

(preliminary)

訪日外国人客数およびインバウンド消費の決定要因の分析: VAR 過程に基づく状態空間モデルの応用

1. はじめに
2. データ
3. モデルと推計結果
4. まとめと残された課題

2020 年 9 月

吉岡真史

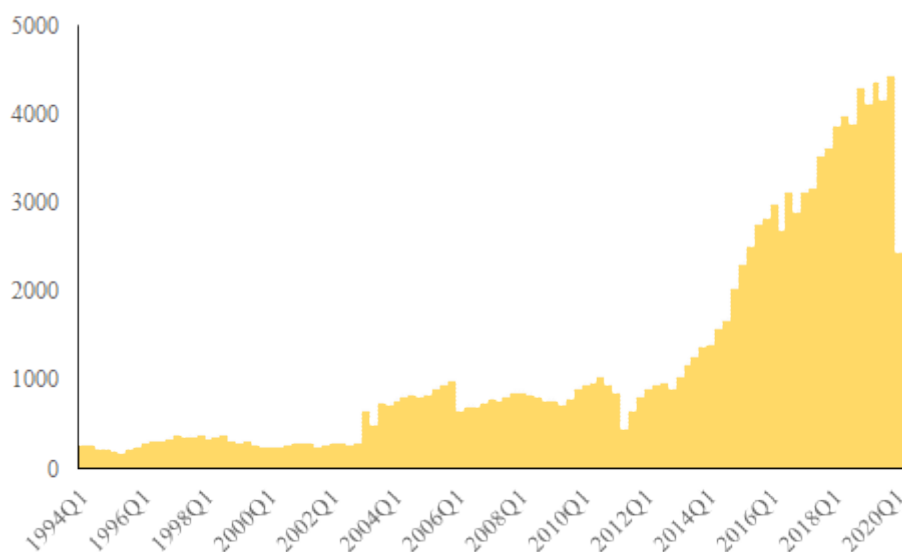
(要旨)

新型コロナウイルス感染症(COVID-19)が世界的に感染拡大を示している。我が国では「新型インフルエンザ等対策特別措置法」第 32 条第 1 項の規定に基づき、本年 2020 年 4 月 7 日に緊急事態宣言が出された。これに伴うロックダウン措置などにより、経済活動に大きな制約が加わったことは記憶に新しい。中でも、人の移動に大きな制約が課されることとなり、訪日外国人は一時ほぼゼロ近くまで減少したと報じられている。特に、関西地方は我が国の西方に位置することからアジア大陸とも相対的な距離が近く、インバウンド消費の恩恵が決して無視できない。本稿では、訪日外国人やインバウンド消費の決定要因について分析を試みる。その際、通常の経済学で想定する所得要因と価格要因のほかに、データとして明示的に把握できない何らかの観測不能変数が存在するかどうかを検証した。検証の結果、訪日外国人客数やインバウンド消費の決定要因について、観察される所得要因を超える観測不能な要因が定量的に把握できた。観測可能な要因と観測不能な要因との乖離については、メディアで報道されたエピソードなどと整合的といえる。

1. はじめに

2003 年の通常国会冒頭における小泉総理大臣(当時)の「施政方針演説」に観光振興の方針¹が盛り込まれ、その後、政府において累次の「ビジット・ジャパン」計画が策定された効果のほか、中国をはじめとする近隣アジア諸国の所得増加に伴い、我が国への外国人訪問客数が大きく増加している。これに伴い、いわゆるインバウンド消費と呼ばれる訪日外国人客の購買活動も大きく伸びている。SNA ベースのインバウンド消費をプロットすると、図 1 の通りである。

図 1: 我が国におけるインバウンド消費の推移 (単位: 10 億円)



(出典) 内閣府四半期別 GDP 速報

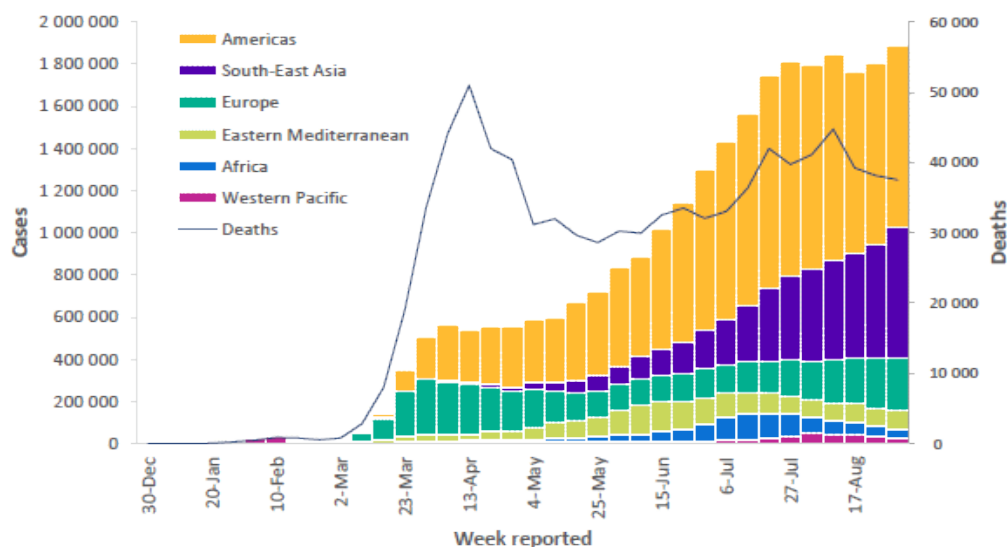
ただし、図 1 のグラフを見ても明らかな通り、2020 年に入って、インバウンド消費は大きく減少を示し、直近でデータが利用可能な 2020 年 4-6 月期には、ほぼほぼインバウンド消費は「蒸発」している。これはいうまでもなく、新型コロナウイルス感染症(COVID-19)の経済的影響であり、世界規模で生産や消費といった経済活動が縮小を余儀なくされていることに加えて、感染拡大防止の観点から観光客などの移動が大きく減少しているためである。世界的な経済活動の停滞としては、例えば、米国の雇用統計を見ると、3 月には 4.4%と歴史的にも低い水準にあった失業率が 4 月に 14.7%まで跳ね上がり、8 月統計で 5 か月ぶりに 1 桁に戻ったものの、まだ 8.4%と高止まりしている。米国では同じく 4 月に 2000 万人を超える雇用者数の減少を記録している。我が国でも失業率はジワジワと上昇の兆しを見せているところであり、

