

RIETI Discussion Paper Series 19-J-008

近年のわが国の地域別旅行者数に関するジップ法則とジブラ法則: 訪日旅行者と邦人旅行者の比較

小西 葉子 経済産業研究所

西山 慶彦 京都大学経済研究所



近年のわが国の地域別旅行者数に関するジップ法則とジブラ法則: 訪日旅行者と邦人旅行者の比較*

小西 葉子(経済産業研究所) 西山 慶彦(京都大学経済研究所)

要旨

日本は近年、例の無いインバウンドブームを経験している。訪日旅行者の滞在先は従来、関東・関西の大都市に集中してきた。一方で、リピーターの増加や SNS など情報発信ソースの多様化から地方への分散や局地的な旅行客の増加が日常でも観察されている。本稿では旅行客の滞在先の分布とその変動について統計的に観察することを目的とする。分析では、国土交通省の『宿泊旅行統計調査』の宿泊事業所の情報を市区町村別、都道府県別に集計したデータを用いる。各地域の宿泊者数の規模についてジップ法則とジブラ法則が成立するかを観察する。ジップ法則を確認するために、宿泊者数(サイズ)の対数値を順位(ランク)の対数値に回帰する。結果より、旅行者が多く滞在した上位の地域ではジップ法則が当てはまっているが、日本全体ではジップ法則は観察されなかった。次に、滞在先分布のダイナミクスをジブラ法則等により観察する。分析を通じて、邦人旅行者の行き先やその規模は非常に安定的であり、一方、訪日旅行客は規模の成長率が高く、各地域の順位の変動が大きい。また、近年は規模と成長率に関係があり、現在旅行客が少ない地域ほど高い成長率を実現できることが各種定量分析により明らかになった。

キーワード:インバウンドブーム、ジップ法則、ジブラ法則、ランククロック JEL classification: R12, C21, C46

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

^{*} 本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「産業分析のための新指標開発と EBPM 分析:サービス業を中心に」の成果の一部である。また、本稿の原案に対して、大橋弘教授 (RIETI, PD、東京大学)、矢野誠所長 (RIETI)、森川正之副所長 (RIETI)、ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の参加者の方々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。本研究は JSPS 科研費 15H03335の助成を受けている。実証分析では、「宿泊旅行統計調査」の個票データを使用している。観光庁の統計調査担当部局には、きめ細やかな対応をして頂き記して感謝したい。また RIETIの計量分析・データの担当者にも長期間に渡り尽力頂いたことに感謝する。

1. はじめに

わが国において 1990 年代初頭以降長期に渡り、経済成長や生産性など種々の経済指標の成長が鈍化している中、近年の観光業は数少ない活況な業種である。近隣諸国、とりわけ中国と東南アジアの経済成長、2012 年からのアジア諸国へのビザ緩和、円安、石油安による旅行コストの低下など、インバウンドにとって有利な環境が整っている。法務省の出入国管理統計によると、2015 年には 1966 年以来はじめて、インバウンド旅行者がアウトバウンド旅行者の数を上回った。ここ数年は毎年、訪日外国人数、訪日外国人支出額、貿易の旅行収支の黒字化と成長を続けている。それを受けて、2016 年には政府も 2020 年目標をインバウンド旅行者 4000 万人、インバウンド消費支出 8 兆円と当初の 2 倍に変更している。 Konishi (2017)では、この目標値を達成した場合に 2020 年にどれ位の波及効果があるという試算であった。観光業は、輸送、宿泊施設や各種接客業などの広い範囲の業種を包含しており、このブームによる外需の取り込みの日本各地、各産業への波及効果は今後の日本の経済活動の活力の一つとなることは間違いない。

日本は近年、例の無いインバウンドブームを経験しているが、その当初は訪日旅行者の滞在 先は関東・関西の大都市に集中していた。一方で、リピーターの増加や SNS など情報発信 ソースの多様化から地方への分散や局地的な旅行客の増加が日常でも観察されるようにな ってきている。それに伴い、訪日観光客による地域振興のケーススタディや地方自治体によ る経済分析が積極的に行われている。しかし、学術研究において、包括的に訪日旅行客の滞 在先の分析、特に市区町村レベルでの分析は著者が調べた限りは存在しない。

そこで本稿では、旅行客の滞在先の分布とその変動について統計的に観察することを目的とする。分析手法は、まず訪日旅行と邦人旅行の延べ宿泊者数の対数値とその大きさの順位の対数値に対して、ランクサイズ回帰を行い、ジップ法則が成り立つのかパレート性は存在するのかを観察する。ランクサイズ回帰はクロスセクションの特徴のみにフォーカスしているため、次に滞在先としての魅力を表す順位とその規模のダイナミクスを観察するためにランククロックという手法を用いて、順位の変動パターンの比較を行う。最後に成長率と初期の規模の回帰を行い、ジブラ法則が成り立つかどうかを検証する。

実証分析では、国土交通省の『宿泊旅行統計調査』の個票を用いる。この調査はわが国で最も詳細で最も規模の大きい宿泊業に関する調査であるが、個票データを用いた先行研究は稀少である(Morikawa 2017, 2018 については 3 節にて後述)。本稿では、同調査の宿泊施設のデータを市区町村単位に集計し、2011 年から 2017 年の期間に渡って、訪日旅行、邦人旅行の延べ宿泊者数の地域分布とその成長率について包括的に分析する初めての実証研究である。

以降では、ランクサイズ回帰とジップ法則、ジブラ法則がそれぞれどのような関係にあるのかを関連する先行研究について紹介しながら考察する。ある一次元データ $x_1,...,x_n$ が得られ

たとし、それを大きい順に並べ替えたものを $x_{(1)}$,…, $x_{(n)}$ とする。そのとき、k番目に大きいデータが一番大きいデータの 1/k になるという現象がよく見られ、これをジップ法則と言う。これは、Zipf(1949)が言語学の研究として英単語の出現頻度のデータに関して発見した性質で、その後、都市人口、企業規模、所得、ウェブページのアクセス回数といった一見無関係のデータにも共通して見られることが明らかになり、総称してジップ法則と呼ばれる。そのとき、 $(log(i),log(x_{(i)}))$ を散布図に描くと傾きがほぼ-1 の直線になっており、これをランクサイズルールという。また、その散布図に対して線形回帰により直線を当てはめることをランクサイズ回帰という。一国の都市人口のデータに関してこの規則性が見られることが多く、地理学や都市経済学において多くの研究がなされている。特に Rosen and Resnick (1983)や Soo (2005)が世界各国についてジップ法則が成立しているかを網羅的に調べている。またいくつかの国ごとに調べたものも含めると膨大な研究蓄積がある。また、関係する文献として Arshad et.al. (2017)のサーヴェイ論文やその引用文献が有用である。

ランクサイズ回帰の推定や検定における統計的性質を調べたものもいくつかあり、Gabaix and Ibragimov (2011)は、ランクから 1/2 を減じた変数を使って回帰を行うという単純な手法で一次の漸近バイアスを消すことができ、小標本での特性を改善する方法を提案した。 Nishiyama, Osada and Sato (2008)は、回帰分析では標準的に用いられる t 値が漸近的に発散しているために通常の t 検定は不適切であることを示し、その修正を行った。更に、一部のデータを取り除いて一般化最小二乗法によって係数を推定することによって平均二乗誤差を大幅に減じる方法を提案している。また、Konishi and Nishiyama (2009)は、ランクの二乗項を含んだ場合の F 検定によるジップ法則の特定化の是非を議論している。

ジップ法則は様々な局面で観察される興味深い性質であり、独立で同一なパレート分布に従う観測値が得られたときに成立することが知られている。しかし、その現象が生ずるメカニズムに関してはよく分かっていない。例えば、なぜ都市規模分布がパレート分布になるのか、という問題である。それに対してひとつの答えを与えたのが Gabaix(1999)である。Gabaix(1999)は、いかなる初期状態から始まっても、各個体の成長率が独立で同一分布に従う(これを Gibrat 法則という)という動学モデルに従う時には、その定常分布がパレート分布になる可能性を示した。また、もし成長率が過去の水準に依存するなら、パレート指数がその水準に依存する形の分布で表現されることを示した。

Ioannides and Overman (2003)は、ランクサイズ回帰ではなく、Gabaix(1999)の結果を直接用いてジブラ法則(Gibrat's law)を調べることによってジップ法則を検証することを試みた。つまり、成長率の平均や分散が過去の水準に依存するかノンパラメトリック回帰によって調べた。その結果、1900年から 1990年のアメリカの都市規模データに関しては成長率の平均と分散が過去の都市のサイズに依存せず、ジブラ法則が成立していることが示された。他方、Reed (2001)は、ジブラ法則に従う確率過程を指数分布に従う停止時で止めた際に、サイズの分布は右裾も左裾もパレート分布と同様にベキ乗で減少する密度関数をもつことを示した。

ジップ法則が様々なデータに関して成立すると言われているものの、実は観測値の全てに対してではなく、大きい方から取り出した一部のデータにのみ成立していることも多い。 Ioannides and Overman (2003)は上位のランクのみにパレート性が見られることを示し、 local Zipf と名付けその検証法を示した。González-Val (2012)は Ioannides and Overman (2003)が示したノンパラメトリック回帰の手法を用いて、アメリカの全ての都市についてのパレート指数を調べている。実際に、多くは、散布図において順位の高い方は直線に近いが、低くなってくると急激なカーブで落ちてしまう。例えば、図 1 は 2018 年 10 月現在の日本の市区町村の人口の対数値を Y 軸に、人口の大きい順の順位の対数値を X 軸にプロットした散布図である。順位が上位の市区町村に関しては線形に見えるが、下位になるにつれ、下に垂れ下がっているのがわかる。

