

# 高速道路ネットワーク整備が都市雇用圏の地価に及ぼす因果効果の推定

織田澤 利守<sup>1</sup>・足立理子<sup>2</sup>・佐藤啓輔<sup>3</sup>・小池淳司<sup>4</sup>

<sup>1</sup>正会員 神戸大学大学院教授 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: ota@opal.kobe-u.ac.jp (Corresponding Author)

<sup>2</sup>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: 1734235t@stu.kobe-u.ac.jp

<sup>3</sup>正会員 復建調査設計株式会社 (〒 101-0032 東京都千代田区岩本町三丁目 8-15)

E-mail: keisuke.sato@fukken.co.jp

<sup>4</sup>正会員 神戸大学大学院教授 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: koike@lion.kobe-u.ac.jp

高速道路は、長きに渡り交通機能や空間機能としての役割を果たしながら国土を支えてきた。これまでに高速道路が及ぼした効果を把握することは、今後道路整備事業の計画を立案し実施する上でも重要である。本研究は、高速道路ネットワーク整備がもたらす効果を適切に推定することである。一般均衡型の貿易理論から導出される「地価と市場アクセスの関係性」を用いることによって、高速道路整備が地価に及ぼす因果効果を分析する。欠落変数や逆の因果性によるバイアスの問題が存在し、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される可能性がある。このような問題に対処するため、本研究では、明治時代の市場アクセスと雇用者密度を操作変数とする操作変数法を用いて分析を行う。

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

## 1. はじめに

我々が生活や経済活動を行う上で道路は欠かせないものである。2019年4月時点では、道路の総延長はおよそ12,800kmにまで及んでいる<sup>1)</sup>。特に高速自動車国道に関しては、総延長はおよそ9,200kmに及ぶ。我が国では、1919年に旧道路法が交付され計画的な道路整備が始まったものの、当時は鉄道優先主義がとられたため、実際に道路整備が本格的に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い道路整備の推進が課題となったため、第1次道路整備五カ年計画などが策定され、道路整備が本格化した。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、その報告書を提出している。報告書において調査団は、「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」と日本の道路事情について痛烈な批判を掲げており、当時の我が国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、道路は現在に至るまで交通機能や空間機能としての役割を果たしながら国土を支えてきた。道路整備がこれまでに我が国に及ぼしてきた効果を把握することは、今後の道路整

備事業の計画を立案し実施する上でも重要である。

本研究の目的は、我が国において長年に渡って整備が行われてきた交通ネットワーク（特に高速道路）がもたらした効果を実証的に明らかにすることである。高速道路整備の効果（特に輸送時間の短縮）が波及し地価（地代）に帰着するとして、地価に焦点を当てた分析を行うことによりその整備効果を評価する。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し、最小二乗法を用いて推定した場合、推定値が過大もしくは過小に算出されてしまう可能性がある。本研究では、このような問題に対処するため、明治時代のマーケットアクセスと雇用者密度を操作変数とした操作変数法を用いている。

## 2. 本研究の基本的な考え方と位置付け

### (1) 既往研究の概要

現在、高速道路等の交通インフラ整備が経済に与える影響についての分析が数多く蓄積されている。その中で、マーケットアクセスという指標を用いた研究も多く行われている。まず、交通インフラ整備に関する既往研究についての整理を行う。

Donaldson and Hornbeck<sup>2)</sup>は、鉄道整備がアメリカ

の経済に与えた影響についての分析を行っている。特に 1870 年～1890 年にかけての鉄道ネットワーク拡大が農業部門に与えた影響について、一般均衡型の貿易理論から地代とマーケットアクセスの関係性を導出し、鉄道整備の因果効果を郡単位で分析している。Donaldson and Hornbeck は、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計算することでマーケットアクセスを算出している。マーケットアクセスは生産地から消費地への輸送費用と消費地の人口規模を用いて表現される。また、鉄道整備が行われなかった場合、鉄道を運河や田舎道に置き換えた場合、鉄道が整備されず馬車輸送にかかるコストが減少した場合などの反事実における分析も行い、それらの分析からマーケットアクセスが地価に与える影響について把握することを試みている。分析から、鉄道整備は農業地価を向上させる役割があり、仮に鉄道整備が行われなかった場合には地価が大きく減少することを示した。また、農業部門の生産量の低下が、消費者の効用や人口にも影響を与える可能性に関して示している。鉄道整備が地価に与える影響は大きく、運河や田舎道を用いる代替輸送手段が鉄道に完全に取って代わることはできないとしている。本論文ではモデルを導出するに当たり、Donaldson and Hornbeck の導いたモデルを参考とする。

続いて、Jedwab and Storeygard<sup>3)</sup> は低所得の国に焦点を当てた研究を行っている。交通投資が高所得、中所得の国々に与える影響についての研究は多数行われているが、低所得の国々を対象とする研究は少ない。Jedwab and Storeygard はサブサハラアフリカを対象に、道路整備により他都市へのマーケットアクセスが向上するとして、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。同研究では、マーケットアクセスを目的地までの旅行距離とその人口規模を用いて表現している。マーケットアクセスは内生性の問題を含んでいることから、遠方の道路変化についてパネルデータを用いて推定し、その道路変化を操作変数とした操作変数法により対処している。また、経済活動の代替指標として、夜間光の強度を用い、マーケットアクセスと夜間光の関係性についても推定している。これらの分析から、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。

また、集積の経済の指標として、雇用者密度やマー

ケットポテンシャルを用いての分析を行った既往研究のレビューを以下に示す。

Combes et al.<sup>4)</sup> は、集積の経済がフランスに及ぼす因果効果についての研究を行っており、雇用者密度が賃金や全要素生産性に与える影響を分析している。因果効果を推定する上で、逆の因果や欠落変数によるバイアスの問題の可能性を指摘しており、それらの問題に対して操作変数法や固定効果法を用いて対処している。Combes et al. は、操作変数として一般的に用いられる歴史的要因（過去の人口）に加えて、地質学的変数（土壌データなど）を設定している。固定効果法により、労働者や産業部門の時間不変な特徴などをコントロールしている。また、マーケットポテンシャルを人口と距離を用いて表現し、集積の経済を表す指標として設定している。雇用者密度やマーケットポテンシャルが生産性に与えた影響について分析から、それらは共に生産性を向上させることを示している。雇用者密度と生産性の同時性の問題は比較的小さいとし、それ以上に能力の高い労働者がより生産性の高い地域に集まるといった傾向が見られることから、労働者の能力が推定に及ぼす影響が大きいとしている。

