



RIETI Discussion Paper Series 25-J-032

訪日外国人旅行者増加が地域経済に及ぼす影響： 通勤圏レベルデータによる実証分析

松浦 寿幸
経済産業研究所

遠藤 正寛
慶應義塾大学

斎藤 久光
北海道大学



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/>

訪日外国人旅行者増加が地域経済に及ぼす影響：通勤圏レベルデータによる実証分析¹

松浦寿幸（慶應義塾大学／経済産業研究所）

遠藤正寛（慶應義塾大学）

斎藤久光（北海道大学）

要 旨

少子高齢化が進むわが国では観光振興が地方経済活性化の起爆剤として期待を集めており、とりわけインバウンド観光客の増加への期待が高まっている。しかし、観光客の増加が観光関連消費の拡大をもたらすことは自明だが、どの程度他産業に波及し、地域経済振興に寄与するかはエビデンスに基づく分析が必要となる。本研究は、日本の地域レベルデータを用いて、観光が地域発展を促すかという観光主導経済発展仮説（Tourism-led growth hypothesis）を再検討するものである。具体的には、宿泊旅行統計調査（観光庁）の調査票情報を通勤圏レベルに再編加工し、地域別の国内・国外からの宿泊者数を推計し、訪日外国人の増加が地域経済の活性化を促したかを分析した。推計にあたっては、地域経済指標と宿泊者数の同時性に対処するためにシフト・シェア操作変数を用いている。分析結果から、インバウンド観光客の増加は、一人当たり課税所得の上昇、若年者人口の増加や商業地価の上昇など一部の経済指標に正の効果を持つが、そのインパクトが顕在化しているのは人口当たり延べ宿泊者数が多い一部地域に限定されることが分かった。

キーワード：インバウンドツーリズム、地域経済

JEL classification: E24, F14, F16, F61, Z32

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。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「グローバル化の地域経済への影響」の成果の一部である。本稿の原案は、経済産業研究所（RIETI）のディスカッション・ペーパー検討会で発表を行ったものである。検討会参加者からの有益なコメントに感謝したい。また、本稿の作成にあたっては、深尾京司氏（経済産業研究所）、冨浦英一氏（経済産業研究所）、戸堂康之氏（早稲田大学）、笹原彰氏（慶應義塾大学）、風神佐知子氏（慶應義塾大学）、山下直輝氏（青山学院大学）、北野泰樹氏（青山学院大学）から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。本稿の分析にあたっては、観光庁の宿泊旅行統計調査の調査票情報を利用した。

1. はじめに

グローバル化が進む先進諸国では、地域経済の発展戦略において輸出企業を誘致し集積を促す政策の重要性がしばしば指摘されてきた。輸出製造業企業は生産性伸び率が高く、地場の中小の製造業・サービス業の企業との取引拡大によって地域雇用を拡大させる効果があるといわれている。一方で、サービス産業の多くは地域内の需要規模に制約されるため輸出産業ほどには成長が期待できず、また製造業のようなイノベーションも期待できないことから、その地域経済への影響は政策的にも学術的にもあまり注目されてこなかった。しかし、グローバル化の進展とともにサービス貿易も拡大しており、とりわけ国境を跨ぐ人の往来にともなう外国人の消費活動、すなわちインバウンド客による観光消費は地域経済に大きな影響をもたらす要因であるとされている。

少子高齢化が進むわが国では観光振興が地方経済活性化の起爆剤として期待を集めており、とりわけインバウンド観光客の増加への期待が高まっている。遡ると、我が国では2003年に国家戦略として外国人観光客を誘致する「ビジット・ジャパン・キャンペーン」が始まった。その後、2006年には「観光立国推進基本計画」が策定され、インバウンドが経済成長の柱と位置づけられた。2008年には観光庁が設立され、2013年のビザ発給要件の緩和が行われた。その他2010年代にはLow-Cost-Carrier (LCC, 低コスト航空会社)の普及や円安が訪日客の増加を促し、2015年には「爆買い」ブームが話題になった。その後、地方誘客、多言語対応、文化体験の充実などの取り組みが進められ、2019年の訪日客数は過去最高の3,188万人を記録した。コロナ震災の影響で一時的に落ち込んだものの、政府は引き続き観光振興に取り組んでいる。しかし、観光客の増加は観光関連消費の拡大をもたらすことは自明であるが、どの程度他産業に波及し、地域経済振興に寄与するかはエビデンスに基づく分析が必要となる。こうした点を踏まえ、本研究は、観光が地域発展を促すかを分析する。

従来の研究では観光と経済成長の関係について観光主導経済発展仮説 (Tourism-led growth hypothesis) の検証という形で研究が進められてきた。この仮説は、輸出主導経済発展仮説 (Balassa, 1978) を派生させたものであり、観光業をサービス輸出産業と捉え、インバウンド客の増加による外需の獲得が経済発展に寄与するという仮説である。この仮説は、欧州諸国を中心に多くの実証分析により検証が試みられてきたが、その多くはマクロ時系列データによるものが多く、地域レベルデータを用いて因果効果を検証したものは数少ない。本研究は、「宿泊旅行統計調査」(観光庁)の調査票情報を再編加工し通勤圏レベルの宿泊者数のデータを整備した。このデータベースを用い、訪日外国人増加の地域経済に及ぼす効果を測定している。

本研究の特徴は三点ある。第一は、宿泊者の増加と地域経済指標の間の内生性に対処し、宿泊者増加が地域経済にもたらす因果効果を測定している点である。大規模な工場の立地や大企業の本社移転など、地域経済指標と宿泊者数の両方に影響する、しかし分析者

には観測できない第三の要因があると、宿泊者数と地域経済指標の間に見せかけの相関をもたらしうる。また、人口減少が進む地域に観光施設を立地させることで観光客が増えたり、大規模災害によって地域経済指標が悪化している地域で大規模な災害復興事業が行われると出張需要が増えたりすることもある。こうした逆の因果性があるとき、通常の回帰分析で得られる係数は下方バイアスを含むことになる。本研究では、こうした内生性に対処するためシフト・シェア操作変数法を用いた推定を行っている。

第二の特徴は、訪日外国人旅行者と国内旅行者を区別し、その影響を分析している点である。前述の通り、わが国では訪日外国人旅行者が急増しているが国内旅行者の変動も地域経済に影響するはずである。訪日外国人と日本人旅行者の間で一人あたり観光消費額が異なるとすれば地域経済への影響も異なると考えられる。さらに、訪日外国人の増加により旅行需要の変動が平準化されれば常用雇用者の雇用機会が拡大し、所得増や人口増につながる可能性もある。こうした点を踏まえ、本研究では訪日外国人宿泊者数と国内旅行宿泊者数を区別して推計を行っている。

第三の特徴は、地域の異質性を分析している点である。スキー場やビーチなど季節変動の大きい観光施設がある地域で、特定の季節に宿泊者数が増えても臨時雇いの労働者の需要が増えるだけであれば、住民の所得や人口への影響は限定的となる可能性がある。また、レジャー客が多い地域とビジネス客が多い地域ではその効果が異なることも考えられる。本研究では地域の特性を考慮した推定も実施している。

本研究は少なくとも二つのリテラチャーに関連がある。第一は観光振興が経済発展に及ぼす影響である²。先述の観光主導経済発展仮説を最初に実証的に検証したのは Balaguer and Cantavella-Jordà (2002) である。彼らは 1975～1997 年のスペインのマクロ・レベルの観光収入や実質 GDP、実質為替レートをを用い、Granger の因果性テストで観光振興が経済成長を促すかを検証している。彼らの論文以降、多くの国・地域で観光主導経済発展仮説の検証が行われている。2002 年から 2013 年の間に刊行された約 100 本の観光主導経済発展仮説の論文をサーベイした Brida et al. (2016) によると、多くの論文で Granger 因果性テストを用いて分析が行われ、観光が経済発展を促すという結論が導かれるとされている³。

² この分野では産業連関分析による波及効果分析がしばしば用いられるが、推計された効果は仮想的な数値であり、事後的に効果が実現したかを検証したものではない。また、産業連関分析による波及効果算定に必要な観光に付随する消費額の設定や消費単価の設定などが恣意的になりがちであること、価格調整が考慮されていないため効果が過大になりがちであること、観光消費の増加が他の消費支出をクラウドアウトする可能性を考慮していないこと、など様々な問題がある。詳しくは、Seaman (2003)、Grady and Muller (1988)、星 (2025) を参照のこと。

³ Brida et al. (2016) らのサーベイペーパーによると 2002 年以降に刊行された経済学・観光学の査読付き学術誌に掲載された論文約 100 本のうち 95 本で Granger 因果性テスト

しかし、Granger 因果性テストは予測の有用性、すなわち時間的な先行性を検定したもの
にすぎず、欠落変数バイアスや逆の因果性など、近年のミクロ計量経済分析で大きく発展
した因果推論手法で指摘される問題点に対処されたものではない⁴。また多くの研究がマク
ロ・レベルの経済指標を用いていることもあり、具体的にどのようなメカニズムで経済成
長が進むのかといった点が丁寧に解析されているとは言い難い。

地域データを用いて観光需要の拡大が地域経済の発展について因果効果を測定した研究
はごく最近になって行われるようになった。たとえば、Faber and Gaubert (2019) は、メ
キシコの観光資源に関する地図情報と地域経済データによる誘導系推計と定量的な空間的
均衡モデルを組み合わせ、観光業が地域レベルおよび全国レベルでの経済発展に与える長
期的影響を分析している。誘導系の分析では、GIS と衛星データを用いて地域レベルの観
光魅力度を計測し、自治体レベルの人口、雇用、部門別 GDP、賃金への影響を分析して
いる⁵。定量的な空間的均衡モデルからは、観光による地域の経済厚生改善効果は、観光消
費による直接効果に加えて、参入投入関係を通じた他産業へのスピルオーバー効果と集積
効果によるものであることを示した。ただし、マクロ・レベルでみると観光資源集積地と
非集積地の間で資源の再配分が行われるため、スピルオーバー効果の貢献は比較的小さく
なると報告している。彼らの研究の特に前半の分析は地域データで長期的な経済発展を対
象として観光の因果効果を分析するものであるが、本研究では短期的、中期的な視点から
観光振興が地域経済に及ぼす影響を見ている。

また、スペインのデータを用いた Gozalez and Surovtseva (2025)、イタリアのデータを
用いた Conti et al. (2025)は、外国人観光客の増加が地域雇用に及ぼす因果効果の測定を行
っている。Gozalez and Surovtseva (2025)は、欧州諸国におけるテロ事件によってもたら
された外国人観光客の訪問先変化を外生的なショックとして、スペインの州別データを用
いて短期的な労働市場への影響を分析している。彼らの分析結果からは、外国人観光客の
増加は観光関連産業の雇用増加をもたらすものの、総雇用者数への影響はみられなかつた
と報告している。一方、Conti et al. (2025)は本研究と同じくシフト・シェア・デザインを
用いて 600 の市町村レベルの雇用への影響を分析している。結果は、Gozalez and
Surovtseva (2025)と同様に、外国人観光客の雇用創出効果は観光関連産業に限定される
というものであるが、失業率の高い地域では地域全体の雇用が増加していることを確認して
いる。また賃金への影響についても分析されているが、全般的に統計的に有意な関係は確
認できなかつたと報告している。本研究では、国内宿泊者数と外国人宿泊者数の増加を区別
しながら分析している点、一人当たり所得、人口や地価といった変数に注目し、都市の規

が使用されていると報告している。

⁴ 藪 (2023)などを参照のこと。

⁵ 地域の観光資源については、近接する島の存在、白砂に覆われた海岸線の割合などビー
チの質の尺度と先史時代の遺跡の存在に関する情報を用いている。

模などの地域の属性で観光客増加の影響の異質性を分析している点で異なる⁶。

本研究が関連する第二のリテラチャーは、輸出入が地域雇用に及ぼす因果効果に関する研究である。まず、貿易財産業の参入が同一地域の他産業の雇用を拡大させる効果をもつことを示した Moretti (2010)による地域経済における雇用波及効果 (Local Multipliers) の研究がある。Moretti (2010) では、製造業などの貿易財部門(Tradable sector)で新たな雇用が生じた際に、地域全体の雇用がどれだけ増加するかを測定している⁷。米国の地域別産業別の雇用データによる分析結果より、製造業で1人の新規雇用が生まれると、同一地域内の非貿易財部門で平均1.6人分の雇用が追加で創出される。特に高スキル労働者の雇用増加による波及効果は大きく、1人あたり2.5人の非貿易部門雇用を生むと報告されている。また、輸出入が地域雇用に及ぼす影響についても多くの研究が行われている。たとえば Autor et al. (2013)は、米国の中国から輸入が米国内の地域労働市場に及ぼした影響について詳細に分析し、中国との輸入競争に晒されている地域では雇用者数、賃金ともに負の影響を受けており、失業率、非労働力率の上昇、社会保障受取額の増加がみられることも指摘した。輸入による雇用喪失効果に加えて輸出による雇用創出効果を分析した論文として、ドイツを対象とする Dauth et al. (2014) がある。彼らは Autor et al. (2013)と同じ枠組みで中国、および東欧との輸出入がドイツの地域雇用に及ぼす影響について分析し、中国からの輸入の負の影響を輸出拡大の正の効果が打ち消していると指摘している⁸。観光業もサービス輸出を行う貿易財産業だと考えると類似の効果があると予想される。本研究では、Moretti (2010)、ならびに Autor et al. (2013)の枠組みで訪日外国人宿泊者数の増加が地域経済に及ぼす影響について分析を行う。

