

## 第2章 失業率の地域間格差の要因分析

### 第1節 本章の関心

前章でみたように、都道府県別にみた雇用失業情勢は決して一様ではない。また最近20年間で、例外なく全ての都道府県で失業率が上昇したものの、その相対的な水準（順位）が安定的に推移していることは、雇用失業情勢の地域間格差が構造的に存在することを示唆している。そこで、本章では地域別の失業率に着目し、いくつかの基本的な分析作業を通じてその地域間格差の要因を探る<sup>1</sup>。

失業率の地域的分析については、従来からその「難しさ」が指摘されてきた（神代(1983)、水野(1992)）。その最も大きな障壁は、地域単位のデータの不足である。例えば、一般に失業率の時系列分析に用いられる「労働力調査」については、地域別に集計された四半期データが整備されているのは1983年以降であり、その地域区分も北海道から九州までの10ブロックと大きな区分に過ぎない。近年の雇用情勢の悪化を受けて、2002年3月より、（1997年にさかのぼって）同調査に基づいた都道府県別の完全失業率も公表されることとなったが、本来地域別の標本抽出を行っていないため、試算値の域を出ていない<sup>2</sup>。こうした理由から、都道府県単位の分析では、「職業安定業務統計」を別にすると、5年おきに実施される「国勢調査」が用いられてきた。しかし、同調査では未調査の4年間の変化が捉えられず、調査時点間の変化が均衡から不均衡へと向かう過程なのかどうかといった、短期的・中期的な時系列分析には向かないという問題を持つ。

いまひとつは、地域区分に係わる難しさである。水野(1992)が指摘するように、日本における地域労働市場の定義については、その地域区分についての客観的な基準は未だ開発されていない。そのため、統計利用の簡便性も考慮し、都道府県や近接都道府県を集約した地域ブロックを単位とした分析を行っている研究が多い<sup>3</sup>。第1章の末尾で述べられているように、実際には大都市を擁する都道府県などでは、労働市場が必ずしも都道府県単位で区分される訳ではなく、県を超える通勤や、転居・転勤といった住居の移動をも考慮する必要がある。ただし、地方行政レベルの産業政策や雇用対策を視野に入れるならば、その行政単位として都道府県に着目する意味は少なくない。

---

<sup>1</sup> 言うまでもなく、失業率を対象とした分析は、労働市場で活動的(active)な労働力人口のみを考察することになる。しかしながら、非労働力人口についても、それが景気に感応的であることが従来から指摘されており、また1990年代以降、欧州で主張されているように、非労働力人口を就労に向かわせる(activate)という政策的な観点からは、就業率に焦点を当てるといった動きも起こっている。また、失業率という失業の量的な側面のみならず、失業期間といった失業の質についても検討する必要がある。しかしながら本章では、雇用失業情勢の地域間格差への第1次接近として、まずは代表的な労働市場指標である失業率の格差について分析を試みる。

<sup>2</sup> 公表されている2002年平均の結果を見ても、労働力人口や完全失業者数の標準誤差率は各都道府県で一様ではない。

<sup>3</sup> 近年は、市町村間の通勤者の割合から労働市場圏（「都市雇用圏」）を定義し、各都市圏経済の発展を分析する試みもなされている（金本・徳岡(2002)）。

これらの難しさを踏まえながらも、本章では最も基礎的な作業として、各地域の労働力人口属性や産業構造を考慮した場合、地域に固有な失業率格差がどの程度存在するのかを検証したい。ここでは、都道府県を単位とする失業率に着目し、時系列的な変化よりは、各調査時点における横断的な比較に力点を置く。分析に用いるのは 1980 年から 2000 年の「国勢調査」である。

以下、本章の構成を示す。第 2 節では、過去 20 年間（5 時点）における失業率の地域間格差の動向に言及したのち、この点について横断的な分析を試みた先行研究の結果を概観する。続く第 3 節では、労働力の人口属性や需給構造を考慮した場合の地域間失業率格差を定量的に把握する。最後に、第 4 節で本章の分析結果をまとめ、今後の課題を提示する。

## 第 2 節 地域間の失業率格差

### 1 観察される事実

第 2 - 2 - 1 表では、国勢調査に基づく都道府県別失業率のちらばりを示している。a 欄より、通常の（常住都道府県をベースとする）失業率について、各都道府県の労働力人口でウェイト付けした標準偏差をみると、1980 年から 5 年ごとに増減を繰り返しているものの、趨勢的にはわずかに上昇傾向にあることがわかる。しかしながら、標準偏差を平均値で除した変動係数については、1980 年の 0.32 から 2000 年の 0.21 まで一貫して低下している。ちらばりを示す 2 つの指標の傾向が異なるのは、この間、平均の失業率が大きく上昇したためである。この点は、失業率の最小値と最大値を比較すればわかりやすい。両者の比（最大値 / 最小値）は、1980 年の 6.4 倍から 2000 年の 3.1 倍にかけて大きく低下する一方で、その差の絶対値（最大値 - 最小値）は、6%ポイント前後を維持している。また、それぞれの 20 年間の変化は共に 2%弱となっており、地域の失業率が一定の水準で（2%前後）底上げされたともいえる。したがって都道府県間の失業率は、その相対的なちらばり自体は小さくなっているものの、絶対的な格差はさほど縮小していないといえる<sup>4</sup>。

他方、他県への通勤を考慮した従業地ベースの失業率の試算値<sup>5</sup>では、第 1 章（第 1 - 2 - 15 表）でみたように、東京都や愛知県、大阪府といった大都市圏を有する地域の失業率が低下する反面、常住地ベースでは良好であった隣接県の失業率を大きく上昇させるため、失業率のちらばりも大きくなる。例えば 2000 年の試算では、首都圏に隣接する埼玉、千葉、神奈川の 3 つの県の失業率が 1%ポイント以上、また近畿圏では奈良県の失

<sup>4</sup> 失業率の最大値は、全ての年次を通じて沖縄県となっているが、2 番目の数値（1980 年は福岡県の 4.1%、2000 年は大阪府の 7.0%）と最小値を比較した場合でも傾向は変わらない。

