

職業間ミスマッチの地域間格差に関する分析

佐藤 仁志

(麗澤大学准教授)

本研究では雇用のミスマッチを地域労働市場という単位でとらえ、地域労働市場ごとに職業別に集計された求人・求職に対する不均衡を雇用のミスマッチとして計測することを行った。具体的には、2001年から2011年にかけての『職業安定業務統計』に基づいて Jackman and Roper (1987) が提唱する $\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{U_i}{V_i} - \frac{U}{V} \right|$ (総失業者数 U ・総求人数 V , i 部門の職業における失業者数 U_i ・求人数 V_i) というミスマッチ指標を用いて、職業間ミスマッチを都道府県別に計測した。そして、対象期間中の3期分のデータからパネルデータを作成し、計測された職業間ミスマッチ指標と社会・経済的要因との関連性をパネル分析によって明らかにすることを試みた。その結果、都道府県別で職業間ミスマッチ指標を見た場合でも全般的には、全国の職業間ミスマッチ同様に好況期には指標の数値が下落し不況期には上昇する傾向を示した。しかし、都道府県間における職業間ミスマッチ指標の格差は好況期に拡大し、不況期に縮小する動きとなっている。また、職業間ミスマッチ指標の構造は景気動向の変動などによって極端な変化が生じないことが確認された。さらに2000年・2005年・2010年の3期分のデータを用いたパネル分析では、時間の経過に応じて変化しない地域特有の要因をコントロールする固定効果モデルでの推計が支持された。推計結果より労働者の学歴や求人倍率、就業率の要因が統計的に有意であることが確認された。

目次

- I はじめに
- II 先行研究について
- III ミスマッチ指標について
- IV ミスマッチ指標の計測
- V ミスマッチ指標の推移
- VI 職業間ミスマッチ指標の決定要因の推計
- VII おわりに

I はじめに

2000年代初頭はバブル崩壊の影響が残っていたが、その後は2002年2月から2008年2月までの戦後最長となる景気の拡大期が続いた。そのため、バブル崩壊後は縮小していた地域間の失業率や所得・賃金の格差が再び拡大に転じた。しか

し、2008年のサブプライムローンを原因とする世界同時不況や2011年の東日本大震災によって再び深刻な景気後退期に突入している。このように2000年代以降のわが国の労働市場は、好不調の波が大きく入れ替わる状態が続いている。そして景気変動によって労働市場はもちろん大きな影響を受けるが、1990年代以降の日本では高止まりに推移する失業率は、単に不況という景気変動によるものだけではなく労働市場の構造的要因にも影響を受けているという見方がなされ、この考え方に基づいた研究蓄積が進んだ。構造的要因による失業(構造的失業)とは、「労働市場では労働の需給が一致しているにもかかわらず、求職者と求人との間で生じる何らかのミスマッチに起因する失業」と説明される。構造的要因は研究者間でも一致した見解はないが、求人と求職間での「ミ

スマッチ」を生じさせる要因であるため、雇用条件（学歴・能力・賃金・年齢・職業）や地域などが認識されている。今後の日本の社会ではより一層の少子高齢化によって、労働需給条件が厳しくなる可能性が高いため求人と求職の効率的なマッチングの効率性を高め、雇用のミスマッチを減少させることが求められている。

そこで、本研究では雇用のミスマッチを下記のような条件で計測する。雇用を地域労働市場という単位でとらえ、地域労働市場ごとに職業別に集計された求人・求職に対する不均衡を雇用のミスマッチと考える。そして、計測されたミスマッチが、どのような社会・経済的要因と関連しているのかを統計的に明らかにすることを目的とする。具体的には、2001年から2011年にかけての『職業安定業務統計』の職業別の有効求人数・有効求職数データに基づいてJackman and Roper (1987) が提唱するミスマッチ指標を作成する。特に都道府県別の職業間ミスマッチ指標に関しては、対象期間中の3期分のデータからパネルデータを作成し、計測された職業間ミスマッチ指標と社会・経済的要因との関連性をパネル分析によって明らかにすることを試みる。

II 先行研究について

本研究に関連する内容として、構造的失業、構造的失業とミスマッチ、地域労働市場を対象としたミスマッチまたは失業の3つの側面から先行研究を整理する。

1990年代以降の継続的な失業率の上昇は、単に不況によるものだけではなく労働市場の構造的な要因（構造的失業）にも影響を受けているという見方が強まった。そして、構造的失業の量的評価は「UV分析」を用いた研究が蓄積されている。UV曲線を用いた構造的失業率は、平成17年（2005年）まで定期的に推計されており「労働経済白書」で確認できる。また、「労働経済白書」以外でもUV曲線を用いた構造的失業率の推計は、北浦ら（2003）などがある。ただし、「労働経済白書」内でのUV曲線を用いた構造的失業率の推計は、ベバリッジ曲線上で $u=v$ となる

場所は労働市場の不完全性を測定する一つの基準であり、そこに明確な理論的根拠が存在しないことが太田ら（2008）でも指摘されている¹⁾。西川（2010）でも、1980年代以降を対象としてUV曲線などを用いて構造的失業とミスマッチとの関係について包括的に分析している。その結果、一部の分析では日本における失業においてミスマッチによる構造的失業の増大を示唆する結果も得られているが、統一的な見解は得られないためミスマッチによって構造的失業が増加しているとは断定できないと結論づけている。

