



RIETI Discussion Paper Series 15-J-011

高失業率に対する人口移動の反応： 日本の市区町村データを用いた空間計量経済分析

近藤 恵介
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

高失業率に対する人口移動の反応： 日本の市区町村データを用いた空間計量経済分析*

近藤恵介（経済産業研究所）†

要旨

先行研究において日本の失業率の地域間格差は徐々に減少していることが指摘されている。そこで、本論文では、人口移動が地域労働市場間の調整としてどのように機能しているのかを1980年から2010年までの市区町村データを用いて実証的に明らかにする。本研究の特徴は、空間計量経済モデルを用いることで、人口移動の地域間の相互従属性を同時に考慮している点である。分析結果より、高失業率が人口移動のプッシュ要因として機能していたこと、また人口流出率と人口流入率がそれぞれ正の有意な空間従属性を示すことを明らかにしている。さらに、人口流出率の高い地域ほど、失業率の変化率が低く抑えられていることも明らかにされる。以上の分析結果を考慮すると、高失業率によって広範に地域から人口が流出し、そのような人口移動パターンが失業率の地域間格差縮小に寄与していたということが強く示唆される。

Keywords: 人口移動, 失業率, 空間計量経済学, 地域間格差, プッシュ要因, プル要因

JEL classification: J61, J64, R12, R23

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は以前執筆した“Local unemployment rates and migration under the structure of spatial dependence: Evidence from municipal panel data in Japan”をもとに、独立行政法人経済産業研究所で行われた研究成果を踏まえ、新たに加筆・修正をしたものである。本稿の執筆にあたり、各務和彦氏、浜口伸明氏、森川正之氏から特に有益なコメントを頂いた。また、小西葉子氏、竹内恵行氏、福重元嗣氏、藤田昌久氏、難波明生氏をはじめ、第25回応用地域学会研究発表大会、2011年度・2014年度関西計量経済学研究会、慶應義塾大学で行われた Recent Developments on Bayesian Econometric Methods and Applications セミナー、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の参加者より貴重なコメントを頂いた。ここに感謝の意を表したい。当然のことながら、本稿に残りうる誤りは著者によるものである。

†独立行政法人経済産業研究所：〒100-8901 東京都千代田区霞が関 1-3-1 経済産業省別館 11 階
(E-mail: kondo-keisuke@rieti.go.jp)

1 はじめに

地域労働市場の異質性や相互関係の分析に学術的・政策的な観点から非常に大きな関心が集まっている (e.g., OECD, 1990, 2000, 2005) . 特に Blanchard and Katz (1992) や Decressin and Fatás (1995) の研究が非常に大きな影響を与えたように, 一国のマクロ経済分析とは異なり, 国内の地域マクロ経済分析では新たに人口移動による地域間の調整メカニズムを考えることが必要になる. つまり, 地域特異のショックが生じた場合に, 域内で調整される効果とは別に, 労働移動を通じて地域間でどのように調整されるのかが大きな焦点となっている. このような視点は『平成 16 年度経済財政白書』(内閣府, 2004, 第 2 章) においても強調され, 労働移動が適切に機能しなければ, 地域労働市場の問題がますます悪化する可能性がある」と指摘されている. Hashimoto and Higuchi (2005) も同様に, 日本の労働市場の喫緊の問題の一つとして失業の地域間格差を掲げており, 労働移動による需要格差の調整の重要性について指摘している. このような背景を踏まえ, 本研究では, 失業率の地域間格差という視点から人口移動がどのように機能していたのかを分析している.

日本の失業率の地域間格差に関する既存研究によると, 失業率の地域間格差は徐々に縮小傾向にあることが示されている (勇上, 2005, 2010; 周・大竹, 2006) . 図 1 では, 2005 年から 2010 年までの間の失業率のデータを示している. 図 1(a) では, 2005 年時点の市区町村別の失業率の地理分布が示されており, 青森県, 大阪府, 高知県, 福岡県, 沖縄県の周辺は高い失業率を示す一方で, 北陸・中部・中国地方は低い失業率を示すことがわかる. そして, 図 1(b) では, 2005 年と 2010 年との間でどのように失業率が変化したのかが示されている¹⁾. 2005 年時点における相対失業率 (全国失業率に対する市区町村別失業率) が 1 より小さかった市区町村は正の変化率を示す一方で, 相対失業率が 1 より大きかった市区町村は負の変化率を示すことから, 全国平均へ収束するような傾向が直近の 2005–2010 年のデータからも把握することができる²⁾.

本稿の目的は, このように失業率の地域間格差が縮小している背後のメカニズムとして, 人口移動がどのように影響しているのかを明らかにすることである. 人口移動の要因としてプッシュ要因とプル要因が知られており, プッシュ要因とは地域から人々が押し出される要因 (高い失業率等), プル要因とは地域へ人々を引き寄せる要因 (高い賃金・所得等) を指す. 本稿で特に注目する点は, 失業率の高さがプッシュ要因として機能していたのかどうかである. 失業率の地域間格差が縮小するという点で見れば, 失業率の高い地域から労働者が職を探して流出傾向にあったはずである. また同時に, 失業率の低い地域に労働者が引き寄せられていたのかもしれない. そして, このような人口移動パターンの結果として, 失業率の地域間格差の縮小が見られるのなら, 人口流出率の高い地域ほど相対失業率の変化率は低く, 人口流入率の高い地域ほど相対失業率の変化率は高くなっていることが予測される. したがって, 本稿では (1) 失業率の高い地域

¹⁾ Overman and Puga (2002) と同様に, 失業率の地理分布を時系列間で比較するために, 全国失業率を基準とした相対失業率を用いている. つまり, 相対失業率が 1 であれば, 市区町村別失業率が全国失業率と一致することを意味する.

²⁾ 日本とは対照的に, ヨーロッパでは 1980 年代から 1990 年代にかけて二極化 (polarization) の傾向があったことが指摘されている (Overman and Puga, 2002) .

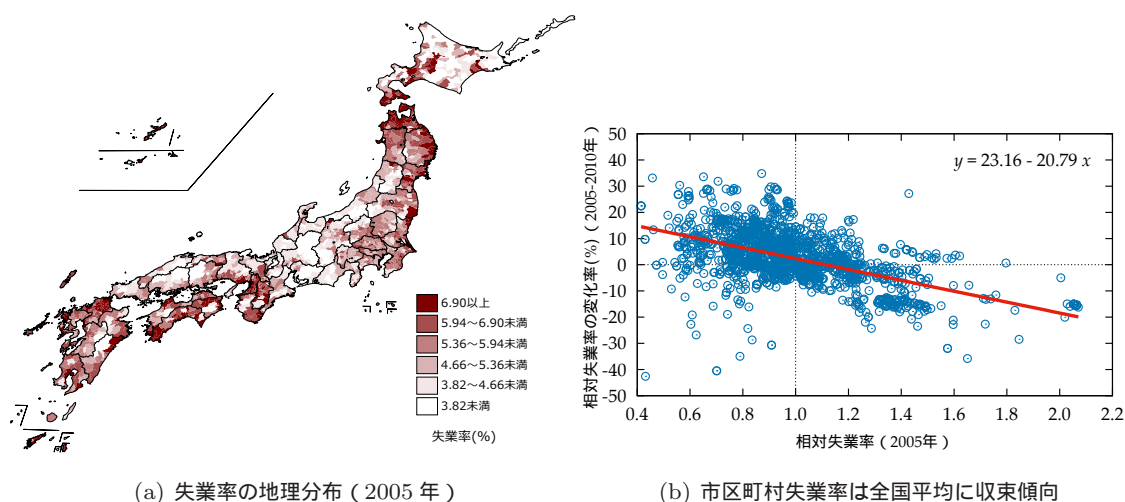


図1 2005-2010年における失業率の地域間格差の縮小への動き

注) 2005年, 2010年国勢調査より著者作成. 失業率は30km圏内で空間平滑化している. 図1(a)では市区町村を6分位階級で分類している. 図1(b)では全国失業率で相対化した市区町村別失業率を用いており, 2005年から2010年までの間の相対失業率の変化率と2005年時点の相対失業率の分布のそれぞれ上位下位0.5%に含まれる市区町村はサンプルから除いている. データのない数件の市区町村は最下位の区分に分類されている.

から労働者が流出傾向にあったのか, (2) 失業率の低い地域へ労働者が流入傾向にあったのか, (3) 相対失業率の変化率と労働者の流出率との間にはどのような関係があったのか, という3点を検証することで人口移動と失業率の地域間格差の縮小の関係を明らかにしようとしている.

本稿の分析の特徴は, 空間計量経済モデルを用いることで人口移動に関する地域間の相互従属性を検証している点である. 例えば, 労働者がある地域から流出する場合, その行動自体が近隣地域の労働者の流出にも影響を与える可能性を示唆する. このような空間従属性が存在する場合, 失業率のプッシュ要因の影響は地域広範に波及することがモデルより明らかにされる. さらに, 人口移動における空間従属性がどのように失業率の変化率に影響を及ぼすのかも検証している.

日本の既存研究では, Montgomery (1994) が都道府県データを用いて純人口流入率と失業率の分析を行っているが, 失業率の上昇が人口流出を増加するようには働いていないことを指摘している. その一方で, 太田・大日 (1996) は都道府県間の人口移動フローデータを用いて, 出身地と到着地の失業率格差が大きいほど人口移動が行われやすいことを発見しており, 出身地の失業率が上昇すれば人口流出量が増えることを指摘している. 勇上 (2010) も基本的に同様の結果を得ているが, 25歳以下の若年層では失業率格差による人口移動の反応は観測されず, 25歳以降から失業率格差が人口移動の要因として大きな影響を及ぼすことを発見している³⁾. ただし, 先行研究では人口移動の要因分析のみであり, 人口移動の結果として地域失業率がどのよう

³⁾ 賃金・所得の地域間格差も人口移動の重要な要因であり, 太田・大日 (1996) や勇上 (2010) でも分析されている. 本研究でも市区町村別の平均一人当たり所得を用いてプッシュ要因を検証している. ただし, 地域間人口移動分析においては, 単に名目賃金・所得ではなく, 地域間の生計費の違いを考慮した実質賃金・所得を比較することも重要である. 例えば, Kondo and Okubo (2015) では, 空間経済モデルより生計費の地域間の違いを考慮した実質賃金を推計し, 1980・1990年代の製造業労働者の地域間移動を分析した結果, 名目賃金ではなく実質賃金の高い地域において純人口流入率が高くなっていたことを明らかにしている.

