国内航空市場の経済分析

-LCC 参入が利用者便益と競争形態に与える影響-

産業組織パート

羽邑亮太

廣田啓珠

柳原知彰

吉田一揮

はじめに

本研究会では産業組織論を勉強しており、不完全競争市場での企業行動の分析や需要の分析を通じて、社会的に望ましい競争政策のあり方を考察している。この不完全競争市場の中でも、寡占市場モデルは各企業の行動や構造が直接的に市場に影響を及ぼしており、特徴的な分野である。そのため、寡占市場モデルにおける実証分析の例としてしばしば用いられる航空市場に焦点を当てて分析することを目標とした。

さて、格安航空会社（LCC）が本格的に国内航空市場に参入し「LCC 元年」と呼ばれた 2012 年から 3 年が経過した今、LCC により低価格で長距離の移動が可能となり、「飛行機」という交通手段が身近に感じられるものとなった。そのため、多くの旅行者やビジネス客が LCC を利用するようになり、そのシェアは年々増加していると予想できる。また、1997 年に国内航空市場に参入し、国内第三位のシェアを持っていたスカイマークが 2015 年 1 月に民事再生法を適用し受理されたことが話題になったが、我々はこの原因の一つとして、LCC のシェア増加によりスカイマークを利用する客が減少したことの影響があるのではないかと考えた。

また、LCC の参入から時間が経ちデータが揃い始めるようになっているため、先行研究が多くない国内航空市場及び LCC という分野において、新たな着目点から分析することができるのではないかと考え、このテーマの設定に至った。他の経済学者が本格的に分析を始める前に我々自身の力で分析して、今後の市場動向や他の学者の研究に注目していきたい。

本論文では LCC の利用による消費者余剰の変化、供給費用の変化、競争形態から何が言えるのかという視点からそれぞれ分析していく。

第 1 章では LCC を含む国内航空市場及び消費者意識についての現状分析を行い、第 2 章では既存の大手航空会社と LCC についてそれぞれの需要の推定を行い、第 3 章では航空会社による費用関数の違いの推定をし、第 4 章では第 2 章・第 3 章で求めた関数を基に、推測的変動の概念を用いて企業間の競争形態を分析していく。

未熟な本論文ではあるが、今後の LCC 分析の橋かけとして一端を担うことができれば幸いである。

石橋孝次研究会第 17 期

産業組織パート一同

目次

第１章　現状分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・1
1.1　LCC の概要
1.2　国内航空市場の実態
1.2.1　市場の歴史
1.2.2　国内旅客数推移
1.2.3　市場シェア
1.3　消費者意識の変化
1.3.1　LCC 利用率の変化
1.3.2　LCC の利用目的・理由
1.3.3　LCC が消費者に与えた影響
1.4　考察

第２章　需要関数の推定と消費者余剰の分析・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・10
2.1　先行研究の概要
2.1.1　離散選択モデルの設定
2.1.2　測定誤差の問題
2.1.3　データセット
2.1.4　推定結果
2.1.5　消費者余剰の分析
2.2　需要関数の推定
2.2.1　需要関数の推定にかかる問題点
2.2.2　操作変数法
2.2.3　2 段階最小二乗法
2.2.4　離散選択モデル
2.3　国内航空市場における実証分析
2.3.1　選択モデルの設定
2.3.2　データセット
2.3.3　入れ子の設定
2.3.4　操作変数の設定
2.3.5　推定結果

2.3.6　自己・交差価格弾力性の計算
2.3.7　消費者余剰の分析

第３章　費用関数の推定・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・32
3.1　目的
3.2　先行研究①：Caves *et al.* (1984)
3.2.1　モデル
3.2.2　推定結果
3.3　先行研究②：遠藤（2000）
3.3.1　モデル
3.3.2　推定結果
3.4　実証分析
3.4.1　モデル
3.4.2　推定結果－FSC
3.4.3　推定結果－LCC
3.4.4　考察

第４章　推測的変動の計測・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・42
4.1　目的
4.2　先行研究
4.2.1　理論分析
4.2.2　実証分析
4.2.3　実証結果
4.3　本論文における実証分析
4.3.1　データ
4.3.2　実証結果
4.4　考察

第５章 結論と考察・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・54

参考文献・・55
おわりに・・57

第 1 章　現状分析

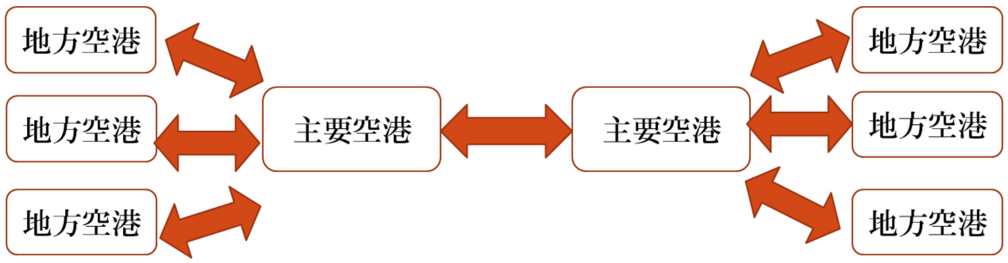
文責：吉田一揮

1.1　LCC の概要

LCC とは、ローコストキャリア（Low Cost Carrier）の略称で、サービスの簡素化や運航の効率化によって、低い運賃で航空輸送サービスを提供する航空会社の総称である。

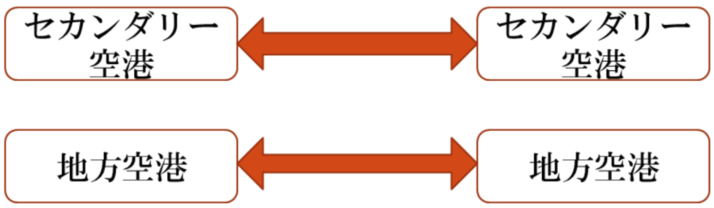
具体的なコスト削減手法としては、機内食や毛布などの機内サービスや預かり手荷物・座席指定の有料化、座席クラスのエコノミーへの統一等にみられるサービスの簡略化が最も目立つ。その他にも、人件費削減のため、既に乗務資格を取得している運航乗務員の中途採用や、整備施設・整備人員の他社委託、セルフチェックインの推進を図る一方、運航機種を統一することで、パイロット・客室乗務員の訓練コストや、保守部品・機材の整備コストを最小に抑えている。また、運航路線を短・中距離に限定し、大手航空会社が採用するハブ・アンド・スポーク方式（図 1）ではなく、ポイント・トゥ・ポイント方式（図 2）を採用することで、運航効率を上げ発着頻度を上げると共に、空港使用料を低く抑えている。

図 1-1　ハブ・アンド・スポーク方式



出所：『住友信託銀行調査月報』2008 年 7 月号

図 1-2　ポイント・トゥ・ポイント方式



出所：『住友信託銀行調査月報』2008 年 7 月号

これに対して、既存の航空会社（ANA,JAL など）は FSC（Full Service Carrier）と呼ばれる。FSC は LCC に比べて高い運賃を設定する代わりに、LCC では有料なサービスをほぼ全て無料で受けることができ、さらに独自のマイレージサービスを持つことが多い。

長年、これら既存の大手航空会社による寡占状態であった国内航空市場も、本格的に LCC が参入した 2012 年から 3 年以上が経った今、大きな変化が予想される。そこで我々は、LCC が国内航空市場に与えた影響に着目した。次節では、国内航空市場の実態について分析する。

1.2　国内航空市場の実態

この節では、まず国内航空市場の歴史を紐解き、次に国内旅客数推移や市場シェアのデータを用いて、市場の現状について分析する。

1.2.1　市場の歴史

1951 年に日本航空（Japan Airlines, JAL）、1952 年に全日本空輸（All Nippon Airways, ANA）が設立され、さらに 1971 年に日本エアシステム（Japan Air System, JAS）が参入し、1988 年までの国内航空市場は、これらの大手 3 社が圧倒的割合を占めている寡占市場だった。また、1952 年に制定された航空法によって、参入・価格設定・便数が規制されていた。

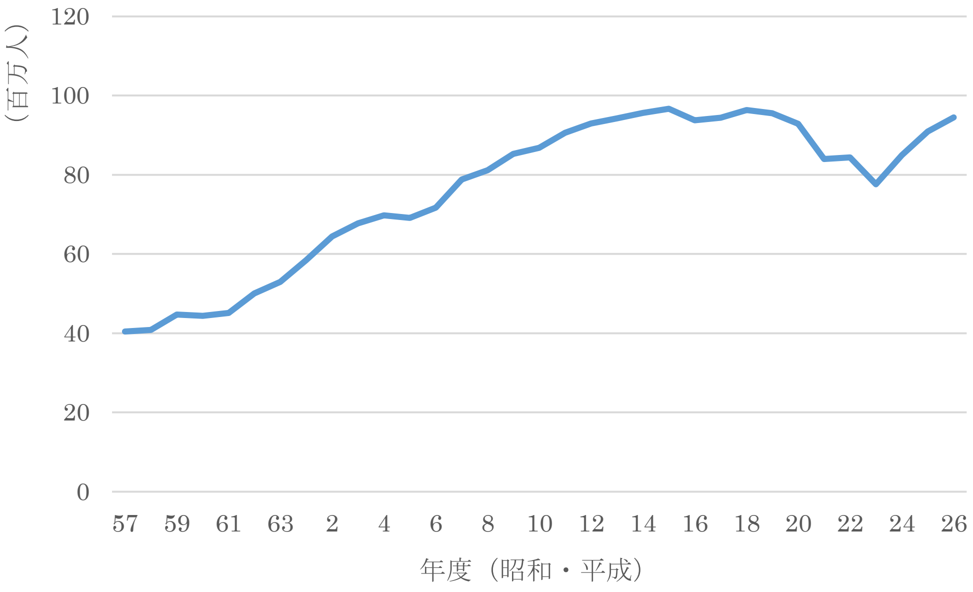
しかし、1986 年に規制緩和・競争促進政策が始まり、1992 年には同一路線複数社乗り入れ規制が緩和され、1997 年に完全撤廃された。同時に定期運送航空会社の国内幹線への新規参入が認められ、スカイマーク（Skymark Airlines, SKY）と北海道国際航空（AIR DO, ADO）が参入した。また、2000 年の改正航空法により、航空運賃の設定が原則自由となった。

その後、2004 年に JAS が JAL に統合されると、ANA,JAL の大手 2 社とその他小規模な航空会社が並存する状況が続いたが、2012 年にジェットスター・ジャパン（JJP)、peach (APJ)、バニラ・エア（VNL）の新規国内 LCC3 社が運航を開始し、本格的に LCC が国内航空市場に参入した。しかし、いずれも JAL, ANA の出資の下で設立された企業で、独立系 LCC とは言い難く、また 2015 年 1 月 28 日にスカイマークが破綻するなど、海外市場と比べて、国内航空市場では LCC 事業の経営は軌道に乗っているとは言えないのが現状である。

1.2.2　国内旅客数推移

1982 年（昭和 57 年）から 2014 年（平成 26 年）までの国内旅客数推移をまとめたのが以下の図 1-3 である。

図 1-3　国内旅客数推移



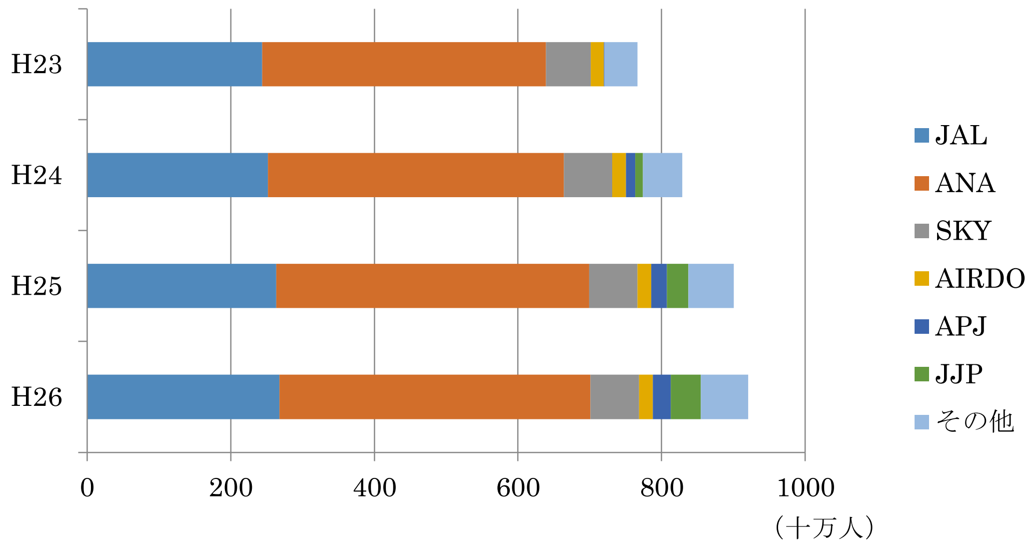
出所：航空輸送統計調査

図 1-3 のとおり、規制緩和が開始された 1986 年（昭和 61 年）以降、旅客数（需要）が大幅に増加していることが分かる。1992 年（平成 4 年）の同一路線複数社乗り入れ規制緩和、さらに 1997 年（平成 9 年）の新規参入により旅客数はさらに増加し、最高値を記録した 2003 年（平成 15 年）には約 97 万人と旅客数は当初の 2 倍以上に増加した。その後、景気低迷により 2005 年（平成 17 年）以降は一旦需要が減少しているが、本格的に LCC が参入した 2011 年（平成 23 年）以降は再び増加傾向にあり、現在は最盛期の旅客数まで回復しつつある。

1.2.3　市場シェア

LCC 参入後の 2011 年（平成 23 年）から 2014 年（平成 26 年）までの 4 年間の旅客数シェアをまとめたのが以下の図 1-4 である。

図 1-4　旅客数シェア



出所：特定本邦航空運送事業者に係る情報

図 1-4 によると、ANA が最大手として全体の半分近くのシェアを握り、それに次ぐ JAL との大手 2 社が依然として市場シェアの大半を掌握している。一方で、2011 年（平成 23 年）に参入した LCC（APJ、JJP、その他）のシェアが年々増加していることが分かる。

これらのデータから分かるように、現在の国内航空市場はその規模を拡大しており、大手 2 社による寡占に近い状況である一方で、LCC 参入後は LCC のシェアも年々大きくなっている。このような市場の変化が消費者にどのような影響を与えているかを次節で考察していく。

1.3　消費者意識の変化

JTB 総合研究所の LCC 利用者の意識と行動調査 2015 によると、LCC の参入から 3 年が経過した今現在、一般消費者にも LCC が浸透し始め、国内線 LCC の利用率が増加するとともに、消費者の LCC へのイメージも改善されていることが明らかになった。

