国土交通政策研究　第19号

わが国の都市・国土空間における
アクセシビリティと経済活動に関する研究

― 空間経済分析アプローチ ―

2003年 6月

国土交通省 国土交通政策研究所
総括主任研究官 山口 勝弘
研究調整官 山縣 延文
前研究官 押井 裕也
研究官 望月 隆志

はじめに

我々は、天然の良港に都市が形成されてきたことを地理・歴史として知っているが、「都市空間や経済活動の拠点はどこにできるのか」「歴史上、なぜ長期にわたり集積が形成されつづける地域もあれば、盛衰を経験する地域があるのか」といった問に対して、20 世紀の初頭以来、都市経済学、経済地理学、貿易理論等さまざまな観点から理論的な分析が行われてきた。

わが国の歴史を振り返っても、江戸時代、商業の中心は堺を中心とする関西圏にあったが、今日、東京圏に多くの機能が集積している。米国では、ニューヨークやシカゴなどの大都市には衰退の兆しは見られないものの、シリコンバレーやバージニア州の IT 産業の集積に見られるように新しい地域の発展がみられる。欧州では、EU の統合により、今後どこに欧州の諸機能が集積していくのかについて活発な研究が行われている。

そこで、近年大きく前進を遂げている空間を考慮した経済分析を概観するとともに、わが国の都市・国土空間について実証的な分析を行い、今後の公共投資のあり方についての考察を行った。

本研究は、2002 年 4 月に開催した若手研究者との「空間経済分析に関するワークショップ」を契機として進めてきた分析をとりまとめたものである。第５章のデータ分析に当たり、同ワークショップのメンバーである上智大学経済学部専任講師の中里透氏から貴重なアドバイスをいただいた。また、データ分析全般に関しては、三菱総合研究所幕亮二研究員、堀健一研究員及び篠田徹研究員から多大な貢献をいただいた。ここに感謝の意を表したい。

2003 年 6 月

国土交通省　国土交通政策研究所
総括主任研究官　山口 勝弘
研究調整官　山縣 延文
前研究官　押井 裕也
研究官　望月 隆志

要旨

都市・国土空間と経済に関する理論的・実証的研究がこの 10 年余りの間に大きな前進を遂げている。集積メカニズムを解明するための経済理論や実証的な研究が発達するとともに、空間を形成する上で重要な役割を果す公共投資の経済効果等についての実証的研究も目覚しい発展がみられる。

公共投資の経済効果については、その効率性に関する評価を目的とする多くの研究が行われているが、公共投資により形成される地域間のアクセシビリティは、都市・国土構造の変容をもたらすものであることから、集積の経済との関係を踏まえた分析が必要がある。とりわけ、交通関連の公共投資は集積の経済の「エンジン」の役割を果すとされる輸送費に大きな影響を及ぼすが、輸送費については、インフラの整備水準だけでなく、所要時間や運賃等のソフト面も考慮する必要である。

本研究は、このような「空間経済分析」に関する既存研究における分析手法とその成果を概観し、産業の地域特化の動向を調べるとともに、交通一般化費用等に関する一次統計等から入手・作成が可能なデータを用いて実証分析を行った。主な分析結果は以下のとおりである。

まず、産業の地域特化の状況とその変化の方向は、わが国の都市・国土構造のあり方を検討する上で重要な要素である。そこで、所得格差を測るために用いられるジニ係数を応用した地域特化係数の動向を 1966 年から 2001 年にかけて調べたところ、映画・ビデオ制作業、情報サービス・調査業等、知識集約型の業種において地域特化係数の上昇が見られ、従来、地域特化傾向の高かった精密機械器具製造業や電気機械器具製造業の地域特化係数が低下してきていることが判明した。知識創造による経済活性化の必要性が叫ばれるなか、その一翼を担うと期待されるソフト産業が一定の地域に集積しつつあることがうかがえる。

また、わが国の都市・国土空間において、都道府県間のアクセシビリティが経済活動にどのような影響を及ぼしているかを分析した結果、首都圏及び大阪圏の交通一般化費用が上昇したことに伴うアクセシビリティ低下により、1990 年から 1998 年までの 9 年間で 69 兆 3000 億円あまりの損失、即ち、年平均 7 兆 7000 億円あまりの GDP 減少が引き起こされた可能性があることが示された。この期間のわが国の GDP 成長率は、交通サービスの改善、渋滞緩和等により首都圏及び関西圏に係る都道府県間の交通一般化費用の上昇を防ぐことにより、年率 1.6%程度の上昇の余地があったということができる。

キーワード：空間経済、集積の経済、アクセシビリティ、地域特化

目　　次

研究の目的 …… 1
１．空間経済分析の枠組み …… 3
　１－１．「集積の経済」の基礎理論 …… 3
　１－２．集積と輸送費の関係…… 6
２．先行研究のサーベイ…… 9
３．わが国における集積の動向…… １５
４．集積・輸送費変化を表す指標…… ２３
　４－１．アクセシビリティ指標の定義…… ２３
　４－２．アクセシビリティ指標の経年変化…… ２６
５．集積が生産活動にもたらす効果の検証…… ２９
　５－１．集積が生産活動の規模にもたらす影響の検証…… ２９
　５－２．集積指標の限界生産力変化の検証…… ３５
　５－３．集積指標の限界生産力変化の検証２（バロー回帰アプローチ）…… ４１
６．考察と課題…… ４９
　６－１．アクセシビリティ指標変化による生産力向上効果の推計…… ４９
　６－２．マクロモデル開発の方向…… ５２
　６－３．ミクロモデル開発の方向…… ５３
参考文献 …… ６３

研究の目的

都市・国土空間と経済に関する理論的・実証的研究がこの 10 年余りの間に大きな前進を遂げている。集積メカニズムを解明するための経済理論や実証的な研究が発達するとともに、空間を形成する上で重要な役割を果す公共投資の経済効果等についての実証的研究においても目覚しい発展がみられる。

公共投資の経済効果については、その効率性に関する評価を目的とする多くの研究が行われているが、公共投資により形成される地域間のアクセシビリティは、都市・国土構造の変容をもたらすものであることから、集積の経済との関係を踏まえた分析が必要である。とりわけ、交通関連の公共投資は集積の経済の「エンジン」の役割を果すとされる輸送費に大きな影響を及ぼすが、輸送費については、インフラの整備水準だけでなく、所要時間や運賃等のソフト面を含む「交通一般化費用」に基づく分析が必要である。

本研究は、このような「空間経済分析」に関する既存研究における分析手法とその成果を概観するとともに、交通一般化費用等に関する一次統計等から入手・作成が可能なデータを用いた実証分析を行い、「集積の経済」を考慮した効果的な公共投資等に関する政策的な含意を得るための評価手法を検討することを目的とするものである。

１．空間経済分析の枠組み

１．空間経済分析の枠組み

１－１．「集積の経済」の基礎理論

空間と経済活動の関係を解明しようとする研究は古くは 19 世紀 -20 世紀初頭のフォン・チューネンやウェーバーらをルーツとし、都市や地域と経済の関係を捉える都市経済学(urban economics)や地域経済学(regional economics)、経済活動の地理的側面を捉える経済地理学(economic geography)として蓄積が図られてきた。

1977 年のデキシットとスティグリッツによる独占的競争の理論、輸送費の考慮及びコンピューター解析技術の進展を契機として、ヘンダーソンらによる知識の波及による集積効果の理論的・実証的な分析や、藤田昌久、クルーグマン、ベナブルズらにより、新しい貿易理論を組み合わせた新しい経済地理学(new economic geography)（「空間経済分析」(geographical economics)とするのが適切であると考えられるので、以下、これを用いる。）が登場し、「集積の経済(economies of agglomeration)」を考慮した「中核－周辺モデル(core-periphery model)」を中心とする理論が発展した。

都市空間や経済活動の拠点形成の要因は、従来から指摘されている生産要素の賦存量だけでなく、集積の経済によるものであることが定説になりつつある。生産要素の賦存量は、各種の天然資源、自然環境、政治経済制度、文化的背景等地理的に特定された要因の総称であり、いわゆる比較優位の源泉を構成するものである。集積の経済は、大量生産による生産活動の収穫逓増といった空間と無関係に存在しうるものとは異なり、人や企業が一定の地域に集まること自体から発生するものである。

集積(agglomeration)の経済に関する理論は、多様性への嗜好(love of variety)を背景に、大きく分けて「財の需給連関」と「知識の波及(human capital spillover)」の二つの要因から生じるとする説が有力になっている。この場合、輸送費が空間構造の変革をもたらす「エンジン」の役割を果すとされる。

（１）財の需給連関と企業立地の集積

近代経済学の歴史を遡ると、企業の立地を決定する要因としてまず登場するのがヘクシャー・オリン・モデルである。同モデルの帰結は、生産物は地域間を自由に移動できるが、生産要素（土地、天然資源、労働等）は移動し得ないとの仮定に基づき、たとえ 2 地域の生産技術が同じであっても、生産要素の初期賦存状態によって地域経済が特定の産業に特化することを表わしている。

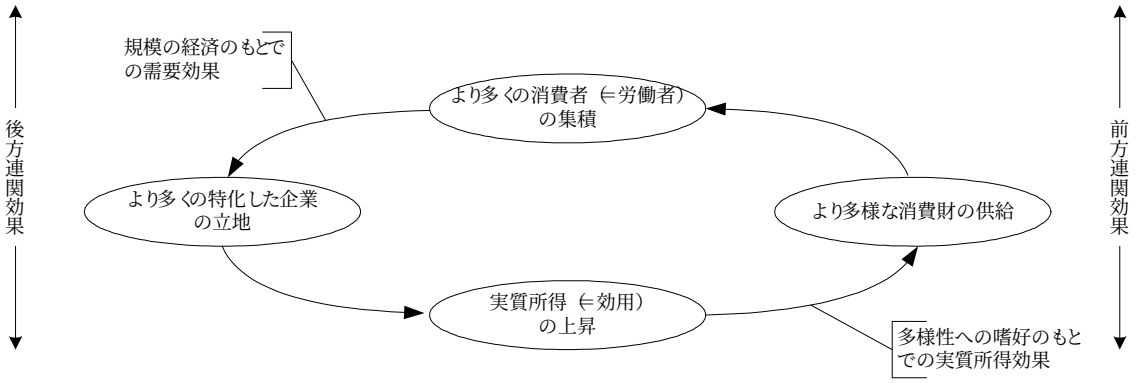
「財の需給連関」を集積の根拠とする理論は、生産要素の賦存状態を同等に固定した場合、以下のとおり、最終需要サイドにおける需給連関と供給及び中間需要サイドにおける

需給連関により集積が起きるとする。

①最終消費財

最終需要の担い手である消費者は、「好きなものがいつでも手に入る」環境の下で「自分らしい」暮らしを志向することから、さまざまな財にアクセスしやすいところに住もうと言うインセンティブが働くと考えられる。一方、企業は消費者のニーズに応えるため、財の差別化を行うとともに、固定費軽減のために立地を集中させようとし、かつ、輸送費を考慮して消費者に可能な限り近い所に立地しようとする。このため、都市への集積が発生する。

図１　消費財・サービスの多様性にもとづく集積形成メカニズム



資料：空間経済学」から見た国土交通政策　藤田教授講演録より作成

これを、仮に財やサービスを供給する消費財産業と消費者たる労働者の関係においてモデル化すると、以下のように説明される（図１参照）。

ある都市において、他の都市より多様な消費財・サービスの供給がされている場合、消費財に対する嗜好性にもとづき、当該都市では所与の名目賃金に対し労働者（＝消費者）の実質賃金（＝効用）が増加する。

これを好感して、より多くの労働者がその都市へ移住することになり、結果、この都市での消費財需要はさらに増大する。需要の増大は、さらに多様な消費財・サービスを生産・供給する企業を都市に引きつけ立地を促し、循環して当該都市ではさらに多様な財やサービスが入手できるようになる。

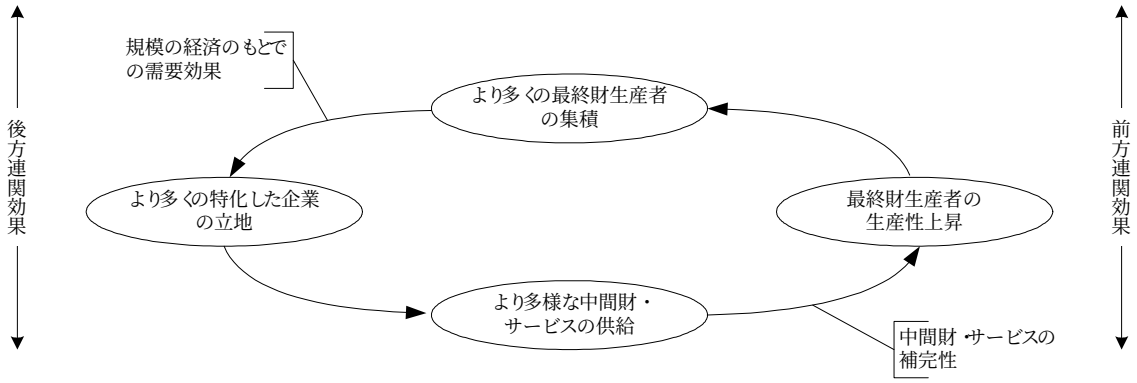
より多様な財・サービスの供給が、労働者の実質所得を増大させ、彼等をその都市に引きつける効果を「前方連関効果」、より大きな市場がより多くの特化した財・サービスの供給者である企業を引きつける効果を「後方連関効果」と言い、労働者と企業が集積するポジティブ・フィードバック・メカニズムによって、都市への集積は助長される。（ただし、後方連関効果が生じる条件として、その財やサービスの供給を行う企業レベルで「規模の経済」による生産効率の向上が果されなければならない。）

②中間財

同じようなポジティブ・フィードバック・メカニズムは、企業サービスを含む「中間財」の多様性にもとづく、中間財生産者とこれを用いる最終財生産者の集積形成メカニズムについても当てはまる（図２参照）。

企業は財の差別化を図り、さまざまな財を創出しようとする。このため、多様な生産要素を調達することが容易な環境に立地しようとする。輸送費と生産面の固定費の関係から、企業間の生産要素調達における集積の経済が生じ、特定の地域に集中する現象がおきる。

図２ 中間財・サービスの多様性にもとづく集積形成メカニズム



資料：空間経済学」から見た国土交通政策 藤田教授講演録より作成

つまり、ある都市ないし地域における、より多様な中間財・サービスの供給が、それを用いる産業の生産性を上昇させることにより（前方連関効果）、より多くの企業を当該地域に引きつける。また、この中間財市場における需要の拡大は、より多くの特化した中間財生産者を当該地域に引きつける（後方連関効果）。

この循環的連関効果により、中間財生産者と彼等が供給する財やサービスを用いる産業相互間の集積力が生まれる。この集積力は、特定産業の地域特化を促進させる。

（２）知識の波及効果と就業者の集積

このような財やサービスの市場取引を通じて生まれる「金銭的外部性」にもとづく集積力の形成の他にも、非市場的相互作用により生じる「技術的外部性」にもとづく集積のメカニズムも指摘されている。とくに、フェース・トゥ・フェースのコミュニケーションが、「知識の波及」を通じて都市における特定産業の集積の形成を促進する要件となっていると考えられている。このような人々の間におけるそのようなコミュニケーションの必要性とそれにもとづく集積の形成は、人間の多様性を前提とするものである。

「知識の波及」を集積の根拠とする理論は、企業の人材が生み出す各種の知識が同地域

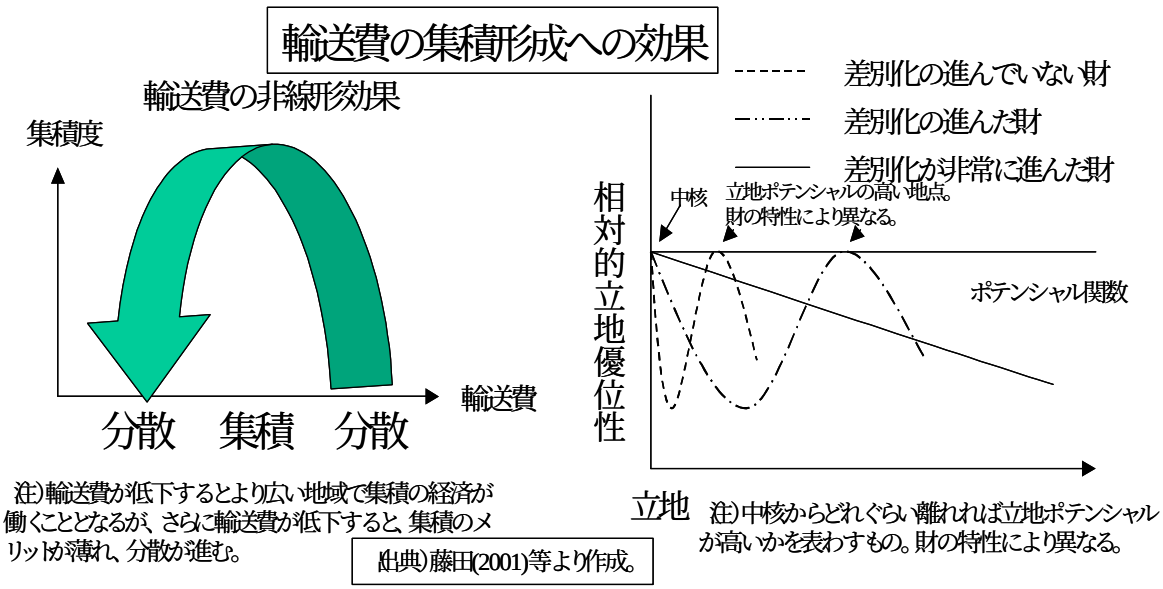
における他の企業に波及するため、他の企業が立地する地域への立地が相対的に高い生産性をもたらすとする。各種の知識は囲い込みの困難な「公共財」としての側面を有するため、一定の地域に集まっていることにより、知識を共有できるという形で外部効果が発生するわけである。

１－２．集積と輸送費の関係

（１）輸送費の影響と都市システム・産業立地の中核－周辺構造

輸送費が極端に高い場合には、財の生産・流通は土地に縛られるために生産拠点は分散して立地されることになる。例えば、消費者側から見ると、交通が不便な時代は比較的身近な商店街で買い物をする傾向にあったが、交通の利便性向上に伴い、広域的なアクセスが可能な郊外の量販店（集積の拠点）で買い物をするようになってきた。これを都市システムに置き換えて考えると分かりやすい（図３参照）。

図３



出典）藤田(2001)等より作成。

財の生産活動の空間分布は、生産される財の差別化の度合いに応じて異なる。財の性質に応じてどの程度中核から離れると次の立地が可能となるかを表現するのが「ポテンシャル関数」である。例えば、パン屋は相対的に差別化の程度が低いと考えられ、このような財の生産・流通に関しては一極集中は起きにくい。逆に、例えば国際金融サービスなど、差別化の程度が高い財に関しては、集積が起きやすい。

