

都市間旅行パターンに対する空港の存在効果

山口裕通¹・奥村誠²

¹正会員 日本学術振興会特別研究員・東北大学災害科学国際研究所（〒980-0845 仙台市青葉区荒巻字青葉 468-1 S-502W）
E-mail: h-ymgc@plan.civil.tohoku.ac.jp

²正会員 東北大学教授 災害科学国際研究所（〒980-0845 仙台市青葉区荒巻字青葉 468-1 S-502W）
E-mail: mokmr@m.tohoku.ac.jp

我が国の地方空港の大半は赤字運営であり、地方自治体による公的補助金や様々な利用促進施策によって維持されているのが現状である。公的資金を利用する以上、地域の都市間交流にどれだけの効果があるかを確認して、維持のための施策を決定する必要があるが、代替となりうる他の空港や交通モードを十分に反映して、その効果の推計がなされているとは言い難い。本研究では、他の交通サービスとの代替性を扱いつつ、2種類の都市間旅行パターンに対する空港の存在効果を分析する。分析する旅行パターンの1つ目が、各地域の旅行発生量とその個人差を示す旅行回数分布であり、2つ目が、各地域の流入量（集中量）である。これらの都市間旅行パターンに対する空港の存在効果を明らかにするために、20年分の都市間旅行データを用いて、旅行回数分布モデルと旅行先・モード選択モデルを作成した。作成したモデルの感度分析を通じて、空港の存在効果の特徴と、都道府県と空港ペアごとの空港存在効果を定量的に明らかにした。

Key Words: Substitution level, Generalized Nested Logit model, value of service existence

1. はじめに

我が国では、地方部を中心に人口減少が進んでおり、それに伴って国内の都市間旅行量も減少することが予想される。利用者数が減少すると、固定費用部分が大い公共交通機関では経営状態が悪化し、サービスの維持が困難になる可能性がある。このとき、行政は補助制度などを用いて、採算が取れなくなった赤字交通サービスを維持するべきなのだろうか？

基本的に、航空サービスは、規制制度などによる行政の介入が必要であるとされている。これは、輸送密度の経済性による航空会社間の不完全競争、空港における外部性や公共財の性質などが根拠とされている¹⁾。また、我が国を含め多くの国で、赤字の地方航空路線を公的資金で維持する政策が行われており、その効果として一人当たり収入の増加など地方経済に大きな効果があったことも示されている²⁾。確かに、離島部の航空路線など、代替となる航空路線が全く存在しない場合などは、当該地方の経済や生活に重要な役割を担っていると考えられ、ナショナルミニマムとして維持すべきともいえるであろう。

しかし、代替となる交通サービスが存在する場合には、一概に公的補助が必要とは言い難い。例えば、ある空港の機能が停止したとしても、その交通サービスのすべての利用者が代替サービスを利用して同等の交通行動を実現できる場合には、行政の介入は交通市場の競争環境を歪めるだけで正当化されるものではないで

あろう。我が国では、離島部を除けば、各地域は高速道路や鉄道、航空路線といった多重の交通ネットワークによって網羅されており、ほとんどのケースで代替となるサービスが存在している。また、財政的にも、現存する“すべての”交通サービスの維持を保障することは不可能である。そのため、地域の都市間交流への重要性が特に大きい重要な路線を把握したうえで、その路線に絞った施策を行っていくことが重要となる。

このような場合、地方自治体は「どの空港の存在が、地域の都市間交流にとって重要であるか？」という疑問に定量的に答える分析を行い、その結果を踏まえて政策決定を行う必要がある。しかし、現状で実施されている公的補助施策の根拠としては当該サービスの搭乗率や利用者数が示されるばかりで、交通ネットワーク上での代替関係を十分に考えて空港の必要性を定量的に検討しているとは言い難い。結局、地方自治体が運営する空港の存在意義を強調するために、比較的多い旅行者数が期待できる東京への路線を公的資金で維持するという、その場しのぎの政策が行われているに過ぎないといえる。

このような背景のもと、本研究では都道府県レベルにおける空港機能の維持に関する意思決定をより効率的に行なうために、「空港の機能停止は、地域の都市間交流構造をどのように変え、どれだけ交流を衰退させてしまいうるか？」といった疑問に、定量的に答えるための方法を提示する。そして、実際にシミュレーションを行い、我が国における空港機能停止による交流構

造変化の特徴を整理する。これまでも、Kato et al.³⁾ や Yao and Morikawa⁴⁾ など、我が国の都市間旅行需要モデルは複数提案されており、弾力性を議論することを通じて、代替関係にある路線間の関係性は分析されてきている^{5) 6)}。しかし、これらの研究は所要時間の短縮や運賃の値下げといった LOS 変化に着目したものであり、存在効果とは異なる。本研究では空港の機能停止（選択肢集合の縮小）による影響に特に着目する。

空港の機能が停止したときに、その空港の潜在的な利用者の行動変化は、以下の 3 つに分類することができる：

- (1) 他の経路で同じ旅行先へ旅行する、
- (2) 旅行先を変更する、
- (3) 旅行自体をとりやめる。

これらの行動変化がどのようなシェアになるかは、分析対象空港の周辺環境に大きく依存すると推測される。例えば、代替となる交通サービスの利用に多くの追加コストが必要となる場合には、(1) の行動変化のシェアは小さく、(2) ~ (3) が選択される確率が高いであろう。また、代替サービスの移動コストあるいは効用が同等である場合は、後者の行動変化ほど選択肢間の類似度が小さいために起こりにくいと推測される。ここで、航空路線の地域経済への影響を議論する際には、路線廃止による (1) の行動変化が大半であるような場合には、路線を廃止しても都市間旅行・交流の量に影響がないために、問題ないであろう。対して、(2) と (3) の行動変化が多く起こるような路線の廃止は、当該地域を発着する旅行量の減少を意味し、地域経済への影響が特に大きいといえる。

本稿の分析では、これらの行動変化を表現する離散選択モデルのパラメータを、20 年分の我が国の国内都市間旅行データを用いて推定する。そして、そのモデルを用いた空港機能停止シミュレーションを通じて、どのような条件下にある空港では、(2) と (3) の行動変化がどの程度起こりやすいかを定量的に議論する。

本論文の構成は、以下のとおりである。2. では、本研究で用いる都市間旅行需要モデルの概要を説明する。3. では、空港の機能停止による都市間旅行パターンの変化シミュレーションの結果を分析する。4. は本論文の結論である。

2. 都市間旅行需要モデル

(1) 分析対象とモデルの全体構造

本研究では、空港の存在効果を推計する点に主眼をおき、205km 以上のゾーン間旅行行動を対象とする。ゾーンは、図-1 に示すように、都道府県単位を基準にした 46 ゾーンとする。このとき、北海道は、面積が広く道



図-1 本研究の分析対象 46 ゾーン

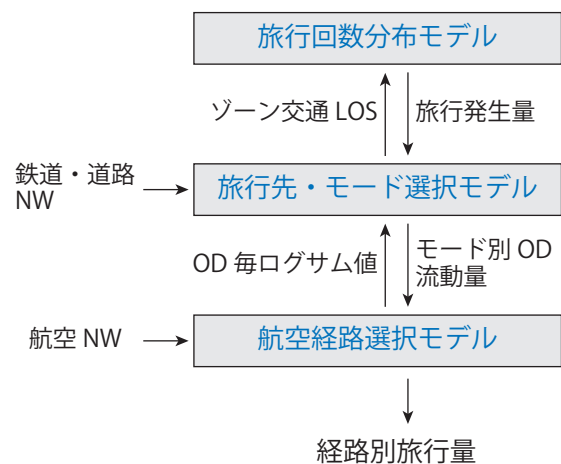


図-2 都市間旅行需要モデルの全体構造

内で利用空港が大きく異なるために、道北・道東・道央・道南の 4 つの地域に 4 分割した。これは、全国旅客純流動調査における 50 ゾーンと同じ基準である。首都圏は、空港数が少ないことから、1 都 3 県を「東京圏」として一つのゾーンに合算して分析をおこなう。また、沖縄県と離島部の空港は、鉄道や高速道路などによる代替が不可能であるなど、交通条件が大きく異なるために本研究では対象外とする。結果として、本研究では、2010 年 12 月時点で、本州・北海道・四国・九州に立地して定期便を運航する¹ 54 空港¹ を対象に分析を行う。

