

国土交通政策研究 第68号

**社会資本ストックの経済効果に関する研究**  
**- 都市圏分類による生産力効果と厚生効果 -**

2006年4月

国土交通省国土交通政策研究所

総括主任研究官 唐木 芳博

主任研究官 奥原 崇

前研究官 渡真利 諭

研究官 朝日 ちさと

研究官 西畑 知明

# はじめに

わが国では、戦後復興の過程において、重化学工業を中心とした産業が急速に発展するとともに、それら民間企業の経済活動を促進する基盤として道路、港湾等産業基盤型社会資本の整備も併せて進められてきた結果、高度経済成長期を経て世界第2位のGDPを達成するに至った。

しかしながら、近年においては、環境問題の深刻化、財政状況の悪化、公共事業受注に係る談合の存在等を理由として、社会資本整備に対する批判も強くなってきている。そのような批判の中には、社会資本整備の効果そのものが低減しているのではないかという議論もある。

社会資本整備には、公共事業の実施が民間の労働力や機械・設備への有効需要を創出し、それが他産業に波及することによりGDPを増加させるフロー効果があるが、効果の大小を決定する公共投資乗数が近年低下しているのではないかというものが、批判の一つとしてある。

このような一時的なフロー効果にとどまらず、社会資本整備には、既に整備・蓄積された社会資本が継続的・長期的に経済活動や国民生活の向上にもたらすストック効果がある。

社会資本整備は、景気対策としてのフロー効果も大きいことから、経済政策の重要な手段となっており、特に働く場の少ない地方においては、雇用確保、地域経済の活性化のためにも、国民にとって必要な公共事業は、積極的に進める必要があるが、そういった議論とは別に、本研究では、社会資本本来の効果であるストック効果について分析を行うこととする。

既往研究においては、社会資本ストックの経済効果を都道府県レベルで分析したものもあるが、社会資本ストックの効果は行政区域区分である都道府県界を超えたり、逆に狭い範囲にとどまる場合もある。そこで、本研究においては、一連の社会経済活動が行われている地域として都市雇用圏を設定し、社会資本ストックが総生産や地価にどのような影響を及ぼしているかを、社会資本を主として企業部門の目的関数へのインプットとみなす生産力効果（本研究では、社会資本及びその他の要素によって、経済成長を説明する関数を推定することにより社会資本の効果を実測）及び主として家計部門の目的関数へのインプットとみなす厚生効果（本研究では、社会資本及びその他の要素によって、住宅地地価を説明する関数を推定することにより社会資本の効果を実測）に着目し定量的評価を試みる。

2006年4月

国土交通省 国土交通政策研究所 総括主任研究官 唐木 芳博  
主任研究官 奥原 崇  
前研究官 渡真利 諭  
研究官 朝日ちさと  
研究官 西畑 知明

## 本研究の要旨

環境問題の深刻化、財政状況の悪化、談合の存在等の理由による社会資本整備への批判の中には、社会資本整備の効果が低減しているのではないかというものもある。このため、本研究では、公共投資の一時的なフロー効果ではなく、社会資本本来の効果であるストック効果について分析を行う。

本研究では、社会資本のストック効果を、生産力効果（社会資本が経済活動における生産性を向上させ、経済成長をもたらす効果で、例えば、移動時間の短縮、輸送費の低下、貨物取扱量の増加などが含まれる。）と、厚生効果（社会資本が国民の生活水準の向上に寄与し経済厚生を高める効果で、例えば、アメニティの向上、衛生状態の改善、安心感の向上などが含まれる。）に区分し、分析を行う。

分析の範囲として、都道府県を基準とする考え方もあるが、社会資本のストック効果は、行政区区分である都道府県界を超えたり、逆に狭い範囲にとどまる場合もある。したがって、本研究では、一連の社会経済活動が行われている地域として都市雇用圏を設定し、社会資本ストックの分野別の経済効果の分析を行う。

生産力効果は、1974年度～1998年度の25年度の、大都市雇用圏・小都市雇用圏（DID人口を基準とした中心都市及び中心都市への通勤率を基準とする郊外都市により構成される都市雇用圏）の社会資本ストック額、民間資本ストック額及び就業者数を説明変数、域内総生産を被説明変数として、生産関数のパネル分析を実施した。その結果、大都市雇用圏で産業基盤、生活基盤について生産力効果が見られ、産業基盤の限界生産性（生産力効果）が最も大きいことが見られた。

厚生効果は、1990年度の、大都市雇用圏・小都市雇用圏に属する市町村の一人当たり所得、通勤時間、社会資本ストック額及び当該市町村が属する都市雇用圏の就業者数を説明変数、各市町村の住宅地地価を被説明変数として、地価関数のクロスセクション分析を実施した。その結果、社会資本全体で厚生効果が確認され、分野別に見ると、小都市雇用圏ではすべての分野で厚生効果が見られ、大都市雇用圏では国土保全、産業基盤、生活基盤で厚生効果が見られた。地価で測った限界効用（厚生効果）で見ると、小都市雇用圏の社会資本全体の限界効用のほうが大都市雇用圏より大きく、また、いずれの都市雇用圏でも、産業基盤、生活基盤、国土保全の順で限界効用が大きい。

本分析では、同時性バイアスの問題、付け値関数における都市規模の扱い方、都市雇用圏の範囲を超える社会資本ストックの便益が捕捉されていない点、住民が認識しにくい社会資本の便益を十分に捕捉しがたい点、これまで行われてきた社会資本整備の平均的な効果を示したものである点などの限界を踏まえると、本研究における分析結果のみによって、必ずしも公共事業の投資配分等今後の社会資本整備のあり方を一律に決定することができないことは論を俟たないが、マクロ的な観点からみた社会資本ストックの経済効果を示す点で、今後の社会資本整備のあり方を考える上で有益な情報を提供するものと考えられる。

### キーワード

社会資本ストック、生産力効果、厚生効果、限界生産性、限界効用、都市雇用圏

# **The Economic Effects of Public Capital Stock : Measuring Productivity Effects and Welfare Effects Through Urban Area Classification**

## **Summary**

Investment in public capital, such as roads, bridges and other infrastructure, is sometimes criticized for several reasons: for damaging the environment, for worsening the country's fiscal situation, and for encouraging bid-rigging among contractors. Another common criticism is that the effects of public capital improvement are decreasing. To address this concern, the long-term stock effects of public capital, rather than its short-term flow effects, are analyzed.

This study classifies the stock effects of public capital into productivity effects and welfare effects. The former is the effect of the public capital in increasing the productivity of economic activities and enhancing economic growth. Examples include shorter travel times, lower transportation costs, and increased freight volume. The latter is the effect of the public capital in improving people's living standards and raising the level of domestic economic welfare for example improved amenities and sanitation, and a greater sense of security.

The stock effects of public capital often either extend beyond the administrative boundaries of prefectures or are limited to narrower areas. Thus the Urban Employment Area (UEA) was chosen to be the sphere of social and economic activities, and economic effects of public capital in different sectors.

To examine the productivity effects, a panel analysis of product functions was conducted. The three factors of a) the stock amount of public capital, b) the stock amount of private-sector capital, and c) the number of employees, all between 25 years from FY1974 to FY1998 for both types of UEAs, Metropolitan Employment Area (MEA) and Micropolitan Employment Area (McEA), were used as explanatory variables. MEAs and McEAs are determined by the population of the DID (Densely Inhabited District: a population of 50,000 or over for MEAs, and between 10,000 and 50,000 for McEAs) of the core city and the commuters' ratio of 10% or more from the suburb to the core. The gross production of the area was used as an explained variable. The productivity effects were observed for the industrial infrastructure and the infrastructure of daily life in the MEAs. The marginal productivity (productivity effects) were the greatest for industrial infrastructure

To examine the welfare effects, a cross-sectional analysis of the land price function was conducted. The four factors of a) per-capita income of selected municipalities located within MEAs and McEAs, b) commuting time, c) the stock amount of public capital and, d) the number of employees of the MEAs and McEAs that the selected municipalities belong to were used as explanatory variables. The residential land price in each municipality was used as an explained variable. Figures

for FY1990 were used for all these variables. The welfare effects were observed for the social capital as a whole. By sector, the welfare effects were observed in all sectors of McEAs, and in sectors of land conservation, industrial infrastructure, and infrastructure of daily life of MEAs. The size of the marginal utility measured by land price (welfare effects) of the social capital as a whole was greater for McEAs than for MEAs. In both employment areas the marginal utility was the greatest for industrial infrastructure followed by the infrastructure of daily life and then by land conservation.

The study illustrates the economic effects of social capital stock from a macroeconomic viewpoint and suggests the course of future debate on the improvement of public capital. The authors hope that the results obtained here will serve as a reference when setting the budget allocations for public works spending and the directions of public capital improvement. The authors mention five “limits” to the study. The first two are that the problem of simultaneous bias remains, and different city sizes could have been chosen in determining the bid function. The latter three are that new analytical methods should be developed and used to overcome the limits of the study, namely: a) benefits of the social capital stock beyond the UEAs cannot be tracked, b) benefits of the social capital stock that are difficult for citizens to be aware of cannot be sufficiently tracked, and c) the results indicate merely the average effects of social capital improvement conducted to date.

**Keywords :** public capital stock, productivity effect, welfare effect,  
marginal productivity, marginal utility, Urban Employment Area (UEA)

# 目 次

<b>概要</b> .....	1
1. 研究の目的.....	1
2. 生産力効果、厚生効果.....	1
3. 分析手法.....	1
4. 回帰分析と経済効果の指標の考え方.....	3
5. 社会資本ストックの生産力効果.....	6
6. 社会資本ストックの厚生効果.....	8
<b>第1部 社会資本の姿</b> .....	11
1. 社会資本の経済効果の分類.....	11
2. 社会資本の分類、現況.....	11
<b>第2部 社会資本の経済効果</b> .....	43
<b>第1章 社会資本の生産力効果</b> .....	43
1. 背景・目的.....	43
2. 既往研究.....	43
3. 分析.....	44
4. まとめ.....	52
<b>第2章 社会資本の厚生効果</b> .....	53
1. 背景・目的.....	53
2. 既往研究.....	53
3. 分析.....	54
4. まとめ.....	71
<b>第3部 回帰分析の基礎等</b> .....	73
1. 回帰分析の基礎.....	73
2. 弾力性、限界生産性(限界効用).....	76
<b>おわりに</b> .....	81
補論1 誤差修正モデル(Error Correction Model:ECM).....	85
補論2 小都市雇用圏における生産力効果の推計.....	109
補論3 都市雇用圏の社会資本ストックの厚生効果の推計.....	110
付注 データの作成方法.....	115
参考文献.....	123

## 概 要

# 概要

ここでは、本研究の目的、分析手法及び結果を、基礎的な概念も含めコンパクトにまとめた。したがって、分析結果や論理的構成等の詳細については、本論を読み進められたい。

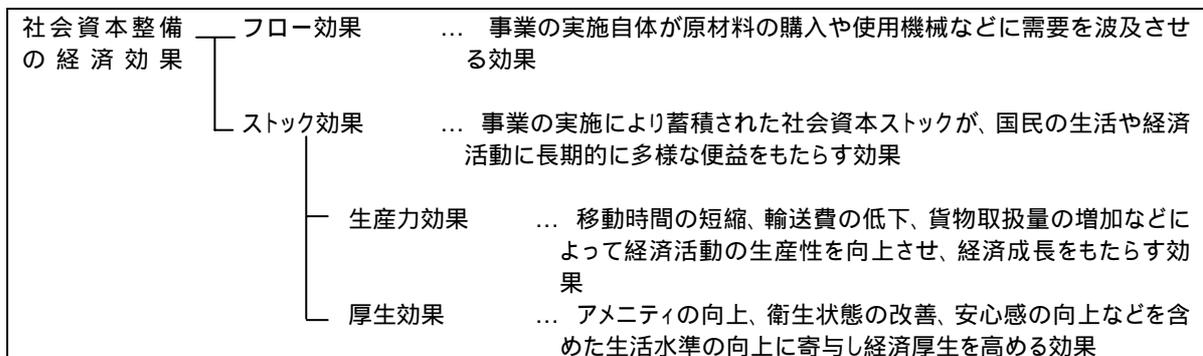
## 1. 研究の目的

環境問題の深刻化、財政状況の悪化、談合の存在等の理由により社会資本整備への批判が高まってきているが、そういった批判の中には社会資本整備の効果が低減しているのではないかというものもある。

このため、本研究では、公共投資の一時的なフロー効果ではなく、社会資本本来の効果であるストック効果について分析する。

## 2. 生産力効果、厚生効果

社会資本整備の経済効果を以下のように区分し、本研究では、ストック効果について生産力効果、厚生効果をそれぞれ分析している。



## 3. 分析手法

社会資本ストックを分野別に区分し、以下のとおり分析する。

### 社会資本ストックの生産力効果

社会資本ストック量、民間資本ストック量、労働量などの生産要素によって、そこから生み出される総生産（GDP）を説明する関数を、それぞれの過去のデータを用いて推定することにより、社会資本ストックの効果を推定する（生産関数の推定）。

### 社会資本ストックの厚生効果

GDPに反映されないようなアメニティ等生活水準の向上への効果も含めた効果（厚生効果）を計測するため、資本化仮説\*に基づき、社会資本ストック量、所得、通勤時間、都市規模によって地価を説明する関数を、それぞれの過去のデータを用いて推定することにより、社会資本ストックの効果を推定する（地価関数の推定）。

\* 資本化仮説：社会資本ストックが整備されると地域の住民の効用が上がり（例：公園の整備により住民の効用が上がる）地価に反映するとする仮説。

## 社会資本の分類

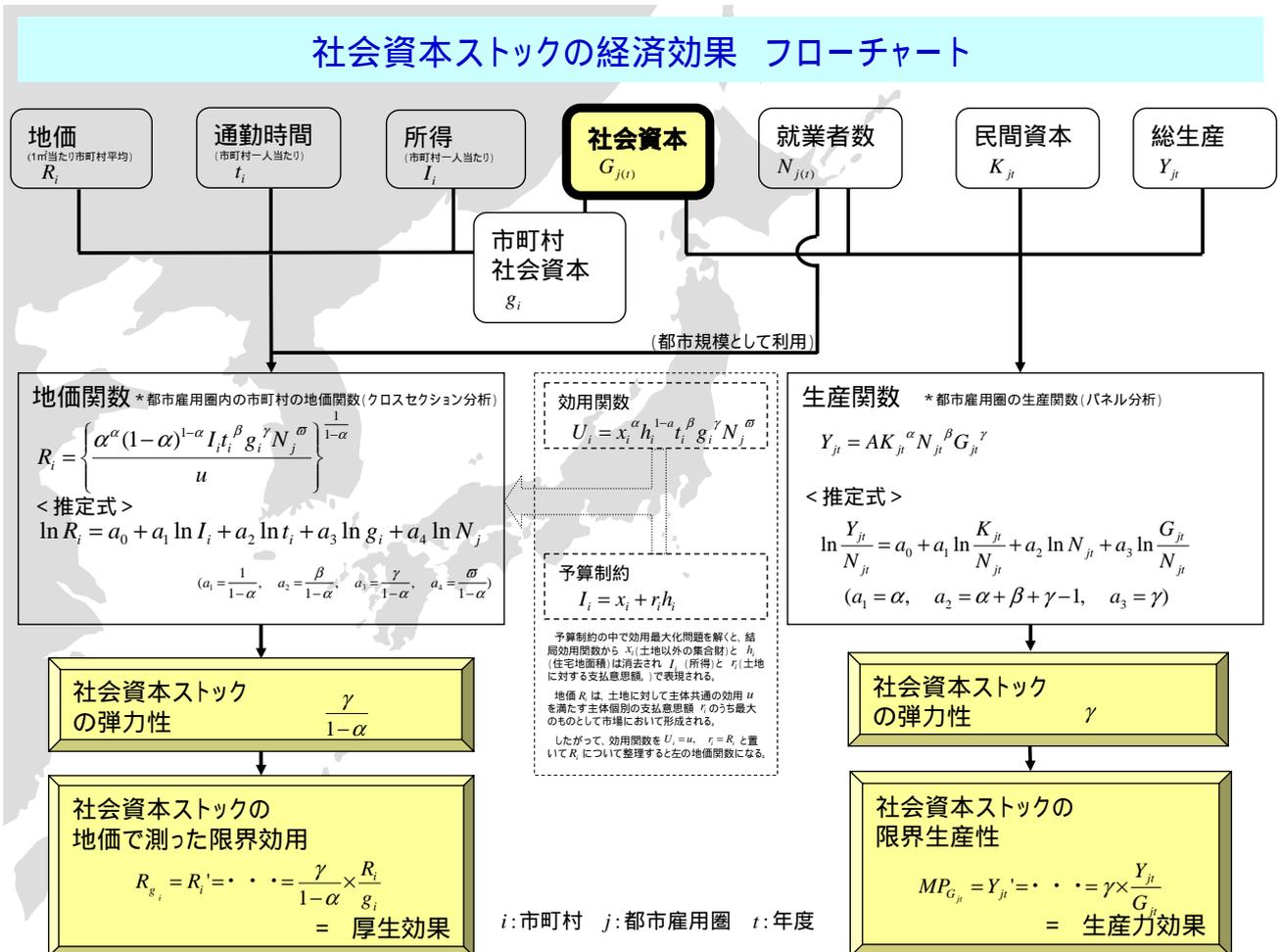
農林水産	国土保全	生活基盤	産業基盤
農業 漁業	治水 治山 海岸	道路（市町村道） 下水道 廃棄物処理 都市公園 水道 公共賃貸住宅 文教	道路（国道道） 道路（高速自動車国道） 港湾 航空 工業用水道

\* 行政投資実績（総務省自治行政局地域振興課）による分類軸その他既往研究における分類軸をもとに、「内閣府政策統括官編『日本の社会資本』（2002）の主要20部門の社会資本を分類した。

\* 国鉄、鉄建公団、電電公社については、民営化等によりデータに欠損があるため、分析対象から除いた。

\* 地下鉄、林業、郵便、国有林については、使用データである『日本の社会資本』（2002）において都道府県別推計がなされていないため、分析対象から除いた。

分析のイメージは以下の図を参照。



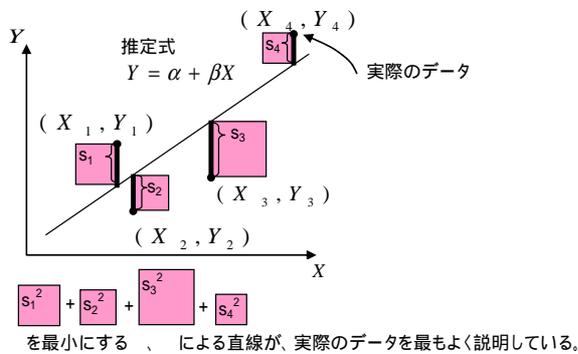
#### 4. 回帰分析と経済効果の指標の考え方

本分析は、「生産力効果は生産関数を、厚生効果は地価関数を回帰分析し、弾力性を推定したうえで限界生産性、限界効用を求める」ことで、生産力効果、厚生効果を計測している。ここでは、回帰分析、弾力性、限界生産性（限界効用）の基本を概説する。

**回帰分析**  
 原因となる変数  $X$ （説明変数）と結果となる変数  $Y$ （被説明変数）との定量的な関係を、例えば「 $Y = \alpha + \beta X$ 」のような方程式によって捉え、この式の  $\alpha, \beta$  の数値を、変数  $X$  と変数  $Y$  の実際のデータから推定すること。

（解説）

この推定で最も一般的な方法が「最小二乗法」である。概念的に言えば、下の図において各点（実際のデータ）から回帰直線までの長さの2乗（面積）の和を最小にするような回帰直線（回帰方程式、回帰式）を求める。



生産力効果の分析に当てはめると、

・ 生産関数  $Y_{jt} = A_{jt} K_{jt}^{\alpha} N_{jt}^{\beta} G_{jt}^{\gamma}$

被説明変数：  $Y_{jt}$ （都市雇用圏の総生産）

説明変数：  $K_{jt}$ （民間資本ストック額）、 $N_{jt}$ （就業者数）、 $G_{jt}$ （社会資本ストック額）

について、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ （パラメータという）を実際のデータから推定する。

$\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 等のパラメータは、「弾力性」を表し、 $\gamma$ は社会資本ストックの経済効果を表す基礎的指標である（厚生効果も同様の考え方）。

### 社会資本ストックの弾力性

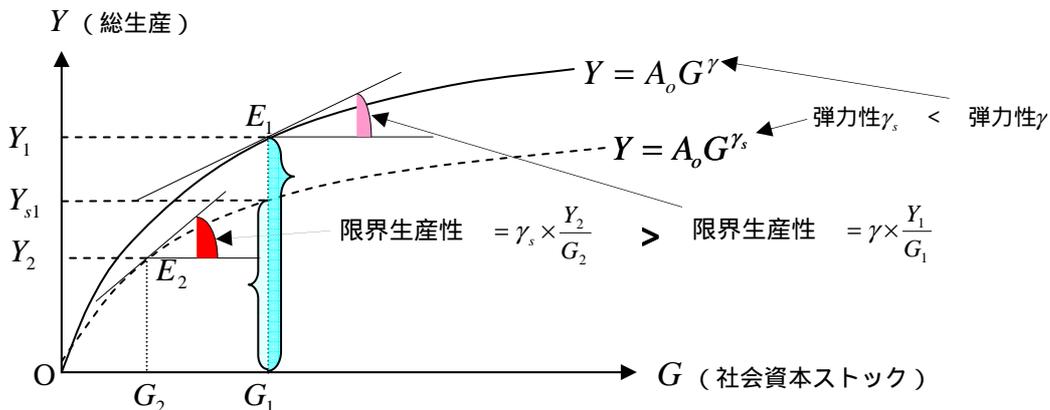
「総生産の変化率 / 社会資本ストック額の変化率」すなわち、「社会資本ストックが1%変化したときに総生産が何%変化するか」をいう。変化率の概念。

### 社会資本ストックの限界生産性

「追加的な社会資本ストック額1単位により生じる生産の増加分」をいう。ボリュームの概念。

### 弾力性と限界生産性のイメージ

(例) 生産関数  $Y = A_0 G^\gamma$  の場合



弾力性 = 社会資本ストックが本来有する総生産増加のパフォーマンス (= グラフの形状)

限界生産性 = どの社会資本ストックを増加させるほうが効果が大きい? (= 接線の傾き)

### 社会資本ストックの経済効果の「有無」

**弾力性**で判断

### 社会資本ストックの経済効果の「大小」

**限界生産性**で判断

\* 社会資本ストック額が同じ( $G_1$ )なら、弾力性が大きいほうが生産力効果が大きい、通常は社会資本の種類ごとにストック額は異なる。

\* 弾力性が大きくても、限界生産性が小さい場合(グラフのように  $>$  となる場合)もある。

(解説)

回帰分析を実施して直接得られるものはパラメータであるが、社会資本ストックの経済効果を表す指標としては、パラメータである弾力性と、弾力性に社会資本のストック額を併せて考慮した限界生産性、限界効用がある。

### 社会資本ストックの弾力性

「総生産の変化率 / 社会資本ストック額の変化率」すなわち「社会資本ストック額が1%変化したときに総生産が何%変化するか」である。

弾力性が大きいほど、社会資本ストックの変化に対する総生産の反応がよい。これは「社会資本ストックが本来有する総生産増加のパフォーマンスを数値化したもの」というイメージを持つと理解しやすい。

弾力性は「変化率一定」とした場合の経済効果を表す数値。「変化率一定」を「変化額一定」として効果を比較しないと（＝同じ投資額で効果を比較しないと）経済効果の大小が見えにくい。このため、「変化額一定」で見た場合の指標として「限界生産性」「限界効用」を算出する。

#### 社会資本ストックの限界生産性

「社会資本ストック額が1単位増加した場合の総生産の増加額」である。

限界生産性が大きいほど、同じ額を整備した場合の生産力効果が大きい。

限界生産性は、「変化額一定」とした場合の経済効果を表す数値。したがって、弾力性と異なり、経済効果の大小をダイレクトに把握できる。

厚生効果における弾力性、限界効用も基本的に同様。

5. 以下の推定されたパラメータの信頼性は「有意水準」（1%有意、5%有意、10%有意）で表され（第3部1（3）を参照）パーセンテージが小さい方が信頼性が高い（「有意でない」ものの信頼度は「10%有意」のものよりさらに低い）。

## 5. 社会資本ストックの生産力効果

都市圏分類によるパネル分析(生産関数による分析)

(概要)

全国市町村を大都市雇用圏(105~113圏)、小都市雇用圏(156~212圏)に分類し、大都市雇用圏について、1974年度~1998年度の25年度の社会資本ストック額、民間資本ストック額及び就業者数を説明変数、域内総生産を被説明変数とする生産関数を推定し、社会資本ストックの生産力効果を計測

- \* 大都市雇用圏、小都市雇用圏は、中心都市をDIDの人口により設定し、中心都市への通勤率10%以上の市町村を郊外都市として都市雇用圏を形成。DID人口5万人以上が大都市雇用圏、1万人以上5万人未満が小都市雇用圏。
- \* パネル分析とは、複数年度における複数地域のデータを用いる分析のこと。これにより、分析対象年度・地域の標準的な生産関数が推定される(推定式は1つ)。

$$\text{関数型: } Y_{jt} = A_{jt} K_{jt}^{\alpha} N_{jt}^{\beta} G_{jt}^{\gamma}$$

$$\text{推定式: } \ln \frac{Y_{jt}}{N_{jt}} = A_0 + a_1 \ln \frac{K_{jt}}{N_{jt}} + a_2 \ln N_{jt} + a_3 \ln \frac{G_{jt}}{N_{jt}} + d_t + c_j + u_{jt}$$

$Y_{jt}$  : 域内総生産

$K_{jt}$  : 域内民間資本ストック額

$N_{jt}$  : 域内就業者数

$G_{jt}$  : 域内社会資本ストック額

$d_t$  : 時間ダミー(時間効果)  $c_j$  : 地域ダミー(個別効果)

( $j, t$  は、それぞれ主体、時間(年度)を表す添え字。例えば、 $Y_{jt}$  は大都市雇用圏  $j$  の  $t$  年度の域内総生産という意味)

社会資本ストックの弾力性:  $a_3 = \gamma$

社会資本ストックの限界生産性:  $MP_{G_{jt}} = a_3 \times \frac{Y_{jt}}{G_{jt}}$

### (1) 弾力性

大都市雇用圏で産業基盤、生活基盤に生産力効果が見られる。

社会資本の分類	社会資本ストックの弾力性 : 大都市雇用圏
社会資本全体	0.013
産業基盤	0.015 ***
生活基盤	0.033 **

注) パラメータについて

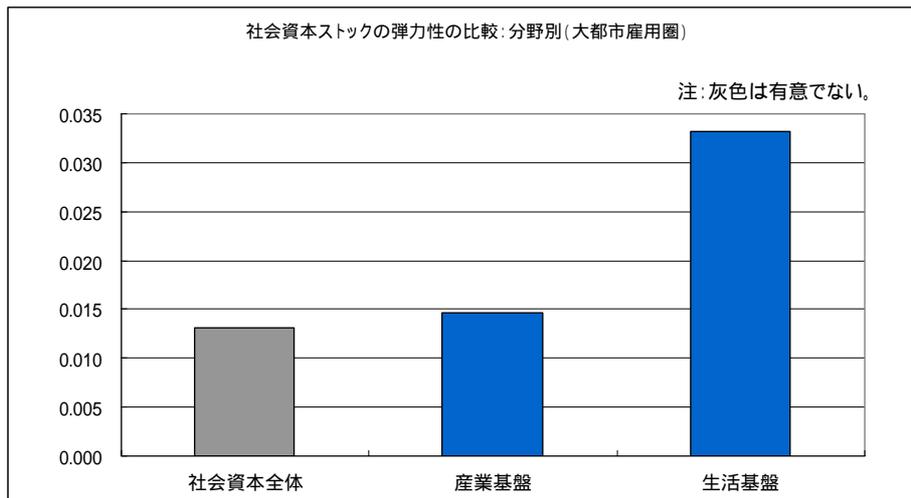
\*\*\* : 1%有意

\*\* : 5%有意

\* : 10%有意

無印 : 有意でない

大都市雇用圏の農林水産及び国土保全、小都市雇用圏の全ての分野で符号条件を満たさなかった。これは、域内総生産の低い地域に配分されてきた社会資本ストックによる影響への対処が本分析で行われていない計量分析上の問題によるものである。したがって、当該社会資本ストックが総生産を減少させると結論づけてはならない(通常は想定されない)。

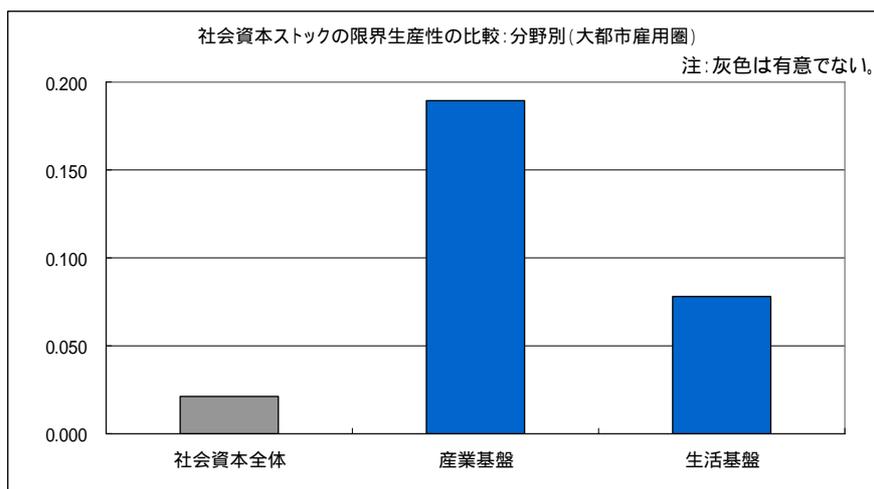


(2) 限界生産性

産業基盤の限界生産性が最も大きい(生産力効果が大きい)。  
 弾力性は生活基盤のほうが産業基盤より大きいが、限界生産性は産業基盤のほうが生活基盤より大きい。  
 ...産業基盤のストック額が小さい(整備されていない)ことが要因と考えられる。

社会資本の分類	社会資本ストックの 限界生産性 :大都市雇用圏
社会資本全体	total 0.021
産業基盤	sangyo 0.189 ***
生活基盤	seikatsu 0.078 **

注) \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意      \* : 10%有意      無印 : 有意でない



## 6. 社会資本ストックの厚生効果

都市圏分類によるクロスセクション分析(地価関数による分析)

(概要)

全国市町村について、1990年度の一人当たり所得、通勤時間、社会資本ストック額及び当該市町村が属する都市雇用圏の就業者数を説明変数、各市町村の住宅地地価を被説明変数として、大都市雇用圏、小都市雇用圏ごとに各都市雇用圏に属する市町村の地価関数を推定し、社会資本ストックの厚生効果を計測。

- \* 環境の価値が地価に帰着するという資本化仮説に基礎を置くヘドニック・アプローチを用いて、土地の環境要因の一つである社会資本ストックの厚生効果を、地価を用いて計測している。
- \* クロスセクション分析とは、一時点における複数地域のデータを用いる分析のこと。これにより、当該時点における分析対象地域の標準的な地価関数が推定される。

$$\text{関数形: } U(x_i, h_i, t_i, z_i) = x_i^\alpha h_i^{1-\alpha} t_i^\beta z_i^\gamma \quad z_i = \{g_i, N_j\}$$

- \* 集合財(土地以外の消費財の集合)  $x_i$  や住宅地面積  $h_i$  といった物量は、市場において決定されるため、所得  $I_i$ 、地価  $R_i$  による貨幣換算表現に置き換えられる。このため、推計式には  $x_i$  や  $h_i$  は表れない。

$$\text{推定式: } \ln R_i = a_0 + a_1 \ln I_i + a_2 \ln t_i + a_3 \ln g_i + a_4 \ln N_j$$

$R_i$	: 住宅地地価(市町村別平均)
$I_i$	: 課税対象所得額(市町村別一人当たり)
$t_i$	: 通勤時間(市町村別平均)
$g_i$	: 社会資本ストック額(市町村)
$N_j$	: 就業者数(市町村が属する都市雇用圏)

$$\text{社会資本ストックの弾力性: } a_3 = \frac{\gamma}{1-\alpha}$$

$$\text{社会資本の地価で測った限界効用: } R_{g_i} = \frac{\gamma}{1-\alpha} \frac{R_i}{g_i}$$

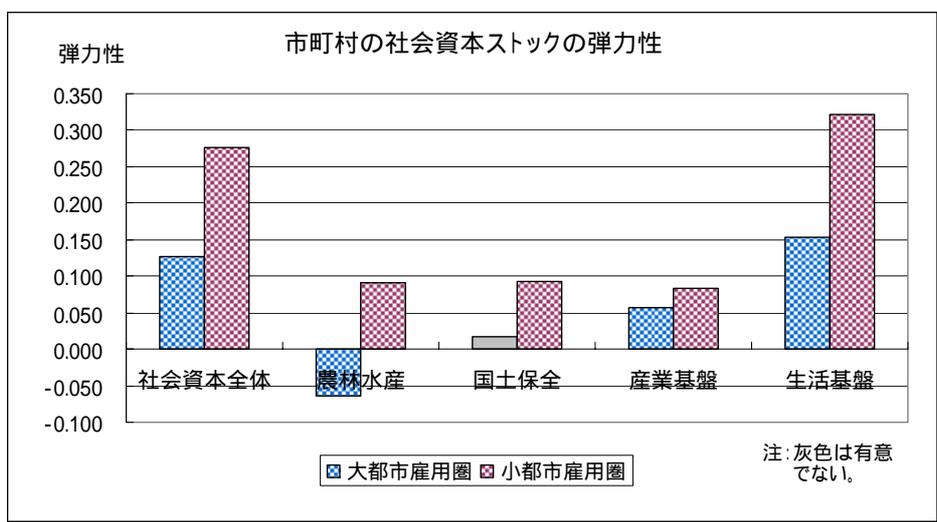
(1)弾力性

社会資本ストックの額1%変化したときに、地価で測った効用が何%変化するかを示す。

社会資本全体で厚生効果が見られる(弾力性:大都市雇用圏0.127、小都市雇用圏0.276)  
 分野別で見ると、小都市雇用圏では全ての分野で厚生効果が見られる。大都市雇用圏では農林水産の厚生効果は見られないが、国土保全、産業基盤、生活基盤で厚生効果が見られる(国土保全是有意でない)。

社会資本ストック	大都市雇用圏	小都市雇用圏
	市町村	市町村
社会資本全体	0.127 ***	0.276 ***
農林水産	-0.065 **	0.091 ***
国土保全	0.017	0.092 ***
産業基盤	0.057 ***	0.084 ***
生活基盤	0.153 ***	0.322 ***

注) パラメータについて  
 \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意      \* : 10%有意      無印 : 有意でない



(2)地価で測った限界効用

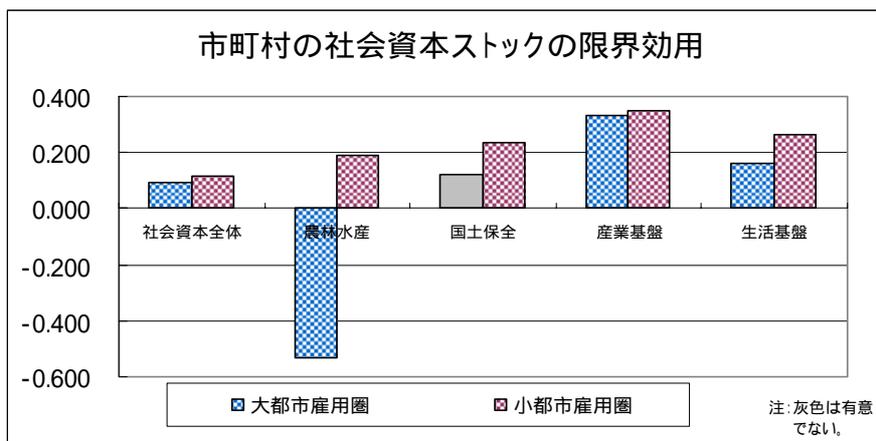
$$\text{社会資本ストックの地価で測った限界効用} : R_{g_i} = \frac{\gamma R_i}{1 - \alpha g_i}$$

社会資本ストック額を1単位増加したときに得られる効用の増加分を、地価の潜在的な上昇額(シャドウプライス)として表現している。ここでは、「100万円社会資本ストックが増加したときの1㎡当たりの地価上昇金額」。

小都市雇用圏の社会資本全体の限界効用のほうが大都市雇用圏より大きい(限界効用 大都市雇用圏 0.091、小都市雇用圏 0.119)  
 いずれの都市雇用圏でも、産業基盤、生活基盤、国土保全の順で限界効用が大きい。

社会資本ストック	大都市雇用圏	小都市雇用圏
	市町村	市町村
社会資本全体	0.091 ***	0.119 ***
農林水産	-0.530 **	0.192 ***
国土保全	0.119	0.236 ***
産業基盤	0.332 ***	0.349 ***
生活基盤	0.159 ***	0.264 ***

注) \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意      \* : 10%有意      無印 : 有意でない



\* 本研究は、社会資本ストックを分野別に大括りに分類したうえで経済効果を推定したものの、それぞれの分野に個々の事業が該当するからといって当該事業が推定結果と同じ経済効果をもたらすわけではない。したがって、本分析結果のみによって公共事業の投資配分等今後の社会資本整備のあり方を一律に決定することにはならず、経済効果を追求するには、個々の事業を比較検討したうえで経済効果の高い事業を行っていくことが重要。

## 第 1 部

### 社会資本の姿

# 第1部 社会資本の姿

## 1. 社会資本の経済効果の分類

「はじめに」でも述べたとおり、社会資本の経済効果はフロー効果とストック効果に区別することができる。

公共事業の実施は、通常は請負契約の発注という形で行われることから、これを受注する建設業者において生産活動が行われることを意味し、また、受注者は請け負った仕事の完成に必要な材料等を購入することとなるため、これらを生産する他の事業者において生産活動が行われることにつながる。このように、建設業のみならず幅広い産業分野において生産活動を生じさせ、更にこうした生産活動に必要な雇用を誘発し、また、これによる所得の増加を通じて消費を拡大させる等の効果が、フロー効果と呼ばれるものである。

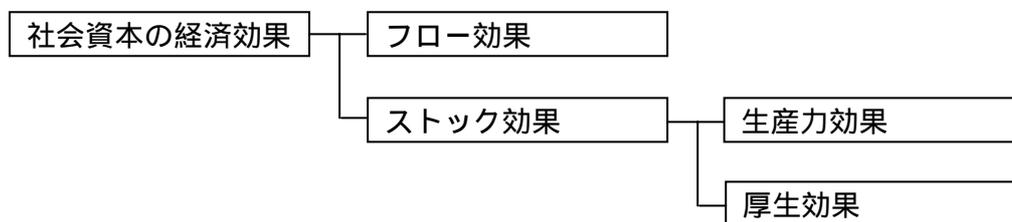
しかしながら、社会資本整備の効果は、そのような一時的なフロー効果にはとどまらないものである。

整備・蓄積された社会資本が利用に供されることによって、経済活動や国民生活に対し継続的、長期的かつ多様な経済効果をもたらす。これがストック効果といわれるものである。

本研究では、ストック効果を生産力効果と厚生効果<sup>1</sup>に区分し、分析を行う。

生産力効果は、社会資本が経済活動における生産性を向上させ、経済成長をもたらす（GDP成長率の上昇に寄与する）効果で、例えば、移動時間の短縮、輸送費の低下、貨物取扱量の増加などが含まれる。

厚生効果は、社会資本が国民の生活水準の向上に寄与し経済厚生を高める効果で、例えば、アメニティの向上、衛生状態の改善、安心感の向上などが含まれる。



## 2. 社会資本の分類、現況

### (1) 社会資本の分類

本研究では、社会資本ストックの生産力効果及び厚生効果を分野別に評価するため、表 1-1 のような分類を行った。具体的には、行政投資実績（総務省自治行政局地域振興課）による分類軸その他既往研究における分類軸をもとに、内閣府政策統括官編『日本の社会資本』（2002）の主要 20 部門の社会資本を、「農林水産」「国土保全」「生活基盤」「産業基盤」の 4 分野に分類した<sup>2</sup>。なお、国鉄・鉄道建設公団等・電電公社については、民営化等によりデータに欠損があるため、また、地下鉄・林業・郵便・国有林については、使用データである『日本の社会資本』（2002）において都道府県別推計が行われていないため、それぞれ分析対象から除いて分類したうえで第 2 部の分析を行った。

<sup>1</sup> 「厚生効果」という用語は、田中（2001）や後藤（2002）においても用いられている。

<sup>2</sup> 道路については、高速自動車国道、国・都道府県道、市町村道の 3 種別に細分化したうえで分類した。

表 1-1 社会資本の分類

農林水産	国土保全	生活基盤	産業基盤
農業 漁業	治水 治山 海岸	道路（市町村道） 下水道 廃棄物処理 都市公園 水道 公共賃貸住宅 文教	道路（国・都道府県道） 道路（高速自動車国道） 港湾 航空 工業用水道

## （２）都市圏分類

### 都市圏分析の意義

社会資本は整備された地域にとどまらず広範囲にわたり効果を及ぼすのが一般的である。地域を考慮した既往研究では、都道府県レベルの分析が中心であるが、社会資本ストックの効果は行政区画区分である都道府県界を超えたり、逆に、より狭い範囲にとどまることも考えられ、また、実際の社会経済活動も一都道府県内のみで行われているわけではない。

したがって、本研究においては、一連の社会経済活動が行われている地域として都市雇用圏を設定し、当該圏内に存在する社会資本ストックが同一圏内の総生産や地価にどのような影響を及ぼしているかを明らかにする。

ただし、社会資本は種類によって効果を及ぼす範囲は異なり、同種社会資本であっても、例えば、高速道路と市町村道、あるいは国際空港と地方空港とで効果を及ぼす範囲は当然異なる。わが国の国際競争力を高める観点から中枢的な空港・港湾の重点整備が求められるように、施設によっては便益が全国に及ぶものもある。そのため、本来は、個々の施設ごとに便益が及ぶ範囲を設定するのが、精緻な分析を行ううえでは重要と考えられる。しかし、本研究のように全国的に存在する社会資本の効果を分析する場合、社会資本の効果を及ぼす範囲を分野ごとに設定するのは困難であるとともに、社会資本の多くは全国ではなく一定の（比較的狭い）地域に効果を及ぼす地方公共財であることから、都市雇用圏レベルで分析を行うこととした。

### 都市雇用圏の概要

本研究で用いる都市雇用圏には、金本良嗣・徳岡一幸（2002）「日本の都市圏設定基準」（『応用地域学研究』No.7,1-15）により提案されている「都市雇用圏（Urban Employment Area：UEA）」を用いる。都市雇用圏は表 1-2 の基準により設定されている。都市雇用圏の設定基準には、人口規模のほか通勤率を用いており、社会経済活動の一部を捉えたものといえる。

表 1-2 都市雇用圏の設定基準

区分	大都市雇用圏 (Metropolitan Employment Area): 中心市町村の DID 人口が 5 万人以上 小都市雇用圏 (Micropolitan Employment Area): 中心市町村の DID 人口が 1 万人以上 5 万人未満
中心都市	以下の条件のいずれかを満たす市町村を中心都市とする。複数存在する場合には、それらの集合を中心とする。 (1)DID 人口が 1 万人以上の市町村で、他都市の郊外でない。 (2)郊外市町村の条件を満たすが、(a)従業常住人口比 <sup>3</sup> が 1 以上で、 (b)DID 人口が中心市町村の 3 分の 1 以上か、あるいは 10 万人以上である。
郊外都市	中心都市への通勤率が、 (a)10%以上のものを (1 次) 郊外市町村とし、 (b)郊外市町村への通勤率が 10%を超え、しかも通勤率がそれ以上の他の市町村が存在しない場合には、その市町村を 2 次以下の郊外市町村とする。 ただし、 (1)相互に通勤率が 10%以上である市町村ペアの場合には、通勤率が大きい方を小さい方の郊外とする。 (2)中心都市が複数の市町村から構成される場合には、それらの市町村全体への通勤率が 10%以上の市町村を郊外とする。 (3)通勤率が 10%を超える中心都市が 2 つ以上存在する場合には、通勤率が最大の中心都市の郊外とする。 (4)中心都市及び郊外市町村への通勤率がそれぞれ 10%を超える場合には、最大の通勤率のものの郊外とする。

都市雇用圏の考え方は以上のとおりであるが、東京大学空間情報科学研究センターにおいて、上記設定基準に基づいて 4 年分 (1980 年、1990 年、1995 年、2000 年) の都市雇用圏を設定し、ホームページ<sup>4</sup>にて公表しているため、本研究においてもそれを用いることとする。各年度の都市雇用圏の数は表 1-3、イメージ図は図 1-1 ~ 1-8、都市雇用圏の変遷は表 1-4 (大都市雇用圏)・表 1-5 (小都市雇用圏) のとおりである。なお、本研究においては、4 年分の都市雇用圏を分析対象期間中の各年度に適用した上で、データを作成し分析を行った。

表 1-3 各設定年における都市雇用圏の数及び適用した期間

設定年	大都市雇用圏	小都市雇用圏	適用した期間
1980 年	1 0 5	2 1 2	1974 ~ 1984 年度
1990 年	1 1 4	1 7 8	1985 ~ 1992 年度
1995 年	1 1 8	1 6 0	1993 ~ 1997 年度
2000 年	1 1 3	1 5 6	1998 年度

<sup>3</sup> ある市町村で従業する従業者数を当該市町村に居住する従業者数で割ったもの。

<sup>4</sup> <http://www.urban.e.u-tokyo.ac.jp/UEA/>

图 1-1 大都市雇用圈 (1980 年)

