



RIETI Policy Discussion Paper Series 19-P-006

# 東京一極集中と地方への移住促進 (改訂版)

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

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

## 東京一極集中と地方への移住促進\*

近藤恵介<sup>†</sup>

(経済産業研究所 & 神戸大学)

### 要旨

本研究は、移住支援金政策を事前評価するための簡易的な分析枠組みを提案する。2014年度より議論が始まった地方創生では、東京一極集中の是正に向けて地方への移住促進を政策的に進めている。2019年度から移住支援金事業が実施されているが、移住支援金の金額をどのように決めたらいいのか、現在の金額でどれほどの政策効果があるのかについてまだ十分議論できていないのが現状である。本研究で提案する事前評価の枠組みでは、移住を投資行動として捉え、投資回収に必要な居住期間の観点から政策議論を深める。移住後に每期発生する便益の累積和が移住費用を超える時点が投資回収に必要な居住期間となり、それ以降から居住から移住の純便益が正となる。移住支援金は、この投資回収に必要な居住期間を短くすることで、地方移住へのインセンティブを高めることにつながると解釈する。政策の事前評価の具体例として、新型コロナウイルス感染症以降、「転職なき移住」が移住支援金の対象となった効果を反実仮想シミュレーションに基づいて検証する。

*JEL classification:* J61, R23

*Keywords:* 移住、移住費用、実質所得、重力方程式、構造推定、事前評価

RIETI ポリシー・ディスカッション・ペーパーは、RIETI の研究に関連して作成され、政策をめぐる議論にタイムリーに貢献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。

\*本論文の執筆にあたり、亀山嘉大、荒田禎之、紀伊雅敦、小池淳司、河野達仁、張紅詠、内藤徹、中島厚志、森川正之、劉洋、矢野誠の各氏ならびに経済産業研究所ポリシー・ディスカッション・ペーパー検討会、日本経済学会 2019 年度秋季大会、神戸大学土木計画セミナーの参加者より有益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、残りうる誤りは筆者によるものである。本研究は、経済産業研究所で実施した「都市における通勤が夫婦の就業選択と出生行動に与える影響の実証分析」プロジェクトの研究成果である。本研究は、JSPS 科研費 17K13743 の助成を受けている。本研究は、統計法に基づいて「国勢調査」（総務省統計局）の二次利用申請により調査票情報の提供を受けている。

<sup>†</sup>独立行政法人経済産業研究所、上席研究員。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

人口減少に直面する日本社会において、いかに地方創生を進めていくのかが重要な政策課題となっている。2014年5月に公開された日本創成会議・人口減少問題検討分科会(2014)による提言において、今後起こりうる地域の消滅という議論が社会的に大きく取り上げられた。そして同年9月に内閣に設置された「まち・ひと・しごと創生本部」を中心として地方創生に関する政策が推し進められ、2021年からは「デジタル田園都市国家構想実現会議」のもとで新たに引き継がれている。

これまで地域活性化に関する政策は行われてきたが、地方創生がこれまでの議論と大きく異なる点は、国全体としての「人口減少」という観点から議論が展開されていることである。内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局(2015)における地方創生の説明によると、国は「長期ビジョン」として「2060年に1億人程度の人口を確保する」ことを設定しており、「総合戦略」としてそれを達成する政策が策定されている。一方、各地方自治体は人口の現状把握とともに将来人口推計を明確にする「地方人口ビジョン」及び具体的な対策をまとめた「地方版総合戦略」の策定が求められ、現在は政策の実施段階にある。

人口減少時代における地方創生として設定された政策の軸が、「東京一極集中の是正」である。総務省統計局「住民基本台帳人口移動報告」の平成30年の結果を見ると、東京都の転入超過数は79,844人となり、さらに埼玉県、千葉県、神奈川県と合わせた東京都市圏でも依然として転入超過が大きく続く。地方では転出超過を通じて人口減少がより加速しているのが現状である(総務省統計局, 2019)。日本創成会議・人口減少問題検討分科会(2014)の提言に合わせ、地方の人口維持を達成するには地方と東京都市圏の間の人口移動に対して政策的な介入が必要だと認識が地方創生に強く反映されている。

「東京一極集中の是正」を達成するために、(1)地方からの人口流出を防ぐこと、(2)東京都市圏から地方への移住を促進すること、の2つの観点から政策が進められている。具体的な手段として、前者には人々の移動に関連する制度への規制、後者には地方への定住・移住を促す支援金等が挙げられる。前者に関して、若者の地方流出は大学進学時に起こるとされ、政府は東京都23区を特別地域に指定し、当該地域の大学の定員増を抑制する規制が2018年2月に閣議決定された(文部科学省, 2018)<sup>1)</sup>。後者に関して、地方での起業及び就業支援対策として、2019年度から起業支援金・移住支援金を合わせて最大300万円を補助する事業が始まった(内閣官房デジタル田園都市国家構想実現会議事務局, 2022)。他にも、各自治体が独自に策定した支援金制度を通じて定住や移住に関する政策が行われている<sup>2)</sup>。

本研究では、2019年度から始まった起業支援金・移住支援金がどれほどの政策効果を持っているのかについて事前の政策評価を行うことを目的とする。このような政策の事前評価の重要性はWolpin(2007)によって論じられている。本研究の主要な貢献は、移住政策の事

<sup>1)</sup> このような政策に対して東京都は批判をしている(東京都政策企画局, 2018)。過去にも首都圏への過剰な集中を抑制する政策対応として、工業(場)等制限法(1959年制定)において大学の新增設が制限されていたが、この制限は2002年7月に廃止されている。

<sup>2)</sup> 各地方自治体の定住促進として、住宅購入に対する支援金支給や賃貸住宅の居住に対する月額支援金の支給が見られる。

前評価の枠組みを提案することにある。移住支援金の金額をどのように決めたらいいのか、現在の金額の潜在的な政策効果はどの程度かについて、政策立案の段階ではまだ十分議論できていないのが現状である。本研究で提案する事前評価の枠組みは、移住を投資行動として捉え、地方移住の「投資回収期間」の計算を可能にする。移住後に毎期発生する便益の累積和が移住費用を超える時点が投資回収期間となり、それ以降の居住から移住の純便益が正になる。移住支援金は、この投資回収期間を短くすることで、地方移住へのインセンティブを高めることにつながると解釈できる。2020年に起こった新型コロナウイルス感染症の世界的流行により、テレワークが社会に浸透し地方移住への関心が高まっているなか、「転職なき移住」も移住支援金の対象となった内閣官房デジタル田園都市国家構想実現会議事務局(2022)。東京での所得を維持しながら生計費の低い地方へ移住可能になった時、移住支援金の政策がどのような潜在的効果を持つのかについて事前に評価することを目指す<sup>3)</sup>。

移住決定の分析において重要な点は、単純な名目所得を見るだけでなく、地域間で生計費がどれくらい異なるのか考慮することである。名目所得が同じであれば、生計費の低い地域の方が実質所得は高くなる。実質所得の高さはより多くの財・サービスを消費できることを意味し、効用が高くなることと対応する<sup>4)</sup>。都市経済学の研究では、一般的に、都市規模が大きくなるにつれ、名目所得や地価・住宅価格が高くなることが知られている(Combes and Gobillon, 2015; Combes et al., 2019)。また都市規模が大きくなるほど、多様な財が入手できるようになり、それが生計費を引き上げる要因になることも示されている(Handbury and Weinstein, 2015)。ただし、Glaeser and Maré (2001)でも議論されているように、大都市ほど常に実質所得が高いという関係は自明ではない。大都市圏への移住によって名目所得が上昇する一方で、それ以上に生計費が上昇すれば実質所得は引き下がることになる。逆に、もし地方への移住によって名目所得が下がっても生計費の低下がより大きければ実質所得は高くなり、人々は地方へ移住する誘因を持つ。したがって、人々の移住を議論する際には、実質所得の地域差という観点から議論する必要がある。

移住決定の分析におけるもう一つの重要な要素は、移住費用である。金銭的および非金銭的要素から生じる移住費用が存在するため、単純な実質所得の地域差を比較するだけでは移住決定を議論できない。移住費用の金銭的要素は、引越費用のように移住の際にかかる直接的な費用があり、一般的には移住距離が長くなるにつれ費用も増加する。また非金銭的要素は、持ち家の有無、転職の有無、文化・慣習の違いへの対応、現地コミュニティにおける新たな社会的なネットワークの構築、子どもの教育環境の変化等が考えられる。このような移住費用は世帯属性やライフステージ毎にも大きく異なってくる。

本研究では、構造推定によって移住費用を推計する。人々がどこに住むのかという選択は、効用最大化の観点から、各個人や各家庭の最適な意思決定として行われる<sup>5)</sup>。構造推定

<sup>3)</sup> 実質所得を引き上げる方法は、「転職なき移住」のように、名目所得を引き下げないまま生計費を下げることである。ただし、テレワークが併用できなければ、同時に長距離通勤による費用が増加することにもなる。通勤に関する分析はKondo (2020)を参照のこと。

<sup>4)</sup> 生計費は、家計が購入する財・サービスの価格の集計指数であり、家計によって財・サービスの支出割合が異なる場合は生計費が異なることに注意する。例えば、単身世帯と子どもを持つ世帯とでは購入する財・サービスのバスケットが異なるため、同じ地域に住んでいても直面する生計費は異なる。

<sup>5)</sup> 地域間の移住決定を分析する方法として、離散選択モデルが用いられることが多い。理論研究では、Tabuchi

を用いる利点は、観測されない要因も含めた移住費用を実際の人々の移住行動から遡って推計できる点にある。本研究では国勢調査（総務省）における常住地の変更による市区町村間移動を移住フローのデータとして用いて、ライフステージ毎の違いを考慮しながら実際の移住費用がどのくらいなのかを推計する。

構造推定による分析の結果、移住費用は個人や世帯の属性やライフステージ毎によって大きく異なることが明らかになっている<sup>6)</sup>。最も低い移住費用を示すグループは、未婚の大卒男性である。年齢が上がると移住費用も高くなる傾向にある。また大卒よりも高卒の方が移住費用が高くなる。さらに、未婚者よりも既婚者であると移住費用が増え、子どもが同居する家計はさらに移住費用が増える。個人や世帯の属性の間で移住費用が異なることから、一律に決められた移住支援金では、政策効果が異なることが示唆される。

反実仮想シミュレーションでは、「転職なき移住」のもとでの移住支援金の政策効果を事前評価している。例えば、未婚・大卒で就職した男性が、生計費を2割節約できる500km離れた地方へ「転職なき移住」をした場合を考える。投資回収に必要な居住期間は、8.7年となる。現行の政策に基づく移住支援金の60万円が支給されると、投資回収期間を1年短くする効果と推定される。本研究枠組みでは、政府の予算制約上実現しない可能性もあるが、仮に500万円の移住支援金が支給された場合の政策効果も検証できる。この場合、投資回収に必要な居住期間を短縮させる効果は、8.3年分となる。つまり、移住直後から毎期の純便益が正になるため、移住促進に大きなインセンティブを与えることになる。他にも既婚者等の様々な属性に対して効果を検証することができる。政策担当者は、限られた政府予算のなかで、政策変数である移住支援金の金額を変えながらどの程度効果がありそうか事前に評価できるようになることが期待される。

本論文の構成は、以下の通りである。第2節では、実証分析で用いる国勢調査の市区町村間の移住フローデータについて解説する。第3節では、効用最大化の枠組みから移住フローの重力方程式を導出し、移住費用の計算に必要な構造パラメータの推定方法及び推定結果について述べる。第4節では、構造推定より移住費用を推計し、「転職なき移住」の移住支援金を持つ政策効果について事前評価を行う。最後に、第5節において結論を述べる。

---

and Thisse (2002) や Murata (2003, 2007) において、新経済地理学の枠組みに確率的なアメニティ選好を導入することで、地域間の移住決定と集積のメカニズムを議論されている。確率的効用に基づく実証分析も行われており、例えば、Nakajima and Tabuchi (2011) は日本の都道府県間の住民基本台帳に基づく移住データを用いることで、1970年代の人口移動を通じて都道府県間の効用格差が縮小していることを示している。Kondo and Okubo (2015) は、移住決定では実質賃金の地域差が重要な要因となることから、新経済地理学の理論的枠組みに基づき、都道府県別の製造業における実質賃金を推計し、実質賃金の高い都道府県ほど純流入が進んでいることを示している。Ramos (2016) は、これまでの移住における重力方程式の研究について整理している。

<sup>6)</sup> 内閣官房デジタル田園都市国家構想実現会議事務局 (2022) でも考慮されているが、ライフステージ毎に移住費用が異なっており、単身よりも家族向けにより多くの支援金が支給される傾向にある。内閣官房デジタル田園都市国家構想実現会議事務局 (2022) による移住支援金では、家族向けには単身よりも最大40万円大きく設定されている。

## 2 データ

### 2.1 市区町村のパネル化

本研究では1980年から2015年までの国勢調査における市区町村間の移住フローを用いるが、分析上の最も大きな問題としては、この期間中に市区町村合併が行われていることである。期間中の観測単位の変更は、距離弾力性のパラメータ推定値の比較を困難にするため、1980年から2015年までの市区町村の行政区域を統一する必要がある<sup>7)</sup>。

本研究では、2015年10月1日時点の市区町村の行政区域を基準にして、1980年まで過去に遡った市区町村パネルデータを作成している。東京都23区は区単位で扱い、政令指定都市は内部の行政区単位ではなく市を観測単位として用いる。その結果、2015年10月1日時点で、市区町村数は1,741となる。

政令指定都市内の行政区の分割を除き、基本的には期間中は市町村間の合併のみであるため、1980年から2010年までは複数の市町村グループによって2015年の市町村が形成されているということになる（例外として、山梨県上九一色村は2つに分割され、それぞれ甲府市と富士河口湖町に合併している）。例えば、埼玉県さいたま市は、2000年国勢調査において浦和市、大宮市、与野市、岩槻市の4市のグループとして扱われており、当時の4市間での移住フローは2015年10月1日時点の行政区域では市区町村間の移住フローとしては処理されていないことになる。

市区町村間の移住のすべての組み合わせは、自市区町村内に居住し続けている場合を除き、 $3,029,340 (= 1,741 \times 1,741 - 1,741)$ となる。そのうち、本分析で用いる東京都23区を基準とした移住フローは、東京都23区間での移住を除き、 $39,514 (= 1,718 \times 23)$ となる。市区町村パネルを作成することで、市区町村間の組み合わせを1980年から2015年にかけてそろえていることを意味する<sup>8)</sup>。

### 2.2 国勢調査における移住フローデータ

本研究では、国勢調査の調査票情報より独自に集計した個人属性別の移住フローを用いる。国勢調査は、西暦の下一桁に0と5の付く年で5年ごとに行われており、下一桁が0の年が拡大調査、下一桁が5の年が簡易調査とされている。前住地と現住地を調査する人口移動調査は、原則、拡大調査に行われるため10年毎にしか把握できない。ただし、2015年は東日本大震災の影響を調査するため例外的に人口移動調査が行われている。本研究では、調査票情報が利用可能な1980年から2015年までの国勢調査より、市区町村間の移住フローを独自に集計している。

表1において、移住フローの集計の際の個人属性の区分について整理している。区分によっては調査年次が限られているため注意する必要がある。男女別、年齢別、婚姻状態別と

<sup>7)</sup> 市区町村パネルの作成方法については、近藤(2019)を参照のこと。

<sup>8)</sup> 2000年国勢調査では噴火の影響から東京都三宅村が欠落、2015年国勢調査では震災の影響から福島県内4町が欠落しているが、ここではすべてゼロフローとして扱っている。

異なり、学歴のみは、拡大調査の年次のみ調査項目であるため、1980年、1990年、2000年、2010年の4期間分のみで移住フローと同時に集計が可能である。

[表 1]

国勢調査では前住地と現住地の市区町村単位での調査になるため、移住を2地域間の距離として計測する。市区町村間の距離は直線距離とし、基準点は前住地と現住地の市区町村役場の緯度経度とする。市区町村役場の緯度・経度はMANDARAから得ているが、一部の市町村では合併前の位置情報になっていることに注意する。そして、基準点の経度・経度から大圏距離として移住距離を計測する<sup>9)</sup>。

表2は、全市町村間のすべての移住フローと移住距離の記述統計を示している。ここでは、ゼロを除く移住フローの記述統計になっていることに注意する。まずデータから把握できることは、1985–1990年の期間は、市区町村間の人口移動が特殊であったことがわかる。バブル景気の時期にあたり、多くの人々がより長距離移動していたことがわかる。その後は、人口移動の総規模は徐々に減少していることがわかる。一方で、平均的な移住距離を見ると、時系列を通じて大きな変化が見られない。これはKondo (2020)の通勤距離のパターンと大きく異なる点である。

表3と表4では、全市町村間のそれぞれ男女別の移住フローの記述統計表を示している。男女間の違いで特徴的なのは、移住者の総数である。1980年では、女性と比較して、男性は2倍以上の人が市区町村間の移住を行っている。2015年になると男性の市区町村間の移住者が徐々に減少する一方で、女性の市区町村間の移住者数は大きな減少は見られない。移住距離の平均値を見ると、男女ともに1980年から2015年にかけて大きな変動は見られないことがわかる。

図1では、全市町村間の移住フローと移住距離の散布図を個人属性別に示している<sup>10)</sup>。図からも明らかなように、移住距離が大きくなると移住する人々の総数が小さくなるという関係が見られる。ただし、Kondo (2020)で分析された通勤フローとは異なり、移住フローは長距離移動する人々が多いという構造を持つ。また、男女間の比較をすると、女性ほど長距離の移住者が少なくなっていることが視覚的にも明らかになっている。このような違いは、重力方程式の回帰分析より距離弾力性パラメータの推定値から明らかにする。

図2は、東京都23区に関する地図を示している。東京一極集中を加速させる地方からの流入フローと東京一極集中を食い止める地方への流出フローの2つを区別するため、東京都23区を基準とした移住フローを用いて構造パラメータの推定を行う。市区町村間の距離計算の基準点は地図上の黒マーカーで示されているように、市区町村役場になる。比較対象として、全国の市区町村間の移住を対象にした構造パラメータの推定も行う(Online Appendixを参照)。

[表 2, 表 3, 表 4, 図 1, 図 2]

<sup>9)</sup> 大圏距離はVincenty's formulaに基づき、Stataのgeodistコマンド(Picard, 2012)を用いて計算した。

<sup>10)</sup> その他の個人属性の散布図はOnline Appendixにおいて掲載している。

### 3 移住フローの分析枠組みと構造パラメータの推定

#### 3.1 移住フローの重力方程式の導出

本節では、地域間の移住フローの重力方程式を離散選択モデルから導出する。地域  $i$  に住む個人は、ある時点において、翌期より移住先  $j$  で  $T$  期間だけ居住するという意思決定を行うとする（時間の表記は特に必要がない限り省略）。地域  $i$  から地域  $j$  へ移住する個人の効用を以下のように定義する。

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad \forall i, j \quad (1)$$

ここで、 $U_{ij}$  は総効用、 $V_{ij}$  は確定的効用、 $\varepsilon_{ij}$  は個人毎に異質な嗜好を示すアメニティからの効用を表し、独立な確率変数として表される。

確定的効用  $V_{ij}$  は、地域  $i$  と地域  $j$  の間の実質所得の相対値と移住費用の 2 つの要因によって以下のように構成される

$$V_{ij} = \log \left( \frac{\sum_{t=1}^T \omega_{jt}}{\sum_{t=1}^T \omega_{it}} \right) - \log(\kappa_{ij}) \quad (2)$$