¹ 2003 年第 156 国会における小泉内閣総理大臣施政方針演説(2003 年 1 月 31 日)には、「観光の振興に政府を挙げて取り組みます。現在日本からの海外旅行者が年間約 1600 万人を超えているのに対し、日本を訪れる外国人旅行者は約 500 万人にとどまっています。2010 年にこれを倍増させることを目標とします。」と表明されている。

(<https://www.kantei.go.jp/jp/koizumispeech/2003/01/31sisei.html>; 2020 年 9 月 10 日閲覧)

2020年9月に内閣府から公表された4-6月期の実質GDPは前期比年率で-30%近い統計史上最大の落ち込みとなった。

図 2: Number of COVID-19 cases reported weekly by WHO region, and total deaths



(出典) WHO "Weekly Epidemiological Update," 7 September 2020

URL: <https://www.who.int/docs/default-source/coronaviruse/situation-reports/20200907-weekly-epi-update-4.pdf>; 2020年9月10日閲覧

(注) 2019年12月30日の週から2020年9月6日の週までの週次データであり、WHOの地域カテゴリは凡例にある通り。

世界的な COVID-19 の感染及び死亡数については図 2 の通りであり、直近でデータが利用可能な2020年9月上旬になっても感染者数は高止まりしており、まだ終息に向かいつつあるかどうかは不明であるといわざるを得ない。なお、COVID-19 に起因する経済活動の停滞については、いくつかの見方が示されている。例えば、通常は、需要ショックから生じる景気停滞が、Guerrieri et al (2020)では現在の経済停滞はケインズ的な供給ショックから生じたのではないかと、として2部門モデルによる説明が試みられている。このモデルに基づけば、シャットダウンされている部門があるために、通常の財政政策による波及効果が小さくなる恐れあることから、対人接触の多い職場を閉鎖した上で、その部門の労働者に賃金保証を支給するのがファースト・ベスト、すなわち、"closing down contact-intensive sectors and providing full insurance payments to affected workers can achieve the first-best allocation" であると結論している。ただ、本稿ではこういった COVID-19 に起因する経済の停滞については、理論モデル、実証とも深入りすることは避けることとする。

本稿では、理論モデルより実証的な研究を指向し、COVID-19 の経済的な影響を定量的に把握するため、我が国への訪日外国人客数やインバウンド消費が、どのような要因で決まるかについて、定量的な分析を試みる。もちろん、これだけ、国内で訪日外国人が増加し、図 1 にもあるように、新型コロナウィ

ル感染症(COVID-19)の拡大前にはインバウンド消費も大きく増加を示していたことから、訪日外国人やインバウンド消費に関する研究はそれなりに蓄積されていることはいうまでもない。しかしながら、稲田・松林 (2019)やみずほ総研 (2018)では数量的な分析を行っているが、今までの研究成果は定量的な要因分析の研究成果は決して多くない。例えば、宮島(2019)のように背景説明に終始していたり、辻本(2018)や黄 (2017)のようにマイクロな購買活動を分析していたり、後に見るように、アジアからの訪日外国人が圧倒的多数を占めているにもかかわらず、石田ほか (2019)のように米国人の日本への観光意欲の決定要因を分析していたり、となっている。²

このため、本稿では、簡単な線形の関数推計を行うとともに、観測不能な要因について状態空間モデルに基づく推計を行った。結果を先取りすれば、訪日外国人客数やインバウンド消費について、近隣アジア諸国の所得が大きな決定要因となっていることが明らかになる一方で、価格要因としての為替レートはほとんど説明力を持たないことが示された。また、観測不能な所得要因を超える訪日誘因については、VAR(1)プロセスに基づく状態空間モデルを推計し、第 1 に、2009-10 年の時期におけるリーマン・ブラザーズの破綻と尖閣諸島領有問題の影響、また、第 2 に、2011 年 4-6 月期の東日本大震災とその後の福島第一原発事故に起因すると考えられる影響³、最後に、第 3 に、2020 年に入ってから COVID-19 の感染拡大に起因すると見なされる影響、などが定量的に把握できたと考えている。

本稿の構成は、この序章、はじめにを別にすれば、以下の通りである。すなわち、第 2 章で説明変数及び被説明変数に用いるデータをソースとともに明らかにする。第 3 章で単純な線形関数を示して、その回帰結果を得た後、状態空間表現されたモデルを明らかにし、その推計結果を示す。そして、終章でデータの制約、モデルの定式化、推計方法に関して、いくつかの残された将来の課題について言及する。

なお、本稿における線形関数や状態空間モデルの推計には STATA16 を用いた。

2. データ

一般的な定式化として、訪日外国人客数や SNA ベースのインバウンド消費を被説明変数とし、所得要因と価格要因を考える。Yoshioka (2003)では、バリ島訪問客数(arrivals)に対する爆弾テロの影響を所得要因だけで推計しているが、通常は、価格要因についてもひとまず考えるべきであろう。このため、表 2 のデータを使った。なお、これら時系列データの頻度については、月次データについては適切な方法で四半期化している。すなわち、訪日外国人客数では月次データを四半期に足し上げ、実質実効為替レートは期中平均を取っている。所得要因の説明変数となる GDP 指数及び被説明変数であるインバウンド消費については、SNA 統計であるため、もともとの公表データの頻度が四半期となっている。なお、月次データを用いるべきでない最大の要因は、中華圏の春節の存在である。すなわち、近年では中華圏から春節休暇に訪日する例が多く見受けられるが、中華圏の春節は旧暦に基づいており、我が国を含めて広く世界で用いられているグレゴリオ暦では、その年により 1 月であったり、2 月であったり、あるいは、春節後の

² 国土交通省や政府観光局などの政策当局による白書を含むレポートもあるがここでは取り上げない。

³ 東日本大震災は 2011 年 3 月 11 日に発生しており、その後の福島第一原発事故とともに、これらの影響は 2011 年 1-3 月期よりも 4-6 月期により大きく現れる。

休暇期間が1月から2月に渡って月をまたいだりする。⁴このため、中華圏からの訪日外国人数が年によって1月と2月で大きく振れることとなり、月次データは避けるべきである。