本論文の構成は以下の通り。第2節は分析の枠組みを紹介し、第3節でデータ・ソース、およびデータの概観を紹介する。第4節で分析結果を紹介し、第5節で考察を加え、第6節で結論を述べる。

2. 分析枠組み

⁶ 日本を対象とした Takahashi (2024)では、人気アニメ作品の舞台となった場所に多くの視聴者が訪れる「聖地訪問」が地域経済に貢献しているのかをイベント・スタディ型の差の差分析で分析している。

⁷ 日本のデータを使って Local multipliers を計測した Kazekami (2024) は、日本の労働市場は硬直的であり労働移動が少ないため波及効果が小さいと指摘している。

⁸ その他、膨大な類似研究があるが、同じ枠組みで日本を対象とした研究として、米国からの輸入を日米で比較した Choi et al. (2024) や、ロボットの影響を分析した Adachi et al. (2024)、移民の影響を分析した Sasahara et al. (2024)などがある。この分野の文献については笹原 (2022) を参照されたい。

本研究では地域別に次のような式を推定する⁹。

$$\Delta y_{rt} = \beta_0 + \beta_1 \Delta ft_{rt} + \beta_2 \Delta dt_{rt} + \gamma X_{rt} + \mu_k + \delta_t + \epsilon_{rt} \quad (1)$$

ここで y_{rt} は成果指標であり通勤圏レベルの経済状況を示す変数であり、

$$\Delta y_{rt} = (\ln y_{rt} - \ln y_{rt-s}) \times 100$$

で定義している。階差をとる際のラグ(s)は3年と5年で推定した。 Δft_{rt} と Δdt_{rt} は、(2)式のように訪日外国人 (FT_{rt})、および国内からの延べ宿泊者数 (DT_{rt}) の変化を人口で基準化した変数である。

$$\Delta ft_{rt} = \frac{FT_{rt} - FT_{rt-s}}{Pop_{rt-s}}, \quad \Delta dt_{rt} = \frac{DT_{rt} - DT_{rt-s}}{Pop_{rt-s}} \quad (2)$$

また μ_k は地域ブロック固定効果、 δ_t は年固定効果である。ここで特定したい因果関係は、宿泊者数の増加が地域経済指標に及ぼす影響であるが、(1)式の左辺 Δy_{rt} と右辺の Δft_{rt} と Δdt_{rt} は相互依存関係にあり、最小二乗法による推定では係数がバイアスを含むと考えられる。たとえば、通勤圏内に大規模な工場などが立地すると、地域の経済指標が改善すると同時に工場を訪問するビジネス旅行者が増加する可能性がある。こうした右辺左辺の変数をもとに押し上げる観察されない要因があるとき、その係数は上方バイアスがかかると考えられる。また、人口が減少している地域で活性化のために観光施設の誘致が行われる、あるいは大規模な自然災害によって人口が減少している地域で大規模な復興事業が行われる、といった場合は、成果指標が悪化している地域で宿泊者数が増加することになるので逆の因果性が生じる。この場合、係数は下方バイアスを持つことになる。そこで本研究では次のようなバーティック操作変数を用いて因果関係の特定を行う。

$$\Delta ft_{rt}^{IV} = \frac{\Delta \widehat{FT}_{rt}}{Pop_{rt-s}}, \quad \Delta \widehat{FT}_{rt} = \sum_{c \in C} \frac{FT_{c,r,t-s-1}}{\sum_r FT_{c,r,t-s-1}} (FT_{c,-r,t} - FT_{c,-r,t-s}) \quad (3)$$

$$\Delta dt_{rt}^{IV} = \frac{\Delta \widehat{DT}_{rt}}{Pop_{rt-s}}, \quad \Delta \widehat{DT}_{rt} = \sum_{p \in P} \frac{DT_{p,r,t-s-1}}{\sum_r DT_{p,r,t-s-1}} (DT_{p,-r,t} - DT_{p,-r,t-s}) \quad (4)$$

ここで添え字の c と p は、それぞれ訪日外国人旅行者の居住国、国内旅行者の居住都道府県である。宿泊旅行統計調査では宿泊者の居住国・居住都道府県別の宿泊者数のデータがあるので、これを集計することで宿泊者数の居住地シェアが計算できる。これに居住国・居住都道府県ごとの宿泊者数の変化を掛け合わせたものを操作変数とした。なお、居住国・居住都道府県別の宿泊者数には添え字 $-r$ が付してあるが、これは計算にあたって自地域の訪問者数を除外したことを示す。この操作変数はシフト・シェア操作変数、あるいはバーティック操作変数と呼ばれており、近年の国際経済学や都市経済学では頻繁に用いら

⁹ ここでの分析枠組みは、移民の影響を分析した Foged and Peri (2015)、Sasahara et al. (2024) を参考にしている。

れている。シフト・シェア操作変数の妥当性については様々な研究が議論している¹⁰。ここでは、居住国・居住都道府県ごとの宿泊者数の変化はマクロ変数であり、個々の地域の宿泊者数の変化とは相関するが地域経済の成果指標には直接影響しない変数であること、宿泊者数の居住地シェアは、様々なコントロール変数を考慮すると地域経済の成果指標と相関しない、という想定の下、推定を行っている。

宿泊者数の増加が地域経済に及ぼす影響は地域特性によって異なることが予想される。本研究では、以下の(5)式のように地域の特性を示すダミー変数、カテゴリー変数 Z_r と宿泊者数変化の交差項を導入し、宿泊者数増加の影響の異質性の有無を分析している。

$$\Delta y_{rt} = \beta_t + \beta_1 \Delta f_{rt} \times Z_r + \beta_2 \Delta dt_{rt} \times Z_r + \gamma_1 Z_r + \gamma_2 X_{rt-s} + \mu_k + \delta_t + \epsilon_{rt} \quad (5)$$

(5)式は内生性に地域属性変数を交差させた推計を行うため、複数の操作変数が必要となる。その際、一部の交差項において弱操作変数の検定が通らないといった推計上の問題が生じる場合がある。そのため、ここではコントロール関数アプローチによる推計により内生性への対処を行った¹¹。コントロール関数による推計は、第一段階で操作変数を独立変数、内生変数を従属変数とする回帰を行い、その残差を第二段階の推定式にコントロール変数として導入することで内生性に対処する方法で、操作変数法と同じ推定量が得られることが知られている。具体的には、第一段階で、

$$\begin{aligned} \Delta f_{rt} &= \alpha + \alpha_1 \Delta f_{rt}^{IV} + \alpha_2 \Delta dt_{rt}^{IV} + \mu_k + \delta_t + u_{rt}, \\ \Delta dt_{rt} &= \alpha + \alpha_1 \Delta f_{rt}^{IV} + \alpha_2 \Delta dt_{rt}^{IV} + \mu_k + \delta_t + u_{rt} \end{aligned} \quad (6)$$

を推定し、ここで得られる残差 $\hat{u}_{rt}^{ft}, \hat{u}_{rt}^{dt}$ を(5)式のコントロール変数として追加する、すなわち以下の(7)式を推定する。

$$\begin{aligned} \Delta y_{rt} &= \beta_t + \beta_1 \Delta f_{rt} \times Z_r + \beta_2 \Delta dt_{rt} \times Z_r + \gamma_1 X_{rt-s} + \gamma_2 Z_r \\ &\quad + \eta_1 \hat{u}_{rt}^{ft} + \eta_2 \hat{u}_{rt}^{dt} + \mu_k + \delta_t + \epsilon_{rt} \end{aligned} \quad (7)$$

3. データ・ソースと概観

¹⁰ 詳しくは Adão et al. (2019)、Goldsmith-Pinkham et al. (2020)、Borusyak et al. (2022) を参照のこと。Borusyak et al. (2022) では操作変数がコントロールと相関を持たないことを示すバランス・テストの導入を提唱しており、付図 4(a)はその結果を示す。16 の係数のうち 10 の係数が非有意となったが、人口密度や二次産業比率の係数 6 つで有意な相関がみられた。そこで付図 4(b)では Borusyak et al. (2022) に従い、コントロール変数の有無による結果の感応度チェックを行った。すべてのコントロール変数を除外した推定、あるいはバランス・テストで有意な相関がみられたコントロール変数を除外した推定を実施したが、係数の大きさに違いは見られなかった。よって、本研究のサンプルでは操作変数とコントロール変数の相関は結果に影響していないと考える。

¹¹ コントロール関数アプローチについては Wooldridge (2015) を参照のこと。

3. 1. データ・ソース

訪日外国人と国内の宿泊者数は「宿泊旅行統計調査」(観光庁)から入手した。この調査は2007年より実施されている月次の公式統計であり、我が国の宿泊施設を対象に宿泊者数や利用動向を把握することを目的としている。調査対象には、ホテル、旅館、リゾートホテル、簡易宿所、会社・団体の宿泊施設などが含まれ、日本人・外国人別の宿泊者数などの情報が収集されている。従業員10人以上の宿泊施設については、外国人については国籍別の延べ宿泊者数、日本人については居住地道府県別の延べ宿泊者数の情報も収集されている。公開されているデータは都道府県レベルのものに限定されるため本研究では、「宿泊旅行統計調査」の調査票情報を再編加工し、後述する通勤圏別の宿泊者数を推計し分析に用いた。データは2008年から2019年のものを入手したが、操作変数作成時に1年前のデータが必要であるため、推定に使用したサンプル期間は2009年から2019年となる。また、宿泊者数は「延べ人数」と「実宿泊者数」が得られるが本論文では「延べ人数」を使用している。

成果指標 y_{rt} としては、通勤圏の経済活動の指標である一人当たり課税所得(「市町村税課税状況等の調」総務省)、人口(「住民基本台帳」)、地価公示額(国土交通省)を用いた。なお、課税所得は通勤圏内に住民登録のある居住者の所得であるので、観光シーズンに出稼ぎでやってくる臨時雇いの労働者の所得の増加はここには含まれない。コントロール変数としては、高齢者人口比率(65歳以上の人口比率)、人口密度、女性就業者比率、第二次産業就業者比率を導入した。前者二つは住民基本台帳より、後者二つは国勢調査(総務省)より得た。国勢調査は5年に1度しか実施されないので中間年の数値は線形補完により求めた。

宿泊者数増加の影響の地域間差異に関する分析で使用する地域の観光需要の属性を示す変数 Z_r としては、サンプル初年の地域別月次宿泊者数の変動係数が中位数よりも大きい場合に1をとるダミー変数を用意した。この指標は宿泊者の季節変動が大きい地域ほど高い値をとるので、スキー場やビーチなど季節変動の大きい観光施設への依存度を示す変数となる。また「宿泊旅行統計調査」では事業者に対して「滞在した宿泊者の滞在目的(観光・リクリエーション/出張・業務)の延べ人数でみた割合」を訪ねる項目がある。この情報を用い、我々は地域レベルの観光・リクリエーション目的の延べ宿泊者数比率を計算し、これが中位数よりも大きければ1をとるダミー変数も作成した。出張目的の宿泊者よりも観光・リクリエーション目的の宿泊者のほうが観光施設の訪問や各種アクティビティへの参加による観光支出が大きいとすれば、観光・リクリエーション目的の観光客に人気の地域では地域経済への影響は大きくなると予想される¹²。

¹² 2019年の訪日外国人消費動向調査(観光庁)によると、訪日外国人の一人1回あたりの旅行中消費額は業務目的の旅行者が16.4万円、レジャー・観光目的の旅行者が15.5万

