

雇用失業情勢の都道府県間格差と その要因[†]

第1節 本章の目的

本章は、1990年代の都道府県データを用いて、地域別の労働需給構造が失業や無業の地域間格差に与える影響を定量的に把握することを目的としている。日本の地域間失業率格差の構造が硬直的であることは、これまで多くの研究によって指摘されている。例えば水野（1992）は、1970年から80年の10年間に於いて、47の都道府県別失業率の異時点間の相関が極めて高いことを確認し、失業の地域的パターンが安定的であると結論付けている。こうした傾向は近年でも看取される。事実、2000年と2005年の都道府県別失業率の相関係数は0.9268となっており、依然として地域別失業率の粘着性（stickiness）が確認される¹。

こうした格差構造の硬直性をもたらす要因の一つに、労働移動を通じた市場の調整機能の弱さが挙げられている（Montgomery（1993）；太田・大日（1996））。このうち、1970年代後半および1980年代後半のデータを用いて地域労働市場の分析を行った太田・大日（1996）は、失業率の地域間格差の拡大は地域間の労働移動を有意に高めるものの、シミュレーションの結果、一時的なショックによって生じた失業率格差は少なくとも10年以上は解消されないとしている。また、格差の持続性について労働需要サイドからの説明を試みた外館（1999）は、各地域の産業大分類別に見た需要ショックの構造が失業率を説明

[†] 本章は、勇上（2005）を一部加筆・修正したものである。本章の元となった原稿作成するにあたり、多くの方々にコメント頂いた。とりわけ、大竹文雄氏（大阪大学）、大橋勇雄氏（一橋大学）、神代和欣氏（横浜国立大学名誉教授）、白石栄司氏（建設業労働災害防止協会）、三谷直紀氏（神戸大学）、そして「日本労働研究雑誌」のレフェリー、ならびに当機構内における小野旭氏、浅尾裕氏、本川明氏（当時）、江上寿美雄氏、伊藤実氏、藤井宏一氏そして堀春彦氏より貴重なコメントを頂いた。また、分析に用いた国勢調査データは、東京大学空間情報科学研究センター「時空間社会経済システム研究部門研究プロジェクト」において利用したものである。記して感謝したい。なお、残る誤りはすべて筆者に帰する。

1 総務省統計局「国勢調査」による。またこの点は、失業期間を考慮しても同様である。篠崎（2004）によれば、失業期間が1年未満の短期失業率と一年以上長期失業率の関係は、1992年から2002年にかけて、各都道府県で安定的であることが示されている。

すること、さらに1975年から95年の20年間において、その構造が各地域で固定的であるために、地域間失業率格差が持続的であることなどを明らかにしている。

このように、時系列的にみた失業率格差が安定的であるという事実は、当然ながら、ある時点の静態的な地域間格差が何に起因するのかという関心を惹起する。これまでいくつかの研究が、静態的な格差の要因を労働需給構造の地域差（地域特性）に求めており、地域別の人口属性や産業構造と、地域別失業率との間に有意な相関を見出している（水野（1992）；OECD（2000）；厚生労働省（2003））。ただし、これらの研究では、各属性が実際の地域間格差をどの程度説明するのかについて言及されていない。そこで本章では、性や年齢、学歴といった労働供給属性、および産業別就業者構成比に代理される労働需要構造が、失業率の地域間格差に与える影響をより直接的に検討するとともに、それら属性の影響を統計的に取り除いた（以下、コントロールという）地域間失業率格差の計測を試みる。

一方、失業率を対象とした分析は、労働市場で活動的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²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、全ての人口を就労に向かわせる（activate）という政策的な観点からは、無業者の動向にも注目が集まっている。日本においても、少子高齢化が顕著な地域にとっては、若年無業者はもとより、女性や高齢者における非労働力人口の有効活用が今後の地域経済の活性化の鍵となるだろう。そこで本章では、有効活用されていない労働力の指標として、15歳以上人口に占める非労働力率を用い、労働供給属性をコントロールした地域間格差を定量的に把握する。

