

札幌大学総合論叢 第50号 (2020年10月)

〈論文〉

日本のインバウンドと経済成長の関連性 — 共和分検定・因果性検定による実証分析 —

平井 貴 幸

はじめに

2019年11月に発生した新型コロナウイルス感染症は、その後、世界的に拡大し、国際観光に甚大な影響を及ぼしている。国際的な人的交流は大きく制限され、各国のインバウンドが激減したことにより、最悪のケースでは観光に関連する経済的損失は5.5兆ドル、また失業者は2億人にのぼるとの推計もなされている¹⁾。ただ、新型コロナウイルスが検出される以前において、世界の国際観光が急速に拡大してきたのは事実である。国連世界観光機関 (UNWTO) によると、2018年の世界全体の国際観光収入は前年比4.4%増の1.7兆ドル、インバウンド数は前年比5.4%増の14億人を記録している²⁾。

日本では、2000年代にはいつから、インバウンドに関連する様々な政策が本格化してきた。とくに、2003年には「観光立国」が宣言され、「ビジット・ジャパン・キャンペーン」が開始されたことは、日本の国際観光において大きなインパクトを与えたといえよう。その後も、2007年には観光基本法を改訂した「観光立国推進基本法」を制定、翌08年には国土交通省の外局として「観光庁」を設置し、インバウンド観光に対する政策面での強化が図られていった。2003年に521万人だったインバウンド数は、2013年に1,000万人、16年に2,000万人、そして18年には3,000万人の大台を突破し、3,119万人の規模まで増加している。これは、世界で11番目の水準であり、アジア圏では中国、タイに次ぐ第3位となる。国土交通省観光庁によると、2018年の旅行消費額 (日本人による旅行消費額を含む) 27.4兆円が生み出す生産波及効果は55.4兆円 (対産出額: 5.3%)、付加価値効果は28.2兆円 (対GDP: 5.2%)、雇用誘発効果は441万人 (対就業者総数: 6.4%) と推計

1) World Travel & Tourism Council, "Research Note: Travel & Tourism Recovery Scenarios 2020 and Economic Impact from COVID-19" (17 June 2020), <https://wtcc.org/Research/Economic-Impact/Recovery-Scenarios-2020-Economic-Impact-from-COVID-19> を参照。

2) World Tourism Organization (UNWTO) *International Tourism Highlights 2019 Edition* を参照。

されており、日本経済に優れた効果をもたらしている。

そこで本稿では、インバウンド観光の拡大が日本経済の成長エンジンの一つとなりうるかという観点から、時系列分析の手法を用いて、インバウンド観光と経済成長との間の関連性——長期的な均衡関係や因果性——を検証することを目的とする。本稿の構成はつぎの通りである。まず、第1節では日本のインバウンドの現況と、インバウンドとGDPの関連性を実証分析する既存研究を簡単に概観する。また、第2節では本稿でおこなう実証分析の方法とデータについて説明する。さらに、第3節では実証分析の結果を示し、最後に結論を述べる。

1. 近年のインバウンド観光

1.1 インバウンド観光とGDPの関連性

これまで、日本のインバウンド観光はその数を着実に伸ばしてきたとはいえ、アウトバウンド（諸外国へ渡航する日本人観光客）数に比して非常に小さいものであった。ここで、近年のインバウンド観光に関する動向を、インバウンド数の推移とともに確認することにしよう。

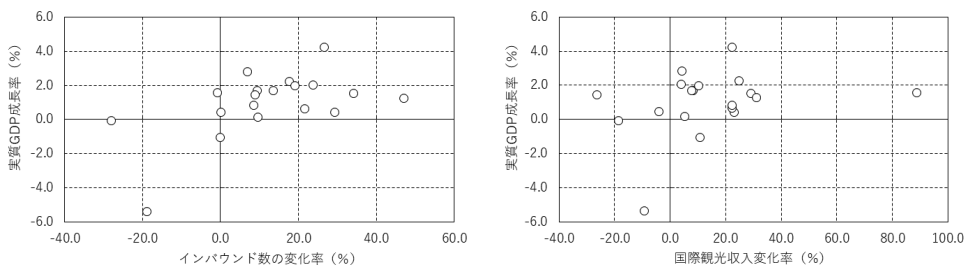
1996年、運輸省（現国土交通省）は「ウェルカムプラン21」を策定し、2005年までの10年間でインバウンド数を700万人に倍増させる計画を打ち出した。これに基づき、翌97年にはいわゆる「外客誘致法」が施行され、さらに2000年には、2007年までに800万人規模のインバウンド数を目指した「新ウェルカムプラン21」が提言され、インバウンド拡大のための事業を展開してきた。日本政府観光局（JNTO）によると、1996年に384万人であったインバウンド数は、2005年に673万人、2007年には835万人まで増加している。

