

[研究ノート]

日本のアウトバウンド・ツーリズムの需要分析*

麻 生 憲 一

I. はじめに

2000年の日本人の海外旅行者数は、観光・業務等を含めて1,782万人(対前年比8.9%増)となり、過去最高を記録した。1998年には一時的な落ち込みを見せたが、その後1999年、2000年と好調な伸びを示している。世界観光機関(WTO)の推計によると、1998年の日本の国際観光支出は約288億米ドルで前年に比べて12.8%の減ではあったが、米国、ドイツ、英国に続く世界第4位の地位を占めている¹⁾。日本はアウトバウンドについて見るならば世界最大の観光客送り出し国の一つである。

本稿では、日本人の海外への観光旅行需要が経済的要因によりどのように決まり、どのような影響を受けているかを考察する。まず日本人の海外観光旅行需要を国別に捉え、可処分所得、為替相場、消費者物価などの経済的要因からその影響を推計する。また、単位根検定と共和分検定を行い時系列データの定常性と長期的安定性を検討する。

II. アウトバウンド需要と経済的要因

海外への観光旅行需要はさまざまな経済的要因の影響を受ける。本節では、日本人海外観光旅行需要をこれらの経済的要因の中で時系列データ(年次)として比較的整備されており、既存の研究でも比較的使用頻度の高い、1人当たり実質可処分所得、物価水準、為替レート、相対価格、そして円建て相対価格(購買力平価)を説明変数として推計を行う。なお、これを一般関数型で示すと以下のように表せる。

$$(1) \quad TDP_i^1 = TDP^1(Y_G, E_{xi}, R_p, C_{pj},) \equiv c_1 Y_G^{\alpha_1} E_{xi}^{\alpha_2} R_p^{\alpha_3} C_{pj}^{\alpha_4}$$

$$(2) \quad TDP_i^2 = TDP^2(Y_G, ER_p, C_{pj},) \equiv c_2 Y_G^{\beta_1} ER_p^{\beta_2} C_{pj}^{\beta_3}$$

TDP_i : i 国への日本の総人口当たり日本人観光旅行者数比率($TDP_i = TD_i / \text{Pop}$)、 TD_i : i 国への日本人観光旅行者数(『出入国管理統計年報』)、 Pop : 日本の総人口(『経済統計年鑑』および『日本統計年鑑』)、 Y_G : 日本の勤労者世帯の1人当たり実質可処分所得(『家計調査年報』)、 E_{xi} : i 国円建て為替レート(『外国経済統計年報』)、 R_p : 相対価格($R_p = C_{pi} / C_{pj}$)、 ER_p : 円建て相対価格($ER_p = (E_{xi} \times C_{pi}) / C_{pj}$)、 C_{pi} : i 国消費者物価指数(90年=100, 『外国経済統計年報』, 『国際比較統計』および『海外経済データ』)、 C_{pj} : 日本の消費者物価指数(90年=100, 『外国経済統計年報』, 『国際比較統計』および『海外経済データ』)、 c_1, c_2 : 定数、 $\alpha_1, \dots, \alpha_4, \beta_1, \dots, \beta_3$: 係数値)

推定式(1)では、為替レートと相対価格を分離し、それぞれを説明変数としている。為替レートを一つの独立した説明変数と置くことにより、海外観光旅行需要に与える為替レート変動の影響を明示することが可能となり、また為替レート変動に対する旅行者の心理的効果、為替レートの将来旅行価格に対するシグナル効果などを明らかにすることができる²⁾。推定式(2)では、円建ての相対価格を説明変数の一つとしている。これは、各国の消費者物価指数を円建てで評価し、日本国内の消費者物価指数との比率を取ることによって、購買力平価に換算し直している。観光目的地との長期的な購買力の差が、日本人旅行者の観光目的地

