

ハローワークの窓口紹介業務とマッチングの効率性

佐々木 勝

(大阪大学准教授)

本稿では、『職業安定業務統計』から1998年第1四半期から2007年第1四半期までの都道府県別パネル・データを使用して、求職者と求人企業との間で成立するマッチングの確率を、求職者がハローワークの窓口で足を運んで求人紹介を受ける過程と求人紹介を受けた上で両者が雇用関係を結ぶことを受諾する過程とに要素分解して推定する。また、それぞれの過程でマッチング効率性の変動を検証することによって、どの段階で効率性が改善、または悪化しているのかをみる。推定結果から、求職者数が1%増加することによって紹介件数も約1%増加した。労働市場逼迫率（紹介件数1件当たりの求人数、または求職者のefficiency unit当たりの求人数）が上昇すると、求人充足率は低下した。求職者が窓口紹介を受ける過程では、マッチング効率性はサンプル期間中で向上したが、求人紹介を受けた上で応募者と求人企業がマッチする過程ではマッチング効率性は低下した。

目次

- I はじめに
- II マッチング過程
- III マッチング効率性について
- IV 推定方法とデータ
- V 推定結果
- VI おわりに

I はじめに

本稿では、求職活動に従事する求職者が就職して失業プールから離脱する確率、すなわちマッチング確率を『職業安定業務統計』から1998年第1四半期から2007年第1四半期までの都道府県別パネル・データを使用して推定する。登録している求職者のうちどれだけがハローワークの窓口へ赴いて求人紹介を受けるか、そして、窓口から求人紹介を受けた求職者の中でどれくらいが求人企業と雇用関係を結ぶことができるかに分けてマッチングの効率性を検証する。そのようにマッ

グ過程を要素分解して分析することによって、どの段階でマッチング効率性が向上しているのか、またその反対に悪化しているのかがわかる。本稿の貢献としては、『職業安定業務統計』の「紹介件数」を利用することによって、求職者が応募する段階と応募者が求人企業とマッチする段階に分けて考察することである。そうすることによって、求職者の求職行動を詳細に描写することができる。

日本では欧米諸国に比べて、完全失業率は90年初頭までそれほど大きな社会問題ではなかった。80年代までは2~3%で推移してきた完全失業率はバブル崩壊後90年代に入って上昇し、2002年にはピークで5.4%（年平均）に跳ね上がった。それ以後は景気の回復に伴って雇用状況も改善し、2007年6月の時点で完全失業率は3.6%となった（総務省『労働力調査』）。

このような完全失業率の変化の背景には、色々な要因が考えられる。本稿では3つの要因に焦点を当てて考察する。最初に考えられる要因は、登録した求職者のうちどれだけの人が求人広告に応

募するためにハローワークの窓口で足を運ぶか、または求職者1人当たりどれだけ求人紹介を受けたかである。基本的に、ハローワークでは求職者自身が興味のある求人広告を窓口を持っていかない限り、窓口相談員から求人紹介を受けない。最初の段階で求人企業に面接をする手続きを取らない限り就職することはできない。『平成14年求職者総合実態調査』（厚生労働省）によると、2002年12月の時点で登録した求職者のうち80.8%が次の6カ月の間に求人に応募したことがあると答えた。そのうちの60.2%がハローワークの紹介を通じて求人に応募したと答えた。ただ、窓口を訪れた求職者だけが真剣に職探しをした求職者であるわけではない。求職意欲が高くても、自分に合った求人広告がなく、職業安定所の窓口で紹介手続きを取らなかった求職者もいると考えられる。

次に考えられる要因としては、応募者間でのコーディネーションの失敗である。一般的に応募者は応募するとき、他の応募者がどこに応募するかを考慮しないで決める。その場合、求人によっては複数の応募者もいれば、全く応募者がいないところもある。複数の応募者がいれば採用されない応募者が発生するし、応募者がいない求人企業は空席を埋めることができないので再び求人広告を掲載しなければいけない。もし、応募者間でできるだけ同じ求人に応募しないように調整することができれば、求職者も求人も減少し、そして完全失業率も低下するであろう。

最後に考えられる要因としては、個別ショックとしてのジョブ・マッチ生産性による受諾の決定である。ある求人に複数の応募者が応募してきたからといって、この求人企業は求人を埋めることができるとは限らない。もし応募者全員のジョブ・マッチ生産性が留保生産性よりも低ければ、この求人企業は応募者の誰にも採用通知を出さない。よってその求人は空席のままとなる。また応募者にとってもジョブ・マッチ生産性が留保生産性よりも低いことは、その企業で働くよりも求職状態のほうが割引現在価値が高いことを意味するので採用を断る。求職者は応募するときに、ある程度の労働条件を把握して応募する求人を決めるが、事前で完全に把握しているとは限らない。面接し

て新たにわかることもある。よって、応募しても求職者は採用を断ることがある。留保生産性は雇用保険給付額や労働市場逼迫率に依存する。

本稿では、1番目の要因と2,3番目の要因の2つに分解して検証を行う。すなわち、求職者が応募する過程と応募者が求人企業とマッチする過程である。2番目と3番目の要因を分解することは次節のモデルで説明するように推定上困難である。ただ、マッチング過程を変えることによって可能となる(Ⅲを参照)。

推定で使用するデータは、厚生労働省職業安定局が公表する『職業安定業務統計』である。それには、四半期別・都道府県別の有効求職者数、有効求人数、紹介件数と就職件数などの職業紹介に関するデータが含まれる。使用する期間は1998年第1四半期から2007年第1四半期までとする。景気後退期から景気回復期を網羅することによって、近年のマッチング過程の変化を探る。推定方法としては、マッチング過程の第1段階と第2段階を都道府県間にある異質性をコントロールしながら同時に推定する。

推定結果から得られた知見を簡単にまとめる。第1段階として紹介件数1件当たりの求人数、または求職者のefficiency unit当たりの求人数(労働市場逼迫率)を被説明変数として求人倍率で回帰分析した場合、求人倍率の係数値は、0.944から0.980でプラスに有意となった。求人倍率が1%上昇することによって、労働市場逼迫率も約1%上昇することがわかった。この推定結果から、求人数を所与としたとき、求職者1%の増加の結果、紹介件数(求職者のefficiency units)は約1%増加することを意味する。

第2段階の推定結果から、説明変数である労働市場逼迫率の係数値は、-0.782から-0.818で求人充足率に対してマイナスに有意となった。考えられる理由は2つある。1つ目は、紹介件数1件当たりの求人数が増加することは、1つの求人に応募する応募者数は平均的に減少することを意味するので、求人充足率は減少する。2つ目としては、求人企業間で応募者の獲得競争が激しくなると、求人企業は応募者に対して高い賃金を提示する。求人企業からのオファーの機会が増えると

考える応募者も高い賃金でないと受諾しなくなる。よって、企業の採用費用が平均的に増加することにより、企業はジョブ・マッチ生産性が低いとマッチしたくないので、ジョブ・マッチの留保生産性は高くなり、両者が雇用関係に合意する確率は減少する。その結果、求人充足率は減少する。

年別ダミー変数の係数値から、マッチング効率性の変動について考察した。第1段階の推定結果から、1998年から2007年の期間に紹介件数は増加していった。これは景気が徐々に回復するに伴い、求人企業は人材獲得のために好条件で広告を出すようになり、質の向上に反応して求職者が多くの求人企業に応募すると考えられる。または、この期間にハローワークの窓口業務の生産性が向上したと考えることも可能である。1998年から2007年の間で紹介件数の増加からマッチング効率性は向上したと解釈できる。

第2段階の推定結果から、年別ダミー変数の係数値は有意にマイナスとなった。労働市場逼迫率を所与としたとき、1998年から2007年にかけて求人充足率は低下した。これはマッチングの効率性が悪化したことを意味する。求職者はハローワークからの紹介だけでなく、他の方法（雑誌、新聞、知り合い）で求職活動を行う機会が増えた。ハローワークから紹介された企業からだけでなく、他の方法で応募した企業からも採用通知が送られる可能性は高くなり、それはハローワークから紹介された企業の採用を拒否する可能性が高くなることを意味する。ハローワーク以外の媒体による求職活動機会の拡大がハローワークのマッチング効率性の悪化をもたらしたと考えられる。他の要因として考えられるのは、1998年から2007年にかけて複数の紹介状を得る求職者の割合が上昇した可能性である。それは、全体の紹介件数を一定とするとき、応募者は減少することを意味する。それが就職件数を減少させ、求人充足率を低下させたと考えられる。この点に関しては、1人の求職者が受ける紹介件数の分布はわからないので憶測の範囲である。さらなる詳細なデータ分析が必要である。

本稿は以下の通りに構成される。IIでは、壺・ボール・マッチング・モデル (urn-ball matching

model) を利用して、ハローワークを通じての求職者と求人企業とのマッチング過程を紹介し、そしてモデルのインプリケーションを簡単に述べる。IIIでは、IIのモデルから段階別のマッチング効率性について説明する。IVでは、モデルに基づいた計量分析モデルを構築して、実証分析に用いる都道府県別パネル・データを紹介する。推定結果をVで報告する。VIでは結論を述べる。

