

# わが国航空輸送市場の競争性

竹 中 康 治

## 1. はじめに

本稿の目的は、航空輸送市場が持つ競争性をわが国の航空輸送市場を対象に見てみることにある。本稿では、競争性の視点を利潤率におく。利潤率は競争性を示す。参入と退出が自由であれば、利潤はゼロとなるはずである。もし、利潤率がゼロに等しいか、あるいはゼロに非常に近い大きさであれば、その市場は競争的であると言ってもよい。ただし、現実の利潤率は毎年変動する。その変動のほとんどが何らかの不確実性に起因すると言ってもよい。そして、その不確実性は直接的か、間接的は別にして、次の年の利潤に影響を与えるかもしれない。

本稿では、企業ごとにその利潤率に時系列モデルを適用し、期待利潤率を求め、それを競争性を判断する際の指標と考えたい。期待利潤率は不確実性に直面する中で、現実の利潤率が向かう傾向を持つ収束水準のことである。ただし、厄介なのは時系列モデルを使って利潤率データをあてはめたとして、すべての時系列にわたって同じ時系列モデルが適用し得るか、すなわち、時系列の途中で、適用すべきモデルが異なり得るかである。

こうした現象を構造変化、あるいは構造ブレイクと呼ぶが、構造変化は当然のことながら、期待利潤率の推定を誤らせることになる。本稿では、4つの方法に基づいて構造変化の可能性を探ることにする。4つの方法のうち、1つは筆者自身のモンテカルロ実験によって導出した検定表に基づく。構造変化の時点はあらかじめ決まっているわけではない、何らかの(4つの)統計量の検定結果に基づいて、構造変化を推定したい。さらに、ここで、構造変化はただ1度とは限らないことに注意したい。

構造変化によって区分される各時期(あるいは時代)ごとに期待利潤率は異なってくる。本稿では、1961年度から2001年度までの期間にわたる年度利潤率データを使う。この41年間のうち、終わりの16年間を除けば、昭和45/47年体制、あるいは『航空憲法』のもとで航空輸送が運航されており、各航空会社ごとに路線が定められていた。いわば、「1路線1社」の時代であった。経済的規制の時代と言ってもよい。1986年度からは、規制緩和の時代に入っていく。すなわち、参入規制が緩和され、1路線1社の原則が崩れて行く時代である。2002年度になると、国内輸送料金そのものが認可制から届け出制に変化し、規制緩和は一層進んでいくことになる。

ただし、本稿で扱うのは2001年度までである。その理由は、2002年度に日本航空(以下JALと呼ぶ)が日本エアシステムと合併し、かつ日本航空が純粋持ち株会社制に移行したことによって、それ以前とデータの接続が困難となったからである。

最近では、国際路線、国内路線ともにLCC(Low Cost Carrier)の参入が著しく、本稿の規制緩和の時

期に当たる最後の推定期間である1986年度から2001年度よりもさらに一層競争が進んでいることは明白である。それにもかかわらず、本稿で2001年度までのデータで検証する意義は、航空輸送産業の競争性、いいかれば競争が成立しやすい特性を明らかにしたいからである。2001年までは基本的に、国際輸送1社、国内輸送3社の体制であった。ところが、第1次石油ショック後から第2次石油ショック後にかけての10年間を除けば、規制緩和の少し前から、推定対象の各社の期待利潤率は大幅な低下をみせており、とりわけJALにおいてその傾向は著しい。ここで推定した、JALも全日本空輸（以下、ANAと呼ぶ）も、1985年以降の期待利潤率は若干のマイナスとなっている。このマイナス値はほぼゼロと言い換えてもいいかもしれない。

国際路線、国内路線ともに1986年以降いまだ2~3社の時期に、期待利潤率がゼロ以下に推定されたことについて、「おわりに」で述べるように、航空輸送産業では次のような2つの寡占市場モデルが成立しよう。第1は、出発時間が近接する路線間では、各企業間での製品差別化があまりない同質財に近い市場であるとする、価格を選択変数とするベルトラン的モデルである。

第2に適用可能な寡占モデルは、過剰製品差別化モデルである。出発時間の違いをもって製品差別化要因と考えると、規制緩和と言う参入障壁の低下は過剰な製品差別化、つまりは出発時間の違う便数の増大をもたらすことになった可能性も否定できない。こうした寡占モデル以外にも、コンテストブル理論の成立も可能であるが、いまだLCCが存在しなかったことを考えると、コンテストブル理論の適用可能性には若干の疑念がないわけではない。