## (2) 本研究の位置付け

本研究では、Donaldson and Hornbeck の研究を参考とし、一般均衡型の貿易理論より地代とマーケットアクセスの関係性を示すモデルを導出する。Donaldson and Hornbeck は、農業に注目した分析を行っているため、集積の経済性を扱っていない。本研究では、製造業やサービス業を対象としており、集積の経済を考慮したモデルを構築する必要がある。Combes et al. が行った研究では、マーケットポテンシャルや雇用者密度を用いて分析を行っている点では本研究と類似しているが、マーケットポテンシャルを集積の経済の指標として捉えている。対して、本研究では「マーケットアクセス」を道路ネットワークの整備効果を見るための指標として用いる。また、集積の経済の指標として「雇用者密度」を用いるとする。マーケットアクセスと集積の経済の指標を区別して用いている点が、既往研究と異なる点である。

本研究においては、道路整備が生産性に及ぼす効果についての分析を都市雇用圏単位の指標を用いて行う。既往研究では行政区域単位での分析が多く、本研究のように雇用圏単位の指標を用いた分析を行っている研究は少ない。経済活動は単独の市区町村で完結することは少なく、複数都市で交流が行われることにより成立している。そのため、中心都市と郊外により形成される都市圏単位での分析が、経済活動を捉える上でより適していると考えられる。

### 3. モデル

#### (1) 前提条件

Donaldson&Hornbeck に基づき、一般均衡型の貿易理論から推定式を導出する。その際、次のような前提条件を考えるものとする。産業は 1 セクターであるとし、特に本研究では製造業、サービス業を想定する。地域は  $m$  個に分割されており、生産地を  $o$ 、消費地を  $d$  として表す。財については、 $n$  種類の財  $j$  があり、それらは差別化されているものとする。また、完全競争市場であるとし、輸送費用としては、iceberg 型（氷塊型）輸送費用を用いる。地域  $o$  の全要素生産性シフトパラメータは確率分布に従うと仮定する。以上の条件を基に推定式の導出を行う。

#### (2) 生産者行動

初めに、生産者行動について定式化する。Cobb-Douglas 型生産関数を資本、労働、土地の 3 つの生産要素で定義すると、

$$Y = \Lambda K_o^\alpha L_o^\beta S_o^\gamma \quad (1)$$

となる。ここで、生産要素は収穫一定を前提とする。 $K_o$ 、 $L_o$ 、 $S_o$  はそれぞれ地域  $o$  における資本投入量、労働投入量、土地投入量である。また、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$  である。地域  $o$  で財  $j$  を生産する限界費用は、式 (2) で表される。

$$MC_o(j) = \frac{r_o^{1-\beta-\gamma} w_o^\beta q_o^\gamma}{z_o(j)} \quad (2)$$

$z_o(j)$  ( $\equiv (\beta/\alpha)^{\beta-1} (\gamma/\alpha)^\gamma / \beta \Lambda$ ) は全要素生産性シフトパラメータであり、累積確率分布が  $F_o(z) = 1 - \exp(-A_o z^{-\theta})$  で与えられるフレシェ分布（タイプ II の極値分布）に従い、確率的に決定される。なお、 $A_o$  は地域固有の平均全要素生産性であり、 $\theta (> 0)$  の逆数は全要素の標準誤差を示している。 $r_o$ 、 $w_o$ 、 $q_o$  はそれぞれ、地域  $o$  の資本レント、賃金、地代である。

#### (3) 消費者行動

次に、消費者の行動について定式化を行う。代表的家計の差別化された財による効用関数を Constant Elasticity of Substitution (CES) 型で式 (3) のように定義する。

$$U = \left[ \int_0^n Q(j)^{(\sigma-1)/\sigma} dj \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (3)$$

前提条件にも示したように、財  $j$  の輸送費用として氷塊型の輸送費用を用いる。氷塊型輸送費用の仮定の下では、輸送中に財の一部が消失する。そのため、生産者は財が消失する量をあらかじめ見越して需要量よりも多く財を生産し、財の消失分を輸送費用として価格に上乗せする。地域  $o$  で生産された財  $j$  の地域  $d$  にお

ける価格は、財  $j$  を生産する限界費用と地域  $o$  から地域  $d$  への輸送マージン  $\tau_{od}$  により、

$$\begin{aligned} p_{od} &= MC_o(j) \cdot \tau_{od} \\ &= \frac{r_o^{1-\beta-\gamma} w_o^\beta q_o^\gamma}{z_o(j)} \tau_{od} \end{aligned} \quad (4)$$

で表される。このとき、財  $j$  の地域  $d$  における価格は、 $p_{od}(j)$  の最小値とする。

$$p_d(j) = \min\{p_{od}; o = 1, \dots, m\} \quad (5)$$

地域  $d$  における間接効用関数は、次式で表される。

$$U(P_d, Y_d) = \frac{Y_d}{P_d} \quad (6)$$

ここで、 $Y_d$  は地域  $d$  における収入である。また、 $P_d$  は合成財の価格指標であり、

$$P_d \equiv \left[ \int_0^n p_d(j)^{(1-\sigma)/\sigma} dj \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (7)$$

のように表される。

#### (4) 均衡解

Redding & Venables<sup>5)</sup> に基づき、近郊における地域  $d$  の価格指数を消費者マーケットアクセス  $CMA_d$  と定義すると、 $CMA_d$  は式 (8) のように表される。

$$(P_d)^{-\theta} = \kappa_1 \sum_o A_o (q_o^\alpha w_o^\gamma)^{-\theta} \tau_{od}^{-\theta} \equiv CMA_d \quad (8)$$

