

交通インフラ整備効果の因果推論：論点整理と展望

織田澤 利守¹・大平 悠季²

¹正会員 神戸大学大学院准教授 工学研究科市民工学専攻 (〒 658-8501 神戸市灘区六甲台町 1-1)
E-mail: ota@opal.kobe-u.ac.jp

²正会員 鳥取大学大学院助教 工学研究科社会基盤工学専攻 (〒 680-8552 鳥取市湖山町南 4-101)
E-mail: yo@tottori-u.ac.jp

社会資本整備のマネジメントサイクルの確立に向けて、事後評価の充実が重要な課題の1つに挙げられる。事後評価では、ストック効果の発現状況を多面的に捉え、統計データを有効に活用しながら、可能な限り定量的・客観的に効果を把握することが求められる。インフラ整備によってもたらされるストック効果を適切に評価するためには、実務で一般的に行われている単純な前後比較では十分とは言えない。本稿では、昨今、様々な分野で広く活用されるようになった統計的因果推論について、その手法を概説したのち、交通基盤整備効果の推定を行う既往研究をレビューする。その上で、交通基盤整備評価への適用に向けた論点整理を行うとともに展望について述べる。

Key Words : *causal inference, transport infrastructure appraisal, difference-in-differences, instrumental variables*

1. はじめに

限られた資源を有効に活用し、国民により信頼される行政を展開するために、政府は客観的根拠に基づく政策形成 (Evidence-Based Policy Making; EBPM) の体制構築を推進している。政策効果の最大化に向けては、統計等データを用いた事実・課題の把握、政策効果の予測・測定・評価による政策の改善といったマネジメントサイクルの確立が必要である。国土交通行政においては、事業採択時 (及び再評価時) に費用便益分析の実施が制度化され、事業効果の定量的評価が行われてきたものの、完了後に実際に発現した効果について計測し、事後的に検証する作業はこれまで十分には行われてこなかった。平成 28 年 11 月に国土交通省が策定した「ストック効果の最大化に向けて—その具体的戦略の提言—」では、「見える化・見せる化」をストック効果最大化のための重要戦略の1つとして位置付け、今後行うべき取り組みとして、(1) 幅広い効果の把握に向けた事後評価の充実、ビッグデータ、アンケート等の幅広い情報の活用、(2) 誰にでもわかりやすい情報提供、伝え方の工夫、(3) 帰着ベースの経済分析手法の活用に向けた検討が挙げられている。

事後評価では、ストック効果の発現状況を多面的に捉え、統計データを有効に活用しながら、可能な限り定量的・客観的に効果を把握することが求められる。その一方で、実務での事後評価では、事業の効果の発現状

況として、交通量や所要時間 (走行速度)、渋滞損失時間などの実績データが事業前後でどの程度変化したかを示すのが一般的で、前後比較による評価に留まっている。前後比較では、事業実施前後での状況変化が当該事業だけによる効果であるかを判別できず、誤った評価結果を導く可能性が否定できない。政策効果の評価においては、政策を実行した場合 (with) と実行しなかった場合 (without) の2ケースの比較 (有無比較) が基本である。その際、経済モデルなどを用いて“実現しなかったケース”を導出する必要があるものの、こうしたモデルは大規模かつ複雑な分析を要するといった問題がある。社会基盤整備がもたらすストック効果を適切に把握するためには、こうした評価手法の課題克服が不可欠である。

EBPM の文脈でエビデンスという場合、それは単なるデータではなく、また政策と効果の間に見られる相関関係でも不十分で、客観的に示された因果関係を指す。しかし、社会経済統計などの観察データを用いる場合、交絡や逆の因果性などが介在するため、政策の因果効果の推定は格段に困難となる。昨今、こうした問題を克服する様々な統計的因果推論手法が提案され、それらを適用した実証研究が活発に行われている。土木計画分野でも、高速道路や鉄道、新交通システムなどの交通インフラ整備がもたらす因果効果の推定を試みる研究が数多く報告されているものの、分析手法や用いられるデータが研究毎にまちまちであり、それら

表-1 潜在的結果と有無比較

	処置群 ($X = 1$): IC 整備が行われた地域	対照群 ($X = 0$): IC 整備が行われなかった地域
整備した場合	実現した結果	実現しなかった潜在的結果 (反事実)
整備しなかった場合	実現しなかった潜在的結果 (反事実)	実現した結果

の成果が知見として十分に整理されていない状況にある。また、国内事例を対象とした研究は、現在のところ極めて限られている。

こうした状況を踏まえ、以下では、2. で統計的因果推論の各手法について概説し、3. で交通基盤整備効果の因果推定に関する研究についてレビューする。その上で、4. で統計的因果推論アプローチの交通基盤整備評価への適用に向けた論点整理を行うとともに展望について述べる。

2. 因果効果の識別戦略

本章では、高速道路整備が地域にもたらすストック効果を例に挙げ、因果推論における識別問題とその対応法について概説する。

(1) 潜在的結果と因果効果

高速道路の建設に伴ってインターチェンジ（以下、IC と記す）が整備された地域（処置群）と整備されなかった地域（対照群）が存在する。ここで、 X は IC 整備の有無（処置の割り当て）を表す 2 値変数であり、整備が行われる場合には $X = 1$ 、整備が行われない場合には $X = 0$ をとるものとする。また、 $Y(X)$ は人口や雇用、あるいは付加価値額や生産性といった地域の潜在的なアウトカム（結果変数）であり、整備が行われた場合を $Y(1)$ 、整備が行われなかった場合を $Y(0)$ と表す。

IC 整備が地域 i に及ぼす個別処置効果（individual treatment effect; ITE）は、有無比較により、

$$ITE_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (1)$$

と定義される。なお、個別処置効果が実際に意味を持つためには、(a-1) 地域 i の潜在的結果 $\{Y_i(1), Y_i(0)\}$ は他地域の IC 整備の状況には依存しないこと、(a-2) 地域 i に対する処置（例えば、IC の整備内容や地元における協力体制など）が 1 通りに定まっていることという 2 つの条件を満足する必要がある。これらは、SUTVA 条件（stable unit treatment value assumption）と呼ばれる（SUTVA 条件については、4. で改めて議論する）。

続いて、母集団である全対象地域における平均処置効果（average treatment effect; ATE）は、個別処置効

果の期待値を用いて以下のように定義される。

$$\begin{aligned} ATE &= E[Y(1) - Y(0)] \\ &= E[Y(1)] - E[Y(0)] \end{aligned} \quad (2)$$

この値は、全対象地域において IC が整備された際と整備されなかった際のアウトカムの差の平均である。同様に、IC が整備された地域（処置群）における平均処置効果（average treatment effect on the treated; ATT）は、

$$ATT = E[Y(1) - Y(0) | X = 1] \quad (3)$$

と定義される。しかし、表-1 に示す通り、実現しなかった潜在的結果（反事実）は観測できないため、有無比較を行うことは根本的に不可能である。この問題は、「因果推論における根本問題（Holland¹⁾）」と呼ばれる。

(2) 無作為割り当て

上述の通り、因果効果を直接的に計測することは不可能である。では、どのような条件を整えれば、実際に観測されたデータのみから因果効果を推定することができるか。いま仮に、IC が整備される地域がランダムに選ばれる状況（無作為割り当て）を想定しよう。このとき、IC 整備の有無 X と潜在的な結果 $\{Y(1), Y(0)\}$ とは独立；

$$\{Y(1), Y(0)\} \perp X \quad (4)$$

となり、処置群及び対照群における潜在的結果の分布を母集団分布と同じものであると見なすことができる。したがって、

$$E[Y(1)] = E[Y(1) | X = 1] \quad (5)$$

$$E[Y(0)] = E[Y(0) | X = 0] \quad (6)$$

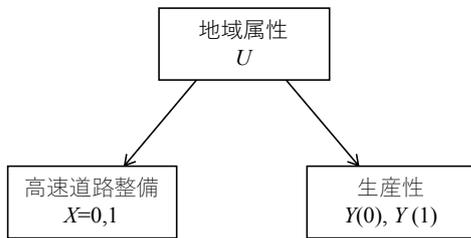
が成立することから、式 (2) の平均処置効果を

$$ATE = E[Y(1) | X = 1] - E[Y(0) | X = 0] \quad (7)$$

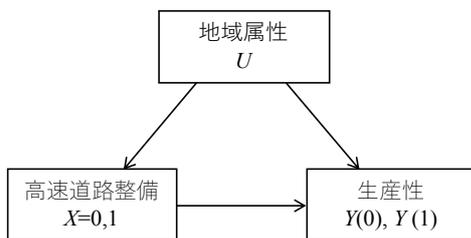
と書き直すことができる。式 (2) は反事実を含むため計測できないが、式 (7) は観察データから計測することが可能である。このように、処置の割り当てを無作為に行うことにより、処置による因果効果（介入効果）を検証する方法は、ランダム化比較試験（randomized controlled trial; RCT）と呼ばれ、実験研究で広く適用されている。一方、観察研究においては、厳密な意味で RCT を行うことは不可能であるものの、あたかもランダムに政策が割り当てられ、実験的な状況が作り出さ