II マッチング過程

この節では、ハローワーク（公共職業安定所）を介して行われる求職者の求職行動と求人とのマッチングの成立についてのモデルを説明する。ここでは、求職者の行動を詳細に描写するために、Butters (1977) や Hall (1979) による壺・ボール・マッチング・モデル (urn-ball matching model) を応用する。このモデルのエッセンスを以下で簡単に説明しよう。仮に、Vの求人とUの求職者がいる労働市場を考える。求人を充足したい企業はハローワークに求人広告を掲載し、新しい職員を募集する。そして、仕事を探している求職者は掲載されている求人広告の中からランダムに1つを選び、その企業に応募する。ここでは、モデルを単純化するために求職者1人につき1つの求人しか選択できないとしよう¹⁾。よって、求人が壺の役割を果たし、求職者がボールの役割を果たすと考える。求職者は手に持つボールを並べられた壺に向かってランダムに投げ入れる。よって、求人によって応募してくる求職者の数は異なることがわかる。応募者が複数いる場合、企業は応募された求職者の中から1つをランダムに選択する。もちろん、1人も応募者がいなければその求人を充足することはできない。応募者が1人だけの場合、その人を無条件で企業は採用する。求職者側からみると、応募した求人到自己を含めて複数の応募者がいると、自分が採用されない可能性がある。当然、応募者が多いほど採用される確率は低下する。しかし、自分1人しか応募していないのなら確実に採用される。以上のモデルの概要からわかるように、失業者の発生の原因は求職者間のコーディネーションの失敗 (Coordination Failure)

によるものである。求職者は応募するとき、他の求職者がどこに応募するかは事前にわからないし、すでに何人の求職者がある求人に応募したのかもわからない。もし求職者間でコーディネーションが効率的に機能すれば、言い換えればお互いにどの求人に応募するかを認識していれば、1つの求人に対して複数の求職者が申し込むケースは少なくなるはずである。

本稿では、上記の基本的な壺・ボール・マッチング・モデルから拡張する点が2つある²⁾。1つめは、ボールを持つ求職者を有効求職者数ではなく、紹介件数を使うことである。基本的にハローワークでの求人紹介方法としては、窓口職員は求職者が持ってきた求人案内に対して当人にとって適当であるなら紹介する。言い換えれば、自発的に求人案内を窓口を持っていかない限り、求職者は求人紹介を受けることができない。ここでは求職者数でもって職探しに従事する人の数とみなすのではなく、むしろ紹介件数を使用したほうが求職活動に従事している求職者数を効率的単位 (efficiency units) で捉えることができると考える。求職者が応募する際には、ハローワークから紹介状を受けるので、紹介状は職探しをする求職者にとってのボールであると考え。ただ、求職者の中で紹介状をもらう応募者だけが真剣に職探しをしているとは限らない。ハローワークで登録している求職者の中には、たとえ働く意欲があっても、掲載されている求人票をみたけれども適当な求人がないと判断して応募を見送る人もいる。このような求職者も職探し活動に従事する求職者に含まれると解釈される。その他に、職業訓練を受けている最中のために応募しない人もいるかもしれない。紹介件数を職探しに従事する求職者の efficiency units とすると過小評価してしまうことに留意する。

求職者数と紹介件数の関係は以下のように表される。

$$E = kU \quad (1)$$

k は求職者1人当たりの紹介件数であり、求職活動に従事している求職者1人当たりの efficiency units である。または求職者は紹介を受け

るのなら自発的にハローワークの窓口で足を運ばなければいけないので、 k はサーチ努力水準の平均とも解釈できる。求職者が平均1つ以上の求人に応募する場合を想定すれば、 $k > 1$ となる。 V を式(1)の両辺で割ると次のような式に変形できる。

$$\phi = (1/k)\theta \quad (2)$$

$\phi (\equiv V/E)$ は求職者の efficiency unit 当たりどれだけの求人があるかを示す。ここではこれを「労働市場逼迫率」と呼ぶことにする。また、 ϕ の逆数は求人1つあたり求職者の efficiency units を示す。 $\theta (\equiv V/U)$ は求職者1人につきどれだけの求人があるかを示す。労働市場逼迫率と区別するためにこれを「求人倍率」と呼ぶことにする。

応募者は他の応募者がどの求人に応募するかを観察できず、ランダムに求人を選び、そのためにその求人企業への紹介状をハローワークから発行してもらう。よって、ある企業の求人に対して任意の応募者が応募する確率は、 $1/V$ である³⁾。

基本的な壺・ボール・マッチング・モデルから拡張したもう1つの点としては、確率マッチング (stochastic matching) をモデルに取り入れることである。ある求人広告に応募した応募者のうち誰が選ばれるであろうか。基本的な壺・ボール・マッチング・モデルでは求職者は生産性に対して同質なので、応募者が複数なら、採用者は応募者の中からランダムに求人企業によって選ばれる。しかし、実際には企業は応募者の中から最も相性のよい応募者を採用するはずである。応募者が多くいても応募者の誰とも相性がよくなければ、誰も採用しない場合もありえる。たとえ応募者が1人だとしても、必ずその応募者と求人企業のマッチが成立するとは限らない。また、応募した求職者側に立つと、応募するからには採用されれば受諾するはずだが、労働条件などの情報は事前には完全ではないので、実際に応募した後の面接で完全な労働条件が判明することもある。そうすると、考えていた労働条件が実際の労働条件とかなり乖離している場合、応募して求人企業に採用されても辞退する可能性もありえる。

この確率マッチング・モデルでは、求職活動に従事している応募者は事前では生産性に関して同質であるが、企業が持つ求人者の空きに収まって就業者になると彼らは生産性に関して同質ではなくなるとする。すなわち、同質の応募者は採用される企業によって雇用関係成立後のジョブ・マッチ生産性、そして賃金水準は異なる。そのほうがより現実のマッチング過程に即していると考えられる。

では、受諾するかどうかの決定プロセスをPissarides (2000) にならって説明する。出会った両者が仮に生産活動を始めた場合、その組の生産性の水準を1期間当たり α としよう。このジョブ・マッチ生産性はその組の個別的なショックであり、またその組の両者がその値をマッチすることを受諾するかどうかを決定する前に認識できるとする。ジョブ・マッチ生産性 α は確率変数であり、分布関数 $G(\alpha)$ に従うと仮定する。分布関数は、連続で微分可能であり、そして時間不変とする。

均衡状態においては、応募者や企業はどのジョブ・マッチ生産性の水準でマッチをすることを受諾して雇用関係を結べばよいかを知っている。すなわち、両者が生産活動を始めてもよい臨界点のジョブ・マッチ生産性（留保生産性）を認識している。ジョブ・マッチ生産性が留保生産性を上回っていることを応募者と求人企業が認識したなら、両者はマッチすることを受諾する。留保生産性を上回るジョブ・マッチ生産性のある応募者が複数いる場合、その中からジョブ・マッチ生産性が最も高い応募者が採用される。反対の場合、両者の間では雇用関係は成立しない。

労働市場はマクロ的な定常状態であり、企業の自由参入が認められていると想定しよう。このとき、Pissarides (2000) は単数均衡が存在することを証明した。またこの確率マッチング・モデルの大きな特徴として、ジョブ・マッチの留保生産性は、雇用保険給付水準 z と求職者の efficiency unit 当たりの求人数 ϕ に依存する ($\alpha^* \equiv \alpha^*(z, \phi)$)。ジョブ・マッチの留保生産性が増加する場合、両者がマッチすることを受諾する確率 ($1-G(\alpha^*)$) は低くなる。

雇用保険給付水準の増加はジョブ・マッチの留保生産性を上げる。雇用保険給付水準は求職者が失業することによる所得である。雇用保険給付額の増加は、サーチの限界期待収益が増加することを意味する。それによって、応募者の受諾の基準は高くなり、応募した企業からのオファーをなかなか受諾しなくなる。次に、Pissarides (2000) によると労働市場逼迫率 ϕ が上昇するにつれてジョブ・マッチの留保生産性は上昇する。マッチング・モデルでは一般的に賃金はナッシュ交渉によって決定するので、賃金はジョブ・マッチの生産性だけでなく、労働市場逼迫率 ϕ にも依存する。応募者の efficiency unit 当たりの企業の求人数が増えると、企業にとって求人に応募してくる求職者が少なくなり、マッチする可能性が低くなる。そうすると採用する企業としては、獲得し難くなった応募者を手放したくないのでより高い賃金を提示する。また応募者も高い賃金でないと受諾しなくなる。したがって、企業の採用費用は平均的に増加する。これによって企業はジョブ・マッチ生産性が高い労働者とマッチしないと採算がとれないので、ジョブ・マッチの留保生産性は高くなる。

