

# 傾向スコアマッチングを用いた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

植村 洋史<sup>1</sup>・松中 亮治<sup>2</sup>・大庭 哲治<sup>3</sup>

<sup>1</sup>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

<sup>2</sup>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

<sup>3</sup>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を対象として、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を、統計的因果推論の代表的手法である傾向スコアマッチングを用いて推定した。

その結果、地方鉄道を廃止することで、期首時点で10-14歳といった5年間のうちに高校卒業を迎える年齢の人々を含む年齢階層や、30-34歳、35-39歳といった子育てや結婚などのライフイベントを迎える年齢階層、60-64歳、65-69歳といった高年齢階層の社会増減率を低下させることを統計的に明らかにした。また、同一コーホートの社会増減率を長期的に分析した結果、期首時点で10代のコーホートでは統計的に有意な差は見られなかったものの、期首時点において20代・50代の長期的な社会増減に影響を及ぼすことを明らかにした。

**Key Words** : abolition of local railways, social population change by age groups, propensity score matching, causal inference

## 1. はじめに

### (1) 背景と目的

モータリゼーションの進展や地方における人口減少に伴い、これまで多くの鉄道が廃止され、現在も存廃の議論が活発に行われている。これまでの地方鉄道の存廃に関する経緯を振り返ると、まず1980年には、日本国有鉄道（国鉄）の経営再建のため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）によって、運営改善のための適切な措置を講じたとしてもなお収支の均衡を確保できない路線に関しては鉄道による輸送から乗合バスによる輸送へと転換することが定められた<sup>1)</sup>。翌1981年に発令された日本国有鉄道経営再建促進特別措置法施行令によって、いくつかの例外が定められたものの、旅客輸送密度が4,000（人/日・km）未満の路線に関しては上記の輸送体系を転換すべき特定地方交通線に指定され、45路線が乗合バスによる輸送に、38路線が第三セクター等による鉄道輸送に、最終的に転換された<sup>2)</sup>。2000

年には、鉄道事業法が改正され鉄道事業の需給調整規制が廃止されたことで鉄道路線の廃止手続きが容易になり、特に第三セクター鉄道路線と大手私鉄路線において、鉄道事業からの撤退が増加した<sup>3)</sup>。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、輸送密度200人未満の線区についてはバス等への転換を、輸送密度200人以上2,000人未満の線区については上下分離方式への転換など、自治体への協力を要請した<sup>4)</sup>。これを受けて廃止された路線の1つである石勝線（新夕張ー夕張間）では、廃止後の交通体系を維持するための支援と引き換えに沿線自治体が積極的に廃線を提案する<sup>5)</sup>など、地方における公共交通機関としての鉄道の存在意義が議論となった。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<sup>6)</sup>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等を鑑みると、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、わ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。しかしながら、特に地方鉄道の存廃に関しては、廃止した際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にもかかわらず、現状十分に議論がなされているとは言い難い。前述したように、今後地方鉄道の存廃に関する議論が活発化すると予想されることを踏まえると、客観的・定量的に地方鉄道の存廃が地域に及ぼす影響を分析した研究を蓄積していくことは、極めて重要であると考えられる。

そこで本研究では、統計的因果推論による分析アプローチのなかでも代表的手法である傾向スコアマッチング(Propensity score matching)を用いて、1981年から1990年の間に廃止された地方鉄道を対象に、鉄道の廃止が駅周辺における年齢階層別人口の社会増減に及ぼした因果効果を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

地方鉄道の存廃と周辺地域における社会情勢の変化との関連を分析した研究は、近年蓄積されつつある。

まず、特定の路線を対象としたアンケート調査などにより、鉄道の廃止が住民の行動・意識に及ぼす影響を分析した研究は数多くみられる。例えば、竹下ら<sup>8)</sup>は、2006年に廃止された桃花台新交通桃花台線を対象に、ポテンシャル型アクセシビリティを用いた交通利便性の評価とアンケート調査との整合性について分析している。また、宮崎・高山<sup>9)</sup>は、2005年に廃止されたのと鉄道能登線を対象に、鉄道の廃止による住民の行動や意識の変化を、山下ら<sup>10)</sup>は、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、それぞれアンケート調査によって明らかにしている。さらに、坂本ら<sup>11)</sup>は、毎年存廃の議論がなされている樽見鉄道の沿線住民を対象に、地方鉄道に関する情報の提供有無が住民意識に及ぼす影響を分析している。加えて、吉村・松野<sup>12)</sup>は、廃止された鉄道2路線と存続している鉄道13路線を対象として、鉄道の存廃による並行道路の混雑変化への影響とCO2排出量への影響を明らかにしている。

また、鉄道廃止後に運行される代替バスに関して分析した研究として、2012年に廃止された長野電鉄屋代線及びその代替バスを対象に、代替バスの運行計画策定のプロセスを検証したうえで、その利用実態を把握した進藤ら<sup>13)</sup>、2014年に廃止されたJR北海道江差線を対象に、医療機関や高校など交通弱者の移動目的地となる施設からの公共交通到達圏の廃止前後での変化を分析した松崎・米崎<sup>14)</sup>が挙げられる。一方で、加藤<sup>15)</sup>は、2005年に

廃止された名古屋鉄道の岐阜600V線区を対象にその存廃および代替交通検討の経緯を定量的に考察し、鉄道廃止代替バスが抱える問題点を指摘している。

これらの研究では、分析対象を特定の路線・地域に限定し、アンケート調査などの手法を併用することで、センサスデータでは分析できない鉄道の廃止による影響を分析している。しかしながら、これらの研究で明らかになった事象が地方鉄道の廃止という処置に対し一般的であるかどうかは定かではない。

一方で、センサスデータを用いて鉄道の廃止と人口・交通手段分担率との関連性について分析した研究も見られる。例えば、宮田ら<sup>16)</sup>や久保ら<sup>17)</sup>は、北海道において鉄道が廃止された自治体について、鉄道の存続した自治体との比較を通じて、沿線自治体人口と鉄道廃止との関連性を分析している。全国的なデータを用いて分析した研究としては、2000年から2010年の間に廃止された地域鉄道路線の駅周辺の人口や利用交通手段割合を存廃および廃止前後で比較した坂本・山岡<sup>18)</sup>、1981年から1990年に廃止された地方鉄道を対象に、廃止後期間における年齢階層別人口の社会増減率を存続路線と比較した松中ら<sup>19)</sup>が挙げられる。これらの研究では、地方鉄道の廃止と駅周辺の人口や交通手段分担率の変化に着目しているものの、鉄道の廃止が人口や交通手段分担率に及ぼす因果効果を分析した研究ではなく相関関係の分析にとどまっている。

また、地方鉄道の廃止が地域情勢に及ぼす因果効果の算出を試みた研究としては、鉄道の廃止が地価に及ぼす影響を差分の差分法によって分析した川久保・瀬谷<sup>20)</sup>や、鉄道廃止前の状況を考慮したパネルデータ分析によって地方鉄道の廃止による沿線人口や所得水準への影響を分析した佐川・中谷<sup>21)</sup>が挙げられる。しかしながら、地方鉄道の存廃が年齢階層別人口の社会増減のような詳細な人口動態に及ぼす因果効果を分析した研究は見当たらず、さらなる蓄積が必要であると考えられる。

以上を踏まえ、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、廃止後20年4期間分の駅周辺における年齢階層別社会増減率データや、廃止前の運行本数・輸送密度などの鉄道に関する様々なデータを整備して分析している点
- 統計的因果推論による分析アプローチの中でも代表的手法である傾向スコアマッチングを用いて、地方鉄道の存廃が駅周辺における年齢階層別人口の社会増減に及ぼす影響の推定を試みている点

## 2. 本研究における分析方針

Rubinの反実仮想アプローチ<sup>22)</sup>に基づいて交通インフラ

整備の因果効果を推定する際に考慮すべき課題として、立地選択バイアス (Location selection bias) が指摘されている<sup>29)</sup>。交通インフラの整備という処置は、無作為に行われる訳ではなく、その地域の性質に依存している可能性が考えられる。例えば、地方鉄道の廃止という処置の場合、駅圏人口や交通手段分担率の大小といった要因が関係している可能性がある。このような交絡因子が存在する場合、処置前後での結果変数の変動には上記のような地域特性による影響が含まれ、純粋な処置効果のみを推定することは難しい。既往研究では、立地選択バイアスに対し、自然実験アプローチと傾向スコアマッチングによる準実験アプローチの2つの対応が提案されてきた。