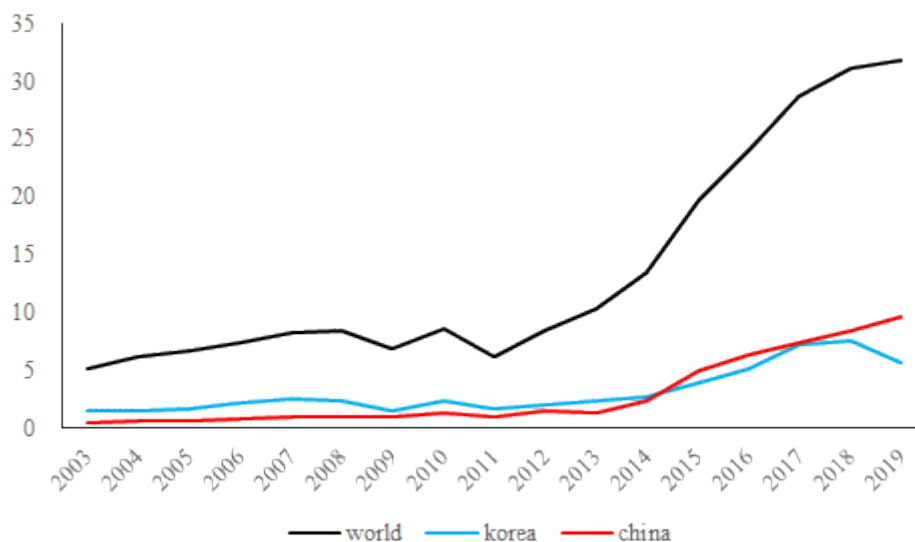
表 1: データの詳細と出典

使用データ	出典と URL
訪日外国人客数	政府観光局訪日外客統計 https://www.jnto.go.jp/jpn/statistics/data_info_listing/
インバウンド消費	内閣府 SNA 統計 https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/sokuhou/sokuhou_top.html
所得要因 (GDP 指数)	IMF <i>International Financial Statistics</i> https://data.imf.org/
価格要因 (実質実効為替レート)	日銀統計 https://www.boj.or.jp/statistics/market/forex/jikko/index.htm/

(出典) 著者

まず、被説明変数のひとつである訪日外国人客数については、国別に月次のデータが政府観光局から公表されている。公表は2003年1月からであり、最近までの推移を年次データに足し上げてプロットすると図2の通りである。

図 3: 訪日外国人数の推移 (単位: 百万人)

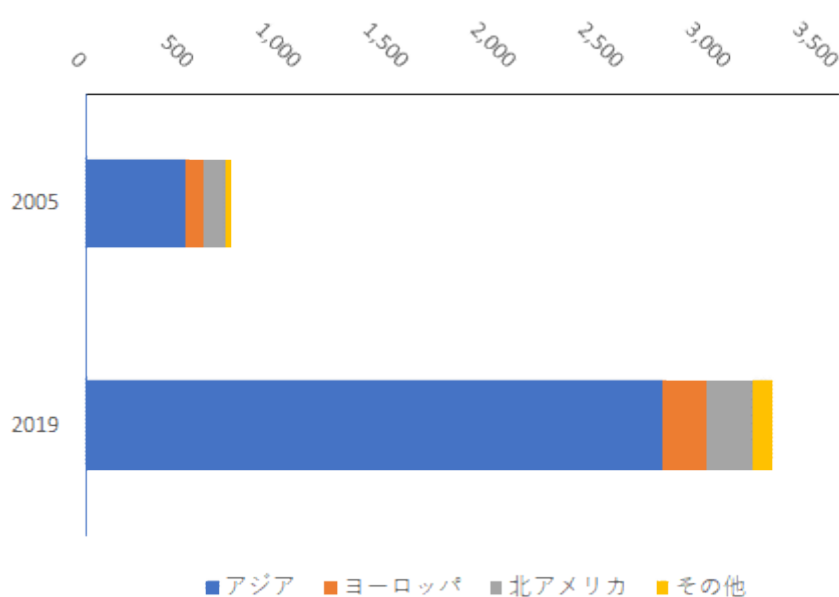


(出典) 政府観光局訪日外客統計

⁴ 例えば、2015年の春節は2月19日、2016年は2月8日だったが、2017年は1月28日、そして、2018年は2月16日、2019年は2月5日と、2月に戻っていた。

図 3 から訪日外国人客数が 2010 年代半ばから急速に増加しているのが見て取れる。世界全体からの訪日外国人客と足並みをそろえて増加テンポが大きくなったのが中国からの訪日客であり、2015 年には韓国を抜いている。特に、韓国については昨年 2019 年に減少を見せており、対日感情の悪化などの国内世論の動向に起因する可能性が考えられる。

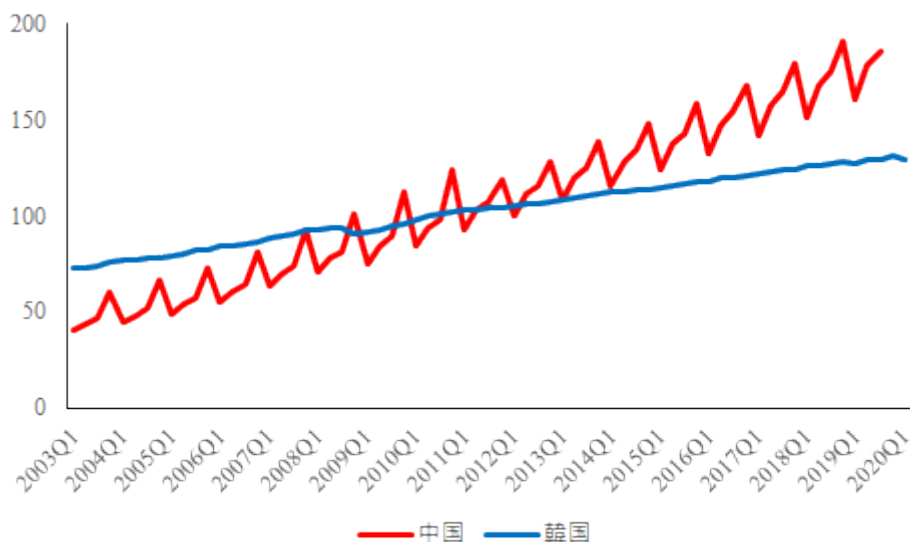
図 4: 訪日外国人客の国別構成 (単位: 万人)



