**障害者差別禁止法と効率性**

**―統計的差別の可能性―**

2012年3月17日

長江亮

早稲田大学

1. **はじめに**

　『平成20年度障害者雇用実態調査』（厚生労働省）の企業調査には、障害者雇用に当たっての課題・配慮事項を質問した項目がある．身体障害者に着目すると、雇用する際の課題として「会社内に適当な仕事があるか」が最も多い．また、雇用している障害者への配慮事項としては、「配置転換等人事管理面についての配慮」が最も多い．さらに、同調査における個人調査では、職場における改善等が必要な事項を質問した項目がる．これによると、「労働条件・時間面での配慮」が最も多く、次いで「能力に応じた評価、昇進・昇格」となっている．これらを総合してみると、障害者と企業の間には、障害者の能力に対して情報の非対称性が存在しており、それが身体障害者の雇用促進における課題となっていることが伺われる．

　経済学で差別が議論されるとき、代表的な二つの理論がある[[1]](#footnote-1)．一つは、嗜好による差別といわれており、Becker(1972) によって提唱された．嗜好による差別とは、完全競争市場の前提の下で、雇用者が、ある特定のグループに対して、差別的な嗜好を持っていることから発生する．この場合、差別をされる労働者が例え優秀であったとしても、雇用者はその能力に見合った賃金を支払わない．しかしながら、この状態は長くは続かない．なぜなら、差別的嗜好を持つ雇用者は、自身の企業の利潤を最大化していないため、長期的には市場の圧力で淘汰されてしまうからである．この理論はその明快さも手伝って、数多くの実証研究が行われてきている(Szymanski (2000), 児玉他(2003), Kawaguchi(2007) 等)．しかし、同時に多くの欠点も指摘されている(川口(2008), 松井(2007) 等)．

もう一つは、統計的差別といわれており、Phelps(1972)によって提唱された．統計的差別とは、雇用者が、労働者の、例えば人種や性別といった属性を基準にし、その属性を持つグループの統計的な情報に基づいて、雇用条件を決定することで発生する．例えば、日本の女性は、結婚・出産・育児により30代前半で離職する確率が高いことが知られている．このため、雇用者は、要職に必要とされる企業特殊的な訓練を受けさせないことがありえる．統計的差別はそのような時に発生する．結果として女性は、男性よりも昇進が遅れる、賃金が低いといったデメリットを被ることになる．

統計的差別の理論と嗜好による差別の理論は、雇用者が利潤最大化を行っているか否かで異なる．嗜好による差別の理論では、雇用者は自身の効用を最大化し、企業に利潤は最大化しない．他方で、統計的差別の理論では、雇用者は入手できる情報をすべて利用して利潤最大化を行っている．従って、統計的差別が存在する場合、長期的にも差別が継続することになる．

この四半世紀で、経済学の世界では今述べた二つの差別理論が支配的であった．そして、その流れは今も続いている．しかしながら、先入観（差別的嗜好）は時と場所で大きく異なるため、社会的に生み出されるものとの考えが徐々に浸透してきている．これにより、差別的嗜好は、選好からではなく、雇用者と労働者の情報の非対称性や、市場の不完全性から発生するという考え方に力点が置かれるようになってきた．統計的差別は、アイデア自体は古くに提唱されているが、様々な形態が考え出されてきており、経済学における差別の新しい考え方の一つとして位置付ける研究者もいる(Laing(2011))．