ここでは、47の都道府県を単位とする失業率と非労働力率に着目し、時系列的な変化よりも、各調査時点における横断的な比較に力点を置く。データは、性や年齢、学歴といった詳細な属性別データが公表されている1990年と2000年の「国勢調査」（総務省統計局）である。したがって、02年以降の景気回復以

2 非労働力人口とは、15歳以上人口のうち、無業で仕事を探していない、「家事や通学、その他」の人口を意味する。

前の分析に限られる点に留意されたい。また、都道府県を地域単位とする静態的な分析にも一定の留保が必要である。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、地域を超えた通勤も考慮することが望ましい。この点について、本章とはやや分析手法が異なるものの、第2章では通勤圏に着目した地域の失業・就業格差の要因が検討されているので参照されたい。ただし、地方政府による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の都道府県に着目する意味は小さくない。

以下、本章の構成を示す。次節では、労働需給構造の影響を取り除いた場合の地域間失業率格差を定量的に把握し、コントロールされた格差を産み出す地域要因について検討する。続く3節では、非労働力率について人口属性の影響を取り除いた地域間格差を計測し、それがコントロールされた地域間失業率格差といかなる関係を有するのか分析する。最後に、4節で本章の分析結果をまとめ、結果から示唆される政策的含意を述べる。

第2節 都道府県別失業格差の要因分析

1 労働需給属性の影響

まず、失業率の都道府県間格差の計測にあたって、以下のような線形の失業率関数を推定する。

$$u_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

ただし、 u_i は、居住都道府県・性・年齢階層・学歴別の労働力状態より計算されるグループ*i*の平均失業率を、 X_i はそのグループの労働需給属性（女性ダミー、年齢ダミー、学歴ダミー、各グループ内の産業大分類別就業者構成比）を、 D_i は居住都道府県ダミーを示しており、 α_0 は定数項、 ε_i は誤差項である。

ここで用いた説明変数は次の通りである。年齢グループには、15～24歳、25～34歳、35～54歳、55～64歳、65歳以上の5区分とするダミー変数を用いた。学歴ダミーは、小学・中学卒、高校卒、短大・高専卒および大学・大学院卒の4区分である。また、労働需要構造の地域差を示す指標として、各グループ別

の就業者に占める産業大分類別就業者構成比を導入している。具体的には、産業別の離職率が低く、かつ労働需給の逼迫度の高さを示す指標として製造業就業者比率を、一方で産業別の離職率が高く摩擦的なタイプの失業を発生しやすい要因として、サービス業就業者比率と卸売・小売業、飲食店就業者比率を用いている³。

推計に用いたデータは、都道府県別に性別、年齢階層別、学歴別の失業率が計算できる1990年と2000年の国勢調査である⁴。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定する⁵。

(1) 式の失業率関数を最小2乗法で推定することにより、都道府県ダミーの推定係数のばらつきが、都道府県間失業率格差の大きさとみなせる。ここでは、全ての説明変数を用いた場合 (Full-Control) と、いずれか1つの説明変数を落とした場合、そして都道府県ダミーのみを用いた場合の格差 (No-Control) を比較する。なお、都道府県ダミーの推定係数のばらつき指標には、各地域の労働力人口シェアで調整した標準偏差 (Weight Adjusted Standard Deviation: WASD) を用いた⁶。計算結果は図表1-1に示されている。

まず、No-ControlのWASDをみると、1990年の9.322に比べて2000年は12.905となっており、近年の地域間失業率格差が大きいことが示されている。しかし、労働需給属性の影響を全て取り除いたFull-Controlの結果では、1990年が1.830、2000年では0.571となっており、両年ともにコントロールされた地域間格差は