このジョブ・マッチの留保生産性と労働市場の逼迫度とのプラスの関係は、企業の自由参入が認められている場合に見ることができた。反対に、企業の自由参入が制限されているような短期の状態では、両者の関係は上のようなプラスに加えてマイナスの関係も見ることができるとする。労働市場逼迫率 ϕ が上昇すると、求人募集している企業は労働者の選り好みをしている余裕がなくなるので、採用基準を下げてでも早く仕事の空きを埋めようとする。よって、ジョブ・マッチの留保生産性は下がり、応募者と求人企業がマッチすることを受諾する確率は高くなる。企業の自由参入が制限されている場合のジョブ・マッチの留保生産性は制限がない場合に比べて低いことになる。企業の参入に制限がある場合、労働市場逼迫率 ϕ に対するジョブ・マッチの留保生産性への影響はプラスもマイナスもあり明確ではない。

以上の議論から、ハローワークを介しての求職者と求人企業のマッチング過程についてまとめる。

ある特定の企業の求人に対して任意の応募者が応募し、そしてジョブ・マッチ生産性が留保生産性よりも高い確率は、 $(1-G(\alpha^*(z, \phi)))/V$ と表される。企業の求人に応募する応募者の人数は、試行数 E の二項分布 $\text{Bin}(E, (1-G(\alpha^*)) / V)$ に従う。よって、留保生産性を上回るジョブ・マッチ生産性をもつ応募者が少なくとも1人はいる確率は、 $1 - (1 - (1-G(\alpha^*)) / V)^E$ となる。求人企業は、留保生産性を上回る応募者の中から、最もジョブ・マッチ生産性が高い求職者を採用し、その求職者も採用オファーを受諾する。したがって、雇用関係が成立する就職件数 X は、

$$X = V [1 - (1 - (1-G(\alpha^*)) / V)^E]$$

となる。 V と E の数が大きいとすると、二項分布は、 ϕ を一定とするポアソン分布に近似される。よって、留保生産性を上回るジョブ・マッチ生産性をもつ応募者が1人もいない確率は、 $\exp(-(1-G(\alpha^*)) / \phi)$ となり、就職件数は以下のように書き直される。

$$X = V [1 - \exp(-(1-G(\alpha^*(z, \phi))) / \phi)] \quad (3)$$

式(3)から、 V と E を2倍に増やすと、 X も2倍に増加することから、 V と E は X に対して収斂一定であることがわかる。

式(3)の両辺を V で割ることによって求人充足率を求めることができる。

$$q^V \equiv X/V = 1 - \exp(-(1-G(\alpha^*(z, \phi))) / \phi) \quad (4)$$

式(4)から、労働市場が逼迫するにつれて、求人にとって応募者が自分のところに応募する確率は低下するので、求人充足率は低下する。Pissarides (2000) は、これを「job-offer 効果」と呼んだ⁴⁾。その一方で、 $(1-G(\alpha^*(z, \phi)))$ から、応募者と求人企業がマッチをすることを受諾する確率がどのように変化するかをみることができる。労働市場の逼迫度の上昇によって、選り好みの激しくなった応募者を引き付けるためには賃金を引き上げる。これは企業にとって採用費用の増加を意味するので、その分ジョブ・マッチの留

保生産性は上昇する。企業にとって応募者とマッチする確率が低下し、求人充足率は低下することを意味する。これとは反対に、比較的少なくなった応募者と確実にマッチするために、企業は採用基準を下げる。すなわち、ジョブ・マッチの留保生産性の水準を下げて、そして受諾確率を上げて、求人充足率も引き上げる。したがって、求人充足率に対する労働市場の逼迫度の効果はプラスであるかマイナスであるかは理論上判断できない。この効果を「reservation-wage 効果」と呼ぶ。企業の自由参入が認められているとき、労働市場の逼迫度の求人充足率に対する効果は、上記の2つの効果から明らかにマイナスである。ただし、企業の自由参入が制限されているとき、reservation-wage 効果のプラス効果が強ければ、job-offer 効果と相反し、どちらの効果が上回るかは理論上判明できない。IVではそれを実証研究で検証する。

III マッチング効率性について

Anderson and Burgess (2000) は、マッチング効率性を測るには次に2つのことに注目すべきだと説く。1つめは、求人企業と求職者が出会う確率である。これが高ければマッチング効率性が高いと解釈される⁵⁾。2つめは、両者が出会った時点で、その雇用関係が成立する確率である。もちろん、出会った両者が雇用関係を結ぶ確率が高ければ、マッチング効率性は高いと言える。Pissarides (2000) は、マッチング効率性を測る2つの指標を明示的に分けた Stochastic Matching Model を分析した。そして、Berman (1997) は、Pissarides (2000) のモデルをもとに、イスラエルのデータからマッチング関数を遭遇関数と受諾関数に分解することによって、2つのマッチング効率性の効果を数量的に推定した。

Pissarides (2000) や Berman (1997) は次のようなマッチング過程を採用した。まず、応募者はランダムに求人に応募する。先述のようにコーディネーションの失敗から複数の応募者が応募している可能性がある。その場合、企業がランダムに1人を選んで面接し、その他の応募者に対しては不

採用通知を出す。選んだ応募者と面接を通じてジョブ・マッチ生産性を両者が認識する。それが留保生産性を上回れば、求人企業は採用し、応募者はそのオファーを受諾する。反対の場合、両者は雇用成立の合意に至らない。求人企業は、選んだ応募者の採否決定の前に他の応募者に対しては不採用通知を出しているため、選んだ応募者と雇用関係が結べない場合、また新たに求人募集をする。この場合、求人充足率を表す式(4)は次のようになる。

$$q^V \equiv X/V = [1 - G(\alpha^*(z, \phi))] [1 - \exp(-1/\phi)] \quad (5)$$

式(5)右辺の最初の括弧は、後者のマッチング効率性を表象し、次の括弧が前者のマッチング効率性を表象する。Berman (1997) は式(5)から、受諾関数 $(1 - G(\alpha^*(z, \phi)))$ と遭遇関数 $(1 - \exp(-1/\phi))$ をそれぞれ要素分解して推定した。

IIで説明した式(4)のフレームワークからは、2つのマッチング効率性に分解することはできない。式(4)の中に2つのマッチング効率性が内包されている。このようにわれわれの分析方法にはマッチング効率性を分解できない欠点があるが、われわれのモデルのほうがより現実に即していると考える。

もう1つこれまでのあまり議論されていないマッチング効率性として、求職者のうちどれだけの人が求人応募するかが挙げられる。すなわち、ここでは求職者1人当たりの紹介件数である。求職者は求人紹介を受けるにはハローワークの窓口を自発的に訪れなければいけないので、これは求職者のサーチ努力水準の平均値を表す指標とも考えられる。この指標が上昇することは、就職できる確率も上昇し、マッチング効率性が高くなると解釈できる。式(1)と(2)がこのマッチング効率性を描写する。

まとめると、本稿では、2つのマッチング効率性に着目する。1つめは、Anderson and Burgess (2000) が指摘した遭遇確率と受諾確率から成るマッチング効率性で、2つめは求職者1人当たりの紹介件数で表象されるサーチ努力を測るマッチング効率性である。

IV 推定方法とデータ

この節では、前節で説明した労働市場逼迫率(式(2))と求人充足率(式(4))の推定方法について説明する。本稿では、『職業安定業務統計』(厚生労働省)の都道府県別の四半期別データを使用する。地域別のパネル・データを使用するので、地域間にある異質性をコントロールする必要がある。

労働市場逼迫率(式(2))と求人充足率(式(4))の推定式は以下のような recursive 同時方程式にする。

$$\ln\phi_{it} = \eta_i + \gamma \ln\theta_{i,t-1} + \mu D_t + \nu_{it} \quad (6)$$

$$\ln q_{i,t}^V = \delta_i + \beta \ln\phi_{i,t-1} + \lambda D_t + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式(6)の被説明変数 $\ln\phi_{i,t}$ は労働市場逼迫率の自然対数値で、 $\ln\theta_{i,t-1}$ は求職者1人当たりの求人倍率である求人倍率の自然対数値である。求人倍率の同時性バイアスをコントロールするために1期ラグ前の変数を使用する。 η_i は都道府県間の異質性を表す個別効果を示す。 η_i が都道府県別に固有な効果を示す場合、この推定式は固定効果 (fixed effect) 推定式と呼ばれる。一方で、 η_i が全都道府県共通の定数項プラス都道府県別で平均値ゼロである誤差項を示す確率変数の場合、この推定式は変量効果 (random effect) 推定式と呼ばれる。 η_i が固定効果を示すか、変量効果を示すかは Hausman 検定を行うことによって決まる⁶⁾。 D_t は年別ダミー変数とする。これらの係数値が景気変動やハローワークの業務の生産性の変化に伴いマッチング効率性が向上したか否かを示す。 $\nu_{i,t}$ は標準的な線形回帰モデルの仮定を満たしている誤差項とする。式(7)の被説明変数 $\ln q_{i,t}^V$ は求人充足率の自然対数値である。説明変数として雇用保険給付水準を入れるべきであるが、それを表すデータが不十分なので、労働市場逼迫率だけを説明変数とする。 δ_i は都道府県間の異質性を表す個別効果を示し、 D_t は年別ダミー変数とする。 $\varepsilon_{i,t}$ は標準的な線形回帰モデルの仮定を満たしている誤差項とする。 $\phi_{i,t}$ と $q_{i,t}^V$ の推計式(6)と(7)で、 $\varepsilon_{i,t}$ と $\nu_{i,t}$ の誤差項が相関している場合、 $\ln\phi_{i,t}$ と

