最低賃金と地域間労働移動

岩崎 雄也[†]

要旨

本研究では,日本において①最低賃金が高い地域ほど域外からの労働者の流入率が高く,②最低賃金が低い地域ほど域外への労働者の流出率が高いという仮説を設定し，これらの正否について検証を行った。データは 2005 年，2010 年，2015 年の国勢調査の市区町村データを使用し，推定においては空間自己回帰モデルを用いた。

結論として，上記の 2 つの仮説を支持する結果は得られなかった。一方で，1 人あたりの所得が高い地域ほど域外からの労働者の流入率が高く，また，失業率が低い地域ほど域外からの労働者の流入率が高いという結果が得られた。

[†] 青山学院大学大学院 経済学研究科 博士後期課程

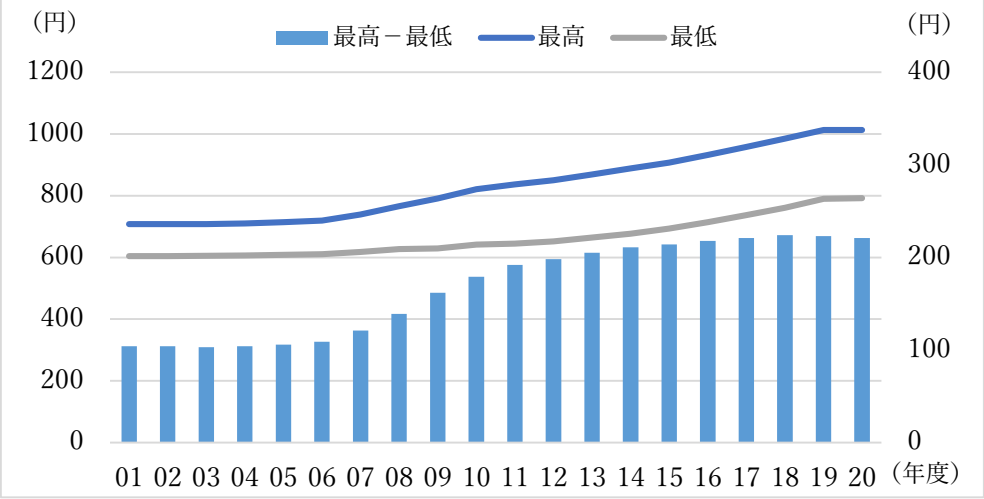
1　はじめに

1.1　研究の背景

2021 年 6 月に閣議決定された「経済財政運営と改革の基本方針 2021」では,「最低賃金について……地域間格差にも配慮しながら，より早期に全国加重平均 1000 円とすることを目指し，本年の引上げに取り組む」ことが明記された。その背景の 1 つとして,「我が国の労働分配率は長年にわたり低下傾向にあり,更に感染症の影響で賃金格差が広がる中で,格差是正には最低賃金の引上げが不可欠である」との認識がそこでは示されている[1)]。また過去には，経済財政諮問会議において,「東京から地方への人の流れを大きく拡大する観点から」(1 つの方法として)「……地方の最低賃金のボトムアップ」を推進すべきといった議論が行われたり[2)]，自民党内において「最低賃金一元化推進議員連盟」が発足したりという出来事もあった。

このように日本では近年，地域別最低賃金の動向に関心が集まっている。すなわち，地域別最低賃金は都道府県別に各々の経済状況に応じて決定されるため，地域間では最低賃金の水準に格差がある。図 1 は，2001 年度から 2020 年度までの日本の地域別最低賃金について，各年度の最高額と最低額，およびその差の推移を示したものである。

図 1　最低賃金の最高額と最低額の推移



（出所）竹森・中西・新浪・柳川（2021）図表 4-3 を参考に筆者作成。

1) 内閣府（2021）pp. 13-14

2) 竹森・中西・新浪・柳川（2021）p. 1

2010 年代以降，最低賃金額の格差は高止まり傾向にあり，その差は 200 円弱で推移している[3)]。のちほど確認するとおり，経済学（新古典派経済学）では，地域間の賃金格差が労働移動の要因であると捉え，市場メカニズムによって労働者の地域配分が最適化されることで，その賃金格差は縮小すると考える。この点，固定価格である最低賃金にはそのようなメカニズムは働かないため，仮にそれが地域間労働移動の要因になっているならば，前述のような，地方への人流拡大のための最低賃金の引き上げや，全国で最低賃金を一律化するといった議論に，一定程度の説得力が生じうる。

一方で，最低賃金の格差が労働移動の要因でないにもかかわらず，そのような議論を推し進めることは，かえって負の影響をもたらしかねない。すなわち，各地域の経済状況に見合わない最低賃金の引き上げは，当該地域の労働需要を減少させ，かえって労働者の流出を招いてしまう可能性がある。実際のところ日本において，全労働者に占める最低賃金近傍労働者の割合は 10%台であることを踏まえると[4)]，最低賃金の格差が人々の移動に与える影響はそう大きくないのではないかと思われる。

