

ガソリン価格の変動が交通行動に及ぼす影響

— 地方別のデータを用いた実証分析とその政策含意 —

近年のガソリン価格の高騰を背景にした関心の高まりを背景に、ガソリン価格の変動がマイカー及び公共交通の利用並びにマイカーの保有を中心とする交通行動に与える影響について、所得による影響も考慮した上で、地方別の長期時系列データを用いて包括的な実証分析を行い、需要予測手法の検討その他関連研究に共通して活用できるような基礎的な方法と資料を整理して提供する。ガソリン価格が上昇すれば、マイカー利用が減少し、公共交通利用が増加し、マイカーの保有と保有車種に影響するなどの関係を確認し、世界の低炭素交通体系向きの燃料価格政策等についての含意を得る。その際、途上国にも参考となる我が国交通統計の限界と活用方法を提示する。

キーワード 燃料価格政策, 低炭素交通体系, 交通統計, ガソリン価格弾性値, 時系列パネル分析

藤崎耕一

FUJISAKI, Koichi

前財団法人運輸政策研究機構運輸政策研究所主任研究員

1 はじめに

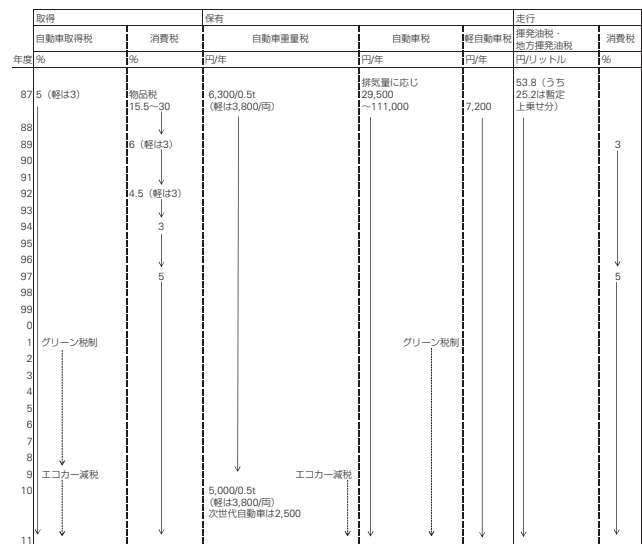
近年ガソリン価格の高騰が目立った時期に、マイカー運転の敬遠、公共交通の利用増等についての観測報道が見られた。一方、ガソリン価格は、原油の供給や取引に絡む国際情勢により今後も変動する可能性があるとともに、国内税制等を通じて変化させることも考えられる。

そこで、近年のガソリン価格の変動がマイカー又は公共交通の利用を含む交通行動に与える影響について、地方別の長期時系列データを活用して実証分析を行い、需要予測手法の検討等関連研究に幅広く役立つ基礎的な方法と資料を提供する。また、分析結果を用いて、経済状況に応じた低炭素社会向きの燃料価格政策等についての含意を検討する。併せて、地球温暖化対策等の観点で交通統計の整備を行う途上国に参考となる我が国交通統計について、限界を確認した上で、使用方法を提示する。

我が国において、ガソリンを燃料とするマイカーに関する税制の1987年度以降の最近までの実質的な推移は、図-1のとおりで、特に走行段階に係る税の実質変化は、消費税の1989年の導入(3%)及び1997年度の引上げ(3%→5%)である。また、我が国のガソリン価格及び税負担額は、図-2のとおり、先進国中高い水準ではないとの議論がある。もとより、交通分野間競争の条件平等化の視点での議論も当初ありながら、結局は交通整備を含めた財源の観点から導入され、数度引上げられてきたドイツの鉱油税¹⁾(2006年以降はエネルギー税)のように、税制には財政的視点が密接に絡んできたことは事実である。

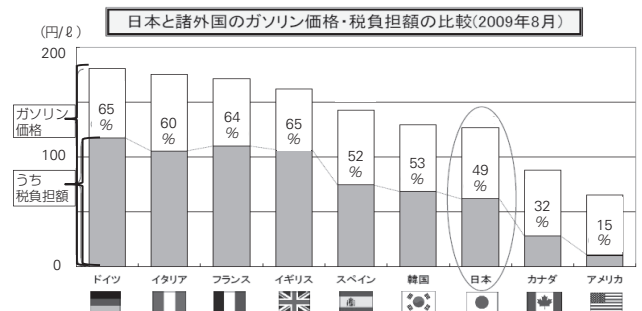
我が国において、石油石炭税への上乗せ(原油1リットル当たりでは、初年度0.25円、次年度0.5円、3年度目0.76円)等を内容とする地球温暖化対策のための税が2012年

度に導入されるが、その「薄い」負担が最終消費者にどの程度転嫁されるか定かではなく、従って、マイカー運転者



参考：エコカー買替補助は2009年度以降（エコカー補助は2011年度）
資料：(社)日本自動車会議所等「自動車年鑑ハンドブック」2003～2004及び(社)日本自動車会議所「数字で見る自動車」

■図-1 ガソリンを燃料とするマイカーに関する税の推移



(注1) 英、独、伊、仏、西、加、米は2009年8月時点IEA調べ。日本は2009年8月31日、石油情報センター調べ。韓国は2009年8月第4週、韓国石油公社調べ。
(注2) 日本の税負担額には揮発油税、石油石炭税、消費税が含まれる。
(注3) 邦貨換算レート：1ドル＝約95円、1カナダドル＝約87円、1ポンド＝約157円、1ユーロ＝約135円、100ウォン＝約8円（2009年8月の為替レートの平均値、Bloomberg）

出典：2009年税制調査会の資料を加工

■図-2 我が国と諸外国のガソリン価格及び税負担額の比較

がどの程度負担に感じて行動を変容させるのか不明である。その他、地球温暖化対策のための積極的なマイカー燃料価格政策は現時点では予定されていない。むしろ、ガソリン暫定税率の廃止が提案された²⁾。

このような中、ガソリン価格が様々な交通行動に及ぼす影響について、包括的な分析により実証すれば、財源的観点とは別に、その効果に鑑みた低炭素交通体系上の燃料価格政策についての示唆を得ることができる。また、排出を含めた成長が著しい途上国においては、自動車燃料購入に対して助成している国もある現状だが、その燃料価格政策の見直しを示唆する契機とすることができる。

2 分析の方法

2.1 分析の方針

マイカーと公共交通の利用の代替関係を含めて明らかにする観点から、ガソリン価格上昇が影響しうる交通行動類型のうち、①自家用車の運転回数及び走行距離の減少、②公共交通へ移動手段を変更、③自家用車について低燃費車に変更又は手放し、を包括的に分析対象とする。

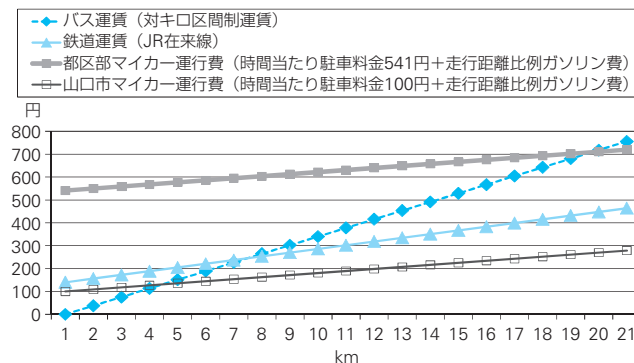
これらについては、それぞれ①マイカーの交通量及びガソリン消費量、②公共交通の交通量、③マイカー又は軽自動車の保有台数、といった統計データにより、ある程度数量的な把握が可能である。ただし、一方では所得の影響が考えられるため、ガソリン価格の影響の有無と程度については、ガソリン価格単体と交通量等の相関関係を捉えることでは十分ではなく、所得とガソリン価格の両方を説明変数として、交通量等を被説明変数とする計量モデルの構築を試みて分析する必要がある。

環境省³⁾が一般消費者を対象に2008年に行ったアンケート調査では、回答者(回収数3,026)の一定割合は、昨今のガソリン等の高騰を受け、車によるレジャー、走行距離、買い物回数の縮減、買い物やレジャーの交通手段の変更を、実践した、又は実践しようとする行動として選択した(表一)。また、横山ら⁴⁾が岡山県倉敷市居住者を対象に2007年に行ったアンケート調査(有効サンプル数4,088)による研究では、ガソリン価格高騰のみを理由とした過去1年間における自動車利用抑制について、運転動機毎に、抑制の経験者割合及び行動内容と運転量削減者の割合について分析し、例えば、通勤通学目的では運転量削減は少ないことを指摘している。これら2件の調査研究は、ガソリン価格が交通行動に影響することを示唆するが、その程度を必ずしも明らかにしはしない。

ここで、距離に応じた在来公共交通の利用費用(運賃)と一般道上のマイカー運行費用(走行距離に比例する可変費用であるガソリン費と走行距離には比例しない固定

■表一 環境省「原油価格の高騰に伴う自動車燃料価格の上昇による消費行動等調査」の一部から筆者まとめ

- 仮にガソリン価格が25円上がった場合、給油量を減らすか→はい58% いいえ42%
- 仮にガソリン価格が25円下がった場合、給油量を増やすか→はい45% いいえ55%
- 昨今のガソリン価格/軽油価格の高騰を受け、実践するようになった行動について全てお選び下さい
→選択率15%以上の行動の例
車によるレジャーの縮減、エコドライブの実施、走行距離の縮減、
買物回数の縮減、買物手段の変更、レジャー手段の変更
(「今後実践しようとする行動」についても類似傾向)