(a) 単純な因果関係のケース



(b) 疑似相関のケース



(c) 交絡があるケース

図-1 因果ダイアグラムの例

れたと見なすことができる場合が存在する。そのようなケースは、自然・擬似実験（準実験）と呼ばれ、RCTと同様の方法により因果効果の検証が可能となる。

(3) 交絡

観察研究においては、処置が無作為に割り当てられていない場合がほとんどであり、上記の推定方法では推定値にバイアスが含まれる可能性が高い。図-1はXとYの間に相関関係が観察されるとき因果構造を示すグラフ（因果ダイアグラム）の例である。四角で囲まれた変数は観測された変数を、また、矢印は変数間の因果関係の方向を示している。図-1(a)では、Xを原因、Yを結果とする因果構造のみを持つダイアグラムであり、この場合、XとYの間の相関関係をそのまま因果関係と解釈して問題ない。一方、図-1(b)では、XとYの間に矢印はなく、代わりにX、Yに向けて矢印を持つ共通の変数Uが存在している。このような構造を交絡（confounding）といい、XとYに共通して影響を及ぼす要因Uは交絡因子（共変量）と呼ばれる。IC整備の例では、港湾や空港といった他の交通インフラへの近接性や地域の産業構造などの地域における地理的属性や社会経済的属性が交絡因子となり得る。交絡因子が存在する場合、本来、直接的な関係を持たないXとYの間に相関が観察される。このような関

係は疑似相関と呼ばれる。最後に、図-1(c)は直接的な因果関係と交絡によって生じる疑似相関が混在しており、無作為割り当てが困難な観察研究でしばしば見られる状況である。このとき、XとYの間に観察される相関関係をそのまま因果関係と見なすことは誤りである。

交絡が存在する場合に因果効果を識別するには、以下に示す条件が成立している必要がある。

強い意味での無視可能な割り当て（strongly ignorable treatment assignment）条件（Rosenbaum and Rubin, 1983）

(b-1) 条件付き独立性：

$$\{Y(1), Y(0)\} \perp X | U \quad (8)$$

(b-2) 条件付き正值性：

$$0 < P(X = 1 | U) < 1 \quad (9)$$

条件付き独立性とは、観測された共変量U以外に処置の割り当てXに影響を与える変数はなく、また、共変量Uを条件付ければ、潜在的結果 $\{Y(1), Y(0)\}$ の分布はどちらの群に割り当てられたかに依存しないことである。条件付き正值性とは、与えられた共変量Uの下で、処置に割り付けられる確率が0より大きく1より小さいという条件である。言い換えると、必ず処置を受ける個体（確率1）や必ず受けない個体（確率0）は含まれないということである。強い意味での無視可能な割り当て条件が成立していれば、共変量Uの値ごとにXとYの間の因果効果を評価し、それらをUの分布で統合することにより、平均処置効果を推定することができる。

$$ATE = E_U[Y(1)|X = 1, U] - E_U[Y(0)|X = 0, U] \quad (10)$$

なお、共変量調整によって因果効果を推定するための具体的な手法としては、回帰モデルを用いる方法、マッチングや層別化を用いる方法などある。回帰モデル（共分散分析モデル）を用いる方法は、土木計画分野でも馴染みが深いものの、結果変数と共変量の関係のモデル化を誤ると推定値に大きなバイアスが生じることが指摘されている。マッチングでは、処置群に含まれる個体と同じ（または、近い）値の共変量を持つ個体を対照群から選んでペアを作り¹、個体間の結果変数の差をペアの数で平均することによって平均処置効果を算

¹（調整対象となる）全ての共変量と同じ値を持つ個体同士をペアにする完全マッチングが理想ではあるものの、実際には適用が困難である。そこで、個体間の距離を定義（マハラノビス距離など）した上で、最も小さい距離にある個体を選択する最近傍マッチングや特定の距離以上ではマッチングしない条件を加えたキャリパーマッチングなどが良く利用される。また、マッチングの際に不可避免的に発生するズレの影響を小さくするため、カーネル回帰法により補完した値をマッチング相手として代用する手法なども提案されている。

出する。また、層別化では、共変量の値をいくつかの層に分け、層ごとに算出した処置群と対照群の結果変数の差の平均を各層の重みを使って統合する。マッチングや層別化を用いる方法は、パラメトリックな定式化を必要としないため、回帰モデルが抱える問題を回避することができる。一方で、共変量の数が多い場合、共変量の値が一致するような適切なペアを作ることが困難となる点や階層の数や分け方に分析者の恣意性が介在する点が問題として存在する。

(4) 傾向スコア

一般に、強い意味での無視可能な割り当て条件を満たすには多くの共変量が必要となる。上述の通り、共変量を調整する上で、その数が増えるに連れて適切な推定が困難となる。この問題を解決するために、Rosenbaum and Rubin (1983) によって提案された概念が傾向スコア (propensity score) である。実際に、傾向スコアを用いた推定法は、仮にモデルの設定を誤ったとしてもバイアスが小さく、推定結果が頑健であることが報告されている。傾向スコアは、処置の割り当て X および観察された共変量 U に対し、 U が与えられた下で各個体が処置に割り当てられる確率

$$e(U) = P(X = 1|U) \quad (11)$$

として定義される。傾向スコア $e(U)$ で条件付けた場合、共変量の分布と処置の割り当てが独立となる²。

$$U \perp X | e(U) \quad (12)$$

このとき、傾向スコアに関する条件付き独立性

$$\{Y(1), Y(0)\} \perp X | e(U) \quad (13)$$

が成り立つことが明らかにされている。したがって、傾向スコアは、多次元の共変量が持つ情報を 1 次元の変数として集約した値である。ここで、実際には各個体の傾向スコアの真値は分からず、データから推定する必要がある。推定におけるモデルの設定としては、プロビットモデルやロジットモデルが使用されることが多い。

$$PS_i = \text{Probit}(X_i = 1|U_i) \quad (14)$$

ここで、傾向スコアの推定において重要となる 2 点について述べる。1 点目は、傾向スコアの推定に用いる共変量をいかにして選ぶかである。結論のみを述べると、結果変数と関連があると思われる変数についてはなるべく多く投入すること、処置によって影響を受ける変数 (中間変数) はモデルに含めるべきではないことである³。2 点目は、算出された傾向スコアが条件付き独

² このような性質を持つ変量をバランシング・スコアと呼ぶ。

³ 共変量選択に関しては、Pearl の因果推論アプローチにおける「バックドア基準」が有効である。因果ダイアグラムにおいて「バックドア基準」を満たす共変量の組を回帰分析の説明変数として追加したとき、パス解析における総合効果を着目する因果

立性条件 (13) を満たしているかである。条件の成否を直接確認することはできないが、間接的に確認することはできる。まず、回帰モデル (14) が十分な予測力を持っているか否かである。予測力が十分に高ければ問題ないが、逆に予測力が低い場合は重要な共変量がモデルから欠落している可能性を意味する。次に、(12) 式の通り、処置群と対照群での共変量の分布が同じとみなせるかどうかである。両群での平均や分散だけではなく、分布形そのものを同じとみなせるか、変量同士の同時分布に関してまで確認することが望ましいとされる。このような作業はバランチェックと呼ばれる。条件 (13) が成立していないと判断された場合は、共変量の高次項や交差項を追加してモデルを推定し直すか、機械学習などを利用したノンパラメトリックな推定法を採用するなどの対応が必要となる。

傾向スコアを用いた具体的な推定手法としては、マッチングや層別解析、回帰モデルを用いる方法があるものの、それぞれ次のような欠点が指摘されている。

- (i) マッチング・層別解析では、因果効果の推定値は算出できるものの、標準誤差や潜在的結果の各周辺期待値 ($E[Y(1)]$, $E[Y(0)]$) を推定することができない。
- (ii) マッチングでは、マッチされる側 (サンプルサイズの小さい方の群) の共変量分布に基づいて期待値操作が行われるため、通常、処置群における因果効果 (ATT) しか推定されない。また、各群のサンプルの大きさに偏りがある場合、サンプルが大きい群に含まれるデータの多くが推定に利用されず無駄になる。
- (iii) 回帰分析では、傾向スコアと結果変数の関係に関するモデル設定の妥当性が不明である。

