

国土技術政策総合研究所資料

TECHNICAL NOTE of
National Institute for Land and Infrastructure Management

No.652

September 2011

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～

井上 岳・丹生清輝

Study on Application of Time-series Analysis to
Air Transport Demand Estimation

Gaku INOUE, Kiyoteru TANSEI

国土交通省 国土技術政策総合研究所

National Institute for Land and Infrastructure Management
Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism, Japan

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～

井上 岳*・丹生清輝**

要 旨

計量時系列分析は、経済・ファイナンス分野など幅広い分野において各種予測に実務的に応用されている。本研究において、計量時系列分析のうち、季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) について、航空需要予測への適用性について基礎的な考察を行ったところ、5-10年以上を予測期間とする長期予測には、推計される区間予測の幅が大きく、同手法を直ちに適用することは困難であるという結論を得た。航空需要の動向に大きく影響を与えるような状態の変化を考慮可能なモデル（一般的な状態変化モデル）の検討が望まれる。

また、ベクトル誤差修正モデル (VECM) により、航空需要と GDP の長期的な関係について考察したところ、長期的な均衡関係として、 $GDP \rightarrow$ 国内航空旅客需要、 $GDP \rightarrow$ 国際航空旅客需要、 $GDP \rightarrow$ 国際航空貨物需要の方向について、グレンジャーの意味での因果性が確認できた。

キーワード:航空需要予測, 計量時系列分析, 季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA), ベクトル誤差修正モデル (VECM)

* 空港研究部主任研究官

** 空港研究部空港計画研究室長

239-0826 神奈川県横須賀市長瀬 3-1-1 国土交通省国土技術政策総合研究所

電話:046-844-5032 Fax: 046-844-5080 e-mail: inoue-g23i@ysk.nilim.go.jp

Study on Application of Time-series Analysis to Air Transport Demand Estimation

Gaku INOUE*
Kiyoteru TANSEI**

Synopsis

Time-series analysis techniques have been applied to the various fields, including economic and financial analyses. This study examined the general applicability of Autoregressive Integrated Moving Average model (ARIMA), one of time-series analysis techniques, to air transport demand estimation.

Furthermore, this study also analyzed long-term equilibrium between air transport demand and GDP by using Vector Error Correction Model (VECM). These analysis comes to be basic data for future research on air transport demand estimation.

Key Words: Air Transport Demand Estimation, Time-series Analysis, Autoregressive Integrated Moving Average model (ARIMA), Vector Error Correction Model (VECM)

* Senior Researcher, Airport Department

** Director of Airport Planning Division, Airport Department

3-1-1 Nagase, Yokosuka 239-0826 Japan

Phone: +81-46-844-5032 Fax: +81-46-844-5080 e-mail: inoue-g23i@ysk.nilim.go.jp

目 次

1. はじめに	1
2. 季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) の航空需要予測への適用性に関する検討	1
2.1 検討方法	1
2.2 国内航空旅客需要予測への適用性	3
2.3 国際航空旅客需要予測への適用性	6
2.4 国際航空貨物需要予測への適用性	10
3. ベクトル誤差修正モデル (VECM) による航空需要と GDP の長期的な均衡関係	12
3.1 見せかけの回帰	12
3.2 ベクトル誤差修正モデル (VECM) 及びグレンジャー因果性テストの概要	13
3.3 使用データ	14
3.4 分析結果	14
4. まとめ	16
参考文献	17
付録 A 見せかけの回帰 (3.1 節) で発生させた乱数	18

1. はじめに

我が国の航空需要予測手法として、四段階推計法に依拠した需要予測モデルが採用されている。四段階推計法とは、生成交通量の予測、発生・集中交通量の予測、分布交通量の予測、分担交通量（手段別交通量）の予測及び配分交通量の予測、と段階的に交通需要を推定していく手法である。当該手法の適用のためには、全国幹線旅客純流動調査（国土交通省総合政策局）による純流動データのほか、各種交通サービスデータ（ゾーン間移動による総所要時間、総費用、運航頻度等）等といった膨大なデータの取得及び入力が必要である¹⁾。

一方、計量時系列分析は、比較的入手が容易なデータによる将来予測が可能であり、経済・ファイナンス分野をはじめ幅広い分野において、実務的に適用されている。しかしながら、計量時系列分析の手法を、航空市場の分析または航空需要予測に適用した例は僅少である。当研究所の過去の実施研究に、季節変動自己回帰移動平均モデルを航空需要予測に適用するためのプログラムを作成し、例示的に航空需要の予測をしたものがあるが、当該予測は1年先の航空需要の予測を示すに留まる。また、複数年以上の予測の精度等について、必ずしも十分に明らかにしたものではない²⁾。

また、航空需要予測においては、GDPを説明変数として生成交通量等の予測を行うが、我が国における航空需要とGDPの因果関係については、必ずしも明らかにされたものではない。

そこで、本研究は、航空需要予測の高度化のための基礎研究の一環として、計量時系列分析のうち、季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) について、航空需要予測への適用性について基礎的な考察を行うとともに、ベクトル誤差修正モデル (VECM) により、航空需要とGDPの長期的な関係について考察したものである。

なお、本研究の構成は以下のとおりである。まず、2章において、季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) の航空需要予測の適用性について、国内航空旅客需要予測、国際航空旅客需要予測及び国際航空貨物需要予測への適用性に係る検討を行う。3章においては、ベクトル誤差修正モデル (VECM) を適用し、航空需要とGDPの長期的な均衡関係について考察する。4章は、本研究のまとめである。

2. 季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) の航空需要予測への適用性に関する検討

2.1 検討方法

(1) 季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) の概要
 季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) の技術的な解説については、当研究所で実施した先行研究²⁾のほか、沖

本 (2010)³⁾ や Hamilton(1994)⁴⁾ に詳しいため、本項においては、その概要のみを記す。

季節変動自己回帰移動平均モデルは、 y_t を時間 t における実績値とすると、一般的に、次のように表すことができる。

$$\phi(L)\Phi(L^s)\nabla_s^D\nabla^d y_t = \theta(L)\Theta(L^s)\varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、

$$\begin{aligned} \phi(L) &= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \\ \Phi(L^s) &= 1 - \Phi_1 L^s - \Phi_2 L^{2s} - \dots - \Phi_P L^{sP} \\ \theta(L) &= 1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2 + \dots + \theta_q L^q \\ \Theta(L^s) &= 1 + \Theta_1 L^s + \Theta_2 L^{2s} + \dots + \Theta_Q L^{sQ} \end{aligned}$$

である ($\phi_i, \Phi_i, \theta_i, \Theta_i$ は係数)。

また、式 (1) の記号の意味は、それぞれ以下である。

- L : ラグ演算子. $Ly_t = y_{t-1}$.
- ∇ : 連続階差を表す差分演算子. $\nabla y_t = y_t - y_{t-1}$.
- ∇_s : 季節階差を表す差分演算子. $\nabla_s y_t = y_t - y_{t-s}$.

なお、 ε_t は、ホワイトノイズであり、すべての時点 t において、

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0 \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}) &= \begin{cases} \sigma^2 & (k=0) \\ 0 & (k \neq 0) \end{cases} \end{aligned}$$

を満たすものとする。

ここで、式 (1) を

$$\text{ARIMA}(p, d, q) \times (P, D, Q)_s \quad (2)$$

と要約することにする。また、 p, d, q などのパラメータは次のような意味を持つものとする。

- p : 自己回帰過程の階数
- d : y_t を定常化するための差分の階数
- q : 移動平均過程の階数
- P : 季節自己回帰過程の階数
- D : 季節移動平均過程の階数
- Q : 季節階差の数
- s : 季節変動の期間

次に、ARIMA モデルを同定するための、指標や概念について、ここで整理しておく。

まず、弱定常という概念を導入する。弱定常とは、任意の t 及び k に対して

$$E(y_t) = \mu$$

$$\text{Var}(y_t) = E[(y_t - \mu)^2] = \gamma_0 \quad (3)$$

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = \gamma_k \quad (4)$$

が成立することをいう。

次に、自己相関関数を式 (5) のように定義する。自己相関関数は、後で説明する偏自己相関関数とともに、式 (1) により得られる攪乱項 ϵ_t がホワイトノイズであることを確認するために用いる。

$$\rho_k = \text{Corr}(y_t, y_{t-k}) = \frac{\text{Cov}(y_t, y_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(y_t)\text{Var}(y_{t-k})}}. \quad (5)$$

なお、過程が弱定常のとき、自己相関は、

$$\rho_k = \text{Corr}(y_t, y_{t-k}) = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (6)$$

となる。

本章を通じて、航空需要の実績値にある種の変数変換（連続階差、季節階差等）を導入することにより、弱定常なモデルを構築することが可能であるものとする。

また、偏自己相関関数は、ある種の自己相関を計算したものである。 k 次自己相関は単純に y_t と y_{t-k} の相関を計算したものであるが、それに対し、 k 次偏自己相関とは、 y_t と y_{t-k} から、 $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k+1}$ の影響を取り除いたものの間の相関を考えたものである。具体的な形については、文献⁵⁾等で確認されたい。

自己相関関数及び偏自己相関関数を、その次数 k とともにグラフに描いたものをコレログラムという。コレログラムを、標本自己相関と標本偏自己相関をその値が 0 であるという検定の 95%棄却点とともに描くと、確率過程 ϵ_t の定常性の確認に用いることができる。

攪乱項 ϵ の自己相関の有無は、コレログラムのほか、かばん検定 (Portmanteau test) によっても、確認することができる。かばん検定は、「 $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0$ 」という帰無仮説を、「 $H_1 :$ 少なくとも 1 の $k \in [1, m]$ において、 $\rho_k \neq 0$ 」という対立仮説について検定する。この検定に用いる統計量として、本研究では、Ljung and Box が考案した Q 統計量を用いる。Q 統計量の性質として Ljung and Box は、一定の仮定の下で

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \sim \chi^2(m) \quad (7)$$

が漸近的に成立することを示している。ここで、 $\chi^2(m)$ は自由度 m のカイ二乗分布、 T はモデルの推定に用いた標本数

を表す。 $Q(m)$ の値と $\chi^2(m)$ の 95%点を比較し、前者の方が大きければ、有意水準 5%で当該帰無仮説を棄却する。当該仮説が棄却された場合、データは有意な自己相関を持つものだと判断される。

攪乱項 ϵ が定常となるような、複数の p, d, q などのパラメタの組み合わせが見出された場合、本研究では、モデルの同定のため、赤池情報量基準 (AIC) とベイズ情報量基準 (BIC) を用いる。AIC は、

$$\text{AIC} = -2L(\hat{\theta}) + 2n \quad (8)$$

で定義され、この値が最小となるモデルを採用するものとする。ここで、 $L(\hat{\theta})$ は対数尤度を最尤推定値で評価した最大対数尤度、 n は推定したパラメタの数である。情報量基準は 2 つの部分からなり、第一項はモデルの当てはまりを表す。第二項は、モデルが複雑になることに対するペナルティを表すとみなすことができる。また、BIC は

$$\text{BIC} = -2L(\hat{\theta}) + \log(T)n \quad (9)$$

である。

(2) 使用データ及び適用性に係る検討方法

航空需要予測における季節変動自己回帰移動平均モデルの適用性について検討するため、本研究では国内航空旅客輸送量 (各月)、国際航空旅客輸送量 (各月) 及び国際航空貨物輸送量 (各月) を対象として分析を行った。旅客輸送量としては旅客数 (単位千人)、貨物輸送量については重量 (単位トン) を対象として分析した。更に、本研究で分析対象とする国内航空旅客輸送量は、国内定期航空輸送のみを対象とし、また、国際航空輸送量 (旅客・貨物) は、本邦航空運送事業者によるもののみを対象とした。従って、本研究で分析する国際航空輸送量 (旅客・貨物) には、本邦以外の航空運送事業者によるものを含まないので、その点留意されたい。

