HOKUGA 北海学園学術情報リポジトリ
学校法人北海学園
北海学園大学
北海商科大学

タイトル	北海道における鉄道廃止の影響に関する一考察 ― 年齢階級別人口の変化に着目して ―
著者	藤田，知也；FUJITA，Tomoya
引用	開発論集(109)：71-80
発行日	2022-03-18

Hokkai-Gakuen Organization of Knowledge Ubiquitous through Gaining Archives.

開発論集　第109号　71-80（2022年３月）

北海道における鉄道廃止の影響に関する一考察

―― 年齢階級別人口の変化に着目して ――

藤　田　知　也*

目　次

1．はじめに
2．分析対象・分析手法について
3．分析結果
4．考察
5．結びにかえて

1．はじめに

1.1　研究目的・研究背景

本研究の目的は近年の北海道における鉄道廃止の影響を人口動態に着目して明らかにすることである。JR 北海道は 2016 年，地域交通を持続的に維持するための取り組みとして，JR 北海道単独での維持困難線区を公表し，当時すでに廃止に向けての議論を始めていた石勝線・夕張支線及び日高本線（鵡川～様似間）の２線区（通称：茶線区）に加え，輸送密度 200 人未満の線区（通称：赤線区）についてはバス転換等を念頭に地域と協議を行うことを表明した。また，輸送密度 200 人以上 2000 人未満線区（通称：黄色線区）については，運賃値上げ・利用者の少ない駅の廃止・上下分離の実施等を軸に沿線地域と協議を行っていく方針とした。

この方針により，黄色８線区については，利用促進の取り組みや経費削減を目的とする各種施策を取りまとめた「アクションプラン」が策定され，2021 年 12 月現在は，2021 年度から 2023 年度にかけての「第２期事業計画（アクションプラン）」が実施されている。一方，赤線区に指定された札沼線（北海道医療大学～新十津川間），留萌本線（深川～留萌間），根室本線（富良野～新得間）のうち，札沼線の当該区間については 2020 年５月７日に廃止となり，後者２路線についても鉄道廃止も視野に沿線自治体との協議，検討が進められている。

このように，JR 北海道が有しているローカル線の経営状況は厳しく，需要のきわめて小さい赤線区がバス転換を念頭とした位置づけになっていることも踏まえると，輸送モードの転換に舵を切る方が，費用を抑制することができ，より効率的になるという見方も当然ながらある。しかし，鉄道にはバス以上の価値が存在するという研究（例えば，宇都宮 2017）や，次章で詳述する先行研究を踏まえると，北海道においても鉄道を廃止しバス転換するという輸送

*（ふじた　ともや）北海学園大学開発研究所研究員，北海学園大学経済学部講師

モードの効率化を図ったとしても，当該地域に対する更なる影響が見られる可能性が考えられる。そこで本研究では，鉄道の存廃に伴う年齢階級別の人口の変化に着目して北海道における鉄道廃止の影響を分析する。

1.2　先行研究

日本における鉄道の存廃問題に着目し，その要因や沿線への影響について定量的に明らかにした研究はこれまでにも行われている。本研究が対象としている北海道における鉄道の存廃に着目した研究として，浅妻（2021）は，道央圏や道東圏を対象に鉄道の存廃が駅勢圏の人口の推移に及ぼした影響について，GIS を用いた分析を行った。分析の結果，駅勢圏を広く捉えたときには人口推移への顕著な影響は確認できなかったとする一方で，駅勢圏を狭く捉えたときには，路線・駅が地域の拠点として機能し人口減少を抑制させている可能性を示唆した。

全国的な地方鉄道の存廃の要因を定量的に捉えた研究として，板谷（2014）は，2000 年～2010 年の間に存廃が決定した 40 路線を対象に，鉄道・軌道業における営業指標や沿線地域の人口や財政力指数などの指標を用いて判別分析を実施した。判別分析の結果，輸送密度，財政力指数，人口，軌道ダミーが判別に有意に寄与していることが明らかとなり，こうした指標が存廃に影響していることが示唆された。また，地方鉄道をマクロ的に捉えた上で沿線地域への影響に着目した研究では，廃止駅周辺の若年人口や定住者の減少率が，存続している地方鉄道のそれよりも有意に大きいことや，特定の年齢層の社会増減に差が見られていることが明らかとなっている（坂本・山岡，2017；松中・大庭・植村，2020）。先述した板谷（2014）では，地域経済に関わる指標として，人口・地方財政歳入額・事業所数・製造業従業者数・小売業年間販売額・課税対象所得額・乗用車保有台数を取り上げ，存廃決定前後で有意な差が見られるか否かを分析した。その結果，地方財政歳入額のみ鉄道存続事例において増加する傾向があることが示唆され，その他の指標では有意差は見られないことを明らかにしたことから，「鉄道存廃問題発生後に存続したか廃止したかということと，地域の経済状況との間には関連性は確認できない」と述べている（板谷 2014，p.138）。このように地方鉄道をマクロ的に捉えた研究においても沿線地域に影響を及ぼしたか否か，またどのような点に影響を与えたかはさまざまであることが見て取れる。