に変化しているのかまでは明らかにされてはいない。失業率格差が人口移動の要因であったとしても、人口移動の総効果として失業率格差の縮小が見られるとも限らない⁴⁾。したがって、本稿では、人口移動が相対失業率の変化率に対しどのような影響を与えているのかについても同時に分析を行っている。

地域間格差と人口移動の関係の重要性は海外でも強調されている。例えば、Pissarides and McMaster (1990) の英国の地域データを用いた研究によると、失業率の上昇が純人口流入率を引き下げる効果があることがわかり、非常に時間はかかるものの失業率の格差がなくなるようなメカニズムが働いていることが指摘されている。Pissarides and Wadsworth (1989) の英国の労働者個票データによると、上述の背後には失業を経験した労働者がより地域間移動をしやすいうことが関係していると指摘している⁵⁾。Niebuhr et al. (2012) はドイツの地域データを用いて失業率と人口移動の関係を分析しているが、純人口流入率では人口流入と人口流出の非対称性が考慮できないことを指摘しており、特に人口流出が失業率を引き下げる効果を持っていることを指摘している。本研究でも、人口移動の非対称を考慮するため純人口流入率ではなく、プッシュ要因とプル要因を識別できるように人口流出率と人口流入率を分けて推定する。

本研究の実証結果が示すことは、人口移動は近隣地域同士で相互に影響し合っており、失業率のプッシュ要因によって引き起こされる人口流出の影響は空間従属性を通じて地域広範に波及するということである。また、自地域の人口流出率の上昇が自地域の相対失業率の変化率に負の効果を与えるだけでなく、近隣地域の人口流出率の上昇も、波及効果を通じて、同様の影響を与えることがわかっている。以上の結果を考慮すると、失業率の高さが地域一帯の人口流出を促し、そのような人口移動パターンが失業率の地域間格差縮小に寄与していたということが強く示唆される。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、空間計量経済モデルの性質について述べる。第3節では、人口移動のプッシュ要因とプル要因を分析する空間計量経済モデルを中心に解説する。第4節では、本論文で用いる市区町村データについて述べる。第5節では、推定結果について議論する。最後に、第6節では本論文の結論と政策的含意について述べる。

2 空間計量経済モデル

2.1 空間重み行列

空間計量経済モデルを推定する際に必要なのが空間重み行列である。空間重み行列は、地域間ネットワークとその相互従属性の度合いを決める重要な役割を果たす。本研究では、市区町村間の距離行列より空間重み行列を構築する。まず、地理情報システムソフトウェアより市区町村の平面の重心となる緯度・経度を求める。それから、Vincenty (1975) の手法により市区町村 i と市区町村 j との間の大圏距離 d_{ij} を計測する。その後、任意の距離減衰パラメータ δ を事前に与

⁴⁾ 必ずしも人口移動が失業率の地域間格差を減らすわけではないことは近年の空間経済学の理論分析において指摘されている (Epifani and Gancia, 2005; vom Berge, 2013; Zierahn, 2013)。

⁵⁾ 失業率が人口移動に与える要因についての議論は Greenwood (1975, 1997) も参照されたい。

えて、以下のように空間重み行列 W の ij 要素を計算する。

$$w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{if } i = j \\ d_{ij}^{-\delta} / \sum_{j=1}^n d_{ij}^{-\delta}, & \text{if } i \neq j \end{cases}$$

ここで、空間重み行列は行和が1になるように基準化されていることに注意する。したがって、加重平均を求めるための重みとして解釈することができる。なお距離減衰パラメータ δ が大きくなるということは、より近隣市区町村からの比重が増すことを意味する。

頑健性チェックのため、推定では距離減衰パラメータ δ の値を 2, 4, 6, 8 で試し、その中で対数尤度を比較し人口流入率の推定結果より最も当てはまりのよかった $\delta = 4$ を全期間を通じて使用している。その他の δ の値の分析結果に関しては補論 A において議論している⁶⁾。

2.2 空間従属性と空間波及効果

地域データの特徴は、互いに独立ではなく相互に従属的な単位の集合であり、一種のネットワーク性を示すということである。したがって、個人や企業の無作為抽出とは異なり、地域間ネットワークの構造をモデルで考慮する必要がある。その代表的なものが、空間従属性と呼ばれる相互に影響しあう効果であり、空間計量経済モデルによって検証される。

空間従属性を考慮しない最も基本的な線形回帰モデルは以下のように表される。

$$y = X\beta + u, \quad u \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (1)$$

ここで、 y は従属変数の $n \times 1$ ベクトル、 X は説明変数の $n \times k$ 行列、 u は誤差項の $n \times 1$ ベクトル、 σ^2 は誤差項の分散を表す。次に、従属変数における空間従属性を考慮した空間計量経済モデル（以下、SAR モデル）は以下のように表すことができる。

$$y = \rho W y + X\beta + u, \quad u \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (2)$$

ここで、 $W y$ が空間ラグと呼ばれる項である。空間重み行列が行和標準化されていることから、空間ラグ項 $W y$ は、ある地域における近隣地域の変数の加重平均を意味している。したがって、もし $\rho \neq 0$ であれば、近隣地域の従属変数自体の変化からも自地域の従属変数が影響を受けること（言い換えると、自地域における従属変数の変化が近隣地域の従属変数にも影響を与えること）がわかり、 ρ によってそのような空間従属性が計測される。

さらに、SAR モデルを整理すると以下のように書き直すことができる。

$$y = (\mathbf{I}_n - \rho W)^{-1} X\beta + (\mathbf{I}_n - \rho W)^{-1} u$$

ここで、 \mathbf{I}_n は $n \times n$ 単位行列を表す。無限等比級数の性質を用いて逆行列 $(\mathbf{I}_n - \rho W)^{-1}$ を展開すると、

$$y = X\beta + \underbrace{\rho W X\beta + \rho^2 W^2 X\beta + \rho^3 W^3 X\beta + \dots}_{\text{空間波及効果}} + (\mathbf{I}_n - \rho W)^{-1} u \quad (3)$$

⁶⁾ 距離減衰パラメータ δ を内生的に推定することは困難なため、事前にいくつかの値を試し比較している。

となり，SAR モデルが空間波及効果の複雑な過程を考えていることがわかる．つまり，モデル (3) は，自地域が近隣地域に与える影響だけでなく（右辺第 2 項），自地域が近隣地域に与え，それがさらに自地域に跳ね返ってくる効果や近隣地域のさらに近隣地域に与える効果等（右辺第 3 項以降）までもが含まれているのである⁷⁾．Anselin (2003) はこのような波及効果を大域的波及 (global spillover) と呼び，右辺第 2 項までの波及効果を局所的波及 (local spillover) と呼んでそれぞれ区別している．

2.3 空間波及効果の経路：直接経路と間接経路

地域間で相互従属性が存在する場合，ある地域における変動は地域の境界を越えて周辺地域にも影響する．空間計量経済モデルを用いることで，そのような空間波及経路の詳細について明らかにすることができる．ここではより直感的な説明を優先し，空間的従属性を考慮しなかった場合と考慮した場合でどのような違いが生じるのかについて議論する．

回帰モデル (1) より，最小二乗法（以下，OLS）によって得られる推定量は以下ようになる．

$$\hat{\beta}_{OLS} = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (4)$$

一方で，SAR モデル (2) より得られる推定量は以下になることがわかる (Anselin, 1988; LeSage and Pace, 2009) ．

$$\hat{\beta}_{SAR}(\hat{\rho}) = (X^T X)^{-1} X^T y - \hat{\rho}(X^T X)^{-1} X^T W y \quad (5)$$

ここで，右辺第 1 項は OLS 推定量と同一であることに注意する．したがって，右辺第 2 項が 0 でない限り，OLS 推定量と SAR 推定量との間には差が生じることになる．

従属変数の空間的従属性を考慮した場合，なぜこのような差異が生じるのかについて議論する．SAR 推定量 (5) は，ある地域の説明変数の変化は 2 つの経路を通じて自地域の従属変数に影響を与える可能性があることを示唆している．これを見るために，右辺第 2 項の ρ 以降の項は以下の回帰モデルより得られる推定量となっていることに注意する．

$$W y = X \gamma + \text{residuals}$$

ここで，residuals と用いているのは，誤差項に統計的な性質を考慮していないことを意味する．この回帰モデルは，ある地域の説明変数の変化がその近隣地域の従属変数に直接影響を与えているかどうかを意味している．

ある地域の説明変数の変化はそのまま自地域の従属変数に与える直接経路 ($y_i \xleftarrow{\beta_k} x_{ik}$) と，近隣地域の従属変数を經由して自地域の従属変数に与える間接経路 ($y_i \xleftarrow{\rho} \sum_j w_{ij} y_j \xleftarrow{\gamma_k} x_{ik}$) が存在する可能性があり，SAR 推定量は後者の経路をコントロールすることで前者の直接経路における効果を捉えようとしている．一方で，OLS 推定量ではこのような間接経路も含めた総効

⁷⁾ ただし，SAR モデルにおける空間波及効果は ρ を經由して波及するという制約がある点に注意しなければならない．つまり，地域 i の説明変数が地域 j の従属変数に影響を与える場合，地域 i の従属変数を經由して空間的に波及するということであり，地域 i の説明変数が地域 j の従属変数に直接影響を与えるような波及効果とは異なっている．

果を捉えようとしてしまう．実証分析では，OLS 推定量と SAR 推定量の差を比較することで，間接経路からの影響についても議論する．

2.4 フィードバックループ効果の計測

空間計量経済モデルのもう一つの特徴は，空間従属性によって増幅されるフィードバックループ効果の存在である．つまり，自地域の従属変数の変化は，近隣地域の従属変数の変化をもたらし，その効果が自地域に再度跳ね返ってくる過程から生じる効果である．

空間計量経済モデル (2) の場合， $n \times 1$ の説明変数ベクトル x_k による限界効果は下記のように表すことができる．

$$\frac{\partial \mathbf{y}}{\partial x_k^\top} = \hat{\beta}_{\text{SAR},k} (\mathbf{I} - \hat{\rho} \mathbf{W})^{-1} \equiv \mathbf{S}_k(\mathbf{W}) \quad (6)$$

つまり，ある地域の説明変数の変化は，空間乗数項 $(\mathbf{I}_n - \hat{\rho} \mathbf{W})^{-1}$ を通じてその近隣地域にも影響を与えることがわかる (Anselin, 2003)．この効果は，無限等比級数の性質を利用して，以下のように書き直すことができる．

$$\frac{\partial \mathbf{y}}{\partial x_k^\top} = \hat{\beta}_{\text{SAR},k} (\mathbf{I}_n + \hat{\rho} \mathbf{W} + \hat{\rho}^2 \mathbf{W}^2 + \hat{\rho}^3 \mathbf{W}^3 + \dots) \quad (7)$$

ここで，右辺括弧内の第 1 項が自地域内で最初に起こる効果で，第 2 項が近隣地域に与える効果，そして第 3 項以降において他地域に与えた効果が自身に再度戻ってくるフィードバックループ効果が含まれている．この効果のみを抜き出すために，LeSage and Pace (2009) が提案している空間波及効果を計測する指標を用いる．まず，限界効果 (6) の対角要素の平均値を直接効果 $\bar{M}(k)_{\text{direct}}$ と呼んでおり，以下のように表すことができる．

$$\bar{M}(k)_{\text{direct}} = \frac{1}{n} \text{Tr}(\mathbf{S}_k(\mathbf{W}))$$

したがって，ある説明変数 x_k の変化によって生じる平均的なフィードバックループ効果 $\overline{\text{FBL}}_k$ は，この直接効果と SAR 推定値の差を取ることで，求めることができる (LeSage and Pace, 2009)．

$$\overline{\text{FBL}}_k = \bar{M}(k)_{\text{direct}} - \hat{\beta}_{\text{SAR},k}$$

