

各論

第1章 求職活動に関する業務統計とその統計分析

1. はじめに

高校や大学の新卒の人のための就職活動ではなく、一度就職した人が、何らかの理由で失業し、求職活動を通して再就職するまでにはどのようなプロセスを経るのであろうか。前職で雇用保険に入っていれば、雇用保険の基本手当は90日から360日の期間にわたり、年齢・被保険者期間・離職理由などに応じた受給額を受け取ることができる。しかし、再就職先をのんびりと時間をかけて探していれば、遺失賃金は大きくなるだろうし、いい再就職先への応募は競争が激しいので、容易には就職を確保できないだろう。では実際には、どれぐらいの時間をかけて再就職先を見つけているのだろうか。その決め手となっている要因は何だろうか。

本研究では求職者が求人情報を求めて集まるハローワークにおけるジョブ・マッチングの機能について、厚生労働省で集められている業務統計データを利用して分析することを目的としている。

本章は、専門的な研究に入る前に確認しておくべき基本的な統計量の把握と今回用いるデータの統計特性について概観し、それをを用いた実証結果を報告することを主たる目的としている。とりわけ、求職期間の分布に関する分析を行い、ハローワーク・求人・求職関連の変数を用いた計量経済学的推定を行っている。

今回用いた業務統計データに対する総合的な評価を与えることは、本章の目的ではないが、このデータの利用が今回限りに終わらずに、今後も繰り返し利用されることが期待される。

2. ハローワークの職業紹介業務データ

今回利用するデータは厚生労働省所管のハローワークで集められている業務データを実証分析用にダウンロードしていただき、加工したものである。提供された業務統計の概要およびデータ・マッチングの手順は次のようにまとめることができる。

2. 1 求職者側から見た分析データの作成方法

利用しているデータは、雇用保険受給中の者については被保険者番号からハローワークに登録されている求職情報とマッチングさせ、番号によるマッチングができない者については、生年月日と性別が一致するデータを抽出し、それぞれについて紹介がなされている場合は、紹介状況もあわせて、1求職者1レコードとなるように編集している。

抽出する変数は所在地、通勤距離、雇用条件、雇用形態、職業訓練歴、賃金、各種手当、労働組合の有無、育児休業取得実績の有無、介護休業取得実績の有無など求職者が関心を持ちそうな変数を捕捉している。

2. 2 求人側から見た分析データの作成方法

雇用保険適用事業所番号をもとに、各種データ（事業所情報、従業員の被保険者資格の得喪情報、被保険者の情報）を抽出する。また、事業所が出している求人情報も抽出している。また、事業所情報に添付されている紹介状況から求職番号を基に、求職情報を抽出する。また採用求職者に関して、情報を抽出している。その求職番号に一致する求職台帳紹介状況トレーラを抽出する。この場合、紹介年月日が最新のものから最大20件をとる。これを1求人1レコードとなるように編集する。

抽出する変数は求人台帳にある加入保険、企業年金、定年制度、再雇用制度、就業時間、休日、雇用形態、年休制度、採用人数、給与、各種手当、就業場所、学歴、その他の資格、賃金形態など求人側の提示する条件を中心に捕捉している。

2. 3 本章におけるマッチングの定義

求職（離職年月日）、求人（受理年月日）ともに2005年8月1日-31日のデータを分析に用いる。また、本章で用いたマッチングの定義は、ハローワークの紹介を介した就職である。本章ではハローワークのマッチング効率性を分析することを主たる目的にしており、ハローワーク以外での就職者や非就職の人に関する分析は行っていない¹。

2. 4 ハローワークに関する基礎・周辺情報

本研究では個々のハローワークの基礎情報を厚生労働省から提供していただいた。具体的には、ハローワークの住所、管轄地区、安定所（ハローワーク）番号、付属施設がある場合の名称、その住所・種別、職員数、相談員数（就職支援アドバイザー、就職支援ナビゲーター、再就職プランナー）、職業相談部門・求人部門の職員・相談員数、職業相談窓口数、求人自己検索用パソコン台数、開庁時間・曜日、駐車場収容台数などである。また、業務実績として過去1年間（2005年度）の求職者数、求人数、相談件数、紹介件数、就職件数、充足数が提供された。さらに、独立行政法人労働政策研究・研修機構からは、ハローワーク管轄地域の情報を基に、総労働力人口、事業所数（規模別、産業別）、最低賃金、都道府県別失業率などの地域経済データも提供された。

また、今回の研究に際して、労働政策研究・研修機構を通して、「ハローワークの業務に関するアンケート調査」を行った。その中ではハローワークの面積や築年や交通の便、他の職業紹介事業所が周辺にあるかどうか、来所者数、キャリア・コンサルタントや産業カウンセラーの資格を持つ人数、職員・相談員の平均勤続年数、その他、職員・相談員が的確な職

¹ 当然、求職活動はハローワーク以外の民間職業紹介所を使ったり、個人的ネットワークを通して行われることもあるので、それらの経路を通じたマッチングとの比較は重要な研究課題ではあるが、ここではその分析を、ハローワーク経由の就職に限定していることを明記しておきたい。基本的にはここで用いたデータでも、ハローワーク非利用者で求職票の無い者、ハローワークは利用したが紹介実績が無い者のそれぞれについて就職数、非就職数を確認することはできるが、それ以上の分析を行うことは難しい。

業紹介を行うための講習会・研修などへの参加、勉強会・情報交換会などを行っているかどうか、求人開拓のために事業所訪問をどれぐらいの頻度で行っているか、あるいはその実績、ハローワークの数値目標指標と達成度などについて聞いている。

3. 求職活動に関する考え方

3. 1 ハローワークの実務体制

ハローワークにおける求職活動がどのようなものかについては、次のように要約できる。

まず、求職活動の流れであるが、新規求職者は受付をして、求職申込書に記入し、相談窓口でハローワークの全体的な説明と自らの求職の希望条件等についての確認や労働市場情報の提供等を受ける。その後、自己分析や希望条件の決定のための相談等が必要と判断されればそうした相談が提供され、また、自ら求人自己検索機などを用いて求人情報検索を行って応募してみようと思う求人がある場合は、紹介を受ける。紹介にあたっては、求職者の希望や資格・経験等と求人者の求人条件や仕事の内容について突合され、不適当な場合は、別の求人への応募の可能性等の相談がなされる。また、求人者の条件に合わない場合であっても、仕事の内容等と求職者の経験等から適格と判断されれば、求人者に積極的に働きかけが行われる。また、履歴書・職務経歴書の書き方や面接の受け方等のセミナーや個別指導も実施されており、必要と判断された場合や、本人の希望により、こうしたサービスを利用することができる。以上の他、ハローワークのスタッフがチームを組んで3ヶ月間程度、再就職のために個別にサポートを行うこともある。これには、職務履歴書の書き方の指導や面接対策、「就職セミナー」「再就職セミナー」「ミニ面接会」なども含まれる。その他、ハローワークでは障害者や外国人への職業紹介サービスも行っている。

次に求人受理業務の流れであるが、事業主は求人申込書と事業所登録シートに求人内容や担当者連絡先などを記入し、職員により求人条件や求人内容の正確性・明確性が確保されているかについて確認が行われ、受理された後に、求人情報を公開する。これはハローワーク窓口を使うこともあれば、ハローワークの求人担当職員が事業所訪問して求人を集めることもある。ハローワークが求人者に対して行うフォローアップとしては、未充足・未紹介求人に対して条件の見直しを勧めたり、仕事内容の書き方がわかりにくい場合や、面接日や書類選考から採否決定までの日数の設定に無理がないかどうかなどをアドバイスすることがある。また、求職者情報や地域の労働市場情報などを提供することも行っている。また求人が労働関係法令を遵守しているかどうかといった点にも注意している。