1.2　研究の目的と位置付け

そこで本研究では，最低賃金の引き上げが地域間の労働移動に与えるのか否かについて実証分析を行うことにした。具体的には，①最低賃金が高い地域ほど域外からの労働者の流入率が高く，②最低賃金が低い地域ほど域外への労働者の流出率が高いという 2 つの仮説を設定し，これらの正否について国勢調査のデータを用いて検証を行うことにした。また，所得（平均賃金）や失業率といった既存の理論において労働移動の要因であることが示唆される変数を推定モデルに取り入れ，それらが本研究において有意な結果を示すのか検証を行うことにした。

なお，日本において，最低賃金と地域間労働移動に関する研究の蓄積は少なく，この点に対する 1 つのエビデンスを示すことが，本研究の意義の 1 つである。また，のちほど詳述するとおり，本研究では空間計量経済モデルを用いる。日本では，最低賃金に関する研究において空間的な要素を考慮した分析はさほど多くはなく，この点は本研究の特徴の 1 つになりうると思われる。

[3)] 以下，本稿における最低賃金とは地域別最低賃金を指すものとして使用する。

[4)] 労働政策研究・研修機構（2016）pp. 106-131

2　理論と先行研究

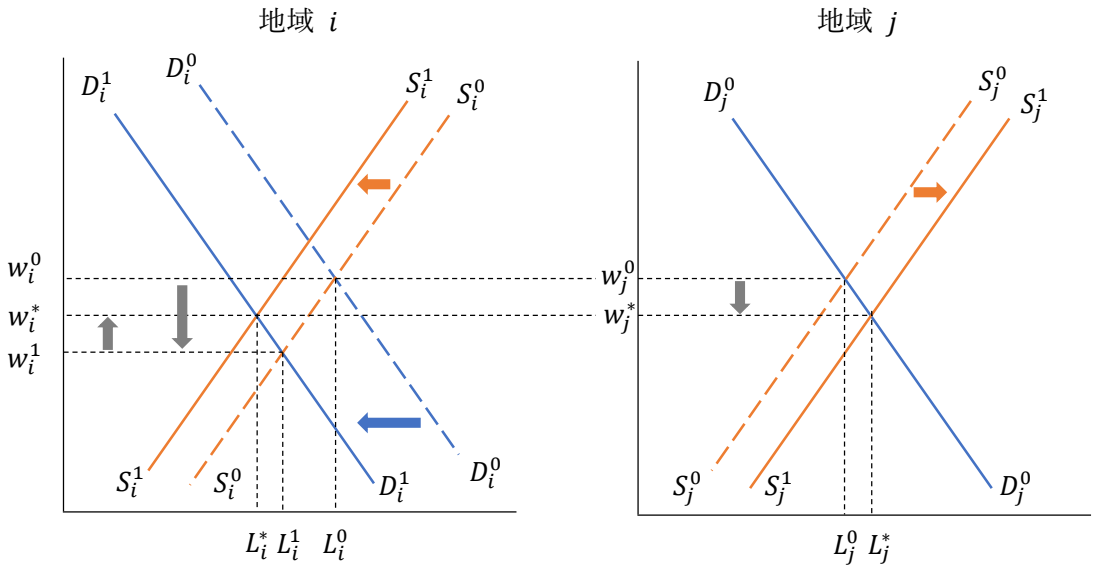
2.1　人口移動の理論

本研究の関心の対象は（国内の）地域間における最低賃金の格差が人々の移動に与える影響である。ここではまず，人口移動に関する既存の理論を確認する。

2.1.1　労働移動の新古典派モデル

新古典派経済学では，賃金の格差が人口移動（労働移動）の主たる要因であると考える。

図 2　地域間労働移動と労働市場の均衡



（出所）林ほか（2018）p. 44 の図をもとに筆者作成。

図 2 は，地域 i と地域 j の 2 つの労働市場を示したものである。縦軸は実質賃金率，横軸は労働量，D は労働需要曲線，S は労働供給曲線を表す。なお，各地域では多数の企業が存在し，生産要素は同質的であり，生産関数は規模に関して収穫一定であると仮定する。また，要素価格は完全に伸縮的であり，両地域間において要素移動は自由かつ移動費用は無視できるものとし，労働や資本の所有者はすべての地域での要素報酬について完全な情報を有していると仮定する[5)]。

[5)] Armstrong and Taylor（2000）p. 141，山下（2019）pp. 52-55

このとき，各地域の実質賃金率は，各地域の需要曲線と供給曲線の交点で決定される。初期状態として，地域間の賃金格差は存在せず，両地域において実質賃金が w^0 で均衡しているとする。ここで，地域 i の労働需要が減少し，需要曲線が D_i^0 からD_i^1にシフトしたとすると，地域 i の賃金は w_i^1 まで低下し，地域 j との間で賃金格差が生じる。そのため，地域 i の労働者は地域 j に移動し，地域 j の労働供給が増加する（供給曲線が S_j^0 から S_j^1 にシフトする）とともに，地域 i では労働供給が減少する（供給曲線が S_i^0 から S_i^1 にシフトする)。その結果，地域 i の賃金は上昇し，地域 j の賃金は低下する。こうして両地域の賃金が w^* で等しくなるまで労働移動が続くことにより，賃金格差は解消される[6)]。

