

地方鉄道の存廃が駅勢圏人口に及ぼす 因果的影響の分析

植村 洋史¹・松中 亮治²・大庭 哲治³

¹ 学生会員 京都大学大学院工学研究科 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂)

E-mail: uemura.hiroshi.77x@st.kyoto-u.ac.jp

² 正会員 京都大学准教授 大学院工学研究科 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂)

E-mail: matsunaka.ryoji.3v@kyoto-u.ac.jp

³ 正会員 京都大学准教授 経営管理大学院 (〒606-8501 京都市左京区吉田本町)

E-mail: oba.tetsuharu.5n@kyoto-u.ac.jp

本研究では、1981年から1990年に廃止された地方鉄道の駅と存続している地方鉄道の駅を対象に、地方鉄道の廃止が駅勢圏人口に及ぼす因果効果を、差分の差分法によって推計した。

まず、欠損しているデータを多重代入法で補完したうえで傾向スコアを推定し、層別化を行ったうえで分析した。その結果、地方鉄道の廃止によって4-8%程度の駅勢圏人口への負の因果効果が確認され、地方鉄道の廃止が駅勢圏人口に負の影響を及ぼすことが統計的に明らかになった。

Key Words : *abolition of local railway, population, difference-in-difference, propensity score*

1. はじめに

(1) 背景と目的

モータリゼーションの進展や沿線人口の減少に伴い、地方鉄道を取り巻く環境は極めて厳しい状況となっている。2016年には北海道旅客鉄道株式会社 (JR北海道) が鉄道事業者自ら単独では維持不可能な路線を公表し、また2018年度には地域鉄道事業者のうち約7割が鉄軌道事業の経常収支ベースで赤字を計上する¹⁾などの現状に加え、来たる急激な人口減少や、車両・橋梁・トンネル等の鉄道の運行に必要な設備の老朽化を鑑みると、今後地方鉄道の存廃に関する議論は全国各地で発生するものと考えられる。

一方で、我が国の社会経済構造が急激に変化するなか、国民により信頼される行政を展開するために証拠に基づく政策立案 (EBPM: Evidence-based policy making) が近年着目されている。特に地方鉄道の存廃に関しては、その不可逆性を考えると、その実施に際し客観的な証拠に基づく議論を行うべきであるが、現状十分になされているとは言い難い。過去には1980年に制定された日本国有鉄道経営再建促進特別措置法 (国鉄再建法) や2000年の鉄道事業法の改正によって、多くの地方鉄道が廃止されたが、それらが周辺地域に及ぼした因果的影響を定量的に分析

した研究はほとんど見られない。

そこで本研究では、近年土木計画の分野でも適用例がみられる統計的因果推論による分析アプローチの1つである差分の差分法を用いて、国鉄再建法施行後の1981年から1990年の間に廃止された地方鉄道を対象に、鉄道の廃止が駅勢圏人口に及ぼした因果的影響を定量的に明らかにすることを目的とする。

(2) 既往研究のレビューと本研究の特徴

地方鉄道の廃止に関する研究は、センサスデータを用いて分析した研究とアンケート調査によって分析した研究に大別される。

前者の例として、北海道の廃線自治体の人口変化を分析した久保らの研究²⁾や2000年から2010年に廃止された地方鉄道の人口変化などを分析した坂本らの研究³⁾、1981年から1990年に廃止された地方鉄道における廃止後の年齢階層別人口の社会増減を分析した植村らの研究⁴⁾が挙げられる。久保らの研究や坂本らの研究では鉄道廃止前後の人口減少率の存続路線との比較を、植村らの研究では廃止後期間における人口の社会増減率の存続路線との比較を行い、鉄道の廃止との関連性を明らかにしている。しかしながらこれらの研究では鉄道の廃止による因果効果の推定にまでは至っていない。

