

公的職業紹介における マッチング効率の収斂性分析*

——就職率と充足率に注目して

周 燕飛

- 1 はじめに
- 2 公的職業紹介に関する既存研究および本稿の関心
- 3 マッチング効率の指標とマッチング効率の都道府県間格差
- 4 マッチング効率の収斂性分析
- 5 おわりに

1 はじめに

公的職業紹介事業とは、国が求人企業と求職者をいわば「お見合い」をさせ、そのマッチングを手助けする事業である。言い換えれば、国が求人側と求職側双方の「お見合い費用」（ジョブサーチ・コスト）を肩代わりすることによって、お互いのニーズに合った質の高い就職を量産し、「就職弱者」を助けることを重要な政策目標としている。失業手当が労働市場に対し「受身の政策（Passive Policy）」であるとすれば、公的職業紹介は、国が自ら打って出て積極的に労働市場に関与する「アクティブ・ポリシー（Active Policy）」の代表である。

公的職業紹介は、日本の雇用政策上、とりわけ重要な位置を占めている。表1から分かるように、日本の場合、積極的な雇用対策費の6割以上もの割合が公的職業紹介事業に配分されている。一方、ヨーロッパ諸国（除く英国）の雇用対策費はいずれも2割未満で、アメリカにおいても3割未満に過ぎない。職業訓練により大きなウェイトを置くカナダ、デンマーク、ドイツに比べ、日本では公的職業紹介が大きな比重を占めていることが特徴的である。

2006年現在、日本全国で469の公共職業安定所（出張所や分室を含むと591ヵ所）が設置され、居住地域を問わず全ての国民に対して無料の職業紹介事業を提供することができるようになった。こうした国が統一的に運営・管理している無料職業紹介事業によって、全国範囲での求人・求職情報の共有化が達成され、広域の職業紹介が可能となったと評価されているところである。しかしなが

*本稿は、周（2006）にもとづき大幅に加筆、修正したものである。藤井宏一氏、小山浩一氏、江上寿美雄氏ならびにJILPT所内研究会参加者から有益なコメントを頂いた。また、匿名レフェリーからは非常に建設的なコメントを頂戴した。ここに記して深く感謝の意を表したい。なお、本稿は、筆者個人の責任で発表するものであり、所属機関としての見解を示すものではない。

表1 公的職業紹介支出が積極的な雇用対策（Active Policy）費に占める割合（％）

国	期間	公的職業紹介	職業訓練	若年失業対策	雇用助成事業	障害者雇用対策
日本	2000-01年	62.5	9.4	-	25.0	3.1
オーストラリア	2000-01年	44.4	4.4	15.5	24.4	11.1
カナダ	2000-01年	41.5	41.5	4.9	7.3	4.9
デンマーク	2000年	7.6	54.1	6.4	10.8	21.0
仏	2000年	13.7	19.1	32.1	28.2	6.9
独	2000年	19.2	28.3	7.5	20.8	24.2
ノルウェー	2001年	15.2	7.6	1.3	1.3	74.7
英	1999-2000年	36.1	13.9	41.7	2.8	5.5
米	2000-01年	26.7	26.7	20.0	6.7	20.0

データ出所：OECD Employment Outlook.

ら、もし情報が完全に共有されていて、労働力移動コストがゼロであれば、理論的には、求職者は全国のどこに住んでいても、職を見つける確率（マクロの指標といえば、就職率）が変わらないことになる。また、企業についても、その立地がどこであったとしても、自分のニーズにあった人材に出会う確率（マクロの指標といえば、充足率）は、理論的に全ての地域で同じとなるはずである。もちろん、現実には様々な摩擦コストや外的ショックのために理論的な状態が常に成立するとは限らないが、無料職業紹介事業が理想的に機能しているのであれば、少なくとも、中長期的には求職人口が就職しやすい地域へ移動し、企業も必要な人材を確保できる地域へ移動するため、地域間の就職率や充足率の水準が収斂（converge）傾向にあることが観察されるはずである。

それでは実際に、現実のデータで、公的職業紹介事業のマッチング効率における収斂傾向は確認できるのであろうか。まず、無料職業紹介事業の政策評価のために、収斂傾向の確認を行うことは重要な意義がある。もし、確かに収斂しているとしたら、その要因について分析し、確かに政策の効果であるかどうかについては別途確認をすべきであろう。もし、マッチング効率の地域間格差が収斂に向かっていないのであれば、その原因（例えば、労働力移動の鈍化、求人情報の伝達効率の低下等）についても探り、改善することが求められる。

このように、マッチング効率は収斂しているかどうかという問題は、政策的に大変重要なテーマであるものの、これまでほとんど研究されてこなかった。それは、1997年の職業安定法改正以前は、民間企業の職業紹介事業への参入が厳しく制限されていたため、職業紹介事業が事実上国家独占の状態であり、マッチング効率性を評価すること自体に対する学術的な関心が薄かったからではないかと思われる。しかしながら、職業安定法は改正され、今後も職業紹介事業における更なる規制緩和が予想されている現在、就職率や充足率など明確な統計指標を用いて、公的職業紹介事業のマッチング効率性を評価し、地域間の比較および官民間の比較を行うことは、大変重要かつ意義深いテーマである。

そこで、本稿は、職業紹介事業への規制緩和が本格化した1990年代後半以降の都道府県別データを用いて、公的職業紹介事業のマッチング効率の地域間格差と、そのトレンドを分析する。具体的には、まず第2節において公的職業紹介に関する既存研究と本稿の着眼点を説明し、第3節前半ではマッチング効率指標の選択と都道府県間格差を説明する。次に、都道府県間マッチング効率格差の現状とその決定要因について、第3節後半で統計分析を行った上で、第4節では、マッチング効率の収斂性分析を行い、マッチング効率におけるこうした地域間格差が拡大（縮小）に向かっている

るのかどうかを明らかにする。なお、収斂性分析を行う際には、Sala-i-Martin（1996）の提案した国別間GDP収斂性分析のアプローチに倣って、「絶対 β 的収斂」、「 σ 収斂」および「条件付 β 収斂」という3つの収斂性の概念を用いる。最後に、第5節で結論を述べる。

なお、本稿の分析より得られた結論は主に下記の4点である。第1に、都市部に比べ、地方のマッチング効率の方が概ね高い。第2に、地域独自の政策的取り組みを反映した3つのダミー変数は、いずれも就職率に有意な影響を与えていない。ただし、求人開拓推進システムと未充足求人フォローアップ・システムが充足率にプラスの影響を与えている。第3に、「就職率」の都道府県間格差はいずれの指標でみても、明確に収斂している。一方、「充足率」の都道府県間格差は、就職率よりもはっきりとはしないが、「 σ 収斂」および「条件付 β 収斂」でみた場合に縮小傾向にある。第4に、職安経由率と人口あたり公共職業能力開発施設数は、マッチング効率の改善に影響を与えている。一方、住居コストは労働力の移動を妨げるため、マッチング効率改善の障害となっている。

2 公的職業紹介に関する既存研究および本稿の関心

2.1 既存研究

Yavas（1994）は労働市場における職業紹介機関の有用性を理論的に提示した最初の論文である。それによると、労働市場における求人側と求職側は、常に二つの現実と直面している。一つは「不確実性」であり、一生懸命に探しても就職に繋がるとは限らない。もうひとつは、「外部性」であり、求職者がサーチ努力をすればするほど、それにみあった求人が充足される確率が高くなるため、求人側に正の外部性をもたらす（逆も然り）。職業紹介機関は、こうした「不確実性」を軽減し、経済外部性のある行動、いわゆる「ジョブマッチ」を増やすことで社会に余剰（利益）をもたらすことができるとされる。

