

地価から見たつくばエクスプレスの開発効果*

Measuring the impact of Tsukuba Express focusing on the land price*

瀬谷創**・堤盛人***

By Hajime SEYA**・Morito TSUTSUMI***

1. はじめに

鉄道の敷設、空港の建設といった大規模な交通プロジェクトは、周辺地域の都市構造に大きな影響を及ぼす。このような影響を定量的に把握する手法として、プロジェクトによる資産価値上昇を計測する手法であるヘドニック・アプローチ (HA) がしばしば用いられる。HAにおける地価関数の推定では、空間的自己相関・分散不均一といった誤差項における統計学的諸問題を無視することが便益の過大評価につながるため、これらの問題を適切に処理する必要がある。HAにおいて空間的な相関を考慮する試みは、Can(1990)¹⁾、Dubin(1988)²⁾によってはじめて行われた。ここで、前者は、計量地理学の流れを汲む空間計量経済学と呼ばれる分野のアプローチを用いており、後者は、地球統計学と呼ばれる分野のアプローチを用いている。以降、両分野の様々なモデルがHAに応用され、実証的・理論的知見が積み重ねられている(井上他(2005)³⁾など)。しかしながら、これらの研究の多くは、それぞれの分野のモデル個々の特性に関する研究や、分野内におけるモデルの比較研究にとどまっておき、これらの分野のモデルを横断的に比較した研究はほとんどない。そこで本研究では、2005年8月に開通したつくばエクスプレス(以下TX)を例に、空間計量経済学、計量地理学、地球統計学という異なる分野で発展してきた様々なモデルを横断的に比較し、その特性について考察する。これにより、HAによる便益評価への示唆を得るとともに、地域による開発効果の違いを明らかにし、都市計画的な観点からこれを考察する。

2. TXの概要と分析に用いるデータ

TXは、JR常磐線の混雑緩和などを目標に、東京都秋

*キーワード：ヘドニック・アプローチ、地球統計学、空間計量経済学、計量地理学

**学生員、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&FAX029-853-5591)

***正会員、博(工)、筑波大学大学院システム情報工学研究科(つくば市天王台1-1-1、TEL&FAX029-853-5007)

葉原と茨城県つくば市の間58.3kmを最速45分で結ぶ高速都市鉄道として2005年8月24日に運転を開始した。TX沿線地域の多くはそれまで長い間鉄道空白域であったため、その開業に伴う効果は広域かつ大規模なものと期待されている。したがって本研究はTXの影響評価そのものも目的としている。

本研究では、TXの沿線地域として図1に示すような沿線18市区町村を取り上げる。これは公示地価を用いてTX開業前に便益評価を行っているPior *et al.*(1998)⁴⁾と同様のエリアである。HAに用いる地価データとしては、国土数値情報のホームページ(<http://nlftp.mlit.go.jp/ksj/>)より入手した95年から、06年までの公示地価を用いることとし、この中からこの期間毎期観測された630地点(図2)を抽出する。これは、公示地点の入れ替わりが推定に及ぼす影響を除去するためである。06年度の対象地域における公示地点数は837点であり、そのうち95年から連続して観測されている点はその75.3%となっている。