また後者の例として、2006年の桃花台新交通桃花台線廃止による交通行動の変化を分析した竹下らの研究⁵⁾、2005年のと鉄道能登線廃止による住民の行動や意識の変化を分析した宮崎らの研究⁶⁾、2005年に廃止された日立電鉄の旧沿線自治体である常陸太田市の住民を対象に交通行動・生活行動・感情への影響を分析した山下らの研究⁷⁾、2012年に廃止された長野電鉄屋代線及びその代替バスに関する評価を行った進藤らの研究⁸⁾が挙げられる。これらの研究はアンケート調査を行うことで、センサデータでは分析できない地方鉄道の廃止による影響に関して有用な知見を提供している。しかしながら調査方法の性質上、一つの路線・地域に関する分析にとどまっているため、普遍的な結論が得られているとは言い難い。

一方、生物統計や医学統計の分野で発展を遂げてきた統計的因果推論による分析アプローチを、土木計画の分野に適用し、政策の実施による因果効果を推定した研究（例えば企業間取引ネットワークが企業の生産性に及ぼす影響を分析した織田澤らの研究⁹⁾、大規模小売店舗の出店が及ぼす影響を分析した瀬谷らの研究¹⁰⁾、無電柱化事業が地価に及ぼす影響を分析した大庭の研究¹¹⁾など）が近年見られるようになってきている。しかしながら、地方鉄道の廃止による因果効果を統計的因果推論によるアプローチで推定した研究は、地価への影響を分析した川久保らの研究¹²⁾以外に見当たらず、更なる蓄積が必要である。

以上を踏まえると、本研究の特徴として以下の2点が挙げられる。

- ・全国の廃止された地方鉄道に対し、30年間4時点分の駅勢力圏人口データや、廃止前の運行本数・交通手段分担率などの鉄道に関する様々なデータを整備している点
- ・整備した駅勢力圏人口のパネルデータを用いて、地方鉄道の廃止が駅勢力圏人口に及ぼす因果的影響を定量的に明らかにしている点

2. データベースの構築

本章では、本研究で分析対象とする廃止駅・存続駅を定義したのち、次章以降で用いる駅勢力圏人口のデータベースおよび次章の傾向スコア推定で用いる共変量に関するデータベースを構築する。

(1) 分析対象の定義

本研究では、1981年9月18日から1990年9月30日に廃止された鉄道路線の駅を処置群として定める。なお、1981年9月18日は、国鉄再建法に基づき特定地方交通線の廃止が承認された日である。ただし、

- ・軌道路線、鋼索路線など鉄道以外の路線の駅
- ・路線のルート変更により廃止された区間の駅
- ・国土数値情報「鉄道時系列データ」に記載のない駅
- ・2015年時点で存在している鉄道路線の駅と駅勢力圏が重複する駅

は分析対象から除く。

また、国鉄再建法で地方交通線に指定されたのち、2019年4月1日時点で運行を継続している路線のなかで、1980年度の輸送密度が4000人/日以下の路線の駅を対照群と定める。なお輸送密度とは、路線の1日の旅客輸送人キロを路線の営業キロで除した値であり、その路線の輸送規模を示す値である。1980年に制定された国鉄再建法では、一部例外があったものの、この輸送密度が4000人/日以下の路線に関しては特定地方交通線として鉄道の廃止あるいは第三セクターへの移管の対象とされた。それを踏まえ本研究では輸送密度4000人/日を対照群設定の基準とした。ただし、

- ・1980年以降に開業した駅
 - ・地方交通線以外の現存駅と駅勢力圏が重複する駅
- は分析対象から除く。

以上の条件を満たす駅のうち、各時点での駅勢力圏人口が0であった駅を除外したものを、それぞれ処置群・対照群として定める。サンプル数は処置群483駅、対照群1275駅であり、それぞれの位置を図-1に示す。

(2) 駅勢力圏人口データの整備

前節で定めた対象駅に関し、国土数値情報「鉄道時系列データ」より駅座標を取得する。また、国勢調査に基づく人口データについて、1980年・1990年・2000年は日本測地系3次地域メッシュデータを、2010年は世界測地系3次地域メッシュデータを使用する。

これらのデータを用いて、対象駅ごとに駅勢力圏人口を算出する。本研究では駅勢力圏を駅から半径1kmの範囲とし、その中に含まれるメッシュの人口を足し合わせる。駅勢力圏をまたぐメッシュに関しては駅勢力圏内外の面積比