まず、自然実験アプローチを採用した研究として、例えばChandra and Thompson<sup>29)</sup>、Datta<sup>29)</sup>、Qin<sup>29)</sup>、Banerjee et al.<sup>27)</sup>が挙げられる。交通ネットワークは、人口規模が大きい都市や歴史的に重要な都市などの間を結ぶように整備されることが多く、地理的にこれらの都市の中間に位置する地域に対する処置の割り当ては無作為に行われたと考えることができる。例えば、インドにおける高速道路の整備による影響を分析したDattaは、分析対象とする高速道路はインド国内の4つの大都市 (デリー、コルカタ、ムンバイ、チェンナイ) を最短で結ぶように整備されたとして、その中間にある都市への高速道路の建設は無作為に割り当てられたと考えられるとしている。また、中国における鉄道の高速化の影響を分析したQinは、鉄道の高速化は中間に存在する郡ではなく接続する都市に主に依存するとして、接続する都市の中間に存在する郡を分析対象としている。

一方、傾向スコアマッチングによる準実験アプローチを採用した研究として、例えばXu and Nakajima<sup>28)</sup>、織田澤・明定<sup>29)</sup>、Kanasugi and Ushijima<sup>29)</sup>が挙げられる。これらの研究では処置前に観測された共変量を基に傾向スコアを推定しマッチングを行うことで、共変量によるバイアスを除いた推定を可能にしている。本研究においても、傾向スコアマッチングによるアプローチを採用し、その詳細に関しては次章以降で述べる。

なお、本研究における処置のタイミングとは、当該駅が鉄道路線の駅としての営業を終了した時点と定義する。織田澤・大平<sup>30)</sup>は、交通インフラ整備の因果推論に関する論点整理において、交通インフラの開通前であっても計画発表や建設費用の契約成立の時点で周辺地域の資産価値などが上昇する現象、すなわちアナウンスメント効果の存在を指摘している。また、実証研究においても、例えばリニア中央新幹線の建設地発表時点を処置のタイミングとして分析したKanasugi and Ushijima<sup>29)</sup>、ゴールドコーストにおけるLRT事業について、計画の発表・建設中・運用開始の3時点による処置効果の差異を分析した

Yen et al.<sup>31)</sup>、京都市における無電柱化事業について、着手・完了・抜柱の3時点による処置効果の差異を分析した大庭<sup>32)</sup>のように、交通インフラの開通前の時点を処置のタイミングと定めた研究や、複数の時点を処置のタイミングと定め各時点における処置効果の差異を分析した研究が存在する。しかしながら、本研究で使用できるデータの整備間隔や個々の路線における廃止計画の決定時点や駅施設の撤去時点といった詳細な情報の収集が困難なことを踏まえ、本研究では処置のタイミングを上記の1時点として分析する。

### 3. 駅圏人口・コーホート生存率データの整備

#### (1) 分析対象駅の定義

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廃止対象駅として定める。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り、1990年9月30日までに多くの路線が廃止された。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/日未満の路線の駅を存続対象駅として定める。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、その路線の輸送規模を示しており、輸送密度が4000人/日未満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。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、(4)節で示す理由から、1980年時点での駅圏総人口が300人以上かつすべての年次・年齢階層において社会増減率が算出できる駅を、本研究における分析対象駅として改めて定義する。サンプルサイズは廃止対象駅 (処置群) 336駅、存続対象駅 (対照群) 1094駅であり、その位置を図-1に示す。

#### (2) 駅圏人口データの整備

分析対象駅に関し、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、総人口に関しては、1980年・1985年・

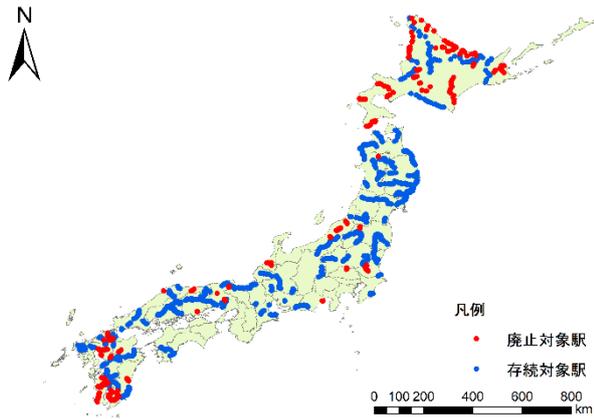


図-1 分析対象駅の位置

1990年・1995年・2000年・2005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。年齢階層別人口に関しては、1990年は日本測地系3次地域メッシュデータを、1995年・2000年・2005年・2010年は世界測地系3次地域メッシュデータを使用する。なお、地域メッシュデータは2015年分まで入手可能であるが、2011年に発生した東日本大震災の被災地域に立地する駅が分析対象に多数含まれていることを鑑み、本研究では2010年までのデータを用いている。

これらのデータを用いて、対象駅ごとに駅勢圏総人口および年齢階層別人口を算出する。本研究では駅勢圏を駅から半径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。駅勢圏をまたぐメッシュに関しては駅勢圏内外の面積比に基づき人口を按分する。

### (3) コーホート生存率データの整備

本節では、松中ら<sup>33)</sup>と同様に、年齢階層別社会増減率の算出に用いるコーホート生存率データを整備する。

ここでは、国立社会保障・人口問題研究所が公表している「日本版死亡データベース」<sup>34)</sup>より、「1歳×1年死亡率」「1月1日推計人口」を用いて、都道府県別、期間別、男女別、年齢階層別の5歳ごと5年間コーホート生存率を算出する。なお、上記のデータは1月1日からの1年間に対するデータであるため、国勢調査の調査日である各年10月1日に最も近い、翌年からの5年間、すなわち1991年～1995年、1996年～2000年、2001年～2005年、2006年～2010年におけるコーホート生存率を算出する。

まず、石井<sup>35)</sup>を参考に、各年・各年齢の中央死亡率からそれぞれの1年死亡率を以下の式(1)より求める。

$$q[t \sim t + 1, x] = \frac{m[t \sim t + 1, x]}{1 + 0.5 \times m[t \sim t + 1, x]} \quad (1)$$

$q[t \sim t + 1, x] : t (=1991, 1992, \dots, 2010)$  年1月1日時

点で  $x (=0, \dots, 69)$  歳であるコーホートの1年死亡率  $m[t \sim t + 1, x] : t$  (年) における  $x$  (歳) の中央死亡率

次に、式(2)のように、年齢階層別の1年死亡率を、当該コーホート5年分を掛け合わせることで、1歳ごと5年生存率を算出する。

$$SR[t \sim t + 5, x] = \prod_{k=0}^4 (1 - q[t + k \sim t + k + 1, x + k]) \quad (2)$$

$SR[t \sim t + 5, x] : t (=1991, 1996, 2001, 2006)$  年1月1日時点で  $x (=0, \dots, 69)$  歳であるコーホートの5年生存率

最後に、式(3)のように、1歳ごと5年生存率を1月1日時点での推計人口で重みづけ平均することで、5歳ごと5年生存率を算出する。

$$SR[t \sim t + 5, x \sim x + 4] = \frac{\sum_{k=x}^{x+4} SR[t \sim t + 5, k] \times POP[t, k]}{\sum_{k=x}^{x+4} POP[t, k]} \quad (3)$$

$SR[t \sim t + 5, x \sim x + 4] : t (=1991, 1996, 2001, 2006)$  年1月1日時点で  $x \sim x + 4$  歳 ( $x=0, 5, \dots, 65$ ) であるコーホートの5年生存率

