

ロードプライシング導入による都市環境改善効果

2008/11/25

運輸政策研究機構研究報告会（海運クラブ）

唐渡広志 (財)運輸政策研究所客員研究員/富山大学経済学部准教授

八田達夫 (財)運輸政策研究所客員研究員/政策研究大学院大学学長

久米良昭 (財)運輸政策研究所客員研究員/政策研究大学院大学教授

1. はじめに

近年、都市計画上の高度利用地区や再開発等促進区の適用区域が見直され、容積率規制の緩和によって都心部を再構築する動きが顕著になってきた。いわゆる集積の経済は都市の生産性を高める原動力であり大きな経済的便益をもたらす(八田・唐渡 2007)。その一方で、事業所等の高度な集積が進むと、これまで以上にインフラに対する負荷が強められる。容積率規制には都市の混雑現象を抑制する目的があるので、規制緩和は道路や鉄道における混雑外部不経済を助長する可能性がある。特に自動車利用が高まると、副次的に大気汚染物質が放出されるため環境外部不経済も生じる。

集積の経済による恩恵を保持しながら、混雑外部性を内部化する手法の一つに混雑税の導入が考えられる。本研究の最終的な目的は、「都市の再開発によって事業所集積が進み道路交通量が拡大する状況を想定した上で、高速道・一般道に対する課金が交通ならびに都市環境にどのような影響をもたらすか」を検討することである。本研究の目的を達成するために次の3点を順に分析する。

- 容積率規制の緩和による都市全体の一般道(および高速道)の交通流変化、速度関数の推定
- 交通速度変化による都市全体の時間費用変化の計測
- 一般道・高速道への課金による都市全体の混雑外部不経済と環境外部不経済の内部化

本報告では、i および ii の結果を中心に論じることとし、事業所集積による道路交通量の増大が「一般道」の旅行速度にもたらす影響を測定した結果を論じる。

2. 速度関数の推定のためのデータ

本分析では東京都における一般道の道路交通を対象とする。一般に、多くの研究において速度関数推定のためのデータは特定の道路における個々の車体を大量観測することによって得られるが、都市全体に対する影響を測定するためには、さまざまな路線をサンプルとして含める必要がある。

本研究では警視庁が発表している主要交差点の交通量(警視庁交通部「交通量統計表」)と交差点区間の走行速度データ(警視庁交通部「警視庁交通年鑑」)を用いて交通量と走行速度との関係を推定する。分析のために両統計から97区間、7, 13, 17時台の3時間帯のデータをマッチングした。このうち環状線は27区間、放射線は70区間である。97区間における2方向、3時間帯のデータを利用するので、サンプルサイズは582になる。分析の対象となる路線図を図-1に示した。

交通密度は単位道路延長当たりの存在台数をいい、表現単位として1車線当たり1km当たりの車両台数[台/車線/km] K が用いられる。「交通量統計表」から求めたある区間の交通量は二つの交差点における1時間あたりの流入・流出台数の平均値を利用している。各交差点区間の平均距離は環状線で3.6km(標準偏差1.9km)、放射線で2.2km(標準偏差1.2km)であった。データの記述統計を表-1に示した。

表-1. 記述統計 (サンプル・サイズ582)

	平均	標準 偏差	最小値	最大値
V	22.81	6.15	5.90	45.60
K	0.28	0.19	0.05	1.94
INNER	0.50	0.50	0	1
SIGNAL	4.72	1.74	0.81	13.00

注: V: 平均速度[km/h], K: 密度[台/m/h,車線], INNER: 内回り(上り)のとき1, SIGNAL: 信号密度[信号数/区間距離 km]

交差点区間データには、互いに隣接している区間が多く存在する。被説明変数である平均速度や観察できないデータがこれらの隣接区間で空間自己相関を持つ可能性がある。平均速度に空間的自己相関があることを想定するとき、(5)式は次のように書き換えられる (spatial lag model)。

$$y_{it} = \rho \sum_j w_{ij} y_{jt} + \beta x_{it} + \gamma_2 D_2 INNER_i + \gamma_3 D_3 INNER_i + \delta_2 D_2 SIGNAL_i + \delta_3 D_3 SIGNAL_i + \tau_2 D_2 + \tau_3 D_3 + u_{it} \quad (7)$$

