

Tourism Demand and the per capita GDP : Evidence from Australia

Keiji Hashimoto

Otemon Gakuin University

Abstract

Using Australian quarterly data(1981: 2–2009: 4), some time-series econometrics methods are applied to the analysis into the relationship between the per capita GDP and the tourism demand captured by the numbers of visitors arriving. On the stationality of the numbers of the long-term (more than one year) visitors, and of the short-term (less than one year) visitors, along with the real per capita GDP, ADF tests are conducted. We found there are stationary relationships between the tourism demand and the per capita GDP by the estimation results of the Error Correction Mechanism. Further, the causalities in a sense of Granger between the long-term visitors and the change of per capita GDP are found.

Key words : Tourism demand in Australia, Unit Root Test, ADF Test, Co-integration Test, Granger Causality.

JEL Classification : L 83, C 01, E 10.

オーストラリアのツーリズム需要と GDP の関係について*

橋 本 圭 司

追手門学院大学

概要

オーストラリアの四半期データ（1981: 2-2009: 4）を用いて、オーストラリアへの訪問者数で捉えたツーリズム需要と一人あたり GDP の関係を、時系列分析手法によって考察している。ツーリズム需要の指標として、オーストラリアへの訪問者を 1 年以上および 1 年未満の滞在期間によって分類し、それぞれの指標について単位根検定を行うとともに、一人あたり GDP との関係を、共和分検定に基づく誤差修正モデルによって分析した。その結果、ツーリズム需要と一人あたり GDP の間に安定的な関係があることを確認するとともに、長期滞在訪問者数は、一人あたり GDP の変化に対して、Granger の意味での因果関係を持つことを見出している。

キーワード：オーストラリアのツーリズム、単位根検定、ADF テスト、共和分検定、Granger 因果性

1. はじめに

国連の付属機関である世界観光機構 UNWTO が指摘しているように、多くの国々で、ツーリズム Tourism は、外貨の獲得、雇用拡大への重要な貢献要因であり、急速に発展する産業部門の一つとなっている。マクロ経済学的視点からは、ツーリズムは、GDP および経済成長への牽引力として、きわめて重要な位置を占めており、ツーリズムあるいはツーリズム需要の経済的パフォーマンスについて、多くの国々の事例を取り上げた、夥しい数の実証研究が報告されている。たとえば、Song and Li (2008)、Song, Witt and Li (2009) では、ツーリズムの経済分析あるいは計量経済学的分析について、先行研究の詳細なサーベイが行われており、オーストラリアの事例も含めて、とくに分析手法として、近年の計量経済学的分析手法の発展を加味した分析事例についての展望が行われている。

そのような状況の中、本稿では、オーストラリアを対象として、ツーリズムと一人あたり GDP との関係について、若干の計量経済学手法を用いて分析を試みる。観光資源に富んだオーストラリアを対象とした研究は盛んにおこなわれているが、ここでは、あえてオーストラリアの近年の急速な訪問者数の増大に注目し、先行研究では必ずしも取り上げられていない、比較的最近のデータを用いて、分析を試みることにする。

2. オーストラリアのツーリズム需要

ツーリズム需要の指標として、オーストラリアへの訪問者数を取り上げ、ABS (Australian Bureau of Statistics) から得られる、二つの指標に注目する。一つは、1 年以上滞在する訪問者（以後 *LTD* (Series ID: A 1830883 C)）であり、もう一つは、1 年以下の訪問者（以後 *STD* (Series ID: A 1830888 R)）である。それらを長期滞在訪問者、短期滞在訪問者として、ツーリズム需要の指標とする。データの期間は、1981 年の第 2 四半期から 2009 年の第 4 四半期までの 3 か月ごとの各数値であり、表 1 に、実質一人あたり GDP (2008 年基準) ととも

表 1 基本統計量

	<i>LTD</i> (人)	<i>STD</i> (人)	<i>RPGDP</i> (豪ドル (2008 年基準))
Mean	30,205	861,914	10,173
Median	20,450	903,200	9,544
Maximum	143,440	1,618,800	14,617
Minimum	4,300	191,600	7,112
Std. Dev.	27,471	428,946	1,948
Observations	115	115	115

