

日本における失業率の地域間格差と その持続性について

外 館 光 則

1 はじめに

この研究の目的は日本における失業率の地域間格差とその持続性の決定要因を明らかにすることである。地域失業率の決定要因の分析は、近年の失

表1 地域の完全失業率の全国比率

	1975	1980	1985	1990	1995
北海道	0.93(1.32)	1.06(1.6)	1.26(1.73)	1.2 (1.43)	1.02(1)
東北	0.84(1.05)	0.92(0.85)	0.93(1.04)	0.93(0.86)	0.85(0.81)
南関東	1 (1)	0.98(1.05)	0.98(0.96)	0.97(1.05)	1.07(1.09)
北関東甲信	0.73(0.74)	0.7 (0.55)	0.7 (0.62)	0.78(0.71)	0.88(0.69)
北陸	0.63(0.79)	0.65(0.9)	0.63(0.65)	0.68(0.62)	0.66(0.72)
東海	0.75(0.74)	0.74(0.65)	0.7 (0.73)	0.79(0.71)	0.83(0.81)
近畿	1.16(1.16)	1.18(1.15)	1.16(1.12)	1.18(1.19)	1.23(1.25)
中国	0.85(0.74)	0.9 (0.9)	0.9 (1)	0.87(0.86)	0.81(0.75)
四国	1.28(1)	1.25(1.2)	1.29(1.08)	1.24(1.1)	1.04(0.88)
九州	1.55(1.26)	1.47(1.35)	1.43(1.35)	1.34(1.29)	1.18(1.03)
全国失業率(%)	2.3 (1.9)	2.48(2)	3.4 (2.6)	3.01(2.1)	4.29(3.2)

資料：「国勢調査」、「労働力調査」

注1) ()内は「労働力調査」の完全失業率とそれを使って計算した数値で、それ以外は「国勢調査」の完全失業率とそれを使って計算した数値である。

2) 地域区分は以下のとおりである。北海道、東北（青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島）、南関東（埼玉、千葉、東京、神奈川）、北関東甲信（茨木、栃木、群馬、山梨、長野）、北陸（新潟、富山、石川、福井）、東海（岐阜、静岡、愛知、三重）、近畿（滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山）、中国（鳥取、島根、岡山、広島、山口）、四国（徳島、香川、愛媛、高知）、九州（福岡、佐賀、長崎、大分、熊本、宮崎、鹿児島、沖縄）

業率の上昇に対して地域間で差別的な雇用対策を行う場合、そのあり方を探る上で重要である。

表1は、各地域の完全失業率を全国の完全失業率で割ったものである。相対的な失業率は、東北、北関東甲信、北陸、東海地方が低く、近畿、四国、九州地方が高くなっている（「労働力調査」の数値を使った場合のみ北海道も高い）。また、そのような失業率の地域間の順位は長期間あまり変化せずに推移している¹⁾。

日本において地域間失業率格差とその持続性を最初に指摘したのは、水野・今井（1983）、水野（1992）である。水野・今井（1983）、水野（1992）のクロスセクションの計量分析においては、サービス部門（卸売・小売業、サービス業）就業者比率が高い都道府県ほど失業率が高いことが示されている。サービス部門は女子比率が高いこともあり就業者の自発的離職を中心とした退職の確率が高い（「労働力調査特別調査報告」、「雇用動向調査」）。サービス部門比率が高い都道府県では、退職者のジョブサーチによる摩擦的失業者が多くなることにより、定義的に全体の失業率も高くなるからである。

しかし、既存の研究には以下の点で満足できない。サービス部門の比率が高いとなぜ失業率が高くなるのかが分析の中で明確にされていないからである。サービス部門就業者の退職確率が高いからその地域のサービス部門の比率が高いと失業率が高くなるというのは、全体の中のあるグループが1つのきわだった傾向を持つからそのグループの比率が高くなると全体もそのような傾向を持つようになるという定義的な説明であり、経済学的な斬り口での議論ではない。また、サービス部門就業者の退職確率が高いからというのは事後的な計量分析結果の解釈であり、サービス部門の比率の高さと失業率の高さの間にあるものが明示的に分析の中に現われていない（しかし、それは集計データを使った分析においてはある程度避けられない点である）。

