

交通需要モデルの時間的移転可能性

広島大学 杉 恵 頼 寧

1 はじめに

昭和42年に広島都市圏で初めて本格的なパーソントリップ調査が実施されて以来10年以上経過した。この間多くの地域で同様な調査が行われ、総合的交通体系策定の基本データとして広く使われている。このパーソントリップ調査に基づく交通体系の策定は、10~20年先の長期の交通施設計画を目ざしており、将来の交通需要が施設計画を定める上で最も重要な要素になっている。将来の交通需要の予測手法はこの10年余りで急速に発展してきたが、将来予測へのモデルの時間的移転可能性 (transferability in time)、すなわち基準年次で開発したモデルが将来予測にどの程度適用できるかについてはあまり明確な解答は得られていない¹⁾。それは将来予測が10年以上の長期にわたるため、2時点の調査データがなかなか入手できないためである。そこで従来モデルの将来予測への適合度については、現況のデータで開発したモデルで現況の交通量を推計し、調査値とこの推計値を比較することによって検討していた。しかし、これだけでは将来の交通量を正確に予測できるかどうかについては、十分な解答にはなり得ない。

幸い、昭和53年には広島都市圏、東京都市圏において再度パーソントリップ調査が実施され、10年先とそれほど長期の将来ではないが、モデルの時間的移転可能性について検討できるようになっている。

本研究は、このような背景のもとに広島都市圏を対象に、昭和42年の調査データを用いて開発した交通需要モデルが11年先、すなわち昭和53年にどの程度適用可能か検討するものである。そのために、昭和42年のデータを用いてモデルを再度構築し、それを用いて昭和42年の交通量を推計し、基準年次でのモデルの固有誤差をまず明らかにする。そのモデルを用いて昭和53年の交通量を予測し、昭和53年の調査値と比較することによって、11年先の予測誤差を計算する。この誤差と基準年次での誤差の差が時間的経過によるモデルの誤差の増加を表している。さらに、昭和53年の調査データを用いて昭和42年と同様のモデルを作成し、昭和53年モデルの固有誤差を計算する。この誤差と昭和42年のモデルを用いて昭和53年の交通量を予測した時の予測誤差を比較し、両者の差が小さければ、昭和42年のモデルが昭和53年に十分適用できることを表しており、当モデルの時間的移転可能性は大きいといえる。

モデルは将来交通量の予測モデルとして一般に用いられている4段階推定法のうち最初の3段階、すなわち発生、分布、交通機関別分担モデルについて検討する。ここで、配分交通の段階を含めなかったのは、モデルの精度を検討するのに必要な交通施設の各リンク別の実測交通量があり多く存在しなかったためである。

これら各段階のモデルについてはこれまで多く提案され、実際の交通計画でもいろいろなものが使われているが、本研究では各段階で比較的良好に用いられているモデルを取り上げてトリップの目的ごとに検討することにする。ただし、本文では紙面の都合上全目的と通勤目的のみ考察を加える。

2 昭和42年調査と53年調査の比較

パーソントリップ調査の中核となる家庭訪問調査の概略を両年で比較すると表1のようになる²⁾。調査区域は昭和53年の方が2倍以上に拡大している。これは市街化の発展が昭和42年予測された以上に著しく、都市圏が大幅に拡大したためである。これに対して、昭和53年のサンプル率は調査費用の関係から13%に縮小し、それに伴ってゾーンの数を大幅に削減した。その結果、昭和42年と53年のモデルの精度比較において、両年のゾーン区分は一致させることはできず、昭和42年は昭和53年のゾーン区分とバランスの都合上、110の調査ゾーンを54ゾーン

に統合したものをを用いた。

1人当りのトリップは272から252に減少しているが、これは図-1の交通目的の割合の比較からわかるように、昭和53年の調査では買物、私用、業務目的のトリップが十分捕えられなかったためであり、実際には両年の1人当りのトリップはあまり大きな差はないものと考えられる。³⁾