ここで、実質所得  $\omega$  とは名目所得  $I$  と居住に必要な生計費  $P$  の比率を表す。地域  $i$  と地域  $j$  の間の実質所得の相対値は、居住地域  $i$  の実質所得  $\omega_i = I_i/P_i$  と移住先地域  $j$  の実質所得  $\omega_j = I_j/P_j$  の相対値  $\omega_j/\omega_i$  として表されている。そして、右辺第 1 項では各地域で每期得られる実質所得の総和の相対値が確定的効用の要素として表されている。単純化のため、移住の意思決定時点における各地域の実質所得が今後  $T$  期間続くと予測する個人を仮定すると、以下のように表すことができる<sup>11)</sup>。

$$\frac{\sum_{t=1}^T \omega_{jt}}{\sum_{t=1}^T \omega_{it}} = \frac{T\omega_j}{T\omega_i} = \frac{\omega_j}{\omega_i} \quad (3)$$

現在の居住地と移住先で得られる効用の相対値として定義されるため、居住期間  $T$  に依存しない形で定式化が可能となっている。

右辺第 2 項の  $\kappa_{ij}$  は、移住費用を表す。個人は各期に移住選択を行い、移住したときのみ移住費用  $\kappa_{ij}$  が発生する。本研究では、地域  $i$  から地域  $j$  への移住費用  $\kappa_{ij}$  を、以下のように定義する。

$$\kappa_{ij} = D_{ij}^{\delta} \quad (4)$$

ここで、 $D_{ij}$  は移住距離、 $\delta$  は距離減衰パラメータを表す。つまり、移住費用は、移住距離  $D_{ij}$  の単調増加関数という単純な定式化を行っており、パラメータ  $\delta$  の大きさに応じて移住

<sup>11)</sup>なお一般均衡の観点から考えると、実際に個人が地域間を移動することによって各期で人口規模が変化するため、名目所得や生計費も時間を通じて変化し、移住前に予測される実質所得と移住後に観測される実質所得は異なってくる。本論文では、個人は将来起こりうる変化を予測せず、現時点の構造が継続すると考えていることを仮定している。

距離からの影響が変化する<sup>12)</sup>。また、同じ地域  $i$  に留まるという選択肢（つまり  $j = i$ ）も含まれており、 $D_{ii}^\delta = 1$  とする。なお、地域  $i$  に滞在し続ける場合は、 $V_{ii} = 0$  となる。

以上を整理すると、地域  $i$  に住む個人が地域  $j$  へ移住する場合の確定的効用  $V_{ij}$  を以下のように定式化することができる。

$$V_{ij} = \log\left(\frac{\omega_j}{\omega_i}\right) - \delta \log(D_{ij}). \quad (5)$$

本研究では、距離弾力性パラメータ  $\delta$  は距離に対する個人の選好の異質的要因を含んでいる点に着目する。もし  $\delta$  が個人間で異なるとすると、同一距離を移住する場合であっても個人間で効用水準が異なることを意味する。選好における移住距離の弾力性パラメータ  $\delta$  の異質性について、2つの観点から議論を整理できる。1つ目は、移住から生じる直接的な金銭費用による要因である。2つ目は、与えられた社会構造や家庭環境のもとで生じる間接的な金銭費用による要因である。前者は直接的な支払いから生じる移住費用でありすべての個人に共通と考えられ、一方で、後者は直接的には観測できない移住費用であり個人の間で異質的であると考えられる。例えば、既婚者と未婚者を比較した場合、既婚者は配偶者の都合も移住決定に依存するため、同じ距離の移住でも間接的費用の存在により大きくなると考えられる。したがって、後者の間接的な移住費用の違いが個人間で大きく異なる場合、移住距離の弾力性パラメータ  $\delta$  の値も対応して異なってくる。

効用における距離弾力性パラメータ  $\delta$  の推定を行う際の特徴は、個人の効用は直接観察可能でないことから、効用最大化の結果として観察される移住フローを利用するという点にある。そのため、確率的効用を扱う離散選択モデルを利用することで、移住行動のモデルを記述する。一般的には、アメニティからの効用  $\varepsilon_{ij}$  に確率分布を仮定することによって地域間の移住フローを表す重力方程式が導出できる。確率分布には極値分布が仮定され、Tabuchi and Thisse (2002), Murata (2003, 2007), Crozet (2004), Nakajima and Tabuchi (2011), Kondo and Okubo (2015) は、タイプ I 極値分 (ガンベル分布, Gumbel distribution) を仮定することで、経済地理モデルにおける地域間人口移動を表現している<sup>13)</sup>。

ガンベル分布の確率密度関数  $g(\varepsilon, \beta)$  と累積分布関数  $G(\varepsilon, \beta)$  は以下のように表される<sup>14)</sup>。

$$g(\varepsilon, \beta) = \frac{1}{\beta} \exp\left[-\frac{\varepsilon}{\beta} - \exp\left(-\frac{\varepsilon}{\beta}\right)\right], \quad G(\varepsilon, \beta) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{\varepsilon}{\beta}\right)\right], \quad (6)$$

ここで、 $\beta > 0$  はスケールパラメータであり、この値が大きくなるほどアメニティの分散がより大きくなることが示される。その場合、確率的効用の全体に占めるアメニティの割合が

<sup>12)</sup> 移住費用の特定化として、 $\kappa_{ij}$  に距離  $D_{ij}$  以外の要因を含めることでモデルを拡張させることができるが、ここでは単純に距離のみを使用している。

<sup>13)</sup> 本研究のように確率的なアメニティが加法的に導入されているモデルは、Additive Random Utility Model と呼ばれる。一方で、Ahlfeldt et al. (2015), Redding and Rossi-Hansberg (2017), Monte et al. (2018), Heblich et al. (2020), Owens et al. (2020), Kondo (2020) では、タイプ II 極値分布 (フレシェ分布, Fréchet distribution) を用いることで通勤フローの重力方程式を導出している。また企業の利潤最大化から貿易フローの重力方程式の導出したのが Eaton and Kortum (2002) であり、フレシェ分布を仮定している。どちらの極値分布を仮定しても、本質的な結果は変わらず、変数変換を行うことで双方の分布は対応していることがわかる。

<sup>14)</sup> ここではロケーションパラメータを 0 としている。

大きくなり、確定的効用の相対的な重要性は小さくなっていく。

個人が仮に地域  $i$  から地域  $j$  へ移住した場合、すべての選択肢の中で地域  $j$  において最も効用が高くなっており、以下の不等式が成立していることになる。

$$V_{ij} + \varepsilon_{ij} > V_{ik} + \varepsilon_{ik}, \quad i, k = 1, 2, \dots, N, \quad j \neq k \quad (7)$$

アメニティからの確率的効用  $\varepsilon_{ij}$  がガンベル分布に従うという仮定を考慮すると、以下のように、地域  $i$  から地域  $j$  へ移住する確率  $\pi_{ij}$  を導出することができる。

$$\pi_{ij} = \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{k \neq j}^N G(\varepsilon_{ik} < \varepsilon_{ij} + V_{ij} - V_{ik}) g(\varepsilon_{ij}) d\varepsilon_{ij} \quad (8)$$

ここで、確率変数  $\varepsilon_{ij}$  について周辺化を行っていることに注意する。これを解くことによって、地域  $i$  から地域  $j$  へ移住する確率を以下のように表すことができる。

$$\pi_{ij} = \frac{\exp(V_{ij}/\beta)}{\sum_{k=1}^N \exp(V_{ik}/\beta)} \quad (9)$$

さらに、確定的効用の式 (5) を代入することで、以下の式を得る。

$$\pi_{ij} = \frac{\omega_j^{1/\beta} D_{ij}^{-\delta/\beta}}{\sum_{k=1}^N \omega_k^{1/\beta} D_{ik}^{-\delta/\beta}} \quad (10)$$

ここで、地域  $i$  の実質所得  $\omega_i$  は分子分母で相殺されていることに注意する。この式が意味することは、(i) 移住先の実質所得  $\omega_j$  が高くなるほど地域  $j$  への移住確率が高まるということ、(ii) 地域  $j$  以外の実質所得が高くなるほど地域  $j$  への移住確率が低くなること、(iii) 移住距離  $D_{ij}$  が長くなるほど、地域  $j$  への移住確率が低くなるということである。

個人の移住確率は直接観測できないが、集計値としての移住フロー  $m_{ij}$  は観測できるため、以下のように、期待移住フローと対応させることができる。

$$m_{ij} = \pi_{ij} \times L_i \quad (11)$$

ここで、 $L_i$  は地域  $i$  に住む人口を表す。両辺に対数を取ると、移住フローの重力方程式は以下のように表せる。

$$\log m_{ij} = -\frac{\delta}{\beta} \log D_{ij} + \varphi_i + \psi_j \quad (12)$$

ここで、

$$\varphi_i = \log L_i - \log \left( \sum_{k=1}^N \omega_k^{1/\beta} D_{ik}^{-\delta/\beta} \right), \quad \psi_j = \frac{1}{\beta} \log \omega_j \quad (13)$$

この移住フローの重力方程式において重要な点は、集計的に観測される移住フロー  $m_{ij}$  から効用関数のパラメータ  $\delta$  を推定できるということである。ただし注意する点は、上記の重力方程式では  $\delta$  と  $\beta$  をそれぞれ識別できず、1つのパラメータとして推定されてしまうことである。ここではガンベル分布のスケールパラメータ  $\beta$  を外生的に与えてやることで、 $\delta$  の

値を計算する<sup>15)</sup>。

### 3.2 重力方程式による構造パラメータの推定

本節では、移住フローの重力方程式を推定する方法を説明する。重力方程式に関する実証分析の方法は国際貿易論の分野で大きく発展してきており、本研究では Silva and Tenreyro (2006) によって提案されたポワソン回帰による重力方程式の推定方法を用いる。

本研究では、距離弾力性のパラメータ推定に関心があるため、ポワソン回帰に前住地と現住地の固定効果を導入する<sup>16)</sup>。最終的に、本研究で推定するポアソン回帰モデルは以下のようになる。

$$\Pr(M_{ij} = m_{ij}) = \frac{\exp(-\lambda_{ij}(\boldsymbol{\theta})) (\lambda_{ij}(\boldsymbol{\theta}))^{m_{ij}}}{m_{ij}!}, \quad m_{ij} = 0, 1, 2, \dots, \quad (14)$$

$$\lambda_{ij}(\boldsymbol{\theta}) \equiv \exp(-\nu \log D_{ij} + \varphi_i + \psi_j),$$

ここで、 $\boldsymbol{\theta}$  は推定する全パラメータに関するベクトル、 $\nu = \delta/\beta$ 、 $\varphi_i$  は前住地  $i$  の固定効果、 $\psi_j$  は現住地  $j$  の固定効果を表す。距離弾力性の個別のパラメータは推定できず、1つのパラメータ  $\nu$  として重力方程式から推定される。距離弾力性パラメータの推定値  $\hat{\delta}$  を用いて移住決定における実質所得の地域差に関する数値シミュレーションを行うが、ガンベル分布のスケールパラメータ  $\beta$  に任意の値を与えることで、 $\hat{\delta} = \hat{\nu}\beta$  として距離弾力性のパラメータ  $\delta$  を復元する。

### 3.3 重力方程式の距離弾力性の推定結果

図3は、東京都23区からの流出フローと東京都23区への流入フローのデータを用いた距離弾力性パラメータの推定値を示している<sup>17)</sup>。図3(a)が男性、図3(b)が女性の分析結果を表している。男女ともに、流入よりも流出のほうが距離弾力性の推定値が大きくなっており、東京都23区へ流入した後に元の地域に帰る移住の方が移住費用が高くなっていることが示唆される。また男女間の比較をすると、男性よりも女性の方が距離弾力性の推定値が高くなっている。時系列的な特徴としては、男女ともに推定値が徐々に低下傾向にある。

図4と図5は、男女別の結果をさらに属性別に分けて推定した結果である。流入と流出の非対称性について、多くのケースについては、東京都23区への流入フローのほうが距離弾力性の推定値が低く、より遠くの地方から東京都23区への移住を引き寄せていることが示

<sup>15)</sup>ガンベル分布による加法的な確率的効用モデルから得られる移住確率は、フレシェ分布を仮定した確率的効用モデルの場合と同様の移住確率を持つことを示すことができる。Kondo (2020) では通勤フローをフレシェ分布から導出しているが、ガンベル分布のスケールパラメータ  $\beta$  とフレシェ分布のシェイプパラメータ  $\alpha$  の対応は、 $\beta = 1/\alpha$  となる。

<sup>16)</sup>ただし、市区町村の数が1741あり、現在のサンプルサイズに前住地と現住地の双方の固定効果をそれぞれ含めるとなるとコンピュータスペックの限界により不均一分散一致標準誤差を扱うことができなくなるため、通常の標準誤差を用いることになる。

<sup>17)</sup>本節で示す推計結果の表は Online Appendix において掲載している。本論文では東京一極集中の観点から東京都23区に関する移動フローについて分析しているが、全市区町村間の移住フローの分析も行っている。

唆される。ただし、男性については、未婚の大卒者のみ非対称性は観測されていない。一方で、女性については、非対称性が見られないケースが増える。例えば、30–44 歳、既婚者の 0–15 歳児との同居なし、大卒者について、流入と流出で同じ推定値を示している。

両図のパネル (a)–(d) の年齢別の結果を見ると、年齢が高くなるにつれ、距離弾力性の推定値が高くなっていることがわかる。59 歳未満については時系列的に推定値は低下傾向にあるが、60 歳以上では逆に推定値が高くなる傾向にある。60 歳以上の人々には移住が非常に大きな費用になっていることが考えられる。

両図のパネル (e)–(h) の婚姻別の結果を見ると、未婚者よりも既婚者において距離弾力性の推定値が高くなり、乳幼児よりも小中学生を持った子供の方が距離弾力性の推定値が高くなっている。特に、小中学生の子供を持つ女性は、東京都 23 区への流入よりも、東京都 23 区からの流出の方が移住費用が大きくなっていることがわかる。

両図のパネル (i)–(l) の学歴別の距離弾力性の推定値の大きさを見ると、未婚の大卒者が最も低く、より移動しやすい傾向を示している。先に述べたように、未婚大卒は男女ともに流出と流入で距離弾力性の推定値に差がなく、一度地方から東京都 23 区へ流入しても、東京都 23 区から地方へ移住する際には流入時と同水準の移住費用であることが示唆される。一方で、高卒者は距離弾力性の推定値が大きく、移住費用は大卒者よりも高くなる傾向があることがわかる。また流出と流入の非対称性も大きくなっている。

以上をまとめると、ほとんどの属性の個人や世帯に対して、東京都 23 区からの移住と東京都 23 区への移住には同じ移住距離であっても移住費用には非対称性が存在していることが明らかになっている。東京都 23 区へ流入する際の移住費用の方が低く、年を重ね結婚し、子供を持つほど東京都 23 区から地方へ移住することの費用が高くなっていくため、東京一極集中の構造が安定的になりやすい構造が示唆される<sup>18)</sup>。

[図 3, 図 4, 図 5]

## 4 東京都 23 区から地方への移住支援金の潜在的効果の検証

### 4.1 移住の費用便益

本研究が提案する移住政策の事前評価の枠組みは、移住を投資行動として捉え、地方移住の投資回収期間を計算する点にある。そして、移住支援金によってどれくらいこの投資回収期間を短くできるのかという観点から政策の潜在的効果を評価する。

移住支援金の制度について、簡単に概要を紹介する。移住支援金の対象となるのは、東京都 23 区の在住者または東京圏から東京都 23 区へ通勤している者である（在住期間に関する条件もある）。東京圏（ここでは埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）以外の道府県または東京圏の条件不利地域の市町村へ移住する場合に移住支援金の対象となる。2022 年 10 月時点において、単身の場合は 60 万円以内、世帯の場合は 100 万円以内（18 歳未満の世帯員を帯同して移住する場合は 18 歳未満の者一人につき最大 30 万円を加算）で都道府県が設定する

<sup>18)</sup>中川 (2015) は、東京都市圏は効率的な結婚マッチング機能を持っていることを指摘する。

額となる．地方創生移住支援事業が始まった 2019 年度当初にテレワークによる地方移住は含まれていなかったが，新型コロナウイルス感染症の流行後の 2021 年度から新たに支給対象となった．なお地方での就業を目的とした移住ではなく，社会的事業の起業を伴う場合はさらに最大 200 万円の支給となる．詳細については内閣官房デジタル田園都市国家構想実現会議事務局 (2022) を参照されたい．

以上を踏まえ，反実仮想では東京都 23 区に住む個人を対象に，地域  $j$  へ移住する場合を考える．移住決定にあたり，確率的効用  $\varepsilon_{ij}$  の要因は考慮せず，確定的効用  $V_{ij}$  のみで議論する．地域  $j$  に移住したときに得られる移住支援金は  $S_j$  (単位：名目所得) として定義する．なお，第 3.1 節では，相対効用を考えていたため，居住期間  $T$  が相殺されていた．このままでは投資回収期間としての居住期間  $\bar{T}$  を求めることができないため，居住期間  $T$  を明示的に計算できるように効用の相対値ではなく効用の差分として整理する．

移住決定の条件として，移住便益が移住費用よりも大きくなる必要がある．まず移住後に每期発生する便益の累積和としての実質移住便益 RMB (単位：実質所得) は以下のように表すことができる．

$$\text{RMB} = T(\omega_j - \omega_{\text{Tokyo}}) + \frac{S_j}{P_j} \quad (15)$$

ここで，右辺第 1 項は居住期間  $T$  の間に每期発生する差分の便益の累積和，右辺第 2 項は一括の移住支援金から得られる便益である．単位が移住先  $j$  での実質所得で計測されていることに注意する．移住の条件として  $\text{RMB} > 0$  を満たす必要があるため，移住支援金が存在しない場合 ( $S_j = 0$ )，以下の条件が満たされなければならない．

$$\frac{\omega_j}{\omega_{\text{Tokyo}}} > 1 \quad (16)$$

ただし， $\omega_j/\omega_{\text{Tokyo}} < 1$  であっても，移住支援金  $S_j$  が十分大きい場合に限り， $\text{RMB} > 0$  を満たす可能性はある．

次に，実質移住費用 RMC (単位：実質所得) は以下のように表される．

$$\text{RMC} = (D_{\text{Tokyo},j}^{\delta} - D_{\text{Tokyo},\text{Tokyo}}^{\delta}) \omega_{\text{Tokyo}} \quad (17)$$

ここで，右辺に東京都 23 区における実質賃金  $\omega_{\text{Tokyo}}$  がある理由は，移住費用の単位を相対実質所得から移住先  $j$  の実質賃金に単位変換するためである．また， $D_{\text{Tokyo},\text{Tokyo}}^{\delta} = 1$  となることに注意する．本節の反実仮想シミュレーションでは，2005–2010 年の東京都 23 区から地方への移住フローデータによるパラメータ推定値  $\hat{\nu}$  とガンベル分布のスケールパラメータ  $\beta = 1/6$  より， $\hat{\delta} = \hat{\nu}\beta$  を用いる．

投資回収に必要な居住期間  $\bar{T}$  は， $\text{RMB} = \text{RMC}$  となる時点である．この条件を  $T$  について整理すると，以下の式が得られる．

$$\bar{T} = \underbrace{\frac{D_{\text{Tokyo},j}^{\delta} - 1}{\omega_j/\omega_{\text{Tokyo}} - 1}}_{\text{移住の費用便益}} - \underbrace{\frac{(S_j/I_{\text{Tokyo}})(P_j/P_{\text{Tokyo}})^{-1}}{\omega_j/\omega_{\text{Tokyo}} - 1}}_{\text{移住支援金の短縮効果}} \quad \text{for} \quad \frac{\omega_j}{\omega_{\text{Tokyo}}} > 1 \quad (18)$$

