

九州新幹線の開業が沿線人口に及ぼした効果*

平 松 燈
米 田 耕 士

要 約

2011年3月、九州新幹線博多・鹿児島中央間（以下、九州新幹線）が全線開通した。本論文では、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口に及ぼした効果を分析する。本論文の分析では、「国勢調査」のほか、国土交通省が提供する地理情報システム（GIS）データ「国土地理情報」を利用した。まずは、市町村固有効果および時点固有効果のほか、新幹線以外の鉄道へのアクセスや地形的要因等をコントロールの上、difference-in-differenc 推定を行った。その結果、九州新幹線全線開業により新たに新幹線へのアクセスを得た市町村では、2010年と2015年間の人口変化率が有意に高いことが示された。この結果は、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口増加をもたらした（あるいは人口減少を抑えた）ことを示唆する。

しかし、人口に影響を及ぼす要因のうち、time-varying かつ観察不能な要因が、新幹線駅の立地と相関を持つ場合、OLSによる difference-in-differenc 推定の結果はバイアスを含むものとなる。その場合、仮に人口変化率が相対的に高い市町村に集中して新幹線駅が立地するならば、OLSによる推定結果に上方バイアスが生じ、新幹線開業による人口増加の効果が過大評価される可能性がある。そのため、本論文では、操作変数を利用した分析も行ったが、こうしたバイアスの存在は認められなかった。

1. はじめに

2011年3月、九州新幹線博多・鹿児島中央間（以下、九州新幹線）が全線開業した。本論文では、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口に与えた効果の計測を試みる。

* 本研究はJSPS科研費JP17K02150の助成を受けたものである。また、本論文は、2016年度日本応用経済学会秋季大会での発表論文を大幅に加筆修正したものである。同大会において、討論者の下山朗氏をはじめ、セッション参加者の先生方から多数の有益なコメントを頂戴した。当然ながら、本論文に残されているかもしれない誤りは、すべて筆者に帰するものである。

鉄道の建設ルートはランダムに決定される訳ではないため、鉄道の開業が沿線地域の人口や経済活動に及ぼす効果を定量的に評価することは難しい課題とされてきた。この問題を解決するひとつの方法として、difference-in-differences法と操作変数法による分析が、いくつかの研究で用いられてきた (Atack et al. [2010]、Berger and Enfl [2017]、Mayer and Trevien [2015])。¹⁾

Atack et al. (2010) は、1850年代における米国中西部での鉄道の開業が、沿線地域の人口と「都市化」に及ぼした影響を分析している。彼らの研究では、郡レベルのパネルデータを用いて分析が行われている。分析の結果、鉄道が人口に及ぼす影響については、小さいながらもプラスの効果が認められたとされる。さらに、鉄道が「都市化」に及ぼす影響については、大きなプラスの効果が確認され、中西部地域における南北戦争以前の「都市化」の進展の大半が鉄道網の拡大に起因するものと示唆されたとされる。

Berger and Enfl (2017) は、スウェーデンにおいて1855年から1870年間の鉄道開業が都市の成長に及ぼした影響を分析している。彼らの研究では、短期と長期の効果を区別して分析が行われており、短期の効果については、difference-in-differences法と操作変数法による推定が行われている。それらの分析では、1855年から1870年間の鉄道の開業が沿線都市の人口に対して、プラスの効果を持っていたことが示される。

Mayer and Trevien (2015) は、パリ近郊の地域急行鉄道網 (RER: Regional Express Rail) における1970年から2000年間の路線延長と新線開業が沿線市町村 (municipalities) の雇用や人口に及ぼした効果を分析している。分析の結果、新たに鉄道網に接続された市町村では、既存の郊外鉄道網に接続された市町村と比較して雇用の増加が大きいことが明らかにされている。一方、人口については、鉄道網の延長や新線開業による効果は確認されなかったとされる。

以上の先行研究と同様に、本論文では、difference-in-difference法と操作変数法を用いて、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口に及ぼした効果を分析する。

九州新幹線の開業が沿線人口に及ぼした影響については、近藤 (2017) において、difference-in-differences法による分析が行なわれ、九州新幹線の全線開業が人口に対してプラスの効果を持っていたことが明らかにされている。また、このプラスの効果は、九州新幹線の起点である博多駅からの距離が遠くなるほど、小さくなることが明らかにされている²⁾。こう

