

訪日外国人の支出行動における LCC 普及の影響

西川 浩平

要 旨

本論文の目的は、LCC (Low-cost-carriers) の普及を中心とした国際線の発着枠拡大に着目し、航空産業における市場構造の変化が外国人旅行者の支出行動に及ぼす影響を明らかにすることにある。本論文では、2015年4月～2019年12月に日本を訪れた東アジア地域からの旅行者を対象に、航空運賃と市場構造、訪日時の支出額と航空運賃の関係、訪日旅行者の需要構造を定量的に検証し、その結果に基づくシミュレーション分析を行った。分析の結果、LCCの普及を中心とした東アジア便の拡大は、訪日時の平均的な航空運賃を5%程度低下させた。さらに航空運賃の低下は訪日時の支出額にも影響を及ぼし、1人当たりの滞在中の支出額を1.5%程度押し下げた結果が得られた。この減少分を産業レベルに分解したところ、観光市場を構成する産業のうち、国内輸送業を除く全ての産業（宿泊業、飲食業、娯楽業、小売業）に負の効果をもたらし、特に航空業と代替的な関係にあった娯楽業への影響が大きかったことが明らかとなった。

キーワード：Low-cost-carriers、市場構造、AIDS モデル、シミュレーション

JEL classification：C33、L16、L83

1. はじめに

1990年代以降、国際的な観光需要は急速に拡大してきた。1990年度時点で4億人程度だった海外旅行者数は2018年度には14.6億人、観光から得られる収入（航空運賃を除く）も同期間で300億ドルから1481億ドルに増大している（UNWTO, 2021）。この観光市場拡大の要因として、新興国の台頭、企業活動のグローバル化¹⁾などを挙げることができるが、各国政府が推進した航空市場の自由化に伴う、Low-cost-carriers（以下、LCC）の普及も重要である（Chiou and Chen, 2010）。

LCCについては明確な定義があるわけではないが、より安価な旅行を可能とする交通手

1) WTO (World Tourism Organization) の定義では娯楽目的のみならず、ビジネス目的での海外への訪問も観光客に含まれる。

段として知られており²⁾、低価格化が観光需要の増大を促すと期待された。実際、LCCの普及と旅行者数の関係を統計的に検証する分析は数多く行われており、例えば、EU15カ国からスペインへの旅行者数に焦点を当てた Rey et al. (2011) は、LCC利用者が増加することで、全体としての旅行者数が押し上げられたことを示している。同様に、Di Giacinto et al. (2014) はイタリア、Lai et al. (2019) はタイを対象に分析を行い、より安価な航空チケットの供給が、新たな観光需要の創出に寄与したことを明らかにしている³⁾。

さらにLCCの普及が観光市場に及ぼす影響は旅行者の増大に止まらない。Brueckner et al. (2013)、Goolsbee and Syverson (2008) は、LCCの参入と従来のFull-service-carriers（以下、FSC）の航空運賃に着目し、LCCが参入した路線においてFSCの航空運賃も低下していたことを定量的に示している。加えて、航空運賃を含む旅行前の支出額が少ない旅行者ほど、滞在先でより多くの金額を支出しており（Eugenio-Martin and Inchausti-Sintes, 2016）、その影響は観光市場を形成する産業によって異なることを示唆する結果も得られている（Ferreria Silva et al., 2020）。

以上を踏まえると、LCC普及による直接・間接的な航空運賃の低下は観光需要の創出に寄与するとともに、旅行者の滞在先での支出行動にも影響を及ぼし、その影響は産業によって異なることになる。この一連の結果は、観光の振興を通じた経済成長を目指し、LCC普及を推進している国々に対して、LCC市場との経済的な関連の強い産業を選択し、そこに集中的に資源を投入することの重要性を示唆する。

しかし、先行研究で分析対象となった国・時期は大きく異なるため、同一の国・時期を対象にした場合、同様の結果が得られるとは限らない。さらにLCC普及と各産業の係数に着目した Ferreria Silva et al. (2020) では、観光市場を形成する各産業の相互関係がモデルに組み込まれていない。そのため、LCCの普及による航空業への支出額の変化が、それぞれの産業にどのような影響を及ぼすかを定量的に捉えることができず、上記の示唆に対する実証的な回答を提供するに至っていない。

そこで本稿は、2015～2019年度の東アジア（韓国、台湾、香港、中国）から日本を訪れた旅行者（以下、訪日東アジア人）に焦点を当て、LCCの普及がもたらした訪日時の航空運賃、支出額の変化を定量化し、さらにそのインパクトを産業別に計測する。具体的には、LCC普及による航空市場の構造変化が航空運賃に及ぼす影響、航空運賃の変化が訪日時の

2) LCCの特徴として、低価格、座席クラスの単一化、座席間の狭さ、機内サービスの有料化などが指摘されている（Lawton, 2002; Dognais, 2006）。

3) その他にも、Alsumairi and Tsui (2017) はサウジアラビア、Chung and Whang (2011) は韓国の離島、Graham and Dennis (2010) はマルタ島、Tsui (2017) はニュージーランドに着目した研究を行っている。

支出額に及ぼす影響を推定する。さらに AIDS モデルを用いて、訪日東アジア人の需要構造を推定し、観光市場を形成する各産業の需要の自己・交差価格弾力性、需要の所得弾力性を明らかにする。最終的に、これら推定結果を用いたシミュレーションに依拠する形で、LCC の普及が各産業へもたらした金銭的な影響を明らかにしたい。

分析対象を訪日東アジア人にした理由は次の通りである。外国人旅行者の増大は世界的なトレンドだが、特に日本は2003年度から2018年度にかけて498.5%の訪日外国人数の増大を記録し、この成長を支えたのが東アジアからの旅行者だった。さらに日本の LCC 市場に関しても、東アジアを中心に2015年4月時点で週当たり647.5だった便数が、2019年4月には1616.0便へと拡大しており、より低価格で日本を訪問できる環境が整備された⁴⁾。結果として、日本の旅行収支は2015年の黒字転換以降、2019年度まで拡大を続け、赤字基調であるサービス収支の貴重な調整弁としての役割が期待された⁵⁾。これら事実は、LCC 普及がもたらす一連の影響を分析するに当たり、日本が非常に適した市場の一つであることを示す。

本稿の分析を通じて、次の3点が明らかとなった。第1は、LCC の普及を中心とした国際線の発着枠拡大による市場構造の変化は、訪日東アジア人の航空運賃を低下させるよう作用したものの、訪日時の支出額については減少をもたらし、航空運賃への影響が特に大きかった2018年度夏季ダイヤを例にとると、2015年度から市場構造に変化がなかった状況と比較して、訪日東アジア人の航空運賃は平均的に5.6%（金額にすると2942.3円）低下し、訪日時における1人当たりの支出額も14%（金額にして2095.2円）減少した。

第2は、訪日東アジア人の需要の自己・交差価格弾力性を測定したところ、観光産業を構成する全ての産業（航空業、宿泊業、飲食業、国内輸送業、娯楽業、小売業）において自己価格弾力性は負であり、当該産業に含まれる財・サービスの価格低下は需要量の増大に寄与する結果が得られた。さらに本稿の関心である航空運賃と他の産業に含まれる財・サービスとの関係については、宿泊業、娯楽業とは代替的關係にあること、飲食業、国内輸送業、小売業とは補完的關係にあることが明らかとなった。また需要の所得弾力性については、全ての産業で正の値が得られたため、訪日時の支出額の減少は各産業に負の影響をもたらしことになる。

第3に、以上の結果に基づき、LCC の普及を中心とした東アジア便の拡大による、各産業への影響を定量化したところ、航空業と代替的關係にあった宿泊業、娯楽業において、負の影響が強いことを示す結果となった。さらに航空業と補完的關係にあった飲食業、国

4) 日本で初めて LCC が国際線で就航したのは2012年度だった。

5) 旅行収支は旅行受取と旅行支払の差額で計算され、前者は訪日外国人の消費額、後者は日本人海外旅行者の消費額に該当する。したがって、本稿が注目するのは旅行受取となる。

内輸送業、小売業においても、国内輸送業を除いては、航空運賃の低下による需要増大よりも、支出額の減少による需要減少が強く働き、1人当たり支出額が減少していた。特に需要の所得弾力性が大きかった小売業での落ち込みが大きく、2018年度夏季ダイヤにおいて1.7%の減少となった。

本稿の以降の構成は次の通りである。第2章では日本の観光市場における東アジア地域からの旅行者の重要性を確認し、LCC普及に伴う市場構造、航空運賃、訪日者数の変化を示す。第3章は本稿の分析の手順を示す。第4章で推定モデルの分析結果を示し、第5章でシミュレーションの結果を示す。第6章はまとめである。

2. 国際線の市場構造と航空運賃

本章では、第1節で訪日外国人、LCCを中心とした国際線の発着枠拡大に関する近年の動向を概観し、その中心が東アジア地域であったことを示す。第2節は東アジア便の市場構造の変化を確認した上で、市場構造の変化と航空運賃の関係を記述統計より検証する。第3節では、市場構造の変化による訪日東アジア人増大への影響を定量的に捉える。