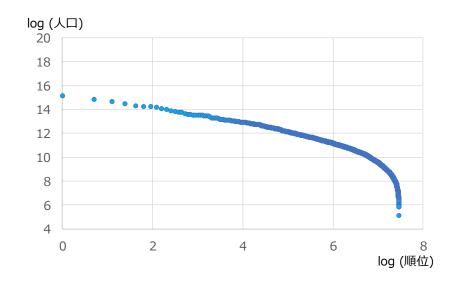


図1 日本の市区町村人口のランクサイズプロット(2018年)

ひとつの可能性は、データがパレート分布ではなく、対数正規分布から得られたものかもしれないということである。次節の図 2 はシミュレーションによってパレート分布から乱数を発生させて得た 1000 の標本のサイズの対数とランクの対数の散布図、図 3 と図 4 は対数正規分布から発生させた乱数を用いてランクとサイズの関係を描いたものである。図 2 は 1000 全てのデータの散布図がほぼ線形なのに対し、対数正規分布の図 3 は図の右端の方は線形でなく、急速に落ちていることがわかるだろう。一方で、対数正規分布から発生させた標本においても上位 100 個のデータについて描いた図 4 は、ほぼ直線になっている。

都市規模の分析に関しては、上にも触れた Rosen and Resnick (1983)や Soo (2005)をはじめ、数多くの研究がなされている。

近年、観光産業が脚光を浴びるのと機を一にして、観光客数がジップ法則に従うという可能性が指摘され研究が進められている。比較的早期の研究として、Ulubasoglu and Hazari

(2004)は 1980 年から 1990 年の世界 89 カ国の国別のアウトバウンドの旅行者数を用いた ランクサイズ回帰を行った。線形回帰ではうまく説明されず、スプライン回帰によるノンパラメトリックな分析が適用されている。また、その土地ごとの根源的な魅力に着目する locational fundamentals theory に依拠して、クラスターができることを仮定し、順位が近い地域をひとまとめしてランクサイズ回帰を行った。しかし、そこでも非線形モデルが適切であることを示している。 Davis and Weinstein (2002)は都市の成長について、サイズ分布がジップ法則に従う場合に、その解釈として成長率がランダムであるという random growth theory と順位の高低と土地固有の資質を考慮する locational fundamentals theory との関係を議論している。

Provnzano (2014)は 2004 年から 2009 年の 6 年間のドイツとイタリアの国内の目的地ごとの旅行者数を用いて、ある一定以上の旅行者数を有する目的地についてべき法則が成立するという仮定して規模分布の分析を行っている。彼は、その閾値をコルモゴロフ=スミルノフ検定によって定め、tail index の値を最尤推定し、どちらの国に関してもまたどの年においても、約 2.5 という点推定値を得ている。Provenzano は密度関数の意味における tail index の推定を行っているため、ジップ法則のパレート指数の意味では、それから1を減じた約 1.5 となる。Balckwell, et. al (2011)は、 Gabaix and Ibragimov (2011)のバイアス除去の方法を用いて、全世界、アメリカ、日本それぞれについて、地域別のインバウンド、アウトバウンドの旅行者数のデータでランクサイズ回帰を行った。結果は、ある程度の規模の旅行者を有する地域ではサイズの地域分布はべき法則に従うとしている。

Guo, Zhang and Zhang (2016)は、データを更新して 1999 年から 2011 年の中国の都市への国内旅行者、インバウンド旅行者数のデータを用いて、ジップ法則を検証し、更に動学的分析のために Batty(2006)のランククロック分析を行った。そこでは、国内旅行者に関するパレート指数がインバウンド旅行者のパレート指数よりも小さいことが示された。他にも、Bowden (2003)、Wen and Sinha (2009), Yang and Wong (2013)、Zhang et.al. (2011)、Zhong et.al.(2011)などが中国の旅行者数に関する分析を行っている。

ランクサイズ回帰ではないが、関連した観光客数の分析を行った文献がいくつかある。 Miguens and Mendes (2008)はネットワークモデルを用いて、国レベルのインバウンド旅行者のデータを分析し、べき法則を発見している。 Yang and Wang (2014)は 2000 年から 2009 年の中国の各都市のインバウンド旅行者数を用いて、時空間統計解析における Moran の空間相関係数などの初等的な統計量を援用しつつ、正の空間相関やクラスターを発見している。

本節では、研究の目的と関連する先行研究について議論した。次節は、実証分析で用いる方法についての紹介を行い、3節では、実証研究で用いる「宿泊旅行統計調査」の概要と記述統計により、分析対象について理解を深める。4節では、ランクサイズ回帰、ランククロック、ジブラ回帰の結果を示すとともに議論し、5節で結論と政策への貢献について述べる。

2. ランクサイズルール、ジップ法則、ジブラ法則について

前節でも述べたように、都市規模や企業規模などにおいて、ランクサイズルールやジップ法 則といった規則性が成り立つことがよく知られている。これらは、互いにほぼ同じ現象を別 の表現で表したものと理解できる。なぜなら、もし都市の人口規模でランクサイズルールが 成り立っていれば、近似的に1番大きな都市はの人口規模(サイズ)は、

$$\log X_{(1)} = a - \log 1 = a \cdots (1)$$

i番目の都市の人口規模は

$$\log X_{(i)} = a - \log i \cdots (2)$$

と表せる。式(1)と(2)を指数変換すると以下が得られる。

$$X_{(1)} = \exp(a)$$
, $X_{(i)} = \exp(a)/i \cdots (3)$

式(3)より、

$$X_{(i)} = X_{(1)}/i \cdots (4)$$

が得られ、ランクサイズルーツが成り立つとき、ジップ法則が成り立つことがわかる。逆も明らかなので、ジップ法則とランクサイズルールは同じ状況を表すことがわかる。また、このような性質は、元の標本 $\{X_1,...,X_n\}$ が独立で同一分布に従う指数が1のパレート分布

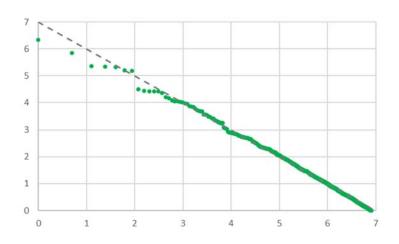
$$F(x) = 1 - \frac{1}{x}$$
, $f(x) = \frac{1}{x^2} \cdots (5)$

の場合に成立することが知られており、ランクサイズ回帰の統計的性質は例えば Gabaix and Ibragimov (2011)や Nishiyama, Osada and Sato (2009)によって調べられている。

このような経験則が成立する経済学的背景を探るために、Gabaix (1999)は都市成長の動学モデルからスタートし、都市成長率が規模に関わらず独立で同一分布に従うときに、初期分布によらず、少なくとも定常分布の右裾は、指数が 1 のパレート分布と同様になることを示した。他方、このようなランダムな成長メカニズムは Gibrat (1931)によって考察されており、ジブラ法則と呼ばれている。ジブラ法則が成り立つ下では、規模は近似的に対数正規分布に従うことが知られている。また、対数正規分布に従う無作為標本から一定値以上の観測値を取り出し、サイズの対数値をランクの対数値に対してプロットすると、ランクサイズルールと同じく傾きがマイナスの直線でよく近似されることが知られている。

ここでは、シミュレーションにおいてパレート分布から発生させた無作為標本と対数正規 分布で発生させた無作為標本についてその挙動を比較する。図 2 は式(5)の指数が 1 のパレ ート分布からサンプルサイズ 1000 の無作為標本を発生させてサイズの対数値とランクの対数値の散布図を描いたものである。図の左端が分布の右裾の大きい値に対応し、右に行くほど分布の左裾にある小さい値のプロットになる。大きい値では若干ばらつくものの、ほぼ傾きが-1の直線であることが見て取れる。

図 2 パレートの図: Y軸は $\log(サイズ)$ 、X軸は $\log(ランク)$ 、点線は傾き-1 の直線



他方、図3と4は対数正規分布

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma x} \exp\left(-\frac{(\log x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right) \cdots (6)$$

から得たサンプルサイズ 1000 の無作為標本に対して図 1 と同じ散布図を描いたものである。図 3 の(a)は μ = 0, σ^2 = 1の場合、(b)は μ = 0 , σ^2 = 6.25、(c)は μ = 0 , σ^2 = 16の場合である。いずれの場合も図の左端から真ん中にかけてはおよそ直線的であるが、右端の方は急激に落ちており、図 2 のパレート分布の図と大きく異なることがわかる。

図 4 は、図 3 で用いた無作為標本のうち(a)、(b)、(c)それぞれについて上位 100 個の観測値を取り出して描いた散布図である。(a)、(b)、(c)いずれもほぼ直線的になっており、傾きは約-0.42、-1.05、-1.68 と分散が大きくなる程、傾きが急になっている。これにより、対数正規分布から得られた無作為標本についても、順位がある程度以上の観測値のみに着目すると、直線になることが見て取れた。さらに、(b)の $\mu=0$, $\sigma^2=6.25$ のとき、傾きが-1に近くなり、ジップ法則、ランクサイズルールと同等の性質が成り立つことが見て取れる。

図 3 対数正規の図(上位 1000 位): Y 軸は $\log(サイズ)$ 、X 軸は $\log(ランク)$ (a)lognormal(0,1)、(b)lognormal(0,6.25)、 (c)lognormal(0,16)