ところで、以下で扱う利潤率とは売上高営業利益率のことであるが、営業利益は後で述べるように有価証券報告書にあるデータに修正を加えていることに注意したい。具体的には損益計算書には見られない資本費用の推定を部分的に試みている。したがって、先に期待利潤率の推定結果が若干のマイナスとなったと上で述べたが、こうした資本の費用化がなされなければ、純然たるプラスの値に転ずるかもしれない。また、ここで言う利潤はあくまで当該業務からの利潤のことである。したがって、ベースとなる会計上の利益は資本収入が含まれる経常利益のことではない。

## 2. 1961年度から2001年度にわたるわが国航空輸送市場における主なイベント

「はじめに」で述べたように、本稿は1961年度から2001年度にわたる利潤率データに時系列モデルをあてはめて期待利潤率を求めたい。その際、時系列モデルの各変数の係数が時系列データの途中で変化するかもしれない。言い換えれば、時系列データは、最初から最後まで同じ時系列モデルをあてはめることが必ずしも適当であるとは限らない。そうした時系列モデルにおける各変数についての係数の変化を構造変化、あるいは構造ブレイクと呼ぶ。もし構造変化があれば、それ以前と以降で期待利潤率は異なるはずである。

本稿ではこうした構造変化の年度は、最初と最後の各3年間を除くすべての年度について構造変化の検定にかけたうえで探索するという統計学的方法を取る。ある年に重要だと思われるイベント、例えば、1973年の第1次石油ショックがあったから1973年を境に構造変化があるとは考えない。つまり、イベントから構造変化を想定するという手法はとらない。どの年に構造変化があったかは統計学的方法によって探索するのである。

とは言え、こうした手法は可能なイベントに無知であっていいということの意味するわけではない。本稿の分析には、それでは統計学的に探索された構造変化とは何かを明らかにすることが続くだろう。そこで、この節では航空輸送産業に大きな影響を与えたと思われるイベントを述べることにする。

最初に取り上げるイベントは、規制とその緩和である。わが国の航空輸送規制の経緯は以下の通りである。1985年度まではわが国の航空会社は国際路線であれ、国内路線であれ、国内の主要幹線を除き基本的に1路線には1企業しか認められていなかった。この方針は昭和45年に閣議決定され、昭和47年に施行されたことから、45/47体制、あるいは航空憲法と呼ばれ、航空輸送の基本原則となった。この体制の下では、定期航空輸送は国際路線はJAL、国内路線はANA、JAL、東亜国内（JAS）の3社で運行されるとした。しかし、1970年代後半から、米国で州を超える航空輸送に規制緩和が始まったことから、わが国でも規制緩和が議論されることとなった。この場合の規制緩和とは、他の分野におけるそれと同じく参入の自由化を意味する。その後、1983年には貨物運送分野で日本貨物航空の参入が認められ、国際路線としては、1986年にANAの参入が認められることとなった。

しかし本格的な参入規制の緩和は1987年まで待たねばならなかった。この年以降、徐々に1路線複数社の運航が認められていく、最初は1路線2社、すぐに、3社へと拡大されていくこととなった。

輸送料金は総括原価主義が取られていた。ただし航空輸送では料金に資本費用が含まれていたかは明らかではない<sup>1)</sup>。その後、1994年には一部の料金が認可制から届け出制に変更になる。さらに、1996年には幅運賃制度が導入される。これは、標準原価から25%の幅内で普通運賃の設定を自由にするというものであり、50%以内の営業政策的割引運賃等に適用された。その後、1999年6月の法改正（2000年2月施行）により、原則として運賃は全て事前届出制に変更された。

次に取り上げるイベントは、石油価格の動向である。1973年秋の第1次石油ショックはわずか3ヶ月間で原油価格が4倍に跳ね上がったのみならず、アラブ諸国から親米、中立、親アラブとレッテルをはられ、こうした政治的分類ごとに供給量が割り当てられるという極めて政治的側面を持っていた。1979年から80年にかけての第2次石油ショックは第1次に比べ、はるかに経済的色彩が強い引き上げであった。建前はどうか、経済的理由に基づいた引き上げであって、その引き上げ幅も第1時よりはるかに小さかった（それでも引き上げ率は80%であった）。

第2次ショックの直前にはイラン革命が起き、ショック後にはイラン＝イラク戦争が勃発する。そのためかどうかはさておき、その後は2000年代初めまで原油価格の低下と低水準の推移が続く。1989年には1バレル18～19ドルを記録している。さらに日本企業に大きな影響を与えた経済的イベントは1986年のプラザ合意以降の円高である。その後わが国は1988年から89年にかけてバブル景気に突入するが、イベントとしてはわずか2年ほどしか続かなかったバブルよりも、その後の経済停滞の方が影響は大きい。