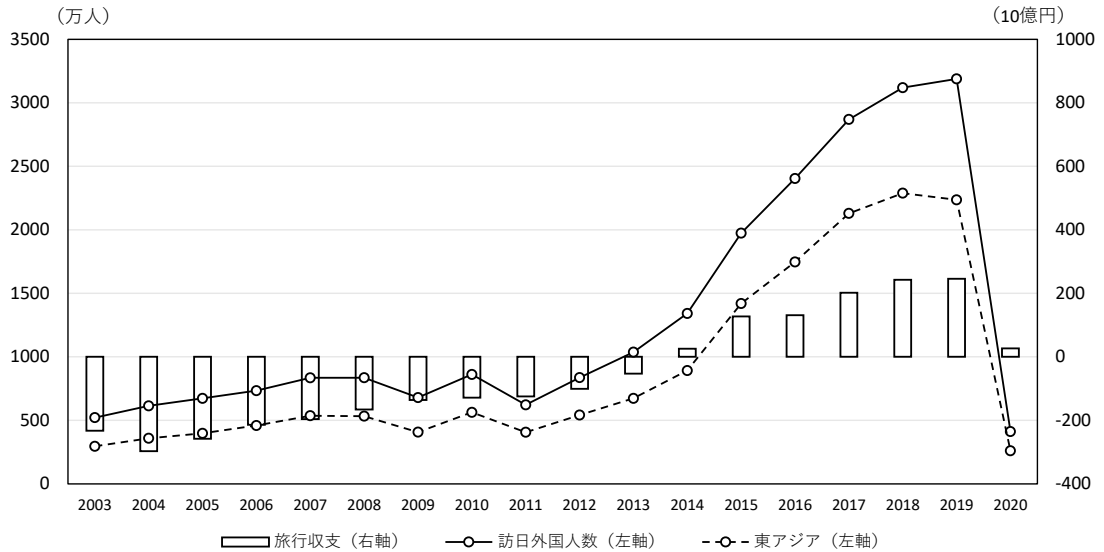
2.1 訪日外国人と国際線の就航状況

日本政府は2003年に、訪日外国人の増大に向けたVJC（Visit Japan Campaign）を開始した⁶⁾。図1は2003年度から2020年度にかけての訪日外国人数と旅行収支の推移を示している。2003年度時点で521.1万人だった訪日外国人数は、VJC以降着実に増大し、2013年度に1000万人を突破し、2019年度には過去最大の3188.2万人を記録した。訪日外国人の増大は旅行収支の改善に大きく寄与しており、1960年より赤字基調にあった同収支は、訪日外国人数が日本人海外旅行者数を上回った2015年に黒字へ転じた。以降、黒字幅は拡大し続け、こちらも2019年度に過去最大となる2.5兆円に達した。

図1には東アジアからの旅行者数の推移も併記している。訪日東アジア人については、基本的に全体と同様の趨勢にあり、2003年度以降若干の上下はあるものの、2019年度まで着実に増加してきたことが分かる。さらに外国人旅行者全体に占める東アジアからの旅行者の割合は、2003年度の56.7%から増加傾向にあり、ピークとなる2017年度には74.2%となった。

6) VJCは日本文化や訪日旅行をアピールするキャンペーン活動で、“現地消費者向けの情報発信”、“戦略的な訪日プロモーション”、“各地域との連携”を柱とし、訪日外国人増大に向けた種々の政策が展開された。

図1 訪日者数・旅行収支の推移



※「訪日外客統計」（日本政府観光局）、「国際収支状況」（財務省）より筆者作成。

このように訪日外国人数の増加、さらには旅行収支の改善をもたらしたVJCだが、その目的を実現する方策の一つに、本稿が注目する「首都圏の空港を中心とした国際線の発着枠の拡大、地方空港におけるLCC新規就航の推進（国土交通省）」がある⁷⁾。表1に2015年度以降の日本発着の国際線の直行便数をまとめたが、国際線の就航便数（FSC + LCC）は拡大しており、特に夏季ダイヤでは2015年度から2019年度にかけて、1000便以上の増便を実現したことが分かる⁸⁾。なお以降で就航便数と記載した場合は、特に断りがない限り、直行便の就航便数を示す。

ただし、便数の変化をFSC・LCC別に見ると、また違った様相が窺える⁹⁾。2015年度から2019年度にかけてのFSCの便数は、夏季ダイヤで2.5%、冬季ダイヤで3.9%の増加に止まる。他方、LCCは夏季ダイヤで149.6%、冬季ダイヤで47.8%の増加となっており、国際線の発着枠の拡大の中心はLCCだったことが分かる。さらに同表には東アジアとの就航便数について、FSC・LCC別に集計した結果も併記している。訪日外国人数と同様、就航便数についても東アジアが全体の大部分を占め、FSCで5割程度、LCCに至っては2019年度の

7) その他の政策として、東アジア、東南アジア諸国を対象としたVISA規制の緩和、消費税免税範囲の拡大などが挙げられる。

8) 国際線の就航状況は、国土交通省の「国際線就航状況」にまとめられているが、公表されているのは2015年度夏季ダイヤ分以降である。

9) 各航空会社がFSC、LCCのいずれに該当するかは、AirlineRatingおよび各社HPを参考に示した。参考資料1に本稿の分析対象となった航空会社をFSC・LCC別に示した。

冬季ダイヤを除いて8割を超えている¹⁰⁾。

表1 国際線の就航便数（直行便）の推移

（単位：便）

		全地域			東アジア		
		FSC+LCC	FSC	LCC	FSC+LCC	FSC	LCC
2015年度	夏季ダイヤ	4226.5	3579.0	647.5	2524.5	1980.0	544.5
	冬季ダイヤ	4462.0	3635.5	826.5	2863.5	2139.0	724.5
2016年度	夏季ダイヤ	4405.5	3536.0	869.5	2800.5	2044.5	756.0
	冬季ダイヤ	4578.5	3550.0	1028.5	2950.0	2043.5	906.5
2017年度	夏季ダイヤ	4730.0	3612.5	1117.5	3051.5	2067.5	984.0
	冬季ダイヤ	4841.5	3589.0	1252.5	3118.5	2036.0	1082.5
2018年度	夏季ダイヤ	4926.0	3605.0	1321.0	3156.5	2006.5	1150.0
	冬季ダイヤ	5174.5	3674.0	1500.5	3351.0	2074.5	1276.5
2019年度	夏季ダイヤ	5285.0	3669.0	1616.0	3372.5	2004.0	1368.5
	冬季ダイヤ	4999.5	3778.0	1221.5	3095.0	2143.5	951.5

※ 「国際線就航状況」（国土交通省）より筆者作成。夏季ダイヤは4～10月、冬季ダイヤは11～3月である。

2.2 航空市場における構造変化

前節で確認したように、2015～2019年度にかけて、日本発着の国際便はLCCを中心に増大し、その中心は東アジア便だった。ここで興味深いのは、東アジア発着のLCC便の増大が、市場構造や訪日東アジア人の航空運賃にどのような変化をもたらしたかである。この点を明らかにするため、表2に東アジアとの就航便について、FSC、LCCの参入企業数、就航便数をまとめた。

FSCについては中国で若干の増加を確認できるが、他の国・地域において企業数・便数ともに大きな変化は見られない。その一方で、LCCの便数の変化については、各国で異なる様相が窺える。東アジアにおいて、全便に占めるLCCの比率（以下、LCC比率）が最も高いのは韓国である。2015年度夏季ダイヤの段階で36.7%を占めていた同国のLCC比率は、ピークとなる2019年度夏季ダイヤで66.1%に達している。台湾のLCC比率も同様に増加傾向にあり、2015年度夏季ダイヤの18.0%から2019年度夏季ダイヤでは38.7%まで増大している。他方、2015年度夏季ダイヤで34.7%と、韓国と同程度のLCC比率にあった香港は、その後の大幅な増大は見られず、2019年度の夏季ダイヤで35.6%、冬季ダイヤにおいても38.4%である。中国については、そもそもFSCの便数が多いこともあり、韓国、台湾、香港と比較して、LCC比率は低い水準にある。実際、2015年度以降増大はしているものの、

10) 2019年度冬季ダイヤにおける東アジアのLCC減便については、2019年7月に端を発した日韓関係の悪化が影響している。

2019年度の冬季ダイヤにおいても13.7%を占めるに過ぎない。

表2には市場の競争水準を示すハーフィンダール・インデックス（以下、HHI）の計算結果（便数ベース）も記している。HHIは0～1の値を示し、0（1）に近いほど競争的（独占的）な状況を示す。HHIについては韓国、中国で低下傾向にあり、2015年度から2019年度にかけて、両国における日本便市場の競争は激しくなったと言える。他方、台湾、香港では、韓国、中国のような明確な傾向を見出すのが困難である。ただし、2015年度と2019年度を比較すると、夏季・冬季ダイヤともに後者のHHIが大きくなっているため、競争的な環境がある程度緩和された状況を示している。

表2 東アジア便の就航状況（直行便）

	韓国								台湾							
	FSC		LCC		LCC比率 (%)		HHI	FSC		LCC		LCC比率 (%)		HHI		
	企業数	便数	企業数	便数	企業数	便数		企業数	便数	企業数	便数	企業数	便数			
2015年度 夏季ダイヤ	5	448.5	6	260.5	54.5	36.7	0.175	8	461.5	5	101.0	38.5	18.0	0.168		
冬季ダイヤ	5	487.0	6	304.5	54.5	38.5	0.176	8	478.0	7	186.5	46.7	28.1	0.147		
2016年度 夏季ダイヤ	5	445.0	6	344.5	54.5	43.6	0.156	8	465.0	7	197.5	46.7	29.8	0.146		
冬季ダイヤ	5	464.0	7	465.0	58.3	50.1	0.138	9	434.0	6	202.5	40.0	31.8	0.135		
2017年度 夏季ダイヤ	5	449.0	7	525.0	58.3	53.9	0.128	8	416.0	6	212.0	42.9	33.8	0.152		
冬季ダイヤ	4	451.0	7	646.0	63.6	58.9	0.125	8	412.5	6	208.0	42.9	33.5	0.160		
2018年度 夏季ダイヤ	4	427.5	7	689.0	63.6	61.7	0.120	6	382.0	4	211.0	40.0	35.6	0.186		
冬季ダイヤ	5	449.0	7	775.0	58.3	63.3	0.121	6	391.0	5	245.0	45.5	38.5	0.170		
2019年度 夏季ダイヤ	5	433.0	7	845.5	58.3	66.1	0.120	6	389.0	6	245.5	50.0	38.7	0.172		
冬季ダイヤ	5	374.5	7	403.0	58.3	51.8	0.133	6	418.0	5	222.5	45.5	34.7	0.193		

