



RIETI Discussion Paper Series 19-J-014

構造推定による通勤不効用の評価

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/>

構造推定による通勤不効用の評価*

近藤 恵介[†]
(経済産業研究所)

要旨

本研究では、通勤による不効用を定量的に評価するため、構造推定を用いる。構造推定の利点は、人々の効用という直接観測できない変数を人々の行動から遡って推計できることにある。また反実仮想を設定することで、状況の変化によってどれほど効用が変化するのも定量的に評価できるようになる。本研究では、「国勢調査」(総務省統計局)における市区町村間の通勤フローデータを独自に集計することで、労働者の属性やライフステージ毎に通勤不効用がどのように変化しているのかを定量的に明らかにしている。

JEL classification: J61, R23, R41

Keywords: 通勤, 効用, 構造推定, 重力方程式

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。

*本論文の執筆にあたり、奥田隆明、河端瑞貴、関口陽一、内藤徹、中島厚志、牧岡亮、森川正之、矢野誠の各氏ならびに(独)経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会、応用地域学会第32回研究発表大会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、独立行政法人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、「国勢調査」(総務省統計局)の二次利用申請により個票データの提供を受けている。

[†]独立行政法人経済産業研究所研究員。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

日本では経済発展とともに急速な都市化が進み、通勤時の混雑増加が大きな問題となってきた。1971年度の年次経済報告「第4章都市化社会の現代的課題」において議論されているように、日本経済の高度成長期において、特に首都圏では「ラッシュアワーには定員の2倍以上もの混雑となつて、疲労や不快感の形で通勤者の心身の負担が大きくなる」(原文ママ)という報告がなされている(経済企画庁[現内閣府], 1971)。またこれは利用者の問題にとどまらず、ピーク時しか利用されない過剰設備を抱えることにもなり、公共交通投資は非常に非効率になってしまう。現在も通勤混雑に関する政策議論は続いており、「働き方改革」においてテレワークが取り上げられ、通勤負担の軽減やワークライフバランスの改善が議論されている¹⁾。

通勤政策を議論する上で重要な点は、まず通勤から生じる不効用が個人にとってどれほど大きいのかを事前に把握し、かつ政策介入後も評価できるような枠組みが必要だということである。しかしながら、個人の効用を数量的に評価することは一般的に困難を伴う。つまり、賃金等の観測できる変数とは異なり、個々人の効用自体は直接的に観測できないからである。通勤からの主観的満足度を計測することも考えられるが、満足度の尺度が異時点間を通じて明確ではなくこれだけでは十分な指標とは言えない。また、不効用を減らすような政策介入の結果、どれほどの便益が生じたのかを金銭的価値尺度として計測しなければ、政策の費用便益に関する議論ができないという問題も生じる。このような問題を解決するため、本研究では、経済理論に基づいた構造推定アプローチを用いる。

近年の都市経済学では、Ahlfeldt et al. (2015) や Redding and Rossi-Hansberg (2017), Owens et al. (2017), Monte et al. (2018), Bryan and Morten (2018), Heblich et al. (2018) のように、個々の労働者の通勤決定を含む一般均衡理論を軸にした構造推定による研究が増えてきている²⁾。構造推定を利用する最も大きな理由の1つは、消費者の効用もしくは厚生の評価にある。つまり、観測できない効用や厚生の变化を一般均衡理論に基づいて評価することができ、さらには反実仮想を利用した政策効果の評価もできる点に構造推定の強みがある³⁾。

¹⁾ 2012年ロンドンオリンピックにおいて、テレワーク推進のキャンペーンが行われたことから、日本でも2020年東京オリンピックに向けて、開会式の7月24日をテレワークデーとして、テレワークに関するキャンペーンを省庁や関連団体が一体となって推進している。また東京都では通勤ラッシュのピーク時間をずらす「時差 Biz」というキャンペーンを行っている。

²⁾ 経済学には様々な分野があるが、その中でも通勤を中心的に扱ってきた分野が、都市経済学である。ただし、Fujita (1989) で議論されているように、伝統的には都市経済学の理論分析では、労働者の居住地選択と土地利用の解明に主な焦点がある。Duranton and Puga (2015) は、近年の都市経済学における土地利用に関する理論研究について包括的に紹介している。また、都市経済学から空間経済学への歴史的発展について、Fujita (2010) が詳細を解説している。また、Zenou (2009) や Manning and Petrongolo (2017) のように、都市経済学の枠組みに労働経済学のサーチ・マッチング理論を導入したモデルも存在する。

³⁾ 構造推定の利点は、人々の効用というデータとして直接観測できない変数を実際の行動から遡って推定できることにある。具体的には、まず主体の意思決定過程を表現する理論モデルを構築し、実際の行動データから意思決定を特徴づける構造パラメータを推定する。構造推定に関連する研究として、Couture et al. (2018) は、移動における速度をデータ化し、理論分析と合わせることで混雑費用の厚生評価を行っている。一方で、実証の関心

本研究では、効用最大化に基づく個人の通勤行動を離散選択モデルとして表現し、1980年から2015年までの長期の国勢調査の個票データより独自に集計した通勤フローデータを用いて、通勤に関する構造パラメータを推定する。そして、男女間、結婚前後、高齢化、学歴差、移住可能性といった労働者の属性やライフステージ毎の違いを考慮しながら通勤不効用を金銭的な尺度から計測している。ここで金銭的尺度とは、追加的な通勤不効用を補償するにはどれだけの金額が必要かという意味を表している。

本研究の反実仮想より、通勤距離が伸びるほど不効用が増大するため、労働者は追加的な通勤不効用を補償できるような高い名目賃金を得るように就業選択を行う必要があることが明らかになっている。数値シミュレーションより、男性労働者の場合、通勤距離が2倍に伸びた場合の追加的な通勤不効用は、少なくとも名目賃金の1.2倍の上昇、大きくて2.5倍程度の名目賃金の上昇によって金銭的に補償される必要があるという結果を明らかにしている⁴⁾。この結果は、労働市場で高い名目賃金を得られる労働者がより長距離通勤を行うため、賃金と通勤距離の間に正の関係が生じることを意味する。このような正の関係は、Timothy and Wheaton (2001), Fu and Ross (2013), Mulalic et al. (2014), Dauth and Haller (2017)の先行研究でも指摘されている。また日本における独自のアンケート調査のデータから、通勤時間が延びるほど賃金が高くなることを指摘した森川 (2018)(英語版は Morikawa, 2018)の研究とも整合的である⁵⁾。

さらに反実仮想より、若年期や未婚時には男女の通勤不効用に大きな差はないが、結婚後、女性の通勤不効用が増大することが明らかになった。一方で、男性にはこのような通勤不効用の変化は見られない。1つの試算として、既婚女性に未婚時と同様に往復80kmの通勤を課すという状況を設定すると、未婚時と同等の効用水準を達成するためには少なくとも未婚時の名目賃金の1.5倍の上昇、大きくて4倍程度の名目賃金の上昇という金銭的補償額が推計される。現実の労働市場で得られる名目賃金とは大きく乖離しており、結果として、多くの女性が結婚・出産後の通勤不効用を減らす手段として、通勤距離を短くする、もしくは労働市場から退出するという行動を取らざるを得ない状況が示唆される。この結果は、東京23区への長時間通勤が必要な地域では、特に子供を持つ既婚女性の労働参加率が低くなることを明らかにした Kawabata and Abe (2018)の研究とも関係している⁶⁾。

が公共交通網の発展が企業の生産性やイノベーションにどのような影響をもたらしたのかということであれば、従属変数となる生産性やイノベーションに関するデータを利用できることから誘導形推定によって評価することは可能である。

⁴⁾ van Ommeren and Fosgerau (2009) は、動学的なサーチモデルをもとにオランダの労働者パネルデータから、通勤1時間当たりの限界費用は時給の約2倍にあたる17ユーロであり、男女で比較すると統計的に有意な差はないものの女性の方が高くなることを示している。

⁵⁾ Mulalic et al. (2014) は、自然実験的な状況として、企業移転の結果から生じる労働者の通勤費用の増加が、その補償として賃金を上昇させる因果効果を持っているのか計測している。また Dauth and Haller (2017) は、転職情報を含む労働者パネルデータを用いて、自発的に転職した労働者と非自発的に転職した労働者の通勤距離の変化から賃金への効果を識別しようとしている。

⁶⁾ 本研究では労働参加するかしないかという意思決定まで同時に扱えていないが、関連する研究として、Black et al. (2014) は、米国の都市圏間の既婚女性の労働参加率の違いに着目し、都市圏毎の通勤時間の違いが既婚女性の労働供給の決定に影響を与えていることを議論している。また、Carta and Philippis (2018) は、ドイツの家計パネルデータから夫婦を分析の単位として、夫の長時間・長距離通勤が妻の就業決定に与える影響を分析している。また、通勤時間や通勤距離を従属変数とすることで、坂西 (2007) や Gutiérrez-i-Puigarnau et al.

上記の反実仮定の結果は、今後人口減少が懸念される中、既婚女性の就業促進政策を積極的に進めていく必要性を示している。女性が結婚後に受ける通勤不効用は現在の労働市場に任せたままでは解消されないほど大きな水準であり、このような既婚女性に特異な通勤不効用の要因は、直接的な通勤負担の影響だけでなく、労働市場における構造的な問題に起因すると考えられる。したがって、鶴 (2016) で議論されているような日本の労働市場の構造的な問題に積極的に取り組んでいくことが重要である。

働き方改革の影響は、正の外部効果を社会的にもたらす可能性も考慮すべきである。例えば、柔軟な働き方が可能な職種の労働者が最適な通勤時間帯を選択できるならば、現在の通勤時間のピークを平準化できる可能性がある。結果として、柔軟に通勤時間帯を選択できない労働者にとっても、通勤環境の質的改善を通じて効用が上昇することが期待される。

以上より、働き方改革によってもたらされる政策効果は潜在的に大きいことが期待される。しかしながら、直接観測することができない人々の効用のような指標は政策評価の対象から外れているのが現状である。構造推定を用いれば直接観測できない効用まで評価できることを示した点に本研究の重要な政策的含意がある。

本論文の構成は、以下の通りである。第 2 節では、国勢調査における市区町村間の通勤フローデータについて解説する。第 3 節では、通勤フローデータを用いて通勤不効用を計測する理論的枠組みを説明するとともに、通勤フローの重力方程式による構造パラメータの推定結果を示す。第 4 節では、通勤に関する構造パラメータの推定値を用いて反実仮想により、通勤距離の変化やライフステージの変化により通勤不効用の大きさがどの程度変化するのかを数量的に評価する。最後に、第 5 節において結論を述べる。

2 構造推定に用いる通勤フローデータ

2.1 市区町村のパネル化

本研究では 1980 年から 2015 年までの市区町村間の通勤フローを分析するが、分析上の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。通勤フローの計測時の地理単位が調査年次間で異なると直接比較することができなくなる。そのため異時点間で分析結果を比較できるように 1980 年から 2015 年までの市区町村の行政区画を統一する必要がある。

本研究では、2015 年 10 月 1 日時点の市区町村の行政区画を基準にして、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。パネルデータの作成方法は近藤 (2019a) において解説している。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

(2016)、Gimenez-Nadal and Molina (2016) のように、どのような属性を持つ労働者が長時間・長距離通勤を行っているのかを評価することができる。さらに、Stutzer and Frey (2008) や森川 (2018) のように、効用自体は直接観測することができないことから、主観的な幸福度や満足度を従属変数にすることで、長時間通勤がもたらす幸福度・満足度の低下を分析した研究もある。また、谷 (2002a,b) は東京都市圏に焦点を当て、通勤流動における性別、年齢、結婚、家族構成の異質性を地理情報データと合わせながら記述的にまとめている。本稿では、個人の通勤の選好パラメータの異質性をデータから識別するアプローチを取ることで議論を発展させている。

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1741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。したがって、2015年時点の市区町村は、過去の複数の市区町村にまとめることで同一の地理単位として扱うことができる（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市間での通勤フローは、さいたま市の内部での通勤フローという扱いになる。また、外部の市区町村から4つのどれかの市に通勤していれば、2015年時点行政区域となるさいたま市への通勤という扱いになる。

市区町村間のすべての組み合わせは、市区町村内通勤 ($i = j$) も含め、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。市区町村パネルデータを作成することで、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⁷⁾。

2.2 国勢調査における市区町村間の通勤フロー

本研究では、「国勢調査」(総務省統計局)の個票データより独自に集計された個人属性別の通勤フローを用いる。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。従業地調査は簡易調査と拡大調査の双方で調査されているため、居住地の市区町村と従業地の市区町村から労働者の通勤フローを5年毎に把握することができる。本研究では、個票データが利用可能な1980年から2015年までの国勢調査より、市区町村間の通勤フローを集計している⁸⁾。

表1において、通勤フローの集計の際の労働者属性の分類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、婚姻状態別については、5年ごとに通勤フローを集計できる。学歴は、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期間分のみで通勤フローの集計が可能である。また市区町村間の移住歴についても拡大調査の年次のみであるため、1980年、1990年、2000年、2010年のみとなるが、2015年には震災による市区町村間移住の特別調査を目的として臨時的に調査項目に含まれている。

国勢調査では居住地と従業地の市区町村単位での調査であるため、通勤を2地点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、基準点は居住地と従業地の市区町村ポリゴンの重心とする。そして、基準点の経度・緯度から大圏距離として通勤距離を計測する⁹⁾。市区町村内における通勤距離の計算は、Head and Mayer (2010) を参考に、円の面積に基づいた半径距離として $D_{ii} = 2/3\sqrt{\text{Area}_i/\pi}$ を用いており、 Area_i は市区町村 i の総面

⁷⁾ 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。

⁸⁾ 1990年国勢調査のみ通勤時間が調査されているが、データ処理の中で測定誤差の問題が大きい部分もあり通勤時間での分析は行っていない。

⁹⁾ Stataのgeodistコマンド(Picard, 2012)を利用して計算した。

積 (km^2), π は円周率を表す．実証研究では通勤時間を使うことも多いが, データの制約上, 本研究では通勤費用を距離として計測する．

表 2 は, 労働者全属性の通勤フローと通勤距離の記述統計を示している¹⁰⁾．ここでは, ゼロを除く通勤フローの記述統計になっていることに注意する．まず, 通勤フローの年次の動きをみると, 平均値と各パーセンタイル値を見ても徐々に減少していることがわかる．一方で, 通勤距離については, 時系列でみると平均値と各パーセンタイル値が大きく伸びており, 通勤距離が増加してきたことがわかる．また, 全市区町村間の組み合わせのうち, ゼロフローの割合は 90% 以上であり, 観測される通勤フローは特定の市区町村間のつながりによって大きく説明される．ただし, 非ゼロフロー割合を見ると, 近年につれて増えており, これまで通勤が行われていなかった市区町村間で新たな通勤フローが生まれていることがわかる¹¹⁾．

表 3 と表 4 では, それぞれ男女別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, 通勤距離である．女性の通勤距離は平均値と各パーセンタイル値において, 男性と比較して半分程度となっている．特に女性においては, 非ゼロフローの割合が非常に低く, 非常に限られた市区町村間のみで通勤が観測されることを意味している．一方で, 通勤フローの平均値を男女で比較すると, 女性の通勤フローの平均値が大きくなっていることがわかる．通勤フローがゼロでない場合の記述統計であることに注意すると, 女性の場合, 各通勤フローあたりの総量が大きいかを意味している．男性の場合は, 女性では観測されてない規模の小さい市区町村間の通勤フローが多数観測されているため, 平均値で見ると小さくなるという特徴がある．

