

地域間異質性に着目した 高速道路ネットワーク整備の因果効果の推定

足立 理子¹・石川 遼²・井上 隆太郎³・織田澤 利守⁴

¹学生会員 神戸大学大学院 工学研究科市民工学専攻 (〒 657-8501 神戸市灘区六甲台町 1-1)

E-mail: 219t102t@stu.kobe-u.ac.jp (Corresponding Author)

²学生会員 神戸大学大学院 工学研究科市民工学専攻 (同上)

E-mail: 201t104t@stu.kobe-u.ac.jp

³学生会員 神戸大学大学院 工学研究科市民工学専攻 (同上)

E-mail: 1844237t@stu.kobe-u.ac.jp

⁴正会員 神戸大学大学院教授 工学研究科市民工学専攻 (同上)

E-mail: ota@opal.kobe-u.ac.jp

我が国の高速道路ネットワークは戦後の復興期より着実に整備が進められ、現在に至るまで社会の発展と経済成長に大きく寄与してきた。そのような効果を事後的に評価することは、今後の道路整備を考える上でも必要不可欠である。本研究では、高速道路ネットワーク整備による地域のアクセス性の改善が生産拡大に及ぼす影響について検証する。全国の 216 の都市雇用圏に含まれる 1,257 市町村を対象に、1971 年から 2011 年までを対象期間として推定を行う。本分析の特徴として、a) 我が国の都市間高速道路ネットワークを対象として分析を行う点、b) 都市雇用圏を一体的な経済圏域として扱い、都市雇用圏単位のマーケットアクセス指標を算出すると同時に、都市雇用圏内におけるアクセス性も考慮している点、c) 内生性に対処するための操作変数として、我が国の戦時下に提案された道路計画を利用するとともに、inconsequential な道路整備に着目した方法を採用する点である。

Key Words : *stock effect, highway network, market access, instrumental variables estimation, heterogeneity*

1. はじめに

今日、我が国における道路交通網は広範囲に拡充され、中でも高速道路ネットワークは近年著しく進展した。日本初の高速道路である名神高速道路が全線開通して以来、交通網は飛躍的に全国へと広がっていった。高速道路ネットワークの整備に伴い、移動時間の短縮など様々な恩恵がもたらされてきた。我が国における計画的な道路整備は、1919 年の旧道路法交付以降に始まったものの、当時は鉄道優先主義がとられたため、実際に整備が取り組まれたのは第 2 次世界大戦後である。当時、経済発展や自動車の普及に伴う道路整備の推進が課題であり、本格的な道路整備は第 1 次道路整備五カ年計画などの策定を機に開始された。1956 年には、ラルフ・J・ワトキンス率いる調査団が日本の道路事情を調査し、報告書を提出している。報告書によると、「日本の道路は信じ難い程悪い。工業国にしてこれほど完全に道路網を無視してきた国は日本の他にない。」と日本の道路整備状況に対する痛烈な批判が記されており、当時の道路網がいかに不十分であったかが推察される。この調査を機に我が国の道路整備は急速に進められ、現在 (2021 年時点)、日本の道路総延長は約 128 万 km

に及び、うち高速自動車国道は約 9,200km にも及んでいる。¹⁾ これまでの高速道路政策を振り返り、客観的に事後評価を行うことは重要な課題である。

本研究の目的は、我が国における長年に渡る高速道路ネットワーク整備がもたらしてきた生産拡大などの効果について因果推論の観点から検証を行うことである。なお、推定に際しては、欠落変数や逆の因果性などによる内生性バイアスの問題が存在するため¹⁾、通常の最小二乗法による分析では推定値が過大または過小に算出してしまう恐れがある。本研究では、このような問題に対処するため、都市圏に属する市町村を対象に「操作変数を用いた 2 段階最小二乗法」により分析を行う。操作変数を設定するにあたって、我が国の戦時下に提案された道路計画を利用するとともに、inconsequential な道路整備に着目する。

本稿の構成は以下の通りである。2. では、関連する既往研究の整理に基づいて、本研究の基本的な考え方について述べる。3. では、推定モデルに関して各指標

¹⁾ 杉原・塚井²⁾ は、中国地方の市町村を対象として、線形非ガウス非巡回モデル (LiNGAM) を用いた因果探索を行い、道路アクセスと地域生産額の間にも両方向に正の因果関係が存在することを示している。

の定義やデータについて述べる。4.では、推定結果を示し、その考察を行う。最後に、5.で結論を述べる。

2. 本研究の基本的な考え方

(1) 既往研究の概要

これまで、交通インフラ整備に伴うアクセス性の変化が生産性や雇用、資産価値に及ぼす影響を分析する研究が数多くなされている²。その中でも、市場へのアクセスのし易さを表す指標としてマーケットアクセスを採用した研究も報告されている。Harris⁴⁾の定義に従えば、地域*i*のマーケットアクセスは $MA_i = \sum_{j \neq i} E_j / d_{ij}$ と表現される³。なお、 E_j は地域*j*の人口や雇用者密度、 d_{ij} は地域*ij*間の交通抵抗を表す。このようなマーケットアクセスの指標に着目した分析も少なくない。ここで、アクセス性の変化が生産性に与える影響を、内生性バイアスの問題に対処した手法で分析した既往研究についても整理する。

Donaldson&Hornbeck⁵⁾は、鉄道ネットワーク整備がアメリカ経済に与えた影響について分析を行っている。具体的には、一般均衡型の都市間交易モデルによって、地代とマーケットアクセスの関係性を導出し、鉄道ネットワーク整備がもたらす因果効果をcounty(郡)単位で推定している。鉄道や水路についてのネットワークを構築し、ある群から別の群への最低輸送費用ルートを導出する。その際の貿易コストを交通抵抗とし、生産地から消費地への輸送費用と消費地の人口規模からマーケットアクセスを算出している。推定結果としては、マーケットアクセスが2倍に上昇すると、農業地価は約50%上昇することが明らかとなった。

続いて、Jedwab&Storeygard⁶⁾はサブサハラアフリカを対象に、マーケットアクセスの変化が都市人口の変動に与える影響を分析している。内生性バイアスの問題に対処するため、遠方地域の道路変化に着目して算出した操作変数を用いてパネルデータ分析を行った。分析から、道路建設は経済活動に対して比較的早期に効果を見せるものの、その効果は短期的であると示している。一方で都市人口に対しては、およそ30年間という長期的な効果を見せるとしている。加えて、道路整備の効果の異質性についても指摘しており、分析結果から小都市や孤立した都市では効果が強く、政治的に有利な都市や農業に適した都市では効果が小さいとしている。

織田澤ら⁷⁾は、都市間高速道路整備が地方地域の地価に与える影響を、1981年から2011年までの4時点のクロスセクションデータを用いて推定を行った。投資

地域選択に起因して生じる内生性などに対処するために、識別戦略として操作変数法を適用している。我が国における都市間高速道路ネットワークを対象に、都市雇用圏と呼ばれる一体的な経済圏域を設定し、その圏域単位での分析を行った。アクセス性の指標として、都市雇用圏間の所要時間と15歳以上人口から算出したマーケットアクセスを、操作変数としては明治時代の人口を用いて算出したマーケットアクセスと雇用者密度を採用している。推定結果から、高速道路整備に伴うアクセス性向上が地方地域の地価に有意に正の影響を与えることが明らかにされた。中でも工業地を対象とした分析においては全ての時点で有意に正の影響が確認されたと同時に、2SLS推定量を通常のOLS推定量と比較した際にも有意な差異があることが確認された。OLS推定では年次によって、アクセス性向上が地方地域の地価に対し、やや過大(過小)に評価されていたことから「地価の高い(低い)地域でアクセス性が高い」という逆の因果性が存在することが推察されたとしている。特に、1991年と2001年では公平性や効率性を重視した投資がバランスすることで、結果的に満遍なく道路整備が行われたとの推察もなされている。