ここで、右辺第 1 項は、毎期発生する便益により何期間かけて移住費用を返済していくのかを意味し、右辺第 2 項は、移住支援金により投資回収に必要な居住期間をどれだけ短くできるのかを意味する。移住の意思決定としては、今後移住先で住もうと考えている年数と投資回収に必要な居住期間  $\bar{T}$  の比較に基づくということになる。実際に住もうと考えている期間が、この投資回収に必要な居住期間以上である場合は移住決定が行われると考えられる。移住の純便益が発生するまでの期間があまりに長いようであれば、移住決定が行われないということになる。

移住費用について、もし移住から全く不効用を感じない選好の場合は  $\delta = 0$  であり、移住費用の第 1 項はゼロになる。したがって、実質所得のわずかな地域差 ( $\omega_j > \omega_{\text{Tokyo}}$ ) が存在すれば瞬時に移住を決定する。しかし、現実には  $\delta > 0$  であるため、投資回収期間としての居住期間  $\bar{T}$  が正となるのが一般的である。実質所得の地域差 ( $\omega_j > \omega_{\text{Tokyo}}$ ) が大きいほど、投資回収に必要な居住期間  $\bar{T}$  は短くなり、長期に住み続けることで移住から大きな便益を得られることになる。実質所得の地域差 ( $\omega_j > \omega_{\text{Tokyo}}$ ) が小さければ、投資回収に必要な居住期間  $\bar{T}$  が長くなっていく。

なお移住便益と移住費用を実質所得単位で表したが、移住先  $j$  の生計費  $P_j$  を両辺に掛けることで名目所得単位として表すこともできる。名目移住便益 NMC は以下のように表すことができる。

$$\text{NMB} = T \left( I_j - I_{\text{Tokyo}} \frac{P_j}{P_{\text{Tokyo}}} \right) + S_j \quad (19)$$

名目移住費用 NMC は以下のように表すことができる。

$$\text{NMC} = (D_{\text{Tokyo},j}^{\delta} - D_{\text{Tokyo,Tokyo}}^{\delta}) I_{\text{Tokyo}} \frac{P_j}{P_{\text{Tokyo}}} \quad (20)$$

東京都 23 区の名目所得  $I_{\text{Tokyo}}$ 、移住地の名目所得  $I_j$ 、相対生計費  $P_j/P_{\text{Tokyo}}$ 、移住距離  $D_{\text{Tokyo},j}$  の変数を様々なシナリオに基づいて設定したもとで、移住支援金  $S_j$  がどのような効果を持つのか反実仮想シミュレーションにより事前の政策評価を行うことができる。

## 4.2 移住支援金の潜在的効果の事前評価

表 5 と表 6 は男性について、表 7 と表 8 は女性について、「転職なき移住」による移住支援金の潜在的効果を数値シミュレーションにより評価している。「転職なき移住」となるので、名目所得は移住前後で変化しないと仮定する。相対実質所得の条件として、地方へ移住する際に、東京都 23 区よりも生計費が 2 割低くなる地方へ移住すると仮定する。この場合の相対実質所得  $\omega_j/\omega_{\text{Tokyo}} = (I_j/I_{\text{Tokyo}})/(P_j/P_{\text{Tokyo}})$  は  $1.25 (= 1/0.8)$  になる。移住費用の計算として、移住距離  $D_{\text{Tokyo},j}$  を 50km, 100km, 500km の場合で検証している。

反実仮想シミュレーションでは距離減衰パラメータ  $\delta$  の違いを考慮するため、男女別、未婚・既婚別、高卒・大卒別のシナリオを設定する。さらに、表 5 から表 8 において、男女共通に、東京都市圏における未婚高卒は年収 240 万円、既婚高卒は年収 400 万円、未婚大卒は年収 300 万円、既婚大卒は年収 500 万円を想定している。

まず男性に対する移住支援金の効果について図6に基づいて議論する。図6は、表5と表6の列(3)の列(7)をそれぞれ可視化したもので、500km離れた地方への移住について議論している。投資回収に必要な居住期間が最も短くなるのは、未婚の大卒男性の8.7年で、次に、既婚の大卒男性の14.1年、未婚の高卒男性の22.3年、既婚の高卒男性の31.3年である。移住支援金は単身で60万円、世帯で100万円となるが、政策の潜在的効果は、投資回収に必要な居住期間を1年程度短くする効果となっている。

女性に対する移住支援金の効果について図7に基づいて議論する。図7は、表7と表8の列(3)と列(7)をそれぞれ可視化したもので、500km離れた地方への移住について議論している。投資回収に必要な居住期間が最も短くなるのは、未婚の大卒女性の11.1年で、次に、既婚の大卒女性の12.8年、未婚の高卒女性の22.8年、既婚の高卒女性の26.6年である。移住支援金は単身で60万円、世帯で100万円となるが、男性と同様に、政策の潜在的効果は、投資回収に必要な居住期間を1年程度短くする効果となっている。

なお表5から表8の列(4)および列(8)では、男女それぞれについて仮に移住支援金を500万円に設定したらというシナリオを検証し、図8と図9で結果を可視化している。未婚の大卒男性にとって投資回収に必要な居住期間が1年未満になるため、大きな移住促進効果を持つと考えられる。一方で、既婚の大卒男女に対しては、移住支援金が500万円であっても短縮効果は5年となり、8年から9年程度は居住しないと移住先で純便益が正にならないことがわかる。既婚の高卒男女は移住費用が大きく、移住支援金として500万円支給しても投資回収に必要な居住期間が20年以上となっている。

表5から表8の列(1)および列(2)では、移住距離を50kmと100kmに変更して検証している。東京都23区から郊外への移住を考えているが、500km移住する場合と比較して、投資回収に必要な居住期間が半分以上短くなる。新型コロナウイルス感染症の流行以降に東京都市圏の郊外へ移住する人々が増えたように、「転職なき移住」が可能になった場合は必ずしも遠方への地方移住が促進されるとは限らないことが示唆される。

以上の結果をまとめる。テレワークが社会に浸透することで、名目所得を維持したままより生計費が低い地域で居住することが可能となる。従来の転職を前提にした移住支援金から、転職をしなくても移住支援金を受け取れるようにすることで地方への移住促進につながると考えられる。現在の移住支援金の金額の影響度は限定的であるものの、未婚の大卒者は移住費用が小さいため、移住支援金に最も反応しやすいと考えられる。既婚世帯の場合、移住支援金の影響度は小さいもの、就業先においてテレワークが可能になることで東京都23区から100km圏内の郊外地域が移住先として選択される可能性が高まることが示唆される。

[表5, 表6, 表7, 表8, 図6, 図7, 図8, 図9]

## 5 結論

本研究では、移住支援金政策の事前評価の分析枠組みを提案した。地方移住を投資行動として捉え、移住時に発生する一括の移住費用を、移住後に每期発生する便益によって何期間かけて返済していくのかという構造を定式化している。そして、移住の純便益が正になるま

でに必要な居住期間を推計することで具体的な政策議論につなげている。なお、各個人の移住費用は直接データとして観測できないため、本研究では人々の移住決定について理論モデルを構築し、実際に観測される移住フローから構造推定により移住費用の推計を行っている。

分析の結果、移住費用が最も小さく、投資回収に必要な居住期間が最も短くなる属性を示す人々は大卒の未婚男性であることがわかった。「転職なき移住」を仮定し、東京都 23 区から約 500km 離れた地方へ移住した場合、投資回収に必要な居住期間は約 9 年となった。同様に、大卒の未婚女性の場合は、約 11 年という結果になった。現行の単身 60 万円という移住支援金の金額は、この投資回収に必要な居住期間を 1 年だけ短くさせる効果を持つことがわかった。一方、高卒・大卒ともに既婚世帯は 500km 離れた地方へ移住するには移住費用が大きくなり、投資回収に必要な居住期間は高卒で 27–32 年、大卒で 13–14 年となった。ただし、東京都 23 区から 100km 以内の移住であれば、投資回収に必要な居住期間が高卒で 14–16 年、大卒で 8 年程度として推計された。なお平均的所得を持つ既婚世帯に対し 100 万円という移住支援金は、単身 60 万円とほぼ同じで、投資回収に必要な居住期間を 1 年程度短くする効果であることがわかった。さらに、本研究で提案した分析枠組みのもとで様々な金額の移住支援金の潜在的効果を検証した。

今後の政策含意として、地方への移住促進にとって重要なことは、移住前後で実質所得を每期増やせるかどうかである。従来の移住支援金の受給要件として、地元の中企業への転職が求められていたが、実質所得を維持できるかどうか不確実な状況であった。2021 年度から要件に追加されたテレワークを利用した「転職なき移住」のように、名目所得を維持しながら生計費の低い地方を選択することが可能となれば、移住支援金がなくても、地方への移住促進につながる可能性があることがわかった。ただし、移住支援金の対象とはならないが、東京圏の郊外が選択される可能性が高いこともわかった。東京圏郊外よりも東京圏外の地方移住がより魅力的になるような移住支援金の設定を考慮することが必要かもしれない。

最後に本研究の簡易的な試算方法には限界があることにも注意する。「転職なき移住」が可能となった社会における移住フローはまだ観測されておらず、政策実施後に距離減衰パラメータの値が過去の値とは異なっている可能性も考慮する必要がある。また、移住費用の定式化として単純に移住距離のみに依存すると仮定したが、現実をより反映するには公共交通網のつながりや出身地へ戻る移住等の要因を考慮する必要があるだろう。さらに本研究では、移住するかしないかの意思決定の観点から移住支援金の潜在的効果を議論したが、より重要な視点は、移住支援金を投じて地方への移住促進を進めることによって地域経済及び日本全体にそれ以上の便益を生み出しているのかという点である。そのような厚生を増大させる効果については別の枠組みで検証されなければならない。以上は今後の課題として残されている。

## 参考文献

- Ahlfeldt, Gabriel M., Stephen J. Redding, Daniel M. Sturm, and Nikolaus Wolf (2015)  
“The economics of density: Evidence from the Berlin Wall,” *Econometrica* 83(6), pp.

- 2127–2189.
- Combes, Pierre-Philippe and Laurent Gobillon (2015) “The empirics of agglomeration economies,” in Duranton, Gilles, J. Vernon Henderson, and William C. Strange eds. *Handbook of Regional and Urban Economics* Vol. 5, Amsterdam: Elsevier, Chap. 5, pp. 247–348.
- Combes, Pierre-Philippe, Gilles Duranton, and Laurent Gobillon (2019) “The costs of agglomeration: House and land prices in French cities,” *Review of Economic Studies* 86(4), pp. 1556–1589.
- Crozet, Matthieu (2004) “Do migrants follow market potentials? An estimation of a new economic geography model,” *Journal of Economic Geography* 4(4), pp. 439–458.
- Eaton, Jonathan and Samuel Kortum (2002) “Technology, geography, and trade,” *Econometrica* 70(5), pp. 1741–1779.
- Glaeser, Edward L. and David C. Maré (2001) “Cities and skills,” *Journal of Labor Economics* 19(2), pp. 316–342.
- Handbury, Jessie and David E. Weinstein (2015) “Goods prices and availability in cities,” *Review of Economic Studies* 82(1), pp. 258–296.
- Heblich, Stephan, Stephen J. Redding, and Daniel M. Sturm (2020) “The making of the modern metropolis: Evidence from London,” *Quarterly Journal of Economics* 135(4), pp. 2059–2133.
- Kondo, Keisuke (2020) “A Structural Estimation of the Disutility of Commuting.” RI-ETI Discussion Paper No. 20-E-031.
- Kondo, Keisuke and Toshihiro Okubo (2015) “Interregional labour migration and real wage disparities: Evidence from Japan,” *Papers in Regional Science* 94(1), pp. 67–87.
- Monte, Ferdinando, Stephen J. Redding, and Esteban Rossi-Hansberg (2018) “Commuting, migration, and local employment elasticities,” *American Economic Review* 108(12), pp. 3855–3590.
- Murata, Yasusada (2003) “Product diversity, taste heterogeneity, and geographic distribution of economic activities: Market vs. non-market interactions,” *Journal of Urban Economics* 53(1), pp. 126–144.
- Murata, Yasusada (2007) “Taste heterogeneity and the scale of production: Fragmentation, unification, and segmentation,” *Journal of Urban Economics* 62(1), pp. 135–160.
- Nakajima, Kentaro and Takatoshi Tabuchi (2011) “Estimating interregional utility differentials,” *Journal of Regional Science* 51(1), pp. 31–46.
- Owens, Raymond III, Esteban Rossi-Hansberg, and Pierre-Daniel Sarte (2020) “Rethinking Detroit,” *American Economic Journal: Economic Policy* 12(2), pp. 258–305.
- Picard, Robert (2012) “GEODIST: Stata module to compute geodetic distances.” Statistical Software Components S457147, Boston College Department of Economics.
- Ramos, Raul (2016) “Gravity models: A tool for migration analysis,” *IZA World of*

*Labor* 239.

- Redding, Stephen J. and Esteban Rossi-Hansberg (2017) “Quantitative spatial economics,” *Annual Review of Economics* 9, pp. 21–58.
- Silva, J. M. C. Santos and Silvana Tenreyro (2006) “The log of gravity,” *Review of Economics and Statistics* 88(4), pp. 641–658.
- Tabuchi, Takatoshi and Jacques-François Thisse (2002) “Taste heterogeneity, labor mobility and economic geography,” *Journal of Development Economics* 69(1), pp. 155–177.
- Wolpin, Kenneth (2007) “Ex Ante Policy Evaluation, Structural Estimation and Model Selection,” *American Economic Review* 97(2), pp. 48–52.
- 近藤恵介 (2019) 「市町村合併を考慮した市区町村パネルデータの作成」. RIETI テクニカルペーパー No. 19-T-001 .
- 総務省統計局 (2019) 「住民基本台帳人口移動報告 2018 年結果」, 1 月 .  
<https://www.stat.go.jp/data/idou/2018np/kihon/pdf/gaiyou.pdf>(2019年2月18日確認).
- 東京都政策企画局 (2018) 「東京都は、東京 2 3 区の大学の定員増の抑制に反対します」.  
<https://www.seisakukikaku.metro.tokyo.jp/collaboration/daigaku.html>  
 (2019年1月29日確認).
- 内閣官房まち・ひと・しごと創生本部事務局 (2015) 「まち・ひと・しごと創生『長期ビジョン』『総合戦略』」.  
[https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/panf\\_vision-sogo.pdf](https://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/info/pdf/panf_vision-sogo.pdf)  
 (2019年2月18日確認).
- 内閣官房デジタル田園都市国家構想実現会議事務局 (2022) 「ふるさと求人・移住支援金・起業支援金」.  
[https://www.chisou.go.jp/sousei/shienkin\\_index.html](https://www.chisou.go.jp/sousei/shienkin_index.html) (2022年10月18日確認).
- 中川雅之 (2015) 「東京は『日本の結婚』に貢献：人口分散は過剰介入」, 公益社団法人日本経済研究センター (編)『老いる都市、「選べる老後」で備えを：地方創生と少子化、議論分けよ』, 公益社団法人日本経済研究センター, 第4章, 45–59 頁 .
- 日本創成会議・人口減少問題検討分科会 (2014) 「提言『ストップ少子化・地方元気戦略』」, 5 月 .  
<http://www.policycouncil.jp/pdf/prop03/prop03.pdf> (2019年2月18日確認).
- 文部科学省 (2018) 「特定地域内学部収容定員の増加の抑制(東京 23 区における大学の学部等の収容定員の抑制)等」.  
[http://www.mext.go.jp/a\\_menu/koutou/teiinyokusei/index.htm](http://www.mext.go.jp/a_menu/koutou/teiinyokusei/index.htm) (2019年1月29日確認).

表 1 個人属性の分類

分類	個人属性の内訳
A.	男女計
B.	男性：全属性 女性：全属性
C.	男性：15-29 歳，30-44 歳，45-59 歳，60 歳以上， 女性：15-29 歳，30-44 歳，45-59 歳，60 歳以上
D.	男性（50 歳未満）：未婚，既婚・0-15 歳児同居なし，既婚・0-5 歳児同居あり，既婚・6-15 歳児同居あり， 女性（50 歳未満）：未婚，既婚・0-15 歳児同居なし，既婚・0-5 歳児同居あり，既婚・6-15 歳児同居あり
E.	男性：高卒以下・未婚，高卒以下・既婚，大卒以上・未婚，大卒以上・既婚， 女性：高卒以下・未婚，高卒以下・既婚，大卒以上・未婚，大卒以上・既婚

注)一部の属性情報は年によって調査されていない。市区町村間の人口移動は1980年，1990年，2000年，2010年，2015年のみで調査。教育は1980年，1990年，2000年，2010年のみで調査。

表 2 記述統計表（全属性の移住フロー）

変数	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
移住フロー (単位：人)								
平均値	16,393		15,480		15,976		14,074	13,647
標準偏差	139,239		116,497		125,758		102,689	97,259
1パーセンタイル値	1		1		1		1	1
10パーセンタイル値	1		1		1		1	1
25パーセンタイル値	1		1		1		1	1
50パーセンタイル値	2		2		2		2	2
75パーセンタイル値	6		6		6		5	5
90パーセンタイル値	19		19		19		17	17
99パーセンタイル値	258		240		253		228	226
合計	8,258,626		8,457,805		8,624,937		7,082,409	6,693,052
距離 (単位：km)								
平均値	371,941		388,015		375,901		372,778	373,836
標準偏差	341,888		352,951		350,255		354,964	357,068
1パーセンタイル値	10		11		11		11	10
10パーセンタイル値	45		48		47		45	44
25パーセンタイル値	103		109		106		101	101
50パーセンタイル値	263		276		263		257	258
75パーセンタイル値	552		574		549		543	544
90パーセンタイル値	875		892		883		883	884
99パーセンタイル値	1,527		1,547		1,546		1,555	1,560
市区町村間フロー								
非ゼロフロー数	503,791		546,359		539,873		503,235	490,435
全市区町村間フロー数	3,029,340		3,029,340		3,029,340		3,029,340	3,029,340
非ゼロフローの割合 (%)	16.63		18.04		17.82		16.61	16.19

注)「国勢調査」(総務省)の調査票情報より著者集計。2015年10月1日時点の市区町村単位で再集計した市区町村間の通勤フローを計算。市区町村間の距離は、MANDARA から得た市区町村役場の緯度経度より直線距離として計算し、1980年から2015年にかけて同一。記述統計ではゼロフローを除いて計算している。

表 3 記述統計表（男性の移住フロー）

変数	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
移住フロー (単位：人)								
平均値	12,976		12,059		12,256		10,549	10,051
標準偏差	104,475		84,424		87,872		69,191	63,692
1パーセンタイル値	1		1		1		1	1
10パーセンタイル値	1		1		1		1	1
25パーセンタイル値	1		1		1		1	1
50パーセンタイル値	2		2		2		2	2
75パーセンタイル値	5		5		5		4	4
90パーセンタイル値	16		16		16		14	13
99パーセンタイル値	202		183		191		166	161
合計	5,741,290		5,885,126		5,782,945		4,564,186	4,208,893
距離 (単位：km)								
平均値	363.426		382.689		367.238		361.943	363.399
標準偏差	339.044		352.219		346.335		347.798	351.085
1パーセンタイル値	10		10		10		10	10
10パーセンタイル値	42		45		44		42	41
25パーセンタイル値	98		105		100		96	95
50パーセンタイル値	255		271		256		248	249
75パーセンタイル値	540		567		537		528	528
90パーセンタイル値	868		888		875		872	874
99パーセンタイル値	1,522		1,546		1,541		1,544	1,552
市区町村間フロー 非ゼロフロー数	442,448		488,038		471,852		432,669	418,744
全市区町村間フロー数	3,031,081		3,031,081		3,031,081		3,031,081	3,031,081
非ゼロフローの割合 (%)	14.60		16.10		15.57		14.27	13.82

