

ガソリン消費量モデルによる乗用車利用の地域・時系列特性の把握*

Regional and temporal analysis of car usage by car gasoline consumption modeling*

伊藤 雅**・石田東生***

By Tadashi ITOH, Haruo ISHIDA

1. はじめに

モータリゼーションの進展は、人々の行動範囲を広げ、通勤圏の拡大、商圏の拡大、一戸建住宅の取得といった豊かな生活の実現をもたらしてきた。その一方で、自動車交通の増大に伴う、道路混雑、大気汚染等の問題が発生している。また、都市・地域の構造が自動車利用に便利な形に変容しており、それが公共交通機関の不足を招き、自動車交通がさらに増加するような状況を形成しつつある¹⁾。

このような背景のもとで道路交通政策を考える場合、渋滞の解消や走行環境の向上のために、需要に見合った道路を整備するという従来の考え方²⁾はもはや限界に近づいており、今後は逆に需要量を管理・抑制することにより、道路混雑の改善や大気汚染の抑制を図る必要がある³⁾。

そのためには、今までの自動車保有と利用の増加はどのような要因により影響されてきたかを捉え、その知見をもとに利用抑制のための政策を立案する必要がある。筆者らのこれまでの研究においては、乗用車の保有レベルに関して都道府県時系列データを用いて分析した結果、保有水準は大きな地域差を伴って推移していること、そして所得などの地域属性の影響の度合いが地域、時点により異なっていることを明らかにしている⁴⁾。

本研究においては、生活環境が自動車利用に便利な方向へと変容していることを念頭において、乗用車の利用レベル（乗用車1台の年間の利用程度）が地域や時点によってどの程度異なり、それがどのよ

うな生活環境や地域属性の違いに起因しているかを明らかにする。その際に、地域性の違いの考慮が可能であり、政策立案の際の基礎単位となりうる都道府県を地域単位とし、1965年から90年までの毎年のデータを用いて分析を行う。また、データの利用可能性と環境負荷の算出が容易である点を考慮して、乗用車の主たる燃料であるガソリンの消費量を用いて分析を行うことを提案する。そして、利用レベルの指標として「台当り年間ガソリン消費量」（以後、単に「台当り消費量」と呼ぶ）を取り上げ、その地域差、時系列推移の考察、影響要因の抽出及びモデル構築による要因の影響力の違いについて考察する。

2. 保有と利用の関係の推移

(1) 保有と利用の時系列推移

自家用乗用車の保有台数と走行台キロの推移を見ると保有台数の増加とともに走行台キロも増えている（図1）。そのため、従来は保有台数さえ予測できればそれに一定の走行距離をかけることにより走行台キロが予測できると考えられてきた。しかし、台当りの年間走行距離の推移を見ると（図2）、保有水準が概ね0.2台/世帯までは増加しているがそれ以降は減少している。これは、モータリゼーションの初期においては、保有とともに利用の意欲（あこがれのマイカーを購入できて使いたい）も上昇していたものと想像される。また近年では、世帯における乗用車の複数所有により、1台当りの利用距離が少なくなっていることが考えられる。

つまり、今後の乗用車利用の動向を検討するためには、保有台数の動向を把握するとともに、1台当りの走行距離がどのように変化するかを把握することが重要になると考えられる。

(2) 保有と利用の地域的傾向

保有と利用の関係の地域的傾向を捉えるために、

* キーワーズ：乗用車保有、乗用車利用、エネルギー消費、パネル分析

** 正員、修士（都市・地域計画）、京都大学大学院工学研究科土木システム工学専攻
（京都市左京区吉田本町、TEL 075-753-5138）

***正員、工博、筑波大学社会工学系
（茨城県つくば市天王台1-1-1、TEL 0298-53-5073）

まず全国を9地域に分割した運輸局別により、年間走行距離と世帯保有率の関係を見ると（図3）、明確な関係ではないが、保有率が高いほど走行距離が長い正の相関が現れてしまい、地域ブロック単位では地域差を十分捉えることができない。

次に、都道府県単位で集計している道路交通センサスのデータを用いて、1日の利用状況ではあるが、保有と利用の関係を見る。その日に運行された車両の日当り走行距離と世帯保有率との関係を見ると（図4）、保有率が高いほど走行距離が短くなる負の相関の関係が見られ、より小さな地域区分でかつ実質的な運行状況を見ると、保有と利用の関係の地域差が明らかになってくる。

このように、ある程度の地域単位で見なければ、利用レベルの違いや影響要因を把握することができなくなる可能性がある。

(3) 自動車利用の把握調査の問題点

上述の分析において用いた自動車利用を表すデータは、建設省による「道路交通センサス・自動車OD調査」と運輸省による「自動車輸送統計」である。

（表1）。前者の調査は、使用者にある1日のトリップを記録してもらうものである。後者の調査は、使用者にある1カ月間の走行距離を記録してもらうものである。これらは、集計している時間単位、集計している最小地域単位、調査間隔、サンプル数がいずれも異なっている。このため、自動車輸送統計では時系列の傾向はある程度読み取れるものの、全国を9ブロックに分けた運輸局単位でしか集計されていないために地域変動をみるには不十分であった。一方の道路交通センサスでは、一日単位の詳細な運行状況が都道府県別に集計されており、地域変動のより細かな分析が可能である。しかしその反面、

