

研究ノート

サーチ理論と賃金格差

山上俊彦*

概 略

競争的労働市場においては、賃金は限界生産力に等しくなり、均等化する。しかし、現実には産業間、企業規模間において賃金格差は発生する。賃金格差を人的資本理論に基づいた観察される個人属性の相違で説明を試みることに限界があり、同一特性の労働者であっても格差は存在する。そのため、観察されない個人属性、効率賃金仮説等で残余部分を説明することが試みられてきたところである。近年のデータ整備と統計解析手法の発展は、観察されない個人属性や企業の賃金政策に起因する固定効果が賃金格差に重要な影響を与えていることを示した。固定効果は労働市場における情報の不完全性といった摩擦に密接に関連していることから、均衡サーチ・モデルを用いて賃金格差を説明することが試みられている。代表的なモデルであるBMモデルは労働者と企業のそれぞれの同質性と労働者の転職行動を前提として賃金揭示分布を決定するものであり、応用範囲の極めて広いモデルである。

キーワード：固定効果、均衡サーチ・モデル、摩擦、賃金揭示、賃金分布、BMモデル

1. はじめに

賃金格差 (wage differentials) は、失業と並んで労働経済学における重要な検討課題である。特に、産業間賃金格差と企業規模間賃金格差が持続して観察されることは、経済学において最も説明することが困難な現象であるとされる¹。このような賃金格差は一時的な労働市場の不均衡に起因する現象ではなく、特定の労使交渉や政府の労働市場への介入の結果を示すものでもない²。

新古典派理論に従うと、競争的労働市場では、賃金は労働の限界生産力と一致し、機会費用と等しくなる。賃金は職種に応じて決定されるものの、労働者の質が同一であれば、職種間や産業

* 日本福祉大学経済学部

1 Kramarz (2002, p. 3)

2 Gibbons and Katz (1992, p. 515)

間に賃金格差が生じていても、低賃金の職種や産業から高賃金の職種や産業に労働者は移動して賃金は同一となるはずである。

新古典派経済学のフレームワークにおいては、賃金格差は労働者の能力差か職務の非金銭的特性の差を反映したものになるはずである。労働力の質あるいは能力は人的資本水準に反映される。賃金格差のうち、人的資本水準で説明できない残余は、労働条件の相違に伴う補償賃金格差 (Compensating Differential) あるいは均等化差異 (Equalizing Difference) として賃金に反映されることになる。

Mortensen (2003, pp. 1) は、人的資本理論に基づいた賃金関数の推定結果に従うと、観察可能な個人属性では賃金格差の3割程度しか説明できないことを指摘する。説明できない残りの部分を、職務の非金銭的特性に起因すると解釈することは実証的根拠に乏しく難しい。

新古典派理論に従って、賃金格差要因を人的資本理論の延長線上で捉えたと、説明できない部分は観察されない個人の属性が反映されたものと解釈できる。非競争的観点からは、怠業阻止のための効率賃金仮説³、労働組合等の制度要因、市場支配力に伴うレント・シェアリング⁴が提唱されてきた。これらの理論仮説は労働者の割り当て (rationing) を重視している。

Davis and Haltiwanger (1996, pp. 329-334) は、企業規模間賃金格差を発生させる要因を技術的異質性、制度的・非競争的要因、誘因を基にした賃金の仕組に分類しており、第1に分類されるものとして大きな工場では資本稼働に技術を要するために資本と補完的な技能の高い労働者を雇用する必要があるために、労働者が能力によって工場別に振り分け (sorting) されること、第2に分類されるものとして企業規模が大きい程、監視費用が高むために、その対策として賃金が高くなる効率賃金仮説が成立すること、企業規模が大きい場合に、技術的あるいは費用面の優位性からレントが発生するためにレント・シェアリングが行われること、企業規模が大きくなると労働組合が組織されやすいこと、第3に分類されるものとして企業規模が大きいと賃金制度におけるトーナメントの枠組みが行き届くために賞金としての報酬額も大きいことをあげている。

これらの接近法は、個々には優れた仮説ではあるが、あくまで Walras 型の集権的取引市場を想定した議論であることは共通しており、市場の摩擦には十分な考慮がなされてこなかった。このことは固定効果が識別されるようになるに従ってより深刻な問題であることとして認識されるようになってきた。

情報の不完全性といった労働市場に摩擦が存在する場合には、労働者側には時間を含めた職探し費用が発生し、企業側には買手独占的な力を与えられることで、賃金は限界生産力以下に抑制されることになる。このとき、観察されない労働者の能力、離職の抑制と利潤のトレード・オフを考慮に入れた企業の賃金政策の相違が賃金格差に反映される。このことは、従来の賃金格差

3 Shapiro and Stiglitz (1984)

4 Weiss (1966)

分析には限界があること、分権的取引市場を想定するサーチ理論は賃金格差の解明に有効であることを示唆する。

サーチ理論の発展に貢献した Mortensen (2003, pp. 1) は、「なぜ、類似労働者が異なる賃金を支給されるのか？」を問題提起するとともに⁵、人的資本理論で説明できない残りの7割を賃金分散 (wage dispersion) と定義する⁶。サーチ理論の開発は従来の経済学において未解決であった賃金格差と失業問題を解決するための大きな第一歩であった⁷。

本論では賃金格差の実証分析について概観するとともに、サーチ理論を用いた賃金格差理論の展開について論じるものである。2で産業間及び企業規模間賃金格差に関する実証研究を概観し、3で格差要因のうち従来は十分に識別されなかった固定効果の推定について述べる。さらに4で Mortensen によって提示された、サーチ理論を賃金格差問題の解明へと拡大するための手段である均衡サーチ・モデルの基本的枠組みを示し、5では代表的な均衡サーチ・モデルである BM モデルの概略を示すとともにモデルの特質について検討を加え、6で今後の展望を行う。

2. 賃金格差についてのこれまでの検証

産業間及び企業規模間賃金格差に関してはこれまでも研究が蓄積されている。まず、主として米国における実証研究を概観するとともに、どのような課題が残されているか検討する。

産業間賃金格差の存在を指摘した初期の研究として Slichter (1950) がある。Slichter (1950, p. 80) は、米国の1947年のクリーブランドにおける商業会議所と1940年のボストンにおける民間企業人事部の賃金調査結果を基に、同一地域の類似職種において賃金が異なることを示し、賃金は労働の価格ではないとした。さらに、Slichter (1950, p. 81-83) は、米国における1939、1940年の、National Industrial Conference Board が実施した the Census of Manufactures と Bureau of Census が実施した the Decennial Census の結果を基に、男子の非熟練労働者の時間当たり賃金が、当該産業における熟練労働者の賃金が高ければ同様に高いこと、当該産業の女子労働者比率が高いと反対に低くなること、当該産業の時間当たり付加価値や生産物価値が高いと

5 Albak は Mortensen (2003) の Foreword において、失業問題解明のためにサーチ理論の研究を押し進めると、この問題提起に行きつくことを指摘する。

6 石川 (1991, p. 286) は「真の賃金格差」を「同一の能力・嗜好を持ちながら同一の所得機会に恵まれない人々のいる場合である」と定義し、このような格差が存在する場合に、労働市場の2重構造論が明確な意義をもつと指摘する。さらに石川 (1991, p. 286-287) は、企業規模の差異それ自体が「真の賃金格差」の要因ではないことの理由として、労働者が同質であれば雇い主側の資本装備、組織の規模とは無関係に賃金は同一であり、資本装備率や生産性とは無関係であること、労働者が同質であれば、熟練により賃金格差が発生したとしても、訓練費用を考慮すれば生涯の所得に格差は発生しないことの2点を挙げている。

7 van den Berg (1999, F285) はクロス・セクション・データを用いた賃金関数の決定係数 R^2 は0.5以下であること、このことがサーチ・モデルを用いた賃金分散への取り組みにつながったことを指摘している。

同様に高いこと、当該産業の売上に占める給与支払い総額比率が低いと反対に高くなること、当該産業の売上に占める税引き後の純所得比率が低いと反対に高くなること、産業間賃金構造は変化しにくいことを指摘した。

産業間賃金格差の長期的状況について見てみる。Krueger and Summers (1987, pp. 22-30) は、1923年～1984年の各種データをもとに米国の産業間賃金格差は長期かつ安定的に観察できるものであること、産業間賃金格差は先進各国で共通して観察されるものであること、企業規模、職種に関わりなく確認されることを指摘している。Krueger et al. (1987, pp. 37-41) は、過去の研究結果を概観した上で、産業間賃金格差要因を観察されない個人属性や補償賃金格差に求めることの根拠は薄いことを指摘し、集中度が高く、高利潤で人件費率の低い産業で賃金が高いことは、経営者が労働者の属性に関わりなく労働に報いることを示唆していることを根拠として、独占的要素のある場合のレント・シェアリングが効率賃金仮説よりも重要であることを指摘している⁸。

企業（事業所）規模間賃金格差の存在を指摘した初期の研究として Moore (1911) がある。Moore (1911, pp. 140-146) は、20世紀初頭に出版されたイタリアの織物業の女工の1日当たり賃金についての調査結果から、いずれの規模の事業所⁹においても賃金カーブが35歳ころまでは上昇し、その後は加齢とともに低下すること、事業所規模の大きい程、賃金水準は高いが、加齢に伴う賃金低下速度が大きいことを示した。さらに Moore (1911, p. 148) は、事業所規模別賃金格差要因として事業所規模の大きい程、大きな資本を備え付けるために能力の高い労働者を必要とすることを指摘している。Moore (1911, p. 163) は、労働者の地位が事業所規模に依存すること、つまり事業所規模が大きいと賃金の上昇、雇用日数の増加、雇用の安定、1日の労働時間の短縮がなされることを指摘する。

企業（事業所）規模間賃金格差の近年の状況について見てみる。Loveman and Sengenberger (1991, pp. 19-25) は、企業（事業所）規模間賃金格差の国際比較を行い、1970～1980年代において、いずれの国においても格差は存在すること、独、仏、伊と比較して米国と日本の格差が大きく、両国では最も規模が小さい企業（事業所）の賃金は、大規模の企業（事業所）の賃金の6割程度にすぎないこと、米国では医療保険、企業年金、日本では退職給付等の非賃金報酬も格差が大きいことを示している¹⁰。

8 1960年代以降の、米国を中心とした産業間賃金格差に関する研究成果は Dickens and Katz (1987, pp. 53-66) においてとりまとめられている。

9 企業規模と事業所規模は必ずしも同一ではない。事業所は企業に属する支店や工場であり、大規模事業所は大企業に属する可能性が高い。しかし小規模事業所であっても大企業の一支店である可能性は排除できない。事業所調査のデータでは企業規模の相違を正確に反映していない可能性がある。