ではハローワークの業務は、現状ではどのように評価できるだろうか。監督官庁である厚生労働省では、2005年度には、職業安定行政の重要課題として、(1) 職業安定行政における数値目標として、(a) 就職率を32%に引き上げること、(b) 雇用保険受給日数を所定給付日数の3分の2以上残して早期に再就職する者の割合を15%程度に引き上げること、(c) 再就職支援プログラム開始件数7万件、就職率7割程度の確保を目指す、(d) 就職実現プ

ラン作成件数12万件、就職率5割程度の確保を目指す、などを挙げている。他方、それを達成するためにハローワーク側が挙げている数値目標および実績は、先ほど紹介した「ハローワークの業務に関するアンケート調査」（2006年7月）では、2005年度の就職率は40%未満と設定しているところが54.9%で最多で、次いで50%未満が19.5%、30%未満が15.3%、全体の平均が35.71%となっている。また実績値の平均も31.6%と厚生労働省の数値目標を若干下回った程度であり、この数字が決して高すぎるものではなかったことは明らかである²。早期再就職促進割合は2005年度で平均目標が14.43%、実績値が14.0%であり、厚生労働省の数値目標15%を若干下回った程度である³。早期就職支援プログラム修了者の就職率は2005年度で目標70%、実績72.8%となっており、これも平均的には厚生労働省の数値目標に近いものになっている⁴。就職実現プランの作成者の就職率は2005年度で目標50%、実績58.8%となっておりこれは厚生労働省数値目標を上回っている⁵。

このように見ると、ハローワークの業務実態は概ね政府目標にそうものとなっており、平均的には十分な実績を挙げていると判断できるが、同時に目標が必ずしも全体で一致しておらず、平均値で見て目標値を達成しているといってもかなり限定されたサンプルの数値に過ぎないことには注意をする必要があるし、同時に、何かしら共通の、しかも、就職に直接結びつく実績値を用いてハローワークの実績評価を行う必要があると考えられる。

3. 2 ジョブ・サーチ理論

労働経済学では求職者と求人者のマッチングを次のように考えている⁶。失業した人が職探しをしている状況を考えよう。その人は、基本的には失業している状態で得られている効用水準と就職した状況で得られる効用水準を比べて、就職した方の効用が高ければ就職をするということである。しかし、雇用保険を受給している人としていない人では失業状態での効用水準が違って来る。さらに、求職活動を行う過程では多くの事業所の提示する賃金（月給）は雇用保険給付額よりも高いだろう。そこで、求職者は就職を決意するために特定の賃金水準（これを留保賃金と呼ぶ）を決めておき、その水準を超える賃金を提示した事業所の職を受け入れるということになる。要するにこのモデルは求職者の意志決定をベースにしたものである。

この基本モデルでは在職中の求職者行動が分析できない。また、求職者の努力とかそれにかかるコストについての考慮がなされていない。すなわち、失業者は条件のいい再就職先を競って探しているとすれば、積極的に求職活動を行う人と、受身的に求職活動を行う人とで

² この調査への回答は399件ある。

³ この調査への回答は9件である。

⁴ この調査への回答は2件である。

⁵ この調査への回答は4件である。

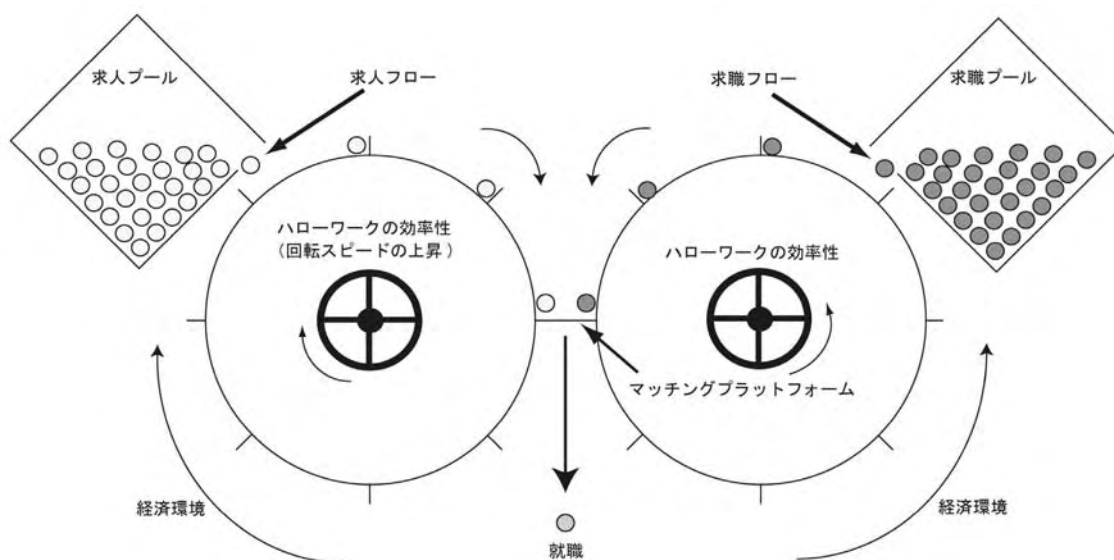
⁶ ジョブ・サーチ理論に関する文献は膨大な量になるが、ここではCahuc and Zylberberg (2004)、Pissarides (2000)、今井、工藤、佐々木、清水 (2007)などを参照している。

は、留保賃金の水準を超えるいい職に就ける確率は異なってくるはずである。また、職業紹介所の機能に関しては、明示的にモデル化されることもない。さらに、基本モデルでは賃金水準およびその分布も雇用機会も全て所与とした部分均衡モデルであったが、事業主の利潤最大化行動を通して賃金が決まってくるような一般均衡モデルを考えれば、賃金分布が内生的に変動することになり、政策効果の評価も違ってくる。

実証分析では雇用保険給付額や給付期間の条件の違いなどを考慮すべきではあるが、その情報を得ることは難しいということがある。また、留保賃金の水準も主観的なものであり、信頼のおける数値を得ることは難しいとされている。その結果、通常行われている実証研究では、失業から再就職までの失業期間を個人属性や求人側情報、地域経済情報などによって説明するサバイバル分析によって分析するということが多い。

図表1-1はジョブ・マッチングのメカニズムの概念図を描いたものである。通常の労働経済学や経済理論におけるマッチングは、求職者と求人者あるいは売手と買手が直接的に交渉して契約を結ぶというモデルが中心であるが、ここでは、ハローワークというマッチングのためのプラットフォームの存在を明示的に導入し、マッチングが効率的に行われる仕組みとしてハローワークを理解しようとしている。ハローワークは求職フロー、求人フローをどれぐらい大量に取り込むことができるかといった規模の問題、求職者と求人者の求めるものを理解し、いかに効率的に職業紹介を行うかといった技術的問題に直面している。求職側の問題としては求めている職と出会うためには、熱心に求人情報を探し、かつ、良い職であればあるほど他の求職者との競争が激しくなるために、意志決定を早くしなければならない。しかし、求職側の努力だけで職が決まるとは限らない。求人側の条件や経済環境全般にも影響されるはずである。求人側は応募状況が悪ければ雇用条件などを見直して、求人情報を変

図表1-1 ジョブ・マッチングのメカニズムの概念図



更するなどして雇用を確保する必要がある。

これらの要素を全て実証モデルに取り込むことを主張しているわけではないが、少なくとも考慮すべき要素として、何らかの代理変数を取り込むことが望まれる。

3.3 待ち行列理論

本研究ではハローワークの職業紹介の効率性に関心があり、その技術的問題や運営方式を理論的に説明する必要があるが、既存のジョブ・サーチ理論は求職者の意思決定を軸にモデルが展開されており、ハローワークの運営という政策問題は間接的にしか分析できない。それに対して、オペレーションズ・リサーチの分野に待ち行列問題というものがあり、職業紹介活動分析に適用できる可能性があるので紹介しておきたい⁷。