の選択においてどのような影響をもたらすかを明示することが可能である³⁾。

日本人海外観光旅行需要関数に想定される符号条件は以下となる。

$$\begin{aligned}
 (1-1) \quad \partial \text{TDP}_i^1 / \partial Y_G &= \alpha_1 \text{TDP}^1 / Y_G > 0 & (\alpha_1 &= \partial \text{TDP}^1 / \partial Y_G \cdot Y_G / \text{TDP}^1) \\
 (1-2) \quad \partial \text{TDP}_i^1 / \partial E_{xi} &= \alpha_2 \text{TDP}^1 / E_{xi} > 0 & (\alpha_2 &= \partial \text{TDP}^1 / \partial E_{xi} \cdot E_{xi} / \text{TDP}^1) \\
 (1-3) \quad \partial \text{TDP}_i^1 / \partial R_p &= \alpha_3 \text{TDP}^1 / R_p < 0 & (\alpha_3 &= \partial \text{TDP}^1 / \partial R_p \cdot R_p / \text{TDP}^1) \\
 (1-4) \quad \partial \text{TDP}_i^1 / \partial C_{pj} &= \alpha_4 \text{TDP}^1 / C_{pj} & (\alpha_4 &= \partial \text{TDP}^1 / \partial C_{pj} \cdot C_{pj} / \text{TDP}^1) \\
 (2-1) \quad \partial \text{TDP}_i^2 / \partial Y_G &= \beta_1 \text{TDP}^2 / Y_G > 0 & (\beta_1 &= \partial \text{TDP}^2 / \partial Y_G \cdot Y_G / \text{TDP}^2) \\
 (2-2) \quad \partial \text{TDP}_i^2 / \partial ER_p &= \beta_2 \text{TDP}^2 / ER_p < 0 & (\beta_2 &= \partial \text{TDP}^2 / \partial ER_p \cdot ER_p / \text{TDP}^2) \\
 (2-3) \quad \partial \text{TDP}_i^2 / \partial C_{pj} &= \beta_3 \text{TDP}^2 / C_{pj} & (\beta_3 &= \partial \text{TDP}^2 / \partial C_{pj} \cdot C_{pj} / \text{TDP}^2)
 \end{aligned}$$

III. 重回帰分析

推定式の特定化

$$(3) \quad \ln \text{TDP}_{it}^1 = C_1 + \alpha_1 \ln Y_{Gt} + \alpha_2 \ln C_{pj} + \alpha_3 \ln E_{xit} + \alpha_4 \ln R_{pt} + u_t$$

$$(4) \quad \ln \text{TDP}_{it}^2 = C_2 + \beta_1 \ln Y_{Gt} + \beta_2 \ln C_{pj} + \beta_3 \ln ER_{pt} + v_t$$

推定期間と分析対象国

推定期間：1970年から1998年までの年次データ

渡航先 州別：アジア州、ヨーロッパ州、北アメリカ州、オセアニア州

国別：韓国、台湾、香港、フィリピン、シンガポール、マレーシア、タイ、イギリス、
フランス、イタリア、アメリカ、カナダ、オーストラリア

推定方法：最尤法（誤差項間に1次の系列相関を想定）

対数線型推定式(3)(4)を重回帰分析により推計する。各経済変数の推定値（パラメーター）は弾性値と考えることができるから、各経済変数の弾性値（所得効果、為替効果、国内価格効果、相対価格効果あるいは円建て相対価格効果）から日本人の海外観光旅行需要の特徴を捉えることができる。

推定結果（表1-1、1-2を参照）

①所得効果

アジア州、ヨーロッパ州、北アメリカ州、そしてオセアニア州への日本人観光旅行需要はともに正の所得効果を示している。どの州も高い所得弾性値を示すが、その中でもアジア州の弾性値が最も大きい。国別で見ると、イタリアを除き全ての国で推定値は統計的に有意である。所得弾性値はどの国も3を上回り、弾力的である。香港、シンガポール、オーストラリアの3カ国が特に高い値を示している。一人当たり可処分所得の変動が、日本人の海外観光旅行需要の動向に大きな影響を与えていると考えられる⁴⁾。