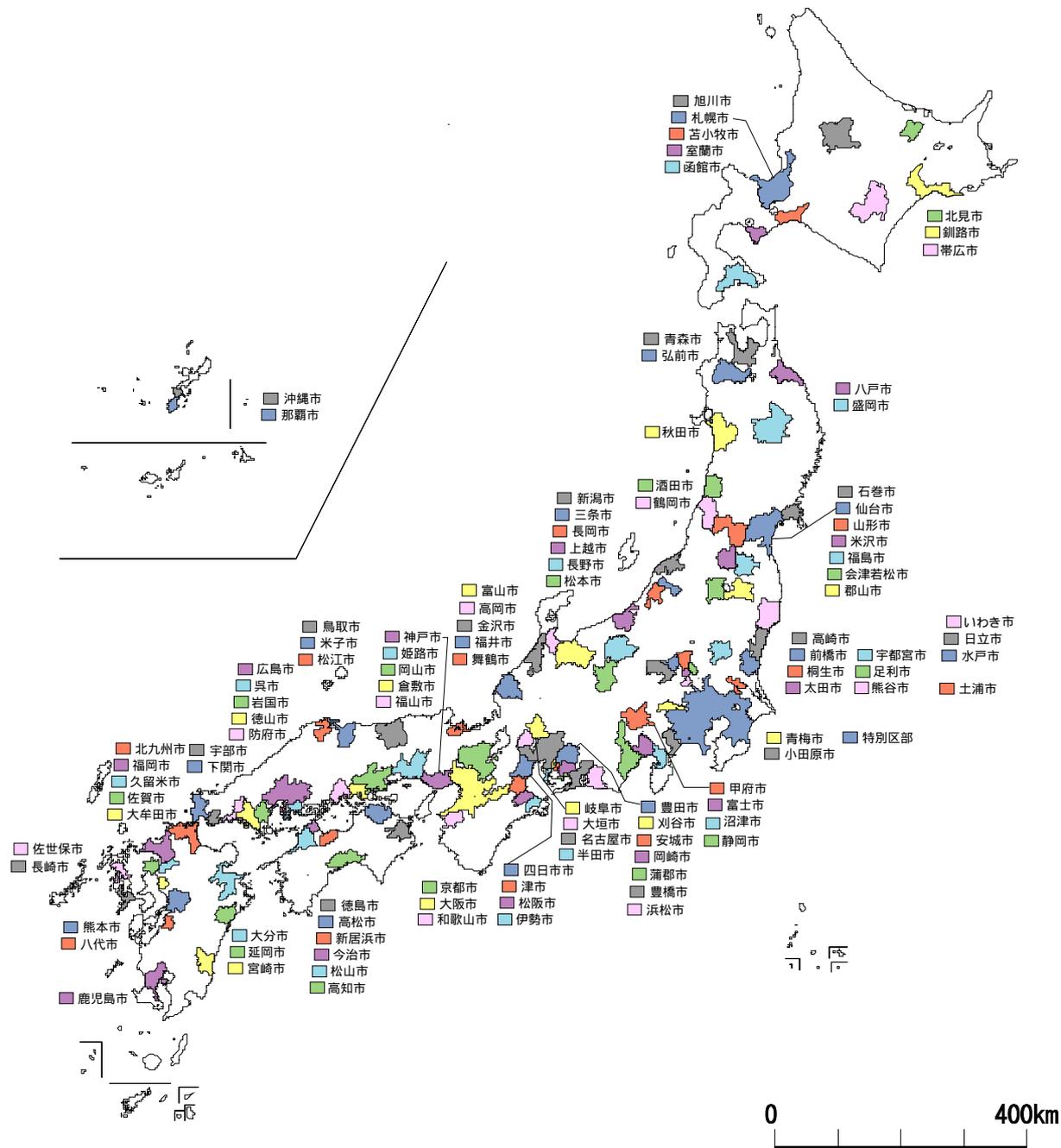


图 1-2 大都市雇用圈 (1990 年)

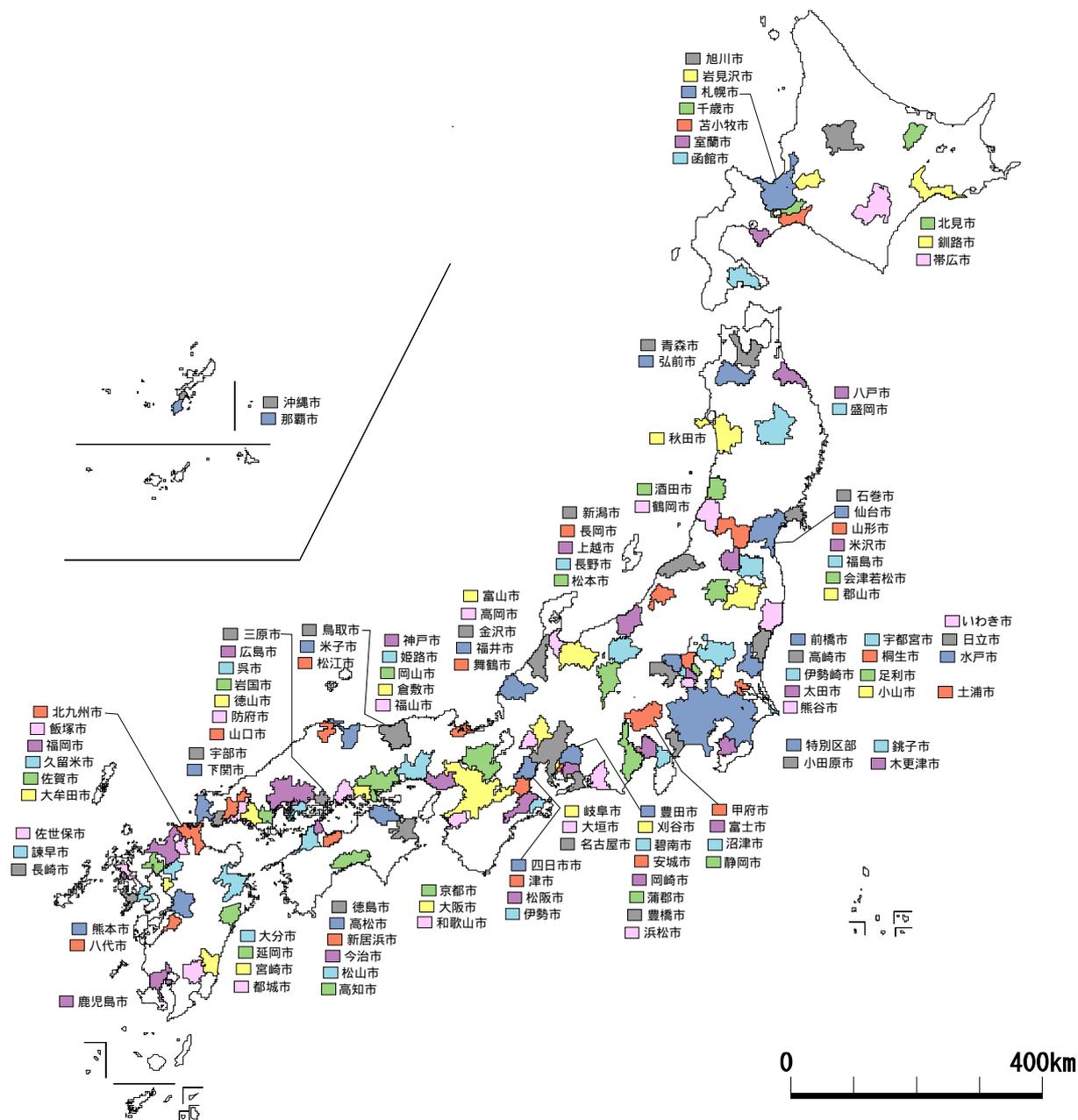




图 1-4 大都市雇用圈 (2000 年)

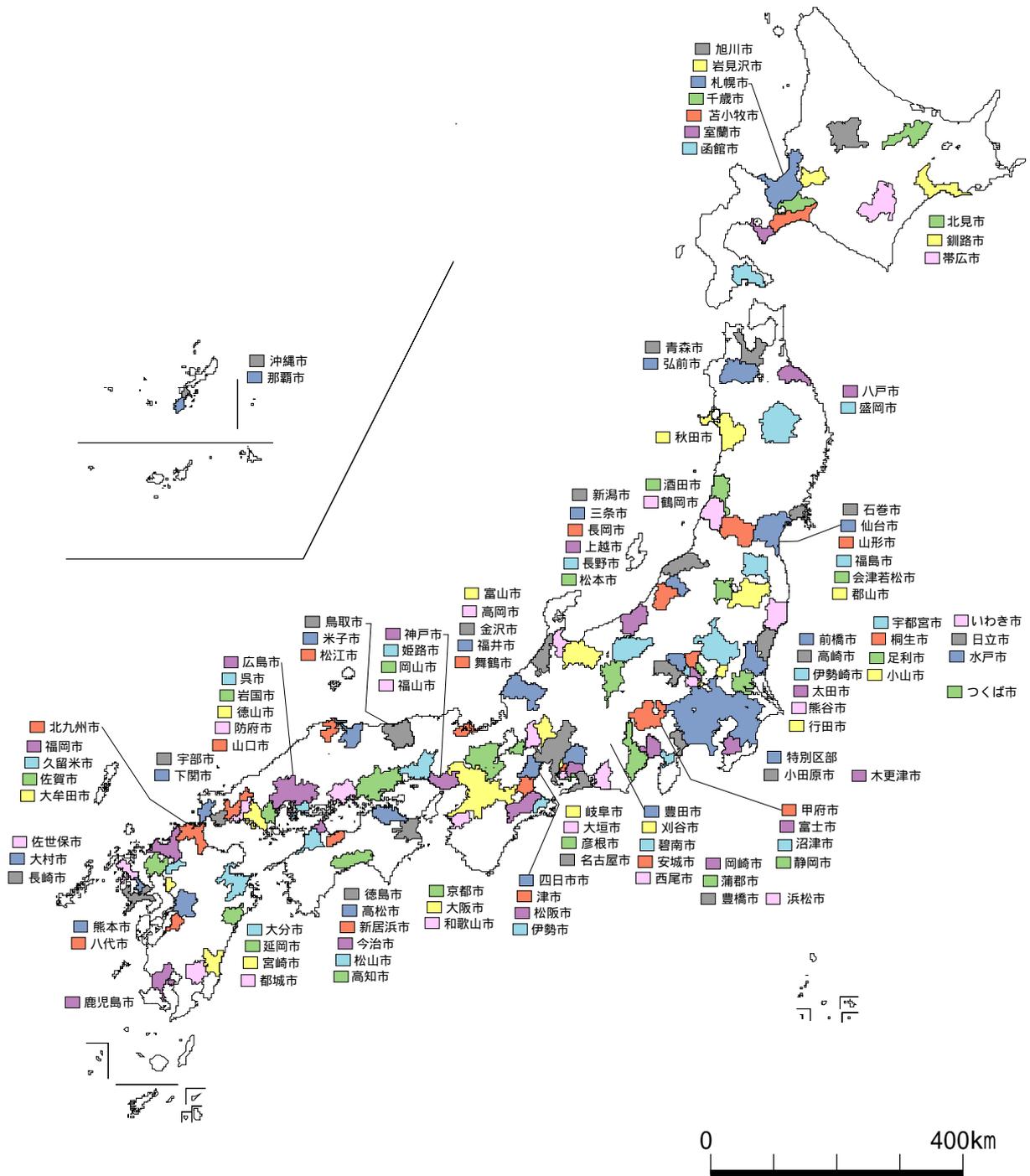


图 1-5 小都市雇用圈(1980 年)

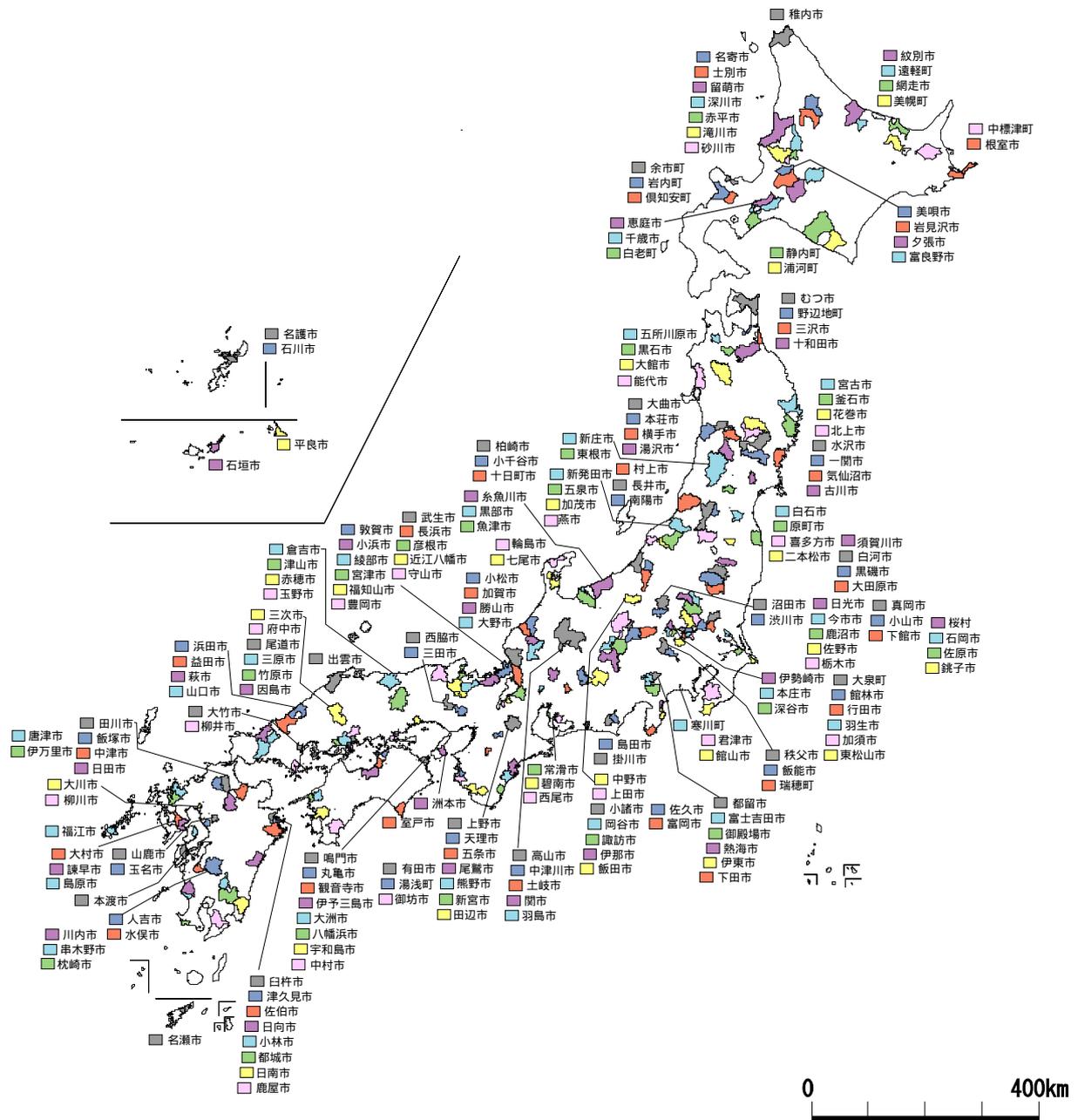






图 1-8 小都市雇用圈 (2000 年)

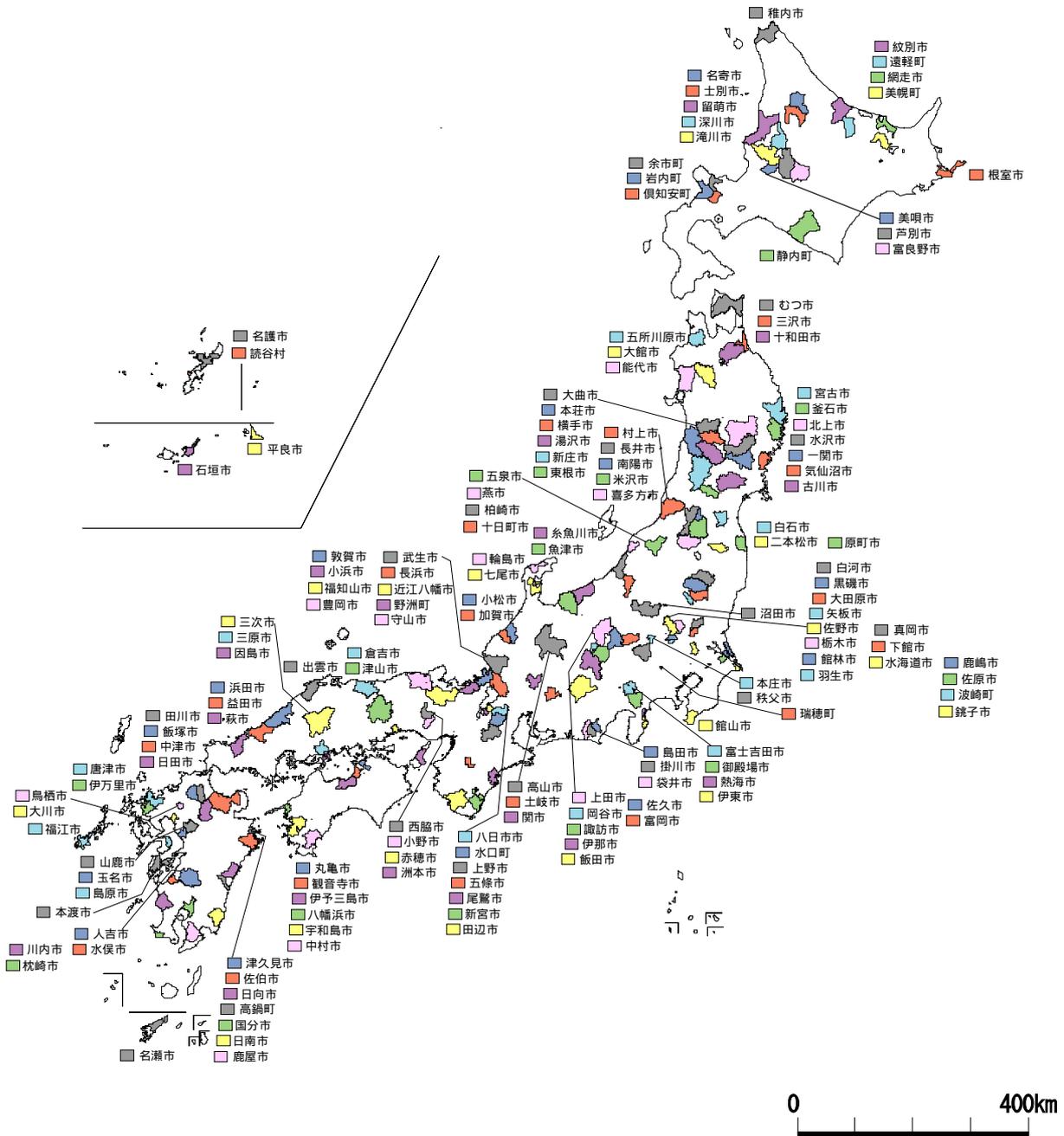


表 1-4 大都市雇用圏一覧表

1980年大都市雇用圏	1990年大都市雇用圏	1995年大都市雇用圏	2000年大都市雇用圏
1100 札幌市	1100 札幌市	1100 札幌市	1100 札幌市
1202 函館市	1202 函館市	1202 函館市	1202 函館市
1204 旭川市	1204 旭川市	1204 旭川市	1204 旭川市
1205 室蘭市	1205 室蘭市	1205 室蘭市	1205 室蘭市
1206 釧路市	1206 釧路市	1206 釧路市	1206 釧路市
1207 帯広市	1207 帯広市	1207 帯広市	1207 帯広市
1208 北見市	1208 北見市	1208 北見市	1208 北見市
	1210 岩見沢市	1210 岩見沢市	1210 岩見沢市
1213 苫小牧市	1213 苫小牧市	1213 苫小牧市	1213 苫小牧市
	1224 千歳市	1224 千歳市	1224 千歳市
2201 青森市	2201 青森市	2201 青森市	2201 青森市
2202 弘前市	2202 弘前市	2202 弘前市	2202 弘前市
2203 八戸市	2203 八戸市	2203 八戸市	2203 八戸市
3201 盛岡市	3201 盛岡市	3201 盛岡市	3201 盛岡市
4100 仙台市	4100 仙台市	4100 仙台市	4100 仙台市
4202 石巻市	4202 石巻市	4202 石巻市	4202 石巻市
5201 秋田市	5201 秋田市	5201 秋田市	5201 秋田市
6201 山形市	6201 山形市	6201 山形市	6201 山形市
6202 米沢市	6202 米沢市	6202 米沢市	
6203 鶴岡市	6203 鶴岡市	6203 鶴岡市	6203 鶴岡市
6204 酒田市	6204 酒田市	6204 酒田市	6204 酒田市
7201 福島市	7201 福島市	7201 福島市	7201 福島市
7202 会津若松市	7202 会津若松市	7202 会津若松市	7202 会津若松市
7203 郡山市	7203 郡山市	7203 郡山市	7203 郡山市
7204 いわき市	7204 いわき市	7204 いわき市	7204 いわき市
8201 水戸市	8201 水戸市	8201 水戸市	8201 水戸市
8202 日立市	8202 日立市	8202 日立市	8202 日立市
8203 土浦市	8203 土浦市		
		8220 つくば市	8220 つくば市
9201 宇都宮市	9201 宇都宮市	9201 宇都宮市	9201 宇都宮市
9202 足利市	9202 足利市	9202 足利市	9202 足利市
	9208 小山市	9208 小山市	9208 小山市
10201 前橋市	10201 前橋市	10201 前橋市	10201 前橋市
10202 高崎市	10202 高崎市	10202 高崎市	10202 高崎市
10203 桐生市	10203 桐生市	10203 桐生市	10203 桐生市
	10204 伊勢崎市	10204 伊勢崎市	10204 伊勢崎市
10205 太田市	10205 太田市	10205 太田市	10205 太田市
11202 熊谷市	11202 熊谷市	11202 熊谷市	11202 熊谷市
		11206 行田市	11206 行田市
	12202 銚子市	12202 銚子市	
	12206 木更津市	12206 木更津市	12206 木更津市
13100 特別区部	13100 特別区部	13100 特別区部	13100 特別区部
13205 青梅市			
14206 小田原市	14206 小田原市	14206 小田原市	14206 小田原市
15201 新潟市	15201 新潟市	15201 新潟市	15201 新潟市
15202 長岡市	15202 長岡市	15202 長岡市	15202 長岡市
15204 三条市		15204 三条市	15204 三条市
15222 上越市	15222 上越市	15222 上越市	15222 上越市
16201 富山市	16201 富山市	16201 富山市	16201 富山市
16202 高岡市	16202 高岡市	16202 高岡市	16202 高岡市
17201 金沢市	17201 金沢市	17201 金沢市	17201 金沢市
18201 福井市	18201 福井市	18201 福井市	18201 福井市
19201 甲府市	19201 甲府市	19201 甲府市	19201 甲府市
20201 長野市	20201 長野市	20201 長野市	20201 長野市
20202 松本市	20202 松本市	20202 松本市	20202 松本市
21201 岐阜市	21201 岐阜市	21201 岐阜市	21201 岐阜市
21202 大垣市	21202 大垣市	21202 大垣市	21202 大垣市
22201 静岡市	22201 静岡市	22201 静岡市	22201 静岡市
22202 浜松市	22202 浜松市	22202 浜松市	22202 浜松市
22203 沼津市	22203 沼津市	22203 沼津市	22203 沼津市
22210 富士市	22210 富士市	22210 富士市	22210 富士市

表 1-4 大都市雇用圏一覽表

1980年大都市雇用圏	1990年大都市雇用圏	1995年大都市雇用圏	2000年大都市雇用圏
23100 名古屋市	23100 名古屋市	23100 名古屋市	23100 名古屋市
23201 豊橋市	23201 豊橋市	23201 豊橋市	23201 豊橋市
23202 岡崎市	23202 岡崎市	23202 岡崎市	23202 岡崎市
23205 半田市			
	23209 碧南市	23209 碧南市	23209 碧南市
23210 刈谷市	23210 刈谷市	23210 刈谷市	23210 刈谷市
23211 豊田市	23211 豊田市	23211 豊田市	23211 豊田市
23212 安城市	23212 安城市	23212 安城市	23212 安城市
		23213 西尾市	23213 西尾市
23214 蒲郡市	23214 蒲郡市	23214 蒲郡市	23214 蒲郡市
24201 津市	24201 津市	24201 津市	24201 津市
24202 四日市市	24202 四日市市	24202 四日市市	24202 四日市市
24203 伊勢市	24203 伊勢市	24203 伊勢市	24203 伊勢市
24204 松阪市	24204 松阪市	24204 松阪市	24204 松阪市
			25202 彦根市
26100 京都市	26100 京都市	26100 京都市	26100 京都市
26202 舞鶴市	26202 舞鶴市	26202 舞鶴市	26202 舞鶴市
27100 大阪市	27100 大阪市	27100 大阪市	27100 大阪市
28100 神戸市	28100 神戸市	28100 神戸市	28100 神戸市
28201 姫路市	28201 姫路市	28201 姫路市	28201 姫路市
30201 和歌山市	30201 和歌山市	30201 和歌山市	30201 和歌山市
31201 鳥取市	31201 鳥取市	31201 鳥取市	31201 鳥取市
31202 米子市	31202 米子市	31202 米子市	31202 米子市
32201 松江市	32201 松江市	32201 松江市	32201 松江市
33201 岡山市	33201 岡山市	33201 岡山市	33201 岡山市
33202 倉敷市	33202 倉敷市	33202 倉敷市	
34100 広島市	34100 広島市	34100 広島市	34100 広島市
34202 呉市	34202 呉市	34202 呉市	34202 呉市
	34204 三原市	34204 三原市	
34207 福山市	34207 福山市	34207 福山市	34207 福山市
35201 下関市	35201 下関市	35201 下関市	35201 下関市
35202 宇部市	35202 宇部市	35202 宇部市	35202 宇部市
	35203 山口市	35203 山口市	35203 山口市
35205 徳山市	35205 徳山市	35205 徳山市	35205 徳山市
35206 防府市	35206 防府市	35206 防府市	35206 防府市
35208 岩国市	35208 岩国市	35208 岩国市	35208 岩国市
36201 徳島市	36201 徳島市	36201 徳島市	36201 徳島市
37201 高松市	37201 高松市	37201 高松市	37201 高松市
38201 松山市	38201 松山市	38201 松山市	38201 松山市
38202 今治市	38202 今治市	38202 今治市	38202 今治市
38205 新居浜市	38205 新居浜市	38205 新居浜市	38205 新居浜市
39201 高知市	39201 高知市	39201 高知市	39201 高知市
40100 北九州市	40100 北九州市	40100 北九州市	40100 北九州市
40130 福岡市	40130 福岡市	40130 福岡市	40130 福岡市
40202 大牟田市	40202 大牟田市	40202 大牟田市	40202 大牟田市
40203 久留米市	40203 久留米市	40203 久留米市	40203 久留米市
	40205 飯塚市	40205 飯塚市	
41201 佐賀市	41201 佐賀市	41201 佐賀市	41201 佐賀市
42201 長崎市	42201 長崎市	42201 長崎市	42201 長崎市
42202 佐世保市	42202 佐世保市	42202 佐世保市	42202 佐世保市
	42204 諫早市	42204 諫早市	
		42205 大村市	42205 大村市
43201 熊本市	43201 熊本市	43201 熊本市	43201 熊本市
43202 八代市	43202 八代市	43202 八代市	43202 八代市
44201 大分市	44201 大分市	44201 大分市	44201 大分市
45201 宮崎市	45201 宮崎市	45201 宮崎市	45201 宮崎市
	45202 都城市	45202 都城市	45202 都城市
45203 延岡市	45203 延岡市	45203 延岡市	45203 延岡市
46201 鹿児島市	46201 鹿児島市	46201 鹿児島市	46201 鹿児島市
47201 那覇市	47201 那覇市	47201 那覇市	47201 那覇市
47211 沖縄市	47211 沖縄市	47211 沖縄市	47211 沖縄市

表 1-5 小都市雇用圏一覧表

1980年小都市雇用圏	1990年小都市雇用圏	1995年小都市雇用圏	2000年小都市雇用圏
1209 夕張市			
1210 岩見沢市			
1211 網走市	1211 網走市	1211 網走市	1211 網走市
1212 留萌市	1212 留萌市	1212 留萌市	1212 留萌市
1214 稚内市	1214 稚内市	1214 稚内市	1214 稚内市
1215 美唄市	1215 美唄市	1215 美唄市	1215 美唄市
	1216 芦別市	1216 芦別市	1216 芦別市
1218 赤平市	1218 赤平市		
1219 紋別市	1219 紋別市	1219 紋別市	1219 紋別市
1220 士別市	1220 士別市	1220 士別市	1220 士別市
1221 名寄市	1221 名寄市	1221 名寄市	1221 名寄市
1223 根室市	1223 根室市	1223 根室市	1223 根室市
1224 千歳市			
1225 滝川市	1225 滝川市	1225 滝川市	1225 滝川市
1226 砂川市			
1228 深川市	1228 深川市	1228 深川市	1228 深川市
1229 富良野市	1229 富良野市	1229 富良野市	1229 富良野市
1231 恵庭市			
1400 倶知安町	1400 倶知安町	1400 倶知安町	1400 倶知安町
1402 岩内町	1402 岩内町	1402 岩内町	1402 岩内町
1408 余市町	1408 余市町	1408 余市町	1408 余市町
1543 美幌町	1543 美幌町	1543 美幌町	1543 美幌町
1555 遠軽町	1555 遠軽町	1555 遠軽町	1555 遠軽町
1578 白老町			
1605 静内町	1605 静内町	1605 静内町	1605 静内町
1607 浦河町			
1692 中標津町		1692 中標津町	
2204 黒石市	2204 黒石市		
2205 五所川原市	2205 五所川原市	2205 五所川原市	2205 五所川原市
2206 十和田市	2206 十和田市	2206 十和田市	2206 十和田市
2207 三沢市	2207 三沢市	2207 三沢市	2207 三沢市
2208 むつ市	2208 むつ市	2208 むつ市	2208 むつ市
2401 野辺地町			
3202 宮古市	3202 宮古市	3202 宮古市	3202 宮古市
3204 水沢市	3204 水沢市	3204 水沢市	3204 水沢市
3205 花巻市	3205 花巻市	3205 花巻市	
3206 北上市	3206 北上市	3206 北上市	3206 北上市
3209 一関市	3209 一関市	3209 一関市	3209 一関市
3211 釜石市	3211 釜石市	3211 釜石市	3211 釜石市
4204 古川市	4204 古川市	4204 古川市	4204 古川市
4205 気仙沼市	4205 気仙沼市	4205 気仙沼市	4205 気仙沼市
4206 白石市	4206 白石市	4206 白石市	4206 白石市
5202 能代市	5202 能代市	5202 能代市	5202 能代市
5203 横手市	5203 横手市	5203 横手市	5203 横手市
5204 大館市	5204 大館市	5204 大館市	5204 大館市
5205 本荘市	5205 本荘市	5205 本荘市	5205 本荘市
5207 湯沢市	5207 湯沢市	5207 湯沢市	5207 湯沢市
5208 大曲市	5208 大曲市	5208 大曲市	5208 大曲市
			6202 米沢市
6205 新庄市	6205 新庄市	6205 新庄市	6205 新庄市
6209 長井市	6209 長井市	6209 長井市	6209 長井市
6211 東根市	6211 東根市	6211 東根市	6211 東根市
6213 南陽市	6213 南陽市	6213 南陽市	6213 南陽市
7205 白河市	7205 白河市	7205 白河市	7205 白河市
7206 原町市	7206 原町市	7206 原町市	7206 原町市
7207 須賀川市			
7208 喜多方市	7208 喜多方市	7208 喜多方市	7208 喜多方市
7210 二本松市	7210 二本松市	7210 二本松市	7210 二本松市
8205 石岡市	8205 石岡市		
8206 下館市	8206 下館市	8206 下館市	8206 下館市
	8211 水海道市	8211 水海道市	8211 水海道市

表 1-5 小都市雇用圏一覧表

1980年小都市雇用圏	1990年小都市雇用圏	1995年小都市雇用圏	2000年小都市雇用圏
	8220 つくば市		
		8222 鹿嶋市	8222 鹿嶋市
	8405 鹿島町		8407 波崎町
8466 桜村			
9203 栃木市	9203 栃木市	9203 栃木市	9203 栃木市
9204 佐野市	9204 佐野市	9204 佐野市	9204 佐野市
9205 鹿沼市			
9206 日光市			
9207 今市市			
9208 小山市			
9209 真岡市	9209 真岡市	9209 真岡市	9209 真岡市
9210 大田原市	9210 大田原市	9210 大田原市	9210 大田原市
	9211 矢板市	9211 矢板市	9211 矢板市
9212 黒磯市	9212 黒磯市	9212 黒磯市	9212 黒磯市
10204 伊勢崎市			
10206 沼田市	10206 沼田市	10206 沼田市	10206 沼田市
10207 館林市	10207 館林市	10207 館林市	10207 館林市
10208 渋川市			
10210 富岡市	10210 富岡市	10210 富岡市	10210 富岡市
10524 大泉町			
11206 行田市	11206 行田市		
11207 秩父市	11207 秩父市	11207 秩父市	11207 秩父市
11209 飯能市			
11210 加須市	11210 加須市		
11211 本庄市	11211 本庄市	11211 本庄市	11211 本庄市
11212 東松山市			
11216 羽生市	11216 羽生市	11216 羽生市	11216 羽生市
11218 深谷市			
12202 銚子市			12202 銚子市
12205 館山市	12205 館山市	12205 館山市	12205 館山市
12209 佐原市	12209 佐原市	12209 佐原市	12209 佐原市
12225 君津市			
13303 瑞穂町			13303 瑞穂町
14321 寒川町			
	15204 三条市		
15205 柏崎市	15205 柏崎市	15205 柏崎市	15205 柏崎市
15206 新発田市			
15208 小千谷市	15208 小千谷市		
15209 加茂市			
15210 十日町市	15210 十日町市	15210 十日町市	15210 十日町市
15212 村上市	15212 村上市	15212 村上市	15212 村上市
15213 燕市	15213 燕市	15213 燕市	15213 燕市
15216 糸魚川市	15216 糸魚川市	15216 糸魚川市	15216 糸魚川市
15218 五泉市	15218 五泉市	15218 五泉市	15218 五泉市
16204 魚津市	16204 魚津市	16204 魚津市	16204 魚津市
16207 黒部市			
17202 七尾市	17202 七尾市	17202 七尾市	17202 七尾市
17203 小松市	17203 小松市	17203 小松市	17203 小松市
17204 輪島市	17204 輪島市	17204 輪島市	17204 輪島市
17206 加賀市	17206 加賀市	17206 加賀市	17206 加賀市
18202 敦賀市	18202 敦賀市	18202 敦賀市	18202 敦賀市
18203 武生市	18203 武生市	18203 武生市	18203 武生市
18204 小浜市	18204 小浜市	18204 小浜市	18204 小浜市
18205 大野市	18205 大野市	18205 大野市	
18206 勝山市			
19202 富士吉田市	19202 富士吉田市	19202 富士吉田市	19202 富士吉田市
19204 都留市	19204 都留市	19204 都留市	
20203 上田市	20203 上田市	20203 上田市	20203 上田市
20204 岡谷市	20204 岡谷市	20204 岡谷市	20204 岡谷市
20205 飯田市	20205 飯田市	20205 飯田市	20205 飯田市

表 1-5 小都市雇用圏一覧表

1980年小都市雇用圏	1990年小都市雇用圏	1995年小都市雇用圏	2000年小都市雇用圏
20206 諏訪市	20206 諏訪市	20206 諏訪市	20206 諏訪市
20208 小諸市	20208 小諸市	20208 小諸市	
20209 伊那市	20209 伊那市	20209 伊那市	20209 伊那市
20211 中野市	20211 中野市		
20217 佐久市	20217 佐久市	20217 佐久市	20217 佐久市
21203 高山市	21203 高山市	21203 高山市	21203 高山市
21205 関市	21205 関市	21205 関市	21205 関市
21206 中津川市	21206 中津川市		
21209 羽島市			
21212 土岐市	21212 土岐市	21212 土岐市	21212 土岐市
22205 熱海市	22205 熱海市	22205 熱海市	22205 熱海市
22208 伊東市	22208 伊東市	22208 伊東市	22208 伊東市
22209 島田市	22209 島田市	22209 島田市	22209 島田市
22213 掛川市	22213 掛川市	22213 掛川市	22213 掛川市
22215 御殿場市	22215 御殿場市	22215 御殿場市	22215 御殿場市
	22216 袋井市	22216 袋井市	22216 袋井市
22219 下田市			
	22221 湖西市		
23209 碧南市			
23213 西尾市	23213 西尾市		
23216 常滑市			
24206 上野市	24206 上野市	24206 上野市	24206 上野市
24209 尾鷲市	24209 尾鷲市	24209 尾鷲市	24209 尾鷲市
24212 熊野市			
25202 彦根市	25202 彦根市	25202 彦根市	
25203 長浜市	25203 長浜市	25203 長浜市	25203 長浜市
25204 近江八幡市	25204 近江八幡市	25204 近江八幡市	25204 近江八幡市
	25205 八日市市	25205 八日市市	25205 八日市市
25207 守山市	25207 守山市	25207 守山市	25207 守山市
	25343 野洲町	25343 野洲町	25343 野洲町
		25363 水口町	25363 水口町
26201 福知山市	26201 福知山市	26201 福知山市	26201 福知山市
26203 綾部市	26203 綾部市		
26205 宮津市	26205 宮津市		
28205 洲本市	28205 洲本市	28205 洲本市	28205 洲本市
28209 豊岡市	28209 豊岡市	28209 豊岡市	28209 豊岡市
28212 赤穂市	28212 赤穂市	28212 赤穂市	28212 赤穂市
28213 西脇市	28213 西脇市	28213 西脇市	28213 西脇市
		28218 小野市	28218 小野市
28219 三田市			
29204 天理市			
29207 五条市	29207 五条市	29207 五条市	29207 五条市
30204 有田市			
30205 御坊市	30205 御坊市		
30206 田辺市	30206 田辺市	30206 田辺市	30206 田辺市
30207 新宮市	30207 新宮市	30207 新宮市	30207 新宮市
30361 湯浅町			
31203 倉吉市	31203 倉吉市	31203 倉吉市	31203 倉吉市
32202 浜田市	32202 浜田市	32202 浜田市	32202 浜田市
32203 出雲市	32203 出雲市	32203 出雲市	32203 出雲市
32204 益田市	32204 益田市	32204 益田市	32204 益田市
33203 津山市	33203 津山市	33203 津山市	33203 津山市
33204 玉野市			
34203 竹原市			
34204 三原市			34204 三原市
34205 尾道市	34205 尾道市		
34206 因島市	34206 因島市	34206 因島市	34206 因島市
34208 府中市	34208 府中市		
34209 三次市	34209 三次市	34209 三次市	34209 三次市
34211 大竹市			
35203 山口市			

表 1-5 小都市雇用圏一覧表

1980年小都市雇用圏	1990年小都市雇用圏	1995年小都市雇用圏	2000年小都市雇用圏
35204 萩市	35204 萩市	35204 萩市	35204 萩市
	35210 光市		
35212 柳井市	35212 柳井市	35212 柳井市	
36202 鳴門市			
37202 丸亀市	37202 丸亀市	37202 丸亀市	37202 丸亀市
37205 観音寺市	37205 観音寺市	37205 観音寺市	37205 観音寺市
38203 宇和島市	38203 宇和島市	38203 宇和島市	38203 宇和島市
38204 八幡浜市	38204 八幡浜市	38204 八幡浜市	38204 八幡浜市
38207 大洲市	38207 大洲市		
38209 伊予三島市	38209 伊予三島市	38209 伊予三島市	38209 伊予三島市
39202 室戸市			
	39206 須崎市	39206 須崎市	
39207 中村市	39207 中村市	39207 中村市	39207 中村市
40205 飯塚市			40205 飯塚市
40206 田川市	40206 田川市	40206 田川市	40206 田川市
40207 柳川市			
40212 大川市	40212 大川市	40212 大川市	40212 大川市
41202 唐津市	41202 唐津市	41202 唐津市	41202 唐津市
		41203 鳥栖市	41203 鳥栖市
41205 伊万里市	41205 伊万里市	41205 伊万里市	41205 伊万里市
42203 島原市	42203 島原市	42203 島原市	42203 島原市
42204 諫早市			
42205 大村市	42205 大村市		
42206 福江市	42206 福江市	42206 福江市	42206 福江市
43203 人吉市	43203 人吉市	43203 人吉市	43203 人吉市
43205 水俣市	43205 水俣市	43205 水俣市	43205 水俣市
43206 玉名市	43206 玉名市	43206 玉名市	43206 玉名市
43207 本渡市	43207 本渡市	43207 本渡市	43207 本渡市
43208 山鹿市	43208 山鹿市	43208 山鹿市	43208 山鹿市
44203 中津市	44203 中津市	44203 中津市	44203 中津市
44204 日田市	44204 日田市	44204 日田市	44204 日田市
44205 佐伯市	44205 佐伯市	44205 佐伯市	44205 佐伯市
44206 臼杵市			
44207 津久見市	44207 津久見市	44207 津久見市	44207 津久見市
45202 都城市			
45204 日南市	45204 日南市	45204 日南市	45204 日南市
45205 小林市	45205 小林市	45205 小林市	
45206 日向市	45206 日向市	45206 日向市	45206 日向市
	45401 高鍋町	45401 高鍋町	45401 高鍋町
46202 川内市	46202 川内市	46202 川内市	46202 川内市
46203 鹿屋市	46203 鹿屋市	46203 鹿屋市	46203 鹿屋市
46204 枕崎市	46204 枕崎市	46204 枕崎市	46204 枕崎市
46205 串木野市	46205 串木野市		
46207 名瀬市	46207 名瀬市	46207 名瀬市	46207 名瀬市
	46210 指宿市		
	46212 国分市	46212 国分市	46212 国分市
47202 石川市	47202 石川市	47202 石川市	
47206 平良市	47206 平良市	47206 平良市	47206 平良市
47207 石垣市	47207 石垣市	47207 石垣市	47207 石垣市
47209 名護市	47209 名護市	47209 名護市	47209 名護市
	47324 読谷村	47324 読谷村	47324 読谷村

### (3) 社会資本の現況

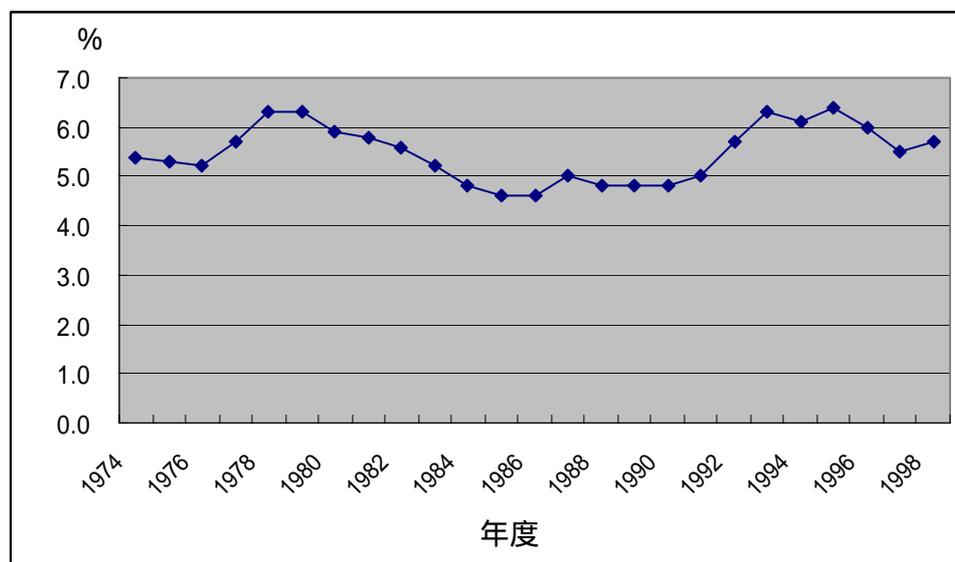
社会資本の生産力効果、厚生効果の分析に先立ち、今回の分析対象である 1974 年度から 1998 年度までのわが国における社会資本の状況を概観する。

#### 公共投資の推移 (Ig/GDP 比) 1974 ~ 1998 年度

社会資本整備は、国民経済計算における公的固定資本形成 (一般政府) の大部分を占める。本研究の分析対象期間である 1974 ~ 1998 年度における一般政府総固定資本形成の国内総生産に対する比率 (Ig/GDP 比) は、図 1-9 のとおりである。Ig/GDP 比は 1980 年代に入り低下傾向を示し、1980 年代後半には 5% 以下となったが、1990 年代に入り再び上昇し、バブル崩壊後の不況期にある 1993 年度には 6% を超えた。

なお、1999 年以降、Ig/GDP 比は低下しており、直近ではわが国の水準は主要先進国とほぼ同レベルの水準となりつつある。また、脆弱な国土と厳しい自然条件を抱える我が国は、防災関係投資が不可欠等の特殊性があり、それらを勘案すれば主要先進国よりも低い水準にあると考えられる。

図 1-9 公的固定資本形成 (一般政府) の国内総生産 (名目) に対する比率



注：1974 ~ 1979 年度については 68SNA (出典：『国民経済計算年報 (平成 12 年版)』)、1980 ~ 1998 年度については 93SNA (出典：『国民経済計算年報 (平成 17 年版)』) による。