2.1.2　労働移動の就業機会モデル

一方で，労働市場は不完全であり，賃金は想定されるほど伸縮的ではないという立場からは，失業率の格差が人口移動（労働移動）の要因として強調されることがある。先ほどの新古典派モデルでは，賃金が完全に伸縮的であるという仮定のもと，労働需要が減少するとその地域の賃金は低下すると考える。しかし，賃金が下方に硬直的である場合，その地域の賃金は低下せずに失業が発生し，失業者は就業機会を求めて移動する誘因をもつことから，失業率の格差が労働移動の要因となる。このように，賃金の格差よりも失業率の格差によって労働移動がもたらされると考えるのが就業機会モデルであり，これは新古典派モデルの仮定を緩和したモデルであるとも捉えられる[7)]。

2.1.3　人的資本モデル

以上のような新古典派理論をベースとしたモデルに対し，近年はより現実性を追求したモデルがいくつか示されている。その代表として，個人の移動を人的資本への投資行動と捉える人的資本モデルがある。このモデルでは，移動によって得られる期待便益とそれに要する費用とを比較し，移動するのか否かを決定する[8)]。

たとえば，地域 i から地域 j に移動する場合を考える。このとき，移動時点から将来の

---

6) 林ほか（2018）p. 45

7) Armstrong and Taylor（2000）pp. 148-150

8) 坂西（2018）p. 108

ある時点 T までに得られうる純便益の現在価値 PV_{ij} は次のように表される。

$$PV_{ij} = R_{ij} - C_{ij} = \sum_{t=1}^{T} \frac{w_{jt} - w_{it}}{(1+r)^t} - C_{ij} \tag{1}$$

R_{ij} は地域 i から地域 j への移動によって得られうる便益の時間流列の現在価値，C_{ij} は予想される費用の現在価値，r は移動者の時間選好を表す割引率，w_{jt} は到着地 j での t 年における移動者の期待収入，w_{it} は出発地 i での t 年における移動者の期待収入である。ここで M_{ij} を地域 i から地域 j への人口移動量とすると，このモデルでは以下の条件で人口移動が起こると考えられる。

$$PV_{ij} > 0 \quad \Rightarrow \quad \Delta M_{ij} > 0$$
$$PV_{ij} < 0 \quad \Rightarrow \quad \Delta M_{ij} < 0$$

すなわち，到着地で得られる収入の生涯増分の現在価値が，その地域への移動にかかる費用の現在価値よりも高い場合に，人口移動が起こる[9)]。

2.1.4　職業探索モデル

人的資本モデルは,移動に伴うすべての便益や費用を考慮できるという利点がある一方,移動者がどのようにして移動先の情報を見つけ出すのか十分に示すことができないという欠点がある。そこで労働経済学において発展してきた職業探索モデルを用い，移動は一連の探索決定の結果だと考える立場がある。たとえば移動を，①出発地に留まるか否か，②多くの代替的到着地の中からどこを選ぶか，という 2 段階の決定ツリーとしてモデル化する。このとき，個人 h が出発地 i から到着地 j に移動する可能性は，次のように表される。

$$P_{hij} = A/B \tag{2}$$

ここで A は地域 j の吸引力を示し，これはさらに移動者の個人特性や地域 j の特性の関数として表される。一方， B は他のすべての到着地の対抗的な吸引力を示し，これもま

9) Armstrong and Taylor（2000）pp. 153-154，山下（2019）p. 56

た移動者の個人特性と当該地域の特性に依存する[10)]。

2.1.5　重力モデル

ここまで人口移動の理論のうち経済学と関連の深いモデルを見てきたが，もともと人口移動の理論は地理学において形作られたものであり，そこでしばしば用いられてきたのが重力モデルである。これは社会的な相互作用の現象を万有引力の法則を応用して説明するモデルであり，たとえば地域 i と地域 j の間の相互作用 F_{ij} は，次のように表される[11)]。

$$F_{ij} = G\frac{P_i P_j}{D_{ij}^{\delta}} \tag{3}$$

P_i と P_j は各地域の（人口などの）規模を表す変数，D_{ij} は地域間の（物理的，時間的，経済的な）距離，G は定数，δ はパラメータ（$\delta > 0$）である。一見して分かるとおり，地域間の相互作用は各地域の規模の変数に比例し，地域間の距離とは反対の関係にある。

この重力モデルが優れている点は，さまざまな変数を組み込むことで，モデルの拡張が可能なことである。たとえば，労働移動の新古典派モデルや就業機会モデルの示唆から，労働者は低賃金の地域から高賃金の地域へと，あるいは，高失業率の地域から低失業率の地域へと移動すると予測されるが，重力モデルではこれらの変数を明示的に考慮することができる。さらに，生活環境の質や行政サービスの水準など，他にもさまざまな要素が人口移動の要因になると考えられるが，そうした変数も明示的に考慮することができる。

実際に，重力モデルを人口移動の議論に適用した一般形が，以下のモデルである。

$$M_{ij} = f\left(P_i, P_j, D_{ij}, W_j - W_i, U_j - U_i, X_i, X_j\right) \tag{4}$$