ε_{it} は相関することになるので、通常の OLS 推定では、係数値 β にバイアスが生じるので、修正する必要がある。

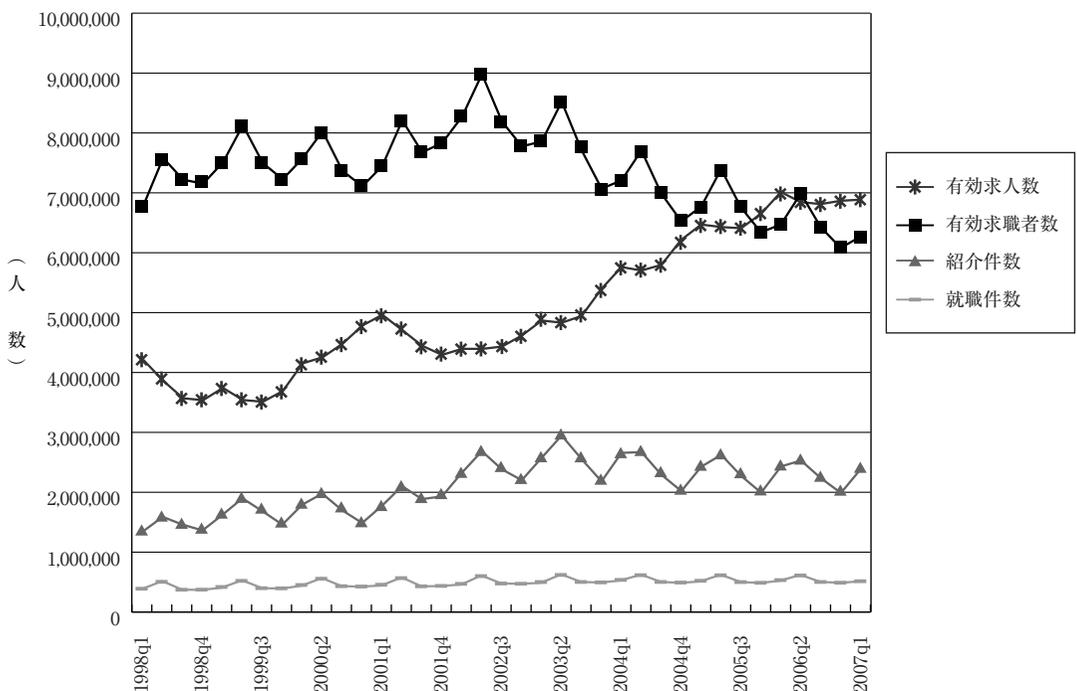
データについて説明する。厚生労働省職業安定局が公表する『職業安定業務統計』には、四半期別・都道府県別の有効求職者数、有効求人数、紹介件数と就職件数などの職業紹介に関するデータが数多く含まれている。今回の研究では、1998年第1四半期から2007年第1四半期までのデータをサンプルとして使う。長期にわたる景気後退期から始まり、それから脱却して景気が回復する局面に向けて、どのように労働市場のマッチングが変化したのかを捉えるために、この期間の分析に特化する。データには、正規労働者と非正規労働者の両方を含めて集計されている。新規学卒者はデータには含まれていない。補論では、データの記述統計を掲載している。

求人充足率 q_{it}^V は、 t 期の就職件数を $(t-1)$ 期の有効求人数で割ったものとし、労働市場逼迫率は ϕ_{it} は、 $(t-1)$ 期の有効求人数を t 期の紹介件数で割ったものとする。求人倍率 θ_{it-1} は $(t-1)$ 期の有効求人数を $(t-1)$ 期の有効求職者数

で割る。本稿では、1期前の有効求職者数や有効求人数だけでなく、1期前の求職者数のストックと今期の新規求職者数の合計を代替として推定を行う。求人の変数についても同様の方法を適用する。

次に、推定分析する前に変数の時系列推移を概観する。図1では、有効求人数、有効求職者数、紹介件数、そして就職件数の時系列推移を都道府県合計で表している。1998年第1四半期では、有効求職者数が有効求人数を大きく上回っていたが、それ以後になると、有効求職者が減少し、反対に有効求人数が大きく増加した。その結果、2005年第4四半期には、ついに有効求人数と有効求職者数が逆転した。そして、全国的に有効求人倍率が1以上となった。この雇用情勢の改善は、主に景気回復によるものや団塊世代の大量退職に備えるためのものと考えられる。売り手市場に伴って、求職者から求人企業への紹介件数も増加した。1998年第1四半期の時点で、紹介件数は134万件（原数値）であったが、2007年第1四半期には239万件（原数値）に増加した。雇用状況が好調であると感じた求職者がもっと積極的に職探しを

図1 有効求人・求職者数、紹介件数、就職件数の時系列推移



し、求人企業への紹介状を受けたと解釈される。就職件数も紹介件数と同様にこの期間で増加したが、増加率は紹介件数のそれよりも低い。その理由としては、求人選択の幅が広がった求職者は、求人企業の労働条件に対して選り好みするようになったおかげで、なかなか雇用関係が成立しないと考えられる。また、求職者によっては1人で複数の紹介状を受け取ると、紹介されたすべての求

人企業から採用の通知を受けたとしても1つしか選ぶことができない。それらの結果、就職件数の伸びは紹介件数のそれに比べて低くなったと考えられる。

図2より、有効求人倍率は1998年第1四半期から徐々に上昇し、2007年第1四半期には1.09となった。ここからも雇用情勢が改善していることがわかる。特に、2002～03年頃からの上昇率

図2 有効求人人数/有効求職者数、有効求人人数/紹介件数、求人充足率の時系列推移

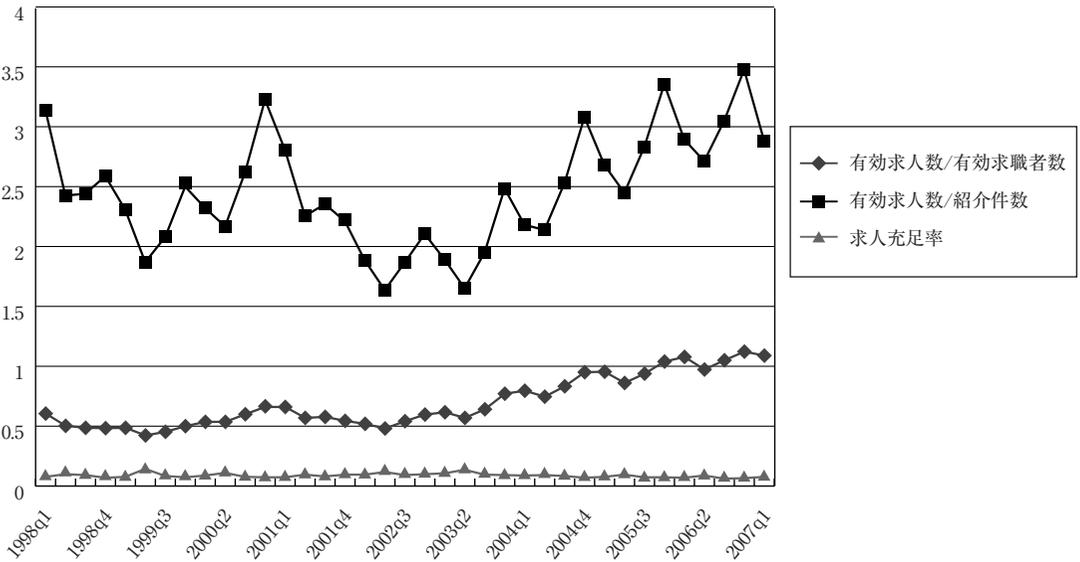
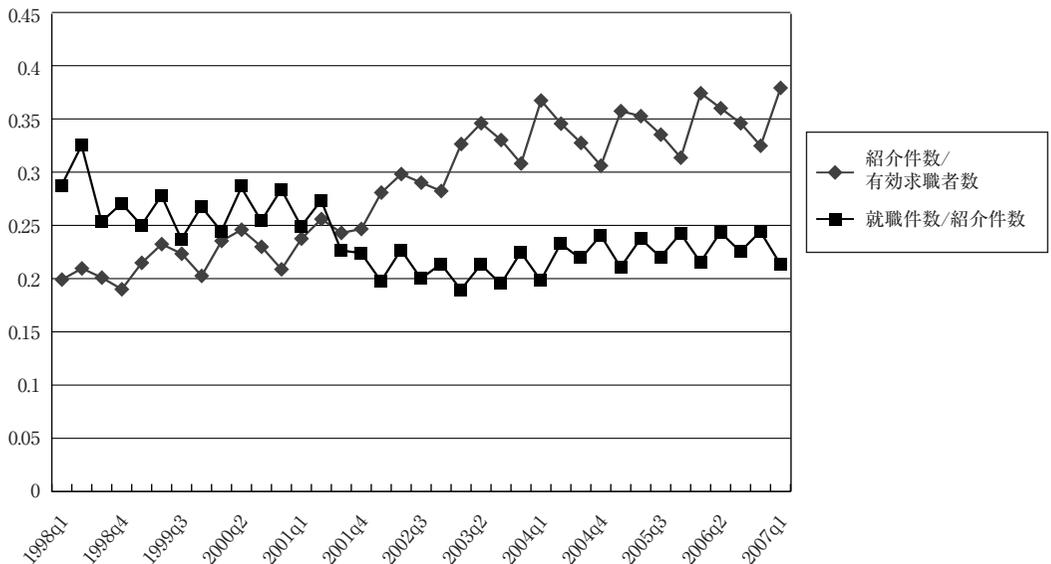