この節では、まず調査手法の解説と、国内線 LCC 利用率の変化やその利用目的・理由をまとめた後、LCC によってもたらされた消費者への影響に関して分析していく。

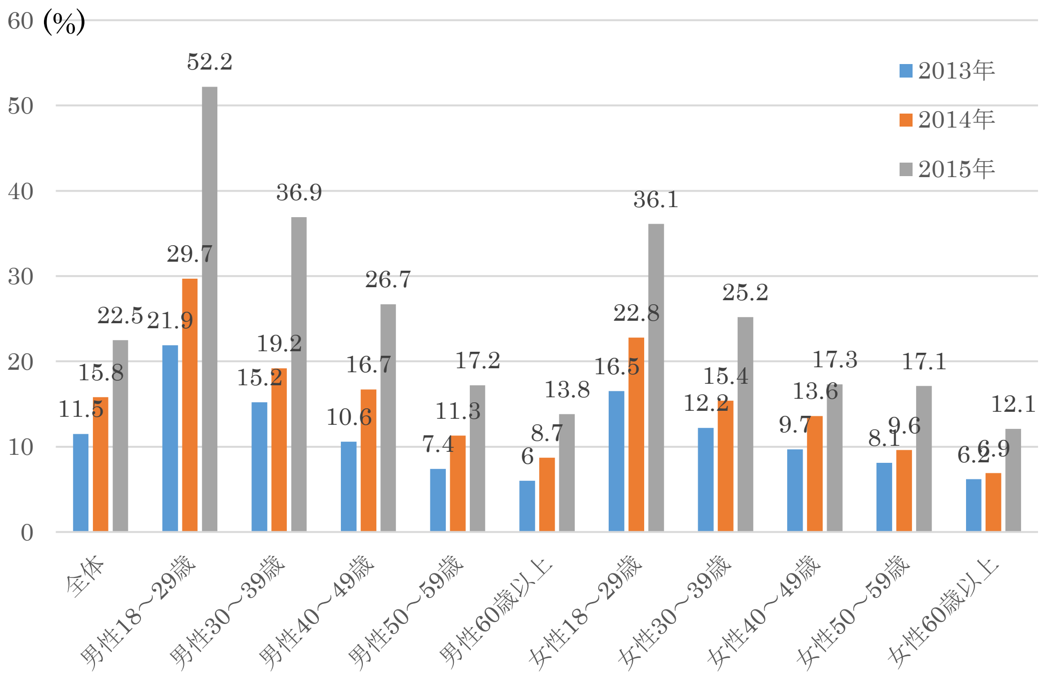
1.3.1　LCC 利用率の変化

LCC 利用者の意識と行動調査 2015 のアンケート手法が表 1-1、結果は図 1-5 のとおりである。

表 1-1　アンケート手法

方法	インターネットリサーチ
期間	2015 年 7 月 7 日～7 月 11 日
サンプル	関東、中部、関西に居住する 18 歳以上の男女で、2012 年 3 月以降に、旅行（観光、業務出張、帰省等含む）のために国内線 LCC を利用したことがある 1,548 人

図 1-5　2012 年以降に飛行機で旅行をした人の国内線 LCC 利用率



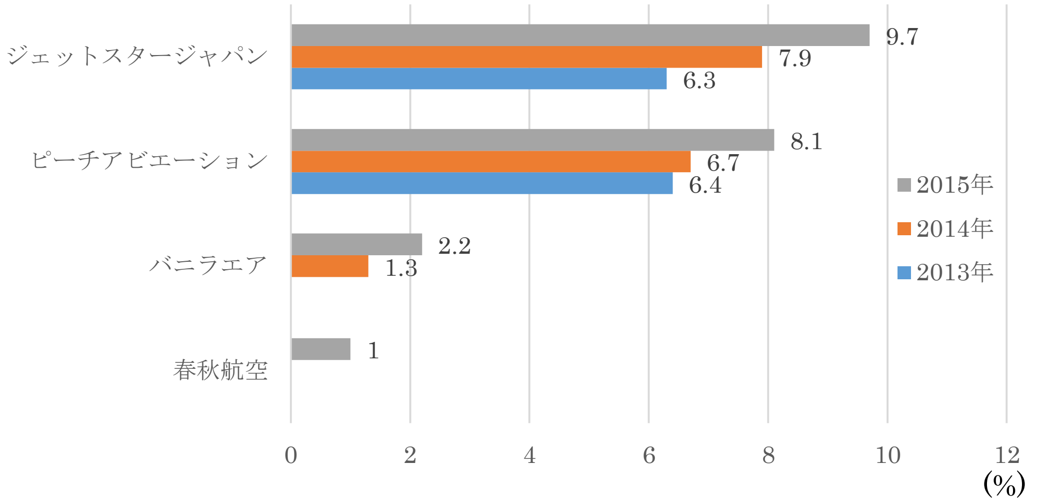
出所：JTB 総合研究所　LCC 利用者の意識と行動調査 2015

図 1-5 のとおり、航空機利用者における国内線 LCC の利用率は、この 3 年間で 11.5%から 22.5%と 10 ポイント以上増加しており、LCC 利用率は着実に上がっていることが分かる。特に男性 18～29 歳の伸び率が高く、前年度の 29.7%から 52.2%と 22.5 ポイント増加

した。同様に、女性 18〜29 歳も前年度の 22.8%から 10 ポイント以上増加の 36.1%となり、若い世代を中心に利用が広がっていることが分かる。また、全世代を通して、女性よりも男性の方がより積極的に LCC を利用することが分かった。

また、航空会社別の利用率をまとめたのが以下の図 1-6 である。

図 1-6　航空会社別国内線 LCC 利用率



出所：JTB 総合研究所　LCC 利用者の意識と行動調査 2015

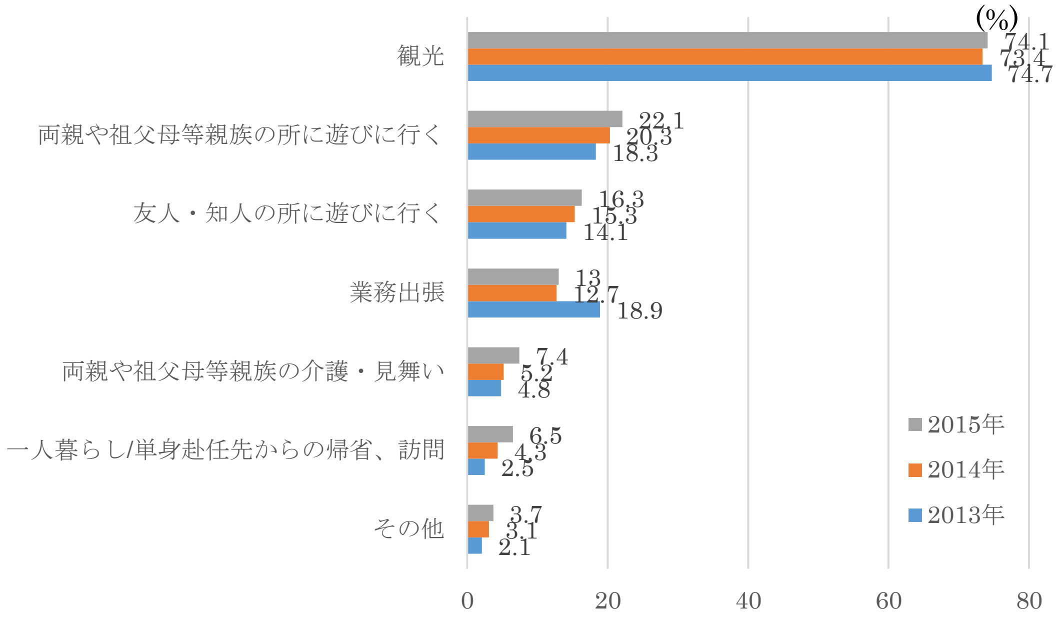
図 1-6 のとおり、ジェットスタージャパン・ピーチアビエーションの 2 社が順調にシェアを伸ばす一方で、2013 年 12 月より就航を開始したバニラ・エアも徐々に利用率を伸ばしている。

1.3.2　LCC の利用目的・理由

次に、国内線 LCC の利用目的を調査年別にまとめたのが以下の図 1-7 となる。国内線 LCC を利用した旅行の目的は「観光」が 74.1%で圧倒的に高く、その他にも親族や友人・知人の訪問・介護、帰省も前年度から増加している。

一方で、業務出張は 2013 年から減少傾向にあり、国内線 LCC の主な利用目的は、ビジネス利用ではなく、私的な移動手段としての利用が定着してきていることが分かる。

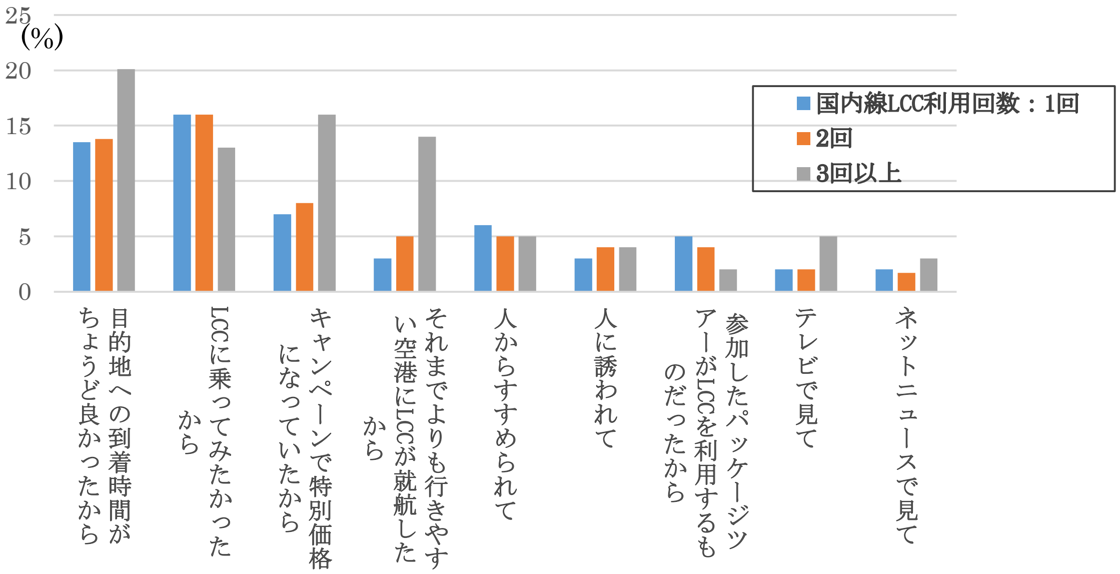
図 1-7　国内線 LCC の利用目的（調査年別）



出所：JTB 総合研究所　LCC 利用者の意識と行動調査 2015

また、国内線 LCC の利用理由をまとめたのが以下の図 1-8 である。

図 1-8　直近の旅行で国内線 LCC を選択した理由



出所：JTB 総合研究所　LCC 利用者の意識と行動調査 2015

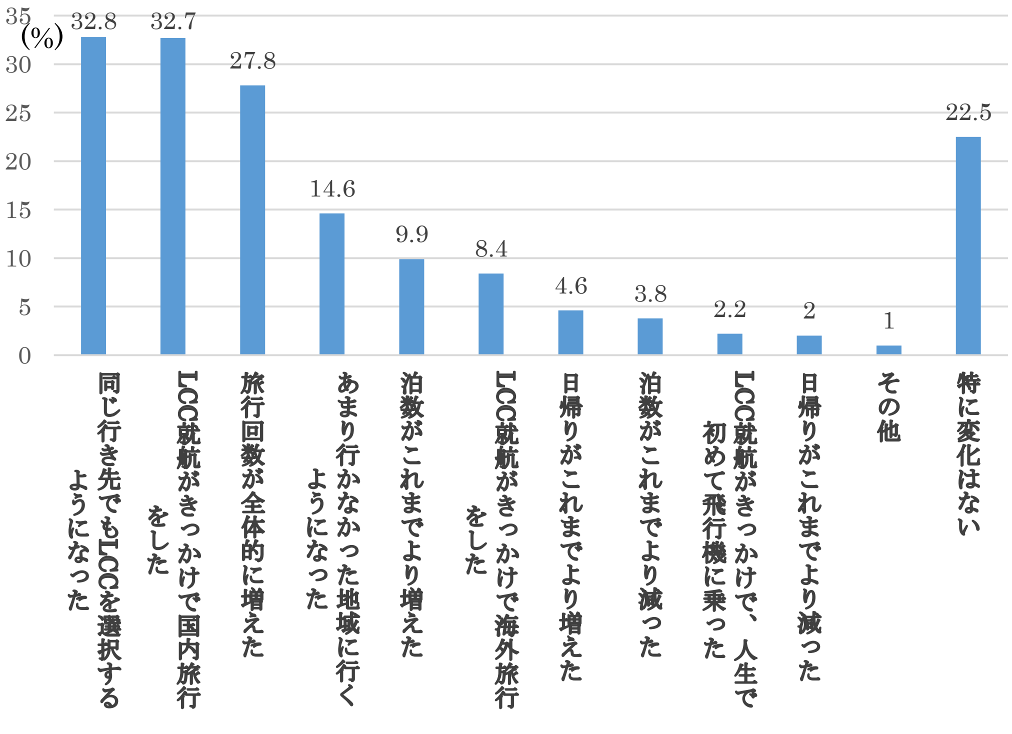
なお、「価格が安かったから」は極端に数値が大きいため、グラフには掲載していない。値は、1 回 86.9%、2 回 87.9%、3 回以上 92.9%であった。

図 1-8 のとおり、直近の旅行で国内線 LCC を選択した理由は、「価格が安かったから」が圧倒的に多く、やはり低価格な運賃が LCC の大きな強みであることが分かる。また、利用回数別にみると、初回利用時は LCC への興味や受動的な理由が目立つ一方で、利用回数 3 回以上では、「目的地への到着時間がちょうど良かったから」「キャンペーンで特別価格になっていたから」「それまでよりも行きやすい空港に LCC が就航したから」が 1 回、2 回利用よりも差が大きく、リピーターほど情報を集め、積極的に LCC を利用していることが分かる。

1.3.3　LCC が消費者に与えた影響

LCC の就航が消費者にもたらした影響をまとめたのが以下の図 1-9 である。

図 1-9　国内線 LCC の就航がもたらした「旅行」への変化



出所：JTB 総合研究所　LCC 利用者の意識と行動調査 2015

図 1-9 のとおり、「同じ行き先でも LCC を選択するようになった」が最も高く、LCC が既存の大手 2 社に取って代わる動きがみられる。さらに、「LCC 就航がきっかけで国内旅行をした」「旅行回数が全体的に増えた」「あまり行かなかった地域に行くようになった」「泊数がこれまでより増えた」「LCC 就航がきっかけで海外旅行をした」といった変化が上位を占め、これまでの大手 2 社寡占状態の時は運賃の高さ等を理由に積極的に旅行に行かなかった人々から、LCC 就航が新たな需要を引き出したことが分かる。

1.4 考察

国内線 LCC が就航してから 3 年以上が経過した今、路線の拡充や空港の整備が進むと共に LCC の利用率は上昇し、既存の大手 2 社の需要を奪うだけでなく、高価格な運賃が原因で飛行機を利用できなかった若い世代を中心に新たな需要を生み出し、国内航空市場全体の規模拡大に貢献している。経営面では必ずしも順調とは言えない LCC であるが、消費者からの需要は高く、今後どのように FSC と共存しつつ発展し得るか、その在り方について今後の章で議論・分析していく。

第２章　需要関数の推定と消費者余剰の分析

文責：柳原知彰

本章ではLCC参入の効果として、まず需要サイドから分析する。具体的には、大手航空会社を利用した時と格安航空会社を利用した時の平均効用の差や、LCC が参入したことで消費者余剰がどれほど増加したかについて分析・考察する。

2.1　先行研究の概要

Armantier and Richard (2008) では、米国航空市場において Continental Airlines (CO) と Northwest Airlines (NW) 間のコードシェアが利用者便益に与える影響を分析している。コードシェアによる運航便数や路線の増加は選択肢の増加を意味するので、この点においては消費者余剰を増加させると考えられるが、コードシェアによって競争が緩和されるので、同時に利用者便益を減少させる効果も持つ。分析に際してはロジットモデルを利用して需要の推定を行ったうえで、消費者余剰の変化率を算出している。

2.1.1　離散選択モデルの設定

消費者（旅客）がJ 種類の差別化された製品（航空便）の選択[1]に直面しているとする。ここで、$j = 0, \dots, J$ とする。$j = 0$ はアウトサイドオプション（製品を購入しない、という選択肢）を表す。消費者i が製品j を選択した時の効用を次のように定義する。

$$U_{i,j} = \alpha_i P_{i,j} + Y_j' \delta_i + Z_j' \lambda + \xi_j + \varepsilon_{i,j} \tag{2.1}$$

$P_{i,j}$は消費者i が製品j を購入した価格である。これは同じ製品でも購入する消費者ごとに価格が異なることを表している。航空市場では消費者は正規運賃ではなく何らかの割引や代理店を通じて購入することも多く、実際の購入価格は消費者によって大きく異なるが、このばらつきをモデルに組み込んでいることがこの先行研究の特徴である。(Y_j, Z_j) は製品の観察可能な特性を表すベクトル、ξ_j は製品j の観察できない特性（広告の影響や評判）である。(α_i, δ_i) は消費者i のランダム係数、λ は確定パラメーターのベクトル、$\varepsilon_{i,j}$ は独立に同一の分布（independently and identically distributed, i.i.d）に従うと仮定した誤差項である。

