

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

石川 遼¹・足立 理子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: 201t104t@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: 219t102t@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。そうした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雇用増加や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市町村を対象とし、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捉え、都市雇用圏単位でマーケットアクセス指標を算出する点、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, road planning, instrumental variables estimation

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、その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、各地域間で移動時間が短縮される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年に旧道路法が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、実際に道路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。それによると、「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雇用増加や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される恐れがある。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」により分析する。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の定義やデータについて述べる。**4.**では、推定結果を

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。

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。ここで、 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。加えて、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ついて着目して算出した操作変数を用いた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、操作変数を用いたクロスセクションデータ分析により推定を行った。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、また、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、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が10%上昇すると、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。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。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 Turner⁹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

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 Turner⁹、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。

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

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雇用増加や生産拡大に及ぼす影響を明らかにする。1971 年から 2011 年までの二時点間の変化分を対象データとし、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は、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変化についても分析対象に含めている点である。都市雇用圏間の分析では、都市間のアクセス変化がもたらす効果しか推定できず、本来存在する都市圏内のアクセス変化がもたらす効果については推定することができない。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することができると思われる。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を用いる点である。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。

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

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 が属する都市圏 o 内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。

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

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

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 は市町村 i が属する都市圏 o 内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、 $\theta = 1$ 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、市町村 i が属する都市圏 o 内のマーケットアクセスを、同じ都市圏 o に属する市町村 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。 τ_{ii} に関しては、都市圏 o に含まれる市町村 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である 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 年と 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、

$$\begin{aligned} \Delta \ln MA_{o(i)} = & \ln \sum_{d \neq o} \tau_{od2011}^{-1} L_{d2011} \\ & - \ln \sum_{d \neq o} \tau_{od1971}^{-1} L_{d1971} \end{aligned} \quad (7)$$

で示される。ここで、各年次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、

$$\begin{aligned} \Delta \ln ma_i = & \ln \sum_j \tau_{ij2011}^{-1} L_{j2011} \\ & - \ln \sum_j \tau_{ij1971}^{-1} L_{j1971} \end{aligned} \quad (8)$$

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危険性がある。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、通常最小二乗法推定量はバイアスを持つ。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.¹⁰⁾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接続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」¹¹⁾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。

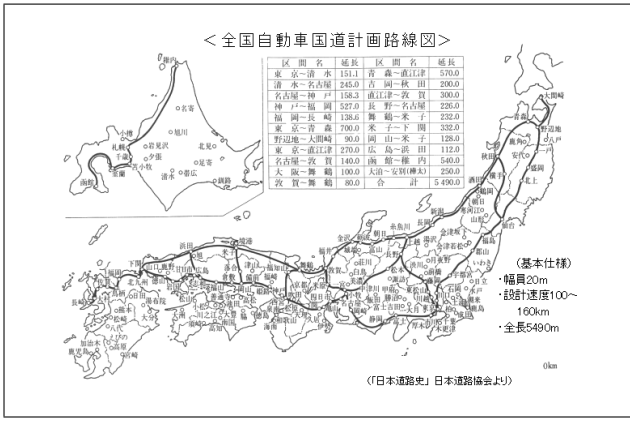


図-1 全国自動車国道計画路線図

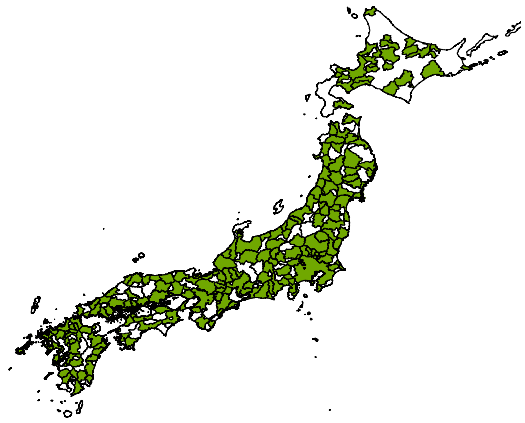


図-2 都市雇用圏

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、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。

$$\Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{inc} = \ln \sum_{d \neq o} D_d^{inc} D_{od}^{far} \tau_{odplan}^{-1} L_{d1971} - \ln \sum_{d \neq o} D_d^{inc} D_{od}^{far} \tau_{od1971}^{-1} L_{d1971} \quad (9)$$

$$D_o^{inc} \Delta \ln \widetilde{MA}_{o(i)}^{hub} = D_o^{inc} \ln \sum_{d \neq o} (1 - D_d^{inc}) D_{od}^{far} \tau_{odplan}^{-1} L_{d1971} - D_o^{inc} \ln \sum_{d \neq o} (1 - D_d^{inc}) D_{od}^{far} \tau_{od1971}^{-1} L_{d1971} \quad (10)$$

$$\Delta \ln \widetilde{ma}_i = \ln \sum_j (d_{ij} V^{-1})^{-1} L_{j1971} - \ln \sum_j \tau_{ij1971}^{-1} L_{j1971} \quad (11)$$

