

発生集中交通量データの経年変化特性

Time Series Characteristics of Car Trip Generation and Attraction Data
in Pooling Data Analysis

柏谷増男 * 朝倉康夫 ** 三瀬博敬 ***

By Masuo KASHIWADANI, Yasuo ASAKURA and Hiroyuki MISE

Recently car trip generation and attraction data have been accumulated for some periods and we have more chance to develop a new trip estimating methods using time series data. A pooling data estimating method where parameter value of each period should be constant is proposed by authors.

However, there is a doubt that the parameter value estimated may be biased. The correlation coefficients between errors estimated of each pair of periods are examined and fairly large values are observed. It is assumed that seemingly unrelated regression problem has risen and generally least square estimators are calculated by Zellner's method. However, the new estimating equation could not reduce the value of time series correlation of errors.

1. はじめに

従来、交通需要量の将来予測では、現時点のクロスセクションデータを用いて予測モデル式のパラメータを推定し、その推定パラメータと説明変数の将来値を用いることによって交通需要量の将来値を推計してきた¹⁾。しかし、最近では説明変数である社会・経済データと被説明変数である交通量調査データの両者がともに蓄積されつつあるため、複数時間断面にわたるクロスセクションデータを一括して扱う(プーリングデータ)分析・予測が可能となってきた。

一般に、複数時間断面にわたるプーリングデータを用いた分析のほうが単一時点のクロスセクションデータを用いた分析よりも有利な点は、サンプル数の増大効果、時系列情報を生かしたパラメータ推定が可能、等にある²⁾。

しかし、プーリングデータを用いた推定で高い精度の将来予測値を得るには、従来の予測方法以上に推定式が十分な時間的安定性を持つものでなければならない。時間的安定性のある推定式が得られた場合、サンプル数の増大効果だけに注目すればプーリングデータに対し通常最小自乗法(OLS)を適用しパラメータを推定すれば良い。しかし、このようなプーリング推定の妥当性に関する実証的な研究例は多いとはいえない。とくに、得られた推計値の精度と推計バイアス(偏り)の有無に関しては、これまで十分な検討が行われていない。

そこで本研究の目的は、自動車発生集中交通量の

* 正会員 工博 愛媛大学工学部教授 土木工学科

** 正会員 工博 愛媛大学工学部講師 土木工学科

*** 学生員 愛媛大学大学院 修士課程

(〒790 松山市文京町3番)

予測を対象に、以下の諸点からプーリング推定の妥当性を検討することにする。まず、交通目的別にOLSを適用してパラメータ推定を行い、推定式の時間的安定性を調べる。次に、その推定式とプーリングデータを用いて将来推計を行い、推計精度及び推計の偏りの有無について調べる。その後、推計残差の時系列相関について分析した後、一般化最小自乗法（GLS）を適用しパラメータ推定を行う。

2. 時系列データを用いた

パラメータ推定と将来推計³⁾⁴⁾

(1) 時間的安定性を持つ発生集中交通量推定式

対象年度を昭和49,52,55,60年度とした。対象地域は近畿地方であり、全目的の発生集中交通量の大きさに偏りが出ないようにゾーニングを行った。その結果を図2-1に示す。三指定市を除く地域を32ゾーン、京都市を4ゾーン、大阪市を11ゾーン、神戸市を5ゾーンに分割した。道路交通センサスから得られる自動車トリップの交通目的別発生集中交通量を説明変数とし、それと各地区、各年度の社会・経済状況との関係、及び各指標値の経年的傾向を把握して、推定精度が高かつパラメータ値が経年的に安定している推定式を通常最小自乗法（OLS）を用いて見いだした。