②為替レートの効果

予想に反して為替レートは、韓国を除き、全ての国々で統計的に有意でなかった。また、フィリピン、マレーシア、アメリカは符号条件も満たしていない。韓国については、日本人観光旅行需要は為替レートの変動に有意な影響を受ける。表1-1の推計結果を見る限り、1%の円高に対して、0.53%の海外観光旅行需要の増加が見込まれる。本稿では、各国通貨を円建てで評価する場合、ドル表示の各国通貨を対ドル円レートとリンクさせて換算しなおした。その意味では、各国通貨の動向はドル通貨の変動にかなりの影響を受けており、旅行費用を換算する場合の実勢価格とは乖離している可能性もある。今回、各国通貨の対円為替レートが各国の日本人観光旅行者数の動向を有意に説明でき得

ないのは、この点に問題があるとも考えられる⁵⁾。

③相対価格の効果

渡航先国の消費者物価指数を日本国内の消費者物価指数で割り引いて、その比率を相対価格とした。韓国、香港、イギリス、フランス、イタリア、カナダの6カ国が統計的に有意で、符号条件を満たしている。香港を除き、どの国も1を上回り、相対価格に対して弾力的である。オーストラリアは1%水準で統計的に有意であるが、符号条件を満たしていない。次に渡航先国の消費者物価指数を円建てに換算し、日本の消費者物価指数で割り引いたものを円建て相対価格（購買力平価）とした。この変数については統計的に有意で符号条件を満たす国はフランスのみである。オーストラリアは統計的に有意であるが、符号条件を満たしていない。これらの推定結果については、為替レートや国内価格との間に多重共線性の可能性も考えられ、推定値の判断には十分な注意が必要である。

④国内価格の効果

日本国内の消費者物価の変動に対して、アジア州、ヨーロッパ州、北アメリカ州への日本人観光旅行者数は統計的に有意な影響を受けていない。オセアニア州については、統計的に有意であり、その効果は弾力的である。国別に見ると、韓国、マレーシア、タイを除くその他の国々は全て統計的に有意である。正の効果をもつ国は、台湾、フィリピン、シンガポール、フランス、アメリカ、カナダの6カ国、負の効果をもつ国は、香港、イギリス、イタリア、オーストラリアの4カ国である。正の効果をもつ国々の多くは弾力的で、価格弾性値は1を上回っている。逆に、負の効果をもつ国々の多くは非弾力的で、価格弾性値は1を下回っている。

IV. 経済時系列データの定常性検定

単位根検定

本節では、非定常過程による「見せかけの回帰 (spurious regression)」を検討するために、各経済時系列データについて単位根の検定を行った。単位根検定には、拡張的Dickey-Fuller (ADF) 検定を用い、(5)式により定式化し、和分の次数を検定した。

$$(5) \Delta Y_t = \alpha_0 + \beta Y_{t-1} + \gamma T + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta Y_{t-j} + \mu_t$$

ここで、 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ は1階差分、 ΔY_{t-j} はラグ項、 T はタイムトレンド項、そして μ_t は誤差項である。ADF 検定では、(5)式の帰無仮説 $H_0: \beta = 0$ (Y_t は非定常)、対立仮説 $H_1: \beta < 0$ (Y_t は定常) を τ 統計量に基づき検定する。なお、本稿では臨界値の導出については「MacKinnon 表」に従っている。ADF 検定の推定結果は付表1に示した。タイムトレンド項を排除したもの (Non-trend) と挿入したものの (Trend) とで推計した。各変数の Δ は1階差分を示している。また各推定値の括弧内の数値はラグ項の次数である。ラグの次数は、基本的にAIC基準により決定した。