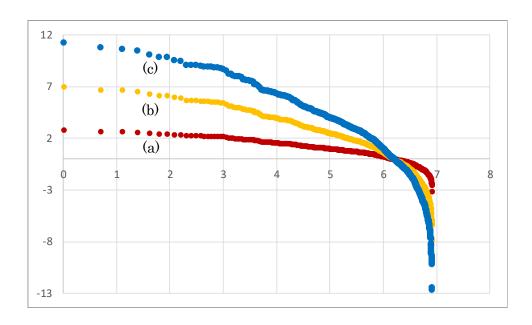
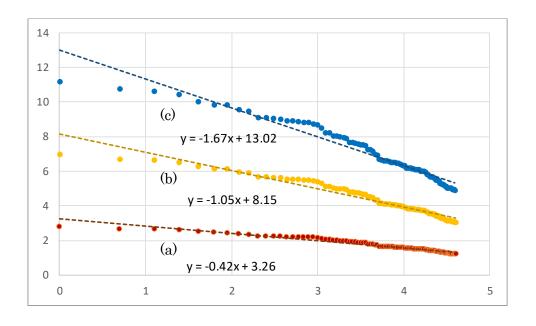


図 4 対数正規の図(上位 100 位): Y 軸は log(サイズ)、X 軸は log(ランク) (a)lognormal(0,1) 、(b)lognormal(0,6.25)、 (c)lognormal(0,16)



従って、ランダムな成長がもたらす動学メカニズムにおいて、定常状態に達した際に、その成長率の期待値や分散がある程度の値であれば、少なくとも分布の右裾の順位が大きいデータ(散布図の左側)に関してはジブラ法則の帰結としてランクサイズルール、ジップ法則と同様の振る舞いをすることが分かる。なお、 μ を変えても傾きは大きく変化せず、対数正規分布のパラメータ σ^2 の値がランクサイズ回帰の傾きに大きな影響を与えていることがわかる。

以上から、全サンプルではランクサイズルールやジップ法則が成り立っていないが、大きい値に関してのみそれらが成り立っているときは、ランダムな成長の結果である可能性がある。Ioannides and Overman (2003)は、都市規模の成長がランダムか否かをノンパラメトリック回帰の手法を用いて調べている。ランダムである場合は線形過程になるために定常性の条件やその確認は簡単である。しかし、もしランダムでなく、成長率が過去の規模に依存しているときは、非線形過程になり、依存の仕方によっても全く異なった振る舞いをもっために、定常性の確認や定常分布の導出は難しくなる。この方向の研究は本稿の目的を超えるのでこれ以上触れないが、丁寧に検証すべき課題である。

3. データについて

本稿で使用するデータは観光庁の「宿泊旅行統計調査」の個票情報である。観光庁によるとこの調査は、わが国の宿泊旅行の全国規模の実態等を把握し、観光行政の基礎資料とする目的で作成されている。調査客体は宿泊施設であり、全国のホテル、旅館、簡易宿所、会社・団体の宿泊所などが対象となる。これらに対し、毎月の延べ・実宿泊者数及び外国人延べ・実宿泊者数、延べ宿泊者数の居住地別内訳(県内、県外の別)、各月の外国人延べ宿泊者数の国籍別内訳に加え、宿泊施設の種類、従業者数、部屋数等を調査している。平成22年(2010年)度第2四半期以降は、従業者数10人以上の事業所については、全数調査、従業者数5人~9人の事業所は1/3を無作為に抽出してサンプル調査、従業者数0人~4人の事業所は1/9を無作為に抽出してサンプル調査している。平成29年のわが国の宿泊施設数は5万件を超え、そのうち調査対象は従業者10人以上が11,551件、10人未満が6,069件であり、有効回収率がそれぞれ66.3%、46.2%である(平成29年12月)。

本稿では、平成 23 年(2011 年)1 月から平成 29 年(2017 年)12 月の 7 年間(84 ヶ月)を分析対象とする。使用する調査項目は、外国人旅行者の延べ宿泊者数と日本人旅行者の延べ宿泊者数である。延べ宿泊客数とは、延べ旅行者数に各々の宿泊数を掛けたものである。複数泊する客が多い宿泊施設の実績を過小評価することを避けるのが目的である1。

_

¹ 訪日外国人の入国者数を調べるには、法務省入国管理局の「出入国管理統計」で各港、空港の入国者数やその国籍の把握が可能である。本稿では訪日外国人の旅行先の分布に関心があるため、「宿泊旅行統計調査」を用いてより詳細な地域分析と少なくとも滞在費を支出した場所を旅行者の行き先として採用している。

本稿では、訪日旅行と邦人旅行の延べ宿泊者数の地域分布についてジップ法則及びジブラ 法則が成り立つかを観察することが目的である。そのため、自治体番号を用いて都道府県、 市町区村(区については東京都の特別区のみ識別)ごとに延べ宿泊客数を集計したデータを 用いる。表1は、使用したデータの記述統計である。例えば、2017年は、791市、23区、 744 町、183 村の 1741 市区町村が存在するが、表内の市区町村数は、自治体に宿泊施設が 存在し、調査対象となり、調査に回答し、外国人か日本人が 1 年間に 1 人以上宿泊した市 区町村数である。訪日旅行については、2011年の1153市区町村から2017年の1274市区 町村と 121 市区町村増加している。一方、邦人旅行については、ほぼ一定でわずかながら 減少している。2011 年においては、訪日旅行者の延べ宿泊者数は全体(訪日旅行者+邦人 旅行者) に占める割合は5%であったが、2017年には17%と3倍以上になっている。訪日 旅行者と邦人旅行者の延べ宿泊者数の期間中の年平均成長率(Compound Annual Growth Rate、CAGR) を計算すると、訪日旅行者は約 25.2%、邦人旅行者は 0.11%と邦人旅行者 のサイズが安定的なのに対して、訪日旅行者の平均成長率が非常に高いのがわかる。わが国 は現在、史上初のインバウンドブームを迎えている。図 5 は本稿の使用した観測値で集計 した訪日旅行、邦人旅行の延べ宿泊者数である。外国人旅行者については2014年と2015 年の間にジャンプがあり、傾きは保ちながら上方シフトしている。2015 年は 2012 年頃か ら始まったアジア地域へのビザ緩和が進み、中国人旅行者への数次ビザ緩和があった年で ある。インバウンドブームがいつ始まったのかについてはもう少し後に、構造変化検定など を行って検証されるのが望ましいが、現状では2015年がインバウンドブームの開始だと判 断できるだろう。

表 1 延べ宿泊客数の記述統計

市区町村別の訪日旅行の延べ宿泊客数の記述統計								
年	平均值	中央値	標準偏差	最小値	最大値	市区町村数		
2011	10837.3	315	69537.3	1	1325926	1153		
2012	15111.1	392	96538.9	1	1717392	1151		
2013	19078.0	400	126907.9	1	2505446	1176		
2014	23381.8	408	154163.1	1	3168510	1215		
2015	32514.1	671	200000.2	1	4362415	1256		
2016	34741.7	699	224275.9	1	5324790	1278		
2017	37708.0	668	251192.5	1	5833257	1274		
	市区	町村別の邦	人旅行の延べ宿	泊客数の記	述統計			
年	平均值	中央値	標準偏差	最小値	最大値	市区町村数		
2011	162568.9	27638	548782.1	9	11084766	1439		
2012	175187.5	28878	585073.7	2	10913949	1411		
2013	177959.8	28693	599247.6	3	10947340	1402		
2014	167110.7	26634	563228.5	18	10832294	1435		
2015	172159.7	28119	568072.6	1	10457125	1430		
2016	173557.9	28403	574783.3	2	11030072	1430		
2017	163967.5	25737	562274.6	3	10762886	1436		



図5 訪日旅行、邦人旅行の延べ宿泊者数の推移

先行研究の多くで観光客という用語を用いるが、通常、ある地域に流入する個人が仕事、観 光、移動のどの理由で立ち寄ったかの識別するのは困難である。「宿泊旅行統計調査」では、 各施設の1ヶ月の総宿泊客に対して、観光・リクリエーションとビジネス利用の比率をたず ねているので、各施設について大まかに滞在が観光かビジネスかを観察することができる2。 本稿では、訪日旅行、邦人旅行の比較をするため、この調査項目は使用していない。そこで、 居住している地域からの移動に対応する言葉として旅行者という言葉を使っている。また、 日帰りの旅行や移動などの滞在客は含まれていないことにも注意されたい。しかし、この点 を考慮したとしても、「宿泊旅行統計調査」はわが国で最も詳細で最も規模の大きい宿泊業 に関する調査である。この調査の個票データを用いた先行研究は大変稀少で、Morikawa (2017)、Morikawa (2018) がある。Morikawa (2017)では、2011 年から 2015 年の各年の 第1四半期のデータで、宿泊施設の数量ベースの全要素生産性 (TFPQ)を計測し、観測され た TFPQ を宿泊施設タイプ別、外国人、日本人宿泊客に区別してその分布の比較を行い、 外国人宿泊客の量の変動が宿泊施設の生産性に与える影響について議論している。 Morikawa (2018)では、2013 年から 2016 年の外国人宿泊客の出発国、邦人旅行客の居住 都道府県の情報を使用して、宿泊施設レベルのデータを用いたグラビティモデルの推計を 行い、距離や国境が外国人旅行者へ与える影響について観察している。

本稿では、同調査の宿泊施設のデータを市区町村単位に集計し、2011 年から 2017 年の期間に渡って、訪日旅行、邦人旅行の延べ宿泊者数の地域分布とその成長率について包括的に分析する初めての実証研究である。

² 本来ならビジネス利用の客を含まないのが望ましいが、この比率は施設に対しての質問項目であり、訪日外国人と日本人旅行者のそれぞれの比率はわからないため使用していない。

4. 実証結果

ここでは、まず、各市区町村への訪日旅行客と邦人旅行客の延べ宿泊者数について、ランクサイズ回帰でパレート性及びジップ法則が成立しているかを調べる。次に、滞在先としての魅力を表す順位のダイナミクスを観察するためにランククロックという手法を用いて、順位の変動パターンを視覚化し、更に成長率がジブラ法則に従うかを確認する。これにより、各市区町村の延べ宿泊者数の成長率がその初期の規模と関係があるかどうかを観察し、今後のわが国の旅行市場の動向の示唆を得る。