本研究の地理的単位は Adachi et al.(2020) によって整備された通勤圏(Commuting Zone, CZ)である。従来の研究では市町村や都道府県などの行政単位が用いられることが多いが、必ずしも経済活動を捉える地理的な単位であるとは限らない。市町村であれば、多くの労働者が市町村を超えて通勤している場合、労働市場へのショックの影響を測るには不正確な指標となってしまう。一方、都道府県の場合、県内に異なる経済状況の複数の都市が存在する場合もあるため、地域経済への影響を測る上では適切ではない場合も出てくるだろう。Adachi et al. (2020) は、国勢調査の調査票情報を用い、同一地域内に通勤する労働者の比率が一定の基準を満たすような市町村の集合を通勤圏と定義している。観光の影響を分析する本研究では、2015年の市町村の通勤パターンをもとに作成された通勤圏を地理的単位とした。なお、本分析では宿泊者数を人口で基準化して分析しているため、人口が著しく少ない通勤圏では、宿泊者数変化の指標が極端な値をとることが多く、バラツキが大きくなってしまう。そこで、人口5000人未満の通勤圏は除外して分析を行っている¹³。

3. 2. データの概観

図1は「宿泊旅行統計調査」(観光庁)による国内居住者と海外居住者の延べ宿泊者数の推移である。海外居住者の延べ宿泊者数は2011年に1700万人泊だったが、その後大幅に上昇し2019年には1億人泊を超えており、8年間で5倍以上に伸びていることがわかる。国内居住者による延べ宿泊者数も上昇傾向にあり、2011年3.2億人泊だったが2019年には4億人泊に迫っており、伸び率にすると8年間で25%の伸びとなっている。図2は「旅行・観光消費動向調査」ならびに「訪日外国人消費動向調査」(いずれも観光庁)による2019年の日本人宿泊旅行者の一人1回あたり旅行消費と訪日外国人の一人1回あたり旅行中支出額(日本到着までに航空券代等は含まない)を示している。ここでの訪日外国人の旅行支出額は観光・レジャー目的の旅行者(クルーズ船を除く)に限定した数値になっている¹⁴。平均宿泊日数が国籍によって大きく異なるため、国籍により一人当たり旅

円と前者のほうがやや大きい。その内訳をみるとその差は宿泊費で大きい。逆に娯楽等サービス費や買物代の支出額はレジャー・観光目的の旅行者のほうが大きい。

¹³ 人口規模が小さい通勤圏では宿泊業事業所の数が少なく、報告される宿泊者数の変動が不安定になることが多い。人口5000人を閾値としたのは地方自治法により「町となるべき普通地方協団体の要件」の一つが人口5000人以上であることに基づいている。実際、3年ラグをとった国内宿泊者変動指数(Δdt_t)の標準偏差を、人口5000人未満の通勤圏とそれ以外の通勤圏で比較すると、それぞれ21.7、9.11であり、人口規模の小さい通勤圏で宿泊者変動指標のバラツキが極端に大きくなっていることが確認できる。

¹⁴ 全体の集計値を用いると一人1回あたり旅行中支出額は大きくなるが、これは留学や研修といった3か月以上の長期滞在者も含まれてしまうのであり、日本人の旅行支出と適切

行中支出額は大きく異なるものの、訪日外国人の旅行支出は日本人のそれよりも大きい。具体的には、日本人の旅行支出は5.5万円であるが、訪日外国人の旅行中支出は全国籍平均では13万円を超える。短期旅行者が多い韓国人でも6万円を日本人のそれを上回っている。宿泊日数の違いを調整するために、日本人宿泊旅行者の旅行消費総額と訪日外国人の旅行中支出総額を図1で紹介した「宿泊旅行統計調査」から得られる日本人と訪日外国人の延べ宿泊者数で割って一人1泊当たりの旅行支出額を求めてみよう。「旅行・観光消費動向調査」ならびに「訪日外国人消費動向調査」によると、2019年の日本人宿泊旅行者の旅行消費総額は17.2兆円、訪日外国人の旅行中支出総額は4.8兆円であり、「宿泊旅行統計調査」から得た日本人と訪日外国人の延べ宿泊者数は各々4万人泊と1万人泊なので、一人1泊当たり支出額は日本人の4.3万円に対して、訪日外国人は4.8万円と12%ほど訪日外国人の一人1泊当たり旅行支出が大きいことがわかる。

==図1, 図2==

図3は、通勤圏別の国内宿泊旅行者と訪日外国人宿泊旅行者数の5年間の変化（対人口比、2009～2019年の平均）である。国内宿泊者が増加しているエリアは、東京や大阪といった大都市よりも地方であり、またその地域は広範に広がっていることがわかる。一方、訪日外国人宿泊者は東京・大阪などの国際空港のある大都市や京都などで増加が著しい。地方では、北海道や長野といった有名なスノーリゾートが立地する地域や韓国から地理的に近接している九州、富士山周辺では訪日外国人が増加しているものの、東北や山陰、四国地方では増加幅は小さい。このように国内宿泊旅行者と訪日外国人旅行者の増加している地域の分布は異なっており、後者は特定の地域に偏る傾向にあることがわかる。なお、2014～2019年の5年間で特に対人口比でみた訪日外国人旅行者増加幅が特に大きかった通勤圏は、北海道ニセコ町周辺、長野県白馬村周辺、北海道トマム・サホロ周辺、鹿児島県屋久島、沖縄県本部町周辺、山梨県富士吉田市周辺、京都市周辺となっている。

==図3==

4. 推計結果

では推計結果をみていこう。表1は(1)式を操作変数で推定する際の第一段階の推計値である。 Δdt_{rt}^{IV} 、 Δft_{rt}^{IV} と Δdt_{rt} 、 Δft_{rt} の間に強い正の相関があり、第一段階のF値も概ね10を超えていることが確認できる。表2は第二段階の推計値であり、上段が $s=3$ 、下段が $s=5$ の結果を示している。一人当たり所得や人口総数を被説明変数としたときの訪日外国人旅行者の増加 Δft_{rt} の係数は、ラグ期間の長さに関わらず係数は正で有意となった。年齢階層別人口にみると15～34歳の人口のみ正で有意となった。地価公示価格は商業地（*LP-com*）のみ正で有意、住宅地地価（*LP-res*）については、係数は正だが非有意となった。国

な比較ができないため、ここでは観光・リクリエーション目的の旅行者に限定した。

内宿泊者の増加 Δdt_{rt} については商業地の地価公示価格のみ、ラグ期間の長さに関わらず正の係数を得たが、その他の変数は概ね非有意であった。一人当たり所得は3年ラグをとったときに負で有意となったが、ラグ期間を5年とした際は非有意だが係数は正となっている¹⁵。

==表1, 表2==

表2の係数に基づき宿泊者数増加の一人当たり所得へのインパクトを図4に示した。記述統計を示した付表1(a)によると $s=5$ の Δft_{rt} の標準偏差は1.35であるので、 Δft_{rt} が1標準偏差上昇すると一人当たり課税所得は5年間で0.5%ポイント(年率0.1%ポイント)上昇する。付表1(a)より、全サンプルの一人当たり所得の5年の平均伸び率は2.6%(年率0.5%)なので訪日外国人の増加の寄与は2割程度となっていることがわかる。ただし、5年間の Δft_{rt} の中位数は0.068、75%タイル(P75)でも0.255であり、これに表2の(8)の係数をかけあわせると、それぞれ0.024%ポイント(年率0.005%ポイント)と0.09%ポイント(年率0.02%ポイント)とかなり小さい。さらに Δft_{rt} の90%、95%タイル(P90, P95)を計算すると(付表1(b))、それぞれ0.9、2.27であり、一人当たり所得への影響は0.3%ポイント、0.8%ポイントと、訪日客増加率が上位5%の地域でようやく所得向上効果が顕在化することがわかる。この結果から、訪日外国人増加によって一人当たり課税所得が上昇しているのは一部の地域であるといえる。

==図4==

同様に若年人口や地価公示(商業地)への影響についてみると、それぞれ5年ラグの訪日外国人増加の係数は1.279と2.639であり、これに訪日外国人増加数の中位数の0.068を掛け合わせると、若年人口や地価公示(商業地)をそれぞれ0.1%ポイント(年率換算0.02%ポイント)と0.2%ポイント(年率換算0.04%ポイント)押し上げたと解釈できる。付表1によると若年人口や地価公示(商業地)の5年間変化の単純平均はいずれも負、つまり、いずれも減少・低下傾向にある中、訪日外国人宿泊者数の増加は若年人口や商業地価を下支えしている可能性がある。

表3では、いくつかの頑健性のチェックを行っている。表3(a)は大規模な震災の影響を受けた岩手県、宮城県、福島県を除外、表3(b)は分析期間中の大規模なマクロショックであるグローバル金融危機・東日本大震災の影響を除去するために2009年と2011年を期首とする3年、もしくは5年のウインドウを除外して推定したものである。大規模震災の直後は、訪日外国人の訪問が著しく減少するほか、被災地近隣の宿泊施設が避難施設として活用されたり、復興事業のために多くの建設関連事業者の出張者の滞在施設として利用されたりすることがある。このような場合、経済状況が悪化している地域で国内宿泊者が増加したり、あるいは復興事業による出張で宿泊者が増加すると同時に地域経済が回復する

¹⁵ 3年ラグのときに係数が負となる理由については不明だが、ラグ期間を長くすることで係数の符号が変わることから安定的な結果とはいえない。

場合もあるので、係数値にバイアスが生じる可能性がある。しかし、表3(a)(b)と表2の結果を比べると、概ね大きな変化はないといえる。

表3(c)は、東京都・大阪府・愛知県を除外した推定である。これらの地域は訪日外国人客のゲートウェイとなる国際空港が立地し、多くの大企業の本社が立地する地域であり、出張・業務目的の宿泊者も多い。推定結果がこうした地域への旅行者の影響を強く受けているかを確認するため東京都・大阪府・愛知県を除外して推定を行った。表3(d)は京都市を含む通勤圏を除外した推定である。京都市は世界有数の観光都市であり、オーバーツーリズムの問題などが顕在化している都市である。京都を除外してもなお、同様の訪日外国人旅行者増加の影響が観察されるかを確認するため推定を行った。こちらも表2の結果を比べて概ね大きな変化はないといえる。

==表3==

次に、男女別年齢階層別に宿泊者増加の影響を見ていく。男女別の人口に注目するのは、宿泊業・飲食業といった観光関連産業では女性就業者が多いからである¹⁶。図5では年齢階層別性別人口変化を被説明変数として、宿泊者増加が男女のどの年齢階層の人口変化に影響を及ぼしているか見ている。訪日外国人の増加は、男性については25～34歳の人口が増加しているのに対して、女性は15～24歳、25～34歳、45～54歳の人口が増加していることがわかる。一方で、国内宿泊旅行者の増加は45～54歳の女性人口で係数が正で有意となっているが、女性のその他の年齢階層、ならびに男性については係数がすべて非有意となった。外国人旅行者が増加に伴い若年人口が増加しているのは、未婚の若年層は労働移動が活発であることに加え、若い世代のほうが外国語によるコミュニケーションに躊躇しない労働者が多いからかもしれない¹⁷。

==図5==

図6(a)は、5年間の課税所得の変化を訪日外国人旅行者と国内宿泊者の変化と地域属性の交差項に回帰した推計の係数をプロットしたものである。2つの地域属性変数を入れ替えながら2本の推定式を推定している。青は旅行需要の季節変動(Seasonality H/L)が高い地域(H)と低い地域(L)で宿泊者数の増加の影響が異なるかをみたものである。需要の季節性の高い地域で訪日外国人増加の影響が大きくなっていることから、スキーリゾートやビーチリゾートに依存する地域で一人当たり所得の上昇していることがわかる。観光・レクリエーション目的の旅行者の大小(Leisure H/L)で分けた場合も、観光・レクリエーション目的の旅行者が多い地域で訪日外国人旅行者が増えた場合に所得の増加がみられること

¹⁶ H28年経済センサス-活動調査(総務省、経済産業省)によると、全産業の就業者数に占める女性就業者の比率が44%だが、飲食業は59%、宿泊業は56%となっている。

¹⁷ TOEIC Test Taker World Report 2023によるTOEICのスコアは男女では女性のほうが高く、年齢別スコアは26～30歳で最も高く、年齢が上がると徐々にスコアが下がっていると報告されている。

がわかる。

図 6(b)～(e)は人口総数、および年齢階層別の人口変化に及ぼす影響である。人口総数については、観光需要の季節性の強い地域 (Seasonality H) で訪日外国人旅行者が増加すると総人口が増加する傾向にあることがわかる。年齢階層別人口では、15～34 歳人口で季節性の強い地域、観光リクリエーション目的の訪問者が多い地域 (Leisure H) で訪日外国人旅行者の影響が正で有意となっている。