Herzog⁸⁾はアメリカの州間高速道路(IHS)の整備が対象地域の従業者数や雇用者一人当たりの賃金の変化に与える影響を操作変数法を用いて分析した。対象年度は1953年から2010年であり、対象地域はcounty(郡)と呼ばれる一定程度細分化された範囲の地域である。アクセス性の指標には、地域間の旅行時間と総賃金から算出されたマーケットアクセスを採用している。操作変数に関しては、戦時中に軍事目的で提案されたIHS計画に沿って、道路整備が行われた際の旅行時間を算出することで、指標を設定している。さらに、生産性の高い地域がもたらす影響を除くために、inconsequentialな道路整備の観点を組み込むことで、操作変数としての正当性を高めている。分析結果から、マーケットアクセスの10%の上昇に対して、従業者数が8.4%上昇することが明らかになった。賃金についても従業者数ほどの効果は見られないものの、同様の傾向を示す結果となった。分析を通じて、高速道路整備によるマーケットアクセスの向上は地域の従業者数や賃金などの生産拡大に寄与するとともに、分析手法においても道路整備目的に左右されない地域へのアクセス変化に着目することが、適切な影響評価につながると示唆されている。

また、著者らの先行研究⁹⁾では、高速道路ネットワーク整備が、地域の雇用増加や生産拡大にもたらす効果について分析を行った。1971年から2011年にかけてのアクセス性の変化に着目し、都市雇用圏を対象として、高速道路ネットワークが従業者数や製造品出荷額

² 交通基盤整備効果の因果推論に関する包括的なレビューは、Redding and Turner¹⁰⁾、織田澤・大平³⁾を参照のこと。

³ Harrisでは、「マーケットポテンシャル」と呼ばれる。

などのアウトカム指標に及ぼす因果効果の推定している。都市圏間と都市圏内部のアクセス性の両方を考慮した分析を行い、各アクセス性の指標がアウトカム指標の向上に寄与することを示した。また、通常の OLS 推定と比較して、各マーケットアクセスの値がやや過小評価されていたことから、高速道路整備がほとんど進んでいない 1970 年時点から 2010 年にかけて、一定程度生産性の低い地方地域にまで道路整備が行われてきたと推察している。

道路投資は無作為ではなく、効率性（公平性）の観点からそもそも生産性の高い（低い）地域に道路が優先的に整備されるという「逆の因果性 (reverse causality)」の存在は否定できない。また、地形的要因など観測できない交絡因子が存在する場面は少なくない。そのような逆の因果性や欠落変数などによる内生性バイアスを回避する方法として操作変数法がある。Redding and Turner¹⁰⁾ の整理によると、道路投資効果の推定を行う際の操作変数としては、(1) 計画ルート、(2) 歴史街道、(3) 投資選択とは無関係な (inconsequential) ルートの 3 種類がある。織田澤らでは明治時代の人口データを用いる (2) の観点から、Herzog では初期の IHS 計画と inconsequential な道路整備を用いるという (1) と (3) を組み合わせた方法を提案している。

(2) 本研究の位置付け

本研究では、Herzog が行った分析の枠組みに基づき、高速道路ネットワーク整備によるアクセス性の改善が地域の生産拡大に及ぼす影響を明らかにする。

先行研究から発展した点は主に次の 2 つである。まず、データの再検証を行った点である。データの修正や改善を行ったことにより、推定の精度向上が期待される。また、先行研究では 1971 年から 2011 年という長期間を対象とした分析を行っているが、本研究では 1971 年から 1991 年という中期間での効果にも着目して分析を行っている。これにより、高速道路整備が与える中期的な効果と長期的な効果の違いを把握することが可能となる。

上記の通り本研究においては、1971 年、1991 年、2011 年の 3 時点に着目し、1971 年～1991 年（中期）と 1971 年～2011 年（長期）の 2 時点間の変化を対象として、操作変数を用いた 2 段階最小二乗法による分析を行う。本研究の特徴として、以下 3 点を挙げる。まず 1 つ目としては、我が国における高速道路ネットワークの整備効果を、マーケットアクセス指標を用いて分析する点である。日本のデータを対象とし、さらにアクセス性の指標にマーケットアクセスを採用した研究は数少ない。2 つ目に、都市雇用圏と呼ばれる一体的な経済圏域を対象地域として扱うと同時に、よりミクロな変化も

捉えるため、都市雇用圏内におけるアクセスの変化についても考慮している点である。都市雇用圏間のアクセス性のみを考慮した分析では、都市間のアクセスの変化がもたらす効果については推定することができるが、本来存在する都市内でのアクセスの変化がもたらす効果については見ることができない。この点に対処することで、高速道路ネットワーク整備の効果をより適切に推定できると考えられる。3 つ目は、操作変数の導出に、我が国の戦時中に提案された道路計画と inconsequential な道路整備の双方の観点を取り入れる点である。本研究では「全国自動車国道計画」と呼ばれる 1943 年に国防目的で計画された国道路線図を利用している。著者らの知る限り、この計画に着目し、操作変数として採用した研究事例は存在しない。さらに、地域の生産性が道路整備に及ぼす影響を除くため、inconsequential な道路整備に着目し、操作変数を定義する。以上から、表-1 に示すように、2 時点の変化を扱うことで織田澤らよりも整備効果の影響を見やすく、さらに実際の経済圏域を扱うことで Herzog よりも現実的な分析が可能であると考えられる。

3. 推定手法と指標

(1) 推定式

Herzog の研究の枠組みを元に、2SLS 分析で用いる誘導型の推定式を、以下、式 (1) で表す。

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_i = & \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln MA_{o(i)} \\ & + \beta_3 \Delta \ln ma_i + X_i \Gamma + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 Y_i は市町村 i のアウトカム指標、 $MA_{o(i)}$ は市町村 i が属する都市雇用圏 o のマーケットアクセス、 ma_i は市町村 i が属する都市雇用圏 o 内でのマーケットアクセス、 X_i はコントロール変数で、市町村 i における産業別就業者割合、可住地面積、港湾までの距離、最大傾斜角度 10% 割合、平均標高、新幹線駅開業ダミー、新幹線駅ダミーが含まれる。 ε_i は誤差項、 β_j ($j = 1, 2, 3$)、 Γ は回帰係数である。

また、2SLS 分析の第一段階の回帰分析における推定式についても以下に示す。

$$\begin{aligned} \Delta \ln MA_{o(i)} = & \beta_1^{MA} + \beta_2^{MA} \Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{inc} \\ & + \beta_3^{MA} D_i^{inc} \Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{hub} \\ & + \beta_4^{MA} \Delta \ln \widetilde{ma}_i + X_i \Gamma^{MA} + \varepsilon_i^{MA} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln ma_i = & \beta_1^{ma} + \beta_2^{ma} \Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{inc} \\ & + \beta_3^{ma} D_i^{inc} \Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{hub} \\ & + \beta_4^{ma} \Delta \ln \widetilde{ma}_i + X_i \Gamma^{ma} + \varepsilon_i^{ma} \end{aligned} \quad (3)$$