(注) 四半期データ。サンプル期間は、1981 年第 2 四半期～2009 年第 4 四半期。

に、それぞれの基本統計量が示されている。実質一人あたり GDP については、名目 GDP (Series ID: A 2302467 A)、人口 (Series ID: A 2133251 W) および家計最終消費支出デフレーター (Series ID: A 2303940 R) より算定している。データ期間の選択は、ABS から収集可能な期間に依存している。表中に示されているように、平均の値では、各四半期 (3 ヶ月) の間に、1 年以上滞在する訪問者 *LTD* は約 3 万人、滞在期間が 1 年未満の訪問者 *STD* は約 86 万人、人口一人あたりの GDP は約 1 万豪ドルである。

なお、それらの四半期ではなく、1982 年から 2009 年の間の、年平均変化率 (成長率) を計算すると、*LTD* は 9.30 パーセント、*STD* は、6.76 パーセント、*RPGDP* は 2.02 パーセントであった。また、過去 3 年 (2007 年から 2009 年) の平均では、*LTD* は約 34 万人、*STD* は約 560 万人、*RPGDP* は約 5.5 万豪ドルであり、それぞれ、かなりの速度で拡大してきているといえる。

図 1 および図 2 は、二つのツーリズム需要の指標を、それぞれプロットしたものである。四半期データであるため、期ごとの変動がみられる (*LTD* の場合は、各年を通じて、第 1 四半期がもっとも高く、第 4 四半期がもっとも低い。 *STD* は、第 4 四半期がもっとも高く、第 2 四半期がもっとも低い。) が、全体の動きとしては、両指標ともに、近年の増大が著しい。

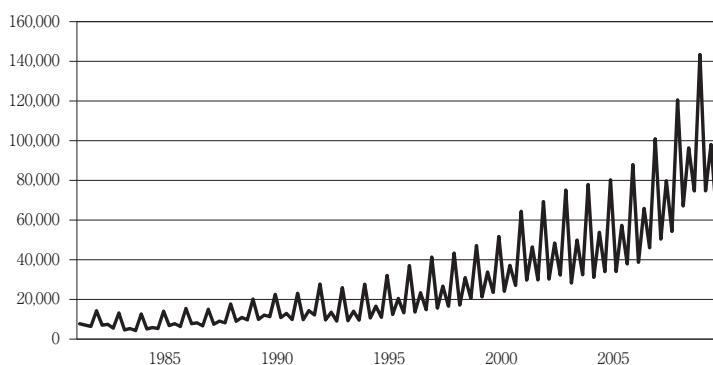


図 1 長期 (1 年以上滞在) 訪問者: *LTD* (人)

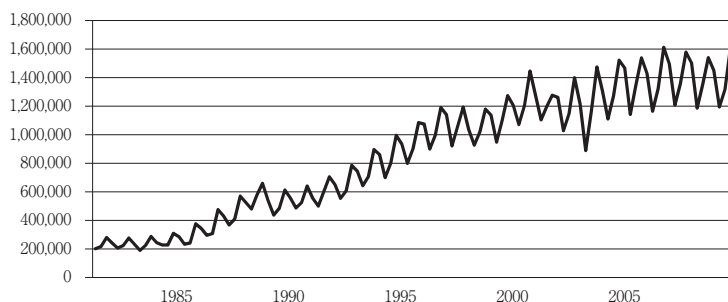


図 2 短期 (1 年未満滞在) 訪問者: *STD* (人)

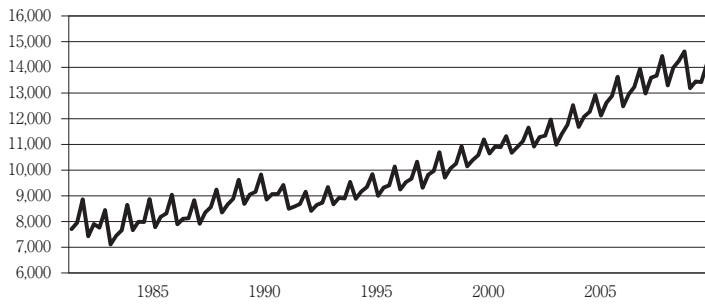


図3 一人あたり GDP: *RPGDP* (豪ドル (2008 年基準))