10 米国の企業（事業所）規模間賃金格差について Brown, Hamilton and Medoff (1990, pp. 30-31) は CPS の 1979, 1983 年を用いて従業員 500 人以上の企業の賃金は 500 人未満の中小企業よりも 30% 以上高いこと、格差は製造業、特に耐久消費財製造業で大きいことを示した。Oi and Idson (1999, pp. 2175) は同様のデータを用いて、企業（事業所）規模間賃金格差は、男子の方が大きいことを示している。

産業間及び企業規模間の賃金格差の実証研究は、当初の統計の集計値を比較する手法から、個票データを用いて、観察可能な個人属性を制御したミンサー型賃金関数による要因分析へと転換した。問題は、観察される個人属性では説明できない産業間及び企業規模間の賃金格差、つまり賃金分散の要因の説明が必要となることである。

Mortensen (2003, p. 3) は、賃金分散の要因を説明する研究について、高賃金の企業はデータでは捉えられない理由による高生産性の労働者を雇用すること、異なる企業が異なる賃金政策を持っていることの2通りに分類されるとし、前者は観察されない個人特性に起因する固定労働者効果 (fixed worker effect)、後者は企業の賃金政策に起因する固定企業効果 (fixed firm effect) を意味するとしている。

観察されない個人特性に起因する固定労働者効果が賃金格差要因として妥当であるか否かを判定するためには、Krueger and Summers (1988) において用いられたパネル・データにおける産業間を移動した労働者の賃金の変動に着目する手法が有効である¹¹。以下ではこの手法の概要を Gibbons and Katz (1992, pp. 522-524) に従って述べる。

産業間の賃金格差が存在するか否かを検証するためには、クロス・セクション・データを用いて労働者の観察される属性を制御した次の賃金関数を推定する。

$$\ln w_{it} = X_{it} + \beta_j D_{ijt} + u_{it} \quad \dots\dots (2-1)$$

ここで、 w_{it} は、個人 i の時点 t における賃金、 X_{it} は個人 i の時点 t における属性、地域・職業ダミー、 D_{ijt} は個人 i が時点 t において産業 j に雇用されている場合に 1 となるダミー変数、 β_j はパラメータ、 u_{it} は誤差項である。次にパネル・データを用いて 1 階の階差で示される次式を推定する。

$$\ln w_{it} = X_{it} + \beta_j D_{ijt} + u_{it} \quad \dots\dots (2-2)$$

β_j は、産業間を移動した労働者によって経験された賃金の対数値の相対的変化を反映している。観察されない能力が不変で、いずれの産業においても同様に評価されることを前提とすると、誤差項 $u_{it} = \alpha_i + v_{it}$ は (α_i : 労働者 i の観察されない能力、 v_{it} : ホワイト・ノイズ) と表わされる。(2-1) の β_j の推定値が、観察されない能力による労働者の産業別の振り分けに起因するものであれば、(2-2) の β_j の推定値は 0 になる。 β_j が真の産業間格差に起因するものであれば、 β_j の推定値は β_j の推定値と同一となる。

非競争的要因を重視する研究者は、観察されない能力の影響に否定的である。Krueger et al. (1988, pp. 263-267) は、米国の Bureau of census が実施した 1974 年、1979 年、1984 年の CPS (Current Population Survey) を用いて、正規・非正規、男女を含めた賃金関数を推定し、人的資本を示す変数や仕事の特性等を制御しても説明できない産業間の賃金格差が存在することを示している。Krueger et al. (1988, pp. 269-271) では、複数の CPS を連結したパネル・データを作成して、1 階の階差で示された賃金関数を推定し、産業別ダミーの係数の推定値が水準で回

11 Gibbons and Katz (1992, p. 516)

帰した場合と大きく変化しないこと、Krueger et al. (1988, pp. 271-273) では、1984年のCPSの人員整理された労働者に関する調査(DWS: Displaced Workers Survey)において過去を振り返った回答がなされていることを用いて、1階の階差で示された賃金関数を推定し、失職した労働者が異なる産業で新たに仕事に就いた場合の、産業別ダミーの係数の推定値が水準で帰した場合と大きく変化しないことを示している。さらに、Krueger et al. (1988, pp. 273-276) では、労働条件を説明変数として用いた賃金関数の推定結果から補償賃金格差は確認できないこと、労働組合加入の有無で賃金を比較した結果から、労働組合活動回避のための賃金プレミアムの存在は確認できないことを指摘し、Krueger et al. (1988, pp. 278-280) では、賃金が高いと勤続年数が長期化する(離職率が低下する)ことから、効率賃金仮説やレント・シェアリングが成立している可能性に言及した。

Gibbons et al. (1992) で提示された手法について、Gibbons et al. (1992, pp. 516-518) は、自発的に産業間を移動した場合の方が、事業所閉鎖等で移動を余議なくされた場合よりも計測されない能力の影響は大きくする自己選抜バイアスが発生すること、計測されない能力についての評価が産業によって異なる場合があること、移動はマッチングの不具合から発生する場合があることを指摘している。また、Gibbons et al. (1992, pp. 526-529) は、移動した労働者の賃金は従前に雇用された産業における賃金の影響を受けていることを指摘している。

このような問題提起を踏まえてGibbons et al. (1992, pp. 522-524) は、1984年と1986年のCPSのDWSを用いて、20~61歳の正規雇用者についての賃金関数を推定し、工場の閉鎖に伴って失職した後に再度雇用された者についての、産業ダミーのパラメータ推定値が水準と1階の階差でほぼ等しいことから、観察されない能力で産業間賃金格差を説明することは難しいことを指摘した。さらにGibbons et al. (1992, pp. 524-526) では、賃金関数の推定結果から、レイ・オフされたのちに再度雇用された労働者についての、産業ダミーのパラメータ推定値について、水準と1階の階差との一致度がより高いことから、潜在的な内生的移動者についてはダミー変数のパラメータ推定値が上方バイアスを持つ可能性があることを指摘している。

人的資本理論を支持する研究者は、観察されない能力の影響に肯定的である。Murphy and Topel (1987, pp. 131-137) は、1977年~1984年のCPSを連結したパネル・データを作成して男子労働者の水準と1階の階差で示された賃金関数を推定し¹²、産業間賃金格差のうち、真の格差は29~37%であり、その他の部分は計測されない能力に起因すると指摘した¹³。

Brown and Medoff (1989, pp. 1032-1037) は、個人属性を得られるデータとして1979年のCPS、1973年のQES、企業(事業所)属性を得られるデータとしてBureau of Labor Statisticsが実施した1974年のEEEC (Survey of Employer Expenditures for Employee Compensation)

12 理論モデルでは格差を説明する変数として産業-職業ダミーを想定しているが、実際の推定では移動しない労働者の賃金関数の切片を代用している。

13 Murphy and Topel (1990, pp. 224-237) においても産業間格差のうち、真の産業間賃金格差は27~36%となっている。

と 1979 年の WDS (Wage Distribution Survey) 及び Survey Research Center が実施した 1980 年の MWES (Minimum Wage Employer Survey) を用いて賃金関数を推定し、企業 (事業所) 規模間の賃金格差が存在することを示している。さらに、Brown et al. (1989, pp. 1037-1039) は、QES を用いた 1 階の階差で示された賃金関数を推定し、規模間格差は水準で計測する場合と比較して 5~45% 縮小することを確認し、観察されない能力の影響は一定程度認められることを示唆している。さらに Brown et al. (1989, pp. 1039-1041) は、非金銭的労働条件を考慮した賃金関数を推定した結果から、補償賃金格差が成立している可能性は低いこと、Brown et al. (1989, pp. 1045-1047) は、労働組合回避、製品市場支配力は賃金格差要因として説明力が弱いこと、Brown et al. (1989, pp. 1047-1055) は、企業規模が拡大して欠員が増加しても希望者が限定されていること、従業員を監視する費用がかかることは、賃金格差要因としては根拠が弱いことを指摘している¹⁴。

次に日本の賃金格差に関する実証研究について概観する。Tachibanaki (1996, p. 79-80) は、産業間賃金格差分析には長い歴史があること、人的資本理論は格差を説明する唯一の理論であったが、この理論で説明できない純粋な格差部分を他の理論で検証しなければならないことを指摘する。

Tachibanaki (1996, pp. 80-93) は、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省) (以下「賃金センサス」) の 1978 年と 1988 年の個標データを用いて賃金関数を推定し、個人属性や企業規模を制御した産業別賃金格差は、金融・保険、電気・ガス・水道、鉱業等で大きいことを示し、Tachibanaki (1996, pp. 109) は格差要因として利潤率や集中度、資本・労働比率等の支払い能力や規制が重要であるという結果を示している¹⁵。

Tachibanaki (1996, p. 50) は、企業規模間の賃金格差は生産性格差とともに日本の労働経済学において最重要問題であったこと^{16,17}、資本家が労働者を、あるいは大企業が中小企業を搾取

14 Oi and Idson (1999, pp. 2179-2184) は、米国の CPS の 1983 年の個票データを用いて人的資本理論に基づく賃金関数を推定し、人的資本では説明できない企業間格差が 20% 以上存在すること、観察されない属性の効果が重要であることを指摘している。

15 大田 (2010, pp. 357-360) は、「賃金センサス」を用いて性別、学歴、企業規模を制御した賃金関数の推定結果から求めた産業間賃金格差を 1990 年、1998 年、2006 年について比較検討し、電気・ガス、通信、医療、金融・保険業等で賃金プレミアム (産業ダミー係数) は高いこと、但し金融・保険業は「バブル崩壊」後に賃金プレミアムが縮小していることを指摘している。

16 経済企画庁は『経済白書』(1957, p. 34) において、日本では企業規模間賃金格差がきわめて大きいことを指摘している。

17 中小企業庁は『中小企業白書』(1999, pp. 54-56) において、「賃金センサス」の結果から企業規模別の賞与を含んだ賃金格差を計算しており、1965 年~1997 年の間の中小企業 (従業員数 10~99 人) の賃金支給額は、中堅企業 (同 100~999 人) の 6~7 割程度という結果となっている。また、大田 (2010, pp. 346-348) は、「賃金センサス」を用いて、1982 年~2007 年の間について大企業 (同 1,000 人以上)、中堅企業、中小企業の賃金を比較しており、賞与等を含んだ時間当たりの賃金は、短時間労働者を含まない男女計の場合、大企業は中堅企業よりも 30~40%、大企業は中小企業よりも 60~80% 多いという結果となっている。