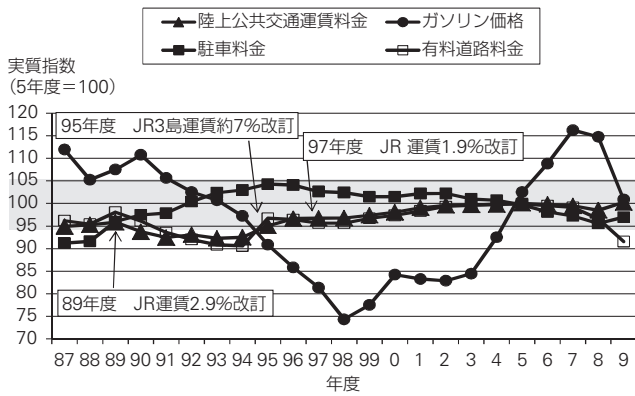


資料：総務省小売物価統計調査、国土交通省バス運賃及び日本エネルギー経済研究所保有ガソリン乗用車平均燃費より作成

■図一3 公共交通運賃とマイカー運行費の比較(1995年)

料金たる駐車料金の和)の関係は、1995年度を例に図一3のようになり、ガソリン価格が高くなれば、マイカー運行費の傾き[=ガソリン価格(円)÷ガソリン乗用車平均走行燃費(km/ℓ)]が急になり、マイカー運行費の直線よりも下に位置する鉄道運賃又はバス運賃の直線の部分が増え、公共交通運賃の比較優位性は大都市地域でもその他の地域でも高まる。一方、大都市地域とそれ以外の地域では、駐車料金の水準の差故にマイカー運行費の水準が異なることが、この比較優位性にも差を齎し、ガソリン価格の影響度合いにも差を齎す可能性がある。このため、ガソリン価格及び所得と交通量等の関係についての計量分析は、地方別の値を用いて行い、大都市地域とそれ以外の地域で違いがあるのか検証する。

先行研究として、国鉄改革前の1979年に運輸経済研究センター(運輸政策研究機構の前身)は、国鉄運賃が上昇期にあった状況で、旅客輸送量及び機関分担率に対して競合交通機関の運賃が与える影響を分析した⁵⁾。一方、国鉄改革後2009年度までの期間において、陸上公共交通運賃料金、ガソリン価格、駐車料金及び有料道路料金といった、陸上交通の利用に応じて増減する可変費用の実質指数の推移は、全国値で図一4のとおりとなり、大きく変化している可変費用はガソリン価格であることがわかる。したがって、これら交通費用のうち、ガソリン価格に焦点を当てて分析を行うことに、相応の合理性がある。



資料：総務省消費者物価指数並びに国土交通省鉄道輸送統計及び自動車輸送統計から作成
■図—4 可変陸上交通費(実質指数)の推移

■表—2 関係統計のデータ有無, 時間単位等

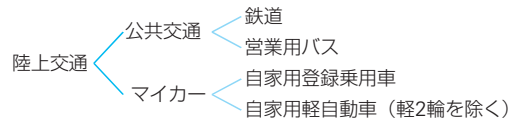
(統計項目)	全国	地方ブロック	都道府県	主要都市
鉄道 (単位:旅客キロ)	国土交通省鉄道輸送統計年報 年度・月		×	×
営業用バス	国土交通省自動車輸送統計年報 年度・月			×
マイカー	同上		△ 6都府県のみ	×
ガソリン価格	石油情報センター調査 月			×
GDP (GRP) <所得指標>	内閣府 年度・四半期	(計算) ←	内閣府 (県民経済計算) 年度	(政令指定都市)

2.2 関係統計の限界とそれへの対応方法

分析においては、ガソリン消費量やCO₂排出量に直接関係する、旅客数(人)×移動距離(キロ)の総量、即ち人キロの単位で交通量を表す交通統計に着目する。ガソリン価格や所得という、交通行動に影響を与える経済指標を含め、主な統計データの有無と時間単位は、表—2のとおりである。計量分析に適切に使用するには、使用する各時系列データの時間単位は揃える必要があり、かつ、地方ブロック別のデータでは、所得指標である地域総生産(GRP)が年度単位しかないため、これら統計値から年度単位に揃えたデータを作成する。

表—2中の鉄道輸送統計年報及び自動車輸送統計年報は、国土交通省が、交通事業者やマイカー使用者の協力による調査により継続的かつ定期的に集計してきたもので、この分析に不可欠である。使用期間は、自動車輸送統計調査に軽自動車交通量が追加され、かつ、国鉄改革が実施された1987年度以降とし、高速道路休日割引の影響が極力混入しないよう、当該割引が年度末に開始された2008年度までの約20年間とする。なお、高速道路の料金は、その水準が道路毎に基本的に異なるため、地方単位の数量分析のための指標を設定することが容易ではない上に、高速道路の延長は、国道の10%以下、かつ、道路全体の1%以下に留まることから、まずは高速道路の料金を含めず、マクロ的なモデル分析を行う。

図—5のとおり、鉄道及び営業用バスの輸送人キロを合



■図—5 分析対象とする交通量の概念関係

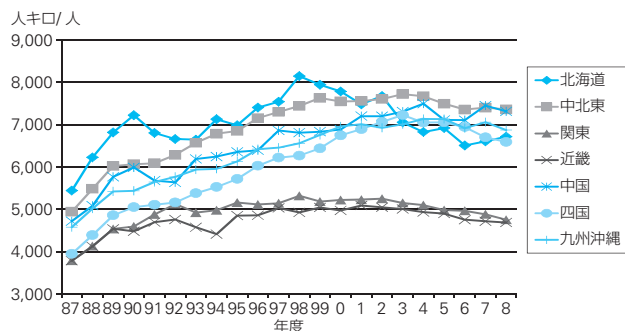
算して公共交通の交通量とし、自家用登録乗用車及び自家用軽自動車(軽2輪を除く)の輸送人キロを合算してマイカー交通量とする。なお、地方別データは、自家用軽貨物自動車を含む。また、公共交通の交通量及びマイカーの交通量を合算した総量(本稿では便宜上「陸上交通」と称する)並びに機関分担率の分析も同時に行って、分析結果を照合する。人口増減の影響を排除するため、交通量及びGRP^{付録1)}は、各年度の総務省人口推計で除して住民1人当たりの数値に変換する。また、消費者は必ずしも合理的には行動せず、貨幣錯覚を起こし、名目価格に反応しやすいという行動経済学の知見⁶⁾を考慮し、経済指標は、名目値と実質値を用いる場合で分析の基本的な結果に違いが生じるかを確認する。比較可能な地方ブロック毎の時系列消費者物価指数は公表されていないため、ガソリン価格を名目値から実質値に変換する場合は、総務省全国総合消費者物価指数で除する。

交通統計の課題だが、鉄道輸送統計において、新幹線の輸送量は、当該新幹線路線を営業するJRの本社所在地地方ブロックに一括計上されている(例えば、東北新幹線の輸送量は、JR東日本の本社が所在する関東に計上されており、運行が跨る東北及び関東の各地方における輸送量は鉄道輸送統計においては不明)。このため、JR本州3社が営業する新幹線路線の交通量は、鉄道の交通量から、従って、公共交通及び陸上交通の交通量から控除する。

第2の課題だが、現在の東北、北陸信越及び中部の各地方ブロックは、地方運輸局の管轄区域が変更された2002年度以降に、地理範囲を含め画定されたもので、前後で一貫した3地方ブロック毎の過去の交通統計は確認できない。このため、分析作業上は、これら3地方ブロックを一括して1つの「中北東」ブロックとして取扱う。

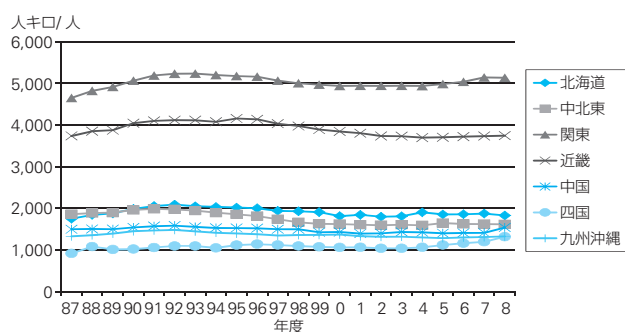
以上2課題は、交通統計を利用する際に要注意である。

以上に従って、所要のデータを作成すると、北海道、中北東、関東、近畿、中国、四国及び九州沖縄の各地方ブロックにおける1人当たりマイカー交通量並びに公共交通の1人当たり交通量及び機関分担率の推移は図—6～8のとおりとなる。これらの数値は対象期間において変化しつつも、関東及び近畿の2地方とそれ以外の地方とで水準が異なる。背景としては、駐車料金の水準(2.1節参照)及び公共交通の利用しやすさ等が考えられるが、このような水準が異なる地方によって、ガソリン価格の影響の度合いも異なるかどうかは本稿における検証点の1つであ



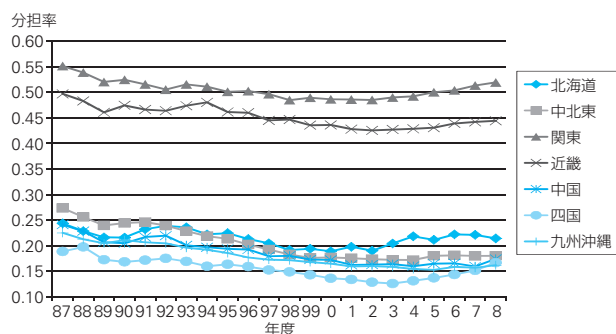
資料：国土交通省自動車輸送統計年報及び総務省人口推計より作成

■図—6 1人当たりマイカー交通量の推移



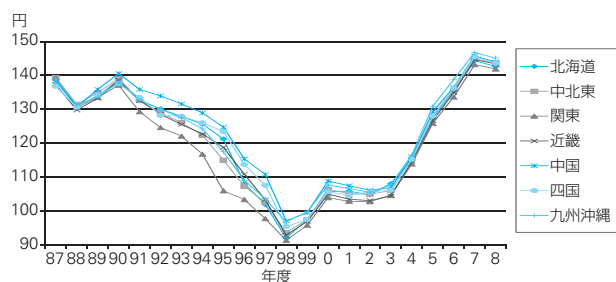
資料：国土交通省鉄道輸送統計年報及び自動車輸送統計年報並びに総務省人口推計より作成

