

# 空間的な依存性と異質性を考慮した新古典派成長モデルによる我が国の地域間所得格差分析\*

## Income inequality in Japan after the bubble economy: A Barro regression analysis considering spatial effects\*

瀬谷創\*\*・堤盛人\*\*\*・山形与志樹\*\*\*\*

By Hajime SEYA\*\*・Morito TSUTSUMI\*\*\*・Yoshiki YAMAGATA\*\*\*\*

### 1. はじめに

本稿は、Solow (1956)<sup>1)</sup> に端を発し、Barro (1991)<sup>2)</sup> 等の貢献で大きく発展した、いわゆる新古典派成長モデルを用い、バブル期以降の我が国の地域間所得格差の動向について考察を行うことを目的としている。新古典派成長モデルでは、「所得が低い地域は、所得が高い地域より早く成長する」という仮説に基づいて統計モデルを構築し、パラメータの有意性を検定する。ここで、Goodchild *et al.* (2000)<sup>3)</sup> が指摘するように、信頼できる統計モデルを構築するためには、データの空間的な異質性と依存性を考慮することが不可欠である。

データ間の空間的な依存性の考慮方法は、Anselin (1988)<sup>4)</sup> を一つの契機として、空間計量経済学の分野で膨大な知見が蓄積されてきた。Rey and Montouri (1999)<sup>5)</sup> は、筆者らの知る限り空間計量経済学の分野で提案されているいくつかのモデルを新古典派成長モデルに応用した最初の論文である。以降、様々な地域・時期を対象とした実証分析が行われている (Abreu *et al.* (2004)<sup>6)</sup>) 。

Islam (1995)<sup>7)</sup> は、パネルデータを用いることで、地域の異質性を固定効果、すなわち地域ごとのダミー変数効果として処理する方法を提示した。以降、多くの研究で標準的にパネルデータが用いられてきた。しかしながら、言うまでもなくパネルデータにはデータの入手可能性という点に大きな制約があり、詳細な分析単位に対して、所得データそのもの、あるいは所得の成長率の地域差を説明するための十分なコントロール変数のパネルデータセットを用意するには、多大な費用がかかる。したがって本稿では、クロスセクションデータにおいて、空間的な依存性と異質性を同時に考慮するモデル、具体的には、

LeSage (1999)<sup>8)</sup> によって提示された、分散の不均一性を明示的に考慮した空間計量経済モデルを用いて所得格差の分析を行うこととする。

本研究の特徴としては、次の3点が指摘できる。すなわち、[1] 我が国における新古典派成長モデルに関する実証研究 (例えば、Kawagoe (1999)<sup>9)</sup>) は、都道府県単位を分析対象としている一方で、本研究は全国の市区町村を分析対象としている点、[2] クロスセクションデータにおいて、データの空間的な異質性と依存性を両者とも考慮している点、[3] 既存の我が国を対象とした所得格差分析に関する既存研究は、ほとんどがバブル期以前を対象としているのに対し、本研究はバブル期以後を対象としている点である。

### 2. 新古典派成長モデル

#### (1) 新古典派成長モデルと $\beta$ 収束

基本的な新古典派成長モデル (以下、Basic Model (BM)) は、次式のように表される。

$$\ln \left[ \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right] = \alpha + \beta \ln[y_{i,0}] + \mathbf{x}'_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i \quad (1)$$

ここで、 $i$  ( $i = 1, \dots, n$ ) は地域、 $0$  は初期時点、 $T$  は評価時点を表すインデックスであり、 $y$  は一人当たり所得を示す。 $\mathbf{x}_i$  は  $m \times 1$  のコントロール変数ベクトルであり、後述する安定状態 (steady state) の地域差を記述ものである。また、 $\varepsilon_i$  はNID誤差とする。 $\beta$  の推定値が負で、かつ統計的に有意に  $0$  と異なるとき、初期時点の所得が低い地域ほど、 $T$  期間にわたる所得の成長率が高くなり、すべての地域の所得が安定状態に収束する ( $\beta$  収束 ( $\beta$ -convergence)) 。

パラメータ  $\beta$  は、 $\beta = -(1 - e^{-bt})$  を満たすものであり、 $b$  は1年間の収束率、言い換えれば収束の速度を示す。また、 $\ln(2)/b$  は、half-life time (HLT) と呼ばれる、所得が初期状態から安定状態に至るまでの半分の時間を示す。