	香港								中国							
	FSC		LCC		LCC比率 (%)		HHI	FSC		LCC		LCC比率 (%)		HHI		
	企業数	便数	企業数	便数	企業数	便数		企業数	便数	企業数	便数	企業数	便数			
2015年度 夏季ダイヤ	6	198.0	4	105.0	40.0	34.7	0.190	15	872.0	1	78.0	6.3	8.2	0.144		
冬季ダイヤ	8	208.5	4	132.5	33.3	38.9	0.180	17	965.5	2	101.0	10.5	9.5	0.133		
2016年度 夏季ダイヤ	7	207.5	4	109.0	36.4	34.4	0.173	17	927.0	3	105.0	15.0	10.2	0.132		
冬季ダイヤ	7	211.5	4	142.0	36.4	40.2	0.180	17	934.0	4	97.0	19.0	9.4	0.133		
2017年度 夏季ダイヤ	7	249.0	4	142.5	36.4	36.4	0.176	17	953.5	4	104.5	19.0	9.9	0.129		
冬季ダイヤ	8	246.5	4	128.5	33.3	34.3	0.205	17	926.0	5	100.0	22.7	9.7	0.133		
2018年度 夏季ダイヤ	6	254.5	4	150.0	40.0	37.1	0.182	15	942.5	5	100.0	25.0	9.6	0.131		
冬季ダイヤ	6	280.0	4	147.5	40.0	34.5	0.215	14	954.5	6	109.0	30.0	10.2	0.126		
2019年度 夏季ダイヤ	6	267.0	4	147.5	40.0	35.6	0.196	14	915.0	6	130.0	30.0	12.4	0.109		
冬季ダイヤ	5	240.0	2	149.5	28.6	38.4	0.208	14	1111.0	6	176.5	30.0	13.7	0.100		

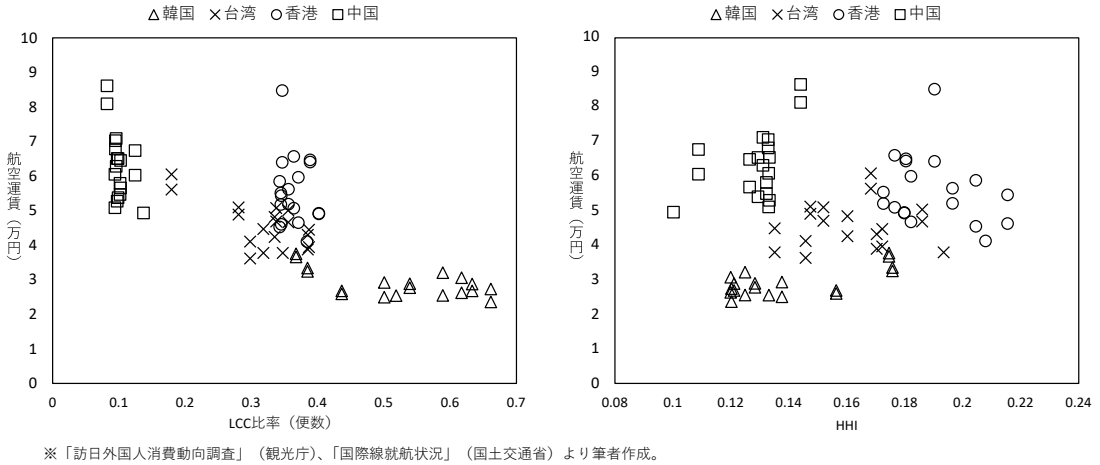
※「国際線就航状況」（国土交通省）より筆者作成。

最後に、航空運賃と市場構造の関係をまとめた図2を見ていく。同図の左側は航空運賃（平均値）とLCC比率の関係を示しており、全体として右下がりの傾向にあることが分かる。相関係数を計算すると-0.765と絶対値でみて1に近く、LCCの便数拡大と航空運賃は比較的強い負の関係にあることを示唆している¹¹⁾。右側にあるHHIとの関係については、LCC比率のような明確な傾向を見出すことが難しい。相関係数も0.133と0に近く、一見す

11) 相関係数を国・地域別にみると、韓国は-0.610、台湾は-0.651、香港は-0.069、中国は-0.508だった。

ると相関関係があるようには見受けられない。ただし、国・地域別に相関係数を計算すると、韓国、中国がそれぞれ0.662、0.469と比較的大きな値となっており、両国では競争的な状況において、航空運賃が低下したことを示唆する結果になっている¹²⁾。

図2 航空運賃と市場構造



2.3 LCCの普及と訪日者数

LCC普及による訪日時の航空運賃、訪日東アジア人の支出行動の変化を検証する前に、そもそもLCCを中心とした国際線の就航便数の拡大が訪日東アジア人数をどの程度押し上げたかを確認する。外国人旅行者数の変化に着目し、その要因を分析した研究は数多くあるが、本稿ではNeiman and Swagel (2008) が提唱したGravity モデルに基づく (a) 式を用いる¹³⁾。

$$\ln(Visitors_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(Flight_{i,t}) + \alpha_2 \ln(ExchangeRate_{i,t}) + \alpha_3 \ln(GDP_{i,t}) + Country_i + TimeTrend_t + Quarterly_t + \varepsilon_{i,t} \quad (a)$$

$Visitors_{i,t}$ は t 期に i 国・地域から日本を訪れた旅行者数を、 $Flight$ は日本との週当たりの就航便数を示す。 $ExchangeRate$ は為替レート、 GDP は1人当たりのGDPである。 $Country$ は固定効果で、国・地域別に作成したダミー変数を用いる。 $TimeTrend$ 、 $Quarterly$ は時間効果を示し、前者は各国共通の訪日に対するタイムトレンド、後者は観光の季節性を考慮し

12) 台湾、香港の相関係数は、それぞれ0.083、-0.256だった。

13) 例えば、Neiman and Swagel (2008) は2001年9月11日にアメリカで起きた同時多発テロに伴うビザ規制の強化の影響、Wai and Tsui (2017) はLCCの普及の(シート数/km)の影響、Shafullah et al. (2018) は為替レートの影響などを分析している。

て作成した四半期レベルのダミー変数である¹⁴⁾。 ε は誤差項、 α はパラメーターである。

なお (a) 式の *Flight* は内生性を持つ可能性がある。需要関数の推定の文脈で広く知られているように、誤差項である ε には需要者は観測できるが、分析者は観測できない要因が含まれる。例えば、日本政府および各国が行う訪日に向けた観光キャンペーンの程度は、被説明変数である *Visitors* に影響を与えると同時に、*Flight* とも相関しているかもしれない。この点を考慮し、本稿では (a) 式にある *Flight* を内生変数とするモデルを推定する。

就航便数の操作変数については、ジェット燃料の取引価格 (*FuelPrice*) を用いる。航空運賃の設定において燃料価格は重要な役割を果たす。その一方で、各国の訪日キャンペーンといった需要ショックと燃料の取引価格が相関するとは考えにくいいため、ジェット燃料の取引価格は操作変数の条件に適する。

ただし、*FuelPrice* は各国・地域で共通の値を取るため、分析対象とする国・地域でバラつきが生じない。そのため、本稿では自国以外の3カ国・地域の日本への就航便数 (FSC・LCC別) の平均値も操作変数に用いる。前章で述べた通り、日本は政策的に国際線の就航便数を拡大させてきた。このトレンドは東アジア全体に共通するが、周辺国・地域の日本への直行便の数が自国の直行便数に及ばず影響は限りなく小さいと想定し、これら変数も操作変数に用いた。

推定に用いるデータについては、訪日者数は「訪日外客統計」(日本政府観光局)、国際線の就航便数は「国際線就航状況」(国土交通省)、為替レートは *investing.com*、GDP は IMF データベース¹⁵⁾、ジェット燃料の取引価格は *US EIA Energy information Administration* より得た。なお「国際線就航状況」の公表は2015年夏季ダイヤ以降のため、(a) 式の分析期間は2015年第2四半期～2019年第4四半期(四半期レベルの19期間)とする¹⁶⁾。

訪日東アジア人数と週当たりの就航便数の関係を示す (a) 式の推定結果を表3にまとめた。同表にある (1) は操作変数を用いずに最小二乗法で (a) 式を推定した結果、(2)～(4) は操作変数を用いて GMM 法でパラメーターを求めた結果である。なお (3) は週当たりの就航便数を FSC と LCC に分け、(4) はさらに日韓関係ダミー (2019年第2四半期以降は1、それ以外は0) を説明変数に追加している。表3の注に記載した通り、週当たりの就航便数を全ての外生変数に回帰して、追加的な操作変数の Joint significance を検定した First

14) 年×四半期別に作成したダミー変数の利用も考えられるが、この場合、後述する操作変数で用いる *FuelPrice* との間で多重共線性が生じるため採用しなかった。

15) IMF データベースの数値は年ベースであるため、第1四半期から第4四半期にかけて線形を仮定して得た数値を用いた。

16) 2020年以降のデータも利用可能ではあるが、図1で確認した通り、2020年第1四半期以降は Covid-19 の影響が色濃く反映しているため、分析期間から除外した。以降の分析でも同様の理由で、2020年第1四半期以降を分析期間から除外した。

stage F 値（自由度は（5, 61））は8.944と1%水準で有意となった。したがって、(a) 式の推定において、Weak instruments の問題は回避できたと判断する。

本推定の関心である週当たりの就航便数に関する変数は、全てのモデルで正の推定値が得られており、(4) の FSC 以外は統計的にも有意である。したがって、国土交通省が政策的に推進してきた国際線の発着枠の拡大は訪日東アジア人の増大に寄与しており、(2) の推定値に基づくと、週当たりの就航便数が1%増大することで、訪日アジア人数が1.461%増加したことになる。ただし、日韓関係悪化ダミーを含む(4)において、週当たりの FSC 直行便数が統計的に有意ではないことを踏まえると、同時期の訪日者数の増大を押し上げたのは主に LCC 便の拡充にあったと推察される。