つぎに、全目的と通勤目的に分けて利用交通手段の割合の変化を示すと図-2のようになる。これをみると、乗用車の利用割合が全目的では19.7%から30.9%に増えている。通勤目的では、この増加率はさらに大きくなり、19.2%から38.2%へと2倍近くに増えている。これに対して、大量輸送機関は全目的で24.3%から19.4%に減少し、通勤目的で49.4%から29.8%へと大幅に減少している。このうち、特に鉄道の利用率の減少が著しい。

このように、交通機関の選好は10年余りで大幅に変化しており、昭和42年開発したモデルが将来どの程度移転可能なのか改めて研究の必要が生じる。

3 発生モデル

発生モデルは(1)式のように夜間人口と従業員人口を説明変数とした線型重回帰式を用いた。

$$\left. \begin{aligned} G_i &= a_0 + a_1 P_i + a_2 E_i \\ A_j &= b_0 + b_1 P_i + b_2 E_j \end{aligned} \right\} \quad (1)$$

ただし、 G_i :ゾーンiでの発生量、 P_i :ゾーンiの夜間人口、 E_i :ゾーンiの従業員人口、 A_j :ゾーンjの集中量、 $a_0 \sim a_2$ 、 $b_0 \sim b_2$:パラメータ

モデルの予測精度を示す指標としては、次のようなパーセントRMS誤差を用いた。

$$\text{パーセントRMS誤差} = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \hat{y}_i)^2}{n}} / \bar{y} \times 100\% \quad (2)$$

ただし、 y_i :調査値、 $\hat{y}_i$:推計値、 n :データ数、 $\bar{y}$:調査値の平均値

昭和42年および53年のパーソントリップ調査のデータを用いて、(1)式のパラメータをトリップ目的別に求め、紙面の都合上全目的および通勤目的のみを示すと表-2のようになる。これから昭和42年と53年のモデルのパラメータを比較すると、かなり異なっていることがわかる。同年次の全目的の発生と集中でパラメータが類似しているのは、目的変数となるゾーン別の発生および集中量がほとんど等しいためである。

表-2の昭和42年のモデル式を用いて、昭和42年の発生、集中量を予測し、同年の調査値に対する誤差を計算すると、表-3の第1列目の数字のようになる。これがいわゆる昭和42年の発生集中モデルのもつ固有誤差である。昭和53年モデルの固有誤差も計算すると表-3の第2列目の数字のようになる。両者の全目的の誤差を比較すると、発生集中別には差はないが、両年度の比較では昭和53年の方が6%ほど誤差が小さくなっている。

つぎに、昭和42年のモデルを用いて昭和53年の発生集中量を予測し、昭和53年の調査値と比較することによ

表-1 家庭訪問調査の比較

比較対象	1967	1978
1) 人口(万人)	75	107
2) 世帯数(万世帯)	23	38
3) 調査区域(km ²)	413	849
4) 抽出率(%)	5	1.32
5) 調査ゾーン数	110	39
6) 被調査世帯数	11,380	5,003
7) 被調査人口(人)	36,544	12,793
8) 調査トリップ数	99,289	32,210
9) 1人当りの平均トリップ数	2.72	2.52

図-1 トリップ目的の割合の比較

1967	(11.8)	(7.3)	(38.5)	(12.3)	(15.5)	(14.6)
	出勤	登校	帰宅	買物	私用	業務
1978	(15.0)	(9.6)	(40.7)	(8.0)	(12.9)	(13.9)

図-2 利用交通手段の割合の比較

全目的						
1967	(43.3)	(6.5)	(3.6)	(8.2)	(16.1)	(19.7)
	徒歩	自転車	鉄道	バスと路面電車	乗用車	
1978	(32.1)	(13.0)	(4.3)	(4.8)	(14.6)	(30.9)
通勤目的						
1967	(14.7)	(9.6)	(6.2)	(19.8)	(29.6)	(19.2)
	徒歩	自転車	鉄道	バスと路面電車	乗用車	
1978	(13.0)	(11.2)	(7.7)	(8.4)	(21.4)	(38.2)