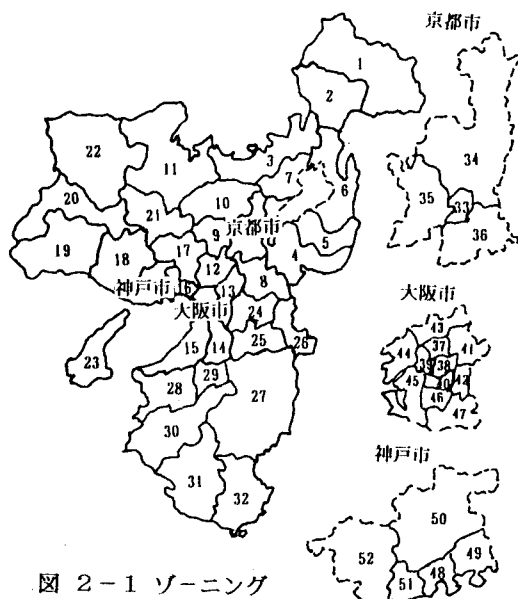


図 2-1 ゾーニング

式(2-1)、(2-2)、(2-3)、(2-4)はそれぞれ出勤・登校、業務（乗用車）、業務（貨物車）及び自由目的発生集中交通量についての推定式である。

$$Y_{1ti} = a_{0t} + a_{1t} \cdot X_{1ti} \times X_{2ti} \quad (2-1)$$

$$Y_{2ti} = b_{0t} + (b_{1t} \cdot X_{3ti} + b_{2t} \cdot X_{4ti}) \times X_{5ti} \quad (2-2)$$

$$Y_{3ti} = c_{0t} + c_{1t} \cdot \alpha_t \times X_{6ti} + c_{2t} \cdot \beta_t \times X_{7ti} \quad (2-3)$$

$$Y_{4ti} = d_{0t} + (d_{1t} + d_{2t} \cdot 1/X_{8ti}) \times X_{9ti} \quad (2-4)$$

ここで、 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 、 Y_4 はそれぞれ出勤・登校、業務（乗用車）、業務（貨物車）及び自由目的発生集中交通量、 X_1 は自動車保有率、 X_2 は総就業人口、 X_3 は3次従業人口／総従業人口、 X_4 は3次従業人口1人当りの商品販売額、 X_5 は2・3次従業人口、 X_6 は総従業人口、 X_7 は夜間人口、 X_8 は人口密度、 X_9 は自動車登録台数、 α は貨物量指数、 β は賃金指数である。添字 t は年度、 i はゾーンを示している。

年度ごと、及び全年度データをプーリングした場合について、パラメータ推定を行った結果を表2-1、2-2、2-3、2-4に示す。これらより以下のことがいえる。

- ①パラメータの符号は予想どおりであり、符号条件に問題はない。またR値も高い。
- ②パラメータの値は発生集中単位と比較して妥当な値である。
- ③業務（乗用車）目的についてはパラメータの値が4時点にわたって安定的である。他の3目的については、オイルショックの影響のため昭和49年度でのパラメータの値は他の年度に比べて小さい。昭和52年度以降は若干の増加あるいは減少傾向にあるものの、ほぼ安定的である。

(2) 将来推計

出勤・登校目的を例にプーリングデータを用いた推定式による将来推計精度を調べる。図2-2は式(2-1)を用いた昭和60年度の将来推計結果である。推定式のパラメータは昭和49,52,55年度のプーリングデータと式(2-1)に昭和49年度定数項タミー及

び勾配ダミーを加えた式を用いて推定している。実績値と計算値の相関係数の値は0.985であり、良好な推計結果であるといえる。また、従来からよく用い

表 2-1 OLSを用いたパラメータ推定結果
出勤・登校 目的

	a_0	a_1	R
P00L	-5506 (-3.94)**	2.06 (72.0)**	0.981
4 9	-4019 (-2.58)**	1.74 (39.3)**	0.984
5 2	-6438 (-2.84)**	2.26 (40.8)**	0.985
5 5	-5441 (-1.98)*	2.13 (38.0)**	0.983
6 0	-3843 (-1.17)	2.02 (40.0)**	0.985

表 2-2 OLSを用いたパラメータ推定結果
業務（乗用車）目的

	b_0	b_1	b_2	R
P00L	13107 (3.04)**	1.53 (35.2)**	-0.00846 (-8.09)**	0.946
4 9	8882 (1.02)	1.53 (19.0)**	-0.00814 (-5.17)**	0.953
5 2	14186 (1.52)	1.59 (15.2)**	-0.00808 (-3.39)**	0.938
5 5	12345 (1.42)	1.55 (17.6)**	-0.00817 (-3.39)**	0.952
6 0	14729 (1.59)	1.50 (18.0)**	-0.01020 (-4.50)**	0.948