3 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ると、製造業比率は両年を通じて有効求人倍率と有意な順相関がみられる一方 (90年は0.516、00年は0.323)、サービス業比率との間に有意な相関は認められない。卸売・小売業、飲食店比率については有効求人倍率との順相関が認められるが産業別の離職率も高く、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。ただし、静態的な地域間格差に関して産業構造の影響を論じることに批判的な見解もある (外館 (1999))。本章では、産業別の労働需給の逼迫度と離職率によって、産業構成が、「定義的に」失業率に与える影響を論じることとする。

4 したがって1調査年あたりのサンプルサイズは、47 (都道府県) × 2 (性別) × 5 (年齢区分) × 4 (学歴区分) = 1,880となる。

5 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。

6 $WASD = \left[\sum_j (s_j \beta_j - \sum_j s_j \beta_j)^2 - \sum_j s_j \delta_j^2 \right]^{\frac{1}{2}}$ であり、産業間賃金格差の実証分析において多用される格差指標である。ただし、 s_j は j 県の労働力人口ウェイト、 β_j は推計定数、 δ_j は標準誤差を表す。なおここでは、産業間賃金格差について分析した Krueger and Summers (1988) と同様に変数間の共分散項は考慮していない。

図表 1-1 失業率の都道府県間格差 (WASD)

除いた変数	1990年	2000年
Full-Control	1.830	0.571
年齢	1.711	3.776
性	6.079	9.343
学歴	7.024	9.022
産業	9.344	12.940
No-Control	9.322	12.905

注：WASD (Weight Adjusted Standard Deviation) について、詳細は本文および脚注 6 を参照

大きく縮小する (標準偏差の減少率は90年が80.4%、00年が95.6%)。さらに、Full-Controlの結果からは、近年ほど地域間失業率格差が小さいことも示されている。

あわせて図表1-1から、どの変数が地域間格差に影響を与えているかがわかる。1990年では、Full-Controlから産業別就業者構成比を除いた場合の標準偏差の増大が最も大きく、以下、学歴ダミー、性ダミー、年齢ダミーの順になっている。2000年についても産業構造変数の影響が最大だが、次いで性、学歴、年齢となっており、計測される地域間格差の縮小に及ぼす学歴属性の影響が低下している。これは、特に大学・大学院卒といった高学歴層の失業率が高まったことによる近年の学歴間失業率格差の縮小を反映したものとと思われる。

2 コントロールされた格差の水準

図表1-1の結果は、みかけ上観察される失業率格差の多くが、労働需給構造の地域差に因っていることを示している。また、産業構造要因を取り除いた場合に、地域間格差が大きく縮小することも注目される。そこで以下では、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の水準を検討する。また、推定1および2については、(失業率の最も低い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⁷。計算

⁷ ここでの地域間格差は、 $d_i = \hat{\beta}_i - (\sum_{jsj} \hat{\beta}_j)$ 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係数の平均値を示している。

結果は、図表1-2に掲げられている。

まず、労働供給属性の影響を取り除いた格差（推定1）についてみると、若年者や低学歴者など、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年における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、失業率を引き下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0.25ポイントまで拡大する。

推定1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、自動車産業を中心とした製造業が集積しており、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0.39ポイントに対して、コントロール前のそれは-0.90ポイントであり、その差の1.29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・甲信および東海地方で顕著であり、その他、東北地方では山形県や福島県に、西日本では滋賀県と、（島根県・山口県を除く）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次産業への偏りが大きい地域では、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、第3次産業への相対的な傾斜をコントロールすることにより、全国との格差は半分以下に縮小する。こうした地域として、北海道や宮城県、東京都、京都府、大

