

# 自動車発生集中交通量のブーリングデータ分析

柏谷増男\*・斎藤道雄\*\*・朝倉康夫\*\*\*・  
三瀬博敬\*\*\*\*

交通センサスの時系列データの整備に伴ない、時系列データを用いた交通需要推計の可能性が開けつつある。本研究では、近畿地建管内の発生・集中交通量の時空間分析を試み、従来型推定式に比べてパラメータ値がより安定し、将来推定精度の高い推定式を提案している。また、残差の時系列相関特性を分析し、それを利用したより推定精度の高い推定式を得ている。

**Keywords :** traffic generation and attraction, cross section time series analysis, transportation statistical analysis

## 1. はじめに

これまで、交通需要将来予測では、ある時点で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推定を行い、そのパラメータ推定値と説明変数の将来値とを用いることによって交通需要量の将来値を推定してきた<sup>1)</sup>。しかしながら、同一形式の推定式を複数時点のデータに適用した時に推定パラメータ値が異なり、したがってパラメータ値を固定した将来推定値の予測精度が低下することは知られており<sup>2)</sup>、多時点データの使用が可能であれば、時系列的な構造変化を反映しうるモデルの開発<sup>3)</sup>を行うことが望ましい。

交通需要予測分野で時系列的な統計分析研究が遅れていた最大の理由は、経年的に比較可能なデータの欠如であった。我国の自動車交通調査の根幹とも言うべき道路交通センサスあるいはO.D.調査は昭和33年以来実施されてはいるが、調査方法はその後何度も異なっており、昭和49年以後様式が定まってきた。こうしたデータを用いて、近年、発生集中交通量と地区特性に関する経年変化の調査研究が行われるようになってきた<sup>4),5)</sup>。このことは、交通需要予測研究においてクロスセクションパラメータが時間的に一定であるか否かの検討を可能にしたといえる。また、時系列にかかる説明変数をクロスセクション分析に導入すれば、時間的に安定したパラメータ値を持つ推定式を開発すること<sup>6)</sup>、さらに、複数時間断面でのクロスセクションデータ、すなわちブーリングデータを用いたパラメータ推定によって、時系列情報を生かし、かつ、より多くのサンプルを持つ推定式の開発<sup>7)</sup>への展望を開くことになった。さらにクロスセク

ション分析と時系列分析の総合化は1970年代以後精力的に研究され、特に同一人もしくは同一世帯に関する異時点データ、いわゆるパネルデータについての研究が動学的所得分析をきっかけとして進められている<sup>8)</sup>。近年には交通行動に関するデータも収集され、また個々人の行動軌跡を記録していることから非集計分析法との関連も深く、動学的交通行動分析方法としてパネルデータ分析が注目されつつある<sup>9)</sup>。

本研究は、昭和49, 52, 55, 60年4時点での道路交通センサスデータを用いて自動車発生集中交通量のブーリングデータ分析を行うものであり、具体的には、①パラメータ値の変動係数と共に分散分析による多時点クロスセクションパラメータ値の安定性の検討、②時系列変数を含む発生集中交通量推定式の提案とパラメータ値安定性の検討、③残差の時系列相関に関する分析とその特性を生かした推定式の提案などを実証的に行う。

## 2. 用いたデータ

用いたデータは、昭和49, 52, 55, 60各年に実施された建設省近畿地方建設局管内の道路交通センサス結果である。ゾーニング、データの項目分類、関連する社会経済指標値等については、基本的には近畿地建報告書<sup>4)</sup>に依拠しているが、本研究の立場から多少の修正を行っている。図-1にゾーニングを示す。大阪、京都、神戸の三大都市以外では近畿地建が定めた生活圏ブロックA, Bを用い、三大都市については、発生集中量のゾーン間格差が大きくならないように配慮して大阪市11ゾーン、京都市4ゾーン、神戸市5ゾーンに分割した。ゾーン総数は52である。交通目的については、交通センサスの分類は出勤・登校、業務A(物の運搬を伴わない)、業務B(物の運搬を伴う)、家事・買物、観光・娯楽、帰宅となっているが、上記の報告書<sup>4)</sup>が車種別分析を主体としている点を考慮して、本研究では、出勤・

\* 正会員 工博 愛媛大学教授 工学部土木海洋工学科  
(〒790 松山市文京町3)

\*\* 正会員 工修 中央復建コンサルタント 計画設計部

\*\*\* 正会員 工博 愛媛大学助教授 工学部土木海洋工学科

\*\*\*\* 正会員 工博 日本道路公団 川越工事事務所

表-1 従来推定式によるパラメータ推定結果

出勤・登校	定数項	夜間人口	2・3次産業従業者数	重相関係数
昭和 49年	6089 (1.94)	0.0933 (11.0 )	0.0172 ( 0.745 )	0.933
" 52年	7683 (1.48)	0.127 ( 9.17 )	0.0469 ( 1.22 )	0.919
" 55年	12226 (1.87)	0.145 ( 8.02 )	0.0289 ( 0.584 )	0.900
" 60年	14988 (1.87)	0.187 ( 8.34 )	0.0202 ( 0.202 )	0.909
業務(乗用車)	定数項	3次産業就業者数	3次産業従業者数	重相関係数
昭和 49年	9230 (1.00)	0.158 ( 1.80 )	1.13 (11.9 )	0.929
" 52年	14481 (1.38)	0.0511 ( 0.517 )	1.30 (11.8 )	0.923
" 55年	11547 (1.18)	0.0778 ( 0.872 )	1.28 (12.8 )	0.940
" 60年	14932 (1.42)	0.190 ( 2.11 )	1.08 (10.4 )	0.933
業務(貨物車)	定数項	総就業者数	総従業者数	重相関係数
昭和 49年	5493 (1.30)	0.186 ( 6.89 )	0.476 (15.3 )	0.980
" 52年	9578 (1.80)	0.384 (11.4 )	0.404 (10.1 )	0.980
" 55年	10930 (1.45)	0.404 ( 8.22 )	0.446 ( 7.71 )	0.968
" 60年	13336 (2.39)	0.450 (12.5 )	0.486 (11.4 )	0.988
自由	定数項	夜間人口	総従業者数	重相関係数
昭和 49年	4914 (2.90)	0.0250 ( 5.53 )	0.0174 ( 1.41 )	0.836
" 52年	7002 (1.79)	0.0696 ( 6.75 )	0.0326 ( 1.14 )	0.876
" 55年	12081 (2.53)	0.0736 ( 5.65 )	0.0206 ( 0.576 )	0.835
" 60年	16587 (2.40)	0.145 ( 5.96 )	0.00114 ( 0.0222 )	0.839