表 2-3 OLSを用いたパラメータ推定結果
業務（貨物車）目的

	c_0	c_1	c_2	R
P00L	10251 (2.88)**	0.443 (18.6)**	0.138 (15.4)**	0.968
4 9	7891 (1.88)*	0.480 (15.7)**	0.0770 (6.86)**	0.980
5 2	12931 (2.27)*	0.425 (10.4)**	0.145 (10.3)**	0.977
5 5	14600 (1.81)*	0.398 (7.96)**	0.145 (7.22)**	0.963
6 0	15797 (2.63)**	0.447 (11.5)**	0.164 (11.4)**	0.985

表 2-4 OLSを用いたパラメータ推定結果
自由 目的

	d_0	d_1	d_2	R
P00L	-5608 (-3.59)**	0.453 (30.7)**	267.2 (10.6)**	0.942
4 9	562 (0.601)	0.201 (17.6)**	142.1 (7.35)**	0.956
5 2	-3325 (-1.95)*	0.503 (27.3)**	235.8 (7.61)**	0.979
5 5	-1361 (-0.613)	0.431 (21.1)**	248.2 (7.32)**	0.969
6 0	-3716 (-1.25)	0.490 (23.3)**	284.4 (7.74)**	0.974

注) ()内はt値を示す。有意水準 * 5%, ** 1%

られてきた人口指標のみを用いた将来推計と比較したところ、その場合の相関係数は0.903であり、式(2-1)を用いた推計精度は高いことがわかった。しかし、プーリングデータを用いた推計の際、同一ゾーンでの推計残差の経年的な傾向に注意しなければならない。具体的に言えば、ある年度で過大（過小）推計のゾーンは年度が異なっても過大（過小）推計してはいないかということである。

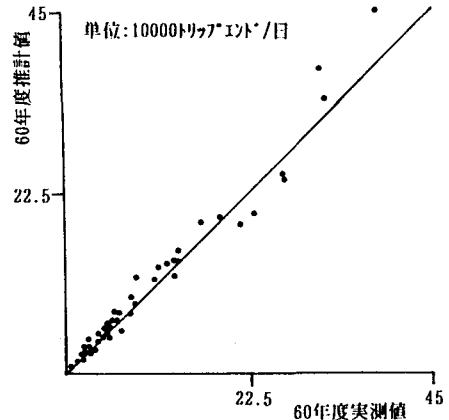


図 2-2 プーリングデータを用いた
将来推計（出勤・登校目的）

3. 攪乱項の時系列相関

図 3-1 は出勤・登校目的についての、昭和55年度及び60年度における残差の相関関係を表したものである。ここでいう残差とは、プーリングデータに

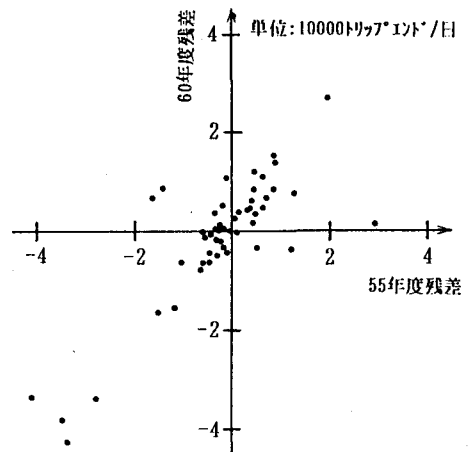


図 3-1 残差の相関関係（出勤・登校目的）

OLSを適用してパラメータを推定し、そのパラメータと各年度の説明変数の値を用いて得られた推計残差である。表3-1、3-2、3-3、3-4はそれぞれ出勤・登校、業務（乗用車）、業務（貨物車）、自由目的発生集中交通量について、OLSを適用して得られた残差の時系列相関を示したものである。対角成分より右上側にはブーリングデータを用いて推定したパラメータによる残差の時系列相関（残差相関A）を、左下側には各年度ごと独立にパラメータを推定して得られた残差の時系列相関（残差相関B）を表している。

表 3-1 OLSを用いた残差の時系列相関表
出勤・登校 目的

年度	49	52	55	60
49	1.000	-0.233	0.138	0.517
52	0.542	1.000	0.730	0.516
55	0.578	0.752	1.000	0.693
60	0.755	0.734	0.744	1.000

表 3-2 OLSを用いた残差の時系列相関表
業務（乗用車）目的

年度	49	52	55	60
49	1.000	0.735	0.811	0.817
52	0.780	1.000	0.940	0.781
55	0.826	0.949	1.000	0.875
60	0.824	0.858	0.909	1.000