M_{ij} は地域 i から地域 j への人口移動量，P_i と P_j は各地域の人口，D_{ij} は地域間の距離，$W_j - W_i$ は地域間の賃金格差，$U_j - U_i$ は地域間の失業率格差，X_i と X_j は各地域における他の移動要因（生活環境の質や行政サービスの水準など）である[12)]。

---

10) Armstrong and Taylor（2000）pp. 155-156，坂西（2018）p. 110

11) 坂西（2018）pp. 110-112

12) Armstrong and Taylor（2000）pp. 157-158

なお，発地から人々を押し出す要因はプッシュ要因，着地に人々を引きつける要因はプル要因と呼ばれる。

以上が人口移動に関する主要な理論である。本研究ではこれらのうち重力モデルを採用する。その理由としては，先ほど利点として言及したように，重力モデルではさまざまな変数を考慮することができるからである。また，集計データを用いて人口移動を統計的にモデル化する際には，重力モデルが有用であるとされる（Molho 1986）。本研究では国勢調査のデータを用いるのであり，この点も重力モデルを利用する理由の 1 つである。

2.2　先行研究

続いて，先行研究を概観する。最低賃金の引き上げが労働者の地域間移動に与える影響について，日本では先行研究はほとんど見られない。一方，海外においてはいくつかの実証研究が存在する。

Cadena（2014）は，米国における新規の移民労働者の地域選択について分析を行っている。主要な結果として，最低賃金が上昇した地域では雇用を得られる可能性が低くなるため，移民労働者の流入が少なくなることを明らかにしている。また，これは最低賃金の雇用喪失効果を支持する結果であることにも言及している。

Martin and Termos（2015）は，米国における州・地方の最低賃金の地域間格差に対する人口移動の反応について分析を行っている。その結果として，地域間の実質最低賃金に 1 ドルの差があると，最低賃金の低い地域への未熟練労働者の移動が 3.1%増加すること，また，最低賃金は高度熟練労働者の移住には影響を及ぼさないことを明らかにしている。

Monras（2019）は，米国を対象に，最低賃金の引き上げに対する収益，雇用，国内移動を関連付ける空間的平衡モデルを紹介している。そこでは，人口は労働需要の弾力性と失業給付の財源に応じて，最低賃金が上昇した地域に移動したり，最低賃金が上昇した地域から離れたりすることが理論的に示されている。また，実証的には，最低賃金の上昇は未熟練労働者の賃金上昇と雇用減少をもたらし，未熟練労働者は最低賃金が上昇した地域を離れる傾向があることを明らかにしている。

以上の一連の研究結果は，最低賃金の引き上げによって地域の労働需要が減少し，当該地域から労働者が流出することを示唆している。これはすなわち，最低賃金が高い地域ほど域外への労働者の流出率が高いということであり，本研究において設定した仮説と逆の結論が示される可能性があることを，海外の先行研究は示唆していると言える。

3　分析の方法

3.1　空間自己回帰モデルの概要

本研究では，最低賃金の引き上げが労働者の地域間移動に与える影響を推定する。前述のとおり，理論的には重力モデルを採用するが，その際に距離に関する変数，すなわち，空間的近接性をどのようにモデル化するのか検討を行う必要がある。

ここではまず，そうした空間計量経済モデルのうち，空間的に近接するデータの相関関係を考慮したモデルである空間自己回帰モデルの概要を確認する[13)]。

空間計量経済モデルにおいて，近接性は一般に空間重み行列を用いて表現される。その例として，以下のような 2 地点間の距離を用いた空間重み行列がある。

$$\boldsymbol{W} = \begin{pmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & 0 & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & \cdots & 0 \end{pmatrix}, \quad w_{ij} = \frac{\omega_{ij}}{\sum_{j=1} \omega_{ij}}, \quad \omega_{ij} = \frac{1}{d_{ij}}$$

d_{ij} は地点 i，j 間の距離，n は地点の数である。ここで，空間重み行列 $\boldsymbol{W}$ の行和が 1 となるように基準化することで，$\boldsymbol{W}$ は空間重み付き平均を返す。

この空間重み行列を用い，被説明変数の空間的自己相関を明示化したモデルが，以下の空間ラグモデルである。

$$\boldsymbol{y} = \rho \boldsymbol{W} \boldsymbol{y} + \boldsymbol{X} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{u} \tag{5}$$

被説明変数の空間ラグを右辺に含めることで，空間的な相互作用の結果（均衡）をモデル化することができる。ρ は空間パラメータであり，$\rho > 0$ の場合は正の空間的自己相関が，$\rho < 0$ の場合は負の空間的自己相関が存在することが示唆される。たとえば，本研究において $\rho > 0$ という結果が得られたならば，労働者の流入率・流出率の高い（低い）地域の近隣地域では労働者の流入率・流出率は高い（低い）傾向があるという空間従属性を示すことになる。

[13)] 他のモデルを含め，空間計量経済学の詳細は Anselin（1988）を参照されたい。

空間ラグモデルでは, $\boldsymbol{Wy}$ は誤差項と相関をもつ内生変数となる。そのため, 通常の OLS による空間パラメータ推定量は一致性をもたず, $\rho \neq 0$ ならば不偏性も満たされない[14)]。