注( )内の数字はT値

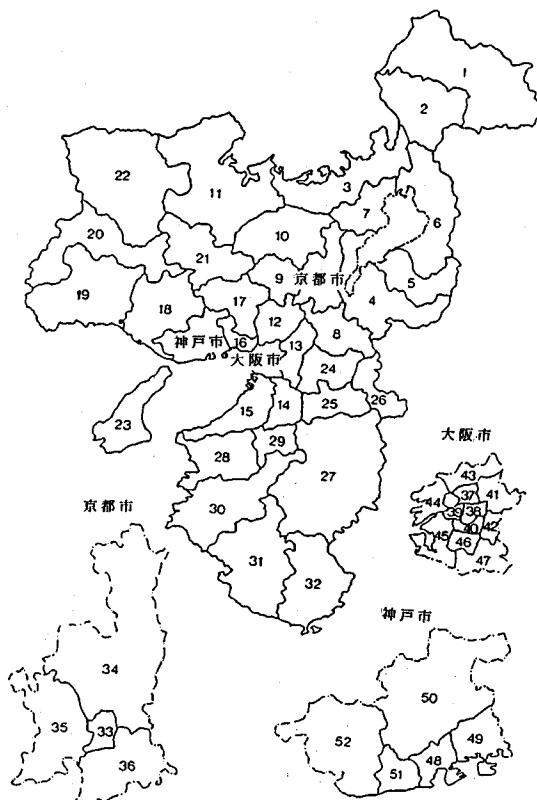


図-1 ゾーニング

登校、業務(乗用車)、業務(貨物車)、自由とした。ただし、本研究の自由目的は、センサスの家事・買物と観光・娯楽を合計したものに相当している。

なお、本研究が対象とするデータは、交通センサスが自動車保有者へのアンケート調査であることから、lon-

gitudinal data の分類ではくり返しクロスセクションデータに相当している。

ところで本研究では、現実の道路計画が公共交通との関係を明示的に扱っていないと同様に、自動車交通量のみを取り扱っている。しかしながら研究の対象地域は大量のマストラトリップが存在する大都市圏を含んでいる。このため、本研究では公共交通整備水準が大きくなれば変化しないことが前提となっていることに注意されたい。

### 3. クロスセクション分析パラメータ値の経年変化分析

#### (1) 単年度の発生集中交通量推定式

従来からよく用いられている人口指標による重回帰推定式を用いた<sup>10)</sup>。表-1は、目的別のパラメータ推定値を用いた変数に対応させて年度ごとに示したものである。表より、夜間人口のパラメータ推定値が経年に大きくなっていること、2・3次産業従業者数や3次産業就業者数のパラメータ値の動きが複雑であることなどがわかる。業務(乗用車)、業務(貨物車)では、重相関係数の値はかなり大きく、パラメータ値も比較的安定しているが、自由では重相関係数の値も小さく、各変数パラメータ値も大きく変化している。

#### (2) 共分散分析

パラメータ値の経年変化の程度を知るために共分散分析を行った<sup>11)</sup>。共分散分析では、①すべてのパラメータ推定値は経年的に一定、②各変数のパラメータ推定値は経的に一定だが定数項の値は変化、③すべてのパラメータ値は経的に変化する、という3つの状態について考える。ここでは、それらを順に状態1、状態2、状

表-2 従来推定式の共分散分析結果

	F <sub>1</sub>	F <sub>2</sub>	F <sub>3</sub>
出勤・登校	19.04	7.58	12.64
業務(乗用車)	0.62	0.56	0.58
業務(貨物車)	29.84	13.99	23.12
自由	27.29	10.31	18.48
自由度	(3, 202)	(6, 196)	(9, 196)
F <sub>obs.</sub>	3.9	2.9	2.5

態3と呼ぶ。被説明変数をY、説明定数をX、かく乱項をuでそれぞれベクトル表示し、年度の数をp、ゾーン数をm、nをpとmとの積の値、kを説明変数の項目数とすると、状態1のパラメータ推定式は次式となる。

$$Y = X\beta + u \dots \quad (1)$$

ここでYはn個の列ベクトル、Xはn×k+1の行列、 $\beta$ はk+1個のパラメータベクトルである。

状態2のパラメータ推定式は次式となる。

$$Y = D\alpha + X\beta + u \dots \quad (2)$$

ここでYはn個の列ベクトル、Dはn×(p-1)のダミー変数行列、 $\alpha$ はp-1個の定数項ベクトル、Xはn×(k+1)の行列、 $\beta$ はk+1個のパラメータベクトルである。

状態3のパラメータ推定式は次式となる。

$$Y_t = X_t\beta_t + u_t \quad (t=1, \dots, p) \dots \quad (3)$$

ここで添字tは時点を表し、 $Y_t$ はm個の列ベクトル、 $X_t$ はm×(k+1)の行列、 $\beta_t$ は(k+1)個のパラメータベクトルである。