待ち行列理論の簡単なM/M/Sシステムは、次のように要約できる。ハローワークに失業中の求職者が来て、窓口で並んで待ち行列を作り、順番がくれば窓口で求人情報紹介サービスを受け、気に入った求人側と合意に達すれば就職して、ハローワークから去っていく。このシステムをモデル化したものが待ち行列システムである。一般に待ち行列システムでは次のような6つの要素からなる確率モデルを考えている。(1) 求職者の到着を表す到着時間間隔分布モデル (A)、(2) サービスを提供する窓口の処理時間分布モデル (B)、(3) サービス窓口数 (C)、(4) システム容量 (K)、(5) システムに来る求人者数 (m)、(6) サービスの規範 (Z)、である。

(1) は求職者がどのような時間間隔で到着するかを確率過程で表すものである。これは入力過程とも呼ばれている。最も基本的な設定では求職者はポアソン過程に従って失業しハローワークにやって来ると考える。その場合の到着時間間隔は指数分布 (Markovian過程) に従うことが知られている。「入力過程はMである」と表現する。(2) は本章で用いる求職日数に対応しており、これも指数分布に従うと考え、「サービス時間分布はMである」と言う。(3) はハローワークのサービス窓口数でもいいし、対応できる相談員数に相当すると考えてもいい。(4) は窓口が全てふさがっている時の待ち行列の長さの最大値を足しあわせた数である。(5) はシステムに来る求職者数の最大値を表し、特にそのような制限がない場合には無限大であると考え。(6) はどのような順番で求職者にサービスを提供するかのルールを表す。これには「最初に来た人を最初に処理する」とか「簡単に処理できる案件を先に処理する」とかいう類のルールである。ハローワークでは、「ある程度探して再就職が難しそうであれば、職業訓練施設を紹介する」とか、「再就職のためにチームを組んで支援する」とかいった対応がこれに対応するのではないだろうか。一般には「最初に来た人を最初に処理する」ルールに従っていると考え。

⁷ 待ち行列理論の文献も膨大な数に上るが、ここでは主として大石 (2003)、中川、真壁 (1987)、Karlin and Taylor (1981) を参照している。現状では待ち行列理論を紹介するだけで、この理論をハローワークの運営問題として定式化するには至っていない。

この6つの要素からなる待ち行列モデルを、ケンドール記号を使って表すとA/B/C/K/m/Zとなる。最後の3つは省略可能であり、到着モデルとサービス時間分布モデルが共に指数分布(M)に従っており、窓口数がSであれば、このシステムはM/M/Sと表すことができる。

このように設定された待ち行列システムは、窓口数がS、求職者の到着が独立で同一の生起率 λ のポアソン分布であり、窓口の処理時間分布も独立で同一の指数分布に従うモデルを表している。窓口の単位時間当たりの処理数を μ とすると、平均のサービス時間は $1/\mu$ となる。ハローワークにおける待ち行列の処理能力は単位時間当たり $S\mu$ であり、単位時間当たりの求職者の到着率 λ が $\lambda < S\mu$ の関係を満たしていればハローワークに失業者の列が増えていくということはない(ハローワークは定常状態にある)。

このような基本的設定の上で、サービス提供者としてのハローワークにとっての問題を考えることができる。すなわち、なるべく早く就職させて、雇用保険給付期間を短くすることでコスト削減になるが、そのためにハローワークの容量を大きくする(ハローワークフロア面積や人員増)か、窓口の処理期間を短くすれ(事務処理システムの処理能力の向上、職員研修などによって紹介効率を上げる)ば、コスト増になるというトレードオフ関係から最適なハローワークの規模、処理能力を決めることができると考えられる。

4. 求職日数に関する統計分析

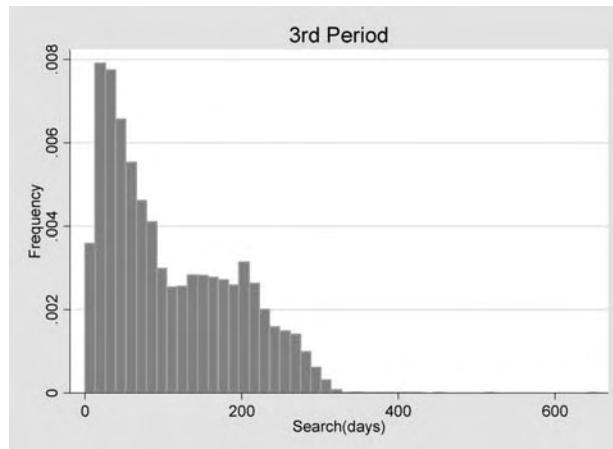
失業者が職を探し始めてから就職して働きだすまでの期間を求職日数(search)と定義して、その統計的性質を調べてみたい。

図表1-2は第3期の求職日数のヒストグラムを描いたものである。10日から30日目あたりまでに大きなピークがあり、その後100日目ぐらいまで低下をし、200日目ぐらいまではほぼ同じ水準で推移した後、ふたたび低下を始めることが見て取れる。この分布のパターンは右に裾を引いた非対称分布をしており、ポアソン分布やガンマ分布などが近似的な分布の候補になりそうである。求職日数の分布に関する統計量は後ほど出てくる図表10の下から2行目にあるが、平均109日、標準偏差81日である。さらに詳しく調べると短い方から1%が8日、5%が14日、10%が20日、25%が39日、50%が85日、75%が174日、90%が229日、95%が259日、99%が295日となっている。雇用保険受給者に関連して念のため求職日数の対数値のヒストグラムを描いたのが図表3である。これによると今度は分布が左に裾を引いたような分布になり、対数正規分布にはならないことがわかる⁸。

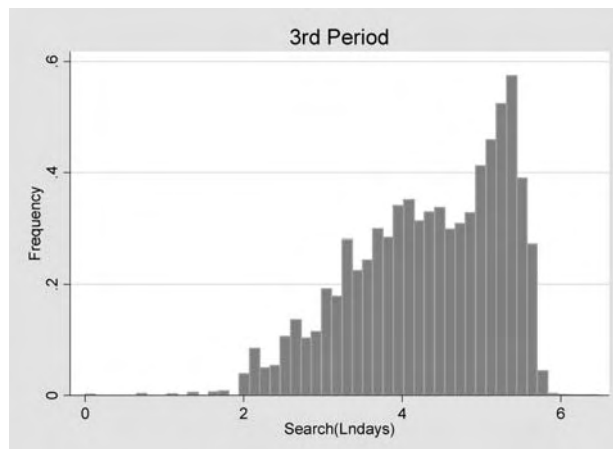
個々の求職日数モデルとしては図表1-2のような確率モデルを考える必要があるが、これは各ハローワークではどのように違うのだろうか。個々の求職日数を各ハローワーク別に統計的に集計し、平均と標準偏差をとってみた。図表1-4はハローワーク別の平均求職日