前述の通り構造的失業は、何らかのミスマッチによって発生する失業である。そこで、構造的失業に影響を与える要因についても研究が行われている。佐々木（2004）では、年齢のミスマッチがベバリッジ曲線のシフトに与える影響を分析している。その結果、年齢階層間のミスマッチが失業率に与える影響は小さいと結論づけている。ミスマッチに関しては、本研究でも用いるJackman and Roper（1987）が提唱するようなミスマッチ指標を作成し、指標の変動に基づいて検討を加えるものが多い。労働政策研究・研修機構でも、Jackman and Roper（1987）の考えに基づいた地域間・年齢間・職業間のミスマッチ指標を継続的に作成しており『ユースフル労働統計』などで確認することができる。その他のミスマッチに関する研究としては、Tachibanakiら（2000）では、1970年代から1990年代の日本における地域間（10地域）、年齢間（8階級）、職業間（10種）のミスマッチ指標をJackman and Roper（1987）タイプで計測している。その他にJackman and Roper（1987）タイプのミスマッチ指標の計測としては大橋（2005）がある。大橋（2005）は年齢間と職業間のミスマッチ指標は1980年から2003年まで、地域間のミスマッチ指標は1984年から2003年までを計測している。これらの成果は、計測する時の部門間の区切り方によってミスマッチ指標の大きさは変動しているが、1980年代以降は地域間・年齢間・職業間のいずれのミスマッチも比較的安定または低下していると結論づけることができる。Jackman and Roper（1987）タイプ以外のミスマッチ指標としては、大谷（2007a）

の各地域ブロックの失業を摩擦的ミスマッチ、構造的ミスマッチに分解し計測したものがあ。大谷 (2007a) では、Armstrong and Taylor (1981) の考えを簡略化し構造的ミスマッチを「職業間ミスマッチ」と「地域間ミスマッチ」に分けて計測している。

最後に、本研究の目的に近い地域間の労働市場における失業率の格差やミスマッチを扱った研究を取り上げる。勇上 (2004) は労働者の人口属性と労働力の需給構造を考慮した場合の地域間失業格差を実証分析している。具体的には、地域間の失業率格差を推計するために、1980年から2000年までの5回分の『国勢調査』のデータからOECD (2000) に依拠したモデルを作成している。その結果、地域間の失業率格差は人口属性を考慮する場合には、年齢や性別といった人口属性で説明される部分が大きいとしている。また、労働者の人口属性と産業構造を考慮した後の「純粋な」地域間失業率格差の推計では、一部の地域を除いて目立った差は認められなかった。しかし、不況による需要減退の地域差による失業率の格差の拡大が一部で確認されている。周・大竹 (2006) は「都市雇用圏」²⁾を地域間比較の対象として、地域間の失業率の格差の大きさとその要因を1980年・1990年・2000年の3期分を用いたパネル分析によって推計している。その結果、一部の巨大な都市圏の例外を除き、都道府県よりも範囲が小さな「都市雇用圏」単位で計測された場合でも、地域間の失業率格差は20年間で縮小していることが確認されている。そしてパネル分析の結果では、都市雇用圏内の若年労働人口の割合、高年齢人口の割合、女性労働者の割合、労働参加率という人口属性と、サービス業従事者割合といった産業構造要因、そして都市雇用圏の範囲拡大が地域間の失業率格差に影響しているとしている。勇上 (2010) は、1980年代から2000年代中頃までの雇用失業情勢と賃金に関する地域間格差を考察している。その結果、地域間格差は、バブル崩壊後から約10年間は縮小し2000年代の景気回復期はバブル期を凌ぐ拡大に転じたとしている。本研究と同様に、失業率の地域間格差ではなくミスマッチ (指標) の地域間格差の要因を説明

している研究として大谷 (2007b) がある。大谷 (2007b) では、大谷 (2007a) で計測しているミスマッチのうち都市雇用圏単位で計測される職業間ミスマッチの地域間格差を、有効求人倍率と地域条件 (地域サイズと地域ダミー) によって推計している。その結果、職業間ミスマッチは有効求人倍率の上昇に従って上昇するが、その後減少に転じることが示唆されている。また、有効求人倍率が同じ水準の場合には、地域サイズが小さい方がミスマッチは相対的に高くなることも示唆されている。

III ミスマッチ指標について

ミスマッチ指標としてはJackman and Roper (1987) が定義したものが広く利用されているため、本研究でもこれを用いる。Jackman and Roper が提唱するミスマッチ指標の定義は下記のものである。この指標は「経済をいくつかのセクター (部門) に分割し、セクター間の欠員の配置状況と与件に失業者をセクター間で適切に移動させること (マッチング) によって、経済全体の失業者を減少できる失業を構造的失業」とした上で、定式化している。なおセクターは、地域、年齢、職種などが用いられ、分割されたセクター内の労働者は同質であると考えている。

セクター i に対応する失業者数 (求職) を U_i 、セクター i の欠員 (求人) を V_i とすると経済全体では n 部門のセクターが存在する場合には、総失業者数 U と総求人数 V は下記の式 (1) で表すことが出来る。

$$U = \sum_{i=1}^n U_i, V = \sum_{i=1}^n V_i \quad (1)$$

Jackman and Roper (1987) が定義するミスマッチ失業は式 (2) で示される。

$$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| U_i - \left(\frac{U}{V} \right) V_i \right| \quad (2)$$

そして、式 (3) で計算される値をミスマッチ指標として計測することになる³⁾。式 (3) は、失業者に占める「ミスマッチ失業者」の比率を示していると考えられるモデルである。また、式 (3) を見ればわかるように、ミスマッチ指標はセクター

