

ガソリン価格がマイカー及び公共交通の
利用等交通行動に及ぼす影響に関する
実証分析とその政策含意

藤崎 耕一
政策研究大学院大学
博士（政策研究）

2015年10月

要旨

序章は、研究の背景と研究方法の設定を述べている。即ち、現代の交通・エネルギー分野で不可欠の主要な乗用車燃料となっているガソリンの価格が関わりうる、気候変動対策、エネルギー安全保障並びに人口減少及び高齢化の中での地域社会の維持といった昨今の主要な政策課題の状況について整理を行い、これらの課題に対処する官民の施策を検討する上で、旅客が交通燃料の価格にどのような反応をするのかについて、根拠を持って予見できるようにすることが必要であると提起している。そして、ガソリン価格の作用について実証する上で計量分析上残っている課題として、ガソリン価格及び所得がマイカーの保有及び利用並びに公共交通の利用にどのような影響を与えるのかについて、同じ時期で、1人当たり交通量等の同じ単位のデータを用いて包括的に分析しているものが見当たらないことを確認している。その上で、研究方法として、交通分野横断的な時系列公式統計がある程度整備され、かつ、地理的な多様性を持つ我が国を対象に、ガソリン価格が影響を与えうる基本的な交通行動のメカニズムについて、計量分析を行い、ドイツとも比較して、実証して明らかにすることを設定している。

第2章から第4章までは、我が国において、ガソリン価格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、1987年度以降2008年度までの長期時系列データを用いた計量モデルの構築により包括的に実証し、需要予測手法等に共通して活用できる基礎的な方法と資料を提供している。また、分析結果を応用し、ガソリン暫定税率が仮に廃止される場合及び2008年度末以降に導入された高速道路休日割引の各影響について試算している。

このうち、第2章は、全国単位の年度系列及び四半期系列を対象にし、短期弾性値と長期弾性値の推計も行うことによりマイカーの保有と利用の関係についても考察し、加えて、仮に高速道路無料化が行われる場合のマクロ的な影響の試算も行っている。

第3章は、7地方圏の大量のデータを一括して用いる年度時系列パネル分析を行い、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圏とその他地方圏におけるガソリン価格弾性値等の異同を検証している。一方、第4章は、対象全体に共通のパラメータを設定することによる歪みが発生する恐れがある第3章の限界を補うため、第3章と比較してデータ量は少なくなるものの、大都市圏地域（関東及び近畿）と非大都市圏地域（中国、四国及び九州沖縄）の大括り地方毎に、個別に分析し、第3章と相補う検証を行っている。

前3章は回帰分析を中心に行っているが、第5章第1節は、データが多い全国四半期系列を取上げ、ガソリン価格、所得、1人当たりマイカー交通量及び1人当たり公共交通量という基本的なデータについて、単位根分析を行った上で、誤差修正モデルを構築することによって、これらのデータを用いた回帰分析が、「見せかけの回帰」ではないことを検証している。第5章第2節では、更に、前3章の基本となる1人当たりマイカー交通等に関する計量モデルについて、構造変化、ガソリン価格の外生性、定式化の選択等頑健性に関する考察を行っている。

第6章は、我が国と異なり公共交通価格が大きく変化した再統一後のドイツを対象に、全国年系列及び四半期系列並びに各州年系列パネルの3層のデータセットを用いて、所得及び運賃の影響を考慮しつつ、乗用車の保有又は個別自動車交通の利用並びに公共交通の利用にガソリン価格が与える影響の程度を推計し、我が国と共通して妥当することを確認することにより、世界に適用できる実証分析の結果の検討に繋げている。

最後に、第7章では、実証分析の結果として、ガソリン価格の上昇は、マイカーの保有台数と利用を減少させ、軽自動車の保有と公共交通利用を増加させ、ガソリン消費をより鋭敏に減少させる関係にあること、公共交通利用を増加させる程度は、関東及び近畿といった巨大都市圏よりも、その他地方圏の方が大きいことの解釈等をまとめている。そして、気候変動対策、エネルギー安全保障並びに地域社会の維持という各政策課題に対応するため、以上の分析結果から直接的に得られる含意について検討している。また、付随して、交通統計の改善課題等の論点を提起している。

なお、本論文の核となる第2章から第4章まで、第5章第1節及び第6章の基礎となる論文は、それぞれ、匿名の査読者による審査を経て、『Journal of the Eastern Asia Society for Transportation Studies』9号、『運輸政策研究』16巻1号、『Socio-Economic Planning Sciences』48号、『交通学研究』56号、『交通学研究』58号に掲載されており、既にピアレビューによる学術的な評価を得ている。また、第5章第1節において、『交通学研究』56号に掲載された論文の一部について所要の修正を行うとともに、同章第2節において、追加的な分析を行っている。

謝辞

本論文は、これまで重ねてきた個別研究の成果、即ち、出版のためにそれぞれ、Journal of Eastern Asia Society for Transportation Studies、運輸政策研究、Socio-economic Planning Sciences、交通学研究及び交通学研究に受理された5本の論文の著者版を基礎²にしている。これらの5本の論文の最終版は、それぞれ次の形で出版された。

Fujisaki, Koichi, Shigeru Morichi, Makoto Itoh (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, 9,354-369.

<http://dx.doi.org/10.11175/easts.9.354>. ©2011 Eastern Asia Society for Transportation Studies.

藤崎耕一(2013a).「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-」 運輸政策研究,16(1),4-16.

<http://www.jterc.or.jp/kenkyusyo/product/tpsr/bn/pdf/no60-01.pdf>

issn1344-3348©2013 運輸政策研究

Fujisaki, Koichi(2014). "An empirical analysis of effects of gasoline price changes on transportation behavior in Japan, with consideration of regional differences."

Socio-economic Planning Sciences,48,220-233.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.seps.2014.05.001>. ©2014 Elsevier Ltd.

藤崎耕一(2013b).「ガソリン価格がマイカー及び公共交通の利用に与える影響の実証分析-誤差修正モデルの構築による検証-」 交通学研究,56,123-130.

issn0387-3137. ©2013 The Japan Society of Transportation Economics.

藤崎耕一(2015).「ドイツにおける乗用車及び公共交通の利用にガソリン価格が及ぼす影響に関する実証分析」 交通学研究,58,145-152.

issn0387-3137. ©2015 The Japan Society of Transportation Economics.

¹査読、編集、校正、構成上の変更、その他の品質管理を含む出版過程における変更は、これらの版に反映されていないことがある。これらの5本の論文は、出版のために投稿されて以降、変更が加えられている場合がある。また、英語論文の2本については、著者版の和訳を本論文の基に使用しているが、当該和訳の内容は、出版者が承認したわけではない。

具体的には、それぞれ、第2章「全国単位の時系列分析」はFujisaki, Morichi & Itoh (2011)の、第3章「地方別のデータを用いた時系列クロスセクション（パネル）分析」は藤崎 (2013a)の、第4章「大括り地方別の時系列分析」はFujisaki (2014)の、第5章「頑健性に関する考察」のうち第1節「誤差修正モデルの構築による検証」は藤崎 (2013b) の、第6章「ドイツとの比較分析」は藤崎 (2015) の元となった各筆者版を基にしている。その際、第5章第1節においては、藤崎 (2013b) の修正を行い、同章第2節「その他の頑健性に関する課題」においては、追加的な検証を行った。また、第1章「研究の背景と研究方法の設定」及び第7章「分析の結論と政策的含意」については、それら5本の論文の筆者版から横断的に抽出した内容を整理しつつも、更に発展させたものである。

この研究の着想は、2008年に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総合政策局大塚洋環境政策課長（当時）から頂いた御提案に遡る。東京工業大学大学院福田大輔先生から既存研究及び計量経済学からの検討の必要性に関し御示唆頂いた。財団法人運輸政策研究機構の運輸政策研究所内で、寺嶋繁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、内田傑主任、Surya Raj Acharya 主任、平田輝嵩、室井寿明、川崎晃央、奥山忠裕、早川伸二、伊藤亮、原繁等各研究員並びに日比野直彦先生（政策研究大学院大学）から、工学、経済学等の個別知見について、御指導頂いた。土木学会土木計画学第40回、第41回及び第43回大会において、塚井誠先生（広島大学）、加藤専和先生（名古屋大学）等から、第71回及び第73回日本交通学会研究報告会において二村真理子先生（東京女子大学）、小川雅司先生（羽衣国際大学）等から、Transportation Research Board 90th Annual Meeting 及び9th East Asian Society for Transportation Studies (EASTS) Conference の参加者及び関係者から、貴重な示唆を頂いた。我が国を対象に運輸政策研究所で行った研究の方法を、その後個人でドイツに応用するに際し、同機構今橋隆主席研究員から社会の相異等に関する留意点を示唆頂いた。Journal of EASTS、運輸政策研究、交通学研究(2本) 及びSocio-Economic Planning

Sciences への投稿の際に、匿名の査読者からそれぞれ貴重な御指摘を頂いた（以上の肩書きは当時のもの）。以上多くの方々の貢献に、この場を借りて改めて御礼申上げる。また、外国語文献からの引用のうち一定の箇所の和訳について、SIA Inc の佐々木賢治代表に御礼申上げる。

以上の研究の総括に際して、準備段階から飯尾潤先生（政策研究大学院大学）及び森地茂先生（政策研究大学院大学）に御指導を頂き、また、政策研究大学院大学における2015年6月の論文発表会に際し、各審査委員はじめ参加者から貴重な御意見を頂き、加えて、森地茂先生及び大橋弘先生（東京大学）から個別に御指導を頂くことにより最終稿に至ることができたことに、御礼申上げる。

本論文における他者の著作からの引用（翻訳して用いることを含む。）に対する明示的許諾を頂いたElsevier Limited、Journal of Transport Economics and Policy 及び国連に御礼申上げる。ただし、筆者側による訳の内容については、これらを含め、原典の出版者から承認を得たわけではない。また、自著からの引用に対する明示的許諾を頂いた日本交通学会に、御礼申上げる。

以上の研究のうち、特に、第5章第1節までは、日本財団からの支援の下で行われた。

分析のソフトに、SPSS(第2章)、TSP(第2章～第6章)及びgretl(第5章及び第6章)をそれぞれ用いた。

なお、本論文における分析は、筆者の個人的見解であり、筆者が所属し、又は所属した如何なる組織の見解を示すものではない。誤謬を含め文責は全て筆者個人に帰属する。

目次

第1章 研究の背景と研究方法の設定	1
1.1 背景となる政策的課題	3
1.2 研究方法の設定	12
第2章 全国単位の時系列分析	29
2.1 はじめに.....	29
2.2 全国分析の方法	30
2.3 全国分析の結果	35
2.4 政策アジェンダに関する問題への応用	40
2.5 まとめ.....	44
第3章 地方別のデータを用いた時系列クロスセクション（パネル）分析.....	47
3.1 はじめに.....	47
3.2 パネル分析の方法	47
3.3 パネル分析の結果	50
3.4 分析結果の活用例	59
3.5 まとめ.....	63
第4章 大括り地方別の時系列分析	65
4.1 はじめに.....	65
4.2 大括り地方分析の方法	65
4.3 分析の結果	68
4.4 政策課題への応用	79
4.5 まとめ.....	81
第5章 頑健性に関する考察	86
5.1 誤差修正モデルの構築による検証.....	86
5.2 その他の頑健性に関する課題	95
第6章 ドイツとの比較分析	101
6.1 はじめに.....	101
6.2 使用するデータ	103
6.3 分析の方法と結果	105
6.4 まとめ.....	110
第7章 分析の結論と政策的含意	112
7.1 分析結果の評価	112
7.2 政策的含意の検討	115
7.3 おわりに.....	124
参考文献.....	126
表.....	134
図.....	164

第1章 研究の背景と研究方法の設定

我が国では、2007年度後半など近年ガソリン価格の高騰が目立った時期に、自家用乗用車運転の敬遠、公共交通の利用増についての観測報道が見られた。また、米国においても、全米公共交通協会(American Public Transportation Association,2008)が類似の現象³について報じている。しかし、これらの報道等は、このような交通行動に対するガソリン価格の影響について、必ずしも科学的に立証した上で行われているという気配は見えない。また、公共交通の利用増は景気又は雇用の改善によるものであるとの議論や、公共交通の利用が不便な地方では自家用乗用車運転の敬遠は見られないとの議論もある。一方、エネルギー分野における議論では、1980年から2004年までの家計各世代層別等のガソリン購入量及びガソリン乗用車走行距離に関する実質ガソリン価格の弾性値を検討し、「明確な価格効果が存在するとは言えない」旨示している戒能（2007）の例もある。このように、合理的な人間を前提にすれば、財貨の価格が上がれば、その財貨の購入は減るだろうという一般的な経済理論を超えて、景気や地域のインフラ状況等様々な要素が絡む現代の交通・エネルギーという具体的な分野において、不可欠の主要な乗用車燃料となっているガソリンの価格を意識して、家計を含む住民・国民一般がそれを燃料とする自家用乗用車の利用や代替手段である公共交通機関等の利用を増減させるかどうかとその程度については、必ずしも明らかにはされていない⁴。

³ APTA(2008)は、「高いガソリン価格により、人々は交通行動を変えるよう動機づけられている・・・ますます多くの人々が公共交通を利用することが高いガソリン価格を避ける最速の方法であると決心している」(筆者訳)という同協会総裁の発言を紹介し、「2008年第1四半期に、公共交通利用者が、上昇し続け、3.4%増加した・・・連邦道路庁は、全国の道路における台マイルが同じ期間に2.3%減少したことを報告した」(筆者訳)と報じている。

⁴ 本論文は、経済合理性に従って活動することが基本と考えられる企業が中心となる物流ではな

しかし、ガソリン価格が交通行動に及ぼす影響について実証的に明らかにされないままでは、例えば、政府首脳がかって表明したガソリン暫定税率の廃止（首相官邸、2009）を含む燃料価格政策のあり方が交通・エネルギー分野にどのような影響を齎すのか的確に評価することは必ずしも容易ではない。また、例えば、2008年度末以降導入された高速道路休日割引が交通構造にどのような影響を齎したかについても、同時期に変化しているガソリン価格の影響が把握できていないままでは、高速道路割引の影響を的確に評価することは難しいと思われる⁵。従って、それを極端に突き詰める方向で政治的指導者によってやはり提唱されたことのある高速道路無料化についても、同様である。また、地域公共交通の維持に悪戦苦闘している地方においても、景気対策の観点から、ガソリン購入のインセンティブが提案されることもあるが、自動車燃料価格に関連する施策がどのような影響を与えるのか不明なままである。更に、IMF(2013)がとりまとめた一覧表(p. 47-66)から、多くの国がガソリン等石油製品への消費助成を講じていることがわかるが、IMF(2013)は、石油輸出国では「エネルギー助成は、天然資源の豊かさの恩恵を国民に分け与える仕組みと見做されている」(p.5, 筆者訳)旨分析している。

すなわち、交通・エネルギー分野は、我が国のみならず開発途上国を含む世界が直面する、気候変動対策、エネルギー安全保障並びに人口減少及び高齢化の中での地域社会の維持といった複数の政策課題に跨って

く、人 流に焦点を当てる。

⁵ 半井（2009）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、仮に、運輸収入、すなわち、鉄道旅客交通量には、景気（所得）だけでなく、ガソリン価格が影響を与えているとすれば、ガソリン価格と所得が鉄道旅客交通量に影響を与える基本的な交通行動のメカニズムを踏まえた上で、高速道路休日割引の導入効果の推計評価を行うべきである。

いるが、特に、ガソリン価格は、その実証の結果次第では、これら複数の政策課題に対処する施策に関わりを持ちうるものである。従って、官民が個別の政策や営業施策の検討をする上で、陸上交通の分野で旅客一般が交通燃料の価格にどのような方向に、どの程度反応するのか、一定の根拠を以て予見することが必要なため、公表統計から共有されうるマクロ的な時系列データを整合的な範囲で整理し、全国レベルと地方レベルの両方で、ガソリン価格の影響の概略について、弾性値という形で実証することによって、個別の分析・政策が断片的な検討に陥らないようこれを考慮できるようにすることとしたい。また、実証分析の結果は、需要予測における感度分析のための資料としての意義もある。

所得という他の要素の影響も考えられる中、ガソリン価格の影響は、相関分析等では捉えきれない。このため、本論文では、交通分野横断的な時系列公式統計がある程度整備され、かつ、地理的な多様性を持つ我が国を題材に、ガソリン価格が自家用乗用車（本章において、以下、「マイカー」という。）の保有及び利用並びに公共交通の利用等基本的な交通行動に影響を与える関係について、所得の影響も考慮しつつ、計量的な分析を行い、包括的に実証することを試みる。

1.1 背景となる政策的課題

本節では、ガソリン価格のあり方が関わりうる、気候変動対策、エネルギー安全保障並びに人口減少及び高齢化の中での地域社会の維持等前提となる昨今の主要な政策的課題について、我が国と途上国を含む世界との関係についても、確認のために以下に整理してみたい。

1.1.1 気候変動対策

1.1.1.1 長期目標

1994年に発効した気候変動に関する国際連合枠組条約(UNFCCC。以下「気候変動枠組条約」という。)は、気候系に対して危険な人為的干渉を及ぼすこととならない水準において大気中の温室効果ガスの濃度を安定化させることを究極的な目的(第2条)としている。2007年に取りまとめられた気候変動に関する政府間パネル(IPCC)第4次評価報告書統合報告書(IPCC, 2007, 67, Table 5.1)は、「長期的な」「平衡時の世界平均気温」の工業化以前からの上昇を摂氏2度に留めるには、「2050年における二酸化炭素排出量」を「2000年比」で少なくとも「マイナス50%」にすることが必要である旨を示唆している(引用部分は文部科学省・気象庁・環境省・経済産業省訳⁶、n.d.a.、20)。このような科学的知見も踏まえ、気候変動枠組条約により設置され、1995年以降毎年開催することとされている締約国会議(COP)、2014年までのG8又はG7サミット首脳宣言又はコミニケ等を通じ、我が国が積極的に関与する中で、国連を中心とした世界全体と主要先進国の両方の場で、世界平均気温の工業化以前からの上昇を摂氏2度よりも下に抑制する長期目標は共有されている。また、主要先進国の場では、そのため世界全体の温室効果ガスの排出量を2050年までに半減させ、先進国全体の排出量を80%削減するという長期目標が共有されている。我が国自身の温室効果ガス2050年80%削減のためのビジョンも、2009年に環境大臣がまとめた。

1.1.1.2 より短期の目標

気候変動枠組条約の究極的な目的を達成するための長期的・継続的な排出削減の第一歩として、1997年にCOP3において採択され、2005年に発効した京都議定書(United Nations, 1998)は、先進国により排出される温

⁶ IPCCの公式訳ではない。

室効果ガスの全体の量を2008年から2012年までの第1約束期間中に1990年の水準より少なくとも5%削減することを目的として、各国ごとに法的拘束力のある数量化された約束を定めた。2011年COP17は、将来の枠組みに関しては、全締約国に適用される、議定書、別の法的文書又は当該条約の下で法的効力を有する合意成果について、気候変動枠組条約の下に設置される下部機関「強化された行動のためのダーバン・プラットフォーム特別作業部会」を通じて策定する道筋を立上げ、できるだけ早く、遅くとも2015年中にCOP21で採択し、2020年から発効して実施させるための作業を当該特別作業部会が完了すべき旨を決定した(United Nations, 2012a, 2)。

なお、IPCC第5次評価報告書統合報告書(IPCC, 2014a, 4/21)は、次の旨記述しており、摂氏2度上昇抑制目標、従って、温室効果ガスの2000年比2050年半減目標を達成するには、増加状況にあるCO₂排出を早期に下降に転じさせるため、現行対策を相当超えた対策を地球規模で採る必要性を示唆していると考えられる。

「化石燃料の燃焼及び工業プロセスに起因する二酸化炭素の排出は、・・・2000～2010年の期間の[温室効果ガス総排出量の]増加においても同程度のパーセンテージ[78%]で寄与している・・・経済成長と人口増加が、化石燃料燃焼による二酸化炭素排出量増加の最も重要な駆動力である状態が続いている/温室効果ガスの排出を削減する努力を現在行われているものに上乗せしないと、世界の人口増加と経済活動の成長が駆動要因となって、世界全体の排出量の増大はいつまでも続く予測さ

れる」(文部科学省・気象庁・環境省・経済産業省訳⁷、n.d.b、4/21)

1.1.1.3 運輸分野における課題

IPCC 第5次評価報告書第3作業部会報告書(気候変動の緩和)(IPCC, 2014b, 21)は「2010年に、運輸部門では、・・・67億トンCO₂の直接排出⁸があった。2050年までにベースライン排出が約2倍に増加すると予測されている」(経済産業省訳⁹、n.d、126)旨記している。そのうち自動車からの排出が、現状では、CO₂排出量に相当大きな割合を占めているが¹⁰、IPCC 第5次評価報告書第3作業部会報告書(気候変動の緩和)(IPCC, 2014b, 603-604/637)の記述¹¹に、途上国における今後の人口増加の見込みも加味すれば、途上国から乗用車からの排出が相当増加する可能性がある。

このため、摂氏2度上昇抑制という目標を実現する上では、2050年半減目標を実現可能にするために、経済と人口の更なる成長が見込まれる発展途上国を含めた地球全体で、運輸分野における自動車からの温室効果ガスも相当削減するための対策が必要になると考えられる。

このような自動車からの排出を抑制するための方策としては、自動車の燃費改善や電気自動車の導入等の他に、直接的な規制が容易ではない

⁷ IPCCの公式訳ではない。

⁸ 当該報告書(p.603)によれば、”approximately 23% of total energy-related CO₂ emissions”に該当する。

⁹ IPCCの公式訳ではない。

¹⁰ OECD/IEA(2014, 113/2012a, 126)のデータを基に筆者が計算したところによれば、CO₂排出量において、石油からの燃料を使用する自動車占める割合は2010年に16%(2012年に17%)である。Based on IEA data from *CO₂ Emissions From Fuel Combustions Highlights (2014 Editions/2012 Editions)* © OECD/IEA 2014/2012, IEA Publishing; Modified by Koichi Fujisaki. Licence: <http://www.iea.org/t&c/termsandconditions/>

¹¹ 当該報告書は、”Transport demand per capita in developing and emerging economies...is expected to increase at a much faster rate in the next decades to rising incomes and development of infrastructure”(p.603)及び”in non-OECD countries it [LDV travel per capita] will likely continue to increase dramatically from a very low average today”(p.604)と述べた上で、”Without policy interventions, a continuation of current travel demand trends could lead to a more than doubling of transport-related CO₂ emissions by 2050 and more than a tripling by 2100 in the highest scenario projections”と警告している。

現代の自由社会にあつては、自動車燃料への課金又は課税若しくはその強化を候補として挙げる議論もある。実際、IPCC(2014a,33)は、様々な措置の一つとして、「燃料税」(文部科学省他訳、n.d.b.、31)について言及している。なお、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 年度に導入された。

このため、自動車燃料として代表的なガソリンに焦点を当て、ガソリン価格が交通行動に及ぼす影響を包括的に実証的に明らかにしておくことが、上のような議論の妥当性の有無を理解するために必要と考えられる。

1.1.2 エネルギー安全保障

我が国のエネルギーは、輸入原油に相当依存しており、資源エネルギー庁エネルギー白書 2014 (n.d.、第 1 部第 1 章第 1 節 1.) によれば、2012 年度に、一次エネルギー国内供給の石油依存度は 44.3%、原油の輸入率は 99.6%、原油輸入における中東依存度は 83.2%で、「中東からの供給に依存する原油・・・の海上輸送の過程で、ホルムズ海峡やマラッカ海峡など・・・要衝(チョークポイント)を通過せざるを得ず、これらの地域で何らかの緊急事態が発生した際には、我が国のエネルギー供給上の課題が顕在化しうる、いわば脆弱な供給構造に」なっている。中東との間の長距離の海上輸送路は、航行安全や近年の海賊事案の発生に直面しているとともに、原油の供給と価格も中近東の政情不安定に晒されている。このような課題については、安全と安定を目指して、我が国として今後も、海上保安及び防衛の分野における個別協力を含め、積極的に多面的に関与して貢献していかなければならないが、一方では、我が国の政策的自由度を上げ、危険度を下げるために、原油への依存度を下げることが望ましい。従来我が国のエネルギー供給を他方で

支えていた原発の今後の稼働が見通せない中では、尚更である。

また、資源エネルギー庁エネルギー白書 2014 (ibid.、第2部第2章第1節1.及び第2節1.(1))によれば、世界の石油消費も、「開発途上国の堅調な経済成長」を含む「経済活動の活発化とともに」、「1971年から2011年にかけて年平均1.3%で増加」してきた。OPEC全体からの世界への石油供給における中東が占める割合は、2011年に72% (OECD/IEA (2012b)の「新しい政策シナリオ」によれば2035年に74%)であり¹²、世界全体の石油消費において、中東への依存度が相当高いことが見込まれる。このため、我が国に限らず、世界全体の石油消費が、中東の政情不安定の危険に晒されている。

一方、OECD/IEA (2012b)の分析¹³を見る限り、交通分野、特に軽量乗用車が今後も世界の石油消費において相当割合を占め続けると想定することが自然である。なお、我が国では、2011年度において、交通分野が石油消費の41%を占めており、特に自家用乗用車が交通分野の55%、石油消費全体の23%を占めている¹⁴。

従って、世界の交通分野、とりわけ、石油からの燃料を消費する自家用乗用車又は軽量乗用車の利用は、それだけ中東の政情不安定リスク、即ち、それによる燃料価格の変動に晒されるリスクを負っていると考えられる。

そのためにも、自家用乗用車の利用等に燃料価格の変化がマクロ的に与える影響を実証的に検証しておく必要がある。資源エネルギー庁エネルギー白

¹² OECD/IEA(2012b,115)のデータを基に筆者が計算したところによる。Based on IEA data from *World Energy Outlook 2012* ©OECD/IEA 2012, IEA Publishing; Modified by Koichi Fujisaki. Licence: <http://www.iea.org/t&c/termsandconditions/>

¹³ OECD/IEA (2012b, 88) は“The transport sector accounts for well over half of global oil consumption today and this share is expected to rise further in the coming decades....Within the transport sector, the fleet of passenger light-duty vehicles...these vehicles are projected to remain the leading consumer of oil in the transport sector through to 2035”と述べている。©OECD/IEA 2012 *World Energy Outlook*, IEA Publishing. Licence:<http://www.iea.org/t&c/termsandconditions/>

¹⁴ 経済産業研究所エネルギーバランス表 (n.d.、固有単位表)を基に筆者が試算したところによる。

書 2014 (n.d., 17, 第1部第1章第1節.3.) によれば、「エネルギー需要の拡大、資源獲得競争の激化や、産出地域における紛争などによる供給不安の発生、さらには経済状況の変化による需要動向の変動が、長期的な資源価格の上昇傾向と、資源価格の乱高下を発生させやすい状況」を生み出しているが、実証分析に基づき、自動車燃料価格の変動による影響を予見しておけば、原油価格が低下し、従って、自動車燃料価格が低下する局面においても、価格上昇期に備えた対策を講じることが可能かもしれない。

1.1.3 人口減少及び高齢化に直面する地域社会の維持

我が国の高度経済成長期以降における国内での地方圏から東京圏等大都市圏への人口流入の傾向は、厚生労働省 2005 年版労働経済白書 (n.d.) により捉えられており、このような中、特に、地方部における地域公共交通の現状については、「今後見込まれる急激な人口の急激な減少に伴い、・・・民間事業者の採算ベースの下では適正な利用者負担による輸送サービスの提供が不可能となる地域が増加するおそれがある」¹⁵。さらに、地域公共交通の現状については、人口減少と少子高齢化とモータライゼーションによって、「公共交通ネットワークの縮小やサービス水準の一層の低下」になり、「公共交通利用者が更に減少（負のスパイラル）」に陥っている¹⁶。

我が国において、地方圏の人口密度は、我が国の人口の約半分を抱える関東及び近畿という2つの巨大都市圏よりもずっと低く、公共交通機関の運行頻度等サービス水準もこれに見合って一般に低くならざるをえないが、更に、駐車料金の水準も比較的低い¹⁷ことから、マイカーの利用にとって有利な経済環境があり、そのことは、地方圏が、公共交通機関の維持の観点

¹⁵ 交通政策基本法に基づき 2015 年 2 月に策定された交通政策基本計画中からの引用

¹⁶ この文中の引用は、国土交通省 (2014b) から。

¹⁷ 例えば総務省小売物価統計調査 10 年報 (n.d.a) を参照

からは極めて厳しい状況にあることを意味している。

世界全体でも、戸口から戸口へ運送で便利なマイカーは、技術の進歩に伴い増々魅力的になることが見込まれる。そのような中、先進国は、我が国同様、人口減少と高齢化による問題に既に直面しており、公共交通が利用しやすく駐車料金が低い大都市圏地域では見られないかもしれないが、地方圏では、我が国同様、公共交通機関の利用、収入及び魅力の減少という負の連鎖に直面している。そして、拡大する巨大都市圏地域が他の地方から若者を吸収し続けるかもしれない新興国も同様の問題に直面する可能性がある。実際、国連(United Nations, 2012b/2014)¹⁸のデータによれば、「発展途上国」は、1995年でも、少なくとも人口1千万人を有する「巨大都市」を既に多数擁しており、発展途上国における巨大都市の数は2030年には1995年時点の3倍以上に増える旨予測されており、国連(United Nations, 2012b, 2-4)によれば、発展途上国においてすら、地方圏の人口の「長期的減少」は2021年頃に始まる可能性があり、かつ、都市人口に占める巨大都市の人口の割合が増加して、「都市人口の割合が2050年には64%まで増加する可能性がある」。一方、西側「先進国」では、2、3の国にしか巨大都市はないものの、我が国1国に、東京と大阪という2つの巨大都市があった。このことは、我が国は、地方圏からの人口を吸収し、公共交通機関の高い分担率を維持する巨大都市圏と人口が減少していき、公共交通機関が負の連鎖に顕著に直面する地方圏で構成される国土形成上の要素を持っていることを含意する¹⁹。(この段落中引用は筆者訳)

¹⁸ From *World urbanization prospects, the 2011 revision. Highlights*.(ESA/P/WP/224), by United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. ©2012 United Nations. Reprinted with the permission of the United Nations. From *World urbanization prospect: The 2014 revision CD-ROM Edition*. by United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division. ©2014 United Nations. Reprinted with the permission of the United Nations.

¹⁹ Giuliano・岡田(2004、中村等編訳著、74-79) (英語版：2004) が UITP (2001) を基に作成し

仮に、ガソリン価格の上昇が国民全体のマイカー利用を減少させ、公共交通機関の利用を促すというマクロ的な関係を国単位で実証的に証明できたととしても、地域レベルで細かく見た場合には、巨大都市圏では、公共交通機関を利用しやすい条件がより整っていることから、そのマクロ的な関係がより妥当する一方で、公共交通機関のネットワークが不足し、運行頻度が低く、また、駐車料金が負担を感じさせないぐらいに低く、マイカーでの移動が便利かつ経済的である地方圏においては、そのマクロ的な関係が妥当するとは限らない。我が国について、公共交通機関の運賃のマイカー一運行費に対する比較優位性が地域によって差異があることは、第3章で確認する。

このため、ガソリン価格の変化が交通行動に包括的に及ぼす影響について、交通行動を包括する整合的な時系列データを有している我が国の巨大都市圏と地方圏を区別して分析することにより、ガソリン価格の影響の有無又はその程度が大都市圏と地方圏のそれぞれに妥当するか、異なるかについて確認し、人口減少と高齢化にいち早く直面する地方圏における公共交通機関の維持を図るための施策の提案において考慮できるようにする必要がある。我が国のデータを用いたその分析の結果は、発展途上国を含む他国に適用できる可能性がある。

た図 2.3.5-2.3.8 を見ると、東京と大阪のいずれにおいても、公共交通機関の機関分担率は、他の西側先進国の巨大都市又はこれに準じる都市、つまり、ニューヨーク、ロス・アンゼルス、パリ等においてよりもずっと高いと推定される。巨大都市における状況に加え、国単位でも、Morichi&Acharya(2011, 5-6)は、我が国においては、広範囲な距離帯において、他のいくつかの西側先進国においてよりも、鉄道を主にした公共交通機関の機関分担率が高いことを示している。Acharya(2011, 4- 5)は、我が国のその特徴の主要因は、「世界最初的高速鉄道システム」(筆者訳)であることを例証している。そして、我が国的高速鉄道システムは、巨大都市どうしを繋ぐだけでなく、これらの巨大都市を他の主要都市の多くとも繋いでいる。従って、我が国の国土形成には、国単位で見た場合の広範な距離帯において結果として公共交通機関の分担率を高める可能性のある公共交通高速鉄道等インフラの整備という、発展途上国が備えるかもしれないもう一つの要素も存在する。なお、Morichi & Acharya(2001)は、この第二の要素がアジアの途上国における稠密回廊に採用される可能性を検証している。

1.2 研究方法の設定

前節では、ガソリン価格が交通行動に影響を及ぼすかどうか等について把握する必要性の背景となる主要な政策的課題について整理した。次に、ガソリン価格のそのような作用について実証する上で、計量分析上の課題が依然残っていることを以下に確認する。

1.2.1 計量的研究の必要性

前記の交通政策基本計画の第3章「施策の推進に当たって特に留意すべき事項」は、「公共データの積極的公開や交通事業者の保有する交通関連データの活用に向けた取組や、そのための環境整備、さらには「情報の見える化」など、「オープンデータ」に向けた仕組みの徹底が求められる」と記述し、更に、「交通分野でも、いわゆるビッグデータの活用による交通計画策定・・・の可能性が出てきており、・・・交通統計情報の充実が必要となっている」と記している。しかし、以上のような様々なデータを利用していく上でも、自動車燃料価格が交通行動にどのような影響を与えているのかについての基本的メカニズムを実証的に把握しておくことが必要である。

また、我が国は、地球温暖化対策等の観点から、ASEAN等の途上国に交通統計の整備の必要性を提起し、かつ、支援を行っている。しかし、我が国自身におけるこのような公式の交通統計の継続性は保証されているわけではなく、現に、統計法に基づく指定統計である自動車輸送統計調査については、我が国の交通政策及び経済政策を策定するための基礎資料とすることを目的として実施されているものであるが、「統計行政の新たな展開方向」（平成15年各府省統計主管部局長等会議申合せ）において、ニーズの乏しい統計調査を廃止する等、統計調査の整理合理化を進める旨とされたこと、「公的統計の整備に関する基本的な計画（平成21年閣議決定）において、報告

者の負担軽減等に留意しつつ、既存統計の見直し等を推進することとされたことなどを踏まえ、自家用旅客自動車及び自家用貨物自動車のうち軽自動車を対象とする調査が廃止されるなどの見直しが2010年に行われた。自動車輸送統計年報及び鉄道輸送統計年報は、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あるが、このような基本的な公式統計を用いた分析を行い、交通需要予測手法の検討や関係施策のあり方を検討する上での基礎資料を提供することを行政の外側からも例証することが望ましい。

このため、我が国の公式交通統計を用い、ガソリン価格が交通行動に影響を及ぼす基本的なメカニズムについて計量モデルを構築して包括的に実証分析し、このような交通統計の使用方法与限界を例証することとする。

1.2.2 先行研究に鑑みた研究の必要性

交通経済及び工学の分野では、自動車の交通需要、燃料消費及び保有等において、燃料価格が所得とともに重要な要素であるとの想定のもとで、既に様々な研究がなされている。以下に、これらの先行研究に鑑み、ガソリン価格が交通行動に与える影響を包括的に実証する計量分析の必要性についてまとめる。

1.2.2.1 交通行動を包括する分析

我が国について、環境省（2008）が一般消費者を対象に行ったアンケート調査「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（2008年9月調査）」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(図1-1)。また、横山・藤井・谷口(2008)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ているわけではない。

計量的分析については、Hanley, Dargay & Goodwin(2002)が、道路交通需要における燃料価格及び所得の弾性値が広範に研究されてきており、沢山のレビューがそれらの研究を調査してきたことを示している。それらのレビューの中で、Goodwin(1992, 163)²⁰は、ガソリン価格に関する公共交通の正の交差弾性値を算出している幾つかの研究を参照し、「自動車使用費用は日々の交通類型に限界的に影響するだけではなく、自動車の保有、車両の類型及び居住地決定にも影響を与えているかもしれない」（筆者訳）という示唆を導いている。Graham & Gleister (2002, 23)²¹は、Goodwin(1992) のような先行レビュー、非集計データを使った幾つかの研究及び Espey(1998) によって実行されたメタ分析に基づき、「交通量水準に対するガソリン価格の長期および短期間の様々な影響は燃料消費量に対するそれらの影響よりも小さい傾向にある。・・・それ故、運転手達は調整する時間を与えられれば、彼等の燃料使用を節約する様々な方法を見つける。」（SIA 訳）及び「自動車所有需要は所得に大きく依存する」（SIA 訳）と結論してい

²⁰ Reprinted from *Journal of Transport Economics and Policy*, 26/2, Goodwin, PB, "A review of new demand elasticities with special references to short and long run effects of price changes." /155-169, ©1992 with permission from Journal of Transport Economics and Policy(JTEP). The translation was not endorsed by JTEP.

²¹ Reprinted from *Journal of Transport Economics and Policy*, 36/1, Graham, Daniel J, and Stephan Glaister., "The demand for automobile fuel: a survey of elasticities." /1-26, ©2002 with permission from JTE P. The translation was not endorsed by JTEP.