積極的差別是正措置や割当雇用制度といった障害者を含む、女性やマイノリティの雇用を促進するための施策は、企業の最適化行動に対する制約となるため、経済学では一般的に非効率と考えられている．しかし、差別の原因が情報の不完全性にある場合、すなわち統計的差別がある場合、同じ生産性を持つ労働者であっても、異なる賃金を受け取るという現象が生じることとなる．この場合には、人種や属性といった情報に基づいて採用、昇進、賃金などを決定するような差別的な行動を禁止する法律は、労働市場の効率性確保という側面から支持されることになる．冒頭で引用した資料を読み解けば、日本の障害者に対する労働市場には統計的差別の存在が疑われる．日本の障害者雇用施策に差別を防ぐ機能は組み込まれていないことから、本稿の議論により、差別禁止部会の議論にも貢献できるかもしれない．次章では、統計的差別の展開を俯瞰する．第3章では、データと推定方法を述べる．4章で得られた結果をまとめ、今後の課題を議論したい．

**２．統計的差別の理論の展開**

統計的差別の理論は、いくつかの形態がある．各理論の沿革や詳細は山口(2008), 川口(2008), Ottinger(1996) 等に譲るが、これらいくつかの統計的差別理論は、情報の非対称性に焦点が当たっているところが一貫している．よく知られているバージョンは、「能力測定の困難さがグループによって異なる場合に発生する」ものである(Ainger and Cain(1977), Lundberg and Sturtz(1983))．これは、雇用者は、人口統計学的なグループの能力に関する分布は知っているが、個々人がその分布のどこに位置するのかは知らないことから発生する．雇用者は、次善の策として、個人が所属するグループの統計的な情報を使用して、当該人物の能力を判断する．このモデルによると、相対的に能力の判断が困難なグループでは、当該グループの能力分布の平均値を基準に能力が評価されるため、最も能力の低い人は高い賃金を受け取ることになる．しかし、能力の高い人は低い賃金を受け取ることになろう．能力の判断が容易なグループでは反対に、能力の高い人のシグナルがより正確にくみ取られることになる．しかしながら、同モデルは、両グループの平均的な能力は等しいと仮定しているため、追加的な仮定がなければ、異なるグループ間の平均賃金に格差があることに対して説明ができない．

Lundberg and Sturtz(1983)は、観察されない能力が賃金を減少させることになることを示し、観察されない能力への投資が、生産性と賃金が内生的に決定されるモデルを提示した．しかしながらこれは、投資される能力が観察できないことから、実証的に確認することが困難という欠点を持っていた．これを補ったのがLang(1990)である．Lang(1990)は,相対的に有能な労働者が投資する能力を観察可能な教育と仮定し、教育に関するシグナルが、真の生産性を部分的に表していると仮定した．そして、雇用者は労働者のシグナルから真の生産性ではなく、ノイズのみが観察できるとした．こうして、ノイズの含まれた生産性のシグナルは、教育投資へのインセンティブとなることを示した．しかし、この理論に対する実証結果はまちまちである．

この頃までの統計的差別の理論は静学的なものであり、長期的に持続する差別は説明できないでいた．それを動学化した取り組みの一つに、Ottinger(1996)がある．Ottinger(1996)は、Cain(1986)による、労働者の能力に対する雇用者の知識に対するノイズは、労働者のOJTパフォーマンスを観察することで減少する、という仮説を、モデルを動学的に捉えなおすことで検証している．本稿では、サンプルセレクションバイアスを考慮したミンサー型の賃金関数を推定するとともに、Ottinger(1996)の理論に基づくインプリケーションのうち、上にあげたクロスセクション・データに基づいて判断できる部分を統計的に判断して、日本の障害者の労働市場に社会的な障害がある可能性を議論したい．

**３．サンプルの特徴とデータ**

**３.１.　サンプルの紹介**

　データは、READによる「障害者の日常・生活調査」の身体障害編を使用する．この調査は、基本的に全国規模で展開する障害団体のご協力をいただき、居住地域ブロックや都道府県の人口規模などができるだけ均等になるように各団体に依頼し、その会員を対象にして実施されたものである．調査は2009年度に行われた．質問項目は本人票と世帯員票からなり、主に障害者の生活実態を明らかにするようにデザインされている．今回の報告で使用するのは、身体障害系8団体を対象としたものである[[2]](#footnote-2)．これらは、配布数1382で826人の回答を得た、回収率は約60％である．サンプルには、15歳以上、65歳未満のサンプルを使用する[[3]](#footnote-3)．