ただし、 $\widetilde{MA}_{o(i)}^{inc}$ 、 $D_i^{inc} \widetilde{MA}_{o(i)}^{hub}$ は市町村 i が属する都市圏 o のマーケットアクセスに関する操作変数、 \widetilde{ma}_i は

表-1 既往研究との比較

	対象国	操作変数	データ	調査単位
織田澤ら (2021)	日本	歴史街道	クロスセクションデータ	都市雇用圏
Herzog (2021)	アメリカ	計画ルート + inconsequential ルート	2 時点階差データ	county (群)
本研究	日本	計画ルート + inconsequential ルート	2 時点階差データ	都市雇用圏に属する市町村

都市圏 o 内に属する市区町村 i のマーケットアクセスに関する操作変数である。式 (2) において、 ε_i^{MA} は誤差項、 β_j^{MA} ($j = 1, \dots, 4$) と Γ^{MA} は回帰係数で、式 (3) でも同様に ε_i^{ma} は誤差項、 β_j^{ma} ($j = 1, \dots, 4$) と Γ^{ma} は回帰係数を示す。

各変数の定義や算出における詳細な説明に関しては、4.(2)~(5) で述べるものとする。

(2) マーケットアクセス指標

まず、内生変数であるマーケットアクセス指標について説明する。一般的にマーケットアクセス MA_o は、標準地 i の属する地域 o の地域条件として次式 (4) に従って算出される。

$$\ln MA_{o(i)} \approx \ln \sum_{d \neq o} \tau_{od}^{-\theta} L_d \quad (4)$$

なお、 $o(i)$ は標準地 i を含む地域を表している。定義上、マーケットアクセスには自地域のマーケットサイズも含まれる。この点に留意して、標準地 i が含まれる地域 o 内のマーケットアクセスについても同様に定義し、単独の変数として表すものとする。また、本研究においては、 τ_{od} を都市圏 od 間の所要時間、 L_d を都市圏 d の総人口、距離抵抗パラメータ θ を 1 とし、市町村 i が属する都市圏 o のマーケットアクセスを

$$\ln MA_{o(i)} = \ln \sum_{d \neq o} \tau_{od}^{-1} L_d \quad (5)$$

で表現する。また、都市圏 o に属する市町村 i のマーケットアクセスを、同じ都市圏 o に属している市町村 j を考えて、

$$\ln ma_i = \ln \sum_j \tau_{ij}^{-1} L_j \quad (6)$$

で表す。ここで、 τ_{ij} を都市圏 ij 間の所要時間、 L_j は市町村 j の総人口、 $\theta = 1$ とする。自地域内でのアクセス性 τ_{ii} に関しては、市町村 i の可住地面積を円形と仮定した場合の半径に当たる距離 R_i を $\frac{2}{3}$ 倍したものを平均移動速度で除することで表現する。それにより算出された域内移動時間 τ_{ii} と自地域内人口 L_i によって、自地域のマーケットアクセスを算出する。

本研究では、式 1 のように、1971 年、1991 年、2011 年の各時点におけるマーケットアクセスの対数をとった値の変化分を変数として用いる。よって、本研究で用いる、市町村 i が属する都市圏 o のマーケットアクセスの変化を表す指標は、

$$\Delta \ln MA_{o(i)} = \ln \sum_{d \neq o} \tau_{od,t}^{-1} L_{d,t} - \ln \sum_{d \neq o} \tau_{od,0}^{-1} L_{d,0} \quad (7)$$

で示される。ここで、各変数の下付き文字は年次を示す。市町村 i が属する都市圏 o 内のマーケットアクセスの変化を表す指標も同様に考えて、

$$\Delta \ln ma_i = \ln \sum_j \tau_{ij,t}^{-1} L_{j,t} - \ln \sum_j \tau_{ij,0}^{-1} L_{j,0} \quad (8)$$

で示す。

これらのマーケットアクセス値を本研究における、高速道路ネットワーク整備によるアクセス性の変化を捉える指標として定義し、地域の生産拡大等に関する指標に与える因果効果を推定する。

(3) 識別問題

本研究のように、高速道路整備が地域の生産性を向上させるという因果関係を想定する場合でも、効率性(公平性)の観点からそもそも生産性の高い(低い)地域に道路整備が優先的に実施されるという「逆の因果性」の存在は否定できない。このときに整備が実施された地域と実施されなかった地域とを単純に比較すると、道路整備による因果効果を過大または過小に評価してしまう可能性がある。また、観測できない交絡因子が存在する可能性も無視できない。このような状況では、回帰モデルにおける説明変数と誤差項の間に相関が生じ、結果として通常最小二乗法推定量はバイアスを持つことになる。この問題に対しては、操作変数法が有効である。なお、操作変数法に関する具体的な説明は、

織田澤ら³⁾や Angrist et al.¹¹⁾を参照されたい。

操作変数が満たすべき条件を以下に示す。

- (a) 操作変数は説明変数と関係する (関連性)
- (b) 操作変数は被説明変数に対し、説明変数を通じてのみ影響を与え、直接影響しない (外生性)

条件 (a) について、操作変数と説明変数の相関が弱い場合、IV 推定量の一致性が脅かされる。操作変数が弱相関かどうかは、Staiger-Stock の F 検定や Cragg-Donald Wald の F 検定により統計的に確かめることが可能である。この検定においては、第 1 段階目の回帰において操作変数の回帰係数が全て 0 という帰無仮説に対する F 値が 10 以上であれば問題ないとされる。一方、条件 (b) の外生性に関してはデータからは部分的にしか判断できない。本研究においては、戦時中の道路計画に沿った所要時間データと inconsequential な道路整備の観点を利用した都市交通ネットワークを操作変数として用いている。Redding and Turner の整理では (i) 計画ルートと (iii) 無関係な道路の変化にそれぞれ位置づけられると考えられるため、これらの変数は外生性を満たしていると考えられる。操作変数のより詳細な説明は次の 4.(2) で行う。

(4) 操作変数の設定

操作変数については、上記で示したマーケットアクセスに関する指標として設定する。本研究では、「全国自動車国道計画」¹²⁾と呼ばれる道路計画を利用することに加え、inconsequential な道路整備に着目した方法で、操作変数を作成する。

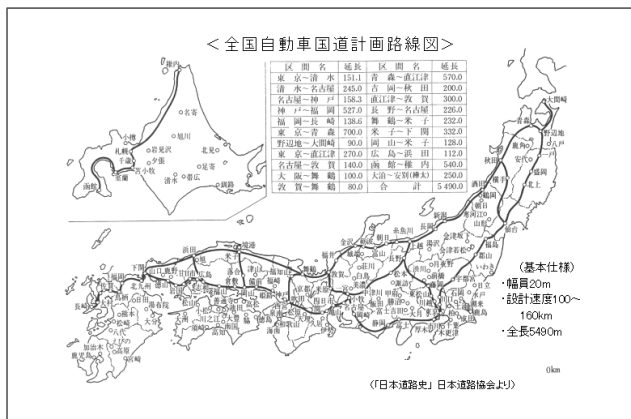


図-1 全国自動車国道計画路線図

全国自動車国道計画は、我が国の戦時下 (1943 年) に輸送体系確立の一環として政府が提案した国防目的の道路計画を指す。(図-1) この全国自動車国道計画路線図に沿って道路ネットワークが整備された場合を仮定し、一部の地域を除いて全国的に高速道路が整備さ