最後に図 6(f)と(g)は地価公示への影響である。季節性が小さい地域 (Seasonality L) で訪日外国人旅行者の増加による商業地の地価上昇がみられた。この結果は年間を通じて旅行需要のある、規模の大きい観光都市でインバウンド向け事業者の不動産取得が増えていることを反映していると考えられる。

==図 6==

5. 考察

第 4 節で示された結果より、国内宿泊者数の増加は地価公示 (商業地) 以外の地域経済指標にほとんど影響しないが、訪日外国人宿泊者数の増加は一人当たり所得や若年層人口、地価公示 (商業地) に有意な影響を及ぼしているという結果が得られた。本節では、この背後にあるメカニズムについて考察したい。

まず考えられるのは前述の一人当たりの観光消費額の違いである。訪日外国人のほうが観光消費額が大きいので、その分経済効果も大きくなる。また、Moretti (2010) によると高スキル労働者の雇用増加は地域雇用に対して大きな波及効果を持つことが示されている。インバウンド客の増加で外国語のスキルを持つ労働者の需要が増えれば、これが地域雇用への波及効果を大きくしている可能性もある。事実、インバウンド客の増加によって若年人口が増加しており、外国人とのビジネススキルを持つ若い労働者が流入している可能性がある。

他に考えられるメカニズムとしては旅行需要の平準化がある。国内宿泊者は週末や連休、年末年始などに集中する。そのため国内観光客が増加しても労働需要は一時的な出稼ぎ労働者や同一地域内の他業種の労働者の副業で賄われるため、所得の向上や人口の増加は限定的になると考えられる。不動産の場合は、週末だけ、あるいは夏季・冬季のみ観光施設に転用するといった運用が難しいため、国内観光客の増加は地価公示 (不動産) のみで統計的に有意な影響を持つと解釈できる。一方、訪日外国人の場合はまとまった期間滞在する旅行者が多いため、訪日外国人が増えると観光関連施設の平日の稼働率が高くなると考えられる。また、旅行需要の季節変動についても居住国によってホリデーシーズンが異なる場合もあり、季節変動の平準化が進む可能性がある。

補助的な分析として、訪日外国人宿泊客シェアが、延べ宿泊者総数を考慮した上でもなお客室稼働率に影響するかを検討してみた。具体的には、通勤圏ごとに平均客室稼働率 (ROC) を計算し、これらの変数の 5 年間の変化を従属変数とした。なお、データの制約

上、客室稼働率は2011年以降しか得られないため、サンプル期間は2011年～2019年である。独立変数には2011年の客室稼働率 (ROC_{r0})、各通勤圏の5年間の訪日外国人宿泊者数の変化を5年前の宿泊者総数で割った $\Delta fratio$ 、延べ宿泊者総数 ($\ln T_{rt}$)、地域属性を示す変数 (Z_r) とその交差項とその他のコントロール変数 (X_{rt-s}) を導入し、以下の(8)式を推定した。地域属性変数とコントロール変数は(7)式と同じものを使用している。

$$\Delta ROC_{rt} = \beta_t + \beta_1 ROC_{r0} + \beta_2 \Delta fratio_{rt} \times Z_r + \beta_3 \ln T_{rt} + \beta_4 \ln T_{rt}^2 + \gamma_1 Z_r + \gamma_2 X_{rt-s} + \epsilon_{rt} \quad (8)$$

表4は地域属性別に2011年と2019年の客室稼働率をみたものである。稼働率水準は、レジャー客比率が高い地域、季節変動が小さい地域、三大都市で高く、また、いずれの地域でも2011年から2019年にかけて客室稼働率が上昇していることがわかる。表5に(8)式の推計結果が示されている。延べ宿泊者数、およびその二次項の有無にかかわらず訪日外国人比率の係数は正で有意となった。(4)列目、(5)列目の期首の月次観光客数の変動係数が中位数より大きい地域であれば1をとるダミー変数 ($Dummy(CV2011 > median)$)、観光レジャー目的宿泊者数比率が中位数より大きければ1をとるダミー変数 ($Dummy(Leisure\ ratio2011 > median)$) と $\Delta fratio$ との交差項を導入した。(4)列目では、訪日外国人シェアの増加そのものは非有意であったが、交差項の係数は有意となった。この結果は観光需要の季節性が強い地域、たとえばスキーリゾートやビーチリゾートなどでは訪日外国人旅行者が増えて曜日や季節の変動が抑えられ客室稼働率の平準化が進むことを示す。一方、レジャー客比率との交差項を入れた(5)列目 $\Delta fratio$ とその交差項はいずれもいずれも非有意となった。

==表4・表5==

6. 結論

本研究は、観光が地域発展を促すかという観光主導経済発展仮説 (Tourism-led growth hypothesis) を再検討するため、宿泊旅行統計調査 (観光庁) の調査票情報を通勤圏レベルに再編加工し、地域別の国内・国外からの宿泊者数を推計し、訪日外国人の増加が地域経済の活性化を促したかを分析した。推計にあたっては、地域経済指標と宿泊者数の同時性に対処するためにシフト・シェア操作変数を用いた。分析結果から、インバウンド観光客の増加は、一人当たり課税所得の上昇、若年者人口の増加や商業地価の上昇など一部の経済指標に正の効果を持つことが明らかとなった。ただし、そのインパクトを計算するとインバウンド客の増加の効果が顕在化している地域は、人口当たり延べ宿泊者数が急増している地域に限定されていることもわかった。一方、国内宿泊者数の増加は多くの場合統計的に有意な効果は得られなかった。この背景理由については、国内旅行者とインバウンド客の消費単価の違い、滞在期間の違いによる稼働率への影響などが考えられる。

本研究により観光振興の因果効果について様々な知見が得られたが、いくつかの残され

た課題もある。第一に賃金や産業別スキル別の労働需要への影響である。前述の通り、インバウンド客の増加によって若年人口が増加していることが分かったが、高スキルの労働者が増えているのかどうかは別途検証が必要である。第二の課題は、観光客増加の長期的なインパクトである。今回の分析では3年、ないしは5年のラグをとった分析であり比較的短期間の影響を見ているが、長期的にはどんな効果がみられるかについての分析も必要である。観光業は資源依存型の産業であり、製造業と比べると生産性上昇率が低い傾向にある。このような生産性成長率の低い産業への依存は「ポーモルのコスト病」とも呼ばれ、経済成長への悪影響をもたらす効果があると言われている。こうした効果が実際に観察されるのかどうかは、より長期のデータを使って実証的に分析していく必要がある。第三の課題は、観光客増加の近隣地域への波及効果である。今回の分析では宿泊者数で観光客の増加を測っているが、訪日客の中には大都市に長く滞在し日帰りで近隣の都市を訪問する場合も多々あると考えられる。訪日客増加の効果を把握するためには、こうした波及効果についても注意を払う必要がある。第四は、訪日客増加の負の効果についての研究である。近年、訪日外国人の増加に伴い、違法民泊の増大や家賃の上昇、観光地、公共交通機関の混雑などが社会問題化している。今回の分析で扱った社会経済指標ではこうした負の側面が捉えきれていないので、今後新たなデータベースの構築も含め、こうした視点での分析を進めていく必要がある。

参考文献

- Adachi, D., Fukai, T., Kawaguchi, D., & Saito, Y. (2020). Commuting zones in Japan. RIETI Discussion Paper Series 20-E-002. Research Institute of Economy, Trade and Industry.
- Adachi, D., Kawaguchi, D., & Saito, Y. U. (2024). Robots and employment: Evidence from Japan, 1978–2017. *Journal of Labor Economics*, 42(2), 591–634.
- Adão, R., Kolesár, M., & Morales, E. (2019). Shift-share designs: Theory and inference. *Quarterly Journal of Economics*, 134(4), 1949–2010.
- Balaguer, J., & Cantavella-Jordà, M. (2002). Tourism as a long-run economic growth factor: The Spanish case. *Applied Economics*, 34(7), 877–884.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181–189.
- Borusyak, K., Hull, P., & Jaravel, X. (2022). Quasi-experimental shift-share research designs. *Review of Economic Studies*, 89(1), 181–213.
- Brida, J. G., Cortes-Jimenez, I., & Pulina, M. (2016). Has the tourism-led growth hypothesis been validated? A literature review. *Current Issues in Tourism*, 19(5), 394–430.
- Conti L, Francesconi, M., Panini, G., and Serafinelli, M., 2025, Tourism and Growth in the Local Labor Market, IZA Discussion paper, 17933.
- Choi, J., Endoh, M., & Sasahara, A. (2024). A tale of two countries: Global value chains, the China trade shock, and labor markets. KEIO-IES Discussion Paper Series DP2024-012. Institute for Economic Studies, Keio University.
- Dauth, W., Findeisen, S., & Suedekum, J. (2014). The rise of the East and the Far East: German labor markets and trade integration. *Journal of the European Economic Association*, 12(6), 1643–1675.
- Foged, M., and Giovanni, P. (2015). Immigrants' Effect on Native Workers: New Analysis on Longitudinal Data, *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(2): 1-34.
- Grady, S. C., & Muller, T. (1988). On the use and misuse of input-output based impact analysis in evaluation. *New Directions for Program Evaluation*, 1988(40), 53–65.
- Goldsmith-Pinkham, P., Sorkin, I., & Swift, H. (2020). Bartik instruments: What, when, why, and how. *American Economic Review*, 110(8), 2586–2624.
- Gonzalez, L., and Surovtseva, T., 2025, Do More Tourists Promote Local Employment? *Journal of Human Resources*, forthcoming.
- Kazekami, S. (2024). Linkage, sectoral productivity, and employment spread. *Structural Change and Economic Dynamics*, 69, 108–123.
- Sasahara, A., Sui, Y., & Taguchi, E. (2023). Immigration, imports, and (im)mutable Japanese labor markets. KEIO-IES Discussion Paper Series DP2023-002. Institute for

- Economic Studies, Keio University.
- Seaman, B. A. (2011). Economic impact of the arts. In R. Towse (Ed.), *A handbook of cultural economics* (2nd ed., Chapter 28). Edward Elgar Publishing.
- Takahashi, R. (2024). From the Holy Land to the Homeland: The impact of anime broadcasts on economic growth (Working Paper No. 2402). Waseda University, Faculty of Political Science and Economics.
- Wooldridge, J. M. (2015). Control function methods in applied econometrics. *Journal of Human Resources*, 50(2), 420–445.
- 笹原 彰. (2022). 「チャイナショックの影響の実証分析：手法の整理と文献サーベイ」『三田学会雑誌』 114(4), 381–419.
- 藪 友良. (2023). 『入門 実践する計量経済学』 東洋経済新報社.
- 星 岳雄. (2025年4月2日). 「経済波及効果の計算 産業連関表の誤用やめよ」日本経済新聞, 経済教室.
<https://www.nikkei.com/article/DGXZQOUB278430X20C24A3000000/>

表1 宿泊者数増加が地域経済指標に及ぼす影響：操作変数推定の第一段階の推計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>s</i> =3		<i>s</i> =5	
	Δft	Δdt	Δft	Δdt
Δft^{IV}	1.134*** (0.192)	-0.832 (0.595)	1.118*** (0.183)	-0.602 (0.522)
Δdt^{IV}	0.118 (0.170)	4.957*** (0.970)	-0.0162 (0.135)	4.093*** (0.771)
N of obs	1,857	1,857	1,391	1,391
First F	19.05	21.74	27.86	19.98

注) カッコ内の数値は通勤圏でクラスタリングした標準誤差を示す。推定にはコントロール変数、地域ブロック固定効果、年固定効果が含まれている。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

表2 宿泊者数増加が地域経済指標に及ぼす影響：操作変数推定の第二段階の推定値

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>s=3</i>	$\Delta \ln(pc\ income)$	$\Delta \ln(Pop)$	$\Delta \ln(Pop15-34)$	$\Delta \ln(Pop35-49)$	$\Delta \ln(Pop50-64)$	$\Delta \ln(LP-com)$	$\Delta \ln(LP-res)$
Δft	0.344** (0.147)	0.305** (0.122)	1.344*** (0.347)	0.069 (0.287)	-0.026 (0.156)	2.494* (1.355)	1.747 (1.416)
Δdt	-0.096*** (0.029)	0.016 (0.018)	-0.011 (0.074)	0.004 (0.025)	0.084 (0.057)	0.316* (0.172)	0.061 (0.067)
# of obs	1,857	1,857	1,857	1,857	1,857	1,857	1,732
KP-test	12.84	12.84	12.84	12.84	12.84	12.84	13.23
<i>s=5</i>	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Δft	0.345* (0.180)	0.317** (0.134)	1.279*** (0.350)	0.089 (0.314)	-0.024 (0.169)	2.639* (1.342)	1.537 (1.204)
Δdt	-0.049 (0.090)	0.029 (0.031)	-0.036 (0.064)	0.008 (0.073)	0.206 (0.131)	0.722** (0.317)	0.108 (0.206)
# of obs	1,391	1,391	1,391	1,391	1,391	1,391	1,299
KP-test	16.54	16.54	16.54	16.54	16.54	16.54	14.97