4.1 ランクサイズ回帰の結果

2 節で述べたように、ランクサイズ回帰でサイズの対数値に対してランクの対数値の回帰係数が-1になることと、大きい順に市区町村を並べたときに、k番目の地域の延べ宿泊者数が 1位の都市のサイズの 1/kの大きさになるジップ法則は表裏一体である。ここでは、訪日旅行客、邦人旅行客の両方について、上位 100位、上位 400位、上位 700位、全市区町村の延べ宿泊者数の対数値とその順位の対数値の散布図を観察する。

図 6 の(a)は訪日旅行客について、上位 100 位までの各地域の延べ宿泊者数のサイズの対数値とランクの対数値の散布図である。直線はランクサイズ回帰の予測値である。2011 年から順に上方にシフトして、おおむね直線に分布しており、ジップ法則が成り立っているように見える。(b)の上位 400 位までの市区町村もほぼ直線に見える。一方、(c)の上位 700 位までの市区町村では、散布図の右側の旅行客が少ない地域が緩やかにだが曲線に分布している。そのため、(a)、(b)と比較して、図の左側の旅行客が多く訪れている地域の直線の当てはまりが悪くなっている。(d)は全市区町村の散布図だが、ランクが低い市区町村が密集し急速に下向きにカーブしており、ランクが高い地域の当てはまりが(c)よりさらに悪くなっている。全地域の散布図に関しては、パレート分布でないことがわかる。(a)~(d)に共通で、2011 年から順に上位にシフトしており、毎年延べ宿泊者数の規模が成長していることがわかる。

図 6 訪日旅行の延べ宿泊者数のランクーサイズプロット:2011 年-2017 年
(a) 上位 100 位、(b)上位 400 位、(c)上位 700 位、(d)全市区町村
直線はランクサイズ回帰の予測値

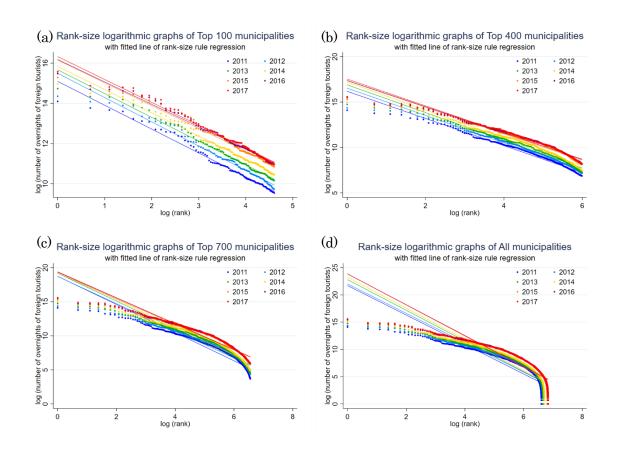


図 7 は日本人旅行客の延べ宿泊者数の対数値とそのランクの対数値の散布図である。直線はランクサイズ回帰の予測値である。図 6 の外国人旅行客の結果と比較して各年の結果が類似しており、国内を旅行する日本人旅行客数は期間中ほとんど変動していないことがわかる。(a)は、上位 100 位までの各地域の邦人旅行客の延べ宿泊者数のサイズの対数値とランクの対数値の散布図である。グラフ左側のサイズが大きい地域は若干ばらつくものの、おおむね直線に分布しており、パレート分布に従っているように見える。(b)の上位 400 位までの市区町村もほぼ直線に見える。一方、(c)の上位 700 位までの市区町村では、散布図の右側の旅行客が少ない地域が緩やかにだが曲線に分布している。そのため、(a)、(b)と比較して、図の左側の旅行客が多く訪れている地域の直線の当てはまりが悪くなっている。(d)は全市区町村の散布図だが、ランクが低い市区町村が密集し急速に垂直にカーブしており、ランクが高い地域の当てはまりが(c)よりさらに悪くなっている。全地域の散布図に関しては、パレート分布でないことがわかる。

図 7 国内旅行の延べ宿泊者数のランクーサイズプロット: 2011 年-2017 年 (a) 上位 100 位、(b)上位 400 位、(c)上位 700 位、(d)全市区町村 直線はランクサイズ回帰の予測値

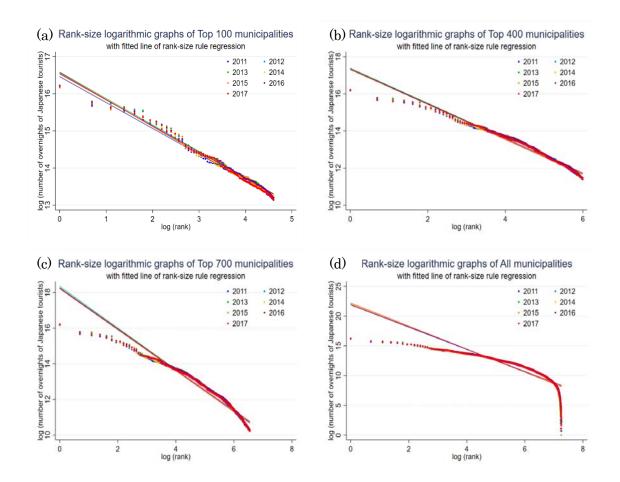


図 6、7 によって、訪日、邦人旅行客ともに上位 100 位、400 位ではサイズとランクが直線に分布し、それ以上では右側の非線形性が観察された。これは、Reed (2001)、Ioannides and Overman (2003)など多くの先行研究で指摘されている点と矛盾しない。

次に、訪日旅行客と邦人旅行客の各地域への滞在客数がジップ法則に従うか否かを、ランクサイズ回帰の推定結果で確認する。もしも、旅行客の各地域への滞在客数がパレート分布に従うならば、

$$Size_r = \frac{Size_1}{r^{\alpha}} \cdots (6)$$

と表せる。 $Size_r$ は各地域を旅行客の滞在客数の順に並べたときのr番目の地域の旅行客数で、この式は旅行客が最も多い地域のサイズと、r番目の地域の旅行者数との関係を示している。 α は分布のパラメータで、パレート指数と呼ばれる、 $\alpha=1$ のとき、ジップ法則に従う。(6)

式の両辺の対数をとると、

$$\log(Size_r) = \log(Size_1) - \alpha\log(r)\cdots(7)$$

と表せ(7)式に誤差項を加えた(8)式に対して回帰を行うことが、ランクサイズ回帰である。

$$\log(Size_r) = \log(Size_1) - \alpha\log(r) + \varepsilon_r \cdots (8)$$

表 2 は各市区町村の訪日旅行の延べ宿泊者数の対数が被説明変数、順位の対数が説明変数 のランクサイズ回帰の結果である。上位 100 位までの推定結果では、2011 年のパレート指 数 1.188 から 2017 年の 1.139 と減少している。2 節で述べたように、パレート指数が 1 の とき、ランクサイズ回帰の当てはまりがよく、サイズの分布はジップ法則にも従う。パレー ト指数が1という条件に非常に近い結果となった。また、決定係数は全ての年について0.97 以上と非常に高く線型モデルの当てはまりが良いことを意味する。よって、上位 100 位ま での、訪日旅行の滞在客数については、ジップ法則が成り立っていると言える。400 位まで の市区町村についての推定結果は全ての年でパレート指数が 1.4 より大きくなった。決定係 数は 0.96 以上と高くパレート性は保持していると言える。上位 100 位までの結果よりもパ レート指数が大きいことは、傾きが急になることを表し、上位の地域と下位の地域の差が大 きくなること意味する。上位 700 位までの市区町村の結果はさらにパレート指数が 1.8 以 上と大きくなっている。全市区町村の結果では、パレート指数が3に近くなっている。これ は、図 6(d)にあるように、ごく少数の旅行客が滞在する地域が多数存在することにより、傾 きが急になっていることを示す。また決定係数は $0.752\sim0.785$ であり、この点も図6(d)の 非線形性があることと矛盾しない。以上より、上位 100 位に限れば、ジップ法則に従って いると言える。しかし、全市区町村に関してはパレート指数が1を大きく超えており、ジッ プ法則が成立しているとは言えず、決定係数の低下と図 6(d)が表す非線形性により、パレー ト分布に従っているとも言い難い結果となっている。

表 2 訪日旅行の延べ宿泊者数のランクサイズ回帰:2011 年-2017 年 (上位 100、400、700、全市区町村)

上位100位	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
α	-1.188***	-1.208***	-1.183***	-1.156***	-1.134***	-1.115***	-1.139***
(SE)	(0.0489)	(0.0557)	(0.0461)	(0.0451)	(0.0477)	(0.0419)	(0.0429)
Constant	15.10***	15.50***	15.67***	15.84***	16.16***	16.18***	16.33***
(SE)	(0.192)	(0.217)	(0.180)	(0.177)	(0.187)	(0.164)	(0.168)
R2	0.980	0.976	0.984	0.981	0.976	0.982	0.982
Obs.	100	100	100	100	100	100	100
上位400位	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
α	-1.493***	-1.502***	-1.526***	-1.537***	-1.459***	-1.444***	-1.476***
(SE)	(0.0345)	(0.0355)	(0.0368)	(0.0396)	(0.0381)	(0.0361)	(0.0364)
Constant	16.18***	16.53***	16.89***	17.20***	17.34***	17.37***	17.53***
(SE)	(0.180)	(0.185)	(0.191)	(0.205)	(0.197)	(0.187)	(0.188)
R2	0.975	0.978	0.968	0.964	0.960	0.963	0.966
Obs.	411	406	407	400	400	402	402
上位700位	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
α	-2.065***	-1.995***	-2.044***	-2.031***	-1.874***	-1.894***	-1.902***
(SE)	(0.0562)	(0.0520)	(0.0550)	(0.0553)	(0.0507)	(0.0514)	(0.0499)
Constant	18.72***	18.70***	19.17***	19.36***	19.16***	19.33***	19.38***
(SE)	(0.327)	(0.301)	(0.319)	(0.320)	(0.291)	(0.296)	(0.287)
R2	0.892	0.911	0.910	0.916	0.921	0.918	0.925
Obs.	839	796	787	761	718	731	726
全市区町村	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
α	-2.701***	-2.695***	-2.808***	-2.850***	-2.851***	-2.827***	-2.821***
(SE)	(0.0873)	(0.0853)	(0.0903)	(0.0909)	(0.0911)	(0.0890)	(0.0866)
Constant	21.71***	22.01***	22.79***	23.25***	23.85***	23.83***	23.82***
(SE)	(0.526)	(0.515)	(0.548)	(0.555)	(0.562)	(0.551)	(0.536)
R2	0.752	0.763	0.767	0.769	0.763	0.773	0.785
Obs.	1,153	1,151	1,176	1,215	1,256	1,278	1,274