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 $D_o^{inc} = 1$ とする変数である。各変数の下付き文字は年次を表し、 $plan$ は計画道路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移動速度を示す。操作変数 $\Delta \ln \widetilde{ma}_i$ 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のは困難であるため、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¹²⁾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	人口総数	人	市町村
	従業者数	人	市町村
	事業所数	箇所	市町村
	製造品出荷額	百万円	市町村
	小売販売額	百万円	市町村
	卸売出荷額	百万円	市町村
説明変数	都市雇用圏間 MA	人/分	都市雇用圏
	都市雇用圏内 ma	人/分	市町村
	第一次産業就業者割合	-	市町村
	第二次産業就業者割合	-	市町村
	第三次産業就業者割合	-	市町村
	可住地面積	km ²	市町村
	最寄り港湾までの最短距離	km	市町村
	平均標高	m	市町村
	最大傾斜角 10 % 割合	-	市町村
	新幹線駅開業ダミー	-	市町村
	新幹線駅ダミー	-	市町村
	操作変数	都市雇用圏間 \tilde{MA}	人/分
都市雇用圏内 \tilde{ma}		人/分	市町村

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表-2 のものを扱う。人口総数は総務省が提供する国勢調査、事業所数と従業者数は総務省が提供する事業所・企業統計調査、製造品出荷額は経済産業省の工業統計調査、卸売販売額と小売販売額は経済産業省の商業統計から得られるデータを用いた。ただし、使用データの制約により、人口総数は 1971 年から 2011 年、事業所数と従業者数は 1975 年から 2009 年、製造品出荷額は 1971 年から 2011 年、卸売販売額と小売販売額は 1974 年から 2007 年を対象として扱う。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¹³⁾をかけることにより、2019 年度を基準とした金額への換算を行った。

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)¹⁴⁾」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が可能で、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。

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 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 年時点と計画道路が整備された際のアクセス性の変化を、都市雇用圏内については 1971 年時点と市町村間直線距離と一般道平均移動速度から算出した所要時間を元にアクセス性の変化を考える。まず、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。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。

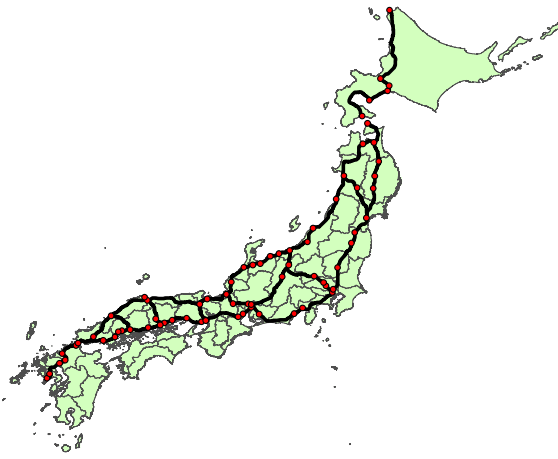


図-3 路線図の GIS データ化

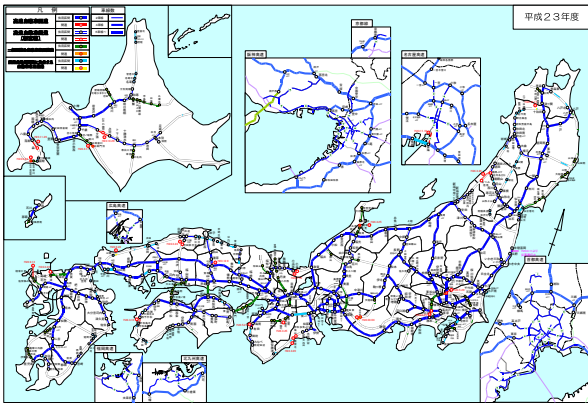


図-4 現代 (2011 年時点) の高速道路整備

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-3のような GIS データとして扱うことを可能にした。図上の赤地点は優先都市を指す。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-3 の計画道路は、図-4 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