注) カッコ内の数値は通勤圏でクラスタリングした標準誤差を示す。推定にはコントロール変数、地域ブロック固定効果、年固定効果が含まれている。KP test は Kleibergen-Paap LM テスト統計量である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。最小二乗法による推計結果、コントロール変数の係数値は付表2に示されている。

表3 頑健性のチェック

(a) 岩手県・宮城県・福島県を除く

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>s=3</i>	$\Delta \ln(pc\ income)$	$\Delta \ln(Pop)$	$\Delta \ln(Pop15-34)$	$\Delta \ln(Pop35-49)$	$\Delta \ln(Pop50-64)$	$\Delta \ln(LP-com)$	$\Delta \ln(LP-res)$
Δft	0.305** (0.143)	0.327*** (0.122)	1.362*** (0.350)	0.091 (0.288)	-0.036 (0.157)	2.509* (1.376)	1.689 (1.438)
Δdt	-0.100*** (0.029)	0.012 (0.018)	-0.017 (0.075)	-0.003 (0.026)	0.087 (0.058)	0.279* (0.164)	0.017 (0.061)
# of obs	1,721	1,721	1,721	1,721	1,721	1,721	1,596
KP-test	12.83	12.83	12.83	12.83	12.83	12.83	13.19
<i>s=5</i>	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Δft	0.311* (0.172)	0.330** (0.136)	1.287*** (0.354)	0.097 (0.317)	-0.026 (0.170)	2.608* (1.356)	1.421 (1.223)
Δdt	-0.060 (0.089)	0.027 (0.030)	-0.042 (0.066)	-0.003 (0.074)	0.220 (0.133)	0.628** (0.305)	-0.005 (0.201)
# of obs	1,289	1,253	1,253	1,253	1,253	1,167	1,219
KP-test	16.61	16.61	16.61	16.61	16.61	15	15.78

(b) GFC、東日本大震災の影響（2009, 2011年）を除く

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>s=3</i>	$\Delta \ln(pc\ income)$	$\Delta \ln(Pop)$	$\Delta \ln(Pop15-34)$	$\Delta \ln(Pop35-49)$	$\Delta \ln(Pop50-64)$	$\Delta \ln(LP-com)$	$\Delta \ln(LP-res)$
Δft	0.454*** (0.160)	0.325*** (0.121)	1.441*** (0.362)	0.069 (0.277)	-0.061 (0.163)	2.459* (1.348)	1.995 (1.572)
Δdt	-0.125*** (0.044)	0.008 (0.021)	-0.023 (0.089)	-0.002 (0.018)	0.048 (0.033)	0.194 (0.143)	0.046 (0.073)
# of obs	1,395	1,395	1,395	1,395	1,395	1,395	1,299
KP-test	8.338	8.338	8.338	8.338	8.338	8.338	9.720
<i>s=5</i>	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Δft	0.439** (0.199)	0.330** (0.135)	1.367*** (0.381)	0.070 (0.305)	-0.046 (0.179)	2.887** (1.398)	1.872 (1.392)
Δdt	-0.070 (0.082)	0.017 (0.028)	-0.048 (0.061)	-0.020 (0.054)	0.137 (0.106)	0.518* (0.291)	0.003 (0.257)
# of obs	929	929	929	929	929	929	866
KP-test	5.639	5.639	5.639	5.639	5.639	5.639	5.555

注) 表2の表注を参照のこと。

表3 頑健性のチェック

(c) 三大都市圏（東京都・愛知県・大阪府）を除く

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>s=3</i>	$\Delta \ln(pc\ income)$	$\Delta \ln(Pop)$	$\Delta \ln(Pop15-34)$	$\Delta \ln(Pop35-49)$	$\Delta \ln(Pop50-64)$	$\Delta \ln(LP-com)$	$\Delta \ln(LP-res)$
<i>Δft</i>	0.335** (0.144)	0.314** (0.124)	1.363*** (0.352)	0.078 (0.290)	-0.032 (0.156)	2.523* (1.358)	1.734 (1.432)
<i>Δdt</i>	-0.098*** (0.029)	0.017 (0.018)	-0.011 (0.075)	0.011 (0.026)	0.071 (0.053)	0.313* (0.170)	0.062 (0.067)
# of obs	1,761	1,761	1,761	1,761	1,761	1,761	1,636
KP-test	13.33	13.33	13.33	13.33	13.33	13.33	13.89
<i>s=5</i>	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
<i>Δft</i>	0.337* (0.176)	0.327** (0.137)	1.304*** (0.356)	0.104 (0.318)	-0.051 (0.168)	2.668** (1.349)	1.512 (1.221)
<i>Δdt</i>	-0.047 (0.086)	0.034 (0.031)	-0.026 (0.064)	0.027 (0.075)	0.165 (0.122)	0.712** (0.312)	0.097 (0.204)
# of obs	1,319	1,319	1,319	1,319	1,319	1,319	1,227
KP-test	17.67	17.67	17.67	17.67	17.67	17.67	16.12

(d) 京都市を含む通勤圏を除く

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>s=3</i>	$\Delta \ln(pc\ income)$	$\Delta \ln(Pop)$	$\Delta \ln(Pop15-34)$	$\Delta \ln(Pop35-49)$	$\Delta \ln(Pop50-64)$	$\Delta \ln(LP-com)$	$\Delta \ln(LP-res)$
<i>Δft</i>	0.332** (0.148)	0.303** (0.123)	1.345*** (0.351)	0.066 (0.291)	-0.033 (0.158)	2.353* (1.362)	1.740 (1.433)
<i>Δdt</i>	-0.096*** (0.029)	0.016 (0.018)	-0.011 (0.074)	0.003 (0.025)	0.084 (0.057)	0.318* (0.171)	0.061 (0.067)
# of obs	1,849	1,849	1,849	1,849	1,849	1,849	1,724
KP-test	12.80	12.80	12.80	12.80	12.80	12.80	13.17
<i>s=5</i>	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
<i>Δft</i>	0.332* (0.181)	0.315** (0.136)	1.279*** (0.354)	0.084 (0.318)	-0.030 (0.171)	2.513* (1.349)	1.529 (1.217)
<i>Δdt</i>	-0.049 (0.090)	0.029 (0.031)	-0.036 (0.064)	0.007 (0.073)	0.207 (0.132)	0.724** (0.318)	0.108 (0.206)
# of obs	1,385	1,385	1,385	1,385	1,385	1,385	1,293
KP-test	16.55	16.55	16.55	16.55	16.55	16.55	14.98

注) 表2の表注を参照のこと。

表4 地域属性別の客室稼働率

	季節変動		レジャー客比率		東京・愛 知・大阪	計
	低い	高い	低い	高い		
2011	0.544	0.430	0.484	0.502	0.541	0.494
2019	0.644	0.525	0.578	0.603	0.664	0.592

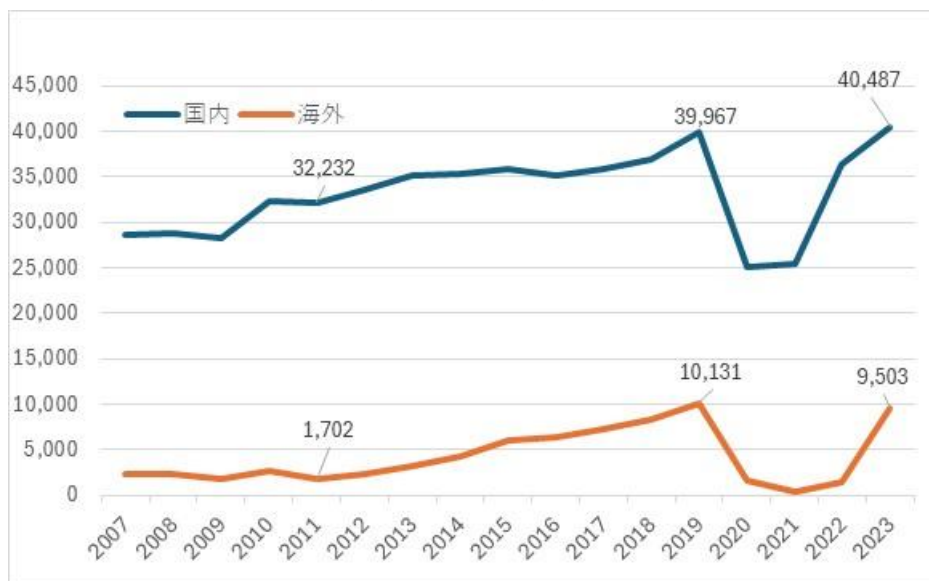
出所：「宿泊旅行統計調査」（観光庁）より筆者作成

表5 訪日外国人増加による宿泊需要の季節変動への影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被説明変数: ΔROC			全サンプル			三大都市 圏除く	京都市除く
ROC_{2011}	-0.350*** (0.045)	-0.355*** (0.042)	-0.373*** (0.045)	-0.395*** (0.049)	-0.374*** (0.044)	-0.367*** (0.045)	-0.371*** (0.046)
$\Delta \ln T$		0.028** (0.012)	0.034*** (0.012)	0.035*** (0.012)	0.034*** (0.012)	0.030** (0.012)	0.034*** (0.012)
$\Delta \ln T^2$			-0.032** (0.012)	-0.033** (0.013)	-0.034*** (0.013)	-0.027** (0.013)	-0.032** (0.013)
Δratio	0.096*** (0.034)	0.065* (0.034)	0.080** (0.038)	0.040 (0.040)	0.083* (0.050)	0.076* (0.039)	0.083** (0.039)
$\Delta \text{ratio} * \text{Dum}(CV2011 > \text{median})$				0.086* (0.050)			
$\Delta \text{ratio} * \text{Dum}(\text{Leisure ratio}2011 > \text{median})$					0.001 (0.061)		
$\text{Dum}(CV2011 > \text{median})$				(0.009) 0.000			
$\text{Dum}(\text{Leisure ratio}2011 > \text{median})$					-0.009 (0.009)		
Observations	928	928	928	928	928	880	924
R-squared	0.255	0.265	0.274	0.282	0.276	0.270	0.274

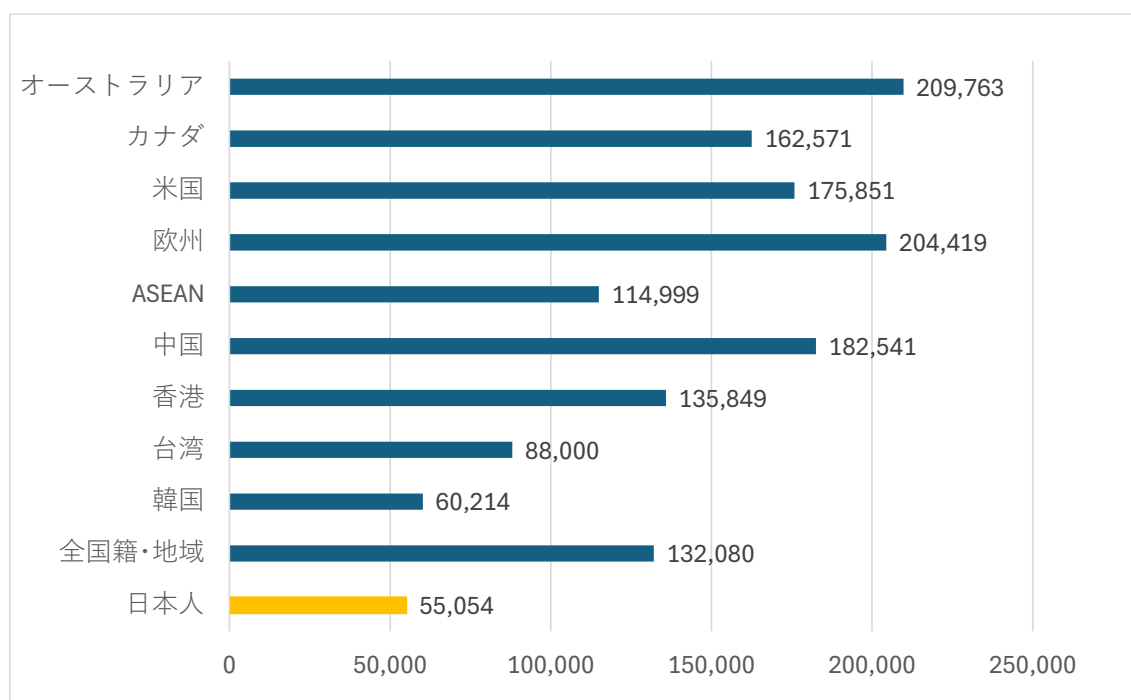
注) カッコ内の数値は通勤圏でクラスターリングした標準誤差を示す。推定にはコントロール変数、地域ブロック固定効果、年固定効果が含まれている。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%で統計的に有意であることを示す。