本稿では水野・今井（1983）、水野（1992）と同様に地域の産業構造の違いを考慮するが、それに加えて各地域の産業別の需要ショックの違いによる失業の発生可能性の差に注目する。そして、各地域の産業別の需要ショック

の分散共分散構造の違いが失業率の格差に影響を与えることを議論する(方法的には Neumann and Topel (1991) が行った分析の日本のデータへの適用である)。このようなアイデアは部門間ショックによる摩擦的失業の発生を主張した Lilien (1982) と類似しているが、需要ショックの産業間の共分散にも注目している点でそれと異なる。需要ショックの共分散を無視した場合、1つの産業への需要ショックの分散の増大はその産業の期待就業者数を減少させる。しかし、需要ショックの共分散が負である場合、すなわち、1つの産業に負のショックが生じた時に別の産業で正のショックが生じるという構造を持つ場合、1つの産業の雇用の減少分を別の産業で吸収することができる。このような負の共分散を含めて小さい需要ショックの分散を保有する地域は、期待失業率を低く保つことができる。理由は、不確実性が小さいことにより、就業者数が需要ショックの凹関数であることで期待就業者数が多くなることと、高需要状態の尤度が大きいことに備えて地域がより多く労働力を保有することが最適となることからである。よって、そのような地域は現実の失業率も低くなるはずである。

このようなアイデアを基にした実証分析の結果は以下のとおりである。各地域の産業別就業者数の時系列データからトレンドを除去することにより計算した需要ショックの各産業の自己分散は、建設業、製造業が大きく、卸売・小売業、サービス業は小さくなっている。これは、卸売・小売業、サービス業においては離職率が高いが、同時に入職率も高いことにより、集計された就業者数の変動は小さいことを意味している。共分散項を見ると、建設業と製造業のショックの共分散がその他のものに比較して小さくなっている。建設業と製造業のショックの共分散は、北海道、南関東、近畿において正であるか負であっても絶対値が小さく、それ以外の地域においては負となっている。これは、製造業の雇用の減少時に公共投資等で需要を喚起し建設業の雇用を創出するような効果が後者において大きいことを意味している。そして、分散共分散を各産業の就業者のシェアでウェイト付けして加えた地域が保有する需要ショックの分散が地域の失業率に有意に正の影響を与えること

が、パネルデータを用いた計量分析で示される。よって、失業率の格差の持続も各地域の産業間の需要ショックの分散共分散の固定性によって説明されることになる。推定した失業率関数を用いたシミュレーションにより、九州の失業率が高いことや北関東甲信、北陸、東海の失業率が低いことは、需要ショックの分散の大小で、ある部分説明できることがわかった。

以下、2節は理論モデル、3節は説明変数の作成、4節は失業率関数の推定とシミュレーション、5節は今後の課題である。

2 理論モデル

本稿での視点は、各地域によって産業特有の需要ショックの構造が異なるということである。需要ショックの不確実性の増大が期待失業率に与える影響を理論的に検討するが、ここではモデルのエッセンスのみを述べる（数学的な議論は Neumann and Topel (1991), 外館 (1999) を参照されたい）。

企業も労働者も地域間を移動しないが、労働者は地域内の産業間を移動する²⁾。各産業は生産関数に対して乗法的な異なった確率的な需要ショックに直面する。ソーシャルプランナーは、全ての企業の期待利潤と全ての労働者の超過期待効用（留保効用を超えた期待効用）の合計からなる地域内の余剰を労働力の制約のもとで最大化するように需要ショックの状態に依存した各産業の就業者数と需要ショックの発生に依存しない労働力を選択する。

最初に地域内の産業が1つのケースを考える。需要ショックの不確実性の増大が期待失業率に与える影響が明確にわかるのはこのケースのみである。需要ショックの平均保存拡散により、期待就業者数が減少し労働力が増加することにより、期待失業率を増加させる³⁾。需要ショックの平均保存拡散により期待就業者数が減少するのは、企業の生産関数が凹関数であることにより就業者数も需要ショックの凹関数となるからである (Hirshleifer and Riley (1992, pp 112) を参照)。労働力が増加するのは、需要ショックの平均保存拡散により高需要時の尤度が増加し、それに備えて多くの労働力を抱え込んでおくのが最適となるからである（労働力の増加が、不確実性の増大