各消費者は効用が最大になるように製品の選択を行う。この最大化問題から、消費者i が製品j を選択する確率が次のように導かれる。

[1] 以降、消費者、製品に表記を統一する。

$$\pi_{i,j}(P_i) = \frac{\exp(\alpha_i P_{i,j} + Y_j'\delta_i + Z_j'\lambda + \xi_j)}{\sum_{j'\in J}\exp(\alpha_i P_{i,j'} + Y_{j'}'\delta_i + Z_{j'}'\lambda + \xi_{j'})} \tag{2.2}$$

製品jのマーケットシェアは、全消費者の選択確率の平均とみることができるので、

$$s_j = E\left[\frac{\exp(\alpha_i P_{i,j} + Y_j'\delta_i + Z_j'\lambda + \xi_j)}{\sum_{j'\in J}\exp(\alpha_i P_{i,j'} + Y_{j'}'\delta_i + Z_{j'}'\lambda + \xi_{j'})}\right] \tag{2.3}$$

と表すことができる。ここで、期待値は$(\alpha_i, \delta_i, P_i)$に対してとっている。

製品jが一つの路線kに含まれているとすると、路線kのマーケットシェアは

$$S_k = \sum_{j\in k} s_j = E\left[\frac{\sum_{j\in k}\exp(\alpha_i P_{i,j} + Y_j'\delta_i + Z_j'\lambda + \xi_k)}{\sum_{k'\in K}\sum_{j'\in k'}\exp(\alpha_i P_{i,j'} + Y_{j'}'\delta_i + Z_{j'}'\lambda + \xi_{k'})}\right] \tag{2.4}$$

と表される。ここでKは全路線を表している。

2.1.2 測定誤差の問題

上で紹介したモデルは、同じ製品であっても消費者ごとに購入価格が異なることを許容するものであった。しかし、この消費者ごとに異なる購入価格が実際に十分なデータとして手に入ることはほとんどない。そこで、この測定誤差を路線ごとの平均購入価格$\bar{P}_k$を用いて$e_{i,j} = P_{i,j} - \bar{P}_k$と表す。$P_{i,j}$の代わりに$\bar{P}_k + e_{i,j}$を用いれば、(2.1) は

$$U_{i,j} = \alpha_i \bar{P}_k + Y_j'\delta_i + Z_j'\lambda + \xi_k + \tilde{\varepsilon}_{i,j} \quad where \quad \tilde{\varepsilon}_{i,j} = \alpha_i e_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \tag{2.5}$$

のように書き換えられる。さらに、製品の特性A_jと消費者の特性B_iを用いて、$e_{i,j} = P_{i,j} - \bar{P}_k$の式を次のように定義する。

$$e_{i,j} = P_{i,j} - \bar{P}_k = \varphi_1(A_j) + \varphi_2(B_i) + u_{i,j} \tag{2.6}$$

集計データを用いる場合、消費者の特性B_iは相殺される。以上のことを踏まえると(2.3) 式は次のように書き換えられる。

$$s_j = E\left[\frac{\exp(\alpha_i\{\bar{P}_k + \varphi_1(A_j) + u_{i,j}\} + Y_j'\delta_i + Z_j'\lambda + \xi_k)}{\sum_{k'\in K}\sum_{j'\in k'}\exp(\alpha_i\{\bar{P}_k' + \varphi_1(A_{j'}) + u_{i,j'} + Y_{j'}'\delta_i + Z_{j'}'\lambda + \xi_{k'}\})}\right] \tag{2.7}$$

ランダム係数α_i, δ_iについては、以下の仮定をおく。

$$\alpha_i = a_0 + b_0 GMP + \omega_{i,0} \quad and \quad \delta_{i,l} = a_l + b_l GMP + \omega_{i,l} \tag{2.8}$$

ただし、GMP は主要都市の一人当たり年間所得をさす。

2.1.3 データセット

使用されている主な変数についてまとめたものが以下の表になる。

表 2-1 変数の説明

変数名	説明
PEAK	出発時刻と到着時刻がピーク時（午前 5 時から午前 9 時、もしくは午後 4 時から午後 8 時）なら 1、出発時刻もしくは到着時刻のどちらかがピーク時なら 0.5、それ以外なら 0 をとる変数
NONSTOP	直行便であれば 1 をとるダミー変数
AIRPORT_SHR	到着空港での旅客シェア
HUB	出発空港がハブ空港のとき 1 をとるダミー変数
INT_HUB	乗り換えする空港がハブ空港のとき 1 をとるダミー変数
CS_CONW_PROD	CO-NW のコードシェアが便レベルでなされているときに 1 をとるダミー変数
CS_CONW_MKT	CO-NW のコードシェアが市場レベルでなされているときに 1 をとるダミー変数
CS_REG	ローカルな航空会社がコードシェアを行っているときに 1 をとるダミー変数
INTERLINE	複数の航空会社にまたがる場合に 1 をとるダミー変数。
STRIKE_NW	1998 年の第 3 四半期に起きた NW のストライキに対して 1 をとるダミー変数

出所：Armantier and Richard (2008) より筆者作成

2.1.4　推定結果

推定結果をまとめたものが以下の表である。

表 2-2　離散選択モデルの推定結果

Variable	Estimate	Variable	Estimate
PRICE	-1.253**	INTERLINE	-0.121
	(0.111)		(0.088)
PEAK	0.352**	STRIKE_NW	-0.026
	(0.081)		(0.063)
NONSTOP	1.062**	Continental Airlines (CO)	0.123**
	(0.126)		(0.026)
AIRPORT_SHR	0.179**	Northwest Airlines (NW)	0.092**
	(0.048)		(0.023)
HUB	0.807**	American Airlines (AA)	0.174**
	(0.188)		(0.034)
TRAVEL_TIME	-0.205**	Delta Airlines (DL)	0.256**
	(0.060)		(0.049)
TRANSIT_TIME	-0.389**	United Airlines (UA)	-0.033
	(0.101)		(0.027)
INT_HUB	0.090**	TWA (TA)	-0.067**
	(0.034)		(0.026)
CS_CONW_PROD	-0.034**	Southwest Airlines (WN)	0.266**
	(0.015)		(0.073)
CS_CONW_MKT	-0.017	America West (HP)	0.059
	(0.025)		(0.041)
CS_REG	0.074	Midway Airlines (JI)	0.017
	(0.068)		(0.029)

** は 5%有意水準を満たしていることを示す。括弧内の数字は標準誤差。以下同様。

出所：Armantier and Richard (2008)

まず変数に説明を加える。PEAK, NONSTOP, AIRPORT_SHR, HUB は製品の特性を表すベクトルであるY_jにあたる。Y_jには、ランダム係数であるδ_iが掛けられているが、これはY_jにあたる変数が消費者によって評価が異なることを示している。ここで、(2.8) 式のb_lの推定結果を以下に示す。

表 2-3　b_lの推定結果

	PRICE	PEAK	NONSTOP	AIRPORT_SHR	HUB
b_l	0.421**	0.111**	0.240**	0.064**	0.065**
	(0.075)	(0.029)	(0.064)	(0.024)	(0.026)

出所：Armantier and Richard (2008)

b_lは GMP の係数である。表 2-2 と表 2-3 の結果から、GMP が高い市場では価格に対してより敏感ではなくなり、代わりに PEAK, NONSTOP, AIRPORT_SHR, HUB といった特性をより重視していることがわかる。

次に、製品特性の確定項Z_jにあたる TRAVEL_TIME, TRANSIT_TIME, INT_HUB, CS_CONW_PROD, CS_CONW_MKT, CS_REG, INTERLINE, STRIKE_NW について、表 2.2 に戻って考察する。TRAVEL_TIME と TRANSIT_TIME については有意に負になっている。よって旅客は移動にかかる時間が短い方を好むことがわかる。INT_HUB は正に有意なので、乗り換えする空港がハブ空港であることも旅客に好まれることがわかる。Armantier and Richard (2008) の焦点であるコードシェアに関するダミー変数の CS_CONW_PROD, CS_CONW_MKT, CS_REG についてまとめて考察する。この 3 つの中で係数が有意になったのは CS_CONW_PROD のみであり、負の値をとった。この結果から、便レベルでのコードシェアは旅客に負の効用を与えることがわかる。この理由として、Armantier and Richard (2008) では、払い戻しや遅延が起きた場合 2 社がどう責任を分担するかが不明確、またコードシェア便は混雑する傾向にある、などを挙げている。INTERLINE, STRIKE_NW も有意にならなかったが、これらについては、そもそも観測数が少ないことが原因であるとしている。

最後に、航空会社別ダミーについてであるが、これらには有意な結果が得られたものが多い。ここで得られた係数は、Airline Quality Rating などの航空会社ランキングと大まかに一致した結果となっている。例えば Southwest Airlines と Delta Airlines の係数は大きく、2001 年にアメリカン航空に吸収された TWA の係数は小さくなっている。

2.1.5 消費者余剰の分析

McFadden (1981), Small and Rosen (1981) より、消費者余剰は

$$ECS = E\left[\frac{1}{\alpha_i}U_{i,j}\right] \tag{2.9}$$

とできる。1999 年の CO-NW 間のコードシェア協定前後の余剰の変化をまとめた結果は以下の表の通りである。

表 2-4 CO-NW のコードシェアによる消費者余剰の変化

	Type of Airport-Pairs	All Consumers	Passenger Flying on: Connecting Flights	Passenger Flying on: Nonstop Flights
Individual consumer surplus	Code-shared	-1.51	2.35**	-5.90**
		(1.26)	(1.08)	(1.62)
	Never code-shared	0.56	1.78	-0.99
		(1.32)	(0.98)	(1.47)
Total consumer surplus	Code-shared	3.44**	5.46**	-3.76**
		(1.45)	(1.32)	(1.60)
	Never code-shared	2.86**	3.67**	0.05
		(1.39)	(1.35)	(1.44)

出所：Armantier and Richard (2008)

まず全消費者を対象とした（All Consumers）消費者余剰の変化について考察する。個人レベルでは有意な変化は見られなかった。全体の消費者余剰の変化では、コードシェア路線で有意に増加（3.44%）しているが、これはコードシェアでない路線の増加分（2.86%）と大きな違いはないので、一見すると CO-NW のコードシェアは消費者に大きなインパクトを与えなかったかのように見える。しかし、余剰の変化を乗り継ぎ便と直行便に分けると、コードシェアの影響は乗り継ぎ便では有意に正、直行便では有意に負、かつコードシェアでない路線における数値と十分な乖離が見られる。ただし、乗り継ぎ便について、A 空港から B 空港で乗り換えて C 空港に行く便の場合、A から B に行く便と B から C に行く便は直行便の方でもカウントされているので、数値から効果を評価する際には注意が必要である。

2.2　需要関数の推定

本節では実際に実証分析するにあたっての理論を北野（2012）を用いて紹介する。

2.2.1　需要関数の推定にかかる問題点

ここでは説明の簡単のため、以下のような需要関数を想定する。

$$\ln(Q) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(P) + u_D \tag{2.10}$$

Q は需要量、P は価格、u_D は観測できない需要をシフトさせる要素を表す。最小二乗推定量より、需要関数の推定が可能となるためは、誤差項と説明変数の相関がないことが一つの条件とされる。この条件が満たされていない場合、すなわち、$Cov(\ln(P), u_D) \neq 0$ である場合、最小二乗推定量$\hat{\alpha}$ は真の値 α から乖離する。観測できない需要のショック (u_D) が正の場合、均衡価格は上昇し、需要のショックが負の場合、均衡価格が下落する。このことを、図 2.1 を用いて説明する。

図 2-1　需要関数のシフト

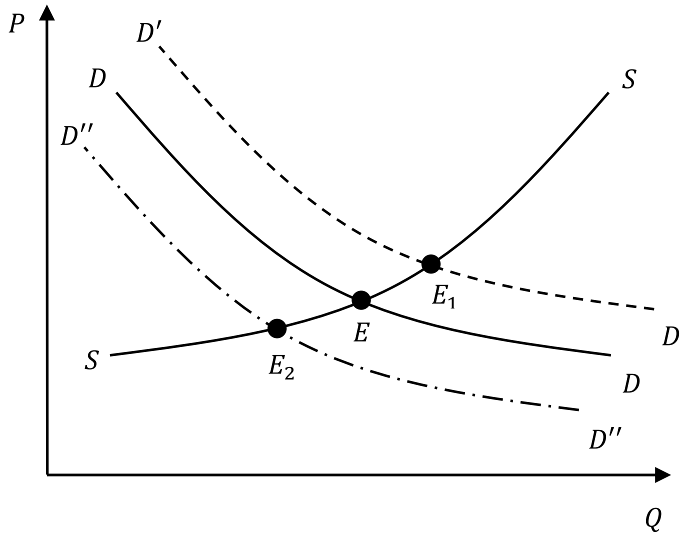


図 2.1 において、DD は需要関数、SS は供給関数を表している。正の需要ショックがある場合、需要関数は$D'D'$ にシフトし、均衡点はE_1 に移動し、価格が上昇する。負の需要ショックがあった場合は、需要関数は$D''D''$ にシフトし、均衡点はE_2 に移動し、価格が下落する。

以上の議論から、価格と誤差項は正の相関を持つことになるため、$\hat{\alpha}$ は過大に推定されてしまうことがわかる。よって、通常の最小二乗法では適切な需要関数の推定を行うこと

ができない。そこで、この内生性の問題に対処する代表的な推定方法である操作変数法、2 段階最小二乗法について以下に紹介する。なお、$\ln(P)$ は需要と供給の式の解として内生的に定まるので、内生変数と呼ばれる。

2.2.2　操作変数法

内生性の問題がある場合、誤差項との相関がなく、内生変数との相関が非ゼロであるという二つの性質を満たす操作変数z を用いることで、内生変数の係数であったα_1の適切な推定量を得ることができる。

操作変数z と（2.10）式における被説明変数である$\ln(Q)$ との共分散をとると、

$$Cov\big(z, \ln(Q)\big) = \alpha_1 Cov(z, \ln(P)) + Cov(z, u_D) \tag{2.11}$$

が得られる。操作変数の満たす二つの性質より、需要の価格弾力性は、

$$\alpha_1 = \frac{Cov(z, \ln(Q))}{Cov(z, \ln(P))} \tag{2.12}$$

ここで、$z, \ln(P), \ln(Q)$ それぞれについてのサンプルの平均 $\bar{a} = \sum_t a_t / T$ を用いて、（2.12）式を以下のように書き換える。（Tはサンプル数）

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{\sum_t (z_t - \bar{z})\,(\ln(Q_t) - \overline{\ln(Q)})/T}{\sum_t (z_t - \bar{z})\,(\ln(P_t) - \overline{\ln(P)})/T} \tag{2.13}$$

2.2.3　2 段階最小二乗法

一つの内生変数に対して操作変数が二つ以上あるケースでは、2 段階最小二乗法を用いて推定を行う。以下にそのプロセスを解説する。

まず、内生変数を操作変数含む外生変数で回帰し、その推定結果で得られた係数から内生変数の当てはめ値を計算する。ここで得られた内生変数の当てはめ値を用いて、最小二乗法を行う。

内生変数が複数ある場合についても、2SLS を用いて推定することはできるが、その際には操作変数の数について注意が必要である。まず、操作変数は少なくとも内生変数の数以上必要である。また、操作変数の数は多ければ多いほど良いというものではなく、内生変数の数を大きく超えると、過剰識別といった問題も生じるので、その点も考慮せねばならない。

2.2.4　離散選択モデル

ここでは、先行研究である Armantier and Richard (2008) においても用いられている離散選択モデルについて紹介する。

市場t にJ 種類の財があるとして、各消費者はその財から各々の効用が最大になるような選択をすると仮定する。消費者i が財j を選択したときに得られる効用をu_{ij} とすると、消費者は、

$$u_{ijt} \geq u_{ij't}, \qquad \forall j' = 0,1, \dots, J_t \tag{2.14}$$

が成立するように選択を行う。ここで消費者の効用を、確定項と確率項に分解する。

$$u_{ijt} = v_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \tag{2.15}$$

確定項とはv_{ij} を指し、消費者i の属性と財j の品質によって定まるものとする。確率項であるε_{ij} は消費者ごと、財ごとにランダムに定まるとする。ロジットモデルでは、効用関数上の確定項は以下のように定式化される。

$$v_{ijt} = \alpha(y_{it} - p_{jt}) + \sum_{K=1}^{K} \beta_k x_{jkt} + \xi_{jt} \tag{2.16}$$

