

訪日観光客数の決定要因： グラビティ・モデルを用いた 誘致政策の評価¹⁾

中 澤 栄 一

要 旨

本論文は、ビジット・ジャパン・キャンペーン (VJC) が訪日観光客数に及ぼした効果を評価するため、グラビティ・モデルを用いて訪日観光客数の決定要因を分析し、以下のような主要な結論を得た。

(1) 「自国市場効果」や「国境効果」の存在を前提としたグラビティ・モデルを用いることによって、日本へのインバウンドの観光客数の決定要因を適切に分析することができる。(2) VJCの対象市場と非対象市場に対するVJCの効果は大きく異なる。(3) 推定期間を分割した分析によると、VJCの実施後は重点市場・非重点市場ともにマクロ経済変数の説明力が高まり、日本への旅行者がより敏感に経済的要因に対して反応するようになった。(4) 同じ時期の石油価格の高騰によって、訪日観光客増加に対するVJCの効果が弱められた。

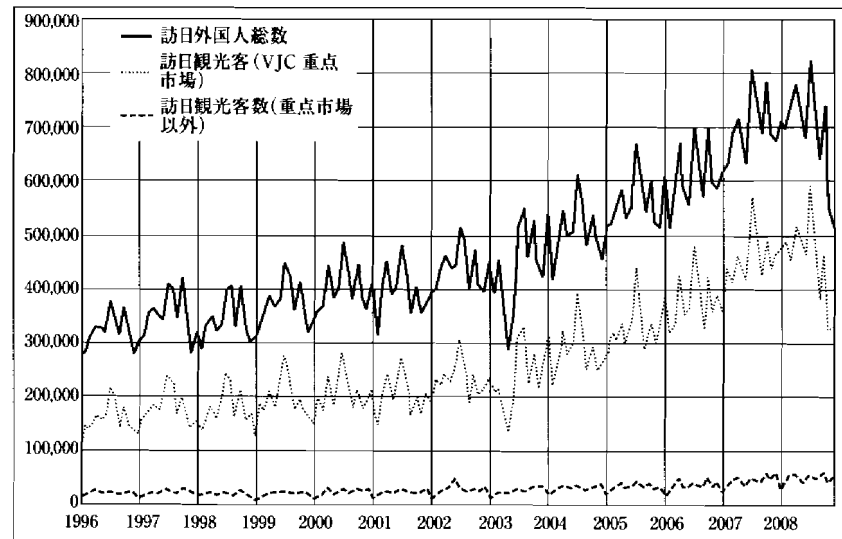
キーワード：ビジット・ジャパン・キャンペーン，観光政策，インバウンド，サービス貿易，グラビティ・モデル

1. はじめに

平成15年(2003年)1月の第156回国会施政方針演説において、当時の小泉首相が2010年までに訪日外国人旅行者数を倍増させることを目標とする旨の発言をしたことを契機として²⁾、2003年4月1日より「ビジット・ジャパン・

キャンペーン（以下、VJC）が開始されるなど、我が国における観光振興への取り組みが高まっている³⁾。最近では、2006年12月13日に「観光立国推進基本法」が成立し⁴⁾、翌2007年の1月1日より施行、さらには2008年10月1日より国土交通省の外局として「観光庁」が設置された。図1は、1996年からの訪日旅行者数の推移を示しているが、VJCの実施以降、訪日旅行者数および観光客数は着実な増加傾向を示している⁵⁾。また対前年増加率を見ても（図2）、2003年前半こそ重症急性呼吸器症候群（SARS）の流行と重なったため一時的な急落を見せたものの、2004年前半にはそこからの回復幅をさらに上回るほど増加率は上昇した。その後2007年までは、20%前後の安定した増加率を見せ、2008年に入ると世界的な景気の落ち込みと石油価格高騰による国際輸送費の上昇により、訪日旅行者数と観光客数はともに大きく落ち込んだ。

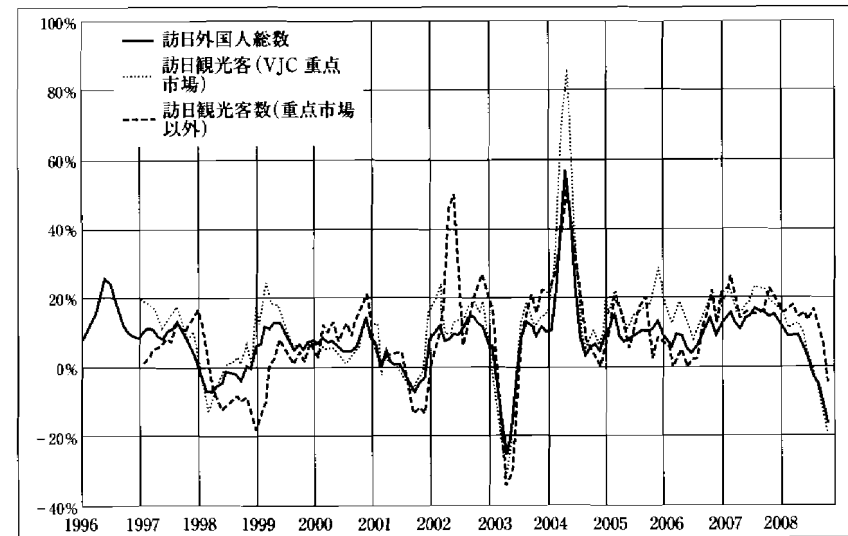
図1 訪日旅行者数の推移（1996年1月～2008年12月）



資料：日本政府観光局（JNTO）「訪日外客統計」。

注：2008年1月以降の値は暫定値。「VJC重点市場」は、韓国、台湾、中国、香港、タイ、シンガポール、米国、カナダ、英国、ドイツ、フランス、オーストラリアの12カ国・地域からの訪日観光客数の合計。

図2 訪日旅行者数の対前年同期増加率（3か月移動平均）



資料：日本政府観光局（JNTO）「訪日外客統計」。1996年の値は、日本旅行業協会「保存版 旅行統計」。

注：2008年1月以降の値は暫定値を計算に使用。「VJC重点市場」は、韓国、台湾、中国、香港、タイ、シンガポール、米国、カナダ、英国、ドイツ、フランス、オーストラリアの12カ国・地域からの訪日観光客数の合計。

本論文の第1の目的は、近年の訪日観光客の増加傾向に対してVJCに代表される政府主導の誘致政策が果たした役割を経済学的に検討することにある。さらに、石油価格の高騰のような外的環境の変化が政策の効果に対してどのような影響を及ぼしたのかについても検討する。そのため、国際貿易の決定要因を分析する際に高い説明力をもつグラビティ・モデル（gravity model）を用いて、訪日観光客数の決定要因を解明する。

グラビティ・モデルは、ニュートンの重力（gravity）または万有引力（universal gravitation）の法則をあらわす方程式を⁶⁾、国際貿易の実証分析に応用する方法である。近年では二国間のツーリズムの分析にグラビティ・モデルを応用した先行研究も蓄積されており、旅行者数の決定要因に関する先行研究の中でも、グラビティ・モデルに基づく分析は、特に説明力が高い

ことが分かっている。

ここで、 i 国と j 国との間の貿易フローを PX_{ij} 、同一の通貨で表示した i 国と j 国の名目国内総生産 (nominal GDP) をそれぞれ Y_i と Y_j 、 i 国と j 国の経済的な中心地間の距離を D_{ij} 、貿易を促進または阻害する効果を持つ「その他の要因」 A_{ij} の関数を $f(A_{ij})$ 、誤差項を ε_{ij} とあらわすと、一般的に用いられているグラビティ・モデルは、

$$PX_{ij} = \alpha_0 (Y_i)^{\alpha_1} (Y_j)^{\alpha_2} (D_{ij})^{\alpha_3} f(A_{ij}) \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

という形をとる。ただし、 α_i は、回帰分析から求められる定数パラメータである。旅行者数を説明した先行研究で「その他の要因」として取り入れられている説明変数は、経済的要因としては、当該財・サービスの価格、為替レート、代替財や補完財の価格など、政治的・制度的要因としては、開放度、二国間の地域経済協定、査証免除措置など、文化的要因としては、共通言語 (特に英語) の使用、共通する宗教、気候条件などが挙げられる。

国際貿易の分析におけるグラビティ・モデルの理論的な背景については、Bergstrand (1985), Harrigan (2002), Feenstra (2004) の第5章などが詳細なサーベイを行っており、また同モデルのサービス貿易への応用に関しては、Kimura and Lee (2006) が詳しい議論を行っている。これらの文献では、伝統的なリカード・モデルやヘクシャー=オリーソン・モデルによって説明される比較生産費に基づいて生じる国際貿易だけでなく、規模の経済や製品差別化に基づく産業内貿易によっても、グラビティ・モデルを理論的に説明できることが明らかにされている。

外国人旅行者の日本への流入を、外国人による日本の旅行関連サービスの輸入と捉えるならば、旅行サービスの貿易は複数の国が相互に輸出入を同時に行う差別化された商品の産業内貿易と捉えることができる。その場合、輸入需要関数モデルや要素比率モデルのように、財の需要側と供給側のうち、いずれか一方の要因のみに焦点を絞った実証モデルよりも、グラビティ・モデルを回帰分析に用いる方が適切であろう。さらに、グラビティ・モデルと密接に関連する国境効果 (border effect)⁷⁾ や自国市場効果 (home market

effect)⁸⁾ の存在も、旅行サービスの貿易に妥当する現象である。すなわち、仮に他の条件が等しい場合であっても、観光客が外国への旅行よりも自国への旅行を選好するようなケースは、国境効果の存在によって説明できる。また自国市場効果の考え方に基づくと、サービスを需要する側の国の経済規模だけでなく供給する側の国の経済規模が観光サービスの国際貿易に大きく影響するような場合は、差別化された商品としての特徴をもつ観光サービスに対する国内需要が大きいこと、つまり、いわゆる「観光資源」の市場が国内で十分に発達していることが、観光サービスの輸出に影響すると解釈することもできる。