したことを理由に求めることが多いことを指摘する。

石川 (1991, p. 285) は、日本の労働経済学者には企業規模間賃金格差要因として能力差を支持する者が多いことを認めつつも、石川 (1991, pp. 290-292) では、人的資本投資による企業規模間賃金格差が継続するためには、学習機会が一部企業に独占されていること、大企業に入るための参入金 (保証金) 市場が完全ではないことが条件であることを指摘する。石川 (1991, pp. 292-300) は、大企業では30歳代の勤続年数が長いことから学習機会が独占されており、中小企業とは異なる労務管理方式が採用されていること、真の企業規模間賃金格差には、純粋な規模間格差の他に勤続年数効果の一部が含まれていることを指摘する。さらに石川 (1991, pp. 306-311) は、真の賃金勾配と景気の逆相関関係が1970年代半ば以降、薄れてきていることから、保証金効果の消滅、雇用割り当ての発生により2重労働市場による賃金格差が拡大したことを指摘する。

Rebick (1993, pp. 140-143, pp. 151-152) は、米国の1979年と1988年のCPSと日本の1970年、1979年、1987年の「賃金センサス」を用いた男子労働者の時間当たり賃金の賃金関数の推定結果から、企業規模別賃金格差のうち、観察される学歴と経験年数で説明できる部分は、米国では30%程度、日本では10%程度であることを指摘している。

Idson and Ishii (1993, p. 533-534) は、米国の1988年のCPSと日本の「賃金センサス」を用いて、時間当たり賃金の企業規模間賃金格差を比較検討し、日本では女子の格差が大きいことを指摘した。さらにIdson and Ishii (1993, p. 537-538) では、Blinder-Oaxacaの賃金分解を用いて、男子では格差は労働者の属性に起因すること、女子では規模間の待遇の相違に起因することを指摘した。

Tachibanaki (1996, pp. 57-61) は、前述の産業間格差と同様の手法で企業規模間格差を検証しており、従業員数5,000人以上の企業の賃金は平均賃金よりも20%以上高く、同10~29人の企業の賃金は平均賃金よりも20%以上低いことを示し¹⁸、Tachibanaki (1996, pp. 66) は、格差要因として、企業の支払い能力、レント・シェアリングが有力であるとしている。

日本を対象とした分析では賃金格差要因として、観察されない個人属性については言及していない場合が多い。これは、日本においては、パネル・データの整備水準が低いことによる。但し、データの利用可能性の制約の中で、以下のような既存の統計を巧みに用いた実証研究もある。

上島、舟場 (1993, pp. 45-53) は「賃金センサス」の集計データを用いた賃金関数の推定結果から、男子常用労働者では教育年数や勤続年数を制御しても産業間賃金格差が存在しており金融・保険業、不動産業で賃金水準が高いこと、労働環境を考慮しても賃金格差は説明できないこと、高賃金産業では自発的離職率が低いこと等から雇用を抑制する割り当てによるレントが発生していることを指摘する。さらに、上島他 (1993, pp. 55-64) は、市場支配力が強い産業では職種に

18 中小企業庁は『中小企業白書』(1999, pp. 56-59)において、「賃金センサス」の1997年の一般労働者のセル・データを用いて賃金関数を推定し、職業、学歴、産業、性別を制御しても残る純粋な規模間格差は、従業員数5,000人の企業と同100人未満では7~10%程度であるとしている。

関わりなく賃金プレミアムが発生していること、それは企業が自主的に支払っていると考えられることから贈与交換モデル (gift exchange model) としての効率賃金仮説¹⁹が成立しているとしている。

玄田 (1996, p. 18-22) は、日本の企業規模間の賃金格差が、観察されない労働者の資質の相違、企業内訓練の差等によってもたらされると想定し、企業規模間賃金格差をこれら諸要因で説明するモデルを提示した。玄田 (1996, pp. 23-24) は Gibbons et al. (1992) で提示された手法を援用し、「雇用動向調査」(厚生労働省)の入職者票における中小企業から大企業への転職者の賃金情報を用いてモデルを推定した結果、企業規模間賃金格差は男子生産職では資質の相違が3~6割を説明するが、男子事務職では殆どが訓練格差によって説明できるとしている。

奥井 (2000) は、「消費生活に関するパネル調査」(財団法人家計経済研究所)の1994, 1995, 1996年の個票データを用いて、Gibbons et al. (1992)で提示された手法に従って男女別の企業規模間の賃金格差について検討を加えた。奥井 (2000, pp. 77-78) は男子労働者の格差は観察されない個人属性では十分に説明できず、純粋な企業規模効果が大きいこと、女子労働者の格差は観察されない個人属性で説明できることを指摘している²⁰。

3. 固定効果の識別

従前の賃金格差に関する研究では、固定効果の推定は労働者の観察されない能力に起因する部分に限定されていた。これは、個人と企業の双方の特性を得られる matched employer-employee data (雇用者と雇い主を突き合わせたデータ)としてのパネル・データが欠如していたことで、固定効果を固定労働者効果と固定企業効果に分解することが困難であったためであるが、欧州と北米において、近年、matched employer-employee data がパネル・データとして利用可能となったこと、これを取り扱う統計的推定手法が開発されたことで、困難が克服されつつある^{21, 22}。

その先駆的研究は、Abowd, Kramarz and Magolis (AKM) (1999) と Abowd, Finer and Kramarz (AFK) (1999) によるものである。ここではモデルの基本構造を AKM (1999, pp. 254-260), Abowd, Kramarz and Woodcock (AKW) (2006, pp. 733-739) に従って解説する。

推定には、ランダムに抽出された N 人の個人の T 年間のデータを用いることとし、基本の統計モデルを次のように設定する。

19 Akerlof (1982)

20 奥井, 大竹 (1997) は、Gibbons and Katz (1992) の手法に従って、「中途採用者就業実態調査」(厚生労働省)の個標を用いた転職前後の賃金差を用いた分析を行い、日本の職種間賃金格差のうち3~4割は観察されない属性に起因するとした。

21 Kramarz (2002, p. 4)

22 川口他 (2007) は、工業統計調査が賃金構造基本調査と調査対象が同一であることを着眼し、個票データを突き合わせたパネル・データとしての matched employer-employee data を 1993~2003 年の間について作成し、日本企業における生産性と賃金の関係を分析している。

$$y_{it} - \mu_y = (x_{it} - \mu_x) + \alpha_i + \beta_{J(i,t)} + \epsilon_{it} \quad \dots (3-1)$$

ここで y_{it} : 労働者 i ($= 1, \dots, N$) の時点 t ($= 1, \dots, T$) における賃金の対数値, μ_y : y_{it} の総平均値, x_{it} : 観察可能な労働者 i の P 個の特性の時変ベクトル, μ_x : 労働者の特性の総平均値, α_i : 純粋な労働者効果 (固定労働者効果), $\beta_{J(i,t)}$: t 時点における労働者 i を雇用する企業 $J(i, t)$ の純粋な企業効果 (固定企業効果), ϵ_{it} はパラメータである. 誤差項 ϵ_{it} は次の性質を満たす.

$$E[\epsilon_{it} | i, t, J(i, t), x_{it}] = 0 \quad \dots (3-2)$$

$$\begin{aligned} \text{cov}[\epsilon_{it}, \epsilon_{ns} | i, t, n, s, J(i, t), J(n, s), x_{it}, x_{ns}] &= \sigma^2 \text{ for } i = n \text{ and } t = s \\ &= 0 \text{ otherwise} \end{aligned} \quad \dots (3-3)$$

推定に当たっては, 固定労働者効果と固定企業効果は以下のように細分化される²³.

$$\alpha_i = \alpha_i + u_i \quad \dots (3-4)$$

$$\beta_j = \beta_j + v_j \quad \dots (3-5)$$

ここで α_i : 観察されない労働者の異質性, u_i : 不変の観察可能な個人の属性, β_j : 観察されない企業の異質性, v_j : 不変の観察可能な企業の属性, α_i, β_j : パラメータである.

(3-1) を行列形式で表示すると次式となる.

$$y = X + D + F + \epsilon \quad \dots (3-6)$$

ここで, 総サンプル数を $N^* = NT$ とおくと, y : 総平均からの偏差で示される賃金の $N^* \times 1$ ベクトル, X : 総平均からの偏差で示される観察可能な労働者の特性の $N^* \times P$ 時変行列, D : 労働者個々の指標の $N \times N$ 計画行列, F : 労働者 i が時点 t で働く企業効果の指標を示す $N^* \times mJ$ 計画行列 (m は 1 企業の効果の数), α : 係数の $P \times 1$ ベクトル, β : 係数の $N \times 1$ ベクトル, ϵ : 係数の $mJ \times 1$ ベクトルとなり, 誤差項 ϵ の分散は σ^2 である.

(3-6) の推定に当たって, 従前の研究では, データの制約から α, β を全て推定することは難しかった. この場合, いずれかの変数が欠落した状態で (3-6) を推定していることになる. AKM (1999, pp 256-257) では, 固定効果に係る説明変数が欠落した場合, 他の変数のパラメータ推定値に発生する除外変数バイアスは当該固定効果を雇用期間で加重したものとなることが示される.

次に産業間賃金格差の要因のうち固定企業効果を捉える. 純粋な産業間賃金格差 (純粋な産業効果) は産業内の純粋な企業効果の集計であると捉える. 産業分類 $k = 1, \dots, K$ について, $K(j)$ を企業 j の産業分類を示す関数とすると, 純粋な産業効果は次式となる.

$$\alpha_k = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^T \frac{1(K(J(i, t)) = k) \beta_{J(i,t)}}{N_k} \quad \dots (3-7)$$

ここで, $N_k = \sum_{j=1}^T (K(j) = k) N_j$ であり, $1(A)$ は A が真実である場合 1, それ以外の場合は 0 となる関数である. (3-7) を (3-1) に挿入することで, 次式を得る.