$POP[t, x] : t$  年1月1日における  $x$  歳の推計人口

### (4) 年齢階層別人口の社会増減率の算出

前述の手法により算出した駅勢圏年齢階層別人口およびコーホート生存率データを用いて、駅勢圏における年齢階層別人口の社会増減率を算出する。

まず、以下の式(4)で表されるコーホート生残率法に基づき、鉄道廃止後の時点である1990年から5年ごとの年齢階層別人口の社会増減数を、駅勢圏ごとに算出する。算出に当たり、コーホート生存率は対象とする駅が立地する都道府県のもとのみとみなして算出する。なお、1990年に関しては、他の年次と使用する人口メッシュデータの測地系が異なるため、1995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、1990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における各年齢階層別人口に乗じて補正したものをを用いる。

$$SC[t \sim t + 5, x \sim x + 4] = POP[t + 5, x + 5 \sim x + 9] - POP[t, x \sim x + 4] \times SR[t \sim t + 5, x \sim x + 4] \quad (4)$$

$SC$  : 社会増減数 (人)  
 $POP$  : 年齢階層別人口 (人)  
 $SR$  : コーホート生存率  
 $t$  : 基準年=1990, 1995, 2000, 2005 (年)  
 $x$  : 基準年における年齢=0-65 (歳) , 5歳ごと

続いて、年齢階層別人口の社会増減数を期間開始時点での年齢階層別人口で除することで、年齢階層別人口の社会増減率を算出する。

$$\begin{aligned}
 & \frac{SCR[t \sim t + 5, x \sim x + 4]}{POP[t, x \sim x + 4]} \\
 & = \frac{SC[t \sim t + 5, x \sim x + 4]}{POP[t, x \sim x + 4]} \quad (5)
 \end{aligned}$$

$SCR$  : 社会増減率

コーホート生残率法による人口の社会増減の算出に当たっては、既往研究によりいくつかの留意点が指摘されている。例えば、首都圏におけるメッシュごとの社会増減を距離帯および鉄道沿線別に分析した小池<sup>39</sup>は、社会増減の算出に際して以下の4点を挙げている。

- (a) 年次による地域メッシュ統計の同定方法の違い
- (b) 出生→0～4歳の人口移動が自然増減に内包される
- (c) 秘匿措置の処理
- (d) 都道府県別生存率と各メッシュ（駅勢圏）での生存率の差異

本研究において特に考慮すべき事項として、(c)および(d)が考えられる。まず、(c)に関して、国勢調査に基づく地域メッシュデータでは、当該メッシュに含まれる人口が少ない場合、年齢階層別人口に秘匿措置が施されている。本研究では、そのような秘匿措置対象メッシュについては、秘匿合算先のメッシュにおける年齢階層別人口の構成比を当該メッシュにあてはめ、総人口をその比率で按分することで、年齢階層別人口を補完している。

また、(d)に関しては、特に人口規模が小さい駅勢圏の場合、都道府県別コーホート生存率を用いた推定値と駅勢圏におけるコーホート生存率の真値が大きく乖離する可能性があり、社会増減数そのものの値の信頼性が低下する。また、人口増減の要因として自然増減が比較的大きな割合を占める高齢者の社会増減に関しても、同様の問題が生じることが予想される。さらに、本研究では、年齢階層別人口の社会増減数を期間開始時点での年齢階層別人口で除することで年齢階層別人口の社会増減率を算出しているため、期間開始時点での駅勢圏人口が少ない場合、社会増減率が極端な値をとる傾向がみられる。

以上の問題点に対応するため、既往研究では分析対象とする地域の統合や一定人口以下の地域の分析からの除外といった対応が施されている。例えば、全国過去6時

点の国勢調査地域メッシュデータを用いて各メッシュにおける年齢階層別社会増減を推定した有賀ら<sup>37</sup>は、期首人口が3000人未満のメッシュを周辺のメッシュと統合するという処理を行い対応している。加えて、人口が3000人未満のメッシュについて、統合を行う前後で社会増減率の分布を確認し、統合によって極端な社会増減率の値をとるメッシュが大幅に減少したことから、統合の妥当性を評価している。さらに、愛知県内に存在するメッシュを対象に年齢階層別社会増減と空間指標との関連性を分析した高取<sup>38</sup>は、上記の問題に対して、期首人口が100人未満のメッシュを分析対象から除外することで対応している。本研究においても、高取の研究と同様に、期首人口が一定数未満の駅勢圏を分析対象から除くことを考える。

期首人口が一定数未満の駅勢圏を分析から除くことによる妥当性を検討するため、1990年～1995年における期首時点で10～14歳、20～24歳、40～44歳の社会増減率のカーネル密度曲線を、(1)節で定めた全サンプル、1980年時点での総人口が100人以上のサンプル、300人以上のサンプルの3パターンで推定したものを、それぞれ図-2から図-4に示す。なお、いずれかの年齢階層において、期間開始時点での当該年齢階層別人口が0であるために社会増減率を算出できないサンプルは除外し、社会増減率が1以上のサンプルに関しては、社会増減率を1とみなして密度曲線を示している。

推定された密度曲線に着目すると、いずれの年齢階層においても、1980年時点での総人口の閾値を大きくするほど、-1.0付近や1.0以上といった極端な社会増減率の値をとるサンプルは減少し、相対的に最頻値付近の密度が高くなる傾向が確認できる。以上を踏まえ、経年変化による人口減少も考慮し、(1)節で述べた通り、1980年時点での駅勢圏総人口が300人以上かつすべての年次・年齢階層において社会増減率が算出できる駅を、本研究における分析対象駅として定義している。

#### 4. 傾向スコアマッチングによる分析対象の選定

2章で述べた通り、本研究では傾向スコアマッチングによって分析対象を選定する。その手順を以下に示す。

##### (1) 共変量データの整備

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(6)で表される。

$$e(X) = P(Z = 1|X) \quad (6)$$

本研究では、鉄道が廃止された場合、すなわち処置

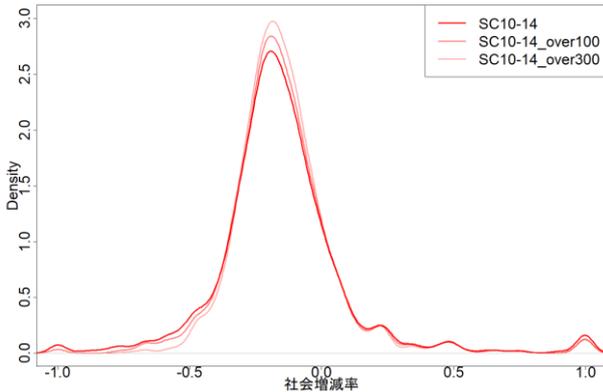


図-2 10-14歳における社会増減率の分布

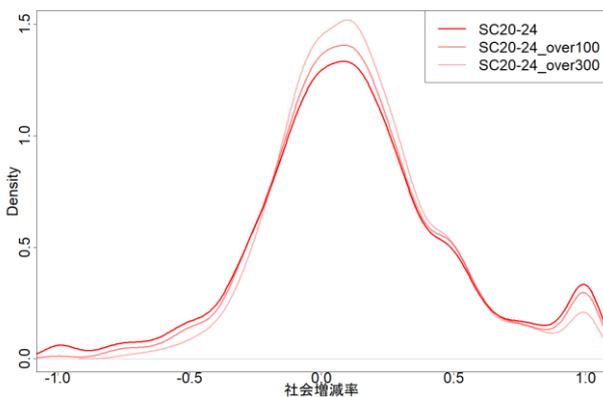


図-3 20-24歳における社会増減率の分布

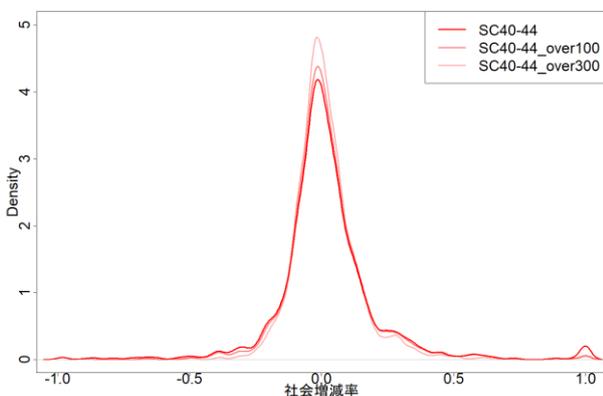


図-4 40-44歳における社会増減率の分布

が割り当てられた場合に $Z=1$ 、存続した場合、すなわち処置が割り当てられなかった場合に $Z=0$ をとるように定義する。

傾向スコアマッチングによって因果効果を推定するためには、強く無視可能な割り当て (*strongly ignorable treatment assignment*) 条件を満たすように、共変量 $X$ を投入する必要がある<sup>39)</sup>。すなわち、傾向スコアの推定に用いる共変量 $X$ として、処置の有無と結果変数の双方と相関を持つ交絡因子と考えられる変数をすべて投入する必要が