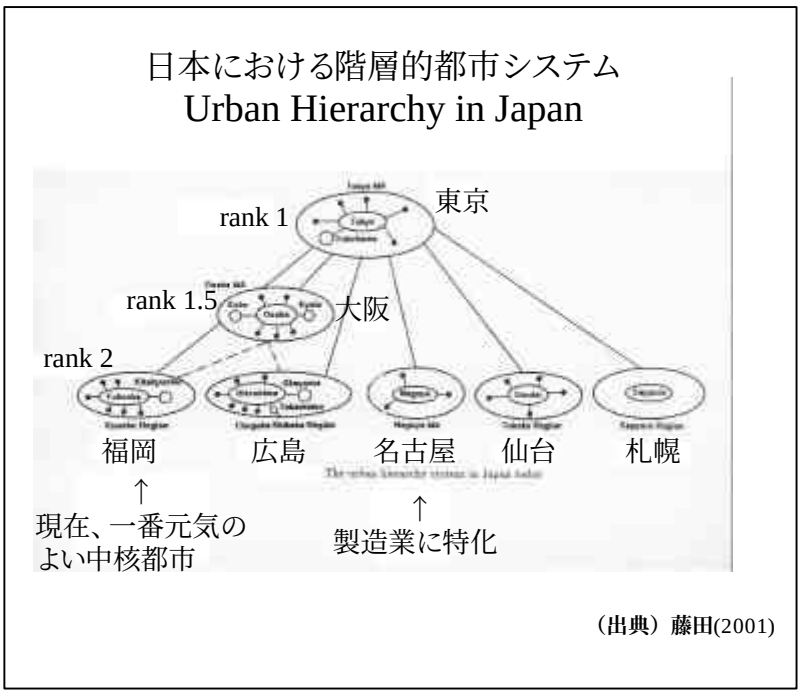
輸送費がさらに低下していくと、どこに立地しても同じことになるので、分散が進むことになる。このため、輸送費と集積の関係は、非線形の逆Ｕ字型の形態をとることとなる。

以上のような要因が働くことにより、都市・国土構造は安定的な構造に自己組織化して

いき、中核－周辺からなる都市システム・産業立地が進展する。

（２）わが国の都市・国土構造

わが国の都市システムの変遷を概観すると、東京、大阪及び福岡の関係に顕著に表れている。東海道新幹線が開通するまでは、国内の拠点は東京と大阪に分けられていう傾向になったが、新幹線の開通により日帰り圏内になったため、大企業や金融機関が本社機能を東京に統合する方向へ変革が起きたとされる。今日、大阪圏の失業率の高さは、交通ネットワークの整備に伴う長期的な国土構造の変革の結果とみることができる。福岡は、東京圏との距離があるために、九州やアジアとの接点として独自の役割を果す環境にある。



２．先行研究のサーベイ

２．先行研究のサーベイ

集積メカニズムを解明するための経済理論や実証的な研究は、この 10 年余りの間に大きな前進を遂げており、空間を形成する上で重要な役割を果す社会資本の経済効果等についての実証的研究においても目覚しい発展がみられる。

本章では、わが国に関する空間経済分析の主な既存研究を概観する。特に、集積の経済、効果的な公共投資、その地域間配分等に関する政策的な含意を含むものを対象とした。

中里(2001)は、都道府県別の道路実延長を用いて地域間交通インフラが一人当たり県内総生産の成長率に及ぼす影響を分析し、推定期間である 1960 年から 88 年までの期間において、対象期間の後半に低下がみられるものの、地域間インフラの整備はストロー効果よりも市場規模の拡大を通じて経済成長の促進に寄与する効果の方が大きいことを示している。

Dekle et al(1994)では、日本の都道府県の地価・賃金水準データから、製造業及び金融業における集積の経済を測定し、いずれの業種においても集積の経済が働いており（弾性値 10%)、相対的に金融業の方が集積の経済が強いとしている（製造業における生産性上昇分の 5.6%、金融業における生産性上昇分の 8.9%を集積の経済が占めている。)。しかしながら、集積の経済はほぼ限界に達しているとしている。また、Henderson(2000)によると、80～100 か国のパネルデータを用い、一極集中の度合い(primacy)と経済成長の関係を 1960 年～1995 年の期間（5 年ごと）について分析した結果、日本、韓国、フランス、アイルランド等は過剰な一極集中が、経済成長を阻害しているとしている。

しかし、Kanemoto et al(1996)は独自の都市圏データを用い、都市の最適規模を都市部の地代とピグーの補助金が等しくなるとするヘンリージョージの定理から、東京圏の規模が国内の他の都市と比べて大きいか否かを検証した。その結果、東京の規模は全国の都市のほぼ平均であり、東京が特に大きいということは言えないとしている。

また、Kondo (2001)では、立地可能エリアが小さい地域Ａと広大な地域Ｂとを想定した場合、いずれの地域を中核(core)とした場合でも、集積の経済をより多く引き出すためには面積及び人口当たりの公共投資額を地域Ｂに傾斜すべきである。地域Ｂを中核とした場合の方が、地域Ａを中核とした場合よりも少ない公共投資で集積の経済のメリットを受けることができるので、民間資金のクラウディングアウト効果を低く抑えることができる。従って、地方部への投資を減らし、その一部を首都圏に割り当て、全体としての公共投資額を抑制すべきであるとしている。

首都圏をピラミッドの頂点とするわが国の都市システム・産業立地構造を根本から再構築することは多くの困難を伴うが、都市システム・産業立地構造における中・低位の階層において、地域ごとに特色のある集積を促すことは可能であり、Button(2001)も、1990

年代における公共投資政策を比較しつつ、わが国においては、公共投資に関する地方自治体の役割を強化しつつ、民間投資の誘発を促す必要があると指摘している。絹川(2001)によると、わが国の集積度を産業ごとに分析した結果、1983 年から 1998 年にかけて集積度の高い業種が 5 業種から 3 業種に減少し、集積度が増したのは輸送用機械器具製造業及び繊維業のみであり、全体として集積度は低下傾向にあるが、産業分類を細かくとると、医療福祉関連、情報通信関連、環境関連、バイオ関連、新製造技術関連は集積度の高い産業が数多く存在するとしている。

また、亀山(2001)によれば、日本の都市圏の成長・衰退では、都市産業の傾向として、地域特化、地域独占の影響が強く、地域間競争の影響は弱いとしている。また、都市の多様性については、都市圏の人口規模に関わらず、いずれの産業部門でも同じ程度の多様性があり、都市間、都市内のどちらでも多様化が進んでいる。

一方、わが国における公共投資に対する評価にはさまざまなものがあるが、ここでは代表的な既存研究をリストアップすることとする。

(1)社会資本ストックの生産性に関する研究

題名	著者	出典	実証に用いたデータと出典	分析方法	結論
Productivity of Public Spending, Sectoral Allocation Choices, and Economic Growth.	John Baffes and Anwar Shah	Policy Research Department The World Bank September 1993 WPS 1178	GDP(国別,年別):"International Financial Statistics"(IMF), 労働人口:"Yearbook of Labor Statistics"(International Labor Office), 民間資本ストック:U.N.System of National Accounts, インフラ資本ストック:"Government Financial Statistics"(IMF)及びU.N.System of National Accounts, 人的資源開発用資本ストック:" 1965～84の20年間, 25カ国のクロスセクションデータを整備	生産関数アプローチ　関数型はトランスログ型　説明変数は労働, 資本ストック(民間資本ストック, インフラ資本ストック, 人的資源開発用資本ストック, 国防用資本ストック), 技術進歩要因としての時間	生産関数の人的開発用資本ストックにかかるパラメータは有意に正。　しかし, 国防用資本ストックについては有意に負と推定された。
最適社会資本・公共投資規模と民間消費の動向	近藤広紀・井堀利宏	日本経済研究No.39, 1999.8	公的投資, GDP:『国民経済計算年報』	民間消費を, 公共投資ショックと, 一期前の民間消費で回帰する式を推定, 公共投資が消費に与える影響を, 公共投資にかかるパラメータから限界生産性を計算し検証。	社会資本が不足していたとされる1960年代末から70年代にかけて, 公共投資によって消費は大きく刺激されたこと, しかし, 逆に社会資本が充実した近年は, 公共投資はほとんど消費に影響を与えていないことが検証された。　公共投資の追加によって消費が増えるか否かは, これ以上の公共投資追加が, 社会的に見て望ましいかそうでないかに依存する。
交通関連社会資本と経済成長	中里　透	日本経済研究No.43, 2001.7	県内総生産, 就業者数:『県民経済計算年報』, 道路整備水準(一般道路, 高速道路等):『道路統計年報』, 面積:『全国都道府県市区町村面積調』　47都道府県のクロスセクションデータを整備	各都道府県における交通インフラの整備がその県の経済成長に与える影響を見るために, 県内総生産の平均成長率を, 期首地域の総生産, 地域内交通インフラ(一般道)の整備水準, 地域間交通インフラ(高速道路)の整備水準等で説明する式を推定し, インフラの経済成長に対する効果を検証する。	地域間インフラの整備は経済成長にプラスの影響をもつが, 近年になってその影響は減少している(新規投資の効果が減少している)。
「公共投資の経済効果」ch2,3	中東　雅樹	吉野直行・中島隆信編著「公共投資の経済効果」1998	県内総生産・就業者数:『国民経済計算』内閣府, 民間資本ストック:『民間企業資本ストック年報』内閣府, 社会資本ストック:『日本の社会資本』(1998)日経企庁　期間1955～1993年	公共投資の長期的な効果である社会資本の生産力効果について, 所得分配および社会資本の資源効率性の観点から実証分析を行う。実際には1955～1993年のデータを用いて生産関数を推計することで, 各生産要素の生産弾力性, 民間資本・社会資本ストックの限界生産性を求める。	資源効率性から見ると社会資本の配分は非効率的, 社会資本の資源効率的配分がなされているとはいえない。　産業が異なれば社会資本の生産力効果には差があり, 同産業の中でも社会資本の生産力効果には地域間格差がある。　大都市圏において, 生産関連型社会資本ストックより, 産業基盤型社会資本ストックの限界生産性が高いことが検証された。
一般化したAugmented Solow Modelによる地域経済成長の実証分析	野田英雄	「九州経済学会年報」第39集, 2001	各都道府県の産出, 労働投入量, 民間粗投資率(実質民間企業設備投資÷実質県内総支出), 公共粗投資率(実質公的固定資本形成÷実質県内総支出):『県民経済計算年報』, 人的資本投資率(「大学・大学院卒業者」の労働人口に占める割合):総務省統計局	公共投資が地域の経済成長に与える影響を見るために, 各都道府県の県内総生産の平均成長率を, 初期時点の総生産, 民間粗投資率, 公共粗投資率, 人的資本投資率, 実価償却率+人口成長率+技術進歩率で説明する式を推定し, 各項の経済成長に対する効果を検証する。。	分析から以下のことが言える。 ①日本の都道府県の経済成長を支えたのは民間の設備投資と人的資本の蓄積である。 ②公共投資と経済成長率には負の相関がある。 ③1980～1990の期間では新古典派モデルにおける条件付き収束性が観察される。

(2) 集積の経済に関する研究

題名	著者	出典	実証に用いたデータと出典	分析方法	結論
How Urban Concentration Affects Economic Growth	Vernon Henderson	Policy Research Department The World Bank April 2000 WPS 2326	GDP,投資,雇用,支出:Penn World Tables、インフレ率、total fertility rate(children per woman):World Bank's World Development Indicators、人口(総人口、都市人口、primacy(population of the largest metro area/national urban population)):UN World Urbanization Prospects など	適切な都市化が高い経済成長をもたらすということを、リローモデルをベースに、最小二乗法やGMMなどを用いて説明。また都市集中の決定要因を同じく最小二乗法やGMMを用いて検証。	経済の規模がどのようなものであれ、適切な都市集中化は経済成長を押し上げる効果をもつ。また、都市化には財政の政策(財政支出による大都市支援)が大きく影響している。1990年では日本、フランス、ラテンアメリカ諸国、韓国、タイ、アフリカ諸国、ギリシアなどは集中度が高すぎで、経済成長を押さえているように見られる。逆にベネズエラやユーゴスラビア、チェコスロバキアなどは集中度が少なすぎて成長率が低い。
AGGLOMERATION ECONOMIES AND PRODUCTIVITY IN INDIAN INDUSTRY	Somik Lall and Zmarak Shalizi and Uwe Deichmann	Policy Research Department The World Bank August 2001 WPS 2663	企業の生産量、企業別のインプット(資本、労働、エネルギーなど)、集積経済をあらわす各変数(都市へのアクセスネットワーク、地方における産業の規模、都市の産業や人口の密度など)。出典は"the Central Statistical Office of India in the Annual Survey on Industries"、"the Census of India"など	生産関数アプローチ、個別の企業データを用いて推定。 立地している地域の経済集積度や、人口密度、都市へのアクセシビリティ指標などを説明要因とする生産関数を産業別に推定。 経済の集積が産業に与える影響を検証する。	マーケットへのアクセスの容易さが企業の生産性のレベルに大きな影響を与える。つまり都市間でネットワークは企業の生産性に影響力をもつ。 都市の密度の高さは企業のコストとして、明示的に制約要因になっているとは言えない。
都市の産業発展、地域特化と都市の多様性の影響	亀山嘉大	応用地域学会年次大会報告論文, 2002.11	産業別従業者数:『工業統計表』、『事業所・企業統計調査』、県民経済計算:『工業統計表』、地域別物価指数:『消費者物価指数年報』、事業所数:『工業統計表』	労働需要の変化を、賃金変化率、技術水準の変化率(技術水準は全国の従業者数から各都市の従業者数を引いた形列)、規模の経済性(各産業の従業者数+当該都市の従業者数)、当該地域における各産業の特化係数、ハーマン・ハーフィンダール指数を説明変数とした式を推定し、都市の集積、多様性の産業構造への影響を検証する。	集積がもたらす外部性と、多様性がもたらす外部性の双方の存在が確認された。 また、初期時点が1970年に近いほど動学的外部効果は大きく、逆に近年になるほど、動学的外部効果が小さくなっている。
地域特化、都市の多様性と都市の成長・衰退	亀山嘉大	経済地理学年報, 第47巻第3号, 2001	都市別・産業別従業者数、事業所数:『事業所・企業統計調査』、人口規模:『住民基本台帳』	都市人口の変化を都市の地域特化の割合(人口に占める基盤産業の従業者数や独占産業の従業者数などの割合)や産業の多様性(ハーマン・ハーフィンダール指数)を説明変数とした式を推定し、地域特化や産業の多様性が都市の成長(都市人口の変化)に与える影響を検証する。	①日本の都市圏の成長・衰退には中心都市の産業における地域特化の外部効果の影響が大きい。② 中心都市では都市圏の人口規模にかかわらず、産業は同程度の多様性があり、都市圏の成長・衰退には、多様性による外部効果の影響は小さい。
日本と東アジアにおける地域経済システムの変容 一新しい空間経済学の視点からの分析—	藤田 昌久 ・ 久武 昌人	通産研究レビュー 第13号, 40-101, 1999	GDP(産業別、県別):『国民経済計算年報』『県民経済計算年報』『工業統計』、大都市圏への集中の度合(集積指標、人口の純転入率、GDP、生産・雇用者の付加価値シェア):『大都市圏要覧』『国勢調査』、 アジア諸国のGDP(国別、産業別):"KEY INDICATOR" "Industrial Statistics Yearbook"	①国内産業の集積について空間集積形成のメカニズムの観点から分析、これといった計量分析をせず、データを見ながら論じている。②日本やNIESの各産業の対東アジア競争力を日本コア集積度で回帰。	空間経済の中心概念は規模の経済と輸送費用との相互作用によって生じる「集積の経済」。1970年以降の日本では、世界経済のボーダーレス化、国際競争の激化、情報通信産業の急速な進展により、東京の集積力がふくらみ「東京一極集中」型の地域構造が出来上がった。アジア全体でみても周辺国の競争力は急速に成長しているとは言え、マクロ的にはいまだ日本を中心とする一極集中型である。
産業集積は偶然の産物か？ 我が国製造業の業種動向とその要因に関する実証研究	植川 真敏	富士通総研(FRI) 経済研究所 研究レポート No.107 May 2001	都道府県別 従業者別事業者数:『工業統計表』 、資本ストック:『民間企業資本ストック』、 道路ストック:『経済企画庁総合計画局編(1997)、 ITストック:産業連関表をベースにFRIが独自に計算	業種要因を近年の工場展のスピルオーバ効果と輸送コストに求める。特に特に定義したmodel based Indexを被説明変数、IT資本の全体の資本に対する割合(IT集中度)と道路ストックの2つを説明変数として、fixed effect modelで推計。 製造業の業種の度合をBillson&Clancerのモデルベース集積指標を用いて測定。 産業集積の要因を地理的要因と技術・知識のスピルオーバの二つに求め、回帰分析によって検証。	1983年と1998年の二年について業積度を計算し(製造業19種)、この15年間で業種の度合が強いのが生鉄・印刷となめし革・毛皮の2種、弱いのは一般機械(業績が進んだ産業5種、逆に進んでなった産業14種)。産業集積は低下傾向にある。要因分析では工の集中度も道路ストックも係数がマイナスで出ている上に1つも強く統計的に有意でなかった。固有効果を設定しない場合の決定係数は0.013なのに対し、固有効果を設定すると0.054となるので、産業の業種はそのほとんどが産業固有の要因で決まると考えられる。
Multiple growth and urbanization patterns in an endogenous growth model with spatial agglomeration	Hiroki Kondo	Department of Economics, Shinshu University,2003	理論論文	空間経済のモデルと内政成長モデルを組み合わせることで、国内産業の集積のパターンと経済成長を記述するモデルを作る。	モデルによると以下のことが言える ①輸送コストの減少速度が遅い場合、面積の大きい地域の集積度を高め、高い成長率を実現する。 ②輸送コストの減少速度が速い場合、小さい地域への集中が進み、低い成長率が実現する。(上のモデルの一国モデルです)
Optimal scale and interregional allocation of public infraderucture in an endogenous growth and urbanization model	Hiroki Kondo	Department of Economics, Shinshu University,2001	理論論文	空間経済のモデルと内生成長モデルを組み合わせることで、国内の中心地域と周辺地域での最適な公共インフラ投資の水準と配分、経済成長を記述するモデルを作る。	モデルによると以下のことが言える ①中心地域の面積が大きい場合、そこに公共投資を集中させることで、高い経済成長を実現できる。 ②周辺地域の面積が大きい場合、周辺地域への公共投資を増やすことが望ましいが、その場合、①の状況よりも経済成長は小さくなる。