図 1 では, 通勤フローと通勤距離の散布図を示している．図からも明らかなように, 通勤距離が増えると通勤フローが小さくなるという関係が見られる．なおこの関係はどの属性にも共通して見られるが, 属性や通勤手段によって非常に異質的であることが観測されている¹²⁾．

[表 1, 表 2, 表 3, 表 4, 図 1]

3 通勤行動の理論的枠組みと構造推定

3.1 効用最大化に基づく通勤行動のミクロ経済的な基礎付け

近年の都市経済学における一般均衡モデルでは, Ahlfeldt et al. (2015) や Redding and Rossi-Hansberg (2017), Heblich et al. (2018), Monte et al. (2018) のように, 地点間の通勤フローをミクロ経済的な基礎付けから重力方程式として導出することが一般的になってき

¹⁰⁾ 就業者であっても従業地について回答していない場合は集計対象から除いておりゼロとしている．

¹¹⁾ 貿易フローの文脈と対応させると, 通勤の外延 (extensive margin) と関係する．つまり, これまで存在しなかった市区町村間の通勤フローが新たに生じることを意味する．一方で, 既に観測されている通勤フローの増減は, 通勤の内延 (intensive margin) として分類される．

¹²⁾ Online Appendix にて属性別の結果を掲載している．

ている．本節では，個人の効用最大化から導出される通勤フローの重力方程式について説明する．

個人が地点 i に住み地点 j で就業する場合の効用を以下のように定義する．

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

ここで， U_{ij} は総効用， V_{ij} は確定的効用， $b_{ij} > 1$ はアメニティからの確率的効用を表す．なお b_{ij} は個人間が異質的であるとし，独立な確率変数として表される．

確定的効用 V_{ij} は，以下のように，地点 j における就労から得られる名目賃金 w_j と地点 i での居住に必要な生計費 P_i の比率，つまり実質賃金 $\omega_{ij} = w_j/P_i$ と地点 i から地点 j への通勤費用 D_{ij}^δ に依存すると仮定する．

$$V_{ij} = \frac{w_j}{P_i} \frac{1}{D_{ij}^\delta} \quad (2)$$

ここで，単純化として通勤費用は距離 D_{ij} の関数として表されており，他の条件を一定としたまま通勤距離が長くなると効用が低くなるような選好を示している．また距離弾力性パラメータ δ は距離に対する個人の選好の異質的要因を含んでおり，もし δ が個人間で異なるとすると，同一距離を通勤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¹³⁾．

選好における通勤距離の弾力性パラメータ δ 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，通勤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通勤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通勤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，育児を行っている個人では，育児を行わない個人と比較して，同じ距離の通勤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，後者の間接的な通勤費用の違いが個人間で大きく異なる場合，通勤距離の弾力性パラメータ δ の値も対応して異なってくる．

本研究では，効用における距離弾力性パラメータ δ の推定に焦点を当てる．ただし，個人の効用は直接観察可能でないことから，実際に観察される通勤フローより効用関数のパラメータを推定を行うことになる．つまり，個人の最適な意思決定の結果として観察される行動を利用することで，個人の選好の内部構造を明らかにする¹⁴⁾．

確率的効用を扱う離散選択モデルを利用することで，通勤行動のモデルを記述する．アメニティからの効用 b_{ij} に確率分布を仮定することによって地点間の通勤フローを表す重力方程式を導出できる．確率分布には極値分布が仮定され，Ahlfeldt et al. (2015)，Redding and Rossi-Hansberg (2017)，Heblich et al. (2018)，Monte et al. (2018) のように，タイプ II 極値分布（フレシェ分布，Fréchet distribution）を用いることで都市内部の通勤フローの

¹³⁾ここでは単純化のため通勤距離に関する単調増加関数として表している．Berliant and Tabuchi (2018) は，通勤費用の非線形性を理論的に扱っている．また，通勤時間を考えることも重要であり，Tabuchi (2018) は都市経済理論に通勤距離と通勤時間を同時に導入することで，所得階層別の居住パターンを理論的に議論している．

¹⁴⁾Ahlfeldt and Wendland (2016) は，通勤の距離弾力性パラメータの推定を通勤フローの重力方程式からではなく，雇用者ポテンシャルにおける距離弾力性パラメータの非線形推定として推定できる可能性を指摘している．

重力方程式を導出する¹⁵⁾

フレシェ分布の累積分布関数 $F_{ij}(b)$ は以下のように表される．

$$F_{ij}(b) = \exp(-B_{ij}b^{-\alpha}), \quad B_{ij} > 0, \quad \alpha > 1 \quad (3)$$

ここで， B_{ij} はスケールパラメータであり，地点 i に住み地点 j で働くことから得られる平均的なアメニティを反映し， α は分布のシェイプパラメータであり，アメニティの分散の度合いに影響する．

次に，個人の離散選択に関する意思決定から重力方程式を導く．個人が地点 i から地点 j への通勤の選択をした場合，考えられる全選択肢から最も効用が高くなるような U_{ij} という選択をしていると考えることができる．フレシェ分布を仮定した場合，地点 i から地点 j への通勤確率 π_{ij} を，以下のように導出することができる．

$$\pi_{ij} = \frac{B_{ij}w_j^\alpha P_i^{-\alpha} D_{ij}^{-\alpha\delta}}{\sum_{r=1}^N \sum_{s=1}^N B_{rs}w_s^\alpha P_r^{-\alpha} D_{rs}^{-\alpha\delta}} \quad (4)$$

この式が意味することは，全ての通勤フローからの効用の総和に対する地点 i から地点 j へのフローから得られる効用の比率であり，これが地点 i から地点 j への通勤確率とみることができる．

さらに，地点 i に住んでいるという条件のもとで，そこからどの地点で働くのかという通勤の条件付き確率を求めることができる．まずはじめに，個人が地点 i に住む確率は，就労可能性のある地点について足し上げることで，以下のように求めることができる．

$$\pi_i^{Residence} = \sum_{j=1}^N \frac{B_{ij}w_j^\alpha P_i^{-\alpha} D_{ij}^{-\alpha\delta}}{\sum_{r=1}^N \sum_{s=1}^N B_{rs}w_s^\alpha P_r^{-\alpha} D_{rs}^{-\alpha\delta}} \quad (5)$$

したがって，地点 i に住む条件のもとで，そこから地点 j で働くことを選択する条件付き確率は以下のように表すことができる．

$$\pi_{ij|i} = \frac{\pi_{ij}}{\pi_i^{Residence}} = \frac{B_{ij}w_j^\alpha D_{ij}^{-\alpha\delta}}{\sum_{j=1}^N B_{ij}w_j^\alpha D_{ij}^{-\alpha\delta}} \quad (6)$$

ここで，個人は同じ地点 i に住むことから，生計費 P_i が相殺されていることに注意する．つまり，直面する生計費が同じ場合，最も高い名目賃金を得られる地点 j を選択することが最も効用を高くする．ただし，地点 i から地点 j への通勤費用が高いと総効用は低くなるため，地点 i の周辺から最も高い名目賃金を得られる地点 j を選択することになる．

上記の理論で述べたような意思決定のもとで実際の通勤が行われているとすると，通勤確率と観察される通勤フローを対応させることができる．まず，地点 i に居住する人口は，地

¹⁵⁾ 地域間の移住の意思決定として，Tabuchi and Thisse (2002)，Murata (2003, 2007)，Crozet (2004)，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．どちらの確率分布を仮定しても，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．また，消費者の効用最大化ではなく，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．

点 i での居住確率と総人口 L から以下のように計算できる．

$$L_i = \pi_i^{Residence} \times L \quad (7)$$

さらに，観測される地点 i から地点 j への通勤フロー c_{ij} は，地点 i から地点 j への通勤確率と地点 i に住む人口 L_i によって以下のように表すことができる．

$$c_{ij} = \pi_{ij|i} \times L_i \quad (8)$$

式 (6) を上記の式に代入し，両辺に対数を取ると，通勤フローの重力方程式は以下のようになる．

$$\log c_{ij} = \log B_{ij} - \alpha\delta \log D_{ij} + \log L_i - \log \left(\sum_{j=1}^N B_{ij} w_j^\alpha D_{ij}^{-\alpha\delta} \right) + \alpha \log w_j, \quad \forall i, j \quad (9)$$

この通勤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通勤フロー c_{ij} から効用関数のパラメータ δ を推定できるということである．理論的に重力方程式を導出することによって，パラメータの解釈が可能となる¹⁶⁾．ただし注意する点は，上記の重力方程式では δ と α 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．しかしながら，フレシェ分布のシェイプパラメータ α はおよそその幅が限られているため，事前にパラメータの値の上限と下限を設定することで， δ の区間を導出することができる¹⁷⁾．本研究では，効用関数のパラメータ δ を様々な個人属性毎に推定することで，通勤に対する選好パラメータの異質性を考慮した反実仮想シミュレーションを行えるようになっている．

3.2 通勤フローの重力方程式におけるパラメータ推定

本節では，通勤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¹⁸⁾．

重力方程式は，一般的に両対数線形回帰モデルとして推定することができる．しかし，フローデータを扱う場合大きく2つの問題が生じる．1つ目の問題は，ゼロフローである．例えば，全ての地点間の通勤フローを見るとゼロフローが多く観測されることから，もし対数を取るならばゼロに対数を取ることができず回帰分析の対象から除外されてしまう．ゼロフローが重要な情報を持つのであれば適切なパラメータ推定ができなくなる．2つ目の問題は，ゼロフローを含めるとフローの分布が非常に偏った分布になることである．上記の問題を対処するため，Silva and Tenreyro (2006) によってポワソン回帰による方法が提案され，貿

¹⁶⁾補論 A にて，従業地による条件付き通勤確率について議論している．

¹⁷⁾通勤の重力方程式におけるフレシェ分布のシェイプパラメータ α は，Dixit-Stiglitz 型の独占的競争から導出される貿易の重力方程式では代替の弾力性パラメータと対応する．また，パレート分布によって企業の異質性を考慮した場合の貿易の重力方程式ではパレート分布のシェイプパラメータと対応する (Melitz and Redding, 2014, p. 26) ．

¹⁸⁾経済学ではなく，自然科学の分野で通勤を扱ったモデルは存在する．Simini et al. (2012) は，Radiation モデルによる予測が非常に当てはまりがよいことを示している．

易フローの重力方程式の推定では最も一般的な方法として利用されている¹⁹⁾。

重力方程式の推定でさらに問題となる点は、理論から導出された変数が欠落する問題である。例えば、独占的競争から導出された貿易フローの重力方程式では、多角的抵抗 (multilateral resistance) として呼ばれている (Anderson and van Wincoop, 2003)。このような多角的抵抗をコントロールする一般的な方法として、輸出国ダミーと輸入国ダミーを導入する方法が用いられている。もともとは Redding and Venables (2004) が市場アクセスを推定する際に、輸出国ダミーと輸入国ダミーを導入することで推定できる方法を提案したことによる。前節で導出した通勤フローの重力方程式も、居住地と従業地の固定効果を用いて以下のように表すことができる。

$$\log c_{ij} = \log B_{ij} - \alpha\delta \log D_{ij} + \varphi_i + \psi_j, \quad \forall i, j \quad (10)$$

ここで、 φ_i と ψ_j は以下のように表される。

$$\varphi_i = \log L_i - \log \left(\sum_{j=1}^N B_{ij} w_j^\alpha D_{ij}^{-\alpha\delta} \right) \quad \text{and} \quad \psi_j = \alpha \log w_j \quad (11)$$

つまり、 φ_i は居住地 i の固定効果、 ψ_j は就業地点 j の固定効果を表している。ここでは居住地 i の固定効果において多角的抵抗に対応する変数が含まれることから、距離 D_{ij} と相関を持ってしまう。また、地点 i から地点 j への平均アメニティ $\log B_{ij}$ についても、もし $\log B_i$ と $\log B_j$ に分割できるならば、固定効果によってコントロール可能となる。

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、ポワソン回帰に居住地と就業地点の固定効果を導入する²⁰⁾。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なになる。

$$\Pr(C_{ij} = c_{ij}) = \frac{\exp(-\lambda_{ij}(\boldsymbol{\theta})) (\lambda_{ij}(\boldsymbol{\theta}))^{c_{ij}}}{c_{ij}!}, \quad c_{ij} = 0, 1, 2, \dots, \quad (12)$$

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

ここで、 $\boldsymbol{\theta}$ は推定する全パラメータに関するベクトル、 $\nu = \alpha\delta$ 、 φ_i は居住地 i の固定効果、 ψ_j は従業地 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 $\hat{\delta}$ を用いて通勤に関する反実仮想シミュレーションを行うが、フレシェ分布のシェイプパラメータ α に任意の値を与えることで、 $\hat{\delta} = \hat{\nu}/\alpha$ として距離弾力性のパラメータを復元する。

¹⁹⁾他にもゼロフローへの対応は国際貿易の分野でいくつか提案されている。例えば、Helpman et al. (2008) は、ヘックマンの2段階推定を貿易の重力方程式に適用している。

²⁰⁾ただし、市区町村の数が1741あり、現在のサンプルサイズに居住地と従業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。

3.3 重力方程式の推定結果

図 2(a) は、労働者全体に関する重力方程式の推定結果を示している²¹⁾。時系列的に 1980 年の $\hat{\nu} = 3.217$ から 2015 年の $\hat{\nu} = 2.742$ へ、弾力性の値は徐々に減少していることがわかる。これを男女別に推定したのが、図 2(b) である。時系列的な傾向は男女とも低下傾向にあるが、男女間で距離弾力性の値が大きく異なることがわかる。1980 年時点で、男性は $\hat{\nu} = 2.987$ であり、女性は $\hat{\nu} = 3.817$ になっている。2015 年時点でも差は存在しており、男性は $\hat{\nu} = 2.576$ 、女性は $\hat{\nu} = 3.033$ になっている。通勤における大きな異質性が男女間で観察されており、理論の数値分析の際には簡略化されてしまうが、現実には選好の異質性は大きな影響を与える要素となることがわかる。

図 3(a)–(d) は、さらに男女別・年齢層別の重力方程式の推定結果を示している。年齢は 15 歳以上を 4 つのグループ (15–29 歳, 30–44 歳, 45–59 歳, 60 歳以上) に分けているが、非常に大きな異質性が観察されている。まず男性について、15 歳から 44 歳まではあまり大きな差は観察されず、45–59 歳, 60 歳以上になるにつれて距離弾力性が大きくなることがわかる。一方で、女性に関して、15–29 歳と比較して、30 歳以上から距離弾力性が急激に上昇し、1980 年の 60 歳以上では $\hat{\nu} = 5.196$ にも達している。ただし、女性ほど近年になるにつれて距離弾力性が急激に低下しており、比較的長距離通勤を行うようになった結果を反映している。また男女間で比較すると、15–29 歳に関しては距離弾力性に大きな差がなく、30 歳以上から男女間の差が生じることがわかるが、この結果は、京阪神都市圏のパーソントリップ調査から、20 歳代に関して男女間で通勤時間の差がないという坂西 (2007) の指摘とも非常に似た結果となっている。

図 3(e)–(h) は、男女別・婚姻状態別の重力方程式の推定結果を示している²²⁾。この結果は年齢別の結果をさらに補完するものである。男女間の差が 30 歳から大きくなるが、距離弾力性の未婚と既婚の違いも同様の変化を示すことから婚姻状態を反映することが考えられる。また、女性が 30 歳以上から通勤距離に敏感に反応するようになるが、同様の理由と考えられ、与えられた社会構造のもとでは男女間で結婚前後の通勤に対する選好が異なることを示す。