$CMA_d$  は価格の安い財へのアクセス性を示している。この指標は、生産地  $o$  の全要素生産性  $A_o$  が高い場合、生産地  $o$  の労働費用  $w_o$  や土地費用  $q_o$  が低い場合、生産地  $o$  から消費地  $d$  への輸送マージン  $\tau_{od}$  が低い場合に大きくなる構造である。

Eaten and Kortum<sup>6)</sup> に従い、生産地  $o$  の均衡移出フローは式 (9) のように導出される。

$$X_{od} = \kappa_1 A_o (w_o^\beta q_o^\gamma)^{-\theta} \tau_{od}^{-\theta} CMA_d^{-1} Y_d \quad (9)$$

生産地  $o$  の生産性  $A_o$  が高い場合、生産地  $o$  の労働費用  $w_o$  や土地費用  $q_o$  が低い場合、生産地  $o$  から消費地  $d$  への輸送マージン  $\tau_{od}$  が低い場合に均衡移出フローは大きくなるといえる。なお、 $\kappa_1 \equiv \left[ \Gamma\left(\frac{\theta+1-\sigma}{\theta}\right) \right]^{\frac{\theta}{1-\sigma}} r^{-(1-\beta-\gamma)\theta}$ 、 $\Gamma(t) = \int_0^\infty x^{t-1} e^{-x} dx$  である。よって、生産地  $o$  の総移出フローは、

$$\begin{aligned} \sum_d X_{od} &= \kappa_1 A_o (w_o^\beta q_o^\gamma)^{-\theta} \sum_d \tau_{od}^{-\theta} CMA_d^{-1} Y_d \\ &= \kappa_1 A_o (w_o^\beta q_o^\gamma)^{-\theta} FMA_o \end{aligned} \quad (10)$$

と示される。ここで、 $FMA_o$  は生産地  $d$  における企業マーケットアクセスであり、

$$FMA_o \equiv \sum_d \tau_{od}^{-\theta} CMA_d^{-1} Y_d \quad (11)$$

のように定義される。式 (11) が示すように  $FMA_o$  は消費地  $d$  における市場規模  $Y_d$  が大きい場合、消費地  $d$  における  $CMA_d$  が低い場合（すなわち競争性が低い）

場合、生産  $o$  から消費地  $d$  への輸送マージン  $\tau_{od}$  が低い場合に高くなる構造である。

Cobb-Douglas 型の生産関数においては、 $Y_o = \sum_d X_{od}$ ,  $w_o L_o = \beta Y_o$  という関係が成立するため、この関係式を式 (10) 代入し対数をとることで式 (12) のような賃金方程式を得る。

$$(1 + \beta\theta) \ln w_o = \ln \beta \kappa_1 + \ln \frac{A_o}{L_o} - \gamma\theta \ln q_o + \ln FM \quad (A2)$$

また、同様にして  $Y_o = \sum_d X_{od}$ ,  $q_o S_o = \gamma Y_o$  を式 (10) に代入し対数をとることで、式 (13) のような地代方程式を得る。

$$(1 + \gamma\theta) \ln q_o = \ln \gamma \kappa_1 + \ln \frac{A_o}{S_o} - \beta\theta \ln w_o + \ln FM \quad (A3)$$

賃金方程式 (12) と、地代方程式 (13) を連立して解くことにより、 $FMA_o$  を説明変数とする次のような地代方程式 (14) が得られる。

$$\begin{aligned} \ln q_o = & \kappa_2 + \frac{1 + \beta\theta}{1 + (\beta + \gamma)\theta} \ln \frac{A_o}{S_o} \\ & - \frac{\beta\theta}{1 + (\beta + \gamma)\theta} \ln \frac{A_o}{L_o} + \frac{1}{1 + (\beta + \gamma)\theta} \ln FMA_o \end{aligned} \quad (14)$$

ここで、 $\kappa_2 = \frac{1 + \beta\theta}{1 + (\beta + \gamma)\theta} \ln \gamma \kappa_1 - \frac{\beta\theta}{1 + (\beta + \gamma)\theta} \ln \beta \kappa_1$  である。交易の対称性を仮定すると ( $\tau_{od} = \tau_{do}$ ),  $FMA_o = \rho CMA_o \equiv MA_o$  という関係が成立する。なお、 $\rho > 0$  である。 $MA$  は、ある地域におけるマーケットアクセスであり、企業マーケットアクセスと消費者マーケットアクセスの両方の概念を反映している。ゆえに、生産地  $o$  のマーケットは、式 (15) のように消費地  $d$  のマーケットアクセスで表現することが可能である。

$$MA_o \equiv \sum_d \tau_{od}^{-\theta} MA_d^{-1} Y_d \quad (15)$$

## (5) 推定式

ここでは、分析に用いる誘導型の推定式を導出する。はじめに、地代  $q_o$  は地域  $o$  の代表企業の付け値地代として定義される。本研究においては、地価公示データより得られる公示価格を用いる。そのため、本推定式において  $i$  は地価調査点を表すインデックスとして定義される。また、地域  $od$  を都市雇用圏として定義する。都市雇用圏についての具体的な説明は第??章にて行う。

$$q_o = V_i$$

次に、全要素生産性  $A_o$  は調査点  $i$  の属する都市雇用圏  $o$  の地域条件として外性的に与えるものとする。本研究では、製造業やサービス業を対象とするため、「集積の経済」が生じると考えられる。そのことから、全要素生産性を雇用者密度  $Den_{o(i)}$  により与える。なお  $o(i)$  は、地価調査点  $i$  を含む都市雇用圏  $o$  を表す。

$$\ln A_{o(i)} = \ln Den_{o(i)} \quad (16)$$

都市雇用圏  $o$  の代表企業の土地供給量  $S_o$  は、調査点  $i$  の土地面積  $Area_i$  とする。

$$S_o = Area_i$$

マーケットアクセスは、都市雇用圏  $o$  の地域条件として外性的に与えるとする。本研究においては、 $\tau_o d^{-\theta}$  を都市雇用圏  $od$  間の所要時間として  $\theta = 1$  とする。マーケットアクセスは、定義上では自地域のマーケットサイズも含まれるが、本研究においては異なる都市雇用圏間の所要時間のみを対象としている。これは、本研究が高速道路ネットワークの効果を抽出すること目的としているため、加えて自地域内の所要時間の算出が難しいためである。マーケットアクセスは以下で定義され、「交通のネットワーク性」を示す指標となっている。

$$\ln MA_{o(i)} \approx \ln \sum_{d \neq o} \tau_{od}^{-\theta} L_d \quad (17)$$

本研究では、データの制約により、労働者数  $L_o$  を定数とする。以上の前提をふまえて、分析で用いる誘導型の推定式を以下のように表す。

$$\begin{aligned} \ln V_i = & \beta_1 + \beta_2 \ln MA_{o(i)} + \beta_3 \ln Den_{o(i)} + \beta_4 \ln Area_i \\ & + \beta_5 \ln Station_i + \beta_6 \ln Center_i \\ & + \beta_7 \ln Harbor_{o(i)} + \beta_8 METRO_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (18)$$

