかの欠点が指摘されている。一つ目にイベントで提供される情報に対する投資家の期待が一様でない可能性である(Card and Krueger(1997))<sup>17</sup>。障害者雇用が企業業績にどのように影響するかという問題に対する投資家の期待は、企業属性に依存する。二つ目に、イベントのタイミングを捉えることが困難なことである。設定したイベントによる情報が既に知れ渡っているならば、投資家の期待は株価に織り込まれている。この場合、検出された影響がイベントによるものなのか否かが識別不能になる。

本稿では上の問題に対して、第一に、従業員規模・産業・地域属性別に推計を行い、イベント後ウィンドウを使用して株価に与える影響が持続的であることを確認して、各グループに対する投資家の期待の同質性を判断する。第二に、イベント日は開示された企業名が『株主オンブズマン』と『DPI 日本会議』のHP上に公開された日である2003年9月22日、10月22日とし、推計期間は先行研究で標準的に行なわれている30日、60日、90日、120日、240日、247日の6通り、イベント期間は1、3、5、11、21日の5通りを選択する<sup>18</sup>。この様々な推計期間とイベント期間で得られた結果のうち最も代表的な結果を選択して、それらを情報公開に対する投資家の反応とみなした<sup>19</sup>。この

<sup>17</sup> Card and Krueger(1997)は、最低賃金法改正に影響を及ぼすと考えられる新聞記事をイベントとして、それが株価に与えた影響を検証したが整合的な解釈ができる影響を検出できなかった。その理由として最低賃金の上昇が企業の利潤に与える影響は増加と減少の双方が考えられるため、投資家の期待が異なった可能性が挙げられている。

<sup>18</sup> 大阪、東京労働局で情報が開示された日をイベント日とした分析も行なっている。しかし統一的な解釈が可能となる結果は得られなかった。

<sup>19</sup> この部分の分析結果は連絡をいただければお見せします。

代表的なパターンと最も類似したパターンを示す推計期間、イベント期間を選択する。以上の手続きを経て得られた推計期間 240 日、イベント期間 11 日の累積超過収益率を短期の被説明変数とした。

#### 4.2.2. 長期の被説明変数

長期パフォーマンスには  $R_{i\tau}$  を  $i$  企業の  $\tau$  日における対前日リターン、 $R_{m\tau}$  をマーケット・ポートフォリオの  $\tau$  日における対前日リターンとして以下で定義されるバイ・アンド・ホールドリターン(BHAR: Buy and Hold Abnormal Return)を使用する<sup>20</sup>。

$$BHAR_i = \prod_{t=1}^T (1 + R_{i\tau}) - \prod_{t=1}^T (1 + R_{m\tau}) \quad (7)$$

$BHAR$  はイベントの短期的な影響が消滅すると考えられるイベント日 30 日後から 1 年後、30 日後から 2 年後までの 2 期間を選択した。

#### 4.2.3. 短期・長期の超過リターンの関係

今述べた短期・長期の超過リターンの関係を確認しておきたい。本稿で想定している超過リターンの推移を図で示すと以下ようになる。実線矢印が超過リターンの推移を示している。まず情報公開日( $S$ )に情報が公開される。このとき  $T_0$  から  $T_1$  までの短期的な超過リターンの推移は一定、上昇、下落の三通りの可能性がある。ここでは上昇と下落を例にとって説明しよう。超過リターンが上昇(下落)した後、長期的な影響がなければ公開後の長期的な超過リターンの推移は一定となる(効率的市場仮説成立(I)、(II))。仮にアノマリーがある場合、超過リターンの推移は短期的には上昇(下落)して長期的には下落(上昇)するはずで、(III)の経路をたどることになる。

(図 3)

### 4.3. 操作変数の説明

#### 4.3.1. 操作変数の選択

法定雇用率達成の可否は、企業属性と企業の障害者雇用に対する人事施策の影響が強く反映されるはずである。これらの要因は、推計モデル(1)(2)の  $R$  には強く影響する。しかしそれは情報公開以前に決定されている先決変数であり、情報による株価変動の決定要因とはならない。従ってそれらは操作変数  $Z$  の候補となる。

操作変数の候補は、第一に従業員数である。障害者雇用施策は割当雇用制度であり、企業は一定率の障害者を雇用しなければならない。しかし、障害者の最適雇用者数が法定雇用率と一致している企業は少ないと考えられる。納付金制度は従業員規模によってその負担率が異なるように設計されているため、法定雇用率達成の可否は従業員規模に

<sup>20</sup> マーケット・ポートフォリオの代理変数は Topix とした。

強く依存するはずである<sup>21</sup>。

第二に創業年数である。障害者問題は社会的な関心が高いため、民間企業の障害者雇用は社会の風潮に強く影響される可能性が高い。例えば、日本の障害者雇用施策が発足した当初の新聞では、当時の法定雇用率 1.5%を達成することは困難であるとされながらも、雇用率を達成していない銀行業などには批判が集中している<sup>22</sup>。また、1980年代前半には大企業が相次いで法定雇用率を達成して話題になっている<sup>24</sup>。これらは障害者雇用施策に対応する企業行動が、社会の風潮に強く影響されることを示している。創業年数の古い企業はこのような影響を受けてきていると予想され、障害者雇用に取り組んできた可能性がある。そのような企業は障害者雇用に関するノウハウが蓄積されているだろう。

第三に人事施策である。日本企業の多くでは、大企業を中心に急速な高齢化が進んでいる。従業員 1000人以上の大企業で働くフルタイム労働者のうち、45歳以上の占める比率は1990年の31%から98年の36%へと急上昇している(玄田(2001))。民間企業で雇用されている障害者の多くが、職務遂行中に障害を負った中途障害者であることが知られているため、企業の人事施策を代表する変数として企業別平均年収と平均年齢を使用する(手塚(1999))。

合理的期待形成仮説と効率的市場仮説が成立するという仮定の下で、過去の公開情報は株価に影響しない。従って以上の操作変数は開示情報の収集時点である2000年の企業情報を使用し、全て対数を取った。

#### 4.3.2. 2000年の障害者雇用と企業利潤との関係の確認

ここでは開示情報内容記載時点の障害者雇用と企業利潤との関係を検証する。その理由の一つ目に、障害者雇用が企業業績と関係なければ操作変数法を使用する必要はないため、操作変数法使用の妥当性を確認するためである。二つ目に、両者の関係を明らかにすることで企業が利潤最大化を行っているか否かを推測するためである。

本節では Becker(1971)の使用者差別仮説を検証する目的で Hellerstein et al.(2002)

---

<sup>21</sup> 納付金は従業員規模 300人以上の企業に課される。しかし、割当雇用制度は従業員規模 56人以上の企業に課されている。

<sup>22</sup> 1977年10月31日付 毎日新聞(社説)「企業は障害者を受け入れよ」、1977年11月1日付『エコノミスト』(毎日新聞社)等では障害者雇用が企業の義務という論調で制度を紹介している。