括弧の中はロバスト標準誤差である。

表 3 は各市区町村の邦人旅行の延べ宿泊者数の対数が被説明変数、順位の対数が説明変数のランクサイズ回帰の結果である。上位 100 位までの推定結果では、2011 年のパレート指数は 0.697、2017 年は 0.727 であった。訪日旅行の上位 100 位の結果と比較すると、パレート指数が小さくなっている。日本人による国内旅行の方が回帰直線の傾きが緩やかであり、外国人旅行客と比較して滞在客数に地域差が少ないことを意味する。これは外国人旅行客の方が行き先が集中しており、日本人の旅行の理由は観光、出張、友人知人との会合、帰省など多岐に渡っていることにより多様性があるからと考えられる(Guo, Zhang and Zhang (2016)の中国の結果とも同じであった)。決定係数は期間を通じて 0.986 以上で非常に高い線形性が観察された。400 位までの市区町村についての推定結果は、パレート指数が 0.927 以上と 1 に近く、決定係数も 0.967 以上と高かった。上位 700 位までの推定結果も、パレート指数が 1.14~1.15 と 1 に近く、決定係数も 0.96 以上と期間を通じて高い。邦人旅

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

行客については、推定結果からはジップ法則に従っていると判断できる。しかし、上位 700 位については、図 7(c)からグラフの左側は緩やかながら非線形性が確認され、上位の地域の当てはまりも上位 100 位、上位 400 位までと比較して悪くなっている点に注意が必要である。全市区町村を用いた推定結果は、パレート指数が 2 に近い結果となっており、1 より大きいため、ジップ法則が成り立っていない。また決定係数は 0.752~0.785 であり、この点も図 7(d)の非線形性があることと矛盾しない。訪日旅行の全市区町村のパレート指数が 3 に近かったのに対して、邦人旅行客の指数は 2 以下であった。このことは、邦人旅行客の地域間の延べ滞在客数の差が訪日旅行客よりも緩やかなことを意味する。図 6 と図 7 の比較でも確認されたが、各年のパレート指数の値は、邦人旅行の結果の方がばらつきが小さかった。これは、邦人旅行客のサイズ分布の挙動が安定的であることを意味する。

表 3 日本人の国内旅行の延べ宿泊者数のランクサイズ回帰:2011年-2017年 (上位 100、400、700、全市区町村)

上位100位	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
α	-0.697***	-0.709***	-0.713***	-0.696***	-0.707***	-0.700***	-0.727***
(SE)	(0.0167)	(0.0208)	(0.0219)	(0.0167)	(0.0214)	(0.0187)	(0.0221)
Constant	16.46***	16.55***	16.59***	16.48***	16.54***	16.53***	16.57***
(SE)	(0.0654)	(0.0817)	(0.0859)	(0.0663)	(0.0842)	(0.0733)	(0.0866)
R2	0.989	0.988	0.986	0.990	0.986	0.988	0.988
Obs.	100	100	100	100	100	100	100
上位400位	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
α	-0.943***	-0.942***	-0.945***	-0.935***	-0.927***	-0.933***	-0.945***
(SE)	(0.0219)	(0.0219)	(0.0217)	(0.0210)	(0.0212)	(0.0214)	(0.0212)
Constant	17.32***	17.37***	17.39***	17.31***	17.30***	17.33***	17.32***
(SE)	(0.114)	(0.114)	(0.113)	(0.109)	(0.110)	(0.111)	(0.110)
R2	0.967	0.971	0.974	0.971	0.974	0.973	0.977
Obs.	400	400	401	400	400	401	400
上位700位	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
α	-1.155***	-1.152***	-1.166***	-1.144***	-1.141***	-1.141***	-1.149***
(SE)	(0.0279)	(0.0276)	(0.0281)	(0.0271)	(0.0274)	(0.0273)	(0.0268)
Constant	18.24***	18.28***	18.34***	18.22***	18.23***	18.24***	18.21***
(SE)	(0 (0)						
()	(0.160)	(0.158)	(0.161)	(0.156)	(0.157)	(0.156)	(0.153)
R2	0.160)	(0.158) 0.945	(0.161) 0.943	(0.156) 0.944	(0.157) 0.944	(0.156) 0.944	(0.153) 0.948
					, ,		
R2 Obs.	0.944 702	0.945 702	0.943 702	0.944	0.944 700	0.944 701	0.948 701
R2	0.944	0.945	0.943	0.944	0.944	0.944	0.948
R2 Obs.	0.944 702	0.945 702	0.943 702	0.944 700	0.944 700 2015	0.944 701	0.948 701
R2 Obs. 全市区町村	0.944 702 2011	0.945 702 2012	0.943 702 2013 -1.883*** (0.0560)	0.944 700 2014	0.944 700 2015	0.944 701 2016	0.948 701 2017 -1.937*** (0.0581)
R2 Obs. 全市区町村	0.944 702 2011 -1.875***	0.945 702 2012 -1.870***	0.943 702 2013 -1.883***	0.944 700 2014 -1.902***	0.944 700 2015 -1.883***	0.944 701 2016 -1.863***	0.948 701 2017 -1.937***
R2 Obs. 全市区町村 α (SE)	0.944 702 2011 -1.875*** (0.0545)	0.945 702 2012 -1.870*** (0.0552)	0.943 702 2013 -1.883*** (0.0560)	0.944 700 2014 -1.902*** (0.0563)	0.944 700 2015 -1.883*** (0.0560)	0.944 701 2016 -1.863*** (0.0548)	0.948 701 2017 -1.937*** (0.0581)
R2 Obs. 全市区町村 α (SE) Constant	0.944 702 2011 -1.875*** (0.0545) 21.88***	0.945 702 2012 -1.870*** (0.0552) 21.90***	0.943 702 2013 -1.883*** (0.0560) 21.97***	0.944 700 2014 -1.902*** (0.0563) 22.05***	0.944 700 2015 -1.883*** (0.0560) 21.98***	0.944 701 2016 -1.863*** (0.0548) 21.89***	0.948 701 2017 -1.937*** (0.0581) 22.20***

括弧の中はロバスト標準誤差である。

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

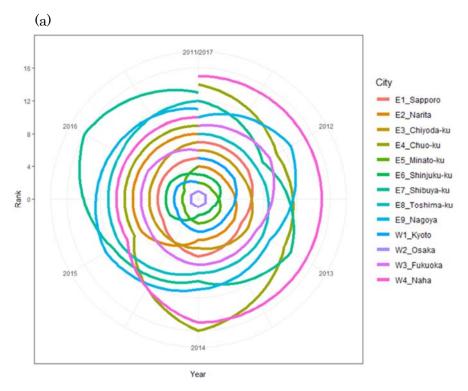
4.2 サイズ分布のダイナミクスの観察:ランククロック分析

ジップ法則では、基本的にクロスセクションデータでの回帰を行うために、動学的な変化を見ることはない。しかし、学術的視点のみならず政策的な視点からも、旅行客数がどのような時系列変動の特徴を有するかを調べることは有用である。そのために、Batty (2006)により提案された、ランククロック (Rank Clocks)と呼ばれる手法を用いて順位が時系列的にどのように、またどの程度変化しているかを視覚的に調べる。ここでは、都道府県に集計したものと市区町村のものの両方を掲載する。原則的には市区町村レベルのデータの方が詳細で、より豊富な情報を有していると考えられる。ところが、金融データの高頻度分析において明らかにされたように、秒単位の高頻度の売買データを用いるより 10 分間隔等の頻度の荒いデータを使った方が、例えばリターンの変動を表すボラティリティなどの分析には有効である。これは、すべての取引データを使うとマーケットマイクロストラクチャーノイズと呼ばれるノイズの積み重ねが分析に悪影響をもたらすからである。それと同様の問題が都道府県データとそれを細分化した市町村データにもあてはまる。そのため、より頻度の荒い都道府県データを用いるほうが、細かいノイズの平滑化が行われて、安定した結果を導くことになる。

図8は、市区町村データを用いて、訪日旅行の延べ宿泊者数、邦人旅行の延べ宿泊者数のそれぞれの上位10位の市区町村の2011年から2017年の順位の変動をランククロックの手法で描いたものである。地域名の前についているEは東日本、Wは西日本を表している。2011年の順位が時計の12時の位置にあり、時計回りに1年ごとの順位が進む。最終年の2017年の順位も時計の12時の位置に配置される。縦軸は順位の値を表している。中心が1位を表し同心円の外側に向かって順位が下がっていく。もしも、全ての年で各市区町村の順位が一定であったら、地域の数は10で、円は同心円状に描かれる。(a)の訪日旅行客についての結果をみると、期間中上位10位になった地域は13地域であった。1位の市区町村は大阪市であり、期間を通じて1位だったので、円が描かれていない。円の中心も外側も交差しており、順位が変動している。また12時の位置で2011年と2017年を比較すると色が変っており、順位の変動が観察される。一方、(b)の邦人旅行客については、期間中の上位10位の構成に変化がなかった。2011年と2017年に色の変化はあるものの(a)と比較して交差は少なく、滞在先の順位が安定していることがわかる。なお、1位の市区町村は訪日旅行客と同じく大阪市で、期間を通じて1位であった。