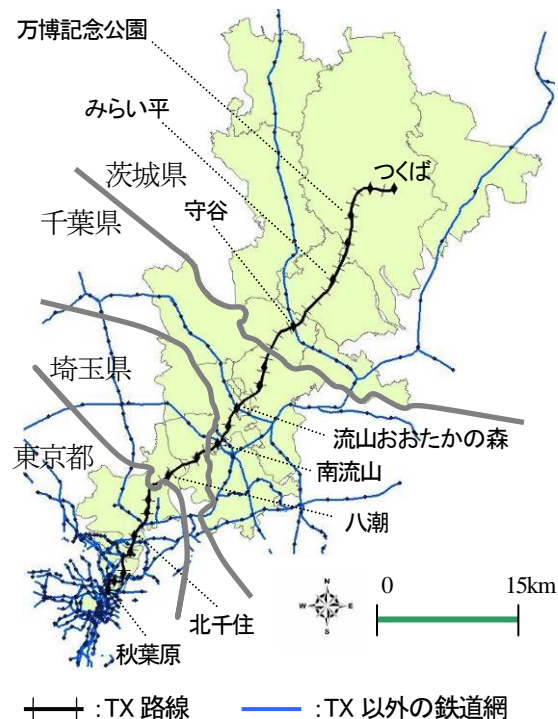


図1 対象地域とTX主要駅

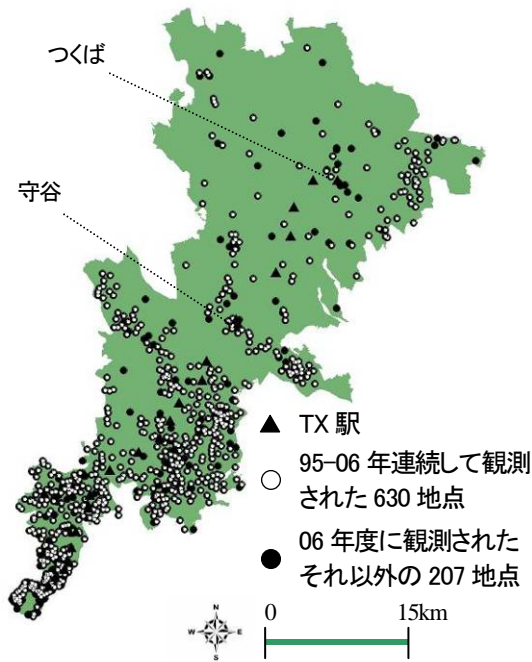


図2 対象とするデータ

3. 誤差項における統計学的諸問題とその解決策

HAを用いてTXの便益評価を行っているPior *et al.* (1998)⁴⁾では、1991年のTX沿線の公示地価を対象に、Box-Cox型の地価関数を推定し、TXの便益を算出している。しかし、Pior *et al.* (1998)⁴⁾では多重共線性については考慮されているものの、空間的自己相関・分散不均一といった誤差項における統計学的な諸問題（以下、空間効果）については考慮されておらず、パラメータ値の過大推定によって便益が過大に評価されている可能性がある。そこで以下では、地球統計学、空間計量経済学の分野における空間効果の考慮法について簡単に述べる。

(1) 空間効果の考慮法

本研究では次のような線形回帰モデルを対象とする。

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

(1)式において、 y は $n \times 1$ の目的変数ベクトル、 X は $n \times k$ の説明変数行列、 β は $k \times 1$ のパラメータベクトル、 ε は $n \times 1$ の誤差項のベクトルである。地球統計学の分野の代表的なモデルはRegression Kriging (RK)では、次式のように地点間距離によって表される covariogram という関数によって誤差項の分散共分散行列を直接定式化する (例えば、Cressie(1993)⁵⁾)。

$$\text{Cov}\{\varepsilon_i, \varepsilon_j\} = C(d_{ij}) \quad (2)$$

$\varepsilon_i, \varepsilon_j$ はそれぞれ地点 i, j における誤差項を示す。他

方、空間計量経済学の代表的なモデルである、空間自己回帰誤差モデル (SEM: Spatial Autoregressive Error Model) では、誤差項に次のような構造を仮定することで、間接的に分散共分散行列を構造化する (例えば、Anselin(1988)⁶⁾)。

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad (3)$$

ここで、 W は空間重み行列といわれ、その成分を w_{ij} を地点 i と地点 j の間のユークリッド距離 d_{ij} 等で与える。また、 λ は異なる地点間の影響関係を表すパラメータであり、ベクトル u はその成分 u_i が独立に正規分布に従うホワイトノイズとする。SEMは、空間的自己相関をモデル化するものであり、分散は全ての地点で均一とされる。しかし近年、LeSage(1999)⁷⁾によって次式のように誤差項の分散を地点ごとに与えるモデルが提案されている (BSEM: Bayesian Spatial Autoregressive Error Model)。

$$u \sim N(0, \sigma_u^2 V), V = \text{diag}(v_1, \dots, v_n) \quad (4)$$

パラメータの推定はMCMC法によって行う。それぞれのパラメータには次のような事前分布を仮定する。すなわち、 $\beta \sim N(c, T)$ 、 $\sigma_u^2 \sim IG(a, b)$ 、 $\lambda \sim U(-1, 1)$ 、 $r/v_i \sim ID\chi^2(r)/r$ 。ここで、 $N(c, T)$ は、平均 c 、分散共分散行列 T の多変量正規分布、 $IG(a, b)$ はパラメータ a, b を持つ逆ガンマ分布、 $U(-1, 1)$ は、-1から1の区間における一様分布、 $\chi^2(r)$ は、自由度 r の χ^2 分布を示す。