ただし、 $V_i$  は調査点  $i$  の地価、 $MA_{o(i)}$  は調査点  $i$  が属する都市雇用圏  $o$  のマーケットアクセス、 $Den_{o(i)}$  は調査点  $i$  が属する都市雇用圏  $o$  の雇用者密度、 $Area_i$  は調査点  $i$  の土地の面積、 $Station_i$  は調査点  $i$  の最寄り駅までの距離、 $Center_i$  は調査点  $i$  の中心都市までの距離、 $Harbor_i$  は調査点  $i$  の最寄り港湾までの最短距離、 $METRO_i$  は三大都市圏ダミーである。 $\varepsilon_i$  は誤差項である。

## 4. データ

### (1) 分析対象

本研究における分析対象は、金本ら (2002)<sup>7)</sup> が定義した都市雇用圏に属する市町村であり、特に産業部門に焦点を当てた分析を行う。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。都市雇用圏は、同一都市圏内に複数の中心都市が存在することを許容している。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 1 に大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。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。

分析の対象年は、1981 年と 2011 年の 2 時点とする。図-2 は 1981 年時点と 2011 年時点の高速道路網を表し

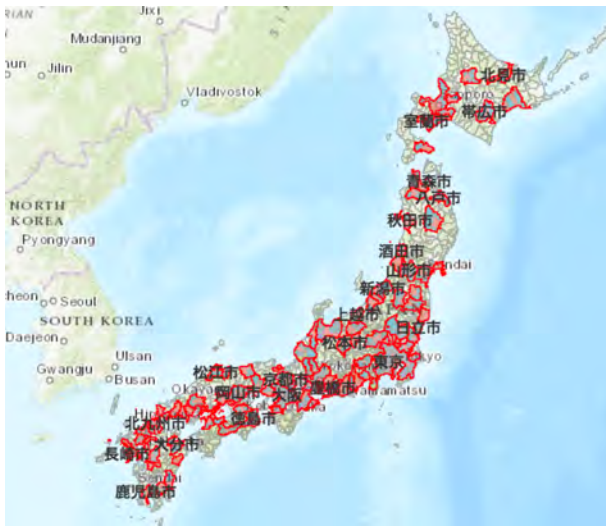


図-1 都市雇用圏

表-1 本研究で用いる指標の単位

	変数	単位	調査単位
被説明変数	地価	円/ $m^2$	調査点
説明変数	マーケットアクセス	人/分	都市雇用圏
	雇用者密度	人/ $km^2$	都市雇用圏
	地積	$m^2$	調査点
	最寄り駅までの距離	m	調査点
	中心都市までの距離	m	調査点
操作変数	最寄り港湾までの最短距離	km	都市雇用圏
	明治期のマーケットアクセス	人/ $km$	都市雇用圏
	明治期の雇用者密度	人/ $km^2$	都市雇用圏

ている。1963年に日本初の高速道路である名神高速道路が開通されたことを皮切りに、まずは東京や大阪などの主要都市間を結ぶ基幹の路線が優先的に整備され、その後交流ネットワーク構想に基づき地方路線の整備が進められてきた。1981年から2011年のおよそ30年間で、ネットワークが拡大していることが見て取れる。

(2) データ及び指標

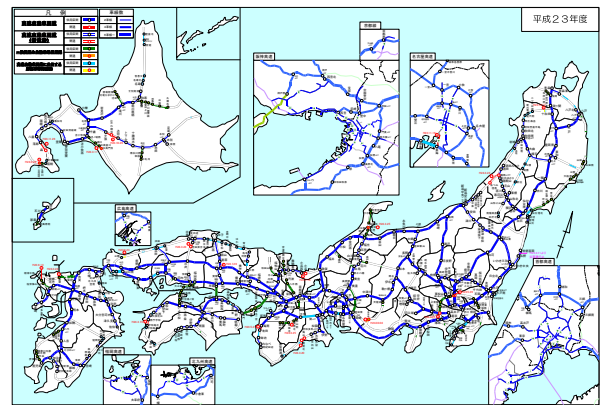
3. にて導出した推定式 (18) を用いて分析を行う。この節では本研究で用いる指標についての定義と計算方法について述べる。各指標の単位については表-1 に示す。

まず、被説明変数である地価について述べる。本研究では、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より得られる地価公示データを用いる。地価公示は地価公示法に基づき調査、公示される各年1月1日時点の全国の標準地について、位置(点)・公示価格・利用現況・用途地域・地積・最寄り駅までの距離等のデータをGISデータとして整備したものである。地価公示のデジタルデータは1983年より整備されており、それ以前のデータが存在しない。そのため、本研究では1981年のデータを1983年におけるデータで代替し分析を行う。

続いて、説明変数として用いる指標について述べる。



(a) 1981年



(b) 2011年

図-2 高速道路網の発展 (出典：高速道路資料室<sup>8)</sup>)

地積・最寄り駅までの距離・用途区分についても同様に地価公示データより取得する。なお土地の用途は、住宅地・宅地見込み地・商業地・準工業地・工業地・市街化調整区域内宅地・林地の7つに分類される。本研究の対象が産業部門であることから、用途が商業地・準工業地・工業地に分類される調査点を対象とする分析を行う。