以上の欠点を克服した推定法が提案されている。まず、逆確率による重み付け (inverse probability weighting: IPW) 法である。条件付き独立性条件 (13) が成立するとき、傾向スコアの逆数で重み付けした結果変数の期待値は、 $E[Y(1)]$ の不偏推定量となる⁴。

$$E\left[\frac{X}{e(U)}Y(1)\right] = E_U\left[E_{X|U}\left(\frac{X}{e(U)}\right)E_{Y(1)|U}(Y(1))\right] = E[Y(1)] \quad (15)$$

したがって、潜在的結果の周辺期待値の推定値 $\hat{E}[Y(1)]$ は、観測されたデータを用いて以下のように導出される。

$$\hat{E}[Y(1)] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{X_i}{e(U_i)} Y_i(1) \quad (16)$$

また、 X を $1 - X$ に、 $e(U)$ を $1 - e(U)$ に、 $Y_i(1)$ を $Y_i(0)$ に置き換えると $\hat{E}[Y(0)]$ の推定値となり、両者の

(介入) 効果と同一と見なせる。詳細は文献を参照のこと。

⁴ 実際の推定では傾向スコアの推定値 \hat{e} を代用するため、一致推定値となる。

差が ATE の推定値である。

続いて、二重にロバストな推定 (**doubly robust estimation**) 法である。潜在的結果の周辺期待値の二重にロバストな推定値 $\tilde{E}[Y(1)]$ を以下のように表す。

$$\tilde{E}[Y(1)] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{X_i}{e(U_i)} Y_i(1) + \left(1 - \frac{X_i}{e(U_i)} \right) \hat{Y}_i(1) \right] \quad (17)$$

ここで、右辺第 1 項は IPW の推定値と同じ値である。一方、右辺第 2 項の $\hat{Y}_i(1)$ は、共変量を説明変数とした回帰モデル：

$$Y_i(1) = a_1 + \sum_{k=1}^K b_k U_{ki} + \epsilon_i \quad (18)$$

の推定値である。ただし、 U_{ki} は個体 i の k 番目の共変量の値を、 a , b_k は回帰パラメータを表す。ここで、傾向スコアの推定値が正しければ $E(X/e) = 1$ 、回帰式 (18) による推定値が正しければ $E[\hat{Y}(1)|U] = E(Y(1)|U)$ となることから、どちらかが正しければ $\tilde{E}[Y(1)]$ は $E[Y(1)]$ の一致推定量となる。先ほどと同様に、 X を $1-X$ に、 $e(U)$ を $1-e(U)$ に、 $Y_i(1)$ と $\hat{Y}_i(1)$ をそれぞれ $Y_i(0)$ と $\hat{Y}_i(0)$ に置き換えると $\tilde{E}[Y(0)]$ の推定値となり、両者の差は ATE の推定値となる。

(5) 差の差分法

これまでの議論では、全ての共変量を観察できる状況が前提としているが、現実的には、観察できない共変量が存在する場合も多い。推定に必要な共変量が欠落する場合、強い意味での無視可能な割り当て条件は成立せず、推定にバイアスが生じる（欠落変数バイアス）。本節では、パネルデータを用いた推定手法によって、この問題を回避できることを示す。

IC 整備が行われた地域のグループ（処置群）と行われなかった地域のグループ（対照群）のそれぞれについて、整備前後のアウトカムのデータを入手しているとしよう（図-2）。 $Y_{Tt}(X)$, $Y_{Ct}(X)$ は、処置群 (T) および対照群 (C) における割り当て X の場合の時点 t での潜在的な結果変数を表す。ただし、時点 t が処置前であれば 0、処置後であれば 1 をとる 2 値変数である。ここで推定対象となるのは、整備が行われた地域における IC 整備がもたらす平均因果効果、すなわち、

$$ATT = E[Y_{T1}(1) - Y_{T1}(0)] \quad (19)$$

である。しかし、 $Y_{T1}(0)$ は反事実であり、観測することはできない。そこで、ある条件を追加した上で、入手可能な 2 グループ・2 時点のデータを利用して実現しなかった潜在的結果 $Y_{T1}(0)$ を補完するのが差の差分法 (**Difference in difference; DID**) である。具体的には、「処置群と対照群の差」と「処置前後の差」の 2 つ

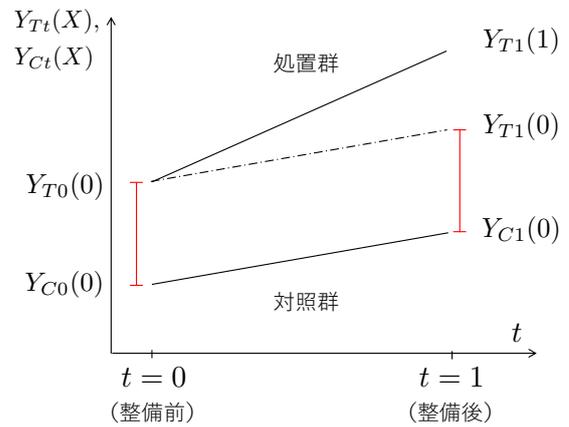


図-2 差の差分分析

の差を用いて、差の差分を

$$DID = E[\{Y_{T1}(1) - Y_{C1}(0)\} - \{Y_{T0}(0) - Y_{C0}(0)\}] \quad (20)$$

と表す。DID により ATT を推定するためには、次の 2 つの仮定を満たしている必要がある。(c-1) 平行トレンド仮定 (parallel trend assumption) と (c-2) 共通ショック仮定 (common shocks assumption) である。仮定 (c-1) は、もし仮に処置が行われなかった場合、処置群と対照群において、アウトカムが平行したトレンドを描く ($Y_{T1}(0) - Y_{C1}(0) = Y_{T0}(0) - Y_{C0}(0)$) というものである。仮定 (c-2) は、介入前のアウトカム測定と、介入後のアウトカム測定との間に、アウトカムに影響を与えるような「別のイベント」が起きていない、もしくは起きているとしたら 2 群に対して同じように作用しているという仮定である⁵。差の差分法の利点は、観測不可能な共変量が存在したとしてもそれらが時間に対して一定であれば、2 時点間の差分を取ることによってその影響を因果効果から切り離すことができる点である。このことから、差の差分法は固定効果モデルを応用した推定法であるといえる。

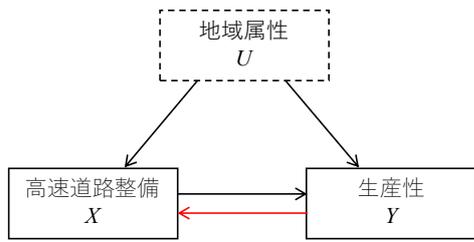
式 (20) を回帰モデルを用いて、以下のように表現し直すことができる。

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_i + \gamma t_i + \delta(X_i \cdot t_i) + \epsilon_i \quad (21)$$

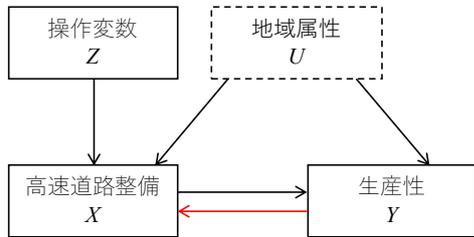
ここで、 i は個体を示すインデックス、 Y_{it} は個体 i の時点 t におけるアウトカムを、 ϵ_i は誤差項を表す。ここで、回帰分析によって求めた交差項 ($X_i \cdot t_i$) の回帰係数 δ が DID と一致する⁶。平行トレンド仮定が満たされ

⁵ 仮定 (c-1) 及び (c-2) の成否を直接的に確認する方法は存在しない。なお、処置前にアウトカムが複数回測定されている場合、それらのデータにおいて処置群、対照群の両群のアウトカムのトレンドが平行であることを示すことが出来れば、仮定 (c-2) の妥当性を間接的に確認することができる。

⁶ 式 (20) を OLS で推定する場合、グループレベルの脱落変数の影響はグループレベルの固有効果として捉えられる。一方、固定効果モデルによって推定する場合、(時間を通じて変化しない) 脱落変数の影響は個体レベルの固有効果としてモデルから除去される。