<sup>23</sup> この批判は国の規制産業全般に対するものと考えることができる。制度のもとで法定雇用率達成が困難なことは当時から予想されていた。国に関係する機関が率先してその義務を果たすことで民間の同意を得たいという姿勢が制度設立時の文献に伺える(手塚(1999))。

<sup>24</sup> 1981年3月30日付 朝日新聞「身障者雇用で快挙—富士通、法定雇用率を達成、社内奨励金で積極募集」、1981年6月5日付 読売新聞「身障者雇用率1.5%越す。日産、車業界では初めて」、1981年6月11日付 朝日新聞「富士銀行が障害者雇用率1.53%となり、法定雇用率1.5%を、金融機関の中で始めて越えると報道」等がある。

が開発したマーケット・テストと呼ばれる分析手法の、仮説の短期的な含意を検証するモデルを使用する。これは企業が利潤最大化を行っているならば、その従業員の属性比率と企業利潤は無相関となることを検証するモデルである。ここでは日本でマーケット・テストを使用して使用者差別仮説を検証した佐野(2005)、Kawaguchi(2007)に習い、以下の推計モデルを使用する。

$$profit_i = \beta_0 + \beta_1 \frac{D}{L} + \beta_2 capital_i + \beta_3 Debt_i + \beta_4 age\_firm_i + \beta_5 age\_labor_i + \beta_6 d\_industry_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

ここで *profit* には営業利潤率を使用する<sup>25</sup>。D/Lは全従業員に占める障害者の割合を表す。また資本の機会費用をコントロールするために資本/売上(*capital*)を加える。市場にマイナスのショックが起こったときの借入れが利潤に与える影響をコントロールするために負債比率(*Debt*)を使用する。*age\_firm*は創業年数を表し、陳腐化した資本と*capital*では捉えきれないノウハウなどが利潤に与える影響をコントロールする。*d\_industry*は産業ダミー変数である。また、企業固有の属性をコントロールするために企業別平均年齢を使用する。推計法は OLS で、誤差項に不均一分散を仮定して White(1980)の方法を使用した。

#### 4.3.3. データ、記述統計と推計結果

##### データと記述統計

『株主オンブズマン』の HP には、大阪労働局が公表した従業員規模 1000 人以上(以下大企業と記す)の 290 企業が、『DPI 日本会議』の HP には東京労働局が公開した法定雇用率を達成していない 9012 企業がそれぞれ掲載されている。本稿ではそのうち、東証一部に上場している企業でデータが完備なサンプルを選択した。その他のデータは『NEEDS 企業財務データ』から、開示情報が収集された年である 2000 年のデータを使用している。

『平成 15 年障害者雇用実態調査』(厚生労働省)によると、多くの障害者が就労している業種は非製造業で 71.1%、製造業で 28.9%となっているため、両業種では障害者雇用に伴う企業負担が大きく異なると考えられる。そこで次の株価の分析もあわせて、それぞれの従業員規模、それぞれの地区、それぞれの業種に区分して利潤への相違を検証する。表 1-1,1-2 は記述統計である。

(表 1-1,1-2)

<sup>25</sup> 「営業利潤率≡(売上高-(売上原価+販売・一般管理費))÷売上高」を示す。この変数の選択は佐野(2005)に従っている。

## 推計結果

表 2 は推計モデル(8)式の推計結果を示している。大阪の公開企業は大企業のみであるため、東京でも大企業と従業員 1000 人未満(以下中小企業と記す)に区分している。東京では法定雇用率未達成企業のみが公表されていることに注意されたい。表の(1)(2)(3)列は製造業、(4)(5)(6)列は非製造業、また(1)(4)列は東京の中小企業、(2)(5)列は東京の大企業、(3)(6)列は大阪の企業を表す。また(7)(8)列には大阪の達成企業と未達成企業の結果が示されている。

表で障害者比率と企業利潤との関係を見てみよう。(7)(8)列をみると両グループ共にマイナスの関係があるが有意ではない。しかし係数は達成企業のほうが大きい。(3)(6)列をみても、同様に障害者比率の係数は負であるが有意とはなっていない。大阪ではサンプル数が少ないため、検出力が小さい可能性があるが、達成企業未達成企業ともに利潤最大化をしている可能性もある。この場合、株価への影響は検出されないはずである。

東京のサンプルからは法定雇用率未達成企業の関係しか見られないが、製造業で障害者の雇用は利潤に影響していない。従って、これらは法定雇用率を達成しないことで利潤最大化を行っている可能性を指摘できよう。だが非製造業では大企業だとプラス、中小企業だとマイナスの関係があるため、従業員規模によって障害者雇用の費用が異なる可能性が予想できる。また、製造業と非製造業で障害者の最適な雇用者数が異なることも示唆される。

以上から、障害者雇用と企業利潤との関係があるグループは存在することがわかった<sup>26</sup>。投資家がどのような企業業績を指標にするかはわからないため、操作変数推計は必要である。また、本節で使用したデータからは固体効果の除去や因果関係の特定化は出来ないが、大阪の企業には利潤と障害者雇用の関係はないことから、どちらも利潤最大化を行っている可能性があること。東京の製造業未達成企業では障害者比率と利潤は無相関であるため、法定雇用率を達成すると費用負担が多くなる可能性があること。しかし非製造業で法定雇用率未達成企業では、利潤最大化を行っていない可能性があることが示唆される。

(表 2)

## 5. データと記述統計

以下では情報開示のインパクトを推計するために使用するデータを説明し、記述統計を示す。サンプルは 4.3 節で私用したサンプルに加えて、東京の法定雇用率達成企業も

---

<sup>26</sup> 被説明変数に 2000 年経常利益、説明変数に障害者比率を使用して両者の関係を見ると、東京の大企業では有意にプラス、大阪の達成企業では有意にマイナスの関係があるため、企業属性に応じて、両者に何らかの関係があるグループが存在することは頑健である。



使用する。これらは、有価証券報告書提出企業で本社所在地が東京にある企業を選択し、その中で『DPI 日本会議』の HP に掲載されていない企業を選択した<sup>27</sup>。表 3 は選択された企業を産業、従業員規模別に一覧にしたものである。表で産業の分布を見てみると非製造業では達成企業の比率が高くなっている。これはサービスや卸売・小売業といった障害者がより多く雇用されている業種が非製造業に含まれているためであり、本稿のサンプルは日本全体と大きく異ならない。

(表 3)

株価、時価総額は『Nikkei Needs Financial Quest』から、財務データは『NEEDS 企業財務データ』『会社四季報』から得た。以下の分析で使用するサンプルは、それぞれの分析に必要とされるデータが完備なものを使用した。

(表 4-1、表 4-2)

表 4-1、4-2 は記述統計である。表 4-1 では製造業、表 4-2 では非製造業である。各表の *CAR* は短期の累積超過収益率を表し、*BHAR* は長期の超過収益率を表している<sup>28</sup>。また分散推計値とは *CAR* の分散推計値を表す。