実証分析では，無限等比級数の性質を利用して空間乗数効果を分割化することでフィードバックループ効果がどれほどの影響度を持っているのかを検証する．

3 実証分析の枠組み

3.1 人口移動のプッシュ要因

人口移動の研究では，プッシュ要因とプル要因という用語が知られている．地域間で移動した場合，送り出し地域から押し出された要因なのか到着先の地域の引き寄せる要因なのかで，それぞれプッシュ要因とプル要因が議論されている．先行研究では，Montgomery (1994) のように，純人口移動率を用いて分析されることもあるが，純人口移動率が同じ値を示しても，その後では人口流出入は大きく異なりうる．したがって，人口流出と人口流入を分解することでプ

シュ要因とプル要因をそれぞれ識別し，さらに，2つのモデルから得られた推定値を比較することで純人口移動が増加するのか減少するのかまで議論をする．

失業率のプッシュ要因を分析するために，人口流出率を従属変数とした以下の回帰モデルを推定する．

$$\log(\text{OM}_{i,t}) = \rho_0 \sum_{j=1}^n w_{ij} \log(\text{OM}_{j,t}) + \alpha_0 \text{UR}_{i,t-5}^s + \mathbf{X}_{i,t-5}^s \boldsymbol{\beta}_0 + u_{i,t}^O, \quad u_{i,t}^O \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_0^2)$$

ここで， $\text{OM}_{i,t}$ は $t-5$ 年から t 年までの市区町村 i の人口流出率， $\text{UR}_{i,t-5}^s$ は失業率， $\mathbf{X}_{i,t-5}^s$ はその他のコントロール変数（一人当たり所得，労働力参加率，労働力人口男女比率，中卒以下人口比率，大卒以上人口比率，第1次産業比率，第2次産業比率，年齢階級別人口比率，人口密度，都道府県ダミー）， $u_{i,t}^O$ は誤差項である．失業率の高さがもたらすプッシュ要因は α_0 によって計測される．失業率の高い地域から労働者の流出が起こっていると考えられることから， $\alpha_0 > 0$ が予測される．また， ρ_0 が人口流出の空間従属性を計測するパラメータである．添え字 O は人口流出率の回帰モデルに関するパラメータや変数を示す．

説明変数の添え字 s は，空間平滑化処理を行っていることを意味する．市区町村単位のデータであるため，実際の経済圏とは大きく異なりうる．そこで，市区町村とその近隣市区町村を一つの経済圏とみなして新たに変数を定義している．空間平滑化の具体的な方法については次節で言及する．

3.2 人口移動のプル要因

低失業率の地域ほど域外から人口を引き寄せるというプル要因の可能性を検証するため，人口流入率を従属変数とした以下の回帰モデルを推定する．

$$\log(\text{IM}_{i,t}) = \rho_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} \log(\text{IM}_{j,t}) + \alpha_1 \text{UR}_{i,t-5}^s + \mathbf{X}_{i,t-5}^s \boldsymbol{\beta}_1 + u_{i,t}^I, \quad u_{i,t}^I \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_1^2)$$

ここで， $\text{IM}_{i,t}$ は $t-5$ 年から t 年までの市区町村 i の人口流入率である．失業率の低い地域ほど労働者を引き寄せるといったプル要因は α_1 によって計測され，仮説が正しければ負であることが予測される．添え字 I は人口流入率の回帰モデルに関するパラメータや変数を示す．人口流出率と人口流入率のどちらのモデルも同じ説明変数を用いている．人口流出と同様に，近隣地域への人口流入自体が自地域への人口流入を招くという空間従属性は ρ_1 において計測される．

3.3 最尤法による空間計量経済モデルの推定

空間計量経済モデルの誤差項 $u_{i,t}$ には互いに独立かつ同一の正規分布の仮定をおくことで，最尤法推定が可能である．本稿で推定する SAR モデル (2) より，誤差項の正規性の仮定をおくことで以下のような対数尤度関数が得られる．

$$\log L(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2, \rho | \mathbf{y}) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) + \frac{n}{2} \log(\sigma^2) + \log |\mathbf{I}_n - \rho \mathbf{W}| - \frac{1}{2\sigma^2} \mathbf{u}^\top(\boldsymbol{\beta}, \rho) \mathbf{u}(\boldsymbol{\beta}, \rho)$$

ここで、 $u(\beta, \rho) = (I_n - \rho W)y - X\beta$ である。この対数尤度関数を最大にする β, σ^2, ρ を推定する。ベンチマークの分析結果として、 $\rho = 0$ を仮定して OLS で推定する。その後、空間従属性を考慮した空間計量経済モデルの推定結果を報告する⁸⁾。

3.4 人口移動が失業率の地域間格差縮小に寄与していたのか

人口移動の要因分析とは異なり、ここでは人口移動の結果として失業率の地理分布がどのように変化しているのかについて、以下の回帰モデルを用いて検証している。

$$\Delta \log(\text{RUR}_{i,t}^s) = \eta_0 \text{OM}_{i,t} + \theta_0 \sum_{j=1}^n w_{ij} \text{OM}_{j,t} + \eta_1 \text{IM}_{i,t} + \theta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} \text{IM}_{j,t} + v_{i,t} \quad (8)$$

ここで、 $\Delta \log(\text{RUR}_{i,t}^s)$ は市区町村 i の $t-5$ 年と t 年との間の相対失業率の変化率、 $v_{i,t}$ は誤差項を表す。なお相対失業率は空間的平滑化した失業率と全国の失業率との比率として計算されている。

純人口流入率ではなく人口移動の非対称性を考慮し、人口流出と人口流入のどちらが失業率の上昇を抑える効果を持つのかについて検証している。さらに、ここでの特徴は、人口流出率と人口流入率の空間ラグをそれぞれ説明変数に導入している点である。つまり、近隣地域の人口流入が自地域の失業率の変化率にどのように影響していたのかどうかも検証していることを意味している。

4 データ

4.1 変数の定義と記述統計

日本の主要な人口移動調査には国勢調査と住民基本台帳人口移動がある⁹⁾。本研究では、就業者に関する人口移動に関心があるため、労働力状態が識別可能な国勢調査による市区町村単位の人口移動データを用いる。国勢調査では下一桁が0年の年に人口移動調査を行っており、本研究が利用するのは1990年、2000年、2010年の国勢調査である。国勢調査では調査日(10月1日)より5年前の常住地であった市区町村を聞いており、もし5年前に住んでいた市区町村と調査時点で住んでいる市区町村が異なっていれば市区町村間人口移動として定義される¹⁰⁾。したがって、本研究では市区町村内における人口移動は含まれていない。市区町村の単位として、東京都23区は特別区部として集計している。また政令指定都市は区では分類せず市を単位としてデータを集計している。合併の場合、それぞれ国勢調査の調査時点の行政区域で統一し、5年前の市区町村の変数を再集計している。

本研究で用いる従属変数である人口流出率 $\text{OM}_{i,t}$ と人口流入率 $\text{IM}_{i,t}$ の定義はそれぞれ以下

⁸⁾ 具体的な SAR モデルの推定方法に関しては、Anselin (1988) や LeSage and Pace (2009) において解説されている。なお空間計量経済モデルの推定には Ox Version 7.00 を用いている (Doornik and Ooms, 2006)。

⁹⁾ 日本の人口移動に関して、大友 (1996) が詳細な解説をしている。

¹⁰⁾ 従業地は同じまま居住地を変更している場合も存在することに注意しなければならない。従業地が同じでも通勤圏内で居住地を変更した場合は、行政区域を越えたことで人口移動と捉えられる。

の通りである．

$$OM_{i,t} = \frac{\text{転出者数}_{i,t}}{\text{就業者}_{i,t-5}}, \quad IM_{i,t} = \frac{\text{転入者数}_{i,t}}{\text{就業者}_{i,t-5}}$$

ここで、 $\text{就業者}_{i,t-5}$ は $t-5$ 年における市区町村 i の 15 歳以上就業者数、 $\text{転出者数}_{i,t}$ は $t-5$ 年と t 年との間の市区町村 i からの転出者数 (t 年時点における 15 歳以上就業者)、 $\text{転入者数}_{i,t}$ は $t-5$ 年と t 年との間の市区町村 i への転入者数 (t 年時点における 15 歳以上就業者) である．

本研究で用いる説明変数の定義は以下の通りである．失業率は、労働力人口に占める失業者数として計算している．一人当たり年間所得は、総務省「市町村税課税状況等の調」より市町村民税の納税義務者数と課税対象所得より一人当たり年間所得として計算している¹¹⁾．労働力参加率は、15 歳以上人口に占める 15 歳以上労働力人口の割合を示す．中卒以下人口比率は全卒業者数に占める小学校・中学校卒業数の割合、大卒以上人口比率は全卒業者数に占める大学・大学院の卒業者数の割合を表す¹²⁾．教育に関する項目は 1985 年、1995 年、2005 年の国勢調査において調査されていないため、1980 年、1990 年、2000 年の国勢調査を用いている．第 1 次産業比率は全産業就業者数に占める農業、林業、漁業の就業者の割合、第 2 次産業比率は全産業に占める鉱業、建設業、製造業の就業者数の割合を表す．各年齢層 (15-29 歳、65 歳以上) 別人口比率は、15 歳以上総人口に占める各年齢層 (15-29 歳、65 歳以上) 別人口として計算をしている．人口密度は、可住地面積 (km^2) における総人口として計算している．

人口移動の意思決定としては、通勤の可能性もあり、行政区域を越えた地域労働市場を考慮していると考えるのが一般的である．したがって、自市区町村だけでなく近隣市区町村までも含んだ変数の作成が適切と思われる．このような空間平滑化の具体的な方法として、まず市区町村の平面の重心を基準点にして半径 d km の円を描き、その d km 圏内に周辺市区町村の重心が含まれる場合、それら市区町村をグループとして集計化して新たに中心市区町村の変数として定義する．本研究では、 $d = 30$ として計算している．

記述統計は表 1 に示されている．異常値を除くため、人口流出率、人口流入率、失業率の分布のそれぞれ上位下位 0.5% (両側 1%) に含まれる市区町村はサンプルから除外している¹³⁾．平均的には、就業者数のうち約 10~12% 程度の就業者が市区町村外に流出し、一方で、同程度の就業者が市区町村外から流入していることがわかる．例えば、1985-1990 年における東京都特別区部の人口流出率と人口流入率はそれぞれ 16.97% と 14.42% であり、この場合は流出超過になっている．一方で、2005-2010 年における東京都特別区部の人口流出率と人口流入率はそれぞれ 11.12% と 12.76% であり、流入超過になっている．