注)「国勢調査」(総務省)の調査票情報より著者集計。2015年10月1日時点の市区町村単位で再集計した市区町村間の通勤フローを計算。市区町村間の距離は、MANDARA から得た市区町村役場の緯度経度より直線距離として計算し、1980年から2015年にかけて同一。記述統計ではゼロフローを除いて計算している。

表 4 記述統計表（女性の移住フロー）

変数	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
移住フロー								
（単位：人）								
平均値	8,728		8,556		9,249		8,649	8,597
標準偏差	55,815		50,434		58,553		51,112	50,414
1パーセンタイル値	1		1		1		1	1
10パーセンタイル値	1		1		1		1	1
25パーセンタイル値	1		1		1		1	1
50パーセンタイル値	1		2		1		1	1
75パーセンタイル値	4		4		4		4	4
90パーセンタイル値	11		12		12		11	11
99パーセンタイル値	140		133		150		142	142
合計	2,517,336		2,572,679		2,841,992		2,518,223	2,484,159
距離								
（単位：km）								
平均値	329,191		337,274		327,200		329,553	332,003
標準偏差	327,697		335,682		336,998		349,102	350,487
1パーセンタイル値	8		8		8		8	8
10パーセンタイル値	32		34		33		32	32
25パーセンタイル値	76		79		77		74	74
50パーセンタイル値	212		219		205		202	204
75パーセンタイル値	502		510		473		470	476
90パーセンタイル値	829		846		840		850	855
99パーセンタイル値	1,498		1,528		1,533		1,552	1,554
市区町村間フロー								
非ゼロフロー数	288,417		300,700		307,274		291,172	288,942
全市区町村間フロー数	3,031,081		3,031,081		3,031,081		3,031,081	3,031,081
非ゼロフローの割合 (%)	9.52		9.92		10.14		9.61	9.53

注）「国勢調査」（総務省）の調査票情報より著者集計．2015年10月1日時点の市区町村単位で再集計した市区町村間の通勤フローを計算．市区町村間の距離は，MANDARA から得た市区町村役場の緯度経度より直線距離として計算し，1980年から2015年にかけて同一．記述統計ではゼロフローを除いて計算している．

表 5 移住決定の閾値からの乖離金額の試算（男性・高卒の場合）

区分	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	男性・高卒・未婚				男性・高卒・既婚			
現実仮説における設定								
東京での名目所得（年収）： $I_{\text{Tokyo}}$	240万円	240万円	240万円	240万円	400万円	400万円	400万円	400万円
移住支援金（万円）： $S_{\text{Tokyo},j}$	60万円	60万円	60万円	500万円	100万円	100万円	100万円	500万円
移住費用（相対実質所得単位）： $D_{\text{Tokyo},j}^{\delta}$	3.271	4.035	6.571	6.571	3.937	5.019	8.82	8.82
移住距離： $D_{\text{Tokyo},j}$	50km	100km	500km	500km	50km	100km	500km	500km
弾力性： $\delta (= \hat{p}\beta)$	0.303	0.303	0.303	0.303	0.35	0.35	0.35	0.35
相対実質所得： $\omega_j / \omega_{\text{Tokyo}}$	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25
相対名目所得： $I_j / I_{\text{Tokyo}}$	1	1	1	1	1	1	1	1
相対生計費： $P_j / P_{\text{Tokyo}}$	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
現実仮説の分析結果								
投資回収期間としての居住年数（移住支援金なし）	9.1年	12.1年	22.3年	22.3年	11.7年	16.1年	31.3年	31.3年
投資回収期間としての居住年数（移住支援金あり）	7.8年	10.9年	21年	11.9年	10.5年	14.8年	30年	25年
移住支援金の効果	1.3年	1.3年	1.3年	10.4年	1.3年	1.3年	1.3年	6.3年
移住先における毎期の便益（万円）	48万円	48万円	48万円	48万円	80万円	80万円	80万円	80万円
移住費用（万円）	436万円	583万円	1070万円	1070万円	940万円	1286万円	2502万円	2502万円

注）著者による計算．距離減衰パラメータの推定値は2010年の推定結果に基づく．

表 6 移住決定の閾値からの乖離金額の試算（男性・大卒の場合）

区分	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	男性・大卒・未婚			男性・大卒・既婚				
現実仮説における設定								
東京での名目所得（年収）： $I_{\text{Tokyo}}$	300万円	300万円	300万円	300万円	500万円	500万円	500万円	500万円
移住支援金（万円）： $S_{\text{Tokyo},j}$	60万円	60万円	60万円	500万円	100万円	100万円	100万円	500万円
移住費用（相対実質所得単位）： $D_{\text{Tokyo},j}^{\delta}$	2.069	2.354	3.175	3.175	2.587	3.061	4.526	4.526
移住距離： $D_{\text{Tokyo},j}$	50km	100km	500km	500km	50km	100km	500km	500km
弾力性： $\delta (= \hat{p}\beta)$	0.186	0.186	0.186	0.186	0.243	0.243	0.243	0.243
相対実質所得： $\omega_j / \omega_{\text{Tokyo}}$	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25
相対名目所得： $I_j / I_{\text{Tokyo}}$	1	1	1	1	1	1	1	1
相対生計費： $P_j / P_{\text{Tokyo}}$	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
現実仮説の分析結果								
投資回収期間としての居住年数（移住支援金なし）	4.3年	5.4年	8.7年	8.7年	6.3年	8.2年	14.1年	14.1年
投資回収期間としての居住年数（移住支援金あり）	3.3年	4.4年	7.7年	0.4年	5.3年	7.2年	13.1年	9.1年
移住支援金の効果	1年	1年	1年	8.3年	1年	1年	1年	5年
移住先における毎期の便益（万円）	60万円	60万円	60万円	60万円	100万円	100万円	100万円	100万円
移住費用（万円）	257万円	325万円	522万円	522万円	635万円	825万円	1410万円	1410万円

注）著者による計算．距離減衰パラメータの推定値は2010年の推定結果に基づく．

表 7 移住決定の閾値からの乖離金額の試算（女性・高卒の場合）

区分	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	女性・高卒・未婚			女性・高卒・既婚				
現実仮説における設定								
東京での名目所得（年収）： $I_{\text{Tokyo}}$	240万円	240万円	240万円	240万円	400万円	400万円	400万円	400万円
移住支援金（万円）： $S_{\text{Tokyo},j}$	60万円	60万円	60万円	500万円	100万円	100万円	100万円	500万円
移住費用（相対実質所得単位）： $D_{\text{Tokyo},j}^{\delta}$	3.313	4.097	6.706	6.706	3.603	4.521	7.661	7.661
移住距離： $D_{\text{Tokyo},j}$	50km	100km	500km	500km	50km	100km	500km	500km
弾力性： $\delta (= \hat{p}\beta)$	0.306	0.306	0.306	0.306	0.328	0.328	0.328	0.328
相対実質所得： $\omega_j / \omega_{\text{Tokyo}}$	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25
相対名目所得： $I_j / I_{\text{Tokyo}}$	1	1	1	1	1	1	1	1
相対生計費： $P_j / P_{\text{Tokyo}}$	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
現実仮説の分析結果								
投資回収期間としての居住年数（移住支援金なし）	9.3年	12.4年	22.8年	22.8年	10.4年	14.1年	26.6年	26.6年
投資回収期間としての居住年数（移住支援金あり）	8年	11.1年	21.6年	12.4年	9.2年	12.8年	25.4年	20.4年
移住支援金の効果	1.3年	1.3年	1.3年	10.4年	1.3年	1.3年	1.3年	6.3年
移住先における毎期の便益（万円）	48万円	48万円	48万円	48万円	80万円	80万円	80万円	80万円
移住費用（万円）	444万円	595万円	1096万円	1096万円	833万円	1127万円	2132万円	2132万円

注）著者による計算．距離減衰パラメータの推定値は2010年の推定結果に基づく．

表 8 移住決定の閾値からの乖離金額の試算（女性・大卒の場合）

区分	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
			女性・大卒・未婚				女性・大卒・既婚	
反実仮説における設定								
東京での名目所得（年収）： $I_{\text{Tokyo}}$	300万円	300万円	300万円	300万円	500万円	500万円	500万円	500万円
移住支援金（万円）： $S_{\text{Tokyo},j}$	60万円	60万円	60万円	500万円	100万円	100万円	100万円	500万円
移住費用（相対実質所得単位）： $D_{\text{Tokyo},j}^{\delta}$	2.307	2.675	3.772	3.772	2.467	2.894	4.196	4.196
移住距離： $D_{\text{Tokyo},j}$	50km	100km	500km	500km	50km	100km	500km	500km
弾力性： $\delta (= \hat{p}\beta)$	0.214	0.214	0.214	0.214	0.231	0.231	0.231	0.231
相対実質所得： $\omega_j / \omega_{\text{Tokyo}}$	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25	1.25
相対名目所得： $I_j / I_{\text{Tokyo}}$	1	1	1	1	1	1	1	1
相対生計費： $P_j / P_{\text{Tokyo}}$	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8	0.8
反実仮説の分析結果								
投資回収期間としての居住年数（移住支援金なし）	5.2年	6.7年	11.1年	11.1年	5.9年	7.6年	12.8年	12.8年
投資回収期間としての居住年数（移住支援金あり）	4.2年	5.7年	10.1年	2.8年	4.9年	6.6年	11.8年	7.8年
移住支援金の効果	1年	1年	1年	8.3年	1年	1年	1年	5年
移住先における毎期の便益（万円）	60万円	60万円	60万円	60万円	100万円	100万円	100万円	100万円
移住費用（万円）	314万円	402万円	665万円	665万円	587万円	758万円	1279万円	1279万円

注）著者による計算．距離減衰パラメータの推定値は2010年の推定結果に基づく．

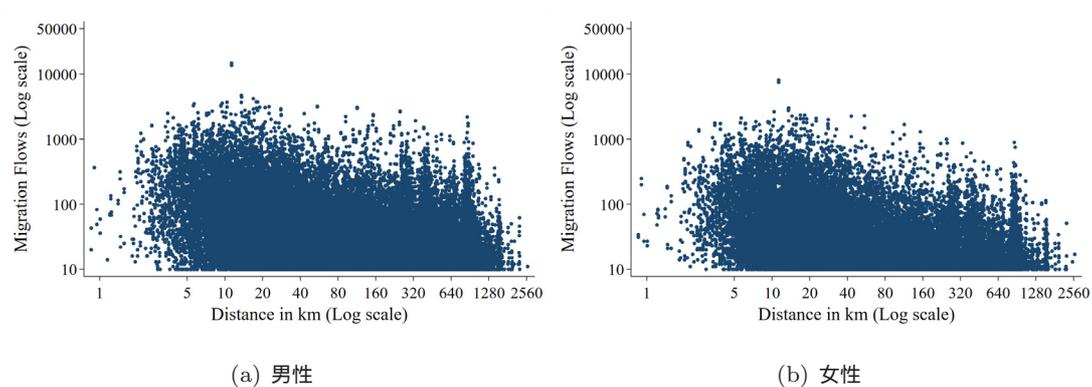


図 1: 移住フローと移住距離の散布図 (全属性)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局) の調査票情報をもとに著者作成。移住フローが 10 人未満は非掲載。属性別の結果は、Online Appendix において掲載している。

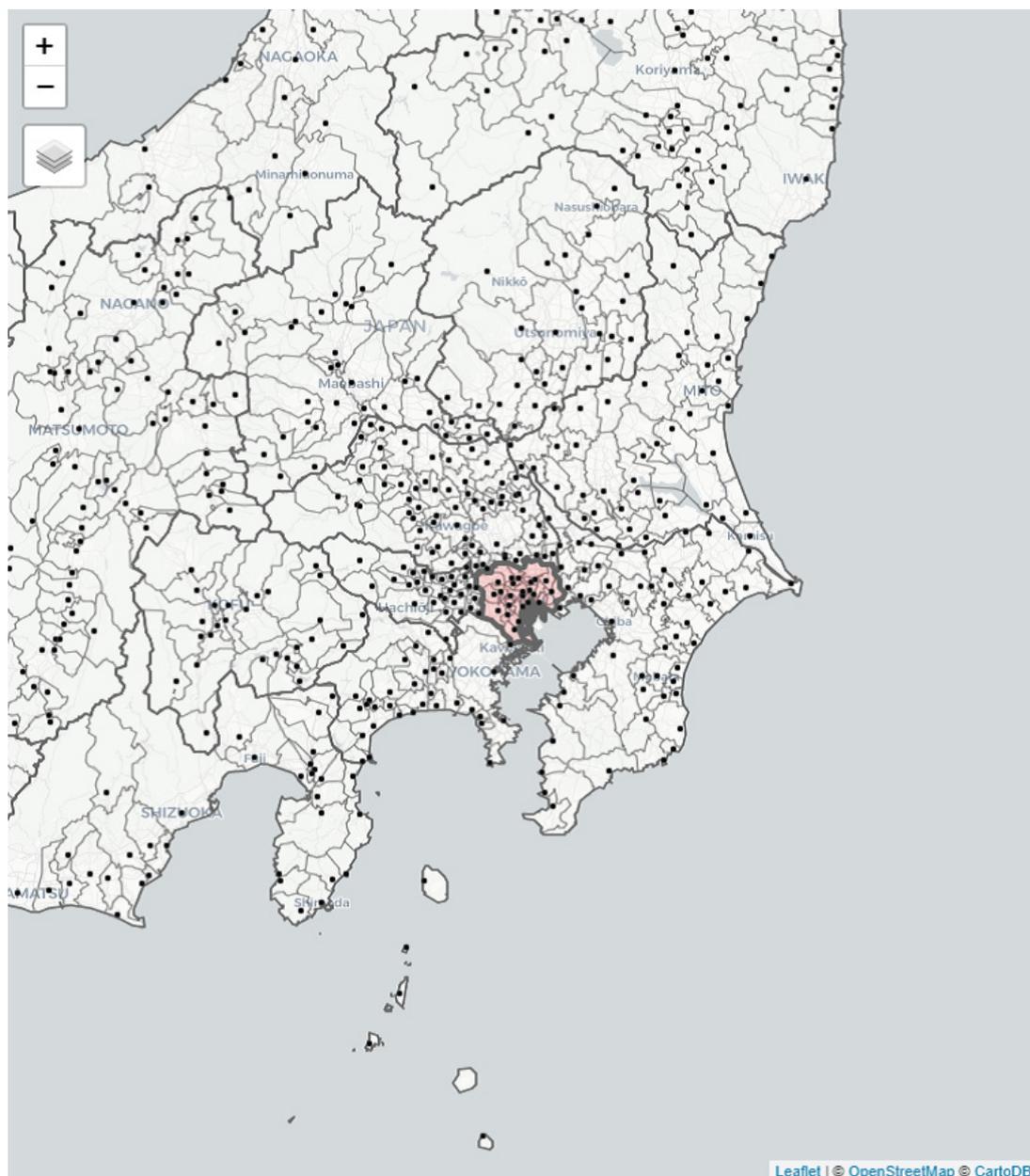
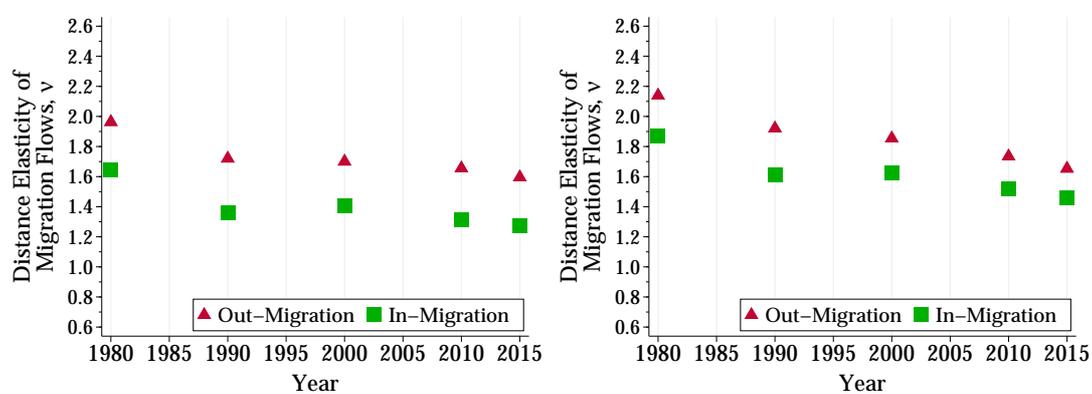


図 2: 東京都 23 区からの移住と東京都 23 区への移住の地理情報

注) 著者作成。地図上の黒マーカーは市区町村間の距離の基準となる市区町村役場の基準点を示している(一部の市町村では合併前の位置情報になっていることに注意)。東京都 23 区間の移住を除き、東京都 23 区から全国の市町村への移住と、全市町村から東京都 23 区への移住の双方向の分析を行う。



(a) 男性

(b) 女性

図 3: 移住フローの重力方程式における距離弾力性の推定値(全属性)

「国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報を独自に集計した市区町村間の移住フローより重力方程式を推定。1985年, 1995年, 2005年は人口移動調査は実施されていない。推定結果の表は Online Appendix に掲載している。

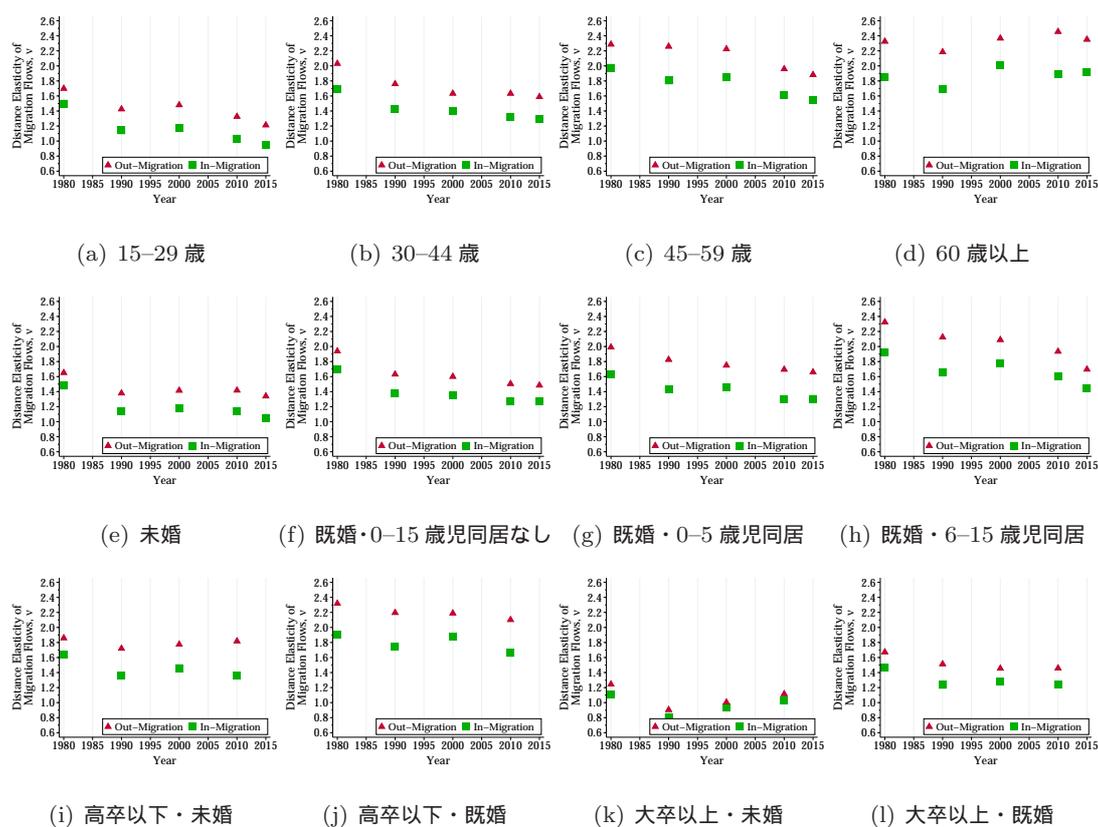


図 4: 移住フローの重力方程式における距離弾力性の推定値 (男性)