また、観察できないデータによって攪乱項に自己相関が存在することを考慮すると、(6)式のエラーコンポーネントは次のように書き換えられる (spatial error model)。

$$u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda \sum_j w_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_{it} \quad (8)$$

ここで、 w_{ij} は行方向に基準化された空間ウェイト行列の要素を示している。 ρ, λ は未知の空間自己回帰パラメータである。区間 i と j が隣接しているとき、 i から j への交通流が観察されるならば $c_{ij} = 1, c_{ji} = 0$ とおく。 $w_{ij} = c_{ij} / \sum_j c_{ij}$ ($i = j$ のとき $w_{ij} = 0$) とし、交通流の外回り/内回りおよび上り/下りを考慮して、空間的相関が相互的でない一方向的なウェイト行列を想定する。

4. 推定結果の解釈

それぞれの関数形について固定効果ならびに空間的自己相関の検定を行ったところほぼ同様の結果が得られた (表2)。

表-2. 固定効果、空間的自己相関の検定

	Greenshield		Greenberg		Underwood		Drake	
	統計量	p 値	統計量	p 値	統計量	p 値	統計量	p 値
F (Group Effect)	5.699	[.000]	5.747	[.000]	5.193	[.000]	5.100	[.000]
Hausman Test	74.826	[.000]	76.923	[.000]	68.184	[.000]	65.385	[.000]
Moran's I	6.407	[.000]	6.422	[.000]	6.153	[.000]	6.134	[.000]
LM _p ($H_0: \rho = 0$)	1.465	[.226]	1.489	[.222]	0.593	[.441]	0.584	[.445]
LM _λ ($H_0: \lambda = 0$)	12.607	[.000]	12.655	[.000]	11.593	[.001]	11.539	[.001]

F (Group Effect) は観測区間ごとに固定効果が存在するかどうかが調べる統計量であり、帰無仮説 $\alpha_i = \alpha$ を検定する (Greene 2007, p.197)。確率値は十分に小さく、プーリング推定よりも least squares dummy variable method による固定効果モ

デルが正当化される。

Hausman test は固定効果とランダム効果のどちらが望ましいかを検定する (Greene 2007, p.209)。結果より確率値が十分に小さいので、変量効果モデルよりも固定効果モデルによる推定が望ましいことを示唆される。

Moran's I 検定 (Anselin 1988) により何らかの空間自己相関があることが予想されるが、対立仮説は必ずしも明確でない。固定効果モデルにおいて、対立仮説が明確な LM (ラグランジュ乗数) 検定 (Baltagi and Liu 2008, Baltagi, Song, Koh and Jung 2007) を行うと、被説明変数のラグ係数 ρ が 0 であるという仮説は棄却できないが、(8)式の攪乱項における自己相関がないという仮説は棄却される。

以上の仮説検定により、エラーコンポーネントを(8)式に特定化して固定効果モデルを推定する。ここでは、積率法により λ を推定し、ウェイトを(5)式の両辺に乗じてコクラン=オーカット型に変換した固定効果モデルに一般化最小2乗法を適用する (Kapoor, Kelejian and Prucha 2007)。推定結果を表-3-1, 3-2 に示した。

表-3-1. 速度関数の推定結果 1

変数名	Greenshield		Greenberg	
	推定値	p 値	推定値	p 値
K	-10.328	[.001]		
ln K			-4.979	[.000]
D ₂ INNER	5.560	[.000]	5.072	[.000]
D ₃ INNER	8.715	[.000]	8.111	[.000]
D ₂ SIGNAL	-0.593	[.006]	-0.531	[.014]
D ₃ SIGNAL	-0.302	[.182]	-0.225	[.320]
D ₂	-0.494	[.661]	-0.325	[.773]
D ₃	-4.874	[.000]	-4.642	[.000]
λ	0.383		0.382	
R ²	0.800		0.801	
LM ($H_0: \sigma_u^2 = 0$)	0.188	[.665]	0.132	[.716]

表-3-2. 速度関数の推定結果 2

変数名	Underwood		Drake	
	推定値	p 値	推定値	p 値
K	-0.431	[.005]		
K ²			-0.136	[.074]
D ₂ INNER	0.262	[.000]	0.285	[.000]
D ₃ INNER	0.419	[.000]	0.448	[.000]
D ₂ SIGNAL	-0.028	[.008]	-0.031	[.004]
D ₃ SIGNAL	-0.016	[.162]	-0.017	[.139]
D ₂	0.011	[.850]	0.004	[.946]
D ₃	-0.205	[.001]	-0.227	[.000]
λ	0.396		0.404	
R ²	0.917		0.917	
LM ($H_0: \sigma_u^2 = 0$)	1.342	[.247]	1.579	[.209]