次に政治的イベントである。1970年代終わりから1980年にかけて起こったイラン革命とそれに続くイラン＝イラク戦争は石油価格にも影響を与えた。特に、イラン＝イラク戦争はそれ以降の石油価格の低下の引き金となった。石油価格以外の形で航空産業に最も大きな影響を与えた政治的イベントは、1990年初頭に起きた湾岸戦争であろう。開戦により、米国内の国内線・国際線飛行場には様々な規制がしかれた。ただし、そうした規制がわが国の国内路線にどのような影響を与えたかは不明である。2001年9月には、米国内で未曾有のテロ事件が起き、影響は単にそれ以降の米国内、あるいは米国離発着の便のみならず、世界的レベルで影響が生じたはずである。ただし、本稿のデータは残念ながら2001年度までであり、大きな影響を確認することはできない。

### 3. 構造変化時点の探索

ここで、構造変化、あるいは構造ブレークとは利潤率を説明するモデルの定数項を含む各変数の係数

の変化を指す。もし、ある時点でこうした変化がみられるならば、その変化時点で利潤率に影響を及ぼす何らかの出来事（イベント）があったことになる。本稿では、先験的にイベントを特定化し、そのイベントが生じた時点で構造変化の負無や大きさを推定するという手法をとらない。逆に、構造変化をもたらす時点があったかどうかをまず探索する。本稿では、4通りの探索の手法をとることとする。

### 3.1 ADF 単位根検定モデルを使った構造変化時点の探索

Zivot and Andrews [1992] は多くのマクロ時系列データで単位根帰無仮説が棄却されない理由の一つに、検定に使った動学モデル AR や ARMA の構造変化があると考え<sup>2)</sup>。構造変化とは時系列モデルにおける定数項の変化やトレンド変化（あるいはその他変数の係数変化も）を意味する。構造変化がある場合には、構造変化を考慮せずに単位根を検定すると単位根が検出されやすくなる。そこで、Zivot and Andrews [1992] は1回だけ起こり得る場合の単位根の検定表をシミュレーション結果からつくり、原油価格等の単位根検定に適用する。その際構造変化は検定モデルでダミー変数として扱われる。重要なことは構造変化がいつ起こったかは先験的に決めず、単位根検定値（ADF 検定）が Zivot and Andrews [1992] の閾値を超えて最も大きくなる時点でとらえる。

企業  $i$  についてのある変数  $\pi_{it}$  のデータ系列を以下のダミー変数をもつモデル（ADF モデル）にあてはめるとする。

$$\Delta\pi_{it} = \text{定数} + \text{定数ダミー}_{-T} + \text{時間トレンド} + \text{時間トレンドダミー}_{-S} + \rho\pi_{it-1} + \sum_{k=1}^n \gamma_{k|t-k}$$

ここで、定数ダミー $_{-T}$  は  $T$  年以降が 1、それ以前がゼロであることを示している。これは定数が  $T$  年を境に変化することを意味する。同様に時間トレンドダミー $_{-S}$  も時間トレンドが  $S$  年以降に変化することを意味する。推定モデルの差分の最後の項  $\Delta\pi_{it-n}$  の次数  $n$  は  $1 \leq n \leq 4$  で、その推定係数  $\rho_k$  の  $t$  値が最後に 1.6 以上となるものとする<sup>3)</sup>。

この ADF モデルをデータに当てはめ、OLS で推計し、 $\rho$  を得る。そうして推定された  $\rho$  の  $t$  値が Zivot and Andrews [1992] の検定表にある閾値を上回れば、単位根が存在するとする帰無仮説は棄却される。定数項や時間トレンドが変化する構造変化の年は  $\rho$  の  $t$  値が絶対値で最も大きくなる年と判断する。ただし  $\rho$  の  $t$  値は  $t$  分布に従わない。Zivot and Andrews [1992] がシミュレーションから検定表を作成したのはこのためである。

この差分モデルの最初の 5 年間のデータはモデルの最後の項  $\sum_{k=1}^n \gamma_{k|t-k}$  の推定にのみ使われる可能性がある。ここでは最初の 3 年間と最後の 3 年間は構造変化はないと仮定しよう。こうして想定する各年の定数変化と時間トレンド変化ごとに  $\pi_{it}$  の係数  $\rho$  を推定し、最もその  $t$  値が絶対値で大きくなり、かつ単位根検定表からその閾値を超えるものについてダミー変数が示す時点で構造変化（定数変化、トレンド変化）があったと判断する。