本稿の主要な貢献としては、以下のような点が挙げられる。(1) 多数の国から一国へ流入するインバウンドの旅行客数をグラビティ・モデルによって説明する数少ない試みの一つであること⁹⁾、(2) 多くの研究で用いられている横断面 (cross section) データや年次プール・データにとどまらず、四半期のプール・データを用いて、経済構造の変化や季節による変動の影響にも配慮したこと、(3) 経済的な要因としては、GDPや相対物価など伝統的に用いられている説明変数に加えて、石油価格や旅行者の母国の空港アクセスなど輸送コストに影響する変数を明示的に扱ったこと、(4) 文化的な要因としては、先行研究で用いられている宗教要因の代わりに、日本特有の説明変数として漢字文化圏ダミーを導入したこと、(5) VJCや査証免除措置などの政策の効果や、アジア通貨危機、米国同時多発テロ、オリンピック、万国博覧会、SARSなどの外生的な出来事の影響も考慮したこと、(6) 回帰分析の結果に基づき、政府の誘致政策が採られなかった場合や、石油価格が高騰しなかった場合という仮想的なシナリオを仮定した場合の訪日観光客の推計を試みたこと。

以下、第2節では、本論文の回帰分析で用いる基本的なモデルと使用データを説明する。第3節では、まずVJCの効果を示すダミー変数をモデルに導入し、32の旅行者の母国・地域の12年間に亘る四半期データを用いて、誘致政策の効果を検討する。続いて、データを重点市場の対象国・地域と非対象

国に分割し、VJCの政策導入前後を比較することによって、説明変数に対する旅行者数の感応度（弾力性）の変化をも考慮に入れた分析を行う。第4章では政策の評価を行うため、回帰分析の推定結果を用いて、いくつかの仮想的なシナリオに基づく推計を試みる。第5節では、本論文の結論と貢献を総括し、政策的な提言を行うことで本論文を締めくくる。

2. 基本モデルと統計データ

本論文では、被説明変数として、32の国・地域（韓国、台湾、中国、香港、フィリピン、タイ、シンガポール、マレーシア、インドネシア、インド、イスラエル、英国、ドイツ、フランス、ロシア、イタリア、オランダ、スペイン、スイス、スウェーデン、ベルギー、アイルランド、フィンランド、デンマーク、オーストリア、ノルウェー、アメリカ、カナダ、メキシコ、ブラジル、オーストラリア、ニュージーランド）から日本を訪問した観光客数の四半期データを採用し、説明変数としては多くの先行研究で一般的に用いられているものに加えて、我が国への旅行者に影響を与えられられるものの中から、特に誘致政策との関連が高いと考えられるものを選んだ。

グラビティ・モデルによる計量分析に最低限必要な説明変数は、輸入国と輸出国との双方の経済規模をあらわす名目GDPと、両国の距離をあらわす変数との、横断面（cross section）またはプール・データである。本稿ではこれらの変数に加えて、多くの先行研究で採用されている経済変数および非経済変数。さらに32ヶ国・地域の旅行者の母国に関する1996年1月～2008年3月の約12年間に及ぶ四半期のプール・データを用いるため、季節変動をコントロールするための四半期ダミー（ Q_2, Q_3 および Q_4 ）、説明変数の自然増加（減少）傾向をコントロールするためのタイム・トレンド（TREND）を導入した。基本モデルを数式であらわすと、

$$\begin{aligned} \ln TOURIST_{jt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln GDP_{it} + \alpha_2 \ln GDP_{jt} + \alpha_3 \ln DISTANCE_{jt} \\ & + \beta_1 \ln ERI_{jt} + \beta_2 \ln(P_{jt} / P_{it}) + \beta_3 \ln(P_{wt} / P_{it}) \\ & + \beta_4 \ln(OILPRICE_t / P_{it}) + \beta_5 \ln LANDCOST_{jt} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} & + \delta_1 ENGLISH_t + \delta_2 KANJI_t + \delta_3 CHINA_t \\ & + \delta_4 VJC_T_{jt} + \delta_5 VJC_N_{jt} + \delta_6 NOVISA_{jt} \\ & + \tau_1 TREND_t + \sum_{s=2}^4 \tau_s Q_{st} + \sum_{n=1}^N \tau_{n+4} EVENT_t^n + \varepsilon_{jt} \end{aligned}$$

となるが、 $TOURIST_{jt}$ は、 t 期に旅行者の母国（ i ）から日本（ J ）を訪問した観光客数であり、日本政府観光局（JNTO）の『訪日外客統計』の国別・目的別・月次データを四半期に集計したものを用いた。分析の期間については、国別の訪日観光客数の月次データと各国のマクロ経済データの双方が入手可能な1996年第I四半期～2008年第I四半期とした。ただし、中国に関しては、1999年以降しか国民経済計算の四半期データを手に入らなかったため、1999年第I四半期～2008年第I四半期のデータのみを用いた。

GDPのデータについては、国際通貨基金（IMF）の *International Financial Statistics (IFS)* による各国および日本の自国通貨建て名目GDPのデータを、各国通貨の米ドルに対する期中平均名目為替レートで割って米ドル表示に換算したものを用いた¹⁰⁾。ただし、台湾のデータは中華民国行政院主計処の *National Statistics* のウェブサイトから入手した¹¹⁾。

距離（DISTANCE）のデータについては、グラビティ・モデルを用いた多くの先行研究では両国の首都間の大圏コースの距離を用いているが、日本への旅行者のほとんどは空路を用いると考えられるため、実際に旅行者が体感する距離に近いと考えられるデータとして、日本航空または全日空の直行便が飛んでいる国に対しては、両者のマイレージ・チャートを用いて東京と最も近い各国の都市との間の最短マイルをキロメートルに換算したものを用いた。直行便がない場合は、現時点で世界最大の航空連合であるSTAR ALLIANCEのウェブサイト上で提供されているマイレージ計算ソフトを用いて¹²⁾、各国の主要都市から東京行きの乗り継ぎ便のマイル合計のうち最短のものを用いた。

さて、旅行者数の決定要因を計量経済学的に分析した先行研究は数多いが¹³⁾、Bull (1995) は、観光需要に影響を及ぼす経済的要因を以下の3つの

グループに分類している。

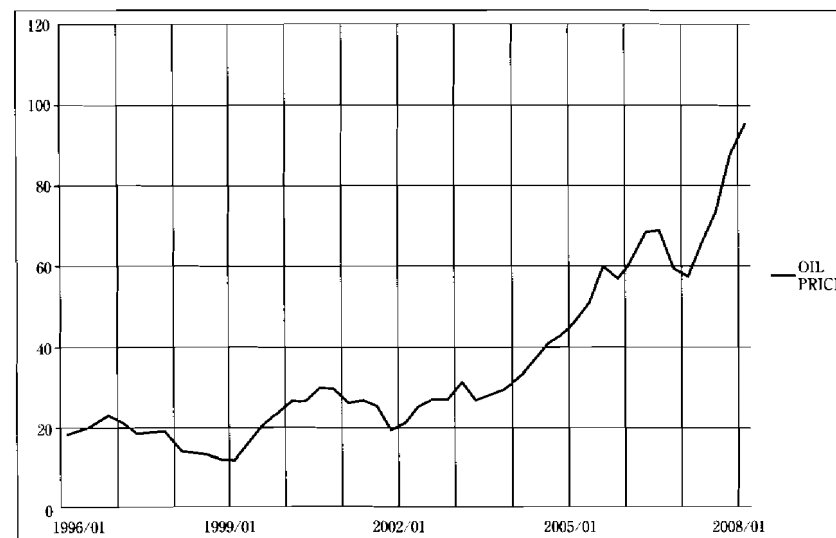
- A. 出発地域の経済変数（個人の可処分所得水準，所得分配，休暇権利，通貨の価値，観光支出に対する課税政策およびコントロール）；
- B. 観光目的地の経済変数（一般物価水準，供給競争の度合い，旅行生産物の質，観光客に対する経済的規制）；
- C. 連携変数（出発地と観光目的地の相対物価，出発地において観光目的地が行うプロモーション活動，為替レート，旅行の時間コスト）。

また，Sinclair and Stabler (1997) の第3章では，単一方程式による観光への需要の推定に関するサーベイを行っており，そこでは，発地 i から目的地 j までの観光需要を説明する代表的な観光需要関数の説明変数として，発地 i の所得，目的地 j および競争的目的地 k と比較した相対価格， i と j と k との関係における為替レート， i と j と k との間の輸送コスト，スポーツ・イベントや政治的動乱のような特別な出来事を考慮したダミー変数，が挙げられている。貿易を促進または阻害する効果を持つ「その他の要因」((1)式の A_{ij}) に関する変数を選択する際には，これらの先行研究を参考にした。

まずマクロ経済変数として，円で表示した各国通貨の名目為替レート指数 (ERI_{jt})，旅行者の母国に対する日本の相対物価 (P_j/P_i)，さらに，日本の提供する旅行サービスの代替財になると考えられる「その他世界」の財・サービスの旅行者の母国に対する相対物価 (P_w/P_i) を説明変数として導入し，旅行客数に対する價格的要因の効果を，為替要因，日本の物価要因，第3国の物価変化による代替効果とに分けて分析を行った。物価のデータとしては，各国の消費者物価指数 (CPI) を計算に用いた。その理由は，観光客は海外旅行サービスを他の消費財・サービスと代替的な消費対象として捉えらるからである。ただし， P_w は対象となる32の国・地域の物価指数を各国のGDPをウェイトとして加重平均して計算している。日本の物価が相対的に高くなると日本への旅行は割高になると考えられるので，(P_j/P_i) の

係数に期待される符号条件は負である。一方，(P_w/P_i) に対する係数は，日本の旅行サービスへの需要の代替財価格に対する交差弾力性と考えられるため，符号条件は正である。また，旅行者の母国の通貨に対して円安（自国通貨の増価）が進むと，日本が提供する旅行サービスが割安になるため， ERI_{jt} の上昇は日本への旅行客数を増加させると予想される。これらのデータは IFS および中華民国の *National Statistics* より入手した。

図3 原油の世界価格の推移（1バレルあたり米ドル、四半期データ）



資料：IMF, *International Financial Statistics Database*.