23 AKM (1999, pp 265), AKW (2006, pp. 735-739).

$$y_{it} - \mu_y = (X_{it} - \mu_x) + \alpha_i + (\beta_{J(i,t)} - \beta_{K(J(i,t))}) + \beta_{K(J(i,t))} + \epsilon_{it} \quad \dots (3-8)$$

ここで $(\beta_{J(i,t)} - \beta_{K(J(i,t))})$ は純粋な産業効果を控除した固定企業効果である。(3-8) を行列形式で表示すると次式になる。

$$y = X + D + FA + (F - FA) + \dots (3-9)$$

$$= X + D + FA + M_{FA}F + \dots (3-9)$$

但し、任意の行列 A について、 $M_A = I - A(A'A)^{-1}A'$ である。ここでは A は J 個の企業それぞれを K 個の産業に分類する J × K 行列で、 $K(j) = k$ の場合にのみ $a_{jk} = 1$ であり、FA は真の産業効果の計画行列である。K × 1 のパラメータベクトルである真の産業効果 β は、次式で示される。

$$(A'F'FA)^{-1}A'F'\beta \quad \dots (3-10)$$

固定労働者効果と固定企業効果に関する変数を共に推定から除外した場合、推定された生の産業効果 β^{**} は、次式で示される。

$$\beta^{**} = (A'F'M_XFA)^{-1}A'F'M_X(M_{FA}F + D) \quad \dots (3-11)$$

$$= (A'F'M_XFA)^{-1}A'F'M_XF + (A'F'M_XFA)^{-1}A'F'M_XD \quad \dots (3-11)$$

β^{**} は、 β に固定効果変数を除外したことから発生するバイアスを加えたもの、あるいは β との雇用期間の長さで加重された平均になる。

企業規模間賃金格差の要因のうち、固定企業効果については、産業内の固定企業効果推定と同様に、純粋な企業規模間効果は同一規模内の純粋な企業効果の集計であると捉えて推定することが可能である²⁴。

(3-6) の推定に当たっては、全計画行列 (full design matrix) $[X \ D \ F]$ についての正規方程式は次のようにクロス積行列を用いて示される²⁵。

$$\begin{bmatrix} X'X & X'D & X'F \\ D'X & D'D & D'F \\ F'X & F'D & F'F \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \\ \gamma \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'y \\ D'y \\ F'y \end{bmatrix} \quad \dots (3-12)$$

理論上、(3-6) のフル・モデルのパラメータ $[\alpha, \beta, \gamma]$ は、通常の最小 2 乗推定で不偏推定値が求められるが、(3-12) のクロス積行列の逆行列を求めることは、全計画行列の列が高次元であることから困難であり、企業を移動した労働者に関する情報から固定効果を識別する過程は複雑である。そのため AKM (1999, pp 268-281) では、変数間に直交性の仮定を設けた上で、順序依存法、順序独立法といった条件付き推定のアルゴリズムを提示している。賃金格差のうち固定効果部分を固定労働者効果と固定企業効果に分解する際には (3-11) の統計的近似値を求めることになる。

AKM (1999) は、INSEE (National Institute for Statistics and Economic Studies) により実施された DAS (Declaration Annuelle des Salaires) の 1976 ~ 1987 年のデータを用いてフ

24 AKM (1999, pp 260-262)

25 AKM (1999, pp. 266), AKW (2006, pp. 739-740)

ランスにおける固定効果を推定した。AKM (1999, p. 294-297) は、年間賃金対数値を説明する賃金関数の推定式は通常的手法では R^2 が 0.3 ~ 0.55 であるが固定労働者効果を考慮すると 0.77 ~ 0.83 に上昇すること、AKM (1999, p. 301) は、年間賃金対数値の変動の説明要因としては固定労働者効果が重要であり、固定企業効果は重要ではあるが固定労働者効果程ではないこと²⁶、AKM (1999, p. 306) は産業間賃金格差のうち固定労働者効果は 84 ~ 90%、固定企業効果は 7 ~ 25% を説明すること、AKM (1999, p. 308) は、企業規模間賃金格差要因として固定労働者効果が重要であり、固定企業効果は重要ではあるものの固定労働者効果程ではないことを示した²⁷。

AFK (1999) は、AKM (1999) の推定アルゴリズムに従って、米国ワシントン州の 1984 ~ 1993 年の失業保険データから作成された matched employer-employee data を用いて固定効果を推定した。AFK (1999, pp. 18-20, 23) は、フルタイム労働者の時間当たり賃金対数値の分散を説明する要因として、観察されない労働者の属性と企業の賃金政策の相違が重要であり、固定企業効果はフランスよりも重要性が大きいこと、固定労働者効果と固定企業効果性はそれぞれ 24%、観察される個人の属性と合わせて 90% を説明すること、AFK (1999, pp. 20-23) は、産業間賃金格差については、固定労働者効果と固定企業効果は共に重要であること、雇用労働者効果の方が少し重要度は高いものの、固定企業効果はフランスと比較してより重要であることを指摘した。

Abowd, Creedy and Kramarz (ACK) (2002) は、疎行列 (sparse matrix) を用いた高次元データを扱う反復共役勾配法 (iterative conjugate gradient method) による (3-6) の推定アルゴリズムを提示している。Abowd, Kramarz, Lengermann and Roux (AKLR) (2005) は、ACK (2002) の推定アルゴリズムに従って、フランスについては INSEE により実施された DAS を継承した DADS (Declaration Annuelle des Donnees Sociales) の 1976 ~ 1996 年、米国については CPS の 1995 ~ 1999 年等を統合したデータを用いて、(3-6) 及び (3-11) を推定した。AKLR (2005, pp. 18-20) は、両国の産業別の固定労働者効果と固定企業効果を示している。さらに AKLR (2005, pp. 20-26) は、両国について固定労働者効果と固定企業効果の発生要因を分析し、フランスでは固定労働者効果は労働者全体の技能、固定企業効果は労働組合の存在と構造、製品市場の競争条件と関連が深いこと、米国では両効果ともに産業固有の教育・職業に関連する人的資本を反映していることを指摘している。

固定企業効果の推定は、賃金分散を分散分析 (ANOVA: analysis of variance) で分解することも可能である。Groshen (1991, p. 882-883) は、Bureau of Labor Statistics の 1975 年前後の IWS (Industry Occupational Wage Surveys) を用いて、米国製造業の生産労働者賃金の分散分析を行った結果、産業内の事業所間格差 (EWDs: establishment wage differentials) は、

26 Abowd and Kramarz (1999, p. 2672) は、AKM (1999) の推定結果から、年間賃金対数値の変動のうち、固定労働者効果は 60 ~ 80%、固定企業効果は 4-9% を説明することを指摘している。

27 Abowd and Kramarz (1999, p. 2673) は、AKM (1999) の推定結果から、フランスの企業規模間賃金格差のうち固定労働者効果は 90%、固定企業効果は 25 ~ 40% を説明することを示した

産業内賃金変動の 20～70%を占めており、産業間賃金格差に匹敵すること、事業所の特性が EWD の半分を説明できることを指摘した。この研究で捉えられた EWD の寄与度は、AKM 等において捉えた固定企業効果に相当するものである。

4. サーチ理論と賃金分散

賃金格差要因としての固定効果は、労働市場における情報の不完全性と深く関連していることから、賃金格差の要因をより深く考察するためにはサーチ理論が有益である。賃金格差に関するここまでの議論の流れと以下で述べるサーチ理論による賃金格差議論の展開、さらに両者の関係を取りまとめたものが図 1 である。

Stigler (1961) (1962) による当初のサーチ理論では、労働市場において労働者は賃金分布を知っているが、事前に各企業の賃金揭示額は知らない状況下で、最も高い賃金を探索するものである。職探し戦略としては、探索ルールが明確ではなく、賃金揭示数が予め決定されている非連続的 (nonsequential) なものであった。

探索ルールについては、その後、McCall (1970) によって optimal stopping rule を用いた連続的 (sequential) 戦略が提示され、受諾賃金としての留保賃金の概念が確立された。但し、労働者の職探し行動のみに焦点が当てられた部分的部分均衡モデル (partial partial-equilibrium model) では、賃金揭示の根拠が説明されていないという問題があった²⁸。

賃金揭示分布が内生的に決定されるためには、企業行動も包摂したサーチ理論が構築される必要性が生じる。ところが、企業の反応を組み込んだ、賃金が内生化する賃金揭示モデル (wage posting model)²⁹ を採用すると賃金分散が 1 点に集中してしまう。つまり、仕事が同質、

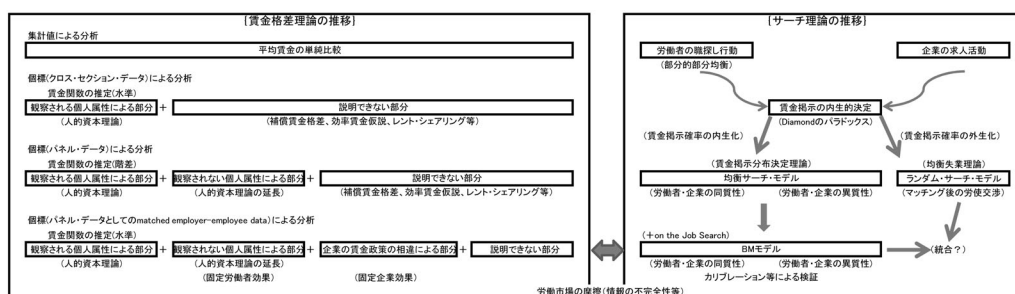


図 1 賃金格差理論とサーチ理論の関係

注：参考文献をもとに筆者作成

28 Rothschild (1973, p. 1288)

29 清水 (2007, p. 57) はマッチングの前段階で企業が賃金を示すことを揭示 (posting)、マッチングが成立した後の交渉過程で企業が賃金を示すことを提示 (offering) としている。但し、Mortensen (2003) の分脈を追うと、wage posting game において賃金を揭示する行為を提示 (offer) と表現しており、厳密な区別はなされていない。

労働者と企業がそれぞれ同質で最大化行動をとり、労働者が失業時のみ連続的職探しをする状況において、非協力ゲームを行うと、賃金が最低水準、つまり留保賃金の水準 (= 余暇の評価額) に退化して買手独占状況となり、企業は利潤を独占し、ジョブ・サーチは意味を失ってしまうというダイヤモンドの逆説 (Diamond Paradox)³⁰ が発生する。

その後のサーチ理論を用いた労働市場への接近法は、ダイヤモンドの逆説をいかにして回避・克服するかによって2つに分岐する。一つは、賃金提示確率を内生化し、ランダム・マッチングの後に賃金交渉を行う手法であり、DMP (Diamond-Mortensen-Pissarides) モデルに見られるように均衡失業理論へと発展した³¹。もう一つは、賃金提示確率を外生変数とし、ランダム・サーチに複数の賃金提示を組み合わせる手法であり、均衡 (連続) サーチ・モデル (equilibrium (sequential) search model) へと発展した。このモデルにおいては、定常状態における均衡賃金分布が求められるため、賃金格差問題へと考察を拡げることが可能である。この方面の業績の集大成は Mortensen (2003) である。

均衡サーチ・モデルで均衡賃金分布を求める際に、McMinn (1980)³²、Albrecht and Axell (1984) は労働者の余暇評価に関する異質性を想定する。Albrecht et al. (1984, pp. 827-832) は、失業状態でのみ職探しを行い、余暇に対する異なる評価 (留保賃金) を持つ2タイプの労働者が存在し、雇い主の生産性は同一であるが、高賃金と低賃金いずれかを提示すると想定して均衡を求めると、留保賃金の低い労働者は低賃金を受諾するが、留保賃金が高い労働者は職探しを行うことで内生的に2つの賃金分散が発生することを示している³³。