表 3-3 OLSを用いた残差の時系列相関表
業務（貨物車）目的

年度	49	52	55	60
49	1.000	0.086	0.221	-0.411
52	0.301	1.000	0.667	0.620
55	0.273	0.682	1.000	0.491
60	0.263	0.725	0.740	1.000

表 3-4 OLSを用いた残差の時系列相関表
自由 目的

年度	49	52	55	60
49	1.000	-0.403	0.195	-0.361
52	0.690	1.000	0.552	0.706
55	0.690	0.670	1.000	0.361
60	0.646	0.609	0.416	1.000

これらより、以下のことが言える。

- ①全ての目的について、残差には時系列相関が存在する。
- ②昭和49年度の残差との相関係数は他の年度間の残差の相関係数に比べ低い値である。
- ③業務（乗用車）及び自由目的では特に残差の時系列相関が強い。
- ④対象となる年度の差が大きくなるにつれて、残差

の時系列相関は若干ではあるが減少する。

①,②の原因としてそれぞれ以下の①,②が考えられる。

①推定式がゾーンに固有な未知な特性を含んでおらず、かつその特性が経年的に保存されている。つまり、都市部と地方部のように原単位の異なる地域を1本の方程式で説明するために、都市部で過大推計、地方部で過小推計（あるいはその逆）という現象が生じている。

②昭和49年度はオイルショック直後であるため、その影響が扱ったデータに響いている。

以上のことは、時刻 t 、ゾーン i のデータに関する攪乱項を u_{ti} 、また時刻 s 、ゾーン j のデータに関する攪乱項を u_{sj} とすると、 $i=j$ の場合に異なる t と s についても0でない共分散の値が存在することを強く示唆している。すなわち、この場合のブーリングデータ推定式はOLSの仮定を満たしていない。

4. 一般化最小自乗法（GLS）の適用

(1) Seemingly Unrelated Regression (SUR)

モデルの説明⁵⁾

Y を発生集中交通量、 X を説明変数とした T 本の方程式の組の第 t 番目の式を式(4-1)で表す。

$$Y_t = X_t \beta_t + u_t \quad (t=1, \dots, T) \quad (4-1)$$

Y_t は $(n \times 1)$ のベクトル、 X_t は $(n \times k)$ の行列、 β_t は $(k \times 1)$ のベクトル、 u_t は $(n \times 1)$ のベクトルである。 T は年度数、 n はゾーン数、 k は定数項を含む変数の数を表す。方程式の組は式(4-2)または式(4-3)で表される。

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & X_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & X_T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_T \end{bmatrix} \quad (4-2)$$

$$Y = X \beta + u \quad (4-3)$$

攪乱項の分散共分散行列は、式(4-4)で表される。

$$\Sigma = E(uu') = \begin{bmatrix} E(u_1u_1') & \cdots & E(u_1u_T') \\ E(u_2u_1') & \cdots & E(u_2u_T') \\ \vdots & & \vdots \\ E(u_Tu_1') & \cdots & E(u_Tu_T') \end{bmatrix} \quad (4-4)$$

SURモデルでの攪乱項に対する仮定は以下のものである。

$$\begin{aligned} \text{COV}(u_{ti}, u_{sj}) &= \sigma_{ts} \quad (i=j) \\ &= 0 \quad (i \neq j) \end{aligned} \quad (4-5)$$

これは、攪乱項には時系列相関はあるが、クロスセクションにわたっての相関はないという仮定である。式(4-5)を適用すると、攪乱項の分散共分散行列式(4-4)は式(4-6)で表される。

$$\begin{aligned} \Sigma &= \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1T} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2T} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma_{T1} & \sigma_{T2} & \cdots & \sigma_{TT} \end{bmatrix} \otimes I \\ &= \Sigma_c \otimes I \end{aligned} \quad (4-6)$$

ただし、記号 $\otimes$ は行列のクロネッカー積を表し、 I は $(n \times n)$ の単位行列である。

(2) Zellnerの方法⁶⁾

エイトキンの一般化最小自乗法を式(4-3)に適用すれば、最良線形不偏推定量として式(4-7)に示す推定パラメータが得られる。

$$b = (X' \Sigma^{-1} X)^{-1} X' \Sigma^{-1} Y \quad (4-7)$$

$$\Sigma^{-1} = \Sigma_c^{-1} \times I \quad (4-8)$$

ここで、 b は $(kT \times 1)$ のベクトルである。 Σ_c^{-1} の ts 成分を σ^{ts} と表すと、式(4-7)は式(4-9)で表現される。したがって、個別の年度のパラメータを推定する場合にも他の年度のデータが影響してくる。