AGGLOMERATION AND THE PRICE OF LAND : EVIDENCE FROM THE PREFECTURES	Robert Deisle and Jonathan Eaton	Working Paper NO.4781 NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH 1050 Massachusetts Avenue Cambridge , MA 0.2138 June 1994	賃金：" Annual Report on Prefectual Accounts"、労働人口：" the Japan Statistics Yearbook"、地代：" the Economic Planning Agency's Annual Report on the National Accounts"・"the Japan Statistical Yearbook"、事業シェア（インプットーアウトプットマトリックス）：" the Annual Report on National Accounts" など	生産要素価格と地代を操作変数法で回帰分析 ①生産要素価格を産業の集積度、港の数、地域ダミー、年ダミーで回帰.②地代を年ダミ、地域ダミーで回帰.③操作変数を前掲開拓土地量、港の数、平均気温、年間日照量、年ダミー、地域ダミーで回帰	分析から以下のことが言える ①日本の土地価格の上昇は金融サービス業成長の基礎になった。②土地価格の上昇は賃金の上昇を促し、企業の地方への分散を促し、総生産量の相対的減少を招いた。
Infrastructure, Geographical Disadvantage and Transport Costs	Nuno Limao and Anthony J. Venables	Policy Research Department The World Bank December 1999 WPS 2257	国家間距離（陸、海）：Fitzpatrick(1986),DMA(1985),author's calculation、国境ダミー：CIA World Factbook、宿舎（宿舎密度、鉄道距離、鉄道平）：Canning(1998),author's calculations、輸送費(船)：Pansilpins、cif/fob rate：IFS、GDP：WDI(1998) など	①輸送費(船)を距離、輸送・移動インフラ整備、国境ダミー、cif/fob率などで回帰し、その決定要因を検証。②グラビティーモデルを用いて2国間の輸入額の決定要因を検証。③貿易額の輸送費に対する弾力性の計算。	港に面していない国はそうでない国（海を持っている国）よりも貿易取引における輸送コストが余計にかかる。また輸送インフラは輸送費用においては輸入額に大きな影響力をもつ。輸入額の輸送費用に対する弾力性は無視できない程と大きい。
AGGLOMERATION ECONOMIES AND A TEST FOR OPTIMAL CITY SIZES IN JAPAN	Yoshitsugu Kanemoto Toru Ohkawara Tsuhasa Suzuki	Journal of the Japanese and the International Economies,1996	通勤通学パターンに基づく、IMA(Integrated Metropolitan Area)を設定し、1985年の都道府県別データよりIMAデータを作成。 生産額（付加価値）：『県民経済計算年報』内閣府、従業地就業者数、人口：『国勢調査』、民間社会資本ストック：太田原など(1985)による、社会資本ストック：太河原など(1985)による	通勤通学パターンに基づく都市圏IMA(Integrated Metropolitan Area)を設定、人口100万人以上、40～100万人、20～40万人、20万人以上の圏域規模ごとに、生産関数を推定し、業種の経済の大きさを分析する。また、推定された生産関数を用いてピグー補助金を推計し、これと地価総額の比率の分析から、国内のIMA都市圏のヘンリージョージ定理に基づく最適都市規模との乖離を検証する。特に、東京が過大であるか否かについて検証する。	人口20万人以上の都市で、業種の経済を見ることができる。人口20～40万人の都市圏では業種の経済が特に大きく、都市規模が2倍になると生産性が25％増加する。　生産関数における社会資本にかかるパラメータは有意に正にはなっていない。いずれの都市圏でも地価総額がピグー補助金を上回ったが、両者の比率を見ると、東京圏は17都市圏の平均に位置しており、必ずしも東京圏が過大との仮説を支持することにはならない。
経済圏における製造業の集積と拡散	藤本恵子	日本経済学会、2002	雇用者数データを用いている（生産額については特にアジアにおいて為替変動の影響が大きいので）。中国を除くアジア及びヨーロッパについては、Industrial Statistics Database(2001)UNIDO、International Yearbook of Industrial Statistics(2002)UNIDO、中国については、中国労働統計年鑑を用いた。	経済圏を構成する各国の国別・産業別雇用者数データより、Locational Gini Indicesを作成し、経年変化を検討し、経済圏内の製造業の立地が集積する傾向にあるか拡散する傾向にあるか、その状況を産業別に検証する。	産業立地がアジアでは概ね拡散の傾向を、ヨーロッパや中国では集積の傾向を示していることが確認された。労働移動制約があり賃金格差の大きいアジアでは賃金が拡散力として、制度的制約はないが実質的労働移動がなく交易の障壁が低いヨーロッパでは市場アクセスや産業間連関が、労働移動制約が小さく賃金格差の大きい中国では賃金が集積力として、各経済圏の特性に応じ、New Economic Geography の理論モデルが示唆する方向に働いていることが確認された。

（3）公共投資の地域配分に関する研究

題名	著者	出典	実証に用いたデータと出典	分析方法	結論
公共投資と地域経済成長	中里 透	日本経済研究No.39、1999.8	各都道府県の公的総固定資本形成、民間企業設備投資累計額：『長期遡及推計　県民経済計算報告』、『県民経済計算年報』、人口、第一次産業の就業者数、老年人口、大学・大学院卒業者数、高等学校・旧制中学校卒業者数、短期大学・高等専門学校卒業者数：『国勢調査』、一次産業の生産量、県内総生産：『県民経済計算年報』	各都道府県の総生産の平均成長率を、該当する県の総生産、公共投資率（公的総資本形成の累計額÷県内総生産の累計額）の平均値、周辺地域における公共投資率の平均値及び人的資本（各地域の調査時点における高等学校等修了者と大学等修了者の15歳以上人口に占める割合）で説明する式を推定し、公共投資が経済成長に与える影響を検証する。。	公共投資は県の経済成長には有意な寄与はしておらず、単に地域間の所得移転の手段として機能していた可能性があるという分析結果が提示されている。
公共投資の経済効果に関する実証研究	中東　雅樹	ESRI（建設省建設政策研究センター）Note No19、1998.3	総生産：『県民経済計算年報』内閣府、労働投入量：『就業構造基本調査報告』、『労働力調査年報』、『毎月勤労統計調査報告　地方調査』総務省、民間資本ストック：『民間企業資本ストック年報』内閣府、社会資本：『経済審議会地域部会報告検討資料集』経企庁、『行政投資実績』自治大臣官房地域政策室、『建設業務統計年報』国土交通省、『日本の社会資本』(1998)経企庁　期間1970～1994年	生産関数アプローチ　社会資本の生産力への影響を産業別・地域別に計測する。　産業分類は三産業、地域区分は北海道、東北、北関東、南関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、北九州、南九州の11地域。　トランスログ型生産関数と労働分配率（シェア）関数を同時推定し、社会資本の限界生産性を検証する。	社会資本の限界生産性は、産業や地域によって差がある。1次産業に対する社会資本投資の限界生産性は低い。社会資本の増大は、民間資本の生産性を上昇させて、これを誘発するという間接効果を持ち、これが直接効果と匹敵ないしそれ以上の限界生産性を有す。
社会資本の地域配分に関する実証分析	日本智明・山田節夫	国民経済No.163、2000.2	県内総生産、民間資本ストック：土居(1998)を基に稼働率で調整、社会資本ストック：土居(1998)、県内就業者数：毎月労働時間で調整	社会資本の地域別限界生産性を計測し、地域の均等配分率を推計する。①太河原・山野(1997)による生産関数、トランスログ型生産関数の2種類の生産関数により社会資本に関する限界生産性を計測する。②生産関数により計測された限界生産力を用い、各地域の成長率が押し上げ効果が均等化する均等配分率を推計する。これと実績の配分率を比較している。	①財政再建時には、都市圏に配分を傾斜させることが、経済全体の効率性を高め、財政部門からのザブレ効果を緩和する機能を果たしていた。②地域の受益と負担のバランスは、都市圏で負担超過、地方圏で受益超過となっていた。③配分政策として、経済全体の効率性と地域の均等拡大の間にトレードオフの関係がある。地方圏に比して、都市圏の社会資本に関する限界生産力が高くなっている。

（4）公共投資の水準に関する研究

題名	著者	出典	実証に用いたデータと出典	分析方法	結論
PUBLIC WORKS POLICY AND OUTCOMES IN JAPAN AND THE USA	Kenneth Button and Jonathan Clifford and Johan Petersen	School of Public Policy George Mason University,2001	政府支出の内訳："Organization for Economic Cooperation and Development"、政府のインフラ投資：Agency fiscal documents(US)/Fiscal 2001 Budget(Japan)、連邦政府および州政府による直接投資："US Congressional Budget Office" "Census of Governments"など	日本とアメリカの90年代における政府支出、政策方針などを比較することにより、日本のこれからの政府の経済における役割について論じている。	90年代のアメリカの好況と日本の不況を比較することで、これからの日本の構造改革に必要なものは①政府投資は輸送用インフラなど、より効果の大きいものに重点を当てる、②地方自治体の役割をより強いものにする、③地方自治体や民間企業のキャパシティを大きいものにする、の3つであると提言している。
Determinants of Public Expenditure on Infrastructure	Susan Randolph and Zelko Bogetic and Dennis Hiley	The World Bank Europe and Central Asia Country Department 1 Country Operations Division October 1996	インフラストック（通話回線、資本ストック）、人口密度、国の総人口、都市人口、労働量、GDP、政府支出、貿易部門の国に占める割合等。出典のほとんどは"the World Development Report 1991: Supplementary Data"(World Bank 1991)　GDPが高いまたは中程度の国27の1980～1987クロスセクションデータ	一般均衡分析　効用を最大化する都市、地方のそれぞれの消費者と、利潤を最大化する都市企業、およびインフラを提供する政府の四つの主体からなる一般均衡モデルを推定、インフラ投資の決定要因および経済発展への影響力を検証する。	モデルおよびモデルを用いた実証分析より以下のことが言える。①一人当りインフラ投資額は所得の増加、都市集中度、労働参加率、貿易の大きさ、都市と地方のバランス、既存のインフラストックに強い影響を受ける。②高い人口密度は政府のインフラへの支出額に負の影響力をもつ。③政府の負債はインフラ投資にあまり強い影響力をもたない。④貧困対策にコミットする政府はインフラ投資が大きくなる。

３．わが国における集積の動向

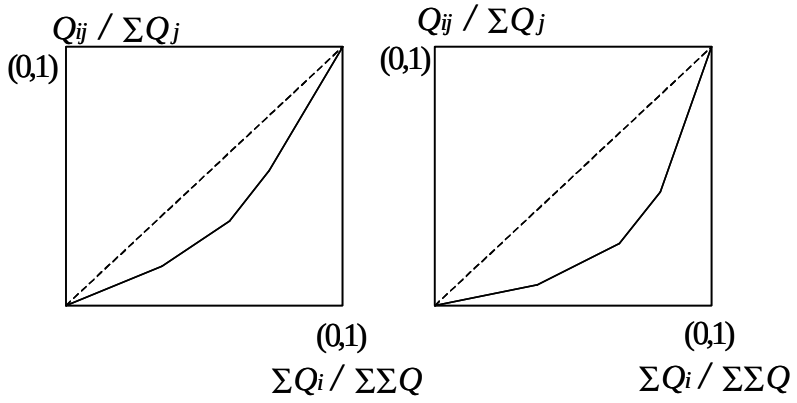
３．わが国における集積の動向

産業の地域特化を計測する手法としては、所得格差を測るために用いられるジニ係数を応用した地域特化係数が広く活用されている[1]。例えば、都道府県別の地域特化係数は、ある産業と全産業の平均的な地域分布にどの程度乖離があるか、その度合いを測るものである。以下のような形で地域特化係数(Locational Gini Index)を計算し、わが国における産業集積の動向を検証した。

地域特化係数は、都道府県別産業別の就業者数等を用いて下記のBalassa係数を算出して昇順に並べ、X軸に分母の累積を、Y軸に分子の累積をプロットしたときの、45度線との間の三日月型の面積とX軸Y軸45度線が形成する三角形の面積の比である。ある都道府県単独に偏在していれば1、平均的に分布していれば0となる。

$$\text{Balassa係数}_{ij} = \frac{Q_{ij} / \Sigma Q_j}{\Sigma Q_i / \Sigma\Sigma Q}$$

（i:都道府県　j:産業）



地域特化が相対的に低い産業　　地域特化が相対的に高い産業

データは、47 都道府県の産業別実質 GDP[2]（「県民経済計算」名目値を実質化）及び産業別就業者数（「国勢調査報告」）のそれぞれを用いた。

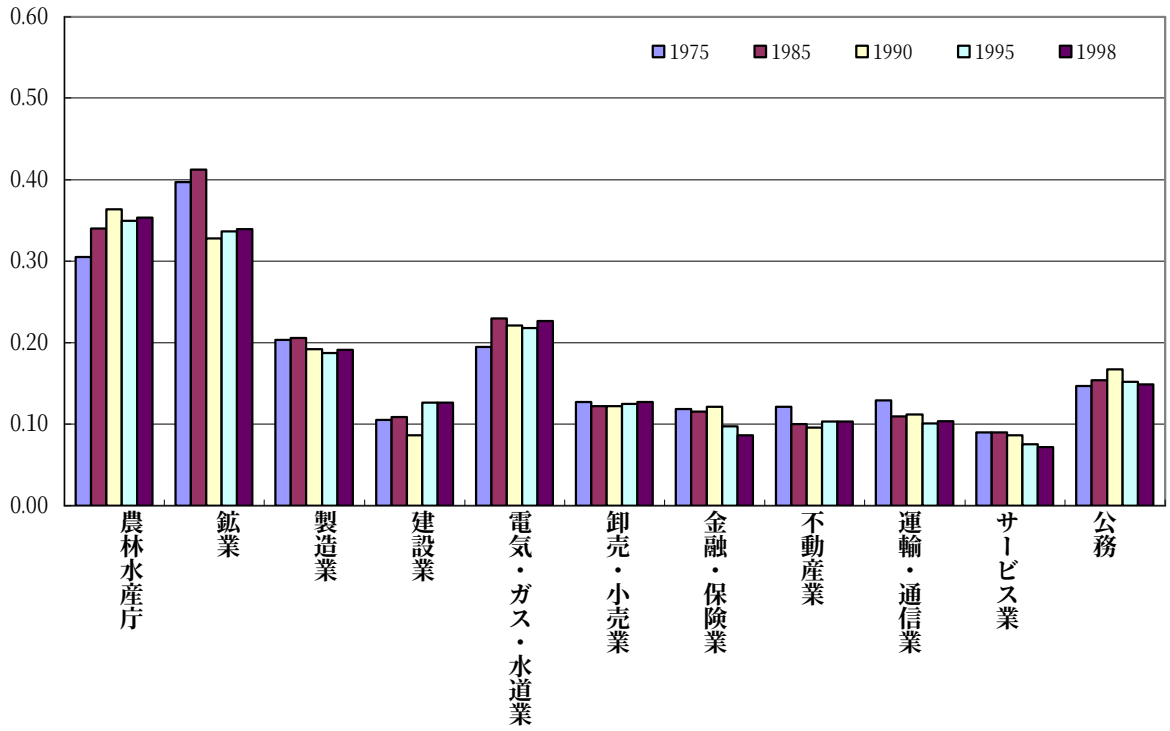
[1] 地域特化係数(locational Gini index)は、ポール・クルーグマンの”Geography and Trade”(1991)が初出。

[2] 昭和50（1975）年については、沖縄県GDPデータがないため46都道府県でジニ係数を計算した。

データ	実質県内総生産（GDP）	常住地ベース就業者数
出典	「県民経済計算年報」内閣府	「国勢調査報告」総務省
年次	昭和 50（1975）年 昭和 55（1980）年 昭和 60（1985）年 平成 2（1990）年 平成 7（1995）年 平成 10（1998）年	昭和 40（1965）年 昭和 45（1970）年 昭和 50（1975）年 昭和 55（1980）年 昭和 60（1985）年 平成 2（1990）年 平成 7（1995）年 平成 12（2000）年
産業区分	農林水産業、鉱業、製造業、建設業、電気・ガス・水道業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、運輸・通信業、サービス業、公務	農業、林業、漁業、鉱業、建設業、製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、運輸・通信業、卸売・小売業・飲食店、金融・保険業、不動産業、サービス業、公務（他に分類されないもの）、分類不能の産業

自然環境や資源の賦存状況に依存する産業は、他産業に比較して地域格差の程度を表すジニ係数の値が相対的に大きい。鉱業のジニ係数が'85～'90 で大きく減少したのは、炭坑廃坑によるものと考えられる。続いて、製造業、電気・ガス・水道業、公務が、それ以外の産業に比してジニ係数の値が大きい。

図表　Locational Gini Index（GDP）の時系列推移



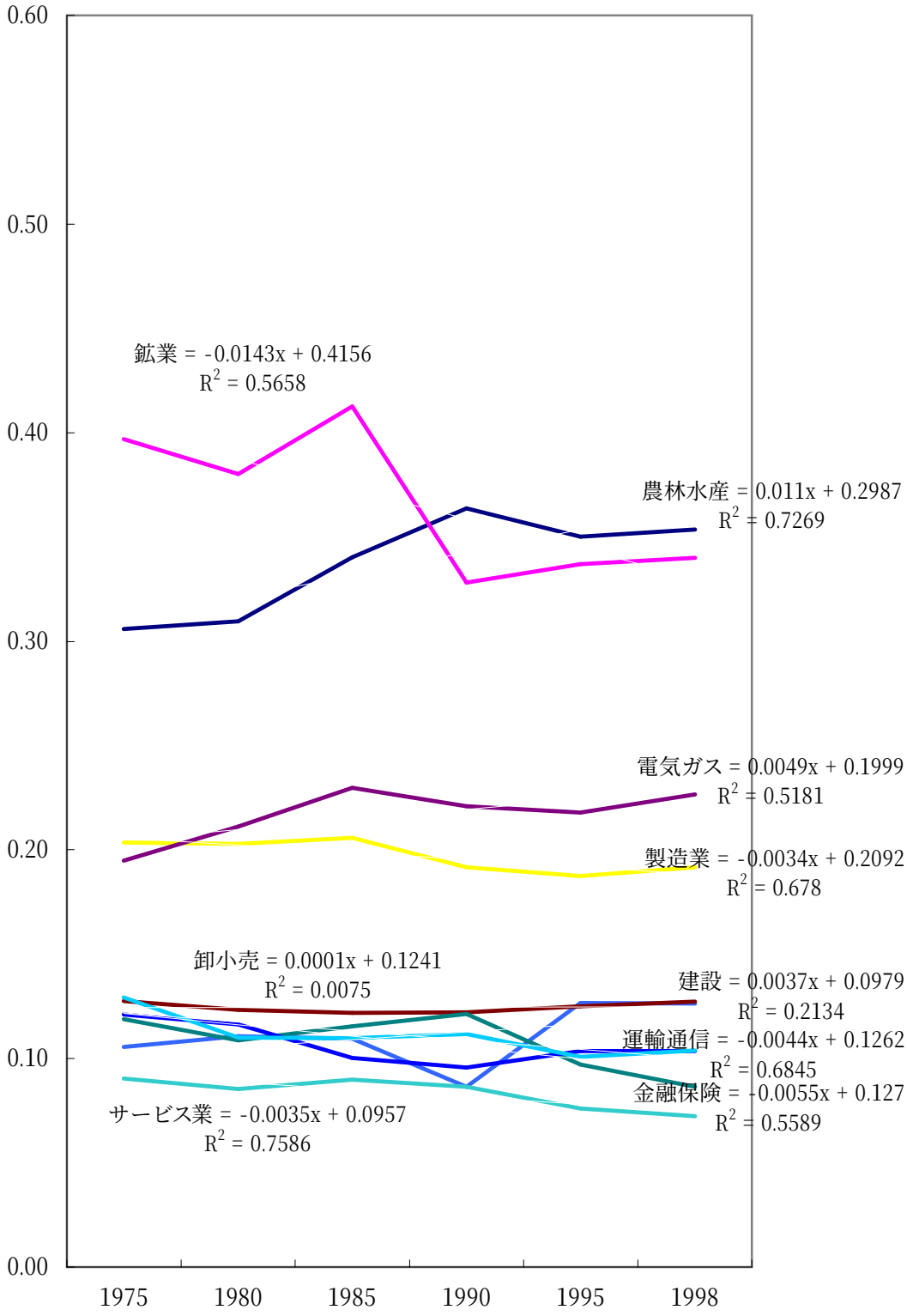
	農林水産業	鉱業	製造業	建設業	電気・ガス・水道業	卸売・小売業	金融・保険業	不動産業	運輸・通信業	サービス業	公務
1975	0.31	0.40	0.20	0.11	0.19	0.13	0.12	0.12	0.13	0.09	0.15
1980	0.31	0.38	0.20	0.11	0.21	0.12	0.11	0.12	0.11	0.09	0.14
1985	0.34	0.41	0.21	0.11	0.23	0.12	0.12	0.10	0.11	0.09	0.15
1990	0.36	0.33	0.19	0.09	0.22	0.12	0.12	0.10	0.11	0.09	0.17
1995	0.35	0.34	0.19	0.13	0.22	0.12	0.10	0.10	0.10	0.08	0.15
1998	0.35	0.34	0.19	0.13	0.23	0.13	0.09	0.10	0.10	0.07	0.15

次に、この時系列推移を見てみると、農林水産業でジニ係数が増大（都道府県格差が拡大）しているのに対し、製造業、金融・保険業、運輸・通信業、サービス業ではジニ係数は減少（都道府県格差が縮小）している。