⁸ 求職日数の対数値に対してもOLSなどの線形推定は不適切であることを示唆している。

図表1-2 求職日数のヒストグラム（第3期）

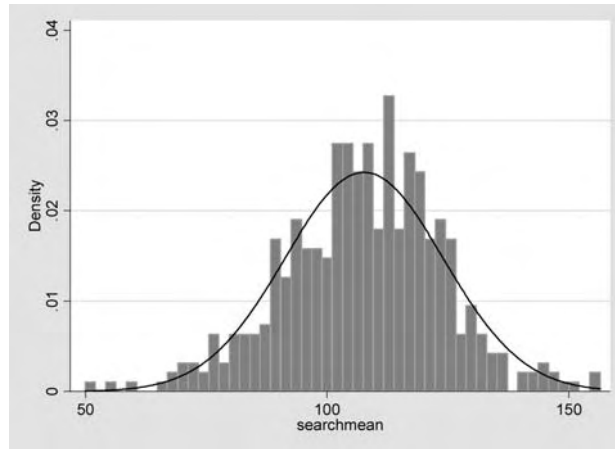


図表1-3 求職日数のヒストグラム（対数表示）（第3期）

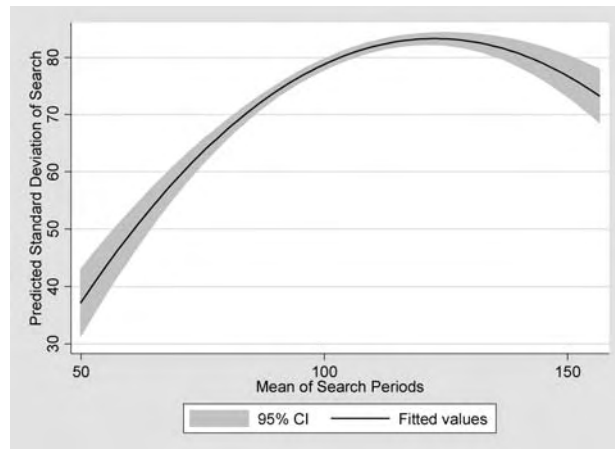


数のヒストグラムを示したものである。これによると平均108日、中位値（50%）108日、標準偏差16.44日、分散270.52日となっており、ほぼ対称な分布に従い、図中に載せた正規分布曲線ともそれほど大きく乖離はしていないことがわかる。このことが意味していることは、個々の求職者行動には異質性があるが、平均的行動は全国的にみて特定の地域に歪みがあるとは言えないということであろう。図表1-5はハローワーク別の求職日数と標準偏差の関係を示したものである。この図によれば、平均日数123日付近で、標準偏差83日が最大となっている。この図を図表1-4と合わせると、求職日数のハローワーク別の分布は3次元では船底型をしており、平均値周辺でばらつきが一番大きく、両端では分布が集中していることがわかる。平均値周辺にあるハローワークではハローワーク内での求職活動のばらつきが大きくなっていることを意味している。すなわち、平均値周辺にあるハローワークでは求職日数の短い人も長い人も混在しており、その結果として平均が120日周辺になっているのであって、そのハローワークを通して就職した人の多くの求職日数が平均値周辺にあるということではない。逆に、平均求職日数が短いハローワークや長めのハローワークでは標準偏差が小さくなり、求職日数のハローワーク内でのばらつきも小さいことを意味している。これ

図表 1-4 ハローワーク別の平均求職日数のヒストグラム（第3期）



図表 1-5 ハローワーク別求職日数の平均・標準偏差の推定（第3期）



は、雇用失業情勢が改善している状況では、希望の求人が出るまでじっくり待つ者がいる一方で、希望の求人に出会う確率が高く就職しやすくなる者がいること、また、雇用失業情勢が厳しい状況では、条件に妥協して早めに就職する者がいる一方で希望求人に出会う確率が低くなる者がいること推測させられる。

これまで求職日数を巡る統計量について議論してきたが、離職に至った理由を調べておくことも重要であろう。一つには、経済学で議論されてきたように、失業が自発的なものか、非自発的なものかで、求職に対する考え方も、その準備も大きく違ってくると考えられるからである。

図表 1-6 には離職理由とそれぞれに対応した求職日数の基本統計量を載せてある。離職理由は10項目挙げられている。天災理由や事業主からの働きかけによる退職では平均求職日数が127-149日と長めになっており、逆に自己都合退職では平均求職日数が74-114日と短くなっている。また、被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇の場合も平均日数は81日と短くなっている。これらは、離職以前の準備期間の有無や、事業主都合による退職の場合には退職一時金などが出ている可能性もあり、また準備期間が無いなどの理由で平均日数

図表 1 - 6 離職理由と求職日数

| 離職理由 | 求職日数 | | | | |
|--|--------|---------|--------|----|-----|
| | 観察点 | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
| 11 解雇 | 3,618 | 119.103 | 81.842 | 1 | 415 |
| 12 天災等の理由により事業の継続が不可能になったための解雇 | 15 | 127.667 | 86.676 | 8 | 278 |
| 20 契約期間満了による退職、定年、移籍出向(みなし離職等) | 1,750 | 119.161 | 76.097 | 5 | 318 |
| 31 事業主からの働きかけによる正当な理由のある自己都合退職 | 2,317 | 127.517 | 81.455 | 4 | 351 |
| 32 事業所移転等に伴う正当な理由のある自己都合退職 | 88 | 148.841 | 79.963 | 13 | 299 |
| 33 正当な理由のある自己都合退職 | 1,344 | 114.525 | 71.959 | 6 | 423 |
| 40 正当な理由のない自己都合退職 | 20,122 | 104.672 | 80.924 | 0 | 655 |
| 45 正当な理由のない自己都合退職(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上) | 497 | 74.284 | 55.983 | 1 | 286 |
| 50 被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇 | 91 | 81.846 | 70.876 | 4 | 298 |
| 55 被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上) | - | - | - | - | - |

注) 第3期のデータのみを使用。

が長めになっているのではないだろうか。

図表 1 - 7 は同じく離職理由毎に新旧月給差の基本統計量を載せてある。これは、就職理由にはより高い賃金を求めるためであるという傾向が見て取れるかどうかを検証するためである。実際には月給差は平均ではそれほど大きくはないが、契約期間の満了に伴う退職をした場合には平均でも低下しているようである。これは定年退職が含まれていることが影響している可能性がある。また、天災理由や正当な理由のある自己都合退職でも月給差は若干マイナスになっている。その他の自己都合退職では所得は平均で1万円程度上昇していることがわかった。これは、ある程度ジョブ・サーチ理論の留保賃金を超える職についていることを意味している。しかし、それぞれの項目の最大値、最小値、標準偏差を見ると同じ自己都合退職でも月給を30万円程度下げている人もいることには注意を要する。これを視覚的に確認するために月給差のヒストグラムを描いたのが図表 1 - 8 である。これは、見事な対称分布をしており、図中に加えた正規分布曲線と比べると、正規分布より若干中央に集中しているが、月給差は増える人と減る人がほぼバランスしていることを意味している。ハローワークを通した求職者は必ずしもキャリアアップを求めた自己都合退職者だけでなく、事業主側の理由でやむなく退職した者や、定年退職した者など様々な条件の人が混在しており、その結果として、月給差は対称分布になっていると解釈できるのではないだろうか⁹。

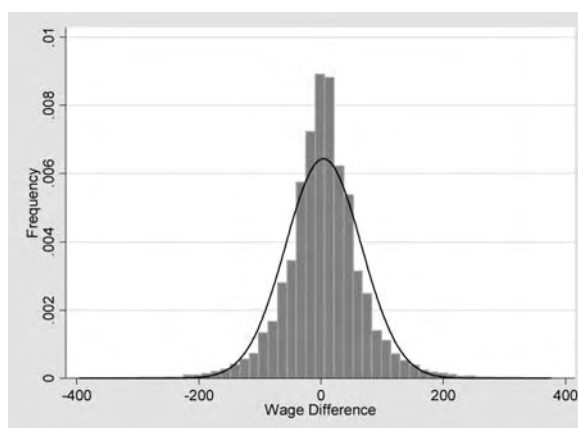
これまでの分析から、実証研究に入る準備が整った。以下では求職日数に関する個人データを分析するための統計手法を紹介し、その結果を報告する。

図表 1-7 離職理由と月給差

| 離職理由 | 前職と新職との月給差(1,000円) | | | | |
|--|--------------------|---------|--------|------|-----|
| | 観察点 | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
| 11 解雇 | 3,618 | 1.742 | 66.514 | -321 | 345 |
| 12 天災等の理由により事業の継続が不可能になったための解雇 | 15 | -4.067 | 95.189 | -160 | 247 |
| 20 契約期間満了による退職、定年、移籍 出向(みなし離職等) | 1,750 | -11.226 | 66.152 | -385 | 317 |
| 31 事業主からの働きかけによる正当な理由のある自己都合退職 | 2,317 | 8.784 | 74.920 | -312 | 353 |
| 32 事業所移転等に伴う正当な理由のある自己都合退職 | 88 | 14.239 | 68.039 | -167 | 210 |
| 33 正当な理由のある自己都合退職 | 1,344 | -9.596 | 60.730 | -300 | 257 |
| 40 正当な理由のない自己都合退職 | 20,122 | 4.230 | 58.870 | -395 | 376 |
| 45 正当な理由のない自己都合退職(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上) | 497 | 10.429 | 56.424 | -190 | 243 |
| 50 被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇 | 91 | 5.934 | 78.525 | -230 | 189 |
| 55 被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上) | - | - | - | - | - |

