

# 国内航空貨物輸送量の変動要因分析

花岡 伸也

(東京工業大学)

工藤 竜平

(北海道)

*This study aims to analyze the factors that cause variation in domestic air cargo volumes in Japan. First, we identify three important factors affecting air cargo volumes: GDP, average number of seats per flight, and total number of seats per quarter of the year. We then analyze the relationships between cargo volumes and these three factors by a VAR (vector autoregression) model for all domestic, trunk, and local routes, as well as four specific routes. The results show that the three factors significantly affect cargo volumes in all domestic routes and indicate that miniaturization of aircraft affects cargo volume in trunk routes more than it does in local routes. As for the four specific routes, the results for each route differ from those for all trunk and local routes, which means we should consider specific regional factors for each route.*

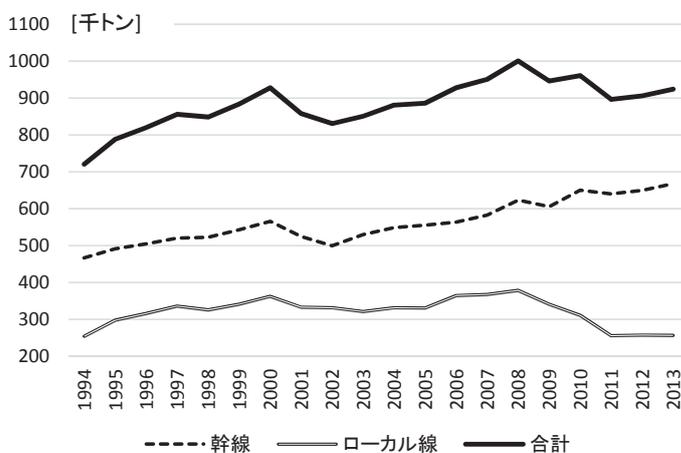
## I はじめに

航空貨物輸送は、水産物を主とする生鮮品、精密機械を主とする機械部品、印刷物、医薬品、化学製品など、時間価値が高く、軽薄短小な品目の輸送機関として重要な役割を担っている。1994年から2013年までの国内航空貨物輸送量の推移を、幹線、ローカル線、合計に分けて図1に示す<sup>1)</sup>。幹線の輸送量は、2001年の米国同時多発テロ、2008年のリーマンショックの影響を受けて減少している年があるものの、概ね順調に増加している。幹線の輸送量は羽田線が中心だが羽田空港の国内航空貨物取扱量は2008年がピークであり、国際航空貨物のハブとなった那覇空

港が輸送量増加の一端を担っている。その一方で、ローカル線の輸送量は2008年をピークに減少しており、幹線とローカル線で輸送量の推移が異なる。国内航空貨物輸送量の変動に影響を与えている要因は何だろうか。

航空貨物輸送量の変動要因について分析した既往研究として、宮下 (1994)、Miyashita (2009)、Miyashita (2010)、田村 (2011)、Murakami and Matuse (2014)の一連の研究では、日本の国際貨

図1 国内航空貨物輸送量の推移



(出所) 航空輸送統計年報より筆者作成。

1) 幹線とは羽田、成田、新千歳、伊丹、関西、福岡、那覇の各空港を相互に結ぶ路線のことであり、それ以外の路線をローカル線とする。

物輸送における航空と海運の競争状況を、製品のライフサイクルと航空化率との関係から分析している。主に時間価値の高い品目が航空輸送されているものの、ライフサイクルにより海運輸送もしている品目の特徴が明らかにされている。

Kasarda and Green (2005) は、GDPや海外直接投資だけでなく、航空自由化、税関の質、汚職の削減が国際航空貨物輸送量に正の影響を与えることを、回帰分析を用いて示している。Chang and Chang (2009) は台湾の国際航空貨物輸送量とGDPの関係について、井上・丹生(2011) は日本の国際航空貨物輸送量とGDPの関係について、それぞれグレンジャー因果性を分析し、正の関係性を明らかにしている。一方、東館ら(2014) は、新千歳を除く北海道の各空港と羽田空港を結ぶローカル線で航空機の小型化が進展し、ベリースペースの狭隘化によってコンテナが使用できなくなったことにより、一部の空港で貨物取扱量が大きく減少したと指摘している。これは、コンテナが搭載可能な提供座席数約260以上の航空機と、コンテナ搭載が不可能となる提供座席数約180以下の航空機で、ベリースペースを用いた貨物輸送量に差が出ることに起因する。

