

都市雇用圏からみた失業率の地域的構造**- 地図情報と統計情報を併用して -**

独立行政法人 労働政策研究・研修機構

労働経済分析部門研究員 周燕飛

《要旨》

わが国の近年の失業率高止まりを説明する要因として、地域間のミスマッチ失業が関心を集めている。しかしながら、わが国では、地域間の失業構造を分析する上で大前提となる「地域」の定義が、雇用圏とは必ずしも一致していない行政単位のものしか存在していないという問題があった。そこで本稿は、地理情報システム（GIS）を用いて、雇用分析に適した「都市雇用圏」を定義し、地域間失業率構造の分析を行った。まず、作成されたデータの概観から、失業率における地域間の空間的相関及び地域失業の時間的相関（持続性）の存在が確認された。

次に、失業率の地域間格差を、1980年、1990年、2000年の各時点で計算し推移をみると、一般のイメージとは異なり、地域間格差が縮小する傾向があることがわかった。これは、変動係数によっても、kernel densityによる分布の比較によっても、収束性をみる回帰分析によっても確認される。そこで、地域間の失業率格差を説明する Fixed Effect Model によるパネル分析を行うと、地域間の失業率の差には、若年労働人口の割合、高年齢労働人口の割合、女性労働者の割合といった人口構造要因やサービス業従事者の割合といった産業要因および労働参加率が影響していることがわかった。最後にそのパネル分析の結果を用いて、失業率の地域間格差縮小の寄与度分解を行うと、もっとも格差縮小に影響しているのは、地域間の労働参加率の格差縮小であることがわかった。

（備考）本稿は、労働政策研究・研修機構（JILPT）政策研究総合プロジェクト「失業・就業の地域的構造分析に関するマクロデータによる研究」（主査：伊藤実統括研究員）の一環である。作成に当たって、大竹文雄大阪大学教授、樋口美雄慶応義塾大学教授、太田聡一名古屋大学教授、伊藤実統括研究員、岩本俊也元統括研究員、勇上和史研究員、厚生労働省藤井宏一氏およびJILPT所内研究会の参加者の方々から有益なコメントを頂いた。とくに、レビュアーの奥井めぐみ金沢学院大学助教授と浅尾裕主席統括研究員から多くの建設的なコメントを頂いた。記して感謝したい。なお、本稿は筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

都市雇用圏からみた失業率の地域的構造 - 地図情報と統計情報を併用して -

1、はじめに

2003年の完全失業率は5.3%と、過去最悪の2002年における5.4%よりもやや改善されたものの、雇用情勢は依然として厳しい状況が続いている。近年の失業率の上昇の原因としては、景気後退による需要不足要因が支配的と考えられているが、年齢間や男女間、職種間、産業間、地域間の要因に基づくミスマッチ失業も少なからず影響していることが明らかとなっている(藤田(1998)、厚生労働省(2001)、大竹・太田(2002)、鎌田・真木(2003)、佐々木(2004)など)。特に住宅事情等の理由により地域間の労働移動が少ないため、平成不況入り後の地域経済の急速な変化に対応して、労働力資源の移動が円滑に行われておらず、地域間ミスマッチ要因が拡大していることが想像される。

しかしながら、失業率の地域間ミスマッチどころか、失業率の地域的構造についての研究例すらわが国では極めて少なく、この分野は失業研究の中でもっとも手薄い研究分野だと言われている(水野(1992))。その理由の一つは、各地域における失業率が産業別、男女、年齢別などの違いが複雑に影響し合うものとなっており、地域別要因だけを取り出して明確に定義することが、きわめて難しかったからである。また、「地域」といった場合の定義も論者によりまちまちであり、48都道府県や、10の行政ブロック(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)市町村など、既存研究によって対象となる地域が異なっていたことも事を複雑にしている。さらに、そもそもそのような行政区が雇用分析の対象として適切であるかという問題もある。特に最後の問題は深刻である。歴史的経緯や自然条件などに基づき設定されていることの多い行政区域は、現実の経済活動の地理的まとまりの範囲とはしばしば大きく乖離していることが指摘されており(横山ほか(2003))、雇用の面で関連性の薄いまた相互交流の少ない市町村もひとつのグループに入れられ、失業率の地域的構造における本質的な部分が捉えにくくなっていると考えられる。そのため、地域間の失業構造を分析・解明する「出発点」として、まず、地域の定義を行政区域ではなく、日常的な経済活動上のつながりや雇用面の関連性に配慮した地域区分で再定義することが必要である。

同様の問題は長らくアメリカでも指摘されており、アメリカでは1950年代より人的移動や施設の共有化などの交流活動が頻繁に行われる大都市圏¹を定義し、それに関する統計を公表するようになってきている(金本・徳岡2001)。わが国でも、これらの研究からヒントを得て、山田・徳岡(1983)を嚆矢としたいいくつかの都市雇用圏の定義の研究が存在しているが、

¹ アメリカでは、大都市圏を初めて公式に定義したのは1949年である。行政予算局が定めた基準に従い、大都市圏が定義され、各種の統計が作られている。しかし、1983年にその設定基準が大幅に見直され、大都市圏の呼び名もStandard Metropolitan Statistical Area(SMSA)からMetropolitan Statistical Area(MSA)へと変更された。

その一連の成果を取りまとめ、日本の都市雇用圏を最も科学的に定義した研究として金本・徳岡(2002)が挙げられる。本稿は、金本・徳岡(2002)の基準に従って、都市雇用圏(Urban Employment Area, UEA)を定義したうえ、UEA別の人口と雇用データの再集計を行い、その統計を用いて失業率の地域的構造について分析を行なうことにする。具体的には、1980年、1990年と2000年の国勢調査第2次集計²(都道府県編)の市区町村統計を地理情報システム(Geographic Information System, GIS)を用いて都市雇用圏別に再集計し、分析を行なってゆく。本稿はわが国で初めて地理情報システム(GIS)を雇用問題に応用した研究である。

本稿の構成は以下の通りである。第2節は既存研究を解説する。第3節は金本・徳岡基準の都市雇用圏の定義とその30年間の変遷を紹介する。第4節は、計算された失業率の地域構造の概況について説明を行なう。第5節は失業率の地域間格差とその決定要因を分析する。第6節は結語である。

2、 失業率の地域的構造に関する既存研究

冒頭で紹介したように、統計データの欠如と分析の難しさから、失業の地域的構造に関する実証分析はこれまでのところわが国では極めて少ない。その中で、都道府県または行政ブロックの集計データを用いて分析を行なった数少ない研究として、桜井・橘木(1988)、水野(1992)、遠藤(2003)、岩本(2004)、勇上(2004)が挙げられる。

失業の地域的構造を分析した嚆矢となる論文は桜井・橘木(1988)と水野(1992)である。桜井・橘木(1988)は全国を10個の行政ブロックや都道府県別データからミスマッチ指標³をそれぞれ計算し、その時系列(1974~1986年)変化を追っている。結論として、1974~1986年間の日本では、労働需給の良い地域(南関東、北陸など)はさらに需給が改善し、逆に悪い地域(近畿、北海道など)ではさらに需給が悪化して、地域間格差が拡大していることを指摘している。しかしながら、その原因として地域間ミスマッチが長期的に拡大しているかどうかについては、必ずしも明確な結論を得てはいない。一方、水野(1992)は1975年と1980年の47都道府県クロスセクション・データを用いて失業率を分析した結果、隣接する2時点の失業率の間に非常に強い相関を持つことから、桜井・橘木(1988)と同様に、初期に失業率が高かった地域はその後の時点にも高い失業率を示す傾向が強いと指摘している。さらに、同じデータを用いた分析により、失業率の地域的格差をもたらす要因として、人口の年齢、性別、学歴構造および産業構造の影響があるとの指摘を行なっている。しかしながら、上記のいずれの研究も、バブル期以前におけるものであり、失業率が

² 「国勢調査」(各年)の結果は、第1次集計、第2次集計、第3次集計、従業地・就学地推計といった4つの形で取りまとめている。そのうち、第2次集計が、人口の労働力状態、就業者の産業別構成及び教育に関する結果並びに夫婦と子供のいる世帯等に関する結果である。