ある。本研究では、日本国有鉄道経営再建促進特別措置法施行令 (1981年3月11日政令第25号) における特定地方交通線の選定基準および除外基準などを踏まえ、大都市までの距離・人口集中地区内の立地ダミー・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の変数を分析に投入する。各変数の定義と算出方法および記述統計量を表-1に示す。

## (2) 傾向スコアの推定

前節で整備した共変量データをもとに、ロジスティック回帰によって傾向スコアを推定する。なお、表-1に示すように、運行本数と駅設置期間に関して欠損が存在するため、多重代入法によって欠損値を補完する。多重代入法 (*Multiple Imputation*) 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<sup>40)</sup>。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。この3段階のうち、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<sup>41)</sup>を利用して実行する。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る。

以上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ロジスティック回帰および傾向スコアの算出を行い、それ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-5および図-6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0.7787 (95%CI : 0.7501-0.8073) と十分大きく当てはまりの良い推定モデルであり、間接的ではあるものの共変量の選択の妥当性が示されているといえる。

## (3) 傾向スコアマッチングの実行

前節で推定した傾向スコアを基に、傾向スコアマッチングを実行する。既往研究では、最近傍マッチングやカ

表-1 傾向スコアの推定に用いる共変量の定義および記述統計量

変数名	定義	データソース	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
ln_distance	最寄りの総務省が定める大都市圏・都市圏の中心都市 <sup>40)</sup> 市役所までの距離 (m)の自然対数値	国土数値情報「市区町村役場データ」	11.060	11.226	0.711	0.512	-	-
DID	1980年時点で人口集中地区に立地する場合は1をとるダミー変数	国土数値情報「人口集中地区データ」	0.107	0.090	0.096	0.082	-	-
Heavysnow	1980年時点で豪雪地帯に立地する場合は1をとるダミー変数	国土数値情報「豪雪地帯データ」	0.503	0.498	0.250	0.250	-	-
ln_pop1980	1980年時点での駅勢圏人口 (人) の自然対数値	総務省統計局「地域メッシュ統計」	7.314	7.287	0.840	0.852	-	-
popshare_under14	1980年時点での駅勢圏人口に14歳以下人口が占める割合	総務省統計局「地域メッシュ統計」	0.214	0.220	0.001	0.001	-	-
popshare_over65	1980年時点での駅勢圏人口に65歳以上人口が占める割合	総務省統計局「地域メッシュ統計」	0.130	0.125	0.002	0.001	-	-
Frequency	1980年10月1日時点での運行本数 (本/日) ただし、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、その最大値を運行本数として定める	「国鉄監修 時刻表」 <sup>41)</sup> 各種文献 <sup>42),43)</sup>	8.819	10.220	15.455	16.394	10	5
Expressdummy	1980年10月1日時点で優等列車が停車する駅の場合は1をとるダミー変数	「国鉄監修 時刻表」 <sup>41)</sup>	0.042	0.193	0.040	0.156	-	-
age_of_station	1980年時点において、当該駅が開業してから経過した年数 (年)	国土数値情報「鉄道時系列データ」	46.779	46.240	293.951	364.482	1	-
MS_pubtra	1980年時点において、通勤通学者 (15歳以上) のうち利用交通手段を公共交通 (国鉄, 国鉄以外の鉄道・電車, 乗合バス) と答えた人の割合 駅勢圏人口と同様に算出する	総務省統計局「地域メッシュ統計」	0.121	0.156	0.005	0.007	-	-
MS_car	1980年時点において、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 駅勢圏人口と同様に算出する	総務省統計局「地域メッシュ統計」	0.261	0.267	0.006	0.005	-	-
LUSbuilding	1976年時点で駅勢圏に建物用地 (建物用地A, 建物用地B) が占める割合	国土数値情報「土地利用細分メッシュデータ」	0.145	0.128	0.012	0.012	-	-
LUSagri	1976年時点で駅勢圏に農業用地 (田, 畑, 果樹園, その他果樹園) が占める割合	国土数値情報「土地利用細分メッシュデータ」	0.437	0.401	0.045	0.047	-	-
LUSnonhab	1976年時点で駅勢圏に非可住地 (森林, 湖沼, 河川地A, 河川地B, 海水域) が占める割合	国土数値情報「土地利用細分メッシュデータ」	0.340	0.409	0.043	0.057	-	-

表-2 ロジスティック回帰の結果 (統合後)

variables	Estimate	Std.error	P-value
(Intercept)	14.094	2.462	0.000 ***
ln_distance	-0.643	0.132	0.000 ***
DID	-0.298	0.333	0.371
Heavysnow	0.425	0.197	0.031 **
ln_pop1980	-0.117	0.169	0.488
popshare_under14	-4.150	3.187	0.193
popshare_over65	1.171	2.983	0.695
Frequency	-0.139	0.025	0.000 ***
Expressdummy	-2.274	0.315	0.000 ***
age_of_station	0.013	0.004	0.002 ***
MS_pubtra1980	-8.279	1.186	0.000 ***
MS_car1980	-1.032	1.055	0.328
LUSbuilding	-2.592	1.655	0.118
LUSagri	-4.511	0.900	0.000 ***
LUSnonhab	-5.616	0.991	0.000 ***

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

一ネールマッチングなど様々なマッチング手法が用いられているが、本研究ではコモンサポートを考慮した最適マッチング (Optimal matching) を採用する。最適マッチングとは、マッチングサンプル間の傾向スコアの距離の合計が最小になるようにマッチングを行う手法であり、処置群と対照群のサンプル数の差が大きいときに著しく優れていることが指摘されている<sup>40)</sup>。本研究で分析対象とするサンプル数は、処置群336駅、対照群1094駅とその差が大きいことから、最適マッチングを採用した。

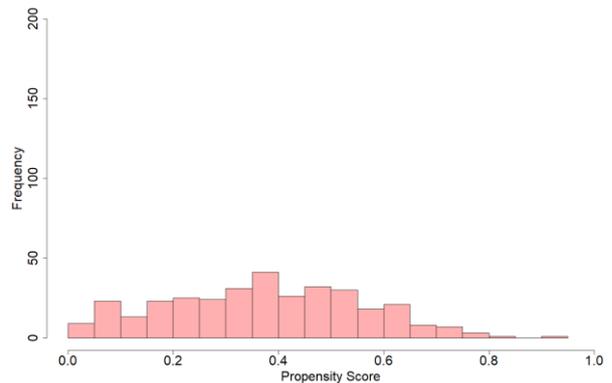


図-5 処置群における傾向スコアの分布

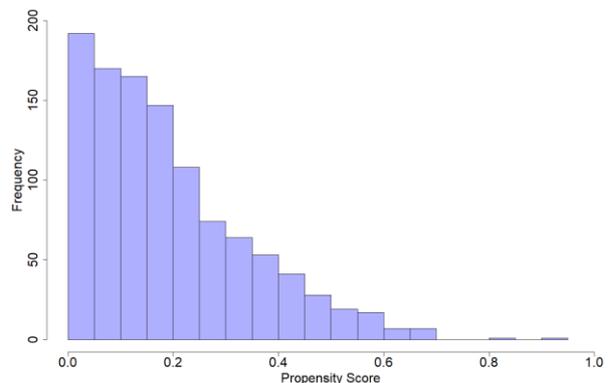


図-6 対照群における傾向スコアの分布

(4) バランシングの確認

前節でマッチングしたデータセットに対し、共変量の

バランスングをチェックする。傾向スコアマッチングによる調整の目的は共変量の分布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。バランス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値が変動することや統計的検定は母集団に関する分析手法であることから不適切である。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(6)で計算され、連続変数の場合は式(7)で計算される。各群・各共変量で標準化差をマッチング前後で算出した結果を表-3に示す。

$$SD = \frac{|p_T - p_C|}{\sqrt{\frac{p_T(1-p_T) + p_C(1-p_C)}{2}}} \quad (6)$$

$$SD = \frac{|\bar{x}_T - \bar{x}_C|}{\sqrt{\frac{s_T^2 + s_C^2}{2}}} \quad (7)$$