また、Cahuc and Zylberberg（2005）は、職業紹介機関の最適数と公的職業紹介の意義についての理論的な分析を行った⁽¹⁾。すなわち、最適な職業紹介機関の数は、新たな職業紹介機関を建設するために追加的にかかるコスト（限界コスト）と、それによって新たに得た収益（限界収益）が等しくなるところで決定されるモデルを提示した。そこで、営利目的の職業紹介機関の参入規制を完全に撤廃してしまうと、営利企業は利潤の可能性がゼロになるまで市場に参入しつづけるため、職業紹介機関の数が過剰となる。このような過剰参入やオーバー・プロダクションによる資源の浪費を避けるために、あるいはそれに加えて失業手当の受給者の就職努力を公正にチェックするために、職業紹介事業は官営である必要があるとされている。実際、Walwei（1996）によると、日本、ド

(1) Cahuc and Zylberberg（2005）によると、職業紹介事業のコスト（TC）は、大きく固定コスト（ C_0 ）と変動コスト（ C_v ）に分けることができる。 C_0 は、該当地域にある職業紹介機関の数に依存するが、 C_v はそれぞれの機関の扱う就職件数に依存する。混雑効果（Congestion Effect）があるため、固定コストが職業紹介機関の数の増加に伴い下がることなく、上昇しつづける。一方、変動コストは、扱う就職件数の増加とともに始めは上昇するが、やがて規模の経済が働き、一定のところで下がり始める。

イツ、フランスなど先進国の大半⁽²⁾は、政府による独占的な無料職業紹介事業を実施している。とりわけ、日本での無料職業紹介における登録率（公的職業紹介機関の扱う求人数/総求人数）が高く、公的職業紹介のウェイトが大きい。

理論分析の他、職業紹介機関の就職効果に関する実証研究も数多く存在している。例えば、Fougere et al. (1999) によるフランスのサーベイ・データを用いた分析では、公的職業紹介サービスは「就職弱者」と言われている女性や未熟練の若者の就職成功率を改善していることが確認されている。また、Dlton and O'Neill (1996) では、イギリスの長期失業者向けの再就職支援事業（Restart Placement Program）の効果を実験データで評価した結果、就職カウンセリング支援を受けている人たちの就職成功率は、それを受けていない人たちより4ポイントも高いことを報告している。さらに、失業手当を就職支援とセットで受けさせることで、失業者の求職努力の引き出しに一定の効果を挙げていることも確認されている。また、Black et al. (2002) は米国ケンタッキー州の公的職業紹介機関のカウンセリングサービスの効果を実験データで検証した結果、やはりそのサービスが就職成功率に正の影響を与えていることを報告している。さらに、そのサービスは利用者の就職後の平均賃金にも、僅かながら正の影響を与えていることを明らかにしている。

一方、日本では欧米のように実験データまたはサーベイ・データに基づいて、公的職業紹介サービスの個人への就職効果を定量的に分析する研究は、わが国における個票データアクセスの困難さからか、皆無に等しい。一方、公表されているマクロ時系列データを用いて公的職業紹介の機能を分析する代表的な文献として、中村（2002）が挙げられる。中村（2002）によれば、失業中の中・高年者等、外部労働市場における評価の低い労働者は、公共職安を経由で転職していることが多いため、職安経由の転職者は相対的に転職後の賃金が低くなる可能性が高い。また、児玉ほか（2004）は、『雇用動向調査』の特別集計に基づく分析を行い、「公共職安」より「縁故」及び「広告」を経由した転職者の方が、賃金増加率（前職賃金に対する増減比）が有意に高いことを報告している。そのほか、上野・神林・村田（2004）は入職者の経路選択（職安を経由するかしないか）がランダムではないことに注目して、公共紹介選択割合の予測値と観測値の乖離の小さい都道府県ほど、公的職業紹介のマッチング効率が高いことを都道府県別のパネル推計によって示している。すなわち、入職者の経路選択行動に関する予測モデルが正確なほど、公共紹介のマッチング効率が良いということである⁽³⁾。上野・神林・村田（2004）はマッチング効率の指標として、「就職率」や「充足率」

(2) ただし、アメリカとイギリスは、公的職業紹介事業を行いながらも、民間企業の参入を認めている。また、日本は規制緩和により、1990年代後半から民間企業の職業紹介事業への参入が加速している。具体的には、1997年に職業安定法施行規則の改正が行われ、民間有料職業紹介事業の取扱職種を、港湾・建設を除くすべての職業に拡大された。また、2000年の紹介予定派遣制度導入を契機として、有料職業紹介事業に対して労働者派遣事業者が大量に参入するようになった。

(3) その理由については論文では明示されていなかったが、筆者の想像では、入職者の経路選択の予測が正確であるというのは、「個人属性などからみて職安を経路として利用する可能性の高い人が、実際に公共紹介を利用していること」を意味していると思われる。職安は、多く集められた特定タイプの求職者に対して扱い慣れている、もしくは独自の職業紹介のノウハウを持っているため、マッチング効率が高くなっていると考えられる。なお、この「予測の正確さ」指標は、入職者の個票データを用いて都道府県別に特別再集計したものであり、一般に公開されていないため、本研究の分析対象としては用いることができない。

ではなく「紹介成功率」を用いた。しかしながら、後述のように（3.1節）、求職者に積極的に求人を紹介し、努力している職安ほど紹介成功率が低くなっている可能性が高いため、紹介成功率はマッチング効率の指標としては必ずしも適切ではないと思われる。そこで、本稿は、問題の少ない「就職率」と「充足率」とをマッチング効率の指標として用いることにする。また、上野・神林・村田（2004）では考慮されなかった職安の独自施策も説明変数としてマッチング関数に入れて、その効果を調べた。さらに、既存研究では、格差の原因をある程度突き止められたものの、時系列比較においてその格差が縮小（拡大）しているかどうかという点の分析も皆無である。本稿では、近年（1995-2005）の変化として、公的職業紹介のマッチング効率が縮小しているかどうかという点を検証し、格差縮小（拡大）の原因を探ることにした。

2.2 アプローチ

収斂性分析は、Sala-i-Martin（1990, 1996）による一連の分析⁽⁴⁾を機に、近年、マクロ経済学、発展経済学等の分野において、標準的に用いられている手法である。一般的に、ある経済指標 y （本稿の場合では就職率または充足率）が収斂しているかどうかを判断する際に、「 β 収斂」と「 σ 収斂」という二つの指標が用いられる。

観察開始時点において y の水準の低い個体ほど、その後の伸び率が早ければ、が「絶対的 β 収斂」の状態にあるという。その検証方法は、下記の推計式⁽⁵⁾の通りである。

$$\gamma_{i,t,t+T} = \alpha - \beta y_{i,t} + \varepsilon_{i,t,t+T} \quad (1)$$

ただし、 $\gamma_{i,t,t+T} = (y_{i,t+T} - y_{i,t})/T$ は地域 i における t と $t+T$ 期の間の年平均 y の伸び率であり、 ε は残差項である。 $\beta > 0$ であれば、 y が「絶対的 β 収斂」の条件を満たしているという。