#### (2) 新古典派成長モデルと空間データ

(1) 式では暗に、所得の推移ダイナミクスにおいて、地域間の相互作用はなく、各地域は独立に成長すると仮

\*キーワード: 国土計画, 地域計画, 所得格差

\*\*非会員, 修 (社工), 株式会社パスコ衛星事業部  
(東京都目黒区1-1-2, TEL: +81-3-4570-3065,  
E-mail: hajime\_seya@pasco.co.jp)

\*\*\*正員, 博 (工), 筑波大学大学院システム情報工学研究科  
(茨城県つくば市天王台1-1-1, TEL: +81-29-853-5007,  
E-mail: tsutsumi@sk.tsukuba.ac.jp)

\*\*\*\*非会員, 博 (学術), 国立環境研究所地球環境研究センター  
(茨城県つくば市小野川16-2, TEL: +81-29-850-2545,  
E-mail: yamagata@nies.go.jp)

定されている。しかしながら実際には、近隣市区町村における一人当たり所得は似通った推移パターンを示すことが多いと考えられる。本研究では、このような推移パターンの類似性を考慮するモデルとして、LeSage and Fischer (2008)<sup>10)</sup> において、新古典派成長回帰モデルに最も相応しいとされている、次式の空間ダービンモデル (Spatial Durbin Model (SDM)) を用いることとする。

$$\mathbf{Y}^* = \rho \mathbf{W} \mathbf{Y}^* + \alpha \mathbf{1} + \beta \mathbf{Y}_0 + \theta \mathbf{W} \mathbf{Y}_0 + \mathbf{X} \boldsymbol{\gamma} + \mathbf{W} \mathbf{X} \boldsymbol{\zeta} + \boldsymbol{\varepsilon}. \quad (2)$$

ここで、 $\rho$  はデータ間の依存関係を表す空間パラメータである。 $\rho$  の推定値が正で、かつ統計的に有意に 0 と異なるとき、近隣市区町村が類似成長パターンを示すという正の空間的自己相関の存在が示唆される。 $\mathbf{W}$  は空間重み行列と呼ばれる  $n \times n$  行列であり、その  $i, j$  成分  $w_{ij}$  は地域  $i$  と  $j$  に依存関係があれば 0 でない何らかの値をとる。例えば、 $i$  の最近隣  $k$  地域に重みを与えるといった方法が実証分析では用いられることが多い (本稿では AIC が最良であった  $k=4$  とした)。また、 $\mathbf{W}$  は、行和が 1 となるように行基準化される。 $\mathbf{Y}^*$  はその要素  $Y_i^*$  を、 $\ln(y_{i,T}/y_{i,0})$  で与える  $n \times 1$  ベクトル、 $\mathbf{1}$  は 1 を要素とする  $n \times 1$  ベクトル、 $\mathbf{Y}_0$  は、 $n \times 1$  の初期値ベクトル、 $\mathbf{X}$  は  $n \times m$  のコントロール変数行列、 $\boldsymbol{\varepsilon}$  は  $n \times 1$  の NID 誤差のベクトル、 $\alpha$ 、 $\theta$  はスカラーパラメータ、 $\boldsymbol{\gamma}$ 、 $\boldsymbol{\zeta}$  は  $m \times 1$  のパラメータベクトルである。

ここで、(2) 式において、誤差項が次式のような多変量正規分布に従うと仮定する。

$$\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(\mathbf{0}, \sigma_\varepsilon^2 \mathbf{V}), \mathbf{V} = \text{diag}(v_1, \dots, v_n). \quad (3)$$

$\text{diag}(\cdot)$  は、行列の対角要素を示す。(3) 式により、相対分散項  $v_1, \dots, v_n$  の値が推定できれば、地点ごとの分散を与えることができる。新古典派成長回帰分析では、成長率を従属変数にするため、コントロール変数で説明できない要因が多く、結果的に外れ値や、残差分散の不均一が生じることが多い。(3) 式はこのような不均一を記述し、頑健なパラメータ推定を可能とする。LeSage (1999)<sup>8)</sup> は、各パラメータに与えた事前分布を更新するというベイズ推定法のアプローチを用いて、 $n$  個の観測データから  $(4 + 2m + n)$  個のパラメータを推定する方法を提示している。本項では、このモデルを、ベイジアン空間ダービンモデル (Bayesian Spatial Durbin Model (B\_SDM)) と称することとする。また同様に、(1) 式の BM において分散不均一を考慮するモデルを、Bayesian BM (B\_BM) と呼ぶこととする。各パラメータには、次式のような事前分布と初期値を与える。

$$\pi(\alpha) \sim N(a, r), \pi(\beta) \sim N(c, s), \pi(\boldsymbol{\gamma}) \sim N(\mathbf{g}, \mathbf{t}),$$

$$\pi(\boldsymbol{\zeta}) \sim N(\mathbf{h}, \mathbf{u}), \pi(\sigma_\varepsilon^2) \sim \text{Gamma}(d, v),$$

$$\pi(v_i^{-1} | q) \sim \text{i.i.d.} \chi^2(q) / q, \pi(\rho) \sim \text{Unif}(-1, 1),$$

