

タイの貧困削減と空間的自己相関

— 空間計量経済学による実証分析

Poverty Alleviation and Spatial Autocorrelation in Thailand

— Empirical Analysis Based on Spatial Econometrics

栗 田 匡 相

The purpose of the paper is to show the difference between the result from an OLS estimation model without the spatial autocorrelation, and the result from a spatial econometric model with the spatial autocorrelation, using the provincial panel dataset in Thailand. The estimation result of the spatial autoregressive model (SAR model) suggests that spatial autocorrelation of the dependent variable (the change of the poverty ratio) is observed, and its effect is relatively large. This finding is consistent with the recent studies, which claims that the spatial autocorrelation effect has a large effect on the poverty alleviation. The policy in terms of poverty alleviation should be considered in connection with the spatial autocorrelation effect.

Kyosuke Kurita

JEL : C21, O12, O53, R12

キーワード : 空間計量経済モデル、タイ、貧困緩和

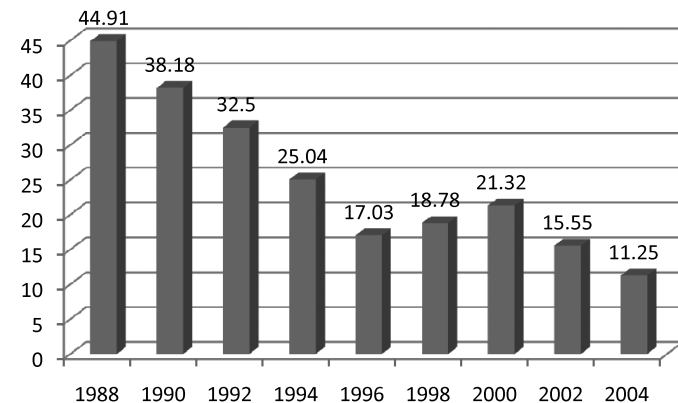
Keywords : spatial econometrics, Thailand, poverty alleviation

1. はじめに

ブラザ合意による円高を端に、1980年代後半から海外からの直接投資が急増したタイ経済は、1997年のアジア通貨危機にいたるおおよそ10年程度、平均の成長率が10%近い高度経済成長を遂げるようになった。この間に貧困指標にも劇的な改善が観察されている。高度経済成長が始まった1988年前後では45%近い貧困者比率を記録していたが、1996年には17%近くまで、その数

値を下げている（図 1）。

図 1. タイの貧困者比率推移（％）



出所：NESDB (2008)

その後アジア通貨危機により一度は貧困指標の悪化が観察されるが、2002年には通貨危機前の水準以下に改善し、2004年には11%という数値にまで達している。

その一方で、表 1 や表 2、図 2 が示すように、バンコクや中央部地域においては劇的な貧困指標の改善が見られるのに対して、北部地域や東北部地域においては貧困指標の改善スピードが相対的に遅い地域が存在している。このように、タイの貧困問題は、一国全体では大幅な改善を見せてはいるが、地理的に局所的な現象として問題の様相を変えつつ、いまだ重要な課題として存在する。

表 1. 地方別に見た貧困者比率の推移

単位：(%)

	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004
バンコク	15.06	10.94	6.00	2.86	1.58	1.69	1.62	2.22	1.64
中部地域	39.16	32.14	21.20	16.43	11.19	11.89	10.49	8.04	5.09
北部地域	48.04	36.75	35.56	25.39	16.80	17.01	23.45	18.71	16.24
東北部地域	55.94	51.13	47.35	37.03	25.65	29.00	35.03	23.74	17.16
南部地域	44.94	38.45	29.37	25.55	17.20	20.12	17.06	13.85	7.82