以上を背景として、本研究では国内航空貨物輸送量の変動に影響を与える要因を明らかにすることを目的とする。まず、東館ら(2014)などを参考に、可能性のある影響要因について航空貨物輸送の関連データを用いて検討し、その中で影響が大きいと思われる要因を抽出する。次に、全路線、幹線、ローカル線および一部の個別路線を対象に、抽出した要因と貨物輸送量との関係を、井上・丹生(2011)と同様に、ベクトル自己回帰(VAR: Vector Autoregression)モデルを用いてグレンジャー因果性の有無を分析する。日本の国内航空貨物を対象としていること、さらにGDP以外の要因も分析している点が、Chang and Chang(2009)や井上・丹生(2011)とは異なる。また、航空貨物輸送という派生需要が対象となるため、従来研究と同様、データから因果性の有無を判断できるグレンジャー因果性を用いる。各要因と貨物輸送量の変動とのグレンジャー因果関係を明らかにするため、貨物輸送量の推移が異なる幹線とローカル線、さらに個別路線の結果を比較し、各要因の輸送量への影響の違いについて考察する。

## II 影響要因の抽出

ここでは、VARモデルによる分析を前提に、航空貨物輸送量の変動に与える影響要因を抽出する。具体的には、①経済指標(実質GDP)、②航空機の小型化、③貨物専用便、④競合輸送機関、⑤国際航空貨物の国内輸送について、影響要因とすべきかどうかを検討する。その他にも、航空会社の戦略、空港の運用時間、地方自治体の産業政策、企業のサプライチェーン戦略や工場の移転など、様々な要因が考えられるが、ここではVARモデルによる定量分析を踏まえ、上記の5つに絞ることとした。

2013年の国内航空貨物輸送量の上位10路線を表1に示す。上位は羽田線であり、新千歳、福岡、那覇と距離の長い路線が中心である。それ以外の路線も、羽田-伊丹線を除き長距離線が主である。速達性が重視される航空輸送は長距離で優位性が発揮される。そこで、以後のデータを参照する分析では、羽田空港と九州の各空港を結ぶ路線を対象とする。新千歳空港に輸送量が集中している北海道と比較して、九州は福岡空港だけでなく鹿児島空港や熊本空港など、ローカル線の中では輸送量の大きい空港があるため、分析対象として適切と判断した。

まず、経済指標について検討する。2003年から2013年の間、国内航空貨物輸送量(図1参照)と実質GDP(内閣府)は、どちらもリーマンショック後の2009年に減少し、その後タイミングは異なるものの回復基調にある。また、Chang and Chang(2009)や井上・丹生(2011)も、VARモデルを用いてGDPから国際航空貨物輸送量へのグレンジャー因果性を示していることから、実質GDPを影響要因の一つとする。

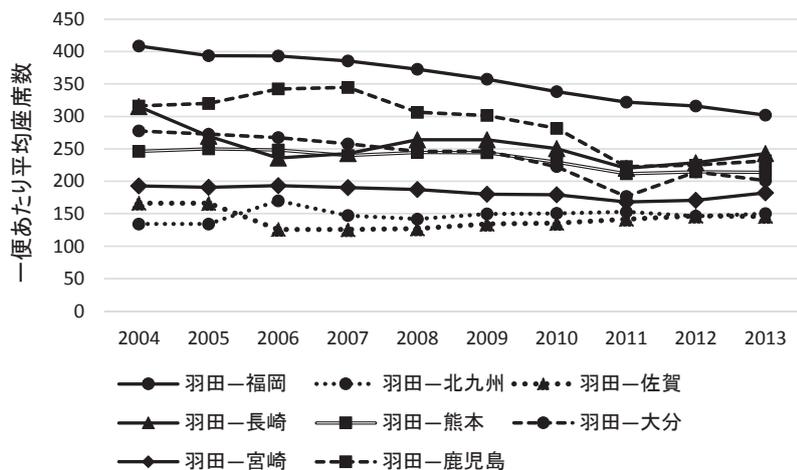
表1 国内航空貨物輸送上位10路線（2013年）

順位	路線	路線距離 [km]	年間輸送量 [千トン]	総輸送量に対する比率
1位	羽田—新千歳	894	181	19.6%
2位	羽田—福岡	1,041	153	16.6%
3位	羽田—那覇	1,687	129	13.9%
4位	羽田—伊丹	514	81	8.8%
5位	那覇—関西	1,261	29	3.1%
6位	羽田—鹿児島	1,111	23	2.5%
7位	那覇—福岡	1,008	21	2.3%
8位	那覇—伊丹	1,304	18	2.0%
9位	羽田—広島	790	18	1.9%
10位	那覇—中部	1,470	15	1.7%

（出所）航空輸送統計年報より筆者作成。

次に、航空機の小型化について検討する。図2は羽田空港と九州の空港間の各路線の年間提供座席数を年間運航回数で除して求めた一便あたり平均座席数について、2004年から2013年の推移を示している。航空機の大きさは概ね一便あたり提供座席数で判断できることから、航空機の大きさの変化の推移として考察できる。図2では、福岡線や鹿児島線で顕著なように、航空機の小型化傾向が明確に読み取れる。