1 次産業における地域特化の背景には、交通網の整備等による物流効率化が進んだことが一因となっているものと考えられる。

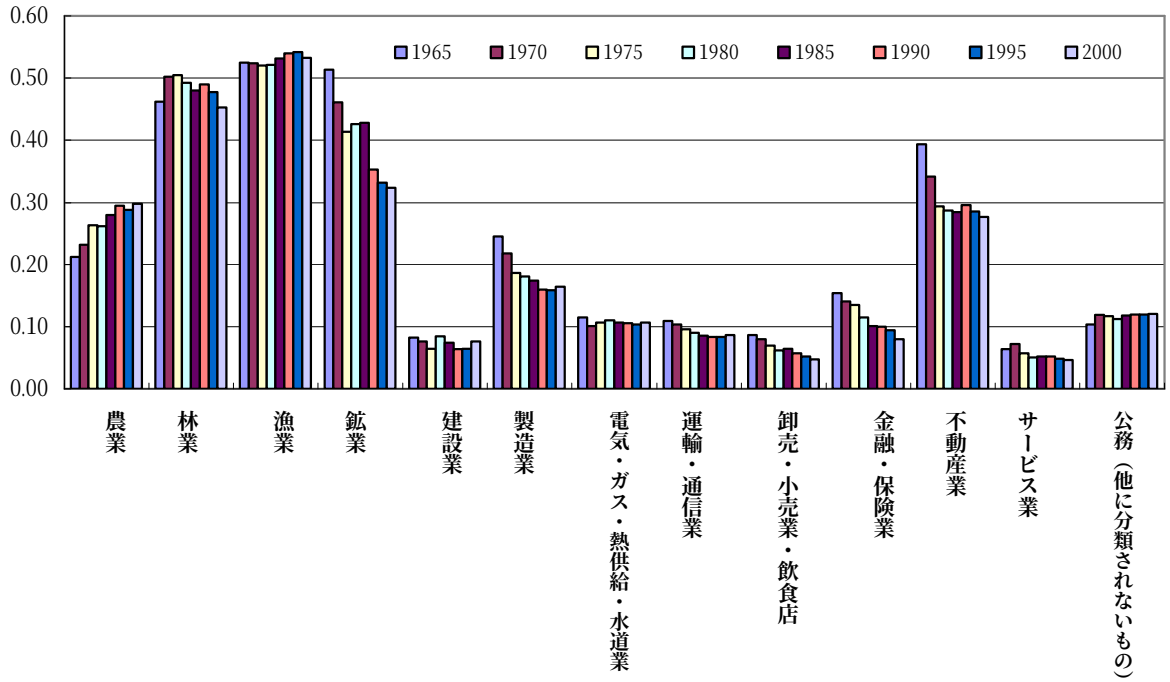
次ページの図は、このジニ係数の時系列回帰（time 項との単回帰）を取ったものであるが、ほぼ横這いか減少傾向であるものが多く、産業構造は全国で画一的なものとなりつつあり、都道府県ごとの産業構造の特徴は既にかなり固定的な段階にあることが解る。

図　Locational Gini Index（GDP）の時系列推移



次に、就業構造における地域間格差について、前述 GDP の場合と同様に見てみると、やはり自然環境や資源の賦存状況に依存する産業については、地域格差が大きい。その他では不動産業、次に製造業の格差が相対的に大きい。

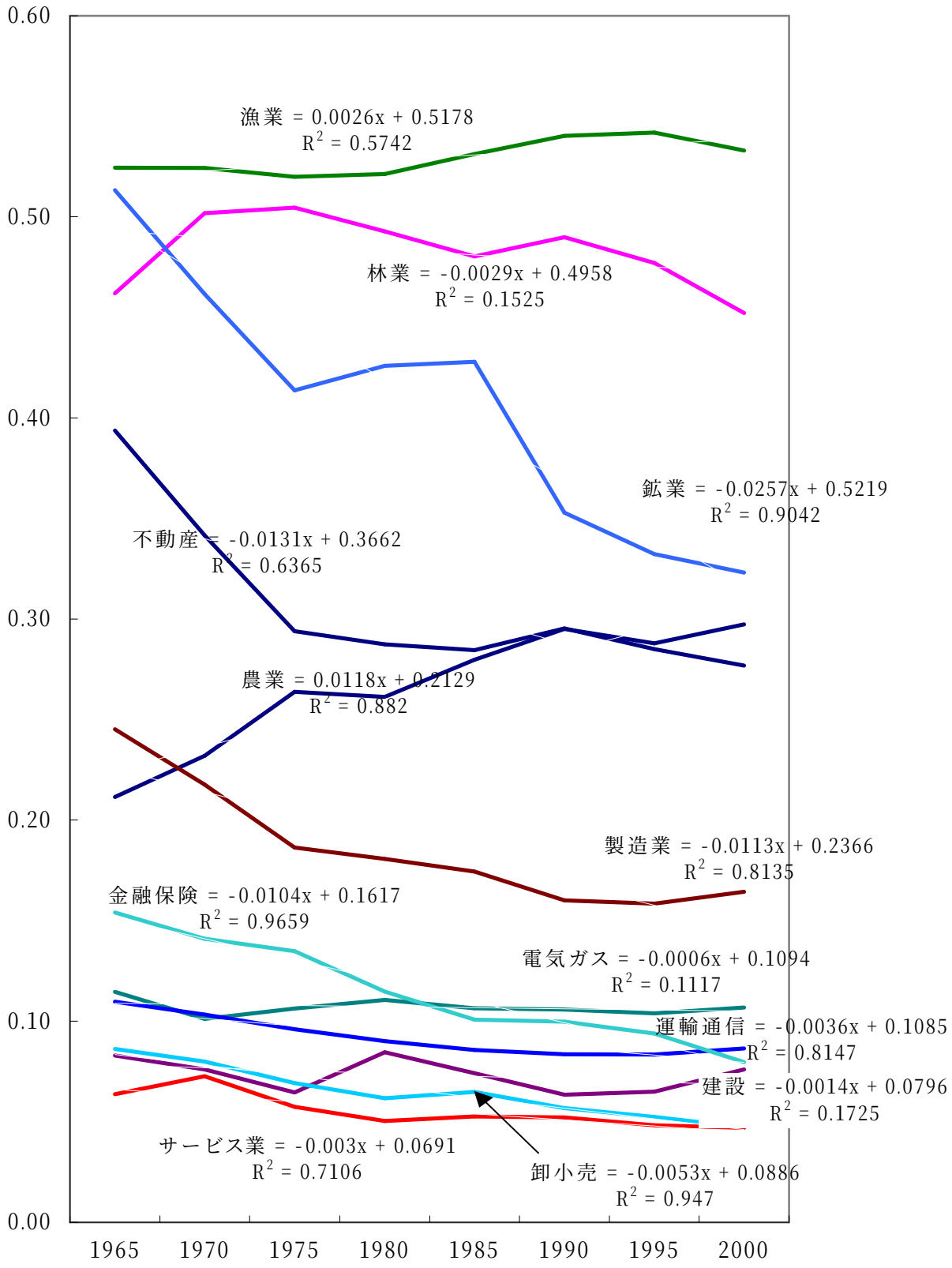
図表　Locational Gini Index（就業者数）の時系列推移



	農業	林業	漁業	鉱業	建設業	製造業	電気・ガス・熱供給・水道業	運輸・通信業	卸売・小売業，飲食店	金融・保険業	不動産業	サービス業	公務（他に分類されないもの）	分類不能の産業
1965	0.21	0.46	0.52	0.51	0.08	0.25	0.11	0.11	0.09	0.15	0.39	0.06	0.10	0.22
1970	0.23	0.50	0.52	0.46	0.08	0.22	0.10	0.10	0.08	0.14	0.34	0.07	0.12	0.45
1975	0.26	0.50	0.52	0.41	0.06	0.19	0.11	0.10	0.07	0.13	0.29	0.06	0.12	0.21
1980	0.26	0.49	0.52	0.43	0.08	0.18	0.11	0.09	0.06	0.11	0.29	0.05	0.11	0.33
1985	0.28	0.48	0.53	0.43	0.07	0.17	0.11	0.09	0.06	0.10	0.28	0.05	0.12	0.44
1990	0.30	0.49	0.54	0.35	0.06	0.16	0.11	0.08	0.06	0.10	0.30	0.05	0.12	0.51
1995	0.29	0.48	0.54	0.33	0.06	0.16	0.10	0.08	0.05	0.09	0.29	0.05	0.12	0.49
2000	0.30	0.45	0.53	0.32	0.08	0.16	0.11	0.09	0.05	0.08	0.28	0.05	0.12	0.41

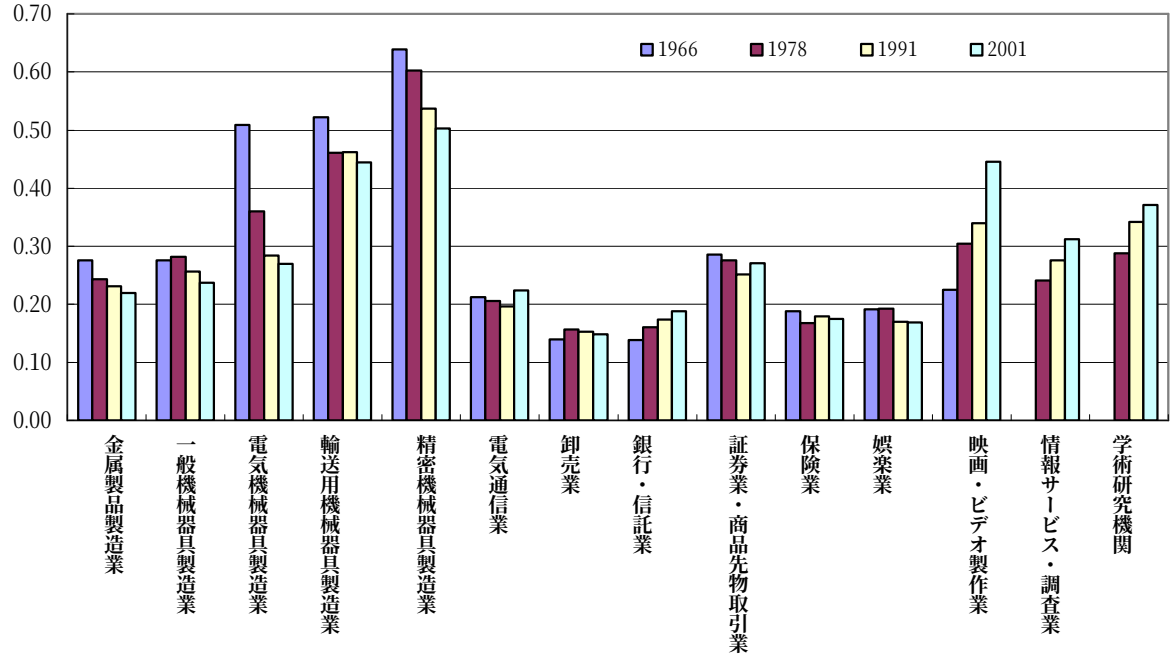
ジニ係数の時系列回帰（time 項との単回帰）を取り、その変化の方向を検証してみると、前述 GDP 基準ではほぼ横這いであった産業についても、就業者数で見た（就業構造の）地域間格差は減少傾向であったことが解る。とくに金融・保険や卸・小売業あるいは製造業といった産業で、地域特化の程度が小さくなっている（ジニ係数が縮小傾向である）。就業者数でみると、若干ではあるが都道府県ごとの産業構造の特徴は、まだ画一化への変化が継続していると言える。

図　Locational Gini Index（就業者数）の時系列回帰推定



より詳細に検討するためには産業区分を分割する必要がある。下記は事業所統計を用いて産業区分をより細かくして、同様の分析を行った結果である。

図表　事業所統計就業者数による Locational Gini Index(GDP)の時系列推移



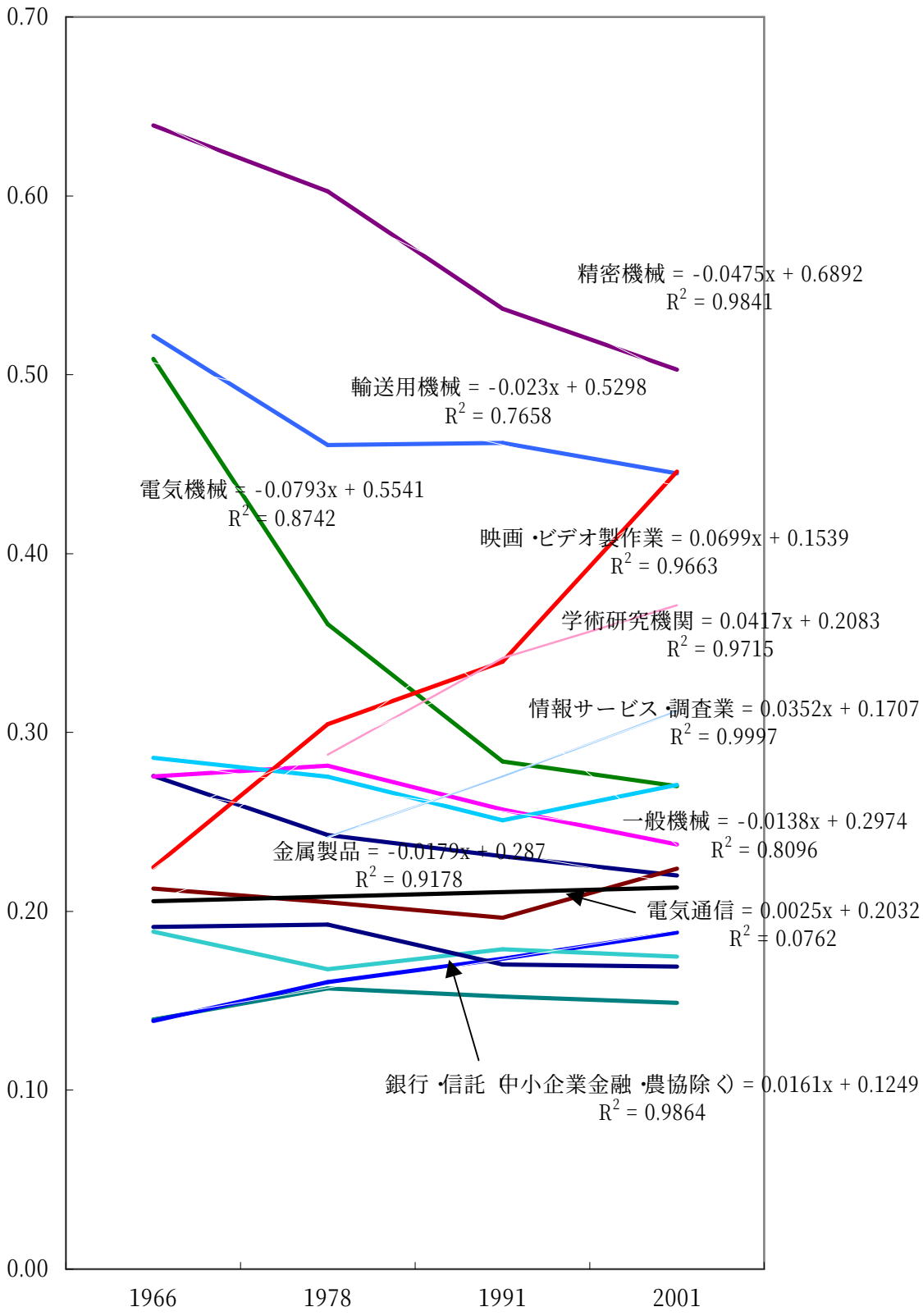
	金属製品製造業	一般機械器具製造業	電気機械器具製造業	輸送用機械器具製造業	精密機械器具製造業	電気通信業	卸売業	銀行・信託業	証券業，商品先物取引業	保険業	娯楽業	映画・ビデオ製作業	情報サービス・調査業	学術研究機関
1966	0.28	0.28	0.51	0.52	0.64	0.21	0.14	0.14	0.29	0.19	0.19	0.22		
1978	0.24	0.28	0.36	0.46	0.60	0.21	0.16	0.16	0.28	0.17	0.19	0.30	0.24	0.29
1991	0.23	0.26	0.28	0.46	0.54	0.20	0.15	0.17	0.25	0.18	0.17	0.34	0.28	0.34
2001	0.22	0.24	0.27	0.44	0.50	0.22	0.15	0.19	0.27	0.17	0.17	0.45	0.31	0.37

資料：事業所統計調査　総務省

製造業集積の地域特化は徐々に解消され、逆にサービス業については大都市を中心とした集中が加速し、その集積の地域特化が顕著となってきている。

ジニ係数上昇業種（地域特化が進んでいる業種）	ジニ係数下落業種（地域特化が崩れてきた業種）
映画・ビデオ制作業	金属製品製造業
情報サービス・調査業	一般機械器具製造業
学術研究機関	電気機械器具製造業
銀行・信託業	輸送用機械器具製造業
電気通信業	精密機械器具製造業
証券業・商品先物取引業	など

図　回帰分析による Locational Gini Index(GDP)の変化方向の検証



４．集積・輸送費変化を表す指標

４．集積・輸送費変化を表す指標

４－１．アクセシビリティ指標の定義

空間経済学における集積力形成のメカニズムは、ある都市・地域における財やサービスの多様性という比較優位から始まるが、交通関連社会資本の整備による都市圏の拡大や多様な人材交流の増加といった、特定集積へのアクセシビリティの向上による利用可能な財・サービス・人的交流の多様化も、集積力の形成を促す。

空間経済分析に関わる先行的な実証研究においては、都市における産業や人口の集積や、これらに影響を与える「輸送費」の代理指標について、様々なデータが使用されている。

ある特化した産業の集積の度合いを表す指標としては、産業別特化係数が用いられる場合が多い。多様性については、これと逆の動きをするハーフィンダール指標が用いられている。人口をはじめとする市場規模を表す指標としては、人口密度や経済活動の規模そのものである総生産(GDP)が用いられることが多い。

「輸送費」の代理指標としては、道路実延長距離など直接的な社会資本整備水準を用いるケースと、ある都市・地域から他地域へのアクセシビリティが向上することによる、当該都市・地域において得られる財やサービスないし人的交流の多様性を評価できるような合成変数を作成して用いるケースが見られる。しかし、「輸送費」についてはモデルなどを用いた実証分析に適する集約され総合化・抽象化された公表統計データが確立されていないため、公表統計以外に個別企業への聞き取り調査によるパネルデータを用いて、個別企業の立地箇所から消費市場や交通中継点（積出港）への時間距離を計測し補足しているケースもある。

本調査においても、アクセシビリティが向上することによって、当該都市・地域における財やサービスの多様性が増大することを表現できる指標として、以下のような分子を経済や人口規模、分母を移動所要時間と移動に掛かる費用を総合化した「交通一般化費用」とする合成変数を作成した。

「交通一般化費用」データは、国土交通省整備のデータベース（全国幹線旅客純流動データ、旅客地域流動データ、TRANET[3]）のデータを用いて、①都道府県間と②都道府県内々について作成した。①、②いずれも交通機関としては航空、鉄道、自動車（高速バスを含む）の 3 モードを考慮している。具体的な使用データ、作成方法は以下のとおり。

---

[3] 幹線交通施設の整備による交流可能性の拡大や都市間の移動の利便性の向上等の効果を定量的に把握することができるシステム。旧建設省の地方生活圏をベースに全国を 207 の生活圏に分割し、各生活圏からの等時間・等費用圏域、最短時間経路等を表示、探索することができる。