これらの空港機能が停止した場合の都市間旅行パターンへの影響を予測するために、本研究では 4 段階推定方法の考え方による都市間旅行需要モデルを作成し、シミュレーションを行った。本研究のモデルは、図-2 のような構造をとる。本研究に用いる都市間旅行需要モデルは 3 つのサブモデルを統合したものである：(1) 各ゾーン居住者の旅行回数分布をベースとした年間旅行

¹ ただし、短距離便しか運航をしていない、丘珠空港と但馬空港は対象外として除いている。

表-1 佐賀県・宮城県の空港アクセス LOS

	距離 (km)	業務	観光	私用・その他
佐賀県				
FUK 福岡空港	40.22	1.284 (0.039)	0.851 (0.073)	0.837 (0.041)
HSG 佐賀空港	10.63	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)
NGS 長崎空港	51.47	-1.556 (0.072)	-1.427 (0.134)	-1.918 (0.089)
宮城県				
SDJ 仙台空港	14.91	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)
GAJ 山形空港	46.83	-5.076 (0.492)	-2.182 (0.147)	-4.124 (0.584)
FKS 福島空港	121.94	-5.069 (0.535)	-2.110 (0.160)	-3.420 (0.454)
HND 羽田空港	317.05	-1.768 (0.040)	-1.736 (0.050)	-2.208 (0.056)

(括弧内は標準誤差)

発生モデル, (2) 旅行先選択における交差弾力性の差異を考慮できる旅行先・モード同時選択モデル, (3) 航空経路選択モデル. 3つのサブモデルは, 下層の選択モデルの期待最大値(ロジットモデルのログサム値)を組み込むことで階層的に統合される.

なお, 各モデルはすでに既発表のものであり, 本論文はそれらを統合利用したシミュレーションを行うものである. そのため, 以降ではモデルの重要な部分のみ説明を行う. モデルの詳細は, 既発表の論文(山口博士論文⁷⁾, あるいは旅行先・モード選択モデルと航空経路選択モデルは山口・奥村(2015)⁸⁾, 旅行回数分布モデルは Yamaguchi and Okumura (2015)⁹⁾ を参照いただきたい.

(2) 航空経路選択モデル

a) 航空経路選択モデルの定式化

航空経路選択モデルは, ロジットモデルを用いて以下のようなモデルを採用した.

$$P_{i,j,t,d}^{Air} = \frac{\exp(V'_{i,j,t,d})}{\sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp(V'_{i,j,t,d'})} \quad (1)$$

$$V'_{i,j,t,d} = \pi Trans_d + \rho_{(i, AP_d^{orig.})} + \rho_{(j, AP_d^{dest.})} \quad (2)$$

$P_{i,j,t,d}^{Air}$ は, 時点 t において i から j に航空を利用して移動する旅行者が, 経路選択肢集合 $D_{i,j,t}$ の中から経路 d を選択する確率である. $V'_{i,j,t,d}$ は, その経路 d の確定効用に相当する. $V'_{i,j,t,d}$ を構成する各変数のうち, $Trans_d$ は経路 d における乗り換え回数であり, π は乗り換え一回当たりのコストである. $AP_d^{orig.}$ は経路 d で最初に利用する空港, $AP_d^{dest.}$ は経路 d で最後に利用する空港であり, $\rho_{(i, AP_d^{orig.})}$ と $\rho_{(j, AP_d^{dest.})}$ は, それぞれ経路 d の空港アクセスとイグレスにかかるコストである.

このうち, $Trans_d, D_{i,j,t}$ が外生的にデータから付与する情報である. 経路集合 $D_{i,j,t}$ は, 5 時点の純流動調査で観測された航空経路のうち, 時点 t において経路を

構成するすべての航空サービスが運行されている² 経路の集合として作成した. なお, 各調査時点で観測されたサンプル数が平均 10 個以下であるような利用の少ない経路は, $OD(i, j)$ 毎の最多利用経路を残して除外した.

そして, 乗り換え回数の係数である π と, 空港アクセス・イグレスにかかるコスト ρ は, モデルのパラメータとして, 5 時点 20 年分 (1990, 1995, 2000, 2005, 2010) の全国幹線旅客流動調査データに適合するように, 旅行目的ごとに最尤推定法で算出した値を適用した.

本研究のモデルでは, 運賃や所要時間, 頻度, 航空会社の差異といった情報は用いない. これらの情報は, “ある程度は” 空港アクセス LOS に反映される. 例えば, 羽田空港は頻度などの面で突出して利便性の高い航空路線が多い空港であり, それによる利用シェアの高さを反映して羽田空港のアクセス LOS は高くなる. 勿論, 航空会社を決定するモデルを作成する, あるいは空港へのアクセス交通の改善効果を分析するためには, これらの情報は必須の情報であろう. しかし, 経路(発着空港ペア)レベルの選択であれば, 式(1,2)の情報で十分に現状の選択率を再現できており, 空港の「存在」効果に着目する本研究では, このアプローチで十分であると考えられる.

b) 空港アクセス LOS の推定結果(抜粋)

つぎに, 特徴的なゾーンにおける空港アクセス LOS ρ の推定結果をみていこう. このパラメータは, 各ゾーンにとっての空港のアクセスコストや空港の利便性を含んだ魅力度を示しており, 空港間・他モードとの代替関係を把握するための非常に重要な情報である. また, 各ゾーン i にとって最寄りの空港 a_i への空港アク

² 航空サービスの有無は, JTB 時刻表から作成した. なお, 純流動調査日に定期便が存在する空港間リンクを航空サービスが存在するとしている.

セス LOS との差として $(\rho'_{(i,b)} = \rho_{(i,b)} - \rho_{(i,\alpha_i)})$ を算出している。

表 1 は佐賀県と宮城県空港アクセス LOS の推定結果を示している。佐賀県発着の旅行において、十分な流動量が観測された利用空港は、福岡空港、佐賀空港、長崎空港の 3 空港である。この空港アクセス LOS の大小関係は、すべての旅行目的に共通して福岡空港 > 佐賀空港 > 長崎空港であり、最寄りでない福岡空港のアクセス LOS が最も高い。これは、頻度が多く多様な航空会社の選択肢がある福岡空港が、佐賀県におけるメイン空港としての機能を果たしており、佐賀空港はセカンダリー空港に過ぎないことを示している。なお、目的別にみると業務目的で、最も福岡空港のアクセス LOS が高く、佐賀空港が選択される確率が低い。

つぎに、宮城県における空港アクセス LOS の推定結果を確認しよう。宮城県発着の流動では、県内に立地する最寄り空港である仙台空港のほか、山形空港、福島空港、羽田空港が利用されている。空港アクセス LOS の大小関係は、すべての目的に共通して仙台空港 > 羽田空港 > 山形空港 or 福島空港であり、直線距離で 317km も離れている羽田空港が 2 番目に高い結果となった。これは、新幹線によるアクセスの良さ、非常に多くの航空路線数・便数があるという利便性の高さから、東京・羽田空港が「宮城県のセカンダリー空港」としての役割を担っていることを示している。

これらの結果は、我が国においては、比較的遠方にある空港が、ゾーン内空港を発着する路線の代替機能となりうる環境にあることを示している。

(3) 旅行先・モード同時選択モデル

a) GNL model によるモデルの定式化

都市間旅行需要モデルとしては、主に Nested Logit model (以降、NL model) が多く適用されてきた。例えば、我が国の都市間旅行を対象としたものだけでも多くの研究^{3) 4) 5)}が、NL model を適用している。これは、四段階推定法の考え方と対応し、都市間旅行の選択構造としては図-3 のような選択構造が多く適用されている。

図-3 の選択構造では、完全に異なるネスト構造の下にある、同一モード・他目的地と別モード・他目的地の選択肢の類似度(誤差項の相関関係)は同一と仮定される。しかし、モード変更を伴わない目的地変更であれば、モード変更を伴う場合と比較して容易に変更してしまう可能性がある。例えば、航空会社の FFP (Frequent Flyer Program, マイレージサービス) を重要視する観光旅行者であれば、モードを変更して同一目的地に行くよりは、目的地を変更してでもモードを変更しないことを選ぶ可能性が高いと推察される。このような選択構