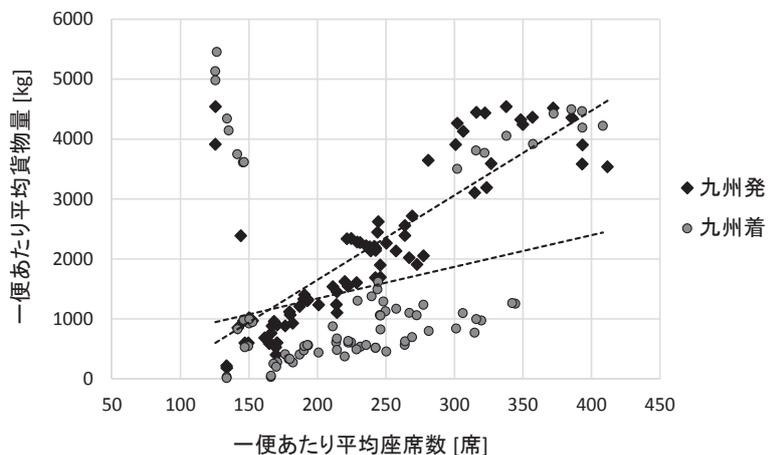
図2 羽田空港と九州の空港間の各路線の一便あたり平均座席数の推移



（出所）航空輸送統計年報より筆者作成。

図3に2004年から2013年の羽田空港と九州の空港間の8路線を対象に、九州発と九州着に分けて、一便あたり平均座席数と平均貨物量の関係を示す。ベリースペースにLD3型コンテナを二列配置できる航空機の中で、現在国内線で運用されている航空機として最小のB787-8の提供座席数が約330席であり、一列しか配置できないB767-3が約270席である。以上を考慮すると、特に九州着の場合に、300席強

図3 羽田空港と九州の空港間の各路線の平均座席数と平均貨物量の関係



（出所）航空輸送統計年報より筆者作成。

の周辺を境として、一便あたり平均座席数の減少に比べて平均貨物量が著しく下がっていることがわかる。また図3において、一便あたり平均貨物量が3000kgを超えているのは図2で平均座席数の多い福岡線と鹿児島線であり、さらに一便あたり平均座席数が小さいにも関わらず貨物量が大きいのは貨物専用機（座席数をゼロとみなす）が運航されていた時期の佐賀線である。以上より、航空機の小型化は貨物輸送量に影響を与えていると考えられるため、一便あたり平均座席数を影響要因の一つとする。

次に、貨物専用便について検討する。2014年12月現在、国内で運航している貨物専用便は、日本貨物航空による成田－関西と成田－北九州、ANAによる羽田－新千歳と羽田－佐賀の合計4路線である。羽田－佐賀線は2004年から運航されている。同路線の航空貨物輸送量は、2004年のB767-3のベリースペースを利用した深夜貨物便の運航後はほぼ変化がなかったものの、2006年の貨物専用機（フレーター）による運航開始後に大きく増加した。しかし、2008年に羽田－佐賀－関西の片道運航に変更後、佐賀発羽田行の輸送量は激減した。このように、フレーターの運航は貨物輸送量に大きな影響を与えている。一方、ベリースペース利用による貨物便は輸送量にあまり影響を与えていない。一路線の事例ではあるものの、これは貨物輸送の容量が輸送量に影響しているものと考えられる。よって、影響要因の一つとして検討する。

次に、競合すると考えられる他の輸送機関の影響を検討する。貨物・旅客地域流動調査（国土交通省）より、東京都と九州各県から互いに発送・到着する貨物輸送量を輸送機関別にまとめたところ、2003年から2012年の航空貨物輸送量（トン）のシェアは非常に小さく2.1～3.2%であった。同期間の同区間では、海上輸送は400～700万トン、自動車輸送は150～350万トンと大きく変動しているのと比べ、航空輸送は20～25万トンと安定的に推移している。日本の国際貨物輸送では、品目によって航空と海運が競争していることが既往研究で指摘されている。しかし、輸出入のない国内貨物輸送において、航空輸送が海上輸送や自動車輸送とどのような要因で競争しているのかは明らかになっていない。速達性が重視される品目を取り扱っていることから自動車輸送との競合が考えられるものの、例えば2008年から2009年にかけて実施された高速道路料金割引の影響は、全国の国内航空貨物輸送量の推移を観察する限りでは見られなかった。航空貨物の特性上、重量ではなく金額による分析も重要だが、国内貨物輸送における輸送機関間の競争要因を金額ベースから解明するには新たな研究が必要となることから、本研究では影響要因の変数としては用いないこととする。