①都道府県間

交通機関別シェアは、全国幹線旅客純流動データ(1990、1995 年度)における代表交通機関別都道府県間幹線旅客純流動量（秋季一日）に基づく。また、所要時間、運賃・費用は、TRANET による交通機関別の都道府県間（県庁所在地間）所要時間、所要費用（各年度）を用いた。

②都道府県内々

交通機関別シェアは、旅客地域流動データ（各年度）の輸送機関別府県相互間輸送人員表に基づく。また、所要時間、運賃・費用は、TRANET による都道府県間内々ゾーン間の所要時間、所要費用（各年度）を用いた、但し、都道府県が 3 つ以上のゾーンに区分されている場合は、都道府県ごとに、都道府県に含まれる全てのゾーン間の TRANET による所要時間、所要費用を、当該 2 ゾーンの人口の積で重み付けして、代表値を作成した。

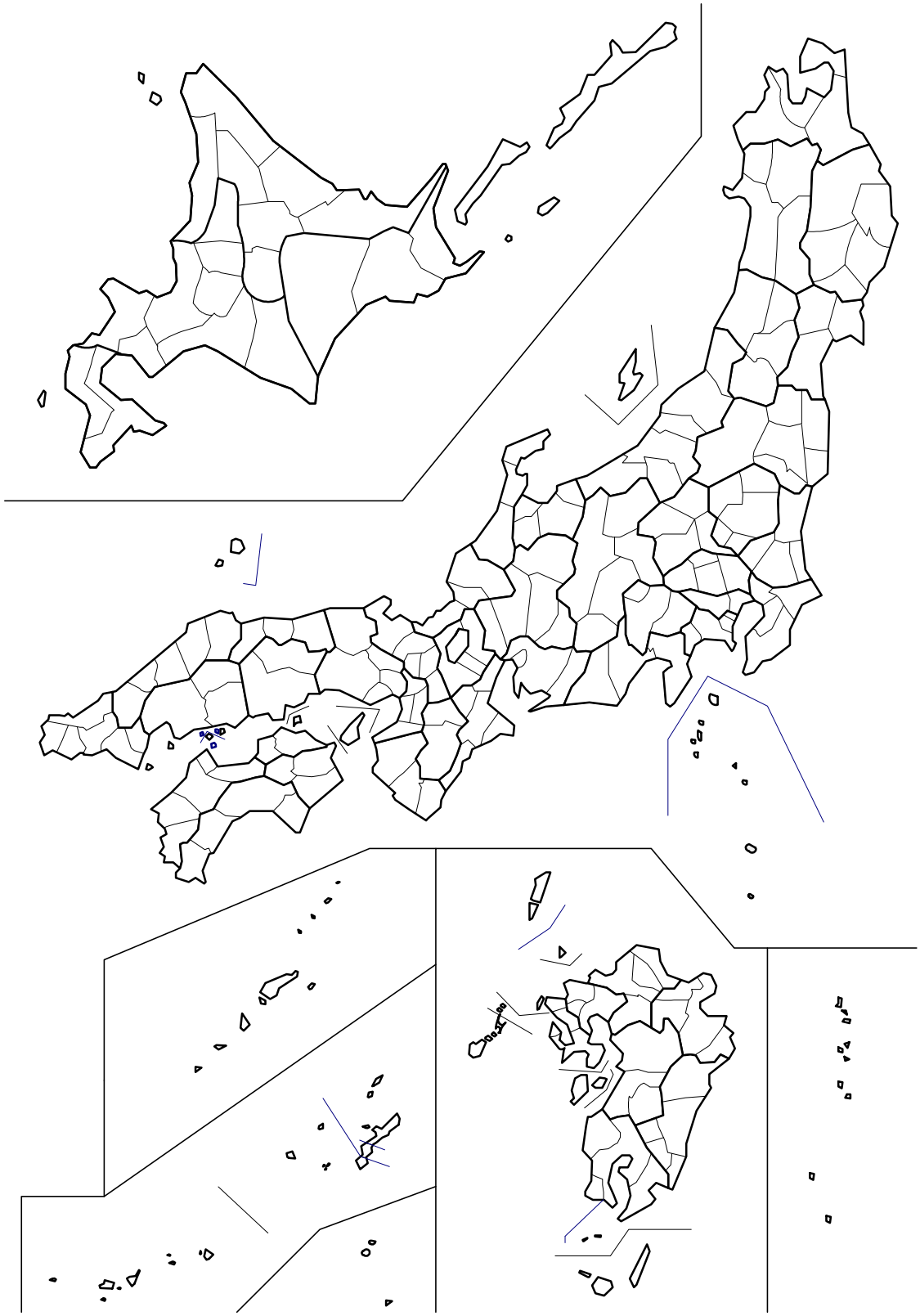
なお、時間評価値は、所得接近法の考え方に基づき、毎月勤労統計調査における事業所規模 5 人以上の常用労働者 1 人当り平均月間給与額を常用労働者 1 人当り平均月間実労働時間で除したものを用いた。

アクセシビリティ指標：$ACC_i = \sum_j \frac{X_j}{GV_{ij}}$

Xj：j 地域の GDP や人口、GVij：i 地域とj 地域との間の交通一般化費用＝Σ（交通機関別シェア）×｛各機関の所要時間）×（実質化した時間価値）＋（実質化した運賃・料金）｝

この合成変数は、経済活力や人口集積の高い地域からアクセスし易い地域ほど値が大きくなる性質を有する（$i = j$ の場合は、自地域内のアクセシビリティが改善することで、自地域の経済や人口規模が不変でも、同指標が増大する）。

図　全国幹線旅客純流動データ、TRANET における地域区分（全国 207 ゾーン）



４－２．アクセシビリティ指標の経年変化

次ページの図は、このアクセシビリティ指標の 1990 年から 1998 年までの変化を、沖縄県を除く 46 都道府県について示したものである（沖縄県と他県との移動については、代表交通機関が航空機に限られ、他県間の移動とは特徴が大きく異なるため除外した）。

前述、同指標の構造上、その変化は分子たる自地域および自地域以外の経済や人口規模の変化による部分と、分母たる自地域内および他地域間との交通一般化費用の変化による部分に分解される。同図では、これらの要素を分解して示し、同期間のアクセシビリティ指標変化要因の検討を行った。

‘90 から’98 にかけて、同指標が著しく増大した県は、長野県と和歌山県である。いずれも他県との間の交通一般化費用が大きく減少したことがその要因であり、長野県については長野新幹線の開業や上信越道の供用による効果、和歌山県については関西国際空港開港による効果が大であったと考えられる。

一方、同指標が減少した県は、大都市圏に集中しており、その全ての都府県において他県との間の交通一般化費用が増大し、移動に伴う時間コストも含めた費用が増大したことが主因である（東京都については自地域内における経済活動の減退も、アクセシビリティ指標の減少に係わっている）。

図 ‘90～’98 のアクセシビリティ指標変化に対する寄与度の分解（GDP基準）

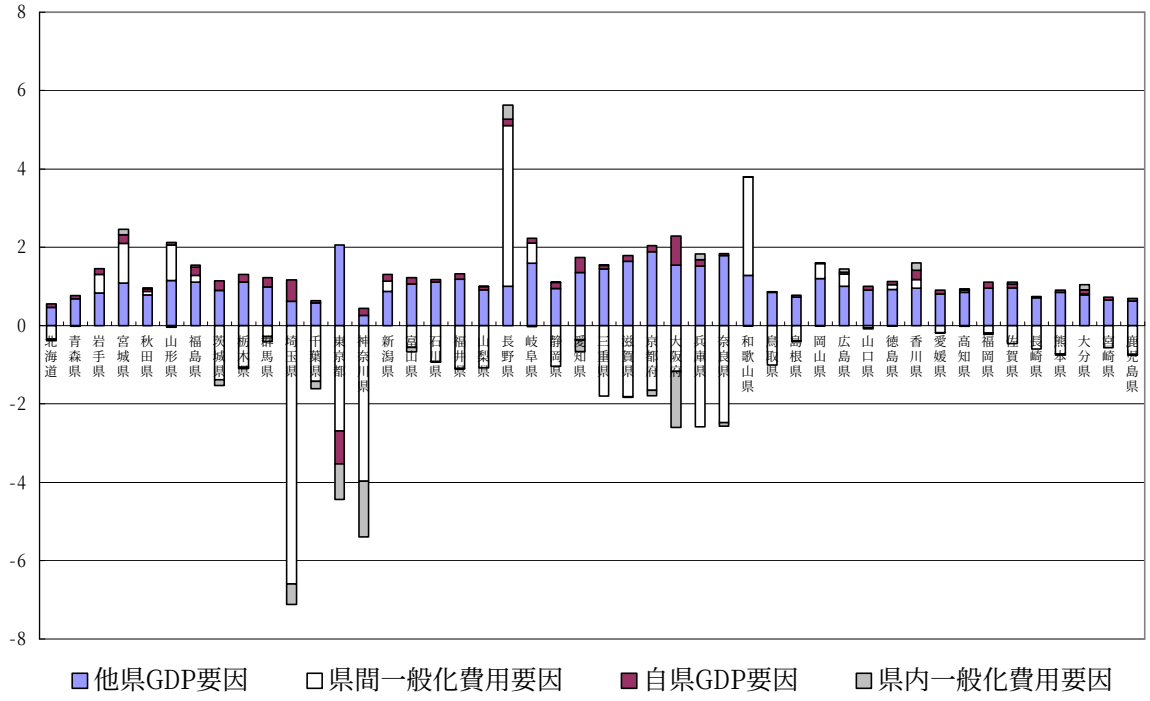
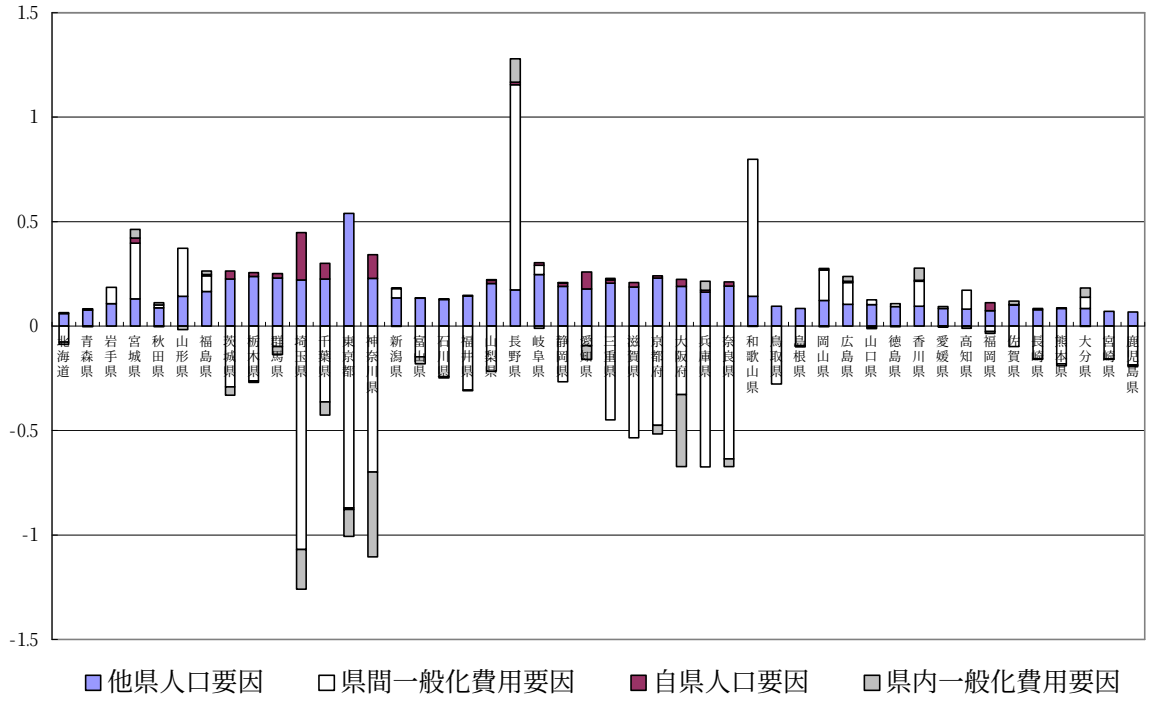


図 ‘90～’98 のアクセシビリティ指標変化に対する寄与度の分解（人口基準）



５．集積が生産活動にもたらす効果の検証

５．集積が生産活動にもたらす効果の検証

５－１．集積が生産活動の規模にもたらす影響の検証

（１）生産関数アプローチの枠組み

①定式化

通常のコブ=ダグラス型生産関数に、交通網などの社会資本整備によるマーケット・アクセシビリティの上昇を考慮した形で、地域全体の生産関数を次のように定義する。

$$Y_i = \exp(b_0 + bACC_{it})L_{it}^{b_3}K_{it}^{b_4}$$
$$Y_i = \exp(b_0 + b_1ACCO_{it} + b_2ACCI_{it})L_{it}^{b_3}K_{it}^{b_4} \qquad (1)$$

ここで、それぞれの変数は

Y_{it} **：地域** i **、時点** t **における民間部門の総生産、**

ACC_{it} **：地域** i **、時点** t **におけるマーケット・アクセシビリティ（総合）**

$ACCI_{it}$ **：地域** i **、時点** t **におけるマーケット・アクセシビリティ（県内）、**

$ACCO_{it}$ **：地域** i **、時点** t **におけるマーケット・アクセシビリティ（県間）、**

L_{it} **：地域** i **、時点** t **における労働投入量、**

K_{it} **：地域** i **、時点** t **における民間資本ストック、**

(1)式の両辺に対数をとると、次のような推定式が得られる。

$$\ln Y_i = b_0 + bACC_{it} + b_3\ln L_{it} + b_4\ln K_{it} + e_{it}$$
$$\ln Y_i = b_0 + b_1ACCO_{it} + b_2ACCI_{ut} + b_3\ln L_{it} + b_4\ln K_{it} + e_{it} \qquad (2)$$

ここで、 $\ln X_{it}$ **は変数** X_{it} **の自然対数値、** e_{it} **は誤差項。**

②データ

国勢調査や県民経済計算のデータを使用し、平成 2(1990)年、平成 7(1995)年、平成 10(1998)年の、沖縄県を除いた 46 都道府県のクロスセクション・プーリングデータを用いて推定を行った。

変数	データ
Y_{it}	各都道府県の民間部門[注1]GDP(LY)
ACC_{it} $ACCI_{it}$ $ACCO_{it}$	各都道府県における GDP 基準の市場近接性指標 (ACGDP,ACGDPI,ACGDPO)
	各都道府県における人口基準の市場近接性指標(ACPOP,ACPOPI,ACPOPO)
L_{it}	各都道府県内の民間部門就業者の実総労働時間(LNT)
K_{it}	各都道府県の民間資本ストック[注2](LK)
$Dummy$	平成 7(1995)年を 1 とするダミー変数(D95) 平成 10(1998)年を 1 とするダミー変数(D98)

注 1:民間部門とは、農林水産業、鉱業、製造業、建設業、電力・ガス・水道、卸・小売、金融・保険、不動産業、運輸・通信、サービス業、対民間非営利サービス業の合計。

注 2：民間資本ストック」には、慶応大学土居教授推計の「民間企業資本ストック(全企業)・取付ベース」（平成 2 年暦年価格）を県内総支出デフレータにより平成 7 年暦年価格にした値（出典：土居丈朗 (2002)『地域から見た日本経済と財政政策』三菱経済研究所）（百万円単位）を用いた。この民間資本ストックデータにおいては、1985 年度から参入した NTT・JT、1986 年度から参入した電源開発株式会社、1987 年度から参入した JR 各社をデータから控除しており、1984 年度以前と以後でのデータの連続性を保っている。

(2)式の推定方法としては、各年のデータをプールした上で、通常の最小二乗法(OLS)を用いる。このとき、母集団の分布に時間を通じて変化が起こっている場合を考慮し、平成 7 年および平成 10 年の観測値に関してそれぞれ 1 の値をとるダミー変数(D95,D98)を含んだ形で推定を行なう。

また、(2)式の推定において、資本や労働のデータに内生性がある恐れを考慮して、操作変数法(IV 法)を用いた推定も行なう。

理論的には、b, b_1, b_2, b_3, b_4が正の値をとることが期待される。特に、社会資本整備にともなって県内市場と県外市場へのアクセシビリティが高まることを考えれば、$b > 0,\ b_1 > 0$および$b_2 > 0$がそれぞれ成り立つと期待される。

（２）生産関数の推定１

表　域内外不分割のアクセシビリティ指標を用いた推定結果

式	定数項	ACGDP	ACPOP	LNT	LK	D95	D98	決定係数	DW 値
①	-4.493	0.006		0.599	0.441	-0.012	-0.063	0.993	1.944
	[.000]	[.000]		[.000]	[.000]	[.555]	[.016]		
②	-4.609		0.030	0.620	0.418	-0.002	-0.050	0.994	2.022
	[.000]		[.000]	[.000]	[.000]	[.930]	[.042]		
③	**-4.600**	**0.006**		**0.616**	**0.425**		**-0.052**	**0.993**	**1.916**
	[.000]	**[.000]**		**[.000]**	**[.000]**		**[.001]**		
④	-4.624		0.030	0.622	0.416		-0.049	0.994	2.019
	[.000]		[.000]	[.000]	[.000]		[.001]		
⑤	-4.986	0.007		0.681	0.361			0.993	1.744
	[.000]	[.000]		[.000]	[.000]				
⑥	-4.987		0.031	0.683	0.356			0.993	1.840
	[.000]		[.000]	[.000]	[.000]				

[ ]内は p 値（注）。決定係数は自由度修正済み。

注　P 値(有意確率)とは帰無仮説を仮定したときに観察されている値が得られる確率。この p 値が小さいということは、帰無仮説が成り立つ確率が小さいということを示す。

通常は、5%あるいは 10%より小さければ、帰無仮説は棄却され、有意であるとみなす。

様々な変数を用いて行なわれた(2)式の推定結果が、上の表に示されている。

①式は、アクセシビリティ指標として GDP 基準の総合市場近接性を用い、年次ダミーを含めて推定を行なっている。ここでは、総合市場近接性指標の係数は符号条件を満たし、かつ統計的に有意である。しかしながら、1995 年ダミーの係数は統計的に有意ではない。

②式は、アクセシビリティ指標として人口基準の総合市場近接性を用いている。この推定においても、総合市場近接性指標の符号条件は満たされ、かつ統計的に有意であった。そして、1995 年ダミーの係数は統計的に有意ではなかった。①式、②式ともに、1995 年ダミーの有意性が低い。また、生産関数アプローチでは生産活動に主眼を置いているため、人々の居住地を表す人口指標よりも経済活動地点を表す GDP 指標の方が、市場近接性指標としてはより相応しいと考えられる。

以上の結果から、③式および④式では 1995 年ダミーを式から除外して推定を行なったが、結果は①および②式と同様であった。また、1998 年ダミーも式から除外して推定を行なったのが⑤式と⑥式である。年次ダミーを全て取り除いた推定もそれほど問題ないことを示唆している。