マクロ的に捉えたデータ分析のみならず，個別事例にフォーカスした研究も存在する。宮崎・高山（2012）は，のと鉄道能登線を事例に，利用頻度と廃線後の廃止代替バスの利用頻度の変化状況に応じて地域住民の意識に違いがあること，具体的には廃止代替バスの利用頻度がのと鉄道の利用頻度に比べて減少している住民は，廃止代替バスの評価の低下に加えて地域が衰退していると感じている傾向が強いことを明らかにした。のと鉄道は積雪地域を運行しているという意味では北海道と比較的類似した環境にあるともいえるが，積雪が見られるという点は鉄道の存廃にも影響をもたらす。例えば鉄道は豪雪地帯における冬季期間の輸送に重要な役割を持っており，国鉄時代に選定されていた廃止対象路線（特定地方交通線）において，冬季

期間に代替輸送として機能する道路が積雪のため通行不可となる場合は廃止対象から除外されていたことからもそれは明らかである。この点に着目した研究も見られており，積雪地域における地方鉄道を対象に地方鉄道の役割や特性を分析した三寺・小塚・本多（2008）は，特性として通勤通学などの生活路線としての特性と観光などの非日常の特性が対象地域の地方鉄道では混在していることを示した上で，のと鉄道の事例分析も通じて，積雪時の定時制の確保，輸送力が大きいという特性を指摘した。加えて，マイレール意識の向上や意識啓発による積雪・過疎地域における地方鉄道の必要性を，非利用者も含めた沿線住民に浸透させることが重要であると指摘している。

このように，主に地方圏を運行エリアに持つ地方鉄道を中心とした鉄道の存廃問題に着目した研究は見られているが，北海道の事例に焦点を当てた上で且つ，年齢階級別の人口の変化に着目した分析は管見の限り見られない。

2．分析対象・分析手法について

2.1　分析対象路線とデータの出所

本研究では北海道における近年の鉄道廃止の影響を年齢階級別の人口変化に着目してとらえることから，分析年度は 2000 年以降とし，2000 年・2005 年・2010 年・2015 年・2020 年の「住民基本台帳に基づく人口，人口動態及び世帯数」より，札幌市を除く道内 178 市町村の年齢階級別人口データを抽出した[1]。表 1 には人口の記述統計量を記載している。なお，市町村合併が分析期間中に行われたことから，市町村域は 2020 年に準じている。分析期間内である 2000 年 1 月 1 日から 2020 年 1 月 1 日までの廃止路線は，北海道ちほく高原鉄道ふるさと銀河線（2006 年），江差線・木古内～江差間（2014 年），留萌本線・留萌～増毛間（2016 年），石勝線・新夕張～夕張間（2019 年）が該当する[2]。但し，後述する理由から，石勝線（夕張支線）は対象路線から外しており，その一方で日高本線・鵡川～様似間を対象路線に追加している。日高本線・鵡川～様似間については，廃止年は 2021 年だが，2015 年に発生した土砂流出に伴って同年から鵡川～様似間が長らく運休していたこと，2016 年末に JR 北海道が不通区間の鉄道復旧断念を発表したこと，2019 年には不通区間の沿線 7 町が同区間のバス転換に向けた JR 北海道との協議に入ることが示されたことなどを考慮し，対象路線とした。

したがって，本研究での対象路線は，北海道ちほく高原鉄道ふるさと銀河線，江差線・木古内～江差間，留萌本線・留萌～増毛間及び，日高本線・鵡川～様似間である。表 2 にはこれらの対象路線の沿線市町村をまとめている。

[1] 札幌市だけ他の市町村とは異なる動きを見せると考えられることから，分析対象の市町村から除外した。

[2] 括弧内は廃止年を示している。

表 1　記述統計量（人口）

	平均値	標準偏差	最小値	中央値	最大値	サンプル数
0-4歳	867.4	1876.9	9	256.5	14854	890
5-9歳	901.6	1972.1	22	267	16201	890
10-14歳	963.9	2156.2	26	289	18562	890
15-19歳	1068.6	2434.3	24	301	21218	890
20-24歳	1219.3	2803.5	30	341	23596	890
25-29歳	1365.5	3121.4	30	379	25758	890
30-34歳	1235.5	2767.1	23	351.5	22612	890
35-39歳	1251.7	2705.5	47	383.5	21925	890
40-44歳	1302.8	2821.1	54	405	23090	890
45-49歳	1639.5	3536.3	55	523.5	28889	890
50-54歳	1666.4	3675.5	40	512.5	31376	890
55-59歳	1413.4	3052.4	35	460	26610	890

注：年齢階級は 2000 年時点。　（単位：人）

表 2　分析対象路線の沿線市町村一覧（市町村名は 2021 年 12 月現在に準拠）

路線名・区間	北海道ちほく高原鉄道 ふるさと銀河線 池田〜北見	江差線 木古内〜江差	留萌本線 留萌〜増毛	日高本線 鵡川〜様似
廃止年月日	2006年4月21日	2014年5月12日	2016年12月5日	2021年4月1日
沿線自治体	池田町 本別町 足寄町 陸別町 置戸町 訓子府町 北見市	木古内町 上ノ国町 江差町	留萌市 増毛町	むかわ町 日高町 新冠町 新ひだか町 浦河町 様似町