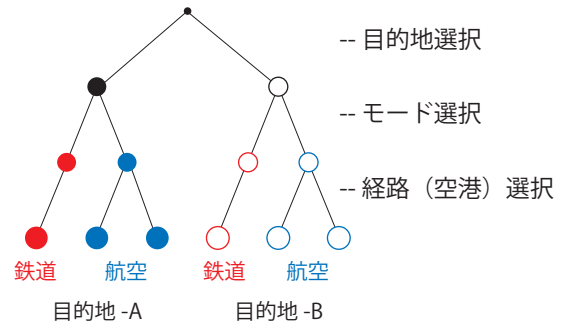


図-3 都市間旅行需要 NL model

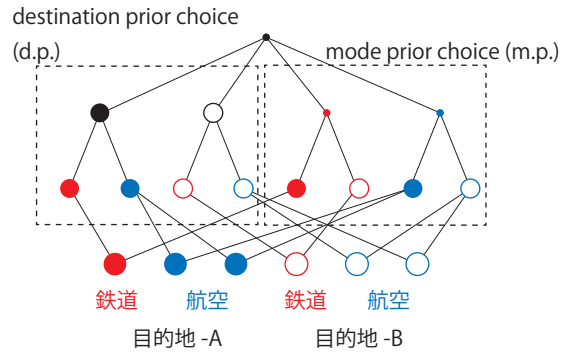


図-4 都市間旅行需要 GNL model

(A) 同一目的地 × モードの選択肢集合



(B) 同一目的地の選択肢集合



(C) 同一モードの選択肢集合



図-5 扱う選択肢間の相関関係

造の影響が大きい場合、図-3 で示していた NL model では、目的地を変える行動を過小評価してしまう可能性がある。

そこで、本研究では NL model を一般化した、Generalized Nested Logit model (以降、GNL model) の枠組みを用いて都市間旅行の選択行動をモデル化する。GNL model では、各選択肢が同時に複数のネストに所属することを許しており、本研究では図-4 に示す様な選択構造を適用した。図-4 の左半分は、通常の Nested Logit model と同じ選択構造であり、上層から順に、目的地選択-モード選択-航空経路選択となっている。この選択構造では、同一目的地間の相関関係がモードより優先されることから、以降では destination prior (d.p.) 構造と呼ぶ。対して、右半分では、モード選択と目的地

選択を逆転させた構造をとる。この選択構造では、同一モード間の相関関係が目的地より優先されることから、以降では mode prior (m.p.) 構造と呼ぶ。このような二つのネスト構造を組み合わせたモデルを適用することによって、図-5 (C) のような、同一モード・他目的地の選択肢の誤差項についても相関関係を持つことができる (NL model では、(A) と (B) の相関関係のみを扱うことができる。)

なお、このモデルは Wen and Koppelman (2001)¹⁰⁾をはじめに、いくつかの都市間旅行需要モデル^{11) 12) 13)}に適用されている。ただし、これらのモデルは単一 OD ペアにおける経路選択モデルである。一方で、Bhat and Guo (2004)¹⁴⁾ や Bekhor and Prashker (2008)¹⁵⁾ では、GNL model を用いて都市‘内’を対象に居住地選択あるいはトリップ目的地選択を、ゾーン間の隣接関係による誤差項の相関関係を反映して分析している。本研究では旅行先選択とモード選択を両方も組み込んだ GNL model で、新しく都市間旅行選択における図-5 (C) の相関関係も推定し、組み込んだ旅行需要モデルを作成する。

GNL model では、居住地 i において、(旅行先 j , モード m) を選択する確率 $P_{it,(j,m)}$ は、次のように定式化される¹⁶⁾：

$$P_{it,(j,m)} = \sum_{g \in G_i} P_{it,(j,m)|B_g} P_{it,g \in G_i} \quad (3)$$

$P_{it,g \in G_i}$ は図-4 のように設定したグループ g を選択する最上段の選択確率であり、 $P_{it,(j,m)|B_g}$ はグループ g に含まれる選択肢集合 B_g の中で、 (j, m) を選択する中段の選択確率である。 G_i は、グループ g の集合であり、本研究のモデルでは図-4 のように、旅行先あるいはモード毎にグループを最上段で選択するために、それぞれの集合の和をとったものである： $G_i = Z_i^{\text{dest.}} + \{\text{鉄道, 航空, 自動車}\}$ 。

このとき、上段の選択確率 $P_{it,g \in G_i}$ は、

$$P_{it,g \in G_i} = \frac{\left(\sum_{(j,m) \in B_g} (\alpha_{i,(j,m),g} \exp(V_{t,i,(j,m)})) \right)^{\frac{1}{\lambda_g}}}{\sum_{g' \in G_i} \left(\sum_{(j,m) \in B_{g'}} (\alpha_{i,(j,m),g'} \exp(V_{t,i,(j,m)})) \right)^{\frac{1}{\lambda_{g'}}}} \quad (4)$$

下段の選択確率 $P_{it,(j,m)|B_g}$ は、

$$P_{it,(j,m)|B_g} = \frac{(\alpha_{i,(j,m),g} \exp(V_{t,i,(j,m)}))^{\frac{1}{\lambda_g}}}{\sum_{(j,m)' \in B_g} (\alpha_{i,(j,m)',g} \exp(V_{t,i,(j,m)'})^{\frac{1}{\lambda_g}}} \quad (5)$$

である。 λ_g と $\alpha_{i,(j,m),g}$ は、共にランダム項の選択肢間での相関構造を示すパラメータであり、5 時点の全国幹線旅客純流動調査データに合うように最尤推定法を用いて算出した。

b) 航空利用選択肢の確定効用

最後に、時点 t に居住地 i から旅行先 j へ、航空を利用して旅行することで得られる、確定効用 $V_{i,t,(j,air)}$ は以下のように設定した。

$$V_{i,t,(j,air)} = \beta_{j,t} + \mu_{air,t} + \gamma_{air} \text{distance}(i, j) + \sigma \ln \left(\sum_{d' \in D_{i,j,t}} \exp V'_{i,j,t,d'} \right) \quad (6)$$

式 (6) の右辺第 1,2,3 項は、それぞれ旅行先 j において得られる効用 $\beta_{j,t}$ と、モードの定数項、OD 間距離 $\text{distance}(i, j)$ 項である。

式 (6) の第 4 項が、空港間リンクの有無を反映したサービスレベルに相当する項である。第 4 項は、時点 t に居住地 i から旅行先 j へ航空を利用して旅行する旅行者の、航空経路 $d \in D_{i,j,t}$ を選択する式 (1) の多項ロジットモデルのログサム期待最大効用である。

上記の航空利用選択肢の確定効用を構成する変数のうち、 $\beta_{j,t}, \mu_{air,t}, \gamma_{air}, \sigma$ と最寄りの空港への空港アクセス $\text{LOS} \rho_{(i, \underline{a}_i)}$ を未知パラメータとして、データから最尤推定した。

c) 鉄道利用選択肢の確定効用

以降では、GNL 型選択モデルの確定項部分 $V_{t,i,(j,m)}$ を、その設定をモード m 毎に説明する。

時点 t に居住地 i から旅行先 j へ、鉄道を利用して旅行することで得られる確定効用 $V_{i,t,(j,rail)}$ は、以下のように設定した。

$$V_{i,t,(j,rail)} = \beta_{j,t} + \mu_{rail,t} + \sum_{y \in Y_{rail}} \gamma_{y,rail} \text{Dist}_{i,j,y,rail,t} \quad (7)$$

右辺第 1 項の $\beta_{j,t}$ は、時点 t に旅行先 j において得られる効用である。第 2,3 項は、居住地 i から旅行先 j へ移動するためのコストである。第 2 項の $\mu_{rail,t}$ は、時点 t における鉄道コストの定数項であり、第 3 項が路線タイプ y 毎の距離から算出される OD ペア (i, j) ごとの鉄道コストである。第 3 項の $\text{Dist}_{(i,j),y,rail,t}$ は、 (i, j) 間の鉄道利用による最短所要時間経路³⁾において、リンクタイプ y が占める距離 (10^4 km) であり、 $\gamma_{y,rail}$ はリンクタイプ y の単位距離当たりのコストを意味する。ここでのリンクタイプ $y \in Y_{rail}$ は、表-2 に示す通り、新幹線、高速在来線、低速在来線の 3 種類である。

このモデルにおいては、 (i, j) 間の鉄道利便性は、最短所要時間経路のリンクタイプ構成によって決まる。分析対象期間内に起こった、新幹線の新設や在来線の高速化は、このリンクタイプ構成の変化として表現される。例えば、1997 年の秋田新幹線の開業は、盛岡駅-秋田駅間のリンクタイプが、「低速在来線」から「高速在来線」へと変わることで表現される。

