

広島大学 正員 杉恵 順寧

1.はじめに

従来、経済学者を中心に「人が1日24時間のうち、交通（移動）に費やす時間は一定である」という仮説が妥当であるかどうかについて議論がなされてきた。もしこの仮説が支持されれば、交通需要予測において非常に有効であり、少なくともある一定の巾に入っていることがわかれれば、例えば将来の交通量配分の結果をチェックする上で有効な指標になりうる¹⁾。本研究は昨年の広島都市圏（以下、広島と呼ぶ）での実証的な研究²⁾に続いて、岡山県南地域（以下、岡山と呼ぶ）を加えた2地域の過去10年間隔のパーソントリップ調査のデータを用いて日交通時間の時間的安定性について統計学的な分析を試みたものである。

2. 日交通時間の経年変化の地域間比較

手元にある報告書をもとに3大都市圏と本研究の対象とした広島と岡山における11年間における日交通時間変化を示したのが表-1である。ここで、日交通時間とは業務目的を除いたトリップで、かつ調査日に外出した人の1日平均の移動時間のことである。阪神、中京都市圏のようにわずかながら減少した所もあれば、広島のように大きく増加した所もあり、これだけのデータではある一定の結論は出しにくい。

3. 分散分析

広島、岡山のパーソントリップ調査のデータファイルから各調査時点ごとに約1,500人分の有効なデータをランダムに抽出し、日交通時間に調査年度差があるかどうか分散分析の手法を用いて検討した。この時用いた要因は表-2に示すように個人属性を中心とした6要因である。住所は現在の市街化から判断して都心部、周辺部、郊外部の3地域に分けた。ただし、対象地域は第1回目の調査区域にあわせ、広島の1回目の調査は調査区域が2回目に比べて1/2程度と非常に狭くなっているので、都心部、周辺部の2地域に分けた。年齢、職業の分類については、最初細かい分類から出発し、後に述べる重回帰分析で係数が類似したカテゴリーをできるだけ統合し、表-2は最終的に得られたカテゴリー分類である。車保有は世帯に車があれば保有、なければ非保有とした。分散分析は電子計算機の統計パッケージの都合上3元配置とし、そのうち2つは住所と年度を固定し、その他の1つを性別、年齢、職業として3ケースの計算を行った。データ数は各年次のサンプルをプールしたので約3,000となる。その結果は表-3に示す通りであり、いずれのケースも1%以下の危険率で交互作用の効果が有意となっていない。主効果の方は、いずれの要因も1%以下の危険率で有意であり、カテゴリー間で差のあることがわかる。これによって、広島、岡山の両地域とも日交通時間は年度差があり、日交通時間の時間的安定性の仮説は棄却されることになる。

4. ダミー変数による回帰分析

分散分析では3要因しか同時に考慮できなかったので、表-2の要因を全て導入した回帰分析によって、上記の仮説をさらに検討してみる。すなわち、各カテゴリーを0, 1のダミー変数で表し、そのカテゴリーに属するならば1、属さない場合は0とした。

表-1 第1回調査区域での日交通時間の比較

都市圏	調査年	日交通時間	差
東京	1回	1968	67.5(分)
	2回	1978	+4.4 71.9
阪神	1回	1970	68.1
	2回	1980	-1.6 66.5
中京	1回	1971	57.0
	2回	1981	-1.0 56.0
広島	1回	1967	51.3
	2回	1978	+8.1 59.4
岡山	1回	1971	49.4
	2回	1982	+4.9 54.3

表-2 説明要因

カテゴリー	
住 所	都心部 (*) 周辺部 郊外
性 別	男性 (*) 女性
年 齢	5—12歳 (*) 13—22歳 23—59歳 60歳以上
職 業	有職者 主婦 高校生・大学生 小・中学生 無職 (*)
車	非保有 (*) 保有
年 度	1回目調査 (*) 2回目調査