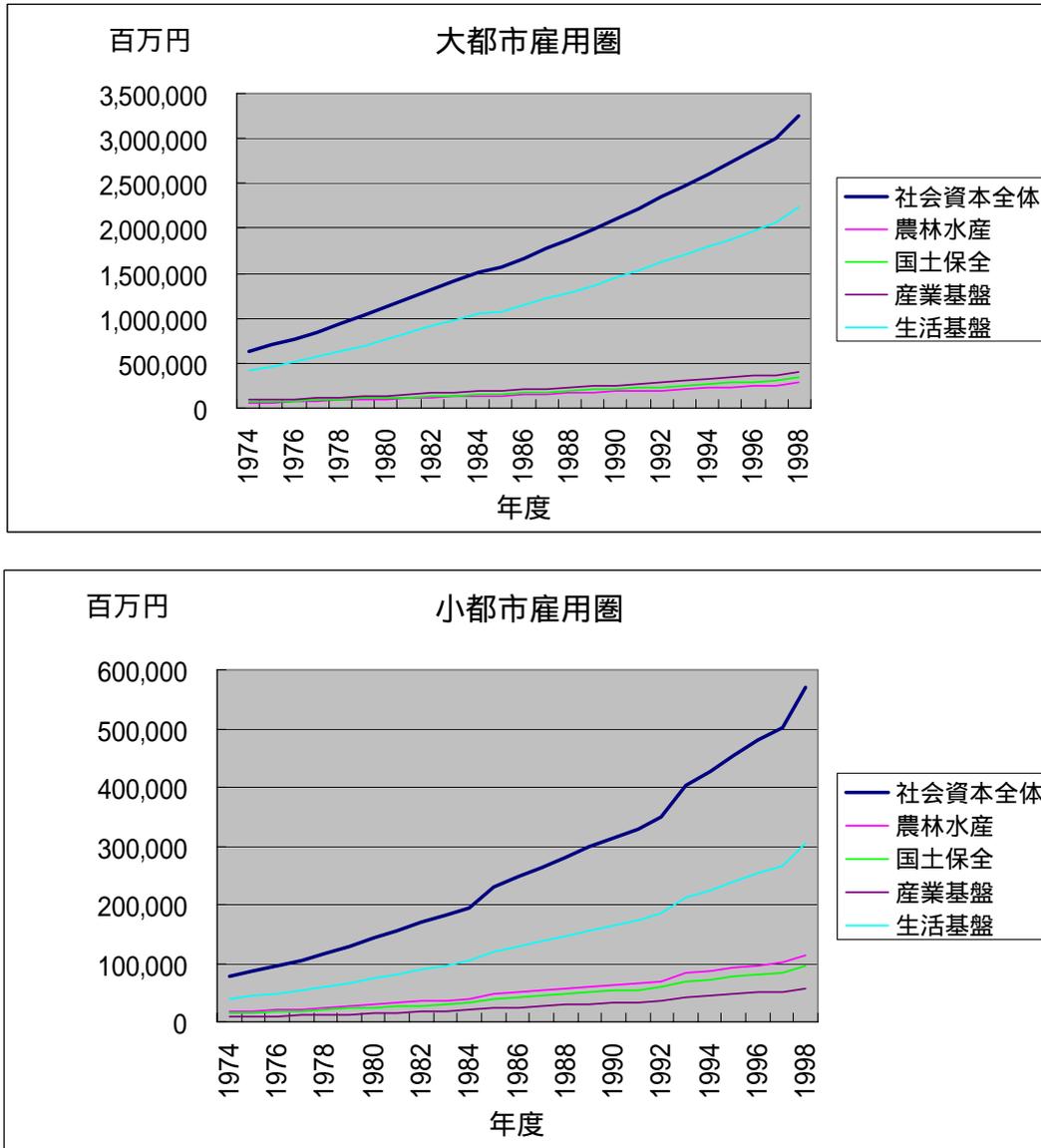
#### 社会資本ストック額の推移

本研究では、フロー効果ではなく、毎年の公共投資により積み上げられた社会資本が発揮するストック効果について分析を行う。ここでは、分析対象期間である 1974 ~ 1998 年度における社会資本ストック額の推移<sup>5</sup>を、分野別 (農林水産・国土保全・生活基盤・産業基盤)・都市雇用圏別 (大都市雇用圏・小都市雇用圏・その他市町村) に見る (図 1-10)。いずれの年度においても、大都市雇用圏においては〔生活基盤 > 産業基盤 > 国土保全 > 農林水産〕、小都市雇用圏・その他市町村においては〔生活基盤 > 農林水産 > 国土保全 > 産業

<sup>5</sup> 1985、1993、1998 年度においては、都市雇用圏の入れ替えがあるため、データが不連続となっている。

基盤」という関係が見られ、生活基盤が最も大きな割合を占めていることがわかる。なお、1998年度における社会資本ストックの分野別構成比及び金額は図 1-11 のとおりである。

図 1-10 社会資本ストックの推移(都市雇用圏平均)



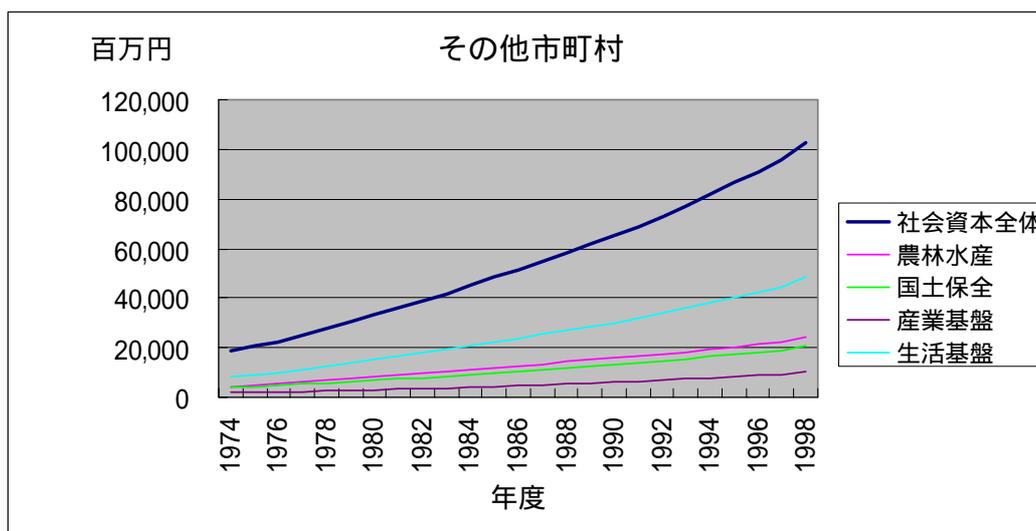
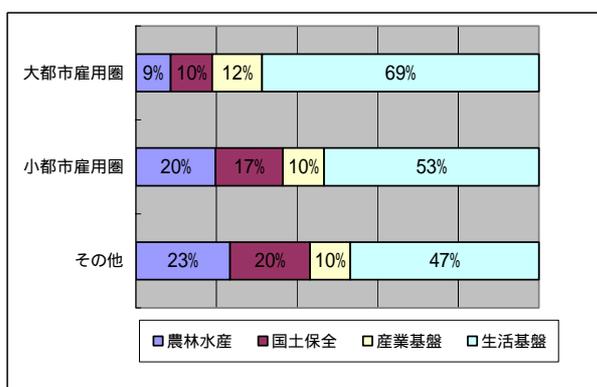


図 1-11 社会資本ストックの分野別構成比及び金額(1998 年度)



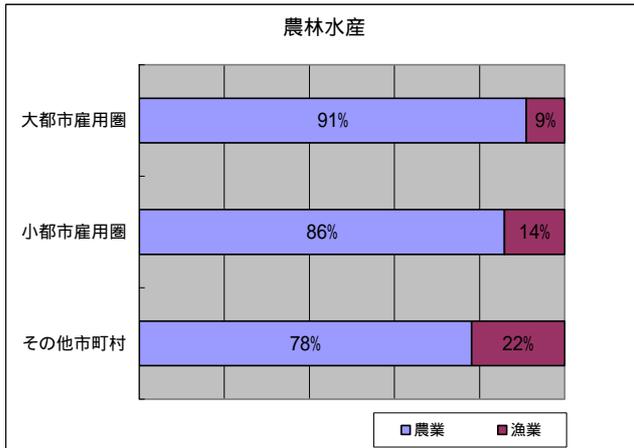
	合計 (単位:百万円)	都市圏平均 (単位:百万円)	市町村平均 (単位:百万円)
[大都市雇用圏]	368,139,116	3,257,868	254,415
農林水産	31,692,662	280,466	21,902
国土保全	38,057,556	336,793	26,301
産業基盤	45,549,259	403,091	31,478
生活基盤	252,839,638	2,237,519	174,734
[小都市雇用圏]	88,752,820	568,928	127,702
農林水産	17,547,589	112,485	25,248
国土保全	14,841,513	95,138	21,355
産業基盤	9,058,478	58,067	13,034
生活基盤	47,305,240	303,239	68,065
[その他]	112,377,121	-	103,004
農林水産	26,213,459	-	24,027
国土保全	22,373,945	-	20,508
産業基盤	11,180,969	-	10,248
生活基盤	52,608,749	-	48,221

### 社会資本ストックの施設別内訳

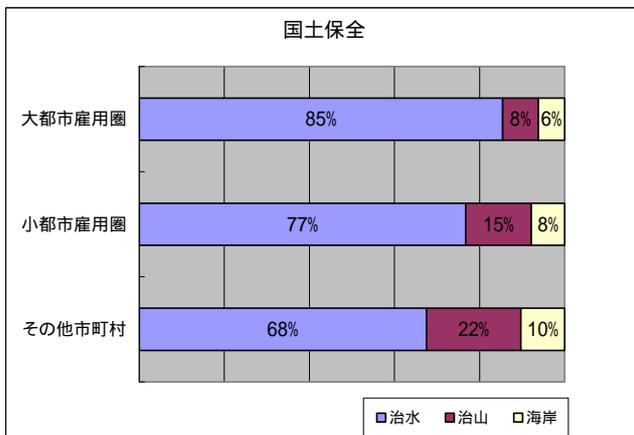
次に、1998 年度における分野別社会資本ストックの施設別内訳を見る(図 1-12)。

農林水産については、大都市雇用圏・小都市雇用圏・その他市町村のいずれにおいても、農業関連施設が大きな割合を占め、特に大都市雇用圏でその割合が高くなっている。国土保全については、その他市町村において、治山・海岸関係の割合が大きい。産業基盤については、大都市雇用圏において港湾の割合が大きく、高速道・国道を上回っている。これは、大都市雇用圏が主に臨海部に形成されることが理由として挙げられる。生活基盤については、いずれの都市雇用圏等においても市町村道の割合が大きくなっているが、大都市雇用圏においては下水道や公共賃貸住宅といった施設の割合が比較的大きくなっている。

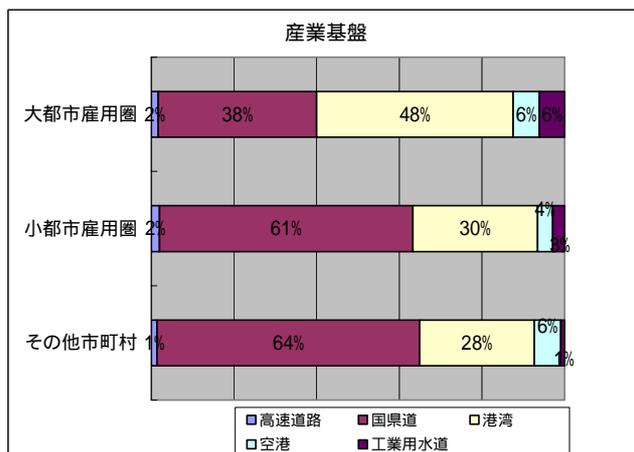
図 1-12 分野別社会資本ストックの施設別内訳



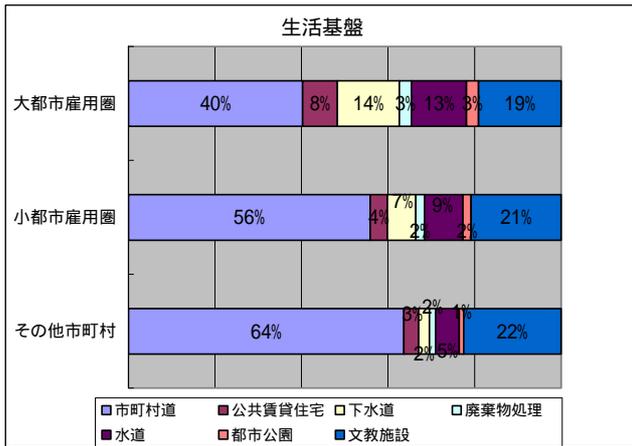
	総額 (単位:百万円)	都市圏平均 (単位:百万円)	市町村平均 (単位:百万円)
<b>【大都市雇用圏】</b>	<b>31,692,662</b>	<b>280,466</b>	<b>21,902</b>
農業	28,845,446	255,269	19,935
漁業	2,847,216	25,197	1,968
<b>【小都市雇用圏】</b>	<b>17,547,589</b>	<b>112,485</b>	<b>25,248</b>
農業	15,066,970	96,583	21,679
漁業	2,480,619	15,901	3,569
<b>【その他市町村】</b>	<b>26,213,459</b>	-	<b>24,027</b>
農業	20,480,183	-	18,772
漁業	5,733,276	-	5,255



	総額 (単位:百万円)	都市圏平均 (単位:百万円)	市町村平均 (単位:百万円)
<b>【大都市雇用圏】</b>	<b>38,057,556</b>	<b>336,793</b>	<b>26,301</b>
治水	32,507,633	287,678	22,466
治山	3,204,054	28,354	2,214
海岸	2,345,869	20,760	1,621
<b>【小都市雇用圏】</b>	<b>14,841,513</b>	<b>95,138</b>	<b>21,355</b>
治水	11,382,573	72,965	16,378
治山	2,297,095	14,725	3,305
海岸	1,161,845	7,448	1,672
<b>【その他市町村】</b>	<b>22,373,945</b>	-	<b>20,508</b>
治水	15,102,925	-	13,843
治山	4,962,894	-	4,549
海岸	2,308,126	-	2,116



	総額 (単位:百万円)	都市圏平均 (単位:百万円)	市町村平均 (単位:百万円)
<b>【大都市雇用圏】</b>	<b>45,549,259</b>	<b>403,091</b>	<b>31,478</b>
高速道路	746,286	6,604	516
国道	17,468,485	154,588	12,072
港湾	21,652,937	191,619	14,964
空港	2,910,471	25,756	2,011
工業用水道	2,771,081	24,523	1,915
<b>【小都市雇用圏】</b>	<b>9,058,478</b>	<b>58,067</b>	<b>13,034</b>
高速道路	176,661	1,132	254
国道	5,555,979	35,615	7,994
港湾	2,733,432	17,522	3,933
空港	330,960	2,122	476
工業用水道	261,447	1,676	376
<b>【その他市町村】</b>	<b>11,180,969</b>	-	<b>10,248</b>
高速道路	149,085	-	137
国道	7,109,805	-	6,517
港湾	3,103,904	-	2,845
空港	713,368	-	654
工業用水道	104,806	-	96



	総額 (単位:百万円)	都市圏平均 (単位:百万円)	市町村平均 (単位:百万円)
<b>【大都市雇用圏】</b>	<b>252,839,638</b>	<b>2,237,519</b>	<b>174,734</b>
市町村道	101,817,811	901,043	70,365
公共賃貸住宅	20,197,819	178,742	13,958
下水道	36,310,738	321,334	25,094
廃棄物処理	6,982,324	61,790	4,825
水道	32,169,031	284,682	22,232
都市公園	7,171,523	63,465	4,956
文教施設	48,190,391	426,464	33,304
<b>【小都市雇用圏】</b>	<b>47,305,240</b>	<b>303,239</b>	<b>68,065</b>
市町村道	26,443,468	169,509	38,048
公共賃貸住宅	1,873,795	12,012	2,696
下水道	3,086,822	19,787	4,441
廃棄物処理	976,575	6,260	1,405
水道	4,182,350	26,810	6,018
都市公園	914,460	5,862	1,316
文教施設	9,827,771	62,999	14,141
<b>【その他市町村】</b>	<b>52,608,749</b>	<b>-</b>	<b>48,221</b>
市町村道	33,503,788	-	30,709
公共賃貸住宅	1,781,077	-	1,633
下水道	1,293,980	-	1,186
廃棄物処理	801,203	-	734
水道	2,834,626	-	2,598
都市公園	558,526	-	512
文教施設	11,835,549	-	10,848

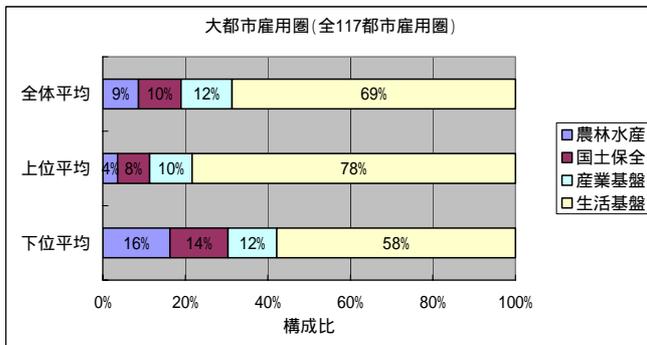
### 社会資本ストックのばらつき

においては、「大都市雇用圏」「小都市雇用圏」「その他市町村」に分け、各分類に含まれる全ての圏域を対象とする社会資本の推移を概観したが、ここでは、都市雇用圏内の比較を行う。具体的には、各分類における都市雇用圏等人口の上位 10 都市雇用圏等及び下位 10 都市雇用圏等を取り上げ平均値をとることにより、全体平均と比較する（図 1-13）。

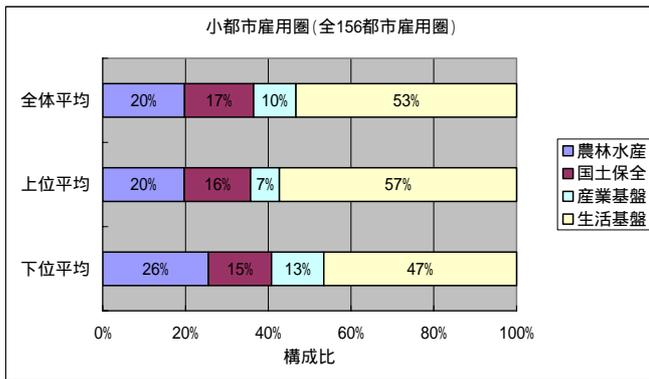
大都市雇用圏においては、上位平均については生活基盤の割合がさらに大きい一方、下位平均については生活基盤の割合が小さく、農林水産の割合が大きくなっている。

小都市雇用圏においても同様の傾向がみられ、人口規模が大きい都市雇用圏ほど生活基盤の割合が大きくなっている。

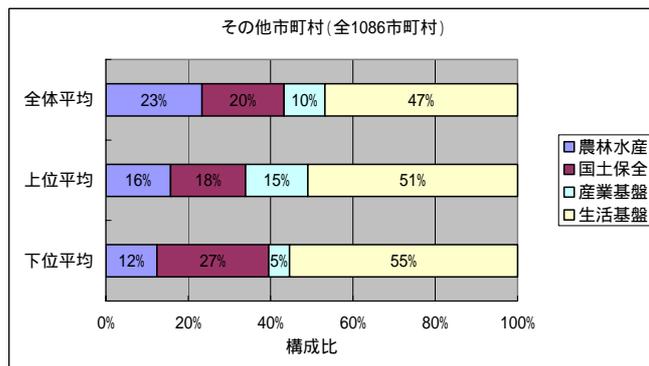
図 1-13 大都市雇用圏・小都市雇用圏・その他市町村の社会資本の分野別構成比（1998 年度）



順位	人口上位10 都市雇用圏	中心都市所在 都道府県	順位	人口下位10 都市雇用圏	中心都市所在 都道府県
1	特別区部	東京都	104	西尾市	愛知県
2	大阪市	大阪府	105	延岡市	宮崎県
3	名古屋市	愛知県	106	防府市	山口県
4	京都市	京都府	107	北見市	北海道
5	福岡市	福岡県	108	岩見沢市	北海道
6	神戸市	兵庫県	109	舞鶴市	京都府
7	札幌市	北海道	110	浦都市	愛知県
8	広島市	広島県	111	大村市	長崎県
9	仙台市	宮城県	112	行田市	埼玉県
10	岡山市	岡山県	113	碧南市	愛知県



順位	人口上位10都市雇用圏	中心都市所在都道府県	順位	人口下位10都市雇用圏	中心都市所在都道府県
1	上田市	長野県	147	紋別市	北海道
2	北上市	岩手県	148	余市町	北海道
3	中津市	大分県	149	輪島市	石川県
4	飯塚市	福岡県	150	若内町	北海道
5	津山市	岡山県	151	美幌町	北海道
6	出雲市	島根県	152	津久見市	大分県
7	古川市	宮城県	153	士別市	北海道
8	飯田市	長野県	154	滝野町	北海道
9	佐久市	長野県	155	芦別市	北海道
10	御殿場市	静岡県	156	倶知安町	北海道



順位	人口上位10市町村	所在都道府県	順位	人口下位10市町村	所在都道府県
1	阿南市	徳島県	1077	渡名喜村	沖縄県
2	中津川市	岐阜県	1078	布施村	島根県
3	加西市	兵庫県	1079	藤橋村	岐阜県
4	神栖町	茨城県	1080	三島村	鹿児島県
5	総和町	茨城県	1081	粟島浦村	新潟県
6	若井市	茨城県	1082	魚島村	愛媛県
7	日本市	福岡県	1083	御蔵島村	東京都
8	甲西町	滋賀県	1084	利島村	東京都
9	旭市	千葉県	1085	窟山村	愛知県
10	小林市	宮崎県	1086	青々島村	東京都

1999年4月に4町(篠山町・西紀町・丹南町・今田町)が合併して新設された篠山市については除外した。

### 都市雇用圏別に見た総生産・地価と社会資本ストックの相関関係

社会資本ストックが総生産や地価に与える効果については、第2部において生産関数や地価関数を推定することにより計測するが、ここでは単純に散布図を用いて総生産・地価と社会資本ストックとの相関関係を示す。

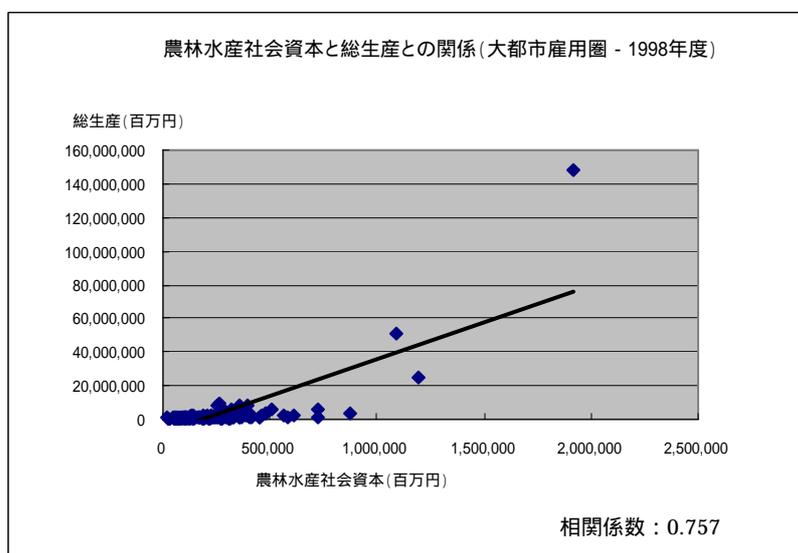
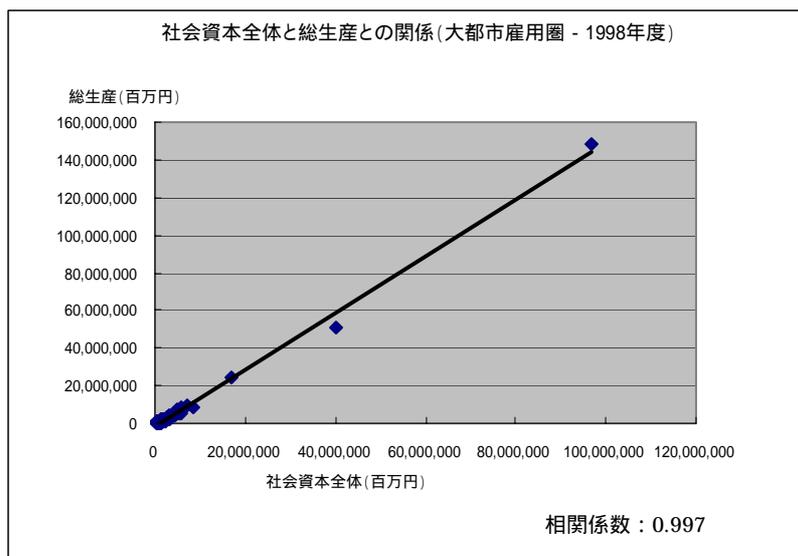
#### (イ)総生産と社会資本ストックとの相関関係

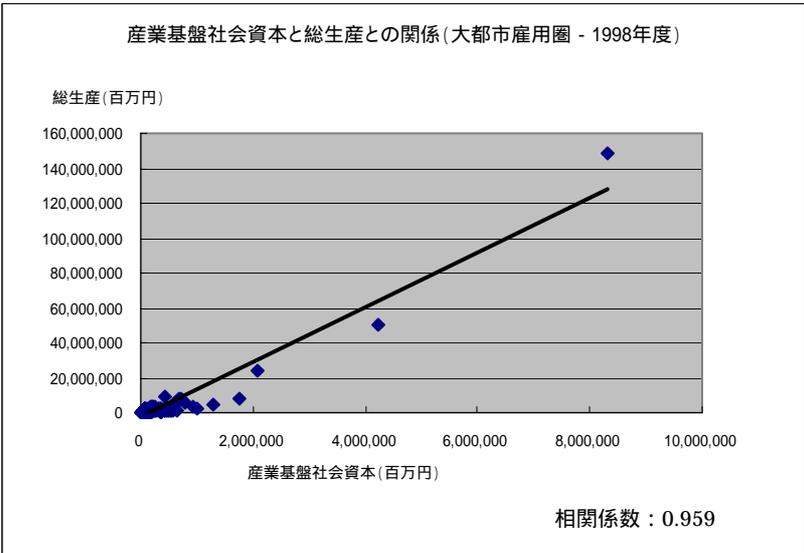
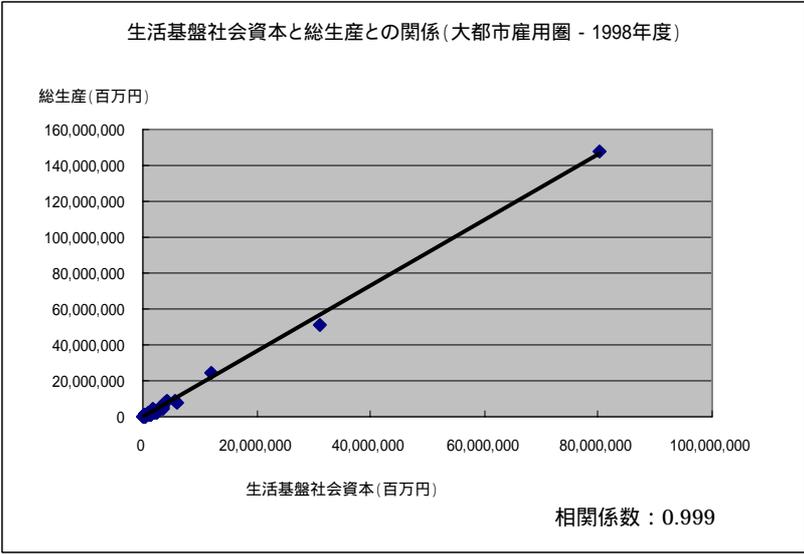
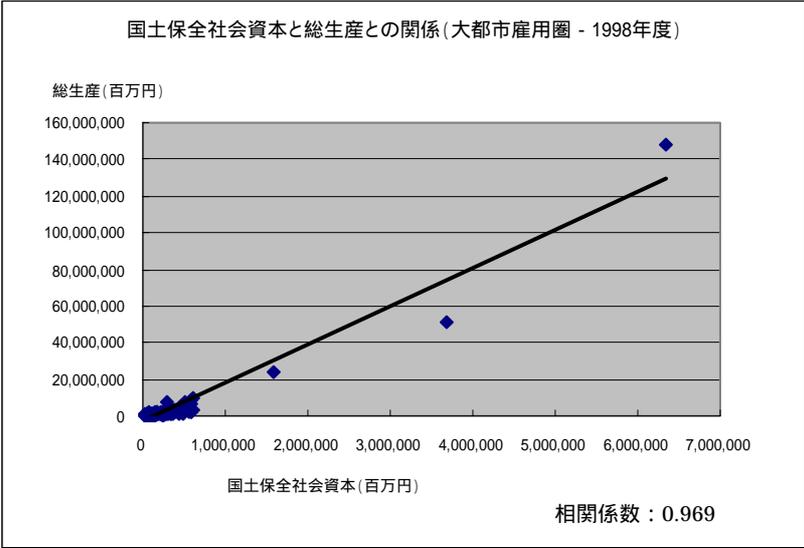
第2部第1章の生産力効果の分析においては、被説明変数を総生産、説明変数を社会資本ストック(全体及び分野別)・民間資本ストック・就業者数とする生産関数の推定を行うため、ここでは1998年度における総生産と社会資本ストックとの関係(都市雇用圏データ)を示す。社会資本ストックについては、分野別(「農林水産」「国土保全」「生活基盤」「産業基盤」)及び全分野の合計に区分し、関係を示した。

##### (a)大都市雇用圏(113圏)

大都市雇用圏では(図1-14)、いずれの分野の社会資本ストックについても、総生産との間に正の関係が示された(図1-14)。「社会資本全体」「国土保全」「産業基盤」「生活基盤」についてはいずれも0.95を超えており、強い相関があると考えられる。「農林水産」についても相関係数が0.757と一定の相関が見られる。社会資本ストックが総生産に正の影響を与えているのか、反対に総生産が高い地域において重点的に社会資本が整備されているのか、この関係からは明らかではないが、少なくとも見かけ上は社会資本ストック額が大きい地域では総生産も大きいという関係が見られる。

図 1-14 社会資本ストックと総生産との関係(大都市雇用圏)

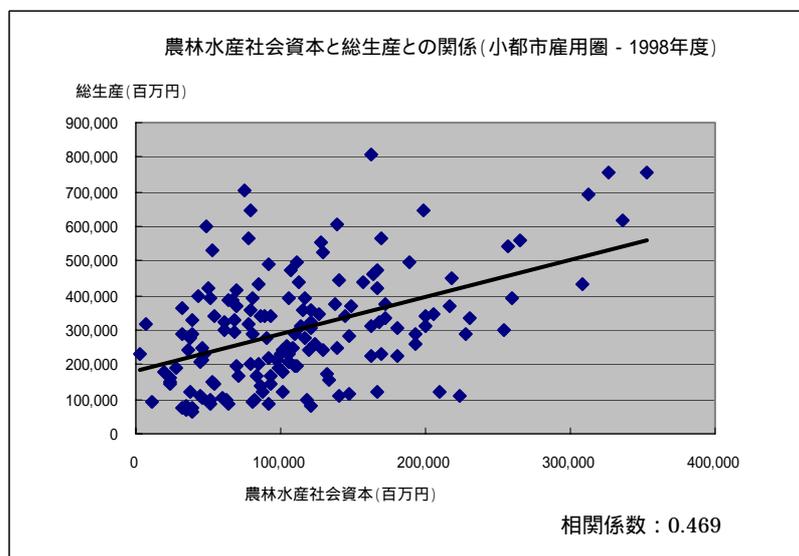
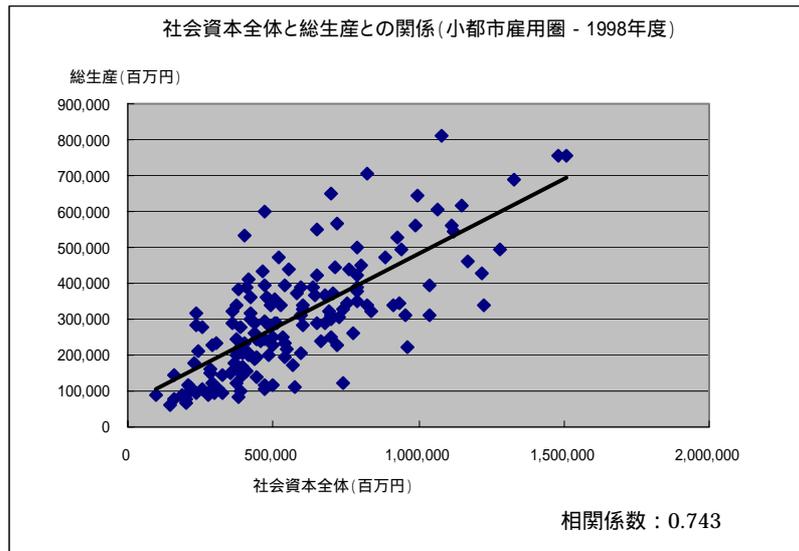


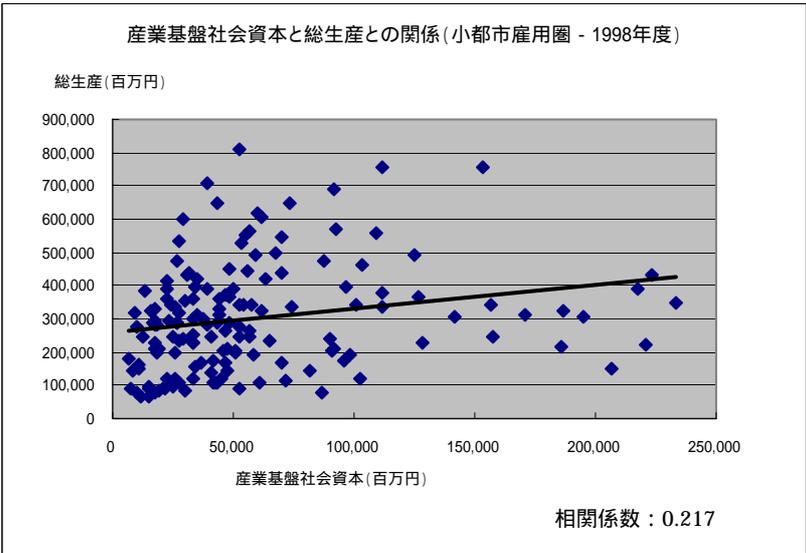
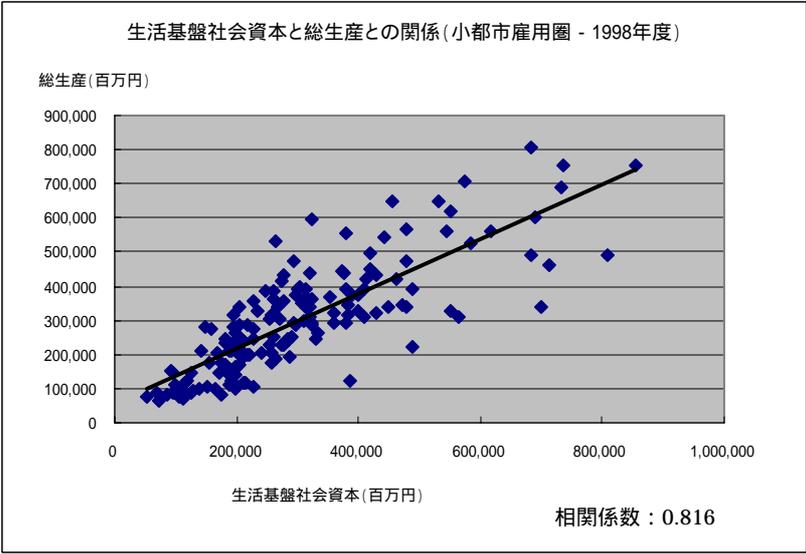
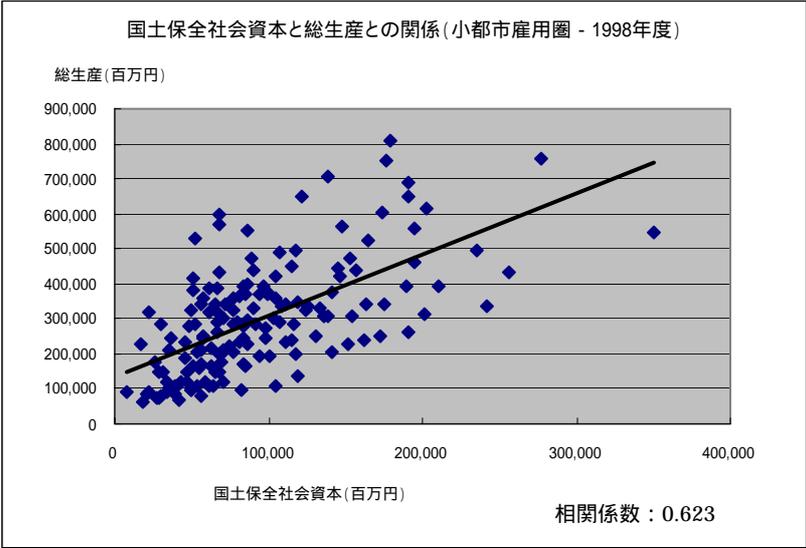


(b)小都市雇用圏 (156 圏)

小都市雇用圏においては(図 1-15) 社会資本ストックと総生産との関係は一応正の相関が示されているものの、相関係数は低く、「生活基盤」の 0.816 が最大であり、「農林水産」「国土保全」「産業基盤」については 0.7 を下回っている。小都市雇用圏では、大都市雇用圏と比較すると、経済規模(総生産)に応じて社会資本ストックが存在していないことを示されている。

図 1-15 社会資本ストックと総生産との関係(小都市雇用圏)





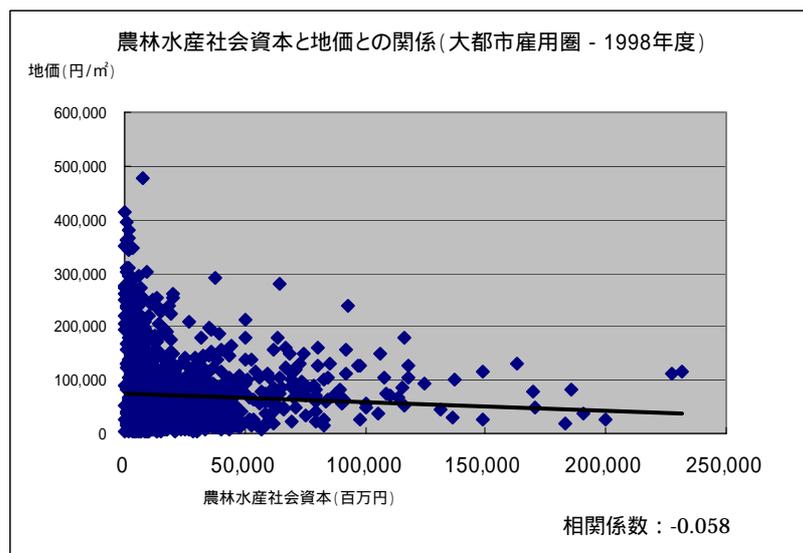
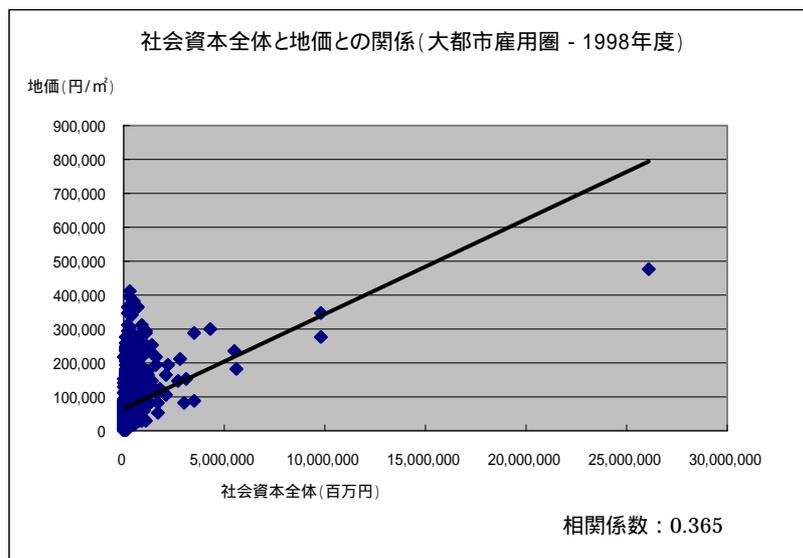
(D)地価と社会資本ストックとの関係

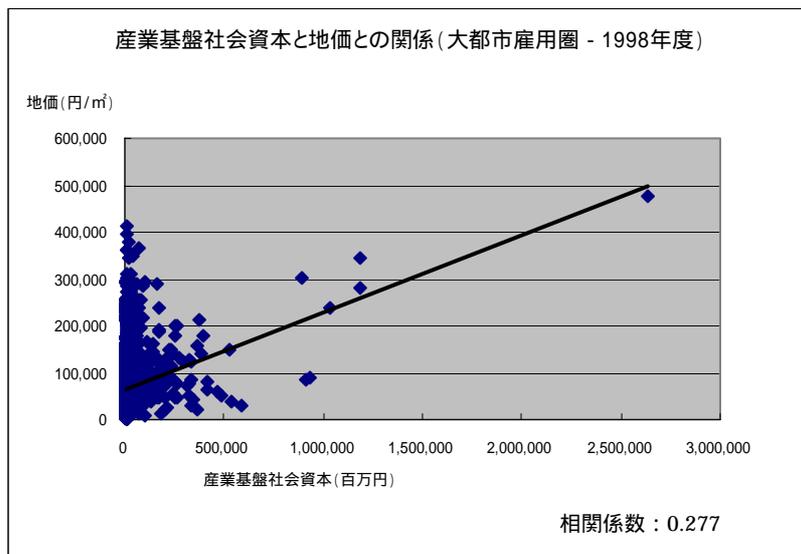
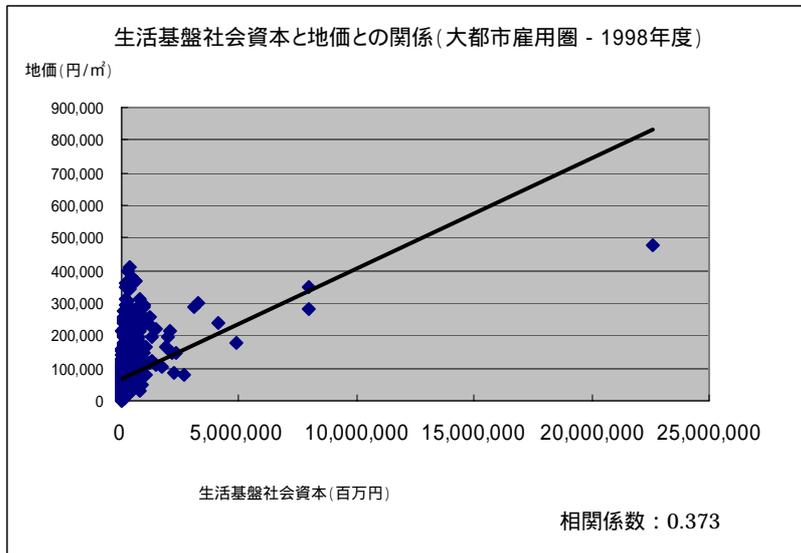
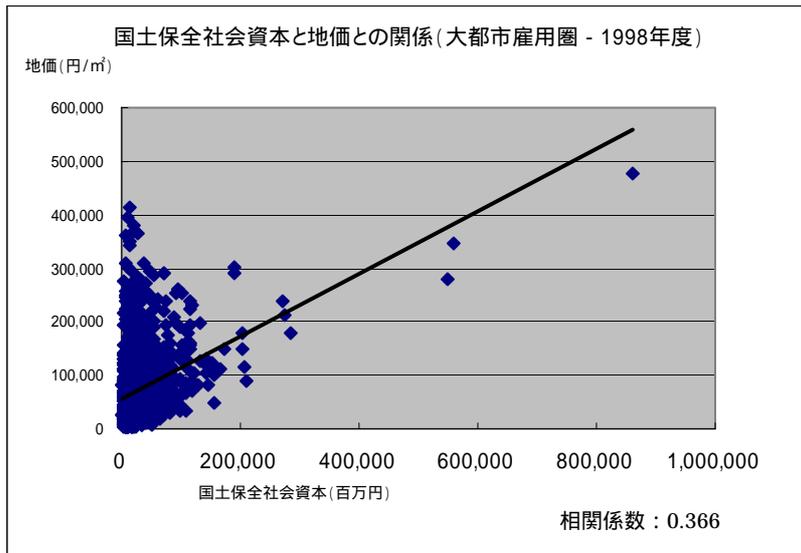
第2部第2章の厚生効果の推計においては、被説明変数を住宅地地価、説明変数を社会資本ストック（全体及び分野別）・一人当たり所得・通勤時間とする地価関数を推定している。ここでは、1998年度における地価と社会資本ストックとの関係（市町村データ）を見る。

(a)大都市雇用圏（1438市町村）

大都市雇用圏においては（図1-16）農林水産を除く社会資本ストックが地価と正の相関を示しているが、いずれも相関係数が低い（0.4以下）。農林水産については、ほとんど相関が見られない（-0.058）。

図1-16 社会資本ストックと地価との関係(大都市雇用圏)

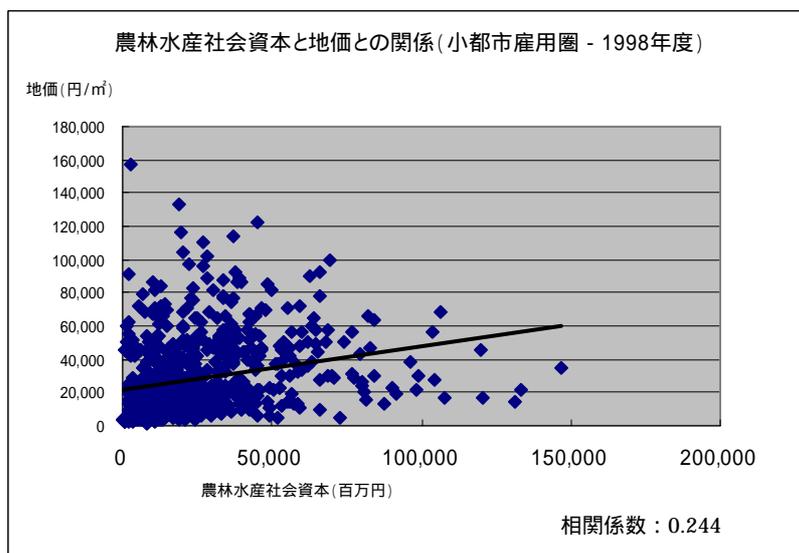
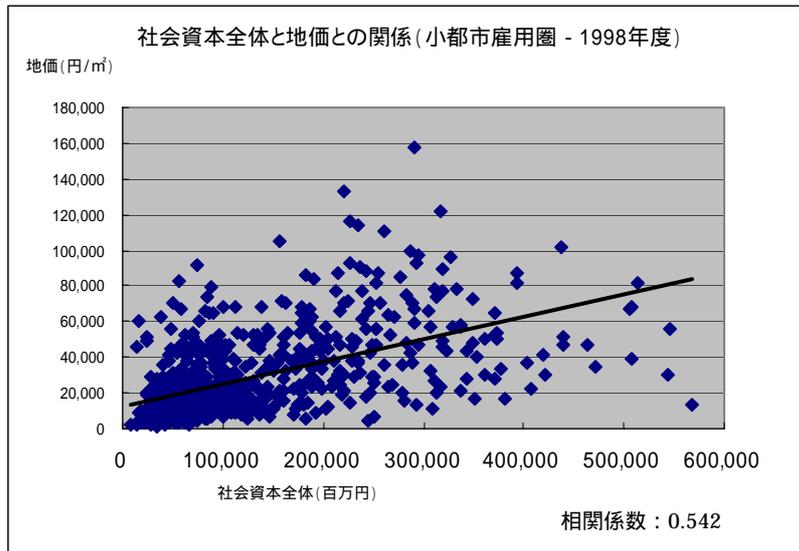