本研究では、 $c = 0$ 、 $T = 10^{12} \times I$ 、 $a = b = 0$ を仮定する。ここで、 0 は各成分を 0 とする $k \times 1$ のベクトルであり、 I は $k \times k$ の単位行列である。これは、diffuse Prior (拡散事前分布) と呼ばれる事前情報が全くないという状況を表す事前分布を与えることに他ならない。この場合、データの持つ情報のみに基づき推論が行われることになり、尤度に基づく推論とほぼ同じ結果が得られる。また、LeSage(1999)⁷⁾同様、 $r=4$ とする。

ところで、前述のように、空間計量経済学は計量地理学の流れを汲む学問分野であるが、計量地理学では回帰係数を地点ごとに与えるモデルが発達してきた。このようなモデルの代表的な例に、地理的加重回帰 (GWR: Geographically Weighted Regression) がある。GWRは、誤差項を構造化するというよりはむしろ、地点ごとに異なるパラメータを与えることで、空間的自己相関を解消しようと試みる。GWRでは地点に重みを与えるカーネル関数が必要となるが、本研究では次式に示されるような Gaussian 型の関数を用いる。

$$a_{ij} = (1/\sqrt{2\pi}) \exp\{-d_{ij}^2 / \sigma_d \theta^2 / 2\} \quad (5)$$

ただし、 a_{ij} は地点 i のパラメータを推定する際に地点

$j \neq i$ に与えられる重みであり、 i への距離が近いデータには、より強い重みが与えられる。また、 σ_d は、 i 地点と他地点との距離 $d_i = (d_{i1}, \dots, d_{im})'$ の標準偏差であり、 θ はカーネル・バンド幅と呼ばれるパラメータである。以上のようにGWRでは、地点ごとに異なるパラメータを与えることで、空間的自己相関を解消することができ、また局所的要因がどのようにトレンドパラメータに影響を与えたかを考察することで、地域による開発効果の違いを明らかにすることが可能になる。

4. TX 沿線の公示地価データを用いた実証比較

(1) 分析に用いるモデルとデータ

本研究では、前述した RK、SEM、BSEM、GWR と、OLS、また OLS の誤差項に(4)式を仮定し、分散不均一のみを考慮した BOLS: Bayesian Ordinary Least Squares を比較対象とする。

これらのモデルと、95年から05年までのそれぞれのクロスセクショナルな地価データを用いて、地価モデルを作成する。モデルの推定は、住宅用途(447点)、商業用途(124点)、工業用途(64点)に分けて行った。今回は住宅用途の結果のみを示す。まず、公示地価の変動から、TX 以外のマクロな要因を除去するために、隣接市区町村の95年-05年の地価上昇率分を控除し、控除後の地価の自然対数をとって被説明変数とした。説明変数は、容積率(%)、地積(m)、最寄り駅までの距離(m)、最寄り駅までの所要時間、「駅すばあと」(株)リアル研究所を用いて算出)、防火地域ダミー、旧第一種住居専用地域ダミー、旧第二種住居専用地域ダミー、旧住居地域ダミーである。また、SEM、BSEMの重みとしては距離の逆数の2乗を用いており、RKのcovariogramとしては、最も用いられることが多いSpherical型を用いている。

(2) パラメータの推定結果

表1に、95年度におけるパラメータの推定結果を示す(紙面の都合上、OLS、SEM、RKのみ)。OLSの修正済み決定係数は0.898であり、精度のよいモデルが構築できたといえる。表1を見ると、モデルのパラメータ値は、手法によってかなり異なることが分かる。ここで、特に社会資本整備の便益評価に深く関わる「最寄り駅の特性」という変数に着目すると、OLSではt値を絶対値において過大に評価していることが示唆される。また、SEMとRKのパラメータ値も大きく異なる。このように空間的自己相関の処理の仕方によって、便益の評価額が異なるというのは重要な知見であろう。