次に、都道府県に集計し47都道府県全てについてランククロックを描画した。図9は訪日旅行客の滞在地の順位で、図10は邦人旅行客についてである。両図を比較すると、図9は中心も外側に向かっても線が交差していることがわかる。これは都道府県の順位が期間中に全体的に変動していることを意味する。また12時の位置で2011年と2017年の色の変化を見ても、その変化が大きいことがわかる。一方、図10についてはいくつかの交差は見えるものの、順位が低いところでも交差が少なく、概ね順位が安定していることがわかる。

図 8 延べ宿泊者数の市区町村上位 10 位の推移(ランククロック): 2011 年-2017 年 (a) 訪日旅行の延べ宿泊者数、(b)日本人の国内旅行の延べ宿泊者数



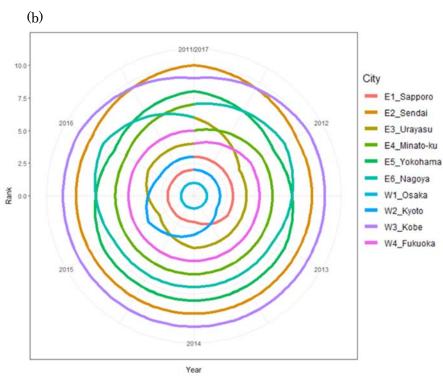


図 9 訪日旅行の延べ宿泊者数の都道府県ランキングの推移(ランククロック) 2011 年 - 2017 年

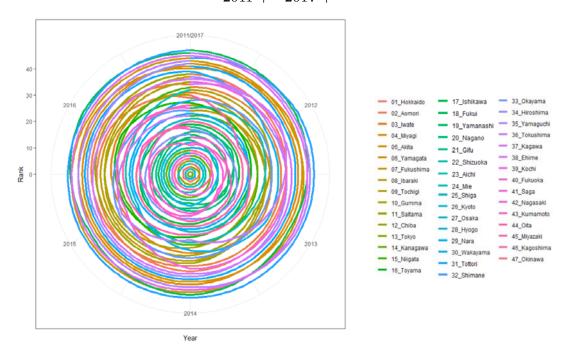
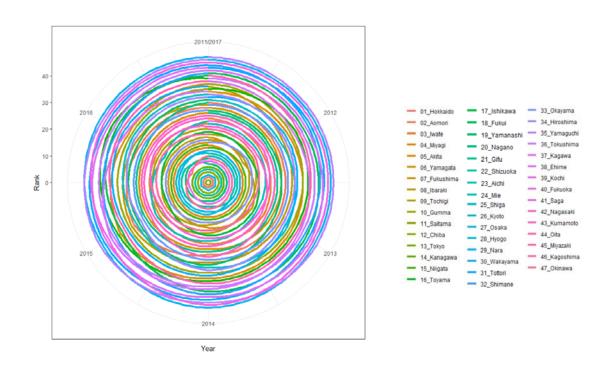


図 10 国内旅行の延べ宿泊者数の都道府県ランキングの推移(ランククロック) 2011 年 - 2017 年



実際、各都道府県のランキングの時間方向への分散を(9)式で計算し、その平均値を(10)式で計算すると、訪日旅行客は5.87、日本人旅行客は1.49であり、訪日旅行客のランキング変動が4倍近く大きいことがわかった。また、前年から順位が変った都道府県をカウントすると訪日旅行客は197、日本人旅行客は155であった。

$$Var_{(i)} = \sum_{t=2011}^{2017} (r_{it} - \bar{r})^2, i = 1, \dots, 47 \dots (9)$$
$$Var = \sum_{i=1}^{47} Var_{(i)} / 47 \dots (10)$$

4.3 ジブラ法則に基づくサイズの成長率についての分析

4.1節でクロスセクション方向に訪日旅行、邦人旅行の国内の滞在先のサイズ分布がジップ 法則に従うのか、4.2節で順位の動的変化をランククロックにて観察し、両者の比較を行った。ランクサイズ回帰の結果では、訪日旅行、邦人旅行とも全市区町村を対象とした場合にはジップ法則に従っているとも、またパレート分布であるという仮説も成立しない結果となった。ある程度の規模を持つ地域に限り、ジップ法則やパレート性が観察されるという結果である。また、日本人旅行者の滞在先の方が多岐に渡ることもわかった。次にランククロックによる、旅行者の滞在先の選択に関しては、日本人旅行者の旅行規模や滞在先の順位は年を通じて安定的であった。本小節では延べ宿泊者数の成長率を分析対象とし、いかなる初期状態から始まっても、各個体の成長率が独立で同一分布に従うジブラ法則が成立するかを調べる。Gabaix(1999)はこの動学モデルが正しい時には、その定常分布が、少なくとも分布の右裾においてはパレート分布になることを示した。また、もし成長率が過去の水準に依存するなら、パレート指数がその水準に依存する形の分布で表現されることを示した。ジブラ法則が成り立つ下では、規模は近似的に対数正規分布に従うことが示される(図3参照)。そこで、ここでは、(11)式の回帰分析を行う。

$$\frac{S_{t,i} - S_{t,i-1}}{S_{t,i-1}} = c + \beta \ln S_{t,i-1} + u_{t,i} \cdots (11)$$

初期サイズの係数 β が非有意のとき、サイズの分布は対数正規分布に従い、成長率についてジブラ法則が成り立つ。表 4 は都道府県データについての訪日旅行者、邦人旅行者のジブラ回帰の推定結果である。市区町村データを用いた結果は Appendix に掲載してある。訪日旅行客については、2011 年から 2014 年までは β が非有意であり、ジブラ法則が成り立っている。しかし 2015 年以降は β は負値で有意な結果となっている。邦人旅行客については、2015 年以外は全て β は非有意となった。結果より、邦人旅行客については、ほぼジブラ法

則が成立し、延べ宿泊者数の成長率がランダムであり、サイズの分布が近似的に対数正規分布に従う。一方で、近年の訪日旅行客については、βは負値で有意である。これは初期状態のサイズが大きい都道府県は成長率が鈍化し、サイズが小さい都道府県は成長率が高いことを意味する。現状、訪日旅行客が少ない都道府県は今後その規模が大きくなり、やがて成長率が定常状態に収束することを意味する。

訪日旅	行者	2012	2013	2014	2015	2016	2017
β		-0.0151	0.0174	-0.000602	-0.0399**	-0.0609***	-0.0362**
(SE	Ξ)	(0.0264)	(0.0212)	(0.0140)	(0.0196)	(0.0158)	(0.0151)
Const	tant	0.610*	0.0920	0.267	1.081***	0.934***	0.583***
(SE	Ξ)	(0.329)	(0.257)	(0.178)	(0.243)	(0.204)	(0.205)
Ob	s.	47	47	47	47	47	47
R2	2	0.004	0.011	0.000	0.053	0.224	0.059

表 4 ジブラ回帰の推定結果

邦人旅行者	2012	2013	2014	2015	2016	2017
β	0.0160	-0.00676	-0.0316	-0.0332**	-0.0130	0.0144
(SE)	(0.0153)	(0.0114)	(0.0247)	(0.0131)	(0.0108)	(0.0110)
Constant	-0.195	0.111	0.453	0.549**	0.210	-0.277
(SE)	(0.234)	(0.176)	(0.385)	(0.204)	(0.169)	(0.167)
Obs.	47	47	47	47	47	47
R2	0.022	0.007	0.069	0.112	0.023	0.036

括弧の中はロバスト標準誤差である。

この関係を詳しくみるために。訪日旅行客と邦人旅行客の延べ宿泊者数についてそれぞれ、2011年から2017年の年平均成長率(CAGR)を計算した。期間中の各都道府県の年平均成長率の平均値は、訪日旅行客が28.8%、邦人旅行客が0.2%であった。邦人旅行客にほとんど変動がないのに対し、訪日旅行客は年率で高い成長を実現している。図11は、縦軸に邦人旅行客のCAGR(2011年~2017年)、横軸に訪日旅行客のCAGR(2011年~2017年)、バブルのサイズは2011年の訪日旅行の延べ宿泊者数を示している。訪日旅行の延べ宿泊者数の上位は、1位東京都、2位大阪府、3位千葉県、4位北海道、5位京都府であった。バブルの色は、訪日旅行の延べ滞在客数のCAGRの値によって、10%~20%は緑、20%~30%は青、30%~40%はオレンジ、40%以上は赤で色分けしている。まず訪日旅行と邦人旅行のCAGRの相関は-0.188で緩やかに負の相関があるように見えるが5%水準では非有意である。つまり邦人旅行客の滞在先の成長率の高低と訪日旅行客の滞在先の選択の変化に関連がないことを意味する。期間中、訪日ブームにより、規模も成長率も訪日旅行の宿泊者数は大きくなっている。2011年の延べ滞在客数が低かった都道府県は、低い順から福井県、徳島県、高知県、畠島県、福島県であった。福井県と島根県は20%~30%のレンジ、高知県、島根県、福島県は30%~40%のレンジで高い成長率であった。一方、上述の1位から4位