1) これらのほか、鉄道の開業が沿線地域の経済活動や不動産価格に及ぼす影響について difference-in-difference法を用いて分析している研究として、たとえば、Dube, Theriault, and Des Rosiers (2013)、Dube et al. (2014)、Tang (2014)、Albalade and Fageda (2016) があげられる。

2) 近藤 (2017) では、このほか、九州新幹線の開業が沿線自治体の税収や地価に及ぼした効果についても分析が行われている。九州新幹線の開業が税収に及ぼした効果については、Yoshino and Abidhadjaev (2016) においても、difference-in-difference法を用いた分析が行われている。

した九州新幹線の開業に関する先行研究と比較しての本論文の特徴は、操作変数を用いた分析を行っていることのほか、difference-in-differences 推定において、人口に影響を及ぼすと考えられる他の要因のコントロールを加えていることがあげられる。

また、Hiramatsu and Yoneda (2018) では、九州新幹線の開業が生産年齢人口に及ぼす効果を計測している。その結果、OLS による difference-in-difference 推定と操作変数を用いた推定の両方において、九州新幹線の開業が沿線市町村の生産年齢人口に対してプラスの効果を持っていたことが示されている。本論文では、これと同様の方法を用いて、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口総数に及ぼした影響を明らかにする。

本論文の構成は次のとおりである。2 節では、分析で使用するデータについて説明し、3 節では、分析の方法について説明する。4 節では、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口に及ぼした効果についての分析結果を示す。最後に 5 節で本論文の結論と今後の課題について述べる。

2. 利用データ

本論文の分析では、総務省「国勢調査」から作成した市町村別人口パネルデータを用いる。国勢調査は 5 年ごとに実施され、調査年の 10 月 1 日現在の状況が明らかにされる。ここでは、九州新幹線が全線開通した 2011 年の前後での変化を比較するため、2005 年、2010 年、および 2015 年の「国勢調査」の集計結果を利用する³⁾。

本論文では、九州新幹線全線開業により新たに新幹線へのアクセスを得た市町村をトリートメント・グループとし、それ以外の市町村をコントロール・グループとする difference-in-differences 分析を行う。この分析は、人口に影響を及ぼす観察不能な要因に関して、トリートメント・グループとコントロール・グループの間で大きな差がないことを前提とする。そのため、分析に用いるデータは九州 7 県の市町村のものに限定する。

分析対象期間である 2005 年から 2015 年の間には、多くの市町村において統廃合が実施された。そのため、パネルデータの作成にあたっては、統合前のデータを統合後の市町村単位で再集計した。その結果、パネル数は 233 市町村となった。

鉄道路線および地形に関するデータについては、国土交通省が提供する GIS データ「国土数値情報」を利用する。「国土数値情報」からは、新幹線駅の緯度・経度に関するデータのほか、

3) 2011 年の前後にあたる 2010 年および 2015 年のデータに加えて、2005 年のデータを分析に利用する理由は、開業前の各市町村の人口変化率を分析結果に反映させるためである。Atack et al. (2010) や Berger and Enfl (2017) においても、開業前 2 時点と開業後 1 時点のデータが分析に使用されている。

それ以外の鉄道駅の緯度・経度、および海岸線に関するデータを利用する。これらのデータを加工し、九州新幹線開業により新たに設置された新幹線駅から10km圏内に位置する市町村で1をとるダミー変数を作成する⁴⁾。また、それ以外の鉄道駅を有する市町村ダミー、および海岸線を有する市町村ダミーを作成する。GISデータの加工には、GISソフトウェアQGISを使用した。

表1 記述統計

変数	2005年		2010年		2015年	
	Mean	S.D.	Mean	S.D.	Mean	S.D.
対数人口	10.093	1.231	10.055	1.251	10.008	1.271
HSR × Post	0	0	0	0	0.197	0.399
県庁所在地	0.030	0.171	0.030	0.171	0.030	0.171
海岸線を有する市町村	0.511	0.501	0.511	0.501	0.511	0.501
他の鉄道駅を有する市町村	0.631	0.484	0.631	0.484	0.631	0.484