次に、国際航空貨物の国内輸送について検討する。近年、羽田空港の国際化に始まり、ANAによる那覇空港の国際航空貨物のハブ化、日本貨物航空による北九州空港を経由した国際フレーター便の運航など、国際航空貨物の動きは複雑化し、国際航空貨物の国内輸送（フィーダー輸送）が増加している。ここで、九州各空港から羽田空港に輸送され、羽田から直接または成田空港に貨物を陸送して輸出されるフィーダー貨物輸送量（トン）を、隔年で実施されている国際航空貨物動態調査（国土交通省）を用いて2003年から2013年の動向を調べた。その結果、羽田空港が国際化した2011年以降に増加しているものの、純粋な国内航空貨物と合計した全体に占める割合は4～7%程度であった。逆の経路でも、同じく羽田空港国際化以降に増加しているものの、2～5%程度であった。このように、国際航空貨物の国内輸送の割合は決して高くはないため、影響要因の変数としては用いないこととする。

その他、水産品、書類、機械部品などの航空貨物輸送の主要品目の価格や需要の変化が、輸送量に影響を与えている可能性は十分ある。しかし、個別の品目の価格変動を追うのは困難であり、データを用いた分析はできなかった。

以上の検討から、国内航空貨物輸送量に影響があると考えられる要因として、(i) 実質GDP、

(ii) 一便あたり平均座席数<sup>2)</sup>, (iii) 提供座席数を選択し, VARモデルによる分析に用いることとする。提供座席数については, 航空機が小型化しても多頻度化によって総提供座席数を維持している路線があることや, 貨物専用便の分析結果のように容量（その代理変数としての提供座席数）が貨物輸送量に影響すると考えられるからである。

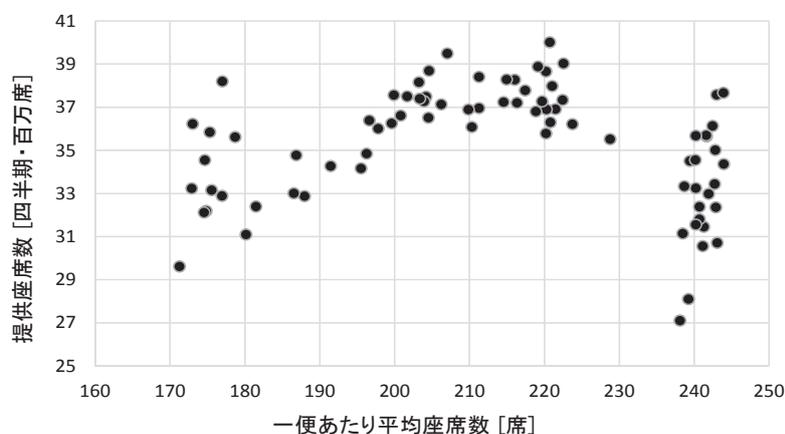
分析対象は全路線, 幹線, ローカル線に加え, 個別路線として, 新千歳, 福岡, 釧路, 長崎の各空港と羽田空港を結ぶ路線を対象とする。新千歳線, 福岡線は輸送量の一位と二位を占める幹線である。釧路線, 長崎線は長距離ローカル線であり, 一便あたり平均座席数が減少傾向にあるため選択する。

一便あたり平均座席数は提供座席数を運航回数で除したものであるため, 一便あたり平均座席数と提供座席数に相関があるかもしれない。相関が高いと多重共線性が生じる可能性があることから, 各路線の両者の相関係数を求め, 表2の結果を得た。釧路線においてのみ強い相関が見られるものの, それ以外の相関は低く, 時に負の相関が見られる。その一例として, 全路線の両者の関係を示した散布図を図4に示す。図から明らかなように, ほとんど相関は見られない。釧路線の場合, 過去も含めて概ね一日一便であったために正の相関が強い結果となっている。全路線, 幹線, 新千歳線, 福岡線では, 航空機小型化の一方で多頻度化によって提供座席数が増加したため, 負の相関となっている。次のグレンジャー因果性の分析では変数間の相関を考慮していないものの, 特に釧路の考察においてはこの点に注意が必要である。

表2 一便あたり平均座席数と提供座席数の相関係数

全路線	幹線	ローカル線	新千歳	福岡	釧路	長崎
-0.1234	-0.5172	0.3363	-0.2085	-0.1661	0.9151	0.3841

図4 国内全路線における提供座席数と一便あたり平均座席数の関係（1994-2013年）



(出所) 航空輸送統計年報より筆者作成。

VARモデルによる分析期間は1994年から2013年までの20年間とする。各路線の貨物輸送量, 一便あたり平均座席数, 提供座席数は, 航空輸送統計年報から期間中の各月の数値を用いる。実質GDPは国民経済計算（内閣府）の期間中の数値を用いる。ただし, GDPは四半期のみ得られるため, 輸送量などのデータも月次データを四半期に加工して用いる。