ところで、本稿のように利潤率に時系列モデル（ADF モデル）をあてはめる場合、 $\pi_{it}$  は企業  $i$  の  $t$  年の利潤率を示すことになる。ただし、利潤率の場合には時間トレンドは考えにくい。そこで、ADF モデルには最初から時間トレンドを排除して考えることにする。さらに、およそ 40 年間に及ぶ期間を分析対象とする場合には、複数回の構造変化を考慮する必要がある。未知時点での 2 回の変化が可能な検定方法としては、Lumsdaine and Papell [1997] が単純で扱いやすい。この方法は 1 回ブレイクを前提とする Zivot and Andrews [1992] の 2 回ブレイクへの拡張版である。しかし彼らの検定モデルはトレンドを含むものであり、その検定表は掲載されていない。

そこで本稿は 25 の人工的データのもとでの検定表をモンテカルロ実験によってつくった。シミュ

表 1 ブレークをともなう T ( $\rho-1$ ) タイプの検定統計表

(1)ブレーク 1 回				(2)ブレーク 2 回			
1%	2.5%	5%	10%	1%	2.5%	5%	10%
-20.0	-17.3	-15.1	-12.9	-33.7	-30.7	-27.7	-22.5

レーションでつかったデータは、① 225 個のランダム変数 ( $e_t$ ) を分散が 1 の正規分布から選ぶ、②  $y_t$  がランダム・ウォーク過程にしたがうとして、すなわち、 $y_t = y_{t-1} + e_t$  として 225 個の  $y_t$  をつくる。その際、 $y_t$  の初期値 ( $y_0$ ) をゼロとする。③ 225 個の  $y_t$  のうち、最初の 200 個を捨て、最後の 25 個のみを使って、任意の 1 時点、あるいは 2 時点で定数項が変化するとするダミー変数をともなう ADF 検定モデルで検定統計量  $T(\rho-1)$  を計算する。定数項の変化時点は最初から 4 番目から始まり、最後から 4 番目までとする。2 回変化の場合には最初の変化と 2 番目の変化の間の長さは最小 3 期間とする。④この操作を 10000 回繰り返して  $T(\rho-1)$  の分布をつくる。

検定統計量は ADF の  $T(\rho-1)$  タイプである。ここで、 $T$  はデータ数、 $\rho$  は ADF 検定モデルの自己回帰係数の推定値である。本稿の検定モデルは ADF の検定モデルに任意の時点（1 時点ないしは 2 時点）での定数項の変化をダミー変数を加える。階差の最大次数は 4 とする。階差項が加わる場合の企業  $i$  の  $T(\rho-1)$  タイプの検定統計量は、 $T(\rho-1)/(1-\sum_{k=1}^p \beta_k)$  となる。本稿のシミュレーションによる検定統計表は表 1 で示す。

検定は任意の 1 時点、あるいは 2 時点で定数項が変化するとするダミー変数をともなう ADF 検定モデルで検定統計量を計算する。定数項の変化はサンプルの最初から 4 番目の時点から始まり、最後から 4 番目の時点までとする。2 回変化の場合には最初の変化と 2 番目の変化の間の長さは最小 3 期間とする。

データの最初と最後の 3 つずつを除くすべての時点、あるいは 2 時点の組み合わせの中で統計量の絶対値が最大となるものが検定統計量として選ばれ、絶対値で表 1 の検定表の値よりも大きくなるとき、その有意水準で単位根帰無仮説が棄却される。棄却の際、最大絶対値をもたらしした時点で構造ブレークが起きたと推論する。

### 3.2 Chen の探索方法

上の方法はあくまで単位根の検定が主目的であった。おそらく、構造変化の探索法として最も簡便な方法は Chen の方法であり、Chen and Tiao [1990] で紹介されている。この方法は、一定の ARMA あるいは ARIMA を適用し、その残差から定数項の変化をみようとするものである。つまり一定期間中の平均残差が大きくなるような期間を発見することを目的としている。もしブレークが発見されるならば、その期間中の残差をダミー変数とする ARMA あるいは ARIMA で修正し、その修正した残差からさらに定数項の変化時点を探索する。この方法をブレークが探索できなくなるまで続けるのである。

臨界検定値はもっともマイルドな値として、2.8 を使った。具体的に、Chen の方法は以下の通りである。いま、観察データ  $Y_T \equiv (y_1, y_2, \dots, y_T)'$  に ARMA モデル  $\phi(B)y_t = \theta(B)a_t$  が適用されるとする。 $\hat{a}_T = (\hat{a}_1, \hat{a}_2, \dots, \hat{a}_T)'$  はこの ARMA モデルの推定残差である。適用したモデルとその残差にもとづいて次の尤度比統計量  $\tau_1$  を定義する。

$$\hat{\tau}_i = \hat{a}_T' \frac{\Pi L(i)}{\sqrt{\{\hat{\sigma}^2(\Pi L(i))' \Pi L(i)\}}}$$