$a = c = d = v = 0, r = s = 10^{12}, \mathbf{g} = \mathbf{h} = \mathbf{0}_m, \mathbf{t} = \mathbf{u} = 10^{12} \times \mathbf{I}_m$ . (3) ただし、 $\mathbf{0}_m$ 、 $\mathbf{I}_m$  はそれぞれ  $m \times 1$  の 0 を要素とするベクトル、 $m \times m$  の単位行列である。詳細なパラメータ推定手順については、LeSage (1999)<sup>8)</sup> を参照されたい。

### (3) SDM の推定値の解釈

前述のように、通常の新古典派成長モデル分析では、 $\beta$  の推定値を用いて、 $\beta$  収束に関する考察を行う。しかしながら、SDM においては、このような解釈をすることが不可能である。それは次のような理由による。

SDM では、地域  $j$  の初期所得  $Y_{j,0}$  の微小変化による地域  $i$  の成長率  $Y_i^*$  の微小変化は、次式により与えられる。

$$\frac{\partial Y_i^*}{\partial Y_{j,0}} = S(\mathbf{W})_{ij}, S(\mathbf{W}) = (\mathbf{I} - \rho \mathbf{W})^{-1} (\beta \mathbf{I} + \theta \mathbf{W}). \quad (4)$$

明らかに、 $\partial Y_i^* / \partial Y_{i,0} \neq \beta, \forall i, \partial Y_i^* / \partial Y_{j,0} \neq 0, \forall j \neq i,$

であり、近隣地域  $j (j=1, \dots, n)$  における初期所得の変化が、地域  $i$  の成長率に影響するため、所得収束の仮説は  $\beta$  の推定値で評価することはできない。SDM では、地域  $i$  の成長率は、近隣地域  $j$  における成長率  $Y_j^*$  から影響を受け、また、地域  $j$  の成長率は、地域  $j$  における初期所得の  $Y_{j,0}$  の変化から影響を受けるとするため、地域  $i$  の成長率は  $Y_{j,0}$  から間接的に影響を受けることになる。言い換えれば、地域  $i$  の成長率は二種類の影響を受ける。一つ目は、 $\mathbf{W} \mathbf{Y}_0$  がモデルに含まれていることによるものであり、二つ目は、 $Y_{j,0}$  の変化が  $Y_j^*$  に及び、その影響が  $Y_i^*$  に波及するというものである。

一方、 $Y_{i,0}$  の微小変化による  $Y_i^*$  の微小変化は、次式により与えられる。

$$\frac{\partial Y_i^*}{\partial Y_{i,0}} = S(\mathbf{W})_{ii}. \quad (5)$$

$Y_i^*$  は、 $Y_{i,0}$  の変化による直接的な影響を受けると共に、 $Y_{i,0}$  の変化が近隣地域  $j$  に与えた影響のフィードバックという間接的な影響を受ける。このような、初期所得が成長率に与える影響は、地域  $i$  の位置と、 $\mathbf{W}$  によって規定される近隣関係によって変わり、(4)、(5) 式を直接解釈することは困難である。LeSage and Fischer (2008)<sup>10)</sup> は、次のような要約尺度を提案している。

$$M_{\text{direct}} = n^{-1} \text{tr}(S(\mathbf{W})), M_{\text{all}} = n^{-1} \mathbf{1}' S(\mathbf{W}) \mathbf{1},$$

$$M_{\text{indirect}} = M_{\text{all}} - M_{\text{direct}}. \quad (6)$$

ここで、 $M_{\text{direct}}$  (MD) は、 $Y_{i,0}$  の変化が、 $Y_i^*$  に与える平均的な影響、すなわち、自地域の初期所得が自地域の成長率に与える影響を示し、 $M_{\text{indirect}}$  (MI) は、 $Y_{j,0}$  の変化が、