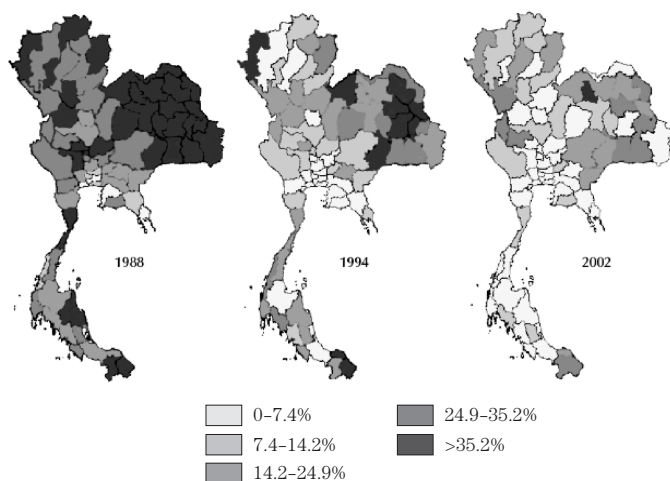
出所：NESDB (2008)

表 2. 2004 年時における地方・地域別に見た貧困指標

地方	地域	貧困ライン	貧困者比率	貧困人口	全人口
		パート/人/月	(%)	100 万人	
バンコク	都市部	1853	1.64	0.108	6.608
	全体	1853	1.64	0.108	6.608
中部地方	都市部	1525	3.29	0.166	5.055
	農村部	1243	6.01	0.591	9.834
	全体	1339	5.09	0.757	14.889
北部地方	都市部	1294	8.31	0.202	2.435
	農村部	1089	18.31	1.705	9.312
	全体	1131	16.24	1.907	11.747
東北部地方	都市部	1229	10.30	0.407	3.954
	農村部	1043	18.72	3.243	17.326
	全体	1078	17.16	3.650	21.279
南部地方	都市部	1313	4.56	0.093	2.057
	農村部	1116	8.88	0.561	6.319
	全体	1164	7.82	0.655	8.376
全体	都市部	1525	4.86	0.978	20.109
	農村部	1110	14.26	6.101	42.791
	全体	1242	11.25	7.079	62.900

出所：NESDB (2008)

図 2. タイの Poverty Map (1988-2002)



出所：Jitsuchon, S. and K. Richter (2007)

開発経済学の分野では、古くは Myrdal (1957) など、こうした地域的不均等の議論がなされているが、現在は、こうした貧困問題の地域性、地理性を考慮した実証分析が盛んに行われるようになってきている。Jaran and Ravallion (2002) では、地理的に分断されているような辺境地域においては、その地理的特性故に貧困の罠に陥る可能性が高いことを中国のデータを用いて分析している。Epprecht and *et al* (2011) では、ベトナムのデータを用いて、少数民族や都市へのアクセスが相対的に欠乏している人々が、より貧困に陥りやすいことを明らかにしている。また、この 10 年近く盛んに作成されるようになった Poverty map などこうした流れの中で議論することも可能であろう。ただし最近の研究である Olivia *et al* (2009) では、Elbers *et al* (2003) などで提唱されている基本的な Poverty map 作成方法では、空間的自己相関を無視しているため、作成された Poverty Map に大きなバイアスが生じてしまう危険性を指摘している。

また池本 (2000) や栗田 (2007) といったタイに関する研究でも、こうした地域的不均等発展の議論がなされている。

そこで、本稿では貧困問題の空間的依存性を加味する昨今の研究の流れに従い、空間的依存性を考慮した分析と考慮しない分析を比較し、どのような違いがもたらされるのかを検証していく。

第 2 節では、本稿で用いる計量モデルの説明を空間計量経済学的見地と貧困分析の見地の双方から行い、使用するデータの説明も行う。第 3 節では推計結果の考察を行い、第 4 節で議論を総括したい。

2. モデルとデータ

2.1 空間計量経済学モデル

先に述べた空間的依存とは、ある空間的区分（都道府県などの行政区分、緯度経度などの地理学的区分など）に生じたショックや変化が、他の空間的区分に何らかの規則性をもって影響を与えるような関係、つまりは空間的区分の間に関数的な関係が存在することを意味する。こうした現象は日常的に観察でき