■図—7 1人当たり公共交通(JR本州3社営業新幹線を除く)交通量の推移



資料：国土交通省鉄道輸送統計年報及び自動車輸送統計年報より作成

■図—8 公共交通(JR本州3社営業新幹線を除く)分担率の推移



資料：石油情報センター及び総務省消費者物価指数より作成

■図—9 実質ガソリン価格の推移

る。なお、この間のガソリン価格は、各地方ブロックにおいて大きく変化しており、(図—9参照)、その変化の傾向は概ね全国値(図—4参照)の変化と類似している。

2.3 計量分析の基本的考え方

自動車の交通需要及び燃料消費並びに保有率に対し

て、燃料価格及び所得が影響を与える重要な要素であることは、これらの弾性値に関する世界の既存研究に対するレビュー(例えば、Graham and Gleister⁷⁾, Basso and Oum⁸⁾)が示している。なお、弾性値の大きさと符号は、独立変数が1%変化する場合に、従属変数が変化する%と方向を表す。例えば、1人当たりマイカー交通量に対するガソリン価格弾性値が-0.2であれば、ガソリン価格が10%上昇すると、1人当たりマイカー交通量は2%減少する。

最近の全国値分析では、国土交通省道路局⁹⁾は、乗用車の1人当たり走行台キロに対するガソリン価格とGDPの弾性値を推計した。戒野¹⁰⁾は、家計のガソリン乗用車走行距離等に対する弾性値を検討し、ガソリン価格の明確な効果が存在するとは言えない旨結論した。Fujisaki et.al¹¹⁾は、1人当たりマイカー交通量及び公共交通量並びに機関分担率に対するガソリン価格とGDPの弾性値を推計した。

自家用車起因CO₂排出の要因分析をした岡田¹²⁾は、地方データを用いて状況に応じて差があるかを検討すべき旨指摘した。Tanishita¹³⁾は、家計におけるガソリン消費に対するガソリン価格及び所得の弾性値について、主要都市と都市全体に分けたモデルで計算し、80年代及び90年代のいずれにおいても主要都市におけるガソリン価格弾性値の絶対値がより大きいことを示していた。力石ら¹⁴⁾は、直近の2008年8月までの各月の高速道路交通量について、所得指標は用いずに、路線別にモデルを構築し、ガソリン価格弾性値の絶対値は都市部の方がその他地方よりも大きいという結果を得た。

本稿では、以上の先行研究と異なり、ガソリン価格及び所得が、マイカー並びに公共交通及び鉄道の利用、マイカーのガソリン消費及び保有といった陸上交通の様々な相の行動に与える影響を包括的に分析し、かつ、影響の程度が地方により差異があるかを検証することを目的としている。このため、影響を受ける行動を表す量を従属変数、ガソリン価格及び所得を独立変数とする両対数線形式(独立変数及び主要従属変数は自然対数に変換)の計量モデルを、2.2節で用意した7地方のデータを用いて構築し、統計学的に有意かつ適合的な弾性値等係数を推計する。なお、両対数線形式における独立変数の係数は、各交通量等に対するガソリン価格及び所得の弾性値を表すことが高校数学により証明されている(付録2)。

その際、各地方ブロック別(クロスセクション)の時系列データをプーリング形式により用意したパネルデータ(表—3参照)を一括投入し、各地方ブロックに共通する単一モデル式のパラメータ推計(「パネルデータ分析」)を行う。この方法の利点は、各地方共通のパラメータを仮定した上で、特定の地方のパラメータがこれら共通パラメータと有

■表—3 クロスセクション時系列パネルデータのイメージ

地方ブロック の番号	年度	1人当たり 公共交通量	ガソリン価格	所得 (1人当たりGRP)
1	1987	$Y_{1,1987}$	$XA_{1,1987}$	$XB_{1,1987}$
	⋮	⋮	⋮	⋮
2	2008	$Y_{1,2008}$	$XA_{1,2008}$	$XB_{1,2008}$
	1987	$Y_{2,1987}$	$XA_{2,1987}$	$XB_{2,1987}$
3	⋮	⋮	⋮	⋮
	2008	$Y_{2,2008}$	$XA_{2,2008}$	$XB_{2,2008}$
	1987	$Y_{3,1987}$	$XA_{3,1987}$	$XB_{3,1987}$
	⋮	⋮	⋮	⋮

意な差を持つ場合にはその差(特定の地方のダミー係数等)を推計することにより、大都市圏を含む関東、近畿及びこれに準じる中北東の地方ブロックとその他地方ブロックにおける弾性値の異同を検証できることにある。また、対象年度分の約20個の数値セットしか基礎にできない地方ブロック毎のモデル式構築と異なり、パネルデータは7(地方ブロック数)倍の約140個であり、分析の信頼性を高める可能性がある。ただし、各地方共通のパラメータを仮定することは、モデル推定上の課題でもある。

計量モデルの基本定式は、一人当たり交通量又は機関分担率を従属変数として、固定効果モデルを例にとると次のとおりである(誤差項の記載は省略)。

$$\log Y_{it} = \alpha_i + \beta \log XA_{it} + (\beta_{MP} D_{MP} + \beta_{CH} D_{CH}) \log XA_{it} + \gamma \log XB_{it} + (\gamma_{MP} D_{MP} + \gamma_{CH} D_{CH}) \log XB_{it} + \delta T + \sum \eta_s D_s \quad (1)$$

ここで、地方*i*(*i*=1, 2, ..., 7)(なお、地方1は関東、地方2は近畿、地方3は中北東)の年度*t*(*t*=1987, 1988, ..., 2008)における交通機関(陸上交通、公共交通又はマイカー)の一人当たり輸送人キロ又は分担率を Y_{it} 、ガソリン価格を XA_{it} 、所得指標を XB_{it} 、 T をトレンド項とし、 α_i は地方*i*の個別効果、 β 、 γ 及び δ は地方又は年度が異なっても共通の係数とし、 D_{MP} ：関東及び近畿に共通の大都市圏ダミー変数($i \leq 2$ のとき1, $3 \leq i$ のとき0)、 D_{CH} ：中北東のダミー変数($i = 3$ のとき1, $i \neq 3$ のとき0)、 D_s ：年度*s*($s \leq 2007$)のダミー変数($t = s$ のとき1, $t \neq s$ のとき0)、 β_{MP} 及び γ_{MP} を関東及び近畿に共通の大都市圏ダミー係数、 β_{CH} 及び γ_{CH} を中北東のダミー係数、 η_s を年度*s*のダミー係数とする。すると、大都市圏ダミー係数等は、これらの地方における弾性値とこれら以外の残り4地方における弾性値との差異を表す。

つまり、弾性値は次のとおりとなる。

	ガソリン価格弾性値	所得弾性値
関東及び近畿	$\beta + \beta_{MP}$	$\gamma + \gamma_{MP}$
中北東	$\beta + \beta_{CH}$	$\gamma + \gamma_{CH}$
その他地方	β	γ

なお、Schimek¹⁵⁾は、米国各州における高速道路での燃料消費量について、ガソリン価格及び所得に加え、人

口密度等都市化指標も独立変数として、時系列パネルデータ分析を行った結果、都市化が進展しているほど燃料消費が少ないという結果を得たが、ガソリン価格弾性値の州における差異は分析していない。

なお、分析には、TSP Version.5.1ソフトを用いる。

3—分析の結果

3.1 公共交通とマイカーの利用への影響

3.1.1 基本モデルによる弾性値の推計

(1)影響が顕在化する時間の特定とモデルの構築

ガソリン価格又は所得の影響が顕在化するまでにある程度の期間を要している可能性を考え、独立変数の値が従属変数の値に先行する時間差(ラグ)として最大1年間を設定し、独立変数であるガソリン価格と所得指標について・従属変数の当期の値、・1年前の値、・当期と1年前の値の相乗平均値^{付録3)}、の3種類を用意する。これら独立変数のラグの組合せは3×3=9通りとなる。各従属変数毎に、名目系列及び実質系列の別に、独立変数のラグの各組合せに応じた固定効果モデル((1)式)を構築するが、その際、これらモデルの適合度を比較可能とするために、従属変数について、1987年度の値を捨象して初期値は全て1988年度の値とし、2008年度までの21年間の値を用いる。モデルに投入する基本データ(対数値)の記述統計は表—4のとおりとなる。なお、ガソリン価格の推移(図—9)及び1人当たりGRPの推移は各地方において1987年以降類似の状況を辿っていることから、従属変数の初期値を1988年度で揃えることは合理的であると考えられる。

構築したこれら固定効果モデル(固定効果モデルに対してプーリングモデルを帰無仮説とするF検定により、固定効果モデルが選択されることも確認した)のうち、各係数だけでなく各地方の個別効果の推定値も全て5%水準で有意となるラグの組合せについての情報量基準値(Schwarz BIC. 値が低い方が適合度は高い)は表—5のとおりとなった(各従属変数毎に、名目系列及び実質系列

■表—4 基本データ(対数値)の記述統計

	1人当たり交通量 (人キロ/人)			機関分担率		ガソリン価格 (円)		所得(1人 当たりGRP) (千円)	
	陸上 交通	公共 交通	マイ カー	公共 交通	マイ カー	名目	実質	名目	実質
標本数	7(地方)×21=147								
平均値	9.04	7.62	8.71	-1.42	-0.33	4.77	4.78	8.20	8.21
標準偏差	0.13	0.53	0.17	0.45	0.21	0.11	0.13	0.14	0.14
最小値	8.61	6.92	8.33	-2.07	-0.77	4.55	4.51	7.77	7.86
最大値	9.25	8.56	9.01	-0.62	-0.13	4.99	4.99	8.45	8.51
分散	0.02	0.28	0.03	0.21	0.04	0.01	0.02	0.02	0.02