これに対して Butters (1977) と Burdett and Judd (1983) は、商品取引において、買い手と売り手はそれぞれ同質で、同一製品を前提とし、等利潤条件の下で、買い手が複数の価格情報を得られる場合の非協動的価格設定ゲームにより通常の商品価格に分散が発生することを示した³⁴。

Mortensen (2003) は第1章の後半部分において、Butters (1977) と Burdett and Judd (1983) の議論を踏まえて、労働市場に情報の不完全性という摩擦が存在するとベルトラン均衡から外れて賃金提示額に差が生じる均衡サーチ・モデルを示している。この均衡サーチ・モデルは最も単純なものであるが、賃金提示額の分布を明示的に示したことで、企業の異質性を組み込むことができること等、その後のモデルの礎となっている。ここでは、この均衡サーチ・モデルの

30 Diamond (1971, pp. 164-165)

31 Pissarides (2000) はその集大成である。

32 McMinn (1980) は、McCall (1970) の求職意欲喪失者に対する政策提言を補強することを目的としている。

33 Eckstein and Wolpin (1990, pp. 805-806) は、Albrecht et al (1984) のモデルを実証分析した結果、均衡状態においては、失業期間の分布を説明するものの、賃金データと推定値が一致しないことを指摘し、政策分析のためにより適切なモデル開発が必要であるとしている。

34 Butters (1977) では価格提示数がランダムな noisy search, Burdett et al. (1983) では消費者が事前に価格情報を得て探索費用を見積もっている非連続的サーチが採用されている。

概略を Mortensen (2003, pp. 16-20) に従って解説する。

モデルは1期モデルで、職務内容は同一、労働者と企業はそれぞれ同質で最大化行動を採るものとされる。労働者は当初、失業状態にあり、失業時にのみ職探しをする。また、等利潤条件が満たされている。企業はランダムに労働者に接触し、異なる賃金政策に基づいて賃金を掲示する。労働者は留保賃金以上の掲示額のうち最も高い掲示を受け入れることが前提とされている。

ここで m : 雇い主の数, n : 労働者数, w : 労働者に支払われる賃金, p : 労働者に共通の限界生産力³⁵, b : 労働者に共通の留保賃金とする。通常は, $w \leq p$ であり, $p > b$ の場合のみが検討の対象となる。余剰フローは雇い主と労働者に分配されるものであり, $w = b$ の場合, ダイヤモンドの逆説が, $w = p$ の場合, ベルトラン均衡が成立している。

特定の労働者によって受け取られる賃金掲示総数 X の分布は, m と n が十分大きい場合には, 平均 $= \frac{m}{n}$ のポアソン分布で近似できる。

$$\Pr\{X = x\} = \frac{e^{-\frac{m}{n}} \left(\frac{m}{n}\right)^x}{x!} \quad \dots\dots (4-1)$$

これは労働者1人当たりの接触数の期待値であり、接触頻度 (contact frequency) と呼ぶ。労働者が掲示賃金 w を受諾する確率は, w よりも大きくない賃金掲示の割合である累積密度関数 $F(w)$ で示される掲示ランクと w に依存する。賃金を受諾される確率を $P(F(w), w)$ とすると, 期待利潤 $\pi(w)$ は次式で示される。

$$\pi(w) = P(F(w), w) (p - w) \quad \dots\dots (4-2)$$

モデルでは対照的純粋戦略 (symmetric pure strategy) は存在しないとされている。ある雇い主が賃金 w を掲示し, 他の雇い主が同一賃金 $w (< p)$ を掲示した場合, 接触した労働者を雇い入れる確率は $q = \frac{1 - e^{-w}}{w} < 1$ である。若干多めの賃金 $w + \Delta w (> 0)$ を掲示する逸脱した雇い主は, 労働者が必ずその賃金を受託するために, $p - (w + \Delta w) > q(p - w) > 0$ が成立することから, より多くの利潤を得られることとなる。これは等利潤条件を満たさないため, 同一賃金の掲示がなされることはないことが示される³⁶。

掲示賃金 w が, 接触した労働者によって受け入れられた x 個の他の掲示を上回る確率は, 全ての代替案が w より小さい確率 $F(w)^x$ と同値である。累積度数分布 $F(x)$ で示される賃金掲示の均衡市場分布は, 連続かつ連結された台を持ち, 下限は b , 上限は p よりも小さいという性質を持つ³⁷。累積密度関数 $F: [b, p] \rightarrow [0, 1]$ が均衡分布の候補として与えられると, x はポアソン

35 生産性 p が一定であるということは, どの労働者が当該職務に就くかには依存しないこと, 労働投入量の増減には依存しないことを示している。これは企業が類似労働者を雇用すること, 生産の規模に関する収穫一定, あるいは労働投入量に関して線形であることが想定されている (van den Berg (1999, F278)。

36 Mortensen (2003, pp. 18) の証明に従っている。

37 Mortensen (2003, pp. 18-19) において証明されている。

変数なので、受諾確率関数は、

$$P(F(w),) = \sum_{x=0}^{\infty} F(w)^x \frac{e^{-x}}{x!} = e^{-[1-F(w)]} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{e^{-F(w)} (F(w))^x}{x!} = e^{-[1-F(w)]} \dots (4-3)$$

となり、 w に関して連続で増加、 λ に関して連続で減少する。等利潤条件から雇い主は、高賃金での高い受諾確率と低い利潤のトレード・オフ関係を考慮しなければならないため、均衡賃金揭示分布は次式を満たさなければならない。

$$\begin{aligned} (p, w, F(w)) &= (p - w)e^{-[1-F(w)]} \\ &= (p, b, 0) = (p - b)e^{-[1-F(w)]} \text{ for all } w \in [b, \bar{w}] \end{aligned} \dots (4-4)$$

このことは単一の均衡揭示の累積密度関数の閉じた解が次式となることを意味する。

$$F(w) = \frac{1}{p-b} \log \left(\frac{p-b}{p-w} \right) \dots (4-5)$$

ここで台の上限は、

$$\bar{w} = (1 - e^{-[1-F(w)]})p + e^{-[1-F(w)]}b \dots (4-6)$$

である。となるに従って、いずれの $w (< p)$ についても $F(w) > 0$ であり、 $\bar{w} < p$ となるため、ベルトラン競争モデルは均衡サーチ・モデルの究極の姿であることが示される。

このモデルは、労働市場において摩擦が存在する場合、等利潤条件の下では、雇い主の賃金政策の相違が賃金分散をもたらすことを示している。但し、企業が異なる賃金政策を採用する際の基準について説明されていないため、産業間、企業規模間賃金格差の説明には至っていない。

Mortensen (2003, pp. 20-23) は、産業間あるいは企業規模間賃金格差を説明するために、前述の均衡サーチ・モデルに企業の生産性の相違を組み込むことで、賃金政策の相違を反映させたモデルを展開した。ここではそのモデルの概要を Mortensen (2003, pp. 20-23) に従って解説する。

雇い主の生産性 p は企業によって異なると想定し、接触した労働者 1 人当たりの期待利潤を、

$$(p, w, F(w)) = P(F(w),) (p - w) \dots (4-7)$$

とする。賃金政策を示すタイプ p 企業の最適な賃金選択の集合は、

$$w(p) = \arg \max_{w > b} (p, w, F(w)) \dots (4-8)$$

となり、タイプ p 企業の接触した労働者 1 人当たりの最大期待利潤は次のとおりである。

$$* (p) = \max_{w > b} (p, w, F(w)) = \max_{w > b} e^{-[1-F(w)]} (p - w) \dots (4-9)$$

生産性の異なる任意の 2 企業について、賃金揭示額を検討すると、生産性の高い企業が、高い賃金を揭示し、高い労働者 1 人当たり利潤を期待できる³⁸。

企業数が 2 と想定する、生産性が $p_2 > p_1$ であるとすれば、タイプ 1 の企業が揭示する最も低い賃金は留保賃金と等しいため $w_1 = b$ 、タイプ 2 の企業が揭示する最も低い賃金はタイプ 1 の企業の支払う最も高い賃金と等しいため $w_2 = w_1$ が成立する。このように揭示賃金は連続体となる。

38 Mortensen (2003, pp. 21-22) において証明されている。

等利潤条件から、同一タイプの雇い主の利潤は次のように同一でなければならない。

$$^*(p_1) = P(F(b), \quad)(p_1 - b) = P(F(w), \quad)(p_1 - w) \quad \text{for all } w \quad w(p_1) = [b, \bar{w}_1] \dots (4-10)$$

$$^*(p_2) = P(F(\bar{w}_2), \quad)(p_2 - \bar{w}_2) = P(F(w), \quad)(p_2 - w) \quad \text{for all } w \quad w(p_2) = [\underline{w}_2, \bar{w}_2] \dots (4-11)$$

賃金揭示の均衡分布 $F(w)$ は閉じた解として次式で示されることとなり、 $F(w)$ は連続した分布であることが示される。

$$F(w) \begin{cases} = \frac{1}{q} \log\left(\frac{p_1 - b}{p_1 - w}\right) & \text{for all } w \quad w(p_1) = [b, \bar{w}_1] \\ = \frac{1}{1-q} \log\left(\frac{p_2 - \bar{w}_2}{p_2 - w}\right) & \text{for all } w \quad w(p_2) = [\underline{w}_2, \bar{w}_2] \end{cases} \dots (4-12)$$

q をタイプ 1 の企業の比率であるとすると、それぞれの企業の台の上限は次式の解である。

$$F(\bar{w}_1) = \frac{1}{q} \log\left(\frac{p_1 - b}{p_1 - \bar{w}_1}\right) = q \dots (4-13)$$

$$F(\bar{w}_2) = \frac{1}{1-q} \log\left(\frac{p_2 - \bar{w}_2}{p_2 - \bar{w}_2}\right) = 1 \dots (4-14)$$

企業数が 3 以上でもこのモデルは成立する。均衡賃金分布は生産性の相違に従って閉じた解として得られ、それらは連続する。ここから、Mortensen (2003, pp. 23) は、賃金揭示額は労働生産性と正の相関を持つこと、このモデルは産業間賃金格差の説明に適用できることを指摘する。さらに、Mortensen (2003, pp. 23-25) は、求人努力をこのモデルに織り込むことで、求人努力と賃金水準、求人努力と企業規模には正の相関関係があることを示し、企業規模間賃金格差の説明に適用できることを指摘する。