³⁾ より詳細には、各都道府県の県庁所在地の代表駅間の最短所要時間経路を適用している。

表-2 リンクタイプ定義

リンクタイプ名	定義
鉄道リンク	
(1) 新幹線	フル規格新幹線区間
(2) 高速在来線	表定速度 95km 以上
(3) 低速在来線	表定速度 95km 以下
道路リンク	
(1) 陸上リンク	一般道路・高速道路
(2) 海上リンク	函館-青森, 松山-大分, 神戸-徳島, 尾道-伊予小松

なお、本研究では運賃や実所要時間、頻度といった具体的なサービスレベル指標を用いずに分析を行った。我が国においては、この運賃・実所要時間・頻度などのサービスレベルは、リンクタイプ間で大きく異なり、同一タイプ内でのサービスレベルの差は比較的小さい。例えば、新幹線と在来線の特急では距離当たりの特急料金が異なるが、おなじ在来線特急同士であれば距離当たり特急料金の差は小さい。速度も、最速 300km/h の新幹線と、最速 160km/h の在来線では大きく異なり、それと比べれば新幹線リンク間の差は小さい。つまり、リンクタイプは、鉄道のサービスレベルを示す最も基本的な指標であり、それ以外のサービスレベルの差異については、リンクタイプと比較すると小さい差異であるため、誤差として扱うこととする。

上記の鉄道利用選択肢の確定効用を構成する変数のうち、 $\beta_{j,t}, \mu_{rail,t}, \gamma_{y,rail}$ を未知パラメータとして、データから最尤推定した。

d) 道路利用選択肢の確定効用

時点 t に居住地 i から旅行先 j へ、道路を利用して旅行することで得られる、確定効用 $V_{i,t,(j,road)}$ は、以下のように設定した。

$$V_{i,t,(j,road)} = \beta_{j,t} + \mu_{road,t} + \sum_{y \in Y_{road}} \gamma_{y,road} \text{Dist}_{ij,y,road,t} \quad (8)$$

右辺第 1 項の $\beta_{j,t}$ は、時点 t に旅行先 j において得られる効用である。第 2,3 項は、居住地 i から旅行先 j へ移動するためのコストに相当する。第 2 項の $\mu_{road,t}$ は、道路コストの定数項であり、第 3 項が路線タイプ y 毎の距離から算出される OD ペア (i, j) ごとの道路コストである。第 3 項の $\text{Dist}_{ij,y,road,t}$ は、 (i, j) 間の自家用車による最短所要時間経路⁴において、リンクタイプ y が占める距離 (10⁴ km) であり、 $\gamma_{y,road}$ はリンクタイプ y の単位距離当たりのコストを意味する。ここでの

⁴ 起終点には、都道府県庁に最寄りの高速道路 IC、高速道路がない場合は都道府県庁を適用した。

リンクタイプ $y \in Y_{road}$ は、表-2 に示す通り、陸上リンクと海上リンクの 2 種類であり、フェリーなどによる海上リンクも道路交通として扱う。

上記の鉄道利用選択肢の確定効用を構成する変数のうち、 $\beta_{j,t}, \mu_{road,t}, \gamma_{y,road}$ を未知パラメータとして、データから最尤推定した。

e) ゾーン交通 LOS の定義

本研究で用いている GNL model は、ランダム効用最大化の枠組みに基づく GEV 型の離散選択モデルの一つである。このランダム効用最大化によって得られる効用の期待最大値は、ログサムの形で次のように算出することができる¹⁶⁾：

$$v_{i,t} = E \left[\max_{(j,m) \in S_i} \left(\tilde{V}_{t,i,(j,m)} + \epsilon_{n \in i, r \in R_i, (j,m)} \right) \right] = \frac{1}{\kappa} \times \ln \left(\sum_{g \in G_i} \left(\sum_{(j,m) \in B_g} \left(\alpha_{i,(j,m),g} \exp \tilde{V}_{t,i,(j,m)} \right)^{\frac{1}{\lambda_g}} \right)^{\lambda_g} \right) + C_t + C_i + \bar{\gamma} \quad (9)$$

$\bar{\gamma}$ はオイラー定数であり、 κ は一般化極値分布の分散⁵を示すパラメータである。また、 C_t, C_i は、本研究のモデル特有の定数項である。 C_t, C_i の定数項を除外して分析するために、次式に示す期待最大旅行効用の相対的経年変化 $\check{v}_{i,t}$ を用いる。

$$\check{v}_{i,t} = v_{i,t} - \frac{\sum_{i' \in Z} v_{i',t}}{43} - \frac{\sum_{t' \in T} v_{i,t'}}{5} + \frac{\sum_{i' \in Z} \sum_{t' \in Z} v_{i',t'}}{43 \times 5} \quad (10)$$

なお、式 (9) の $\tilde{V}_{t,i,(j,m)}$ は、式 (6),(7),(8) に示す確定効用のうち、旅行先ごとの定数項 $\beta_{j,t}$ とモード毎の定数項 $\mu_{road,t}$ の代わりにそれぞれの⁵時点平均値を適用したものである。上述のようなアプローチをとることによって、ゾーン交通 LOS $\check{v}_{i,t}$ は、2 種類の変数の経年変化による影響を除去したしつつ、交通サービスの新設・廃止による変化のみの期待最大旅行効用の変化を意味する。次節では、この期待最大旅行効用の変化と、旅行回数との関係进行分析することを通じて、空港の機能停止に対する旅行回数の変化を予測できるモデルを作成する。

(4) 旅行回数分布モデル

a) 旅行回数分布データの特徴

まず本研究で扱う旅行回数分布データの特徴を整理しておこう。図-6 の棒グラフは、社会生活基本調査における 2011 年の、全年齢・都道府県を集計した旅行回

⁵ 同じ旅行目的のモデルであれば κ は共通であるため、以降での分析では $\kappa = 1$ とする。

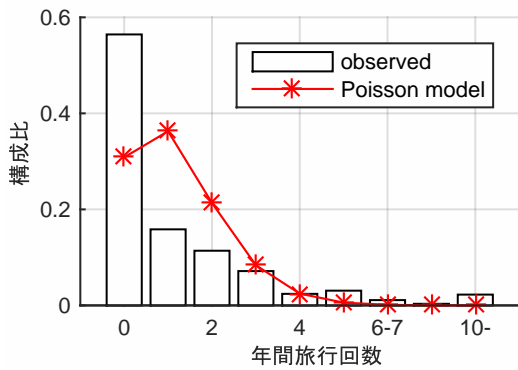


図-6 2011 年全年齢集計の旅行回数分布とポアソンモデルの推定結果

数データについてその構成比を算出したものである。社会生活調査の公開情報では、年間旅行回数を次のように一部集計している：

{0 回, 1 回, ..., 5 回, 6, 7 回, 8, 9 回, 10 回 ~}。

そのため、図-6の横軸もそれに合わせて一部集計したものを示している。

次に、この旅行回数分布とポアソン分布を比較した結果について考察する。図-6を見ると、所与の時間間隔で発生する離散的な事象の回数に対して用いられるポアソン分布は、本研究で扱う旅行回数データには当てはまらないことがわかる。乖離している点としては、以下の2点があげられる：1点目は、旅行回数分布は基本的に単調減少であり、かつポアソン分布で表現できる単調減少分布より裾野が広い（高頻度の旅行者も多く存在する）点である。つぎに2点目は、「ゼロ回」と「10回以上」の構成比が、他の旅行回数と比べて過剰に大きい点である。上述の2点の結果として、実際の回数分布データは、ポアソン分布で想定されているより分散が大きい、過分散データとなっている。

b) 旅行回数分布モデルの定式化

旅行回数分布の特徴をふまえて、本研究では旅行回数分布を以下のような基本モデルで表現した。個人属性(l)の、年間旅行回数が k 回と観測される確率 $P_l(k|s_l, z_l, h_l)$ は、以下のように示される：

$$P_l(k|s_l, z_l, h_l) = \begin{cases} (z_l + (1 - s_l)(1 - z_l - h_l)) & (k = 0) \\ (1 - s_l)s^k(1 - z_l - h_l) & (0 < k < 10) \\ h_l + (1 - z_l - h_l) \sum_{10}^{\infty} (1 - s)^k s^k dk & (k = 10 \text{ 以上}) \end{cases} \quad (11)$$

本研究で用いる旅行回数分布の基本モデルは、3種類の層の重ね合わせとして理解できる。一つ目の層は、回数選択層であり、ポアソン-指数混合分布に従ってランダムに旅行回数を選択するものとする。二つ目の層は、