分割の大きさに影響する。

$$\text{ミスマッチ指標} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{U_i}{U} - \frac{V_i}{V} \right| \quad (3)$$

IV ミスマッチ指標の計測

本研究では、雇用に関するミスマッチを前節のミスマッチ指標を用いて計測する。具体的には、地域単位で集計された求人・求職データに対して、職業間と地域間で生じるミスマッチをミスマッチ指標として計測する。また、本研究では集計の地域単位を都道府県単位とする。具体的には、表1で示される『職業安定業務統計』の職業別の有効求人数・有効求職数に基づいて前節の式(3)で定義されるミスマッチ指標を計測する。

V ミスマッチ指標の推移

本研究では、前節で説明するデータを用いて職業間ミスマッチ指標と都道府県間ミスマッチ指標の2区分のミスマッチ指標を計測する。さらに、職業間ミスマッチ指標は全国と都道府県別の数値、都道府県間ミスマッチ指標は分類不能の職業を除いた全職業と9種類の職業別で計測される。

職業間ミスマッチ指標（全国）と都道府県間ミスマッチ指標（全職業）の推移を表したものが図1である。職業間ミスマッチ指標は、完全失業率と同様に好況期には低下するが不況期には上昇している。一方で、都道府県間ミスマッチ指標（全職業）は有効求人数/有効求職数比⁵⁾の変化と傾

向が似ており好況期には指標が上昇し不況期には下落しているため、職業間ミスマッチ指標とは逆の動きをとっている。さらに、2001年から2011年にかけての職業間ミスマッチ指標（全国）の値に対して変動係数を求めると0.19であるが、都道府県間ミスマッチ指標（全職業）の変動係数は0.31となっている。したがって、景気動向などの要因が変化した場合には都道府県間のミスマッチの方が大きく変化していると考えられる⁶⁾。

図2は、都道府県別に職業間ミスマッチ指標を計算した結果を箱ひげ図にしたものである。さらに表2では、都道府県別に見た職業間ミスマッチ指標に関する推移をまとめている。表2の変動係数の推移をみると、相対的に不況期である2001～2002年や2008年以降は、都道府県間の職業間ミスマッチ指標に対する変動係数が下落していることがわかる。つまり、不況期には職業間ミスマッチ指標の水準は上昇するが、都道府県内における職業間での求人と求職（職業間ミスマッチ指標）の格差は縮小している。また、2001年と2009年を除いて高知県の職業間ミスマッチ指標が外れ値となっていることから、職業間ミスマッチの地域間格差は硬直的であることが示唆される⁷⁾。職業大分類別にみた都道府県間ミスマッチ指標の推移を表3で示される。職業大分類別にみた場合の都道府県間ミスマッチの格差は、都道府県別職業間ミスマッチ指標と異なった動きを示している。つまり、不況期には都道府県間ミスマッチ指標の水準は下落する傾向にあるが、同一職業内の都道府県間での求人と求職（都道府県間ミス

表1 ミスマッチ指標の計測に使用する求人・求職データ

求人・求職のデータ対象	季節および日雇を除くパートタイム以外の職種別データ
職種の分類方法	職種分類は、厚生労働省の職業分類に対応しており、以下の9種類に分類する ⁴⁾ 。 A 専門的・技術的職業、 B 管理的職業、 C 事務的職業、 D 販売の職業、 E サービスの職業、 F 保安の職業、 G 農林漁業の職業、 H 運輸・通信の職業、 I 生産工程・労務の職業
期間	2001～2011年（暦年：1～12月の合計）
対象地域	各公共職業安定所の数値を都道府県単位に集計

マッチ指標)の格差は拡大している。

また、全国単位で職業間ミスマッチ指標の内訳を示したものが図3である⁸⁾。図3では、各職業

間の $\frac{U}{V} - \frac{V}{V}$ が示されており、例えば2001年の場合には事務的職業と生産工程・労務の職業では求人者の比率が求職の比率を上回るミスマッチを生