使用データは、いずれも国土交通省総合政策局情報政策本部が発行する航空輸送統計年報 (各年版) による。分析対象年は、1975 年 (昭和 50 年) から 2009 年 (平成 21 年) を対象とした。

(3) 本章において示す図に関する注意

本章において示す図については、他に特に断りがない限り、以下のとおりとする。

- 図の縦軸は、自己相関または偏自己相関を示す図を除き、国内航空旅客輸送量、国際航空旅客輸送量または国際航空貨物輸送量を表すものとする。自己相関及び偏自己相関の単位は無次元、国内航空旅客輸送量及び国際航空旅客輸送量の単位は千人、国際航空貨物輸送量の単位はトンである。

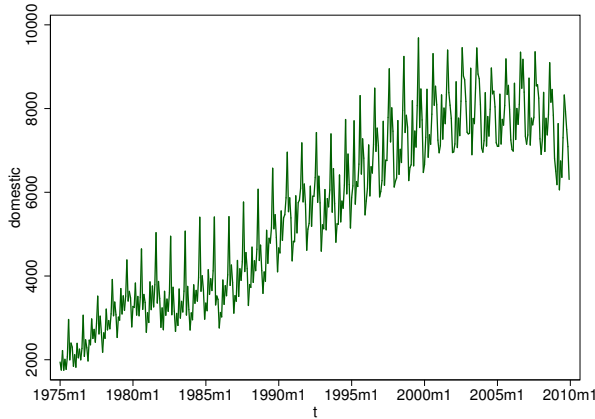


図- 1 国内航空旅客の原系列

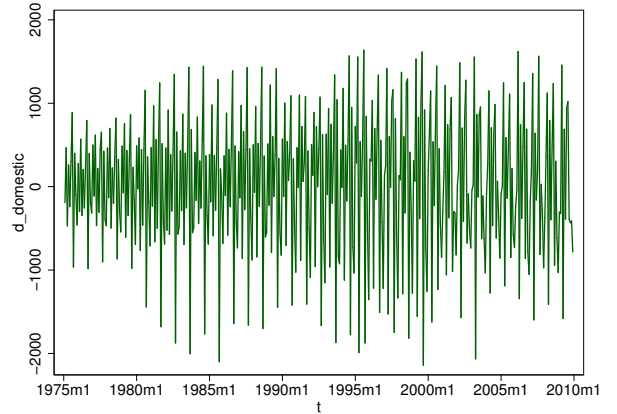


図- 2 国内航空旅客の差分系列

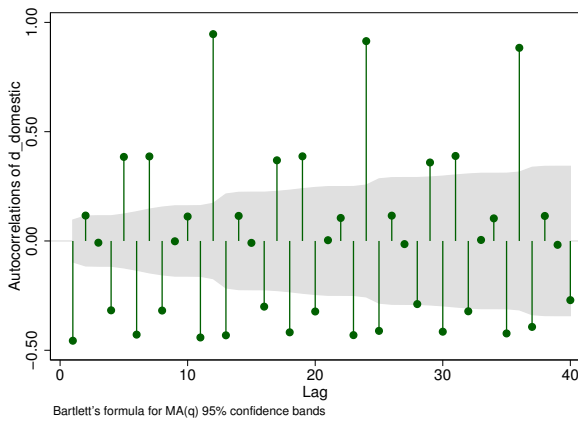


図- 3 差分系列（国内航空旅客）の自己相関関数

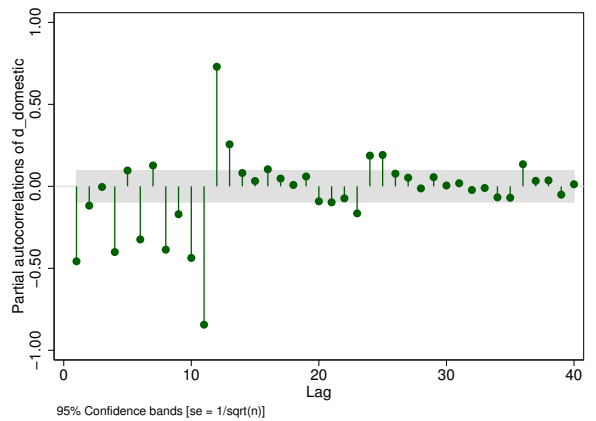


図- 4 差分系列（国内航空旅客）の偏自己相関関数

- 図の横軸は、自己相関または偏自己相関を示す図についてはラグの数、その他のグラフについては時系列（月単位）である。「m1」の標記各年の1月のデータを示す。例えば、「1990m1」は「1990年1月」を示す。

2.2 国内航空旅客需要予測への適用性

まず、国内航空旅客需要予測への適用性について検討する。

図-1 は、国内航空旅客輸送量（各月の実績、以下同じ。）を時系列グラフに図示したものであるが、明らかに弱定常ではない。図-2 は、国内航空旅客輸送量の差分系列をグラフに図示したものである。弱定常の条件のうち、少なくとも、 $E(y_t) = \mu$ については、これを満たしている可能性が高い。図-3 は、国内航空旅客の差分系列の自己相関関数をコログラムとして図示したものである。図のうす墨の部分、標本自己相関の値が0であるという検定の95%棄却点を図示したものであり、この領域の外側の点は、自己相関が有意水準5%で存在することを示している。12次、24次及び36次において顕著な自己相関がみられるほか、他の次数において

も自己相関関数 ρ_k の値が高い。季節階差を一年周期とするのが適切であるものと示唆される。また、図-4 は、国内航空旅客の差分系列の偏自己相関をコログラムとして図示したものであるが、12以下の各次数において、顕著な偏自己相関を見出すことができる。これらにより、国内航空旅客の差分系列は、弱定常の条件を満たさない。

再び、図-3 をみると、1次の自己相関が顕著であるが、2次及び3次の自己相関は棄却点の内側にある。また、図-4 をみると、1次及び2次の自己相関は顕著であるが、3次の自己相関は棄却点の内側にある。

以上の検討により、季節変動自己回帰移動平均モデルのパラメタ $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ の同定のため、 $d = D = 1$ 及び $s = 12$ を所与とし、 $0 \leq p, q, P, Q \leq 2$ となる81通りの (p, q, P, Q) について、 $\phi, \Phi, \theta, \Theta$ の値を推計した。最終的なモデルの同定のため、2.1 節で既に述べた AIC を評価指標とし、その値が最小となるものを選択するものとする。ただし、推定された $\phi, \Phi, \theta, \Theta$ の値が非合理と思われるものは、

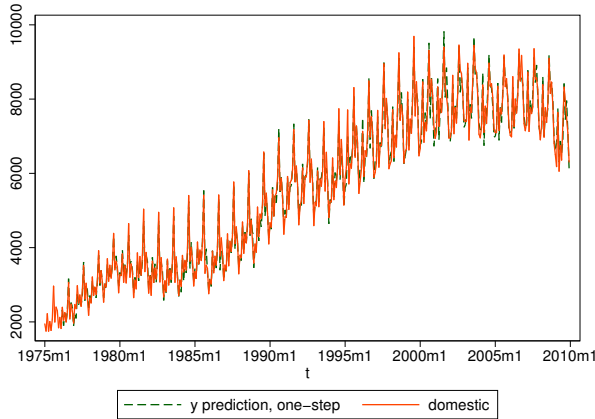


図- 5 国内航空旅客需要の実績値と再現値の比較

表- 1 ARIMA(1, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂ による推計結果

パラメタ	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-1.805	2.210	-0.82	0.414
AR(1)	0.186	0.089	2.09	0.037
MA(1)	-0.667	0.063	-10.65	0.000
MA(12)	-0.434	0.039	-11.22	0.000
残差標準偏差		189.4963		
AIC		5436.876		
対数尤度		-2713.4379		
Q 統計量 (p 値)		41.1854 (0.4185)		

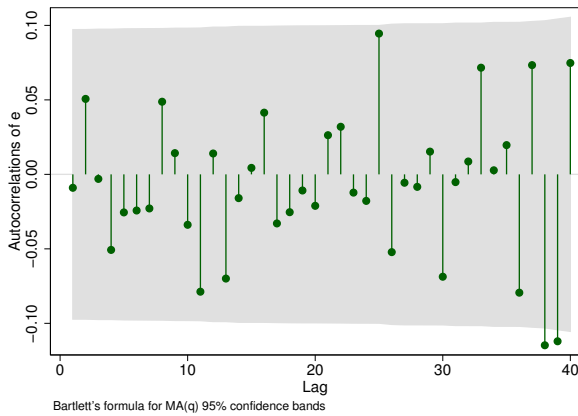


図- 6 差分系列（残差）の自己相関関数

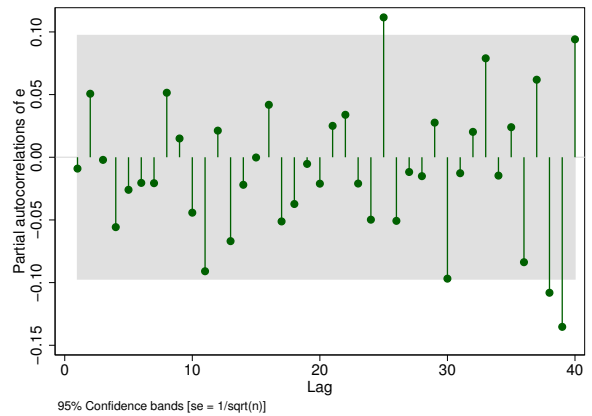


図- 7 差分系列（残差）の偏自己相関関数

除外するものとする。

以上の手続きにより、国内航空旅客需要を記述するモデルとして、ARIMA(1, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂ が同定された。その推計結果を表-1 に示す。ただし、 $\phi_1 = \text{AR}(1)$ 、 $\theta_1 = \text{MA}(1)$ 及び $\Theta_1 = \text{MA}(12)$ と表記している。

図-5 は、同定・推計された ARIMA モデルによる国内航空旅客需要の再現結果である。実線は実績値、点線はモデルによる再現値を示す。モデルは、実績を程よく再現していることが分かる。

同定・推定されたモデルによる残差の定常性を確認するため、図-6 及び図-7 に、標本自己相関関数及び標本偏自己相関関数のコレログラムを示す。図中のうす墨の領域は、標本（偏）自己相関の値が 0 であるという検定の 95%棄却点を図示したものである。同定・推定されたモデルによる残差が（偏）自己相関を有さないことが確認できよう。表-1 の下段に、かばん検定 (Portmanteau test) の結果を示す。Q 統計量の値は、 $\chi^2(m)$ の 95%点より低い値となっており、その P

値は 0.42 程度である。このことから、同定・推定されたモデルによる残差の定常性が確認される。

次に、季節変動自己回帰移動平均モデルによる将来予測の精度について検討する。まず、過去のある一時点以前の実績値のみを用いて、その時点以降の実績値を再現を試みる。具体的には、(1)1975 年から 1994 年までの 20 年間の実績値に基づく 1995 年から 2009 年までの航空需要予測の結果 (以下「1994 年 12 月基準予測」という。), (2)1975 年から 1999 年までの 25 年間の実績値に基づく同様の推計結果 (以下「1999 年 12 月基準予測」という。) を、それぞれ、実績値と比較検討する。