基本的に各変数とも次数1以上の和分を示す傾向にある。特にTDPは全ての国で次数1以上の和分を示した。つまり総人口当たり日本人の海外観光旅行者数は非定常過程にあり、1階あるいは2階差分をとることで定常過程となる。香港、カナダのTDPは1階差分では定常過程とはみなされないが、2階差分をとることで定常過程となった。また、他の説明変数の多くもI(1)を示しており、2階差分をとることで定常過程となる変数もみられる。為替レートは全ての国で次数1和分を示している。日本の消費者物価指数と1人当たり実質可処分所得もI(1)である。

共和分検定

(3)と(4)式が長期均衡関係式にあり、定常過程に従うかどうかは、Engle & Granger (1987) の共和分検定で判断することができる。共和分検定は各変数が単位根をもつ場合にのみ有意である。本稿では各変数につき、(3)(4)をOLS (最小二乗法) で推計し、その残差 \hat{u} を用いてADFにより共和分検定を行う⁶⁾。

$$(6) \quad \Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t$$

(6)式で $H_0: \delta = 0$ 、 $H_1: \delta < 0$ の仮説検定を行い、帰無仮説が棄却されれば、 $\hat{u}_t \sim I(0)$ と判断でき、被説明変数と説明変数は共和分しており、(3)(4)式は長期関係式と考えることができる。共和分検定の結果が表2に示されている。これを見る限り、各国とも共和分回帰式について帰無仮説を棄却することはできない。つまり、(3)(4)式に長期的均衡関係を見出すことはできない。

表2. 共和分検定 (Engle and Granger 検定)

	(3)式 検定統計量 P 値		(4)式 検定統計量 P 値	
韓国	-3.032(5)	0.57	-0.198(5)	0.87
台湾	-2.206(5)	0.80	-2.275(5)	0.78
香港	-3.160(2)	0.66	-3.142(3)	0.51
フィリピン	-1.859(2)	0.96	-1.838(2)	0.91
シンガポール	-2.728(3)	0.72	-2.227(3)	0.79
マレーシア	-2.128(2)	0.92	-2.213(2)	0.80
タイ	-1.000(2)	0.99	-1.047(2)	0.99
イギリス	-1.834(2)	0.96	-2.137(2)	0.83
フランス	-3.315(2)	0.42	-3.684(3)	0.24
イタリア	-2.256(3)	0.89	-2.813(3)	0.68
アメリカ	-2.451(2)	0.83	-2.160(2)	0.82
カナダ	-2.075(2)	0.93	-1.627(2)	0.94
オーストラリア	-3.450(3)	0.21	-3.316(3)	0.26

注：検定統計量の()はラグの次数を表し、AIC 基準により決定した。P 値は帰無仮説を棄却することにより、誤りを犯す確率を表す。

V. 結びに代えて

本稿は、アジア州、ヨーロッパ州、北アメリカ州、オセアニア州への日本人の海外観光旅行需要について、可処分所得や消費者物価、相対価格、為替レートなどの経済的要因から日本のアウトバウンド需要に及ぼす効果を計量的手法により分析した。また、各経済変数に対して単位根検定ならびに共和分検定を行い、定常性や回帰式の長期的均衡関係を検証した。

これまで日本のアウトバウンドに関する時系列的データに基づく実証分析は非常に少ない。その一つの理由は観光に関するデータの不足と、計量に耐え得るだけのデータが整備されていないことに原因がある。本稿においても、海外旅行需要にとって最も重要と思われる移動コストに関するデータ (航空運賃など) が入手不可能なため導入できなかった。より一層のデータの精緻化と回帰式の精度を高めていくことが今後の課題として残されている。

注

* 本稿は第14回応用地域学会研究発表会での報告論文「日本のアウトバウンドに関する実証分析—渡航先別から見た日本人の海外観光旅行需要—」の一部を抽出・修正したものである。討論者の神頭広好氏 (愛知大学) から貴重な

