混合効果モデルを用いた時点間比較における駅ごとの乗り換え抵抗の推定

松枝　篤輝[1]・山口　裕通[2]

[1]学生非会員　金沢大学大学院　自然科学研究科地球社会基盤学専攻（〒920-1192 石川県金沢市角間町）
E-mail:matsue_civil@stu.kanazawa-u.ac.jp

[2]正会員　金沢大学准教授　理工研究域地球社会基盤学系（〒920-1192 石川県金沢市角間町）
E-mail:hyamaguchi@se.kanazawa-u.ac.jp

従来の乗り換え抵抗に関する研究では，その多くがある1時点における乗り換えがある区間とない区間の空間比較を行っている．そこで，本研究では乗り換え回数の変化と旅行需要量の変化を精密に検討するために多時点の旅行者数データを活用し，乗り換え抵抗を推定する．本研究では，交通モード別の旅行者数を含むデータとして，1990年以降5年おきに実施されている全国幹線旅客純流動調査の鉄道の利用者数を採用とした．そして，このデータに含まれる各種の差異を，ランダム項をもちいて分解しつつ，時点間変化から乗り換え回数変化による旅行量に対する影響量を推定した．これらのアプローチから，2005年以降の新幹線開業等に伴う乗り換え回数の増減による変化を抽出し，複数の駅間での比較を行った．

Key Words :*transfer resistance, GLMM, intertemporal comparison, Long-distance travel*

1. はじめに

鉄道はほかの交通機関に比べて大量輸送が可能であり定時性が高いなど優れた特性を有することから，日本全国にネットワークが構築されてきた．現在の日本の幹線鉄道は，特に300㎞から700㎞という中距離帯の都市間旅客輸送において重要な役割を担っている[1]．ネットワークの拡張・改良も現在に至るまで続いており，なかでも新幹線鉄道網の整備は地域に大きな利益をもたらしてきた．しかしながら，こうした取り組みは必ずしもすべての区間の利便性を向上してきたわけではない．

それは，「乗り換え」の回数が増える出発地―到着地（OD）ペアが存在することである．これは，日本の高速鉄道（新幹線）は，在来線と大きく異なる規格で整備されているために，一部の例外を除いて相互乗り入れできない構造であることに起因する．2015年の北陸新幹線金沢延伸開業では，首都圏と北陸地方間の鉄道移動では越後湯沢駅における乗り換えが解消され，乗り換えなしで鉄道移動できることを可能として，旅行者数の増加につながった．上越妙高駅・糸魚川駅間では鉄道利用者数が開業前の約3倍になった．その一方で，富山県と関西地方間では，新幹線開業までは特急サンダーバード号が直通運転されてきたが，所要時間は減少したものの新たに金沢駅での乗り換えが必要となった．乗り換えの観点では，サービスが悪化したものといえる．

新幹線の開業では所要時間の短縮・多重ネットワークの形成・交流人口の増加などポジティブな効果が主立って取り上げられるが，新たに発生する乗り換えによる影響が顧みられる機会は比較的少ない．今後も，北海道・九州（西九州ルート）・北陸の各整備新幹線で延伸開業が予定されている．整備新幹線の整備条件として，財源見通しの確保や並行在来線に関する沿線自治体との同意といった事項が課されているほかに収支採算性についての項目があり，これを満たすために新幹線の沿線相互間における利用者数予測は正確かつ慎重になされる[2]．そして，九州新幹線の長崎～武雄温泉間・北陸新幹線の金沢～敦賀間の延伸においては新たに乗り換えが発生する．これらの新幹線の開業に伴って需要量が変化することが予測できるが，新幹線の収益性に直接かかわらない場合には沿線以外の区間での需要予測はなされない．そのため，乗り換えが旅行需要量に与える影響については，副次的な負の効果として，あまり集中した議論がされてこなかった．

ここで，過去の乗り換えに関する議論について整理する．乗り換えに関する研究では，乗り換え抵抗に関するものが広く行われている．大島ら，佐藤ら，内田らによる研究はその代表例である．大島ら[3]の研究では，鉄道利用者の乗り換え抵抗を定量的に把握することが試みら

れた．首都圏の鉄道駅では駅舎の大型化・橋上化・深層化が進んでいることから乗り換えの容易さは低下し続けている．本研究では，移動抵抗を距離単位にして表すこととして水平移動距離を基準に動く歩道や階段の上り下り，エスカレータの速度，エレベータなどを換算し合計している．また，エスカレータの設置による便益額を評価し，首都圏の比較的乗り換えが不便とされる主要駅間で比較を行っている．