(出典) 政府観光局訪日外客統計

図 4 では、その訪日外国人客数について、2005 年と 2019 年の地域別の構成を報告している。統計上の地域のカテゴリは図 3 に示したアジア、ヨーロッパ、北アメリカのほかに、アフリカ、南アメリカ、オセアニア、その他となっているが、アジア・ヨーロッパ・北アメリカ以外はその他で集計した。2019 年の年計でアフリカからの訪日客数はわずかに 5.5 万人、南アメリカは 11.1 万人、オセアニアは 72.2 万人であり、アジアが 2682 万人 84.1%と圧倒的な構成割合を占めている。したがって、図 4 にカテゴリとして明示したヨーロッパ、北アメリカまで含めて、当然ながら、その他として足し上げたアフリカ、南アメリカ、オセアニア、といった地域は、アジアほど推計に当たって重要性が高くないといえる。また、図 3 及び図 4 から明らかな通り、2005 年の訪日外国人客数はまだ 623 万人にとどまっていた一方で、直近で年データが利用可能な 2019 年には 3188 万人に増加し、14 年間で 5 倍近くに拡大している。もちろん、我が国政府の観光振興政策も効果あった可能性は否定しないが、アジア諸国の訪日外国人客数が大きく増加した最大の要因のひとつは、最近の所得の増加であることは明らかであろう。

図 5: 中国と韓国の GDP 指数の推移 (単位: 2010 年=100)



(出典) IMF *International Financial Statistics*

もうひとつの被説明変数であるインバウンド消費については、すでに図 1 で示してある。SNA ベースの 2011 年基準の固定価格⁵である。そして、同じ SNA ベースの変数ながら、説明変数として、近隣アジア諸国を代表して中国と韓国の GDP 指数(2010 年=100)を用いた。図 5 はそれらをプロットしている。いずれも IMF *International Financial Statistics (IFS)*から、韓国は変数名 NGDP_R_K_SA_IX を、そして、中国は変数名 NGDP_R_K_IX を取っている。ただ、見て明らかのように、中国の GDP 指数は季節調整していない原系列しか提供されていない一方で、逆に、韓国の GDP 指数は季節調整済みの系列しか公表されていない。季節調整済みの系列を原系列に戻すことは不可能であり、やむを得ないので、中国の GDP 指数を米国センサス局法 X-12 のデフォルト・オプションにて季節調整した。加えて、先に取り上げた訪日外国人客数、さらに、後に取り上げる実質実効為替レートについても同様の方法で季節調整した。これら 3 変数の季節調整の結果については図 6 で報告している。なお、季節調整の際、IMF *IFS* では中国の GDP 指数を 2019 年 7-9 月期までしか収録していないため、中国国家統計局のサイト⁶にある GDP 統計で直近 2020 年 1-3 月期まで延伸した。季節調整法について、米国センサス局ではすでに X-13-SEATS を公表していて利用可能となっているが、野木森 (2013)及び奥本 (2015)などで指摘されているように、X-12 と X-13 では大きな違いはないと考えている。所得要因としての中国と韓国の GDP 指数は、既存研究の Yoshioka (2003)⁷にならって、季節調整を行った上で両国の GDP 指数の幾何平均を取った。

⁵ いわゆる実質値である。

⁶ <http://www.stats.gov.cn/english/> 2020 年 9 月 10 日閲覧。詳細は本稿末の付録参照。

⁷ Yoshioka(2003)では、バリ島訪問客数の被説明変数に対する説明変数として、米国・日本・豪州の所得の幾何平均を用いている。

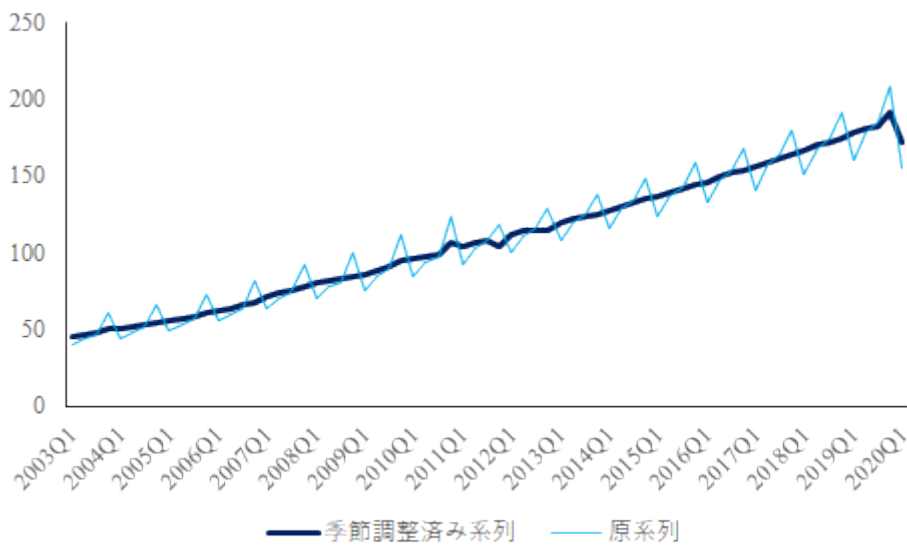
図 6: 季節調整済みのデータの比較

(1) 訪日外国人客数 (単位: 百万人)



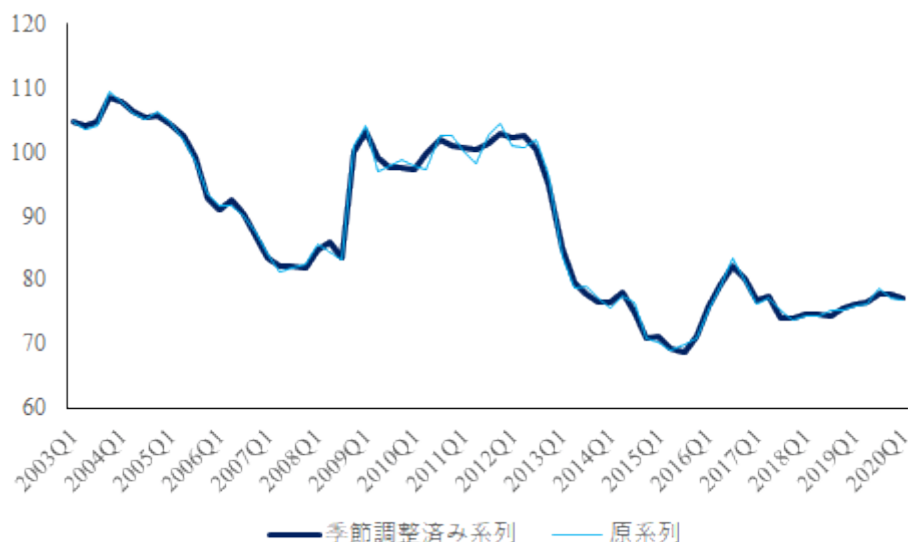
(出典) 政府観光局訪日外客統計及び著者による季節調整

(2) 中国 GDP 指数 (単位: 2010 年=100)