- $p_T$  : 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

算出された標準化差をマッチング前後で比較すると、共変量の分布の差がマッチング前後で大幅に改善されていることがわかる。また、標準化差は0.1がその共変量のバランスングの判断基準であり<sup>4)</sup>、マッチング後の標準化差はすべて0.1を下回っていることから、バランス

の取れたマッチングが行われたと評価することができる。

### 5. 地方鉄道の存廃が駅圏総人口に及ぼす影響の分析

まず、前章において傾向スコアマッチングによって選定されたデータセットを用いて、地方鉄道の存廃が駅圏総人口に及ぼした因果効果を推定する。総人口データに関しては廃止前後のパネルデータがそろふことを踏まえ、差分の差分法 (Difference-in-differences) を用いて分析する。差分の差分法とは、交通インフラ整備などの処置を受けたグループである処置群における処置前後での結果変数の平均の差分と、処置を受けなかったグループである対照群における処置前後での結果変数の平均の差分に着目し、これら2つの差分の差分を算出することで、因果効果を推定する手法である。差分の差分法による推定では、もし仮に処置が行われなかった場合に処置群における結果変数と対照群における結果変数の2時点間の変化が等しいという強い仮定、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。仮に、前述した立地選択バイアスが存在する場合、この仮定が成立しないことが考えられるため、平行トレンド仮定の成立という観点からも立地選択バイアスへの対応は重要である。また、Smith and Todd<sup>48)</sup>が指摘するように、マッチング法と差分の差分法を組み合わせることで頑健な分析が可能であることも踏まえ、本章では差分の差分法を併用して分析する。

本分析で用いる差分の差分推定モデルは、時点*t*における駅*i*の人口の自然対数値 $\ln Y_{it}$ を被説明変数とする以下の式(8)で表される。

表-3 標準化差の算出結果

変数名	マッチング前						マッチング後							
	処置群			対照群			標準化差	処置群			対照群			標準化差
	平均	標準偏差	割合(%)	平均	標準偏差	割合(%)		平均	標準偏差	割合(%)	平均	標準偏差	割合(%)	
In_distance	11.06	0.84		11.23	0.72		0.212	11.06	0.84		11.04	0.74		0.028
DID			10.7			9.0	0.059			10.7			9.8	0.029
Heavysnow			50.3			49.8	0.010			50.3			52.4	0.042
In_pop1980	7.31	0.92		7.29	0.92		0.030	7.31	0.92		7.31	0.94		0.006
popshare_under14	0.21	0.03		0.22	0.03		0.172	0.21	0.03		0.21	0.03		0.022
popshare_over65	0.13	0.04		0.12	0.03		0.147	0.13	0.04		0.13	0.03		0.004
Frequency														
Expressdummy			4.2			19.3	0.483			4.2			5.7	0.069
age_of_station														
MS_pubtra1980	0.12	0.07		0.16	0.08		0.474	0.12	0.07		0.13	0.07		0.070
MS_car1980	0.26	0.08		0.27	0.07		0.086	0.26	0.08		0.27	0.07		0.086
LUSbuilding	0.15	0.11		0.13	0.11		0.158	0.15	0.11		0.14	0.12		0.047
LUSagri	0.44	0.21		0.40	0.22		0.164	0.44	0.21		0.46	0.22		0.099
LUSnonhab	0.34	0.21		0.41	0.24		0.312	0.34	0.21		0.33	0.22		0.053
サンプル数	336			1,094				336			336			

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 A_t + \beta_3 D_i \cdot A_t + F_i + u_{it} \quad (8)$$

$D_i$ 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 $\beta_3$ が本分析で求めたい処置群における平均処置効果 (ATT) となる。また、 $F_i$ は時点によらず駅 $i$ に固有な個別効果を示し、 $u_{it}$ は誤差項を示す。本分析では、固定効果 $F_i$ をモデルから除去するため、固定効果モデル (fixed effect model) を用いる。分析では、1990年、1995年、2000年、2005年、2010年の年次ごとの平均処置効果を、各時点と処置前の時点である 1980年の総人口データの 2 時点のデータを投入しモデルを推定した。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、2010年の世界測地系 3 次地域メッシュデータで算出した駅勢圏人口に乗じて変換したものをを用いている。推定結果を表-4 に示す。

回帰式の決定係数はやや低いものの、地方鉄道の廃止による平均処置効果を示す交差項 (Treatment\*After) に着目すると、係数の推定値は 1990 年では-0.033、1995 年では-0.051、2000年では-0.058、2005年では-0.070、2010年では-0.078 といずれの年次においても負の値を示している。また、P 値に関しては、1990 年では 5%水準で、その他の年次においては 1%水準で、それぞれ統計的有意性を示している。すなわち、鉄道の廃止による駅勢圏人口への負の平均処置効果が統計的に確認されたといえる。

また、今回着目している交差項 $\beta_3$ に対して、Halvorsen and Palmquist<sup>49)</sup>に基づき  $\exp(\beta_3) - 1$  で定められる限界効果を算出した結果を図-7 に示す。算出した限界効果は、1990年で-3.2%、1995年で-4.9%、2000年で-5.7%、2005年で-6.8%、2010年で-7.5%であり、鉄道を存続させた場合と比較すると、この割合分廃止したことによる総人口への影響があったといえる。すなわち、鉄道が廃止された駅の駅勢圏人口は、仮に存続した場合と比較すると、鉄道廃止直後では 96.8%に、鉄道廃止後 10 年ほど経過すると 94.3%程度に、廃止後 20 年経過すると 92.5%程度にと

どまと解釈することができる。また、限界効果は経年的に負の方向に大きくなる傾向があり、鉄道の廃止から時間が経過するにつれてその影響は徐々に大きくなる傾向があるといえる。

## 6. 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の分析

本章では、傾向スコアマッチングを実行することで交絡因子による影響を取り除いたデータセットに対し、鉄道廃止後の1990年～1995年・1995年～2000年・2000年～2005年・2005年～2010年の各期間における年齢階層別人口の社会増減率を処置群及び対照群で比較することで、鉄道の廃止がどの年齢階層の社会増減に影響を及ぼしたかを分析する。

上記の期間について、各年齢階層別人口の社会増減率の平均値および中央値を処置群・対照群で比較した結果を表-5に示す。なお、表中の年齢階層は期首時点での年齢階層を表している。

前述したように、1980年時点で一定の人口規模未満の駅勢圏を分析から除外することで、極端な社会増減率の値をとるサンプルを減少させている。しかしながら、例えば2000年～2005年の処置群における期首時点で0-4歳の社会増減率のように、大きな標準偏差の値をとる年齢階層も散見され、上記のような外れ値が完全には除かれていないことがわかる。そこで、パラメトリック検定であるt検定に比べ外れ値に対して頑健なノンパラメトリック検定であるウィルコクソンの順位和検定によって検定した結果を、表-5に併せて示す。

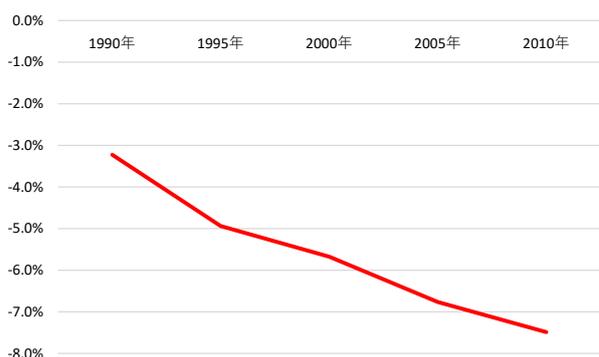


図-7 限界効果の経年変化

表-4 差分の差分法による総人口に及ぼす影響の推定結果

variables	FY1990			FY1995			FY2000			FY2005			FY2010		
	Estimate	Std. Error	P-value												
After	-0.051	0.010	0.000 ***	-0.067	0.012	0.000 ***	-0.098	0.015	0.000 ***	-0.129	0.016	0.000 ***	-0.196	0.019	0.000 ***
Treatment*After	-0.033	0.014	0.022 **	-0.051	0.018	0.004 ***	-0.058	0.021	0.005 ***	-0.070	0.023	0.002 ***	-0.078	0.027	0.003 ***
R-squared	0.124			0.149			0.191			0.249			0.324		