ここで、 $\hat{\tau}_i$  は no level shift 仮説 vs level-shift at  $t=i$  仮説を検定するための尤度比統計量で、 $\hat{\tau}_i$  は時点  $i$  の前後のレベルの差を測る統計量である。 $\hat{\sigma}^2$  は残差分散； $L(i) = (LS_1(i), \dots, LS_T(i))'$  は  $t=i$  でのレベルシフトを示す  $T \times 1$  ベクトルで、 $LS_t(i) = 0$  if  $t < i, 1$  otherwise； $\Pi$  は lower triangular matrix で、要素  $\pi_{ij} = 0$  if  $j > i, \pi_{ij} = 1$  if  $j = i, \pi_{ij} = -\pi_{i-j}$  if  $j < i, \pi_{i-j}$  は、 $(1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots - \pi_k B^k) = \phi(B) \theta(B)^{-1}$ .

### 3.3 ADF モデルを使った F 値最大化法

これまで述べてきた構造変化を探索するどの方法も定数項の変化を考察してきた。しかし、自己回帰係数も変化する場合もあり得る。前章の利潤率の時系列モデルによれば、需要曲線の傾きの変化、生産量調整費用の変化、固定資本係数それ自体の変化、さらには推測的変動の変化によって売上高利潤率の自己回帰係数は変化する。

そこで、ADF モデルを使って、階差項の係数変化を見てみることにする。ADF モデルは、

$$\Delta \pi_{it} = \text{定数} + \rho \pi_{it-1} + \alpha_1 \Delta \pi_{it-1} + \alpha_2 \Delta \pi_{it-2} + \alpha_3 \Delta \pi_{it-3} + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $\varepsilon_{it}$  は Gaussian 残差で、 $\Delta \pi_{it}$  の長さ  $p=3$  とする。その方法はまず、定数と係数の変化を考慮しない形で ADF モデルを推定する。これを基本モデルと呼ぶことにする。定数および  $\alpha_1$  の変化は基本モデルにダミーを加えたときの最大の F によって判定する。すなわち、最大の F が基本モデルの F を上回るとき、そのダミー変数が示す時点で、そのダミー変数が示す変数について係数変化があった判断する。推定手法は OLS で、最大 F 値はステップワイズ法を使う。

### 3.4 階差 VAR モデルを使った F 値最大化法

次の階差 VAR を考える。ただし、両企業に共通した時間割引要素として、 $b=0.9$  と仮定する。さらに、 $\pi_{1t+j+1}$  の計算において、 $\pi_{it+j+1}$  を univariate ARMA (4,3) で推定する。これについては、注 4 で述べる。

$$\Delta \pi_{1t+j+1} = v_{11} \Delta \pi_{1t+j} + v_{13} \Delta \pi_{2t+j} + \varepsilon_{1t+j+1},$$

$$\Delta \pi_{2t+j+1} = v_{21} \Delta \pi_{2t+j} + v_{23} \Delta \pi_{1t+j} + \varepsilon_{2t+j+1},$$

ここで、企業 1 を JAL、企業 2 を ANA とする。

このモデルに 3.3 の方法を適用する。この方法は定数項の変化は探索できないが、直接的に VAR の係数変化を探索できる。

## 4. 売上高利潤率の修正

本稿では、航空輸送企業として JAL と ANA を取り上げ、1961 年度から 2001 年度までの通期会計データを使う。2002 年度以降、JAL は JAS (日本エアシステム) と合併し、かつ純粋持株会社となるため、会計データは連続性が確保できない。そのため分析は 2001 年度までとした。また、また、JAS (日本エアシステム (東亜国内航空)) は 1981 年度以降のデータしか入手できず、取り上げなかった。

本稿では、売上高利潤率に注目する。売上高利潤率は、営業利益 / 売上高、で定義する。営業利益を

使うのは、われわれはいわば「本業の利益」の推移を見たいからで、営業利益率には各種資本収益は含まれない。またそれを売上高で除するのは、売上高が経常値で表わされているからである。それに対して、総資産は取得原価で評価されており、経済学的な目的とは合致しない。

しかし、営業利益／売上高にはまだいくつかの問題点が残されている。最も大きな問題は資本費用が十分に反映されていないことである。すなわち、機会費用が排除されている。利潤は営業損益から資本費用を差し引いて定義する。資本費用は会計データには記載されていないから、別に計算する必要がある。資本費用のベースとなる資産を棚卸資産に有形固定資産を加えて定義した。前者は短期資本、後者は長期資本を表す。これら短・長期資本に対応する利子率を掛け合わせて資本費用とする。