注)「国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報を独自に集計した市区町村間の移住フローより重力方程式を推定。1985年,1995年,2005年は人口移動調査は実施されていない。1985年,1995年,2005年,2015年は教育に関する調査は行われていない。推定結果の表は Online Appendix に掲載している。

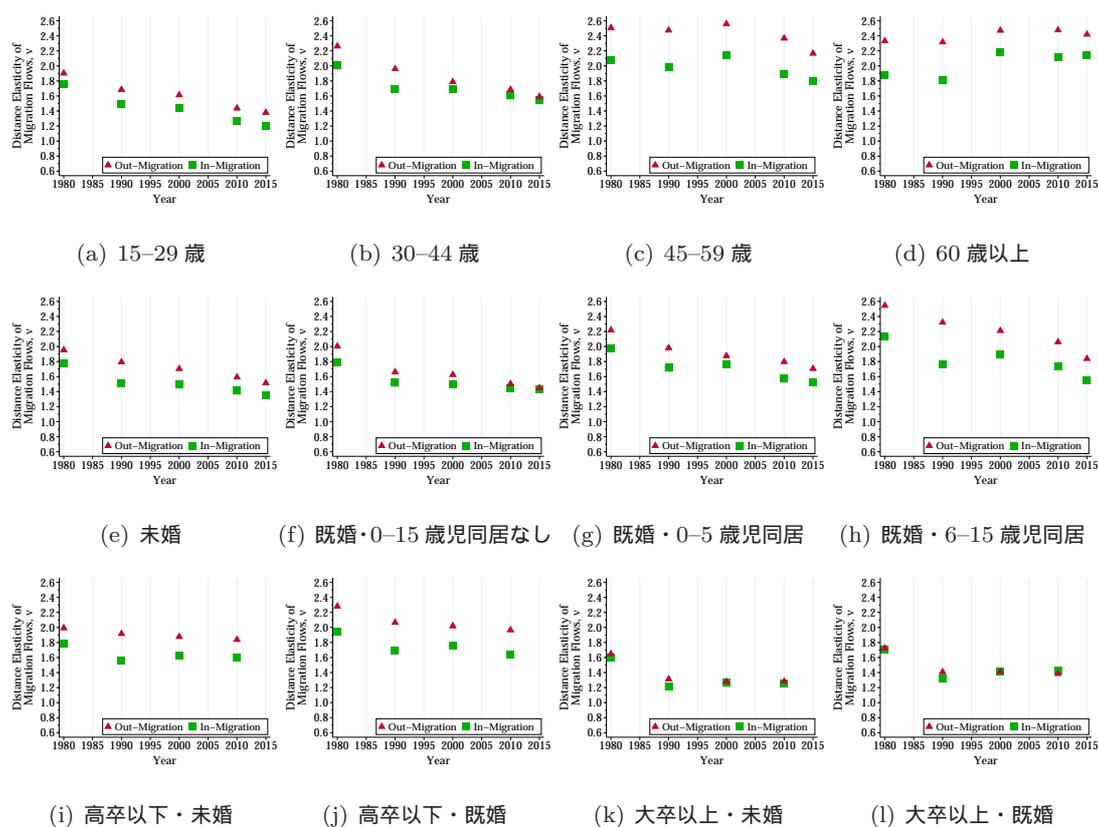


図 5: 移住フローの重力方程式における距離弾力性の推定値 (女性)

注)「国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報を独自に集計した市区町村間の移住フローより重力方程式を推定。1985年,1995年,2005年は人口移動調査は実施されてない。1985年,1995年,2005年,2015年は教育に関する調査は行われていない。推定結果の表は Online Appendix に掲載している。

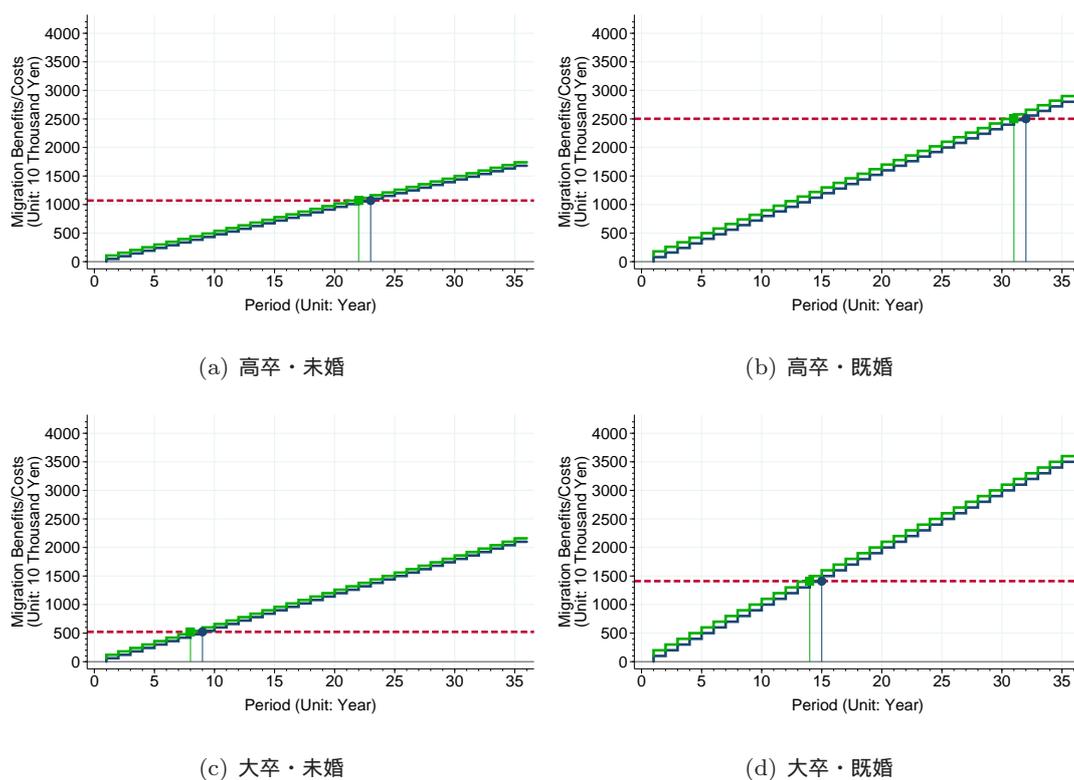


図 6: 現行制度のもとでの移住支援金の事前評価 (男性)

注) 表 5 から表 6 の列 (3) の列 (7) に基づき著者作成。赤色点線が移住費用，青色実線が移住便益（移住補助金なし），緑色実線が移住便益（移住補助金あり）を表す。交点は投資回収に必要な居住期間を表す。

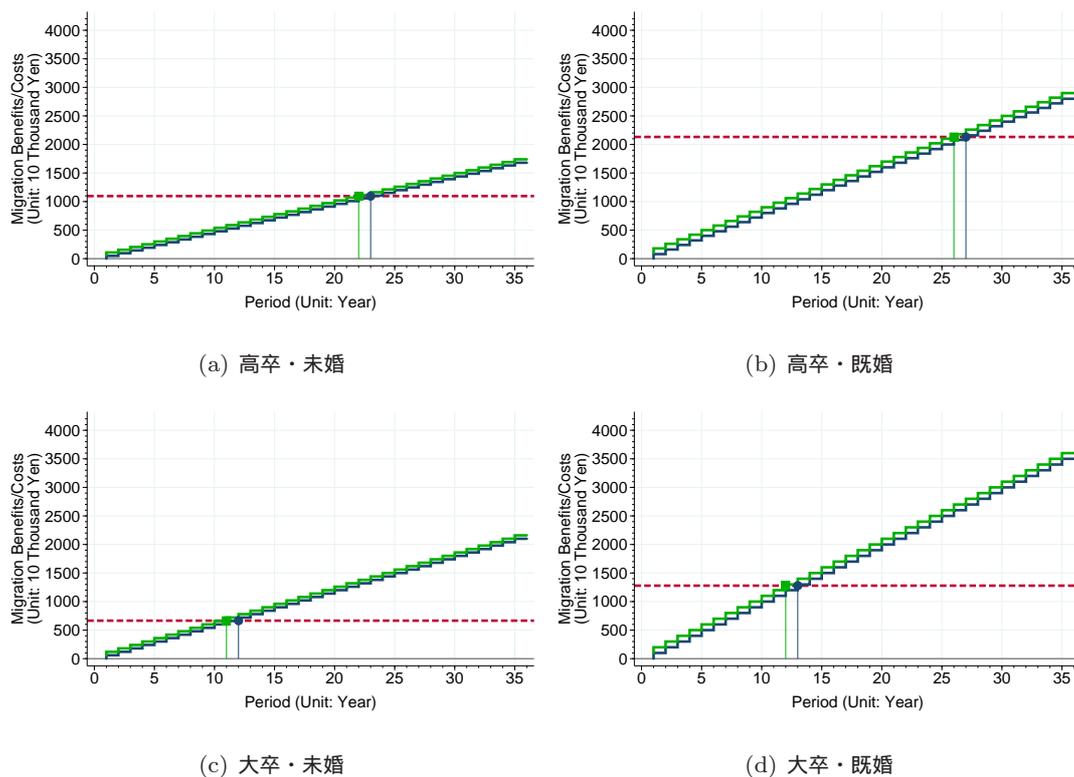


図 7: 現行制度のもとでの移住支援金の事前評価(女性)

注) 表 7 から表 8 の列 (3) の列 (7) に基づき著者作成。赤色点線が移住費用, 青色実線が移住便益(移住補助金なし), 緑色実線が移住便益(移住補助金あり)を表す。交点は投資回収に必要な居住期間を表す。

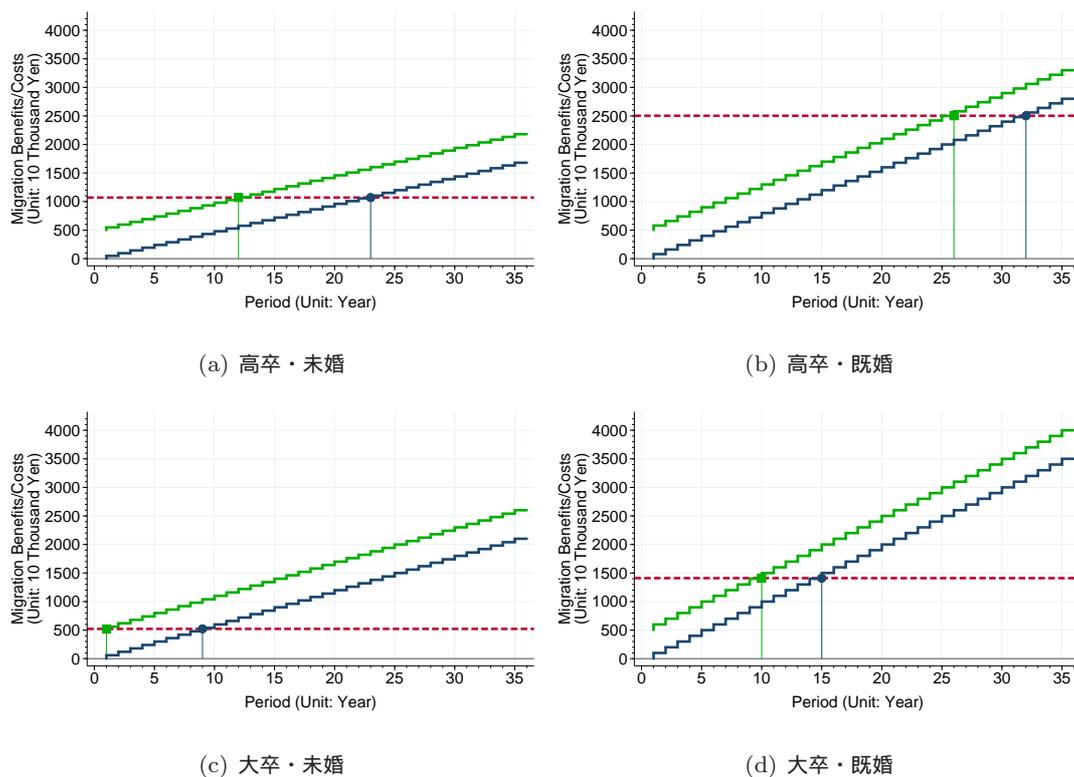


図 8: 移住支援金が 500 万円のときの反実仮想に基づく事前評価 (男性)

注) 表 5 から表 6 の列 (4) の列 (8) に基づき著者作成。赤色点線が移住費用, 青色実線が移住便益 (移住補助金なし), 緑色実線が移住便益 (移住補助金あり) を表す。交点は投資回収に必要な居住期間を表す。

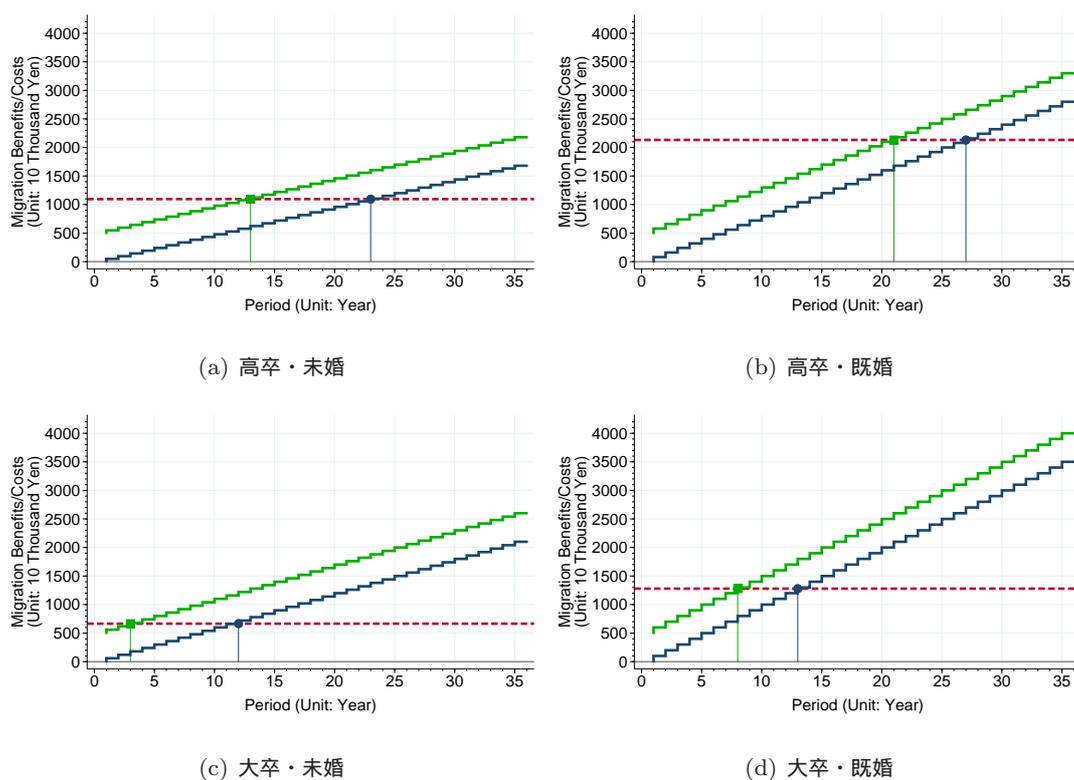


図9: 移住支援金が500万円のときの反実仮想に基づく事前評価(女性)

注) 表7から表8の列(4)の列(8)に基づき著者作成。赤色点線が移住費用, 青色実線が移住便益(移住補助金なし), 緑色実線が移住便益(移住補助金あり)を表す。交点は投資回収に必要な居住期間を表す。

## Online Appendix

# 東京一極集中と地方への移住促進

近藤恵介\*

(経済産業研究所 & 神戸大学)

Online Appendix では追加的な分析結果について掲載している。

## 目次

- Online Appendix A.	
東京都 23 区に関する重力方程式の距離弾力性パラメータの推定結果 .....	2
- Online Appendix B.	
東京都 23 区から地方への移住費用 .....	7
- Online Appendix C.	
全市区町村間移住フローに基づく距離弾力性パラメータの推定結果 .....	14
- Online Appendix D.	
全市区町村間の属性別の移住フローと移動距離の散布図 .....	21
- Online Appendix E.	
全市区町村間移住フローによる移住費用の数値シミュレーション .....	25

---

\* 独立行政法人経済産業研究所研究員。〒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)。

## Online Appendix A.

### 東京都 23 区に関する重力方程式の距離弾力性パラメータの推定結果

表 A.1 から表 A.4 において，東京都 23 区に関する重力方程式の距離弾力性パラメータの推定結果を掲載している．

[表 A.1 , 表 A.2 , 表 A.3 , 表 A.4]

表 A.1 東京都 23 区に関するポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（全属性）

従属変数：市区町村間の移住フロー			
年	全体 (1)	男性 (2)	女性 (3)
東京都 23 区からの人口移動			
1980	2.010 (0.0046)	1.963 (0.0054)	2.139 (0.0089)
1985			
1990	1.778 (0.0048)	1.720 (0.0057)	1.921 (0.0088)
1995			
2000	1.750 (0.0052)	1.700 (0.0064)	1.854 (0.0091)
2005			
2010	1.682 (0.0058)	1.655 (0.0073)	1.734 (0.0097)
2015	1.616 (0.0060)	1.595 (0.0077)	1.653 (0.0098)
東京都 23 区への人口移動			
1980	1.719 (0.0062)	1.645 (0.0076)	1.870 (0.0109)
1985			
1990	1.443 (0.0065)	1.358 (0.0080)	1.613 (0.0112)
1995			
2000	1.484 (0.0056)	1.405 (0.0071)	1.622 (0.0092)
2005			
2010	1.396 (0.0063)	1.314 (0.0082)	1.520 (0.0099)
2015	1.351 (0.0062)	1.271 (0.0082)	1.461 (0.0096)

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015年10月1日時点で市区町村数は1,741あり、東京都23区を除く1,718市町村と東京都23区との移住フローが分析対象になっている。重力方程式の観測数は、39,514 (= 1,718 × 23) になる。1985年、1995年、2005年は人口移動調査は実施されてないため空欄になっている。