での労働力の制約による費用の増加を緩和させる)。これら2つの効果が共に失業率を高くさせる方向に作用する。

このような結論を現実との関連で解釈する。期待就業者数への影響の解釈はそのままである。期待値の意味で就業者数が少なければ、確率分布からの抽出である現実の就業者数も少なくなることが予想される。労働力への影響については、次のように解釈される。非常に好景気の時が多い地域においては多くの人が労働市場に参入する。そのような地域においては同時に非常に不景気な時もあり、それらの人々が不景気時に非労働力化しなければ、不確実性の大きい地域において労働力が多くなることが予想される⁴⁾。

次に産業が2つのケースを考える。エッセンスは産業が1つのケースと同じである。しかし、確率変数が2つ以上存在する場合に不確実性の増大を適切に定義することが困難であることにより、不確実性の増大が期待就業者数や労働力に与える影響を数学的に議論できなくなる⁵⁾。よって、Neumann and Topel (1991) は需要ショックの同時分布の形の変化の労働力への影響の説明を図を用いて行っている。もし産業間の需要ショックの相関に正の傾向が強ければ、1つの産業で労働需要が大きい時に別の産業でも労働需要が大きくなり、労働力の制約に直面しやすくなり、結果として労働力を多く抱え込むことが最適となる。しかし、産業間の需要ショックの相関に負の傾向が強ければ、1つの産業で労働需要が大きい時に別の産業では労働需要が小さくなり、産業間を労働者が移動することで労働力の制約に直面しにくくなる。よって、最適な労働力は少なくてすむので、失業率は低くなる。このように産業間の需要ショックの負の共分散を保有する地域は労働者の産業間移動を通じてリスクを分散できるので失業率を低く保つことができる。

産業が3つ以上存在する場合には図による説明もできなくなる。実証分析においては産業が4つのケースを扱っており、データから計算された4つの産業間の需要ショックの分散共分散の加重和を計算することによって地域の需要ショックの不確実性の大きさを測っている。

3 推計式と説明変数について

地域別の時系列データをプールして次の失業率関数を推定する。推計にはロジットモデルを用いる。

$$\log\left(\frac{u_{st}}{1-u_{st}}\right) = \alpha + \beta_t + \gamma X_{st} + \varepsilon_{st} \quad (1)$$

- u_{st} : 地域 s における t 年の完全失業率 (実数)
 X_{st} : 地域 s における t 年の説明変数のベクトル
 ε_{st} : 誤差項
 β_t : 年次ダミー変数の係数
 α, γ : 地域・時間を通じて不変の係数

定数項は時間を通じてのみ変化し、 t 年においては地域間で共通と仮定している。次に説明変数 X_{st} について検討する。

最初に、各地域が保有する需要ショックの分散共分散変数についてである。 t 年、地域 s 、産業 i に特有のショックを生成するために次式を推定する。

$$\log(L_{ist}) = a + bt + ct^2 + v_{ist} \quad (2)$$

- L_{ist} : t 年における地域 s 、産業 i の就業者数
 t : タイムトレンド
 a, b, c : 係数
 v_{ist} : 誤差項

すなわち、タイムトレンドで説明できない就業者数を t 年、地域 s 、産業 i のショックと考えている。被説明変数を各産業の就業者数にすることの意味は、各産業への需要ショックが完全に就業者数に反映されていると仮定していることである。また、労働供給側の要因による就業者数の変動は存在しないと考えている (従って、自発的離職者の補充は瞬時になされると仮定していることになる)。また、OLS による推定であるので、需要ショックの平均値は 0 である。次に、(2) で推定された残差を使って、各地域で時間を通じて一定の需要ショックの分散共分散行列を作る。

$$\Omega_s = \frac{1}{T} \begin{pmatrix} v_{1s1} & v_{1s2} & \cdots & v_{1sT} \\ v_{2s1} & v_{2s2} & \cdots & v_{2sT} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ v_{Is1} & v_{Is2} & \cdots & v_{IsT} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v_{1s1} & v_{2s1} & \cdots & v_{Is1} \\ v_{1s2} & v_{2s2} & \cdots & v_{Is2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ v_{1sT} & v_{2sT} & \cdots & v_{IsT} \end{pmatrix}$$