非競争的観点から提示された賃金格差理論も摩擦の存在によって根拠付けられることが Mortensen (2003, p. 26-33) において示される。Mortensen (2003, p. 26-28) は補償賃金格差について、怪我や死といった職業上のリスクを除くと実証的に把握することが困難であることを指摘するとともに、均衡サーチ・モデルに仕事の快適さを導入することで、賃金と快適さに正の相関関係があることを説明できるとする³⁹。Mortensen (2003, p. 28-30) では怠業防止のための効率賃金仮説について、企業規模間の賃金格差を説明することには適しているが、産業間の賃金格差の説明には適していないとし、均衡サーチ・モデルに監視費用を導入することで根拠付けている。Mortensen (2003, pp. 30-33) では振り分けについて、均衡サーチ・モデルに労働者と企業のマッチングによって生産性が決定される仕組みを組み込むことで説明している⁴⁰。これらを踏まえて Mortensen (2003, pp. 33-34) は、賃金格差要因に関する単一の仮説では格差の説明には不十分であることを指摘している。

39 補償賃金格差に関する Mortensen (2003, p.26-28) の議論は、BM モデル (後述) に企業が快適さを供給する費用を考慮することを組み込んだ Hwang, et al. (1998) のモデルを簡略化したものである。

40 Pissarides (2000) に示される均衡失業理論におけるマッチングの後の労使間の賃金交渉あるいはレント・シェアリング接近法も賃金格差分析の支流と想定できる。

本節で解説した均衡サーチ・モデルで示される提示賃金分布の形状は、いずれも に依存する単純なものである。また労働者の離職や失業率は考慮されておらず、提示賃金と支払われた賃金の分布は区別できない。従って、より精度の高いモデルを構築する必要があると言える。

5. BM モデルの枠組みと意義・課題

均衡サーチ・モデルを発展させることで賃金分散を解明する試みとしては、Mortensen (1990) と Burdett (1990) が挙げられる。これらの研究では、職務内容は同一、労働者と企業はそれぞれ同質で最大化行動を採る状況において、労働者の on the job search を組み込むことで、Diamond (1971) を一般化したモデルが提示される。このモデルは Burdett and Mortensen (1998) によって精緻化されたため、BM (Burdett-Mortensen) モデルと呼ばれる。

BM モデルでは、転職行動を視野に入れることで、留保賃金に下限の制約がはずれる。現在、支払われている賃金が留保賃金となるため、留保賃金に異質性が発生し、賃金分散につながることになる。労働市場に摩擦が存在する状況においては、雇い主が高賃金を掲示することは余剰フローを低下させるが欠員や労働者の転職を回避できる。雇い主が低賃金を掲示することは余剰フローを高くするが欠員は埋まらず転職が増える。このことを踏まえて雇い主は賃金政策を決定することで、様々な賃金掲示がなされる。BM モデルは、Burdett and Mortensen (1998) では1期間モデルで、賃金情報の失業者への伝達が十分ではないが、Mortensen (2003) の第2章において多期間モデルに拡大されており、情報が行き互ることで、雇用されている労働者の転職の可能性が広がる。ここではBMモデルの概略を、Mortensen (2003, pp. 36-44) に従って解説する⁴¹。

多期間BMモデルでは、将来はそれぞれの長さが の離散期間の無限の連続体であるとされる。雇い主は異なる賃金を掲示するものの、等利潤条件は成立している。各雇い主は、各期間に限定された数の労働者にランダムに接触し、接触した労働者が失業状態である確率は失業率 u に等しく、失業者は留保賃金 R 以上の賃金掲示であれば受諾することが前提とされている。

前節の (4-1) ~ (4-3) の展開を念頭に置いた場合、 を長さ の1期間において労働者によって受け取られる賃金掲示数とすると、受諾確率は、

$$P(F(w), \quad) = \sum_{x=0}^{\infty} F(w)^x \frac{e^{-F(w)} (F(w))^x}{x!} = e^{-F(w)} \quad \dots (5-1)$$

であり、提示賃金 w が当該期間の掲示額の最高値である確率を示している。契約は当事者の置かれた環境に変化がない限り有効であり、賃金は固定されるが、より良い賃金掲示があれば、労働者は受諾する。

41 BMモデル及び転職行動に関するサーベイ論文としては、今井 (2007)、相澤、山田 (2009) がある。本節の執筆に際しても参照させていただいた。

賃金揭示 $w \geq R$ がランダムに選択された労働者によって受諾される包括的確率 $h(w)$ は、当該労働者が w 以下の賃金で雇用されている割合を $G(w)$ とすると、次式で示される。

$$h(w) = [u + (1-u)G(w)]P(F(w), \quad) \quad \dots (5-2)$$

労働者一人当たりの期待利潤 は、賃金 w で 1 人の労働者を雇用する価値を $J(p, w)$ とすると、

$$(p, w, F(w)) = h(w)J(p, w) \quad \dots (5-3)$$

となる。労働者が企業に留まる確率は、 $F(w)^x$ と等しく、長さ の 1 期間において労働者によって受け取られる他の賃金揭示数は、期待値が となるポアソン分布をするので、労働者の離職確率は次式で示される。

$$Q(F(w), \quad) = \sum_{x=0}^{\infty} [1 - F(w)^x] \frac{e^{-x}}{x!} = 1 - P(F(w), \quad) \quad \dots (5-4)$$

契約が継続する限り、労働者を雇い入れることの期待利潤の現在価値は、金利を r 、外生的な雇用喪失率を とすると、次の再帰方程式を満たすことになる。

$$(1 - r)J(p, w) = (p - w) + [1 - \quad - Q(F(w), \quad)]J(p, w) \quad \dots (5-5)$$

ここから $J(p, w)$ を求めると次式になる。

$$J(p, w) = \frac{p - w}{r + \quad + \frac{Q(F(w), \quad)}{\quad}} \quad \dots (5-6)$$

連続時間における連続サーチにおいては、 $h(w)$ と $J(p, w)$ は、 が 0 に収束するに従って、次の極限值となる。

$$h(w) = u + (1 - u)G(w) \quad \dots (5-7)$$

$$J(p, w) = \frac{p - w}{r + \quad + [1 - F(w)]} \quad \dots (5-8)$$

企業にとっての期待利潤と、賃金政策を示す最適な賃金選択は次のようになる。

$$(p, w, F(w)) = h(w)J(p, w) = \frac{u + (1 - u)G(w)(p - w)}{r + \quad + [1 - F(w)]} \quad \dots (5-9)$$

$$w = \arg \max_{w \geq b} (p, w) \quad \dots (5-10)$$

ここで、 $[1 - F(w)]$ は離職して職務階梯を登る確率を示す。労働者にとっての雇用されることの価値を $W(w)$ 、失業の価値を U とすると、それぞれ次の再帰方程式を満たすことになる。

$$(1 + r)W(w) = w + U + \int \max(W(x), W(w))dF(x) \quad \dots (5-11)$$

$$(1 + r)U = b + \int \max(W(x), W(w))dF(x) \quad \dots (5-12)$$

このとき留保賃金 R は $W(R) = U$ を満たすため、 $R = b$ となる。

次に定常状態での解を求める。失業の運動は次の法則に従うとされる。

$$\dot{u} = (1 - u) - u \quad \dots (5-13)$$

賃金が w 以下で雇用されている雇用者比率 $E(w)$ とその運動法則は、次式で示される。

$$E(w) = (1 - u)G(w) \quad \dots\dots (5-14)$$

$$\dot{E}(w) = F(w)u - (r + [1 - F(w)])E(w) \quad \dots\dots (5-15)$$

(5-13) (5-15) の線形微分方程式システムの解は、定常状態へと収束する。

$$\frac{u}{1 - u} = \dots\dots (5-16)$$

$$G(w) = \frac{E(w)}{1 - u} = \left(\frac{F(w)}{r + [1 - F(w)]} \right) \left(\frac{u}{1 - u} \right) = \frac{F(w)}{r + [1 - F(w)]} \quad \dots\dots (5-17)$$

定常均衡解は、定常状態条件、利潤最大化条件、自由参入条件を満たす $p, u, F(w), G(w)$ である。 $F(w)$ の台の下限が b であること、(5-9)、(5-17) と等利潤条件を考慮すると次式が得られる。

$$(p, b) = \left(\frac{p - b}{r + \dots} \right) \left(\frac{p - b}{r + \dots} \right) = \dots\dots (5-18)$$

は雇い主の採用活動によって決定され、その費用は c とする。最適化と整合的な p は、等利潤条件と整合的な次の自由参入条件により与えられる。

$$(p, b) = \left(\frac{p - b}{r + \dots} \right) \left(\frac{p - b}{r + \dots} \right) = c \quad \dots\dots (5-19)$$

この式は $\frac{p - b}{r + \dots} > c$ のときに限り w の正の解を持つ。 $(\dots > 0)$ が与えられると (5-18) から $F(w)$ が根として求められる。

$$F(w) = \frac{r + 2(\dots)}{2} \left[1 - \frac{r^2 + 4(\dots)(r + \dots) \left(\frac{p - w}{p - b} \right)}{[r + 2(\dots)]^2} \right] \quad \dots\dots (5-20)$$

この解は、 r が 0 に収束すると、BM 均衡分布の極限值と一致するため、賃金揭示額と支払われた賃金額の累積密度分布は以下に収束する。

$$F(w) = \dots\dots \left[1 - \left(\frac{p - w}{p - b} \right) \right] \quad \dots\dots (5-21)$$

$$G(w) = \left(\frac{F(w)}{r + [1 - F(w)]} \right) = \dots\dots \left[\left(\frac{p - w}{p - b} \right) - 1 \right] \quad \dots\dots (5-22)$$

(5-21) と $F(w) = 1$ から、台の上限である最も高い賃金は、マッチングの生産性と留保賃金の加重平均である次式で示される。

$$\bar{w} = \left[1 - \left(\frac{\dots}{r + \dots} \right)^2 \right] p + \left(\frac{\dots}{r + \dots} \right)^2 b \quad \dots\dots (5-23)$$

$F(w)$ と $G(w)$ の分布は、(5-21) (5-22) に明示される。その形状はパラメータ β と、労働者と雇い主の市場における相互作用に依存し、労働者と企業の特性には依存しない。これは、BM モデルにおいて、賃金分布は摩擦によって生起することを意味している。

— は市場の摩擦変数と定義されており、定常状態において、値が大きくなるとより高い賃金が提示あるいは支払われる確率は低下し、0 に近づくとき賃金分散は消滅に向かうことが示される⁴²。摩擦が最大の場合はダイヤモンドの逆説が成立し、摩擦がない状態ではベルトラン均衡が成立するため、BM モデルではこれら両極端の間における賃金分散を検証していることになる⁴³。

$F(w)$ と $G(w)$ の関係については、(5-17) から次式が導かれる⁴⁴。

$$\frac{F(w) - G(w)}{(1 - F(w))G(w)} = -\beta \quad \dots\dots (5-24)$$

この式は、摩擦係数が定常状態における $F(w)$ と $G(w)$ の乖離の程度を示していること、 $G(w)$ は $F(w)$ に確率優越 (stochastic dominance) すること、雇用されている労働者は新たに雇用される労働者よりも多く賃金を受け取ることの意味する。これは雇用されている労働者がよりよい賃金を提示されて移動すること、言い換えると移動に伴って職務階梯を登るという雇用効果 (employment effect) が発生することを示している⁴⁵。