表1 自動車利用調査の概略

	道路交通センサス 自動車OD調査	自動車輸送統計
調査主体	建設省	運輸省
集計期間	1日	1年
最小集計地域単位	都道府県別	運輸局別
調査時点	3～5年毎	毎月
調査対象台数(H2) (抽出率)	約100万台 (1.67%)	年間約20万台 (0.33%)

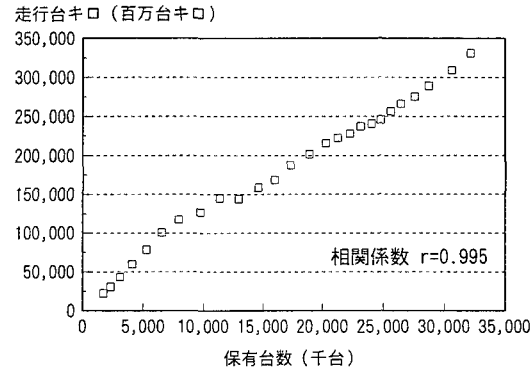


図1 走行台キロと保有台数の関係（自家用乗用車；全国値）

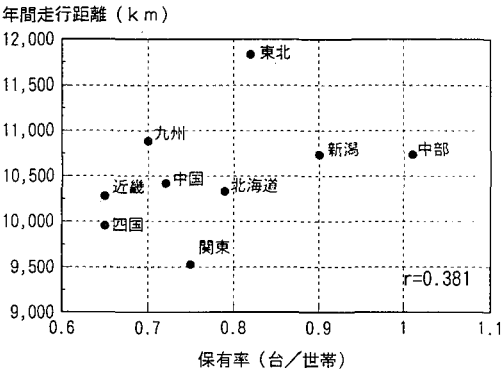


図3 年間走行距離と世帯保有率の関係（自家用乗用車；運輸局別；1990年）

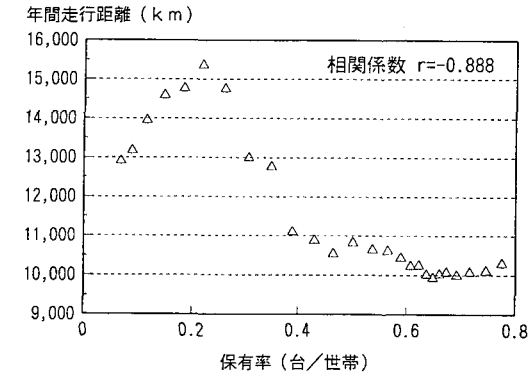


図2 年間走行距離と世帯保有率の関係（自家用乗用車；全国平均）

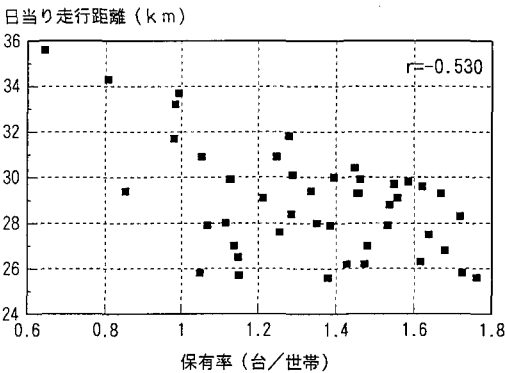


図4 日当り走行距離（ネット）と世帯保有率の関係（自家用乗用車＋軽自動車；都道府県別；1990年）

年間の利用状況が把握できず、また調査間隔が3～5年毎であり時系列変動が十分把握できないといった欠点がある。このように、既存調査データには一長一短があり、地域・時系列的な変動が起きている保有に対応した利用状況の把握ができない。そこで、利用量の代理指標として、乗用車の主な燃料源であり、環境負荷指標の算出が容易であり、また、統計データとしても都道府県別に毎年集計されているガソリンの消費量に着目することにした。

3. 都道府県別乗用車ガソリン消費量の推定⁶⁾

(1) 乗用車利用とガソリン消費量の関係

乗用車の燃料別構成の推移を見ると(図5)、ほぼガソリン車で占められてきたが、近年ディーゼル車の割合が増加してきている。これは、近年のRV車の増加によるものとみられるが、本研究は過去約30年間に渡る長期的な乗用車利用特性の変化に着目することから、ガソリン車に限定して分析を行う。

ガソリン消費量は乗用車利用と燃費の関係により決まるが、自家用乗用車のガソリン消費量と走行台キロの関係の推移を見ると相関はほぼ1になっている(図6)。ただし、最近4時点では傾向が異なり、ディーゼル車の増加に伴う影響が表れているものと見られる。

一方、地域単位でガソリン消費量と走行台キロの関係をみると、相関は1に近い状況になっており

(図7)、地域による燃費の差はそれほど大きくないと見ることができる。つまり、ガソリン消費量がわかれば走行台キロの推定がある程度可能となる。

また、ガソリン消費量を求めることにより、地球温暖化に影響を与えられている二酸化炭素

の排出量の推定も可能となり、乗用車利用の度合を表す代理指標であると同時に環境負荷の算出のための指標としても有用である。

(2) 乗用車分のガソリン消費量の推定

乗用車のガソリン消費量は、自動車輸送統計において調査されているものの、運輸局単位でしか集計されていない。一方、通産省の「エネルギー需給・統計調査」においては、石油元売り各社が一年間に小売店に卸したガソリンの量を都道府県別に毎年集計しているため、地域別時系列分析を行うことが可能となる。しかし、ガソリンの用途は自動車だけではなく、また貨物車にもガソリン車があるため、本研究で対象とする乗用車が消費する分のガソリン量を何らかの方法で推定する必要がある。