図表 1-2 都道府県間の失業率格差

	1990年			2000年			10年間の変化	
	実際の格差	推定1	推定2	実際の格差	推定1	推定2	実際の格差	推定2
北海道	0.62	0.47	-1.06	0.05	0.08	-1.42	-0.57	-0.36
青森県	1.46	1.11	0.29	0.66	0.56	-0.19	-0.80	-0.48
岩手県	-0.39	-0.56	-0.37	-0.74	-0.78	-0.59	-0.35	-0.21
宮城県	-0.28	-0.31	-0.81	0.18	0.17	-0.67	0.46	0.15
秋田県	-0.30	-0.12	-0.22	-0.46	-0.33	-0.61	-0.15	-0.39
山形県	-1.28	-1.20	-0.41	-1.43	-1.41	-0.33	-0.15	0.08
福島県	-0.60	-0.68	0.08	-0.48	-0.56	0.35	0.12	0.27
埼玉県	-0.34	-0.12	0.67	-0.01	0.10	0.69	0.33	0.02
千葉県	-0.35	-0.13	-0.12	-0.02	0.15	-0.45	0.33	-0.33
東京都	0.10	0.25	-0.68	0.14	0.31	-1.13	0.04	-0.46
神奈川県	-0.03	0.32	0.33	0.11	0.33	-0.24	0.14	-0.57
茨城県	-0.64	-0.71	0.27	-0.51	-0.57	0.62	0.13	0.35
栃木県	-0.76	-0.95	0.24	-0.64	-0.78	0.60	0.11	0.36
群馬県	-0.56	-0.76	0.36	-0.64	-0.85	0.70	-0.08	0.35
山梨県	-0.60	-0.65	0.80	-0.97	-0.98	0.64	-0.36	-0.16
長野県	-1.29	-1.39	0.28	-1.67	-1.93	0.11	-0.38	-0.17
新潟県	-1.00	-1.13	-1.08	-0.91	-1.03	-0.77	0.09	0.31
富山県	-1.03	-1.03	-0.36	-1.32	-1.64	-0.36	-0.29	0.00
石川県	-0.76	-0.94	-1.06	-1.10	-1.22	-0.91	-0.34	0.15
福井県	-1.13	-1.34	-0.21	-1.69	-2.05	-0.61	-0.56	-0.40
岐阜県	-0.98	-1.25	-0.27	-1.03	-1.37	0.22	-0.05	0.49
静岡県	-0.66	-0.89	0.09	-0.97	-1.28	0.38	-0.31	0.29
愛知県	-0.55	-0.69	0.07	-0.70	-0.90	0.39	-0.15	0.32
三重県	-0.42	-0.76	-0.07	-0.89	-1.17	0.02	-0.47	0.08
滋賀県	-0.86	-0.88	0.53	-1.08	-1.14	1.06	-0.22	0.53
京都府	-0.15	-0.11	-0.27	0.22	0.37	0.29	0.37	0.56
大阪府	1.24	1.27	0.88	2.34	2.29	1.93	1.11	1.05
兵庫県	0.33	0.37	0.33	0.65	0.75	0.95	0.32	0.62
奈良県	-0.15	0.17	0.27	0.23	0.71	1.02	0.38	0.75
和歌山県	0.41	-0.06	-0.22	0.20	0.03	-0.07	-0.21	0.15
鳥取県	-0.54	-0.51	0.15	-1.19	-1.57	-0.83	-0.65	-0.98
島根県	-1.07	-1.31	-1.18	-1.81	-2.22	-2.13	-0.74	-0.95
岡山県	-0.08	-0.08	0.63	-0.40	-0.41	0.43	-0.32	-0.20
広島県	-0.46	-0.51	-0.25	-0.46	-0.47	-0.27	0.00	-0.02
山口県	-0.18	-0.28	-0.26	-0.69	-0.78	-0.69	-0.52	-0.43
徳島県	0.87	0.82	1.21	0.15	0.16	0.80	-0.72	-0.41
香川県	0.09	0.15	0.18	-0.02	-0.07	0.20	-0.10	0.02
愛媛県	0.64	0.50	0.86	0.25	0.22	0.61	-0.39	-0.25
高知県	1.74	1.26	0.12	0.57	0.31	-0.91	-1.17	-1.03
福岡県	1.48	1.66	0.42	1.17	1.36	-0.05	-0.31	-0.47
佐賀県	-0.26	-0.40	-0.59	-0.32	-0.26	-0.49	-0.07	0.10
長崎県	0.48	0.23	-1.04	0.10	0.14	-1.23	-0.38	-0.19
熊本県	0.17	0.19	-0.30	-0.32	-0.13	-0.69	-0.49	-0.40
大分県	0.32	0.43	-0.02	-0.30	-0.23	-0.63	-0.62	-0.61
宮崎県	0.36	0.23	-0.29	0.24	0.28	-0.45	-0.12	-0.16
鹿児島県	0.37	0.50	-0.03	0.16	0.22	-0.58	-0.21	-0.55
沖縄県	4.73	4.04	1.58	4.71	4.12	1.43	-0.02	-0.15

