

時空間的都市化成長モデル に関する研究

神 頭 広 好

1. はじめに

時間と空間とを扱った都市（地域）成長モデルは、地域科学の中でも、特に都市・地域経済学、都市地理学及び都市工学の各分野で研究されている。時間と空間を同時に扱った都市成長モデルは理論の段階では見られるが、実証分析に応用可能なものとしては、数少ない。上記の各分野で、比較的よく使われている都市成長モデルについては、都市・地域経済学の分野では、累積的因果モデル、¹⁾経済基盤モデル、²⁾（動学的）産業連関表³⁾があり、都市地理学の分野では、グラビティーモデル、⁴⁾エントロピーモデル（空間的相互作用モデルを含む）⁵⁾がある。また、都市工学の分野では、アーバンダイナミクスモデル、⁶⁾ローリーモデル⁷⁾等がある。

本研究では、これらのうち、累積的因果モデルに着目して、まず単純な線形の空間的都市化成長モデル⁸⁾を構築する。ついで、同モデルを愛知県88地域、2時点（1975年、1985年）に応用して実証分析を試みる。

2. 理論モデル

モデルの構築にあたり、つぎの諸仮定を設定する。⁹⁾

- (1)当該地域の都市化は、CBD（中心業務地区）により近い地域の都市化に影響される。
- (2)都市化は、人口形態、土地利用、財政及びアメニティ水準から複合的に説明されるものとして、これらに基づいて導出された都市化に関する主成分を都市化

(度) とする。

(3)都市化(度)は、コンスタント(定数)のない線形の累積的因果関係によって導かれる。

上記の仮定のもとで、空間的都市化成長モデルは、つぎのように書ける。

$$U_t = \beta U_{t-1} \dots \dots \dots (1)$$

ただし、 U_{t-1} : CBDから(t-1)地点に位置している地域の都市化度

U_t : CBDからt地点に位置している地域の都市化度

β : 係数

(1)式から、 U_t とtとの関係式を求めると、

$$\frac{U_1}{U_0} \cdot \frac{U_2}{U_1} \dots \dots \frac{U_t}{U_{t-1}} = \beta^t$$

したがって、

$$U_t = U_0 \beta^t .$$

これを、対数変換すると、

$$\log U_t = \log U_0 + t \log \beta \dots \dots \dots (2)$$

ただし、 U_0 は、CBDの都市化度を示す。

3. 実証分析

前節の(2)式を、愛知県88地域、2時点に応用した結果¹⁰⁾は、表1、図1及び表2、図2に示されているとおりである。

ただし、対数の性質から、負の都市化度については、対数変換が不可能なために、最小値が正になるように、各年ともに2.3(各年通じて、都市化度の最小値の小数第2位を切り上げた値に(-)を乗じたもの)をプラスして変換を施した。

また、図3は1975年の都市化度及び1985年の都市化度を2次元図で描いたものである。

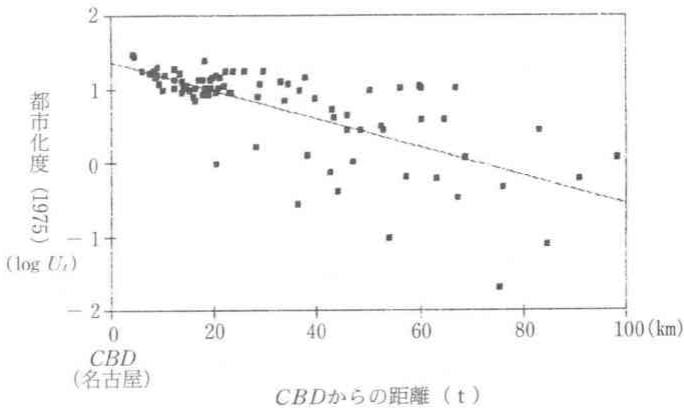
表1. 回帰分析結果 (1975年)

Data File: LOG URBAN		Dependent Variable: Ut		
Variable Name	Coefficient	Std. Err. Estimate	t Statistic	Prob>t
Constant	1.385	0.082	16.830	0.000
DIST (距離) (t)	-0.019	0.002	-9.191	0.000