また，輸送コストに影響する $DISTANCE$ 以外の指標として，石油価格と国内の空港アクセスをあらわす2つの変数を組み入れた。石油価格については，IFSから入手した原油のドル建て世界価格 ($OILPRICE$) の四半期データを旅行者の母国の消費者物価指数でデフレートした相対価格を用いた。この変数を導入した理由は，特に近年の石油価格の高騰が長距離の旅行を思い留まらせる要因となったと指摘されていることを考慮したためである。実際，図3で示したように，回帰分析を行った期間のうちVJC実施後の時期は，世

界の石油価格が大幅に上昇した時期と重なっている。さらに、*LANDCOST* は、各母国の国土面積を国内の空港数で割ったものであり、各国内の空港までのアクセスの困難さをあらわしている。空港数のデータはCIAの*The World Factbook*の1996年版と2008年版の値を平均したものをを用いた。観光客は、空港までのアクセスが困難なほど、日本のように空路を用いる必要がある旅行先よりも陸路や海路で行ける国への旅行を選好すると考えられる。したがって、これらの輸送コストをあらわす変数に期待される符号条件は負である。なお、先行研究では内陸国や島嶼国のダミー変数を説明変数に含めているものも多いが、島国であり外国人にとって空路によるアクセスを前提とする日本の特殊事情を鑑み、これらのダミー変数は用いなかった。

文化的な要因をあらわす指標としては、サービス貿易を扱っている多くの先行研究で通常用いられている英語文化圏ダミー (*ENGLISH*)¹⁴⁾に加えて、漢字文化圏の国に対するダミー変数 (*KANJI*)¹⁵⁾を使用した。なお、最近のいくつかの先行研究で用いられている宗教的要因は、日本に訪れる観光客には関連性が弱いと考えられるため、説明変数には含まなかった。

政治的・制度的要因としては、第一にVJCの実施に対応する期間(2003年第II四半期以降)に1の値をとるダミー変数を導入した。ただし、実証分析に用いた32カ国・地域のすべてに対してVJCのダミー変数を導入して回帰分析を試みたところ、ほとんどの推定結果においてダミー変数に対して統計的に有意な負の係数が得られてしまった。その理由としては、VJCが重点市場として12カ国・地域(韓国、台湾、中国、香港、タイ、シンガポール、米国、カナダ、英国、フランス、ドイツ、オーストラリア)を指定し、旅行会社との連携やメディア・消費者への働きを通じて、認知度向上事業や情報発信を行ってきたため、このような重点市場と、それ以外の非重点市場に対してVJCの実施が異なった効果を及ぼした可能性が考えられる。そこで、ターゲットとなる12カ国・地域に対して2003年第II四半期以降に1をとるダミー変数 (*VJC_T*) と、それ以外の20カ国(フィリピン、マレーシア、インドネシア、インド、イスラエル、ロシア、イタリア、オランダ、スペイン、スイス、ス

ウェーデン、ベルギー、アイルランド、フィンランド、デンマーク、オーストリア、ノルウェー、メキシコ、ブラジル、ニュージーランド)に対して当該期間に1の値をとるダミー変数 (*VJC_N*) の2種類を回帰モデルに追加した。*VJC_T*に対する係数の符号は正となることが期待されるが、*VJC_N*に対する符号は、必ずしも事前に確定できない。即ち、重点市場に対するキャンペーンの正の波及効果が非重点市場にも及ぶ場合は正の効果をもつが、それまで非対象国からの旅行者の誘致にも用いられていた資金や人的資源がVJCの開始後は対象市場に移動してしまったとすれば、非重点市場に対する負の効果が表れることも考え得る。

VJC以外の政策的要因としては、査証免除措置に関するダミー変数 (*NOVISA*) を導入した。これには、外務省と法務省のウェブサイトを参考に、韓国と台湾については2005年第II四半期以降、香港については2004年第II四半期以降、オーストラリアについては1999年第I四半期、シンガポール、イスラエル、EU加盟各国、スイス、アメリカ、カナダ、メキシコ、ニュージーランドについては全期間に、それぞれ1の値をとるダミー変数を用いた。さらに中国に関しては、これまで海外旅行を規制してきたという特殊事情があるため、プール・データを用いた基本モデルには*CHINA*ダミーを導入した。なお、多くの先行研究で用いられている地域経済協定に関しては、日本の場合はまだ限定的にしか進展していないため、今回の推計からは除いた。

日本への観光客数を増減させる効果があると考えられる外生的なショックをコントロールするためのダミー変数 (*EVENT*^{*)}には、(i) 1997:III～1998:IVに1の値をとるアジア通貨・金融危機ダミー (*CRISIS*)、(ii) 1998:Iに長野冬季オリンピック・ダミー (*NAGANO*)、(iii) 2001:IVに米国同時多発テロ事件直後の厳戒態勢をあらわすダミー (*D911*)、(iv) その後の2002:I以降に空港等のセキュリティ強化ダミー (*SECURITY*)、(v) 2002:IIに日韓共催FIFAワールド・カップ・ダミー (*FIFA*)、(vi) 2003:Iに重症急性呼吸器症候群(*SARS*)の流行期間に対応するダミー (*SARS*)、(vii) 2005:II-IIIに愛知万博ダミー (*AICHI*)、の7つを採用した。このうち、(ii)、

(v), (vii) については, イベントへの参加者・観客や関係者の訪問によって, 旅行客数を増加させる効果が期待される. 逆に (i) は, アジアからの潜在的旅行者の所得減少等によって, また (iii), (iv), (vi) については事件・病気などに対する恐れや出入国審査・検査の煩瑣化によって, それぞれ観光客数を減少させる効果をもつと予想される.

分析にあたっては, 四半期の国別プール・データを用いた回帰モデル(「プーリング・モデル1」)の他に, 各国や国のグループに関して期間を通じて同じ値をとる説明変数 (*DISTANCE*, *LANDCOST*, *ENGLISH*, *KANJI*, *CHINA*)の代わりに国別の固定効果 (fixed effect) と変量効果 (random effect) を採用したパネル分析も行い, これと比較するためにプール・データに対して同等の説明変数を探る「プーリング・モデル2」も推定した. ただし, 「プーリング・モデル2」には, 明らかに不均一分散の問題が生ずるため, 日本との距離をコントロールする *DISTANCE* の説明変数を含めた. なお, 「プーリング・モデル2」, 「固定効果モデル」, 「変量効果モデル」の3つのモデル間の選択のために, 「固定効果モデルよりもプーリング回帰モデルが正しい」(「すべての誤差項がゼロである」) という帰無仮説に関する *F* 検定, 「変量効果モデルよりもプーリング回帰モデルが正しい」という帰無仮説に関する χ^2 検定を行う Breusch and Pagan 検定 (B&P test), 「固定効果モデルよりも変量効果モデルが正しい」という帰無仮説に関する χ^2 検定を行う Hausman 検定 (Hausman test) の, 3種類の検定を行い, それぞれ5%有意水準によって3つのモデルの間の序列を判断した.

3. 回帰分析の結果と解釈

分析の手順としては, まずVJCの実施の前後を含む約12年間の四半期データを用いて, 訪日観光客数の決定要因を検討し, 誘致政策の効果を議論する. 次に, 国・地域を重点市場の対象国・地域と非対象国とに分け, さらに分析期間をVJC導入前後に分割して, 説明変数に対する旅行者数の感応度 (弾力性) の変化をも考慮に入れた分析を行う.

表1 全期間の32の国・地域のデータを用いた回帰分析 (1996:I-2008:II)

| | (1.1) | (1.2) | (1.3) | (1.4) |
|---|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| | プーリング・モデル1 | プーリング・モデル2 | 固定効果モデル | 変量効果モデル |
| <i>GDP_{it}</i> | 0.418*** (35.19) | 0.405*** (19.70) | 0.847*** (8.42) | 0.626*** [8.58] |
| <i>GDP_{jt}</i> | 0.787** (1.87) | 1.002* (1.58) | 0.385* (1.55) | 0.638*** [2.66] |
| <i>DISTANCE_{it}</i> | -0.866*** (-17.07) | -1.504*** (-31.02) | | |
| <i>ERI_{jt}</i> | 0.142** (2.04) | -0.077 (-0.91) | 0.468*** (3.79) | 0.218** [2.26] |
| <i>P_{jt} / P_{it}</i> | -5.570*** (-1.92) | -5.391 (-1.19) | -3.225** (-2.16) | -3.329** [-2.18] |
| <i>P_{wt} / P_{it}</i> | 5.676** (1.87) | 4.929 (1.04) | 3.824*** (2.45) | 3.637** [2.28] |
| <i>OILPRICE_{it} / P_{it}</i> | 0.031 (0.20) | 0.012 (0.05) | -0.003 (-0.04) | 0.003 [0.04] |
| <i>LANDCOST_{it}</i> | 0.005 (0.32) | | | |
| <i>ENGLISH_{it}</i> | 1.290*** (25.95) | | | |
| <i>KANJI_{it}</i> | 2.118*** (25.27) | | | |
| <i>CHINA_{it}</i> | -2.674*** (-28.00) | | | |
| <i>VJC_{jt}</i> | 0.404*** (4.50) | 0.666*** (4.63) | 0.011 (0.22) | 0.016 [0.31] |
| <i>VJC_{jt} / P_{it}</i> | -0.329*** (-3.69) | -0.492*** (-3.79) | -0.114*** (-2.51) | -0.123*** [-2.65] |
| <i>NOVISA_{it}</i> | -0.699*** (-14.51) | -0.253*** (-4.44) | 0.152*** (2.83) | 0.095** [1.76] |
| <i>CRISIS_{it}</i> | 0.257*** (3.44) | 0.288*** (2.52) | 0.241*** (6.36) | 0.240*** [6.18] |
| <i>NAGANO_{it}</i> | 0.025 (0.20) | 0.036 (0.19) | 0.023 (0.38) | 0.030 [0.47] |
| <i>D911_{it}</i> | -0.085 (-0.61) | -0.070 (-0.32) | -0.074 (-1.08) | -0.072 [-1.02] |
| <i>SECURITY_{it}</i> | -0.108 (-1.26) | -0.086 (-0.64) | -0.077** (-1.79) | -0.079** [-1.78] |
| <i>FIFA_{it}</i> | 0.263** (2.17) | 0.257* (1.31) | 0.261*** (4.18) | 0.261*** [4.10] |
| <i>SARS_{it}</i> | -0.235** (-1.95) | -0.228* (-1.38) | -0.209*** (-3.47) | -0.209*** [-3.40] |
| <i>AICHI_{it}</i> | -0.032 (-0.44) | -0.046 (-0.44) | -0.046 (-1.11) | -0.045 [-1.05] |
| <i>Q1_{it}</i> | 0.203*** (4.21) | 0.204*** (2.83) | 0.188*** (7.47) | 0.193*** [7.48] |
| <i>Q2_{it}</i> | 0.168*** (3.75) | 0.170*** (2.44) | 0.157*** (6.55) | 0.163*** [6.69] |
| <i>Q3_{it}</i> | 0.175*** (3.64) | 0.173*** (2.46) | 0.150*** (5.94) | 0.160*** [6.25] |
| トレンド | -0.015 (-0.95) | -0.015 (-0.61) | -0.006 (-0.77) | -0.003 [-0.40] |
| 定数 | 7.169** (2.00) | 12.203** (2.28) | -0.890 (-0.49) | -0.855 [-0.46] |
| 観測値数 | 1548 | 1548 | 1548 | |
| 自由度補正決定係数 | 0.868 | 0.703 | 0.575 | |
| A.I.C. | 2705.3 | 3957.2 | 637.4 | |
| B.I.C. | 2844.3 | 4074.8 | 749.7 | |
| 決定係数(within) | | | 0.589 | 0.588 |
| 決定係数(between) | | | 0.150 | 0.159 |
| 決定係数(overall) | | | 0.170 | 0.186 |
| プーリング対固定効果 | | | 固定効果 | |
| All $\alpha_i=0$: <i>F</i> 統計量 = | | | 638.1 *** | |
| プーリング対変量効果 | | | | 変量効果 |
| B&P test: χ^2 統計量 = | | | | 20723.0 *** |
| 変量効果対固定効果 | | | | 変量効果 |
| Hausman test: χ^2 統計量 = | | | | -30.9 |