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）。実際の格差は、学校教育在学者を除く都道府県別失業率の全国平均との差である。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。

阪府、福岡県といった周辺地域の中核をなす大都市圏を擁する都道府県が挙げられるものの、その他に、青森県や高知県そして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。第3次産業への傾斜は、分析の定義上、平均的な離職率の高さに起因する構造的・摩擦的なタイプの失業を発生させていると考えられ、こうした地域については、とりわけ職業紹介などを通じたマッチング機能の強化が、地域の失業率引き下げ策の1つとして重要になると思われる。

3 その他の地域特性との相関

以上では、労働需給構造をコントロールした場合に地域間格差が大きく縮小する点を考察した。しかし、地域ダミーのみを考慮した本章のアプローチでは、地域要因の詳細が明らかにされていない。また、図表1-2に示したように、1990年から2000年にかけてコントロール後の格差が拡大した地域もあり、その要因についても検討する必要がある。

そこで、コントロールされた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、①直近5年間の(1人あたり)実質県内総生産の伸び率(自然対数形)と(1人あたり)実質国内総生産の伸び率との差(%ポイント)、②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)③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(自然対数形)⁸、④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)、⑤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、⑥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⁹。

紙幅の制約もあり、ここでは、コントロール後の地域間格差と5%水準で統計的に有意な相関が認められた地域変数についてのみ結果を紹介する。

8 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。ただし、地域別最低賃金については、それがどの程度地域の労働市場に影響を与えているのかについては議論の余地がある。事実、安部(2001)によれば、地域別最低賃金とパートタイマーの平均賃金との間には順相関が確認できるものの、特に、最低賃金が最も低いDランクの県のなかでは、パート賃金と最低賃金との乖離の程度は、県によって大きく異なっている。したがってここでは、最低賃金を政策的にコントロールすべき変数としてではなく、平均賃金の地域間格差の代理指標として用いる。

まず、1人あたり実質GDPの伸び率の格差については、1995年から2000年の地域別実質経済成長率と2000年の地域間失業率格差の相関係数が -0.2938 で統計的に有意であり、日本経済の落ち込みが大きかった1990年代後半の需要減退の地域差が、近年の失業率格差をもたらしていることが明らかとなった。

実質の地域別最低賃金格差もまた、2000年の失業率格差と有意な順相関がみられる（相関係数は 0.5753 ）。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、みかけ上の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性・年齢・産業構造をコントロールした地域間失業率格差を別途計算し、地域別実質最低賃金格差との関係を見ると、相関係数は 0.5181 であり依然として有意な順相関が観察される¹⁰。従業地データの制約により、学歴要因がコントロールされていないものの、通勤圏を考慮してもなお、コントロールされた格差と実質賃金格差との間には正の相関が示されている。

その他、産業別の特化係数については、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、全国平均に比べた失業率が高く、特に2000年にその傾向が顕著であった。しかしながら、当該1年間の転入超過率、および当該地域の産業構造の相対的な特化傾向を示すHirshman-Herfindahl指数については、両年ともに地域間失業率格差との間に有意な相関は認められなかった。