ここで、y_i は消費者i の所得、p_jは財j の価格である。α は所得の限界効用を表しており、ここでは所得効果のない準線形の効用関数を想定しているので一定の値をとる。x_{jk} は財j の観測可能な品質、ξ_j は観測できない品質や需要のショックを表す。

消費者が財j を選択したときの効用の平均を平均効用と呼び、(2.16) 式からi に依存するy_i を消去した形である次の式にて定式化する。

$$\delta_{jt} = -\alpha p_{jt} + \sum_{k} x_{jkt} \beta_k + \xi_{jt} \tag{2.17}$$

ε_{ij} が独立に同一の極値分布に従うと仮定すると、ロジットモデルにおける、消費者i が財j を選択する確率

$$prob(u_{ijt} \geq u_{ij't}, \forall j' = 1, \dots, J_t) = \frac{e^{\delta_{jt}}}{1 + \sum_l e^{\delta_{jt}}} \tag{2.18}$$

を得る。この選択確率は財のシェアと一致する。すなわち財j のシェアs_j は

$$s_{jt} = \frac{e^{\delta_{jt}}}{1 + \sum_l e^{\delta_{lt}}} \tag{2.19}$$

とできる。また、財j に対する需要関数は、シェアに市場規模を掛け合わせ、

$$q_j = M_t s_{jt} \tag{2.20}$$

とすることができる。

(2.19) 式より、ロジットモデルにおける需要の自己・交差価格弾力性は

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial p_{rt}}\frac{p_{rt}}{s_{jt}}=\begin{cases}-\alpha p_{jt}\left(1-s_{jt}\right) & if\ j=r\\ \alpha p_{rt}s_{rt} & otherwise\end{cases} \tag{2.21}$$

となる。

Berry (1994) によると、推定式はそれぞれの財とアウトサイドオプションのシェアの比の対数変換から導出できる。つまり、(2.17) 式と (2.19) 式より、

$$\ln(s_{jt})-\ln(s_{0t})=\delta_{jt}=-\alpha p_{jt}+\sum_{k}\beta_k x_{jkt}+\xi_{jt} \tag{2.22}$$

と導出される。

ここまで議論してきたロジットモデルでは、財と財の間の代替関係に強い制約を課している。[2]これは無関係な選択肢からの独立性（Independence of Irrespective Alternatives, IIA）と呼ばれる性質であり、誤差項が i.i.d.であると仮定していることに起因する。この性質は、対象とする市場によってはかなり非現実的な制限になりうる。この問題を緩和するモデルである入れ子ロジットモデル（Nested logit model）について次に紹介する。

入れ子ロジットモデルでは、財をいくつかの入れ子（グループ）に分割する。このグループ分けは、財間の交差価格弾力性が、それら財が所属しているグループに依存して定まる構造[3]を持つように設定する。入れ子ロジットモデルでは (2.15) 式においてε_{ij} が一般化極値分布（Generalized Extreme Value, GEV）に従うと仮定する。この時、財j の選択確率は

$$s_{jt}=s_{jt/g(j)}s_{g(j)t} \tag{2.23}$$

となる。ここで$s_{jt/g(j)}$ は財j のグループ内シェアであり、条件付き選択確率である。また、$s_{g(j)t}$ は財j が所属するグループが選択される確率である。これらは、(2.19) から

$$s_{jt/g(j)}=\frac{e^{\delta_{jt}/\lambda}}{\sum_{l\in g(j)}e^{\delta_{jt}/\lambda}}=\frac{e^{\delta_{jt}/\lambda}}{e^{I_{g(j)t}}}, \tag{2.24}$$

$$s_{g(j)t}=\frac{e^{\lambda I_{g(j)t}}}{1+\sum_{g\in G}e^{\lambda I_{gt}}} \tag{2.25}$$

とすることができる。I_{gt} はグループg を選択した時に得られる平均効用に対応しており、

[2] (2.18) 式を用いて適当な 2 財のシェアの比を求めると、その比は二つに財の平均効用のみに依存して決まることがわかる。

[3] つまり、ある財j の価格上昇が他の財r の需要に与える影響は、財j と財r が同じ入れ子に含まれるか含まれないかによって決まる。この設定により、IIA は緩和されるが、同じ入れ子内では依然として強い代替関係の制約を課している。この性質を無関係な入れ子からの独立性 (Independence of Irrespective Nests, IIN) と呼ぶ。

式で表すと次の通りである。

$$I_{gt} = \ln\left(\sum_{l \in g} e^{\frac{\delta_{it}}{\lambda}}\right) \tag{2.26}$$

McFadden (1978) によると、入れ子ロジットモデルにおいてが効用最大化問題と整合的になるためには、λが 0 から 1 の間の値をとる必要があるとしている。また、λが 1 をとると入れ子ロジットモデルは通常のロジットモデルに一致する。入れ子ロジットモデルにおける価格弾力性は以下のようになる。

$$\frac{\partial s_{jt}}{\partial p_{rt}}\frac{p_{rt}}{s_{jt}} = \begin{cases} -\alpha p_{jt}\left[\frac{1}{\lambda} - \left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right)s_{it/g(j)} - s_{jt}\right] & if\ j = r \\ \alpha p_{jt}\left[\left(\frac{1-\lambda}{\lambda}\right)s_{rt/g(r)} + s_{rt}\right] & if\ j \neq r, j \in g(r) \\ \alpha p_{rt}s_{rt} & otherwise \end{cases} \tag{2.27}$$

入れ子ロジットモデルにおける推定式は、(2.23), (2.24), (2.25) より、

$$\begin{aligned} \ln(s_{jt}) - \ln(s_{0t}) &= \delta_{jt} + (1-\lambda)\ln(s_{jt/g(j)}) \\ &= -\alpha p_{jt} + \sum_k \beta_k x_{jt} + (1-\lambda)\ln(s_{jt/g(j)}) + \xi_{jt} \end{aligned} \tag{2.28}$$

財のバラエティの変化による消費者余剰の変化は、入れ子ロジットモデルでは次の式で計算できる。ロジットモデルの場合は$\lambda = 1$ とすればよい。

$$\Delta CS_t = \frac{\ln(1 + \sum_{g \in G}(\sum_{l \in g} e^{\delta_{jt}/\lambda})^{\lambda} - \ln(1 + \sum_{g' \in G}(\sum_{l \in g'} e^{\delta_{lt}/\lambda})^{\lambda})}{\alpha} \tag{2.29}$$

(2.29) 式において、分子をアウトサイドオプションのみの場合との対比であるとみると、市場全体で生じる消費者余剰は次のようになる。

$$CS_t = \frac{\ln(1 + \sum_{g \in G}(\sum_{l \in g} e^{\delta_{jt}/\lambda})^{\lambda})}{\alpha} \tag{2.30}$$

2.3 国内航空市場における実証分析

これまでに紹介した、米国航空市場における消費者余剰の変化に関する先行研究と、ロジットモデルおよび入れ子ロジットモデルを利用した需要の推定方法をもとに、国内航空市場の分析を行う。分析対象とする区間、選択肢集合の設定は国土交通政策研究所（2014）を参考にしながら本論文の趣旨にあわせて一部改変した。

2.3.1 選択モデルの設定

本論文は LCC の参入効果に着目するものであるので、対象とする路線を LCC が参入しておりかつ利用者数が特に多い以下の 6 区間とする。本来であれば東京-大阪間も対象に加えるのが妥当であるが、この区間に関しては新幹線その他交通機関との競争の影響が大きく、適当な推定が不可能になると考えたため、対象から外した。[4]

表 2-5　対象区間

区間 1	東京-札幌	区間 4	大阪-札幌
区間 2	東京-福岡	区間 5	大阪-福岡
区間 3	東京-沖縄	区間 6	大阪-沖縄

Armantier and Richard (2008) では便レベルの選択にてモデルを組み、分析しているが、本論文ではデータ制約の問題[5]により、路線レベルでの分析を行う。そこで、上で定めた各対象区間に対して以下のような選択肢集合を設定する。

表 2-6　選択肢集合

選択肢 1：	FSC のプライマリー空港発（FSC 1st）
選択肢 2：	FSC のセカンダリー空港発（FSC 2nd）
選択肢 3：	スカイマーク（SKY）
選択肢 4：	格安航空会社（LCC）

[4] 大阪-福岡間についても他交通機関、特に新幹線の競争が大きいと考えられるが、陸地のみの移動でないという点と、東京発、大阪発の路線の対称性の維持のため、対象区間から除かなかった。大阪-福岡間における新幹線との競争の影響は考察にてふれる。

[5] 国内航空市場において、航空券の購入価格や便ごとの特性に関するデータが入手不可能であった。

表 2-5 と表 2-6 をまとめたものが表 2-7 である。

表 2-7　対象区間別選択肢集合

区間＼選択肢	選択肢１ FSC 1st	選択肢２ FSC 2nd	選択肢３ SKY	選択肢４ LCC
区間１ 東京-札幌	FSC 羽田-新千歳	FSC 成田-新千歳	SKY 羽田-新千歳	LCC 成田-新千歳
区間２ 東京-福岡	FSC 羽田-福岡	FSC 成田-福岡	SKY 羽田-福岡	LCC 成田-福岡
区間３ 東京-沖縄	FSC 羽田-那覇	FSC 成田-那覇	SKY 羽田-那覇	LCC 成田-那覇
区間４ 大阪-札幌	FSC 伊丹-新千歳	FSC 関西-新千歳	SKY 神戸-新千歳	LCC 関西-新千歳
区間５ 大阪-福岡	FSC 伊丹-福岡	FSC 関西-福岡	(路線なし)	LCC 関西-福岡
区間６ 大阪-沖縄	FSC 伊丹-那覇	FSC 関西-那覇	SKY 神戸-那覇	LCC 関西-那覇

2.3.2　データセット

今回推定で必要なデータは主にマーケットシェア、運賃、製品特性の 3 つである。それらについて以下で説明する。

まずマーケットシェアであるが、これは国土交通省の航空輸送統計調査と各社プレスリリースから対象となる路線の旅客数を抽出し、算出した。運賃については、国土交通省の「特定本邦航空運送事業者に係る情報」の航空会社別一人当たり旅客収入から算出した。製品の特性については、ラインホール時間とアクセス時間を使用した。アクセス時間については、東京駅、大阪駅をそれぞれ代表点として、羽田、成田ないし伊丹、関西空港までの電車の所要時間で設定した。また本節の目的の一つである、消費者が LCC を利用することで感じる不効用を計るためにダミー変数を設定する。この不効用は、FSC と比べた LCC のサービスレベルを消費者がどう評価しているかに読み替えることができる。

以下に変数名とその説明、および記述統計を載せる。

表 2-8　主な説明変数

変数名	説明
fare	一人当たり旅客収入から運賃を算出。（千円/人）
travel time	飛行機での所要時間（分）
access time	東京駅、大阪駅をそれぞれ代表点とした、羽田、成田ないし伊丹、関西空港までの電車を利用した際の所要時間（分）
SKY	スカイマークに対して 1 をとるダミー変数
LCC	LCC に対して 1 をとるダミー変数

表 2-9　記述統計

変数名	標本数	平均	標準偏差	最小	最大
fare	122	17.066	0.643	3.622	34.532
travel time	122	117.336	2.388	70	160
access time	122	56.352	1.746	35	80
SKY	122	0.232	0.372	0	1
LCC	122	0.147	0.356	0	1

対象とした年数は 2009 年度から 2014 年度のデータである。これは LCC 参入前（2009-2011）の 3 年と LCC 参入後（2012-2014）の 3 年[6]を比較することを考慮した結果である。

以上のことを踏まえ、ロジットモデルにおける推定式を (2.22) 式にならって次のようにする。

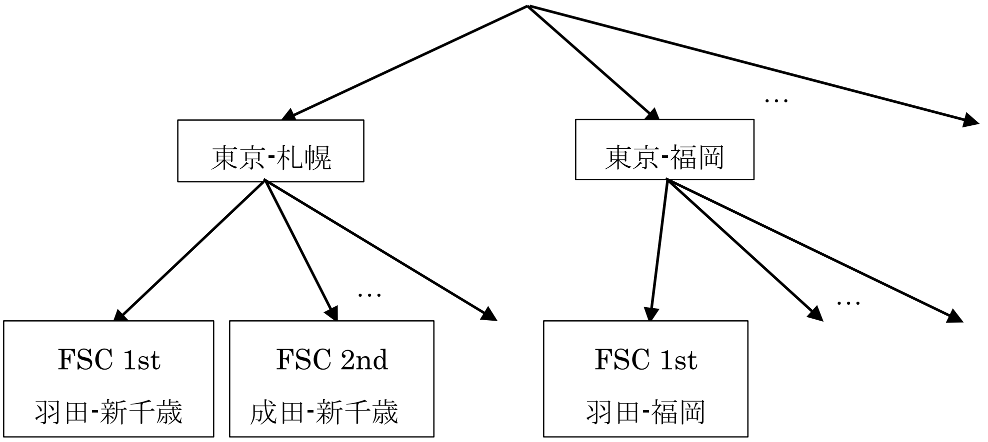
$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = \alpha_1 fare_j + \beta_1 traveltime_j + \beta_2 accesstime_j + \beta_3 SKY_j + \beta_4 LCC_j + \xi_j \tag{2.31}$$

[6] LCC 各社（ジェットスター・ジャパン、ピーチ・アビエーション）が今回対象とする 6 区間に実際に就航したのはすべて 2012 年である。ただし 2012 年のはじめに一斉に就航したわけではは当然ないので、この年の消費者余剰の変化の結果として算出された数値の評価に関しては若干の注意を要する。

2.3.3　入れ子の設定

推定をより精緻にするため、通常のロジットモデルに加えて入れ子ロジットモデルによる推定を行う。入れ子は下図に示すように対象区間ごとに設定した。これは、消費者はまず対象区間を選択してからキャリアを選択するとしたほうが現実とより整合的であると考えたことによる。[7]

図 2-2　入れ子の構造（一部）



入れ子ロジットモデルにおける推定式は、(2.31) 式にグループ内シェアの項を加え、

$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = \alpha_1 fare_j + \beta_1 traveltime_j + \beta_2 accesstime_j + \beta_3 SKY_j + \beta_4 LCC_j + (1-\lambda)\, ln(s_{t/g(j)}) + \xi_j \quad (2.32)$$

とする。

[7] たとえば FSC の羽田-新千歳の便の価格が上昇したとき、FSC の成田-新千歳やスカイマークの羽田-新千歳の便に消費者が流れることは考えられるが、他区間であるスカイマークの大阪-福岡便に消費者が流れるとは考えにくい。

2.3.4　操作変数の設定

価格とグループ内シェアの内生性に対処するため、ここで操作変数を設定する。まず価格の操作変数の候補として、出発、到着空港の属する都道府県の人口（origin pop, destination pop), 座席利用率（load factor), 石油価格（oil), 運行間隔（interval), 航空使用量（PFC）が挙げられた。[8]ここから、運賃を被説明変数として回帰した結果や運賃との相関係数の値から、操作変数を 4 つに絞り込んだ。以下にはその回帰結果をまとめたものを載せる。

表 2-10　運賃の操作変数

変数	係数	t 値
interval	0.257**	2.40
load factor	-0.469***	-9.51
origin pop	0.00100***	4.44
destination pop	-0.00226***	-9.81

***は 1%有意、**は 5%有意水準

グループ内シェアの操作変数についても以上と同様の手続きを踏んだ。

表 2-11　グループ内シェアの操作変数

変数	係数	t 値
interval	-0.140***	-9.10
origin pop	-0.00274***	-6.95
destination pop	-0.00117***	-2.60

***は 1%有意水準

以上を踏まえて、今回我々は出発、到着空港の属する都道府県の人口（origin pop, destination pop), 運行間隔（interval）を操作変数として用いることに決めた。