各状態に応じて最小二乗法推定を行い、残差二乗和の大きさの比較をF検定を用いて検討する。表-2は共分散分析結果を示したもので、表中のF<sub>1</sub>の値は定数項の値が年度間で不变との仮説に対応しており、F<sub>2</sub>の値は変数に関するパラメータ値が年度間で不变との仮説に対応している。また、F<sub>3</sub>の値はすべてのパラメータ値が年度間で不变との仮説に対応した統計量である。業務(乗用車)については、F値は3つの仮説いずれについても小さく、パラメータ値は経年的に見て安定している。一方、他の3目的については、1%水準でも仮説はすべて棄却されており、パラメータ値は経年的に変化している。

### (3) 経年変化を考慮した発生集中交通量推定式

各ゾーン、各年度について、目的別発生集中交通量と各会社・経済指標との関係を調べ、次式に示す推定式を得た。なお、添字tはゾーンを示す。

#### 出勤・登校

発生集中交通量は総就業人口を基礎とし、就業人口1人あたりトリップ数は自動車保有率に比例すると仮定した。

$$Y_{it}^1 = a_{0t} + a_{1t} \cdot X_{it}^1 \cdot X_{it}^2 \dots \quad (4)$$

ここで、Y<sup>1</sup>：発生集中交通量、X<sup>1</sup>：人口1人あたり自動車保有率、X<sup>2</sup>：総就業人口、a<sub>0</sub>、a<sub>1</sub>はパラメータ。

#### 業務(乗用車)

発生集中交通量は2・3次産業従業者数を基礎としている。式中、かっこ内第1項は第3次産業従業者の1人あたりトリップ数が2次産業従業者のその値より大きいことから設けた。また、かっこ内第2項は、都心部ではいわゆる中枢管理活動が活発なため従業者数に対して相対的に自動車トリップ数が少ないと想定したるものである。

$$Y_{it}^2 = b_{0t} + (b_{1t} \cdot X_{it}^3 + b_{2t} X_{it}^4) X_{it}^5 \dots \quad (5)$$

ここで、Y<sup>2</sup>：発生集中交通量、X<sup>3</sup>：総従業者数に対する3次産業従業者割合、X<sup>4</sup>：3次産業従業者1人あたり商品販売額、X<sup>5</sup>：2・3次産業従業者数、b<sub>0</sub>、b<sub>1</sub>、b<sub>2</sub>はパラメータ。

#### 業務(貨物車)

業務貨物車を企業活動によるものと世帯の消費活動によるものとに2分し、前者については総従業者数を基礎として各時点の企業活動水準に依存し、後者については人口を基礎として賃金水準に依存するものとした。

$$Y_{it}^3 = c_{0t} + c_{1t} \cdot v_t \cdot X_{it}^6 + c_{2t} \cdot w_t \cdot X_{it}^7 \dots \quad (6)$$

ここで、Y<sup>3</sup>：発生集中交通量、X<sup>6</sup>：総従業者数、X<sup>7</sup>：夜間人口、v<sub>t</sub>：全国の貨物車貨物量伸び率(昭和49年を1.0とした相対値)、w<sub>t</sub>：全国平均実質賃金指数(名目賃金指数を消費者物価指数で除した値、昭和49年を1.0とした相対値)、c<sub>0</sub>、c<sub>1</sub>、c<sub>2</sub>はパラメータ。

#### 自由

発生集中交通量は自動車登録台数を基礎とするが、人口密度の高いゾーンでは自動車利用が抑制されると考えた。

$$Y_{it}^4 = d_{0t} + (d_{1t} + d_{2t} \cdot X_{it}^8) X_{it}^9 \dots \quad (7)$$

ここでY<sup>4</sup>：発生集中交通量、X<sup>8</sup>：人口密度、X<sup>9</sup>：自動車登録台数、d<sub>0</sub>、d<sub>1</sub>、d<sub>2</sub>はパラメータ。

これらの推定式(4)、(5)、(6)、(7)では各目的の発生集中交通量の基礎指標値X<sub>it</sub><sup>2</sup>、X<sub>it</sub><sup>5</sup>、X<sub>it</sub><sup>6</sup>、X<sub>it</sub><sup>7</sup>、X<sub>it</sub><sup>9</sup>にかかる係数を時間あるいは時間と空間によって異なる変数を用いて表わしており、それらの変数の導入によって従来推定式で生じていたパラメータ変化を表現しようとしている。

表-3に、目的別のパラメータ推定値を示す。重相関係数の値は目的の順に、0.983～0.985、0.938～0.953、0.963～0.985、0.956～0.979となっており、出勤・登校、自由では3.(1)に示した単年度推定式に比べて、重相関係数の値はかなり大きくなっている。

### (4) パラメータ値の安定性に関する検討

表-1に示したパラメータ値と表-3に示したパラメータ値について、経年的な安定性を比較する。数値の安定性をもっとも簡明に表わす統計的指標値は変動係数であろう。表-4は、単年度推定式と経年変化を考慮し

表-3 経年変化を考慮した推定式によるパラメータ推定結果

出勤・登校	$a_0$	$a_1$		重相関係数
昭和 49年	-4019 (-3.94)	1.74 (39.3)		0.984
" 52年	-6438 (-2.58)	2.26 (40.8)		0.985
" 55年	-5441 (-1.98)	2.13 (38.0)		0.983
" 60年	-3843 (-1.17)	2.02 (40.0)		0.985
業務(乗用車)	$b_0$	$b_1$	$b_2$	重相関係数
昭和 49年	8802 (1.02)	1.53 (19.0)	-0.00814 (-8.09)	0.953
" 52年	14186 (1.52)	1.59 (15.2)	-0.00808 (-5.17)	0.938
" 55年	12345 (1.42)	1.55 (17.6)	-0.00817 (-3.39)	0.952
" 60年	14729 (1.59)	1.50 (18.0)	-0.01020 (-4.50)	0.948
業務(貨物車)	$c_0$	$c_1$	$c_2$	重相関係数
昭和 49年	7891 (1.88)	0.480 (15.7)	0.0770 (6.86)	0.980
" 52年	12931 (2.27)	0.425 (10.4)	0.145 (10.3)	0.977
" 55年	14600 (1.81)	0.398 (7.96)	0.145 (7.22)	0.963
" 60年	15797 (2.63)	0.447 (11.5)	0.164 (11.4)	0.985
自由	$d_0$	$d_1$	$d_2$	重相関係数
昭和 49年	562 (0.601)	0.201 (17.6)	142.0 (7.35)	0.956
" 52年	-3325 (-1.95)	0.503 (27.3)	235.8 (7.61)	0.979
" 55年	-1361 (-0.613)	0.431 (21.1)	248.2 (7.32)	0.969
" 60年	-3716 (-1.25)	0.490 (23.3)	284.4 (7.74)	0.974