本研究では、マーケットアクセスを「ネットワーク性」を示す指標として用いる。式 (15) からマーケットアクセスは、目的地である都市雇用圏の15歳以上人口  $L_d$  と都市雇用圏  $od$  間の最短所要時間  $\tau_{od}$  を用いて式 (19) のように表現される。

$$MA_{o(i)} = \sum_d \tau_{od}^{-1} L_d \quad (19)$$

式 (19) は、ある都市が大都市(人口規模が大きい都市)に近接している場合には、その都市のマーケットアクセスは大きい、つまりアクセス性が高いことを表している。都市雇用圏間の最短所要時間は、国土交通省が開発したNITAS(総合交通分析システム)を用いて算出する。なお、NITASの交通モードの設定を物流の「道路+船モード」として計算を行う。また、本研

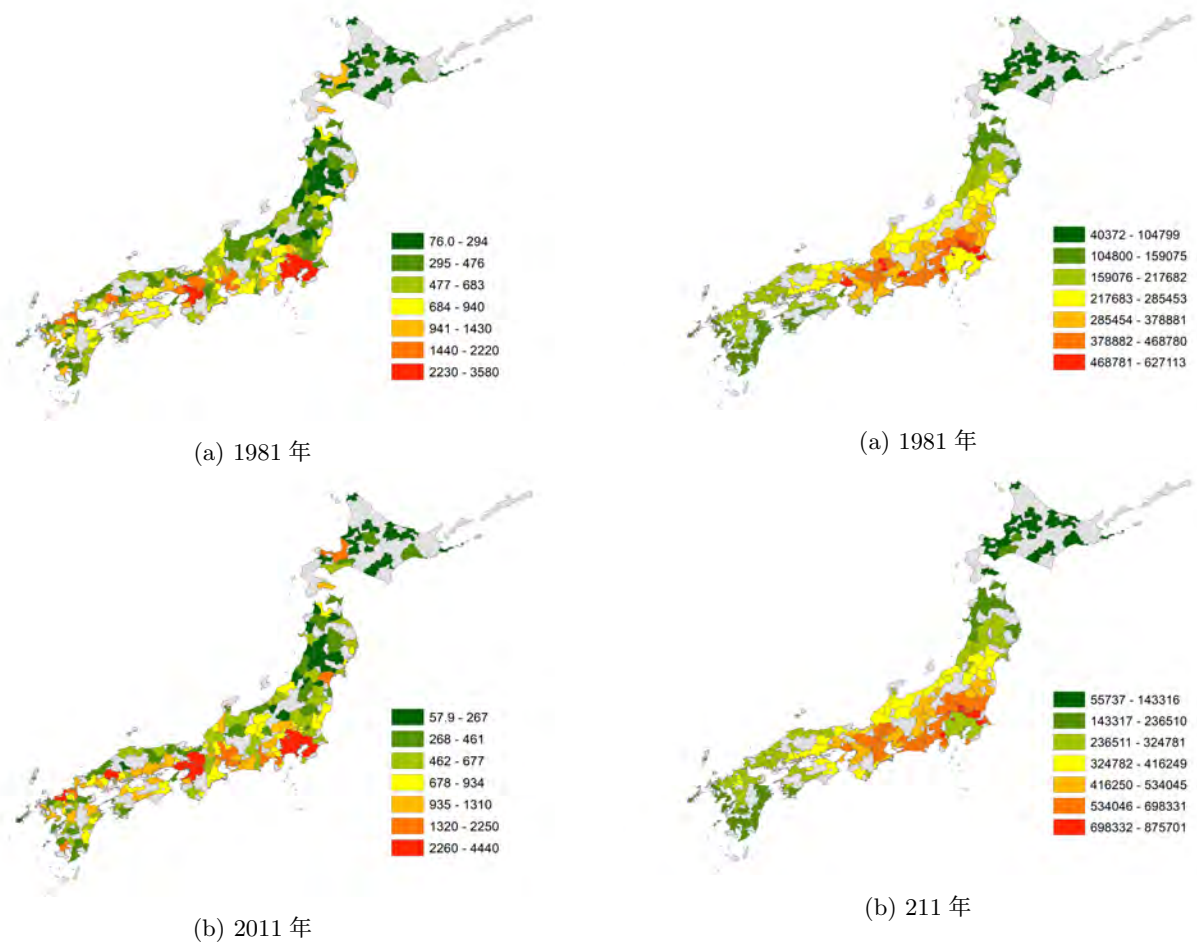


図-3 雇用者密度

図-4 マーケットアクセス

究においては、雇用者密度を「集積の経済」の指標として用いる。雇用者密度は、15歳以上の人口を都市雇用圏の面積で除すことにより求める。都市雇用圏の面積は、総務省統計局が提供する社会・人口体系を利用して算出する。人口は国勢調査より取得し、都市雇用圏ごとの人口を算出する。面積は、総面積と可住地面積（総面積から林野面積と主要湖沼面積を差引いた面積）の2種類の面積が提供されている。総面積は湖沼面積等の人々が居住していないような地域の面積も含んでいるため、雇用者がどの程度密集しているかを測る際には、可住地面積を用いた指標がより適していると考えられる。

続いて、中心都市までの距離を、各地面の調査点が属する都市雇用圏の中心都市の市役所までの距離と定義し、ヒュベニの公式を用いて算出する。ここで、中心都市を特別区部とする都市雇用圏に属する調査点に関しては、都庁までの距離とする。市役所に関するデータは、国土数値情報ダウンロードサービスの市町村役場及び公的集会施設データを用いる。本調査は2010年に行われたものであり、全国の市役所、区役所、町役場等の位置と名称、所在地、行政コード等をGISデー

タとして整備している。最寄り港湾までの最短距離は、調査点が属する都市雇用圏から最寄り港湾までの最短距離と定義し、NITASを用いて算出する。三大都市圏（関東・中京・近畿）に属する市町村は、2015年に行われた国勢調査のデータを参照する。そして、緯度・経度情報を取得する際には、東京大学空間情報科学研究センターが提供するCSVアドレスマッチングサービスを用いる。