表-2 及び表-3 に、(1)1994 年 12 月基準予測の結果、(2)1999 年 12 月基準予測の結果を示す。いずれも、モデルとして ARIMA(0, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂ が同定され、1975 年から 2009 年の実績値によるモデル (ARIMA(1, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂) とは異なるモデル構造となった。定数項以外のパラメタは統計的に有意に推計されている。自由度 40 の Q 統計量の値は、

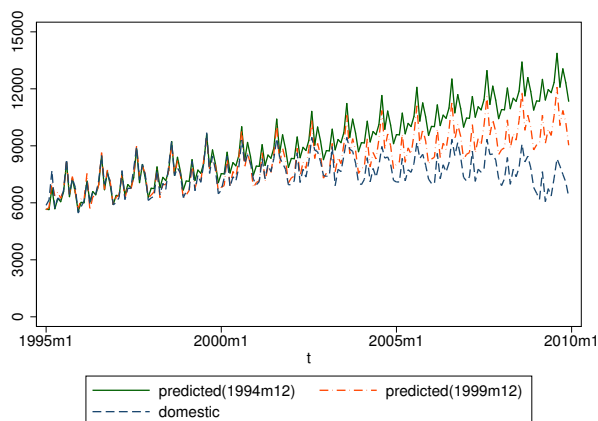


図- 8 国内航空旅客需要の実績値と再現値（1994年12月及び1999年12月以降予測）の比較

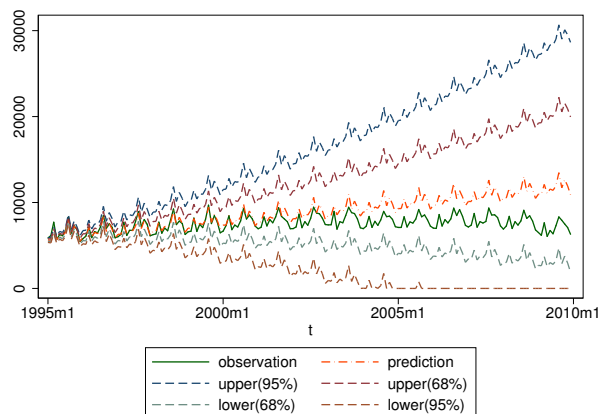


図- 9 国内航空旅客需要の実績値，推計値及び95%信頼区間（1994年12月以降予測）

表- 2 1994年12月を基準とする推計結果

パラメタ	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	0.596	5.150	0.12	0.908
MA(1)	-0.349	0.051	-6.84	0.000
MA(12)	-0.171	0.058	-2.95	0.003
残差標準偏差	137.1608			
AIC	2886.888			
対数尤度	-1439.444			
Q 統計量 (p 値)	40.2695 (0.4583)			

表- 3 1999年12月を基準とする推計結果

パラメタ	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-0.015	3.854	0.00	0.997
MA(1)	-0.440	0.033	-13.37	0.000
MA(12)	-0.310	0.042	-7.30	0.000
残差標準偏差	162.4464			
AIC	3745.766			
対数尤度	-1868.883			
Q 統計量 (p 値)	45.3457 (0.2589)			

$\chi^2(m)$ の95%点より低い値となっており、そのP値は0.45及び0.25程度である。これらは、40以下のあらゆる次数において自己相関が存在しない、という仮説を棄却するものではない。

図-8に、(1)1994年12月基準予測、(2)1999年12月基準予測、及び(3)実績値をそれぞれ、実線、一点鎖線及び点線で示す。いずれも、2002年以降の国内航空需要の減少傾向を十分反映したものになっていない。また、時点の経過とともに、その乖離が拡大していく傾向が確かめられる。例えば、1999年12月を基準予測では、2005年初頭までの乖離は概ね10%以内であるが、2005年以降の乖離は、20%程度となり、更にリーマンショック以降は40%程度以上以上、点予測と実績値が乖離する月もみられた。乖離の理由として、1994年12月基準予測及び1999年12月基準予測が、それぞれ直近年の航空需要の拡大をベースとした予測であることに起因するものと考えられる。また、両推計の相違は、1995-1999年の航空需要の伸びの鈍化に起因するものと考えられる。

次に、国内航空需要の区間予測について検討する。このため、推計値の平均二乗誤差(MSE)を求めることが必要であ

る。正確なMSEを求める方法も存在するが、本研究では、近似的なMSEが求められれば、本節における検討には十分であるものとみなし、沖本(2010)³⁾による以下の方法により、近似的なMSE及び区間予測を求めた。

- まず、逐次予測を用いて、将来の時点(h 期先)の点予測 $\hat{y}_{t+1|t}, \dots, \hat{y}_{t+h|t}$ を求める。逐次予測とは、1期先の点予測を過去の y_t と $\hat{\varepsilon}_t$ で表現して求め、更に、2期先の点予測を1期先の点予測結果と過去の y_t と $\hat{\varepsilon}_t$ で求めるとともに、この手続きを繰り返すことにより、 h 期先の点予測をすることである。実績値は有限個しかないので、正確な ε_t を求めることは出来ないため、その代替として、 ε_0 を0として、 ε_t の近似値を過去の時点から近似的に求め、それらを $\hat{\varepsilon}_t$ として用いる。なお、逐次予測の際、未来の $\varepsilon_{t+h|t}$ は0として点予測を行う。
- $\varepsilon_{t+1}^{(k)}, \dots, \varepsilon_{t+h}^{(k)}$ を $N(0, \sigma^2)$ から独立に発生させる。
- $y_t, y_{t-1}, \dots, \varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots$ を初期値として、上記で発生させた ε を用いてモデルを逐次的にシミュレートし、 $y_{t+h|t}^{(k)}$ を計算し、保存する。

- 上記の手順を N 回繰り返して、 $y_{t+h|t}^{(k)}, k = 1, 2, \dots, N$ を計算し、保存する。
- MSE を $y_{t+h|t}^{(k)}, k = 1, 2, \dots, N$ の標本分散を用いて計算する。

本研究では、1994年12月基準予測をベースに、 $N = 1,000$ として、近似的な MSE を計算した。また、区間予測として、 h 期先 95% 区間予測 ($\pm 1.96\sigma$) 及び h 期先 68% 区間予測 ($\pm\sigma$) を求めた。その結果を図-9 に示す。なお、実線が実績値、5 つある点線は、上から 95% 上限値、68% 上限値、点予測、68% 下限値、95% 下限値をそれぞれ示す。

区間予測の範囲は、時点の経過とともに拡大する。95% 信頼区間の幅は 2000 年で概ね点予測の 100%、以後 5 年毎に概ね 100% ずつ増加する。実績値は、区間予測の 68% 下限値と点予測の間の範囲に概ね収まっていることが分かる。

以上により、国内航空旅客需要予測における季節変動自己回帰移動平均モデルの適用性について、以下のように小括される。

- 1994 年 12 月基準予測及び 1999 年 12 月基準予測においては、2002 年以降の国内航空旅客需要の減少傾向を表現できない。これは、需要の傾向に大きな変化がある場合、程よい推計値を与えることが難しいことを示唆するものである。
- 季節変動自己回帰移動平均モデルによる区間予測は、5 年程度の短期予測ではその区間予測の幅は比較的小さく、精度の高い推計結果を与える可能性が示唆される。一方、10 年から 15 年程度先の区間予測の幅は大きく、その推計の精度は低い。これは、滑走路やターミナルの増設といった空港土木建築施設の新設・大規模改修計画等のための予測手法としては、そのままでは適用が困難であることを示唆するものである。
- 本研究で適用した季節変動自己回帰移動平均モデルは、例えば、90 年代初頭のバブル崩壊、航空市場の動向（規制緩和や自由化）といった、航空需要の動向を大きく左右するような状態の変化を記述可能なモデルではない。経済・ファイナンスデータの時系列分析においても、景気循環等の状態変化が考慮可能なモデルが開発され、一部において実証分析等に活用されている。もし、状態変化モデルが航空需要予測に適用可能であれば、短期予測のみならず長期予測においても、その精度の向上が期待される。状態変化モデルの適用性について、更なる検討が必要である。

2.3 国際航空旅客需要予測への適用性

次に、国際航空旅客需要予測への適用性について検討する。検討の流れは前節とほぼ同様である。

図-10 は、国際航空旅客輸送量（各月の実績。以下同じ。）を時系列グラフに図示したものであるが、国内航空旅客輸送量の時系列グラフと同様、明らかに弱定常ではない。図-11 は、国際航空旅客輸送量の差分系列をグラフに図示したものである。弱定常の条件のうち、少なくとも、 $E(y_t) = \mu$ については、これを満たしている可能性が高い。しかしながら、時点の経過とともに、分散の値が増大傾向を示している。一方、図-12 は、国際航空旅客輸送量の自然対数の差分系列をグラフに図示したものであるが、図-11 とは逆に、時点の経過とともに、分散の値が減少傾向を示しており、分散を安定させるために対数変換が必ずしも必要でないことを示唆している。そこで、本研究では、図-11 の差分系列により、国際航空旅客輸送量に係る検討を進めることとする。

図-13 は、国際航空旅客輸送量の差分系列の自己相関関数をコログラムとして図示したものである。図のうす墨の部分は、標本自己相関の値が 0 であるという検定の 95% 棄却点を図示したものであり、この領域の外側の点は、自己相関が有意水準 5% で存在することを示している。また、図-14 は、国際航空旅客輸送量の差分系列の偏自己相関をコログラムとして図示したものであるが、12 以下の各次数において、顕著な偏自己相関を見出すことができる。従って、国際航空旅客輸送の差分系列は、定常ではない。

以上及び前節の検討結果を踏まえ、季節変動自己回帰移動平均モデル $ARIMA(p, d, q) \times (P, D, Q)_s$ のパラメタを、 $d = D = 1$ 及び $s = 12$ を所与とし、 $0 \leq p, q, P, Q \leq 2$ となる 81 通りの (p, q, P, Q) について、 $\phi, \Phi, \theta, \Theta$ の値を推計した。最終的なモデルの決定のため、2.1 節で既に述べた AIC を評価指標とし、その値が最小となるものを選択するものとする。ただし、推定された $\phi, \Phi, \theta, \Theta$ の値が非合理と思われるものは、除外するものとする。

以上の手続きにより、国際航空旅客需要を記述するモデルとして、 $ARIMA(1, 1, 2) \times (0, 1, 1)_{12}$ が同定された。その推計結果を表-4 に示す。ただし、同表において、 $\phi_1 = AR(1)$ 、 $\theta_1 = MA(1)$ 、 $\theta_2 = MA(2)$ 及び $\Theta_1 = MA(12)$ と表記している。定数項を除き、いずれのパラメタの t 値は高く、有意に推定されている。

図-15 は、同定・推計された ARIMA モデルによる国内航空旅客需要の再現結果である。実線は実績値、点線はモデルによる再現値を示す。モデルは、実績を程よく再現していることが分かる。