さらに子供の状態について区分すると、既婚でも就学前の乳幼児よりは、小中学生の子供を持つ既婚女性の方が長距離通勤から不効用が高くなることがわかる。似たような結果は、通勤時間を利用した森川 (2018) でも観察されており、就学前の子供と比較して、小中学生の子供を持つ女性は通勤時間が短くなっている。推測的な結果の解釈になるが、保育園を利用する女性は独身時と同じ職を継続しながら通勤している割合が比較的残っている可能性が得られる。一方で、小中学生の子供を持つ女性は独身時とは異なった職に就いており、その

²¹⁾ 通勤手段別の重力方程式の推定結果は、補論 B において示している。

²²⁾ 既婚かつ子供がいない女性という分類も考えられるが、子供の有無を同時に考慮する場合、女性の年齢も同時に制御する必要があるため、ここでは分析を行っていない。既婚かつ 5 歳以下の子供をもつ女性と比較して、既婚かつ子供なしの女性を比較した場合、後者の女性の年齢層は幅広く、単純な比較では子供の有無の影響かどうかはわからなくなることには注意する必要がある。

結果として距離弾力性も大きくなると考えられる。例えば、内閣府『少子化社会対策白書』(内閣府, 2017)において「小1の壁」として議論されているような事情が既婚女性の通勤と関係している可能性がある。

男性の婚姻状態を見ると、1980年においては未婚者の距離弾力性が $\hat{\nu} = 2.823$ 、既婚者の距離弾力性が $\hat{\nu} = 3.035$ であるが、近年になるほど未婚と既婚の間の距離弾力性の差が消えていくことがわかる。さらに子供を持つ男性既婚者を見ても差がほとんどなくなり、2005年以降は逆転し、わずかな差ではあるが男性既婚者の方がむしろ長距離通勤を行うようになっている。

図3(i)-(l)は、男女別・学歴別の重力方程式の推定結果を示している。男女ともに、高卒よりも大卒の方が距離弾力性が低くなっていることがわかる。大卒労働者の方が長距離通勤を行いやすい傾向はこの結果から支持される。特徴的な点は、高卒と大卒ともに、未婚者では男女の間に距離弾力性の差がほとんどみられないことである。一方で、既婚者になると同じ学歴でも男女間の差が生じる。したがって、先に論じたように、婚姻状態の影響が存在することがわかる。未婚の大卒労働者を見ると、1980年代より距離弾力性パラメータの推定値は小さく時系列的にもほとんど変化がないことから、以前から長距離通勤を行っていたことがわかる。

図3(m)-(p)は、男女別・5年以内の市区町村間の移住経験別の推定結果を示している。移住ありの既婚者において距離弾力性が小さく、移住なしの既婚者において距離弾力性が高いことが特徴的である。さらに移住なしの既婚者において、1980年は男女間格差が大きかったが近年になるにつれて差は徐々に小さくなってきていることがわかる。移住ありの既婚者において、男女間の差はより小さく、居住地変更によって男女ともに通勤距離が伸びている可能性が考えられる。ただし、居住地変更後に通勤を行っている労働者しか観測されていないことに注意は必要である。Kawabata and Abe (2018)が議論するように、労働参加しないという意味決定も影響している可能性はある。

[図 2-3]

4 反実仮想による通勤不効用の評価

本節では、3つの反実仮想を設定し、労働者の属性別に通勤からの不効用の大きさを定量的に評価する²³⁾。反実仮想の設定として、1つ目は通勤距離が伸びたという状況、2つ目は女性に男性と同じ通勤距離を課したという状況、3つ目は結婚後に未婚時と同様の通勤距離を課したという状況を想定する。

反実仮想で利用する構造パラメータ $\hat{\delta}$ について、フレシェ分布のシェイプパラメータ α を所与とすることで選好における距離弾力性パラメータを $\hat{\delta} = \hat{\nu}/\alpha$ として求める。反実仮想では、 $\alpha \in (2, 8)$ という幅を与えることで、通勤に関する効用の区間評価を行う。なお

²³⁾ここでの反実仮想は、通勤距離が変化しても通勤手段は変化しないという仮定で議論する。つまり、通勤距離に応じた通勤手段の内生的選択まで考慮していないことに注意する。

先行研究では、Ahlfeldt et al. (2015) では、 $\alpha = 6.83$ と賃金のデータを用いて推定している。Bryan and Morten (2018) では、 $\alpha = 2.69$ と推定している。Heblich et al. (2018) は、Bryan and Morten (2018) に基づき、 $\alpha = 3.0$ として値を与えている。したがって、シェイプパラメータのおおよその下限と上限をこの区間によって表している。

4.1 通勤距離が伸びた場合の通勤不効用

第 1 の反実仮想シミュレーションでは、居住地 i という条件のもとで、従業地を地点 r か地点 s を選択する状況を仮定する。なお、ここでは従業地 s の方が従業地 r よりも遠い ($D_{is} > D_{ir}$) と仮定する。上述の状況の下で、2 つの地点で働くことで得られる確定的効用の差は以下のように表される。

$$\log V_{is} - \log V_{ir} = \log w_s - \log w_r - (\log P_i - \log P_i) - (\hat{\delta} \log D_{is} - \hat{\delta} \log D_{ir}) \quad (13)$$

ここで、居住地の地点 i は固定になっていることから同一の生計費に直面していることに注意する。

もし労働者が地点 s へ通勤する場合、 $\log V_{is} - \log V_{ir} \geq 0$ という条件が成り立つ。したがって、より長い距離を通勤するならばその不効用を補償するための、名目賃金の上昇が必要となる。上記の関係を整理すると、以下のような条件式が得られる。

$$\log w_s - \log w_r - \hat{\delta}(\log D_{is} - \log D_{ir}) \geq 0 \quad (14)$$

これを整理すると、通勤距離が伸びた場合の追加的な不効用は、以下のように、地点 s と地点 r の相対名目賃金を単位として計測されるように表すことができる。

$$\frac{w_s}{w_r} \geq \left(\frac{D_{is}}{D_{ir}} \right)^{\hat{\delta}} \quad (15)$$

ここで、重力方程式から推定したパラメータ $\hat{\delta} = \hat{\nu}/\alpha$ を用いる。この式が意味することは、通勤距離が伸びた場合に、どれだけの名目賃金の上昇額によって不効用が補償されなければならないのかということである。通勤不効用が、相対名目賃金を単位に計測されていることに注意する。

この式から推測される重要な関係は、通勤不効用を補償するにはそれ以上の名目賃金の上昇が市場で得られる必要があり、観測される最適な通勤行動の結果、名目賃金と通勤距離の間には正の相関関係が生じるということである。この賃金と通勤費用の正の相関関係は、Glaeser et al. (2016) で議論されたように、実質賃金と幸福度の間のトレードオフと似ている。より高い実質賃金を得る代わりにより幸福度の低い都市へ移住するような意思決定をする個人がいるように、通勤の場合にも、より高い実質賃金を得る代わりに不効用が高くなる長距離通勤を受け入れるというトレードオフの関係がある。

図 4 と図 5 は、男女それぞれについて、1980 年と 2010 年の構造パラメータの推定値を用いた属性別のシミュレーション結果を表している。横軸は、相対通勤距離を表しており、通勤距離が 2 倍まで増えた場合を扱っている。縦軸は、通勤距離が延びることによる不効用で

あり、それを補償するのに必要な名目賃金の上昇額が相対名目賃金として示されている。青色破線が1980年、赤色実線が2010年の結果を表しており、フレシェ分布のシェイプパラメータの幅により上限と下限が表されている。

図4の男性の結果から見ると、属性間の大きな違いは観測されず、全体的には通勤距離が2倍になった場合にもとの効用水準を補償するために必要な金額は、少なくとも名目賃金の1.2倍、大きくて2.5倍程度になっている。ただし、最も通勤からの不効用が高いのは、60歳以上の労働者であり、通勤距離が2倍に延びると、少なくとも名目賃金の1.4倍、大きくて2.8倍程度になっている。

図5の女性の結果から見ると、男性と比較して、属性間の異質性が非常に大きいことがわかる。男性と同様に、60歳以上が最も通勤からの不効用が大きい。女性の場合は、年齢が上昇するとともに通勤からの不効用が大きくなる。男性の定年後のみに観測される特徴とは異なっている。60歳以上の女性にとって、通勤距離が2倍に延びた場合、もとの効用水準を補償するには、少なくとも名目賃金の1.4倍、大きくて3.8倍程度に達する。

女性にとって最も特徴的な違いは、未婚と既婚の間の差である。未婚の場合は、通勤不効用の補償額は男性とほぼ同じ額になるが、既婚女性になると、通勤距離が伸びるにつれ男女間で通勤不効用の乖離が大きくなる。この傾向は、高卒女性の未婚・既婚、大卒女性の未婚・既婚、移住経験なしの未婚・既婚でも共通に観察される。この点は、結婚前後の通勤に対する選好の変化として、4.3節においてより詳細に扱う。

ここでのシミュレーション結果から示唆される内容として、Timothy and Wheaton (2001) や Fu and Ross (2013), Mulalic et al. (2014), Dauth and Haller (2017) でも議論されるように、個人が通勤選択について最適な意思決定を行う結果として、長距離通勤をする労働者ほど名目賃金が高くなるという正の相関関係が生じる点である。森川 (2018) において、独自のアンケート調査を使った実証分析の結果、通勤時間が長いほど賃金が高くなることを指摘しており、この通勤による「賃金プレミアム」は女性ほど大きいことが観測されている。特に女性ほど賃金が高くなる傾向は、名目賃金と通勤費用の間のトレードオフから説明することができ、図5のシミュレーション結果とも整合的な結果となっている²⁴⁾。

[図4-図5]

4.2 女性が男性と同一距離を通勤しなければならない場合の通勤不効用

第2の反実仮想では、女性が男性と同一距離を通勤しなければならない状況を想定する。まず、確定的効用 V_{ij} に、男女間の違いを考慮した下付き文字 $g \in (male, female)$ をつけて、以下のように表す。

$$V_{ij,g} = \frac{w_{j,g}}{P_{i,g}} \frac{1}{D_{ij,g}^{\delta,g}} \quad (16)$$

²⁴⁾したがって、実証分析への重要な示唆として、賃金を従属変数とし、通勤時間や通勤距離を説明変数とした回帰分析の解釈には注意が必要である。

ここでの反実仮想では，同一属性内の男女間を比較する．まず，男女間の確定的効用の差を以下のように整理できる．

$$\begin{aligned} \log V_{ij,male} - \log V_{ij,female} &= \log w_{j,male} - \log w_{j,female} \\ &\quad - (\log P_{i,male} - \log P_{i,female}) \\ &\quad - (\hat{\delta}_{male} \log D_{ij,male} - \hat{\delta}_{female} \log D_{ij,female}) \end{aligned} \quad (17)$$

反実仮想の仮定としては，男女ともに地点 i に住み地点 j で働くという同一距離を通勤をしなければならない状況であり，通勤距離について $D_{ij} = D_{ij,male} = D_{ij,female}$ になっていることを意味する．さらに同一地点に住むことから生計費も同一であるとすると， $\log P_{i,male} = \log P_{i,female}$ という条件が成り立つ．

男女間で同一距離を通勤した場合は，構造パラメータの推定結果で示したように，一般的には女性の方が通勤不効用が大きくなる．女性が男性と同一距離の通勤をしなければならない場合，女性の追加的な通勤不効用をどれだけの金額で補償する必要があるのかを男性の名目賃金を基準に評価する．なお，男性と同一水準の効用を補償するという条件は， $\log V_{ij,male} - \log V_{ij,female} = 0$ を意味する．以上の条件を合わせると，女性の通勤不効用に対する金銭的補償額は以下のように表現できる．

$$\log w_{j,male} - \log w_{j,female} - (\hat{\delta}_{male} - \hat{\delta}_{female}) \log D_{ij} = 0 \quad (18)$$

これを整理すれば，以下の式が与えられる．

$$\frac{w_{j,female}}{w_{j,male}} = D_{ij}^{-\hat{\delta}_{male} + \hat{\delta}_{female}} \quad (19)$$

ここで，重力方程式から推定したパラメータ $\hat{\delta}_g = \hat{v}_g / \alpha$ を用いる．追加的な通勤不効用が相対名目賃金で計測されていることに注意する．

図 6 において，シミュレーション結果を表している．横軸は，通勤距離を表しており，往復 80km までを扱っている．縦軸は，男女が同一距離を通勤する場合に，女性の通勤不効用を補償するためには少なくともどの程度の名目賃金の上昇が必要なのかを相対名目賃金で表している．赤色実線は 2010 年のパラメータ推定値を用いており，またフレシェ分布のシェイプパラメータの幅により上限と下限が表されている．

図 6 を見ると，同一属性内の男女間でも非常に大きな通勤に対する異質性が観測されている．まず，15–29 歳の男女間では同一通勤距離であっても男女間の不効用の差は小さいことがわかる．そして，年齢が上がっていくにつれて，男女間の不効用差が拡大することがわかる．例えば，45–59 歳の労働者の場合，女性が往復 80km の通勤をするととなると，少なくとも同一距離を通勤する男性の名目賃金の 1.5 倍以上の補償額が必要となることがわかる．最大の額でみると，男性の 4 倍以上にも達する．

年齢とともに通勤の不効用が上昇するという関係は，未婚・既婚の差から生じていることがわかる．未婚の場合，男女間の不効用差はほとんど見られない．一方で，既婚の男女間で比較をすると，年齢の上昇のときと同等の結果が表れる．これは，学歴別，移住経験別で見ても同じである．つまり，男性と比較して，結婚後に女性の通勤に対する選好が大きく変化

し、長距離通勤から大きな不効用を感じるようになる。

特徴的なのは、大卒以上と移住経験がある場合である。例えば、大卒の男女の場合、高卒と比較して、結婚後の通勤の不効用が小さくなる。この背景としては、高卒の男女賃金格差と大卒の男女間賃金格差と関連する。つまり、大卒であれば、長距離通勤からの不効用を補償するだけの高い名目賃金を得られるということの意味する。また、移住をする場合の既婚男女の不効用差が小さい理由は、既に移住の意思決定に通勤要因が組み込まれている可能性が高いと考えられる。逆に、移住をしていない既婚男女の間では、通勤からの不効用は女性で大きくなる。自由に居住選択を行える個人であれば、理論的に効用水準の均等化が成り立つことと近い結果が示されている。

[図 6]

4.3 結婚後も未婚時と同一距離を通勤しなければならない場合の通勤不効用

第 3 の反実仮想では、結婚後も未婚時と同一距離を通勤しなければならない状況を想定する。構造パラメータの推定結果でも示されたように、特に女性の場合は結婚前後で通勤に対する選好が大きく変化するため、同一距離の通勤であっても不効用の大きさが異なる。

通勤不効用の計測として、未婚時と同一の効用水準を補償するにはどれだけの名目賃金の上昇が必要なのかという観点で評価している。以上の条件を整理すると、第 2 の反実仮想の男女間の比較と同様の形式で通勤不効用を表すことができる。

$$\frac{w_{j,married}}{w_{j,single}} \geq D_{ij}^{-\hat{\delta}_{single} + \hat{\delta}_{married}} \quad (20)$$

ここで重力方程式から推定したパラメータ $\hat{\delta} = \hat{\nu}/\alpha$ を用いている。構造パラメータの推定値について、同一の性別の未婚と既婚の差を利用することで、結婚前後の通勤不効用を評価する。