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

表-5 駅勢圏における年齢階層別人口の社会増減率の比較

年齢階層	1990年～1995年					1995年～2000年				
	処置群		対照群		P値	処置群		対照群		P値
	平均値	中央値	平均値	中央値		平均値	中央値	平均値	中央値	
T0_4	0.042	0.021	0.053	0.041	0.263	0.064	0.023	0.058	0.045	0.286
T5_9	-0.002	-0.019	0.016	0.003	0.045 **	0.010	-0.003	0.012	0.009	0.194
T10_14	-0.154	-0.170	-0.125	-0.143	0.004 ***	-0.155	-0.158	-0.140	-0.150	0.074 *
T15_19	-0.279	-0.283	-0.251	-0.264	0.298	-0.242	-0.261	-0.270	-0.278	0.401
T20_24	0.142	0.083	0.170	0.114	0.328	0.119	0.086	0.116	0.085	0.529
T25_29	0.017	-0.007	0.025	0.029	0.136	0.036	-0.004	0.027	0.009	0.837
T30_34	0.014	0.002	0.036	0.017	0.108	0.030	0.000	0.033	0.018	0.057 *
T35_39	0.011	-0.003	0.024	0.013	0.075 *	0.019	-0.001	0.017	0.006	0.420
T40_44	0.009	0.001	0.020	0.008	0.378	0.010	0.001	0.004	-0.002	0.472
T45_49	0.016	0.000	0.017	0.003	0.461	0.018	0.010	0.013	0.007	0.967
T50_54	0.003	-0.006	0.017	0.010	0.090 *	0.013	0.003	0.014	0.011	0.468
T55_59	0.001	-0.011	0.018	0.007	0.047 **	0.010	0.010	0.016	0.015	0.422
T60_64	0.013	0.001	0.015	0.000	0.977	0.001	-0.002	0.009	0.005	0.074 *
T65_69	0.010	-0.004	0.013	0.001	0.765	-0.007	-0.009	0.001	0.001	0.075 *
年齢階層	2000年～2005年					2005年～2010年				
	処置群		対照群		P値	処置群		対照群		P値
	平均値	中央値	平均値	中央値		平均値	中央値	平均値	中央値	
T0_4	0.879	0.005	0.095	0.033	0.015 **	0.008	-0.013	0.031	0.007	0.401
T5_9	0.003	-0.003	0.027	0.009	0.081 *	-0.012	-0.013	0.001	-0.004	0.071 *
T10_14	-0.167	-0.175	-0.136	-0.149	0.008 ***	-0.179	-0.185	-0.159	-0.173	0.018 **
T15_19	-0.261	-0.270	-0.277	-0.305	0.213	-0.287	-0.307	-0.315	-0.329	0.109
T20_24	0.091	0.037	0.075	0.056	0.780	0.025	-0.013	0.059	0.029	0.029 **
T25_29	0.005	-0.022	0.020	-0.005	0.209	-0.029	-0.046	-0.015	-0.017	0.135
T30_34	0.003	-0.011	0.043	0.005	0.025 **	-0.031	-0.029	-0.006	-0.011	0.065 *
T35_39	0.014	0.001	0.022	0.002	0.381	-0.005	-0.011	-0.001	-0.006	0.405
T40_44	0.014	-0.003	0.018	0.001	0.674	-0.011	-0.013	-0.003	0.003	0.041 **
T45_49	0.023	0.011	0.023	0.005	0.454	0.009	0.002	0.000	-0.003	0.442
T50_54	0.018	0.009	0.021	0.005	0.482	0.003	-0.001	0.001	-0.003	0.684
T55_59	0.026	0.015	0.031	0.018	0.841	0.003	0.002	0.012	0.011	0.105
T60_64	0.010	0.004	0.024	0.010	0.210	-0.006	-0.006	0.009	0.004	0.108
T65_69	0.006	0.004	0.012	-0.001	0.916	-0.011	-0.011	-0.002	0.002	0.005 ***

\*\*\*:P&lt;0.01, \*\*:P&lt;0.05, \*:P&lt;0.1

全体的な社会増減の傾向を見ると、期首時点で10-14歳、15-19歳といった年齢階層で大幅な社会減を示していることがわかる。これらの年齢階層は、5年間のうちに高校を卒業する年齢の人々を含む年齢階層であり、学卒後の就職や進学に伴う転居が大きく影響していると考えられる。一方で、期首時点で20-24歳といった年齢階層では、一転して社会増の傾向を示している。これは、前述のように進学等で地域を離れた人々が、就職に伴いある程度戻ってくるのが要因として考えられる<sup>50</sup>。25-29歳以上の年齢階層では、社会増減率の平均は0前後で推移しており、これらの年齢階層では大きな社会移動は見られない傾向がある。

さらに、処置群と対照群における社会増減率の差に着目すると、まず廃止直後の1990年～1995年では、期首時点で10-14歳といった年齢階層で、統計的に有意な差がみられ、処置群の方が社会減の方向に大きい。すなわち、地方鉄道の廃止がこれらの年齢階層の社会増減に影響を及ぼすということが、統計的に示されたといえる。これらの年齢階層は、前述したように、5年間のうちに高校を卒業する年齢の人々を含む年齢階層であることから、学卒後の就職や進学に伴う社会減に、地方鉄道の廃止が

大きな影響を及ぼしている可能性がある。加えて、その他の期間におけるこの年齢階層の社会増減率に着目すると、すべての期間において統計的に有意な差がみられる。すなわち、鉄道の廃止がこの年齢階層に及ぼす影響は、廃止後20年という長期間にわたって継続しているといえる。

加えて、その他の年齢階層に着目すると、廃止直後の1990年～1995年の社会増減率に関して、期首時点で5-9歳、35-39歳といった年齢階層において、統計的に有意な差を示している。これは、社会移動は各ライフステージに属する世帯単位で発生することから、上記の年齢階層が属する世帯、すなわち子育て世帯の社会増減に地方鉄道の存廃が影響を与えている可能性がある。また、他の期間に着目すると、1995年～2000年においては30-34歳の年齢階層について、統計的に有意な差がみられる。一方で、2000年～2005年に関しては、期首時点で0-4歳、5-9歳、30-34歳といった年齢階層で、2005年～2010年に関しては5-9歳、30-34歳といった年齢階層においても、統計的に有意な差を示している。これらの年齢階層は、子育て世帯に属している、あるいは結婚などのライフイベントに伴う転居も考えられる年齢階層であり、地

方鉄道の廃止がそれらに影響を及ぼしている可能性が示唆される。さらに、期首時点で60-64歳、65-69歳といった高齢者層に着目すると、1995年~2000年、2005年~2010年で統計的有意性を示している。高齢者は移動における公共交通への依存度が高いため、鉄道の廃止という公共交通の利便性の低下が影響を及ぼしている可能性が考えられる。

なお、本研究で分析している指標は“社会増減”率であり、社会増加と社会減少を明確に区別できていないことから、地方鉄道の廃止によってこれらの年齢階層の転入の減少が生じたのか、あるいは転出の増加が生じたかは、本分析では明らかにできない点には注意が必要である。

### 7. 地方鉄道の存廃が駅勢圏における年齢階層別人口の長期的な社会増減に及ぼす影響の分析

前章では、5年単位での社会増減率について、処置群と対照群で比較した。しかしながら、例えば若年層の場合、高校卒業後の就職・進学、大学卒業後の就職、結婚や子育てといった社会増減の要因となるライフイベントが連続して発生する点を踏まえると、同一コーホートの社会増減を追跡的に分析する必要があると考えられる。そこで本章では、鉄道廃止直後の1990年から10年間・15年間・20年間の年齢階層別社会増減率を算出し、それを処置群及び対照群で比較することで、鉄道の廃止が長期的な社会増減に及ぼす影響を分析する。