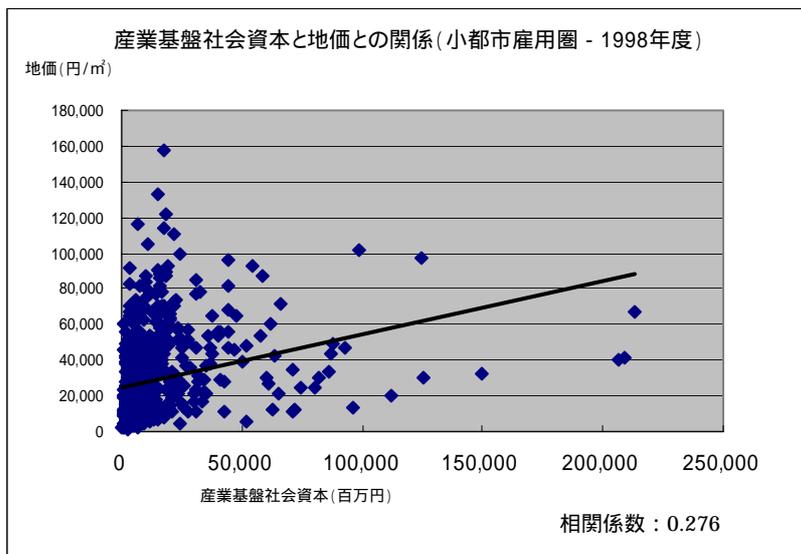
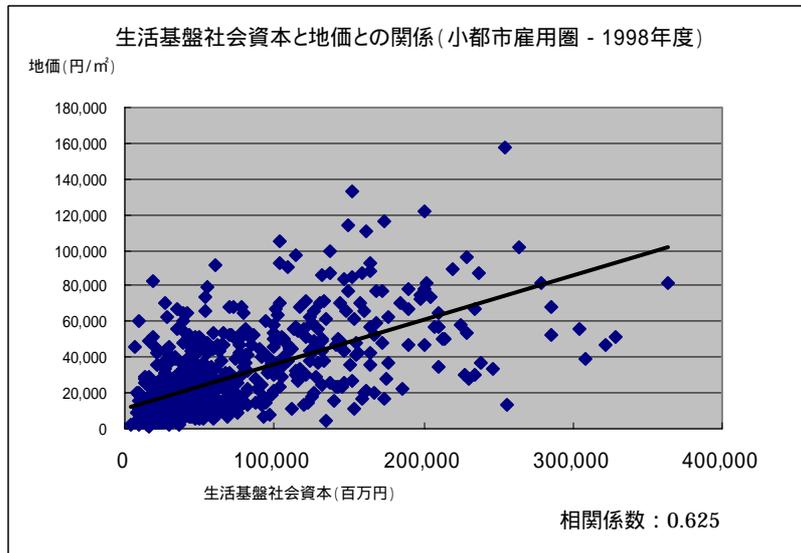
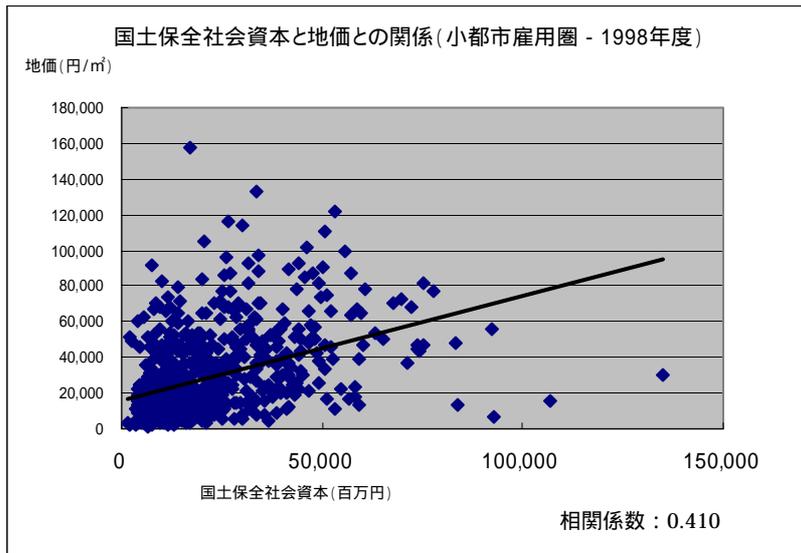


(b)小都市雇用圏 (694 市町村)

小都市雇用圏においては(図 1-17) 社会資本ストックはいずれの分野も地価と正の相関を示しているが、相関係数は0.7を下回っている(大都市雇用圏と比較すると、産業基盤を除き、相関係数は大都市雇用圏より大きくなっている)。

図 1-17 社会資本ストックと地価との関係(小都市雇用圏)





以上、1998 年度における総生産・地価と社会資本ストックの関係を示したが、一部を除けば正の相関が見られる。さらに、概ね地価よりも総生産の方が社会資本との相関が高く、また、総生産については、小都市雇用圏よりも大都市雇用圏において社会資本ストックとの相関が高いことが分かる。ただし、総生産や地価を決定するのは社会資本以外にも様々な要素があり、正の相関があることのみをもって社会資本ストックが総生産や地価に正の影響を与えているとは言えない。社会資本ストック、さらにはその他の要因（民間資本ストック、就業者数等）が総生産や地価にどの程度影響を与えているかについては、第 2 部の生産関数及び地価関数の推定による実証分析において明らかになる。

## 第 2 部

### 社会資本の経済効果

## 第2部 社会資本の経済効果

### 第1章 社会資本の生産力効果

#### 1. 背景・目的

「はじめに」でも触れたが、高度経済成長期を経て経済は成熟化するとともに少子・高齢化による厳しい財政運営を余儀なくされる日本にとって、社会資本の水準をどうするか、効率的な整備によっていかに政策の効果を高めるかは、極めて重要な論点である。また、「社会資本整備重点計画」(平成15年10月10日閣議決定)において効率的・計画的な維持管理の推進も位置付けられている。

今後どの社会資本の分野にどれほど社会資本を整備するのが効率的・計画的な整備、維持管理であるのかを判断するためには、これまで整備・蓄積してきた社会資本ストックがどれだけの経済的影響を及ぼすものなのかを把握することも重要である。

以上の背景を踏まえ、本章では、オイルショック以降の高度経済成長期後の日本経済において、社会資本ストックの民間の生産活動の面からの把握、すなわち社会資本ストックがどれほど民間の生産活動を増加させる生産力効果をもたらしているか、また、もたらしているとすれば、それはどのような種類の社会資本ストックがどのような地域においてより効果を持つかを把握し、今後の社会資本整備の目指すべき方向の検討に資することを目的とする。

#### 2. 既往研究

社会資本ストックの生産力効果に関する研究は、1990年前後から米国において注目され、Aschauer(1989)などの生産関数による実証研究が発端となり、以後、わが国においても社会資本ストックの生産力効果について多数の研究者によって、様々な実証研究が行われてきた。

時系列データを用いた分析として、Munnell(1990a)、岩本(1990)、三井・井上(1992)等が、地域のクロスセクションデータを用いた分析として、Munnell(1990b)、Eisner(1991)、浅子・坂本(1993)、浅子・常木他(1994)、三井・竹澤・河内(1995)、吉野・中野(1994)等がある。パネルデータを用いたものとしては、岩本他(1996)、三井・林(2001)等がある。また、都市圏のデータを用いたものとしては、金本・大河原(1996)、Kanemoto et. al.(2005)がある。

社会資本の分野別の生産力効果の実証研究に関しては、竹中・石川(1991)、三井・井上・竹澤(1995)、村田・森澤(2005)等がある。

社会資本ストックの効果は、行政区域区分である都道府県界を超えたり、逆に狭い範囲にとどまる場合もあり、また、社会資本ストックの分野ごとに効果も異なることが考えられることから、本研究では、これらの先行研究の成果等を踏まえ、一連の社会経済活動が行われている地域として、全国の市町村をDID人口を基準とする中心都市及び中心都市への通勤率を基準とする郊外都市により構成される大都市雇用圏・小都市雇用圏を考え、都市雇用圏を単位として社会資本ストックの分野別パネルデータを用いることによって、社会資本ストックの生産力効果を分析する。

### 3. 分析

#### (1) モデル

##### 方法

次の都市雇用圏の総生産関数を推定する。

$$Y = F(K, N, G) \quad \dots(1)$$

ここで、K は民間資本ストック、N は就業者数、G は社会資本ストックを表す。いずれも都市雇用圏の集計数である。都市雇用圏内の個々の企業は、都市雇用圏の総就業者数と民間資本及び社会資本をインプットとして生産を行うと仮定される。都市雇用圏は、第1部2.(2)のとおり、就業による集積に着目した地域特性を表すことから、都市雇用圏の総生産関数には規模の経済性が存在すると仮定し、一次同次<sup>6</sup>の制約を付けずに総生産関数を推定する。総生産関数の規模の経済性のパラメータは、個々の企業が民間資本と就業者数に関して一次同次であるときに、一定の条件のもとで、都市雇用圏における集積の経済を表すとみなすことができる(金本・大河原、1996)。

##### モデル

通常のコブ・ダグラス型生産関数<sup>7</sup>を仮定する。

$$Y = AK^\alpha N^\beta G^\gamma \quad \dots(2)$$

A は全要素生産性、 $K_{it}$ 、 $N_{it}$  はそれぞれ、都市雇用圏の民間資本ストック、就業者数、社会資本ストックの総生産に関する弾力性(弾力性の意味は第3部を参照)を表す。推定式は、次の対数線型<sup>8</sup>とする。

$$\ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} = a_0 + a_1 \ln \frac{K_{it}}{N_{it}} + a_2 \ln N_{it} + a_3 \ln \frac{G_{it}}{N_{it}} + d_t + c_i + u_{it} \quad \dots(3)$$

パネルデータによる2方向固定効果モデル<sup>9</sup>の推定であるため、i は各都市雇用圏、t は時点を示すインデックスであり、 $d_t$  は固定時間効果、 $c_i$  は固定個別(地域)効果、 $u_{it}$  は誤差項を表す。固定時間効果は、どの都市雇用圏においても共通の時間的な変動を、固定個別(地域)効果は、時間を通じて共通する各都市雇用圏に特有の効果を表す。

関数型と推定式のパラメータの対応関係は表2-2のとおりである。社会資本ストックの

<sup>6</sup> 各生産要素(説明変数)をn倍すると、総生産(被説明変数)もn倍になるような性質をもつこと。

<sup>7</sup> 本研究では、生産力効果の分析における生産関数及び厚生効果の分析における効用関数について、関数型をコブ・ダグラス型に特定化した。コブ・ダグラス型の関数は、代替の弾力性を一定と仮定するCES型関数のうち、生産要素や財の間のある程度の代替性を仮定する生産関数である。すなわち、生産要素や財の価格比の変化率と、それらの投入量や消費量の比の変化率は一定であり、かつ、生産要素間や消費する財の間にはある程度の代替性があるとの仮定である。この他に、代替の弾力性の変化を考慮した関数型として、トランス・ログ型関数がある。生産関数や効用関数の推定においては、投入や消費の間の分配率に主要な関心がある場合が多く、また数式上の取り扱いが簡便であることから、コブ・ダグラス型の関数型が用いられることが一般的である。代替の弾力性に関心がある場合には、トランス・ログ型の特定化がなされる場合がある。本分析では、生産関数と効用関数の双方において、域内総生産や効用に関する社会資本ストックの分配率に関心があるため、コブ・ダグラス型による特定化を行った。

<sup>8</sup>  $Y = AK^\alpha N^\beta G^\gamma$  の両辺の対数をとって整理したものである。

<sup>9</sup> このモデルにより、時間効果・個別効果を除去した社会資本ストックが本来発揮する生産力効果を推計することが可能となる。

総生産に関する弾力性は  $a_3$ 、総生産関数の規模の経済性は  $a_2$  で表される。

表 2-1 パラメータの対応関係

	民間資本ストック	就業者数	社会資本ストック	規模の経済性
コブ・ダグラス型生産関数				+ - 1 + + - 1
推定式	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_2 (= + + - 1)$

資本ストックの賦存量を加味した限界生産性は、民間資本ストック及び社会資本ストックについて、それぞれ次のように表される（限界生産性の意味は第3部2を参照）。

$$MP_G = a_3 \times \frac{Y}{G} \quad \dots(4)$$

$$MP_K = a_1 \times \frac{Y}{K} \quad \dots(5)$$

## (2) データ

推定に使用するデータを表 2-2 に示した。

都市雇用圏は市町村レベルで構成されるため、市町村データが必要である。しかし、既存の市町村データを直接利用することが可能なものは限られる。このため、原則として都道府県データを関連する市町村データで按分して市町村データを作成し、都市雇用圏ごとに集計するという方法をとった（データ作成方法の詳細は、後述「データの作成方法」を参照）。

表 2-2 変数リスト

	変数		データ	集計単位	年度
被説明変数	域内総生産	Y	産業別県内総生産（1995 暦年価格）を、市町村別産業分類別就業者数により按分し、産業別市町村内総生産（1995 暦年価格）を算出。各産業について合計したものを、市町村内総生産（1995 暦年価格）とし、都市雇用圏で集計したもの。	都市雇用圏	1974 - 1998 年度
説明変数	民間資本ストック	K	都道府県別産業別民間資本ストック額を、市町村別産業分類別就業者数により按分し、市町村別産業別民間資本ストック額（1995 暦年価格）を算出。各産業について合計したものを市町村別民間資本ストック額（1995 暦年価格）とし、都市雇用圏で集計したもの。	都市雇用圏	1974 - 1998 年度
	就業者数	N	1975、1980、1985、1990、1995 年度については、国勢調査（総務省）に	都市雇用圏	1974 - 1998 年度

			基づく市町村別の「産業分類別就業者数」により、第1次産業から第3次産業の合計を使用。上記以外の年度については、国勢調査実施年度間における就業者数の年平均増加率を用いて市町村の就業者数を算出し、都市雇用圏で集計したもの。		
	社会資本ストック	G	『日本の社会資本』(内閣府)の都道府県別主要部門別社会資本ストック額を按分したものを都市雇用圏で集計したもの	都市雇用圏	1974 - 1998 年度

### (3) 推定結果

本分析では、以下の生産関数を推定する(3式再掲)

$$\ln \frac{Y_{it}}{N_{it}} = a_0 + a_1 \ln \frac{K_{it}}{N_{it}} + a_2 \ln N_{it} + a_3 \ln \frac{G_{it}}{N_{it}} + d_i + c_i + u_{it} \quad \dots(3)$$

#### 概要

大都市雇用圏の推定結果の概要を表2-3に示した。

社会資本全体、産業基盤及び生活基盤については符号条件<sup>10</sup>を満たしている。また、社会資本全体の弾力性は有意でない一方、産業基盤及び生活基盤については、有意に正の弾力性が推定されており、生活基盤の弾力性は産業基盤の2倍強となっている。

なお、大都市雇用圏の農林水産及び国土保全、小都市雇用圏の社会資本全体及び全分野については期待される符号条件を満たしておらず、良好な推定結果が得られなかった(小都市雇用圏については補論2を参照)。これは、域内総生産の低い地域に配分された社会資本ストックによる影響への対処が本分析で行われていない、計量分析上の問題(同時性バイアス)によるものである。したがって、当該社会資本ストックが総生産を減少させると結論づけてはならない(通常は想定されない)。

表2-3 推定結果の概要:大都市雇用圏

社会資本の分類		社会資本ストック	民間資本ストック	社会資本ストックの	民間資本ストックの	民間資本ストックと
		の弾力性	の弾力性	限界生産性	限界生産性	の限界代替率
		a3	a1	MP <sub>G</sub>	MP <sub>K</sub>	MRS <sub>GK</sub>
社会資本全体	total	0.013	0.239 ***	0.021	0.167 ***	7.935
農林水産	nourin	-0.008	0.242 ***	-0.138	0.170 ***	-1.226
国土保全	kokudo	-0.031 ***	0.239 ***	-0.492 ***	0.168 ***	-0.341
産業基盤	sangyo	0.015 ***	0.237 ***	0.189 ***	0.166 ***	0.879
生活基盤	seikatsu	0.033 **	0.237 ***	0.078 **	0.166 ***	2.136

注) パラメータ \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意      \* : 10%有意      無印 : 有意でない

#### 大都市雇用圏

大都市雇用圏の社会資本ストックの分野別の推定結果を表2-4に示した。

<sup>10</sup> 推定されたパラメータの符号(正か負か)が理論上正しいこと。ここでは、本来社会資本ストックが総生産を減少させることは通常想定されないため、パラメータが負となった場合は、期待される符号条件が満たされていない。

自由度調整済み決定係数(詳細は第3部1.(3)を参照)は、社会資本全体についても4分野全てについても0.9以上認められ、モデルのあてはまりは良好であるが、社会資本ストックのパラメータ( $a_3$ )を見ると、社会資本全体及び農林水産では有意となっていない。また、符号条件を満たしているのは社会資本全体、産業基盤及び生活基盤である。

表 2-4 推定結果(大都市雇用圏)

社会資本全体	パラメータ	t値
$a_0$	0.868 ***	5.371
$a_1$	0.239 ***	12.362
$a_2$	0.032 **	2.308
$a_3$	0.013	0.861
Adjusted R-squared	0.983	
F-statistic	1062.857	

農林水産	パラメータ	t値
$a_0$	0.906 ***	5.774
$a_1$	0.242 ***	12.418
$a_2$	0.029 **	2.191
$a_3$	-0.008	-0.804
Adjusted R-squared	0.983	
F-statistic	1062.504	

産業基盤	パラメータ	t値
$a_0$	0.923 ***	5.933
$a_1$	0.237 ***	11.838
$a_2$	0.030 **	2.158
$a_3$	0.015 ***	2.860
Adjusted R-squared	0.983	
F-statistic	1068.424	

注1)パラメータについては、  
 \*\*\*: 1%有意      \*\*: 5%有意  
 \*: 10%有意      無印: 有意でない  
 注2)表中のt値は、Whiteの修正( )を行った標準誤差によって算出されたものである。  
 計量分析においては、誤差項uの分散が地域間で一定でなければならぬが、Whiteの修正は、その仮定が満たされない場合の修正方法である。

国土保全	パラメータ	t値
$a_0$	0.882 ***	5.685
$a_1$	0.239 ***	11.348
$a_2$	0.030 **	2.234
$a_3$	-0.031 ***	-3.383
Adjusted R-squared	0.983	
F-statistic	1073.078	

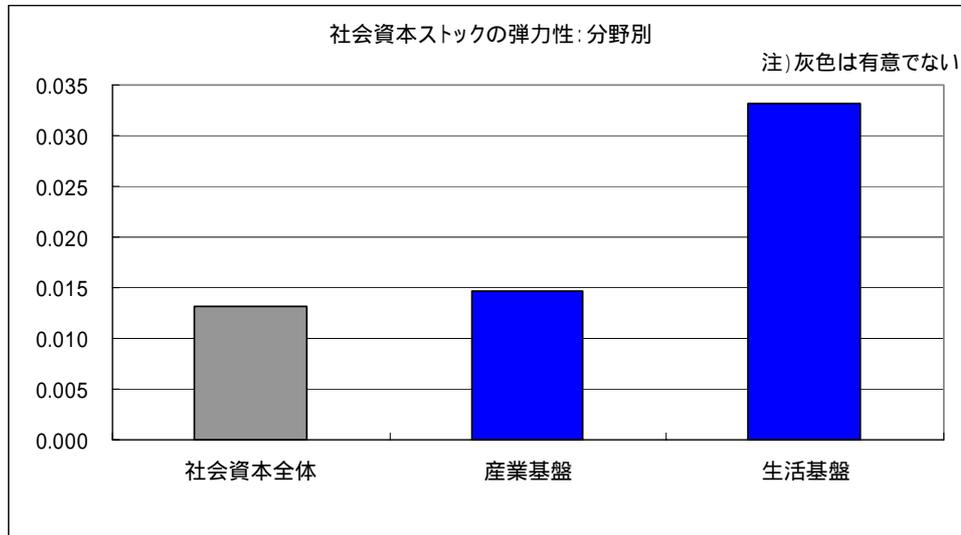
生活基盤	パラメータ	t値
$a_0$	0.824 ***	5.251
$a_1$	0.237 ***	12.442
$a_2$	0.035 ***	2.623
$a_3$	0.033 **	2.004
Adjusted R-squared	0.983	
F-statistic	1070.909	

(イ)社会資本の弾力性

社会資本ストックの弾力性をグラフにしたものを図 2-1 に示した。

社会資本全体では、有意な結果が得られなかった。分野別では、産業基盤及び生活基盤について正の生産力効果が認められ、生活基盤の弾力性が 0.033 で最も大きい。

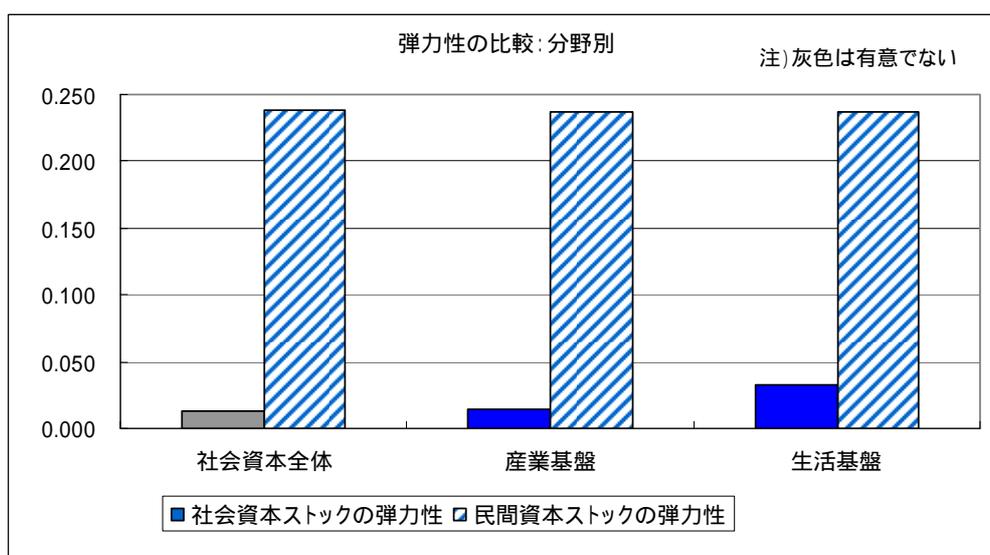
図 2-1 社会資本ストックの弾力性(大都市雇用圏)



次に、民間資本ストックの弾力性との比較を図 2-2 に示した。

民間資本ストックの弾力性は、社会資本ストックを分野別にとった場合にも 0.2 強でほぼ同程度の値を示している。社会資本ストックの弾力性と比較すると、社会資本ストックの生産に関する間接性を反映し、総じて民間資本ストックの効果の方が大きい。ただし、民間資本ストックのデータには、過剰設備が指摘されていた 1990 年代のデータも含まれるが、本分析では民間資本ストックの稼働率を考慮していないことに留意する必要がある。

図 2-2 社会資本ストック及び民間資本ストックの弾力性(大都市雇用圏)



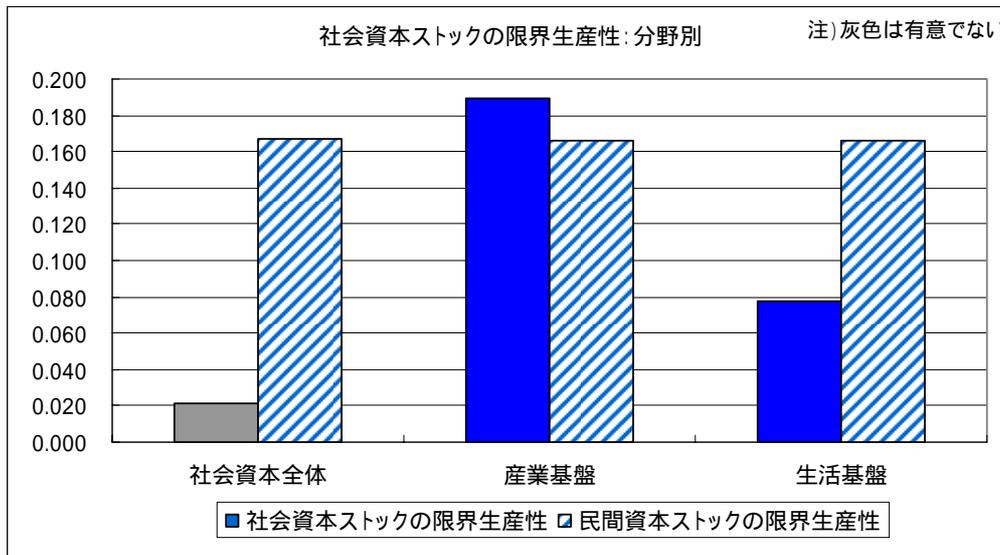
(D)社会資本の限界生産性

社会資本ストック及び民間資本ストックの限界生産性を図 2-3 に示した<sup>11</sup>。

産業基盤と生活基盤では、弾力性の場合と逆転し、産業基盤の限界生産性が生活基盤の限界生産性より大きくなっている。これは、社会資本ストックの賦存量について、産業基盤の方が生活基盤よりも小さいことが反映されたものである。

民間資本ストックとの比較で見ると、産業基盤のみが民間資本ストックの限界生産性を超えており、社会資本としての生産に関する間接性を加味した上でも域内総生産への貢献が大きいと考えられる。

図 2-3 社会資本ストックの限界生産性(大都市雇用圏)



<sup>11</sup> 本分析において限界生産性を求める場合の社会資本ストック(G)、民間資本ストック(K)及び総生産(Y)には、1974～1998年度の各年度の各都市雇用圏のG、K、Yの平均を算出し、さらに、年度平均を算出して得られた値を用いた。

## (ハ)限界代替率

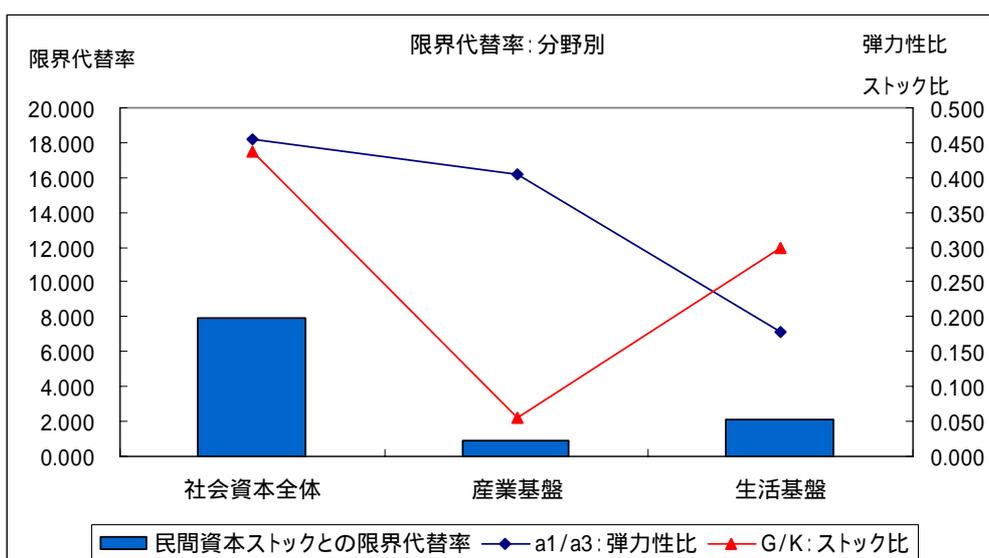
社会資本ストックの民間資本ストックに対する限界代替率<sup>12</sup>を図 2-4 に示した。

限界代替率は、民間資本ストックの限界生産性が社会資本ストックの限界生産性の何倍であるかを示すものであり、すなわち、民間資本ストックが限界的に減少したときに生産水準を維持するためには社会資本ストックがどの程度必要かを示す指標である。限界代替率は、民間資本ストックが社会資本ストックに比べて、どの程度、総生産に対する反応がよいかを示す弾力性比と、既存の社会資本ストックが民間資本ストックに対してどの程度大きいかを表すストック比に分解することができる。

分野別に見ると、産業基盤は 0.879 と 1 未満であるのに対し、生活基盤については 2.136 となっており、特に、生活基盤の限界代替率が大きくなっている。

要因を分解してみると、分野ごとに差がみられる。産業基盤については、弾力性比については民間資本ストックが大きいですが、ストック比では社会資本ストックが相対的に小さいために、限界代替率が抑えられている。生活基盤については、弾力性比は産業基盤ほど大きくないが、社会資本ストックが相対的に大きいことが限界代替率を押し上げている。

図 2-4 民間資本との限界代替率(大都市雇用圏)



<sup>12</sup> 限界代替率 (MRS<sub>GK</sub>) = 民間資本ストックの限界生産性 (MP<sub>K</sub>) / 社会資本ストックの限界生産性 (MP<sub>G</sub>)

$$= \frac{a_1 \times \frac{Y}{K}}{a_3 \times \frac{Y}{G}} = \frac{a_1}{a_3} (\text{弾力性比}) \times \frac{G}{K} (\text{ストック比})$$

(二)都市規模の効果(規模の経済性<sup>13</sup>)

表 2-5 及び図 2-5 は、大都市雇用圏の総生産に関する都市規模(就業者数)の弾力性を示したものである。

規模の経済性は、社会資本ストックを不払い要素型と考えるか、環境創出型ととらえるかで異なる。不払い要素型とは、社会資本ストックを明示的に生産要素とみなした上での規模の経済性をとらえる場合である。したがって、パラメータ  $a_2 (= \alpha + \beta + \gamma - 1)$  によって表される。一方、環境創出型とは、社会資本ストックは、民間資本ストックと就業者という生産要素を通じて効果を発揮すると考える場合であるため、規模の経済性は  $a_2 - a_3 (= \alpha + \beta - 1)$  で表される。

まず、規模の経済性が存在するとの仮定を、それぞれの係数制約の検定によって検証すると、不払い要素型を仮定した場合、帰無仮説 ( $\alpha + \beta + \gamma - 1 = 0$ ) は全ての分野において有意に棄却され、規模の経済性の存在が確認された。係数の分野ごとの差はあまりなく、弾力性は 0.03 前後となっている。

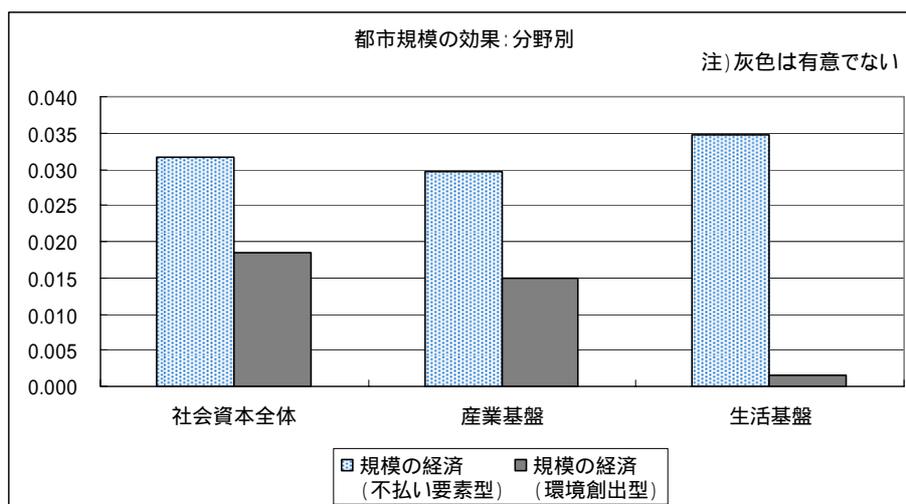
一方、環境創出型を仮定した場合、帰無仮説 ( $\alpha + \beta - 1 = 0$ ) は社会資本全体、産業基盤及び生活基盤において棄却されず、規模の弾力性の存在が確認できなかった。

表 2-5 都市規模の効果(大都市雇用圏)

社会資本の分類	規模の経済 (不払い要素型)		規模の経済 (環境創出型)	
	a2	(Wald検定)	a2-a3	(Wald検定)
社会資本全体 total	0.032	**	0.018	
農林水産 nourin	0.029	**	0.037	**
国土保全 kokudo	0.030	**	0.062	***
産業基盤 sangyo	0.030	**	0.015	
生活基盤 seikatsu	0.035	***	0.002	

Wald 検定は、複数個の係数の関係についての検定の一つである。

図 2-5 都市規模の効果(大都市雇用圏)



<sup>13</sup> ここでいう規模の経済性とは、個別企業の規模の経済性ではなく、域内の生産構造を見るものであり、パラメータは都市規模の効果を表す。

#### 4.まとめ

本章では、大都市雇用圏の社会資本ストックの生産力効果を、社会資本ストックの分類別に推定した。

推定の結果、産業基盤及び生活基盤については、域内総生産に対する弾力性が正となり生産力効果が確認されたが、農林水産及び国土保全について、社会資本ストックのパラメータが負となり、生産力効果が確認できなかった。域内総生産が低い地域に配分された社会資本ストックの影響による同時性バイアスととらえることができるため、操作変数法<sup>14</sup>による解決を試みたが、よい推定結果は得られなかった。

以上の限界により、意味のあるインプリケーションは大都市雇用圏における産業基盤及び生活基盤に関する結果に限られる。域内総生産に対する弾力性においては、生活基盤が産業基盤を上回るが、既存のストックを加味した限界生産性で見ると、域内総生産を増加させる効果は産業基盤の方が大きい。生活基盤に比べ、産業基盤のストックが小さいため、投資効果が未だ大きいものと考えられる。

民間資本ストックとの関係を見ると、域内総生産について民間資本ストックの減少を代替する効果は、産業基盤よりも生活基盤の方が大きい。これについては、民間資本に対するストック比で見ると生活基盤の方が大きいので、生産活動を代替するにはより多くの生活基盤が必要であるためと考えられる。

分析における今後の課題としては、同時性バイアスへの対応が挙げられる。社会資本ストックの経済効果の及ぶ地域を考慮した都道府県レベルの分析等、より大きな行政区画による分析では、地域間の所得再分配の効果は集計によってある程度平均化されている可能性があるが、本研究で採用した都市雇用圏は、人口集中地区人口及び通勤率、すなわち経済活動の大きさと特徴づけられた地域であるため、所得再分配の効果がよりダイレクトに表れたと考えられる。都市雇用圏のデータを構成する市町村データの利用可能性は、都道府県データに比べて著しく限られる等の問題はあるが、適切な操作変数の適用や一般化積率法<sup>15</sup>によって観察されない変数の影響を除去し、意味のあるパラメータを得ることが課題である。

---

<sup>14</sup> 説明変数と誤差項との間に相関があるために推定結果が不安定となる場合、誤差項と相関がないが説明変数と高い相関があるような変数（操作変数）をモデルに組み込むことにより対処する方法。

<sup>15</sup> 操作変数法の一つ（積率法（母集団の積率と標本の積率が一致するように推定量を決める方法）を一般化した推定方法）（北坂、2005）。

## 第2章 社会資本の厚生効果

### 1. 背景・目的

社会資本ストックの経済効果に関しては、国内総生産や域内総生産をアウトプットとする生産面における効果の研究は数多いが、効用に着目した消費面からの効果に関する研究はそれほど多くない。社会資本ストックに資源を振り向ける目的として、経済成長が重要であることは論を俟たないが、社会資本ストックの機能は様々であり、必ずしも生産のインプットとしての把握が適しているとは限らない。特に、生命に関する安全性や安心・快適性といった生活の質に関連する機能については、生産活動のインプットとしては間接的な度合いが高く、家計の効用の面から把握する方が適していると考えられる。

社会資本ストックが、安心感の向上や衛生状態の改善等を通して、生活の快適性や利便性を高めることによって消費者の効用を増加させる効果（厚生効果）は、社会資本ストックの消費面における経済効果である。厚生効果を把握することにより、生産面の経済効果では捕捉できない社会資本ストックの機能の効果を明らかにすることができる。

以上の背景を踏まえ、本研究では、社会資本ストックが消費者の効用を増加させる厚生効果をもたらしているか、また、もたらしているとすれば、それはどのような種類の社会資本ストックがどのような地域においてより効果を持つかを把握することを目的とする。

### 2. 既往研究

第1章2. で述べたように、社会資本ストックの生産力効果については多数の既往研究があるものの、社会資本ストックが消費者の効用に影響を及ぼす厚生効果に関する研究は非常に少ない。

先駆的研究として、Rosen(1974)、Linneman(1981)は、ヘドニック・アプローチ（商品がそれぞれ持つ様々な特性のベクトルによって表現し、価格がこれらの特性ベクトルに対応して決まっていると考える）によって地域間のアメニティの差が地価などに投影されると考え、回帰分析により地価関数等を推定し、アメニティの住民への効用の影響を計測している。一方、Roback(1982)はこうした研究を企業の行動を扱った一般均衡型モデルに拡張し、日本においても都道府県データを用いた加藤(1991)、田中(2001)等の分析があるが、研究例は少ない。

ヘドニック・アプローチによる便益評価については、Kanemoto(1988)、金本(1992)、岡崎・松浦(2000)などがあるが、地価を説明する要素である環境質として社会資本ストックと都市規模を考慮したものについては、これまでにほとんど研究例がない。

社会資本ストックの効果は、先に述べたとおり行政区域区分である都道府県界を超えたり、逆に狭い範囲にとどまる場合もある。また、ヘドニック・アプローチの基礎となる資本化仮説に後述（注16参照）のとおり分析の範囲が小地域である仮定がある。

本研究では、これらの先行研究の成果や資本化仮説の仮定等を踏まえ、一連の社会経済活動が行われている地域として全国の市町村を DID 人口を基準とする中心都市及び中心都市への通勤率を基準とする郊外都市により構成される大都市雇用圏・小都市雇用圏を考え、都市規模を考慮しつつ小地域の仮定が満たされやすい環境として都市雇用圏に属する市町村を単位とした社会資本ストックの分野別クロスセクションデータを用いたヘドニック・アプローチにより、社会資本ストックの厚生効果を分析する。

### 3. 分析

#### (1) モデル

##### 方法

厚生効果は、社会資本ストックが効用に与えるインパクトを測ることによって把握される。社会資本ストックは、一般に、ある地域のみ便益をもたらし、かつその地域内の住民にとっては共同消費性を持つ地方公共財である。したがって、社会資本ストックの便益、すなわち地方公共財の便益は、消費者がそれらの地方公共財のサービスを消費できる居住地を選択することによって効用を得ると考え、居住地の立地選択を分析することによって把握することができる。また、資本化仮説によれば、ある条件下においては<sup>16</sup>、地方公共財の便益は、生活関連の地方公共財による地域の快適性・利便性の上昇による住宅地の需要の増加、住宅地需要の増加に伴う土地の生産性の上昇、及び生産関連の地方公共財による地域の土地生産性の上昇による企業の用地需要の増大によって、地代（地価）に帰着する。したがって、資本化仮説に基礎を置くヘドニック・アプローチを用いて地代を推定することにより、土地の環境要因の一つである地方公共財を限界的に増加させた場合の価値を測ることができ、厚生効果の指標とすることができる。

ヘドニック・アプローチは、差別化された多数の財を、特性のベクトルで表すことによって、少しずつ性質の異なる財の分析を行うものである。ここでは、上述の生産面における集積及び社会資本ストックを土地の属性とし、住宅地に関する付け値関数を推定することによって、社会資本ストックの効果を把握する。

##### モデル

はじめに、市町村データを用いる標準的な住宅の立地選択モデルを考える。以下のモデルは金本・曳埜（2005）に倣う。

##### 前提

各市町村の消費者は、その市町村が属する都市雇用圏の中心都市に通勤している。消費者は市町村内で同質であり、効用関数、所得及び通勤費用関数が等しいと仮定する。

##### 住宅立地選択モデル

###### (1) 消費者の意思決定問題

消費者の住宅の立地に関する選好は、消費財の消費量、住宅地面積、通勤費、土地属性で表されるとする。消費者の効用関数は次のようになる。

$$U(x, h, t, z) \dots (1)$$

ここで、 $x$  は集合財<sup>17</sup>、 $h$  は住宅地面積、 $t$  は通勤費用、 $z$  は土地属性のベクトルを表す。

<sup>16</sup> 地方公共財の便益が地代に完全に帰着するための仮定は、次のとおりである（金本、1997）。開放地域（地域間の移動が自由で移動に費用を要しない） 小地域（地方公共財の便益の及ぶ地域が他地域全体と比較して小さい） 同質性（同じタイプの消費者が多数存在する） 自由参入（企業の参入が自由で、超過利潤ゼロの長期的均衡が成立している） 歪みのない価格体系（ファースト・ベストの経済である）

<sup>17</sup> ここでは、住宅地以外の全てをまとめた財。

予算制約は、以下で表される。

$$w = x + rh + \tau \quad \dots(2)$$

ここで、 $w$  は賃金、 $r$  は単位面積当たり住宅地代、 $\tau$  は通勤の金銭的費用を表わす。通勤費については企業が負担する機会が多いため、労働者にとって  $\tau$  はゼロとする。ここで、可処分所得  $I$  を、次のとおりとする。

$$w - \tau = I = x + rh \quad \dots(3)$$

間接効用関数は、

$$V(I, r, t, z) = \max_{x, h} \{U(x, h, t, z) : x + rh \leq I\} \quad \dots(4)$$

で表される。所与の効用水準を  $u$  とすると、付け値関数は次のように定義される。

$$V(I, R, t, z) \equiv u \quad \dots(5)$$

よって、付け値関数は次のように表される。

$$R(I, t, z, u) = \max_{x, h} \left\{ \frac{I - x}{h} : U(x, h, t, z) \geq u \right\} \quad \dots(6)$$

土地の属性の潜在的な価格は、付け値関数の土地属性に関する偏微分によって与えられ、次のように表わされる。

$$R_z \equiv \frac{\partial R}{\partial z} = \frac{U_z}{hU_x} \quad \dots(7)$$

このように、土地の属性の潜在的な価格は、属性と集合財との限界代替率を土地面積で除したものに等しくなる（なお、これは単位面積当たりの土地属性の限界的な変化に対応する価値であることから、土地属性の価値全体は、 $s = z h R_z = z \frac{U_z}{U_x}$  で与えられる。

また、これを都市雇用圏を構成する各市町村ごとに集計したものがその都市雇用圏における土地属性の価値全体を表す。）

ここで、土地属性として、各市町村の社会資本ストック（ $g$ ）及び就業者数で表される都市規模（ $N$ ）を考える（なお、土地属性として、市町村が属する都市雇用圏の社会資本ストック（ $G$ ）についても検討を行った。これは、便益の及ぶ空間的な範囲の観点から、教育施設等、その範囲が相対的に狭いと考えられるものと、下水道や道路等、相対的に広いと考えられるものの相違を考慮するためである。しかしながら、良好な分析結果が得られなかった（補論3を参照））。

$$z = (g, N) \quad \dots(8)$$

それぞれの属性の潜在的な価格は次のように与えられる（なお、括弧内は土地属性の価値全体）。

$$R_g \equiv \frac{\partial R}{\partial g} = \frac{U_g}{hU_x} \quad (s_g = g \frac{U_g}{U_x}) \quad \dots(9)$$

$$R_N \equiv \frac{\partial R}{\partial N} = \frac{U_N}{hU_x} \quad (s_N = N \frac{U_N}{U_x}) \quad \dots(10)$$

#### (D) 効用関数の特定化

効用関数をコブ・ダグラス型と仮定すると、効用関数は次のように特定化される。

$$U(x, h, t, z) = x^\alpha h^{1-\alpha} t^\beta z^\gamma \quad \dots(11)$$

ここで、 $x$ 、 $h$ 、 $t$ 、 $z$  はそれぞれパラメータである。集合財  $x$  と住宅地面積  $h$  については消費における代替関係にあるため制約がかかるが、通勤費用  $t$  及び土地属性  $z$  については非金銭的な要因であるため制約はかからない。この場合、間接効用関数は次のとおりである。

$$V(I, r, t, z) = U\left(I\alpha, \frac{I}{r}(1-\alpha), t, z\right) = \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} I r^{-(1-\alpha)} t^\beta z^\gamma \quad \dots(12)$$

よって、付け値関数は、

$$r_i = R = \left\{ \frac{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} I t_i^\beta z^\gamma}{u} \right\}^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad \dots(13)$$

となる。このとき、土地属性  $z$  について付け値関数を微分すると、

$$R_z = \frac{\gamma}{1-\alpha} \frac{R}{z} \quad \dots(14)$$

が得られる（なお、これらの属性の価値全体は、 $s = zhR_z = \frac{\gamma}{1-\alpha} hr$  で与えられる。最適化問題の解より、効用が最大化されているとき<sup>18</sup>の住宅地面積  $h$  については、 $h = (1-\alpha) \frac{I}{r}$  であるため、 $s = zhR_z = \gamma$  となる。）

したがって、(10),(11)式における土地属性の潜在的価格（ $R_z$ ：地価で測った限界効用）は、(15)式のように表される（なお、カッコ内は土地属性の価値全体）。

$$R_z = \frac{\gamma}{1-\alpha} \frac{R}{z} \quad (s_z = \gamma) \quad \dots(15)$$

ただし、 $z = \{g, N\}$  ... (8) (再掲)

以下の分析においては、土地属性のパラメータ  $z$  及び地価で測った限界効用  $R_z$  に注目する。

#### (E) 社会資本ストックと集積の経済

金本・曳埜（2005）では、都市規模を土地属性として集積の経済の効果を導出している。ここでは、集積の経済に加えて社会資本ストックを土地属性の1つとして効果を導

<sup>18</sup> 効用関数と予算制約式を用いて、効用を最大化するための一定の計算をすると、住宅地面積  $h$  を所得  $I$  と地代  $r$  によって表現することができる。

出することから、市町村の社会資本ストックと集積の経済との関係を考察する。

集積の経済の要因は、金本(1997)によれば、規模の経済による大数の法則の働き、労働供給と生産による補完性、個人的な交流による新しいアイデアの発生、規模の経済と企業間取引の組み合わせ、消費の多様性、公共財、にまとめられ、それらの要因が規模の経済性を通じて集積を誘発していると考えられている。これらと社会資本ストックとの関係を考えると、社会資本ストックは生産や企業間取引にとって空間的な意味での規模の経済をもたらすこと、あるいは社会資本ストックの施設自体が規模の経済性を持つことによって、規模の経済性に寄与していると考えられる。社会資本ストックが規模の経済をもたらす経路が空間的なものであると仮定すると、社会資本ストックと社会資本ストックを集計する範囲の集積の間には関係があると想定される。