最後に、1990 年と 1995 年、1998 年の各々のデータを用いた推定と、操作変数法を用いた推定も行なったが、結果は同様である（参考参照）。

（３）生産関数の推定２（域内外分割指標による推定）

表　地域間と地域内に分割したアクセシビリティ指標を用いた推定結果

式	定数項	ACGDPO	ACGDPI	ACPOPO	ACPOPI	LNT	LK	D95	D98	決定係数	DW 値
①	-4.451	0.006	0.007			0.597	0.441	-0.012	-0.063	0.993	1.944
	[.000]	[.000]	[.009]			[.000]	[.000]	[.559]	[.017]		
②	-5.090			0.035	0.002	0.649	0.408	0.001	-0.045	0.994	1.935
	[.000]			[.000]	[.866]	[.000]	[.000]	[.956]	[.053]		
③	**-4.557**	**0.006**	**0.007**			**0.614**	**0.425**		**-0.052**	**0.993**	**1.916**
	[.000]	**[.000]**	**[.010]**			**[.000]**	**[.000]**		**[.001]**		
④	-5.080			0.035	0.002	0.647	0.410		-0.046	0.994	1.937
	[.000]			[.000]	[.864]	[.000]	[.000]		[.002]		
⑤	-4.947	0.007	0.007			0.679	0.361			0.993	1.744
	[.000]	[.000]	[.009]			[.000]	[.000]				
⑥	-5.462			0.037	0.001	0.708	0.353			0.994	1.759
	[.000]			[.000]	[.955]	[.000]	[.000]				

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

様々な変数を用いて行なわれた(2)式の推定結果が、上の表に示されている。

①式は、アクセシビリティ指標として GDP 基準の県内市場近接性および県外市場近接性を用い、年次ダミーを含めて推定を行なっている。ここでは、県間、県内ともにアクセシビリティは統計的に有意であり、符号条件も満たす。また、1995 年ダミーの係数は統計的に有意ではない。

②式は、アクセシビリティ指標として人口基準の県内市場近接性および県外市場近接性を用いている。この推定においては、県内アクセシビリティ指標の係数は統計的に有意でない。また、①式、②式ともに、1995 年ダミーの有意性が低い。

GDP を用いたアクセシビリティ指標と人口を用いたものとで推定に違いが出た理由としては、大都市圏（首都圏、関西圏）における人々の居住地と通勤先である生産活動地点の違いが影響しているものと考えられる（生産関数の概念から考えると生産活動地点の指標を用いることが妥当）。

以上の結果から、③式および④式では 1995 年ダミーを式から除外して推定を行なったが、結果は①および②式と同様であった。また、1998 年ダミーも除外して推定を行なった⑤式および⑥式でも結果に大きな違いはなかった。

1990 年と 1995 年の各々のデータを用いた推定と操作変数法を用いた推定も行なったが、結果は同様である（参考参照）。

参考　各年の横断面データによる推定の抜粋

表　1990 年データによる推定結果

式	定数項	ACGDP	ACGDPO	ACGDPI	ACPOP	ACPOPO	ACPOPI	LNT	LK	決定係数	DW 値
①	-4.793	0.007						0.601	0.455	0.992	2.039
	[.000]	[.000]						[.000]	[.000]		
②	-4.938				0.034			0.627	0.426	0.993	2.160
	[.000]				[.000]			[.000]	[.000]		
③	-4.690		0.007	0.008				0.596	0.456	0.992	2.043
	[.000]		[.000]	[.070]				[.000]	[.000]		
④	-5.570					0.041	-0.001	0.667	0.412	0.994	2.031
	[.000]					[.000]	[.951]	[.000]	[.000]		

表　1995 年データによる推定結果

式	定数項	ACGDP	ACGDPO	ACGDPI	ACPOP	ACPOPO	ACPOPI	LNT	LK	決定係数	DW 値
①	-4.690	0.006						0.631	0.411	0.994	1.978
	[.000]	[.000]						[.000]	[.000]		
②	-4.780				0.027			0.650	0.391	0.995	2.084
	[.000]				[.000]			[.000]	[.000]		
③	-4.788		0.006	0.004				0.636	0.411	0.994	1.981
	[.000]		[.000]	[.167]				[.000]	[.000]		
④	-5.345					0.033	-0.005	0.686	0.376	0.995	1.983
	[.000]					[.000]	[.780]	[.000]	[.000]		

表　1998 年データによる推定結果

式	定数項	ACGDP	ACGDPO	ACGDPI	ACPOP	ACPOPO	ACPOPI	LNT	LK	決定係数	DW 値
①	-4.111	0.006						0.562	0.462	0.994	1.955
	[.000]	[.000]						[.000]	[.000]		
②	-4.197				0.026			0.580	0.443	0.995	1.990
	[.000]				[.000]			[.000]	[.000]		
③	-4.041		0.006	0.007				0.560	0.461	0.994	1.943
	[.000]		[.000]	[.032]				[.000]	[.000]		
④	-4.495					0.030	0.008	0.597	0.439	0.995	1.973
	[.000]					[.000]	[.668]	[.000]	[.000]		

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

参考　操作変数法による推定の抜粋

表　総合 ACC 指標を用いた推定結果

式	定数項	ACGDP	ACPOP	LNT	LK	D95	D98	DW 値
①	-4.553	0.006		0.605	0.437	-0.011	-0.061	1.928
	[.000]	[.000]		[.000]	[.000]	[.586]	[.016]	
②	-4.661		0.030	0.628	0.410	0.001	-0.046	2.013
	[.000]		[.000]	[.000]	[.000]	[.966]	[.051]	
③	**-4.654**	**0.006**		**0.616**	**0.428**		**-0.053**	**1.890**
	[.000]	**[.000]**		**[.000]**	**[.000]**		**[.001]**	
④	-4.615		0.030	0.625	0.411		-0.047	2.024
	[.000]		[.000]	[.000]	[.000]		[.001]	
⑤	-5.148	0.006		0.698	0.350			1.706
	[.000]	[.000]		[.000]	[.000]			
⑥	-5.057		0.032	0.699	0.340			1.850
	[.000]		[.000]	[.000]	[.000]			

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

表　県間 ACC 指標と県内 ACC 指標を用いた推定結果

式	定数項	ACGDPO	ACGDPI	ACPOPO	ACPOPI	LNT	LK	D95	D98	DW 値
①	-4.556	0.006	0.006			0.605	0.437	-0.011	-0.061	1.928
	[.000]	[.000]	[.001]			[.000]	[.000]	[.585]	[.016]	
②	-5.156			0.035	0.002	0.659	0.398	0.004	-0.041	1.922
	[.000]			[.000]	[.882]	[.000]	[.000]	[.829]	[.068]	
③	**-4.636**	**0.006**	**0.006**			**0.615**	**0.428**		**-0.053**	**1.890**
	[.000]	**[.000]**	**[.001]**			**[.000]**	**[.000]**		**[.001]**	
④	-5.077			0.036	0.002	0.651	0.404		-0.045	1.938
	[.000]			[.000]	[.829]	[.000]	[.000]		[.002]	
⑤	-5.123	0.006	0.007			0.697	0.350			1.706
	[.000]	[.000]	[.001]			[.000]	[.000]			
⑥	-5.525			0.037	0.002	0.723	0.336			1.765
	[.000]			[.000]	[.870]	[.000]	[.000]			

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

５－２．集積指標の限界生産力変化の検証

（１）生産関数アプローチの枠組み

社会資本整備によるマーケット・アクセシビリティの向上が、経済活動に及ぼす影響が限界的に低下しているという指摘は、中里(2001)等多数の先行研究で検証されている。

ここではマーケット・アクセシビリティの限界生産性がどのように変化したかについて、一般化費用で人口や経済といった集積の拡大への近接性を除した、独自のアクセシビリティ指標を用いて検証する。

まず、2 ヵ年のデータを用いて、

$$\begin{aligned}\ln Y_{it} &= b_0 + bACC_{it} + b_3 \ln L_{it} + b_4 \ln K_{it} + gDummy \times ACC_{it} + e_{it} \\ \ln Y_{it} &= b_0 + b_1 ACCO_{it} + b_2 ACCI_{it} + b_3 \ln L_{it} + b_4 \ln K_{it} \\ &\quad + g_1 Dummy \times ACCO_{it} + g_2 Dummy \times ACCI_{it} + e_{it}\end{aligned} \qquad (3)$$

を推定する。ただし、この式の中にある *Dummy* は 2 ヵ年のうち後ろの 1 年分のデータについて 1 の値をとるダミー変数である。

マーケット・アクセシビリティの限界生産性の変化を表すのは、市場近接性指標とダミー変数の交差項の係数g, g_1, g_2である。たとえば、$g < 0$あるいは$g_1 < 0, g_2 < 0$ならば、関連する市場近接性指標の限界生産力が低下していることになる。

ここでは、通常の最小 2 乗法(OLS)による推定のほかに、資本と労働のデータにおける内生性を考慮して、操作変数法による推定も行なう。

（2）推定結果1

表 域内外不分割のアクセシビリティ指標を用いた推定結果（GDP 基準）

式	定数項	ACGDP	LNT	LK	**ACGDP ×DUMMY**	決定係数	DW 値
1990-1995	-4.564	0.007	0.587	0.460	**-0.001**	0.993	2.039
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.210]**		
1995-1998	-4.480	0.007	0.612	0.422	**-0.001**	0.994	1.929
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.005]**		
1990-1998	-4.454	0.008	0.583	0.458	**-0.003**	0.993	2.016
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.002]**		

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

表 域内外不分割のアクセシビリティ指標を用いた推定結果（人口基準）

式	定数項	ACPOP	LNT	LK	**ACPOP ×DUMMY**	決定係数	DW 値
1990-1995	-4.649	0.032	0.604	0.441	**-0.003**	0.994	2.135
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.343]**		
1995-1998	-4.546	0.030	0.626	0.406	**-0.006**	0.995	2.018
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.002]**		
1990-1998	-4.467	0.035	0.587	0.450	**-0.010**	0.994	2.120
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.002]**		

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

(3)式の推定結果が上の表で示されている。

GDP 基準の市場近接性指標を用いた推定結果（表「域内外不分割のアクセシビリティ指標を用いた推定結果（GDP 基準）」**）、人口基準のアクセシビリティ指標を用いた推定結果（表**「域内外不分割のアクセシビリティ指標を用いた推定結果（人口基準）」**）ともに、1990 年から 1995 年にかけての変化を表す式で、市場近接性指標とダミー変数の交差項の係数は負の値をとっているが、統計的に有意ではない。1995 年から 1998 年にかけての変化を表す式では、市場近接性指標とダミー変数の交差項の係数は負の値をとっており、かつ統計的に有意であった。また、1990 年から 1998 年にかけての変化も、負の値で統計的に有意であった。また、操作変数法を用いた推定からも、同様の結果が見出されている。**

以上の結果から、総合アクセシビリティ指標で見たときに、1990 年代後半においてアクセシビリティ指標の限界生産力が低下していたと考えることができる。

（3）推定結果2（域内外分割指標による推定）

表 地域間と地域内に分割したアクセシビリティ指標を用いた推定結果（GDP 基準）

式	定数項	ACGDPO	ACGDPI	LNT	LK	**ACGDPO ×DUMMY**	**ACGDPI ×DUMMY**	決定係数	DW 値
1990-1995	-4.640	0.006	0.009	0.599	0.449	**0.000**	**-0.006**	0.993	2.041
	[.000]	[.000]	[.016]	[.000]	[.000]	**[.894]**	**[.166]**		
1995-1998	-4.467	0.007	0.005	0.609	0.425	**-0.002**	**0.001**	0.994	1.938
	[.000]	[.000]	[.047]	[.000]	[.000]	**[.030]**	**[.810]**		
1990-1998	-4.411	0.007	0.010	0.586	0.450	**-0.002**	**-0.005**	0.993	2.007
	[.000]	[.000]	[.008]	[.000]	[.000]	**[.083]**	**[.235]**		

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

表 地域間と地域内に分割したアクセシビリティ指標を用いた推定結果（人口基準）

式	定数項	ACPOPO	ACPOPI	LNT	LK	**ACPOPO ×DUMMY**	**ACPOPI ×DUMMY**	決定係数	DW 値
1990-1995	-5.302	0.036	0.011	0.652	0.417	**0.002**	**-0.028**	0.994	2.034
	[.000]	[.000]	[.456]	[.000]	[.000]	**[.689]**	**[.148]**		
1995-1998	-4.950	0.035	0.000	0.648	0.401	**-0.007**	**0.003**	0.995	1.962
	[.000]	[.000]	[.995]	[.000]	[.000]	**[.062]**	**[.845]**		
1990-1998	-4.953	0.039	0.014	0.620	0.437	**-0.007**	**-0.022**	0.994	2.058
	[.000]	[.000]	[.332]	[.000]	[.000]	**[.191]**	**[.263]**		

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

ACC 指標を県間、県内に分割して(3)式を推定した結果が、上の表に示されている。

1990 年から 1995 年で GDP 基準の指標を用いた推定においては、県間 ACC 指標とダミー変数の交差項の係数が正の値を取っている一方で、県内 ACC 指標とダミー変数の交差項の係数は負の値を取っている。しかしながら、いずれも統計的に有意ではない。また、人口基準の指標を用いた推定においても、同様の結果が得られている。

1995 年から 1998 年で GDP 基準の指標を用いた推定においては、県間 ACC 指標とダミー変数の交差項の係数が負の値をとっており、統計的にも有意であった。一方、県内 ACC 指標とダミー変数の交差項の係数は正の値を取っているものの統計的には有意ではない。また、人口基準の指標を用いた推定においても、ほぼ同様の結果が得られている。

1990 年から 1998 年で GDP 基準の指標を用いた推定においては、県間 ACC 指標とダミー変数の交差項の係数が負の値をとっており、統計的には 10%水準で有意であった。一方、県内 ACC 指標とダミー変数の交差項の係数も負の値を取っているものの統計的には有意ではなかった。人口基準の指標を用いた推定においては、県間 ACC 指標、県内 ACC 指標ともにダミー変数との交差項の係数は、負の値を取っているが統計的には有意ではない。

最後に、操作変数法を用いた推定においては、1990 年から 1998 年にかけて、県間 ACC 指標、県内 ACC 指標ともにダミー変数との交差項の係数は、負の値を取っているが統計的には有意ではない（参考参照）。

したがって、GDP 基準、人口基準いずれの指標を用いても、県内 ACC 指標および県間 ACC 指標の限界生産力に変化が見出されたか否かは明確ではない。

参考　操作変数法による推定の抜粋

表　アクセシビリティ指標の限界生産力変化（GDP 基準、総合 ACC）

式	定数項	ACGDP	LNT	LK	**ACGDP ×DUMMY**	DW 値
1990-1995	-4.677	0.007	0.605	0.444	**-0.001**	2.004
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.447]**	
1995-1998	-4.366	0.007	0.586	0.449	**-0.002**	1.924
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.000]**	
1990-1998	-4.099	0.008	0.525	0.512	**-0.004**	2.074
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.000]**	

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

表　アクセシビリティ指標の限界生産力変化（人口基準、総合 ACC）

式	定数項	ACPOP	LNT	LK	**ACGDP ×DUMMY**	DW 値
1990-1995	-4.961	0.031	0.660	0.386	**0.002**	2.023
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.514]**	
1995-1998	-4.469	0.030	0.608	0.425	**-0.008**	2.013
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.000]**	
1990-1998	-4.489	0.035	0.589	0.449	**-0.010**	2.115
	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]	**[.015]**	

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

表　アクセシビリティ指標の限界生産力の変化（GDP 基準、県間 ACC,県内 ACC 分割）

式	定数項	ACGDPO	ACGDPI	LNT	LK	**ACGDPO ×DUMMY**	**ACGDPI ×DUMMY**	DW 値
1990-1995	-4.581	0.006	0.016	0.601	0.442	**0.001**	**-0.016**	2.079
	[.000]	[.000]	[.008]	[.000]	[.000]	**[.401]**	**[.107]**	
1995-1998	-4.648	0.000	0.062	0.586	0.467	**0.011**	**-0.121**	1.911
	[.000]	[.985]	[.161]	[.000]	[.000]	***[.088]***	***[.088]***	
1990-1998	-4.316	0.007	0.015	0.578	0.455	**-0.001**	**-0.014**	2.031
	[.000]	[.000]	[.004]	[.000]	[.000]	**[.464]**	**[.134]**	

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

表　アクセシビリティ指標の限界生産力の変化（人口基準、県間 ACC,県内 ACC 分割）

式	定数項	ACPOPO	ACPOPI	LNT	LK	**ACPOPO ×DUMMY**	**ACPOPI ×DUMMY**	DW 値
1990-1995	-5.511	0.034	0.032	0.681	0.391	**0.009**	**-0.076**	2.022
	[.000]	[.000]	[.168]	[.000]	[.000]	***[.077]***	**[.015]**	
1995-1998	-5.194	0.003	0.278	0.639	0.428	**0.056**	**-0.591**	1.708
	[.000]	[.890]	[.120]	[.000]	[.002]	**[.153]**	**[.121]**	
1990-1998	-5.125	0.037	0.030	0.639	0.421	**-0.001**	**-0.061**	2.059
	[.000]	[.000]	[.150]	[.000]	[.000]	**[.834]**	***[.083]***	

[ ]内は p 値。決定係数は自由度修正済み。

５－３．集積指標の限界生産力変化の検証２（バロー回帰アプローチ）

（１）バロー回帰アプローチの枠組み

①定式化

分析の基本的枠組みは、中里(2001)において用いられた Barro 回帰であり、以下のように定式化した。

$$\Delta \ln y_i = a + b \ln y_i + g\, ACC_{it} + e_{it} \qquad (1)$$

ここで、それぞれの変数は

y_{it}　：地域i、時点tにおける就業者一人当たり民間部門の総生産、

$\dot{y}_{it}$　：時点tにおける地域iを除いた就業者一人当たり民間部門の総生産、

$\Delta \ln y_i$　：地域i、時点tにおける就業者一人当たり民間部門総生産の成長率（就業者一人当たり民間部門総生産の対数値の差分）、

ACC_{it}　：地域i、時点tにおけるマーケット・アクセシビリティ、

なお、ln(•)は変数の自然対数値、e_{it}は誤差項である。

以下、アクセシビリティを表す変数について、3 つのケースについて考える。

<u>総合アクセシビリティを用いるケース</u>

このケースでは、ACC_{it}として、県外アクセシビリティと県内アクセシビリティを合計した総アクセシビリティ($ACCT_{it}$)を用いる。このとき、推定式は、

$$\Delta \ln y_i = a + b \ln y_i + g\, ACCT_{it} + e_{it} \qquad (2)$$

となる。

ここで、

$ACCT_{it}$　：地域i、時点tにおける総マーケット・アクセシビリティ、　　である。

<u>県内アクセシビリティと県外アクセシビリティを区別して推定するケース</u>

ここでは、アクセシビリティ指標を県内($ACCI_{it}$)と県外($ACCO_{it}$)とに分割して推定を行う。このとき、推定式は以下の通りとなる。

$$\Delta \ln y_i = a + b \ln y_i + g\, ACCI_{it} + q\, ACCO_{it} \qquad (3)$$

ここで、

$ACCI_{it}$　：地域i、時点tにおけるマーケット・アクセシビリティ（県内）、

$ACCO_{it}$　：地域i、時点tにおけるマーケット・アクセシビリティ（県間）、　　である。

県外アクセシビリティに経済規模の地域格差を考慮するケース

ここでは、経済規模の地域格差による県外アクセシビリティのもたらす効果の違いを考慮し、以下のような定式化を行った。

$$\Delta \ln y_i = a + b \ln y_i + g\, ACCI_{it} + q\, ACCO_{it} \times (\ln y_i - \ln \dot{y}_i) \times D1 + f\, ACCO_{ut} \times (\ln \dot{y}_i - \ln y_i) \times D2 + e_{it} \quad (4)$$

ここで、

$ACCI_{it}$ **：地域** i **、時点** t **におけるマーケット・アクセシビリティ（県内）、**

$ACCO_{it}$ **：地域** i **、時点** t **におけるマーケット・アクセシビリティ（県間）、**

$D1$ **：** $(\ln y_i - \ln \dot{y}_i) > 0$ **の時に** 1 **、それ以外の時に** 0 **となるダミー変数。**

$D2$ **：** $(\ln \dot{y}_i - \ln y_i) > 0$ **の時に** 1 **、それ以外の時に** 0 **となるダミー変数。　である。**