失業率を見ると、1985 年は 3.1%、1995 年は 3.7%、2005 年は 5.9% と、平均の失業率は上昇傾向にあることがわかる．なお、2005 年時点における失業率の地理分布は、図 1(a) において表

¹¹⁾ なお 1985 年、1995 年の一人当たり年間所得は JPS (編)『個人所得指標』の昭和 60 年版と 1995 年版より総務省「市町村税課税状況等の調」のデータをそれぞれ取得している．

¹²⁾ 1980 年国勢調査において旧青年学校も調査されているが、小学校・中学校卒業数に含まず計算している．

¹³⁾ 東京圏や大阪圏の都心部への通勤にとって利便性の高い市区町村が、30% 前後の人口流出率、人口流入率を示す傾向がある．また人口流出率、人口流入率が 40% 前後を示す市区町村も一部存在するが、ほとんどが小規模の町村である．このような一部の市区町村は非常に特異な値を示すことから、人口流出率と人口流入率の分布のそれぞれ上位下位 0.5% (両側 1%) に含まれる市区町村をサンプルから除外している．

されているように、中部地方、中国地方は、失業率が比較的低くなっていることが知られている。失業率の最小値と最大値の差は5~7倍程度の差があり、地理的に非常に変動が大きいことがわかる。

表1の下段は、人口移動が相対失業率にどのような変化を与えていたのかを分析する際に使用する変数の記述統計を示している。異常値を除くため、相対失業率の変化率、人口流出率、人口流出率の空間ラグ、人口流入率、人口流入率の空間ラグの分布のそれぞれ上位下位0.5%（両側1%）に含まれる市区町村はサンプルから除外している。なお、2005-2010年の相対失業率の変化率は図1においても示されている。

4.2 人口流出率の空間自己相関

空間自己相関を計測する統計量として Moran's I がよく使われており (Moran, 1950)、以下の式によって計算される。

$$I = \frac{z^T W z}{z^T z}$$

ここで、 z は $n \times 1$ の標準化された変数ベクトル、 W は行和標準化された $n \times n$ の空間重み行列を示す。Moran's I のとる値は $[-1, 1]$ であり、自地域と近隣地域の相関が高いほど $+1$ 方向の値を取り、自地域と近隣地域の相関が低いほど -1 方向の値を取る。Anselin (1995) で示されているように、Moran's I は散布図を用いて視覚化することができる¹⁴⁾。

図2は、市区町村別の人口流出率の地理分布と空間自己相関を示している。図2(a-c)によると、いずれの期間においても都市部では東京圏、大阪圏において値が高くなっていることがわかる。一方で、地方部では特に北海道、鹿児島県、沖縄県において、いずれの期間も人口流出率が高くなっていることがわかる。図2(d-f)は自市区町村と近隣市区町村との人口流出率の関係を表したものであるが、明らかに正の空間自己相関があることがわかる。人口流出率の Moran's I は、1985-1990年で0.68、1995-2000年で0.57、2005-2010年で0.57であり、空間的な自己相関は高い値を示している。

同様に、図3は、市区町村別の人口流入率の地理分布と空間自己相関を示している。図3(a-c)により、人口流入率は、札幌圏、仙台圏、東京圏、名古屋圏、大阪圏、広島圏、福岡圏の主要な大都市において比較的高くなっていることがわかる。一方で、地方部でも非常に高い人口流入率を示す市区町村が存在していることがわかる。人口流出率と同様に、図3(d-f)は自市区町村と近隣市区町村との人口流入率の関係を表したものであるが、正の空間自己相関があることがわかる。人口流入率の Moran's I は、1985-1990年で0.51、1995-2000年で0.48、2005-2010年で0.53であり、人口流出率と同様に、空間的な自己相関は高い値を示している。

5 分析結果

5.1 失業率がプッシュ要因として機能

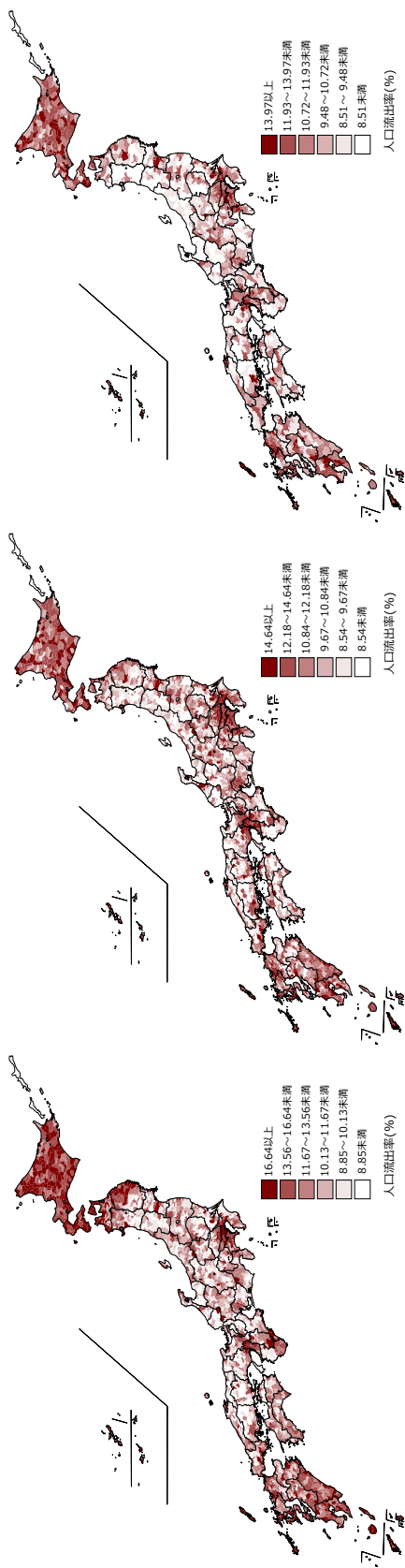
表2は、人口移動のプッシュ要因の分析結果を示している。まずは、列(1)、(3)、(5)に示されているように、ベンチマークとしてOLSの推定結果について議論する。いずれの期間におい

¹⁴⁾ Moran's I の詳細は Cliff and Ord (1970) や Anselin (1995) を参照のこと。

表 1 記述統計

変数	期間：1985-1990年					期間：1995-2000年					期間：2005-2010年					
	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max
人口流出率 (%)	12.594	4.148	6.308	29.676	11.557	3.388	6.069	26.586	11.183	2.886	6.456	23.374	11.183	2.886	6.456	23.374
人口流入率 (%)	10.999	6.302	3.548	42.410	11.685	5.262	3.916	36.437	11.163	4.792	3.991	35.840	11.163	4.792	3.991	35.840
失業率 (%)	3.116	1.150	1.166	8.267	3.709	1.109	1.631	11.143	5.881	1.509	2.449	12.335	5.881	1.509	2.449	12.335
一人当たり所得 (百万円)	2.237	0.278	1.610	3.093	3.193	0.412	2.393	4.442	3.158	0.372	2.453	4.303	3.158	0.372	2.453	4.303
労働力参加率 (%)	64.481	3.116	51.804	83.889	63.565	2.755	50.340	72.818	59.925	2.822	48.477	78.321	59.925	2.822	48.477	78.321
労働力人口男女比	1.483	0.182	1.140	2.694	1.438	0.134	1.166	2.527	1.381	0.116	1.169	3.096	1.381	0.116	1.169	3.096
中卒以下人口比率 (%)	46.905	9.958	25.196	80.769	39.633	9.827	18.625	73.404	30.093	9.383	13.494	64.585	30.093	9.383	13.494	64.585
大卒以上人口比率 (%)	5.844	2.859	1.472	17.203	8.215	3.490	2.077	21.297	11.186	4.545	3.242	24.492	11.186	4.545	3.242	24.492
第1次産業比率 (%)	16.250	9.650	0.802	54.101	11.533	7.553	0.484	52.533	9.095	7.023	0.416	40.582	9.095	7.023	0.416	40.582
第2次産業比率 (%)	32.010	7.317	8.777	51.506	32.268	6.561	14.080	51.288	26.723	6.235	12.546	45.576	26.723	6.235	12.546	45.576
15-29歳人口比率 (%)	23.623	3.316	9.487	32.763	22.600	4.082	7.014	31.085	18.711	2.805	8.247	24.881	18.711	2.805	8.247	24.881
65歳以上人口比率 (%)	15.698	3.414	8.288	39.487	21.073	4.796	11.145	41.567	26.396	5.058	18.419	49.898	26.396	5.058	18.419	49.898
人口密度 (対数値)(人口/km ²)	5.594	1.159	1.806	8.959	5.605	1.204	1.663	9.001	5.704	1.409	1.349	9.070	5.704	1.409	1.349	9.070
相対失業率の変化率 (%)	0.731	9.451	-31.011	30.554	4.921	9.390	-32.218	35.730	2.573	9.811	-42.566	34.835	2.573	9.811	-42.566	34.835
人口流出率 (%)	12.593	4.144	6.366	31.837	12.100	3.344	6.381	27.233	11.911	2.768	7.051	23.241	11.911	2.768	7.051	23.241
人口流出率の空間ラグ (%)	12.637	4.018	6.711	30.305	12.186	3.369	6.546	28.159	12.174	2.681	7.667	21.620	12.174	2.681	7.667	21.620
人口流入率 (%)	10.741	5.329	3.822	33.170	12.061	4.877	4.245	33.841	11.774	4.530	4.480	33.679	11.774	4.530	4.480	33.679
人口流入率の空間ラグ (%)	10.926	4.983	4.175	31.586	12.383	4.860	4.606	35.990	12.187	4.334	4.995	30.899	12.187	4.334	4.995	30.899

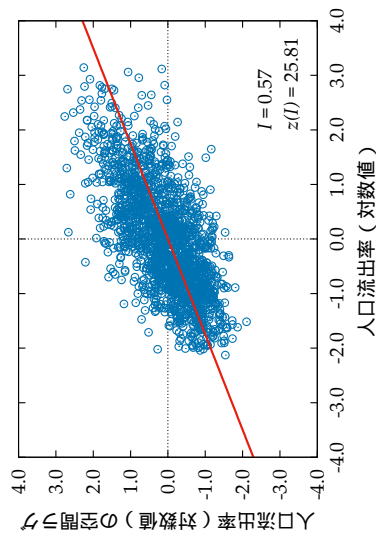
注) 観測数は 1985-1990 年で 3147(3096), 1995-2000 年で 3136(3096), 2005-2010 年で 1679(1653) である (括弧内の数値は表下段の観測数を示す)。人口流入率と人口流出率以外の変数は 30km 圏で空間的平滑化している。表上段では、人口流出率、失業率のそれぞれ上位 0.5% に含まれる市区町村をサンプルから除いている。表上段では、人口流入率以外の変数は期首時点の値を示す。ただし中卒以上人口比率と大卒以上人口比率は期首時点よりさらに 5 年前時点の値を示す。表下段では、相対失業率の変化率、人口流出率、人口流出率の空間ラグ、人口流入率、人口流入率の空間ラグの分布のそれぞれ上位 0.5% に含まれる市区町村をサンプルから除外している。