コメントを頂いた。また共同執筆者の長橋透氏（浜松大学）とは有益な議論をすることができた。ここに記して感謝いたします。なお残された誤謬は当然に筆者の責任である。

- 1) WTOは、「国際観光支出」を「外国を訪れた当該国の国際観光客（日帰り客も含む）が、その国で支払った額と国際間の交通のために外国の運輸会社に対して支払った額の合計」と定義している。
- 2) 旅行者にとって、海外旅行を行う場合、遠隔地にある観光目的地の滞在コストの情報を入手することが不可能な場合、為替レートを滞在コストの代理変数として用いる傾向がある。Song & Witt (2000) を参照。
- 3) Martin & Witt (1987) では、数多くの推計結果を通じて、旅行費用の代理変数として、為替レートを単独に用いるよりも、為替レートで調整された消費者物価指数のほうが望ましいと結論付けている。
- 4) 最近の日本人海外観光旅行者数は若いOLなどの動向に大きく左右されると言われている。彼等は比較的可処分所得の高い階層であり、彼等の所得変動が海外観光旅行需要に弾力的な影響を与えていると考えられる。拙稿(1999)では、業務等を含めた日本人海外旅行需要の所得効果を推計したが、所得弾性値は2.41から4.40の間であった。
- 5) 拙稿(1999)では、日本人海外渡航者総数について対ドル円レートを一つの説明変数として重回帰分析を行った。その推計結果では、為替レートは日本人海外旅行需要に対して統計的に有意であった。
- 6) 付表1を見る限り、全ての変数がI(1)であるとはいえない。韓国、香港、マレーシア、カナダ、オーストラリアでは、1和分以上の次数をもつ変数が存在している。その意味では、判定には十分な注意が必要である。

参考文献

- Bull, A. (1995), *The Economics of Travel and Tourism*, 2nd. ed. Longman, 諸江他訳『旅行・観光の経済学』, 文化書房博文社 (1998).
- Crouch, G. I. (1994), "The Study of International Tourism Demand: A Survey of Practice," *Journal of Travel Research*, Vol.32, No.4 (Spring), pp.41-55.
- Jensen T. C. (1998), "Income and price elasticities by nationality," *Tourism Economics*. Vol.4, No.2 (June), pp.101-130.
- Sinclair, M. T. and M. Stabler (1997), *The Economics of Tourism*, Routledge.
- Song, H. and S. F. Witt (2000), *Tourism Demand Modelling and Forecasting*, Pergamon.
- Witt, C. A. and S. F. Witt (1994), "Demand Elasticities," S. F. Witt and L. Moutinho ed. *Tourism Marketing And Management Handbook*, Prentice Hall, pp.521-529.
- 麻生憲一 (1999), 「観光旅行需要の経済分析」, 惣宇利紀男・服部容教編『21世紀の経済政策』日本評論社.
- 長橋透・麻生憲一 (1999), 「旅行市場の類型と旅行需要 —主要旅行者50社データによる実証分析—」, 『日本観光学会誌』, 第34号, pp.1-10.

統計資料

『経済統計年鑑』(2000), 東洋経済新報社. 『旅行年報1999』, (財)日本交通公社. 『旅行動向1999 vol.4』, (財)日本交通公社. 『JTB REPORT'99 日本人海外旅行のすべて』, (財)日本交通公社. 『WEEKLY TRAVEL JOURNAL』, トラベルジャーナル. 『JNTO 国際観光白書—世界と日本の国際観光交流の動向—2000年版』, (特) 国際観光振興会. 『経済統計月報』, 日本銀行. 『外国経済統計年報』, 日本銀行. 『国際比較統計』, 日本銀行. 『観光白書』, 総理府. 『海外経済データ』, 経済企画庁調査局. 『家計調査年報』, 総務庁統計局. 『日本統計年鑑』, 総務庁統計局. 『法務統計月報』, 法務省. 『出入国管理統計年報』, 法務省.