る。より最近のレビューである Graham & Gleister (2004, 271-272)は、自動車使用頻度について「おそらく交通手段選択、目的地選択、土地利用場所・・・における様々な適応により、走行台キロよりも、長期的に、燃料価格の変化に対する反応性は遥かに低い」(SIA 訳)と、また、「所得に関する自動車保有及び走行台キロの平均弾性値は長期間および短期間共に非常に類似しているが、その燃料需要弾性値はより高い値となる」(SIA 訳)旨を確認している。このように、著名なレビューの議論の幾つかは収斂しているように思われる。しかしながら、Hanley, Dargay & Goodwin(2002)を要約している Goodwin, Dargay & Hanley(2004, 278)は、「多くの研究は自動車保有、交通量、あるいは車一台当たりの利用に対する様々な影響の評価をするだけで、同一時期によるものでもなければ、同一データ使用によるものでもない」(SIA 訳)という警告に言及し、一定の結論について、「大変異なった様々な研究をまとめて引用した結果である」(SIA 訳)と注意を促している。

実際、我が国についても、ガソリン価格が自動車の燃料消費又は走行距離に与える影響を推定する研究は、集計値時系列を用いたものでも個別には既に幾つかなされている。二村(1999/2000/2001)は、①1974年から1997年までの年系列を用いて、自動車用揮発油消費量について、実質GDP及び実質ガソリン価格の他、自動車数及び技術革新を表すトレンド項又は燃費(自動車台キロ/ガソリン使用量)を独立変数とする両対数線形の静学モデル又は動学モデル(従属変数の1期前を独立変数に加えたもの)によりガソリン価格弾性値を(二村、1999/2000)、②1975年から1998年までの年系列を用いて、乗用車走行距離について、実質GDP及び実質ガソリン価格/燃費効率を独立変数とする両対数線形の動学モデルにより実質ガソリ

ン価格/燃費効率の弾性値を(二村、2001)、それぞれ推計している。なお、二村(2008)は、英国の道路関係のガソリン消費量について1980年から2005年までの年系列を用いて、ガソリン価格、実質GDP等を独立変数とする動学モデルにより推計を行っている。ここで、従属変数である燃料消費量又は走行距離及び独立変数である実質GDPは共に人口の影響を受けることから、人口増減による影響を取り除いて分析を行うために、集計値の変数は人口1人当たりの値とする方法があるが、二村(1999/2000/2001/2008)はそれを採用していない。小川(2003)は、1965年から2000年までの年系列を用い、自家用乗用車走行キロ(自家用軽自動車分を含まない)等について、実質GDP、実質ガソリン価格及び自動車保有台数等を独立変数として、両対数線形式を検討し、Augmented Dickey-Fuller 検定等により諸変数が非定常であることを確認し、階差をとった諸変数間で回帰分析を行っている。森・石田・岡本・毛利(2010)は、1990年第2四半期から2008年第1四半期までの四半期系列を用い、1人当たり乗用車走行台キロについて、ガソリン価格、GDP等を独立変数として、両対数線形式の動学モデルにより、ガソリン価格等の弾性値を推計している。一方、戒能(2007)は、1980年から2004年までの家計各世代層別等のガソリン乗用車走行距離等に関する実質ガソリン価格の弾性値を検討し、「明確な価格効果が存在するとは言えない(95)」旨結論した。

公共交通分野については、新納(1988)が、1973年度から1983年度までの年系列を用い、19都市の公営バス及び路面電車の1人当たり年間利用回数について、実質運賃、年間走行キロ、1人当たり乗用車保有率及び都市別ダミー等を独立変数として、プーリング回帰を行っている。また、山田・綿貫(1996)は、1960年から1992年までの年系列を用い、関西民鉄5路

線の定期及び定期外の旅客人キロについて、自社運賃、競合他社の運賃、沿線人口、乗用車保有率等を独立変数として、静学モデルにより運賃弾性値を推計している。しかし、競合移動手段であるマイカーの利用費用であるガソリン価格の影響を我が国の最近の時系列で分析したものはあまり見当たらない。なお、Yamaz-Tuzel & Ozbay(2010)は、米国 NJ 州における公共交通利用者数について、2004 年 9 月～2006 年 8 月(2003 年 9 月～2007 年 8 月) 及び 2007 年 5 月～2008 年 12 月(2006 年 5 月～2008 年 12 月)の月系列を用いて、静学モデルにより、ガソリン価格及び利子率の弾性値を推計している。

比較的包括的なものでは、財団法人運輸経済研究センター（運輸政策研究機構の前身）(1979)が、1955 年～76 年の年系列及び 1973 年～77 年の四半期系列を用い、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等費用及び個人消費支出が与える影響を分析したが、1987 年国鉄改革の後の時期を含んではない。

以上のように、我が国を対象にした先行研究を見ても、自動車だけでなく公共交通の利用を含む、多様な相の交通行動について、近年の同じ期間の、かつ、1 人当たり交通量等の同じ単位のデータを用いて、包括的に分析しているものは見当たらない。地球温暖化等という政治的問題に対応する上で、整合的な方法で依然検証されていない疑問は、ガソリン価格は国全体における、自動車の利用及び保有、自動車における燃料消費並びに公共交通の利用という、多くの相の交通行動に包括的に影響しているのかどうかということである。

このため、マクロ的に集計された近年の交通データを用いる計量分析を多様な相の交通行動について包括的に行うことにより、それぞれの結果

の整合性に鑑みた上で、ガソリン価格の影響の有無と程度について結論する必要がある。従って、第2章では、我が国全体の陸上交通分野を対象に、この期間におけるマイカーの保有と利用、公共交通の利用等様々な交通行動に対するガソリン価格等の影響の有無等について包括的に実証するための計量分析を、1987年国鉄改革以降の1人当たりの時系列データを用いて行う。

1.2.2.2 地域の差異を考慮した分析

ガソリン価格の影響における地域的な差異については、かなり最近のメタ分析である Brons, Nijkamp, Pels & Rietveld(2008, 2116)²²は、ガソリン需要に関して、他の国からのデータに基づく推計値と比較して、「価格感応性はアメリカ、カナダ、オーストラリアにおいてはより低い」(SIA 訳)ということを発見し、「・・・解釈は、まばらな人口と比較的未発達 of 公共交通インフラという両要因の組合せにより、車の依存度がこれらの国々においてはより高いということかもしれない」(SIA 訳)と論じている。それら3カ国における自動車へのより高い依存度等のありうる説明に言及している。他方、最近のガソリン価格変動と米国の主な9都市における公共交通利用の間の関係を別々に、かつ比較して分析している Lane(2010, 223)²³は、「自動車により依存している都市では、運転費用に対し一層大きな反応性がある」(SIA 訳)とのありうる示唆を抽出している。このことは、複数の国の研究を扱うメタ分析からの示唆は、個々の国の中の分析から得られる示唆を必ずしも帰結しないかもしれないということを示して

²² Reprinted from *Energy Economics*, 30, Brons, Martijn, Peter Nijkamp, Erie Pels, and Piet Rietveld., “A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand: a sur approach.” /2105-2122, ©2008 with permission from Elsevier.

²³ Reprinted from *Journal of Transport Geography* 18/2, Lane, Bradley W., “The relationship between recent gasoline price fluctuations and transit ridership in major US cities.” /214-25, ©2010 with permission from Elsevier.

いるかもしれない。それ故、それらのレビュー又はメタ分析は、沢山の研究から得られる、道路交通関係の行動に関する価格及び所得の弾性値の概括的な傾向と特徴を合成し、比較しており、公共交通にはあまり焦点が当たっていない。そこで、直接的証拠を引出すため、同一国で、異なる種類の地方に分けつつ、期間及び地理的空間を通じて整合的なデータを用いて、公共交通の利用を含む、同時期の交通行動を包括的に分析する必要がある。

地方データを使った最近の個別研究においては、Schimek(1996)が、米国の1988年から1992年のプーリングデータを使って、都市化を表す追加的な独立変数を用い、しかし、価格弾性値及び所得弾性値における地域的差異に着目することなく、高速道路のガソリン需要に対するガソリン価格及び所得の弾性値を検証している。Tanishita(2005)は、人口密度等地方の特徴を考慮に入れて、1980年代及び1990年代における我が国の諸都市における家計のガソリン消費に関する燃料価格及び所得の弾性値並びにその変化について、主要都市と都市全体に分けたモデルで推計し、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る。我が国の53の高速道路交通量について、2008年の間に発生した実質的な変動に着目して、力石・藤原・張・塚井(2009)は、2005年(又は06年)4月～2008年8月の月系列を用いて路線毎の静学モデルを構築して、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。また、Chikaraishi, Fujiwara, Zhang & Lee(2010)は、2004年(、05年又は06年)4月～2009年1月の月系列を用いてランダム変数モデルにより、ガソリン価格等の弾性値の時空的变化を検証している。Currie & Phung(2008)は、豪州におけるいくつかの都市における公共交通の利用に関する集計及び非集計の交差弾

性値を推計している。Lane(2010)は、米国の主な9都市におけるガソリン価格と公共交通利用の関係を分析している。以上の分析のいずれも、道路交通又は公共交通のいずれかを対象にしているが、両方は対象にはしていない。我が国を対象にした上記3本の研究は、地域的差異を考慮に入れているものの、分析対象期間の制約は別にして、都市の外の地域又は高速道路交通以外の道路交通を直接は扱っていない。また自家用車起因CO₂排出の要因分析をした岡田(2008, 58)は、「全国ベースの統計ではなく、運輸局ベース・・・のデータを用いてCO₂排出の要因分析を実施し、状況(所得・・・等)に応じて差があるのかが検討課題である」旨指摘している。

このため、我が国について、異なる種類の地方に分けつつ、全国レベルの分析と同じ期間の整合的なデータを用いて、公共交通の利用を含む交通行動を包括的に分析し、ガソリン価格の影響の有無及びその程度が地域の性質によって異なるのかどうかについて、実証する必要がある。具体的には、全国レベルの第2章と異なり、第3章及び第4章において、我が国全体の陸上交通分野を対象に、この期間におけるマイカーの保有と利用、公共交通の利用等様々な交通行動に対するガソリン価格等の影響の有無等について包括的に実証するための計量分析を、1987年国鉄改革以降の地域レベルの1人当たりの時系列データを用いて行うこととする。

1.2.3 本論文の構成

前小節では、先行研究を踏まえた計量分析の課題を確認したが、次に、この課題に対応した本論文の構成を述べる。

1.2.3.1 各章の関係と構成

第2章から第4章までは、基本的には共通した手法により、我が国において、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、1987年度初以降 2008年度末までの長期時系列データを用いて包括的に実証分析し、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基礎的な方法と資料を整理して提供する。有意かつ適合的な時系列計量モデルを構築することにより、ガソリン価格及び所得の弾性値を推計する。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、マイカーの保有が低下し、燃費効率の良い自動車の購入又は保有を促進する関係にあることを確認する。定期券の有無別の鉄道輸送への影響も検証する。また、分析結果を応用し、ガソリン暫定税率が仮に廃止される場合の影響、2008年度末以降に導入された高速道路休日割引の影響並びに日本の当時の新しい政治的指導者が提案したガソリン暫定税率の廃止が実施される場合等の副作用について試算し、低炭素交通体系等に向けた燃料価格政策等についての含意を検討する。

このうち、第2章は、全国単位の年度系列及び四半期系列を用いて、重回帰又は誤差項自己回帰モデルを構築するが、データ量が比較的多い四半期系列を用い、短期弾性値と長期弾性値の推計も行うことにより、マイカーの保有と利用の関係についても考察する。マイカーの購入についても分析をしている。第2章では、加えて、仮に高速道路無料化が行われる場合のマクロ的な影響の試算も試みる。

第3章は、地方圏（北海道、中北東、関東、近畿、中国、四国、九州沖縄）別の年度系列をプーリング形式に整えて、クロスセクション時系列パネル分析を行う。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。この時系列パネル分析は、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圏毎の計量モデル分析と異なり、7（地方圏数）倍の 140 個という多数のデータセットを対象にした計量モデルを検討するため、信頼性の高い分析を行える長所がある。また、各地方圏共通のパラメータを仮定した上で、特定の地方圏のパラメータが当該共通のパラメーターと有意な差を持つ場合には、その差（特定の地方圏のダミー係数等）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圏とその他地方圏における弾性値の異同を検証できる。

他方で、Pesaran & Smith(1995, 80)²⁴が「係数の同質性の仮説は・・・多くの適用事例で不適切と思える」(SIA 訳)と示唆していることに応じて、Basso & Oum(2007,456-457)が「各地域の特質は・・・時系列と比較し、プーリングによると、より捕捉されにくい」(SIA 訳)と指摘しているように、第 3 章の方法については、各地方圏共通のパラメータを前提とすることによる歪みが発生している可能性があるという限界は否定できない。このため、第 4 章は、大都市圏地域（関東及び近畿）と非大都市圏地域（中国、四国及び九州沖縄）の大括り地方に分け、第 3 章と基本的に同じデータ源を用いつつ、各大括り地方毎に、それぞれ個別に分析を行い、2 つの大括り地方双方の結果を比較する。この手法は、第 3 章の手法と比較して、計量モデルの対象にするデータ量の数が少なくなる一方で、第 3 章のように対象全体に共通のパラメータを設定することによる歪みが発生する恐れがないため、第 3 章の手法と相補う意義を持ち、第 4 章全体の結果を第 3 章全体の結果と比較することにより、より信頼性の高い結

²⁴ Reprinted from *Journal of Econometrics* 68/1, Pesaran, M. Hashem, and Ron Smith, "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels." /79-113, ©1995 with permission from Elsevier.

論を導くことができる。

また、第2章以降が基本としている回帰分析という手法一般について、近年の計量経済学においては、田中（2004）が紹介しているように、「マクロ経済時系列」は単位根を持つ場合が多く、単位根を持つ（非定常過程にあるともいう。）時系列変数を含む変数の回帰分析は、共和分関係にない限り、「見せかけの回帰」に陥る可能性があることが指摘されている。一方、Grangerの表現定理によれば、単位根を持つ変数どうしであっても、共和分関係にある場合には、階差変数間の関係に、元のレベル変数間の長期関係を組み込んだ誤差修正モデル（ECM）が動学的調整を適切に特定する。このため、第5章第1節は、比較的データが多い全国四半期系列に焦点を当てて、ガソリン価格、所得、1人当たりマイカー交通量及び1人当たり公共交通量という基本的な指標データ単位根の存在の有無、存在する場合は、誤差修正モデルの考案による共和分関係の成立の有無を検討することにより、第2章等の基本的な実証分析が「見せかけの回帰」を行うものでないかを論考する。第5章第2節では、更に、第2章から第4章の基本となる1人当たりマイカー交通量等に関する計量モデルについて、各章では必ずしも検証をしていない構造変化、ガソリン価格の外生性、定式化の選択等頑健性に関する考察を行う。

第6章は、先進国の中にあつて、自動車産業だけでなく、国鉄民営化、高速鉄道網を基幹とする公共交通網の発達というマイカーと公共交通の双方の交通基盤が我が国と比肩しうる再統一後のドイツを対象に分析を行う。ドイツでは、我が国と異なり、公共交通サービスの価格が大きく変化した。このため、全国年系列（1995年～2012年）、全国四半期系列（2004年第1四半期～2013年第2四半期）及び各州年系列パネル（2004年～2012

年)の3層のデータセットを用いて、所得だけでなく、運賃の影響を考慮しつつ、乗用車の保有又は個別自動車交通の利用並びに公共交通の利用にガソリン価格が与える影響の程度を推計する。その結果を、我が国に関する分析結果と比較することにより、経済社会状況の異なる我が国とドイツに共通して妥当することを確認することにより、世界に適用できる実証分析の結果の検討に繋げる。

第7章は、第2章から第6章までを通して得た分析の結論に対する評価とそれを政策的含意に繋げるための検討を行う。

1.2.3.2 共通の方法論

特に第2章から第4章までに共通する方法論を予め、述べる。

先ず、人(旅客)の交通行動としては、移動に至る前の段階では、車種を選択した上での自動車等交通用具の購入又は手放し、移動の段階では、移動目的、目的地、移動回数、利用交通機関(手段)、交通経路等の選択を行い、更にマイカーを運転する場合には、同じ経路でも、速度の出し方やブレーキの掛け方等の態様も想定されている。このような交通行動に影響を与えうるものとしては、例えば、所要時間、費用(運賃料金、燃料価格等の運行費用の他、保有車両の維持費も含む。)、交通機関のサービス水準(運行頻度、乗継回数、車両や施設の快適性、ICカードでの決済可能性等)、マイカー又は運転免許の保有の有無、同行者の状況、交通機関に対する個人的選好傾向(利用習慣を含む)が想定される。

本論文では、以上のような交通行動の態様の中で、ガソリン価格上昇が影響しうる交通行動類型のうち、①自家用乗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自家用乗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。ここで、分析対

象とする交通量の概念関係は、図 1-2 のとおりである。

これらについては、我が国においては、それぞれ①登録自家用乗用車及び自家用軽自動車の各交通量及び各ガソリン消費量、②鉄道及び営業用バスの各交通量、③登録自家用乗用車及び軽自動車の各保有台数、といった公式の関係統計データにより、経時的な集計値の数量的な把握が相当程度に可能である。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、1人当たり交通量等を被説明変数とする計量モデルの構築により、客観性の高い実証的な分析を行う必要がある。

このため、我が国について、自動車交通統計調査の対象に軽自動車の交通量が追加されるとともに、国鉄改革が実施された 1987 年以降の現行の交通の仕組みの下で、高速道路休日割引が本格導入される 2008 年までの全国単位又は地方単位の整合的な時系列データを用い、ガソリン価格及び所得が、マイカー及び軽自動車の保有、マイカーの利用及びガソリン消費、公共交通並びに鉄道（定期及び非定期の別）の利用に対して及ぼす影響について、重回帰分析を中心にした両対数線形による計量モデルを構築して、主要な弾性値の推計を行い、包括的に分析する。

本論文では、比較的包括的な財団法人運輸経済研究センター(1979)その他の多くの既存研究と同様に推定対象期間に亘って一定となる平均的弾性値（両対数線形式²⁵により容易に得られる）を推計することとする。説明要因としては投入されない所要時間、サービス水準、個人の移動目的、マイカー及び免許の保有の有無、選好傾向（クルマへの志向、交通 IC カ

²⁵ 片対数線形式との優劣については、第 5 章第 2 節にて吟味する。

ードによる囲込み効果)等が影響する真の弾性値との乖離の回避は困難であるが、所要時間等は、特定の地点間に固有の値であり、従って、所要時間等を考慮する計量モデルは、弾性値が地点間の場所によって異なることが想定され、従って、平均的弾性値を探索する場合には、所要時間等を含めない、本論文で扱う計量モデルが相応しいと考えられる。

ここで、単位については、CO₂排出量が、交通モードによって異なる単位当たりの排出量(g- CO₂/人キロ)と各モードに帰属する旅客交通量(人キロ)の両方に関係することに鑑み、CO₂排出量やガソリン消費量に直接関係する、旅客数(人)×移動距離(キロ)の総量=交通量(人キロ)を集計する交通統計に着目することが合理的である。ガソリン価格や所得という、交通行動に影響を与えうる経済指標を含め、我が国における主な統計データの有無と時間単位は、表 1-1 のとおりである。計量分析で使用するデータの時間単位は揃える必要がある。地方圏別データでは、地域総生産(GRP)が年度単位しかないため、年度単位に揃えたデータを作成する。

その際、1987年の国鉄改革後2009年度までの期間では、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う、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 1-3 のとおりで、大きく変化している可変費用はガソリン価格である。したがって、国鉄改革以後、高速道路休日割引が本格的に導入される直前の2008年までの期間では、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。なお、高速道路料金は、その水準が道路毎に基本的に異なるため、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、高速道路の延長距離は、国道の10%以下、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に、単純化さ

れたマクロ的なモデル分析を行う。そして、このような単純化された分析方法が良好なモデルを構築することができるかを検討する。その後に、交通のインフラ又はサービスの水準に関する他の要素が、構築された良好なモデルに適切に組込むことが可能かどうかを検証する。また、ガソリンを燃料とするマイカーに関する税制の1987年以降の近年の主な推移は、図1-4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年の引上げ(3%→5%)である。

また、煙草需要の分野で Franke(1994,33)²⁶は、「喫煙者達は実質価格の変動に対してよりも名目価格の変化に対して一層反応する」(SIA 訳)という、行動経済学が想定した「貨幣錯覚」を確認したが、消費者一般も同様の行動をとる可能性がある。このため、多くの先行研究とは異なり、時系列データの実質値の組合せだけでなく、名目値の組合せも分析することには意味がある。このため、基本的なモデルについては、実質値データだけでなく、名目値データを用いた分析も行い、両方の結果を考察することが望ましい。

なお、独立変数となるガソリン価格及び所得について、交通行動が行われるのと同時期のものが影響しているという印象を有する者が研究関係者にも多く、また、実際に、既存研究でも、独立変数については、従属変数と同期のものを用いて計量モデルを推計しているものが多い。このため、本論文では、ガソリン価格等の主要な独立変数として当期のものを採用すべきか前期のものを採用すべきか検討を行うが、分析に使用できるデータ数が減少することを避けるため、前期のものとしては、最長1年前までに

²⁶ Reprinted from *Journal of Business Research*, 30/1, Franke George R, "U.S. Cigarette Demand, 1961-1990: Econometric Issues, Evidence, and Implications." /33-41, ©1994 with permission from Elsevier.

している。このことは、2年以上前の独立変数が影響していないことを意図するものではなく、実際、これら独立変数と従属変数の相関係数をとると独立変数について数年前に遡った方が相関係数が高いことが多い。

第2章 全国単位の時系列分析

2.1 はじめに

2007年度後半以降の我が国におけるガソリン価格の上昇により、人々は、マイカーの利用を減らし、公共交通を増々利用するようになっている旨をメディアは報じてきた。米国でも類似の趣旨の報告があった。直後の2009年に、日本は高速道路料金の割引を導入した。その上、日本の新しい政治的指導者は、ガソリン暫定税率及び全国的な高速道路料金の廃止を提案した。それ故、低炭素交通体系に向けた、税及び経済政策を含む政策的示唆を目指し、ガソリン価格の変動が日本における旅客交通行動に影響するかどうか、またその程度について、マクロ計量経済学を用いて実証的に分析を行い、かつ、需要予測又はその感度分析に利用できる基本的な発見を提供するときである。

先行研究に鑑みても、全国水準で、同期間の整合的なマクロ集計データを用いて、ガソリン価格が様々な交通行動に及ぼすについて包括的に探究した、明確な計量経済的証拠があるようには見えない。そこで、本章は、次章以下の基礎として、実質及び名目のガソリン価格及び所得が、異なる種類のマイカーの保有（ストック）及び購入（フロー）、マイカー、公共交通及び陸上交通合計の利用、定期券による場合とよらない場合の鉄道利用、マイカーにおけるガソリン消費という様々な種類の交通行動に及ぼす影響について、1987年の国鉄改革後に確立した現在の交通体系の下での国民1人当たりの時系列データを用いて、適合的な計量モデルを構築して有意な弾性値を推計することにより、実証的に分析する。この分析は、燃料価格に関する幾つかの直接的な政策的示唆に繋がるが、この分析の結果を応用することにより、それにとどまらず、燃料税及び高速道路料金政策に対する示唆を探求する。

2.2 全国分析の方法

2.2.1 使用データ

ガソリン価格の上昇によって影響する可能性がある旅客交通行動の特徴は、マイカー交通量へと積算することが可能なマイカーの運転頻度及びマイカー走行距離の減少、公共交通の利用への転換又は公共交通量の増加、マイカー所有の遠慮若しくはより燃料効率が良い自動車の所有への転換を含む。ガソリン価格以外に影響する要素の一つとして、所得の効果も検証する。物価上昇の影響を考慮に入れる際には、総務省消費者物価指数（2010b）を用いて実質所得及び実質ガソリン価格の組合せを計算する。利用可能な統計を示す表1-1に基づき、全国の年系列及び四半期系列のデータセットを以下の基本的な分析に用いる。

人口増減の影響を排除するために、交通量（国土交通省自動車統計年報(n.d.a)及び鉄道統計年報(n.d.b)並びにGDP(内閣府国民経済計算(2010)による)については、総務省人口推計（2010c）のデータによって変換した国民1人当たりの数値を用い、1人当たりGDPを所得の代理指標とする²⁷。データの時間範囲は、軽自動車交通量の集計が開始された1987年4月（1987年度）から、高速道路割引が開始された時期との境目の2008年3月（2008年度）までの約20年間とする。更に、四半期単位の値が公表されていない場合は、月次値の平均値又は合計値から四半期単位の値を作成する²⁸。図2-1は四半期系列の主要データの推移を示す。

2.2.2 分析の手法

公共交通、マイカー及び陸上交通の1人当たり交通量並びに公共交通及び

²⁷ この分析の対象は人流であるが、家計構成員の行動に対象を限定しておらず、事業者組織の行動を含むものであることから、家計の可処分所得の影響を分離することなく、1人当たりGDPとして表される全所得の影響を分析している。

²⁸ 第3章及び第4章と異なり、年度系列の実質ガソリン価格は、四半期系列の実質ガソリン価格（四半期名目値と期内月総合消費者物価指数平均値から計算）の平均値から算定している。

マイカーの機関分担率に対する実質と名目の両方の各組合せにおけるガソリン価格と所得の直接の影響をそれぞれ検証する。

この方法は、実際には他の要素が交通選好に影響しているかもしれない交通需要に対する現実世界の影響を単純化するものである。実際、1987年4月国鉄改革の後、全国を網羅する鉄道網の主要な部分を占めるJR会社の旅客運賃の水準は、かなり安定しており、従って、図1-3が示すとおり、日本に公共交通の運賃料金の変化は比較的小さかった。また、図1-4が示すとおり、自家用乗用車関係の税に関しては、排気量2リットル超の乗用車の年間自動車税の1989年度における統合及び環境に優しい自動車に対する軽減税率の導入を除き、購入価格に基づく自動車取得税の率並びに重量及び総排出量に基づく年間税は、2008年度までの分析対象期間において基本的に変化がなかった。取得価格に関する消費税は、1989年度にかなり軽減され、軽自動車以外の乗用車については1992年度に6%から4.5%に、1994年度に4.5%から3%に少し変化し、乗用車全体について1997年に3%から5%に増加した。ガソリン税の国税率と地方税率の合計は、この期間において基本的に変更がなかった。要するに、自動車関係税の変化は小さいだけでなく、その複雑さの故に単一のパラメータとして表現することが難しい状態だった。第1章で触れた通り、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、全国又は地方単位の数値分析のための指標を設定することが容易ではない上に、高速道路の延長距離は、国道の10%以下、かつ、道路全体の1%以下に留まる。

本章では、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（独立変数及び従属変数は自然対数に変換）の計量モデルを、用意した年系列及び四半期系列のデータセットを用

いて構築し、統計学的に有意かつ適合的な弾性値²⁹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³⁰。用いる一般的な方法は、影響が表れるタイムラグを最長1年間又は4半期間許容することを含む重回帰モデル又は誤差項自己回帰モデルを両対数線形式で構築し、その係数の一部として表れるガソリン価格等の弾性値を推計することである。例えば、ガソリン価格弾性値は、次のように計算される。

$$e = \partial V / \partial P \cdot P / V = \partial \ln(V) / \partial \ln(P) \quad (1)$$

ここで、 P は実質又は名目のガソリン価格（¥）、 V は公共交通、マイカー及び陸上交通における1人当たり交通量(人キロ/人)並びに公共交通及びマイカーの機関分担率をそれぞれ表す。

試行的な検討において、1年間又は4半期間のタイムラグを含める、誤差項自己回帰モデルによって補完される重回帰モデルが基本的に選定される。例えば、四半期系列の場合は、モデルは、基本的に次の式で構築される。

$$\ln(V_t) = \alpha + e_p \ln(P_{t-j}) + e_q \ln(Q_{t-k}) + \sum \beta_i S_i + \gamma T_t + r_t \quad (2)$$

又は、

$$\ln(V_t) = \alpha + e_p \ln(P_{t-j}) + e_q \ln(Q_{t-k}) + r_t, \quad r_t = \rho_s r_{t-4} + u_t \quad (3)$$

²⁹ 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。

³⁰ 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）の一人あ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

$$\log Y_t = \alpha + \beta \log XA_t + \gamma \log XB_t \Leftrightarrow Y_t = e^{\alpha} XA_t^{\beta} XB_t^{\gamma} \cdots \textcircled{1}$$

右式について、例えば XA_t で微分すると

$$dY_t / dXA_t = \beta e^{\alpha} XA_t^{\beta-1} XB_t^{\gamma}$$

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

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

換言すれば、 $\textcircled{1}$ 左式が成立すれば、 XA_t が1%変化すれば、 Y_t が $\beta\%$ だけ変化する関係になっており、このとき、 β は、 Y に対する XA の弾性値である

ここで、

t =1988 年度第 1 四半期から 2008 年度第 4 四半期 までの時期

α =定数項

e_p =実質又は名目のガソリン価格の弾性値

e_q =実質又は名目の所得の弾性値

Q =実質又は名目の所得（1 人当たり国内総生産）（GDP）(千円/人)

β =季節ダミーの係数

i =季節を表す ($i=1,2,3$)

j,k =タイムラグ ($0 \leq j,k < 4$)

S =季節ダミー: 該当する季節においては 1、そうでない期間においては 0 の値をとる（基本季節に選定した冬期は、全てのダミーに対して 0）

γ =トレンド項の係数

T =トレンド項: 1988 年第 1 四半期に 1 の値をとり, $T_{t+1}=T_t+1$

r =誤差項

ρ_s =誤差項季節性 1 次自己回帰係数

u =ホワイトノイズ

等式(2)は最も基本的な静的モデルを表す。Goodwin et al.(2004, 276) は、静的(または均衡)手法について、「それらの使用者達が、全ての反応が完了した不確定日のある最終状態に関係することを期待する」(SIA訳)と説明している。等式(2)において、誤差項に自己相関が残る場合は、等式(2)に対する代替モデルとして等式(3)を構築する。等式(2)及び(3)は、価格弾性値が所得に対して変化しないという前提に立っている。それ故、これらの等式を補完するために、ガソリン価格弾性値が所得水準に応じて変化することを許容するよう、価格と所得の交差項を含む追加的な等式を交通量に関し

て推計する。

Espey(1998, 291)³¹は、「所得もまた、車両の保有に影響を与え、それはまたガソリンの消費に影響する。・・・車両保有を含むいかなるモデルも、車両保有水準の変化を通じて作用するその[所得変化の]間接的影響ではなく、ガソリン消費に対する所得変化の直接的影響だけを計測するだろう。」(SIA訳)と論じている。ガソリン消費等式に関するこのような問題はマイカー及び公共交通の利用に関する等式にも共通するかもしれない。それ故、本章における交通量等式は、多重共線性の問題を回避しつつ、推計される弾性値がガソリン価格及び所得の変化の直接的な影響だけでなく、間接的な影響も表すことを許容するように、マイカー保有変数を除外する。燃費及び公共交通の利用しやすさのような他の外生変数を等式に含むことができるかどうかは、推計の際にチェックされる。等式(2)及び(3)に類似するマイカー保有等式は、別途推計する。同様に、マイカーにおける1人当たりガソリン消費及び定期券による場合とよらない場合の1人当たり鉄道旅客交通量の等式も別途推計する。最後に、推計値の結果を包括的に評価する。

年系列のデータセットにおいては、公共交通、マイカー及び陸上交通の1人当たり交通量に共通して適用する独立変数用のタイムラグの組合せを持つ、トレンド項付の重回帰モデル又は誤差項1次自己回帰モデルの中から、係数の5%有意水準並びに調整済み r^2 又は定常 r^2 、Durbin-Watson及びLjung-Box Qの値に照らし、最も適合的なモデルが選定される。表2-1は、このようにして選定される、実質及び名目のデータセットの両方において誤差項1次自己回帰モデルとなる、適合的なモデルの標準化BICを示している。標準化BICによれば、最も適切なラグの組合せは、実質及び名目の年系列デ

³¹Reprinted from *EnergyEconomics*, 20/3, Espey, Molly, "Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities."/273-295, ©1998 with permission from Elsevier.

ータセットの両方において、ガソリン価格及び所得に対してともに1年であることがわかる。

同様に、四半期系列の場合は、標準化BICを考慮して、(2)及び(3)式のモデルの中から、誤差項季節性1次自己回帰モデルが最も適合的なモデルが選定され、最も適切なラグの組合せは、実質及び名目のデータセットの両方において、ガソリン価格及び所得に対してともに4半期であることがわかる。

2.3 全国分析の結果

2.3.1 公共交通及びマイカーの交通量に対する影響

2.3.1.1 基本モデルにおける弾性値

表2-2及び表2-3は、年系列及び四半期系列のデータセットの基本的な分析結果を示している。

両表から、年系列及び四半期系列に共通した次の特徴が見てとれる。

- ガソリン価格弾性値の符号は、マイカー及び陸上交通の交通量並びにマイカーの機関分担率に負であるが、公共交通の交通量及び機関分担率に対して正である。マイカーは、基本的に陸上交通の過半を占めているので、陸上交通に対する弾性値は、マイカーに対する弾性値を同じ符号になる傾向にある。
- 所得弾性値は、マイカー及び陸上交通の交通量並びにマイカーの機関分担率に正の符号を持つが、公共交通の交通量に対して正の符号、機関分担率に対して負の符号を持つ。所得弾性値は、公共交通の交通量に対してよりは、マイカーの交通量に対して、より大きい。所得は、陸上交通に占める割合が基本的により小さい公共交通の交通量よりマイカーの交通量により影響するので、所得弾性値は、公共交通に関しては、機関分担率に対する弾性値と交通量に対する符号が異なる。

●タイムラグの長さが、年系列にあつては1年、四半期系列にあつては4四半期である時に、有意性が全般的により高いことが確認される。

マイカー及び陸上交通に関するガソリン価格弾性値及び所得弾性値の絶対値は、年系列の方が四半期系列より全般的に大きい。類似の傾向は、次小節から、つまり短期弾性値と長期弾性値の間の比較から見られる。

年系列を扱う限り、面積当たり高速道路延長、面積当たり鉄道旅客列車キロ又は高速道路延長当たり鉄道旅客列車キロのような他の要素は、従属変数を共通に説明するために構築したモデルに適切に組込むことはできないことが、これまでのところ判明している。トレンド項のような高齢化率を表す別の要素は、重回帰分析に組込むことは可能であるが、その要素を含まない誤差項1次自己回帰モデルの方がより良好である。

2.3.1.2 短期弾性値と長期弾性値の区別

短期弾性値及び長期弾性値を推計するために、次式によるラグ付従属変数モデルが検討される。

$$\ln(V_t) = \alpha + e_p \ln(P_{t-4}) + e_q \ln(Q_{t-4}) + \delta \ln(V_{t-1}) + \sum \beta_i S_i + \gamma T_t + r_t \quad (4)$$

ここで、 δ =ラグ付従属変数の係数

このモデルでは、 e は短期弾性値を意味し、 $e/(1-\delta)$ は長期弾性値を意味する。表2-4は、これらのモデルの推計の結果を示している。長期弾性値の絶対値は短期弾性値の絶対値よりも大きいことがわかる。それは、ガソリン価格又は所得は、期間を超えたマイカーの所有への影響により、交通量に対して直接的にだけではなく間接的にも影響を与えており、従って、短期弾性値は直接的な影響に焦点を当てているのに対して、長期弾性値は直接的な影響に加えて間接的な影響をより反映していることの根拠となりえる。この根拠付けは、マイカー所有への影響が分析される後節で確認

される。ガソリン価格弾性値の推計値は、森、他（2010、565）による日本の乗用車走行台キロの分析におけるガソリン価格弾性値:短期-0.16及び長期-0.32とそう違わない。

2.3.1.3 変化する弾性値

弾性値が独立変数の水準により変化することを許容するため、四半期系列におけるガソリン価格と所得の交差項（Madala(2001=2004)参照）を含む次式によるモデルを構築する。

$$\ln(V_t) = \alpha + \psi \ln(P_{t-4}) + \omega \ln(P_{t-4}) \ln(Q_{t-4}) + r_t, \quad r_t = \rho_s r_{t-4} + u_t \quad (5)$$

ここで、

ψ =実質ガソリン価格項の係数

ω =実質ガソリン価格及び実質所得の交差項の係数

ガソリン価格弾性値= $\psi + \omega \ln(Q_{t-4})$ 、 所得弾性値= $\omega \ln(P_{t-4})$

図2-2及び図2-3は、(5)式のモデル及び係数の推計結果により計算される、これらの弾性値と他の独立変数の水準との関係を表している。両図から、次の一般的な政策的示唆を導出することができる。

- 実質所得の水準が高いほど、1人当たり公共交通に関するガソリン価格弾性値を除き、ガソリン価格弾性値の絶対値は小さい(図2-2)。それ故、マイカーの利用を削減するためのガソリン価格税のような価格措置においては、マイカー利用を一定程度抑制するためには、所得の水準が高い状況ほど、ガソリン価格をより引上げる必要がある。
- 実質ガソリン価格が高いほど、所得弾性値の絶対値は大きい(図2-3)。それ故、マイカーの利用を削減するための経済的措置においては、マイカー利用を一定程度抑制するためには、ガソリン価格の水準が低い状況ほど、より大きな経済的負荷をかける必要がある。

2.3.2 マイカーにおけるガソリン消費に対する影響

1987年度から2008年度までのマイカーによるガソリン消費（リットル）の年系列データが国土交通省自動車輸送統計年報(n.d.a、4-3表)から得られ、マイカーにおける1人当たりガソリン消費量に関する年系列データが計算される。マイカーにおける1人当たりガソリン消費量に対するガソリン価格及び所得の直接的な影響は、交通量に関する分析のモデルと類似の方法により推計される。結果として、1年間タイムラグの一对の組合せによる誤差項1次自己回帰モデルが実質値及び名目値のデータセットの両方に対して選定される。ガソリン価格弾性値及び所得弾性値は、名目値データセットでは-0.35(-3.153)及び0.88(5.207)、実質値データセットでは-0.50(-5.791)及び1.01(6.293)である。ガソリン価格は、マイカーの利用に対してと同様に、ガソリン消費に対して負の影響を与えることが判明する。