同定・推定されたモデルによる残差の定常性を確認するため、図-16 及び図-17 に、それぞれ、標本自己相関関数及び

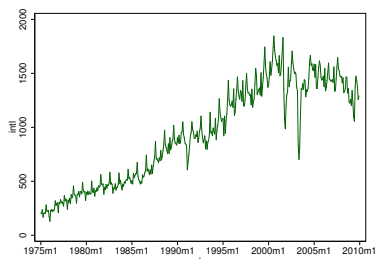


図-10 国際航空旅客の原系列

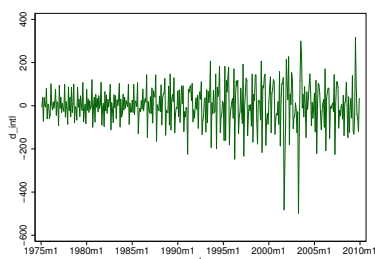


図-11 国際航空旅客の差分系列

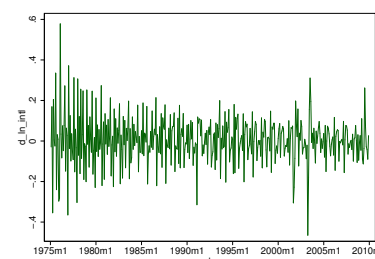


図-12 国際航空旅客の対数・差分系列

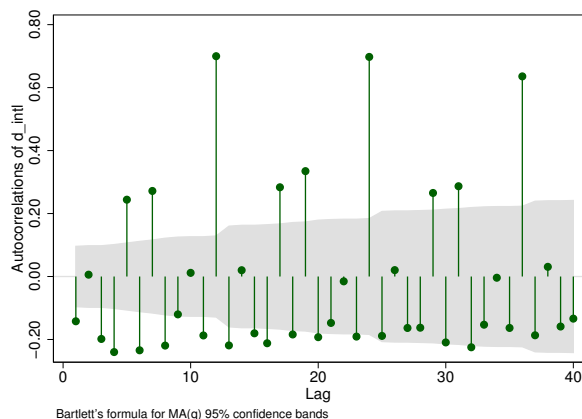


図-13 差分系列（国際航空旅客）の自己相関関数

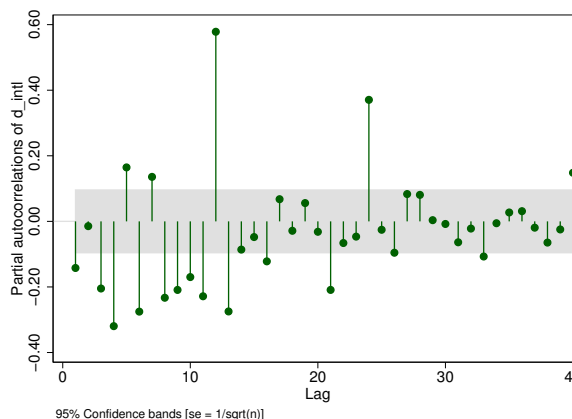


図-14 差分系列（国際航空旅客）の偏自己相関関数

標本偏自己相関関数のコレログラムを示す。図中のうす墨の領域は、標本（偏）自己相関の値が0であるという検定の95%棄却点を図示したものであり、同定・推定されたモデルによる残差が（偏）自己相関を有さないことが確認できる。表-4の下段に、自由度40のかばん検定(Portmanteau test)の結果を示す。Q統計量の値は、 $\chi^2(m)$ の95%点より低い値となっており、そのP値は0.06程度である。これからも、同定・推定されたモデルによる残差が（偏）自己相関を有さないものと判断される。

次に、前節と同様、季節変動自己回帰移動平均モデルによる将来予測の精度について検討する。まず、過去のある一時点以前の実績値のみを用いて、その時点以降の実績値を再現することを試みる。具体的には、前節と同様に、1999年12月基準予測と実績値を比較検討する。

表-5に、1999年12月基準予測の結果を示す。いずれも、モデルとしてARIMA(1,1,1) × (2,1,2)₁₂が同定された。このモデルは、再現モデル(ARIMA(1,1,2) × (0,1,1)₁₂)とは異なるモデル構造となった。なお、同表において、 $\phi_1 = \text{AR}(1)$ 、 $\theta_1 = \text{MA}(1)$ 、 $\Phi_1 = \text{AR}(12)$ 、 $\Phi_2 = \text{AR}(13)$ 、 $\Theta_1 = \text{MA}(12)$ 及び $\Theta_2 = \text{MA}(13)$ と表記している。

定数項並びに Φ_1 、 Φ_2 及び Θ_1 以外のパラメタは統計的に有意に推計されており、そのt値の絶対値も大きい。また、自由度40のQ統計量の値は、 $\chi^2(m)$ の95%点より低い値

となっており、そのP値は0.45及び0.25程度である。これは、40以下のあらゆる次数において自己相関が存在しない、という帰無仮説を棄却するものではない。

図-18に、1999年12月基準予測及び実績値を、それぞれ点線及び実線としてグラフに示す。実績値においては、2001年9月及び2003年3月に、需要の顕著な減少が見られるが、同時期において、それぞれ、米国同時多発テロ事件及びSARSの影響が見られた時期と一致する。このため、点予測と実績値の間に大きな乖離が生じている。具体的には、米国同時多発テロ事件発生前の乖離は概ね10%以内だったのが、2005年で25%程度、リーマンショック直前で40-50%程度の乖離となっている。

また、図-19に区間予測の結果を示す。実線は実績値を示し、5つある点線は、上から95%上限の予測値、68%上限の予測値、点予測、68%下限の予測値、95%下限の予測値を示す。区間予測は、前節と同様の方法により、予測誤差(MSE)の近似値を推計し、95%区間予測及び68%区間予測を行ったものである。実績値は95%区間予測のほぼ下限値に一致することが分かる。なお、95%信頼区間の幅は5年後予測で予測値の50%程度、2009年で95%程度となっている。

点予測と実績値が大きく乖離し、また、実績値が区間予測のほぼ95%下限値に一致する理由は、米国同時多発テロ事件及びSARSによる需要の急激な落ち込みに起因するものと

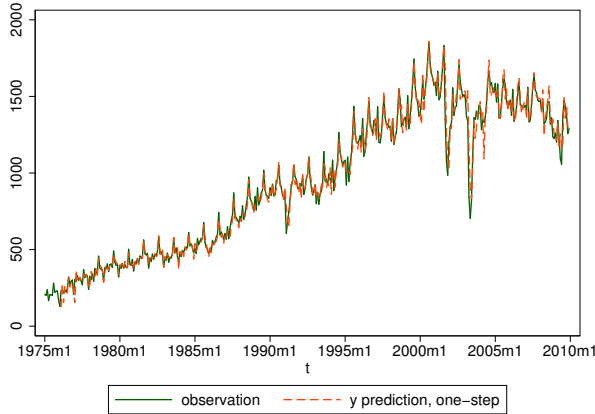


図- 15 国際航空旅客需要の実績値と再現値の比較

表- 4 ARIMA(1, 1, 2) × (0, 1, 1)₁₂ による推計結果

パラメタ	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-0.165	0.218	-0.75	0.451
AR(1)	0.820	0.036	22.90	0.000
MA(1)	-0.819	0.044	-18.50	0.000
MA(2)	-0.222	0.045	-4.88	0.000
MA(12)	-0.719	0.030	-24.28	0.000
残差標準偏差		53.00414		
AIC		4436.357		
対数尤度		-2212.178		
Q 統計量 (p 値)		54.7446 (0.0602)		

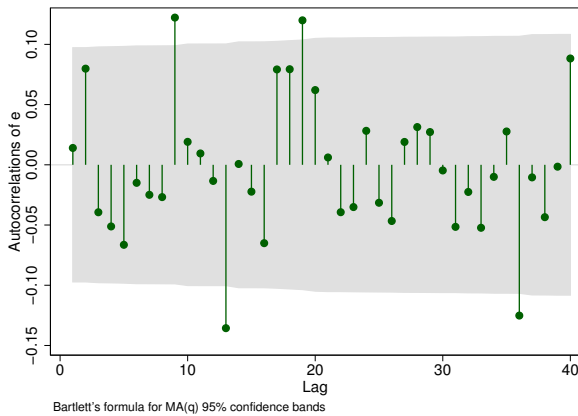


図- 16 差分系列（残差）の自己相関関数

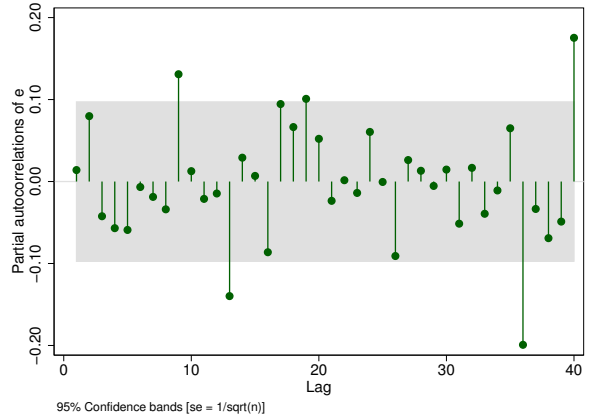


図- 17 差分系列（残差）の偏自己相関関数

推察される。

このことを確認するため、1999年12月基準予測に、米国同時多発テロ事件及びSARSによる影響を考慮した場合、予測と実績の乖離がどの程度縮小するのかを推計した。具体的には、以下の方法による。

まず、再現モデルと実績値の差分（残差）を調べることで、米国同時多発テロ事件またはSARSの流行による需要の影響があった期間を推定する。その判断は、各時点において推定される残差とモデルの残差標準誤差の値を比較することにより行う。

次に、米国同時多発テロ事件またはSARS流行の直前の時点基準とした時点予測と、米国同時多発テロ事件またはSARS流行の影響があった直後を基準とする時点予測の差分を計算することにより、これを米国同時多発テロ事件またはSARS流行の影響による効果とみなす。この差分を、米国同時多発テロ事件またはSARSの影響による需要の減少とみなし、1999年12月基準予測から当該減少分を減じることで、米国同時多発テロ事件若しくはSARSの流行、または、両者の影響分を加味した予測とみなす。

図-20は、表-4により再現されたモデルによる逐次予測の結果と実績値の差分（残差）をプロットしたものである。表-4において、残差標準誤差は約53と推計されているが、その6倍の絶対値を有する-318のところ、グリッド線を引いている。顕著な残差を示すのは、2001年9月及び2003年4月であり、それぞれ米国同時多発テロ事件及びSARSの流行による影響と推察される。当該時点の前後において、再現モデルによる残差標準偏差の約3倍(150)を超える残差が観測された場合、これを米国同時多発テロ事件及びSARSの流行による影響期間とみなす。なお、標準偏差の3倍の残差の発生確率は、定常な確率過程の場合、約0.3%である。

その結果、米国同時多発テロ事件による影響は2001年9月から12月の間、SARSの流行による影響は2003年3月から2003年5月にかけて生じたものと推定し、

- 米国同時多発テロ事件による影響:2001年8月基準予測と2001年12月基準予測の差分
- SARSの流行による影響:2003年2月基準予測と2003年5月基準予測の差分