そこで, 推定においては最尤法がしばしば用いられる[15)]。$u \sim N(\mathbf{0}, \sigma^2 \boldsymbol{I})$ を仮定すると, (5) 式の対数尤度関数は,

$$L(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2, \rho) = -\frac{n}{2}\ln(2\pi) - \frac{n}{2}\ln(\sigma^2) + \ln|\boldsymbol{I} - \rho\boldsymbol{W}| - \frac{1}{2\sigma^2}\boldsymbol{u}'(\boldsymbol{\beta}, \rho)\boldsymbol{u}(\boldsymbol{\beta}, \rho) \tag{6}$$

$$\rho \in (\omega_{\min}^{-1}, \omega_{\max}^{-1})$$

となる。ただし, $\boldsymbol{u}(\boldsymbol{\beta}, \rho) = (\boldsymbol{I} - \rho\boldsymbol{W})\boldsymbol{y} - \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta}$ とする。

また, (6) 式を ρ のみの関数として集約化すると,

$$Q(\rho) = -\frac{n}{2}(\ln(2\pi) + 1) - \frac{n}{2}\ln\hat{\sigma}^2(\rho) + \ln|\boldsymbol{I} - \rho\boldsymbol{W}| \tag{7}$$

が得られる。ただし,

$$\hat{\sigma}^2(\rho) = \frac{1}{n}\boldsymbol{u}'(\widehat{\boldsymbol{\beta}}, \rho)\ \boldsymbol{u}(\widehat{\boldsymbol{\beta}}, \rho), \qquad \widehat{\boldsymbol{\beta}}' = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'(\boldsymbol{I} - \rho\boldsymbol{W})\boldsymbol{y}$$

とする。以上の (6) 式もしくは (7) 式を最大化することで推定値を得る。

以上が空間ラグモデルの概要である。なお, 以下のように誤差項の空間的自己相関を明示化した空間誤差モデルもある。

$$\boldsymbol{y} = \boldsymbol{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{u}, \quad \boldsymbol{u} = \ \lambda\boldsymbol{W}\boldsymbol{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \tag{8}$$

本研究では, 前述した被説明変数の空間従属性を考慮することが目的であるため, 空間ラグモデルに焦点を当てて分析を行った。

---

14) 瀬谷・堤（2014）p. 110-111

15) 二段階最小二乗法（2SLS）や一般化モーメント法（GMM）を用いる方法もある。

3.2　推定モデル

本研究では，①最低賃金が高い地域ほど域外からの労働者の流入率が高く，②最低賃金が低い地域ほど域外への労働者の流出率が高いという 2 つの仮説を設定し，これらの正否について検証を行った。その際，空間計量経済モデルを用いて人口の地域間移動の分析を行っている近藤（2015）のモデルと推定方法を参考にした。

①の仮説を検証するモデルは以下のように定式化した。

$$\ln(IN_{i,t}) = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \ln(IN_{j,t}) + \alpha \frac{(MW_{i,t-1} - MW_{i,t-5})}{MW_{i,t-5}} + \boldsymbol{X}_{i,t-5}\boldsymbol{\beta} + u_{i,t} \tag{9}$$

IN は $t-5$ 年から t 年までの市区町村 i の労働者流入率，$(MW_{i,t-1} - MW_{i,t-5})/MW_{i,t-5}$ は $t-5$ 年から $t-1$ 年までの市区町村 i の最低賃金上昇率，$\boldsymbol{X}_{i,t-5}$ はコントロール変数（1 人あたり所得，失業率，労働力参加率，労働力人口男女比，第 2 次産業比率，第 3 次産業比率，若年人口比率，老年人口比率，人口密度），$u_{i,t}$ は誤差項である。

②の仮説を検証するモデルは以下のように定式化した。

$$\ln(OUT_{i,t}) = \rho \sum_{j=1}^{n} w_{ij} \ln(OUT_{j,t}) + \alpha \frac{(MW_{i,t-1} - MW_{i,t-5})}{MW_{i,t-5}} + \boldsymbol{X}_{i,t-5}\boldsymbol{\beta} + u_{i,t} \tag{10}$$

OUT は $t-5$ 年から t 年までの市区町村 i の労働者流出率であり，他の変数は (9) 式と同様である。なお, (9) 式 (10) 式ともに, 空間重み行列の要素 w_{ij} は以下を用いた。

$$w_{ij} = \begin{cases} 0, & \text{if} \quad i = j \\ d_{ij}^{-\delta} / \sum_{j=1}^{n} d_{ij}^{-\delta}, & \text{if} \quad i \neq j \end{cases} \tag{11}$$

d_{ij} は市区町村 i の重心と市区町村 j の重心間の大圏距離，δ は距離減衰パラメータである。空間重み行列は行和が 1 となるように基準化を行った。

3.3　データ

労働者(就業者)の地域間移動に関するデータは国勢調査の結果から得ることができる。本研究では最低賃金の引き上げ幅の推移を踏まえ，2005 年，2010 年，2015 年の国勢調査のデータを使用した[16)]。データの単位は，最低賃金以外の要素をコントロールすることを念頭に，市区町村単位のデータを用いた[17)]。また，最低賃金のデータは「最低賃金決定要覧」，1 人あたり所得のデータは「市町村税課税状況等の調」から取得した。各変数の定義は表 1 のとおりである。