佐藤ら[4]の研究では，都市内の交通ターミナルにおける乗り換え抵抗に関する要因分析と，それを低減する施策による便益計測をまとめている．都市内交通においては全体の移動時間が都市間交通と比べて短いため，乗り換え抵抗が移動抵抗全体に占める割合が大きいといえる．乗り換え抵抗を乗り換えに要するエネルギー消費および心理的負担・待ち時間・乗り換え時間の3つに分けてそれらを貨幣価値に換算することで乗り換え抵抗の要因分析を行っている．また，エスカレータの設置など移動抵抗を低減する施策の便益計測を行っている．

内田ら[5]の研究では，都市間鉄道の乗り換え駅における乗り換え環境の評価をまとめている．新幹線と在来線の乗り換え駅について乗り換え環境を規定する様々な要因を整理し，評価手法を構築している．アンケート調査により満足度調査を行い，乗り換え駅の実態調査と合わせて評価点を，有識者へのアンケートにより重みづけをそれぞれ行って総合的評価値の算出を行っている．定性的な要素・水平移動の距離・階段の段数と評価点との関係を明らかにし各駅において乗り換え環境の評価につなげている．また，ケーススタディとして岡山駅・新潟駅における乗り換え環境の向上施策に関する評価を行っている．

このように，乗り換え抵抗に関してその要素を取り出し評価を行う研究は広く行われている．その一方で乗り換えの有無が旅行行動全体に与える影響に着目した研究は少ない．都市間交通における航空機や高速バス，鉄道といった各交通モード間の乗り換えに着目した研究として，柴田ら[6]による研究がある．従来の四段階推計法では，交通機関別のOD交通量を推計した上で交通機関のネットワークに経路選択モデルにより配分することとなっているが，たとえば航空＋高速バスといった混合経路に対応することはできない．そこで，純流動調査の航空個票データを用いてc-logitモデルのパラメータを推定している．そのモデルによれば，乗り換え回数に関する項に関しても推定が行われているため，乗り換え行動も含む需要予測モデルとなっている．しかしながら，都市間の鉄道における乗り換えなどに関する適用は意図されておらず，需要の総量と乗り換えの関係を議論するものではない．

「乗り換え抵抗」を対象とした既往研究においては，多くの研究において抵抗要因の分析が多く扱われており，乗り換え回数の変化と需要量の関係を扱う研究は少ない．また，都市間交通における乗り換えが旅行需要量に与える影響については，モデルの1変数に組み込んで扱われてきているものの，その係数にとくに着目して推計されることは行われてきていない．特に，乗り換え駅は移動距離や移動支援施設など同じ乗り換えであっても乗り換え抵抗に違いがあることも容易に考えられる．九州新幹線で実施されていた新八代駅での対面乗り換えなどは，従来の乗り換え駅施設と比べて乗り換え抵抗の改善に大きく貢献する施設であることが示唆されるが，その需要への影響差については推計されていない．

都市間交通の重要な手段である鉄道における乗り換えの影響は，今後の北陸新幹線の金沢~敦賀間や九州新幹線（西九州ルート）の開業効果を議論するために特に重要である．本研究では，多時点の都市間流動データを用いて，その時間的な変化から乗り換え駅ごとの乗り換え抵抗の違いを明らかにすることを試みた．

2. 分析データ

本研究では，全国幹線旅客純流動調査（以下，純流動調査）を用いて分析を行う．

純流動調査は1990年以降5年おきに実施されている．調査内容は全国の旅客流動における５つの幹線旅客機関（航空・鉄道・幹線旅客船・幹線バス・乗用車等）の利用者数を47都道府県間・207生活圏間の調査単位ごとに推計するものである．ここでいう交通機関の利用者数は，都道府県間をまたぐ移動のうち通勤通学目的以外（出張・観光・帰省など）に限定して集計を行っている．また，首都圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）・中京圏（岐阜県・愛知県・三重県）・近畿圏（京都府・大阪府・兵庫県・奈良県）の３大都市圏内の移動については集計対象から除外されている．調査対象とされる日は，秋季の特定の１日であり2000年までの調査では平日のみで実施されていた．2005年調査分からは，休日についても調査が開始され年間旅行者数のデータを利用することが可能となった．