式(4-7)を扱う場合の基本的な難点は、 Σ が未知であるということである。Zellnerはそれぞれの方程式にOLSを適用し、計算された残差を Σ_c の成分を推定するのに用いることを提案している。その方

$$b = \begin{bmatrix} \sigma^{11} X_1' X_1 & \sigma^{12} X_1' X_2 & \cdots & \sigma^{1T} X_1' X_T \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ \sigma^{T1} X_T' X_1 & \sigma^{T2} X_T' X_2 & \cdots & \sigma^{TT} X_T' X_T \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^T \sigma^{1t} X_1' Y_t \\ \vdots \\ \sum_{t=1}^T \sigma^{Tt} X_T' Y_t \end{bmatrix} \quad (4-9)$$

法は、まず第 t 番目の方程式にOLSを適用して得られた推計残差のベクトル e_t を用いて式(4-10)の通り σ_{ts} を推定する。ここで、 e_t は $(n \times 1)$ のベクトルである。

$$\sigma_{ts} = (e_t' e_s) / (n-k) \quad (4-10)$$

こうして得られた攪乱項分散の推定値を Σ_c に代入しパラメータを推定する。

(3) プーリングデータに対するGLS推定法⁶⁾

プーリングデータに対し1本の方程式で推定を行う場合、そのモデルは式(4-11)で表される。

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_T \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_T \end{bmatrix} \quad (4-11)$$

この式は、式(4-2)に対応している。パラメータ推定のためには(2)と同様に式(4-11)にエイトキンの一般化最小自乗法を適用すればよいが、その結果式(4-7)と同じ式を得る。ただし、その場合パラメータベクトル b は $(k \times 1)$ のベクトルとなる。また、攪乱項の分散共分散行列 Σ はプーリングデータにOLSを適用して得られた推計残差のベクトルを用いて、式(4-10)により推計したものである。

(4) 適用結果

表4-1、4-2、4-3、4-4はそれぞれ出勤・登校、業務(乗用車)、業務(貨物車)、及び自由目的についてGLSを用いてパラメータを推定した結果を示している。

表 4-1 GLSを用いたパラメータ推定結果
出勤・登校 目的

	a_0	a_1	R
P00L	-6614	2.05	0.981
4 9	-3419	1.71	0.984
5 2	-5415	2.23	0.985
5 5	-3775	2.08	0.983
6 0	-1440	1.97	0.985

表 4-2 GLSを用いたパラメータ推定結果
業務（乗用車）目的

	b_0	b_1	b_2	R
P00L	12265	1.46	-0.00605	0.944
4 9	10169	1.48	-0.00652	0.952
5 2	16335	1.51	-0.00500	0.935
5 5	12089	1.51	-0.00587	0.951
6 0	12578	1.48	-0.00808	0.946

表 4-3 GLSを用いたパラメータ推定結果
業務（貨物車）目的

	c_0	c_1	c_2	R
P00L	9557	0.471	0.125	0.965
4 9	7834	0.483	0.0759	0.980
5 2	12843	0.432	0.142	0.977
5 5	14113	0.411	0.140	0.963
6 0	15174	0.460	0.159	0.985

表 4-4 GLSを用いたパラメータ推定結果
自由 目的

	d_0	d_1	d_2	R
P00L	-4449	0.450	245.8	0.942
4 9	709	0.203	134.2	0.956
5 2	-2981	0.504	225.0	0.979
5 5	-878	0.431	238.6	0.969
6 0	-3071	0.490	273.0	0.974

これらよりプーリング推定結果については以下のことがいえる。

- ①パラメータ値はOLSを用いた場合と比べて、やや小さい値である。
- ②OLSを用いた場合よりもR値はやや低下する。単年度推定結果については以下のことがいえる。
- ①パラメータ値はOLSを用いた場合と比べて、やや小さい値である。
- ②パラメータ値の経年変化傾向は、OLSを用いた場合と全く類似している。
- ③業務（乗用車）目的を除いてR値の変化はない。

表4-5、4-6、4-7、4-8はこれらの目的別発生集中交通量データについて、GLSを適用して得られた残差の時系列相関を示したものである。ここでも対角成分より右上側に残差相関Aを、左下側に残差相関Bを表している。これらよりプーリン