注: トrendとダミー変数以外の説明変数および被説明変数はいずれも自然対数. ()内の値は*t*-統計量. 斜字体の ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準偏差に基づく*t*-統計量. []内の値は標準正規分布に従う*z*-統計量. "****", "***", "**" は, それぞれ片側1%, 5%, 10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることをあらわす. 下線は5%の有意水準で判断した場合に, それぞれのテストにおいて選択されるモデルをあらわす.

3.1 全期間の32の国・地域データを用いたVJCの評価

ここでは、表1の「プーリング・モデル1」(1.1)と、3つの検定の結果選ばれた「変量効果モデル」(1.4)の結果を中心に、訪日観光客数の決定要因となるそれぞれの説明変数の効果について解釈を進め、しかる後にVJCの効果について評価を行うことにする。

まず母国のGDPに対する係数はいずれのモデルにおいても片側1%の有意水準で統計的に有意な正の説明力を見せており、受入国の日本のGDPも、(1.1)と(1.4)のどちらにおいても5%以内の有意水準で統計的に有意な正の符号を示している。弾力性の大きさは日本のGDPに対しての方が大きい。グラビティ・モデルを用いてサービス貿易を分析した代表的な研究であるKimura and Lee (2006)では、サービスの輸出国側のGDPの方が輸出国側のGDPよりもサービス貿易に及ぼす効果が大きいという結果を示しているが、日本への旅行客を日本が供給する旅行サービスの輸入者と捉えたと、ここでの分析結果は同研究の結論と整合的である。このことはまた、第1節で指摘した「自国市場効果」が旅行サービスの分野でも働いていることを示唆しているとも解釈できる。日本との距離に対する係数は、プール・データを用いた2つのモデルで、期待される符号条件どおり負の有意な説明力を見せている。

名目為替レート指数に関しては、「プーリング・モデル1」と「変量効果モデル」の両方において5%水準で予想通りの統計的に有意な正の符号を示している。また、 (P_f/P_i) と (P_w/P_i) とに対する係数も、いずれのモデルでも有意で符号条件に合致している。他方、石油価格に関してはいずれのモデルにおいても係数は統計的に有意でなく、国内の空港アクセスをあらわすLANDCOSTも有意な説明力をもたない。

「プーリング・モデル1」に採用した、英語を母国語とする国と漢字文化圏に関するダミー変数については、いずれも1%水準で有意な正の係数を見せている。ただし、中国に関するダミー変数に対する係数は漢字圏ダミーの正の影響を上回る大きさの有意な負の係数を見せており、近年まで海外旅行

を規制してきた中国の特殊性が窺われる。これらの結果は、「国境効果」の存在を肯定している。

7つのEVENTダミーについてはCRISISとFIFAの2つは有意な正の係数を持ち、SARSと「変量効果モデル」のSECURITYの2つが訪日観光客数に対して予想通りに有意な負の影響を示している。このうち、アジア通貨・金融危機の時期に該当するCRISISについては、符号条件についての当初の予想は負であったが、回帰分析では有意な正の符号を得た。このことに対して考えられる理由としては、アジア外からの観光客が通貨危機の影響下にある他のアジアの国を避けて、被害の小さかった日本を訪問先として選んだということが背景にあるのかもしれない。

さて、ここで本論文の主要課題である誘致政策の効果を検討する。プール・データを用いたモデルにおいては、重点市場対象国・地域に対するVJC実施後のダミー変数(VJC_T)が訪日観光客数に対して1%水準で有意な正の影響を示しているのに対して、非重点市場対象国・地域に対するダミー変数(VJC_N)は1%水準で有意な負の符号を持ち、係数の絶対値はVJC_Tの方が大きい。一方、「固定効果モデル」と「変量効果モデル」では、VJC_Nのみが有意な係数を示し、符号は負である。これは、パネル分析によって国別の差異が吸収されてしまうことが原因であると推察されるが、いずれの結果からもVJCが重点市場からの観光客数の増加に一定の効果をもった一方で、重点市場に誘致事業の対象を絞ったことによって、非対象市場からの訪日観光客数に対しては、他の説明変数から予想される水準から観光客数を引き下げる効果があったことが読み取れる。ただし、ここでのモデルは切片ダミーによる関数のシフトのみを捕捉しているため、政策変化によって説明変数に対する弾力性の変化が起こった可能性は考慮に入れていない。この問題に関しては、以下の節で再検討を行う。

VJCとは別のもう一つの政策的要因である査証免除措置については、いずれのモデルでも予想に反した有意な正の係数を見せている。この点に関しては、アメリカのインバウンド旅行者の決定要因を本稿と同様にグラビティ・

モデルを用いて分析したVietze (2008)でも、プール・データを用いたすべてのモデルで査証免除措置は旅行者数との間に「驚くべき」(“astonishing”) 有意な負の相関を見せていた。その理由として、同論文では対象国・地域に該当する宗教・言語・国境などの「他の外生変数のインパクトの方が大きい」こと、アメリカとの査証免除プログラムに参加している国々の多く(リヒテンシュタイン、ルクセンブルグ、アンドラ、オーストリア、シンガポールなど)は小国であり海外旅行者の数自体が少ないこと、などを挙げている。しかしこれらの説明は日本の査証免除措置の対象国・地域には必ずしも当てはまらない。現在の日本が相互査証免除の対象としている国はいずれも経済規模が比較的大きい国が多く¹⁶⁾、これらの国々からの訪日旅行者の数はグラビティ・モデルから予想される水準と比較して過小になっていることが負の符号の一つの解釈として考えられよう。この査証免除措置の問題も、後の節で改めて詳細に検討を行う。

ここまでのファインディングをまとめると、グラビティ・モデルに不可欠な両国の経済規模や距離は、符号条件の予想と合致した有意な係数を持ち、「自国市場効果」が示唆される。その他の説明変数も OILPRICE や LANDCOST を除くと有意な予想通りの説明力を持ち、「国境効果」の存在も示された。重点市場に対する VJC の効果についてはある程度予想通りの結果が得られたが、非重点市場からの訪日旅行者に対しては負の影響をもつことが示された。査証免除措置に関しては、予想に反して統計的に有意な負の係数が得られた。

3.2 重点市場のみのデータを用いたVJCの評価

ここでは、VJCの重点市場である12カ国・地域のデータのみを用いて、推定期間をキャンペーン実施前後に分割した回帰分析を行うことにより、各説明変数に対する係数の変化を比較し、政策実施前後の構造変化をも考慮した分析を行う¹⁷⁾。

表2 VJC 重点市場のデータを用いた回帰分析

(a) VJC 以前 (1996:1-2003:1)

| | (2.1) | | (2.2) | | (2.3) | | (2.4) | |
|------------------------------|------------|----------|------------|---------|-----------|---------|------------|---------|
| | プーリング・モデル1 | | プーリング・モデル2 | | 固定効果モデル | | 変量効果モデル | |
| GDP_{it} | 0.368*** | (14.04) | 0.189*** | (3.13) | 0.896*** | (3.79) | 0.114 | [0.84] |
| GDP_{jt} | -0.587 | (-0.87) | -2.370* | (-1.53) | -0.477 | (-1.08) | 0.407 | [1.03] |
| $DISTANCE_{ij}$ | 0.026 | (0.31) | -0.952*** | (-7.84) | | | | |
| ERI_{jt} | 0.346 | (1.20) | 2.182*** | (3.70) | 0.161 | (0.53) | -0.675*** | [-3.02] |
| P_{jt}/P_{it} | 1.579 | (0.40) | -2.279 | (-0.26) | 0.495 | (0.26) | 0.212 | [0.10] |
| P_{wt}/P_{it} | 0.338 | (0.08) | 3.031 | (0.33) | -0.370 | (-0.18) | -0.834 | [-0.39] |
| $OILPRICE_t/P_{it}$ | 0.036 | (0.18) | 0.225 | (0.45) | -0.024 | (-0.22) | -0.009 | [-0.08] |
| $LANDCOST_{it}$ | 0.133*** | (5.15) | | | | | | |
| $ENGLISH_{it}$ | 0.964*** | (19.35) | | | | | | |
| $KANJI_{it}$ | 3.152*** | (20.85) | | | | | | |
| $CHINA_{it}$ | -3.105*** | (-23.06) | | | | | | |
| $NOVISA_{it}$ | -0.308*** | (-2.43) | -0.274 | (-1.09) | 0.693*** | (8.11) | 0.679*** | [7.61] |
| $CRISIS_{it}$ | -0.023 | (-0.20) | 0.076 | (0.30) | 0.020 | (0.37) | 0.021 | [0.36] |
| $NAGANO_{it}$ | -0.036 | (-0.22) | -0.157 | (-0.40) | -0.010 | (-0.14) | 0.011 | [0.14] |
| $D911_{it}$ | -0.089 | (-0.58) | -0.020 | (-0.05) | -0.107 | (-1.26) | -0.084 | [-0.95] |
| $SECURITY_{it}$ | 0.024 | (0.22) | 0.168 | (0.65) | 0.008 | (0.14) | 0.023 | [0.39] |
| $FIFA_{it}$ | 0.040 | (0.24) | 0.001 | (0.00) | 0.038 | (0.51) | 0.035 | [0.46] |
| $Q1_{it}$ | 0.180*** | (2.36) | 0.213 | (1.23) | 0.178*** | (4.64) | 0.190*** | [4.72] |
| $Q2_{it}$ | 0.148** | (2.20) | 0.156 | (0.91) | 0.139*** | (3.81) | 0.159*** | [4.18] |
| $Q3_{it}$ | 0.130** | (1.73) | 0.174 | (0.97) | 0.115*** | (2.80) | 0.146*** | [3.42] |
| トレンド | 0.022 | (1.04) | -0.030 | (-0.66) | 0.017* | (1.59) | 0.026*** | [2.38] |
| 定数 | 8.773* | (1.59) | 27.920** | (2.30) | 7.464*** | (2.74) | 8.139*** | [2.83] |
| 観測値数 | 336 | | 336 | | 336 | | 336 | |
| 自由度補正決定係数 | 0.883 | | 0.360 | | 0.520 | | | |
| A.I.C. | 383.3 | | 950.7 | | -96.2 | | | |
| B.I.C. | 467.3 | | 1019.4 | | -31.3 | | | |
| 決定係数(within) | | | | | 0.558 | | 0.542 | |
| 決定係数(between) | | | | | 0.029 | | 0.133 | |
| 決定係数(overall) | | | | | 0.020 | | 0.065 | |
| プーリング対固定効果 | | | | | 固定効果 | | | |
| All $u_i=0$: F統計量 = | | | | | 694.7 *** | | | |
| プーリング対変量効果 | | | | | | | 変量効果 | |
| B&P test: χ^2 統計量 = | | | | | | | 2669.2 *** | |
| 変量効果対固定効果 | | | | | | | 変量効果 | |
| Hausman test: χ^2 統計量 = | | | | | | | 15.0 | |