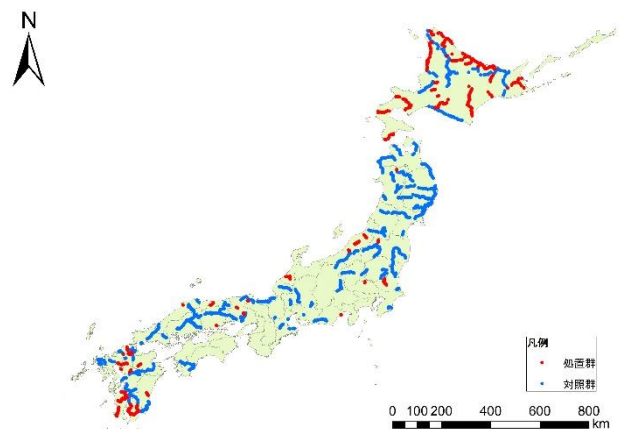


図-1 分析対象とする駅の位置

に基づき人口を按分する。なお2010年に関しては、使用するデータの測地系が異なるため、2005年の日本測地系3次地域メッシュデータで算出した駅勢圏人口と世界測地系3次地域メッシュデータで算出した駅勢圏人口の比率を掛け合わせて変換したものをを用いる。

(3) 各共変量データの整備

a) 交通手段分担率データ

1980年時点での交通手段分担率を、国勢調査日本測地系3次地域メッシュデータより算出する。鉄道分担率に関して、通勤通学者（15歳以上）のうち利用交通手段を国鉄、国鉄以外の鉄道・電車、乗合バスと答えた人の割合と定め、駅勢圏人口と同様に算出する。また自動車分担率に関しても通勤通学者（15歳以上）のうち利用交通手段を自家用車と答えた人の割合とし、同様に算出する。

b) 運行本数データ

対象路線が廃止される直前である1980年10月1日の運行本数に関して、『時刻表』¹³⁾を基に算出する。その駅を発車する特急列車・優等列車を除く普通列車を路線別・方向別に計上し、その最大値をその駅の運行本数として定義する。

ただし、『時刻表』に掲載のない私鉄路線に関しては、各種文献¹⁴⁾¹⁵⁾から廃止前の運行本数をできる限り収集するが、資料が見当たらなかった駅に関しては欠損値として扱う。また、各鉄道局の判断で設置された仮乗降場に関しては『時刻表』に記載されず運行本数が確認できないため、欠損値として扱う。これらの欠損値への対応は次章で述べる。

c) 土地利用データ

国土数値情報「土地利用細分メッシュ」を利用し、1976年の対象駅の駅勢圏における農業用地、建物用地、非可住地の占める割合を算出する。なお農業用地とは土地利用種別が「田」「畑」「果樹園」「その他果樹園」である土地、建物用地とは土地利用種別が「建物用地A」「建物用地B」である土地、非可住地とは土地利用種別が「森林」「湖沼」「河川地A」「河川地B」「海水域」である土地と定義し、駅勢圏において各土地利用種別の面積を求めたものを駅勢圏の面積で除することで各土地利用割合を算出する。

3. 傾向スコアの推定

差分の差分法による分析においては、もし仮に処置が行われなかった場合に処置群の標本と対照群の標本で2時点間の変化が等しいという仮定、すなわち平行トレン

ド仮定が成立することが重要である。一方、本研究で対象とする地方鉄道の廃止という処置は無作為に行われたわけではなく、駅勢圏人口や交通手段分担率などの様々な地域特性に依存していることが考えられる。この場合、地域特性の違いによって駅勢圏人口の推移は異なる可能性があり、平行トレンド仮定が成立せず差分の差分法による推定結果にバイアスが生じることになる。そのため、織田澤ら¹⁶⁾が指摘するように、適切な対照群を設定することは重要であるが、本研究では傾向スコア (Propensity score) を用いて対照群の設定を行う。