(出典) IMF *International Financial Statistics* 及び著者による季節調整

(3) 実質実効為替レート (単位: 2010 年=100)



(出典) 日銀統計及び著者による季節調整

図 6 の各グラフの凡例にある通り、いずれもやや色の濃い太線が季節調整済みの系列であり、色がやや薄い細線が季節調整前の原系列である。なお、日銀は、実効為替レートについて、実質と名目の 2 種類を明らかにしているが、説明変数・被説明変数とも、訪日外国人客数といったボリュームやインバウンド消費も 2011 年固定価格の実質値であるので、実質の実効為替レートを用いることにした。⁸この為替レートは GDP 指数の所得要因とともに価格要因として説明変数に加えた定式化ができる可能性がある。

3. モデルと推計結果

先に示したデータを用いて、もっとも単純な線形関数の定式化は、定数項を省略する⁹と以下の通りである。21 世紀に入ってからの日本経済の動向を考慮すると、少なくとも、COVID-19 の感染拡大までは、訪日外国人客のインバウンド消費に対する供給能力は何ら問題がなく、需要要因が訪日外国人客数やインバウンド消費を決定すると考えた。

式 1: 訪日外国人客数・インバウンド消費の決定関数

$$A = \alpha Y + \beta P + \varepsilon$$

ここで、 A 被説明変数、すなわち、訪日外国人客数またはインバウンド消費

⁸ 通常のメディアで報じられる為替レートは 1 ドル当りの単位であるため、1 ドル当りで数が大きくなると円安であるが、伊藤ほか (2011) で指摘されている通り、実効為替レートでは数が大いほど円高となるので注意が必要である。

⁹ 状態空間表現されたモデルでは、もともと定数項を持たない関数もある。

Y	所得要因 (GDP 指数)
P	価格要因 (実質実効為替レート)
α, β	パラメータ
ε	誤差項

見せかけの相関を防ぐため、Dickey and Fuller (1979, 1981)に基づく単位根検定を行い、いずれの変数についても対数 1 階階差の系列で単位根を棄却できることを確認した。式 1 に基づく推計結果は、被説明変数が訪日外国人客数とインバウンド消費の 2 ケースについて、表 2 の通りである。

表 2: 線形関数の推計結果

訪日外国人客数	パラメータ	標準誤差
所得要因 (GDP 指数)	4.982892 ***	-1.183775
価格要因 (実質実効為替レート)	0.0145498	0.4155515
定数項	-0.0533616 **	0.0220602
F 値	9.25 ***	
自由度修正済決定係数	0.1976	
インバウンド消費	パラメータ	標準誤差
所得要因 (GDP 指数)	4.17746 ***	1.482732
価格要因 (実質実効為替レート)	0.0278616	0.5204969
定数項	-0.0388848 *	0.0276313
F 値	4.13 **	
自由度修正済決定係数	0.0854	

(出典) 著者による推計

(注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準、で、それぞれ有意であることを示す。

被説明変数が訪日外国人客数・インバウンド消費のいずれのケースも、中国と韓国を幾何平均した GDP 指数の所得要因は 1%水準で有意であるのに対して、為替レートの価格要因は有意ではなく、そもそもパラメータの符号が wrong sign である。自由度修正済み決定係数が低いのは説明変数が少ないのでいたし方ないとしても、価格要因としての為替レートは訪日外国人客数やインバウンド消費に対して有効な説明変数ではないと考えざるを得ない。¹⁰また、繰り返しになるが、既存研究でも Yoshioka (2003)では価格要因を含まず、所得要因だけでバリ島訪問客数を推計している。

¹⁰ みずほ総研 (2016)でも、NIEs 諸国は為替の影響が大きいものの、中国に関しては為替の価格要因は有意ではない可能性を示唆している。ただし、本稿やみずほ総研 (2016)と違って、クロスセクションデータの個票を用いた推計ながら、稲田・松林 (2019)では為替要因が十分な有意性を持つとの結果が示されている。

この線形関数の誤差項も興味あるところであるが、本稿では観測不能変数を設定した状態空間モデルを推計して訪日外国人客数とインバウンド消費の実態を把握することを試みた。すなわち、表 2 で見たように、価格要因は有意な影響を示していないことから、これを除外した。その上で、実績の統計で把握される訪日外国人客数とインバウンド消費を実現する観測不能な所得要因を推計し、実績の統計で把握され所得要因との差を明示的に示すことができる。状態空間表現は Yoshioka (2003)では AR(3)過程に基づいているが、本稿では、既存研究のひとつである Hamilton (1994)に基づいて VAR(1)過程を用いた。モデルを数学的に表現すると式 2 の通りである。

式 2: VAR(1)過程に基づく基本モデル

$$\begin{pmatrix} A \\ Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ \alpha_3 & \alpha_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} A_{-1} \\ Y_{-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_A \\ \varepsilon_Y \end{pmatrix}$$

ここで、 A, Y 式 1 に同じ

α_i パラメータ ($i=1, 2, 3, 4$)

ε_i 誤差項 ($i=A, Y$)

式 2 の VAR(1)過程を基本モデルとするが、 A 、すなわち、訪日外国人客数あるいはインバウンド消費はそれぞれの前期値及び所得要因の前期値を対象とする推計を行うとしても、 Y 、すなわち、所得要因たる GDP 指数は訪日外国人客数あるいはインバウンド消費の前期値からの影響は無視できると考えるべきであり、そのため、*a priori* に α_3 はゼロであると仮定した。この仮定に基づく状態空間モデルは式 3 の通りである。

式 3: 状態空間モデル

$$\begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ 0 & \alpha_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{-1} \\ v_{-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_u \\ \varepsilon_v \end{pmatrix} \quad (\text{EQ1})$$

$$\begin{pmatrix} A \\ Y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix} \quad (\text{EQ2})$$

ここで、 A, Y 式 1 及び式 2 に同じ

α_i パラメータ ($i=1, 2, 4$)

ε_i 誤差項 ($i=u, v$)

u, v 観測不能変数

当然ながら、式 3 のうちの(EQ1)が観測不能変数を含む状態方程式 state equation であり、(EQ2)が観測方程式 observation equation である。繰り返しになるが、この定式化はほぼ Hamilton (1994)に基づいている。この式 3 の状態空間モデルを推計した結果が表 3 の通りである。