図3は、オーストラリアの経済的パフォーマンスの指標として、人口一人あたり実質 GDP の、同じく四半期ごとの推移をみたものである。2008 年を基準とする、家計最終支出デフレーターによって、実質化近似している。

3. データの定常性－単位根検定

われわれが注目する時系列データ *LTD*, *STD* および *RPGDP* に関して、その定常性をチェックするために、単位根検定を行っておく。単位根検定を行う基本的な理由は、回帰分析を行う際に、トレンドを持つ、本来関係のない変数同士が、見せかけの回帰 *spurious regression* をもたらす危険を回避するためである。*LTD*, *STD* および *RPGDP* が、定常か非定常か、あるいは単位根を持つか否か、ここでは、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定とよばれる方法で確かめる。ADF 検定では、時系列変数 X_t について、次式を推定する。

$$\Delta X_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta X_{t-1} + \alpha_t \sum_{i=1}^m \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、従属変数は ΔX_t であり、 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ 、 t はタイムトレンド攪乱項は、ホワイトノイズである。ADF 検定は、 $\delta = 0$ が成立するか否かを検定する。

(1) 式の X に、*LTD*, *STD* および *RPGDP* をあてはめて、単位根検定を行ってみると、ツーリズム需要の指標である *LTD* および *STD* については、それぞれ 1 期のラグ変数の係数推定値 δ がゼロであるという仮説が棄却され、それらは単位根を持たない定常時系列とみなされる。しかしながら、*RPGDP* については、帰無仮説を 5 パーセント水準で棄却できないという結果になった。そこで、*RPGDP* の 1 階の階差をとった変化量 $\Delta RPGDP$ について単位根検定を行ってみると、その場合には単位根を持つという帰無仮説が棄却された。

表2は、(1) 式における、*LTD*, *STD*, *RPGDP* および $\Delta RPGDP$ について、それぞれの場合での、 δ の推定値の t 値 (Augmented Dickey-Fuller test statistic) を示している。

表 2 単位根検定

(1) Null Hypothesis : <i>LTD</i> has a unit root	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.619351 (Prob. = 0.0326)
(2) Null Hypothesis : <i>STD</i> has a unit root	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.7868 (Prob. = 0.0000)
(3) Null Hypothesis : <i>RPGDP</i> has a unit root	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.343872 (Prob. = 0.0646)
(4) Null Hypothesis : $\Delta RPGDP$ has a unit root	
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.6282 (Prob. = 0.0000)

4. ツーリズム需要と一人あたり GDP—共和分検定

われわれの関心は、二つのツーリズム需要の指標、*LTD* と *STD* が、それぞれ一人あたり GDP とどのような関係にあるか、ということである。

そこで、もっとも単純な関係として、以下の推定式を想定する。

$$RPGDP_t = a_1 + a_2 LTD_t + \mu_t \quad (2)$$

$$RPGDP_t = b_1 + b_2 STD_t + \nu_t \quad (3)$$

前節での単位根検定の結果により、*LTD* と *STD* は定常時系列であるが、*RPGDP* は非定常であるため、(2) 式、(3) 式の推定は、いわゆる「見せかけの回帰」に落ちる可能性がある。そこで、(2) 式および (3) 式で示されているような *RPGDP* と *LTD* および *RPGDP* と *STD* の関係において、それぞれの誤差項 μ_t と ν_t が定常時系列か否か、を検定する必要がある。それらが単位根を持たなければ、(2) および (3) 式の関係そのものは定常であり、各変数同士は共和分関係にあるということができる。Augmented Engle-Granger (AEG) 検定による方法で確かめる。