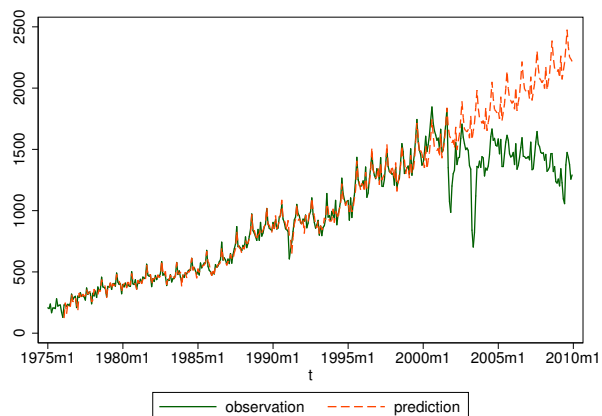


図- 18 国際航空旅客需要の実績値と予測値（2000年1月以降予測）の比較

表- 5 2000年1月以降の予測結果

パラメタ	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	0.140	0.421	0.33	0.741
AR(1)	0.588	0.087	6.79	0.000
MA(1)	-0.824	0.065	-12.68	0.000
AR(12)	-0.454	0.354	-1.28	0.199
AR(13)	0.192	0.152	1.26	0.207
MA(12)	-0.159	0.354	-0.45	0.652
MA(13)	-0.315	0.154	-2.04	0.041
残差標準偏差	35.63412			
AIC	2887.723			
対数尤度	-1435.861			
Q 統計量 (p 値)	34.3137 (0.7234)			

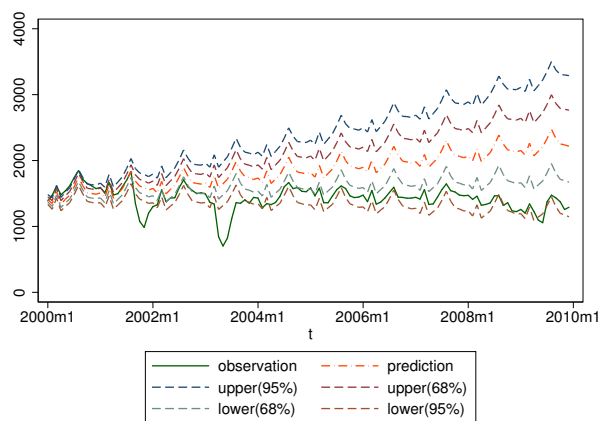


図- 19 国際航空旅客需要の実績値，推計値及び 95%信頼区間（2000年1月以降予測）

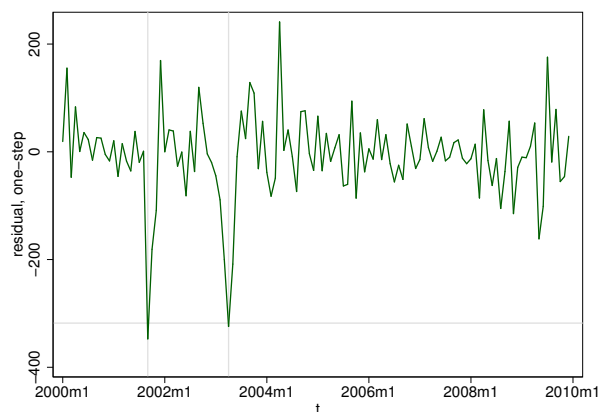


図- 20 同時多発テロ事件及び SARS の影響

とした。

図-21 の実線は実績値，3つある点線は上から，1999年12月基準予測，テロ事件の影響のみを考慮した予測並びにテロ事件及び SARS の両方の影響を考慮した推計値を図化したものである。米国同時多発テロ事件及び SARS の流行の影響の両方を加味した推計結果は，実績値をほどよく近似している。

以上により，国際航空旅客需要予測における季節変動自己回帰移動平均モデルの適用性について，以下のように小括される。

- 1999年12月基準予測においては，2001年9月の米国同時多発テロ事件及び2003年4月のSARSの国際的な流行による，需要の急激な減少を考慮することは出来ない。しかしながら，これらの事象による影響について事後的に推定し，その結果を予測に考慮すると，点予測

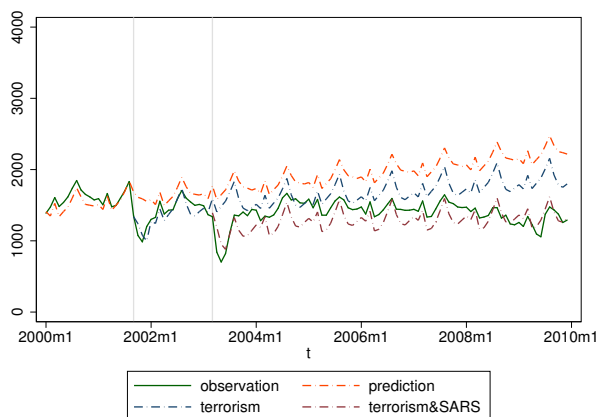


図- 21 実績値と同時多発テロ事件及び SARS の影響を考慮した推計値との比較

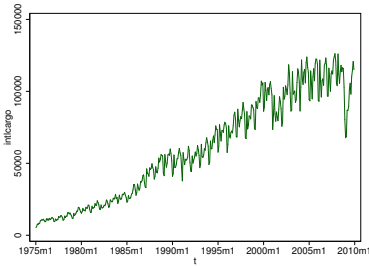


図- 22 国際航空貨物の原系列

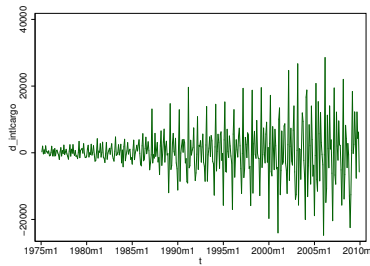


図- 23 国際航空貨物の差分系列

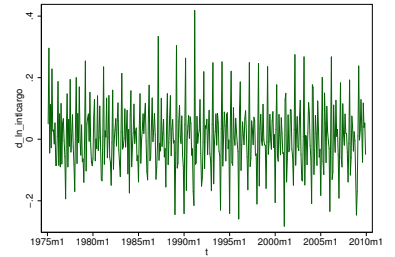


図- 24 国際航空貨物の対数・差分系列

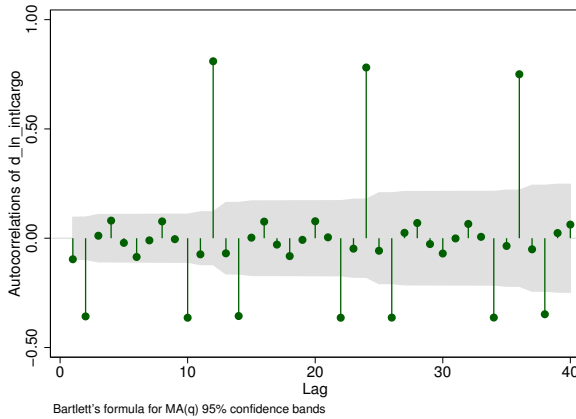


図- 25 対数・差分系列（国際航空貨物）の自己相関関数

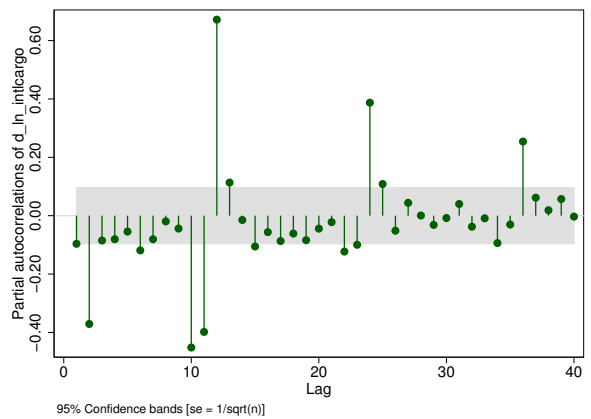


図- 26 対数・差分系列（国際航空貨物）の偏自己相関関数

が実績値のほどよい近似値を与えることが確認された。ただし、季節変動自己回帰移動平均モデルによる点予測が、将来の他の時点において、(米国同時多発テロ事件や SARS の流行に準ずる特異的な事象による影響を事後的に加味した場合であっても、) 実績値の程良い近似値を必ず与える理論的な保証はない。

- 季節変動自己回帰移動平均モデルによる区間予測は、5 年程度の短期予測ではその区間予測の幅は比較的小さく、精度の高い推計結果を与える可能性が示唆される。一方、10 年程度先の区間予測の幅は大きく、その推計の精度は低い。これは、滑走路やターミナルの増設といった空港土木建築施設の新設・大規模改修計画等のための予測手法としては、そのままでは適用が困難であることを示唆するものである。前節の小括と同様、状態変化モデルの適用による、推計精度の向上が期待されるため、同モデルの適用性に係る検討が必要である。

2.4 国際航空貨物需要予測への適用性

次に、国際航空貨物需要予測への適用性について検討する。検討の流れは前々節及び前節とほぼ同様である。

図-22 は、国際航空貨物輸送量（各月の実績、以下同じ。）を時系列グラフに図示したものであるが、国内航空旅客輸送量及び国際航空旅客輸送量の時系列グラフと同様、弱定

常ではない。図-23 は、国際航空貨物輸送量の差分系列をグラフに図示したものである。弱定常の条件のうち、少なくとも、 $E(y_t) = \mu$ については、これを満たしている可能性が高い。しかしながら、時点の経過とともに、分散の値が顕著な増大傾向を示している。一方、図-24 は、国際航空貨物輸送量の自然対数の差分系列をグラフに図示したものであるが、図-11 とは逆に、時点の経過とともに、分散の値が安定したの傾向を示している。従って、本研究では、図-24 の対数・差分系列により、国際航空旅客輸送量に係る検討を進めることとする。

図-25 は、国際航空貨物輸送量の対数・差分系列の自己相関関数をコログラムとして図示したものである。図のうす墨の部分には、標本自己相関の値が 0 であるという検定の 95% 棄却点を図示したものであり、この領域の外側の点は、自己相関が有意水準 5% で存在することを示している。12 次、24 次及び 36 次及びその前後において顕著な自己相関がみられる。また、図-26 は、国際航空貨物輸送量の対数・差分系列の偏自己相関をコログラムとして図示したものであるが、2 次及び 10 次～12 次のラグにおいて、顕著な偏自己相関を見出すことができる。従って、国際航空貨物輸送量の対数・差分系列は、弱定常の条件を満たさない。

本節では、前々節及び前節の検討結果を踏まえ、季節変動自己回帰移動平均モデルのパラメタ $ARIMA(p, d, q) \times$

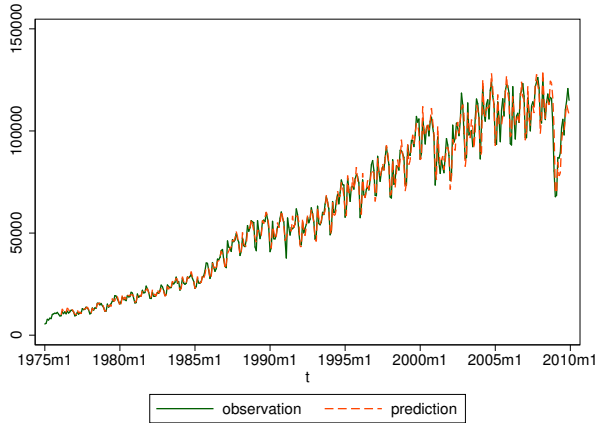


図- 27 国際航空貨物需要の実績値と再現値の比較

表- 6 ARIMA(0, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂ による推計結果

パラメタ	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-4.969×10^{-4}	4.174×10^{-4}	-1.19	0.234
MA(1)	-0.242	0.038	-6.37	0.000
MA(12)	-0.803	0.036	-22.24	0.000
残差標準偏差		0.0467088		
AIC		-1318.483		
対数尤度		663.2413		
Q 統計量 (p 値)		20.0920 (0.9964)		