そこで、ガソリンの用途割合の全国平均値をもとに自動車分のガソリン消費量の都道府県別時系列データを算出し、その値から保有台数等の既知データを用いて、乗用車分のガソリン消費量を推定する方法をいくつか検討した。1975年と1989年において自動車輸送統計の運輸局別ガソリン消費量を真値とみなし推定値との比較を行った結果、最もあてはまり

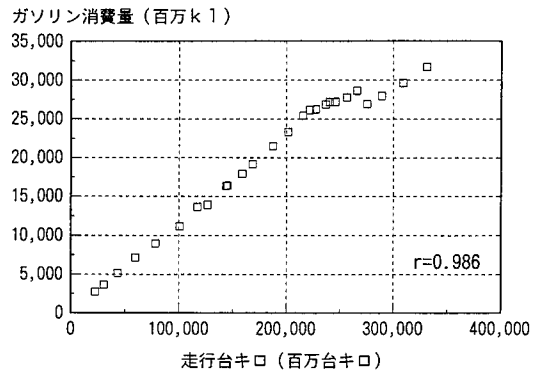


図6 ガソリン消費量と走行台キロの関係
(自家用乗用車; 全国; 1965～90年)

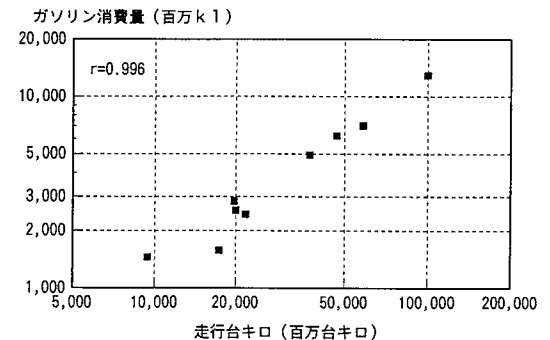


図7 ガソリン消費量と走行台キロの関係
(自家用乗用車; 運輸局別; 1990年)

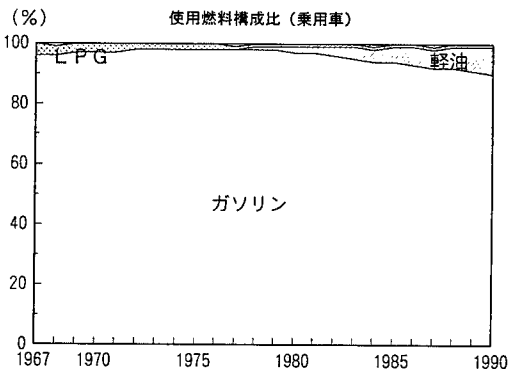


図5 乗用車の燃料構成の推移
(全国; 1965～90年)

のよい、ガソリン車に占める乗用車の台数比率を自動車分ガソリン消費量を乗じる方法により分析対象とする乗用車のガソリン消費量を推定した。

4. 都道府県別台当り乗用車ガソリン消費量の動向

台当り消費量の全国平均の時系列推移をみると（図8）、オイルショックまでは増加傾向が続いていたが、オイルショック時にかかなりの落ち込みが見られる。この時期は、ガソリン価格の高騰により相当程度の乗用車利用が結果的に削減されている。その後再び、71年の水準に戻り、それ以後は減少傾向が続いている。これは、保有率の上昇に伴って1台当りの走行距離が短くなっていることを反映しているとみられる。近年では、微増傾向がみられ、道路混雑による燃費ロスや燃費の低い普通乗用車の割合が増加している影響が表れているものとみられる。

以上の傾向に基づき、1966-70年の上昇期、1971-78年のオイルショックの影響・回復期、1979-86年の下降期、そして1987-90年の停滞期に時点を分類した。

一方、都道府県別に台当り消費量の推移を1965年

と1990年との消費量の比較でみると（図9）、消費量が増加しているところと減少しているところがあり、大都市圏を含む都府県などでは大きく増加している。また、減少している県でも、東北地方のように大幅に減少している地域もみられる。

このような消費量の増減の傾向をもとに5つの地域に分類した。この分類は、単に消費量の増減をもとに分けたものであるが、人口集積の程度や保有水準といった地域性のある程度反映しているものと考えられる。

各県の違いを、1965年と1990年のそれぞれで見ると、1965年においては、東北地方や九州南部で比較的消费量が多い傾向となっており、全国的に見て消費量の差が大きくなっている（図10）。一方、1990年においては、1965年当時において消費量が多かった地域で消費量が大幅に減少したために、地域差が縮小してきている（図11）。しかし、最小値の山形県（0.75kl）と最大値の千葉県（1.21kl）では約1.5倍の格差があり、地域差が縮小しているとはいえ、依然として無視できない差が存在するといえる。