そして、当時の日本政府は2003年に「観光立国」を宣言し、「ビジット・ジャパン・キャンペーン」を開始した。その後、2007年に「観光立国推進基本法」を施行、翌08年には国土交通省の外局として「観光庁」を設置し、インバウンド観光に対する政策面での強化が図られていく。その間、2010年までに1,000万人規模のインバウンド数を目標としていたが、2008年の「リーマン・ショック」、09年の「新型インフルエンザ」の発生と、10年9月に生じた「尖閣諸島問題」などの影響により、その目標は達成できなかった。ただ、2010年のインバウンド数は、当時過去最高である861万人を記録した。

1,000万人の大台を目前とした状況で、2011年にいわゆる「東日本大震災」が発生し、インバウンド数は622万人に減少したが、その後の積極的な海外プロモーションや観光政策、観光関連団体の諸活動などにより、翌12年には10年の水準まで回復する。その後の

インバウンド数は、2013年に1,036万人、16年に2,404万人、18年に3,119万人となり、過去最高水準を更新し続けてきた。

日本のインバウンド観光は、2000年代にはいり拡大し続けているが、その間のGDPとの関連性はどのようなものであるか。ここで、インバウンド観光に関連する指標として、インバウンド数と国際観光収入の変化率を横軸に、実質GDP成長率を縦軸にとった散布図を図1に示す。双方の変化率の間に、明確な関係が示されているとはいいがたいが、外れ値を除けば、一定程度のポジティブな関係が描かれているといえよう。



(a) 実質GDPとインバウンド数の変化率 (b) 実質GDPと国際観光収入の変化率
 図1 経済成長とインバウンドの関連性（2000–2018年）

出所：World Bank, *World Development Indicators* よりデータを抽出し作成。

1.2 既存研究の整理

過去20年間、国際観光の拡大と経済成長との関連性、とくに観光主導型成長（Tourism-led Growth：TLG）仮説の存在を時系列分析の手法を用いて実証しようとする研究が盛んに行われてきた。その先駆的な研究として、Balaguer and Cantavella-Jordá (2002) を挙げるができる。この論文では、観光に関連する代理変数（X）として観光収入を、また経済成長を表す代理変数（Y）として実質GDPを用いて、つぎの分析を行った。まず、X、Yに実質実効為替レートを含めた3変量の単位根検定を行い、Johansen (1988) の共和分検定によって、その3系列の間に一つの共和分関係が存在することを示した。さらに、Granger (1969) の因果性検定ではXからYへの因果関係があることなどを示し、TLG仮説を支持している。

その後、さまざまな国・地域について、同様の実証研究が行われてきたが、それらの分析結果は次の4つに分類することができる³⁾。第一は、Balaguer and Cantavella-Jordá

3) 2010年以前の既存研究を含む詳細なサーベイについては、Brida, Cortes-Jimenez and Pulina (2016)などを参照されたい。

(2002) のように、X から Y への Granger 因果性があるという実証結果を得ている研究である (Akinboade and Braimoh, 2010; Belloumi, 2010; Brida, *et al.*, 2010; Kreishan, 2010; Brida, Punzo and Risso, 2011; Cortés-Jiménez, Nowak and Sahli, 2011; Husein and Kara, 2011; Bouzahzah and Menyari, 2013; Georgantopoulos, 2013; Ghartey, 2013; Jayathilake, 2013; Louca, 2013; Surugiu and Surugiu, 2013)。第二は、第一分類とは逆の向きの結果 (Economic Growth-driven Tourism 仮説) を確認した研究 (Ahiawodzi, 2013)、また第三はフィードバックの関係を示した研究 (Cortes-Jimenez and Pulina, 2010; Amaghionyeodiwe, 2012; Corrie, Stoeckl and Chaiechi, 2013; Mérida and Golpe, 2016) である。そして第四は、X と Y の間に Granger の意味での因果関係を見いだせなかったものとなる (Pavlic, Svilokos and Tolic, 2015)。