1990年時点で $x \sim x + 4$  (歳) のコーホートにおける長期的な社会増減率は、下記の式(8)のように算出される。

$$SCR[t \sim t + 5k, x \sim x + 4] = \frac{\sum_{i=1}^k SC[t + 5(i-1) \sim t + 5i, x + 5(i-1) \sim x + 5i - 1]}{POP[t, x \sim x + 4]} \quad (8)$$

SC：社会増減数（人） SCR：社会増減率

POP：年齢階層別人口（人）

k：社会増減率の算出期間（10年間の場合2、15年間の場合3、20年間の場合4）

t：基準年=1990（年）

x：基準年における年齢=0-60（歳）、5歳ごと

※ただし、xは必要となる5年社会増減数を期間中すべて算出できる年齢階層に限られる。例えば15年社会増減率の場合、 $x = 0 \sim 55$ （歳）のみ算出される。

上記の手法によって長期間の社会増減率を算出したうえで、各年齢階層別人口の社会増減率の平均値および中央値を処置群・対照群と比較し、ウィルコクソンの順位和検定によって差を検定した結果を表-6に示す。

まず、期首時点で高校卒業前の年齢階層に着目すると、10年間社会増減率における期首時点で5-9歳の年齢階層、15年社会増減率における期首時点で0-4歳の年齢階層では、5%水準で統計的有意性を示している。これら年齢階層は各算出期間中に高校を卒業するタイミングを迎える年齢の人々を含む年齢階層であり、5年間社会増減率の分析において、期首時点で10-14歳の年齢階層の社会増減率に差がみられたことと同じ要因であると考えられる。一方で、1990年時点で10-14歳、15-19歳といった年齢階層では、長期的な社会増減率の平均値に差はあるが、統計的有意差は示していない。つまり、鉄道の存廃が高校を卒業するタイミングでの社会減に影響を及ぼしたものの、そのタイミングで地域を離れた人々が就職に伴いある程度戻ってきたことで、当該コーホートの社会増減を長期的に総計すると、鉄道の存廃あまり差がみられない可能性がある。

さらに、期首時点で20-24歳、25-29歳の年齢階層に着目すると、多くの算出期間において少なくとも10%水準で統計的に有意な差がみられる。これらの年齢階層

表-6 駅勢圏における長期的な年齢階層別人口の社会増減率の比較

年齢階層	10年間（1990年～2000年）					15年間（1990年～2005年）					20年間（1990年～2010年）				
	処置群		対照群		P値	処置群		対照群		P値	処置群		対照群		P値
	平均値	中央値	平均値	中央値		平均値	中央値	平均値	中央値		平均値	中央値			
T0_4	0.054	0.022	0.070	0.045	0.246	-0.120	-0.156	-0.076	-0.132	0.024 **	-0.386	-0.394	-0.353	-0.413	0.857
T5_9	-0.156	-0.167	-0.126	-0.154	0.017 **	-0.380	-0.406	-0.361	-0.407	0.776	-0.381	-0.413	-0.348	-0.379	0.167
T10_14	-0.372	-0.402	-0.351	-0.404	0.685	-0.340	-0.368	-0.327	-0.375	0.620	-0.366	-0.383	-0.337	-0.396	0.375
T15_19	-0.205	-0.229	-0.195	-0.221	0.957	-0.212	-0.238	-0.183	-0.241	0.417	-0.241	-0.265	-0.197	-0.249	0.203
T20_24	0.177	0.086	0.196	0.133	0.366	0.178	0.085	0.222	0.141	0.079 *	0.171	0.063	0.215	0.144	0.025 **
T25_29	0.046	-0.009	0.057	0.040	0.028 **	0.058	0.007	0.075	0.044	0.096 *	0.044	-0.019	0.073	0.026	0.076 *
T30_34	0.032	0.006	0.054	0.020	0.166	0.045	0.012	0.071	0.012	0.279	0.054	0.008	0.071	0.008	0.362
T35_39	0.021	-0.002	0.028	0.015	0.553	0.046	0.014	0.048	0.016	0.662	0.046	0.014	0.048	0.011	0.799
T40_44	0.026	0.008	0.033	0.013	0.703	0.046	0.023	0.053	0.022	0.833	0.050	0.021	0.065	0.030	0.379
T45_49	0.029	0.011	0.031	0.016	0.525	0.058	0.024	0.063	0.033	0.574	0.055	0.025	0.070	0.035	0.325
T50_54	0.016	0.001	0.034	0.017	0.110	0.028	0.009	0.057	0.035	0.039 **	0.020	-0.005	0.053	0.033	0.011 **
T55_59	0.003	-0.005	0.027	0.006	0.029 **	0.009	-0.011	0.036	0.016	0.033 **					
T60_64	0.007	0.000	0.017	-0.003	0.548										

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

は算出期間内に結婚や子育てといったライフイベントを迎えるため、そのタイミングでの社会移動に鉄道の存廃が影響を及ぼした結果であると考えられる。

最後に、期首時点で 50-54 歳、55-59 歳の年齢階層に着目すると、多くの算出期間において 5%水準で統計的に有意な差がみられる。これらの年齢階層は算出期間内に前期高齢者となる人々を含む年齢階層であり、鉄道の廃止という公共交通の利便性の低下が影響を及ぼしていると考えられる。

以上のように、鉄道廃止直後の1990年において高校卒業前の学齢期であったコーホートについては、高校卒業後の就職や進学に伴う社会移動に地方鉄道の存廃が影響を及ぼしている。その後、そのように地域を離れた人々が、就職に伴い戻ってくるため、この期間までの社会移動を総計すると、鉄道の存廃による統計的な有意差は認められない。一方で、鉄道廃止直後の1990年において20代・50代であったコーホートについては、長期的な社会増減率についても統計的に有意な差がみられる。すなわち、年齢階層によって地方鉄道の存廃による影響は異なる可能性が示唆されたといえる。

## 8. 結論

本研究では、1981年から1990年に廃止された地方鉄道の駅および存続している駅を対象に、廃止後20年間4期間分の年齢階層別社会増減率データや、鉄道廃止前の運行本数・輸送密度などの鉄道に関する様々なデータを整備したうえで、地方鉄道の存廃が駅勢圏における年齢階層人口の社会増減に及ぼす影響を、統計的因果推論の代表的手法である傾向スコアマッチングを用いて分析した。

まず、差分の差分法を併用して地方鉄道の存廃が駅勢圏総人口に及ぼす影響を分析した結果、鉄道を存続した場合と比較すると、限界効果に換算して、廃止直後の1990年で-3.2%、1995年で-4.9%、2000年で-5.7%、2005年で-6.8%、2010年で-7.5%、総人口が減少することが統計的に示された。

つぎに、地方鉄道の存廃が駅勢圏における5年間年齢階層別社会増減率に及ぼす影響を分析した結果、期首時点で10-14歳といった5年間のうちに高校を卒業する年齢の人々を含む年齢階層や、30-34歳、35-39歳といった子育てや結婚などのライフイベントを迎える年齢階層、60-64歳、65-69歳といった高齢階層の社会増減率に統計的に有意な差がみられることを示した。

さらに、地方鉄道の存廃が、同一コーホートにおける1990年からの10年間・15年間・20年間といった長期的な年齢階層別社会増減率に及ぼす影響を分析した。その結果、1990年において高校卒業前の学齢期であったコーホ

ートについては、高校卒業後の就職や進学に伴う社会移動に地方鉄道の存廃が影響を及ぼすことが確認されたものの、その後の就職に伴いある程度の人々が地域に戻ってくるため、この期間までの社会移動を総計すると、鉄道の存廃による統計的な有意差は認められなかった。一方で、1990年時点で20代・50代のコーホートに関しては、長期的な社会増減率についても統計的に有意な差がみられ、地方鉄道の存廃が及ぼす影響は年齢階層によって異なる可能性が示唆された。

以上のように、地方鉄道の廃止は特定の年齢階層の社会増減に影響を及ぼすこと、また年齢階層によってはその影響が長期間に及ぶことが統計的に示されたといえる。本研究で得られた知見に基づき、地方鉄道の存廃に関して客観的な議論が行われることが期待される。