注) 新旧賃金は月給 3 万円以下と 50 万円以上は除外した。第 3 期のデータのみを使用。

図表 1-8 月給差のヒストグラム (第 3 期)



5. カウントデータ分析の枠組み¹⁰

カウントデータとは、一般にある事象が決まった時間内に起こった回数を数え上げること
で集めた統計（非負の整数）を指し、その発生頻度を調べ、分布関数を特定化し、それに基

⁹ 一般均衡論的に考えると、社会にある職は限られており、誰かが退職したポストにある人が就職し、その結果、空いたポストにまた次の人が就職するというような椅子取りゲーム的な状況を考えると、全体の所得は変化せず、誰かの月給差が増加すれば誰かの月給差が必然的に低下するという状況が容易に想定できる。

¹⁰ 本節は北村（2007）に依拠している。カウントデータ分析に関してはCameron and Trivedi（1998, 2005）およびWinkelmann（1997）を参照。

づいて回帰分析することをカウントデータ分析と呼んでいる。従ってここでのカウントとは事象のカウントを指しており、その事象は主体的に選択された結果、発生することもあれば、全く外生的に発生することもある。例えば、医者に診てもらいに病院に行く回数や求職活動にかかった日数¹¹というのは、主体的に決められる事象であるが、地震の発生件数や台風の上陸件数は人智の及ばないところで決まる事象であろう。交通事故や火災はその中間に位置する事象であるが、保険のモラルハザード効果を加味すれば、ある程度内生的に発生することも考えられる。

カウントデータの特徴としては事象は稀にしか起こらず、多くの期間では事象が起こらない、いわゆるゼロ事象だということである。その結果、カウントデータの分布はゼロ周辺に集中し、右に裾を引いたような形をしている。求職日数の場合は、ゼロ日で決まるということは少ないが、図表1-2で示されているように比較的短い日数で多くの人が職を見つけていることがわかる。また、当然予測されるように、事象の発生は個別の事情にも強く依存しているが、この個別事情は一般には観察できないので、回帰分析では誤差項の取り扱いが重要になってくる。

これまでジョブ・サーチの実証研究ではサバイバル分析やプロビット分析が主として用いられてきたが、図表1-2より明らかなように、求職日数のヒストグラムは右に歪んだポアソン分布に近似できるように思われるので、本章ではカウントデータ分析の手法を求職日数の推定モデルに用いてみたい¹²。

統計学上、稀にしか起こらない事象の発生確率はポアソン分布で表すことが多い。とりわけ、ポアソン分布が当てはまるような事象としてよく取り上げられるのは交通事故件数、大量生産の不良品数、倒産件数、火事発生件数などリスクや安全性に関する現象である。カウントデータ分析の基礎にもポアソン分布がある。

まず、ポアソン分布 (Poisson Distribution) は次のように定義できる。

$$P(y = j) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^j}{j!} \quad \lambda > 0, \quad j = 0, 1, 2, \dots$$

ここで $j!$ は j の階乗を意味する。この分布は平均値と分散値が等しい。すなわち、

$$E(y) = \text{Var}(y) = \lambda$$

ポアソン分布はこのように未知のパラメータ λ が決まれば全ての分布が決まる極めて簡便な分布である。このポアソン分布を用いたポアソン回帰モデルは次のように定義できる。す

¹¹ 求職活動をイベントと考えると就職することが出来れば、それで求職活動が終わる1回限りのイベントであり、短期間で繰り返し行うようなものではない。しかし、就職するまでの日数をカウントし、その日数の分布を分析することで求職活動をモデル化すると考えればカウントデータ分析を応用することができると判断している。

¹² 既に見たように待ち行列理論でも入力過程はポアソン過程に従っていると仮定している。

なわち、 y の条件付き分布は、説明変数 x とポアソン分布のパラメータ $\lambda = \lambda(x', \beta)$ によって決定されると考え、次のように定義する。

$$f(y_i|x'_i, \beta) = \frac{\exp(-\exp(x'_i, \beta)) \exp(y_i x'_i, \beta)}{y_i!}, \quad y_i = 0, 1, 2, \dots$$

ここで、 $E(y_i|x'_i, \beta) = \exp(x'_i, \beta)$ 、 $Var(y_i|x'_i, \beta) = \exp(x'_i, \beta)$ 。ポアソン回帰モデルは不均一分散となることを排除していない。

この式を次のような対数尤度関数に変換し、それを最尤法推定する。

$$\log L(\beta; y, x) = \sum_{i=1}^n \{y_i x'_i, \beta - \exp(x'_i, \beta) - \ln y_i!\}$$

これを最適化するための1階条件は次のようになる。

$$\sum_{i=1}^n (y_i - \exp(x'_i, \beta)) x_i = 0$$

対数尤度関数が大局的に凸であれば、最適解は一意的に決まってくる。推定されたパラメータ $\hat{\beta}$ は一致推定量であり、漸近的に有効推定となる。

推定されたパラメータ $\hat{\beta}$ の解釈はいくつかできる。第一に、限界平均効果 (marginal mean effect) を用いて行う方法は次の通りである。

$$\frac{\partial E(y_i|\bar{x}_i)}{\partial x_{ii}} = \exp(x'_i, \beta) \beta_i = E(y_i|\bar{x}_i) \beta_i$$

ここで \bar{x} は x の平均値を表している。もちろん限界効果の評価は平均値でなくとも、特定の値で行うことが可能である¹³。この関係は次のように書き換えることができる。

$$\frac{\partial E(y_i|\bar{x}_i) / E(y_i|\bar{x}_i)}{\partial x_{ii}} = \beta_i$$

これは x_{ii} の限界的な変化に対して y の期待値が相対的にどれくらい変化するかを見たもので、すべての i に対して等しいものである。もし x_{ii} が対数表示されているとすれば、 β_i は弾力性を表していることになる。ポアソン回帰モデルの特徴として、モデルの中に交叉項 $x_i x_m$ が含まれていないとしても、説明変数の交叉効果は残るといえることがある。

$$\frac{\partial^2 E(y_i|x_i)}{\partial x_{ii} \partial x_{im}} = \exp(x'_i, \beta) \beta_i \beta_m = E(y_i|x_i) \beta_i \beta_m \neq 0$$

¹³ 例えば、中位値 (median: 50%) や最頻値 (mode) で評価することも出来る。特に分布が対称分布でない場合には、どの値で評価をするかということが重要である。

このことは、一般線形モデルではモデルの交叉項が含まれていない限り、ある説明変数の限界的な変化が他の説明変数の限界効果に影響を与えることは無いが、ポアソン回帰モデルではそれが起こることを示している。

第二の方法は限界確率効果 (marginal probability effect) を用いることである。

$$\frac{\partial P(y_i = j|x_i)}{\partial x_{ij}} = P(y_i = j|x_i)[j - \exp(x_i' \beta)]\beta_j$$

限界確率効果の符号条件は $j - \exp(x_i' \beta)$ の符号条件に依存している¹⁴。

当然ながら、平均と分散が一致するような分布は現実のデータではそれほど見られないので、ポアソン分布を当てはめるケースは限定されている。具体的に、ポアソン回帰モデルの問題点としては次の点が指摘されている。第一に、ポアソン分布によるカウントデータ分析ではゼロ値を実際よりも少なめに推定してしまう傾向がある。第二に、カウントデータでは、実際には分散が平均より大きい (overdispersion) ことが多いことが知られている。