図3 紹介件数/有効求職者数、就職件数/紹介件数の時系列推移



が高くなっている。労働市場逼迫率(=有効求人
数/紹介件数)の動向をみる。先述したように、紹
介件数を求職者の efficiency units とすると、こ
れも求人・求職状況を描写する1つの指標と考え
られる。季節変動があるが、全体的にみると、サ
ンプル期間の前半では労働市場逼迫率は低下傾向
にあり、そして2002~03年頃から上昇に転じる。
当初は紹介件数の増加に対して求人数の増加が追
いつかなかったが、その後の求人数の急激な伸び
により、増加率の関係は逆転した。2002~03年
以降の雇用改善は有効求人倍率や労働市場逼迫率
からも観察される。求人充足率は、期間中低く推
移し、緩やかであるが低下傾向にある。これは就
職件数の増加以上に求人数が増加したことを意味
する。

次に図3では、求職者1人当たりの平均紹介件
数の推移を示す。これは求職者の平均サーチ努力
水準と解釈することができる。1998年第1四半
期では、求職者1人当たり0.2しか求人の紹介を
受けていないが、2007年第1四半期にはそれが
0.4に増加した。次第に雇用情勢が改善するに従
って、求職者は多くの求人企業に応募することがわ
かる。最後に、採用確率(=就職件数/紹介件数)
の推移をみる。緩やかであるが低下傾向にある。

これは紹介件数が増加した割には就職件数がそれ
ほど増加していないことを示す。この理由は先述
したように、求職者の選り好みが増えたか、ま
たは求職者が複数応募しても1つしか選ぶこと
ができないことによる紹介件数と就職件数の差の
広がりによるものと想定される。

V 推定結果

最初に、労働市場逼迫率と求人充足率を推定す
る前に、ベンチマークとしてマッチング関数の推
定結果を報告する。マッチング関数の推計は、こ
れまでの文献と同様に、就職件数を被説明変数と
し有効求人数と有効求職者数で回帰する。表1の
第1列では、同時性バイアスを考慮せずに、今期
の有効求職者数と今期の有効求人数を説明変数に
使った場合の推定結果である。同時性バイアスを
コントロールするために、第2列目では、1期前
の有効求職者数と有効求人数を説明変数に使い、
第3列目では、Berman(1997)と同様に、前期
の求職者(求人)ストックと今期の新規求職者数
(新規求人)を足したのを使った。Hausman
検定より、全都道府県共通の定数項に加わる誤差
項の条件つき期待値がゼロである帰無仮説は有意

表1 マッチング関数の推定

被説明変数 就職件数の対数値	[1]		[2]		[3]	
	固定	ランダム	固定	ランダム	固定	ランダム
有効求職者数の対数値	0.612*	0.617*	0.545*	0.618*	0.614*	0.631*
	(0.050)	(0.031)	(0.056)	(0.032)	(0.056)	(0.032)
有効求人数の対数値	0.218*	0.214*	0.163*	0.178*	0.188*	0.187*
	(0.025)	(0.021)	(0.025)	(0.022)	(0.027)	(0.022)
年別ダミー 定数	+ -0.459	+ -0.462	+ 1.156	+ 0.018	+ -0.052	+ -0.267
	(0.789)	(0.417)	(0.866)	(0.417)	(0.879)	(0.419)
サンプル数	423	423	376	376	376	376
グループ数	47	4.7	47	47	47	47
R2-within	0.872	0.872	0.831	0.830	0.841	0.841
R2-between	0.913	0.913	0.917	0.918	0.917	0.917
R2-overall	0.911	0.911	0.915	0.915	0.915	0.915
F値	248.77		175.02		188.05	
Wald Chi2	2966.82		2066.29		2193.78	
Hausman	1.33		3.31		1.25	

*1%, **5%, ***10% 有意

[1]では、今期の有効求職者数と今期の有効求人数を説明変数に使った場合の推定結果である。[2]では、1期前の有効求職者数と有効求人数を説明変数として使い、[3]では、前期の求職者(求人)ストックと今期の新規求職者数(新規求人)を足したのを使った。

に棄却されないので、ランダム推定結果を採用する。しかし、固定効果モデルによる推定結果とはあまり違いはない。

マッチング関数の推定に関して、期待されたとおり有効求人数と有効求職者数の両方とも就職件数に対してプラスに有意となった。第1列から第3列の推定結果を比較すると、結果に変わりはありません。これらの変数による同時性バイアスの影響は小さいと考えられる。有効求職者数の係数値は、有効求人数のそれに比べて約3倍弱の大きさである。これは、有効求職者数の変化に対するマッチングの弾力性が、有効求人数の変化に対するそれよりも大きいことを示唆する。これらの係数値の合計は0.796から0.831であり、1よりも小さい。この推定結果は、Kano and Ohta (2005) の推定結果 (0.862) とほぼ整合的である⁷⁾。その一方で、Kambayashi and Ueno (2006) や上野・神林・村岡 (2004) の推定結果よりも小さくなっている⁸⁾。Sasaki (2007) では、Temporal aggregation bias を考慮して、マッチング関数を推定した結果、月別データであろうと四半期別データであろうと、1982年4月から2006年12月の期間では、マッチング関数は収束一定であることがわかった。マッチング関数で推定された有効求人数や有効求職者数の係数値は、

労働市場の外部性の度合いを表している⁹⁾。

同様に、表2では、求人充足率を被説明変数として求人倍率で回帰した結果を示す。ここでも、Hausman 検定より、ランダム推定結果を採用する。求人倍率の係数値は、-0.742から-0.774で有意である。求人倍率が1%上昇すると、求人充足率は約0.7%低下する。表1と表2の両方とも、年別ダミー変数は有意にプラスである。したがって、1998年から2007年に向かって、マッチング効率性が向上していると解釈できる。その理由の1つとしては、景気回復の効果が挙げられる。この期間に、ベバレッジ・カーブが下方にシフトしたことにより、有効求人数と有効求職者数の両方が減少したことがわかる¹⁰⁾。

次に、式(6)と式(7)のrecursive 同時方程式の推定結果を表3で報告する。ここでも、Hausman 検定から、ランダム推定結果を採用する。第2段階の応募者と求人がマッチングする過程である下段の求人充足率の推定結果から始める。第1列から第3列を比較する限りあまり結果に違いはない。説明変数である労働市場逼迫率の係数値は、-0.782から-0.818で求人充足率に対して有意である。係数値はマイナスなので、企業の自由参入に制限がある場合のプラスの reservation-wage 効果はマイナスの reservation-wage 効果と

表2 求人充足率の推定 (求人倍率で回帰分析)

被説明変数 求人充足率の対数値	[1]		[2]		[3]	
	固定	ランダム	固定	ランダム	固定	ランダム
求人倍率の対数値	-0.740*	-0.742*	-0.773*	-0.774*	-0.765*	-0.767*
	(0.019)	(0.019)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
年別ダミー 定数	+ -2.643*	+ -2.645*	+ -2.602*	+ -2.603*	+ -2.605*	+ -2.606*
	(0.013)	(0.035)	(0.013)	(0.035)	(0.014)	(0.035)
サンプル数	423	423	376	376	376	376
グループ数	47	47	47	47	47	47
R2-within	0.893	0.893	0.903	0.903	0.894	0.894
R2-between	0.521	0.521	0.512	0.512	0.519	0.519
R2-overall	0.578	0.578	0.575	0.575	0.57	0.57
F 値	340.72		371.91		339.05	
Wald Chi2		3118.40		3029.36		2765.47
Hausman		0.56		0.13		0.33

*1%, **5%, ***10% 有意

[1]では、今期の有効求職者数と今期の有効求人数を説明変数に用いた場合の推定結果である。[2]では、1期前の有効求職者数と有効求人数を説明変数として使い、[3]では、前期の求職者(求人)ストックと今期の新規求職者数(新規求人数)を足したものを使った。