近年では、Sokhanvar, Ciftcioglu and Javid (2018) が、16 の新興市場国 (ブラジル, 中国, チリ, コロンビア, ハンガリー, インド, インドネシア, マレーシア, メキシコ, ペルー, フィリピン, ポーランド, ロシア, 南アフリカ共和国, タイ, トルコ) における国際観光収入と GDP, 国際観光収入/GDP 比率と GDP 成長率との関連性について、Granger の因果性検定を行っている。また、Aratuo and Etienne (2019) ではアメリカ合衆国における 6 つの観光関連部門の実質産出額を推計し、それらの間の Granger 因果性を検証するために、Toda and Yamamoto (1995) のアプローチを用いて分析している⁴⁾。

この観点からの日本における実証分析は少ない。拙著 (2012a) では、1995 年から 2008 年までの四半期データを用いて、実質 GDP, 国際観光収入と実質実効為替レート指数の間の関連性を分析した⁵⁾。統計的な有意性は弱いものの、その 3 変量間には共和分関係が少なくとも一つあること、Granger の意味で X から Y への因果性があることなどが示された。ただ、先述のように、日本のインバウンド数が急速に増加するのは 2012 年以降であり、この大きな変動を加味した分析が必要と考えられる。そのため、本稿では、拙著 (2012a) で対象としていた期間を延長し、さらに国際観光の代理変数としての観光収入の実質化や、インバウンド数の季節調整など新たに推計し直し、日本のインバウンドと経済成長との関連性を再検証することにした。

4) Pesaran and Shin (1999) と Pesaran, Shin and Smith (2001) によって提案された自己回帰分布ラグ (ARDL) のバウンド検定アプローチを用いて分析を行っている。このアプローチは、小標本での分析において、より頑健な結果を提供することで知られている。

5) この他に、拙著 (2012b) も挙げられるが、ここでは、2000 年 1 月から 2009 年 12 月までの月次データを抽出し、全産業活動指数、鉱工業生産指数、第 3 次産業活動指数、観光関連産業指数を Y、国際観光収入を X とし、実質実効為替レート指数を加えた 3 変量間の関連性を実証分析している。

2. 分析手法の概要とデータ

2.1 単位根検定・共和分検定・因果性検定

一般に、分析対象となる系列が定常過程に従う場合と、単位根過程に従う場合とは、推計すべきモデルが異なる。前者であればベクトル自己回帰 (VAR) モデルを、また後者であればベクトル誤差修正 (VEC) モデルを用いてさまざまな推定が行われるため、分析対象のデータが定常であるか否かを単位根検定によって検証する必要がある。単位根検定は幾つかの方法が提案されているが、本稿では「単位根が存在する」という帰無仮説を検定する ADF テスト (Dickey and Fuller, 1979; 1981) および PP テスト (Phillips and Perron, 1988)、また「単位根が存在しない」という帰無仮説を検定する KPSS テスト (Kwiatkowski *et al.*, 1992) を用いることにする。

単位根検定の結果として、分析対象系列が単位根過程に従うとみなすことができれば、通常、Johansen (1988) の共和分検定、すなわちトレース検定と最大固有値検定を行う。いま、単位根過程に従う系列 y_t (m 次元ベクトル) についての VAR (p) モデルを次式のように書くことにする：

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + u_t$$

ここで、 μ は m 次元定数項ベクトル、 Φ_i ($i = 1, \dots, p$) は $m \times m$ 係数行列、 u_t は m 次元ホワイト・ノイズ・ベクトルである。上式の y_t について 1 階の階差をとり整理すると、つぎの VEC モデルを導くことができる：

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

この VEC モデルでは、 Δy_t と Δy_{t-i} は単位根系列に対して 1 階階差をとった系列なので定常となり、また u_t は仮定から定常である。VEC モデルの両辺が釣り合うためには、 Π がゼロ行列であるか、 Πy_{t-1} の各要素が定常となる必要があるが、前者のケースでは、 y_t の各要素の階差をとり、VAR モデルを用いて分析すればよいことになる。後者のケースでは、係数行列を $\alpha\beta' y_{t-1}$ のように分解可能であることなどが Engle and Granger (1987) によって示された。係数行列 Π のランク ($\text{rank}\Pi = r$) は、一般にゼロでない固有値の数に等しいので、モデル推定によって得られた Π の固有値に基づいて、その検定を行えばよいことになる。本稿では、Johansen の方法として、「 r 個以下の共和分ベクトルが存在

する」ことを帰無仮説、「 r 個より多い共和分ベクトルが存在する」ことを対立仮説とするトレース検定と、「 r 個の共和分ベクトルが存在する」ことを帰無仮説、「 $r + 1$ 個の共和分ベクトルが存在する」ことを対立仮説とする最大固有値検定を援用し、共和分関係の存在について吟味する。