その他の説明変数である為替レート、1人当たり GDP に目を向けると、後者は全てのモデルで正かつ統計的に有意な結果が得られた。したがって、他の条件が一定であれば、経済的に豊かな状況において訪日者数が多い傾向が窺える。(4) で追加した日韓関係悪化ダミーの推定値については負かつ統計的に有意なため、同時期の韓国からの訪日者数は平均的に55.6%落ち込んだことになる。

表3 推定結果：訪日東アジア人数と就航便数

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
週当たりの就航便数	0.882***	0.274	1.461***	0.305				
週当たりの FSC 就航便数					0.595*	0.321	0.287	0.277
週当たりの LCC 就航便数					0.851***	0.140	0.624***	0.118
1人当たり GDP	3.584***	0.891	3.525***	0.707	3.236***	0.744	2.141***	0.527
為替レート	-0.216	0.317	-0.418	0.300	0.095	0.347	-0.096	0.312
日韓関係悪化ダミー							-0.556***	0.109
定数項	-29.663***	9.971	-31.870***	7.636	-28.871***	8.006	-14.026**	6.680
国ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes	
タイムトレンド	Yes		Yes		Yes		Yes	
四半期ダミー	Yes		Yes		Yes		Yes	
操作変数	No		No		Yes		Yes	
決定係数	0.946							
J 値			14.136***		1.712		0.270	
標本数	76		76		76		76	

※被説明変数は訪日東アジア人数の対数値である。週当たりの就航便数から為替レートまでの各変数についても対数変換した数値を用いた。モデル(2)において、週当たり総便数を全ての外生変数に回帰して、追加的な操作変数の Joint significance を検定した第1段階 F 値は8.944と1%水準で有意だったため、Weak instrument の問題はないことが示唆される。なお操作変数の First stage F 値の自由度は（5, 61）である。GMM の過剰識別を検定する J 値の自由度はモデル(2)では4、モデル(3)、(4)では3である。全てのモデルでロバストな標準誤差を用いた。***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意を示す。

3. 推定モデル

本章では、LCCの普及を中心とした航空市場の構造変化が訪日東アジア人の航空運賃、支出行動に及ぼす影響を定量的に捉えるため、必要となるパラメーターを得る推定モデルを紹介する。第1節で航空運賃と市場構造の関係、訪日時の支出額と航空運賃の関係を検証するモデルを紹介する。第2節で訪日東アジア人の支出構造を明らかにする AIDS モデルについて説明する。

3.1 市場構造、航空運賃、支出額の関係

航空運賃と市場構造に着目した研究は数多く存在するが、本稿では (b) 式で示される誘導系モデルを用いて分析を進める¹⁷⁾。分析期間は (a) 式と同様、「国際線就航状況」を利用できる2015年第2四半期～2019年第4四半期（四半期レベルの19期間）とする。

$$\ln(\text{Price}_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1(\text{HHI}_{i,t}) + \beta_2(\text{RatioLCC}_{i,t}) + \beta_3 \ln(\text{ExchangeRate}_{i,t}) + \beta_4 \ln(\text{GDP}_{i,t}) \\ + \beta_5 \ln(\text{MarketSize}_{i,t-2}) + \beta_6 \ln(\text{Distance}_{i,t}) + \beta_7 \ln(\text{FuelPrice}_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{b})$$

$\text{Price}_{i,t}$ は t 期における i 国・地域からの訪日東アジア人が支払った航空運賃の平均値を示す。ただし、航空チケットの購入金額を把握できるのは自身で手配した旅行者に限定され、パッケージ旅行等を利用した旅行者分を含まない。そのため、本稿で用いる航空運賃は訪日東アジア人全体の金額を反映しているわけではない点に注意が必要である¹⁸⁾。

HHI 、 RatioLCC は本稿の関心である市場構造を示す変数で、前者は各航空会社の便数に基づきで計算した HHI 、後者は全便数に占める LCC の便数の比率を示す。 HHI は前述の通り $0 \sim 1$ の値を示し、 0 （ 1 ）に近いほど競争的（独占的）な状況を示す。したがって、 β_1 が正ならば競争を通じて航空運賃は低下したと判断する。他方、 β_1 が負であれば、より独占的な状況において航空運賃が低下しているため、当該市場において過当競争が起きていた可能性を示唆する¹⁹⁾。 RatioLCC のパラメーターである β_2 については、 LCC の普及はより安価な

17) Bamberger and Carlton (2002)、Bergantino and Capozza (2015)、Bruekner et al. (2013)、Goolsbee and Syverson (2008) などでは、 LCC の参入を内生とする構造モデルを用いた分析を行っている。

18) 以降の支出額に関する数値も同様に、「訪日外国人消費動向調査」に回答した旅行者の平均値であるため、推定して得られた結果は、あくまでも回答した訪日東アジア人に基づくものである。

19) Manuszak and Moul (2008) が指摘するように、各マーケットの企業数はランダムに割り当てられるわけではないため、市場構造に関する HHI 、 RatioLCC は内生変数の疑いがある。ただし、航空産業は他の市場と比較して、短期間での参入・退出が比較的困難という特徴を有するため、本稿では外生変数として扱った。

運賃での訪日を可能とするため、負の値になると予想される。

*ExchangeRate*は為替レート、*GDP*は1人当たりのGDP、*MarketSize*は市場規模（＝訪日東アジア人数）を示し、それぞれヘドニック分析における需要者側の要因に該当する。なお*MarketSize*は需要量であるため、価格を示す航空運賃と同時に決定している可能性がある。そのため、*MarketSize*には、夏季ダイヤ、冬季ダイヤが約半年間維持されることを考慮し、2期前の数値を用いる。*Distance*は日本と相手国・地域との首都間の直線距離、*FuelPrice*はジェット燃料の取引価格であり、これらはコスト側の要因を示す。燃料価格が航空運賃に反映されるまでの時間を考慮し、*FuelPrice*は1期前の数値を用いた。 ε は誤差項、 β はパラメーターである。

航空運賃については、日本と相手国の空港間の距離と燃料価格が強く影響を及ぼすと予想される。そのため、本稿においても（b）式に*Distance*、*FuelPrice*を加えたが、いずれも観測誤差を含む可能性がある。上記の通り、*Distance*は2国間の首都の距離で測るため、中国のような国土の広い国ほど、人口・空港の分布の実態を反映できていない恐れがある。この点を踏まえ、本稿では（b）式の*Distance*の代わりに国・地域別に作成した固定効果を用いたモデルを推定する。*FuelPrice*についても、本変数だけでは捉えきれない各国共通のマクロショックが生じている可能性を否定できないため、年×四半期別に作成した時間効果を加えたモデルも推定する。

次に訪日時の支出額と航空運賃の関係を示すモデルを定式化する。前述の通り、Eugenio-Martin and Inchausti-Sintes（2016）は、航空運賃を含む自国で事前に支払った金額が滞在先での支出額に影響を及ぼすことを示している。しかし、これまで述べてきた外国人旅行者数や航空運賃を説明する推定モデルと異なり、滞在先での支出額に関する研究は蓄積が乏しく、定型化されたモデルが提示されているわけではない。そのため、本稿では（c）式で示される推定モデルを用いて、訪日時における1人当たり支出額と航空運賃の関係を検証する。

$$\ln(\text{Spending}_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(\text{Price}_{i,t}) + \gamma_2 \ln(\text{ExchangeRate}_{i,t}) \\ \text{Income}_{i,t} + \text{Nights}_{i,t} + \text{Age}_{i,t} + \text{Country}_i + \text{Time}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{c})$$

*Spending_{i,t}*は*t*期に*i*国・地域から訪日した東アジア人の平均支出額（航空運賃を除く）を示す。*Price*は航空運賃、*ExchangeRate*は為替レートを示す。*Income*は訪日者の所得水準を示すダミー変数で500～1000万円、1000～2000万円、2000万円以上の3つで構成される。*Nights*、*Age*は、それぞれ宿泊日数、年齢を示すダミー変数である。*Nights*については3～6日、6～14日、14日以上の3つのダミー変数、*Age*については30歳未満、30～40歳、40

～50歳、50～60歳の4つのダミー変数より構成される。*Country*は国別、*Time*は四半期別に作成したダミー変数を示す。 ε は誤差項、 γ はパラメーターである。

(b)、(c) 式の推定に用いるデータについては、航空運賃、訪日時の支出額、訪日者の収入、宿泊日数、年齢に関するデータは「訪日外国人消費動向調査」（観光庁）より得た。HHI、LCC比率は「国際線就航状況」（国土交通省）、為替レートは *investing.com*、GDPはIMF データベース、市場規模は「訪日外客統計」（日本政府観光局）、ジェット燃料の取引価格は *US EIA Energy information Administration* より得た。

3.2 訪日東アジア人の支出構造

訪日東アジア人の支出に関する需要の自己・交差価格弾力性、需要の所得弾力性を計測するに当たり、本稿では (d)、(e) 式で示される AIDS モデルを用いる。AIDS モデルは Deaton and Muellbauer (1980a, 1980b) が提案した分析手法であり、Divisekera and Deegan (2010)、Fujii et al. (1985) といった旅行者の支出行動に注目した分析でも使用されている²⁰⁾。

$$w_{j,t} = \alpha_j + \sum_j \gamma_{j,k} \ln(p_{j,t}) + \beta_j \ln\left(\frac{X_t}{a(P_t)}\right) \quad (d)$$

$$\ln a(P_t) = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \ln(p_{j,t}) + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{j,k} \ln(p_{j,t}) \ln(p_{k,t}) \quad (e)$$

(d) 式はシェア方程式と呼ばれ、左辺にある $w_{j,t}$ は、時点 t における訪日東アジア人の滞在時の総支出額に占める支出先 j の割合を示す。本稿では訪日東アジア人の支出先 j として、航空運賃、宿泊費、食費、国内移動費、娯楽費、買物代を用いた。これら支出先については、航空運賃は航空業、宿泊費は宿泊業、食費は飲食業、国内移動費は国内輸送業、娯楽費は娯楽業、買物代は小売業への支払いとなるので、以降、添え字の j は産業を示すものとする。これら各産業への支出額は「訪日外国人消費動向調査」（観光庁）より得た。