最小二乗法による、(2)、(3) 式の推定結果は、それぞれ以下ようになった。

$$RPGDP_t = 8500.626 + 0.055364 LTD_t \quad (4)$$

$$t = (50.02208) \quad (13.27542)$$

$$\text{Prob} = (0.0000) \quad (0.0000)$$

$$\text{Adjusted R-squared} = 0.605859 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.226812$$

$$RPGDP_t = 6637.868 + 0.004101 LTD_t \quad (5)$$

$$t = (37.57601) \quad (22.33319)$$

$$\text{Prob} = (0.0000) \quad (0.0000)$$

$$\text{Adjusted R-squared} = 0.813656 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 0.674764$$

(5) 式のダービン・ワトソン値が低く、非定常系列であることをうかがわせるが、その点を除けば、これら二つの回帰式からは、ほぼ良好な推定結果が得られている。しかし、見せかけの回帰におちいつているのかもしれない。

(4) 式の推定結果より、残差の推定値を求め、その単位根検定を行う。

$$\begin{aligned}\Delta \hat{\mu}_t &= -1.136730 \mu_{t-1} \\ t &= (-12.06676) \\ \text{Prob} &= (0.0000) \\ \text{Adjusted R-squared} &= 0.562921 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 1.832028\end{aligned}\tag{6}$$

$\Delta \hat{\mu}_t$ との関係において、 μ_{t-1} の係数推定値がゼロであるという確率はゼロであり、この結果は、誤差項が定常であることを意味しており、 $RPGDP$ と LTD は共和分の関係にあることになる。

また、(5) 式の推定結果より、残差を求め、その単位根検定を行うと、以下のような結果が得られた。

$$\begin{aligned}\Delta \hat{\mu}_t &= -0.336270 v_{t-1} \\ t &= (-4.744106) \\ \text{Prob} &= (0.0000) \\ \text{Adjusted R-squared} &= 0.166042 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.495898\end{aligned}\tag{7}$$

この場合も、誤差項が定常であることが示され、 $RPGDP$ と STD は共和分の関係にあることになる。

以上の結果を受けて、 $RPGDP$ と LTD および $RPGDP$ と STD の間には、それぞれ、長期の安定的な関係があることが示された。そこでの誤差項は、それぞれの関係式において、短期と長期の関係を結びつける役割を果たす。誤差項の推定値を説明変数に加えた、1 階の階差を持つ変数間の関係式、すなわち、誤差修正モデルの推定を行うと、結果は、それぞれ以下のとおりとなった。

$$\begin{aligned}\Delta RPGDP_t &= 65.48608 - 0.018143 \Delta LTD + 0.038053 \hat{\mu}_{t-1} \\ t &= (1.465526) \quad (-6.115324) \quad (0.631455) \\ \text{Prob.} &= (0.1456) \quad (0) \quad (0.529) \\ \text{Adjusted R-squared} &= 0.418268 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.706876\end{aligned}\tag{8}$$

$$\begin{aligned}\Delta RPGDP_t &= 30.27428 + 0.001973 \Delta STD - 0.201142 \hat{v}_{t-1} \\ t &= (0.570104) \quad (5.09251) \quad (-2.957116) \\ \text{Prob.} &= (0.5698) \quad (0) \quad (0.0038) \\ \text{Adjusted R-squared} &= 0.183325 \quad \text{Durbin-Watson stat} = 2.984955\end{aligned}\tag{9}$$

(8) 式の結果は、一人あたり GDP の変化 ($\Delta RP GDP$) に対して、1 年以上滞在する訪問者の変化 (ΔLTD) はマイナスの影響 (係数推定値は -0.018) をもたらし、(9) 式の結果は、1 年未満滞在の場合には、その変化 (ΔSTD) がプラスの影響 (0.0019) をもたらすことを示している。これらの結果は、 LTD および STD の変化が、一人あたり GDP の変化に対する、短期の関係および効果として解釈できる。