この式が意味することは、結婚後も未婚時と同一距離を通勤しなければならない場合の追加的な通勤不効用を表している。通勤不効用の計測単位について、追加的な通勤不効用を金銭的に補償するには未婚時の名目賃金の何倍が必要なのかという観点で評価している。もし $-\hat{\delta}_{single} + \hat{\delta}_{married} > 0$ であれば、同一距離の通勤であっても結婚後により大きな通勤不効用が生じることになる。

図 7 は男性の結婚前後の通勤不効用の変化、図 8 は女性の結婚前後の通勤不効用の変化に関する数値シミュレーションの結果を表している。横軸は、通勤距離を表しており、往復 80km まで扱っている。縦軸は追加的な通勤不効用を表すが、結婚後に未婚時と同一水準の効用を達成するために必要な補償額として、未婚時からの相対名目賃金として表している。赤色実線は 2010 年のパラメータ推定値を用いており、またフレシェ分布のシェイパラメータの幅により上限と下限が表されている。

図 7 の男性の場合、結婚前後で通勤からの不効用が大幅に変化するということはほとんど見られない。なお図 7(f) の移住経験が直近 5 年以内にある人々は、未婚者よりも既婚者の

方が通勤不効用が下がるという結果になっている。

図 8 の女性の場合，結婚前後で通勤からの不効用が非常に大きいことがわかる．図 8(a)–(b) から，未婚時と同等の効用水準を既婚女性に補償するのに必要な名目賃金の上昇額は，子供の年齢によって異なることがわかる．先にも論じたように，5 歳以下の乳幼児よりも，小中学生の子供を持つ既婚女性の方が通勤不効用が大きくなっている．なお小中学生の子を持つ既婚女性に対する通勤から生じる不効用の補償額は，往復 80km を通勤する場合，少なくとも未婚時の 1.5 倍弱の名目賃金，最大で 4.8 倍近くの名目賃金の金額に達する．また大卒女性の場合は結婚前後であっても通勤不効用の上昇幅は比較的小さくなる．

特に顕著な結果は，移住の有無による通勤不効用の変化である．移住しない女性の場合，結婚後も未婚時と同一距離を通勤するとなると非常に大きな通勤不効用を感じるが，移住している女性の場合，通勤からの不効用に大きな差が生じていない．男性の場合と同様に，移住と通勤の両方を同時に選択できる人々は，ライフステージの変化に応じて最適な居住地選択を行い，結婚前後で生じる通勤からの追加的不効用を緩和するような行動を取っていることが示唆される．松島他 (2013) や Kawabata and Abe (2018) でも議論されているように，通勤距離の決定は内生的な居住地選択の結果から生じることと関連する．また Clark et al. (2003) でも議論されているように，就業地変更による通勤の不効用の緩和は容易ではないことから，居住地変更による通勤距離の調整及び生計費の低下（実質賃金の上昇）による通勤不効用の補償という行動を取っている可能性が考えられる²⁵⁾．

[図 7, 図 8]

5 結論

本研究では，構造推定を利用し，通勤の不効用を定量的に計測した．構造推定の利点は，人々の効用という直接的に観測できない変数を理論モデルから復元できるという点にある．また通勤距離やライフステージといった変化によって通勤からの不効用がどれだけ変化するのも数値シミュレーションによって評価できるようになる．さらに通勤不効用を金銭的な価値尺度として議論することができ，政策の費用便益分析においても重要な役割を果たす．

本研究では 3 つの反実仮想を設定し，労働者の属性別に通勤からの不効用の大きさを検証した．反実仮想の 1 つ目は通勤距離が伸びた場合，2 つ目は女性に男性と同じ通勤距離を課した場合，3 つ目は結婚後に未婚時と同様の通勤距離を課した場合である．3 つの反実仮想を通じて明らかになったことを以下に要約する．まず男性の場合は通勤距離が 2 倍に伸びた場合，全体的な傾向として，少なくとも名目賃金の 1.2 倍の上昇，大きくて 2.5 倍程度の名目賃金の上昇が通勤不効用の補償として必要になることがわかった．若年期や未婚時には男女の間で通勤不効用に大きな差はないが，結婚後，男性の通勤不効用に変化はない一方で，女性の通勤不効用が増大することがわかった．その理由として，構造推定の結果から既婚女性が長距離通勤を避けるような選好に変化することが明らかになっている．もし結婚後に未

²⁵⁾居住地変更に関する分析は近藤 (2019b) において行われている．

婚時と同じ通勤距離を課す場合、女性は通勤から大きな不効用を受けることが明らかになっている。1つの試算として、結婚後も未婚時と同じ往復80kmの通勤を女性に課すと、通勤からの追加的な不効用を金銭的に補償するには、未婚時の名目賃金の少なくとも1.5倍、大きくて4.8倍が必要であることが明らかになった。現実の労働市場における名目賃金からは大きく乖離しており、結果として、多くの既婚女性が通勤不効用を減らすために通勤距離を短くする、労働市場から退出するという行動を取っていると示唆される。また通勤不効用の増大を事前に予期しているならば、そもそも結婚や出産という意思決定を行わない可能性も示唆される。

本研究は今後の政策評価に向けて重要な含意を持っている。政策評価を行う場合、データの利用可能性から直接観測可能な指標に限定されてしまいがちである。しかしながら、本来は政策によって人々の効用もしくは経済厚生がどれほど増大したのかを基準に評価されなければならない。構造推定を用いれば直接観測できない人々の効用のような変数も評価できることを示した点に本研究の重要な含意がある。

最後に、本研究の限界として、データ制約もあり単純に市区町村間の重心間の距離を通勤距離として扱っているが、厳密な政策議論には、通勤時間や通勤時間帯や通勤経路上の混雑状況等も同時に考慮した実証分析が必要になってくる。また都市圏毎にも公共交通網の整備状況や労働市場の違いも存在するため、個別の都市圏毎に詳細を検証していく必要もある。またパーソントリップ調査のような詳細な移動情報を含んだ個票データによる通勤政策の評価も必須と考えられる。以上は、今後取り組むべき課題として残されている。

参考文献

- Ahlfeldt, Gabriel M. and Nicolai Wendland (2016) “The spatial decay in commuting probabilities: Employment potential vs. commuting gravity,” *Economics Letters* 143, pp. 125–129.
- 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.
- Anderson, James E. and Eric van Wincoop (2003) “Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle,” *American Economic Review* 93(1), pp. 170–192.
- Berliant, Marcus and Takatoshi Tabuchi (2018) “Equilibrium commuting,” *Economic Theory* 65(3), pp. 609–627.
- Black, Dan A., Natalia Kolesnikova, and Lowell J. Taylor (2014) “Why do so few women work in New York (and so many in Minneapolis)? Labor supply of married women across US cities,” *Journal of Urban Economics* 79, pp. 59–71.
- Bryan, Gharad and Melanie Morten (2018) “The aggregate productivity effects of internal migration: Evidence from Indonesia,” *Journal of Political Economy* forthcoming.
- Carta, Francesca and Marta De Philippis (2018) “You’ve come a long way, baby. Hus-

- bands' commuting time and family labour supply," *Regional Science and Urban Economics* 69, pp. 25–37.
- Clark, William A.V., Youqin Huang, and Suzanne Withers (2003) "Does commuting distance matter?: Commuting tolerance and residential change," *Regional Science and Urban Economics* 33(2), pp. 199–221.
- Couture, Victor, Gilles Duranton, and Matthew A. Turner (2018) "Speed," *Review of Economics and Statistics* 100(4), pp. 725–739.
- 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.
- Dauth, Wolfgang and Peter Haller (2017) "Asymmetric wage responses to changes in commuting distances." Mimeo. (URL: <https://drive.google.com/file/d/OBOXwUjKN7IMIVG1CVmEwWkpHS0k/view>).
- Duranton, Gilles and Diego Puga (2015) "Urban Land Use," in Duranton, Gilles, J. Vernon Henderson, and William C. Strange eds. *Handbook of Regional and Urban Economics* Vol. 5, Amsterdam: Elsevier, Chap. 8, pp. 467–560.
- Eaton, Jonathan and Samuel Kortum (2002) "Technology, geography, and trade," *Econometrica* 70(5), pp. 1741–1779.
- Fu, Shihe and Stephen L. Ross (2013) "Wage premia in employment clusters: How important is worker heterogeneity?" *Journal of Labor Economics* 31(2), pp. 271–304.
- Fujita, Masahisa (1989) *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Fujita, Masahisa (2010) "The evolution of spatial economics: From Thünen to the new economic geography," *Japanese Economic Review* 61(1), pp. 1–32.
- Gimenez-Nadal, J. Ignacio and José Alberto Molina (2016) "Commuting time and household responsibilities: Evidence using propensity score matching," *Journal of Regional Science* 56(2), pp. 332–359.
- Glaeser, Edward L., Joshua D. Gottlieb, and Oren Ziv (2016) "Unhappy cities," *Journal of Labor Economics* 34(S2, Part2), pp. S129–S182.
- Gutiérrez-i-Puigarnau, Eva, Ismir Mulalic, and Jos N. van Ommeren (2016) "Do rich households live farther away from their workplaces?" *Journal of Economic Geography* 16(1), pp. 177–201.
- Head, Keith and Thierry Mayer (2010) "Illusory Border Effects: Distance Mismeasurement Inflates Estimates of Home Bias in Trade," in van Bergeijk, Peter A. G. and Steven Brakman eds. *The Gravity Model in International Trade: Advances and Applications*, Cambridge: Cambridge University Press, Chap. 6, pp. 165–192.
- Heblich, Stephan, Stephen J. Redding, and Daniel M. Sturm (2018) "The making of the modern metropolis: Evidence from London." NBER Working Paper No. 25047.
- Helpman, Elhanan, Marc Melitz, and Yona Rubinstein (2008) "Estimating trade flows:

- Trading partners and trading volumes,” *Quarterly Journal of Economics* 123(2), pp. 441–487.
- Kawabata, Mizuki and Yukiko Abe (2018) “Intra-metropolitan spatial patterns of female labor force participation and commute times in Tokyo,” *Regional Science and Urban Economics* 68, pp. 291–303.
- 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.
- Manning, Alan and Barbara Petrongolo (2017) “How local are labor markets? Evidence from a spatial job search model,” *American Economic Review* 107(10), pp. 2877–2907.
- Melitz, Marc J. and Stephen J Redding (2014) “Heterogeneous Firms and Trade,” in Gopinath, Gita, Elhanan Helpman, and Kenneth Rogoff eds. *Handbook of International Economics* Vol. 4, Amsterdam: Elsevier, Chap. 1, pp. 1–54.
- Monte, Ferdinando, Stephen J. Redding, and Esteban Rossi-Hansberg (2018) “Commuting, migration, and local employment elasticities,” *American Economic Review*. forthcoming.
- Morikawa, Masayuki (2018) “Long commuting time and the benefits of telecommuting.” RIETI Discussion Paper 18-E-025.
- Mulalic, Ismir, Jos N. Van Ommeren, and Ninette Pilegaard (2014) “Wages and commuting: Quasi-natural experiments’ evidence from firms that relocate,” *Economic Journal* 124(579), pp. 1086–1105.
- 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.
- Owens, Raymond III, Esteban Rossi-Hansberg, and Pierre-Daniel Sarte (2017) “Rethinking Detroit.” NBER Working Paper No. 23146.
- Picard, Robert (2012) “GEODIST: Stata module to compute geodetic distances.” Statistical Software Components S457147, Boston College Department of Economics.
- Redding, Stephen J. and Esteban Rossi-Hansberg (2017) “Quantitative spatial economics,” *Annual Review of Economics* 9, pp. 21–58.
- Redding, Stephen and Anthony J. Venables (2004) “Economic geography and international inequality,” *Journal of International Economics* 62(1), pp. 53–82.
- Silva, J. M. C. Santos and Silvana Tenreyro (2006) “The log of gravity,” *Review of Economics and Statistics* 88(4), pp. 641–658.
- Simini, Filippo, Marta C. González, Amos Maritan, and Albert-László Barabási (2012) “A universal model for mobility and migration patterns,” *Nature* 484, pp. 96–100.
- Stutzer, Alois and Bruno S. Frey (2008) “Stress that doesn’t pay: The commuting

したがって、地点 j で働くという条件のもとで、どの地点 i から通勤するのかという条件付き通勤確率は以下ようになる。

$$\pi_{ij|j} = \frac{\pi_{ij}}{\pi_j^{Workplace}} = \frac{B_{ij} P_i^{-\alpha} D_{ij}^{-\alpha\delta}}{\sum_{i=1}^N B_{ij} P_i^{-\alpha} D_{ij}^{-\alpha\delta}} \quad (22)$$

ここで、個人は同じ地点 j で働くことから、名目賃金 w_j が相殺されていることに注意する。つまり、得られる名目賃金と同じ場合、最も生計費の低い地点 i から通勤することで最も効用が高くなる。ただし、居住地 i から従業地 j への通勤費用が高くなるほど総効用が低くなるため、従業地 j の周辺から最も低い生計費となる地点 i に居住することを選択する。

観測される地点 i から地点 j への通勤フロー c_{ij} は、地点 i から地点 j への通勤確率と地点 j で働く人口 L_j によって以下のように表すことができる。

$$c_{ij} = \pi_{ij|j} \times L_j \quad (23)$$

上式に式 (22) を代入し、両辺に対数を取ると、通勤フローの重力方程式は以下ようになる。

$$\log c_{ij} = \log B_{ij} - \alpha\delta \log D_{ij} - \alpha \log P_i + \log L_j - \log \left(\sum_{i=1}^N B_{ij} P_i^{-\alpha} D_{ij}^{-\alpha\delta} \right), \quad \forall i, j \quad (24)$$

以上より、従業地 j を条件として重力方程式を導出することもできる。

$$\log c_{ij} = \log B_{ij} - \alpha\delta \log D_{ij} + \eta_i + \mu_j, \quad \forall i, j \quad (25)$$

ここで、 η_i と μ_j は以下のように表される。

$$\eta_i = -\alpha \log P_i \quad \text{and} \quad \mu_j = \log L_j - \log \left(\sum_{i=1}^N B_{ij} P_i^{-\alpha} D_{ij}^{-\alpha\delta} \right) \quad (26)$$

つまり、 η_i は居住地点 i の固定効果、 μ_j は就業地点 j の固定効果を表している。ここでは居住地 i の固定効果において多角的抵抗に対応する変数が含まれることから、距離 D_{ij} と相関を持ってしまう。

居住地による条件付き通勤確率と従業地による条件付き通勤確率から導出した重力方程式は、非常に似たような構造を示している。もしどちらかのモデルのみに依拠する場合、多角的抵抗として居住地か従業地のどちらかだけを固定効果で制御すればよいと考えられるが、これは正しくはない。つまり、1つの重力方程式が同時に2つの理論モデルに対応しており、片方のモデルのみに依拠してしまうならば、距離パラメータの推定は依然としてバイアスを含む可能性が残ってしまう。したがって、距離弾力性パラメータを推定するためには、居住地と従業地の両者の固定効果を取ることが必要となる。

補論 B 通勤手段別の構造パラメータの推定結果

図 B.1 は、男女別・通勤手段別の重力方程式の推定結果を示している。通勤手段別にみると、自動車による通勤が最も距離弾力性が大きく、次にバス、そして電車の順に距離弾力性が低いことがわかる。非常に低いことがわかる。これまで見たように、距離弾力性は 1980