次に、1990年から2000年のコントロール後の地域間失業率格差の変化について、その拡大（あるいは縮小）要因を検討した。その結果、1990年から2000年の地域別実質経済成長率の格差とコントロール後の失業率格差の変化との相関係数が -0.3295 で統計的に有意な逆相関の関係にあることが示された。とりわけ、高失業率が続いた兵庫県や京都府、大阪府といった近畿エリアでは、1990年代の地域経済の相対的な落ち込みが激しく、コントロール後の失業率格差が

9 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))。

10 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)によって計算した。国勢調査の調査項目の制約から、ここでは「失業者は常住地においてのみ求職活動を行う」とするやや強い仮定に基づいた試算値である点に留意されたい。

最も拡大したことが明らかとなった。なお、同期間のその他の地域経済指標の変化については、失業率格差の変化との間に有意な相関は認められない。また、1989年から1999年の実質最低賃金の伸び率格差との相関係数（ -0.0343 ）は負で非有意であり、90年代を通じた地域別最低賃金の上昇が失業率の地域間格差を拡大したとは言えない。コントロール後の失業率が上昇した近畿圏では、むしろ10年間の実質最低賃金の伸び率は全国平均より小さくなっていることから、実質最賃が変化しないなかで需要減退による失業率の上昇が大きかったために、先に見たような2000年における有意な順相関が現れたものと解釈できる。

以上から、前節で推定したコントロール後の地域間失業率格差は、1990年については概ね地域特性の影響がコントロールされているとみられるものの、「バブル」崩壊を経た近年では、地域間の実質賃金コストの格差や低成長下における需要減退の地域差による地域間失業率格差の拡大も示されている。

第3節 非労働力率格差の考察

1 人口属性を考慮した非労働力率格差

以下では、前節の失業率関数と同様の手法を用いて、都道府県別・性別・年齢別・学歴別の非労働力率（対15歳以上人口比率）について、地域特性の影響を取り除いた地域間格差を計測する。ただし失業率とは異なり、地域の需要構造が無業に与える影響については明示的な関係が不確定であるため、ここでは、性別、年齢、学歴といった人口属性のみをコントロールした地域間格差を検討する。なお、ここでも国勢調査の公表統計の制約により、学校教育在学者につい

図表1-3 非労働力率の都道府県間格差（WASD）

除いた変数	1990年	2000年
Full-Control	33.367	35.797
年齢	33.034	35.452
性別	33.210	35.696
学歴	33.359	35.786
No-Control	(32.869)	(35.340)

注：No-ControlのWASDは、地域ダミーの係数が全て0であるという帰無仮説を1%水準で棄却できなかったため、参考値にとどまる。

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定する。そのため一般的な非労働力率とは異なり、学生の多い15～24歳層の非労働力率が最も低くなる点に注意を要する¹¹。

図表1-3は、前節と同様の手法を用いて、都道府県別非労働力率の格差をみたものである。ただし、No-Controlについては、統計的に有意な地域間格差は検出されなかった。また、いずれの人口属性変数も、コントロールによって地域間格差を増大させることがわかる。推定結果では、特に地方圏ほど、人口属性をコントロールすることによる非労働力率の低下が大きく（大都市圏は逆）、地域間格差のばらつきが大きくなることが明らかになっている。加えて、人口属性を全てコントロールした地域間格差は、前節で検討した産業構造をコントロールしない失業率格差と同様に、10年間で拡大傾向にあることなどが示されている。