(a) 内生性が存在するケース



(b) 操作変数を含む因果ダイアグラム

図-3 内生性と操作変数法

るためには、処置群に含まれる個体と対照群に含まれる個体が互いに十分に類似している必要がある。回帰モデルを用いる差の差分法においては、式(21)に(時間によって変化する)共変量を制御変数として追加することができる。一方で、これまでの議論と同様に、モデルの誤設定には十分な注意が必要となる。

傾向スコアマッチングと差の差分法を組み合わせた傾向スコアマッチング・差の差分法(DID-PSM)も提案されている。仮に、完全マッチングを採用した場合、DID-PSMによる因果効果の推定は、次のように表される。

$$ATT_{DID-PSM} = E_{e(U)} \left[E \left[\{ (Y_{T1}(1) - Y_{C1}(0)) - (Y_{T0}(0) - Y_{C0}(0)) \} | e(U) \right] \right] \quad (22)$$

すなわち、各群から同じ傾向スコアの値を持つ個体同士をマッチングした上で、(傾向スコアに関して条件付きの)式(20)を計算し、それを処置群における傾向スコアの分布で期待値を取ることによって $ATT_{DID-PSM}$ の推定値を得る。なお、実際の推定においては、完全マッチングが困難な場合が多く、その他のマッチング手法により各群の個体同士をマッチングさせる。

(6) 操作変数法

a) 内生性バイアス

図-3に示すように、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(reverse causality)」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ならば、高速道路整備による因果効果を過大(過小)に評価してしまう危険性がある。また、前節でも述べたように、観測できない共変量が存在する場面は少なくない。こうした状況では、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、その結果、通常のOLS推定量はバイアスをもつ。ここで、以下の回帰モデルを考えよう。

$$Y_i = \alpha + \beta_{X \rightarrow Y} X_i + \epsilon_i \quad (23)$$

Y は連続的な結果変数、簡単のため、説明変数は X のみとする。 ϵ_i は誤差項を表す。このとき、回帰係数 β の最小2乗推定量 $\hat{\beta}_{OLS}$ は以下のように表される。

$$\hat{\beta}_{OLS} = \beta_{X \rightarrow Y} + \frac{\sum (X_i - \bar{X}) \epsilon_i}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (24)$$

$$\xrightarrow{P} \beta_{X \rightarrow Y} + \frac{Cov(X_i, \epsilon_i)}{Var(X_i)}$$

ただし、記号 \xrightarrow{P} は確率収束を表す。説明変数 X と誤差項 ϵ_i に相関がある場合、右辺第2項は0とはならず、 $\hat{\beta}_{OLS}$ は一定性を満足しない。これは、内生性バイアスと呼ばれる問題である。

b) 操作変数と2段階最小二乗法

操作変数法によって、内生性バイアスを回避することができる。操作変数が満たすべき条件を以下に示す。(d-1)操作変数 Z_i は説明変数 X_i と関係する(関連性; relevance) :

$$Cov(Z_i, X_i) \neq 0. \quad (25)$$

(d-2) Z_i は被説明変数 Y_i に対し X_i を通じてのみ影響を与え、直接は影響しない(除外制約; exclusion restriction)⁷ :

$$Cov(Z_i, \epsilon_i) = 0. \quad (26)$$

(d-3) Z_i と Y_i の両方に影響を与える共変量が(制御されぬまま)存在しない(no instrument-outcome confounder)。

操作変数を用いた2段階最小二乗推定(2 steps least square; 2SLS)法によって回帰係数 β を適切に推定することができる。step(1)内生的な説明変数 X を被説明変数、操作変数 Z を説明変数として第1段階の回帰分析を行い、 X_i の推定値 \hat{X}_i を算出する。

$$X_i = \gamma + \beta_{Z \rightarrow X} Z_i + \eta_i \quad (27)$$

第1段階では、内生的な説明変数 X_i を、操作変数によって説明できる部分 $\hat{X}_i (= \gamma + \beta_{Z \rightarrow X} Z_i)$ とその他の部分 η_i とに分離している。 Z_i は、誤差項 ϵ_i (あるいは、被説明変数 Y_i)と直接的な関連を持たないので、 X_i の情報のうち ϵ_i の影響を受ける部分は η_i に落とし込まれている。すなわち、 \hat{X}_i は、 X_i の情報のうち ϵ_i の影響

⁷ 外生性(exogeneity)とも呼ばれる

を受けない部分のみを抽出したものである。step (2) 第 2 段階として、第 1 段階で得た推定値 \hat{X}_i を説明変数として、被説明変数 Y_i との関係推定する。

$$Y_i = \alpha + \beta_{X \rightarrow Y} \hat{X}_i + \epsilon'_i \quad (28)$$

IV 推定量は以下のように表される。

$$\hat{\beta}_{IV} = \beta_{X \rightarrow Y} + \frac{\sum(Z_i - \bar{Z})(\epsilon_i - \bar{\epsilon}_i)}{\sum(X_i - \bar{X})(Z_i - \bar{Z})}$$

$$\xrightarrow{p} \beta_{X \rightarrow Y} + \frac{Cov(Z_i, \epsilon_i)}{Cov(Z_i, X_i)} = \beta_{X \rightarrow Y} \quad (29)$$

条件 (d-1), (d-2) が成立するとき、IV 推定量が一致推定量となることがわかる。なお、 $\hat{\beta}^{IV}$ は、 Y_i を Z_i に回帰したときの回帰係数の最小 2 乗推定値 $\hat{\beta}_{Z \rightarrow Y}^{OLS}$ を X_i を Z_i に回帰したときの回帰係数の最小 2 乗推定値 $\hat{\beta}_{Z \rightarrow X}^{OLS}$ で除した値として書き表すこともできる。

$$\hat{\beta}_{IV} = \frac{s_{zy}/s_z^2}{s_{zx}/s_x^2} = \frac{\hat{\beta}_{Z \rightarrow Y}^{OLS}}{\hat{\beta}_{Z \rightarrow X}^{OLS}} \quad (30)$$

操作変数法においては、上記の 3 条件を満たす適切な操作変数を見出すことが重要となる。条件 (d-1) について、 Z_i と X_i の間の相関が弱い (relevant でない) 場合、式 (29) より IV 推定量の一致性が脅かされる (weak instruments 問題⁸ と呼ばれる)。条件 (d-2) 及び (d-3) については、統計的に検定することはできない。したがって、分析者が理論的予測などに基づいて、その正当性を丁寧に説明しなければならない。一般に、上記の条件を満足する操作変数を見つけることは必ずしも容易ではなく、慎重な吟味を要する。

c) 局所的平均処置効果

再び、説明変数 X が処置の割り当てを表す 2 値変数であるとする。同様に、操作変数 Z も 0, または 1 のいずれかの値をとる 2 値変数であるとしよう。高速道路整備による因果効果の推定を例に考える。処置 X_i は地域 i に高速道路が通っているか否かを表し、操作変数 Z_i として当該地域を歴史街道ルートが通っていたか否かとする⁹。ここで、条件 (d-1)-(d-3) が成否を順に確認する。(d-1) は成立することが予想される上、1 段階目の推定によりその成否を確認することができる。次に、昔と現代では産業構造も大きく異なるため、ある地域が歴史街道ルート上にあるという事実が現代における当該地域の生産性などに直接的に影響するとは考えにくい。従って、(d-2) も成立すると考えて妥当である。(d-3) については、そのままでは成立しない場合が多いものの、共通の共変量で条件付けることで成立する¹⁰。ここで、さらに以下の条件を追加する。

⁸ 1st stage F-statistic (第 1 段階目の回帰において操作変数の回帰係数が全てゼロ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。

⁹ 後述するように、道路整備効果の因果推論において、歴史街道ルートは多くの既往研究で採用されている操作変数である。

¹⁰ 厳密には、共変量を制御する場合には局所的平均処置効果は式 (31) とは異なる形で定義される。

(d-4) $X(Z=1) \geq X(Z=0)$ (単調性; monotonicity)

条件 (d-4) は、歴史街道ルート上にある場合には高速道路が整備されないにもかかわらず、逆にルート上でなかった場合に高速道路が整備されるような (天邪鬼な) 地域が存在しないことを表している。以上の 4 条件が満たされるとき、局所的平均処置効果 (local average treatment effect; LATE) は以下のように定義される。

$$LATE = \frac{E(Y|Z=1) - E(Y|Z=0)}{E(X|Z=1) - E(X|Z=0)} \quad (31)$$

なお、式 (31) は、式 (30) と概念的に対応している。局所的平均処置効果とは、操作変数の値 Z と割り当て X の値が同じになる ($Z=0$ で $X=0$, あるいは $Z=1$ で $X=1$) 部分集団における因果効果である。