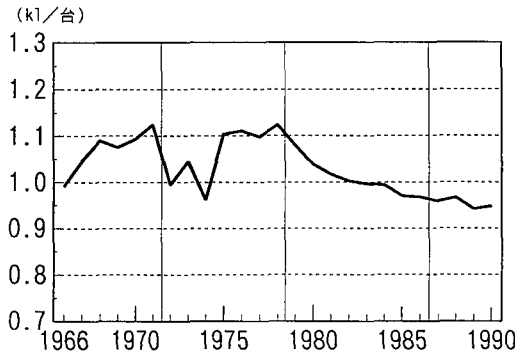


図8 台当りガソリン消費量の推移（全国平均）

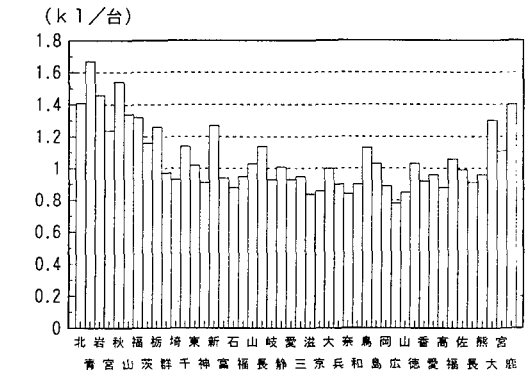


図10 都道府県別台当りガソリン消費量（1965年）

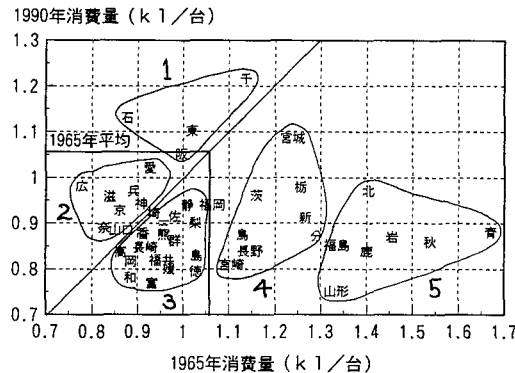


図9 都道府県別台当りガソリン消費量の推移（1965年と1990年の比較）

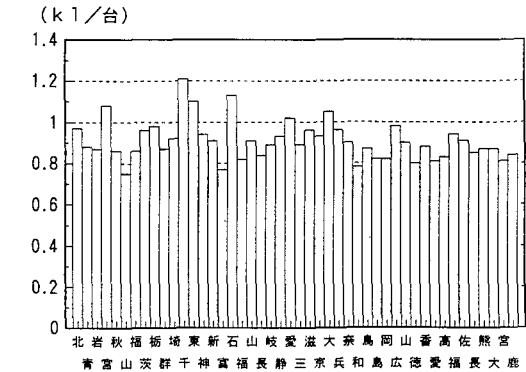


図11 都道府県別台当りガソリン消費量（1990年）

5. 台当りガソリン消費量の影響要因

(1) 影響要因の抽出と影響度合の検討方法

台当り消費量、すなわち乗用車利用水準は地域により異なっていることを示したが、これは乗用車利用に影響を及ぼす要因の中でも地域構造などのマクロな要因が影響していることを示唆している。また、地域レベルの要因の影響の時系列的変化や地域による差異がわかれば、将来動向の予測や今後の需要管理方策のための知見を得ることができる。

従って、本研究で検討する影響要因としては、自動車利用を促進／抑制するようなマクロ要因を取りあげる。具体的には、人口分布の違いが利用水準を変えるという視点から、都市・地域構造として、人口の集中度合を表す人口集中地区（D I D）の人口比率を、世帯の経済状況が利用水準を左右するという視点から、世帯当りの所得と世帯におけるガソリン支出割合を、そして、地域の交通サービスにより利用水準が変化するという視点から道路整備水準に着目し、一般道路に関する指標として乗用車1台当り改良済道路延長を、高速道路に関する指標としてインターチェンジまで30分以内で到達できる人口の比率⁶⁾を取りあげた（表2）。

分析の手順としては、図8の時点区分と図9の地域区分に基づいてそれぞれの区分毎に回帰分析を適用し、時期による違いと地域による違いを考察する。なお、ガソリン支出統計データの制約から1969年以降を分析対象としている。

(2) 時期による影響度合の違い

各時点区分毎にデータをプールしモデルの推定を行う。まず、通常重回帰モデルを適用したところ（表3上）、1972-78年モデルのガソリン支出比のパラメータにおいて符号が逆転している。これは時点

間の差を考慮しなかったために誤推定された可能性があり、プーリング推定の際の問題点の一つである。

そこで、時点間の差異を考慮した形で比較できるようにするために、各時点のダミー変数を取り入れる「時点ダミー変数モデル」を構築した。その推定結果が表3の下である。その結果、符号の逆転の問題は解消され、各変数の影響の推移の傾向が浮き彫りにされている。

地域構造については、D I D地区の人口比率が高いほど、すなわち都市的地域ほど乗用車利用層に限られるために1台当りの消費量が多い傾向にある。各時点において有意な影響を示す要因となっている。

経済要因については、所得が多く、ガソリンの支出割合が小さいほど消費量が多いという常識的な傾向が示されている。所得は各期間とも有意な値を示しているが、ガソリン支出比に関しては87-90年の影響力が低く、ガソリンの価格が相対的に低くなっていることから支出の負担にならなくなっているものと考えられる。