表1-1. アウトバウンド需要関数の推定結果 (アジア州区)

目的国	定数	ln YG	ln EX	ln CPJ	ln RP	ln ERP	Trend	DM	\bar{R}^2	D.W.
アジア州	-62.054** (-7.54)	7.698** (7.22)		0.360 (1.22)			-0.027 (-1.67)		0.98	1.92
韓国	-63.066** (-6.05)	7.738** (5.81)	0.531* (1.96)	-0.119 (-0.30)	-1.040* (-2.47)			+a	0.96	1.90
	-63.167** (-5.86)	7.994** (5.89)		-0.340 (-0.92)		-0.818 (-0.54)			0.96	1.93
台湾	-35.201** (-3.34)	3.909* (2.89)	0.303 (1.29)	1.300** (4.69)	-0.445 (-0.87)		-0.066** (-2.92)		0.86	1.62
	-40.968** (-4.05)	4.687** (3.64)		1.162** (4.15)		0.207 (0.89)	-0.079** (-3.61)		0.85	1.66
香港	-58.931** (-5.00)	9.270** (6.03)	0.218 (0.90)	-1.011** (-2.70)	-0.948** (-3.41)			+b	0.94	1.66
	-58.994** (-4.12)	8.972** (4.83)		-0.783 (-1.89)		-0.280 (-1.93)		+b	0.93	1.44
フィリピン	-54.726** (-3.39)	4.625* (2.30)	-0.163 (-0.84)	3.533** (5.66)	-0.702 (-1.83)			+c	0.98	1.52
	-50.488** (-3.17)	4.163* (2.10)		3.398** (5.47)		-0.305 (-1.93)		+c	0.98	1.54
シンガポール	-73.327** (-5.91)	8.100** (4.56)	0.069 (0.51)	1.515* (2.44)	-0.864 (-0.77)				0.98	1.67
	-84.584** (-6.54)	9.177** (5.44)		2.216** (4.99)		0.092 (0.68)	-0.043* (-1.96)		0.99	1.62
マレーシア	-32.286* (-2.33)	3.280* (2.03)	-0.193 (-0.61)	-0.716 (-0.72)	-2.206 (-1.41)		0.163** (2.81)		0.99	2.18
	-42.86** (-3.63)	4.114** (2.67)		1.045 (1.77)		-0.168 (-0.52)	0.104** (2.72)		0.99	2.13
タイ	-53.085** (-4.54)	6.511** (4.37)	0.075 (0.29)	-0.116 (-0.29)	1.090 (1.86)				0.97	1.94
	-53.070** (-4.39)	6.528** (4.24)		-0.049 (-0.12)		0.333 (1.85)			0.97	1.89

**は1%有意水準、*は5%有意水準を示す。()内はt値。 \bar{R}^2 :自由度修正済み決定係数。D.W.ダービン・ワトソン比。DMはダミー変数(+aは1970、1971年を1とするダミー変数、+bは1996年を1とするダミー変数、+cは1970-73年を1とするダミー変数)である。Trendはトレンド項である。

表1-2. アウトバウンド需要関数の推定結果 (欧・米・豪州区)