<sup>5</sup> 従業地ベースの失業率は、完全失業者数 / （完全失業者数 + 従業地による就業者数）で計算。

第2-2-1表 地域間失業率格差の動向

地域数	年次	全国平均	標準偏差1)	変動係数2)	最小値	最大値
a. 通常の失業率 (都道府県別)						
47	1980	2.5	0.80	0.32	1.2	7.7
47	1985	3.4	1.01	0.30	1.7	7.6
47	1990	3.0	0.82	0.27	1.7	7.7
47	1995	4.3	1.07	0.25	2.4	10.3
47	2000	4.7	0.98	0.21	3.0	9.4
b. 従業地ベースの失業率 (都道府県別)						
47	1980	2.5	0.80	0.32	1.2	7.7
47	1985	3.4	0.99	0.29	1.6	7.6
47	1990	3.0	0.86	0.28	1.7	7.8
47	1995	4.3	1.15	0.27	2.4	10.3
47	2000	4.7	1.11	0.24	3.0	9.4
c. 通常の失業率 (地域ブロック別 3))						
10	1980	2.5	0.63	0.25	1.6	3.6
10	1985	3.4	0.83	0.25	2.2	4.8
10	1990	3.0	0.63	0.21	2.0	4.0
10	1995	4.3	0.79	0.18	2.8	5.3
10	2000	4.7	0.73	0.15	3.6	5.8

注: 1) 各都道府県の労働力人口でウェイト付けした標準偏差

2) ウェイト付けした標準偏差を全国平均で除した値

3) 地域ブロックは、北海道、東北、南関東、北関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州の10区分である。

出所: 総務省『国勢調査報告』(各年版)より筆者作成

業率が1.5%ポイント悪化する。しかしながら、20年間の格差の動向は、a欄の結果と同様に相対的なちらばりが小さくなる一方で、格差の絶対的な水準には大きな変化がみられない。

c欄では、労働力調査における地域区分と同じく、地理的に隣接する都道府県を統合した、より広域な労働市場エリアを想定した場合の失業率のちらばりを示している<sup>6</sup>。失業率が低いのは概ね北陸および北関東・甲信エリアであり、逆に失業率が高いのは九州および近畿エリアとなっているが、最高値と最小値の差は、都道府県間の格差に比べて小さく留まっている。結果として、標準偏差で示されるちらばりの水準もa欄、b欄に比べて小さくなっているが、やはり変動係数にみる失業率の相対的なちらばりが、近年縮小傾向にある点は同様である。

## 2 先行研究

ところで、第2-2-1表に掲げた平均失業率の格差が、そのまま地域間の労働市場

<sup>6</sup> 地域区分は、北海道、東北、南関東、北関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州の10ブロックである。

状況を反映しているとは認めがたい。例えば、本来的に失業率が高い若年労働者のウエイトなどは、各地域の平均失業率を左右する可能性が高い。したがって、性別や年齢といった労働力人口構成の差がどの程度格差を説明するのか、またこれをコントロールした場合の地域間格差がどの程度認められるのかを確かめる必要がある。

こうした基礎的なアプローチによる分析は、既に水野(1992)、OECD(2000)および厚生労働省(2003)で行われている。このうち水野(1992)は、1970年と75年の国勢調査より、各都道府県の平均失業率と若年者(15~24歳または15~29歳未満)比率との間に正の相関を、また高齢者(55~64歳または55歳以上)比率との間には(弱い)負の相関を認めている。また厚生労働省(2003)でも、2000年について、若年/高齢者比率と失業率に正の相関が示されており、地域間における労働力人口構成の差を無視し得ないことがわかる。この結果を受けて水野(1992)は、地域別失業率を被説明変数とする線型モデルの推計にあたって若年者比率と高齢者比率を導入するとともに、それとは別に、年齢構成に固定ウエイトを用いることで性・年齢構成の影響を除去した「標準化失業率」を地域別に導出し、製造業就業者比率やサービス業就業者比率といった労働需要構造が失業率に与える影響を検討している。

他方、OECD(2000)は、地域別の平均失業率を性別や年齢など可能な限り詳細に区分した上で、各属性の説明力を計測する手法をとっている。具体的には、アメリカとカナダの北米に加えイギリス、フランス、ドイツなどの欧州14か国について、1990年代のデータから、地域(7~66区分)と性、若年(25~54歳)と中高年(55歳以上)、学歴(3区分)で分けられる各セルの平均失業率を求め、それをそれぞれの属性に回帰している。その結果、ドイツ、イタリア、イギリスなどでは、失業率のちらばり(格差)の多くは地域変数(地域ダミー)によって説明され、逆に、アメリカやノルウェーなどでは、地域変数の説明力が非常に小さく学歴変数の説明力が高いことなど、興味深い結果が得られている。ただし、地域変数の説明力が高いとされた国では、データの制約から学歴変数が導入されておらず、この2タイプの国々の結果をそのまま比較はできない。またOECD(2000)では、日本の分析もなされていない。

そこで本章では、日本のデータについてOECD(2000)の手法を踏襲し、初めに労働力人口属性を、ついで労働需給構造の影響について検討する。

### 第3節 地域別失業率の分解

#### 1 人口属性

以下の分析では、1980年から2000年の国勢調査より、都道府県別・性別・年齢別の労働力状態より計算される失業率を用いる。なお、年齢別の失業率は、周知のように若年者が最も高いものの、30歳代半ば以降50歳代半ばまで低く、それ以降上昇するとい

う性格を有するため、年齢区分を、15～24歳、25～34歳、35～54歳、55～64歳、65歳以上の5区分とした<sup>7</sup>。そのうえで、次のような線型の失業率関数を最小二乗法で推定する。

$$u_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 D_i + \varepsilon$$

ここで、 $u_i$  は、居住都道府県、性、年齢階層で区分されるセル  $i$  の平均失業率を、 $X_i$  はそのセルの人口属性（女性ダミーおよび年齢ダミー）を、 $D_i$  は居住地域ダミーを示しており、 $\alpha_0$  は定数項、 $\varepsilon$  は誤差項である。なお、労働力人口の規模を考慮するため、推計では各セルの労働力人口をウエイトとして用いる。

実際には、1980年から2000年までの5時点について失業率関数を推定し、OECD(2000)に従って、女性ダミー、年齢ダミー、地域ダミーの3つの変数ベクトルのうち、他の2つの説明変数を用いた場合の回帰式に、残る1つの説明変数を加えた時の残差の減少を、当該説明変数の「失業率のちらばりのシェア」として、各変数の説明力を計算した<sup>8</sup>。