しかし短・長期利子率は企業ごとにそのリスクを反映して異なるはずである。そこで、CAPMタイプのモデルを使って各利子率を推定する。すなわち、企業別の短期利子率は、1971年度以降は次のように推定する。短期利子率の推定式は、

$$\text{短期利子率} = \text{政府短期証券(60日)金利} + \beta \times (\text{短期貸出約定平均金利(国内銀行, ストック)} - \text{政府短期証券(60日)金利})$$

ここで、 $\beta$ は東京証券取引所の株式収益率からマーケットモデルを使って推定した。株式収益率データは、日本証券経済研究所『株式収益率』を使った。

1970年度以前は、短期貸出約定平均金利が不明であるため、71年度以降について推定した短期利子率を総合貸出約定平均金利（国内銀行、ストック）と $\beta$ に回帰させた結果を使って推定した。

長期利子率も短期利子率と同様に推定した。長期利子率は1977年度以降について次のように推定した。

$$\text{長期} = \text{新発国債(10年)応募者利回り} + \beta \times (\text{長期貸出約定平均金利(国内銀行, ストック)} - \text{新発国債(10年)応募者利回り}),$$

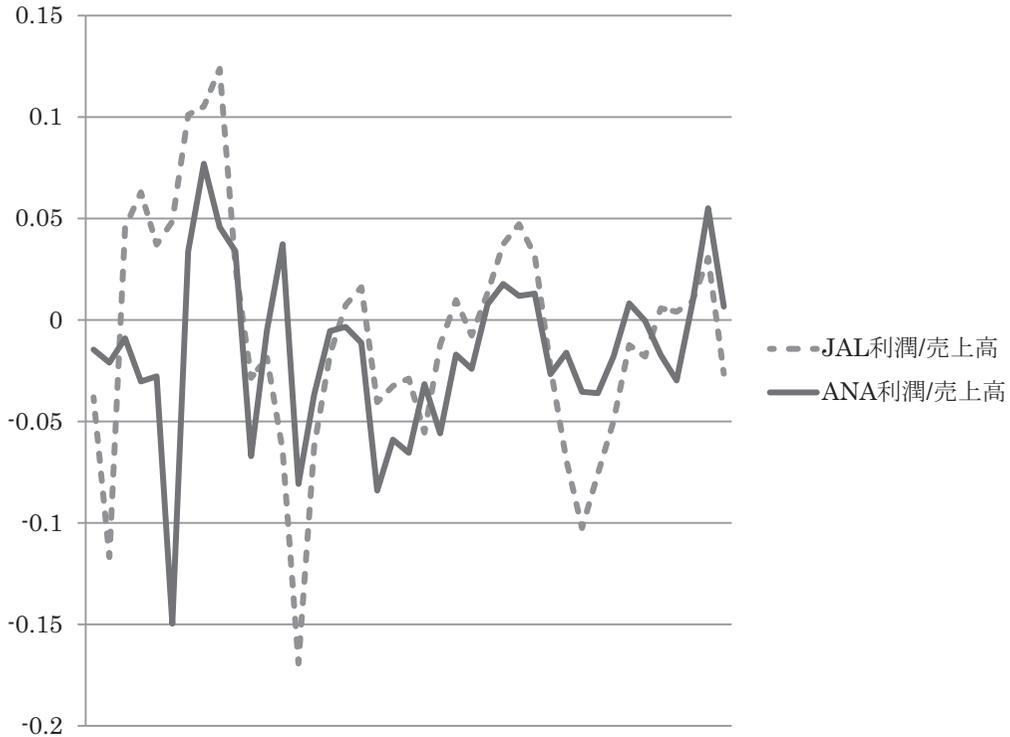
1976年度以前は長期貸出約定平均金利が不明であるため、1977年度以降の長期金利を総合貸出約定平均金利（国内銀行、ストック）と $\beta$ への企業別に回帰させ、その推定結果を使って推定した。なお、利潤率は利潤の販売額に対する比率に1を加えて自然対数に変換した。

こうして修正された売上高営業利潤率の1961年度から2001年度までの推移は、図1で示されている。

本稿で取り上げる企業は、JALとANAである。3-1で述べたように、ADFモデルを使った単位根検定では、最初の5年間のデータは3-1で示したADFモデルの最後の項である差分の次数を確定するだけのために使った。1966年度から2001年度までの期間の利潤率に構造変化を考慮しない通常のADF検定を適用すれば、 $T(\rho-1) = -29.2(k=0)$ で、単位根帰無仮説が成立する確率はほとんど0%である。構造ブレイクを考慮する単位根検定は、単位根があるとする検定結果が構造ブレイクによって誤って導かれた可能性があることを示すために行われる。したがって、ANAに構造ブレイクを前提とするADF検定を適用する意味はない。