年から 2010 年にかけて徐々に低下していることがわかるが、公共交通網やインフラ整備により近年ほど長距離通勤が可能になっていることが考えられる²⁶⁾。

なお電車通勤による距離弾力性パラメータは、男性について 1980 年で $\hat{\nu} = 1.811$ ，2010 年に $\hat{\nu} = 1.646$ ，女性について 1980 年で $\hat{\nu} = 2.160$ ，2010 年に $\hat{\nu} = 1.936$ になっており、これまで個人属性別に見た距離弾力性と比較しても最も小さい値となっている。個人属性間の比較では時系列的に距離弾力性パラメータの値が低下していたが、通勤手段の変更が一つの要因として考えられる。近年になるほど都市部への人口集中が進んでいることから、自動車から電車を通勤手段として利用する労働者の割合が増えることによって、全体的な距離弾力性のパラメータの低下が見られた可能性も考えられる。

通勤手段の選択は、どこに住みどれだけ距離を通勤するのかという意思決定とも関連することから、通勤から生じる不効用を減らす行動が背後にあると考えられる。通勤手段の切り替え自体はデータ制約もあり直接把握できないが、居住地選択の変更によって通勤手段が変化する可能性は大きいと考えられる。

[図 B.1]

²⁶⁾このような長距離通勤を反映するように、金本・徳岡（2002）によって提案された国勢調査の市区町村単位の通勤データを用いた都市雇用圏の数を見ても徐々に減少してきており、都市圏当たりの範囲が拡大していることがわかる。

表 1 個人属性と通勤手段の分類

分類	個人属性の内訳
A.	全属性
B.	男性 女性
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：未婚，既婚，既婚・5 歳児，既婚・6-15 歳児同居， 女性：未婚，既婚，既婚・5 歳児，既婚・6-15 歳児同居
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
F.	男性：市区町村間移住なし・未婚，市区町村間移住なし・既婚，市区町村間移住あり・未 婚，市区町村間移住あり・既婚， 女性：市区町村間移住なし・未婚，市区町村間移住なし・既婚，市区町村間移住あり・未 婚，市区町村間移住あり・既婚

注) 一部の属性情報は年次によっては調査されていない。教育は 1980 年，1990 年，2000 年，2010 年
のみで調査。移住は 1980 年，1990 年，2000 年，2010 年，2015 年のみで調査。

表 2 記述統計表（全属性の通勤フロー）

変数	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
通勤フロー (単位：人)								
平均値	492	424	414	392	371	338	340	271
標準偏差	7,935	7,448	7,491	7,307	6,985	6,526	6,223	5,500
1パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
10パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
25パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
50パーセンタイル値	3	2	2	2	2	2	2	2
75パーセンタイル値	18	13	13	13	13	12	14	9
90パーセンタイル値	169	130	134	128	127	113	136	84
99パーセンタイル値	8,406	6,535	6,281	5,829	5,491	4,968	5,168	4,017
合計	54,127,876	57,166,213	60,324,423	62,551,683	61,169,522	59,453,704	54,764,156	54,513,310
距離 (単位：km)								
平均値	87	160	161	163	162	177	162	208
標準偏差	107	225	228	224	225	243	230	267
1パーセンタイル値	4	4	4	4	4	5	4	5
10パーセンタイル値	15	17	18	19	19	20	19	22
25パーセンタイル値	28	32	34	36	36	38	35	42
50パーセンタイル値	52	65	66	71	72	77	69	93
75パーセンタイル値	99	175	173	182	176	208	174	270
90パーセンタイル値	199	464	475	457	434	481	430	561
99パーセンタイル値	519	991	1,006	988	1,016	1,102	1,050	1,215
市区町村間フロー 非ゼロフロー数	109,997	134,803	145,681	159,508	164,935	176,100	161,209	201,170
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	3,031,081	3,031,081	3,031,081
非ゼロフローの割合 (%)	3.63	4.45	4.81	5.26	5.44	5.81	5.32	6.64

注)「国勢調査」(総務省統計局)の個票データより著者集計。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、市区町村の重心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（男性の通勤フロー）

変数	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
通勤フロー (単位：人)								
平均値	312	265	257	243	228	205	203	159
標準偏差	4,856	4,452	4,407	4,276	4,007	3,660	3,381	2,923
1パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
10パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
25パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
50パーセンタイル値	3	2	2	2	2	2	2	2
75パーセンタイル値	17	13	13	12	12	11	13	9
90パーセンタイル値	141	109	111	107	104	94	108	70
99パーセンタイル値	5,217	4,248	4,020	3,771	3,475	3,192	3,227	2,486
合計	33,522,932	34,875,148	36,415,636	37,618,023	36,243,903	34,631,632	31,238,719	30,647,920
距離 (単位：km)								
平均値	86	159	160	161	159	173	157	203
標準偏差	107	225	227	222	221	236	224	261
1パーセンタイル値	4	4	4	4	4	5	4	5
10パーセンタイル値	15	17	18	19	19	20	18	21
25パーセンタイル値	28	32	33	35	35	37	34	41
50パーセンタイル値	51	64	65	69	70	75	67	91
75パーセンタイル値	97	174	169	179	172	202	168	264
90パーセンタイル値	197	464	472	454	428	471	420	551
99パーセンタイル値	517	990	999	982	999	1,056	1,021	1,175
市区町村間フロー 非ゼロフロー数	107,518	131,659	141,865	154,530	159,195	168,616	153,755	192,150
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	3,031,081	3,031,081	3,031,081
非ゼロフローの割合 (%)	3.55	4.34	4.68	5.10	5.25	5.56	5.07	6.34

注)「国勢調査」(総務省統計局)の個票データより著者集計。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、市区町村の重心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（女性の通勤フロー）

変数	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
通勤フロー (単位：人)								
平均値	471	460	441	403	381	347	335	311
標準偏差	4,990	5,098	5,161	4,981	4,847	4,628	4,432	4,287
1パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
10パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
25パーセンタイル値	1	1	1	1	1	1	1	1
50パーセンタイル値	4	4	4	3	3	3	3	3
75パーセンタイル値	31	31	31	28	27	24	26	22
90パーセンタイル値	243	255	265	256	252	231	243	213
99パーセンタイル値	9,826	9,157	8,461	7,367	6,675	5,877	5,498	5,059
合計	20,604,944	22,291,065	23,908,787	24,933,660	24,925,619	24,822,072	23,525,437	23,865,390
距離 (単位：km)								
平均値	43	58	62	68	72	86	81	103
標準偏差	62	113	120	128	139	171	159	198
1パーセンタイル値	2	2	3	3	3	3	3	3
10パーセンタイル値	8	9	9	10	10	11	11	12
25パーセンタイル値	15	16	17	19	20	21	21	22
50パーセンタイル値	27	29	31	34	35	37	36	39
75パーセンタイル値	47	51	54	60	62	70	66	80
90パーセンタイル値	81	100	107	126	133	175	159	257
99パーセンタイル値	348	623	633	708	816	902	880	967
市区町村間フロー								
非ゼロフロー数	43,716	48,485	54,218	61,908	65,413	71,524	70,324	76,792
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	3,031,081	3,031,081	3,031,081
非ゼロフローの割合 (%)	1.44	1.60	1.79	2.04	2.16	2.36	2.32	2.53

注)「国勢調査」(総務省統計局)の個票データより著者集計。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、市区町村の重心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。

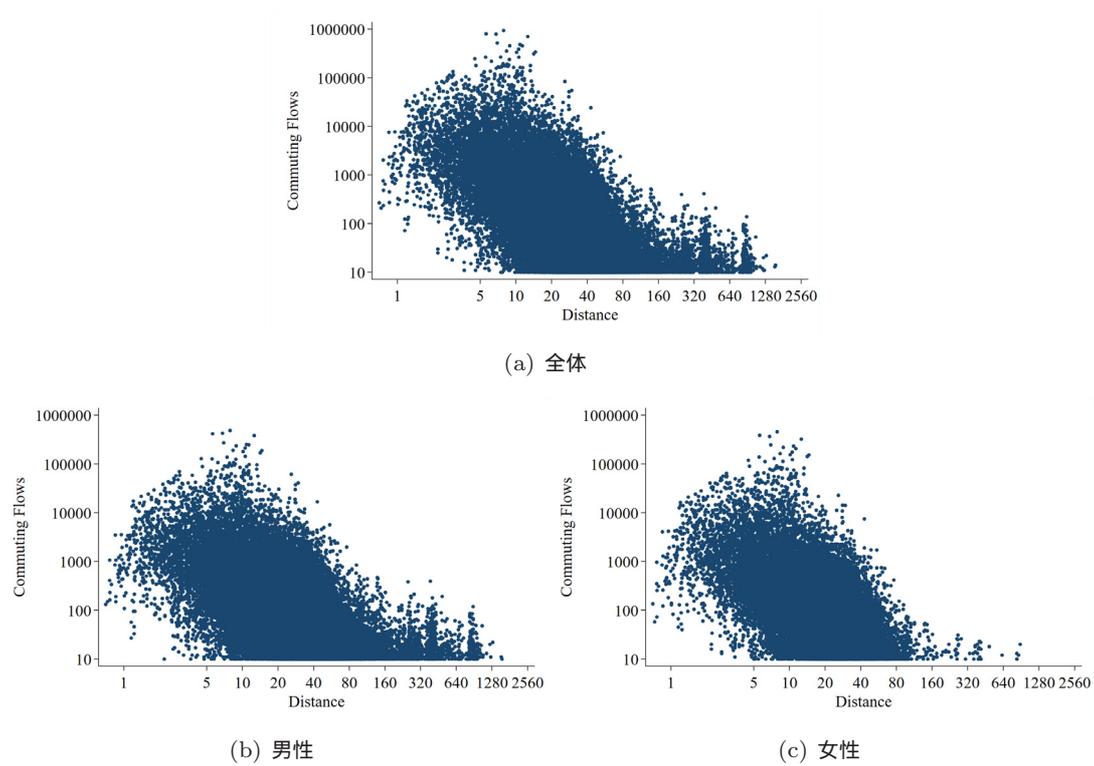


図 1: 通勤フローと通勤距離の散布図

注)「2010 年国勢調査」(総務省統計局)より著者作成。通勤フローが 10 人未満は非掲載。

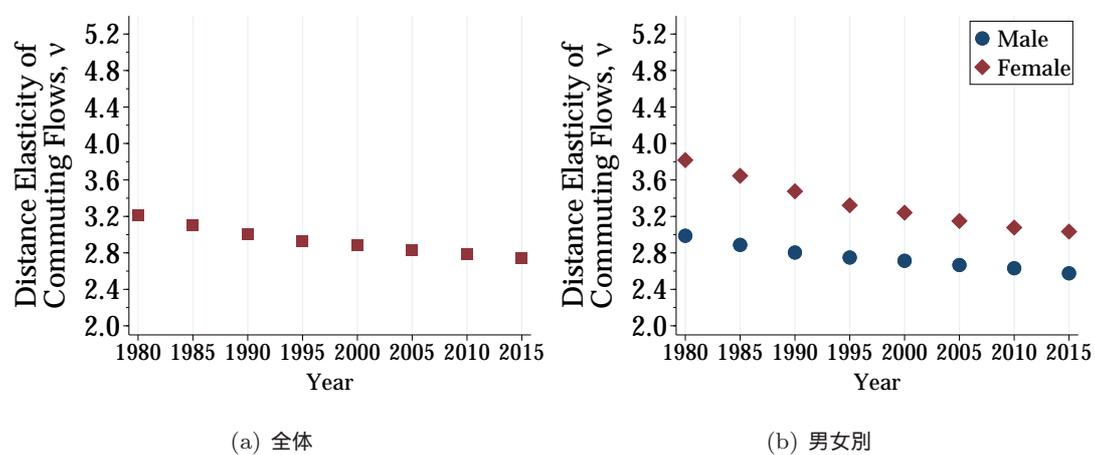


図 2: 通勤フローの距離弾力性 (全属性)

注) 「国勢調査」(総務省統計局)の個票データを用いた著者によるパラメータ推定。

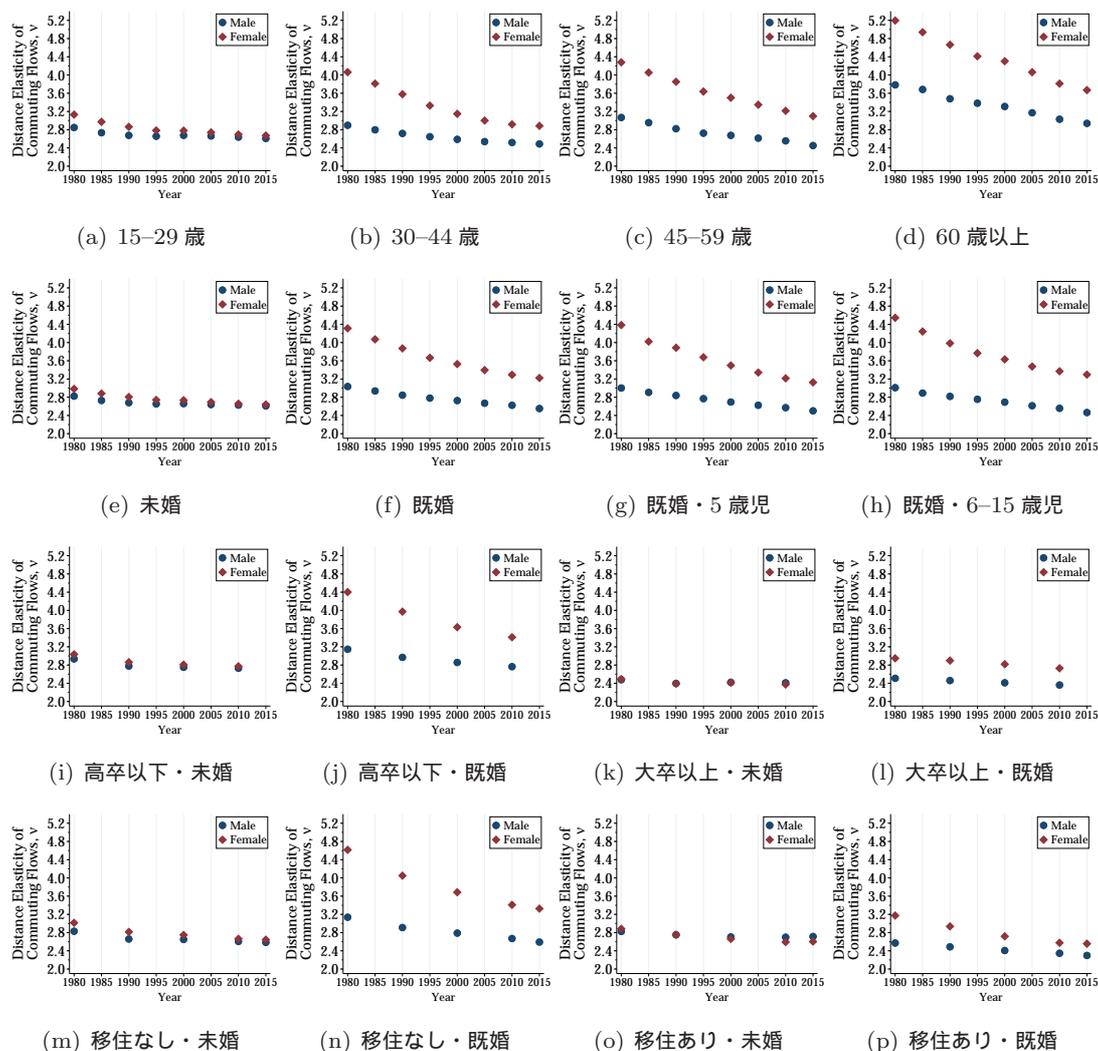


図 3: 通勤フローの距離弾力性 (属性別)