表 A.2 東京都 23 区に関するポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（年齢別）

従属変数：市区町村間の移住フロー								
年	男性				女性			
	15-29 歳	30-44 歳	45-59 歳	60 歳以上	15-29 歳	30-44 歳	45-59 歳	60 歳以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
東京都 23 区からの人口移動								
1980	1.699 (0.0093)	2.031 (0.0075)	2.287 (0.0155)	2.326 (0.0359)	1.902 (0.0133)	2.261 (0.0142)	2.506 (0.0240)	2.331 (0.0606)
1985								
1990	1.425 (0.0096)	1.760 (0.0081)	2.259 (0.0165)	2.184 (0.0329)	1.684 (0.0131)	1.959 (0.0147)	2.473 (0.0234)	2.316 (0.0526)
1995								
2000	1.479 (0.0118)	1.633 (0.0089)	2.224 (0.0170)	2.367 (0.0369)	1.612 (0.0144)	1.786 (0.0142)	2.558 (0.0244)	2.472 (0.0540)
2005								
2010	1.326 (0.0162)	1.633 (0.0094)	1.959 (0.0200)	2.455 (0.0349)	1.437 (0.0181)	1.684 (0.0132)	2.367 (0.0285)	2.476 (0.0475)
2015	1.212 (0.0175)	1.588 (0.0099)	1.882 (0.0199)	2.351 (0.0359)	1.379 (0.0191)	1.591 (0.0131)	2.166 (0.0265)	2.419 (0.0485)
東京都 23 区への人口移動								
1980	1.499 (0.0116)	1.693 (0.0112)	1.976 (0.0244)	1.852 (0.0609)	1.761 (0.0147)	2.004 (0.0192)	2.074 (0.0352)	1.877 (0.0843)
1985								
1990	1.142 (0.0126)	1.423 (0.0121)	1.805 (0.0233)	1.693 (0.0556)	1.495 (0.0151)	1.693 (0.0198)	1.989 (0.0347)	1.806 (0.0805)
1995								
2000	1.171 (0.0126)	1.402 (0.0099)	1.846 (0.0193)	2.011 (0.0451)	1.439 (0.0136)	1.688 (0.0146)	2.141 (0.0289)	2.183 (0.0653)
2005								
2010	1.033 (0.0167)	1.324 (0.0109)	1.614 (0.0214)	1.892 (0.0424)	1.264 (0.0170)	1.606 (0.0140)	1.896 (0.0309)	2.121 (0.0602)
2015	0.952 (0.0168)	1.296 (0.0111)	1.545 (0.0203)	1.915 (0.0419)	1.203 (0.0168)	1.541 (0.0137)	1.803 (0.0269)	2.146 (0.0564)

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015年10月1日時点で市区町村数は1,741あり、東京都23区を除く1,718市町村と東京都23区との移住フローが分析対象になっている。重力方程式の観測数は、39,514 (= 1,718 × 23) になる。1985年、1995年、2005年は人口移動調査は実施されてないため空欄になっている。

表 A.3 東京都 23 区に関するポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（未婚・既婚別）

従属変数：市区町村間の移住フロー								
年	男性（50 歳未満）				女性（50 歳未満）			
	未婚	既婚			未婚	既婚		
	全体	0-15 歳児 同居なし	0-5 歳児 同居あり	6-15 歳児 同居あり	全体	0-15 歳児 同居なし	0-5 歳児 同居あり	6-15 歳児 同居あり
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
東京都 23 区からの人口移動								
1980	1.651 (0.0104)	1.938 (0.0133)	1.990 (0.0094)	2.324 (0.0157)	1.954 (0.0161)	2.002 (0.0179)	2.216 (0.0220)	2.545 (0.0247)
1985								
1990	1.378 (0.0100)	1.630 (0.0136)	1.826 (0.0106)	2.123 (0.0200)	1.793 (0.0155)	1.660 (0.0172)	1.981 (0.0239)	2.320 (0.0285)
1995								
2000	1.415 (0.0114)	1.600 (0.0136)	1.749 (0.0128)	2.089 (0.0274)	1.704 (0.0155)	1.625 (0.0166)	1.876 (0.0281)	2.210 (0.0372)
2005								
2010	1.417 (0.0143)	1.504 (0.0149)	1.695 (0.0133)	1.934 (0.0329)	1.591 (0.0171)	1.504 (0.0174)	1.797 (0.0252)	2.061 (0.0434)
2015	1.339 (0.0151)	1.483 (0.0161)	1.658 (0.0137)	1.696 (0.0370)	1.514 (0.0176)	1.447 (0.0179)	1.705 (0.0227)	1.838 (0.0465)
東京都 23 区への人口移動								
1980	1.479 (0.0125)	1.698 (0.0184)	1.630 (0.0145)	1.923 (0.0243)	1.777 (0.0166)	1.790 (0.0234)	1.975 (0.0302)	2.130 (0.0382)
1985								
1990	1.140 (0.0126)	1.375 (0.0189)	1.429 (0.0174)	1.652 (0.0300)	1.514 (0.0168)	1.518 (0.0228)	1.717 (0.0350)	1.765 (0.0436)
1995								
2000	1.175 (0.0116)	1.357 (0.0153)	1.460 (0.0154)	1.775 (0.0307)	1.492 (0.0135)	1.503 (0.0183)	1.768 (0.0318)	1.891 (0.0436)
2005								
2010	1.144 (0.0140)	1.268 (0.0165)	1.301 (0.0175)	1.607 (0.0368)	1.412 (0.0149)	1.445 (0.0189)	1.572 (0.0322)	1.734 (0.0497)
2015	1.052 (0.0140)	1.270 (0.0170)	1.305 (0.0173)	1.446 (0.0394)	1.350 (0.0145)	1.433 (0.0187)	1.524 (0.0287)	1.554 (0.0488)

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015 年 10 月 1 日時点で市区町村数は 1,741 あり、東京都 23 区を除く 1,718 市町村と東京都 23 区との移住フローが分析対象になっている。重力方程式の観測数は、39,514 (= 1,718 × 23) になる。1985 年、1995 年、2005 年は人口移動調査は実施されてないため空欄になっている。

表 A.4 東京都 23 区に関するポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（婚姻状態・学歴別）

年	従属変数：市区町村間の移住フロー							
	男性				女性			
	高卒		大卒		高卒		大卒	
	未婚	既婚	未婚	既婚	未婚	既婚	未婚	既婚
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
東京都 23 区からの人口移動								
1980	1.859 (0.0131)	2.319 (0.0084)	1.243 (0.0181)	1.672 (0.0107)	1.993 (0.0172)	2.281 (0.0122)	1.648 (0.0445)	1.725 (0.0359)
1985								
1990	1.719 (0.0134)	2.195 (0.0104)	0.904 (0.0159)	1.513 (0.0104)	1.917 (0.0172)	2.064 (0.0132)	1.313 (0.0365)	1.408 (0.0282)
1995								
2000	1.774 (0.0156)	2.188 (0.0125)	1.004 (0.0171)	1.455 (0.0113)	1.876 (0.0184)	2.019 (0.0148)	1.279 (0.0298)	1.411 (0.0251)
2005								
2010	1.818 (0.0217)	2.102 (0.0155)	1.115 (0.0195)	1.458 (0.0115)	1.837 (0.0230)	1.966 (0.0175)	1.282 (0.0269)	1.385 (0.0206)
2015								
東京都 23 区への人口移動								
1980	1.643 (0.0156)	1.907 (0.0133)	1.111 (0.0218)	1.467 (0.0152)	1.785 (0.0177)	1.947 (0.0173)	1.597 (0.0489)	1.710 (0.0452)
1985								
1990	1.363 (0.0169)	1.742 (0.0167)	0.810 (0.0194)	1.235 (0.0152)	1.564 (0.0188)	1.692 (0.0192)	1.214 (0.0375)	1.326 (0.0367)
1995								
2000	1.460 (0.0172)	1.875 (0.0160)	0.940 (0.0159)	1.279 (0.0122)	1.626 (0.0171)	1.762 (0.0174)	1.263 (0.0228)	1.412 (0.0257)
2005								
2010	1.360 (0.0245)	1.659 (0.0208)	1.036 (0.0174)	1.238 (0.0129)	1.604 (0.0227)	1.636 (0.0212)	1.257 (0.0206)	1.429 (0.0220)
2015								

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015年10月1日時点で市区町村数は1,741あり、東京都23区を除く1,718市町村と東京都23区との移住フローが分析対象になっている。重力方程式の観測数は、39,514 (= 1,718 × 23) になる。1985年、1995年、2005年は人口移動調査は実施されてないため空欄になっている。

## Online Appendix B.

### 東京都 23 区から地方への移住費用

図 B.1 から図 B.6 において、東京都 23 区移住費用（実質所得単位）を地図上に示している。

[図 B.1 , 図 B.2 , 図 B.3 , 図 B.4 , 図 B.5 , 図 B.6]

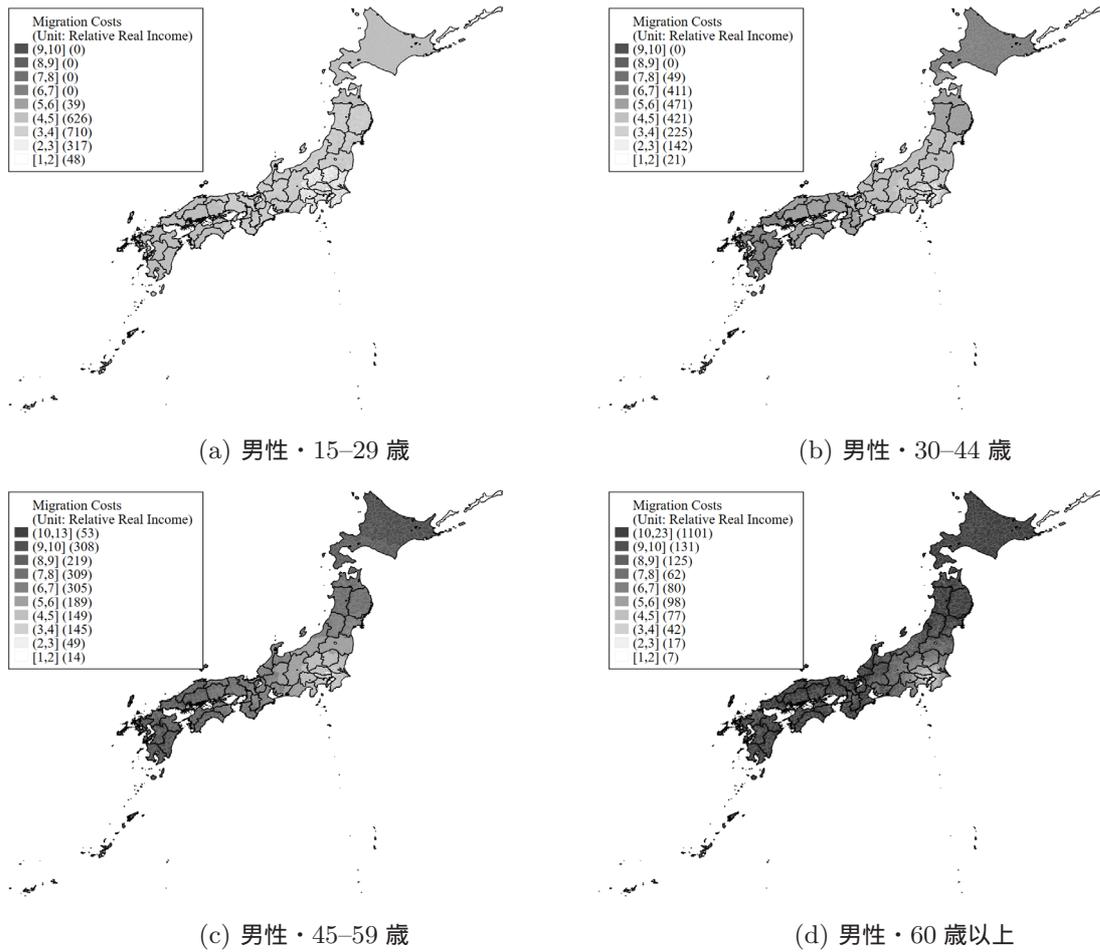


図 B.1: 東京都市圏から地方への移住費用（男性・年齢別）

注) 重力方程式の推定結果をもとに著者作成。東京都千代田区から他市町村へ移住する場合に、少なくともどれほどの移住費用がかかるのか市区町村単位の地図上で示している。なお移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。ここでは 2010 年データからのパラメータ推定値を使用し、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。

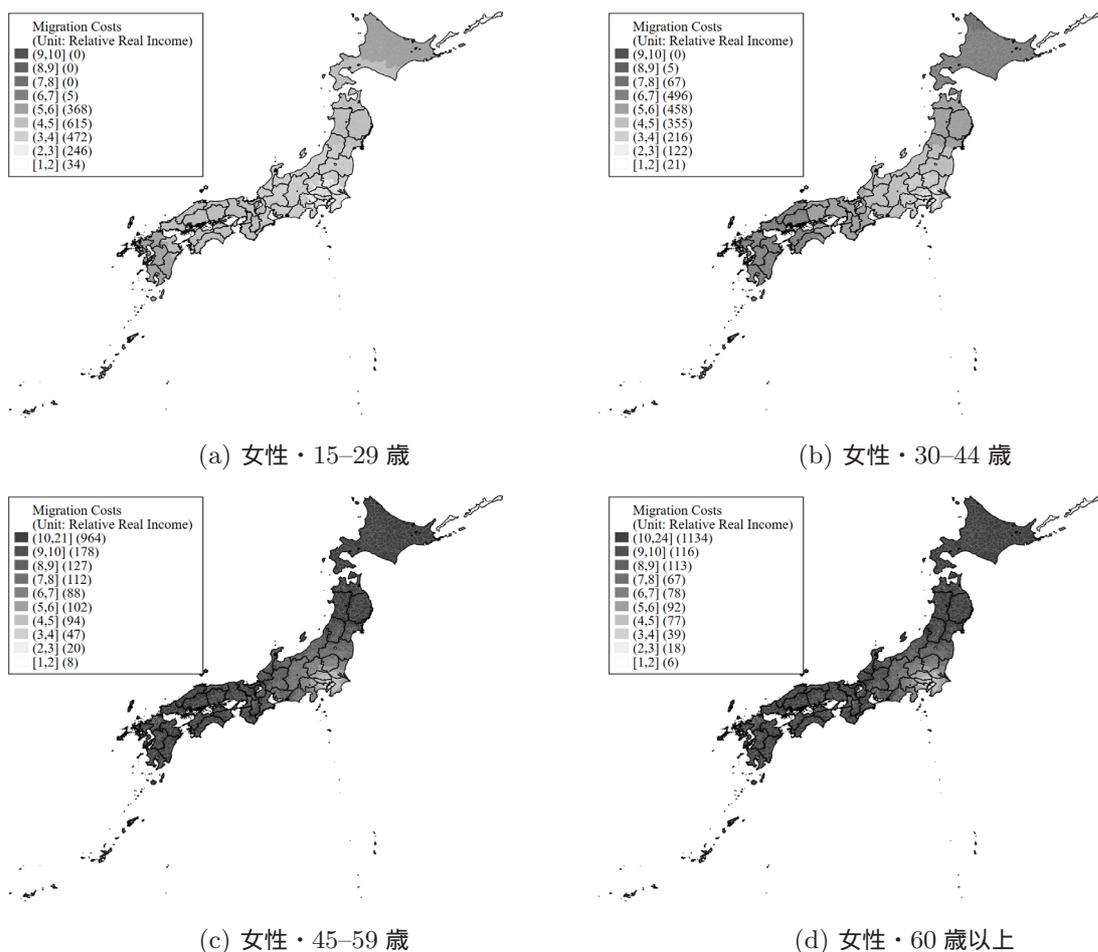


図 B.2: 東京都市圏から地方への移住費用（女性・年齢別）

注) 重力方程式の推定結果をもとに著者作成。東京都千代田区から他市町村へ移住する場合に、少なくともどれほどの移住費用がかかるのか市区町村単位の地図上で示している。なお移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。ここでは 2010 年データからのパラメータ推定値を使用し、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。

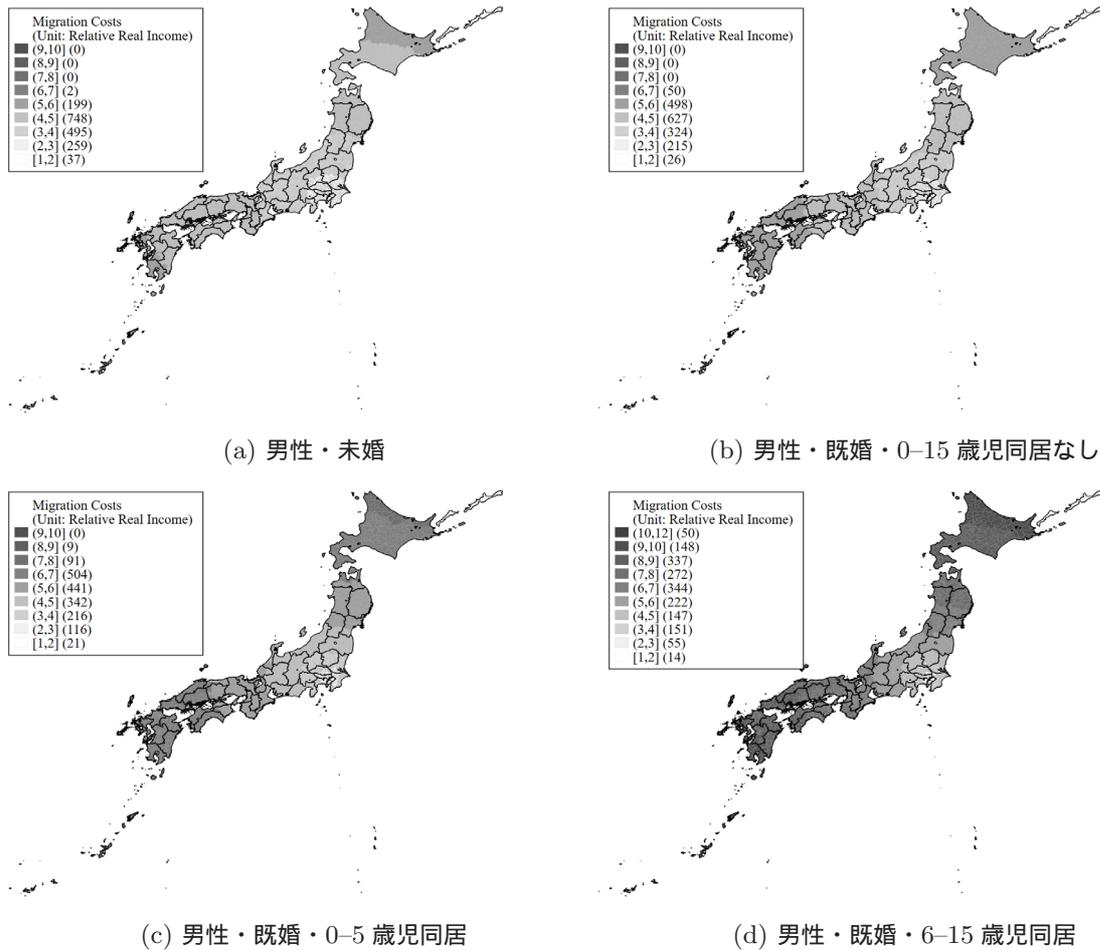


図 B.3: 東京都市圏から地方への移住費用 (50歳未満男性・婚姻状態別)

注) 重力方程式の推定結果をもとに著者作成。東京都千代田区から他市町村へ移住する場合に、少なくともどれほどの移住費用がかかるのか市区町村単位の地図上で示している。なお移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。ここでは 2010 年データからのパラメータ推定値を使用し、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。