表 3: 推計結果

訪日外国人客数	パラメータ	標準誤差
a_1	-0.0848807	0.1435191
a_2	0.8897915	0.9729925
a_4	0.6163388 ***	0.1048547
分散(A)	0.0185983 ***	0.0031993
分散(Y)	0.0002418 ***	0.0000416
共分散(A, Y)	0.0009241 ***	0.0002883
Wald 統計量	38.16 ***	
インバウンド消費	パラメータ	標準誤差
a_1	-0.2172929 *	0.1313915
a_2	1.130062	1.107865
a_4	0.6147936 ***	0.1047484
分散(A)	0.0249878 ***	0.0042905
分散(Y)	0.0002412 ***	0.0000414
共分散(A, Y)	0.0008479 ***	0.0003214
Wald 統計量	38.84 ***	

(出典) 著者による推計

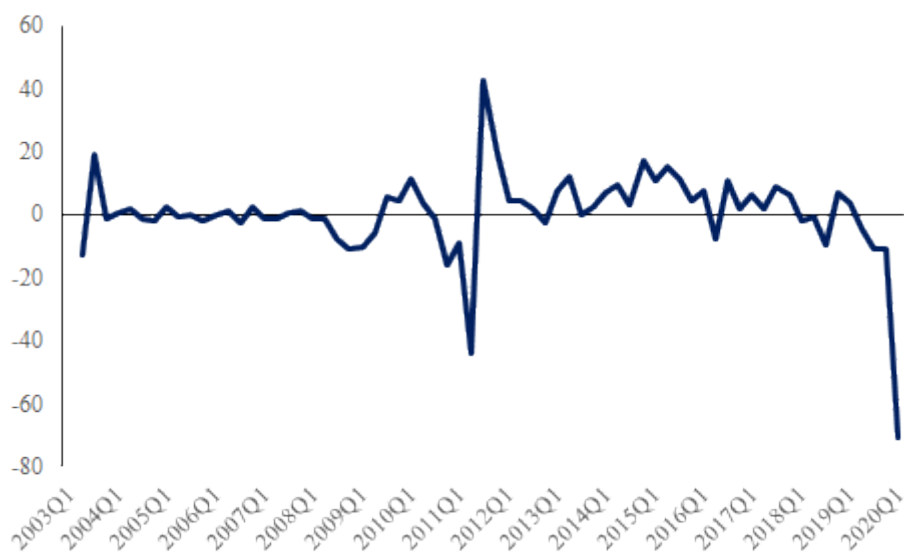
(注) ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準、でそれぞれ有意であることを示す。

上の推計結果に基づき、被説明変数として設定した訪日外国人客数・インバウンド消費の実績値に整合的な所得要因を観測不能変数として取り出し、統計実績値である観測された GDP 指数の所得要因との差を得ることができる。なお、この系列の単位については不明だが、もともとの季節調整する前の中国および韓国の GDP 指数の単位は、IMF *IFS* に従えば、2010 年=100 である。ただし、中国の GDP 指数を季節調整した時点で 2010 年=100 の単位は厳密には成立していないと考えられる。加えて、中国と韓国の幾何平均を取っているので、さらに 2010 年=100 の指数基準からズレを生じている可能性も想定されないわけではないが、2010 年=100 の指数から大きく外れてはいないと考えて差し支えないであろう。¹¹

¹¹ 季節調整された中国の GDP 指数と韓国の GDP 指数の幾何平均である所得要因のデータについて、試みに 2010 年の 4 四半期平均と計算すると 99.9 であったので、一応、それほど大きな誤差なく 2010 年=100 が成り立っていると考えられる点は付言しておく。したがって、図 7 の単位も 2010 年=100 との表記で差し支えないものとする。

図 7: 所得要因の差分 (単位: 2010 年=100)

(1) 訪日外国人数ベース



(2) インバウンド消費ベース



(出典) 著者による推計

図 7 は実績値として観測される所得要因、すなわち、GDP 指数からの推計値の乖離幅をプロットしている。観測されている統計などと数量的には比較できず、定性的な比較となるが、特に指摘しておくべき点が 4 点あると考えている。まず、第 1 点は 2008 年から 2009 年にかけて、米国のサブプライム・バブルの終焉、特に、リーマン・ブラザーズ破綻などに伴う所得低下を超えて、訪日外国人数やインバウンド消費の下振れが生じている可能性がある。これに、同じ時期には中国との尖閣諸島領有問題の深刻化による対日イメージの悪化があり、両者の影響が明瞭に現れている。中国との尖閣諸島領有問題については、

実際に、メディアなどでトピックとして現れるのは、2010年5月に当時の石原東京都知事による尖閣諸島の買収発言であるとか、2010年9月に海上保安庁の巡視船に衝突した中国漁船の船長の逮捕であろう。ただし、それらのエピソードの前の2008年後半から中国の対日イメージは悪化しており、米国のサブプライム・バブル崩壊の影響とともに、図7に明瞭に現れている。一時、2009年終わりから2010年年初にリバウンドを示した後、2010年10-12月期にさらに悪化し、2011年1-3月期にはマイナスながら上向きになったものの、第2点として、東日本大震災とそれに起因する福島第一原発の事故により、2011年4-6月期に大きなマイナスを記録した。対数1階階差で推計していることから、その後のリバウンドも観察されるが、2020年1-3月期のCOVID-19の影響と見られるマイナスが現れるまで、この2010年4-6月期のマイナスの下振れがそれまでの期間の最大を記録している。第3に、その後、2013年から2017年にかけてはおおむねプラスを記録している期間が長い。対日イメージの回復も考えられる一方で、平均的な所得向上以上に富裕層の所得が増加して訪日外国人客数やインバウンド消費を押し上げている可能性が指摘できる。最後の第4点は、いうまでもなく、2020年に入ってからCOVID-19の影響である。訪日外国人客数ベースでも、インバウンド消費ベースでも、既往最大のマイナスを記録している。COVID-19による所得の減少以上に、ロックダウン措置に近い移動制限や Guerrieri et al (2020)で指摘されている対人サービス部門が日本サイドでの供給制約があった可能性を示唆している。もっとも、本稿のモデルでは外国サイドの需要要因により訪日外国人客数やインバウンド消費が決まる定式化になっており、この2020年におけるCOVID-19に起因する日本サイドの供給制約は明示的にはモデルに取り込まれていない点は注意が必要である。