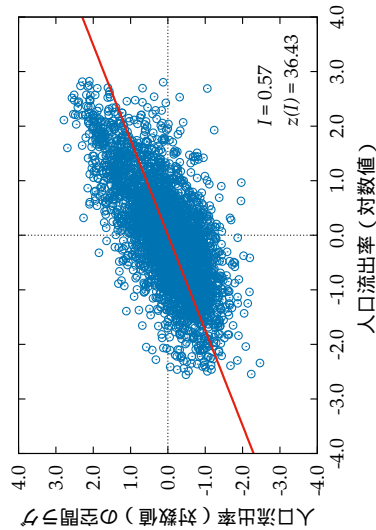
(c) 地理分布, 2005-2010年

(b) 地理分布, 1995-2000年

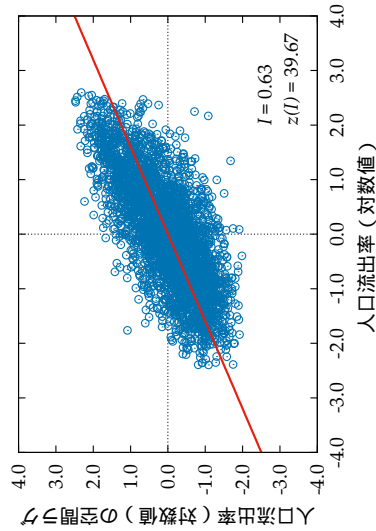
(a) 地理分布, 1985-1990年



(f) 空間自己相関, 2005-2010年



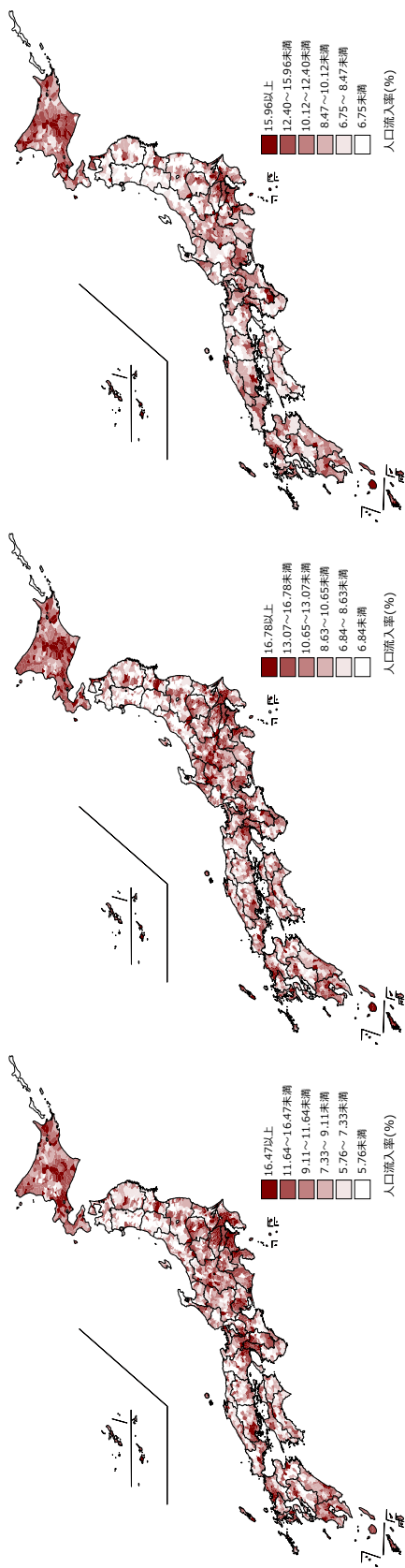
(e) 空間自己相関, 1995-2000年



(d) 空間自己相関, 1985-1990年

図2 人口流出率の地理分布と空間自己相関

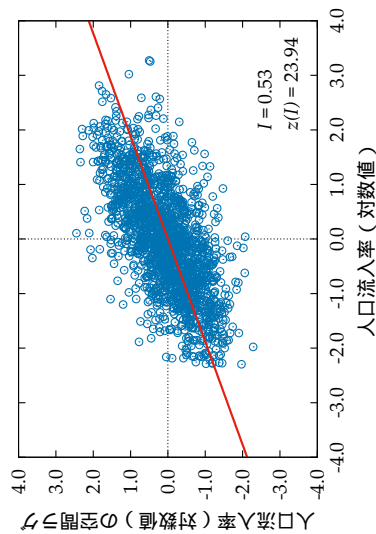
注) 国勢調査より15歳以上就業者の人口移動より著者作成。空間重み行列には $\delta = 4$ を用いている。Moran's I は、人口流出率(対数値)を用いて計算している。空間自己相関の計算には、人口流出率と人口流出率の空間ラグの分布の上位0.5%に含まれる市区町村をそれぞれサンプルから除外している。データの少ない数件の市区町村は最下位の区分に分類されている。



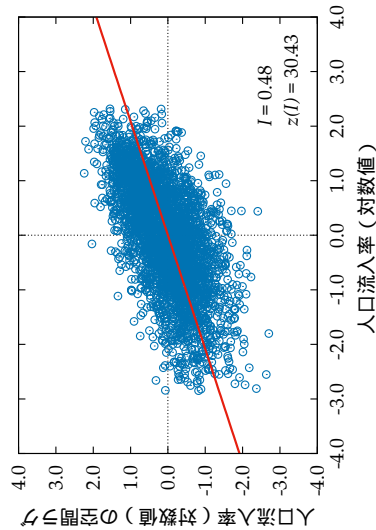
(c) 地理分布, 2005-2010年

(b) 地理分布, 1995-2000年

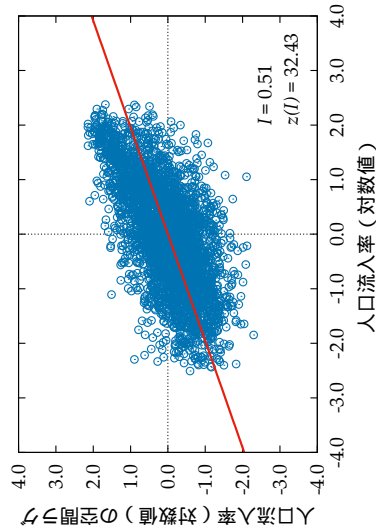
(a) 地理分布, 1985-1990年



(f) 空間自己相関, 2005-2010年



(e) 空間自己相関, 1995-2000年



(d) 空間自己相関, 1985-1990年

図3 人口流入率の地理分布と空間自己相関

注) 国勢調査より15歳以上就業者の人口移動より著者作成。空間重み行列には $\delta = 4$ を用いている。Moran's I は、人口流入率(対数値)を用いて計算している。空間自己相関の計算には、人口流入率と人口流入率の空間ラグの分布の上位0.5%に含まれる市区町村をそれぞれサンプルから除外している。データの少ない数件の市区町村は最下位の区分に分類されている。

ても、失業率の高かった市区町村からは人口流出率が高かったことが5%水準で統計的に有意であることが示されており、失業率がプッシュ要因として機能していることがわかる。もしくは、失業率の低い地域は人口流出率が低く、人口流出を食い止める効果を持っていたという解釈もできる。1985–1990年における影響度を見ると、失業率1%ポイントの上昇は人口流出率を約9.7%上昇させることがわかる(例えば、12.6% → 13.8%)。2005–2010年で影響度を見ると、失業率1%ポイントの上昇は人口流出率を約2.0%上昇させることがわかる(例えば、11.2% → 11.4%)。したがって、時系列的な傾向としては、失業率のプッシュ要因は近年になるにつれて徐々に小さくなっていることがわかる。

次に、列(2)、(4)、(6)では、空間従属性を考慮した空間計量経済モデルの分析結果が示されている。いずれの期間も10%水準で統計的に有意であるが、大きな違いはOLS推定値よりもSAR推定値の方が値が小さくなっている点である。具体的には、1985–1990年で60%程度、1995–2000年で54%程度、2005–2010年で26%程度小さくなっている¹⁵⁾。第3節で述べたように、この結果が意味することは、失業率が人口流出率を上昇させる経路には、直接経路だけでなく間接経路も含まれているということである。ある地域の失業率の上昇は近隣地域を含めた人口流出率を上昇させており、それがさらに自地域の人口流出率を上昇させるという経路が存在していることを意味している。

表3は、人口移動のプル要因の分析結果を示している。失業率の低い地域へ人口流入があるのかどうかを検証しているが、いずれの期間でもそのような傾向は統計的には支持されていない。ただし、統計的に有意ではないが、2005–2010年になると符号が負に変化している。人口流入の効果を合わせると、失業率の変化がもたらす純人口流入への効果についても検証することができる。失業率の上昇は人口流出を促す一方で、人口流入には効果がないことから、社会増減でみれば純人口流出をもたらすことがわかる。このように、純人口流入率が負になる要因として、人口流出率と人口流入率との間には非対称性が存在することに注意しなければならない。

以上をまとめると、1980年から2010年を通じて失業率がプッシュ要因として機能し続けていたということである。それでは、このような失業率の高い地域から流出する人口移動パターンが日本の失業率の地域間格差の縮小に影響していたのかだろうか。この点については、第5.6節においてさらに検証する。

5.2 人口流出入における地域間の相互従属性

表2の ρ_0 の推定値を見ると、近隣地域の人口流出率が上昇することで、自地域の人口流出率が上昇するという空間従属性が統計的に有意に観測されている。したがって、人口流出が起り始めると空間従属性を通じてその周辺地域一体として人口流出が高くなることが示唆される。この効果はいずれの期間を通じても統計的に有意に観測されている。

どの程度の量的な影響があったのかを1次の空間波及効果として検証する。1985–1990年で見ると、例えば、自地域で人口流出率が約10%上昇した場合(例えば、10.0% → 11.0%)、空

¹⁵⁾ 2005–2010年の分析結果は、市区町村の合併により1市区町村当たりの面積が大きくなったことが影響している可能性も十分ある。

間重み行列が 0.5 である隣接市区町村の人口流出率は約 1.7% ($=1.1^{0.36 \times 0.5} - 1$) だけ増加することがわかる (例えば, 10.00% → 10.17%)。人口流出率が 10% を示す隣接し合う人口 10 万人の 2 つの市の場合, 自市区町村から約 1,000 人が追加的に流出することで隣接市区町村からは約 170 人程度が地域間の相互従属的な効果によって新たに追加的に流出していることになる。したがって, 人口流出が加速する要因として, このような地域間の相互従属性から引き起こされる影響はあまり無視できないと考えられる。

同様に, 表 3 の ρ_1 から人口流入が地域間の相互従属的な効果を示しており, 人口流入が非常に大きい地域はその周辺一帯として人口を引き寄せていることがわかる。人口の社会増減の観点からすれば, このような効果を通じて急速に人口流出が進んだ地域と人口流入が進んだ地域が存在するということが示唆される。

