

IV-156 残差の時系列相関を利用した自動車発生集中交通量の将来推定法

日本道路公団 正会員 三瀬博敬
 愛媛大学工学部 正会員 柏谷増男
 中央復建ソカルタツ 正会員 斎藤道雄

1.はじめに

筆者らはこれまで、パラメータ値が経年に安定している将来発生集中交通量推定式の開発を試みており、ブーリングデータを用いた推定式の精度が従来の推定式を大きく上まわることを示している¹⁾。その後、ブーリングデータ推定式を用いると残差の時系列相関が大きいことがわかり、一般化最小二乗法を適用した。その結果、パラメータ推定値は変わらず、時系列相関は依然として残っていた²⁾。残差の時系列相関はパラメータ推定値の不偏性には影響しなく、かつ時系列相関が根強いため、本研究では逆に、残差の時系列相関を利用した推定法を得ようとしている。

2. 経年に安定した推定式と残差の時系列相関

分析の対象年度を昭和49,52,55,60年とし、近畿地方を、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ゾーンの計52ゾーンに分割する。式(1)、(2)、(3)、(4)はそれぞれ出勤・登校、業務(乗用車)、業務(貨物車)、および自由目的の発生集中交通量について経的な傾向を考慮して作成した推定式である。

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

$$\begin{aligned} Y_{2ti} = b_{0t} + & (b_{1t} \cdot X_{3ti} \\ & + b_{2t} \cdot X_{4ti}) X_{5ti} \end{aligned} \quad (2)$$

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

$$\begin{aligned} Y_{4ti} = d_{0t} + & (d_{1t} \\ & + d_{2t} \cdot 1/X_{8ti}) X_{9ti} \end{aligned} \quad (4)$$

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)および自由目的の発生集中交通量、 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 は貨物量指數、 β は賃金指數である。添字 t は年度、 i はゾーンを示している。全

年度データをプールした場合について、パラメータ推定を行った結果を表1に示す。

表-1 OLSを用いたパラメータ推定結果

出勤・登校	a_0	a_1	R
業務(乗用車)	-5506	2.06	0.981
業務(貨物車)	b_0	b_1	R
自由	13107	1.53	-0.00846 0.946
	c_0	c_1	R
	10251	0.443	0.138 0.968
	d_0	d_1	R
	-5608	0.453	267.2 0.942

従来推定式とブーリングデータを用いた推定式との昭和60年度の将来推定結果を実績値と推定値の相關係数を用いて比較すると、出勤・登校、業務(乗用車)、業務(貨物車)、自由の各目的に対して従来推定式での結果は0.909、0.930、0.987、0.838、提案した推定式での結果は0.985、0.945、0.985、0.974であり、提案した方法は全般的に見て優れていた。図1に業務(乗用車)目的の昭和60年度の将来推計結果を示す。

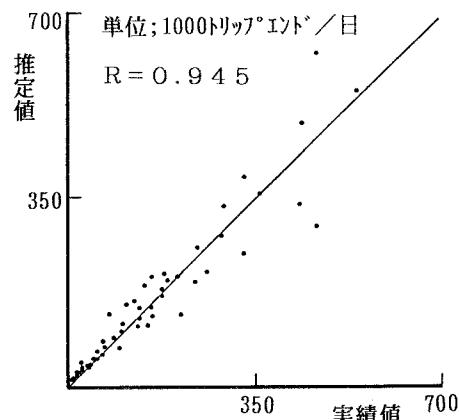


図-1 ブーリング推定法による業務(乗用車)目的の将来推定結果

残差には時系列相関が存在し、OLSの仮定を満たしていないため、一般化最小自乗法(GLS)の手法であるSeemingly Unrelated Regression Modelを用いてパラメータ推定を行った。その結果を表2に示す。

表-2 GLSを用いたパラメータ推定結果

	a ₀	a ₁	R
出勤・登校	-7557	2.04	0.981
業務(乗用車)	b ₀	b ₁	b ₂
	12891	1.45	-0.00594
業務(貨物車)	c ₀	c ₁	c ₂
	7748	0.477	0.126
自由	d ₀	d ₁	d ₂
	-5431	0.463	253.7
			0.942