(注) 鉄道には国鉄と宮島電鉄が含まれる。

て、将来の予測誤差を計算すると表-3の第3列目のようになる。これをみると、全目的、通勤目的ともモデルの固有誤差よりもはるかに誤差が大きくなっている。これは、昭和53年の都市圏全域の総発生、集中量に対して、昭和42年のモデルを用いて昭和53年のゾーン別の発生、集中量を予測した時の都市圏全域の合計値は全目的でそれぞれ1.46、1.47倍、通勤目的で1.19、1.32倍となり、全般に昭和53年の予測値が高めに出ているためである。

一般の交通需要推計では、まず都市圏全域の総発生、集中量を予測し、発生交通の段階で予測されたゾーン別の発生、集中量をこの総発生、集中量で修正する方式が取られる。そこで、昭和53年の総発生、集中量が与えられたとし、各ゾーン別の予測値を次式で修正した時の誤差を計算してみる。

$$G_i = \hat{G}_i \cdot \frac{G}{\sum \hat{G}_i}, \quad A_j = \hat{A}_j \cdot \frac{A}{\sum \hat{A}_j} \quad (3)$$

ただし、 G_i 、 A_j ：発生、集中量の修正値、 $\hat{G}_i$ 、 $\hat{A}_j$ ：昭和42年モデルによる昭和53年の予測値、 G 、 A ：昭和53年の都市圏全域の総発生量と集中量

この修正値の誤差を求めると表-3の第4列目の数字のようになる。この修正によって大幅に予測誤差は減少し、昭和53年の固有誤差よりも数%大きくなっているだけである。

都市圏全域の総発生、集中量が正しく予測できれば、各ゾーン別の発生、集中量の予測誤差は昭和42年および53年の固有誤差に比べてあまり大差はないので、発生集中モデルの時間的弾性可能性は大きいものと思われる。

4 分布モデル

分布モデルは次式のような重力モデルを用いた。

$$V_{ij} = a G_i^b A_j^c T_{ij}^d \quad (4)$$

ただし、 V_{ij} ：ゾーンi-j間の分布交通量、 G_i ：ゾーンiの発生量、 A_j ：ゾーンjの集中量、 T_{ij} ：ゾーンi-j間の所要時間、 a, b, c, d ：パラメータ

ゾーンi-j間の所要時間 T_{ij} は交通機関別によって異なるので、乗用車および大量輸送機関でのトリップ数の重みづけ平均値を用いた。

(4)式のパラメータ決定は、両辺の対数を取り、線型とし、重回帰分析を行った。

その時の V_{ij} 、 G_i 、 A_j は乗用車および大量輸送機関利用のパーソントリップである。また V_{ij} は昭和42年と53年ではサンプル率が異なるので、前者は全目的で200トリップ以上、トリップ目的ごとの分析では100トリップ以上、後者ではそれぞれ600、300トリップとした(いずれも拡大後の値)。

(4)式の回帰分析の結果を示すと表4のようになる。パラメータの比較では、説明変数のパラメータはかなり類似しているが、定数項に大きな差がみられる。むしろ昭和53年の方がいずれの変数も低くなっている

表-2 発生モデルの重回帰分析

目的	モデル	年度	定数	夜間人口 (P_i, P_j)	従業人口 (E_i, E_j)	重相関係数	データ数
全 目 的	発生 (G_i)	1967	10	1.773 (13.7)	3.328 (15.0)	0.954	54
		1978	-4170	1.518 (18.0)	1.956 (24.4)	0.982	38
	集中 (A_j)	1967	132	1.752 (13.6)	3.397 (15.4)	0.955	54
		1978	-4129	1.513 (17.8)	1.963 (24.4)	0.982	38
通 勤	発生 (G_i)	1967	-402	0.432 (31.4)		0.975	54
		1978	413	0.336 (23.4)		0.969	38
	集中 (A_j)	1967	-898		1.022 (21.2)	0.947	54
		1978	696		0.674 (39.1)	0.988	38

(注) ()内はt値

表-3 発生モデルの推計誤差 (%)