本研究では 2005 年度・2010 年度・2015 年度調査分の純流動調査における鉄道利用者数について分析を行う．この３年度を対象としたのは移動行動の実態をみるために，平日と休日の両方のデータから算出された，年間推計の旅行者数を使用することが適切であると考えたからである．分析対象とした乗り換えに影響する事例は，表1に示した2005年度以降に開業した３新幹線の事例である．

表 1　分析対象とする新幹線開業事例

路線名	開業年月日	開業区間
東北新幹線	2010/12/04	八戸～新青森
九州新幹線	2011/03/12	新八代～博多
北陸新幹線	2015/03/14	長野～金沢

使用するデータは，207 生活圏における沖縄県を除く全 OD ペアである．本研究では，乗り換えの影響を方向別に議論することは困難であるために，旅行の向き（出発地と到着地の方向）については考慮せず合算して用いることとしている．なお，鉄道利用者数が 0 となっている OD ペアに対する処理として，3 年度とも 0 である地域の OD ペアは削除することとした．また，生活圏内に鉄道駅がない OD についても削除した．これらの操作により，調査の対象外となっている 3 大都市圏内々の OD ペアを含めて，分析に適用することができない OD ペアを除去している．表 2 に操作による OD ペア数の変化を示した．

表 2　OD ペアに関する操作

	OD ペア数	
	処理前	処理後
鉄道利用者数	20503	6927

本研究では，鉄道における乗り換えの増加および減少にともなう需要の変化を取り扱う．そのため，事前に分析対象となる全国 207 生活圏相互間における乗り換え回数の変化を把握した．手法として，まず国土交通省提供の NITAS を用いて 207 生活圏それぞれに設定した代表駅（新幹線駅・特急停車駅・利用者数の多い鉄道駅）相互間で経路探索を実施した．その経路探索結果から，乗り換えなく移動できる区間を抽出し，隣接行列を設定してからダイクストラ法を適用して 207 生活圏間の鉄道における「最小乗り換え回数」を計算することとしている．この方法によって得られた最小乗り換え回数を，年度ごとに計算することで乗り換え回数の変化を把握している．

また，駅ごとの乗り換え抵抗の違いを知るため，乗り換え回数の変化情報を発着 OD 別に分解する操作を行った．具体的には，北陸 3 県（福井・石川・富山）を含み，新潟県を含む OD であれば上越妙高駅での乗り換え増加とし，北陸三県と新潟県以外の全国を含む OD であれば金沢駅での乗り換え増加とする発着 OD 基準での定義を，分析対象とした新幹線開業事例ごとに行った．その結果，新幹線開業により乗り換えが新設・解消された駅は表 3 に示した 6 駅となった．

表 3　本研究で分析対象とした乗り換え駅

乗り換え増加	乗り換え減少
新青森	八戸
上越妙高	越後湯沢
金沢	新八代

2.　基礎集計

本節では，基礎集計として乗り換えが増加または減少した新幹線沿線の各区間における時点間変化を確認する．

ここでは，北陸新幹線沿線における新幹線開業前後の鉄道利用者数変化を乗り換えが増加・減少した代表的な区間について交通機関別に図化していく．いずれの集計でも純流動調査の2005年度調査分と2015年度調査分の差を示している．

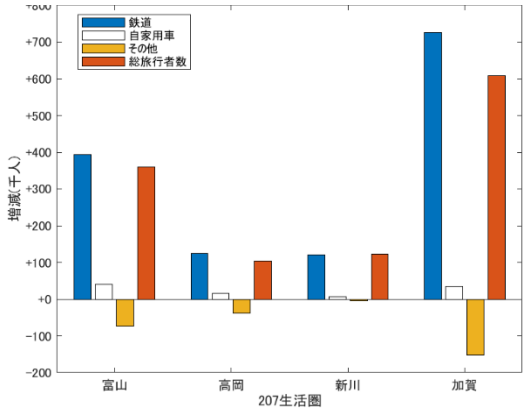


図1　東京～富山・石川県間の交通機関別利用者増減

図1より，乗り換えが減少した東京と両県間では全区間で鉄道利用者が増加したことが分かる．総旅行者数についても金沢市を中心とする加賀で約60万人，富山市を中心とする富山で40万人増加するなど比較的大きな影響がみられた．一方で，両都市では小松空港・富山空港と羽田空港間の航空便がそれぞれ利用されてきたがその利用者の一部も新幹線に移行したと考えられ，純流動調査では富山で約5万人／年，金沢で約15万人／年以上，航空便利用者が減少するという結果になった．2015年度時点で羽田―小松線の利用者数が前年度比37%減，同富山線が41%減となっており，ANAによる運航分が両路線とも6往復から4往復になるなど大きな影響があった．