一方、それぞれの推定式における変数同士が共和分関係にあることから、長期におけるそれらは、(4) 式および (5) 式の推定結果に基づいて類推する。すなわち、一人あたり GDP の水準に対して、1 年以上滞在の訪問者、1 年未満滞在の訪問者の数はそれぞれ、プラスの影響をもたらす、その大きさを比較すれば、 LTD (係数推定値は 0.055) が、 STD (係数推定値は 0.004) の場合よりも相対的に大きい、ことが示されている。

なお、(4) 式、(5) 式の推定結果と、 $\overline{LTD}$, $\overline{STD}$, $\overline{RP GDP}$ をそれぞれの平均値とし、表 1 で得られた値と (4), (5) 式の推定結果を用いて弾性値を算定すると、以下のような値となった。

$$(\Delta RP GDP / \Delta LTD) (\overline{LTD} / \overline{RP GDP}) = 0.055364 \times (30205.22 / 10172.9) = 0.164386$$

$$(\Delta RP GDP / \Delta STD) (\overline{STD} / \overline{RP GDP}) = 0.004101 \times (861913.9 / 10172.9) = 0.347463$$

すなわち、ここでの推定では、一人あたり GDP は、1 年以上滞在の訪問者に対して (弾性値は 0.164) よりも、1 年未満滞在中に対して (弾性値は 0.347)、相対的に強く反応する、という結果となっている。この結果は、オーストラリアの観光政策という視点から、重要な政策的含意を持つと思われる。(4) 式および (5) 式の推定結果から、滞在期間の違いを問わず、GDP との正の相関関係は確認できるものの、政策上の戦略的視点から、1 年未満の滞在を意図する訪問者に対して、観光地としての魅力を増大させる、あるいは魅力を周知させるような政策を推進させることは、短期的な政策的戦略として、GDP への貢献という基本的含意に、より合致すると考えられるからである。

5. Granger 因果性検定

最後に、ツーリズム需要と経済的パフォーマンスとの間の、Granger の意味での因果関係の存在およびその方向を確かめておく。冒頭に触れたように、ツーリズム需要は、GDP への重大な貢献要因であると考えられるが、同時に、所得水準の大きさが、ツーリズム需要を生み出すという、逆の連鎖も存在するであろう。一般に、Granger 因果性検定においては、変数 X と Y の間に、以下のような関係式を想定する。

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (10)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + u_{2t} \quad (11)$$

(10) 式において、 Y の係数推定値がゼロではなく ($\sum_{i=1}^n \alpha_i \neq 0$)、かつ、(11) 式において X の係数推定値が、ゼロである ($\sum_{j=1}^n \delta_j = 0$) 場合には、 Y から X への、Granger の意味での、一方向の因果関係 ($Y \rightarrow X$) が存在する、といわれる。また、両式において、 Y および X のすべての係数推定値がゼロではない、という仮説が採択されれば、 Y と X には、フィードバックあるいは双方向の因果関係が存在する。当然、それぞれの因果性の推定には、各変数のタイム・ラグの大きさが影響を与える。

第2節での単位根検定の結果より、 $RPGDP$ （実質一人あたり GDP）は、非定常時系列であるため、(10) 式および (11) 式の X, Y に、それぞれ、 $RPGDP$ ではなく、 $\Delta RPGDP$ と LTD （1年以上滞在の訪問者）および $\Delta RPGDP$ と STD （1年未満滞在の訪問者）との関係をあてはめ、Granger 因果性検定を行った。 $\Delta RPGDP$ は、経済成長の指標とみなすことが