図1 各種ミスマッチ指標の推移

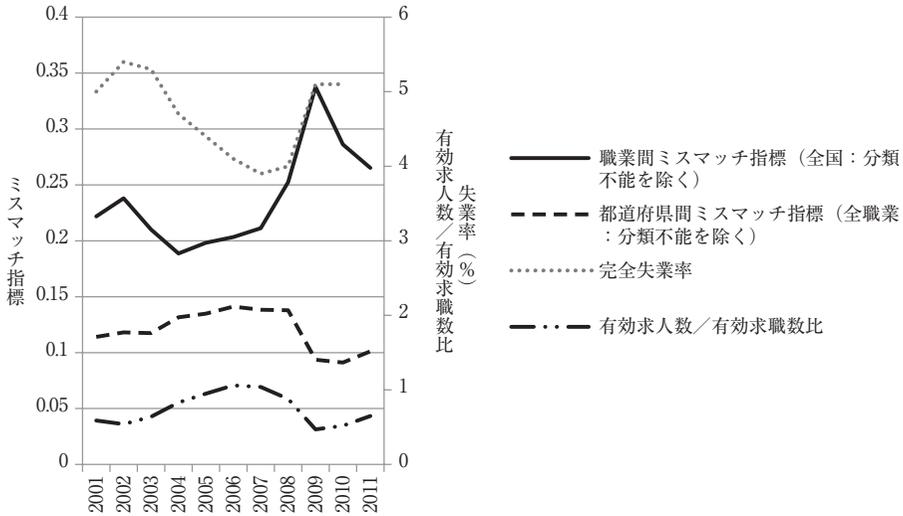
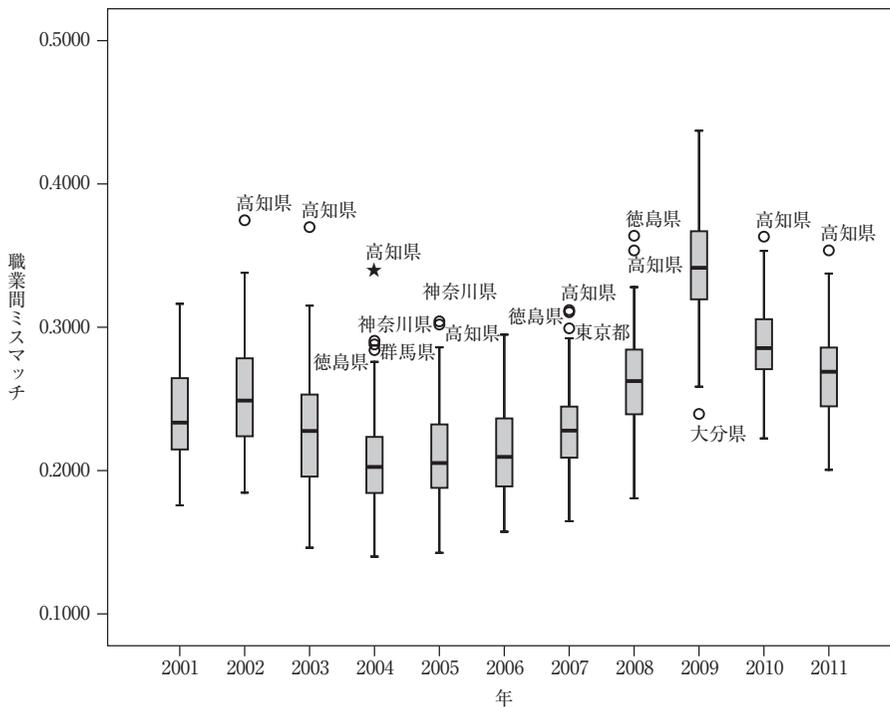


図2 都道府県別職業間ミスマッチ指標の箱ひげ図



注：1) 四分位範囲から1.5倍以上離れた値は「外れ値」として○で表されている。
 2) 四分位範囲から3.0倍以上離れた値は「極値」として★で表されている。

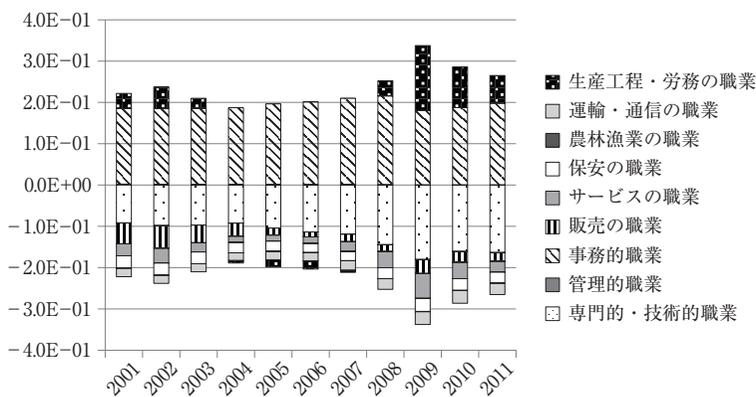
表2 都道府県別職業間ミスマッチ指標の推移

年	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
平均値	0.24	0.25	0.23	0.21	0.21	0.21	0.23	0.26	0.34	0.29	0.27
標準偏差	0.03	0.04	0.05	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.04	0.03	0.03
変動係数	0.14	0.17	0.20	0.19	0.18	0.17	0.16	0.15	0.12	0.10	0.13

表3 職業大分類別都道府県間ミスマッチ指標の推移

年	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
平均値	0.16	0.16	0.16	0.17	0.17	0.18	0.18	0.18	0.15	0.14	0.15
標準偏差	0.03	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	0.03	0.04	0.04	0.04	0.03
変動係数	0.18	0.19	0.17	0.12	0.09	0.13	0.17	0.22	0.27	0.26	0.24

図3 職業間ミスマッチ指標（全国）の内訳



じさせており、その他の職業は逆のミスマッチの状態であることを示している。また、事務的職業や保安の職業は他と比べて景気動向の変化に大きな影響を受けないが、生産工程・労務の職業や管理的職業は景気動向の変化に影響を受けていることがわかる。職業間ミスマッチにおいて $\frac{U_t}{V_t} - \frac{V_t}{U_t}$ の符号が逆転したのは、2004年から2007年の期間中の生産工程・労務の職業だけであり、その他の職業に関しては $\frac{U_t}{V_t} - \frac{V_t}{U_t}$ の符号の逆転が生じるほどの変化は生じていない。つまり、一部の職業を除き職業間ミスマッチは景気動向の変化によって極端な変化は生じていないことを示しており、過去の調査と総合的な結果を示している⁹⁾。