表1 パラメータ推定結果の一例

	回帰係数(t値)		
	OLS	SEM	RK
切片	12.17(150)	11.41(29.0)	11.87(4.22)
容積率	$2.674 \times 10^{-3}(5.57)$	$9.090 \times 10^{-4}(1.99)$	$1.342 \times 10^{-3}(3.78)$
地積	$-7.156 \times 10^{-5}(-2.03)$	$-8.501 \times 10^{-5}(-3.39)$	$-8.401 \times 10^{-5}(-4.09)$
最寄り距離	$-3.486 \times 10^{-5}(-4.64)$	$-6.702 \times 10^{-5}(-6.52)$	$-5.356 \times 10^{-5}(-6.30)$
最寄り特性	$-2.356 \times 10^{-2}(-34.3)$	$-1.416 \times 10^{-2}(-7.99)$	$-9.701 \times 10^{-2}(-5.24)$
防火地区	0.7451(6.67)	0.1262(1.16)	0.4373(5.47)
旧1住専	0.9654(12.6)	1.110(17.2)	1.0236(19.8)
旧2住専	0.7240(6.41)	1.046(10.4)	0.9389(11.8)
旧住居	0.7339(6.31)	1.071(10.4)	0.9478(11.7)
λ	---	0.9769(82.2)	---
標準誤差	0.2358	0.1726	---
τ^2 :nugget	---	---	0.0162
σ^2 :p-sill	---	---	7.962
ϕ :range	---	---	7172
R ²	0.900	0.945	0.967
修正済R ²	0.898	0.944	0.966

図3には、95年、00年、05年の3時点における修正済み決定係数を示す。空間的自己相関を考慮した場合、OLSに比べて推定精度が大きく改善していることが分かる。本研究では特に、RKの決定係数が高いという結果が得られた。これは、RKのパラメータ数がSEMやGWRよりも一つ多いことに起因すると考えられる。また、分散の不均一性を考慮した頑健推定は、分散不均一性を考慮しない手法に比べて決定係数は低くなっている。

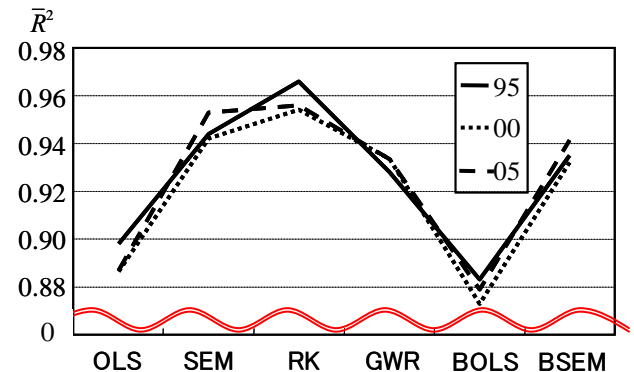


図3 3時点の修正済み決定係数

(3) 誤差項の空間的自己相関についての比較

空間的自己相関を診断する指標のひとつであるMoran統計量を計算し、空間的自己相関の診断を行った。表2に、95年の結果を示す。本研究においては、空間的自己相関の解消という観点からはSEMが最も優れているという結果が得られた。一方、GWRは、空間的自己相関の解消にはあまり寄与しなかった。

表2 Moran統計量による空間的自己相関の診断

95年	OLS	SEM	RK	GWR	BOLS	BSEM
moran's I	0.27	0.01	0.04	0.23	0.29	0.07
Z	12.36	0.56	1.73	10.59	13.31	3.36
p-value	0.00	0.29	0.04	0.00	0.00	0.00

(4) 誤差項の分散不均一についての比較

次に、GK:Godfrey-Koenker統計量を用いて不均一分散の診断を行った(例えば、堤他(1999)⁸⁾参照)。その結果、GWRで00年度に不均一分散が解消されたものの、多くのモデルで分散不均一はあまり改善できず、逆に悪化させる場合もあることが示された。このような帰結が生じた原因については、今後詳細に検討する必要がある。

表3 GK統計量による不均一分散の診断

		OLS	SEM	RK	GWR
95年	GK	12.76	28.79	16.14	7.61
	p	0.00	0.00	0.00	0.01
00年	GK	3.23	12.81	3.92	0.68
	p	0.07	0.00	0.05	0.41
05年	GK	0.73	0.71	3.18	2.33
	p	0.39	0.40	0.07	0.13

最後にBSEMを用いて地点ごとに異なる誤差分散を推定した結果を図4に示す。千代田区やつくば市周辺など、比較的地価の高い地点においての誤差分散が大きくなっていることが分かる。