変数	HSR = 1			HSR = 0		
	Obs	Mean	S.D.	Obs	Mean	S.D.
対数人口	138	10.523	1.051	561	9.936	1.269
県庁所在地	138	0.043	0.205	561	0.027	0.161
海岸線を有する市町村	138	0.413	0.494	561	0.535	0.499
他の鉄道駅を有する市町村	138	0.696	0.462	561	0.615	0.487

(注) HSRは、九州新幹線の駅から10km圏内に位置する市町村で1をとるダミー変数、Postは九州新幹線が全線開通した2011年以降で1をとるダミー変数である。

分析に用いるデータの記述統計は表1に示される。この表によると、九州新幹線開業により新幹線ネットワークへのアクセスを新たに得た市町村は全体の19.7%である。人口については、各年の全市町村平均を比較すると、2005年から2015年の間に約8%の減少がみられる(加重平均ではないため、九州7県全体の人口減少率とは一致しない)。また、全市町村のうち、県庁所在地の割合は3.0%、海岸線を有する割合は51.1%、新幹線以外の他の鉄道駅を有する割合は63.1%となっている。

新幹線へのアクセスを新たに得た市町村とそれ以外の市町村で比較を行うと、県庁所在地の

4) 新幹線駅から5、10、15、20km圏内の市町村をトリートメント・グループとして、difference-in-differences推定を行ったところ、10km圏内の市町村をトリートメント・グループとした場合に、difference-in-differences効果の推定値が最も大きくなった。そのため、新幹線駅から10km圏内の市町村をトリートメント・グループとした。

割合は前者の方が高くなっている。人口の平均値と他の鉄道駅を有する割合は、新幹線アクセスを得た市町村の方がやや高く、反対に、海岸線を有する割合は、それ以外の市町村の方がやや高くなっている。

3. 分析方法

3.1 Difference-in-differences 分析

九州新幹線開業が沿線市町村の人口に与えた影響を明らかにするため、本論文では、九州新幹線全線開業により新たに新幹線ネットワークへのアクセスを得た市町村をトリートメント・グループとし、それ以外の市町村をコントロール・グループとする difference-in-differences 分析を行う。本論文では、2005年、2010年、および2015年の市町村レベルのパネルデータを用いて(1)式を推定する。

$$\ln P_{ijt} = \alpha_i + \theta_j + \lambda_t + \delta(HSR_i \times Post_t) + \mathbf{Z}'_{it}\beta_i + u_{ijt} \quad (1)$$

ここで P_{ijt} は都道府県 j に位置する市町村 i の t 年における人口を表す。 HSR_i は九州新幹線全線開業により新たに新幹線へのアクセスを得た市町村で1をとるダミー変数であり、 $Post_t$ は九州新幹線が全線開業した2011年以降で1をとるダミー変数である⁵⁾。市町村固有効果 α_i は、人口に影響を及ぼす観察不能な要因のうち、time-invariant かつ市町村に固有の要因の効果をとらえる。 λ_t は時点固有効果であり、 θ_j は都道府県×時点固有効果である。また、県庁所在地の市町村、海岸線に面した市町村、および新幹線以外の鉄道駅を有する市町村では、他と比較して人口の変化が異なる可能性がある。そのため、 \mathbf{Z}_{it} には県庁所在地で1をとるダミー変数と年ダミーの交差項、海岸線を有する場合に1をとるダミー変数と年ダミーの交差項、および新幹線以外の鉄道駅を有する場合に1をとるダミー変数と年ダミーの交差項を含む。

この分析において、 δ の推定値を新幹線開業の政策効果と解釈することができるのは、人口に影響を及ぼす要因のうち、観察不能かつ time-varying な要因に関して、トリートメント・グループとコントロール・グループの間で差がない場合に限られる。仮に、観察不能かつ time-

5) 九州新幹線博多・鹿児島中央間のうち、新八代・鹿児島中央間は2004年3月に先行開業した。しかし、全線開業前までは、この先行開業区間は、全国的な新幹線ネットワークに接続されておらず、限定された地域内での輸送機能しか持たない状態であった。そのため、先行開業区間についても、他の区間と同様に扱うこととし、2011年の全線開業の前後での比較を行っている。近藤(2017)では、新八代・鹿児島中央間の先行開業が人口等に及ぼした効果についても分析が行われているが、有意な効果は認められなかったとされる。

varying な要因と新幹線駅の立地との間に相関があるならば、すなわち $cov(HSR_{ijt}, u_{ijt} | a_i, \theta_{jt}, \lambda_t, Z_{it}) \neq 0$ であるならば、OLS による δ の推定値はバイアスを持つ。具体的には、地方経済の振興を目的として、人口成長率が相対的に低い地域に新幹線が建設されたのであれば、 δ の推定値に下方バイアスが生じる可能性がある。他方、開業後の需要を重視して、人口成長率が相対的に高い地域に新幹線が建設されたのであれば、 δ の推定値に上方バイアスが生じる可能性がある。こうした問題への解決策として、本論文では、さらに操作変数法による分析を行う。