最後に、操作変数について述べる。本研究では、明治時代におけるマーケットアクセスと雇用者密度を操作変数として用いる。まず、マーケットアクセスは、都市雇用圏  $od$  間の直線距離と、明治17年における目的地  $d$  の人口を用いて表現する。また、雇用者密度として、明治17年の人口密度（都市雇用圏面積当たりの明治人口）を用いる。ここで、明治17年の人口は、内務省戸籍局が提供する日本全国戸口表を参照する。これらの変数は、現代の道路整備計画とは相関を持つ一方で、現代の経済活動には影響を及ぼさないと考えられ、操作変数の条件を満たしているといえる。

表-2 記述統計量

(a) 1983 年					
変数	サンプルサイズ	平均	標準誤差	最小値	最大値
地価 [円]	3,735	357614.80	617776.20	4900.00	9060000.00
マーケットアクセス [人/分]	3,735	273039.40	108577.20	40371.99	627112.80
雇用者密度 [人/km <sup>2</sup> ]	3,735	1734.69	1121.25	75.98	3579.35
地積 [m <sup>2</sup> ]	3,735	1165.23	6655.46	24.00	218414.00
最寄り駅までの距離 [m]	3,735	1221.03	1951.25	0.00	46000.00
最寄り港湾までの最短距離 [km]	3,735	23.60	25.23	0.50	161.30
中心都市までの距離 [m]	3,735	159576.10	349397.40	81.73	2425685.00

(b) 2011 年					
変数	サンプルサイズ	平均	標準誤差	最小値	最大値
地価 [円]	7,591	343364.40	1182114.00	4500.00	27600000.00
マーケットアクセス [人/分]	7,591	381698.00	148040.40	55737.37	875700.80
雇用者密度 [人/km <sup>2</sup> ]	7,591	2408.88	1614.09	57.88	4437.91
地積 [m <sup>2</sup> ]	7,591	2585.34	21600.32	43.00	1117453.00
最寄り駅までの距離 [m]	7,591	1399.06	2345.28	0.00	46000.00
最寄り港湾までの最短距離 [km]	7,591	23.53	25.14	0.50	161.30
中心都市までの距離 [m]	7,591	142721.60	333105.60	84.41	2426061.00

### (3) 記述統計

本研究では、推定式 (18) を用いて、マーケットアクセスが地価に与える影響について分析する。推定においては、3. で示したモデルとの整合を図るため、「商業地・準工業地・工業地」に用途が分類される調査点を対象とする。なお、公示地価等のデジタルデータが存在するのが 1983 年以降であることから、1981 年の一部データを 1983 年のデータで代替して分析を行う。各年次における産業部門に属する調査点の記述統計量を表-2 に示す。

図-3 は、各年次における雇用者密度を図示したものである。東京や大阪などの大都市における雇用者密度が特に高いことがわかる。図-4 は、各年次におけるマーケットアクセスを図示したものである。凡例の階級区分は各年次によって区分が異なるため直接的に比較はできないが、いずれの年次も、首都圏（具体的には東京を中心都市とする都市雇用圏）周辺のマーケットアクセスが高いことが見て取れる。なお、マーケットアクセスでは内々交通を考慮していないため、自地域でのマーケットアクセスの改善は含まれていない。

## 5. 推定結果と考察

本研究では、都市雇用圏に属する産業部門の調査点を対象とした分析を行った。また、工業と商業が受ける影響が異なる可能性を考慮し、調査対象を商業地に属する点と工業地（準工業地も含む）に属する点に分類した場合の分析も同時に行った。各年次におけるクロスセクションデータ分析の推定結果を表-3 と表-4 に

示す。列 (1) と列 (2) は産業部門に属する調査点での地価、列 (3) と列 (4) は商業地に属する調査点での地価、そして列 (5) と列 (6) は工業地に属する調査点での地価をそれぞれ被説明変数とした場合の推定結果である。なお、いずれの変数についても対数を取り分析を行っており、推定値は弾力性を表す。

まず、産業全体を対象とした場合の推定結果について考察を行う。マーケットアクセスと雇用者密度に関して、いずれも有意に正な結果が得られた。このことから、マーケットアクセスが高い（市場規模の大きな都市へのアクセス性が高い）地域では、マーケットアクセスが低い地域よりも地価が高いといえる。同様に雇用者密度に関しても、雇用者密度の高い（人口が集積している）地域では、雇用者密度が低い地域よりも地価が高いということがわかる。

続いて、商業地と工業地の推定結果を比較し、マーケットアクセスや雇用者密度が与える影響の違いを把握する。マーケットアクセスに関して、1981 年の商業地を対象とした OLS 推定量を除いて有意に正な効果が得られた。ここで、工業地は商業地よりも大きな影響を受けていることがわかる。商業と比較して、工業は製品や原料の輸送を行うなど高速道路を利用しての他地域との交易が多く、工業においては規模の大きな市場への行きやすさがより重要であるといえる。そのため、工業地では道路整備の整備の影響を受けやすい、つまりマーケットアクセスから受ける影響が大きいと考えられる。雇用者密度は、いずれの年次についても有意に正な効果が得られた。どちらの産業も、マーケットアクセスと比べ雇用者密度に関して大きな推定値が得

表-3 推定結果 (1981 年)