2.3.3 定期券による場合とよらない場合の鉄道旅客輸送に対する影響

日本において、この期間を通じて、鉄道が83%以上と、公共交通の交通量の大半を占めている。公共交通の主な特徴を検証するため、分析は、鉄道分野に拡張される。表2-5は、定期券による場合とよらない場合の全国の鉄道及び本州新幹線における1人当たり交通量に対する影響の推計結果を示している。その結果は、ガソリン価格は、定期券による鉄道旅客に対してより定期券によらない鉄道旅客に対してより影響している一方で、前者は所得により影響を受けていることを示している。その結果は、ガソリン価格は、その大半が定期券によらない新幹線交通量にも影響していることを示している。かくして、燃料価格措置は、通勤の場合においてよりも、観光等定期券によらない移動の場合に、交通機関の選好に影響をより及ぼすことが判明する。

2.3.4 マイカー所有及び軽自動車販売割合への影響

日本では、総排出量0.66リットル以上の乗用車は登録が必要である。総排出量0.66-2.00リットルの乗用車は小型乗用車という。軽自動車は、総排出量0.66リットル以下の自動車である。これらの自動車の分類に正確に対応する燃費の平均値を示すことは難しいが、日本の人々は、一般により小さな総排出量の新車は重量がより小さく従って燃費が良いという傾向にあることから、軽自動車の新車の燃費が最も良く、小型自動車の新車がこれに続き、更に小型自動車以外の乗用新車が続くことを一般に認識している可能性がある。実際、国土交通省（2010b）の公表値によれば、2008年に、平均燃費は、703kg未満のガソリン乗用新車の26km/ガソリン・リットルから、2,266kg以上の乗用新車の7.4 km/ガソリン・リットルまで広がりがある。

登録自家用乗用車及び自家用軽自動車(2輪車を除く。)の1987年度以降2008年度までの保有台数の年系列データは、国土交通省（n.d.d）から得られる。これら2種類の自動車の千人当たり保有台数の年系列データは、交通量に関する分析の手法と類似の手法によって検証される。しかしながら、構築されたモデルは登録自家用乗用車についてのみ良好である。登録自家用乗用車に関する同期(DW:1%水準有意)のガソリン価格弾性値及び所得弾性値は、誤差項1次自己回帰モデルにより、それぞれ実質データセットにあつては-0.40 (-3.236) 及び1.24 (6.945)で、名目データセットにあつては -0.20 (-3.117)及び 0.81 (6.806)である。ラグ付従属変数と所得の強相関性による多重共線性は、そのような変数を含む代替的なモデルを避けることを示唆している。自家用軽自動車(2輪車を除く。)の保有台数は期間を通じて増加しているが、登録自家用乗用車は、期間を通してマイカーの保有台数の5分の3以上を占めている。ストック水準に関するこの結果は、マイカー交通量に関する長期弾性値がその短期弾性値よりも大きいことを確認している。

普通乗用車、小型乗用車及び4輪以上の軽乗用車の2000年4月以降2009年3月までの月次販売台数は、一般社団法人日本自動車販売協会連合会（n.d.）及び一般社団法人全国軽自動車協会連合会（n.d.）の統計から得られる。これら3種類の乗用車の販売総数に占める4輪以上の軽乗用車の割合の四半期系列データが計算される。ガソリン価格及び所得の軽自動車販売割合に対する直接的な影響が、交通量に関する分析の手法と類似の手法により検証される。季節ダミーを含むラグ付き従属変数モデルが最良であることが判明し、軽乗用車販売割合に関する1期ラグ付きのガソリン価格弾性値は、実質データセットにあつては0.14 (2.906)で、名目データセットにあつては0.13 (2.772)であると推計する。所得は必ずしも販売割合に影響しないという点で、所得がこのモデルにおいて何の役割も果たさないことは不思議ではない。人々は、軽自動車が燃費効率がより良いということを意識していることが根拠である。

2.4 政策アジェンダに関する問題への応用

2.4.1 ガソリン暫定税率を仮に廃止する場合の影響

1987年4月以降2009年3月までの期間を通じた名目ガソリン価格の平均値は1リットル当たり123円であったが、日本のガソリン暫定税率は、これまで1リットル当たり25.1円に固定されてきた。それ故、ガソリン暫定税率が廃止されるようなことがあれば、当該平均値に比して20.4%の価格下落に相当し、表2-6は、前節までにおいて推計された年系列データセットの弾性値を利用して、基本年としての2008年度における各1人当たり交通量及び機関分担率の水準に対して推計される影響を表している。暫定税率の廃止は非継続的である、価格における1回きりの条件変化であり、継続的な変化とは異なった行動反応がありうることに留意が必要である。しかしながら、1回

きりの変化の影響は、この紙面の枠外で構築されている誤差修正モデルにより、長期的には丁度継続的な変化の影響として調整されるだろう。

温室効果ガスインベントリオフィスによるデータ及び国土交通省交通統計を基に国土交通省（2011）が計算した値によれば、2008年度における日本の旅客交通におけるCO₂排出原単位は、鉄道の場合19-g-CO₂/人キロ、バスの場合 48-g- CO₂/人キロ、自家用乗用車の場合164-g-CO₂/人キロを示している。2008年度における鉄道及び営業バスの人キロにより比例配分計算を行い、2008年度における公共交通平均のCO₂排出原単位は23.4-g- CO₂/人キロと計算される。

それ故、公共交通及びマイカーの1人当たり交通量に対する推計された影響に基づき、ガソリン暫定税率の廃止が仮になされる場合には、陸上交通からのCO₂排出量は5.4%～7.6%増加すると推計される。

2.4.2 高速道路料金割引の影響

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%割引、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、本論文のマクロ分析に投入するための高速道路料金の適正な時系列指標を設定することは困難である。

一方、半井（2009）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、前節の分析により、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（2010）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、本章では、柳澤（ibid.）の手法を参考に、2.3.1及び2.3.2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年系列モデル（パラメータを全て含む）に、2009年度のガソリン価格と所得の値を投入し、同時期の各交通量等の理論値を推計する。この2009年度の理論値と2009年度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。

表2-7は、高速道路料金割引の推計される影響を意味する当該乖離を示しており、そこから、マイカーにおけるガソリン消費に対する影響は、マイカー交通量に対する影響よりも大きいことがわかる。この結果は、高速道路料金は、空間的ではないガソリン価格（又はガソリン税）とは異なり、高速道路の比較的限られた空間における交通量だけでなく、速度にも影響を与えていると解釈することができる。かくして、高速道路料金割引は、メディアにより報道されたように、高速道路及び高速道路へのアクセス道路における混雑に繋がり、その結果燃費を悪化させたかもしれない。この高速道路料金割引制度は、マイカーにおける1人当たりガソリン消費量からの増加に対応して、ガソリンを使用するマイカーからの1人当たりCO₂排出量を約5%増加させたと推計される。

2.3.3 高速道路料金を仮に無料化する場合の影響

我が国の当時の新しい政治指導者は、現行の高速道路料金割引の目的と似ているが、経済を活性化する目的で、高速道路料金を無料化する提案をした。柳澤 (ibid.) は、高速道路料金無料化がガソリン需要に与える影響について、柳澤 (ibid.) が開発したガソリン需要モデルにより推計した、高速道路料金割引制度の影響を拡張して、高速道路料金の平均削減率という媒介概念を利用することにより推計している。しかしながら、高速道路料金の平均削減率を計算する具体的な方法は明らかにされていない。それ故、ここでは、高速道路料金の平均削減率を次のようにして、計算する方法を構築する：

1人当たり月次有料道路料支出額

$$=(1\text{世帯当たり月次有料道路料支出額})/(\text{平均世帯人員}) \quad (6)$$

1台当たり乗車人数 $=(\text{全国マイカー人キロ})/(\text{全国マイカー台キロ}) \quad (7)$

1台キロ当たり月次平均有料道路料

$$=(1\text{人当たり月次有料道路料支出額}) * (1\text{台当たり乗車人数})$$

$$/(\text{高速道路における1台当たり月次走行距離(キロ)} (\text{普通車及び軽自動車})) \quad (8)$$

1世帯当たり有料道路料支出額及び平均世帯人員のデータは、総務省家計調査 (n.d.b) から得られる。

全国マイカー人キロ及び全国マイカー台キロは、国土交通省自動車輸送統計年報 (n.d.a、3-1表) から得られ、高速道路における1台当たり月次走行距離(キロ)は、東日本高速道路会社 (2010、3) による小型車類の21年度走行台キロ (対前年度増加率)、東日本高速道路会社 (n.d、3) による21年度及び20年度における軽自動車及び普通車の通行台数/日から計算して得られる。

その結果、現行高速道路料金休日割引制度によるマイカー1台キロ当たり高速道路料金の平均引下げの程度は26.7%と計算される。高速道路料金が無

料化されるようなことがあれば、マイカー1台キロ当たり高速道路料金の平均引下げの程度は100%である。従って、仮に高速道路料金が無料化される場合の交通量及びガソリン消費量に対する影響は、本論文におけるモデルを利用して掲載され、表2-8に示される、現行高速道路料金割引制度の影響に100/26.7を乗じることにより計算される。表2-8は、その結果を示している。仮に全国で高速道路料金を無料化すれば、ガソリンを使用するマイカーからのCO₂排出量を約15%も増加させ、高速道路料金割引制度の導入により発生した混雑を含む現在の状況を更に悪化させると試算される。

2.5 まとめ

2.5.1 分析の結果

我が国の時系列交通統計データを整理し、1987年度以降2008年度までの国民1人当たりの年系列及び四半期系列のデータを作成し、名目及び実質のガソリン価格が陸上交通上の主要な行動に包括的に与える影響につき、所得の影響も考慮して、時系列計量モデルを構築し、以下のとおり実証した。

2.5.1.1 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、マイカーの利用は3%前後、分担率は2%前後減少し、公共交通の利用は1%前後、分担率は約2.5%増加し、陸上交通全体の利用は1%前後減少する。

②短期弾性値と長期弾性値を推計した結果

ガソリン価格が10%上昇すれば、マイカーの利用は、短期では約1.5%、長期では約2.5%減少し、公共交通の利用は短期では約1%、長期では約2.5%増加する。

③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、マイカー利用に対する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。

2.5.1.2 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3%~5%減少する。

2.5.1.3 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約2%増加するが、定期利用は、名目値で上昇すれば、約1%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。本州新幹線の利用は、2%以上増加する。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上げる必要がある。

2.5.1.4 マイカーの保有及び軽自動車販売割合

ガソリン価格が10%低下すれば、登録自家用乗用車の千人当たり保有台数は3%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、軽自動車の販売割合は約1%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。

2.5.2 分析結果の活用例

2.5.1で得られた弾性値を用いて、ガソリン暫定税率が実質廃止されると仮定した場合、国民1人当たりで、公共交通利用量が約2%減少し、マイカー利用量が7%前後増加し、陸上交通からのCO₂排出量が約5%前後増加する

ことを推計した。また、2.5.1で構築した基本モデルを活用して、高速道路休日割引制度の導入の結果、国民1人当たりで、公共交通利用量が2%近く減少し、マイカー利用量が3%前後増加し、マイカーにおけるガソリン消費量が約5%増加し、CO₂排出量が相応増加したことを推計した。更に、その結果を用いて、高速道路が無料化されると仮定した場合に、休日割引制度の影響が拡大する方向で、マイカーからのCO₂排出量が約15%増加することを試算した。

第3章 地方別のデータを用いた時系列クロスセクション（パネル）分析

3.1 はじめに

前章における全国レベルの分析を踏まえ、本章においては、地方圏（北海道、中北東、関東、近畿、中国、四国、九州沖縄）別の年度系列をプーリング形式に整えて、クロスセクション時系列パネル分析により、ガソリン価格が陸上交通上の主要な交通行動に及ぼす影響について、実証する。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。この時系列パネル分析は、多数のデータセットを対象にした計量モデルを検討するため、信頼性の高い分析を行える長所がある。また、各地方圏共通のパラメータを仮定した上で、特定の地方圏のパラメータが当該共通のパラメータと有意な差を持つ場合には、その差（特定の地方圏のダミー係数等）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圏とその他地方圏における弾性値の異同を検証する。分析結果を応用して、地方レベルでの高速道路休日割引の影響等の推計等を行い、地方レベルでの政策的含意を導く。

3.2. パネル分析の方法

3.2.1 関係統計の限界とそれへの対応方法

マイカーのデータを構成する、国土交通省自動車輸送統計年報（n. d. a）中の自家用軽自動車の人キロの地方別データは、自家用軽貨物自動車を含む。人口増減の影響を排除するため、交通量及びGRP（内閣府県民経済計算年報（内閣府、n. d.））は、各年度の総務省人口推計（2010c）で除して住民1人当たりの数値に変換する（1人当たりGRPを所得指標とする）。比較可能な地方圏毎の時系列消費者物価指数は公表されていないため、地方別のガソリン価格（石油情報センター、n. d.）を名目値から実質値に変換する場合は、総務

省全国総消費者物価指数（2011）で除する。

交通統計の課題であるが、国土交通省鉄道輸送統計（n. d. b）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の本社所在地方圏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圏における輸送量は不明）。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の課題であるが、現在の東北、北陸信越及び中部の各地方圏は、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が画定され、その前後で一貫した3地方圏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地方圏を一括して1つの「中北東」圏として取扱う。

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圏における1人当たりマイカー交通量並びに公共交通（JR本州3社営業新幹線を除く。）の1人当たり交通量及び機関分担率の推移は図3-1～3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、駐車料金水準（図3-4参照）及び公共交通の利用しやすさ等が考えられる。例えば、駐車料金水準の違いに着目すれば、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料金たる駐車料金の和）の関係は、1995年度を例に図3-4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 $[=ガソリン価格(円) \div ガソリン乗用車平均実走行燃費(km/l)]$ 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、公共交通機関の運賃の比較優位性は大都市地域でもそれ以外の地方でも高まる。このように、大都市地域とそれ以外の地方では、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ている。

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検証すべき点の1つである。なお、この間のガソリン価格は、各地方圏において大きく変化しており、(図3-5参照)、その変化の傾向は概ね全国値(図2-1参照)の変化と類似している。

3.2.2 分析の基本的な手法

本章では、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するが、前章と異なり、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。

その際、各地方圏別（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3-1参照）を一括投入し、各地方圏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、特定の地方圏のパラメータがこれら共通パラメータと有意な差がある場合にはその差（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圏とその他地方圏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圏毎のモデル式構築と異なり、パネルデータは7（地方圏数）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、各地方圏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）。

$$\begin{aligned} \text{Log}Y_{it} = & \alpha_i + \beta \log XA_{it} + (\beta_{MP}D_{MP} + \beta_{CH}D_{CH})\log XA_{it} \\ & + \gamma \log XB_{it} + (\gamma_{MP}D_{MP} + \gamma_{CH}D_{CH})\log XB_{it} + \delta T + \sum \eta_s D_s \end{aligned} \quad (9)$$

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）の一人あ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} :これらに準じた地方圏である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} 、 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、ダミー係数は、これらの地方圏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

3.3 パネル分析の結果

3.3.1 公共交通とマイカーの利用への影響

3.3.1.1 基本モデルによる弾性値の推計

3.3.1.1.1 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³²、の3種類を用意する。これら独立変数のラグの組合せは $3 \times 3 = 9$ 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(9)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3-2のとおりとなる。なお、ガソリン価格の推移(図3-5)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3-3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色付けした)。表3-3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

³² 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。

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

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（3.3.4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。

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（(9)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3-4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なければ、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圏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3-5及び表3-6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(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、一部地方を除いて良好であった。したがって、表3-4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、一部地方圏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。

3.3.1.1.2 モデル構築の結果の評価

表3-4において、ガソリン価格弾性値の符号から、各地方圏とも、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、各地方圏とも、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、3.2.1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（＊）に留意する必要がある。

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、第2章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3-4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3-1及び図3-2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低い大都市圏の方が、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。

3.3.1.2 変化する弾性値の推計

3.3.1.1では、弾性値が分析対象期間を通じて一定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、(9)式から派生させた、独立変数の交差項を含む(10)の定式によるモデル構築を試みる。

$$\begin{aligned} \log Y_{it} = & \alpha_i + \beta \log X A_{it} + (\beta_{MP} D_{MP} + \beta_{CH} D_{CH}) \log X A_{it} + \gamma \log X A_{it} \log X B_{it} \\ & + (\gamma_{MP} D_{MP} + \gamma_{CH} D_{CH}) \log X A_{it} \log X B_{it} + \delta T + \sum \eta_s D_s \end{aligned} \quad (10)$$

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(11)	所得弾性値
関東及び近畿	$\beta + \beta_{MP} + (\gamma + \gamma_{MP}) \log X B_{it}$	$(\gamma + \gamma_{MP}) \log X A_{it}$
中北東	$\beta + \beta_{CH} + (\gamma + \gamma_{CH}) \log X B_{it}$	$(\gamma + \gamma_{CH}) \log X A_{it}$
その他地方	$\beta + \gamma \log X B_{it}$	$\gamma \log X A_{it}$

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、(9)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3-7のとおりとなった。3.3.1.1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3-8のとおりとなった。表3-8における関係係数を(11)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3-6のとおりになる。

図3-6は、各地方圏とも、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さいことを示す。これは、所得水準が高い状況ほど、可処分所得等家計又は組織の利用可能な財政に照らしたガソリン価格の相対的重みが薄れることによると考えられる。その共通の傾向の中で、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、その他地方圏では-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燃料価格政策に関して、次の2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3-7)、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。

3.3.2 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（n.d.a）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（2010c）から得た1人当たりマイカーガソリン消費量を(9)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3-9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3-10のとおりとなった。各弾性値の符号は、各地方とも、3.3.1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。

3.3.1.1で推計した1人当たりマイカー交通量に対する弾性値と同様、ガソリン価格弾性値は、地方圏による差はなく、ガソリンの価格が10%増加すれば、その消費は5%前後減少する。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、他の地方圏一般ではそれ以上に増加する。3.3.1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理由として妥当すると考えられる。

3.3.3 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(9)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3-11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3-12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、各地方圏とも、3.3.1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。

即ち、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効果があるが、通勤通学等定期利用に効果を出すには、ガソリン価格を名目値で引上げることが必要である。表3-4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。

3.3.4 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(9)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3-13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3-14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。

3.4 分析結果の活用例

3.4.1 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、3.3.1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3-15のとおりとなる。

一方、温室効果ガスインベントリオフィスによるデータ及び国土交通省交通統計を基に国土交通省（2011）が計算した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排出量と仮想の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の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。

3.4.2 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、本論文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（2009）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、3.3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（2010）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、本章では、柳澤（ibid.）の手法を参考に、3.3.1及び3.3.2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つ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3-16のとおりとなり、一人当たりで見ても、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、分析の更なる精緻化が課題である。

3.5 まとめ

3.5.1 分析の結果

地方圏区分の経時的連続性の限界等を踏まえ、有効な地方圏別時系列交通統計データを整理し、1987年度以降2008年度までの地方圏住民1人当たりの年系列の時系列クロスセクションデータを作成し、名目及び実質のガソリン価格が陸上交通上の主要な行動に包括的に与える影響につき、所得の影響も考慮して、時系列パネル分析を行い、以下のとおり実証した。

3.5.1.1 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、マイカー利用抑制の一定効果を出すには、価格引上程度をより大きくする必要がある。

同じ所得水準では、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い。即ち、ガソリン価格による抑制効果を維持するには、同じ経済の発達段階でも（実際は、その他地方圏の方がより後の時期になると想定されるが）、その他地方圏の方が価格の引上げ度合いを大きくする必要がある。

3.5.1.2 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。

3.5.1.3 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上げる必要がある。

3.5.1.4 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人口当たり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。

3.5.2 分析結果の活用例

3.5.1で得られた弾性値を用いて、ガソリン暫定税率が実質廃止されると仮定した場合、住民1人当たりで、公共交通利用量：関東及び近畿では1%前後、その他の地方圏では3%前後減少し、マイカー利用量：5%近く増加し、陸上交通からのCO₂排出量：4%前後増加することを推計した。また、3.5.1で構築した基本モデルを活用して、高速道路休日割引制度の導入の結果、住民1人当たりで、公共交通利用量：本州新幹線運行地域外の北海道、四国及び九州沖縄で5%前後減少し、マイカー利用量：1%前後増加し、マイカーにおけるガソリン消費量：北海道、四国及び九州沖縄で5%前後増加し、本州で10%前後増加し、CO₂排出量が相応増加したことを推計した。

第4章 大括り地方別の時系列分析

4.1 はじめに

本章は、主要な大都市稠密地帯（以下「メガロポリス」という。）を含むか否かで各地方圏を2つの大括り地方に集約し、前章と基本的に同じデータ源を用い、1987年度から2008年度までの大括り地方別の年系列データを用意し、各大括り地方毎に、それぞれ個別に計量モデルを構築し、双方の結果を比較しつつ、ガソリン価格の変化が陸上交通の様々な相の交通行動に包括的に及ぼす影響を実証的に分析する。その目的は、地域間で共通し、また、異なる効果を見極め、メガロポリス圏と地方圏の人口構成上の乖離が拡大してゆく途上国を含む他国に適用できる、燃料税等燃料価格施策に関する含意を導くことである。分析結果を応用して、ガソリン暫定税率のありうる廃止が両大括り地方における排出に対して与える悪影響と高速道路料金割引など他の政策的措置の影響を探求することも試みる。前章のように対象全体に共通のパラメータを設定することによる歪みが発生する恐れがないため、前章の手法と相補う意義を持ち、前章の結果と比較することにより、より信頼性の高い結論を導くことができる。

4.2 大括り地方分析の方法

4.2.1 使用データ及びその加工

国土交通省が集計した自動車輸送統計年報（n.d.a）及び鉄道輸送統計年報（n.d.b）、財団法人日本エネルギー経済研究所石油情報センター（n.d.）並びに内閣府（n.d.）のデータを年系列ベースで加工する。前章で指摘した、これらの統計の2つの注意点に対応する：第1に、JR本州3社が営業する新幹線路線の交通量は、地方圏の鉄道、公共交通及び陸上交通のデータから除

外する。第2に、東北、北陸信越及び中部は除外する。加えて、他地方よりも気候が厳しい北海道を除外する。

前章に従い、交通量及びGRPは、総務省人口推計（2010c）により1人当りに換算して扱う；実質ガソリン価格は、総務省全国消費者物価指数（2011）により名目値（石油情報センター、n.d.）を変換して得る。対象期間は、国鉄改革が実施された1987年度から、高速道路休日割引が本格導入される直前の2008年度までとする。

図4-1は、関東、近畿、中国、四国及び九州沖縄という残る5つの地方の当該期間における1人当たりマイカー交通量を示しているが、それは、関東及び近畿における水準は他の3地方における水準より、期間中かなり低いことを示している。1人当たり公共交通量の場合は、逆であり、関東及び近畿における水準はかなり高い。これら5地方は、その空間的性質に照らして次の2範疇に分類される：

- ー メガロポリスを含む地方:東京の所在する関東及び大阪の所在する近畿
- ー メガロポリスを含まない地方:中国、四国及び九州沖縄

地方の単純な比較分析を行うために、データは、関東及び近畿からなるメガロポリス大括り地方（以下「メガロポリス地方」という。）、中国、四国及び九州沖縄からなる非メガロポリス大括り地方（以下「非メガロポリス地方」という。）という、2つの概念的な大括り地方に再加工する。図4-2及び図4-3は、各大括り地方における公共交通及びマイカーの1人当たり交通量並びに実質ガソリン価格及び1人当たり実質GRPで代理される実質所得の推移を表している。これらの図は、非メガロポリス地方ではマイカーが優越している一方で、メガロポリス地方ではマイカーと公共交通が拮抗しており、ガソリン価格と所得の動きは2つの大括り地方によって異ならない

ということを示している。

4.2.2 分析の手法

本章は、全国レベルに関する第2章の手法を追従して、各大括り地方における、公共交通、マイカー及びその合計である陸上交通の1人当たり交通量並びに公共交通及びマイカーの機関分担率に関するガソリン価格及び所得の弾性値を先ず推計する。定期券による場合とよらない場合の鉄道旅客の1人当たり交通量及びマイカーにおける1人当たりガソリン消費量並びに様々な種類の自動車の1人当たり保有に関する弾性値も、第2章の方法に追従して、各大括り地方について推計される。第2章とは異なり、地域の差異に特別の注意を払い、また、前章のパネル分析とも異なり、メガロポリス地方と非メガロポリス地方という2つの大括り地方毎に計量モデルの構築と弾性値等の推計を行う。この節の以後の段落における主張に基づき、かつ、第2章の分析から得られる結果を考慮に入れ、各大括り地方における弾性値を推計するために、両対数線形式における誘導モデルが基本的に検証される。例えば、交通量又は機関分担率の弾性値の推計に際しては、第2章による年度系列における基本モデル式と類似の基本モデル式は、次のように特定される：

$$\ln(V_t) = \alpha + e_p \ln(P_{t-j}) + e_q \ln(Q_{t-k}) + \gamma T_t + u \quad (12)$$

又は

$$\ln(V_t) = \alpha + e_p \ln(P_{t-j}) + e_q \ln(Q_{t-k}) + r_t, \quad r_t = \rho_s r_{t-1} + u_t \quad (13)$$

ここで、

V =それぞれ、公共交通、マイカー及び陸上交通の1人当たり交通量（人キロ/人）並びに公共交通及びマイカーの機関分担率

P =ガソリン価格(¥/リッター), Q =1人当たり地域内総生産 GRP(千¥/人)

T =トレンド項: 1988 年度に 1 の値、 $T_{t+1}=T_t+1$

t =1988 年度から 2008 年度までの時間指標、 j,k =タイムラグ($0 \leq j,k < 1$)

e_p =ガソリン価格弾性値係数、 e_q =所得弾性値係数

α =定数項、 γ =トレンド項の係数、 u =ホワイトノイズ

r =誤差項、 ρ =誤差項の自己回帰係数

等式(12)及び(13)に対する代替的な等式は、ラグ付従属変数モデルを含む動的手法もありうるが、それは比較的大きなデータを必要とする。しかしながら、本章で使用されるデータは約20年度間の年系列データであり、それほど大きくはない。このため、本章は、等式(12)及び(13)に焦点を当てている。

4.3. 分析の結果

4.3.1 陸上交通分野における包括的な行動への影響

第1に、ガソリン価格及び所得が公共交通 (PT)、マイカー(PA)及び陸上交通(ST)の1人当たり交通量並びに公共交通及びマイカーの機関分担率に与える影響に関して、第2章に従って、用いる基本的な方法は、各大括り地方において、名目及び実質のデータセットの両方において、最長1年間のタイムラグを許容しつつ、誤差項の1次自己回帰モデルで補完して、重回帰モデルを構築することである。第3章と同様、ガソリン価格と所得を表す独立変数の、等式(12)及び(13)において j 又は k によって表される。様々な組合わせのラグ年を検証する。ラグの候補は、0、1及び0&1であり、ラグ0&1は、 P_t 及び P_{t-1} の両方又は Q_t 及び Q_{t-1} の両方が従属変数に影響し、かつ、次の関係が成立つことを利用して、 P_{t-k} 又は Q_{t-j} の代わりに $\{\ln (P_t) + \ln (P_{t-1})\}/2$ 又は $\{\ln (Q_t) + \ln (Q_{t-1})\}/2$ を投入できることを意味する:

$$\{\ln (P_t) + \ln (P_{t-1})\}/2 = \ln\{(P_t * P_{t-1})^{1/2}\},$$

$$\{\ln (Q_t) + \ln (Q_{t-1})\}/2 = \ln\{(Q_t * Q_{t-1})^{1/2}\}.$$

図4-2及び図4-3は、両大括り地方において、ガソリン価格が2000年度の直前に谷を打ってその上昇が2008年度まで続いたことを示しているので、ガソリン価格と2000年度から2008年度までの期間を表すダミーとの交差項が適切にモデルに組込むことができるか否かを検証するために、構造変化を許容するモデルを検討する。等式(14)がこの場合の変形式である：

$$\ln(V_t) = \alpha + e_p \ln(P_{t-j}) + e_q \ln(Q_{t-k}) + \gamma T_t + e_{pd} \ln(P_{t-j}) * D_t + u, \\ D_t = 0 \quad (t \leq 1999 \text{年度}), 1 \quad (2000 \text{年度} \leq t \leq 2008 \text{年度}) \quad (14)$$

表4-1は、様々な組合わせのラグ年による、5%水準での有意性を持つ係数と良好な値の調整済み r^2 、5%有意水準でのDurbin-Watson値を持つように構築されたモデルのSchwarz BICの値を示している。これらの組合せの中で、公共交通、マイカー及び陸上交通の1人当たり交通量を説明するために、より適合的なモデルが共通に構築されるような、最も適切なラグの組合せがSBICの値から判定して選定される。メガロポリス地方の名目データセット及び非メガロポリス地方の名目データセットにおいては、ガソリン価格についてはラグ1年が最も良好であることがわかるが、所得についてはラグ0&1年がより良好である。両大括り地方の実質データセットにおいては、ガソリン価格及び所得の両方についてラグ1年が最も良好であることがわかる。それ故、本章における分析において係数を比較するために、両大括り地方において、それらの従属変数に関しては、名目データセットにあつては、ガソリン価格について1年ラグを、所得についてラグ0&1年を、実質データセットにあつては、ガソリン価格及び所得にラグ1年を用いる。

第2に、定期券による場合の1人当たり鉄道人キロ(RT)及び定期券によらない場合の1人当たり鉄道人キロ(RTO)にガソリン価格及び所得が与える影響について、ガソリン価格及び所得の両方についての様々なラグ年の組合せを

持つ、公共交通量の分析の手法と類似の手法を利用することにより検証する。表4-2は、様々な組合わせのラグ年による、5%水準での有意性を持つ係数と良好な値の調整済み r^2 、5%有意水準でのDurbin-Watson値を持つように構築されたモデルのSchwarz BICの値を示している。これらの組合せの中で、定期券による場合とよらない場合の1人当たり鉄道旅客交通量を説明するために、より適合的なモデルが共通に構築されるような、最も適切なラグの組合せがSBICの値から判定して選定される。両大括り地方の名目データセットにおいては、RT及びRTOの両方の1人当たり交通量に対して、ガソリン価格についてはラグ1年が、所得についてはラグ0&1年がより良好である。一方、両大括り地方の実質データセットにおいては、RT及びRTOの両方の1人当たり交通量に対して、ガソリン価格及び所得の両方についてラグ1年が最も良好である。それ故、本章における分析において係数を比較するために、両大括り地方において、定期券による場合とよらない場合の1人当たり鉄道旅客交通量という従属変数に関しては、データセットに応じてそれらの組合せのラグをガソリン価格及び所得に用いる。鉄道旅客は、人キロで見た場合に、期間中、メガロポリス地方の場合には88%を超え、非メガロポリス地方の場合には50%を超えており、公共交通の大半を占めている。

第3に、第2章に従い、各大括り地方において、マイカーによる1人当たりガソリン消費にガソリン価格及び所得が与える影響について、ガソリン価格及び所得の両方についての様々なラグ年の組合せを持つ、交通量の分析の手法と類似の手法を利用することにより検証する。基本的な従属変数に関する推計の場合と同様に、構造変化の可能性に注意を払う。県単位のマイカーによる年次ガソリン消費量（リッター）のデータは、国土交通省（n.d.a、表4-3）から得る。表4-3は、様々な組合わせのラグ年による、5%水準での有意性

を持つ係数と良好な値の調整済み r^2 、5%有意水準でのDurbin-Watson値を持つように構築されたモデルのSchwarz BICの値を示している。メガロポリス地方の場合は、一般財団法人日本エネルギー経済研究所計量分析ユニット（2014）により推計された全ガソリン車（保有ベース）の平均燃費を対数変換された形式の独立変数として、適切に組込むことができる。それらの組合せの中で、1人当たりガソリン消費を説明するためにより適合的なモデルが共通に構築されるような、最も適切なラグの組合せがSBICの値から判定して選定される。名目及び実質の両方のデータセットにおいて、ガソリン価格のラグはなしで所得のラグが1年となるラグの組合せが、両大括り地方に共通に適用されるために最も良好であることがわかる。それ故、本章における分析において係数を比較するために、両大括り地方において、1人当たりガソリン消費という従属変数に関しては、ガソリン価格についてはラグ0を、所得についてはラグ1年を用いる。

第4に、マイカー（AC）、登録自家用乗用車（RC）及び自家用軽自動車（LC）の千人当たり保有台数並びに自家用軽自動車の保有割合に対してガソリン価格及び所得が与える影響について、ガソリン価格及び所得の両方についての様々なラグ年の組合せを持つ、交通量の分析の手法と類似の手法を利用することにより検証する。第2章は、次の点を説明している：1.RCをLCから区別する基準は、自動車が0.66リットルを超える総排気量を持つかどうかである；2.人々は、一般に、新しい軽自動車は燃費がより良いと信じているように見える；3.「登録自家用乗用車及び3輪以上の自家用軽自動車の毎年の保有台数のデータは国土交通省自動車保有車両数の統計（n.d.d）から得られる。マイカーは、これら2種類の合計である。表4-4は、様々な組合わせのラグ年による、5%水準での有意性を持つ係数と良好な値の調整済み r^2 、5%有

意水準でのDurbin-Watson値を持つように構築されたモデルのSchwarz BICの値を示している。それらの組合せの中で、それらの従属変数を説明するためにより適合的なモデルが共通に構築されるような、最も適切なラグの組合せがSBICの値から判定して選定される。適合モデルにおいて所得は影響しない自家用軽自動車の千人当たり保有台数は除き、名目データセットにおいてはガソリン価格及び所得の両方についてラグ0&1年が、実質データセットにおいてはガソリン価格のラグはなしで所得のラグが0&1年となるラグの組合せが、両大括り地方に共通に適用されるために最も良好であることがわかる。それ故、本章における分析において係数を比較するために、両大括り地方において、マイカー、登録自家用乗用車及び自家用軽自動車の千人当たり保有台数並びに自家用軽自動車の保有割合という従属変数に関しては、データセットに応じ、そのような選定された組合せのラグをガソリン価格及び所得について用いる。第2章における全国レベルの分析と異なり、本章の分析はAC,LC及びLCの保有割合の弾性値の推計に成功する。

表4-5は、上に述べた手続きにおいて選定されたラグの組合せの条件の下で様々な相の交通行動を説明する適合モデルからの主要な係数及び関連診断指標をまとめている。なお、同表における略語は次のとおりである。

ST=陸上交通、PT=公共交通、

RT=定期券による鉄道交通、RTO=定期券によらない鉄道交通、

PA=マイカー=AC、RC=登録自家用乗用車、LC=自家用軽自動車

表4-5に整理した弾性値から、両大括り地方において、次の共通する特徴を観察することができる：

- より高いガソリン価格は、比較的大きな登録自家用乗用車及びマイカー全体のより低い保有台数だけでなく、マイカー及び陸上交通全体のよ

り低い1人当たり人キロ、マイカーのより低い機関分担率並びにより低いマイカーでのガソリン消費にも関係していることが示されている一方で、軽自動車のより高い保有台数及び保有割合だけでなく、公共交通及び定期券によらない場合の鉄道のより高い1人当たり交通量並びに公共交通のより高い機関分担率に関係している。

そのことから、軽自動車の燃費が良いという人々の認識がガソリン価格に反応する彼らの選好に影響することが確認される。登録自家用乗用車がマイカー保有台数の半分以上を占めており、かつ、ガソリン価格弾性値の絶対値は、登録自家用乗用車についての方が軽自動車についてよりも大きいことから、ガソリン価格が高くなると、登録自家用乗用車の減少を通じてマイカー保有台数を減少させる。同様に、図4-2及び図4-3で見たように、マイカー交通は陸上交通の少なくない部分を占めており、かつ、ガソリン価格弾性値の絶対値は、マイカー交通量についての方が公共交通量についてよりも大きいことから、ガソリン価格が高くなると、マイカー交通量の減少を通じて陸上交通全体の交通量を減少させる。そのことは、ガソリン価格の上昇によってマイカーの利用を止め、又は削減する人々のある部分しか公共交通に転換しないことと、残り的人々は自転車及び徒歩又はより燃料節約的な運転経路に転換することを示唆している。

表4-1～3は、ガソリン価格の変化が、同年におけるガソリン消費に影響し、交通機関の利用自体又は交通機関の選択には翌年に影響することを示している。表4-5は、マイカーの1人当たり交通量に対するガソリン価格弾性値の絶対値は1人当たりガソリン消費に対するガソリン価格弾性値の絶対値よりも小さいことを示している。これらの発見事項は、ガソ

リン価格がガソリン消費に、より早く、かつ、交通機関選択に対してよりも大きく、影響することを意味している。それは、基本的な生活様式又は居住地を変えるには時間がかかることから、代替的交通機関への転換や運転経路の短縮を行うことなく、Goodwin et al.(2004)が示唆するとおり、経済的な速度の維持、加減速の削減等より燃費のよい運転方法を速やかに採用するマイカー利用者がいることを示している。

前年におけるガソリン価格が交通機関の利用と選択に影響することを表4-1及び表4-2が示しているのに対して、表4-4は、ガソリン価格は少なくとも当該年にマイカー所有に影響することを示している。マイカー所有と交通機関の利用及び選択における反応時期の違いに関するこの結果は、交通行動又は交通機関選択は、ガソリン価格の変化により直接的に影響されることに加え、ガソリン価格の変化が誘発するマイカー所有の変化を通じて間接的にも影響されるかもしれないという仮説と整合的である。

上の観察は名目データセット及び実質データセットにおいて殆ど同じである。しかしながら、実質データセットにおける結果は、ガソリン価格は、定期券による鉄道旅客よりも定期券によらない鉄道旅客により明確に影響することを示唆している。かくして、燃料価格政策は、通勤の場合よりも、観光及び非定期業務旅行を含む、定期券によらない交通の場合に交通機関の選好に関してより効果的であることがわかる。それは、日本の雇用者は、大抵、交通機関に関係なく被用者の通勤費を負担するので、通勤の場合には、通勤者は費用以外の要素により基づいて通勤手段を選択するからかもしれない。