[8] 都道府県の人口については総務省の「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」から、座席利用率については各社ホームページのプレスリリースから、石油価格は石油情報センターから、運行間隔は「数字で見る航空」の路線別企業別運行便数から計算、PFC は全日本空輸のホームページから抽出した。

2.3.5　推定結果

上で設定したロジットモデル、入れ子ロジットモデルについてそれぞれ OLS 回帰と 2 段階最小二乗法（2SLS）による回帰を行った。推定結果をまとめたものが次の表になる。

表 2-12　推定結果

	Logit model		Nested logit model	
variables	OLS	2SLS	OLS	2SLS
fare	-0.0588*	-1.634	-0.0986***	-0.270***
	[-1.84]	[-1.09]	[-4.04]	[-4.17]
travel time	0.0211***	0.339	0.0309***	0.0656***
	[3.04]	[1.12]	[5.72]	[4.86]
access time	-0.0516***	-0.023	-0.0101*	-0.00601
	[-11.47]	[-0.65]	[-1.79]	[-0.61]
SKY	-1.871***	-11.98	-0.896***	-1.967***
	[-6.32]	[-1.23]	[-3.59]	[-4.83]
LCC	-0.0160	-18.49	-1.122***	-3.150***
	[-0.04]	[-1.05]	[-3.19]	[-3.66]
λ	-	-	0.254***	0.236***
			[9.19]	[5.01]
constant	-2.060***	-9.679	-3.544***	-4.406***
	[-4.66]	[-1.28]	[-9.48]	[-6.98]
instrumental variables		interval opop dpop		interval opop dpop
Number of obs	122	122	122	122
adjusted R-sq	0.561	-	0.621	0.745

*** は 1%有意、** は 5%有意、* は 10%有意水準を満たしていることを示す

括弧内の数字は t 値

まずλの値をチェックする。λは1%有意を満たし、0から1の間の値をとっており、かつ入れ子ロジットモデルが通常のロジットモデルと一致するλ = 1から十分に乖離している。よってここでの入れ子ロジットモデルは効用最大化問題と整合的であり、かつロジットモデルとの差も十分に認められるといえる。

次にfareの係数について考察する。いずれのモデルにおいても符号は負になった。しかし係数が有意であるのは入れ子ロジットモデルにおいてのみである。航空市場の需要分析において入れ子の設定をする先行研究は少ないが、今回の結果から一定の成果が得られたといえよう。また、価格の内生性の問題であるが、OLSと2SLSのfareの係数を比較すると、2SLSのほうが絶対値が大きくなっていることがわかる。このことからも今回の2SLSを利用した推定にも十分な成果が認められる。

travel timeについて考察する。travel timeは飛行機に乗っている時間であるが、この係数は通常負であることが期待される。しかし今回ほとんどのモデルで正に有意な結果が得られた。これは、キャリアごとの出発空港から到着空港までの所要時間に差がないことがおそらく原因である。所要時間の差がキャリアごとになく、運行区間に存在するので、運行区間による特性が表出してしまっていると考えられる。travel timeを運行区間の特性とみて考察を続ける。この係数が正であるということは、消費者は当該移動区間の距離が長いことをより好む、といえる。この結果は今回除ききれなかった他交通機関の影響によるものであると考えられる。つまり、飛行機は長距離の移動に適した交通手段であり、比較的に短距離の移動であれば新幹線などの他交通機関を利用する傾向にある、ということである。この解釈において、travel timeの係数が正であることは納得できる。

access timeについてはほとんどのモデルにおいて有意な結果が得られなかった。これについてはLCCダミーが影響していると考えられる。access timeは基本的にプライマリー空港発の便では小さくなり、セカンダリー空港発の便では大きくなる。　今回対象としたLCCの便はすべてセカンダリー空港発である。セカンダリー空港発のFSCの便も存在するので統計学的にも多重共線性の問題は存在しないが、access timeの係数が有意にならない原因はLCCダミーがaccess timeの影響を吸収してしまっているためだと考えられる。実際、LCCダミーを除いて回帰するとaccess timeの係数は有意に正になる。しかし本論文の趣旨から、LCCダミーをモデルから除くことはしなかった。

SKY, LCCダミーについても入れ子ロジットモデルにおいてのみ有意な結果が得られた。この二つのダミーは、消費者によるFSCと比較したスカイマークおよびLCC各社のサービスレベルの差の評価であるので、係数がマイナスであることは直観と合致している。ここでこの二つのダミー変数の係数を価格（運賃）の係数で除して貨幣換算すると、

SKY は 7285 円、LCC は 11667 円となった。各航空会社の運賃体系等考慮すると、これも現実的な数値である。

2.3.6　自己・交差価格弾力性の計算

(2.27) 式をもとに、各キャリア各路線の自己・交差価格弾力性を計算した。結果は表 2-14, 2-15 にまとめた。この表をもとに考察を加える。

まず表の見方であるが、表の(i,j) 要素は路線i の運賃が 1%上昇したとき、路線j の需要が何%上昇するかを表している。

はじめに自己価格弾力性についてまとめて考察する。表の対角要素が自己価格弾力性にあたる。路線ごとに比較すると、FSC 2nd, つまり大手航空会社のセカンダリー航空発の路線の弾力性が高い値をとっている。総じて低い値をとったのが LCC 路線であるが、FSC 1st, つまり大手航空会社のプライマリー空港発の路線と大きな差は生じていない。ただこの値はそれぞれの路線の価格の 1%上昇による影響であり、同じだけ価格を釣り上げた際の効果ではない。FSC と LCC ではもととなる運賃の価格が異なるので当然価格の上昇分も金額ベースで考えれば差が生じてしまう。そこで、東京-札幌間をとりあげて、1000 円の価格上昇に基準化して弾力性を再評価すると、FSC で 4.7%, LCC で 9%と逆転する。燃料費等の上昇を運賃に転嫁する際、LCC は大手と同じだけ価格を吊り上げてしまうと、大手の 2 倍のペースでシェアを落としていくことになる。これが LCC の経営が難しい点の一つであろう。また、2015 年 1 月 28 日に経営破綻したスカイマークの自己価格弾力性に注目すると、総じて高い値をとっていることがわかる。ここからスカイマークの直面するシビアな現実がうかがえる。

続いて交差弾力性について考察する。同じ区間が異なる路線では、同一区間の路線と比べると、弾力性の絶対値がおおよそどの区間においても 10 分の 1 から 50 分の 1 ほどになっている。これは入れ子の設定の際の仮定（脚注 8 参照）を反映している。先ほどと同様に、東京-札幌間をとりあげて考察すると、FSC 1st の 1%の価格上昇は、同区間の LCC 路線の需要を約 0.9%, 異なる区間の路線の需要を 0.08%押し上げる。ふたたび 1000 円の価格上昇に換算すると、それぞれ約 4.7%, 0.4%となる。

最後に東京発着路線、大阪発着路線の違いについてであるが、個別の値の違いはあっても全体の傾向の違いはみられなかった。

表 2-14　自己・交差価格弾力性（東京発着路線）

	c1	c2	cS	cL	f1	f2	fS	fL	n1	n2	nS	nL
c1	-0.731	0.916	0.916	0.916	0.083	0.083	0.083	0.083	0.083	0.083	0.083	0.083
c2	0.026	-1.617	0.026	0.026	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
cS	0.080	0.080	-1.035	0.080	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007
cL	0.062	0.062	0.062	-0.632	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006	0.006
f1	0.090	0.090	0.090	0.090	-0.813	1.105	1.105	1.105	0.090	0.090	0.090	0.090
f2	0.003	0.003	0.003	0.003	0.034	-2.005	0.034	0.034	0.003	0.003	0.003	0.003
fS	0.012	0.012	0.012	0.012	0.149	0.149	-1.149	0.149	0.012	0.012	0.012	0.012
fL	0.004	0.004	0.004	0.004	0.051	0.051	0.051	-0.810	0.004	0.004	0.004	0.004
n1	0.109	0.109	0.109	0.109	0.109	0.109	0.109	0.109	-1.132	1.975	1.975	1.975
n2	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.071	-3.404	0.071	0.071
nS	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.009	0.155	0.155	-1.949	0.155
nL	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.127	0.127	0.127	-1.341

c は新千歳行き、f は福岡行き、n は那覇行き、1 は FSC 1st, 2 は FSC 2nd, S は SKY, L は LCC を表す。表 2-15 も同様。

表 2-15　自己・交差価格弾力性（大阪発着路線）

	c1	c2	cS	cL	f1	f2	fL	n1	n2	nS	nL
c1	-1.634	0.505	0.505	0.505	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012	0.012
c2	0.436	-1.975	0.436	0.436	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011
cS	0.072	0.072	-1.376	0.072	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002
cL	0.223	0.223	0.223	-0.750	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005
f1	0.005	0.005	0.005	0.005	-0.660	0.404	0.404	0.005	0.005	0.005	0.005
f2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.028	-0.990	0.028	0.000	0.000	0.000	0.000
fL	0.002	0.002	0.002	0.002	0.138	0.138	-0.293	0.002	0.002	0.002	0.002
n1	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	0.017	-1.701	0.701	0.701	0.701
n2	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.011	0.476	-1.847	0.476	0.476
nS	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.082	0.082	-1.549	0.082
nL	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.004	0.158	0.158	0.158	-0.823

2.3.7　消費者余剰の分析

（2.30）式をもとに、2011 年を基準として 2009 年から 2014 年までの消費者余剰（利用者便益）の変化を計算した。結果は次の表にまとめた。

表 2-16　消費者余剰の変化

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
消費者一人当たり（単位：円）	-487	-587	0	483	-183	574
対象 6 区間合計（単位：千万円）	-113	-148	0	207	47	298

消費者一人当たりにおいても対象 6 区間の合計においても、2012 年以降の消費者余剰の水準はそれ以前比較して明らかに上昇しているが、これらの数字のみで LCC 参入が消費者余剰に与えた影響を評価することはできない。純粋に LCC が参入したことによる消費者余剰の変化分を測るために LCC による誘発需要を概算することにした。JTB 総合研究所の「LCC 利用者の意識と行動調査 2014」によると、「国内線 LCC の利用者の 28.7%が、LCC 就航がきっかけで国内旅行した」とある。そこでこの割合を LCC による誘発需要とみなし、LCC 利用者数に乗じてから、全体の利用者から除いて、LCC 参入がない場合の旅客数とし、LCC 参入による純粋な消費者余剰の変化を計算した。結果は以下の表のとおりである。

表 2-17　LCC 参入による消費者余剰の変化分

	2012	2013	2014
消費者一人当たり（単位：円）	157	225	273
対象 6 区間合計（単位：千万円）	450	680	840

消費者余剰の変化分がマイナスになった年はなく、その増分も順調に伸びている、という結果を得た。ただし今回の実証分析では対象を 6 区間に限定しているので、国内航空市場の効果としては過小になっている点に注意されたい。

本節の結論として、LCC 参入は消費者余剰を増加させ、その増加分も順調に伸びている、との結論を得た。しかし現時点での分析では 2012 年から 2014 年の 3 年分の試算が限界であり、今後この消費者余剰の変化分が増え続けるとも限らない。その点に関しては数年後の研究に委ねたい。

第３章　費用関数の推定

文責：羽邑亮太

3.1　目的

第 2 章では、LCC の参入によって利用者の効用等はどう変化したのかという需要者側の側面から分析を行った。そこで、本章では供給者側の側面に立ち、費用構造はどうなっているのかを先行研究　Caves *et al.* (1984) および 遠藤 (2000) で述べられている費用関数の推定方法に基づいて論じていく。

3.2　先行研究①：Caves *et al.* (1984)

3.2.1　モデル

Caves *et al.* (1984) では米国の航空会社の費用関数を大手航空会社と小規模航空会社ともに同様のモデルで推定している。この研究では大手と小規模とを同じ費用関数で推定しているためより一般的な費用関数であり、大手と LCC とを同じ形の費用関数で推定するのに適当である。

データは、大手航空会社 12 社と、地方航空会社 9 社の 1970 年から 1981 年までの期間で入手可能であったものを用いている。ただし、期間中にストライキが行われたサンプル 16 個を除いている。

まず費用関数を以下の形で置く。

$$C = f(Q, N, P, Z, T, F) \tag{3.1}$$

ここでCは総費用、Qは産出量、Nはネットワーク（路線数）、Pは投入要素価格、Zは制御変数、Tは時間（年次ダミー）、Fは会社ごとの特性（会社ダミー）を表す。投入要素価格は労働、燃料、航空設備、資本、その他の 5 つに細分化される。

そして、関数の形としては以下に示すトランスログ型の関数を用いる。

$$\ln C = a_0 + \sum_T a_T + \sum_F a_F + \mathrm{a_Q}\ln Q + \sum_i a_P \ln P + \sum_i a_i \ln Z_i$$
$$+ (1/2) b_{QQ} (lnQ)^2 + (1/2) \sum_i \sum_j b_{ij} lnP_i lnP_j$$
$$+ (1/2) \sum_{\mathrm{i}} \sum_j lnZ_i lnZ_j + \sum_i b_{Qi} lnQ lnP_i + \sum_{\mathrm{i}} b_{Qi} lnQ lnZ_i$$
$$+ \sum_i \sum_j b_{ij} lnP_i lnZ_j \tag{3.2}$$

それぞれの数値の対数をとり、対数値の一次の項、二乗の項、交差項すべて、そして年次ダミー、会社ダミー、を説明変数に取っている。トランスログ型を用い二次の近似を行うことで、未知の費用関数に対してより近い関数を推定することができる。

更に、費用関数は投入要素価格に関して一次同次性が成り立つので、係数に関して以下の制約式が成立するといえる。

$$\Sigma_{\mathrm{i}} a_i = 1, \quad \Sigma_i b_{ij} = \Sigma_j b_{ij} = 0, \quad \Sigma_i b_{iQ} = 0, \quad \Sigma_{\mathrm{i}} b_{iN} = 0 \tag{3.3}$$

上式の制約の下で回帰を行い、トランスログ型の費用関数を推定する。

3.2.2 推定結果

Caves *et al.* (1984) では総費用関数に関して、次の 3 つの回帰結果が示されている。

(1) 前節で示した通りのトランスログ型の関数で回帰

(2) 一次の項だけを説明変数にとり線形回帰

(3) 会社ダミーを用いずにトランスログ型で回帰

まず、(2) の線形回帰は全ての説明変数が1%有意であり、説明変数が適当であることが伺える。一次の項は (1), (3) も同様にすべて有意である。交差項に関しては、有意でない係数が(1)で 10 個、(3)で 5 個あるが、1%有意のものも多くある。年次ダミーは、(2),(3) の 1980 年、1981 年以外はすべて5%有意である。 一方、(1),(2) の会社ダミーは半数ほどが有意でない。これらを総じて考えると、(3)の推定結果が実際の費用関数にもっとも近似できていると考えられる。また、結果から見ると会社ダミーを用いない回帰の方が有意な結果が得られたが、この結果を一般化して考える必要はないと思われる。

3.3　先行研究②：遠藤（2000）

変数やデータの選択、設定にあたり米国と日本との航空市場の相違を考慮し、遠藤（2000）を参考にした。遠藤（2000）では、制御変数を用いずに同様のトランスログ型の費用関数を推定している。

1979 年から 1997 年までの期間における大手 3 社（JAL, ANA, JAS）の国際線と国内線の両方を含むデータを用いている。

3.3.1　モデル

まず次式のようにQ（産出量）、N（ネットワーク）、P_L, P_K, P_F（労働、資本、燃料の各投入要素の価格）を説明変数として設定している。

$$C = C(P_L, P_K, P_F, Q, N) \tag{3.4}$$

ここで Caves *et al.* (1984) とは異なり制御変数が設定されていない。なぜならば、遠藤（2000）でデータに用いられている JAL、ANA、JAS の 3 社には平均飛行時間、平均飛行距離に大差はなく、路線に基づいた差別化は不要であるためだ。