第2-3-1表は、その結果を示している。a欄の通常の失業率を被説明変数とした結果をみると、どの年次でも、失業率のちらばりのほとんどが年齢ダミーによって説明されることがわかる。自由度調整済み決定係数をみると、全ての変数を用いた場合のモデルの説明力は、1980年の約66.5%から2000年の約79.7%まで上昇傾向にあるが、それは年齢ダミーの説明力の上昇に依っており、この間の若年失業率の高まりによる年齢間失業率格差の拡大を意味している。他方、女性ダミーのシェアはこの20年でやや低下傾向にあり、その説明力も10%未満と相対的に小さい。

こうした人口属性を考慮した上での地域ダミーの説明力は、1980年の約18.2%から2000年は約13.0%へと低下しつつある。特に、1985年から1990年にかけてのバブル期、および95年から2000年にかけて地域間の失業率のちらばりが縮小したことがわかる<sup>9</sup>。

ところで、前節で触れたように、OECD(2000)では主に1980年代から1990年代半ばのデータをプールした（合わせた）うえで、性、年齢(25～54歳と55～64歳の2区分)および地域ダミーを用いた分析が行われている。そこで日本についても1980年から95年までのデータをプールし、性、年齢(2区分)および都道府県ダミーによる分析を行うと、全ての変数を用いた場合のモデルの説明力は47.6%へ、また性・年齢ダミーの説明力は

<sup>7</sup> したがって、1調査年あたり、47（都道府県）×2（性別）×5（年齢区分）=470サンプルとなる。

<sup>8</sup> 例えば、説明変数に年齢ダミーと女性ダミーを用いた結果と、それに地域ダミーを加えた結果のそれぞれにおける自由度調整済み決定係数を対照した結果が、失業率のちらばりに対する地域ダミーのシェア（説明力）とみなせる。なお、この手法では説明変数を加える順番は結果に影響を与えないものの、各シェアの総和は、全ての説明変数を用いた場合の（自由度修正済み）決定係数とは一致しない。

<sup>9</sup> これは、第2-2-1表でみた、属性を考慮しない地域別失業率のちらばり（標準偏差）の変化と同様である。

第 2 - 3 - 1 人口属性の説明力（被説明変数:都道府県、性、年齢別失業率）

地域数	年次	都道府県ダミー のシェア	年齢ダミーの シェア	性ダミーの シェア	自由度調整済 み決定係数	サンプルサイズ
a. 通常の失業率（都道府県別）						
47	1980	.1822	.4681	.0799	.6648	470
47	1985	.1864	.4939	.0701	.6841	470
47	1990	.1447	.5315	.0502	.7178	470
47	1995	.1463	.6264	.0396	.7506	470
47	2000	.1301	.6882	.0540	.7965	470
b. 従業地ベースの失業率（都道府県別）						
47	1980	.1792	.4671	.0783	.6555	470
47	1985	.1819	.4895	.0698	.6697	470
47	1990	.1554	.5771	.0496	.7009	470
47	1995	.1663	.5889	.0375	.7276	470
47	2000	.1670	.6369	.0519	.7790	470
c. 通常の失業率（10地域別）						
10	1980	.1197	.5572	.1005	.6872	100
10	1985	.1423	.5475	.0835	.6861	100
10	1990	.0817	.6755	.0572	.7198	100
10	1995	.0956	.6856	.0439	.7431	100
10	2000	.0712	.7670	.0604	.8014	100

18.9%へと低下するものの、地域ダミーの説明力は 17.8%とさほど変化はなかった。この結果を同様の変数を用いた 6 か国の結果と比較すると、日本の地域ダミーの説明力は、イギリス(0.65)、ドイツ(0.64)、カナダ(0.44)、フランス(0.28)、スウェーデン(0.28)より小さく、オランダ(0.07)より高くなっており、国際的にみると日本の「地域」に起因する格差は小さいといえるであろう<sup>10</sup>。

次に b 欄より、従業地ベースの失業率を用いた場合の結果をみると、年齢ダミーの説明力が最も高いという傾向に変わりはないものの、地域ダミーの説明力が、1990 年以降、a 欄におけるそれを上回っていることがわかる。その理由は、先に第 2 - 2 - 1 表でみたように、通勤者の居住都道府県の失業率が、従業地をベースとした場合に相対的に大きく悪化するためとみられる。また、その 20 年間の変化は a 欄の結果と異なっており、1990 年を境に近年上昇しつつある点は、通勤圏の拡大とも解釈でき興味深い。

<sup>10</sup> なお、これら 6 か国における地域区分数は、順にイギリス(31 区分)、ドイツ(31 もしくは 36)、カナダ(66)、フランス(22)、スウェーデン(8)、オランダ(12)となっており、おおむね日本の都道府県数より少なく、地域ブロック数より多い。以下、a 欄から c 欄をみればわかるように、一般に地域区分数が少ないほど地域ダミーによる説明力は小さくなるため、これらの諸国と（都道府県をベースとする）日本の地域ダミーの説明力の差は、厳密にはより大きい可能性もある。

最後に c 欄では、都道府県を 10 地域ブロックに集約した場合の各属性の説明力を示している。その結果から、人口属性を考慮した場合の地域ダミーの説明力は、都道府県単位よりも地域ブロック単位でみた方が小さく、第 2 - 2 - 1 表の標準偏差の比較結果に類似している。いずれにせよ、通常の失業率の格差については、都道府県レベルでも地域ブロックレベルでも、最新の 2000 年時点における地域ダミーの説明力は、13%あるいは 7%程度と最も小さくなっている。

## 2 労働力の需給構造

第 2 - 3 - 1 表の結果は、性別・年齢別・地域別失業率のばらつきの多くが、人口属性によって説明されることを示した。しかし同時に、「地域」という属性の持つ説明力も（都道府県レベルの分析では）1 割強から 2 割弱と無視できない程度存在する。では、「地域」が意味するところとは何か。

その 1 つは、労働力や生産物に対する需要の地域差である。これは特に、産業構造によって表される労働需要の地域差として、伝統的に考慮されている。例えば、日本の地域別失業率については、従来から製造業就業者比率と負の相関が、サービス業就業者比率と正の相関が確認されている(水野(1992)、OECD(2000)、厚生労働省(2003))。