るが、例えば、ある都市に産業の集積が生じた場合、それらの集積による外部効果（例えば Marshall の外部性など）は、その産業集積が生じている都市に隣接した地域の方がより大きいと考えられるため（空間的依存は地理的な近接性に依存するという規則性）、これらの影響を考慮した分析が求められるだろう。他にも地価などの不動産市場の分析や選挙行動などの分析にもこうした空間的依存などを考慮した分析が多い。故に、こうした地理的近接性や空間的依存の程度が重要な影響を分析に及ぼす場合には、それらを無視した分析には必然的にバイアスが生じることとなる。最も簡単な事例では、例えば誤差項に空間的依存が疑われる場合であり、これは時系列データなどではよく観察される誤差項間に相関関係が存在する問題（系列相関）である。空間的な相関関係の場合には空間的自己相関と呼ばれ、仮に誤差項に空間的自己相関がある場合は、単純な OLS 推定量は一致性も不偏性も持たない。

空間計量経済学モデルの一般型は以下のように記述することが出来る。

Manski モデル

$$y = \rho W y + X \beta + W X \theta + u$$

$$u = \lambda W u + \varepsilon$$

これは Manski Model と呼ばれる一般型であり（Elhoss (2012)）、 ρ や λ 、 θ といったパラメータの値によって、様々な呼び名やモデルが存在することになる（図 3）。ここで y は被説明変数ベクトル、 W は空間的自己相関の程度を示す空間重みづけ行列、 X は説明変数ベクトル、 u 、 ε が誤差項となっている¹⁾。

例えば、空間的自己回帰モデル（SAR : Spatial Autoregressive model）は被説明変数に空間的自己相関を想定したモデルである。

SAR モデル（Manski モデルで $\theta = 0$ 、 $\lambda = 0$ ）

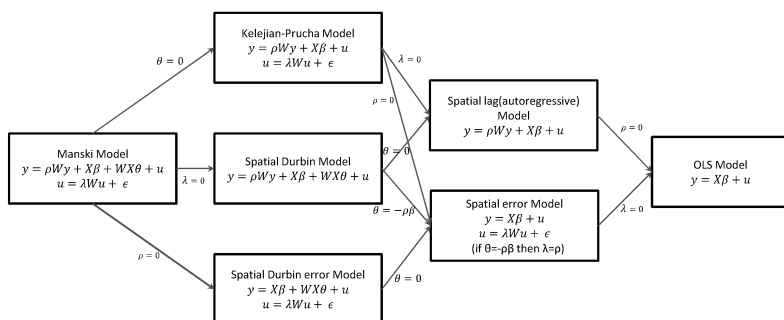
$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

この SAR が真のモデルである場合、OLS での推計は被説明変数の空間的

1) なお、誤差項の空間的自己相関には記載したような Autregressive errors (AR プロセス) の場合の他に、Moving average errors (MA プロセス) のケースもあり、その場合には、 $u = \lambda W \varepsilon + \varepsilon$ となる。

図 3. 空間計量経済モデルの関係図



出所：Elhorst (2010)

自己相関を表現した右辺第一項の ρWy を省略することとなる。これは必然的に重大な Omitted variable bias を生じさせることとなり、OLS 推定量は不偏性も一致性も持たない。

なお、本稿では、複数の空間計量経済学モデルでの推計を試みて OLS との比較を行っていく。

2.2 貧困分析のモデルとデータの解説

貧困分析のモデルとしては、先行研究の Bourguignon (2004)、Besley and Burgess (2003) や Sawada (2004)、Kurita and Kurosaki (2011) などのモデルを元に、以下のようなモデルを推計することにする。

$$\text{Poverty index}_{i,t} = \sum_{i=1}^n \beta_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ただし、Poverty index は貧困者指標、説明変数ベクトル X には、先行研究に従い、一人あたり平均消費額、ジニ係数、教育水準（平均修学年数）、農業生産従事者比率などを使用した。また $\varepsilon_{i,t}$ は通常のパネル分析における誤差項の設定（固定効果、時間効果、攪乱項の 3 要素）を採用している。なお、各変数の解説、並びに基本統計量については付表 1 を参照されたい。なお、本分析で用いるデータは県レベルの代表データとなる²⁾。