両大括り地方において、マイカーの1人当たり交通量及び1人当たりガソ

リン消費に関するガソリン価格弾性値の絶対値は、ダミー係数の示すところにより、2000年度から2008年度までに期間においてより小さい。それは、この期間は、ガソリン価格の上昇という一般的な傾向の中で、マイカー利用の当時の水準について、削減する方向で変化させることへの心理的な抵抗により、人々がガソリン価格の変化に対してあまり反応しなかったことを含意している。

- より高い所得は、比較的大きな登録自家用乗用車及びマイカー全体のより高い保有台数だけでなく、マイカー、公共交通及び陸上交通全体のより高い1人当たり交通量、マイカーのより高い機関分担率並びにマイカーでのより高いガソリン消費に関係していることが示されている一方で、軽自動車のより低い保有割合だけでなく、公共交通のより低い機関分担率に関係している。

所得が上がると、登録自家用乗用車の増加を通じてマイカー全体の保有台数が増加するが、軽自動車の保有台数には影響しないため、軽自動車の保有割合を下げる。

所得が上がると、陸上交通の多くない部分を占めている公共交通よりも、陸上交通の少なくない部分を占めているマイカー交通の1人当たり交通量をより増やすので、公共交通の機関分担率を減らす。

両大括り地方の間で、次の相異なる特徴を観察することができる。

- 公共交通及び定期券によらない旅客鉄道の1人当たり交通量に関するガソリン価格弾性値の絶対値はメガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においての方が大きい。ありうる1つの説明は、図4-2及び図4-3で見られるように、メガロポリス地方ではマイカーの1人当たり交通量の水準が比較的低く、公共交通の1人当たり交通量の水準が十分に高い

ことから、マイカーから公共交通への転換の程度を公共交通のその時点の1人当たり交通量の水準で除して得る値がメガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においての方が大きいということである。この結果は、第3章と整合的である。

部分的には同じ背景からの可能性があるが、ガソリン価格が上昇すれば、公共交通の機関分担率は非メガロポリス地方でより大きな程度で増加する。

軽自動車の千人当たり保有台数の水準はメガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においての方が高く、登録自家用乗用車の千人当たり保有台数の水準は両大括り地方で殆ど同じであることから、ガソリン価格が上昇すれば、部分的には、メガロポリス地方におけるマイカー全体の保有台数が少ない状況下で、メガロポリス地方における軽自動車のそれほど大きくない増加の結果として、マイカー全体の千人当たり保有台数は非メガロポリス地方よりもメガロポリス地方においてより大きな程度で減少する。

- 1人当たりガソリン消費に関するガソリン価格弾性値の絶対値はメガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においての方が大きく、そのことは、人々の行動はガソリン価格に対して非メガロポリス地方の方が敏感であることを意味するが、人々はマイカー交通量を必ずしもメガロポリス地方よりも非メガロポリス地方において大きく変えるわけではない。ありうる1つの説明は、非メガロポリス地方においては、公共交通、自転車及び徒歩等のマイカー交通に対する代替交通手段がより少ないことから、人々は非メガロポリス地方において、ガソリン消費を節約するために運転の方法又は経路を変更する場合でも、マイカー交通を放棄

できないということかもしれない。

- 前章のパネル分析とは異なり、所得増が公共交通の利用を非メガロポリス地方よりもメガロポリス地方においてより増加させると帰結することはできない。

公共交通サービスの水準を表す可住地面積当たり鉄道列車キロ等の他の要素はモデルに共通に適合的に取り込むことはできない。高齢化率は、単純にトレンド項としてしばしば取込まれる。

4.3.2 変化する弾性値

弾性値が他の独立変数の水準に応じて変化することを許容するために、例えば1年ラグの組合せの場合には、実質値データセットにおけるガソリン価格と所得の交差項を含む、次の形式のモデルを、第2章に従い構築する：

$$\ln(V_t) = \alpha + \psi \ln(P_{t-1}) + \omega \ln(P_{t-1}) \ln(Q_{t-1}) + \gamma T_t + u_t \quad (15)$$

$$\ln(V_t) = \alpha + \psi \ln(P_{t-1}) + \omega \ln(P_{t-1}) \ln(Q_{t-1}) + r_t, \quad r_t = \rho r_{t-1} + u_t \quad (16)$$

ここで、

$$\psi = \text{実質ガソリン価格項の係数} \quad (17)$$

$$\omega = \text{実質ガソリン価格と実質所得の交差項の係数} \quad (18)$$

$$\text{ガソリン価格弾性値} = \psi + \omega \ln(Q_{t-1}) \quad (19)$$

$$\text{所得弾性値} = \omega \ln(P_{t-1}) \quad (20)$$

表4-1及び表4-2に記載された結果に基づき、ガソリン価格のラグ年は1年に、所得のラグ年は1年又は0&1年に固定する。表4-6は、限定された組合わせのラグ年による、5%水準での有意性を持つ係数と良好な値の調整済み r^2 、5%有意水準でのDurbin-Watson値を持つように、かつ、各弾性値の符号が4.3.1節の結果と一致するように、実質データセットから構築されたモデルのSch

warz BICの値を示している。これらの組合せの中から、ガソリン価格及び所得ともにラグ1年となる組合せがSBICの値と比較可能性から判断して選定される。表4-7は、選定されたラグの組合せの下で適合的なモデルの主要な係数と関連診断指標を示している。

図4-4は、両大括り地方における、表4-7における推計された係数を用いて等式(19)により計算された、マイカーの1人当たり交通量に関するガソリン価格弾性値と所得水準の関係を示している。図4-4から、次の一般的な政策的含意を帰結することができる：

- 両大括り地方において、所得水準が高いほど、マイカーの1人当たり交通量に関するガソリン価格弾性値の絶対値は小さい。それ故、マイカーの利用を抑制するためのガソリン価格税等の価格措置においては、マイカーの利用を一定程度抑制する上では、所得水準が高い状況ほど、ガソリン価格をより引上げなければならない。これは、第2章の全国レベル分析及び前章のパネル分析における結果と整合的である。
- 所得が同じ水準であれば、マイカーの1人当たり交通量に関するガソリン価格弾性値の絶対値は、メガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においての方が小さい。それ故、両大括り地方における所得水準又は経済の発展段階が同じ時には、マイカーの利用を一定程度抑制する上では、価格措置を通じてガソリン価格は、メガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においてより引上げなければならない。これは、前章のパネル分析の結果と整合的である。
- 全グループに共通の傾きを含む前章のパネル分析と異なり、この結果は、マイカーの1人当たり交通量に関するモデルにおける交差項の係数は、メガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においての方がよりなだら

かであることを示している。それは、経済成長の過程において、ガソリン価格政策は、メガロポリス地方よりも非メガロポリス地方においての方が、その影響を色褪せさせることがないということを含意するかもしれない。

4.4 政策課題への応用

本節では、いくつかの政策的措置の効果を把握するための第2章における全国レベルでの方法を本章における両大括り地方の分析の結果の応用に拡大する。

4.4.1 各大括り地方においてガソリン暫定税率を仮に廃止する場合の影響

第2章は、「日本のガソリン暫定税率は、これまで1リットル当たり25.1円の固定値に固定されてきた」と明らかにしている。1987年度から2008年度までの期間を通じた名目ガソリン価格は、メガロポリス地方で1リットル当たり平均118円、非メガロポリス地方で1リットル当たり平均121円であった。それ故、ガソリン暫定税率が廃止されるようなことがあれば、当該平均値に比してメガロポリス地方で21.3%、非メガロポリス地方で20.7%の価格下落に相当することになる。表4-8は、4.3.1節において推計された基本的な弾性値に廃止に相当する価格下落割合を乗じて得られる数値を利用して、基本年としての2008年度において、各1人当たり交通量及び機関分担率に与える影響を各水準と比較して表している。

第2章は、国立環境研究所温室効果ガスインベントリーオフィスのデータ及び国土交通省の交通統計に基づく国土交通省(2011)の分析による2008年度における日本の旅客交通におけるCO₂排出原単位に言及している：鉄道の場合19-g-CO₂/人キロ、バスの場合 48-g- CO₂/人キロ、自家用乗用車の場合164-g-CO₂/人キロ。2008年度における各大括り地方における鉄道及び

営業バスの人キロにより比例配分計算を行い、2008年度における公共交通平均のCO₂排出原単位はメガロポリス地方で22.1-g- CO₂/人キロ、非メガロポリス地方で33.2-g- CO₂/人キロと計算される。それ故、表4-8に記載された公共交通及びマイカーの1人当たり交通量に対する推計された影響に基づき、ガソリン暫定税率の廃止が仮になされる場合には、陸上交通からのCO₂排出量はメガロポリス地方で3.5%～5.3%、非メガロポリス地方で5.0%増加すると推計される。

4.4.2 各大括り地方における高速道路割引制度の影響

2009年3月に導入された全国的高速道路の割引が各大括り地方の道路交通に与えた影響を検証するために、家計消費支出及びガソリン価格によりガソリン販売量を推計するモデルの場合における柳澤（2010）を参考にした、全国レベルにおける第2章の方法に加え、前章と同じ方法を使用する。すなわち、各大括り地方において、実質データセットにより4.3.1節において構築されたモデルを適用して予測される、2009年度におけるマイカーの1人当たり交通量及びガソリン消費量の補正理論値（当該割引を考慮しない、ガソリン価格及び所得の影響を表している）と同年度における実際の各観測値の乖離を確認する方法である。表4-9は、当該割引の影響を表す可能性のある乖離を示している。しかしながら、4.3.1節から選定されたモデルは、2000年度から2008年度までの構造変化を表すダミー係数を含んでおり、2009年度における計算された乖離は、このモデルの特別な構造に依存している可能性があることに注意が必要である。この注意事項は別にして、表4-9から、メガロポリス地方においては、マイカーにおけるガソリン消費への影響(+18.6%)は、マイカー交通量への影響(+8.3%)よりもずっと大きいことがわかる。それは、当該割引が、交通量を増加させ、特にメガロポリス

地方において、高速道路だけでなくそれへのアクセス道路においても混雑を誘発し、燃費を悪化させたことを含意している可能性がある。第2章及び第3章は、この現象を全国に想定しているが、他方、当該割引は、非メガロポリス地方においては、ガソリン消費(+3.4%)をマイカー交通量(+7.5%)ほどは増加させなかった。これは、非メガロポリス地方における高速道路容量は一般道路から転移してくる自動車の混雑を発生させることなく吸収する上で十分であり、平均運転速度の増加に寄与したからかもしれない。以上のような相違点に拘らず、高速道路料金の現実の割引は、両大括り地方において、マイカーにおける1人当たりガソリン消費の約3%から約18%の増加により、ガソリンを使用するマイカーからの1人当たりCO₂排出量を増加させたと推計されるかもしれない。これは、予測誤差を恐らく伴う大雑把な推計であり、その基本的な結論は、モデル構造に依存している。それ故、モデル構造を更に検証する必要がある。

4.5 まとめ

4.5.1 分析の結果

地方圏区分の経時的連続性の限界等を踏まえ、有効な地方圏別時系列交通統計データを整理し、メガロポリス地方及び非メガロポリス地方という2つの大括り地方について、1987年度以降2008年度までの住民1人当たりの年系列データを作成し、名目及び実質のガソリン価格が陸上交通上の主要な行動に包括的に与える影響につき、所得の影響も考慮して、大括り地方毎に個別に時系列計量モデルを構築し、以下のとおり実証した。

4.5.1.1 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、住民1人当たりで、公共交通利用：メガ

ロポリス地方で1%前後、非メガロポリス地方では2%近く増加し、マイカー利用：2.5%前後減少する。

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。

同じ所得水準では、公共交通が充実している等のメガロポリス地方よりも非メガロポリス地方の方がガソリン価格の効きが弱い。即ち、ガソリン価格による抑制効果を維持するには、同じ経済の発達段階でも（実際は、非メガロポリス地方の方がより後の時期になると想定されるが）、非メガロポリス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。

4.5.1.2 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、メガロポリス地方で3.5%前後、非メガロポリス地方では5%前後減少する。

4.5.1.3 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メガロポリス地方で1%前後、非メガロポリス地方では2%以上増加するが、鉄道の定期利用は、名目値で上昇すれば、約1%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。

4.5.1.4 マイカーの保有

ガソリン価格が10%低下すれば、人口当たり保有台数は、自家用登録乗用車：メガロポリス地方で約2.5%前後、非メガロポリス地方では約3%増加し、軽自動車：1%前後減少し、マイカー全体：1.5%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。

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。

4.5.2 分析結果の活用例

4.5.1で得られた弾性値を用いて、ガソリン暫定税率が実質廃止されると仮定した場合、住民1人当たりで、公共交通利用量：メガロポリス地方で約2%前後、非メガロポリス地方では3%前後減少し、マイカー利用量：5%前後増加し、陸上交通からのCO₂排出量：5%前後増加することを推計した。また、4.5.1で構築した基本モデルを活用して、高速道路休日割引制度の導入の結果、住民1人当たりで、マイカー利用量：8%前後増加し、マイカーにおけるガソリン消費量：メガロポリス地方15%以上、非メガロポリス地方では約3%増加し、CO₂排出量が相応増加したことを推計した。

更に、次の政策的含意が導かれる。

- 現行ガソリン暫定税率のような自動車燃料価格措置は、当該地方がメガロポリスを含むかどうかに関わりなく、軽自動車と比較して燃費が良くない、より大型の自動車の保有の増加、マイカー使用の増加及びマイカーの使用を止めない場合であっても燃費の悪い運転方法の増加を抑制することから、陸上交通の分野におけるCO₂排出が増加することを防ぐ上で効果的であることが確認される。経済成長に伴い所得水準が上昇すれば、マイカー利用を一定程度抑制するためには、ガソリン価格をより引上げなければならない。加えて、経済の発展段階が同じ水準では、そのような抑止効果を一定の程度発揮する上では、ガソリン価格は、大都

市圏よりも地方圏においてより引上げなければならない。幾つかの途上国が導入した、実質的に低い燃料価格を支えるための燃料助成は大都市圏だけでなく地方圏においても廃止されるべきである。

- ガソリン価格を引上げる政策は、大都市圏だけでなく地方圏においても、燃費のよい軽自動車の保有及び公共交通の利用を増加させるのに役立つ。それ故、その政策措置は、公共交通の利用、収入及び魅力における減少という負の連鎖に地方圏が取組むことに役立つ。その政策は、特に、観光等非定期交通に適用できるが、通勤等定期交通には必ずしも効果的ではない。しかしながら、被用者の通勤費用が雇用者によって負担されず、従って被用者が経済的な通勤手段を選択する必要性を意識するような労働システムを社会が採択すれば、ガソリン価格政策措置は、地方の性格に関わりなく、定期的な交通行動に対しても明示的な効果を持つようになるかもしれない。
- ガソリン価格が上昇すれば、マイカー全体の千人当たり保有台数は非メガロポリス地方においてより小さな程度だけ減少する。おそらくこのために、マイカーの1人当たり交通量に関するガソリン価格弾性値の絶対値は、所得水準が同じ場合に非メガロポリス地方においてより小さい。それ故、地方圏においてガソリン価格政策をより効果的にするためには、地方圏においてマイカーを減らすための他の政策措置が必要である。
- 地方圏におけるガソリン消費に関して、公共交通、自転車及び徒歩への転換という目的のために、ガソリン価格の上昇への敏感性の強度を十分に活用するには、そのような交通モードのためのインフラを空間計画を以てより良く整備することが推奨される。

- 表4-8から判断すると、ガソリン税は低炭素交通体系を保持するために自動車の使用を控えさせる役割を果たしていることが確認される。また、その強度は、大都市圏よりも地方圏においてより穏やかであるというわけでは必ずしもない。表4-9は、特に大都市圏において、高速道路料金制度が果たしている類似の役割を示唆している可能性がある。しかしながら、特別なダミー係数に特徴づけられる、構築されたモデル構造を予測に適用することの適切性は、更に吟味されなければならない。

第5章 頑健性に関する考察

5.1 誤差修正モデルの構築による検証³³

5.1.1 はじめに

第2章から第4章までの計量分析は、集計値時系列データを用いて、回帰分析を基本としたモデル構築により行ってきた。しかし、近年の計量経済学においては、回帰分析の方法に問題提起がなされている。すなわち、この動向を振り返った田中（2004）が紹介しているように、マクロ経済時系列は単位根を持つ場合が多く、単位根を持つ（非定常過程にあるともいう。）時系列変数を含む変数の回帰分析は、共和分関係にない限り、「見せかけの回帰」に陥る可能性があることが指摘されている。一方、Grangerの表現定理³⁴によれば、単位根を持つ変数どうしであっても、共和分関係にある場合には、階差変数間の関係に、元のレベル変数間の長期関係を組み込んだ誤差修正モデル（ECM）が動学的調整を適切に特定する。また、Basso & Oum(2007)は、「ガソリン需要モデルにおける共和分及び誤差修正モデルの技法」（SIA 訳）について、「そうした[デンマーク等5か国のデータを用いた]5つの研究について認識している・・・その共和分の様々な結果の一般化に関するより正確な解答は更なる研究を必要とするだろう」（SIA 訳、p.464）と論じている。このことから、この手法については、研究事例の蓄積が待たれていると考えられるが、我が国についても、第1章の先行研究で触れた小川(2003)は、誤差修正モデル(ECM)の構築には至っ

³³本節が基にした藤崎(2013b)において、調整係数の検定表を適用する際の変数の数の捉え方が適切ではなかったこと、また、長期関係式の誤差項について確認的に実施するEG検定について、変数の数等を考慮しない一般的なADF検定と混同していたことから、本節において、所要の修正と改善を行った。また、藤崎(2013b)が触れていなかった、季節和分を考慮していないことによる限界について明記した。

³⁴ 例えば、Engle & Granger(1987)が深めた議論を展開している。

ておらず、階差をとる前の変数の情報が捨象された中で、階差データで静学モデルを特定している。このため、本章は、比較的データが多い全国四半期系列に焦点を当てて、ガソリン価格、所得、1人当たりマイカー交通量及び1人当たり公共交通量という基本的な指標データにおける単位根の存在の有無、存在する場合は、誤差修正モデルの考案による共和分関係の成否を検討することにより、第2章等の基本的な実証分析が「見せかけの回帰」を行うものでないかを論考する。

5.1.2 検証の方法

5.1.2.1 使用するデータ

第2章では、1987年度初から2008年度末までの四半期系列を用い（図2-1参照）、独立変数となる実質ガソリン価格:XA及び1人当たり実質GDP:XBについて、それぞれ従属変数となる1人当たりマイカー交通量:Y₁及び1人当たり公共交通量:Y₂に対して4期(1年)のタイムラグをとり、誤差項rについて4期前の値に対する季節性自己回帰係数psを組込んだ誤差項自己回帰モデル式(21)が有意かつ適合的モデルとして構築されている。

$$\log Y = \alpha + \beta \times \log XA_{t-4} + \gamma \times \log XB_{t-4} + r_t, \quad r_t = \rho_s \times r_{t-4} + u_t \quad (21)$$

この基本モデルによる弾性値の推計結果は図5-1のとおりである。本章では、この第2章の全国四半期系列データと同じものを用いる。

5.1.2.2 検証の方法

第1に、1人当たりマイカー交通量、1人当たり公共交通量、実質ガソリン価格及び1人当たり実質GDPの4つの四半期時系列について、単位根の有無を検定する。一般に、式(22)が成立つ場合に、時系列変数Xは単位根を持つとされており、時系列変数Xが単位根を持つかどうかの検定

は、式(22)を変形して表した式(23)において、「帰無仮説：単位根が存在する、即ち $\rho-1=0$ 」として、Augmented Dickey-Fuller 検定により行う。

$$X_t = \mu + \alpha \times t + \rho \times X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \rho=1 \quad (22)$$

$$\Delta X_t = \mu + \alpha \times t + (\rho-1) \times X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \rho-1=0 \quad (23)$$

これらマクロ時系列が単位根を持つ場合は、第2に、①1人当たりマイカー交通量と実質ガソリン価格及び1人当たり実質GDPの間、②1人当たり公共交通量と実質ガソリン価格及び1人当たり実質GDPの間のそれぞれについて、有意かつ適合的な誤差修正モデルの構築の検討を行い、第3に、これら誤差修正モデルから変換して構築する長期関係式を導出し、第4に、これら長期関係式の係数について、非線形推計し、デルタ検定により有意性を確認し、第5に、長期関係式の誤差について Engle-Granger 検定を行って、共和分関係の成否を検討する。

5.1.3 検証の結果

5.1.3.1 単位根の検定

1人当たりマイカー交通量: Y_1 、1人当たり公共交通量: Y_2 、実質ガソリン価格: XA 、1人当たり実質GDP: XB の各対数値について、1987年度第1四半期から2008年度第4四半期までの各88個の四半期系列を作成する。

上記の各マクロ時系列について、Augmented Dickey-Fuller(ADF)検定を中心に、Weighted Symmetric(WS)検定及びPhillips-Peron (PP) 検定で補完して行った結果は表5-1のとおりであり、各検定を比較した結果、どの系列も、p値から、「帰無仮説：単位根が存在する」は5%水準で棄却することができないと考えられる。従って、これら4つの時系列は、いずれも単位根を有すると想定する。

一方、これらの4指標（対数値）の階差項： $\Delta \log Y_1$ 、 $\Delta \log Y_2$ 、 $\Delta \log XA$

及び $\Delta \log XB$ について、3種類の方法で検定を行ったところ、表5-2のとおりとなり、階差項では、PP検定によれば、4指標とも、季節ダミーの考慮の有無に拘らず帰無仮説は棄却されるが、DF検定よりも検定力が高いとされるWS検定によれば、特に季節ダミーを考慮する場合には、 $\Delta \log Y_1$ 、 $\Delta \log Y_2$ 及び $\Delta \log XB$ について帰無仮説が棄却され、 $\Delta \log XA$ についても、帰無仮説が棄却される状況に近い。また、階差項について、単位根無しを帰無仮説とするKPSS検定を実施すると、その結果は表5-3のとおりで、 $\Delta \log XA$ について単位根無しの帰無仮説は棄却されない。このため、単位根を持つ（非定常）と想定されるものの4指標については、いずれも、階差定常、従って、和分次数は1と仮定して、以下の検討を進める。

5.1.3.2 誤差修正モデルと共和分関係の成立

5.1.3.2.1 1人当たりマイカー交通量

5.1.3.1により、 $\log Y_1$ 、 $\log XA$ 、 $\log XB$ はいずれも単位根を有することが判明したが、仮にこれらが共和分関係にあるとしても、共和分関係をもたらすパラメータは未知である。このため、養谷(2007)を参考に、先ず、これら変数間の長期関係式を想定し、調整係数が-1より大きく0より小さいという条件を満たすよう誤差修正モデルの構築を行った。その際、第2章により、これら従属変数と独立変数の長期関係においては4期のタイムラグがあることが推定されるので、レベル変数においてはこのタイムラグ期間を用いる。また、四半期系列であることから季節ダミー変数を用意するとともに、短期の動学的調整を表すことから、阪神大震災が発生した1994年度第4四半期についてダミー変数を用意する。更に、技術革新や人口高齢化等の諸趨勢を表すトレンド項を用意する。短期不均衡モデルであるから、階差をとった説明変数には、 $\Delta \log XA_{t-4}$ 、

$\triangle \log \mathbf{XB}_{t-4}$ 、 $\triangle^2 \log \mathbf{XA}_{t-4}$ 、 $\triangle^2 \log \mathbf{XB}_{t-4}$ を用意する。これらの諸変数及びダミー変数を用いて、パラメータ推計を試行錯誤した結果、パラメータが有意にならない独立変数は除外し、また、 $\log \mathbf{XA}_{t-4}$ 及びその階差項の係数:負、 $\log \mathbf{XB}_{t-4}$ 及びその階差項の係数:正、という符号条件に合致するように(24)の形式で表現される誤差修正モデルを考案した。最小2乗法による係数等の推計結果は表 5-4 のとおりであり、調整係数 γ_6 は $-1 < \gamma_6 < 0$ を満たしている。式(24)を変形すると、 $\{\}$ の中が誤差修正項を表す式(25)となる。

$$\begin{aligned} \triangle \log Y_{1,t} = & \gamma_1 + \gamma_2 \times \triangle^2 \log \mathbf{XA}_{t-4} + \gamma_3 \times \triangle^2 \log \mathbf{XB}_{t-4} + \gamma_4 \times \log \mathbf{XA}_{t-5} + \gamma_5 \times \log \mathbf{XB}_{t-5} \\ & + \gamma_6 \times (\log Y_{1,t-1} - \log \mathbf{XA}_{t-5} - \log \mathbf{XB}_{t-5} - \text{夏ダミー} - \text{秋ダミー} \\ & - \text{阪神大震災ダミー}) + \gamma_7 \times \text{夏ダミー} + \gamma_8 \times \text{秋ダミー} \\ & + \gamma_9 \times \text{阪神大震災ダミー} + u_t \quad (24) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \triangle \log Y_{1,t} = & \gamma_2 \times \triangle^2 \log \mathbf{XA}_{t-4} + \gamma_3 \times \triangle^2 \log \mathbf{XB}_{t-4} \\ & + \gamma_6 \times \{ \log Y_{1,t-1} + \gamma_1 / \gamma_6 - (1 - \gamma_4 / \gamma_6) \times \log \mathbf{XA}_{t-5} - (1 - \gamma_5 / \gamma_6) \times \log \mathbf{XB}_{t-5} \\ & - (1 - \gamma_7 / \gamma_6) \times \text{夏ダミー} - (1 - \gamma_8 / \gamma_6) \times \text{秋ダミー} \\ & - (1 - \gamma_9 / \gamma_6) \times \text{阪神大震災ダミー} + u_t / \gamma_6 \} \quad (25) \end{aligned}$$

$\log Y_{1,t}$ 、 $\log \mathbf{XA}_{t-4}$ 及び $\log \mathbf{XB}_{t-4}$ が共和分しているかどうかを検定するため、「帰無仮説: 調整係数 $\gamma_6=0$ 」を検定する方法がある。蓑谷 (ibid.) によれば、「帰無仮説: $\gamma_6=0$ 」の検定の統計量は、正規分布とも Engle-Granger 検定の検定統計量の極限分布とも異なる特殊な極限分布を持っており、「帰無仮説: $\gamma_6=0$ 」の検定の臨界点は、モンテ・カルロ実験から求められる。共和分検定を行う変数の数はダミー変数を含めて6であるが、当該臨界点に関する蓑谷 (ibid.、663) の表 14.5 は変数の数6に対応していない。ただし、当該臨界点の絶対値は、蓑谷 (ibid.、661)

によれば EG 検定の臨界点よりも小さい。EG テストの臨界点は、蓑谷 (ibid., 974) に掲載されている MacKinnon の表であり、同表中の「N=6 No trend」の欄の式に、標本数 $n=82$ を代入して得る EG 検定の 5% 水準臨界点は -4.915 であり、この値を目安にすると、表 5-4 における γ_6 の t 値 -9.967 は 5% 水準で棄却域に入ることから、これら変数は共和分している。

式(25)において、 $\log Y_{1,t}$ 、 $\log XA_{t-4}$ 及び $\log XB_{t-4}$ が同じ水準で推移する状態における長期関係式を導出するために、 $\Delta \log Y_{1,t} = \Delta^2 \log XA_{t-4} = \Delta^2 \log XB_{t-4} = 0$ を代入すると、(26) のとおりとなる。長期関係式(26)において、例えば、XA 及び XB の長期弾性値は、それぞれ $(1-\gamma_4/\gamma_6)$ 及び $(1-\gamma_5/\gamma_6)$ で表されるが、これらは γ_4 、 γ_5 、 γ_6 の非線形推計値であるから、「帰無仮説：これらの長期弾性値=0」は、 t 検定ではなく、漸近的な標準正規検定であるデルタ検定による。これら長期弾性値の値とデルタ検定の結果は表 5-5 のとおりとなり、当該帰無仮説は棄却され、これら長期パラメータが有意であることが確認された。

$$\begin{aligned} \log Y_{1,t} = & -\gamma_1/\gamma_6 + (1-\gamma_4/\gamma_6) \times \log XA_{t-4} + (1-\gamma_5/\gamma_6) \times \log XB_{t-4} \\ & + (1-\gamma_7/\gamma_6) \times \text{夏ダミ}_{t+1} + (1-\gamma_8/\gamma_6) \times \text{秋ダミ}_{t+1} \\ & + (1-\gamma_9/\gamma_6) \times \text{阪神大震災ダミ}_{t+1} - u_t/\gamma_6 \end{aligned} \quad (26)$$

長期関係式 (26) の誤差項について、EG 検定を行う。誤差項を EY_1 とすると、次の式について重回帰分析を行い、係数 δ_0 について得られる統計量 -7.477 について、変数の数 6、定数項有、トレンド項無の条件で EG 検定を行った結果、 p 値は 0.0001 となり、単位根ありの仮説が棄却され、この長期関係式の変数 $\log Y_{1,t}$ と $\log XA_{t-4}$ 及び $\log XB_{t-4}$ は共和分関係にあることが確認された。

$$\Delta \log Y_{1,t} = \delta_0 EY_{1,t-1} + \delta_1 \Delta \log Y_{1,t-1} + \delta_2 \Delta^2 \log Y_{1,t-2}$$

5.1.3.2.2 1人当たり公共交通量

以下 5.1.3.2.1 と同様の方法(但し、 $\log XA_{t-4}$ 及びその階差項の係数: 正という条件)により、単位根を有する $\log Y_{2t}$ と $\log XA_{t-4}$ 及び $\log XB_{t-4}$ の長期関係式を想定し、調整係数が-1より大きく0より小さいという条件を満たすよう、(27)の形式で表現される誤差修正モデルを考案した。最小2乗法による係数等の推計結果は表5-6のとおりであり、調整係数 γ_6 は $-1 < \gamma_6 < 0$ を満たしている。式(27)を変形すると {} の中が誤差修正項を表す式(28)となる。

$$\begin{aligned} \Delta \log Y_{2,t} = & \gamma_1 + \gamma_2 \times \Delta^2 \log XA_{t-4} + \gamma_3 \times \Delta^2 \log XB_{t-4} + \gamma_4 \times \log XA_{t-5} + \gamma_5 \times \log XB_{t-5} \\ & + \gamma_6 \times (\log Y_{2,t-1} - \log XA_{t-5} - \log XB_{t-5} - \text{トレンド項}) + \gamma_7 \times \text{トレンド項} \\ & + u_t \quad (27) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \log Y_{2,t} = & \gamma_2 \times \Delta^2 \log XA_{t-4} + \gamma_3 \times \Delta^2 \log XB_{t-4} \\ & + \gamma_6 \times \{ \log Y_{2,t-1} + \gamma_1/\gamma_6 - (1-\gamma_4/\gamma_6) \times \log XA_{t-5} - (1-\gamma_5/\gamma_6) \times \log XB_{t-5} \\ & - (1-\gamma_7/\gamma_6) \times \text{トレンド項} + u_t/\gamma_6 \} \quad (28) \end{aligned}$$

$\log Y_{2,t}$ 、 $\log XA_{t-4}$ 及び $\log XB_{t-4}$ が共和分しているかどうかを検定するため、「帰無仮説: 調整係数 $\gamma_6=0$ 」を検定する。共和分検定を行う変数の数は、トレンド項を含めて4であるが、当該検定に関する臨界点についての蓑谷 (ibid.、663) の表 14.5 は、トレンド項がある場合に対応していない。ただし、当該臨界点の絶対値は、蓑谷(ibid.、661)によれば EG 検定の臨界点よりも小さい。EG テストの臨界点は、蓑谷(ibid.、974)に掲載されている MacKinnon の表であり、同表中の「N=4 With trend」の欄の式に、標本数 $n=82$ を代入して得る EG 検定の 5%水準臨界点は-4.609 であり、この値を目安にすると、表 5-6 における γ_6 の t 値-19.64 は、5%水準で棄却域に入ることから、これら変数は共和分している。

式 (28) において、 $\Delta \log Y_{2,t} = \Delta^2 \log XA_{t-4} = \Delta^2 \log XB_{t-4} = 0$ を代入すると、長期関係式は (29) となり、長期関係式 (29) において、例えば、XA 及び XB の長期弾性値は、それぞれ $(1-\gamma_4/\gamma_6)$ 及び $(1-\gamma_5/\gamma_6)$ でそれぞれ表されるが、これらは非線形推計値である。これら長期弾性値の推計値とデルタ検定による「帰無仮説：これらの長期弾性値=0」の検定結果は表 5-7 のとおりとなり、当該帰無仮説は棄却され、これら長期パラメータが有意であることが確認された。

$$\begin{aligned} \log Y_{2,t} = & -\gamma_1/\gamma_6 + (1-\gamma_4/\gamma_6) \times \log XA_{t-4} + (1-\gamma_5/\gamma_6) \times \log XB_{t-4} \\ & + (1-\gamma_7/\gamma_6) \times \text{トレンド項}_{t+1} - u_t/\gamma_6 \end{aligned} \quad (29)$$

長期関係式 (29) の誤差項について、EG 検定を行う。誤差項を EY_2 とすると、次の式について重回帰分析を行い、係数 δ_0 について得られる統計量 -15.25 について、変数の数 4、定数項有、トレンド項有の条件で EG 検定を行った結果、p 値は 0.000 となり、単位根ありの仮説が棄却され、この長期関係式の変数 $\log Y_{2,t}$ と $\log XA_{t-4}$ 及び $\log XB_{t-4}$ は共和分関係にあることが確認された。

$$\Delta EY_{2,t} = \delta_0 EY_{2,t-1} + \delta_1 \Delta EY_{2,t-1} + \delta_2 \Delta EY_{2,t-2}$$

5.1.4. まとめ

燃料価格が交通量等に与える影響についての分析は、統計的有意性検定による回帰分析でなされているものが多いが、近年の計量経済学は、マクロ時系列間の回帰分析について、前提となる定常性の分析と単位根が存在する場合には共和分関係の有無についての検証が必要である旨提起しているが、この点についての実証分析は必ずしも行われておらず、世界でも事例の蓄積が待たれている。本章では、マイカー及びそれと競合関係にある公共交通機関の交通量について、軽自動車交通量が自動車輸送統計調査の対象に追加さ

れ、国鉄改革が実施された 1987 年度初から、高速道路休日割引が導入された 2008 年度末までの 20 年超に亘る豊富な四半期系列を用い、1 人当たり輸送人キロという共通の単位に揃えた上で、実質所得の影響を考慮しつつ、実質ガソリン価格が与える影響について、定常性の分析を行った。その結果、1 人当たりマイカー交通量、1 人当たり公共交通量、実質ガソリン価格及び 1 人当たり実質 GDP の各対数値はいずれも単位根を持つことが判明した。更に、① 1 人当たりマイカー交通量の対数値と実質ガソリン価格の対数値及び 1 人当たり実質 GDP の対数値、② 1 人当たり公共交通量の対数値と実質ガソリン価格の対数値及び 1 人当たり実質 GDP の対数値、はともに、誤差修正モデルを構築することにより、共和分関係すなわち長期均衡関係にあり、従って、これらの変数間の回帰分析は「見せかけの回帰」に陥るものではないと推論された。構築した誤差修正モデルは、短期的な不均衡を長期的な均衡関係に調整するための過程を表す動学的なモデルである。

その長期弾性値（図 5-2）から、実質ガソリン価格が 10% 上昇すれば、1 人当たりマイカー交通量は 2.8% 減少する関係にあるが、1 人当たり公共交通量は 1.2% 増加する関係にある。この結果は、第 2 章における静学モデルによる推定結果（図 5-1）と近似しており、ガソリン価格に関する限り、共和分関係にある変数間の静学モデルによる弾性値は長期弾性値であるという考察(Basso & Oum, 2007)に一致する。マイカー利用の減少分は、一部は移動自体の取止め、徒歩又は自転車への転換に向かい、一部は公共交通利用に転換するという現象に沿う点も変わらない。

ただし、蓑谷(2003)は、四半期データについて、季節和分の次数の検定を提起しているが、本章は、季節和分について考慮していない分析であることに注意が必要である。

5.2 その他の頑健性に関する課題

本節では、前章までで必ずしも立入らなかった、計量モデルの頑健性に関するその他の幾つかの課題について、検討を行う。

5.2.1 構造変化

先ず全国年系列を取上げる。実質系列を例にとり、第2章で推計した1人当たりマイカー交通量モデル、1人当たり公共交通量モデル及び1人当たりガソリン消費量モデル（ただし、第2章と異なり、平均乗車人数の代わりに、平均乗車人数*保有乗用車平均燃費（対数項上は、両対数項の和）を投入して構築）の残差プロットから、1人当たりマイカー交通量モデルにあつては、95年度、97年度、2001年度及び2005年度に、1人当たり公共交通量モデルにあつては、90年度、97年度及び2001年度に、1人当たりガソリン消費量モデルにあつては、91年度、97年度、99年度～2002年度及び2005年度に、それぞれ構造変化がある可能性が示唆された。このため、これらの年度をそれぞれ開始時期とするダミー変数を設定し、これらダミー変数とガソリン価格項の交差項を計量モデルに追加投入して、有意な係数を選択し、適合的なモデルを構築する。その結果は、表5-8のとおりである。第2章における推計よりも精緻になったが、ガソリン価格の大きさが1よりも小さい点は変わらない。また、各モデルに共通して見られる2000年度前後における構造変化は、ガソリン価格の上昇傾向の中でも上昇度合いが一時緩んだことにより、ガソリン価格に対する感応度が弱まったことが考えられる。第4章のメガロポリス地方と非メガロポリス地方のそれぞれの1人当たりマイカー交通量と1人当たりガソリン消費量に関する実質モデルにおいて、2000年度以降にガソリン価格の感度が緩んでいることと一部整合的である。