第 2 に労働供給サイドの要因として、スキルレベルでみた労働力の分布が地域によって異なる点が指摘されている。労働力のスキルを示す指標として、具体的には、教育レベルや労働市場経験年数などが挙げられる。実際、学歴別の平均失業率は、高学歴者ほど低くなる傾向にあり、2002 年 1-3 月期の「労働力調査詳細集計」によれば、小学・中学・高校卒者の 6.2%に対して、短大・高専卒者は 5.0%、大学・大学院卒者は 3.0%となっている。

最後に、これら労働需給変数を考慮したうえで、なお残る地域間の失業率格差の解釈としては、各地域固有の文化や自然環境に由来する「住みやすさ」(amenity)などが挙げられる。これらは居住者の効用を左右すると考えられるものの、その数量的な把握は難しい。

したがってここでは、前項の人口属性に加えて、労働力の需給要因を示す指標として、学歴および産業別就業者構成比を用いて、地域別失業率の分解を試みる。データには、都道府県別に性別、年齢別、学歴別の失業率が計算できる 1990 年と 2000 年の国勢調査を用いる。被説明変数は、地域・性・年齢・学歴別の失業率であり、説明変数には、女性ダミー、年齢ダミーに加え、4 種の学歴ダミー（小学・中学卒、高校・旧中学卒、短大・高専卒、大学・大学院卒）と、同一の地域・性・年齢・学歴内の、産業大分類別就業者構成比を導入する。ここでも、人口規模を調整するため、推計では各セルの労働力人口をウエイトとして用いる。なお、国勢調査の公表統計では、学校教育在学者についてその学歴区分と労働力状態が明示されていないため、サンプルを学校教育卒業者に限

第2 - 3 - 2表 有効求人倍率と産業別就業者構成比  
(それぞれ都道府県別・年齢別)との相関係数

	1990年		2000年	
	有効求人倍率		有効求人倍率	
農林漁業比率	-0.500	***	-0.402	***
建設業比率	.007		-.138	***
製造業比率	.516	***	.323	***
運輸・通信業比率	.104	**	-.219	***
卸売・小売業、飲食店比率	.403	***	.552	***
金融・保険業、不動産業比率	-.062		-.272	***
サービス業比率	.021		-.083	
公務比率	.187	***	-.108	**
その他の産業比率	.317	***	.154	***

注)産業別就業者構成比は分類不能の産業除いて計算。

\*\*\*、\*\*はそれぞれ1%、5%水準で統計的に有意であることを示す。

第2 - 3 - 3表 労働需給変数の効果(被説明変数:都道府県、性、年齢、学歴別失業率)

	1990年		2000年	
	推定係数	標準偏差	推定係数	標準偏差
<学歴ダミー>				
小学・中学卒	7.378	.238 ***	8.324	.250 ***
高校・旧中学卒	4.148	.186 ***	4.973	.191 ***
短大・高専卒	1.025	.154 ***	.799	.134 ***
大学・大学院卒(ベース)	-		-	
<就業者構成比>				
製造業比率	-.048	.007 ***	-.077	.008 ***
卸売・小売業、飲食店比率	.121	.010 ***	.099	.010 ***
サービス業比率	.123	.008 ***	.132	.009 ***
定数項、性・年齢・都道府県ダミー	(省略)			
自由度調整済み決定係数	.6705		.7730	
サンプルサイズ	1,880		1,880	

注:サンプルには、学校教育在学者を除く。

\*\*\*は1%の水準で統計的に有意であることを示す。

定する<sup>11</sup>。

ところで、産業大分類でみた従業者構成比については、従来から製造業比率およびサービス業比率が多く用いられている。試みに、1990年と2000年について都道府県別・年齢別に有効求人倍率と産業別就業者構成比との相関をみたものが、第2 - 3 - 2表である。ここから、製造業比率は、両年を通じて有効求人倍率と正の相関関係にある一方、サービス業比率については、明確な相関が認められない。そこで本章では、産業別の離

<sup>11</sup> 欠落する学校教育在学者のサンプルは、1990年で1.4%、2000年で1.6%を占めており、サンプルを限定することにより、全国の平均失業率は、1990年で3.01%から3.02%へ、2000年は4.72%から4.80%へと若干上昇する。

第2 - 3 - 4表 労働需給変数の説明力（被説明変数:都道府県、性、年齢、学歴別失業率）

年次	都道府県 ダミーの シェア	年齢ダ ミーの シェア	性ダミー のシェア	学歴ダミー のシェア	産業別就業 者構成比の シェア	自由度調整済 み決定係数	サンプルサイズ
1990	.0368	.3028	.0981	.1856	.0790	.6705	1,880
2000	.0527	.3852	.0663	.1408	.0511	.7730	1,880

注:サンプルには、学校教育在学者を除く。

職率が低く、かつ労働需給のルースさを示す指標として製造業比率を、また産業別にみた離職率が高く、構造的・摩擦的なタイプの失業を発生しやすい要因としてサービス業比率および卸売・小売業、飲食店比率を用いる（ただし、卸売・小売業、飲食店比率については有効求人倍率との正相関が見られており、失業率の引き上げあるいは引き下げの純効果は先験的には不明である）。

OLSによる失業率関数の推定結果を第2 - 3 - 3表に掲げている。まず、学歴ダミーの推定係数をみると、大学・大学院卒に比べて、小学・中学卒者の平均失業率は、1990年で約7.4ポイント、2000年では約8.3ポイントも高い。同様に、大学・大学院卒者と高卒者の失業率の格差も、2000年の方が大きい。ただし、短大・高専卒者との失業率格差は小さく、2000年では若干の縮小もみられる。産業構造変数では、製造業の就業者比率が高いセルほど失業率が低く、一方、サービス業の就業者比率と失業率との間に負の相関がみられる点は、先行研究と同様である。また、サービス業と並んで離職率の高い卸売・小売業、飲食店の就業者比率については、失業率を引上げる効果がみられるものの、その係数の値はサービス業のそれに比べやや小さい（とくに2000年）。このように、好況期および不況期の横断的な比較からは、製造業による需要の下支えと、第3次産業による失業率の引上げ効果が確認される。