2.2　分析手法

被説明変数には 2000 年における 5 歳ごとの各年齢階級を基準に，5 年ごとに 1 つ上の年齢階級に当たる人口を並べる形で構築した疑似パネルデータを用いる。つまり，2000 年のある市町村における 0 〜 4 歳の人口は，2005 年の当該市町村の 5 〜 9 歳の人口となり，2020 年には 20〜24 歳の人口となる。そして，以下のようなモデルを仮定し，個別効果と時間効果を考慮した二元配置モデルによる分析を進めていく。

$$ln\, P_{i,t} = \alpha + \beta_1 A_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 H_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

P は年齢階級別人口，A は廃止年以降に該当する市町村に 1 を取るダミー変数（廃止ダミー），R は鉄道がある市町村或いは本研究の対象路線が存在していた市町村に 1 を取るダ

ミー変数（鉄道有無ダミー），H は 2020 年の日高本線廃止区間の沿線市町村に 1 を取るダミー変数（日高線ダミー）である[3]。ε は誤差項で，i は各市町村，t は年を示す。なお，先述した通り，時間効果も捕捉するため，時間ダミー（2005 年・2010 年・2015 年・2020 年）も投入して分析を行う。

想定される符号は，「廃止ダミー」は廃止による人口への影響を捉える変数であることから負，「鉄道有無ダミー」は鉄道がある地域の方が人口への影響を及ぼしにくいと考えられることから正，「日高線ダミー」は災害の影響を捕捉することから他地域より人口減少の影響が大きく表れていると考えられる一方で，バス転換に向けた本格的な協議が 2019 年と 2020 年に近かったことから，人口の変化に大きな影響をもたらさないという見方もできよう。したがって，「日高線ダミー」については事前の符号の想定ができない。

なお，「廃止ダミー」については，本研究では鉄道が廃線となることで当該市町村から鉄道がなくなった地域を対象に投入している。したがって，分析期間内に石勝線（夕張支線）が廃止となったものの，同線が所在していた夕張市内には 2021 年 12 月現在，石勝線の新夕張駅と滝ノ上駅が営業していることから，夕張市に廃止ダミーは投入していない。同様に，池田市，北見市，留萌市，当別町，木古内町，むかわ町も廃止ダミーの対象外となっている。

また，本研究での対象路線は全て需要が低迷していた路線であるが，北海道ちほく高原鉄道ふるさと銀河線のみ第 3 セクター鉄道事業者であり，2006 年の廃止と他の 3 路線と比べて早い時期に廃止になったことから，異なる動きを見せる可能性を考え，対象路線が，

【パターン 1】北海道ちほく高原鉄道ふるさと銀河線，江差線・木古内～江差間，留萌本線・留萌～増毛間，日高本線・鵡川～様似間

【パターン 2】江差線・木古内～江差間，留萌本線・留萌～増毛間，日高本線・鵡川～様似間

の 2 つのパターンについて分析を行うこととする。

3．分析結果

3.1　パターン 1 の分析結果

分析結果は表 3 のとおりである。分析結果の表には固定効果モデルと変量効果モデルの双方を記載しているが，どちらのモデルが適切かをハウスマン検定により判定しており，採択された方の分析結果の年齢階級部分にマークしている。2000 年時点の年齢階級が，「0–4 歳」，「5–9 歳」，「10–14 歳」，「15–19 歳」においては固定効果モデルが，その他の年齢階級では変量効果モデルが採択される結果となった[4]。

[3] 日高本線は利用者の低迷があったとはいえ，災害に伴う不通から廃止に繋がったため，他の路線と大きく背景が異なることから，その要因が影響しているかどうかを捕捉するためにダミー変数を設定した。

表３　分析結果（パターン１）

0-4歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.115	0.045	-2.560	*
日高線ダミー	0.092	0.081	1.133	
2005年	-0.015	0.014	-1.031	
2010年	-0.055	0.014	-3.857	***
2015年	-0.113	0.014	-7.914	***
2020年	-0.459	0.015	-31.675	***
Adj. R^2	0.590			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	14.553		0.02403	

0-4歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.312	0.135	39.357	***
廃止ダミー	-0.120	0.045	-2.675	**
日高線ダミー	0.096	0.081	1.192	
鉄道有無	0.994	0.173	5.749	***
2005年	-0.015	0.014	-1.030	
2010年	-0.055	0.014	-3.843	***
2015年	-0.113	0.014	-7.891	***
2020年	-0.459	0.015	-31.622	***
Adj. R^2	0.626			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	F		p値	
F検定	351.250		2.20E-16	

5-9歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.145	0.045	-3.226	**
日高線ダミー	0.092	0.081	1.136	
2005年	-0.035	0.014	-2.493	*
2010年	-0.117	0.014	-8.256	***
2015年	-0.420	0.014	-29.434	***
2020年	-0.546	0.014	-37.763	***
Adj. R^2	0.719			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	19.625		0.003	

5-9歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.457	0.133	40.951	***
廃止ダミー	-0.150	0.045	-3.344	***
日高線ダミー	0.096	0.081	1.195	
鉄道有無	0.976	0.171	5.717	***
2005年	-0.035	0.014	-2.490	*
2010年	-0.117	0.014	-8.235	***
2015年	-0.420	0.014	-29.382	***
2020年	-0.545	0.014	-37.699	***
Adj. R^2	0.736			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	F		p値	
F検定	345.150		2.20E-16	