**３.２.　READ団体調査のデータ**

READ調査では、賃金をカテゴリーで質問している．このため、賃金率は、各階級の中央値をとり、それを労働時間で割ることによって求めている．この時、端点の影響を取り除くために、働いて得た収入が１万円以上、50万円未満に限定している．また、欠損値・異常値のあるサンプルを取り除いた．用いた変数がダミー変数である所には、（Base）と記述してある変数をベースとして推定している．表1は記述統計である．

（表１）

日常活動の困難度は、『社会生活基礎調査』の行動の種類によって、(1) 生理活動：食事など生理的に必要な活動、(2) 屋内活動：仕事、家事等社会生活を営む上で義務的な性格の強い活動、(3) 屋外活動：これら以外の各人が自由に使える活動、に区分している．この項目は、幾つかの活動をあげ、自分ひとりでできるなら1、人の支援を受けてするなら2、支援機器を用いてするなら3、しないなら4をつけることになっている．この項目に関する指標は、3つの活動区分別に項目を分解して、4を付けてある項目があればそこから4を引き、其々の回答番号を足し合わせる．それで全サンプル内での最大値を導出した後、その最大値で足し合わせた項目を割ることによって0、1の変数に変換した．道具を使ったり、支援者の介助を受けたりしなければできない区分に対しては、値が1に近くなる．

**４.　 身体障害者の就業を規定する要因－就業確率関数の推定－**

　まず就業確率関数の推定を行う．就労選択を扱うため、これ以降の分析においてサンプルは、15歳から64歳に限定する．推定法はProbit推定である．被説明変数には就業すれば1をとり、しなければ0をとるダミー変数を使用する．説明変数は、年齢、性別、学歴、結婚の有無、障害種、日常活動の困難度といった個人属性や、同居人数、家族形態、子供の数といった世帯属性である．

（表2）

この推定では、本人の能力に焦点をあてていることと、変数脱落の影響を極力排除すること、範囲による選択肢で回答するものは正確ではないため、資産の有無や家計所得、社会保障給付、生活介助における自己負担などの質問項目はできる限り排除している．このため、解釈においても若干厳密性に欠ける部分もある．しかし、この部分は本分析にとって補足的な部分であり、メインテーマではない．所得保障と労働インセンティブといったテーマに関しては、機会を見て取り組みたい．

　推定結果は表2にある．全体的にみて、本人の障害の程度が原因となって就業選択に影響することがわかる．例えば、生理活動を一人で行えない、盲ろう者、肢体不自由者、全身性肢体不自由者の就業確率が低さは、障害程度が重いために就業できないと考えられる．年齢に関して、若い方が就業確率にマイナスの効果を及ぼしていることも、若年層がより重度の障害に直面している可能性が高いと考えられる．また、同居人数がマイナスの影響があること、子供の数が就労確率に有意に影響していることも本人の障害程度の重さで説明できると思われる．男性であれば、就労確率が高まることは、いくつかの要因が重なっていると思われる．ただし、子供がいる家庭では、母親が家事を行う分業体制が整っているといった環境要因が大きな要因となっていると予想される．注意したいのは、学歴である．学歴が高ければ、就業確率に強い影響を及ぼす．これは、身体障害においては、就労による自立に対して、知識量が強く影響してくることを示しており、政策的洞察も強いと思われる．