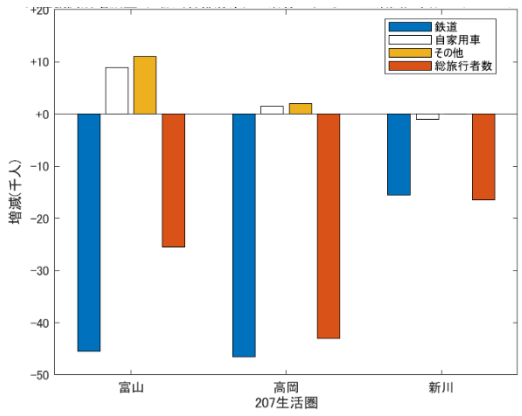


図2　大阪～富山県間の交通機関別利用者増減

図2より，乗り換えが増加した大阪と富山県間では全区間で鉄道利用者数が減少したことが分かる．また，全区間の総旅行者数も減少した．鉄道利用者数の減少理由としては，金沢駅での乗り換え増加に加えて，大阪駅・富山駅間で約700円の値上げがあったなど運賃の値上げが主な理由として考えられる．また，大阪からは高速バスの利用者数が年間約1万人増加しており，鉄道利用者の一部が高速バス利用に移転した可能性がある．この区間では自家用車の利用者も年間約1万人増加している．新川では1日1往復のみ大阪魚津間で直通列車が運行されてきたが，この列車も廃止となったこともあり乗り換え増加の影響があったと考えられる．また，北陸新幹線の黒部宇奈月温泉駅が新川生活圏の中心都市である魚津市や黒部市の中心から離れた立地となったことによる影響もあった可能性がある．

これらの事例から，乗り換えが減少した区間では鉄道利用者数は増加する傾向にあることが分かった．その一方で，乗り換えが増加した区間では鉄道利用者数は減少する傾向にあることが分かった．代替となる交通機関への移転が示唆される区間もあることが分かった．

乗り換えの増加・減少による旅行者数の変化はその変化量や内訳が区間によって大きく異なるといえる．その原因としては，ODペアごとに固有の差（人口・距離・経済状況など）が影響していることが考えられる．こうした影響を可能な限り除去して鉄道のサービスレベルに着目した分析を行う必要がある．

3.　モデルの提案

(1)　一般線形混合モデル

一般化線形混合モデルの特長は，よく用いられる（重）回帰分析にあたる線形モデルの一般化であり，より幅広い範囲のデータに適用することができる点にある．例えばある植物の種子数を調査する場合には，説明変数の数を追加してもモデルの精度向上には自ずと限界が生まれる．その原因は，測定できなかった環境要因や遺伝的原因など多岐にわたるサンプルごとの未観測要因による差異にある．これらは，「過分散」という現象を引き起こす．現実の調査においては完全な反復試行がなされることは稀であり，ランダム効果といわれるサンプルごとの差異を考えることにより未観測要因をその空間的に与える影響の範囲ごとに分割して扱うことが可能である．このランダム効果と一般の説明変数とを併用するのが混合という要素である．また，もう一つの一般化という要素では，二項分布やポアソン分布などの正規分布以外の確率分布を扱うことができ，この点においても線形モデルでは扱えなかった情報を扱うことを可能としている[7]．

以下に線形モデルの式（式1）と線形混合モデルの式（式2-1と2-2）の例を示す．まず，式1では，観測値Y_iの対数値が，説明変数$X_{n,i}$の線形式と，平均0の正規分布に従う誤差項e_iによって記述される．このとき，$\ln(Y_i)$は，平均値が$(\beta_0 + \sum_{n=1}^{N} \beta_n X_{n,i})$の正規分布に従う．
その一方で，一般化線形混合モデルでは，式2-2で示されるように観測値Y_iが期待値λ_iのポアソン分布に従っていると考える．そして，この期待値λ_iの大小が説明変数$X_{n,i}$によって説明される構造をとる．そして，この式において非観測要因による影響を示す，ランダム効果の項であるr_iが追加されている．これは，サンプルごとの差を示すものであり，その値は平均0，分散sからなる正規分布に従うことを仮定する．