れていなかった 1971 年時点とのアクセス性の変化から操作変数を算出する。さらに、もともと生産性の高い地域の影響を除去するために、inconsequential な道路整備を考える。本研究で、inconsequential とは、生産性の高い地域間を結ぶような道路整備によって、道路近辺の地方地域のアクセス性が意図せずして向上するような場合を考えることである。この観点では、大都市間や優先都市と呼ばれる計画道路上でハブの役割を果たすような都市間のアクセス性向上を除外するものとしている。ここでの優先都市とは図-1の全国自動車国道計画路線図に示される都市で、計画道路上に存在する 70 箇所とする。

これらを踏まえ、本研究で扱う操作変数を以下のように定義する。

$$\Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{inc} = \ln \sum_{d \neq o} D_d^{inc} D_{od}^{far} \tau_{od,plan}^{-1} L_{d,1971} - \ln \sum_{d \neq o} D_d^{inc} D_{od}^{far} \tau_{od,1971}^{-1} L_{d,1971} \quad (9)$$

$$D_o^{inc} \Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{hub} = D_o^{inc} \ln \sum_{d \neq o} (1 - D_d^{inc}) D_{od}^{far} \tau_{od,plan}^{-1} L_{d,1971} - D_o^{inc} \ln \sum_{d \neq o} (1 - D_d^{inc}) D_{od}^{far} \tau_{od,1971}^{-1} L_{d,1971} \quad (10)$$

$$\Delta \ln \widetilde{ma}_i = \ln \sum_j (d_{ij} V^{-1})^{-1} L_{j,1971} - \ln \sum_j \tau_{ij,1971}^{-1} L_{j,1971} \quad (11)$$

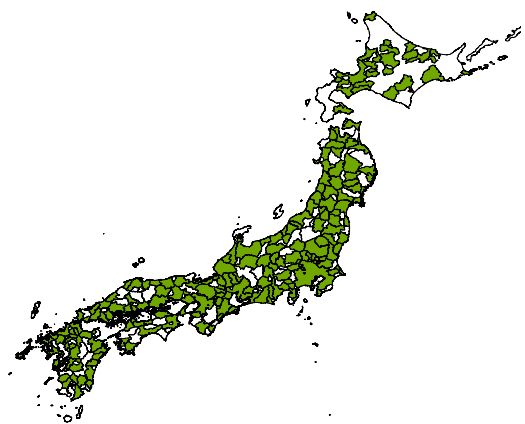


図-2 都市雇用圏

ここで、 D^{far} 、 D^{inc} は地域に関するダミー変数で、都市圏 od 間が 50km 以上離れている場合に $D_{od}^{far} = 1$ 、都市圏 o が優先都市を含まない場合に $D_o^{inc} = 1$ をとる変数である。各変数の下付き文字は年次を表し、 $plan$

は計画路線図に沿って整備がなされた場合を指す。式 (9) は市町村 i が属する都市圏 o のマーケットアクセスの変化に関する操作変数で、目的地となる都市圏 d が優先都市を含まない inconsequential な道路整備によりアクセス性の変化する地域である場合を仮定している。同様に、式 (10) も市町村 i が属する都市圏 o のマーケットアクセスの変化に関する操作変数である。目的地となる都市圏 d が優先都市を含む地域である一方で、都市圏 o 自体は優先都市を含まない inconsequential な道路整備によりアクセス性の変化する地域である場合を想定している。式 (11) は市町村 i が属する都市圏 o 内のマーケットアクセスの変化に関する操作変数で、 d_{ij} は同じ都市圏に属する市町村 ij 間の直線距離、 V は高速道路や有料道路を除いた全国の一般道路の平均旅行速度を示す。ただし、操作変数 $\Delta \ln \widehat{ma}_i$ においては、都市圏内のアクセス性変化を考える上で、計画道路を用いて所要時間を算出することが困難であるため、同じ都市圏内の各市町村間の直線距離を移動速度で除したもので代用している。

(5) 分析対象とデータ

本研究で扱う都市圏は、金本ら¹³⁾が定義した都市雇用圏とし、分析対象は都市雇用圏に属する市町村とする。都市雇用圏とは、中心都市を DID 人口により設定し、郊外都市を中心都市への通勤率が 10%以上の市町村とする都市圏設定である。中心都市の DID 人口が 5 万人以上の都市圏を大都市雇用圏と呼び、1 万人から 5 万人のものを小都市雇用圏と呼ぶ。図-2 に都市雇用圏の分布を示す。分析においては 2015 年基準の都市雇用圏を用いる。

表-2 本研究で用いる指標

変数	単位	調査単位
被説明変数	製造品出荷額	百万円
説明変数	都市雇用圏間 MA	人/分
	都市雇用圏内 ma	人/分
	第 1 次産業就業者割合	-
	第 2 次産業就業者割合	-
	第 3 次産業就業者割合	-
	可住地面積	km ²
	最寄り港湾までの最短距離	km
	平均標高	m
	最大傾斜角 10 % 割合	-
	新幹線駅開業ダミー	-
	新幹線駅ダミー	-
操作変数	都市雇用圏間 \widehat{MA}	人/分
	都市雇用圏内 \widehat{ma}	人/分

なお、2015 年基準では全国に 222 の都市雇用圏が存

在している。本研究では沖縄県に属する 6 都市雇用圏を除いた 216 の都市雇用圏に含まれる 1,259 市町村を対象とする。分析における対象年度は 1971 年から 2011 年までの 40 年間とし、マーケットアクセスの変化とアウトカムの変化との関係性を、操作変数を用いた 2SLS 法によって推定する。

次に、本研究における各指標とデータについて述べる。各指標の単位と調査地域を表-2 に示す。被説明変数としては製造品出荷額を扱う。製造品出荷額は経済産業省の工業統計調査から得られるデータを用いた。また、出荷額などの当時の物価指数により、近年との単純比較が困難であると思われるデータに関しては、デフレーター¹⁴⁾をかけることにより、1995 年度を基準とした金額への換算を行った。ここで、図-3 は製造品出荷額対数変化率を GIS で可視化したものである。1971 年から 1991 年にかけては、経済成長の影響もあり、高速道路の有無に関らず全国的に製造品出荷額が向上していることが見て取れる。1991 年から 2011 年の期間には、バブル崩壊など経済が衰退傾向にあったことから、全国的に出荷額が減少していることがわかる。