②データ

データは平成 2(1990)年、平成 10 年(1998)年の、沖縄県を除いた 46 都道府県データを用いる。各変数として用いたデータは以下の通り。

成長率$\Delta \ln y_i$は、'98 年一人当たり GDP の対数値と'90 年一人当たり GDP の対数値の差分を、期間 8 年で除した数値とした。

変数	変数名	データ
$\Delta \ln y_{it}$	g	各都道府県の民間部門実質 GDP
		各都道府県の就業者数
y_{it}	LY	各都道府県の民間部門実質 GDP
		各都道府県の就業者数
$\dot{y}_{it}$	LYDOT	地域 i を除く各都道府県の民間部門実質 GDP
		地域 i を除く各都道府県の就業者数
ACC_{it} $ACCI_{it}$ $ACCO_{it}$	ACCGDP ACCGDPI ACCGDPO	各都道府県における GDP 単位の市場近接性指標
	ACCPOP ACCPOPI ACCPOPO	各都道府県における人口単位の市場近接性指標
その他	D1	$(\ln y_i - \ln \dot{y}_i) > 0$の時に 1、それ以外の時に 0 となるダミー変数
	D2	$(\ln \dot{y}_i - \ln y_i) > 0$の時に 1、それ以外の時に 0 となるダミー変数

(2)－(4)式の推定では、1990 年のデータを用いて、通常の最小二乗法(OLS)と、説明変数の内生性を考慮して操作変数法（IV）を行った。

理論的には、自地域内の輸送に利用される良好なアクセシビリティは当該地域の成長にプラスに働くのに対し、地域間の輸送に利用される高水準のアクセシビリティは、ストロー効果などにより、地域間にマイナスの影響を与える可能性がある。よって、(4)式では、ある地域の地域間アクセシビリティが、経済成長にプラスとマイナスのいずれの影響を与えるかは、当該地域と他地域の集積度の格差に依存するため、当該地域の相対的な所得水準と地域間アクセシビリティの交差項を説明変数に加えている。

ケース③の(4)式において、γとθの符号はプラスになることが期待され、φの符号は、中間財のバラエティの増加や市場規模拡大の効果が大きい時はプラスに、地域特化やストロー効果が強く働く場合は、マイナスと予想される。

同様の理由で、②のケースの県外アクセシビリティ、①の場合の総合アクセシビリティ指標に関するパラメータの値は、正と負のどちらともとる可能性がある。

（2）推定結果

表 OLS による推定結果（アクセシビリティ水準）

GDP base									
式	定数項	LY	ACCGDP'90	ACCGDPI'90	ACCGDPO'90	ACCO'90×D1	ACCO'90×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0587 [.000]	-0.0284 [.000]	-0.000070 [.330]	—	—	—	—	0.573	1.610
ケース②	0.0599 [.000]	-0.0289 [.001]	—	-0.000003 [.987]	-0.000084 [.280]	—	—	0.564	1.573
ケース③	0.0304 [.217]	-0.0164 [.188]	—	0.000095 [.813]	—	0.000023 [.963]	0.0014 [.120]	0.576	1.565
POP base									
式	定数項	LY	ACCPOP'90	ACCPOPI'90	ACCPOPO'90	ACCO'90×D1	ACCO'90×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0606 [.000]	-0.0296 [.001]	-0.000223 [.516]	—	—	—	—	0.570	1.623
ケース②	0.0601 [.000]	-0.030 [.001]	—	-0.000543 [.671]	-0.000125 [.803]	—	—	0.560	1.650
ケース③	0.0272 [.331]	-0.0146 [.289]	—	-0.00064 [.662]	—	-0.000013 [.990]	0.00549 [.150]	0.578	1.555

[ ]内は P 値。決定係数は自由度修正済み。

GDP 基準のアクセシビリティ指標と人口基準のアクセシビリティ指標を用いた(2)－(4)式の推定の結果が、上の表に示されている。

経済規模を表す就業者一人当たり GDP のパラメータは、ケース①、②については、有意に推定され、経済規模(GDP)の大きいところほど経済成長率が鈍化する、いわゆるβコンバージェンスが正しく検証されている。

アクセシビリティのパラメータは 3 つのケースいずれについても、ゼロという帰無仮説を棄却できず有意でない。特にケース③については、一人当たり GDP についても、有意でなく、多重共線性が存在する可能性がある。

前述の分析では、アクセシビリティ指標の変化分を取り、これをフローの概念で説明変数中に取り組むことも定式化として考えられる。

以下は、アクセシビリティの変化を表す変数として、98 年のアクセシビリティ指標と 90 年のアクセシビリティ指標の差分を用いて、(2)－(4)式の推定を行なった結果である。

表 OLS による推定結果（アクセシビリティ差分）

GDP base									
式	定数項	LY	△90-98 ACCGDP	△90-98 ACCGDPI	△90-98 ACCGDPO	△ACCO ×D1	△ACCO ×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0619 [.000]	-0.0313 [.000]	0.00039 [.250]	－	－	－	－	0.573	1.627
ケース②	0.0610 [.000]	-0.0308 [.000]	－	0.00101 [.652]	0.000329 [.391]	－	－	0.564	1.633
ケース③	0.0581 [.000]	-0.0294 [.000]	－	0.00182 [.556]	－	-0.00293 [.751]	0.00378 [.397]	0.564	1.633
POP base									
式	定数項	LY	△90-98 ACCPOP	△90-98 ACCPOPI	△90-98 ACCPOPO	△ACCO ×D1	△ACCO ×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0636 [.000]	-0.0321 [.000]	0.000851 [.664]	－	－	－	－	0.568	1.623
ケース②	0.0638 [.000]	-0.0322 [.000]	－	-0.000994 [.908]	0.00104 [.656]	－	－	0.558	1.631
ケース③	0.0693 [.000]	-0.0355 [.000]	－	0.00236 [.844]	－	-0.0413 [.205]	0.0121 [.492]	0.567	1.478

[ ]内は P 値。決定係数は自由度修正済み。

GDP 基準のアクセシビリティ指標の差分と人口基準のアクセシビリティ指標の差分を用いた(2)－(4)式の推定の結果が、上の表に示されている。

結果としては、ケース③における定数項と、就業者一人当たり GDP のパラメータが有意に推定され、改善されたと考えられるが、そのほかについては、大きな変化は見られなかった。

これまでの推定においては、説明変数の内生性を考慮していないため、以下のように、操作変数法を用いて推定を行った。

操作変数の候補としては、人口や面積あるいは経済活動の活発性を表現する指標等が考えられるが、ここでは、交通需要も重要なインフラ整備要因であることから、人口や経済規模を表す各都道府県における一期前（ここでは'89 年）の GDP を採用した。また、分析期間の初期におけるアクセシビリティ状況もその後のインフラ整備に、多いな影響を与えると考えられるため、'85 年の地域内および地域間アクセシビリティ指標を操作変数として採用した。

表　操作変数法IV（アクセシビリティ水準）

GDP base									
式	定数項	LY	ACCGDP '90	ACCGDPI '90	ACCGDPO '90	ACCO '90 ×D1	ACCO '90 ×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0515 [.000]	-0.0237 [.007]	-0.000116 [.225]	—	—	—	—	0.570	1.610
ケース②	0.0522 [.000]	-0.0241 [.008]	—	-0.000084 [.620]	-0.000121 [.233]	—	—	0.561	1.593
ケース③	0.237 [.692]	-0.119 [.690]	—	-0.00449 [.692]	—	0.0104 [.699]	-0.00445 [.799]	-0.0451	1.552
POP base									
式	定数項	LY	ACCPOP '90	ACCPOPI '90	ACCPOPO '90	ACCO '90 ×D1	ACCO '90 ×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0583 [.000]	-0.0281 [.001]	-0.000283 [.483]	—	—	—	—	0.589	1.624
ケース②	0.0576 [.000]	-0.0280 [.001]	—	-0.000705 [.492]	-0.000156 [.793]	—	—	0.560	1.658
ケース③	0.0542 [.334]	-0.0316 [.269]	—	-0.00218 [.483]	—	0.00789 [.353]	0.00837 [.235]	0.350	1.437

[ ]内は P 値。決定係数は自由度修正済み。

アクセシビリティ指標の水準データを用いた(2)－(4)式の操作変数推定の結果が、上の表に示されている。

その結果、OLS を用いたケースと大きな変化は認められない。

次に、説明変数としてアクセシビリティ指標の差分を用いた操作変数推定をおこなった。

表　操作変数法Ⅳ（アクセシビリティ差分）

GDP base									
式	定数項	LY	△90-98 ACCGDP	△90-98 ACCGDPI	△90-98 ACCGDPO	△ACCO ×D1	△ACCO ×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0480 [.000]	-0.0239 [.000]	0.00169 [.098]	—	—	—	—	0.503	1.704
ケース②	0.0521 [.000]	-0.0263 [.000]	—	-0.00174 [.477]	0.00215 [.105]	—	—	0.460	1.717
ケース③	0.0113 [.730]	-0.00489 [.776]	—	-0.00107 [.816]	—	0.0478 [.378]	0.0261 [.166]	0.253	1.697
POP base									
式	定数項	LY	△90-98 ACCPOP	△90-98 ACCPOPI	△90-98 ACCPOPO	△ACCO ×D1	△ACCO ×D2	決定係数	DW 値
ケース①	0.0522 [.000]	-0.0259 [.000]	0.00778 [.079]	—	—	—	—	0.496	1.658
ケース②	0.0519 [.000]	-0.0258 [.000]	—	-0.0158 [.412]	0.0131 [.082]	—	—	0.410	1.817
ケース③	0.160 [.130]	-0.0878 [.146]	—	0.0398 [.560]	—	-0.591 [.422]	0.00268 [.975]	0.173	1.582

[ ]内は P 値。決定係数は自由度修正済み。

アクセシビリティ指標の差分データを用いた(2)－(4)式の操作変数推定の結果が、上の表に示されている。

その結果、定数項と一人当たり GDP に係るパラメータの推定は、ケース③を除いては、これまでの分析と同様の結果が得られ、一人当たり GDP が、成長率に負の効果を与えていることがわかる。

一方、ケース①においては、GDP をベース、人口ベースいずれのアクセシビリティに係る係数について、10%水準で有意に正の値を取っている。

ケース②では、アクセシビリティを、地域内と地域間に分割しているが、GDP ベースでみると地域内アクセシビリティは、負の値を取るものの、その値自体は小さく有意でない。地域間アクセシビリティは、有意でないものの正と推定されており、ケース①と整合的で

あり、中間財のバラエティの増加や市場規模拡大の効果が大きいと考えられる。人口ベースの推定結果では、有意に同様のことがいえる。

より県外アクセシビリティの影響を明示的に定式化した、ケース③の場合、これまで有意だった定数項や一人当たり GDP が有意でなくなるなど、安定した推定結果を得ることができなかった。

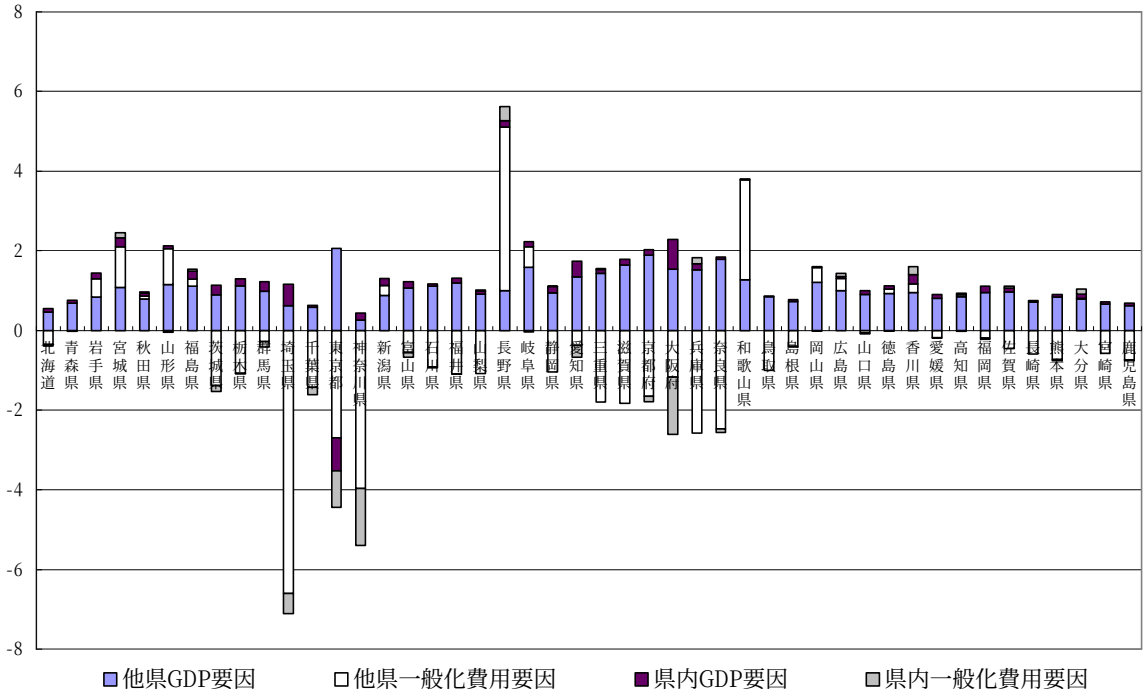
６．考察と課題

６．考察と課題

６－１．アクセシビリティ指標変化による生産力向上効果の推計

アクセシビリティの寄与分解の分析から、大都市圏（首都圏、関西圏）の他県一般化費用要因が、これらの都府県のアクセシビリティを低下させていたということがわかった。そこで、大都市圏での一般化費用が上昇したことによる経済的な損失がどの程度であったかを分析する。

図 '90～'98 のアクセシビリティ指標変化に対する寄与度の分解（再掲）



まず、1990 年から 1998 年の期間において、大都市圏の一般化費用が変化しなかった場合のアクセシビリティ指標と、現実のアクセシビリティ指標との差を ΔACC とする。アクセシビリティ指標が 1 単位変化した場合の GDP 水準の変化は、$\partial GDP / \partial ACC$ であるから、大都市圏での一般化費用が上昇したことによる経済的な損失は $(\partial GDP / \partial ACC) \times \Delta ACC$ となる。

ここで、生産関数アプローチにおける回帰式をもう一度考えると、

$$\ln GDP = b_0 + bACC + b_3 \ln L + b_4 \ln K + e$$

となるので、ここから

$$b = \frac{\partial \ln GDP}{\partial GDP}\frac{\partial GDP}{\partial ACC} = \frac{1}{GDP}\frac{\partial GDP}{\partial ACC}$$

が得られる。したがって、

$$\frac{\partial GDP}{\partial ACC} = b \times GDP$$

となり、ここから、

大都市圏での一般化費用上昇による損失 $= b \times GDP \times \Delta ACC$ (1)

とすることができる。

ここで、b は前述の生産関数アプローチにおいて得られた回帰係数であり、GDP は 1998 年の国内総生産水準である。

上記の枠組みで計算した結果は以下の通りである。

P27 表の③式のパラメータを用いて、首都圏（埼玉県、東京都、千葉県、神奈川県）および関西圏（京都府、大阪府、兵庫県）の他県交通一般化費用要因が 1990 年から 1998 年で変化しなかった場合と現実の値との差を ΔACC と定義し、推計した。

大都市圏での他県交通一般化費用上昇による損失 = 0.006 × 472633.3 × 20.1
= 56,723.2 （単位 10 億円）

したがって、大都市圏で交通一般化費用が上昇したことにより、1990 年から 1998 年までの 9 年間でおよそ 56 兆 7232 億円のアクセシビリティ低下による損失が発生していた可能性がある。つまり、毎年 6 兆 3000 億円あまりの GDP 減少がアクセシビリティの低下によって引き起こされていたことになる。これは、98 年の GDP に対しておよそ 1.3%のインパクトを持つ大きさになる。

次に、首都圏と関西圏の県内一般化費用要因が 1990 年から 1998 年で変化しなかった場合と現実の値との差を ΔACC として定義して、同様の推計を行なった。

大都市圏での県内一般化費用上昇による損失 = 0.006 × 472633.3 × 4.5
= 12,577.1 （単位 10 億円）

したがって、大都市圏で県内一般化費用が上昇したことにより、1990 年から 1998 年までの 9 年間でおよそ 12 兆 5771 億円のアクセシビリティ低下による損失が発生していたことが分かる。つまり、毎年 1 兆 4000 億円程度の GDP 減少がアクセシビリティの低下によって引き起こされていたことになる。これは、98 年の GDP に対しておよそ 0.3%のインパクトを持つ大きさになる。

以上の結果より、大都市圏におけるアクセシビリティの低下を防ぐだけでも、この期間

の日本の GDP 成長率は、毎年 1.6%程度のさらなる成長の可能性があったと言うことができる。

６－２．マクロモデル開発の方向

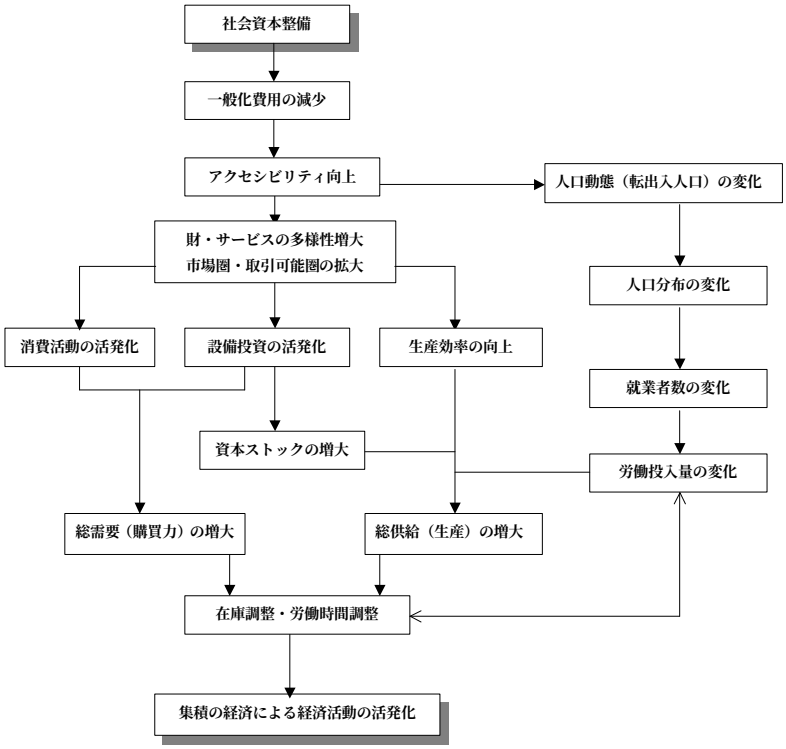
本調査で行った生産関数アプローチは、アクセシビリティ向上による市場圏の拡大および利用可能な財・サービスの多様化による効果を検証することはできるが、これを分割することはできない。つまり、空間経済学における後方連関と前方連関を合わせて評価するものである。

そもそも、本調査で推定した生産関数におけるアクセシビリティ指標は、生産効率の向上（生産関数のシフト）要因であり、市場圏の拡大による後方連関効果について明示的に検証するためには、同様のアクセシビリティ指標を説明要因に入れた投資関数の推定が必要であろう。また、前方連関効果についても労働者の移動要因としてアクセシビリティ指標を取り込んだ人口移動モデル等の検討が必要である。

本来、労働者と企業のポジティブ・フィードバック・メカニズムがもたらす効果の検証をするためには、集積が集積を生む動学的な連関をモデル化することが重要である。

その意味では上記のように、生産関数、投資関数、多様な財・サービスが得られることによる消費への効果を検討できる消費関数、集積の経済の恩恵とより強く享受し得る産業への就業構造の転換を検討できる就業者関数などによる計量経済モデルに、人口移動モデルをサブモデルとして付けた動学モデルの開発が必要となる。