推定結果から、(1) 人口総数、(2) 従業者数、(3) 事業所数、(4) 製造品出荷額、(5) 小売販売額、(6) 卸売出荷額のいずれの指標に対しても、マーケットアクセスの変化が有意に正の影響をもたらすことがわかった。都市雇用圏間のアクセス性、都市雇用圏内のアクセス性ともに同様の結果であると言える。各マーケットアクセスの値が 10 % 上昇すると、従業者数や製造品出荷額などのアウトカム指標も約 6 % ~ 50 % ほど上昇する結果である。コントロール変数については、(1) ~ (3) のアウトカム指標に対しては、第二次産業者就業者や最大傾斜角度、平均標高で有意な結果が得られた。(4) ~ (6) のアウトカム指標に対しては、港湾までの距離や第一次産業就業者、最大傾斜角度、平均標高において有意な結果が得られた。

2SLS 推定では、本研究で扱ったどのアウトカム指標においてもマーケットアクセスの値との関係性が有意に示されている。マーケットアクセスを含む各説明変数の推定値は、アウトカム指標の種類や分析手法によらず、同程度の値を示している。特に都市雇用圏内マーケットアクセスはどの分析においても有意に正であり、各アウトカム指標に与える影響を着実に示す結果となった。また、OLS 推定との比較からは、どのアウトカム指標でも 2SLS 推定時より係数の値がやや低く、マーケットアクセスの変化がもたらす影響が過小に推定されている。

コントロール変数では、就業者割合、港湾までの距離、最大傾斜角度、平均標高で有意な結果が得られている指標が多い。特に最大傾斜角度と平均標高では、どのアウトカム指標に対しても同様の傾向があることが示されている。また、港湾までの距離は出荷額の指標における有意性が高い。それらとは逆に、本研究のコントロール変数の一つとして採用した新幹線駅に関するダミー変数はほとんど有意な推定値を示さなかった。

ここで、本研究が用いた操作変数が適切であるかを検討する。まず、説明変数の内生性についての検討を行う。Wooldridge¹⁵⁾ は元々の推定式に含まれる誤差と 2SLS 推定における第一段階目の推定式に含まれる誤差との相関の有無を実データの残差を利用して内生性を検定する方法を提案している。本研究においては、式 (1) に含まれる誤差と第一段階目の推定式 (2)、(3) に含まれる誤差との相関がないという帰無仮説を検証する。推定結果の中で (4) 製造品出荷額以外のアウトカム指標においてマーケットアクセス変数との関係性が外生的であるという帰無仮説が有意に棄却された。つまり、本研究で扱った都市雇用圏間 MA と都市雇用圏内 ma

表-3 推定結果

VARIABLES	(1) 人口総数	(2) 従業者数	(3) 事業所数	(4) 製造品出荷額	(5) 小売販売額	(6) 卸売出荷額
$\Delta \ln MA$	0.723** (0.288)	0.589* (0.354)	0.722** (0.314)	1.828* (1.101)	2.470*** (0.642)	5.166*** (1.385)
$\Delta \ln ma$	0.976*** (0.0711)	1.100*** (0.0844)	0.784*** (0.0741)	1.275*** (0.243)	1.434*** (0.172)	2.170*** (0.354)
\ln 第 1 次産業就業者率	0.0349* (0.0187)	0.0676*** (0.0232)	0.00904 (0.0182)	0.336*** (0.0630)	0.108*** (0.0347)	-0.0355 (0.0811)
\ln 第 2 次産業就業者率	0.178*** (0.0407)	-0.201*** (0.0532)	-0.0971** (0.0427)	-0.0200 (0.156)	0.0706 (0.0891)	-0.426** (0.199)
\ln 第 3 次産業就業者率	0.499*** (0.0624)	-0.0109 (0.0799)	0.113* (0.0620)	-1.097*** (0.248)	0.0353 (0.142)	-0.885*** (0.319)
\ln 可住地面積	0.000228 (0.00998)	-0.0301** (0.0126)	-0.0299*** (0.0106)	0.0272 (0.0375)	-0.0455** (0.0220)	-0.153*** (0.0470)
\ln 港湾までの距離	0.00545 (0.0103)	-0.00713 (0.0125)	9.81e-05 (0.0103)	-0.104*** (0.0360)	-0.0665*** (0.0213)	-0.103** (0.0480)
最大傾斜角度 10per 割合	-0.474*** (0.0594)	-0.507*** (0.0705)	-0.369*** (0.0614)	-0.871*** (0.191)	-0.253* (0.132)	-0.658** (0.276)
\ln 平均標高	0.0569*** (0.0117)	0.0636*** (0.0147)	0.0538*** (0.0129)	0.161*** (0.0410)	0.0281 (0.0248)	0.111** (0.0531)
新幹線駅開業 dummy	-0.0249 (0.0237)	-0.0345 (0.0284)	-0.000577 (0.0253)	-0.0544 (0.0918)	-0.118** (0.0508)	-0.252** (0.114)
新幹線駅 1970dummy	-0.00644 (0.0431)	0.00779 (0.0446)	-0.0276 (0.0384)	0.0164 (0.171)	0.0791 (0.0791)	0.216 (0.168)
Constant	0.170 (0.273)	-0.00430 (0.335)	-0.238 (0.290)	-0.838 (1.012)	0.130 (0.580)	-2.036 (1.245)
Observations	1,257	1,256	1,256	1,228	1,148	1,106
R-squared	0.649	0.506	0.450	0.260	0.166	0.079
Cragg-Donald Wald F statistic	36.728	36.728	36.756	37.830	31.602	30.714