表 3 A Granger 因果性検定

Null Hypothesis	Obs	No. of Lags	F-Statistic	Prob.	Decision	Direction of Causality	Causality
LTD does not Granger Cause $\Delta(RGDP)$	114	1	0.13019	0.7189	Not Reject	$LTD \rightarrow \Delta(RGDP)$	Does not Exist
	112	2	1.69147	0.1886	Not Reject		Does not Exist
	111	3	0.76826	0.5143	Not Reject		Does not Exist
	110	4	2.77618	0.0309	Reject		Exist
	109	5	2.72028	0.0241	Reject		Exist
	108	6	3.38353	0.0046	Reject		Exist
	107	7	2.90371	0.0087	Reject		Exist
	106	8	3.10961	0.0038	Reject		Exist
	105	9	2.58483	0.011	Reject		Exist
	104	10	3.31576	0.0012	Reject		Exist
	103	11	2.64118	0.0062	Reject		Exist
	102	12	2.37538	0.0116	Reject		Exist
STD does not Granger Cause $\Delta(RGDP)$	114	1	0.94256	0.3337	Not Reject	$STD \rightarrow \Delta(RGDP)$	Does not Exist
	112	2	0.72345	4.87 E-01	Not Reject		Does not Exist
	111	3	13.6815	1.00 E-07	Reject		Exist
	110	4	3.66816	0.0078	Reject		Exist
	109	5	2.30451	0.0502	Not Reject		Does not Exist
	108	6	1.96857	0.0778	Not Reject		Does not Exist
	107	7	1.71752	0.1145	Not Reject		Does not Exist
	106	8	1.68383	0.1133	Not Reject		Does not Exist
	105	9	1.95176	0.055	Not Reject		Does not Exist
	104	10	1.99924	0.0435	Reject		Exist
	103	11	1.93332	0.0469	Reject		Exist
	102	12	1.71423	0.0799	Not Reject		Does not Exist

表 3 B Granger 因果性検定

Null Hypothesis	Obs	No. of Lags	F-Statistic	Prob.	Decision	Direction of Causality	Causality
$\Delta(RGDP)$ does not Granger Cause <i>LTD</i>	114	1	92.4642	3.00 E-16	Reject	$\Delta(RGDP)$ $\rightarrow LTD$	Exist
	112	2	57.8867	9.00 E-18	Reject		Exist
	111	3	73.9098	1.00 E-25	Reject		Exist
	110	4	6.74416	7.00 E-05	Reject		Exist
	109	5	5.53855	0.0002	Reject		Exist
	108	6	4.29505	0.0007	Reject		Exist
	107	7	2.70373	0.0136	Reject		Exist
	106	8	1.88466	0.0722	Not Reject		Does not Exist
	105	9	1.77833	0.084	Not Reject		Does not Exist
	104	10	1.75157	0.0828	Not Reject		Does not Exist
	103	11	1.29488	0.2427	Not Reject		Does not Exist
	102	12	0.94445	0.5083	Not Reject		Does not Exist
$\Delta(RGDP)$ does not Granger Cause <i>STD</i>	114	1	24.0933	3.00 E-06	Reject	$\Delta(RGDP)$ $\rightarrow STD$	Exist
	112	2	13.8393	5.00 E-06	Reject		Exist
	111	3	6.92819	0.0003	Reject		Exist
	110	4	3.4371	0.0112	Reject		Exist
	109	5	1.58662	0.1709	Not Reject		Does not Exist
	108	6	1.24276	0.2916	Not Reject		Does not Exist
	107	7	1.03728	0.4108	Not Reject		Does not Exist
	106	8	0.83814	0.5716	Not Reject		Does not Exist
	105	9	1.05525	0.404	Not Reject		Does not Exist
	104	10	1.04618	0.4131	Not Reject		Does not Exist
	103	11	0.93242	0.5142	Not Reject		Does not Exist
	102	12	1.06745	0.3989	Not Reject		Does not Exist

できる。結果は、表 3 A および表 3 B に示されている。因果性は、 F 検定の 5 パーセント水準で判定している。表 4 A および表 4 B は、因果性の方向をまとめたものである。

われわれのここでの関心は、実質一人あたり GDP への貢献要因としてのツーリズム需要である。そのような視点から判断すると、注目すべきは、表 4 A に示されているように、タイム・ラグが 4 期から 12 期の場合すべてに、 $LTD \rightarrow \Delta RP GDP$ の因果性（4～7 期の場合には双方向の因果性）が存在していることである。1 年以上滞在の訪問者数は、経済成長（ここでは $\Delta RP GDP$ ）に対して、有意な貢献要因となっている、ということができる。