提示賃金と支払われた賃金の確率密度分布は、 $F(w)$ と $G(w)$ を w について微分することで求められる⁴⁶。

$$F'(w) = f(w) = \left(\frac{\beta}{2}\right) \left(\frac{p-b}{p-w}\right)^{\frac{1}{2}} \quad \dots\dots (5-25)$$

$$G'(w) = g(w) = \left(\frac{\beta}{2}\right) \left(\frac{p-b}{p-w}\right)^{\frac{3}{2}} \quad \dots\dots (5-26)$$

(5-25) と (5-26) から、 $F(w)$ と $G(w)$ は w に関して増加する凸関数であることが示される。これは、摩擦が存在する場合、サーチ行動は雇い主に賃金を高く提示させる誘因となることを意味する⁴⁷。BM モデルではその性質上、適切なパラメータの値を用いて分布を描くと、 $f(w)$ と $g(w)$ は競争的賃金の方に歪む (左方に歪みが生じて左方の尾が長くなる) ことになる⁴⁸。つまり、サーチ行動により賃金は限界生産力に近づくことになる。

BM モデルは定常状態における産業間、企業規模間における賃金格差や転職行動に関する定型

42 Mortensen (2003, p. 42)

43 van den Berg (1999, F 289)

44 Mortensen (2003, pp. 43)

45 Christensen (2005, p. 33)

46 Mortensen (2003, pp. 55-56)

47 Mortensen (2003, pp. 55-56)

48 van den Berg (1999, F291)

化された事実と整合的である⁴⁹。BM モデルでは、賃金揭示額が大きい程、労働者を雇い入れることが容易になるため、企業規模が大きい程、賃金は高くなることが示唆される。また、賃金が高くなると離職が抑制されること、転職等を通して賃金プロファイルが右上がりになることが示される。 $w < p$ と想定することは雇い主が買手独占力 (monopsony power) を持つことを示しており、最低賃金の効果に関しても分析に用いることが可能である。このため、BM モデルは賃金格差を説明する代表的な均衡サーチ・モデルとなった。

BM モデルの理論上の問題点は、賃金契約の硬直性である。Coles (2001, p. 160) は、BM モデルにおける雇い主が揭示した賃金は変更されないという前提は定常状態においては適切であるが、雇い主に賃金を変更して定常状態から離脱することを認めると、賃金は留保賃金に収斂することを指摘した。

BM モデルの実証上の問題点は、BM モデルから導出される賃金分布が実績と一致しないことである。賃金分布は一般的に右方に歪んでいることが知られている⁵⁰。図2は「賃金センサス」をもとに日本の所定内給与の分布を描いたものである。これは、 $g(w)$ を便宜的に表わしていると解釈できるが、その形状は右方に歪んでいる。

Christensen et al. (2005) は、 $F(w)$ を与件として労働者が移動する場合の、労働者の職探し努力を内生化したモデルを提示した。Christensen et al. (2005, pp. 44-49) は、Statistics Denmark が実施した matched employer-employee data である IDA (Integrates Database for Labor Market Research) の 1994 年と 1995 年を用いて、デンマークの民間労働者について賃

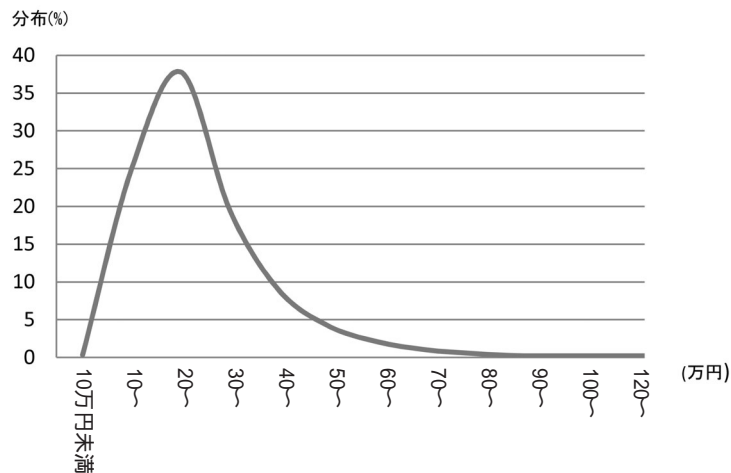


図2 所定内給与 (月額) の分布 (全産業・一般労働者・男女)
資料：厚生労働省「賃金構造基本統計調査 (2011年)」

49 Coles (2001, p. 160), van den Berg (1999, F291)

50 Roy (1950, p. 490)

金と離職率の関係を検証するとともに、 $G(w)$ が $F(w)$ に対して確率優越することを示した⁵¹。但し、この結果を基に集計すると、 $f(w)$ と $g(w)$ は右方に歪んでいることが示されており⁵²、BM モデルとの整合性がとれなくなる。

BM モデルにおいて、賃金分布が左方に歪んでいるのは、労働者と企業の同質性を前提としていることに起因する。賃金分布をより忠実に反映するためには、BM モデルに生産性における企業の異質性を導入することが必要とされている^{53, 54}。

Bontemps, Robin and van den Berg (2000) では、BM モデルに生産性における企業の異質性を導入することで賃金分布の精度を向上させることを試みた。Bontemps et al. (2000, pp. 314-322) は、企業の生産性 p が連続的に異なる場合、生産性の分布 (p) の台を賃金揭示額の分布 $F(w)$ の台に殆ど確実に (almost surely) 転写する関数 $K_p = \{K(p)\}$ を想定することで生産性の分布が賃金分布に反映されると、生産性 p の変動が小さい場合、 $F(w)$ の分布は当初の BM モデルにおける分布に接近すること、賃金が生産性の分布の台の下限に等しい場合、生産性の低い企業は賃金の下限より高く生産性よりも低い賃金を支払うために低賃金の比率が高くなること、その結果、 $f(w)$ と $g(w)$ の分布が低い賃金でピークとなることを指摘する。Bontemps et al. (2000, pp. 322-346) は、 (p) が識別される状況下において、 $F(w)$ 、 $f(w)$ 、 $G(w)$ 、 $g(w)$ を 3 段階のノンパラメトリック推定法で推定する手法を提示し⁵⁵、INSEE の実施した Enquête Emploi (French Labor Force Survey) において 1991～1993 年にかけて継続して質問に回答した者からなるパネル・データを用いて、分布状況を検証した⁵⁶。その結果、Bontemps et al. (2000, pp. 346-349) は、モデルは賃金データに完全に適合したとしている⁵⁷。

51 Christensen et al. (2005, p. 35) は、揭示賃金の分布 $f(w)$ は、失業状態から雇用状態に移動した労働者数で加重された各企業によって支払われた平均賃金の分布であり、支払われた賃金の分布 $g(w)$ は、各企業労働者数で加重された各企業によって支払われた平均賃金の分布であるとしている。

52 Mortensen (2003, pp. 48-49)。Mortensen (2003) の第 4 章において、BM モデルと Christensen et al. (2005) のモデル、さらにマッチングの後の労使間の賃金交渉との統合が試みられている。

53 van den Berg, G. J. (1999, F291)

54 Burdett et al. (1998, pp. 264-268) においては、労働者の余暇に対する評価が異なる場合、雇い主の機会費用を上回る有用なマッチであっても成立しないことで非効率的な失業が発生することが示される。Burdett et al. (1998, pp. 268-272) は、BM モデルにおいて、雇い主の生産性が異なる場合、生産性の高い企業が高賃金を支払うために労働者数も増加することを示している。

55 特定のパラメータの値が議論の焦点となっている場合はパラメトリック推定が用いられるが、分布状態が焦点となっている場合はノンパラメトリック推定が有益である。

56 Mortensen (2003, pp. 56-59) は、同様のモデルに基づいて (p) をパレート分布とした場合のシミュレーションを展開して確率密度分布 $g(w)$ が右方に歪んでいることを示した。Mortensen (2003, pp. 59-64) は、企業の雇い入れの努力を考慮すると、確率密度分布 $f(w)$ と $g(w)$ の形状がより現実的になることを示している。

57 Bontemps et al. (1999) は、Bontemps et al. (2000) で提示されたモデルを労働者の異質性を考慮したものに拡大し、シミュレーションを行った結果、確率密度分布 $f(w)$ と $g(w)$ の形状は殆ど影響を受けないことを示している。

6. 今後の展望

賃金格差の実証分析に当たって、賃金に関する近年のデータ整備と統計手法の進歩は、従来考察できなかった賃金格差要因である固定効果までも考慮に入れることを可能とした。実証分析結果は、労働者が観察可能な同一能力を保有していても、観察できない能力や企業の賃金政策の相違が賃金格差に反映されることを示唆する。このことは、労働市場における情報の不完全性といった摩擦が賃金に影響を与えることを意味している。従って摩擦を考慮に入れたサーチ理論は、賃金格差問題の理論的、実証的接近法として有効である。

均衡サーチ・モデル、特に BM モデルの開発は、人的資本理論や非競争的観点からの仮説では説明できない、従来、運・不運に影響されたとされる人生における成功・不成功を、理論的考察をもって説明可能であることを示唆するものである。労働者が同質であっても情報が偏在することによって、賃金分散が発生、転職に至る等、異なる職業人生を送る可能性があること、企業規模間の賃金格差が発生すること、年功賃金が観察されることという結果が導かれることは重要である。

現在の日本においては、正規・非正規雇用の待遇格差、若年層の雇用情勢の悪化、さらには貧困問題の深刻化等が問題となっている。年功賃金で昇給する正社員と非正社員との格差は職種の相違のみでは説明できない。大学生の就職活動において比較的高賃金の大・中堅企業に応募者が集中するミスマッチ、就職活動期間の長期化による学力低下は社会全体の効率性、公平性を大きく損ねている。

このような状況にも関わらず、日本ではなぜ、観察される能力に差異はない労働者間で、正規雇用と非正規雇用の分離、所得格差の発生が生じるのかの分析が欠けたままである。そのことが政策議論の停滞、貧困問題の安易な自己責任論につながっている。労働市場の摩擦を考慮に入れた考察と対策立案が必要であり、均衡サーチ・モデルは問題解決に寄与するところが大きいと考えられる。BM モデルはその後、様々な方向に拡大されて分析の幅を広げている。このことについては、稿を改めて議論する。