そして、1人当たりガソリン消費量モデルの結果からは、平均乗車人数又は燃費が向上した場合に、実質費用の減少が意識されてガソリン消費量が増加する（リバウンド効果が生じる）のではなく、むしろ自動的にガソリン消費量が減少する関係にあることがわかる。

5.2.2 定式化の選択

第2章の全国年度実質系列を例にとると、1人当たりマイカー交通量及び1人当たり公共交通量について構築した計量モデルは、次の両対数線形式である。

$$\ln(V_t) = \alpha + e_p \ln(P_{t-1}) + e_q \ln(Q_{t-1}) + r_t$$

一方、片対数線形式として、例えば、次の定式化がありうる。

$$V_t = \alpha + e_p \ln(P_{t-1}) + e_q \ln(Q_{t-1}) + r_t$$

両方の定式について、精緻化を図るため、5.2.1と同様に構造変化モデルを構築した上で、正しさの優劣を検討するため、Bera and McAleer 検定³⁵に従い、それぞれ、自らの定式化が正しいとする帰無仮説を設定し、自式における従属変数の理論値を比較相手とする他方の式に投入して得る誤差項を自式に投入し、その係数=0を検定し、それが棄却されなければ、自式が正しいことになる。表5-9は、元の構造変化モデルの係数とBM検定における誤差項の係数を示しており、1人当たりマイカー交通量及び1人当たり公共交通量のいずれにおいても、両対数線形式と片対数線形式が正しさにおいて相互に譲らない結果となった。

上の片対数線形式におけるガソリン価格弾性値： $\Delta Y / \Delta P \div Y/P = e_p/Y$ に着目すると、ガソリン価格の水準が高い時の方が、右辺の分母は、Yが1人当たり公共交通量の場合にはより大きくなり、従って、右辺の絶対値は小さく

³⁵ BM 検定の方法については、蓑谷(2007、454-458、例 11.4)の方法を参考になっている。

なり、ガソリン価格弾性値の絶対値は小さくなる。Yが1人当たりマイカー交通量の場合には、右辺の分母は、より小さくなり、従って、右辺の絶対値は大きくなって、ガソリン価格弾性値は大きくなる。

5.2.3 外生性

ガソリン価格については、前章まででは、外生変数であることを前提として、重回帰分析等の計量モデルが構築されている。しかし、ガソリン価格は、需要としての国内の陸上交通量等に一方的に影響を与えるのではなく、国内の陸上交通量等の変化からも逆に影響を受けているのではないかという議論も想定される。そのような相互影響が成立つ場合には、前章までの重回帰分析等の計量モデルは、いわゆる同時決定によるバイアスがかかっていることになることから、ガソリン価格の外生性について、確認することが望ましい。

このため、本節では、第2章で扱った全国時系列のうち、データ量が比較的多い全国四半期実質系列を取上げ、従属変数を(1人当たりマイカー交通量): V_t 、独立変数をガソリン価格: P_t 、所得: Q_t とする次の重回帰モデル式³⁶⁾について、ガソリン価格の外生性の検定を行う。なお、式(30)の主要係数等は、表5-10のとおりである。

$$\log V_t = \alpha_0 + e_p \times \log P_{t-4} + e_q \times \log Q_{t-4} + \alpha_1 \times \text{春ダミー} + \alpha_2 \times \text{夏ダミー} \quad (30)$$

式(30)に関して、定数項、所得: $\log Q_{t-4}$ 、春ダミー、夏ダミーの4個の変数を外生変数とし、ガソリン価格: XP_{t-4} の内生性を検定するため、ガソリン価格に対する操作変数を検討する。

1999年から2007年の期間を対象に一定の分析をした倉見・朴(2008, 1)は、

³⁶⁾ 第2章では、誤差項季節性1次自己回帰モデルを用いているが、外生性の検定を行う対象のモデルについては、計量経済学の学説書では最小二乗法による回帰モデルを示しているものが多いことから、本小節では、誤差項季節性1次自己回帰を用いずに、季節ダミーを用いた、最小二乗法による重回帰モデルを対象にする。

「原油輸入価格はこの期間著しい高騰を示したが、これは十分にガソリン小売価格へ転嫁されていた」と論じている。また、石油連盟(2014, 29)は、「96年3月末の特石法[特定石油製品輸入暫定措置法]の廃止以降、石油政策は「安定供給の確保」とともに、市場原理に基づく「効率的供給」の実現が目標と」なった旨述べている。このため、1999年以前からの長期間で見ると、原油製品の国内価格には、原油輸入価格に加え、このような石油製品の流通に関する規制緩和が影響していると想定される。今、実質原油輸入価格³⁷:CIF、規制緩和ダミー（1996年度第1四半期以降:1、それ以前の期間:0）、2000年度以降ダミー（2000年度第1四半期以降:1、それ以前の期間:0）を独立変数とし、ガソリン価格を従属変数とする次式を誤差項季節性1次自己回帰モデルで推計すると、主要係数等は、表5-11のとおりとなる。

$$\log P_t = \beta_0 + \beta_1 \times \log \text{CIF}_t + \beta_2 \times \text{規制緩和ダミー} + \beta_3 \times \text{2000年度以降ダミー} + r_t$$

$$r_t = \rho_s r_{t-4} + u_t \quad (31)$$

操作変数は、内生変数であるガソリン価格と相関している必要があることから、実質原油輸入価格:CIF、規制緩和ダミー、2000年度以降ダミーを操作変数の候補として考えることができるが、操作変数として採用するには、(30)式の重回帰式の誤差項と無相関である必要がある。ここでは³⁸、(30)式から得た残差項をRESとして、RESについて、操作変数(実質原油輸入価格:CIF、規制緩和ダミー及び2000年度以降ダミー)並びに(30)式の重回帰式の P_{t-4} 以外の外生変数（定数、 Q_{t-4} 、春ダミー、夏ダミー）の上に回帰を行うと、 $v = nR^2 = 5.62$ が得られる。K=5（(30)式の説明変数の数）、H=7であるから、

³⁷ 財務省貿易統計(n.d.)概況品別推移表中の輸入・四半期別推移表・統計年1988年-2009年・全国分・世界・概況品コード30301における原油及び粗油の数量を金額で除して得た値を消費者物価指数(2010a)から計算した四半期別の総合指数により実質化

³⁸ 以下、蓑谷(2007、227-231、例6.2)における外生性の検定の方法を基礎知識として参考している。

自由度2のカイ2乗分布から、 v の p 値は0.06となり、有意水準5%で、この3個の変数は操作変数として採用することに妥当性があることが分かる。

次に、 $\log P_{t-4}$ の前述3個の操作変数及び4個の外生変数への回帰（*）をとり、その推定値を PH_{t-4} 、残差を PE_{t-4} とすると、(30)式の右辺に追加投入し、

$$\log V_t = \alpha_0 + e_p \times \log P_{t-4} + e_q \times \log Q_{t-4} + \alpha_1 \times \text{春ダミー} + \alpha_2 \times \text{夏ダミー} + \alpha_3 \times PE_{t-4}$$

の回帰、 PE_{t-4} のかわりに PH_{t-4} を用いた回帰、いずれも帰無仮説: $\alpha_3=0$ を棄却しない (PE_{t-4} の係数の p 値:0.11、 PH_{t-4} の係数の p 値:0.11であるため)。

このため、ガソリン価格: $\log P_{t-4}$ の1人当たりマイカー交通量: V_t に対する影響は内生性に対して頑健性を持つと考えられる。

なお、(*)において、前述3個の操作変数の係数が全てゼロに等しいという帰無仮説をF検定で検定したところ、帰無仮説は棄却されるとともに、F統計量の値は338.8となり、10よりも相当大きいことから、末石(2015,74)により、弱操作変数の問題はないと考えられる。

5.2.4 グランジャー因果性の検討

比較的データの多い全国四半期系列（実質）を取上げ、VAR推計を行うことにより、ガソリン価格と1人当たりマイカー交通量の間のグランジャー因果性の有無を検討する。

5.1により、主要変数は単位根を有することが確認されたため、1人当たりマイカー交通量: Y_t 、ガソリン価格: XA_t 、1人当たりGDP: XB_t について、それぞれ対数値の階差項をとる。

次に、内生変数を $\Delta \log Y_t$ 、 $\Delta \log XA_t$ 、外生変数を定数項、 $\Delta \log XB_t$ （当期から4期前まで）として、内生変数のラグを4期までに指定し、VAR推計を実行すると、 $\Delta \log Y_t$ に関するブロック外生性を検定するF値:3.96 (p

値:0.006)、 $\Delta \log XA_t$ に関するブロック外生性を検定する F 値:1.535 (p 値:0.202) となり、 $\Delta \log XA_t$ から $\Delta \log Y_t$ へのグランジャー因果が無いという帰無仮説は棄却されるが、 $\Delta \log Y_t$ から $\Delta \log XA_t$ へのグランジャー因果が無いという帰無仮説は棄却されない。

即ち、階差項で見る限り、1人当たりマイカー交通量に対して、ガソリン価格は有意に説明力を有しているが、ガソリン価格に対して、1人当たりマイカー交通量はグランジャーの意味での因果性は有していないことが推定される。

ただし、この結果は、季節和分について考慮していないことに留意が必要である。

第6章 ドイツとの比較分析

6.1 はじめに

第2章から第5章までの分析の対象となる期間は、陸上公共交通運賃料金の水準が我が国で比較的安定していた期間であることから、その分析手法と結論が、そのような特有の期間を持った我が国だけではなく、公共交通運賃料金の水準が安定していない他地域にも普遍的に妥当するか検証する必要がある。このため、先進国の中にあって、自動車産業だけでなく、国鉄民営化、高速鉄道網を基幹とする公共交通網の発達というマイカーと公共交通の双方の交通基盤が我が国と比肩しうる状況にありつつも、公共交通サービス価格の変化が相対的に大きい近年のドイツ（図6-1参照）を対象に、類似の計量モデルを用いて、ガソリン価格が乗用車の保有及び利用並びに公共交通の利用に及ぼす影響について実証的に確認することにより、燃料価格政策が低炭素交通体系を幅広く実現する上で果たす役割と効果を確認する必要がある。

一方、宇都宮（2014, 65）は、「ドイツの地域公共交通については・・・定量的な分析を行ったものは少ない」と記している。また、筆者が英語文献を中心に当たった範囲でも、1990年の再統一後のドイツについて、鉄道を含む公共交通及び乗用車の利用並びに乗用車の保有にガソリン価格が及ぼす影響について、分野横断的に比較可能なマクロ統計を用い、包括的に定量分析したものは、あまり見当たらない。

前段落第1文の状況を踏まえ、宇都宮（ibid.）は、ドイツの州別パネルデータを整理し、実質運賃、1人当たりの州内総生産、座席キロ及び自家用車保有台数並びに高齢化率（階差）等の説明変数を用いて地域公共交通の需要関数を推計しているが、次のような特徴がある。第1に、分析対象となる交通機関の種類観点では、実質運賃について、「バス、トラム、LRT（シュタットバー

ン)・地下鉄の合計収入から算出したものであり、ドイツ鉄道の値は含まれていない(p.68)」平均支払額を基にしており、輸送供給量についても、「バス・トラム・LRT (シュタットバーン)・地下鉄計の座席キロでみた(p.66)」としている。被説明要素である利用者数についても、これら説明要素と範囲が一致しているとすれば、ドイツ鉄道の値は含まれていない可能性がある。第2に、被説明変数は、「1人当たりでみた利用頻度 (利用者数/人口)」(p.67)であって、1人当たり利用量 (人キロ/人口) ではない。第3に、ガソリン価格は、分析で言及されていない一方で、自家用車保有台数を説明要素に含めている。

しかし、第1に、地域の鉄道近距離旅客輸送はバス、トラム等と連携して地域公共交通網を構成する重要な要素であり、各地の運賃設定においても、地域の運輸連合³⁹により、これら地域公共交通機関に共通したゾーン運賃等が設定されていることが多く、マイカーと対比して、交通行動としての地域公共交通の利用を分析する際には、説明要素及び被説明要素ともに、このような鉄道を一貫して含め、地域公共交通一体で分析することも望ましい。第2に、交通行動においては、費用等を節約するために、交通機関は必ずしも変更しないものの、経路を短縮することもありえるため、その総体を捉えるには、利用者数ではなく、利用量、換言すれば、交通量 (人キロ) で分析することも望ましい。温室効果ガスの排出量に着目した低炭素交通体系を検討する上でも、排出量に直結するのは交通量である。第3に、第2章から第4章は、我が国において、ガソリン価格がマイカー保有台数に負の影響を与えていることを実証し、ガソリン価格が、マイカー又は公共交通の利用に対して、直接的にだけでなく、マイカー保有への影響を通じて間接的にも、それぞれ負又は正の影響を与える可

³⁹ 土方 (2013, 155/160) は、公共旅客近距離輸送は、鉄道旅客近距離輸送とバス、トラム、LRT、地下鉄等公共近距離道路輸送を包括する概念であり、多くの論者が共通運賃制度の運用等を行う事業体として運輸連合を定義している旨言及している。

能性を論じている。翻って、宇都宮 (ibid.) については、ガソリン価格は、分析に含めていないが、ドイツにおいて自家用車保有台数が地域公共交通需要に与える負の影響を示していることから、自家用車保有台数への影響を通じた間接的なガソリン価格の影響があることは示唆していると解釈する余地がある。そして、ドイツにおける自家用車保有台数へのガソリン価格の影響を本論文で確認できれば、その解釈を支えることができる。

そこで、本章は、我が国と状況が異なるドイツにおいて、鉄道を含めて公共交通を捉え、ガソリン価格が乗用車の保有及び利用並びに公共交通の利用という幅広い交通行動に与える影響について、時系列計量分析により包括的に検討し、我が国における分析の結果と比較し、世界に幅広く妥当しうる政策的含意の検討を行う。

6.2 使用するデータ

内外からのアクセスが容易なドイツ統計庁 Statistisches Bundesamt (Destatis) が公表している時系列統計を使用する。全国年次系列、全国四半期系列及び州別年次系列の3種類の時系列データを、比較可能かつ整合的なものとする観点で調製して用意する。表 6-1 はその概要で、特に交通統計については、1995 年以降の全国年系列に加え、集計方法の変更があったために経時的な比較可能性が高いレベルである 2004 年以降の全国四半期系列及び各州年系列を用いる。陸上の公共交通は、路線公共交通と非路線公共交通（非定期運行の遠足バス、ツアーバス、貸切バス等）に分かれ、路線公共交通は、近距離路線公共交通と遠距離路線公共交通に分かれる。個別自動車交通量は、定員 9 人以下の乗用車及び自動 2 輪車による個別交通による交通量である一方、乗用車保有台数は 2 輪車保有台数を含まないが、いずれにもタクシーが含まれる。

分析に際しては、人キロ、車両キロ、乗用車台数及び実質 GDP については、

人口統計⁴⁰を用いて国民又は州民1人当たりの値に変換する（1人当たりGDPは、所得の代理変数として捉える）。

全国ガソリン価格指数(種類は Superbenzin, 95 Oktan)は全国消費者物価指数(Destatis, 2014c)で実質化する。各州分析には、近距離路線公共交通の州別収入を州別人キロで除して得た州別運賃及び(州別ガソリン価格指数は公表統計に無い場合)全国ガソリン価格指数を用いるが、州別実質GDPが州別ではなく全国統一のデフレーターで作成されていることに合せ、州別ではなく全国消費者物価指数により実質化する。

なお、ドイツの乗用車では、ガソリン車の割合が減り、ディーゼル車が普及しつつある。しかし、Destatis(2014c)によるガソリン価格指数とディーゼル価格指数は、1991年から2013年までの年系列で相関係数が0.99と極めて高いため、ガソリン価格を乗用車燃料価格の代理変数として捉えることができる。

以上を基にすると、全国年系列の主要指標の推移は図6-1のとおりで、公共交通価格指数が相当変化していることが確認される。2008年における人口密度(Destatis, 2014f)及び1人当たり実質GDPで見た各州の分布は、図6-2のとおりであり、Hamburg、Bremen及びBerlinの3都市州は、人口密度が極めて多いことがわかる。宇都宮(2014, 67)は、3都市州について、「1人当たりでみた利用頻度、座席キロ、運輸収入が高く、自家用乗用車保有率が低いという点が際立つ」と述べているが、その交通特性の背景には、上記の地域特性が影響している可能性がある。また、宇都宮(2014, 67)は、「旧東独地域の州内総生産が旧西独地域に比べ明確に低く」と指摘しているが、図6-2からは、Berlinを除く旧東独5州については、更に、人口密度も比較的少ないことがわ

⁴⁰ 2011年のセンサス以降集計方法が改められたため、2011年及び2011年第2四半期以降の人口については、2011年12月31日現在の旧来の統計値(Destatis, 2013)とセンサス(Destatis, 2014e)とを接続比例計算することにより、一貫して旧来の統計値に接続する値に変換して使用する。

かる。一方、各州の1人当たり近距離路線公共交通利用量の推移は、図6-3のとおりであり、Hessen州の1人当たり近距離路線公共交通利用量が都市州以上に多い。このような地方の特徴は、各州パネル分析においてダミー変数の設定に反映させる。

6.3 分析の方法と結果

6.3.1 全国年系列(1995年～2012年)

実質ガソリン価格:XA 及び1人当たり実質 GDP (所得の代理変数):XB を独立変数とし、1人当たり個別自動車交通量又は1人当たり公共交通量もしくは路線公共交通量を従属変数:Y として、構造変化を許容する重回帰モデルを次の両辺対数線形式により構築し、ガソリン価格弾性値を推計する。なお、独立変数については、我が国を対象とした第2章を踏まえ、最大1年間の先行ラグを許容してモデル構築を行った結果、実質ガソリン価格:XA について前期の値を選択する場合に、有意かつ適合的なモデルを構築することができた。

$$\log Y_t = \alpha + \beta \log XA_{t-1} + \sum \beta_k D_k \log XA_{t-1} + \gamma \log XB_t + \sum \eta_l D_l, \quad 1995 \leq t \leq 2012$$

ここで、 D_k :k 年以降を表すダミー変数 ($t < k$ のとき 0、 $k \leq t$ のとき 1)、 D_l :l 年を表すダミー変数 ($t=l$ のとき 1、 $t \neq l$ のとき 0) とする。ガソリン価格弾性値は、 $t < k$ のとき β 、 $k \leq t$ のとき $(\beta + \beta_k)$ となる。図6-1より、実質ガソリン価格が再上昇期に入った2001年及び一旦下落した後の急上昇期に転換した2009年等が k の候補である。モデル推計の結果は、表6-2のとおりであり、パラメータの有意性、誤差の均一分散、系列相関及び正規性並びに定式化の誤りについての各検定の結果は、概ね良好である。

これら推計結果から、基本的には実質ガソリン価格が10%上昇すれば、個別自動車交通の利用は約1.5%減少する一方、公共交通の利用は約2%増加

し、そのうちの路線公共交通の利用も約2%増加する関係にあることが確認できる。なお、特に、実質ガソリン価格が再上昇した2001年以降については、交通行動を変更することに対する心理的な抵抗が発生しているためと推測されるが、ガソリン価格弾性値の絶対値が小さくなっており、実質ガソリン価格が増加した際に変化する自動車個別交通及び公共交通の利用の程度が約0.1～0.2%小さくなっている。2001年には、通勤費の課税上の特例扱いが交通機関の種類に関係なくなったことも影響している可能性がある。

実質ガソリン価格は、当期ではなく前期の値が有意となるが、これは、前期の実質ガソリン価格が自動車の保有に与える影響を通じて、間接的にも交通行動に影響を与えていることを示唆する。

6.3.2 全国四半期系列(2004年第1四半期～2013年第2四半期)

実質ガソリン価格:XA 及び1人当たり実質GDP(所得の代理変数):XBを独立変数とし、1人当たり路線公共交通利用量又は内数となる近距離路線公共交通利用量を従属変数:Yとして、6.3.1(全国年度系列)の結果を参考にして、次の両辺対数線形式による有意かつ適合的な重回帰モデルを構築し、ガソリン価格弾性値を推計する。本節は、6.3.3とほぼ同期間を細かく区切ることにより、多くのデータを対象に分析して結果を検証する意義を持つ。

$$\log Y_t = \alpha + \beta \log XA_{t-4} + \gamma \log XB_t + \sum \delta_m S_m + \sum \eta_l D_l + \omega T, \quad 2004Q1 \leq t \leq 2013Q2$$

ここで S_m : 季節 m ($m=1, 2, 3$) を表すダミー変数、 D_l : l 年のダミー変数 ($t=1$ のとき 1、 $t \neq 1$ のとき 0)、 T : トレンド項とする。

その結果は、表 6-3 のとおりであり、パラメータの有意性、誤差の均一分散、系列相関及び正規性並びに定式化の誤りについての各検定の結果は、近距離路線公共交通、すなわち、鉄道を含む地域公共交通の利用に関する

モデルについては概ね良好である。近距離路線公共交通を含む路線公共交通に関するモデルについては、パラメータは有意であるが、DW 値は、5%水準で下限値以上上限値以下の間の値である等に留意する必要がある。

ガソリン価格弾性値の符号は、6.3.1 の全国年系列に関する結果と同じであり、その大きさはわずかに小さく、実質ガソリン価格が 10%上昇すれば、地域公共交通の利用は、約 1.5%増加する関係にある。

また、実質ガソリン価格は、当期ではなく、4 期前（1 年前）の値が有意となるが、これは、6.3.1 同様、前期のガソリン価格が自動車の保有に与える影響を通じて、間接的にも交通行動に影響を与えていることを示唆する。

6.3.3 各州年系列パネル分析（2004 年～2012 年）

地域公共交通、即ち近距離路線公共交通の利用に対するガソリン価格弾性値を推計するため、実質ガソリン価格:XA 及び 1 人当たり各州実質 GDP:XB を独立変数とし、1 人当たり近距離路線公共交通利用量を従属変数:Y とする計量モデルを実質値系列で構築するが、宇都宮（2014）を参考に、近距離路線公共交通における実質運賃（収入/人キロ）:XC、1 人当たり車両キロ:XD 並びに 1 人当たり乗用車保有台数:XE も独立変数に含める。輸送供給量として、宇都宮(ibid.)は座席キロを用いているが、路線長と運行頻度のサービス水準をカバーする車両キロを用いることがより望ましい。また、各州の近距離路線公共交通の人キロ統計値には、前後の数値から大きくはずれる異常値がいくつか存在する。例えば、Hessen 州の 2004 年及び 2005 年及び Niedersachsen 州の 2004 年の値は過少であるため、当該州の当該年に 1 の値をとるダミー変数 DU を設定し、Bayern 州の 2004 年及び 2005 年、Rheinland-Pfalz 州の 2009 年、Schleswig-Holstein 州の 2004

年～2006 年及び Mecklenburg-Vorpommern の 2005 年の値は、過大であるため、当該州の当該年に 1 の値をとるダミー変数 DD を設定する。また、6.3.1 の結果を踏まえて、2009 年以降のガソリン価格弾性値の傾きが変化することを許容するダミー係数を想定するとともに、第 2 節における考察を踏まえて、旧東独及び Hessen 州を表すダミー変数をそれぞれ設定し、これらにトレンド項を乗じたものも用意する。そして、次の両辺対数線形式による有意かつ適合的な固定効果モデルを構築する。

$$\begin{aligned} \log Y_{it} = & \alpha_i + \beta \log X A_{it} + \sum \beta_{2009} D_{2009} \log X A_{it} + \gamma \log X B_{i(t-1)} \\ & + \delta \log X C_{it} + \varepsilon \log X D_{it} + \zeta \log X E_{it} + (\eta_{ES} V_{ES} T + \eta_{HS} V_{HS} T) + \theta DU + \pi DD + u_{it}, \\ & 2004 \leq t \leq 2012 \end{aligned}$$

ここで、 D_{2009} :2009 年以降を表すダミー変数 ($t < 2009$ のとき 0、 $2009 \leq t$ のとき 1)、 β_{2009} :2009 年以降を表すダミー係数、 η_{ES} :旧東独地域の州を表すダミー変数 V_{ES} をトレンド項 T に乗じてできる項に対する係数、 η_{HS} :ヘッセン州を表すダミー変数 V_{HS} をトレンド項 T に乗じてできる項に対する係数、とする。

宇都宮 (2014) を踏襲し、都市州を含む場合と都市州を除外した場合の両方について、モデルの推計を行う。

なお、ドイツでは、自治体が、地域公共交通を確保するため、その判断により発注し、又は義務付ける一定のサービス水準を維持するために、公共交通事業者が運賃収入等で賄えない運営費は、自治体側が補填する仕組みであることから、仮に需要が下がったからといって必ずしも供給を減らすわけではないと考えられる。この観点からは車両キロ/人を独立変数とするモデルには一定の合理性があるが、需要が供給に影響を与えないと断じることとはできないため、車両キロ/人を除いたモデルも構築する。分析

は、実質値のデータセットに絞って行う。表 6-4 は、この結果をまとめている（ただし、DU 及び DD については省略している）。実質ガソリン価格が 10%増加すれば、近距離路線公共交通の利用は約 4~5%増加する関係にあり、その値は、13 州だけで推計する方がわずかに大きい。また、車両キロ/人を独立変数に含まないモデルを推計する場合には、所得の影響が 10%水準では有意であるものの、5%水準では有意ではなくなる。

次に、各州年系列のデータを用いて、実質ガソリン価格:XA 及び 1 人当たり実質 GDP:XB を独立変数とし、被説明変数となる 1 人当たり乗用車保有台数:Y の前期値を右辺に含む次のダイナミックパネルモデルにより、ガソリン価格弾性値を推計し、固定効果モデルにより、表 6-5 (イ)の結果が推計できた。なお、図 6-2 から人口密度が影響する可能性も考えられるが、16 州を対象に、都市州ダミーを有意に入れたモデルは構築できなかった。

$$\log Y_{it} = \alpha_i + \beta \log XA_{i(t-1)} + \gamma \log XB_{it} + \delta \log Y_{i(t-1)} + \sum \varepsilon_i D_t + \zeta_{ES} V_{ES} T + \eta T + u_{it},$$

ただし、

D_t : 1 年のダミー変数、 V_{ES} : 旧東独地域のダミー変数、 T : トレンド項
しかし、攪乱項 u が被説明変数と相関している可能性がある問題を解決できていない。そこで、固定効果を消去するため、Arellano and Bond の手法による次の階差モデルを想定し、2 段階 GMM(DIF)による推計を行った結果は、表 6-5 (ロ) のとおりとなり、都市州を含むかどうかにかかわらず、誤差項 2 次自己相関、過剰識別性及び係数の joint 有意性のいずれについても妥当な結果を得て（なお、誤差項 1 次自己相関が検出されても、誤差項 2 次自己相関が検出されなければ、2 段階 GMM(DIF)による推計では問題ないとされている）、実質ガソリン価格が上昇すれば乗用車保有台数が

減少する関係にあることが確認される。

$$\log Y_{it} - \log Y_{i(t-1)} = \sum \beta_J (\log XJ_{it} - \log XJ_{i(t-1)}) + \delta (\log Y_{i(t-1)} - \log Y_{i(t-2)}) + u_{it} - u_{i(t-1)},$$

XJ : 実質ガソリン価格等の説明変数

従って、宇都宮（2014）の推計モデルは、ガソリン価格を独立変数に含めていないが、独立変数に含んでいる乗用車保有台数に対する影響を通じたガソリン価格の間接的な影響を含意することになる。

6.4 まとめ

本章は、自動車産業と公共交通網の発達というマイカーと公共交通の双方の交通基盤が我が国と比肩しうる状況にありつつも、公共交通サービス価格の変化が相対的に大きい近年のドイツについて、全国及び各州単位の公表時系列統計を用いて、ガソリン価格が陸上交通上の主要な行動に与える影響につき、所得の影響も考慮して、時系列計量モデルを構築し、以下のとおり実証した。

6.4.1 全国年系列(1995 年～2012 年)

ガソリン価格が 10%上昇すれば、国民 1 人当たりで、個別自動車交通利用量が 約 1%減少し、公共交通利用量が 1%以上、うち路線公共交通利用量が約 2%増加する関係にある。

6.4.2 全国四半期系列(2004 年第 1 四半期～2013 年第 2 四半期)

ガソリン価格が 10%上昇すれば、国民 1 人当たりで、路線公共交通利用量、うち近距離路線公共交通利用量がそれぞれ 1%前後増加する関係にある。

6.4.3 各州年系列パネル分析（2004 年～2012 年）

ガソリン価格が 10%上昇すれば、住民 1 人当たりで、近距離路線公共交通利用量が 4%前後増加し、乗用車保有台数が約 0.2%減少する関係にある。

6.4.4 考察

以上から、公共交通サービス価格の変化が大きかった近年のドイツにあっても、ガソリン価格の上昇は、乗用車の保有と利用を減らし、公共交通の利用を促進する関係にあることを実証した。また、ガソリン価格の影響に言及していない既存研究との整合的な解釈を行った。前章までと合せると、公共交通サービス価格の変化の大小に拘らず、自動車産業と公共交通網が一定以上に発達した日独において、ガソリン価格がマイカーの保有と利用並びに公共交通の利用に影響を与える関係にあることが確認された。従って、ガソリン価格施策は、交通の産業や基盤が今後発展する途上国にも低炭素交通体系の実現の点である程度有効であると考えられる。

第7章 分析の結論と政策的含意

7.1 分析結果の評価

我が国の1987年の国鉄改革以降約20年間の同一期間の時系列データを用いた計量モデルによる第2章から第4章までの包括的な実証分析から、分析対象期間に亘って基本的に一定となる平均的な弾性値を前提とすることにより、我が国において、全国、大括り地方及び地方圏のいずれで見ても、マクロ的には、所得の上昇は、マイカーの保有台数及び利用量を増やし、公共交通分担率を下げるのに対して、ガソリン価格の上昇はマイカーの保有台数及び利用量を減らし、公共交通利用に転換させる関係にあることが確認された。即ち、全国及び地方圏というマクロ的なレベルで、所得の上昇がマイカーの保有を促進し、陸上交通需要を増やし、公共交通分担率を下げるが、ガソリン価格の上昇は、マイカーの保有を抑制し、所得上昇によって増加する陸上交通需要において、マイカー分担率を低め、公共交通分担率を高める関係にあることが確認された。

また、所得及びガソリン価格に対して、マイカーの利用自体よりもガソリン消費の方が基本的により鋭敏に反応するとともに、ガソリン価格の上昇は、マイカーの保有においても、登録自家用乗用車の保有を減少させ、一般に燃費効率が比較的良いと見做されている軽自動車の保有を増加させる関係にあることが確認された。即ち、居住地、通勤通学又は買物等移動目的地等の間の地理的關係から、交通手段をマイカーからあえて変更しない場合でも、燃費効率の良い車への切替え、運転経路の短縮、運転方法の改善等により、燃料消費を減らす行動をガソリン価格の上昇は促す関係にあると考えられる。

さらに、分析対象期間では、ガソリン価格の上昇が公共交通利用を増加させる程度は、関東及び近畿といった巨大都市圏よりも、その他地方圏の方が大きいという分析結果になった。これは、その他地方圏においても、全国及び大都

市圏と同様に、ガソリン価格上昇が公共交通利用を増加させる関係にあることを確認したという点では意味があるが、本論文における計量モデルが導出する弾性値の性質として、絶対的な変化量を示すわけではなく、分母となる水準の大きさに依存する相対的な変化度合を示すというものであることから、その他地方圏では、公共交通量の水準が比較的低いことが、弾性値を大きくくしている可能性があることに留意が必要である。なお、ガソリン価格と所得の交差項を用いた分析からは、地方圏でのガソリン価格の感度が、大都市圏と同じ所得水準では、マイカー利用に対して弱いことを示唆する結果となったが、これは両地域において所得水準が同じと仮定する場合の比較に基づいており、所得水準が異なる現状において算出した弾性値を直接比較している本段落前段の内容とは場面が異なる。また、本論文は、個人の所得水準等の異質性は考慮していない。

以上は、第2章から第4章の基本的な結果を整理した表7-1及び表7-2から結論でき、具体的な数値に則した説明は、次のとおりである。

- ・所得が10%上昇すると登録自家用乗用車の保有台数が8.1~1.53%増加し、マイカー保有台数が4.9~18.7%増加し、マイカーの利用量が2.7~11.9%増加し、マイカーにおけるガソリン消費量が3.2~19.3%増加する。一方、公共交通の利用量は2.2~8.2%増加するが、公共交通分担率は9~8.2%減少する。
- ・ガソリン価格が10%上昇すると登録自家用乗用車の保有台数が2.0~4.0%減少し、利用に際しては、軽自動車の保有割合が1.3~2.9%増加し、マイカー保有台数は1.2~2.0%減少し、マイカーの利用量が2.1~4.1%減少する。このマイカー利用量の減少には、ガソリン価格が直接作用して減少する分だけではなく、マイカー保有台数の減少による

間接的な影響が含まれる。

- ・マイカーの利用が減少した分の一部は公共交通等の利用に転換して、公共交通の利用量 0.1~2.6%が増加し、定期券を使わない鉄道利用の量が 0.7~2.5%増加し、定期券を使う鉄道利用の量が場合により 0.9~2.4%増加し、マイカー以外への利用に転換しない分についても運転の方法や経路の無駄を減らすことにより燃料消費が減り、マイカーによる燃料消費の量が 3.3~5.4%減少する。
- ・マイカー利用量の水準の方が公共交通利用量の水準より高い中、ガソリン価格が 10%上昇すると、陸上公共交通の利用量が 0.4~2.0%減少し、マイカーの機関分担率は 0.9~2.2%減少し、公共交通分担率は 1.7~4.3%増加し、交通体系が改善する。

なお、第5章において、以上の分析対象の中心となるガソリン価格、所得、1人当たりマイカー交通量及び1人当たり公共交通の交通量について、全国四半期系列に着目し、いずれも単位根を有することを確認した上で、ガソリン価格及び所得が1人当たりのマイカーと公共交通の交通量のそれぞれに及ぼす影響について、誤差修正モデルを構築することにより、長期的関係にあり、「見せかけの回帰」にはならないかについて一定の仮定を置いて考察している。ただし、季節和分については考慮していない中での考察であることに注意が必要である。

また、第2章から第5章までの分析対象とした期間は、公共交通運賃料金の変動が小さな期間であったが、第6章では、先進国の中でも、自動車産業と公共交通基盤が我が国と比肩する段階に達している一方で、公共交通料金水準の変化が比較的大きい近年のドイツを対象に類似の実証分析を行い、表7-3のとおり、我が国と同様、所得が上昇すれば、乗用車の保有台数が増加し、個別自

自動車交通の交通量及び公共交通の交通量が増加する一方、ガソリン価格が上昇すれば、乗用車の保有台数が減少し、個別自動車交通の交通量が減少するが、公共交通の交通量は増加する関係にあることを確認した。

最後に、戒能(2007)は、1980年から2004年までの家計各世代層別等のガソリン購入量及びガソリン乗用車走行距離に関する実質ガソリン価格の弾性値を検討し、「明確な価格効果が存在するとは言えない」旨示しているが、この戒能(2007)との比較を検討する。戒能(2007)においては、ガソリン購入量及びガソリン乗用車走行距離のそれぞれについて、前期の従属変数と同期の実質ガソリン価格等を右辺に含む推計モデルを構築し、実質ガソリン価格に対する弾性値は有意とはならなかった。しかし、対象期間は異なるものの、本論文の実質年度系列において、1人当たりマイカー交通量と1人当たりガソリン消費量について、構造変化を考慮しつつ、前期の従属変数と実質ガソリン価格を含むモデルを推計したところ、次表の推計結果を得たことから、従属変数の前期を含むモデルにおいても、ガソリン価格の効果を確認することができる。戒能(2007)においてガソリン価格の効果が確認できなかったのは、構造変化を考慮しない定式化の方法が原因なのか、または、推計に使用された、ガソリン乗用車走行距離のデータが、総務省家計調査報告における世代層別ガソリン購入量をガソリン乗用車の理論平均保有燃費等で除して得た値であって、直接的に調査集計された値ではないこと、または、家計調査報告のデータの性質によるのかはここでは吟味していない。

7.2 政策的含意の検討

第1章において述べた背景となる各政策的課題に則し、本論文における分析結果から直接的に得られる含意について、以下に検討を行う。ただし、含意の前提となる本論文の分析結果は、ガソリン価格の下降と上昇という両方の方向

の変化があった期間を対象とした計量モデルによるものであるが、原油供給量の減少等によりガソリン価格が将来上昇を続けた場合に、ガソリン価格の上昇基調に対して慣れ等が生じて、人々が本論文の分析対象期間と同様に反応をするかどうかについては、不明であり、また、電気自動車の本格的な普及した場合にも、マクロ的にガソリン価格弾性値が将来一定の大きさを保つかどうかについても、本論文では 2009 年度以降のより最近の時系列データを追跡していないため、不明である。すなわち、本節における含意が最新の現在及び将来にも妥当するかを確認するには、以上の点について更に検証することが必要である点に留意が必要である。

7.2.1 気候変動対策⁴¹

実証分析の結果、マクロ的には、所得が上昇すれば、1人当たりのマイカーの保有と利用が増加し、1人当たりのマイカーにおけるガソリン消費はそれ以上に増加する関係にあることが確認された。また、今後、特に、人口が拡大し続ける途上国においては、経済発展に伴い所得水準も一層上昇することが見込まれている。このような今後の世界の経済発展と両立させつつ、気候変動対策にも沿っていく上では、ガソリン価格の動向に応じて、次の対応が考えられる。

ガソリン価格の上昇期：燃料消費の節約、公共交通への転換等の必要性について意識する契機になりやすいことから、受け皿としての低燃費車の普及促進、公共交通の利便性向上等がその契機を生かす上でなおのこと有効である。