$p_{j,t}$ は時点 t における産業 j に含まれる財・サービスの価格、 X_t は時点 t における訪日東アジア人の滞在時の総支出額を示す²¹⁾。他方、 $a(P_t)$ は時点 t における価格指数を示し、(e) 式で与えられる。 α 、 β 、 γ は推定されるパラメーターであり、本稿では (d) 式と (e) 式を同時

20) AIDS モデルの観光分野への応用については、Divisekera (2013a, 2013b) を参照した。なお本稿は国・地域別の分析であるため、(d)、(e) 式ともに添え字に国・地域を示す i が含まれる。ただし、表記の簡素化のため、添え字の i は省略した。

21) 訪日外国人は j で示される 6 つの産業へ支出し、 t 期におけるこれら 6 つの産業への支出額の合計が X_t に該当する。したがって、 $w_{j,t}$ は X_t に占める各産業への支出額の割合と一致する。

に推定することで、これらの推定値を得る²²⁾。なおパラメーターである α 、 β 、 γ には、経済理論に基づく次の諸性質が課される。

- 加法性： $\sum_j \alpha_j = 1$ 、 $\sum_j \beta_j = 0$ 、 $\sum_j \gamma_{j,k} = 0$
- 同時性： $\sum_k \gamma_{j,k} = 0$
- 対称性： $\gamma_{j,k} = \gamma_{k,j} \quad \forall_{j,k} (j \neq k)$

AIDS モデルから得られたパラメーターを用いて、本稿の目的となる需要の自己・交差価格弾力性、需要の所得弾力性を計算する。具体的には下式に基づき、時点 t における産業 j に含まれる財・サービスについて、需要の所得弾力性である $\eta_{j,t}^I$ 、マーシャルの価格弾力性である $\eta_{j,k,t}^M$ 、ヒックスの価格弾力性である $\eta_{j,k,t}^H$ を計算する²³⁾。下式にある $\delta_{j,k}$ はクロネッカーのデルタで、 $j = k$ であれば1、 $j \neq k$ であれば0となる。

- $\eta_{j,t}^I = 1 + \frac{\beta_j}{w_{j,t}}$
- $\eta_{j,k,t}^M = -\delta_{j,k} + \frac{\gamma_{j,k}}{w_{j,t}} - \frac{\beta_j}{w_{j,t}} (\alpha_j + \sum_l \gamma_{j,l} \ln(p_{l,t}))$
- $\eta_{j,k,t}^H = \eta_{j,k,t}^M + \eta_{j,t}^I \cdot w_{j,t}$

ただし、観光における消費は多様な財・サービスから構成されるため、「訪日外国人消費動向調査」から各産業に含まれる財・サービスの価格 ($p_{j,t}$) を直接得ることはできない。このような混合財の価格を得るに当たって、先行研究では2つの方法が提案されている。一方は混合財に含まれる財・サービスのなかで代表的なものに着目し、その価格を $p_{j,t}$ の代理指数とする方法である (Bakkal, 1991)。他方は、各部門の支出総額である $w_{j,t} \times X_{j,t}$ を外国人旅行者の平均宿泊日数で割って得られた数値を $p_{j,t}$ とする方法である (Paraskevopoulos, 1978)。

前者については、多様な財・サービスから代表的なものを選び出す際の基準があるわけではないので、選択に恣意性が残る。後者についても、そこで得られた金額は財・サービスの実際の価格ではなく、訪日東アジア人の産業 j への1日当たりの平均支出額である。いずれを選択しても課題が残るものの、外国人旅行者の需要構造を分析した先行研究では主に後者が採用されているため、本稿も後者の方法で作成した価格を $p_{j,t}$ に用いる²⁴⁾。

22) 推定には stata の `quads` コマンドを用いた。

23) マーシャルの価格弾力性は通常的需求 (uncompensated demand) における価格弾力性、ヒックスの価格弾力性は補償需要 (compensated demand) における価格弾力性に該当する。先行研究では主にマーシャルの価格弾力性の結果に基づき、需要の自己・交差価格弾力性、需要の所得弾力性に着目した形で結果の解釈がなされている。本稿も先行研究にならい、結果の解釈にはマーシャルの価格弾力性を用いる。

24) 宿泊日数の平均値は、「宿泊旅行統計調査」から得た延べ宿泊者数 (四半期・国別) を「訪日外国人旅行者統計」から得た訪日外国人数 (四半期・国別) で除した数値を用いた。ただし、ホテル・旅館ではなく知人宅等に宿泊した外国人旅行者がいる。これら外国人旅行者の人数については、「訪日外国人消費動向調査」に記載されている宿泊先を用いて、その予測値を得ることが可能だが、本稿では訪日外国人は全員ホテル・旅館等を利用したと仮定した。なお航空運賃の価格については、宿泊日数で除さず、そのままの金額を用いた。

最後に (a) 式と同様、(d) 式の $p_{j,t}$ についても内生変数の疑いがある。先行研究では内生性の問題への対応として、主に $p_{j,t}$ のラグをとった $p_{j,t-1}$ を操作変数に用いていた。ただし、本稿はデータの制約上、分析期間が2015年第2四半期～2019年第4四半期の19期間に限定される。AIDSモデルの推定では「次元の呪い」と呼ばれるように、限られた標本数で多くのパラメーターを推定する必要があるため、本稿のように標本数が非常に限られる状況で1期前のラグを操作変数に用いるのは、自由度確保の観点からも望ましくない。そのため、本稿では自国・地域以外の国・地域における当該財・サービスの価格の平均値を操作変数として用いた。

4. 推定結果

本章は (b) ～ (d) 式で示された各モデルの推定結果を示す。第1節は航空運賃と市場構造、訪日時の支出額と航空運賃に関するモデル、第2節はAIDSモデルの推定結果を見ていく。なお (b) ～ (d) に用いた変数の記述統計量を表4にまとめた。

表4 各推定モデルの記述統計量

推定モデル (b)					推定モデル (d)				
	平均値	標準偏差	最小値	最大値		平均値	標準偏差	最小値	最大値
航空運賃	48277.690	15067.840	23557.300	86126.200	シェア				
HHI	0.155	0.029	0.100	0.215	航空産業	0.241	0.035	0.159	0.311
LCC比率	0.328	0.164	0.082	0.661	宿泊業	0.222	0.022	0.182	0.294
為替レート	8.717	7.115	0.090	19.625	飲食業	0.138	0.025	0.090	0.208
市場規模	1253235.000	595631.900	377242.000	2870113.000	国内運輸業	0.068	0.009	0.047	0.085
1人当たりGDP	27787.320	13415.310	8084.800	48626.200	娯楽業	0.052	0.017	0.026	0.097
2国間の直線距離	2062.497	616.405	1159.060	2887.440	小売業	0.279	0.079	0.145	0.440
燃料小売価格	1.733	0.319	1.068	2.205					
					価格				
					航空産業	48277.690	15067.840	23557.300	86126.200
					宿泊業	18416.690	4292.449	13034.100	34387.330
					飲食業	11307.700	2252.835	7153.565	18088.610
					国内運輸業	5601.314	1076.318	4124.009	9734.453
					娯楽業	4293.160	1412.453	2009.964	8974.516
					小売業	24768.370	13417.230	10858.410	59977.040
					総支出額	207952.900	81299.750	101360.100	425142.400
推定モデル (c)									
	平均値	標準偏差	最小値	最大値					
訪日時の支出額	159675.200	68151.430	73588.800	344214.700					
航空運賃	48277.690	15067.840	23557.300	86126.200					
為替レート	8.717	7.115	0.090	19.625					
所得 (500～1000万円) ダミー	0.287	0.080	0.130	0.468					
所得 (1000～2000万円) ダミー	0.116	0.049	0.046	0.255					
所得 (2000万円～) ダミー	0.041	0.022	0.000	0.110					
滞在日数 (3～6日) ダミー	0.585	0.086	0.429	0.755					
滞在日数 (6～13日) ダミー	0.254	0.135	0.040	0.470					
滞在日数 (14日～) ダミー	0.046	0.029	0.011	0.128					
年齢層 (～30歳) ダミー	0.334	0.080	0.217	0.588					
年齢層 (30～40歳) ダミー	0.306	0.056	0.167	0.431					
年齢層 (40～50歳) ダミー	0.198	0.052	0.120	0.344					
年齢層 (50～60歳) ダミー	0.109	0.033	0.042	0.203					

※推定モデル (d) の総支出額は推定モデル (b) の航空運賃と推定モデル (c) の訪日時の支出額の合計である。

4.1 市場構造、航空運賃、滞在時の支出額

表5に航空運賃と市場構造の関係を検証する(b)式の推定結果をまとめた。同表にある(1)～(3)は推定モデルに含む説明変数、固定効果、時間効果に応じて番号が振られており、(1)は固定効果、時間効果を含まないモデル、(2)～(3)は固定効果、時間効果を含み、(3)は1人当たりGDPの2次項を説明変数に追加したモデルである。

本稿の関心である市場構造を示すHHI、LCC比率に注目すると、全てのモデルで負かつ統計的に有意な推定値が得られた。決定係数が最も大きい(3)の結果に基づくと、HHIが0.01ポイント上がると、航空運賃は平均的に2.3%低下することになる。この結果は、より独占的な状況において平均的に航空運賃が低い状況を示しており、東アジアにおける日本就航便の競争が過剰であることを示唆する。つまり、東アジア地域における航空市場の競争水準の緩和は各社の運営を効率化させ、訪日時の航空運賃の低下をもたらす可能性を指摘できる。他方、LCC比率については、LCCの占める割合が0.01ポイント上がると、平均的に航空運賃が0.9%程度低下することになる。