注)「国勢調査」(総務省統計局)の個票データを用いた著者によるパラメータ推定。1985年, 1995年, 2005年, 2015年では教育について調査されていない。1985年, 1995年, 2005年では市区町村の居住地変更は調査されていない。

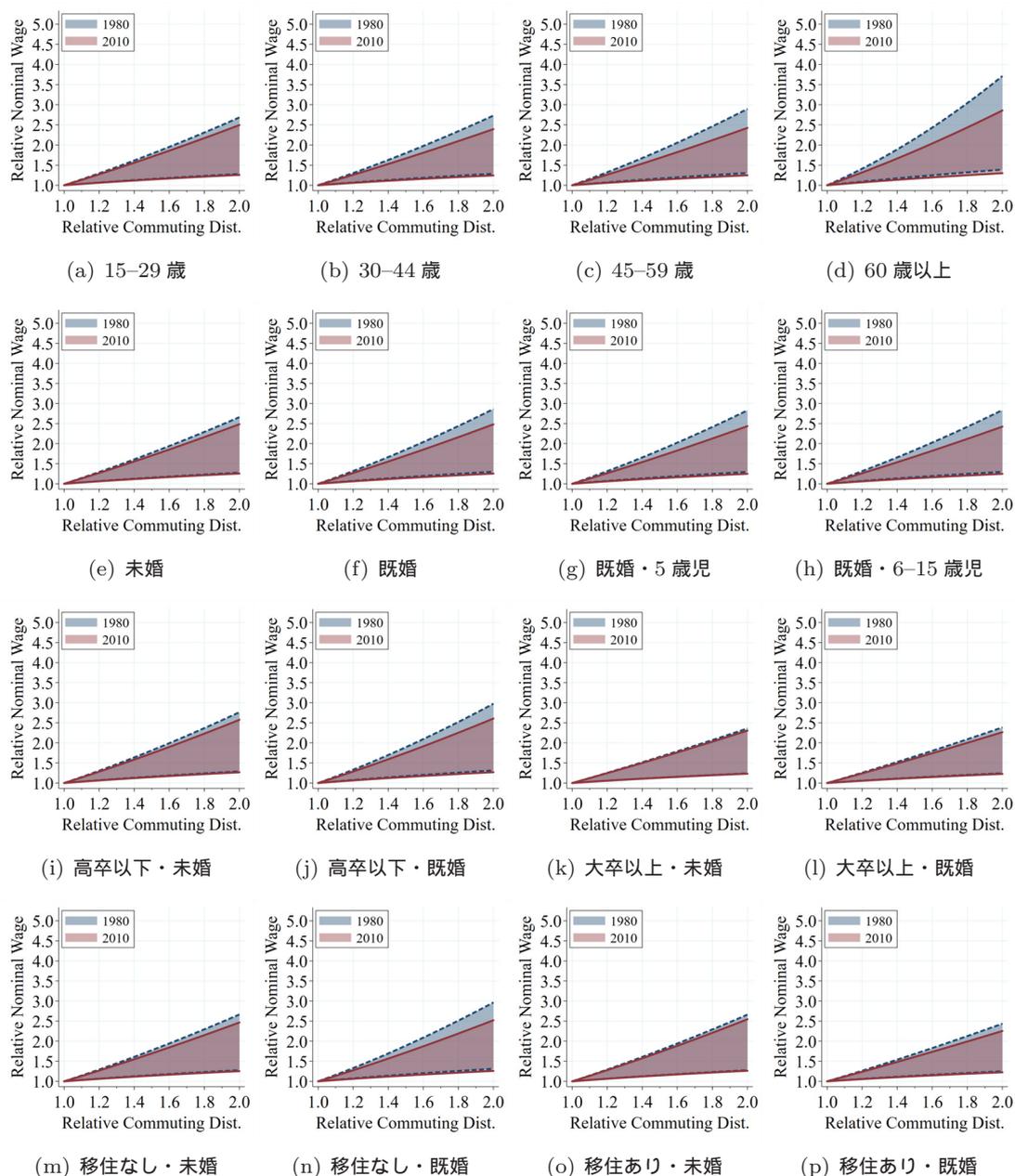


図 4: 男性の通勤距離が伸びた場合の通勤不効用（追加的な通勤不効用を補償するのに必要な名目賃金上昇額として計測）

注）反実仮想に基づいた著者による計算結果．青色破線が 1980 年，赤色実線が 2010 年の結果を表す．居住地が同じままよりさらに長距離通勤をするとすると，もとの効用水準を補償するためにはどれだけの名目賃金の上昇が必要なのかを評価している．フレシェ分布のシェイプパラメータの仮定により上限と下限の区間を推定している．

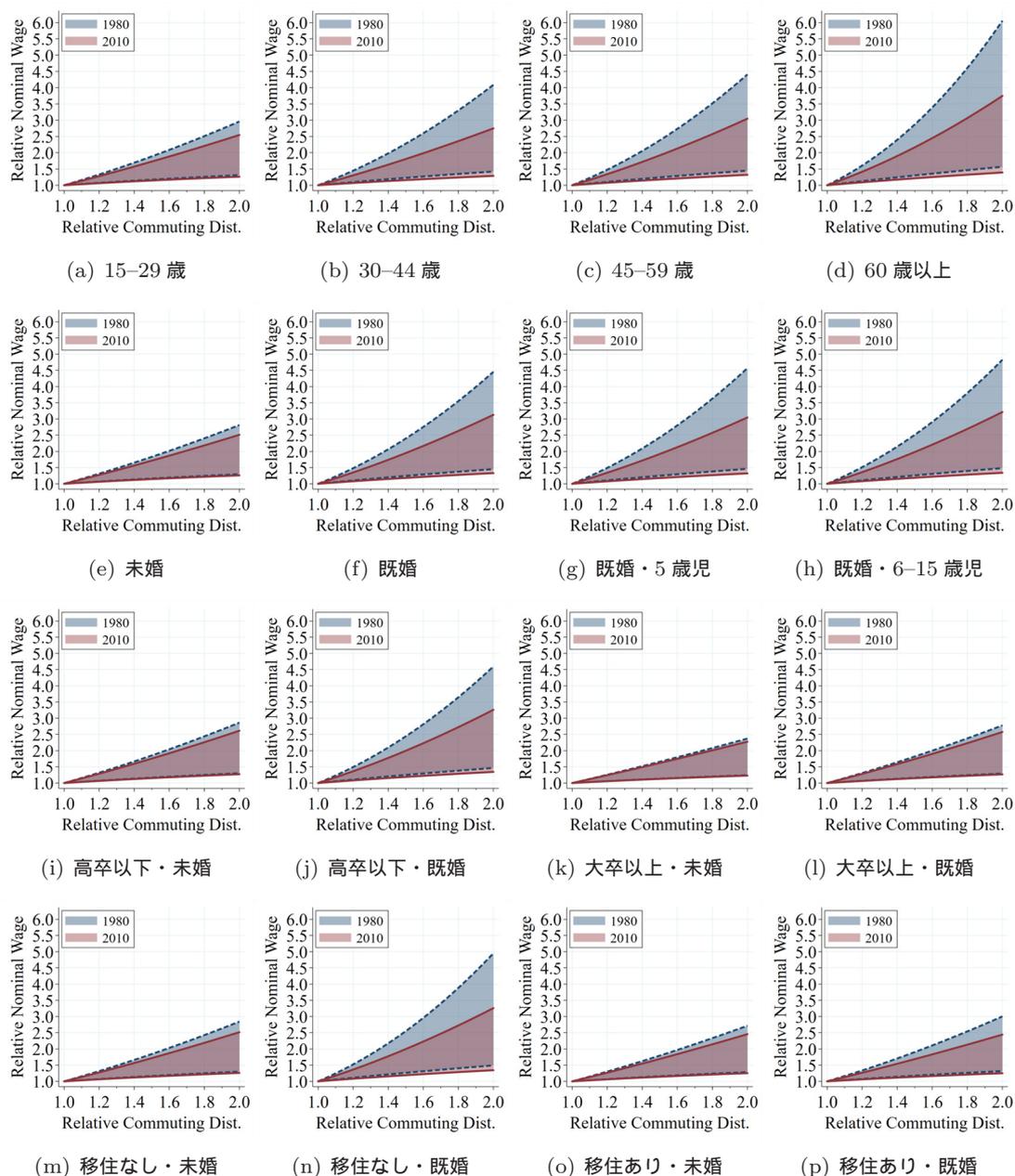


図 5: 女性の通勤距離が伸びた場合の通勤不効用 (追加的な通勤不効用を補償するのに必要な名目賃金上昇額として計測)

注) 反実仮想に基づいた著者による計算結果。青色破線が 1980 年, 赤色実線が 2010 年の結果を表す。居住地が同じままよりさらに長距離通勤をすると, もとの効用水準を補償するためにはどれだけの名目賃金の上昇が必要なのかを評価している。フレシェ分布のシェイプパラメータの仮定により上限と下限の区間を推定している。

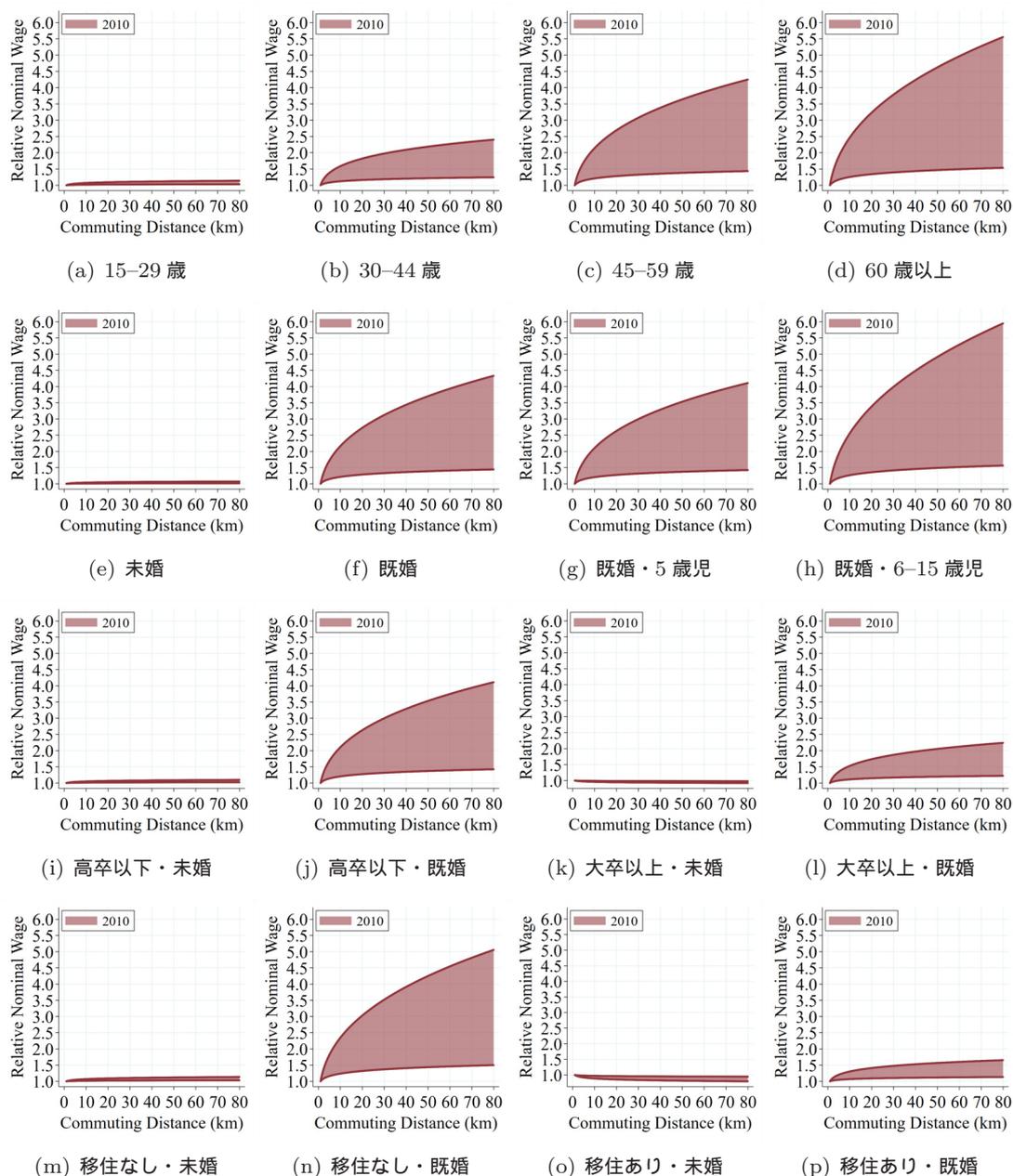


図 6: 女性が男性と同一距離を通勤しなければならない場合の通勤不効用（追加的な通勤不効用を補償するのに必要な名目賃金上昇額として計測）

注) 反実仮想に基づいた著者による計算結果．女性労働者が男性と同一距離だけ通勤する必要がある場合，男性と同一水準の効用を得るためには，女性に対しどれだけの名目賃金の上昇によって補償する必要があるのかを男性の名目賃金比として評価している．フレシェ分布のシェイプパラメータの仮定により上限と下限の区間を推定している．

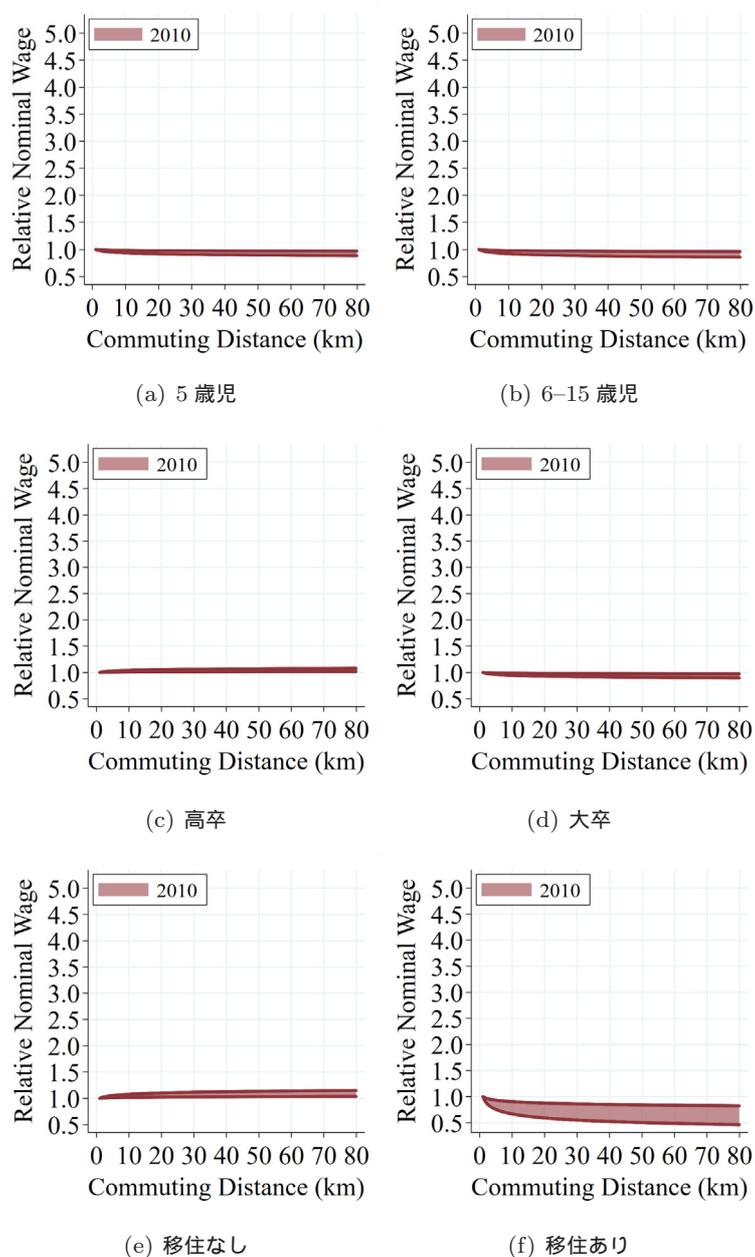


図7: 男性が結婚後も未婚時と同一距離を通勤しなければならない場合の通勤不効用（追加的な通勤不効用を補償するのに必要な名目賃金上昇額として計測）

注) 反実仮想に基づいた著者による計算結果。結婚後に通勤に関する選好が変化することから、同一距離の通勤であっても通勤不効用が結婚前後で変化する。ここでは未婚時と同一距離を通勤しなければならない状況で生じる追加的な通勤不効用を計測している。未婚時と同一水準の効用を補償するためには、結婚後にどれだけの名目賃金の上昇が必要なのかを未婚時の名目賃金比として評価している。フレシェ分布のシェイプパラメータの仮定により上限と下限の区間を推定している。