$$= \frac{1}{T} \begin{pmatrix} \sum_{t=1}^T v_{1st}^2 & \sum_{t=1}^T v_{1st}v_{2st} & \cdots & \sum_{t=1}^T v_{1st}v_{IsT} \\ \sum_{t=1}^T v_{2st}v_{1st} & \sum_{t=1}^T v_{2st}^2 & \cdots & \sum_{t=1}^T v_{2st}v_{IsT} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{t=1}^T v_{IsT}v_{1st} & \sum_{t=1}^T v_{IsT}v_{2st} & \cdots & \sum_{t=1}^T v_{IsT}^2 \end{pmatrix} \quad (3)$$

(3) の分散共分散行列に t 期における地域 s の雇用シェアのベクトル $e_{st} = (e_{1st}, e_{2st}, \dots, e_{IsT})$ を掛けることにより, t 期に各地域が保有する需要ショックの分散が計算される⁶⁾⁷⁾.

$$RISK_{st} = e_{st} \Omega_s e'_{st} \quad (4)$$

$RISK_{st}$ はスカラーであるので, 他の分散共分散を一定として産業間の共分散が小さくなるほど (負の値も含めて), 地域のショックの分散である $RISK_{st}$ は少さくなる. ある産業で負のショックが生じて雇用が減少したときに, 別の産業で正のショックが生じればそこで雇用を吸収することができる. 失業を増やさないことができる. Ω_s は地域において時間を通じて一定であるので, $RISK_{st}$ は時系列的には e_{st} の変動で変化する.

分析に使用するデータセットは「労働力調査」である. 「労働力調査」には地域別の失業率や地域別 (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) 産業別 (建設業, 製造業, 卸売・小売業, サービス業) の就業者数があり, 都道府県別のもは掲載されていない. そしてそれらの数値は1974年から利用することができる.

最初に, (2) 式を推定する. 推計期間は1974年から1996年までである. そして推定された残差を使って, 各地域に固有の分散共分散行列 (3) を作る. その要素は表2のようになる.

ほとんどの地域において, 建設業や製造業のショックの分散に比較して卸

表2 地域の需要ショックの分散共分散行列の要素 (10000を掛けた値)

	var(C)	var(M)	var(W)	var(S)	cov(C, M)
北海道	35.92	17.89	5.67	6.91	-0.75
東北	60.11	22.4	5.4	2.48	-14.8
南関東	6.61	8.84	2.12	6.15	-0.11
北関東甲信	10.14	5.09	7.64	10	-2.56
北陸	23.95	14.74	5.28	5.2	-12.7
東海	8.01	9.99	3.36	2.11	-4.65
近畿	14.15	8.37	2.26	2.18	2.8
中国	12.77	9.96	7.97	7.21	-5.36
四国	50.57	24.36	4.82	5.21	-19.2
九州	21.57	11.75	5.28	2.1	-4.29

	cov(C, W)	cov(C, S)	cov(M, W)	cov(M, S)	cov(W, S)
北海道	0.29	-4.41	-0.22	0.028	-0.65
東北	8.16	5.65	-5.38	-1.5	1.22
南関東	1.88	2.3	-0.084	3.94	2.56
北関東甲信	3.92	-2.91	-2.11	3.2	-0.48
北陸	3.75	0.4	-6.43	1.9	-1.69
東海	1.54	1.25	-2.01	0.43	0.77
近畿	-0.95	-0.82	0.88	0.83	0.58
中国	6.11	3.69	-4.79	-3.71	3.79
四国	-1.83	-0.42	-4.37	-0.63	-1.14
九州	5.81	3.52	-1.19	-0.36	2.66

注 C=建設業への需要ショック, M=製造業への需要ショック

W=卸売・小売業への需要ショック, S=サービス業への需要ショック

卸売・小売業やサービス業のショックの分散が小さい。卸売・小売業やサービス業の就業者数のほうがより2次のタイムトレンドでよく近似されている。これは、卸売・小売業、サービス業においては自発的退職を中心とした離職率が高いが、同時に入職率も高いことにより、集計された就業者数の変動は小さいことを意味している。