しかしながら、すべての個体が同じスタートラインに立っているわけではないので、 y の伸び率に影響を与えそうなその他の初期条件（ X ）をコントロールすることで、「条件付収斂」を検証することができる。すなわち、次式を推定し、

$$\gamma_{i,t,t+T} = \alpha - \beta y_{i,t} + \psi X_{i,t} + \varepsilon_{i,t,t+T} \quad (2)$$

もし、 $b > 0$ であれば、 y が「条件付 β 収斂」の状態にあるという。Sala-i-Martin（1996）によると、世界110ヵ国における過去30年間のGDPは「絶対的 β 収斂」でみた場合には収斂に向かっていない

(4) 第2次世界大戦後、貧しい国がますます貧しくなり、裕福な国がますます裕福になることが現実になっている。一方、内生的経済成長理論や新古典経済理論は、貧しい国ほど資本の限界収益性が高いため、先進国よりも高い成長率を得られ、そのため国別間の所得不平等が収斂に向かうはずと予測している。Sala-i-Martin(1990,1996)は、こうした格差拡大の現実と理論予測のギャップを収斂性分析で説明している。

(5) Sala-i-Martin(1996)は対数線形関数を用いているが、本稿の分析対象である就職率と充足率の伸びにおいて、負の値も有りえるので、普通線形関数を用いる。

が、「条件付 β 収斂」でみた場合には収斂しているという。

また、「絶対的 β 収斂」が観察される場合に、「 σ 収斂」も同時に観察されることが多い。「 σ 収斂」とは、観察グループ（本稿の場合では47都道府県を指す）内の y の標準分散 σ は、最近の時点になるほど小さくなっていることである。つまり、

$$\sigma_{t+T} < \sigma_t \quad (3)$$

である。下位グループの伸び率があまりにも早く、途中で上位グループを通り越してしまう場合には、「絶対的 β 収斂」が観察されていても、「 σ 収斂」が観察されないことがまれにあるとされる。

なお、本稿は、公的職業紹介事業のマッチング効率性について、47都道府県間に「絶対的 β 収斂」、
「条件付 β 収斂」ならびに「 σ 収斂」が起きているかどうかを検証する。

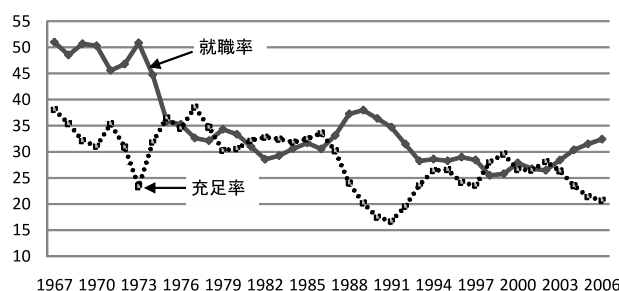
3 マッチング効率の指標とマッチング効率の都道府県間格差

3.1 指標の選択

それでは、そもそも公的職業紹介のマッチング効率性とは、どのように測ればよいのであろうか。『労働市場年報』（厚生労働省）などの公式統計では、就職率と充足率という二つの指標がしばしば用いられる。「就職率」は、就職件数を（新規）求職者数⁽⁶⁾で除した値であり、求職者の何割を就職させられたのかを示し、職安の求職者に対するマッチング・サービスの量を表す。一方、「充足率」は就職件数を（新規）求人数で除した値で、求人の何割を充足させられたのかということを示し、職安の求人側に対するマッチング・サービスの量を表す。

しかしながら、岩本（2005）が指摘したように、就職率は有効求人倍率との関係で充足率と逆の動きをする傾向がある。図1をみると、やはり就職率と充足率は大まかに逆の動きをしていたことが分かる。就職率と充足率のギャップがとくに大きかったのは、1967年から1974年までおよび1988年から1993年までの間である。そのため、時系列データでみた場合には、どちらの指標を選ぶかに

図1 就職率と充足率（％）の時系列推移（1967-2006年）



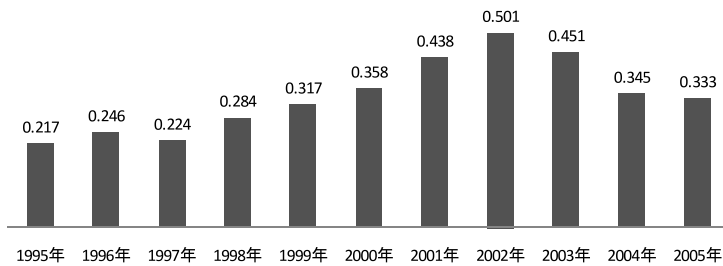
データ出所：厚生労働省『労働市場年報』（各年）より筆者が作成したもの。

(6) 1998年以前の『労働市場年報』では、就職件数を有効求職件数で除した値を就職率としていた。

よって、職業紹介の評価が変わることになりかねない。

ただし、都道府県別のクロスセクションデータでみた場合には、興味深いことに、充足率の高い（低い）地域は、必ずしも就職率や紹介成功率が低い（高い）地域とは限らない。後で詳細に説明することになる表2の中でも、「低充足率+高就職率」という組み合わせの都道府県は山梨県のみであり、「高充足率+低就職率」という組み合わせは皆無である。実際、都道府県ベースの充足率と就職率の相関係数は小さく（ $R=0.3376$ ）⁽⁷⁾、しかも負の相関ではなく正の相関関係となっている。図1、図2から分かるように、いずれの年においても、就職率と充足率の相関係数は正であり、特に1997年から2002年にかけては両者の相関性が強まり、2002年の両者の相関係数は0.5を超えている。

図2 都道府県ベースの就職率と充足率の相関係数の推移（1995-2005年）



データ出所：厚生労働省「労働市場年報」より筆者が作成したもの。

注：すべての統計データは、一般労働者、男女計、新規学卒者及びパートを除くものである。

この時系列データと都道府県データの違いはどのようなメカニズムに求められるであろうか。ひとつの可能性として、マクロ景気などの集計ショックが考えられる。マクロ景気がよければ、有効求人倍率が上昇し、就職率は改善されるが、充足率が逆に低下する⁽⁸⁾。つまり、マクロショックが就職率と充足率にそれぞれ相反する影響を与えるため、時系列データでは両者が負の相関になっている。実際、就職率と充足率の関数をそれぞれ推計してみると（表3、詳細な結果は後述）、集計ショックを表すと思われる有効求人倍率は、就職率と充足率それぞれに正、負の影響を与えている。したがって、マクロショックにより、時系列データでは就職率と充足率が逆方向に動いたと解釈できる。一方、都道府県データの場合には、同一年度の複数地域の就職率と充足率の相関関係が調べられるので、集計ショックの影響を受けずに、就職率と充足率の本来の相関関係が現れたと解釈で

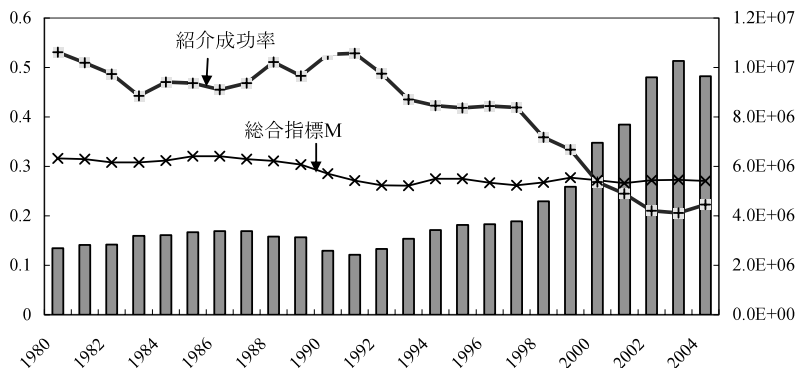
(7) 1995年から2005年までの年ごと相関係数の平均値である。また、相関係数については、特別に言及しない限り、「ピアソンの積率相関係数」のことを指している。