第2 - 3 - 4表では、前節と同様の手法を用いて、地域別、性別、年齢別、学歴別失業率のばらつきに対する各説明変数の説明力を示している。両年でモデル全体の説明力は異なるものの、性・年齢といった人口属性による説明力は約40~45%、学歴が約15%前後、産業構造が約5~8%となっており、地域属性による説明力は4%前後とかなり小さくなる。また、2時点の比較によると、2000年では性や学歴、産業構造の説明力が低下している反面、年齢と地域属性の説明力が上昇しており、様々な属性をコントロールした結果では、年齢間および地域間の失業率のばらつき（格差）がいくぶん拡大していることを示唆している。しかし地域ダミーのシェアそのものは、第2 - 3 - 1表（a欄）の結果と比べれば大きく低下することから、労働需給構造を考慮した場合の地域間格差は極めて小さい、といえるだろう。

### 3 コントロールされた格差の水準

これまでの手順に従って、人口や労働需給要因を考慮した場合に残る地域間の失業率格差の水準を確認する。前項と同じく、1990年と2000年について、都道府県別・性別・年齢別・学歴別の失業率を被説明変数とする失業率関数を推定するが、ここでは、性、年齢、学歴をコントロールした場合(推定1)と、さらに産業別就業者構成比を説明変数に追加した場合(推定2)の地域間失業率格差を計算する。また、推定1および2については、(長野県をベースとして)推定された地域ダミーの係数を正規化するため、各都道府県の労働力人口でウェイト付けした平均値との差分を、地域間失業率格差として計算した<sup>12</sup>。計算結果は、第2-3-5表に掲げられている。

まず、労働供給属性を考慮した格差(推定1)についてみると、高齢者や低学歴者など、失業率が高い層が相対的に多い地方圏ほど、実際の格差に比べ、コントロール後の失業率格差が小さくなる。例えば、1990年の青森県の実際の失業率は全国平均に比べ1.46%ポイント高いが、性、年齢、学歴要因による(ネットの)失業率引き上げ効果をコントロールすると、格差は0.3ポイント程度縮小する。これに対して、東京都や大阪府、福岡県とそれぞれの周辺地域では、若年層が多い一方、失業率を引き上げる高学歴層も多いため、結果としてコントロール後の格差は大きくなる。東京都(1990年)の場合、実際の格差(0.10%ポイント)に対して、コントロール後の格差は0.39%ポイントまで拡大する。しかし、両年を通じた愛知県の結果、ならびに2000年の大阪府の推定結果はやや異なっており、年齢(若年)要因による失業率引き上げ効果が、学歴要因による引き下げ効果を上回っている。

推定1によるコントロールの結果では、依然、全国平均との差が1%ポイント以上に及ぶ地域が数多くみられる。推定2では、さらに製造業比率による失業率引き下げ効果と、第3次産業比率(卸売・小売業・飲食店比率、およびサービス業比率)による引き上げ効果をコントロールした場合の失業率格差を示している。その結果によると、相対的に製造業従事者が多く第3次産業従事者が少ない地域において、コントロール後の失業率が上昇する。例えば、労働需要が堅調な愛知県(2000年)の結果をみると、産業構造をコントロールした後の平均失業率との格差が0.26%ポイントに対して、コントロール前のそれは-0.87%ポイントであり、その差の1.13ポイントが製造業への傾斜による失業率引き下げ分と考えられる。こうした傾向は、北関東・甲信、北陸および東海地方で顕著であり、その他、東北地方では岩手県や山形県、福島県に、西日本では滋賀県、兵庫県、奈良県

<sup>12</sup> 正規化の手順は、産業間賃金格差について分析した Kruger and Summers(1988)の手法を踏襲した。つ

まりここでの地域間格差は、
$$d_i = \hat{\beta}_i - \left[ \sum_j \hat{\beta}_j \times s_j \right]$$
によって表される。ただし、 $d_i$ は、 $i$ 県の失業率格差を、 $\hat{\beta}_i$ はその地域ダミーの推定係数である。また右辺第2項は、各都道府県の労働力人口ウェイト( $s_j$ )でウェイト付けされた地域ダミーの係数の平均値を示している。