一方、表 4 B に示されている STD については、3, 4 期のタイム・ラグの場合に、 $\Delta RP GDP$ への（双方向の）因果性がみられる。これは、比較的短い期間に、たとえば短期滞在の訪問者を増大させるような観光政策の GDP への効果が期待できることをうかがわせ、前節で算定された弾力性の値についての評価と合致する結果となっている。

表 4 A 因果関係の方向

Obs	No. of Lags	Tourism Demand	Direction of Causality	Change of Real per capita GDP
114	1	<i>LTD</i>	←	$\Delta(RGDP)$
112	2		←	
111	3		←	
110	4		⇔	
109	5		⇔	
108	6		⇔	
107	7		⇔	
106	8		→	
105	9		→	
104	10		→	
103	11		→	
102	12		→	

表 4 B 因果関係の方向

Obs	No. of Lags	Tourism Demand	Direction of Causality	Change of Real per capita GDP
114	1	<i>STD</i>	←	$\Delta(RGDP)$
112	2		←	
111	3		⇔	
110	4		⇔	
109	5		NONE	
108	6		NONE	
107	7		NONE	
106	8		NONE	
105	9		NONE	
104	10		→	
103	11		→	
102	12		NONE	

6. おわりに

本論文では、最近のオーストラリアへの訪問者の著しい増加に注目し、一年以上滞在の訪問者数と1年未満滞在の訪問者数をツーリズム需要の指標とみなし、一人あたり GDP との関係、時系列データ分析の視点から考察した。それら二つのツーリズム需要指標と実質一人あたり GDP との間に、それらが共和分関係にあることを見出すことによって、安定的な関係があることを見出した。また、Granger 因果性検定の手法を用いて、ツーリズム需要と実質一人あたり GDP の変化との間の因果関係の存在を探り、とくに長期滞在訪問者数から実質一人あたり GDP の変化に対して、安定的な因果関係があることを見出した。その意味で、ツーリズム需要は、一人あたり GDP に対する貢献要因となっていることを明らかにしている。

なお、冒頭に触れたように、ツーリズムについては、時系列データの分析に関する手法はもとより、さまざまな計量経済学的分析手法を駆使した研究が盛んに行われている。本論文は、先行研究を批判的に検討するという問題については立ち入らなかったが、先行研究の分析結果を踏まえて、たとえば、ツーリズム需要をどのように捉えるか、指標化するか、などの基本的な問題の検討も含め、多くの課題が残されていることはいうまでもない。

参考文献

- Gujarati, D. N. (2003) *Basic Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill.
- Gujarati, D. N. and D. C. Porter (2003) *Essentials of Econometrics*, 4th edition, McGraw-Hill.
- Narayan, P. K. (2003) "Tourism Demand and Modelling : Some Issues Regarding Unit Roots, Co-integration and Diagnostic Test," *International Journal of Tourism Research*, 5, 369-380.
- Song, H. and G. Li (2008) "Tourism Demand Modelling and Forecasting - A Review of Recent Research," *Tourism Management*, 29, pp.203-220.
- Song, H., S. F. Witt and G. Li (2009) *The Advanced Econometrics of Tourism Demand*, Routledge.

※本論文は、2010年8月、追手門学院大学オーストラリア研究所における共同研究（研究課題：「オーストラリア・クイーンズランド州の観光産業の発展に関する研究」（研究代表者：森島寛教授））のメンバーとしてブリスベンを調査訪問し、その過程で開催された研究交流ミーティング（於：St. Lucia Campus on Queensland University, 8月27日）での研究報告「Tourism Demand and Economic Growth in Australia : Some Econometrics View」に基づいている。貴重な機会を与えられた南出眞助オーストラリア研究所所長、ABS その他の資料について助言をいただいた同研究所職員田中亜紀子氏、有益なコメントをくださった Dr. Timothy J. Lee、重松伸司教授、有吉宏之教授に感謝申し上げます。残りうる誤謬の修正については後日を期したい。