表3 労働市場逼迫率と求人充足率の recursive モデルの推定

被説明変数 労働市場逼迫率の対数値	[1]		[2]		[3]	
	固定	ランダム	固定	ランダム	固定	ランダム
求人倍率の対数値	0.945*	0.946*	0.944*	0.947*	0.980*	0.981*
	(0.026)	(0.025)	(0.031)	(0.029)	(0.031)	(0.030)
年別ダミー 定数	-	-	-	-	-	-
	1.561*	1.562*	1.422*	1.423*	1.451*	1.452*
	(0.018)	(0.046)	(0.020)	(0.029)	(0.020)	(0.047)
F 値	339.33		264.28		271.81	
Wald Chi2	3409		2403		2472	
被説明変数 求人充足率の対数値	[1]		[2]		[3]	
	固定	ランダム	固定	ランダム	固定	ランダム
労働市場逼迫率の対数値	-0.783*	-0.784*	-0.818*	-0.818*	-0.781*	-0.782*
	(0.017)	(0.017)	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.019)
年別ダミー 定数	-	-	-	-	-	-
	-1.421*	-1.420*	-1.438*	-1.439*	-1.472*	-1.470*
	(0.019)	(0.033)	(0.019)	(0.033)	(0.018)	(0.033)
サンプル数	423	423	376	376	376	376
グループ数	47	47	47	47	47	47
R2-within	0.924	0.926	0.920	0.923	0.916	0.919
R2-between	0.637	0.637	0.633	0.634	0.635	0.635
R2-overall	0.681	0.681	0.681	0.681	0.673	0.673
Wald Chi2	1.29 + e6	4376.93	1.00 + e6	3679.22	1.17 + e6	3488.59
Hausman	0.25		0.02		0.13	

*1%, **5%, ***10% 有意

[1]では、今期の有効求職者数と今期の有効求人数から計算した被説明変数と説明変数を使って推定した結果である。[2]では、1期前の有効求職者数と有効求人数から計算し、[3]では、前期の求職者（求人）ストックと今期の新規求職者数（新規求人数）を足したのから計算した変数を使った。

マイナスの job-offer 効果によって帳消しにされる。紹介件数1件当たりの求人数が増加するにつれて、任意の求人に応募する応募者数は平均的に減少するので、求人充足率は減少する。また、求人企業間で応募者の取り合いが激しくなると、応募者とマッチする確率が低くなる。すると採用する企業としては、応募者を獲得するために高い賃金を提示する。また、これからもオファーを受けられる機会が多いと考える応募者も高い賃金でないと受諾しなくなる。したがって、企業の採用費用は平均的に増加する。これによって企業はジョブ・マッチング生産性が高くないと採算がとれないので、ジョブ・マッチの留保生産性は高くなり、両者が雇用関係に合意する確率は減少する。その結果、求人充足率は減少する。

比較するために、求人充足率を単独で推定した結果を表4で報告する。Hausman 検定からランダム推定を採用する。推定結果は、表3の結果に

比べて、労働市場逼迫率の係数値は少し大きくなっているが、マイナスで有意である。表3の結果と同様に、企業の自由参入に制限がある場合のプラスの reservation-wage 効果はマイナスの reservation-wage 効果とマイナスの job-offer 効果によって打ち消されると解釈できる。

表2の求人倍率を説明変数として求人充足率を回帰した場合の係数値と比べると、表3の労働市場逼迫率の係数値とそれほど変化はない。この結果は、求人数を所与とすると、求職者が1%増加すると求人企業に応募するために申請する紹介件数も大体同じように1%増加することを意味する。もし、求職者1人当たり1つの紹介状を得ると仮定すると、求職者1%増加に伴い応募者数も1%増加すると解釈できる。ただ注意しなければいけないのが、紹介状の分布は求職者間で一様ではないことである。すなわち、1人で複数の紹介状を得ている求職者もいれば、全く紹介状を得ずに職

表4 求人充足率の推定（労働市場逼迫率で回帰分析）

被説明変数 求人充足率の対数値	[1]		[2]		[3]	
	固定	ランダム	固定	ランダム	固定	ランダム
労働市場逼迫率の対数値	-0.719*	-0.722*	-0.726*	-0.729*	-0.701*	-0.705*
	(0.015)	(0.015)	(0.017)	(0.017)	(0.016)	(0.016)
年別ダミー 定数	-	-	-	-	-	-
	-1.487*	-1.484*	-1.520*	-1.517*	-1.542*	-1.539*
	(0.016)	(0.032)	(0.016)	(0.032)	(0.015)	(0.032)
サンプル数	423	423	376	376	376	376
グループ数	47	47	47	47	47	47
R2-within	0.928	0.928	0.927	0.927	0.922	0.922
R2-between	0.637	0.637	0.633	0.634	0.635	0.635
R2-overall	0.680	0.680	0.680	0.680	0.672	0.672
F値	523.77		506.33		475.53	
Wald Chi2		4783.59		4128.74		3872.47
Hausman	1.77		0.89		1.91	

*1%, **5%, ***10% 有意

[1]では、今期の有効求職者数と今期の有効求人人数から計算した被説明変数と説明変数を使って推定した結果である。[2]では、1期前の有効求職者数と有効求人人数から計算し、[3]では、前期の求職者（求人）ストックと今期の新規求職者数（新規求人人数）を足したのから計算した変数を使った。

表5 紹介件数（応募者数）の推定

被説明変数 紹介件数の対数値	[1]		[2]		[3]	
	固定	ランダム	固定	ランダム	固定	ランダム
有効求職者数の対数値	1.072*	0.953*	0.949*	0.941*	1.084*	0.977*
	(0.068)	(0.030)	(0.085)	(0.033)	(0.082)	(0.034)
有効求人数の対数値	0.097*	0.048***	0.057	0.036	0.053	0.009
	(0.033)	(0.025)	(0.038)	(0.029)	(0.039)	(0.029)
年別ダミー 定数	+	+	+	+	+	+
	-3.741*	-1.577*	-1.497	-1.137*	-3.2150**	-1.2870*
	(1.071)	(0.318)	(1.299)	(0.320)	(1.290)	(0.320)
サンプル数	423	423	376	376	376	376
グループ数	47	47	47	47	47	47
R2-within	0.916	0.915	0.864	0.864	0.878	0.877
R2-between	0.970	0.971	0.970	0.971	0.971	0.971
R2-overall	0.965	0.967	0.965	0.965	0.965	0.966
F値	398.88		225.88		254.97	
Wald Chi2		5440.44		3526.96		3781.18
Hausman	5.07		1.37		2.81	

*1%, **5%, ***10% 有意

[1]では、今期の有効求職者数と今期の有効求人人数を説明変数に使った場合の推定結果である。[2]では、1期前の有効求職者数と有効求人人数を説明変数として使い、[3]では、前期の求職者（求人）ストックと今期的新規求職者数（新規求人人数）を足したのを使った。

探しをしていない求職者もいる。残念ながら、集計データからは求職者間の紹介状数の分布はわからない。

上述の解釈を確認するために、第1段階の求職者がハローワークの窓口で足を運んで求人紹介を受ける過程に移る。表3上段では労働市場逼迫率を被説明変数として求人倍率で回帰分析した結果

を示す。求人倍率の係数値は、プラスに有意となり、1%の求人倍率の上昇は、約1%の労働市場逼迫率の上昇につながる。仮に、求人数を所与とすると、この推定結果は、求職者が1%増加すると、紹介件数も約1%増加することを示す。この結果から、表2で示した求人倍率の係数値と表3の労働市場逼迫率の係数値がほぼ等しくなる結

果と整合性があることが確認できた。

表5は、紹介件数（応募者数）を被説明変数とし、有効求職者数と有効求人数で回帰した推定結果である。有効求職者数の係数値は有意で、0.949から1.084とほぼ1となった。これらの値は、上野・神林・村岡（2004）の結果（0.723）よりも大きい結果となった¹¹⁾。求職者数が1%増加すれば、同じように紹介件数も1%増加することが確認できる。この結果からも、表2の求人倍率の係数値と表3の労働市場逼迫率のそれかほぼ等しくなる結果と整合性があることが確認できた。有効求人数の係数値に目を向けると、第1列の結果以外は統計的に有意ではない。この結果は、モデルで示した式(1)と整合的である。その一方で、上野・神林・村岡（2004）の紹介関数の推定の結果では、求人（自然対数）の係数値は有意となった。本稿の結果によると、紹介件数は有効求職者の規模に依存するが、有効求人数の規模には依存しない。求職者が求人状況に応じて窓口へ行って求人を紹介してもらうことは統計的に観察されなかった。

次に表3～表5の年別ダミー変数の係数値から、求職者がハローワークを訪れて求人紹介を受ける過程である第1段階のマッチング効率性の変動について検証する。まず、表3の上段と表5の求職者がハローワークの窓口で求人紹介を受ける過程から始める。表3上段では、年別ダミー変数は有意にマイナスである。したがって、求人倍率を所与としたとき、1998年から2007年に向かって労働市場逼迫率、すなわち求職者のefficiency unit当たりの求人数は減少した。同じような結果が表5からも確認できる。年別ダミー変数は有意にプラスなので、有効求人数と有効求職者数を所与としたとき、1998年から2007年に向かって紹介件数（応募者数）は増加した。ここでも、求職者と求人数を所与として紹介件数が増加したことがわかる。両方の結果から、マッチングの効率性は向上している。すなわち、式(2)のkが高くなっている。このような結果になった理由としては、まず景気回復の効果が考えられる。景気が回復するにつれて、求人企業は人材を獲得するために好条件で広告を出すようになり、その結果、求職者が