10－14歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.045	0.047	-0.970	
日高線ダミー	0.023	0.084	0.269	
2005年	-0.094	0.015	-6.390	***
2010年	-0.473	0.015	-31.975	***
2015年	-0.514	0.015	-34.621	***
2020年	-0.540	0.015	-35.943	***
Adj. R^2	0.718			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	2877.200		2.20E-16	

10－14歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.616	0.133	42.284	***
廃止ダミー	-0.052	0.047	-1.105	
日高線ダミー	0.028	0.084	0.337	
鉄道有無	0.973	0.170	5.723	***
2005年	-0.094	0.015	-6.378	***
2010年	-0.473	0.015	-31.907	***
2015年	-0.514	0.015	-34.544	***
2020年	-0.539	0.015	-35.861	***
Adj. R^2	0.734			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	F		p値	
F検定	317.680		2.20E-16	

15－19歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.017	0.044	-0.379	
日高線ダミー	-0.009	0.079	-0.118	
2005年	-0.333	0.014	-23.943	***
2010年	-0.456	0.014	-32.593	***
2015年	-0.456	0.014	-32.472	***
2020年	-0.477	0.014	-33.631	***
Adj. R^2	0.626			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	30.653		0.000	

15－19歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.727	0.134	42.611	***
廃止ダミー	-0.022	0.044	-0.495	
日高線ダミー	-0.004	0.079	-0.053	
鉄道有無	0.965	0.172	5.606	***
2005年	-0.333	0.014	-23.911	***
2010年	-0.455	0.014	-32.540	***
2015年	-0.455	0.014	-32.415	***
2020年	-0.477	0.014	-33.571	***
Adj. R^2	0.655			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	F		p値	
F検定	363.940		2.20E-16	

20－24歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.025	0.032	-0.789	
日高線ダミー	-0.057	0.058	-0.982	
2005年	-0.048	0.010	-4.722	***
2010年	-0.090	0.010	-8.865	***
2015年	-0.100	0.010	-9.749	***
2020年	-0.131	0.010	-12.707	***
Adj. R^2	0.034			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	5.069		0.535	

20－24歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.585	0.135	41.297	***
廃止ダミー	-0.028	0.032	-0.877	
日高線ダミー	-0.054	0.058	-0.932	
鉄道有無	0.960	0.173	5.535	***
2005年	-0.048	0.010	-4.715	***
2010年	-0.090	0.010	-8.843	***
2015年	-0.099	0.010	-9.723	***
2020年	-0.131	0.010	-12.675	***
Adj. R^2	0.211			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1725.000		2.20E-16	

25－29歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.021	0.027	-0.772	
日高線ダミー	-0.022	0.049	-0.450	
2005年	-0.028	0.009	-3.283	**
2010年	-0.070	0.009	-8.032	***
2015年	-0.101	0.009	-11.573	***
2020年	-0.131	0.009	-14.831	***
Adj. R^2	0.125			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	3.258		0.776	

25－29歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.692	0.136	41.813	***
廃止ダミー	-0.023	0.028	-0.843	
日高線ダミー	-0.020	0.049	-0.411	
鉄道有無	0.957	0.175	5.480	***
2005年	-0.028	0.009	-3.279	**
2010年	-0.070	0.009	-8.014	***
2015年	-0.101	0.009	-11.548	***
2020年	-0.131	0.009	-14.800	***
Adj. R^2	0.272			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1734.000		2.20E-16	

30－34歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.020	0.022	-0.930	
日高線ダミー	-0.012	0.039	-0.303	
2005年	-0.037	0.007	-5.346	***
2010年	-0.075	0.007	-10.857	***
2015年	-0.093	0.007	-13.344	***
2020年	-0.123	0.007	-17.475	***
Adj. R^2	0.197			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	1.661		0.948	

30－34歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.633	0.134	42.071	***
廃止ダミー	-0.022	0.022	-0.987	
日高線ダミー	-0.011	0.039	-0.272	
鉄道有無	0.951	0.172	5.535	***
2005年	-0.037	0.007	-5.338	***
2010年	-0.075	0.007	-10.837	***
2015年	-0.093	0.007	-13.318	***
2020年	-0.123	0.007	-17.442	***
Adj. R^2	0.323			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1739.900		2.20E-16	

35－39歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.015	0.017	-0.890	
日高線ダミー	-0.018	0.030	-0.597	
2005年	-0.039	0.005	-7.382	***
2010年	-0.066	0.005	-12.437	***
2015年	-0.082	0.005	-15.492	***
2020年	-0.112	0.005	-20.921	***
Adj. R^2	0.289			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	0.896		0.989	

35－39歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.702	0.129	44.044	***
廃止ダミー	-0.016	0.017	-0.935	
日高線ダミー	-0.017	0.030	-0.574	
鉄道有無	0.946	0.166	5.691	***
2005年	-0.039	0.005	-7.372	***
2010年	-0.066	0.005	-12.415	***
2015年	-0.082	0.005	-15.465	***
2020年	-0.112	0.005	-20.886	***
Adj. R^2	0.390			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1745.100		2.20E-16	

40－44歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.024	0.016	-1.494	
日高線ダミー	0.016	0.029	0.539	
2005年	-0.030	0.005	-5.796	***
2010年	-0.053	0.005	-10.364	***
2015年	-0.073	0.005	-14.042	***
2020年	-0.129	0.005	-24.686	***
Adj. R^2	0.384			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	0.835		0.991	