JALの場合には、構造変化を考慮しない通常のADF検定統計量は $-10.53(k=2)$ で、単位根の成立確率は9.05%であって、有意水準を5%とすれば、単位根帰無仮説を棄却できない。それに対して、1回の構造変化を考慮する場合には、検定統計量は $-15.923(k=2)$ で、単位根の成立仮説はサンプル規模25で3.93%となる。2回の構造変化を考慮する場合には、検定統計量は $-20.56(k=1)$ で、帰無仮説の成立確率は同じサンプル規模で2.15%とさらに小さくなる。したがって、JALでは2回の構造変化があっ

図1 JALとANAの修正売上高営業利潤率の推移



たと推論する。構造変化時点は、1974年と1980年である。

1961年度から2001年度までの期間中のANAの利潤率データにChenの方法を適用すると、1967年度と1970年度で定数項が変化すると推論される。ただし、1979年度と1981年度についても臨界検定値の2.8に近い検定結果が出た。同じ期間中のJALの定数項の変化は、1963年度と1969年度と推論される。

ADFモデルを使ったF値最大化法を適用すると、ANAでは、定数変化は1968、71、79、84、98年度に起きたと判断されるが、係数変化は68年度に $\alpha_3$ の変化が認められた。JALでは、定数変化が68、75、79年度で、係数変化は90、97年度で $\alpha_1$ が変化すると判断された。

階差VARモデルを使ったF値最大化法の結果は、ANAでは係数変化を探索できなかった。ただし、ライバルの前期末利潤率にかかる係数 $v_{13}$ はゼロと考えた方がF値が大きく改善されることが注目される。JALについても係数変化は探索できなかった。ただし、ここでも $v_{23}$ は67年度までゼロとした方がF値は高くなる。この場合、 $v_{21}$ は1971年度で変化すると判断される。

## 5. 結論と若干の議論

前節の後半で示したJALとANAの構造変化時点を考慮して、各期間別に最尤法で時系列モデルを推定し、期待修正売上高利潤率を計算すると次の表2の通りとなる。

適用時系列モデルはARMA(4,1)+Dummy, である。ARMA(4,1)はVARMAから単変量ARMAに変換された形である<sup>4)</sup>。

表2 JALとANAの期待修正売上高利潤率

期間	JAL	ANA	備考
1961-1967	0.055	-0.035	規制下
68-70	0.137	0.021	規制下
71-74	0.075	-0.016	規制下
75-78	-0.011	-0.017	規制下, 1次石油ショック
79-83	-0.020	-0.045	規制下, 2次石油ショック
84-85	-0.008	-0.009	
86-2001	-0.016	-0.012	競争導入 円高（プラザ合意）

表2の備考欄は航空産業に影響を与えたと思われるイベントを挙げたもので、期待利潤率を変化させた要因として統計学的に推定したものではない。それでも、ここから2つの点がうかがわれる。第1は、燃料価格の影響である。1975年から80年代前半までは、世界は原油価格の急激な上昇に直面するが、その影響は大きく、期待修正売上高利潤率を大きく低下させている。このことは、航空輸送サービス企業にとって燃料費用が固定費用であることを意味しているかもしれない。期待規模を所与とすると、1回の飛行に必要な燃料は輸送客数や貨物量に大きく左右されるものではないだろう<sup>5)</sup>。

さらに、燃料費を料金に転嫁させにくい特徴もある。通常、原材料費用や燃料費用の変動は売手と買手の双方が負担する。その負担割合は需要の価格弾力性に依存する。価格弾力的であるほど、売手の負担割合は高くなる。航空輸送は他の代替的輸送手段との間での競争は航空輸送需要の価格弾力性を増大させる。先に述べた燃料費の固定費的性格と併せて考えると、原油価格、あるいは石油製品価格の大幅な値上げが航空会社の経営に大きな影響を及ぼしたことは間違いない。ただし、ここでその影響が適用する時系列モデルの構造変化と言う形で起きたことに注目する必要がある。石油ショックが予想外に起きたことの証左であるかもしれない。

期待修正売上高利潤率の結果から読み取れる第2は、1986年以降の規制緩和の影響も結果に見てとれるということである。1980年代半ばから原油価格は低下傾向を示し、1989年には1バレル18ドル程度まで下がって、その後はほぼ横ばいで推移していく。また、プラザ合意後の円高基調も燃料費用を通して利潤率の引き上げ方向に作用する。規制緩和による競争の導入と料金設定の弾力化（割引可、一部届け出化）は利潤率の低下の方向に作用する。