(1) 共変量の選択

傾向スコアとは、共変量 X が与えられたときに処置 Z が割り当てられる確率であり、以下の式で表される。

$$Propensity\ score = P(Z = 1|X) \quad (1)$$

本研究では、鉄道が廃止された場合に $Z = 1$ 、存続した場合に $Z = 0$ とする。

また、傾向スコアの推定に用いる共変量として、大都市までの距離・人口集中地区内への立地ダミー・豪雪地帯ダミーといった立地に関する変数、駅勢圏人口・若年人口率・高齢人口率といった人口に関する変数、運行本数・優等列車停車ダミー・駅設置期間・公共交通分担率・自動車分担率といった鉄道・交通に関する変数、建物用地率・農業用地率・非可住地率といった土地利用に関する変数の合計14の変数を用いる。各変数の定義と記述統計量を表-1に示す。

(2) 多重代入法による欠損値の補完

表-1に示す通り、今回の分析では、運行本数と駅設置期間に関して欠損が存在する。データの欠損には、

- ・完全に無作為な欠損 (MCAR: Missing Completely At Random)
- ・観測データに依存する欠損 (MAR: Missing At Random)
- ・欠損データに依存する欠損 (MNAR: Missing Not At Random)

の3つのメカニズムがある。このうちMCARに関しては、欠損が無作為に存在していることから、欠損のない完全データのみを用いた分析によってバイアスのない推定が可能である。

一方、本研究で運行本数のデータが欠損している駅の多くは、人口が少ない地域の需要に柔軟に対応するため設置された仮乗降場と呼ばれる駅であり、この経緯から今回の欠損はMARに該当すると考えられる。そのため欠損のないデータのみを用いた分析ではバイアスが生じる恐れがある。

そこで本研究では、多重代入法 (Multiple Imputation)

表-1 各共変量の定義および記述統計量

変数名	定義	平均値		標本分散		欠損のある標本数	
		処置群	対照群	処置群	対照群	処置群	対照群
In_distance	総務省が定める大都市圏・都市圏の中心都市の市役所までの距離 (m) の自然対数値	11.340	11.269	0.768	0.502	-	-
DID	対象駅が人口集中地区に含まれる場合は1	0.075	0.077	0.069	0.071	-	-
Heavysnow	対象駅が豪雪地帯に含まれる場合は1	0.646	0.536	0.229	0.249	-	-
In_pop1980	1980年時点での駅勢圏人口の自然対数値 (3. (2) 参照)	6.426	6.968	2.685	1.385	-	-
popshare_under14	駅勢圏人口に14歳以下人口が占める割合	0.204	0.214	0.002	0.002	-	-
popshare_over65	駅勢圏人口に65歳以上人口が占める割合	0.130	0.128	0.002	0.001	-	-
Frequency	運行本数 (3. (3) 参照)	8.133	9.820	13.662	15.798	46	16
Expressdummy	1980年10月1日時点で特急列車・急行列車が停車する駅の場合は1	0.031	0.174	0.030	0.144	-	-
age_of_station	1980年時点での駅設置期間 (年)	43.771	44.940	300.559	373.073	2	-
MS_pubtra1980	公共交通分担率 (3. (3) 参照)	0.122	0.155	0.005	0.007	-	-
MS_car1980	自動車分担率 (3. (3) 参照)	0.223	0.259	0.010	0.006	-	-
LUSbuilding	建物用地率 (3. (3) 参照)	0.105	0.112	0.012	0.012	-	-
LUSagri	農業用地率 (3. (3) 参照)	0.437	0.388	0.047	0.051	-	-
LUSnonhab	非可住地率 (3. (3) 参照)	0.374	0.437	0.045	0.064	-	-

を用いた変数の補完を行う。多重代入法とは、欠損データの分布から独立かつ無作為に抽出された複数個のシミュレーション値によって欠損値を置き換えるという手法であり、欠損データの不確実性を反映したうえで妥当な補完を行うことができる¹⁷⁾。多重代入法は、補完済みデータセットの生成、データセットごとの分析、分析結果の統合という3段階から成り立つが、データセットの生成に関しては様々なアルゴリズムが提案されている。本研究ではFCSアルゴリズムによる多重代入法を、統計分析ソフト『R』のmiceパッケージを利用して実行した。なお生成するデータセット数は100とし、補完には傾向スコアの推定に用いる各共変量および処置の有無のデータを用いた。