3.2 操作変数法による分析

一般的に鉄道のルートは主要都市間を結ぶ形で計画されるため、地理的にそれらの都市間に位置する市町村は外生的に鉄道へのアクセスを得ることになる。本論文で用いる操作変数は、このことを利用するものである。また、主要都市間を最短距離で接続するルートは、それらの都市を直線で結ぶルートとなる。

本論文では、福岡市、熊本市、および鹿児島市を九州新幹線の沿線主要都市とみなす。福岡市と鹿児島市を沿線主要都市とするのは、1972年の運輸省告示第243号において、九州新幹線が、福岡市を起点とし鹿児島市を終点とする路線として告示されたからである。また、熊本市を沿線主要都市に含めるのは、その後の1973年の運輸省告示第466号において、熊本市が九州横断新幹線の終点として告示されたことが理由である。

具体的には、次の手順で操作変数に用いる変数を作成する。まず、GISソフトウェアを使用して、福岡市、熊本市、鹿児島市の主要3都市を直線で結ぶルートを作図する(図1)⁶⁾。その上で、この直線ルート上に位置する市町村であり、かつ主要3都市以外の市町村である場合に1をとるダミー変数を作成する。

本論文では、これを操作変数に用いて、2段階最小二乗法による推定を行う。1段階目と2段階目の推定式は、それぞれ次のとおりである。

$$R_{it} = \zeta_i + \zeta_{jt} + \phi_t + \psi(L_i \times Post_t) + \mathbf{Z}'_{it} \gamma_i + v_{ijt} \quad (2)$$

$$\ln P_{ijt} = a_i + \theta_{jt} + \lambda_t + \delta \hat{R}_{it} + \mathbf{Z}'_{it} \beta_i + u_{ijt} \quad (3)$$

1段階目の推定式の被説明変数である R_{it} は、九州新幹線全線開業により新幹線へのアクセスを新たに得た市町村で1をとるダミー変数および九州新幹線が全線開業した2011年以降で

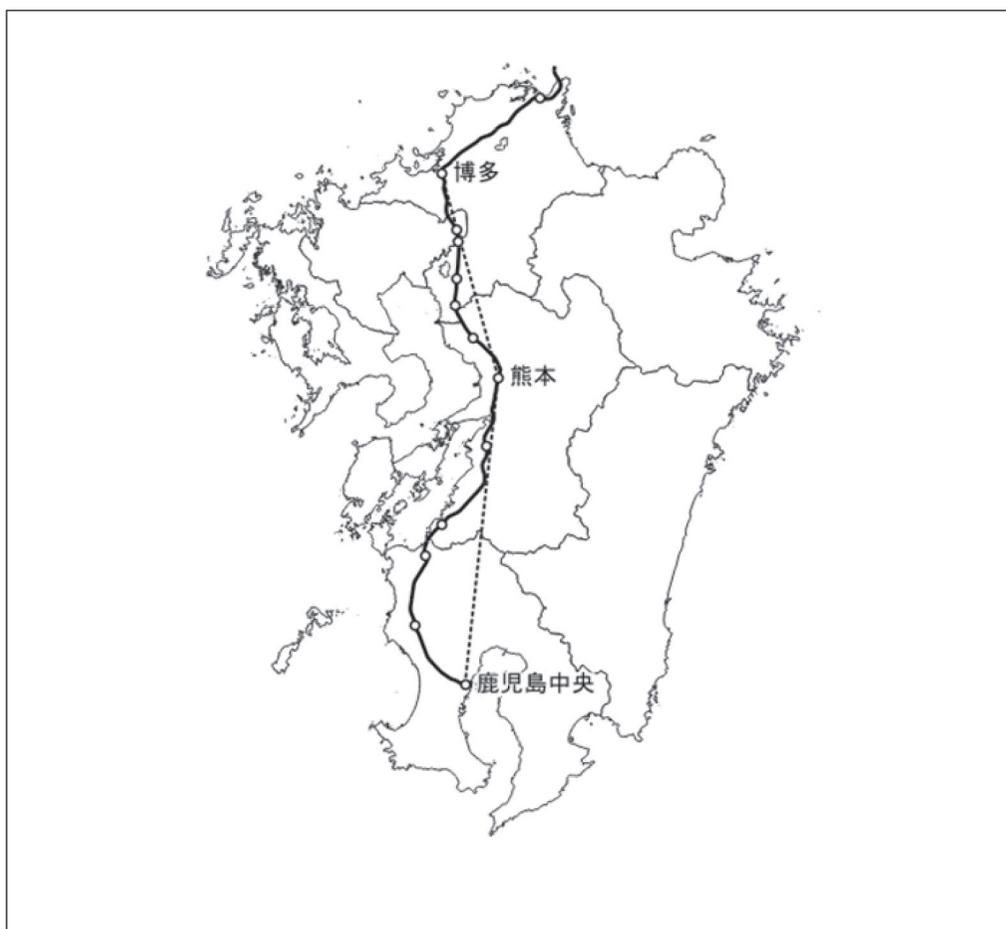
6) 各主要都市の実際の新幹線駅の中心の緯度・経度を求め、これを直線の端点に使用した。実際の新幹線駅の緯度・経度を使用したのは、主要都市の新幹線駅は在来線駅に併設される形で建設されることが多いためである。