注( )内の数字はT値

表-4 推定パラメータ値の変動係数

従来推定式			経年変化を考慮した推定式		
出勤・登校	定数項	夜間人口	2・3次産業従業者数	出勤・登校	$a_0$
変動係数	0.3459	0.2448	0.4087	変動係数	0.2168
業務(乗用車)	定数項	3次産業就業者数	3次産業従業者数	業務(乗用車)	$b_0$
変動係数	0.1845	0.4578	0.0789	変動係数	0.1853
業務(貨物車)	定数項	総就業者数	総従業者数	業務(貨物車)	$c_0$
変動係数	0.2893	0.2838	0.0704	変動係数	0.2354
自由	定数項	夜間人口	総従業者数	自由	$d_0$
変動係数	0.4476	0.5489	0.6262	変動係数	0.8713
					$d_1$
					$d_2$

表-5 経年変化を考慮した推定式の共分散分析結果

	$F_1$	$F_2$	$F_3$
出勤・登校	9.35	10.61	10.75
業務(乗用車)	1.01	0.64	0.76
業務(貨物車)	13.25	6.16	9.21
自由	27.82	24.65	32.23
出勤・登校			
自由度	(3, 202)	(3, 200)	(6, 200)
$F_{0.01}$	3.9	3.9	2.9
その他の			
自由度	(3, 202)	(6, 196)	(9, 196)
$F_{0.01}$	3.9	3.9	2.5

それ以外の目的ではパラメータ値は不变という仮説は1%水準でも棄却されている。表-2の結果と比べると、出勤・登校や業務(貨物車)では、出勤・登校の  $F_2$  のケースを除いて  $F$  値が低下しているが、自由ではすべてのケースの  $F$  値が、従来推定式での値を上まわっている。

自由目的の場合、 $F$  値で見る限りでは、提案した推定式のパラメータの安定性は従来推定式に比べて劣るとも解釈できそうである。しかしながら、表-4に示したパ

た推定式の双方について、4時点にわたるパラメータ値の変動係数の値を示したものである。推定式の形が異なるため、単純に両者を比較することは出来ないが、それでも  $T$  値の大きい変数に対するパラメータ値の変動係数が、経年変化を考慮した推定値の場合には、従来の単年度推定式の場合に比べて小さくなっていることがわかる。つまり、パラメータの変動係数に着目した場合には、提案した推計式のパラメータは、従来の単年度推定式に比べてより安定的であると言える。

ところで出勤・登校の  $a_1$ 、業務(貨物車)の  $c_2$ 、自由の  $d_1$ 、 $d_2$  などでは、昭和 49 年の値が他の年度の値から大きく離れている。このことは、オイルショックの影響がなんらかの形で現れたものと思われる。

ところで、パラメータ値が経年的に同一であるか否かを判定する方法として、3.(1)では従来定式の共分散分析を行った。そこでここでも同様に式(4)から式(7)に示した推定式に関する共分散分析を行う。表-5 はその結果を示したものである。業務(乗用車)では  $F$  値はいずれも小さくパラメータ値は安定的と言えるが、

表-6 昭和49、52、55年に対するブーリング推定式のパラメータ推定結果

出勤・登校	$a_0$	$a_1$		$\bar{a}_1$		重相関係数
	-5022 (-3.83)	2.17 (68.1)		-0.410 (-8.56)		0.984
業務(乗用車)	$b_0$	$b_1$	$b_2$			重相関係数
	11942 (2.44)	1.53 (31.0)	-0.0100 (-6.73)			0.946
業務(貨物車)	$c_0$	$c_1$	$c_2$	$\bar{c}_2$		重相関係数
	12363 (3.48)	0.426 (17.7)	0.141 (15.0)	-0.0496 (-5.86)		0.972
自由	$d_0$	$d_1$	$d_2$	$\bar{d}_3$	$\bar{d}_4$	重相関係数
	-1114 (-1.09)	0.456 (38.4)	234.6 (11.6)	-0.245 (-11.0)	-77.5 (-2.02)	0.973

注( )内数字はT値

ラメータ値の変動係数の値では、提案した推定式での値は従来推定式での値に比べて小さく、変動係数の値と共に分散分析結果とは矛盾しているようである。この問題は従来推定式と提案した推定式との重相関係数の相違に起因している。すなわち、自由目的に関する従来推定式の場合、式(1)、(2)、(3)に対応する残差二乗和はそれぞれ、 $1.71 \times 10^{11}$ 、 $1.22 \times 10^{11}$ 、 $9.25 \times 10^{10}$ であったが、提案した推定式の場合の値はそれぞれ、 $4.25 \times 10^{10}$ 、 $3.10 \times 10^{10}$ 、 $1.71 \times 10^{10}$ であり、従来推定式の場合の4~5分の1程度となっている。共分散分析は、大まかに云えば、2つの状態を比較したときに、基準となる状態での残差二乗和に対する2つの状態間での残差二乗和減少量に注目しているので、従来推定式に比べてより安定的なパラメータを持つことにより、状態1あるいは状態2での残差二乗和の値は小さくなるが、提案した推定式の適合度が良いため、状態3での残差二乗和はさらに小さくなっている。このことがF値の上昇を招いている。共分散分析は同一推定式のもとで、現象がどの状態に属しているかを判定するものであり、この結果は残差二乗和が小さい状態で、いいかえれば緻密に検討すればパラメータの値は同一というよりむしろ変化していると判断すべきことを示している。しかしながら表-1と表-3に示されたパラメータ値そのものの変化を比較する場合には、変動係数が直観的に理解される性質を良く表しており、この面では提案した推定式のパラメータ値は従来推定式に比べてより安定している。