注：トレンドとダミー変数以外の説明変数および被説明変数はいずれも自然対数。()内の値はt-統計量、斜字体の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準偏差に基づくt-統計量、[]内の値は標準正規分布に従うz-統計量。“***”、“**”、“*”は、それぞれ片側1%、5%、10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることをあらわす。下線は5%の有意水準で判断した場合に、それぞれのテストにおいて選択されるモデルをあらわす。

表2 (つづき)

(b) VJC 以降 (2003:II-2008:I)

| | (2.5) | (2.6) | (2.7) | (2.8) |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | プーリング・モデル1 | プーリング・モデル2 | 固定効果モデル | 変量効果モデル |
| GDP_{it} | 0.191*** (4.80) | 0.050 (1.11) | 1.023*** (4.50) | 0.498*** [2.95] |
| GDP_{jt} | 0.974* (1.36) | 3.699*** (2.52) | 1.927*** (3.00) | 2.580*** [4.14] |
| $DISTANCE_{jt}$ | -0.651*** (-3.45) | -1.347*** (-25.93) | | |
| ERI_{jt} | 1.195*** (3.66) | -0.456*** (-3.02) | 0.815** (2.07) | 0.133 [0.39] |
| P_{jt} / P_{it} | -22.663*** (-2.30) | -26.574* (-1.31) | -23.460*** (-3.32) | -23.959*** [-3.33] |
| P_{wt} / P_{it} | 20.537** (2.03) | 25.210 (1.21) | 26.623*** (3.63) | 27.044*** [3.63] |
| $OILPRICE_t / P_{it}$ | -0.473* (-1.43) | -0.820 (-1.19) | -0.647*** (-2.75) | -0.621*** [-2.60] |
| $LANDCOST_t$ | 0.019 (0.55) | | | |
| $ENGLISH_t$ | 1.299*** (6.94) | | | |
| $KANJI_t$ | 2.215*** (7.92) | | | |
| $CHINA_t$ | -1.984*** (-9.17) | | | |
| $NOVISA_{jt}$ | -0.335*** (-3.67) | 0.821*** (7.02) | 0.104* (1.33) | 0.057 [0.73] |
| $SARS_t$ | -0.216 (-1.22) | -0.129 (-0.40) | -0.163** (-1.84) | -0.165** [-1.84] |
| $AICHI_t$ | -0.042 (-0.41) | -0.165 (-0.88) | -0.087* (-1.41) | -0.084* [-1.34] |
| $Q1_t$ | 0.087 (1.13) | 0.090 (0.60) | 0.087** (1.72) | 0.089** [1.71] |
| $Q2_t$ | 0.091 (1.25) | 0.154 (0.98) | 0.109** (2.07) | 0.118** [2.20] |
| $Q3_t$ | 0.106* (1.52) | 0.140 (0.96) | 0.080* (1.48) | 0.110** [2.04] |
| トレンド | -0.090* (-1.36) | -0.131 (-0.98) | -0.125*** (-2.62) | -0.123*** [-2.53] |
| 定数 | 0.329 (0.06) | -7.384 (-0.59) | -14.712*** (-3.28) | -14.076*** [-3.08] |
| 観測値数 | 240 | 240 | 240 | 240 |
| 自由度補正決定係数 | 0.899 | 0.604 | 0.597 | |
| A.I.C. | 212.5 | 537.5 | -15.8 | |
| B.I.C. | 278.7 | 589.7 | 32.9 | |
| 決定係数(within) | | | 0.638 | 0.629 |
| 決定係数(between) | | | 0.027 | 0.023 |
| 決定係数(overall) | | | 0.011 | 0.002 |
| プーリング対固定効果 | | | <u>固定効果</u> | |
| $u_i=0$: F統計量= | | | 424.1 *** | |
| プーリング対変量効果 | | | | <u>変量効果</u> |
| B&P test: χ^2 統計量= | | | | 2013.0 *** |
| 変量効果対固定効果 | | | <u>変量効果</u> | |
| Hausman test: χ^2 統計量= | | | 13.3 | |

注: トレンドとダミー変数以外の説明変数および被説明変数はいずれも自然対数。()内の値はt統計量。斜字体の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準偏差に基づくt統計量。[]内の値は標準正規分布に従うz-統計量。“***”, “**”, “*”は、それぞれ片側1%, 5%, 10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることをあらわす。下線は5%の有意水準で判断した場合に、それぞれのテストにおいて選択されるモデルをあらわす。

3種類の検定の結果、表2の右側の3つのモデルの中ではVJC実施以前と以降のいずれの期間についても「変量効果モデル」が選択されたため、ここでも(2.1)と(2.5)の「プーリング・モデル1」と、(2.4)と(2.8)の「変量効果モデル」に基づいて、政策実施前後の比較を行う。

まずGDPに関しては、VJC以前は観光客の母国のGDPのみが有意な正の係数を得たが、VJC実施以降は、日本のGDPも有意な正の係数を示すようになり、しかも母国のGDPに対する係数よりも弾力性の値が大きくなっている。「プーリング・モデル1」の距離の係数についても、VJC前は有意でなかったが、VJC後は有意な負の符号をもつ。その他のマクロ経済変数に関してもVJC実施前には有意でなかったり符号条件が予想と整合的でなかったりしたものが、VJC実施後には有意な予想通りの符号に改善されるという傾向が見られた。全期間のモデルでは有意な係数を得られなかった石油価格に関しても、期間を分割した結果、VJC実施以降は有意な負の影響力を訪日観光客数に対して示すようになった。つまり、VJCの実施とほぼ同時期に大幅な上昇を始めた石油価格の影響によって、訪日観光客増加に対するVJCの効果が弱められたという可能性がある。

「プーリング・モデル1」に含めた英語圏ダミー、漢字文化圏ダミー、中国ダミーはVJC前後とも符号条件と整合的な有意な係数を見せているが、外生的な一時的ショックに関する係数は、VJC以降のSARS以外は符号条件どおりの有意な係数をもたない。このことから、訪日旅行客数が多い重点市場からの日本への観光客は、外生的な一時的ショックの影響をあまり受けていないということが示唆される。

特筆されるのは、「変量効果モデル」においてVJC以前は査証免除措置をあらわすダミー変数の係数が正の符号を示し、VJC以後は有意でなくなっているという点である。この結果からは、VJC以前は査証免除措置が、外国人観光客が旅行先に日本を選択するための一つの要因となっていたが、VJCの実施によってその政策の重要性は弱まったということが見て取れる。

これらの結果から、以前はマクロ経済変数の変化に対して経済学的な予想

と整合的な行動をとっていなかった日本への潜在的な観光客が、VJCの実施によって予想と整合的な行動をとるようになった、言い換えれば、VJCによって訪日旅行が経済学的な選好を反映しないある意味で特殊な行動から、他の旅行先の場合と同様に経済学的要因を考慮した選択に変化した、と判断することができるだろう。その一方で、査証免除措置のような誘致政策はVJCの導入により重要性を失ったと考えられる。

3.3 非重点市場のみのデータを用いたVJCの評価

先のVJC重点市場対象国・地域に関する分析と比較するために、ここからはVJCの重点市場以外の20カ国のデータを用いて、政策実施前後の関数の傾きの変化を検討する。

VJC実施以降にGDPや石油価格を含むマクロ経済変数や距離に対する訪日観光客数の反応が強まっていることに関しては、重点市場の場合と同様の傾向が見られる。一方、LANDCOSTやENGLISHのような外生的な要因の説明力が弱まっていることは、それまで日本を訪問する際に障壁となっていた空港アクセスや言葉の壁の問題が、非重点市場からの観光客にとってもVJCの実施によって緩和されたと考えられる。図2をもう一度見ると、VJC実施前は大きな変動を見せていたVJC非重点市場からの訪日旅行客数の変化率が、VJC実施以降は変動が小さくなっており、このような係数の変化と整合的である。

「プーリング・モデル1」では、査証免除措置ダミーの係数はVJC前後とも負の値をとっているが、VJC非重点市場の中で日本との査証免除措置が取られている国は、イスラエル、スイス、メキシコ、ニュージーランド、および英独仏以外のEU加盟国であり、これらの国に対しては、ダミー変数はすべての期間で1の値をとっている。そのため、ここでのNOVISAダミーは単なる国別ダミー変数となってしまう、実際に「固定効果モデル」ではNOVISAに対する係数がゼロとなってしまう。上で引用したVietze (2008) の言葉を借りると、これらの国に関しては、言語・国境などの「他の外生変数のイ