3. 交通基盤整備効果の因果推論に関する研究レビュー

(1) レビューの視点

交通基盤整備は地域のアクセス性向上に伴う生産力の拡大、人口や雇用の増加、資産価値の向上など多様な影響を地域社会に及ぼすものの、その因果関係を明らかにすることは容易ではない。Redding and Turner²⁾ は、交通基盤整備が経済活動の空間構造に及ぼす効果を操作変数法などを用いて推定する研究についてレビューを行った。都市内 (intracity) か都市間 (intercity) かで交通インフラを分類し、それぞれについて主に立地変化に着目して既往研究を整理している。その結果、道路や鉄道までの距離が 2 倍になると、人口や雇用が 6-15% 低下すること、高速道路整備は都市人口や製造業の郊外化をもたらすこと、効果は経済発展の度合いには影響を受けないが、交通機関や産業によって異なることなどを明らかにした。本章では、2. で説明した因果推論アプローチに基づく交通基盤整備効果の因果推論研究についてレビューを行う。その際、人口増加・雇用促進効果に加え、生産力拡大効果や資産価値向上効果についても検討を行う。

(2) 分析アプローチ

a) 差の差分法

差の差分法は、Isserman らによる一連の研究³⁾⁻⁵⁾により初めて地域科学分野に紹介され、その後、様々な交通基盤整備の評価に適用されている。以下では、(i) 効果の空間的範囲、(ii) 準実験・共変量調整、(iii) アナウンスメント効果の各観点から整理を行う。

(i) 効果の空間的範囲

都市間交通インフラを対象とする研究では、地域を基本単位として、当該地域内に交通インフラが敷設されるか否かを処置の割り当てとして分析するケースが

多い (Chandra and Thompson⁶⁾, Datta⁷⁾, Xu and Nakajima⁸⁾ など) 一方, 都市内交通インフラを対象とする研究では, 駅や IC から一定距離の範囲内に含まれる地点を処置群として設定する機会が多い¹¹⁾. McDonald and Osuji⁹⁾ は, シカゴの都市高速鉄道計画が住宅地価に及ぼす効果を回帰 DID モデル¹²⁾ によって推定している. 別途, 実施されたシミュレーション分析において, 駅から 2 マイル以遠では地価変化が起これないと予測されたことから, 処置群の空間範囲を 1.5 マイル以内に, 対照群の空間範囲は 1.5-3 マイルに設定している. Gibbons and Machin¹⁰⁾ は, ロンドンにおける地下鉄駅までの近接性の経済価値を住宅価格データを用いた DID 法により評価している. 新駅が最寄り駅で, その距離が 2km 以内である地点を処置群, それ以外の地点を対照群に設定した上で DID 推定を行なった結果, 駅までの近接性向上によって住宅価格を 9.3% 上昇したことを示した. 処置群の範囲については, 0.5km ずつ探索を行い, 回帰 DID モデルの決定係数が最も高い 2km が選択されている. Diao et al.¹¹⁾ は, 局所多項式回帰 (local polynomial regression) を用いて, シンガポールにおける新線開業が住宅価格に影響を与える範囲を新駅から 600m と特定し, 処置群の範囲として設定している. ただし, 駅からの直線距離ではなく, 街路ネットワーク上の距離を採用している.

(ii) 準実験・共変量調整

交通インフラ整備が行われる地域はランダムに選ばれるわけではなく, 地域の規模や産業構造, 地理的条件, 政治的要因など様々な要因に依存する. そのため, 交通インフラ整備効果の実証研究では, 大抵の場合において交絡が問題となる. しかし, 分析の視点を少し変えることにより, この問題を回避することができる. 都市間高速道路は, ほとんどの場合, 主要な都市の間を結ぶルートに整備される. ルート上に位置する地域は地理的な関係性から IC が整備されるものの, その他の (観測できない) 地域属性がルートの決定に及ぼす影響は些細である (inconsequential). そのような地域に対象を絞れば, 高速道路整備が無作為に割り当てられていると考えることができる (準実験). Chandra and Thompson⁶⁾ は, 上記のアイデアを利用して, 高速道路の新規整備がアメリカ地方部における経済成長に及ぼす効果について分析を行っている. Datta⁷⁾ も同様の準実験アプローチを用いて, インドの高速道路ネットワーク整備が企業行動に及ぼす影響について DID 法により評価している. また, Mayer and Trevien (2017)¹²⁾

は, パリの都市内高速鉄道開通に伴う所要時間の短縮が企業の立地, 雇用及び人口に与える影響について DID 法を用いて分析を行っている. なお, ここでの推定値は, ATE ではなく, LATE であることに注意する必要がある.

DID 法を適用する上で, 処置群と十分に類似した対照群をどのように選定するかが問題となる. 交絡の存在は, DID 法の前提となる平行トレンド条件の成立を危うくする. 対照群の選定に傾向スコア・マッチングを利用する DID-PSM 法を用いた研究も報告されている. Gibbons and Machin¹⁰⁾ は, 住宅の属性を共変量とした傾向スコアに基づくマッチングによる推定値を通常の DID による推定値と共に示し, 分析の頑健性を確認している. Xu and Nakajima⁸⁾ は, 中国の地方部を対象に高速道路整備が産業発展に及ぼす効果を DID-PSM 法で推定している¹³⁾. Kanasugi and Ushijima¹³⁾ は, リニア開通に伴って東京駅および名古屋駅までの時間距離が減少する地域を処置群, 変化しない地域を対照群に設定し, DID(FE), DD(IPW), 傾向スコアマッチング (最近傍マッチング) の各手法でリニア新幹線計画が住宅価格に及ぼす効果の推定を行なっている.

(iii) アナウンスメント効果

アナウンスメント効果とは, 社会インフラ整備においてその運用が始まる以前から周辺地域で資産価値などが上昇する現象のことである. シカゴの the Midway Line を対象とした McDonald and Osuji⁹⁾ は, 「たとえ開通前であっても計画路線が確定すれば, 近い将来に開通する鉄道がもたらす利便性への期待から不動産価格が変化する」として, 路線の整備自体は決定しているものの具体的な路線設計の発表前に該当する 1980 年を処置前, 建設開始後の 1990 年を処置後のタイミングに選定している. Kanasugi and Ushijima¹³⁾ も, 対象を (分析時点で未開通の) リニア新幹線としているためでもあるが, 計画が公表された 2011 年時点を開通の開始された時点として定義している. このように, 交通インフラ整備の処置のタイミングをどの時点にするかという問題に対して妥当性のある定義をすることは非常に難しい. McMillen and McDonald¹⁴⁾, Billings¹⁵⁾, Levkovich et al.¹⁶⁾, Cohen and Brown¹⁷⁾, Comber and Arribas-Bel¹⁸⁾ も, 同様のアナウンスメント効果の検討を行っている. 一方で, 鉄道整備の処置効果を計画発表時点, 建設費用に関する契約の成立時点, 建設期間中, 開通後, といったように「前」と「後」のみに留まらない多時点で観測する試みも複数なされている (例えば, Mulley and Tsai¹⁹⁾, Yen et al.²⁰⁾) もの, 交通インフラ整備が不動産価格に及ぼす影響が発現するタイミングは, インフラの種

¹¹⁾ 対照群の設定については, 対象地域のうち処置群以外の全ての地点とする場合や処置群を取り囲む一定の距離帯に含まれる地点を抽出する場合などがある.

¹²⁾ McDonald and Osuji では, この手法を一般化前後比較法 (generalized before-and-after evaluation method) と呼んでいる.

¹³⁾ Xu and Nakajima は, 高速道路整備のない地域と計画はあるものの未整備の地域の産業の業績を比較する対照試験の結果, 選択バイアスの影響は必ずしも大きくないと述べている.