図1 延べ宿泊者数の推移（単位：万人泊）



出所：「宿泊旅行統計調査」（観光庁）

図2 日本人と訪日外国人の一人1回あたり旅行消費額（2019年，単位：円）



出所：旅行消費動向調査・訪日外国人消費動向調査（観光庁）

注：訪日外国人の旅行消費額は日本までの航空券等を含めない旅行中消費額である。また訪日外国人には観光・リクリエーション目的（クルーズ船は除く）の訪日客に限定されている。

図 3 (a) 通勤圏別の 5 年間の国内宿泊旅行者数変化の対人口比

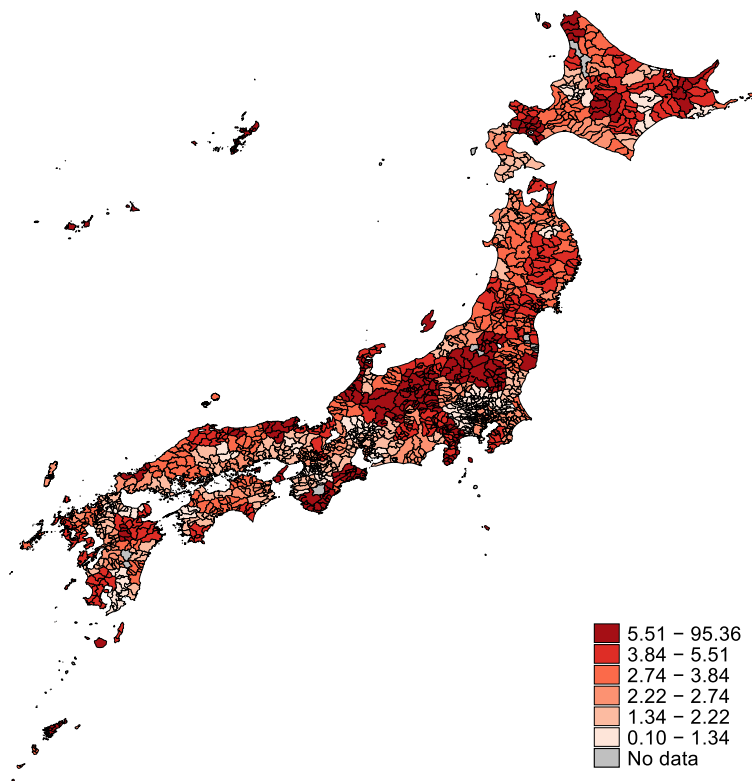


図 3 (a) 通勤圏別の 5 年間の訪日外国人宿泊者数変化の対人口比

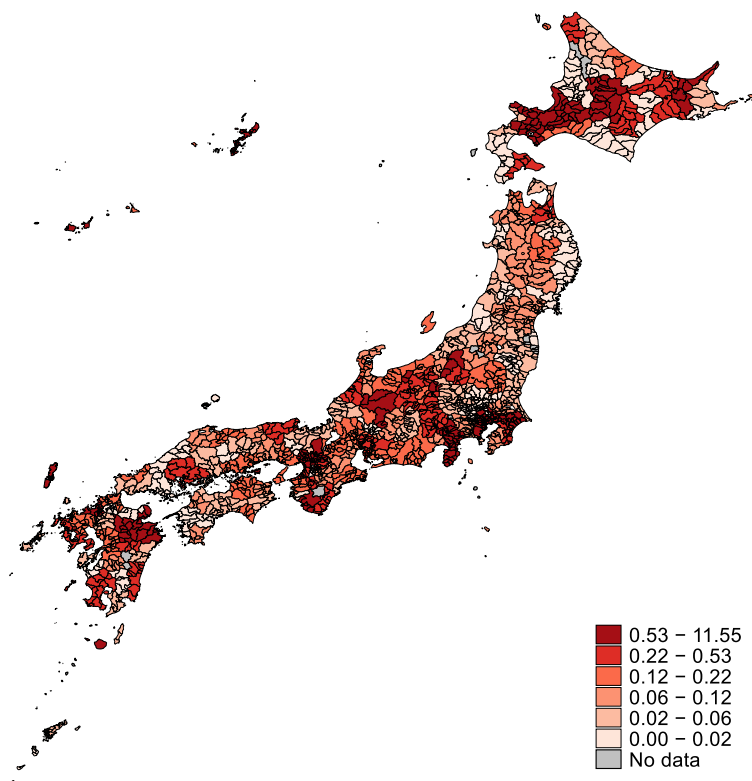
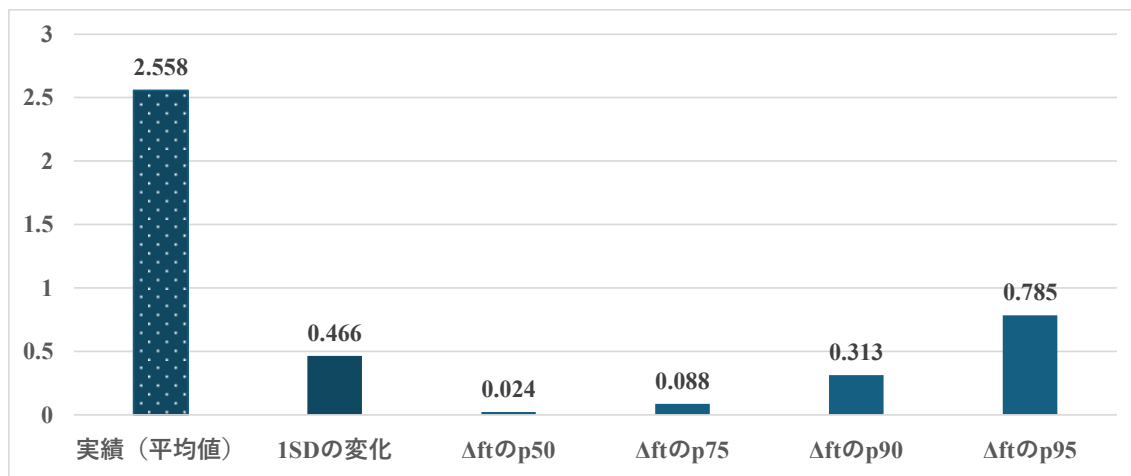