**５.　賃金関数の推定**

**５.１.　賃金プロファイルの検討**

賃金関数を推定する前に、今回取り上げたサンプルの賃金プロファイルを、労働時間によって正社員とパートに区分し、それをもとに、就労における障害について論じたい．

（図1）

　図1は、『平成21年度賃金基本統計調査』から非障害労働者の賃金プロファイルを正社員とパートタイムに分けて作成した賃金プロファイルである．比較対象として、READ調査から、正社員とパートタイムの賃金プロファイルを同時に掲載している．黄緑色が賃金センサスからの正社員、紫色はパートタイムである．他方で、青色がREAD調査の正社員、赤色がパートタイムである．賃金センサスと比較すると、READ調査はサンプル数が少ないので凹凸が激しくなっているが、大まかな特徴は見て取ることができる．

近年は弱くなってきたとはいえ、日本では、解雇規制が強く、年を負うにつれて賃金が上昇していく年功賃金体系が強いという慣習がある．時間当たり賃金率の対数で作図しているので、全てのプロファイルの傾きが緩く見えるが、実際の角度はもう少し急である．だが、現状でも正社員に関しては、日本型年功賃金体系を読み取ることができる．短時間労働者に関しては、制度的な要因もあるためにフラットな形状になっている．ここで議論したいことは、障害者の正社員やパートも、健常者のパートと同様の賃金プロファイルの形状になっていることである．

（図2－1）（図2－2）（図2－3）

より詳しく検討してみよう．図2－1～図2－3までは、READ調査対象者の賃金分布をカーネル推計したものである．通常、このような分布を推定すると、若年層の分布は低い位置で高い山があり、それからグループの年齢が高くなるにつれ分布のすそ野は幅が厚くなり、平均的なこぶは右下に動いていく．また、勤続年数－賃金プロファイルでは反対に、右には動くものの、すそ野の広がりは少なく、こぶは同一か高くなっていくはずである．だが、READ調査のグラフからは、サンプル数が少ないことと、中途障害者の識別ができないため、その部分を加味して考えると、勤続年数－賃金分布では、なんとなく理解できそうな傾向があるが、年齢－賃金分布では、非障害者とは全く異なったパターンを示している．

これはどのような要因によるのだろうか．まず、障害者の生産性が低いことがあげられよう．しかし、今回サンプルとしているのは、全障害者の中で、最も就労能力が高いと考えられるサンプルを選択している．また、日本には障害者雇用施策があり、障害者の生産性が低いと思われる部分に関しては、制度的な補助が補完的な役割を担っていること、法定雇用率を達成してもなお障害者雇用を拡大する企業もまれに存在することを考えると、生産性の部分は小さいと考えられる．嗜好による差別は、障害者雇用施策の存在があるため本稿で取り上げている一般雇用に関しては強くあてはまることはないと考えられる．同時に、そのような差別がこれまで継続的に大きな社会問題にはなっていないため、たとえあったとしてもまれなものか、社会全体に及ぼす影響は少ないと思われる．勤続年数－賃金プロファイルを説明する理論仮説は何種類かあるが、本稿の目的である統計的差別仮説が成立している可能性は高い．勤続年数－賃金プロファイルの形状を説明する仮説にサーチモデルがある。これは、自分にとって魅力的な職業を探索するメカニズムを説明するモデルだが、このモデルでも、離職率が高い場合は、勤続年数―賃金プロファイルはフラットになる．従って、調査対象者の離職率は高いのか低いのか判断する．まず、転職者であるが、4年前の仕事と変えている人は11.4％、現在仕事を探している人は8.6％である．『平成20年度雇用動向調査』によれば、平成16年から20年までの離職率は、17.4、16.2、15.4、14.6％となっている．この時期に失業率がだいたい4％程度で推移していたことと考え合わせれば、READ調査の離・転職率はそれほど高くないと判断できる．また、図3で仕事を辞めた理由を見ると、半数以上は定年や健康の悪化である．図4で職探しをしない理由を見ても、求職者に分類可能な人は10％もいない．従って、調査対象者の離・転職率は低い．