$$\ln(Y_i) = \beta_0 + \sum_{n=1}^{N} \beta_n X_{n,i} + e_i \qquad (1)$$

$$\ln\{\lambda_i\} = \beta_0 + \sum_{n=1}^{N} \beta_n X_{n,i} + r_i \qquad (2\text{-}1)$$

$$Y_i \sim \mathrm{Poisson}(\lambda_i) \qquad (2\text{-}2)$$

$$r_i \sim \mathrm{Gaussian}(0, s) \qquad (2\text{-}3)$$

(2)　分析モデルの概要

本研究では，(1)節で述べたような考え方を，統計モデルに適用して乗り換えによる旅行者数への影響の大きさを推定する．そのために，混合効果を応用することとした．これにより OD ペアごとに固有の差（人口・距離・経済状況など）や経年変化などの影響を，確率変数として扱うことができ，乗り換えや所要時間変化による影響に着目した推定を行うことができる．

また，使用する 207 生活圏の OD 鉄道利用者数データは図 3 に示す通り利用者数 0 人となる OD ペアが最も多く，利用者数が多くなっていくと標本数が急激に少なく

なるような分布系であることが分かる．この，利用者数が多くなるほど度数が指数的に小さく（利用者数が多い区間ほど発生確率が低く）なるという性質と，0 と正の整数からなるカウントデータであることから，目的変数はポアソン分布に従うと仮定して分析を行っていく．

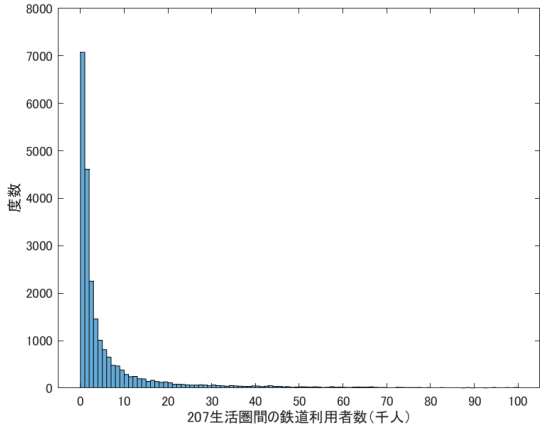


図3　純流動調査における鉄道利用者数別の度数分布

以上の条件に基づいて，本研究ではポアソン分布誤差に正規分布の混合効果を付加した，一般化線形混合モデルを用いた分析を行うこととした．

$$\ln\{\lambda_{ij,y}\} = a_0 + b_{ij}^{\mathrm{OD}} + b_y^{\mathrm{Year}} + b_{ij,y}^{\mathrm{ALL}} + a^{\mathrm{time}} T_{ij,y} + a^{\mathrm{increase}} C_{ij,y}^{+} + a^{\mathrm{decrease}} C_{ij,y}^{-} \quad (3\text{-}1)$$

$$Y_{i,j,y} \sim \mathrm{Poisson}(\lambda_{i,j,y}) \quad (3\text{-}2)$$

この一般化線形混合モデルでは，式1からわかるように，誤差項（ランダム項）を3つに分けることで3種類の変量効果を仮定している．3種類の変量効果（b_{ij}^{OD}，b_y^{Year}，$b_{ij,y}^{\mathrm{ALL}}$）はそれぞれODペア（i,j）ごと，時点（y）ごと，全サンプル（i,j,y）ごとのばらつきを示している．これら3つの項は平均0の正規分布に従う確率変数であると考える．また，ここで純流動調査における鉄道利用者数$Y_{i,j,y}$はポアソン分布に従うものとしている．

説明変数は，$T_{ij,y}$・$C_{ij,y}^{+}$・$C_{ij,y}^{-}$の 3 つである．$T_{ij,y}$は OD ペアij，年度yの鉄道による所要時間を示す．$C_{ij,y}^{+}$は乗り換えが増加した OD ペアijに対して，乗り換え増加前の時点は 0，乗り換え増加後の時点は 1 となるように設定したダミー変数である．$C_{ij,y}^{-}$は，同様に乗り換えが減少した OD ペアを示すダミー変数である．このように増加時と減少時で別々のダミー変数を設定することによって，乗り換え回数の増加時と減少時の間の差異（ヒステリシス）を扱うことが可能である．