製造業と卸売・小売業のショックの共分散はほとんどの地域において負である。しかし、これは製造業の雇用の減少分を卸売・小売業で吸収する可能性を持っているということで、実際にそのような部門間労働移動がなされた

かはわからない。卸売・小売業を含めたサービス部門は特に部門間労働移動より失業や非労働力との間の移動が大きいからである。製造業についても同様のことが言える。結果として、製造業の雇用減少時に製造業での就業から失業や非労働力へのフローが増え、同じ時期に卸売・小売業において失業や非労働力から卸売・小売業での就業へのフローが増えたことにより負の共分散が観察されている可能性はある。建設業と製造業のショックの共分散も、ほとんどの地域において負の値であり、その絶対値は他の産業間の共分散より大きい(このような負の共分散は四半期データを使った場合には生じない。この点については外館(1999, 補論)を参照)。近畿や南関東では共分散が大きく、東北、北陸、四国においてはそれが小さい。前の2つの地域では製造業就業者の減少時に公共投資を主とした建設需要は増やされていないが、後の3つの地域ではそれによる需要喚起が弾力的になされている⁸⁾。これも製造業と卸売・小売業の共分散と同様で製造業から建設業への部門間移動が実際に生じているかはわからない。

次に(4)から $RISK_{st}$ を計算する。 t 年、地域 s の各産業の就業者のシェア $e_{st} = (e_{1st}, e_{2st}, \dots, e_{jst})$ は、地域全体の産業の就業者に対する割合ではなく、4つの産業の就業者の合計に対する割合から計算している。計算結果は表3のとおりである。

表3 地域の需要ショックの分散 ($RISK_{st}$) の時系列推移
(10000を掛けた値)

	1975	1980	1985	1990	1995
北海道	2.35	2.39	2.2	2.21	2.18
東北	2.17	2.26	1.96	1.79	1.8
南関東	2.94	2.91	2.99	2.97	2.99
北関東甲信	1.81	1.84	1.92	1.99	2.02
北陸	1.17	0.87	0.94	1	0.93
東海	1.69	1.61	1.62	1.55	1.4
近畿	2.26	2.12	2	1.91	1.78
中国	1.57	1.75	1.73	1.76	1.94
四国	1.25	1.1	1.08	1.02	0.97
九州	2.76	2.91	2.71	2.74	2.68

$RISK_{st}$ を地域別に比較すると、南関東と九州が大きく、北陸と四国が小さくなっている。南関東が大きい理由は、共分散項が正であるか負であっても絶対値が小さいからである。北陸が小さい理由は、建設業と製造業のショックの共分散が負で絶対値が大きくかつ製造業のシェアが比較的高いからである。四国が小さいのは、共分散項が全て負であることによる。 $RISK_{st}$ は多くの地域において時間を通じて低下しているが、これは分散の大きな製造業のシェアの低下による。

2つめの説明変数として、一時的ショックの変数を用いる(理論モデルでは考慮されていない)。地域間で共通の産業特有の一時的ショックは地域の産業構造の違いによって各地域に異なった影響を及ぼす。各地域でそれを全ての産業について合計したものを、 t 年、地域 s の一時的ショックと考える。最初に(5)式を推定し、国全体の各産業の就業者数からトレンドを除去したものを産業特有のショックとする。

$$\log(L_{it}) = a + bt + ct^2 + v_{it} \quad (5)$$

それらを各地域の産業別雇用シェアで加重和をとることにより、一時的ショックの変数を作成する。

$$SHOCK_{st} = e_{1st}v_{1t} + e_{2st}v_{2t} + \dots + e_{Ist}v_{It} \quad (6)$$

ある1時点については、 v_{it} , $i=1, 2, \dots, I$ はどの地域についても共通である。よって、1時点においては $SHOCK_{st}$ は地域による産業構造の違いを反映する。 $SHOCK_{st}$ は失業率に正の影響を与えることが予想される。

これまでは国全体でも地域別でも産業への需要ショックは平均0のまわりを変動すると仮定してきたが、現実の需要ショックは各地域においてかなり持続的である。求人数を労働力で割って基準化した求人率や求人倍率を労働需要の尺度と考える。それらの値は、北海道、北陸、東海で持続的に高く、四国、九州で持続的に低くなっている。よって、失業率の地域間格差とその持続もそれらの要因でも説明できることが予想される。計量分析の説明変数としては、フローの労働需給の比率である求人倍率ではなく、労働需要が失業率に影響すると考えて求人率を用いる⁹⁾。

