

IV-410

発生集中交通量予測モデルの時系列分析

広島大学 正会員 杉恵 頼寧
 広島大学大学院 学生員 張 峻屹
 西松建設 正会員 齋田 信一

1. はじめに

パーソントリップデータを代表とする集計交通データは長年にわたり数多く蓄積されており、今後も都市構造や交通行動の時間的変化に対応できる交通計画を策定するために、さらに蓄積してゆくであろう。しかし、こういった多時点集計交通データを扱う研究は少なく、多時点分析に適する方法論は必ずしも確立されているとは言えない。そこで、本研究では、広島都市圏において実施された3回のパーソントリップ調査データを用いて、発生集中交通量予測モデルパラメータの経年的変化を共分散分析手法により検討し、最終的に時系列的な要素を考慮した目的別発生集中交通量予測モデルを提案する。なお、本研究で対象とする目的は通勤、通学、帰宅、買物、私用、業務、全目的であり、モデルの評価指標として重相関係数、RMS誤差、不一致係数を用いる。

具体的には、非集計行動分析で最近注目を浴びているパネルデータ分析手法を援用し、SURモデル、固定効果モデル、確率効果モデルなどを構築し、予測モデルとしての適用可能性を明らかにする。

2. 対象地域

図-1に広島都市圏での3時点（S42年、S53年（ミニ調査）、S62年）のパーソントリップ調査圏域を示している。モデルの時系列分析を行うために、S53年のゾーニングを基本にS42年、S62年のゾーンを修正し、3時点共通の32ゾーンを分析に用いた。



図-1 広島都市圏パーソントリップ調査圏域

3. 時系列データを用いた予測モデル¹⁾

3.1 SUR(Seemingly Unrelated Regression)モデル([1])

異なる2つのモデル式の誤差項が相関を持つときに用いる一般化最小2乗法でキャリブレーションするモデルである。2時点間で系列相関をもつ誤差項の構造は以下の式で表される。

$$\begin{aligned} \text{Cov}(u_{it}, u_{sj}) &= \delta_{is} \quad (i = j) \\ &= 0 \quad (i \neq j) \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 u_{it} 、 u_{sj} はそれぞれ t 、 s （例えば、時点）モデル式の誤差項である。 i 、 j はサンプル番号（例えば、ゾーン番号）である。

3.2 変動切片モデル(Variable-Intercept Model)

個体 i 、時間 t に関する異質性を考慮できるモデルである。観測された説明変数を条件とし、すべての省略変数を時間不変変数、個体間不変変数、時点間・個体間で共に変動する3種類の変数に分けて構築する。基本式は以下の通りである。

$$y_{it} = \alpha_{i(t)} + \beta' x_{it} + u_{it} \quad (2)$$

y_{it} ：例えばゾーン i 、時点 t の発生集中交通量

x_{it} ：説明変数ベクトル、例えば人口指標

$\alpha_{i(t)}$ ：個体 i または時間 t の特定効果

β' ：説明変数のパラメータベクトル

u_{it} ：誤差項

$\alpha_{i(t)}$ が確率的に変動する場合を確率効果モデル([2])、確率的に変動しない場合を固定効果モデル([3])である。なお、本研究では、時間的な要素の影響を検討するために、個体（ゾーン）は同質であることを仮定し、時間的な異質性 α_t のみを扱うことにする。そして、誤差項 u_{it} に式(1)の構造をもつ系列相関が存在する場合の固定効果モデル（固定効果のSURモデル([4])）も構築した。

4. モデルパラメータの時間的安定性

S42年とS53年のデータに関して共分散分析法によりパラメータの安定性評価を行った。分析の結果、表-1に示したように、通学集中交通量以外は、有意水準

5%または1%で説明変数パラメータが時間的に安定しないことが分かった。したがって、単純に2時点のデータをプーリングして、モデル構築したら誤ったパラメータの推定値をもたらしてしまうことが考えられる。