また、生成したデータセットに関して、多重代入法による補完の妥当性について検討する。図は今回欠損が多くみられた運行本数データの補完後の分布を示している。図-2より、各データセットにおいて比較的小さな値が補完されたことがわかる。前述の欠損の経緯より、欠損があった駅は運行本数が少なかったと予想されることと合わせると、今回の補完は妥当なものであったといえる。

(3) 傾向スコアの推定

傾向スコアの推定には、プロビット回帰やロジスティック回帰が用いられることが多いが、本研究ではロジスティック回帰を用いる。前節の手順で生成したデータセットごとにロジスティック回帰を行い、例としてその結果を統合したものを表-2に示す。今回行ったロジスティック回帰分析の目的は偏回帰係数の解釈ではなく傾向スコアの予測であることから、多重共線性を考慮せずに変数を投入している点には注意が必要である。なお実際の傾向スコアの推定にあたっては、データセットごとに傾向スコアを算出し、それ

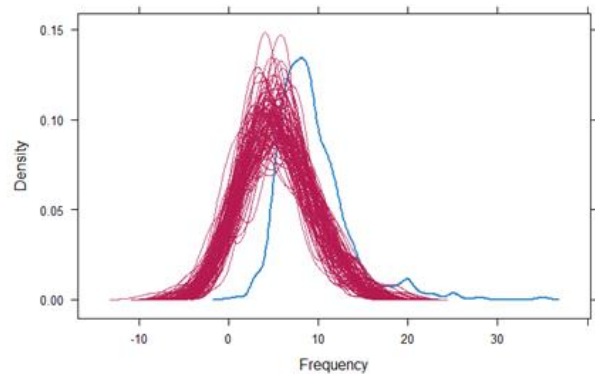


図-2 補完後の運行本数の分布

表-2 ロジスティック回帰の結果 (統合後)

変数	偏回帰係数	標準誤差	P値
In_distance	-0.441	0.113	0.000 ***
DID	-0.239	0.329	0.468
Heavysnow	0.233	0.177	0.190
In_pop1980	-0.485	0.090	0.000 ***
popshare_under14	-0.710	1.868	0.704
popshare_over65	0.009	1.934	0.996
Frequency	-0.155	0.024	0.000 ***
Expressdummy	-2.268	0.303	0.000 ***
age_of_station	0.015	0.004	0.000 ***
MS_pubtra1980	-5.917	0.976	0.000 ***
MS_car1980	-1.660	0.833	0.046 **
LUSbuilding	1.784	1.419	0.209
LUSagri	-2.825	0.729	0.000 ***
LUSnonhab	-4.199	0.789	0.000 ***
Constant	12.073	1.726	0.000 ***

***:P<0.01, **:P<0.05, *:P<0.1

を最終的に統合している。統合を行い推定した傾向スコアの度数分布を図-3および図-4に示す。モデルの適合度を示す指標の1つであるc統計量は0.7888と十分大きく、当てはまりの良い推定モデルであるといえる。

(4) バランシングの確認

本研究では、処置群および対照群を傾向スコアの値に応じて5群に分割して分析する。傾向スコアによる調整の目的は共変量のバランスをとることであり、各群の共変量のバランスが取れているかを確認することは重要な作業である。バランシングの確認手法はいくつかあるが、カイ二乗検定や検定といった統計的検定によって確認する手法は、標本数によってP値が変動するため不適切である。そこで標本数に依存しない標準化差 (SD: Standardized difference) を用いる。標準化差はダミー変数の場合は式(2)で計算され、連続変数の場合は式(3)で計算される。各群・各共変量で標準化差を算出した結果を表-3に示す。なお以降、便宜上各群の名称を傾向スコアが小さい群から「PS1群」「PS2群」「PS3群」「PS4群」「PS5群」と呼ぶことにする。

$$SD = \frac{|p_T - p_C|}{\sqrt{\frac{p_T(1-p_T) + p_C(1-p_C)}{2}}} \quad (2)$$

$$SD = \frac{|\bar{x}_T - \bar{x}_C|}{\sqrt{\frac{s_T^2 + s_C^2}{2}}} \quad (3)$$