## 6. 推計結果

### 6.1. 短期の結果

短期の影響を確認する。イベントスタディ法で累積超過収益率が 0 と有意に異なるか否かを検証するためには、推計期間の分散推計値を使用する。累積超過収益率を使用して回帰分析を行うときもその情報を考慮する必要があるため、短期の超過収益率を被説明変数とした時の推計モデル(1)式の推計には推計期間の標準偏差をウェイトとした推計を行なう(Mckenzie and McAleer(1998))。

(表 5-1、表 5-2)

表 5-1、5-2 は、短期の累積超過収益率を被説明変数とした製造業と非製造業の結果である。(1)(2)列は東京の中小企業、(3)(4)列は東京の大企業、(5)(6)列は大阪の企業の結果である。また、(1)(3)(5)列は産業と株式市場における企業規模をコントロールした

---

<sup>27</sup> 納付金制度の規定に従って東京と大阪の両方に本社がある企業は、登記されている地区を本社とした。

<sup>28</sup> 表 4-1、表 4-2 の *BHAR* には異常値処理後の記述統計を掲載している。ここで異常値とは平均から標準偏差の 4 倍以上乖離するデータをさす。

WLS 推計の結果、(2)(4)(6)列は法定雇用率の達成未達成に影響を与える要因を考慮に入れた TSLS 推計の結果である。

それぞれの表には法定雇用率達成の有無が株価決定に対して本当に内生変数となっているか否かを確認する内生性のテスト(Durbin-Wu-Hausman Test)、操作変数全体が誤差項と相関を持たないことを確認する過剰識別のテスト、操作変数が内生変数に影響していることを確認する first-stage F テストの結果を掲載している<sup>29</sup>。本稿ではこれらのテストの全てをクリアした操作変数は妥当と判断した<sup>30</sup>。

まず製造業の結果を見る。各表には内生バイアスをもたらす疑いのある企業属性の影響を検討するために、推計モデル(2)式のプロビット推計の限界効果と有意性も掲載した。(1)(3)(5)列は操作変数のみ、(2)(4)(6)列はコントロール変数を加えた結果を示している。東京の中小企業を見ると、従業員規模が少ない企業が法定雇用率を達成している。東京の大企業では平均年収が有意にマイナスであるため、このグループでは法定雇用率を達成している企業は賃金水準が低いことがわかる。反対に、大阪では従業員数の多い企業が法定雇用率を達成している。このグループでは操業年数も有意にプラスとなっているため、大阪では障害者雇用に古くから取り組んでいる大企業が法定雇用率を達成している可能性が示唆される。

株価への影響を確認しよう。操作変数が妥当であったのは東京で、大阪では妥当ではない。従って、東京では(2)(4)列、大阪では(5)列を基準に判断すると、全てのグループで有意にマイナスの影響があることがわかる。

次に非製造業を見る。東京の中小企業では従業員が少なく、平均年齢が高い。また、創業年数も新しい企業が法定雇用率を達成している。中小企業の平均年齢が高いことから、このグループでは中途障害者が多数存在している可能性が指摘できる。その他のグループでは影響が見られない。

---

<sup>29</sup> 過剰識別のテストは通常 Sargan's test と呼ばれている。しかし長期分析においては、不均一分散に White(1980)の方法で対処しているため、このテストは、Hansen-J テストとなる。両テストが同一のものであることは Hayashi(2000)を参照されたい。

<sup>30</sup> これらのテストをクリアした操作変数の妥当性は高いが、操作変数と内生変数との相関が低い場合に TSLS 推定量の信頼性が低くなる Weak Instruments の可能性は残される(Staiger and Stock(1997))。そこで操作変数が妥当だったグループには LIML による推計を行い、Conditional likelihood ratio test を行った(Andrews et al.(2006))。その結果、短期の東京の大規模製造業では係数が-0.1706 で p 値は 0.0214、長期では係数が-0.2933 で p 値は 0.4807 となった。しかし、短期の東京の中小規模製造業では係数が-0.0575 で p 値は 0.1776 となった。そこで短期の東京の中小規模製造業では内生変数と安定した関係を示す常用雇用者数のみを操作変数として推計したところ、係数は-0.2144、p 値は 0.000 となり本稿と同一の結果を得た。この時 first-stage F 値は 31.00 であり、Stock and Yogo(2005)のテストで信頼区間のバイアスが 10%未満である臨界値は 16.38 となるため、操作変数法による検定の信頼性が十分高いことを確認した。以上から Weak Instruments は本稿の分析に大きな問題を与えていないと判断した。ただし、東京の中小企業については本稿で定義した 4 つの操作変数の組が妥当と仮定していることに注意されたい。操作変数法、特に Weak Instruments の問題とその対処については Murray(2006)等を参照されたい。

次に株価への影響を確認する。非製造業では全てのグループで操作変数が妥当でないため、産業と規模をコントロールした WLS 推計の結果で判断すると、東京中小企業ではマイナス、東京大企業ではプラスで有意となっている。大阪では有意ではない。

## 6.2. 長期の結果

次に長期の推計結果を確認する。表 6 に被説明変数を長期二年の  $BHAR_t$  とした製造業と非製造業の分析結果を掲載している<sup>31</sup>。(1)(3)(5)列は産業と株式市場の企業規模をコントロールし、誤差項に不均一分散を仮定した OLS 推計の結果、(2)(4)(6)列は法定雇用率の達成未達成に影響を与える要因を考慮に入れた TSLS 推計の結果である<sup>32</sup>。

(表 6)

操作変数が妥当であったのは東京の大規模製造業のみであるため、それ以外のグループは OLS 推計の結果を基準に判断する。表を見ると、障害者雇用状況という情報の長期的な影響はないことがわかる。(3)列から、東京の大規模製造業では法定雇用率達成企業の株価が上昇する影響が見られるが、内生バイアスを考慮するとその影響はなくなる。

## 6.3. まとめと解釈

得られた結果をまとめよう。まず短期的な影響を記述する。製造業では、法定雇用率を達成している企業の株価が下落、未達成企業の株価が上昇する形で有意な差が生じた。また非製造業でも東京の中小企業で同じ形の影響が検出された。しかし東京の大規模非製造業では反対に、達成企業の株価が上昇、未達成企業の株価が下落する形で有意な差が生じた。

長期的な影響は、いずれのグループにも見られない。株価の長期パフォーマンスに有意な影響がないことから、障害者の生産性は低いといった思い込みは存在しないと考えられ、効率的市場仮説が成立していることになる。よって短期で得られた結果が障害者雇用に伴う真の企業価値を反映している。

製造業、非製造業共に法定雇用率未達成企業の株価が上昇し、達成企業の株価が下落する影響が検出されたグループが存在したため、長江(2005)が主張した「法定雇用率未達成企業の企業名公表が、罰則措置としての有効性を持たず、それが新たな情報となって株価を上昇させるためにかえって障害者雇用に抑制的に働く可能性がある」ことは本稿でも確認された。