したがって、ここでは、市町村の社会資本ストックと都市規模の双方を同時に考慮することとする。

## (2) データ

### 概要

ミクロの消費者の行動を仮定したモデルであるが、データ制約のため、集計変数(1990年度の市町村データ)を用いることとする。使用するデータを表2-6に示した。

地価については、「都道府県地価調査」住宅地地価の市町村別平均、所得については、市町村課税対象所得を常住人口で割ったもの、通勤費については、国勢調査による市町村別平均通勤・通学時間を用いる(通勤費として時間費用のみを考慮したこととなる)。市町村の社会資本については都道府県別社会資本ストックを一定基準に基づき市町村に按分したものをを用いる。また、都市規模については、都市雇用圏の就業者数を用いる。

表 2-6 変数リスト

	変数		データ	集計単位	年度
被説明変数	地代	R	『都道府県地価調査』(都道府県)の市町村別住宅地平均価格(㎡あたり)	市町村	1991年度
説明変数	可処分所得	I	『市町村税課税状況等の調』(自治省)の市町村別課税対象所得額(常住人口1人当たり)	市町村	1990年度
	通勤費	t	『国勢調査』(総務省)の市町村別平均通勤・通学時間	市町村	1990年度
	土地属性	g	内閣府(2002)『日本の社会資本』の都道府県別主要部門別社会資本ストック額を按分したもの	市町村	1990年度
		N	『国勢調査』(総務省)の市町村別「産業分類別就業者数」により、第1次産業から第3次産業の合計を都市雇用圏で集計したもの	都市雇用圏	1990年度

### データのプレテスト

モデルより、付け値関数は、可処分所得、通勤費及び土地属性の関数となる。ここで、

市町村の社会資本ストック、都市規模（都市雇用圏の就業者数）を土地属性とみなす。まずはじめに、地価（付け値）とこれらの説明変数、また説明変数間の相関関係を見ることによって、データの特性を把握する。

#### (イ)大都市雇用圏

地価との関係では、通勤時間の相関係数が0.513であり正の相関関係を示している（表2-7）。すなわち、地価が高くなるほど通勤時間が長くなること、あるいは通勤時間が長くなるほど地価が高くなる傾向を示している。土地属性との関係では、概ね正の相関関係であるが、市町村の農林水産のみ、弱い負の相関関係を示している。

市町村の農林水産は、所得及び通勤時間とも負の弱い相関関係にあり、農林水産の増加は市町村の平均所得及び通勤時間を減少させること、あるいはその逆の関係が示唆される。

土地属性に関して見ると、農林水産以外については、市町村の社会資本ストック及び都市規模は正の相関関係を示している。農林水産については、市町村の農林水産及び都市規模は、強くはないが負の相関を示している。

表 2-7 変数間の相関関係：大都市雇用圏

社会資本全体	地価	所得	通勤時間	市町村	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	0.568	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	0.453	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	0.133	0.784
市町村社会資本	0.568	0.453	0.133	1.000	0.278
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.278	1.000

農林水産	地価	所得	通勤時間	市町村	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	-0.150	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	-0.175	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	-0.369	0.784
市町村社会資本	-0.150	-0.175	-0.369	1.000	-0.335
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	-0.335	1.000

国土保全	地価	所得	通勤時間	市町村	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	0.321	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	0.284	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	0.007	0.784
市町村社会資本	0.321	0.284	0.007	1.000	0.104
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.104	1.000

産業基盤	地価	所得	通勤時間	市町村	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	0.380	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	0.243	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	-0.077	0.784
市町村社会資本	0.380	0.243	-0.077	1.000	0.049
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.049	1.000

生活基盤	地価	所得	通勤時間	市町村	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	0.661	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	0.551	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	0.235	0.784
市町村社会資本	0.661	0.551	0.235	1.000	0.383
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.383	1.000

#### (ロ)小都市雇用圏

地価との関係では、通勤時間の相関は非常に弱い負となっている（表2-8）。土地属性との関係では、どの分野においても、市町村の社会資本ストックとは正の相関が認められる。都市規模とはほとんど相関が認められないが、これも大都市雇用圏では相当の正の相関が観察されたことと対照的である。

土地属性に関して見ると、どの分野においても市町村の社会資本ストックと都市規模とは弱い負の相関が見られるか又はほとんど相関が認められない。

表 2-8 変数間の相関関係:小都市雇用圏

社会資本全体	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.574	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.345	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.295	0.230
市町村社会資本	0.574	0.345	-0.295	1.000	-0.125
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.125	1.000

農林水産	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.356	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.120	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.249	0.230
市町村社会資本	0.356	0.120	-0.249	1.000	-0.137
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.137	1.000

国土保全	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.427	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.323	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.218	0.230
市町村社会資本	0.427	0.323	-0.218	1.000	-0.065
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.065	1.000

産業基盤	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.447	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.205	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.379	0.230
市町村社会資本	0.447	0.205	-0.379	1.000	-0.223
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.223	1.000

生活基盤	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.626	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.423	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.274	0.230
市町村社会資本	0.626	0.423	-0.274	1.000	-0.076
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.076	1.000

(3) 推定結果

付け値関数の推定

推定式は、次のコブ・ダグラス型効用関数を対数線型変換したものとする。

$$U(x, h, t, z) = x^\alpha h^{1-\alpha} t^\beta z^\gamma \quad \dots(11) \quad (\text{再掲}) \quad \text{ただし、} z = \{g, N\} \quad \dots(8) \quad (\text{再掲})$$

市町村の社会資本ストック  $g$  について、次の式を推定する。

$$\begin{aligned} \ln R_i &= \ln \left\{ u_i^{1-\alpha} \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} \right\} + \frac{1}{1-\alpha} \ln I_i + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln t_i + \frac{\gamma_1}{1-\alpha} \ln g_i + \frac{\gamma_2}{1-\alpha} \ln N_j + \varepsilon_i \\ &= a_0 + a_1 \ln I_i + a_2 \ln t_i + a_3 \ln g_i + a_4 \ln N_j + \varepsilon_i \end{aligned}$$

... (16)

このとき、社会資本ストック及び都市規模の効果は次のように表される。

$$\gamma_1 = \frac{a_3}{a_1}, \quad \gamma_2 = \frac{a_4}{a_1} \quad \dots(17)$$

社会資本ストックの地価で測った限界効用は、(18)式のように表される。

$$R_z = \frac{\gamma}{1-\alpha} \frac{R_i}{g_i} = a_3 \frac{R_i}{g_i} \quad \dots(18)$$

推定結果の概要

社会資本ストックのパラメータの推定結果の概要を、表 2-9 に示した。

市町村の社会資本ストックの弾力性を見ると、全ての分野において小都市雇用圏の方がパラメータの値が大きい。分野別に見ると、大都市雇用圏では農林水産の弾力性が負であり、市町村の農林水産が増加すると、当該市町村の地価は下落するという関係となっている。国土保全については、パラメータが有意ではなかったが、弾力性の値も小さい。産業基盤と生活基盤では生活基盤の弾力性が3倍近くになっており、生活基盤の社会資本ストックの増加の効果が最も大きい結果となっている。一方、小都市雇用圏では、農林水産、国土保全、産業基盤の効果がほぼ横並びであり、生活基盤がそれらの3 - 4倍の効果とな

っている。前者3分野の厚生効果も確認されるが、やはり生活基盤の効果が最も大きくなっている。

なお、全ての推定において、最小二乗法（OLS）では通勤時間のパラメータが正となり符号条件を満たさず<sup>19</sup>、特に大都市雇用圏においてその傾向が顕著であった。これは、推定に用いた通勤時間のデータが市町村の平均通勤・通学時間であり、自市町村への通勤・通学率が含まれているため、地点間の地価と通勤時間との関係を仮定した住宅立地選択モデルと整合的でないためであると考えられる。このため、本研究では、通勤時間に中心都市<sup>20</sup>ダミー<sup>21</sup>、自市町村への通勤率、中心都市への通勤率のいずれかを操作変数とした。大都市雇用圏では中心都市ダミー、小都市雇用圏では中心都市への通勤率を操作変数とした場合の通勤時間が最も符号条件を満たす結果となった（通勤時間のパラメータ（ $a_2$ ）の推定結果は 以降を参照）。

表 2-9 推定結果(弾力性・限界効用):概要

弾力性

社会資本ストック	大都市雇用圏	小都市雇用圏
	市町村	市町村
社会資本全体	0.127 ***	0.276 ***
農林水産	-0.065 **	0.091 ***
国土保全	0.017	0.092 ***
産業基盤	0.057 ***	0.084 ***
生活基盤	0.153 ***	0.322 ***
操作変数	中心都市ダミー	中心都市への通勤率

限界効用

社会資本ストック	大都市雇用圏	小都市雇用圏
	市町村	市町村
社会資本全体	0.091 ***	0.119 ***
農林水産	-0.530 **	0.192 ***
国土保全	0.119	0.236 ***
産業基盤	0.332 ***	0.349 ***
生活基盤	0.159 ***	0.264 ***

注) パラメータについては、  
 \*\*\* : 1%有意    \*\* : 5%有意    \* : 10%有意    無印 : 有意でない

次に都市雇用圏ごと（大都市雇用圏・小都市雇用圏）に、市町村の社会資本ストックの厚生効果を見ていく。

<sup>19</sup> OLS（通勤時間に操作変数を用いていない推定）による推定結果は、本報告書には掲載していない。

<sup>20</sup> ここで用いる「中心都市」は、第1部の表1-2に定義される中心都市のうち、「(1)DID人口が1万人以上の市町村で、他都市の郊外でない」という基準を満たすものをいう。すなわち、都市雇用圏名として用いられる市町村であり、例えば「大阪市都市雇用圏」内にあり表1-2の中心都市の基準(2)を満たす東大阪市は、ここでいう「中心都市」には該当しない。

<sup>21</sup> 計量経済モデルにおいて、観測できない種々の要因を示すことを目的として人為的に作られた変数をダミー変数という。ここでの中心都市ダミーは、通勤時間のパラメータを推定する際に、中心都市であるか否かを区別するためのダミー変数を用いて、より通勤時間のパラメータの推定精度を高めている。

## 大都市雇用圏

### (イ)市町村の社会資本ストックの弾力性

大都市雇用圏の市町村の社会資本ストックの推定結果を表 2-10 及び図 2-6 に示した。

モデルのあてはまりは、社会資本全体、生活基盤、産業基盤では自由度調整済み決定係数で 0.6～0.7 台であるが、国土保全是 0.241 であまり高くなく、農林水産については説明力がない。

通勤のパラメータについては、操作変数として中心都市ダミーを入れたことにより符号条件が改善された。市町村の平均通勤時間は、大都市雇用圏の場合、中心都市であるか否かを考慮することによってモデルとある程度整合的な通勤時間（就業地への通勤時間）が導出されると考えられる。ただし、社会資本全体ではパラメータは有意ではなく、生活基盤では符号条件も改善されていない。

社会資本の弾力性を見ると、生活基盤の場合が効果及び t 値ともに最も大きく、厚生効果が認められる。次いで産業基盤の効果が有意に認められる。国土保全是正であるが有意ではない。農林水産については、モデルのあてはまりは悪いが、パラメータは有意に負となっている。総じて、社会資本全体で見ると、正の厚生効果が認められ、地価に関する弾力性は 0.127 となっている。

表 2-10 推定結果：市町村の社会資本ストックの効果(大都市雇用圏)

社会資本全体			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-8.382 ***	-5.899	
a <sub>1</sub>	2.148 ***	24.035	
a <sub>2</sub>	-0.540	-0.762	
a <sub>3</sub>	0.272 ***	9.832	0.127
a <sub>4</sub>	0.236 ***	2.682	0.110
adj.R2	0.745		
IV:dum c me			

注 1) パラメータについては、  
 \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意  
 \* : 10%有意      無印 : 有意でない  
 注 2) 表中の t 値は、White の修正を行った標準誤差によって算出されたものである。

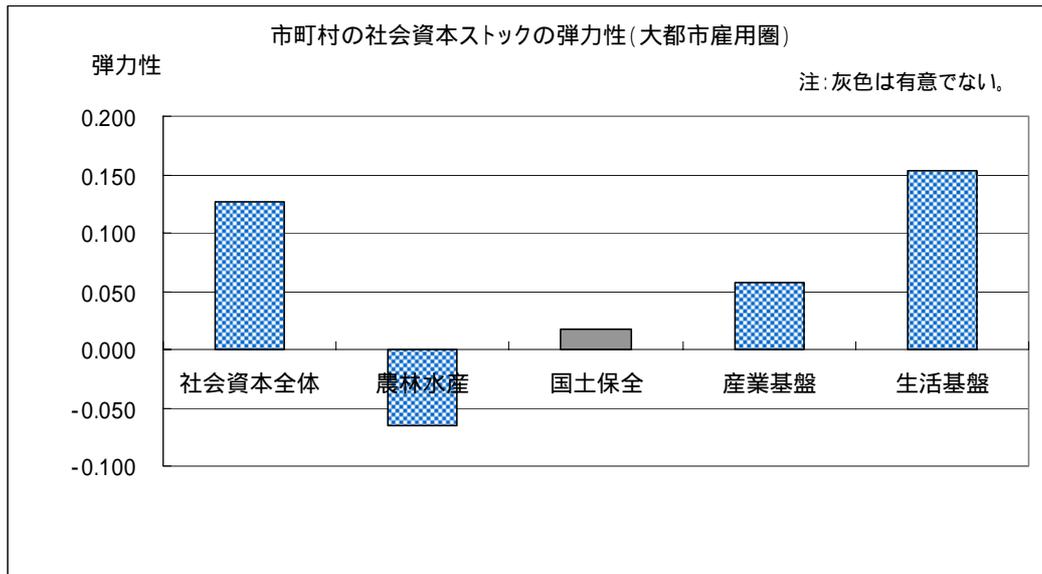
農林水産			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	6.735	1.579	
a <sub>1</sub>	2.526 ***	13.139	
a <sub>2</sub>	-7.688 ***	-4.133	
a <sub>3</sub>	-0.163 **	-2.350	-0.065
a <sub>4</sub>	1.060 ***	4.918	0.420
adj.R2	-0.401		
IV:dum c me			

国土保全			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-0.194	-0.077	
a <sub>1</sub>	2.479 ***	17.105	
a <sub>2</sub>	-4.955 ***	-4.109	
a <sub>3</sub>	0.042	0.988	0.017
a <sub>4</sub>	0.771 ***	5.161	0.311
adj.R2	0.241		
IV:dum c me			

産業基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-4.224 *	-1.861	
a <sub>1</sub>	2.343 ***	20.344	
a <sub>2</sub>	-2.692 **	-2.275	
a <sub>3</sub>	0.133 ***	3.849	0.057
a <sub>4</sub>	0.512 ***	3.622	0.219
adj.R2	0.591		
IV:dum c me			

生活基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-9.077 ***	-8.314	
a <sub>1</sub>	1.988 ***	22.694	
a <sub>2</sub>	0.476	0.841	
a <sub>3</sub>	0.305 ***	13.423	0.153
a <sub>4</sub>	0.099	1.395	0.050
adj.R2	0.762		
IV:dum c me			

図 2-6 市町村の社会資本ストックの弾力性(大都市雇用圏)

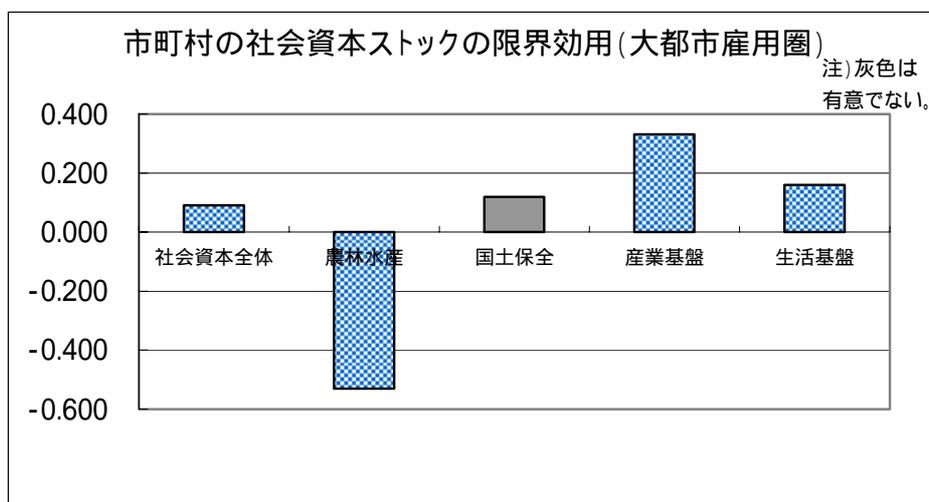


### (D)市町村の社会資本ストックの限界効用

一方、図 2-7 は市町村の社会資本ストックの限界効用を示したものである<sup>22</sup>。既に見た弾力性が、社会資本ストックが 1%増加した場合の地価の変化率を表し賦存量を考慮していないのに対し、限界効用は社会資本ストックが 1 単位（ここでは 100 万円）増加した場合の地価の上昇分（円 / m<sup>2</sup>）を表し現在の賦存量を反映した効果の指標である。したがって、第 1 章で述べた限界生産性と同様、限界効用を比較することで、どの分野の社会資本を整備するのが資源配分上効率的であるかを見ることができる。社会資本ストックの蓄積が大きいほど限界効用は逡減する傾向がある。

各分野別に見ると、農林水産では市町村の社会資本ストックの弾力性がマイナスであることが影響し、限界効用もマイナスになっている。産業基盤と生活基盤を比較すると、弾力性については生活基盤が産業基盤を上回っていたのに対し、限界効用については産業基盤が生活基盤を上回っている。これは、生産力効果の弾力性と限界生産性の関係と同様に、社会資本ストックの積み上げが、産業基盤は小さく、生活基盤は大きいことが原因と考えられる。

図 2-7 市町村の社会資本ストックの限界効用(大都市雇用圏)



	全体	農林水産	国土保全	産業基盤	生活基盤
市町村	0.091 ***	-0.530 **	0.119 *	0.332 ***	0.159 ***

注) \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意      \* : 10%有意      無印 : 有意でない

<sup>22</sup> 本分析で、地価で測った限界効用を求める場合の社会資本ストック (g) 及び地価 (R) には、1990 年度の各市町村の g 及び R の平均を算出して用いた。なお、R については、大都市雇用圏、小都市雇用圏ごとの、当該都市雇用圏に属する市町村の可住地面積を考慮した 1 m<sup>2</sup>当たりの市町村平均住宅地地価とする。例えば、大都市雇用圏の 1 m<sup>2</sup>当たりの市町村平均住宅地地価は、

$R = \frac{\text{全ての大都市雇用圏内の住宅地資産総額}}{\text{全ての大都市雇用圏内の全市町村可住地面積}}$ により算出した。

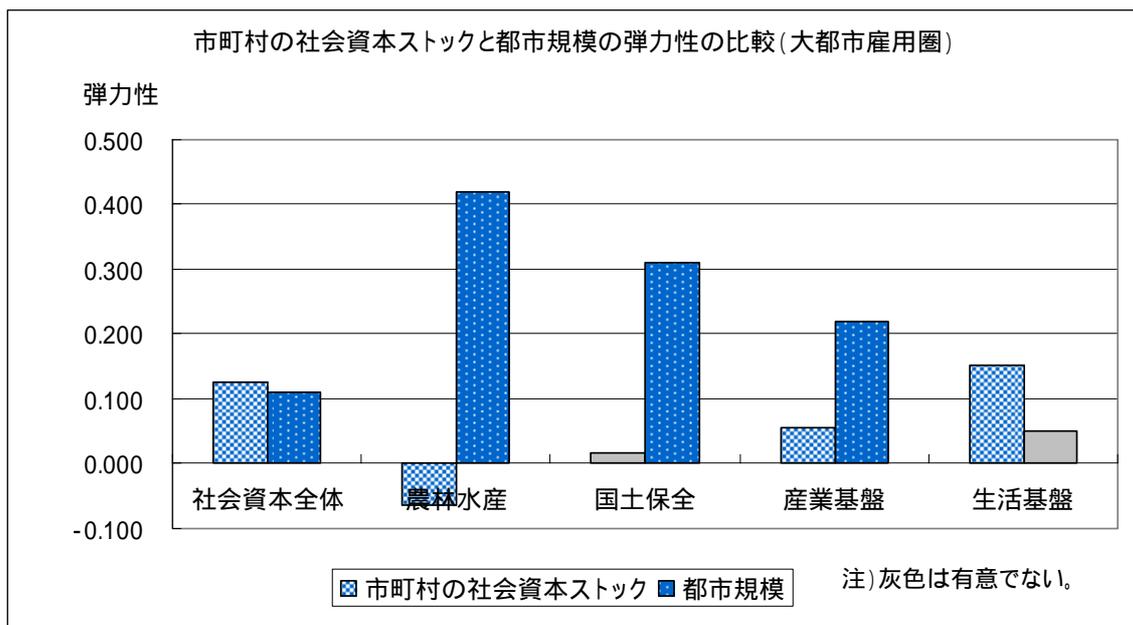
(ハ)都市規模の弾力性

図 2-8 は、市町村社会資本ストックの弾力性と都市規模の弾力性を比較したものである。

住宅地の属性として、社会資本ストックと都市規模を考えた場合に、どちらの要因がより評価されているかを見ようとするものである。ただし、前述したように、社会資本ストックと都市規模による集積の経済との間には何らかの関係があることが想定されるが、そのメカニズムについては先見的に明らかではない。よって、以下の比較の解釈には注意が必要である。

社会資本ストックの効果と都市規模の効果は、社会資本全体で見るとともに 0.1 を超える程度であり、地価に対する弾力性は同程度である。しかし、社会資本ストックの分野別では異なった傾向がみられる。市町村の社会資本ストックの効果は、農林水産、国土保全、産業基盤、生活基盤の順に大きくなっていくが、都市規模の効果は、まったく逆にその順番で小さくなっていく。住宅地の属性として、農林水産、国土保全、産業基盤を考えた場合には、都市規模の評価の方がそれらのストックの増加に対する評価を上回っているが、生活基盤については逆転し、都市規模よりも生活基盤の社会資本ストックの効果の方が大きくなっている。

図 2-8 社会資本ストックと都市規模の弾力性(大都市雇用圏)



## 小都市雇用圏

### (イ)市町村の社会資本ストックの弾力性

小都市雇用圏の市町村の社会資本ストックの推定結果を表 2-11 及び図 2-9 に示した。モデルのあてはまりは、全分野において 0.4~0.5 台となっている。

通勤のパラメータについては、大都市雇用圏と同様に、データが市町村平均の通勤・通学時間であることの影響を緩和するために、操作変数によって符号条件の改善を図った。操作変数としては、当該市町村の属する都市雇用圏の中心都市への通勤率を採用した。小都市雇用圏の場合、中心都市への通勤率を考慮することによってモデルとある程度整合的な通勤時間（就業地への通勤時間）が導出されると考えられる。ただし、社会資本全体及び生活基盤ではパラメータは有意ではない。

社会資本の弾力性を見ると、大都市雇用圏と同じく、生活基盤が効果の値と t 値がともに最も大きく、厚生効果が認められる。農林水産、国土保全、及び産業基盤については、ともに効果は生活基盤の 3 分の 1 程度であるが、有意に正の効果が認められる。社会資本全体で見ても正の効果が認められ、地価に関する弾力性は 0.276 となっている。

表 2-12 推定結果:社会資本ストックの効果(小都市雇用圏)

社会資本全体			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-4.111 ***	-2.714	
a <sub>1</sub>	1.618 ***	15.210	
a <sub>2</sub>	-0.215	-0.453	
a <sub>3</sub>	0.446 ***	7.625	0.276
a <sub>4</sub>	-0.094	-1.298	-0.058
adj.R2	0.516		
IV:tsuukin b			

注 1) パラメータについては、  
 \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意  
 \* : 10%有意      無印 : 有意でない  
 注 2) 表中の t 値は、White の修正を行った標準誤差によって算出されたものである。

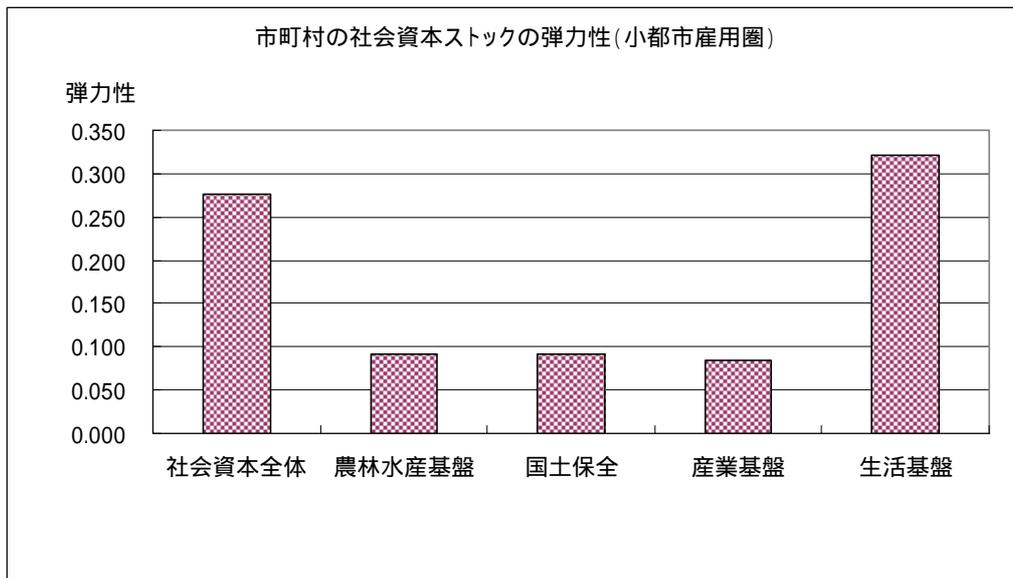
農林水産			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	0.486	0.313	
a <sub>1</sub>	1.990 ***	17.680	
a <sub>2</sub>	-1.599 ***	-3.355	
a <sub>3</sub>	0.181 ***	4.088	0.091
a <sub>4</sub>	-0.053	-0.550	-0.027
adj.R2	0.316		
IV:tsuukin b			

国土保全			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	1.716	1.077	
a <sub>1</sub>	1.915 ***	15.501	
a <sub>2</sub>	-1.820 ***	-3.808	
a <sub>3</sub>	0.176 ***	3.147	0.092
a <sub>4</sub>	-0.051	-0.524	-0.027
adj.R2	0.265		
IV:tsuukin b			

産業基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	0.766	0.413	
a <sub>1</sub>	1.919 ***	15.620	
a <sub>2</sub>	-1.552 ***	-2.631	
a <sub>3</sub>	0.160 ***	3.060	0.084
a <sub>4</sub>	-0.015	-0.171	-0.008
adj.R2	0.321		
IV:tsuukin b			

生活基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-3.331 **	-2.514	
a <sub>1</sub>	1.461 ***	13.053	
a <sub>2</sub>	-0.027	-0.060	
a <sub>3</sub>	0.470 ***	8.662	0.322
a <sub>4</sub>	-0.118 *	-1.701	-0.081
adj.R2	0.540		
IV:tsuukin b			

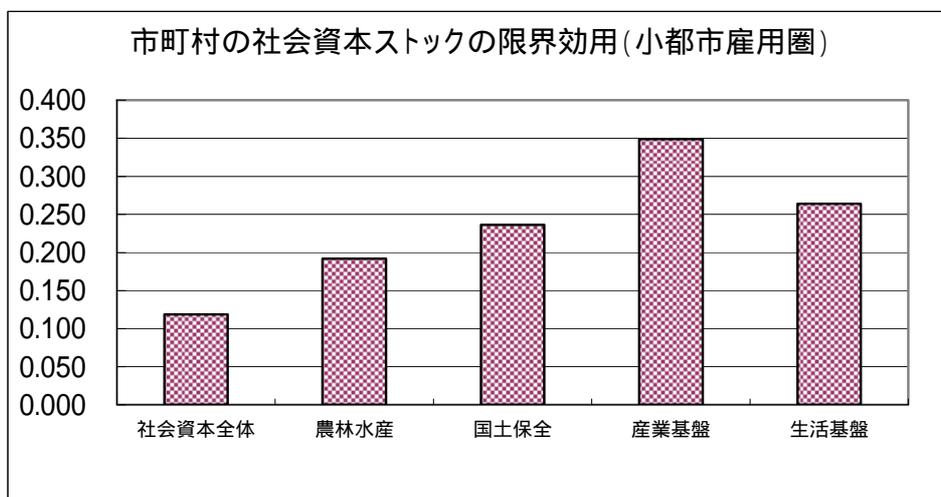
図 2-9 市町村の社会資本ストックの弾力性(小都市雇用圏)



(ロ)市町村の社会資本ストックの限界効用

図 2-10 は小都市雇用圏における市町村社会資本ストックの限界効用を示したものである。小都市雇用圏においても、全ての分野について弾力性が正となっていることから、限界効用も正となっている。分野別に見ると、産業基盤の限界効用が最も大きく、次いで、生活基盤、国土保全、農林水産の順になっている。産業基盤については、弾力性が4分野のうちで最も小さかったにもかかわらず、限界効用が最も大きいのは、産業基盤の社会資本ストックの積み上げが、他の社会資本と比べて相対的に小さいことが原因と考えられる。また、生活基盤の弾力性が4分野の中でも非常に大きかったのに、限界効用はさほど大きくなっていないのは、逆にストックの積み上げが大きいことが原因と考えられる。

図 2-10 市町村の社会資本ストックの限界効用(小都市雇用圏)



	全体	農林水産	国土保全	産業基盤	生活基盤
市町村	0.119 ***	0.192 ***	0.236 ***	0.349 ***	0.264 ***

注)

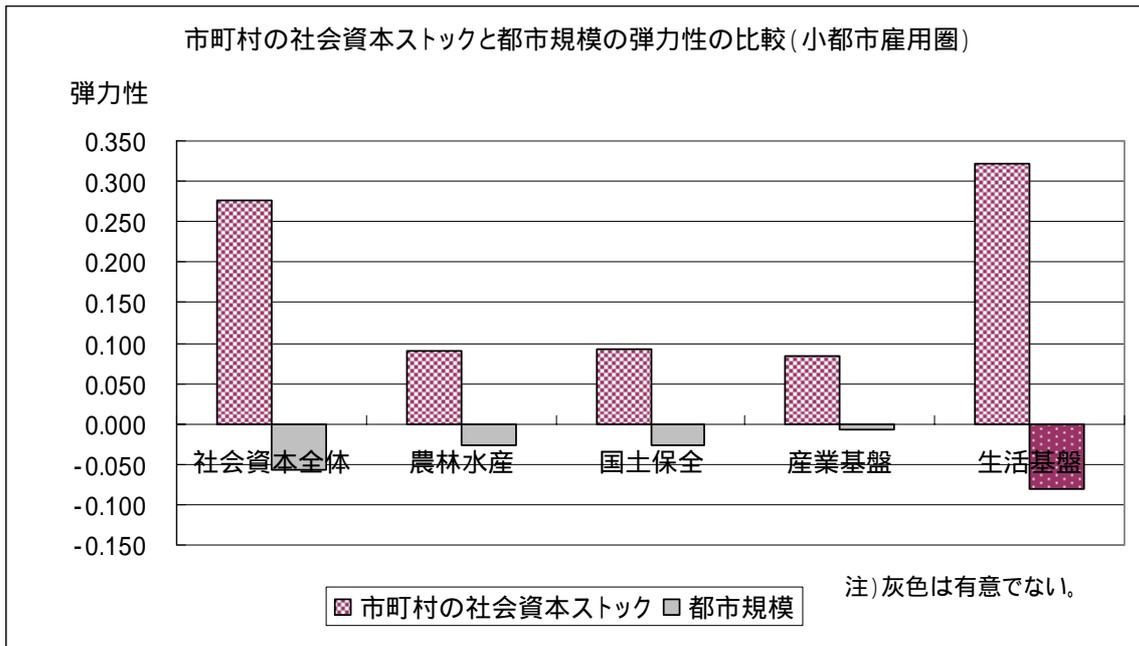
\*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意      \* : 10%有意      無印 : 有意でない

(ハ)都市規模の弾力性

図 2-11 は、市町村の社会資本ストックの弾力性と都市規模の弾力性を比較したものである。

都市規模の効果は、全ての分類において負であるが有意ではないことから、都市規模はほとんど評価されていないものとみなされる。すなわち、小都市雇用圏においては、住宅の立地選択を特徴づけているのは、都市規模よりも市町村の社会資本ストックであると考えられる。

図 2-11 社会資本ストックと都市規模の弾力性(小都市雇用圏)



最後に、大都市雇用圏と小都市雇用圏の間での弾力性及び限界効用の比較を行う。

### 都市雇用圏間の比較

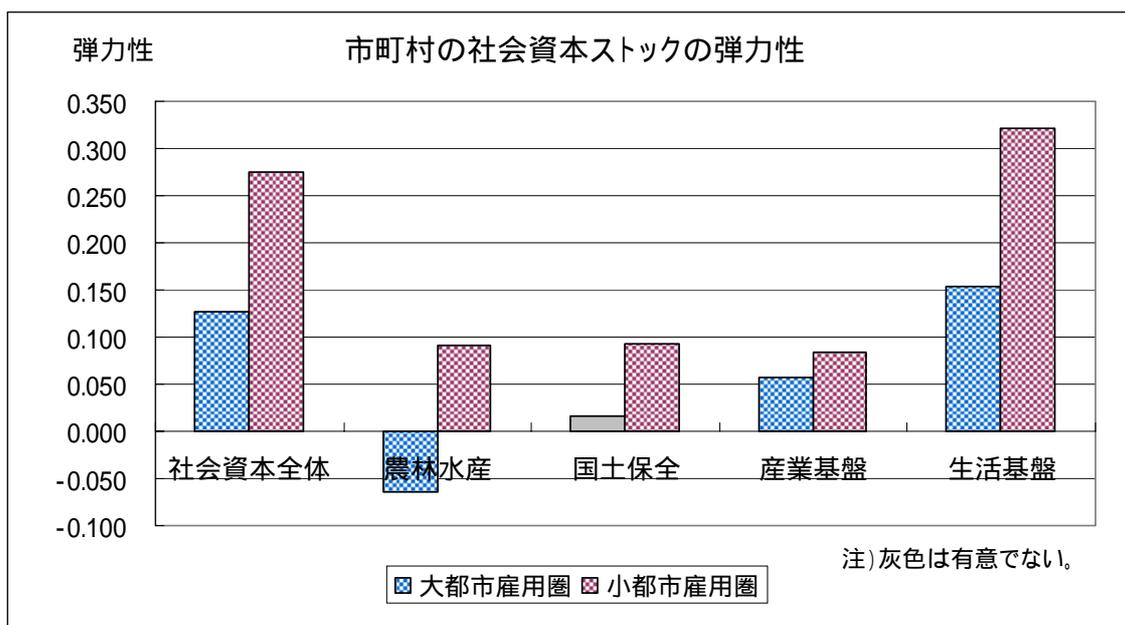
#### (イ)弾力性で見た場合

図 2-12 は、市町村の社会資本ストックの弾力性を、大都市雇用圏と小都市雇用圏で比較したものである。

社会資本全体では、小都市雇用圏の効果の方が大都市雇用圏よりも大きく、弾力性にして2倍強となっている。分野別で見ても、全ての分類において、小都市雇用圏の効果が大都市雇用圏の効果よりも大きい。どちらの都市雇用圏についても生活基盤の効果が最も大きい。大都市雇用圏では産業基盤と生活基盤の効果が大きくなっているのに対し、小都市雇用圏では生活基盤の効果が突出して大きく、その他の3分野の効果は同程度となっている。大都市雇用圏と小都市雇用圏の差が最も小さいのは産業基盤であり、その他の分類については小都市雇用圏の効果の方が明確に大きい。

ただし、大都市雇用圏のサンプル数(1361)は小都市雇用圏のサンプル数(634)の2倍強であることにより、小都市雇用圏では地価の差がより大きくパラメータに反映されている可能性があることに注意が必要である。

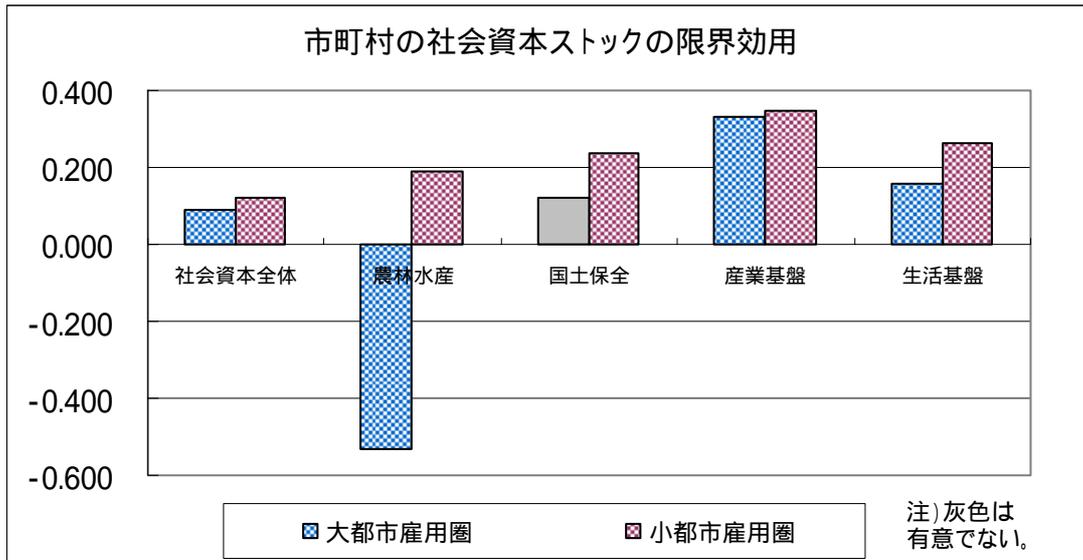
図 2-12 市町村の社会資本ストックの弾力性の比較



#### (ロ)限界効用で見た場合

図 2-13 は、市町村の社会資本ストックの地価で測った限界効用を、大都市雇用圏と小都市雇用圏で比較したものである。弾力性と同様、小都市雇用圏の方が大きな値を示している。すなわち、同額投資する場合は、小都市雇用圏において社会資本整備を行う方がより地価を押し上げる効果があることが分かる。

図 2-13 市町村の社会資本ストックの限界効用の比較

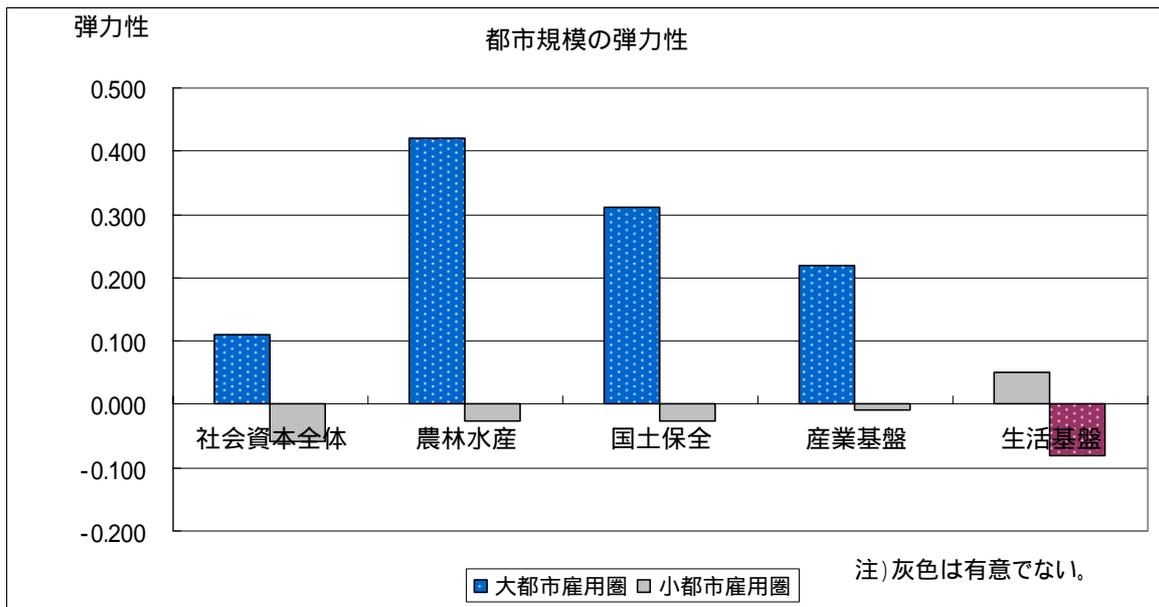


(ハ)都市規模の弾力性

図 2-14 は、都市規模（都市雇用圏の就業者数）の効果を、大都市雇用圏と小都市雇用圏について示したものである。

大都市雇用圏においては、有意に正の都市規模の効果が認められるが、小都市雇用圏については認められない。市町村社会資本ストックの効果と都市規模の効果との間にトレード・オフが成立していると仮定できるならば、大都市雇用圏においては、農林水産や国土保全との比較では都市規模の効果は大きい、生活基盤との比較では社会資本ストックの効果の大きさが増し、都市規模の効果は低下する。小都市雇用圏においては、総じて、都市規模よりも市町村の社会資本ストックが厚生に寄与していると考えられる。

図 2-14 都市規模の効果の比較



#### 4.まとめ

本章では、市町村の社会資本ストックの厚生効果を、大都市雇用圏及び小都市雇用圏について、それぞれ社会資本ストックの分野別に推定した。

推定の結果、大都市雇用圏と小都市雇用圏の両方において正の厚生効果が認められること、大都市雇用圏よりも小都市雇用圏において効果が大きいこと、社会資本ストックの分野についてはどちらの都市雇用圏についても生活基盤の効果が最も大きいこと、が明らかとなった。

また、都市規模の効果についても推定結果を検討した。大都市雇用圏については、都市規模についても有意に正の効果が認められ、その市町村の社会資本ストックとの相対的な重要性は、産業基盤や生活基盤では低くなる。一方、小都市雇用圏については、都市規模の効果は認められず、市町村の社会資本ストックの相対的な重要性が高いものと考えられる。

以上の結果から、厚生効果の観点からみた政策的インプリケーションとしては、大都市雇用圏、小都市雇用圏ともに、社会資本全体として厚生効果が見られる。また、地価で測った限界効用で見れば、小都市雇用圏の社会資本ストックの方が厚生効果が大きく、分野別に見ると、産業基盤、生活基盤、国土保全の順で厚生効果が大きいことが確認された。

ただし、分析においては、土地属性としての社会資本ストックと都市規模との間になんらかの関係が観察されること、さらに、大都市雇用圏と小都市雇用圏では両者の関係が異なることをデータのプレテストから確認しながらも、推定式では両者の間に線型性を仮定している。都市規模は、規模の経済性を中心とする複合的な集積の要因の帰結であると考えられることから、厳密に社会資本ストックの効果を明らかにするためには、社会資本ストックと都市規模との関係を明らかにし、モデルに反映させることが必要である。また、モデルで想定されているのは差別化された地点における地価と土地属性等の関係であるが、通勤時間及び住宅地の地価について、データ制約により市町村の集計変数を使用しており、パラメータには自市町村への通勤等のモデルの想定と外れるデータの影響が表れている可能性がある。推定の精度をあげるためには、以上が今後の課題となると考えられる。

## 第 3 部

### 回帰分析の基礎等

### 第3部 回帰分析の基礎等

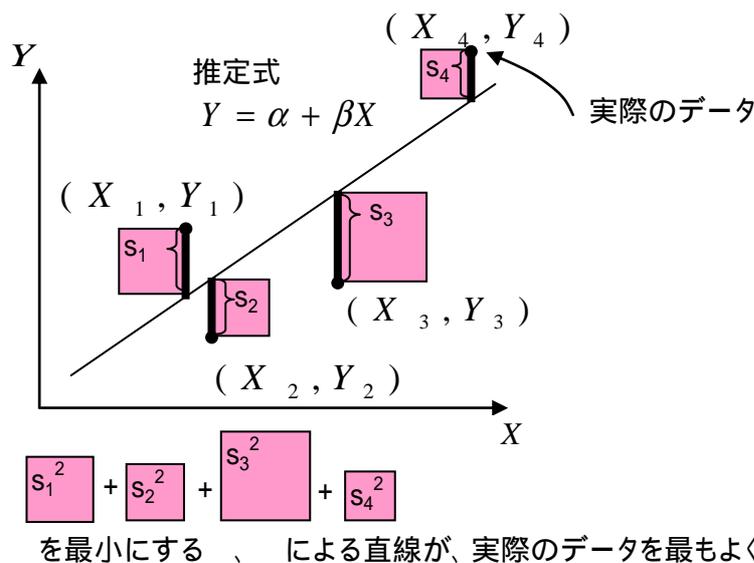
#### 1. 回帰分析の基礎

本研究における分析の内容を把握するためには、回帰分析に関する知識が必要になるため、ここでは回帰分析に関する最低限の知識について簡単にまとめた。以下の文章は「丸谷浩明(1990)「建設経済の基礎知識」(財)経済調査会」から多数箇所引用させていただいている。なお、ここでは簡単にしかまとめていないので、より厳密な解説は専門書を参照されたい。

#### (1) 回帰分析

回帰分析とは、原因となる変数  $X$  (説明変数) と結果となる変数  $Y$  (被説明変数) との定量的な関係を、例えば「 $Y = \alpha + \beta X$ 」のような方程式によって捉え、この式の  $\alpha, \beta$  の数値を、変数  $X$  と変数  $Y$  の実際のデータから推定することである。

この推定で最も一般的な方法が「最小二乗法」である。概念的に言えば、下の図において各点(実際のデータ)から回帰直線までの長さの2乗(面積)の和を最小にするような回帰直線(回帰方程式、回帰式)を求めるものである。



本分析における回帰分析に当てはめると、例えば生産力効果の分析では、説明変数である  $K_{jt}$  (民間資本ストック額)、 $N_{jt}$  (就業者数) 及び  $G_{jt}$  (社会資本ストック額) と、被説明変数である  $Y_{jt}$  (=都市雇用圏の総生産) の定量的な関係を、「 $Y_{jt} = A_{jt} K_{jt}^{\alpha} N_{jt}^{\beta} G_{jt}^{\gamma}$ 」

に若干の操作を加えて対数表示した「 $\ln \frac{Y_{jt}}{N_{jt}} = a_0 + a_1 \ln \frac{K_{jt}}{N_{jt}} + a_2 \ln N_{jt} + a_3 \ln \frac{G_{jt}}{N_{jt}}$  (但し