(8) ただし、中長期的には、マクロ景気がよければ、就職率だけでなく、充足率も改善されるはずである。なぜならば、新規求人数が増えれば、今まで就職を諦めていた人の中から、求職活動を再開する人が出てくるからである。もちろん、実際には、求人数が増加したからといって、求職数がすぐに増加するとは限らない。求人数が増えているという情報が、潜在的な求職者に届くまでに若干の時間を要するからである。実際、就職率と充足率の時系列推移(1967-2005年)について、充足率と就職率の2年ラグの相関係数（ $r=0.4834$ ）を計算して見ると、両者は正の相関関係になることがわかる。つまり、そうしたラグがクロスセクションと時系列の相関関係の差となっていると解釈できる。

きる。

ところで、就職率と充足率以外の指標として、『労働経済白書』（厚生労働省）などでは就職率と充足率を総合したマッチング指標（M）が使われている。しかしながら、その定義⁽⁹⁾により就職率と充足率の動きがちょうど相殺されることになり、地域間または年度間の変動が実際よりも過小評価されてしまうという問題がある（図3）。さらに、上野・神林・村田（2004）は、「紹介成功率」⁽¹⁰⁾（就職件数/紹介件数）という指標を用いて公的職業紹介の効率性を評価しているが、この指標も、分母の紹介件数に大きく依存する面がある。すなわち、熱心な職業安定所ほど紹介件数が多いため、紹介成功率が逆に下がってしまう問題がある。実際、図2に見るように、職安全体の紹介成功率は、紹介件数の急増により1992年以降大幅に落ち込んでいることがわかる。

図3 総合マッチング指標Mと紹介成功率の時系列推移（全数、1980-2004年）



データ出所：『労働市場年報』（各年）より筆者が作成したもの。

注：紹介成功率と総合指標Mは左目盛、紹介件数（棒グラフ）は右目盛りである。

このように、総合マッチング指標や紹介成功率などには問題が存在しているため、以下では、就職率と充足率を中心に公的職業紹介のマッチング効率を評価することにする。

3.2 マッチング効率の都道府県間格差とその決定要因

表2は就職率、充足率を指標として、公的職業紹介のマッチング効率性の都道府県間比較を行ったものである。それぞれの指標における平均値の上位10の都道府県および下位10の都道府県の名前と数値を表示している。

まず、充足率と就職率がともに上位にあるのは、北海道、岩手県、石川県、新潟県である。とくに北海道は、就職率が全国トップで、充足率も沖縄についで2位である。農村人口や過疎地域を

(9) aを就職率とし、bを充足率とした場合に、Mが以下のように定義される。

$$M_{it} = \sqrt{a_{it}^2 + b_{it}^2} / \sqrt{2} \quad i=1,2,\dots,N \text{ 地域} ; t=1,2,\dots,M \text{ 時点}$$

(10) 「採用率」と呼ばれる場合もある。

多く抱えるこれらの都道府県では、公共職安以外の求職手段が乏しく、公的職業紹介事業の利用率が相対的に高い。様々な求人と求職が職安に集中しているため、公的職業紹介のマッチング効率性が高くなっているのではないかと考えられる。とくに、積雪寒冷地に位置する北海道や岩手県では、季節労働者や出稼ぎ労働者が多く、求人がいったん出ると比較的簡単に就職に結び付くことが原因の一つと考えられる。

次に、就職率が低いのは、首都圏の4都県（東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県）と近畿圏の2府県（大阪府、兵庫県）である。これらの大都市圏では、求人と求職の手段が多様化されており、職安に集まってくる求人と求職の割合が比較的少なく、公的職業紹介の市場シェアが低い。さらに、中村（2002）が指摘しているように、大都市圏の職安では中高年齢者や未熟練労働者など就職困難者を多く扱っているため、マッチングが難しくなっている可能性が高い。

表2 公的職業紹介の就職率、充足率における都道府県間比較（1995-2005年）

就職率(%)					充足率(%)				
都道府県名	1995年	2005年	期間中平均	年平均伸び	都道府県名	1995年	2005年	期間中平均	年平均伸び
(期間中平均の降順)									
北海道	51.7	42.3	45.7	-0.9	沖縄	73.5	41.6	58.0	-3.2
岩手	46.3	40.0	40.3	-0.6	北海道	51.5	43.3	49.9	-0.8
石川	42.5	39.5	38.8	-0.3	青森	40.8	42.2	44.5	0.1
島根	43.0	38.3	38.4	-0.5	岩手	41.2	40.1	44.1	-0.1
新潟	43.0	39.5	37.1	-0.4	長崎	31.6	37.4	37.3	0.6
鳥取	38.5	39.4	37.1	0.1	宮崎	29.2	39.5	36.8	1.0
福井	35.6	41.9	35.9	0.6	鹿児島	32.7	37.6	36.6	0.5
香川	37.3	37.3	35.4	0.0	秋田	25.9	39.2	33.9	1.3
山梨	40.5	34.3	35.3	-0.6	新潟	28.6	27.7	32.9	-0.1
山形	30.5	39.6	34.8	0.9	石川	31.5	25.8	32.4	-0.6
(中間順位の県を省略)									
大阪	24.8	29.4	24.1	0.5	岐阜	20.1	20.9	21.5	0.1
兵庫	23.4	29.3	23.7	0.6	神奈川	25.8	15.2	21.4	-1.1
福岡	23.3	28.1	23.7	0.5	山梨	21.9	21.9	21.3	0.0
愛知	23.3	27.7	23.5	0.4	千葉	20.1	18.4	20.8	-0.2
高知	21.8	27.1	22.7	0.5	埼玉	21.5	17.3	20.7	-0.4
青森	18.5	27.0	22.3	0.9	岡山	19.6	19.0	20.7	-0.1
神奈川	20.3	24.8	20.8	0.5	群馬	24.0	16.6	20.7	-0.7
埼玉	19.8	24.4	20.0	0.5	静岡	18.7	19.0	19.1	0.0
千葉	18.7	24.9	20.0	0.6	愛知	18.8	10.8	15.3	-0.8
東京	17.2	24.2	19.1	0.7	東京	17.6	10.4	15.2	-0.7

注：（1）資料出所：厚生労働省「労働市場年報」（各年）により筆者の試算結果。（2）年平均伸び率＝（2005年のy-1995年のy）/10年。

それでは、総じてマッチング効率性の高い地域はどのような属性をもっているのでしょうか。重要な要因のひとつは、公的職業紹介事業の経由率（K）あるいは公的職業紹介の市場シェアであると考えられる。つまり、上野・神林・村田（2004）が指摘しているように、公的職業紹介事業の利用率が高ければ高いほど、職安に集まってくる求人と求職の総量が多く、マッチングしやすくなると考えられる。また、労働力の構造（P）、すなわち、季節労働者や出稼ぎ労働者、高年齢者、未熟練労働者の割合などもマッチング効率性に影響を与える可能性が高い。さらに、労働力需要の逼迫度（D）を表す指標（完全失業率、有効求人倍率など）や産業構造（I）などの要因も考慮する必要がある。