5.3 所得の高さがプル要因として機能

労働者を引き寄せるプル要因として賃金・所得の高さが知られており, 非常に興味深い結果を示している。表 3 によると, 1985–1990 年においては所得の高い地域ほど人口流入を増やすという関係は見られないが, 一方で, 表 2 によると, 人口流出率が小さくなっていったことがわかる。つまり, 所得の高さが他地域への転出を引きとどまらせるという意味でプル要因として機能していたと考えられる。逆に言えば, 所得の低さが域外へ労働者を押し出すというプッシュ要因として働いていたとも考えられる。

1995–2000 年になると, 人口流出を抑える意味での所得のプル要因と他地域から人を引き寄せる意味でのプル要因の 2 つが同時に観測されるようになっていくのが特徴的である。この時期に所得の高かった地域は純人口流入という意味でも増加傾向を示していたことがわかる。実際に, 住民基本台帳人口移動のデータを見ると, 東京都特別区部や大阪市等の都市部では 1990 年代より純流入人口が増加を示していることから整合的な結果と考えられる。逆に言えば, この時期に所得の低かった地域は純人口流入が負に強く働いていたことが考えられる。

2005–2010 年にはプル効果が引き続き観測されているが, 所得の高い地域からも人口流出が増えていたということがわかる。ただし, 社会増減という意味では, 所得の高い地域において純人口流入が増えるように働いていたことがわかる。所得が人口移動に与える要因は, 年代とともに大きく変わっているのが特徴的である。

5.4 間接経路の検証

表 2 と表 3 より, OLS 推定量と SAR 推定量を比較することで間接経路の影響度について議論する。ここでは, 特に失業率の人口移動のプッシュ要因の直接経路と間接経路に焦点を当てて議論する。

1985–1990 年における失業率に関する OLS 推定量と SAR 推定量の差より, 失業率の人口移動のプッシュ要因に関して, 約 31% ($= 1 - 0.067/0.097$) は間接経路から生じていることがわかる。同様に, 1995–2000 年は約 37%, 2005–2010 年は約 30% が間接経路から影響を受けている。この結果が示唆することは, 自市区町村内において失業者が増加した場合, 自地域内の失業率が上昇することで人口流出率が増加するだけでなく, 近隣市区町村に対しても人口流出率を増

表 2 人口流出率の推定結果

説明変数	従属変数：人口流出率（対数値）					
	1985-1990年		1995-2000年		2005-2010年	
	OLS (1)	SAR (2)	OLS (3)	SAR (4)	OLS (5)	SAR (6)
空間ラグ (ρ_0)		0.360*** (0.017)		0.318*** (0.017)		0.272*** (0.024)
失業率	0.097*** (0.021)	0.067*** (0.011)	0.058*** (0.014)	0.037*** (0.010)	0.020** (0.008)	0.014* (0.008)
所得（対数値）	-0.738*** (0.272)	-0.536*** (0.144)	-0.355* (0.202)	-0.309* (0.171)	0.572*** (0.209)	0.398** (0.189)
労働力参加率	0.002 (0.006)	0.003 (0.004)	0.007 (0.006)	0.004 (0.003)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)
労働力人口男女比	0.151 (0.112)	0.116** (0.057)	0.237* (0.124)	0.158** (0.069)	-0.037 (0.163)	-0.046 (0.069)
中卒以下人口比率	0.014*** (0.002)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.001)	0.009*** (0.003)	0.008*** (0.002)
大卒以上人口比率	0.086*** (0.010)	0.057*** (0.005)	0.053*** (0.009)	0.039*** (0.005)	0.025*** (0.006)	0.019*** (0.005)
第1次産業比率	0.000 (0.003)	0.000 (0.002)	-0.003* (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.006*** (0.002)	-0.005** (0.002)
第2次産業比率	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.006*** (0.002)	-0.005*** (0.001)
15-29歳人口比率	-0.003 (0.007)	0.000 (0.005)	-0.013* (0.007)	-0.009* (0.005)	0.001 (0.006)	0.002 (0.006)
65歳人口比率	-0.003 (0.009)	-0.001 (0.005)	-0.011 (0.007)	-0.009* (0.004)	-0.003 (0.005)	-0.002 (0.005)
人口密度（対数値）	-0.023 (0.027)	-0.019* (0.010)	0.012 (0.019)	0.009 (0.010)	-0.007 (0.021)	-0.002 (0.011)
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	3147	3147	3136	3136	1679	1679
自由度修正済み R^2	0.461		0.423		0.433	
対数尤度		459.484		693.845		549.335

注) 括弧内の数値は、OLS では都道府県単位でのクラスター標準誤差、SAR では情報行列より計算した標準誤差を示す。*は 10% 水準で統計的有意、**は 5% 水準で統計的有意、***は 1% 水準で統計的有意であることを示す。空間重み行列において $\delta = 4$ を用いている。説明変数は 30km 圏で空間的平滑化処理をしている。

加させる効果をもっており、人口流出率の空間従属性を経由して自地域の人口流出率を増加させるという間接経路の影響が存在するということである。したがって、空間従属性を考慮しない回帰モデルであれば自地域内の現象として捉えてしまうが、実際には失業率の上昇が人口流出率を増加させる背景として周辺地域をも巻き込んだ経路が含まれているということが明らかにされている¹⁶⁾。

5.5 フィードバックループ効果の影響

表 4 は、失業率の上昇から生じる人口流出率のフィードバックループ効果の推定結果である。まず第 1 に、地域で失業率が上昇したときにまず自地域からの人口流出率が起こる。第 2 に、自地域で上昇した人口流出率は近隣地域の人口流出率を上昇させ、そして地域間の相互従属的な

¹⁶⁾ 間接経路が大きな影響度を持つ理由として、説明変数の空間平滑化による可能性もある。空間平滑化をすることである地域の説明変数が近隣地域の従属変数に直接影響を与えるという γ の推定値が大きくなりやすい。

表3 人口流入率の推定結果

説明変数	従属変数：人口流入率（対数値）					
	1985-1990年		1995-2000年		2005-2010年	
	OLS (1)	SAR (2)	OLS (3)	SAR (4)	OLS (5)	SAR (6)
空間ラグ (ρ_1)		0.331*** (0.017)		0.356*** (0.017)		0.325*** (0.023)
失業率	0.038 (0.036)	0.026 (0.019)	0.031 (0.027)	0.016 (0.017)	0.008 (0.017)	0.003 (0.014)
所得（対数値）	0.058 (0.360)	-0.071 (0.261)	0.813** (0.361)	0.536* (0.298)	1.238*** (0.371)	0.785** (0.335)
労働力参加率	0.056*** (0.012)	0.042*** (0.006)	0.053*** (0.010)	0.037*** (0.006)	0.036*** (0.007)	0.027*** (0.007)
労働力人口男女比	0.846*** (0.165)	0.661*** (0.105)	0.734*** (0.163)	0.540*** (0.121)	0.538** (0.251)	0.422*** (0.122)
中卒以下人口比率	0.008** (0.003)	0.006** (0.002)	0.005 (0.003)	0.003 (0.003)	0.008 (0.006)	0.005 (0.003)
大卒以上人口比率	0.082*** (0.013)	0.060*** (0.010)	0.032** (0.013)	0.024*** (0.008)	0.025** (0.011)	0.018* (0.009)
第1次産業比率	-0.015*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.019*** (0.003)	-0.014*** (0.002)	-0.016*** (0.005)	-0.012*** (0.003)
第2次産業比率	-0.012*** (0.004)	-0.009*** (0.002)	-0.013*** (0.004)	-0.009*** (0.002)	-0.014*** (0.005)	-0.010*** (0.002)
15-29歳人口比率	-0.007 (0.012)	-0.005 (0.009)	0.004 (0.013)	0.001 (0.009)	-0.020 (0.013)	-0.016 (0.011)
65歳人口比率	0.024* (0.013)	0.019** (0.009)	0.034*** (0.010)	0.025*** (0.008)	0.008 (0.011)	0.007 (0.009)
人口密度（対数値）	0.033 (0.040)	0.022 (0.018)	0.001 (0.033)	-0.002 (0.017)	0.023 (0.040)	0.021 (0.020)
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	3147	3147	3136	3136	1679	1679
自由度修正済み R^2	0.365		0.287		0.340	
対数尤度		-1409.577		-1071.991		-422.473

注) 括弧内の数値は、OLS では都道府県単位でのクラスター標準誤差、SAR では情報行列より計算した標準誤差を示す。*は10%水準で統計的有意、**は5%水準で統計的有意、***は1%水準で統計的有意であることを示す。空間重み行列において $\delta = 4$ を用いている。説明変数は30km圏で空間的平滑化処理をしている。

効果を通じて、自地域の人口流出率を再度押し上げるというフィードバックループ効果が発生する。

1985-1990年におけるフィードバックループ効果は、自地域内で起こる直接効果の約5.5%程度がフィードバックループ効果で戻ってくると推定されている。1995-2000年では約4.1%、2005-2010年では約3.1%となっており、年々フィードバックループ効果は小さくなっている。経済的には特に大きな影響とは言えないが、このような地域間の相互従属的な効果の存在によって失業率がもたらすプッシュ要因はわずかながら増幅されるという結果が得られている。

5.6 人口流出が失業率の地域間格差縮小に寄与

表2より失業率の高い地域から人口流出率が高いという結果が得られたが、人口移動が失業率の地域間格差を縮小させるような地域間調整の役割を果たしていたのだろうか。そこで、相対失業率の変化率と人口流出率の関係を図4において描写している。図4の上段(a-c)は、相対

表 4 失業率 1% ポイントの上昇が人口流出率に与えるフィードバックループ効果

空間波及効果の分解	分割効果		
	1985-1990 年	1995-2000 年	2005-2010 年
	直接効果 (%)	直接効果 (%)	直接効果 (%)
I	6.729	3.660	1.380
$\hat{\rho}_0 W$	0.000	0.000	0.000
$\hat{\rho}_0^2 W^2$	0.322	0.136	0.039
$\hat{\rho}_0^3 W^3$	0.012	0.005	0.001
$\hat{\rho}_0^4 W^4$	0.029	0.010	0.002
$\hat{\rho}_0^5 W^5$	0.002	0.001	0.000
$\hat{\rho}_0^6 W^6$	0.003	0.001	0.000
$\hat{\rho}_0^7 W^7$	0.000	0.000	0.000
累積効果	7.098	3.811	1.423
フィードバックループ効果 \overline{FBL}	0.369	0.151	0.043

注) 空間重み行列において $\delta = 4$ を用いている。直接効果は対角要素の平均値を表す。累積効果は直接効果の合計値を表す。空間波及効果の分解は式 (7) より計算されている。