の別に、情報量基準値に照らし、最も適合度が高いラグの組合せは着色した)。表—5から、両系列のいずれにおいてもガソリン価格は1年前の値を用いる場合が基本的にはより適合度が高く、かつ、両系列を通じて各従属変数について安定してモデルを構築できるのは、ガソリン価格及び所得指標ともに1年前の値を用いる場合であり、特に、基本となる1人当たり公共交通及びマイカーの交通量のモデルについては、その傾向が高い。なお、1年前の独立変数を用いると適合度が高くなる理由としては、ガソリン価格及び所得は、マイカーの保有に対しては当期にも相当影響を与えている(3.4節で確認)が、マイカー又は公共交通の利用に対しては、直接的にだけでなくマイカーの保有を通じて間接的にも影響を与えており、保有を通じた影響には時間がかかることが考えられる。このため、両系列において、各交通量及び各機関分担率のモデルで、独立変数のラグを共通にする観点から、ガソリン価格及び所得指標ともに1年前のラグとするものを選択する。

■表—5 ラグの組合せに応じたモデルの情報量基準値

			ガソリン価格					
			当期の値		当期と1年前の値の平均値		1年前の値	
			名目系列	実質系列	名目系列	実質系列	名目系列	実質系列
			名目	実質	名目	実質	名目	実質
当期の値	1人当たり交通量	陸上交通	-242	-	-243	-	-243	-
		公共交通	-243	-	-247	-	-249	-
		マイカー	-223	-234	-226	-	-227	-
	機関分担率	公共交通	-154	-208	-160	-217	-168	-224
		マイカー	-	-	-413	-414	-414	-417
		マイカー	-	-	-413	-414	-414	-417
所得指標	1人当たり交通量	陸上交通	-242	-264	-244	-264	-245	-263
		公共交通	-246	-	-240	-	-251	-
		マイカー	-221	-	-225	-	-227	-
	機関分担率	公共交通	-159	-203	-165	-214	-173	-223
		マイカー	-	-404	-	-413	-415	-417
		マイカー	-	-404	-	-413	-415	-417
1年前の値	1人当たり交通量	陸上交通	-241	-261	-242	-264	-244	-263
		公共交通	-247	-235	-250	-238	-251	-240
		マイカー	-219	-	-224	-	-226	-243
	機関分担率	公共交通	-161	-196	-167	-207	-176	-218
		マイカー	-	-	-	-	-415	-416
		マイカー	-	-	-	-	-415	-416

■表—6 基本モデルによるガソリン価格と所得の弾性値

注: []の中はp値	1人当たり交通量 (人キロ/人)						機関分担率				
	陸上交通		公共交通		マイカー		公共交通		マイカー		
	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	
ガソリン価格	-0.14	-0.17	0.26	0.19	-0.27	-0.29	0.43	0.42	-0.10	-0.09	
弾性値	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	
ダミー係数	大都市圏	-	-	-0.14	-0.18	-	-	-0.29	-0.28	-0.07	-0.06
	中北東	-	-	[0.01]	[0.00]	-	-	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.00]
所得弾性値	0.59	0.92	0.22	0.37	0.57	1.09	-0.66	-0.82	0.05	0.08	
ダミー係数	大都市圏	-0.35	-0.65	0.21	0.22	-0.05	-0.57	-	-	-	
中北東	-	-0.42	-	-	-	-0.30	-	-	-	-	
トレンド項	0.01	-	-0.01	-0.01	0.01	-	-	-	0.01	0.01	
固定効果モデルの個別効果	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	各地方ともp値は0.05未満	
Hausman	[0.00]	[0.00]	[0.43]	[0.28]	[0.07]	[0.00]	[0.00]	[0.00]	[0.04]	[0.00]	
変動効果モデルの定数項	-	-	[0.00]	[0.00]	[0.00]	-	-	-	-	-	
自由度修正済決定係数	0.900	0.923	0.890	0.899	0.882	0.948	0.980	0.989	0.996	0.996	
LM het	[0.00]	[0.30]	[0.00]	[0.00]	[0.49]	[0.10]	[0.01]	[0.20]	[0.06]	[0.05]	
Schwarz BIC	-244	-263	-251	-240	-226	-243	-176	-218	-415	-416	

こうして選択した各従属変数の固定効果モデルについて、Wu-Hausman検定により、帰無仮説である変動効果モデル((1)式における個別効果 α_i は、 i によって異なる一定値ではなく、確立変数となり、独立変数と相関しない)が5%水準で否定されない場合は、一般化最小二乗法による変動効果モデルに修正してモデルを改善する。

以上により、各従属変数について、両系列において、1年前のガソリン価格及び所得指標を独立変数として構築したモデルにより、各係数等を推計した結果は表—6のとおりとなった。北海道、中国、四国及び九州沖縄といった大都市圏を含まない各地方における弾性値は、同表中の弾性値に等しく、関東及び近畿又は中北東における弾性値は、同表中の弾性値に、該当欄のダミー係数を合算した値となる(有意なダミー係数があれば、表中の弾性値に一致する)。なお、ガソリン価格若しくは所得指標の二乗項又は可住地面積当たり人口密度を投入しても、有意なパラメータの推計は得られなかった。

一方、以上のパネルデータ分析とは別に、基本となる1人当たり公共交通及びマイカーの交通量について、両系列で、1年前のガソリン価格及び所得指標を独立変数として各地方毎に重回帰によるモデル構築を行った結果は、それぞれ表—7及び表—8のとおりであり、パラメータの有意性並びに誤差の均一分散(LM het), 系列相関

■表—7 1人当たり公共交通量の地方別モデル

注: []の中はp値	北海道		中北東		関東		近畿		中国		四国		九州沖縄	
	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
定数項	3.72	-	5.52	3.26	5.08	3.14	5.33	3.51	5.32	2.87	2.59	-	5.42	2.98
ガソリン価格弾性値	0.24	0.19	0.32	0.22	0.16	0.06	0.08	0.22	0.14	0.41	0.42	0.13	0.06	0.06
所得弾性値	0.42	0.94	0.22	0.62	0.35	0.67	0.39	0.68	0.19	0.57	0.30	0.62	0.25	0.66
トレンド項	-0.01	-0.01	-0.01	-0.02	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-0.01	-	-	-0.01	-0.01
自由度修正済決定係数	0.79	0.78	0.96	0.95	0.90	0.71	0.94	0.89	0.80	0.79	0.59	0.66	0.80	0.80
LM het	[0.07]	[0.10]	[0.15]	[0.35]	[0.95]	[0.35]	[0.04]	[0.17]	[0.23]	[0.23]	[0.22]	[0.47]	[0.04]	[0.21]
DW	1.35	1.37	1.04	0.95	1.57	0.79	1.82	1.77	1.67	1.74	0.80	1.04	0.95	1.07
Jarque-Bera	[0.69]	[0.89]	[0.99]	[0.70]	[0.22]	[0.41]	[0.10]	[0.03]	[0.72]	[0.57]	[0.76]	[0.50]	[0.75]	[0.92]
Ramsey's RESET2	[0.15]	[0.42]	[0.03]	[0.11]	[0.87]	[0.34]	[0.30]	[0.12]	[0.61]	[0.91]	[0.00]	[0.70]	[0.11]	[0.03]
Schwarz BIC	-47	-47	-51	-50	-68	-58	-62	-56	-49	-49	-36	-39	-50	-50

■表—8 1人当たりマイカー交通量の地方別モデル

注: []の中はp値	北海道		中北東		関東		近畿		中国		四国		九州沖縄	
	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
定数項	8.41	-	5.48	4.44	3.80	-	6.43	5.32	5.73	4.30	5.55	4.54	5.89	4.93
ガソリン価格弾性値	-0.39	-0.25	-0.31	-0.38	-0.19	-0.30	-0.25	-0.27	-0.22	-0.24	-0.36	-0.32	-0.23	-0.27
所得弾性値	0.29	1.37	0.50	0.75	0.67	1.27	0.36	0.54	0.35	0.58	0.41	0.54	0.36	0.54
トレンド項	-	-0.01	-0.01	-	-	-0.01	0.01	-	0.01	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01
自由度修正済決定係数	0.62	0.60	0.98	0.97	0.91	0.90	0.78	0.80	0.92	0.93	0.98	0.98	0.98	0.98
LM het	[0.75]	[0.66]	[0.02]	[0.20]	[0.91]	[0.60]	[0.31]	[0.56]	[0.03]	[0.06]	[0.57]	[0.46]	[0.67]	[0.72]
DW	1.19	1.11	1.49	1.31	1.86	1.80	1.84	1.81	1.89	1.85	1.28	1.28	2.08	1.99
Jarque-Bera	[0.86]	[0.71]	[0.82]	[0.85]	[0.79]	[0.98]	[0.08]	[0.03]	[0.81]	[0.66]	[0.56]	[0.82]	[0.45]	[0.45]
Ramsey's RESET2	[0.40]	[0.02]	[0.00]	[0.29]	[0.04]	[0.41]	[0.18]	[0.31]	[0.03]	[0.30]	[0.31]	[0.44]	[0.12]	[0.12]
Schwarz BIC	-33	-32	-55	-53	-52	-51	-43	-46	-40	-40	-45	-46	-56	-56

(DW)及び正規性(Jaque-Bera)並びに定式化の誤り(独立変数の二乗項等が説明変数として不足していないかについてのRamsey's RESET2)についての各検定の結果は、斜線部分を除いて良好であった。したがって、表—6で、パネルデータ分析の誤差について、不均一分散が一部見られ、また、自己相関が全般に否定できないのは、各地方共通のパラメータを設定することにより、一部地方における誤差の影響が拡大していることが理由として考えられる。