表-1 発生集中交通量モデルの時間的安定性

交通目的	発生モデル	集中モデル
通勤	$F(2,60) = 8.09^{**}$	$F(2,60) = 3.94^*$
通学	$F(2,60) = 5.29^{**}$	$F(2,60) = 2.75$
帰宅	$F(3,58) = 25.17^{**}$	$F(2,60) = 54.03^{**}$
買物	$F(3,58) = 174.00^{**}$	$F(3,58) = 46.71^{**}$
私用	$F(3,58) = 125.73^{**}$	$F(3,58) = 127.49^{**}$
業務	$F(3,58) = 92.21^{**}$	$F(3,58) = 88.17^{**}$
全目的	$F(3,58) = 122.76^{**}$	$F(3,58) = 122.75^{**}$

(*:5%で有意, **:1%で有意)

5. モデルの現況再現性

ここでは、S42年、S53年のデータに対し、(1)パラメータの不安定性や誤差項の時系列相関が存在することによってプーリングモデルの現況再現性がどの程度低下するか、(2)これらの影響を考慮したモデルの中でどのモデルが再現性が高いかについて検討することを目的として、3.で説明した4種類のモデルの現況再現性を比較した。全目的に対する現況再現性の比較結果は表-2、表-3に示す。

固定効果のSURモデルとSURモデルの現況再現性が最も高かった。この結果は他の目的においても同様であった。

表-2 発生全目的

モデル	重相関係数	RMS誤差	不一致係数
[0] プーリング	0.9221	17739	0.0999
[1] SUR	0.9897	6579	0.0368
[2] 確率効果	0.9212	18098	0.1011
[3] 固定効果	0.9693	11268	0.0631
[4] 固定効果のSUR	0.9692	11298	0.0634

表-3 集中全目的

モデル	重相関係数	RMS誤差	不一致係数
[0] プーリング	0.9219	17808	0.1003
[1] SUR	0.9897	6607	0.0369
[2] 確率効果	0.9210	18167	0.1014
[3] 固定効果	0.9691	11346	0.0635
[4] 固定効果のSUR	0.9690	11376	0.0638

6. モデルの予測精度

前節で構築した固定効果のSURモデルとSURモデル

を利用し、S53年のパラメータでS62年の発生集中交通量を予測してみた。予測精度の良し悪しはS53年のOLSモデルと比較することにより有効的に判断する。また、S62年のOLSモデルは参考のために、合わせて表-4、表-5（全目的のみ）に示した。

分析の結果、固定効果のSURモデルが最も高い予測精度をもつモデルであることが分かった。

表-4 全目的発生量の予測結果

モデル	重相関係数	RMS誤差	不一致係数
S62OLS	0.9878	8000	0.0376
S53OLS	0.9766	14074	0.0691
SUR	0.9783	14305	0.0705
固定効果のSUR	0.9828	12177	0.0580

表-5 全目的集中量の予測結果

モデル	重相関係数	RMS誤差	不一致係数
S62OLS	0.9878	8003	0.0376
S53OLS	0.9762	14151	0.0695
SUR	0.9780	14376	0.0709
固定効果のSUR	0.9826	12238	0.0583

7. 結論

誤差項の系列相関とモデルパラメータの時間的不安定性を考慮することによって、通常のOLS型のモデルよりも精度の高いモデルが得られることが分かった。総合的に判断すれば、固定効果のSURモデルが発生集中交通量予測モデルとして最も優れていると結論づけられる。

しかし、モデルの時間的安定性評価からモデルパラメータの時点間の変化を確認できたので、S53年のパラメータをそのまま将来予測に用いるのは問題がある。また、ゾーンの異質性を無視していた。そこで、より精度の高いモデル推定を行うためには、ゾーンの異質性と系列相関を考慮した固定効果モデル²⁾を構築する必要がある。

参考文献

- 1) Hsiao C. (1986) : Analysis of Panel Data, Cambridge University Press, Chapter 2 and Chapter 3.
- 2) Bhargava A., Franzini L. & Narendranathan W. (1982) : Serial correlation and the fixed effects model, Review of Economic Studies, 49, pp.533 - 549.