第2-3-5表 都道府県間の失業率格差

	1990年						2000年					
	実際の 格差	推定1		推定2		実際の 格差	推定1		推定2			
		格差	標準 誤差	格差	標準 誤差		格差	標準 誤差	格差	標準 誤差		
北海道	0.62	0.45	0.34 ***	-0.83	0.33	0.05	-0.18	0.34 ***	-1.46	0.34 ***		
青森県	1.46	1.16	0.46 ***	0.68	0.42 **	0.66	0.26	0.46 ***	-0.26	0.43		
岩手県	-0.39	-0.68	0.45	-0.52	0.41	-0.74	-1.05	0.46	-0.90	0.42		
宮城県	-0.28	-0.38	0.41 **	-0.82	0.38	0.18	-0.05	0.41 ***	-0.56	0.38		
秋田県	-0.30	-0.49	0.48 *	-0.29	0.44	-0.46	-0.67	0.50 **	-0.70	0.45		
山形県	-1.28	-1.42	0.47	-0.65	0.42	-1.43	-1.59	0.48	-0.72	0.44		
福島県	-0.60	-0.82	0.41	-0.15	0.37	-0.48	-0.77	0.42 **	-0.06	0.38		
埼玉県	-0.34	-0.26	0.33 ***	0.14	0.30	-0.01	0.01	0.33 ***	0.03	0.31 ***		
千葉県	-0.35	-0.18	0.34 ***	-0.39	0.31	-0.02	0.10	0.34 ***	0.12	0.32		
東京都	0.10	0.39	0.31 ***	-0.36	0.30	0.14	0.57	0.32 ***	0.20	0.31		
神奈川県	-0.03	0.17	0.32 ***	0.25	0.29 *	0.11	0.37	0.33 ***	0.35	0.30 *		
茨城県	-0.64	-0.82	0.38	-0.16	0.34	-0.51	-0.72	0.38 **	-0.37	0.35		
栃木県	-0.76	-0.94	0.42	-0.12	0.38	-0.64	-0.85	0.42 *	-0.43	0.38		
群馬県	-0.56	-0.75	0.42	0.08	0.37	-0.64	-0.83	0.42 *	0.06	0.38 *		
山梨県	-0.60	-0.68	0.54	-0.01	0.49	-0.97	-0.92	0.54	-0.84	0.49		
長野県	-1.29	-1.36	0.30 ***	-0.32	0.48 ***	-1.67	-1.66	0.30	-0.24	0.52 ***		
新潟県	-1.00	-1.23	0.39	-0.98	0.35 *	-0.91	-1.18	0.40	-0.98	0.36		
富山県	-1.03	-1.03	0.49	-0.30	0.44	-1.32	-1.31	0.50	-1.04	0.45		
石川県	-0.76	-0.82	0.49	-0.89	0.44	-1.10	-1.13	0.49	-0.05	0.45		
福井県	-1.13	-1.27	0.54	-0.66	0.49	-1.69	-1.81	0.55	-0.50	0.50		
岐阜県	-0.98	-1.17	0.41	-0.27	0.37	-1.03	-1.25	0.41	-0.20	0.38		
静岡県	-0.66	-0.80	0.36	-0.09	0.32	-0.97	-1.11	0.36	0.08	0.33 *		
愛知県	-0.55	-0.67	0.33 **	0.10	0.30	-0.70	-0.87	0.33 **	0.26	0.30 **		
三重県	-0.42	-0.63	0.43 *	0.02	0.39	-0.89	-1.10	0.43	-0.21	0.39		
滋賀県	-0.86	-0.94	0.49	0.18	0.44	-1.08	-1.17	0.48	0.36	0.44 **		
京都府	-0.15	-0.05	0.40 ***	-0.19	0.36	0.22	0.35	0.40 ***	0.31	0.37 **		
大阪府	1.24	1.27	0.32 ***	1.15	0.30 ***	2.34	2.31	0.33 ***	2.21	0.31 ***		
兵庫県	0.33	0.38	0.34 ***	0.46	0.31 **	0.65	0.74	0.35 ***	0.93	0.32 ***		
奈良県	-0.15	0.08	0.48 ***	0.15	0.44	0.23	0.50	0.48 ***	0.68	0.44 ***		
和歌山県	0.41	0.27	0.51 ***	0.00	0.47	0.20	0.10	0.53 ***	-0.10	0.48		
鳥取県	-0.54	-0.56	0.61	-0.21	0.55	-1.19	-1.20	0.62	-0.92	0.57		
島根県	-1.07	-1.27	0.56	-1.28	0.51 *	-1.81	-1.94	0.58	-2.23	0.53 ***		
岡山県	-0.08	-0.06	0.42 ***	0.47	0.38 **	-0.40	-0.36	0.43 ***	0.19	0.39 *		
広島県	-0.46	-0.30	0.38 ***	-0.05	0.35	-0.46	-0.25	0.39 ***	-0.03	0.36		
山口県	-0.18	-0.13	0.45 ***	-0.18	0.41	-0.69	-0.64	0.46 **	-0.57	0.42		
徳島県	0.87	0.79	0.56 ***	0.92	0.50 **	0.15	0.17	0.58 ***	0.26	0.53		
香川県	0.09	0.12	0.51 ***	0.15	0.46	-0.02	0.07	0.52 ***	0.19	0.48		
愛媛県	0.64	0.58	0.46 ***	0.69	0.41 **	0.25	0.23	0.47 ***	0.34	0.43 *		
高知県	1.74	1.59	0.55 ***	0.58	0.51 *	0.57	0.42	0.57 ***	-0.70	0.53		
福岡県	1.48	1.61	0.35 ***	0.73	0.33 ***	1.17	1.21	0.35 ***	0.31	0.34 **		
佐賀県	-0.26	-0.36	0.55 *	-0.46	0.50	-0.32	-0.47	0.56 **	-0.61	0.51		
長崎県	0.48	0.32	0.46 ***	-0.60	0.43	0.10	-0.09	0.47 ***	-1.15	0.44		
熊本県	0.17	0.10	0.43 ***	-0.28	0.40	-0.32	-0.42	0.44 ***	-0.91	0.41		
大分県	0.32	0.33	0.49 ***	-0.09	0.45	-0.30	-0.33	0.50 ***	-0.80	0.46		
宮崎県	0.36	0.23	0.49 ***	-0.17	0.45	0.24	0.06	0.50 ***	-0.49	0.47		
鹿児島県	0.37	0.24	0.44 ***	-0.18	0.41	0.16	0.04	0.45 ***	-0.68	0.42		
沖縄県	4.73	4.56	0.51 ***	2.50	0.49 ***	4.71	4.45	0.50 ***	2.28	0.49 ***		

注:格差は、労働力人口でウエイト付けされた全国平均との差を示す(単位は%ポイント)。なお、推定1では、性、年齢、学歴ダミーをコントロール。推定2は、推定1に加え、産業別就業者構成比をコントロールした結果による。長野県の標準誤差は定数項のもの。また、長野県をベースとする地域ダミーの推定係数について、\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ、1%、5%、10%の水準で有意であることを示す。

と、(島根県を除く)中国地方、および(高知県を除く)四国地方にみられる。

これに対して、卸売・小売業・飲食店やサービス業といった第3次産業への傾斜が強い地域では、産業構造による失業率の引き上げ効果があり、結果としてコントロール後の格差が低下する。とりわけ、製造業の就業者比率が全国で最も低く、サービス業比率

が最も高い沖縄県でその傾向が顕著であり、全国との格差の半分程度は、第 3 次産業への傾斜による摩擦的なタイプの失業によるものと考えられる。こうした地域として、北海道や宮城県、東京都、京都府、大阪府、福岡県といった周辺地域の中核をなす大都市圏を有する都道府県が挙げられるものの、その他に、青森県や和歌山県、高知県および九州地方の全ての県についても、産業構造による失業率の引き上げ効果が確認される。こうした地域については、特に、職業訓練や職業紹介によるマッチング機能の強化が、失業率の引き下げ策として重要になるとと思われる。

#### 4 その他の地域特性との相関

前項でみたように、労働力の人口属性と需給構造をコントロールした場合の地域間格差は大きく縮小する。1990 年では、実際の失業率が全国平均から 1%ポイント以上乖離している地域が 11 地域に対して、全てをコントロールした場合には 3 地域に、2000 年では前者の 12 地域に対して後者は 6 地域に減少する。失業率のばらつきをもたらす様々な要因が十分にコントロールされたとみるならば、前項の推定 2 で捉えられた「純粋な」地域間格差は小さいといえるだろう。

しかし、労働力属性に主に着目し、地域属性については地域ダミーのみを考慮した本章のアプローチでは、地域要因の詳細について検討されていない。そこで最後に、前項の推定 2 で得られた「純粋な」地域間格差について、未だ考慮されていない様々な地域属性との相関を考察する。地域経済指標としては、直近 5 年間の(1 人あたり)実質県内総生産の伸び率(対数階差)と(1 人あたり)実質国内総生産のそれとの差(%ポイント)、同じく直近 5 年間の鉱工業生産指数の伸び率の全国平均との差(%ポイント)