表3 VJC非重点市場のデータを用いた回帰分析

(a) VJC以前 (1996:I-2003:I)

| | (3.1) | (3.2) | (3.3) | (3.4) |
|-----------------------------|--------------------|-------------------|------------------|-------------------|
| | プーリング・モデル1 | プーリング・モデル2 | 固定効果モデル | 変量効果モデル |
| GDP_{jt} | 0.314*** (10.08) | 0.153*** (4.90) | 0.358** (1.69) | 0.136 [1.02] |
| GDP_{jt} | 0.939** (1.65) | 1.192* (1.62) | 0.478 (1.23) | 0.728** [2.14] |
| $DISTANCE_{jt}$ | -0.597*** (-8.20) | -0.867*** (-9.52) | | |
| ERI_{jt} | -0.810*** (-7.08) | -1.152*** (-6.26) | -0.541** (-2.31) | -0.773*** [-4.77] |
| P_{jt} / P_{jt} | 1.744 (0.50) | 3.486 (0.76) | 3.106** (1.65) | 2.920* [1.56] |
| P_{wt} / P_{jt} | -2.908 (-0.79) | -4.645 (-0.97) | -3.737** (-1.91) | -3.787** [-1.94] |
| $OILPRICE_t / P_{jt}$ | 0.002 (0.01) | 0.020 (0.08) | 0.070 (0.69) | 0.075 [0.73] |
| $LANDCOST_t$ | -0.141*** (-5.63) | | | |
| $ENGLISH_t$ | 1.005*** (9.62) | | | |
| $NOVISA_{jt}$ | -1.004*** (-14.99) | | | |
| $CRISIS_t$ | -0.012 (-0.12) | -0.027 (-0.23) | -0.014 (-0.28) | -0.012 [-0.24] |
| $NAGANO_t$ | 0.232** (1.68) | 0.235* (1.49) | 0.214*** (3.06) | 0.218*** [3.13] |
| $D911_t$ | -0.096 (-0.56) | -0.102 (-0.50) | -0.090 (-1.11) | -0.088 [-1.09] |
| $SECURITY_t$ | -0.039 (-0.37) | -0.066 (-0.52) | -0.037 (-0.69) | -0.042 [-0.77] |
| $FIFA_t$ | 0.312** (2.15) | 0.320** (1.67) | 0.318*** (4.47) | 0.319*** [4.50] |
| $Q1_t$ | 0.283*** (4.00) | 0.271*** (3.01) | 0.269*** (7.26) | 0.274*** [7.45] |
| $Q2_t$ | 0.316*** (4.97) | 0.309*** (3.84) | 0.302*** (8.62) | 0.308*** [8.88] |
| $Q3_t$ | 0.327*** (4.23) | 0.319*** (3.44) | 0.321*** (8.15) | 0.330*** [8.50] |
| トレンド | 0.025* (1.40) | 0.045** (1.89) | 0.032*** (3.16) | 0.035*** [3.51] |
| 定数 | 8.488** (1.75) | 9.028* (1.45) | 3.849* (1.52) | 3.662* [1.44] |
| 観測値数 | 573 | 573 | 573 | 573 |
| 自由度補正決定係数 | 0.514 | 0.248 | 0.366 | |
| A.I.C. | 858.0 | 1105.7 | 78.8 | |
| B.I.C. | 945.0 | 1179.6 | 148.5 | |
| 決定係数(within) | | | 0.404 | 0.403 |
| 決定係数(between) | | | 0.000 | 0.008 |
| 決定係数(overall) | | | 0.021 | 0.083 |
| プーリング対固定効果 | | | 固定効果 | |
| All $u_{jt}=0$: F統計量= | | | 173.1 *** | |
| プーリング対変量効果 | | | | 変量効果 |
| B&P test: χ^2 統計量= | | | | 5763.2 *** |
| 変量効果対固定効果 | | | | 変量効果 |
| Hausman test: χ^2 統計量= | | | | 2.1 |

注：トレンドとダミー変数以外の説明変数および被説明変数はいずれも自然対数。()内の値はt-統計量。斜字体の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準偏差に基づくt-統計量。[]内の値は標準正規分布に従うz-統計量。***, **, * は、それぞれ片側1%, 5%, 10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることをあらわす。下線は5%の有意水準で判断した場合に、それぞれのテストにおいて選択されるモデルをあらわす。

表3 (つづき)

(b) VJC 以降 (2003:II-2008:I)

| | (3.5) | (3.6) | (3.7) | (3.8) |
|------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | プーリング・モデル1 | プーリング・モデル2 | 固定効果モデル | 変量効果モデル |
| GDP_{it} | 0.336*** (9.18) | 0.197*** (6.11) | -0.585** (-1.93) | -0.175 [-1.13] |
| GDP_{jt} | 3.824*** (4.47) | 3.923*** (4.01) | 4.527*** (7.94) | 4.042*** [8.44] |
| $DISTANCE_{jt}$ | -1.255*** (-15.50) | -1.371*** (-15.54) | | |
| ERI_{jt} | 0.078 (0.79) | -0.026 (-0.22) | -0.766** (-2.05) | -0.292* [-1.30] |
| P_{jt} / P_{it} | -26.989** (-2.23) | -27.329** (-2.06) | -26.842*** (-4.60) | -26.489*** [-4.55] |
| P_{wt} / P_{it} | 28.082** (2.27) | 27.080** (2.00) | 26.025*** (4.38) | 26.248*** [4.42] |
| $OILPRICE_{jt} / P_{it}$ | -0.748** (-1.97) | -0.751** (-1.81) | -0.694*** (-3.60) | -0.715*** [-3.71] |
| $LANDCOST_{jt}$ | 0.006 (0.15) | | | |
| $ENGLISH_{jt}$ | 0.730*** (6.46) | | | |
| $NOVISA_{jt}$ | -0.611*** (-5.11) | | | |
| $SARS_{jt}$ | 0.16 (1.12) | 0.154 (0.98) | 0.144** (1.98) | 0.144** [1.99] |
| $AICHI_{jt}$ | -0.048 (-0.50) | -0.048 (-0.43) | -0.047 (-0.93) | -0.044 [-0.88] |
| $Q1_{jt}$ | 0.172** (2.22) | 0.182** (2.11) | 0.202*** (4.74) | 0.191*** [4.55] |
| $Q2_{jt}$ | 0.302*** (3.62) | 0.314*** (3.50) | 0.334*** (7.53) | 0.321*** [7.38] |
| $Q3_{jt}$ | 0.310*** (3.61) | 0.320*** (3.48) | 0.355*** (7.85) | 0.336*** [7.73] |
| トレンド | -0.129* (-1.59) | -0.130* (-1.46) | -0.115*** (-2.94) | -0.118*** [-3.02] |
| 定数 | -14.077** (-1.92) | -13.172* (-1.61) | -24.281*** (-6.71) | -24.023*** [-6.64] |
| 観測値数 | 399 | 399 | 399 | 399 |
| 自由度補正決定係数 | 0.608 | 0.532 | 0.541 | |
| A.I.C. | 595.9 | 663.2 | 9.8 | |
| B.I.C. | 663.7 | 719.1 | 61.7 | |
| 決定係数(within) | | | 0.576 | 0.574 |
| 決定係数(between) | | | 0.011 | 0.069 |
| 決定係数(overall) | | | 0.058 | 0.175 |
| プーリング対固定効果 | | | 固定効果 | |
| All $u_i=0$: F統計量 = | | | 142.9 *** | |
| プーリング対変量効果 | | | | 変量効果 |
| B&P test: χ^2 統計量 = | | | | 2258.5 *** |
| 変量効果対固定効果 | | | 変量効果 | |
| Hausman test: χ^2 統計量 = | | | 4.0 | |

注：トレンドとダミー変数以外の説明変数および被説明変数はいずれも自然対数。()内の値はt-統計量。斜字体の()内の値は不均一分散に対して頑健な標準偏差に基づくt-統計量。[]内の値は標準正規分布に従うz-統計量。****, ***, **, *は、それぞれ片側1%, 5%, 10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることをあらわす。下線は5%の有意水準で判断した場合に、それぞれのテストにおいて選択されるモデルをあらわす。

ンパクトの方が大きい」ことや、小国が多く海外旅行者の数自体が少ないことにより、負の係数を説明できると考えられる。

ここまでの結論としては、重点市場・非重点市場ともにVJCの実施によって、マクロ経済変数の説明力が高まっている。また、査証免除措置の効果はVJCによって弱められていることが観察された。

4. 仮想的なシナリオに基づくシミュレーション

本節では、いくつかの仮想的なシナリオを想定し、回帰分析の結果を利用して、それぞれのシナリオに基づく訪日観光旅行者数の予測を試みる。

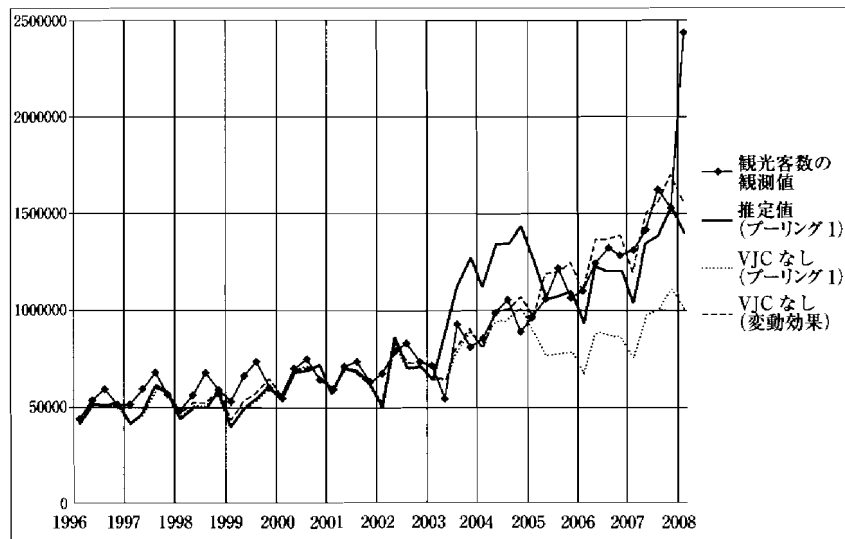
4.1 VJCを実施しなかったと仮定した場合

まず、表1の回帰分析結果による推定式に対して、 VJC_T と VJC_N のダミー変数の代わりに、すべての国の全期間について0の値を代入することにより、VJCを実施しなかったと仮定した場合の仮想的な訪日観光客数の推移を推計した(図4)。

分析に用いた32カ国・地域からの2007年における訪日観光客数の観測値は約585万人であり、2002年の観測値(約290万人)の1.93倍となっているが、「プーリング・モデル1」に基づく推計結果によると、VJCを実施しなかったと仮定した場合の2007年における訪日観光客数の推定値は約382万人となり、2002年の1.26倍にしかならなかった。仮にこの推定が正しいとすると、5年間の間に訪日観光客数が約2倍に増加したことに対して、VJCが大きな役割を果たしたということになる。