⁴¹ 我が国における自家用乗用車からの二酸化炭素排出量は、国立環境研究所温室効果ガスインベントリーオフィスのデータ(2013)から、例えば 1990 年度以降 2011 年度までの期間で見た場合、2001 年度がピークであったことがわかる。我が国における、自動車分野に関係する、近年の地球温暖化対策の概要は、例えば、国土交通省（n.d.、241-244）を参照されたい。

ガソリン価格の下降期：マイカー依存、燃料非節約型の運転、公共交通の利用者減によるサービス低下（不可逆的）が昂進する恐れがあることを **Mobility Management** により意識させ、ガソリン価格低下に対する感応度を小さくすることが必要である。

また、例えば、我が国においては、ガソリン価格を一定以上の水準に保つ効果を持つ税制として、揮発油税があるが、揮発油税については、道路整備費の財源等に関する臨時措置法（1958 年法律第 73 号）により道路整備のための特定財源としてされ、税率については、2009 年に一般財源化されるまで、道路特定財源を賄うために、道路整備 5 か年計画策定の都度見直されてきた。また、地方揮発油税については、2009 年に地方揮発油税法に改められる前の地方道路税法に、地方に道路に関する費用に充てる財源を譲与するためとの目的が規定されていた。いずれも、自動車利用を抑制する等を目的とする課税制度との位置付けでは必ずしもない。しかし、この暫定税率（本則税率は揮発油税法及び地方揮発油税法で規定されているが、暫定税率は租税特別措置法で規定されている）がかって首脳から提案されたように仮に廃止される場合の影響は、一定の条件の下で、表 7-5 のとおり試算される。逆に見れば、現在の暫定税率が維持されていることによって、マイカーの保有及び利用の抑制、軽自動車への転換、運転の方法等の効率化を含め、同表に示された分だけのガソリン消費の増加が抑制されていると考えることもできる。従って、所得増大が見込まれる途上国にあっては、前述の意識啓発等が何らかの事情により難しい場合、一般的な燃料購入助成の縮小とともに、我が国ガソリン税制のような、結果的に一定以上の水準に価格を保つ制度の導入が一定の役割を果たす可能性がある。また、2009 年の G20 ピッツバー

グ・サミット首脳声明では、「中期的に、不経済な消費を奨励する非効率な化石燃料に対する補助金を合理化し、段階的に撤廃する」(外務省仮訳、n.d.b) と合意されている。

特に、気候変動枠組条約第1条に基づき、先進国と途上国は、「共通の、しかし、差異化された責任に従って」対策に取り組むこととされており、先進国から途上国への資金支援については、2国間のODAだけでなく、多国間のODAによる資金メカニズム(同条約第11条に基づくGlobal Environmental Facility、Climate Investment Funds、Green Climate Fund等)が用意されている。しかし、途上国において必要な低炭素交通のためのインフラ整備を行うために、このような資金支援で十分という確証はない。ODAは、気候変動対策以外を含めた諸分野に使われるものであるが、「先進国はODA拠出をGNP比0.7%にするという努力目標」が「1970年の国連総会で採択され」(外務省、n.d.a)、2005年世界サミット(国連首脳会合)にて採択された成果文書において、「2015年までにODAの対GNP比0.7%目標の達成、2010年までに最低0.5%目標の達成」(外務省仮訳、2005)が言及されているが、2013年時点のGNI比で、我が国:0.23%、DAC(開発援助委員会)構成国全体:0.30%であり⁴²、その目標達成は容易ではない。このような中、途上国において、気候変動対策のために必要な交通インフラ整備のための費用を一部でも賄うため、特定財源とするか一般予算の財源にするかに拘らず、自動車燃料価格措置による自国の課税等収入を活用することは有益となりうる。

なお、我が国と主要国のガソリン価格及び税負担額を比較すると、2009年8月時点で表7-6のとおりである。一方、2012年度から導入されてい

⁴² 外務省(2015)に掲載されている数値

る石油石炭税への上乗せ等を内容とする地球温暖化対策のための税については、広く薄く負担を求める仕組みであり、環境省（n.d.）は、ガソリン、灯油、電気、都市ガス及びLPGの使用による「追加的な家計負担」は、「平均的な世帯で、月100円程度、年1,200円程度と見込まれ」る旨広報している。また、IPCC(2014b, 1159)は、「合理的な消費者の存在」を前提に、「広範な領域の技術と燃料に係る」「炭素税のような経済的措置が魅力的である」（引用部分は筆者訳）と提案している。しかし、我が国の現行の地球温暖化対策のための税が、マイカー利用者等により意識されてマイカーの利用による燃料消費を実際に抑制するためにどの程度影響があったかの検証については、本論文による分析対象期間の外であることから、課題として残っている。

7.2.2 エネルギー安全保障

特に、途上国においては、自家用車といっても、通常の乗用車では必ずしもなく、2輪オートバイが相当普及しつつあるが、ガソリン価格の低下期にオートバイによる自家輸送への依存を一旦強めた者にとって、先進国のように電気自動車等比較的高価な車両に代替させていくことは容易ではない。このような中で、中東等の政情不安等により、また、外国為替市場において自国通貨安となる際には、輸入原油を元にした燃料価格が一挙に高騰し、マイカー依存であればあるほど、国民の間に不満が高まる可能性がある。このため、原油の需要変動により自動車燃料価格が一定水準以下に低下する際でも、当該一定水準との差額相当分を臨時税率として徴収するなどの仕組みにすることなどにより、一般に対するガソリン価格が一定の水準を保つように誘導する方法が考えられる。

7.2.3 人口減少及び高齢化に直面する地域社会の維持

巨大都市への人口流出による人口減少及び高齢化による地方圏における公共交通の衰退の負の連鎖は、発展途上国を含めた世界の今後の長期的な人口分布の推移に鑑みた場合に、現在の我が国に限らず危惧されるところである。一方、前章までの分析結果から、ガソリン価格が上昇すれば、1人当たりの公共交通の利用が増加するというマクロ的な関係は、大都市圏だけでなくその他の地方圏にも妥当することが確認された。しかしながら、自動車燃料価格を引上げることを検討することは、マイカーからの交通を代替するための受け皿となる公共交通機関の整備が十分なされていない場合等には、却って利用者の負担が大きく、無理が生じる可能性があることから、住民の生活等への影響を考慮して慎重な検討が必要である。また、課税等により燃料価格を人為的に引上げる場合、ガソリン価格弾性値の大きさが1よりも小さいために、バス事業者等において、利用者増による収入増加よりも、燃料費増による支出増加の方が大きくなることも十分想定される。このため、様々な影響を考慮した上でそのような課税等価格施策が肯定される場合でも、現行の地球温暖化対策のための税と同様に、バス事業者を含めた公共交通機関に対しては、そのような課税等の適用除外又は課税分の実質還元措置を同時に講じることが必要であると考えられる。一方、我が国で地方への好循環拡大に向けた緊急経済対策の具体的施策として掲げられた地域住民生活等緊急支援のためのガソリン等を購入できるプレミアム付き商品券の発行のような措置は、旅客輸送の側面では、例えば、パークアンドライドなど公共交通と連携したマイカーの使用のためのガソリン購入を優先するなどの方法も考えられる。

また、第2章から第4章までの分析結果から、ガソリン価格が上昇すれば、定期券を利用しない鉄道の利用は増加するが、定期券を利用する鉄道

の利用は増加するとは明瞭には言えないことが判明した。すなわち、ガソリン価格が上昇すれば、観光や買物等を目的とする移動については、マイカーから鉄道に転換しやすいが、通勤通学を目的とする移動については、必ずしも鉄道に転換するとは言えない状況である。この原因としては、マイカーで通勤する場合には、ガソリン代も職場から通勤手当で補填される場合がありうることから、通勤者がガソリン代の負担をあまり意識していないことも考えられるが、検証が必要である。もしも、このことが原因であるとすれば、通勤手当の仕組みや慣行を変更し、例えば、公共交通又は自転車で通勤することが可能な通勤者については、マイカーで通勤する場合のガソリン代に対する通勤手当による補填を制限することにより、通勤者がガソリン代の負担を意識するようにすれば、通勤移動についても、ガソリン価格を引上げることにより、マイカー移動から鉄道移動に転換することが促進される可能性がある。ただし、定期券による場合とよらない場合に区別できる交通統計は鉄道についてしか得られないため、バスについても同様の状況かは不明であり、バスについても、鉄道同様に、定期券による場合とよらない場合の集計公式統計が公表されれば、それを確認することができる。

7.2.4 基礎的な時系列交通統計の活用の例証

以上の3つの政策課題に比すれば付随的であるが、実証分析を行った結果、次の3つの論点があることが判明した。

7.2.4.1 高速道路休日割引の評価について

第2章から第4章までにおいて、ガソリン価格及び所得がマイカーの交通量及びガソリン消費量に及ぼす影響について推定するために構築した計量モデルを用い、我が国で2009年度に本格的に導入された高速

道路休日割引制度が仮に導入されなかったと仮定した場合の 2009 年度におけるマイカーの交通量及びガソリン消費量の理論値を推計し、それら理論値と 2009 年度におけるマイカーの交通量及びガソリン消費量の観測値を比較することにより、高速道路休日割引制度の導入による影響を試算した。しかしながら、これは、・休日という特定曜日における影響を年間の変化分から推計、・単年度の変化だけにに基づく推計、・分析対象期間の終端及びその隣接期間である 2009 年度の付近における構造変化等他の要因が影響している可能性もあるが、その内容の確認が困難であること、という推計方法上の課題を抱えていることに留意が必要であり、従って、試算結果の解釈は慎重に行う必要がある。

また、精密な推計を行うには、恩典を受けた者（割引日に高速道路を利用した者）と受けなかった者の別に計量モデルを構築し、理論値と観測値の両者の乖離分の間での差をとれば、他の要因の影響を消去できるが、本論文は、そのような分析をしたものではない。

他方、高速道路料金割引の影響を仮に帰結することができる場合には、例えば、公共交通水準が高く、道路分野でも環状道路等複数の選択肢が整った大都市圏において、混雑する有料道路と環状道路で料金水準に差を設定することは、施策としても有効に機能することが想定される。このため、上記のようなより精密な推計を行うために必要なデータを検討することが望ましい。

7.2.4.2 交通統計の改善

第 3 章及び第 4 章の分析に用いた、公共交通の交通量の地方データには、JR 本州 3 社が営業している新幹線による交通量を含めることができなかった。それは、国土交通省鉄道輸送統計（n.d.b）において、JR 本州

3社が営業する新幹線による輸送量については、当該新幹線路線を営業するJR会社の本社が所在する地方ブロックに一括計上されており、実際に輸送が行われた場所が属する地方ブロック毎に帰属する輸送量が公表されていないからである。従って、新幹線輸送を含めた公共交通の交通量を地方圏レベルでも分析するためには、地方ブロック毎に帰属する新幹線の輸送量も公表される必要がある。また、新幹線のように大都市相互の間や大都市と地方圏にある都市を跨って運行される高速鉄道は、今後我が国に限らず、東南アジアを含めた世界の途上国で導入される可能性があり（第1章脚注19参照）、我が国の交通統計がこれら途上国の模範として参考にされる上でも、この点の限界について認識され、かつ、改善されることが望ましい。

また、国土交通省自動車輸送統計（n.d.a）及び鉄道輸送統計（n.d.b）においては、2002年度に地方運輸局の地理的な管轄範囲が変更されたことから、現在の東北、北陸信越及び中部の各地方圏単位の交通量データについて2002年度より前のものが存在せず、このため、これらの地方圏について、2002年度より前のデータを含む形での時系列分析を行うことができない。行政組織の管轄範囲の変更等は、途上国でも十分に想定されることであり、交通統計のデータの時系列での連続性が、集計方法の変更はもちろん、行政組織の変更によっても影響を受けないように、集計され、かつ、公表されなければならない。

7.2.4.3 ビッグデータの活用方法への示唆

本論文は、集計データを用いた分析であるが、今後、ビッグデータが継続して確保される場合に、例えば、都市に限定されない各地方圏の時系列個票データがあれば、個人属性等に遡って、地方圏の差異に着目した非集

計パネルデータ分析を行い、その結果と比較することにより、本論文の結果を更に検証することが考えられる。なお、自動車メーカーによりプローブ情報を使ったビッグデータの活用が開始されているが、運転手のみならず同乗者の長期間の交通行動について、スマートフォン、ETC カード、交通系 IC カードと連携して一括して記録・把握されるようになれば、ガソリン価格や有料道路料金の割引が交通行動に及ぼす影響について、より正確に分析できる可能性がある。

7.3 おわりに

本論文では、国鉄改革が実施された 1987 年度以後高速道路休日割引が本格導入される直前の 2008 年度までの約 20 年間の同期間の整合的な長期時系列統計を用い、全国、大括りのメガロポリス地方と非メガロポリス地方、地方圏プーリングの 3 層において、重回帰分析を中心とする適合的な計量モデルを構築することにより、国民又は住民 1 人当たりで見た、マイカーの異なる車種の保有、マイカー計の利用及びガソリン消費、公共交通の利用、定期券の有無別の鉄道利用等各交通行動に対するガソリン価格と所得の有意な弾性値を推計した。その結果、我が国陸上交通において、ガソリン価格の上昇は、所得上昇によって増加するマイカーの保有と利用を抑制し、定期券外の鉄道利用と公共交通全体の利用を促進する関係にあることが実証された。全国四半期系列を取上げた誤差修正モデルの構築により、季節和分について未考慮のままであるがガソリン価格と主要な交通量が長期的関係にあることの検討、その他の頑健性に関する考察を行った。また、マイカーと公共交通の産業と基盤が我が国に比肩しうる一方で、我が国と異なり公共交通サービス価格の変化が大きかった近年のドイツの全国及び各州プーリングの各層の時系列計量分析も行って比較し、ガソリン価格の

同様の効果が妥当することを確認した。

分析結果を用いて、ガソリン暫定税率や高速道路休日割引の制度の影響を試算し、気候変動対策、エネルギー安全保障、人口減少等に直面する地域社会の維持という3つの主要な政策的課題に関連する政策的含意を検討している。また、付随して、交通統計の改善課題等の論点の提起を行っている。なお、各章では、実証分析の結果から比較的直接的に含意される事項について述べているが、個別施策を検討するに際しては、気候変動、エネルギー安全保障等主要課題として列挙した課題だけでなく、地域経済活性化、観光促進等他の重要な課題や施策を実施する場合の影響(便益対効果)を併せて総合的に判断すべきことは言うまでもない。また、本論文が分析の対象とした期間以後の期間のデータについても更に検証し、電気自動車に更に普及しつつある最新の現在及び将来においても、含意が妥当するかについて確認することが必要である。

参考文献

(注 本文中を含め、Destatis は Statistisches Bundesamt の略称である。)

- Acharya,R.Surya. 2011. Intercity transport system in Japan: issues and lessons. *Proceedings of the EASTS.8*:part.18. joi:dn/jst.jstage/eastsp.2011.0.18.0.
https://www.jstage.jst.go.jp/article/eastpro/2011/0/2011_0_18/_article. [閲覧 2014年1月4日]
- American Public Transportation Association. 2008. Transit News, 6/2/2008. “Public Transit Ridership Continues To Grow In First Quarter 2008”.
http://www.apta.com/mediacenter/pressreleases/2008/Pages/080602_ridership_report.aspx. [閲覧 2015年4月19日]
- Basso, Leonald J., and Tae Hoon Oum. 2007. “Automobile fuel demand: a critical assessment of empirical methodologies.” *Transport Reviews*.27(4),449-484.doi:10.1080/01441640601119710
- Brons,Martijn,Peter Nijkamp, Erie Pels, and Piet Rietveld. 2008. “A meta-analysis of the price elasticity of gasoline demand: a sur approach.” *Energy Economics*.30,2105-2122.
doi:org/10.1016/j.eneco.2007.08.004
- Chikaraishi, Makoto, Akimasa Fujiwara, Junyi Zhang, and Back Jin Lee. 2010. “Spatiotemporal changes of traffic demand price elasticities in Japan throughout 2008:Bayesian approach,” *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*. 2156,81-92. doi:10.3141/2156-10
- Currie, Graham, andJustin Phung. 2008. “Understanding links between transit ridership and gasoline prices Evidence from the United States and Australia.” *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*.2063,133-142.doi:10.3141/2063-161
- Destatis. 2003/2005/2006/2014a, *Verkehr im Überblick 2001/2003/2005/2012*, <http://www.destatis.de>.
[閲覧 2014年6月21日-29日]
- Destatis. 2014b, “Personenverkehr mit Bussen und Bahnen,”
<https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>. [閲覧 2014年6月15日]
- Destatis. 2014c. “Verbraucherpreisindex,” Deutschland,
<https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>. [閲覧 2014年6月15日]
- Destatis. 2014d. “Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen des Bundes”
<https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>. [閲覧 2014年6月14日]
- Destatis. 2014e. “Bevölkerung,” <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>. [閲覧 2014年8月12/23日]
- Destatis. 2014f. “Bevölkerungsdichte,” <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>. [閲覧2014年8月28日]
- Destatis. 2014g. *Verkehr aktuell 07/2014, Fachserie 8 Reihe 1.1*, <http://www.destatis.de>. [閲覧 2014年8月12日]
- Destatis. 2013. *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit - Bevölkerungsfortschreibung auf Grundlage der Volkszählung 1987 (Westen) bzw. 1990 (Osten)*, <http://www.destatis.de>. [閲覧 2014年8月12日]

- Deutsches Institute für Wirtschaftsforschung. n.d. *Verkehr in Zahlen*, Berlin. Quoted in Destatis (2003/2006/2014a) , Übersicht 2
- Engle, Robert.F., and C.W.J. Granger, 1987, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55,251-276
- Espey, Molly. 1998. “Gasoline demand revisited: an international meta-analysis of elasticities.” *Energy Economics*.20(3),273-295. doi.org/10.1016/S0140-9883(97)00013-3.
- Franke George R. 1994. “U.S. Cigarette Demand, 1961-1990: Econometric Issues, Evidence, and Implications.” *Journal of Business Research*.30(1),33-41.doi.org/10.1016/0148-2963(94)90066-3
- Fujisaki, Koichi, Shigeru Morichi, Makoto Itoh (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*, 9,354-369. doi.org/10.11175/easts.9.354
- Fujisaki, Koichi(2014).”An empirical analysis of effects of gasoline price changes on transportation behavior in Japan, with consideration of regional differences.” *Socio-economic Planning Sciences*,48 ,220-233. doi.org/10.1016/j.seps.2014.05.001
- Goodwin, PB. 1992. “A review of new demand elasticities with special references to short and long run effects of price changes.” *Journal of Transport Economics and Policy*.26(2),155-169
- Goodwin, Phil, Joyce Dargay, and Mark Hanly. 2004. “Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income: a review.” *Transport Reviews*. 24(3),275-292. doi:10.1080/0144164042000181725
- Graham, Daniel J, and Stephan Glaister.2002. “The demand for automobile fuel: a survey of elasticities.” *Journal of Transport Economics and Policy*.36(1),1-26
- Graham, Daniel J,and Stephan Glaister. 2004. “Road traffic demand elasticity estimates: a review.” *Transport Reviews*.24(3),261-274.doi:10.1080/0144164032000101193
- Hanly, Mark, Joyce Dargay, and Phil Goodwin. 2002. “Review of income and price elasticities in the demand for road traffic. Final Report.” London: University College London. Contract No.:PPAD9/65/93.Sponsored by the Department for Transport of UK
- IMF. 2013. *Energy Subsidy Reform: Lessons and Implications*
<http://www.imf.org/external/np/fad/subsidies/>. [閲覧 2015 年 2 月 15 日]
- IPCC. 2007. *Climate Change 2007: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [Core Writing Team, Pachauri, R.K and Reisinger, A. (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland, 104 pp;. isbn:92-9169-122-4
- IPCC. 2014a. *Climate Change 2014: Mitigation of Climate Change. Fifth Synthesis Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change in unedited form* [Core Writing Team, R.K. Pachauri, L. Mayer (eds.)]. <http://www.ipcc.ch/report/ar5/syr/> [閲覧 2015 年 2 月 14 日]
- IPCC. 2014b. *Climate Change 2014: Mitigation of Climate Change. Contribution of Working Group III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* [Edenhofer, O., R.

- Pichs-Madruga, Y. Sokona, E. Farahani, S. Kadner, K. Seyboth, A. Adler, I. Baum, S. Brunner, P. Eickemeier, B. Kriemann, J. Savolainen, S. Schlömer, C. von Stechow, T. Zwickel and J.C. Minx (eds.)). Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom and New York, NY, USA. isbn:978-1-107-65481-5
- Kraftfahrt-Bundesamt (n.d.), “Bestand an Personenkraftwagen nach Ländern”. Quoted in Destatis (2014g)
- Lane, Bradley W. 2010. “The relationship between recent gasoline price fluctuations and transit ridership in major US cities.” *Journal of Transport Geography*.18(2),214-25
doi:org/10.1016/j.jtrangeo.2009.04.002
- 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]
- Morichi, Shigeru, and Surya,R.Acharya. 2011. “Strategic perspectives on intercity transport development in asian countries.” *Proceedings of the East Asian Society for Transportation Studies (EASTS)*.8:part.17. joi:dn/jst.jstage/eastpro.2011.0.17.0
https://www.jstage.jst.go.jp/article/eastpro/2011/0/2011_0_17/_article. [閲覧 2014 年 1 月 4 日]
- OECD/IEA. 2012a. *CO₂ Emissions From Fuel Combustions Highlights (2012 Editions)*. IEA Publishing;
<http://www.iea.org/publications/freepublications/publication/CO2emissionfromfuelcombustionHIGHLIGHTS.pdf>. [閲覧 2015 年 2 月 15 日]
- OECD/IEA. 2012b. *World Energy Outlook 2012*. IEA Publishing
<http://www.iea.org/publications/freepublications/publication/world-energy-outlook-2012.html>. [閲覧 2015 年 2 月 16 日]
- OECD/IEA. 2014. *CO₂ Emissions From Fuel Combustions Highlights (2014 Editions)*. IEA Publishing.
<http://www.iea.org/publications/freepublications/publication/co2-emissions-from-fuel-combustion-highlights-2014.html>. [閲覧 2015 年 2 月 14 日]
- Pesaran, M.Hashem, and Ron Smith. 1995. “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels.” *Journal of Econometrics*.68(1),79-113.
doi:org/10.1016/0304-4076(94)01644-F
- Schimek, Paul. 1996. “Gasoline and travel demand models using time series and cross-section data from United States.” *Transportation Research Record: Journal of the Transportation Research Board*.1558,83-89. doi:10.3141/1558-12
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (BW). 2014. *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder*; http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR/ergebnisse.asp. [閲覧 2014 年 6 月 15 日]
- Tanishita, Masayoshi. 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*.6,3250-3263.
doi:org/10.11175/easts.6.3250.
- UITP (国際公共交通連合). 2001. *Millennium cities database for sustainable transport* [CD-ROM].

- Brussels: UITP; Quoted in Giuliano(2004)
- United Nations. 1998. Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change.
<http://unfccc.int/resource/docs/convkp/kpeng.pdf> [閲覧 2015 年 2 月 12 日]
- United Nations. 2012a. Decision1/CP.17. Establishment of an Ad Hoc Working Group on the Durban Platform for Enforcement Action. FCCC/CP/2011/9/Add.1.
<http://unfccc.int/resource/docs/2011/cop17/eng/09a01.pdf>. [閲覧 2015 年 2 月 12 日]
- United Nations. Department of economic and social affairs, population division. 2012b. *World urbanization prospects, the 2011 revision. Highlights*. (ESA/P/WP/224). New York.
<http://www.slideshare.net/undesa/wup2011-highlights>. [閲覧 2015年5月10日]
- United Nations. Department of economic and social affairs, population division. 2014. File 12:Population of Urban Agglomerations with 300,000 Inhabitants or more in 2014, by Country, 1950-2030(thousands).” In *World urbanization prospects: The 2014 revision CD-ROM Edition – Data*.
<http://esa.un.org/unpd/wup/CD-ROM/> [閲覧 2015年5月10日]
- Yanmaz-Tuzel, Ozlem, and Kaan Ozbay. 2010. “Impacts of Gasoline Prices on New Jersey Transit Ridership,” *Transportation Research Board 2010 Annual Meeting CD-ROM* Washington,D.C
- 一般財団法人エネルギー経済研究所計量分析ユニット。2014。New Vehicle Sales and Fuel Economy. In 『EDMC Handbook of Energy & Economic Statistics in Japan』. Tokyo:一般財団法人省エネルギーセンター, isbn:978-4-87973-371-9
- 一般財団法人日本エネルギー経済研究センター石油情報センター。n.d.。一般小売価格（給油所ガソリン）月次調査。 <https://oil-info.ieej.or.jp/price/price.html>.
- 一般社団法人日本自動車販売協会連合会。n.d.。新車及び中古車・月別販売台数（普通乗用車及び小型乗用車）。 <http://www.jada.or.jp/contents/data/index.html>. [閲覧 2009 年 11 月頃]
- 一般社団法人全国軽自動車協会連合会。n.d.。新車及び中古車・月別販売台数(軽四輪乗用車)。
<http://www.zenkeijikyo.or.jp/statistics/indez/html>. [閲覧 2009 年 11 月 26 日]
- 宇都宮浄人。2014。「ドイツの地域公共交通に関する実証分析－需要関数の推計と考察－」『交通学研究』第 57 号、65-72 頁. issn0387-3137
- 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、50～58 頁
- 小川雅司。2003。「モーターレーゼーションの時系列分析」『交通学研究』2002年研究年報、181-190 頁
- 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..
<http://www.rieti.go.jp/users/kainou-kazunari/>. [閲覧 2015年2月22日]
- 外務省。2015。2014 年における DAC 諸国の政府開発援助(ODA)実績。
http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/oda/about/yosan/page23_000051.html. [閲覧 2015 年 5 月 9 日]
- 外務省。2005。2005 年世界サミット成果文書（仮訳）。

- http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/unsokai/pdfs/050916_seika.pdf. [閲覧 2015 年 5 月 9 日]
外務省。n.d.a。用語集「持続可能な開発」早わかり
- <http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/kankyo/wssd/yogo.html>. [閲覧 2015 年 5 月 9 日]
外務省。n.d. b。首脳声明 ピッツバーグ サミット（仮訳）。
- http://www.mofa.go.jp/mofaj/gaiko/g20/0909_seimei_ka.html. [閲覧 2015 年 2 月 26 日]
（株）日刊自動車新聞社・社団法人日本自動車会議所。2002。『自動車年鑑ハンドブック 2001～2002 年版』。（株）日刊自動車新聞社。
- 環境省。2008。中央環境審議会・総合政策・地球環境合同部会・グリーン税制とその経済分析等に関する専門委員会第6回会議資料4。
<http://www.env.go.jp/council/16pol-ear/y164-06.html>. [閲覧 2015年2月22日]
環境省。n.d。「地球温暖化対策のための税の導入」 <http://www.env.go.jp/policy/tax/about.html#sec03>. [閲覧 2015 年 2 月 26 日]
- 倉見美規・朴勝俊。2008。「ガソリン価格が需要に及ぼす効果の分析」.京都産業大学大学院経済学研究科 Discussion Paper Series No.2008-02.
<https://www.kyoto-su.ac.jp/departament/ec/pdf/2008-2.pdf>. [閲覧 2015 年 9 月 5 日]
- 経済産業省。n.d。「IPCC 第 5 次評価報告書第 3 作業部会報告書政策決定者向け要約の翻訳」。
http://www.meti.go.jp/policy/energy_environment/global_warming/pdf/0414SPM.pdf. [閲覧 2015 年 9 月 24 日]
- 国土交通省。n.d。『平成 23 年度国土交通白書』国土交通白書本文（PDF）第Ⅱ部第 7 章第 1 節「地球温暖化対策の推進」。
<http://www.mlit.go.jp/statistics/file000004.html>。 [閲覧 2015 年 10 月 6 日]
- 国土交通省自動車局（自動車交通局又は運輸省地域交通局）。1987/1988/1990/1992/1994/2000/2001/2009/2010a/2012/2014a。『数字で見る自動車』。（一般）社団法人日本自動車会議所
- 国土交通省自動車局。2010b。自動車燃費一覧（平成 22 年 3 月）。ガソリン乗用車の 10・15 モード燃費平均値の推移。 http://www.mlit.go.jp/jidosha/jidosha_fr10_000004.html。 [閲覧 2015 年 3 月 22 日]
- 国土交通省総合政策局。2011。社会資本整備審議会環境部会・交通政策審議会交通体系分科会環境部会第 14 回合同会合資料 1 ,
<http://www.mlit.go.jp/common/000133533.pdf>. [閲覧 2014 年 5 月 26 日]
- 国土交通省総合政策局。2014b。「人とまち、みらいをつなぐネットワーク」～地域公共交通活性化再生法の一部改正～ パンフレット 第 6 版。
http://www.mlit.go.jp/sogoseisaku/transport/sosei_transport_tk_000055.html. [閲覧 2015 年 2 月 22 日]
- 国土交通省総合政策局。n.d.a。『自動車輸送統計年報』。 <http://www.mlit.go.jp/k-toukei/>. [閲覧 2010 年 11 月 15 日]

国土交通省総合政策局。n.d.b.『鉄道輸送統計年報』。

<http://www.mlit.go.jp/k-toukei/>. [閲覧 2010 年 11 月 15 日]

国土交通省自動車局旅客課。n.d.c.『国土交通省交通関連統計資料集 I -4』。乗合バス基本賃率。

<http://www.mlit.go.jp/statistics/kotsusiryo.html>. [閲覧2015年2月21日]

国土交通省自動車局。n.d.d. 自動車保有車両数. 国土交通省総合政策局『自動車輸送統計年報』(n.d.a)の印刷版第25～46巻(各13号)に所収

国立環境研究所温室効果ガスインベントリオフィス。2013。『日本の温室効果ガス排出データ(1990～2011年)確定値, 4.』, <http://www-gio.nies.go.jp/aboutghg/nir/nir-j.html>. [閲覧2013年12月31日]

厚生労働省。n.d.『平成17年版労働経済の分析 要約版』。第Ⅱ部第1章第3節。

<http://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/roudou/>. [閲覧2014年3月29日]

財団法人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』
財 務 省 貿 易 統 計 。 n.d. 。『 貿 易 統 計 』。 概 況 品 別 推 移 表 。

<http://www.customs.go.jp/toukei/srch/index.htm>. [閲覧2015年6月28日]

資源エネルギー庁。n.d.『エネルギー白書2014』。

<http://www.enecho.meti.go.jp/about/whitepaper/2014html/>. [閲覧2015年2月16日]

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。

<http://www.kantei.go.jp/jp/hatoyama/statement/200910/26syosin.html>. [閲覧 2011 年 7 月 1 日]

首相官邸。2015。まち・ひと・しごと創生総合戦略及び地域住民生活等緊急支援のための交付金に関する説明会 配布資料8。

<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/sousei/seikatsusien/dai1/gijisidai.html>. [閲覧2015年2月2日]

新納克広。1988。「地域旅客交通モデル—中規模都市のバスと路面電車の需要—」『交通学研究』.1987 年研究年報、93-103 頁

Giuliano, Genevieve・岡田啓。2004。「2.3.2 都市公共交通」。中村英夫・林良嗣・宮本和明（編訳著）。『都市交通と環境-課題と政策』.東京：運輸政策研究機構。74-85. isbn:4-900209-78-3
(英語版：Giuliano, Genevieve, Akira Okada. 2004.”2.3.2 Urban public transport” In Hideo Nakamura, Yoshitsugu Hayashi and Anthony D.May (ed.), *Urban Transport and the Environment:an international perspective*.Oxford:Elsevier. 60-68. isbn:0-08-044512-8)

末石直也。2015.『計量経済学-ミクロ経済学へのいざない』日本評論社 isbn:978-4-535-55816-7

石油連盟。2014.『今日の石油産業 2014』。 <http://www.paj.or.jp/>. [閲覧 2015 年 7 月 23 日]

総務省統計局。2010a.『消費者物価指数』、品目別価格指数（全国）（2005=100、2010 年 3 月 26 日公表）。

http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL08020103.do?_toGL08020103_. [閲覧 2010 年 3 月 27 日]

総務省統計局。2010b.『消費者物価指数』, Index Time Series for Japan (2005=100, general).

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/ListE.do?lid=000001062590>. [閲覧 2010 年 3 月 17 日]

総務省統計局。2010c.『人口推計』。(基礎となる最新の国勢調査: 2005 年)。

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000000090001>.