### Ⅲ VARモデルによるグレンジャー因果性の分析

#### 1 分析手法

本研究では, ベクトル自己回帰 (VAR) モデルを用いて, 実質GDP, 一便あたり平均座席数, 提供座席数の3変数の国内航空貨物輸送量に対するグレンジャー因果性の有無を検証する。VARモデルは, 自己回帰モデルを多変数でも適用可能な形に拡張したものであり, 複数の変数間の時

2) なお, 旅客のロードファクターが非常に高く, その航空機の最大離陸重量を超えそうな場合, 搭載予定の貨物量を減らすことがあり, short-shippingと呼ぶ。この場合, 一便あたり座席数と貨物量は必ずしも正の関係にはない。short-shippingについては, Hanaoka and Phoosanabhongs (2010) を参照されたい。

系列データを分析できる。

2つの変数系列 $x_t$ と $y_t$ について、現在と過去の $y_t$ の値だけに基づいた将来の $y$ の予測よりも、現在と過去の $y_t$ と $x_t$ の値を用いた予測のほうが精度が高い場合、すなわち $x_t$ が $y_t$ の予測を改善する場合、 $x_t$ から $y_t$ の方向へグレンジャー因果性が存在すると言う。明確な理論を必要とせず、データから因果性の有無を判断できるのがグレンジャー因果性であり、VARモデルを用いてデータから検証できる点が長所である。ただし、グレンジャー因果性は、通常の因果性が存在する必要条件ではあるものの十分条件ではない。また、グレンジャー因果性は定性的概念であり、関係の強さを測ることができないことも短所である（沖本，2010）。

分析は以下のプロセスで行う<sup>3)</sup>。(1) 各変数の単位根の有無を検定、(2) 全変数が単位根を持つ場合、2変数の共和分関係の有無を検定、(3) 共和分関係がある場合、VARモデルに共和分関係とその影響を記述する誤差修正項を加えたベクトル誤差修正（VEC: Vector Error Correction）モデルを適用し、各変数の航空貨物輸送量に対するグレンジャー因果性の有無を検定。

ここで、2変数系列 $x_t$ と $y_t$ について、ラグ数を1とした場合、VECモデルは式（1）と式（2）のように示すことができる。

$$1 \quad \Delta y_t = a_y + \lambda_y \Delta y_{t-1} + \beta_y \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{yt} + \eta_1 (y_{t-1} + \psi x_{t-1})$$

$$2 \quad \Delta x_t = a_x + \lambda_x \Delta y_{t-1} + \beta_x \Delta x_{t-1} + \varepsilon_{xt} + \eta_2 (y_{t-1} + \psi x_{t-1})$$

ただし、 $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ 、 $\varepsilon_{yt}$ 、 $\varepsilon_{xt}$ ：攪乱項、 $\eta (y_{t-1} + \psi x_{t-1})$ ：誤差修正項

攪乱項は期待値 $\mu$ と分散 $\sigma^2$ を持ち、各時点のデータが互いに独立でかつ同一の分布に従う系列に従う項である。すなわち、攪乱項そのものは定常過程である。式（1）および（2）において、誤差修正項の括弧内は共和分関係を示している。つまり、VECモデルは誤差修正項によって共和分関係による $\Delta x_t$ と $\Delta y_t$ への影響を記述している。

$\Delta x_t$ と $\Delta y_t$ について、グレンジャー因果性の検定には式（3）を用いる。 $p$ はラグ次数である。式（3）において、 $\beta_i = 0 \quad \forall i \in p$ が成立するという帰無仮説をF統計量を用いて検定し、この仮説が棄却された場合に、 $x_t$ から $y_t$ の方向へグレンジャー因果性が存在すると言える。これを短期のグレンジャー因果性と呼ぶ。

$$3 \quad y_t = \sum_1^p \lambda_i y_{t-i} + \sum_1^p \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

また、 $x_t$ と $y_t$ の間に共和分関係がある場合、長期のグレンジャー因果性が存在する可能性がある。式（1）において、誤差修正項における $y_{t-1} + \psi x_{t-1}$ は長期的にある平均に回帰する。しかし、 $y_{t-1} + \psi x_{t-1}$ が均衡から大きく外れた場合、共和分関係は、その値を $\eta_1$ が方向と速度を調整した上で $\Delta y_t$ に対して影響を与える。これを長期のグレンジャー因果性と呼ぶ。 $x_t$ から $y_t$ への長期のグレンジャー因果性は、VECモデルより $\eta_1$ の有意性をt検定する。

次に、ラグ次数を設定する。本研究は四半期データを用いることから、4期前、すなわち1年前の数値までを参照する4を用いる。図5に、国内航空貨物輸送量が比較的安定した変動を示していた2004年から2006年について、2004年Q1を1とした場合の各変数の変動を示す。これより、国内航空貨物輸送量と総提供座席数が一年を周期として変動していることがわかる。