$Y_i^*$ に与える平均的な影響を示す。 $M_{all}$  (MA) はその合計である。

### 3. 新古典派成長モデルによる地域間所得格差分析

#### (1) 分析に用いるデータ

所得データとしては、(株)日本統計センターのNSCマーケティングデータベースより、89年～04年における『人口一人当たり所得額』（総務省自治税務局の市町村税課税状況等の調を元に作成）を用いることとする。ただし今回、02年度の沖縄県竹富町の一人当たり所得が特異な値を示した（高額所得者の一時的な移動のため）ため、同町を除いた1841市区町村を対象としている。また、本研究においては対象期間が短く、物価変動は小さいため、所得の実質化は行っていない。

まず、表-1に89年～04年の一人当たり所得（千円）に関する記述統計量を示す。平均値や中央値で見ると、一人当たり所得は98年までおおむね増加し、その後減少していることが分かる。分布のばらつきを示すIQR（ $=q3 - q1$ ）は、89年から92年の、いわゆるバブル経済期からその崩壊直後の時期において大きな値を示しているが、その後はおおむね400～450程度の値で推移している。次に、図-1に89年度における一人当たり所得を標準偏差によって5段階に分類した結果を示す。概ね、太平洋ベルト地帯や、北陸地方、北海道の北東沿岸部等に一人当たり所得が高い市区町村が分布していることが分かる。全体的な分布傾向については、04年まで大きな変化は見られなかった。図-2は、新古典派成長モデルにおける従属変数、すなわち89年度から04年度までの一人当たり所得の成長率を示したものである。89年度の初期時点において所得の高い東京都市圏や大阪都市圏において成長率が負になっていること、および近隣市区町村が似たような成長パターンを示していることが確認できる。

表-1 一人当たり所得(千円)に関する記述統計量

Year	min	q1	median	mean	q3	max	IQR
89	279	698	870	914	1,074	3,814	376
90	266	735	927	985	1,163	4,627	428
91	236	822	1,039	1,101	1,305	5,022	483
92	368	893	1,129	1,190	1,420	5,198	527
93	391	928	1,135	1,179	1,374	4,081	447
94	418	956	1,165	1,208	1,402	3,941	446
95	431	993	1,195	1,236	1,427	3,904	434
96	433	993	1,197	1,239	1,439	3,791	446
97	425	1,028	1,229	1,275	1,481	3,791	453
98	460	1,033	1,238	1,280	1,489	3,860	456
99	460	1,020	1,219	1,258	1,454	3,617	435
00	478	1,004	1,203	1,234	1,429	3,841	426
01	471	981	1,183	1,215	1,410	4,032	430
02	408	958	1,154	1,188	1,375	4,199	417
03	450	918	1,110	1,143	1,318	4,153	400
04	445	898	1,089	1,124	1,304	4,305	406

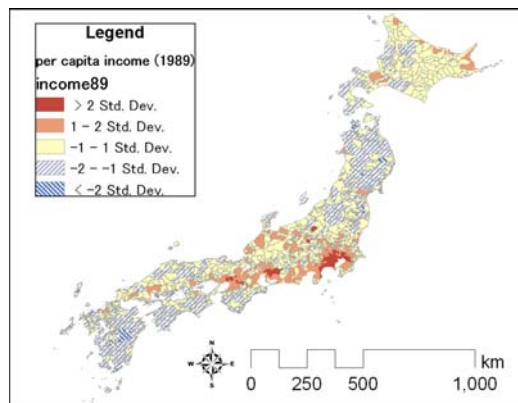


図-1 一人当たり所得の分布(89年)

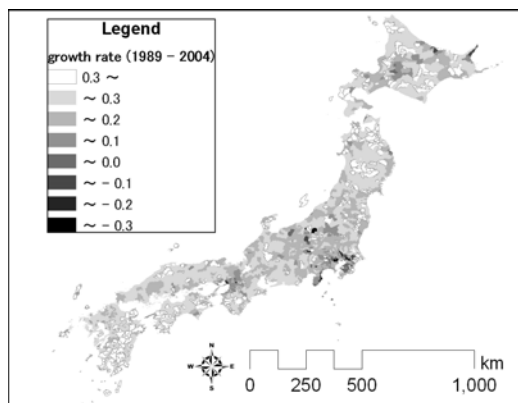


図-2 一人当たり所得の成長率(89-04年)