#### 4. プーリング推定と将来予測

### (1) パラメータのブーリング推定

パラメータ値の変動係数から判断すると、提案した推定式のパラメータ値は、従来の単年度推定式のものに比べて、経年的により安定的と考えられる。パラメータの値が変わらないと仮定できれば、数年間分のデータをまとめてパラメータ推定を行うと、サンプル数の増加によって、より精度の高い推定式が得られると期待される。そこで、昭和49、52、55の3年度のデータをプールしてパラメータ推定を行うこととした。

ところで、3.(3)で述べたように、昭和49年度のデータはオイルショックの影響を受けていると考えられる。このため、ペーリング推定に際して、出勤・登校、業務(貨物車)、自由について、以下のように昭和49年度に関する勾配ダミー変数を加えた。

出勤・登校

業務（貨物車）

$$Y_j^3 = c_0 + c_1 v_t \cdot X_j^6 + (c_2 + \delta_2 D_j) w_t \cdot X_j^7 \dots \dots \dots \quad (9)$$

三

$$Y_j^4 = d_0 + [(d_1 + \delta_3 D_j) + \{(d_2 + \delta_4 D_j)/X_i^8\}] X_i^9 \dots \dots \dots \quad (10)$$

ここで、 $j=1, 156$  ( $(p-1) \cdot m$ )、 $D_j : j$  が昭和 49 年度サンプルのときにも 1、それ以外は 0 となるダミー変数、 $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$  はダミー変数のパラメータ。

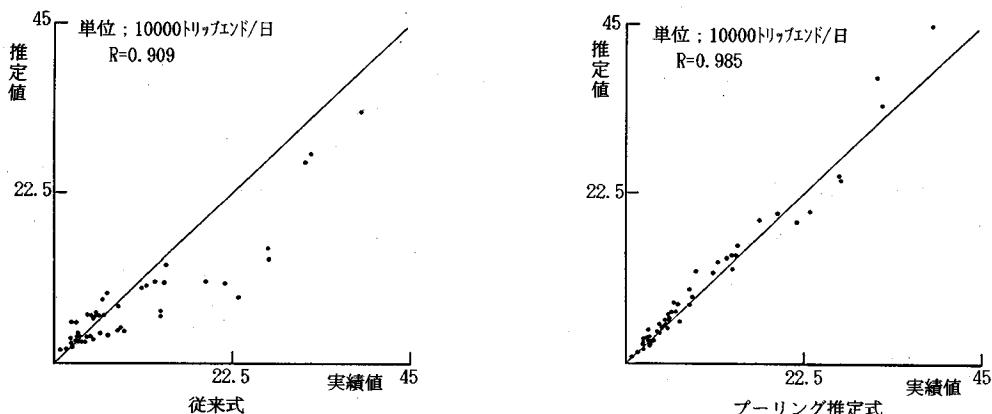
表-6は、プーリング推定式のパラメータを示したものである。ダミー変数のパラメータ  $\delta_1$ ,  $\delta_2$ ,  $\delta_3$  はいずれも 1% 水準で有意,  $\delta_4$  も 5% 水準で有意であり表-3における昭和 49 年度のパラメータが他の時点に比べて異なっていることが示されている。

## (2) 将来推定精度の比較

上に述べたブーリング推定式に昭和60年度の社会経済指標値を代入して、60年度のゾーン別発生集中交通量の将来推定を行った。一方、この結果と比較するため、従来推定式の昭和55年パラメータ値を用いて、同様に昭和60年のゾーン別発生集中交通量の将来推定を行った。従来の方法ではパラメータ値は将来推定時においても同じと考えている。その意味では過去3期の推定結果のどれを用いても良いが、ここでは常識的に見て将来推定年度にもっとも近い時点の値が用いられる判断した。表-7は、推定値と実績値の残差二乗和及び相関係数を示したものである。業務(貨物車)では、ブーリング推定結果は従来式推定結果に比べて少し悪いが、他の3目的ではブーリング推定の結果が優れている。業務(貨物車)では従来推定式での各年度のパラメータ値推定時の重相関係数の値が、提案した推定値の値を若干上ま

表一7 昭和60年実績値に対する推定値の適合度指標値

	ブーリング推定式		従来推定式	
	残差二乗和	相関係数	残差二乗和	相関係数
出勤・登校	$1.24 \times 10^{10}$	0.985	$3.74 \times 10^{10}$	0.909
業務(乗用車)	$1.01 \times 10^{11}$	0.945	$1.27 \times 10^{11}$	0.930
業務(貨物車)	$3.86 \times 10^{10}$	0.985	$2.66 \times 10^{10}$	0.987
自由	$8.89 \times 10^9$	0.934	$1.74 \times 10^{10}$	0.838



図一2 出勤・登校目的の将来推定結果

わっていたことが現われたものと思われる。なお、ブーリング推定での推定値と実績値との相関係数の値は0.985とかなり大きく、推定式として不適格とは思われない。出勤・登校、自由ではブーリング推定式を用いた場合の残差二乗和は従来推定式での値のそれぞれ3分の1、2分の1となっており、大幅な改良が見られた。

図一2は、出勤・登校についての実績値と推定値の比較を示したものである。ブーリング推定式の将来推定結果はやや過大推定気味ではあるが、ほぼ45°線のまわりに分布している。これに対して従来式での将来推定結果は明らかに過小推定である。単年度推定ではクロスセクション分析にのみ依存しているため、推定式に経年的な変化を盛り込むことが困難である。このため、全般的な過大推定もしくは過小推定を生じる危険性がある。一方、提案した推定式では3.(3)に述べたように基礎的指標値にかかる係数が経年変化に対応し得るように作られ、その結果推定式のパラメータ値の経年変化は小さくなっている。提案した式による将来推定精度の向上は主としてモデル式の構造的な相違によるものと思われるが、ブーリングデータを用いたことによるサンプル数増大効果も考えられる。