その他の説明変数については、(1)を除いて為替レートは正かつ統計的に有意な結果が得られた。為替レートは各国の通貨1単位と交換できる円の量を示すため、円安時において航空運賃が高いことになる²⁵⁾。市場規模については全てのモデルで負の値となっている。この結果については、日本への旅行者数が多い国・地域ほど、さらなる需要を取り込むよう積極的に運賃を低下させた状況を反映していると理解できる。ただし、統計的に有意な推定値が得られたのは(1)のみである。1人当たりGDPについては、2次項を加えた(3)で10%水準ではあるが統計的に有意な結果となった。

25)「訪日外国人消費動向調査」にある航空運賃は円で記載しているが、回答者である訪日東アジア人は自国通貨で購入した航空運賃を記入すると予想される。この場合、購入時期の為替レートに基づき円に換算されるため、円安時ほど高い航空運賃が計算される。

表5 推定結果：航空運賃と市場構造

	(1)		(2)		(3)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
HHI	-2.250**	1.000	-2.817***	1.052	-2.313**	1.059
LCC 比率	-0.713***	0.239	-1.005***	0.311	-0.858***	0.328
為替レート	0.141	0.090	1.185***	0.400	1.299***	0.387
1人当たり GDP	-0.036	0.141	-0.347	0.454	6.098*	3.441
1人当たり GDP の2乗					-0.364*	0.191
市場規模のラグ	-0.345***	0.059	-0.135	0.085	-0.122	0.076
2国間の直線距離	-0.461	0.528				
燃料小売価格のラグ	0.387***	0.077	0.312**	0.145	0.338***	0.144
定数項	19.587***	2.850	19.264***	4.671	-8.608	15.512
国ダミー	No		Yes		Yes	
年×四半期ダミー	No		Yes		Yes	
決定係数	0.906		0.922		0.926	
標本数	76		76		76	

※被説明変数は航空運賃の対数値である。為替レートから燃料小売価格のラグまでの説明変数についても対数変換した数値を用いた。全てのモデルでロバストな標準誤差を用いた。***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意を示す。

次に、訪日時の支出額と航空運賃の関係を検証する(c)式の推定結果を表6にまとめた。表にある(1)～(3)は、固定効果・時間効果の有無、年齢層に関するダミー変数を含むかで振り分けられている。同表より明らかなように、全てのモデルで航空運賃の推定値は正かつ統計的に有意となった。この結果は、高額な航空運賃で訪日した東アジア旅行者ほど、日本滞在時の支出額が多い状況を示す。したがって、Eugenio-Martin and Inchausti-Sintes (2016)とは異なり、本稿の分析対象・期間においては、LCCの普及により航空運賃が低下したことで、訪日時の1人当たりの平均的な支出額は減少したことになる。(2)の推定値に基づくと、訪日時の航空運賃が1%下がることで、日本滞在時の支出額が0.3%低下していることになる。

このような結果になった理由として、LCCが普及したことで日本を訪れる東アジア旅行者の属性に変化が生じた可能性を指摘できる。例えば、Kuljanin and Lalic (2015)、Clavé et al. (2015)では、LCC利用者は従来のFSC利用者と比較して、年齢が低い、滞在期間が短いといったことが指摘されている。今回の分析対象・期間においても同様に、LCCの普及は従来よりも若い訪日者の増大を促した可能性は十分に考えられる。この点を考慮し、モデル(3)では滞在日数、所得に加え、年齢層に関するダミー変数も説明変数を用いた。しかし、これら変数を構成するカテゴリーの幅が広いため、訪日時の支出額への影響を十分にコントロールできなかつた可能性がある。

その他の変数を見ていくと、(1) では比較的多くの変数で統計的に有意な結果が得られた。しかし、固定効果、時間効果をコントロールした (2)、(3) では、これらダミー変数に支出額への影響が吸収され、統計的に有意な変数は滞在日数（14日～）ダミーのみとなった。この点を踏まえ、(1) に基づき結果を確認すると、為替レートが円安時ほど、滞在日数が短いもしくは長い旅行者ほど、訪日時により多く支出する傾向が示されている。

表6 推定結果：訪日時の支出額と航空運賃

	(1)		(2)		(3)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
航空運賃	0.366***	0.080	0.277**	0.118	0.309***	0.107
為替レート	0.214***	0.033	0.256	0.238	0.215	0.231
所得（500～1000万円）ダミー	0.141	0.225	-0.105	0.205	-0.049	0.231
所得（1000～2000万円）ダミー	-0.926**	0.414	-0.286	0.359	-0.334	0.333
所得（2000万円～）ダミー	-0.484	0.814	0.204	0.723	-0.144	0.726
滞在日数（3～6日）ダミー	-1.578***	0.399	-0.073	0.284	0.167	0.497
滞在日数（6～13日）ダミー	-1.643***	0.489	-0.703	0.525	-0.553	0.469
滞在日数（14日～）ダミー	2.691***	0.910	3.308***	0.756	4.245***	0.963
年齢層（～30歳）ダミー					-0.908	0.930
年齢層（30～40歳）ダミー					0.030	0.949
年齢層（40～50歳）ダミー					-1.236	0.985
年齢層（50～60歳）ダミー					-0.602	1.262
定数項	9.032***	0.800	9.165***	1.719	9.245***	1.800
国ダミー	No		Yes		Yes	
四半期ダミー	No		Yes		Yes	
自由度修正済み決定係数	0.943		0.975		0.979	
標本数	76		76		76	

※被説明変数は訪日支出額の対数値である。航空運賃、為替レートについても対数変換した数値を用いた。全てのモデルでロバストな標準誤差を用いた。***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意を示す。

4.2 訪日東アジア人の支出構造

訪日東アジア人の需要構造（需要の自己・交差価格弾力性、需要の所得弾力性）を計測する AIDS モデルの推定結果を表7にまとめた。なお AIDS モデルの推定結果については、推定より得た推定値、標準誤差に基づくよりも、そこから派生して得られる弾力性値を用いた方が、結果の解釈が容易である。この点を踏まえ、表7に各種弾力性値およびその標準誤差を示し、オリジナルの推定結果は参考資料2に示す。

表7 訪日外国人の需要の価格・所得弾力性

	価格弾力性						所得弾力性
	航空業	宿泊業	飲食業	国内輸送業	娯楽業	小売業	
航空業	-0.808*** (0.052)	0.021 (0.034)	-0.062** (0.031)	-0.063*** (0.013)	0.083*** (0.017)	-0.014 (0.042)	0.843*** (0.021)
宿泊業	0.014 (0.045)	-0.922*** (0.097)	-0.049 (0.059)	0.140*** (0.036)	0.022 (0.030)	-0.075 (0.057)	0.869*** (0.021)
飲食業	-0.113 (0.076)	-0.042 (0.114)	-0.707*** (0.116)	-0.010 (0.046)	0.254*** (0.055)	-0.037 (0.088)	0.655*** (0.037)
国内輸送業	-0.255*** (0.055)	0.467*** (0.116)	-0.027 (0.077)	-1.163*** (0.106)	0.146*** (0.055)	0.013 (0.064)	0.820*** (0.022)
娯楽業	0.644*** (0.114)	0.176 (0.157)	0.704*** (0.155)	0.252*** (0.093)	-2.298*** (0.227)	-0.021 (0.113)	0.542*** (0.053)
小売業	-0.377*** (0.105)	-0.400*** (0.108)	-0.212*** (0.083)	-0.069* (0.036)	-0.114*** (0.037)	-0.829*** (0.167)	2.001*** (0.054)

注) 上段は推定値、下段のカッコ内は標準誤差を示す。価格弾力性にある太字は自己価格弾力性を示す。

***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

まずは需要における自己・交差価格弾力性を確認する。これらは表7にある航空業～小売業と記した行列にまとめており、対角線上の数値（太字）が自己価格弾力性、その他が交差価格弾力性を示す。自己弾力性については全ての支出先で、負かつ統計的に有意な値が得られた。これら結果については、当該産業に含まれる財・サービスの価格が低下すると、それらへの支出額が増大することを示す。絶対値で見ても最大の値が得られた娯楽業を例にとると、娯楽業に含まれる財・サービスの価格が平均的に1%下がると、これらへの支出が2.3%増加することになる。

次に同行列にある需要における交差価格弾力性を見ていくと、36個ある値のうち18個で統計的に有意な結果が得られた²⁶⁾。本稿の関心である航空運賃の変化による他産業への影響については、宿泊業、娯楽業は正の弾力値となっており、航空業とこれら産業は代替的な関係にあることが分かる。つまり、航空運賃の低下が実現すると、これら産業に含まれる財・サービスへの支出額が減少することになる。他方、航空業と飲食業、国内輸送業、小売業は負の弾力値となっており、これら産業とは補完的な関係にある。したがって、航空運賃の低下は飲食業、国内輸送業、小売業の需要に対して正の効果をもたらすことを示唆する。なお、これら航空業との交差弾力性のうち、統計的に有意な結果が得られたのは飲食業、国内輸送業、娯楽業である。

最後に、表7の右側に記した需要における所得弾力性を確認する。同弾力性については全
26) 次章のシミュレーションでは、これら統計的に有意ではない弾力値を含めて各種予測値を計算した。

での産業で正かつ統計的に有意な結果となった。特に小売業の弾性値が2.001と大きく、訪日時の支出額が1%増大すると、買物に対する支出額が2.0%増大したことになる。その一方で、娯楽業の弾性値は正ではあるが0.491と小売業の4分の1程度である。日本政府は以前より、日本観光における娯楽業の比較劣位を指摘し、買物を中心とした「モノ消費」から娯楽業に含まれる体験型の「コト消費」への転換を提言している。今回の小売業と比較して娯楽業の需要の所得弾力性が著しく小さいという結果は、このような政府の認識と整合するものと言える。

5. シミュレーション分析

本章ではLCCを中心とした国際線発着枠の拡大により、訪日東アジア人の各産業への支出額がどのように変化したかを、(b)～(d)式の推定値を用いたシミュレーションに依拠する形で明らかにする。第1節ではシミュレーションで採用するシナリオおよび手順を紹介する。第2節は仮想現実的な状況での航空運賃、訪日時の支出額を試算し、さらにAIDSモデルより得た需要構造を用いて、訪日東アジア人の滞在時の各産業への支出額の変化を定量化する。