40－44歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.790	0.126	45.937	***
廃止ダミー	-0.025	0.016	-1.540	
日高線ダミー	0.016	0.029	0.563	
鉄道有無	0.918	0.162	5.675	***
2005年	-0.030	0.005	-5.787	***
2010年	-0.053	0.005	-10.344	***
2015年	-0.073	0.005	-14.014	***
2020年	-0.129	0.005	-24.640	***
Adj. R^2	0.461			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1742.700		2.20E-16	

45－49歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.016	0.014	-1.160	
日高線ダミー	-0.010	0.025	-0.401	
2005年	-0.019	0.004	-4.359	***
2010年	-0.048	0.004	-10.846	***
2015年	-0.081	0.004	-18.100	***
2020年	-0.139	0.005	-30.619	***
Adj. R^2	0.544			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	0.726		0.994	

45－49歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	6.011	0.127	47.337	***
廃止ダミー	-0.017	0.014	-1.197	
日高線ダミー	-0.010	0.025	-0.381	
鉄道有無	0.928	0.163	5.695	***
2005年	-0.019	0.004	-4.354	***
2010年	-0.048	0.004	-10.830	***
2015年	-0.081	0.004	-18.075	***
2020年	-0.139	0.005	-30.578	***
Adj. R^2	0.588			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1749.500		2.20E-16	

50－54歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.038	0.016	-2.330	*
日高線ダミー	0.035	0.029	1.209	
2005年	-0.028	0.005	-5.394	***
2010年	-0.074	0.005	-14.429	***
2015年	-0.146	0.005	-28.170	***
2020年	-0.222	0.005	-42.322	***
Adj. R^2	0.724			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	1.164		0.979	

50－54歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	6.004	0.129	46.422	***
廃止ダミー	-0.039	0.016	-2.368	*
日高線ダミー	0.036	0.029	1.226	
鉄道有無	0.975	0.166	5.872	***
2005年	-0.028	0.005	-5.389	***
2010年	-0.074	0.005	-14.412	***
2015年	-0.146	0.005	-28.140	***
2020年	-0.222	0.005	-42.278	***
Adj. R^2	0.741			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1750.800		2.20E-16	

55－59歳（固定効果）				
説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.030	0.015	-2.046	*
日高線ダミー	0.015	0.026	0.582	
2005年	-0.052	0.005	-11.146	***
2010年	-0.107	0.005	-22.925	***
2015年	-0.178	0.005	-37.951	***
2020年	-0.294	0.005	-62.150	***
Adj. R^2	0.843			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Hausman検定	0.986		0.986	

55－59歳（変量効果）				
説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.944	0.127	46.985	***
廃止ダミー	-0.031	0.015	-2.081	*
日高線ダミー	0.016	0.026	0.598	
鉄道有無	0.931	0.162	5.732	***
2005年	-0.052	0.005	-11.136	***
2010年	-0.107	0.005	-22.902	***
2015年	-0.178	0.005	-37.914	***
2020年	-0.294	0.005	-62.092	***
Adj. R^2	0.848			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2		p値	
Breusch-Pagan検定	1752.500		2.20E-16	

注：＊は５％，＊＊は１％，＊＊＊は0.1%水準で有意であることを表す（表５も同様）。

[4] その上でプーリングモデルとどちらが適切かを判定するためにF検定あるいはBreusch-Pagan検定を行った結果，固定効果モデルあるいは変量効果モデルが採択された。

さて，廃止ダミーが 5 %水準で負で有意となった年齢階級（2000 年時点）は，「0–4 歳」，「5–9 歳」，「50–54 歳」，「55–59 歳」の 4 階級である。廃止ダミーが反映されているのは 2010 年以降であることから，その頃に高校卒業や進学・就職を控える 10 代後半から 20 代前半に差し掛かる年齢階級および高齢者に差し掛かる階級において有意となっていることがわかる。これらの年齢階級においては，自由度修正済み決定係数が比較的高く，おおよそ 6 割～ 8 割強の説明力を持っているものと言える。

一方，「10–14」歳から「45–49 歳」の年齢階級ではいずれのケースでも有意とならなかった。加えて，廃止ダミーがかかる年次において 30 代以上 60 歳未満の年齢階級となる「20–24 歳」から「35–39 歳」の区分では，自由度修正済み決定係数 0.4 を下回っているように総じて低く，他の要因が影響しているものと思われる。

3.2　パターン 2 の分析結果

分析結果は表 4 のとおりである。パターン 2 において，ハウスマン検定及び Breusch-Pagan 検定を行った結果，全てのケースで変量効果モデルが採択された。

概観すると，自由度修正済み決定係数の値はパターン 1 とおおむね同様の傾向を示していることが分かる。その一方で，廃止ダミーが 5 %水準で負で有意となった年齢階級（2000 年時点）は「0–4 歳」，「5–9 歳」，「30–34 歳」とパターン 1 とは若干傾向が異なっている[5]。

また，パターン 2 においては，「5–9 歳」の区分で日高線ダミーが 5 %水準で正で有意となっている[6]。これより，日高本線の不通による影響は，廃止に向けた本格的な協議が 2019 年になったということもあり，他の線区より影響は小さかったことが示唆され，その他の年齢階級では有意とならなかったことから，影響は極めて限定的であったものと思われる。