4 失業率関数の推定とシミュレーション

3節で作成した説明変数を使って(1)の失業率関数を推定する。被説明変数の中の完全失業率は「労働力調査」の23年分の地域別データである。推定には $u_{st}(1-u_{st}) \cdot (\text{地域就業者数})$ をウェイトにした加重最小自乗法を用いる。推定結果は表4のとおりである。

ロジットモデルを使っているので、推定された係数は失業率への限界的な効果を表わしていない。*RISK*の係数は[1],[2],[3],[4]とも有意に正である。地域内の需要ショックの分散の増大は失業率を増加させる。

一時的ショック(*SHOCK*)は[1],[2]において期待通り失業率に有意に負の影響を与える。[3]は[2]に求人率を加えて推定したケースであるが、*SHOCK*の係数は有意でなくなる。[3],[4]における求人率の係数は

表4 失業率関数の推定結果

被説明変数	$\log(u_{st}/(1-u_{st}))$			
	[1]	[2]	[3]	[4]
定数項	-3.97*** (-50.7)	-3.97*** (-50.84)	-3.46*** (-21.97)	-3.43*** (-28.49)
<i>RISK_{st}</i>	1268.14*** (3.48)	1267.27*** (3.49)	1232.08*** (4.64)	1223.47*** (4.64)
<i>SHOCK_{st}</i>	-17.24*** (-2.37)	-17.57*** (-4.01)	-2.52 (-0.37)	
<i>RISK_{st} \cdot SHOCK_{st}</i>	-1709.01 (-0.055)			
求人率			-8.96*** (-2.69)	-9.07*** (-2.74)
<i>AdjR²</i>	0.379	0.382	0.448	0.45

注1) ()内は t -値

- ***は1%水準で有意, **は5%水準で有意, *は10%水準で有意であることを表わす。
- 1974年から1996年までの各地域のデータをプールしたものを使用(230サンプル)。
- 各年のダミー変数を説明変数に入れて推定したが、結果は記載していない。

期待通り有意に負であり、持続的な労働需要の増加は地域失業率を減少させる。[3] から、地域失業率に影響を与える需要ショックは、平均0のまわりを変動する一時的なものよりは持続的なものであると言える。

ここで、*RISK* と求人率によって失業率の地域間格差をどの程度説明できるのか計算する。(1)において、*t*年、地域*s*のものから*t*年の全国平均値をひくと次のようになる。

$$\log\left(\frac{u_{st}}{1-u_{st}}\right) - \log\left(\frac{u_{At}}{1-u_{At}}\right) = \gamma(X_{st} - X_{At}) + \varepsilon_{st} - \varepsilon_{At} \quad (7)$$

Aは全国平均値であることを表す。表の[4]の推定結果を用いて、各説明変数について、各地域の値の全国平均値からのかい離に推定係数を掛けたもの((7)の右辺第1項に相当)の(7)の左辺に対する比率を計算する。計算結果は表5のとおりである。寄与率の負の符号は、失業率が全国平均より高い(低い)にもかかわらず説明変数は全国平均より低く(高く)なるように寄与していることから生じる。寄与率が100%以上の意味は、説明変数の格差が失業率の格差以上に寄与していることである。

長期間失業率が高い九州については、*RISK*の差は、1995年を除いて失業率格差の2割から3割を説明しており、*RISK*の差は求人率の差より説明力が高い。九州の失業率の高さは、労働需要の低さより需要ショックの分散が大きいことによって説明できることになる。近畿については、*RISK*の説明力はなく、求人率の低さによって失業率が高くなっている。失業率が低い北関東甲信、北陸、東海についても、*RISK*の差は求人率の差より説明力が高い。北海道はどちらの変数によっても説明できていない。特に求人率はどの年も負の寄与をしている。北海道は労働需要が高いにもかかわらず失業率は相対的に高くなっていることになる。南関東における*RISK*の寄与率は100%以上であったり、-200%以下であったりする。これは、南関東の失業率が全国平均値からあまりかい離していないことにより、*RISK*の小さい変動が大きく評価されることによる。