- [更新 2010 年 4 月 16 日、閲覧 2011 年 12 月 30 日]
- 総務省統計局。2011。『消費物価指数』。Index Time Series for Japan (2005=100, general, fiscal year average). <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001071315> [更新 2011 年 3 月 25 日; 閲覧 2012 年 5 月 15 日].
- 総務省統計局。n.d.a。『小売物価統計調査 10 年報 (平成 3 年～平成 12 年)』。「全国統一価格品目の年平均価格」。鉄道運賃 (JR) (大人、片道、幹線、300km 以下の賃率及び最低運賃) 及び「調査品目の都市別年平均価格」駐車料金 (1 時間)。
<http://www.stat.go.jp/data/kouri/doukou/3.htm>. [閲覧 2015 年 2 月 21 日]
- 総務省統計局。n.d.b。『家計調査家計収支編』総世帯 (四半期)。
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/toukeidb/GH07010201Forward.do>. [閲覧 2015 年 3 月 23 日]
- 田中勝人。2004。「計量経済学のテキストを書き換えた「共和分」と「単位根」概念」、『経済セミナー』588 号、73-76 頁
- 力石真・藤原章正・張峻屹・塚井誠人。2009 年。「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、21～29 頁
- 独立行政法人経済産業研究所。n.d。『総合エネルギー統計』。エネルギーバランス表 2011 年度。
http://www.enecho.meti.go.jp/statistics/total_energy/results.html#headline2. [閲覧 2015 年 2 月 19 日]
- 内閣府。2009。平成 21 年度第 9 回税制調査会 (11 月 18 日) 資料 (エネルギー課税等)
<http://www.cao.go.jp/zei-cho/history/2009-2012/gijiroku/zeicho/2009/21zen9kai.html>. [閲覧 2015 年 2 月 22 日]
- 内閣府経済社会研究所。2010。国民経済計算。
<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/menu.html>. [閲覧 2010 年 11 月 15 日]
- 内閣府経済社会研究所。n.d。『県民経済計算年報』
http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html [更新 2012 年 2 月 29 日].
- 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、96-99 頁
- 東日本高速道路会社。2010。平成 21 年度営業概況。平成 21 年度走行台キロ (※高速道路のみ)。
http://www.e-nexco.co.jp/company/strategy/pdfs/privatization_reference.pdf. [閲覧 2015 年 3 月 23 日]
- 東日本高速道路会社。n.d。車種別通行台数、全国路線網 (高速道路) 平成 21 年度/平成 20 年度。
http://www.e-nexco.co.jp/word_data/data/h21_car.html.
http://www.e-nexco.co.jp/word_data/data/h20_car.html. [閲覧 2015 年 3 月 23 日]
- 土方まりこ。2013。「ドイツの地域公共交通政策の理念と実践」『交通学研究』第 56 号、155-162 頁. issn0387-3137.
- 藤崎耕一 (2013a)。「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-」運輸政策研究, 第 60 号, 4-16 頁
<http://www.jterc.or.jp/kenkyusyo/product/tpsr/bn/pdf/no60-01.pdf>. issn1344-3348
- 藤崎耕一 (2013b)。「ガソリン価格がマイカー及び公共交通の利用に与える影響の実証分析-誤差修

- 正モデルの構築による検証-」交通学研究,第 56 号,123-130 頁.issn0387-3137.
- 藤崎耕一(2015).「ドイツにおける乗用車及び公共交通の利用にガソリン価格が及ぼす影響に関する実証分析」交通学研究,第 58 号,145-152 頁. issn0387-3137.
- 二村真理子。1999。「自動車交通に関する二酸化炭素排出抑制ーガソリンに対する課税とその効果」『公益事業研究』第 51 巻第 2 号、1-8 頁
- 二村真理子。2000。「地球温暖化問題と自動車交通ー税制のグリーン化と二酸化炭素排出」『交通学研究』1999 年研究年報、137-146 頁
- 二村真理子。2001。「二酸化炭素排出抑制を目的とした自動車交通政策ー燃費効率とガソリン価格の影響」『高速道路と自動車』第44巻第1号、38-44頁
- 二村真理子。2008。「地球温暖化問題に対する世界の動向ー経済的手法の活用」『運輸と経済』第 68 巻第 1 号、33-45 頁
- 蓑谷千風彦。2003。『計量経済学』多賀出版.isbn:4-8115-4312-2 C1033
- 蓑谷千風彦。2007。『計量経済学大全』東洋経済新報社. isbn:978-4-492-31372-5
- 森昌文・石田東生・岡本直久・毛利雄一。2010。「燃料価格の自動車交通需要への影響分析」.『土木計画学研究・論文集』 Vol. 27:3、561-567頁
- 文部科学省・気象庁・環境省・経済産業省。n.d.a.。「IPCC第4次評価報告書統合報告書政策決定者向け要約の翻訳」. http://www.env.go.jp/earth/ipcc/4th/syr_spm.pdf. [閲覧2015年9月23日]
- 文部科学省・気象庁・環境省・経済産業省。n.d.b.。「IPCC第5次評価報告書統合報告書政策決定者向け要約の翻訳」. http://www.env.go.jp/earth/ipcc/5th/pdf/ar5_syr_spmj.pdf. [閲覧2015年9月23日]
- 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、73-82頁. issn:0287-8828.
- 山田浩之・綿貫伸一郎。1996。「都市鉄道需要の計量分析ー交通需要の運賃弾力性の計測ー」『交通学研究』1995年研究年報、163-170頁
- 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ー運転動機に着目してー」、交通工学研究発表会論文報告集Vol.28, 273-276頁

表

表 1-1 関係公式統計のデータ有無、時間単位等

		全国	地方圏	都道府県	政令指定都市
公共 交通	鉄道	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		6 都府県のみ			×
ガソリン価格		石油情報センター 月			×
GDP(GRP) <所得指標>		内閣府 年度・四半期	(計算) ←	内閣府 年度 県民経済計算	○

表2-1 年系列のデータセットにおける適合モデルの標準化BIC

ラグ年数の組合せ			ガソリン価格			
			0		1	
			名目	実質	名目	実質
所得（1人当たり GDP）	0	名目	×		×	
		実質		×		×
	1	名目	×		-7.996	
		実質		×		-8.107

表2-2 年系列において推計される弾性値

		ガソリン価格 弾性値		所得弾性値		定常 r^2		Ljung-Box Q 有意水準	
		名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
陸 上 交 通	1人当 たり 人キロ	負		正					
		-0.13 (-2.52)	-0.17 (-3.39)	0.60 (9.42)	0.66 (8.73)	0.97	0.97	0.870	0.705
公 共 交 通	1人当 たり 人キロ	正		正					
		0.12 (2.67)	0.12 (2.16)	0.23 (3.06)	0.27 (3.03)	0.87	0.86	0.860	0.302
	機関 分担率	正		負					
		0.25 (4.14)	0.28 (5.66)	-0.33 (-3.57)	-0.42 (-4.90)	0.95	0.97	0.880	0.253
マ イ カ ー	1人当 たり 人キロ	負		正					
		-0.30 (-3.61)	-0.41 (-6.61)	0.86 (7.08)	1.02 (11.4)	0.97	0.98	0.991	0.389
	機関 分担率	負		正					
		-0.18 (-3.98)	-0.22 (-6.52)	0.27 (3.91)	0.36 (6.85)	0.95	0.98	0.954	0.95

注：誤差項1次自己回帰モデルの結果。「マイカー」は自家用軽貨物車を含まない。

表2-3 四半期系列において推計される弾性値

		ガソリン価格 弾性値		所得弾性値		定常 r^2 又は 調整済み r^2		Durbin-Watson		Ljung-Box Q 有意水準	
		名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
陸 上 交 通	1人当 たり 人キロ	負		正							
		-0.09 (-2.86)	-0.12 (-3.77)	0.42 (8.69)	0.43 (7.77)	0.86	0.86	-	-	0.085	0.064
公 共 交 通	1人当 たり 人キロ	正		正							
		0.10 (3.07)	0.08 (2.42)	0.23 (4.02)	0.27 (4.17)	0.85	0.84	-	-	0.929	0.451
	機関 分担率	正		負							
		0.27 (17.1)	0.21 (7.89)	-0.09 (-3.42)	-0.23 (-4.91)	0.91	0.91	1.84	-	-	0.684
マ イ カ ー	1人当 たり 人キロ	負		正							
		-0.21 (-4.97)	-0.26 (-7.15)	0.57 (9.16)	0.57 (9.59)	0.88	0.89	-	-	0.496	0.227
	機関 分担率	負		正							
		-0.16 (-16.4)	-0.13 (-7.85)	0.07 (3.98)	0.15 (5.36)	0.91	0.90	1.84	-	-	0.612

注：太字は、誤差項季節性 1 次自己回帰モデルの結果。「マイカー」は自家用軽貨物車を含む。

表 2-4 短期弾性値及び長期弾性値

	ガソリン価格 短期弾性値 e_p		所得 短期弾性値 e_q		δ		ガソリン価格 長期弾性値 $e_p/(1-\delta)$		所得 長期弾性値 $e_q/(1-\delta)$		調整済み r^2		Durbin's h alternative	
	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
人 キ ロ / 人														
公 共 交 通	0.16 (4.1)	0.08 (2.9)	0.22 (4.5)	0.46 (5.3)	0.35 (2.4)	0.41 (3.2)	0.25	0.14	0.34	0.78	0.66	0.67	-1.23	-1.46
マ イ カ ー	-0.15 (-4.1)	-0.19 (-4.9)	0.40 (5.9)	0.36 (5.4)	0.31 (3.6)	0.28 (2.5)	-0.22	-0.26	0.58	0.50	0.83	0.88	-0.28	-1.06

表 2-5 定期券による場合又はよらない場合の鉄道旅客輸送への影響

		ガソリン価格 弾性値		所得弾性値		調整済み r^2 又は定常 r^2		Durbin-Watson		Ljung-Box Q 有意性	
人キロ/人		名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
鉄 道 全 体	定期券	正		正							
		0.13 (9.14)	-	0.46 (17.8)	0.61 (5.12)	0.96	0.92	1.52	-	-	0.349
	非定期券	正		正							
		0.25 (8.34)	0.20 (8.71)	0.18 (4.56)	0.6 (7.43)	0.80	0.89	1.52	2.26	-	-
本州新幹線		正		正							
		0.25 (2.05)	0.25 (5.78)	0.41 (3.32)	0.58 (9.31)	0.78	0.83	-	1.42	0.888	-

注: 太字は、誤差項1次自己回帰モデルの結果

イタリック体は、DWが1%有意水準で良好。グレーは10%水準で有意

表2-6 ガソリン暫定税率が仮に廃止される場合の陸上交通における影響の推計

		影響 (%)
陸上交通	1人当たり人キロ	+ 2.6～3.5
公共交通	1人当たり人キロ	- 2.3～2.5
	機関分担率	- 5.0～5.8
マイカー	1人当たり人キロ	+ 6.2～8.5
	機関分担率	+ 3.7～5.8

表2-7 高速道路料金割引制度の陸上交通における影響の推計

		影響 (%)	
		実質モデル	名目モデル
公共交通	1人当たり人キロ	- 1.6	- 1.8
マイカー	1人当たり人キロ	+ 2.3	+ 4.4
	1人当たりガソリン消費量	+ 3.6	+ 5.4

表2-8 高速道路料金無料化の陸上交通における影響の推計

		影響 (%)	
		実質モデル	名目モデル
公共交通	1人当たり人キロ	- 6.1	- 6.8
マイカー	1人当たり人キロ	+ 8.6	+ 16.4
	1人当たりガソリン消費量	+ 13.5	+ 20.4

表3-1 クロスセクション時系列パネルデータのイメージ

地方圏の番号	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	$Y_{1,1987}$	$XA_{1,1987}$	$XB_{1,1987}$
	⋮	⋮	⋮	⋮
	2008	$Y_{1,2008}$	$XA_{1,2008}$	$XB_{1,2008}$
	⋮	⋮	⋮	⋮
2	1987	$Y_{2,1987}$	$XA_{2,1987}$	$XB_{2,1987}$
	⋮	⋮	⋮	⋮
	2008	$Y_{2,2008}$	$XA_{2,2008}$	$XB_{2,2008}$
	⋮	⋮	⋮	⋮
3	1987	$Y_{3,1987}$	$XA_{3,1987}$	$XB_{3,1987}$
	⋮	⋮	⋮	⋮

表3-2 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 (千円)	
(対数変換後)	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

表3-3 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
所得指標	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
	の値の 平均値	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
	一年前の値	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

表3-4 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
ガソリン価格弾性値		-0.14 [0.00]	-0.17 [0.00]	0.26 [0.00]	0.19 [0.00]	-0.27 [0.00]	-0.29 [0.00]	0.43 [0.00]	0.42 [0.00]	-0.10 [0.00]	-0.09 [0.00]
ダミー係数	大都市圏	-	-	-0.14 [0.01]	-0.18 [0.00]	-	-	-0.29 [0.00]	-0.28 [0.00]	-0.07 [0.00]	-0.06 [0.00]
	中北東	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
所得弾性値		0.59 [0.00]	0.92 [0.00]	0.22 [0.00]	0.37 [0.00]	0.57 [0.00]	1.09 [0.00]	-0.66 [0.00]	-0.82 [0.00]	0.05 [0.00]	0.08 [0.01]
ダミー係数	大都市圏	-0.35 [0.00]	-0.65 [0.00]	0.21 [0.00]	0.22 [0.00]	-0.05 [0.00]	-0.57 [0.00]	-	-	-	-
	中北東	-	-0.42 [0.00]	-	-	-	-0.30 [0.01]	-	-	-	-
トレンド項		0.01 [0.00]	-	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	0.01 [0.00]	-	-	-	0.01 [0.00]	0.01 [0.00]
固定効果モデルの個別効果		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]
DW		0.35	0.44	0.02	0.02	0.25	0.59	0.27	0.45	0.73	0.72
Schwarz BIC		-244	-263	-251	-240	-226	-243	-176	-218	-415	-416

表3-5 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 [0.00]	-	5.52 [0.00]	3.26 [0.00]	5.08 [0.00]	3.14 [0.01]	5.33 [0.00]	3.51 [0.00]	5.32 [0.00]	2.87 [0.02]	2.59 [0.01]	-	5.42 [0.00]	2.98 [0.02]
ガソリン価格 弾性値	0.24 [0.00]	0.19 [0.00]	0.32 [0.00]	0.22 [0.00]	0.16 [0.00]	0.06 [0.01]	0.08 [0.00]	-	0.22 [0.00]	0.14 [0.00]	0.41 [0.00]	0.42 [0.00]	0.13 [0.01]	0.06 [0.10]
所得弾性値	0.42 [0.00]	0.94 [0.00]	0.22 [0.01]	0.62 [0.00]	0.35 [0.00]	0.67 [0.00]	0.39 [0.00]	0.68 [0.00]	0.19 [0.03]	0.57 [0.00]	0.30 [0.00]	0.62 [0.00]	0.25 [0.00]	0.66 [0.00]
トレンド項	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.02 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-	-	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]
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]	[0.01]	[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3-6 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 [0.00]	-	5.48 [0.00]	4.44 [0.00]	3.80 [0.00]	-	6.43 [0.00]	5.32 [0.00]	5.73 [0.00]	4.30 [0.02]	5.55 [0.00]	4.54 [0.00]	5.89 [0.00]	4.93 [0.00]
ガソリン価格 弾性値	-0.39 [0.00]	-0.25 [0.00]	-0.31 [0.00]	-0.38 [0.00]	-0.19 [0.00]	-0.30 [0.00]	-0.25 [0.00]	-0.27 [0.00]	-0.22 [0.00]	-0.24 [0.00]	-0.36 [0.00]	-0.32 [0.00]	-0.23 [0.00]	-0.27 [0.00]
所得弾性値	0.29 [0.02]	1.37 [0.00]	0.50 [0.00]	0.75 [0.00]	0.67 [0.00]	1.27 [0.00]	0.36 [0.00]	0.54 [0.00]	0.35 [0.01]	0.58 [0.03]	0.41 [0.00]	0.54 [0.00]	0.36 [0.00]	0.54 [0.00]
トレンド項	-	-0.01 [0.00]	-0.01 [0.00]	-	-	-0.01 [0.00]	0.01 [0.00]	-	0.01 [0.00]	0.01 [0.01]	0.02 [0.00]	0.01 [0.00]	0.01 [0.00]	0.01 [0.00]
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]	[0.02]	[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

表3-7 ラグの組合せに応じた交差項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
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	-	-
	の値の 平均値 当期と1年前	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	-	-
	一年前の値	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	-	-	-225
			マイカー	-373	-	-

表3-8 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	大都市圏	1.02 [0.00]	-0.77 [0.00]	0.92 [0.00]	-0.29 [0.00]	-
	中北東	0.68 [0.00]	-	0.46 [0.01]	0.80 [0.00]	-
ガソリン価格と所得の 交差項の係数		0.19 [0.00]	0.07 [0.00]	0.22 [0.00]	-0.07 [0.00]	0.04 [0.00]
ダミー係数	大都市圏	-0.12 [0.00]	0.07 [0.01]	-0.12 [0.00]	-	-
	中北東	-0.08 [0.00]	-	-0.06 [0.01]	-0.08 [0.00]	-
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		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0.0 5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

表3-9 ラグの組合せに応じた、1人当たりガソリン消費量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	実質	名目	実質	名目	実質
所得指標	当期の値	-	-119	-	-124	-	-127
	当期と1年前の値の平均値	-	-128	-	-135	-	-140
	1年前の値	-	-127	-	-136	-173	-143

表3-10 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	
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

表3-11 ラグの組合せに応じた、1人当たり鉄道交通量(JR本州3社営業新幹線分を除く)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					
			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	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	-190.4
		1年前の値	-338	-347.1	-347.8	-189	-190.2	-190.2
実質 系列	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3-12 1人当たり鉄道交通量(JR本州3社営業新幹線分を除く)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		<u>0.50</u> [0.00]	0.63 [0.00]	<u>0.26</u> [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・大都市圏		-	-	0.02 [0.00]	0.02 [0.00]
個別効果		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					

表3-13 ラグの組合せに応じた、千人当たりマイカー等保有台数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	
所得指標	当期の値	千人当たり保有台数	マイカー	-	-205	-	-209	-	-211
			自家用登録乗用車	-189	-266	-194	-269	-200	-262
			軽自動車	-	-141	-356	-	-350	-
	の値の平均値		マイカー	-384	-220	-388	-225	-386	-230.2
			自家用登録乗用車	-212	-287	-218	-298	-226	-293
			軽自動車	-359	-147	-355	-	-	-
	一年前の値		マイカー	-376	-217	-382	-223	-384	-229.9
			自家用登録乗用車	-225	-283	-233	-300	-242	-303
			軽自動車	-357	-143	-	-140	-	-

表3-14 千人当たりマイカー等保有台数モデルの係数等

		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		<u>-0.13</u> [0.00]	-0.20[0.00]	-0.24[0.00]	-0.35[0.00]	<u>0.10</u> [0.00]	<u>0.15</u> [0.00]
ダミー係数	大都市圏	-	-	-	-	-	-
	中北東	-	-	-	-	-	-
所得弾性値		<u>0.54</u> [0.00]	<u>1.87</u> [0.00]	1.14[0.00]	1.22[0.00]	<u>0.09</u> [0.00]	<u>2.29</u> [0.00]
ダミー係数	大都市圏	<u>-0.05</u> [0.00]	-	-	-	-	-
	中北東	-	<u>-0.42</u> [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]
固定効果モデルの個別効果		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							

表3-15 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
人 キロ 人	陸上交通	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
	公共交通	-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
	マイカー	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
分担 率	公共交通	-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	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

表3-16 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
マイカー	人キロ/人	0.4	5.1	1.8	0.2	1.8	0.6	2.4
	ガソリン消費量/人	6.8	14.9	12.6	8.3	9.3	1.3	3.1

表4-1 基本的な従属変数のラグ年の組合せに応じた適合モデルのSBICの診断指標

				メガロポリス地方						非メガロポリス地方					
				ガソリン価格											
				ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1		ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1	
				名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
所得	ラグ 0	1 人当	ST	-64	-	-62	<u>-51u</u>	-	<u>-48u</u>	-55u	-57u	-59	-59	-61	-59
		たり交	PT	-	-	-64u	-	-70u	<u>-54u</u>	-	<u>-48u</u>	-54u	<u>-49u</u>	-55u	<u>-51u</u>
		通量	PA	-	<u>-49</u>	-	<u>-47</u>	-48	<u>-44u</u>	-49	-53u	-54	-54	-56	-55
		機関分	PT	<u>-60u</u>	<u>-66</u>	<u>-63u</u>	<u>-68u</u>	<u>-63</u>	<u>-65</u>	<u>-42u</u>	<u>-46</u>	<u>-41</u>	<u>-49</u>	<u>-42u</u>	<u>-50</u>
		担率	PA	-	-65	-63	-67u	-63	-63	<u>-77</u>	-75	<u>-81</u>	-77	-72	-77u
	ラグ 0 & 1	1 人当	ST	-66	-63u	-66	<u>-61u</u>	-66	<u>-58u</u>	-54u	-60	-58	-64	-61	-64
		たり交	PT	<u>-66u</u>	-	-69u	-	-73u	<u>-60u</u>	-	<u>-52u</u>	-55u	<u>-53u</u>	-55u	<u>-54u</u>
		通量	PA	-	<u>-54</u>	-	<u>-55</u>	-52	<u>-52</u>	-48u	-52u	-53	-56	-56	-57
		機関分	PT	-	<u>-66</u>	<u>-63u</u>	<u>-69</u>	<u>-64</u>	<u>-67</u>	<u>-41u</u>	<u>-45</u>	<u>-41</u>	<u>-48</u>	<u>-43u</u>	<u>-49u</u>
		担率	PA	-	-65	-63u	-68	-64	-66u	<u>-77</u>	-74u	<u>-80</u>	-76u	<u>-73u</u>	-77u
	ラグ 1	1 人当	ST	-65u	-63u	-65	-63u	-65	<u>-62u</u>	-53u	-58	-57u	-62	-60	-65
		たり交	PT	-65u	-	-69u	-	-70u	<u>-59u</u>	-54u	<u>-54</u>	-56u	<u>-55u</u>	-56u	<u>-55u</u>
		通量	PA	-	<u>-53</u>	-	<u>-55</u>	-53	<u>-53</u>	-47u	-51	-51	-55	-55	-57
		機関分	PT	-	<u>-65u</u>	-	<u>-68</u>	<u>-64u</u>	<u>-67</u>	<u>-41u</u>	<u>-44u</u>	<u>-40</u>	<u>-47u</u>	<u>-43u</u>	<u>-48u</u>
		担率	PA	-	-64	<u>-63u</u>	-67	-64	<u>-67</u>	-	-73u	<u>-80</u>	-75u	<u>-73u</u>	<u>-76u</u>

注: イタリック体は、誤差項 1 次自己回帰モデルの結果である。.

“U” は、Durbin-Watson 値が 5%有意水準における下限値と上限値の間をとる回帰モデルの結果を意味する。その他は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準で上限値以上である。

下線は、定数項を含まないモデルの結果である。

表4-2 1人当たり鉄道旅客交通のラグ年の組合せに応じた適合モデルのSBICの診断指標

			メガロポリス地方						非メガロポリス地方					
			ガソリン価格											
			ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1		ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1	
			名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
所得	ラグ 0	RT	-	-	-64u	-	-67u	-	-58u	-	-61u	-	-62u	-
		RTO	-56u	-	-59u	-	-63u	-56u	-52u	-52u	-56u	-56u	-57u	-59
	ラグ 0&1	RT	-	-	-69u	-	-71u	-	-62u	-	-64u	-	-65u	-
		RTO	-59u	-	-63u	-58	-65	-59	-53u	-54u	-56u	-58u	-56u	-60u
	ラグ 1	RT	-67u	-62u	-68u	-62u	-68u	-62u	-61u	-56u	-63u	-56u	-61u	-56u
		RTO	-60u	-	-63	-54	-65	-59u	-53u	-55u	-56u	-57u	-46u	-57u

注: イタリック体は、誤差項 1 次自己回帰モデルの結果である。

“U” は、Durbin-Watson 値が 5%有意水準における下限値と上限値の間をとる回帰モデルの結果を意味する。その他は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準で上限値以上である。

下線は、定数項を含まないモデルの結果である。

灰色のセルは、ガソリン価格項の有意な係数がないモデルを示している、

表4-3 1人当たりガソリン消費のラグ年の組合せに応じた適合モデルのSBICの診断指標

		メガロポリス地方						非メガロポリス地方					
		ガソリン価格											
		ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1		ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1	
		名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
所得	ラグ 0	<u>-39</u>	<u>-39u</u>	<u>-38</u>	-	-	-	<u>-51</u>	<u>-49u</u>	<u>-45u</u>	<u>-43u</u>	<u>-38u</u>	-
	ラグ 0&1	<u>-46u</u>	<u>-47</u>	<u>-45u</u>	-	<u>-43</u>	-	<u>-54u</u>	<u>-53</u>	<u>-48u</u>	<u>-46u</u>	<u>-41u</u>	-
	ラグ 1	<u>-49</u>	<u>-50u</u>	<u>-50</u>	<u>-50u</u>	<u>-47</u>	<u>-47u</u>	<u>-53</u>	<u>-54</u>	<u>-49u</u>	<u>-49u</u>	<u>-43u</u>	<u>-41u</u>

注：“U” は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準における下限値と上限値の間をとる回帰モデルの結果を意味する。

その他は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準で上限値以上である。

下線は、定数項を含まないモデルの結果である。

表4-4 自動車保有等のラグ年の組合せに応じた適合モデルのSBICの診断指標

				メガロポリス地方						非メガロポリス地方					
				ガソリン価格											
				ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1		ラグ 0		ラグ 0&1		ラグ 1	
				名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質	名目	実質
所得	ラグ 0	千人当たり保有台数	AC	-67u	<u>-61u</u>	-67u	<u>-60u</u>	-64u	<u>-57u</u>	-73u	<u>-68u</u>	-74u	<u>-66</u>	-69u	<u>-62u</u>
			RC	<u>-61u</u>	-	<u>-61u</u>	<u>-55u</u>	<u>-56u</u>	<u>-51u</u>	-	-57	<u>-61u</u>	-53	<u>-56u</u>	<u>-48u</u>
			LC	-73u	-74u	-69u	-71u	-65u	-66u	-80u	-79u	-77u	-77u	-	-74u
		割合	LC	-61u	<u>-58u</u>	-	<u>-59u</u>	-	<u>-53u</u>	-69u	-64u	-68u	-	-	-
	ラグ 0&1	千人当たり保有台数	AC	-65u	<u>-62u</u>	-69u	-	-68u	-	-72u	<u>-72u</u>	<u>-76u</u>	<u>-76u</u>	<u>-74u</u>	<u>-70u</u>
			RC	<u>-60u</u>	<u>-54u</u>	<u>-65u</u>	-	<u>-61u</u>	-	-	-59u	<u>-65u</u>	-62u	<u>-60u</u>	-55u
			LC	-73u	-74u	-69u	-71u	-65u	-66u	-80u	-79u	-77u	-77u	-	-74u
		割合	LC	-64u	<u>-59u</u>	<u>-65u</u>	-	-	-	-70u	<u>-68u</u>	<u>-72u</u>	-	-66u	-
	ラグ 1	千人当たり保有台数	AC	-59u	<u>-55u</u>	-63u	<u>-59u</u>	-64u	-60u	-66u	<u>-63u</u>	-69u	<u>-67u</u>	-70u	<u>-67u</u>
			RC	<u>-53u</u>	<u>-49u</u>	<u>-57u</u>	<u>-54u</u>	<u>-58u</u>	<u>-55u</u>	-	-51u	<u>-59u</u>	-55u	<u>-58u</u>	-53
			LC	-73u	-74u	-69u	-71u	-65u	-66u	-80u	-79u	-77u	-77u	-	-74u
		割合	LC	-61u	<u>-57u</u>	-65u	<u>-61u</u>	-60u	-	-67u	-63u	-70u	-63u	-66u	-58u

注: イタリック体は、誤差項 1 次自己回帰モデルの結果である。

“U” は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準における下限値と上限値の間をとる回帰モデルの結果を意味する。

その他は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準で上限値以上である。

下線は、定数項を含まないモデルの結果である。

灰色のセルは、所得項の有意な係数がないモデルを示している。

表4-5 様々な相の交通行動に関して選定されたモデルの主要係数及び診断指標

			交通量					ガソリン消費	機関分担率		保有台数			割合
			1人当たり					千人当たり						
			ST	PT	RT	RTO	PA	PA	PT	PA	AC	RC	LC	LC
ガソリン価格弾性値	メトロポリス圏	名目	-0.04 (-2.4)	0.14 (11)	0.10 (4.1)	0.15 (8.2)	-0.21 (-5.8)	-0.39 (-5.8)	0.17 (9.3)	-0.17 (-8.7)	-0.15 (-6.9)	-0.27 (-9.0)	0.13 (5.0)	0.28 (7.8)
			-	-	-	-		0.03 (15)	-	-	-	-	-	-
		実質	-0.12 (-6.8)	0.05 (2.3)	-	0.07 (3.0)	-0.30 (-11)	-0.35 (-4.4)	0.17 (12)	-0.17 (-12)	-0.20 (-3.1)	-0.25 (-3.7)	0.14 (13)	0.29 (3.4)
			-	-	-	-	0.01 (2.2)	0.02 (11)	-0.002 (-3.0)	0.003 (2.6)	-	-	-	-
	非メトロポリス圏	名目	-0.18 (-7.5)	0.19 (6.0)	0.14 (5.3)	0.25 (8.6)	-0.26 (-8.4)	-0.42 (-15)	0.32 (3.2)	-0.07 (-3.0)	-0.12 (-7.0)	-0.30 (-9.3)	0.08 (3.8)	0.19 (7.5)
			-	-	-	-	-	0.03 (8.9)	-	-	-	-	-	-
		実質	-0.20 (-12)	0.14 (5.0)	-	0.22 (8.7)	-0.27 (-11)	-0.54 (-19)	0.32 (8.6)	-0.07 (-7.2)	-0.16 (-7.5)	-0.37 (-16)	0.07 (4.9)	0.25 (17)
			0.01 (6.5)	-	-	-	0.01 (6.4)	0.02 (7.8)	-0.01 (-2.7)	0.003 (5.0)	-	-	-	-
所得弾性値	メトロポリス圏	名目	0.55 (14)	0.41 (15)	0.45 (8.5)	0.39 (9.8)	0.74 (11)	1.04 (30)	-0.18 (-17)	0.14 (3.4)	0.58 (13)	0.82 (48)	-	-0.56 (-7.7)
		実質	0.81 (10)	0.68 (7.7)	0.48 (4.2)	0.61 (11)	1.19 (72)	1.27 (20)	-0.18 (-23)	0.16 (3.7)	0.81 (22)	0.81 (20)	-	-0.67 (-3.4)
	非メトロポリス圏	名目	0.37 (8.0)	0.23 (3.9)	0.65 (40)	0.12 (2.1)	0.41 (7.1)	0.93 (54)	-0.40 (-6.6)	0.14 (3.0)	0.51 (16)	0.86 (45)	-	-0.49 (-10)
		実質	0.80 (21)	0.82 (47)	0.74 (254)	0.63 (41)	0.97 (18)	1.01 (59)	-0.39 (-17)	0.17 (7.8)	0.84 (66)	1.53 (38)	-	-0.87 (-11)
調整済みR ²	メトロポリス圏	名	0.92	0.95	0.97	0.93	0.90	0.98	0.90	0.90	0.99	0.99	0.99	0.99
		実	0.89	0.79	0.93	0.86	0.92	0.98	0.92	0.92	0.99	0.97	0.99	0.98
	非メトロポリス圏	名	0.98	0.83	0.96	0.97	0.98	0.99	0.91	0.94	0.99	0.99	0.99	0.99
		実	0.99	0.82	0.90	0.97	0.99	0.99	0.97	0.96	0.99	0.99	0.99	0.98
DW	メトロポリス圏	名	1.86	1.45u	1.29u	1.89	1.80	2.08	1.75	2.01	1.08u	1.00u	1.28u	1.05u
		実	1.48u	1.04u	1.20u	1.37u	1.98	1.59u	2.02	2.25	1.28u	1.27u	1.14u	1.34u
	非メトロポリス圏	名	1.74	1.39u	1.33u	1.57u	1.80	1.96	1.54u	1.59u	1.16u	1.12u	1.14u	1.12u
		実	1.92	1.54u	1.37u	1.64u	1.69	2.12	1.49u	1.24u	1.37u	1.13u	1.33u	1.14u

注：イタリック体は、誤差項1次自己回帰モデルの結果である。

“U”は、Durbin-Watson 値が5%有意水準における下限値と上限値の間をとる回帰モデルの結果を意味する。その他は、Durbin-Watson 値が5%有意水準で上限値以上である。

灰色のセルは、2000年度から2008年度までの期間の間の付加的な値を示している。

表4-6 実質データにおける基本的な独立変数の制限されたラグの組合せに応じた適合的な交差項モデルのSBIC診断指標

				メガロポリス地方	非メガロポリス地方
				ガソリン価格	
				ラグ 1	
ガソリン価格 と所得の交差 項	ラ グ 0&1	1 人当たり交通量	ST	-58u	-62u
			PT	-64u	-53u
			PA	-50	-57
		機関分担率	PT	-65	-44u
			PA	-66	-77u
	ラ グ 1	1 人当たり交通量	ST	-62u	-62u
			PT	-62u	-55u
			PA	-53	-56
		機関分担率	PT	-66	-44u
			PA	-67	-76u

注: イタリック体は、誤差項 1 次自己回帰モデルの結果である。.

“U” は、Durbin-Watson 値が 5%有意水準における下限値と上限値の間をとる回帰モデルの結果を意味する. その他は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準で上限値以上である.

下線は、定数項を含まないモデルの結果である.

表4-7 交差項モデルの推計結果

		1 人当たり交通量			機関分担率	
		ST	PT	PA	PT	PA
ガソリン価格項 の係数	メガロポリス地方	-1.51 (-11)	-0.70 (-3.2)	-1.93 (-9.3)	0.43 (5.9)	-0.43 (-5.8)
	非メガロポリス地方	-1.10 (-7.6)	-0.87 (-4.5)	-1.21 (-6.3)	1.68 (5.1)	-0.36 (-4.8)
ガソリン価格と 所得の 交差項の係数	メガロポリス地方	0.17 (11)	0.09 (3.6)	0.20 (8.0)	-0.03 (-3.5)	0.03 (3.8)
	非メガロポリス地方	0.11 (6.2)	0.12 (5.1)	0.12 (4.9)	-0.17 (-4.4)	0.04 (4.2)
調整済 r^2	メガロポリス地方	0.89	0.87	0.92	0.92	0.92
	非メガロポリス地方	0.99	0.83	0.98	0.96	0.95
Durbin-Watson	メガロポリス地方	1.47u	1.59u	1.92	2.21	1.91
	非メガロポリス地方	1.67u	1.60u	1.70	1.37u	1.40u

注: イタリック体は、誤差項 1 次自己回帰モデルの結果である。.

“U” は、Durbin-Watson 値が 5%有意水準における下限値と上限値の間をとる回帰モデルの結果を意味する。その他は、Durbin-Watson 値が 5% 有意水準で上限値以上である。

表4-8 ガソリン暫定税率が仮に廃止される場合の陸上交通に対する推計された影響

影響(%)		メガロポリス地方	非メガロポリス地方
陸上交通	1 人当たり人キロ	+ 0.8-2.6	+ 3.7-3.9
	1 人当たり人キロ	- 1.0-3.0	- 2.8-3.9
公共交通	機関分担率	- 3.6	- 6.4-6.6
	1 人当たり人キロ	+ 4.4-6.2	+ 5.3-5.4
マイカー交通	機関分担率	+ 3.4-3.6	+ 1.4
	1 人当たり人キロ	+ 4.4-6.2	+ 5.3-5.4

表4-9 高速道路料金割引制度がマイカー交通に与えた影響を表すと推測される乖離

影響 (%)	メガロポリス地方	非メガロポリス地方
1 人当たり人キロ	+ 8.3	+ 7.5
ガソリン消費 (1 人当たりリットル)	+ 18.6	+ 3.4

表5-1 水準の単位根検定（定数項、トレンド項付。下4段は季節ダミー追加）の結果（p 値）

	1人当たりマイカー $\log Y_1$	1人当たり公共交通 $\log Y_2$	実質ガソリン価 $\log XA$	1人当たり実質 $\log XB$
WS 検定	0.997	0.663	0.717	0.995
ADF 検知	0.156	0.236	0.742	0.413
PP 検定	0.121	0.000	0.695	0.000
WS 検定	0.978	0.188	0.719	0.515
ADF 検知	0.158	0.220	0.756	0.384
PP 検定	0.625	0.065	0.717	0.123

表5-2 階差の単位根検定（定数項付。下3段は季節ダミー追加）の結果（p 値）

	$\Delta \log Y_1$	$\Delta \log Y_2$	$\Delta \log XA$	$\Delta \log XB$
WS 検定	0.044	0.781	0.046	0.345
ADF 検知	0.000	0.672	0.550	0.447
PP 検定	0.000	0.000	0.000	0.000
WS 検定	0.000	0.000	0.055	0.000
ADF 検知	0.046	0.733	0.226	0.674
PP 検定	0.000	0.000	0.000	0.000

表5-3 階差の単位根検定（KPSS、季節ダミー付）の結果（p 値）

	$\Delta \log Y_1$	$\Delta \log Y_2$	$\Delta \log XA$	$\Delta \log XB$
KPSS 検定	0.031	0.10 より大	0.10 より大	0.07

表5-4 1人当たりマイカー交通量に関する誤差修正モデルの推計結果

対象期間	1988年度第3四半期～2008年度第4四半期	観測値数	82
R^2	0.788	調整済 R^2	0.765
DW	2.056		
係数	推計値	t 値	p 値
γ_1	8.564	9.901	0.000
γ_2	-0.266	-3.396	0.001
γ_3	0.283	8.605	0.000
γ_4	-1.266	-9.842	0.000
γ_5	-0.555	-9.708	0.000
γ_6	-0.990	-9.967	0.000
γ_7	-0.943	-9.745	0.000
γ_8	-0.970	-10.18	0.000
γ_9	-1.036	-10.33	0.000

表5-5 1人当たりマイカー交通量に関する長期弾性値の推計値及びデルタ検定の結果

	推計値	t 値	p 値
実質ガソリン価格(XA)の弾性値	$(1-\gamma_4/\gamma_6) = -0.279$	-14.963	0.000
1人当たり実質 GDP (XB)の弾性値	$(1-\gamma_5/\gamma_6) = 0.440$	13.680	0.000

表 5-6 1人当たり公共交通量に関する誤差修正モデルの推計結果

対象期間	1988 年度第 3 四半期～2008 年度第 4 四半期	観測値数	82
R ²	0.927	調整済 R ²	0.921
DW	2.053		
係数	推計値	t 値	p 値
γ_1	6.350	19.16	0.000
γ_2	0.151	2.195	0.031
γ_3	0.672	18.00	0.000
γ_4	-0.878	-18.42	0.000
γ_5	-0.413	-5.355	0.000
γ_6	-0.998	-19.64	0.000
γ_7	-1.000	-19.65	0.000

表5-7 1人当たり公共交通量に関する長期弾性値の推計値及びデルタ検定の結果

	推計値	t 値	p 値
実質ガソリン価格(XA)の弾性値	$(1-\gamma_4/\gamma_6)=0.120$	6.905	0.000
1人当たり実質 GDP (XB)の弾性値	$(1-\gamma_5/\gamma_6)=0.586$	8.200	0.000

表 5-8 全国年系列（実質）における構造変化モデル

		1人当たり		
		マイカー交通量	公共交通量	ガソリン消費
ガソリン価格（前期）		-0.49[0.00]	0.14[0.00]	-0.20[0.02]
ダミー係数	90 年度以降	-	0.007[0.00]	-
	97 年度以降	-0.008[0.02]	-0.005[0.01]	-
	99 年度以降	-	-	0.02[0.00]
	2001 年度以降	0.009[0.00]	-0.006[0.00]	-
	2005 年度以降	-0.009[0.00]	-	-0.01[0.03]
1人当たり GDP(前期)		1.14[0.00]	0.21[0.00]	1.15[0.00]
平均乗車人数×保有車両平均燃費（計量モデル上は、各対数項の和）		-	-	-0.96[0.00]

表 5-9 両対数線形式と片対数線形式の比較

		1人当たりマイカー交通量		1人当たり公共交通量	
		両対数線形式	片対数線形式	両対数線形式	片対数線形式
ガソリン価格(前期): e_p		-0.49[0.00]	-2078[0.00]	0.14[0.00]	541[0.00]
ダミー係数	90年度以降	-	-	0.007[0.00]	25.54[0.00]
	97年度以降	-0.008[0.02]	-	-0.005[0.01]	-18.01[0.00]
	2001年度以降	0.009[0.00]	40.70[0.00]	-0.006[0.00]	-23.09[0.00]
	2005年度以降	-0.009[0.00]	-53.77[0.00]	-	-
1人当たりGDP(前期): e_g		1.14[0.00]	4996[0.00]	0.21[0.00]	783[0.00]
Bera and McAleer 検定誤差項		-0.004[0.09]	7960[0.09]	0.01[0.54]	-24709[0.45]

表 5-10 式(30)の主要係数等

ガソリン価格(4期前): e_n	-0.28[0.00]
所得(4期前): e_n	0.52[0.00]
春ダミー: α_1	0.03[0.00]
夏ダミー: α_2	0.04[0.00]
DW	1.81[0.09, 0.33]
調整済 R^2	0.88

表 5-11 式(31)の主要係数等

実質原油輸入価格 CIF: β_1	0.27[0.00]
規制緩和ダミー: β_2	-0.21[0.00]
2000年度以降ダミー: β_3	-0.06[0.00]
誤差項季節性1次自己回帰係数: ρ_s	0.46[0.00]
DW	1.88
調整済 R^2	0.94

表 6-1 使用した主な関係統計（統計中の個別データから筆者が合算等により算出した場合は※を表示）

項目			全国年系列 1995 年～	全国四半期系列 2004 年 1	各州年系列 2004 年～		
			人キロ	人キロ	人キロ	車両キロ	収入
公共交通 交通量	近距離 路線		-	Destatis(2014b), <i>Deutschland, Quartale, Verkehrsart</i> (路線計は※)	Destatis(2014b), <i>Bundesländer, Jahre, Verkehrsart</i> (収入は※)		
	計	※95-3 年: Destatis (2005), 2.1.1&2.2.1 ※4-12 年: Destatis (2014a), 2.1.1			-	-	-
	計(非路線を含む)	※直上の欄に記載したものに加え、次の統計 99-3 年: Destatis (2006), Übersicht2 4-12 年: Destatis (2014b), <i>Bundesländer, Jahre, Verkehrsart</i>	-		-	-	-
個別自動車 交通量		Duetsches Institute für Wirtschaftsforschung (n.d.) 注)	-		-	-	-
乗用車保有 台数		-	-		Kraftfahrt-Bundesamt (n.d.)		
ガソリン価 格指数		Destatis(2014c), Jahre	※Destatis (2014c), Monate		Destatis (2014c), Jahre (但し、 全国値)		
GDP		Destatis(2014d), Jahre	Destatis (2014d), Quartale		Statistisches Landesamt BW (2014)		