交通サービス要因については、初期において一般道路の整備水準の影響が圧倒的に大きく、高速道路の整備水準はほとんどなかった。しかし、最近では、

表3 期間別回帰分析の結果

<重回帰モデル>

		1969-71	1972-78	1979-86	1987-90
	定数項	0.361 (3.029)	0.315 (4.227)	0.640 (12.570)	0.585 (8.584)
都市・ 地域構造	D I D人口比	0.339 (4.195)	0.463 (9.582)	0.299 (9.000)	0.272 (6.222)
	所得／世帯	0.055 (3.177)	0.030 (3.321)	0.024 (3.968)	0.018 (3.056)
社会経済 要因	ガソリン 支出比	-24.984 (-2.147)	16.168 (3.998)	-9.398 (-4.649)	-2.909 (-0.756)
	一般道路延長 ／台	15.307 (11.185)	13.630 (11.871)	6.306 (7.017)	2.829 (2.263)
交通サービス 要因	高速I C 30分圏人口比	0.038 (0.846)	0.069 (2.986)	0.006 (0.325)	0.054 (1.809)
	決定係数	0.526	0.417	0.448	0.425
	サンプル数	138	322	368	184

注：（）内の数字はt値

<時点ダミーモデル>

		1969-71 (省略)	1972-78 (省略)	1979-86 (省略)	1987-90 (省略)
	定数項 (時点ダミー)				
都市・ 地域構造	D I D人口比	0.376 (4.843)	0.369 (8.806)	0.326 (10.794)	0.270 (6.263)
	所得／世帯	0.046 (2.731)	0.037 (4.503)	0.030 (5.446)	0.023 (3.821)
社会経済 要因	ガソリン 支出比	-36.866 (-3.222)	-6.518 (-1.549)	-4.729 (-2.368)	-3.262 (-0.856)
	一般道路延長 ／台	15.780 (12.089)	14.071 (14.563)	6.436 (8.007)	2.914 (2.368)
交通サービス 要因	高速I C 30分圏人口比	-0.011 (-0.253)	0.033 (1.668)	0.017 (1.086)	0.046 (1.545)
	決定係数	0.572	0.589	0.558	0.443
	サンプル数	138	322	368	184

注：（）内の数字はt値

表2 検討した変数一覧

影響要因	変数	内容
都市・地域構造	・D I D人口比	・人口集中地区（D I D）の人口を総人口で除したものと
社会経済要因	・所得／世帯	・世帯当りの県民所得
	・ガソリン支出比	・世帯当り県民所得に占める年間ガソリン支出の比率
交通サービス要因	・道路延長／台	・一般道路の改良済道路延長をガソリン乗用車台数で除したものと
	・IC30分圏人口比	・高速道路ICまで30分で到達できる人口の比率 ⁶⁾

一般道路の影響が小さくなり、高速道路の影響はある程度持続している傾向にある。

このように、各要因の影響度合が年を追うごとに変化してきており、特に87-90年においては異なる傾向が見られ、ガソリン消費構造の変化を示唆している。しかし、ここで構築したモデルは、各時期においてのみ最も当てはまりがよくなるように推定されているモデルであり、時期間のパラメータの大小についての議論はできない。また、時期を経るにつれモデルの決定係数が低くなってきていることから、87-90年モデルの値が小さくなり、構造が異なるように見える可能性も考えられる。

(3) 地域による影響度合の違い

地域による変数の影響の違いを概観するために、図9の台当り消費量の増減の傾向をもとにした地域グループごとにデータをプールした回帰分析を試みた(表4)。影響要因の傾向を見ると所得以外の変数で地域によりパラメータの符号が異なっているが、規則性のある傾向になっていない。また、十分な考察をするには、モデルの決定係数が低い。

これは、先の分析と同様にプーリング推定に伴う誤推定の可能性がある。しかし、県相互間の関係を考えると、時系列データを扱っているために非常に相関が高く、ダミー変数等で県の特性を考慮したとしても、相関の影響をなくすることが難しい。

このように、期間別あるいは地域別に回帰分析を行うだけでは、変数の影響の時期による違い、地域による違いに対して十分な考察を行うことができない。従って、次章では、パネル分析を適用することにより、変数の影響の違いを比較できるようにする。

表4 地域別回帰分析の結果

<重回帰モデル>					
	地域1	地域2	地域3	地域4	地域5
台当り	低水準→	増加	減少	中水準→	高水準→
ガソリン	低水準	低水準	低水準	低水準	低水準
消費動向	4都府県	8府県	19県	8県	7道県
定数項	0.796 (4.070)	0.961 (9.300)	0.835 (18.374)	1.270 (12.971)	1.340 (15.169)
都市・	D I D	0.587 (3.419)	0.121 (-0.260)	0.301 (-2.693)	-0.040 (-1.629)
地域構造	人口比	(4.320)	(3.030)	(5.821)	(-0.372)
所得	-0.042 (-3.419)	-0.002 (-0.260)	-0.013 (-2.693)	-0.013 (-1.629)	-0.044 (-4.801)
社会経済	／世帯	15.073	-4.882	-8.181	-26.914
要因	ガソリン	(2.222)	(-2.179)	(-4.427)	(-8.446)
支出比	14.213	-3.172	5.095	-1.210	3.623
一般道路	(3.375)	(-0.811)	(4.429)	(-0.510)	(2.583)
交通手段	延長／台	0.045	0.023	0.061	0.061
要因	高速IC30	(0.744)	(1.046)	(3.494)	(1.730)
分人口比	0.280	0.167	0.293	0.355	0.604
決定係数	0.280	0.167	0.293	0.355	0.604
サンプル数	88	176	418	176	154