表 1　変数の定義

変数	定義
労働者流入率	$t-5$ 年と t 年との間の転入就業者数／ $t-5$ 年の就業者数
労働者流出率	$t-5$ 年と t 年との間の転出就業者数／ $t-5$ 年の就業者数
最低賃金上昇率	$t-5$ 年から $t-1$ 年までの市区町村 i の最低賃金上昇率
1 人あたり所得	市町村民税の課税対象所得／納税義務者数
失業率	労働力人口に占める完全失業者数の割合
労働力参加率	15 歳以上総人口に占める 15 歳以上労働力人口の割合
労働力男女比	労働力人口の男性総数を労働力人口の女性総数で除した値
第 2 次産業比率	全産業に占める鉱業，建設業，製造業の就業者数の割合
第 3 次産業比率	全産業に占める 1 次産業と 2 次産業以外の就業者数の割合
15～29 歳比率	15 歳以上総人口に占める 15～29 歳人口の割合
65 歳以上比率	15 歳以上総人口に占める 65 歳以上人口の割合
人口密度	可住地面積（㎢）における総人口の対数値

なお, 2010 年～2015 年のデータセットの作成では, 2015 年の市区町村数を基準に 2010 年のデータの再集計を行った。一方，2005 年～2010 年は市町村合併の数が非常に多いため，それらのデータを除いたうえでデータセットを作成した。

16) 2010 年までは大規模調査（西暦の下一桁が 0 の年）において就業者の移動に関する調査が行われていた。また，2015 年は簡易調査の年であったが，当該項目の調査が行われている。

17) 区のデータは，東京都特別区部は区単位のデータ，政令指定都市は市単位のデータを用いた。

各変数の基本統計量は表 2，表 3 のとおりである。

表 2　基本統計量（2005 年～2010 年）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
労働者流入率（%）	11.659	5.089	4.008	40.962
労働者流出率（%）	11.588	3.215	6.595	25.529
最低賃金上昇率（%）	5.148	1.875	2.927	10.815
１人あたり所得（対数値）	14.921	0.139	14.575	15.599
失業率（%）	5.544	1.903	1.657	14.592
労働力参加率（%）	60.145	4.387	40.871	78.321
労働力男女比	1.395	0.154	1.100	2.735
第 2 次産業比率（%）	27.825	8.279	4.296	52.872
第 3 次産業比率（%）	60.118	10.822	29.842	92.440
15～29 歳比率（%）	17.640	3.814	5.284	29.869
65 歳以上比率（%）	28.657	7.528	10.906	56.356
人口密度（対数値）	5.512	1.795	1.065	9.866

（注）n=1,574

表 3　基本統計量（2010 年～2015 年）

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
労働者流入率（%）	11.282	4.850	3.911	35.079
労働者流出率（%）	11.124	2.843	6.441	24.006
最低賃金上昇率（%）	5.976	1.228	4.532	8.435
１人あたり所得（対数値）	14.921	0.141	14.575	16.063
失業率（%）	6.280	1.942	1.370	14.800
労働力参加率（%）	58.192	4.407	38.803	75.768
労働力男女比	1.372	0.141	1.093	2.803
第 2 次産業比率（%）	25.761	8.087	4.750	50.252
第 3 次産業比率（%）	60.336	8.971	32.902	92.453
15～29 歳人口比率（%）	15.437	3.487	4.984	27.178
65 歳以上人口比率（%）	31.726	7.169	14.010	59.784
人口密度（対数値）	5.435	1.807	0.788	9.993

（注）n＝1,681

4　結果と考察

4.1　推定結果

以上のデータを用いて，前掲の(9) 式と (10) 式の推定を行った[18)]。その際，労働者流入率と労働者流出率については，分布が右に歪んでいたため，対数を取ったうえで変数として使用した。また，労働者流入率，労働者流出率，失業率については，それぞれの上位下位 0.5%に該当する市区町村をサンプルから除いたうえで推定を行った。さらに，(11) 式で示した距離減衰パラメータは事前に分からないため，まず δ =2, 4, 6, 8 で一通り推定を行い，最も当てはまりが良いパラメータを特定した。表 4 は，距離減衰パラメータとその推定結果における対数尤度を示したものである。

表 4　距離減衰パラメータ別の対数尤度

	流入率の推定		流出率の推定	
	2005-2010 年	2010-2015 年	2005-2010 年	2010-2015 年
$\delta = 2$	-170.232	-190.044	622.985	831.220
$\delta = 4$	-145.913	-152.469	621.411	852.594
$\delta = 6$	-149.985	-160.751	608.233	840.132
$\delta = 8$	-155.164	-168.612	600.286	832.419

総合的に見て，$\delta = 4$ のときの尤度が大きいと言える。したがって，本研究では距離減衰パラメータは $\delta = 4$ を採用した。

以下で示す表 5，表 6 は，その $\delta = 4$ の場合の推定結果である。OLS は最小二乗法による推定結果，SAR は最尤法による空間ラグモデルの推定結果である。