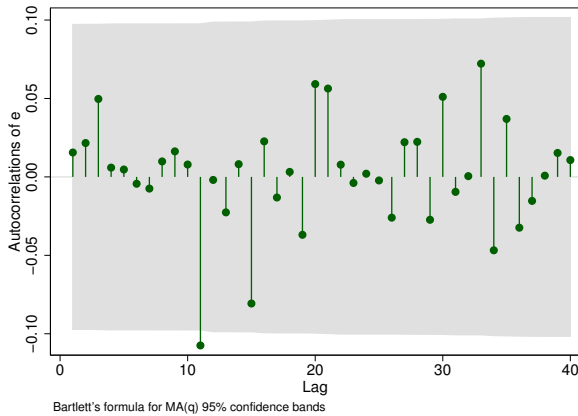


図- 28 対数・差分系列（残差）の自己相関関数

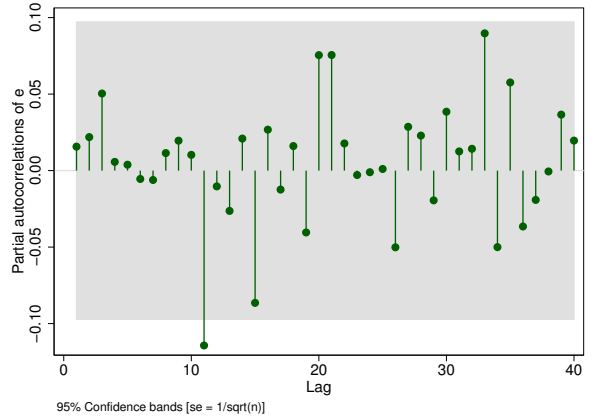


図- 29 対数・差分系列（残差）の偏自己相関関数

$(P, D, Q)_s$ の可能性として、 $d = D = 1$ 及び $s = 12$ を所与とし、 $0 \leq p, q, P, Q \leq 2$ となる 81 通りの (p, q, P, Q) について、 $\phi, \Phi, \theta, \Theta$ の値を推計することとする。最終的なモデルの決定のため、2.1 節で既に述べた AIC を評価指標とし、その値が最小となるものを選択するものとする。ただし、推定された $\phi, \Phi, \theta, \Theta$ の値が非合理と思われるものは、除外する。

以上の手続きにより、国内航空旅客需要を記述するモデルとして、ARIMA(0, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂ が同定された。その推計結果を表-6 に示す。ただし、同表において、 $\theta_1 = \text{MA}(1)$ 及び $\Theta_1 = \text{MA}(12)$ と表記している。定数項を除き、いずれのパラメタの t 値は高く、有意に推定されている。

図-27 は、同定・推計された ARIMA モデルによる国際航空貨物需要の再現結果である。実績値は実線、モデルによる再現値は点線で示している。モデルは、実績を程よく再現していることが分かる。

同定・推定されたモデルによる残差の定常性を確認するため、図-28 及び図-29 に、それぞれ、標本自己相関関数及び標本偏自己相関関数のコログラムを示す。図中のうす墨の領域は、標本（偏）自己相関の値が 0 であるという検定の

95%棄却点を図示したものであり、同定・推定されたモデルによる残差が（偏）自己相関を有さないことが確認できよう。表-6 の下段に、自由度 40 のかばん検定 (Portmanteau test) の結果を示しているが、Q 統計量の値は、 $\chi^2(m)$ の 95%点より低い値であり、その P 値は 0.99 を超えている。このことから、同定・推定されたモデルによる残差が（偏）自己相関を有さないものと判断される。

次に、季節変動自己回帰移動平均モデルによる将来予測の精度について検討するため、過去のある一時点以前の実績値のみを用いて、その時点以降の実績値を再現することを試みる。具体的には、前節と同様に、1999 年 12 月基準予測と実績値を比較検討する。

表-7 に、1999 年 12 月基準予測の結果を示す。いずれも、モデルとして ARIMA(0, 1, 1) × (0, 1, 1)₁₂ が同定され、1975 年から 2009 年の実績値によるモデルと同じ構造となった。同表において、 $\theta_1 = \text{MA}(1)$ 及び $\Theta_1 = \text{MA}(12)$ と表記している。

定数項以外のパラメタは統計的に有意に推計されており、その t 値の絶対値も高い。また、自由度 40 の Q 統計量の値

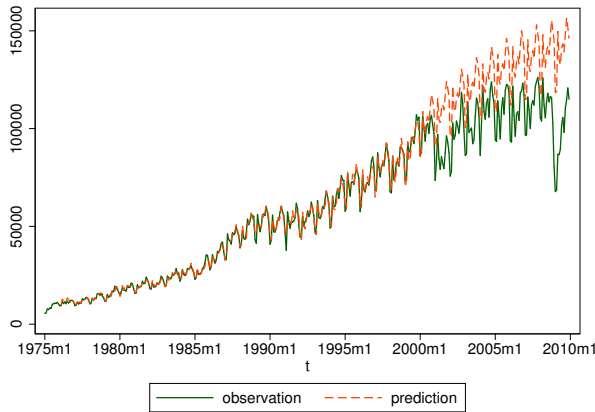


図- 30 国際航空貨物需要の実績値と予測値（2000年1月以降予測）の比較

は、 $\chi^2(m)$ の95%点より低い値であるとともに、そのP値は0.98程度である。40以下のあらゆる次数において自己相関が存在しない、という帰無仮説を棄却するものではない。

図-30に、1999年12月基準予測及び実績値を、それぞれ点線及び実線としてグラフに示す。実績値においては、2001年9月に需要の顕著な減少が見られ、米国同時多発テロ事件による急激な需要の落ち込みが反映されたものと推察される。このため、1999年12月基準の予測との乖離が、時点の経過とともに拡大していく傾向が見られる。

図-31に、1999年12月基準予測による区間予測と実績値を時系列グラフにしたものを示す。区間予測については、前節と同様の方法により、予測誤差(MSE)の近似値をシミュレーションにより推計し、95%区間予測及び68%区間予測の結果を図示した。

その結果、実績値は点予測と68%区間予測(下限)の間に推移していることが分かる。95%区間予測の幅は、2003年で点予測の100%、2007年で点予測の200%となっており、推定の精度は短期であっても低い。これは、国内航空旅客需要または国際航空旅客需要の場合と異なり、季節変動自己回帰移動平均モデルの適用の際に、データを自然対数変換して分析したことに起因するものと考えられる。

以上により、国際航空旅客需要予測における季節変動自己回帰移動平均モデルの適用性について、以下のように小括される。

- 季節変動自己回帰移動平均モデルによる区間予測は、5年程度の短期予測であっても、その区間予測の幅は大きく、推定の精度は低い。これは、分析の際に、データを自然対数変換したことに起因する。滑走路やターミナルの増設といった空港土木建築施設の新設・大規模改修計画等のための予測手法としては、その適用に困難があ

表- 7 2000年1月以降の予測結果

パラメタ	係数	標準誤差	t 値	p 値
定数項	-4.983×10^{-4}	4.971×10^{-4}	-1.00	0.316
MA(1)	-0.353	0.046	-7.67	0.000
MA(12)	-0.773	0.048	-16.05	0.000
残差標準偏差		0.0446181		
AIC		-951.4157		
対数尤度		479.7078		
Q 統計量 (p 値)		23.5174 (0.9823)		

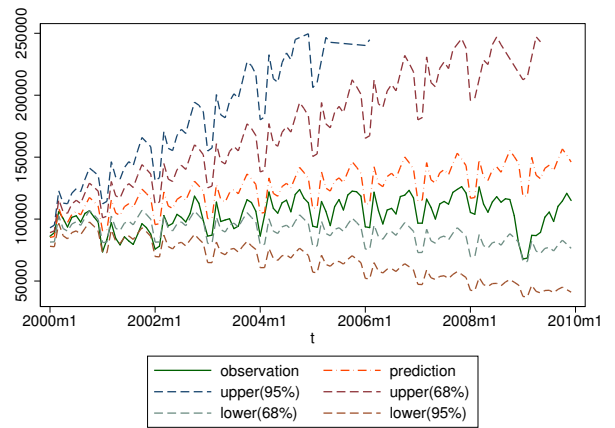


図- 31 国際航空貨物需要の実績値、推計値及び95%信頼区間（2000年1月以降予測）

るだけでなく、5年程度の短期予測に対しても、その適用に十分留意が必要であることを示唆するものである。

3. ベクトル誤差修正モデル (VECM) による航空需要と GDP の長期的な均衡関係

3.1 見せかけの回帰

我が国の航空需要予測においては、その手法として四段階推計法を採用している¹⁾。即ち、(1) 全国の生成交通量の推計、(2) 地域別の発生交通量の推計、(3) 地域間の交通量(分布交通量)の推計、(4) 交通機関別交通量(機関選択)の推計及び(5) 航空経路別(空港別)の需要推計、という多段階の推計を行うものである。

航空需要予測の実務においては、第一段階の全国の生成交通量を推計する際に、GDPを説明変数としてその推計を行っ

表- 8 国内航空旅客輸送量の乱数への回帰

	random1	random2	random3	random4	random5
α	16.292 (152.67)	16.835 (240.50)	16.411 (91.99)	16.969 (228.14)	16.605 (226.37)
β	0.0385 (15.79)	0.0254 (16.62)	0.0605 (8.74)	0.0237 (13.92)	0.0299 (18.87)
$\overline{R^2}$	0.880	0.890	0.689	0.850	0.913

表- 9 国際航空旅客輸送量の乱数への回帰

	random1	random2	random3	random4	random5
α	13.752 (86.64)	14.521 (141.89)	13.840 (59.13)	14.729 (127.53)	14.185 (137.00)
β	0.0549 (15.11)	0.0362 (16.23)	0.0895 (9.86)	0.0334 (12.63)	0.0429 (19.15)
$\overline{R^2}$	0.870	0.885	0.739	0.823	0.915

表- 10 国際航空貨物輸送量の乱数への回帰

	random1	random2	random3	random4	random5
α	17.025 (89.00)	18.037 (162.32)	17.070 (61.99)	18.309 (138.05)	17.582 (176.93)
β	0.0734 (16.78)	0.0489 (20.16)	0.1225 (11.47)	0.0453 (14.91)	0.0579 (26.95)
$\overline{R^2}$	0.892	0.923	0.793	0.867	0.955

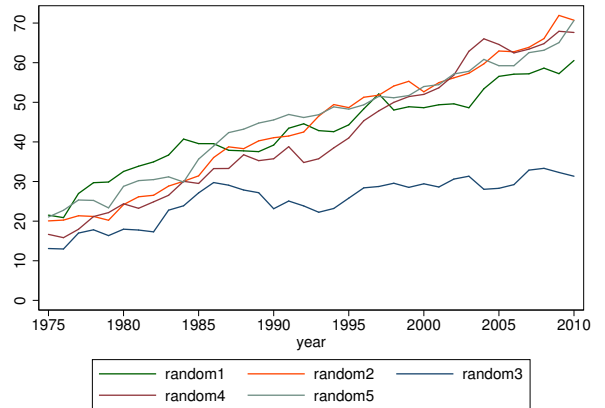


図- 32 乱数によって任意に発生させた時系列

ているが、GDP と航空需要予測との間の因果関係は、「見せかけの回帰」と呼ばれる問題の可能性が指摘されるため、最小二乗法 (OLS) による説明力の高さだけからは、必ずしも明らかであるとは言えない。