なお、個々の家計等データではなく集計値を分析しているため、打ち切りデータの問題は考慮する必要はない¹⁶⁾。

(2)モデル構築の結果の評価

表—6において、ガソリン価格弾性値の符号から、各地方ブロックとも、ガソリン価格が上がると、マイカー及び陸上交通の利用並びにマイカー分担率が減る一方、公共交通の利用及び分担率は増えることがわかる。その場合、マイカーと公共交通の利用の合計を表す陸上交通の利用が減るのは、マイカーの利用が減っても、その分全てが公共交通の利用増に転移するわけではなく、一部は、自転車、歩行等他の移動手段に転移するか、移動自体をやめるためであると考えられる。また、所得弾性値の符号から、各地方ブロックとも、所得が上がると、公共交通、陸上交通及びマイカーの利用は増え、マイカー分担率も増えるが、公共交通分担率は減ることがわかる。なお、2.2節で明らかにしたことから、厳密には、関東、近畿、中国及び中北東の公共交通及び陸上交通から、新幹線分が除かれていること(*)に留意する必要はある。

ガソリン価格又は所得が下がれば、逆の結果になる。

以上の弾性値の符号、すなわち、ガソリン価格と所得の影響が公共交通とマイカーの利用と分担率に与える方向は、独立変数に名目値の組合せと実質値の組合せのいずれを用いても同じであり、Fujisaki et.al¹¹⁾における全国値の分析結果とも一致することが確認できた。

表—6において地方毎のガソリン価格弾性値の大きさを比較すると、マイカーの利用については、関東地方及び近畿地方と他の地方一般とで有意な差は見られず、ガソリン価格が10%上昇すれば、マイカーの利用は3%近く減少する。一方、公共交通の利用については、ガソリン価格が10%上昇すれば、関東及び近畿では1%前後しか増加しないが、その他地方では2%前後増加する。これには、図—4及び図—6からわかるとおり、関東及び近畿では、マイカー利用の水準が比較的低い一方、公共交通利用の水準は十分高いため、ガソリン価格の上昇によりマイカー利用から公共交通利用に転移してくる分の公共交通利用水準に対する割合は、マイカー利用水準が比較的高く、公共交通利用水準が比較的低いその他地方一般よりも低くな

るとということが理由として考えられる。ただし、公共交通の側についてのみこのような差が生じていることから、(*)の事情が影響している可能性も排除はできない。

また、所得が10%上昇すれば、公共交通利用は関東及び近畿では5%前後増加するが他の地方一般ではその半分程度しか増加しない一方、マイカー利用は関東及び近畿では約5%しか増加しないが他の地方一般ではそれ以上に増加する。理由としては、所得増が新たに誘発する移動需要は、公共交通の利便性と駐車料金が高い大都市圏の方が、その他地方一般に比較して公共交通の利用増でより吸収されやすく、公共交通の利便性が必ずしも良くなく駐車料金が低い地方一般の方が、大都市圏に比較してマイカーの利用増でより吸収されやすいことが考えられる。

3.1.2 変化する弾性値の推計

3.1.1節では、弾性値が分析対象期間を通じて一定であるという前提を置いて推定を行ったが、所得水準が高い状況と低い状況ではガソリン価格が交通量等に与える影響の度合いが異なる可能性もある。そこで、パネルデータ分析の中で、所得水準の状況に応じてガソリン価格弾性値が変化することを許容するため、(1)式から派生させた、独立変数の交差項(Madala¹⁷⁾)を含む(2)式の定式によるモデル構築を試みる。

$$\log Y_{it} = \alpha_i + \beta \log XA_{it} + (\beta_{MP} D_{MP} + \beta_{CH} D_{CH}) \log XA_{it} + \gamma \log XA_{it} \log XB_{it} + (\gamma_{MP} D_{MP} + \gamma_{CH} D_{CH}) \log XA_{it} \log XB_{it} \quad (2) + \delta T + \sum \eta_s D_s$$

この場合、弾性値は次のとおりとなる。

ガソリン価格弾性値(3) 所得弾性値

関東及び近畿	$\beta + \beta_{MP} + (\gamma + \gamma_{MP}) \log XB_{it}$	$(\gamma + \gamma_{MP}) \log XA_{it}$
中北東	$\beta + \beta_{CH} + (\gamma + \gamma_{CH}) \log XB_{it}$	$(\gamma + \gamma_{CH}) \log XA_{it}$
その他地方	$\beta + \gamma \log XB_{it}$	$\gamma \log XA_{it}$

実質系列において、3種類の先行ラグを持つ独立変数の組合せの下で、(2)式の固定効果モデルを構築したところ(固定効果モデルに対してプーリングモデルを帰無仮説とするF検定により、固定効果モデルが選択されることも確認した)、情報量基準値は表—9のとおりとなった。そこで、3.1.1節と同じ考え方により、ガソリン価格及び所得指標のラグをともに1年前とする固定効果モデルを選択した上で、Wu-Hausman検定により変動効果モデルが否定されない場合には、変動効果モデルに修正して、係数等を推計すると表—10のとおりとなった。表—10における関係係数を(3)式に代入して、所得指標水準に応じて変化する、各地方の1人当たりマイカー交通量に対するガソリン価格弾性値をグラフに表すと図—10のとおりになる。

図—10からは、各地方とも、所得水準が高い状況ほど、マイカー利用に対するガソリン価格弾性値の絶対値は小

■表—9 ラグの組合せに応じたモデルの情報量基準値

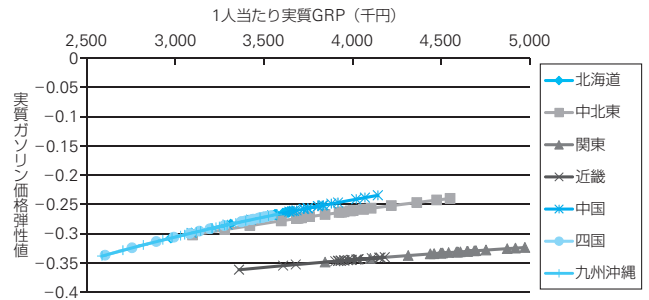
			ガソリン価格			
			当期の値	当期と1年前の 平均値	1年前の値	
所得指標	当期の値	1人当たり交通量	陸上交通	-255	-256	-254
			公共交通	-	-	-
			マイカー	-	-233	-232
		機関分担率	公共交通	-	-223	-229
			マイカー	-375	-	-
			-	-	-	-
	当期と1年前の平均値	1人当たり交通量	陸上交通	-259	-261	-260
			公共交通	-233	-235	-239
			マイカー	-232	-238	-239
		機関分担率	公共交通	-210	-220	-227
			マイカー	-375	-	-
			-	-	-	-
1年前の値	1人当たり交通量	陸上交通	-257	-260	-261	
		公共交通	-235	-238	-242	
		マイカー	-	-235	-239	
	機関分担率	公共交通	-3	-	-225	
		マイカー	-373	-	-	
		-	-	-	-	

■表—10 交差項モデルによる係数等

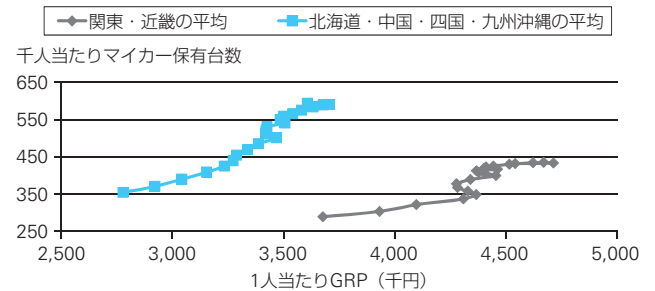
注：[]の中はp値	1人当たり交通量（人キロ/人）			機関分担率	
	陸上交通	公共交通	マイカー	公共交通	マイカー
ガソリン価格 項係数	-1.70 [0.00]	-0.40 [0.01]	-2.07 [0.00]	0.95 [0.00]	-0.46 [0.00]
ダミー 係数	大都 [0.00]	市圏 [0.00]	中北東 [0.00]	0.68 [0.00]	-
ガソリン価格と 所得の交差項の 係数	大都 [0.00]	市圏 [0.01]	中北東 [0.01]	0.19 [0.00]	0.07 [0.00]
ダミー 係数	大都 [0.00]	市圏 [0.01]	中北東 [0.01]	-0.12 [0.00]	0.07 [0.01]
トレンド項	-	-0.01 [0.00]	-	-0.01 [0.00]	-
固定効果モデル の個別効果 p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満	近畿以外の 各地方とも p値は0.05未満
Hausman	[0.16]	[0.00]	[0.06]	[0.00]	[0.00]
変動効果モデル の定数項	[0.00]	-	[0.00]	-	-
自由度修正済 決定係数	0.925	0.994	0.948	0.990	0.995
LM het	[0.00]	[0.00]	[0.12]	[0.20]	[0.01]
DW	0.10	0.33	0.24	0.51	0.51
Schwarz BIC	-261	-240	-239	-225	-395

さいことがわかる。これは、所得水準が高い状況ほど、可処分所得等利用可能な家計又は組織の財政資源に照らしたガソリン価格の相対的な重みが薄れることによると考えられる。そのような共通の傾向の中で、実質ガソリン価格が同じ10%だけ上昇する場合でも、実質所得水準の上昇につれて、マイカー利用の減少度合いは、関東及び近畿では-3.5%強から-3%近くに緩やかに縮小するが、その他地方では-3.5%近くから-2.5%以下に急激に縮小する。従って、マイカー利用の抑制のためのガソリン価格政策に関しては、次の3点が含意される。

- ・マイカー利用の抑制効果を一定程度与えるためには、各地方とも、所得水準が高い好況期ほど、ガソリン価格引上げ度合いをより大きくする必要がある。
- ・同じ所得水準でも、関東及び近畿よりもその他地方の方がガソリン価格の効きが弱い。また、同じだけ所得水準が上昇しても、両地方よりもその他地方の方がガソ