こうした3つの作用要因（原油安、円高、規制緩和）を併せた効果が、1986年度以降のJALの-1.6%、ANAの-1.2%に現れている。競争導入の効果は1984・85年度の数値と比べてみればわかる。JALで-0.8ポイント、ANAで-0.3ポイントがそれに当たる。

1986年度以降の期待修正売上高利潤率の計算結果から、航空輸送企業の寡占行動が読み取れる。86年度以降は原油価格は比較的安定的に推移したことを考えると、表2の結果は航空輸送分野の寡占均衡利潤率を表していると考えていいだろう。その際、若干のマイナスをどのように解釈したらよいか。

航空輸送のサービスの特徴はエコノミー、ビジネス及びファーストの各クラスといった客室区分が同じであれば、ほぼ同時刻の同離発着の便は同質財に近いと考えられる点にある。もし、航空輸送企業の行動がベルトラン的で、限界費用が一定であったとすれば、短期均衡では固定費用に相当する分がマイ

ナスの値となって現れる。サンクコストの存在と併せて考えれば、航空輸送サービス市場の特徴はたとえ企業数が少ないとしても非常に競争的であると言える。期待修正売上高利潤率の結果にそれがよく現われている。

## 注

- 1) 当時、同じ運輸省所管であった私鉄各社の料金には資本費用が認められていなかったとの報告があり、航空輸送についても同様な措置が取られていたかもしれない。ただし、鉄道の場合に資本費用が認められ得ていなかったのは、沿線開発で利益が確保できるからといった理由のようである。そうならば、この理由は航空会社には当たらないから、料金に資本費用が認められていた可能性もある。
- 2) 構造変化を探索する方法は Zivot and Andrews[1992] の他にも多くが提案されているが、大半はここで使うにはデータ数が少なすぎる。ただ Chen and Tiao[1990] は利用できる。さらに Chen and Tiao が Zivot and Andrews より優れている点は、変化は1度だけでなく、何度の変化も探索可能である点である。
- 3) 階差項の次数の選択について絶対的な基準はないようである。通常、 $t$  の漸近分布から  $t=1.6$  が選ばれており、本稿でもこれにしたがった。
- 4) 次の VARMA は JAL と ANA の各利潤率を ARMA で表わしたものである。

$$\pi_{1t} = v_{10} + v_{11}\pi_{1t-1} + v_{12}\pi_{1t-2} + v_{13}\pi_{2t-1} + v_{14}\pi_{2t-2} + MA(2),$$

$$\pi_{2t} = v_{20} + v_{21}\pi_{2t-1} + v_{22}\pi_{2t-2} + v_{23}\pi_{1t-1} + v_{24}\pi_{1t-2} + MA(2),$$

JAL のモデル (式) には 1 期前と 2 期前の ANA の利潤率が入っている。同様に、ANA の時系列式にも 1 期前と 2 期前の JAL の利潤率が入っていることに注意したい。それゆえに、JAL や ANA の利潤率を単変量の形で書くことには注意が必要である。

これをラグオペレータを使ったベクトル形式で表すと、上の 2 式は次の形となる。

$$VAR\pi = MA$$

ここで、VAR は各要素が 2 次の L (ラグオペレータ) をもつ  $2 \times 2$  の行列で、MA は各要素が MA (2) をもつ  $2 \times 2$  の残差の列ベクトルである。 $\pi$  は企業 1 と 2 の利潤率からなる  $1 \times 2$  の列ベクトルである。VAR $\pi=MA$  を書き直すと、

$$\pi = (VAR)^{-1}MA,$$

$(VAR)^{-1}$  の各要素は共通の分母行列式 |VAR| を持ち、L の 4 次式となる。ただしデータを節約するために上の式の MA 部分を 1 階と単純化する。|VAR| を  $\pi = (VAR)^{-1}MA$  の両辺にかければ、各利潤率が単変量の (univariate) ARMA(4,3) で表されることがわかる。ただし、サンプルの規模が小さいため、ARMA(4,1) と簡略化した。

- 5) サーチャージ制度もこの固定的性格による燃料費の料金への転嫁が難しいことを反映しているとも考えられる。

## 参考文献

- Chen, C, and Tiao, G. C., [1990], Random Level-Shift Time Series Models, ARIMA Approximation, and Level-Shift Detection, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 8, no.1, 83-97.
- Lumsdaine, R. L. and Papell, D. H., [1997], Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, 212-218.

わが国航空輸送市場の競争性（竹中）

Zivot, E., and Andrews, D. W. K., [1992], Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, no. 3.