製造業でマイナスの影響があったことから、この業種では、法定雇用率を達成するほ

<sup>31</sup> 長期 1 年の結果は 2 年とほぼ同一である。

<sup>32</sup> OLS 推計には誤差項に不均一分散を仮定して White(1980)の方法を用いている。

どの障害者を雇用すると大きな費用がかかることが示唆される。これは 4.3 節で見た、法定雇用率を達成しなければ障害者比率は利潤と無相関であることと整合的である。現在は段階的な廃止が決定されているが、障害者雇用施策には、障害者を雇用しにくい業種に対して法定雇用率の軽減を定めた除外率規定が設けられている。製造業の多くはその規定対象とされており、これらの業種で障害者が働くためには、非製造業よりも多くの費用が必要とされることは明らかである。従業員数が少ない、賃金水準が低いといった、障害者雇用を少ない費用で行えるような属性を持つ企業が株価決定に対する法定雇用率達成の可否に強く影響しており、それらが推計値に過大バイアスをもたらしていたこともこの解釈を正当化する。では、大阪ではどうして株価への影響に対する有意性が低かったのだろうか。大阪で法定雇用率を達成していたのは従業員規模が大きく、操業年数が古い企業である。これらには障害者雇用に関するノウハウがあり、規模の経済が働いている可能性を指摘できるだろう。4.3 節で障害者雇用が利潤に与える影響は有意ではないが、係数はマイナスであった。有意でなかった理由として、今述べたような企業固有の固体効果がコントロールできていない可能性が上げられる。

非製造業では東京の中小規模と大阪でマイナスの影響が検出されたが、東京の大規模非製造業では反対にプラスに反応した。大阪ではサンプル数が少ないために検出力が低いこと、推計値の符号はマイナスであることを考え合わせると、これらの結果も 4.3 節で得られた結果と整合的である。

東京の大企業でプラスの効果が検出された理由は、この業種で障害者の最適な雇用水準が法定雇用率を上回っている可能性が高いからである。投資家は法定雇用率を達成していないという情報を障害者の最適な雇用水準を満たしていない、すなわち利潤最大化を行っていないというシグナルとして捉えたと考えられる。障害者は非製造業で多く雇用されている。非製造業には規制産業が多く含まれており、中でも特に銀行業といった業種では、障害者雇用に関して社会的な批判にさらされてきているため、障害者を多く雇用している可能性が高い。またこの業種には、今は民営化されているが元国営企業も存在する。国営機関は法定雇用率が民間企業よりも高く設定されているため、国営から民営化された企業はもともと多くの障害者を雇用している。このような企業は、障害者雇用に必要な初期の固定費用の影響はなく、障害者雇用のノウハウも蓄積されているはずである。このように、規制産業や元国営企業が多くの障害者を雇用しており、円滑に経営活動を行っていれば、法定雇用率を上回ることが利潤を最大化する障害者の最適雇用水準であることになる。

## 7. 結論および議論

本稿では 2003 年の個別企業の障害者雇用状況開示のデータを使用して、まず開示情報収集時点である 2000 年の障害者雇用と企業利潤との関係があることをクロスセクションデータで確認した。その後で「仮に企業が法定雇用率を達成したならどのようなこ

とが起こるか」という仮想実験を、株価データを用いて検証した。得られた結果をまとめてみよう。(1) 情報公開後の長期的な株価の超過リターンには、法定雇用率達成企業と未達成企業の間に有意な差はない。(2) 中小企業と製造業では、法定雇用率達成企業の株価は下落、未達成企業は上昇する形で短期的に有意な差が生じた。(3) 東京の大規模非製造業では法定雇用率達成企業の株価が上昇、未達成企業の株価は下落する形で有意な差が生じた。(4) これらの結果は公開情報記載時点の障害者雇用と企業利潤との関係と整合的である。

日本の障害者雇用施策を支える雇用率・納付金制度は、障害者雇用の促進と障害者雇用に伴う企業負担の均等化が目的とされている。本稿で得られた結果から示唆されたことは、第一に、罰則措置が有効でない可能性が否定できないこと。第二に、製造業や中小企業が法定雇用率を達成するためには、障害者雇用の費用負担が多すぎる。第三に、製造業と非製造業の間で障害者雇用に関する企業負担が均等化されていないことである。

障害者自立生活支援法に伴う障害者の負担増の問題が表面化してきている中で、障害者が自立生活を営むために必要とされるのは障害者の一般就労の促進である。そのためには、現在の雇用率・納付金システムを見直す必要がある。一つの解決策は2節で展開したように、障害者を雇用しない権利に価格付けを行うことである<sup>33</sup>。だが、こうしたメカニズムの導入の前に、障害者雇用のノウハウがあると考えられる操業年数の古い大規模企業や非製造業のような業種も含めた上で、障害者雇用に伴う企業の費用負担がどのようなものかを具体的に特定すること、ひいては障害者雇用促進力の有無を含めた雇用率・納付金制度の総合的な政策評価が必要とされよう。

本稿に残された課題は、パネルデータを使用して固体効果をコントロールし、4.3節で得られた結果を確認することである。また長期分析に使用した *BHAR* は株式市場のリスクを捉え切れていない<sup>34</sup>。データの蓄積に時間が必要とされるが本稿の結果の頑健性を確認するために、より長期のデータを使用して市場のリスクを考慮した分析を行う必要も残される。

---

<sup>33</sup> ただしこのようなメカニズムの現実的妥当性は経済学でも合意が得られていない。

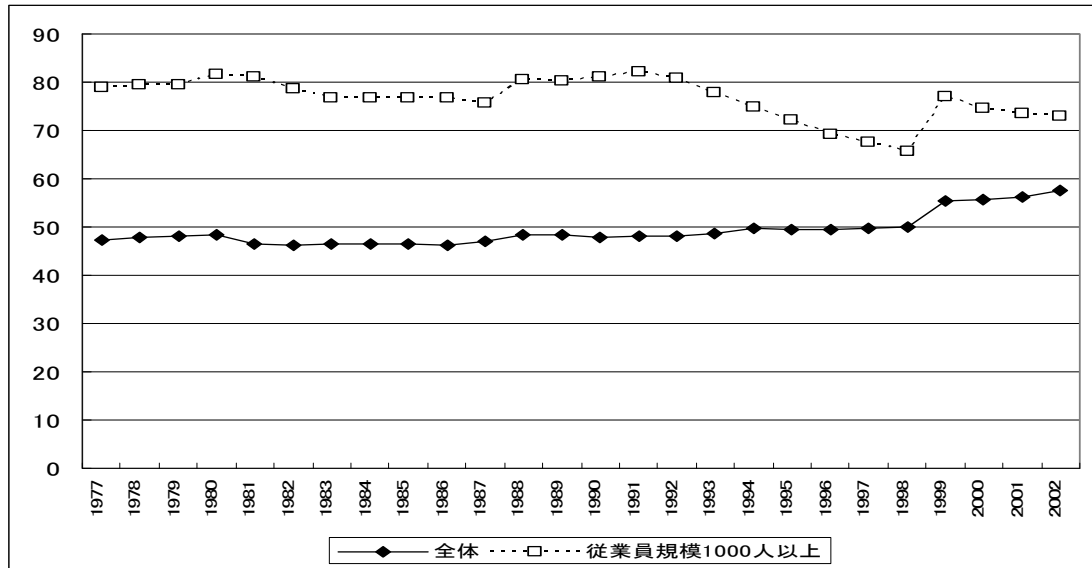
<sup>34</sup> 現在主流とされる株式市場のリスクは4つある(Wolfers(2006), Gompers et al.(2003))。