	産業		商業		工業	
	(1) OLS	(2) IV	(3) OLS	(4) IV	(5) OLS	(6) IV
マーケットアクセス	0.092** (0.038)	0.159*** (0.045)	0.068 (0.045)	0.134** (0.053)	0.174*** (0.040)	0.222*** (0.047)
雇用者密度	0.302*** (0.031)	0.648*** (0.076)	0.358*** (0.037)	0.613*** (0.095)	0.402*** (0.039)	0.638*** (0.076)
地積	-0.285*** (0.012)	-0.278*** (0.012)	0.032 (0.028)	0.039 (0.028)	-0.192*** (0.010)	-0.183*** (0.011)
最寄り駅までの距離	-0.295*** (0.014)	-0.289*** (0.014)	-0.176*** (0.016)	-0.165*** (0.017)	-0.106*** (0.021)	-0.101*** (0.021)
中心都市までの距離	-0.091*** (0.007)	-0.093*** (0.007)	-0.077*** (0.007)	-0.078*** (0.008)	-0.068*** (0.008)	-0.070*** (0.009)
最寄り港湾までの距離	-0.032* (0.017)	0.015 (0.021)	-0.053** (0.021)	-0.015 (0.026)	0.002 (0.021)	0.023 (0.023)
定数項	13.277*** (0.499)	9.964*** (0.741)	10.814*** (0.607)	8.107*** (0.926)	8.792*** (0.557)	6.507*** (0.750)
三大都市圏ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	3,512	3,464	2,420	2,388	1,092	1,076
R <sup>2</sup>	0.492	0.473	0.359	0.343	0.608	0.594
Adjusted R <sup>2</sup>	0.491	0.472	0.356	0.341	0.605	0.591
RMSE	0.765	0.780	0.757	0.766	0.471	0.479
F	376.9	448.4	149.7	141.6	186.7	171.4
Kleibergen-Paap Wald rk F statistic	.	248.6	.	137.8	.	138.0
Cragg-Donald Wald F statistic	.	440.7	.	275.9	.	174.6

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

られている。商業、工業ともに集積の経済の影響を大きく受けていたといえる。

また、2 時点間の比較を行う。1981 年におけるマーケットアクセスや雇用者密度の効果は 2011 年と比較して小さい。このことから、1981 年においてはマーケットアクセスが地価に及ぼす影響の地域間の差が相対的には小さかったのに対し、ネットワーク整備が進んだ 2011 年時点ではその影響が増大していることがわかる。

さらに、最小二乗法を用いた分析結果と操作変数法を用いた分析結果を比較すると、いずれの年次においても、最小二乗法での推定値が過小に評価されていることがわかる。このことから、「地価の低い地域で都市雇用圏間のマーケットアクセスが高い」という逆の因果性が存在することが推察される。つまり、公平性が重視され、生産性の水準が低い地域に高速道路整備が行われる傾向にあったという可能性が挙げられる。

ここで、本研究で用いた操作変数が適切であるかを検討する。操作変数が満たすべき条件である「関連性」については、Cragg-Donald Wald F 統計量で評価することが可能である。Cragg-Donald Wald F 統計量が 10 を超えれば関連性の条件を満たしていると判断できる。1981 年、2011 年のいずれの場合についても、Cragg-

Donald Wald F 統計量は 10 を超えているため操作変数は関連性の条件を満たすと見える。しかし、「外生性」について統計的に検証することは不可能である。本研究では、歴史的な操作変数として分類される明治時代のマーケットアクセスと雇用者密度を用いた。これらの操作変数は、現代のマーケットアクセスや雇用者密度（現代の高速道路整備計画）とは相関を持つ一方で、地価（現代の経済活動の変化）には直接影響を及ぼさないと考えられる。そのため、本研究で用いた操作変数は、関連性に加え、外生性も満たす可能性があるといえる。

東京や大阪などの大都市においては、域内での経済活動の影響が、他都市への道路ネットワーク改善の影響以上に重要となる可能性がある。これより、本研究が用いるマーケットアクセスの指標は、大都市よりも地方部におけるアクセス性を示すことに適していると考えられる。以上の理由から、分析対象から「東京・大阪・名古屋」を中心都市とする都市雇用圏に所属する地価調査点を除いた場合の分析も行った。表-5 は、その推定結果を示す。なお、マーケットアクセスと雇用者密度に関する推定結果以外は省略している。

東京・大阪・名古屋の都市雇用圏（以下三大都市と



表-4 推定結果 (2011 年)

	産業		商業		工業	
	(1) OLS	(2) IV	(3) OLS	(4) IV	(5) OLS	(6) IV
マーケットアクセス	0.133*** (0.022)	0.206*** (0.026)	0.108*** (0.026)	0.184*** (0.030)	0.221*** (0.035)	0.295*** (0.041)
雇用者密度	0.605*** (0.018)	0.843*** (0.051)	0.675*** (0.020)	0.852*** (0.057)	0.474*** (0.028)	0.763*** (0.077)
地積	-0.153*** (0.008)	-0.150*** (0.008)	0.070*** (0.016)	0.073*** (0.016)	-0.177*** (0.007)	-0.167*** (0.007)
最寄り駅までの距離	-0.266*** (0.009)	-0.264*** (0.009)	-0.194*** (0.010)	-0.191*** (0.011)	-0.225*** (0.015)	-0.214*** (0.016)
中心都市までの距離	-0.104*** (0.005)	-0.104*** (0.005)	-0.107*** (0.005)	-0.109*** (0.005)	-0.054*** (0.007)	-0.054*** (0.007)
最寄り港湾までの距離	-0.044*** (0.011)	-0.008 (0.013)	-0.089*** (0.013)	-0.061*** (0.016)	0.021 (0.015)	0.041** (0.017)
定数項	9.313*** (0.293)	6.633*** (0.524)	7.624*** (0.347)	5.361*** (0.582)	8.014*** (0.506)	4.903*** (0.892)
三大都市圏ダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	7,247	7,163	5,161	5,102	2,086	2,061
R <sup>2</sup>	0.583	0.574	0.580	0.574	0.667	0.650
Adjusted R <sup>2</sup>	0.583	0.574	0.579	0.573	0.666	0.648
RMSE	0.731	0.740	0.739	0.744	0.502	0.515
F	1126	944.0	788.9	608.6	463.0	418.1
Kleibergen-Paap Wald rk F statistic	.	374.2	.	224.1	.	217.1
Cragg-Donald Wald F statistic	.	550.9	.	357.3	.	232.5

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

する)を除いた場合、雇用者密度に関してはいずれも有意に正な効果が得られた。マーケットアクセスに関しては、工業地を対象とした場合においてはいずれの年次についても有意な効果を得た。三大都市を含めた場合の分析結果と比較すると、三大都市を除いた場合には全体として小さな推定値が得られた。また、三大都市を含めた推定では、最小二乗法を用いた場合に推定量がいずれも過小評価されたものの、本分析においては一部異なる傾向が見られた。まず、1981年と2001年の工業地における推定値に関して、OLS推定量が過大評価された。また、全体としてOLS推定量とIV推定量の差が小さいことがわかる。以上の結果から、地方部においては、比較的偏りなく高速道路投資が行われてきたと考えられる。また、このことから、公平性を重視した投資と効率性を重視した投資が満遍なく行われたことが示唆される。