■図—10 所得水準とガソリン価格弾性値の関係



■図—11 所得水準とマイカー保有台数の関係

リン価格の効きが弱くなる。即ち、ガソリン価格による抑制効果を維持するには、地方間の所得水準が同じ場合であれ、所得水準の上昇額が同じ場合であれ、その他地方の方がガソリン価格の引上げを大きくする必要がある。その要因としては、経年の所得増に伴い、その他地方の方が、人口当たりマイカー保有台数が急激に、かつ高い水準まで増加し(図—11)、マイカー依存度がより急激に、より高い水準になったためと考えられる。なお、その他地方の方が、公共交通の利用減少とサービス低下のスパイラルに陥っている地域が多いと想定されるが、そのような状況を是正し、公共交通サービスの維持を図る上でも、このような価格政策の意義はある。

3.2 マイカーガソリン消費量への影響

国土交通省自動車輸送統計年報における自家用登録乗用車及び自家用軽自動車のガソリン消費量と総務省人口推計から得た1人当たりマイカーガソリン消費量を(1)式における従属変数として、名目系列及び実質系列において、独立変数の先行ラグの組合せ毎にパネルデータ分析により固定効果モデルを構築したところ(固定効果モデルに対してプーリングモデルを帰無仮説とするF検定により、固定効果モデルが選択されることも確認した)、情報量基準値は、表—11のとおりとなった。そこで、両系列において、ガソリン価格及び所得指標のラグがともに1年前となる固定効果モデルを選択した上で、Wu-Hausman検定によって変動効果モデルが否定されることを確認して、係数等を推計すると表—12のとおりとなった。各弾性値の符号は、各地方とも、3.1節で推計した1人当たりマイカー交通量に対する弾性値の符号と同じである。

■表—11 ラグの組合せに応じたモデルの情報量基準値

		ガソリン価格		
		当期の値	当期と1年前の 値の平均値	1年前の値
名目系列	所得指標	当期の値	—	—
		当期と1年前の 値の平均値	—	—
		1年前の値	—	-173
実質系列	所得指標	当期の値	-119	-124
		当期と1年前の 値の平均値	-128	-135
		1年前の値	-127	-143

■表—12 1人当たりマイカーガソリン消費量モデルの係数等

注：[]の中はp値		名目系列	実質系列
ガソリン価格弾性値		-0.47 [0.00]	-0.52 [0.00]
ダミー係数	大都市圏	—	—
	中北東	—	—
所得弾性値		0.92 [0.00]	2.61 [0.00]
ダミー係数	大都市圏	-0.60 [0.00]	-1.15 [0.00]
	中北東	—	-0.68 [0.00]
トレンド項		0.02 [0.00]	—
個別効果		各地方とも p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満
Hausman		[0.00]	[0.00]
自由度修正済決定係数		0.921	0.882
LM het		[0.33]	[0.06]
DW		0.46	0.47
Schwarz BIC		-173	-143

3.1.1節で推計された1人当たりマイカー交通量に対する弾性値と同様に、ガソリン価格弾性値は、大都市圏を含む関東地方及び近畿地方と他の地方一般とで有意な差は見られず、ガソリン価格が10%増加すれば、ガソリン消費は5%前後減少する。また、所得が10%増加すれば、ガソリン消費は、関東及び近畿では3~14%しか増加しないが、他の地方一般ではそれ以上に増加する。その理由としては、3.1.1節でマイカー利用に対する所得効果について考察したことが妥当すると考えられる。

3.3 鉄道旅客輸送(定期・定期外)への影響

定期と定期外別の1人当たり鉄道旅客人キロ(JR本州3社営業新幹線分を除く)を(1)式における従属変数として、名目系列及び実質系列において、独立変数の各先行ラグの組合せ毎にパネルデータ分析により固定効果モデルを構築したところ(固定効果モデルに対してプーリングモデルを帰無仮説とするF検定により、固定効果モデルが選択されることも確認した)、情報量基準値は、表—13のとおりとなった。このうち、両系列で、各従属変数毎に最も情報量基準値が低いラグの組合せ(同表中着色したもの)となる固定効果モデルを選択した上で、Wu-Hausman検定により変動効果モデルが否定されることを確認して、係数等を推計すると表—14のとおりとなった。ガソリン価格と所得の弾性値の符号は、各地方とも、3.1節で推計した、1人当たり公共交通量に対する弾性値と同じであるが、定

■表—13 ラグの組合せに応じたモデルの情報量基準値

		鉄道定期			鉄道定期外		
		ガソリン価格			ガソリン価格		
		当期の値	当期と1年前 の値の平均値	1年前の値	当期の値	当期と1年前 の値の平均値	1年前の値
名目系列	所得指標	当期の値	—	—	-188	-189.8	-190.3
		当期と1年前の 値の平均値	-334	-345	-348.5	-189	-190.1
		1年前の値	-338	-347.1	-347.8	-189	-190.2
実質系列	所得指標	当期の値	-268 (ガソリン価格は非有意)		—	—	-184.1
		当期と1年前の 値の平均値	-278 (ガソリン価格は非有意)		-182	-183.8	-184.8
		1年前の値	-284 (ガソリン価格は非有意)		-183	-184.2	-185.0

■表—14 1人当たり鉄道交通量(JR本州3社営業新幹線分を除く)の定期利用及び定期外利用別モデルの係数等

注：[]の中はp値		鉄道定期		鉄道定期外	
		名目系列	実質系列	名目系列	実質系列
ガソリン価格弾性値		0.24 [0.00]	—	0.23 [0.00]	0.16 [0.00]
ダミー係数	大都市圏	-0.15 [0.00]	—	—	—
	中北東	—	—	—	—
所得弾性値		0.50 [0.00]	0.63 [0.00]	0.26 [0.00]	0.34 [0.02]
トレンド項		-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.02 [0.00]	-0.02 [0.00]
ダミー係数・大都市		—	—	0.02 [0.00]	0.02 [0.00]
個別効果		各地方とも p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満	各地方とも p値は0.05未満
Hausman		[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.01]
自由度修正済決定係数		0.999	0.999	0.990	0.989
LM het		0.004	0.001	0.001	0.01
DW		0.44	0.30	0.14	0.14
Schwarz BIC		-348	-284	-190	-185

注：下線は、該当欄の独立変数について、1年前と当期の平均値を用いたことを表す。その他の独立変数は、1年前の値。

期の鉄道旅客は、ガソリン価格の実質値ではなく、名目値に反応している。

すなわち、ガソリン価格が10%上昇すれば、鉄道の定期外利用は2%前後増加し、鉄道の定期利用は、名目値で上昇すれば、関東及び近畿では1%近く、その他地方では2%以上増加するが、実質値で上昇しても増加しない。従って、公共交通への利用転換を行うためのガソリン価格政策は、観光旅行、業務出張、買物等定期外利用において効果があるが、通勤通学等定期利用において効果を出すには、ガソリン価格を名目値で引上げることが必要である。表—6における1人当たり公共交通量に関する弾性値に鑑みても、公共交通への利用転換は、ガソリン価格を名目値で引上げる方が効果は大きいと推定できる。

3.4 マイカーの保有等への影響

自家用登録乗用車、軽自動車及びこれらの合計であるマイカーの人口千人当たりの保有台数を(1)式における従属変数として、名目系列及び実質系列において、独立変数の各先行ラグの組合せ毎にパネルデータ分析による固定効果モデルを構築したところ(固定効果モデルに対してプーリングモデルを帰無仮説とするF検定により、固定効果モデルが選択されることも確認した)、情報量基準値は、表—15のとおりとなった。

■表—15 ラグの組合せに応じたモデルの情報量基準値

	当期の値	千人当たり保有台数	ガソリン価格					
			当期の値		当期と1年前の値の平均値		1年前の値	
			名目系列	実質系列	名目系列	実質系列	名目系列	実質系列
所得指標	当期の値	マイカー	-	-205	-	-209	-	-211
		マイカー 自家用登録乗用車	-189	-266	-194	-269	-200	-262
	の当期と1年前の平均値	軽自動車	-	-141	-356	-	-350	-
		マイカー 自家用登録乗用車	-384	-220	-388	-225	-386	-230.2
	1年前の値	軽自動車	-359	-147	-355	-	-	-
		マイカー 自家用登録乗用車	-376	-217	-382	-223	-384	-229.9
		軽自動車	-225	-283	-233	-300	-242	-303
		軽自動車	-357	-143	-	-140	-	-

■表—16 千人当たりマイカー等保有台数モデルの係数等

注: []の中はt値	千人当たり保有台数					
	マイカー		自家用登録乗用車		軽自動車	
	名目系列	実質系列	名目系列	実質系列	名目系列	実質系列
ガソリン価格弾性値	-0.13 [0.00]	-0.20 [0.00]	-0.24 [0.00]	-0.35 [0.00]	0.10 [0.00]	0.15 [0.00]
ダミー係数						
大都市圏	-	-	-	-	-	-
中北東	-	-	-	-	-	-
所得弾性値	0.54 [0.00]	1.87 [0.00]	1.14 [0.00]	1.22 [0.00]	0.09 [0.00]	2.29 [0.00]
ダミー係数						
大都市圏	-0.05 [0.00]	-	-	-	-	-
中北東	-	-0.42 [0.00]	-	-	-	-
トレンド項	0.02 [0.00]	-	-	-	0.03 [0.00]	-
ダミー係数・北海道	-	-	-	-	0.03 [0.00]	0.04 [0.00]
定効果モデルの個別効果	各地方ともp 値は0.05未満	各地方ともp 値は0.05未満	各地方ともp 値は0.05未満	各地方ともp 値は0.05未満	各地方ともp 値は0.05未満	各地方ともp 値は0.05未満
Hausman	[0.21]	[0.00]	[0.03]	[0.02]	[0.00]	[0.00]
変動効果モデルの定数項	[0.00]	-	-	-	-	-
自由度修正済決定係数	0.913	0.996	0.927	0.968	0.998	0.967
LM het	[0.44]	[0.07]	[0.38]	[0.32]	[0.17]	[0.01]
DW	0.01	0.25	0.23	0.55	0.17	0.22
Schwarz BIC	-388	-230	-242	-303	-359	-147