目的国	定数	ln YG	ln EX	ln CPJ	ln RP	ln ERP	Trend	DM	R ²	D.W.
ヨーロッパ州	-57.393** (-7.97)	6.870** (6.72)		0.411 (1.12)					0.98	1.98
イギリス	-40.416** (-6.26)	5.094** (6.52)	0.134 (1.05)	-0.620** (-4.08)	-1.397** (-4.00)		0.078** (4.70)	+d	0.99	1.97
	-40.459** (-4.85)	5.260** (5.10)		-0.434 (-1.30)		0.215 (1.65)		+d	0.98	2.19
フランス	-46.924** (-7.37)	5.110** (6.35)	0.158 (0.62)	1.121** (5.46)	-1.663** (-3.84)			+d	0.98	1.81
	-47.636** (-6.90)	4.891** (5.54)		1.246** (5.01)		-0.478** (-4.33)		+d	0.98	1.66
イタリア	-6.073 (-0.76)	0.561 (0.54)	0.082 (0.39)	-0.890** (-3.74)	-1.077** (-3.11)		0.228** (7.42)	+e	0.99	1.75
	-13.989 (-1.46)	1.652 (1.29)		-0.775* (-2.16)		-0.278 (-1.66)	0.184** (5.94)	+e	0.99	1.78
北アメリカ州	-54.671** (-6.62)	6.525** (5.58)		0.705 (1.76)					0.97	2.14
アメリカ	-33.460** (-5.03)	4.246** (5.34)	-0.149 (-1.10)	0.188 (0.71)	-0.860 (-1.87)		0.040* (2.07)	+d	0.99	1.60
	-41.229** (-8.05)	5.054** (7.70)		0.633** (3.03)		-0.181 (-1.32)		+d	0.99	1.78
カナダ	-49.796** (-7.00)	5.445** (6.15)	0.291 (1.75)	0.812** (3.37)	-1.762** (-4.26)		0.086** (4.63)		0.99	1.77
	-56.103** (-6.41)	5.855** (5.21)		1.862** (5.42)		0.285 (1.95)			0.99	1.74
オセアニア州	-48.261** (-3.07)	4.967* (2.44)		1.245** (2.66)			0.110** (4.18)		0.98	1.90
オーストラリア	-65.849** (-8.82)	8.161** (8.80)	0.134 (0.72)	-0.438* (-2.36)	1.568** (3.72)		0.052** (3.06)		0.99	1.58
	-64.244** (-7.16)	8.194** (7.25)		-0.553* (-2.48)		0.513** (3.81)	0.068** (3.49)		0.99	1.73

**は1%有意水準、*は5%有意水準を示す。()内はt値。R²:自由度修正済み決定係数。D.W.ダービン・ワトソン比。DMはダミー変数 (+dは1970年を1とするダミー変数、+eは1992年以降を1とするダミー変数)である。Trendはトレンド項である。

付表1. 単位根検定の推定結果 (ADF 検定)