これらの問題点はポアソン分布では観測出来ない異質性 (unobserved heterogeneity) を扱っていないからであると判断されている。そこで、確率関数をポアソン分布と誤差項の積であると仮定し、さらに誤差項がガンマ分布に従っていると特定化すると、 y の条件付き分布は次のように表せる。

$$f(y_i|x_i) = \frac{\lambda_i^{y_i}}{y_i!} \int_0^\infty e^{-\lambda_i u_i} u_i^{y_i} \frac{\gamma^\theta}{\Gamma(\theta)} u_i^{\theta-1} e^{-\gamma u_i} du_i$$

ここで $\lambda_i = \exp(x_i' \beta)$ である。ここで誤差項を正規化し ($E(u_i|x_i) = 1$)、パラメータに $\gamma = \theta$ という制約をかけると上式は次のように転換できる。

$$\begin{aligned} f(y_i|x_i) &= \frac{\lambda_i^{y_i}}{y_i!} \int_0^\infty e^{-\lambda_i u_i} u_i^{y_i} \frac{\theta^\theta}{\Gamma(\theta)} u_i^{\theta-1} e^{-\theta u_i} du_i \\ &= \frac{\lambda_i^{y_i}}{y_i!} \frac{\theta^\theta}{\Gamma(\theta)} \int_0^\infty e^{-(\lambda_i + \theta)u_i} u_i^{y_i + \theta - 1} du_i \\ &= \frac{\lambda_i^{y_i}}{\Gamma(y_i + 1)} \frac{\theta^\theta}{\Gamma(\theta)} \frac{\Gamma(y_i + \theta)}{(\lambda_i + \theta)^{y_i + \theta}} \\ &= \frac{\Gamma(y_i + \theta)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\theta)} \left(\frac{\lambda_i}{\lambda_i + \theta} \right)^{y_i} \left(\frac{\theta}{\lambda_i + \theta} \right)^\theta \end{aligned}$$

¹⁴ この条件の下では、限界確率効果は負から正へ単調に変化するか、逆に正から負に単調に変化する。これは single crossing property と呼ばれている。

この確率関数を負の二項分布 (Negative Binominal Distribution) 関数とよび、期待値 $E(y_i|x_i) = \lambda_i$ で、分散 $Var(y_i|x_i) = \lambda_i(1 + \theta^{-1}\lambda_i)$ である。負の二項分布 (NB) 回帰モデルは上式にさらに制約をかけて導かれる。まず、 $Var(1 + \delta)\lambda_i$ 、 $\delta = \theta_i^{-1}\lambda_i$ と書き直し、主体 i 毎にパラメータ θ_i が変動することを許すようなモデルをNB1モデルと呼び、分散関数は次のように与えられる。

$$Var(y_i|x_i) = (1 + \sigma^2) \exp(x'_i \beta)$$

このモデルを次のように対数尤度関数に変換し、それを最尤法推定すればいい。

$$\ln L(\theta, \beta) = \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \theta \exp(x'_i \beta)) \right) - \ln y_i! - (y_i + \theta \exp(x'_i \beta)) \ln(1 + \theta^{-1}) - y_i \ln \theta \right\}$$

最適化の1階条件は次のように表される。

$$\sum_{i=1}^n \left\{ \left(\sum_{j=0}^{y_i-1} \frac{\theta \lambda_i}{j + \theta \lambda_i} \right) x_i + \theta \lambda_i x_i \right\} = 0$$

$$\sum_{i=1}^n \theta^2 \left\{ - \left(\sum_{j=0}^{y_i-1} \frac{\lambda_i}{(j + \theta)} \right) - \theta^2 \lambda_i \ln(1 + \theta^{-1}) - \frac{\theta^{-1}}{1 + \theta^{-1}} + y_i \theta^{-1} \right\} = 0$$

ここで $\delta = 0$ を検定し、それが棄却できなければポアソン分布に従っていると判断され、棄却されればポアソン分布は採用できないことを意味する。

また、パラメータ θ は各主体共通で、 $\theta^{-1} = \sigma^2$ で定数であると仮定したモデルをNB2モデルとよび、分散関数は次のように与えられる。

$$Var(y_i|x_i) = \exp(x'_i \beta) + \sigma^2 [\exp(x'_i \beta)]^2$$

このモデルを対数尤度関数に変換し、それを最尤法推定すればいい。

$$\ln L(\theta, \beta) = \sum_{i=1}^n \left\{ \left(\sum_{j=0}^{y_i-1} \ln(j + \theta) \right) - \ln y_i! - (y_i + \theta) \ln(1 + \exp(x'_i \beta)) - y_i \ln \theta + y_i x'_i \beta \right\}$$

1階条件は次のように与えられる。

$$\sum_{i=1}^n \frac{y_i - \lambda_i}{1 + \lambda_i/\theta} x_i = 0$$

$$\sum_{i=1}^n \left\{ \theta^2 \left(\ln(1 + \lambda_i/\theta) - \sum_{j=0}^{y_i-1} \frac{1}{(j + \theta)} \right) + \frac{y_i - \lambda_i}{(1 + \lambda_i/\theta)/\theta} \right\} = 0$$

ここで $\sigma^2 \rightarrow 0$ であれば時、NB1モデルもNB2モデルもポアソンモデルに収束する。NBモデルがポアソン回帰モデルで近似できるかどうかを検定するひとつの方法は次の式をOLS推定して係数 α がゼロであるかどうかを見るというものである。

$$\frac{(y_i - \hat{\lambda}_i)^2 - y_i}{\hat{\lambda}_i} = \alpha \frac{g(\hat{\lambda}_i)}{\hat{\lambda}_i} + u_i$$

ここで $g(\hat{\lambda}) = \hat{\lambda}^2$ あるいは $g(\hat{\lambda}) = \hat{\lambda}$ で表される関数であり、 $\hat{\lambda}_i = \exp(x_i' \hat{\beta})$ とする。帰無仮説 $\alpha = 0$ では $Var(y_i|x_i) = \lambda_i$ となり、ポアソン分布が棄却できないことになる。これは先に述べたoverdispersionかどうかを検定していることになる。

ポアソン回帰モデル、NB1モデル、NB2モデルの3つの推定方法のうち、ポアソン回帰モデルが選択されるかどうかは、上で述べた $\delta = 0$ か $\alpha = 0$ を検定すればよい。NB1モデルとNB2モデルの間の選択に関しては通常のカイ二乗分布に基づく尤度比検定を行うか、同じくカイ二乗分布に基づくワルド検定を行うのが一般的である。

6. 実証結果

図表1-9は変数の定義、図表1-10は数値データの基本統計量、図表1-11は上述のポアソン回帰モデル、NB1モデル、NB2モデルの結果が報告されている。また、既に説明した通り、非線形モデルのポアソン回帰、NB1、NB2の各モデルのパラメータを単純に比較して評価することはできないので、大まかなパラメータサイズを理解するために線形モデルであるOLS推定の結果も報告してある。

推定されたパラメータの値はポアソン回帰、NB1、NB2ともほぼ等しい。符号条件はOLS、ポアソン、NB1、NB2ともほぼ等しい。また、有意性はポアソン回帰モデルが高いが、他の3つは似たような値をとっている。また、モデル選択について言えば、NB1とNB2の前では前述したカイ二乗検定によってポアソン回帰は棄却される。NB1とNB2では差はあまりないが、限界的には尤度比検定によってNB1が選ばれるのが適切ではないかと判断できる。NB1モデルが選択されるということは、サンプルにはかなりの異質性が見られることを示唆している。

具体的に有意な説明変数について見ていこう。説明変数の最初の6個が求職側のデータで、性別、前職の月給、新職の月給、就業形態（1＝一般、2＝パート、3＝季節労働）、年齢、年齢の2乗である。ここでは前職の月給を除いて全て有意になっている。とりわけ新職の月