## [参考文献]

- 玄田有史(2001)「結局、若者の仕事がなくなった—高齢化社会の若年雇用」『企業行動と労働市場』所収、日本経済新聞社.
- 佐野晋平(2005)「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」『日本労働研究雑誌』、第540号、55-67頁.
- 障害者職業総合センター (2002)「障害者の雇用率・納付金制度の国際比較」、『NIVA 資料シリーズ』No.26
- 手塚直樹 (1999)『日本の障害者雇用 その歴史・現状・課題』、光生館.
- 長江亮(2005)「障害者雇用と市場評価—大阪府内個別企業障害者雇用状況開示のイベント・スタディ」『日本労働研究雑誌』、第536号、91-109頁.
- Acemoglu D. and Joshua D. Angrist (2001)“Consequences of Employment Protection? The Case of the Americans with Disabilities Act.” *Journal of Political Economy*, Vol.109, No. 5, pp.915-57.
- Andrews, Donald W. K., Marcelo J. Moreira, and James H. Stock (2006)“Optimal Two-sided Invariant Similar Tests for Instrumental Variables Regression.” *Econometrica*. 74(3), pp.715–52.
- Becker G.S.(1972) *The Economics of Discrimination*, University of Chicago Press. 2nd, edition.
- Burkhauser, Richard V. and Daly, Mary C. (2002) “Policy Watch: U.S. Disability Policy in a Changing Environment,” *The Journal of Economic Perspectives* Vol.16 No.1, pp. 213-224.
- Burkhauser, Richard V., Andrew J. Houtenville, and Ludmila Rovba (2007) “Accounting for the Declining Fortunes of Working-Age People with Disabilities,” *paper presented at the post ADA employment*, New York University,
- Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, C.(1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Card, David, and Alan Krueger (1997)“How Much Do Employers and Shareholders Lose?,” *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press, pp.313-354.
- Gompers, P., J. Ishi, and A. Metrick (2003)“Corporate governance and equity prices,” *Quarterly Journal of Economics* ,Vol. 118, No. 1, pp.107-155.
- Haveman, R. H., and B. Wolfe (2000)“The Economics of Disability and Disability Policy,” In A.J. Culyer and J.P. Newhouse(eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol.1. Elsevier Science: Amsterdam.
- Hayashi Fumio.(2000) *Econometrics*, Princeton University Press.

- Hellerstein, J.K, D. Neumark, and K.R.Troske (2002) "Market Forces and Sex Discrimination." *Journal of Human Resources*, vol.37, No.2, pp.353-380.
- Hoyzer, Harry and David Neumark (1999) "Are Affirmative Action Hires Less Qualified? Evidence from Employer-Employee Data," *Journal of Labor Economics*. 17(3), p 534-69.
- Jones, M.K.(2005) "Disability and the labour market: a review of the empirical evidence." *WELMERC Discussion Paper Series*,vol. 2005–04.
- (2006)"Is there employment discrimination against the disabled ? ," *Economic letters*, 92, pp.32-37.
- Kawaguchi D.(2007) "A Market Test for Sex Discrimination Evidence from Japanese Firm-Level Panel Data," *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 25, No. 3, pp. 441-460.
- Mckenzie, C.R. and M. McAleer (1998)"An Econometric Analysis of Event Studies in Finance,"paper presented at *the Sixteen South American Meetings of the Econometric Society*, Lima, Peru, pp.11-14 August.
- Murray, Michael P.(2006)"Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments." *Journal of Economic Perspectives*, vol.20(4), Fall, pp. 111-132.
- OECD (2003) ,*Transforming Disability into Ability ~policies to promote work and income security for disabled people~*,OECD.
- Staigener, D. and J.H. Stock (1997)"Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, 65(3), pp.557-586.
- Stock, J.H. and Yogo, M.(2005)"Testing for Weak Instruments in IV Regression," in *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*. Donald W. K. Andrews and James H. Stock,eds. Cambridge University Press, pp.80–108.
- White, H.(1980)"A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48(4), pp.817-838.
- Wolfers, Justin (2006)"Diagnosing Discrimination: Stock Returns and CEO Gender," *Journal of the European Economic Association*,4(2-3), May. pp.531-541.
- Xepapadeas,Anastasios(1997), *Advanced Principles in Environmental Policy*, Edward Elger.