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

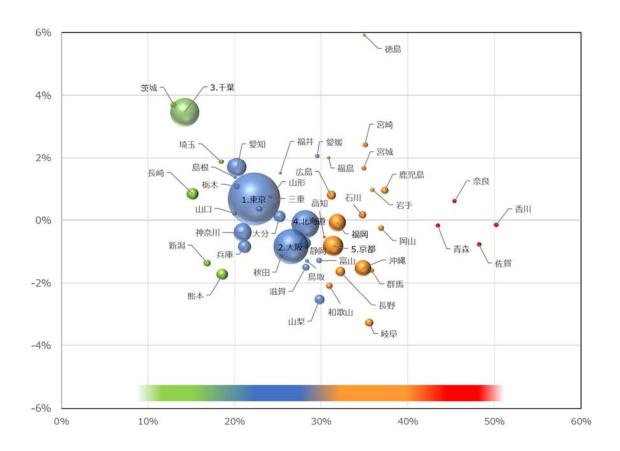
の都道府県は、全体の年平均成長率の28.8%より低い成長率であった。全体を通じて、初期時点の滞在客数が小さい都道府県が高い成長率を実現している。2011年の外国人旅行客が少ない地域の平均成長率がこの期間高くなっており、外国人旅行客の行き先が多様化していることを示している。

図 11 延べ宿泊者数の年平均成長率(2011-2017年)と訪日旅行客のサイズ(2011)について

Y軸 国内旅行の延べ宿泊者数の年平均成長率(2011-2017年)

X 軸 訪日旅行の延べ宿泊者数の年平均成長率(2011-2017年)

バブルの大きさ:2011年の訪日旅行の延べ宿泊者数



5. 結論と政策との関連

本稿では旅行客の滞在先の分布とその変動について、どこにどれだけの旅行客が来ているのか、そのパターンは日本人の国内旅行と異なるかを統計的に観察することを目的とする。 具体的には、各市区町村への訪日旅行客と邦人旅行客の延べ宿泊者数について、ランクサイズ回帰でパレート性及びジップ法則が成立しているかを調べた。次に、延べ宿泊者数の成長率のダイナミクスをランククロックで視覚化し、更に成長率がジブラ法則に従うかを確認 した。これにより、各市区町村の延べ宿泊者数の成長率がその初期の規模と関係があるかどうかを観察し、今後のわが国の観光市場の動向の示唆を得た。分析では、国土交通省の『宿泊旅行統計調査』の個票を用いる。この調査はわが国で最も詳細で最も規模の大きい宿泊業に関する調査であるが、個票データを用いた先行研究は稀少である。本稿では、同調査の宿泊施設のデータを市区町村単位に集計し、2011年から2017年の期間に渡って、訪日旅行、邦人旅行の延べ宿泊者数の地域分布とその成長率について包括的に分析する初めての実証研究である。

全データを用いたランクサイズ回帰の結果では、訪日旅行、邦人旅行とも全市区町村を対象とした場合にはジップ法則に従っているとは言えず、またパレート分布であるという仮説も成立しない結果となった。他方、ある程度以上の規模を持つ地域に限ると、ジップ法則やパレート性が観察されるという結果であった。また、日本人旅行者の滞在先の方が多岐に渡ることもパレート指数の大きさの比較により明らかになった。次にランククロックによる旅行者の滞在先の選択に関しては、訪日旅行客の滞在先の順位が変動するのに対し、日本人旅行者の旅行規模や滞在先の順位は年を通じて安定的であった。最後に、滞在先分布のダイナミクスをジブラ法則等により観察した。ジブラ法則が成立するとき、旅行者の滞在先の分布は対数正規分布に従い、その成長率はランダムで規模に依存しない。分析を通じて、邦人旅行者の行き先やその規模は非常に安定的であり、成長率はランダムであった。

一方、訪日旅行客は規模の成長率が高く、各地域の順位の変動が大きい。また、近年は規模と成長率に関係があり、現在旅行客が少ない地域ほど高い成長率を実現できることが各種定量分析により明らかになった。図 11 より、2011 年の時点での訪日旅行者が少ない地域の成長率が非常に高くなっていることがわかった。しかしその中にも 20%~50%とレンジがあり、規模の違いもある。各地域への誘致に関してはケーススタディが必要になるだろうが、例えばどの地域から学ぶかにしても香川県、佐賀県、奈良県、青森県のように 40%以上の成長率を実現している地域から取組むといった、取組先の優先順位への示唆を与えることができる。平たく言えば、外国人旅行客の滞在先は邦人旅行客の行き先のように多様化が進むであろうし、現在少ないところに外国人旅行客は訪れる可能性も考えられる。

今後は、魅力度を表わすランクの変動や旅行者数を決定する要因の探求や、出発国の違いによる滞在先の違いなどを考慮した分析を行っていく必要があるだろう。その上で本稿のような分析を続けることで、日本全体の訪日旅行者の増加のためにどの地域の需要を伸ばすか、あるいはそのためにどのような誘致策を選択するべきかに関して統計的な根拠に基づく知見を与えることができるであろう。

参考文献

- 1. Arshad, S. Hub, S. and Ashraf, B. N. (2018) "Zipf's law and city size distribution: A survey of the literature and future research agenda," *Physica A*, 492, pp. 75–92.
- 2. Batty, M. (2006) "Rank clocks," *Nature*, Vol 444, pp. 592-596.
- 3. Blackwell C, Pan B and Li X. R. (2011) "Power laws in tourist flows," Available at: (https://scholarworks.umass.edu/cgi/viewcontent.cgi?referer=https://www.google.co.jp/&httpsredir=1&article=1688&context=ttra), accessed 3 December 2018.
- Bowden, J. (2003) "A cross-national analysis of international tourist flows in China,"
 Tourism Geographies 5(3), pp. 257–279.
- Davis, R. D. and Weinstein, D. E. (2002) "Bones, bombs, and break points: The geography of Economic Activity," *The American Economic Review*, 92, pp. 1269-1289.
- 6. Gabaix, X. (1999) "Zipf's law for cities: an explanation," *Quarterly Journal of Economics*, 114 (3), pp. 739–767.
- 7. Gabaix, X. (2009) "Power Laws in Economics and Finance," *Annual Review of Economics*, Vol. 1, pp. 255-294.
- 8. Gabaix, X. and Ibragimov, R. (2011) "Rank 1 / 2: A Simple Way to Improve the OLS Estimation of Tail Exponents," *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 29 (1), pp. 24-39.
- González-Val, R. (2012) "A nonparametric estimation of the local Zipf exponent for all US cities, Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science, 39 (6), pp. 1119-1130.
- 10. Guo, Y., Zhang, J. and Zhang, H. (2016) "Rank-size distribution and spatio-temporal dynamics of tourist flows to China's cities," *Tourism Economics*, 23 (3), pp. 451-465.
- 11. Ioannides, Y. and Overman, H. (2003) "Zipf's law for cities: an empirical examination," *Regional Science and Urban Economics*, vol. 33 (2), pp. 127-137
- 12. Konishi, Y. (2017) "Global Service Value Chain in Japan: Inbound tourism cases," *RIETI Policy Discussion Paper Series*, 17-P-11.
- 13. Konishi, Y. and Nishiyama, Y. (2009) "Hypothesis testing in rank-size rule regression," *Mathematics and Computers in Simulation*, 79(9), pp. 2869-2878.
- 14. Miguens, J. and Mendes, J. (2008) "Travel and tourism: into a complex network," *Physica A*, 387(12), pp. 2963–2971.
- 15. Morikawa, M. (2017) "Impact of foreign tourists on productivity in the accommodation industry: A panel data analysis," *RIETI Discussion Paper Series*, 18-E-021.

- Morikawa, M. (2018) "Effects of distance and borders on international and interregional tourist flows: A micro-gravity analysis," *RIETI Discussion Paper Series*, 17-E-106.
- 17. Nishiyama, Y., Osada, S and Sato, Y. (2008) "OLS estimation and the t test revised in Rank-Size Rule regression", *Journal of Regional Science*, 48(4), pp. 691-716
- 18. Provenzano, D. (2014) "Power laws and the market structure of tourism industry," *Empirical Economics*, 47, pp. 1055–1066.
- 19. Reed, W. J. (2001) "The pareto, Zipf and other power laws, *Economic Letters*, 74 (1), pp. 15-19.
- 20. Rosen, K. T. and M. Resnick (1980) "The size distribution of cities: An examination of the pareto law and primacy", *Journal of Urban Economics*, 8(2), pp. 156-186.
- 21. Soo, K. T. (2005), "Zipf's law for cities: a Cross-country investigation", Regional Science and Urban Economics, 35(3), pp. 239-263.
- 22. Ulubasogle, M. A. and Hazari, B. R. (2004) "Zipf's law strikes again: the case of tourism," *Journal of Economic Geography*, pp. 459-472.
- 23. Wen, J. J. and Sinha, C. (2009)"The spatial distribution of tourism in China: Trends and impacts," *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 14 (1), pp.93-104.
- 24. Yang, X. Z. and Wang, Q. (2014) "Exploratory space—time analysis of inbound tourism flows to China cities," *International Journal of Tourism Research*, 16, pp. 303–312.
- 25. Yang, Y. and Wong, K. K. F. (2013) "Spatial distribution of tourist flows to China's cities," *Tourism Geographies*, 15(2), pp. 338–363.
- 26. Zhang, Y., Xu, J. H. and Zhuang, P.J. (2011) "The spatial relationship of tourist distribution in Chinese cities," *Tourism Geographies*, 13(1), pp. 75–90.
- 27. Zipf, G.K. (1949) *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Cambridge, MA: Addison-Wesley.