- p_T : 処置群におけるダミー変数の割合
- p_C : 対照群におけるダミー変数の割合
- \bar{x}_T : 処置群における連続変数の平均
- \bar{x}_C : 対照群における連続変数の平均
- s_T^2 : 処置群における連続変数の標本分散
- s_C^2 : 対照群における連続変数の標本分散

標準化差は、0.1がその共変量のバランシングの判断基準とされる。群ごとにみると、「PS1群」「PS2群」「PS3群」に関しては主要な共変量について比較的バランスが取れているといえる。よって以降の分析は、これら3群を対象に行う。

4. 差分の差分法による分析

(1) 推定モデル

本研究で用いる差分の差分推定モデルは、 t 時点 ($t=1980,1990,2000,2010$) における駅 i の人口の自然対数値を被説明変数 Y_{it} とする以下の式で表される。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 A_t + \beta_3 D_i \cdot A_t + \beta \cdot X_{it} + F_i + \lambda_t + u_{it} \quad (4)$$

D_i は処置の有無を表すダミー変数であり、駅 i が処置群、すなわち廃止された駅であるならば1、対照群、すなわち存続している駅であるならば0となる。 A_t は処置の前後を表すダミー変数であり、処置後であれば1、処置前であれば0となる。よって $D_i \cdot A_t$ は処置の有無・処置の前後の交差項であり、その係数 β_3 が本研究で求めたい平均処置効果となる。 X_{it} は駅 i の時点 t における説

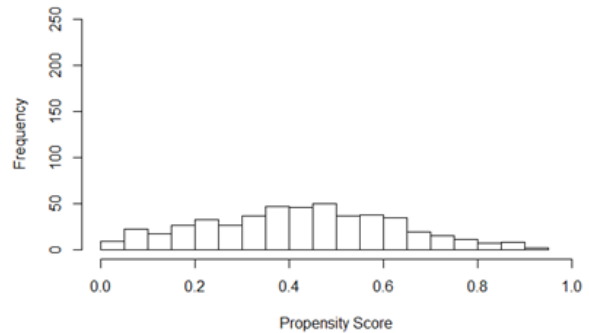


図-3 処置群の傾向スコア分布

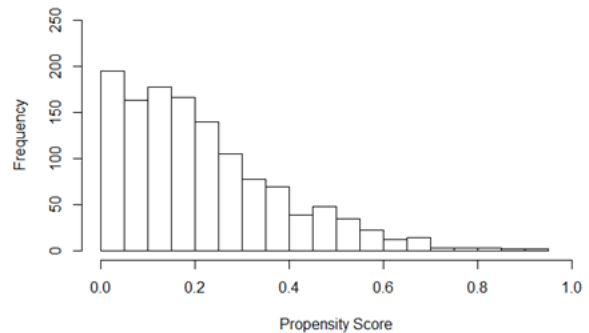


図-4 対照群の傾向スコア分布

表-3 標準化差の算出結果

	PS1群	PS2群	PS3群	PS4群	PS5群
Propensity score	0.001-0.189	0.189-0.376	0.376-0.563	0.563-0.750	0.750-0.937
In_distance	0.218	0.261	0.022	0.198	0.839
DID	0.083	0.037	0.077	0.054	0.131
Heavysnow	0.531	0.132	0.274	0.138	0.152
In_pop1980	0.044	0.149	0.017	0.254	0.841
popshare_under14	0.007	0.100	0.033	0.180	0.234
popshare_over65	0.054	0.000	0.029	0.035	0.982
Frequency	-	-	-	-	-
Expressdummy	0.242	0.104	0.113	*	*
age_of_station	-	-	-	-	-
MS_pubtra1980	0.033	0.040	0.022	0.178	0.066
MS_car1980	0.035	0.144	0.039	0.311	0.565
LUSbuilding	0.061	0.010	0.059	0.170	0.323
LUSagri	0.265	0.003	0.119	0.387	0.727
LUSnonhab	0.318	0.029	0.078	0.514	0.542

※処置群・対照群ともに0であったため、算出不可

明変数群を示すベクトルである。また F_i は時点によらず駅 i に固有な個別効果、 λ_t は個体によらず時点 t に固有な時間効果を示す。

本研究では、固定効果 F_i および λ_t をモデルから除去するため、固定効果モデル (fixed effect model) を用いた。そのため時間を通じて変化しない変数、各時点で個体を通じて一定な変数の係数は推定されないことに注意する必要がある。