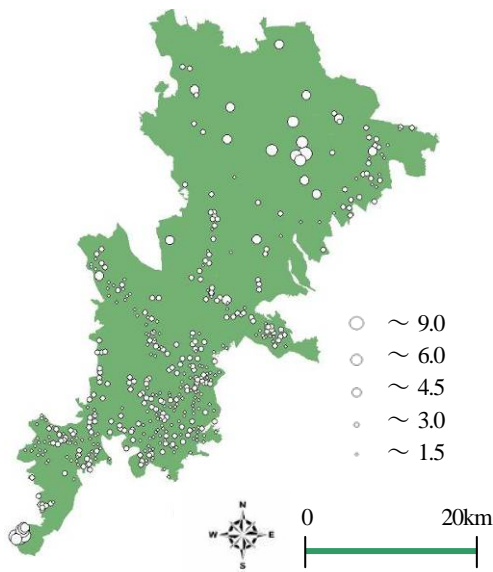


図4 BSEMによって推定された不均一な誤差分散

(5) 地域による効果の違いの把握

地域による効果の違いを把握するためにまず、Kriging と GIS を用いて地価分布の変遷の視覚化を行った。この結果、つくば駅と守谷駅の周辺で、局所的に地価の下げ止まり、あるいは増加が見られた。なお、この視覚化の結果については、筆者らのホームページ(<http://surveyor.sk.tsukuba.ac.jp>)を参照されたい。

次に、GWR を用いて、地点ごとのパラメータを推定し、その変遷を地域ごとに観察した。図5にTX 駅から

の最寄り公示地点までの距離に関するパラメータの t 値の変遷を示す。つくば駅周辺では01年頃から t 値が正の方向に増加している。これは、近辺に鉄道が存在しないにもかかわらず、地価が増加したからであろう。また、特に茨城県内の駅であるつくば駅・万博記念公園駅・みらい平駅の周辺部については、開通後、パラメータの t 値が大きくマイナスに転向している。これに関しても、これらの地域の近辺に鉄道が存在しなかったためと考えられる。一方、守谷駅周辺では、近年最寄り駅までの距離というパラメータが効きにくくなっている。最寄駅以外の要因の寄与分が大きくなっていることが示唆される。

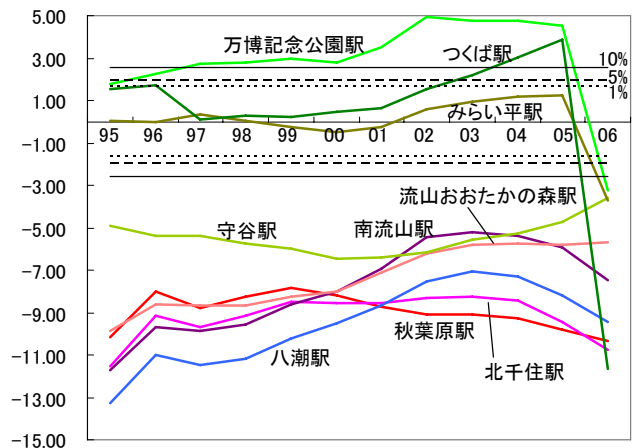


図5 GWRのパラメータ「最寄駅までの距離」の t 値

参考文献

- 1) Can, A. (1990) The measurement of Neighborhood Dynamics in Urban House Prices. *Economic Geography*, **66**, 254-272.
- 2) Dubin, R.A. (1988) Estimation of Regression Coefficient in the Presence of Spatially Autocorrelated Error Terms. *The Review of Economics and Statistics*, **70**, 466-474.
- 3) 井上亮・木越尚之・清水英範(2005) 時空間クリギングの地価推定への適用可能性の検討。「地理情報システム学会講演論文集」, **14**, 39-42.
- 4) Pior, M., Shimizu, E., Nakamura, H. (1998) GIS-Aided Benefit Evaluation System for Urban Railway Improvement: Focusing on the Hedonic Approach. *Theory and Applications of GIS*, **6**(2), 11-22.
- 5) Cressie, N. (1993) *Statistics for Spatial Data. Revised Edition*, John Wiley & Sons.
- 6) Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic.
- 7) LeSage, J.P. (1999) *The theory and Practice of Spatial Econometrics*. <http://www.spatial-econometrics.com>
- 8) 堤盛人・清水英範・井出裕史(1999) 誤差項の仮定からの違背が空間データを用いた回帰分析の結果に及ぼす影響—地価回帰モデルによる実証研究—. 「GIS—理論と応用」, **7**(1), 19-26.