また、政策的に重要な点は、各地の職業安定所の独自施策である。たとえば、アメリカのようなバラエティの高い労働市場では、各地で独自の雇用対策やマッチング対策を行うため、先行研究では地域の独自施策が重要な説明要因となっている。日本においては、アメリカほど明確な独自施策があるわけではないが、厚生労働省が2003年に行った「職業安定行政のレガシーシステム等に係る刷新可能性調査」によると、都道府県（労働局）レベルでは、求人開拓推進システムの有無、未充足求人フォローアップシステムの有無、求職者情報提供システムの有無などについて、ある程度の地域差が生じているため、これを変数化することにした。もっとも、その職安の独自施策（S）⁽¹¹⁾という変数は、2003年一時点に限ったものなので、本稿では、2003年の都道府県別データを用いて、上記の諸要因を同時に考慮したマッチング効率（M）関数（第4式）を推計することにする。

$$M = a_0 + a_1K + \alpha D + \beta P + \varphi I + \lambda S + \gamma Z + \varepsilon \quad (4)$$

ここで、 a_0 は定数項、 a_1 は職安経由率Kの係数、 $\alpha, \beta, \varphi, \lambda, \gamma$ はそれぞれの変数群の係数ベクター、 ε は残差項である。推計結果は表3の通りであるが⁽¹²⁾、地域独自の取り組みを反映した3つのダミー変数（S）は、いずれも就職率に有意な影響を与えていない。ただし、個々の変数が統計的に有意でなくても、3つの変数を合わせて結合的に有意になる場合があるため、念のために3つの独自施策ダミーの係数が同時にゼロであるという帰無仮説に対しF検定⁽¹³⁾を行った。その結果は、何れのケースにおいても、帰無仮説が棄却できないことになっており、地域におけるこれらの独自施策は就職率にまったく影響を与えてないと思判断してよいと思われる⁽¹⁴⁾。

一方、地域独自の取り組みのうち、求人開拓推進システムと未充足求人フォローアップ・システムが充足率にプラスの影響を与えている。すなわち、他の条件が一定ならば、これらのシステムを導入している都道府県ほど、充足率が高いといえる。

それ以外の変数を影響についてみると、まず、公的職業紹介の市場シェアを捉えている職安経由率は、就職率に正で有意な影響を与えている。前節の分析で明らかになった都市部（首都圏や近畿圏など）と地方部（北海道、岩手県など）のマッチング効率の格差も、この職安経由率の差に起因する部分が大いと思われる。都市部では民間の職業紹介や広告による求人求職も盛んに行われているため、公的職業紹介の市場シェアが相対的に小さく、逆に、地方では公共職安以外の求職手段が乏しいため、公的職業紹介の市場シェアが相対的に高いからである。

(11) 各都道府県において1カ所以上の公共職業安定所が該当システムを導入している場合に1とし、それ以外の場合に0とするダミー変数である。これらのシステムの導入がマッチング効率性にプラスの効果を与えると考えられる。

(12) 表3においてVIF（Variance Inflation Factor、分散拡大要因）を用いて多重共線性の可能性をチェックしてみたが、いずれの変数についてもVIF値は10未満（平均2.42）となっており、多重共線性の可能性は低いと考えられる。

(13) F検定の結果は下記の通りである。F(3, 26) = 0.56；P値 = 0.6455

(14) ただし、これらの独自施策情報は、2003年の調査時点に限るものであり、個別の職安レベルの情報ではないという大きな制約がある。そのため、厳密的な検証にはなっておらず、今後さらなる検証が必要である。

表3 マッチング効率性関数の推計結果（2003年，分散不均一性調整済みOLS）

	Y=就職率			Y=充足率		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
入職者の職安経由率(K)	0.148	0.041	***	0.088	0.054	
需給 有効求人倍率	0.079	0.046	*	-0.231	0.041	***
指標 (D) 失業率	-0.005	0.008		0.013	0.010	
女性 の比率	-0.085	0.089		-0.102	0.108	
労働 中学・高校卒の比率	0.288	0.111	***	0.197	0.120	
力構 大学・大学院卒の比率	-0.239	0.291		-0.586	0.293	*
造 転職入職者の比率	0.170	0.092	*	0.163	0.102	
(P) 45-54歳中高年者の比率	-0.358	0.185	*	0.100	0.209	
55歳以上高年齢者の比率	-0.090	0.086		-0.128	0.115	
建設業入職者の比率	0.113	0.143		0.382	0.162	**
産業 製造業入職者の比率	-0.210	0.079	***	-0.182	0.079	**
構造 零細企業入職者の比率	0.024	0.066		0.046	0.070	
(I) 小企業入職者の比率	-0.015	0.073		0.088	0.069	
中型企業入職者の比率	0.091	0.063		0.114	0.067	*
独自 求人開拓推進Sダミー	0.021	0.020		0.036	0.018	*
施策 未充足求人フォローアップSダミー	-0.002	0.013		0.028	0.015	*
(S) 求職者情報提供Sダミー	0.009	0.011		-0.015	0.014	
その他 公共職業能力開発施設数 (15歳以上人口100万人あたり)	0.001	0.004		0.003	0.004	
(Z) 民間賃貸住宅の家賃(円/月・畳)	0.000	0.000		0.000	0.000	
常数項	0.193	0.130		0.225	0.105	**
サンプル数	47			47		
R-squared	0.803			0.904		

原数値出所：「労働市場年報」，「雇用動向調査」，「労働力調査」，「統計でみる都道府県のすがた」

注：(1) サンプル数47都道府県。(2) 常用労働者5-29人の企業を零細企業とし，常用雇用者30-99人の企業を小企業とし，常用雇用者100-299人の企業を中型企業としている。(3) 職安経由率＝職安経由の就職件数/（全就職件数－新規学卒就職件数）。(4) ***, **, *はそれぞれ1%，5%，10%の有意水準で係数がゼロでないことを示す。

次に，労働力需給の逼迫度を表す有効求人倍率もマッチング効率に有意な影響を与えている。有効求人倍率の高い地域ほど，求職件数に対して求人数が相対的に多いため，就職率が有意に高く，一方，充足率が有意に低い。これは，就職率と充足率が逆の動きするというマクロ時系列データの分析結果とも整合的である。

また，中学・高校卒入職者比率の高い地域ほど，就職率が高い。本来ならば，他の条件が一定であれば低学歴者ほど，職探しが難しくなり就職率が低いのは当然であるが，表3の推計結果では，こうした就職弱者の多い地域ほどかえってマッチング効率が高い。これは，マッチング効率の高い農村部や地方の都道府県ほど，低学歴者の割合が比較的に高い⁽¹⁵⁾ ことに原因があるのかもしれない

(15) 2000年の国勢調査によると，最終学歴人口のうち，小中学校・高校卒業者の割合における全国平均は，72.2%である。東京都（57.3%），神奈川県（60.1%）などの大都市圏における該当数値，全国平均値より大きく下回る一方，秋田県（85.1%），青森県（84.7%），岩手県（83.1%）などの地方圏では，低学歴者の割合が全国平均を大きく上回っている。

い。また、製造業入職者比率の高い地域ほど、就職率と充足率が低い。これは、サービス業などに比べ、製造業の職種が比較的マッチングしにくいことに原因があると考えられる。