以上を大まかに見て、時期や地域によって異なるが、失業率格差に対する

表5 求人率とRISKの全国失業率との格差に対する寄与率(単位:%)

		1975	1980	1985	1990	1995
北海道	RISK	5.3	4.4	0.5	1.6	—
	求人率	-74.6	-22.8	-13.3	-18.8	—
東北	RISK	-13.6	-3.2	-69.1	28.9	19.3
	求人率	59	-22.4	57.5	14.5	19.6
南関東	RISK	—	170.3	-246.6	208.1	112.5
	求人率	—	-13.5	-26.7	83.1	58.2
北関東甲信	RISK	16.5	7.6	6.4	6.1	3.7
	求人率	-2.6	1.6	9.1	6.7	5.8
北陸	RISK	53.8	153.4	34.9	29.1	43.5
	求人率	5.1	11.8	9.1	16	25.4
東海	RISK	21.2	16.9	21.3	21.8	42.2
	求人率	7	10.7	14.4	8.9	-1.8
近畿	RISK	2.6	-8.3	-19.5	-17.2	-18.9
	求人率	14.1	20.8	31.2	22	8.8
中国	RISK	25.9	53.1	—	31.2	8.2
	求人率	6.8	24	—	42.8	22.4
四国	RISK	—	-73.3	-176.5	-150.1	103.8
	求人率	—	10.9	-5.3	-16.2	35.6
九州	RISK	27.3	27.6	21.2	27.5	208.7
	求人率	22.1	18.1	17.1	7.6	11

注1) 空欄は全国失業率とその地域の失業率が等しいことから生ずる。

2) 失業率をロジット変換しているため、厳密な意味での失業率の格差に対する説明変数の寄与率ではない。

説明力において、求人率とRISKはほぼ同じか多少RISKのほうが高いと言えるだろう。

5 今後の課題

本稿では失業率の地域間格差の順位があまり変化せず長い期間続いていくのかという問題に対する解答の提供を試みたが、最後に今後の課題を掲げておきたい。第1に、産業間のショックの共分散の解釈についてである。共分散が負であることは、1つの産業で雇用が減少したときに別の産業で雇用を

吸収できる可能性を持つということであって、現実にそのような部門間労働移動が生じているということではない。部門間労働移動より失業や非労働力との間の移動のほうが大きいかもしれないからである。第2に、分析の単位がいくつかの都道府県を集計したものとなっていることである。失業者が産業間を移動するとしても転居せずに東北や九州などの広い地域内を移動するとは考えられない。データが利用可能であれば、転居を伴わない移動が可能であるような単位であるほうが望ましい。第3に、地域失業率の順位の持続は地域の労働需要の順位の持続によってもかなり説明できそうだとことである。なぜそのような労働需要の持続性は企業や労働者の移動を通じて解消しないのかという疑問が残っている。

- 1) 太田・大日(1996)で失業率の高い地域から低い地域への労働力の移動を確認しているが、労働移動の失業率格差解消の効果は大きくないとしている。また、補償賃金仮説によると、失業率の高い地域は高い賃金によって補償されなければならないが、太田・大日(1996)では失業率と賃金の負の関係を検出している。
- 2) 労働者が地域間を移動しないというのはやや強い仮定である。しかし、太田・大日(1996)の実証研究によると、労働移動は失業率の地域間の均等化に大きく寄与していない。また、「雇用動向調査」(平成9年)によって産業別の労働力の地域間移動の動向を知ることができる。それによると、いくつかの地域において第1次産業の入職者の半数以上が地域外からとなっているが、全産業の合計では入職者の5~15%が地域外からである。更に、細かい産業分類ではないが、大まかに見て入職者の10%程度が同産業(第2次産業間、第3次産業間)他地域からの流入となっている。従って、労働力の地域間移動を無視した実証分析は、それほど間違っていないと思われる。
- 3) 確率分布 F が確率分布 H の平均保存拡散であるとは、2つの確率分布について平均値が等しく、 H が F より第2次確率優位であることである。
- 4) もちろんこれは労働力が需要の各状態に依存しないで決定されるというモデルの仮定に依存している。現実には、不景気時には求職意欲を喪失し、非労働力化する人々が存在する。
- 5) 確率変数が2つ以上存在する場合の不確実性の増大の定義は Rothschild and Stiglitz (1970, 1971) によってもなされていない。外館(1999)はそれを試みて