VI 職業間ミスマッチ指標の決定要因の推計

ここでは、都道府県間の職業間ミスマッチ指標の格差に影響をしている要因をパネル分析によっ

て明らかにする。推計に用いるデータは、2000年・2005年・2010年の3期分の都道府県別の職業間ミスマッチ指標のパネルデータである。職業間ミスマッチ指標を説明する要因は、大谷(2007b)や周・大竹(2006)らの先行研究に従い、人口構造や産業構造、労働市場を説明する要因を取り上げ、下記の式(4)の定式化で推定を行う。また、式(4)の変数と推計に使用するデータは表4の通りである。

$$\begin{aligned}
 SU_{it} = & a_0 + a_1 gpop_{it} + a_2 opr_{it} + a_3 comr_{it} \\
 & + a_4 DID_{it} + a_5 ypopr_{it} + a_6 tir_{it} + a_7 er_{it} \\
 & + a_8 ar_{it} + a_9 arc_{it} + e_{it} \\
 \text{ただし } e_{it} = & c_i + v_{it}
 \end{aligned} \tag{4}$$

誤差項 v_{it} は説明変数との間に相関関係を持たない標準的線形回帰モデルの仮定を満たす。一方、 c_i は通常は観察されない変数、もしくは個別効果と呼ばれている部分で、説明変数との相関関係によって推計されるモデルが異なる。具体的に

表4 推計に使用する変数とデータの出典

変数	変数名	出典
$t=1,2,3$	期間：1 (2000年), 2 (2005年), 3 (2010年)	
$i=1,2,\dots,A7$	都道府県	
SU_{it}	i県 t年の職業間ミスマッチ指標	『職業安定業務統計』より算出 ¹⁰⁾
$gpop_{it}$	15歳以上大卒人数 (全体・男性・女性)	『就業構造基本調査』 ¹¹⁾
opr_{it}	有業者大卒比率 (全体・男性・女性)	『就業構造基本調査』
$comr_{it}$	他県従業通学比率	『国勢調査』
DID_{it}	DID 地区人口	『国勢調査』
$ypopr_{it}$	15～29歳比率 (全体・男性・女性)	『国勢調査』より算出
tir_{it}	第3次産業従業者比率	『国勢調査』より算出
er_{it}	就業率 (全体・男性・女性)	『国勢調査』より算出
ar_{it}	有効求人数 / 有効求職数比 (分類不能を除く全職業)	『職業安定業務統計』より算出
arc_{it}	事務職業の有効求人数 / 有効求職数比の2乗値 ¹²⁾	『職業安定業務統計』より算出

表5 記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
職業間ミスマッチ指標	141	1.426E-01	3.632E-01	2.462E-01	4.506E-02
15歳以上人口大卒人数 (千人)	141	92	4384	592.97	768.291
有業者大卒比率	141	1.712E-01	4.997E-01	2.885E-01	6.565E-02
15歳以上人口大卒人数 (男性, 千人)	141	48	2348	318.53	422.635
有業者大卒比率 (男性)	141	1.801E-01	5.125E-01	2.968E-01	6.693E-02
15歳以上人口大卒人数 (女性, 千人)	141	44	2036	274.44	346.601
有業者大卒比率 (女性)	141	1.629E-01	4.813E-01	2.771E-01	6.614E-02
他県従業通学比率 (常住地規準)	141	6.225E-04	2.666E-01	4.603E-02	6.325E-02
DID人口 (人)	141	1.792E+05	1.292E+07	1.796E+06	2.523E+06
15～29歳人口歳比率	141	1.227E-01	2.280E-01	1.684E-01	2.309E-02
15～29歳人口歳比率 (男性)	141	1.327E-01	2.376E-01	1.766E-01	2.312E-02
15～29歳人口歳比率 (女性)	141	1.138E-01	2.183E-01	1.608E-01	2.309E-02
第3次産業比率	141	5.351E-01	8.446E-01	6.580E-01	6.057E-02
就業率	141	4.688E-01	6.391E-01	5.534E-01	3.584E-02
就業率 (男性)	141	5.761E-01	7.597E-01	6.751E-01	3.757E-02
就業率 (女性)	141	3.898E-01	5.262E-01	4.622E-01	2.784E-02
有効求人数 / 有効求職数比 (分類不能を除く全職業)	141	2.225E-01	1.588E+00	5.828E-01	2.526E-01
有効求人数 / 有効求職数比の2乗値 (事務職)	141	5.222E-03	2.151E-01	4.390E-02	3.924E-02

は、 c_i と説明変数間で相関がない場合には変量効果モデル (Random Effect Model) の採用が望ましく、逆に c_i と説明変数間で相関がある場合には固定効果モデル (Fixed Effect Model) の採用が望ましいことになる。固定効果モデルを用いることによって、時間の経過に応じて変化しない地域特有の要因をコントロールすることで一貫性のある推定が可能となる。なお、いずれのモデルを使用すべきかに関しては Hausman 検定によって判断する¹³⁾。

推計に使用する各種データの記述統計量は、表5の通りである。また、パネル分析による推計を行う際には、「15歳以上人口大卒人数」・「有業者大卒比率」・「15歳～29歳比率」・「就業率」の

データは男女別のデータが入手可能なため、これらのデータを使い分けることによって、男女間での職業間ミスマッチ指標の差異を併せて比較する (ケース1: 全体, ケース2: 男性, ケース3: 女性)¹⁴⁾。Hausman 検定の結果を見ると固定効果モデルが支持されたため、固定効果モデルによる推計を行う¹⁵⁾。

固定効果モデルによる推計結果は、表6の通りである。ケース1の結果を見ると、全ての説明変数が有意水準5%で統計的に有意であることがわかる。各変数の結果を見ていくと、下記のことが考えられる。