目的	モデル	固有誤差		予測誤差 (C)	予測誤差 修正 (D)	(D-B)
		1967(A)	1978(B)			
全 目 的	発生	17	11	57	15	4
	集中	17	11	59	16	5
通 勤	発生	16	13	27	13	0
	集中	29	16	65	22	6

が、重相関係数は両年度の間であまり大きな差は見られない。

発生交通の誤差分析と同様に、(4)式による昭和42年と昭和53年のモデルの固有誤差、昭和42年のモデルを昭和53年に適用した場合の予測誤差を計算すると表5のようになる。

昭和42年、53年のモデルの固有誤差は発生モデルに比べて非常に大きくなっている。

しかし、昭和42年モデルで昭和53年を予測した時の予測誤差は昭和53年の固有誤差に比べて20%程度多くなっているだけであり、モデルの固有誤差の大きさに比べてその誤差は相対的に小さくなっている。

このことから重力モデルの時間的移転可能性はあるものと考えられる。

表-4 分布モデルの重回帰分析

目的	年度	定数	発生量 (G_i)	集中量 (A_j)	所要時間 (T_{ij})	重相関係数	デー々数
全目的	1967	0.021	0.613 (23.1)	0.604 (22.7)	-0.656 (-21.6)	0.671	1481
	1978	0.934	0.498 (12.1)	0.478 (12.0)	-0.841 (-15.0)	0.663	516
通勤	1967	0.201	0.579 (15.4)	0.414 (15.2)	-0.479 (-8.9)	0.628	573
	1978	1.590	0.439 (6.9)	0.381 (10.6)	-0.436 (-6.3)	0.623	222

表-5 分布モデルの推計誤差 (%)

目的	固有誤差		予測誤差(C) (C-B)	
	1967(A)	1978(B)		
全目的	107	94	113	19
通勤	79	68	90	22

5 交通機関別分担モデル

4段階推定法における各段階のモデルはこれまでほとんどその評価が定まっているが、交通機関別分担を予測するモデルについてはまだいくつか問題が残されており、現在も研究が進められている。そこで本研究では、発生、分布モデルと同様重回帰モデルを基本としたものと、各都市圏の交通計画で広く用いられている分担率曲線による推計法を検討してみる。重回帰モデルとしては次式のような積のタイプを採用した。交通機関は大量輸送機関(バス、路面電車、鉄道)と乗用車(自動車、タクシー)の2種とした。

$$\left. \begin{aligned} V_{ijm} &= a_0 \cdot V_{ij}^{a_1} \cdot Q_i^{a_2} \cdot T_{ijm}^{a_3} \cdot (T_{ijm}/T_{ijc})^{a_4} \\ V_{ijc} &= b_0 \cdot V_{ij}^{b_1} \cdot Q_i^{b_2} \cdot T_{ijm}^{b_3} \cdot (T_{ijm}/T_{ijc})^{b_4} \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

ただし、 V_{ijm} 、 V_{ijc} ：大量輸送機関および乗用車を利用するi-j間のトリップ数、 V_{ij} ：ゾーンi-j間のパーソントリップ数、 Q_i ：ゾーンiの乗用車の保有率、 T_{ijm} 、 T_{ijc} ：大量輸送機関および乗用車を用いた時のゾーンi-j間の所要時間

(5)式のパラメータ決定には、(4)式と同様、両辺の対数変換により線型とし、重回帰分析の方法を採用した。この時インプットされるトリップ数については、分布モデルの場合と同様の制限を設けた。

この重回帰分析の結果を示すと表6のようになる。各変数の値をみると、いずれもゾーン間パーソントリップ数の値が最も大きく、各交通機関の分担量を定める上で重要な要因となっている。昭和42年と53年の各変数の値を比較すると、昭和53年の方が一般に低くなっているが、重相関係数は両年で大差ない。昭和42年と昭和53年の各変数のパラメータを比較すると、全目的では比較的似た値を示しているが、通勤目的では定数項と大量輸送機関の所要時間のパラメータがかなり異なっていることがわかる。