（図3、図4）

**５.２.　賃金関数の推定[[4]](#footnote-4)**

　最後に、能力を表すいくつかの変数を用いてミンサー型賃金関数の推定を行う．推定モデルは以下の式であらわされる[[5]](#footnote-5)．

$　lnw\_{ijt}=β\_{0}+β\_{1}S\_{it}+β\_{2}X\_{it}+β\_{3}X\_{it}^{2}+β\_{4}T\_{ijt}+β\_{5}T\_{ijt}^{2}+β\_{6}Z\_{ijt}+ϑ\_{i}+φ\_{ij}+v\_{ijt}$ 　　…（１）

ここで、$i,j,t$は、それぞれ個人、企業、時間を表すインデックスである．$S, X, T, Z$ はそれぞれ教育年数、労働市場での経験年数、現企業での勤続年数、その他の観察可能な変数、$ϑ\_{i}$は労働者の観察不可能な変数、$φ\_{ij}$は労働者と企業の観察不可能な属性、$v\_{ijt}$は誤差項である．

　賃金関数で検証可能なモデルはいくつかある．識別に関してカギになる変数は$T$である．この変数は統計的差別が存在する場合も重要である．なぜなら統計的差別が成立する場合は、勤続年数が増加するにつれて雇用者と労働者の情報の非対称性が緩和され、より高い生産性を発揮できるようになるからである．従って、仮説の可否を確認すべきことは　$β\_{4}>0$となる．また、$β\_{4}=0$の場合には、サーチモデル、ジョブマッチングモデルが該当する可能性が疑われることになる。$β\_{4}>0$の時、成立する可能性のある仮説は企業特殊訓練仮説と賃金後払い仮説である。だが、この仮説が成立している場合は$β\_{5}<0$が成立している必要がある．

推定において、被説明変数となっている質問項目に対する回答はカテゴリー区分されているため、サンプルセレクションバイアスを考慮した順序プロビット推定を用いることも考えられるが、賃金率の導出過程で時間当たり賃金に変換していることから、被説明変数は完全な離散型変数とはなっていない．そこで、今回はヘックマンの二段階推定法と、最小二乗法による推定結果を報告する．

（表3）（表4）

　表3は、全体、大卒以上、高卒以下にグループを分け、それぞれミンサー方程式を推定した結果を掲載している．サンプル全体と大卒では逆ミルズ比が有意となっていないため、OLS推定で判断する．しかし、高卒においてはサンプルセレクションバイアスの影響が疑われるので、ヘックマンの二段階推定法の結果を見る．全体では$β\_{4}>0$が成立しているが、$β\_{5}<0$は成立していない．サンプルを学歴別に区分すると、大卒が、障害種別で区分すると聴覚障害、肢体不自由に同じ傾向が検出された．賃金関数の推定からは、他の競合仮説は成立していないため、READ調査において、統計的差別が成立している可能性があることが分かった．

**６.　まとめ**

　本稿では、READ団体調査を用いて、日本の障害者の労働市場に統計的差別が存在する可能性を指摘した．従来、積極的差別是正措置といった特定グループの経済厚生を高める目的の施策は、労働市場の機能を阻害するため、経済学では、効率性という観点からすると支持されてない．しかしながら、差別禁止法といった、不完全情報に起因する統計的差別により不利益を被るグループの経済厚生を改善させる施策は、労働市場を効率的にするという点から支持されることになる．本稿に残された課題は、推定手法の精緻化と得られた結果の頑健性の確認である。これに関しては、観察されない能力をコントロールして統計的差別の理論を検証する手法が開発され、使用されてきている(Foster and Rosenzweig (1993), Newmark(1999), Altonji, J. and Pierret, C. (2001)等)．これらの方法を使用して、仮説の検証をきちんと行うことがあげられる．

**参考文献**

川口章 (2008)『ジェンダー経済格差』, 勁草書房．

児玉直美・小滝一彦・高橋陽子 (2005) ｢女性雇用と企業業績｣,『日本経済研究』, No.52, pp.1-18.