以上をまとめると、地方独自の取り組みは就職率の向上における効果が確認されなかったものの、求人開拓推進システムと未充足求人フォローアップ・システムは、充足率の向上に一定の効果を挙げていることが明らかになった。また、有効求人倍率といった労働力需給環境を表す要因、公的職業紹介事業の市場シェア（職安経由率）、入職人口における低学歴層の割合および入職先の産業分類の特徴などは、公的職業紹介のマッチング効率に有意な影響を与えていることも分かった。

4 マッチング効率の収斂性分析

第3節は、ある一時点において、公的職業紹介のマッチング効率の地域間格差とその要因を分析したものである。それでは、時系列でみた場合、公的職業紹介におけるマッチング効率の地域間格差は縮小しているのだろうか。

4.1 「絶対的 β 収斂」と「 σ 収斂」

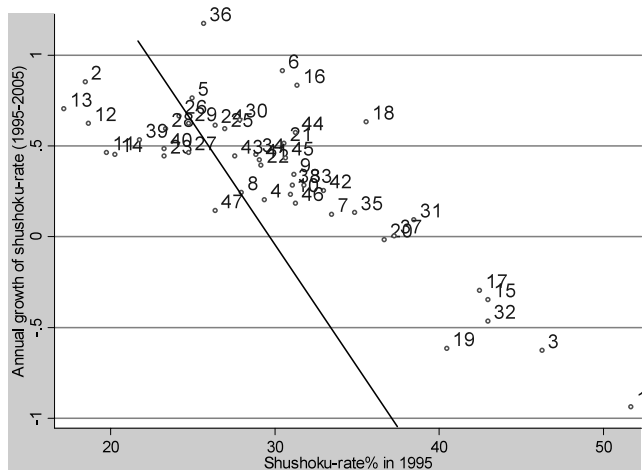
図4は、47都道府県における当初の就職率（横軸）とその後の就職率の平均伸び率⁽¹⁶⁾（縦軸）をプロットしたものである。散布図をみると、就職率の当初水準とその後の伸び率との間に、明らかな負の相関関係があるようである。実際、係数推計値の傾き（補助線）も負（ $t=-9.61$ ）となっている。従って、「絶対的 β 収斂」でみた場合には、就職率の都道府県間格差が近年縮小（収斂）傾向にあると考えられる。

一方、図5は、47都道府県における当初の充足率（横軸）とその後の充足率の平均伸び率（縦軸）をプロットしたものである。散布図をみると、北海道・東北ブロック（北海道、青森県、岩手県、秋田県）と九州・沖縄ブロック（沖縄県、長崎県、鹿児島県、宮崎県）に位置する地方の都道府県がほぼ一直線に並んでおり、充足率が綺麗な収斂傾向を見せている。しかし、全都道府県まで広げてみると、充足率の当初水準とその後の伸び率との間に、相関関係は必ずしも明確ではない。この点を確認するために行ったOLS推計では、係数推計値は負であり、 t 値（ $t=-2.66$ ）もかろうじて5%有意水準を超えているが、全体から大きくかけ離れた沖縄県と北海道のサンプルを除外すると、係数推計値は有意ではなくなり、「絶対的 β 収斂」でみた充足率の収斂傾向は明確ではなくなる。

また、図6は47都道府県における就職率と充足率の「 σ 収斂」の推移（1995-2005年度）をプロットしたものである。就職率については、「 σ 」（標準偏差）が1995年の7.53%から徐々に下がり、2005年では4.74%までに下落している。一方、充足率についても、就職率ほど明確ではないが、やはりトレンドとして「 σ 」は下がる傾向にあり、「就職率」および「充足率」の都道府県間格差は、総じて見て過去の10年間に縮小傾向にあるといえる。

(16) 就職率の伸び率 = (2005年の就職率 - 1995年の就職率) / 10年。充足率の伸び率は、同様の計算式により算出される。

図4 当初の就職率とその後の就職率の年平均伸び率「絶対的β収斂」



注：(1)数字は都道府県番号である。(2)補助線は推計係数の傾きを示している。

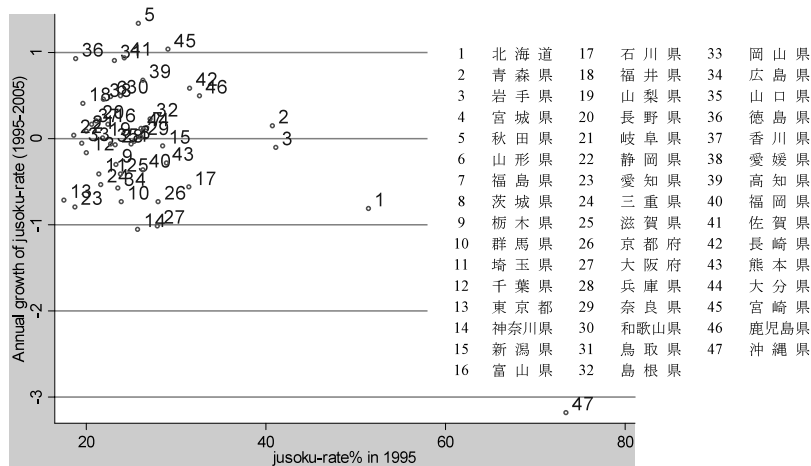
なお、推計結果 (OLS with Robust S.E.) は下記の通りである。

(就職率の年平均増加率) = $1.71336 - 0.04595 * (\text{1995年の就職率})$

(11.62) (-9.61)

R squared=0.6682 N=47 () t値

図5 当初の充足率とその後の充足率の年平均伸び率「絶対的β収斂」



注：全都道府県を含むCase1と異常値（沖縄、北海道）を除いたCase2の推計結果 (OLS with Robust S.E.) はそれぞれ下記の通りである。

Case1 (充足率の年平均増加率) = $1.01061 - 0.04079 * (\text{1995年の充足率})$

(2.55)

(-2.66)

R squared=0.2803 N=47 () t値

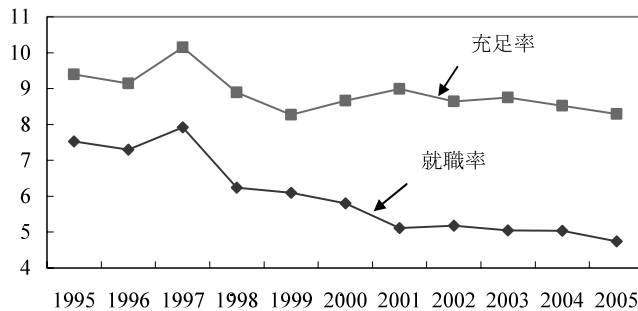
Case2 (充足率の年平均増加率) = $-0.10993 + 0.00497 * (\text{1995年の充足率})$

(-0.34)

(0.39)

R squared=0.0020 N=45 () t値

図6 47都道府県における就職率と充足率の標準分散-収斂（1995-2005）



4.2 「条件付 β 収斂」

それでは、「条件付 β 収斂」でみた場合は、どうなるのであろうか。前述のように、「条件付 β 収斂」が起きているかどうかは定義上、第(2)式の伸び率関数を推計し、当初マッチング効率水準($y_{i,t}$)の係数の符号で判断するものである。もし、 $y_{i,t}$ の係数が負($-b < 0$)であれば、「条件付 β 収斂」が確認されることになる。