つづいて、昭和42年と53年のモデルの固有誤差および昭和42年モデルで昭和53年を予測した場合の予測誤差を示すと表7のようになる。

ただし、(5)式で推定された大量輸送機関の分担量と乗用車の分担量の合計は実測値と必ずしも一致しないので両者が一致するよう次式で修正した。

$$V_{ijm} = \hat{V}_{ijm} \cdot \frac{V_{ij}}{\hat{V}_{ijm} + \hat{V}_{ijc}}, \quad V_{ijc} = \hat{V}_{ijc} \cdot \frac{V_{ij}}{\hat{V}_{ijm} + \hat{V}_{ijc}} \quad (6)$$

ただし、 V_{ijm} 、 V_{ije} ：大量輸
送機関および乗用車の分担量の
修正値、 $\hat{V}_{ijm}$ 、 $\hat{V}_{ije}$ ：大量輸
送機関および乗用車の分担量の推
計値、 V_{ij} ：ゾーン間パーソン
トリップ数

表7で昭和42年と昭和53年の
固有誤差をみると、交通機関別
に誤差は必ずしも一致しないこ
とがわかる。昭和53年の固有誤
差と予測誤差を比較すると、全
目的ではほとんど差はないが、

通勤目的では予測誤差の方が20%余り大きくなっている。
これは表7のパラメータの比較でも予測できたことであり、
通勤目的ではこのモデルの時間的移動可能性は必ずしも大
きくはないようである。

つぎに、乗用車と大量輸送機関の所要時間の比を変数と
した分担率曲線を作成すると図-3のようになる。これは乗
用車の所要時間が大量輸送機関の所要時間に比べて相対的
に短くなれば、乗用車の分担率が高くなることを示した
曲線であり、乗用車の保有世帯と非保有世帯別に作成した。
この時、各交通機関の所要時間は調査値の平均値を用いた。
したがって、一方の交通機関の分担率が零であるゾーンペ
アは分担率曲線の作成から除いた。

これをみると、全目的、通勤目的とも保有世帯では昭和
42年、非保有世帯では昭和53年の方が乗用車の分担率が一
般に高くなっている。保有世帯については乗用車の保有世
帯が増加し、乗用車1台当りの利用率が低下したものと考えられる。非保有世帯については、通勤先の車を利用
したり、相乗りの数が増えたためと考えられる。

この分担率曲線をモデルと考えて、表7と同様なモデルの誤差を計算すると表8のようになる。(5)式のモデル
と比較すると昭和42年の固有誤差は分担率曲線による推計の方がかなり小さくなっているが、昭和53年の固有
誤差は両者の間でほとんど一致している。また、昭和42年と53年を比較すると、昭和42年の方が一般に固有誤差
が小さい。

昭和42年の分担率曲線を用いて昭和53年の分担量を予測した時の予測誤差は、昭和42年の固有誤差に比べてか
なり大きくなっているが、昭和53年の固有誤差とはほとんど一致している。両年の分担率曲線の比較において、
特に非保有世帯でかなりの違いがあったにもかかわらずこのような結果になったのは、昭和42年の分担率曲線は
乗用車の保有世帯では昭和53年の実測値よりも乗用車の分担率が高く、非保有世帯ではその逆になっているので、
昭和42年の分担率曲線を用いて昭和53年の分担量を保有、非保有別に予測し、両者を合計すると両者の誤差が結
果的にうまく差し引きされたためと考えられる。