#### (2) 地域間所得格差の分析結果

以下、89～04年の所得成長率について、上述の4つのモデルを構築する。コントロール変数としては、人口密度(人/km<sup>2</sup>)、平均年齢(歳)、第3次産業従事者の割合(%)、地方ダミーを用いている。BMのパラメータはOLS・SDMのパラメータは最尤法によって推定し、B<sub>BM</sub>・B<sub>SDM</sub>のパラメータは、前述した初期値と事前分布を用いてベイズ推定する。表-2にパラメータの推定結果を示す。BMにおいてβは負でかつ1%水準で有意となっており、β収束が確認された。コントロール変数も、それぞれが有意となっており、平均年齢や第三次産業割合が低いことが成長に寄与していることが分かる。しかしながら、BMの残差について Moran's I を用いた I 検定を行ったところ、Z(I)=7.68となり、空間的自己相関無しの帰無仮説が1%の有意水準で棄却された。同様に、分散不均一を検定する代表的手法であるBP検定において、BP=103となり、同じく1%水準で、分散均一の帰無仮説が棄却された。したがって、BMの結果を用いた解釈には注意が必要である。ここで、空間的自己相関を考慮したSDMは、BMに比べて修正済み決定係数が改善し、異質性を考慮した頑健な推定法であるB<sub>BM</sub>・B<sub>SDM</sub>は、それぞれBM・SDMより修正済み決定係数が低くなっていることが分かる。この結果は直感に合っている。

表-2 パラメータの推定結果

Variable	BM			B BM				SDM			B SDM			
	coef.	Std.error	p	Coef.	Std.error	p	Geweke	Coef.	Std.error	p	Coef.	Std.error	p	Geweke
intercept	3.1105	0.1424	0.000	2.4827	0.0946	0.000	0.088	2.3533	0.1357	0.000	2.1367	0.1500	0.000	0.526
initial income	-0.3698	0.0182	0.000	-0.2819	0.0120	0.000	0.055	-0.3889	0.0183	0.000	-0.2862	0.0136	0.000	0.890
pop. dens.	0.0000	0.0000	0.000	0.0000	0.0000	0.000	0.092	0.0000	0.0000	0.000	0.0000	0.0000	0.000	0.186
average age	-0.0101	0.0012	0.000	-0.0088	0.0008	0.000	0.922	-0.0111	0.0012	0.000	-0.0090	0.0009	0.000	0.183
tertiary industry ratio	-0.0011	0.0004	0.003	-0.0009	0.0002	0.000	0.286	-0.0011	0.0003	0.002	-0.0008	0.0003	0.001	0.108
Hokkaido	0.0564	0.0130	0.000	0.0275	0.0081	0.000	0.616	0.0087	0.0403	0.828	-0.0088	0.0247	0.358	0.329
Tohoku	-0.0270	0.0118	0.023	-0.0330	0.0070	0.000	0.680	-0.0601	0.0448	0.180	-0.0634	0.0276	0.011	0.254
Kanto	0.0611	0.0138	0.000	-0.0164	0.0085	0.028	0.401	-0.0028	0.0469	0.952	-0.0594	0.0287	0.020	0.055
Chubi	0.0423	0.0138	0.002	0.0122	0.0082	0.069	0.103	0.0176	0.0366	0.631	-0.0318	0.0228	0.081	0.898
Kinki	0.0249	0.0132	0.060	-0.0175	0.0079	0.013	0.370	0.0081	0.0272	0.765	-0.0326	0.0172	0.029	0.366
Chugoku or Shikoku	0.0487	0.0128	0.000	0.0309	0.0073	0.000	0.339	0.0098	0.0367	0.789	0.0044	0.0215	0.418	0.858
W initial income								0.0990	0.0133	0.000	0.0462	0.0202	0.010	0.563
W pop. dens.								0.0000	0.0000	0.000	0.0000	0.0000	0.025	0.166
W average age								0.0053	0.0015	0.000	0.0011	0.0013	0.190	0.196
W tertiary industries ratio								0.0004	0.0006	0.540	-0.0001	0.0004	0.358	0.124
W Hokkaido								0.0430	0.0413	0.298	0.0316	0.0258	0.111	0.178
W Tohoku								0.0396	0.0461	0.390	0.0341	0.0283	0.114	0.090
W Kanto								0.0231	0.0479	0.629	0.0428	0.0300	0.077	0.186
W Chubi								0.0114	0.0377	0.762	0.0450	0.0242	0.031	0.739
W Kinki								-0.0047	0.0291	0.872	0.0141	0.0189	0.228	0.861
W Chugoku or Shikoku								0.0257	0.0381	0.501	0.0240	0.0229	0.147	0.990
rho								0.1810	0.0272	0.000	0.1463	0.0256	0.000	0.289
variance of error		0.0157			0.0041		0.038		0.0145			0.0040		0.312
adjusted r <sup>2</sup>		0.4525			0.4328				0.4751			0.4682		