$a_0 = \ln A$ 、 $a_1 = \alpha$ 、 $a_2 = \alpha + \beta + \gamma - 1$ 、 $a_3 = \gamma$ 」という方程式によって捉え、この式の  $a_0$ 、 $a_1$ 、 $a_2$ 、 $a_3$  の数値を、変数  $K_{jt}$ 、 $N_{jt}$ 、 $G_{jt}$ 、 $Y_{jt}$  の実際のデータから推定することである（社会資本ストックの生産力効果を分析する上で必要となるのは  $a_3 = \gamma$ 。）

説明変数が 1 つの場合を単回帰分析、複数の場合を重回帰分析という。

## (2) 回帰分析の進め方

通常は、回帰分析のコンピュータソフトを用いてデータをインプットすると、次のような値がアウトプットされる。

説明変数の係数（パラメータともいう。）と定数項（例えば 1 . では  $a_0, a_1, a_2, a_3$ ）

### の推定値

推定全体に係る自由度調整済み決定係数（adjusted-R squared）

の係数、定数項ごとの t 値(t-statistic)

ダービン・ワトソン比(DW)

これらの数字のうち、 は求める結果である。これを経済効果を表す指標といえなくもないが、 2 . のとおり、この数値に社会資本ストック額等を考慮した限界生産性、限界効用のほうがわかりやすい。

の数値は、の結果がどれほど優れた推定値であることを示す指標であり、これらが適当な値でなければ、推定された回帰式が被説明変数と説明変数の関係を正確に表現しているとは判断できない。

## (3) 判断指標

自由度調整済み決定係数（adjusted-R squared）

被説明変数の変動のうち、回帰式すなわち説明変数によって説明される部分の割合を示すものを、決定係数と呼ぶ。したがって、決定係数は回帰式の説明力の大小を示す指標といえる。

説明変数を増やすと決定係数は定義上必ず大きくなる性質を有するため、この点を補うのによく用いられるのが、自由度（自由な値を取りうるデータの数）で調整した「自由度調整済み決定係数」であり、通常はこの値で推定式の説明力判断を行う。

自由度調整済み決定係数は、通常、0 又はごく小さなマイナスの値から 1 までの間の値をとり、もしこの数値が 1 であれば、被説明変数を 100% 説明できることとなる。したがって、この数値が 1 に近ければ、推定された関数関係は説明力が高く、適切な説明要因を把握しているとみてよいことになる。なお、クロスセクションのデータを使用した関数では、一般に少数の説明変数では説明し切れない傾向が強く、自由度調整済み決定係数もなかなか高くないのが通常である。

t 値(t-statistic)

t 値は、( 1 ) で述べた最小二乗法によって計測された説明変数のパラメータが被説明変数に影響を与える度合い(「有意」であるか否か)を判定するために用いる指標である。「有

意」とは、「その説明変数が、本当は被説明変数に全く影響を与えない」という可能性が低いと判断される」という意味である。通常用いられる基準は「有意水準5%」というものであり、「その説明変数が被説明変数に全く影響を与えないという仮定が正しい確率が5%以下である」ということである。

逆に、有意でない場合は、説明変数のパラメータが推定されたとしても、当該パラメータの信頼性はゼロと変わりが無い（無差別である）といえる。

データ数によって有意水準5%のt値は異なるが、一般的には、「t値の絶対値が2以上」であれば、パラメータは有意である場合が多い。

#### (4)問題点

##### 多重共線性

経済における重回帰分析において多く発生する問題として、説明変数の一部又は全部に相互に強い相関関係を持つものがある場合、多重共線性（通称マルチコ）が存在するという。

この場合、推定されたパラメータのt値を見ると本来は重要な変数であるにもかかわらずt値の絶対値が小さめになってしまい、この結果、重要な説明変数を分析対象から落としてしまうことにもなりかねない。また、このほか、パラメータの符号が理論と整合的でない、データの増減により推定値が大きく変わる、説明変数の増減により推定値がおおきくかわる、といった状況が見られる。

変数を追加すれば多重共線性が生じる可能性が当然高くなる。多重共線性に対する根本的な解決策はなく、重回帰分析を行う際の最も困難な問題の1つである。

##### 変数の（過）不足

相関のある説明変数のうち1つを除く（過少定式化）ことにより、の多重共線性の問題を回避することができるが、本来のモデルの推定は放棄したといってよい。また、過少定式化による誤りをおかした場合、パラメータの値は分析上信頼のおける性質を持たなくなる。なお、本来のモデルより複雑なモデルを想定した分析（過剰定式化）の場合のパラメータの値も問題はあるが、過少定式化の場合のほうが深刻である。

## 2. 弾力性、限界生産性(限界効用)

社会資本ストックの経済効果を表す指標としては、関数の回帰分析により直接推定される弾力性と、弾力性に社会資本のストック額を併せて考慮した限界生産性、限界効用がある。

### (1)弾力性

弾力性の定義

生産関数の場合、弾力性とは、

**総生産の変化率 / 生産要素の変化率**

すなわち、

**生産要素が1%変化したときに総生産が何%変化するか**

で定義される。生産関数とは、生産要素（民間資本ストック、社会資本ストック、労働力）と生産量との関係に関数で表示したものである。通常用いられる関数（コブ=ダグラス型）で表すと以下のとおり。

$$Y = F(K, L, G) = AK^\alpha L^\beta G^\gamma$$

$\left( \begin{array}{l} Y : \text{総生産} \quad K : \text{民間資本ストック} \quad L : \text{労働力} \quad G : \text{社会資本ストック} \\ A : \text{全要素生産性}^{23} \end{array} \right)$

、 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$  はパラメータとも呼ばれる。これらの値は、総生産を説明する各種変数のデータと総生産のデータを用いて推定（回帰分析）される。

$\gamma$  が、社会資本ストック額に対する総生産の弾力性を表している。社会資本ストックの生産力効果を表す1つの指標となる。

$\gamma$  の値が大きいほど、社会資本ストックの変化に対する総生産の反応（2）を参照）がよい。

なお、第2部第2章で分析している厚生効果についても、基本的な考え方は同様である。

弾力性のイメージ

後述（2）の「限界生産性」「限界効用」と異なり、（社会資本ストックの）弾力性は定義上、社会資本ストックの積上げ額とは関係なく、一定の値をとる。例えば、ある時点で積み上げられた社会資本ストックの額がある時期に100万円であっても、200万円であっても、翌年に1%増加して社会資本ストック額が101万円又は202万円になった場合の総生産の増加割合は、一定の値である。

このように、社会資本ストックの弾力性は、

**社会資本ストックが本来有する総生産増加のパフォーマンスを数値化したもの**

というイメージを持つと理解しやすい。弾力性の値が大きい社会資本ほど、総生産の反応がよい、すなわち、総生産増加のポテンシャルが高い。

弾力性と政策的インプリケーション

現在整備されている社会資本の分野ごとのストック額は当然異なる。この場合、1%社会資本ストック額が変化すると、変化「率」は分野ごとに「1%で共通」であっても、ベースとなるストック額が分野間で異なる以上、当然、変化「額」は分野ごとに「異なる」。

<sup>23</sup> 生産の増加に寄与する要因のうち、民間資本ストック、社会資本ストック、労働力以外のものであり、技術進歩などが挙げられる。

このため、弾力性のみを見るということは、投資額が分野間で異なったまま総生産の増加額を比較する（異なったモノサシで分野間比較を行う）ということになり、生産力効果の把握は直ちにはできない。一方、後述（２）の限界生産性は、定義より変化額が統一されている（モノサシが統一されている）概念なので、直接的に生産力効果の指標となりうる（なお、これは現在整備されているストック額が異なることが前提の話であり、仮に全ての分野のストック額がゼロであれば、弾力性の値を比較することにより直ちに生産力効果の分野間比較が可能。）。このため、弾力性の大小をもって直接政策的インプリケーションとして用いるのは適さない。

弾力性と限界生産性の違いは後述（３）を参照。

## （２）限界生産性

### 限界生産性の定義

追加的な投入物 1 単位により生じる生産の増加分をいう。

先述（１）で例示した生産関数の場合、

### **社会資本ストック額が 1 単位増加した場合の総生産の増加額**

となる（本分析では、社会資本ストック額（ $G$ ）、総生産（ $Y$ ）の 1 単位がいずれも 100 万円なので、社会資本ストック額が 100 万円増加した場合の、総生産の増加額（単位：100 万円）をいう）。

なお、第 2 部第 2 章で分析している厚生効果の限界効用についても、基本的な考え方は同様である。

### 限界生産性を求める過程

生産関数を先述（１）の同様、 $Y = AK^\alpha N^\beta G^\gamma$  とする。

限界生産性は先述（１）の定義を数学的に言うと、 $Y$  を  $G$  で微分することと同義。すなわち、社会資本の限界生産性（marginal product - government  $MP_G$ ）

$$\begin{aligned} &= Y' = \frac{dY}{dG} \quad Y \text{ を } G \text{ で微分するという意味の記号} \\ &= \gamma \times (AK^\alpha N^\beta) \times G^{\gamma-1} \\ &= \gamma \times (AK^\alpha N^\beta G^\gamma) \times G^{-1} \\ &= \gamma \times Y \times \frac{1}{G} \end{aligned}$$

よって、**社会資本ストックの限界生産性は**、 $MP_G = \gamma \times \frac{Y}{G}$  で表される。

すなわち限界生産性は、弾力性、 $Y$ （総生産）及び  $G$ （社会資本ストック額）で表される。

この式からわかるように、限界生産性は、社会資本ストック額（分母）が大きい分野ほど、限界生産性は小さい（＝生産力効果は小さい）。また、同じ分野でもストック額が大きくなる（積み上がる）につれて、限界生産性は低減するという性質を有する。

### 限界生産性と政策的インプリケーション

異なる分野の社会資本に、それぞれ同額を投資したとする（本分析はストックベースで考えているため、正確には「整備後のストック額と整備前のストック額の差の額が同額であった場合」である。）。

この場合、先述(1)の限界生産性の定義からすると、限界生産性の値が大きい分野の社会資本のほうが、総生産の増加額が大きい。

したがって、社会資本ストックの役割を「安全、安心の向上」といったものを全く考慮せず、「総生産を増加させる」観点のみで見れば、限界生産性の大きい社会資本を整備したほうが資源配分上効率的である。

(3)弾力性と限界生産性の相違等

以下の例ように、弾力性の大小はよりも限界生産性のほうがストック効果の比較がしやすいことがわかる。

(例)

{ 社会資本 Ga...弾力性 a: 2、ストック額: 100万円  
 社会資本 Gb...弾力性 b: 3、ストック額: 500万円  
 総生産 Y: 1000万円 } の場合。

社会資本 Ga は、弾力性: 小、限界生産性: 大

すなわち、社会資本 Ga は、総生産を増加させるパフォーマンス(弾力性)は Gb より小さい(2)にもかかわらず、ストック額が Gb と比較して小さい(100万円)ため、総生産を増加させる効果(=限界生産性)は、Ga のほうが大きい(20万円)。

	弾力性	ストック額	G が 1% 変化した場合の G の変化額 (G) (投資額)	G が 1% 変化した場合の Y の変化額 (Y)	限界生産性 (モノサシを 1万円に統一した場合) = $\frac{Y}{G}$ (1000万円 / ) (なお、左で求めた G の変化額 G を 1万円に統一した場合と一致する。 / )
社会資本 Ga	2 (小)	100万円 (小)	1万円	20万円	$2 \times (1000 \text{万円} / 100 \text{万円}) = 20$ (大) (= 20万円 / 1万円)
社会資本 Gb	3 (大)	500万円 (大)	5万円	30万円	$3 \times (1000 \text{万円} / 500 \text{万円}) = 6$ (小) (= 30万円 / 5万円)

G、Y は変化額の意味。モノサシが異なっている

$$\text{弾力性} = \frac{Y \text{ の変化率}}{G \text{ の変化率}}$$

$$\text{限界生産性} = \text{弾力性} \times \frac{Y}{G}$$

$$\frac{\frac{Y_a}{1000 \text{万円}}}{\frac{1 \text{万円}(= G_a)}{100 \text{万円}}} = 2, \therefore Y_a = 20 \text{万円}, \quad \frac{\frac{Y_b}{1000 \text{万円}}}{\frac{5 \text{万円}(= G_b)}{500 \text{万円}}} = 3, \therefore Y_b = 30 \text{万円}$$

簡単にまとめると以下のとおり。

総生産の弾力性

- ・ 総生産の変化率 / 社会資本ストック額の変化率
- ・ 社会資本ストックが本来有する総生産増加のパフォーマンスの数値化
- ・ 回帰分析からダイレクトに推定される

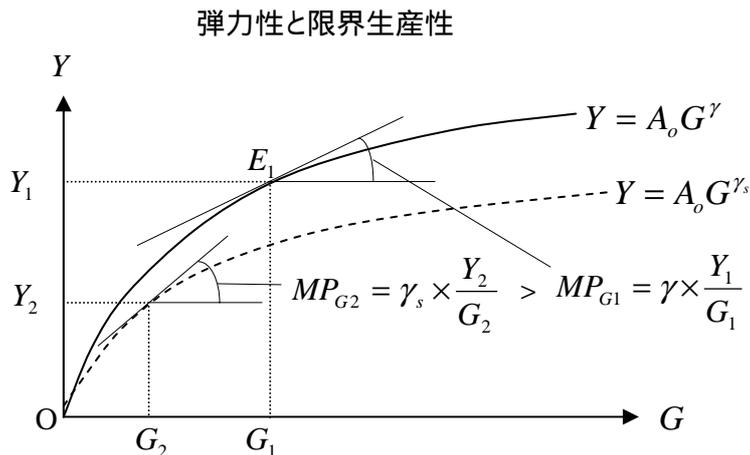
### 限界生産性

- ・ 社会資本ストック額が1単位増加した場合の総生産の増加額
- ・ ストック額が大きくなるにしたがって限界生産性の値は低減
- ・ 政策的インプリケーションに使用

図で表すと以下のとおり。

G以外の他の要素を一定と仮定すると、生産関数は、

$$Y = A_0 G^\gamma$$



弾力性 の値の大小によってグラフの形状が決まる、弾力性 は社会資本ストックが本来有する総生産増加のパフォーマンスを示している。弾力性 の値が大きくなるほど、グラフは上方に伸びる ( $\gamma > \gamma_s$ )

限界生産性は、定義から、生産関数のグラフの接線の傾きに等しい。

弾力性が小さくても、限界生産性が大きい場合 ( $\gamma > \gamma_s$ 、 $MP_{G1} < MP_{G2}$ ) は、当然ある。

お わ り に

## おわりに

最後に、社会資本ストックの生産力効果、厚生効果についてまとめるとともに、残された課題について整理する。

これまで述べたとおり、社会資本は、経済活動における生産性を向上させ経済成長をもたらす生産力効果、国民の生活水準の向上に寄与し経済厚生を高める厚生効果など、その利用に供されることによって経済活動や国民生活に対し継続的、長期的かつ多様な経済効果（社会資本のストック効果）をもたらす。このような社会資本の経済効果は、行政区区域区分である都道府県界を超えたり、逆に狭い範囲にとどまる場合もあり、また、社会資本ストックの分野ごとに効果も異なることが考えられる。

これらを明示的に考慮するため、本研究では、一連の社会経済活動が行われている地域として、全国の市町村を、DID人口を基準とした中心都市及び中心都市への通勤率を基準とする郊外都市により構成される大都市雇用圏、小都市雇用圏を考え、生産力効果については都市雇用圏を単位とし、厚生効果については資本化仮説の仮定を満たし易いものとして都市雇用圏に属する市町村を単位として、社会資本ストックの分野別に経済効果を分析した。これを各視点ごとに見ていくと、社会資本ストックの効果を次の諸点について検証することであった。第一に、社会資本ストックの効果を生産力と厚生との両側面から検証すること、第二に、社会資本ストックの分類別に効果を比較すること、第三に、経済活動や生活の実質的な圏域である都市雇用圏の大小で効果の比較を行うこと、である。

第一及び第二の点については、大都市雇用圏の産業基盤及び生活基盤については、域内総生産に対する弾力性が正となり生産力効果が確認された。分野別の比較を行うと、弾力性では生活基盤が産業基盤に優るが、既存のストックの差から、限界生産性では産業基盤の効果の方が大きくなっている。一方、厚生効果については、市町村の社会資本ストックについて見ると、大都市雇用圏では国土保全（有意でない）産業基盤及び生活基盤について、小都市雇用圏については全ての分野において効果が示された。生産力効果の場合と同じく、弾力性では産業基盤よりも生活基盤の値が大きいが、限界効用で見ると、既存ストックの相対的な大小関係から産業基盤の効果が大きくなり、生活基盤の効果はそれほど大きくない。

第三の点について見ると、総じて、大都市雇用圏については、社会資本ストックは一定の生産力効果及び厚生効果が確認され、小都市雇用圏については大都市雇用圏以上の厚生効果を発揮していることが確認された。

以上により、社会資本ストックの効果について、分野及び都市雇用圏の規模について各々の特徴が明らかとなった。分野別では、生活基盤と産業基盤については社会資本ストックの効果が認められるが、既存ストックの大きさから、域内総生産や地価に表れる効果としては、産業基盤の効果がより大きい。生産力効果と厚生効果のどちらについても、弾力性において生活基盤が最も大きく、限界概念において産業基盤が最も大きいことについては、直観的に違和感を覚えるかもしれないが、生活基盤は産業基盤に先立って、または産業基盤と補完的に整備されると考えられ、生産においても厚生においてもより基盤としての度合いが強いことを反映していると考えられる。都市雇用圏の規模別では、大都市雇用圏では、産業基盤及び生活基盤について生産力・厚生ともに効果が認められた。一方、小都市雇用圏では、厚生効果については全ての分野における効果が確認できた。

したがって、本研究に基づくインプリケーションとして、生産力効果については大都市雇用圏の産業基盤及び生活基盤の社会資本ストックの増加が、厚生効果については大都市雇用圏の農林水産以外の分野並びに小都市雇用圏の全分野の社会資本ストックの増加が望ましいことが示された。

最後に、本分析の総括的な課題を述べる。

まず、本研究では経済効果の及ぶ範囲として「都市雇用圏」を用い、当該都市雇用圏内にある社会資本ストックが当該都市雇用圏の生産力効果、厚生効果をどれほど説明するのかという都市雇用圏を分析の単位としたが、そのことによる分析上の問題について以下三点述べる。

第一に、生産力効果における同時性バイアスの問題が、都道府県分析等の行政界に基づく分析に比べて、より鮮明に表れるようになったと考えられる。都市雇用圏データを構成する市町村データの利用可能性は都道府県データに比べて著しく限られる等の問題はあるが、農林水産や国土保全の分野において、あるいは小都市雇用圏において顕著であると考えられる内生性の問題について、適切な操作変数の適用等によるパラメータの改善が必要である。

第二に、厚生効果の付け値関数における都市規模の扱い方について、課題が残されている。都市規模は、規模の経済性を中心とする複合的な集積の要因の帰結であると考えられる。一方、社会資本ストックの多くは経済活動における空間的な規模の経済性をもたらすこと等から、集積に一定の役割を果たしている可能性がある。したがって、それらの社会資本ストックと都市規模との関係をモデルに反映させることが望まれる。

第三に、生産力効果、厚生効果の共通の課題として、社会資本ストックは事業の種類ごとに経済効果の及ぶ範囲が異なる点が上げられる。例えば空港・港湾・高速道路等、社会資本の種類によっては一都市雇用圏にとどまらない可能性のあるものもあれば、一都市雇用圏内にほぼとどまるであろうと考えられる市町村道のようなものであっても、例えば高速道路へのアクセスを容易にする市町村道の整備により経済効果が当該市町村（の属する都市雇用圏）を超える場合もある。このような便益については都市雇用圏レベルで分析をしている本研究では捕捉されていない。

また、厚生効果の分析では、住宅地地価で社会資本ストックの効果を測っているのに、国土保全など住民が便益を認識しにくい種類の社会資本については、必ずしも十分に捕捉されていない可能性がある。

さらに、本研究は、これまで行われてきた社会資本整備の平均的な効果を示したものである。したがって、個々具体の社会資本ストックがどのような効果、あるいはどの程度の効果を及ぼすかは、分野、地域等により当然異なる。例えば、生産力効果の高い社会資本の分野であったとしても、一部にほとんど利用されていない状態に置かれている社会資本とその圏域にとって不可欠となっている社会資本の両方を含めた結果であると考えられる。

したがって、このような限界があることを踏まえると、本研究における分析結果のみによって、必ずしも公共事業の投資配分等今後の社会資本整備のあり方を一律に決定することができないことは論を俟たない。本分析では社会資本ストックを分野別に大括りに分類したうえで経済効果を推定したものであるため、それぞれの分野に個々の事業が該当するからといって当該事業が推定結果と同じ経済効果をもたらすことにはならない。経済効果を追求するには、個々の事業を比較検討したうえで経済効果の高い事業を行っていくことが重要である。しかしながら、マクロ的な観点からみた社会資本ストックの経済効果を示

す点で、今後の社会資本整備のあり方を考える上で有益な情報を提供するものと考えられる。

本研究では、社会資本ストックの分野ごと、及び都市雇用圏の規模による比較を試み、生産力及び厚生上の効果について上述の一定の傾向を把握することができた。さらに推定の精度をあげ詳細な比較検討を行うためには、以上が今後の課題となろう。

## 補 論

- 1 . 誤差修正モデル (Error Correction Model:ECM)
- 2 . 小都市雇用圏における生産力効果の推計
- 3 . 都市雇用圏の社会資本ストックの厚生効果の推計

## 補論1 誤差修正モデル(Error Correction Model:ECM)

### 1. 社会資本ストックと総生産の因果関係

第2部第1章で行った都市雇用圏ごとのパネルデータによるコブ・ダグラス型生産関数の推定では、社会資本の分野によっては社会資本ストックの総生産に対する弾力性が有意にマイナスとなっている例が少なくない。特に、小都市雇用圏では、後述補論2のとおりパラメータの有意性及び符号が全体的に不安定であり、理論との整合性が良くない。このように社会資本ストックが符号条件を満たさないという現象が現れる原因として、ストックとしての社会資本を形成するフローの公共事業が、総生産の配分の決定に依存するという同時性や、配分を決定する際に、公平性のための所得再分配等、資源の効率的配分以外の基準を加味した決定がなされていること等が指摘されている。

このように、経済の構造に同時性が想定され、双方向の因果関係による潜在的なフィードバックの効果が働いていると考えられる場合の分析手法には、パネルデータを利用した推定、同時方程式モデルの推定、及び操作変数による推定があり(Romp, W. and Haan, J., 2005)。本研究では、都市雇用圏のパネルデータを利用した推定を行った。さらにここでは、同時性の問題を、長期的関係と短期的動向に分離することで回避する誤差修正モデル(Error Correction Model:ECM)の推定を試みる。

経済理論は、原則として、長期的、すなわち静態的な均衡状態<sup>24</sup>における経済構造を語るものであり、均衡状態への調整の過程を捨象していることが多い。誤差修正モデルは、実際の経済変数のデータ系列のうち、同様のトレンドに従う変数間には理論と整合的な構造が成立しており、その変数間の残差(トレンドを持たない)が長期的均衡への調整過程を表していると想定するモデルである。よって、変数間の因果関係の存在と、長期均衡と比較した場合どのような状態にあるのかを明らかにすることができる。

社会資本ストックと総生産については、両者が長期時系列的には同じような動きをしながら、短期的には、公共投資の分配による「総生産から社会資本ストック」の効果と、フロー効果及び長期的なストック効果による「社会資本ストックから総生産」の効果という双方向の因果関係がはたらいっている可能性がある。したがって、誤差修正モデルの推定によって、それらの因果関係の方向性と長期的均衡に対してどのような調整過程にあるかを明らかにすることで、社会資本ストックから総生産への効果を検証する。

以上の背景を踏まえ、補論1においては、社会資本ストックの増加が、総生産に恒久的な効果をもたらしているか、もたらしているとすれば、その効果は総生産の最大期待成長率をもたらす社会資本の投資率の水準から見て、どのような水準にあるかを明らかにすることを目的とする。

### 2. 誤差修正モデル

#### (1) 考え方

##### 共和分関係

時系列データで最小二乗法(OLS)を行う場合、その時系列データが非定常<sup>25</sup>であると

<sup>24</sup> 経済理論における長期的均衡とは、一般的に、長期的に到達するはずのバランスのとれた状態である静態的均衡と同義であり、短期的な不均衡の状態との対比で用いられる。一方、時系列的な実証分析における長期的関係とは、経済メカニズムの中の変数間に定常な関係が維持されていることを指すとされている(市川, 2003)。

<sup>25</sup> 時系列データが「非定常である」とは、時間の経過によりデータ数が増加するのに伴って、実現するデータ

きに「見せかけの相関」<sup>26</sup>が生じることが知られている（和合、1995）。ただし、非定常時系列データの組み合わせの中には、1次結合によって非定常性が失われるものがあり、これを共和分関係と呼ぶ。たとえば、次の回帰方程式モデルを考える。

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \eta_t \quad \dots(1)$$

$Y_t$  と  $X_t$  はそれぞれ単位根<sup>27</sup>を持つため非定常時系列であるが、 $\eta_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$  で定義される誤差項  $\eta_t$  が単位根を持たない定常時系列であるとき、 $Y_t$  と  $X_t$  は共和分関係にある。これは、 $Y_t$  と  $X_t$  が概ね同じ歩調で動いている系列であり、その誤差に確率的トレンド<sup>28</sup>を持たないことから、両者の関係に不規則な動きがあった場合でも元の関係に戻る傾向にあることを意味している。換言すれば、もし経済理論から示唆される2つ以上の変数が共和分されているとすると、短期では均衡から乖離したとしても、それらの変数の間には安定的な長期的関係が成立していると言える。

### 誤差修正モデル

2変数が共和分関係にあるならば、 $Y_t$  と  $X_t$  間の長期の関係（2変数を同じように動かす関係）と短期的動向（2変数のそれぞれのトレンドからの乖離の関係）とを区別することができる。共和分分析に関する Engle-Granger の表現定理（Engle and Granger, 1987）によれば、2変数  $Y_t$  と  $X_t$  が1次で共和分されるような1次の和分過程<sup>29</sup>（「 $I(1)$ 」という。）の関係にあるならば、2変数の関係を次の誤差修正モデルとよばれる形で表現することができる。

$$\begin{aligned} \Delta X_{it} &= c_{1i} + \lambda_{1i} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^K \Phi_{11ij} \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \Phi_{12ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{1it} \\ \Delta Y_{it} &= c_{2i} + \lambda_{2i} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^K \Phi_{21ij} \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \Phi_{22ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{2it} \end{aligned} \quad \dots(2)$$

$\varepsilon_1$  と  $\varepsilon_2$  は誤差項で  $E(\varepsilon_1 \varepsilon_2) \neq 0$  と仮定される。 $\hat{e}_{i,t-1}$  は誤差修正項といい、通常、回帰式(1)の残差（推定値）を用いる。2変数  $Y_t$  と  $X_t$  が共和分関係にあれば、 $\hat{e}_{i,t-1}$  は定常時系列となることから、(2)式の全てのデータが定常時系列となり、通常の OLS に関する検定統計量を利用することができる。

誤差修正項  $\hat{e}_{i,t-1}$  は長期的均衡からの乖離を表し、誤差修正項に係るパラメータ  $\lambda_{1i}$ 、 $\lambda_{2i}$  はその乖離が均衡に回帰していく反応の速度を表している。また、 $\Delta X_{i,t-j}$  や  $\Delta Y_{i,t-j}$  に係るパ

系列の期待値や分散が変化することをいう。ある時系列データが定常性を満たす条件は、期待値と分散が時間を通じて一定であり、かつ自己共分散（時点の異なるデータの共分散）が2時点の差のみに依存することであるが、それを満たさない場合そのデータは非定常となり、適切な対応をせずに回帰分析を行うと「見せかけの回帰」が生じる可能性がある。

<sup>26</sup> 本来2変数間に直接的な関係がないにもかかわらず、高い相関関係が観察されること。

<sup>27</sup> 例えば、ある変数  $X_t$  の自己回帰式  $X_t = \rho X_{t-a} + u_t$ （ $u_t$  は平均・分散が一定の正規分布に従う）において  $\rho = 1$  となる場合、 $X_t$  は単位根をもつ。

<sup>28</sup> 分散が時間とともに増大すること。

<sup>29</sup> レベル（脚注 33 参照）では非定常であるが、階差をとると定常になるようなデータ系列。1階階差をとると定常になるものを「1次の和分過程」という。

ラメータ  $\Phi_{11ij}$ 、 $\Phi_{12ij}$ 、 $\Phi_{21ij}$ 、 $\Phi_{22ij}$  は、 $\Delta X_{i,t-j}$  や  $\Delta Y_{i,t-j}$  に不規則な動きがあった場合に、即座に被説明変数に対して生じる反応を表す。

#### 社会資本ストックと総生産の共和分関係

社会資本ストックと総生産との間に共和分関係があると仮定するとき、社会資本ストックから総生産への影響と、総生産から社会資本ストックへの影響という、2方向の長期的関係の可能性が考えられる。経済成長理論では資本が生産に寄与する関係が描かれるが、一方、経済成長に伴って消費活動が活発化すると、消費に関連する目的で社会資本ストックへの需要が増加するという逆の因果関係も考えられる。また、総生産が、社会資本ストックを形成する公共投資へ所得格差是正の目的で配分される場合、成長理論とは逆の因果関係及び影響をもたらすことが想定される。

ここで、誤差修正モデルを用いると、共通のトレンドに従っている2変数の動きを短期的動向と長期的均衡への調整とに分離することができるため、長期的な因果関係の存在と方向性を検証することができる。具体的には、経済成長モデルから、総生産と社会資本ストックとの関係を導出し、誤差修正モデルとして特定化した上で、誤差修正項（長期的効果）のパラメータをテストする。経済が内生的成長モデルに従っているとすれば<sup>30</sup>、誤差修正項のパラメータには長期的均衡への調整過程の状態が表される（Canning and Pedroni, 1999）。

#### 方法

誤差修正項モデルの推定を試みる。1人当たり社会資本ストックと1人当たり総生産のそれぞれは非定常な系列であるが、両者に共和分関係が存在するとき、Engle-Grangerの表現定理により、これらの関係は誤差修正項モデルで表現することができる。誤差修正項モデルの推定方法は、次の通りである。

- (i) 一人当たり総生産及び一人当たり社会資本ストックの対数表現のデータ系列のそれぞれが1次の和分過程に従っているか否かについて、単位根検定によりテストする。
- (ii) 両者が共和分の関係にあるか否かについて、残差に基づく共和分検定によりテストする。
- (iii) 共和分関係が確認されるならば、(ii)の推定式の残差を誤差修正項として誤差修正項モデルを推定する。
- (iv) 誤差修正項のパラメータから、社会資本ストックの変化が総生産の変化にもたらす恒久的な効果の存在及び状態について検討する。パラメータのうち、少なくとも一方が有意であれば、変数間の恒久的関係が保持されているとみなされる。また、パラメータの符号及び有意性から、総生産を最大化する投資率を前提とした長期的均衡からの乖離の状態、すなわち、長期的均衡に向かう調整過程にあるか、それとも長期的均衡水準にあるかを調べることができる。

<sup>30</sup>総生産が非定常な系列であるとき、経済成長理論によればそのメカニズムには2つの考え方がある。第一の新古典派理論の考え方では、総生産と資本の関係は安定的であるため、非定常性をもたらしているのは技術革新等の全要素生産性である、というものである。よって、社会資本ストックの変化が、総生産に対して共通のトレンドを超える恒久的な影響を与えることはない。第二の内生的成長理論によれば、非定常性をもたらしているのは資本へのショックであるため、社会資本ストックに関するショックは総生産に恒久的に影響を与える。したがって、総生産と社会資本ストックが共和分の関係にある場合、内生的成長モデルが成立していれば、誤差修正項には長期的均衡への調整過程が有意に表れると考えられる（Canning and Pedroni, 1999）。

## (2) モデル

以下の分析の枠組みは、内生的成長理論及び社会資本ストックと総生産の間の共和分関係を前提として、一人当たり社会資本ストックが総生産にもたらす長期的効果を誤差修正項モデルで表現した Canning and Pedroni (1999) のモデルに倣っている。

### 前提

社会資本ストックは最終財の生産のみに利用されるとする。社会資本ストックへの投資は、民間部門の貯蓄に係る税、あるいは投資に関する民間部門の決定によって他の用途の資本から調達される。ここで、社会資本ストックと総生産との関係は、内生的成長理論にしたがって、資本蓄積の変化が総生産に恒久的な効果をもたらすと考える<sup>31</sup>。

### モデル

次のコブ・ダグラス型生産関数を考える。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha G_t^\beta L_t^{1-\alpha-\beta} \quad \dots(3)$$

ここで、 $Y_t$  は  $t$  期の総生産であり、全要素生産  $A_t$ 、民間資本ストック  $K_t$ 、社会資本ストック  $G_t$ 、及び労働  $L_t$  によって決定される。前期の社会資本ストック  $G_t$  は、当期の総生産  $Y_t$ 、及び社会資本への投資率  $\tau_t$  と、貯蓄率  $s$  (一定と仮定) によって決定されると考える。

$$G_{t+1} = \tau_t s Y_t \quad \dots(4)$$

次期の民間資本ストック  $K_t$  は、貯蓄のうち、社会資本ストックに振り向けられなかった分によって決まる。

$$K_{t+1} = (1 - \tau_t) s Y_t \quad \dots(5)$$

社会資本への投資率  $\tau_t$  については、公的意思決定によって税収から決まると想定しても、民間投資の意思決定によって決まると想定しても、どちらでもよいとする。

生産関数(3)式に、(4)式と(5)式を代入すると、一人当たり総生産は次の(4)式のようになる。

$$\left( \frac{Y_{t+1}}{L_{t+1}} \right) = A_{t+1} s^{\alpha+\beta} (1 - \tau_t)^\alpha \tau_t^\beta \left( \frac{Y_t}{L_t} \right)^{\alpha+\beta} \left( \frac{L_t}{L_{t+1}} \right)^{\alpha+\beta} \quad \dots(6)$$

ここで、外生変数である全要素生産性  $A_t$ 、社会資本への投資率  $\tau_t$ 、労働  $L_t$  に関する仮定をおく。全要素生産性については、

$$\ln A_t = a_t = a_0 + \sigma + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t = \delta \varepsilon_{t-1} + w_t \quad 0 \leq \delta \leq 1 \quad E[w_t] = 0 \quad \dots(7)$$

とする。 $\sigma$  は成長率に関するトレンド、 $\varepsilon_t$  は攪乱項を表す。攪乱項が定常の場合は、 $\delta < 1$ 、非定常の場合は、 $\delta = 1$  が成り立つ。社会資本への投資率については、

$$\tau_t = \bar{\tau} + \mu_t \quad E[\mu_t] = 0 \quad \dots(8)$$

とする。人口増加率は、

<sup>31</sup> 新古典派成長理論では、技術進歩が総生産に長期的な効果をもたらすと考えるため、資本蓄積の変化の影響は一時的である。一方、内生的成長理論によれば、資本蓄積の変化が総生産に恒久的な効果をもたらすと考えるため、資本蓄積の変化の影響は恒久的である。

$$\ln\left(\frac{L_{t+1}}{L_t}\right) = \bar{n} + n_{t+1} \quad E[n_t] = 0 \quad \dots(9)$$

とする。すなわち、社会資本への投資率及び人口増加率については定常な系列であるが、全要素生産性については、定常な場合と非定常な場合があることを想定する。

以上の仮定より、一人当たり総生産は(10)式のように表される。

$$\ln\left(\frac{Y_{t+1}}{L_{t+1}}\right) = y_{t+1} = c + (\alpha + \beta)y_t + v_{t+1} \quad \dots(10)$$

$$\left[ \begin{array}{l} c = a_0 + \sigma + (\alpha + \beta)(\ln s - \bar{n}) \\ v_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + \alpha \ln(1 - \bar{\tau} - \mu_t) + \beta \ln(\bar{\tau} + \mu_t) - (\alpha + \beta)n_{t+1} \end{array} \right]$$

一人当たり総生産  $y_t$  の定常性を決める要因は、全要素生産性の攪乱項の  $\varepsilon_{t+1}$  のみである。したがって、(7)式より、 $y_t$  は  $= 1$  かつ  $\alpha + \beta < 1$ 、または  $< 1$  かつ  $\alpha + \beta = 1$  のとき、非定常となり単位根を持つ。

ここで、一人当たり社会資本の蓄積過程は、(11)式のように表される。

$$\ln\left(\frac{G_{t+1}}{L_{t+1}}\right) = g_{t+1} = \bar{\tau} + \ln s + y_t + \mu_t - n_{t+1} \quad \dots(11)$$

$$g_{t+1} - \bar{\tau} - \ln s - y_{t+1} = -\Delta y_{t+1} + \mu_t - n_{t+1}$$

$y_t$  が単位根を持つとき、(6)及び(7)の仮定から  $\Delta y_t$  は定常となる。よって、 $g$  と  $y$  の一次結合 (= 左辺) から定常な時系列 (= 右辺) が生み出されるため、 $g$  と  $y$  は共和分の関係にあるといえる。

内生的成長理論にしたがう経済を仮定する場合、社会資本ストックの変化は総生産の水準を恒久的に変化させる<sup>32</sup>。この長期的効果の符号は、社会資本ストックへの投資率  $\bar{\tau}$  が総生産の期待成長率を最大にするような税率を上回っているか否かに依存して、正又は負の値をとる。期待成長率は社会資本への投資のシェアが(12)式の期待値を最大化する水準  $\tau^*$  に設定されているときに最大となり、攪乱要因がない場合、その水準は(13)式のようになる。

$$\alpha \ln(1 - \bar{\tau} - \mu_t) + \beta \ln(\bar{\tau} + \mu_t) \quad \dots(12)$$

$$\tau^* = \frac{\beta}{\alpha + \beta} \quad \dots(13)$$

モデルから導出される条件

以上のモデルから導出される条件をまとめると、次のようになる。

<sup>32</sup> 新古典派成長理論では経済成長の源泉は技術進歩であるため、社会資本ストックの長期的な水準は所得水準と連動する。

(イ) コブ・ダグラス型生産関数の誘導型である(11)式について、 $\tau = 1$  かつ  $\alpha + \beta < 1$ 、  
 又は  $\tau < 1$  かつ  $\alpha + \beta = 1$  が成立していると仮定する場合：

このとき、 $y_t$  と  $g_t$  は、それぞれ非定常で1次の和分過程に従うが、2変数の間には共和分関係が存在する。すなわち、一人当たり社会資本ストックと一人当たり総生産との間には、長期的な関係が存在する。

(ロ)  $\tau = 1$  かつ  $\alpha + \beta < 1$  が成立していると仮定する場合：

新古典派の経済成長モデルに該当し、非定常な技術進歩が総生産に恒久的な影響を与えるが、社会資本ストックの変化は生産に恒久的な影響を与えない。

(ハ)  $\tau < 1$  かつ  $\alpha + \beta = 1$  が成立していると仮定する場合：

内生的成長モデルに該当し、社会資本ストックの変化は、総生産に長期的な影響をもたらす。この効果の符号は、社会資本ストックの投資率が総生産の期待成長率を最大化する水準よりも小さいとき ( $\bar{\tau} < \tau^*$ ) に正となり、大きいとき ( $\bar{\tau} > \tau^*$ ) に負となる。

ここでは、内生的成長理論を前提とするため、(イ)及び(ハ)の仮定を前提として、長期的な効果及びその収束条件を検証する。

### 3. データ

モデルの仮定より、実証分析に用いるデータにおいて必要となる条件は、第一に、一人当たり総生産を対数表現した系列が単位根を持つことである。第二に、一人当たり社会資本ストックの対数表現の系列が単位根を持ち、かつ一人当たり総生産の対数表現の系列との間に共和分関係が成立することが必要である。

推定に使用するデータは、1974年から1998年までの、大都市雇用圏及び小都市雇用圏における総生産、社会資本ストック、及び就業者数のパネルデータである。社会資本ストックについては、社会資本全体に加え、表4-1のような分野別を考える。

表 4-1 社会資本ストックの分類

データの分類	表記	使用データ
社会資本 全体	total	ln(total/labour)
分野別 農林水産	nourin	ln(nourin/labour)
国土保全	kokudo	ln(kokudo/labour)
産業基盤	sangyo	ln(seikatsu/labour)
生活基盤	seikatsu	ln(sangyo/labour)
総生産	y	ln(GDP/labour)
就業者数	labour	

#### (1) データのプレテスト

データの時系列特性がモデルに整合的か否かをテストするために、総生産（一人当たり総生産を対数表現した系列）と社会資本ストック（一人当たり社会資本ストックを対数表現した系列）について、単位根検定及び共和分検定を行う。

##### 単位根検定

データのレベル及び1階の階差<sup>33</sup>をとったものについて、単位根を持つか否かの検定(単

<sup>33</sup> ある変数  $X_t$  について、もとの変数  $X_t$  はレベル、 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  は1階の階差。

位根検定)を行った<sup>34</sup>(表4-2～表4-4)。

(イ)大都市雇用圏

表4-2及び表4-3を見ると、総生産(y)と社会資本全体(total)については、レベルでは単位根が存在するが、階差をとると単位根の存在は棄却される。すなわち、1次の和分過程I(1)にある。

表4-4の社会資本ストック4分野で見ても、全ての分野で、レベルでは単位根が検出されるが、階差では定常となっているため、I(1)が成立しているとみなす。

表4-2 単位根検定:大都市雇用圏の総生産

ln(GDP/labour)定数項・トレンド(総生産 レベル)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	5.705	1.000	121	1974-1998	有	
Breitung t-stat	-16.557	0.000	121	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	4.820	1.000	121	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	188.702	0.995	121	1974-1998	有	
PP - Fisher Chi-square	120.735	1.000	121	1974-1998	有	
dln(GDP/labour)定数項(総生産 階差)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-29.017	0.000	121	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-13.536	0.000	121	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-28.835	0.000	121	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	1280.470	0.000	121	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	1393.170	0.000	121	1974-1998	無	

表4-3 単位根検定:大都市雇用圏の社会資本ストック(total)

ln(total/labour)定数項・トレンド(社会資本全体 レベル)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-15.042	0.000	121	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-1.375	0.085	121	1974-1998	有	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.292	0.385	121	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	312.902	0.001	121	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	585.538	0.000	121	1974-1998	無	
dln(total/labour)定数項(社会資本全体 階差)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-14.667	0.000	121	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-3.763	0.000	121	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-14.067	0.000	121	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	672.118	0.000	121	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	784.779	0.000	121	1974-1998	無	

<sup>34</sup> 対立仮説を、「変数はトレンドのまわりで定常である」として検定する。パネル単位根の検定法は、パネルメンバーが共通の自己回帰パラメータを持つとする手法2種類と、それぞれ異なるパラメータを持つことができるとする手法3種類を採用した。階差の場合には、トレンド項は除く。単位根の存在の判定については、ここでは、5種類の検定法のうち、少なくとも1種類の検定法について単位根の存在が棄却されなかった場合、単位根が存在するとみなし、全検定法において単位根の存在が棄却された場合に、単位根が存在しないとみなす。

表 4-4 単位根検定:大都市雇用圏の分野別社会資本ストック

ln(nourin/labour)定数項・トレンド(農林水産 レベル)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-12.888	0.000	121	1974-1998	無	
Breitung t-stat	6.222	1.000	121	1974-1998	有	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.074	0.470	121	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	300.501	0.006	121	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	568.082	0.000	121	1974-1998	無	
dln(nourin/labour)定数項(農林水産 階差)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-16.492	0.000	121	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-5.714	0.000	121	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-16.508	0.000	121	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	808.928	0.000	121	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	968.875	0.000	121	1974-1998	無	
ln(kokudo/labour)定数項・トレンド(国土保全 レベル)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-11.250	0.000	121	1974-1998	無	
Breitung t-stat	4.818	1.000	121	1974-1998	有	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.910	0.181	121	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	308.772	0.002	121	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	301.803	0.005	121	1974-1998	無	
dln(kokudo/labour)定数項(国土保全 階差)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-18.673	0.000	121	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-8.651	0.000	121	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-21.520	0.000	121	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	970.359	0.000	121	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	1111.530	0.000	121	1974-1998	無	

ln(sangyo/labour)定数項・トレンド (産業基盤 レベル)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-6.193	0.000	121	1974-1998	無
Breitung t-stat	2.698	0.997	121	1974-1998	有
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.025	0.153	121	1974-1998	有
ADF - Fisher Chi-square	399.919	0.000	121	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	396.476	0.000	121	1974-1998	無

dln(sangyo/labour)定数項 (産業基盤 階差)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-34.379	0.000	121	1974-1998	無
Breitung t-stat	-11.425	0.000	121	1974-1998	無
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-30.166	0.000	121	1974-1998	無
ADF - Fisher Chi-square	1365.040	0.000	121	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	1575.510	0.000	121	1974-1998	無

ln(seikatsu/labour)定数項・トレンド(生活基盤 レベル)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-18.872	0.000	121	1974-1998	無
Breitung t-stat	3.451	1.000	121	1974-1998	有
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.491	0.000	121	1974-1998	無
ADF - Fisher Chi-square	432.008	0.000	121	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	435.400	0.000	121	1974-1998	無

dln(seikatsu/labour)定数項 (生活基盤 階差)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-15.171	0.000	121	1974-1998	無
Breitung t-stat	-2.201	0.014	121	1974-1998	無
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-14.961	0.000	121	1974-1998	無
ADF - Fisher Chi-square	689.043	0.000	121	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	856.235	0.000	121	1974-1998	無

(D)小都市雇用圏

小都市雇用圏のデータについては、表 4-5 及び表 4-6 から、総生産 (y) と社会資本全体 (total) については、レベルでは単位根が存在するが、階差をとると単位根の存在は棄却される。すなわち、1 次の和分過程  $I(1)$  が成立している。

表 4-7 の社会資本ストック 4 分野で見ても、全ての分野で、レベルでは単位根が検出されるが、階差では定常となっているため、 $I(1)$  が成立しているとみなす。

表 4-5 単位根検定:小都市雇用圏の総生産

ln(GDP/labour)定数項・トレンド(総生産 レベル)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	2.921	0.998	232	1974-1998	有	
Breitung t-stat	-20.612	0.000	232	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	3.092	0.999	232	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	406.536	0.974	232	1974-1998	有	
PP - Fisher Chi-square	294.115	1.000	232	1974-1998	有	
dln(GDP/labour)定数項 (総生産 階差)						
Method	Statistic	Prob.**	sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-42.316	0.000	232	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-17.718	0.000	232	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-36.074	0.000	232	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	2343.330	0.000	232	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	2513.090	0.000	232	1974-1998	無	