なお、「変量効果モデル」の推計結果に基づく、VJCを実施しなかった場合の2007年における訪日観光客数の推定値は約594万人で、2002年の1.96倍と、実際の観測値に近い値になり、この場合VJCは訪日観光客数の増加に対してほとんど効果を持たなかったという結果になる。

図4 VJCを実施しなかったと仮定した場合の観光客数



注：表1の回帰分析に基づく推計。「推定値(変動効果)」のグラフは、「VJCなし(変動効果)」のグラフと重なるため、省略した。なお、回帰分析の対象とした32カ国からの訪日観光客数の観測値、および「プーリング・モデル1」から予測した四半期推定値を年次に集計した値は、それぞれ以下の通り。

| | 観測値 | VJCなし(プーリング1) |
|-------|-----------|---------------|
| 2002年 | 3,023,710 | |
| 2003年 | 2,989,314 | 2,937,950 |
| 2004年 | 3,770,394 | 3,686,698 |
| 2005年 | 4,288,865 | 3,201,551 |
| 2006年 | 4,944,857 | 3,284,744 |
| 2007年 | 5,848,282 | 3,818,978 |

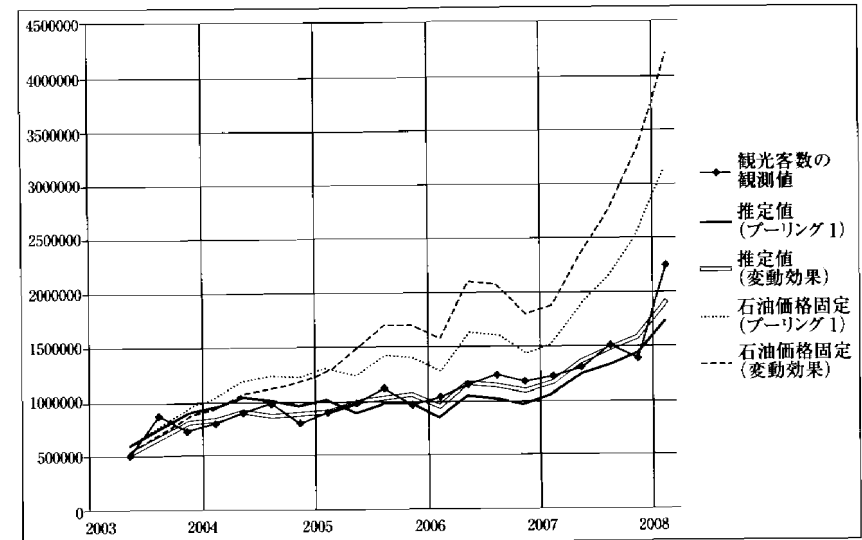
4.2 石油価格が上昇しなかったと仮定した場合

次に、前節の3.2と3.3で指摘した「石油価格の上昇によって、訪日観光客増加に対するVJCの効果が弱められたという可能性」について、石油価格を当初の水準に固定したシナリオに基づいて検討を行う。

図5は、表2(b)の重点市場対象12カ国・地域に関するVJC実施後の回帰分析結果に基づいて、実際の原油価格の観測値の代わりに2003年第II四半期の水準(26.487ドル/バレル)を各四半期に代入することによって、石

油価格が当初水準から上昇しなかったと仮定した場合の訪日観光客数の推移を推定したものである。2007年の重点市場からの実際の訪日観光客数は約543万人であるが、「プーリング・モデル1」に基づく石油価格固定シナリオでは、2007年の重点市場からの訪日旅行客数は約813万人と、同年の観測値の約1.5倍となり、さらに「変量効果モデル」に基づく推計では、約1,039万人と観測値の1.91倍に増え、重点市場からの観光客だけで訪日旅行者数1000万人の目標を達成したことになる。

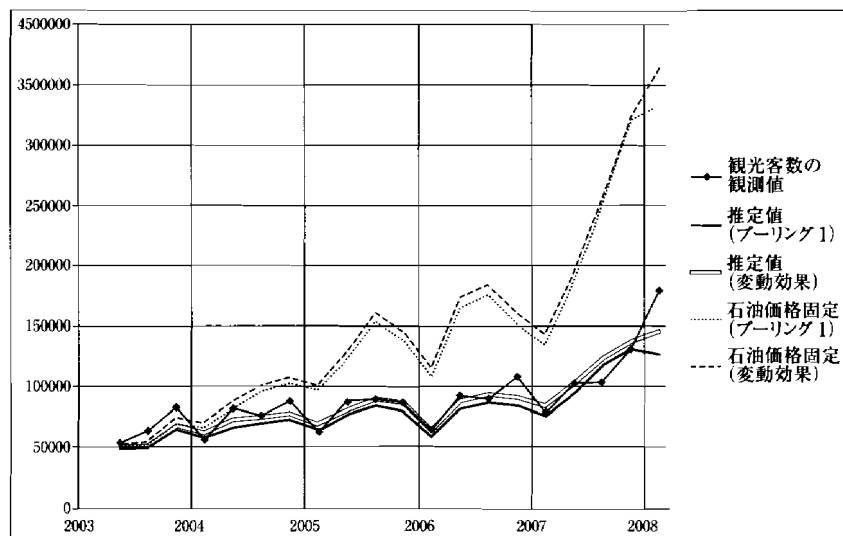
図5 石油価格を不変と仮定した場合の観光客数(VJC対象市場)



注：表2(b)の回帰分析に基づく推計。「石油価格固定」シナリオは、原油価格を2003年第II四半期の水準(26.487ドル/バレル)に固定した場合の推計値。なお、回帰分析の対象とした12カ国からの訪日観光客数の観測値、および「プーリング・モデル1」と「変動効果モデル」から予測した四半期推定値を年次に集計した値は、それぞれ以下の通り。

| | 観測値 | 石油価格固定(プーリング1) | 同(変動効果) |
|-------|-----------|----------------|------------|
| 2003年 | 2,077,653 | 2,330,655 | 2,064,099 |
| 2004年 | 3,468,269 | 4,676,985 | 4,315,444 |
| 2005年 | 3,963,922 | 5,342,696 | 6,175,757 |
| 2006年 | 4,589,251 | 5,958,144 | 7,557,407 |
| 2007年 | 5,431,898 | 8,129,601 | 10,386,018 |

図6 石油価格を不変と仮定した場合の観光客数 (VJC 非対象市場)



注：表3 (b) の回帰分析に基づく推計。「石油価格固定」シナリオは、原油価格を2003年第Ⅱ四半期の水準（26.487ドル／バレル）に固定した場合の推計値。なお、回帰分析の対象とした20カ国からの訪日観光客数の観測値、および「プーリング・モデル1」と「変動効果モデル」から予測した四半期推定値を年次に集計した値は、それぞれ以下の通り。

| | 観測値 | 石油価格固定 (プーリング1) | 同 (変動効果) |
|-------|---------|--------------------|----------|
| 2003年 | 198,082 | 166,843 | 179,093 |
| 2004年 | 302,125 | 347,347 | 367,572 |
| 2005年 | 324,943 | 512,371 | 538,134 |
| 2006年 | 355,606 | 603,470 | 635,316 |
| 2007年 | 416,384 | 895,490 | 918,828 |

図6では、表3 (b) の回帰分析結果に基づいて、同様の推計をVJCの非重点市場20カ国・地域に対して行ったものである。2007年の非重点市場からの訪日観光客数の観測値は約42万人で、「プーリング・モデル1」に基づく石油価格固定シナリオでは、2007年の非重点市場からの訪日旅行者数は約90万人と観測値の2.15倍となり、「変量効果モデル」に基づく推計では、約92万人と、観測値の2.21倍に増えている。

ここで、重点市場と非重点市場の推定値を合計すると、石油価格が当初水

準から変化しなかったと仮定した場合の32カ国・地域からの訪日観光客数は、「プーリング・モデル1」に基づいた場合は約903万人で2002年の観測値の2.98倍、「変量効果モデル」では1130万人で2002年の3.74倍に及ぶ。

もちろん、ここでの推計結果は飽くまでも仮想的なシナリオに基づくものであり、分析モデルの設定を変えることによって異なった結論が得られる可能性があるが、「石油価格の上昇によって、訪日観光客増加に対するVJCの効果が弱められた」ことは確かであり、世界全体の早期の景気回復を前提とすれば、最近の石油価格下落傾向が将来的にも続くならば、「2010年までに訪日外国人旅行者数を1,000万人に増やす」という目標は達成可能であろう¹⁸⁾。

5. 結論と若干の政策提言

本論文の分析結果の中から、今後の訪日旅行者振興策に関連するポイントをまとめ、政策提言に結びつける。

回帰分析の結果からは、以下のような結論が得られた。グラビティ・モデルを用いることによって、日本へのインバウンドの観光客数の決定要因を適切に分析することができる。その際、旅行サービスの輸出国のGDPの方が観光客の母国のGDPよりも影響力が大きいことは、サービス貿易に関する先行研究の結果と整合的であり、異質財の国際貿易にともなう「自国市場効果」の存在を示唆している。一方、為替レートや相対物価などのマクロ経済変数や英語圏ダミー・漢字文化圏ダミーなどの文化的要因をあらわす変数も有意な説明力を持ち、特に後者は「国境効果」の存在を示唆している。

VJCの効果については、重点市場に誘致事業の対象を絞ったことによって、非重点市場からの訪日旅行者に対しては、マクロ経済変数から予想される水準から観光客数を引き下げる影響をもった可能性が指摘された。

データを重点市場と非重点市場、さらにVJCの前後に区切った分析からは、重点市場・非重点市場ともにVJCの実施によって、制度的な障壁や一時的ショックが観光客の訪日の決定に及ぼす影響が弱まる一方でマクロ経済変数の説明力が高まっており、以前は必ずしも経済学的な予想と整合的な行動をと

っていなかった日本への観光客が、VJCの実施によって、他の旅行先への旅行者と同様に経済的要因を考慮した上で日本への旅行を選択するように変化すると結論づけることができる。なお、査証免除措置の効果はVJC導入によってその重要性を失ったと評価できる。

また、仮想的なシナリオに基づくシミュレーションの結果によると、「石油価格の上昇によって、訪日観光客増加に対するVJCの効果が弱められた」ことが検証され、世界の景気回復を前提とすれば、石油価格が落ち着くことが、VJCの目標達成のために不可欠であることが示された。