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

の双方は内生変数であると言える。ただし、製造品出荷額との関係性においては都市雇用圏内 ma のみ外生性を有意に棄却できなかった。また、操作変数が満たすべき条件である関連性について検討を行う。Cragg-Donald Wald F 統計量は分析に用いた操作変数が weak instrument であるかどうかを検定するものである。本分析においては、表-3 内に示したように、一定基準である 10 の数値を全て超えており、操作変数としての関連性の条件を満たすと言える。さらに、本分析では、二つの内生変数に対して、三つの操作変数を用いて分析を行なっている。過剰識別検定の観点から Hansen J 統計量に着目すると、(4) 製造業出荷額の推定結果以外では、過剰識別制約が有効であるという帰無仮説は有意に棄却されなかった。しかし、製造業出荷額を対象に検定を行った際には、前述の仮説が有意に棄却されたことから、いずれかの操作変数またはその両方が適切でない可能性が存在する。

(2) 考察

推定結果から、マーケットアクセスの変化はどのアウトカム指標に対しても有意に正の影響を与えることが示された。このことから、各地域のアクセス性の向上は、各地域の雇用増加や生産拡大効果に寄与することがわかる。また、 MA と ma の比較をすると、(1) (3) のアウトカムに対する推定結果では MA の推定値より ma の推定値が高い結果となっているが、(4) (6) のアウトカムに対する推定結果では MA の推定値が ma の推定値を大きく上回る結果となっている。この点から、工業に関する出荷額などは、市場へのアクセス性が工場の立地や生産活動に直結するため、都市間のアクセス性向上が強く反応したと考えられる。ただ、その推定値に関してはどの指標に対しても、マーケットアクセス指標の係数が非常に高い値を示している。より顕著なものに関しては、マーケットアクセス 10% の向上に対して、出荷額が 50% 増大するなどという高い弾力性を示す指標も見受けられた。通常ではここまで大きい弾力性を示すことは考えにくく、アウトカム指標が

表-4 OLS と 2SLS の推定結果

	OLS	2SLS		OLS	2SLS
(1) 人口総数			(2) 従業者数		
$\Delta \ln MA$	0.0527 (0.0812)	0.723** (0.288)	$\Delta \ln MA$	-0.0904 (0.0974)	0.589* (0.354)
$\Delta \ln ma$	0.855*** (0.0382)	0.976*** (0.0711)	$\Delta \ln ma$	0.913*** (0.0434)	1.100*** (0.0844)
(3) 事業所数			(4) 製造品出荷額		
$\Delta \ln MA$	0.0181 (0.0808)	0.722** (0.314)	$\Delta \ln MA$	0.164 (0.290)	1.828* (1.101)
$\Delta \ln ma$	0.649*** (0.0340)	0.784*** (0.0741)	$\Delta \ln ma$	1.140*** (0.122)	1.275*** (0.243)
(5) 小売販売額			(6) 卸売出荷額		
$\Delta \ln MA$	0.110 (0.167)	2.470*** (0.642)	$\Delta \ln MA$	0.333 (0.344)	5.166*** (1.385)
$\Delta \ln ma$	0.925*** (0.0691)	1.434*** (0.172)	$\Delta \ln ma$	1.542*** (0.149)	2.170*** (0.354)

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

正しくコントロールされていないあるいは二時点分のデータが存在する地点が他の指標と比べて 100 箇所近くあり、サンプル数が減少したことも結果の要因として挙げられるのではないかと考えられる。