Source	Sum of Squares	Deg. of Freedom	Mean Squares	F-Ratio	Prob>F
Model	16.429	1	16.429	84.469	0.000
Error	16.727	86	0.194		
Total	33.156	87			

Coefficient of Determination (R ²)	0.496
Adjusted Coefficient (R ²)	0.490
Coefficient of Correlation (R)	0.704
Standard Error of Estimate	0.441
Durbin-Watson Statistic	2.381

図1. 都市化度—距離 (1975年)



回帰式: $\log U_t = 1.385 - 0.019t$

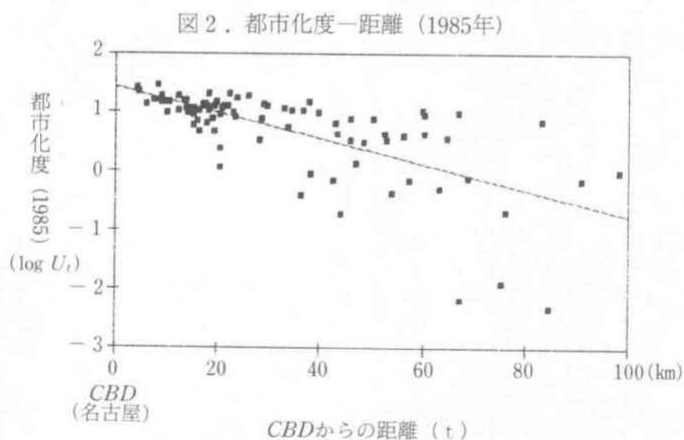
注) コンスタント1.385とCBDの都市化度 ($\log U_0 = 1.496$)とは、わずかに異なっている。

表2. 回帰分析結果 (1985年)

Data File : LOG URBAN		Dependent Variable : U_t		
Variable Name	Coefficient	Std. Err. Estimate	t Statistic	Prob>t
Constant	1.416	0.101	13.969	0.000
DIST (距離) (t)	-0.022	0.003	-8.440	0.000

Source	Sum of Squares	Deg. of Freedom	Mean Squares	F-Ratio	Prob>F
Model	21.015	1	21.015	71.234	0.000
Error	25.371	86	0.295		
Total	46.387	87			

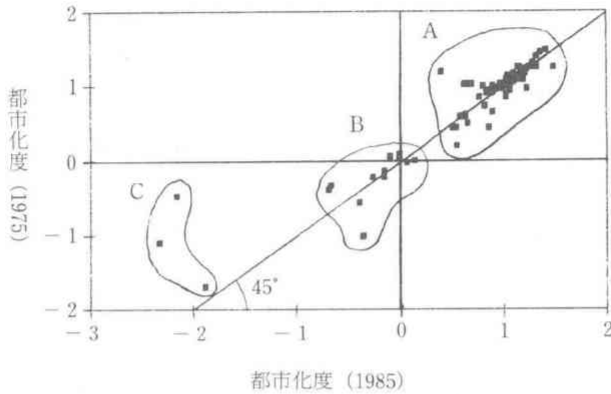
Coefficient of Determination (R^2)	0.453
Adjusted Coefficient (R^2)	0.447
Coefficient of Correlation (R)	0.673
Standard Error of Estimate	0.543
Durbin-Watson Statistic	2.482



回帰式: $\log U_t = 1.416 - 0.022t$

注) コンスタント1.416とCBDの都市化度 ($\log U_0 = 1.416$) とは一致している。

図3. 都市化度(1975, 1985年)に関する2次元図



(1) 分析結果のまとめ

- (イ)表1及び表2を比較すると、2時点ともにほぼ同様な相関係数(または決定係数)の値を示している。また、各時点ともに回帰式の係数に大きな差は見られない。
- (ロ)図1及び図2を比較すると、2時点ともに大きな散らつきは見られず、ほぼ同じ関数形状を描いている。
- (ハ)図3から、45°線上に点が集合している。また、点の集合グループは、A→B→Cの順に地域数が減少している。さらに、Cの集合グループは45°線の左上方に位置している。