### 5. 残差の時系列相関<sup>12)</sup>

#### (1) ブーリング推定残差の時系列相関

ブーリング推定は複数時点のクロスセクションデータ

をまとめて取り扱っており、各サンプルについてのかく乱項は相互に独立でなければならない。しかしながら、時・空間データでは、あるゾーンの固有な特性が時点にかかわらず存在する、あるいはある時点の固有な特性がゾーンにかかわらず存在する場合があり、この仮定が成立しないことがある<sup>13)</sup>。このことの手がかりを得るためにには残差を分析すれば良い。なお、本研究では時点数4、ゾーン数52があるので、ゾーン特性の存在についての実証的分析は可能だが、時点特性についてはサンプル数が少なく意味のある分析はできない。

昭和44、52、55、60年の4時点、毎年次52ゾーン、計208サンプルに対して、式(4)、(5)、(6)、(7)を用いたブーリング推定を行い、残差を計算した。表一8は、この検討のために用いた4時点ブーリングパラメータ推定結果を示したものである。図一3は出勤・登校について、各ゾーンの昭和55年と昭和60年との残差の散布図を示したものである。図から、昭和55年に過大推定しておれば昭和60年にも過大推定、あるいは昭和55年に過小推定であれば、昭和60年にも過小推定している例が多いことがわかる。つまり、両残差には強い正の相関が見られる。表一9は、表一8に示したブーリング推定時の残差の時系列相関を示したものである。表からすべての目的にわたって時系列相関が存在することがわかる。なお、昭和49年度について他の年度との相関係数が小さいが、オイルショックの影響によるもの

表-8 4 時点プーリング推定に関するパラメータ推定結果

出勤・登校	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>		重相関係数
	-5506 (-3.94)	2.06 (72.0)		0.981
業務(乗用車)	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	重相関係数
	13107 (3.04)	1.53 (35.2)	-0.00846 (-8.09)	0.946
業務(貨物車)	c <sub>0</sub>	c <sub>1</sub>	c <sub>2</sub>	重相関係数
	10251 (2.88)	0.443 (18.6)	0.138 (15.4)	0.968
自由	d <sub>0</sub>	d <sub>1</sub>	d <sub>2</sub>	重相関係数
	-5608 (-3.59)	0.453 (30.7)	267.2 (10.6)	0.942

注( )内数字はT値

表-9 4時点ブーリング推定によるパラメータ推定時残差の時系列相関係数

出 勤 • 登 校				業 務 (乗 用 車)			
年 度	5 2	5 5	6 0	年 度	5 2	5 5	6 0
4 9	0.0207	0.319	0.624	4 9	0.772	0.822	0.815
5 2		0.729	0.580	5 2		0.947	0.817
5 5			0.712	5 5			0.886
業 務 (貨 物 車)				自 由			
年 度	5 2	5 5	6 0	年 度	5 2	5 5	6 0
4 9	0.175	0.227	-0.160	4 9	-0.0132	0.393	-0.119
5 2		0.677	0.670	5 2		0.549	0.628
5 5			0.613	5 5			0.326

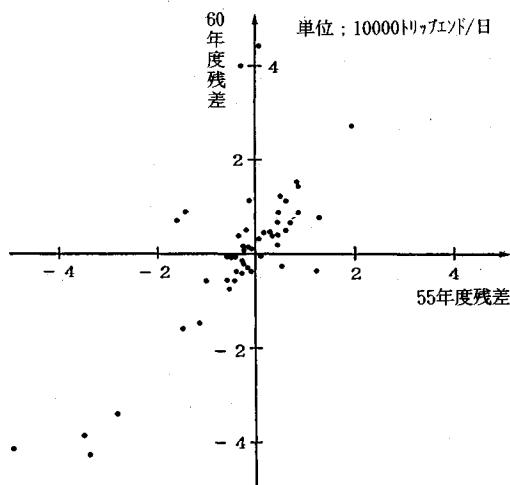


図-3 プーリング推定式における昭和 55 年、60 年の残差の散布状況

であろう。

## (2) SUR モデル

データに時系列相関がある場合には推定パラメータの有効性が損なわれる。すなわち、推定パラメータの分散が大きくなるという欠点がある<sup>6)</sup>。

そこでこの影響を取り除きうる可能性を持つパラメータ推定法の検討を行う。まず、かく乱項は時系列相関を持つがクロスセクション相関は持たないと仮定する。すなわち、時点を  $t$  または  $s$ 、ゾーンを  $i$  または  $j$  で表わ

したとき、次式が成立すると仮定しよう。

$$\left. \begin{aligned} cov(u_{ti}, u_{sj}) &= \delta_{ts} (i=j) \\ &= 0 \quad (i \neq j) \end{aligned} \right\} \dots \dots \dots \quad (11)$$

かく乱項にこのような構造を仮定した回帰モデルは、SUR (Seemingly Unrelated Regression) モデルと呼ばれる<sup>11)</sup>。かく乱項の分散共分散行列がわかれれば、一般化最小二乗法によって線形不偏有効推定量が得られる。プーリングデータに通常の最小二乗法 (Ordinary Least Square, 略称 OLS) を適用して残差を求めてかく乱項の分散共分散行列推定値を計算した後、一般化最小二乗法 (Generalized Least Square, 略称 GLS) でパラメータ値を推計する。Zellner の解法<sup>11)</sup>を用いて、GLS パラメータ推定値を求めた。

表-10は、各目的別にブーリングデータに対するGLSパラメータ推定の結果を示したものである。表-8に示したOLSパラメータ値と比較すると、GLSパラメータの値はOLSパラメータの値に比べてやや小さいが、両者は類似している。また、GLSでの重相関係数の値はOLSでの値に比べてわずかに低下している。