2) 現在タイには 76 の県が存在するが、2004 年時点では 76 県、1988 年時点では 73 県のみが存在していた。このため、1988 年の行政区分に従って、73 区分でデータを作成している。

実証分析に用いる県別データは、はタイ国家統計局 (National Statistical Office) が行っている Socio Economic Survey のマイクロデータから構築したものである。最初の調査は 1957 年に行われており、以来数年間隔で調査が行われてきたが、1998 年からは毎年調査が行われるようになった³⁾。主な調査項目は、世帯属性、世帯員属性、世帯所得、世帯消費等で、それぞれについて詳細なデータが得られ、各年度ごとに、約 10,000～20,000 世帯程度のサンプルが収集される。本稿では、この SES データの 1988 年と 2004 年の 2 時点分のマイクロデータをもとに、県別のデータを作成した。パネルデータではあるが、2 時点のデータであるため、推計においては 1 階の階差をとり、First-difference estimator として推計を行っている。この作業により、誤差項内部の固定効果部分が取り除かれ通常の OLS 推定と固定効果推定が一致することとなる。

$$\Delta \text{Poverty index}_{i,t} = \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

また、上記の基本計量モデル (1 階の差分モデル) に空間的自己相関の仮定をとりいれ、本稿では SAR モデル、空間誤差モデル (SEM : Spatial Error model) の 2 つのモデルをそれぞれ推計した。

3. 推計結果と考察

推計結果は、表 3 に掲載した。それぞれ、左から OLS、SAR モデル、SEM モデル、となる。

表 3 を見ると、空間的自己相関の存在を検定する Moran's I のスコアはそれほど高くはなく有意水準 10% で「空間的自己相関がない」という帰無仮説を棄却できていない。しかし 17.5% レベルでは棄却が可能となる⁴⁾。

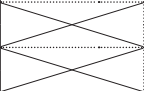
仮に Moran's I による検定で帰無仮説を棄却できたとしても、それは空間的

3) SES の前身である Household Expenditure Survey は 1968 年まで行われており、その後 Socio Economic Survey として刷新された。また 1986 年以前には、調査は 5 年ごと、1986 年以降は 2 年ごとに行われていた。最近では毎年行われているが、偶数年に行われる調査の方がサンプル数が多く、本稿では県レベルでの代表性を担保するために、偶数調査年のデータのみを使用している。

4) 清水・唐渡 (2007) のシミュレーション結果では、自己回帰パラメータの大きさによっては、Moran's I は空間的自己相関を検出することに失敗することもある。

表 3. 各モデルの推計結果

被説明変数は貧困者比率の改善度（貧困者比率 2004 年－貧困者比率 1998 年）

	OLS	SAR	SEM
一人あたり消費変化	0.931*** <i>0.289</i>	0.852*** <i>0.272</i>	0.940*** <i>0.271</i>
ジニ係数変化	-0.529*** <i>0.082</i>	-0.447*** <i>0.072</i>	-0.513*** <i>0.064</i>
高等教育修了者比率変化	0.442* <i>0.248</i>	0.466** <i>0.235</i>	0.401* <i>0.248</i>
農業従事者比率変化	0.105 <i>0.113</i>	0.111 <i>0.107</i>	0.112 <i>0.114</i>
ρ			0.208* <i>0.108</i>
λ			0.212 <i>0.178</i>
対数尤度	49.42	76.18	75.43
AIC	-88.84	-140.36	-130.86
Moran I	0.077		
Moran I-statistic	1.355		
Marginal Probability	0.175		
LM λ value	1.195		
LM ρ value	3.759*		