分析の期間は、データ上の制約⁽¹⁷⁾により、1995年度から2005年度までの期間となっている。表4は、その推計結果をまとめたものである。なお、地域の独自施策ダミーを取り入れたCaseIとCaseIIIの推計は、一時点のデータのみが使用可能なので、分散不均一性修正済みのOLSモデルを用いる。一方、1995-2005年期的パネル推計(CaseIIとCaseIV)では、被説明変数を y (充足率または就職率)の成長率(対前年度)とし、説明変数に、前年度の y 、前年度の職安経由率、「 σ_y 」(分析期間中の y の標準分散)等の変数が含まれている。なお、パネルデータをPooled OLSモデルで推計すると、誤差項の系列相関問題が発生し、標準誤差が実際よりも小さく推計されるため、正しい仮説検定が出来なくなる。その代わりに、パネルデータは、通常誤差項の系列相関を考慮した固定効果モデルが変量効果モデルを用いて推計される。表4下の欄のHausman検定の結果、固定効果モデルが支持されたので、本稿では何れのパネル推計においても固定効果モデルを用いることにした。

推計結果をみると、係数の大きさに若干違いがあるものの、ほぼすべてのケースにおいては、当初の y の係数推計値はいずれも「負」($-b < 0$)で有意であり、就職率と充足率の両方に「条件付 β 収斂」が確認されている。すなわち、スタート時点の諸外部要因を一定とした場合、スタート時点で就職率または充足率の高い地域ほど、その後の就職率または充足率の伸びが緩やかであるといえる。ただし、当初の y 以外の変数について、その係数推計値が統計的に有意ではなかったり、係数の符

(17) 最も大きな制約は、完全失業率に関するものである。つまり、厚生労働省「労働力調査」による都道府県別の完全失業率のデータは、残念ながら1997年度からしか作成されていない。そこで、本稿は、1995年度国勢調査の都道府県別失業率を用いて、欠損値の1996年度の失業率を同1995年度(国勢調査値)と1997年度(労働力調査値)の平均値として、パネルデータを接続させた。

表4 充足率と就職率の「条件付β収斂」(1995-2005)

被説明変数 説明変数	「就職率」の伸び率(%)				「充足率」の伸び率(%)			
	Case I		CaseII		Case III		Case IV	
	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.	係数	S.E.
当初のy	-34.651	15.530 **	-78.999	11.081 ***	-5.778	29.613	-53.693	12.117 ***
yの標準分散(σ収斂値)			54.441	20.592 ***			-10.085	14.949
入職者の職安経由率(K)	7.963	4.581 *	0.545	1.579	-0.900	10.363	4.847	2.802 *
需給指標(D)								
有効求人倍率	8.341	3.515 **	1.953	1.872	-1.284	9.067	0.115	3.535
失業率	-0.290	0.652	0.671	0.410 *	1.287	1.785	0.638	0.748
女性の比率	7.027	8.601	2.743	2.393	12.077	14.522	1.309	4.302
労働力構造(P)								
中学・高校卒の比率	-3.365	11.556	0.738	2.507	-16.732	19.460	-0.560	4.482
高専・短大卒の比率	-23.980	19.690	-3.661	5.856	5.561	44.513	-13.077	10.385
転職入職者の比率	-1.539	10.327	-0.678	2.213	-9.505	19.422	4.720	3.955
45-54歳中高年者の比率	22.361	17.644	-2.708	4.092	13.362	40.387	10.337	7.310
55歳以上高齢者の比率	6.854	11.142	0.406	0.910	25.002	24.361	1.126	1.625
産業構造(I)								
サービス業入職者の比率	9.455	15.915	4.692	2.639 *	-5.430	23.134	-7.882	4.756 *
製造業入職者の比率	-6.918	6.923	-1.114	2.797	4.774	17.820	-5.540	5.028
零細企業入職者の比率	-6.980	5.483	-2.780	1.940	-5.367	14.179	5.525	3.481
小企業入職者の比率	-6.726	6.273	-2.914	2.032	-9.393	13.375	-6.363	3.656 *
中型企業入職者の比率	4.390	6.570	0.843	2.338	-15.087	16.053	0.884	4.182
独自施策(S)								
求人開拓推進Sダミー	3.450	1.874 *			-1.135	6.268		
未充足求人フォローアップSダミー	-2.053	0.929 **			-0.240	2.485		
求職者情報提供Sダミー	1.198	1.240			-2.445	2.097		
その他(Z)								
公共職業能力開発施設数	-0.299	0.290	0.781	0.404 **	1.203	0.794	0.591	0.730
民間賃貸住宅の家賃	0.001	0.001	-0.001	0.000 **	-0.002	0.001 *	0.000	0.001
常数項	6.604	11.100	24.177	5.140 ***	-2.709	26.774	-4.717	8.999
年次ダミー(結果省略)	NO		YES		NO		YES	
サンプル数	47		470		47		470	
R-squared	0.6249		within = 0.7700; between = 0.5587; overall = 0.6295		0.3526		within = 0.7358; between = 0.0021; overall = 0.5914	
固定効果モデルVS変量効果モデルのHausman検定			chi2(26) = 86.24; P値 = 0.0000				chi2(26) = 48.60; P値 = 0.0046	
推計モデル	OLS with Robust S.E.		固定効果モデル		OLS with Robust S.E.		固定効果モデル	

原数値出所：「労働市場年報」，「雇用動向調査」，「労働力調査」，「統計でみる都道府県のすがた」

注：(1)推計式は、本文の第(2)式である。(2)2006年度の都道府県別就職率と充足率が不明のため、2005-2006年期のyの伸び率が得られない。よって、CaseIIとCaseIVのパネル推計のサンプル数は、10時点×47都道府県となっている。(3)***,**,*はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で係数がゼロでないことを示す。

号に統一性がなかったりしているため⁽¹⁸⁾，ここでその結果の解釈を省略することにした。ちなみに、当初のy以外の説明変数の係数推計値がすべてゼロという仮説検定も行ってみた。Case I，CaseIIおよびCaseIVにおいて、帰無仮説が棄却されているが、Case III (F(19,26)=1.33)においては、仮説が棄却されない。従って、サンプル数が十分でない場合には、充足率(Case III)は、

(18) 一般的に、サンプル数が多いと、係数推計値が有意になりやすいという結構を持っている。そのため、サンプル数の少ないCaseIとCaseIIIにおいて有意ではない係数は、サンプル数の多いCaseIIとCaseIVにおいて有意となっている場合もある(例えば、サービス業入職者の比率)。また、OLSモデルと固定効果モデルが用いた説明変数の構成が一部異なることも、係数推計値の統一性の欠如をもたらしている。

概ね「条件付 β 収斂」をしているものの、その他の条件の影響が必ずしも顕著ではないことが分かった。

それでは、二つのマッチング効率性指標の収斂速度は、ほぼ同じといえるのであろうか。もし同じならば、マッチング効率の指標として就職率と充足率のどちらをとっても同じことを意味することになり、重要なインプリケーションとなる⁽¹⁹⁾。そこで、表4のパネル推計モデルをベースに就職率と充足率の収斂速度が同一であるという仮説検定を行った。つまり、マッチング効率指標 y が就職率の場合と充足率の場合に、 y_t の係数推計値が同じかどうかを仮説検証する。具体的には、まず、以下の第(5)式を固定効果モデルで推計する ($n=47$ 都道府県 $\times 10$ 時点 $\times 2$, 結果省略)。

$$\frac{(y_{t+1} - y_t)}{y_t} = (a + \delta_0 index) + (b + \delta_1 index)y_t + (c + \delta_2 index)\sigma_y + \gamma X + v \quad (5)$$