まず，最低賃金の係数の有意性を確認する。本研究において設定した 2 つの仮説を支持する結果，すなわち，最低賃金が労働者流入率に対して有意に正である結果や，労働者流出率に対して有意に負である結果は示されなかった。一方で，2005 年～2010 年の流入率において有意に負，2005 年～2010 年の流出率において有意に正という仮説とは逆の結果が示された。

18) 推定においては，Stata の spgen コマンドを使用した。

表５　流入率の推定結果

	被説明変数：労働者流入率（対数値）			
	2005-2010 年		2010-2015 年	
	OLS	SAR	OLS	SAR
最低賃金上昇率	-0.022	-0.027***	0.017	-0.003
	(0.014)	(0.005)	(0.024)	(0.006)
1 人あたり所得（対数値）	0.569**	0.317***	0.182	0.025
	(0.236)	(0.094)	(0.209)	(0.083)
失業率	-0.020**	-0.019***	-0.029***	-0.023***
	(0.008)	(0.005)	(0.009)	(0.005)
労働力参加率	0.015**	0.013***	0.004	0.004
	(0.006)	(0.003)	(0.005)	(0.003)
労働力男女比	0.716***	0.582***	0.750***	0.551***
	(0.129)	(0.055)	(0.110)	(0.053)
第 2 次産業比率	-0.011***	-0.007***	-0.013***	-0.008***
	(0.002)	(0.001)	(0.003)	(0.001)
第 3 次産業比率	0.012***	0.011***	0.011***	0.009***
	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
15～29 歳比率	0.006	0.007	0.021**	0.019***
	(0.009)	(0.004)	(0.010)	(0.005)
65 歳以上比率	-0.012	-0.006**	-0.012	-0.006
	(0.008)	(0.003)	(0.007)	(0.003)
人口密度（対数値）	-0.013	-0.022***	-0.017	-0.024***
	(0.032)	(0.007)	(0.023)	(0.007)
空間ラグ ρ		0.495***		0.553***
		(0.026)		(0.025)
観測数	1574	1574	1681	1681
自由度修正済み R^2	0.509		0.452	
対数尤度		-145.913		-152.469
尤度比検定（ p 値）		0.000		0.000

（注１）括弧内は，OLS では都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差，SAR では観測情報行列から計算された標準誤差を示す。

（注２）***は１％水準，**は５％水準で有意であることを示す。

表６　流出率の推定結果

	被説明変数：労働者流出率（対数値）			
	2005-2010 年		2010-2015 年	
	OLS	SAR	OLS	SAR
最低賃金上昇率	0.004	-0.004	0.021	0.010***
	(0.008)	(0.003)	(0.012)	(0.004)
1 人あたり所得（対数値）	0.066	-0.012	0.058	-0.030
	(0.117)	(0.058)	(0.125)	(0.046)
失業率	-0.008	-0.009***	-0.002	-0.003
	(0.005)	(0.003)	(0.004)	(0.003)
労働力参加率	-0.013***	-0.008***	-0.014***	-0.009***
	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.001)
労働力男女比	0.187**	0.158***	0.223***	0.181***
	(0.082)	(0.034)	(0.079)	(0.029)
第 2 次産業比率	-0.008***	-0.004***	-0.006***	-0.003***
	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
第 3 次産業比率	0.005***	0.006***	0.005***	0.005***
	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.001)
15～29 歳比率	0.023***	0.021***	0.025***	0.022***
	(0.006)	(0.003)	(0.004)	(0.003)
65 歳以上比率	-0.009	-0.004	-0.010***	-0.005***
	(0.005)	(0.002)	(0.003)	(0.002)
人口密度（対数値）	-0.017	-0.020***	-0.017	-0.022***
	(0.020)	(0.005)	(0.010)	(0.004)
空間ラグ ρ		0.437***		0.486***
		(0.026)		(0.024)
観測数	1574	1574	1681	1681
自由度修正済み R^2	0.531		0.529	
対数尤度		621.411		852.594
尤度比検定（ p 値）		0.000		0.000

（注１）括弧内は，OLS では都道府県のクラスター構造に頑健な標準誤差，SAR では観測情報行列から計算された標準誤差を示す。

（注２）***は１％水準，**は５％水準で有意であることを示す。

続いて，他の変数の有意性を確認する。1 人あたり所得は，2005 年～2010 年の流入率において有意に正となった。失業率は，全期間の流入率において有意に負，2005 年～2010 年の流出率において有意に負となった。労働力参加率は，2005 年～2010 年の流入率において有意に正，全期間の流出率において有意に負となった。労働力男女比は流入・流出を問わず全期間で有意に正となった。第 2 次産業比率は流入・流出を問わず全期間で有意に負となった。第 3 次産業比率は流入・流出を問わず全期間で有意に正となった。15 歳～29 歳人口比率は 2010 年～2015 年の流入率において有意に正，全期間の流出率において有意に正となった。65 歳以上人口比率は 2005 年～2010 年の流入率において有意に負，2010 年～2015 年の流入率において有意に負となった。人口密度は流入・流出を問わず全期間で有意に負となった。空間ラグは流入・流出を問わず全期間で有意に正となった。