そして，式 3 で示した乗り換えの増加・減少についてそれぞれ$C_{ij,y}^{+}$，$C_{ij,y}^{-}$としたダミー変数を扱うモデル（以下，全駅共通モデル）に加えて，乗り換えが新幹線開業により乗り換えが新設・解消された駅ごとにダミー項を加えるモデル（以下，駅ごとモデル）を式 4 に示す．

$$\begin{aligned}\ln\{\lambda_{ij,y}\} = {} & a_0 + b_{ij}^{\mathrm{OD}} + b_y^{\mathrm{Year}} + b_{ij,y}^{\mathrm{ALL}} + a^{\mathrm{time}} T_{ij,y} \\ & + a^{\mathrm{aomori}} C_{ij,y}^{\mathrm{aomori}} + a^{\mathrm{joetsu}} C_{ij,y}^{\mathrm{joetsu}} \\ & + a^{\mathrm{kanazawa}} C_{ij,y}^{\mathrm{kanazawa}} + a^{\mathrm{echigo}} C_{ij,y}^{\mathrm{echigo}} \\ & + a^{\mathrm{hachinohe}} C_{ij,y}^{\mathrm{hachinohe}} + a^{\mathrm{yatsushiro}} C_{ij,y}^{\mathrm{yatsushiro}}\end{aligned} \quad (4\text{-}1)$$

$$Y_{i,j,y} \sim \mathrm{Poisson}(\lambda_{i,j,y}) \quad (4\text{-}2)$$

ここに，$C_{ij,y}^{\mathrm{aomori}}$，$C_{ij,y}^{\mathrm{joetsu}}$，$C_{ij,y}^{\mathrm{kanazawa}}$はそれぞれ新線開業にともなって乗り換えが新設された，青森駅，上越妙高駅，金沢駅を経由する OD ペアについて乗り換え増加前の時点は 0，乗り換え増加後の時点は 1 となるように設定したダミー変数である．$C_{ij,y}^{\mathrm{echigo}}$，$C_{ij,y}^{\mathrm{hachinohe}}$，$C_{ij,y}^{\mathrm{yatsushiro}}$はそれぞれ新幹線開業にともなって乗り換えが解消された，越後湯沢駅，八戸駅，新八代駅を経由する OD ペアについて乗り換え減少前の時点は 0，乗り換え減少後の時点は 1 となるように設定したダミー変数である．

また，所要時間変化と乗り換え変化の項を取り除いた下記（式 5）のような定数項と変量効果のみのモデルを Null model として比較に用いていく．

$$\ln\{\lambda_{ij,y,\mathrm{null}}\} = a_0 + b_{ij}^{\mathrm{OD}} + b_y^{\mathrm{Y}} + b_{ij,y}^{\mathrm{ALL}} \quad (5\text{-}1)$$

$$Y_{ij,y} \sim \mathrm{Poisson}(\lambda_{ij,y,\mathrm{null}}) \quad (5\text{-}2)$$

4.　全駅共通モデルの推定結果

本章では，一般化線形混合モデル（式 3）により純流動調査を用いて乗り換え回数変化の効果を推定した結果を示す．ここでは，乗り換え駅ごとの違いを考慮せず，乗り換え回数の増加・減少による旅行者数への影響について分析した全駅共通モデルでの結果を示す．

表 4 では一般化線形混合モデルにおける固定効果の推定結果を示す．

表 4　固定効果の推定結果（全駅共通モデル）

係数名	意味	推定値	p 値	exp(推定値)
a^{time}	所要時間	-7.057×10^{-3}	0	0.264
a^{increase}	乗り換え増	-0.286	1.431×10^{-4}	0.751
a^{decrease}	乗り換え減	0.140	2.413×10^{-3}	1.150

全係数において p 値は 5%の有意水準よりも小さくそ

れぞれ統計的に有意な効果があるといえる．乗り換え回数変化よる影響としては，本研究のモデルでは増加と減少のケースでそれぞれ異なる係数が推定される．まず，乗り換え回数が 1 回増加した OD ペアの鉄道利用者数は，0.751 倍に減少すると推定された．乗り換え回数が 1 回減少した際の影響は，その OD ペアの鉄道利用者数が 1.150 倍になると推定された．