$index=1$ if y =就職率

$index=0$ if y =充足率

就職率と充足率の収斂速度が統計的に変わらない場合には、 δ_1 がゼロとなるはずである。 $\delta_1=0$ という仮説に対し t 検定を行った結果、 t 値は-1.44であり、仮説が棄却できなかったため、就職率と充足率の収斂速度に有意な差がないことが分かった。従って、マッチング効率の指標として就職率と充足率のどちらをとって収斂性を測っても同じことを意味すると考えられる。

5 おわりに

近年、職業紹介事業への規制緩和に伴い、公的職業紹介のマッチング効率に対する関心が高まっている。そこで、本稿は、職業紹介事業への規制緩和が本格化した1990年代後半以降の都道府県別データを用いて、公的職業紹介事業のマッチング効率の地域間格差とそのトレンドを分析することにした。

分析の結果、公的職業紹介事業のマッチング効率について、「地方部が高く、都市部が低い」という地域間格差が存在しているものの、その格差は近年縮小傾向にあることが明らかになった。とくに、就職率については、いずれの収斂性指標（「絶対的 β 収斂」、「 σ 収斂」および「条件付 β 収斂」）でみても、明確にその地域間の不均衡が縮小されつつある。また、充足率については、就職率ほど明確ではないが、「 σ 収斂」および「条件付 β 収斂」でみた場合には地域間の不均衡が縮小傾向にあることが分かった。また、就職率と充足率の収斂速度が統計的に異なるかどうかについて仮説検定を行ってみたが、両者の収斂速度に有意な差がないことが分かった。すなわち、マッチング効率の指標として就職率と充足率のどちらをとって収斂性を計測しても同じことを意味している。

そして、地域独自の取り組みを反映した3つのダミー変数は、いずれも就職率に有意な影響を与えていない。ただし、地域独自の取組みのうち、求人開拓推進システムと未充足求人フォローアップ

(19) 以下の分析は匿名のレフェリーによる指摘を基に行ったものである。

プ・システムは充足率にプラスの影響を与えている。就職率と充足率の水準が、総じて職安の利用率や有効求人倍率、人口構造や産業構造から影響を受けていることが分かった。そのため、安易に就職率や充足率の高低だけで各職安の業績を評価することは、明らかに公平性を欠くことになると言えよう。評価に当たっては、職安経由率などの外部要因も重要な評価基準として考慮するべきである。

最後に、公的職業紹介のマッチング効率における地域間格差が過去10年の間に縮小しているという事実は、どのように解釈すればよいのであろうか。端的に言えば、マッチング効率の地域間格差の縮小は、都市部でのマッチング効率が改善し、地方でのマッチング効率が悪化したことを意味している。問題は、なぜマッチング効率の低い都市部が、地方部よりもマッチング効率が改善したかということである。経済成長のように、何もしなくても資本の限界生産性逡減により国別間の所得不平等が解消されていくというほぼ明確なメカニズムは、公的職業紹介のマッチング効率の場合には存在しない。マッチング効率の収斂については、その要因がどのようなものであるか、公的職業紹介自身の改善によるものといえるのかなど、新たな分析の枠組みによってさらなる分析が必要である。残念ながら、本稿の分析の枠組みではこの点、さらに明確な分析を行うことは難しい。そのため、以下は、想像の域をでるものではないが、マッチング効率が収斂する要因について、著者が考え得る可能性についてのみ指摘をするにとどめたい。

一つの可能性は、規制緩和・構造改革の進展による地方経済の変化にあると思われる。それまでの地方経済は、公共事業や中小企業によって支えられる割合が多かったが、1990年代後半から始まった国の財政構造改革により⁽²⁰⁾、公共事業や中小企業への支援策が著しく減少した。その結果、地方部の労働力需給環境が悪化し、マッチング効率も次第に低下したと思われる。その意味では、マッチング効率の収斂は、構造改革の副産物の一つとしてみることもできる。

もう一つの可能性は、求人情報の地域間共有である。1988年に導入され総合的雇用情報システムおよび2002年4月に正式運用されたハローワーク・インターネットサービスにより、求人情報の全国範囲での広域共有が実現された。その結果、地方の求職者が都市部の求人に就くことが容易になり（都市から地方へという逆の流れは少ない）、それが都市部への集中化と、都市部のマッチング効率の改善に繋がったのではないと思われる。いずれにせよ、公的職業紹介のマッチング効率の収斂要因に対する科学的検証は、今後さらに詳細な分析が行われる必要がある。本稿の結果を基にして、マッチング効率の収斂性について、今後分析が進むことが期待される。

（しゅう・えんび 労働政策研究・研修機構研究員）

【参考文献】

- 岩本俊也（2005）「マッチング指標でみたハローワークの職業紹介」未公開論文
上野有子・神林龍・村田啓子（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

⁽²⁰⁾ 公共事業指標である包括的な行政投資の推移をみると、ちょうど1995年前後をピークに下落し始めている。その結果、2003年度時点ですでに1988年度ごろの水準にまで行政投資額が落ち込んでしまっている（データ出所：総務省「行政投資実績」）。

- 児玉俊洋・樋口美雄・阿部正浩・松浦寿幸・砂田充(2004)「入職経路が転職成果にもたらす効果」, RIETI ディスカッションペーパー, 2004年07月? 04-J-035
- 佐野哲 (1997)「規制緩和の進展と公共職業紹介部門のあり方」JILリサーチ30号 (夏), pp.40-44
- 全労働省労働組合(2004)「今, なぜ公的職業紹介か」2004年7月
- 周燕飛 (2006)「公的職業紹介機能における地域特性」『地域雇用創出の現状に関する研究』労働政策研究報告書No.65 (第5章)
- 中村二郎 (2002)「転職支援システムとしての公的職業紹介機能」『日本労働研究雑誌』No.506, pp.26-37
- 西澤弘 (2005)『ホワイトカラー有料職業紹介事業の運営と紹介業務従事者に関する事例研究』(独) 労働政策研究・研修機構 労働政策研究報告書No.05-37
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill [大住圭介訳 (1998)『内生的経済成長論II』九州大学出版会]
- Black, S., Smith, J., Berger, M., and Noel, B. (2002)“Is the threat of reemployment services more effective than the service themselves? Experimental evidence from the UI system”, NBER Working Paper No.8825
- Cahuc, P. and Zylberberg, A. (2005) *Labor Economics*, the MIT Press, Chap. 11, pp.635-687
- Dloton, P. and O'Neill, D. (1996) “Unemployment duration and the restart effect: Some experimental evidence”, *Economic Journal*, 106, pp.387-400
- Fougere, D. Pradel, J., and Roger, M. (1999) “The influence of the state employment service on the search effort and on the probability of leaving unemployment”, CREST-INSEE Working Paper No.9904
- Sala-i-Martin, X.X.(1990) “On Growth and State”, Ph.D. Dissertation, Harvard University
- Sala-i-Martin, X.X.(1996) “The Classical Approach to Convergence Analysis”, *The Economic Journal*, 106(437), pp.1019-1036
- Walwei, U. (1996) “Improving job-matching through placement services”, in Schmid, G., O'Reilly, J. and Schomann, K. (eds.), *International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation*, Chap. 13, pp.402-430
- Yavas, A. (1994) “Middlemen in bilateral search markets”, *Journal of Labor Economics*, 12, pp.406-429