図　マクロモデルのフロー案



６－３．ミクロモデル開発の方向

（１）公表統計を使った部分均衡分析の試行

前述のように、生産関数アプローチでは、アクセシビリティ向上の効果を生産能力の向上（生産効率の向上）として捉えることはできるが、この効果について便益に類似する概念として捉えることは難しい。

そこで、本調査では部分均衡分析の枠組みを用いて、消費者余剰および生産者余剰として、アクセシビリティ向上の効果を算定できないかを検討した。そのために、生産関数アプローチではなく、産業別に需給両関数を二段階最小自乗法(2SLS)によって同時推定することを試みた。基本的な目指す定式化は以下の両曲線の同時推定（識別）である。

集積指標の考え方等については、インドを事例とした集積の経済に関する研究 Somik Lall and Zmarak Shalizi and Uwe Deichamann(2001)**を参考とした。**

需要関数：生産量 = ｆ（価格、人口または GDP、人口密度）

供給関数： 価格 = ｆ（生産量、国内市場近接性、海外マーケットアクセス、特化係数、人口密度）

表 参考とした先行研究における整備データと加工方法

変数		データ
Y	生産額（量）	生産量（付加価値ベース） 産業年次調査データ
X	生産要素	
	資本	資本ストック額（簿価からの推計値） 企業パネルデータ 支払利息、賃借料 産業年次調査データ
	労働	従業員数および賃金を含む全ての雇用費用 企業パネルデータ
	エネルギー	石油、水、電気などの費用 企業パネルデータ
	原材料	原材料投入額 企業パネルデータ
	操業年数	操業年数 企業パネルデータ
	MQ	経営者の教育水準 企業パネルデータ
A	集積指標	
	MA ﾏｰｹｯﾄｱｸｾｼﾋﾞﾘﾃｨ	個別企業立地箇所から最終消費市場への時間距離と、その市場規模から算定する合成変数 $I_i^{ne} = \alpha_0 \sum_j S_j e^{(-d_{ij}^2/2\alpha^2)}$
	DHUB	交通中継点への時間距離
	LOC 地域経済	同一産業の地域特化係数 $LQ_{KR} = \dfrac{\sum E_{K,R} / \sum E_R}{\sum E_K / \sum E}$
	URBDENSE	市街の人口密度

“Agglomeration Economies and Productivity in Indian Industry ”2001 より作成

表　整備データと加工方法

変数	作成方法	出典
需給量（Q）	産業別に、各県から全国への総移出量を9地域に集約した。 R地域の移出量は以下のように計算される。 $Q_R = \sum_i \sum_j^{46} q_i^j$　　q_i^j：i → j の移出量	運輸政策研究機構 「全国貨物純流動調査」（物流センサス）
価格指標（P）	地域間産業連関表による、各地域における産業別需要合計額（中間需要＋最終需要）を上記「移出量」で除した値。	経済産業省 「地域間産業連関表」
人口	居住人口を9地域に統合。	総務省 「国勢調査」
地域内総生産（GDP）	実質GDPを9地域に統合。	内閣府 「県民経済計算年報」
国内市場近接性（MA）	$\sum_J^9 \frac{GDP_J}{d_{IJ}}$ または $\sum_J^9 \frac{POP_J}{d_{IJ}}$　　d：ij間の総合所要時分 総合所要時分dは、各県間の道路時間距離を各県間移出入量の地域内ウェートで加重平均した値。	国土交通省 「TRANET」 経済産業省 「地域間産業連関表」
海外市場近接性（DHUB）	県庁所在地から最短の特定重要港湾までの時間を計測、各県から全国への産業別移出量合計値の地域内ウェートで加重平均した値。	国土交通省 「TRANET」 経済産業省 「地域間産業連関表」
特化係数（LOC）	産業別特化係数を用いた。 $LQ_{KR} = \frac{\sum GDP_{K,R} / \sum GDP_R}{\sum GDP_K / \sum GDP}$　　K：産業、R：地域	内閣府 「県民経済計算年報」
人口密度（URBDENSE）	県土総面積計で該当する居住人口計を除した値。	総務省 「国勢調査」 国土地理院データ

平成2年、平成7年データを用いている。

今回、「全国貨物純流動調査（以下、物流センサス）」、「地域間産業連関表」を用いて需給量、価格指標の変数を作成した。「物流センサス」は品類別（8区分）、品目別（79区分）の各都道府県間移出入量のデータが集約されている。また、「地域間産業連関表」は、産業部門別（平成2年46部門、平成7年27部門）に9地域間の産業連関データが集約されている。この二つの統計表において、地域区分・産業分類が異なることから、互いの区分を統合することとした。

「地域間産業連関表」の地域区分が 9 区分であることから、都道府県データとなる「物流センサス」の都道府県データを以下の 9 地域に集約した。

・北海道：北海道
・東　北：青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島
・関　東：茨城、栃木、群馬、埼玉、千葉、東京、神奈川、新潟、山梨、長野、静岡
・中　部：富山、石川、岐阜、愛知、三重
・近　畿：福井、滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山
・中　国：鳥取、島根、岡山、広島、山口
・四　国：徳島、香川、愛媛、高知
・九　州：福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島
・沖　縄：沖縄

地域区分を 9 地域に統合により、関数推定における自由度の確保（データ数の確保）が必要なため、平成 2 年、平成 7 年データを用いることとした。

「物流センサス」では、79 品目による詳細な物流量データが集計されている。「物流センサス」は、品類別輸出入量の傾向を把握する「年間調査」と品目別の詳細な流動量を把握する 3 日間調査で構成されている。より詳細な産業分類で変数を作成するため、品類別物流量を用いることも検討したが、3 日間調査はある特定の期間の物流動向を調査しているため、季節変動などの影響とともに、このデータから年間値を算出した場合の誤差が大きいと考えられる。そのため、今回は、8 区分の品類別データを用いることとした。

このような物流センサスのデータ整備状況等の制約から、本推定に用いる産業分類を検討し、以下のように、物流センサスによる 8 品類、平成 2 年地域間産業連関表による 46 部門、平成 7 年地域間産業連関表による 27 部門について互いに統合する作業を行った。

表　産業分類の統合基準

本推定における産業分類	物流センサス品類	平成7年地域間産業連関表産業分類	平成2年地域間産業連関表産業分類
農林水産業	農水産品	農林水産業	農業 林業
	林産品		
鉱産品	鉱産品	鉱業	鉱業
金属機械工業品	金属機械工業品	鉄鋼製品 非鉄金属製品 金属製品 一般機械 電気機械 輸送機械 精密機械	鉄鋼製品 非鉄金属製品 金属製品 一般機械 事務用サービス機器 民生用電気機器 その他電子機器 自動車 その他の輸送用機械 精密機械
化学工業品	化学工業品	窯業・土石製品 プラスチック製品 化学製品 石油・石炭製品	化学工業製品 石油・石炭製品 プラスチック製品 窯業・土石製品
軽工業品	軽工業品	食料品・たばこ 繊維製品 パルプ・紙・紙加工品	食料品・たばこ 繊維製品 パルプ・紙・紙加工品
雑工業品	雑工業品	製材・木製品・家具 その他の製造業	木材・木製品 家具・装備品 新聞・印刷・出版 ゴム製品 皮革・同製品 その他の製造業
特殊品	特殊品		

なお、特殊品については、地域間産業連関表の分類を当てはめることが困難なため、今回の推定では除外した。そのため、農林水産品、鉱産品、金属機械工業品、化学工業品、軽工業品、雑工業品について需給関数の推定を行った。

集積指標を組み替えることにより、当てはまりの良い改良型の推定式を検討した。これにより改良型推定式の有意性を評価すると以下の通りとなった。

基　　準	産　　業
①有意水準、符号条件が全て正しい。	―
②一部符号条件が異なる、または有意でないが、説明が可能	鉱産業
③符号条件が全て正しいが、有意でない	農林水産業 金属機械工業 雑工業
④符号条件が異なり、有意でない	化学工業 軽工業

また、当該産業と関連の高いと思われる産業の特化係数を供給関数に入れた推定も試みたが有意性の高い需給関数は得られなかった。

自産業	関連の高い産業
金属機械工業	鉱産業
化学工業	鉱産業
軽工業（食料品が含まれる）	農林水産業
雑工業(木材加工等が含まれる)	農林水産業

以下、産業別の推定結果である。

農林水産業

需要関数

生産数量　Q　=　0.493-0.178*P(価格)+1.059*POP（人口）

(0.12)（-0.41）　　(6.99)

自由度修正済み決定係数=0.889、ダービンワトソン比＝1.00

供給関数

価格　P　=　13.673+0.168*Q（生産数量）-0.686*POPO（国内市場近接性／人口）

(5.70)（0.89）　　(-2.43)

自由度修正済み決定係数=0.47、ダービンワトソン比＝1.73

需給両関数ともに価格・生産数量の符号条件を満たしている。需要関数について、価格についてのパラメータは有意でないものの、符号条件を満たす。人口については、有意かつ符号条件を満たし、人口の集積が、農林水産品の需要を増加させることを示す。供給関数について、数量に関しては、有意ではないものの、符号条件は正しい。国内市場近接性は 5%水準で有意に負であり、市場への近接性が経済に有意に影響していると考えられる。

鉱産業

需要関数

生産数量　Q　=　6.859 - 0.587*P(価格) + 0.733*実質 GDP

(6.27)（-2.81）　　(12.73)

自由度修正済み決定係数=0.91、ダービンワトソン比＝1.72

供給関数

価格　P　=　12.108 + 0.0269*Q（生産数量）-0.864*POPO（国内市場近接性／人口）

(2.63)（0.084）　　(-2.44)

+ 0.867*POPD（人口密度）-0.0585*ACC（海外マーケットアクセス）

(4.08)　　(-2.02)

自由度修正済み決定係数=0.50、ダービンワトソン比＝2.20

需要関数について、いずれのパラメータも有意で符号条件も正しい。供給関数について、生産数量に関するパラメータは有意でなく、係数の推定値が 0 に近い。すなわち、供給量の変化に対して、価格が硬直的であることを示している。国内市場近接性と海外マーケットアクセスは、いずれも有意で、市場への近接性が、集積の効果をもたらしていることを示し、供給曲線を右にシフトさせる。人口密度は有意であるが負

の効果を持ち、わが国では、鉱産品は人口の集積（都市の集積）のないところで、生産されていることを示し、供給曲線を左にシフトさせる。

金属機械工業

需要関数

生産数量　Q　=　-3.133 – 1.246*P(価格) + 1.575*実質 GDP

(-0.91)（-0.87）　(4.45)

自由度修正済み決定係数=0.80、ダービンワトソン比＝1.38

供給関数

価格　P　=　3.125 + 0.204*Q（生産数量）　– 0.213*POPD（人口密度）

(3.51)　(3.79)　(-1.94)

自由度修正済み決定係数=0.44、ダービンワトソン比＝2.45

需要関数について、価格は有意ではないが、符号条件を満たしている。GDP の高い地域は、金属機械の需要が高くなることが、有意に示された。供給関数について、数量に関してするパラメータは有意に推定されており、符号条件が満たされている。人口密度のパラメータは、有意に推定されており、符号条件が満たされている。これは、都市部あるいはその近郊に金属機械の生産拠点が、集積していることを示していると考えられる。

化学工業

需要関数

生産数量 Q　=　-9.759 – 7.052*P(価格) + 3.070*実質 GDP

(-0.078)（-0.12）　(0.16)

自由度修正済み決定係数=-0.02、ダービンワトソン比＝0.68

供給関数

価格 P　=　-5.73 + 0.498*Q（生産数量）　+ 0.00813*ACC（海外マーケットアクセス）

(-2.10)（3.44）　(0.54)

自由度修正済み決定係数=0.61、ダービンワトソン比＝1.00

需要関数について、価格、実質 GDP ともに関しては有意ではないが、符号条件は満たしている。決定係数が著しく低い。供給関数について、数量に関してするパラメータは有意に推定されており、符号条件が満たされている。人口密度のパラメータは、有意でなく、符号条件が満たされていない。港湾アクセス集積効果は無視できる程度。

軽工業

需要関数

生産数量　Q　=　37.422 – 5.741*P(価格) + 0.677*人口

(1.06)（-1.14）　　（1.33）

自由度修正済み決定係数=0.68、ダービンワトソン比＝1.64

供給関数

価格　P = 7.228-0.0702*Q（生産数量）-0.138＊TOKKA1（特化係数）

（8.60）（-2.18）　　（-0.63）

-0.065*POPD（人口密度）

（-0.68）

自由度修正済み決定係数=0.24、ダービンワトソン比＝1.64

需要関数について、価格、人口ともに関しては有意ではないが、符号条件は満たしている。供給関数について、価格については有意であるが、符号条件は満たしていない。ただし、その傾きは小さい。特化係数、人口密度は、符号条件は満たすが有意でない

雑工業

需要関数

生産数量　Q　=　20.763 – 4.205*P(価格) + 1.067*実質 GDP

(0.91)（-1.17）　　（4.46）

自由度修正済み決定係数=0.80、ダービンワトソン比＝1.89

供給関数

価格　P = 5.757-0.0255Q（生産数量）-0.511＊TOKKA1（特化係数）

（5.25）(-0.23）　　（-0.27）

-0.0274*POPD（人口密度）

（-0.67）

自由度修正済み決定係数=0.17、ダービンワトソン比＝2.00

需要関数について、価格は有意ではないが、符号条件は満たしている。実質 GDP は、有意に符号条件を満たしている。供給関数について、価格は、有意でなく、符号条件も満たされない。ただし、その傾きは小さい。特化係数、人口密度は、符号条件は満たすが有意でない。決定係数が著しく低い。

今回の推定で有意な結果が得られなかった理由として、以下のことが考えられる。

まず、中間財を含む概念である生産額を均衡需給量として採用しているため、生産効率の向上要因として供給関数の説明変数に採用したアクセシビリティ指標や特化係数の感度が、付加価値概念である GDP を被説明変数として採用した生産関数におけるより鈍い可能性がある。

次に、今回作成した「価格」変数は、地域間産業連関表の移出額を物流センサスの移出量で除した値であり、地域別産業別のトン当たり取引額（移出額）を事後的に計算した数値である。そもそも異なる統計から作成する概念上明確ならざるマクロな数値であり、価格指標の変化による需給両曲線の識別を行う、このようなミクロ経済的な市場均衡アプローチに用いることが適切かどうか判断の難しいところである。
また、本来考察したい第 3 次産業の集積による効果については、本価格指標が作成できないという問題もある。

最後に、今回用いた集積指標の変数は、十分に需要曲線と供給曲線を識別できるだけの情報を含んでいない可能性がある。つまり、ここで用いている集積指標が、需要サイドの供給サイドの両方に影響していることも考えられるし、逆にどちらにも影響していないとも考えられる。

部分均衡分析を行うためには、需給量曲線の同時推定が必要であるが、公表された統計データを用いた分析には限界があった。とくに、非製造業のデータの整備状況が製造業に比して制約が多く、近年のデータを用いたわが国を対象とする実証分析においては、非製造業を対象とする検討が不可欠と考えられ、特定産業に対するアンケート調査等によって公表データを補足するデータの整備から始める必要がある。

参考文献

＜参考文献＞

（外国語文献）

Baffes, J. and Shah, A. （1993）、“ Productivity of Public Spending, Sectoral Allocation Choices, and Economic Growth, ” *Policy Research Working Paper* ,No.1178, The World Bank

Brakman, S., Garretsen, H., and van Marrewijk, C. (2001) “ An introduction to geographical economics, ” Cambridge University Press

Button, K., Gifford, J. and Petersen, J. (2001) “Public Works Policy and Outcomes in Japan and the USA”, School of Public Policy, George Mason University

Dekle, R. and Eaton J. (1994) “Agglomeration and the Price of Land: Evidence from the Prefectures”, Working Paper No.4781 NBER

Hanson, G.H. (2000) “Scale Economies and the Geographic Concentration of Industry”, University of Michigan

Henderson, V. (2000) “How Urban Concentration Affects Economic Growth”, Policy Research Department, The World Bank, Working Paper No.2326, Brown University

Kanemoto, Y., Ohkawara T. and Suzuki T. (1996) “Agglomeration Economies and a Test for Optimal City Sizes in Japan”, Journal of the Japanese and the International Economies

Kondo, H. (2003) “ Multiple growth and urbanization patterns in an endogenous growth model with spatial agglomeration, ” Department of Economics, Shinsyu University

Kondo, H. (2001) “Optimal Scale and Interregional Allocation of Public Infrastructure in an Endrogenous Growth and Urbanization Model” Department of Economics, Shinshu University

Lall, S., Zmarak Shalizi, Z. and Deichamann, U. (2001)、“ Agglomeration Economies and Productivity in Indian Industry, ” *Policy Research Working Paper*,No.2663, The World Bank

Limao, N. and Venables, A. J. （1999）、“ Infrastrucuture, Geographical Disadvantage and Transport Costs, ” *Policy Research Working Paper*,No2257,The World Bank

Randolph, S., Bogetic, Z. and Hefley, D. （1996）、“Determinants of Public Expenditure on Infrastructure, ” *Policy Research Working Paper*,No1661,The World Bank

（日本語文献）

臼木智明・山田節夫(2000) 「社会資本の地域配分に関する実証分析」, 国民経済研究会 『国民経済』No.163

江尻良・奥村誠・小林潔司(2002) 「社会資本の生産性と経済成長：研究展望」, 『土木学会論文集』No.688/IV-53

遠藤業鏡(2002) 「社会資本整備の政策評価－都道府県データによる生産力効果の推計」, 日本政策投資銀行 地域政策研究センター 『地域政策研究』vol.4

金本良嗣ほか(1999) 『費用便益分析に係る経済学的基本問題』,社会資本整備の費用効果分析に係る経済学的問題研究会 建設省建設政策研究センター

亀山嘉大(2001) 「地域特化、都市の多様性と都市の成長：衰退」, 経済地理学年報第 47 巻第 3 号

亀山嘉大(2002) 「都市の産業発展、地域特化と都市の多様性の影響」, 応用地域学会年次大会報告論文

絹川真哉(2001) 「産業集積は偶然の産物か？－わが国製造業の集積動向とその要因に関する実証研究」, 富士通総研(FRI)

経済研究所　研究レポートNo.107

近藤広紀・井堀利宏(1999)「最適社会資本・公共投資規模と民間消費の動向」,『日本経済研究』39 号

藤田昌久、久武昌人(1999)「日本と東アジアにおける地域経済システムの変容－新しい空間経済学の視点からの分析－」,『通産研究レビュー』第 13 号

藤田昌久、ポール・クルーグマン、アンソニー・J・ベナブルズ(2000)『空間経済学－都市・地域・国際貿易の新しい分析』,東洋経済新報社

藤田昌久(2001)『空間経済学」から見た国土交通政策』,国土交通省国土交通政策研究所講演録

中里　透(1999)「公共投資と地域経済成長」,日本経済研究 No.39

中里　透(2001)「交通関連社会資本と経済成長」,日本経済研究 No.43

中東雅樹(1998)「公共投資の経済効果に関する実証研究」,『PRC 建設省建設政策研究センター）Note』19 号

中東雅樹(1999) 吉野直行、中島隆信編著『公共投資の経済効果』第 2～3 章,日本評論社

中村良平、田渕隆俊(1996)『都市と地域の経済学』,有斐閣ブックス

野田英雄(2001)「一般化した Augmented Solow Model による地域経済成長の実証分析」,九州経済学会年報 第 39 集