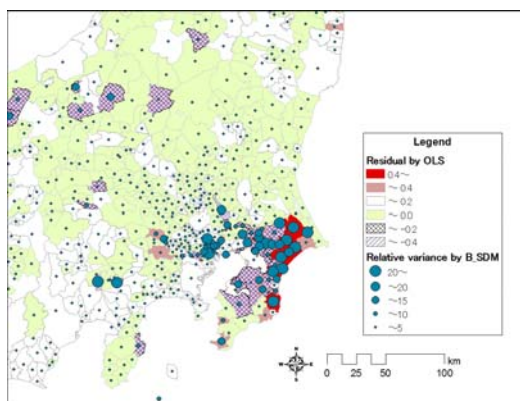


図-3 相対分散項

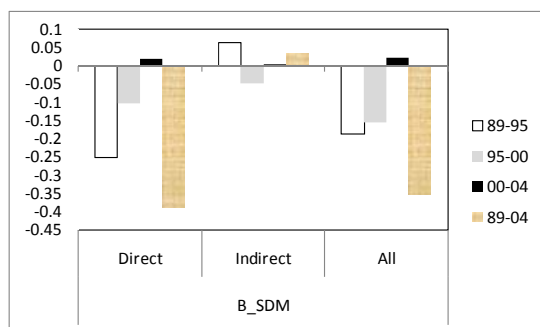


図-4 B\_SDMと所得収束仮説

また、 $\rho$ の推定値は正でかつ統計的に有意であり、近隣自治体の一人当たり所得が似通った推移ダイナミクスを示していることが確認された。図-3は、関東地方周辺におけるB\_SDMにおける相対分散項を示したものである。OLS残差が絶対値において大きい地域に、大きな相対分散項が対応していることが分かる。

図-4は、B\_SDMについて(6)式の尺度に基づき、直接的な影響と間接的な影響を算出した結果である。両者の合計は、89~04年以外では負の値を示し、地域間所得格差は概ね縮小方向に進んだといえる。ただし、B\_SDM

を00~04年だけでみると、MAの値が正となっており、この期間格差は拡大した可能性が高い。間接的な影響は、直接的な影響と比べると非常に弱いものとなっており、いくつかの期間で正になっていることが分かる。直接的な影響が負で、かつ間接的な影響が正であるということは、自地域の初期所得が低く、かつ近隣地域の初期所得が高いほど、成長率が高いという状況を示している。算出されたHLTは、BM : 21年、B\_BM : 29年、SDM : 29年、B\_SDM : 22年となった(SDM、B\_SDMについては、MAの値に基づいて算出)。このように、モデル間で分析結果に大きな差異があることは、ある一つのモデルを用いて $\beta$ 収束に関する実証分析を行うことの危険性を示していよう。今後の課題は、市区町村間の依存関係について、単純な隣接関係ではなく、交通ネットワークや経済的な結びつきを考慮すること、MDとMI推定値の有意性検定を行うことである。

参考文献

- 1) Solow, R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94.
- 2) Baro, R.J. (1991). Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-443.
- 3) Goodchild, M.F., Anselin, L., Appelbaum, R.P., and Harthorn, B.H. (2000). Towards spatially integrated social science, *International Regional Science Review*, 23, 139-159.
- 4) Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, The Netherlands.
- 5) Rey, S.J., and Montouri, B.D. (1999). US regional income convergence: A spatial econometrics perspective, *Regional Studies*, 33 (2), 143-156.
- 6) Abreu, M., de Groot, H.L.F., and Florax, R.J.G.M. (2004). Space and growth: A survey of empirical evidence and methods, *Région et Développement*, 21, 12-43.
- 7) Islam, N. (1995). Growth empirics: A panel data approach, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.
- 8) LeSage, J.P. (1999). The theory and practice of spatial econometrics, <http://www.spatial-econometrics.com>
- 9) Kawagoe, M. (1999). Regional dynamics in Japan: A reexamination of Baro regressions, *Journal of the Japanese International Economics*, 13 (1), 61-72.
- 10) LeSage, J.P., and Fischer, M.M. (2008). Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation, *Spatial Economic Analysis*, 3 (3), 275-304.