訪問国	韓国		台湾		香港	
変数	Non-trend	Trend	Non-Trend	Trend	Non-trend	Trend
TDP	-2.31(1)	-4.89(1)*	-3.82(4)*	-2.77(4)	-2.20(1)	-2.69(1)
Δ TDP	-7.56(2)**	-6.73(2)**	-4.16(2)*	-4.43(2)**	-3.50(2)	-3.46(2)
EX	-1.81(4)	-3.66(1)*	-1.36(0)	-4.67(2)**	-0.83(0)	-1.68(1)
Δ EX	-5.48(3)**	-5.90(3)**	-5.46(3)**	-5.30(3)**	-4.13(0)*	-4.09(0)*
RP	-1.87(3)	-3.20(3)	-0.63(0)	-2.63(0)	-0.27(1)	-2.47(1)
Δ RP	-3.43(1)	-3.34(1)	-4.76(0)	-4.65(0)**	-4.20(3)*	-2.92(3)
ERP	-0.84(1)	-2.41(1)	-0.98(1)	-3.50(1)	-0.41(1)	-2.17(1)
Δ ERP	-4.70(0)**	-4.76(3)**	-5.39(0)**	-5.30(0)**	-3.67(0)*	-3.54(0)
訪問国	フィリピン		シンガポール		マレーシア	
変数	Non-trend	Trend	Non-trend	Trend	Non-trend	Trend
TDP	-2.03(1)	-3.40(1)	-2.11(4)	0.72(3)	-1.57(2)	-2.64(2)
Δ TDP	-3.86(2)*	-5.51(3)**	-4.15(2)*	-6.76(2)**	-5.76(0)**	-6.29(0)**
EX	-0.47(0)	-2.64(3)	-2.62(0)	-3.84(0)*	0.13(0)	-2.11(0)
Δ EX	-6.98(0)**	-6.83(0)**	-7.72(0)**	-7.58(0)**	-4.15(0)*	-4.19(0)*
RP	0.29(1)	-2.75(1)	-1.63(1)	-0.95(4)	-0.73(1)	-1.64(0)
Δ RP	-3.77(0)*	-3.81(0)*	-4.13(2)*	-4.64(2)**	-2.09(0)	-3.04(0)
ERP	0.38(0)	-1.24(0)	-1.76(1)	-2.70(1)	3.44(0)	-1.04(0)
Δ ERP	-5.32(1)**	-5.32(1)**	-7.83(0)**	-7.68(0)**	-3.99(0)*	-4.40(0)**
訪問国	タイ		イギリス		フランス	
変数	Non-trend	Trend	Non-Trend	Trend	Non-trend	Trend
TDP	0.75(3)	-2.27(4)	-0.91(2)	-2.56(2)	-2.97(1)	-4.28(1)*
Δ TDP	-7.04(2)**	-6.76(2)**	-5.05(1)**	-4.81(1)**	-4.37(1)**	-4.17(2)*
EX	-0.25(0)	-3.21(1)	-1.76(1)	-2.42(1)	-1.09(1)	-1.42(1)
Δ EX	-4.40(3)**	-4.45(3)**	-3.91(0)*	-4.15(1)*	-4.82(0)**	-4.81(0)**
RP	1.27(2)	-3.56(3)*	-0.67(1)	-1.76(1)	-4.62(4)**	-3.34(3)
Δ RP	-2.36(0)	-3.49(4)*	-3.97(0)*	-5.76(3)**	-3.99(3)**	-5.03(3)**
ERP	2.67(0)	-3.52(3)	-1.63(1)	-1.37(1)	-0.96(1)	-1.39(1)
Δ ERP	-4.00(0)*	-4.44(3)**	-3.63(0)*	-4.36(3)**	-3.76(0)*	-3.73(0)*
訪問国	イタリア		アメリカ		カナダ	
変数	Non-trend	Trend	Non-Trend	Trend	Non-trend	Trend
TDP	-0.54(6)	-1.76(3)	-1.20(3)	-3.39(2)	-1.27(3)	-1.46(1)
Δ TDP	-6.29(0)	-6.12(0)**	-7.22(0)**	-4.25(2)*	-2.25(0)	-3.26(0)
EX	-1.35(0)	-1.47(0)	-1.50(1)	-2.93(1)	-0.53(4)	-5.72(3)**
Δ EX	-4.96(0)**	-5.15(0)**	-4.21(3)*	-4.04(3)*	-6.05(3)**	-5.83(3)**
RP	-1.90(1)	-1.99(1)	-0.95(1)	-3.42(1)	-0.72(1)	-1.67(4)
Δ RP	-1.75(0)	-4.81(3)**	-6.77(3)**	-5.36(3)**	-4.41(3)**	-3.80(3)*
ERP	-1.42(1)	-0.81(1)	-2.49(1)	-2.99(1)	-0.92(1)	-4.17(3)*
Δ ERP	-4.13(0)*	-4.32(0)**	-3.55(0)	-3.76(0)*	-5.26(0)**	-4.92(3)**
訪問国	オーストラリア		発地国	日本		
変数	Non-trend	Trend	変数	Non-trend	Trend	
TDP	-0.93(2)	-1.83(3)	JPP	-2.74(4)	-2.50(4)	
Δ TDP	-9.57(0)**	-9.46(0)**	Δ JPP	-5.18(3)**	-3.84(3)*	
EX	-0.91(1)	-3.46(2)	RDIN	-3.39(0)	-2.74(0)	
Δ EX	-4.60(3)**	-4.50(3)**	Δ RDIN	-4.33(2)*	-4.05(0)*	
RP	-0.67(1)	-2.20(1)				
Δ RP	-2.71(0)	-2.61(0)				
ERP	-0.73(1)	-2.59(1)				
Δ ERP	-3.68(3)*	-3.57(3)*				

注: **: 1%有意水準, *: 5%有意水準, Δ: 1階差分, (): ラグ項次数, 臨界値の導出は MacKinnon 表に従う。
ラグ項の次数は AIC 基準により決定した。JPP は日本の消費者物価指数、RDIN は日本の実質可処分所得
(勤労者世帯1人当たり)を示している。