5.1 シミュレーションの詳細

シミュレーションを実行するに当たって、本稿では「2015年度（夏季・冬季ダイヤ）の国際線の発着状況が2016年度以降も続いていた」というシナリオを採用する。当該シナリオは国際線の発着状況が2015年度から変化しなかった、つまりはLCCの普及のみならずFSCの増便もなかった状況に該当する。このシナリオを用いて、次の手順に従い、仮想的な状況での航空運賃、訪日時の支出額、さらには各産業への支出額の変化を明らかにする。なお、2019年度は日韓関係の悪化により、日本・韓国便の就航状況および訪日者数が大きく変化していた。そのため、以降のシミュレーションの対象は2016-2018年度とした。

1. (b) 式の市場構造を示す変数 HHI 、 $RatioLCC$ について、これら変数の数値（観測値）をシナリオ時の数値に置き換え、仮想的な $Price$ （航空運賃）を得る。
2. (c) 式の説明変数に含まれる $Price$ （航空運賃）について、実際の値（観測値）を手順1より得たシナリオ時の数値に置き換え、仮想的な $Spending$ （訪日時の支出額）を得る。
3. (d) 式に含まれる航空運賃を手順1で得たシナリオ時の $Price$ （航空運賃）に置き換え

る。さらに総支出額を示す X についても (b)、(c) 式より得た仮想的な *Price*（航空運賃）と *Spending*（訪日時の支出額）に基づく金額に置き換え、訪日東アジア人の各産業への支出額に関する仮想的なシェアを得る。なお (e) 式の $a(P_t)$ の計算にも航空運賃が含まれるため、こちらの計算にも仮想的な *Price*（航空運賃）を用いる。

LCC 普及と訪日東アジア人の支出行動の関係を検証するに当たっては、LCC 便のみ普及しなかったとする状況を想定した方が望ましいと言える。しかし、表 2 で確認したように、日本便の発着枠は拡大しているものの、韓国、台湾では FSC の便数は減少し、その一部もしくは全部が LCC に振り替えられた状況にあった。そのため、2016年度以降に LCC が普及していなければ、韓国、台湾の FSC の便数が拡大したと予想される。しかし、本稿のデータセットからは、このような FSC と LCC の便数における代替関係を明らかにすることが困難なため、上記のシナリオを採用した。

5.2 航空運賃の低下による各産業への影響

表 8 は前節で提示したシナリオにおける HHI、LCC 比率、およびその状況下での航空運賃、訪日時の支出額をまとめたものである。本稿の分析の核ともいえる航空運賃に注目すると、観測値とシナリオに基づく仮想的な状況での値（以下、シナリオ値）では、2016年度の夏季ダイヤを除いて後者の方が大きい結果となった。したがって、日本政府が推進した LCC の普及を中心とした国際線の発着枠拡大を通じて、航空運賃は確実に低下したことが示された。最も差額の大きい2018年度の夏季ダイヤを見ると、観測値が49167.4円に対してシナリオ値は52109.7円と、訪日時の平均的な航空運賃が2942.3円（5.6%）低下したことになる。

表 8 LCC 普及による航空運賃、訪日時の支出額への影響

		市場構造				航空運賃 (円)		訪日時の支出額 (円)	
		HHI		LCC 比率		観測値	シナリオ値	観測値	シナリオ値
		観測値	シナリオ値	観測値	シナリオ値				
2016年度	夏季ダイヤ	0.152	0.169	0.295	0.244	43662.8	43564.0	155213.4	155099.3
	冬季ダイヤ	0.146	0.159	0.329	0.287	43269.9	43505.0	160564.2	160802.5
2017年度	夏季ダイヤ	0.147	0.169	0.335	0.244	48659.2	49670.8	152083.6	152751.1
	冬季ダイヤ	0.156	0.159	0.341	0.287	46200.7	47788.5	155010.0	156452.1
2018年度	夏季ダイヤ	0.155	0.169	0.360	0.244	49167.4	52109.7	148754.8	150849.9
	冬季ダイヤ	0.158	0.159	0.366	0.287	44831.8	47466.3	154482.7	157001.4

※夏季ダイヤは各年の第 2、3 四半期、冬季ダイヤは各年の第 4 四半期および翌年の第 1 四半期である。

次に訪日時の支出額について見ていくと、シナリオ値の航空運賃が観測値を上回ったため、同変数と正の関係にある訪日時の支出額もシナリオ値の方が大きくなっている。したがって、LCCの普及に伴い、訪日東アジア人の数は増大したものの、1人当たりの平均的な支出額は低下したことになる。ただし、観測値とシナリオ値の差が最も大きい2018年度冬季ダイヤであっても減少額は2518.7円と、支出額全体の1.6%程度に止まる。

最後に、航空運賃の低下による訪日東アジア人の支出額の減少が、産業によってどの程度異なるかを表9にまとめた。なお同表には記載していないが、2016-2018年度にかけての支出額全体に占める各産業の比率（平均値）は、宿泊業22.3%、飲食業14.1%、国内輸送業6.9%、娯楽業5.3%、小売業27.5%である。

航空運賃の低下による影響を確認するため、まずは（d）式の推定結果において航空業と代替的關係にあった宿泊業、娯楽業に注目すると、いずれも1人当たりの支出額は減少していることが分かる。特に娯楽業では支出額自体が少ないものの、航空運賃への影響が大きかった2018年度で4%を超える減少を記録している。次に、航空業と補完的な關係にあった飲食業、国内輸送業、小売業について見ていくと、飲食業、小売業の一部の時期においても支出額は減少している。

これら航空業と補完的な關係にある産業については、航空運賃の低下に伴い支出額は増大することが予想された。ただし、需要の所得弾力性が正の値だったため、今回の分析対象・期間においては、訪日時の支出額の減少による需要を押し下げる効果が、航空運賃の低下による需要を押し上げる効果を上回ったことになる。特に需要の所得弾力性が大きかった小売業については、2018年度で2%近い減少を示す結果となった。

表9 LCC普及による各産業への影響

		宿泊業			飲食業			国内輸送業		
		観測値 (円)	シナリオ値 (円)	変化率 (%)	観測値 (円)	シナリオ値 (円)	変化率 (%)	観測値 (円)	シナリオ値 (円)	変化率 (%)
2016年度	夏季ダイヤ	47062.9	47032.5	0.1	27777.6	27742.1	0.1	14570.5	14545.7	0.2
	冬季ダイヤ	45128.8	45202.2	-0.2	29101.9	29117.2	-0.1	14188.6	14183.2	0.0
2017年度	夏季ダイヤ	45075.6	45304.2	-0.5	27474.0	27481.5	-0.0	14084.9	14039.9	0.3
	冬季ダイヤ	44824.7	45284.9	-1.0	27848.7	27934.9	-0.3	14093.0	14060.8	0.2
2018年度	夏季ダイヤ	44196.8	44898.1	-1.6	29873.5	30013.8	-0.5	13170.7	13077.6	0.7
	冬季ダイヤ	44422.8	45220.0	-1.8	28967.2	29148.0	-0.6	13533.3	13471.9	0.5
<hr/>										
		娯楽業			小売業					
		観測値 (円)	シナリオ値 (円)	変化率 (%)	観測値 (円)	シナリオ値 (円)	変化率 (%)			
2016年度	夏季ダイヤ	10779.5	10789.0	-0.1	55022.8	54990.0	0.1			
	冬季ダイヤ	10765.7	10813.8	-0.4	61379.1	61486.0	-0.2			
2017年度	夏季ダイヤ	10606.3	10784.0	-1.6	54842.8	55141.5	-0.5			
	冬季ダイヤ	10513.1	10809.9	-2.7	57730.5	58361.5	-1.1			
2018年度	夏季ダイヤ	10780.0	11272.4	-4.4	50733.8	51588.0	-1.7			
	冬季ダイヤ	10854.5	11373.9	-4.6	56704.8	57787.5	-1.9			

本稿の分析結果は、LCC が普及したことで、訪日東アジア人の 1 人当たり支出額が平均的に低下し、この負の影響が多くの産業に及んだことを示す。しかし、第 2 章で確認したように、LCC の普及は訪日東アジア人数の増大に大きく寄与しているため、各産業ひいては日本経済にとっては正の効果をもたらしたことに変わりはない。

6. おわりに

本稿では、日本政府が推し進めた「首都圏の空港を中心とした国際線の発着枠の拡大、地方空港における LCC 新規就航の推進」に着目し、2015年度以降の日本一東アジア地域における LCC 便の急速な拡大が、訪日東アジア人の支出行動に及ぼした影響を検証した。シミュレーションを用いた本稿の分析より、次の 3 点が明らかとなった。

第 1 は、LCC の普及を中心とした国際線の便数拡大による市場構造の変化は、訪日東アジア人の航空運賃の低下をもたらしたものの、訪日時における支出額については負の影響を及ぼした。航空運賃への影響が最も大きかった2018年度夏季ダイヤを例にとると、2015年度から市場構造に変化がなかったとする仮想的な状況と比較して、訪日東アジア人の航空運賃は平均的に5.6%（金額にすると2942.3円）減少し、訪日時における 1 人当たりの平均的な支出額は 14%（金額にして2095.2円）押し下げられた。

第 2 は、訪日東アジア人の需要構造について、AIDS モデルを用いて需要の自己・交差価格弾力性を測定したところ、観光産業を構成する航空業、宿泊業、飲食業、国内輸送業、娯楽業、小売業の自己価格弾力性はいずれも負の値であり、当該産業に含まれる財・サービスの価格低下は需要量の増大に寄与することが明らかになった。さらに本稿の関心である航空運賃と他の産業に含まれる財・サービスとの関係については、宿泊業、娯楽業とは代替的な関係にあること、飲食業、国内輸送業、小売業とは補完的な関係にあることを示す結果が得られた。また需要の所得弾力性については、全ての産業で正の値となり、訪日東アジア人の滞在時の支出額の減少は、各産業に負の影響をもたらすことを示唆する。