4. まとめと残された課題

表4に示された状態空間モデルの推計結果は、観測不能な状態変数のパラメータに有意性ないものも一部に見受けられるが、モデル全体として評価すれば、分散・共分散については満足すべき有意性が示されている。さらに、統計的に観測された実績の所得要因を超える上振れた訪日外国人客数やインバウンド消費をもたらす観測不能な所得要因との差を図7にプロットしたところ、一般にメディアなどで接することができるエピソードなどの情報と比較して、十分に説得力あるものであるといえる。従って、基本的に本稿での推計は成功したと考えている。ただし、問題点や将来の課題がまったくないわけでもなく、データの制約、モデルの定式化、推計方法の3点について、以下のような残された課題を指摘して本稿を締めくくりたい。

第1にデータの問題である。本稿では最近時点でのアジアからの訪日外国人客数が大きく伸びていることに着目して中国と韓国のGDP指数を所得要因として用いた。しかしながら、実は、台湾からの訪日客も無視しえないボリュームに達している。政府観光局による2019年データでは、世界全体からの訪日外国人客数3188万人に対して、中国959万人、韓国558万人、台湾489万人となっており、台湾の構成比が15%を超えているのも事実である。図4に示したように、アジア全体として2682万人であるので、アジアに着目することは十分に理由があるが、台湾を含めない点については今後の改善点と考えている。台湾を含めなかった唯一最大の原因は、中国や韓国と同じベースでの台湾の所得要因データが得られなかったことである。この点は、将来的にはGDP指数を推計するなどの工夫が必要かもしれない。加え

て、為替レートの価格要因が有意性を持たなかったことは、訪日外国人は主として富裕層であり、価格感応度が低い可能性が考えられる。しかし、みずほ総研 (2016)の例があるとはいえ、マクロデータの推計ではやや不思議である。別の価格要因があるかどうか、これも今後の課題としたい。データの課題としては、最後に、SNS が訪日外国客やインバウンド消費にどのような影響を及ぼすかについて、狭い地域でインタビューをした結果を示した脇本ほか (2019)のような研究¹²も出始めているが、これも将来の課題と考えている。¹³

第2にモデルの定式化については、過去の研究成果である Yoshioka (2003)では AR 過程を仮定し、AR(3)により推計しているが、本稿では Hamilton (1994)に従って VAR(1)過程に従った定式化を取った。そもそも、状態空間モデルで推計する観測不能変数がどのような確率過程に従うか、また、その確率過程におけるラグ次数はいくらであるか、については *a priori* に決まらないことは自明であろう。経済学の文献では、Stock and Watson (1989, 1990)が状態空間モデルの一例であるダイナミック・ファクター・モデルを用いて観測不能な景気指標を推計したことが嚆矢となり、AR(2)過程を用いる文献が数多く見受けられる。例えば、Stock and Watson (1989, 1990)の推計方法を日本に応用した大日 (1992)や長崎県域に適用した吉岡 (2010)でも、同様に AR(2)が取られている。この他に、Harvey (1993)では ARMA(1,1)過程が取られており、経済学分野では谷崎 (1993)、また、経済学以外の文献では、例えば、生態学における深谷 (2016)などでは、さまざまな応用例が示されている。確率過程やそのラグ次数といったモデル選択については、Akaike (1973, 1977)による赤池情報量規準(AIC)などを用いることも可能であろうが、たとえ、何らかの情報量規準を用いるにせよ、試行錯誤にならざるを得ない。

第3に推計方法、すなわち、モデルの解法である。すなわち、Kalman (1996)で示されたカルマン・フィルターを用いて最尤法で解く際のアルゴリズムの選択である。基本的には、経済学の領域では Berndt et al (1974)に基づく BHHH 法がもっともポピュラーに見える。しかし、カルマン・フィルターそのものがすでに 60 年を経過したアルゴリズムであり、De Jong (1988, 1991)や De Jong and Chu-Chun-Lin (1994)でも新しい解法が示されている。ほかにも、STATA に実装されている最尤法の解法アルゴリズムについては、Gould et al (2010)に詳しい。本稿では、先行研究の Purba et al (2018)や Willis et al (2020)といった最新の成果を参考に、Newton-Raphson 法¹⁴を用いた。この推計アルゴリズムの選択についても、これから発表されるものも含めて、最新の研究成果を参照しつつ、最終的には、試行錯誤しかないのかもしれない。

¹² 脇本ほか (2019)では、地域的には沖縄だけを対象としている。

¹³ 本稿では、日本の供給サイドの要因は基本的に無視したが、稲田・松林 (2019)やみずほ総研 (2016)では、ビザ要件緩和の影響も考慮している。国別推計ではダミー変数で対応することとなるが、本稿のようにマクロでの推計では既存研究はほとんど見かけない。

¹⁴ BHHH 法や Newton-Raphson 法のほかに、Davidon-Fletcher-Powell 法や Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno 法などのアルゴリズムも STATA では利用可能であるが、本稿では深入りせず、Gould et al (2010)に譲る。

(references)

- Akaike, H. (1973) "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle," in *Second International Symposium on Information Theory*, (eds.) B.N. Petrov and F. Csaki, Akademiai Kiado, pp.267-81; Budapest
- Akaike, H. (1977) "On entropy maximization principle," in *Applications of Statistics*, (ed.) P. R. Krishnaiah, North-Holland, pp.27-41; Amsterdam
- Berndt, E., B. Hall, R. Hall, and J. Hausman (1974) "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement* 3 (4), 1974, pp.653-65
- De Jong, P. (1988) "The likelihood for a state space model," *Biometrika* 75, 1988, pp.165-69
- De Jong, P. (1991) "The diffuse Kalman filter," *Annals of Statistics* 19, 1991, pp.1073-83
- De Jong, P., and S. Chu-Chun-Lin (1994) "Stationary and non-stationary state space models," *Journal of Time Series Analysis* 15, 1994, pp.151-66
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller, (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74, 1979, pp.427-31
- Dickey, David A., and Wayne A Fuller, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica* 49(4), July 1981, pp.1057-72
- Gould, W. W., J. S. Pitblado, and B. P. Poi (2010) *Maximum Likelihood Estimation with Stata. 4th ed.*, STATA press; College Station, TX
- Guerrieri, Veronica, Guido Lorenzoni, Ludwig Straub, and Iván Werning (2020) "Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?" *NBER Working Paper No.26918*, April 2020
- Hamilton, J. D. (1994) "State-space models," in *Vol. 4 of Handbook of Econometrics*, (eds) Engle, R.F. and D.L. McFadden, Elsevier, pp.3039-80; Amsterdam
- Harvey, A.C. (1989) *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press
- Harvey, A. C. (1993) *Time Series Models. 2nd ed.*, 1993, MIT Press; Cambridge, MA
- Kalman, Richard E. (1960) "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems," *Journal of Basic Engineering* 82 (Series D), 1960, pp.35-45
- Purba, Switamy Angnitha, Sutarman and Open Darnius (2018) "Maximum Likelihood Based on Newton Raphson, Fisher Scoring and Expectation Maximization Algorithm Application on Accident Data," *International Journal of Advanced Research* 6(1), January 2018, pp.965-69
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1989) "New Indexes of coincident and leading economic indicator," *NBER Macroeconomic Annual 1989*, 1989, pp.351-94
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1990) "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," in *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Lahiri,