次に、年度ごとにパラメータ推計を行い、その場合の残差について時系列相関係数を求めたものをかく乱項の分散共分散行列と仮定したうえで GLS パラメータ推定を行ったが、結果はブーリングデータについてのものとほとんど同じ内容であった<sup>12)</sup>。三者のパラメータ値が類似していることから、パラメータ推定値の分散が有効推定量のものに比べて大きいことによる影響は特に重大な

表-10 4時点プーリング推定に関する GLS パラメータ推定結果

出勤・登校	$a_0$	$a_1$	重相関係数
	-7557 (-6.29)	2.04 (54.7)	
業務(乗用車)	$b_0$	$b_1$	重相関係数
	12891 (-1.97)	1.45 (24.4)	
業務(貨物車)	$c_0$	$c_1$	重相関係数
	7748 (2.00)	0.477 (18.0)	
自由	$d_0$	$d_1$	重相関係数
	-5431 (-3.96)	0.463 (30.0)	

表-11 残差の時系列相関を利用した将来推計の適合度指標値

	残差二乗和	相関係数
出勤・登校	$4.81 \times 10^9$	0.994
業務(乗用車)	$1.90 \times 10^{10}$	0.990
業務(貨物車)	$1.62 \times 10^{10}$	0.994
自由	$5.87 \times 10^9$	0.983

ものではないと推察される。一方、GLS 推定の結果について残差の時系列相関係数を計算したところ、OLS 適用時とあまり変わらない値が得られた。つまり依然として、残差の時系列相関は残っていた。このことは本研究が対象としているデータが SUR モデルの構造には合致していない、恐らくはより複雑な乱項特性を持つことを示唆している。

### (3) 残差の時系列相関の利用した将来予測法

(2) に示したように、2種類のかく乱項分散共分散行列仮定のもとでの GLS 推定によるパラメータ値は、OLS 推定のパラメータ値とほとんど同じであった。この結果は単なる3つの計算値の比較に過ぎないが、パラメータ値の分散の値はさほど大きくないと類推される。つまり、通常の最小二乗法を適用して得たパラメータ値が真の値から大きく離れてはいないと判断しても不都合はないと思われる。一方、残差の時系列相関が強く現れていることは、ゾーンに固有な地域特性があり、それが経年的に持続していることを示している。だとすれば、この地域特性を将来推定に取り入れることにより、より精度の高い将来推定法が開発されることが期待されよう。以下にその方法を箇条書きで述べる。

#### 推定手順

(i) 時点  $t$  ( $t=1, \dots, p$ )、ゾーン  $i$  の発生集中交通量  $Y_{ti}$ 、説明変数  $X_{ti}$  を用い、通常の最小二乗法によりプーリング推定を行う。この結果、得られた推定値を次式のように  $\hat{Y}_{ti}$  で示す。

$$\hat{Y}_{ti} = bX_{ti} \dots \quad (12)$$

ここで  $b$  は推定パラメータベクトル。

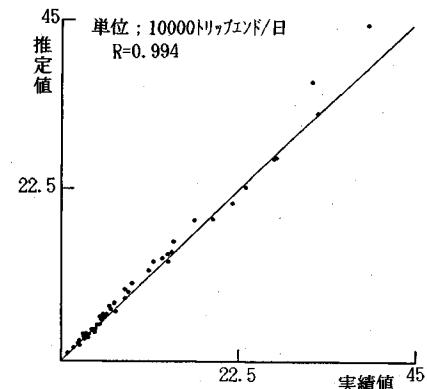


図-4 残差相関を利用した推定法による出勤・登校目的の将来推定結果

(ii) ゾーンごとに推定残差  $e_{ti}$  を計算し、プーリング推定期間における平均値  $\bar{e}_i$  を次式で計算する。

$$\bar{e}_i = \frac{1}{p} \sum_{t=1}^p e_{ti} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^p (Y_{ti} - \hat{Y}_{ti}) \dots \quad (13)$$

(iii) 将来推定時点  $T$  での説明変数値  $X_{Ti}$  と推定パラメータ  $b$ 、残差平均  $\bar{e}$  を用い、次式で将来の発生集中交通量  $Y_{Ti}$  を計算する。

$$Y_{Ti} = bX_{Ti} + \bar{e}_i \dots \quad (14)$$

昭和 49, 52, 55 年度の 3 時点プーリングデータを用いて昭和 60 年の発生集中交通量を推定した。具体的には 4.(1) に示した推定式を用いて、各ゾーン 3 時点の推定残差  $e_{ti}$  及びその平均値  $\bar{e}_i$  を求め、式 (14) により将来推定値を求めた。表-11 は推定値と実績値との残差二乗和と相関係数を、また、図-4 は出勤・登校についての推定値と実績値との比較をそれぞれ示したものである。表-11 の結果とプーリング将来推定結果を示す表-7 とを比較すると、残差の時系列相関を利用した推定法により、残差二乗和の値を、出勤・登校では約 40%、業務(乗用車)では五分の一以下、業務(貨物車)でも約 40% に低下させることができた。一方、自由では残差相関を利用した推定法での残差二乗和はプーリング将来推定での値の約 3 分の 2 にとどまっている。交通目的による残差二乗和減少量の相違は、表-9 に示す残差の

時系列相関の値により理解されよう。すなわち、残差の時系列相関係数の大きい業務（乗用車）では残差二乗和が大きく減少し、時系列相関係数の小さい自由では残差二乗和はそれ程減少していない。

## 6. おわりに

従来の交通需要予測では単年度のクロスセクション分析で将来推定を行っており、時系列情報はほとんどの用いられていなかった。このことは、主に時系列データの不足によるものであったが、近年ようやくある程度の時系列データが蓄積されることとなった。本研究は交通発生・集中に関する時系列データを活用して、より正確な将来推定式を得ることを目的として、いくつかの統計的な分析を試みたものである。