(2) 結果の考察

- (a)イについては、本理論モデルの愛知県への適合度が2時点ともに高いと言える。
- (b)ロについては、イとの関連で、1975年-1985年の10年間のタイムスパンでは、CBDにより近い地域における都市化の影響力は、ほとんど変わらない。
- (c)ハについては、2時点ともに都市化度に大きな変化が見られなかったことを示

峻している。また、集合グループCにおける地域は、都市化が後退したことを示している。

4. おわりに

本理論モデルの愛知県88地域2時点に対する適合度が、比較的高いことが考察された。しかし、本分析結果と構築された理論モデルの直接的な自己相関回帰分析（距離をずらした回帰分析）結果との整合性について吟味する必要がある。また、線形モデルを扱う時には、コンスタントを組み入れることが一般的であるが、ここでは、2時点を比較することに重点を置いたために（非線形モデルでは適合性に関する規準が十分ではない）、やむをえずコンスタントをはずした。したがって、統計解析処理上の問題点を十分把握した上で、分析を行うことが今後の研究課題として残される。

注

- 1) 同モデルについては、Oates・Baumol [1971] 及びRichardson [1977,1978] を参照せよ。
- 2) 同モデルについては、Czamanski [1965] 及びPaelinck [1970] を参照せよ。なお、これらの文献は注1) と関連している。
- 3) 同連関表については、Leontief [1951], Isard [1960], 及びWilson・Benett [1985] を参照せよ。
- 4) 同モデルについては、Stewart [1948b], Mathur [1970] 及びIsard [1971] を参照せよ。
- 5) 同モデルについては、Ravenstein [1885] 及びWilson [1970] を参照せよ。
- 6) 同モデルについては、Forrester [1969] を参照せよ。
- 7) 同モデルについては、Lowry [1964] を参照せよ。
- 8) 同モデルについては、Richardson [1977] 及び神頭 [1987] に負うところが大きい。
- 9) この仮定の設定については、神頭 [1987] と同様である。
- 10) ここで用いた2時点における88地域の都市化度については、本号の論説（表2及び表4）に掲載されている。

参考文献

- Czamanski, S., "A Method of Forecasting Metropolitan Growth by Means of Distributed Lags Analysis," *Journal of Regional Science*, 6, 1965, pp. 35-49.
- Forrester, J. W., *Urban Dynamics*, Cambridge, Mass., M. I. T. Press.
- Isard, W., *Methods of Regional Analysis: An Introduction to Regional Science*, Cambridge, Mass.: M. I. T. Press, 1960.
- Isard, W., Spatial interaction analysis: some suggestive thoughts from general relativity physics, *Papers of the Regional Science Association*, 27, 1971, pp. 17-38.
- Leontief, W., *The Structure of American Economy, 1919~1939: An Empirical Application of Equilibrium Analysis* (Second ed., enlarged), New York, Oxford Press, 1951.
- Lowry, I. S., "A model of metropolis," RM-4035-RC, RAND Corporation, Santa Monica, California.
- Mathur, V. K., "An Economic Derivation of the "Gravity Law" of Spatial Interaction: A comment," *Journal of Regional Science*, 10, 1970, pp. 403-410.
- Oates, W. E., and E. P., Baumol "the analysis of public policy in dynamic urban models" *Journal of Political Economy*, 79, 1971, pp. 142-153.
- Paelinck, J., "Dynamic Urban Growth Models", *Papers of the Regional Science Association*, 24, 1970, pp. 25-37.
- Ravenstein, E. G., "The law of migration", *Journal of the Royal Statistical Society*, XLVIII, 1885, pp. 167-199.
- Richardson, H. W., *the new urban economics: and alternatives*, Pion Limited, 1977.
- Richardson, H. W., *Regional & Urban Economics*, Penguin Books, 1978.
- Stewart, J. Q., "Demographic Gravitation: Evidence and Application", *Sociometry*, 11, 1948, pp. 94-102.
- Willson, A. G., *Entropy in Urban and Regional Modelling*, Pion, London, 1970.
- Willson A. G., and R. J. Benett, *Mathematical Methods in Human Geography and Planning*, John Wiley & Sons Ltd, 1985.
- 神頭広好 「空間的都市化成長モデルに関する考察—愛知県をケース・スタディとして—」『経営会計研究』愛知大学経営会計研究所, 第49号, 1987年。