最後に、分析対象系列間の Granger 因果性について検証するのであるが、系列間に共和分の関係がないと判断される場合には、階差系列についての VAR モデルを構築して分析することが考えられる。しかし、単にデータの階差をとって分析するという方法では、非定常性が処理できないとの指摘もある。そこで本稿では、Toda and Yamamoto (1995) によって提示された LA-VAR (lag-augmented VAR) のアプローチにより、単位根を有する系列間の Granger 因果性検定を行うことにする。これは、分析対象系列が単位根過程に従うと考えられる場合、通常の VAR のラグ次数 p を $p + 1$ に拡張して推計を行う方法である。

2.2 データ

インバウンド観光と経済成長の関連性を検証するために、本稿では先行研究の多くで用いられている代理変数を採用する。日本ではインバウンド誘致に係る様々な政策が1990年代より実施されてきたという背景を考慮して、対象期間を1990年第1四半期から2019年第4四半期までとして分析を行うことにする（サンプルサイズ： $T = 120$ ）。

まず、経済成長の代理変数として、実質 GDP を用いる。これは内閣府経済社会総合研究所の WEB ページ「四半期別 GDP 速報」からデータを抽出した⁶⁾。つぎに、インバウンド観光に係る代理変数として、インバウンド数と、国際観光収入を用いることにする。前者は、日本政府観光局 (JNTO) 『日本の国際観光統計』から月別訪日旅行者数を抽出した⁷⁾。それを1四半期 = 3カ月合計とする四半期データに変換した後、米国センサス局の季節調整プログラム「X-13ARIMA-SEATE」を利用して季節調整済み系列を推計した⁸⁾。後者は、日本銀行国際局『国際収支統計月報』および日本銀行「時系列データ検

6) 1990年第1四半期から93年第4四半期までのデータは「平成23年基準支出側GDP系列簡易週及」の季節調整済み実質GDPを、また1994年第1四半期から2019年第4四半期までのデータは2020年6月8日に公表された執筆時点で最新の季節調整済み実質GDPを用いる。

7) JNTOのWEBページでは2003年からの月別訪日外客数が定期的に更新されている。また、JTB総合研究所のWEBページにおいても、JNTO統計に基づいて1996年からの月次・年次データが整理されており、どちらも大変有益なものである。

8) インバウンド数の四半期データを季節調整済み系列に変換する際、ARIMA(1 1 0)(0 1 1)が選択された。

「観光サイト」より国際収支の旅行受取額の四半期データを抽出した。また総務省統計局より「消費者物価指数」（総合、2015年基準）の月次データを入手し、1四半期＝3カ月平均として変換した四半期データを用いて国際収支旅行受取額の実質系列を計測し、その後、「X-13ARIMA-SEATE」を用いて季節調整済み系列を推計した⁹⁾。さらに、多くの先行研究において用いられている実質実効為替レート指数の月次データを日本銀行「時系列データ検索サイト」より抽出し、1四半期＝3カ月平均として四半期データに変換した。

各系列に対して、自然対数変換を行い、季節調整済み実質 GDP 系列を *LGDP*、季節調整済み実質旅行受取額を *LTR*、季節調整済みインバウンド数を *LTA*、実質実効為替レート指数を *LREE* と表すことにしよう。これらの系列の推移をそれぞれ図2の(a)から(d)に示す。