これによって、予測精度からみれば分担率曲線の時間的移動可能性は大きいものと考えられる。

表-6 交通機関別分担モデルの重回帰分析

目的	交通機関	年度	定数	ゾーン間PT (V_{ij})	車の保有率 (Q_i)	大量の所要時 間(T_{ijm})	時間比 (T_{ijm}/T_{ije})	重相関	データ数
全 目 的	大量輸 送機関	1967	0.030	1.066 (51.6)	-0.982 (-10.1)	0.552 (15.1)	-0.419 (-10.8)	0.823	1481
		1978	0.027	1.139 (29.6)	-1.153 (-3.9)	0.357 (5.1)	-0.322 (-4.2)	0.812	516
	乗用車	1967	4.321	0.941 (50.2)	0.926 (10.5)	-0.445 (-3.5)	0.370 (10.5)	0.850	1481
		1978	3.744	0.892 (34.7)	0.704 (3.5)	-0.269 (5.8)	0.242 (4.8)	0.879	516
通 勤	大量輸 送機関	1967	0.161	1.147 (36.3)	-0.402 (-2.7)	0.087 (1.8)	-0.147 (-3.1)	0.859	573
		1978	0.049	1.169 (17.9)	-1.277 (-2.6)	0.187 (2.1)	-0.269 (-3.0)	0.782	222
	乗用車	1967	1.477	0.797 (19.5)	0.532 (2.7)	-0.042 (-0.7)	0.166 (2.7)	0.660	573
		1978	5.993	0.771 (12.9)	1.072 (2.4)	-0.202 (-2.5)	0.186 (2.3)	0.683	222

表-7 交通機関別分担モデルの推計誤差 (%)

目的	モード	固有誤差		予測誤差(C)	
		1967(A)	1978(B)	(C-B)	(C-B)
全 目 的	大量輸送	45	61	59	-2
	乗用車	47	47	45	-2
通 勤	大量輸送	37	46	68	22
	乗用車	67	47	69	22

表-8 分担率曲線による交通機関別分担の推計誤差(%)

目的	モード	固有誤差		予測誤差(C)	
		1967(A)	1978(B)	(C-B)	(C-B)
全 目 的	大量輸送	35	60	59	-1
	乗用車	37	47	46	-1
通 勤	大量輸送	25	46	44	-2
	乗用車	44	45	43	-2

6 む す び

本研究は広島都市圏を対象に昭和42年と53年のパーソントリップ調査からモデルの時間的移転可能性について検討したものである。

まず、昭和42年と53年の調査データをもとに発生、分布、交通機関別分担モデルを作成し、両年のパラメータを比較すると、ほとんどのモデルでかなりの差が見られた。しかし、これらのモデルを昭和42年と53年それぞれ適用した場合の固有誤差と昭和42年のモデルを用いて昭和53年の交通量を予測した場合の予測誤差は(5)式のモデルの通勤目的を除いていずれのモデルもあまり大差なく、モデルの時間的移転可能性は大きいことがわかった。

これによって、これまで問題とされてきたモデルの時間的移転可能性をある程度明らかにすることができ、今後の研究課題としていくつかの問題も残されている。すなわち、本研究では昭和42年と53年では調査ゾーンの大きさとサンプル率が異なり、これが予測誤差にどの程度影響しているか明確でない。

また、4段階推定法の各段階で用いたモデルは発生、分布の段階で1つ、交通機関別分担の段階で2つだけであり、今後その他のモデルについても同様の研究が必要である。

この予測誤差については、理論的にはどうしても扱いにくい問題であり、多くの都市圏の実際のデータで研究を積み上げていかざるを得ない。その一つとして広島都市圏を対象にこの問題を検討したわけであるが、各都市圏で10年間隔の2度目のパーソントリップ調査が行われるようになっており、この問題の研究がさらに進歩することが望まれる。

参 考 文 献 お よ び 注 釈

- 1) 杉恵頼亨：交通機関別分担モデルの移転可能性、土木計画学研究発表会講演集N02、PP81~86、昭和55年。
- 2) 杉恵頼亨：パーソントリップを基本とした交通調査研究の簡略化、都市計画学会学術研究発表会論文集第14号、昭和54年、PP157~162。
- 3) 昭和53年広島都市圏総合交通本系調査報告書、広島県・広島市、昭和54年。
- 4) 昭和42年の夜間人口は昭和40年と45年の国勢調査、従業人口は昭和41年、44年の事業所統計調査より内挿法で求めた。昭和53年の夜間人口は同年の住民基本台帳、従業人口は同年の事業所統計調査より求めた。

図-3 分担率曲線の比較