3) 単位根および共和分関係の検定の詳細は沖本（2010）を参照されたい。また、本研究はVARモデルの計算にEViewsを用いた。EViewsによる2変数のVARモデルの推定プロセスは北岡ら（2008）を参照されたい。

ここで、対象とする7路線に対し、3変数と輸送量とのVARモデルにおいて、AIC（赤池情報基準）の小さくなるラグ回数についても算出した。その結果、7路線と3変数の合計21ケースのうち、ラグ回数が4となるケースが10、5となるケースが6、6となるケースが1、7となるケースが4となった。このようにばらつきは

あるものの、AICのような統計的手法を用いた場合でもラグ回数は4が約半数を占めている。また、四半期データを用いる場合、4の倍数が現実的なラグ回数であるとも指摘されている（飯塚・加藤，2006）。

## 2 分析結果

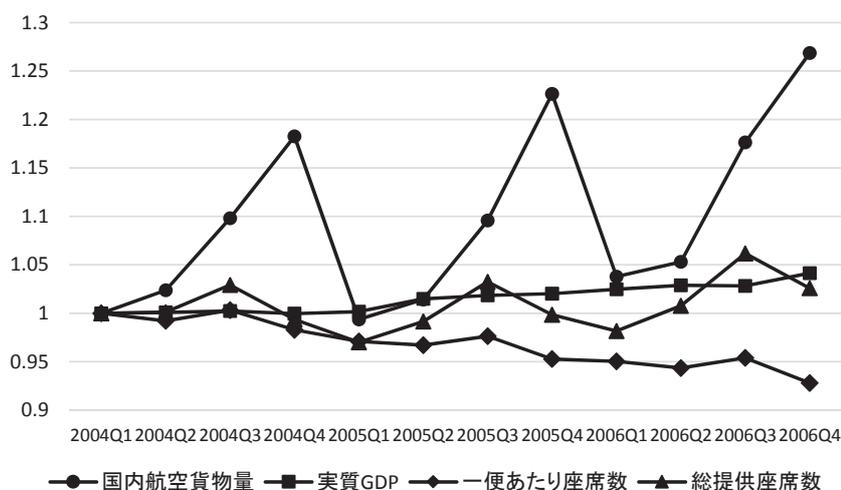
本研究の目的は、国内航空貨物輸送量の予測ではなく、輸送量に影響を与える要因の有無の検証にある。よって、各変数と輸送量の2変数により、個別にグレンジャー因果性の分析を行う。ここで、航空貨物輸送量、実質GDP、提供座席数、一便あたり平均座席数について、それぞれ自然対数変換して得た時系列データを、C、G、S、PSとする。GDPのみ季節調整し、他の変数の季節調整はしていない。

ADF単位根検定の結果を表3に示す。数値はt値である。これは、単位根を持つという帰無仮説の検定であり、一部を除き、原系列は棄却されず一次階差系列で棄却されている。明らかに発散していない限り、単位根を持たない場合は定常であると考えられることから、この結果は原系列に単位根を持ち、一次階差系列では単位根を持たない次数1の和分過程である。この中で、福岡線の輸送量と長崎線の提供座席数は原系列と一次階差系列が共に定常であり、ローカル線の輸送量は共に単位根を持つ結果になった。そこで、これらの変数を季節調整してADF検定を再び行った結果、次数1の和分過程となる結果を得た。よって、全路線を対象に共和分検定のプロセスに進む。

ヨハンセンの共和分検定を用いて共和分検定を実施した。2変数の分析のため、共和分関係は0か1となる。1の場合、つまり共和分関係がある場合は、VECモデルを用いて長期のグレンジャー因果性の有無を検定し、その結果を短期のグレンジャー因果性と同じ表4に示す。また、グレンジャー因果性の検定結果は、本研究の目的に合わせ、影響要因となる変数から航空貨物輸送量に対するグレンジャー因果性の結果のみを示し、逆の関係については省略する。

表4より次のような考察結果を得られた。全路線では、GDPの短期と長期のグレンジャー因果性が見られた。また、提供座席数の短期と一便あたり平均座席数の長期のグレンジャー因果性を確認できた。幹線では、GDPの短期、提供座席数と一便あたり平均座席数の長期のグレンジャー因果性が確認できた。ローカル線では、GDPの短期と共に、提供座席数の短期と長期のグレンジャー因果性が見られた。以上より、GDPと提供座席数は、全路線、幹線、ローカル線のい