4．考察

前章で示した分析結果より，パターン 1 ・パターン 2 ともに，年齢階級によってモデルのフィッティングに大きな違いがあることが分かる。説明変数には鉄道の有無と存廃，日高線ダミー（及び時間固定効果を捉える時間ダミー）しか投入していないが，北海道ちほく高原鉄道の廃止の影響を捉えたパターン 1 では，若年層及び高齢者層に差し掛かる層ではかなりの部分を説明できると言える。その一方で，30 歳代～50 歳代にあたる年齢階級においては，公共交通に関する要素は重要なファクターとなっているとは言えないと思われることから，鉄道の有無や存廃といった公共交通に関わる面は，特定の年齢階級に影響を与えるものと思われる。

[5] 参考までに，有意水準を 10%とすると「25–29 歳」，「35–39 歳」，「45–49 歳」，「50–54 歳」でも廃止ダミーが有意となる。
[6] 有意水準を 10%とすると「0–4 歳」も該当する。

表４　分析結果（パターン２）

0-4歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.215	0.075	-2.849	**
日高線ダミー	0.192	0.101	1.902	.
2005年	-0.015	0.014	-1.032	
2010年	-0.058	0.014	-4.105	***
2015年	-0.116	0.014	-8.119	***
2020年	-0.461	0.014	-32.012	***
Adj. R^2	0.592			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.385	0.999		

0-4歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.313	0.136	39.031	***
廃止ダミー	-0.218	0.075	-2.887	**
日高線ダミー	0.194	0.101	1.927	.
鉄道有無	0.991	0.174	5.685	***
2005年	-0.015	0.014	-1.033	
2010年	-0.058	0.014	-4.107	***
2015年	-0.116	0.014	-8.122	***
2020年	-0.461	0.014	-32.032	***
Adj. R^2	0.628			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1726.600	2.20E-16		

5-9歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.262	0.075	-3.487	***
日高線ダミー	0.209	0.100	2.085	*
2005年	-0.035	0.014	-2.496	*
2010年	-0.122	0.014	-8.586	***
2015年	-0.423	0.014	-29.839	***
2020年	-0.548	0.014	-38.187	***
Adj. R^2	0.720			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.368	0.999		

5-9歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.459	0.135	40.577	***
廃止ダミー	-0.265	0.075	-3.525	***
日高線ダミー	0.212	0.100	2.110	*
鉄道有無	0.973	0.172	5.644	***
2005年	-0.035	0.014	-2.498	*
2010年	-0.122	0.014	-8.593	***
2015年	-0.423	0.014	-29.850	***
2020年	-0.548	0.014	-38.212	***
Adj. R^2	0.737			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1726.000	2.20E-16		

10－14歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.087	0.078	-1.110	
日高線ダミー	0.064	0.104	0.614	
2005年	-0.094	0.015	-6.391	***
2010年	-0.474	0.015	-32.195	***
2015年	-0.515	0.015	-34.888	***
2020年	-0.540	0.015	-36.209	***
Adj. R^2	0.718			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.575	0.9968		

10－14歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.616	0.134	41.874	***
廃止ダミー	-0.090	0.078	-1.152	
日高線ダミー	0.067	0.104	0.641	
鉄道有無	0.972	0.172	5.661	***
2005年	-0.094	0.015	-6.395	***
2010年	-0.474	0.015	-32.213	***
2015年	-0.515	0.015	-34.906	***
2020年	-0.540	0.015	-36.226	***
Adj. R^2	0.735			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1720.200	2.20E-16		

15－19歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.072	0.074	-0.977	
日高線ダミー	0.046	0.099	0.462	
2005年	-0.333	0.014	-23.957	***
2010年	-0.456	0.014	-32.774	***
2015年	-0.455	0.014	-32.673	***
2020年	-0.477	0.014	-33.822	***
Adj. R^2	0.626			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.548	0.997		

15－19歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.727	0.135	42.286	***
廃止ダミー	-0.075	0.074	-1.016	
日高線ダミー	0.049	0.099	0.492	
鉄道有無	0.965	0.173	5.562	***
2005年	-0.333	0.014	-23.971	***
2010年	-0.456	0.014	-32.793	***
2015年	-0.455	0.014	-32.690	***
2020年	-0.477	0.014	-33.839	***
Adj. R^2	0.656			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1726.800	2.20E-16		

20－24歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.065	0.054	-1.211	
日高線ダミー	-0.017	0.072	-0.237	
2005年	-0.048	0.010	-4.725	***
2010年	-0.091	0.010	-8.976	***
2015年	-0.100	0.010	-9.839	***
2020年	-0.131	0.010	-12.796	***
Adj. R^2	0.035			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.258	1.000		

20－24歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.585	0.137	40.913	***
廃止ダミー	-0.066	0.054	-1.236	
日高線ダミー	-0.016	0.072	-0.218	
鉄道有無	0.959	0.175	5.481	***
2005年	-0.048	0.010	-4.729	***
2010年	-0.091	0.010	-8.982	***
2015年	-0.100	0.010	-9.844	***
2020年	-0.131	0.010	-12.803	***
Adj. R^2	0.212			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1750.800	2.20E-16		

25－29歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.078	0.046	-1.685	.
日高線ダミー	0.034	0.061	0.547	
2005年	-0.028	0.009	-3.289	**
2010年	-0.071	0.009	-8.145	***
2015年	-0.101	0.009	-11.656	***
2020年	-0.131	0.009	-14.904	***
Adj. R^2	0.128			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.132	1.000		