## 参考文献

- 1) 衆議院 立法情報：法律第百十一号（昭五五・一二・二七） 日本国有鉄道経営再建促進特別措置法 [http://www.shugin.go.jp/inter-net/tdb\\_housei.nsf/html/houritsu/09319801227111.htm](http://www.shugin.go.jp/inter-net/tdb_housei.nsf/html/houritsu/09319801227111.htm) （最終閲覧日 2021年2月）
- 2) 国土交通省鉄道局：国鉄の分割民営化から30年を迎えて <https://www.mlit.go.jp/common/001242868.pdf> （最終閲覧日 2021年2月）
- 3) 波床正敏，山本久彰：需給調整規制廃止前後における鉄軌道の廃止状況の変化に関する分析，土木学会論文集 D3（土木計画学），vol.69，No.5，L669-L676，2013.
- 4) JR北海道：「持続可能な交通体系のあり方」について <https://www.jrhokkaido.co.jp/pdf/161215-6.pdf> （最終閲覧日 2021年2月）
- 5) JR北海道：当社単独では維持することが困難な線区について <https://www.jrhokkaido.co.jp/pdf/161215-4.pdf> （最終閲覧日 2021年2月）
- 6) 夕張市，JR北海道：石勝線（新夕張・夕張間）の鉄道事業廃止について <https://www.city.yubari.lg.jp/kurashi/kotsu/kotsusyudan/JR/kikakuc.files/haisen.pdf> （最終閲覧日 2021年2月）
- 7) 国土交通省：地域鉄道対策 [http://www.mlit.go.jp/tetudo/tetudo\\_tk5\\_000002.html](http://www.mlit.go.jp/tetudo/tetudo_tk5_000002.html) （最終閲覧日 2021年2月）
- 8) 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.
- 9) 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，Vol.31，pp.387-392，2012.
- 10) 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，Vol.42，No.4，pp.977-989，2012.
- 11) 坂本淳，山岡俊一，藤田素弘：地方鉄道に関する情

- 報提供が住民意識に及ぼす影響の分析—樽見鉄道を事例として—, 交通工学論文集, Vol.2, No.2(特集号 A), pp.A\_11-A\_18, 2016.
- 12) 吉村彰大, 松野泰也: 鉄道の廃止が並行道路の混雑および CO2 排出量に与える影響評価, 日本 LCA 学会誌, Vol.15, No.1, pp.54-69, 2019.
  - 13) 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.
  - 14) 松崎朱芳, 米崎克彦: 鉄道廃線における地域主体への影響: 旧江差線を事例に, 交通学研究, Vol.62, pp.117-124, 2019.
  - 15) 加藤博和: なぜ鉄道廃止代替バスは乗客を減らすのか?—その検討プロセスが抱える問題に関する一考察—, 土木計画学研究・講演集, Vol.31, CD-ROM, 2005.
  - 16) 宮田謙, 安藤公次, 山村悦夫: 地方鉄道廃止に伴う地域人口変化の計測, 日本都市計画学会学術研究論文集, No.28, pp.643-648, 1993.
  - 17) 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.
  - 18) 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.
  - 19) 松中亮治, 大庭哲治, 植村洋史: 地方鉄道の存廃と駅勢圏における年齢階層別人口の社会増減との関連分析, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.75, No.6, I\_239-I\_247, 2020.
  - 20) 川久保植二, 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, CD-ROM, 2017.
  - 21) 佐川大輔, 中谷友樹: 鉄道路線の廃止が沿線自治体の人口・所得水準変化率に及ぼす影響, 季刊地理学, Vol.72, No.2, pp. 107-121, 2020.
  - 22) Imbens, G.W., Rubin, D.B.: Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction, Cambridge University Press, 2015.
  - 23) Kanasugi, H., Ushijima, K.: The impact of a high-speed railway on residential land prices, Papers in Regional Science, Vol.97, No.4, pp.1305-1335, 2018.
  - 24) Chandra, A., Thompson, E.: Does public infrastructure affect economic activity?, Regional Science and Urban Economics, Vol.30, pp.457-490, 2000.
  - 25) Datta, S.: The impact of improved highways on Indian firms, Journal of Development Economics, Vol.99, pp.46-57, 2012.
  - 26) Qin, Y.: 'No county left behind?' The distributional impact of high-speed rail upgrades in China, Journal of Economic Geography, Vol.17, pp. 489-520, 2017.
  - 27) Banerjee, A., Duflo, E., Qian, N.: On the road: Access to transportation infrastructure and economic growth in China, Journal of Development Economics, Vol.145, 102442, 2020.
  - 28) Xu, H., Nakajima, K.: Highways and industrial development in the peripheral regions of China, Papers in Regional Science, Vol.96, No.2, pp.325-356, 2017.
  - 29) 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.
  - 30) 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, pp. I\_1-I\_15, 2020.
  - 31) Yen, B.T.H., Mulley, C., Shearer, H., Burke, M.: Announcement, construction or delivery: When does value uplift occur for residential properties? Evidence from the Gold Coast Light Rail system in Australia, Land Use Policy, Vol.73, pp.412-422, 2018.
  - 32) 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, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.75, No.6, pp.I\_181-I\_190, 2020.
  - 33) 松中亮治, 大庭哲治, 金尾卓実: 鉄道の運行頻度に着目した駅勢圏における年齢階級別人口の社会増減に関する研究, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.76, No.5, 2021. (掲載決定)
  - 34) 国立社会保障・人口問題研究所: 日本版死亡データベース <http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp> (最終閲覧日 2021 年 2 月)
  - 35) 石井太: 日本版死亡データベースの構築に関する研究, 人口問題研究, Vol.71, No.1, pp.3-27, 2015.
  - 36) 小池司朗: 首都圏における時空間的人口変化—地域メッシュ統計を活用した人口動態分析—, 人口問題研究, Vol.66, No.2, pp.26-47, 2010.
  - 37) 有賀敏典, 松橋啓介, 米澤健一: 自然増減と社会増減を明示的に考慮した地域内人口分布の変化—1980 年から 2005 年までの全国国勢調査・基準地域メッシュデータを用いて—, 都市計画論文集, Vol.46, No.3, pp.847-852, 2011.
  - 38) 高取千佳: 人口社会増減と空間指標の関連分析—愛知県を対象として—, 都市計画論文集, Vol.53.No.3, pp.392-399, 2018.
  - 39) Rosenbaum, P.R., Rubin, D.B.: The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, Biometrika, Vol.70, No.1, pp. 41-55, 1983.
  - 40) 総務省統計局: 国勢調査の結果で用いる用語の解説 <https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/users-g/pdf/04.pdf> (最終閲覧日 2021 年 2 月)
  - 41) 日本交通公社: 国鉄監修時刻表 1980 年 10 月号, 1980.
  - 42) 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.
  - 43) 寺田裕一: 北陸鉄道金名線 (RM LIBRARY231), ネコ・パブリッシング, 2018.
  - 44) 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.
  - 45) van Buuren, S., Groothuis-Oudshoorn, K.: mice: Multivariate Imputation by Chained Equations in R, Journal of Statistical Software, Vol.45, No.3, pp.1-67, 2011.
  - 46) Leite, W.: Practical propensity score methods using R, SAGE Publications, Inc, pp.87-110, 2017.
  - 47) Austin, P.C.: Using the Standardized Difference to Compare the Prevalence of a Binary Variable Between Two Groups in Observational Research, Communications in Statistics - Simulation and Computation, Vol.38, No.6, pp.1228-1234, 2009.
  - 48) Smith, J.A., Todd, P.E.: Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?, Journal

- of Econometrics, Vol.125, pp.305-353,2005.
- 49) Halvorsen, R., Palmquist, R.: The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations, The American Economic Review, Vol.70, No.3, pp. 474-475, 1980.
- 50) 例えば, 北海道せたな町: せたな町人口ビジョン,
2016.  
<https://www.town.setana.lg.jp/files/e33416b96dcf5c76520159b3f4da4791.pdf> (最終閲覧日 2021 年 2 月)  
(?????.?.? 受付)

ANALYSIS ON THE IMPACT OF ABOLITION OF LOCAL RAILWAYS ON  
SOCIAL POPULATION CHANGE BY AGE GROUPS IN THE CATCHMENT  
AREA OF STATIONS BY PROPENSITY SCORE MATCHING

Hiroshi UEMURA, Ryoji MATSUNAKA and Tetsuharu OBA