図5 各変数の季節変動（2004年Q1を1とした場合）



（出所）航空輸送統計年報と国民経済計算より筆者作成。

表3 ADF単位根検定の結果

	全路線			幹線			ローカル線		
	C	S	PS	C	S	PS	C	S	PS
原系列	-2.84	-1.76	-3.25	-0.91	1.27	-1.91	-2.62	-2.33	-0.65
一次階差系列	-4.19**	-3.99*	-8.69**	-4.24**	-13.07**	-3.21*	-1.99	-3.07*	-3.97**
	新千歳線			福岡線			長崎線		
	C	S	PS	C	S	PS	C	S	PS
原系列	-1.85	-1.50	-2.32	-3.72*	-1.67	-1.31	-1.41	-4.37*	-2.72
一次階差系列	-4.66**	-4.65**	-9.63**	-3.58*	-12.45**	-7.92**	-5.09**	-9.11**	-4.91**
	GDP	釧路線							
	G	C	S	PS					
原系列	-3.22	-1.85	-2.47	-0.62					
一次階差系列	-7.19**	-4.92**	-3.08*	-7.60**					

\*\*：1%有意水準， \*：5%有意水準，  
C：貨物輸送量， G：実質GDP，  
S：提供座席数， PS：一便あたり平均座席数。

表4 共和分検定とグレンジャー因果性の検証結果

		全路線			幹線		
		G から C	S から C	PS から C	G から C	S から C	PS から C
短期	F 値	3.139*	7.900**	0.542	6.474**	1.380	0.475
長期	t 値	-2.902**		-4.566**	-1.087	-3.930**	-4.073**
共和分式		$C_t - 1.467G_t$		$C_t - 1.432PS_t$ $-0.009t - 11.179$	$C_t + 2.385G_t$ $-0.008t$ $-49.67$	$C_t + 0.205S_t$ $-0.005t$ $-21.92$	$C_t + 0.582PS_t$ $-0.000t$ $-22.15$
		ローカル線			新千歳線		
		G から C	S から C	PS から C	G から C	S から C	PS から C
短期	F 値	3.406*	6.633**	1.489	0.817	1.505	2.059
長期	t 値	-1.124	-2.647**	-0.716			0.615
共和分式		$C_t - 1.342G_t$	$C_t - 1.077S_t$	$C_t - 16.088PS_t$ $0.082t + 67.85$			$C_t + 1.93PS_t$ $+0.008t - 29.37$
		福岡線			長崎線		
		G から C	S から C	PS から C	G から C	S から C	PS から C
短期	F 値	3.978**	0.667	0.946	3.520*	2.679*	0.622
長期	t 値	-3.217**	-3.776**	-3.486**	-2.568*	-2.740**	
共和分式		$C_t - 3.171G_t$ $+24.286$	$C_t - 0.19S_t$ $-0.005t$ $-14.217$	$C_t - 0.348PS_t$ $-0.008t$ $-14.868$	$C_t - 14.215G_t$ $+0.028t$ $+170.16$	$C_t - 1.126S_t$	
		釧路線					
		G から C	S から C	PS から C			
短期	F 値	0.326	1.772	2.925*			
長期	t 値	-2.051*	0.690	-2.095*			
共和分式		$C_t - 11.793G_t$ $+0.036t$ $+138.87$	$C_t - 2.622S_t$ $+0.003t$ $+17.923$	$C_t - 1.495PS_t$ $+0.007t$ $-6.298$			

\*\*：1%有意水準， \*：5%有意水準，  
C：貨物輸送量， G：実質GDP，  
S：提供座席数， PS：一便あたり平均座席数。

ずれの場合も、航空貨物輸送量に対するグレンジャー因果性が明らかになった。ローカル線の提供座席数において、短期と長期で共にグレンジャー因果性が見られるのは、運航頻度が貨物輸送量に影響を与えているからと考えられる。しかし、一便あたり平均座席数は、ローカル線でグレンジャー因果性が見られなかった。一便あたり平均座席数は航空機の大きさの代理変数であるこ

とを踏まえると、航空機小型化の航空貨物輸送量に対する影響は、ローカル線ではなく幹線で確認できることがわかった。

新千歳線では、短期と長期のいずれも、どの変数も貨物輸送量に影響を与えているとは判断できない結果を得た。GDPと提供座席数は共和分関係自体が見られなかった。福岡線は幹線と非常に近い結果を示した。福岡線は幹線の中では平均的な動きをしていると考えられる。長崎線はローカル線と近い結果を示しており、一便あたり平均座席数はグレンジャー因果性が確認できなかった。一方、釧路線はローカル線とは異なる結果を示しており、提供座席数のグレンジャー因果性は見られないものの、一便あたり平均座席数はグレンジャー因果性を確認できた。長崎線はローカル線の中で平均的な変動であり、釧路線はそうではないと考えられる。