15歳以上人口大卒人数と有業者大卒比率の係数の正負が逆転していることは次の状況が考えら

れる。15歳以上人口大卒人数の増加は高学歴化に見合う専門的・技術的職業などの特定の職業に対する労働供給の増加となることが考えられる。一方で、有業者大卒比率の増加は大卒労働者の需要の増加となることが考えられる。つまり、上記の関係が成立するならば、当然であるが労働者側の高学歴化に合わせて企業側も高学歴の労働者を受け入れる必要がある。

また、他県従業通学比率の係数について考えると、他県従業通学比率が高い地域は主に大都市圏の郊外であるため、このような地域では都道府県内では職業間の労働需給のバランスが取れていないためにミスマッチが生じている可能性が考えら

れる。一方で、全てのケースにおいて固定効果モデルでの推計を行っているため、このことは地域特性を表している個別効果に依存しないことを意味している。つまり、他県への移動が容易になるほど労働市場が広域化し、労働者はより広い範囲でミスマッチ解消を考えるために、結果的にある地域ではミスマッチがさらに進行する可能性がどの地域でもあることを示唆している。しかし、周・大竹(2006)の失業率に関する要因分析では、都市圏の拡大は失業率の低下につながるとしているため、労働市場の広域化は全体で見れば職業間ミスマッチを低下させる可能性がある。

一方で、DID(人口集中地区)人口の増加や15

表6 職業間ミスマッチ指標の推計結果

	ケース1	ケース2	ケース3
15歳以上人口大卒人数(千人)	2.36E-04 4.366***		
有業者大卒比率	-1.31E+00 -8.048***		
15歳以上人口大卒人数(男性,千人)		5.45E-04 3.663***	
有業者大卒比率(男性)		-1.49E+00 -7.26***	
15歳以上人口大卒人数(女性,千人)			3.93E-04 4.483***
有業者大卒比率(女性)			-1.06E+00 -8.325***
他県従業通学比率(常住地基準)	1.19E+00 2.053*	1.21E+00 1.926+	9.07E-01 1.47
DID人口(人)	-1.38E-07 -3.945***	-1.51E-07 -3.5449***	-9.41E-08 -2.962**
15~29歳人口歳比率	-1.19E+00 -2.262*		
15~29歳人口歳比率(男性)		-1.11E+00 -1.965+	
15~29歳人口歳比率(女性)			-9.99E-01 -1.913+
第3次産業従業者比率	7.62E-01 2.121*	6.42E-01 1.607	3.30E-01 0.993
就業率	6.17E-01 2.001*		
就業率(男性)		3.51E-01 0.985	
就業率(女性)			1.61E-01 0.376
有効求人数/有効求職数比(全職業)	6.78E-02 2.235*	4.98E-02 1.615	8.70E-02 2.7**
有効求人数/有効求職数比の2乗(事務職)	-7.24E-01 -4.242***	-6.46E-01 -3.531***	-8.41E-01 -4.731***
Adj R-Squared	0.467	0.444	0.460
Hausman 統計量	190.6	96.5	212.6
p-value	2.2E-16	2.2E-16	2.2E-16

***は0.1%, **は1%, *は5%, +は10%の有意水準で統計的に有意である。

～29歳人口比率の増加は、新卒者や都市住民のようなマッチング条件が比較的緩やかな労働者層の供給増加を考えると出来るため、係数が負になったと考えられる。第3次産業従業者比率の係数が正であるため、第3次産業従業者比率の上昇は職業間ミスマッチの上昇につながる。第3次産業の中にも専門的・技術的職業は多数考えられるため、この結果は妥当であると考えられる。ただし、三分類によるだけでは分類が大きすぎることも事実であろう。就業率の上昇はより多くの労働者が労働市場へ参入することを意味する。しかし、就業率の上昇は均質な労働者の増加ではなく、むしろ多様な労働者の増加と考える方が妥当であるため、マッチングの効率性が低下すると思われる。有効求人数/有効求職数比（全職業）と有効求人数/有効求職数比の2乗（事務職）の係数の符号は、大谷（2007b）と同じ結果となっている。本研究と大谷（2007b）では対象期間や職業の区分方法や対象地域が異なっているにもかかわらず、同様の結果が得られたということは、大谷（2007b）が示唆している「有効求人倍率が低いときには、それが上昇するにしたがって職業間ミスマッチ割合も高くなるが、有効求人倍率が高いときには、それが上昇するにしたがって職業間ミスマッチ割合は低下する」関係はある程度の頑健性を持つと思われる。

最後に、ケース1からケース3の各係数の符号は全て同じ結果となっており、全体の傾向はほぼ同じである。ただし、性別に応じてデータを入れ替えることが可能な人口属性要因のうち就業率の係数は統計的に有意にはなっていない。また、15～29歳人口比率に関しても有意水準を5%と設定した場合には統計的に有意性を持たない。以上のことから考えると、職業間ミスマッチに関しては男女間で明確な差異を持つことは考えにくいと思われる。

Ⅶ おわりに

本研究では、2000年代の職業間と都道府県間のミスマッチ指標の推移を概観し、そして都道府県別職業間ミスマッチ指標に影響を与える要因を

パネル分析によって推計した。その結果、下記のこと明らかになった。

都道府県別の職業間ミスマッチ指標は、『ユースフル労働統計』に掲載されている全国の職業間ミスマッチと同様の推移を示していることが確認された。つまり、職業間ミスマッチ指標の水準は好況期には低下し不況期には上昇する。一方で、都道府県間の職業間ミスマッチ指標は、好況期には都道府県間で格差が拡大し不況期には格差が縮小する動きをとっている。職業間ミスマッチ指標の構造は景気動向の変動などによって極端な変化が生じないことが確認された。これは、職業間の労働移動は産業間の労働移動に比べて困難であると考えられているためであろう。そのため、労働市場の範囲や規模が大きく変化しない限り、職業間ミスマッチの地域間格差も失業率の地域間格差と同様に硬直的であると考えられる。