これらの結果から導き出される政策提言としては以下の点がある。

第一に、訪日観光客数をさらに増加させるためには、国内の景気回復が重要である。さらに旅行者の母国に対しても、マクロ経済の安定に協力することが訪日観光客の誘致に有効であろう。

第二に国際的な輸送コストに関しては、石油価格の変動に対して航空運賃や燃料サーチャージを安定させるための何らかの方策が必要かも知れない。日本人旅行者のケースを考えても、石油価格高騰時には航空会社や旅行会社によって示される航空運賃よりも燃料費のサーチャージの方が高くなるような現在の制度は、潜在的な旅行者の海外旅行離れを引き起こしていると考えられる。また非常に複雑な航空運賃の決定プロセスにも問題がある。陸上輸送のように最初から燃料費を運賃に含めて表示させることにより料金の透明性を高め、参入の自由化や国際的な合併吸収を促進することによって航空会社間の競争を進め、輸送コストを削減させることが必要であろう。

第三に文化的な側面に関しては、国内で英語が通じる環境を整備することは旅行者数の促進に有効である。さらに今後増え続けるとされる漢字文化圏からの観光客のニーズにこたえていくことも必要であろう。また、外国人旅行者に対する国民の「親和性」を高めるための取り組みも望まれる¹⁹⁾。

第四に、VJCは重点市場からの訪日観光客の増加には一定の成果があったが、非重点市場からの観光客に関しては、一時的な外生的ショックの影響を緩和する効果は見られたものの、訪日旅行者の増加には結びついていない。

したがって今後はVJCの誘致事業の対象国・地域を重点市場以外にも拡充して展開していくことが、我が国へのインバウンド旅行者数の上昇トレンドを持続的なものとするためには必要であろう。

参考文献

- 小沢健市 (1997), 「インバウンド誘致政策としての『ウエルカムプラン21』の国際経済学的分析」『日本観光学会誌』第31号 (1997年10月), 9-18頁。
- 小沢健市 (2001), 「わが国のインバウンド政策の経済分析」『立教大学観光学部紀要』第3号 (2001年3月), 90-96頁。
- 国際観光振興機構 (JNTO) (2007), 『訪日外国人旅行の経済波及効果調査報告書——VJC目標達成時の経済波及効果』, 国際観光サービスセンター。
- 中澤栄一・林慈生 (2006), 「訪日旅行者数の決定要因——サービス貿易の2国間輸入需要モデルを用いた実証分析」『*Journal of Hospitality and Tourism*』第2巻第1号, 48-58頁。
- Bergstrand, Jeffrey H. (1985), "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence," *Review of Economics and Statistics*, 67 (3): 474-481.
- Bull, Adrian (1995), *The Economics of Travel and Tourism* (2nd ed.), Pitman. [邦訳: 諸江他訳『旅行・観光の経済学』文化書房博文社, 1998年。]
- Crouch, Geoffrey I. (1994a), "The Study of International Tourism Demand: A Survey of Practice," *Journal of Travel Research*, 32 (4): 41-57.
- Crouch, Geoffrey I. (1994b), "The Study of International Tourism Demand: A Review of Findings," *Journal of Travel Research*, 33 (1): 12-23.
- Feenstra, Robert C. (2004), *Advanced International Trade: Trade and Evidence*, Princeton University Press.
- Harrigan, J. (2002), "Specialization and the Volume of Trade: Do the Data Obey the Laws. In K. Choi and J. Harrigan (eds.), *The Handbook of International Trade*. Basil Blackwell.
- Kimura, Fukunari and Hyun-Hoon Lee (2006), "The Gravity Equation in International Trade in Services," *Review of World Economics*, 142 (1): 92-121.
- Lim, Christine (1997), "Review of international tourism demand models," *Annals of Tourism Research* 24 (4): 835-849.
- Sinclair, M.T. and M. Stabler (1997), *The Economics of Tourism*, Routledge. [邦

訳：小沢健市監訳『観光の経済学』学文社、2001年。]

Vietze, Christoph (2008), "Cultural Effects on Inbound tourism into the USA : A Gravity Approach," *Jena Economic Research Paper* 2008-037.

World Economic Forum (2008), *Travel & Tourism Competitiveness Report 2008* (<http://www.weforum.org/en/initiatives/gcp/TravelandTourismReport/index.htm>).

Zhang, Jie and Camilla Jensen (2006), "Comparative Advantage : Explaining Tourism Flows," *Annals of Tourism Research* 34 (1) : 223-243.

注

1) 本論文の投稿に際して、匿名の査読者から数回にわたり詳細かつ有意義なコメントをいただいたことに、感謝の意を表す。当然ながら、残された誤謬等については、全面的に筆者の責任である。

2) 「我が国には、歴史に根ざした文化や伝統、優れた人材や企業が各地にあります。(中略)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。」(第156回国会における小泉内閣総理大臣施政方針演説。首相官邸ウェブサイトより引用。)

<http://www.kantei.go.jp/jp/koizumispeech/2003/01/31sisei.html>

3) 国土交通省総合政策局観光部門による「ビジット・ジャパン・キャンペーン」のウェブサイトによると、同キャンペーンは2010年に外国人旅行者数1000万人を達成することを目指して、訪日外国人旅行者数の多い12の国・地域(韓国、台湾、中国、香港、タイ、シンガポール、米国、カナダ、英国、ドイツ、フランス、オーストラリア)を重点市場として定め、①旅行会社招請事業、②ツアー共同広告事業、③メディア招請事業、④広告宣伝事業、⑤情報発信事業、⑥展示会等事業などの取り組みを行っている。さらに、2008年には、「ビジット・ジャパン・アップグレード・プロジェクト」を立ち上げ、「訪日旅行の満足度を高め、訪日リピーターを増加させるための取組」として、外国人旅行者の潜在需要の顕在化、交通機関の利用環境の改善・向上、安全・容易な個人旅行を実現する社会システムの構築などを目的とする調査事業にも取り組んでいる。

http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/kanko/detail_vjc.html

4) 1963年に制定された旧「観光基本法」の全部を改正したものである。

5) それ以前に日本において採られてきた観光客誘致政策を経済学の立場から分析した先行研究として、小沢(1997)は国際経済学の観点から、同(2001)は産業組織論の観点から、それぞれ理論的な考察を行っている。また、国際観光振興機構(2007)は、訪日外国人旅行者数の増加を前提として日本経済全体に及ぼす波及効果を推計しているが、VJCが旅行者数に及ぼす効果は分析対象になっていない。

6) それぞれ m_i と m_j の質量をもち、相互間の距離が r_{ij} である2つの物体の間に働く万有引力の大きさを F_{ij} 、万有引力定数を $G(=6.673 \times 10^{-11})$ とすると、この方程式は、 $F_{ij} = G \frac{m_i m_j}{r_{ij}^2}$ とあらわされる。

7) 二国間の貿易において、両国の経済規模や距離から予想される国境内の貿易量(ここでは日本人国内旅行者数)と比較して、国境を越えた貿易量(ここでは外国人旅行者数)が少なくなるという効果。

8) 二国間の貿易において、より大きな市場(例えば伝統的な観光立国)が、市場規模に比例するよりも多くの数の「異質財」を生産し、純輸出(観光客の純受入国)になるという効果。

9) 先行研究の中では、Vietze(2008)がグラビティ・モデルを用いてアメリカ合衆国への旅行者数の決定要因を分析している。

10) 旅行者による訪問国の旅行サービスへの輸入需要関数を想定した場合は、中澤・林(2006)の分析のように実質GDPを用いた方が理論モデルに当たるとも考えられるが、ここでは貿易を引き起す引力をもった「質量」(mass)としてGDPを用いるため、実質データを用いた場合は基準年の設定如何によって各国間の経済規模の序列が変わってしまう可能性がある。そこで本稿のモデルでは同一通貨(米ドル)で表示したGDPの名目データを用い、さらに価格や為替レートのデータを別個に説明変数として導入した。

11) <http://eng.stat.gov.tw/>

12) STAR ALLIANCEのウェブサイト:

http://www.staralliance.com/ja/travellers/tools_services/mileage_calculators.htmlより2008年9月に取得した。

13) 需要側の要因に関するサーベイ論文としては、Crouch(1994a), Crouch(1994b), Lim(1997)およびSinclair and Stabler(1997)の第3章などがある。また、伝統的な貿易理論に基づいて供給側の要因を中心に扱った最近の研究

には, Zhang and Jensen (2007) がある.

- 14) 国民の50%以上が英語を母国語としている英国, アイルランド, アメリカ, カナダ, オーストラリア, ニュージーランドの6ヶ国.
- 15) 韓国, 台湾, 香港, 中国の4ヶ国・地域.
- 16) シンガポール, イスラエル, EU加盟各国, スイス, アメリカ, カナダ, メキシコ, ニュージーランド, オーストラリア, 香港, 韓国, 台湾.
- 17) 構造変化に伴う関数の傾きの変化を考慮した分析としては, 全期間のデータを用いて, 政策変化に対応する交差ダミーをモデルに導入する方法も考えられるが, モデルが複雑になりすぎて結果の解釈も煩雑になりすぎるため, ここでは期間を分割する方法を選択した.
- 18) 図1を見ると, 2008年後半から訪日旅行者数・観光客数ともに急激な減少を見せているが, これは金融危機による景気悪化の影響と見られる. 本稿ではGDP等のマクロ経済変数の入手可能性の制約から分析を2008年第1四半期までに限定したが, より最近のデータを用いて分析を行えばこのような景気悪化が旅行者に及ぼす影響も明示的に扱った分析も可能となろう.
- 19) この点に関連して, World Economic Forum (2008) によると日本の旅行・観光競争力指数 (The Travel & Tourism Competitiveness Index) は, 調査対象となっている130ヶ国・地域中, 第23位となっており, 「多くの世界遺産のような観光地や国際的祭典・博覧会などによる文化資源で高い成績 (14位) を挙げている. 陸上輸送インフラ, 特に鉄道は世界最高に数えられ, 教育訓練の面でも先導者でありつづけるが, 旅行・観光への親和性 (訳注: 旅行者・観光客への開放度のこと) では, 最下位から3番目 (128位) である. この分野の政府における優先度も低い (87位)」 (邦訳は引用者による) と評価されている.

(なかざわ・えいいち/明海大学経済学部准教授)