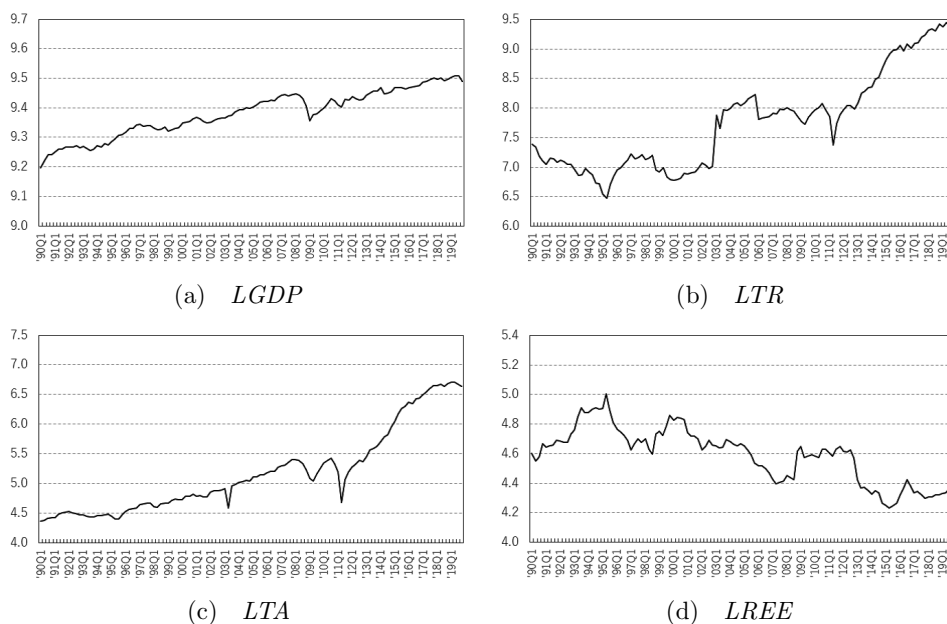


図2 分析対象系列の推移

3. 推定結果

ここで、前節で展開した分析手順にしたがって、日本のインバウンド観光と経済成長との関連性を探ることにしよう。以下では、2組の系列 (*LTR*, *LGDP*, *LREE*), (*LTA*, *LGDP*, *LREE*) について分析する。

9) 実質化した国際観光収入の四半期データを季節調整済み系列に変換する際、ARIMA (0 1 1) (0 1 1) が選択された。

3.1 単位根検定の結果

まず、系列 *LTR*, *LTA*, *LGDP*, *LREE* がそれぞれ定常であるか否かを調べるために、単位根検定を行う。表 1 にレベル系列の結果を、また表 2 に 1 階の階差をとった系列の結果を示す。ADF 検定ではラグ次数の選択に AIC (Akaike, 1974) を、PP 検定・KPSS 検定では Schwert (1989) による $4(T/100)^{1/4}$ に基づいて、ラグ次数を 4 とした。

レベル系列の検定結果を見ると、ADF 検定のトレンド項および定数項を含むモデルでは *LGDP* と *LREE* が 10% 水準で、また PP 検定のそれでは *LGDP* が 5% 水準で帰無仮説を棄却している。その他は「単位根が存在する」という帰無仮説を棄却することができない。一方、KPSS 検定のトレンド項および定数項を含むモデルにおいて、*LREE* が 5% 水準で「単位根が存在しない」という帰無仮説を棄却するが、それ以外は 1% 水準で棄却している。また、レベル系列に対して 1 階の階差をとった系列、すなわち ΔLTR , ΔLTA , $\Delta LGDP$, $\Delta LREE$ に対する単位根検定の結果を確認すると、レベル系列に対する検定結果とは反対に、ADF・PP 検定では「単位根が存在する」という帰無仮説を棄却し、KPSS 検定では「単位根が存在しない」という帰無仮説を棄却することができないことがわかる。

したがって、各階差系列は単位根過程に従うとはいえないため、レベル系列 *LTR*, *LTA*, *LGDP*, *LREE* はすべて、単位根過程に従うものと判断する。

表 1 単位根検定の結果 (レベル系列)

	ADF 検定			PP 検定			KPSS 検定	
	トレンド+定数項	定数項のみ	定数項なし	トレンド+定数項	定数項のみ	定数項なし	トレンド+定数項	定数項のみ
LTR	-2.603	0.264	1.430	-2.600	0.333	1.478	0.269 **	2.092 **
LTA	-1.733	0.401	2.379	-1.616	0.615	2.685	0.393 **	2.162 **
LGDP	-3.204 †	-2.110	2.787	-3.720 *	-2.050	2.571	0.222 **	2.361 **
LREE	-3.403 †	-1.420	-0.602	-3.074	-1.229	-0.506	0.156 *	1.789 **

注: †, *, ** はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示す。

表 2 単位根検定の結果 (階差系列)

	ADF 検定			PP 検定			KPSS 検定	
	トレンド+定数項	定数項のみ	定数項なし	トレンド+定数項	定数項のみ	定数項なし	トレンド+定数項	定数項のみ
LTR	-12.024 **	-11.812 **	-11.639 **	-11.997 **	-11.779 **	-11.612 **	0.055	0.289
LTA	-11.716 **	-11.617 **	-11.124 **	-11.805 **	-11.658 **	-11.120 **	0.048	0.228
LGDP	-9.501 **	-9.483 **	-9.107 **	-9.453 **	-9.433 **	-9.090 **	0.043	0.156
LREE	-5.133 **	-5.141 **	-5.130 **	-9.105 **	-9.079 **	-9.111 **	0.053	0.105