³ ミスマッチ I の定義は以下のとおりである： $I = 1/2 \sum_i |\hat{u}_i - \hat{v}_i|$ 。 u 失業率、 v は欠員率。

急速に拡大したバブル期以降の状況について、地域間ミスマッチの状況を分析する必要性が高まっている。

その意味で、上記の研究とはやや角度は異なるが、最新のデータを用いて失業の地域的構造を分析した重要な研究として、岩本(2004)と勇上(2004)を挙げることができる。岩本(2004)は市区町村の人口規模に着目して分析した結果、失業率と市区町村の人口規模との間に正の相関関係があることを見出し、その原因としての人口構造と産業構造要因の影響を指摘している。しかしながら、岩本(2004)は主にクロス表と単純集計を用いた分析であり、様々な要因が同時にコントロールされていないという問題がある。そこで、勇上(2004)は47都道府県の失業率を性別や年齢といった人口要因、学歴構造と産業構造といった労働力需給要因と、その他の地域要因に分解し、人口要因と労働力需給要因を除いた「地域間格差」がどの程度の大きさになるのか定量化を試みた。その結果、人口や労働力需給要因だけでかなりの大きさの説明が可能であり、その他の地域要因による失業率のばらつきは小さいことが見出されている。しかしながら、勇上(2004)の分析対象は都道府県データであり、そもそも地域変動がならされて小さくなっている点が指摘できる。

一方、行政区域ではなく都市雇用圏を単位として、地域雇用問題を分析した唯一の先行研究が横山ほか(2003)である。横山ほか(2003)が異なるタイプの産業集積が地域の雇用情勢に与える影響を中心に分析をしているが、特化型・独占型の産業集積よりも、多様性が高く競争の活発な産業集積の方は地域雇用が促進されるとの結論を得ている。横山ほか(2003)は、都市雇用圏の概念を雇用分析に導入した最初の研究ともいえるが、残念ながらその関心の対象は、雇用の規模(従業員数)であり、失業率の分析までには至っていない。そこで、本稿は横山ほか(2003)同様、都市雇用圏ベースの再集計データを用いながら、失業率の地域的構造およびその時系列的推移に焦点を当てた分析を行なうことにする。

3、 都市雇用圏について

労働経済学や労働研究全般においても、都市雇用圏(UEA)はまだほとんどなじみのない用語である。そこで、まず、この節では都市雇用圏(UEA)について解説を行なうことにする。

都市雇用圏の定義は数多く存在しているものの、現在のところ、金本・徳岡(2002)の定義がもっとも雇用研究に適していると考えられる。その理由は、該当定義がもっとも新しく、さまざまな分野で急速に浸透しており、また、インターネットでの情報開示が積極的に行われており誰もがアクセス可能であるからである⁴。

金本・徳岡(2002)によるUEAの定義は以下の通りである：

- (1) 「中心都市」をDID人口⁵基準を用いて定義する。「中心都市」となる条件は、DID

⁴ すべての都市雇用圏のコード(1980-2000年)と人口属性データが、下記のwebsiteで公開されている：
<http://www.e.u-tokyo.ac.jp/~kanemoto/MEA/mea.htm>

⁵ DID人口とは、人口集中地域(Densely Inhabited District)に居住している人口である。

人口が1万人以上であることと、他の都市雇用圏の郊外にならないということである。

- (2) 2種類の都市雇用圏を定義する。一つは「中心都市」のDID人口が5万人以上の大都市雇用圏(Metropolitan Employment Area, MEA)であり、もう一つは「中心都市」のDID人口は1万人以上5万人以下の小都市雇用圏(Micropolitan Employment Area, MCEA)である。
- (3) 10%通勤率を基準に「郊外」を決めていく。中心都市⁶への通勤率の高い(10%以上)市町村は「1次郊外」として、「1次郊外」への通勤率が10%以上の市町村を「2次郊外」、「2次郊外」への通勤率が10%以上の市町村を「3次郊外」として定義する。

以上をまとめて、UEAごとに「中心都市」、1次、2次、3次の郊外市町村リストが作成される。このように、金本・徳岡(2002)が定義したUEAの分類基準は非常に明確であり、様々な分野への応用が可能である。しかしながら、DID人口が1万人以上の市町村のみがUEAに含まれているため、過疎地域やDID人口の少ない市町村⁷は分析対象から外されてしまうという問題がある。

図1は全国の都市雇用圏(UEA)を大、小に分けて地図で表現したものである。図1を見ると、いずれのUEAにも含まれていないエリア(白い部分)が多数存在していることがわかる。特に、人口密集度の低い北海道と九州・四国地域に多い。もっとも、空白地域が存在していたとしても、人口ベースで見れば、UEA圏内の人口は日本全人口の約9割(2000年には92.2%に達している)を占めている。したがって、地理的な空白が合ったとしても、UEA圏内の失業・就業構造は全国の失業・就業構造とほぼ同じだと考えても差し支えないと思われる。

表1は金本・徳岡(2002)が定義した都市雇用圏の数およびその人口数を、時系列順に見たものである。都市雇用圏全体の数は1980年の315個から2000年の269個まで減少しているが、大都市雇用圏の数は逆に105個から113個までに増加している。一方、大都市雇用圏に含まれる人口の割合も徐々に増加していて、1980年では75.28%だったのに対して、1990年には79.47%、2000年には81.7%までに上昇している。こういった理由から、小都市雇用圏は大都市雇用圏に吸収されたり、いくつかの小都市雇用圏が大都市雇用圏に合併されたりする「集中化現象」が起きたことが示唆される。

4、 失業率の地域的構造についての概観

図2は2000年の失業率を7つの階層に分け、それぞれの階層の失業率を異なる色として

⁶中心都市が複数の市町村から構成される場合には、それらの市町村全体への通勤率を用いる。また、同じ市町村が複数の中心都市の郊外となる条件を満たしている場合には、通勤率が最大の中心都市の郊外とする。さらに、同じ市町村が中心都市および他の郊外市町村の郊外の条件を満たしている場合には、通勤率がより大きいものの郊外であるとする。

⁷区市町村複数中心でUEAを定義する場合に、都市圏の人口が小さくなるために、金本・徳岡(2002)基準が区部をUEAに含まないことにした。

地図上で表現したものである。また、2000年の地域平均の失業率は4.8%であるが、3.5%以下を低失業率地域(緑と深緑のエリア)、6%以上を高失業率地域(オレンジと赤のエリア)に分類し、これらの都市雇用圏の名前を地図上に表記している。

まず、**図2**をみると、地域失業率が空間的相関を有していることがわかる。すなわち、低失業率地域の隣接エリアには低失業率地域が多く、同様に高失業率地域の隣接エリアには高失業率地域が多いことがわかる。個別的に見ると、高失業率地域は主に北海道南部・本州北部エリア(函館市 MEA⁸、五所川原市 MCEA)、近畿エリア(神戸市 MEA、大阪市 MEA⁹)、北九州エリア(北九州 MEA¹⁰、飯塚市 MCEA、延岡市 MEA)および沖縄エリア(沖縄市・那覇市 MEA¹¹)という4つのブロックに集中していることがわかる。一方、低失業率地域は主に北海道北部エリア(北見市 MEA など)と本州中部エリア(松本市 MEA、福井市 MEA、長野市 MEA など)に集中している。このように地域失業率において、空間的相関が存在する理由として、隣接地域間の失業率格差が大きいと、比較的移動のコストが安いために労働力移動が行なわれ、失業率を調整するというメカニズムが考えられる。また、空間的相関以外の特徴として、(1)人口集中地域(都市部)の失業率が地方より高いことや(2)本州においては日本海沿岸地域より太平洋沿岸地域の失業率が比較的高いといった点が挙げられる。

次に、**図3-1**は1980年から1990年までのバブル期を含んだ「好況期」における失業率の変化を、5つの階層に分けて地図上に表現したものである。緑に近い色で表している地域ほど変化率がマイナスに大きく(失業率が改善され)、逆にオレンジに近い色で表示されている地域ほど変化率がプラスに大きい(失業率が悪化している)。全国全てにわたってほぼ緑または深緑になっていることから、80年代とくに80年代後期の経済好況が全国的に雇用拡大へつながり¹²、全国のほぼ全ての地域において失業率が改善されていたことがわかる。もっとも、例外的に失業率が1%程度上昇した地域があったが、その大半は北海道に集中している。