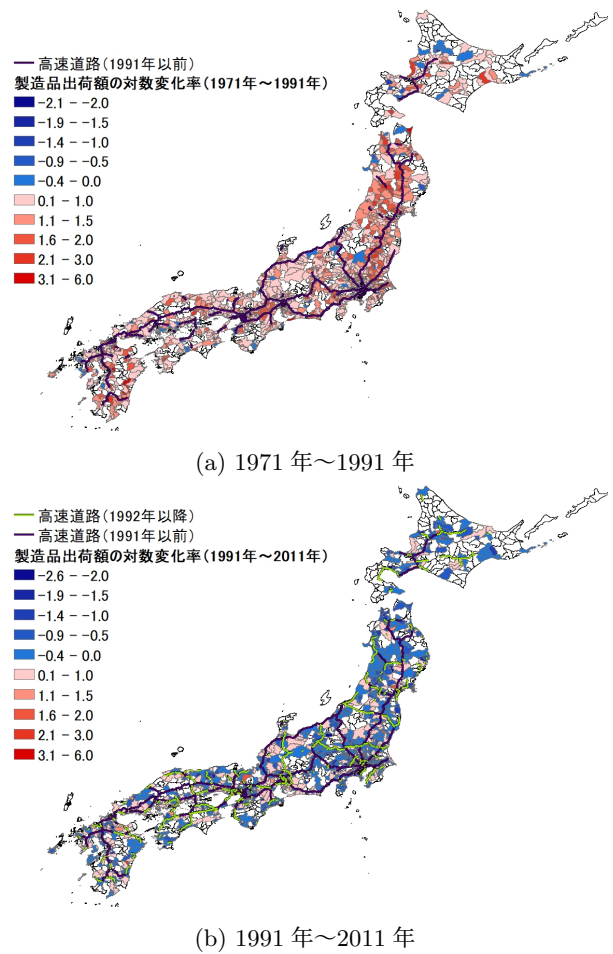


図-3 製造品出荷額の対数変化率

次に、内生変数であるマーケットアクセス指標に関

して述べる。本研究におけるマーケットアクセスとして、織田澤ら⁷⁾で使用した都市雇用圏間マーケットアクセス (MA) の他に、都市雇用圏内マーケットアクセス (ma) を定義した。これにより、都市雇用圏の内部地域間のアクセス性についても評価することが可能となった。MA, ma の算出方法は 4.(2) で示した通りである。算出時に用いた総人口は、総務省の国勢調査より得られたデータである。各年次に合わせた総人口を使用する。また、マーケットアクセスで用いた所要時間に関しては、都市雇用圏の中心都市間の移動を考え、国土交通省が提供する「全国総合交通分析システム (NITAS)」¹⁵⁾ を利用して算出した。NITAS は道路・鉄道・航空・船舶の各交通機関を組み合わせたモードによる横断的な観点での交通体系分析が可能な分析システムである。複数対複数の地点間による経路探索や、内蔵する電子地図上に探索結果等を図化することも可能である。本研究では、NIATS のモード設定を「道路・船モード」とし、対象のネットワーク年次での地域間所要時間最小となる経路選択方法で所要時間を算出した。図-4 と図-5 は、各アクセス性の中期的な変化と長期的な変化を図示したものである。都市雇用圏間 MA に関しては、中期的にも長期的にも全国的にアクセス性が向上していることが見て取れる。特に、人口の多い東京圏の影響が大きく、東京圏周辺でのアクセス性の向上が著しく見られる。都市雇用圏内 ma については、中期的には三大都市圏を中心として全国的にアクセス性が向上している。長期的には、三大都市圏などの都市部ではアクセス性が向上しているが、地方部などで減少している様子が見て取れる。

続いてコントロール変数について述べる。産業別就業者割合と可住地面積は国勢調査より取得したデータを用いる。就業者数は 1980 年から、可住地面積に関しては 1981 年から整備されており、それ以前のデータが存在しない。よって、本研究では取得できる最古のデータを 1971 年時点のデータと代替して使用する。最寄り港湾までの最短距離、平均標高と最大傾斜角度 10% 割合については、国土交通省国土政策局の国土数値情報ダウンロードサービスに得られるメッシュデータを用いて算出を行った。前者 2 指標の算出においては GIS 上で市町村ポリゴンとのインターセクトを行い、各市町村ごとに計算を行った。後者についても GIS を使用し、各市町村の代表地点を役所、役場として定義し算出した。新幹線駅開業ダミーは、1971 年以前に新幹線駅が開設されていない市町村に、2011 年までの期間に開業された場合に 1 をとるダミー変数である。新幹線駅ダミーは 1970 年以前に新幹線駅が存在する場合に 1 をとるダミー変数である。

最後に操作変数について述べる。本研究では、1943

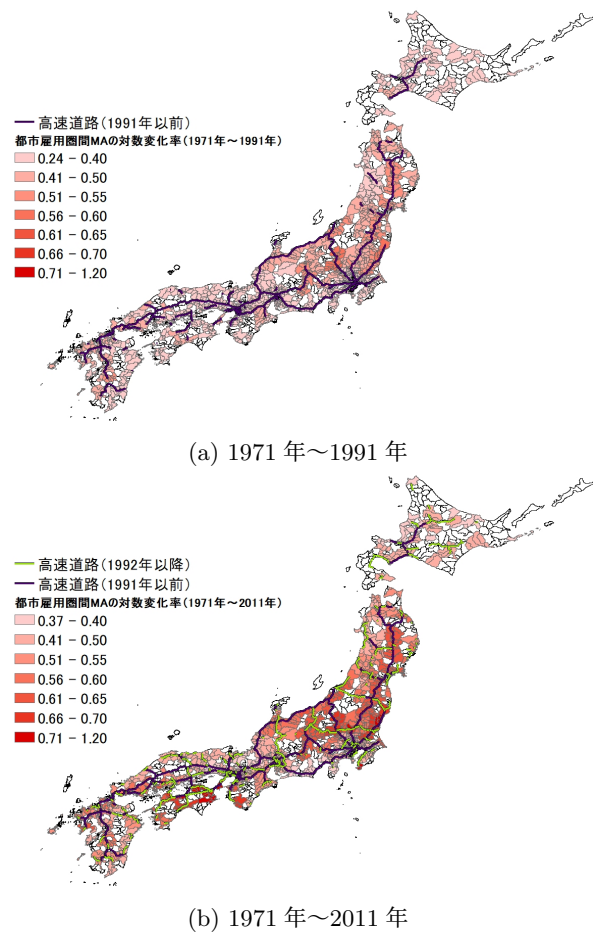
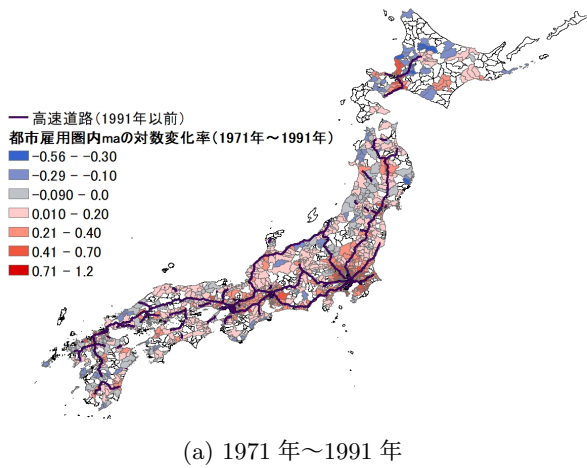


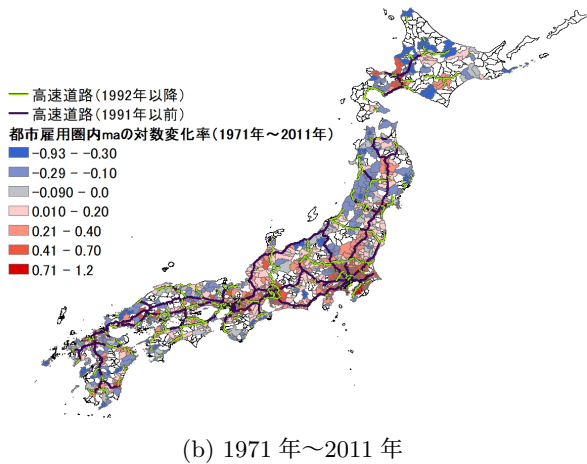
図-4 都市雇用圏間 MA の対数変化率

年に提案された「全国自動車国道計画路線図」を利用して操作変数となるマーケットアクセスを算出する。都市雇用圏間については 1971 年時点のアクセス性と、計画通りに道路が整備されたと仮定した際のアクセス性の差分を考える。都市雇用圏内については、1971 年時点のアクセス性と、市町村間直線距離と一般道平均移動速度より算出される所要時間を基にしたアクセス性との差分を考える。なお、全国自動車国道計画路線図は、地理データとして存在しておらず、資料としては図のみである。そのため、これを GIS データとして再現することを試みた。GIS データへの変換作業としては、ArcGISver10.8 に搭載されている SpatialAnalyst ツール内のコストパス解析を利用する。ここで、コストパス解析は各地点間を、傾斜角から算出されるコスト距離が最小となる経路を描画する機能である。