表 4-5 GLSを用いた残差の時系列相関表
出勤・登校 目的

年度	4 9	5 2	5 5	6 0
4 9	1.000	-0.251	0.091	0.474
5 2	0.549	1.000	0.759	0.552
5 5	0.588	0.756	1.000	0.705
6 0	0.767	0.737	0.749	1.000

表 4-6 GLSを用いた残差の時系列相関表
業務（乗用車）目的

年度	4 9	5 2	5 5	6 0
4 9	1.000	0.744	0.816	0.830
5 2	0.789	1.000	0.947	0.799
5 5	0.835	0.953	1.000	0.881
6 0	0.831	0.865	0.914	1.000

表 4-7 GLSを用いた残差の時系列相関表
業務（貨物車）目的

年度	4 9	5 2	5 5	6 0
4 9	1.000	0.035	0.211	-0.425
5 2	0.302	1.000	0.667	0.656
5 5	0.274	0.683	1.000	0.478
6 0	0.264	0.727	0.740	1.000

表 4-8 GLSを用いた残差の時系列相関表
自由 目的

年度	4 9	5 2	5 5	6 0
4 9	1.000	-0.448	0.134	-0.409
5 2	0.691	1.000	0.557	0.722
5 5	0.692	0.671	1.000	0.378
6 0	0.649	0.611	0.418	1.000

グ推定について以下のことが言える。

- ①残差相関はOLSを用いた場合よりも全般的に若干増加しているが、減少しているものもある。
 - ②OLSを用いた場合と比べて残差相関係数の値に大きな変化はない。
- 単年度推定については以下のことが言える。
- ①残差相関はOLSを用いた場合とほぼ同様な性質を持つ。
 - ②OLSを用いた場合と比べて残差相関係数は若干ではあるがすべて増加している。
- 以上をまとめると次のことがわかる。
- ①GLS（SURモデル）を用いて分析を行った結果をOLSを用いた場合と比べるとパラメータ値には大きな違いはみられなかった。
 - ②残差相関を見ると、プーリング推定、単年度推定ともにOLSと比べて大きな変化はなく、またGLSを用いることによって、残差の相関係数の減少はほとんどなかった。

5. おわりに

本研究では、プーリングデータにGLSを適用することによって、攪乱項の時系列相関による影響を取り除いた推定式を交通目的別に得ようと試みたものである。

残差について分析したところ、オイルショック直後の昭和49年度の残差と他の年度の残差の相関は小さいこと、オイルショック以降の年度の残差の時系列相関係数は0.6～0.9程度あること、昭和52年度の残差と55年度の残差の相関が高いこと、等の性質が見られた。このような時系列相関が存在するために、OLSをこれらのデータに対して適用するには問題がある。そこで攪乱項には時系列相関があるが、クロスセクション相関はないと仮定するSURモデルをZellnerの方法を用いて適用した。その結果をOLSを用いた場合と比較すると以下のことがいえる。

- ①パラメータ値はやや小さい値である。
- ②R値はプーリング推定をした場合若干減少した。
- ③残差相関は全体的に若干増加したがほとんど変化はない。

攪乱項に時系列相関が存在することから、その影響を取り除いた推定式を得ようとGLSを適用したが、現時点での分析結果を見るかぎり残差の時系列相関係数は減少せず、期待されたようなGLSの有効性が必ずしも発揮されていないという結果である。今後は、本研究で扱った発生集中交通量データをさらに吟味し、残差の時系列相関係数が減少しなかった要因を見いだしたい。

参考文献

- 1) 土木学会：交通需要ハンドブック，技報堂，pp.15～72，1981
- 2) 兵藤・森地：交通需要モデルの構造変化を考慮した分析手法について，土木計画学研究・講演集，pp487～494，1988
- 3) 柏谷・朝倉・三瀬：経年的安定性を持つ発生集中交通量推定式について，第41回JSC E 中四支部講演概要，pp422～423，1989
- 4) 柏谷・朝倉・三瀬：経年的な傾向を考慮した推定式による目的別発生集中交通量の予測精度，第44回JSC E 講演概要Ⅳ，1989
- 5) G.S.Maddala, Econometrics, McGraw-Hill Book Company, pp331～332, 1977
- 6) J. ジョンストン：計量経済学の方法（下），東洋経済新報社，pp239～274，1980