次に、都道府県別職業間ミスマッチ指標を説明する要因を明らかにするために2000年・2005年・2010年の3期分でパネル分析を行った。パネル分析ではモデル選択のための検定の結果、時間の経過に応じて変化しない地域特有の要因をコントロールする固定効果モデルでの推計が支持された。固定効果モデルの推計結果からは、下記のこと確認された。

- 供給側である労働者の高学歴化に合わせて、需要側の企業も高学歴の労働者を受け入れていかなければ職業間ミスマッチが進行する。
- 労働者は労働市場全体で職業間ミスマッチの解消を考えるため、一体的な労働市場の広域化は一部の地域においては職業間ミスマッチを進行させる可能性がある。
- 就業率の上昇は多様な労働者が労働市場へ参入することになるため、マッチングの効率性の低下を招きミスマッチを増加させる可能性がある。
- 有効求人数/有効求職数比（求人倍率）の増加は、必ずしも職業間ミスマッチの解消にはつながらないという大谷（2007b）と既存研究と同様の結果が示唆された。

今後の日本の状況では少子高齢化対策として就業率の向上や、より効率的な職業への労働移動、

近年の経済状況への対策としての雇用対策は必須となる課題である。しかし、本研究の結果を考えると、闇雲な雇用対策によって単に就業率の向上だけを目標とするとマッチング効率の低下を招き逆効果となる可能性がある。また分析結果より、若年層の労働者は職業間のミスマッチを緩和させる効果を持つことが確認されたが、今後は少子高齢化のより一層の進行によってその効果が小さくなることが考えられる。そのため、新卒労働市場を含む若年層のマッチングはより重要な意味を持つと思われる。特に、職業間ミスマッチは時間に対して硬直性を持つため、非効率なマッチングが生じてその解消は困難であることが予想される。そのため、職業間ミスマッチに関しては、長期的な視野に基づいた上で地域の実情に合わせた雇用対策が必要になるであろう。

最後に本研究の限界と今後の課題について言及する。Jackman and Roper (1987) のミスマッチ指標は、既存研究でも指摘されているようにミスマッチを計測するセクター数によって結果が異なってくる。今回のように職業間ミスマッチの計測の場合には、職業分類を細分化するほどミスマッチ指標は大きく推計される。したがって、本研究の大分類による職業間ミスマッチの区分では実際よりもミスマッチを過小に評価している可能性は否定できない。また、今回の研究で扱った職業間ミスマッチでは同一地域同一職業内の中での求人数と求職数の比率の違いによって指標を作成している。しかし、実際には地域と職業だけでなく年齢などによるミスマッチが生じている可能性があるため、これらのミスマッチは考慮されていないことになる。また、パネル分析では産業構造の要因に関する変数が不十分であるため、産業構造の違いによる説明が十分になされていない。

- 1) UV 曲線を用いた構造的失業に関する批判的検討は、大橋 (2005)、北浦ら (2003)、玄田・近藤 (2003) などでも行われている。
- 2) 都市雇用圏 (Urban Employment Area, UEA) は、金本・徳岡 (2002) の居住地と業務集積地との通勤関係によって影響圏を特定する方法を用いている。
- 3) ここで議論しているミスマッチ指標は、地域分析では集中指数と呼ばれる概念と同様のものであり、2つの系統に分類される事象の分布割合のずれから不均等分布の状況を示す指標である。労働政策研究・研修機構が発行する『ユースフル

労働統計』では、『職業安定業務統計』を用いて年齢間 (5歳階級区分で両端は19歳以下と65歳以上)・職業間 (分類不能の職業を除く職業大分類間)・地域間 (都道府県間) の三区分のミスマッチ指標が経年的に計測されている。