まず、従来用いられてきた人口指標を用いた重回帰推定式のパラメータ値を昭和49, 52, 55, 60年で比較すると、業務では乗用車、貨物車ともにパラメータ値は比較的安定していたが、出勤・登校、自由目的ではなかり大きく変化していることがわかった。また、共分散分析では、業務（乗用車）を除いて、パラメータ値は経年に不安定との結果を得た。

次に、経年変化特性を考慮した発生集中量推定式を提案し、出勤・登校、自由で残差二乗和を大きく減少し得た。パラメータ値の安定性については、変動係数で見れば、従来式に比べてかなり安定的であることがわかった。共分散分析では、業務（乗用車）を除いてやはり不安定との結果を得たが、重相関係数値の増大を考慮すると、従来推定式に比べてより安定的なパラメータ値が得られたと思われる。

パラメータ値が変わらないと仮定できれば、過去数時点のデータを用いたブーリング推定が可能となる。昭和49, 52, 55年3時点でのブーリング推定結果を用いた昭和60年値の将来推定値についての検討では、出勤・登校、自由については推定精度を大きく向上させることができた。この点については、1時点のデータしか用えない従来推定式と3時点のデータを用い得る提案推定式との比較はフェアでないとの指摘が寄せられるかも知れない。しかしながら、筆者等の意図は同じ条件下で個々の推定式の優劣を論じるものではなく、数時点のデータを用い得る状況になったのでそれらを積極的に活用しようと提案している点にある。

ブーリング推定におけるかく乱項の仮定を吟味したところ、残差にかなり強い時系列相関が存在することがわかった。このことはパラメータ推定値の有効性を損うものであるが、一般化最小二乗法を用いた検討により、通常の最小二乗法で得たパラメータ値は真の値から大きく離れてはいないと推察された。残差の時系列相関は、各ゾーンに固有に地域特性があり、しかも継続しているこ

とを示唆している。そこで、むしろその特性を使った将来推定法を提案することとした。この方法を用いると残差二乗和をさらに大きく減少することが出来た。表-7と表-11より、残差相関を利用した推定値の将来推定時の残差二乗和の、単年度推定式での残差二乗和に対する比の値は、出勤・登校では0.1286、業務（乗用車）では0.1496、業務（貨物車）では0.6090、自由では0.3373となり、推定精度は大きく向上した。データの時系列情報を推定式に取り入れることの意義は大きいと言えよう。

しかしながら、本研究は交通需要分析における時空間分析のほんのいとぐちをつけたのみであり、時系列相関の問題についても、理論的な分析が出来ていなく、単なる経験的検討結果から判断しているにすぎない。今後のデータ蓄積や新しい統計手法の適用等により、さらに論理的で精度の高い推定法の開発を目指したい。特に、パネルデータ分析との関係については、データの性格そのものは異なっているが、統計的分析手法としては共通点が多い。各ゾーン固有の地域特性をランダム変数と考えられるか等も含めてパネルデータ分析で開発されつつある分析手法の応用を試みたい。

最後に、本研究に関して第12回土木計画学研究発表会で有益なコメントをいただいた東京工業大学兵頭哲郎助手、残差の時系列相関についての知見をいただいた岡山大学中村良平助教授、心良くデータを提供して下さった建設省近畿地方建設局の方々に御礼申し上げたい。なお、本研究に関して文部省科学研究費（総合A03302048）の援助を受けたことに感謝したい。

## 参考文献

- 1) 土木学会編：交通需要ハンドブック、技報堂、pp.15~72, 198.
- 2) 柏谷増男：土地利用モデルと長期推定、土木計画学シンポジウム、No.18, pp.67~77, 1984.
- 3) 兵頭哲郎：モデル構造変化を前提とした交通需要推計方法、交通と統計、No.18、交通統計研究所、1987.
- 4) 近畿地方建設局道路計画第二課：近畿地方における将来交通量予測業務、将来予測に係る現況分析、本編、1987.
- 5) 斎藤清志・谷口栄一・石渡史浩：発生集中交通量の推計における地域分類と最適な指標の分析、土木学会第45回年次学術講演会概要集、pp.340~341, 1990.
- 6) Pindyck R.S. and Rubinfeld D.L. : Econometric Models and Economic Forecasts, McGraw-Hill, pp.252~261, 1981.
- 7) 兵頭哲郎・森地茂：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、pp.487~494, 1988.
- 8) Maddala, G.S. : Recent Developments in the Econometrics of Panel Data Analysis, Transportation Research A, Vol.21A, No.4/5, pp.303~326. 1987.
- 9) Duncan, G.J., Juster, F.T. and Morgan, J.N. : The Role of

- Panel Studies in Research on Economic Behavior, Transportation Research A, Vol.21A, No.4/5, pp.249~263, 1987.
- 10) 石田東生：発生・集中量推定モデルの都市圏間比較と簡略的推定法, 土木学会論文集, No. 395, pp. 57~64, 1988.
- 11) Johnston, J. : Econometrics Methods, McGraw-Hill Book Company, 1972.
- 12) 柏谷増男・朝倉康夫, 三瀬博敬：発生集中交通量データの経年変化特性, 土木計画学研究講演集, No. 12, pp. 267~273, 1989.
- 13) Maddala, G.S. : Econometrics, McGraw-Hill Book Company, 1977.

(1991.10.21 受付)

## A POOLING DATA ANALYSIS OF CAR TRIP GENERATION AND ATTRACTION

Masuo KASHIWADANI, Michio SAITO, Yasuo ASAOKA and Hiroyuki MISE

Recently car trip generation and attraction data have been accumulated for some periods and we have more chance to develop new trip estimating methods using time series data. This paper examines the temporal stability of parameters estimated in regression equations of trip generation and attraction with use of 4 time periods and 52 zone data in Kinki region.

New forecasting equations which introduce temporal variables and have parameters estimated by pooling data analysis are proposed. It is shown that the volume of error between forecasted and actual car trips in the case of the new equations is much less than that in the case of the former equations where parameters are estimated using only one time data.