図表 1 - 9 変数表

| 変数名 | 定義 |
|---------------------|---|
| sex | 性別(男性=1、女性=2) |
| birthdate | 誕生日(年-月-日) |
| prevwage | 前職の月給(千円) |
| unempdate | 離職年月日 |
| previndustry | 前職の日本標準産業分類(1~99) |
| prevresign | 前職の離職理由(11=解雇、12=天災等の理由により事業の継続が不可能になったための解雇、20=契約期間満了による退職、定年、移籍出向(みなし離職等)、31=事業主からの働きかけによる正当な理由のある自己都合退職、32=事業所移転等に伴う正当な理由のある自己都合退職、33=正当な理由のある自己都合退職、40=正当な理由のない自己都合退職、45=正当な理由のない自己都合退職(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上)、50=被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇、55=被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上) |
| prevstatus | 前職の対象者区分(1=身体障害者、2=精神薄弱者、3=刑余者等。4=社会的事情により就職が著しく阻害されているもの、3=高年齢継続給付金相当者) |
| newwage | 新職の月給(千円) |
| newindustry | 新職の日本標準産業分類(1~99) |
| newresign | 新職の離職理由(11=解雇、12=天災等の理由により事業の継続が不可能になったための解雇、20=契約期間満了による退職、定年、移籍出向(みなし離職等)、31=事業主からの働きかけによる正当な理由のある自己都合退職、32=事業所移転等に伴う正当な理由のある自己都合退職、33=正当な理由のある自己都合退職、40=正当な理由のない自己都合退職、45=正当な理由のない自己都合退職(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上)、50=被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇、55=被保険者の責に帰すべき重大な理由による解雇(受給資格決定前に被保険者期間が2ヶ月以上) |
| empstatusworker | 就業形態(1=一般、2=パート、3=季節労働) |
| age | 年齢 |
| age2 | 年齢の二乗 |
| workstarts | 新職の就職年月日(年-月-日) |
| searchstarts | 求職活動開始日 |
| HWid | 安定所番号 |
| HWemployees | 総職員数 |
| HWadvisor | 相談員アドバイザー数 |
| HWnavigator | 相談員ナビゲータ数 |
| HWplanner | 再就職プランナー数 |
| HWconsulemoyee | 相談部門職員数 |
| HWconsultants | 相談部門相談員数 |
| HWrecruiteemployee | 求人職員数 |
| HWrecruitstaff | 求人相談員数 |
| HWconsultwindows | 相談窓口数 |
| HWcomputers | 検索装置台数 |
| HWopenweekdaynights | 開庁時間平日夜(開庁なし=0、あり=1) |
| HWopenweekend | 開庁時間土日祝日(開庁なし=0、あり=1) |
| HWparkinglots | 駐車場台数 |
| Numworkstarts | 就職年月日 |
| Numsearchstarts | 求職活動開始日 |
| empstatusfirm | 1=一般、2=パート |
| empperiod | 雇用期間(0=初期値、1=常用、2=臨時、3=季節、4=日雇、5=常雇、6=臨時(4ヶ月以上)、7=臨時(4ヶ月未満) |
| empstyle | 雇用形態(0=初期値、1=正規労働者、2=非正規労働者、3=登録型派遣労働者、4=常用型派遣労働者) |
| totalrecruits | 採用人数 |
| hourswork | 就業時間パート時間数 |
| workdaysperweek | 週所定労働日数 |
| paystyle | 賃金形態(0=初期値、1=月給制、1=日給制・月給制、3=日給制、4=時間給制、5=年俸制、6=歩合制、9=その他) |
| union | 労働組合の有無(0=初期値、1=なし、2=あり) |
| childcare | 育児休業の取得実績(0=初期値、1=なし、2=あり) |
| nursingcare | 介護休業の取得実績(0=初期値、1=なし、2=あり) |
| establishera | 創業元号(空白=初期値、0=明治期前、1=明治、2=大正、3=昭和、4=平成) |
| establishyear | 創業年数 |
| search | 求職日数 |
| period | 調査期間(第1期=2006年5月、第2期=2005年12月、第3期=2005年8月) |
| wagediff | 月給差 |

図表 1-10 基本統計量

| 変数名 | 基本統計量 | | | |
|---------------------|-----------|--------|-------|-------|
| | 平均 | 標準偏差 | 最小 | 最大 |
| sex | 1.467 | 0.499 | 1 | 2 |
| prevwage | 184.284 | 63.682 | 31 | 499 |
| newwage | 187.170 | 61.518 | 35 | 494 |
| empstatusworker | 1.085 | 0.279 | 1 | 2 |
| age | 36.262 | 11.294 | 16 | 64 |
| HWemployees | 35.496 | 27.764 | 0 | 270 |
| HWadvisor | 0.439 | 0.701 | 0 | 3 |
| HWnavigator | 1.348 | 3.400 | 0 | 23 |
| HWplanner | 1.361 | 1.552 | 0 | 8 |
| HWconsulemployee | 8.003 | 6.158 | 0 | 43 |
| HWconsultants | 9.121 | 8.377 | 0 | 51 |
| HWrecruitemployee | 3.620 | 2.468 | 0 | 23 |
| HWrecruitstaff | 3.714 | 2.895 | 0 | 15 |
| HWconsultwindows | 14.257 | 10.257 | 0 | 56 |
| HWcomputers | 45.893 | 34.829 | 0 | 197 |
| HWopenweekdaynights | 0.289 | 0.453 | 0 | 1 |
| HWopenweekend | 0.279 | 0.449 | 0 | 1 |
| HWparkinglots | 39.402 | 37.114 | 0 | 160 |
| Numworkstarts | 16801.590 | 83.223 | 16658 | 17010 |
| Numsearchstarts | 16692.540 | 35.703 | 16309 | 16971 |
| empstatusfirm | 1.129 | 0.335 | 1 | 2 |
| empperiod | 5.126 | 0.396 | 4 | 7 |
| empstyle | 1.218 | 0.475 | 1 | 4 |
| totalrecruits | 4.225 | 34.099 | 1 | 999 |
| hourswork | 0.173 | 0.968 | 0 | 15 |
| workdaysperweek | 0.602 | 1.598 | 0 | 7 |
| union | 0.809 | 0.604 | 0 | 2 |
| childcare | 0.930 | 0.719 | 0 | 2 |
| nursingcare | 0.784 | 0.574 | 0 | 2 |
| establishyear | 31.352 | 18.937 | 1 | 64 |
| search | 109.055 | 80.564 | 0 | 655 |
| wagediff | 2.886 | 62.000 | -395 | 376 |

注) 第3期のデータを使用。数値データとして意味のない変数の統計量は削除した。

給と就業形態は大きな値を取るほど求職日数が短くなることがわかった。性別は女性の方が、求職日数が長引くことを意味している。また、年齢は1次の項が正で2次の項が負であるので、上に凸の関数になっており、求職日数が最長となる年齢が求められることを意味している。実際には48-49歳あたりで平均113日が最長となっている(図表1-12参照)。

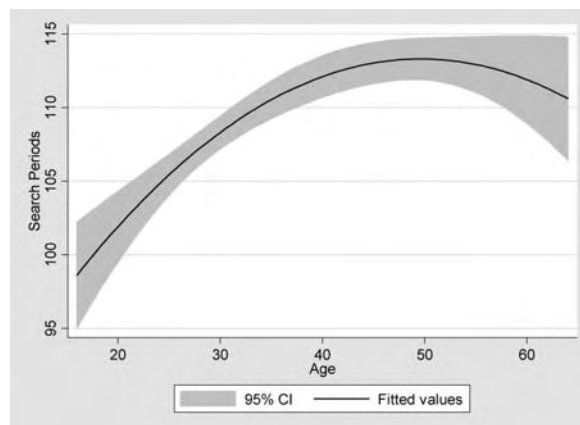
次の7つの変数が求人側のデータである。すなわち、採用人数、就業時間(パート時間)数、週所定労働日数、労働組合の有無(0=初期値、1=なし、2=あり)、育児休業の取得実績(0=初期値、1=なし、2=あり)、介護休業の取得実績(0=初期値、1=なし、2=あり)、創業年の7つである。この中では、採用人数、就業時間、育児休業の取得実績などが有意になっている。前2者は負で有意であり、求職日数を減らす効果があるが、育児休