九州新幹線の開業が沿線人口に及ぼした効果

1をとるダミー変数の交差項 ($HSR_i \times Post_t$) となる。 L_i は操作変数であり、 $Post_t$ は2011年以降で1をとるダミー変数である。 ζ_i と a_i は市町村固有効果、 ξ_{jt} と θ_{jt} は都道府県×時点固有効果、 ϕ_t と λ_t は時点固有効果、そして \mathbf{Z}_{it} はその他のコントロール変数のベクトルである。

この推定において、操作変数 L_i は2段階目の推定式の誤差項 u_{ijt} と無相関であり、かつ内生変数である R_{it} と強い相関を持つ必要があるが、後述のとおり、いずれの点についても問題は認められなかった。

図1 九州新幹線博多・鹿児島中央間のルート



(出所) 国土交通省「国土数値情報」、および国土地理院「数値地図(国土基本情報)」より、QGISを使用して筆者作成。

4. 分析結果

表2はOLSによる(1)式の推定結果である。この表によると、九州新幹線全線開業により新幹線へのアクセスを新たに得た市町村では、2010年から2015年にかけての人口変化率が相対的に高くなっており、この差は統計的にも有意である。推定結果(1)では、HSR × Postの係数は0.036となっており、新幹線へのアクセスを新たに得た市町村では、人口変化率が3.6ポイント高いことが示される。

推定結果(2)は、県庁所在地の市町村、海岸線に面した市町村、および他の鉄道駅を有する市町村に固有の人口変化要因をコントロールしたものである。推定結果(3)は、それに加えて、各県に固有の人口変化要因を考慮に入れたものである。これらの追加のコントロール変数を含む推定結果では、HSR × Postの係数は、やや小さくなる。このことは、相対的に高い人口変化率を元々持つ市町村に新幹線駅が建設される傾向があることを示唆している。

推定結果(4)～(6)は、後の分析で操作変数として用いる変数(Straight line × Post)を説明変数に加えたものである。これらのいずれの推定結果においても、Straight line × Postの係数は有意ではなく、操作変数の外生性に関して問題は認められない。また、この変数の有無により他の説明変数の係数が大きく変化することもない。

表2 新幹線開業が市町村の人口に及ぼす効果(最小二乗法による推定結果)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
HSR × Post	0.036*** (0.010)	0.031*** (0.010)	0.030*** (0.011)	0.037*** (0.013)	0.030** (0.013)	0.029** (0.014)
Straight line × Post				-0.002 (0.020)	0.003 (0.019)	0.003 (0.018)
市町村ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
都道府県×年ダミー	No	No	Yes	No	No	Yes
追加のコントロール変数	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
サンプル数	699	699	699	699	699	699
決定係数	0.489	0.551	0.581	0.489	0.551	0.581
パネル数	233	233	233	233	233	233