注: 表 1 に同じ。

3.2 Johansen の共和分検定の結果

つぎに、系列 (LTR , $LGDP$, $LREE$) と (LTA , $LGDP$, $LREE$) の共和分検定の結果を表 3 と表 4 に示す。

国際観光収入 LTR を含むモデルでは、トレース検定において 1% 水準で、最大固有値検定において 10% 水準で一つの共和分関係の存在が示された。ただ、双方の検定結果は、10% 水準ではあるものの、二つの共和分関係が存在する可能性も示されている。一方、インバウンド数 LTA を含むモデルでも同様に、トレース検定においては 5% 水準で、また最大固有値検定では 10% 水準で二つの共和分関係の存在が示されている。

観光の代理変数を LTR としても LTA としても、長期的な関連性が少なくとも一つ以上は存在することが示されたといえる。

表 3 共和分検定の結果 (LTR , $LGDP$, $LREE$)

トレース検定					最大固有値検定				
H_0	検定統計量	10%	5%	1%	H_0	検定統計量	10%	5%	1%
$r = 0$	41.24 **	32.00	34.91	41.07	$r = 0$	21.47 †	19.77	22.00	26.81
$r \leq 1$	19.77 †	17.85	19.96	24.60	$r = 1$	14.96 †	13.75	15.67	20.20
$r \leq 2$	4.80	7.52	9.24	12.97	$r = 2$	4.80	7.52	9.24	12.97

注：表 1 に同じ。

表 4 共和分検定の結果 (LTA , $LGDP$, $LREE$)

トレース検定					最大固有値検定				
H_0	検定統計量	10%	5%	1%	H_0	検定統計量	10%	5%	1%
$r = 0$	39.38 *	32.00	34.91	41.07	$r = 0$	19.31	19.77	22.00	26.81
$r \leq 1$	20.07 *	17.85	19.96	24.60	$r = 1$	13.94 †	13.75	15.67	20.20
$r \leq 2$	6.13	7.52	9.24	12.97	$r = 2$	6.13	7.52	9.24	12.97

注：表 1 に同じ。

3.3 LA-VAR アプローチに基づく Granger 因果性検定の結果

最後に、LA-VAR アプローチによる Granger 因果性検定の結果を確認しよう。VAR のラグ次数については、AIC に基づいて、系列 (LTR , $LGDP$, $LREE$) の VAR モデルは $p = 2$ 、系列 (LTA , $LGDP$, $LREE$) の VAR モデルは $p = 4$ が選択された。単位根検定の結果を踏まえて、それぞれのラグ次数を $p = 3$ 、 $p = 5$ として推計した結果を表 5、表 6 に示す。

まず、表5を見ると、*LGDP*から*LTR*へのGrangerの意味での因果性がないという帰無仮説を5%水準で棄却し、同様に*LGDP*から*LREE*、*LREE*から*LGDP*へのそれは1%水準で棄却されている。また3変量間の関係は*LGDP*から(*LTR*, *LREE*)、*LREE*から(*LTR*, *LGDP*)、(*LGDP*, *LREE*)から*LTR*へのGrangerの意味での因果性がないという帰無仮説を1%水準で棄却し、(*LTR*, *LGDP*)から*LREE*、(*LTR*, *LREE*)から*LGDP*へのそれは5%水準で棄却されている。したがって、観光の代理変数としての国際観光収入*LTR*単独での*LGDP*への因果性は確認できないといえる。

つぎに、表6では、*LGDP*から*LTA*、*LREE*から*LGDP*へのGrangerの意味での因果性がないという帰無仮説は1%水準で、また*LGDP*から*LREE*、*LREE*から*LTA*へのそれは5%水準で棄却されている。3変量間の関係については、*LGDP*から(*LTA*, *LREE*)、*LREE*から(*LTA*, *LGDP*)、(*LTA*, *LGDP*)から*LREE*、(*LTA*, *LREE*)から*LGDP*へのGrangerの意味での因果性がないという帰無仮説が1%水準で棄却されている。国際観光収入のケースと同様に、観光の代理変数としてのインバウンド数*LTA*単独での*LGDP*への因果性を確認することはできない。