ゼロ頻度層であり、この層に分類される人々ははじめから旅行しないことを決定しているとする。三つ目の層は、高頻度層であり、はじめから10回以上旅行すると決定されている層である。このとき、パラメータ z と h が、それぞれゼロ頻度層と高頻度層の旅行回数を示すパラメータであり、 s は減少率と呼ばれるパラメータであり回数選択層の期待旅行回数を決定するパラメータである。具体的に、期待値は $s_l/(1 - s_l)$ から算出され、 s_l が大きければ大きいほど回数選択層の期待旅行回数は多い傾向にある。本節では、この3種類のパラメータの差異を分解し、交通サービスの新設・廃止による旅行回数分布の変化を表現するモデルを作成する。

c) APC 効果・都道府県間差への分解

旅行回数分布の時点・ゾーン・年齢階層間での旅行回数分布パラメータ s, z, h の属性差異を時点・ゾーン間差、年齢階層差、世代間差の3種類に分解する方法を説明する。本研究では、年齢階層 a 、ゾーン i 、時点 t の旅行回数分布パラメータ $s_{a,i,t}, z_{a,i,t}, h_{a,i,t}$ を、以下のようなモデルにあてはめて分解する：

$$s_{a,i,t} = \tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{s}_a^{\text{age}} + \tilde{s}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (12)$$

$$z_{a,i,t} = \tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{z}_a^{\text{age}} + \tilde{z}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (13)$$

$$h_{a,i,t} = \tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} + \tilde{h}_a^{\text{age}} + \tilde{h}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}} \quad \forall (a \in A, i \in Z^{\text{freq}}, t \in T^{\text{freq}}) \quad (14)$$

ここで、左辺第一項 $\tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}, \tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}, \tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}}$ は、時点 t ・ゾーン i に固有のパラメータで、全年齢・世代で共通の時点・ゾーン間差を示す。同様に、第二項 $\tilde{s}_a^{\text{age}}, \tilde{z}_a^{\text{age}}, \tilde{h}_a^{\text{age}}$ は全時点・ゾーン・世代で共通の年齢階層間の差を、第三項 $\tilde{s}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}}, \tilde{z}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}}, \tilde{h}_{c_{a,t}}^{\text{cohort}}$ は全時点・ゾーン・年齢で共通の世代間の差を示す。また、 $c_{a,t}$ は時点 t で年齢が a である世代（出生コーホート）、 $A, Z^{\text{freq}}, T^{\text{freq}}$ はそれぞれ年齢階層、ゾーン、時点の集合である。

本研究では、Yamaguchi and Okumura (2015)⁹⁾ で示した方法に従って、社会生活基本調査による旅行回数データから、 $\tilde{s} = [\tilde{s}^{\text{period} \times \text{zone}} \ \tilde{s}^{\text{age}} \ \tilde{s}^{\text{cohort}}]$, $\tilde{z} = [\tilde{z}^{\text{period} \times \text{zone}} \ \tilde{z}^{\text{age}} \ \tilde{z}^{\text{cohort}}]$, $\tilde{h} = [\tilde{h}^{\text{period} \times \text{zone}} \ \tilde{h}^{\text{age}} \ \tilde{h}^{\text{cohort}}]$ を、最尤推定した。

d) 旅行回数分布への交通サービスの増設・廃止効果

そのうえで、交通サービスの増設・廃止による旅行回数分布パラメータの変化を、抽出した時空間差 ($\tilde{s}^{\text{period} \times \text{zone}}, \tilde{z}^{\text{period} \times \text{zone}}, \tilde{h}^{\text{period} \times \text{zone}}$) と、旅行先・モード選択モデルから得られるゾーン交通 $LOS_{i,t}$ との相関関係をみることで確認した。

表-3 本研究で用いた社会経済指標

	定義	データ元
人口	都道府県ごとの総人口	国勢調査
高齢率	70 歳人口 / 総人口	国勢調査
一人当たり所得	一人当たり県民所得	国民経済計算
宿泊業従業率	「旅館，その他の宿泊所」 の従業者数 / 都道府県の全従業者数	事業所・企業統計調査

表-4 ゾーン交通 LOS のパラメータ推定結果

	業務	観光	私用
減少率パラメータ - ゾーン交通 LOS の係数推定結果			
当年	0.078 (0.030)	-	-
5 年前	-	0.060 (0.016)	-
10 年前	-	-	-
ゼロ頻度層率パラメータ - ゾーン交通 LOS の係数推定結果			
当年	-	-	-
5 年前	-	-	-
10 年前	-	-	-
高頻度層率パラメータ - ゾーン交通 LOS の係数推定結果			
当年	-	-	0.011 (0.003)
5 年前	-	-	-0.008 (0.003)
10 年前	-	-0.011 (0.004)	-

(-は変数選択で除去された変数・括弧内は標準誤差)

具体的には，時点 t ，ゾーン i の社会経済指標指標ベクトル $I_{j,t}$ と，ゾーン交通 LOS の経年変化 $\tilde{v}_{j,t}$ ，ゾーン毎の固定項を説明変数，各パラメータの時空間差を被説明変数として，回帰分析を行う：

$$\begin{bmatrix} \tilde{s}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} \\ \tilde{z}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} \\ \tilde{h}_{(t,i)}^{\text{period} \times \text{zone}} \end{bmatrix} = \mathbf{x}_i^{\text{average}} + \mathbf{x} \begin{bmatrix} I_{i,t} \\ \tilde{u}_{i,t} \\ \tilde{u}_{i,(t-1)} \\ \tilde{u}_{i,(t-2)} \end{bmatrix} + \tilde{\epsilon}_{i,t} \quad (15)$$

ここで， $\mathbf{x}_i^{\text{average}}$ が回帰係数の一つであるゾーン毎の固定項， \mathbf{x} が他の回帰係数ベクトル， $\tilde{\epsilon}_{i,t}$ が誤差項である。社会経済指標指標 $I_{i,t}$ には，表-3 に示す指標を用いた。なお，各社会経済指標は，そのままの値ではスケールが大きく異なるために，全体の標準偏差で除した値を用いている。また，ゾーン交通 LOS 変化については，時間遅れで現れる交通サービスの施設廃止効果をとらえるために，1 時点前（5 年前）と 2 時点前（10 年前）も説明変数の候補としたうえで，説明変数をステップワイズ法で選択するアプローチをとった。

表-4 は，モデルの説明変数選択結果とその係数推定値の一部を示したものである。この図から，旅行回数

分布と交通サービスの施設廃止の関係について，以下が読み取れる。まず，ゼロ頻度総率パラメータ z についてゾーン交通 LOS 変化は全て説明変数として採択されておらず，明確な関係は見られないことがわかる。つぎに，回数選択層の旅行回数（減少率パラメータ）は，業務と観光で有意であり，交通サービス条件が悪化すると，旅行回数が減少するという関係にあることがわかる。最後に，高頻度層率は，私用目的で正の効果があり，交通サービス条件が悪化すると高頻度層の人数が減少する。一方で，観光目的では逆（負）の効果であり，交通サービスが悪化すると逆に高頻度層の人数が増加することを示している。ただし，交通サービスが悪化すると，回数選択層の部分で（確率的に選択する）10 回以上の旅行者が減少するために，結果として 10 回以上の構成比は大きく変わらないことを意味する。

3. 空港の存在効果シミュレーション

(1) シミュレーションの方法・設定

上述の都市間旅行需要モデルを用いて，ある空港の機能が停止した際の，都市間旅行パターンの変化をシ

表-5 空港機能停止による旅行総量減少の大きい空港 Top10

rank	空港名	旅行減少量 (人/年)	旅行中止率
1	羽田空港	-2,902,472	-0.080
2	新千歳空港	-1,376,966	-0.111
3	福岡空港	-663,250	-0.071
4	伊丹空港	-627,593	-0.056
5	中部空港	-486,369	-0.085
6	鹿児島空港	-246,872	-0.077
7	宮崎空港	-183,271	-0.082
8	関西空港	-180,880	-0.049
9	仙台空港	-175,992	-0.074
10	松山空港	-150,627	-0.082
⋮			
46	佐賀空港	-4,295	-0.035
	全空港平均		-0.055

旅行中止率：旅行減少量/推定空港利用者数

シミュレーションから導出した。具体的には、以下の仮定において、「with case」と「without case」の年間経路流動量を算出した。

- with case: 2010年12月のネットワーク
- without case: ある空港を発着する全航空路線が存在しないネットワーク（それ以外は with case と同じ）