類や土地・住宅・商業用物件といった不動産のタイプ、また分析地域によっても異なる結果となっている。

b) 操作変数法

因果推論において操作変数法を用いる場合、2. (6) で述べた通り、適切な操作変数を見出すことが最も重要な作業となる。国内における操作変数法の適用事例としては、ラグ変数を操作変数に用いることによって自然災害指標が経済成長に及ぼす影響を推定した福田・遠藤²¹⁾や、居住地選択と交通手段選択の間の内生性に公示地価を操作変数とする操作変数法によって対処した松島ら²²⁾などがあるものの、土木計画学分野における分析事例は非常に限られている。本項では、既存研究における操作変数の選定を (i) 計画ルート、(ii) 歴史街道ルート、(iii) ルート選択とは無関係 (inconsequential) の地域、の 3 種類に大別した Redding and Turner²⁾ にならない、整理を行う。

(i) 計画ルート

Baum-Snow²³⁾ は、計画ルートを操作変数に採用した先駆的研究である。具体的には、1950 年～1990 年のアメリカにおいて州間高速道路が人口の空間分布に及ぼした影響を分析する際に、1947 年時点での計画ルートを操作変数に用いている。ここでは、計画ルートが軍事目的で設計されたものであり、分析単位である都市圏の発展を企図した計画ではなかったため、操作変数が満たすべき (d-1)、(d-2) の条件を満足すると判断されている。この計画ルートは、アメリカを対象とした他の研究事例（例えば、高速道路整備が労働需要に及ぼす影響をカウンティレベルで分析した Michaels²⁴⁾、高速道路ストックが雇用に与える影響を分析した Durant and Turner²⁵⁾ など）においても操作変数に用いられ、日本を分析対象とした Hsu and Zhang²⁶⁾ においても、1987 年の高規格道路網計画に基づき Baum-Snow と類似の操作変数が検討されている。また、Möller and Zierer²⁷⁾ は、ドイツの高速道路整備が雇用と賃金の変化に及ぼす影響を推定する上で、1890 年の鉄道網計画と 1937 年の道路網計画を操作変数として用いている。

(ii) 歴史街道ルート

もう一つの代表的な操作変数である歴史街道ルートも、現代の道路整備計画とは相関を持つ一方で現代の経済活動の変化には影響を及ぼさないと考えられ、多くの分析で採用されている^{25)、28)–30)}。Durant & Turner²⁵⁾ は、高速道路ストックが 1983～2003 年のアメリカの都市人口・雇用の成長に与える因果効果について構造方程式を定式化し、IV 法により、道路ストック 10% の増加が都市の雇用に 20 年間で約 1.5% 上昇させるという推定結果を得ている。その際に適用された操作変数には、Baum-Snow²³⁾ と同様の 1947 年時点での高速道路の計画ルートに加えて、1518～1850 年の開拓ルート

および 19 世紀の鉄道網が含まれる。このように 1 つの内生変数に対して複数の（過剰な）操作変数が設定される場合は、過剰識別の危険性があるため、過剰な操作変数と元々推計したい式の誤差項との相関を検定する過剰識別制約検定による確認が必要となる。

Holl²⁸⁾ は、1997～2007 年のスペインの製造業を対象に、高速道路整備への近接性が企業の生産性に及ぼす影響について分析を行った。推定に際しては、政府が生産性の高い地域に優先的に道路整備を行う、あるいは、EU が今後の成長を見込んでむしろ生産性の低い地域に整備を行うといった投資に関する問題、生産性の高い企業が高速道路へのアクセスが良い都市部を好んで立地する立地選択の問題、欠落変数の存在などに起因する内生性が生じることに対処する必要がある。同論文では、1760 年の郵便ルート及びローマ時代の道路への距離を操作変数として採用した、固定効果操作変数法を用いて分析を行っている。集積 (local density) の効果についても推定を行い、高速道路によるアクセシビリティ向上効果は企業レベルにおいては集積の効果以上に企業の生産性を向上させたことを明らかにしている。また、高速道路に近接する郊外地域の企業で生産性が大きく向上する一方で、その周辺地域の企業が生産性が低下することにより、道路投資による便益の一部が相殺されることが示された。

Holl と同様にスペインの高速道路整備に着目した Garcia-López et al.²⁹⁾ は、高速道路整備が郊外化に及ぼす因果効果の推定において、2000 年前のローマ街道と 250 年前のブルボン朝期の道路ネットワークを操作変数に用い、内生性に対処している。

(iii) ルート選択とは無関係の地域

分析対象地域が広域にわたる都市間比較において、ルート選択とは無関係 (inconsequential) な地域を選択的に分析することにより、識別問題に対処できる場合がある。この手法は「小規模な地域が新規道路の整備計画上に現れるとすれば、主要な都市同士の中継地点にたまたま位置する場合に限られる」と考えると、これらの小規模地域への処置の割り付けはランダムである（処置の有無以外の特性は、整備路線計画と無関係である）と解釈することができる、という仮定に基づいており、場合によっては (i) や (ii) を併用される。Chandra and Thompson⁶⁾ は、本手法を用いてアメリカの州間高速道路整備が郡レベルの産業別収益に及ぼす影響を分析しており、その結論は、(i) に分類される Michaels²⁴⁾ (1947 年の計画ルートを操作変数に用いて内生性に対処) と概ね合致している。

Banerjee et al.³¹⁾ は、中国の歴史的な条約港と内陸の主要都市の間を直線で結ぶ仮想的なネットワークを描き、仮想ネットワーク上に位置する地域はルート選

択とは無関係であると見なして分析を行っている。同様に中国を分析対象とした Faber³²⁾ の手法も Banerjee et al. と類似しており、国内の主要都市を結ぶ最短経路からなる仮想的なネットワークを構築した上で、高速道路周辺地域と仮想ネットワークとの近接性を用いて、高速道路整備がアウトカム（域内総生産など）に与える影響を推定している。

(3) メタ分析

Melo et al.³³⁾ は、1980 年台後半からの 33 の研究（563 推定結果）を対象に、交通インフラ整備が生産性に及ぼす影響についてメタ分析を行っている¹⁴⁾。結果として、道路の効果が高いこと、インフラ整備指標（金銭、物量）の違いは有意な差を及ぼさないこと、固定効果法を用いないと過大推定、逆の因果性を考慮しないと過小推定することなどを示している。Mohammad et al.³⁴⁾ は、鉄道プロジェクトが土地や建物の価格に及ぼす影響について、23 の研究（102 の推定結果）を対象にメタ分析を行っている。その中で、利用するデータについて、時系列やパネルの場合、クロスセクションの場合と比較して、価格変化を大きく推定する傾向がある一方で、推定方法に関しては、地理的加重帰帰（GWR）モデル、DID モデルともに通常のヘドニックモデルと比較して有意な差はないという結果を示している。

4. 論点整理

これまでの議論を踏まえて、以下では、交通基盤整備の因果効果推定を行う上での論点を示すとともに、その対応などについて考察を行う。

(1) 因果効果の指標

通常、因果効果という場合、母集団における平均処置効果（ATE）を指す。一方、実際に処置を受けた集団での処置を実施した場合のアウトカムとしなかった場合のアウトカムの差、すなわち、処置群における因果効果（ATT）が興味の対象となる場面も少なくない。社会基盤整備の評価において、いずれの指標を用いるべきかは評価の目的に依存する。

個別事業の評価では、事前段階において費用便益分析が行われ、当該事業から発生する便益が有無比較に基づいて計測される。事前と事後の評価は整合的である必要があることから、個別事業の事後評価においては、既に実施済みの事業による因果効果として ATT を

用いることが望ましい。このとき、割り当ての経緯や偏りには興味はなく、実現しなかった潜在的結果をいかに補完するかが問題となる。昨今、都市内交通インフラ事業による効果を DID 法を用いて推定する研究が数多く報告されている。

一方、道路政策や鉄道政策といった政策レベルの評価を行う場合、母集団全体における平均処置効果を用いることが望ましい。個別事業の割り当て（実施の有無）は決してランダムではなく、政策分野やマクロ経済環境、政策判断基準（例えば、効率性優先か、公平性優先か）など多様な要因に左右される。事業の割り当てに偏りがあれば、効果は過小もしくは過大に推定される可能性がある。ATE を採用することによって、政策としての一般的な性質や有効性を検証できる上、異なる政策間の比較や異なる期間どうしでの比較なども可能となる。

(2) 空間的範囲と発現タイミング

交通基盤整備のように処置による効果が空間的な広がりを持つ場合に問題となるのは、SUTVA 条件の成否である。図-4 は、道路 IC（あるいは、鉄道駅）が整備された地点の周辺地域（エリア 1, 2 及びその他）を表している。整備前の各エリアにおける（1人当たりの）アウトカムはいずれも y とする（簡単のため、エリア 1 と 2 の人口は等しいとする）。整備後の各エリアにおけるアウトカムは、それぞれ $y+d+a$, $y-d$, y であったとする。このとき、仮に、エリア 1 に含まれる集団を処置群、エリア 2 を対照群と設定した場合、この地域における道路整備による（1人当たりの）因果効果は、エリア 1, 2 におけるアウトカムの差分 $y+d+a - (y-d) = 2d+a$ と算出される。しかし、 d はエリア 2 から 1 への人口や雇用の移動に伴うアウトカムの移転に過ぎず、エリア 1 と 2 を合計すれば当然ゼロとなることから、これを因果効果に含むことは明らかに誤りである。この場合、エリア 1 と 2 を合わせた範囲を処置群、その他のエリアを対照群に設定することが望ましく、（一人当たりの）因果効果は $y+a/2 - y = a/2$ と算出される。この例のように、スピルオーバーが生じる場合には条件 (a-1) が成立しないため、効果の波及を見極めた上で分析対象とする空間的範囲を適切に設定することが重要となる。なお、交通インフラ整備によって影響を受ける地域の地理的範囲を事後的に分析した研究も存在する（例えば、Seya et al.³⁵⁾）。今後、こうした分析の結果を知見として蓄積し、因果効果推定に役立てていく必要がある。