多くの求人企業に応募するようになる。求人の質の向上が求職者の応募件数を増やした。または、ハローワークの窓口業務の生産性が向上したことが紹介件数増加につながった可能性も考えられる。応募者の増加はマッチング効率性を測る指標の一部分なので、1998年から2007年までの間でマッチングの効率性は向上したと解釈される。

次に表3下段と表4から、第2段階である応募した上でのマッチングの効率性の変化を検討する。年別ダミー変数の係数値は、有意にマイナスとなった。労働市場逼迫率を所与としたとき、1998年から2007年にかけて求人充足率は低下した。この期間では雇用関係が成立しにくくなった。これはマッチングの効率性の悪化を意味する¹²⁾。この結果の理由の1つとして次のことが考えられる。民間の職業紹介業務の拡大によって、求職者はハローワークからの紹介だけでなく、同時に他の方法（雑誌、新聞、知り合い）で求職活動を行えるようになった。ハローワークから紹介された企業から採用通知を得たとしても、他の方法で応募した企業からも採用される可能性は高くなる。それはハローワークで紹介された企業の採用を拒否する確率が高くなることを意味する。阿部・児玉・樋口・松浦・砂田（2005）によると、ハローワーク経由よりも他の方法（学校、前の会社の紹介、縁故、求人広告、民間紹介、その他）のほうが早く就職できることを示した。そうすると、求職者はハローワーク以外の方法をより活用するようになるだろう。ハローワーク以外の方法による就業機会の拡大がハローワーク経由でのマッチング効率性の悪化をもたらしたと考えられる。『平成14年求職者実態調査』（厚生労働省）によると2002年12月から2003年6月の間に求職活動をした求職者のうち、60.2%はハローワークの紹介を通じて求人に応募したが、それ以外にも39.0%の求職者が新聞広告や求人雑誌を利用して応募し、20.4%の人が知人・友人・親族の紹介で応募した。複数回答できることから求職者は1つの方法に固執せず、他の方法も利用しながら求職活動をしていることが予想できる¹³⁾。

もう1つ考えられる理由としては、求職者間の紹介件数が一様に分布されていないことである。

1998年から2007年にかけて複数の紹介状を得る求職者の割合が上昇すれば、全体の紹介件数を一定としたとき、それは応募者の減少を意味する。それが就職件数の低下につながるとも考えられる。今後、求職者1人当たりの紹介件数の分布に関する検証が必要である。

より多くの求職者が応募することによってマッチング効率性は向上したが、雇用成立の減少によるマッチング効率性の悪化が観察された。では、どちらの効果が上回っているのだろうか。表1と表2のマッチング関数の推定の結果、年別のダミー変数は有意にプラスなので、1998年から2007年にかけて全体的にマッチングの効率性は向上したと判断できる。

VI おわりに

本稿では、『職業安定業務統計』から四半期別・都道府県別のパネル・データを使用して、求職者と求人企業との間で成立するマッチングの確率を、求職者がハローワークの窓口で足を運んで求人紹介を受ける過程と求人紹介を受けた上で両者が雇用関係を結ぶことを受諾する過程とに要素分解して推定した。そして、それぞれの過程でマッチング効率性がサンプル期間でどのように変動したかを検証した。マッチング過程を2段階に要素分解して推定するために、『職業安定業務統計』の「紹介件数」という変数を活用した。

第1段階はマッチング過程で雇用関係が成立するためには重要な段階である。ハローワークの窓口で自分の興味のある求人票を自発的に持っていない限り、その求人企業への紹介状を発行してもらえない。言い換えれば、求職者にとっては窓口で足を運ばない限り求人企業とマッチングすることはできない。求職者1人当たりの紹介件数はサーチ努力水準の平均とも解釈することができる。ただ、求職者の中には就業意欲があっても適した求人がないゆえに紹介を受けないものもいることに留意する必要がある。第2段階の応募者と求人とのマッチング過程では、求職者間のコーディネーションの失敗と入職時のジョブ・マッチング生産性がランダムに決定することによって両者のマッ

チング確率的に摩擦が生じる。このようにマッチング過程を要素分解し、それぞれの段階でマッチング効率性を測ることによってもっと効率的な雇用政策を提言することができる。

推定結果を簡単にまとめる。第1段階である求職者がハローワークの窓口で求人紹介をお願いする過程では、求職者数が1%増加することによって紹介件数も約1%増加する。その一方で、求人数は紹介件数に対して総計的に有意な影響を与えないことがわかった。年別ダミー変数の係数値から、このサンプル期間中にマッチング効率性は向上した。これは、景気回復によって求人が人材を獲得するために好条件を提示した結果、求職者が応募するようになったと考えられる。その他に、窓口業務の生産性が向上した可能性もある。第2段階である紹介を受けた応募者と求人とのマッチング過程では、労働市場逼迫率（求職者の efficiency unit 当たりの求人数）が上昇すると、求人充足率は低下する。労働市場逼迫率の上昇によって、求人1つ当たりの応募者数は減少するし、また採用コストが増加するので留保生産性が上昇し、応募者との雇用関係が成立する確率が低下する。よって、求人充足率は低下する。求人紹介を受けた上で応募者と求人企業がマッチする過程ではマッチング効率性は低下した。サンプル期間で、ハローワーク経由だけに頼らず他の方法（新聞広告、求人情報誌、民間職業紹介所）を利用する機会が増えたので、応募者の中にはハローワーク経由の求人企業の採用を断る確率が高くなったと考えられる。または、この期間で、複数の紹介を受ける求職者の割合が上昇したとすると、紹介件数を一定とした場合、応募者数が減少したことを意味する。それが就職件数の低下をもたらす、マッチング効率性の低下につながったとも考えることができる。ただ、求職者1人当たりの紹介件数の分布の変化はわからないので、断定はできない。

最後に、推定結果から雇用政策について述べる。第1段階では、マッチング効率性は向上したが、これは紹介件数が増加したのであって、窓口に来た求職者が増えたとは必ずしも言えない。第2段階の推定結果から、マッチングの効率性が低下したのは、紹介件数の増加が応募者の増加を意味す

るのではなく、複数の紹介を受ける応募者の割合が上昇しただけかもしれない。今後、さらに多くの求職者が窓口で足を運んでくれるようにする必要があるので。第2段階でのマッチング過程においてマッチング効率性を向上させるためには、ハローワークは応募者が就職する可能性が高い企業に

導くことである。求職者が窓口を持ってくる求人企業に対して、窓口相談員はその求人者が求職者にとって適当なのかを識別し、ミスマッチであるなら他の求人を勧めるような指導にいつそう努める必要がある。