この結果にも強い残差相関は見られたが、推定パラメータ値はOLSを用いた場合よりも若干小さいものの大きな違いはなかった。その後、(イ)ゾーンレベルを細かくする、(ロ)説明変数を新たに加える、(ハ)地域を分割する、といった分析を試みたが、残差の時系列相関、パラメータ値ともにほとんど変化することはなかった。このことより、残差に時系列相関が存在することは推定パラメータ値に悪影響を及ぼしてはいないと考えられる。

3. 残差の時系列相関を利用した将来推定

残差相関が根強く残っていることは、ゾーン固有の未知なる特性が残差に表れ、しかもその値は経年的にさほど変わらないことを示唆している。そこでこの性質を利用した将来推定法を提案する。以下に、推定手順を説明する。

(1) プーリングデータ Y_{ti} 、 X_{ti} を用いてパラメータ値を推定。

$$Y_{ti} = \beta X_{ti} + u_{ti} \quad (5)$$

ここで、 Y は発生集中交通量、 X は説明変数、 u は攪乱項である。

(2) 推定パラメータの値 b を用いて残差 e_{ti} を算出。

$$e_{ti} = Y_{ti} - b X_{ti} \quad (6)$$

(3) 推定残差のゾーン別平均値 \bar{e}_i を算出。

$$\bar{e}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{ti} \quad (7)$$

(4) 説明変数の将来値 X^{*i} と b の値を用いて、発生集中交通量の将来値 Y^{*i} を次式で推定。

$$Y^{*i} = b X^{*i} + \bar{e}_i \quad (8)$$

各目的について、昭和49、52、55年度の3時点プーリングデータを用いて b 、 \bar{e}_i を算出し、昭和60年度の発生集中交通量を推定した。推定時の相関係数の値は、出勤・登校、業務(乗用車)、業務(貨物車)、自由それぞれについて 0.994、0.990、0.994、0.983 であり、

2で示した推定式に比べてもさらに良い結果が得られた。図2は業務(乗用車)目的の結果を示したものである。

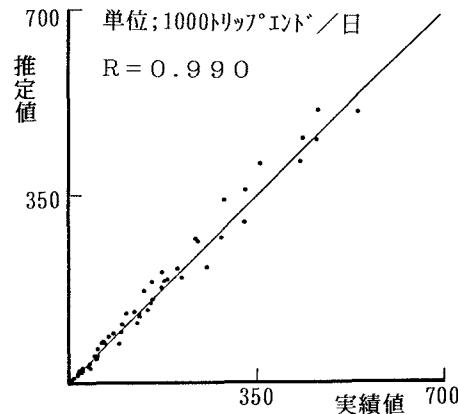


図-2 残差相関を利用した方法による業務(乗用車)目的の将来推定結果

プーリング推定法の場合では、発生集中交通量の大きいゾーンでは残差も大きい値を示していたが、ここではそのような現象は見られない。プーリング推定法を用いた場合、残差二乗和は 1.01×10^{11} であったが、ここでその値は 1.90×10^{10} となっており、5分の1以下に減少している。全体的に見て、プーリング推定法を用いた場合に過大(過小)推定していたゾーンはここでも過大(過小)推定しているものの、それでも各ゾーンの残差はかなり減少している。また、平均誤差率は 25.3% から 12.1% へと減少しており、推定精度は大きく向上したといえる。

4. おわりに

残差の時系列相関を用いて推定式に欠けていたゾーン固有の特性を導入することにより、将来推定精度は大きく向上することがわかった。ただし、このゾーン固有の特性は未知であるので、その値が長期的に保持されるとはいえない、本推定法は比較的短期の予測に有効と思われる。

参考文献

- 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 JSCE講演概要IV, pp.54~55, 1989
- 柏谷・朝倉・三瀬: 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