ここで、原系列 y_t が非定常過程であり、差分系列 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ が定常過程であるとき、当該過程を単位根過程という。そして見せかけの回帰とは、単位根過程 y_t を、これと何ら関係を有さない別の単位根過程 x_t に回帰すると、あたかも x_t と y_t の間に有意な関係があり、回帰の説明力が高いように見える現象をいう。後で示すように、国内航空旅客需要、国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要（いずれも自然対数変換後のものをいう。以下同じ.）、並びに、GDP（自然対数変換後のものをいう。以下同じ.）は、単位根過程である。

見せかけの回帰の例として、国内航空旅客需要、国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要を被説明変数 (y_t) とし、乱数により発生させた任意の 5 種類の単位根過程 (x_t) にそれぞれ $y_t = \alpha + \beta x_t$ に回帰した結果を表-8、表-9 及び表-10 に示す (カッコは t 値)。ここで説明変数たる単位根過程は、

$$x_t = x_{t-1} + 1 + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, 2^2) \quad (10)$$

により任意に発生させたものである (具体的な乱数列は、付表-A.1 及び図-32 参照)。

その結果、国内航空旅客需要、国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要ともに、任意に発生させた乱数列による回帰の説明力は、その修正決定係数 $\overline{R^2}$ が 0.8 を超えるなど極めて高く、また、パラメタの t 値も非常に高い値を示しており、有意に推定されている。

以上のことは、国内航空旅客需要、国際航空旅客需要または国際航空貨物需要を GDP に回帰させた結果、両者の間に有意な関係があり、回帰の説明力が高い結果が得られたとしても、直ちにそれが、両者の間に因果関係が存在するとは限らないことを示唆するものである。

本研究では、ともに単位根過程である、国内航空旅客需要、国際航空旅客需要または国際航空貨物需要、及び、GDP の間の因果性の有無を、ベクトル誤差修正モデル (VECM) により検証する。

3.2 ベクトル誤差修正モデル (VECM) 及びグレンジャー因果性テストの概要

ベクトル誤差修正モデル (VECM) のグレンジャー因果性テストに関する技術的解説は、沖本 (2010)³⁾ や Hamilton(1994)⁴⁾ に詳しい。本項においては、その概要のみを記す。なお、同モデルを航空市場の分析に利用した事例として、台湾における国際航空貨物と GDP との関係性を考察した Chang ら⁶⁾ の報告がある。

表- 11 Phillips-Perron unit root tests

Variables	With a time trend
DP	0.101
IP	-0.506
IC	-0.313
Y	-0.254
Δ DP	-4.232 **
Δ IP	-6.625 **
Δ IC	-6.509 **
Δ Y	-5.128 **

** : 1% 有意水準

表- 12 Maximum likelihood cointegration tests

共和分の階数	トレース検定	最大固有値検定
	Statistics	Statistics
国内旅客 0 次	13.28	10.26
国際旅客 0 次	18.63*	14.28*
国際貨物 0 次	20.36*	15.31*

* 95%臨界値, ** 99%臨界値

単位根過程の 2 変量 x_t 及び y_t が, ある係数 ψ について $y_t - \psi x_t$ が定常となる時, この 2 変量は共和分の関係にあるという. 2 変量 x_t 及び y_t が共和分関係にあるというのは, 2 変量が共通の確率過程を持つ, または, 均衡関係にあるということを意味している.

ここで, 2 変量 x_t 及び y_t が共和分の関係にある場合, 以下のようにモデル化する.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha_1 + \lambda_{11} \Delta y_{t-1} + \dots + \lambda_{1p} \Delta y_{t-p} + \beta_{11} \Delta x_{t-1} \\ &\quad + \dots + \beta_{1p} \Delta x_{t-p} + \eta_1 (y_t - \psi x_t) + \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_t &= \alpha_1 + \lambda_{21} \Delta y_{t-1} + \dots + \lambda_{2p} \Delta y_{t-p} + \beta_{21} \Delta x_{t-1} \\ &\quad + \dots + \beta_{2p} \Delta x_{t-p} + \eta_2 (y_t - \psi x_t) + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (11)$$

このモデルがベクトル誤差修正モデル (Vector Error Correction Model) であり, $y_t - \psi x_t$ は誤差修正項と呼ばれる.

グレンジャー因果性は, 以下のように定義される.

(x_t, y_t) という 2 つの変量を考える. 現在と過去の x_t の値だけに基づいた将来の x_t の予測と, 現在と過去の x_t, y_t の値に基づいた将来の x_t の予測を比較して, 後者の平均二乗標準誤差 (MSE) が小さいとき, y_t から x_t へのグレンジャー因果性が存在するという.

グレンジャー因果性の有無は, 以下のように判断する (グレンジャー因果性テスト). グレンジャー因果性が存在しないということは, 式 (11) の第二式において, $\lambda_{2i} = 0 \forall i \in p$ と同値である. VECM の枠組では, 短期のグレンジャー因果性を F 検定により検定する. 長期のグレンジャー因果性は, 誤差修正項 (式 (11) の η_i) が有意であるか否かにより判定される.

3.3 使用データ

国内航空旅客輸送量, 国際航空旅客輸送量及び国際航空貨物輸送量については, 2 章と同様, 航空輸送統計年報における 1975 年から 2009 年の暦年データを, 自然対数変換したものをを用いた. また, GDP については, 2000(平成 12) 年暦年

連鎖価格による実質 GDP を用いた. 出典は内閣府経済社会総合研究所「国民経済計算」である. なお, 1979 年以前の GDP データにあつては, 68SNA の伸び率を用いて 93SNA の値を接続したものをを用いる.

3.4 分析結果

(1) 単位根検定

ベクトル誤差修正モデルを適用するためには, 分析に用いる国内航空旅客需要, 国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要, 並びに, GDP の系列が, それぞれ, 単位根過程であることについて, 予め確認する必要がある. そのため, 本研究では, Phillips and Perron による PP 検定により, 単位根検定を実施した. その結果を表-11 に示す.

表中の各記号は以下の定義による. 即ち, DP を国内航空旅客需要, IP を国際航空旅客需要, IC を国際航空貨物需要, Y を実質 GDP とする. Δ は 1 階の階差を示す. PP 検定の結果, 国内航空旅客需要, 国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要, 並びに, GDP はいずれも, 単位根過程であることが確認された.

(2) 共和分検定

次に, 国内航空旅客需要, 国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要並びに GDP の間の共和分関係の有無について検定する. このため, 「 H_0 : 共和分関係が存在しない」という帰無仮説に対して, トレース検定及び最大固有値検定を実施した. その結果, 国内航空旅客輸送量については, 5%有意水準で当該帰無仮説が棄却されなかった. しかしながら, トレース検定の結果は, 帰無仮説を棄却できないものの, 95%臨界値に近似した値が得られたため, 次項において, VECM の推計は行うものとする.

一方, 国際航空旅客輸送量及び国際航空貨物輸送量については, 当該帰無仮説が棄却された. 即ち, 国際航空旅客輸送量または国際航空貨物輸送量と GDP の間に共和分関係が存在するものと判断された.

なお, 共和分検定を実施するにあたり, 赤池情報量基準

表-13 VECM の適用結果 (国内航空旅客輸送量)

	ΔDP	ΔY
定数項	0.0001 (0.00)	-0.0002(-0.04)
$\Delta DP(-1)$	0.4134(2.42)*	0.1153(1.55)
$\Delta Y(-1)$	-0.3458(-0.67)	0.4664(2.08)*
ECT(-1)	-0.1966(-3.18)**	-0.0495(-1.84)
R^2	0.6129	0.7506
F 統計量	47.49785	90.26574
共和分関係	DP-0.992Y(-6.07)-5.264	

表-14 VECM の適用結果 (国際航空旅客輸送量)

	ΔIP	ΔY
定数項	0.0001(0.00)	-0.0011(-0.18)
$\Delta IP(-1)$	0.0792(0.46)	0.0634(1.41)
$\Delta Y(-1)$	-0.7838(-0.96)	0.6021(2.87)**
ECT(-1)	-0.3248(-3.78)**	-0.0248(-1.12)
R^2	0.5220	0.7335
F 統計量	32.75935	82.58806
共和分関係	IP-1.591Y(-9.16)+4.250	

表-15 VECM の適用結果 (国際航空貨物輸送量)

	ΔIC	ΔY
定数項	0.0001(0.01)	-0.0042(-0.68)
$\Delta IC(-1)$	0.0319(0.19)	0.0972(2.31)*
$\Delta Y(-1)$	-0.7297(-0.99)	0.6635(3.61)**
ECT(-1)	-0.2498(-3.74)**	-0.0078(-0.46)
R^2	0.6129	0.7568
F 統計量	47.49253	93.33706
共和分関係	IC-2.052Y(-8.89)+6.011	

表-16 グレンジャー因果性テスト (国内旅客)

被説明変数	F 統計量		T 統計量	
	(短期)		(長期)	
	ΔDP	ΔY	ECT_{t-1}	
ΔDP	-	0.45	-3.18	**
ΔY	2.39	-	-1.84	

** 1%有意水準

表-17 グレンジャー因果性テスト (国際旅客)

被説明変数	F 統計量		T 統計量	
	(短期)		(長期)	
	ΔIP	ΔY	ECT_{t-1}	
ΔIP	-	0.93	-3.78	**
ΔY	2.00	-	-1.12	

** 1%有意水準

表-18 グレンジャー因果性テスト (国際貨物)

被説明変数	F 統計量		T 統計量	
	(短期)		(長期)	
	ΔIC	ΔY	ECT_{t-1}	
ΔIC	-	0.99	-3.74	**
ΔY	5.33 *	-	-0.49	

** 1%有意水準 *5%有意水準

(AIC) 及びベイズ情報量基準 (BIC) を用いてラグ次数を予め定めた。国内航空旅客需要及び国際航空旅客需要については、AIC 基準では、ラグの次数を増やすほど、AIC の値が減少することが確認された一方、BIC 基準では2次のラグにおいて、情報量が最小の値となった。どちらの情報量基準により判断を行うのが適切であるか必ずしも明らかでないが、データ数の制約を考慮して、本研究では BIC 基準によるラグ2を採用することとした。また、国際航空貨物需要については、AIC 基準及び BIC 基準ともに、ラグ2において情報量が最小となったことから、国内・国際航空旅客需要と同様に、ラグ2を採用した。

(3) VECM による推計結果

表-13、表-14 及び表-15 に、国内航空旅客需要、国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要に係る VECM の適用結果を示す。表中の ECT は誤差修正項の調整係数 (式 (11) における η_i 。以下同じ。) を示す。() 内は、それぞれの係数の t 値である。更に、表-16、表-17 及び表-18 に、国内航空旅客需要、国際航空旅客需要及び国際航空貨物需要に係るグレンジャー因果性テスト (短期及び長期) の結果を示す。

各表には、それぞれ推定された実質 GDP との間の共和分関係を示している。なお、カッコ内の数値は、共和分関係において推定された係数の t 値である。共和分関係は、航空需要を基準として記述している。

国内航空旅客需要と GDP との間の因果関係については、GDP から国内航空旅客需要に対するグレンジャーの意味での長期の因果性を見出すことができた。なお、誤差修正項の調整係数の符号は、航空需要の増減の方向が、GDP の増減の方向に一致することを示唆するものであり、推定された調整