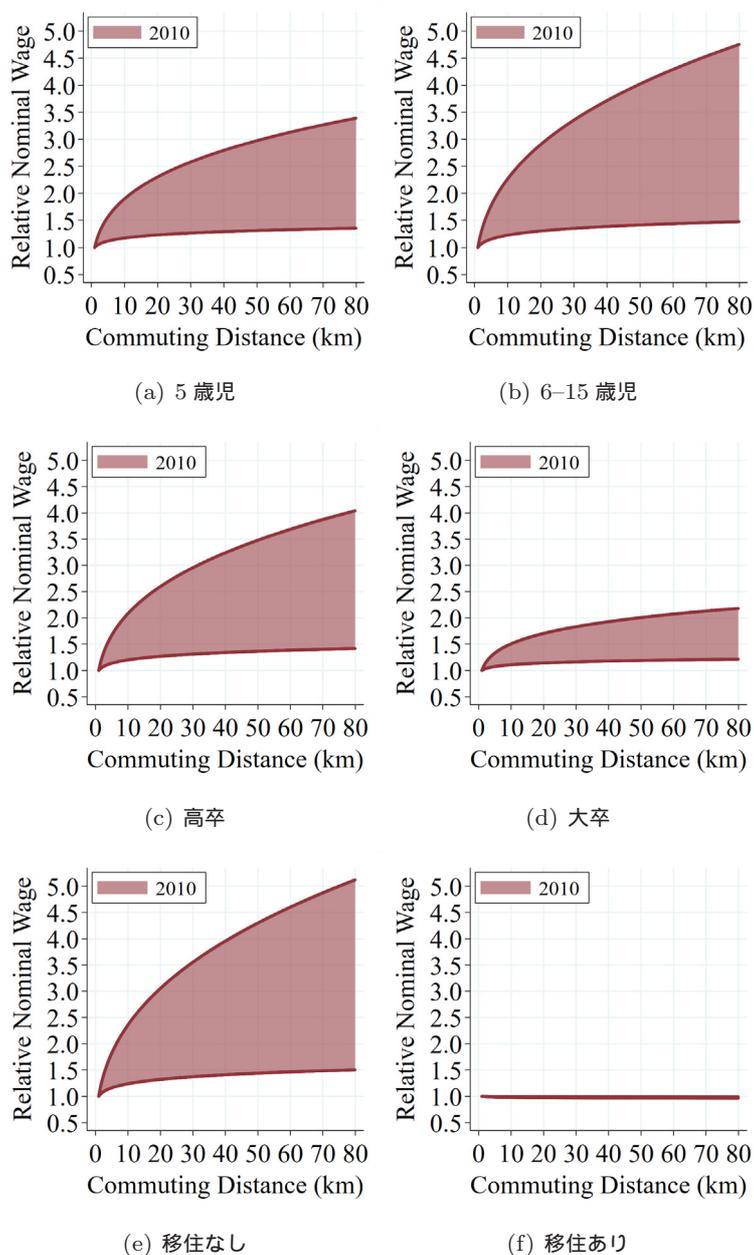


図 8: 女性が結婚後も未婚時と同一距離を通勤しなければならない場合の通勤不効用（追加的な通勤不効用を補償するのに必要な名目賃金上昇額として計測）

注) 反実仮想に基づいた著者による計算結果。結婚後に通勤に関する選好が変化することから、同一距離の通勤であっても通勤不効用が結婚前後で変化する。ここでは未婚時と同一距離を通勤しなければならない状況で生じる追加的な通勤不効用を計測している。未婚時と同一水準の効用を補償するためには、結婚後にどれだけの名目賃金の上昇が必要なのかを未婚時の名目賃金比として評価している。フレシェ分布のシェイプパラメータの仮定により上限と下限の区間を推定している。

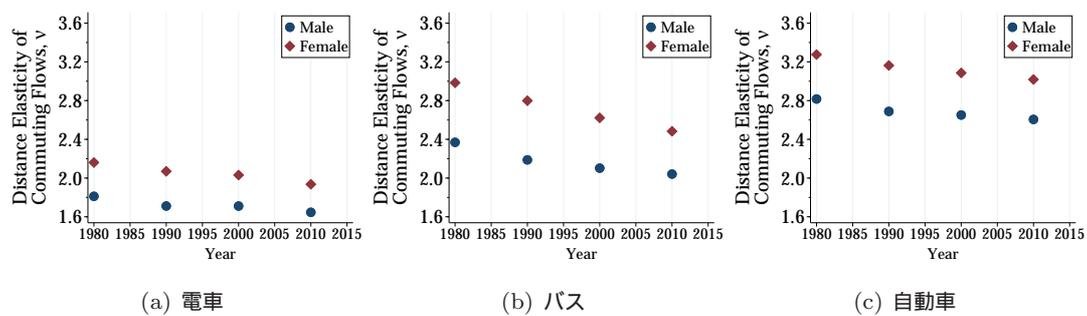


図 B.1: 通勤フローの距離弾力性 (男女・通勤手段別)

注) 「国勢調査」(総務省統計局)の個票データを用いた著者によるパラメータ推定。1985年, 1995年, 2005年, 2015年では通勤手段について調査されていない。

Online Appendix

構造推定による通勤不効用の評価

近藤恵介*
(経済産業研究所)

重力方程式の距離弾力性パラメータの推定結果

表 OA.1 から表 OA.5 において、個人属性別の回帰分析の結果を掲載している。また、表 OA.6 では通勤手段別の回帰分析の結果を掲載している。

[表 OA.1, 表 OA.2, 表 OA.3, 表 OA.4, 表 OA.5, 表 OA.6]

属性別の通勤フローと通勤距離の散布図

図 OA.1 から図 OA.5 において、属性別の通勤フローと通勤距離の関係を表している。どの属性にも共通して負の関係が見られるが、この異質性を重力方程式の距離パラメータによって計測する。

[図 OA.1, 図 OA.2, 図 OA.3, 図 OA.4, 図 OA.5]

* 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)。

表 OA.1 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：市区町村間の通勤フロー			
年	全体	男性	女性
	(1)	(2)	(3)
1980	3.217 (0.0003)	2.987 (0.0003)	3.817 (0.0007)
1985	3.108 (0.0003)	2.888 (0.0003)	3.645 (0.0006)
1990	3.007 (0.0002)	2.804 (0.0003)	3.475 (0.0005)
1995	2.930 (0.0002)	2.749 (0.0003)	3.322 (0.0005)
2000	2.887 (0.0002)	2.713 (0.0003)	3.241 (0.0004)
2005	2.832 (0.0002)	2.667 (0.0003)	3.150 (0.0004)
2010	2.791 (0.0002)	2.631 (0.0003)	3.078 (0.0004)
2015	2.742 (0.0002)	2.576 (0.0002)	3.033 (0.0004)

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。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通勤フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。

表 OA.2 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：市区町村間の通勤フロー								
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	2.848 (0.0006)	2.897 (0.0005)	3.067 (0.0006)	3.783 (0.0017)	3.131 (0.0009)	4.063 (0.0013)	4.279 (0.0016)	5.196 (0.0045)
1985	2.733 (0.0006)	2.797 (0.0005)	2.955 (0.0006)	3.683 (0.0015)	2.972 (0.0008)	3.812 (0.0011)	4.054 (0.0014)	4.940 (0.0037)
1990	2.675 (0.0006)	2.717 (0.0004)	2.821 (0.0005)	3.479 (0.0012)	2.863 (0.0008)	3.578 (0.0010)	3.852 (0.0011)	4.664 (0.0030)
1995	2.656 (0.0005)	2.645 (0.0004)	2.723 (0.0004)	3.382 (0.0010)	2.783 (0.0007)	3.328 (0.0009)	3.637 (0.0009)	4.411 (0.0024)
2000	2.675 (0.0006)	2.588 (0.0004)	2.676 (0.0004)	3.308 (0.0010)	2.780 (0.0007)	3.148 (0.0008)	3.501 (0.0008)	4.304 (0.0022)
2005	2.662 (0.0006)	2.538 (0.0004)	2.614 (0.0004)	3.171 (0.0008)	2.741 (0.0007)	3.002 (0.0007)	3.348 (0.0008)	4.062 (0.0018)
2010	2.637 (0.0007)	2.518 (0.0004)	2.554 (0.0004)	3.029 (0.0007)	2.696 (0.0008)	2.918 (0.0006)	3.215 (0.0008)	3.812 (0.0015)
2015	2.608 (0.0007)	2.487 (0.0004)	2.452 (0.0004)	2.939 (0.0007)	2.672 (0.0008)	2.884 (0.0006)	3.098 (0.0007)	3.669 (0.0013)

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。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通勤フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。

表 OA.3 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：市区町村間の通勤フロー								
年	男性				女性			
	未婚	既婚			未婚	既婚		
	全体	全体	5歳児	6-15歳児	全体	全体	5歳児	6-15歳児
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1980	2.823 (0.0006)	3.035 (0.0004)	3.002 (0.0007)	3.009 (0.0007)	2.984 (0.0009)	4.311 (0.0011)	4.384 (0.0023)	4.543 (0.0021)
1985	2.729 (0.0006)	2.937 (0.0004)	2.906 (0.0006)	2.891 (0.0006)	2.882 (0.0008)	4.070 (0.0009)	4.021 (0.0019)	4.243 (0.0017)
1990	2.680 (0.0005)	2.845 (0.0003)	2.839 (0.0006)	2.818 (0.0006)	2.805 (0.0007)	3.872 (0.0008)	3.886 (0.0017)	3.984 (0.0015)
1995	2.654 (0.0005)	2.781 (0.0003)	2.769 (0.0006)	2.755 (0.0006)	2.741 (0.0007)	3.665 (0.0007)	3.677 (0.0016)	3.767 (0.0013)
2000	2.660 (0.0005)	2.726 (0.0003)	2.694 (0.0006)	2.692 (0.0006)	2.734 (0.0006)	3.528 (0.0007)	3.497 (0.0015)	3.631 (0.0013)
2005	2.639 (0.0005)	2.668 (0.0003)	2.623 (0.0006)	2.613 (0.0006)	2.692 (0.0006)	3.396 (0.0006)	3.342 (0.0013)	3.475 (0.0012)
2010	2.626 (0.0005)	2.623 (0.0003)	2.570 (0.0006)	2.556 (0.0006)	2.658 (0.0006)	3.292 (0.0006)	3.215 (0.0013)	3.370 (0.0012)
2015	2.608 (0.0005)	2.552 (0.0003)	2.501 (0.0006)	2.464 (0.0006)	2.641 (0.0006)	3.222 (0.0005)	3.126 (0.0012)	3.296 (0.0011)

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。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通勤フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。

表 OA.4 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）

従属変数：市区町村間の通勤フロー								
年	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	2.934	3.147	2.478	2.509	3.035	4.402	2.492	2.948
	(0.0008)	(0.0004)	(0.0012)	(0.0008)	(0.0010)	(0.0012)	(0.0025)	(0.0031)
1985								
1990	2.778	2.969	2.397	2.460	2.863	3.973	2.393	2.898
	(0.0006)	(0.0004)	(0.0010)	(0.0006)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0019)	(0.0021)
1995								
2000	2.751	2.857	2.421	2.411	2.809	3.632	2.416	2.819
	(0.0006)	(0.0004)	(0.0009)	(0.0005)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0013)	(0.0015)
2005								
2010	2.730	2.765	2.410	2.362	2.773	3.410	2.373	2.729
	(0.0007)	(0.0004)	(0.0008)	(0.0005)	(0.0008)	(0.0007)	(0.0011)	(0.0012)
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。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通勤フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。

表 OA.5 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・移住の有無別）

従属変数：市区町村間の通勤フロー								
年	男性				女性			
	移住なし		移住あり		移住なし		移住あり	
	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	2.829	3.136	2.825	2.570	3.015	4.616	2.882	3.174
	(0.0007)	(0.0004)	(0.0013)	(0.0008)	(0.0011)	(0.0014)	(0.0020)	(0.0018)
1985								
1990	2.659	2.910	2.751	2.487	2.815	4.049	2.755	2.935
	(0.0006)	(0.0004)	(0.0011)	(0.0008)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0017)	(0.0016)
1995								
2000	2.648	2.788	2.705	2.405	2.748	3.685	2.661	2.718
	(0.0005)	(0.0003)	(0.0011)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0008)	(0.0015)	(0.0013)
2005								
2010	2.605	2.669	2.698	2.346	2.664	3.409	2.593	2.576
	(0.0005)	(0.0003)	(0.0012)	(0.0008)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0015)	(0.0013)
2015	2.585	2.591	2.714	2.298	2.645	3.325	2.603	2.556
	(0.0005)	(0.0003)	(0.0013)	(0.0008)	(0.0007)	(0.0006)	(0.0016)	(0.0012)

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。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通勤フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。

表 OA.6 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（通勤手段別）

従属変数：市区町村間の通勤フロー						
年	男性			女性		
	電車	バス	自動車	電車	バス	自動車
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1980	1.811 (0.0005)	2.369 (0.0007)	2.817 (0.0005)	2.160 (0.0008)	2.984 (0.0011)	3.276 (0.0014)
1985						
1990	1.711 (0.0005)	2.188 (0.0008)	2.688 (0.0004)	2.070 (0.0007)	2.799 (0.0011)	3.163 (0.0008)
1995						
2000	1.711 (0.0005)	2.102 (0.0008)	2.651 (0.0003)	2.031 (0.0007)	2.622 (0.0011)	3.086 (0.0006)
2005						
2010	1.646 (0.0005)	2.041 (0.0009)	2.606 (0.0003)	1.936 (0.0006)	2.483 (0.0012)	3.018 (0.0005)
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。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通勤フロー数は、3,031,081 (= 1741 × 1741) になる。