一方、**図3-2**は1990年から2000年までの「不況期」の失業率の変化をやはり5階層に分けて、地図上で色分け示したものである。図3-1同様、深緑の地域は失業率が改善された地域であり、黄緑と黄色の地域は失業率が小幅に上昇(2%以内)した地域であり、オレンジと赤色の地域は失業率が大幅に上昇(2%以上)した地域である。1980年代の経済好況期

⁸ 函館市と釧路市は北海道の中でも特に失業率の高い地域である。高失業率の地域独自要因として考えられるのは、釧路市の炭鉱の大量閉鎖・リストラである。

⁹ 大阪市・神戸市の高失業率の原因として、(1)産業の構造転換の遅れによる雇用吸収力の低下や、(2)予想を上回る景気低迷や、(3)労働力需給のミスマッチの拡大などが挙げられている(出所：神戸市平成15年度予算記者発表資料)。

¹⁰ 北九州市の高失業率の要因として、(1)市内の産業に高いウェイトを占めている鉄鋼、化学等いわゆる重厚長大産業の衰退や、(2)近年重点的に育成してきた自動車産業等の加工組立型産業が海外の競争にさらされ、飛躍的な成長は見込めないことなどが考えられる。

¹¹ 沖縄の持続的な高失業率には、地元の産業基盤が弱いなど恒常的な要因は大きいですが、国内の景気悪化を受け、県外への就職が大幅に減少したことが失業情勢を一層悪化させていた。

¹² とくに、1987年から1990年までの新規求人は、4年連続して10%以上の増加となっていた。

とは対照的に、1990年代の日本地図はすっかり黄色、オレンジ、赤色に塗り替えられている。緑色の地域で失業率の改善が見られた都市雇用圏¹³は全国でわずかに3箇所存在しているに過ぎず、しかもその改善幅は極めて限定的（0.5%以内）である。一方、失業率が大幅に悪化した都市雇用圏は27個に上っており、その大半は、本州北部の太平洋沿岸ブロック（つくば市 MEA、日立市 MEA、仙台市 MEA 等）や近畿ブロック（京都市 MEA、大阪市 MEA、神戸市 MEA 等）となっている。

このように、地域の失業率が、全国でほぼ一斉に同方向に動いているということは、地域間の時系列的相関も高いことを示唆するものである。そこで、図4には3時点（1980年、1990年と2000年）の都市雇用圏別の失業率を散布図にプロットし、簡単な線形モデルを用いた推計結果を表記した。まず、散布図をみて一目瞭然であるが、2000年の失業率は10年前および20年前の失業率とかなり高い相関関係（いずれの相関係数は0.86以上である）を持つことが分かる。さらに、回帰分析の結果（R-squared）を見てみると、2000年の失業率の80%は10年前および20年前の失業率によって説明されている。これはクロスセクションのデータとしては驚異的な相関の高さであると考えられる。回帰分析の結果からは、1990年の失業率は平均より1%ポイント高い地域では、2000年の失業率も平均より0.69%ポイント以上高くなることが計測される。したがって、失業率の相対的に高い地域が相対的に高い失業率を持ちつつ、失業率の相対的に低い地域も持続的に相対的に低い失業率を保っているという傾向にあることがわかる。こうした地域失業率の持続性については、既にバブル期以前に行なわれた水野(1992)、桜井・橋木(1988)といった先行研究でも指摘されているが、こうした構造はバブル期以降も基本的に変化が無いものと思われる。

5 失業率の地域間格差

5-1 失業率の地域間格差は拡大したか

前節の分析により、地域間の失業率格差は持続性を持っていることがわかったが、この地域間格差は拡大する傾向にあるのであろうか、それとも縮小する傾向にあるのであろうか。この点は、雇用政策運営上、きわめて重要な点であると考えられる。そこでまず、地域別の失業率の変動係数（標準偏差/平均値）を年ごとに計算を行い、その推移をみたものが表2である。地域としては、本稿の分析単位である都市雇用圏はもちろん、比較のため市区町村や都道府県ベースの計算も行なった。表2をみるとわかるように、いずれの地域単位でも、変動係数は年を追うごとに下がっており、一般に言われているイメージとは逆に、むしろ失業率の地域間格差は縮小していることが示唆される¹⁴。

¹³失業率の改善のあった都市雇用圏は北海道稚内市、岩手県釜石市および熊本県水俣市であり、またそのすべては小都市雇用圏である。

¹⁴ 分析の対象期間は異なるものの、失業率の地域間格差は長期的に拡大していないという点については、桜井・橋木(1988)においても指摘されている。ただし、変動係数が意味をもつのは分布が同様である場合に限られるため、都市雇用圏データよりも観察値のはるかに少ない都道府県データが分布を描くだけの情報量が少ないため、その変動係数による分析結果にやはり問題が多いと思われる。

しかしながら、変動係数が意味を持つのは、各年の失業率分布が正規分布もしくはそれに近い対称な分布である場合であり、ゆがんだ分布や各年で失業率の分布の形状が変化してゆく場合には正確に格差を捉える指標とはならない。そこで、失業率の分布自体をカーネル密度推定 (Kernel Density Estimation) により推定することにする。カーネル密度推定とは、特定の確率分布を想定するパラメトリックな推定ではなく、密度分布自体を観測値から円滑化によって推定するノンパラメトリックな手法である¹⁵。図5は標準化失業率の分布をカーネル推定により描き、時系列変化を追ったものである。標準化失業率は各地域の失業率をその年の失業率平均値で割って標準化したものであり、変動係数に対応させている。図5をみれば一目瞭然であるが、分布の幅は年を追うごとに狭まっていることがわかる。また、各年の分布の形状は右に裾野が広いもののほぼ正規分布に近い形状となっており、したがって、変動係数による分析は本質的に問題がないことを示唆するものである。

こうした失業率における地域間格差の縮小傾向は、内生的経済成長論の実証分析で行なわれている収束性 (Convergence) を彷彿とさせるものである。そこで、分布上の確認だけではなく、地域別の失業率が個別に見て収束傾向にあるのかどうかを、内生的成長論で行なわれる定式化により検証を行なうことにする。ここでは、Barro and Sala-i-Martin(1995)を元に、以下のような回帰式を推定した。

$$\log(UR_{i,t}) - \log(UR_{i,0}) = a + b \log(UR_{i,0}) + u_{i,t} \quad (1)$$

ただし、 $UR_{i,t}$ は i 地域における t 期の失業率であり、 $u_{i,t}$ は攪乱項¹⁶である。失業率自体の動きに関心があるため、失業率は標準化を行っていない。仮に失業率が収束しているのであれば、0期の失業率が高い地域ほど、 t 期における失業率の増加率 $\log(UR_{i,t}/UR_{i,0})$ が小さいはずである。そのため、収束性仮説が正しければ、係数 b は負に有意となると期待される。表3では、1990年と1980年、2000年と1990年、2000年と1980年という三つの組み合わせにより第(1)式の推計を行ってみた結果である。いずれのケースにおいても係数 b は負で有意であるため、地域失業率は少なくともこの期間、収束しつつあるということがわかった。

5-2 失業率の地域間格差の要因

そうすると、失業率の地域間格差の縮小要因は一体どのようなものであったのかという

¹⁵ 任意のバンド幅を h として、 n 個の独立な観測値を持つ変数 x の分布のカーネル推定量を以下の式で定義する。 $K(\cdot)$ はカーネル関数を表し、ここでは quadratic kernel を用いる。

$$\tilde{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right)$$

¹⁶ ここでは、攪乱項は平均値ゼロで、分散が均一的であると仮定される。

点が重要な政策的関心を呼ぶことになる。また、そもそも地域間の失業率格差の要因とはどのようなものであったのであろうか。そこで、この節では、地域失業率格差の要因分析と、格差縮小の要因分解を行なうことにする。