図表 1-11 求職日数推定モデル

| Dependent Variable: search | OLS | | Poisson | | NB1 | | NB2 | |
|-------------------------------|-------------|-------|-------------|--------|---------------------|-------|---------------------|-------|
| | Coefficient | t値 | Coefficient | z値 | Coefficient | z値 | Coefficient | z値 |
| sex | 4.345 | 3.19 | 0.039 | 24.04 | 0.035 | 3.01 | 0.041 | 3.06 |
| prevwage | -0.012 | -1.09 | 0.000 | -7.84 | 0.000 | -0.34 | 0.000 | -1.12 |
| newwage | -0.109 | -8.87 | -0.001 | -67.97 | -0.001 | -8.45 | -0.001 | -8.55 |
| empstatusworker | -6.568 | -2.71 | -0.060 | -21.02 | -0.045 | -2.15 | -0.055 | -2.29 |
| age | 2.418 | 6.40 | 0.022 | 48.66 | 0.014 | 4.20 | 0.023 | 6.10 |
| age2 | -0.027 | -5.71 | 0.000 | -43.55 | 0.000 | -3.99 | 0.000 | -5.51 |
| totalrecruits | -0.169 | -2.44 | -0.002 | -18.56 | -0.002 | -2.49 | -0.001 | -2.07 |
| hourswork | -1.661 | -2.49 | -0.014 | -18.06 | -0.014 | -2.54 | -0.015 | -2.19 |
| workdaysperweek | 0.861 | 1.82 | 0.007 | 12.06 | 0.008 | 1.94 | 0.006 | 1.28 |
| union | -0.301 | -0.17 | -0.003 | -1.49 | 0.002 | 0.12 | -0.007 | -0.37 |
| childcare | 6.818 | 4.90 | 0.062 | 37.64 | 0.075 | 6.39 | 0.063 | 4.53 |
| nursingcare | 2.505 | 1.24 | 0.022 | 9.11 | 0.029 | 1.75 | 0.023 | 1.14 |
| establishyear | 0.004 | 0.14 | 0.000 | 1.06 | 0.000 | 0.35 | 0.000 | 0.14 |
| HWemployees | 0.105 | 1.84 | 0.001 | 13.74 | 0.001 | 2.31 | 0.001 | 1.78 |
| HWadvisor | 2.566 | 2.01 | 0.024 | 15.79 | 0.025 | 2.28 | 0.023 | 1.82 |
| HWnavigator | -0.699 | -2.86 | -0.006 | -21.36 | -0.005 | -2.20 | -0.006 | -2.56 |
| HWplanner | -0.303 | -0.56 | -0.003 | -4.29 | -0.003 | -0.68 | -0.003 | -0.55 |
| HWconsulemployee | -0.034 | -0.13 | 0.000 | -0.95 | -0.002 | -0.85 | 0.000 | -0.11 |
| HWconsultants | 0.380 | 1.94 | 0.003 | 14.56 | 0.004 | 2.14 | 0.003 | 1.62 |
| HWrecruitemployee | -0.273 | -0.65 | -0.002 | -4.40 | -0.003 | -0.78 | -0.003 | -0.75 |
| HWrecruitstaff | 0.991 | 3.39 | 0.009 | 25.76 | 0.008 | 3.33 | 0.009 | 3.12 |
| HWconsultwindows | -0.133 | -0.61 | -0.001 | -4.68 | -0.002 | -0.87 | -0.001 | -0.52 |
| HWcomputers | -0.033 | -0.77 | 0.000 | -5.69 | 0.000 | 0.15 | 0.000 | -0.60 |
| HWopenweekend | 3.142 | 2.08 | 0.030 | 16.39 | 0.028 | 2.18 | 0.031 | 2.05 |
| HWparkinglots | -0.032 | -1.91 | 0.000 | -14.37 | 0.000 | -1.41 | 0.000 | -1.78 |
| _cons | 66.860 | 8.06 | 4.308 | 428.88 | 4.412 | 62.43 | 4.285 | 50.99 |
| Number of observations | 20141 | | 20141 | | 20141 | | 20141 | |
| R-squared | 0.017 | | | | | | | |
| Root MSE | 79.845 | | | | | | | |
| LR chi2(25) | | | 20,236.590 | | 353.840 | | 295.120 | |
| Prob>chi2 | | | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 | |
| Pseudo R2 | | | 0.015 | | 0.002 | | 0.001 | |
| Log Likelihood | | | -664283.950 | | -113397.170 | | -113426.530 | |
| Log Likelihood ratio | | | | | chibar2(01)=1.1e+06 | | | |
| test of delta=0 | | | | | Prob>chibar2=0.000 | | | |
| Log Likelihood ratio | | | | | | | chibar2(01)=1.1e+06 | |
| test of alpha=0 | | | | | | | Prob>chibar2=0.000 | |

注) 第3期のデータのみを使用。

図表 1-12 年齢と求職日数の関係



業の取得実績はむしろ求職日数を長引かせる効果がある。すなわち、育児休業取得実績のある会社であれば、求職日数を伸ばしてもそこに採用されたいという反応が出ていると考えられる。

ハローワーク関連の変数は12個入っている。その中で統計的に有意な変数は、ハローワーク総職員数、就職支援アドバイザー数、就職支援ナビゲータ数、相談部門相談員数、求人相談員数、土日祝日開庁（0=なし、1=あり）などであり、その中では就職支援ナビゲータ数が一貫して負に有意の効果を持っており、求職日数を短縮する効果が伺える。他の変数は正で有意であるが、これらの変数の数値が大きいのは首都圏で比較的規模の大きなハローワークであり、そこでは求職者のばらつきも大きく、求職日数が長くなっていることを反映しているのではないかと思われる。ここではハローワークに関する変数は外生変数（所与）として扱っているが、求職者数や求職日数の長さとはハローワークの職員数には多少の内生的関係があるかもしれない。ハローワーク内での人員配置のバランスなどについては、さらに詳細に分析する必要があると思われる。

7. 終わりに

本章で考察したことは、ジョブ・サーチ・モデルに職業紹介機関としてハローワークの役割を明示的に導入し、それを計量経済学的に評価したことにある。そして分析上の枠組みとしてハローワークの運営をどのように考えればいいのかということを検討した。実際、職業紹介に関する業務データ利用は今回が初めてであり、この豊富な情報量を持つデータを十分には使いこなしておらず、また、その利用方法に関しても十分な検討を加える時間的な余裕がなかったことは事実である。

今後も、この業務統計を用いたハローワークの業務評価に関する研究が継続され、その成果が蓄積され、職業紹介制度を十分に理解し、その統計の利点を生かした実証研究が続けられれば、労働行政上、極めて有用であり、国際的に見ても極めて水準の高い労働政策研究になるとと思われる。

参考文献

- [1] 今井亮一、工藤教孝、佐々木勝、清水崇（2007）『サーチ理論：分権的取引の経済学』、東京大学出版会
- [2] 大石進一（2003）『待ち行列理論』、コロナ社
- [3] 北村行伸（2007）「カウントデータ分析」、『経済セミナー』、2007年7月号、pp.94-100
- [4] 中川正雄、真壁利明（1987）『確率過程』、培風館
- [5] Cahuc, Pierre and Zylberberg, Andre（2004）*Labor Economics*, The MIT Press.
- [6] Cameron, A.C. and Trivedi, P.K.（1998）*Regression Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.
- [7] Cameron, A.C. and Trivedi, P.K.（2005）*Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- [8] Karlin, Samuel and Taylor, Howard M.（1981）*A Second Course in Stochastic*

Processes, Academic Press.

- [9] Pissarides, Christopher A. (2000) *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed, The MIT Press.
- [10] Winkelmann, Rainer. (1997) *Count Data Models: Econometric Theory and Application to Labor Mobility*, Springer-Verlag.
- [11] Winkelmann, Rainer and Boes, Stefan. (2006) *Analysis of Microdata*, Springer.