なお固定効果を含むモデルに関する分析では、ハウスマン検定を行ったうえで固定効果モデルと変量効果モデルを使い分けている研究も見られる。しかしながら、どちらのモデルを仮定したとしても、固定効果推定量は一致推定量であること¹⁸⁾を踏まえ、本研究では固定効果モデルによって推定している。

(2) 分析結果

前説で示した推定モデルによって、本研究で着目する交差項の推定結果を、群ごとに表-4に示す。

地方鉄道の廃止による因果効果を示す交差項に着目すると、すべての群において少なくとも10%水準で統計的に有意な結果となった。また各群の推定された係数を見ると、傾向スコアが最も低い群であるPS1群では4.2%、PS2群では8.3%、PS3群では6.3%の鉄道の廃止による人口の減少が発生したことを示している。つまり、いずれのグループにおいても、鉄道の廃止による人口への負の因果効果が確認された。

また群ごとの推定結果を比較すると、統計的に厳密な検討は行っていないものの、各傾向スコアのグループごとに因果効果が異なる可能性が示唆された。今回の分析では傾向スコアを「鉄道の廃止という処置が割り当てられる確率」と定めているため、鉄道の廃止がその地域にとって妥当なものであったかどうかで、その後の人口へ及ぼす影響に違いがある可能性がある。

5. おわりに

本研究では、1981年から1990年の間に廃止された地方鉄道の駅および存続している地方鉄道の駅を対象として、

1980年から2010年まで10年ごと4時点分の駅圏人口のパネルデータおよび1980年時点での各種データを用いて、地方鉄道の廃止が駅圏人口に及ぼした因果的影響を、差分の差分法によって推定した。

まず1980年時点での人口や交通などに関する共変量を用いたロジスティック回帰によって傾向スコアを推定したうえで、それに応じて層別化を行い、対照群を設定した。なお傾向スコアの算出に当たっては、欠損しているデータに対し多重代入法による補完を行った。

続いて、固定効果モデルを用いた差分の差分法によって、地方鉄道の廃止が駅圏人口に及ぼす因果効果の推定を行った。その結果、各群において4~8%程度の負の因果効果が確認され、地方鉄道の廃止が駅圏人口に統計的に有意に負の影響を及ぼすことを明らかにした。また、厳密な検討は行っていないものの、その影響は傾向スコアの大小によって異なる可能性が示唆された。地方鉄道の廃止は駅ごとではなく路線単位で通常行われることを鑑みると、地域ごとに異なる影響を及ぼす可能性があることを十分に考慮したうえで、今後の議論を進めていく必要があると考えられる。

最後に本研究における課題を数点述べる。

まず、本研究で傾向スコアの推定に用いた共変量に関して、明確な基準が存在するわけではないことから、この選択についても今後議論が必要であると思われる。また傾向スコアによる層別後の共変量のバランスに関しても課題が残るため、傾向スコアの推定モデルを改良していく必要がある。

また、本研究における差分の差分法による推定モデルでは、鉄道の廃止以外の影響を考慮できていない。例えば鉄道の廃止後の交通利便性などのデータをモデルに組み込むことで、より正確な推定が可能になると考えられる。

本研究の分析フレームにおける課題として、SUTVA条件の成立の可否が挙げられる。SUTVA条件とは、各個体の潜在的結果は他の個体の処置の有無に影響されないという条件であり、この条件が満たされていない場合、正確な因果効果の推定はされない。今回分析した人口の場合、例えば鉄道の廃止された駅周辺から鉄道の存続し

表-4 差分の差分法による推定結果

	PS1群			PS2群			PS3群		
	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値	係数	標準誤差	P値
Treatment*After	-0.042	0.026	0.099 *	-0.083	0.023	0.000 ***	-0.063	0.032	0.049 **
サンプル数	2912			2100			1308		
グループ数	728			525			327		
時点数	4			4			4		
決定係数	0.001			0.009			0.004		