図 1. 情報公開までの法定雇用率未達成企業比率の推移



注 1. 1988 年、1998 年は法定雇用率の引き上げがなされた。従って、法定雇用率未達成企業比率は一時的に増加している。

注 2. 出所『身体障害者および知的障害者の雇用の現状』：厚生労働省

図 2. イベントスタディ法の概念図

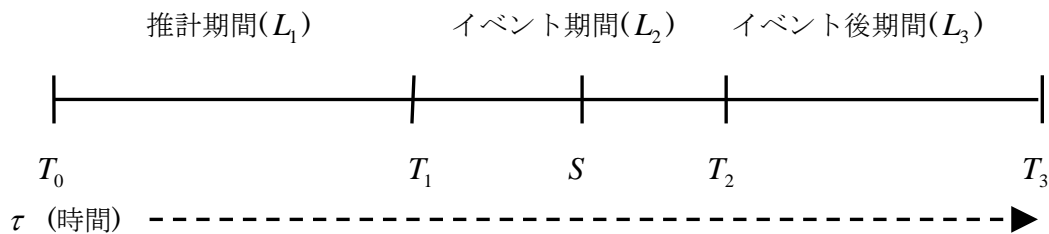


図 3. 情報公開で予想される超過リターンの経路の概念図

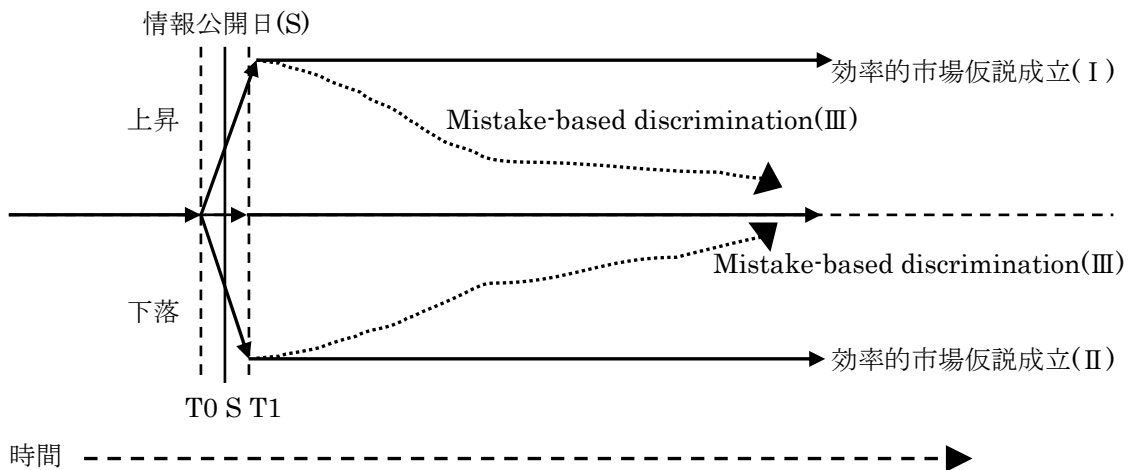




表 1-1. 企業利潤と実雇用率の関係を分析する変数の記述統計（製造業）

変数	観測地	平均	標準偏差	最小値	最大値
営業利益率					
東京中小	86	0.0544	0.0708	-0.109	0.3577
東京大	190	0.0443	0.0533	-0.1062	0.3107
大阪	76	0.0611	0.0778	-0.0056	0.4715
実雇用率					
東京中小	86	0.01	0.0041	0	0.0165
東京大	190	0.0129	0.0026	0.003	0.0179
大阪	76	0.0164	0.0037	0.0081	0.0272
資本/売上					
東京中小	86	0.2024	0.1582	0.029	0.9464
東京大	190	0.1511	0.0783	0.0218	0.4564
大阪	76	0.1621	0.1075	0.004	0.5402
負債/売上					
東京中小	86	0.6791	0.3533	0.147	1.603
東京大	190	0.7079	0.3224	0.2066	1.8366
大阪	76	0.6578	0.3389	0.1307	1.9864
創業年数					
東京中小	86	62.5	15.417	30	101
東京大	190	64.895	16.926	10	123
大阪	76	69.987	20.673	3	116
平均年齢					
東京中小	86	38.926	3.111	30.9	46.7
東京大	190	39.155	2.509	30.1	44.2
大阪	76	38.907	2.619	29.8	44.5

注 1. 東京中小は東京の従業員規模 1000 人未満の企業、東京大は東京の従業員規模 1000 人以上、大阪は大阪の公表企業をさす。

表 1-2. 企業利潤と実雇用率の関係を分析する変数の記述統計（非製造業）

変数	観測地	平均	標準偏差	最小値	最大値
営業利益率					
東京中小	104	0.0663	0.0628	-0.0551	0.2939
東京大	144	0.0688	0.0816	-0.0404	0.5183
大阪	41	0.0512	0.0476	-0.0064	0.1698
実雇用率					
東京中小	104	0.0072	0.0052	0	0.0166
東京大	144	0.0122	0.0029	0.0028	0.0173
大阪	41	0.0167	0.004	0.0088	0.0254
資本/売上					
東京中小	104	0.1532	0.1796	0.0054	1.2355
東京大	144	0.137	0.1414	0.0121	0.9039
大阪	41	0.131	0.1305	0.006	0.6577
負債/売上					
東京中小	104	3.8017	30.1967	0.08	308.624
東京大	144	1.1509	2.1983	0.1333	21.138
大阪	41	0.871	0.9515	0.1998	4.188
創業年数					
東京中小	104	48.462	20.815	15	108
東京大	144	54.069	23.29	13	135
大阪	41	57.366	23.28	17	107
平均年齢					
東京中小	104	35.563	4.297	25.6	44.6
東京大	144	37.241	4.305	25.4	49.6
大阪	41	36.556	3.955	28.1	45.5

注 1. 東京中小は東京の従業員規模 1000 人未満の企業、東京大は東京の従業員規模 1000 人以上、大阪は大阪の公表企業をさす。

表 2. 障害者雇用と利潤の関係の推計結果

	製造業			非製造業			大阪	
	東京中小 (1)	東京大 (2)	大阪 (3)	東京中小 (4)	東京大 (5)	大阪 (6)	達成 (7)	未達成 (8)
障害者比率	-2.9960 (1.8012)	0.9079 (1.5619)	-0.8603 (1.9600)	-2.6309** (1.2575)	4.7936** (2.2370)	-2.0506 (1.8842)	-1.2581 (2.0123)	-0.6061 (3.0850)
資本/売上	-0.0802 (0.0571)	0.0867* (0.0697)	0.1673 (0.1300)	0.0327 (0.0608)	0.0356 (0.0739)	0.0813 (0.1055)	-0.0088 (0.1388)	0.1566 (0.1178)
負債/売上	-0.0856*** (0.0247)	-0.0640*** (0.0161)	-0.0484* (0.0250)	0.0004** (0.0002)	-0.0079 (0.0059)	0.0179 (0.0115)	0.0236* (0.0117)	-0.0122 (0.0209)
創業年数	-0.0003 (0.0004)	-0.0003 (0.0002)	-0.0007* (0.0004)	-0.0004 (0.0004)	-0.0009*** (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0004)
平均年齢	-0.0096** (0.0037)	-0.0024** (0.0016)	-0.0036 (0.0048)	-0.0050** (0.0022)	-0.0026 (0.0017)	-0.0011 (0.0013)	0.0022 (0.0042)	-0.0072 (0.0037)
法定雇用率 達成ダミー			0.0154 (0.0182)			0.0025 (0.0134)		
定数項	0.5851*** (0.1716)	0.1910** (0.0606)	0.2787 (0.1927)	0.2590*** (0.0739)	0.1622** (0.0731)	0.1440** (0.0598)	0.4338 (0.1250)	0.3669** (0.1685)
観測数	86	190	76	104	144	41	49	68
決定係数	0.4375	0.2022	0.2115	0.3850	0.4311	0.7798	0.4338	0.3552

- 注 1 0内は標準誤差 (robust standard error)を表す。  
 注 2 \*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%で有意であることを表す。  
 注 3 産業は全ての推計モデルでコントロールしている。