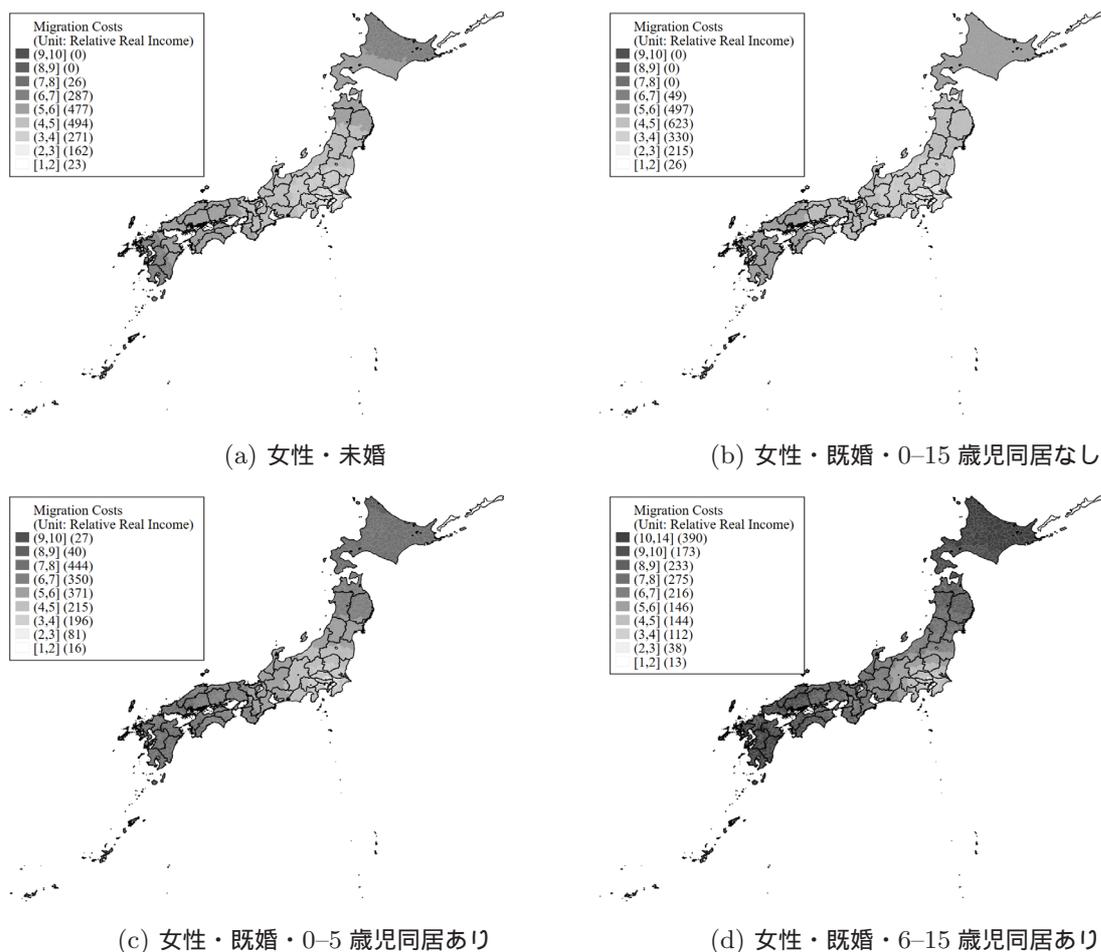


図 B.4: 東京都市圏から地方への移住費用 (50 歳未満女性・婚姻状態別)

注) 重力方程式の推定結果をもとに著者作成。東京都千代田区から他市町村へ移住する場合に、少なくともどれほどの移住費用がかかるのか市区町村単位の地図上で示している。なお移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。ここでは 2010 年データからのパラメータ推定値を使用し、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。

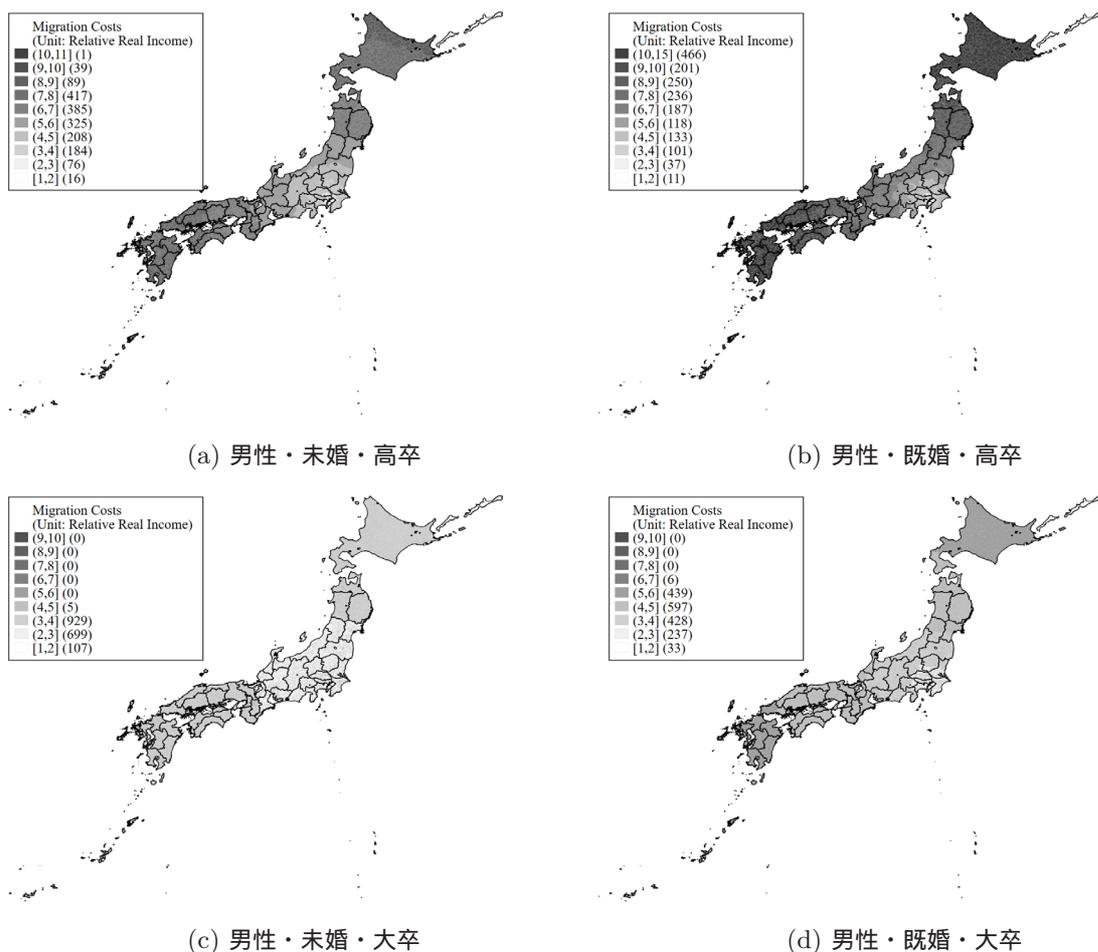


図 B.5: 東京都市圏から地方への移住費用（男性・学歴別）

注) 重力方程式の推定結果をもとに著者作成。東京都千代田区から他市町村へ移住する場合に、少なくともどれほどの移住費用がかかるのか市区町村単位の地図上で示している。なお移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。ここでは 2010 年データからのパラメータ推定値を使用し、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。

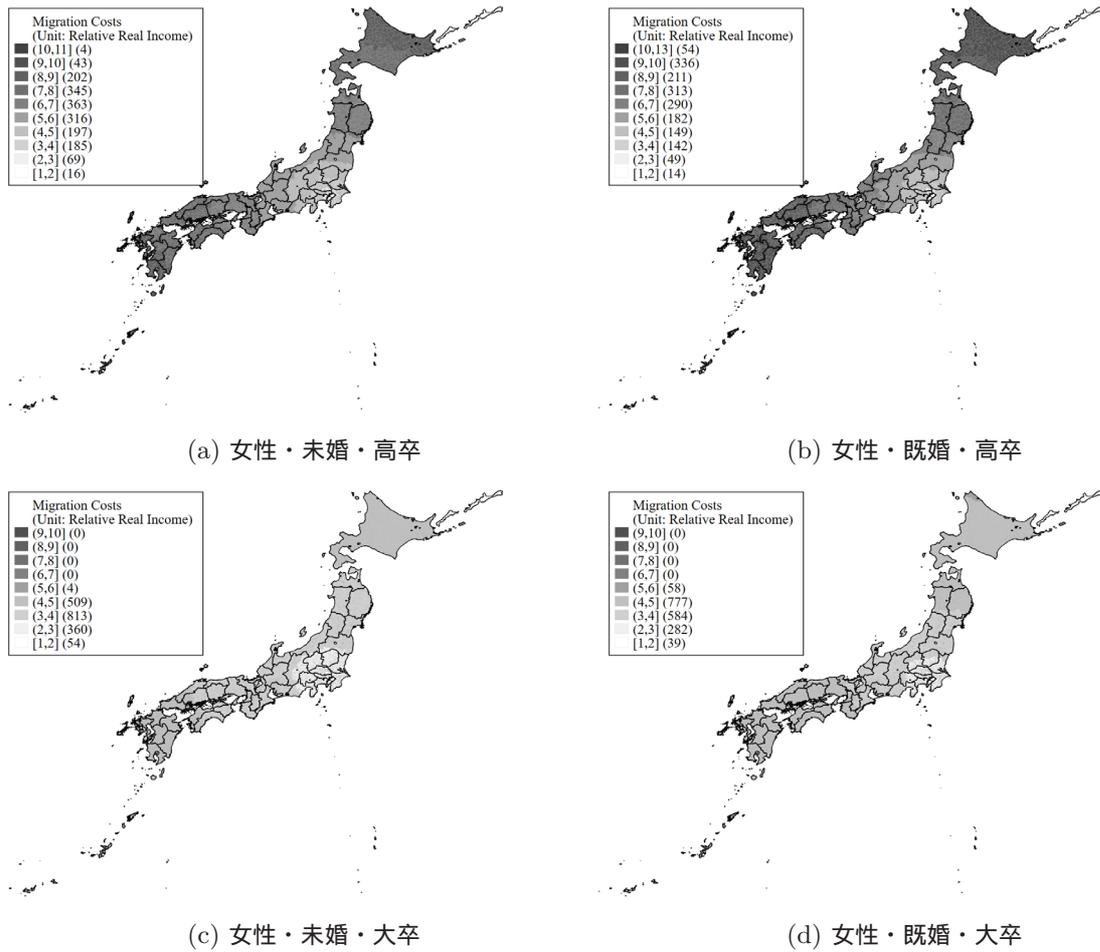


図 B.6: 東京都市圏から地方への移住費用（女性・学歴別）

注) 重力方程式の推定結果をもとに著者作成。東京都千代田区から他市町村へ移住する場合に、少なくともどれほどの移住費用がかかるのか市区町村単位の地図上で示している。なお移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。ここでは 2010 年データからのパラメータ推定値を使用し、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。

## Online Appendix C.

### 全市区町村間移住フローに基づく距離弾力性パラメータの推定結果

本研究では、東京一極集中に関する移住として東京都 23 区からの移住と東京都 23 区への移住に関する移住フローの分析をしていた。ここでは日本の全市町村間の移住フローの重力方程式の分析結果を掲載している。

図 C.1 と図 C.2 において、全市区町村間移住フローに関する重力方程式の距離弾力性パラメータの推定結果を掲載している。

表 C.1 から表 C.4 において、全市区町村間移住フローに関する重力方程式の距離弾力性パラメータの推定結果を掲載している。

[図 C.1, 図 C.2, 表 C.1, 表 C.2, 表 C.3, 表 C.4]

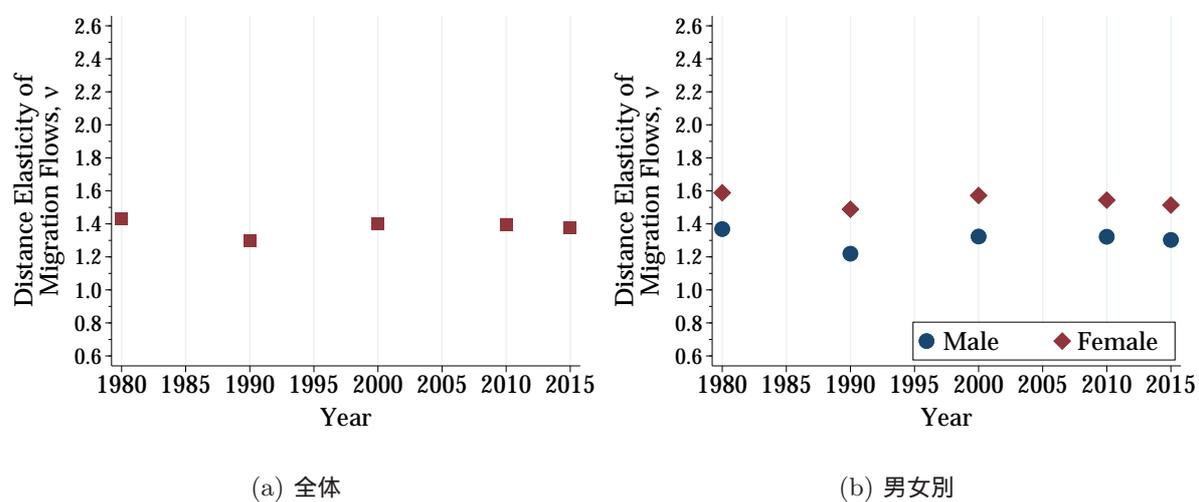


図 C.1: 移住フローの重力方程式における距離弾力性の推定値 (全属性)

注)「国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報を独自に集計した市区町村間の移住フローより重力方程式を推定。1985年, 1995年, 2005年は人口移動調査は実施されていない。

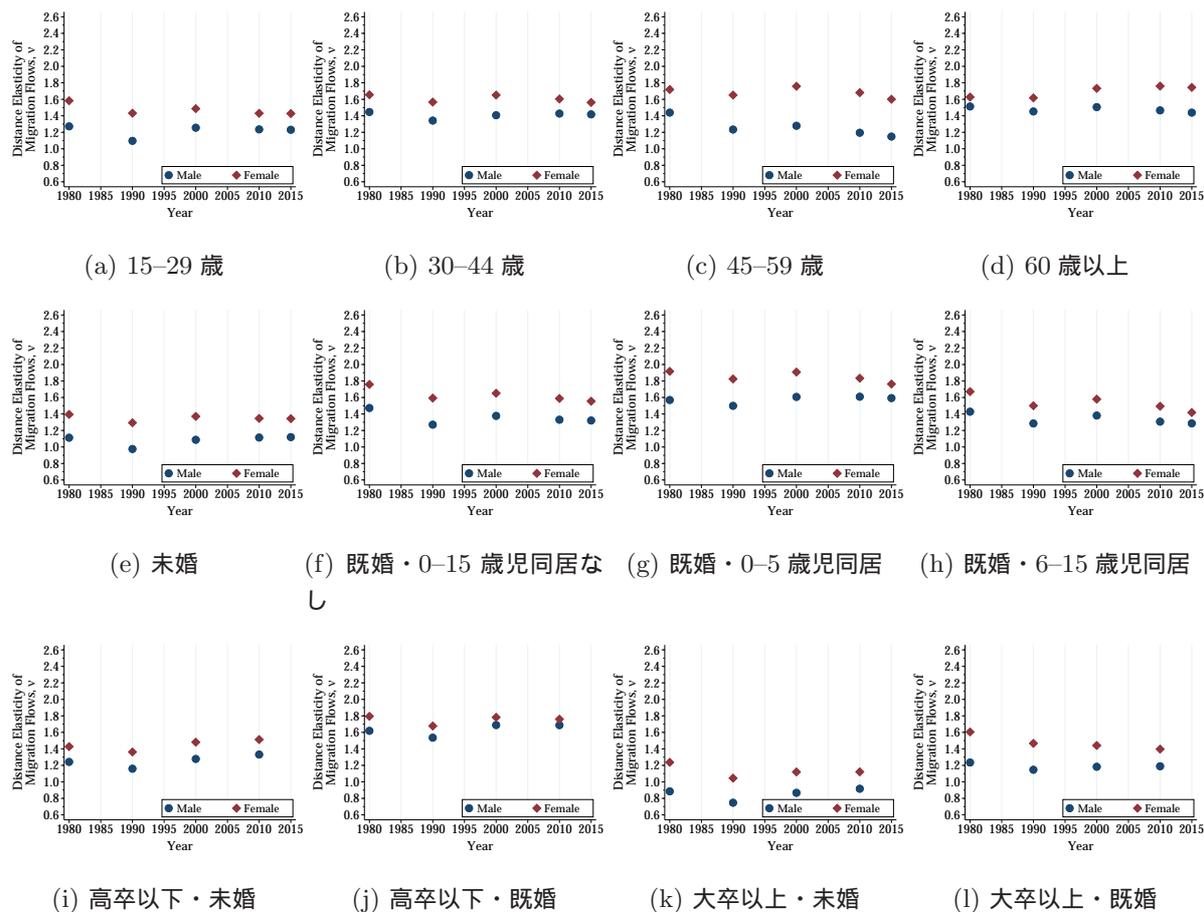


図 C.2: 移住フローの重力方程式における距離弾力性の推定値 (属性別)

注)「国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報を独自に集計した市区町村間の移住フローより重力方程式を推定。1985年,1995年,2005年は人口移動調査は実施されてない。1985年,1995年,2005年,2015年は教育に関する調査は行われていない。

表 C.1 全市区町村間移住フローのポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（全属性）

従属変数：市区町村間の移住フロー			
年	全体 (1)	男性 (2)	女性 (3)
1980	1.432 (0.0003)	1.368 (0.0004)	1.589 (0.0006)
1985			
1990	1.299 (0.0003)	1.219 (0.0004)	1.488 (0.0006)
1995			
2000	1.402 (0.0003)	1.323 (0.0004)	1.572 (0.0005)
2005			
2010	1.398 (0.0003)	1.322 (0.0004)	1.544 (0.0006)
2015	1.378 (0.0003)	1.303 (0.0004)	1.514 (0.0006)

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015年10月1日時点で市区町村数は1,741あり、重力方程式の観測数となる市区町村内も含む全移住フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。1985年、1995年、2005年は人口移動調査は実施されてないため空欄になっている。

表 C.2 全市区町村間移住フローのポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（年齢別）

従属変数：市区町村間の移住フロー								
年	男性				女性			
	15-29 歳	30-44 歳	45-59 歳	60 歳以上	15-29 歳	30-44 歳	45-59 歳	60 歳以上
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1980	1.272	1.446	1.439	1.514	1.583	1.655	1.719	1.627
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0010)	(0.0029)	(0.0008)	(0.0011)	(0.0019)	(0.0048)
1985								
1990	1.096	1.342	1.234	1.453	1.432	1.566	1.651	1.617
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0009)	(0.0026)	(0.0008)	(0.0010)	(0.0018)	(0.0046)
1995								
2000	1.256	1.407	1.279	1.506	1.487	1.651	1.758	1.733
	(0.0006)	(0.0006)	(0.0009)	(0.0024)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0016)	(0.0041)
2005								
2010	1.235	1.427	1.194	1.466	1.430	1.604	1.681	1.760
	(0.0008)	(0.0006)	(0.0009)	(0.0021)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0017)	(0.0034)
2015	1.230	1.417	1.148	1.438	1.427	1.562	1.601	1.744
	(0.0008)	(0.0006)	(0.0009)	(0.0020)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0015)	(0.0032)

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015年10月1日時点で市区町村数は1,741あり、重力方程式の観測数となる市区町村内も含む全移住フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。1985年、1995年、2005年は人口移動調査は実施されていないため空欄になっている。