推計に用いるデータは、1980年、1990と2000年における都市雇用圏ベースの雇用と人口のパネルデータ¹⁷である。もし、いずれの年においても、都市雇用圏の範囲が同じであれば、バランスしたパネルデータセット (Balanced panel dataset) が得られることになる。しかしながら、既に触れたように、都市化の進展や人口の移住などにより、新しい都市雇用圏は次々と生まれてきている。また、通勤手段の発達により小都市雇用圏が大都市雇用圏に変わったり、同じ名前の都市雇用圏の範囲が拡大したりする場合もある。そのため、それぞれの年の実際の都市雇用圏の範囲定義を用いると、ある年では観察されていても他の年では観察されないという都市雇用圏が多数出てくることになってしまう。この場合、欠損値を含んだまま、Unbalanced panel dataset として推計をするということが考えられるが、標本選択誤差 (sample selection bias) の問題が懸念されることになる (Wooldridge2001)。一方で、欠損値のあるケースを除いて Balanced panel dataset を作ることもできるが、この場合にも、また別の標本選択誤差の問題が生じることになる¹⁸。そこで、本稿は、Unbalanced panel dataset を用いた推計のほかに、1990年と2000年における都市雇用圏の範囲定義を1980年のものに統一した Balanced panel dataset を用いた推計も行い、両方の推定結果を示すことにした。

まず、失業率の説明要因としては、先行研究にしたがって、人口構造要因や産業構造要因を取り上げ、以下のような定式化で推定を行なうことにする。

$$U_{it} = a_0 + a_1 LPOP_{it} + a_2 Y_{it} + a_3 O_{it} + a_4 Sex_{it} + a_5 Service_{it} + a_6 LPR_{it} + a_7 large_{it} + e_{it}$$

ただし、 $e_{it} = c_i + v_{it}$ (2)--失業率関数

t=1(1980年),2(1990年),3(2000年); i=1,2,...N 番目の UEA

U: 完全失業率

LPOP: 15-64歳労働人口(失業者数+就業者数)

Y: 15-64歳の労働人口に占める15-24歳労働人口の割合 - 若年労働人口の割合

O: 15-64歳の労働人口に占める55-64歳労働人口の割合 - 高年齢労働人口の割合

Sex: 15-64歳の労働人口に占める女性労働人口の割合 - 女性労働人口の割合

Service: サービス業労働者が産業計雇用人口に占める割合

LPR: 労働参加率(15-64歳労働人口/15-64歳総人口)¹⁹

¹⁷ パネルデータを用いた場合、サンプル数が増え変数間の多重共線関係がおきにくくなることや、都市雇用圏における異質性をコントロールすることができるなどの利点がある。

¹⁸ ただし、サンプル(ここでは都市雇用圏)の脱落がランダムに行われているのであれば、標本選択誤差の心配はないと思われる。

¹⁹ 失業率関数の中の説明変数である労働参加率(LPR)は内生的である疑いが大きいことから、Durbin-Wu-

Large：大都市雇用圏ダミー

誤差項の v_{it} 部分は一切の説明変数との間に相関関係を持たず、標準的線形回帰モデルの仮定を満たす誤差項である。一方、誤差項 c_i は通常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、説明変数との間に相関関係があるかどうかを検定する必要がある。仮に c_i がすべての説明変数との間に相関関係を持たなければ Random Effect Model が採用され、逆に相関関係があれば Fixed Effect Model が用いられることになる。Hausman 検定²⁰を行なった結果、Fixed Effect Model (FEM) の定式化が支持されるので、FEM を用いて失業率関数を推計することにする。Fixed Effect Model の推計方法は、通常第(3)と第(4)式を用いて推計する(簡潔に表現するために、すべての説明変数は一つのマトリクス X として表している)。

$$U_{it} - \bar{U}_i = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (v_{it} - \bar{v}_i) \quad (3)$$

$$\bar{U}_i = \bar{X}_i\beta' + c_i + \bar{v}_i \quad (4)$$

ここで、 β は Fixed Effect Estimator (FE) と呼ばれ、同一都市雇用圏における異時点の違いを説明する。つまり、 β が説明できるのは、“仮に t 期の東京の若年労働者比率が推計期間中の平均値より 1%ポイント上昇すれば、t 期における東京の失業率は推計期間中の平均値より何%ポイント変化するのか”のように解釈できる。そのため、推計期間中に全く変化のない変数(たとえば大都市雇用圏ダミー)の FE は得られない。

一方、 c_i は Between Estimator (BE) と呼ばれ、都市雇用圏間の違いを説明する。つまり、 c_i は “仮に東京と大阪の若年労働者比率(推計期間中の平均値)が 1%ポイント違うのであれば、二つの地域間の失業率(推計期間中の平均値)が何%ポイント違うのか” というように解釈を行なう係数である。

表 4 は失業率関数の推計結果である。まず、都市雇用圏間の違いを説明する Between Estimators を見てみると、Unbalanced Panel Data と Balanced Panel Data の推計結果は、係数の大きさに関して若干の差があるものの、有意な変数や係数の方向などはほとんどが一致している。いずれのケースにおいても、失業率に有意な影響を与えているのは、若年労働人口の割合(負)、高年齢労働人口の割合(負)、女性労働者の割合(正)、サービス業従事者の割合(正)、労働参加率(負)、および大都市雇用圏ダミー(負)である。女性労働者の割合やサービス業従事者の割合が多い地域ほど失業率が高いのは、女性の方が男性よりも不安定雇用に従事するものが多く、摩擦的失業が多いことや、サービス業従事者の転職率が高いことから、同様に摩擦的失業が多いことが影響していると考えられる。一方、大

Hausman 検定を行った。その結果 ($F(1, 933) = 0.02; \text{Prob} > F = 0.8762$)、LPR における外生性仮説が棄却できなかった。従って、失業率関数の推計を行う際に、LPR を外生変数として扱うことにした。

²⁰ 検定方法の詳細は、例えば、松浦・マッケンジー(2001:326-327)を参照されたい。

都市雇用圏の失業率が小都市雇用圏より低いのは、人口や産業の集積によって労働力資源のミスマッチが緩和されることを示唆するものと思われる。そのほか、やや意外な結果となったが、若年労働人口や高齢労働人口の割合が多い地域では失業率が低いということがわかる²¹。

また、同一都市雇用圏における異時点の違いを説明する Fixed Effect Estimators についても、Unbalanced Panel Data と Balanced Panel Data の推計結果は、やはり係数の大きさ、有意な変数や係数の方向ともに非常に近いものとなっている。有意な係数は、高齢者労働人口の割合（Case 4 のみ）、女性労働人口の割合、サービス業従事者の割合（Case 2 のみ）、労働参加率などが、失業率に有意に正の影響を与えていることがわかる。すなわち、高齢労働人口、女性労働人口あるいはサービス業従事者の割合が増えるほど、失業率が高まり、労働参加率が上昇するほど失業率が低下すると解釈することができる。一方、若年労働人口の割合については、失業率に有意な影響を与えていないことが興味深い。

5-3 失業率の地域間格差縮小の要因分解

そこで、表4（case 4）²²の推定結果に基づいて、それぞれの要因は失業率の変化に与える影響の大きさを分解してみよう。まず失業率の変化率を測る指標として、変動係数の2乗 $(U_{it} - \bar{U}_i)^2 / \bar{U}_i^2$ を用いることにする²³。そこで、説明変数は x_1 から x_n まで n 個あるとして、第(3)の左側をこの指標と同じなるように、両辺を2乗してから \bar{U}^2 で割ると、次のような式が得られる。

$$\frac{(U - \bar{U})^2}{\bar{U}^2} = \frac{(x_1 - \bar{x}_1)^2}{\bar{U}^2} b_1^2 + \dots + \frac{(x_n - \bar{x}_n)^2}{\bar{U}^2} b_n^2 + 2 \sum_{i,j} (x_i - \bar{x}_i)(x_j - \bar{x}_j) b_i b_j / \bar{U}^2 \quad (5)$$

$\frac{(x_i - \bar{x}_i)^2}{\bar{U}^2} b_i^2$ は第 i 番目の説明変数の変化に起因する失業率の変動と解釈することができる。共分散がある項はまとめて共分散要因とする。第(5)式のような要因分解をそれぞれの年において行い、各年の失業率の2乗変動係数 $\frac{(U - \bar{U})^2}{\bar{U}^2}$ の変化率をとると、右辺の各項についても独立して変化率が計算でき、そのウエイトを掛けることにより寄与度となる。つまり、