- Kajal and Geoffrey H. Moore (eds.), Chapter 4, Cambridge University Press, 1990, pp.63-89; Cambridge
- Willis, Brian H., Mohammed Baragilly, and Dyuti Coomar (2020) "Maximum likelihood estimation based on Newton-Raphson iteration for the bivariate random effects model in test accuracy meta-analysis," *Statistical Methods in Medical Research* 29(4), April 2020, pp.1197-1211
- Yoshioka, Shinji (2003) "Preliminary Estimation of Impact of Bali Tragedy on Indonesian Economy: Analysis by ARIMA, State Space and Input-Output Models," *TSQ Discussion Paper Series 2002/2003-No.8*, January 2003
- 石田祐・宮錦三樹・岩崎邦彦・藤澤由和 (2015)「日本への観光意欲の決定要因 -アメリカ人を対象にしたアンケート調査による実証分析-」、『日本国際観光学会論文集』第 22 巻、2015 年、pp.109-14
- 伊藤雄一郎・稲場広記・尾崎直子・関根敏隆 (2011)「実質実効為替レートについて」、日銀レビュー 2011-J-1、2011 年 2 月
- 稲田義久・松林洋一 (2019)「『訪日外国人消費動向調査』個票データを用いたインバウンド需要の計量分析」、APIR Trend Watch No.56、アジア太平洋研究所、2019 年 8 月
(URL: https://www.apir.or.jp/wp/wp-content/uploads/APIR_Trend_Watch_56_Final.pdf; 2020 年 9 月 10 日閲覧)
- 大日康史 (1992)「日本における確率的景気指数の開発」、『経済学論叢』第 44 巻第 1 号、同志社大学、1992 年、pp.25-60
- 奥本佳伸 (2015)「季節調整法プログラム センサス局法 X-12-ARIMA と X-13ARIMA-SEATS を日本の 2 つの経済統計データに適用した結果の比較」、『千葉大学経済研究』第 29 巻第 4 号、2015 年 3 月、pp.241-59
- 黄愛珍 (2017)「訪日中国人観光客の旅行とインバウンド消費の動向」、『アジア研究』第 12 巻、静岡大学人文社会科学部アジア研究センター、2017 年 3 月、pp.25-40
- 谷崎久志 (1993)『状態空間モデルの経済学への応用 - 可変パラメータ・モデルによる日米マクロ計量モデルの推定』、神戸学院大学経済学研究叢書、1993 年
- 辻本法子 (2018)「インバウンド観光における中国人旅行者の観光土産の購買行動 -購買行動の変化とブランド認知について-」、『桃山学院大学総合研究所紀要』第 44 巻第 1 号、2018 年 7 月、pp.41-55
- 野木森稔 (2013)「季節調整法に関する最近の動向: X-12-ARIMA から X-13ARIMA-SEATS へ」、『季刊国民経済計算』第 150 号、2013 年 3 月、pp.41-58
- 深谷肇一 (2016)「状態空間モデルによる時系列解析とその生態学への応用」、『日本生態学会誌』、第 66 巻第 2 号、2016 年、pp.375-89
- みずほ総研 (2016)「インバウンド需要の決定要因: 円高は中国よりも NIEs 諸国で影響大」、2016 年 2 月
(URL: <https://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/insight/jp160219.pdf>; 2020 年 9 月

10 日閲覧)

- 宮島良明 (2019)「インバウンドブームと北海道観光: 訪日外国人観光客急増の背景と今後の課題」、
『北海学園大学開発論集』第 103 号、2019 年 3 月、pp.77-95
- 吉岡真史 (2010)「確率的景気指標による長崎地域経済の研究: 長崎経済の定型化された事実の
検証」、『地域学研究』第 40, 巻第 3 号、2010 年、pp.795-807
- 脇本忍・姜思義・大西隆士 (2019)「沖縄におけるインバウンド市場調査-中国人観光客の消費者行
動と SNS の関係性-」、『聖泉論叢』第 26 号、2019 年、pp.1-12

(付録)

- 中国の GDP を参照した中国国家统计局のサイトは以下の通り。いずれも、2020 年 9 月 10 日に閲覧。
- 2019Q3: http://www.stats.gov.cn/english/PressRelease/201910/t20191021_1704329.html
- 2019Q4: http://www.stats.gov.cn/english/PressRelease/202001/t20200120_1724023.html
- 2020Q1: http://www.stats.gov.cn/english/PressRelease/202004/t20200420_1739811.html

Analysis of the Determinants of Foreign Visitors to Japan and Their Inbound Consumption: Application of State Space Model Based on VAR Process

(abstract)

The coronavirus disease (COVID-19) is going worldwide pandemic. In Japan, based on the provisions of Article 32, Paragraph 1 of the "Act on Special Measures Concerning Pandemic Influenza, etc.," a state of emergency was declared on April 7, 2020. It is fresh in our memory that economic activities have been severely restricted by the lockdown measures that accompany this. In particular, it is reported that the number of foreign visitors to Japan has temporarily decreased to nearly zero due to the imposition of major restrictions on the movement of people. Among those, since the Kansai region is located to the west of Japan, it is relatively close to the Asian continent, and the benefits of inbound consumption may not be ignored. This study attempts to analyze the determinants of foreign visitors to Japan and their inbound consumption. At this time, in addition to the income factors and price factors assumed in ordinary economics, we examined whether there were any unobservable variables that could not be explicitly reported in statistics as data. As a result of the verification, we were able to quantitatively understand the unobservable factors that exceed the observed income factors in terms of the determinants of the number of foreign visitors to Japan and their inbound consumption. It can be said that the deviation between observable factors and unobservable factors is well consistent with the episodes reported in the media.