注：() 内の数字はt値

6. パネル分析手法を用いた台当り消費量モデル

5. の分析は、時点グループ、地域グループ毎に回帰分析を行なったが、それぞれ独立にモデル推定を行なっているために、各モデルの中での変数の影響の違いは議論できるがモデル間の比較を行うことはできなかった。また、複数の時点や県をプールして単に重回帰モデルを適用するだけでは、時点相互間、県相互間の相関の影響でパラメータの誤推定が生じた。

そこで、期間や地域による違いを1つのモデル式により表現することのできるパネル分析手法を用いたモデルを構築し⁷⁾、その推定結果に基づいて台当り消費量に影響する要因の時系列推移、地域差の考察を行う。

(1) 時系列変化に着目した分析

1969～90年を4つの期間に分類し、各期間でパラメータが異なるモデルを構築する。1つのモデル式の中でパラメータの変化を考慮することにより、期間によって変数の影響度合が異なることを説明することができ、その影響度合の比較をすることができるようになる。この期間別の可変パラメータモデルは次のように定式化することができる。

モデル式は、時点と期間の対応行列P (T時点×G期間の行列で0/1でその対応を示す)を用いて次のように表す。

$$\mathbf{y}_t = \left(\begin{bmatrix} X_t | \mathbf{e}_N \end{bmatrix} \otimes \mathbf{p}_t \right) \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_t$$

$N \times 1$ $N \times (K+1)G$ $(K+1)G \times 1$ $N \times 1$

ただし、

$$\mathbf{P}_{T \times G} = \begin{bmatrix} \mathbf{p}_1 \\ \mathbf{p}_2 \\ \mathbf{p}_3 \\ \vdots \\ \mathbf{p}_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} x_{11t} & \cdots & x_{K1t} \\ \vdots & & \vdots \\ x_{1Nt} & \cdots & x_{KNt} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{e}_N = \begin{bmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}$$

$N \times K$ $N \times 1$

これを1つの式で表すと、

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 | \mathbf{e}_N \\ \vdots \\ X_T | \mathbf{e}_N \end{bmatrix} \otimes \mathbf{p} + \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_T \end{bmatrix} = [XP] \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$$

ここで、 y : 被説明変数、 X : 説明変数、 u : 誤差項、 K : 変数の数、 G : グループ数、 T : 時点数、 N : 都道府県数、である。

モデルの推定の際には、期間グループ毎に時点数が異なるために分散が一様でなくなるほか、グループ内においては時点間の相関が生じるため、誤差項の相関を考慮する一般化最小二乗法を用いる。すると、上記モデル式の変数パラメータの推定量は次のように表される。

$$\hat{\beta} = ([XP]' \Omega^{-1} [XP])^{-1} [XP]' \Omega^{-1} y$$

ただし、 Ω は誤差項の分散共分散行列 Σ を用いて、

$$\Omega = \Sigma \otimes I_N = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \cdots & \sigma_{1T} \\ \vdots & & \vdots \\ \sigma_{1T} & \cdots & \sigma_{TT} \end{bmatrix} \otimes I_N$$

と表されるもので、ゆえに、

$$\Omega^{-1} = \Sigma^{-1} \otimes I_N.$$

となる。分散共分散行列 Σ の要素 σ_{ts} の推定量は、

$$\hat{\sigma}_{ts} = \frac{1}{N} \left(y_t - ([X_t | e_N] \otimes p_t) \hat{\beta}_{OLS} \right) \left(y_s - ([X_s | e_N] \otimes p_s) \hat{\beta}_{OLS} \right)$$

ただし、

$$\hat{\beta}_{OLS} = ([XP]' [XP])^{-1} [XP]' y.$$

以上が、期間別可変パラメータモデルの考え方であり、表3の期間別の重回帰分析を1つのモデルで表す形に相当するものである(モデル2-1)。

また、上記のモデルは時点間の違いを誤差項の相関のみで考慮しているものであるが、上記のモデルに時点ダミーを加えることにより時点間の違いを考慮するモデルの推定も行う(モデル2-2)。これは、表3の期間別のダミー変数モデルを1つのモデル式で表すものに対応する。

さらに、これら2つの可変パラメータモデルの比較対照として、期間による違いを全く考慮しない通常の回帰モデル(モデル0)、4期間のダミーのみを用いたモデル(モデル1-1)、22時点のダミーのみを用いたモデルの推定も行った(モデル1-2)。

各モデルを比較すると(表5)、通常の重回帰モデル(モデル0)においては、所得パラメータがマイナスとなっているほか、決定係数も低く、台当たり消費量を十分説明できているとはいえない。ダミー変数を導入したモデル1においては、決定係数の上昇が見られ、所得パラメータが改善されたものの、ガソリン支出比と高速ICのパラメータが逆転してしまっている。