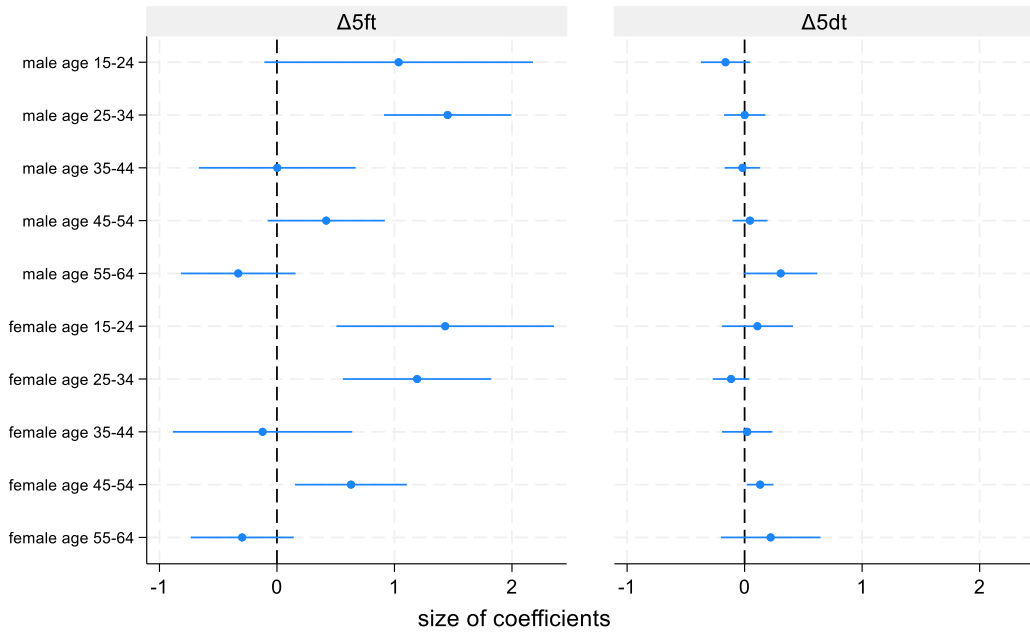
図4 訪日外国人増加の一人あたり所得に対する限界効果：5年間の変化に対する影響



単位：パーセントポイント

注) 計算方法は本文参照のこと。

図5 宿泊者増加の年齢階層別性別人口への影響



注：線上の青い点は係数の推計値、青い線は95%信頼区間を示す。

図6 (a) 宿泊者増加の影響の地域属性による違い：一人当たり課税所得

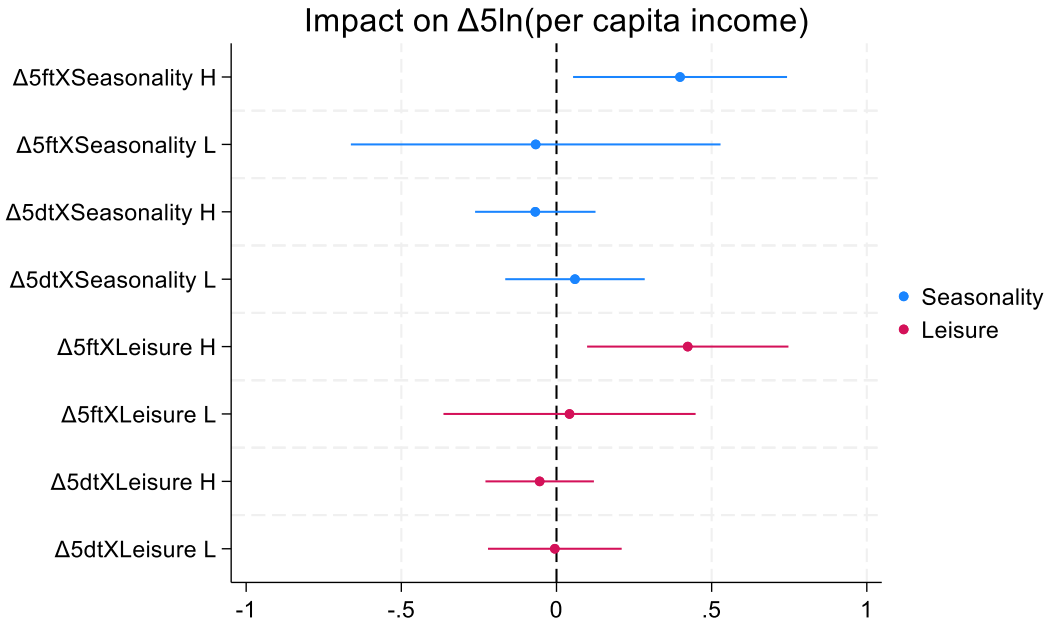


図 6 (b) 宿泊者増加の影響の地域属性による違い：人口

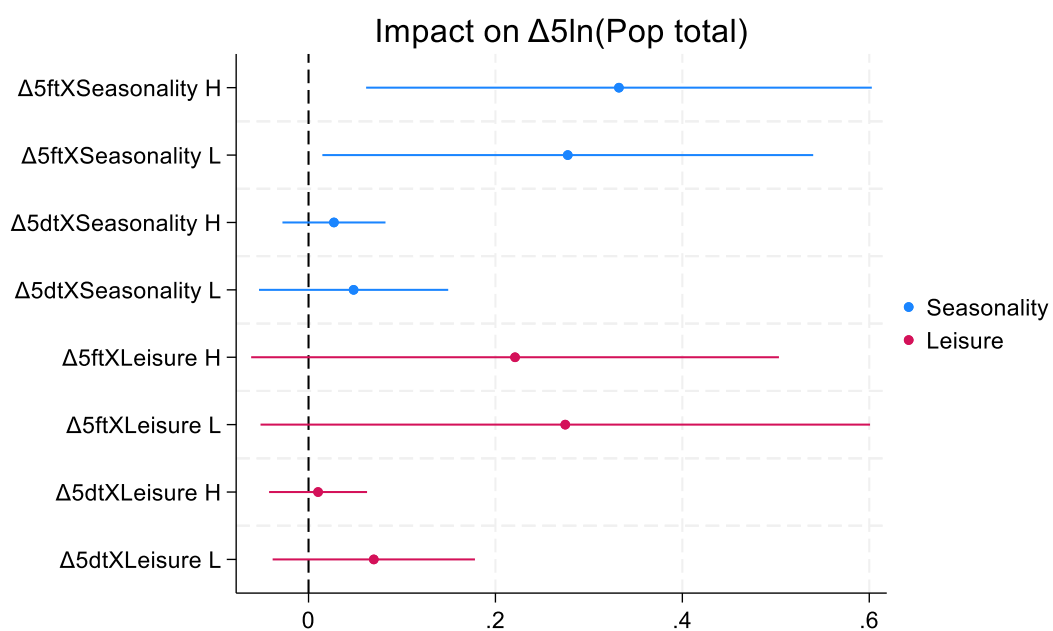


図 6 (c) 宿泊者増加の影響の地域属性による違い：15～34 歳人口

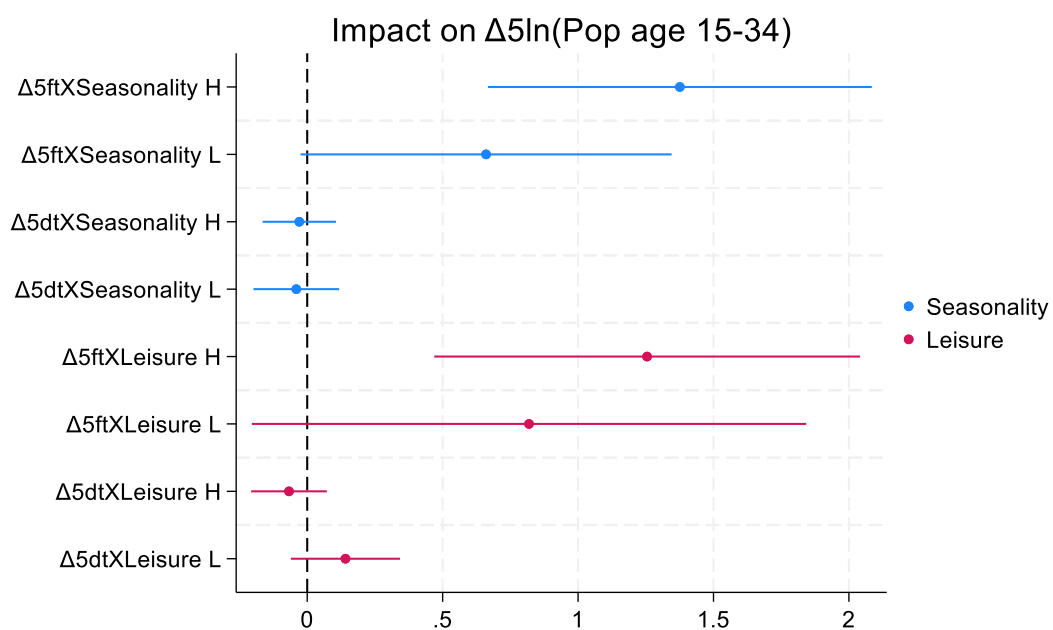


図 6 (d) 宿泊者増加の影響の地域属性による違い：35～49 歳人口

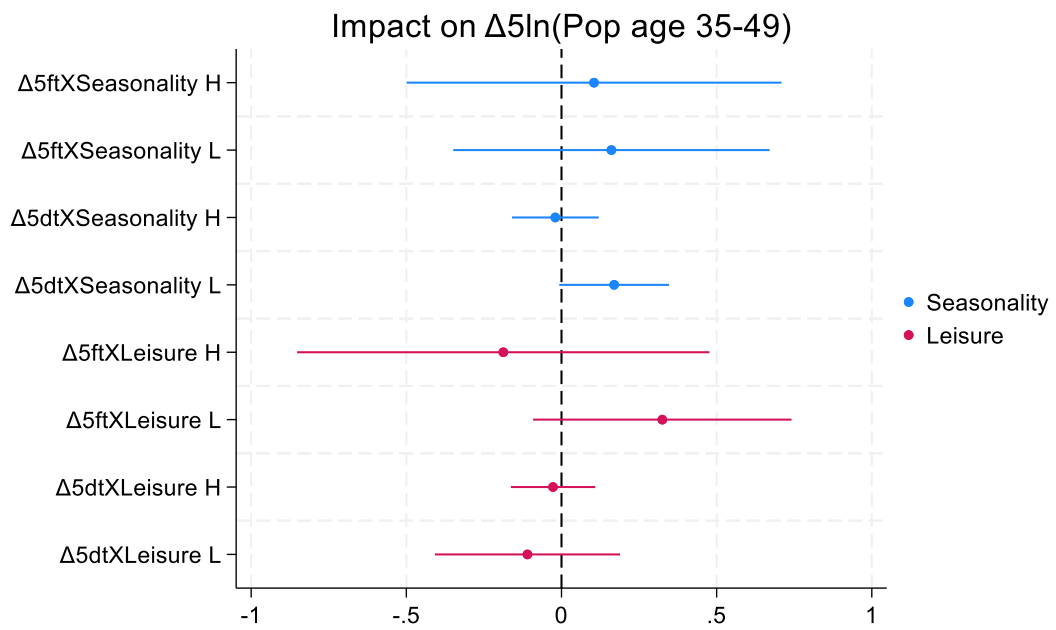


図 6 (e) 宿泊者増加の影響の地域属性による違い：50～64 歳人口

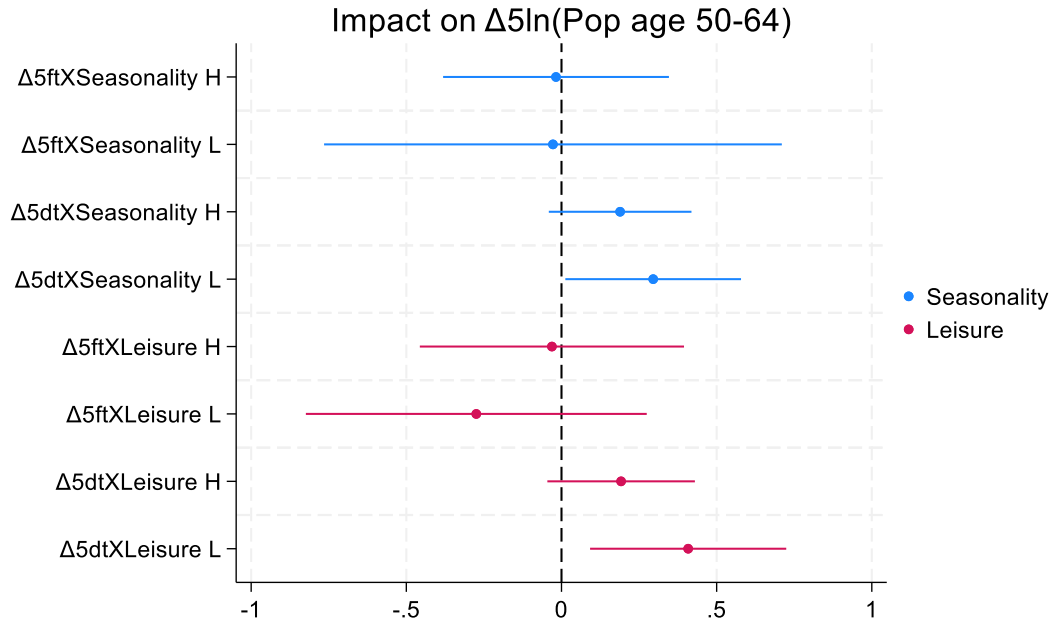


図 6 (f) 宿泊者増加の影響の地域属性による違い：地価公示・商業地

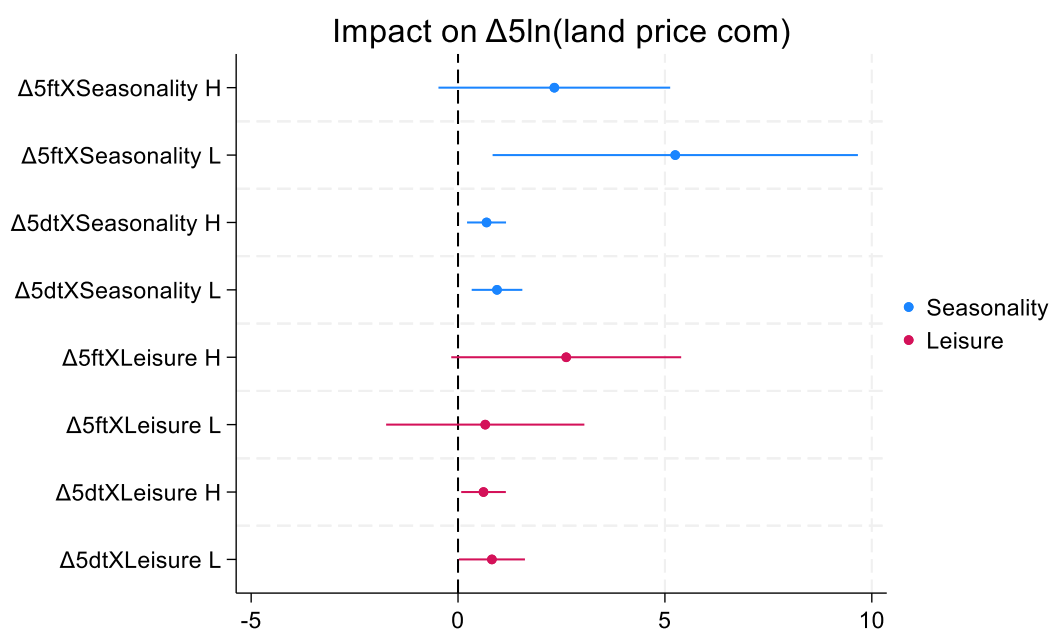
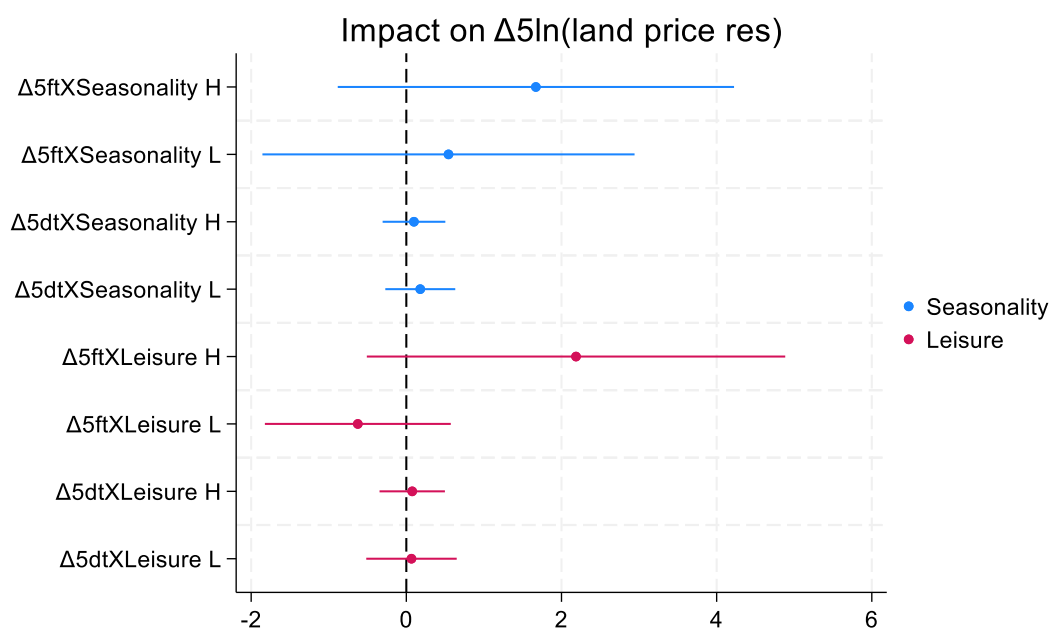