*** 1%, ** 5%, * 10%. 下段の斜体字は Robust standard errors

自己相関の可能性を示唆するだけであり、明確な対立仮説が存在するわけではない。このため、空間計量経済学モデルの推計を行う際にはモデルの選択が問題となる。モデル選択には Anselin (2005) や Elhorst (2010) などが詳しいが、ここでは Anselin (2005)⁵⁾ に従ってモデルの選択を行いたい。まず、通常の線形回帰モデルを OLS 推定し、誤差項に空間的自己相関があるかどうか ($H_0: \lambda = 0, H_1: \lambda \neq 0$)、あるいは被説明変数に空間自己回帰の有無があるのかどうか ($H_0: \rho = 0, H_1: \rho \neq 0$) をラグランジュ乗数検定で検証する。結果は、表 3 にあるように、「誤差項に空間的自己相関がない ($\lambda = 0$)」という帰無仮説は棄却できなかったが、「被説明変数の空間ラグに自己回帰が存在しない ($\rho = 0$)」という帰無仮説を棄却することが出来た。このため、Anselin (2005) のフローチャートにのっとり SAR モデルを選択する。なお、SAR モデルの推定結果を見てみると、確かに被説明変数の空間的自己回帰パラメータ

5) 清水・唐渡 (2007) が Anselin (2005) のモデル選択フローチャートを日本語訳している。

である ρ は 10%水準で有意に効いている。

3つのモデルにおいて、定性的な違いは見られない。被説明変数は貧困削減率であるため、符号がプラスのものは貧困削減に正の効果があると考えることが出来る。一人あたり消費額の成長率がプラスで有意に効いており、ジニ係数変化がマイナスに有意に効いている（つまり不平等悪化は貧困削減に悪影響を及ぼす）。これは先行研究の知見と同様の結果が得られたと考えられ、3つのモデル全てで同様の傾向が観察できた。また高等教育修了者比率が改善するほど貧困削減にも正の効果が有意にあるという結果となり、これも3つのモデル全てで観察されている。

SAR モデルで有意となった ρ は被説明変数の空間的自己相関をあらわし、この ρ がプラスに効いているということは被説明変数に正の空間的自己相関が生じていると解釈することができる。すなわち貧困改善率の高い県が地理的均質性を保ちつつ同質的に分布し、逆に改善率が低い県も地理的に近接した形で分布をしている可能性が高いということである。これは、表1や表2、図2などの記述的な分析と整合的な結果である。

また、SAR モデルにおいては、一人あたり消費額変化とジニ係数変化の絶対値が OLS の推計値に比して小さくなっている。この変化は被説明変数の空間的自己相関を無視したためのバイアスとして解釈できよう。また、Kurita and Kurosaki (2011) で議論されているように、経済成長率、貧困、所得分布変化（不平等変化）という1つの所得分布を表現する3つの異なるパラメータは、その定義上、必然的に相互依存関係を有する。それ故に、被説明変数（貧困者比率の改善度）の空間的自己相関は単に一人あたり消費額の変化やジニ係数変化のどちらかだけに影響を与えるのではなく、構造的に双方へと影響を与えることになったと考えられる。結果として、OLS の結果と比べると一人あたり消費額改善とジニ係数変化が貧困者比率の改善に与える効果のそれぞれ 10%程度が被説明変数の空間的自己相関によって説明されている可能性が高い。

4. おわりに

本稿では、貧困改善における空間的自己相関の影響を、通常の OLS 推定の

結果と空間計量経済モデルの結果を比較することで検証を試みた。分析結果からは、被説明変数である貧困者比率の改善度合いに空間的自己相関が見られることがわかった。これは貧困改善比率の高い地域が隣接し、逆に低い地域もまた隣接し合うという傾向を示すものであり、これまで議論されてきたタイの貧困問題における地域的不均等の議論と整合的である。また推計結果からは、こうした空間的自己相関の存在は、貧困削減において無視し得ない大きさの効果を有しているということを定量的に明らかにしている。MDGs のゴールの一つである貧困者数の半減においてもこうした空間的自己相関の存在を無視して議論を進めることは経済成長の持つ貧困削減効果や所得分配の不平等化が有するマイナスの効果を過大評価してしまう可能性も高い。