こうした乗り換えの増加・減少による鉄道利用者数への影響は，式 3-1 を変形して得られる式 6-2 を用いて換算することができる．

$$\ln\{\lambda_{ij,y}\} = a_0 + b_{ij}^{\mathrm{OD}} + b_y^{\mathrm{Year}} + b_{ij,y}^{\mathrm{ALL}} + a^{\mathrm{time}} T_{ij,y} + a^{\mathrm{increase}} C_{ij,y}^{+} + a^{\mathrm{decrease}} C_{ij,y}^{-} \quad (6\text{-}1)$$

$$\lambda_{ij,y} = \ln\{a_0 + b_{ij}^{\mathrm{OD}} + b_y^{\mathrm{Year}} + b_{ij,y}^{\mathrm{ALL}} + a^{\mathrm{time}} T_{ij,y} + a^{\mathrm{increase}} C_{ij,y}^{+} + a^{\mathrm{decrease}} C_{ij,y}^{-}\} \quad (6\text{-}1)$$

$$a^{\mathrm{time}} T_{ij,y} = a^{\mathrm{increase}} C_{ij,y}^{+} = a^{\mathrm{decrease}} C_{ij,y}^{-} \quad (6\text{-}2)$$

この式による換算結果から，乗り換え 1 回の増加は 40.5 分の所要時間増加と，乗り換え 1 回の減少は 19.8 分の所要時間減少とそれぞれ等しいことが分かった．

5. 駅ごとモデルの推定結果

本章では，一般化線形混合モデル（式 4）により純流動調査を用いて乗り換え回数変化の効果を推定した結果を示す．ここでは，前章で用いた乗り換え回数の変化情報を，表 3 に示した乗り換えにおける経由駅ごとに分割して分析を行った駅ごとモデルでの結果を示す．そして，その結果をモデル構造間で比較する．

表 5 では一般化線形混合モデルでの固定効果の推定結果を示す．また，式 6 の手順による乗り換え駅ごとの乗り換え抵抗を所要時間に換算した結果も併せて示す．

表 5　固定効果の推定結果（駅ごとモデル）

係数名	意味	推定	p 値	時間換算(分)
a^{time}	所要時間	-0.007	0	N/A
a^{aomori}	新青森	-0.380	0.018	+53.8
a^{joetsu}	上越妙高	-0.216	0.284	+30.6
a^{kanazawa}	金沢	-0.255	7.245×10^{-3}	+36.1
a^{echigo}	越後湯沢	0.509	9.968×10^{-14}	-72.1
$a^{\mathrm{hachinohe}}$	八戸	0.234	0.025	-33.2
$a^{\mathrm{yatsushiro}}$	新八代	-0.093	0.143	+13.2

（塗りつぶし箇所は乗り換えが新設された駅を示す）

上越妙高駅と新八代駅を除いた係数で，p 値は 5%の有意水準よりも小さくそれぞれ統計的に有意な効果があるといえる．上越妙高駅については，新潟県と北陸 3 県間という比較的少ないサンプル数により有意性が確保できないものと考えられる．新八代駅については，従前から対面乗り換え施設が整備されていた影響で，乗り換え抵抗が有意にないと考えられる．

新八代駅を除き，乗り換えが増加した（新設された）駅を経由する OD ペアでは鉄道利用者が減少し，乗り換えが減少した（解消された）駅を経由する OD ペアでは鉄道利用者が増加すると推定された．また，それぞれの駅で乗り換え抵抗を所要時間に換算した場合の結果は違うことが推定された．

本研究の固定効果の価値を，全駅共通モデル（式 3）と駅ごとモデル（式 4），Null model（式 5）で比較することで確認していこう．表 6 は，全駅共通モデル，駅ごとモデル，Null model を比較する指標を示したものである．

表 6　変量効果の推定結果（鉄道利用者数）

モデル	σ^{OD}	σ^{Y}	σ^{ALL}	AIC	対数尤度
全駅共通	1.357	0.021	0.468	1.1344×10^{5}	-56715
駅ごと	1.358	0.021	0.464	1.1340×10^{5}	-56689
Null model	1.663	0.021	0.475	1.1607×10^{5}	-58029

Null model に比べて固定効果を入れた 2 つのモデルでは，AIC が小さいことから予測力が向上しているといえる．また，全 OD ペアのばらつき残差を示す σ^{ALL} では標準偏差も小さくなっていることからも固定効果の項を追加することで説明力が向上していることが分かる．全駅共通モデルと駅ごとモデルを比較すると，AIC，σ^{ALL} が駅ごとモデルのほうが小さくなっていることから，乗り換え駅ごとにダミーを投入することで説明力が向上しているといえる．

6. おわりに

本研究では，新幹線の開業によって新設・解消された駅ごとの乗り換え抵抗を全国幹線旅客純流動調査の多時点間比較から把握することを目的として統計分析を実施した．

一般化線形混合モデルによる純流動調査に関する分析では，OD ペア固有の効果と景気等の日本全体で共通の時間変化の影響をランダム効果として扱うことで除去して，より精度よく乗り換え効果を推計することができた．