表5 Granger 因果性検定の結果 (*LTR*, *LGDP*, *LREE*)
 (a) 2変量間の因果性 (b) 3変量間の因果性

H ₀		検定統計量	H ₀		検定統計量	
<i>LTR</i>	→	<i>LGDP</i>	0.443	<i>LTR</i>	→ (<i>LGDP</i> , <i>LREE</i>)	0.683
<i>LTR</i>	→	<i>LREE</i>	2.052	<i>LGDP</i>	→ (<i>LTR</i> , <i>LREE</i>)	3.290 **
<i>LGDP</i>	→	<i>LTR</i>	3.366 *	<i>LREE</i>	→ (<i>LTR</i> , <i>LGDP</i>)	3.389 **
<i>LGDP</i>	→	<i>LREE</i>	5.050 **	(<i>LTR</i> , <i>LGDP</i>)	→ <i>LREE</i>	2.695 *
<i>LREE</i>	→	<i>LTR</i>	1.920	(<i>LTR</i> , <i>LREE</i>)	→ <i>LGDP</i>	2.571 *
<i>LREE</i>	→	<i>LGDP</i>	4.265 **	(<i>LGDP</i> , <i>LREE</i>)	→ <i>LTR</i>	2.890 **

注：表1に同じ。

表6 Granger 因果性検定の結果 (*LTA*, *LGDP*, *LREE*)
 (a) 2変量間の因果性 (b) 3変量間の因果性

(a) 2変量間の因果性				(b) 3変量間の因果性			
H_0		検定統計量		H_0		検定統計量	
LTA	→	LGDP	0.381	LTA	→	(LGDP, LREE)	0.681
LTA	→	LREE	1.736	LGDP	→	(LTA, LREE)	2.778 **
LGDP	→	LTA	4.082 **	LREE	→	(LTA, LGDP)	3.519 **
LGDP	→	LREE	2.593 *	(LTA, LGDP)	→	LREE	1.443
LREE	→	LTA	2.615 *	(LTA, LREE)	→	LGDP	2.570 **
LREE	→	LGDP	4.032 **	(LGDP, LREE)	→	LTA	3.725 **

注：表1に同じ。

おわりに

本稿では、時系列分析の手法を用いて、日本のインバウンド観光とGDPとの関連性を検証した。多くの先行研究と同様に、インバウンド観光の代理変数として国際観光収入とインバウンド数を用いて、それぞれに実質GDPと実質実効為替レート指数を加えた3系列間の共和分関係とGrangerの因果性を検定したものである。これらの対数変換後のレベル系列は単位根過程に従うことが示され、Johansenの共和分検定によって、3系列間には少なくとも一つ以上の共和分関係の存在が認められた。ただ、LA-VARアプローチによるGranger因果性の検定結果では、インバウンド観光の代理変数として用いた国際観光収入およびインバウンド数が、日本の実質GDPに直接的な影響を与えているという結果を見いだすことはできなかった。したがって、日本全体としては観光主導型の経済成長は認められないが、国際観光収入・実質GDP・実質実効為替レートと、インバウンド数・実質GDP・実質実効為替レートの間に長期的な均衡関係があることは示されたことになる。

日本では観光によるまち・地域づくりを推進している地域は多く、インバウンドの誘致にも地域差がある。そのような地域性を分析に加えて、TLG仮説を再検証する必要もあるかもしれない。また、2011年の「東日本大震災」の影響など、時系列データの構造変化を加味した分析や、小標本における分析手法の改善なども今後の課題としたい。

参考文献

- ・平井貴幸(2012a)「わが国におけるインバウンド観光と経済成長の関連性」『国際開発学研究』第11巻第2号、pp.111-121。
- ・平井貴幸(2012b)『外客誘致の経済分析—日本のインバウンド観光と地域開発—』五紘舎。