(1) Greenshield 型 (表-3-1) では密度 K の係数推定値は有意である。 D_2 INNER, D_3 INNER の係数推定値は 13, 17 時台における交通流の方向の違いの効果を示しており, 内回り (上り) は外回り (下り) に比べて平均速度が高いことが示唆される。 基準となる 7 時台の効果は固定効果の推定値に含まれている。 D_2 SIGNAL, D_3 SIGNAL の係数推定値は 13, 17 時台における信号密度の効果を示しており, 期待通り信号密度の高い区間ほど速度が落ちる傾向にある。 17 時台の D_3 SIGNAL は確率値が大きいため有意性がないが, この時間帯は基準となる 7 時台と差がないことを示している。 D_2 , D_3 は定数項の時間ダミーであり, 7 時台と 13 時台で差はないが, 17 時台ではやや速度が落ちることを示している。 定数項および係数に対する時間ダミーの効果は (2) Greenberg 型, (3) Underwood 型, (4) Drake 型でも同様の結果を示している。

密度を除く説明変数と固定効果を平均値でコントロールした上で, 得られた理論値を図-2 に示した。 密度の標本平均は 0.276 [台/m,h,車線] である。 密度の小さい領域では (2) Greenberg 型は極端に平均速度が高くなる傾向がある。 (4) Drake 型は密度が小さいときは傾きが緩やかであり変局点に至るまで徐々に急になる形状をしている。

4 つの型の速度関数の傾向を調べるために平均速度の密度

弾力性 (密度が 1% の変化に対する平均速度の変化率) の分布を図-3 に示した。 密度は (4) Drake 型において最も弾力性が小さく, (2) Greenberg 型で最も大きい。 (1) Greenshield 型と (3) Underwood 型はほぼ似た分布をしている。

5. 規制緩和による機会費用の計測

「東京都市圏パーソントリップ調査」 (1998 年, 東京都) によると旅行者の都内における平均交通時間は 1 日当たり 30.4 [分/日,人] であった。 この値は自動車を利用する場合の 1 人・1 日あたりでの自家用自動車の利用に費やす時間である。 規制緩和による交通量増加率は千代田区において 56.28% であった。 弾力性の値より, 平均速度の変化率 $dV/V (\times 100\%)$ が計測できるので, 同一の距離を移動するときの平均速度の減少による追加的な旅行時間は表-4 のようになる。 旅行者の機会費用は 38.95 [円/分,人] となり (計測方法は国土交通省道路局 2003 に準拠した), 平均速度関数の型によって違いがあるが, 23 区全体では最小で 51.9 億円, 最大で 754.1 億円の機会費用が生じる。