²¹ 失業率が高い地域では、若年失業者は他の地域へ移ったり、高齢失業者は引退したりして、結果として若年労働人口や高齢労働人口の比率の低い地域ほど失業率が高いという現象に繋がったかもしれない。

²² 標本選択誤差の心配のない Balanced Panel Data を用いた Case 4 の推定結果の信頼性が比較的に高いため、要因分解に用いる。

²³ 変動係数の定義としては、本文で用いたように「標準偏差/平均値」とする定義以外に、その2乗、つまり「分散/平均値の2乗」というものもある。

各年の失業率の「2乗変動係数」が変化した要因を分解することが可能となるのである²⁴。

表5はその寄与度分解の結果であるが、まず、最左欄は2乗変動係数の1980-1990年の変化率-31.3%、1990-2000年の変化率-51.8%が記されている。その右の欄からは、各変化率の寄与度分解であるが、両年において最も大きい寄与度は労働参加率要因となっている。つまり、労働参加率の分散が小さくなったことがもっとも大きく失業率の収束に影響しているのである。1980-1990年の変化では、このほかに大きな要因は女性労働者の割合要因のみであったが、1990-2000年の変化では、女性労働者の割合要因に加えて、高年齢労働者人口の割合要因やサービス業従業者の割合要因（いずれも各要因の分散が小さくなったことが失業率の収束に影響）も同程度の影響をもたらしていることがわかる²⁵。

6. 結語

わが国の近年の失業率高止まりを説明する要因として、地域間のミスマッチ失業が関心を集めている。しかしながら、わが国では、地域間の失業構造を分析する上で大前提となる「地域」の定義が、雇用圏とは必ずしも一致していない行政単位のものしか存在せず、適切な分析が行えないという問題があった。そこで本稿は、通常の行政単位ではなく通勤や雇用の実態の照らしたうえで定義した「都市雇用圏」を地理情報システム（GIS）を用いて集計し、都市雇用圏を単位とした地域間失業率構造の分析を行った。

まず、作成されたデータを地図上で観察したり、簡単な相関などを取ったりすることにより、失業率における地域間の空間的相関の存在、及び地域失業の時間的相関（持続性）の存在が確認された。

次に、失業率の地域間格差を、1980年、1990年、2000年の各時点で計算し推移をみると、一般のイメージとは異なり、地域間格差が縮小する傾向があることがわかった。これは、変動係数によっても、kernel densityによる分布の比較によっても、収束性をみる回帰分析によっても確認される。そこで、地域間の失業率格差を説明するFixed Effect Modelによるパネル分析を行うと、若年労働人口の割合、高年齢労働人口の割合、女性労働者の割合といった人口構造要因やサービス業従業者の割合といった産業要因および労働参加率が影響していることがわかった。最後にそのパネル分析の結果を用いて、失業率の地域間格差縮小の寄与度分解を行うと、もっとも格差縮小に影響しているのは、地域間の労働参加率の格差縮小であることがわかった。

しかしながら、データなどの制約により、失業率関数の説明変数は、労働力供給側の要因に偏

²⁴ 実際には、Fixed Effectモデルであるため、individual effectの分散が被説明変数の分散に大きく影響しており、説明変数要因の分散が説明する部分は一部となっている（説明変数要因の合計が被説明変数の分散と一致していない）。しかしながら、individual effectは各年で一定であるから、その効果を取り除いた説明変数要因で説明変数の分散の「変化率」はすべて説明可能となる。つまり、寄与度分解が可能となっているのである。

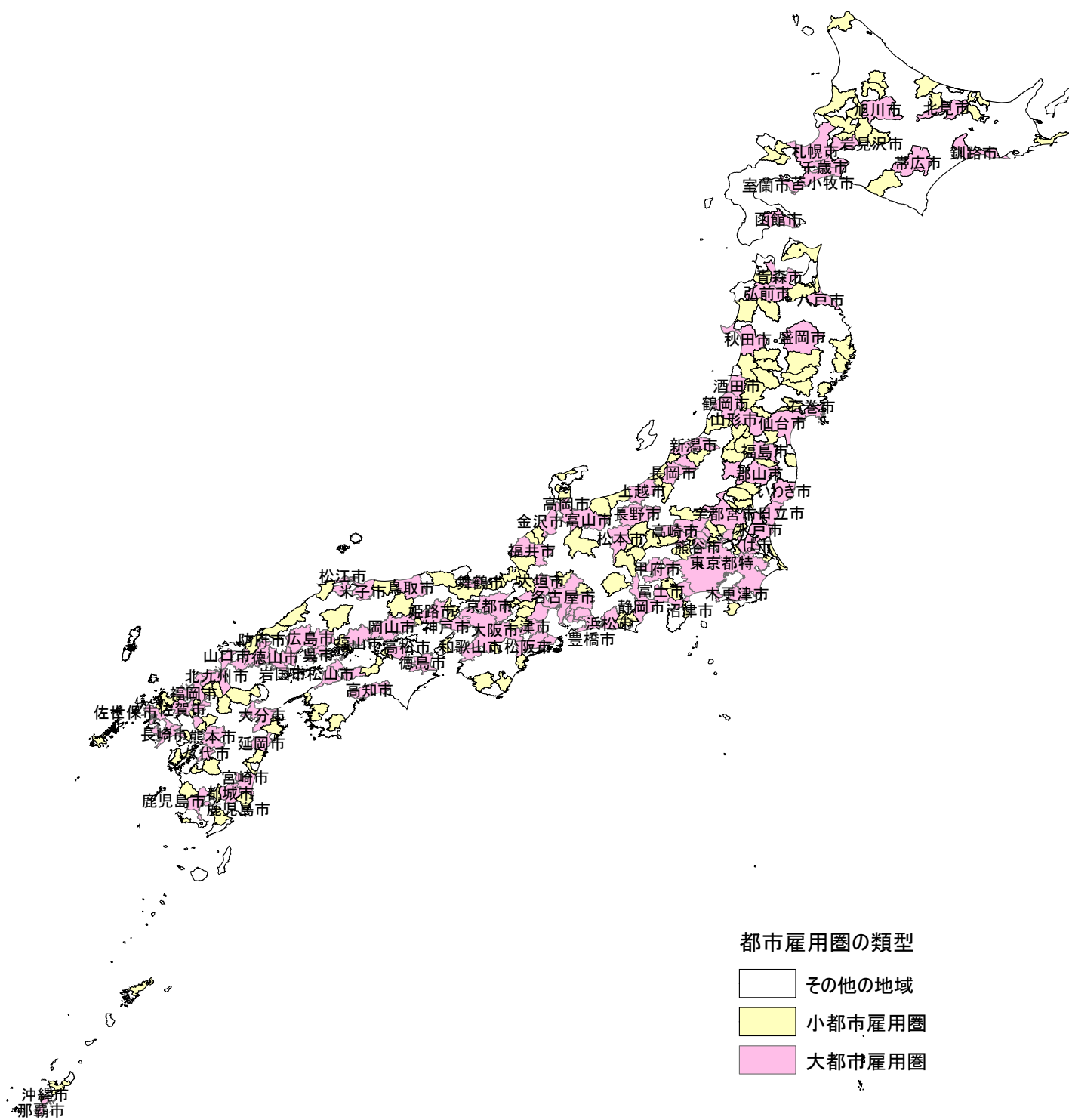
²⁵ 「労働力人口」、「若年労働人口の割合」および「サービス業従業者の割合」といった変数は統計的に有意ではないが、先行研究により不可欠の要因と考えられるため計算に用いている。また、年次ダミーは定数項と同様の扱いになるため、変化率の寄与度には表れない。

っていて、有効求人倍率などの需要サイドの要因が考慮されていないという問題点が残っている。また、「構造的に」高い失業率を示す地域の失業情勢がなかなか改善されない原因についても説明が望まれる。これらの点については、今後の課題としたい。