## 6. 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地価に及ぼす効果について実証分析を行なった。産業構造分析の単位の一つである都市雇用圏に属する地価の調査点(特に産業部門)を対象として、高速道

路ネットワークの整備水準を示すマーケットアクセスと「集積の経済」を示す雇用者密度などの説明変数が地価に与える因果効果の推定を行った。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て操作変数法を用いた。

明治時代のマーケットアクセスや雇用者密度を操作変数とする操作変数法を用い、高速道路整備が地価に与える影響について、異なる調査点間で比較を行った。マーケットアクセスと雇用者密度に関して有意な結果が得られた。分析結果より、高速道路ネットワークによる他都市へのアクセス性が地価に正の効果を及ぼすことが明らかとなった。また、雇用者密度に関しても同様に、地価に正の効果を与えることが示された。本分析においては、産業全体での分析に加え、産業を商業と工業に分類した場合についても分析を行った。高速道路整備が商業地や工業地に与える影響を比較した結果、高速道路整備の影響を工業地がより受けやすい可能性が示唆された。工業は製品や原料の輸送などで高速道路を利用する機会が多いということが理由の一つとして考えられる。最小二乗法を用いた場合、マーケットアクセスや雇用者密度が地価に与える影響が過小に評価されることが示された。つまり、生産性の低い地

表-5 東京・大阪・名古屋を中心都市とする都市雇用圏を除いた推定

(a) 1981 年

	産業		商業		工業	
	(1) OLS	(2) IV	(3) OLS	(4) IV	(5) OLS	(6) IV
マーケットアクセス	0.0667 (0.0409)	0.0356 (0.0519)	0.0866* (0.0491)	0.0683 (0.0606)	0.135*** (0.0458)	0.129** (0.0536)
雇用者密度	0.302*** (0.0363)	0.743*** (0.0993)	0.298*** (0.0424)	0.615*** (0.122)	0.443*** (0.0438)	0.749*** (0.0966)
Observations	2,178	2,130	1,534	1,502	644	628
$R^2$	0.381	0.339	0.137	0.103	0.463	0.424
Adjusted $R^2$	0.378	0.336	0.132	0.0975	0.456	0.415
RMSE	0.779	0.806	0.779	0.794	0.476	0.492
F	148.3	184.4	26.98	23.02	60.81	58.56
Kleibergen-Paap Wald rk F statistic	.	213.4	.	119.4	.	119.7
Cragg-Donald Wald F statistic	.	221.5	.	142.1	.	86.60

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

(b) 2011 年

	産業		商業		工業	
	(1) OLS	(2) IV	(3) OLS	(4) IV	(5) OLS	(6) IV
マーケットアクセス	0.0811*** (0.0229)	0.0972*** (0.0274)	0.0814*** (0.0268)	0.107*** (0.0301)	0.180*** (0.0325)	0.194*** (0.0447)
雇用者密度	0.637*** (0.0183)	0.939*** (0.0667)	0.679*** (0.0207)	0.831*** (0.0688)	0.509*** (0.0298)	0.978*** (0.109)
Observations	4,150	4,066	3,041	2,982	1,109	1,084
$R^2$	0.452	0.418	0.409	0.398	0.575	0.479
Adjusted $R^2$	0.451	0.416	0.407	0.396	0.572	0.475
RMSE	0.639	0.661	0.639	0.647	0.465	0.516
F	379.7	271.1	233.3	127.5	165.4	153.8
Kleibergen-Paap Wald rk F statistic	.	254.8	.	162.2	.	132.6
Cragg-Donald Wald F statistic	.	230.4	.	160.2	.	83.95

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

域に高速道路整備を行うという公平性を重視した傾向にあったと考えられる。加えて、分析対象から三大都市を除いた場合の分析も行った。分析結果から、地方部においては、偏りの少ない道路投資が行われてきたと考えられる。

今後の課題として、高速道路ネットワーク整備が地域経済に及ぼす効果をより精緻に把握するために、パネルデータ分析を行うことが挙げられる。なお、その際には時間に応じて変化する操作変数を設定する必要がある。

**謝辞：**本研究は科学研究費補助金・基盤研究B（課題番号：20H02274）の助成を受けて行った。ここに記して感謝する。

#### 参考文献

- 1) 国土交通省: 道路統計年表, 2020.
- 2) 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.
- 3) 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.

- 4) Combes, P. P., Duranton, G., Laurent Gobillon, and Roux, S.: Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects, *NBER Working Paper*, pp.15-66, 2010.
- 5) Redding, S. and Anthony Venables, A.: Economic Geography and International Inequality, *Journal of International Economics*, Vol.62, pp.53-82, 2004.
- 6) Eaton, J. and Kortum, S.: Technology, Geography, and Trade, *Econometrica*, Vol. 70 (5), pp. 1741-1779, 2002.
- 7) 金本良嗣, 徳岡一幸: 都市の雇用圏設定基準, 2002, 応用地域学研究, Vol.7, pp.1-15, 1996.
- 8) 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/rekishi1.htm>, (参照 2021-1-28).

(2021. 3. 7 受付)

---

The Effects of Highway Network Improvement on Land Values:  
A Market Access Approach

Toshimori OTAZAWA, Riko ADACHI, Keisuke SATO and Atsushi KOIKE

This study examines the causal impact of highways on the Japanese economy, with a focus on quantifying the impact on the industrial sector. The highway network has expanded remarkably in Japan after the Second World War. The understanding of the effect of the highway investments so far is really helpful for planning the project of the highway construction in the future. Following Donaldson and Hornbeck (2016), we formulate the general equilibrium trade model and theoretically derive the relationship between “market access” and firms’ productivity. We estimate the impact of market access or agglomeration economies on land values, using the data about land values in 222 Urban Employment Area (UEA). To deal with the identification issues caused by reverse causality or omitted variables, we rely on an instrumental variable (IV) approach. The results show that the land values are affected strongly by market access and population density.