4.2　考察

本研究において，①最低賃金が高い地域ほど域外からの労働者の流入率が高く，②最低賃金が低い地域ほど域外への労働者の流出率が高いという仮説を支持する結果は得られなかった。逆に，2005 年～2010 年の流入率で有意に負，2005 年～2010 年の流出率で有意に正が示されたことは，第 2 節で示した海外の先行研究の結果と整合的である。ただし，本研究では労働需要の状況については分析を行っていないため，最低賃金の引き上げによって地域の労働需要が減少し，その結果として当該地域への流入率が下がった，あるいは流出率が上がったのかは定かでない。

1 人あたり所得が，2005 年～2010 年の流入率において有意に正を示した結果は，人々にとって所得の高さが移動のプル要因であることを意味する。また，失業率が全期間の流入率において有意に負を示した結果は，人々にとって失業率の低さ（就業機会の多さ）が移動のプル要因であることを意味する。これらの 2 つの結果は，既存の理論モデルと整合的な結果であると言える。

なお，空間ラグ ρ は流入率・流出率ともに有意に正を示した。したがって，労働者の流入率・流出率の高い（低い）地域の近隣地域では労働者の流入率・流出率は高い（低い）傾向があるという空間従属性が存在していると解釈することができる。

5　おわりに

5.1　結論

本研究では，日本において①最低賃金が高い地域ほど域外からの労働者の流入率が高く，②最低賃金が低い地域ほど域外への労働者の流出率が高いという仮説を設定し，これらの正否について検証を行った。データは 2005 年，2010 年，2015 年の国勢調査の市区町村データを使用し，推定においては空間自己回帰モデルを用いた。

結論として，上記の 2 つの仮説を支持する結果は得られなかった。一方で，1 人あたりの所得（平均賃金）が高い地域ほど域外からの労働者の流入率が高く，また，失業率が低い地域ほど域外からの労働者の流入率が高いという結果が得られた。

以上の結果は，地方への人口移動を促すためには，最低賃金の引き上げではなく，1 人あたりの所得の向上や，地域の雇用創出に資する施策が有効であることを示唆している。

5.2　今後の課題

今後の課題は，大きく 2 点ある。

第 1 に，推定モデルにおいて，労働需要に関する変数を考慮することである。海外の研究では，最低賃金の上昇は直接的に労働移動に影響を及ぼすのではなく，労働需要の減少を通じて間接的に労働移動に影響を及ぼすことが示唆されている。したがって今後は，この間接的な効果を市町村単位のデータでも推定できるように努めたい。

第 2 に，対象の労働者をある程度限定することである。海外の研究では，多くの場合，未熟練労働者や移民の労働移動が分析対象となっている。本研究では，全労働者を対象としたが，第 1 節で言及したとおり，全労働者に占める最低賃金近傍労働者の割合は 10%台である。したがって今後は，対象を非正規労働者に絞り込むなど，最低賃金の影響力が大きい層を対象に分析を行いたい。

参考文献

Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics : Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.

Armstrong, H. and J. Taylor (2000) *Regional Economics and Policy*, 3rd ed., Wiley-Blackwell.（佐々木公明[監訳]・計量計画研究所地域経済学研究会[訳]『地域経済学と地域政策』流通経済大学出版会, 2005 年）

Cadena, B. C. (2014) "Recent Immigrants as Labor Market Arbitrageurs: Evidence from the Minimum Wage," *Journal of Urban Economics*, Vol. 80, pp. 1-12.

Kondo, K. (2016) "Introduction to Spatial Econometric Analysis: Creating spatially lagged variables in Stata," RIETI Technical Paper Series 16-T-001.

Martin, D. and A. Termos (2015) "Does a High Minimum Wage Spur Low-Skilled Emigration?" *Economics Letters*, Vol. 137, pp. 200-202

McCann, P. (2001) *Urban and Regional Economics*, Oxford University Press.（黒田達朗・徳永澄憲・中村良平[訳]『都市・地域の経済学』日本評論社, 2008 年）

Molho, I. (1986) "Theories of Migration: A Review," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 33, No. 4, pp. 396-419.

Monras, J. (2019) "Minimum Wages and Spatial Equilibrium: Theory and Evidence," *Journal of Labor Economics*, Vol. 37, No. 3, pp. 853-904.

近藤恵介（2015）「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」『日本統計学会誌』Vol. 45, No. 1, pp. 69-98.

坂西明子（2018）「地域間格差と人口移動」山田浩之・徳岡一幸[編]『地域経済学入門 第3 版』有斐閣, pp. 93-118.

瀬谷創・堤盛人（2014）『空間統計学――自然科学から人文・社会科学まで』朝倉書店.

竹森俊平・中西宏明・新浪剛史・柳川範之（2021）「東京一極集中是正と活力ある地方の実現・大学改革に向けて」.

内閣府（2021）「経済財政運営と改革の基本方針 2021」.

林宜嗣・山鹿久木・林亮輔・林勇貴（2018）『地域政策の経済学』日本評論社.

山下隆之[編]（2019）『人口移動の経済学――人口流出の深層』晃洋書房.

労働政策研究・研修機構（2016）「2007 年最低賃金法改正後の労働者の賃金の状況」JILPT 資料シリーズ, 177.