表 4-6 単位根検定:小都市雇用圏の社会資本ストック (total)

ln(total/labour)定数項・トレンド(社会資本全体 レベル)						
Method	Statistic	Prob.**	sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-15.939	0.000	232	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-7.407	0.000	232	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.319	0.906	232	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	519.941	0.037	232	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	833.055	0.000	232	1974-1998	無	
dln(total/labour)定数項 (社会資本全体 階差)						
Method	Statistic	Prob.**	sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-32.073	0.000	232	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-10.577	0.000	232	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-26.048	0.000	232	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	1719.040	0.000	232	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	2060.330	0.000	232	1974-1998	無	

表 4-7 単位根検定:小都市雇用圏の分野別社会資本ストック

ln(nourin/labour)定数項・トレンド (農林水産 レベル)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-17.071	0.000	232	1974-1998	無	
Breitung t-stat	12.139	1.000	232	1974-1998	有	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.013	0.844	232	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	589.285	0.000	232	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	673.309	0.000	232	1974-1998	無	
dln(nourin/labour)定数項 (農林水産 階差)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-26.928	0.000	232	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-8.387	0.000	232	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-22.106	0.000	232	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	1562.040	0.000	232	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	1737.260	0.000	232	1974-1998	無	
ln(kokudo/labour)定数項・トレンド (国土保全 レベル)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-10.196	0.000	232	1974-1998	無	
Breitung t-stat	8.169	1.000	232	1974-1998	有	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	2.668	0.996	232	1974-1998	有	
ADF - Fisher Chi-square	465.241	0.475	232	1974-1998	有	
PP - Fisher Chi-square	465.968	0.466	232	1974-1998	有	
dln(kokudo/labour)定数項 (国土保全 階差)						
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根	
Null: Unit root (assumes common unit root process)						
Levin, Lin & Chu t*	-36.235	0.000	232	1974-1998	無	
Breitung t-stat	-13.825	0.000	232	1974-1998	無	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)						
Im, Pesaran and Shin W-stat	-26.822	0.000	232	1974-1998	無	
ADF - Fisher Chi-square	1729.480	0.000	232	1974-1998	無	
PP - Fisher Chi-square	1778.340	0.000	232	1974-1998	無	

ln(sangyo/labour)定数項・トレンド (産業基盤 レベル)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-12.959	0.000	232	1974-1998	無
Breitung t-stat	6.492	1.000	232	1974-1998	有
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.299	0.001	232	1974-1998	無
ADF - Fisher Chi-square	906.802	0.000	232	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	1111.700	0.000	232	1974-1998	無

dln(sangyo/labour)定数項 (産業基盤 階差)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-48.413	0.000	232	1974-1998	無
Breitung t-stat	-15.546	0.000	232	1974-1998	無
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-38.685	0.000	232	1974-1998	無
ADF - Fisher Chi-square	2590.050	0.000	232	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	3056.830	0.000	232	1974-1998	無

ln(seikatsu/labour)定数項・トレンド(生活基盤 レベル)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-19.013	0.000	232	1974-1998	無
Breitung t-stat	2.193	0.986	232	1974-1998	有
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.979	0.164	232	1974-1998	有
ADF - Fisher Chi-square	557.977	0.002	232	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	1013.220	0.000	232	1974-1998	無

dln(seikatsu/labour)定数項 (生活基盤 階差)

Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	Period	単位根
Null: Unit root (assumes common unit root process)					
Levin, Lin & Chu t*	-40.039	0.000	232	1974-1998	無
Breitung t-stat	-11.730	0.000	232	1974-1998	無
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-29.428	0.000	232	1974-1998	無
ADF - Fisher Chi-square	1826.600	0.000	232	1974-1998	無
PP - Fisher Chi-square	2048.850	0.000	232	1974-1998	無

共和分検定

OLS の 2 方向固定効果モデルにより、以下の共和分回帰式を推定し、均衡誤差の推定値を求める。

$$g_{it} = a_i + b_i + \beta y_{it} + e_{it} \quad \dots(14)$$

攪乱項は定常である。変数が  $I(1)$  過程であるため、パラメータに一致性はないが、超一  
致性により見せかけの回帰の問題はなくなることが知られている (Kennedy, 2003)。共和  
分の検定方法として、残差に基づく共和分検定を行う<sup>35</sup>。また、参考として、Johansen の  
共和分検定も行った。<sup>36</sup>

<sup>35</sup> 単位根検定の判定については、データの単位根検定と同様に、5種類の検定法のうち少なくとも1以上の  
検定法で単位根が検出された場合、単位根が存在するとした。

<sup>36</sup> Johansen の共和分検定では、単位根検定で選択された最大ラグ数のラグをとり、データに確定的トレンド  
を、共和分回帰式と VAR 式に定数項を仮定した。

(イ)大都市雇用圏

共和分検定の結果を表 4-8 に示した。左側が残差の単位根検定による結果、右側が Johansen の共和分検定による結果である。社会資本全体及び 4 分野全てにおいて、少なくとも 1 種類の検定法において単位根が検出されているため、共和分関係にない可能性が否定できない。Johansen の共和分検定では、社会資本全体、農林水産及び国土保全についてはランク<sup>37</sup>が最大 1 と検出されているため、共和分関係にあると考えられる。産業基盤及び生活基盤については、共和分ランクが最大 2 となっている。共和分ランクが 2 以上存在する場合、社会資本ストックと総生産との関係を一意に定まらないこととなる。ここでは、残差による共和分検定の結果と Johansen の共和分検定の結果から、社会資本全体、農林水産及び国土保全については総生産との間に共和分関係があるとみなす。産業基盤及び生活基盤については、分析の結果は参考値とする。

表 4-8 共和分検定:大都市雇用圏

残差の単位根検定による結果					Johansen の共和分検定による結果					
(total/ラグ5) 社会資本全体					(total/ラグ5) 社会資本全体					
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	単位根	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-11.044	0.000	121	無	None *	0.109	234.822	15.495	0.000	
Breitung t-stat	4.572	1.000	121	有	At most 1	0.000	0.001	3.841	0.978	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.111	0.544	121	有	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	324.241	0.000	121	無	None *	0.109	234.822	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	351.649	0.000	121	無	At most 1	0.000	0.001	3.841	0.978	
(nourin/ラグ5) 農林水産					(nourin/ラグ5) 農林水産					
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	単位根	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-15.525	0.000	121	無	None *	0.113	243.506	15.495	0.000	
Breitung t-stat	4.900	1.000	121	有	At most 1	0.000	0.562	3.841	0.454	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.937	0.000	121	無	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	448.764	0.000	121	無	None *	0.113	242.945	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	480.959	0.000	121	無	At most 1	0.000	0.562	3.841	0.454	
(kokudo/ラグ5) 国土保全					(kokudo/ラグ5) 国土保全					
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	単位根	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-14.436	0.000	121	無	None *	0.125	271.999	15.495	0.000	
Breitung t-stat	3.988	1.000	121	有	At most 1	0.000	0.676	3.841	0.411	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.947	0.026	121	無	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	411.778	0.000	121	無	None *	0.125	271.323	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	418.471	0.000	121	無	At most 1	0.000	0.676	3.841	0.411	
(sangyo/ラグ5) 産業基盤					(sangyo/ラグ5) 産業基盤					
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	単位根	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-6.988	0.000	121	無	None *	0.125	278.124	15.495	0.000	
Breitung t-stat	3.896	1.000	121	有	At most 1 *	0.003	7.065	3.841	0.008	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.442	0.671	121	有	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	287.540	0.024	121	無	None *	0.125	271.060	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	312.236	0.002	121	無	At most 1 *	0.003	7.065	3.841	0.008	
(seikatsu/ラグ5) 生活基盤					(seikatsu/ラグ5) 生活基盤					
Method	Statistic	5%Prob.**	cross-sections	単位根	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-10.922	0.000	121	無	None *	0.117	259.408	15.495	0.000	
Breitung t-stat	3.793	1.000	121	有	At most 1 *	0.003	6.945	3.841	0.008	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.262	0.001	121	無	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	344.649	0.000	121	無	None *	0.117	252.463	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	382.254	0.000	121	無	At most 1 *	0.003	6.945	3.841	0.008	

(ロ)小都市雇用圏

表 4-9 を見ると、小都市雇用圏についても大都市雇用圏と同様に、社会資本全体及び 4 分野全てにおいて、少なくとも 1 種類の検定法において単位根が検出されているため、共和分関係にない可能性がある。一方、Johansen の検定を見ると、大都市雇用圏と同じく、社会資本全体、農林水産及び国土保全についてはランクが最大 1 と検出されてい

<sup>37</sup> 共和分関係にあるか否かを示す指標であり、これが 1 の場合は 2 変数が共和分関係にあることを示す。

るため、共和分関係にあると考えられる。産業基盤及び生活基盤については、共和分ランクが最大2となっている。よって、ここでは、社会資本全体、農林水産及び国土保全については共和分関係が成立しているとみなし、産業基盤及び生活基盤については参考値とする。

表 4-9 共和分検定:小都市雇用圏

残差の単位根検定による結果					Johansenの共和分検定による結果					
<b>(total/ラグ5) 社会資本全体</b>					<b>(total/ラグ5) 社会資本全体</b>					
<b>Method</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-6.294	0.000	232	無	None *	0.105	367.258	15.495	0.000	
Breitung t-stat	2.237	0.987	232	有	At most 1	0.000	0.985	3.841	0.321	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.980	0.836	232	有	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	597.088	0.000	232	無	None *	0.105	366.272	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	646.626	0.000	232	無	At most 1	0.000	0.985	3.841	0.321	
<b>(nourin/ラグ5) 農林水産</b>					<b>(nourin/ラグ5) 農林水産</b>					
<b>Method</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-11.284	0.000	232	無	None *	0.098	338.386	15.495	0.000	
Breitung t-stat	3.150	0.999	232	有	At most 1	0.000	0.170	3.841	0.680	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.083	0.139	232	有	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	636.496	0.000	232	無	None *	0.098	338.216	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	775.570	0.000	232	無	At most 1	0.000	0.170	3.841	0.680	
<b>(kokudo/ラグ5) 国土保全</b>					<b>(kokudo/ラグ5) 国土保全</b>					
<b>Method</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-14.479	0.000	232	無	None *	0.102	358.069	15.495	0.000	
Breitung t-stat	0.646	0.741	232	有	At most 1	0.001	2.268	3.841	0.132	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.014	0.022	232	無	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	645.814	0.000	232	無	None *	0.102	355.801	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	751.136	0.000	232	無	At most 1	0.001	2.268	3.841	0.132	
<b>(sangyo/ラグ5) 産業基盤</b>					<b>(sangyo/ラグ5) 産業基盤</b>					
<b>Method</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-8.181	0.000	232	無	None *	0.103	368.127	15.495	0.000	
Breitung t-stat	3.131	0.999	232	有	At most 1 *	0.003	10.687	3.841	0.001	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.408	0.921	232	有	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	535.613	0.012	232	無	None *	0.103	357.440	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	660.303	0.000	232	無	At most 1 *	0.003	10.687	3.841	0.001	
<b>(seikatsu/ラグ4) 生活基盤</b>					<b>(seikatsu/ラグ4) 生活基盤</b>					
<b>Method</b>					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>					
Null: Unit root (assumes common unit root process)					No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	Trace統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
Levin, Lin & Chu t*	-8.816	0.000	232	無	None *	0.116	416.752	15.495	0.000	
Breitung t-stat	2.015	0.978	232	有	At most 1 *	0.003	11.330	3.841	0.001	
Null: Unit root (assumes individual unit root process)					<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)</b>					
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.321	0.626	232	有	No. of CE(s) (帰無仮説)	固有値	最大固有値統計量	0.05Critical Value	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square	505.417	0.090	232	有	None *	0.116	405.423	14.265	0.000	
PP - Fisher Chi-square	574.834	0.000	232	無	At most 1 *	0.003	11.330	3.841	0.001	

(2) プレテストの結果

以上の単位根検定及び共和分検定の結果を表 4-10 にまとめた。色のついている部分は、モデルが前提としている条件が満たされていない。したがって、大都市雇用圏、小都市雇用圏ともに、産業基盤及び生活基盤の推定結果については参考値とする。

表 4-10 データのプレテストの結果

表記	使用データ	和分過程		残差による共和分検定		Johansenの共和分ランク	
		大都市雇用圏	小都市雇用圏	大都市雇用圏	小都市雇用圏	大都市雇用圏	小都市雇用圏
total	ln(total/labour)	(1)	(1)	非定常	非定常	1	1
nourin	ln(nourin/labour)	(1)	(1)	非定常	非定常	1	1
kokudo	ln(kokudo/labour)	(1)	(1)	非定常	非定常	1	1
sangyo	ln(sangyo/labour)	(1)	(1)	非定常	非定常	2	2
seikatsu	ln(seikatsu/labour)	(1)	(1)	非定常	非定常	2	2
y	ln(GDP/labour)	(1)	(1)	-	-	-	-

#### 4. モデルの推定、推定結果

##### (1) 推定式等

Engle-Granger の表現定理によって、(15)式の誤差修正項モデルの推定を行う<sup>38</sup>。

$g_{it}$  は  $i$  都市雇用圏の  $t$  期の就業者 1 人当たり社会資本ストックを、 $y_{it}$  は各都市雇用圏の  $t$  期の就業者 1 人当たり域内総生産を表す（全て対数表現）。 $\Delta$  は 1 期前からの変化分を表す。 $c_{1i}, c_{2i}$  は定数項である。ここで、誤差修正項  $\hat{e}_{i,t-1}$  には、均衡誤差の推定値として、(12)式の共和分回帰式の残差の 1 期ラグを代入する。

$$\begin{aligned}\Delta g_{it} &= c_{1i} + \lambda_{1i} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^K \Phi_{11ij} \Delta g_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \Phi_{12ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{1it} \\ \Delta y_{it} &= c_{2i} + \lambda_{2i} \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^K \Phi_{21ij} \Delta g_{i,t-j} + \sum_{j=1}^K \Phi_{22ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{2it}\end{aligned}\tag{15}$$

##### 長期的な効果

誤差修正モデルのパラメータの含意を整理する。

社会資本ストックと総生産が  $I(1)$  の関係にある場合、両者は同様の動きを示すが、その動きには両者の内生的な関係があると仮定する。すなわち、社会資本ストックの増加が総生産に寄与すると同時に、総生産の配分により決定される公共投資が社会資本ストックの増加に関係する。このような双方向の動きを短期的に繰り返しつつ、長期的には社会資本ストックから総生産へ、また総生産から社会資本ストックへのある一定の関係（＝長期的関係）が成立していると仮定する。

この関係を誤差修正モデルで表現すると、誤差修正項のパラメータ  $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$  は、社会資本ストックの長期的均衡からの乖離が社会資本ストックの変化又は総生産の変化に与える影響を表すことから、 $\lambda_1$  と  $\lambda_2$  の少なくとも一方がゼロでないならば、1 人当たり総生産と 1 人当たり社会資本ストックとの間には何らかの長期的関係が存在することが検証される。特に、 $\lambda_2$  が有意であれば、社会資本ストックの長期的均衡からの乖離が、総生産の変化に影響を与えていることが分かる。また、双方向の内生的な変化を仮定すると、総生産は社会資本ストック及び総生産自身の過去の値によって決まること、及び長期的には長期的均衡からの乖離がない状態が成立すると想定されることから、社会資本ストックの総生産に

対する効果の方向性は  $-\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$  によって表現される（補論参照）。

したがって、社会資本ストックの総生産に対する効果を検証するためには、(a)  $\lambda_1$  と  $\lambda_2$  の少なくとも一方がゼロでないこと、(b)  $\lambda_2$  が有意であるか否か及び(c)  $-\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$  の符号に注目する。

<sup>38</sup> 共和分分析には、Engle-Granger の 2 段階法と Johansen の方法がある。推定するモデルのシステムの中に共和分関係が 1 つであると仮定できるならば、以下の理由で Engle-Granger の方法がよいことが知られている（Kennedy, 2003）。定数項が不正確なモデル化に対して頑健(robust)である (2)変数の存在に対して頑健である 部分的な単位根の存在に関して頑健である 確率的な単位根過程に対して頑健である。本研究では、モデルにより総生産と社会資本との間のみに共和分関係を仮定していることから、Engle-Granger の 2 段階法を採用する。

### 長期的効果の収束

後述の仮定（補論参照）より、 $\lambda_1 \neq 0$ であることから、 $\lambda_1$ が有意である場合を考える。このとき、 $\lambda_2$ が有意であれば、社会資本ストックの変化が恒久的に総生産に影響する内生的成長モデルに従う経済成長の構造を持つといえる。一方、 $\lambda_2$ が有意でない場合、 $\lambda_1$ が有意であることより2変数の間に長期的な関係自体は存在するが、社会資本ストックが総生産にもたらす効果の考え方については、2つの可能性がある。第一に、資本ではなく、技術革新等の全要素生産性が成長に影響する新古典派成長モデルの構造をもつ可能性である。第二の可能性は、社会資本ストックが総生産に寄与する内生的成長モデルと整合的な経済構造ではあるが、社会資本ストックの水準が長期的均衡水準にあるため、そこからの乖離を調整する誤差修正項のパラメータがゼロとなっているというものである。

### 長期的効果が収束するための符号条件

社会資本ストックの変化が総生産に及ぼす長期的効果の収束の方向性は、誤差修正項の係数の比である $-\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$ の符号で表される。すなわち、総生産の変化は過去の総生産自身と社

会資本ストックによってもたらされるが、長期的にはその変化はゼロとなる。よって、社会資本ストックが総生産にもたらす長期的効果の収束の方向性は、 $\lambda_1$ と $\lambda_2$ が両方とも有意である場合、それらの比で表される（補論参照）。

### 推定のプロセス

Engle-Granger の表現定理による誤差修正モデルの推定のプロセスは次のとおりである。

- (イ) 一人当たり総生産と一人当たり社会資本ストックについて VAR モデル<sup>39</sup>を推定し、情報量基準<sup>40</sup>によって最適なラグを選択する。
- (ロ) 共和分回帰式  $g_{it} = a_i + b_t + \beta y_{it} + e_{it}$  を推定し、誤差修正項  $\hat{e}_{it} = g_{it} - a_i - b_t - \hat{\beta}y_{it}$  を求める。
- (ハ) (ロ)で求められた誤差修正項を用いて、(13)式の誤差修正項モデルを推定する。ラグ数  $j$  は、(イ)で選択した値を用いる。

ここでは、データがトレンドに従うと仮定して誤差修正項に定数項を含め、また、共和分回帰式には定数項（時間効果と固定効果）を含めている<sup>41</sup>。

### ラグ数の選択

一人当たり総生産と一人当たり社会資本ストックについて、残差による共和分検定で選

<sup>39</sup> ベクトル自己回帰（vector autoregression）時系列分析で用いられ、複数変数間の影響を取り上げるモデル。ここでは、誤差修正モデルの構成に最適なラグ（＝期）数の推定に用いられている。

<sup>40</sup> 統計モデルの良さを評価するための指標。

<sup>41</sup> 誤差修正モデルにおけるトレンドと定数項の選択基準は、データにトレンドがある場合、以下の通りとなっている（Kennedy, 2003）。階差項に定数項を含める。トレンドは、文脈によっては共和分関係に含めてもよいが、階差項には含めない。

択された最大ラグ数をとって VAR モデルを推定し、AIC 基準と SC 基準<sup>42</sup>にしたがってラグ数を選択した。選択されたラグ数は、大都市雇用圏、小都市雇用圏ともに、全ての社会資本ストック分類について5となっている(図 4-11)。

表 4-11 選択ラグ数

社会資本の分類		大都市雇用圏	小都市雇用圏
全体	total	5	5
農林水産	nourin	5	5
国土保全	kokudo	5	5
産業基盤	sangyo	5	5
生活基盤	seikatsu	5	5

(2) 都市雇用圏別の推定結果

大都市雇用圏

大都市雇用圏について、長期的効果を推定し、そのパラメータが、社会資本ストックが域内総生産によって説明される関係を想定した場合に、長期的に収束する条件にあるか否かを検討する。

長期的効果( $\beta$ )の推定式は、次のとおりである。パネルデータによる2方向固定効果モデルを推定する。

$$y_{it} = \beta g_{it} + c_i + d_t + e_{it} \quad \dots(16)$$

$y_{it}$  は1人当たり域内総生産、 $g_{it}$  は1人当たり社会資本ストック(全て対数表現)、 $c_i$  は個別(地域)固定効果、 $d_t$  は時間効果を表す。 $i$  は各都市雇用圏を表すインデックス、 $t$  は時点を表すインデックスである。

(1) 長期的効果

大都市雇用圏の社会資本ストックの長期的効果の推定結果を、表 4-12 及び図 4-1 に示した。

産業基盤及び生活基盤については、弾力性は有意に正であり、生活基盤の弾力性が産業基盤のほぼ2倍となっているが、社会資本全体及び農林水産のパラメータは有意ではなく、また、国土保全については、内生性の影響が強いことがうかがわれ、期待される符号条件が満たされていない。これは、域内総生産が低い地域に配分された社会資本ストックによる影響への対処が本分析で行われていない計量分析上の問題によるものである。したがって、当該社会資本ストックが総生産を減少させると結論づけてはならない(通常は想定されない)。

表 4-12 社会資本ストックの長期的効果(大都市雇用圏)

社会資本の分類		
社会資本全体	total	0.023
農林水産	nourin	0.002
国土保全	kokudo	-0.033 ***
産業基盤	sangyo	0.021 ***
生活基盤	seikatsu	0.040 **

注1) パラメータについては、  
 \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意  
 \* : 10%有意      無印 : 有意でない  
 注2) 表中のt値は、Whiteの修正を行った標準誤差によって算出されたものである。

<sup>42</sup> 情報量基準のひとつ。

社会資本全体		
	パラメータ	t値
GTOTAL	0.023	1.185
C	1.742	60.583
Adj.R2	0.979	

農林水産		
	パラメータ	t値
GNOURIN	0.002	0.167
C	1.778	259.845
Adj.R2	0.979	

産業基盤		
	パラメータ	t値
GSANGYO	0.021	3.791
C	1.791	475.079
Adj.R2	0.979	

国土保全		
	パラメータ	t値
GKOKUDO	-0.033	-3.379
C	1.757	300.736
Adj.R2	0.979	

生活基盤		
	パラメータ	t値
GSEIKATSU	0.040	1.918
C	1.740	91.953
Adj.R2	0.979	

#### (D) 長期的効果の収束条件

大都市雇用圏の推定結果の概要を表 4-13 に、社会資本ストックの分類ごとの詳細を表 4-14 に示した。

全ての分類において、 $\lambda_1 \neq 0$  が成立している。また、 $\lambda_1$  と  $\lambda_2$  の少なくとも一方が有意であることから、全ての社会資本ストックの分類において、総生産との間には長期的な関係が働いている。また、 $\lambda_2$  を見ると、国土保全及び産業基盤について有意ではない。したがって、これらの分類については、社会資本ストックは、内生的経済成長の構造を仮定した場合の長期的均衡水準にあると考えられる。社会資本全体、農林水産及び生活

基盤については、全て有意であり、かつ  $-\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$  の符号は正であることから、社会資本ス

トックの総生産に対する長期的効果が収束する方向への調整が働いている過程にあると考えられる。換言すると、(イ)の長期的効果が期待成長率を最大化する社会資本ストックの水準において成立していることを前提とすれば、これらの分野の社会資本ストックは、期待成長率を最大化する水準にないため、さらなる投資によってその長期的効果を発揮することが可能となる。

各々の推定結果を見ると、総じて、自由度調整済み決定係数は 0.5 より小さく、説明力は大きくない。社会資本ストックを被説明変数とした推定式の説明力よりも、総生産を被説明変数とした推定式の説明力の方が高い。

表 4-13 大都市雇用圏の長期的効果:概要

社会資本ストックの分類	1	2	- 2/ 1	長期的効果
社会資本全体	-0.134 **	0.039 **	0.289	+
農林水産	-0.092 **	0.032 **	0.346	+
国土保全	-0.132 **	0.008 -	0.000	0
産業基盤	-0.153 **	0.005 -	0.000	0
生活基盤	-0.159 **	0.042 **	0.266	+

表 4-14 大都市雇用圏の長期的効果: 社会資本ストック分類別

total 社会資本全体				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>1</b>	<b>-0.134</b>	<b>0.010</b>	<b>-13.902</b>	<b>0.000</b>
D(GTOTAL(-1))	-0.056	0.023	-2.426	0.015
D(GTOTAL(-2))	0.008	0.023	0.354	0.724
D(GTOTAL(-3))	0.016	0.023	0.730	0.466
D(GTOTAL(-4))	0.027	0.022	1.242	0.214
D(GTOTAL(-5))	0.025	0.021	1.172	0.241
D(GGDP(-1))	0.014	0.028	0.505	0.613
D(GGDP(-2))	-0.029	0.028	-1.046	0.296
D(GGDP(-3))	0.030	0.028	1.066	0.287
D(GGDP(-4))	0.022	0.027	0.825	0.410
D(GGDP(-5))	0.012	0.025	0.502	0.616
C	0.057	0.004	14.511	0.000
Adj.R2	0.344			
DW	1.941			
F-statistic	8.362			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>2</b>	<b>0.039</b>	<b>0.008</b>	<b>5.106</b>	<b>0.000</b>
D(GTOTAL(-1))	-0.034	0.018	-1.853	0.064
D(GTOTAL(-2))	-0.051	0.018	-2.835	0.005
D(GTOTAL(-3))	-0.010	0.018	-0.569	0.569
D(GTOTAL(-4))	-0.011	0.017	-0.653	0.514
D(GTOTAL(-5))	0.011	0.017	0.635	0.526
D(GGDP(-1))	-0.201	0.022	-9.157	0.000
D(GGDP(-2))	-0.224	0.022	-10.139	0.000
D(GGDP(-3))	-0.054	0.022	-2.450	0.014
D(GGDP(-4))	-0.066	0.021	-3.079	0.002
D(GGDP(-5))	-0.028	0.020	-1.421	0.155
C	0.039	0.003	12.687	0.000
Adj.R2	0.563			
DW	1.900			
F-statistic	19.046			
Prob(F-statistic)	0.000			

nourin 農林水産				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>1</b>	<b>-0.105</b>	<b>0.008</b>	<b>-12.832</b>	<b>0.000</b>
D(GNOURIN(-1))	-0.119	0.023	-5.274	0.000
D(GNOURIN(-2))	0.038	0.021	1.864	0.063
D(GNOURIN(-3))	0.037	0.019	1.876	0.061
D(GNOURIN(-4))	0.014	0.018	0.766	0.444
D(Y(-1))	-0.033	0.029	-1.118	0.264
D(Y(-2))	-0.042	0.029	-1.457	0.145
D(Y(-3))	0.009	0.028	0.323	0.747
D(Y(-4))	-0.006	0.016	-0.351	0.726
C	0.057	0.003	19.335	0.000
Adjusted R-squared	0.306			
Durbin-Watson stat	1.585			
F-statistic	7.429			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>2</b>	<b>0.016</b>	<b>0.006</b>	<b>2.575</b>	<b>0.010</b>
D(GNOURIN(-1))	0.004	0.017	0.217	0.829
D(GNOURIN(-2))	-0.004	0.016	-0.276	0.782
D(GNOURIN(-3))	0.005	0.015	0.355	0.723
D(GNOURIN(-4))	0.009	0.014	0.616	0.538
D(Y(-1))	-0.102	0.022	-4.611	0.000
D(Y(-2))	-0.150	0.022	-6.900	0.000
D(Y(-3))	-0.027	0.021	-1.258	0.208
D(Y(-4))	-0.014	0.012	-1.165	0.244
C	0.028	0.002	12.309	0.000
Adjusted R-squared	0.417			
Durbin-Watson stat	2.063			
F-statistic	11.433			
Prob(F-statistic)	0.000			

kokudo 国土保全				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>1</b>	<b>-0.132</b>	<b>0.010</b>	<b>-13.285</b>	<b>0.000</b>
D(GKOKUDO(-1))	-0.045	0.025	-1.839	0.066
D(GKOKUDO(-2))	0.100	0.024	4.125	0.000
D(GKOKUDO(-3))	0.056	0.024	2.339	0.019
D(GKOKUDO(-4))	0.026	0.024	1.082	0.280
D(GKOKUDO(-5))	-0.034	0.024	-1.397	0.163
D(GGDP(-1))	0.028	0.036	0.784	0.433
D(GGDP(-2))	-0.014	0.036	-0.380	0.704
D(GGDP(-3))	0.024	0.036	0.677	0.499
D(GGDP(-4))	0.008	0.035	0.237	0.813
D(GGDP(-5))	0.024	0.032	0.741	0.459
C	0.050	0.004	12.118	0.000
Adjusted R-squared	0.247			
Durbin-Watson stat	1.888			
F-statistic	5.594			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>2</b>	<b>0.008</b>	<b>0.006</b>	<b>1.335</b>	<b>0.182</b>
D(GKOKUDO(-1))	-0.020	0.015	-1.303	0.193
D(GKOKUDO(-2))	-0.040	0.015	-2.691	0.007
D(GKOKUDO(-3))	-0.016	0.015	-1.119	0.263
D(GKOKUDO(-4))	0.005	0.015	0.319	0.750
D(GKOKUDO(-5))	-0.010	0.015	-0.669	0.504
D(GGDP(-1))	-0.198	0.022	-8.922	0.000
D(GGDP(-2))	-0.219	0.022	-9.849	0.000
D(GGDP(-3))	-0.053	0.022	-2.386	0.017
D(GGDP(-4))	-0.060	0.021	-2.795	0.005
D(GGDP(-5))	-0.032	0.020	-1.610	0.108
C	0.038	0.003	15.030	0.000
Adjusted R-squared	0.557			
Durbin-Watson stat	1.902			
F-statistic	18.662			
Prob(F-statistic)	0.000			

sangyo 産業基盤				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>1</b>	<b>-0.153</b>	<b>0.012</b>	<b>-12.383</b>	<b>0.000</b>
D(GSANGYO(-1))	-0.184	0.023	-7.889	0.000
D(GSANGYO(-2))	-0.040	0.024	-1.695	0.090
D(GSANGYO(-3))	-0.019	0.023	-0.816	0.415
D(GSANGYO(-4))	0.007	0.023	0.328	0.743
D(GSANGYO(-5))	0.029	0.021	1.360	0.174
D(GGDP(-1))	0.063	0.064	0.980	0.327
D(GGDP(-2))	-0.063	0.064	-0.979	0.328
D(GGDP(-3))	0.004	0.063	0.067	0.947
D(GGDP(-4))	-0.024	0.061	-0.385	0.701
D(GGDP(-5))	0.003	0.034	0.079	0.937
C	0.076	0.006	12.548	0.000
Adjusted R-squared	0.174			
Durbin-Watson stat	2.093			
F-statistic	3.961			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>2</b>	<b>0.009</b>	<b>0.004</b>	<b>2.138</b>	<b>0.033</b>
D(GSANGYO(-1))	-0.023	0.008	-2.815	0.005
D(GSANGYO(-2))	-0.014	0.008	-1.685	0.092
D(GSANGYO(-3))	-0.003	0.008	-0.388	0.698
D(GSANGYO(-4))	-0.013	0.008	-1.600	0.110
D(GSANGYO(-5))	-0.006	0.008	-0.797	0.426
D(GGDP(-1))	-0.125	0.022	-5.597	0.000
D(GGDP(-2))	-0.133	0.022	-5.945	0.000
D(GGDP(-3))	-0.055	0.022	-2.525	0.012
D(GGDP(-4))	-0.062	0.021	-2.889	0.004
D(GGDP(-5))	-0.018	0.012	-1.470	0.142
C	0.033	0.002	15.634	0.000
Adjusted R-squared	0.410			
Durbin-Watson stat	1.973			
F-statistic	10.765			
Prob(F-statistic)	0.000			

seikatsu 生活基盤					y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	-0.159	0.011	-14.770	0.000	2	0.023	0.009	2.516	0.012
D(GSEIKATSU(-1))	-0.087	0.022	-3.912	0.000	D(GSEIKATSU(-1))	-0.008	0.019	-0.417	0.677
D(GSEIKATSU(-2))	0.016	0.022	0.711	0.477	D(GSEIKATSU(-2))	-0.022	0.019	-1.177	0.240
D(GSEIKATSU(-3))	0.025	0.022	1.150	0.250	D(GSEIKATSU(-3))	-0.001	0.019	-0.053	0.958
D(GSEIKATSU(-4))	0.003	0.022	0.141	0.888	D(GSEIKATSU(-4))	-0.020	0.019	-1.065	0.287
D(GSEIKATSU(-5))	0.030	0.021	1.437	0.151	D(GSEIKATSU(-5))	0.021	0.018	1.160	0.246
D(GGDP(-1))	-0.018	0.026	-0.701	0.483	D(GGDP(-1))	-0.118	0.022	-5.288	0.000
D(GGDP(-2))	-0.032	0.026	-1.244	0.214	D(GGDP(-2))	-0.131	0.022	-5.877	0.000
D(GGDP(-3))	-0.007	0.025	-0.272	0.785	D(GGDP(-3))	-0.049	0.022	-2.232	0.026
D(GGDP(-4))	0.089	0.025	3.578	0.000	D(GGDP(-4))	-0.058	0.021	-2.708	0.007
D(GGDP(-5))	-0.027	0.014	-1.958	0.050	D(GGDP(-5))	-0.015	0.012	-1.274	0.203
C	0.063	0.004	16.935	0.000	C	0.031	0.003	9.466	0.000
Adjusted R-squared	0.343				Adjusted R-squared	0.410			
Durbin-Watson stat	1.979				Durbin-Watson stat	1.968			
F-statistic	8.312				F-statistic	10.734			
Prob(F-statistic)	0.000				Prob(F-statistic)	0.000			

## 小都市雇用圏

### (イ) 長期的効果

小都市雇用圏の社会資本ストックの長期的効果の推定結果を、表 4-15 に示した。

社会資本全体及び全ての分野の社会資本ストックの弾力性が負であり、期待される符号条件が満たされておらず、内生性の影響が顕著に表れていると考えられる。域内総生産が低い地域に配分された社会資本ストックによる影響への対処が本分析で行われていない計量分析上の問題によるものである。したがって、当該社会資本ストックが総生産を減少させると結論づけてはならない（通常は想定されない）。

表 4-15 社会資本ストックの長期的効果(小都市雇用圏)

社会資本の分類			
全体	total	-0.036	***
農林水産	nourin	-0.035	***
国土保全	kokudo	-0.077	***
産業基盤	sangyo	-0.003	
生活基盤	seikatsu	-0.019	

注 1) パラメータについては、  
 \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意  
 \* : 10%有意      無印 : 有意でない

注 2) 表中の t 値は、White の修正を行った標準誤差によって算出されたものである。

社会資本全体	パラメータ	t 値
GTOTAL	-0.036	-3.767
C	1.728	102.413
Adj.R2	0.976	

農林水産	パラメータ	t 値
GNOURIN	-0.035	-6.646
C	1.666	4850.375
Adj.R2	0.976	

産業基盤	パラメータ	t 値
GSANGYO	-0.003	-0.843
C	1.662	589.146
Adj.R2	0.976	

国土保全	パラメータ	t 値
GKOKUDO	-0.077	-13.574
C	1.657	3312.070
Adj.R2	0.977	

生活基盤	パラメータ	t 値
GSEIKATSU	-0.019	-1.599
C	1.684	131.855
Adj.R2	0.976	

### (ロ) 長期的効果の収束条件

長期的効果が内生性により負となっていると考えられるため、長期的効果の収束条件はこれらの負のパラメータへの収束条件を表すことになってしまう。本来ならば、内生性が除かれた長期的効果のパラメータへの収束条件を導出したいのであるが、ここでは、

パラメータの値ではなく収束するか否かのみに関心をしぼることとする。

小都市雇用圏の収束条件の推定結果の概要を表 4-16 に、社会資本ストックの分類ごとの詳細を表 4-17 に示した。

大都市雇用圏と同様に、全ての分類において  $\lambda_1 \neq 0$  が成立しており、 $\lambda_1$  と  $\lambda_2$  の少なくとも一方が有意であることから、全ての社会資本ストックの分類において、総生産との間には長期的な関係が働いていることが分かる。 $\lambda_2$  を見ると、小都市雇用圏でも、国土保全及び産業基盤について有意ではない。したがって、これらの分類については、社会資本ストックは、内生的経済成長の構造を仮定した場合の長期的均衡水準にあると考えられ

る。社会資本全体、農林水産及び生活基盤については、全て有意であり、かつ  $-\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$  の符

号は正であることから、社会資本ストックの総生産に対する長期的効果が収束する方向への調整が働いている過程にあると考えられる。

各々の推定結果を見ると、総じて、自由度調整済み決定係数は大都市雇用圏の場合よりも悪く、0.2 弱となっている。大都市雇用圏と同様に、社会資本ストックを被説明変数とした推定式の説明力よりも、総生産を被説明変数とした推定式の説明力の方が高くなっているが、前者の推定式の説明力は大都市雇用圏よりもさらに小さくなっている。

表 4-16 小都市雇用圏の長期的効果:概要

社会資本ストックの分類	1		2		$-\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$	1	長期的効果
社会資本全体	-0.157	**	0.022	**	0.138		+
農林水産	-0.119	**	0.007	**	0.059		+
国土保全	-0.131	**	-0.004	-	0.000		0
産業基盤	-0.174	**	0.003	-	0.000		0
生活基盤	-0.186	**	0.033	**	0.178		+

表 4-17 小都市雇用圏の長期的効果:社会資本ストック分類別

total 社会資本全体					y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	-0.157	0.010	-14.996	0.000	2	0.022	0.005	4.258	0.000
D(GTOTAL(-1))	-0.094	0.019	-5.030	0.000	D(GTOTAL(-1))	-0.010	0.009	-1.119	0.263
D(GTOTAL(-2))	0.003	0.019	0.151	0.880	D(GTOTAL(-2))	-0.022	0.009	-2.399	0.017
D(GTOTAL(-3))	0.004	0.019	0.238	0.812	D(GTOTAL(-3))	-0.009	0.009	-1.001	0.317
D(GTOTAL(-4))	0.024	0.018	1.326	0.185	D(GTOTAL(-4))	0.000	0.009	-0.008	0.993
D(GTOTAL(-5))	0.070	0.017	4.019	0.000	D(GTOTAL(-5))	0.003	0.009	0.306	0.760
D(GGDP(-1))	0.046	0.036	1.282	0.200	D(GGDP(-1))	-0.229	0.018	-12.978	0.000
D(GGDP(-2))	0.035	0.036	0.968	0.333	D(GGDP(-2))	-0.219	0.018	-12.350	0.000
D(GGDP(-3))	0.032	0.036	0.896	0.370	D(GGDP(-3))	-0.109	0.018	-6.197	0.000
D(GGDP(-4))	0.040	0.035	1.135	0.257	D(GGDP(-4))	-0.111	0.017	-6.493	0.000
D(GGDP(-5))	0.006	0.032	0.201	0.841	D(GGDP(-5))	-0.047	0.016	-3.004	0.003
C	0.055	0.005	10.758	0.000	C	0.045	0.002	17.878	0.000
Adjusted R-squared	0.184				Adjusted R-squared	0.502			
Durbin-Watson stat	2.065				Durbin-Watson stat	1.913			
F-statistic	3.901				F-statistic	13.985			
Prob(F-statistic)	0.000				Prob(F-statistic)	0.000			

nourin 農林水産				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	<b>-0.119</b>	<b>0.009</b>	<b>-13.188</b>	<b>0.000</b>
D(GNOURIN(-1))	0.012	0.019	0.668	0.504
D(GNOURIN(-2))	0.027	0.018	1.488	0.137
D(GNOURIN(-3))	-0.052	0.017	-3.076	0.002
D(GNOURIN(-4))	-0.003	0.016	-0.209	0.834
D(GNOURIN(-5))	0.030	0.016	1.911	0.056
D(Y(-1))	0.171	0.046	3.722	0.000
D(Y(-2))	0.057	0.047	1.223	0.222
D(Y(-3))	0.017	0.046	0.376	0.707
D(Y(-4))	0.121	0.045	2.699	0.007
D(Y(-5))	-0.005	0.020	-0.260	0.795
C	<b>0.046</b>	<b>0.005</b>	<b>9.624</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.153			
Durbin-Watson stat	2.057			
F-statistic	3.319			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
2	<b>0.009</b>	<b>0.003</b>	<b>2.606</b>	<b>0.009</b>
D(GNOURIN(-1))	-0.024	0.007	-3.352	0.001
D(GNOURIN(-2))	-0.015	0.007	-2.132	0.033
D(GNOURIN(-3))	-0.005	0.007	-0.768	0.442
D(GNOURIN(-4))	-0.002	0.006	-0.282	0.778
D(GNOURIN(-5))	-0.003	0.006	-0.502	0.615
D(Y(-1))	-0.234	0.018	-13.178	0.000
D(Y(-2))	-0.198	0.018	-10.963	0.000
D(Y(-3))	-0.079	0.018	-4.459	0.000
D(Y(-4))	-0.087	0.017	-5.035	0.000
D(Y(-5))	-0.009	0.008	-1.181	0.238
C	<b>0.042</b>	<b>0.002</b>	<b>22.421</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.497			
Durbin-Watson stat	1.914			
F-statistic	13.726			
Prob(F-statistic)	0.000			

kokudo 国土保全				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	<b>-0.131</b>	<b>0.009</b>	<b>-14.353</b>	<b>0.000</b>
D(GKOKUDO(-1))	0.007	0.019	0.385	0.700
D(GKOKUDO(-2))	0.011	0.019	0.612	0.540
D(GKOKUDO(-3))	0.057	0.019	3.098	0.002
D(GKOKUDO(-4))	0.036	0.019	1.962	0.050
D(GKOKUDO(-5))	-0.008	0.018	-0.437	0.663
D(Y(-1))	0.119	0.037	3.201	0.001
D(Y(-2))	0.053	0.037	1.427	0.154
D(Y(-3))	0.050	0.037	1.353	0.176
D(Y(-4))	0.082	0.036	2.259	0.024
D(Y(-5))	0.049	0.033	1.501	0.133
C	<b>0.042</b>	<b>0.005</b>	<b>8.838</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.173			
Durbin-Watson stat	2.020			
F-statistic	3.688			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
2	<b>-0.004</b>	<b>0.004</b>	<b>-0.908</b>	<b>0.364</b>
D(GKOKUDO(-1))	-0.011	0.009	-1.227	0.220
D(GKOKUDO(-2))	-0.021	0.009	-2.376	0.018
D(GKOKUDO(-3))	-0.002	0.009	-0.180	0.857
D(GKOKUDO(-4))	-0.006	0.009	-0.642	0.521
D(GKOKUDO(-5))	0.011	0.009	1.268	0.205
D(Y(-1))	-0.221	0.018	-12.426	0.000
D(Y(-2))	-0.211	0.018	-11.833	0.000
D(Y(-3))	-0.100	0.018	-5.689	0.000
D(Y(-4))	-0.105	0.017	-6.121	0.000
D(Y(-5))	-0.043	0.016	-2.754	0.006
C	<b>0.042</b>	<b>0.002</b>	<b>18.476</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.500			
Durbin-Watson stat	1.914			
F-statistic	13.896			
Prob(F-statistic)	0.000			

sangyo 産業基盤				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	<b>-0.174</b>	<b>0.012</b>	<b>-15.112</b>	<b>0.000</b>
D(GSANGYO(-1))	-0.073	0.019	-3.818	0.000
D(GSANGYO(-2))	0.030	0.019	1.605	0.109
D(GSANGYO(-3))	0.037	0.019	1.978	0.048
D(GSANGYO(-4))	0.013	0.018	0.727	0.467
D(GSANGYO(-5))	0.040	0.017	2.360	0.018
D(GGDP(-1))	0.072	0.078	0.921	0.357
D(GGDP(-2))	0.019	0.080	0.241	0.810
D(GGDP(-3))	0.085	0.078	1.085	0.278
D(GGDP(-4))	0.028	0.076	0.371	0.711
D(GGDP(-5))	0.014	0.034	0.428	0.669
C	<b>0.054</b>	<b>0.007</b>	<b>7.428</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.108			
Durbin-Watson stat	2.061			
F-statistic	2.561			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
2	<b>0.007</b>	<b>0.003</b>	<b>2.700</b>	<b>0.007</b>
D(GSANGYO(-1))	-0.005	0.004	-1.139	0.255
D(GSANGYO(-2))	-0.009	0.004	-2.061	0.039
D(GSANGYO(-3))	-0.014	0.004	-3.344	0.001
D(GSANGYO(-4))	-0.005	0.004	-1.198	0.231
D(GSANGYO(-5))	-0.009	0.004	-2.403	0.016
D(GGDP(-1))	-0.227	0.018	-12.820	0.000
D(GGDP(-2))	-0.197	0.018	-10.977	0.000
D(GGDP(-3))	-0.081	0.018	-4.557	0.000
D(GGDP(-4))	-0.085	0.017	-4.936	0.000
D(GGDP(-5))	-0.010	0.008	-1.335	0.182
C	<b>0.041</b>	<b>0.002</b>	<b>25.143</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.497			
Durbin-Watson stat	1.916			
F-statistic	13.773			
Prob(F-statistic)	0.000			

seikatsu 生活基盤				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1	<b>-0.164</b>	<b>0.010</b>	<b>-16.882</b>	<b>0.000</b>
D(GSEIKATSU(-1))	-0.048	0.018	-2.752	0.006
D(GSEIKATSU(-2))	-0.036	0.018	-1.985	0.047
D(GSEIKATSU(-3))	0.053	0.017	3.136	0.002
D(GSEIKATSU(-4))	0.010	0.017	0.581	0.561
D(GGDP(-1))	0.073	0.035	2.081	0.038
D(GGDP(-2))	0.000	0.035	0.006	0.995
D(GGDP(-3))	0.047	0.034	1.373	0.170
D(GGDP(-4))	0.000	0.016	0.025	0.980
C	<b>0.064</b>	<b>0.004</b>	<b>16.058</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.207			
Durbin-Watson stat	2.054			
F-statistic	4.567			
Prob(F-statistic)	0.000			

y				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
2	<b>0.032</b>	<b>0.005</b>	<b>6.647</b>	<b>0.000</b>
D(GSEIKATSU(-1))	-0.008	0.009	-0.945	0.345
D(GSEIKATSU(-2))	-0.016	0.009	-1.779	0.075
D(GSEIKATSU(-3))	-0.011	0.008	-1.258	0.209
D(GSEIKATSU(-4))	-0.010	0.008	-1.170	0.242
D(GGDP(-1))	-0.197	0.017	-11.286	0.000
D(GGDP(-2))	-0.209	0.017	-12.056	0.000
D(GGDP(-3))	-0.043	0.017	-2.547	0.011
D(GGDP(-4))	-0.008	0.008	-1.038	0.299
C	<b>0.041</b>	<b>0.002</b>	<b>20.526</b>	<b>0.000</b>
Adjusted R-squared	0.497			
Durbin-Watson stat	2.053			
F-statistic	14.506			
Prob(F-statistic)	0.000			