図 6 (g) 宿泊者増加の影響の地域属性による違い：地価公示・住宅地



付表1 基本統計量

(a) 変数の要約統計量

	N	Mean	SD	p25	p50	p75
Δft	1857	0.265	0.939	0.006	0.033	0.139
Δdt	1857	0.728	4.756	-0.168	0.236	1.085
$\Delta \ln(pc\ income)$	1857	1.322	3.510	-0.491	1.662	2.984
$\Delta \ln(Pop)$	1857	-2.271	2.275	-3.924	-2.291	-0.775
$\Delta \ln(Pop15-34)$	1857	-6.368	3.509	-8.527	-6.429	-4.282
$\Delta \ln(Pop35-49)$	1857	-1.610	3.508	-3.963	-1.657	0.557
$\Delta \ln(Pop50-64)$	1857	-6.855	4.401	-9.947	-7.169	-3.934
$\Delta \ln(LP-com)$	1732	-6.972	14.130	-15.741	-7.888	0.000
$\Delta \ln(LP-res)$	1811	-6.078	9.858	-11.493	-6.090	-0.995
<i>Aging ratio</i>	1857	0.410	0.037	0.382	0.408	0.437
<i>Population density</i>	1857	5.019	1.423	4.117	4.954	5.852
<i>Female employment ratio</i>	1857	0.461	0.023	0.445	0.463	0.479
<i>Secondary Industry Ratio</i>	1857	0.235	0.067	0.178	0.233	0.281
<i>s=5</i>						
Δft	1391	0.447	1.348	0.016	0.068	0.255
Δdt	1391	0.756	4.335	-0.094	0.339	1.296
$\Delta \ln(pc\ income)$	1391	2.558	4.363	0.238	2.769	4.663
$\Delta \ln(Pop)$	1391	-3.633	3.562	-6.319	-3.682	-1.125
$\Delta \ln(Pop15-34)$	1391	-10.218	5.057	-13.397	-10.176	-7.271
$\Delta \ln(Pop35-49)$	1391	-2.628	5.403	-6.317	-2.652	1.196
$\Delta \ln(Pop50-64)$	1391	-12.004	6.116	-16.073	-11.997	-7.909
$\Delta \ln(LP-com)$	1299	-11.336	20.309	-24.784	-13.134	-1.342
$\Delta \ln(LP-res)$	1357	-10.033	13.571	-18.176	-10.565	-2.327

(b) Δft の分位数

$\Delta ft (s=5)$	
p10	0.002
p25	0.016
p50	0.068
p75	0.255
p90	0.908
p95	2.275

(c) 客室稼働率に関する推定式の要約統計量

	N	Mean	SD	p25	p50	p75
ΔROC	928	0.060	0.079	0.018	0.061	0.105
ROC_{2011}	928	0.494	0.102	0.434	0.504	0.561
$\Delta fratio$	928	0.064	0.114	0.008	0.025	0.074
$\Delta \ln T$	928	0.098	0.317	-0.043	0.102	0.242
$\Delta \ln T^2$	928	0.110	0.266	0.006	0.029	0.090
<i>Dum(high seasonality)</i>	928	0.440	0.497	0.000	0.000	1.000
<i>Dum(high leisure)</i>	928	0.556	0.497	0.000	1.000	1.000
<i>Aging ratio</i>	928	0.407	0.036	0.380	0.404	0.433
<i>Population density</i>	928	5.022	1.419	4.118	4.964	5.852
<i>Female employment ratio</i>	928	0.461	0.023	0.445	0.463	0.479
<i>Secondary Industry Ratio</i>	928	0.235	0.067	0.178	0.233	0.280

付表 2 (a) 最小二乗法による (1) 式の推定結果 (s=3)

OLS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>s=3</i>	$\Delta \ln(pc\ income)$	$\Delta \ln(Pop)$	$\Delta \ln(Pop15-34)$	$\Delta \ln(Pop35-49)$	$\Delta \ln(Pop50-64)$	$\Delta \ln(LP-com)$	$\Delta \ln(LP-res)$
<i>Δft</i>	0.303** (0.118)	0.216** (0.087)	0.897*** (0.255)	0.154 (0.169)	-0.094 (0.108)	1.868* (1.120)	1.872 (1.451)
<i>Δdt</i>	-0.034** (0.014)	-0.009 (0.015)	-0.057 (0.051)	-0.002 (0.016)	0.019 (0.017)	0.092 (0.072)	-0.016 (0.057)
<i>Aging ratio</i>	-7.306* (4.343)	-38.058*** (3.191)	-26.994*** (7.071)	-46.916*** (7.851)	-56.444*** (5.707)	-48.598** (22.792)	-53.928*** (15.571)
<i>Population density</i>	-0.229 (0.153)	0.409*** (0.082)	0.522*** (0.182)	0.456** (0.191)	0.091 (0.160)	4.283*** (0.772)	1.548*** (0.462)
<i>Female employment ratio</i>	8.166 (5.009)	-3.941 (3.917)	-30.100*** (8.963)	-10.144 (9.660)	-0.062 (7.266)	8.495 (32.914)	-74.568*** (20.758)
<i>Secondary Industry Ratio</i>	3.817** (1.571)	-1.463 (1.205)	-1.301 (3.105)	2.478 (2.771)	-7.246*** (2.426)	-8.177 (7.820)	-3.571 (6.571)
Observations	1,864	1,864	1,864	1,864	1,864	1,732	1,816
R-squared	0.454	0.783	0.524	0.557	0.665	0.514	0.366

注) 表 2 の表注を参照のこと。

付表 2 (b) 最小二乗法による (1) 式の推定結果 (s=5)

OLS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>s</i> =5	$\Delta \ln(pc\ income)$	$\Delta \ln(Pop)$	$\Delta \ln(Pop_{15-34})$	$\Delta \ln(Pop_{35-49})$	$\Delta \ln(Pop_{50-64})$	$\Delta \ln(LP-com)$	$\Delta \ln(LP-res)$
<i>Δft</i>	0.331*** (0.116)	0.313*** (0.095)	1.167*** (0.270)	0.260 (0.203)	-0.040 (0.126)	2.165** (1.098)	1.738 (1.312)
<i>Δdt</i>	-0.040** (0.016)	0.006 (0.023)	-0.044 (0.076)	0.011 (0.034)	0.069* (0.041)	0.204** (0.099)	0.067 (0.052)
<i>Aging ratio</i>	-20.163*** (3.294)	-18.978** (8.370)	-60.255*** (5.500)	-34.372*** (12.368)	-75.307*** (13.177)	-89.567*** (10.265)	-76.179* (41.134)
<i>Population density</i>	-0.308*** (0.106)	-0.544* (0.302)	0.724*** (0.143)	1.054*** (0.309)	0.791** (0.326)	0.180 (0.296)	7.565*** (1.388)
<i>Female employment ratio</i>	-2.827 (4.688)	13.594 (9.344)	-7.870 (6.886)	-50.920*** (15.677)	-16.167 (16.255)	-7.493 (12.791)	17.755 (56.736)
<i>Secondary Industry Ratio</i>	-1.777* (1.047)	7.898*** (2.926)	-1.846 (2.104)	-0.794 (5.238)	5.711 (4.736)	-12.318*** (4.273)	-14.729 (13.782)
Observations	1,398	1,398	1,398	1,398	1,398	1,398	1,299
R-squared	0.378	0.494	0.816	0.549	0.605	0.635	0.544

注) 表 2 の表注を参照のこと。

付表 2 (c) 操作変数による (1) 式の推定結果 (s=3)

IV estimation <i>s=3</i>	(1) $\Delta \ln(pc\ income)$	(2) $\Delta \ln(Pop)$	(3) $\Delta \ln(Pop15-34)$	(4) $\Delta \ln(Pop35-49)$	(5) $\Delta \ln(Pop50-64)$	(6) $\Delta \ln(LP-com)$	(7) $\Delta \ln(LP-res)$
<i>Δft</i>	0.344** (0.147)	0.305** (0.122)	1.344*** (0.347)	0.069 (0.287)	-0.026 (0.156)	2.494* (1.355)	1.747 (1.416)
<i>Δdt</i>	-0.096*** (0.029)	0.016 (0.018)	-0.011 (0.074)	0.004 (0.025)	0.084 (0.057)	0.316* (0.172)	0.061 (0.067)
<i>Aging ratio</i>	-7.880 (4.791)	-36.981*** (3.202)	-22.274*** (7.102)	-48.151*** (8.073)	-54.857*** (5.805)	-38.804 (23.852)	-53.726*** (16.622)
<i>Population density</i>	-0.260 (0.170)	0.446*** (0.085)	0.676*** (0.184)	0.419** (0.204)	0.148 (0.168)	4.625*** (0.816)	1.566*** (0.503)
<i>Female employment ratio</i>	8.336 (5.109)	-3.511 (3.928)	-28.649*** (9.138)	-10.217 (9.668)	0.225 (7.361)	12.714 (32.851)	-74.716*** (20.929)
<i>Secondary Industry Ratio</i>	3.522** (1.651)	-0.942 (1.296)	0.818 (3.230)	2.015 (2.934)	-6.533** (2.539)	-3.545 (8.606)	-3.435 (6.954)
Observations	1,857	1,857	1,857	1,857	1,857	1,732	1,811
Kleibergen-Paap LM test	12.84	12.84	12.84	12.84	12.84	13.23	13.58

注) 表 2 の表注を参照のこと。

付表 2 (d) 操作変数による (1) 式の推定結果 (s=5)

IV estimation <i>s=5</i>	(1) $\Delta \ln(pc\ income)$	(2) $\Delta \ln(Pop)$	(3) $\Delta \ln(Pop_{15-34})$	(4) $\Delta \ln(Pop_{35-49})$	(5) $\Delta \ln(Pop_{50-64})$	(6) $\Delta \ln(LP-com)$	(7) $\Delta \ln(LP-res)$
<i>Δft</i>	0.345* (0.180)	0.317** (0.134)	1.279*** (0.350)	0.089 (0.314)	-0.024 (0.169)	2.639* (1.342)	1.537 (1.204)
<i>Δdt</i>	-0.049 (0.090)	0.029 (0.031)	-0.036 (0.064)	0.008 (0.073)	0.206 (0.131)	0.722** (0.317)	0.108 (0.206)
<i>Aging ratio</i>	-18.598** (9.365)	-60.119*** (5.507)	-32.729*** (12.338)	-78.823*** (13.652)	-87.310*** (10.584)	-61.660 (42.326)	-87.331*** (28.867)
<i>Population density</i>	-0.537 (0.330)	0.732*** (0.146)	1.119*** (0.321)	0.682* (0.349)	0.247 (0.313)	8.045*** (1.449)	2.703*** (0.846)
<i>Female employment ratio</i>	14.001 (9.397)	-7.883 (6.930)	-51.614*** (15.689)	-16.780 (16.317)	-7.591 (12.968)	25.564 (57.231)	-113.301*** (35.827)
<i>Secondary Industry Ratio</i>	8.081*** (2.841)	-1.790 (2.180)	-0.181 (5.298)	4.290 (4.913)	-11.729*** (4.449)	-8.323 (15.490)	-4.253 (11.710)
Observations	1,391	1,391	1,391	1,391	1,391	1,391	1,299
Kleibergen-Paap LM test	16.54	16.54	16.54	16.54	16.54	16.54	14.97

注) 表 2 の表注を参照のこと。

付表3 バランス・テストと感応度チェック

(a) バランス・テスト

	s=3		s=5	
	Δft^{IV}	Δdt^{IV}	Δft^{IV}	Δdt^{IV}
<i>Aging ratio</i>	-0.002 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.001 (0.001)
<i>Population density</i>	-0.065 (0.065)	-0.112*** (0.016)	-0.061 (0.067)	-0.139*** (0.023)
<i>Female employment ratio</i>	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Secondary Industry Ratio</i>	-0.008** (0.004)	-0.007*** (0.001)	-0.008** (0.004)	-0.008*** (0.001)

注) 各コントロール変数を被説明変数、操作変数を説明変数とする回帰式の係数を示す。カッコ内の数値は通勤圏でクラスタリングした標準誤差を示す。推定には地域ブロック固定効果、年固定効果が含まれている。

(b) 感応度チェック

$\Delta \ln(pc\ income)$	(1)	(2)	(3)
$\Delta ft (s=3)$	0.344** (0.147)	0.349*** (0.134)	0.343** (0.133)
$\Delta dt (s=3)$	-0.096*** (0.029)	-0.094*** (0.028)	-0.094*** (0.027)
Control variables	All	No	Aging ratio, female ratio
Observations	1,857	1,857	1,857
Kleibergen-Paap LM test	12.84	11.74	11.68
$\Delta \ln(pc\ income)$	(4)	(5)	(6)
$\Delta ft (s=5)$	0.345* (0.180)	0.351** (0.165)	0.338** (0.164)
$\Delta dt (s=5)$	-0.049 (0.090)	-0.047 (0.090)	-0.047 (0.089)
Control variables	All	No	Aging ratio, female ratio
Observations	1,391	1,391	1,391
Kleibergen-Paap LM test	16.54	13.95	13.93

注) 表2の表注を参照のこと。(3)列目では付表3(a)で有意となったコントロール変数を除外した推定結果を示す。