(注) *、**、*** は、それぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを示す。括弧内は、クラスター・ロバスト標準誤差(市町村レベルでクラスター化を行っている)。追加のコントロール変数には、県庁所在地ダミーと年ダミーの交差項、海岸線を有する市町村ダミーと年ダミーの交差項、他の鉄道駅を有する市町村ダミーと年ダミーの交差項が含まれる。

九州新幹線の開業が沿線人口に及ぼした効果

表3 新幹線開業が市町村の人口に及ぼす効果（2段階最小二乗法による推定結果）

	(1)	(2)	(3)
【1段階目の推定結果（被説明変数：HSR × Post）】			
Straight line × Post	0.685*** (0.074)	0.683*** (0.077)	0.603*** (0.080)
【2段階目の推定結果（被説明変数：対数人口）】			
HSR × Post	0.034 (0.021)	0.034* (0.020)	0.034 (0.021)
市町村ダミー	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes
都道府県 × 年ダミー	No	No	Yes
追加のコントロール変数	No	Yes	Yes
サンプル数	699	699	699
パネル数	233	233	233
Cragg-Donald F statistic	157.28	153.38	124.39
内生性検定 Chi-sq(1)	0.010	0.026	0.029

(注) *、**、*** は、それぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを示す。括弧内は、不均一分散頑健標準誤差。追加のコントロール変数には、県庁所在地ダミーと年ダミーの交差項、海岸線を有する市町村ダミーと年ダミーの交差項、他の鉄道駅を有する市町村ダミーと年ダミーの交差項が含まれる。内生性検定では、「HSR × Post が外生変数である」という帰無仮説を検定している。

表3は操作変数法（2段階最小二乗法）による推定結果である。操作変数は、沿線主要都市を結ぶ直線上に位置する市町村で1をとるダミー変数（Straight line）と2011年以降で1をとるダミー変数（Post）の交差項である。この表の上段は1段階目の推定結果であり、新幹線アクセスの新規獲得に対して操作変数が強い説明力を持つことが示される。また、いずれの推計においてもCragg-Donald統計量は十分に大きい値を示している⁷⁾。したがって、操作変数の弱相関性に関して問題は認められない。

表3の下段は、新幹線アクセスの新規獲得が人口に及ぼす効果について、操作変数を用いて推定した結果である。この表によると、HSR × Postの係数の大きさは、表2のOLSによる推定結果のものとはほぼ同じである。ただし、係数の有意性については、推定結果(2)においてのみ10%水準で有意である。また、表3では内生性検定を行っているが、これは「HSR × Postが外生変数である」という帰無仮説を検定している。この帰無仮説は、いずれの推定結果にお

7) Stock and Yogo (2005) にしたがうと、表3のケースでは、Cragg-Donald統計量が約16.38以上であれば、操作変数が弱相関であるという帰無仮説を棄却できる（10% maximal IV sizeの場合）。

いても棄却されず、HSRは内生性を持つとはいえない。したがって、OLSによる推定結果において内生性によるバイアスが生じているとはいえないため、ここでは表2の推定結果が採択される。

なお、Hiramatsu and Yoneda (2018)では、市町村の人口総数ではなく、生産年齢人口を被説明変数として、本論文と同様の分析を行った。その結果、HSR × Postの係数は、本論文におけるものより大きいものが得られ(0.043 ~ 0.055)、また、操作変数を用いた推定でも、HSR × Postの係数は5%水準で有意であった。こうした結果の違いは、Mayer and Trevien (2015)でも指摘されているように、人口総数よりも就業者数の方が、鉄道路線の開業に対して、より敏感に反応するというを示唆している。

5. おわりに

本論文では、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口に及ぼした効果を計測しようとした。まずは、市町村固有効果、時点固有効果のほか、県別の人口変化の差、県庁所在地とそれ以外の市町村での人口変化の差、地形的要因による人口変化の差、および新幹線以外の鉄道駅の有無による人口変化の差をコントロールした上で、difference-in-differences効果の推定を行った。その結果、2011年の九州新幹線全線開業により新幹線ネットワークへのアクセスを新たに得た市町村では、2010年と2015年の間の人口変化率が有意に高いことが示された。