失業率と人口流出率の関係を表しており、下段 (d-f) は相対失業率と人口流出率の空間ラグを表している。いずれの期間においても、人口流出率が高かった地域では、同期間における相対失業率の変化率は減少しているということがわかる (人口流出率が約 15% 前後で相対失業率の変化率の符号が正と負で変化する)。さらに、興味深いことは、いずれの期間においても、近隣の市区町村の人口流出率と自地域の相対失業率との間には負の相関関係があるという点である。したがって、近隣地域の人口流出が相対失業率を引き下げよう効果をもっていた可能性が図 4 から示唆される。

表 5 は、相対失業率と人口移動に関する回帰分析の結果を示している。列 (1)、列 (3)、列 (5) では、人口流出率の空間ラグを考慮していない場合の結果が示されている。いずれの期間において人口流出率が高いほど、相対失業率の変化率は下がることが示されている。近年になるほどその影響度は大きくなっており、2005-2010 年の期間では、人口流出率の 1% ポイントの上昇は相対失業率の変化率を約 0.37% ポイント引き下げることがわかる。一方で、人口流入率は、1985-1990 年を除いて、10% 水準でも統計的に有意な効果は持っていない。

次に、列 (2)、列 (4)、列 (6) では人口流出率の空間ラグを考慮した場合の結果がそれぞれ示されている。先と同様に、人口流出率の上昇は相対失業率の変化率を低下させていることがわかるが、興味深い点は、人口流出率の空間ラグが少なくとも 10% 水準でいずれの期間においても統計的に有意な効果を持っていることである。この分析結果は、自地域の人口流出率における 1% ポイント増加が自地域の相対失業率の変化率を約 0.22% ポイントだけ引き下げると同時に、近隣地域の相対失業率の変化率をも引き下げること示している。例えば、2005-2010 年において、自地域で人口流出率が 1% ポイント上昇した場合、空間重み行列が 0.5 の隣接市区町村に対して約 0.3% ポイント ($= -0.574 \times 0.5$) だけ相対失業率の変化率を低下させることがわかる。

厳密な因果関係の識別は今後の課題であるが、人口流出率の上昇は相対失業率の変化率を低く抑えていたことが示唆され、そのような人口移動パターンが失業率の地域間格差の縮小に寄与していたと考えられる。

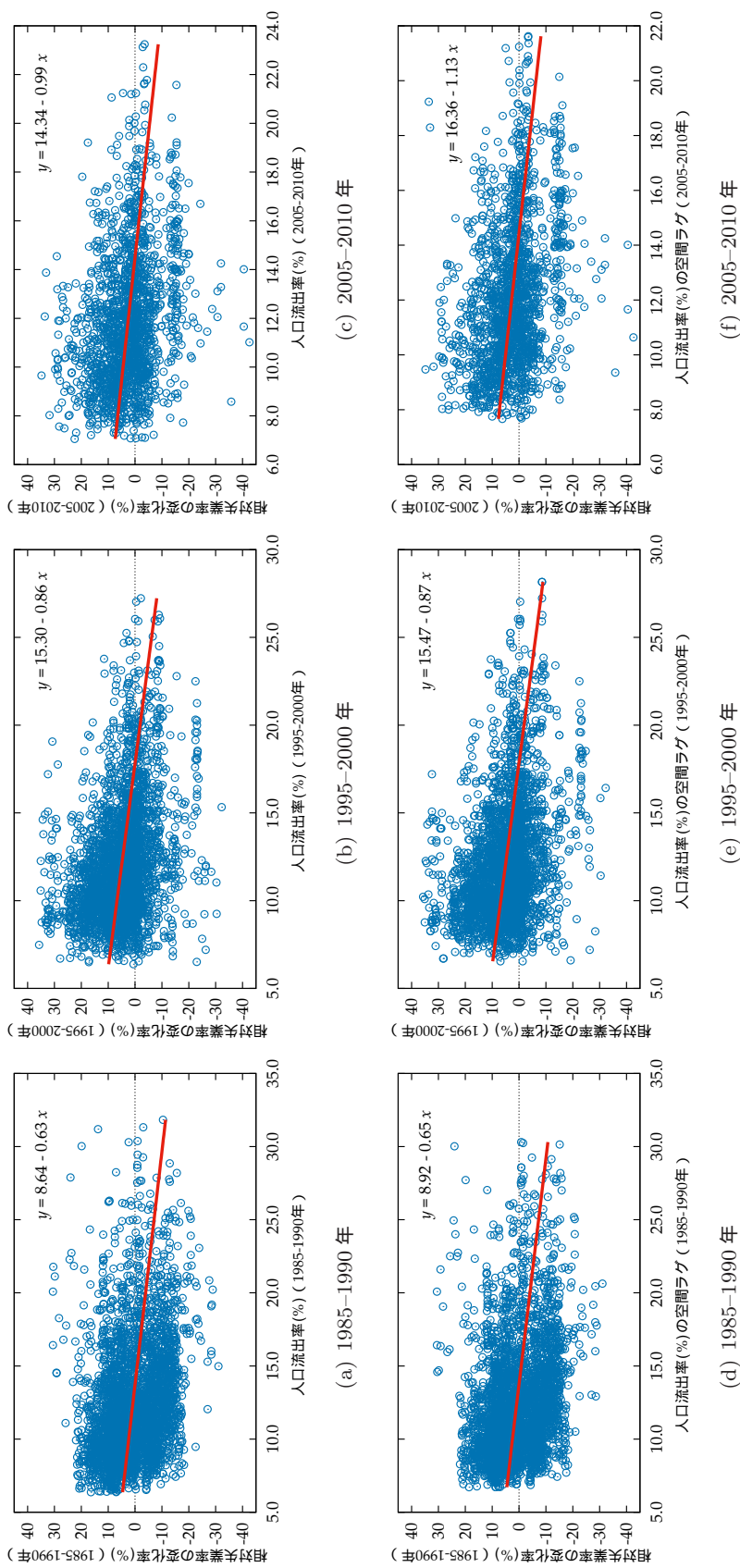


図4 失業率の地域間格差の減少と人口流出率

注) 1985年, 1990年, 1995年, 2000年, 2005年, 2010年国勢調査より著者作成. 失業率は30km圏内で空間平滑化している. 市区町村の失業率は全国の失業率で相対化している. 相対失業率の変化率, 人口流出率, 人口流出率の空間ラグの分布からそれぞれ上位0.5%に含まれる市区町村はサンプルから除いている. 上段では横軸に人口流出率, 下段では横軸に人口流出率の空間ラグを用いている.

表 5 相対失業率の変化率と人口移動

説明変数	従属変数：相対失業率の変化率 (%)					
	1985-1990 年		1995-2000 年		2005-2010 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人口流出率 (%)	-0.197*	-0.123*	-0.283**	-0.191**	-0.366***	-0.224*
	(0.101)	(0.072)	(0.117)	(0.093)	(0.136)	(0.122)
人口流出率の空間ラグ		-0.168**		-0.156*		-0.574***
		(0.082)		(0.091)		(0.183)
人口流入率 (%)	-0.119*	-0.069*	-0.100	-0.020	-0.123	-0.068
	(0.063)	(0.038)	(0.063)	(0.048)	(0.135)	(0.090)
人口流入率の空間ラグ		-0.102		-0.182***		0.010
		(0.072)		(0.067)		(0.142)
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	3096	3096	3096	3096	1653	1653
自由度修正済み R^2	0.581	0.586	0.457	0.466	0.390	0.402

注) 括弧内の数値は、都道府県単位でのクラスター標準誤差を示す。*は 10% 水準で統計的有意、**は 5% 水準で統計的有意、***は 1% 水準で統計的有意であることを示す。空間重み行列において $\delta = 4$ を用いている。

6 結論

本研究では、人口移動のプッシュ要因とプル要因に焦点を当て、人口移動が失業率の地域間格差の縮小にどのように寄与していたのかを分析した。本研究の特徴は、空間計量経済モデルを用いることで、人口移動の地域間の相互従属的な効果を考慮していることである。このような空間従属性が存在する場合、プッシュ・プル要因によって引き起こされる人口移動の影響は、人口移動の空間従属性を通じて地域広範に波及することがわかる。

分析の結果、1980 年から 2010 年にかけて失業率は人口移動のプッシュ要因として働いていること、人口流出には正の有意な空間従属性が存在することがわかっている。また、自地域の人口流出率の上昇が自地域の相対失業率の変化率に負の効果を与えるだけでなく、近隣地域の人口流出率の上昇も、波及効果を通じて、同様の影響を与えることがわかっている。以上の結果を考慮すると、失業率の高さが地域一帯の人口流出を促し、そのような人口移動パターンが失業率の地域間格差縮小に寄与していたということが強く示唆される。

本研究の分析結果は重要な政策的含意を含むと考えられる。失業率の人口移動に対するプッシュ要因が長期的に機能していることを考えると、労働者の人口移動が少なからず地域労働市場間の不均衡の調整として機能していると思われる。したがって、域内外の求職情報が容易に入手できるようになるだけでも有効な手段となり、自発的な労働移動を通じて地域間のミスマッチ解消につながると考えられる。一方で、容易に地域間を移動できないような労働者も存在することに注意しなければならない。そのような労働者に対しては、域内労働市場の中で調整されるような政策が別途求められるだろう。

最後に、本研究の問題点も指摘しなければならない。公開されている人口移動のデータは、市区町村という行政区域で集計されており、人口流出率と人口流入率という点では市区町村パネルの作成ができない点である。つまり、合併を通じて行政区域の変更が生じることで年次間の人口移動の厳密な比較が難しくなる。また個人の失業状態と地域の失業率がそれぞれ個人の移住の

意思決定に影響を与えるのかは異なりうるだろう。厳密に人口移動パターンと地域労働市場の関係を分析するには、公開データには限界もある。将来的に個票データを用いることで、本研究の結果の頑健性が検証されることが望まれる。

付録 A 補論—空間重み行列の特定化の比較

空間計量経済モデルにおいて、空間重み行列をどのように特定化するのが十分議論する必要がある。市区町村間の相互従属性として、経済的距離を考慮することも考えられるが、本稿で考えている人口移動や通勤を考慮した雇用圏に関してはむしろ物理的距離の方がより影響はより大きいと考えられる。したがって、本稿では距離行列を基準として、距離減衰パラメータ δ に関していくつかの値を試すことで、分析結果の頑健性について検証する。

表 6 と表 7 は、人口流出率と人口流入率の回帰モデルに関して、空間重み行列の距離減衰パラメータ δ を 2, 6, 8 の 3 種類を試した推定結果をそれぞれ示している。なお本文では $\delta = 4$ の結果を報告している。分析結果より、距離減衰パラメータ δ の値によって従属変数の空間ラグの係数推定値は大きく変動し、それに伴いその他の説明変数の係数推定値も変動を示すことがわかる。しかし、 $\delta \geq 6$ よりそれほど大きな変動は見られなくなっている。表 7 の人口流入率の対数尤度を用いたモデルの比較より、 $\delta = 4$ が妥当な値であると判断し本文で報告している。なお、表 6 の 2005–2010 年の推定結果より、失業率の人口移動に対するプッシュ要因として $\delta = 2$ の場合は 10% 水準で統計的に有意ではないが、 $\delta \geq 4$ では 10% 水準で統計的に有意になっている。総括として、 $\delta \geq 4$ では、点推定値で比較するとわずかな違いは見られるものの、結果が劇的に変化するということは見られず、頑健的な結果であると思われる。

参考文献

- [1] Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Press.
- [2] Anselin, L. (1995). “Local indicator of spatial association—LISA,” *Geographical Analysis*, 27(2), pp. 93–115.
- [3] Anselin, L. (2003). “Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics,” *International Regional Science Review*, 26(2), pp. 153–166.
- [4] Blanchard, O. J. and Katz, L. F. (1992). Regional evolutions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992(1), 1–75.
- [5] Cliff, A. D. and Ord, K. (1970). “Spatial autocorrelation: A review of existing and new measures with applications,” *Economic Geography*, 46, pp. 269–292.
- [6] Decressin, J. and Fatás, A. (1995). Regional labor market dynamics in Europe. *European Economic Review*, 39(9), 1627–1655.
- [7] Doornik, J. A. and Ooms, M. (2006). *Introduction to Ox*, London: Timberlake Consultants Press.
- [8] Epifani, P. and Gancia, G. A. (2005). “Trade, migration and regional unemployment,” *Regional Science and Urban Economics*, 35(6), pp. 625–644.