25－29歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.692	0.137	41.439	***
廃止ダミー	-0.078	0.046	-1.704	.
日高線ダミー	0.034	0.061	0.560	
鉄道有無	0.957	0.176	5.430	***
2005年	-0.028	0.009	-3.291	***
2010年	-0.071	0.009	-8.152	***
2015年	-0.101	0.009	-11.665	***
2020年	-0.131	0.009	-14.914	***
Adj. R^2	0.275			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1758.800	2.20E-16		

30－34歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.085	0.037	-2.315	*
日高線ダミー	0.052	0.049	1.061	
2005年	-0.037	0.007	-5.363	***
2010年	-0.076	0.007	-11.018	***
2015年	-0.093	0.007	-13.444	***
2020年	-0.123	0.007	-17.562	***
Adj. R^2	0.202			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.151	0.999		

30－34歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.633	0.135	41.711	***
廃止ダミー	-0.085	0.037	-2.333	*
日高線ダミー	0.052	0.049	1.073	
鉄道有無	0.951	0.173	5.487	***
2005年	-0.037	0.007	-5.367	***
2010年	-0.076	0.007	-11.025	***
2015年	-0.093	0.007	-13.453	***
2020年	-0.123	0.007	-17.572	***
Adj. R^2	0.327			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1763.800	2.20E-16		

35－39歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.054	0.028	-1.939	.
日高線ダミー	0.021	0.037	0.565	
2005年	-0.039	0.005	-7.398	***
2010年	-0.066	0.005	-12.591	***
2015年	-0.082	0.005	-15.612	***
2020年	-0.112	0.005	-21.046	***
Adj. R^2	0.292			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.099	1.000		

35－39歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.702	0.131	43.675	***
廃止ダミー	-0.054	0.028	-1.954	.
日高線ダミー	0.021	0.037	0.573	
鉄道有無	0.946	0.168	5.643	***
2005年	-0.039	0.005	-7.403	***
2010年	-0.066	0.005	-12.600	***
2015年	-0.082	0.005	-15.622	***
2020年	-0.112	0.005	-21.059	***
Adj. R^2	0.393			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1768.400	2.20E-16		

40－44歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.034	0.027	-1.234	
日高線ダミー	0.025	0.036	0.696	
2005年	-0.030	0.005	-5.793	***
2010年	-0.054	0.005	-10.533	***
2015年	-0.073	0.005	-14.231	***
2020年	-0.130	0.005	-24.927	***
Adj. R^2	0.382			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.111	1.000		

40－44歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.790	0.127	45.510	***
廃止ダミー	-0.034	0.027	-1.248	
日高線ダミー	0.026	0.036	0.705	
鉄道有無	0.917	0.163	5.618	***
2005年	-0.030	0.005	-5.797	***
2010年	-0.054	0.005	-10.540	***
2015年	-0.073	0.005	-14.240	***
2020年	-0.130	0.005	-24.943	***
Adj. R^2	0.461			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1768.000	2.20E-16		

45－49歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.043	0.024	-1.805	.
日高線ダミー	0.016	0.031	0.507	
2005年	-0.019	0.004	-4.364	***
2010年	-0.049	0.004	-11.007	***
2015年	-0.081	0.004	-18.269	***
2020年	-0.139	0.004	-30.850	***
Adj. R^2	0.545			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.063	1.000		

45－49歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	6.011	0.128	46.972	***
廃止ダミー	-0.043	0.024	-1.817	.
日高線ダミー	0.016	0.031	0.514	
鉄道有無	0.928	0.164	5.650	***
2005年	-0.019	0.004	-4.368	***
2010年	-0.049	0.004	-11.015	***
2015年	-0.081	0.004	-18.283	***
2020年	-0.139	0.004	-30.873	***
Adj. R^2	0.589			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1770.800	2.20E-16		

50－54歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	-0.048	0.027	-1.743	.
日高線ダミー	0.045	0.037	1.245	
2005年	-0.028	0.005	-5.385	***
2010年	-0.076	0.005	-14.668	***
2015年	-0.147	0.005	-28.475	***
2020年	-0.223	0.005	-42.684	***
Adj. R^2	0.723			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.086	1.000		

50－54歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	6.004	0.130	46.107	***
廃止ダミー	-0.048	0.027	-1.756	.
日高線ダミー	0.046	0.036	1.253	
鉄道有無	0.974	0.167	5.825	***
2005年	-0.028	0.005	-5.389	***
2010年	-0.076	0.005	-14.679	***
2015年	-0.147	0.005	-28.495	***
2020年	-0.223	0.005	-42.714	***
Adj. R^2	0.741			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1768.900	2.20E-16		

55－59歳（固定効果）

説明変数	係数	標準誤差	t値	
廃止ダミー	0.006	0.025	0.247	
日高線ダミー	-0.020	0.033	-0.602	
2005年	-0.052	0.005	-11.113	***
2010年	-0.108	0.005	-23.130	***
2015年	-0.179	0.005	-38.333	***
2020年	-0.296	0.005	-62.663	***
Adj. R^2	0.842			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Hausman検定	0.088	1.000		