また、人口に影響を及ぼす要因のうち、time-varyingかつ観察不能な要因が、新幹線駅の立地と相関を持つ場合、OLSによるdifference-in-differenc推定の結果はバイアスを含むものとなる。その場合、仮に人口変化率が相対的に高い市町村に新幹線駅が立地するならば、OLSによる推定結果に上方バイアスが生じ、新幹線開業による人口増加の効果が過大評価される可能性がある。そのため、本論文では、操作変数を用いた推定も行ったが、その結果、こうしたバイアスの存在は認められなかった。

以上のように、本論文の分析では、九州新幹線の開業が沿線市町村の人口増加をもたらした(あるいは人口減少を抑えた)ことが示唆された。しかし、これは、沿線市町村において人口の流出が減少したことによるものなのか、あるいは、他の市町村から沿線市町村への人口の流入が増加したことによるものなのかは不明である。この点については、今後の研究において明らかにしたい。

参考文献

- Albalade, Daniel and Xavier Fageda (2016) “High Speed Rail and Tourism: Empirical Evidence from Spain,” *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 85 (0), 174-85.
- Attack, Jeremy, Fred Bateman, Michael Haines, and Robert A. Margo (2010) “Did Railroads Induce or Follow Economic Growth? Urbanization and Population Growth in the American Midwest, 1850-1860,” *Social Science History*, 34 (2), 171-197.
- Berger, Thor and Kerstin Enflo (2017) “Locomotives of local growth: The short- and long-term impact of railroads in Sweden,” *Journal of Urban Economics*, 98 (0), 124-138.
- Dube, Jean, Diego Legros, Marius Theriault, and Francois Des Rosiers (2014) “A Spatial Difference-in-Differences Estimator to Evaluate the Effect of Change in Public Mass Transit Systems on House Prices,” *Transportation Research Part B: Methodological*, 64 (0), 24-40.
- Dube, Jean, Marius Theriault, and Francois Des Rosiers (2013) “Commuter Rail Accessibility and House Values: The Case of the Montreal South Shore, Canada, 1992-2009,” *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 54 (0), 49-66.
- Mayer, Thierry and Corentin Trevien (2015) “The Impacts of Urban Public Transportation: Evidence from the Paris Region,” CEPR Discussion Paper, DP10494.
- Hiramatsu, Tomoru and Koji Yoneda (2018) “Short-term Impact of High Speed Rail on the Working-age Population: Evidence from Kyushu Shinkansen in Japan,” (to be submitted).
- 近藤春生 (2017) 「交通インフラの地域経済効果」『国民経済雑誌』 215 (1), 19-34.
- Stock, James H. and Motohiro Yogo (2005) “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression,” in Andrews, D.W.K. and J.H. Stock (eds) *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, 80-108.
- Tang, John P. (2014) “Railroad Expansion and Industrialization: Evidence from Meiji Japan,” *Journal of Economic History*, 74 (3), 863-86.
- Yoshino, Naoyuki and Umid Abidhadjaev (2016) “Impact of Infrastructure Investment on Tax: Estimating Spillover Effects of the Kyushu High-Speed Rail Line in Japan on Regional Tax Revenue,” ADBI Working Paper Series, No. 574.

Summary

Impact of New High-speed Rail on Population in the Kyushu Region of Japan

In 2011, a new high-speed rail (HSR) network began operating in the Kyushu region of Japan. This study aims to measure the impact of the new HSR on city/town populations. The analysis uses balanced panel data from Japanese population census and geographic information system databases. First, we estimate the difference-in-differences model, where we control for city/town fixed, year fixed, and prefecture-by-year fixed effects, prefectural capitals, topographical factors, and access to other railways. The results show that the percentage of population change between 2010 and 2015 is higher in cities/towns that gained new access to the HSR network. This suggests that the new high-speed rail network had a positive effect on city/town populations.

However, if obtaining access to the HSR is correlated with unobservable and time-varying factors that affect population, the OLS estimate of the difference-in-differences effect is biased due to endogeneity. For instance, if the new HSR stations are located at cities where the population growth is higher due to unobservable factors, the OLS estimate of the difference-in-differences effect is upward biased. To address this issue, we use an instrumental variable approach, and we find no evidence that the OLS estimate is biased due to endogeneity.