前年の 10 月に改定された地域別の「実質」最低賃金の全国平均との格差(対数階差)<sup>13</sup>、県内総人口に対する同年 1 年間の転入超過率(%、県別人口でウェイト付け)、各県の産業大分類別就業者構成比の全国構成比との比(特化係数)そして、全国平均と比べた産業構造の特化度を示す指標である Hirshman-Herfindahl 指数、を検討する<sup>14</sup>。

地域間失業率格差と、それぞれの地域特性との相関を見た結果は、第 2 - 3 - 6 表および第 2 - 3 - 7 表に示されている。

まず、1 人あたり実質 GDP の伸び率の格差は、不況期の 2000 年について、失業率格差と正の相関が有意に認められる。この点を第 2 - 3 - 8 図(a 欄)に示した散布図から確

<sup>13</sup> 地域別最低賃金の実質化に当たっては、1987 年および 1997 年の総務省「全国物価統計調査」より、帰属家賃を除いた消費者物価地域差指数(全国=100)を用いた。

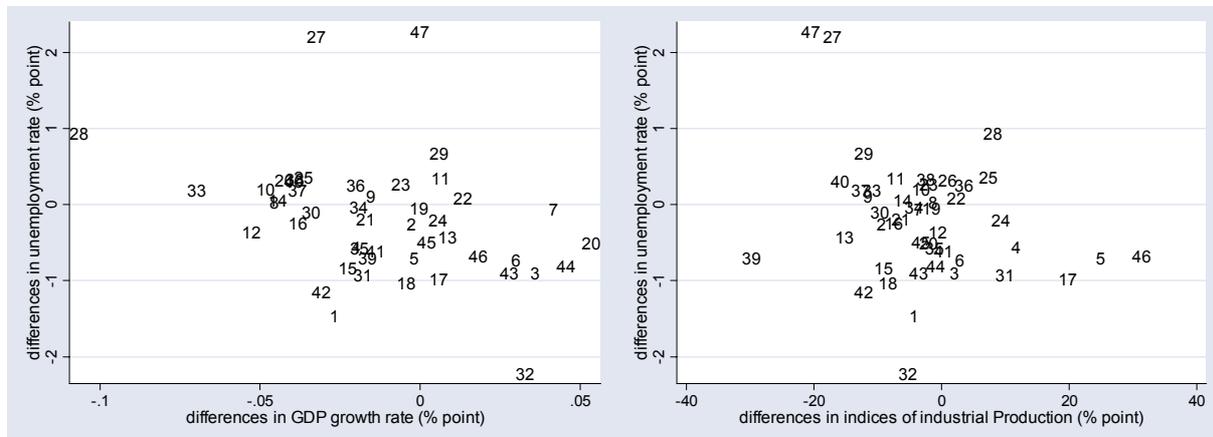
<sup>14</sup> 特化係数は、 $f_{ij} = p_{ij} / p_i$ 。ただし、 $p_{ij}$  は j 県における産業 i の従業者構成比を、 $p_i$  は全国平均の産業 i の構成比を示す。また、Hirshman-Herfindahl 指数、 $RS_j = \sum_i |p_{ij} - p_i|$  は 0 から 2 の値をとり、この数値が大きいほど、j 県の産業構造が全国平均と比べ相対的に特化度が高いことを、0 に近いほど全国平均によった産業構造であることを示す。なお、産業分布が狭い、あるいは特化傾向が強い地域は、当該産業の需要ショックの影響を受けやすく、結果として、高失業率にあえぐリスクが高いとする指摘もある Krugman(1993)。



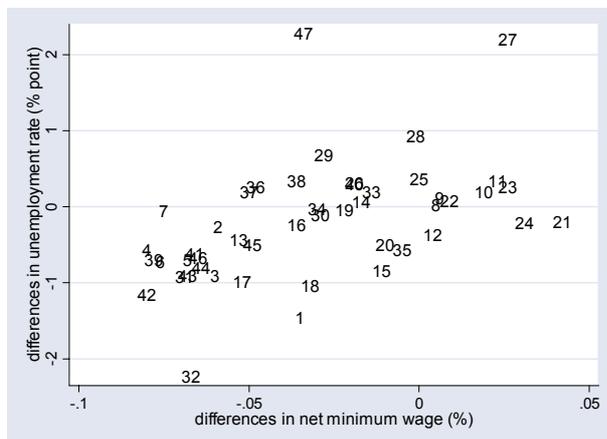
第 2 - 3 - 8 図 「純粋な」地域間格差（2000 年）と地域経済指標との関係

a. 経済成長率の格差(1995～2000 年)

b. 鉱工業生産指数の格差(1995=100)



c. 地域別最低賃金の格差(全国平均との差)



都道府県番号

1 北海道	13 東京都	25 滋賀県	37 香川県
2 青森県	14 神奈川県	26 京都府	38 愛媛県
3 岩手県	15 新潟県	27 大阪府	39 高知県
4 宮城県	16 富山県	28 兵庫県	40 福岡県
5 秋田県	17 石川県	29 奈良県	41 佐賀県
6 山形県	18 福井県	30 和歌山県	42 長崎県
7 福島県	19 山梨県	31 鳥取県	43 熊本県
8 茨城県	20 長野県	32 島根県	44 大分県
9 栃木県	21 岐阜県	33 岡山県	45 宮崎県
10 群馬県	22 静岡県	34 広島県	46 鹿児島県
11 埼玉県	23 愛知県	35 山口県	47 沖縄県
12 千葉県	24 三重県	36 徳島県	

注：都道府県番号は右記を参照。

認すると、95 年から 2000 年までの低成長下で、全国平均を上回る成長を示し、コントロール後の失業率が全国平均を下回っている地域として、長野県(20)、大分県(44)、岩手県(3)、山形県(6)、熊本県(43)、鹿児島県(46)などが、逆に、マイナス成長もしくは成長率が全国平均を下回り、失業率も高い地域として兵庫県(28)、岡山県(33)、群馬県(10)、大阪府(27)などが挙げられる。

鉱工業生産指数については、2000 年に負の相関がみられるが、第 2 - 3 - 8 図(b 欄)に示すように、沖縄県(47)および大阪府(27)の影響が大きい。事実、この 2 地域を除く相関係数は-0.1061 で統計的には非有意であり、明確な相関は認められない。