- Ahiawodzi, A. K. (2013) "Tourism earnings and economic growth in Ghana," *British Journal of Economics, Finance and Management Sciences* 7, pp.187-202.
- Akaike, H. (1973) "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle," in Petrov, B. N. and F. Csáki (eds.), *Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory*, Akadémia Kiadó, Budapest, pp.267-281.
- Akinboade, O. A. and L. A. Braimoh (2010) "International tourism and economic development in South Africa: A Granger causality test," *International Journal of Tourism Research* 12, pp.149-163.
- Amaghionyeodiwe, L. A. (2012) "Research Note: A causality analysis of tourism as a long-run economic growth factor in Jamaica," *Tourism Economics* 18, pp.1125-1133.
- Aratuo, D. N. and X. L. Etienne (2019) "Industry level analysis of tourism-economic growth in the United States," *Tourism Management* 70, pp.333-340.
- Balaguer, J. and M. Cantavella-Jordá (2002) "Tourism as a long-run economic growth factor: The Spanish case," *Applied Economics* 34, pp.877-884.
- Belloumi, M. (2010) "The Relationship between tourism receipts, real effective exchange rate and economic growth in Tunisia," *International Journal of Tourism Research* 12, pp.550-560.
- Bouzahzah, M. and Y. Menyari (2013) "International tourism and economic growth: The case of Morocco and Tunisia," *The Journal of North African Studies* 18, pp.592-607
- Brida, J. G., B. Lanzilotta, S. Lionetti and W. A. Risso (2010) "Research Note: The tourism-led-growth hypothesis for Uruguay," *Tourism Economics* 16, pp.765-771.
- ———, L. F. Punzo and W. A. Risso (2011) "Tourism as a factor of growth: The case of Brazil," *Tourism Economics* 17, pp.1375-1386.
- ———, I. Cortés-Jiménez and M. Pulina (2016) "Has the tourism-led growth hypothesis been validated? A literature review," *Current Issues in Tourism* 19, pp.394-430.
- Corrie, K., N. Stoeckl and T. Chaiechi (2013) "Tourism and economic growth in Australia: An empirical investigation of causal links," *Tourism Economics* 19, pp.1317-1344.
- Cortés-Jiménez, I., J. Nowak and M. Sahli (2011) "Mass beach tourism and economic growth: Lessons from Tunisia," *Tourism Economics* 17, pp.531-547.
- ——— and M. Pulina (2010) "Inbound Tourism and Long-run Economic Growth," *Current Issues in Tourism* 13, pp.61-74.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979) "Estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association* 74, pp.427-431.
- ——— and ——— (1981) "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," *Econometrica* 49(4), pp.1057-1072.
- Georgantopoulos, A. G. (2013) "Tourism expansion and economic development: VAR/ VECM analysis and forecasts for the case of India," *Asian Economic and Financial Review* 3, pp.464-482.
- Ghartey, E. E. (2013) "Effects of tourism, economic growth, real exchange rate, structural changes and hurricanes in Jamaica," *Tourism Economics* 19, pp.919-942
- Granger, C. W. J. (1969) "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods," *Econometrica* 37, pp.424-438.
- Husein, J. and S. M. Kara (2011) "Research Note: Re-examining the tourism-led growth hypothesis for Turkey," *Tourism Economics* 17, pp.917-924.
- Johansen, S. (1988) "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp.231-254.
- Jayathilake, P. M. B. (2013) "Tourism and economic growth in Sri Lanka: Evidence from

- cointegration and causality analysis,” *International Journal of Business, Economics and Law* 2, pp.22-27.
- Kreishan, F. M. M. (2010) “Tourism and economic growth: The case of Jordan,” *European Journal of Social Sciences* 15, pp.229-234.
 - Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992) “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?,” *Journal of Econometrics* 54, pp.159-178.
 - Louca, C. (2013) “Tourism industry and economic growth: Time-series evidence from France,” in Korres, G. M., E. Kourliouros, G. O. Tsobanoglou and A. Kokkinou ed. *Socio-Economic Sustainability, Regional Development and Spatial Planning: European and International Dimensions & Perspectives* (Proceedings), pp.432-439.
 - Mérida, A. and A. A. Golpe (2016) “Tourism-Led Growth Revisited for Spain: Causality, Business Cycles and Structural Breaks,” *International Journal of Tourism Research* 18, pp.39-51.
 - Pavlic, I., T. Svilokos and M. S. Tolic (2015) “Tourism, real effective exchange rate and economic growth: Empirical evidence for Croatia,” *International Journal of Tourism Research* 17, pp. 282-291.
 - Pesaran, M. H. and Y. Shin (1999) “An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis,” in S. Ström (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Rangar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge, pp.371-413.
 - ———, ———, and R. J. Smith (2001) “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships,” *Journal of Applied Econometrics* 16, pp.289-326.
 - Schwarz, G. (1978) “Estimating the dimension of a model,” *Annals of Statistics* 6, pp.461-464.
 - Schwert, G. W. (1989) “Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation,” *Journal of Business and Economic Statistics* 7, pp.147-159.
 - Shahbaz, M., R. Ferrer, S. J. H. Shahzad and I. Haouas (2018) “Is the tourism-economic growth nexus time-varying? Bootstrap rolling-window causality analysis for the top 10 tourist destinations,” *Applied Economics* 50, pp.2677-2697.
 - Sokhanvar, A., S. Ciftcioglu and E. Javid (2018) “Another look at tourism-economic development nexus,” *Tourism Management Perspectives* 26, pp.97-106.
 - Surugiu, C., and M. R. Surugiu (2013) “Is the tourism sector supportive of economic growth? Empirical evidence on Romanian tourism,” *Tourism Economics* 19, pp.115-132.
 - Toda, H. and T. Yamamoto (1995) “Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes,” *Journal of Econometrics* 66, pp.225-250.