- 4) 実際の求人・求職データでは「J 分類不能の職業」という項目があるが、これは主に調査票の記入不備によって分類される項目であるため、職業安定業務統計で職業間のミスマッチ指標を計測する際には除外されている。したがって、本項でも同様の処理を行う。
- 5) 「J 分類不能の職業」を対象外としているため、有効求人倍率ではない。
- 6) 測定区分が異なるため、職業間と都道府県間のミスマッチ指標の数値を直接比較することは出来ない。
- 7) 高知県の職業間ミスマッチ指標を見ると、生産工程・労務の職業に関する求人/求職比率が他の都道府県に比べて非常に大きいことが、外れ値の直接的な原因になっている。
- 8) 誌面の都合で掲載できないが、各都道府県の職業間ミスマッチの内訳は地域によって異なっている。
- 9) 例えば内閣府『年次経済報告書 (平成22年度)』の第3章でも『就業構造基本調査』の結果から、職業間の労働移動の困難さを指摘している。その中で、生産工程・労務の職業は比較的他の職業からの移動が多いとも指摘しており、この点も図3と整合的である。
- 10) 2000年の都道府県別職業大分類別のデータが入手不可能であったため、2000年の職業間ミスマッチ指標に対応する値は2000年ではなく2001年の値を利用している。
- 11) 『就業構造基本調査』と『国勢調査』の調査時期が異なるため、1997年の調査結果を2000年、2002年の調査結果を2005年、2007年の調査結果を2010年の値として使用している。
- 12) 有効求人倍率と職業間ミスマッチの関係は、大谷 (2007b) でも指摘されているように「前者を横軸に、後者を縦軸にとると、大雑把にいて職業計有効求人倍率が1となる点、もしくはそれを含んだ区間を頂点とした山型」になると考えられている。そのため、大谷 (2007b) の職業間ミスマッチを説明するモデルでは、有効求人倍率の2乗値を変数として採用している。さらに図3を見ると、常に事務的職業は常に $\frac{1}{2} - \frac{1}{4} > 0$ のミスマッチを発生させているだけでなく、ミスマッチ指標全体に占める割合も高い状態が続いている。そのため、全体の求人倍率の上昇よりも事務的職業の求人倍率の上昇の方が、より効果的に職業間ミスマッチを解消できると考え、事務的職業の求人倍率の2乗値を変数として採用している。
- 13) 正確にはF検定を行い個別効果の存在を確認した上で、Hausman 検定によって変量効果モデルと固定効果モデルの判定を行う。
- 14) ただしデータの制約上、ケース1~ケース3で用いる被説明変数の都道府県別職業間ミスマッチ指標は共通であるため、いずれの性別のデータを用いた方がより職業間ミスマッチを説明することができるのかを確認していることになる。従って、男女間での職業間ミスマッチ指標の原因構造の差異を正確に把握することは難しいと思われる。
- 15) F検定の検定統計量は次の通りとなり、いずれのケースでも個別効果の存在は有意水準1%以下で統計的に有意であることが確認されている。(ケース1:F値6.62, ケース2:5.44, F値ケース3:F値6.27)

参考文献

太田聰一・玄田有史・照山博司 (2008) 「1990年代以降の日

- 本の失業：展望』『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.8-J-4, 日本銀行.
- 大谷剛 (2007a) 「職安における失業要因の分解と政策的議論——地域ブロック別分析を中心として」JILPT Discussion Paper DPS-07-03, 労働政策研究・研修機構.
- 大谷剛 (2007b) 「職業間ミスマッチの分析と政策的含意」『地域雇用創出の新潮流：統計分析と実態調査から見えてくる地域の実態』第5章, 労働政策研究・研修機構.
- 大橋勇雄 (2005) 「ミスマッチからみた日本の労働市場」『雇用ミスマッチの分析と諸課題』第1章, 連合総合生活開発研究所.
- 金本良嗣・徳岡一幸 (2002) 「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』No.7, pp.1-15, 応用地域学会.
- 北浦修敏・坂村素数・原田泰・篠原哲 (2003) 「構造的失業とデフレーション——フィリップス・カーブ, UV分析, オークン法則」『ファイナンシャルレビュー』第67号, 財務省財務総合政策研究所.
- 玄田有史・近藤絢子 (2003) 「構造的失業とは何か」『日本労働研究雑誌』No.516, pp.4-15.
- 佐々木勝 (2004) 「年齢階級間ミスマッチによるUV曲線のシフト変化と失業率」『日本労働研究雑誌』No.524, pp.57-71.
- 周燕飛 (2005) 「都市雇用圏からみた失業・就業率の地域的構造」『失業・就業の地域構造分析に関するマクロデータによる研究』労働政策研究報告書No.31, 第4章.
- 周燕飛・大竹文雄 (2006) 「都市雇用圏からみた失業率の地域的構造」『応用地域学研究』No.11, pp.1-12, 応用地域学会.
- 西川正一郎 (2010) 「構造的失業とミスマッチ」『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)』慶應義塾大学出版会.
- 水野朝夫 (1992) 「失業率の地域構造とその決定要因」『日本の失業構造』第8章, 中央大学出版部.
- 勇上和史 (2004) 「失業率の地域間格差の要因分析」『雇用失業情勢の都道府県格差に関する研究』労働政策研究報告書No.9, 第2章, 労働政策研究・研修機構.
- 勇上和史 (2005) 「都道府県データを用いた地域労働市場の分析——失業・無業の地域間格差に関する考察」『日本労働研究雑誌』No.539, pp.4-16, 労働政策研究・研修機構.
- 勇上和史 (2010) 「賃金・雇用の地域格差」『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策』第6巻, 12章, 慶應義塾大学出版会.
- Armstrong, H. and J. Taylor. (1981) "The Measurement of Different Types of Unemployment," *The Economics of Unemployment in Britain: A Comparative Analysis of Britain*, Butterworths.
- Jackman, R. and Roper, S. (1987) "Structural Unemployment," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.49, pp.9-36.
- Layard, R. and Nickell, S. and Jackman, R. (1991) *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, second edition, Oxford: Oxford University Press.
- Lilien, D. M. (1982) "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy*, vol. 90, pp. 777-793.
- OECD (2000) "Disparities in regional labor markets," in *Employment Outlook*, OECD, Ch2.
- Tachibanaki, T., Fujiki, H. and S. Kuroda Nakada (2000) "Structural Issues in the Japanese Labor Market: An Era of Variety, Equity and Efficiency or an Era of Bipolarization?" IMES Discussion Paper, No. 2000-E-22, Bank of Japan.
- Wall, H. J. and G. Zoega (2002) "The British Beveridge Curve: A Tale of Ten Regions," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.64, pp. 261-280.

さとう・ひとし 麗澤大学経済学部准教授。最近の主な論文に「非階層的クラスタリングによる東京大都市圏の考察」『麗澤経済研究』19 (1), 2011年など。都市・地域経済学, 応用経済学専攻。