そして、「with case」と「without case」の経路流動量を集計し、それぞれの差分を比較した。

本研究では、以下の4点について空港機能の停止シミュレーションの結果を分析する。1点目は、日本全体の旅行数（旅行総量）であり、空港機能の停止による旅行量への影響を日本全体の集計値から分析する。2点目は、空港立地ゾーン居住者の発生量から、特定の地域の居住者のとつての各空港の重要性を明らかにする。3点目は、空港立地ゾーンへの集中量をみることによって、観光や業務などによって地域を来訪する人の量を分析する。4点目として、各空港利用者数の変化の分析を通じて、空港間の代替・補完関係を明らかにする。

ただし、本研究のシミュレーション結果をみる際には、以下の2点を注意する必要がある。1点目は、分析対象とする空港以外の航空路線は変更しない点である。つまり、代替関係にある空港に必要な路線を移すといった機能停止に対する対応策は、とられないと仮定している。なお、本研究のモデルでは、別途、経路集合 $D_{i,j,t}$ を修正することによって、代替空港に新しく航空路線を設定したケースについてもシミュレーションを行うことは容易にできる。しかし、代替航空路線を

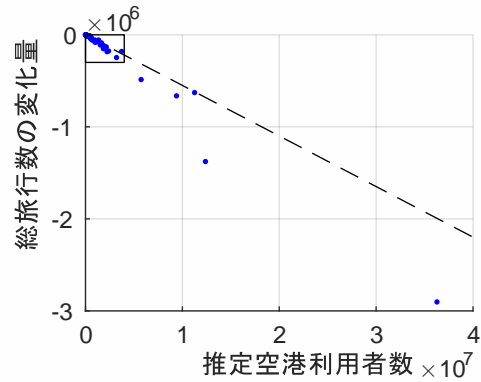


図-7 空港機能停止による総旅行数変化と空港利用者数の関係

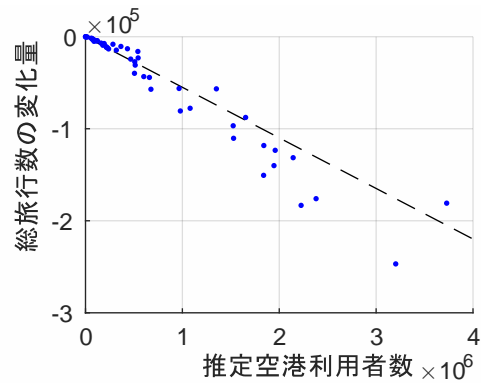


図-8 空港機能停止による総旅行数変化と空港利用者数の関係（拡大版）

どこに置き換えるかという設定が必要であり、ここでは最も基本的なケースとして代替的な路線新設がないケースのシミュレーション結果を分析する。2点目は、旅行需要モデルのパラメータは、5年ごとのデータを用いて推定したものであり、災害などによる空港機能停止の「直後」の流動変化を扱えるものではない点である。そのため、採算性による空港の廃止による影響や、長期間の空港停止による旅行パターンの「長期的な変化」の予測である。

(2) 国内旅行総数への影響

まず、本節では空港機能の停止による、日本全国の対象都市間旅行総量を「with case」と「without case」で比較する。表-5は、旅行総量について、各空港ごとに二つの case の差を算出し、とくにその差の絶対値が大きい10空港について差（旅行減少量）を示したものである。

表-5の結果から、国内航空ネットワークのハブとなっている拠点空港では、空港廃止による影響が大きいことがわかる。とくに、国内航空路線の最大のハブ機能を担っている羽田空港の機能が停止すると、のべ290(万回/年)もの都市間旅行が減少する。

表-6 空港機能停止による立地ゾーン発生量の減少率が大きい空港 Top10

rank	空港名	立地ゾーン	発生量の変化 (人/年)	ゾーン 減少率
1	新千歳空港	道央	-536,955	-0.110
2	宮崎空港	宮崎	-87,110	-0.044
3	高知空港	高知	-30,267	-0.044
4	徳島空港	徳島	-19,258	-0.043
5	熊本空港	熊本	-53,151	-0.041
6	鹿児島空港	鹿児島	-103,275	-0.038
7	長崎空港	長崎	-47,630	-0.037
8	松山空港	愛媛	-73,331	-0.035
9	福岡空港	福岡	-236,611	-0.033
10	大分空港	大分	-30,971	-0.030
⋮				
14	羽田空港	東京圏	-1,489,877	-0.019
30	佐賀空港	佐賀	-1,488	-0.003
44	北九州空港	福岡	-2,412	-0.000

減少率：発生量の変化/空港立地ゾーン居住者の推定発生量

つぎに、減少量と空港利用者数(「with case」における当該空港の利用者数)の関係を見ていこう。図-7と図-8は、空港利用者数を横軸に、減少量を縦軸にとって、各空港をプロットしたものである。これらの図から、機能停止による旅行総量の減少量と、空港利用者数は概ね比例関係にあることがわかる。

このとき、空港利用者の中で、空港機能停止によって旅行を止める割合(表-5の旅行中止率)の平均値は、5.5%程度である。これは、のこりの95%は、空港の機能が停止したとしても、旅行先を変えるか、代替となる空港や交通機関を用いて旅行を行うことを示している。ただし、平均的な旅行中止率と比較して、それより多くの減少量が予測される空港もいくつか存在する。(図-7において、点線よりも下にプロットされる空港が存在する。)たとえば、新千歳空港の旅行中止率は、11.1%である。これは、新千歳空港の近隣には、代替となる空港も新幹線も整備されていないために、空港機能停止によって都市間旅行を行うためのコストが特に大きくなってしまい、その結果として多くの人々が旅行をあきらめることを意味している。一方で、表-5にあるように、互いに近くに立地し新幹線などの競争関係(代替関係)にあるモードも存在する、伊丹空港や関西空港では、旅行中止率は小さい値をとっている。

(3) ゾーン発生量への影響

本節では空港機能の停止による、ゾーン毎の発生旅行数の変化を、「with case」から「without case」への

表-7 羽田空港機能停止による発生量の減少率が大きいゾーン Top10

rank	ゾーン名	発生量の変化 (人/年)	ゾーン 減少率
1	熊本	-59,792	-0.046
2	徳島	-18,229	-0.041
3	長崎	-52,382	-0.041
4	道北	-27,798	-0.040
5	道央	-195,838	-0.040
6	道南	-20,064	-0.040
7	香川	-27,969	-0.036
8	大分	-37,077	-0.036
9	宮崎	-62,374	-0.032
10	道南	-17,269	-0.029
⋮			
18	東京圏	-1,489,877	-0.019

ゾーン減少率：発生量の変化/
ゾーン居住者の推定発生量

変化率(減少率)を用いて比較する。

表-6は、各空港が立地するゾーンの発生旅行量について、その減少率が大きい順に10空港を示したものである。このTop10に含まれる空港は、新千歳空港と九州・四国に立地する各空港である。これらの空港の特

表-8 空港機能停止による立地ゾーン集中量の減少率が大きい空港 Top10

rank	空港名	立地ゾーン	集中量の変化 (人/年)	ゾーン 減少率
1	新千歳空港	道央	-5,487,296	-0.701
2	函館空港	道南	-1,002,821	-0.519
3	鹿児島空港	鹿児島	-1,404,135	-0.363
4	宮崎空港	宮崎	-827,287	-0.357
5	高知空港	高知	-414,281	-0.304
6	熊本空港	熊本	-737,574	-0.301
7	福岡空港	福岡	-2,693,988	-0.267
8	長崎空港	長崎	-727,286	-0.262
9	大分空港	大分	-610,716	-0.252
10	徳島空港	徳島	-155,081	-0.226
⋮				
15	羽田空港	東京圏	-6,920,950	-0.123

ゾーン減少率： 集中量の変化/空港立地ゾーンの推定集中量

徴としては、とくに旅行需要の多い首都圏や関西地方からの距離が遠く、高速鉄道などの代替となる交通機関のサービスレベルが悪い地域の空港といえよう。とくに、新千歳空港の機能が停止すると、道央居住者の都市間トリップが10%も減少することが予想される。

一方で、おなじ九州に立地する北九州空港・佐賀空港の減少率は非常に小さい、これは比較的近い場所に立地する福岡空港が代替空港として機能できるためであろう。ただし、北九州空港・佐賀空港の国内航空路線数は福岡空港と比較して非常に少ないため、逆に福岡空港が廃止された場合に代替空港としての機能を果たすことはできない。結果として、福岡空港の機能停止による福岡ゾーンの発生旅行量減少率は3.3%と9番目に高い結果となっている。これらの、空港の代替関係は(5)でより細かく確認する。