分析に使用したコントロール変数については、港湾までの距離、最大傾斜角度、平均標高の多くが有意な推定値を示した。一方で、新幹線駅に関するダミー変数では、ほとんどの指標で有意な結果が得られなかった。港湾までの距離においては主に出荷額の指標で、有意に負の結果が得られていた。これは港湾までの距離が近いほど、出荷額が大きくなることを意味する。工業立地の観点からも妥当な結果であると考えられる。最大傾斜角度においては有意に負、平均標高においては有意に正の値が多く指標で見られた。傾斜が緩やかな地域かつ標高が高い地域ほど、アウトカム指標が向上することを意味するものである。前者は妥当な結果であるが、後者においては低い標高の地域はすでに市街化が進み、住宅や店舗、鉄道駅などが立地していることが考えられる。新幹線駅に関するダミー変数については、その影響は大きいものであると考えられるため、本研究で扱ったアウトカム指標においても強い関係性を示す仮定のもとコントロール変数に加えた。しかし、推定結果からは強い関係性どころか、有意な推定値さえ得ることができなかった。この点に関しては、5. 内の課題でも触れるが多方面からの検証や再考が必要であると考えられる。

表-4 の推定結果からは、OLS と 2SLS 推定の比較や各説明変数の与える影響を整理する。まず、通常の OLS 推定との比較からは、多くの推定結果で有意な差が見られた。特に OLS 推定では推定値が過小に評価されて

いたことから、「もともと生産性の低い地域に道路整備が行われる」という公平性の観点から整備がなされる逆の因果が存在することが推察される。しかし、都市雇用圏間 MA でも、その結果が顕著に表れた。通常の OLS 推定では、都市圏間に生産性の低い地域が存在し、その影響を受けていることが考えられる。一方で、都市雇用圏内 ma については、通常の OLS 推定や様々なパターンでの 2SLS 推定のどの場合でも有意な結果が得られており、係数の値も過度なものは見受けられない。このことから、都市雇用圏内 ma 、つまり、都市圏内部のアクセス性向上が重要であるという側面も推定結果からは伺える。

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。都市雇用圏を対象として、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が従業者数や製造品出荷額などのアウトカム指標に及ぼす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、戦時中の道路計画と inconsequential な道路整備の両観点から作成したマーケットアクセスを操作変数とする操作変数法を採用した。また、都市圏内部のアクセス変化にも着目し、都市圏間と都市圏内の二つのマーケットアクセスを設定した。推定の結果、各マーケットアクセスの向上がアウトカム指標の向上に寄与することが示された。このことから、高速道路ネットワーク整備によるアクセス性の改善が雇用増加や地域の生産拡

大につながると考えられる。また、通常の OLS 推定との比較からは、各マーケットアクセスの値がやや過小に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整備が行われたことが推察される。

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作成する必要がある。また、地域により整備や状況が大きく異なると考えられるため、よりミクロな視点での分析とも合わせて、整備効果の評価を図る必要があると考える。

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.1.583-1.589, 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) 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.
- 10) 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).
- 11) 武部健一: 道路の日本史, 中公新書 2321, 2015年5月25日初版.
- 12) 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.
- 13) 内閣府: 国民経済計算 (GDP 統計) / 統計データ, 2020.
- 14) 「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.
- 15) Wooldridge, J.M.: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2002.
- 16) Duranton, G. and Turner, M. A.: Urban growth and transportation, *Review of Economic Studies*, Vol. 79, pp.1407-1440, 2012.
- 17) Holl, A.: Highways and productivity in manufacturing firms, *Journal of Urban Economics*, Vol. 93, pp. 131-151, 2016.
- 18) Redding, S. and Venables, A.J.: Economic Geography and International Inequality, *Journal of International Economics*, Vol.62, pp.53-82, 2004.
- 19) 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.
- 20) Combes, P. P., Duranton, G., Gobillon, L. and Roux, S.: Estimating Agglomeration Economies with History, Geography, and Worker Effects, *NBER Working Paper*, pp.15-66, 2010.
- 21) Graham, D. J.: Agglomeration, Productivity and Transport Investment, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol.41, pp.317-343, 2006.
- 22) Eaton, J. and Kortum, S.: Technology, Geography, and Trade, *Econometrica*, Vol. 70 (5), pp. 1741-1779, 2002.
- 23) 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/rekishil.htm>, (参照 2021-1-28).

(2022.3.6 受付)

CAUSAL IMPACTS OF HIGHWAY NETWORK IMPROVEMENT
: AN INSTRUMENT VARIABLES APPROACH
USING ROAD PLANNING UNDER THE SECOND WORLD WAR

Ryo Ishikawa, Ryutaro INOUE, Riko ADACHI 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 future road development. In this study, we examine the causal effects of improving regional accessibility through the development of expressway networks on employment growth and 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 incidental connections to rural cities. The results from 2SLS show that the production growth are affected strongly by market access. Comparing to the results from OLS analysis, we obtain the significant estimator in 2SLS analysis.