表 3. サンプルの産業属性

業種	製造業				非製造業				
	東京		大阪		東京		大阪		
	未達成	達成	未達成	達成	業種	未達成	達成	未達成	達成
食料品	25 (19)	19(10)	4	4	農林水産	4(3)	0(0)	0	0
非鉄金属	12(12)	4(1)	0	1	ゴム製品	0(0)	3(2)	1	0
その他製品	15(12)	10(3)	4	1	サービス業	27(17)	14(5)	1	1
パルプ・紙	6(6)	4(1)	2	0	金融・保険	21(13)	27(14)	2	1
医薬品	19(15)	2(1)	4	5	運輸・倉庫	15(10)	18(8)	1	4
化学	49(28)	17(9)	7	6	電気・ガス	1(1)	1(1)	0	2
石油	5(2)	2(1)	0	0	卸売業	54(18)	26(5)	6	2
輸送用機器	9(9)	8(8)	4	1	小売業	30(16)	17(8)	8	2
機械	33(18)	14(5)	5	4	建設業	49(41)	17(10)	4	7
繊維製品	14(6)	7(1)	6	3	鉱業	3(2)	2(0)	0	0
金属製品	8(4)	8(2)	0	0	情報・通信業	40(27)	16(10)	3	0
ガラス	9(6)	3(1)	0	0	不動産	18(5)	10(1)	0	0
精密機器	13(8)	3(2)	1	0	非製造業計	262(153)	151(64)	26	19
鉄鋼	6(5)	10(2)	2	1	総計	537(339)	292(128)	70	51
電気機器	57(42)	30(17)	5	6					
製造業計	275(186)	141(64)	44	32					

注1. ( )内は従業員規模1000人未満のサンプル数を表す。

注2. 大阪の企業は全て従業員規模1000人以上である。

表 4-1.障害者雇用のインパクトを推計する変数の記述統計（製造業）

	変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
東京 中小 企業	累積超過収益率	161	0.0025	0.0706	-0.2190	0.2382
	分散推計値	161	0.0010	0.0012	0.0001	0.0132
	法定雇用率ダミー	161	0.4596	0.4999	0.0000	1.0000
	時価総額対数値 (1)	161	23.6623	0.9266	21.7974	27.0797
	雇用者数対数値	161	6.0277	0.9346	1.7918	6.9027
	平均年収対数値	161	6.3189	0.1912	5.7881	6.9575
	平均年齢対数値	161	3.6617	0.0862	3.4308	3.9240
	操業年数対数値	161	4.0887	0.2979	3.2189	4.7536
	BHAR	156	0.3637	0.6731	-0.7394	2.7310
	時価総額対数値 (2)	156	23.7918	0.9039	21.8942	27.2458
	2003 年利益率	156	0.0213	0.1337	-1.5417	0.1668
東京 大企業	累積超過収益率	258	0.0234	0.0904	-0.5885	0.3700
	分散推計値	258	0.0006	0.0006	0.0001	0.0054
	法定雇用率ダミー	258	0.2558	0.4372	0.0000	1.0000
	時価総額対数値 (1)	258	25.3150	1.3703	22.6648	29.2777
	雇用者数対数値	258	7.9960	0.8679	6.9088	10.9944
	平均年収対数値	258	6.4136	0.1762	5.7696	6.9256
	平均年齢対数値	258	3.6633	0.0718	3.4045	3.8816
	操業年数対数値	258	4.1148	0.3105	2.1972	4.8040
	BHAR	246	0.1152	0.5490	-0.9504	2.8994
	時価総額対数値 (2)	246	25.4697	1.3475	22.8639	29.3056
	2003 年利益率	246	0.0324	0.0412	-0.0970	0.2566
大阪	累積超過収益率	77	-0.0514	0.0927	-0.3253	0.2820
	分散推計値	77	0.0007	0.0007	0.0001	0.0058
	法定雇用率ダミー	77	0.4156	0.4961	0.0000	1.0000
	時価総額対数値 (1)	77	25.4879	1.3023	23.1198	29.0021
	雇用者数対数値	77	7.9869	0.8507	6.9157	10.8188
	平均年収対数値	77	6.4212	0.1970	5.8761	6.8855
	平均年齢対数値	77	3.6595	0.0690	3.3945	3.7955
	操業年数対数値	77	4.1607	0.4964	0.6931	4.7449
	BHAR	73	0.1922	0.4431	-0.6824	1.6820
	時価総額対数値 (2)	73	25.6370	1.2884	23.2902	29.0419
	2003 年利益率	73	0.0451	0.0411	-0.0111	0.1828

注 1. BHAR は異常値処理後の記述統計を掲載している。  
ここで異常値とは、平均から標準偏差の 4 倍以上乖離するデータをさす。

注 2. 時価総額対数値 (1) は 2003 年 6 月末時点の時価総額、  
時価総額 (2) は 2003 年 6 月、2004 年 6 月末時点の時価総額の平均値を示す。

注 3. 平均年収、時価総額(1)(2)の単位は 100 万円である。

表 4-2. 障害者雇用のインパクトを推計する変数の記述統計（非製造業）

	変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
東京 中小 企業	累積超過収益率	192	-0.0058	0.0866	-0.3315	0.4758
	分散推計値	192	0.0009	0.0008	0.0001	0.0068
	法定雇用率ダミー	192	0.4375	0.4974	0.0000	1.0000
	時価総額対数値 (1)	192	23.9091	1.2562	21.6858	28.7283
	雇用者数対数値	192	5.7930	0.8505	1.6094	6.8987
	平均年収対数値	192	6.3454	0.3865	3.2426	8.4968
	平均年齢対数値	192	3.5810	0.1252	3.2426	3.8133
	操業年数対数値	192	3.6969	0.6688	0.0000	4.7791
	BHAR	184	0.3516	0.7337	-1.2235	2.9699
	時価総額対数値 (2)	184	24.0949	1.2309	22.0895	28.7577
2003 年利益率	184	0.0458	0.0544	-0.0870	0.2574	
東京 大企業	累積超過収益率	216	-0.0120	0.0725	-0.2995	0.2781
	分散推計値	216	0.0010	0.0039	0.0001	0.0571
	法定雇用率ダミー	216	0.2917	0.4556	0.0000	1.0000
	時価総額対数値 (1)	216	25.0370	1.4924	22.3733	30.1996
	雇用者数対数値	216	7.9191	0.7996	6.9088	11.5138
	平均年収対数値	216	6.4274	0.3528	3.4563	7.2910
	平均年齢対数値	216	3.6088	0.1121	3.2347	3.9040
	操業年数対数値	216	3.8529	0.5482	0.0000	4.8978
	BHAR	197	0.2631	0.6214	-0.8863	2.9695
	時価総額対数値 (2)	197	25.2634	1.5001	22.3215	30.0660
2003 年利益率	197	0.0398	0.0477	-0.0482	0.2677	
大阪	累積超過収益率	43	-0.0087	0.0986	-0.3938	0.3230
	分散推計値	43	0.0007	0.0008	0.0001	0.0035
	法定雇用率ダミー	43	0.4419	0.5025	0.0000	1.0000
	時価総額対数値 (1)	43	24.9691	1.3147	23.0090	28.2317
	雇用者数対数値	43	8.0753	0.9485	6.9246	10.4779
	平均年収対数値	43	6.3708	0.2741	5.6958	6.9363
	平均年齢対数値	43	3.5946	0.1087	3.3358	3.8177
	操業年数対数値	43	3.9721	0.4475	2.7726	4.6634
	BHAR	41	0.1864	0.4712	-0.6252	1.4885
	時価総額対数値 (2)	41	25.09383	1.317445	23.15778	28.25647
2003 年利益率	41	0.0312	0.0287	-0.0153	0.1296	