また、国内で最大であった羽田空港の機能停止による東京圏のゾーン減少率は、14番目の1.4%である。表-5で示した通り、羽田空港の旅行総量への影響は国内最大であるが、立地ゾーンへのゾーン減少量という視点で見るとそれほど大きくない。しかし、表-7の羽田空港の機能停止によるゾーン減少率が大きいゾーン Top10をみると、羽田空港の立地ゾーンである東京圏より、九州・四国・北海道のゾーン減少率の方が大きいことがわかる。これは、羽田空港の機能は、立地エリアである東京圏よりも、東京圏から遠く離れた地方部にとって重要であることを示している。

羽田空港の機能停止によるゾーン減少率が最大である熊本県では、羽田空港の機能が停止すると、熊本県居住者による対象都市間旅行が4.6%も減少すると予測さ

表-9 羽田空港機能停止による集中量変化率の大きいゾーン Top5

rank	ゾーン名	集中量の変化 (人/年)	ゾーン 変化率
減少するゾーン			
1	道東	-397,384	-0.499
2	道央	-453,859	-0.365
3	熊本	-586,307	-0.239
4	道南	-389,619	-0.202
5	長崎	-542,580	-0.196
⋮			
13	東京圏	-6,920,950	-0.123
計		-13,785,650	
増加するゾーン			
1	愛知	1,609,338	0.165
2	岐阜	326,928	0.155
3	三重	347,777	0.153
4	宮城	1,026,893	0.140
5	新潟	993,590	0.128
計		10,883,178	

ゾーン変化率： ゾーン集中量の変化/
ゾーンの推定集中量

れる。なお、この数値は表-6に示した、熊本空港の機能停止によるゾーン減少率よりも大きい。これは、熊本県から東京圏への旅行の場合、出発空港は熊本空港

のほかに福岡空港などの代替の選択肢があるが、到着側の羽田空港では代替となる空港のアクセス LOS が低いことが主要因である。

(4) ゾーン集中量への影響

本節では空港機能の停止による、ゾーン毎の旅行集中量の変化を、「with case」から「without case」への変化率（ゾーン減少率）を用いて比較する。

表-8 は、各空港が立地するゾーンの旅行集中量について、そのゾーン減少率が大きい順に 10 空港を示したものである。この Top10 に含まれる空港は、新千歳空港・函館空港と九州・四国に立地する各空港であり、順番は多少前後するが表-6 で示された空港とほぼ同じ空港が並ぶ。

表-6 で示した発生量との大きな違いは、ゾーン減少率の数値オーダーの差異である。表-6 の発生量のゾーン減少率は Top10 であっても 3.0~4.6% 程度であったが、表-8 の集中量のゾーン減少率の top10 は 25~70% と非常に大きい。また、新千歳空港の機能が停止するシミュレーションでは、道内エリア居住者による旅行量は 11% 減少であるのに対して、道内エリアへ旅行する域外居住者（集中量）は 70% も減少する。これは、都市間旅行需要モデルにおいて、「旅行先を変更する」という行動が「旅行自体をとりやめる」という行動より起こりやすいことに起因している。そして、この結果から、北海道・九州・四国に立地する地方空港の存在は、地域内の居住者が都市間旅行に行ける環境を担保するという役割より、「遠方のゾーンからの旅行者を集める」という点において重要な役割を果たしているといえよう。

つぎに、発生量と同様に、各ゾーンの集中量への羽田空港の存在効果を表-9 から見ていこう。表-9 は、羽田空港の機能停止によってゾーンへの旅行集中量の増加率が大きいゾーン Top5 と、減少率が大きいゾーン Top5 を示したものである。この表をみると、羽田空港の機能停止によって北海道・九州において旅行集中量が大きく減少し、愛知・岐阜・三重・宮城・新潟といったゾーンにおいて集中量が増えることがわかる。これは、東京圏に居住する人の旅行先として、北海道や九州など飛行機の利用が望ましい地域が選ばれにくくなり、その代わりに新幹線でアクセスしやすい地域が代替の旅行先として選択されることによる。

羽田空港の機能停止によって旅行先の変更する分は、集中量が増加したゾーンにおける集中量の増加分をみることで確認できる。その量は、表-9 に示すように約 1,000 (万人/年) 程度であり、これは旅行総量の減少量（表-5）の 3 倍以上である。以上の結果から、羽田空港の存在効果として、「旅行数自体を増やす効果」は勿論あるものの、それ以上に「旅行先を変える効果」が

表-10 空港の代替・補完関係 Top5（羽田空港）

rank	空港名	利用者数の変化 (人/年)	変化率
-	羽田空港	-36,277,882	
補完関係（空港数: 43）			
1	福岡空港	-2,087,898	-0.222
2	伊丹空港	-1,958,935	-0.174
3	新千歳空港	-1,642,685	-0.133
4	鹿児島空港	-1,525,840	-0.477
5	関西空港	-1,355,783	-0.364
代替関係（空港数: 10）			
1	成田空港	4,821,992	2.918
2	中部空港	663,958	0.116
3	仙台空港	448,769	0.189
4	福島空港	176,946	0.778
5	新潟空港	117,495	0.174

変化率：利用者の変化/当該空港の推定利用者数

補完・代替関係空港数：

変化量の絶対値が 3,650 人以上の空港数

非常に大きいことがわかった。

(5) 空港間の代替・補完関係の推計

つぎに、各空港の利用者数の変化量を分析することを通じて、代替-補完関係を確認していこう。まず、ある空港の機能を停止させたときに、当該空港を利用していた旅客の一部は、他の空港を利用するように行動を変化させる。この行動変化の結果、一部の空港では利用者が増加する。このような関係にある空港は、「代替関係」にあるといえる。

一方で、機能を停止した空港以外にも、利用者数が減少する空港がある。これは、出発地-到着地の関係にある空港が相当する。つまり、ある空港の機能を停止させると、その空港を発着する航空路線がサービスの提供を行うことができなくなり、その結果として出発地-到着地の関係にある空港の機能も低下することとなる。このような関係にある空港は、「補完関係」にあるといえる。

本節では、ある空港の機能を停止した際に、利用者数が増える空港と減る空港を確認することを通じて、都市間旅行需要モデルを用いた定量的な空港の代替-補完関係を確認する。

表-10 は、羽田空港と補完・代替関係にある空港を示している。まず、補完関係にある空港数をみると、43/54 であり分析対象空港の 80% は、羽田空港と補完関係にあることがわかる。つぎに、羽田空港と代替関係にある

表-11 空港の代替・補完関係 Top5 (佐賀空港)

rank	空港名	利用者数の変化 (人/年)	変化率
-	佐賀空港	-122,232	
補完関係 (空港数: 2)			
1	羽田空港	-33,044	-0.001
2	伊丹空港	-13,532	-0.001
-	該当なし		
代替関係 (空港数: 3)			
1	福岡空港	70,402	0.007
2	長崎空港	4,013	0.002
3	成田空港	3,672	0.002
-	該当なし		

変化率：利用者の変化/当該空港の推定利用者数
補完・代替関係空港数：
変化量の絶対値が 3,650 人以上の空港数

空港は 10 個であり、成田空港に加えて中部空港・仙台空港といった新幹線でアクセスできる空港が挙がっている。そのうち、成田空港が最も強い代替関係にあり、約 500 (万人/年) 分の旅行者が成田空港利用に転換する。しかし、この量は羽田空港の年間利用者数の推計値の約 3,600 (万人/年) のたった 1/7 に過ぎない。これは、羽田空港と比較して、成田空港の国内線ネットワークの路線数が少ないことが原因であり、現時点では国内線ネットワーク上で羽田空港の代替機能はほとんど存在しないといえる。

一方で、表-11 の佐賀空港と補完・代替関係にある空港をみると、補完関係にある空港は 2 つ、代替関係にある空港は 3 つにすぎない。とくに強い代替関係にある空港は福岡空港で、with ケースにおける佐賀空港利用者の約 60%が福岡空港に移ることとなる。残りの約 40%分については、旅行をとりやめる分は非常に少なく(表-5 より約 3.5%程度)、長崎空港、あるいは他のモードへの交通機関の転換が大半を占める。

なお、遠方にある成田空港も佐賀空港の代替空港としてリストに挙げられている。これは、佐賀空港から福岡空港に利用者が移転した結果、福岡空港と補完関係にある(直行の航空路線が存在する)成田空港の利用者が増加しているためである。

表-12 の仙台空港と補完・代替関係にある空港をみると、補完関係にある空港は 7 個、代替関係にある空港は 19 個ある。仙台空港と最大の代替関係にある空港は羽田空港で、with ケースにおける仙台空港利用者の約 20%が羽田空港に移ることとなり、これは近距離にある東北地域の各空港の 10 倍以上のオーダーである。これ