本稿にももちろん改善の余地はある。利用するデータの時点数を増やして Spatial Panel regression 分析を行うことや、県レベルではなく、より細かな地理的区分での推計などを行うことでより精緻な空間的自己相関と貧困削減の議論を深めていくことが出来るだろう。

付表：変数の解説と基本統計量

変数名	解説	平均値	標準偏差	最低値	最大値
貧困者比率 変化	2004 年の貧困者比率 － 1988 年の貧困者比率	-0.290	0.159	-0.663	0.065
一人あたり 消費変化	2004 年の一人あたり対数消費額 － 1988 年の一人あたり対数消費額	0.678	0.269	-0.150	1.328
ジニ係数変化	2004 年のジニ係数 － 1988 年のジニ係数	0.045	0.061	-0.090	0.204
高等教育修了 者比率変化	2004 年の高等教育修了者比率 － 1988 年の高等教育修了者比率	0.125	0.072	-0.064	0.294
農業従事者 比率変化	2004 年の農業従事者比率 － 1988 年の農業従事者比率	-0.193	0.144	-0.583	0.165

参考文献

- Anselin, L. (2005) “Exploring spatial data with GeoDa™: A Wordbook,” Center for Spatially Integrated Social Science, available at <http://www.csiss.org>.
- Besley, T. and R. Burgess. (2003) “Halving Global Poverty,” *Journal of Economic Perspective*, vol.17. No.3, pp.3-22.
- Bourgouignon, F. (2004) “The Poverty-Growth-Inequality Triangle,” *Indian Council for Research on International Economic Relations*.
- Elbers, C., J. Lanjouw, and P. Lanjouw. (2003) “Micro-level estimation of poverty and inequality,” *Econometrica*, vol.71(1), pp.355-364.
- Elhott, J.P. (2010) “Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar” *Spatial Economic Analysis*, Vol.5, Issue.1. pp.9-28.
- Epprecht, M., D. Muller, and N. Minot. (2011) “How remote are Vietnam’s ethnic minorities? An analysis of spatial patterns of poverty and inequality,” *The Annals of Regional Science*, volume.46, Issue.2, pp.349-368.
- 池本幸生 (2000) 「タイにおける地方間格差の多様性」 大野幸一編『経済発展と地域経済構造 地域経済学のアプローチの展望』アジア経済研究所
- Jaran, J. and M. Ravallion (2002) “Geographic poverty traps,” *Journal of Applied Econometrics*, vol.17(4), pp.329-346.
- 栗田匡相 (2008) 「地方別に見たタイの国内人口移動—労働力調査データに基づくミクロ実証分析—」『アジア太平洋討究』第11号 pp. 249-262.
- Kurita, K. and T. Kurosaki. (2011) “Dynamics of Growth, Poverty and Inequality: A Panel Analysis of Regional Data from Thailand and the Philippines,” *Asian Economic Journal* Volume 25, Issue 1, pp.3-33.
- Myrdal, G. (1957), *Economic Theory and Under-developed Regions*, Gerald Duckworth & Co. Ltd. London. (『経済理論と低開発地域』小原敏士訳 東洋経済新報社 1959 年)
- NESDB: National Economic and Social Development Board (2008) “Poverty in Thailand Defining and Measuring “Poverty,” available at <http://cmappublic.ihmc.us>
- Jitsuchon, S. and K. Richter (2007) *Thailand’s Poverty Maps From Construction to Application*, available at <http://siteresources.worldbank.org>
- Olivia, S., G. John, S. Aaron D., R. Scott, and D. Xiangzheng. (2009) “An Empirical Evaluation of Poverty Mapping Methodology: Explicitly Spatial versus Implicitly Spatial Approach,” Conference paper of 53rd Australian Agricultural and Resource Economics Society, February 11-13, 2009, Cairns, Australia.

Sawada, Y. (2004) “An Assesment of Philippine Performance in Reducing Poverty by using the Milennium Development Goals as the Benchmark.”
A background paper for the Philippines Poverty Assessment, the Word Bank.

清水千弘・唐渡広志 (2007) 『不動産市場の計量経済分析』朝倉書店