乗り換え駅ごとの違いを考慮せず乗り換え抵抗を推定した全駅共通モデルでは，乗り換えが 1 回新設された場合 40.5 分の所要時間増加と，乗り換えが 1 回解消された場合 19.8 分の所要時間減少と等しいという結果を得た．これは，既往研究[8]において乗り換え 1 回の解消が 30 分程度の所要時間減少とする値に比べて 3 分の 2 程度の値であった．また，乗り換えが増加する場合の乗り換え抵抗は乗り換えが減少する場合の約 2 倍という推定結果になった．

乗り換え駅ごとに乗り換え抵抗を推定することを試みた駅ごとモデルは，全駅共通モデルと比較して，AIC や残差などの点で説明力の高いモデルとなった．サンプル数が少ない上越妙高駅と対面乗り換えが実施されてきた新八代駅を除いて，各駅の推定結果は統計的に有意であった．乗り換え抵抗の所要時間への変換をした結果，乗り換えが新設された新青森駅，金沢駅の場合ではそれぞれ 53.8 分，36.1 分の増加と等しいという結果が得られた．乗り換え抵抗の値には，両駅で 1.5 倍程度違いがある．また，乗り換えが解消された八戸駅，越後湯沢駅の場合ではそれぞれ 33.2 分，72.1 分の所要時間減少と等しいという結果が得られた．八戸駅では，既往研究[8]と変わらない結果であったが，越後湯沢駅ではその 2 倍以上という結果になった．これらの 4 駅の事例から，乗り換え駅ごとに乗り換え抵抗の大きさ，旅行需要量に与える影響には相当程度の違いがあることが示唆される．

本研究では，鉄道における乗り換え駅ごとの乗り換え抵抗および所要時間に着目し，鉄道利用者数にそれぞれの変化が与える影響を把握した．本研究の課題として，用いたデータが比較的近年の新幹線開業事例のみを用いた推定結果となっている点が挙げられる．また，純流動調査における所要時間情報について，その出処となっているNITASを試用したところ，妥当でない経路の存在，発着地点へのアクセス・イグレス交通の影響，欠損値の存在などデータとして不明瞭な要素が確認された．これらの2点を解消するため，今後は全国207生活圏間での鉄道所要時間を自作して分析を行う．この作業により，より正確な所要時間に基づく分析が可能になる．また，1990年以降の山形・秋田・北陸（高崎―長野）・東北（盛岡―八戸間）・九州（新八代―鹿児島中央）の新幹線開業事例が分析可能となる．より多いサンプル数と正確な情報を用いて，本研究で得られた結果の妥当性を検討する必要がある．

謝辞：本研究は，科学研究費補助金 20H02270, 20H02267, 21H01455, 22H00222として支援を受けた研究活動による成果の一部です．

参考文献

1) 国土交通省. 長距離交通の現状と課題. 参照日: 2023 年 10 月 9 日, 参照先: 国土交通省 HP: https://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/h20/hakusho/h21/html/k1133000.html
2) 国土交通省. 新幹線鉄道について：整備新幹線について. 参照日: 2023 年 10 月 9 日, 参照先: 国土交通省 HP: https://www.mlit.go.jp/tetudo/tetudo_fr1_000041.html
3) 大島義行, 松橋貞雄, 三浦秀一. (1996). 鉄道駅における乗換抵抗に関する基礎的研究. 土木計画学研究・講演集, 19(2), pp.701-704.
4) 佐藤寛之青山吉隆,中川大,松中亮治,白柳博章. (2002). 都市公共交通ターミナルにおける乗換抵抗の要因分析と低減施策による便益計測に関する研究. 土木計画学研究・論文集,19(4), pp.803-812.
5) 内田雅洋大島義行,本堂亮. (2008). 幹線鉄道の乗換駅における乗換環境の評価に関する研究. 土木計画学・論文集, 25(3), pp.741-746.
6) 柴田宗典奥田大樹,鈴木崇正. (2014). 交通機関の乗継を考慮した幹線鉄道の需要予測モデル. 鉄道総研報告, 28(4).
7) 久保拓弥：データ解析のための統計モデリング入門
8) 日本鉄道建設公団. (2001). 新幹線直通運転化事業調査報告書, pp.297.

(2023. 10. 12 投稿)