参考文献：

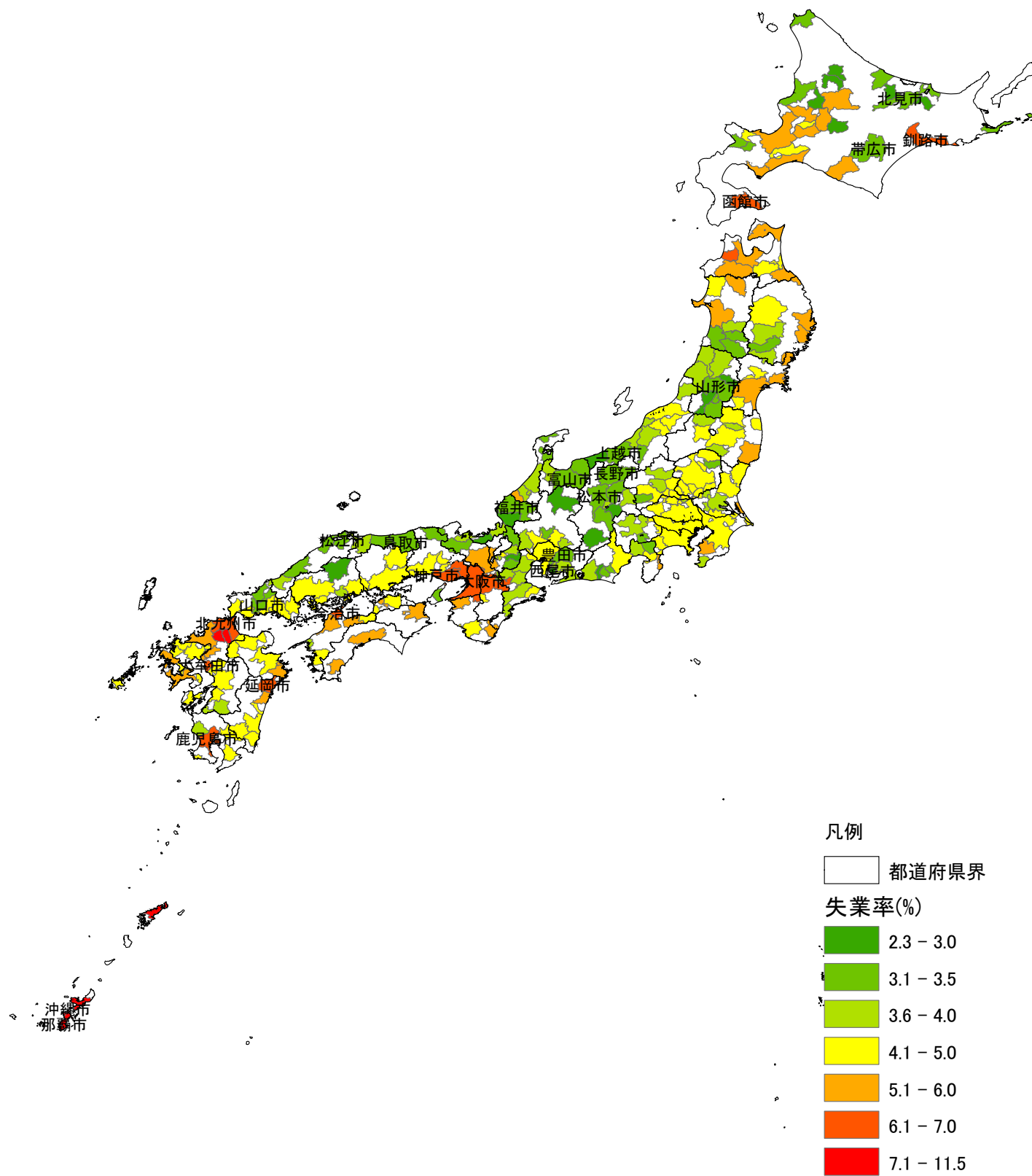
- 岩本俊也(2004)「失業と就業の地域的構造と地域活性化」JILPT Discussion Paper, 2003年3月
- 遠藤業鏡(2003)「ミスマッチの視点からみた地域の失業問題」『Policy Planning Note』(日本政策投資銀行) PPN-15
- 大竹文雄・太田聡一(2002)「デフレ下の雇用対策」『日本経済研究』No.44, 18-37
- 金本良嗣・徳岡一幸(2002)「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』No.7, 1-15
- 鎌田康一郎・真木和彦(2003)「わが国におけるベバリッジ曲線の再検討」日本銀行調査統計局 Working Paper 03-1
- 厚生労働省(2001)「労働経済白書 2001年度版」
- 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』524,57-71
- 桜井宏二郎・橋木俊詔(1988)「日本の労働市場と失業」『経済経営研究』(日本開発銀行), 2-54
- 松浦克巳・C.McKenzie(2001)『EViewsによる計量経済分析』東京経済新報社,303-330
- 水野朝夫(1992)『日本の失業行動』中央大学出版部
- 藤田茂(1998)「労働の再分配ショックと経済変動」日本銀行調査統計局 Working Paper 98-8
- 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間格差に関する研究』労働政策研究報告書 No.9(2004) 労働政策研究・研修機構
- 横山直・高橋敏明・小川修史・久富良章(2003)「90年代以降の我が国における都市の成長 - 産業集積のメリットと地域経済活性化 - 」内閣府景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー-03-6
- 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].
- Cahuc, P. and Zylberberg, A. (2004) Labor Economics, The MIT Press, pp.444-448

図1 都市雇用圏の分布(2000)



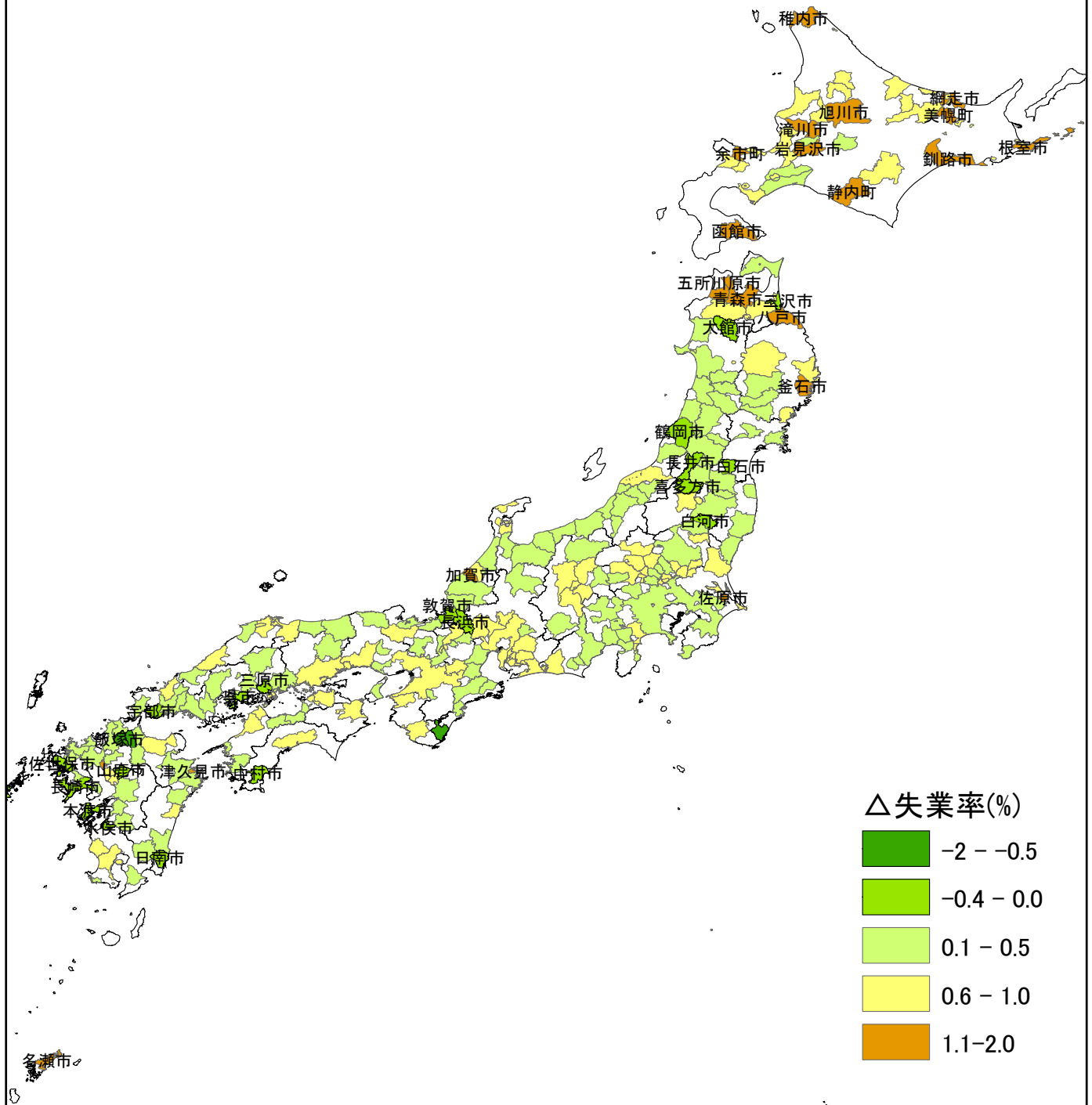
注:(1)大都市圏の名前のみが表示されている。
 (2)一部の島が地図から省略されている。