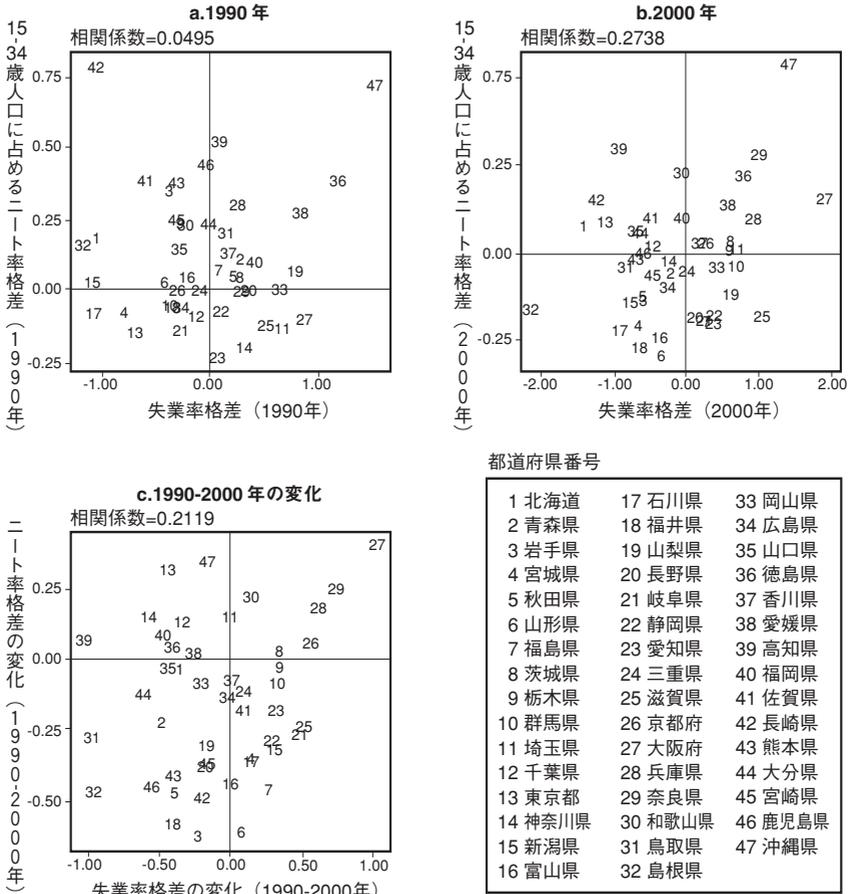
2 無業の格差と需要要因

1990年と2000年におけるコントロール後の非労働力率格差、あるいは格差の10年間の変化の要因の1つには、当然ながら地域の労働市場状況の差異があるだろう。そこで最後に、非労働力率と失業率の地域間格差の関係を検討する。いま、Full-Controlから計算される地域間失業率格差（前節の推定2）と非労働力率格差の相関係数は1990年では0.3055、2000年では0.4940であり、両年ともに有意な順相関が確認できるとともに、2000年においてよりその傾向が強まっている。また10年間の変化についても、コントロール後の失業率の変化と非労働力率の変化の相関係数は0.3319となっている。したがって、失業率が高い、あるいは10年間で上昇した地域ほど、労働市場での求職活動を諦める傾向が強いこと（以下、求職意欲喪失効果と呼ぶ）が確認できるとともに、2000年においてその傾向がより強まっていることがわかる。

ところで、ここで対象となった非労働力率に学生が除かれていることを勘案すれば、こうした求職意欲喪失効果は、「国勢調査」の定義上、「家事」あるい

11 無業者である学生を除くことにより、全国平均の非労働力率は1990年で36.5%から30.1%へ、2000年では37.3%から32.7%に低下する。しかしながら、都道府県別では沖縄県のみ全国平均との差が1%ポイント程度縮小するものの、その他の地域については全国平均との格差がほとんど変化しないため、無業率の地域間格差の分析にあたって大きな問題はないものと思われる。

図表1-4 失業率格差と15～34歳人口に占めるニート率との相関



は「その他」の無業者を増加させることを意味している。とりわけ後者は、社会参加をしない深刻な無業者として捉えられており、近年、その増加傾向が指摘されている（厚生労働省（2004））。また、小杉（2004）は、15～34歳における「その他」無業者を日本型ニート（NEET: Not in Education, Employment or Training）と定義し、各地域における若年失業率と人口に占めるニート比率と

の間に正の相関を見出している。そこで、小杉（2004）の定義を踏襲し、1990年と2000年について、都道府県別に15～34歳人口に占める「その他」無業者（以下、ニートと呼ぶ）比率を計算し、その全国平均との差と各時点におけるコントロール後の失業率格差（推定2）との関係を考察する¹²。結果は図表1-4に示されている。