第 3 に、以上の結果に基づき、LCC の普及を中心とした国際線の便数拡大による、各産業への支出額の変化を定量化したところ、航空業と代替的な関係にあった宿泊業、娯楽業での減少率が特に大きかったことを示す結果となった。さらに航空業と補完的な関係にあった飲食業、国内輸送業、小売業においても、飲食業、小売業の一部の期間では、航空運賃低下による需要増大よりも、支出額減少による需要減少が強く作用し、旅行者 1 人当たりの平均的な支出額は減少していた。

観光庁が2018年に開催した「楽しい国 日本」の実現に向けた検討会議で示したように、

現在の日本政府は訪日外国人の数のみならず、質の向上も目指している。具体的には、訪日者数を2016年の2400万人から2030年には6000万人へ、さらに訪日時の平均的な支出額を2016年の15.6万円から2030年には25万円まで押し上げようとしている。

ただし、本稿の分析結果に基づくならば、LCCの普及は訪日者数の増大には寄与するものの、訪日時の支出額については押し下げるよう作用する。したがって、さらなるLCC発着枠の推進は上述の数に対する数値目標には寄与するものの、質については後退させることになる。また、これまでVJCの下で展開してきたビザ規制の緩和、消費税免税範囲の拡大については、（訪日時の支出額という観点からすると特に後者が重要だが、）主に買い物への支出を促す政策だったと言える。表7の需要の交差価格弾力性によると、小売業と他の産業は補完的な関係にあるため、買い物の刺激は他産業の支出も促すことになる。ただし、このような特徴を有していたにもかかわらず、結果としての1人当たり支出額が15.6万円（2016年）であったことを踏まえると、これら政策によっても上記の数値目標を達成するのは厳しいと言える。

このような状況を打破するため、現在の日本政府は「モノ消費」から「コト消費」への転換を目指している。ただし、「モノ消費」への依存には限界があるものの、他産業への波及を考えるならば、「モノ消費」と「コト消費」が相反するものではない以上、「モノ消費」への刺激を維持しつつ、「コト消費」への支出も促すような、新たな視点からの政策が求められているのでないか。

参考文献

- ・ Alsumairi, M. and Tsui, K. (2017) A case study: The impact of low-cost carriers on inbound tourism of Saudi Arabia, *Journal of Air Transport Management*, 62, 29-45.
- ・ Bakkal, I. (1991), Characteristics of West German demand for international tourism in the northern Mediterranean region, *Applied Economics*, 23, 295-304.
- ・ Bamberger, G. E., Carlton, D. W. and Neumann, L. R. (2002), An empirical investigation of the competitive effects of domestic airline alliances, *The Journal of Law and Economics*, 47, 195-222.
- ・ Bergantino, A. S. and Capozza, C. (2015), Airline pricing behavior under limited inter-modal competition, *Economic Inquiry*, 53, 700-713.
- ・ Brueckner, J. K., Lee, D. and Singer, E. S. (2013), Airline competition and domestic US airfares: A comprehensive reappraisal, *Economics of Transportation*, 2, 1-17.
- ・ Chiou, Y. C. and Chen, Y. H. (2010), Factors influencing the intentions of passengers regarding full service and low-cost carriers, *Journal of Air Transport Management*, 16, 226-28.
- ・ Clavé, S., Saladié, O., Cortés-Jiménez, I., Young, A. F. & Young, R. (2015), How different are tourists who decide to travel to a mature destination because of the existence of a low-cost carrier route?, *Journal of Air Transport Management*, 42, 213-18.

- Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980a), “An Almost Ideal Demand System,” *The American Economic Review*, 70: 312-326.
- Deaton, A and Muellbauer J. (1980b), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- Divisekera, S. & Deegan, J. (2010), An analysis of consumption behavior of foreign tourists in Ireland, *Applied Economics*, 42, 1681-1697.
- Divisekera, S. (2013a), Tourism demand modelling: A review of conceptual and theoretical issues, Chapter 2 in *Handbook of Tourism Economics*, Clem Tisdell (ed), The World Scientific Publishing Company.
- Divisekera, S. (2013b), Specifications and empirical estimation of tourism demand models: A review, Chapter 3 in *Handbook of Tourism Economics*, Clem Tisdell (ed), The World Scientific Publishing Company.
- Di Giacinto, V. and Migliardi, A. (2014), Low-Cost Carriers and Foreign Tourism Inflows: A Cointegrated VAR Analysis for Italy, *Journal of Tourism, Cultural and Territorial Development*, 5, 1-23.
- Doganis, R. (2006), *The airline business*, London: Routledge.
- Eugenio-Martin, J. L. and Inchausti-Sintes, F. (2016), Low-cost travel and tourism expenditures, *Annals of Tourism Research*, 57, 140-159.
- Ferreira Silvaa, F. J., Martins CâmaraJosé, G. F., Vieirac Carlos, A. C. and Melo Santosc, A. S. (2020), Is the spending behaviour of tourists affected by low-cost carriers' operation? Some empirical evidence, *Tourism Management Perspectives*, 33, 1-9.
- Fujii, E. T., Khaled, M., and Mak, J. (1985), An almost ideal demand system for visitor expenditure, *Journal of Transport Economics and Policy*, 19, 161-171.
- Graham, A. and Dennis, N. (2010), The impact of low-cost airline operations to Malta, *Journal of Air Transport Management*, 16, 127-36.
- Goolsbee, A. and Syverson, C. (2008), How do incumbents respond to the threat of entry? Evidence from major airlines, *Quarterly Journal of Economics*, 123, 1611-33.
- Kuljanin, K. and Kalić, M. (2015), Exploring characteristics of passengers using traditional and low-cost airlines: a case study of Belgrade airport, *Journal of Air Transport Management*, 46, 12-18.
- Lai, P., Jang, H., Xu, C., and Xin, S. (2019), The Impact of Low-Cost Carriers on Inbound Tourism of Thailand, *International Journal of Supply Chain Management*, 8, 846-53.
- Lawton, T. (2002), *Cleared for take-off: Structure and strategy in low fare airline business*, Aldershot: Ashgate.
- Manuszak, M. D. and Moul, C. C. (2008), Price and endogenous market structure in office supply superstores, *Journal of Industrial Economics*, 56, 94-112.
- Neiman, Brent. and Phillip Swagel. (2009), The impact of post-9/11 visa policies on travel to the United States,” *Journal of International Economics*, 78, 86-99.
- Paraskevopoulos, G. (1978), *An econometric analysis of international tourism*, Athens: Center for Planning and Economics Research.
- Rey, B., Myro, R., and Galera, A. (2011), Effect of low-cost airlines on tourism in Spain. A dynamic panel data model, *Journal of Air Transport Management*, 17, 163-67.
- Shafiullah, M., Okafor, L. E. and Khali, U. (2018), Determinants of international tourism demand: Evidence from Australian states and territories, *Tourism Economics*, 25, 274-96.

- ・ Tsui, K. W. (2017) Does a low-cost carrier lead the domestic tourism demand and growth of New Zealand ?, *Tourism Management*, 60, 390-403.
- ・ Wai, K. and Tsui, H. (2017), Does a low-cost carrier lead the domestic tourism demand and growth of New Zealand ?, *Tourism Management*, 60, 390-403.
- ・ UNWTO (2021), International Tourism Highlights, 2020 Edition.
< <https://www.e-unwto.org/doi/pdf/10.18111/9789284422456> (2023年7月28日アクセス) >

参考資料1 FSC・LCC一覧

FSC		LCC
アジアナ航空	四川航空	Vエア
エアージャパン	上海吉祥航空	イースター航空
エアインデア	上海航空	エアソウル
エアジャパン	深圳航空	エアブサン
エチオピア航空	全日本空輸	ジェットスター・アジア
エティハド航空	大韓航空	ジェットスター・ジャパン
エバー航空	中華航空	ジンエアー
キャセイドラゴン航空	中国国際航空	スクート
キャセイパシフィック航空	中国東方航空	スクート・タイガーエア
コリアエクスプレスエア	中国南方航空	スターフライヤー
デルタ航空	長榮航空	タイガーエア台湾
トランスアジア航空	天津航空	ティーウェイ航空
パキスタン国際航空	日本航空	バニラ・エア
ファーイースタン航空	北京首都航空	ピーチアビエーション
マンダリン航空	厦門航空	奥凱航空
ユナイテッド航空		香港エクスプレス
海南航空		済州航空
香港ドラゴン		春秋航空
香港航空		春秋航空日本
山東航空		中国聯合航空

参考資料2 AIDSモデルの推定結果

	切片 (α)	価格 (γ)					所得 (β)	
		航空業	宿泊業	飲食業	国内輸送業	娯楽業		小売業
航空業	0.258*** (0.025)	0.046*** (0.016)					-0.053*** (0.007)	
宿泊業	0.318*** (0.023)	-0.008 (0.011)	0.010 (0.024)				-0.033*** (0.005)	
飲食業	0.290*** (0.023)	-0.030*** (0.010)	-0.018 (0.015)	0.030** (0.015)			-0.045*** (0.005)	
国内輸送業	0.113*** (0.012)	-0.025*** (0.004)	0.033*** (0.009)	-0.005 (0.006)	-0.014* (0.008)		-0.014*** (0.002)	
娯楽業	-0.006 (0.018)	0.022*** (0.005)	0.002 (0.007)	0.028*** (0.007)	0.010** (0.004)	-0.061*** (0.010)	-0.021*** (0.002)	
小売業	0.028 (0.030)	-0.005 (0.013)	-0.019 (0.014)	-0.005 (0.011)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.030 (0.023)	0.165*** (0.009)

注) 上段は推定値、下段のカッコ内はロバストな標準誤差を示す。***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを示す。