対照群については、処置群の近隣地域の集団を対照群とする場合と傾向スコアに基づくマッチングによって選定する場合がある。前者は観察できない共変量の

¹⁴⁾ 具体的には、推定法、モデルの特定化、集計単位、交通インフラの整備指標、交通モード、国・所得水準、産業、時間フレームの各項目が生産の交通インフラに対する弾力性に及ぼす影響を回帰モデルを用いて分析している。

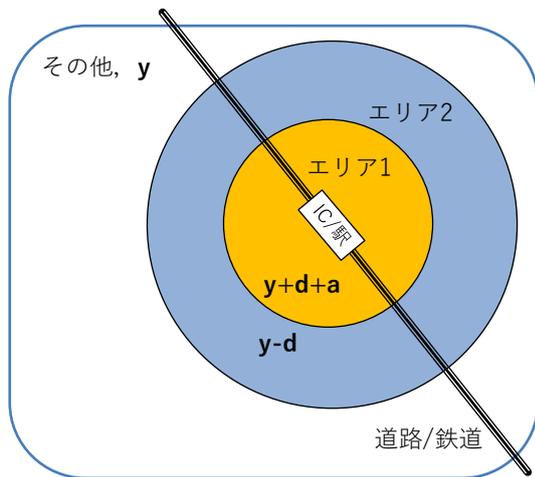


図-4 交通インフラ整備効果の空間的範囲

うち、地理的な要因の制御に有効であり、後者は観察可能な共変量による調整に有効である。どちらが望ましいかはその時々によって異なるであろうが、仮に両アプローチの対照群がある程度一致するのであれば、分析の頑健性を示す有益な情報となる。いくつかの事例について、両者を比較し、その傾向を確認する必要がある。

DID 法を用いる場合、効果の発現タイミングの設定が問題となる。既往研究によれば、都市内交通インフラ整備を中心にサービス供用前にアナウンスメント効果が発現するケースが数多く報告されている。その場合、実際の供用開始時点を処置時点と設定すれば推定結果は過小となるが、3.(2) で述べた通り、アナウンスメント効果が存在するか否かは、インフラの種類や土地・住宅・商業用物件といった不動産のタイプ、また分析地域によっても異なる。

一方で、地方部の高速道路整備では、道路整備のみではそれほど効果は発現しないものの、マクロ経済環境の変化や他の政策の実施を契機に大きな効果が現れるケースが散見される。こうしたケースの多くは、「インフラがあったから地域が発展できた」、すなわち、地域発展の前提条件としてのインフラ整備と考えられる。インフラ整備と他の政策を組み合わせることによって生じる効果は、他の政策実施の有無を表す新たなダミー変数を DID 法に加えた、Triple DID 法によって推定することができる³⁶⁾。政策の組み合わせと効果の発現に関する因果関係が明らかとなれば、ストック効果の最大化に向けて有益な情報となる。

(3) 交通インフラ整備と集積の経済

交通インフラ整備は、人口の集中や産業クラスターの形成を促し、集積の経済により幅広い経済効果 (wider

economic effect; WEI)¹⁵⁾ を生み出すとされている。WEI については、新経済地理学の理論分析³⁷⁾ から実務における計測ガイドライン³⁸⁾ に至るまで活発に議論がなされているものの、交通インフラ整備と集積の経済の間の因果関係については、未だ十分には理解されていない。Redding and Turner は、交通インフラ整備が地域の空間構造に及ぼす影響について、「成長 (growth)」であるか、「再編 (reorganization)」であるかを見極める必要がある、そのためには構造推定アプローチが有効であると述べている。Melo and Graham³⁹⁾ は、アメリカの大都市圏において、交通インフラ整備によって誘発される (間接的な) 集積の経済効果を同時方程式モデルによって推定し、公共交通機関は正の影響を及ぼすが、道路整備は負の影響をもたらすことを示している。一方、Gerritse and Arribas-Bel⁴⁰⁾ は、高速道路整備が生産性に及ぼす直接的な効果と集積の経済を促進する間接的な効果とを明示的に分離した因果ダイアグラムを想定し、過去の人口分布や道路ネットワークを用いた IV 法により、道路密度が集積の経済効果を高めることを明らかにしている。交通インフラ整備による地域の空間構造及び産業構造への影響について、様々なデータとアプローチを駆使し、その因果構造を明らかにしていく必要がある。

(4) 逆の因果性 (同時性) への対応

図-3(a) のように欠落変数や逆の因果性が存在する場合、操作変数法を用いた分析を行う必要があると述べた。一方で、条件 (d-1)-(d-4) を満たす適切な操作変数を見つけることは困難であり、また、既往研究で採用される操作変数が別の事例においても、やはり適切であるという確証はない。

林⁴¹⁾ によれば、社会資本に対する逆の因果性 (同時性) が問題となるのは、(i) 所与の期間の公共投資が同時期の生産に影響を受け、(ii) 公共投資が瞬時に生産力をもった資本として蓄積する場合である。アナウンスメント効果が強く働く場合を除いて、通常、投資判断から効果発現 (供用開始) までには建設期間を含む一定の期間のラグが存在する。パネルデータが利用できるならば、操作変数法ではなく、ベクトル自己回帰 (vector auto-regression; VAR) モデルを応用することによって代替できる可能性がある¹⁶⁾。塚井・小林⁴²⁾ は、社会資本整備の長期記憶性と空間的スピルオーバー効果を同時に考慮することができる地域生産関数を、VAR を応用した ARFIMAX モデルとして定式化し、多地域時系列デー

¹⁵⁾ WEI は、伝統的な費用便益分析で計測対象となるいわゆる 3 便益以外の効果を指す。

¹⁶⁾ VAR を用いた場合、厳密な意味で因果関係の推定とは言えないが、丁寧に分析を行うことにより因果関係に極めて近い相関関係 (準エビデンスと呼ばれる) を得られる可能性がある。

タを用いて推計する方法を提案している。

5. おわりに

社会資本のストック効果の最大化に向けては、統計等データを用いた事実・課題の把握、効果の予測・測定・評価、及び政策の改善といったマネジメントサイクルの確立が必要である。そうした中で、客観的根拠に基づく事後評価とそこで得られた知見の体系化は、極めて重要な課題と位置付けられる¹⁷。本稿では、まず、統計的因果推論の各手法について概説し、交通インフラ整備効果の因果推定に関する研究レビューを行なった。その上で、統計的因果推論アプローチの事後評価への適用に向けた論点を整理した。今後の取り組むべき課題は、以下の通りである。(i) 関連の既往研究を対象としたメタ分析を実施し、各推定手法の特性を把握する必要がある。その上で、(ii) 政策・事業の種別と採用すべき手法との対応づけを行い、(iii) 国内事例を対象として、因果推論アプローチによる実証分析を蓄積する。また、(iv) 統計等データについて、諸外国との比較などを通じて、今後のデータ収集・整備体制のあり方について検討することも重要である。

最後に、本稿が我が国の土木計画分野における EBPM 体制の構築に向けた一助となれば幸甚の至りである。

謝辞：第 58 回土木計画学研究発表会における招待講演という貴重な機会を与えて下さった土木計画学研究委員会に深く感謝申し上げます。論文賞の受賞論文「社会ネットワークに基づく相互作用と混雑を考慮した最適交通料金政策の進化的遂行」を執筆する上では、京都大学の小林潔司教授、神戸大学の喜多秀行教授、小池淳司教授をはじめとする多くの先生方にご指導・ご助言を賜りました。また本稿の執筆に際しては、神戸大学の小池淳司教授、瀬谷創准教授との議論が不可欠でした。ここに記して感謝の意を表します。