濱秋純哉・堀雅博・前田佐恵子・村田啓子(2011)「低成長と日本的雇用慣行─年功賃金と終身雇用の補完性を巡って」,『日本労働研究雑誌』, 第611号,pp.26-37.

松井彰彦 (2007)「経済学・ゲーム理論と障害‐総合社会科学としての社会・経済における障害の研究‐」,『障害学研究』, 明石書店, 第4号.

山口一男 (2008) 「男女の賃金格差解消への道筋－統計的差別の経済的不合理の理論的・実証的根拠」,『日本労働研究雑誌』,第574号,pp.40-68.

Aigner,D.J. and G.G.Cain. (1977) ‶Statistical Theory of Discrimination in Labor Markets.", *Industrial and Labor Relation Review*, 30, pp. 175-87.

Altonji, J. and Pierret, C. (2001). “Employer Learning and Statistical Discrimination,” *Quarterly Journal of Economics*, 116(1): 313-50.

Becker, G.S.(1971) “ *The Economics of Discrimination*.”, University of Chicago Press, 2nd edition.

Cain, Glen C.(1986)"The Economic Analysis of Labor Market Discrimination:　A Survey." In *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, edited by Orley Ashenfelter and Richard Layard. Amsterdam: North-Holland．

Foster, Andrew D., and Mark R. Rosenzweig. 1993. “Information, Learning, and Wage Rates in　Low-Income Rural Areas.” Journal of Human Resources 28(Fall): 759–90.

Kawaguchi, Daiji. (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.

Lundberg Shelly J. and Startz Richard,(1983) “Private discrimination and social intervention in competitive labor markets”, *American Economic Review*, Vol. 73, June 1983, pp. 340- 347.

Laing, D.(2011) “*Labor Economics: Introduction to Classic and the New Labor Economics*.”, W W Norton & Co Inc.

Lang, Kevin.(1990) “A Sorting Model of Statistical Discrimination.”, Unpublished manuscript. Boston: Boston University．

Neumark, David. (1999) “Wage Differentials by Race and Sex: The Roles of Taste Discrimination and Labor Market Information.” ,*Industrial Relations*, Vol. 38, no. 3 (July):414-45.

Labor Market Information.” Industrial Relations, Vol. 38, no. 3 (July):414-45.

Phelps, E.S.(1972) “ The Statistical Theory of Racism and Women.”, *American Economic Review*, Vol.62, No.4, pp.414-445.

Oettinger G. (1996) “Statistical Discrimination and the Early Career Evolution of the Black–White Wage Gap.”, *Journal of Labor Economics*, 14(1), pp.52–78.

Szymanski, S. (2000) “A Market Test of Discrimination in the English Soccer Leagues. ”, *Journal of Political Economy*., 108 (3), pp 590–603.

1. 近年ゲーム理論の発展により、新しい差別の理論も議論されるようになってきた(松井(2007))． [↑](#footnote-ref-1)
2. ご協力いただいた団体は、骨形成不全友の会、全国自立生活センター協議会、 全国脊髄損傷者連合会、全日本難聴者・中途失聴者団体連合会、全日本ろうあ連盟、全国盲ろう者協会、日本せきずい基金、日本盲人会連合である。 [↑](#footnote-ref-2)
3. ミンサー型賃金関数の推定では、日本のデータを使用すると、60歳前後で不連続の部分が出てくるため、注意が必要である。しかし、本稿の調査対象者を絞り込んだサンプルでは、その傾向はみられないため、そのまま使用した。 [↑](#footnote-ref-3)
4. この節の解説は大森(2008)に従っている． [↑](#footnote-ref-4)
5. 本稿ではクロスセクションの分析であるため、j,tは不要である．しかし、ここでは得られた結果を説明できる理論と、クロスセクションの分析では消すことの難しいバイアスを明示的に考慮するために、推定モデルにはi,j,tの3つのサブスクリプトをつけて推定式を記述する． [↑](#footnote-ref-5)