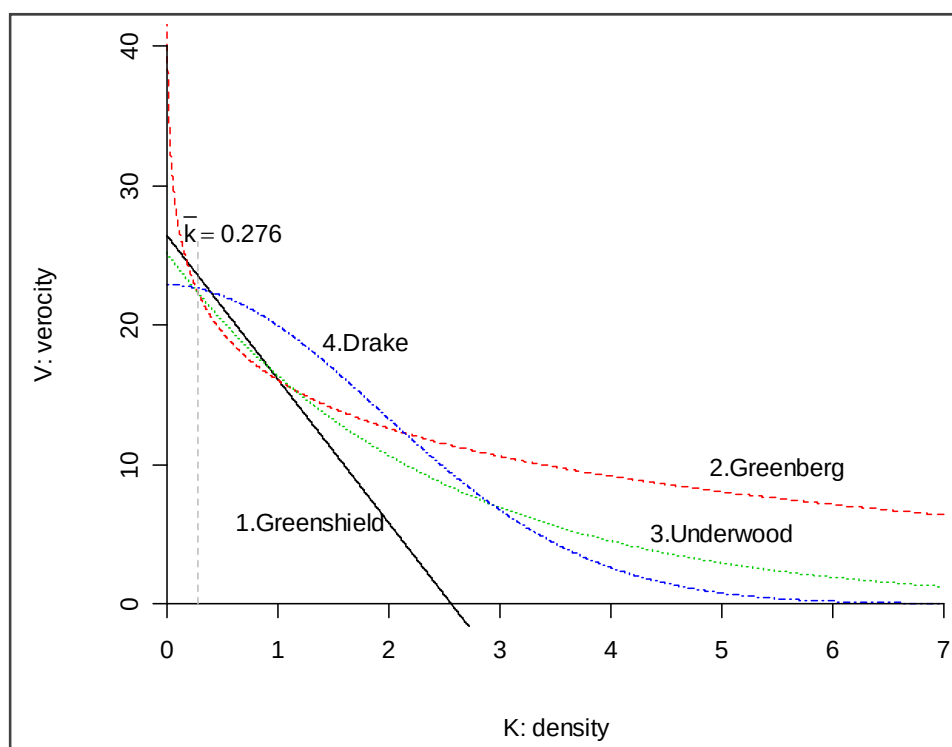


図-2. 速度関数の理論値比較

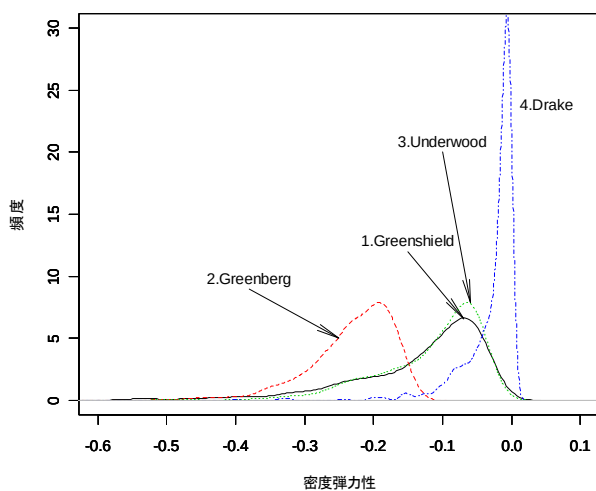


図-3. 密度弾力性の分布

表-4. 機会費用の計測

	(1)	(2)	(3)	(4)
追加的旅行時間 [分/日,人]	2.14	3.73	2.04	0.26
一人当たり機会費用 [千円/年,人]	30.0	52.3	28.5	3.6
23区全体機会費用 [10億円/年]	43.24	75.41	41.16	5.19

6. おわりに

本分析は時間帯別に集計された交通量と平均速度のデータを利用して、東京都23区内の広範囲におよぶ一般道路の速度関数を検討した。調査区間の個別性を考慮するためにパネル推定を行い、固定効果ならびにエラーコンポーネントにおける空間的自己相関が存在することを確認した。また、4つの古典的な交通流モデルに対してフィッティングを行った結果、符合に問題はないが、平均値周りでの交通密度弾力性はDrake型で小さく、Greenberg型で大きくなる傾向があることがわかった。今後は高速道も含めた速度関数の推定、機会費用の測定を行い、混雑税導入による影響を分析する。

参考文献

- 1). 八田達夫・唐渡広志(2007)「都心ビル容積率緩和の便益と交通量増大効果の測定」, 運輸政策研究, VOL.9, NO.4, pp.2-16.
- 2). Greenshield, B. D., (1935), A study of traffic capacity, *Highway Research Board Proceedings*, 14, pp.448-477.
- 3). Greenberg, H., (1959), An analysis of traffic flow, *Operations*

Research 7, pp.78-85.

- 4). Underwood, R. T., (1961), Speed, Volume, and density relationships: Quality and theory of traffic flow, *Yale Bureau of Highway Traffic*, pp.141-188.
- 5). Greene, W. H., (2007), *Econometric Analysis*, 6th eds. Prentice Hall College.
- 6). Anselin, L., (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Pub.
- 7). Baltagi, B. H., Song, S. H., W., Koh, and B.C., Jung, (2007), "Testing for Serial Correlation, Spatial Autocorrelation and Random Effects using panel data," *Journal of Econometrics*, Volume 140, pp.5-51.
- 8). Badi Baltagi, B. H., and L. Liu, (2008), "Testing for Random Effects and Spatial Lag Dependence in Panel Data Models," *Statistics and Probability Letters* (forthcoming).
- 9). Kapoora, M., Kelejian, H. H., and I. R. Prucha, (2007), "Panel data models with spatially correlated error components," *Journal of Econometrics*, Volume 140, pp. 97-130.