Caves *et al.* (1984) と同様に、上式をトランスログ型の関数で推定する。

$$\begin{aligned} lnC = a_0 + \Sigma_i a_i lnP_i + a_Q lnQ + a_N lnN + (1/2)\Sigma_i\Sigma_j b_{ij} lnP_i lnP_j + \Sigma_i b_{iQ} lnP_i lnQ \\ + \Sigma_i b_{iN} lnP_i lnN + (1/2) b_{QQ} (\ln Q)^2 + b_{QN} lnQ lnN \\ + (1/2) b_{NN} (lnN)^2 \end{aligned} \tag{3.5}$$

$$\left(i, j = K, L, F; b_{ij} = b_{ji}, b_{iQ} = b_{Qi}, b_{iN} = b_{Ni}\right)$$

また定数項として、会社ダミー（D_{ANA}, D_{JAS}）、年ダミー（D_Y, D_K）を加える。ここでD_Yは円高の進行が始まった 1986 年を境に、D_Yは関西空港の開港した 1994 年を境にして、計測期間を分けるダミーである。

投入要素価格に関する一次同次性より、次の制約式が成立する。

$$\Sigma_{\mathrm{i}} a_i = 1, \quad \Sigma_i b_{ij} = \Sigma_j b_{ij} = 0, \quad \Sigma_i b_i Q = 0, \quad \Sigma_{\mathrm{i}} b_{iN} = 0 \tag{3.6}$$

ただし、この研究においては$\Sigma_i b_{ij} = \Sigma_j b_{ij} = 0$ の制約は行っていない。理由については次節の推定結果にて述べる。

3.3.2　推定結果

結果は次の表 3-1 の通りである。

表 3-1　推定結果

	推定値	t 値		推定値	t 値
a_0	12.55	151.1*	b_{KF}	−0.107	
a_L	0.372	10.06*	b_{LQ}	−0.024	−4.193*
a_F	0.673	22.55*	b_{FQ}	0.032	6.369*
a_K	−0.046		b_{KQ}	−0.007	
a_Q	0.789	17.09*	b_{LN}	0.131	5.417*
a_N	0.348	3.551*	b_{FN}	0.016	0.850
b_{LL}	0.822	7.881*	b_{KN}	−0.147	
b_{FF}	0.202	26.15*	b_{QN}	−0.121	−0.612
b_{KK}	0.094		D_{ANA}	−0.049	−2.106**
b_{QQ}	−0.021	−0.501	D_{JAS}	−0.219	−3.577*
b_{NN}	−1.086	−1.55***	D_Y	−0.041	−2.008**
b_{LF}	−0.095	−14.72*	D_K	−0.011	−0.527
b_{LK}	0.013				

出所: 遠藤（2000）

係数はおおむね有意であるが、K（資本投入要素価格）に関わるものは全て有意でない。また、前述の通り、制約式 $\Sigma_i b_{ij} = \Sigma_j b_{ij} = 0$ による制約を行っていない。この式は投入要素価格同士の交差項に関する制約式であり、制約が厳しくなってしまうためである。また、投入要素価格同士の交差項と $\Sigma_i b_{ij} = \Sigma_j b_{ij} = 0$ との差を調べると、いずれも 0.01 以下に収まっており、一次同次性をほぼ満たしているといえる。

3.4　実証分析

3.4.1　モデル

上述したトランスログ型の費用関数により FSC と LCC それぞれの費用関数を推定する。

ANA と JAL を FSC、スカイマーク、スカイネットアジア航空、スターフライヤーを LCC とした。スカイマークは経営規模を考慮し、LCC に分類した。変数として用いる産出量やネットワーク数も LCC に分類すべき値をとっている。

FSC は JAL、ANA の 1989 年から 2012 年の国内線のデータセットを用いた。ただし、JAL は経営破綻を考慮し、2009 年から 2011 年のデータを除いたためサンプル数は 47 である。一方、LCC はスカイマークとスカイネットアジア航空の 2003 年から 2013 年の国内線のデータと、スターフライヤーの 2010 年から 2013 年のデータ、計 26 のデータを用いた。

モデルであるが、今回用いるデータからも平均飛行時間、平均飛行距離に大きな差が見られないので、制御変数は設定せずに、$C = C(P_L, P_K, P_F, Q, N)$ をトランスログ型の関数で推定した。また、適宜ダミーを設定し定数項として挿入したが、詳しくは推定結果にて述べる。

投入要素価格については Caves *et al.* (1984)は労働、燃料、航空設備、資本、その他の 5 つを用いていたが、航空設備のデータが得られなかったため、遠藤（2000）に倣った。

変数の定義は原則、遠藤（2000）に従った。まず、産出量は有償旅客キロ、ネットワークは乗り入れ地点数である。費用は、労働費用、資本費用、燃料費用の和である。労働費用と燃料費用は「航空統計要覧」の人件費、燃料費あるいは「有価証券報告書」の従業員給与及び賞与から抽出した。資本費用は「有価証券報告書」における支払利息および社債利息と書く減価償却費の合計である。投入要素価格に関しては、労働価格は人件費を従業員数で割った値、燃料価格は燃料費を有償旅客キロで割った値である。利子率（支払利息、社債利息の和を借入金と社債の和で除したもの）と減価償却率（減価償却費を有形固定資産で除した値）の和に「日本銀行物価指数年報」の資本財輸送用機器物価指数をかけて求めた。資本費用は遠藤（2000）では有意な結果が得られていなかったため、社債に転換社債も含め、また借入金には関係会社借入金や親会社借入金も含めて利子率を算出した。

投入要素価格の一次同次性による制約式については Caves *et al.* (1984）の制約式と遠藤 (2000）のそれと、双方で推定した。

3.4.2 推定結果－FSC

FSC ではダミー変数として会社ダミーとして、ANA の場合 1 をとる D_{ANA} を設定した。また、年次ダミーとして D_{92}, D_{97}, D_{00} を用いた。それぞれの年度以降、1 をとるダミーである。これは 1992 年同一路線複数社乗り入れ規制が緩和されたこと、1997 年に規制が完全撤廃され新規参入が見られたこと、2000 年に改正航空法が施行され航空運賃の設定が原則自由化されたことを根拠としている。また、関西国際空港が開港した 1994 年は遠藤（2000）においてダミーに設定されていたが有意な結果が得られていなかったため、本推定においては設定しなかった。

設定した年次ダミーをそれぞれ加えるか否かの 8 通り、そして制約式の設定で 2 通りの、計 16 通りの回帰を行った。ここでは、結果が最も有意だった年次ダミーに D_{92} を用い、制約を Loose にしたものと、年次ダミーは変えずに制約を Severe にしたものの結果を表 4-2 に示す。

年次ダミーはD_{00}に関してはほとんど有意でなかった。D_{97}は有意な結果も得られたが、D_{92}単独の方が他の説明変数が有意な値を取った。

Severe ではa_Kが有意でないほか、二次の項のうち 8 つが有意でない。a_Kに関しては遠藤(2000）では有意でなかったため考慮の余地はあると思われる。一方 Loose ではa_Nが有意でない以外は、概ね有意である。二次の項には 4 つ 10%有意でない係数がある。a_Nは Sever では負に有意となっている。これは線形回帰で行っても同様であった。ネットワーク数に関してデータを見直すと、両社ともに、2000 年の改正航空法執行後の数年のネットワーク数の変動が極めて大きかった。特に 2003 年 2004 年にかけては、JAL が 28 便から 88 便、ANA が 73 便から 117 便に急激に便数を増やしている。JAL に関しては産出量が概ね一貫して増加しているが、ネットワーク数は時期により増減さまざまだ。このように新規路線への参入、退出を行った期間があるため、負に有意な結果が得られたと考えられる。

3.4.3 推定結果－LCC

LCC のデータソースは全て 2000 年以降であるため、年次ダミーは用いなかった。会社ダミーとして、3 社を区別する目的で D_{mrk}, D_{str} を用いた。それぞれスカイマーク、スターフライヤーなら 1 をとるダミーである。

会社ダミーを用いるか否かと、制約について、厳しい Caves *et al.* (1984）に倣うか（Severe とする）厳しくない遠藤（2000）に倣うか（Loose とする）の 4 通りの回帰を行った。結果は表 4-3 および表 4-4 に示す。

会社ダミー有の場合は、Severe でより有意な結果が得られた。10%有意を満たさない係

数はa_Fを含めて 5 つに留まった。うち 4 つが燃料の関わる項である。会社ダミー自体はSevere では有意だが、Loose では有意な値が得られなかった。会社ダミーをなくした場合、Loose で非常に有意な結果が得られた。1%有意の係数が多く見られ、有意でない値は、3 つに留まった。4 つの結果を合わせて考えると、会社ダミー有の Severe と会社ダミーなし Loose のいずれかが最も費用関数としてよく近似できていると考えられる。だが、会社ダミー有の Severe でa_Fを含む燃料に関する係数が、有意でないことから会社ダミーなし Loose の方がより近似できていると判断できる。

3.4.4 考察

FSC、LCC 双方において、最も近似できた回帰は制約式を Loose にしたものであった。遠藤（2000）と同様に、投入要素価格に関する一次同次性を完全に守ることは難しかった。しかし、実際にどのくらい乖離しているか検証すると、投入要素同士の交差項、二乗の項の和はいずれも絶対値 0.1 程度に収まり、一次同次性を満たす理論上の費用関数に近いといえる。

また、資本投入要素価格に関しても、FSC、LCC ともに最も近似できた回帰では有意な値が得られた。利子率の導出の過程における、負債の値の取り方の変更が功を奏したと思われる。FSC、LCC ともに先行研究と比較しても、十分に有意な回帰結果が得られたといえる。

投入要素価格の係数を見ると FSC、LCC ともに労働投入要素価格が 0.15 前後、燃料投入要素価格が 0.65 前後、資本投入要素価格が FSC は 0.14 程度、から LCC は 0.21 程度とおおよそ同じであり、航空市場の産業構造が見えてくる。燃料の価格により費用が大きく変動してしまうことがよくわかる。また、資本投入要素価格は LCC の方が会社を立ち上げてからの年数が経っておらず、規模が小さく財政が安定していないため、大きく出たと考えられる。

後の 4 章において限界費用を求める際は、FSC は Loose を、LCC は会社ダミーなし Loose を用いる。

表 3-2　FSC の推定結果

制約	Severe		Loose	
	推定値	t 値	推定値	t 値
a_0	0.796	2.10**	0.0399	0.91
a_L	0.494	5.86***	0.187	1.74*
a_F	0.445	7.57***	0.664	10.90***
a_K	0.0607	1.52	0.148	2.46**
a_Q	0.413	4.69***	0.303	2.32**
a_N	−0.101	−2.47**	−0.0841	−1.12
b_{LL}	−0.601	−1.38	0.176	2.12**
b_{FF}	0.252	1.34	0.541	2.42**
b_{KK}	−0.295	−1.89*	−0.614	−3.49***
b_{QQ}	0.190	0.03	−0.273	−1.66*
b_{NN}	−0.0449	−0.21	−0.00423	−0.22
b_{LF}	−0.0312	−0.09	−1.32	−2.39**
b_{LK}	0.804	2.60***	−0.447	−1.57
b_{KF}	−0.129	−1.09	0.229	1.64*
b_{LQ}	−0.741	−1.98**	−1.28	−2.54***
b_{FQ}	0.527	2.03**	0.838	2.25**
b_{KQ}	0.213	1.29	0.450	2.26**
b_{LN}	0.423	2.64***	0.823	2.55***
b_{FN}	−0.134	−1.05	−0.277	−1.45
b_{KN}	−0.289	−3.45***	−0.239	−2.12**
b_{QN}	0.0725	0.22	0.00608	0.01
D_{ANA}	−0.182	−5.18***	0.991	2.80***
D_{92}	0.101	4.08***	0.137	4.62***

（*** : 1%有意、** : 5%有意、* : 10%有意）

表 3-3　LCC 会社ダミー有

制約	Severe		Loose	
	推定値	t 値	推定値	t 値
a_0	−0.541	−13.20***	0.169	4.61***
a_L	0.349	1.73*	0.172	1.57
a_F	0.378	1.51	0.616	6.39***
a_K	0.272	3.74***	0.212	6.46***
a_Q	0.519	5.24***	0.133	10.83***
a_N	−0.649	−15.51***	0.628	2.12**
b_{LL}	0.988	5.54***	0.549	1.00
b_{FF}	−0.176	−1.05	0.876	4.54***
b_{KK}	−0.0483	−4.75***	0.127	6.03***
b_{QQ}	0.432	3.61***	0.833	3.79***
b_{NN}	0.00884	0.15	0.462	5.87***
b_{LF}	−0.646	−6.70***	−0.391	−1.29
b_{LK}	−0.290	−3.84***	−0.0114	−0.20
b_{KF}	0.172	3.73***	−0.215	−3.92***
b_{LQ}	−1.066	−10.54***	−0.137	−0.73
b_{FQ}	1.076	8.50***	−0.913	−0.58
b_{KQ}	−0.00913	−0.14	−0.229	3.85***
b_{LN}	1.067	16.92***	0.221	3.48***
b_{FN}	0.0376	0.40	−0.248	−4.05***
b_{KN}	−0.1042	−2.17**	0.0273	1.45
b_{QN}	−0.198	−2.62**	−0.334	−3.66***
D_{mrk}	0.222	4.74***	0.137	0.31
D_{str}	0.124	5.08***	0.248	0.74

（***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意）

表 3-4　LCC 会社ダミーなし

制約	Severe		Loose	
	推定値	t 値	推定値	t 値
a_0	0.249	1.17	0.178	10.6***
a_L	−0.441	−0.85	0.165	1.75*
a_F	1.358	2.71**	0.619	7.33***
a_K	0.0834	0.24	0.216	8.36***
a_Q	1.242	1.48	1.357	18.26***
a_N	0.00179	0.01	0.0553	3.58***
b_{LL}	−0.298	−0.16	0.617	1.40
b_{FF}	2.179	1.16	0.886	5.30***
b_{KK}	0.0298	0.14	0.131	8.63***
b_{QQ}	0.465	0.27	0.876	5.89***
b_{NN}	−0.187	−0.31	0.480	10.55***
b_{LF}	−1.71	−3.74***	−0.440	−1.96*
b_{LK}	−0.365	−0.91	−0.00581	−0.12
b_{KF}	0.165	0.32	−0.214	−4.45***
b_{LQ}	−1.504	−1.94*	−0.152	−0.94
b_{FQ}	1.422	2.30**	−0.0898	−1.87*
b_{KQ}	0.0819	0.18	0.241	6.51***
b_{LN}	1.481	2.45**	0.225	4.13***
b_{FN}	−0.482	−0.79	−0.249	−4.62***
b_{KN}	0.00237	0.01	0.0235	1.87*
b_{QN}	−0.155	−0.21	−0.356	−6.13***

（***：1%有意、**：5%有意、*：10%有意）

第 4 章　推測的変動の計測

文責：廣田啓珠

4.1　目的

本章では国内航空市場において、企業間がどのように競争形態をとっているのかを推測的変動の概念を先行研究 Brander and Zhang (1990) に基づいて論じていく。その際に第 2 章で求めた需要関数、第 3 章で求めた費用関数を用いる。

4.2　先行研究

本章で参考にした Brander and Zhang (1990) の解説をおこなう。この論文ではアメリカの航空市場での運賃情報、費用関数、需要関数、マーケットシェアから推測的変動の推定を行っている。

4.2.1　理論分析

市場が複占であり、企業 1、企業 2 の 2 企業が同質財（x_1, x_2）を供給していると仮定し、両企業の総生産量を$X(= x_1 + x_2)$とする。企業i ($i = 1,2$) の利潤π^iは逆需要関数$p(X)$と費用関数C^iを用いると以下のように表せる。

$$\pi^i = x_i p(X) - C^i(x_i) \tag{4.1}$$

ここで 2 企業が数量競争をしていると仮定し利潤最大化の一階条件をとると、下記の式が得られる。

$$\begin{aligned}\frac{\partial \pi^i}{\partial x^i} &= p(X) + x_i \frac{dp(X)}{dx_i} - c^i \\ &= p(X) + x_i \frac{dp(X)}{dX}\frac{dX}{dx_i} - c^i \\ &= p(X) + x_i p'(X)\frac{dX}{dx_i} - c^i \\ &= p(X) + x_i p'(X)\left(1 + \frac{dx_j}{dx_i}\right) - c^i \\ &= 0\end{aligned} \tag{4.2}$$