図2 都市雇用圏の失業率分布(2000年)



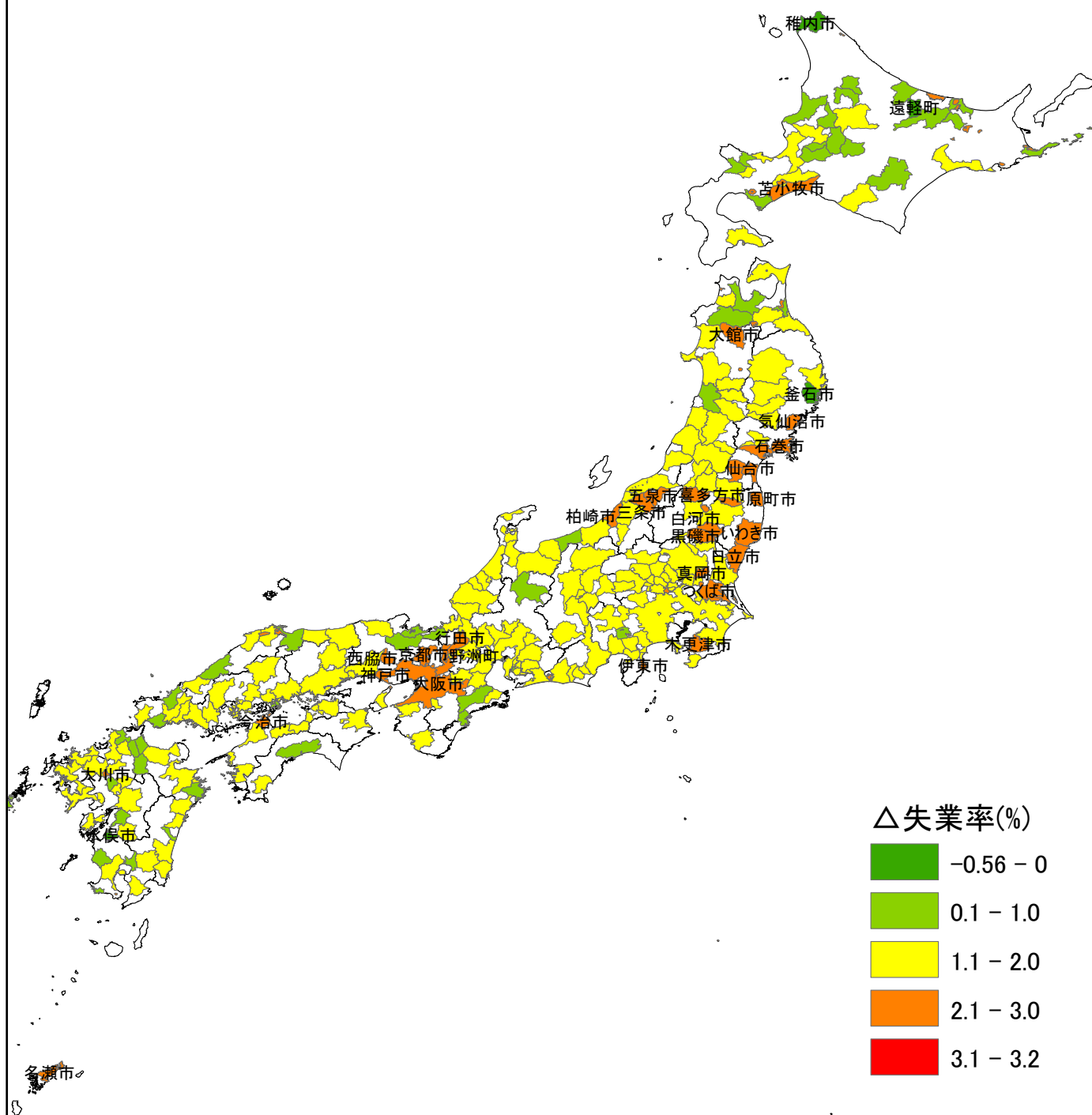
注:(1)名前が表示されているのは失業率が6%以上もしくは3.5%以下の地域である。
 (2)スペースの関係、一部の島を地図に出していない。

図3-1 各都市雇用圏の失業率UR(%)の変化
(1980-1990年)



注:(1)名前が表示されている地区は失業率が改善された地域または失業率の増加が1%以上の地域である。(2)一部の島が地図から省略されている。

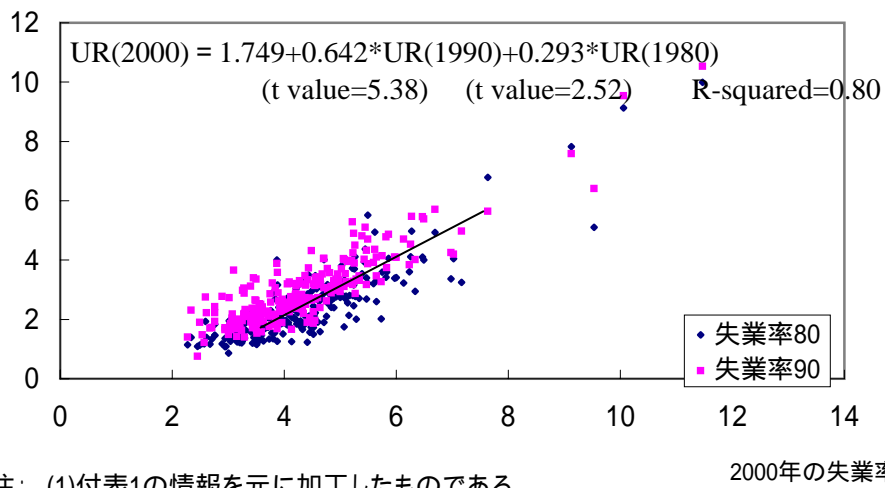
図3-2 各都市雇用圏の失業率UR(%)の変化
(1990-2000年)



注:(1)名前が表示されている地区は失業率が改善された地域または失業率の増加が2%以上の地域である。(2)一部の島が地図から省略されている。

図4 都市雇用圏別失業率の3時点間関連性

1980年と1990年の失業率(%)



注：(1)付表1の情報を元に加工したものである。

(2)線形式は、3時点の失業率および就業率データが取れる252の都市雇用圏による回帰分析の結果(分散不均一性調整済み)である。

表1 都市雇用圏の数と人口 (1980-2000年)

	1980年	1990年	2000年
都市雇用圏の数	315	293	269
うち、大都市雇用圏の数	105	114	113
全国の人口 (A)	117,060,396	123,611,167	126,925,843
都市雇用圏の総人口	103,184,513	111,913,176	117,033,563
大都市雇用圏の人口	88,119,440	98,229,138	103,697,376
都市雇用圏の総人口/A	88.15%	90.54%	92.21%
大都市雇用圏の人口/A	75.28%	79.47%	81.70%