いるが、それは非常に強い定義となっている。

- 6) このように不確実性の大小をデータから計算された分散共分散の大小で比較できるのかという問題がある。仮に確率分布の分布形が同じであれば(例えば正規分布)、不確実性の大小を分散の大小で比較することが可能となる。しかし、当然だがサンプル数が少ない現実のデータから計算された分布は特定の分布形にはならない。それなら現実のデータから計算された2つの確率分布が第二次確率優位性を持つかどうかをチェックすればよい。しかし、確率変数が2つ以上存在する場合に適切な不確実性の増大の尺度を与えることは困難である。外館(1999)で与えた定義は非常に強いものであるし、データでのチェックも高コストである。データから計算された分散共分散の比較による不確実性の大小比較はかなり大まかなものと言える。
- 7) この指標と関連したものにLilien(1982)の指標がある。Lilien(1982)の指標は、各産業の雇用変化率の平均からの乖離の二乗の各産業の雇用者数の全体に対する比率での加重平均値からなる。この指標が大きいということは産業間の雇用変化率の格差が大きいことであり、それは同時に部門間労働再配分のための摩擦的失業を伴うとLilien(1982)は主張した(Abraham and Katz(1986)はこの指標の失業率への正の影響に関して別の解釈を行った)。各産業の雇用変化率とその雇用シェアは毎年異なるので、Lilien(1982)の指標は毎年違った値になる。ここでのRISKは、各産業間のショックの分散共分散は時間を通じて一定で各産業の雇用シェアのみが毎年異なると仮定している。よって、Lilien(1982)の指標より時間を通じた変動は必然的に小さくなる。
- 8) 製造業の雇用が減少したときに建設業の雇用が増加することは村松(1990)によっても指摘されている。しかし、その理由については述べられていない。また、実際は全体の雇用が減少したときに公共投資による需要喚起がなされていても、製造業雇用は集計ショックの感応度が高いから製造業と建設業の負の共分散が観察されているのかもしれない。
- 9) 吉田・遠藤(1982)においては失業率関数の説明変数として求人倍率を用いている。労働需給のストックの比率である失業率を労働需給のフローの比率である求人倍率で説明しようとするのはあてはまりの良さのみを重視しているからであろう。

浅沼信爾, 石弘光, 田近栄治, 中馬宏之, 山重慎二の諸先生及び本誌レフェリーからコメントを頂いた。

参考文献

- 太田聡一・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』, pp 111-32.
- 外館光則 (1999), 「失業率の地域間格差とその持続性について」, 一橋大学大学院経済学研究科ディスカッションペーパーシリーズ, No. 1998-11.
- 水野朝夫 (1992), 『日本の失業行動』, 中央大学出版会.
- 水野朝夫・今井英彦 (1983), 「失業率の水準と構造を決めるもの」, 『経済評論』, pp 28-40.
- 村松久良光 (1990), 「建設業に関する雇用と賃金の同時調整モデル—製造業との比較—」, 『南山経済研究』, pp 359-74.
- 吉田和男・遠藤寛 (1982), 「石油危機以降の失業構造の変化」, 『季刊現代経済』, pp 35-47.
- Abraham, K. and L. Katz (1986), "Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?," *Journal of Political Economy*, pp 507-22.
- Hirshleifer, J. and J. G. Riley (1992), *The Analytics of Uncertainty and Information*, Cambridge.
- Lilien, D. (1982), "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy*, pp 777-93.
- Neumann, G. R. and R. H. Topel (1991), "Employment Risk, Diversification, and Unemployment," *Quarterly Journal of Economics*, pp 1341-65.
- Rothschild, M. and J. Stiglitz (1970), "Increasing Risk I: A Definition," *Journal of Economic Theory*, pp 225-43.
- Rothschild, M. and J. Stiglitz (1971), "Increasing Risk II: Its Economic Consequences," *Journal of Economic Theory*, pp 66-84.

[1999年1月26日 受稿]
[1999年4月5日 受理]

(一橋大学大学院博士課程)