図表1-4（a欄）より、1990年では、コントロール後の失業率格差と若年層におけるニート率との相関係数は0.0495と極めて小さく、有意な相関は認められない。ところが、2000年（b欄）の相関係数は0.2738と弱いながらも正の相関が現れており、高失業地域ほど相対的にニート比率が高いことが示唆されている。また、（c欄）の10年間の変化でも、相関係数は0.2119と弱い正の相関がみられており、コントロール後の地域間失業率格差が上昇した地域ほど、若年層のニート化が進んでいることが示唆されている。

もちろん、若者のなかでニート率が上昇した背景には、失業情勢の悪化だけでなく学校教育の変化（中退の増加や高校による就職支援の変化）や世帯行動の変化（親による援助）といった供給サイドの要因もあるだろう。しかしながら、近年は高失業地域ほどニート率が高いことを示唆する結果は、日本における若年の失業・無業を考える際に無視し得ないであろう。

第4節 要約と結論

本章では、都道府県別の失業率ならびに非労働力率について、性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コントロールした地域間格差を計測するとともに、その格差を産み出す要因を基本的な手法によって検討した。その結果は次のように要約される。

①みかけ上の地域間失業率格差は、1990年から2000年にかけて拡大する傾向にある。しかし、地域別の労働需給属性をコントロールした地域間格差は、両年ともに大きく縮小するとともに、10年間で地域間格差が縮小したことが示

12 小杉（2004）による日本型ニートの定義は、非労働力人口のうち、①15～34歳、②学校卒業者、③家事・通学をしていない者（統計上は「その他」の無業者）である。なお、小杉（2004）とやや異なり、本章では、地域の需給構造をコントロールしたいわば地域の潜在的な失業情勢が、地域の若年ニート率に与える影響を検証している。

された。とりわけ、地域別の産業構造の違いが、都道府県間格差のばらつき
の多くを説明する。

- ②コントロール後の地域別失業率格差は、1990年については概ね地域特性の影響がコントロールされているとみられるものの、バブル崩壊を経た2000年では、地域別の実質賃金コストの格差、ならびに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。
- ③人口属性の影響を取り除いた非労働力率の都道府県間格差は、コントロール後の失業率格差との正の相関が強く、失業率が高いあるいは10年間で上昇した地域ほど、労働市場での求職活動を諦める「求職意欲喪失効果」が大きいことが確認される。
- ④求職意欲喪失効果を若年層に限ってみると、1990年では地域の失業情勢と若年ニート率との間に明確な関係はみられないのに対して、2000年ではコントロール後の失業率が高い地域ほど、若年ニート率が高くなる傾向が確認された。また、10年間でコントロール後の失業率が上昇した地域ほどそうした傾向が強まっているなど、労働市場状況が悪化した地域ほど若年層のニート化が進んでいることが示唆されている。

労働需給属性の影響を取り除いた場合、地域間の失業率格差が大きく縮小するという本章の分析結果は、日本における地域の失業問題が、まずもって労働力や産業の地域的な偏在という「地域特性」に起因することを改めて示しており、地域雇用問題の解消にあたって、各地域の実情に即した雇用対策が必要とされていることを意味している。現在、地方分権化の流れの中で、都道府県や市区町村といった地方政府による地域産業・雇用政策が進められており、今後は各施策の有効性について個別の事例に即した検証が必要とされている。これらについては、第9章で述べられている個別地域の分析を参照されたい。

最後にいくつかの留保を述べたい。まず、「国勢調査」による詳細な属性別データの公表が10年に一度という制約もあり、本章の結論は2000年までの分析結果に限定されている。今回の景気回復期における地域間格差の要因については、データの蓄積を待って改めて分析する必要がある。また、地域別最低賃金については、それがどの程度地域の労働市場に影響力を持つかを改めて検証する点が今後の課題として残されている。