55－59歳（変量効果）

説明変数	係数	標準誤差	z値	
定数項	5.944	0.127	46.684	***
廃止ダミー	0.006	0.025	0.236	
日高線ダミー	-0.020	0.033	-0.597	
鉄道有無	0.929	0.163	5.687	***
2005年	-0.052	0.005	-11.121	***
2010年	-0.108	0.005	-23.146	***
2015年	-0.179	0.005	-38.359	***
2020年	-0.296	0.005	-62.704	***
Adj. R^2	0.848			
観測値数	890			
計測期間	2000-2020			
	χ^2	p値		
Breusch-Pagan検定	1769.500	2.20E-16		

両パターンにおいて，「0-4 歳」，「5-9 歳」が共通して「廃止ダミー」が 5 %水準で負で有意となった年齢階級であることから，こうした若年層には廃止の影響が出ている可能性が非常に高いものと思われる。進学・就職のタイミングに差し掛かるタイミングでの年ダミーの推計値が（絶対値で）大きく出ているにもかかわらず，更に廃止ダミーが有意になっていることを踏まえると，鉄道の廃止が若年層の人口流出を促している可能性が示唆されている。鉄道廃止による公共交通の利便性の低下が，その要因として考えられるが，運転免許を取得することができる年齢にも差し掛かっていることを踏まえると，公共交通の利便性の低下が大きな影響にはならないという見方もできる。実際に，他の多くの年齢階級では廃止ダミーが 5 %水準で有意な結果になっていない。他の地域に移動する可能性の高い人生のターニングポイントで鉄道が廃止され，その影響が出ているということは，移動手段の利便性低下というよりも，鉄道の廃止が地域衰退の負のシンボルとして捉えられ，進学・就職のタイミングでさらに人口流出を招いている可能性も考えられるのではないだろうか。

5．結びにかえて

本研究では北海道を事例に，近年の鉄道廃止が人口に与える影響を年齢階級に着目して分析した。分析対象路線は，江差線・木古内～江差間，留萌本線・留萌～増毛間及び，日高本線・鵡川～様似間をベースに，北海道ちほく高原鉄道ふるさと銀河線を追加したパターンと追加していないパターンの 2 種類用意し，札幌市を除く北海道内 178 市町村のパネルデータを構築した上でデータ分析を行った。

ふるさと銀河線を含めたパターン 1 と含めていないパターン 2 では，廃止の影響が見られた年齢階級に差異があるものの，2000 年基準での年齢階級が「0-4 歳」「5-9 歳」の 2 区分では共通して廃止の影響が有意に見られた。その一方で，多くの年齢階級では廃止の影響が見られたとはいえなかったことから，若年層に限定して廃止の影響が人口流出という形で生じている可能性が示唆された。

自動車等の運転免許が取得できる年齢と鉄道の廃止がおおよそ同時期に訪れていること，他の年齢階級では廃止の影響が大きく表れていないことを踏まえると，移動手段の利便性低下というよりも，鉄道の廃止が地域衰退の負のシンボルとして捉えられ，進学・就職のタイミングでさらに人口流出を招いている可能性が考えられる。

本研究は，北海道を事例に鉄道廃止の影響を分析し，鉄道の廃止が若年層の人口流出に拍車をかけていた可能性があることを明らかにした。ここからも分かるように，北海道の事例においては，鉄道廃止の影響は年齢階級別に着目した限りは限定的であると指摘できる。尤も，近年の JR 北海道において廃止が検討されるようになる輸送密度の基準は，国鉄時代の特定地方交通線と比較して大幅に低下していることを踏まえると[7]，廃止の検討がなされている路線は鉄道を存続する意義が相当低いと認定された路線であると考えられることから，効果が限定的

であったことも頷ける。しかし，本研究の結果より，鉄道の廃止は当該地域からの若者の更なる減少に繋がる可能性があることから，将来的な地域の在り方についても併せて考えていく必要があろう。

最後に今後の課題について述べる。本研究ではマクロ的に捉えた形でデータ分析を行ったことから個々の詳細な鉄道廃止後の影響については捉えることができなかった。また，市町村単位でデータを構築したことから，駅勢圏を考慮した分析もできていない。より詳細なデータ分析ならびにそれを補完する事例調査を行うことで，鉄道廃止の影響が地域に現れたかどうか，さらに具体的に捉えていく必要があると考える。

【参考文献】

浅妻裕（2021）「鉄道路線存廃と人口推移の関係についての試論」，『開発論集』第 107 号，pp.1–13。

板谷和也（2014）「鉄道存廃に関わる経営指標と地域評価」，地域政策研究プロジェクト編『鉄道と地域発展』，pp.128–153，勁草書房。

坂本淳・山岡俊一（2017）「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』第 52 巻第 3 号，pp.270–276。

松中亮治・大庭哲治・植村洋史（2020）「地方鉄道の存廃と駅勢圏における年齢階級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）』第 75 巻第 6 号，pp.239–247。

三寺潤・小塚みすず・本多義明（2008）「積雪・過疎地域における地方鉄道の役割に関する研究：トレンドサーチによる特性の把握」，『日本雪工学会誌』，第 24 巻，第 2 号，pp.131–138。

宮崎耕輔・高山純一（2012）「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」，『農村計画学会誌』，第 31 号，pp.387–392。

[7] バス転換が適当とする特定地方交通線への認定に際して用いられた旅客輸送密度の基準は 4000 人未満であった。