実質の(地域別)最低賃金格差は、2000 年のみ有意に正の相関がみられる。第 2 - 3 - 8 図(c 欄)によって確認すると、最低賃金ならびに失業率が全国平均を上回っている地域として、大阪府(27)、愛知県(23)、埼玉県(11)、群馬県(10)などが、最低賃金は全国平均に近いものの失業率が高い地域として兵庫県(28)、や滋賀県(22)などがあり、近畿圏に

やや多くなっている。対して、コントロール後の失業率が全国に比べて最も低い島根県は、地域別最低賃金が最も低いグループに属している。ただし、最低賃金は大都市を擁する地域で高い傾向にあるものの、これらの地域では県外からの通勤により見かけ上失業率が高い可能性もある。そこで 2000 年について、従業地ベースのデータから都道府県別・性別・年齢別失業率の「純粋な」地域間格差を別途計算し、地域別実質最低賃金格差との関係を見ると、相関係数は 0.2047 へと低下するとともに、統計的にも非有意となった。従業地ベースのデータの制約から、学歴要因がコントロールされていないものの、通勤圏を考慮した場合には、「純粋な」格差と最低賃金格差の間には明確な相関は認められないといえる。

また労働移動を示す、当該 1 年間の転入超過率の相関係数はマイナスだが、この場合、因果の方向は、失業率が高い地域ほど純転入率が小さい（純転出率が大きい）と捉えられ、労働移動を通じた市場の調整局面を示すものと考えられる。ただし、両年ともに相関係数の値は統計的に有意ではない。

産業構造の特化係数については業種間の相関が強く、地域間失業率格差との相関がその産業自身の特性によるのか、相関の強い別の産業の特性を代理しているのか判別し難い。しかしながら、表から、第 3 次産業への特化が強い（第 1 次産業への特化が弱い）地域ほど、全国平均に比した失業率が高く、特に 2000 年にその傾向が顕著に表れている。また、他の業種と概ね逆相関がみられる製造業の特化係数は、1990 年について符号が負だが統計的に有意ではなく、2000 年では符号が逆転している。

最後に、当該地域の産業構造の相対的な特化傾向を示す Hirshman-Herfindahl 指数をみると、この指数そのものは、産業別の特化係数との相関から、第 1 次産業および（製造業を除いた）第 2 次産業への相対的な傾斜を意味していることがわかる。しかしながら、地域間失業率格差との相関係数は両年ともに有意ではない。したがって前項までに考慮されていないこうした産業への傾斜度と、地域別の失業率との間には明確な相関は認められないといえる。

以上から、前項で推定した「純粋な」地域間の失業率格差は、好況期については概ね地域特性がコントロールされているとみられるものの、近年では、低成長下における需要減退による地域間格差の拡大も示唆されている。

#### 第 4 節 結論と今後の課題

本章では、失業率の地域間格差について、性別や年齢といった人口属性、学歴や産業構造といった労働需給に係わる属性を考慮した場合、果たして純粋に「地域」間に認められる格差がどの程度存在するのかを、基本的な手法に基づいて分析した。その結果は次のように要約される。

地域だけでなく、人口属性を考慮した場合、失業率のばらつきの多くは、性別や年齢という人口属性によって説明されることがわかった。OECD(2000)において同様の変数を用いた6か国のうち、日本における地域属性の説明力は、イギリスやドイツ、カナダ、フランス、スウェーデンより小さく、わずかにオランダより大きいという結果となった。データの年次や地域区分が異なるなど厳密な比較ではないものの、国際的にみた場合、日本の「地域」に起因する失業率のばらつきは小さいといえるだろう。

地域に起因する失業率の格差は、労働力人口属性や学歴に加えて、産業構造を考慮した場合、一部の地域を除いて目立った差は認められなくなる。しかし、近年の不況下では、需要減退の地域差による失業率の格差拡大も示唆されている。

このような結論を得たうえで、なお残された課題も多い。その第1は、失業率を左右する様々な属性を考慮したうえでも残る格差についてである。この点については、産業集積の有無やそのプロセスなど、本章で考慮した変数を質的な意味からより詳細に検討する必要があるだろう。

また、本章では5年ごとの横断面の比較分析を中心とし、異時点間における市場の調整機能を考慮しなかった。しかしながら第2-3-6および7表でみたように、地域の失業率は、賃金や労働需要の格差に誘発される労働移動によって調整されている可能性もある。この点について1970年代後半および1980年代後半の検討を行った太田・大日(1996)によれば、労働力は、現住地に比べて相対的に失業率が低い地域、また賃金が相対的に高い地域へと移動することが実証的に明らかにされている。こうした労働移動の地域間失業率格差に与える影響については、そのモデルの構築を含めて今後の課題としたい。

最後に、地域の雇用失業情勢を論ずるうえでは、労働力人口の就業状態を示す失業率だけではなく、より広く労働市場で非活動的な人口(非労働力人口)をも視野に含めるべきであるが、本章では触れられなかった。また、そもそも、地域の雇用情勢を左右する地域経済の成長(もしくは停滞)の源泉とその地域差については、個別の地域に焦点を当てた研究を積み重ねる必要がある。これらについては、本報告書第3章以下で述べられている個別地域の分析を参照されたい。

#### 参考文献

- 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。  
厚生労働省(2003)『平成15年版 労働経済白書』、日本労働研究機構、東京。  
神代和欣(1983)「地域労働市場の構造と雇用政策」、雇用職業総合研究所・統計研究会  
『労働市場の地域構造に関する研究 - 雇用と失業問題を中心として - 』、東京、  
第1章。

Kruger, A. and L.H. Summers (1988) "Efficiency Wages and Inter-Industry Wage

Structure,” *Econometrica*, Vol.56, No.2, pp.259-293.

Krugman, P. (1993) “Lessons of Massachusetts for EMU,” in Torres, F. and Giavazzi, F. eds., *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, MA, pp. 241-269.

水野朝夫 (1992) 「失業率の地域的構造とその決定因」、水野著 『日本の失業行動』、中央大学出版部、東京、第 8 章。

OECD (2000) “Disparities in regional labour markets,” in *Employment Outlook*, OECD, Ch2.

太田聰一・大日康史 (1996) 「日本における地域間労働移動と賃金カーブ」、『日本経済研究』、No.32、pp.111-132。