- [9] Greenwood, M. J. (1975). Research on internal migration in the United States: A survey, *Journal of Economic Literature*, 13(2), pp. 397–433.
- [10] Greenwood, M. J. (1997). “Internal migration in developed countries,” *Handbook of Population and Family Economics*, 1(B), Chapter 12, pp. 647–720.
- [11] Hashimoto, M. and Higuchi, Y. (2005). Issues facing the Japanese labor market, in *Reviving Japan’s Economy: Problems and Prescriptions*, Chapter 10, pp. 341–381, ed. by Ito, T., Patrick, H. and Weinstein, D. E., Cambridge, MA: MIT Press.
- [12] Kondo, K. and Okubo, T. (2015). Interregional labour migration and real wage disparities: Evidence from Japan, *Papers in Regional Science*, 94(1), pp. 67–87.
- [13] LeSage, J. P. and Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC Press, Boca Raton.
- [14] Montgomery, E. B. (1994). Patterns in regional labor market adjustment: the United States versus Japan. in Blank, R. M. (Ed.), *Social Protection versus Economic Flexibility: Is There a Trade-Off?*, University of Chicago Press, Chicago, Chapter 4, pp. 95–118.
- [15] Moran, P. A. P. (1950). “Notes on continuous stochastic phenomena,” *Biometrika*, 37(1/2), 17–23.
- [16] Niebuhr, A., Granato, N., Haas, A. and Hamann, S. (2012). Does labour mobility reduce disparities between regional labour markets in Germany? *Regional Studies*, 46(7), pp. 841–858.
- [17] OECD (1990). Supply and demand in regional labour markets: Population growth, migration, participation, and earnings differentials, in *OECD Employment Outlook 1990*. Paris: OECD, Chapter 3, pp. 77–103.
- [18] OECD (2000). Disparities in regional labour markets, in *OECD Employment Outlook 2000*, Paris: OECD, Chapter 2, pp. 31–78.
- [19] OECD (2005). How persistent are regional disparities in employment? The role of geographic mobility, in *OECD Employment Outlook 2005*. Paris: OECD, Chapter 2, pp. 73–123.
- [20] Overman, H. G. and Puga, D. (2002). Unemployment clusters across Europe’s regions and countries. *Economic Policy*, 17(34), 115–147.
- [21] Pissarides, C. A. and McMaster, I. (1990). Regional migration, wages and unemployment: Empirical evidence and implications for policy, *Oxford Economic Papers*, 42(4), 812–831.
- [22] Pissarides, C. A. and Wadsworth, J. (1989). Unemployment and the inter-regional mobility of labour, *Economic Journal*, 99(397), 739–755.
- [23] Vincenty, T. (1975). Direct and inverse solutions of geodesics on the ellipsoid with application of nested equations, *Survey Review* 23(176), pp. 88–93.

- [24] vom Berge, P. (2012) “Search unemployment and new economic geography,” *Annals of Regional Science*, 50(3), pp. 731–751.
- [25] Zierahn, U. T. (2013) “Agglomeration, congestion, and regional unemployment disparities,” *Annals of Regional Science*, 51(2), pp. 435–457.
- [26] 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』, 32, pp. 111–132.
- [27] 大友篤 (1996). 『日本の人口移動：戦後における人口の地域分布変動と地域間移動』, 大蔵省印刷局, 東京.
- [28] 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』, 11, pp. 1–12.
- [29] 内閣府 (2004). 『平成 16 年度年次経済財政報告』, 内閣府, 東京.
- [30] 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」, 『日本労働研究雑誌』, 539, pp. 4–16.
- [31] 勇上和史 (2010). 「賃金・雇用の地域間格差」, 第 12 章, 樋口美雄編, 『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」シリーズ, 第 6 巻, 慶應義塾大学出版会, 東京, pp. 309–438.

表 6 人口流出率の推定結果：空間重み行列の比較

説明変数	1985-1990年			1995-2000年			2005-2010年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
空間ラグ (ρ_0)	0.719*** (0.027)	0.305*** (0.015)	0.284*** (0.014)	0.645*** (0.030)	0.267*** (0.015)	0.247*** (0.015)	0.515*** (0.041)	0.234*** (0.021)	0.218*** (0.020)
失業率	0.058*** (0.011)	0.071*** (0.011)	0.072*** (0.011)	0.026*** (0.010)	0.040*** (0.010)	0.041*** (0.010)	0.011 (0.008)	0.015* (0.008)	0.015* (0.008)
所得 (対数値)	-0.521*** (0.144)	-0.552*** (0.145)	-0.564*** (0.146)	-0.319* (0.171)	-0.315* (0.172)	-0.320* (0.172)	0.385** (0.189)	0.412** (0.189)	0.421** (0.190)
労働力参加率	0.003 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.003 (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)	0.000 (0.004)
労働力人口男女比	0.140** (0.057)	0.113* (0.058)	0.115** (0.058)	0.157** (0.069)	0.165** (0.070)	0.169** (0.070)	-0.040 (0.069)	-0.047 (0.069)	-0.047 (0.069)
中卒以下人口比率	0.008*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)
大卒以上人口比率	0.048*** (0.006)	0.061*** (0.006)	0.063*** (0.006)	0.032*** (0.005)	0.042*** (0.005)	0.043*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.020*** (0.005)	0.020*** (0.005)
第1次産業比率	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.002* (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)
第2次産業比率	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)
15-29歳人口比率	0.000 (0.005)	0.000 (0.005)	0.000 (0.005)	-0.011* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.001 (0.006)	0.002 (0.006)	0.002 (0.006)
65歳人口比率	-0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.011** (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.009** (0.004)	-0.004 (0.005)	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.005)
人口密度 (対数値)	-0.023** (0.010)	-0.020* (0.010)	-0.020** (0.010)	0.009 (0.010)	0.008 (0.010)	0.008 (0.010)	-0.007 (0.011)	-0.002 (0.011)	-0.003 (0.011)
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	3147	3147	3147	3136	3136	3136	1679	1679	1679
対数尤度	465.750	442.863	434.192	697.245	680.922	673.746	549.334	546.141	543.374
距離減衰パラメータ	$\delta = 2$	$\delta = 6$	$\delta = 8$	$\delta = 2$	$\delta = 6$	$\delta = 8$	$\delta = 2$	$\delta = 6$	$\delta = 8$

注) 括弧内の数値は、情報行列より計算した標準誤差を示す。*は10%水準で統計的有意、**は5%水準で統計的有意、***は1%水準で統計的有意であることを示す。説明変数は30km圏で空間的平滑化処理をしている。

表7 人口流入率の推定結果：空間重み行列の比較

説明変数	1985-1990年			1995-2000年			2005-2010年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
空間ラグ (ρ_1)	0.659*** (0.030)	0.281*** (0.015)	0.261*** (0.015)	0.693*** (0.029)	0.304*** (0.015)	0.284*** (0.014)	0.597*** (0.038)	0.285*** (0.020)	0.270*** (0.020)
失業率	0.019 (0.019)	0.029 (0.019)	0.030 (0.019)	0.004 (0.017)	0.019 (0.017)	0.020 (0.017)	0.000 (0.014)	0.004 (0.014)	0.004 (0.014)
所得 (対数値)	-0.036 (0.263)	-0.061 (0.263)	-0.061 (0.263)	0.425 (0.302)	0.578* (0.300)	0.591** (0.300)	0.745** (0.337)	0.816** (0.335)	0.833** (0.336)
労働力参加率	0.042*** (0.006)	0.043*** (0.006)	0.044*** (0.006)	0.035*** (0.006)	0.038*** (0.006)	0.039*** (0.006)	0.028*** (0.008)	0.027*** (0.007)	0.027*** (0.008)
労働力人口男女比	0.680*** (0.106)	0.669*** (0.105)	0.678*** (0.105)	0.563*** (0.122)	0.557*** (0.122)	0.568*** (0.122)	0.443*** (0.122)	0.419*** (0.122)	0.417*** (0.122)
中卒以下人口比率	0.005** (0.002)	0.006** (0.002)	0.006** (0.002)	0.002 (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.006* (0.003)	0.006* (0.003)
大卒以上人口比率	0.046*** (0.010)	0.064*** (0.010)	0.066*** (0.010)	0.017** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.013 (0.009)	0.019** (0.009)	0.019** (0.009)
第1次産業比率	-0.013*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.012*** (0.003)
第2次産業比率	-0.010*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
15-29歳人口比率	-0.004 (0.009)	-0.005 (0.009)	-0.004 (0.009)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.020* (0.011)	-0.017 (0.011)	-0.017 (0.011)
65歳人口比率	0.018** (0.009)	0.019** (0.009)	0.020** (0.009)	0.021*** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.026*** (0.008)	0.005 (0.009)	0.007 (0.009)	0.006 (0.009)
人口密度 (対数値)	0.017 (0.018)	0.022 (0.018)	0.022 (0.018)	0.005 (0.017)	-0.003 (0.017)	-0.003 (0.017)	0.020 (0.020)	0.021 (0.020)	0.020 (0.020)
都道府県ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	3147	3147	3147	3136	3136	3136	1679	1679	1679
対数尤度	-1418.023	-1418.851	-1424.890	-1093.168	-1081.357	-1087.828	-425.355	-424.054	-426.066
距離減衰パラメータ	$\delta = 2$	$\delta = 6$	$\delta = 8$	$\delta = 2$	$\delta = 6$	$\delta = 8$	$\delta = 2$	$\delta = 6$	$\delta = 8$

注) 括弧内の数値は、情報行列より計算した標準誤差を示す。*は10%水準で統計的有意、**は5%水準で統計的有意、***は1%水準で統計的有意であることを示す。説明変数は30km圏で空間的平滑化処理をしている。