本研究では、計画路線図を的確に再現するために、優先都市間を地形制約から経路を選択するものとした。当時は現代のような施工技術は未だ発展途上であると考えられるため、あえて地形の情報のみを用いることで、計画路線を的確に捉えることができると考えた。これらの作業により、計画路線図に地理情報を与え、図-6 の



(a) 1971 年～1991 年



(b) 1971 年～2011 年

図-5 都市雇用圏内 ma の対数変化率

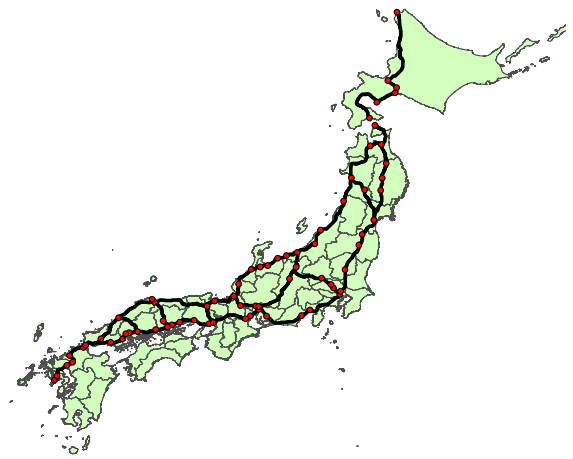


図-6 路線図の GIS データ化

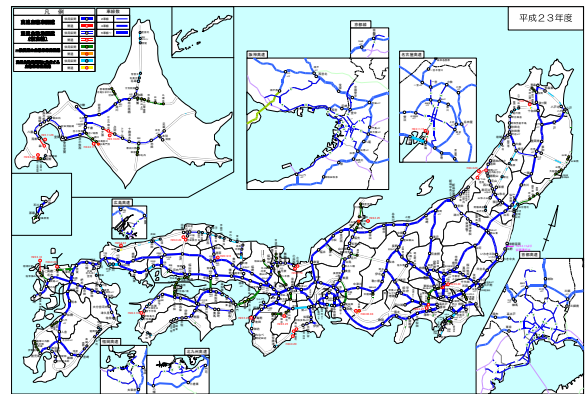


図-7 現代 (2011 年時点) の高速道路整備

ような GIS データとして扱うことを可能にした。本研究において、計画路線にある都市を優先都市として定義している。これは、図-1 と見比べてもほとんど一致するものである。

図-6 の計画道路は、図-7 の現代 (2011 年時点) の道路整備と見比べると同様の箇所を通過している部分も多いことから現代の道路整備計画と相関を持つ一方で、当時国防目的に計画されたこともあり日本海側の整備計画が目立ち、現代の生産活動からの影響を直接受けることは考えにくい。よって、操作変数が満たすべき関連性と外生性の条件を十分に満たしていると考えられる。

4. 推定結果と考察

(1) 推定結果

本研究では、都市間の道路整備と都市内の道路整備が製造品出荷額に与える影響の推定を行った。また、1971 年～1991 年 (中期間) と 1971 年～2011 年 (長期間) の 2 つのパターンで分析を行い、それぞれの期間で製造品出荷額に与える因果効果について検証する。

表-3 に分析結果を示す。列 (1) と列 (2) は中期間、列 (3) と列 (4) は長期間での推定結果を示している。また、列 (1) と列 (3) は OLS 推定の結果を、列 (2) と列 (4) は 2SLS 推定の結果を表す。なお、いずれの変数についても対数を取り分析しているため、推定値は弾力性を示す。中期的には、都市雇用圏内のアクセス性に関しては有意に正の結果が得られた一方で、都市雇用圏間のアクセス性に関しては有意な結果が得られなかった。都市雇用圏内のアクセス性の 1% 変化に対して、製造品出荷額が 1.3% 程度向上することが示された。また、都市雇用圏内のアクセス性に関しては、OLS 推定量の推定量が

表-3 推定結果

VARIABLES	1971年～1991年		1971年～2011年	
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS
$\Delta \ln MA$	0.524* (0.287)	1.488 (1.266)	0.308 (0.275)	2.495** (0.987)
$\Delta \ln ma$	1.318*** (0.149)	1.261*** (0.287)	1.243*** (0.116)	1.388*** (0.232)
第2次産業就業者率	-2.209*** (0.274)	-2.044*** (0.359)	-2.460*** (0.345)	-2.220*** (0.391)
第3次産業就業者率	-3.499*** (0.247)	-3.333*** (0.350)	-5.116*** (0.317)	-4.833*** (0.383)
\ln 可住地面積	-0.0390 (0.0238)	-0.0406* (0.0239)	0.0619* (0.0327)	0.0650* (0.0341)
\ln 港湾までの距離	0.00554 (0.0272)	-0.00795 (0.0342)	-0.101*** (0.0341)	-0.108*** (0.0369)
最大傾斜角度 10%割合	-0.622*** (0.128)	-0.583*** (0.160)	-0.762*** (0.172)	-0.698*** (0.186)
\ln 平均標高	0.114*** (0.0305)	0.101*** (0.0355)	0.161*** (0.0412)	0.145*** (0.0412)
新幹線駅開業ダミー	0.0332 (0.0524)	-0.0222 (0.0907)	0.0248 (0.0761)	-0.0630 (0.0894)
新幹線駅ダミー	-0.0960 (0.0819)	-0.0385 (0.112)	-0.288* (0.163)	-0.104 (0.187)
定数項	2.833*** (0.291)	2.433*** (0.605)	3.328*** (0.388)	2.003*** (0.700)
サンプルサイズ	1,246	1,246	1,229	1,229
決定係数	0.277	0.269	0.266	0.230
Cragg-Donald Wald F statistic		22.039		46.113
Hansen J statistic		1.989		0.850
カイ二乗検定 P 値		0.155		0.357

Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2SLS 推定量を上回っている。一方長期的には、都市雇用圏内と都市雇用圏間のアクセス性の変化はいずれも、製造品出荷額に有意に正の影響を与えることが示された。都市雇用圏内と比較して都市雇用圏間のアクセス性の影響は大きいことも見て取れる。都市雇用圏内のアクセス性についての OLS 推定量は、2SLS 推定量を下回る結果となった。コントロール変数については、第2次産業就業者率や第3次産業就業者率、可住地面積、最大傾斜角度割合、平均標高で中期と長期のいずれの場合においても有意な結果が得られた。港湾までの距離については長期的な分析においてのみ有意に負の結果が得られた。ここで、いずれの場合も Cragg-Donald Wald F 統計量が 10 を超えていることから、操作変数の係数が全て 0 であるという帰無仮説が棄却される。そのため、操作変数は関連性の条件を満たしているといえる。また、Hansen の J 統計量については、操作変数が外生という帰無仮説を棄却しないことから、外生性の条件を満たしていると考えられる。