表5 期間別パネルモデルの推定結果

			モデル0		モデル1-1		モデル1-2		モデル2-1		モデル2-2	
			重回帰モデル		ダミー変数モデル		ダミー変数モデル		可変パラメータモデル		可変パラメータモデル	
			係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項			0.746	23.582	(4期間ダミー)		(22時点ダミー)		(4期間ダミー)		(22時点ダミー)	
都市・ 地域構造	人口比	1969-71	0.338	13.262	0.290	11.573	0.354	15.924				
		72-78							0.278	4.091	0.315	4.198
		79-86							0.340	7.560	0.303	5.415
		87-90							0.256	6.320	0.292	6.377
									0.239	4.279	0.265	5.268
社会経済 要因	所得／ 世帯	1969-71	-0.004	-1.030	0.023	5.419	0.032	8.290				
		72-78							0.033	2.250	0.018	1.472
		79-86							0.022	2.610	0.017	2.606
		87-90							0.024	3.221	0.013	2.954
									0.020	2.773	0.012	2.322
	ガソリン 支出比	1969-71	-11.970	-8.677	0.013	0.973	0.025	2.091				
		72-78							-12.173	-1.243	-18.902	-3.802
		79-86							6.701	1.780	-2.360	-1.722
		87-90							-5.113	-2.079	-1.680	-2.670
									-1.174	-0.240	-1.187	-1.126
交通サ ービス要因	一般道路 ／台	1969-71	9.693	15.793	7.410	12.508	10.892	20.872				
		72-78							10.504	9.121	10.323	8.607
		79-86							9.598	8.982	9.049	9.121
		87-90							4.914	4.494	4.286	4.636
									2.231	1.402	1.950	1.592
	高速IC 30分圏 人口比	1969-71	0.042	3.015	-1.750	-0.093	-6.761	-3.714				
		72-78							0.006	0.155	-0.010	-0.572
		79-86							0.027	1.255	0.015	1.347
		87-90							-0.012	-0.554	0.008	0.913
									0.022	0.582	0.019	1.747
決定係数			0.394		0.450		0.581		0.486		0.575	
サンプル数			1012		1012		1012		1012		1012	

一方、4期間の可変パラメータモデル（モデル2）においては、パラメータの変化を考慮することにより良好な説明力を得ており、また表3の期間別のモデル式のパラメータと比較して、パラメータの絶対値が小さく、データのプーリングによる過大推定が改善されている。しかし、時点間の考慮を誤差項の相関のみに頼っているモデル2-1は、ガソリン支出比、高速ICのパラメータの挙動がおかしくなっている。時点の差をダミー変数により考慮したモデル2-2においては、パラメータの挙動も合理的であり、決定係数も良好なものとなった。

このモデル2-2により、台当たり消費量の影響要因の推移を見てみると、DID人口比、所得は各時期を通じて安定した影響力を持っており、人口が集積し、所得水準の高いところでよく利用される傾向が表れている。ガソリン支出比に関しては、最近になるほど影響が小さくなっており、所得水準の上昇とガソリン価格の低下が相まって、それほど大きなマイナス要因でなくなっている。道路水準については、一般道路の影響はほぼ全国的に整備が進んできたことから急速に小さくなっている。高速道路に関しては、高速道路整備が急速に進んだ70年代後半と地方部における高速道路整備が進んだ80年代後半において値が大きくなっており、高速道路の整備が台当たり消費量の上昇に貢献しているといえる。

このように、時点の違いを考慮する場合には、ダミー変数の導入だけであると見かけの説明力は上昇するものの、変数パラメータが逆転してしまう場合が生じる。また、可変パラメータを導入する場合においても、時点間の誤差項の相関の考慮だけでは不十分であることを示唆した。

(2) 地域差に着目した分析

地域別回帰分析では、十分な考察ができなかったが、上述のモデル式を地域別の形に変えて、5地域ダミーと地域別のパラメータを用いる可変パラメ

ータモデルを構築した（モデル2）。ただし、この地域別パラメータモデルにおいては都道府県間の相関が非常に高く、モデル推定が困難となるため、都道府県間の誤差項の相関を考慮していない。比較対照として、地域差を考慮しない重回帰モデル（モデル0）と、地域ダミー変数のみで地域差を考慮したモデル（モデル1）を推定した。

その結果（表6）、地域差の考慮をダミー変数だけでなく、変数パラメータの変化を考慮することによりモデルの決定係数が上昇し、パラメータの地域差においては、表4の地域別回帰分析と比べて地域的傾向が解釈しやすい傾向を表すことができている。

最も特徴的なのは、台当たり消費量が大きく増加している地域1で、DID人口比、一般道路が他地域と比べ飛び抜けた影響を与えており、また、ガソリン支出比がプラスの影響を及ぼしている。この地域1に含まれる東京と大阪などの地域は特異な利用構造となっていることがわかる。