注: 下線は、該当欄の独立変数について、1年前と当期の平均値を用いたことを表す。イタリック体は、該当欄の独立変数について、当期の値を用いたことを表す。その他の独立変数は1年前の値。

このうち、両系列で、各従属変数毎に最も情報量基準値が低いラグの組合せ(同表中着色したもの)となる固定効果モデルを選択した上で、Wu-Hausman検定により変動効果モデルが否定されない場合は、変動効果モデルに修正して、係数等を推計すると表—16のとおりとなった。

当該表のとおり、各地方とも、マイカー及び自家用登録乗用車の保有に対して、ガソリン価格弾性値は負、所得弾性値は正である。すなわち、ガソリン価格が10%低下すれば、自家用登録乗用車及びマイカー全体の保有がそれぞれ3%前後及び2%前後増加し、保有を通じてマイカーの利用自体を更に拡大させる結果になると考えられる。逆に、マイカーの保有を通じた利用を抑制するためには、ガソリン価格を引上げる政策が有効であると含意される。

また、表から、軽自動車の保有に対して、ガソリン価格弾性値は正である。即ち、消費者は、車種による燃費の違いを意識しており、ガソリン価格が10%上昇すると軽自

動車の保有が1%前後増える関係にある。なお、軽自動車の保有に対しては、当期のガソリン価格が効いている。

4—分析結果の活用例

4.1 ガソリン暫定税率の廃止を仮定した場合の影響

2008年度のガソリン価格の水準(北海道;145円,中北東;146円,関東;144円,近畿・中国・四国;146円,九州沖縄;148円)を前提に、当時暫定税率分25.1円が廃止されたと仮定すると各地方とも約17%相当のガソリン価格が減少することになる。仮定されたこれらガソリン価格の地方別減少度合いに、3.1.1節において基本モデルにより名目系列及び実質系列の別に推計した各地方の1人当たり交通量及び分担率に対するガソリン価格弾性値を乗じて得た、1人当たり交通量及び機関分担率に対する仮想の影響の試算結果は、増減割合(%)で表—17のとおりとなる。

一方、国土交通省が計算し、公表した2008年度におけるCO₂排出原単位(全国平均)は、鉄道;19gCO₂/人キロ,バス;48gCO₂/人キロ,自家用車;164gCO₂/人キロである。これらのうち鉄道及びバスの排出原単位を2008年度における各地方毎の鉄道及び営業用バスの交通量(人キロ)により加重平均して、2008年度における各地方毎の公共交通の排出原単位を得る。

これら公共交通及びマイカー(自家用車)の排出原単位(公共交通にあつては地方毎の値)に2008年度の各地方の1人当たり公共交通及びマイカーの交通量を乗じて、2008年度における各地方の現実の1人当たり公共交通及びマイカーの利用によるCO₂排出量が得られる。また、第1段落において推計した、暫定税率廃止を仮定した場合の2008年度における各地方の1人当たり公共交通及びマイカーの交通量の減増分に、これら排出原単位を乗じると、各地方の1人当たり公共交通及びマイカーの利用によるCO₂排出量の仮想の減少及び増加分が得られる。各地方の1人当たり陸上交通の利用によるCO₂排出量は各地方の1人当たり公共交通及びマイカーの利用によるCO₂排出量の合算値であることを前提に計算し、2008年度に

■表—17 暫定税率が実質廃止される場合の影響(変化率:%)

	北海道		中北東		関東		近畿		中国		四国		九州沖縄	
	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
1人当たり陸上交通人キロ	2.5	2.9	2.5	2.9	2.5	2.9	2.5	2.9	2.5	2.9	2.5	2.9	2.4	2.9
1人当たり公共交通人キロ	-4.4	-3.3	-4.4	-3.3	-2.1	-0.3	-2.0	-0.3	-4.4	-3.3	-4.4	-3.3	-4.4	-3.2
1人当たりマイカー人キロ	4.6	5.0	4.6	4.9	4.6	5.0	4.6	5.0	4.6	4.9	4.6	4.9	4.5	4.9
公共交通分担率	-7.4	-7.2	-7.3	-7.2	-2.4	-2.3	-2.3	-2.3	-7.3	-7.1	-7.3	-7.2	-7.2	-7.1
マイカー分担率	1.7	1.6	1.7	1.6	3.0	2.7	2.9	2.6	1.7	1.6	1.7	1.6	1.7	1.6
1人当たり陸上交通CO ₂ 排出量	4.2	4.6	4.2	4.6	3.8	4.3	3.9	4.4	4.2	4.6	4.2	4.6	4.2	4.6

における各地方の1人当たり陸上交通の利用による現実のCO₂排出量と仮定のCO₂排出量の変化量を比較した結果、暫定税率廃止を仮定した場合の陸上交通からの1人当たりのCO₂排出量は、各地方において、同表の最下段の率分、すなわち4%前後増加することが試算される。つまり、各地方におけるガソリン価格弾性値は、その絶対値が1より小さいために非弾力的と分類されることになるが、これらを用いても、暫定税率廃止が仮に実施されれば、低炭素社会向きの交通体系を構築する上では、各地方で相当の悪影響があることが推察される。逆に、暫定税率分と同程度に分だけガソリン価格の引上げが仮に実施されれば、相応の好影響が見込まれる。

4.2 高速道路休日割引制度の影響の試算

高速道路休日割引制度は、地方への観光を促進し、物流費用を低減させるとともに、一般道路から高速道路へ自動車を転移させ、一般道路における交通を円滑にすることによりCO₂排出を削減することを目的として、2008年3月に導入された。当該制度には、高速道路料金について、平日は30%引き、休日は距離に関係なく1,000円に固定することが含まれていた。この複雑な割引制度の内容を反映させて、本稿の地方別データを基礎にしたマクロ分析に投入するための高速道路料金の適正な地方別時系列指標を設定することは困難である。

一方、半井¹⁸⁾は、高速道路料金の休日割引導入後と導入前のJR四国の定期外運輸収入の落差から、過去の推移を基に算定した景気悪化等による減収分を差引いた残りを高速道路料金休日割引の影響と推計した。しかし、3章の分析により、定期外鉄道旅客交通量等には、景気(所得)だけでなく、ガソリン価格が影響を与えていることが実証されたので、このような推計をより適当に行うにはガソリン価格の影響を考慮に入れる必要がある。

柳澤¹⁹⁾は、家計消費支出及びガソリン価格を独立変数とし、休日割引導入前の時期のガソリン販売量データを基礎にした需要モデルから、休日割引が導入されなかった仮定での09年春以降のガソリン需要を推計し、この推計値と観測値の比較により休日割引の効果を評価した。

そこで、本稿では、柳澤の手法を参考に、3.1.1節及び3.2節で構築した、1人当たりのマイカー交通量及び公共交通量並びにマイカーガソリン消費量に関するパネルデータ分析の実質系列モデル(パラメータを全て含む)に、2008年度及び2009年度の各地方のガソリン価格と所得の値を投入し、同時期の各地方の交通量等の理論値を一旦推計する。そして、こうして得られた各地方の2008年度の理論値が各地方の2008年度の観測値に一致するように、当該モデルの定数項(固定効果モデルにあっては

地方別個別効果)を補正することにより、各地方の2009年度の補正理論値を得る。この2009年度の各地方の補正理論値は、高速道路休日割引というモデル外の要因を無視して得た値であることから、これと2009年度の各地方の現実の観測値との乖離分を、これらモデルが想定していない高速道路休日割引の影響と考えて試算する。なお、公共交通量については、JR本州3社営業新幹線分が控除されたまま試算する意味は薄いことから、これら新幹線路線が所在しない地方についてのみ試算する。

これらの検討の結果、2009年度における高速道路休日割引の影響と試算された増分を%表示でまとめると、表一18のとおりとなり、一人当たりで見ると、少なくとも北海道、四国及び九州沖縄において公共交通の利用が減少し、各地方において、マイカーの利用が増加し、ガソリン消費はその程度以上に増加している。したがって、高速道路休日割引は、各地方において、その分マイカー交通量を増加させただけでなく、報道されたように、高速道路という限られた空間とそのアクセス道路の混雑を増し、運転速度と実走行燃費の低下を齎した可能性がある。また、マイカー交通の分野で、交通量の増加に比例する分以上の、ガソリン消費量の増加に相応したCO₂排出量増加が発生したと推察される。ただし、本節は、予測誤差を伴う試算であることに留意が必要で、この推計方法を基にしつつ分析の更なる精緻化が課題である。

■表一18 高速道路休日割引による影響(変化率:%)の試算

		北海道	中北東	関東	近畿	中国	四国	九州沖縄
公共交通	人キロ/人	-3.6					-8.7	-2.1
	人キロ/人	0.4	5.1	1.8	0.2	1.8	0.6	2.4
マイカー	ガソリン消費量/人	6.8	14.9	12.6	8.3	9.3	1.3	3.1

5—まとめ

5.1 分析の結果

我が国時系列交通統計を整理し、JR本州3社が営業する新幹線路線の交通量を控除し、かつ、地方区分の経時的連続性の限界を克服した上で、有効な地方別のデータを作成し、ガソリン価格が各地方の交通行動に与える影響につき、所得の影響も考慮して、各地方共通のモデルを構築し、以下のとおり実証した。

1. マイカーと公共交通の利用

①基本弾性値を推計した結果

ガソリン価格が10%上昇すれば、マイカー利用は3%近く減少し、公共交通利用は、関東及び近畿で1%前後しか増加しないが、その他地方で2%前後増加する。

②変化する弾性値を推計した結果

所得水準が高い状況ほど、ガソリン価格の影響は小さく、マイカー利用抑制効果を一定程度与えるには、価格引上げ度合いをより大きくする必要がある。

同じだけ所得水準が上昇しても、公共交通が充実している等の関東及び近畿よりもその他地方の方がガソリン価格の効きが弱くなる。即ち、ガソリン価格による抑制効果を維持するには、その他地方の方が価格の引上げ度合いを大きくする必要がある。