注：(1)「国勢調査」(各年)と金本・徳岡(2002)による筆者らの試算。(2)1980年の都市雇用圏の総数は317だったが、1980年の国勢調査のデータとうまく接合できなかったため、二つの小都市雇用圏北海道夕張市(1209)および栃木県桜村(8466)の38,682人がデータに含まれていない。

表2 地域間(完全)失業率格差の動向 (1980-2000)

地域数	年次	平均値	標準偏差1)	変動係数2)	最小値	最大値
a.市区町村別						
3390	1980	2.52	1.08	0.43	0.11	16.89
3391	1990	3.02	1.13	0.37	0.00	18.14
3383	2000	4.73	1.35	0.28	0.00	18.10
b.都市雇用圏別						
315	1980	2.60	0.89	0.34	0.87	9.99
293	1990	3.11	0.89	0.29	0.76	10.54
269	2000	4.83	1.01	0.21	2.27	11.47
c.都道府県別						
47	1980	2.47	0.72	0.29	1.23	7.68
47	1990	3.03	0.74	0.24	1.73	7.75
47	2000	4.67	0.86	0.18	2.96	9.37

注：1)各地域の15-64歳の労働力人口でウエイト付けした平均値と標準偏差。

2)変動係数 = 標準偏差 / 平均値

3)「国勢調査」(各年)より筆者らの試算値である。

図5 標準化失業率分布のカーネル推定量

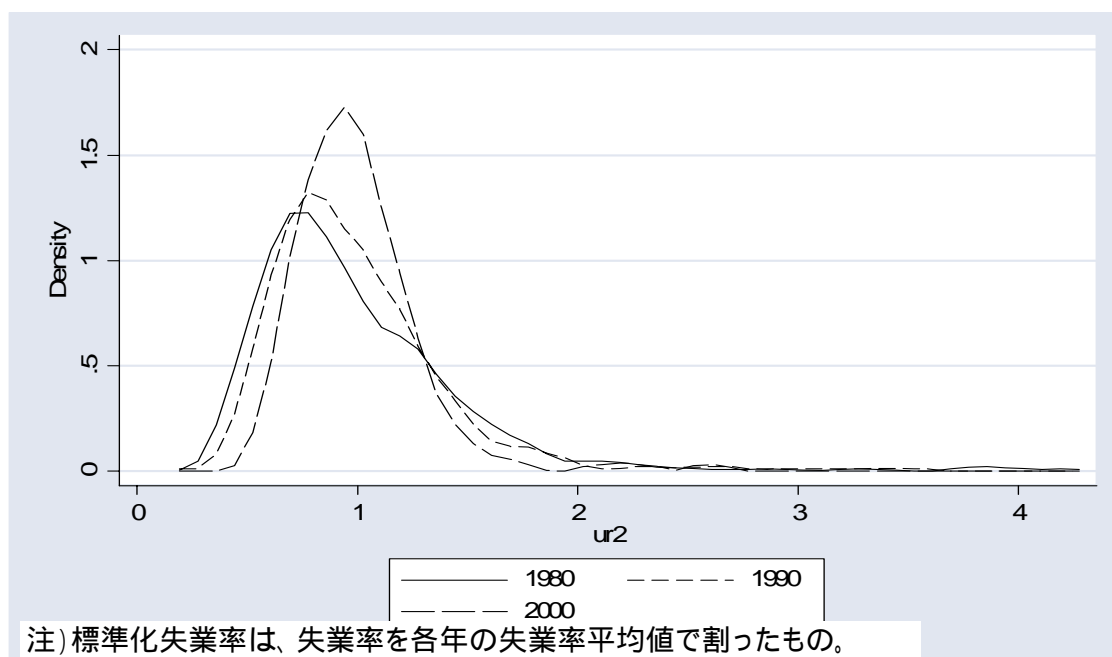


表3 失業率の収束プロセスにおける推定

推計式1: $\log(\text{UR}1990) - \log(\text{UR}1980) = a + b \times \log(\text{UR}1980) + u$				
	係数	標準偏差	t値	
log(UR1980)	-0.1834	0.0184	-9.99	***
定数項	0.3701	0.0160	23.08	***
推計式2: $\log(\text{UR}2000) - \log(\text{UR}1990) = a + b \times \log(\text{UR}1990) + u$				
	係数	標準偏差	t値	
log(UR1990)	-0.3923	0.0214	-18.35	***
定数項	0.8300	0.0227	36.49	***
推計式3: $\log(\text{UR}2000) - \log(\text{UR}1980) = a + b \times \log(\text{UR}1980) + u$				
	係数	標準偏差	t値	
log(UR1980)	-0.4721	0.0193	-24.41	***
定数項	1.0304	0.0169	60.99	***

注：(1)すべての年における都市雇用圏の定義を1980年基準に統一している315個の都市雇用圏のデータを用いた推計である。(1)*** 1%水準で有意。

表4 失業率の決定要因 (Fixed Effect Model)

	Unbalanced Data					Balanced Data						
	Case 1 Between Estimators			Case 2 Fixed -effect Estimators			Case 3 Between Estimators			Case 4 Fixed-effect Estimators		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差		係数	標準誤差		係数	標準誤差	
労働人口(千人)	-0.000024	0.000044		0.000088	0.000126		-0.000025	0.000044		0.000048	0.000140	
若年労働人口の割合(%)	-0.249745	0.045419	***	0.013977	0.015932		-0.234945	0.049238	***	0.016563	0.014775	
高齢労働人口の割合(%)	-0.279072	0.040218	***	0.020066	0.015575		-0.277218	0.042466	***	0.031609	0.014017	**
女性労働者の割合(%)	0.084155	0.028183	***	0.032063	0.016669	*	0.083567	0.029577	***	0.026022	0.015374	*
サービス業従事者の割合(%)	0.076641	0.013776	***	0.031788	0.017207	*	0.064959	0.014258	***	0.026980	0.018268	
労働参加率(%)	-0.199053	0.018783	***	-0.072039	0.011683	***	-0.209910	0.019168	***	-0.066041	0.011132	***
大都市雇用圏ダミー	-0.213201	0.114697	*	0.058279	0.110504		-0.231413	0.112106	**	(dropped)		
1990年ダミー	1.932710	0.353944	***	0.439125	0.101746	***	6.019676	2.244423	***	0.425753	0.097200	***
2000年ダミー	2.636548	0.336873	***	1.820715	0.171727	***	(dropped)			1.840420	0.174346	***
常数項	18.457400	1.528406	***	5.072681	0.968333	***	18.804470	1.787254	***	4.812070	0.884919	***
標本数/都市雇用圏数	877/366			877/366			945/315			945/315		
平均観察年数	2.6			2.6			3.0			3.0		
R-squared: within groups	0.6739			0.879			0.1264			0.8848		
R-squared between groups	0.5588			0.3668			0.5204			0.3694		
R-squared overall	0.5944			0.4871			0.0009			0.4777		
corr(u _i , X _b)				0.1477 ***						0.1316 ***		
sd(u _i + avg(e _i))	0.8393 ***						0.8256 ***					

注:(1)Balanced Dataとは、1980年から2000年まで(3時点)における変数の欠損値のない315の都市雇用圏についてのバランスしたパネルデータセット(Balanced panel dataset, BPD)である。なお、都市雇用圏の範囲定義はすべて1980年のものに統一している。(2)Unbalanced Dataとは、変数の欠損値を含んだ366の都市雇用圏における3年間のパネルデータセットである。なお、都市雇用圏の範囲および分類基準は、それぞれの年のものに従っている。(3)年ダミーのベンチマークは1980年である。(4)*10%有意、**5%有意、***1%有意。

表5 失業率の変動の寄与度分解(%)

	失業率変動 係数	労働力人口 要因	若年労働人口の 割合要因	高齢労働人口 の割合要因	女性労働者の 割合要因	サービス業従事 者の割合要因	労働参加率 要因	共分散要因
1980-1990年の変化	-31.3	0.5	0.3	0.3	-5.5	-0.4	-27.5	1.0
1990-2000年の変化	-51.8	-1.2	-1.6	-4.4	-3.6	-4.4	-37.4	0.8

注：失業率変動係数の変化に対する各要因の寄与度を示している。各要因は、表4のCase4の推定結果から計算を行っている。各寄与度の合計は、失業率変動の変化率と等しい。