表-3 分散分析結果

ケイ ス	要因	広島		岡山	
		DF	F 値	DF	F 値
I	住所	1	39.7(0.0)	2	5.5(0.4)
	年度	1	20.6(0.0)	1	6.9(0.9)
	性別	1	11.1(0.1)	1	34.3(0.0)
	住所×年度	1	0.9(33.8)	2	1.6(20.7)
	住所×性別	1	6.7(1.0)	2	0.1(94.1)
	年度×性別	1	0.2(62.9)	1	0.1(77.5)
	住所×年度×性別	1	4.6(3.1)	2	1.4(24.4)
	住所	1	45.5(0.0)	2	5.2(0.6)
	年度	1	26.9(0.0)	1	8.4(0.4)
II	年齢	3	23.3(0.0)	3	12.9(0.0)
	住所×年度	1	0.8(38.2)	2	1.6(19.9)
	住所×年齢	3	0.2(87.6)	6	2.0(6.4)
	年度×年齢	3	0.8(47.0)	3	3.1(2.7)
	住所×年度×年齢	3	0.5(69.4)	6	1.1(34.6)
	住所	1	42.3(0.0)	2	6.2(0.2)
	年度	1	23.6(0.0)	1	6.1(1.4)
	職業	4	38.5(0.0)	4	30.3(0.0)
	住所×年度	1	0.7(39.0)	2	1.3(26.1)
III	住所×職業	4	3.0(1.8)	8	3.7(0.0)
	年度×職業	4	1.5(20.6)	4	2.1(7.8)
	住所×年度×職業	4	0.3(86.1)	8	0.9(51.2)

()内は危険率 (%)

ただし、各要因とも1つのカテゴリーは独立した変数とはならないので0に固定した(表-2の*印)。さらに2元の交互作用も考慮し、理論的に組み合わせが可能な24要因を全て変数として組み入れた。回帰分析は変数増加型のステップワイズ方式で行ったが、表-2の要因は全て組み込み、2元の交互作用を示す要因についてはt値の有意水準が5%以下になるとその計算を打ち切った。その結果は表-4で示す通りである。係数は各要因の日交通時間に対する寄与率を示しており、例えば広島の周辺部に住み、女性で、年齢が23~59才、車を保有しない人の1978年における日交通時間は次のように計算される。

$$19.29 + 12.52 + 8.15 + 12.02 + 7.52 + 10.76 = 48.74 \text{ (分)}$$

重相関係数は両地域ともかなり低かったが、F値は1%の危険率で有意である。定数項は両地域で大きく異なっており、交互作用を示す要因も全て異なっている。一方、ほとんどのカテゴリーで有意となっており、特に年度は1%の危険率で両地域とも有意となっている。表-1の日交通時間の2時点の差は表-4の年度の係数でほとんど説明されており、日交通時間の時間的安定性の仮説は本分析によっても棄却されることになる。

5. まとめ

広島、岡山も表-2からわかるように2時点での日交通時間が大きく変化しており、上記のような結論が得られたが、阪神、中京のようにこの変化が小さい所では異なった結論になるかも知れない。一方、広島、岡山の2回目の調査はいわゆるミニパーソントリップ調査であり、調査方法がかなり簡略化されているので、移動時間の短いトリップが十分とらえられていない可能性がある。したがって、上記の結論を一般的なものとするためには、もっと多くのケーススタディが必要である。

参考文献 1) Chumak 他(1981), TRR 794, p19~27 2) 杉恵 (1984), 土木学会講演概要集, p265~266

表-4 重回帰分析の結果

	広島		岡山	
重相関係数	0.29		0.25	
F 値	19.45		12.14	
	係数	t 値	係数	t 値
定数	19.29		60.35	
周辺部 郊外	12.52	6.69 **	4.44 8.25	2.00 3.32 *
女性	8.15	3.19 **	- 7.60	4.12 **
13~22歳	11.86	3.59 **	- 8.75	2.06 *
23~59歳	12.02	2.59 **	1.30	0.22
60歳以上	35.66	4.37 **	- 1.26	0.20
有職者	16.38	3.17 **	- 15.14	2.80 **
主婦	0.49	0.09	- 1.83	0.24
高校・大学生	23.82	4.03 **	17.85	2.30 *
小・中学生	6.36	1.08	- 17.93	2.38 *
車保有	- 0.91	0.60	0.45	0.27
年度	7.52	4.98 **	3.99	2.63 **
交互作用 1	女性 × -10.76	3.08 **	女性 × 無職 -16.75	2.64 **
交互作用 2	女性 × -26.68	3.86 **	23~59歳 × 主婦 -20.00	3.12 **
交互作用 3	60歳以上 × 有職者 -21.14	2.78 **	女性 × 13~22歳 10.19	2.41 *
交互作用 4			13~22歳 × 有職者 15.56	2.29 *

** : 有意水準1%, * : 有意水準5%