***:P<0.01, **:P<0.05, *:P<0.1

た駅周辺への人口の移動があったとすると、この SUTVA 条件は満たされず、因果効果を過大評価している可能性がある。統計的因果推論によるアプローチは、前述したように元々は医学統計の分野で発展してきた分析手法である。そのことから、土木計画の分野への適応に関しては、地理的情報であるという要素（立地など）を加味して分析手法を改良していく必要があると思われる。

参考文献

- 1) 国土交通省：地域鉄道対策，http://www.mlit.go.jp/tetudo/tetudo_tk5_000002.html，2020 年 3 月最終閲覧
- 2) 久保勝裕，西森雅広，加藤健介：北海道の廃線自治体における旧駅前地区の実態に関する研究，都市計画論文集，No.44-3,pp.547-552,2009.
- 3) 坂本淳，山岡俊一：地域鉄道の廃止と駅周辺における社会経済の変化の関係分析，都市計画論文集，vol.52,No.3,pp.270-276,2017.
- 4) 植村洋史，松中亮治，大庭哲治：地方鉄道の存廃が駅勢圏における年齢階層別人口の社会増減に及ぼす影響に関する研究，第 59 回土木計画学研究発表会・講演集，2019.(CD-ROM)
- 5) 竹下博之，加藤博和，林良嗣：新交通システム桃花台線廃止に伴う沿線住民のアクセシビリティと交通行動変化の分析—鉄軌道線廃止に対応した公共交通計画への示唆—，都市計画論文集，No.44-3,pp.463-468,2009.
- 6) 宮崎耕輔，高山純一：鉄道が廃止された後の地域住民の意識に関する一考察—のと鉄道能登線廃止におけるケーススタディー—，農村計画学会誌第 31 巻，pp.387-392,2012.
- 7) 山下良平，石下諒，新井健：地方鉄道廃止後の沿線住民の交通行動と意識の変化に関する研究，地域学研究，42 巻 4 号，pp.977-989,2012.
- 8) 進藤魁仁，柳沢吉保，加藤博和，高山純一，増尾昭彦，坂爪武：屋代線廃止代替バスの運行計画策定プロセスと利用実態の検証，土木学会論文集 F5（土木技術者実践），vol.70,No.2,pp.11-25,2014.
- 9) 織田澤利守・明定俊行：企業間取引ネットワークの変化が企業の生産性に及ぼす影響：都市間交通基盤整備に着目した実証分析，土木学会論文集 D3（土木計画学），Vol.74, No.5, I_483-I_491, 2018.
- 10) 瀬谷創，泊将史，力石真：大規模小売店舗の出店が既存小売店舗の撤退及び売上げに与えた影響，土木学会論文集 D3（土木計画学），Vol.74,No.3.243-260,2018.
- 11) 大庭哲治：着手・完了・抜柱時点を考慮した無電柱化事業が周辺地価に及ぼす因果的影響，第 59 回土木計画学研究発表会・講演集，2019.(CO-ROM)
- 12) 川久保慎二，瀬谷創：鉄道廃線が地価に与える影響に関する統計的検証，第 55 回土木計画学研究発表会・講演集，2017.(CD-ROM)
- 13) 日本交通公社：時刻表 1980 年 10 月号，1980.
- 14) 熊谷市立図書館：写真にみる東武熊谷線 なつかしの妻沼線 40 年の歩み，1992.
- 15) 寺田裕一：北陸鉄道金名線 (RM LIBRARY231)，ネコ・パブリッシング，2018.
- 16) 織田澤利守，大平悠季：交通インフラ整備効果の因果推論：論点整理と展望，土木学会論文集 D3（土木計画学），Vol.75, No.5（土木計画学研究・論文集第 36 巻），I_1-I_15, 2019.
- 17) 高橋将宜，渡辺美智子：欠測データ処理—R による単一代入法と多重代入法—，共立出版，2017.
- 18) 西山慶彦，新谷元嗣，川口大司，奥井亮，：計量経済学，有斐閣，2019.

(2020.3.8 受付)

CAUSAL EFFECT OF ABOLITION OF LOCAL RAILWAYS ON POPULATION AROUND STATIONS

Hiroshi UEMURA, Ryoji MATSUNAKA and Tetsuharu OBA