## 5.まとめ

推定結果の都市規模別の比較を表 4-18 に示した。

大都市雇用圏及び小都市雇用圏の両方において、社会資本ストックと総生産との間に長期的関係が検出された。

長期的均衡水準にあるか否かについては、社会資本全体で見ると、いずれの都市雇用圏においても、社会資本ストックは長期的均衡水準に向かって収束に働いている。社会資本ストックの分類別に見ると、大都市雇用圏も小都市雇用圏も同じ傾向にあり、長期的均衡水準にある分野は、国土保全及び産業基盤であり、一方、投資によって収束に向かうと考えられる分野は農林水産及び生活基盤である。収束の条件から見ると、都市雇用圏別の差はないと考えられる。

ただし、都市雇用圏のデータを用いた本分析では、やはり単回帰に相当する長期的効果について、特に大都市雇用圏の国土保全や小都市雇用圏の全分野について、社会資本ストックと域内総生産の内生性による同時性バイアスの影響を強く受けていることが明らかとなった。収束するか否かのみではなく、長期的効果の比較を行うためには内生性の解決が課題である。

表 4-18 社会資本ストックの分類別・都市雇用圏の規模別比較

社会資本分類			大都市雇用圏	小都市雇用圏
全体			+	+
分野別	農林水産	nourin	+	+
	国土保全	kokudo	0	0
	産業基盤	sangyo	0	0
	生活基盤	seikatsu	+	+

(補論) 社会資本ストックと総生産の長期的関係

社会資本ストックと総生産の変化分の関係、 $\Delta Z_t = (\Delta g_t, \Delta y_t)'$  を、攪乱項、 $\varepsilon_t = (\varepsilon_1, \varepsilon_2)$  によって、定常な移動平均過程である  $\Delta Z_t = F(Lag)\varepsilon_t$  と表す。すると、 $\varepsilon_t$  の変化に対する  $Z_t$  のレベルにおける長期的な反応の行列は、次のように表される。

$$F(1) = \begin{bmatrix} F(1)_{11} & F(1)_{12} \\ F(1)_{21} & F(1)_{22} \end{bmatrix}$$

$F(1)_{ij}$  は、 $j$  の  $i$  に対する長期的な影響を表す。すなわち、攪乱項に何らかのショックがあった場合、社会資本ストックと総生産に表れる影響は、社会資本ストックがそれ自身と総生産にもたらす影響及び総生産がそれ自身と社会資本ストックにもたらす影響を通じて、最終的に、社会資本ストックの変化分及び総生産の変化分として表れる。

このとき、Engle-Granger の表現定理より、社会資本ストックと総生産の関係、すなわち  $Z_t$  が共和分関係にあるとき、長期の反応行列  $F(1)$  は次のような特異性を持つ。

$$F(1)\lambda = 0 \quad \lambda = (\lambda_1, \lambda_2)'$$

ここでは、社会資本ストックが総生産にもたらす影響を検証したいため、1 の 2 に対する影響である  $F(1)_{21}$  に注目する。特異性により、

$$F(1)_{21}\lambda_1 + F(1)_{22}\lambda_2 = 0$$

である。理論における仮定より、生産性におけるショックは常に総生産に対して正の影響を持つことが示されるため、常に、 $F(1)_{22} > 0$  が成り立つ。また、誤差修正メカニズムが存在するときには、 $\lambda_1$  と  $\lambda_2$  が両方とも 0 となることはない。仮に、 $\lambda_1 = 0$  とすると、 $F(1)_{22} > 0$  より  $\lambda_2 = 0$  であるが、これは、誤差修正メカニズムが存在するための条件に抵触する。よって、社会資本ストックが総生産にもたらす影響は、次のように表現することができる。

$$F(1)_{21} = -\frac{\lambda_2}{\lambda_1} F(1)_{22}$$

ここで、 $F(1)_{22} > 0$  であるため、 $F(1)_{21}$  の符号は  $-\frac{\lambda_2}{\lambda_1}$  と等しくなる。

$\lambda_2 = 0$  のとき、 $\lambda_1 \neq 0$  であるため  $F(1)_{21} = 0$  となる。 $F(1)_{21} = 0$  は 2 通りに解釈することができる。前述の新古典派モデルによれば、 $\lambda_2$  が 0 となるとき、社会資本ストックの長期的均衡からの乖離は総生産の変化に影響を与えていないことを示す。内生的成長モデルを前提とすると、 $\lambda_2 = 0$  は、資本は成長に効果を有するが、推定対象のデータにおいては長期的均衡からの乖離を調整するプロセスにないことを示す。すなわち、社会資本ストックはほぼ長期的均衡水準にあると解釈することができる。また、新古典派成長モデルを仮定すると、 $\lambda_1 \neq 0$  より総生産と社会資本ストックの間に長期的関係は存在するが、総生産の成長をもたらすのは、資本ではなく技術革新等の要素であるような経済構造が成立していると解釈される。

## 補論2 小都市雇用圏における生産力効果の推計

ここでは、小都市雇用圏の生産力効果の分析結果を示す。モデル及びデータは大都市雇用圏に同じ。

推定結果を表 5-1 に示した。社会資本ストックの弾力性を示すパラメータは $a_3$ である。

第2部第1章でも述べたとおり、小都市雇用圏については、社会資本全体及び全分野について弾力性が負となっており(生活基盤については有意ではない)良好な推定結果を得られなかった。これは、域内総生産の低い地域に配分されてきた社会資本ストックによる影響への対処が本分析で行われていない計量分析上の問題によるものである。したがって、当該社会資本ストックが総生産を減少させると結論づけてはならない(通常は想定されない)。

表 5-1 推定結果(小都市雇用圏)

社会資本全体	パラメータ	t値
$a_0$	1.491 ***	25.893
$a_1$	0.210 ***	9.283
$a_2$	-0.019 ***	-2.692
$a_3$	-0.035 ***	-3.598
Adjusted R-squared	0.978	
F-statistic	816.360	

注1) パラメータについては、  
 \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意  
 \* : 10%有意      無印 : 有意でない  
 注2) 表中のt値は、Whiteの修正を行った標準誤差によって算出されたものである。

農林水産	パラメータ	t値
$a_0$	1.417 ***	27.901
$a_1$	0.209 ***	9.351
$a_2$	-0.017 ***	-2.756
$a_3$	-0.034 ***	-5.919
Adjusted R-squared	0.979	
F-statistic	825.556	

国土保全	パラメータ	t値
$a_0$	1.358 ***	26.760
$a_1$	0.199 ***	8.679
$a_2$	-0.010	-1.533
$a_3$	-0.072 ***	-11.324
Adjusted R-squared	0.979	
F-statistic	859.000	

産業基盤	パラメータ	t値
$a_0$	1.454 ***	24.684
$a_1$	0.212 ***	9.758
$a_2$	-0.022 ***	-3.158
$a_3$	-0.007 *	-1.896
Adjusted R-squared	0.978	
F-statistic	809.656	

生活基盤	パラメータ	t値
$a_0$	1.485 ***	24.630
$a_1$	0.209 ***	9.333
$a_2$	-0.022 ***	-3.149
$a_3$	-0.016	-1.535
Adjusted R-squared	0.978	
F-statistic	810.319	

なお、都市規模の弾力性については、表 5-2 のとおりである。

表 5-2 都市規模の効果(小都市雇用圏)

社会資本の分類		規模の経済 (不払い要素型)		規模の経済 (環境創出型)	
		a2	(Wald検定)	a2-a3	(Wald検定)
社会資本全体	total	-0.019 ***		0.016	
農林水産	nourin	-0.017 ***		0.017 *	
国土保全	kokudo	-0.010		0.061 ***	
産業基盤	sangyo	-0.022 ***		-0.015 **	
生活基盤	seikatsu	-0.022 ***		-0.006	

注) パラメータについては、  
 \*\*\* : 1%有意      \*\* : 5%有意      \* : 10%有意      無印 : 有意でない

### 補論3 都市雇用圏の社会資本ストックの厚生効果の推計

補論3では、大都市雇用圏・小都市雇用圏ごとに、市町村が属する都市雇用圏の社会資本ストック（G）が消費者の効用を増加させる厚生効果の分析結果を示す。第2部第2章で分析した各都市雇用圏に属する市町村の社会資本ストック（g）の他、Gについても分析したのは、便益の及ぶ空間的な範囲の観点から、教育施設等、その範囲が相対的に狭いと考えられるものと、下水道や道路等、相対的に広いと考えられるものの相違を考慮するためである。しかしながら、後述のように良好な分析結果が得られていない<sup>43</sup>。

#### （1）モデル

市町村の社会資本ストックの分析と同じ。ただし、土地属性を示す第2部第2章の(8)式は、

$$z = (G, N) \dots(8)'$$

とする。また、Gの潜在的価格（地価で測った限界効用）式は以下のとおりである（なお、括弧内は土地属性の価値全体）

$$R_G \equiv \frac{\partial R}{\partial G} = \frac{U_G}{hU_x} \quad (s_G = G \frac{U_G}{U_x}) \dots(1)$$

#### （2）データ

##### 概要

表6-1は、第2部第2章の市町村の社会資本ストックの分析に都市雇用圏の社会資本ストック（G）を加えたもの。補論3ではgではなくGを用いて分析を実施している。

表6-1 変数リスト

	変数		データ	集計単位	年度
被説明変数	地代	R	『都道府県地価調査』（都道府県）の市町村別住宅地平均価格（㎡あたり）	市町村	1991年度
説明変数	可処分所得	I	『市町村税課税状況等の調』（自治省）の市町村別課税対象所得額（常住人口1人当たり）	市町村	1990年度
	通勤費	t	『国勢調査』（総務省）の市町村別平均通勤・通学時間	市町村	1990年度
	土地属性	g	内閣府(2002)『日本の社会資本』の都道府県別主要部門別社会資本ストック額を按分したもの	市町村	1990年度
		G	『日本の社会資本』（内閣府）の都道府県別主要部門別社会資本ストック額を按分したものを都市雇用圏で集計したもの	都市雇用圏	1990年度
		N	『国勢調査』（総務省）の市町村別「産業分類別就業者数」により、第1次産業から第3次産業の合計を都市雇用圏で集計したもの	都市雇用圏	1990年度

<sup>43</sup> 補論2と異なり、数値上は大都市雇用圏の厚生効果の分析結果が良好に見えるが、ここでは推定の前提となるモデルの説明変数の取り扱いが満足のいくものではなかったため、補論として掲載した（脚注45参照）。

## データのプレテスト

モデルより、付け値関数は、可処分所得、通勤費及び土地属性の関数となる。ここで、都市雇用圏の社会資本ストック、都市規模(都市雇用圏の就業者数)を土地属性とみなす。ここでも地価(付け値)とこれらの説明変数、また説明変数間の相関関係を見ることによって、データの特徴を把握する(なお、(イ)(ロ)は表も含め「都市雇用圏(G)」に関する記述以外の記述は、第2部第2章3.(2)の再掲。)

### (イ)大都市雇用圏

地価との関係では、通勤時間の相関係数が0.513であり正の相関関係を示している(表2-14)。すなわち、地価が高くなるほど通勤時間が長くなること、あるいは通勤時間が長くなるほど地価が高くなる傾向を示している。土地属性との関係では、概ね正の相関関係であるが、市町村の農林水産のみ、弱い負の相関関係を示している。

市町村の農林水産は、所得及び通勤時間とも負の弱い相関関係にあり、農林水産の増加は市町村の平均所得及び通勤時間を減少させること、あるいはその逆の関係が示唆される。

土地属性に関して見ると、農林水産以外については、市町村の社会資本ストック、都市雇用圏の社会資本ストック、及び都市規模は正の相関関係を示している。特に、都市雇用圏の社会資本ストックと都市規模の相関は非常に高く、都市雇用圏レベルで見ると、社会資本ストックに見合った都市規模が形成されていること、あるいは逆に都市規模に見合った社会資本ストックが存在すると考えられる。農林水産については、市町村の農林水産と都市雇用圏の農林水産及び都市規模は、強くはないが負の相関を示している。

表 6-2 変数間の相関関係:大都市雇用圏

社会資本全体	地価	所得	通勤時間	市町村	都市雇用圏	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	0.568	0.651	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	0.453	0.625	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	0.133	0.771	0.784
市町村社会資本	0.568	0.453	0.133	1.000	0.286	0.278
都市雇用圏社会資本	0.651	0.625	0.771	0.286	1.000	0.992
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.278	0.992	1.000

農林水産	地価	所得	通勤時間	市町村	都市雇用圏	都市規模	国土保全	地価	所得	通勤時間	市町村	都市雇用圏	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	-0.150	0.504	0.668	地価	1.000	0.818	0.513	0.321	0.619	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	-0.175	0.521	0.639	所得	0.818	1.000	0.492	0.284	0.625	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	-0.369	0.598	0.784	通勤時間	0.513	0.492	1.000	0.007	0.740	0.784
市町村社会資本	-0.150	-0.175	-0.369	1.000	-0.186	-0.335	市町村社会資本	0.321	0.284	0.007	1.000	0.145	0.104
都市雇用圏社会資本	0.504	0.521	0.598	-0.186	1.000	0.890	都市雇用圏社会資本	0.619	0.625	0.740	0.145	1.000	0.962
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	-0.335	0.890	1.000	都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.104	0.962	1.000

産業基礎	地価	所得	通勤時間	市町村	都市雇用圏	都市規模	生活基礎	地価	所得	通勤時間	市町村	都市雇用圏	都市規模
地価	1.000	0.818	0.513	0.380	0.575	0.668	地価	1.000	0.818	0.513	0.661	0.668	0.668
所得	0.818	1.000	0.492	0.243	0.514	0.639	所得	0.818	1.000	0.492	0.551	0.642	0.639
通勤時間	0.513	0.492	1.000	-0.077	0.693	0.784	通勤時間	0.513	0.492	1.000	0.235	0.784	0.784
市町村社会資本	0.380	0.243	-0.077	1.000	0.159	0.049	市町村社会資本	0.661	0.551	0.235	1.000	0.393	0.383
都市雇用圏社会資本	0.575	0.514	0.693	0.159	1.000	0.912	都市雇用圏社会資本	0.668	0.642	0.784	0.393	1.000	0.995
都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.049	0.912	1.000	都市規模(就業者数)	0.668	0.639	0.784	0.383	0.995	1.000

### (ロ)小都市雇用圏

地価との関係では、通勤時間の相関は非常に弱い負となっている(表2-15)。土地属性との関係では、どの分野においても、市町村の社会資本ストックとは正の相関が認められるが、都市雇用圏の社会資本ストックとは強くはないが負の相関関係にある。これは、大都市雇用圏では、総じて市町村の社会資本ストックよりも都市雇用圏の社会資本ストックとの相関が正でありかつ高かったことと対照的である。都市規模とはほとんど

ど相関が認められないが、これも大都市雇用圏では相当の正の相関が観察されたことと対照的である。

土地属性に関して見ると、どの分野においても市町村の社会資本ストックと都市雇用圏の社会資本ストックは若干ながら正の相関があるが、都市規模とは弱い負の相関が見られるか又はほとんど相関が認められない。都市雇用圏の社会資本ストックと都市規模を見ると正の相関が観察されるが、その程度には分野による差があり、農林水産、国土保全及び生活基盤では係数の値がある程度大きい、産業基盤ではあまり大きくない。都市雇用圏における社会資本ストックと都市規模との関係は、大都市雇用圏ほどには連動していない。

表 6-3 変数間の相関関係:小都市雇用圏

社会資本全体						
	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市雇用圏G	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.574	-0.144	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.345	0.070	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.295	0.040	0.230
市町村社会資本	0.574	0.345	-0.295	1.000	-0.042	-0.125
都市雇用圏社会資本	-0.144	0.070	0.040	-0.042	1.000	0.797
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.125	0.797	1.000

農林水産							国土保全						
	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市雇用圏G	都市規模		地価	所得	通勤時間	市町村g	都市雇用圏G	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.356	-0.262	0.016	地価	1.000	0.614	-0.032	0.427	-0.167	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.120	-0.137	0.250	所得	0.614	1.000	0.032	0.323	0.096	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.249	-0.062	0.230	通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.218	0.051	0.230
市町村社会資本	0.356	0.120	-0.249	1.000	0.293	-0.137	市町村社会資本	0.427	0.323	-0.218	1.000	0.147	-0.065
都市雇用圏社会資本	-0.262	-0.137	-0.062	0.293	1.000	0.522	都市雇用圏社会資本	-0.167	0.096	0.051	0.147	1.000	0.707
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.137	0.522	1.000	都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.065	0.707	1.000

産業基盤							生活基盤						
	地価	所得	通勤時間	市町村g	都市雇用圏G	都市規模		地価	所得	通勤時間	市町村g	都市雇用圏G	都市規模
地価	1.000	0.614	-0.032	0.447	-0.134	0.016	地価	1.000	0.614	-0.032	0.626	-0.061	0.016
所得	0.614	1.000	0.032	0.205	-0.130	0.250	所得	0.614	1.000	0.032	0.423	0.188	0.250
通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.379	-0.141	0.230	通勤時間	-0.032	0.032	1.000	-0.274	0.096	0.230
市町村社会資本	0.447	0.205	-0.379	1.000	0.305	-0.223	市町村社会資本	0.626	0.423	-0.274	1.000	0.013	-0.076
都市雇用圏社会資本	-0.134	-0.130	-0.141	0.305	1.000	0.290	都市雇用圏社会資本	-0.061	0.188	0.096	0.013	1.000	0.846
都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.223	0.290	1.000	都市規模(就業者数)	0.016	0.250	0.230	-0.076	0.846	1.000

(3) 推定結果

推定式は、次のコブ・ダグラス型効用関数を対数線型変換したものとする。

$$U(x, h, t, z) = x^\alpha h^{1-\alpha} t^\beta z^\gamma \quad \dots(2)$$

(ただし、 $z = \{G, N\}$  ... (8) (再掲))

都市雇用圏の社会資本ストック G は、データのプレテストより都市規模との間に強い正の相関が確認されたことから、多重共線性によりパラメータが不安定となる。よって、社会資本ストック G のみを説明変数とするが、集積による内生性を加味するために、都市規模(都市雇用圏内の就業者数)を社会資本ストックの操作変数<sup>44</sup>とする<sup>45</sup>。推定式は次のとおりである。

<sup>44</sup> 回帰分析において、説明変数と誤差項に相関がある場合、説明変数のパラメータの推定精度が悪くなる(一致性を満たさない)。このような問題を回避するために操作変数が用いられ、説明変数との相関が高く誤差項と相関のない変数である。

<sup>45</sup> 本分析の依拠しているモデルは、都市規模(N)を考慮するものである一方で、社会資本ストック(G)との多重共線性の問題を回避する必要があるため、このような手法をとった。しかし、本論第2部第2章3(1)

(I)のとおり、本来は社会資本ストック(G)が集積である都市規模(N)を説明する要因であるため、ここで採用したNでGを説明する操作変数は適切な変数とは言い難い。

$$\ln R_i = \ln \left\{ u_i^{\frac{-1}{1-\alpha}} \alpha^\alpha (1-\alpha)^{1-\alpha} \right\} + \frac{1}{1-\alpha} \ln I + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln t_i + \frac{\gamma_1}{1-\alpha} \ln G_j + \varepsilon_i \quad \dots(3)$$

$$= a_0 + a_1 \ln I_i + a_2 \ln t_i + a_3 \ln G_j + \varepsilon_i$$

全ての推定において、第2部第2章で述べた市町村の社会資本ストックで見た場合の分析結果と同様、最小二乗法（OLS）では通勤時間のパラメータが正となり符号条件を満たさなかった<sup>46</sup>。特に大都市雇用圏においてその傾向が顕著であった。これは、推定に用いた通勤時間のデータが市町村の平均通勤・通学時間であり、自市町村への通勤・通学率が含まれているため、地点間の地価と通勤時間との関係を仮定した住宅立地選択モデルと整合的でないためであると考えられる。よって、通勤時間に中心都市<sup>47</sup>ダミー、自市町村への通勤率、中心都市への通勤率を操作変数として推定を試みた。その結果、大都市雇用圏、小都市雇用圏のいずれも、中心都市ダミー及び自市町村への通勤率を操作変数とした場合の通勤時間が最も符号条件を満たす結果となった。

ただし、上述のとおり、社会資本ストックについては都市規模（都市雇用圏の就業者数）を操作変数としているが、社会資本ストックは集積である都市規模を説明する要因であると考えられるため、推定の前提となるモデルの説明変数の取り扱いが満足のいくものではない。大都市雇用圏、小都市雇用圏の推定結果はそれぞれ、表 6-4、表 6-5 のとおりである。

表 6-4 推定結果：都市雇用圏の社会資本ストックの効果（大都市雇用圏）

社会資本全体			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-8.379 ***	-13.323	
a <sub>1</sub>	2.607 ***	28.968	
a <sub>2</sub>	-1.036 ***	-3.724	
a <sub>3</sub>	0.315 ***	7.873	0.121
adj.R2	0.677		
IV:dum c me, tsuukin a, ln(labour)			

農林水産			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-11.544 ***	-23.210	
a <sub>1</sub>	2.729 ***	27.851	
a <sub>2</sub>	-0.689 **	-2.271	
a <sub>3</sub>	0.467 ***	6.052	0.171
adj.R2	0.610		
IV:dum c me, tsuukin a, ln(labour)			

産業基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-9.233 ***	-16.833	
a <sub>1</sub>	2.754 ***	31.932	
a <sub>2</sub>	-0.692 ***	-2.984	
a <sub>3</sub>	0.267 ***	8.109	0.097
adj.R2	0.680		
IV:dum c me, tsuukin a, ln(labour)			

国土保全			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-8.272 ***	-11.538	
a <sub>1</sub>	2.564 ***	25.282	
a <sub>2</sub>	-1.036 ***	-3.246	
a <sub>3</sub>	0.385 ***	6.797	0.150
adj.R2	0.641		
IV:dum c me, tsuukin a, ln(labour)			

生活基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	-7.437 ***	-10.426	
a <sub>1</sub>	2.560 ***	28.290	
a <sub>2</sub>	-1.112 ***	-3.897	
a <sub>3</sub>	0.300 ***	7.934	0.117
adj.R2	0.680		
IV:dum c me, tsuukin a, ln(labour)			

注1) a<sub>0</sub>: 定数項 a<sub>1</sub>: 所得 a<sub>2</sub>: 通勤時間  
a<sub>3</sub>: 社会資本ストック  
注2) パラメータについては、  
\*\*\*: 1%有意      \*\*: 5%有意  
\*: 10%有意      無印: 有意でない  
注3) 表中の t 値は、White の修正を行った標準誤差によって算出されたものである。

<sup>46</sup> OLS（通勤時間に操作変数を用いていない推定）による推定結果は、本報告書には掲載していない。

<sup>47</sup> ここでいう「中心都市」については、第2部第2章の脚注20を参照されたい。

表 6-5 推定結果:都市雇用圏の社会資本ストックの効果(小都市雇用圏)

社会資本全体			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	3.393 **	2.411	
a <sub>1</sub>	2.064 ***	19.786	
a <sub>2</sub>	-1.235 ***	-4.741	
a <sub>3</sub>	-0.266 ***	-2.809	-0.129
adj.R2	0.354		
IV:dum c mi, tsuukin a, ln(labour)			

農林水産			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	3.740 **	2.414	
a <sub>1</sub>	1.959 ***	19.251	
a <sub>2</sub>	-1.356 ***	-5.310	
a <sub>3</sub>	-0.240 ***	-2.576	-0.122
adj.R2	0.349		
IV:dum c mi, tsuukin a, ln(labour)			

産業基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	7.330 ***	3.313	
a <sub>1</sub>	1.876 ***	16.196	
a <sub>2</sub>	-1.617 ***	-5.361	
a <sub>3</sub>	-0.476 ***	-3.600	-0.254
adj.R2	0.208		
IV:dum c mi, tsuukin a, ln(labour)			

国土保全			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	2.965 **	2.412	
a <sub>1</sub>	2.091 ***	20.198	
a <sub>2</sub>	-1.237 ***	-4.814	
a <sub>3</sub>	-0.286 ***	-3.408	-0.137
adj.R2	0.369		
IV:dum c mi, tsuukin a, ln(labour)			

生活基盤			
	パラメータ	t値	効果
a <sub>0</sub>	2.908 **	2.422	
a <sub>1</sub>	2.147 ***	19.442	
a <sub>2</sub>	-0.952 ***	-3.588	
a <sub>3</sub>	-0.358 ***	-4.076	-0.167
adj.R2	0.374		
IV:dum c mi, tsuukin a, ln(labour)			

注1) a<sub>0</sub>: 定数項 a<sub>1</sub>: 所得 a<sub>2</sub>: 通勤時間  
a<sub>3</sub>: 社会資本ストック  
注2) パラメータについては、  
\*\*\*: 1%有意 \*\* : 5%有意  
\* : 10%有意 無印: 有意でない  
注3) 表中の t 値は、White の修正を行った標準誤差によって算出されたものである。

付注 データの作成方法

## 付注 データの作成方法

### 1. 生産力効果関係

本研究においては、行政区区分とは異なり社会経済的に密接な関係を有する市町村を都市雇用圏単位として再編し、都市雇用圏データによる分析を行っている。作成順序は、以下のとおり(1)都道府県データを整理したうえで、(2)市町村データを作成し都市雇用圏データに再構成している(ただし就業者数は1.都道府県データは用いず市町村データから直接都市雇用圏データに再構成)。

#### (1) 都道府県データ(1974~1998年度)

##### 県内総生産

各年度の名目県内総生産を1995暦年価格に実質化。

##### 【1974年度】

『県民経済計算報告：長期遡及統計(昭和49年)』(経済企画庁)の「県内総支出(名目)」

##### 【1975~1989年度】

『県民経済計算年報(平成14年版)』(内閣府)の「県内総支出(名目)」

##### 【1990~1998年度】

『県民経済計算年報(平成17年版)』(内閣府)の「県内総支出(名目)」

「需要項目別時系列表(昭和30年~平成13年1-3月期)」(内閣府ホームページ <http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/qe011-68/gdemenuj68.html>)の国内総支出デフレーター(1990暦年価格)及び『平成16年版国民経済計算』(内閣府)の国内総支出デフレーター(1995暦年価格、1980~1998年。)を接続することにより、昭和54年以前についても1995暦年価格で実質化できるようデフレーターを作成した。

##### 民間資本ストック

土居丈朗<sup>48</sup>(2002)『地域から見た日本経済と財政政策』(三菱経済研究所)による推計(1990暦年価格)を1995暦年価格に調整。

調整に当たっては、(1)の県内総生産と同様に、「需要項目別時系列表」の民間企業設備デフレーター(1990暦年価格)及び『平成16年版国民経済計算』の総固定資本形成(民間-企業設備)デフレーター(1995暦年価格)を接続しデフレーターを作成した。

##### 社会資本ストック

- ・道路以外の14分野<sup>49</sup>については、内閣府(2002)『日本の社会資本』の都道府県別主要部門別社会資本ストック額(1995暦年価格)をそのまま使用した。
- ・道路については、『日本の社会資本』の都道府県別道路ストック額をもとに、以下の方法により、高速自動車国道、国・都道府県道、市町村道に区分して作成。  
イ 各年度の全国データを、『道路統計年報』による高速自動車国道及びその他の道

<sup>48</sup> 土居(2002)による「民間資本ストック」「県内就業者数」は <http://www.econ.keio.ac.jp/staff/tdoi/index-J.html> においても公表されている。

<sup>49</sup> 港湾、航空、公共賃貸住宅、下水道、廃棄物処理、水道、都市公園、文教、治山、治水、海岸、農業、漁業、工業用水道を用い、分析においては分野別・性質別に組み合わせた。

路（国・都道府県道、市町村道）の実延長により按分し、高速自動車国道ストック額（全国ベース）を算出。これを、都道府県別インターチェンジ数（道路局調べ）により按分し、都道府県別高速自動車国道ストック額を算出。

- 『日本の社会資本』による都道府県別道路ストック額から で求めた都道府県別高速自動車国道ストック額を除いた残りの部分について、国・都道府県道、市町村道の都道府県別実延長により按分し、国・都道府県道ストック額及び市町村道ストック額を算出。

## (2) 都市雇用圏データ(1974～1998年度)

都市雇用圏データの作成に当たっては、都市雇用圏の設定（詳細は第1部第1章(2)参照。）に加え、都市雇用圏を構成する市町村のデータが必要となる。以下で作成した市町村データを、当該市町村が属する都市雇用圏について合算したものを、都市雇用圏データとしている。。

### 市町村内総生産

〔作成方法〕

）産業別県内総生産（1995 暦年価格）の算出

1. で作成した実質県内総生産（1995 暦年価格）を、以下のデータにより按分し、産業別（第1～3次）県内総生産（1995 暦年価格）を算出。

【1974年度】『県民所得統計年報（昭和57年版）』の「経済活動別県内純生産」<sup>50</sup>

【1975～1989年度】『県民経済計算年報（平成6年版）』の「経済活動別県内総生産」

【1990～1998年度】『県民経済計算年報（平成14年版）』の「経済活動別県内総生産」

）市町村内総生産（1995 暦年価格）の算出

産業別県内総生産（1995 暦年価格）を、市町村別産業分類別就業者数（『国勢調査』等により作成。作成方法は後述。）により按分し、産業別市町村内総生産（1995 暦年価格）を算出。各産業について合計したものを、市町村内総生産（1995 暦年価格）とする。

### 民間資本ストック

〔作成方法〕

）産業別有形固定資産額（全国ベース）を都道府県別に按分

『民間企業資本ストック年報』（内閣府）<sup>51</sup>の「産業別（第1次～第3次）有形固定資産（全国ベース）」を、各産業の生産量として使用する以下のデータにより都道府県別に按分する。本来第1次産業、第2次産業、第3次産業とも複数の産業から構成されるが、ここでは、第1次産業については「農業」、第2次産業については「製造業」、第3次産業については「商業」「サービス業」を代表的産業とし、民間資本ストックが全てそれらの代表的産業における生産活動に使用されると仮定して産業別有形固定資産額（都道府県ベース）を算出する。第3次産業については、「商業」と「サービス業」の有形固定資産比率（全国ベース）を第3次産業有形固定資産（全

<sup>50</sup> 広島県についてはデータがなかったため、1974年度の広島県の市町村内総生産は作成していない。

<sup>51</sup> 1974～1978年度については『昭和45～平成5年度民間企業資本ストック年報（昭和60年基準）』、1979～1998年度については『昭和55～平成15年度民間企業資本ストック年報（平成7年基準）』を利用した。

国ベース)に乗じて算出した。ここで算出されたデータは )の按分データとして用いる。

$$\text{第1次産業(農業)}: Kp_{1i}^t = Kp_{1T}^t \times \frac{P_{1i}^t}{\sum_{i=1}^{47} P_{1i}^t}$$

$$\text{第2次産業(製造業)}: Kp_{2i}^t = Kp_{2T}^t \times \frac{P_{2i}^t}{\sum_{i=1}^{47} P_{2i}^t}$$

$$\text{第3次産業(商業)}: Kp_{3'i}^t = Kp_{3'T}^t \times \frac{Kp_{3'T}^t}{Kp_{3'T}^t + Kp_{3''T}^t} \times \frac{P_{3'i}^t}{\sum_{i=1}^{47} P_{3'i}^t}$$

$$\text{第3次産業(サービス業)}: Kp_{3''i}^t = Kp_{3''T}^t \times \frac{Kp_{3''T}^t}{Kp_{3'T}^t + Kp_{3''T}^t} \times \frac{P_{3''i}^t}{\sum_{i=1}^{47} P_{3''i}^t}$$

$$\text{第3次産業(商業+サービス業)}: Kp_{3i}^t = Kp_{3'i}^t + Kp_{3''i}^t$$

$Kp_{1i}^t, Kp_{2i}^t, Kp_{3i}^t, Kp_{3'i}^t, Kp_{3''i}^t$  : t年度におけるi都道府県における産業別有形固定資産

$Kp_{1T}^t, Kp_{2T}^t, Kp_{3T}^t, Kp_{3'T}^t, Kp_{3''T}^t$  : t年度における産業別(第1次、第2次、第3次、商業、サービス業)有形固定資産(全国)

$P_{1i}^t$  : t年度におけるi都道府県の農業産出額(農林水産省『生産農業所得統計』)

$P_{2i}^t$  : t年度におけるi都道府県の製造品出荷額等(経済産業省『工業統計調査』)

$P_{3'i}^t$  : t年度におけるi都道府県の商品販売額(経済産業省『商業統計調査』)

$P_{3''i}^t$  : t年度におけるi都道府県のサービス業収入額(総務省『サービス業基本調査』)

なお、『商業統計調査』『サービス業基本調査』は毎年実施されるものではないため、調査を実施していない年度を含めた各年度について、以下の調査年度のデータを使用した。

ア)『商業統計調査』: 

1974,1975年度...1975年度(1976年調査)
1976~1978年度...1978年度(1979年調査)
1979~1981年度...1981年度(1982年調査)
1982~1984年度...1984年度(1985年調査)
1985~1987年度...1987年度(1988年調査)
1988~1990年度...1990年度(1991年調査)

1991～1993年度…1993年度（1994年調査）  
 1994～1996年度…1996年度（1997年調査）  
 1997,1998年度…1998年度（1999年調査）

イ)『サービス業基本調査』：  
 1974～1989年度…1989年度（1989年調査）  
 1990～1998年度…1999年度（1999年調査）

）産業別民間資本ストック額（都道府県ベース、1995 暦年価格）の算出

）により産業別有形固定資産額（都道府県ベース）が算出されるが、分析に当たっては価格を実質化する必要がある。都道府県レベルの分析においては、1.(2)の通り土居（2002）の都道府県別民間資本ストック額（1990 暦年価格）を 1995 暦年価格に調整して使用したことから、都市圏レベルの分析においても、土居データを1.(2)で 1995 暦年価格に調整したものを、 )のデータにより産業別に按分する方法を採用する。

$$Kp_{ni}^{*t} = Kp_i^t \times \frac{Kp_{ni}^t}{\sum_{n=1}^3 Kp_{ni}^t}$$

$Kp_{ni}^{*t}$  : t 年度における i 都道府県の第 n 次産業民間資本ストック額（1995 暦年価格）

$Kp_i^t$  : 1.(2)で算出した、t 年度における i 都道府県の民間資本ストック額（1995 暦年価格）

$Kp_{ni}^t$  : )で算出した、t 年度における i 都道府県の第 n 次産業有形固定資産額

）市町村別民間資本ストック額（1995 暦年価格）の算出

）により得られた都道府県別産業別民間資本ストック額（ $Kp_{ni}^{*t}$ ）を、市町村別産業分類別就業者数（『国勢調査』等により作成。作成方法は後述。）により按分し、市町村別産業別民間資本ストック額（1995 暦年価格）を算出。各産業について合計したものを市町村別民間資本ストック額（1995 暦年価格）とする。

就業者数

〔作成方法〕

）1975、1980、1985、1990、1995 年度については、国勢調査（総務省）に基づく市町村別の「産業分類別就業者数<sup>52</sup>」により、第 1 次産業から第 3 次産業の合計を使用。

）上記以外の年度については、以下のとおり国勢調査実施年度間における就業者数の年平均増加率を用いて算出した。

<sup>52</sup> 「農業」「林業」「漁業」を第 1 次産業、「鉱業」「建設業」「製造業」を第 2 次産業、「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」を第 3 次産業とした。

- ・ 1974 年度及び 1976～1979 年度...1975～1980 年度の年平均増加率
- ・ 1981～1984 年度...1980～1985 年度の年平均増加率
- ・ 1986～1989 年度...1985～1990 年度の年平均増加率
- ・ 1991～1994 年度...1990～1995 年度の年平均増加率
- ・ 1996～1998 年度...1995～2000 年度の年平均増加率

### 社会資本ストック

内閣府(2002)『日本の社会資本』の都道府県別主要部門別社会資本ストック額(道路については、1.(4)による3種別)を、部門毎に定めた以下の方法により按分する。

	按分手法 <sup>53</sup>	按分に使用するデータ
道路	高速自動車国道については、インターチェンジ数、国・都道府県道及び市町村道については、市町村道実延長により按分。	インターチェンジ数：国土交通省道路局調べ 市町村道実延長：『公共施設状況調』(総務省)
港湾	港湾出入貨物量により港湾別に按分し、港湾所在市町村に配分。	港湾出入貨物量：『港湾統計(年報)』 <sup>54</sup> (国土交通省港湾局)
航空	滑走路の長さにより空港別に按分し、空港所在市町村に配分。	滑走路の長さ：国土交通省航空局ホームページ <sup>55</sup>
公共賃貸住宅	市町村が設置した公営住宅等 <sup>56</sup> の戸数により按分。	公営住宅等戸数：『公共施設状況調』(総務省)
下水道	下水道の排水区域面積により按分。	排水区域面積：『下水道統計』((社)日本下水道協会)
廃棄物処理	処理人口(し尿処理施設+ごみ処理施設)により按分。	し尿処理施設及びごみ処理施設処理人口：『公共施設状況調』(総務省)
水道	上水道等 <sup>57</sup> の給水人口により按分。	給水人口：『公共施設状況調』(総務省)
都市公園	都市公園等面積(市町村立+市町村立以外)により按分。	都市公園等面積：『公共施設状況調』(総務省)
文教施設	小学校数(市町村立+一部事務組合立)により按分。	小学校数：『公共施設状況調』(総務省)
治水	可住地面積 <sup>58</sup> (=総面積-主要湖沼面積-林野面積)により按分。	総面積：『国勢調査』(総務省)、全国都道府県市区町村別面積調(国土地理院) 主要湖沼面積：『全国都道府県市区町村別面積調』(国土地理院)

<sup>53</sup> 施設別データを使用した「港湾」「空港」「漁業」「工業用水道」において、複数市町村にまたがるものについては、当該市町村に均等に按分した。

<sup>54</sup> 『港湾統計(年報)』においては、港湾別データ(港湾出入貨物量)が掲載されており、各港湾の所在市町村(国土交通省港湾局調べ)に積み上げを行った。

<sup>55</sup> 当該ホームページ(において、空港別データ(所在市町村、滑走路の長さ及び供用開始・滑走路延長年月)を掲載。また、移転があった空港の旧データについては、各都道府県庁ホームページ等による。

<sup>56</sup> 公営住宅・改良住宅・単独住宅をいう。

<sup>57</sup> 上水道・簡易水道・専用水道・飲料水供給施設をいう。

<sup>58</sup> 当該データは 1974～1980 年度については得られなかったため、当該年度については 1981 年度のデータを使用した。

		林野面積：『世界農林業センサス林業地域調査報告書』（農林水産省）
治山	森林面積により按分。	森林面積 <sup>59</sup> ：『世界農林業センサス林業地域調査報告書』（農林水産省）
海岸	要保全海岸延長により按分し、要保全海岸所在市町村に配分。	要保全海岸延長 <sup>60</sup> ：国土交通省河川局調べ
農業	耕地面積により按分。	耕地面積：『公共施設状況調』（総務省）
漁業	漁港数により按分し、漁港所在市町村に配分。	漁港数：水産庁ホームページ <sup>61</sup>
工業用水道	計画給水量により施設別に按分し、所在市町村に配分。	計画給水量：『工業用水道施設総覧』（（社）日本工業用水協会ホームページ <sup>62</sup> ）

## 2. 厚生効果関係

厚生効果については市町村レベルの地価関数の推定を行うが、説明変数の一部に都市雇用圏データ（就業者数、社会資本ストック（都市雇用圏ベース））を用いた。

なお、就業者数は生産力効果の 1.(2)、社会資本ストックは 1.(1) 及び (2) を参照。

### 地価

1991 年の『都道府県地価調査』（都道府県）の市町村別住宅地平均価格（㎡当たり）を用いた。

なお、社会資本ストックの限界効用の算出においては、以下のとおり算出した都市雇用圏の平均地価を用いた。

$$\bar{R}_{j(n)} = \frac{\sum_{i=1}^n (R_i \times L_i)}{\sum_{i=1}^n L_i}$$

$\bar{R}_{j(n)}$  : n 市町村から構成される j 都市雇用圏内の住宅地平均価格

$R_i$  : j 都市雇用圏に属する i 市町村の住宅地平均価格

$L_i$  : j 都市雇用圏に属する i 市町村の可住地面積

<sup>59</sup> 10 年おきに行われる調査であるため、1974～1989 年度については 1980 年調査、1990～1998 年度については 1990 年調査のデータを用いた。

<sup>60</sup> 当該データは平成 16 年 9 月現在のものであり、昭和 49 年度まで遡って使用した。また、合併・編入があった市町村のデータについては、合併・編入前の市町村の海岸線延長（『海岸統計』（国土交通省河川局））により按分した上で使用した。

<sup>61</sup> 当該ホームページにおいては、漁港別データ（所在市町村及び漁港漁場整備法による指定年月日等）が掲載されており、指定年月日が属する年度以降に積み上げを行った。

<sup>62</sup> 当該ホームページにおいては、施設別データ（計画給水量）が掲載されており、各都道府県庁ホームページ等により所在市町村を確認した上で、積み上げを行った。

#### 所得

1990年度の『市町村税課税状況等の調』（自治省）の市町村別課税対象所得額を用いた。

#### 常住人口

1990年『国勢調査』の市町村別常住人口を用いた。

#### 通勤時間

1990年『国勢調査（従業地・通学地集計）』の市町村別平均通勤・通学時間を用いた。

#### 通勤率

1990年『国勢調査（従業地・通学地集計）』の常住地による従業・通学市区町村別15歳以上就業者数を、当該常住地（市町村）の15歳以上就業者数で除したものをを用いた。

## 参 考 文 献

## 参考文献

(日本語文献)

- 浅子和美・坂本和典 (1993) 『政府資本の生産力効果』「フィナンシャル・レビュー 第26号」
- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典 (1994) 『社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価』「経済分析 第135号」
- 市川博也 (2003) 『誤差修正モデルの経済学』「経済セミナー No.583」
- 岩本康志 (1990) 『日本の公共投資政策の評価について』「経済研究 Vol.41 No.3」
- 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正 (1996) 『社会資本の生産性と公共投資の地域間配分』「フィナンシャル・レビュー 第41号」
- 岡崎ゆう子・松浦克己 (2000) 『社会資本投資、環境要因と地価関数のヘドニックアプローチ：横浜市におけるパネル分析』「会計検査研究 No.22」
- 加藤尚史 (1991) 『生活の質の地域間格差』「日本経済研究 第21号」
- 金本良嗣 (1997) 『都市経済学』東洋経済新報社
- 金本良嗣 (1992) 『ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎』「土木学会論文集 No.449/ -17」
- 金本良嗣・大河原透 (1996) 『東京は過大か - 集積の経済と都市規模の経済分析 - 』「電力経済研究 No.37」
- 金本良嗣・曳埜智 (2005) 『消費面における集積の経済の推定』、mimeo.
- 北坂真一 (2005) 『統計学から始める計量経済学』有斐閣ブックス
- 後藤達也 (2002) 『公共投資の経済効果について』「郵政研究所月報 7月号」
- 社会資本整備研究会・森地茂・屋井鉄雄編著 (1999) 『社会資本の未来』日本経済新聞社
- 高橋青天 (1996) 『米国における社会資本の長期的影響 - ヨハンセンの共和分分析による計測 - 』「フィナンシャル・レビュー 第41号」
- 竹中平蔵・石川達哉 (1991) 『日本の社会資本ストックと供給サイド - 430兆円公共投資のインプリケーション』「調査月報 6月号」ニッセイ基礎研究所
- 田中宏樹 (2001) 『公的資本形成の政策評価』PHP 研究所
- 丸谷浩明 (1990) 『建設経済の基礎知識』(財) 経済調査会
- 三井清・井上純 (1992) 『社会資本の生産性に関する研究』「郵政研究所ディスカッションペーパーシリーズ No.1992-04」
- 三井清・井上純・竹澤康子 (1995) 『社会資本の部門別生産力効果』三井清・大田清編著「社会資本の生産性と公的金融」(第7章) 日本評論社
- 三井清・竹澤康子・河内繁 (1995) 『社会資本の地域間配分 - 生産関数と費用関数による推計 - 』「郵政研究レビュー 第6号」
- 三井清・林正義 (2001) 『社会資本の地域間・分野別配分』「社会科学研究 第52巻第4号」
- 村田治・森澤龍也 (2005) 『地域別にみた分野別社会資本の生産性』季刊住宅土地経済 2005年春季号」
- 山本拓 (1995) 『計量経済学』新世社
- 吉野直行・中野英夫 (1994) 『首都圏への公共投資配分』八田達夫編「東京一極集中の経済分析」(第6章) 日本経済新聞社

和合肇・伴金美 (1995)「TSP による経済データの分析」東京大学出版会

(外国語文献)

- Canning, D. and Pedroni, P.(1999), *Infrastructure and Long Run Economic Growth*, mimeo.
- Eisner, Robert (1991), *Infrastructure and Regional Economic Performance*, New England Economic Review, Sep/Oct
- Engle, R. and C. Granger(1987), *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*. *Econometrica* 55
- Kanemoto, Y.(1998), *Hedonic prices and the benefits of public of projects*, *Econometrica* Vol. 56
- Kanemoto, Y., Kitagawa, T., Saito, H. and Shioji, E.(2005), *ESTIMATING URBAN AGGLOMERATION ECONOMIES FOR JAPANESE METROPOLITAN AREAS: IS TOKYO TOO LARGE?*, mimeo.
- Kennedy, P.(2003), *A Guide to Econometrics*, The MIT Press
- Linneman, Peter (1981), *The Demand for Residence Site Characteristics*, *Journal of Urban Economics*, Vol.9
- Munnell, Alicia H.(1990a), *Why Has Productivity Growth Declined? Productivities and Public Investment*, *New England Economic Review* Jan/Feb, 3-22
- Munnell, Alicia H.(1990b), *How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?*, *New England Economic Review*, Jan/Feb
- Roback, Jennifer (1982), *Wages, Rents, and the Quality of Life*, *Journal of Political Economy*, Vol.90
- Romp, W. and Haan, J.(2005), *Public Capital and Economic Growth: A Critical Survey*, mimeo.
- Rosen, Sherwin (1974), *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition*, *Journal of Political Economy*, Vol.82

(参照 URL)

東京大学空間情報科学研究センター

<http://www.urban.e.u-tokyo.ac.jp/UEA/>