続いて、都市雇用圏内のアクセス性と都市雇用圏間のアクセス性が互いに及ぼす影響についても考慮するために、それらの交差項を説明変数に含めた分析も行った。交差項を用いることで、都市雇用圏内のアクセス性の変化が、都市雇用圏間のアクセス性の変化に与える影響を捉えることが可能となる。都市雇用圏間のアクセス性と交差項を主な説明変数として、製造品出荷額への影響を推定した。推定式は以下の通りである。

$$\Delta \ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 \Delta \ln MA_{o(i)} + \beta_3 \Delta \ln MA_i \times \Delta \ln ma_i + \mathbf{X}_i \Gamma + \varepsilon_i \quad (12)$$

表-4 にその結果を示す。本分析において、操作変数に関しては表-3 に示した基礎的な分析と同様のものを使用している。まず、中期的には都市雇用圏間のアクセス性については有意な結果が得られなかったが、交差項に関しては、OLS 推定量と 2SLS 推定量のいずれも有意に正な結果が得られた。なお、OLS 推定量と 2SLS 推定量で大きな違いは見られない。長期的には、2SLS 推定量について都市雇用圏間のアクセス性と交差項は

表-4 推定結果 (交差項)

VARIABLES	1971年～1991年		1971年～2011年	
	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) OLS	(4) 2SLS
$\Delta \ln MA$	-0.108 (0.293)	0.772 (1.281)	-0.0190 (0.266)	1.895** (0.948)
$\Delta \ln MA \times \Delta \ln ma$	3.362*** (0.377)	3.321*** (0.757)	2.542*** (0.220)	2.764*** (0.460)
第2次産業就業者率	-2.135*** (0.269)	-2.003*** (0.354)	-2.437*** (0.339)	-2.205*** (0.385)
第3次産業就業者率	-3.532*** (0.249)	-3.401*** (0.358)	-5.147*** (0.315)	-4.878*** (0.383)
\ln 可住地面積	-0.0423* (0.0237)	-0.0432* (0.0238)	0.0616* (0.0325)	0.0638* (0.0337)
\ln 港湾までの距離	0.00670 (0.0271)	-0.00667 (0.0340)	-0.103*** (0.0338)	-0.108*** (0.0363)
最大傾斜角度 10%割合	-0.647*** (0.126)	-0.602*** (0.158)	-0.741*** (0.171)	-0.691*** (0.186)
\ln 平均標高	0.119*** (0.0304)	0.107*** (0.0355)	0.157*** (0.0408)	0.143*** (0.0408)
新幹線駅開業ダミー	0.0534 (0.0529)	0.00377 (0.0914)	0.0259 (0.0762)	-0.0526 (0.0888)
新幹線駅ダミー	-0.105 (0.0808)	-0.0500 (0.110)	-0.283* (0.161)	-0.121 (0.183)
定数項	3.065*** (0.296)	2.708*** (0.618)	3.518*** (0.387)	2.347*** (0.688)
サンプルサイズ	1,246	1,246	1,229	1,229
決定係数	0.276	0.270	0.272	0.244
Cragg-Donald Wald F statistic		22.027		47.703
Hansen J statistic		2.136		1.669
カイ二乗検定 P 値		0.144		0.196

Robust standard errors in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

いずれも有意な結果となった。交差項の OLS 推定量と 2SLS 推定量については、中期的な分析と同様に大きな違いは見られないという結果が得られた。また、図-8 は長期間での各市町村における都市雇用圏間 MA の弾力性を算出し、可視化したものであり、式 (12) から $\beta_2 + \beta_3 \Delta \ln \widehat{ma}_i$ のように表される。都市雇用圏内のアクセス性については、1st stage での推定値を用いている。これにより、都市内交通の影響を考慮した都市間交通の弾力性を見ることが可能となる。図-8 から、同じ都市雇用圏に属している市区町村間でも弾力性に違いがあることがわかる。また、三大都市圏において弾力性が大きいことが見て取れる。

コントロール変数については、第2次産業就業者率と第3次産業就業者率、可住地面積、最大傾斜角度割合、平均標高で有意な結果となった。港湾までの距離の影響は長期的な分析においてのみ見られることが示された。

基礎的な分析と同様に Cragg-Donald Wald F 推定量

に注目すると、いずれも 10 を超えているため、関連性の条件を満たしているといえる。また、Hansen の J 統計量について、帰無仮説を棄却しないため、外生性の条件を満たしていると考えられる。

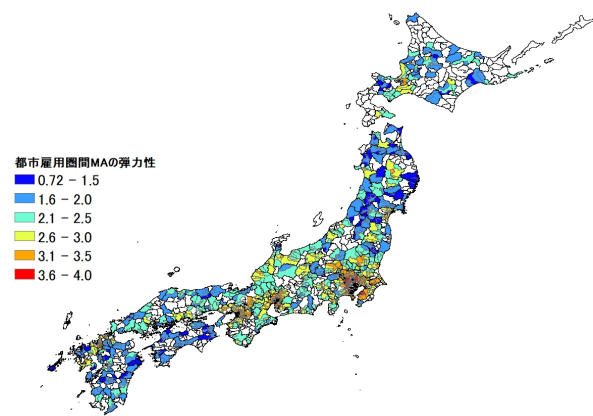


図-8 都市雇用圏内 ma の影響を加味した都市雇用圏間 MA の弾力性 (1971年～2011年)

(2) 考察

推定結果から、中期的には都市内の道路整備が、製造品出荷額に大きな影響を与えるということが明らかとなった。その一方で、都市間の道路整備は、製造品出荷額の地域差に影響を及ぼさないということが考えられる。都市雇用圏単体では有意な結果が得られなかったが、交差項の推定値が有意に正であったことから、都市内の道路整備が進められている地域においては、都市間の道路整備の影響が強く見られるということが推察される。また、長期的には、都市雇用圏間と都市雇用圏内のアクセス性の推定値がいずれも有意に正な結果であることから、都市間と都市内の道路整備がいずれも製造品出荷額に大きな影響を与えるということが示された。OLS 推定量が 2SLS 推定量を下回るという結果から、「製造品出荷額の変化が小さい地域において、アクセス性の変化が大きい」という逆の因果性が存在することが示唆された。このことから、長期的な視点では、生産性の低い地域に向けての道路投資が重点的に行われたと考えられる。中期と同様にして、交差項が有意に正であり、都市内の道路整備が進んでいる地域において、都市間の道路整備の影響が強いことを示している。これらの結果を踏まえると、全国的に経済の発展が進んだ 1971 年～1991 年という中期間においては、道路整備により様々な地域で産業が活性化し、全国で満遍なく製造品出荷額が向上したと考えられる。そのため、都市間道路整備によるアクセス性の良し悪しによって、地域間で大きな差が見られなかったと考えられる。実際、図-3 からも、高速道路の有無に依らず、製造品出荷額が全国的に向上している様子がわかる。一方で、1971 年～2011 年という長期間においては、バブル崩壊後などの経済の衰退期にアクセス性の高い地域には産業が残り、低い地域からは徐々に産業が撤退したと考えられる。その結果として、都市間道路整備によって、製造業の生産性に関して地域間で差が見られると考えられる。ここで、図-3 を見ると、全国的に出荷額が減少しているが、高速道路整備されている周辺地域においては、出荷額が向上しているもしくは出荷額の減少幅が比較的小さいことが見て取れる。