表-12 空港の代替・補完関係 Top5 (仙台空港)

rank	空港名	利用者数の変化 (人/年)	変化率
-	仙台空港	-2,380,123	
補完関係 (空港数: 7)			
1	伊丹空港	-717,860	-0.064
2	中部空港	-409,807	-0.071
3	新千歳空港	-309,140	-0.025
4	福岡空港	-160,937	-0.017
5	成田空港	-124,323	-0.075
代替関係 (空港数: 19)			
1	羽田空港	489,168	0.013
2	福島空港	37,827	0.166
3	花巻空港	34,436	0.160
4	山形空港	32,982	0.154
5	関西空港	28,805	0.008

変化率：利用者の変化/当該空港の推定利用者数
補完・代替関係空港数：
変化量の絶対値が 3,650 人以上の空港数

は、東北地域の他の空港は路線数が仙台空港と比較して少なく、多くの地方空港へのアクセスには乗継が必要となるが、羽田空港は新幹線を用いることで容易にアクセスができる上に、便数などの航空路線自体のサービスレベルも高いことによる。その結果、約 300km はなれた羽田空港が、最大の代替空港としての機能を担うこととなる。

4. おわりに

本研究では、1990 年から 2010 年まで 20 年間の我が国と国内都市間旅行データを用いて作成した、都市間旅行需要モデルを用いて、我が国の空港の存在価値を確認するためのシミュレーションを行った。このモデルでは、全国 54 空港の間の航空ネットワークと、鉄道や道路交通のサービスレベルを扱っており、多数の空港間・モード間の補完・代替関係を扱いつつ、交通サービスの有無に応じた都市間旅行パターンを推計することができる。

本研究のシミュレーションを通じて得られた知見は、以下の 5 点である。(1) 空港の機能停止による全体の旅行量の減少量は、基本的には空港の利用者数に比例する。平均して、空港の利用者数の約 5.5%程度が旅行行動自体をとりやめてしまうと予想される。(2) しかし、この旅行を止める割合は、空港の周りの代替関係によって大きく異なり、例えば新千歳空港であれば平均の約

2 倍の 11.1% である。(3) 空港機能廃止によって起こるパターンの変化は、「旅行行動をやめる」という変化より、「旅行先を変える」という変化の方が非常に大きい。例えば、新千歳空港の機能が停止すると、道央ゾーンの発生量は 11% 減少程度である一方、他ゾーン居住の旅行者の多くが旅行先を変更した結果である道央ゾーンへの集中度は 70% も減少する。(4) 羽田空港の存在効果は、立地する東京圏ではなく、東京圏から遠く離れた北海道や九州などの地方部において、発生量・集中度の両面で非常に大きい。(5) 代替空港となりえる空港は、例えば仙台空港と最も強い代替関係にある空港が約 300km 離れた羽田空港であるなど、近隣に立地する空港のみが該当するとは限らない。

以上の知見をふまえると我が国の空港施策を考える際には、以下の二点に注意する必要があるといえよう。一点目は、羽田空港をはじめとするネットワークのハブとなる空港は、立地するゾーンのみでなく各地方部にとっても重要な存在である点である。このような空港については、国全体でその機能拡張と災害などへの備えを整えておく必要がある。また、各空港がどの範囲で重要かどうかは、本研究で示した空港機能停止によるゾーン毎の発生集中度の変化と、空港間の代替・補完関係から明らかにすることができる。二点目は、空港の機能停止による影響として大きい変化は、「旅行先の変更」であって「旅行量自体の減少」はそれほど大きくない点である。つまり、国全体としての空港戦略は「限られた都市間交通量をどのようにして配分すべきか？」という視点で検討する必要があると考える。このような視点の下で、「各都道府県レベルで補助スキームを検討するという意思決定構造によって、あるいは一部の空港を民営化したときに、効率的 or 望ましい配分が実現できるか？」といった検討が必要であろう。

謝辞： 本研究は日本学術振興会科学研究費 特別研究員奨励費 15J03532 の成果の一部である。また、本研究を進めるにあたって、都市間旅客交通研究小委員会のメンバーの皆様には、多くの有意義なアドバイスをいただいた。この場を借り、皆様に感謝いたします。

参考文献

- 1) 村上英樹, 加藤一誠, 高橋望, 榊原 胖夫: 航空の経済学, ミネルヴァ書房, 2006.
- 2) Özcan, I. C.: Economic contribution of essential air service flights on small and remote communities, *Journal of Air Transport Management*, Vol.34, pp.24-29, 2014.
- 3) Kato, H., Kato, K., Endo, K., Kaneko, Y., and Shimizu, T.: Inter-Regional Travel Demand Analysis Using Integrated Model for Practical Travel Demand Forecast, *proceedings of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol.8, pp.69-8412, 2011.

- 4) Yao, E. and Morikawa, T.: A study of an integrated intercity travel demand model, *Transportation Research Part A*, Volume 39, pp.367-381, 2005.
- 5) Fu, X., Oum, T. H. and Yan, J.: An Analysis of Travel Demand in Japan's Intercity Market - Empirical Estimation and Policy Simulation, *Journal of Transport Economics and Policy*, Volume 48, part 1, pp.97-113, 2014.
- 6) 山口裕通, 奥村誠, Tirtom, H.: 都市間交通需要の LOS 弾力性に関する研究, 土木学会論文集 D3, Volume 69, No. 5, pp.629-638, 2013.
- 7) 山口裕通: 交通サービスの新設・廃止による都市間旅行パターンの経年変化, 東北大学博士論文, 2016.
- 8) 山口裕通, 奥村誠: Generalized Nested Logit Model による航空路線の新設・廃止に対する旅客行動の推定, 土木計画学・研究講演集, Volume 52 (CD-ROM), 2015.
- 9) Yamaguchi, H. and Okumura, M.: Frequency Distribution of Leisure Travel by the Japanese: The Past and Future, *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Volume 11, pp.566-579, 2015.
- 10) Wen, C. H. and Koppelman, F.S.: The generalized nested logit model, *Transportation Research Part B*, Vol.35, pp.627-641, 2001.
- 11) Koppelman, F. S. and Sethi, V.: Incorporating Variance and Covariance Heterogeneity in the Generalized Nested Logit model: an Application to modeling Long Distance Travel Choice Behavior, *Transportation Research Part B*, Volume 39, pp.825-853, 2005.
- 12) Coldren, G.M. and Koppelman, F. S.: Modeling the competition among air-travel itinerary shares: GEV model development, *Transportation Research Part A*, Vol.39, pp.345-365, 2005.
- 13) Wen, C. H., Chen, T.N. and Fu, C.: A factor-analytic generalized nested logit model for determining market position of airlines, *Transportation Research Part A*, Vol.62, pp.71-80, 2014.
- 14) Bhat, C.R. and Guo J.: A mixed spatially correlated logit model: formulation and application to residential choice modeling, *Transportation Research Part B*, Vol.38, pp.147-168, 2004.
- 15) Bekhor, S. and Prashker, J. N.: GEV-based destination choice models that account for unobserved similarities among alternatives, *Transportation Research Part B*, Vol.42, pp.243-262, 2008.
- 16) Train, K.: *Discrete Choice Methods with Simulation* (second edition), Cambridge University Press, Cambridge, 2009.

(April 22, 2016 受付)

Evaluating the Effect of Airport Existence on Inter-City Travel Patterns

Hiomichi YAMAGUCHI, Makoto OKUMURA

The decline of domestic intercity travel may result in the unprofitability of some intercity travel services (e.g., air- and rail-services) as public travel services depend on economies of scale. Travel service operators are willing to withdraw unprofitable services; however, this will reduce intercity communication and may result in the economic decline of some cities. Some local governments subsidize air-services to avoid this problem. Then, local governments must evaluate the effect of the airport existence and target subsidies to important services. In this paper, we propose the model for analyzing the effect of the airport existence on intercity travel patterns. This model are focused on the alternative and complementary relationships in multi-modal inter-city networks. And we apply the model to forecast the effects of the existence of airports. This forecast indicates that the airport existence has a larger effect on ' destination change ' than the ' change of travel generation volume. 'Thus, we conclude that total travel volume is a finite resource, therefore we should discuss the allocation of travel volume while planning the location of airports. The model proposed in this research enables us to accurately simulate the travel allocation change caused by the airport withdrawal, and contribute to the discussion on travel allocation by local or national governments.