2. マイカーのガソリン消費

ガソリン価格が10%上昇すれば、マイカー利用と同様にマイカーでのガソリン消費量も減少する関係にあり、ガソリン消費量は、各地方とも5%前後減少する。

3. 鉄道の定期・定期外の利用

ガソリン価格が10%上昇すれば、鉄道の定期外利用は2%前後増加するが、鉄道の定期利用は、名目値で上昇すれば、関東及び近畿では1%近く、その他地方では2%以上増加するが、実質ガソリン価格が上昇しても定期利用が増加するとは言えない。したがって、公共交通に利用を転換させるためのガソリン価格政策は、観光、業務、買物等定期外利用において効果があるが、通勤通学等定期利用において効果を出すには、名目ガソリン価格を引上げる必要がある。

4. マイカーの保有

ガソリン価格が10%低下すれば、自家用登録乗用車及びマイカー全体の保有台数はそれぞれ3%前後及び2%前後増加し、保有を通じてマイカーの利用自体を更に拡大させる結果になると考えられる。

ガソリン価格が10%上昇すれば、軽自動車の保有は1%前後増える。消費者は車種による燃費の違いを意識していると考えられる。

5.2 分析結果の活用例

5.1節の結果得られた基本弾性値を用いて、ガソリン暫定税率が実質廃止されると仮定した場合の各地方における直接の影響を推計するとともに、5.1節で構築した基本モデルを活用して、高速道路の休日割引制度の各地方における影響の試算を検討した。

5.3 今後の課題

本稿では、各地方の時系列集計データを用いたパネルデータ分析を行ったが、各地方共通のパラメータという仮定の上に成立している。このため、パネルデータ分析とは別の方法で、大都市圏の所在する複数の地方を大括りにし、それ以外の地方も大括りにし、これら大括り地方について別々に時系列分析を行ってその結果を比較し、地方の差異を分析することも検討の余地がある。

また、都市に限定されない各地方の時系列個票データがあれば、同様に地方の差異に着目したパネルデータ分析を行い、その結果と比較することによって、本稿の結果を更に検証することが可能であろう。

更に、本稿で用いた時系列集計値について、単位根の有無、共和分関係の成否、誤差修正モデルの検討といった近年の経済学上の論点についても検証が望まれる。

謝辞: 財団法人空港環境整備協会塩田澄夫名誉顧問及び国土交通省大塚洋総合政策局環境政策課長から、着想を御提案頂いた。東京工業大学大学院理工学研究科福田大輔准教授から既存研究に関し御示唆頂き、運輸政策研究所内で、寺嶋潔顧問から長期的視点で、森地茂前所長から方法論等について、杉山武彦所長から纏め方について、伊東誠主席、Surya Raj Acharya主任、平田輝満、室井寿明、奥山忠裕、早川伸二、伊藤亮等各研究員から、工学、経済学等の個別知見について、御指導頂いた。(肩書きは当時)。更に、本稿の匿名査読員から貴重な指摘を頂いた。以上多くの方々の貢献に、この場を借りて御礼申上げる。この研究は、日本財団からの支援の下で行われた。

付録

付録1 GRPの時系列データの作成方法

内閣府が県民経済計算を集約しているが、県民経済計算は、最近では1990年度及び1996年度に基準年が変更されており、分析対象期間である1987年度以降2008年度までを通じて比較可能な県民経済計算は公表されていない。このため、1990年度及び1996年度の前後で分断された県民経済計算の値を比例計算により両年度において接続させて、分析対象期間で一貫した値に変換し、これらの値を各年度において地方ブロック毎に合算して、各年度におけるGRPのデータを作成する。

付録2 両対数線形式から弾性値が導かれる道筋

時点 t における交通機関(陸上交通、公共交通又はマイカー)の一人当たり輸送人キロ又は分担率を Y_t 、ガソリン価格を XA_t 、所得指標(1人当たりGRP)を XB_t として、交通需要の基本方程式を次の左の両対数線形式で表すと

$$\log Y_t = \alpha + \beta \log XA_t + \gamma \log XB_t \Leftrightarrow Y_t = e^{\alpha} XA_t^{\beta} XB_t^{\gamma} \quad (4)$$

右式について、例えば XA_t で微分すると

$$\begin{aligned} dY_t/dXA_t &= \beta e^{\alpha} XA_t^{\beta-1} XB_t^{\gamma} \\ \therefore dY_t/Y_t &= \beta e^{\alpha} XA_t^{\beta-1} XB_t^{\gamma} \div Y_t \times dXA_t \\ &= \beta dXA_t/XA_t \quad ((4) \text{右式を代入}) \end{aligned}$$

即ち $(Y_t$ の変化割合) $=\beta$ (XA_t の変化割合)

換言すれば、(4)左式が成立すれば、 XA_t が1%変化する

れば、 Y_t が β %だけ変化する関係になっており、このとき、 β は、 Y_t に対する X_t の弾性値である

付録3 相乗平均値を用いる理由

対数変換前の両値の相乗平均を使用すれば、次の式のとおり対数変換後に両値の対数の算術平均を使える。

$$\text{Log}(X_{i,t-1}X_{i,t})^{1/2}=1/2 \times (\log X_{i,t-1} + \log X_{i,t}) \quad (5)$$

参考文献

- 1) 藤崎耕一[1998], 「EUにおけるドイツの交通政策—内側から分析したドイツ—」, (財)運輸政策研究機構国際問題研究所.
- 2) 首相官邸[2009], 「第173回国会における内閣総理大臣所信表明演説」, (オンライン), <http://www.kantei.go.jp/jp/hatoyama/statement/200910/26syosin.html>, 2011/7/1.
- 3) 環境省[2008], 「原油価格の高騰に伴う自動車燃料価格の上昇による消費行動調査(平成20年9月調査)」, 「中央環境審議会総合政策・地球環境合同部会第6回グリーン税制とその経過分析に関する専門委員会」.
- 4) 横山大輔・藤井啓介・谷口守[2008], 「ガソリン価格高騰による個人の自動車利用抑制の実態—運転動機に着目して—」, 「交通工学研究発表会論文報告集」, Vol. 28, pp. 1-4.
- 5) 運輸経済研究センター[1979], 「交通機関選択要因としての運賃に関する調査報告書」.
- 6) Shafir, E., Diamond, P. and Tversky, A. [1997], “Money Illusion”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112: 2, pp. 341-374.
- 7) Graham, D. and Gleister, S. [2002], “Review of income and price elasticities of demand for road traffic”, (London: Department for Transport).
- 8) Basso, L.J. and Oum, T. H. [2007], “Automobile Fuel Demand: A Critical Assessment of Empirical Methodologies”, *Transport Reviews*, Vol. 27-4, pp.

449-484.

- 9) 国土交通省道路局[2008], “道路の将来交通需要推計に関する検討会”, (オンライン), <http://www.mlit.go.jp/road/>, 2011/7/1.
- 10) 戒野一成[2007], “「トップランナー方式」による省エネルギー法乗用車燃費基準規制の費用便益分析と定量的政策評価について”, *RIETI Discussion Paper Series 07-J-006*.
- 11) Fujisaki, K., Morichi, S. and Itoh, M. [2011], “Effect of Fluctuation of Gasoline Prices on Transport Behavior: An Empirical Analysis Using Transport Statistics in Japan”, *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol. 9, pp. 354-369.
- 12) 岡田啓[2008], “日本における自家用車起因のCO₂排出の要因分析: 茅の式を応用した一考察”, 「運輸と経済」, 第68巻, 第11号, pp. 50-58.
- 13) Tanishita, M. [2005], “Change in Price and Income Elasticity of Gasoline Demand in Japanese Cities, 1980's-1990's”, *Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies*, Vol. 6, pp. 3250-3263.
- 14) 力石真・藤原章正・張峻屹・塚井誠人[2009], “ガソリン価格の変動による交通需要の構造的変化の統計的分析”, 「高速道路と自動車」, 第52巻, 第8号, pp. 21-29.
- 15) Schimek, P. [1996], “Gasoline and Travel Demand Models Using Time Series and Cross-Section Data from United States”, *Transport Research Record: Journal of the Transportation Research Board*, Vol. 1558, pp. 83-89.
- 16) 和合肇・伴金美[1995], 『TSPによる経済データの分析』, 第2版, 東京大学出版会.
- 17) Madala, G.S. [2001], *Introduction to Econometrics*, Third Edition (佐伯親良訳[2004], 『マダラ計量経済分析の方法』, 改訂3版, エコノミスト社).
- 18) 半井真司[2009], “高速道路料金制度の影響”, 「運輸と経済」, 第69巻, 第11号, pp. 96-99.
- 19) 柳澤明[2010], “高速道路料金引き下げ・無料化、暫定税率廃止の影響分析”, 「エネルギー経済」, 第36巻, 第1号, pp. 73-82.

(原稿受付 2012年5月30日)

Effect of Fluctuation of Gasoline Prices on Travel Behavior: An Empirical Analysis using Regional Data in Japan and Its Policy Implications

By Koichi FUJISAKI

This analyzes the effect of fluctuation of gasoline prices and income on travel behavior with a focus on the usage of public transport and personal automobiles as well as gasoline consumption on cars, railway passengers with or without periodical tickets and ownership of various kinds of automobiles, clarifying the limitation of transport statistics in Japan. The method consists of the panel analysis of regional cross-section time-series data. The implications refer to fuel price policy and extend to estimation of adverse effect of the discounting of expressway tolls as well as the proposed abolition of the provisional gasoline tax rate.

Key Words : *fuel price policy, low-carbon transport system, transport statistics, gasoline price elasticity, panel analysis*