参考文献

- Abowd, J., R. Creedy and F. Kramarz (2002) "Computing Person and Firm Effects Using Linked Longitudinal Employer-Employee Data" U. S. Census Bureau, Technical Paper No. TP-2002-06
- Abowd, J., R. Finer and F. Kramarz (1999) "Individual and Firm Heterogeneity in Compensation: An Analysis of Matched Longitudinal Employer and Employee Data for the State of Washington" in *"The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data"* edited by Haltiwanger, J., J. Lane, J. Spletzer, J. Theeuwes and K. Troske, North-Holland, Amsterdam
- Abowd, J. and F. Kramarz (1999) "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data" in *"Handbook of Labor Economics"* Vol. 3B edited by Ashenfelter, O. and D. Card,

- North-Holland, Amsterdam
- Abowd, J., F. Kramarz, P. Lengermann and S. Roux (2005) "Persistent Inter-Industry Wage Differences: Rent Sharing and Opportunity Costs" mimeo
- Abowd, J., F. Kramarz and D. Margolis (1999) "High Wage Workers and High Wage Firms" *Econometrica* Vol. 67, No. 2 pp. 251-333
- Abowd, J., F. Kramarz and S. Woodcock (2006) "Econometric Analyses of Linked Employer-Employee Data" in *"The Econometrics of Panel Data"* edited by Mátyás, L. and P. Sevestre, Springer-Verlag, Berlin
- Akerlof, G. (1982) "Labor Contracts as Partial Gift Exchange" *Quarterly Journal of Economics* Vol 97 No. 4 pp. 543-569.
- Albrecht, J. and B. Axell (1984) "An Equilibrium Model of Search Unemployment" *Journal of Political Economy*, Vol. 92, No. 5, pp. 824-840
- Bontemps, C., J.-M. Robin and G. J. van den Berg (1999) "An Empirical Equilibrium Job Search Model with Search on the Job and heterogeneous Workers" *International Economic Review* No. 40 issue4, pp. 1039-1075
- Bontemps, C., J.-M. Robin and G. J. van den Berg (2000) "Equilibrium Search with Continuous Productivity Dispersion: Theory and Non-parametric Estimation" *International Economic Review* No. 41, issue2 pp. 305-358
- Brown, C. and J. L. Medoff (1989) "The Employer Size-Wage Effect" *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 5, pp. 1027-1059
- Brown, C., J. Hamilton and J. L. Medoff (1990) *"Employers Large and Small"* Harvard University Press, Cambridge
- Burdett, K. (1990) "New Framework for Labor Market Policy" in *"Panel Data and Labor Market Studies"* edited by Hartog, J., G. ridder and J. Theeuwes, North-Holland, Amsterdam
- Burdett, K. and K. Judd (1983) "Equilibrium Price Dispersion" *Econometrica* Vol. 51, No. 4, pp. 955-970
- Burdett, K. and D. Mortensen (1998) "Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment" *International Economic Review* Vol. 39, No. 2 pp. 257-273
- Butters, G. R. (1977) "Equilibrium Distributions of Sales and Advertising Prices" *Review of Economic Studies* Vol. 44, No. 3 pp. 465-491
- Christensen, B., R. Lentz, D. Mortensen, G. Neumann and A. Werwatz (2005) "On the Job Search and the Wage Distribution" *Journal of Labor Economics*, Vol. 23, No. 1, pp. 31-58.
- Coles, M. G. (2001) "Equilibrium Wage Dispersion, Firm Size, and Growth" *Review of Economic Dynamics*, Vol. 4, issue1, pp. 159-187
- Davis, S. J. and J. C. Haltiwanger (1996) "Employer Size and the Wage Structure in U. S. Manufacturing" *Annales D'Economie et de Statistique*, Vol. 41/42 pp. 323-367
- Diamond, P. (1971) "A Model of Price Adjustment" *Journal of Economic Theory*, Vol. 3, issue2 pp. 213-225
- Dickens, W. and L. Katz (1987) "Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics" In *"Unemployment and the Structure of Labor Market"* edited by Lang, K. and J. Leonard, Basil Blackwell, Oxford
- Eckstein, Z. and K. I. Wolpin (1990) "Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals" *Econometrica*, Vol. 58, No. 4, pp. 783-808
- Gibbons, R. and L. Katz (1992) "Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?" *Review of Economic Studies* Vol. 59, issue3, pp. 515-535
- Groschen, E. (1991) "Sources of Intra-Industry Wage Dispersion: How Much Do Employers Matter?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 3, pp. 869-884.
- Hwang, H., D. Mortensen and W. R. Reed (1998) "Hednic Wges and Labor Market Search" *Journal of Labor Economics* Vol. 16, No. 4, pp. 815-847

- Idson, T. and H. Ishii (1993) "Gender Differences in Employer Size Effects in Japan and the United States" in "Industrial Relations Research Association Series, Proceedings of the Forty-Fifth Annual Meeting, January 5-7" edited by Burton, J. Industrial Relations Research Association, University of Wisconsin-Madison
- Kramarz, F. (2002) "Inter-Industry and Firm-Size Wage Differentials in France and the United States" Keynote Speech for the Conference *"Incentives and Beyond - the Economics of Personnel and Organizations"* A CEPR/SITE Stockholm School of Economics Workshop Stockholm May 6
- Krueger, A. and L. Summers (1987) "Reflections on the Inter-Industry Wage Structure" in *"Unemployment and the Structure of Labor Market"* edited by Lang, K. and J. Leonard Basil Blackwell, Oxford
- Krueger, A. and L. Summers (1988) "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure," *Econometrica*, Vol. 56, No. 2, pp 259-29
- Loveman, G. and W. Sengenberger (1991) "The Emergence of Small-Scale Production: An International Comparison" *Small Business Economics* Vol. 3, No. 1 pp. 1-37
- McCall, J. (1970) "Economics of information and job search". *Quarterly Journal of Economics* Vol. 84, No. 1, pp. 113-126
- MacMinn, R. (1980) "Job Search and the Labor Dropout Problem Reconsidered" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, No. 1, pp. 69-87.
- Moore, H. (1911) "Laws of Wages: An Essay in Statistical Economics" Macmillan, New York
- Mortensen, D. (1990) "Equilibrium Wage Dispersions: A Synthesis" in *"Panel Data and Labor Market Studies"* edited by Hartog, J., G. ridder and J. Theeuwes, North-Holland, Amsterdam
- Mortensen, D. (2003) *"Wage Dispersion: why are similar workers paid differently?"* MIT Press, Cambridge
- Murphy, K. and R. Topel (1987) "Unemployment, Risk and Earning" in *"Unemployment and the Structure of Labor Market"* edited by Lang, K. and J. Leonard, Basil Blackwell, Oxford
- Murphy, K. and R. Topel (1990) "Efficiency Wages Reconsidered: Theory and Evidence" in *"Advances in the Theory and Measurement of Unemployment"* edited by Weiss, Y. and G. Fishelson Macmillan, London
- Oi, W. Y. and T. L. Idson (1999) "Firm Size and Wages" in *"Handbook of Labor Economics"* Vol. 3B edited by Ashenfelter, O. and D. Card, North-Holland, Amsterdam
- Pissarides, C. (2000) *"Equilibrium Unemployment Theory"* second edition MIT Press, Cambridge
- Rebick, M. E. (1993) "The Persistence of Firm-Size Earnings Differentials and Labor Market Segmentation in Japan" *Journal of the Japanese and International Economies* Vol. 7, issue2, pp. 132-156
- Rothschild, M (1973) "Models of Market Organization with Imperfect Information: A Survey" *Journal of Political Economy* Vol. 81, No. 6, pp. 1283-1308
- Roy, D. (1950) "The Distribution of Earnings and of Individual Output" *Economic Journal* Vol. 60, No. 239, pp. 489-505
- Shapiro, C. and J. E. Stiglitz (1984) "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device" *American Economic Review* Vol. 74, No. 3, pp. 433-444
- Slichter, S. (1950) "Notes on the Structure of Wages" *The Review of Economics and Statistics* Vol. 32, No. 1, pp. 80-91
- Stigler, G. (1961) "The Economics of Information" *Journal of Political Economy*, Vol. 69, No. 3, pp. 213-225
- Stigler, G. (1962) "Information in the Labor Market" *Journal of Political Economy*, Vol. 70, No. 5, pp. 94-105
- Tachibanaki, T. (1996) *"Wage Determination and Distribution in Japan"* Clarendon Press, Oxford
- Tachibanaki, T. and S. Ohta (1994) "Wage Differentials by Industry and the Size of Firm" in *"Labour Market and Economic Performance: Europe, Japan and the USA"* edited by Tachibanaki, T., ST.

Martin's Press New York

van den Berg, G. J. (1999) "Empirical Inference with Equilibrium Search Models of the Labor Market" *Economic Journal* Vol. 109, issue456, F283-F306

Weiss, L. (1966) "Concentration and Labor Earnings" *American Economic review* Vol.56, No.1/2, pp. 96-117

相澤直貴, 山田篤裕 (2009) 「転職に関する労働市場モデルの発展 - 景気循環, 賃金格差と Job to Job Transition の役割」 清家篤, 駒村康平, 山田篤裕編著 『労働経済学の新展開』 所収, 慶應義塾大学出版会

石川経夫 (1991) 『所得と富』 岩波書店

今井亮一 (2007) 「転職と賃金交渉」 今井亮一, 工藤教孝, 佐々木勝, 清水崇著 『サーチ理論』 所収, 東京大学出版会

上島康弘, 舟場拓司 (1993) 「産業間賃金格差の決定因について」 *日本経済研究* No. 24 pp. 42-72

大田清 (2010) 「賃金格差 - 個人間, 企業規模間, 産業間格差」 『労働市場と所得分配 (バブル デフレ期の日本経済と経済政策)』 樋口美雄編 慶應義塾大学出版会

奥井めぐみ (2000) 「パネルデータによる男女別規模間賃金格差に関する実証分析」 *日本労働研究雑誌* No. 485 pp. 66-79

奥井めぐみ, 大竹文雄 (1997) 「「職種格差」か「能力格差」か？」 *日本労働研究雑誌* No. 449 pp. 37-49

川口大司, 神林龍, 金榮慇, 権赫旭, 清水谷諭, 深尾京司, 牧野達治, 横山泉 (2007) 「年功賃金は生産性と乖離しているか - 工業統計調査・賃金構造基本調査個票データによる実証分析 - 」 *経済研究* Vol.58, No. 1 pp. 61-90

北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』 岩波書店

玄田有史 (1996) 「「資質」か「訓練」か? - 規模間賃金格差の能力差説 - 」 *日本労働研究雑誌* No. 430 pp. 17-29

清水崇 (2007) 「価格・賃金揭示モデル」 今井亮一, 工藤教孝, 佐々木勝, 清水崇著 『サーチ理論』 所収