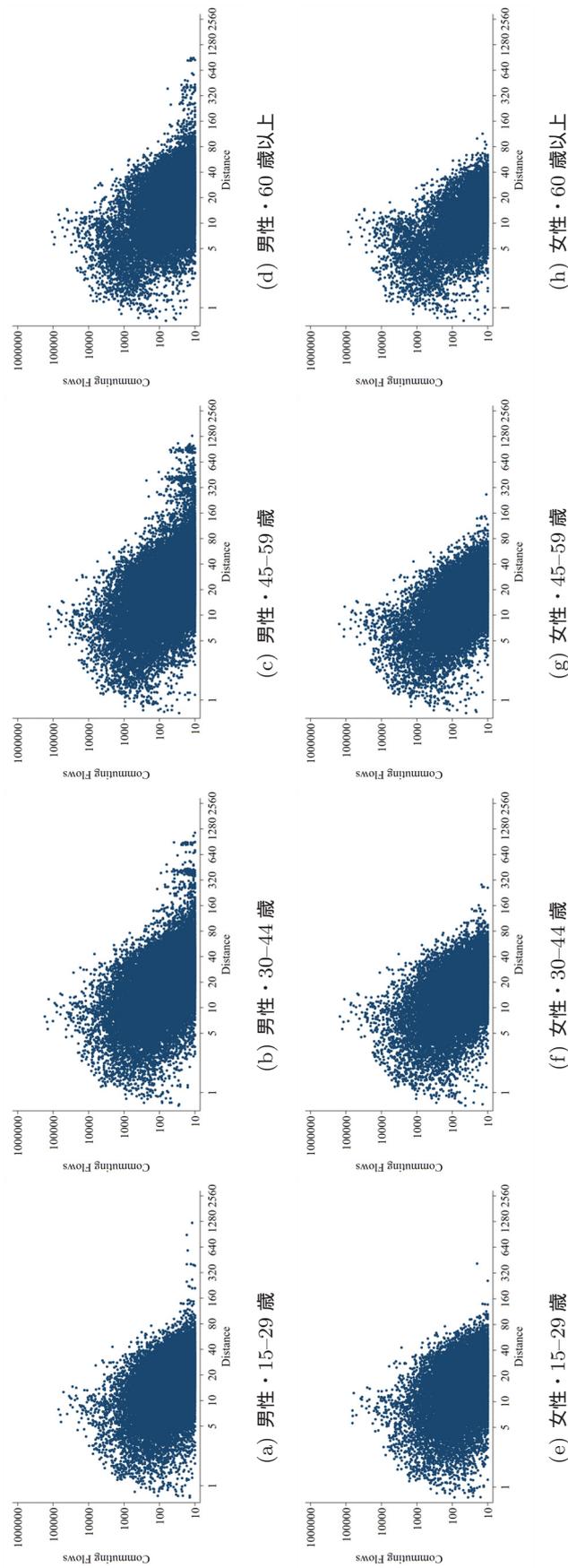


図 OA.1: 2010 年における通勤フローと通勤距離の散布図 (男女・年齢別)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局)より著者作成。通勤フローが 10 人未満は非掲載。

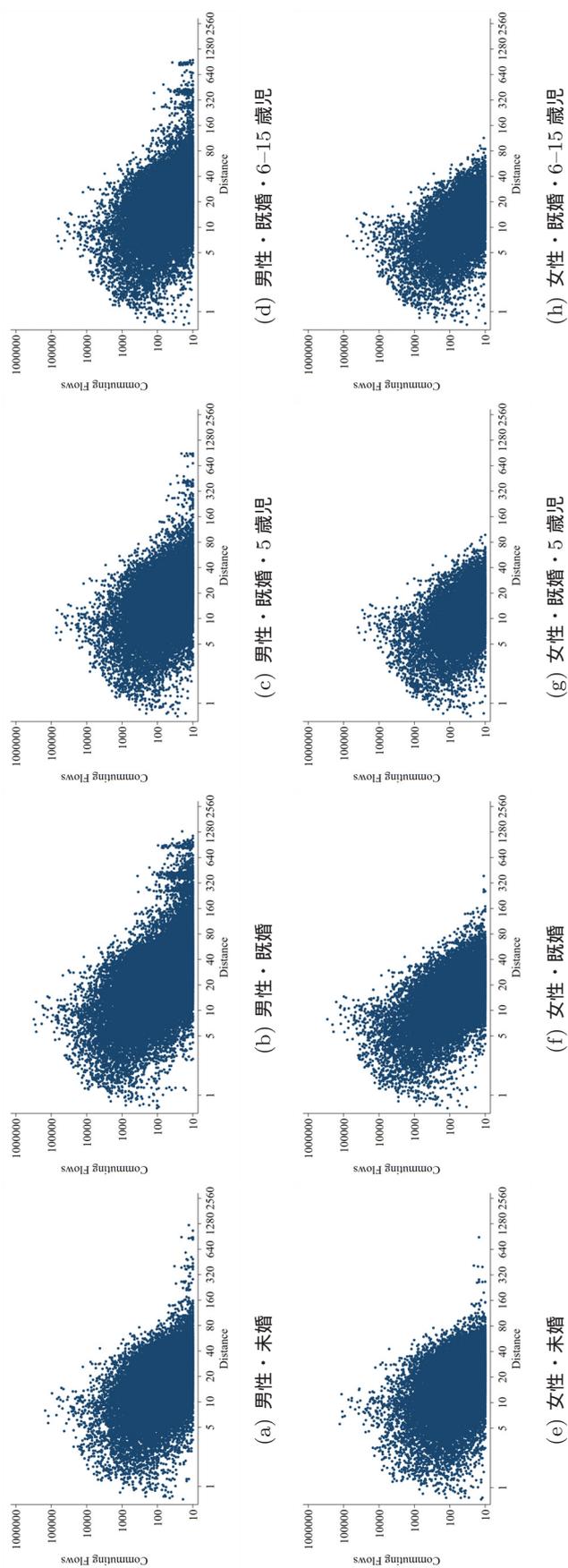


図 OA.2: 2010 年における通勤フローと通勤距離の散布図 (男女・婚姻状態別)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局)より著者作成。通勤フローが 10 人未満は非掲載。

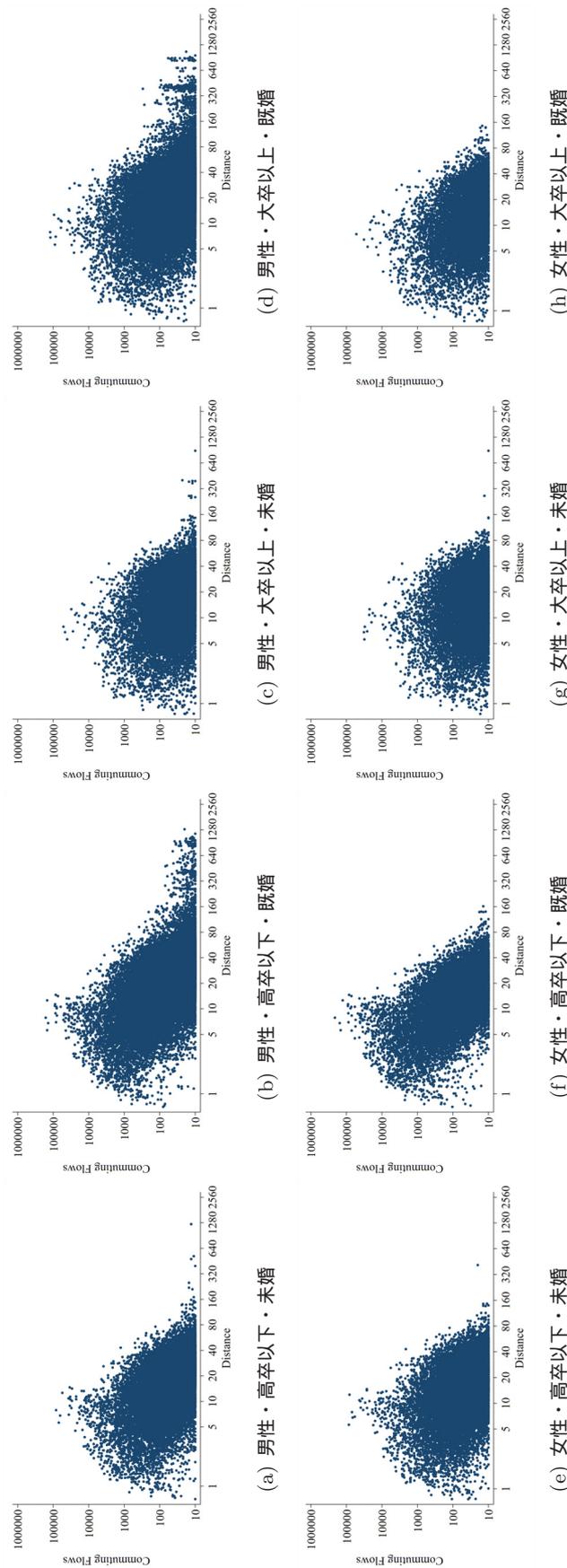


図 OA.3: 2010 年における通勤フローと通勤距離の散布図 (男女別・学歴別)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局)より著者作成。通勤フローが 10 人未満は非掲載。

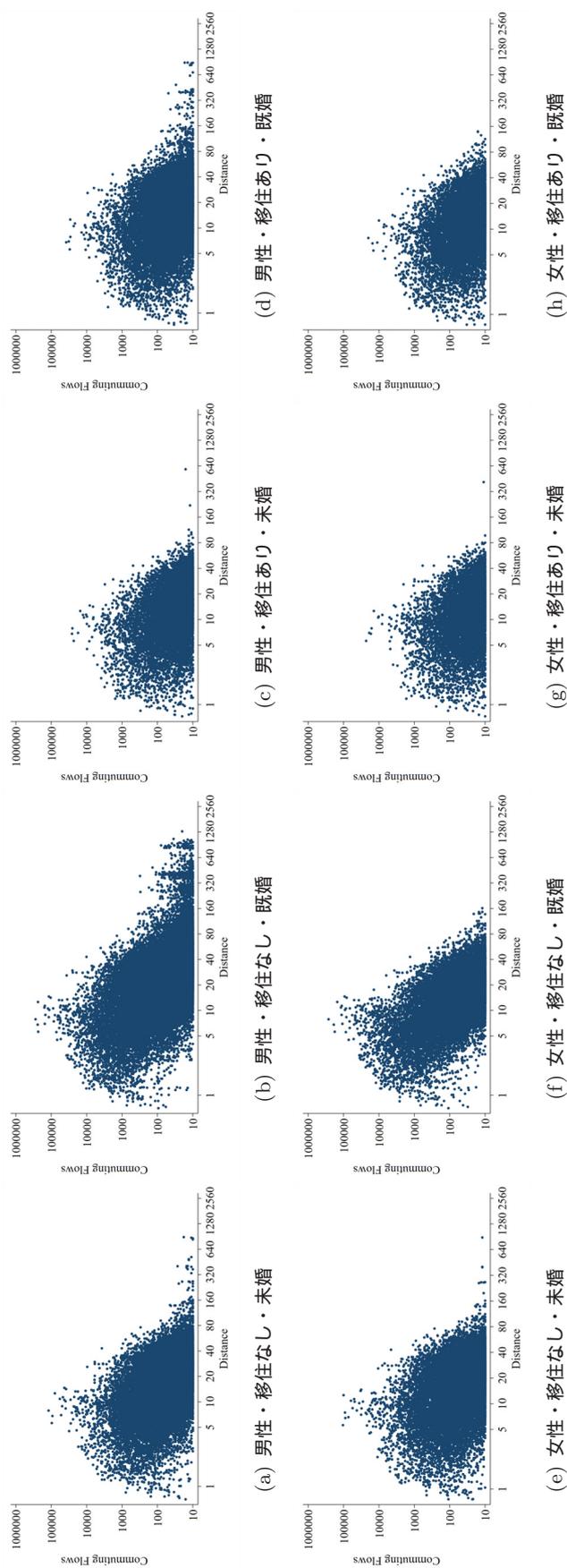


図 OA.4: 2010 年における通勤フローと通勤距離の散布図 (男女・移住経験別)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局)より著者作成。通勤フローが 10 人未満は非掲載。

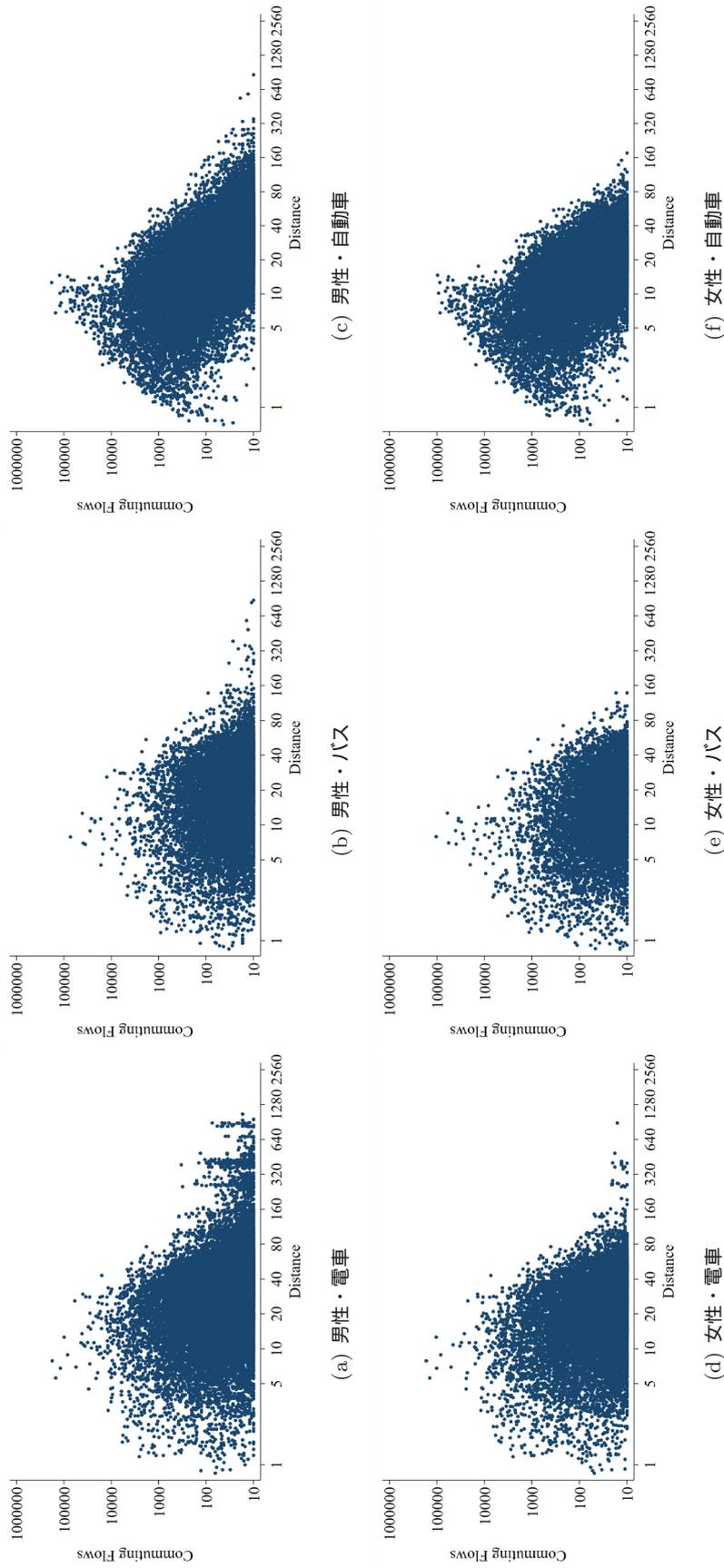


図 OA.5: 2010 年における通勤フローと通勤距離の散布図 (男女・通勤手段別)

注) 「2010 年国勢調査」(総務省統計局)より著者作成。通勤フローが 10 人未満は非掲載。