ここで推測的変動の項をv_iとし、$v_i \equiv dx_j/dx_i$と定義すると上の式は

$$\begin{aligned}\frac{\partial \pi^i}{\partial x^i} &= p(X) + x_i p'(X)(1 + v_i) - c^i \\ &= 0\end{aligned} \tag{4.3}$$

と書き直せる。$v_i = -1$の場合、(4.3)式より価格が限界費用に一致し 2 企業はベルトラン競争を行っているといえる。ベルトラン競争とは競合相手が運賃を変えないと信じて自らの運賃を下げることで市場での需要を独占しようとするものであり、これが繰り返されると競争が激化し、完全競争へと近づく。$v_i = 0$の場合、(4.3)式は同質財のクールノー競争の一階条件に等しくなるため、クールノー競争を行っているといえる。クールノー競争とは他の企業の輸送量に関係なく自らの輸送量を決定するというものである。$v_i = n - 1$の場合は、自分が生産量を変化させたとき、自分以外の$n - 1$社が同じ割合で変化することを意味するため、完全な共謀を行っていると考えることができるため、カルテルであるといえる。以上のことからv_iが正の方向に大きくなるほど独占度が強くなることがわかる。

また、v_iを需要の価格弾力性$\eta(X) = -(dX/dp)(p/X)$、マーケットシェアs^iを用いて書き直すと

$$v_i = \frac{(p - MC^i)\eta(X)}{ps^i} - 1 \tag{4.4}$$

となる。つまり、この式に①運賃情報、②限界費用、③価格弾力性、④マーケットシェアの数値を代入すれば推測的変動を推定することは可能である。本論文では限界費用は第 3 章で求めた費用関数から推定し、価格弾力性は第 2 章で推定した値を用いることとする。

4.2.2　実証分析

本節では先行研究で行われた実証分析を紹介する。価格と生産量のデータは I.P. Sharp Associates から入手している。選択したデータは 1985 年の第三四半期でのシカゴを拠点とした 33 路線であり、それらはいずれも American Airline と United Airlines がマーケットシェアの 75%以上を占めている市場である。また、需要の価格弾力性は路線ごとに不変であるとし、Oum, Gillen and Noble (1986)で推定された値を参考にしている。企業iの路線kの限界費用は(4.5)式の非線形の限界費用近似式を最尤法により推定している。

$$c_k^i = cpm^i \left(\frac{D}{AFL^i}\right)^{-\theta} D \tag{4.5}$$

ここで cpm を企業 i 全体のマイルあたり平均費用、AFL は企業iの年度平均飛行距離、D は路線長とする。この先行研究では$\theta = 0.50$としている。

4.2.3　実証結果

先行研究において$\theta = 0.50$の場合での実証結果は表 4-1 のようになった。この表において Grand Rapids が一番短い路線長であり、Indianapolis, Columbus,..., Dallas, Providence, Austin,..., San Francisco と長くなっていくことを示している。ここから、路線長が長くなると推測的変動が小さくなる、つまり競争が激しくなる傾向があることがわかる。

表 4-1 アメリカ各路線における各社の推測的変動($\theta = 0.50$ のとき)

路線	AA	UA	路線	AA	UA
Grand Rapids	0.82	1.02	Providence	-0.14	0.28
Indianapolis	-0.11	1.95	Austin	-0.72	-1.43
Columbus	1.46	0.41	San Antonio	-0.13	-0.20
Des Moines	1.50	0.34	Albuquerque	-0.78	-0.31
Omaha	1.74	0.02	Phoenix	-0.08	-0.70
Buffalo	0.39	0.35	Tucson	-0.79	-0.17
Rochester	0.39	0.81	Las Vegas	-0.75	-1.15
Tulsa	0.00	1.08	Reno	-0.80	-0.77
Wichita	0.25	0.90	Ontario, CA	-0.28	-0.49
Syracuse	0.19	0.59	San Diego	-0.28	-0.58
Baltimore	0.62	0.16	Seattle	-0.11	-0.32
Oklahoma	0.17	0.82	Los Angeles	-0.16	0.02
Albany	-0.10	0.82	Portland	-0.84	-0.35
New York	0.20	0.48	Sacramento	-0.08	-0.31
Charleston	-0.50	-0.62	San Jose	0.33	0.04
Hartford	0.79	0.01	San Francisco	0.26	-0.20
Dallas	-0.39	1.33			

出所：Brander and Zhang (1990)

また、表 4-2 ではθの値を変えて分析した結果を表したものである。それにより路線長と推測的変動項との間の負の相関はなくなったが、中距離で競争が激化するという結果になったが、これは需要の価格弾力性が路線に因らず等しいという仮定に基づくと考えられる。実際に短距離では飛行機よりもバスや電車などの他の交通機関を利用することが予想できる

ため価格弾力性が高くなるため、推測的変動項が小さくなる。よってプライスコストマージンとは関係なく、距離によって競争度合が変わるとわかる。

表 4-2 アメリカ各路線における各社の推測的変動($\theta = 0.75$ のとき)

路線	AA	UA	路線	AA	UA
Grand Rapids	0.09	0.30	Providence	-0.13	0.33
Indianapolis	-0.74	0.45	Austin	-0.65	-0.86
Columbus	0.87	0.11	San Antonio	-0.01	-0.01
Des Moines	0.80	0.08	Albuquerque	-0.63	0.12
Omaha	1.08	-0.16	Phoenix	0.24	-0.30
Buffalo	0.10	0.11	Tucson	-0.51	0.43
Rochester	0.21	0.62	Las Vegas	-0.24	-0.7
Tulsa	-0.13	0.89	Reno	-0.22	-0.31
Wichita	0.13	0.76	Ontario, CA	0.19	-0.06
Syracuse	0.04	0.47	San Diego	0.16	-0.09
Baltimore	0.42	0.08	Seattle	0.51	0.01
Oklahoma	0.09	0.77	Los Angeles	0.23	0.44
Albany	-0.16	0.77	Portland	-0.09	-0.02
New York	0.13	0.45	Sacramento	0.50	0.05
Charleston	-0.61	-0.63	San Jose	0.77	0.39
Hartford	0.75	0.02	San Francisco	0.78	0.16
Dallas	-0.40	1.42			

出所：Brander and Zhang (1990)

表 4-3 は$\theta = 0.50$の時の推測的変動項の平均をまとめたものであるが、これを見ると市場全体で平均が 0 に近くクールノー競争を行っていることがわかる。

表 4-3　アメリカの推測的変動の平均

American Airline			United American		
Mean	Standard Error	95% Confidence Interval	Mean	Standard Error	95% Confidence Interval
0.069	0.11	(-0.17,0.30)	0.12	0.13	(-0.14,0.38)

出所：Brander and Zhang (1990)

4.3　本論文における実証分析

Brander and Zhang (1990) に基づいて、日本国内の路線の FSC (JAL, ANA) と LCC の推測的変動について推測していく。経営面では不安がぬぐえない LCC ではあるが、現在大手 2 社とどういう競争を行っており、今後如どのような競争形態をとればよいのかを村上 (2012) を参考に論じていくことを目的とした。

4.3.1　データ

推測的変動の推定にあたって必要なデータは運賃情報、限界費用、需要の価格弾力性、マーケットシェアの 4 つである。本節で必要なデータの収集年度についてであるが、村上 (2008) において北海道航空、スカイマークが羽田―新千歳、羽田―福岡路線に参入した際に参入の前年度から分析を進めていたため、これに倣い 2011 年度及び LCC の参入が始まりデータが揃い始めた 2012 年度から最新の 2014 年度までとした。大手の動向と LCC 市場全体の動向を求めるのを目的として定めたため、分析対象企業は JAL, ANA, LCC（LCC の合計）をした。対象とする路線は第 2 章の分析で取り上げた FSC と LCC が競合していると考えられる主要な 6 路線とした。また、本論文では羽田空港・伊丹空港をハブ空港、成田空港・関西空港をセカンダリー空港とみなしているが、JAL, ANA の大手 2 社は両空港を利用しているため、空港ごとに分けた分析は困難であると考えた。そのため、羽田空港・成田空港をまとめて「東京」、伊丹空港・関西空港、さらにはそれら 2 空港と共に関西三空港と呼ばれている神戸空港をまとめて「大阪」と表記して分析した。その際に各地域の主要な地点からの移動距離・場所を考慮し分析に含めた。

まず、運賃情報は『特定本邦航空輸送事業者に係る情報』から各企業における輸送人キロあたり旅客収入を調べ、その数値に同様に調べた空港間の距離を掛け合わせることで求めた。次に限界費用に関しては路線ごとに算出するのが困難であったため、路線によらず一定であると仮定をおき、第 3 章で求めた費用関数を微分して求めた。需要の価格弾力性は第 2 章で

は路線ごとのものを算出したが、本節で用いるのは空港ごとのものであるので、第 2 章で利用した弾力性の導出式を利用して算出した。マーケットシェアは『航空統計要覧』及び各会社のプレスリリースからデータを抽出して求めた。

4.3.2　実証結果

LCC 参入前の 2011 年度の JAL と ANA の推測的変動、LCC 参入後の 2012 年から 2014 年の JAL, ANA, LCC の推測的変動項の結果は以下の表の通りである。

表 4-4　2011 年度の国内各路線における推測的変動項

路線	JAL	ANA
東京―新千歳	-0.770	-0.804
東京―福岡	-0.752	-0.797
東京―那覇	-0.703	-0.707
大阪―新千歳	-0.128	-0.196
大阪―福岡	8.983	0.0303
大阪―那覇	-0.0985	-0.141

表 4-5　2012 年度の国内各路線における推測的変動項

路線	JAL	ANA	LCC
東京―新千歳	-0.756	-0.791	-0.503
東京―福岡	-0.736	-0.782	-0.545
東京―那覇	-0.692	-0.677	-0.0462
大阪―新千歳	0.254	-0.0200	-0.146
大阪―福岡	10.200	0.374	0.736
大阪―那覇	0.227	-0.00265	0.472

表 4-6　2013 年度の国内各路線における推測的変動項

路線	JAL	ANA	LCC
東京―新千歳	-0.759	-0.790	-0.533
東京―福岡	-0.727	-0.766	-0.566
東京―那覇	-0.673	-0.661	-0.252
大阪―新千歳	0.222	0.109	-0.102
大阪―福岡	3.703	0.571	0.277
大阪―那覇	0.367	-0.0113	-0.159

表 4-7　2014 年度の国内各路線における推測的変動項

路線	JAL	ANA	LCC
東京―新千歳	-0.756	-0.791	-0.503
東京―福岡	-0.736	-0.782	-0.545
東京―那覇	-0.692	-0.677	-0.0462
大阪―新千歳	0.254	-0.0200	-0.146
大阪―福岡	10.200	0.374	0.736
大阪―那覇	0.227	-0.00265	0.472

以上の結果を踏まえて、路線別に競争の形態の動向を分析していく。各路線の各年での変化を見るために縦軸に推測的変動項の値、横軸に年度をとって図示した。

まず図 4-1、図 4-2 を参照しながら東京―新千歳、福岡路線を考える。JAL, ANA ともに推測的変動項が-0.75 前後とほとんど変化がなく、価格競争をしていることが見て取れる。一方 LCC は FSC よりも推測的変動項の値が大きく、ベルトラン競争とクールノー競争の中間的な競争を大手が行い、自分たちはあまり注目されていないと予測している。だが一見すると FSC にとって運賃の安い新規参入者を度外視する誘因はないはずである。このようになった一因として考えられるのは、過去を鑑みると 1997 年に東京―新千歳路線に北海道航空（ADO）、東京―福岡路線にスカイマーク（SKY）がそれぞれ参入したが、村上（2008）によると彼らは略奪的価格設定を行っていたために完全競争価格で運行をしていた大手企業との競争に耐えられえなくなり、経営不振に陥ったという事例である。そのため、今回においても大手企業は新規参入者が経営不振に陥ると予想し気に掛ける必要性はないと考えている、と LCC は予想したのだろう。

図 4-1　東京―新千歳の推測的変動

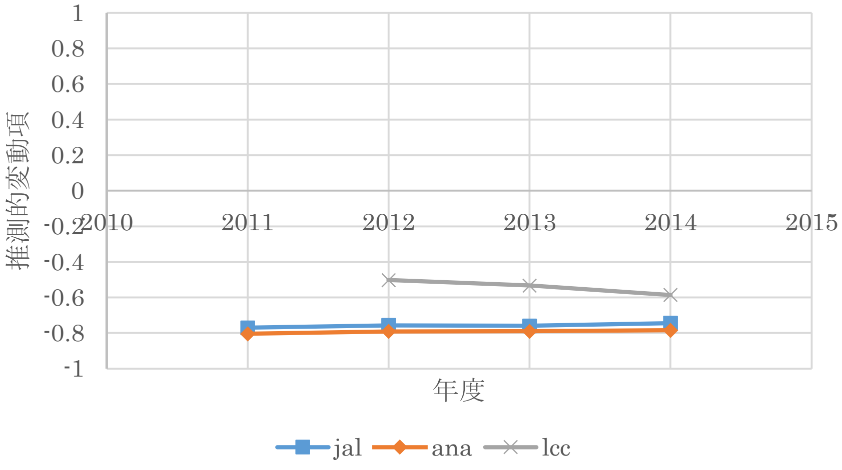
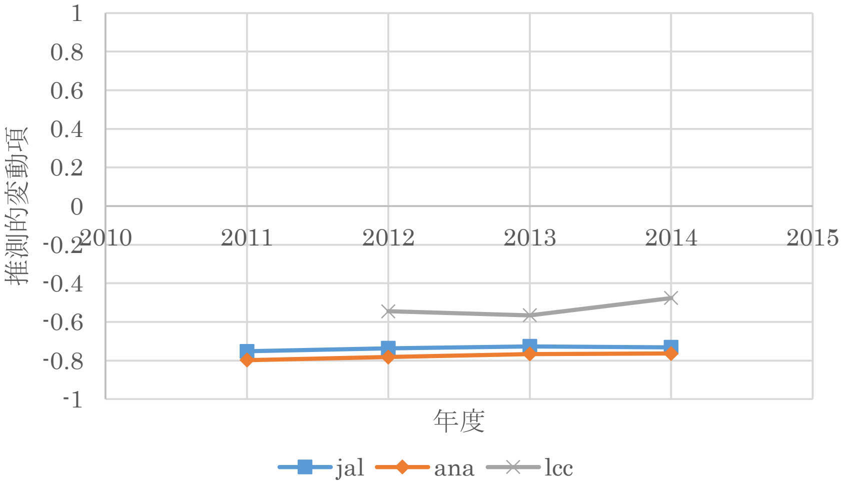
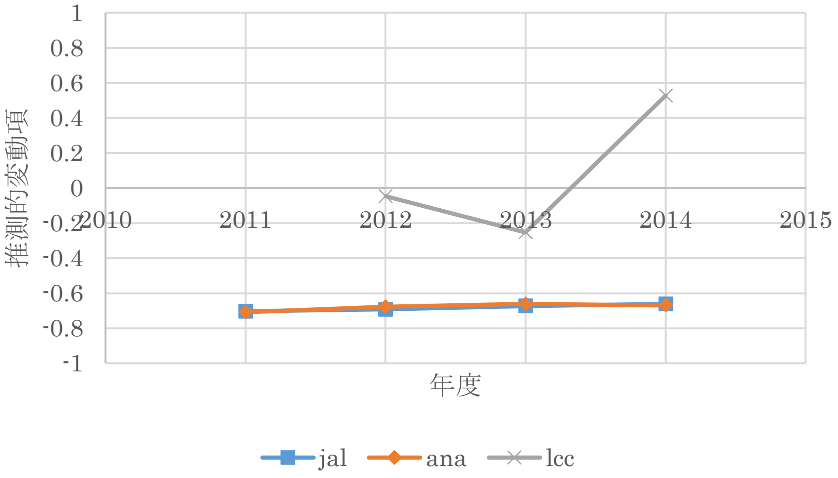