係数は有意である。すなわち、均衡状態に比べて GDP が高い場合、将来の国内航空旅客需要が上昇すると予測される。なお、共和分関係における Y の係数は、最小二乗法 (OLS) により推計される係数 (1.458) より小さい。一方、国内航空旅客需要から GDP に対する長期の因果性については、5%有意で見出すことが出来なかった。また、推定された調整係数は、有意ではないものの、国内航空旅客需要と GDP との間に長期的均衡を保つ力が働いていることが分かる。なお、短期においては、GDP から国内航空旅客需要に対するグレンジャーの意味での因果性、または、国内航空旅客需要から GDP に対するグレンジャーの意味での因果性を見出すことが出来ない。更に、 ΔDP 式でみた、 ΔY の係数は、有意に推計されたものではないが、GDP が増加すると短期的に国内旅客需要が減少するといった、従前からの理解と異なる符号を示しているので注意が必要である。

国際航空旅客需要と GDP との間の因果関係については、GDP から国際航空旅客需要に対するグレンジャーの意味での長期の因果性を見出すことができた。なお、誤差修正項の調整係数の符号は、航空需要の増減の方向が、GDP の増減の方向に一致することを示唆するものであり、推定された調整係数は有意である。すなわち、均衡状態に比べて GDP が高い場合、将来の国際航空旅客需要が上昇すると予測される。なお、共和分関係における Y の係数は、最小二乗法 (OLS) により推計される係数 (2.102) より小さい。一方、国際航空旅客需要から GDP に対する長期の因果性については、5%有意で見出すことが出来なかった。また、推定された調整係数は、有意でないものの、国際航空旅客需要と GDP との間に長期的均衡を保つ力が働いていることが分かる。な

お、短期においては、GDP から国際航空旅客需要に対するグレンジャーの意味での因果性、または、国際航空旅客需要から GDP に対するグレンジャーの意味での因果性を見出すことが出来なかった。更に、 ΔIP 式でみた、 ΔY の係数は、有意に推計されたものではないが、GDP が増加すると短期的に国内旅客需要が減少するといった、従前からの理解と異なる符号を示しているので注意が必要である。

国際航空貨物需要と GDP との間の因果関係については、GDP から国際航空貨物需要に対する長期の因果性を見出すことができた。なお、誤差修正項の調整係数の符号は、航空需要の増減の方向が、GDP の増減の方向に一致することを示唆するものであり、推定された調整係数は有意である。すなわち、均衡状態に比べて GDP が高い場合、将来の国際航空貨物需要が上昇すると予測される。なお、共和分関係における Y の係数は、最小二乗法 (OLS) により推計される係数 (2.798) より小さい。一方、国際航空旅客需要から GDP に対するグレンジャーの意味での長期の因果性については、5%有意で見出すことが出来なかった。また、推定された調整係数は、有意なものでないものの、国際航空貨物需要と GDP との間に長期的均衡を保つ力が働いていることが分かる。なお、短期においては、国際航空貨物需要から GDP に対するグレンジャーの意味での因果性を見出すことができた。即ち、短期において国際航空貨物需要が増えると、GDP の増加に寄与することが確かめられた。その一方、GDP から国際航空旅客貨物に対するグレンジャーの意味での因果性を見出すことは出来なかった。更に、 ΔIP 式でみた、 ΔY の係数は、有意に推計されたものではないが、GDP が増加すると短期的に国内旅客需要が減少するといった、従前からの理解と異なる符号を示しているので注意が必要である。

以上の結果をまとめると、以下のように小括される。

- 航空需要と GDP との間のグレンジャーの意味での長期の因果関係については、 $GDP \rightarrow$ 国内航空旅客需要、 $GDP \rightarrow$ 国際航空旅客需要及び $GDP \rightarrow$ 国際航空貨物需要の方向の因果性を見出すことができた。また誤差修正項の符号により、いずれも、均衡状態に比べて GDP が高い場合、将来の国内航空旅客需要が上昇すると予測されることが示唆された。しかしながら、各航空需要から GDP に対するグレンジャーの意味での長期の因果性は、いずれも、見出すことが出来なかった。
- 航空需要と GDP との間の短期の因果関係については、国際航空貨物から GDP に対するグレンジャーの意味での因果関係のみ見出すことが出来た。
- 有意な推計結果でないものの、VECM の推計結果の一部に、「GDP が増加すると短期的に国内旅客需要が減少する」ことを示唆するような結果を含むので、その解釈に留意が必要である。また、航空需要と GDP との間の共和分関係において推計された Y の係数は、最小二乗法 (OLS) による推計結果よりもいずれも小さいものとなった。共和分関係において推計された係数の妥当性等に係る検討は、本研究の範囲を超えるため、今後も引き続き検討が必要である。また、航空需要に影響を与えるような GDP 以外の要素についても、引き続き検討が必要である。

4. まとめ

本研究の主要な結論は以下の通りである。

- 航空需要予測における季節変動自己回帰移動平均モデル (ARIMA) の適用性について検討したところ、以下の結論を得た。
 - － 差分系列により分析可能な、国内・国際航空旅客需要の予測では、5年程度の短期予測に有効である可能性がある。対数・差分系列となる国際航空貨物需要の予測については、5年程度の短いスパンであっても、同手法の適用は、そのままでは困難である。
 - － 5-10年以上を予測期間とする長期予測には、推計される区間予測の幅が大きく、同手法を直ちに適用することは困難である。しかしながら、航空需要の動向に大きく影響を与えるような状態の変化を考慮可能なモデル (一般的な状態変化モデル) については、推計精度の向上が期待されるので、引き続き、適用性に係る検討が必要である。
- ベクトル誤差修正モデル (VECM) により、航空需要と GDP の長期的な均衡関係について考察したところ、以下の結論を得た。
 - － 長期的な均衡関係として、 $GDP \rightarrow$ 国内航空旅客需要、 $GDP \rightarrow$ 国際航空旅客需要、 $GDP \rightarrow$ 国際航空貨物需要のグレンジャーの意味での因果性が確認できた。いずれの場合も、均衡状態に比べて GDP が高い場合、将来の航空需要が上昇すると予測されることが示唆された。
 - － 本研究は、航空需要と GDP の関係のみを考察したものであり、航空市場に影響を与えると想定される GDP 以外の要素を含めた、航空需要の長期的均衡関係に係る検討が必要である。

本研究は、航空需要予測における計量時系列分析手法の適用性について検討を行ったものであるが、その内容は基礎的

なものに留まる。実務に応用可能なモデルの開発のためには、更に高度なモデル（例えば、状態変化モデル）による詳細な検討が必要である。その成果については、後日研究報告等として取りまとめることを考えている。

(2011年8月31日受付)

参考文献

- 1) 例えば、国土技術政策総合研究所 (2007):航空需要予測について、国土技術政策総合研究所ホームページ <http://www.y.sk.nilim.go.jp/kakubu/kukou/keikaku/juyou1.html> (2011/8/31 アクセス).
- 2) 杉村佳寿・石倉智樹・広瀬宗一・山口高男 (2003):季節変動を考慮した時系列分析プログラムの作成と航空関連需要分析への適用性について、国土技術政策総合研究所資料, No.129, 2003.
- 3) 沖本竜義 (2010):経済・ファイナンスデータの計量時系列分析, 朝倉書店.
- 4) Hamilton,J.(1994), Time Series Analysis, Princeton University Press.
- 5) ハーベイ, A.C.(1985): 時系列モデル入門, 国友直人・山本拓訳, 東京大学出版会.
- 6) Chang,Y. and Chang,Y.(2009), "Air cargo expansion and economic growth: Finding the empirical link", Journal of Air Transport Management Vol.15, pp.264-265.

付録 A 見せかけの回帰（3.1 節）で発生させた乱数

3.1 節において発生させた乱数は以下の通りである。

図 A- 1 3.1 節において発生させた乱数表

year	random1	random2	random3	random4	random5
初期値	21.5152	20.0636	13.0901	16.6605	21.0571
Δx_{1976}	-1.6269	-0.7967	-1.1156	-1.8277	0.6846
Δx_{1977}	5.0865	0.0949	3.0174	1.1157	1.5968
Δx_{1978}	1.7356	-1.1746	-0.1697	2.2110	-1.1048
Δx_{1979}	-0.8327	-1.9595	-2.4691	-0.0004	-2.8855
Δx_{1980}	1.6659	2.9494	0.6135	1.2181	4.4391
Δx_{1981}	0.3240	0.9719	-1.2078	-2.1342	0.4409
Δx_{1982}	0.0884	-0.6171	-1.4606	0.6273	-0.7412
Δx_{1983}	0.7361	1.3164	4.4721	0.6575	-0.2992
Δx_{1984}	3.0261	0.2213	0.1105	2.5305	-2.3176
Δx_{1985}	-2.1516	0.3682	2.2527	-1.5426	4.7845
Δx_{1986}	-1.0144	3.6194	1.6065	2.7520	2.3140
Δx_{1987}	-2.6689	1.6978	-1.6592	-0.9706	2.3758
Δx_{1988}	-1.1406	-1.4605	-2.2163	2.4616	-0.1269
Δx_{1989}	-1.1954	0.9723	-1.6835	-2.4891	0.5397
Δx_{1990}	0.6647	-0.1996	-5.0440	-0.5176	-0.2042
Δx_{1991}	3.2423	-0.5797	0.9462	2.0420	0.3803
Δx_{1992}	0.1225	0.0141	-2.2360	-4.9964	-1.7739
Δx_{1993}	-2.7237	3.0149	-2.6006	-0.0447	-0.2916
Δx_{1994}	-1.2686	1.9111	-0.0473	1.7434	0.9801
Δx_{1995}	0.7250	-1.7719	1.6053	1.4929	-1.5770
Δx_{1996}	3.0404	1.6208	1.6039	3.3505	0.0935
Δx_{1997}	2.7687	-0.4832	-0.6633	1.4992	1.1292
Δx_{1998}	-5.0720	1.3180	-0.1754	1.1476	-1.3473
Δx_{1999}	-0.1684	0.1940	-2.0454	0.4588	-0.4381
Δx_{2000}	-1.2422	-3.6518	-0.0994	-0.4484	1.2728
Δx_{2001}	-0.2571	1.3158	-1.8019	0.6595	-0.5286
Δx_{2002}	-0.7625	0.2044	0.9966	2.2123	1.6951
Δx_{2003}	-1.9928	0.1593	-0.2768	5.0052	-0.3260
Δx_{2004}	3.7934	1.3830	-4.3017	2.1538	2.0064
Δx_{2005}	2.1311	2.2317	-0.7544	-2.4308	-2.5891
Δx_{2006}	-0.4466	-1.1799	-0.0655	-3.1324	-1.0023
Δx_{2007}	-0.9095	0.1037	2.6574	-0.0367	2.2986
Δx_{2008}	0.4347	1.2048	-0.5445	0.3762	-0.3973
Δx_{2009}	-2.4000	4.8594	-2.0381	2.1228	0.9300
平均値	0.1154	0.4472	-0.4786	0.4562	0.4168
標準偏差	2.1729	1.7504	2.0091	2.0691	1.8836

(注) $\Delta x_t = x_t - x_{t-1} - 1$ である。

国土技術政策総合研究所資料

TECHNICAL NOTE of NILIM

No. 652 September 2011

編集・発行 ©国土技術政策総合研究所

本資料の転載・複写のお問い合わせは

〒239-0826 神奈川県横須賀市長瀬 3-1-1
管理調整部企画調整課 電話:046-844-5019