表 C.3 全市区町村間移住フローのポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（未婚・既婚別）

年	従属変数：市区町村間の移住フロー							
	男性（50歳未満）				女性（50歳未満）			
	未婚	既婚			未婚	既婚		
	全体	0-15歳児 同居なし	0-5歳児 同居あり	6-15歳児 同居あり	全体	0-15歳児 同居なし	0-5歳児 同居あり	6-15歳児 同居あり
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
1980	1.112 (0.0007)	1.472 (0.0010)	1.570 (0.0007)	1.428 (0.0010)	1.395 (0.0011)	1.759 (0.0015)	1.917 (0.0014)	1.672 (0.0017)
1985								
1990	0.976 (0.0006)	1.271 (0.0010)	1.499 (0.0007)	1.285 (0.0011)	1.294 (0.0009)	1.593 (0.0015)	1.825 (0.0015)	1.500 (0.0017)
1995								
2000	1.087 (0.0006)	1.377 (0.0009)	1.607 (0.0008)	1.381 (0.0013)	1.371 (0.0009)	1.652 (0.0013)	1.908 (0.0016)	1.580 (0.0019)
2005								
2010	1.114 (0.0007)	1.331 (0.0010)	1.609 (0.0008)	1.307 (0.0016)	1.346 (0.0009)	1.588 (0.0013)	1.834 (0.0015)	1.493 (0.0021)
2015	1.120 (0.0007)	1.321 (0.0010)	1.592 (0.0009)	1.286 (0.0017)	1.343 (0.0010)	1.555 (0.0013)	1.763 (0.0015)	1.418 (0.0021)

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015年10月1日時点で市区町村数は1,741あり、重力方程式の観測数となる市区町村内も含む全移住フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。1985年、1995年、2005年は人口移動調査は実施されていないため空欄になっている。

表 C.4 全市区町村間移住フローのポワソン回帰による重力方程式の距離弾力性の推定結果（婚姻状態・学歴別）

年	従属変数：市区町村間の移住フロー							
	男性				女性			
	高卒		大卒		高卒		大卒	
	未婚	既婚	未婚	既婚	未婚	既婚	未婚	既婚
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
1980	1.242 (0.0009)	1.619 (0.0006)	0.885 (0.0012)	1.235 (0.0008)	1.428 (0.0011)	1.795 (0.0009)	1.237 (0.0030)	1.605 (0.0030)
1985								
1990	1.159 (0.0008)	1.536 (0.0006)	0.747 (0.0010)	1.146 (0.0007)	1.363 (0.0011)	1.677 (0.0009)	1.045 (0.0022)	1.467 (0.0023)
1995								
2000	1.278 (0.0008)	1.689 (0.0007)	0.867 (0.0009)	1.183 (0.0007)	1.481 (0.0010)	1.783 (0.0009)	1.120 (0.0016)	1.441 (0.0019)
2005								
2010	1.332 (0.0010)	1.687 (0.0008)	0.916 (0.0010)	1.189 (0.0007)	1.513 (0.0013)	1.760 (0.0010)	1.121 (0.0014)	1.397 (0.0016)
2015								

注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。回帰分析では居住地と従業地の固定効果を含む。2015年10月1日時点で市区町村数は1,741あり、重力方程式の観測数となる市区町村内も含む全移住フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。1985年、1995年、2005年、2015年は教育に関する調査は実施されていないため空欄になっている。

## Online Appendix D.

### 全市区町村間の属性別の移住フローと移動距離の散布図

図 D.1 から図 D.3 において、属性別の移住フローと移住距離の散布図を示している。

[図 D.1 , 図 D.2 , 図 D.3]

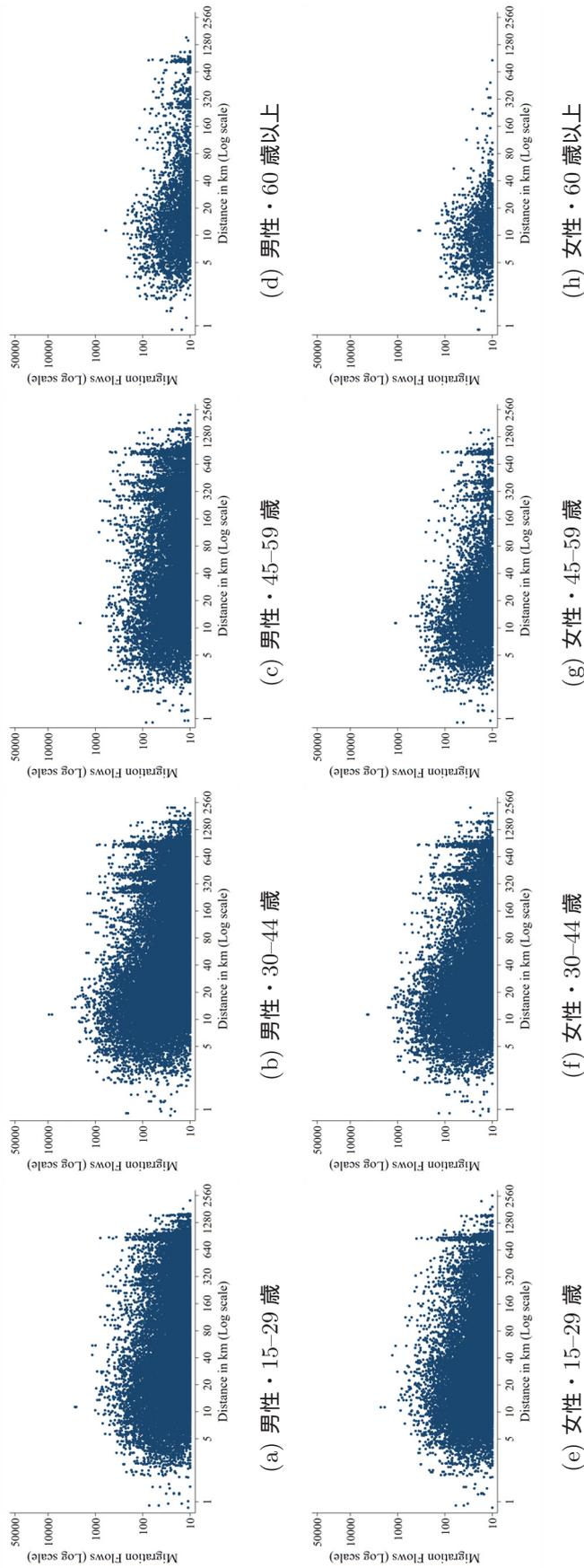


図 D.1: 移住フローと移動距離の散布図 (男女別・年齢別)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報をもとに著者作成。移住フローが 10 人未満は非掲載。

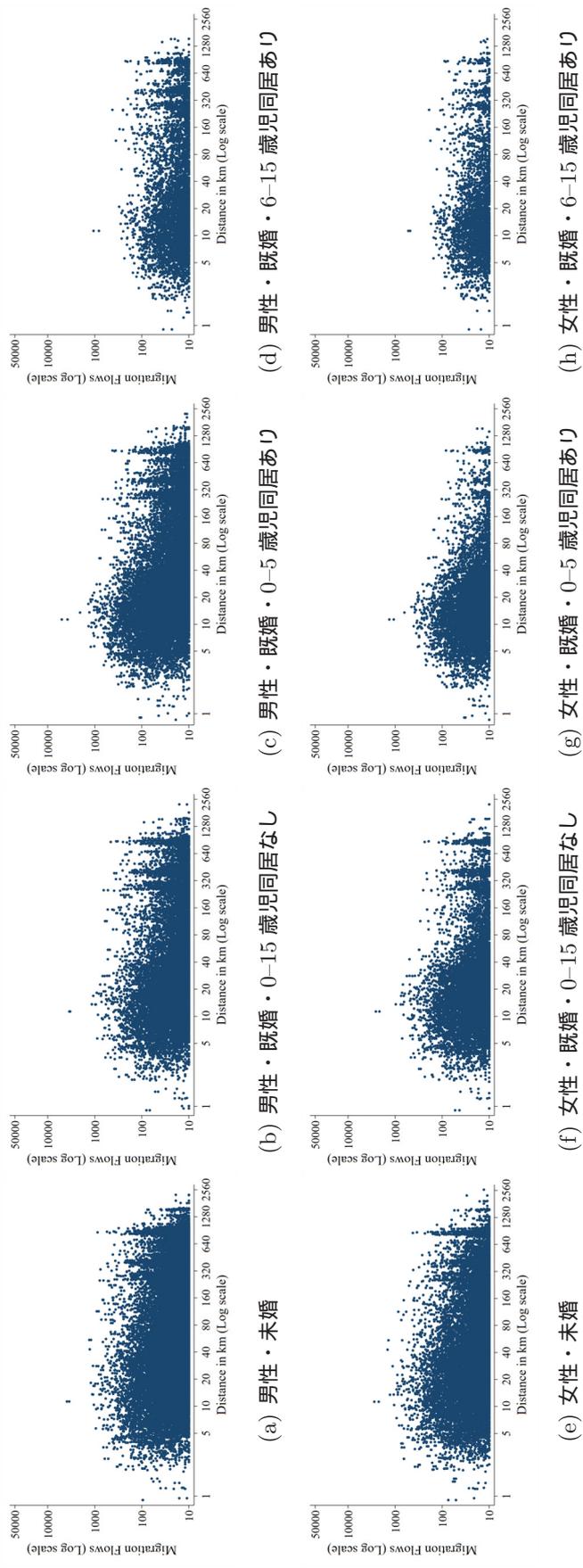


図 D.2: 移住フローと移動距離の散布図 (50 歳未満男女別・婚姻状態別)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報をもとに著者作成。移住フローが 10 人未満は非掲載。

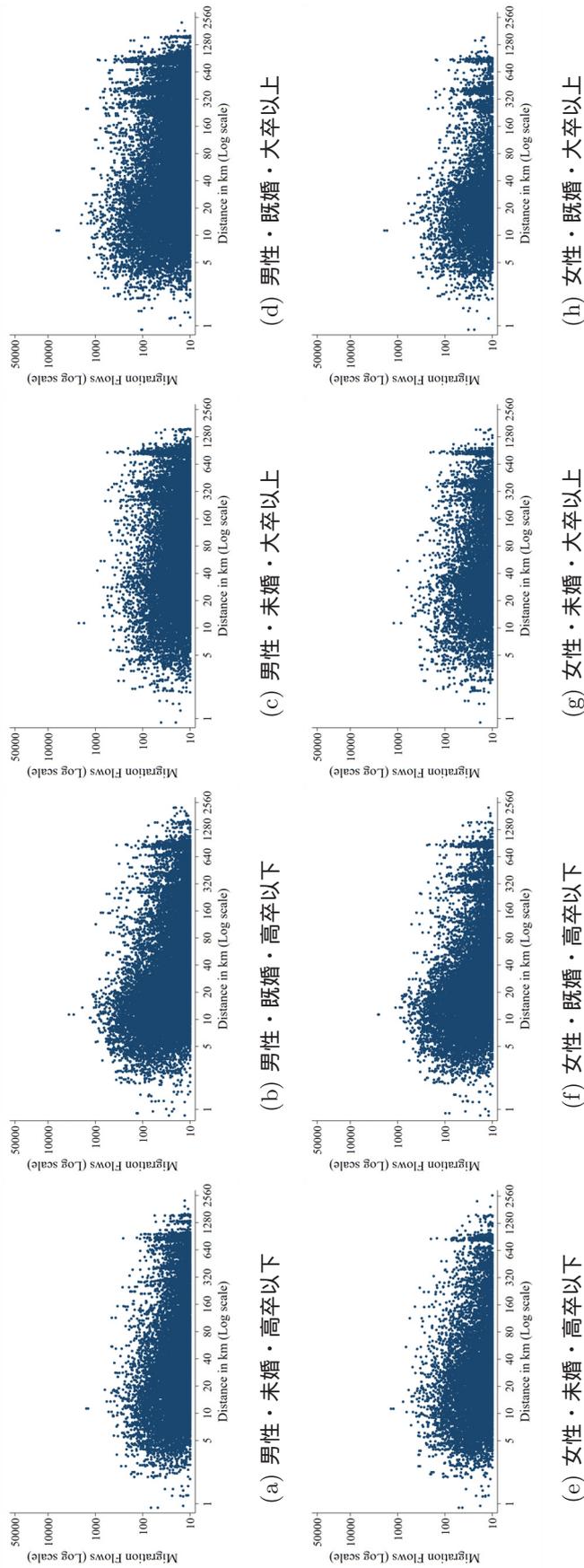


図 D.3: 移住フローと移動距離の散布図(男女別・学歴別)

注)「2010年国勢調査」(総務省統計局)の調査票情報をもとに著者作成。移住フローが10人未満は非掲載。

## Online Appendix E.

### 全市区町村間移住フローによる移住費用の数値シミュレーション

東京都市圏から地方への移住という観点で議論したが、任意の地点間の移住距離に基づいてより議論を一般化することができる。ここでは全市町村間の移住フローの分析結果をもとに、移住費用（相対実質所得単位）のシミュレーション結果を掲載している。

図 E.1 は男性の場合の移住距離に基づいた移住費用、図 E.2 は女性の場合の移住距離に基づいた移住費用を表している。

[図 E.1, 図 E.2]

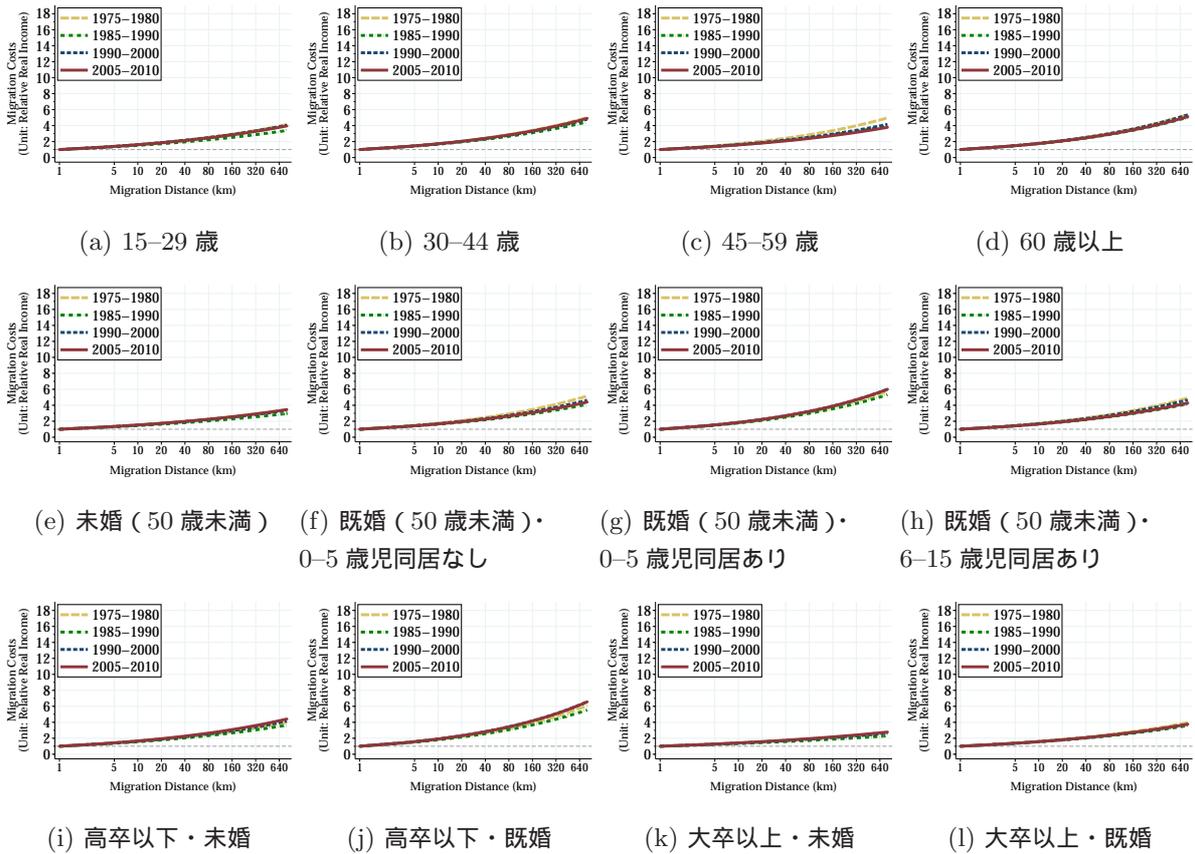


図 E.1: 移住距離に基づく移住費用 (男性)

注) 全市町村間の移住フローの重力方程式の推定結果をもとに著者作成。移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。数値シミュレーションにおいて、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。

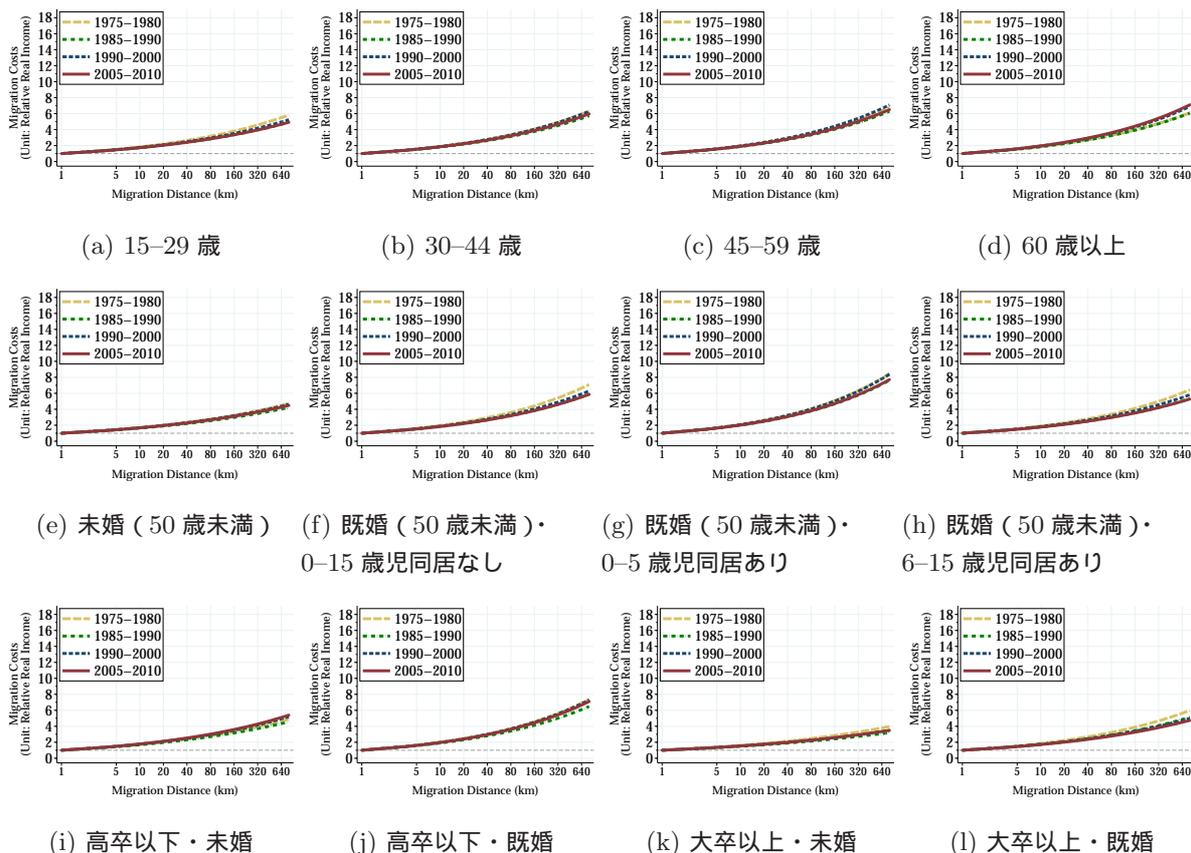


図 E.2: 移住距離に基づく移住費用(女性)

注) 全市町村間の移住フローの重力方程式の推定結果をもとに著者作成。移住費用は、 $D_{Tokyo,j}^{\delta}$  として相対実質所得単位で計測されている。数値シミュレーションにおいて、ガンベル分布のスケールパラメータを  $\beta = 1/6$  としている。