注 1. BHAR は異常値処理後の記述統計を掲載している。

ここで異常値とは、平均から標準偏差の 4 倍以上乖離するデータをさす。

注 2. 時価総額対数値 (1) は 2003 年 6 月末時点の時価総額、

時価総額 (2) は 2003 年 6 月、2004 年 6 月末時点の時価総額の平均値を示す。

注 3. 平均年収、時価総額(1)(2)の単位は 100 万円である。

表 5-1. 短期の製造業の推計結果

	東京中小企業		東京大企業		大阪大企業	
被説明変 CAR	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
説明変数	WLS	TOLS	WLS	TOLS	WLS	TOLS
法定雇用率	-0.0259 (0.0172)	-0.2081*** (0.0516)	0.0033 (0.0160)	-0.3271*** (0.1250)	-0.0628* (0.0370)	-0.0176 (0.0619)
時価総額 (百万円)	0.0238** (0.0094)	0.0235** (0.0118)	0.0061 (0.0052)	0.0165* (0.0092)	-0.0090 (0.0153)	-0.0177 (0.0173)
DWH		26.9871***		19.5945***		0.7906
Sargan statistic		Yes		Yes		Yes
first stage F		7.61***		2.60**		6.92***
1st.stage Probit estimates marginal effect						
被説明変数 R						
常用雇用者数	-0.2008*** (0.0606)	-0.2008*** (0.0607)	0.0272 (0.0334)	-0.1161** (0.0528)	0.4068*** (0.1495)	0.3782** (0.1815)
対数値						
平均年収	0.3426 (0.2800)	0.3424 (0.2896)	-0.3484* (0.2006)	-0.6045*** (0.2099)	1.5841* (0.7356)	1.4469 (0.8826)
対数値						
平均年齢	0.7491 (0.7042)	0.7500 (0.7627)	-0.2638 (0.4157)	0.2981 (0.4373)	-0.0779 (1.3315)	0.1074 (1.4904)
対数値						
操業年数	-0.0445 (0.1762)	-0.0446 (0.1763)	0.0273 (0.0904)	-0.0250 (0.0932)	0.8144** (0.3462)	0.8204** (0.3491)
対数値						
03年時価総額		0.0002 (0.0550)		0.1275*** (0.0036)		0.0036 (0.1298)
擬似決定係数	0.1687	0.1687	0.0746	0.1173	0.4754	0.4761
対数尤度	-92.3307	-92.3307	-135.763	-129.497	-27.4231	-27.3850
サンプル数	161	161	258	258	77	77

- 注1. 0内は standard error を示す。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ 10、5、1%で有意なことを示している。  
 注2. First stage F は推計モデル(3)式で操作変数全ての係数が 0 という帰無仮説の検定値を示す。  
 注3. DWH は内生性のテスト、Sargan statistic とは Sargan の過剰識別テストの結果である。

表 5-2. 短期の非製造業の推計結果

	東京中小企業		東京大企業		大阪大企業	
被説明変 CAR	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
説明変数	WLS	TOLS	WLS	TOLS	WLS	TOLS
法定雇用率	-0.0252*	-0.0334	0.0346*	0.2605***	-0.0454	-0.2045
	(0.0140)	(0.0346)	(0.0178)	(0.1055)	(0.0764)	(0.1914)
時価総額 (百万円)	0.0056	0.0061	-0.0064	-0.0211	-0.0137	0.0085
	(0.0061)	(0.0063)	(0.0061)	(0.0104)	(0.0313)	(0.0301)
DWH		0.0657		8.5899***		0.9068
Sargan statistic		No		No		Yes
First stage F		8.18***		2.56**		1.28
1st.stage Probit estimates marginal effect						
被説明変数 R						
常用雇用者数	-0.1931***	-0.1887***	0.0445	0.0215	0.0494	-0.1573
対数値	(0.0575)	(0.0581)	(0.0410)	(0.0513)	(0.1023)	(0.2086)
平均年収	0.0153	-0.0211	-0.0143	-0.0473	0.4809	0.4510
対数値	(0.1142)	(0.1219)	(0.1219)	(0.1252)	(0.4747)	(0.5486)
平均年齢	0.9023*	0.9493**	0.3310	0.3478	-0.2951	0.1429
対数値	(0.4769)	(0.4807)	(0.4103)	(0.4097)	(1.1718)	(1.3265)
操業年数	-0.2017**	-0.1938*	-0.1139	-0.1057	0.0439	0.0490
対数値	(0.0998)	(0.1001)	(0.0751)	(0.0751)	(0.2492)	(0.2642)
03年時価総額		0.0424		0.0231		0.1911
対数値		(0.0399)		(0.0312)		(0.1513)
擬似決定係数		-113.8083		-121.2543		-22.8834
対数尤度		0.1351		0.07		0.2247
サンプル数	192	192	216	216	43	43

- 注1. 0内は standard error を示す。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ 10、5、1%で有意なことを示している。  
 注2. First stage F は、(3)式で操作変数全ての係数が 0 という帰無仮説の検定値を示している。  
 注3. DWH は内生性のテスト、Sargan statistic とは Sargan の過剰識別テストの結果である。



表 6. 長期の推計結果—robust standard error—

非説明変数 説明変数	東京中小企業		東京大企業		大阪大企業	
	(1) OLS	(2) TSLs	(3) OLS	(4) TSLs	(5) OLS	(6) TSLs
製造業						
法定雇用率	0.1299 (0.1143)	0.1192 (0.3039)	0.2424*** (0.0882)	-0.1104 (0.3315)	0.1172 (0.1260)	0.5087 (0.3424)
DWH		0.017		3.952**		1.909
Hansen J statistic		Yes		Yes		Yes
First stage F		3.81***		3.47***		4.71***
サンプル数	156	156	246	246	73	73
非製造業						
法定雇用率	-0.1133 (0.1055)	0.2354 (0.3600)	0.0387 (0.0923)	1.9888 (1.9466)	-0.1798 (0.1770)	-1.0431 (0.8216)
DWH		0.1300		5.293**		2.137
Hansen J statistic		Yes		Yes		Yes
First stage F		6.22***		0.32		0.39
サンプル数	184	184	197	197	41	41

- 注1. 0内は standard error を示す。\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ 10、5、1%で有意なことを示している。  
 注2. First stage F は、(2)式で操作変数全ての係数が 0 という帰無仮説の検定値を示している。  
 注3. DWH は内生性のテスト、Hansen J statistic とは Hansen の過剰識別テストの結果である。