参考文献

- Holland, P.W., Statistics and Causal Inference, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.81, No.396, pp.945-960, 1986.
- Redding, S.J. and Turner, M.A., Transportation Costs and the Spatial Organization of Economic Activity, In: *Handbook of Urban and Regional Economics*, Vol.5, Elsevier, pp.1339-1398, 2015.
- Isserman, A.M. and Merrifield, J.D., The use of control groups in evaluating regional economic policy, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.12, pp.43-58, 1982.
- Isserman, A.M. and Beaumont, P.M., New Directions in Quasi-Experimental Control Group Methods for Project Evaluation, *Socio-Economic Planning Sciences*, Vol.23, No.1/2, pp.39-53, 1989.
- Isserman, A.M. and Rephann, T., The Economic Effects of the Appalachian Regional Commission: An Empirical Assessment of 26 Years of Regional Development Planning, *Journal of the American Planning Association*, Vol.61, No.3, pp.345-364, 1995.
- Chandra, A. and Thompson, E., Does public infrastructure affect economic activity? Evidence from the rural interstate highway system, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.30, pp.457-490, 2000.
- Datta, S., The impact of improved highways on Indian firms, *Journal of Development Economics*, Vol.99, pp.46-57, 2012.
- Xu, H. and Nakajima, K., Highways and industrial development in the peripheral regions of China, *Papers in Regional Science*, Vol.96, No.2, pp.325-356, 2017.
- McDonald, J.F. and Osuji, C.I., The effect of anticipated transportation improvement on residential land values, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.25, pp.261-278, 1995.
- Gibbons, S. and Machin, S., Valuing rail access using transport innovations, *Journal of Urban Economics*, Vol.57, pp.148-169, 2005.
- Diao, M., Leonard, D., and Sing, T.F., Spatial-difference-in-differences models for impact of new mass rapid transit line on private housing values, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.67, pp.64-77, 2017.
- Mayer, T. and Trevien, C., The impact of urban public transportation evidence from the Paris region, *Journal of Urban Economics*, Vol.102, pp.1-21, 2017.
- Kusanagi, H. and Ushijima, K., The impact of a high-speed railway on residential land prices, *Papers in Regional Science*, 2017, forthcoming.
- McMillen, D.P. and McDonald, J., Reaction of house prices to a new rapid transit line: Chicago's mid-way line, 1983-1999. *Real Estate Economics*, Vol.32, No.3, pp. 463-486, 2004.
- Billings, S.B., Estimating the value of a new transit option, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.41, pp.525-536, 2011.
- Levkovich, O., Rouwendal, J. and Marwijk, R.v., The effects of highway development on housing prices, *Transportation*, Vol.43, pp.379-405, 2016.
- Cohen, J.P. and Brown, M., Does a new rail rapid transit line announcement affect various commercial property prices differently?, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.66, pp.74-90, 2017.
- Comber, S. and Arribas-Bel, D., "Waiting on the train": The anticipatory (causal) effects of Crossrail in Ealing, *Journal of Transport Geography*, Vol.64, pp.13-22, 2017.
- Mulley, C. and Tsai, C.-H., When and how much does new transport infrastructure add to property values? Evidence from the bus rapid transit system in Sydney, Australia, *Transport Policy*, Vol.51, pp.15-23, 2016.
- Yen, B.T.H., Mulley, C., Shearer, H. and 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.
- 福田大輔, 遠藤壮一郎, 国別・産業部門別マクロ経済

¹⁷ OECD⁴³) やニュージーランド⁴⁴) などの諸外国においても、既に同様の検討が進められている。

- データを用いた自然災害と経済成長の関連性に関する実証分析, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.72, No.5, pp.L293-L303, 2016.
- 22) 松島格也, 小林潔司, 福井浩, データ内生性を考慮した交通機関選択モデル, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.69, No.5, pp.L511-L521, 2013.
- 23) Baum-Snow, N., Did highways cause suburbanization? *Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, No.2, pp.775-805, 2007.
- 24) Michaels, G., The Effect of trade on the demand for skill: evidence from the interstate highway system, *Review of Economics and Statistics*, Vol.90, No.4, pp.683-701, 2008.
- 25) Duranton, G. and Turner, M.A., Urban Growth and Transportation, *Review of Economic Studies*, Vol.79, pp.1407-1440, 2012.
- 26) Hsu, W.T. and Zhang, H., The fundamental law of highway congestion revisited: Evidence from national expressways in Japan, *Journal of Urban Economics*, Vol.81, pp.65-76, 2014.
- 27) Möller, J. and Zierer, M., Autobahns and jobs: A regional study using historical instrumental variables, *Journal of Urban Economics*, Vol.103, pp.18-33, 2018.
- 28) Holl, A., Highways and productivity in manufacturing firms, *Journal of Urban Economics*, Vol.93, pp.131-151, 2016.
- 29) Garcia-López, M.A., Holl, A. and Viladecans-Marsal, E., Suburbanization and highways in Spain when the Romans and the Bourbons still shape its cities, *Journal of Urban Economics*, Vol.85, pp.52-67, 2015.
- 30) Hodgson, C., The effect of transport infrastructure on the location of economic activity: Railroads and post offices in the American West, *Journal of Urban Economics*, Vol.104, pp.59-76, 2018.
- 31) Banerjee, A., Duflo, E. and Qian, N., On the road: access to transportation infrastructure and economic growth in China, NBER Working Paper No.17897, 2012.
- 32) Faber, B., Trade Integration, Market Size, and Industrialization: Evidence from China's National Trunk Highway System, *The Review of Economic Studies*, Vol.81, No.3, pp.1046-1070, 2014.
- 33) Melo, P.C., Graham, D.J. and Brage-Ardao, R., The productivity of transport infrastructure investment: A meta-analysis of empirical evidence, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.43, pp.695-706, 2013.
- 34) Mohammad, S.I, Graham, D.J., Melo, P.C and Anderson, R.J, A meta-analysis of the impact of rail projects on land and property values, *Transportation Research Part A*, Vol.50, pp.158-170, 2013.
- 35) Seya, H., Yoshida, T. and Tsutsumi, M., Ex-post identification of geographical extent of benefited area by a transportation project: Functional data analysis method, *Journal of Transport Geography*, Vol.55, pp.1-10, 2016.
- 36) Bernard, A.B., Moxnes, A., Saito, Y.U., Production Networks, Geography and firm performance, *Journal of political economies*, forthcoming, (National Bureau of Economic Research, No. 21082, 2015).
- 37) Venables, A.J., Laird, J. and Overman, H., Transport investment and economic performance: Implications for project appraisal, <https://www.gov.uk/government/collections/transport-appraisal-and-strategic-modelling-tasm-research-reports>, 2014.
- 38) Department for Transport, WebTAG: TAG unit A2-1 wider impacts, <https://www.gov.uk/government/publications/webtag-tag-unit-a2-1-wider-impacts>, 2014.
- 39) Melo, P.C. and Graham, D.J., Transport- induced agglomeration effects: Evidence for US metropolitan areas, *Regional Science Policy and Practice*, Vol.10, pp.37-47, 2018.
- 40) Gerritse, M. and Arribas-Bel, D., Concrete agglomeration benefits: do roads improve urban connections or just attract more people?, *Regional Studies*, Vol.52, No.8, pp.1134-1149, 2018.
- 41) 林正義, 社会資本の生産効果と同時性, 内閣府経済社会総合研究所 経済分析, Vol.169, pp.87-107, 2003.
- 42) 塚井誠人, 小林潔司, 長期記憶性を考慮した社会資本の生産性測定, 土木学会論文集 D, Vol.63, No.3, pp.255-274, 2007.
- 43) ITF, Ex-Post Assessment of transport investments and policy interventions, ITF Roundtable Reports, OECD Publishing, Paris, 2017.
- 44) Schiff, A., Wright, L. and Denne, T., Ex-post evaluation of transport interventions using causal inference methods, NZ Transport Agency research report 630, 2017.

(平成 30 年 10 月 受付)

CAUSAL INFERENCE FOR TRANSPORTATION INFRASTRUCTURE APPRIASAL: REVIEW AND PERSPECTIVE

Toshimori Otazawa and Yuki Ohira

Improvement of ex-post evaluation is one of the important subjects for establishing a management cycle of infrastructure investment. In order to properly evaluate effects brought about by infrastructure development, simple before-after comparisons are not enough, which are commonly used methodology in practice. The assessment requires to grasp causal effects of infrastructure projects based on statistical evidence, neither on an episode nor on just data. In this paper, we outline statistical methods of causal inference that has become widely used in various research fields recently, and review the empirical literature on the effects of transportation infrastructures improvements on economic development. In addition, we discuss issues for application to transportation infrastructure development evaluation and perspectives for further research.