このような知見は、地域差を考慮しないモデル0

表6 地域別パネルモデルの推定結果

			モデル0		モデル1		モデル2	
			重回帰モデル	係数	係数	重回帰モデル	係数	重回帰モデル
	定数項		0.746	23.582				
		地域1			0.994	26.390	0.679	3.873
		地域2			0.841	25.263	0.726	8.667
		地域3			0.820	25.530	0.848	19.267
		地域4			0.881	24.932	0.964	13.074
		地域5			0.869	22.663	1.163	15.645
都市・地域構造	DID		0.338	13.262	0.229	8.304		
	人口比	地域1					0.565	4.637
		地域2					0.177	5.405
		地域3					0.249	5.011
		地域4					0.180	2.166
		地域5					0.198	3.222
社会経済要因	所得/世帯	地域1	-0.004	-1.030	-0.009	-2.629	-0.022	-2.007
		地域2					0.017	2.850
		地域3					-0.011	-2.316
		地域4					0.004	0.643
		地域5					-0.020	-2.558
交通サービス要因	ガソリン支出比	地域1	-11.970	-8.677	-7.621	-5.824	18.319	3.007
		地域2					-0.053	-0.028
		地域3					-8.647	-4.831
		地域4					-19.238	-7.558
		地域5					-29.165	-7.714
交通サービス要因	一般道路/台	地域1	9.693	15.793	6.859	9.009	13.523	3.594
		地域2					2.746	0.871
		地域3					4.508	4.034
		地域4					2.579	1.452
		地域5					3.722	3.192
交通サービス要因	高速IC 30分圏人口比	地域1	0.042	3.015	0.040	3.109	0.021	0.380
		地域2					-0.008	-0.444
		地域3					0.070	4.206
		地域4					0.027	1.022
		地域5					-0.106	-2.987
決定係数			0.394		0.495		0.575	
サンプル数			1012		1012		1012	

重回帰分析では得ることができないほか、地域別に回帰分析を行っても十分な考察を行うことができなかった。しかし、パネル分析手法を適用することにより地域による利用構造の違いを表すことができた。

7. おわりに

本研究は、モータリゼーションの進展に対して地域的な構造や属性がどの程度影響を及ぼしているか、そして今後の乗用車利用の需要管理という観点から地域レベルでの政策をどのように考えればよいのかを検討するための基礎的分析として、乗用車利用水準指標として「台当りガソリン消費量」を取りあげ、過去20余年に渡る動向とその影響要因に関する考察を行なった。

その結果、台当り消費量は全国的には保有の進展とともに次第に減少しつつある傾向にあるが、地域によっては、消費量が増加しているところも多く存在することが明らかになった。

台当り消費量への影響要因に関しては、パネル分析を適用することにより次のようなことを明らかにすることができた。D I D人口比のような地域構造に関わる要因は増加要因として有意な影響を示していたほか、世帯の経済的な要因も関わっているが、ガソリン支出は所得水準の上昇やガソリン価格の低下により影響が小さくなってきている。また、道路整備に関しては、一般道路整備よりも高速道路整備の影響が最近では大きくなってきていることがわかった。

今後の課題としては、今回の構築したような過去の推移を表現するモデルだけでなく、将来動向を検討することが可能なモデルを検討することや、乗用車利用に伴う環境への影響の評価の一つとしてガソリン消費量推計に基づくCO₂排出量の算出などが考えられよう。

最後に、本研究を進めるにあたって、京都大学工学部 中川 大 助教授には有益なアドバイスをいただいた。また、京都大学工学部都市交通工学研究室の永井孝弥君には分析作業にご協力いただいた。ここに記して感謝を表する次第である。

<参考文献>

- 1) 交通と環境を考える会編：環境を考えたクルマ社会、技報堂出版、1995。
- 2) 林・戸松：戦後の日本における道路整備の事後評価の一試み、土木計画学研究・講演集、No.17, pp. 815-818, 1995。
- 3) 例えば、OECD report : Congestion Control and Demand Management, 1994。
- 4) 伊藤・石田：都道府県別乗用車保有率のパネル分析、土木計画学研究・論文集、No.11, pp. 73-80, 1993。
- 5) 海老原・石田・伊藤：都道府県別ガソリン消費量の推定と分析、土木学会第50回年次学術講演会概要集、1995。
- 6) 荻野：高速道路が全国の市町村に及ぼしてきた長期的効果に関する実証的研究、京都大学工学部土木工学科卒業研究、1996。
- 7) Hsiao, C. : Analysis of Panel Data, Cambridge University Press, 1986。

ガソリン消費量モデルによる乗用車利用の地域・時系列特性の把握

伊藤 雅・石田東生

本研究は近年のモータリゼーションの進展に伴う乗用車利用の増加に対して、地域レベルの需要管理のための知見を得ることを目的に、乗用車利用に影響を及ぼす要因の地域・時系列特性の把握を試みた。乗用車利用水準指標として「台当りガソリン消費量」を取り上げ、1965年から90年までの推移を検討し、モデル化を行った結果、近年において利用構造の変化が見られることや要因の影響度合の地域差、時系列変化を明らかにすることができた。

Regional and temporal analysis of car usage by gasoline consumption modeling

Tadashi ITOH and Haruo ISHIDA

It is necessary to manage car usage demand because progress of the motorization in recent years yields much more car use. In this paper, in order to find the effective measure for demand management, we studied regional and temporal characteristics of car usage in prefectural level from 1965 to 1990. We developed the per car gasoline consumption model, then we could find the regional and temporal changes of car usage and the potential policy variables for demand management.