分析に使用したコントロール変数については、第 2 次産業就業者率や第 3 次産業就業者率、可住地面積、最大傾斜角度割合、平均標高について有意な結果となった。第 2 次産業就業者率や第 3 次産業就業者率については有意に負な値が得られた。これは、元々第 2 次産業や第 3 次産業が発展している地域では製造業への転換が進まず、第 1 次産業が根付いていた地域において製造業への転換が進んだためであると考えられる。また、最大傾斜角度では有意に負、平均標高では有意に正な値が得られた。この結果から、傾斜が緩やかな地

域や標高が高い地域において、製造品出荷額が向上するといえる。特に後者については、平均標高の低い地域はすでに市街化が進展しており、住宅や鉄道駅が立地していることが理由として考えられる。長期的な場合にのみ、港湾までの距離について有意に負の結果が得られた。これは、港湾までの距離が近いほど、製造品出荷額が大きくなることを示しており、工業立地の観点からも妥当な結果であるといえる。なお、中期的な分析で有意な結果が得られなかった点について、製造業の国際化の進展などにより、海外から資源が調達しやすい沿岸部の工業立地が進められたことが 1 つの理由であると考えられる。新幹線の有無が経済に与える影響は大きいと考えられるため、新幹線駅に関するダミー変数を含めて分析を行ったものの、有意な結果を得ることができなかった。この点に関しては、多方面からの検証や再考が必要であると考えられる。

5. おわりに

本研究では、我が国における高速道路ネットワーク整備が生産拡大にもたらす効果について分析した。都市雇用圏を対象地域として扱い、高速道路ネットワークの整備水準を示す指標であるマーケットアクセスが、製造品出荷額に及ぼす因果効果の推定を行った。本研究においては、都市圏間に加えて都市圏内部のアクセス変化についても着目し、都市雇用圏間と都市雇用圏内の 2 つのマーケットアクセスを設定している。その際、欠落変数や逆の因果性によるバイアスが生じる可能性を考慮し、戦時下の道路整備計画と *inconsequentail* の 2 つの観点から作成した操作変数を用いて分析を行った。

推定の結果、中期間（1971 年～1991 年）では都市内の道路整備は製造品出荷額に影響を与えることが示された。一方、都市間の道路整備については有意な結果は得られなかった。長期間（1971 年～2011 年）では、都市内と都市間の道路整備はいずれも出荷額の成長に寄与することが明らかになった。このことから、成長局面と衰退局面で高速道路整備が経済に与える影響には違いがあるというような、経済成長過程における異質性についての新たな仮説が導かれた。

今後の課題として、高速道路ネットワーク整備が経済に及ぼす効果をより精緻に把握するため、新たな変数を用いて検証を行うことが挙げられる。また、地域に根付いた産業や道路の整備状況の違いなど、地域の異質性に関して更に踏み込んだ分析を更に進める必要がある。

参考文献

- 1) 国土交通省: 道路統計年表, 2020.
- 2) 杉原豪, 塚井誠人: 統計的因果探索による社会基盤整備のストック効果の検証, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.75, No.6, pp.L583-L589,2020.
- 3) 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, pp.1-15, 2019.
- 4) Harris, C.: The market as a factor in the localization of industry in the United States, *Annals of the Association of American Geographers*, Vol. 64, 315-348, 1954.
- 5) Donaldson, D. and Hornbeck,R.: Railroads and American Economic Growth: A 'Market Access' Approach, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.131 (2), pp.799-858, 2016.
- 6) Jedwab, R. and Storeygard, A.: The Average and Heterogeneous Effects of Transportation Investments: Evidence from sub-Saharan Africa 1960-2010, *NBER Working Paper*, 27670, 2020.
- 7) 織田澤利守, 足立理子, 佐藤啓輔, 小池淳司: 都市間高速道路網整備が地方部の都市雇用圏の地価に及ぼす因果効果の推定, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), 2021.
- 8) Herzog, I.: National transportation networks, market access, and regional economic growth, *Journal of Urban Economics*, Vol.122, pp.1-17, 2020.
- 9) 石川遼, 足立理子, 井上隆太郎, 織田澤利守: 高速道路網整備がもたらす因果効果の推定: 戦時下の道路計画を用いた操作変数アプローチ, 第 65 回土木計画学研究発表会・講演集, vol.65(42),pp.1-11,2022.
- 10) Redding, S. J. , Turner, M. A. : Transportation costs and the spatial organization of economic activity , In : *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol. 5B, Elsevier, pp. 1339-1398, 2015.
- 11) Angrist, J.D. and Pischke J.: *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press, 2008(大森義明ら訳:「ほとんど無害」な計量経済学—応用経済学のための実証分析ガイド—, NTT 出版, 2013).
- 12) 武部健一: 道路の日本史, 中公新書 2321, 2015 年 5 月 25 日初版.
- 13) 金本良嗣, 徳岡一幸: 都市の雇用圏設定基準, 応用地域学研究, Vol.7, pp.1-15, 1996.
- 14) 内閣府: 国民経済計算 (GDP 統計) /統計データ, 2020.
- 15) 「全国総合交通分析システム」 NITAS ver2.7.1 国土交通省: 総合交通分析システム (NITAS), 2019.
- 16) Wooldridge,J.M. : *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2002.
- 17) Duranton, G. and Turner, M. A.: Urban growth and transportation, *Review of Economic Studies*, Vol. 79, pp1407-1440, 2012.
- 18) Holl, A.: Highways and productivity in manufacturing firms, *Journal of Urban Economics*, Vol. 93, pp. 131-151, 2016.
- 19) Redding, S. and Venables, A.J.: Economic Geography and International Inequality, *Journal of International Economics*, Vol.62, pp.53-82, 2004.
- 20) Head, K. and Mayer, T.:Regional wage and employment responses to market potential in the EU, *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 36, pp.573-594, 2006.
- 21) Combes, P. P., Duranton, G., Gobillon, L. and Roux, S.:Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects, *NBER Working Paper*, pp.15-66, 2010.
- 22) Graham, D. J.:Agglomeration, Productivity and Transport Investment, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol.41, pp.317-343, 2006.
- 23) Eaton, J. and Kortum, S.:Technology, Geography, and Trade, *Econometrica*, Vol. 70 (5), pp. 1741-1779, 2002.
- 24) 高速道路開通の歴史: 高速道路資料室, 2021-1-26, <https://www.ne.jp/asahi/expressway/dataroom/rekish1.htm>, (参照 2021-1-28) .

(2022.09.28 受付)

HETEROGENEOUS IMPACTS OF HIGHWAY NETWORK IMPROVEMENT

Riko ADACHI, Ryo ISHIKAWA, Ryutaro INOUE and Toshimori OTAZAWA

The highway network has expanded remarkably in Japan after the Second World War and contributed greatly to the development of society and economic growth up to the present. It is essential to review such effects when considering prospective road development. In this study, we examine the causal effects of improving regional accessibility through the development of expressway networks on production expansion. Following Herzog (2021), We estimate the impact of market access on outcome variables related to production growth, using the data of the city in 216 Urban Employment Area (UEA). In addition to the accessibility of inter-UEA, we make market access variables of inter-cities in UEA. To deal with the identification issues caused by reverse causality or omitted variables, we rely on an instrumental variable approach for 2 steps least square (2SLS). We identify instrument variables using Japanese highway plan in 1943 and focusing on inconsequential connections to rural cities. The results from 2SLS show that the production growth are affected strongly by international and intra-regional road improvement in the long term, even though international road improvement effects can't be observed in the middle term.