図 4-2　東京―福岡の推測的変動



東京―那覇路線は図 4-3 のように、大手 2 社は-0.68 前後と互いに弱いベルトラン競争を行っており、その結果として運賃の低下が見込まれる路線である。そのため、新規参入しても運賃の低い既存大手企業が存在しているので LCC が利用者にとってあまり魅力的に映らず、十分な利用者を獲得できなかったのではないだろうか。これを考慮すれば競合相手が共謀していると LCC が考えるようになったことは理に適っているように思える。

図 4-3　東京―那覇の推測的変動



次に図 4-4、4-5 を踏まえて大阪―新千歳、那覇路線を考える。なお図 4-5 では推測的変動項の値を全て図示するために縦軸の目盛り幅が他図と異なっている点に注意されたい。両路線ともに FSC はクールノー競争を行っている中で、LCC は彼らの輸送量に関係なく輸送量を決定してそこに参入しようとしたが、思うようなシェアを獲得できなかったために大手が暗黙裡に共謀を行っているのではないかと考えるようになった。

図 4-4　大阪―新千歳の推測的変動

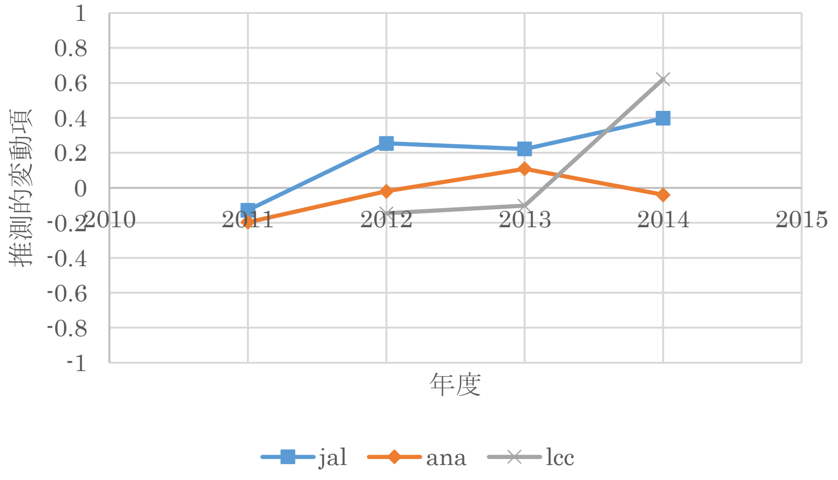
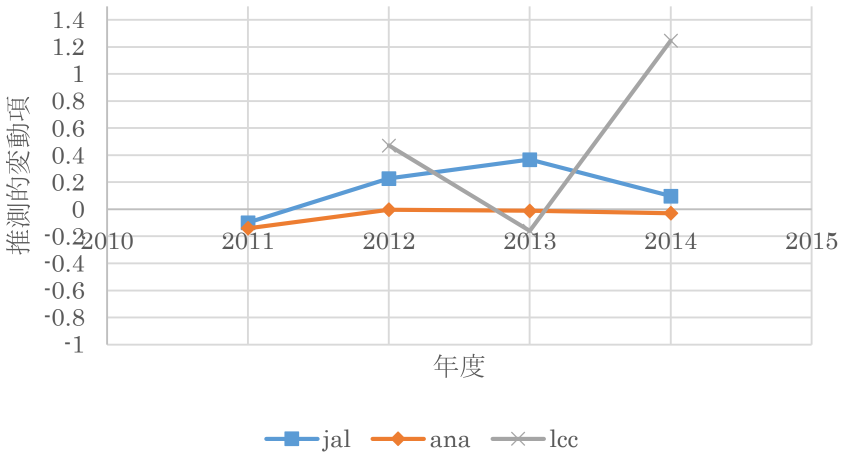
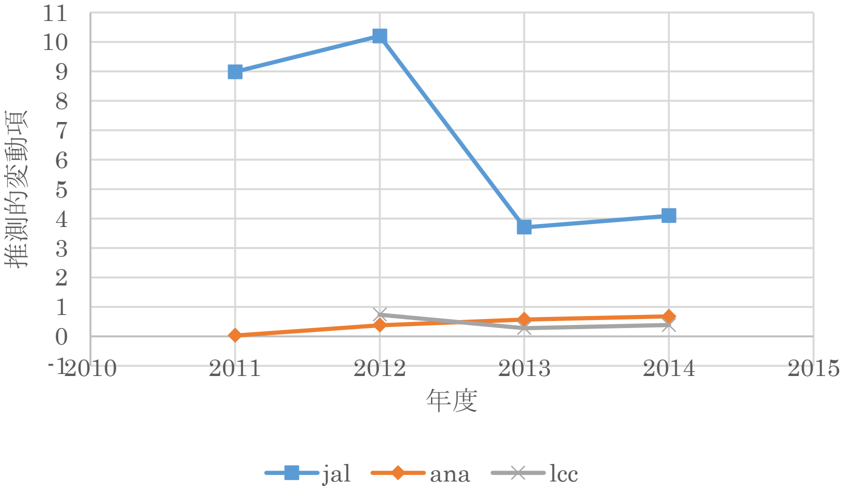


図 4-5　大阪—那覇の推測的変動



最後に考える大阪—福岡路線の場合も縦軸の目盛り幅が他図と異なっている点に注意されたい。図 4-6 からどの企業も推測的変動項が大きく、特に JAL は異常値をとっているとわかる。この路線は他と比べて路線長が短く、バスや新幹線などの他の交通手段で移動する人が多いと考えられ、実際に他の路線と比較するとシェアが少ないために、このようなになったと推察できる。また、ANA, LCC の変動を見ると微小ながらも大きくなっていることも見て取れ、バスや飛行機といった他の交通手段に対抗するために飛行機市場全体で共謀しようという動きが生まれつつあると推測できる。

図 4-6　大阪—福岡の推測的変動



以上を考慮して異常な値をとっている大阪—福岡路線を除いた路線の平均をまとめた。これを見ると FSC はクールノーとベルトランの中間の競争形態をとっている一方、LCC はクールノー競争を行っているとわかる。

表 4-8　日本国内主要路線の推測的変動の平均

JAL		
平均	標準誤差	95%信頼区間
-0.37	0.45	(-0.57,-0.17)

ANA		
平均	標準誤差	95%信頼区間
-0.45	0.37	(-0.61,-0.29)

LCC		
平均	標準誤差	95%信頼区間
-0.070	0.53	(-0.30,0.16)

4.4　考察

村上（2013）によると、LCC が FSC とは異なる空港に参入したならば LCC, FSC ともに相手が比較的緩い競争を行うと予測する一方で、同一の空港に参入したなら両企業は相手が競争的に行動すると予測して過剰に意識すると述べられている。また、村上（2012）によるとシェアの低い企業の推測的変動項が$-0.5\sim0.0$の間をとっている場合は、互いに運送量を増やしてシェア獲得競争が起こり、シェアの大きい企業の輸送量が減少するとされている。

これを踏まえて実証結果を見てみると、東京を発着地とする路線において FSC は価格競争を行い、競合相手を排除するために低運賃をつけようとしている。一方、LCC はシェア獲得競争を起こそうと考えていると推測できる。競争の激化によって運賃が低下し、消費者余剰や社会厚生は増加するので、社会的に見れば好ましい方向へと向かっていくと考えられる。市場全体視野を広げても同じことがいえるため、今後航空市場の競争が高まるのではないかと推察できる。

一方、大阪を発着地とした路線を見てみると両者ともにあまり競争的な行動を行っていない。これに関しては、本論文では伊丹空港・関西空港・神戸空港を「大阪」とまとめてしま

ったが、伊丹空港には主要なLCCが発着しておらず、神戸空港にはJALが発着していないために3空港を合わせて考えるのは適切ではなく、各空港での計算上の競争の度合いが実際のそれよりも薄れてしまったのだと考えられる。この点に関していえば今後分析の仕方について改善の余地があるといえよう。

以上のことから、LCC は参入して次第に大手を意識せずに独自路線を貫くのではなく競争を行うことを選択するようになりつつあると推察できる。それによって消費者側の効用は高まるのだが、供給側から考えるとあまり価格を低くして大手と競争せざるを得ないために、生産者余剰を獲得できず経営が困難になっていくことも十分に考えられる。そのためにいかに運賃以外の部分でも差別化を図り利用者を取り込んでいくか、または逆にどのように大手と共謀の形態をとり共存を図っていくかが今後の LCC 存続の面で重要になってくるであろう。

第５章　結論と考察

本論文は、LCC 参入が国内航空市場に与える影響を評価することが目的であった。今回我々は、その評価の手がかりとして、利用者便益、費用構造、競争形態の変化に着目し、検証した。

第 1 章の現状分析では、航空市場の歴史や動向から、国内における LCC 参入は本格的なものではないにしても､着実にシェアを伸ばしていることを述べた｡また､意識調査から LCC が消費者に浸透しつつあることに加え、誘発需要を引き起こしていることも明らかにした。

需要側の分析を行った第 2 章では、入れ子ロジットモデルの回帰結果から、消費者が大手航空会社と比べたときの LCC のサービスレベルの低下分をおおよそ 10000 円強と評価していることがわかった。また各キャリア各路線の自己・交差価格弾力性を推計した結果から、LCC は大手航空会社と同じ値幅だけ価格を吊り上げると、割合にして大手より多くの需要を逃すことになることも明らかとなり、LCC が直面する困難が浮き彫りになった。最後に消費者余剰についても推計し、若干 3 年間の推移ではあるが LCC 参入は利用者便益を年々増加させているとの結論を得た。

第 3 章では供給側の分析をトランスログ型の費用関数の推定を通じて行った。LCC は新規参入企業であるので、大手航空会社と比べて規模が小さく、財政が安定していないために資本投入要素価格の係数が比較的大きな値となった。ただそれ以外については FSC と LCC との間の費用構造自体の大きな違いは見られなかった。航空産業全体の費用関数としては、燃料投入要素価格の係数が大きく、総費用は燃料費の変動により強く影響されることがわかった。

第 4 章では、第 2 章の需要関数と第 3 章の費用関数の推定結果を受け、それぞれから価格弾力性と限界費用を求め、推測的変動の計測を行った。得られた結論は、FSC が弱いベルトラン競争、LCC がクールノー競争をしている、というものであった。大手航空会社が各主要路線に就航してから 50 年近く経過しており、またネットワークも充実しているので、設備投資型のクールノー競争をしているとは考えにくい。一方、LCC は言うまでもなく就航してから日が浅く、大手航空会社からシェアを奪うべく未だ設備投資型の競争形態をとっている最中であろう。以上の議論から、今回の結果はある程度支持されるものと確信している。また、区間別の分析によって各路線の特徴まで考察できたことも本論文の成果である。

参考文献

遠藤伸明（2000),「わが国航空会社の供給・費用構造の一考察－トランスログ型費用関数による計量的分析を中心に―」『交通学研究／2000 年研究年報』44 号，pp.83-92.

遠藤伸明(2004),「わが国航空輸送における推測的変動の計測」『海運経済研究』38 号, pp.41-50.

北野泰樹（2012),「需要関数の推定」CPRC ハンドブックシリーズ No. 3.

国土交通省航空局（2014),「数字で見る航空」航空振興財団.

国土交通政策研究所（2014),「LCC の参入効果分析に関する調査研究」国土交通省.

住友信託銀行（2008),「LCC の台頭が日本航空市場にもたらす影響」『住友信託銀行調査月報』687 号, pp.8-14。

日本航空協会（2014),「航空統計要覧」日本航空協会.

村上英樹（2008）「日本 LCC 市場における競争分析：米国 LCC の事例を参考に」『経済科学研究所』紀要 38 号, pp.83-95.

村上英樹（2008),「米国低費用航空会社の競争行動と市場成果」『国民経済雑誌』, 198 巻 6 号, pp.75-84.

村上英樹（2012),「米国における LCC 対 FSC の競争形態―クロスセクションデータを用いた推測的変動の計測―」『運輸政策研究』15 巻 3 号, pp.21-28.

村上英樹・高橋望・加藤一誠・榊原胖夫　(2006),「航空の経済学」ミネルヴァ書房.

Armantier, O. and O. Richard, (2008), "Domestic Airline Alliances and Consumer Welfare," *RAND Journal of Economics*, **39**(3), 875-904.

Berry, S. (1994), "Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation," *RAND Journal of Economics*, **25**(2), 242-262.

Brander, J. A., and A. Zhang, (1990), "Market Conduct in the Airline Industry: An Empirical Investigatio," *RAND Journal of Economics*, **21**(4), 567–583.

Caves, D. W., L. R. Christensen, and M. W. Tretheway, (1984), "Economies of Density versus Economies of Scale: Why Trunk and Local Service Airline Costs Differ," *RAND Journal of Economics*, **15**(4), 471–489.

McCarthy, P. S. (1997), "The Role of Captivity in Aggregate Share Models of Intercity Passenger Travel," *Journal of Transport Economics and Policy*, **31**(3), 93-308.

McFadden, D. (1978), "Modelling the Choice of Residential Location," in: A. Karlqvist, L. Lundqvist, F. Snickars, and J. W. Weibull (eds.), *Spatial Interaction Theory and*

Planning Models, North-Holland, 75-96.

McFadden, D. (1981), “Econometric Models of Probablistic Choice,” in: C. F. Manski and D. McFadden (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, MIT Press, 198–272.

McFadden, D. (1999), “Computing Willingness-to-Pay in Random Utility Models,” in: J. R. Melvin, J. C. Moore, and R. G. Riezman (eds.), *Routledge Trade, Theory and Econometrics*, 253-273.

Small, K. A. and H. S. Rosen, (1981), “Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models,” *Econometrica*, **49**(1), pp.105–130.

Train, K. (2009), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press, 2nd ed.

エアドゥホームページ　http://www.airdo.jp

国土交通省ホームページ　http://www.mlit.go.jp

JTB 総合研究所　http://www.tourism.jp

ジェットスターホームページ　http://www.jetstar.com

スカイマークホームページ　http://www.skymark.co.jp

スターフライヤー　http://www.starflyer.jp

石油情報センター　http://oil-info.ieej.or.jp

全日本空輸ホームページ　http://www.ana.co.jp

総務省ホームページ　http://www.soumu.go.jp

ソラシドエアホームページ　http://www.skynetasia.co.jp

日本航空ホームページ　http://www.jal.co.jp

バニラエアホームページ　https://www.vanilla-air.com

ピーチアビエーションホームページ　http://www.flypeach.com

おわりに

パート員4人とも初めての論文執筆ということで幾度も困難に直面した。まず、我々は産業組織パートということでテーマの制約が比較的弱いため、他パートとの差別化を図りつつ自分達の興味のあるテーマを見つけることに難航した。その中でパート員の1人が飛行機に乗り旅行したという話題から、航空市場の分析というテーマに到達できたことは僥倖であったといえよう。それを一因として、近年広告等を目にする機会が増えている格安航空会社の参入によって国内航空市場が如何様に変化したのかを分析する、という結論に至った。

こうして軌道に乗ったように思えたのだが、市場規模の大きい米国航空市場での LCC の研究は進展している一方で、日本国内において格安航空会社の参入は記憶に新しい出来事であり、先行研究・データともに満足の得られるものが少ないという問題に直面した。そのため、様々な書籍・企業財務諸表からデータを手打ちしたり、複数の先行研究の理論を組み合わせたりした。また、説明変数や操作変数を自ら考え出す部分が多く、適切な変数を見つけ出すのはとても難解であった。その試行錯誤のおかげか、最適なものを考えつき分析を始めることができた時の喜びは筆舌に尽くしがいものだった。

その後も幾多の壁にぶつかったが、今思い返すとどれをとっても良い経験となっている。この経験は論文執筆においてだけではなく、間違いなく今後の人生に活かされることであろう。

最後に本論文を完成させることができたのは、毎日 PC 室に集まり協力したパート員だけでなく、多忙な中熱心に指導してくださった石橋孝次先生、的確なアドバイスをして下さった先輩方、開館から閉館するまで PC 室で共に励ましあい作業した同期達の存在のおかげであろう。この場を借りて深く御礼を申し上げたい。

石橋孝次研究会第 17 期

産業組織パート一同