補論：記述統計

都道府県	有効求人数		有効求職者数		紹介件数		就職件数	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
北海道	248007.4	77890.93	500597.6	142699.2	125901.2	50636	51459.95	40584.92
青森	47226.81	6362.371	136244.2	13185.64	38703.51	9371.341	9739.514	1126.492
岩手	54243	8161.676	97972.65	11281.6	31236.92	6333.113	10314.51	936.4222
宮城	98071.35	22989.87	140756	14841.52	47041.03	13284.47	9973.405	1589.25
秋田	47694.65	4307.642	90541.33	11820.36	27134.13	5408.576	7380.622	1046.236
山形	59266.65	10647.89	78745.92	9977.502	26419.92	6188.782	7381.486	1052.577
福島	73336.16	14475.19	114032	12426.03	35007.32	7730.312	9126.324	1367.176
茨城	99667.81	13441.55	146904	17848.26	43984.92	7239.342	10015.46	986.0253
栃木	91418.59	20922.09	100987	11672.03	27971.81	4708.525	7621.622	794.8802
群馬	95545.16	26108.06	95617.24	9921.291	24452.03	4938.771	7046.919	914.7311
埼玉	192926.3	47061.16	323240.6	40551.46	71820.16	18221.95	14405.51	1901.254
千葉	159314.2	33392.89	275646.5	31886.86	66009.67	14268.93	12162.11	1595.079
東京	620395	219883.6	701176.5	66144.69	238775.2	66463.58	31932.22	5139.697
神奈川	249251.9	65891.62	404610.1	52221.55	98902.05	18390.53	17901.92	1621.21
新潟	110833.1	23300	159931	17864.93	54745.51	8239.838	15303.19	1804.871
富山	51859.43	11570.42	64761.59	7423.357	19682.81	3315.713	5442.567	656.1927
石川	55100.16	13065.52	68882.11	6136.77	20623.68	3249.281	6879.811	930.8759
福井	42882.7	6978.206	42668.03	4948.712	12465.13	2702.467	4078.838	660.7465
山梨	38446.16	4576.213	38814.14	3803.922	10461.32	2445.513	3110.459	401.4135
長野	113578.1	14015.06	124146.6	12227.34	32928.51	7533.661	10124.95	1077.773
岐阜	95198	14628	103568.5	11090.37	30639.73	5138.076	7953.189	869.7677
静岡	167498.8	21747.49	183943	17734.33	46631.49	6555.707	12285.43	1139.958
愛知	631745.6	109365.2	306711.3	34600.8	65411.76	13229.48	15802.46	1923.968
三重	83394.95	23334.68	96902.89	12184.42	23184.11	4493.842	6551.054	922.5858
滋賀	59052.81	16803.55	79703.11	9932.291	22137.38	4492.909	5584.135	666.9639
京都	109454.2	29750.85	174256.5	16638.26	47424.65	8890.115	11411.35	1305.986
大阪	371265.1	124068.4	578230.4	70899.88	197568.5	37593.21	33132.24	3507.83
兵庫	184162.6	49767.82	333112	39938.91	92681.78	20060.57	19079.59	2244.67
奈良	43505.08	7899.374	81107.54	9569.949	23050.49	5073.33	4963.784	633.5
和歌山	32859.21	6110.832	57577.62	5565.25	16058	3511.464	4343.865	645.0085
鳥取	28958.3	2331.091	37210.86	3525.845	11346.35	2923.233	3348.838	502.6586
島根	32971.14	3632.12	43105.7	3034.18	11162.43	2184.546	3864.297	369.4612
岡山	104815.4	17995.97	113109.5	12085.25	30107.97	4564.684	8137.648	772.0269
広島	137436.7	36294.76	170730.7	15470.26	47143.43	6701.277	12185.24	1098.943
山口	72013.48	10164.1	88050.19	8303.771	24625.05	3212.049	7303.405	476.8662
徳島	30713.76	5258.702	45398.05	3658.77	11426.92	3991.093	3204.459	788.4326
香川	60576.76	9686.535	62478.62	5160.736	22033.49	3976.783	5735.757	620.5422
愛媛	57383.92	6324.946	79712.81	5597.957	22881.05	4727.528	6187.162	760.3345
高知	24730.35	2885.314	54926	5124.883	13649.43	4596.05	3009	568.9008
福岡	183221.7	48025.68	335808.5	29721.72	94497.67	21748.65	18780.49	2778.191
佐賀	31273.65	5171.833	61565.32	5185.431	16541.62	3482.056	4386.081	734.4142
長崎	47673.59	7579.558	99825.65	8160.294	33599.32	6376.22	7882.541	1050.837
熊本	58782.62	14689.43	110752.8	9837.147	25368.27	5933.215	6795.189	986.3152
大分	57328.16	9614.454	82108.54	7476.908	24630	4821.472	6763	768.2087
宮崎	39347.24	6930.315	76808.05	7033.517	25447.43	5743.298	6137.216	1033.077
鹿児島	58451.81	7787.68	115756.1	11367.95	33487.05	7652.685	8946.946	1192.072
沖縄	30262.27	11412.51	90365.76	10929.22	26657.97	7781.954	6098.243	1344.784

*本稿は、独立行政法人雇用・能力開発機構の平成15年度委託研究「雇用と失業に関する調査研究報告書(II)」のために執筆した論文『マッチング関数、遭遇関数と受諾関数の推定』を大幅に改訂したものである。本稿の作成に当たり、太田聰一氏(慶應義塾大学)、関西労働研究会と統計研究会のメンバーから有益なコメントをいただいた。また、この研究では、科学研究費補助金・若手研究(B)(課題番号:18730164)から研究助成を受けた。ここに記して謝意を表したい。なお本稿中の誤りについては、すべて筆者の責任である。

- 1) Albrechat, Gautier, and Vroman (2003)はこのモデルを拡張して、求職者が一度に複数応募できるようなモデルを分析した。
- 2) 基本の壺・ボール・マッチング・モデルは実証分析には十分に適さないとい指摘されている(Petrongolo and Pissarides (2001))。
- 3) 実際の求職行動からは、求職者がランダムに求人を選ぶとは考えにくい。上野・神林・村岡(2004)によると、『雇用動向調査』を利用した入職者分析では、求職者の入職選択はランダムではないことを実証的に示した。しかし、その傾向は、90年代を通して顕著にはみられなかった。
- 4) Pissarides (2000)では、正確には、労働市場が逼迫するにつれて、求職者にとってマッチングする確率が高くなることをjob-offer効果と呼んだ。
- 5) マッチングの効率性は、サーチ期間だけでなく、賃金上昇率や新しい仕事の定着率も指標として使われる。阿部・児玉・樋口(2005)参照。中村(2002)はハローワーク経由では、それ以外の方法と比べて転職後に賃金が低下したが、その後には他の方法と有意に違いはないことを示した。同様に、チェ・守島(2002)は求職方法を「公式的経路」「人的つながり」と「前の会社紹介」に分けて転職後の賃金の変化を検証したが、経路によって有意な違いはみられなかった。
- 6) 帰無仮説は全都道府県共通の定数項に加わる誤差項の条件つき期待値がゼロである。Hausman検定により有意水準で棄却されると、固定効果モデルのほうが妥当である。
- 7) 1973-1999年の年別の都道府県別パネル・データを使用した。
- 8) 1991-2001年の年別の都道府県別パネル・データを使用してマッチング関数を推計すると、求人と求職者の係数値の合計がほぼ1になり、マッチング関数が収束一定であることを示した。
- 9) 弾力性が高いということは、positive外部性が強く、congestion外部性は弱いことを示唆する。
- 10) 一般的に、ベバレッジ・カーブのシフトは構造的な要因によるものであり、ベバレッジ・カーブ上の移動は景気変動によるものと考えられているが、構造的要因と景気要因は相互に関係している。景気回復によって、有効求人倍率が下がり、企業は採用競争に勝つために、多少のミスマッチを許容して採用基準を緩和する。その結果、ミスマッチ失業が減少し、ベバレッジ・カーブが下方にシフトする。
- 11) 上野・神林・村岡(2004)の表5-2:紹介関数の第2列の結果を比較した。分析には1991-2001年の都道府県別パネル・データを利用した。
- 12) 中村(2002)は年別のマッチング関数推定から得た係数値の変化から、90年に入ってハローワークのマッチング効率性が低下したことを示した。
- 13) 上野・神林・村岡(2004)によると、事業所分析の結果、

90年代後半において民間紹介事業とハローワークを含めた他の求人経路とは補完的な関係にあるとはいえないと述べた。

参考文献

- 阿部正浩, 児玉俊洋, 樋口美雄(編)(2005)『労働市場設計の経済分析——マッチング機能の強化に向けて』東洋経済新報社。
- 阿部正浩, 児玉俊洋, 樋口美雄, 松浦寿幸, 砂田充(2005)「入職経路はマッチング効率にどう影響するか——公共職業安定所と他の入職経路の比較」(第3章)『労働市場設計の経済分析——マッチング機能の強化に向けて』東洋経済新報社。
- 上野有子, 神林龍, 村岡啓子(2004)「マッチングの技術的効率性と入職経路選択行動」ESRI Discussion Paper Series, No.106.
- チェ・インソク, 守島基博(2002)「転職理由と経路・転職結果」『日本労働研究雑誌』No.506.
- 中村二郎(2002)「転職システムとしての公共職業紹介機能」『日本労働研究雑誌』No.506.
- Albrechat, J., Gautier, and Vroman (2003) "Equilibrium Directed Search with Multiple Applications." *Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 4: pp. 869-891.
- Anderson, P. M. and S. M. Burgess (2000) "Empirical Matching Functions: Estimation and Interpretation using State-Level Data." *Review of Economics and Statistics*, Vol.82, No. 1: pp. 93-102.
- Berman, E. (1997) "Help Wanted, Job Needed: Estimates of a Matching Function from Employment Service Data." *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, Part 2: pp. S25 1-S 292.
- Butters, G. R. (1977) "Equilibrium Distributions of Sales and Advertising Prices." *Review of Economic Studies*, Vol. 44, No. 3: pp. 465-91.
- Hall, R. E. (1979) "A Theory of the Natural Unemployment Rate and the Duration of Employment." *Journal of Monetary Economics*, Vol. 5, No. 2: pp. 153-69.
- Kambayashi, R. and Y. Ueno (2006) "Vacancy Market Structure and Matching Efficiency." ESRI Discussion Paper Series, No. 160.
- Kano, S. and M. Ohta (2005) "Estimating a Matching Function and regional Matching Efficiencies: Japanese Panel Data for 1973-1999." *Japan and the World Economy*, Vol. 17, No. 1: pp. 25-41.
- Petrongolo, B. and C. A. Pissarides (2001) "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function." *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 2: pp. 390-431.
- Pissarides, C. A. (2000) *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Sasaki, M. (2007) "Is the Matching Formation Random or Stock-Flow in the Japanese Labour Market?" mimeo.

ささき・まさる 大阪大学大学院経済学研究科准教授。最近の主な著作に "International Migration in an Equilibrium Matching Model," *Journal of International Trade and Economic Development*, 16 (1), 2007. 労働経済学専攻。