Appendix

付表 1 訪日旅行者宿泊数のジブラ回帰

上位50位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.00433	0.00273	0.00895	-0.0783	-0.0116	0.0208
(SE)	(0.0379)	(0.0372)	(0.0238)	(0.0502)	(0.0218)	(0.0266)
Constant	0.449	0.219	0.143	1.478**	0.213	-0.202
(SE)	(0.463)	(0.472)	(0.308)	(0.649)	(0.290)	(0.366)
Obs.	50	50	49	50	50	50
R2	0.000	0.000	0.001	0.038	0.005	0.008
上位100位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.0112	-0.0133	-0.0101	-0.0178	-0.0283	0.0430**
(SE)	(0.0500)	(0.0248)	(0.0245)	(0.0302)	(0.0187)	(0.0175)
Constant	0.526	0.407	0.401	0.692*	0.436*	-0.486**
(SE)	(0.590)	(0.290)	(0.302)	(0.356)	(0.240)	(0.226)
Obs.	100	100	98	100	100	100
R2	0.000	0.002	0.001	0.003	0.016	0.031
上位300位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	0.0169	-0.0226	-0.00260	-0.121***	-0.0301**	0.0145
(SE)	(0.0212)	(0.0203)	(0.0192)	(0.0366)	(0.0126)	(0.0151)
Constant	0.182	0.545**	0.344	1.913***	0.431***	-0.144
(SE)	(0.213)	(0.223)	(0.209)	(0.407)	(0.146)	(0.174)
Obs.	302	301	298	300	299	301
R2	0.001	0.002	0.000	0.036	0.011	0.002
上位500位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.0193	-0.0457	-0.0209	-0.157***	-0.0337**	-0.0522
(SE)	(0.0218)	(0.0290)	(0.0251)	(0.0358)	(0.0154)	(0.0453)
Constant	0.551***	0.782***	0.526**	2.304***	0.464***	0.599
(SE)	(0.208)	(0.289)	(0.252)	(0.377)	(0.167)	(0.498)
Obs.	525	514	515	509	500	506
R2	0.001	0.003	0.001	0.031	0.009	0.003
上位700位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.0985***	-0.0624*	-0.0673**	-0.132***	-0.0861	-0.0362*
(SE)	(0.0356)	(0.0340)	(0.0272)	(0.0420)	(0.0630)	(0.0206)
Constant	1.271***	0.921***	0.972***	2.065***	0.987	0.429*
(SE)	(0.304)	(0.305)	(0.254)	(0.407)	(0.634)	(0.226)
Obs.	829	786	781	759	714	730
R2	0.012	0.005	0.008	0.013	0.005	0.002
上位900位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.313***	-0.268***	-0.418***	-0.550***	-0.219***	-0.159***
(SE)	(0.0568)	(0.0517)	(0.0622)	(0.0848)	(0.0388)	(0.0494)
Constant	2.960***	2.521***	3.799***	5.516***	2.183***	1.586***
(SE)	(0.440)	(0.401)	(0.493)	(0.700)	(0.360)	(0.462)
Obs.	1,126	1,124	1,150	1,176	1,152	1,092
R2	0.042	0.047	0.076	0.060	0.029	0.013
全市区町村	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.313***	-0.268***	-0.418***	-0.550***	-0.418***	-0.234***
(SE)	(0.0568)	(0.0517)	(0.0622)	(0.0848)	(0.0723)	(0.0527)
Constant	2.960***	2.521***	3.799***	5.516***	3.821***	2.206***
(SE)	(0.440)	(0.401)	(0.493)	(0.700)	(0.606)	(0.462)
Obs.	1,126	1,124	1,150	1,176	1,234	1,245
R2	0.042	0.047	0.076	0.060	0.059	0.027

括弧の中はロバスト標準誤差である。

^{***} p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Appendix

付表 2 邦人旅行者宿泊数のジブラ回帰

上位50位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	0.00409	0.0280*	-0.00542	-0.0409**	-0.0139	0.0376*
(SE)	(0.0230)	(0.0165)	(0.0216)	(0.0179)	(0.0187)	(0.0202)
Constant	0.00977	-0.396	0.0150	0.642**	0.208	-0.584*
(SE)	(0.336)	(0.243)	(0.322)	(0.269)	(0.276)	(0.298)
Obs.	50	50	49	50	50	50
R2	0.001	0.030	0.001	0.037	0.009	0.058
上位100位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	0.0147	0.0154	-0.0209*	0.0173	-0.00971	0.0368***
(SE)	(0.0163)	(0.0131)	(0.0123)	(0.0141)	(0.0128)	(0.0128)
Constant	-0.150	-0.207	0.245	-0.218	0.146	-0.574***
(SE)	(0.231)	(0.187)	(0.174)	(0.196)	(0.183)	(0.182)
Obs.	100	100	99	100	100	100
R2	0.007	0.010	0.017	0.009	0.004	0.060
上位300位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	0.00148	0.0111	-0.0132	-0.00182	-0.00706	0.00973
(SE)	(0.00894)	(0.00902)	(0.00890)	(0.0102)	(0.00941)	(0.00956)
Constant	0.0257	-0.149	0.142	0.0437	0.101	-0.193
(SE)	(0.120)	(0.122)	(0.120)	(0.137)	(0.128)	(0.130)
Obs.	300	300	300	300	300	300
R2	0.000	0.004	0.005	0.000	0.002	0.003
	2012					2017
上位500位		2013	2014	2015	2016	
InS_t	-0.000952	0.00316	-0.00830	-0.0146	-0.00478	0.00967
(SE)	(0.00759)	(0.00889)	(0.00738)	(0.00973)	(0.00635)	(0.00828)
Constant	0.0604	-0.0397	0.0777	0.217*	0.0676	-0.193*
(SE)	(0.0981)	(0.117)	(0.0958)	(0.127)	(0.0832)	(0.108)
Obs.	501	500	501	500	500	501
R2	0.000	0.000	0.002	0.004	0.001	0.002
上位700位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.00179	0.00859	-0.0111	-0.00578	0.00147	0.00416
(SE)	(0.00773)	(0.00649)	(0.00688)	(0.00789)	(0.00653)	(0.00734)
Constant	0.0717	-0.110	0.114	0.104	-0.0138	-0.122
(SE)	(0.0981)	(0.0827)	(0.0873)	(0.100)	(0.0831)	(0.0935)
Obs.	701	701	701	699	699	701
R2	0.000	0.002	0.003	0.001	0.000	0.000
上位900位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	-0.0185	-0.000746	-0.0217***	-0.00499	-0.00291	0.00395
(SE)	(0.0133)	(0.00611)	(0.00782)	(0.00704)	(0.00641)	(0.00807)
Constant	0.278*	0.00760	0.248**	0.0949	0.0426	-0.117
(SE)	(0.164)	(0.0759)	(0.0977)	(0.0873)	(0.0800)	(0.101)
Obs.	901	902	900	900	900	898
R2		0.000	0.008		0.000	0.000
					U.UUU	0.000
	0.003			0.000		2017
上位1100位	2012	2013	2014	2015	2016	2017
InS_t	2012 -0.0157	2013 -0.0171	2014	2015 -0.0192*	2016 -0.0154*	0.00264
InS_t (SE)	2012 -0.0157 (0.0109)	2013 -0.0171 (0.0154)	2014 -0.0227*** (0.00715)	2015 -0.0192* (0.0113)	2016 -0.0154* (0.00883)	0.00264 (0.00755)
InS_t (SE) Constant	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242*	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262***	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266*	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194*	0.00264 (0.00755) -0.101
InS_t (SE) Constant (SE)	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133)	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189)	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876)	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136)	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107)	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928)
InS_t (SE) Constant (SE) Obs.	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242*	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1,097	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928) 1,098
InS_t (SE) Constant (SE) Obs. R2	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133)	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189)	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1,097 0.008	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102 0.004	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098 0.003	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928)
InS_t (SE) Constant (SE) Obs.	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133) 1,100	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189) 1,094	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1,097	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928) 1,098
InS_t (SE) Constant (SE) Obs. R2	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133) 1,100 0.002	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189) 1,094 0.001	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1,097 0.008	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102 0.004	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098 0.003	0.00264 (0.00755; -0.101 (0.0928) 1,098 0.000 2017
InS_t (SE) Constant (SE) Obs. R2 全市区町村	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133) 1,100 0.002 2012	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189) 1,094 0.001 2013	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1,097 0.008 2014	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102 0.004 2015	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098 0.003 2016	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928) 1,098 0.000 2017 -0.103***
InS_t (SE) Constant (SE) Obs. R2 全市区町村 InS_t	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133) 1,100 0.002 2012 -0.216***	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189) 1,094 0.001 2013 -0.210***	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1,097 0.008 2014 -0.293***	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102 0.004 2015 -0.375***	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098 0.003 2016 -0.326***	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928) 1,098 0.000 2017 -0.103*** (0.0241)
InS_t (SE) Constant (SE) Obs. R2 全市区町村 InS_t (SE)	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133) 1,100 0.002 2012 -0.216*** (0.0647)	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189) 1,094 0.001 2013 -0.210*** (0.0480)	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1,097 0.008 2014 -0.293*** (0.0714)	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102 0.004 2015 -0.375*** (0.0779)	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098 0.003 2016 -0.326*** (0.0709)	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928) 1,098 0.000 2017 -0.103*** (0.0241)
InS_t (SE) Constant (SE) Obs. R2 全市区町村 InS_t (SE) Constant	2012 -0.0157 (0.0109) 0.242* (0.133) 1,100 0.002 2012 -0.216*** (0.0647) 2.516***	2013 -0.0171 (0.0154) 0.207 (0.189) 1,094 0.001 2013 -0.210*** (0.0480) 2.381***	2014 -0.0227*** (0.00715) 0.262*** (0.0876) 1.097 0.008 2014 -0.293*** (0.0714) 3.272***	2015 -0.0192* (0.0113) 0.266* (0.136) 1,102 0.004 2015 -0.375*** (0.0779) 4.237***	2016 -0.0154* (0.00883) 0.194* (0.107) 1,098 0.003 2016 -0.326*** (0.0709) 3.670***	0.00264 (0.00755) -0.101 (0.0928) 1,098 0.000 2017 -0.103*** (0.0241) 1.082***

括弧の中はロバスト標準誤差である。

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1