#### IV 結 論

本研究では、国内航空貨物輸送量の変動に与える影響を明らかにするため、その可能性のある要因について具体的なデータを用いて検討した。その結果から、経済指標を示すGDP、航空機の大きさを示す一便あたり平均座席数、貨物容量を示す提供座席数を分析すべき要因として抽出した。次に、全路線、幹線、ローカル線、並びに新千歳、福岡、釧路、長崎の各空港と羽田空港を結ぶ路線を対象に、VARモデルに誤差修正項を加えたベクトル誤差修正モデルを用いて、3要因の航空貨物輸送量に対するグレンジャー因果性の有無について個別に検証した結果、GDPと提供座席数は、全路線、幹線、ローカル線のいずれにおいても、長期あるいは短期のグレンジャー因果性が確認できた。一便あたり平均座席数は、ローカル線でグレンジャー因果性が見られず、航空機小型化の影響はローカル線ではなく幹線にあることがわかった。この結果は図3から得られる考察と一致し、ベリースペースに配置可能なコンテナ数が影響していると考えられる。個別路線では、福岡線が幹線の結果と類似しており、長崎線がローカル線の結果と類似していた。しかし、新千歳線と釧路線は類似しておらず、地域性などによって要因が異なることが推察される。

一便あたり平均座席数について、釧路線でグレンジャー因果性が見られる一方、新千歳線で見られないのは、東館ら（2014）の指摘と一致する。東館ら（2014）は、航空機小型化が水産品などの輸送時間や費用の増加をもたらし、発送時間の制約、輸送品目の価値減少、商圈縮小などの悪影響を及ぼすと指摘している。航空機の小型化は、旅客需要が減少傾向にある路線にとって運航頻度維持などの面で望ましいものの、貨物輸送にとっては望ましくない。付加価値の高い品目が地域経済を支えている場合もあることから、航空機小型化が貨物輸送に与える負の影響を緩和する対策を、航空会社と地域が一体となって考える必要がある。

本研究では、GDP以外のデータの季節調整を行っていない。図5で示したように、国内航空貨物輸送量は、第一・第二の四半期に比べ、第三・第四の四半期が大きいという季節性が強いいため、季節調整の方法によっては分析結果が変わることも考えられる。そのため、季節調整の導入を検討する必要がある。

#### 参考文献

- 井上岳，丹生清輝「航空需要予測における計量時系列分析手法の適用性に関する基礎的研究～季節変動自己回帰移動平均モデル及びベクトル誤差修正モデルの適用性～」，国土技術政策総合研究所資料，652号，2011。
- 飯塚信夫，加藤久和『EViewsによる経済予測とシミュレーション入門』，日本評論社，2006。
- 沖本竜義『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』，朝倉書店，2010。

- 北岡孝義, 矢野順治, 高橋青天『EViewsで学ぶ実証分析入門 応用編』, 日本評論社, 2008.
- 国土交通省『貨物・旅客地域流動調査』, 平成15年度版—平成24年度版.
- 国土交通省『航空輸送統計調査』, 平成6年版—平成25年版.
- 国土交通省『航空貨物動態調査報告書』, 平成15年度版—平成25年度版(隔年).
- 国土交通省『国際航空貨物動態調査報告書』, 平成15年度版—平成25年度版(隔年).
- 田村幸士「我が国における品目別の国際航空貨物動態」, 『運輸政策研究』, 14巻, 1号, pp.35-42, 2011.
- 内閣府『国民経済計算(GDP統計)』, 1994年版—2013年版.
- 東館雅樹, 片岡栄, 伊東敦史「道内空港における航空機小型化に伴う国内航空貨物輸送への影響について」, 第57回北海道開発技術研究発表会, 2014.
- 宮下國生『日本の国際物流システム』, 千倉書房, 1994.
- Chang, Y.H. and Chang, Y.W., “Air cargo expansion and economic growth: Finding the empirical link”, *Journal of Air Transport Management*, Vol.15, No.5, pp.264-265, 2009.
- Hanaoka, S. and Phoosanabhongs, E., “Estimation of the occurrence of “short-shipping” of air cargo”, *Journal of Air Transport Management*, Vol.16, No.6, pp.315-319, 2010.
- Kasarda, J.D. and Green, J.D., “Air cargo as an economic development engine: A note on opportunities and constraints”, *Journal of Air Transport Management*, Vol.11, No.6, pp.459-462, 2005.
- Miyashita, K., “Structural change in the international advanced logistics”, *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, Vol.25, No.1, pp.121-138, 2009.
- Miyashita, K., “Interanatioanl logistics strategy and modal choice”, Grammenos C.T. (ed.) *The Handbook of Maritime Economics and Business 2<sup>nd</sup> Edition*, Chapter 34, pp.997-1016, 2010.
- Murakami, H. and Matsuse, Y., “Dynamic analysis of product lifecycle and sea/air modal choice: evidence of export from Japan”, *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, Vol.30, No.3, pp.431-446, 2014.