注) 1996 年から 1998 年までは、Destatis(2003)に引用掲載された旧統計の値しか確認できないため、旧統計における 1995 年から各当該年までの増加分の 1995 年から 1999 年までの増加分に対する割合を当てはめて、新統計に接続する 1996 年から 1998 年までの値を算出している。

表 6-2 全国年系列モデルの推計結果の概要([]内は p 値。以下の表で同じ)

(N=18)		個別自動車交通	公共交通	うち路線公共交通
ガソリン価格(前期): β		-0.14[0.04]	0.18[0.02]	0.22[0.01]
ダミー係数: β_k	01 年以降	0.007[0.01]	-0.01[0.00]	-0.02[0.00]
	09 年以降	0.004[0.02]	-	-
所得: γ		0.37[0.01]	0.35[0.00]	0.63[0.00]
年ダミー: η_l	04 年	0.03[0.01]	-	-
自由度修正決定係数		0.92	0.88	0.90
LM het (誤差の均一分散) 検定		[0.95]	[0.16]	[0.98]
DW (系列相関) 検定		1.98	1.94	1.81
Jarque-Bera (正規性) 検定		[0.67]	[0.76]	[0.83]
Ramsey's RESET2 (定式化の誤り) 検定		[0.42]	[0.38]	[0.30]

表6-3 全国四半期モデルの推計結果の概要(網掛け部分は、5%水準で良好でないことを示す。以下の表で同じ)

(N=38)		路線公共交通	うち近距離路線公共交通
ガソリン価格(4期前): β		0.09[0.02]	0.15[0.00]
所得: γ		0.18[0.02]	0.21[0.02]
季節ダミー: δ_m	冬	-	0.03[0.00]
年ダミー: η_l	06年	0.01[0.04]	0.01[0.03]
	12年	-	-0.02[0.03]
	13年	-	-0.03[0.00]
トレンド項: ω		0.003[0.00]	0.003[0.00]
自由度修正済決定係数		0.95	0.97
LM het (誤差の均一分散) 検定		[0.57]	[0.92]
DW (系列相関) 検定		1.36	1.61
Jarque-Bera (正規性) 検定		[0.53]	[0.63]
Ramsey's RESET (定式化の誤り) 検定		[0.04]	[0.07]

表6-4 近距離路線公共交通利用量に関する各州年系列パネル分析の推計結果の概要

		独立変数に車両キロ/人 有		独立変数に車両キロ/人 無	
		16州(N=144)	13州(N=117)	16州(N=144)	13州(N=117)
ガソリン価格: β		0.42[0.00]	0.58[0.01]	0.36[0.00]	0.43[0.04]
ダミー係数:	09年以降	0.02[0.00]	0.02[0.00]	0.02[0.00]	0.02[0.00]
所得(前期): γ		0.46[0.02]	0.59[0.03]	0.32[0.096]	0.48[0.08]
運賃: δ		-0.27[0.00]	-0.32[0.00]	-0.28[0.00]	-0.32[0.00]
乗用車保有台数/人: ζ		-1.98[0.00]	-3.33[0.00]	-1.87[0.00]	-2.86[0.01]
車両キロ/人: ϵ		0.47[0.00]	0.49[0.01]	-	-
トレンド項×	東独ダミー: η_{ES}	-0.01[0.02]	-	-0.01[0.07]	-
	Hessen ダミー: η_{HS}	0.05[0.00]	0.06[0.00]	0.05[0.00]	0.06[0.00]
Hausman (変動効果モデル妥当性) 検定		[0.00]	[0.00]	[0.01]	[0.00]
自由度修正済決定係数		0.99	0.98	0.99	0.99
LM het (誤差の均一分散) 検定		[0.62]	[0.40]	[0.66]	[0.41]

表6-5 乗用車保有台数に関する州年系列パネルデータ分析の推計結果の概要

		(イ) ダイナミックパネル		(ロ) 2 段階 GMM(DIF)	
		16 州(N=128)	13 州(N=104)	16 州 (N=112)	13 州 (N=91)
ガソリン価格(前期): β		-0.02[0.00]	-0.02[0.01]	-0.02[0.02]	-0.03[0.01]
所得: γ		0.06[0.02]	0.06[0.00]	0.08[0.00]	0.06[0.01]
乗用車保有台数/人（前期）: δ		0.80[0.00]	1.07[0.00]	0.78[0.00]	1.10[0.00]
年ダミー: ϵ_t	06 年	0.01[0.01]	0.01[0.00]	0.01[0.00]	0.01[0.00]
トレンド項×東独ダミー: ζ_{ES}		-0.001[0.00]	-0.001[0.00]	-0.001[0.00]	-0.001[0.00]
トレンド項: η		0.003[0.00]	-	0.003[0.00]	-
Hausman（変動効果モデル妥当性）検定		[0.00]	[0.00]	<div></div>	
自由度修正済決定係数		0.99	0.99		
LM het（誤差の均一分散）検定		[0.02]	[0.75]		
AR(1)（誤差項 1 次自己相関）検定					
AR(2)（誤差項 2 次自己相関）検定					
Sargan（過剰識別性）検定				[0.01]	[0.02]
				[0.58]	[0.70]
Wald (joint 有意性)検定				[0.99]	[0.99]
				[0.00]	[0.00]

表 7-1 我が国のガソリン価格弾性値の概要（中国四国九州沖縄：以下「非関東近畿」という）

			交通量						燃料消費量	機関分担率		保有台数 千人当たり			割合
			1人当たり												
			陸上交通	公共交通	鉄道定期	鉄道非定期	マイカー	マイカー	公共交通	マイカー	計	登録 自家用乗 用	軽	軽	
全国	年	名目	-0.13	0.12	0.13	0.25	-0.30	-0.35	0.25	-0.18		-0.20			
		実質	-0.17	0.12	-	0.20	-0.41	-0.50	0.28	-0.22		-0.40			
	四半期	名目	-0.09	0.10			-0.21		0.27	-0.16				0.13	
		実質	-0.12	0.08			-0.26		0.21	-0.13				0.14	
共通		名目	-0.14	0.26	0.24	0.23	-0.27	-0.47	0.43	-0.10	-0.13	-0.24	0.10		
関東近畿特有			-	0.12	0.09	-	-	-	-	-					
共通		実質	-0.17	0.19	-	0.16	-0.29	-0.52	0.42	-0.09	-0.20	-0.35	0.15		
関東近畿特有			-	0.01	-	-	-	-	-	-					
関東近畿		名目	-0.04	0.14	0.10	0.15	-0.21	-0.39	0.17	-0.17	-0.15	-0.27	0.13	0.28	
			-	-	-	-	-	0.03	-	-	-	-	-	-	
		実質	-0.12	0.05	-	0.07	-0.30	-0.35	0.17	-0.17	-0.20	-0.25	0.14	0.29	
-	-		-	-	0.01	0.02	-0.002	0.003	-	-	-	-			
非関東近畿		名目	-0.18	0.19	0.14	0.25	-0.26	-0.42	0.32	-0.07	-0.12	-0.30	0.08	0.19	
			-	-	-	-	-	0.03	-	-	-	-	-	-	
		実質	-0.20	0.14	-	0.22	-0.27	-0.54	0.32	-0.07	-0.16	-0.37	0.07	0.25	
0.01	-		-	-	0.01	0.02	-0.01	0.003	-	-	-	-			

注）灰色で着色した数値は、2000年度から2008年度の間付加価値を示す。

表 7-2 我が国の所得弾性値の概要

			交通量						燃料消費量	機関分担率		保有台数			割合
			1人当たり								千人当たり				
			陸上交通	公共交通	鉄道定期	鉄道非定期	マイカー	マイカー	公共交通	マイカー	計	登録 自家 用乗 用	軽	軽	
全国	年	名目	0.60	0.23	0.46	0.18	0.86	0.88	-0.33	0.27		0.81			
		実質	0.66	0.27	0.61	0.60	0.27	1.01	-0.42	0.36		1.24			
	四半期	名目	0.42	0.23			0.57		-0.09	0.07				-	
		実質	0.43	0.27			0.57		-0.23	0.15				-	
共通		名目	0.59	0.22	0.50	0.26	0.57	0.92	-0.66	0.05	0.54	1.14	0.09		
関東近畿特有			0.24	0.43	-	0.28	0.52	0.32	-	-	0.49	-	-		
共通		実質	0.92	0.37	0.63	0.34	1.09	2.61	-0.82	0.08	1.87	1.22	2.29		
関東近畿特有			0.27	0.59	-	0.36	0.52	1.46	-	-	-	-	-		
中北東特有			0.50	-	-	-	0.79	1.93	-	-	1.45	-	-		
関東近畿		名目	0.55	0.41	0.45	0.39	0.74	1.04	-0.18	0.14	0.58	0.82	-	-0.56	
		実質	0.81	0.68	0.48	0.61	1.19	1.27	-0.18	0.16	0.81	0.81	-	-0.67	
非関東近畿		名目	0.37	0.23	0.65	0.12	0.41	0.93	-0.40	0.14	0.51	0.86	-	-0.49	
		実質	0.80	0.82	0.74	0.63	0.97	1.01	-0.39	0.17	0.84	1.53	-	-0.87	

表 7-3 ドイツにおける弾性値の概要

			交通量				保有台数	
			1人当たり					
			公共交通	路線公共交通	近距離路線公共交通	個別自動車交通	乗用車	
ガソリン価格	全国	年	0.18	0.22		-0.14		
		四半期		0.09	0.15			
	各 16 州				0.42 (注)		-0.02	
所得	全国	年	0.35	0.63		0.37		
		四半期		0.18	0.21			
	各 16 州				0.46 (注)		0.08	

注) 独立変数には車両キロ/人を含むモデルによる。

表 7-4 ラグ付き従属変数を含むモデルにおける主要係数

		1人当たり	
		マイカー交通量	ガソリン消費量
従属変数の前期の値		0.73[0.00]	0.84[0.00]
ガソリン価格		-0.10[0.00]	-0.12[0.01]
ダミー係数	89年度以降	0.006[0.01]-	0.01[0.03]-
	90年度以降	-0.01[0.00]	-
	2004年度以降	-0.004[0.03]	-
1人当たり GDP(前期)		0.26[0.03]	-

表 7-5 ガソリン暫定税率を廃止したと仮定した場合に陸上交通から排出されるCO₂の増加率(%)

全国	北海道	中東北	関東	近畿	中国	四国	九州沖縄	関東近畿	非関東近畿
5.4-7.6	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	3.5-5.3	5

表 7-6 我が国と諸外国のガソリン価格及び税負担額の比較（単位：円/ℓ）

	独	伊	仏	英	西	韓	日	加	米
ガソリン価格	181	176	172	162	143	130	127	88	66
うち税負担額	118	106	110	106	75	69	62	28	10

（注 1）独伊仏英西加米は 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)

資料：内閣府（2009, 3）のデータを基に筆者が加工 注 1~3 は同資料から引用

図

- 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)

図 1-1 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」の結果の一部のまとめ

資料：環境省（2008）のデータを基に筆者が加工

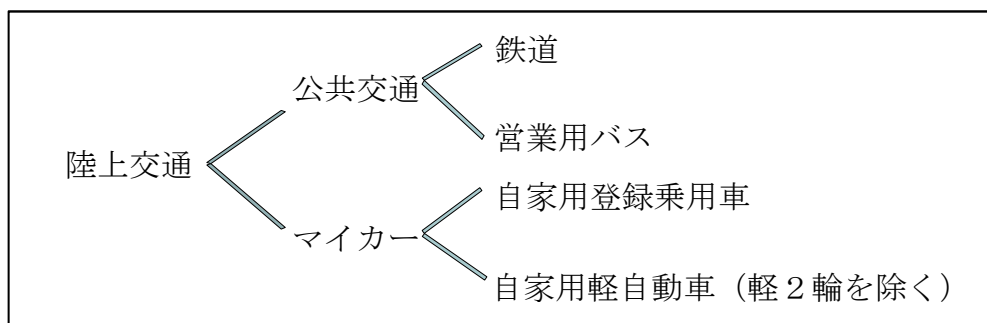


図 1-2 分析対象とする交通量の概念関係

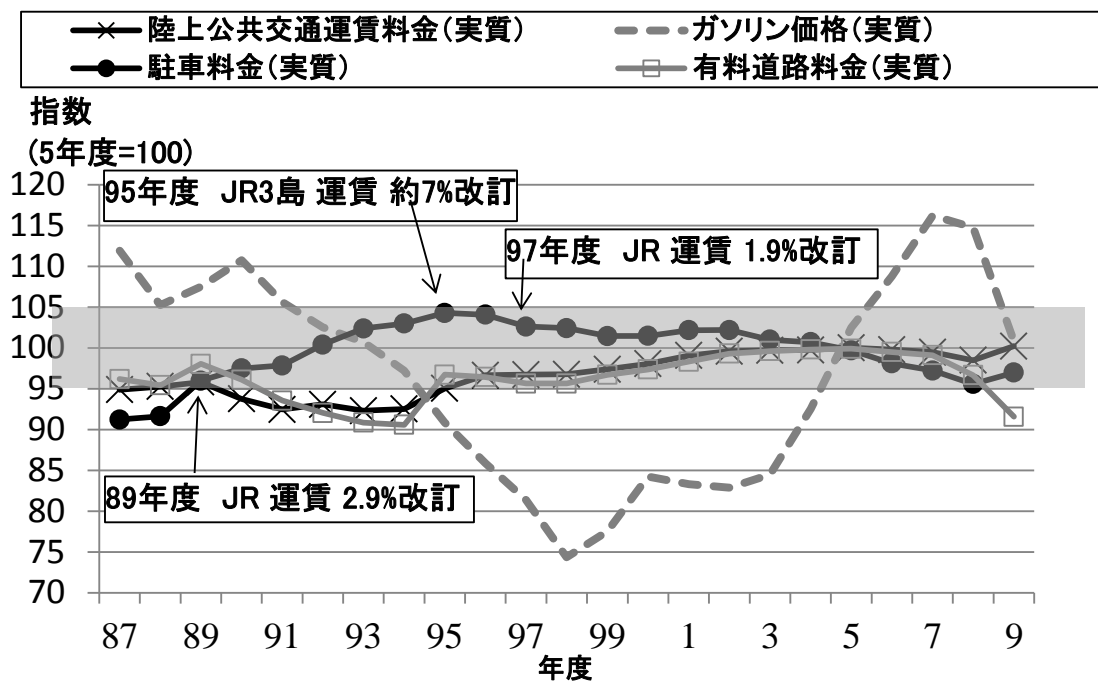


図 1-3 可変陸上交通費（実質指数）の推移

資料：総務省消費者物価指数（2010a）並びに国土交通省鉄自動車輸送統計（n.d.a）及び
鉄道輸送統計（n.d.b）のデータを基に筆者が加工

年度	取得		保有		走行	
	自動車取得税	消費税	自動車重量税	自動車税	軽自動車税	揮発油税・地方揮発油税
	%	%	円/年	円/年	円/年	円/リットル
87	5(軽は3)	(物品税) 15.5~23	6,300/0.5t (軽は4,400/両)	普通車と小型車で区別	7,200	53.8(うち 25.1は暫定上乗せ分)
88		↓	↓	↓		
89		6(軽は3)		排気量に応じ 29,500 ~111,000		
90		↓				
91		↓				
92		4.5(軽は3)				
93		↓				
94		3				
95		↓				
96		↓				
97		5				
98		↓				
99	低燃費車特例					
0	↓					
1				グリーン化		
2						
3						
4						
5						
6						
7						
8						
9	エコカー減税		エコカー減税			
10	↓		5,000/0.5t (軽:3,800/両) 次世代:2,500/0.5t			
11			↓			
12			4,100/0.5t (軽:3,300/両) エコカー:2,500/0.5t			
13			↓			
14	3(軽は2)	8			10,800	
15					グリーン化	

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)

図 1-4 ガソリンを燃料とするマイカーに関する税の推移

資料：(株)日刊自動車新聞社及び(社)日本自動車会議所(2002)、国土交通省自動車局(1987/1988/1990/1992/1994/2000/2001/2009/2010a/2012/2014a)のデータを基に筆者が加工

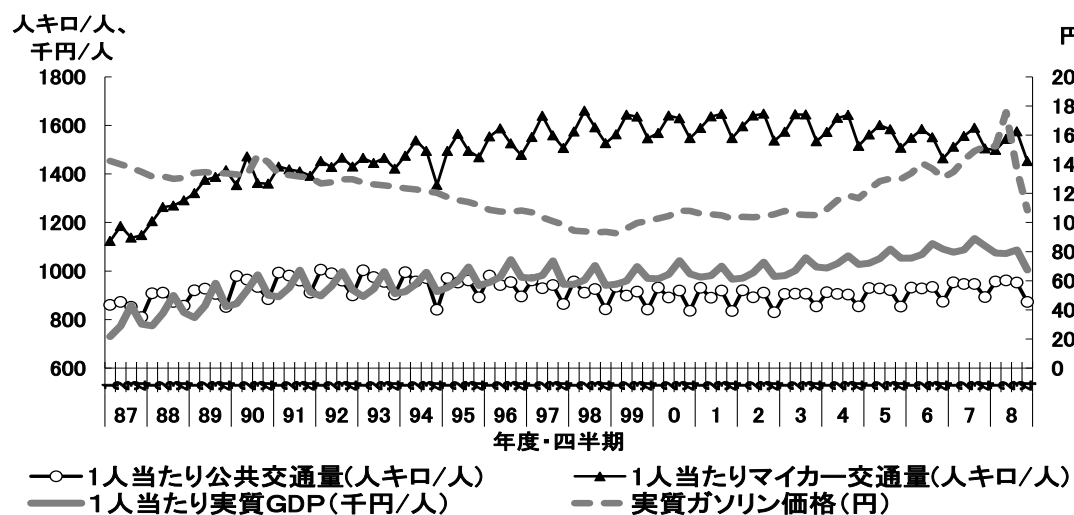


図2-1 陸上交通と経済指標（1987年度から2008年度）

資料：内閣府国民経済計算（2010）、総務省人口推計（2010c）及び消費者物価指数（2010b）、国土交通省自動車輸送統計年報(n.d.a)及び鉄道輸送統計年報(n.d.b)並びに石油情報センター（n.d.）のデータを基に筆者が加工

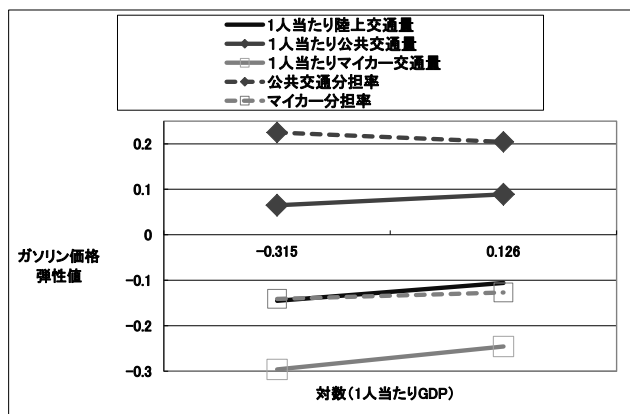


図 2-2 ガソリン価格弾性値と所得水準

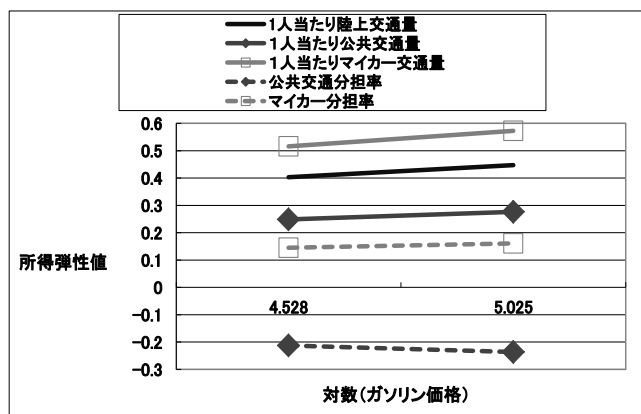


図 2-3 所得弾性値とガソリン価格水準

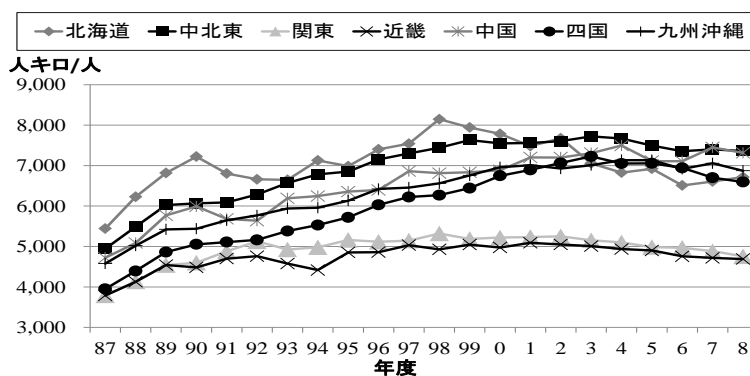


図3-1 地方別1人当りマイカー交通量の推移

資料：国土交通省自動車輸送統計年報（n.d.a）及び総務省人口推計（2010c）のデータを基に筆者が加工

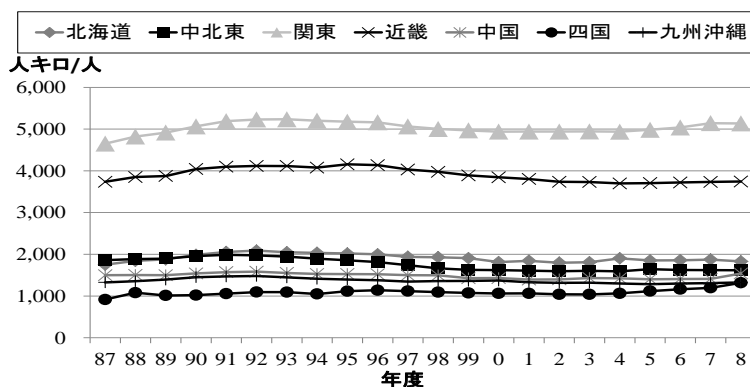


図3-2 地方別1人当たり公共交通（JR本州3社営業新幹線を除く）交通量の推移

資料：国土交通省自動車輸送統計年報（n.d.a）及び鉄道輸送統計年報（n.d.b）並びに総務省人口推計（2010c）のデータを基に筆者が加工

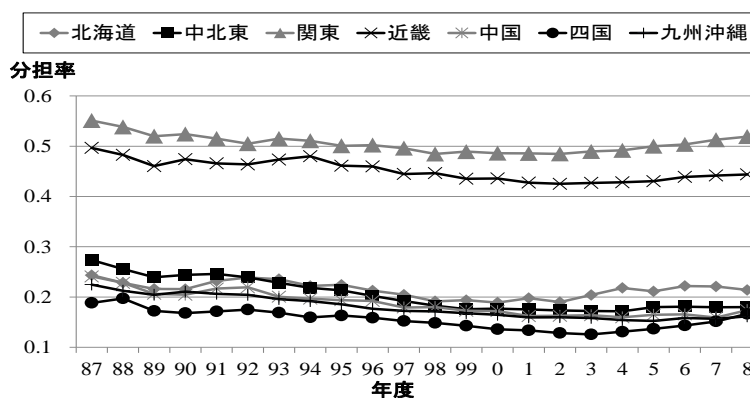


図3-3 地方別公共交通（JR本州3社営業新幹線を除く）分担率の推移

資料：国土交通省自動車輸送統計年報（n.d.a）及び鉄道輸送統計年報（n.d.b）のデータを基に筆者が加工

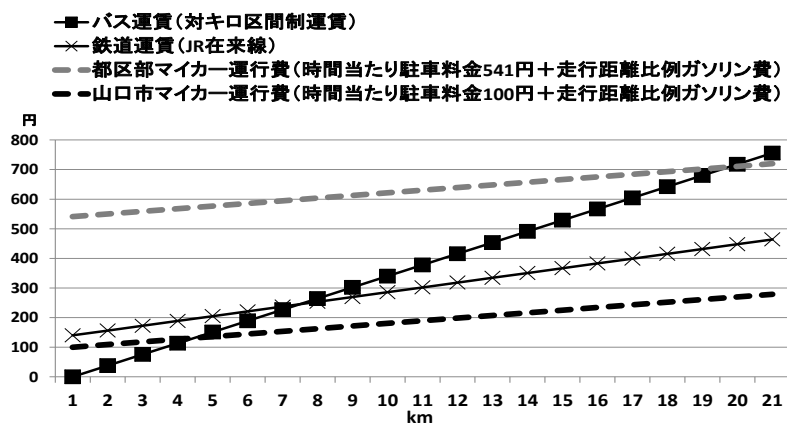


図3-4 我が国における公共交通運賃とマイカー運行費の比較(1995年)

資料：総務省小売物価統計調査（n.d.a）、国土交通省乗合バス基本賃率賃率（n.d.c）、日本エネルギー経済研究所（2014、145）保有ガソリン乗用車平均燃費及び石油情報センター（n.d）のデータを基に筆者が加工

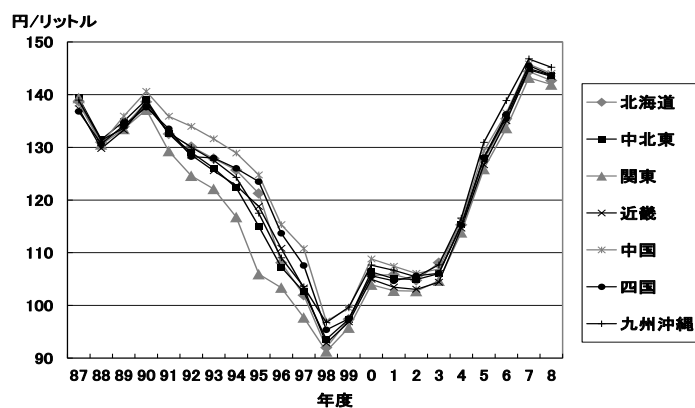


図3-5 実質ガソリン価格の推移

資料：石油情報センター(n.d)及び総務省消費者物価指数（2011）のデータを基に筆者が加工

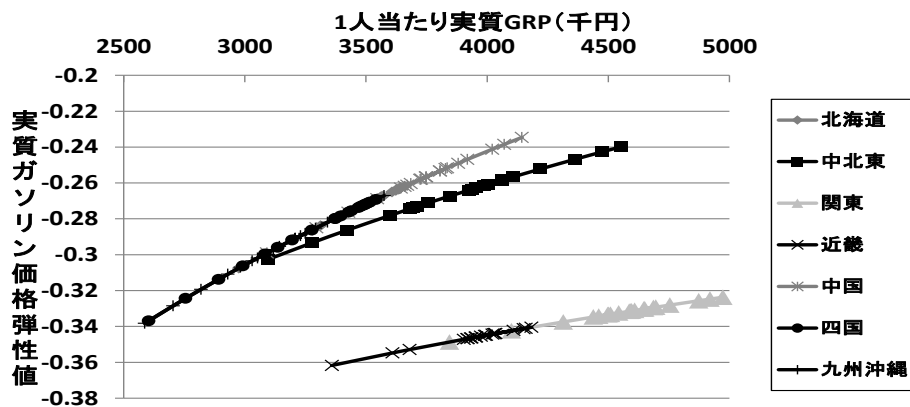


図3-6 所得水準とガソリン価格弾性値の関係

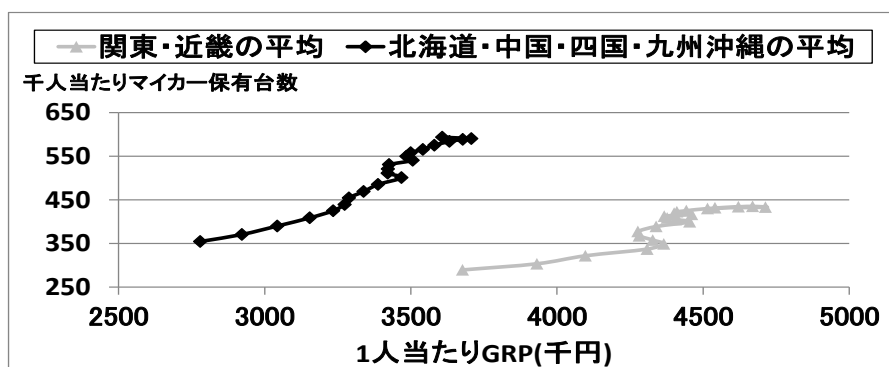


図3-7 所得水準とマイカー保有台数の関係

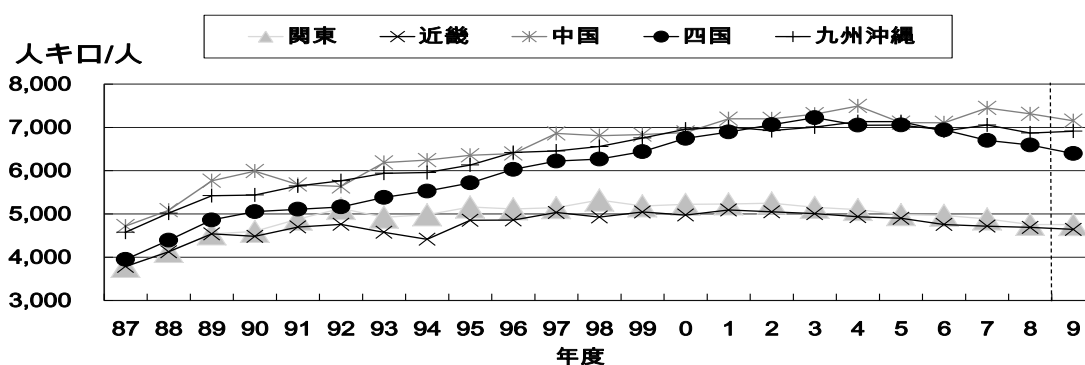


図4-1 5地方における1人当たりマイカー交通量

資料：国土交通省自動車輸送統計年報（n.d.a）及び総務省人口推計（2010c）のデータを基に筆者が加工

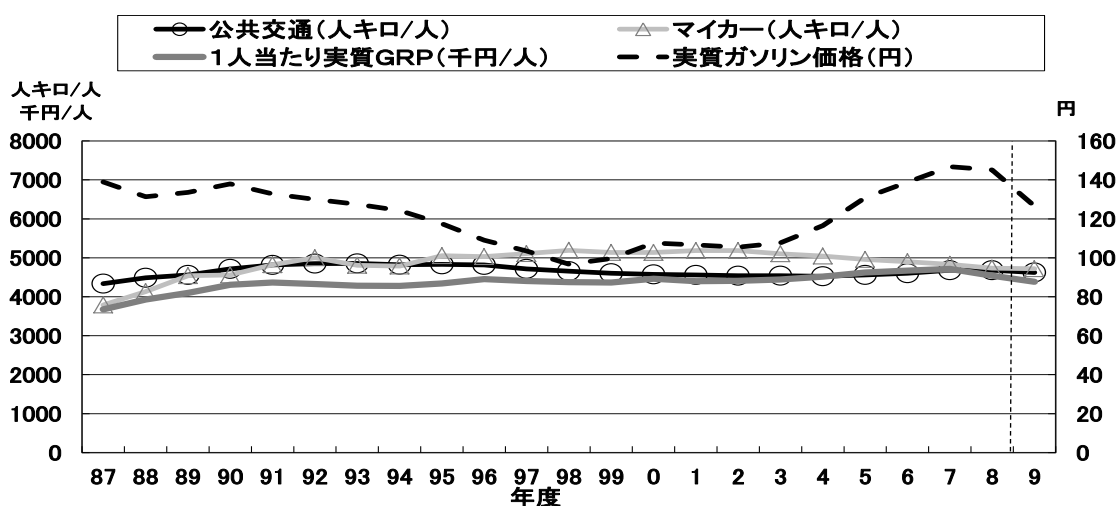


図4-2 メガロポリス地方における陸上交通及び経済指標

資料：国土交通省自動車輸送統計年報（n.d.a）及び鉄道輸送統計年報（n.d.b）、石油情報センター(n.d)、内閣府県民経済計算年報（n.d.）並びに総務省人口推計（2010c）及び消費者物価指数（2011）のデータを基に筆者が加工

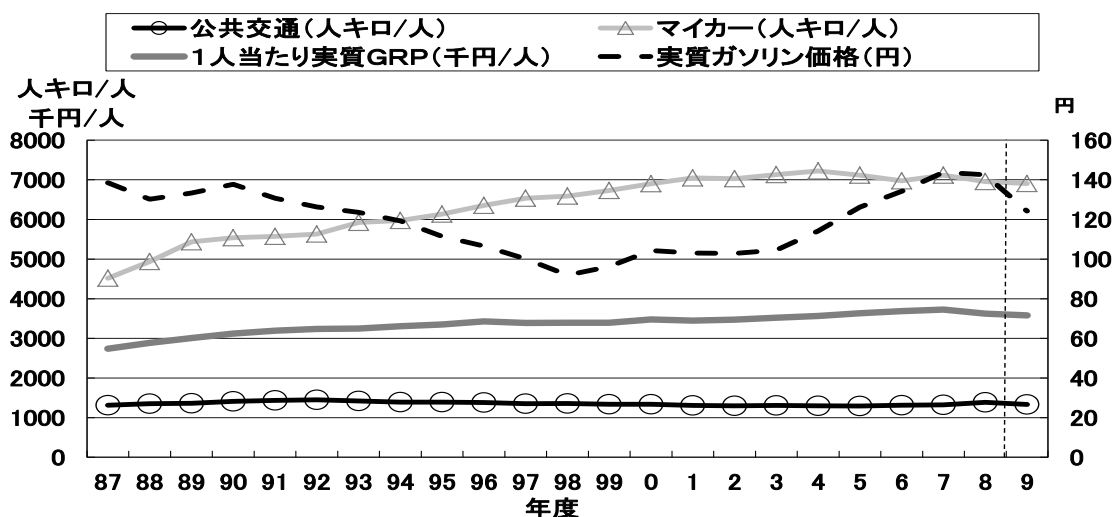


図4-3 非メガロポリス地方における陸上交通及び経済指標

資料: 国土交通省自動車輸送統計年報 (n.d.a) 及び鉄道輸送統計年報 (n.d.b)、石油情報センター(n.d)、内閣府県民経済計算年報 (n.d.) 並びに総務省人口推計 (2010c) 及び消費者物価指数 (2011)、のデータを基に筆者が加工

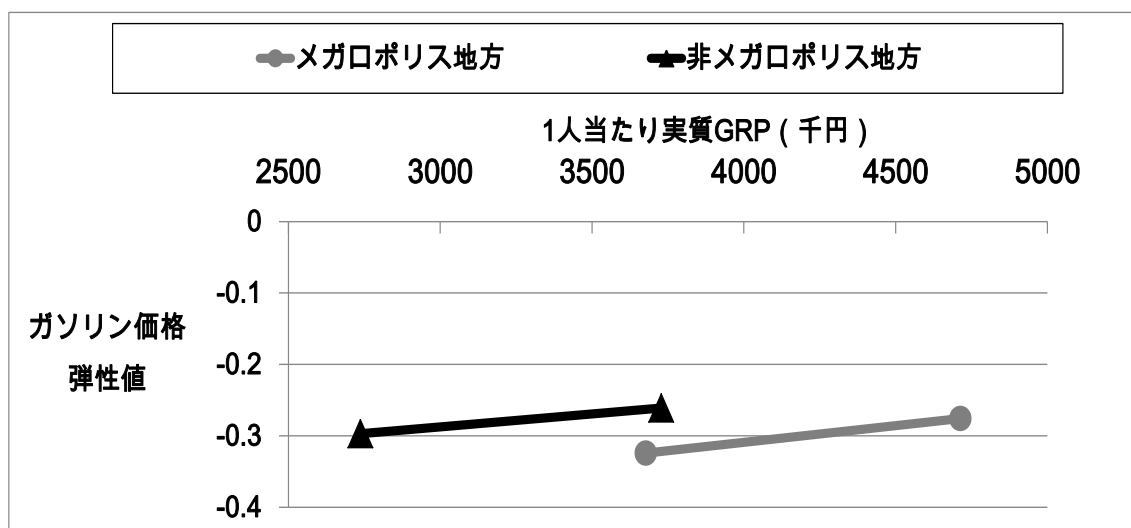


図4-4 マイカーの1人当たり交通量に関するガソリン価格弾性値と所得水準

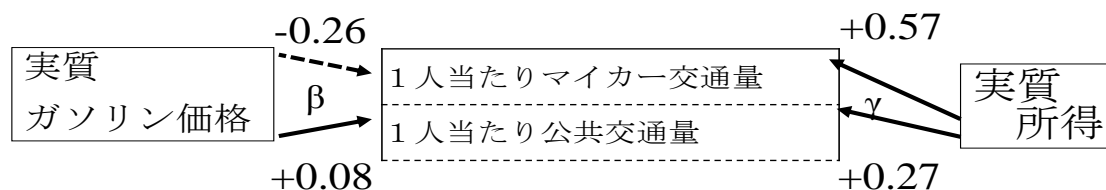


図 5-1 基本モデルにより推計された弾性値の符号と値

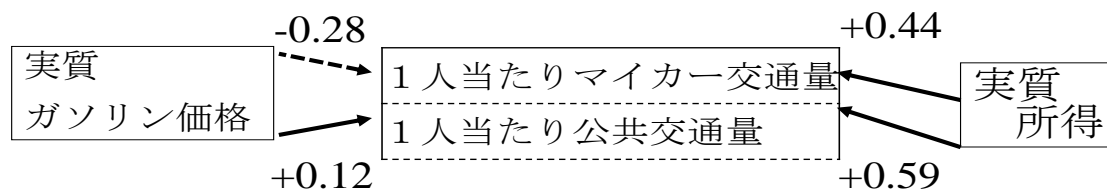


図 5-2 長期弾性値の符号と値

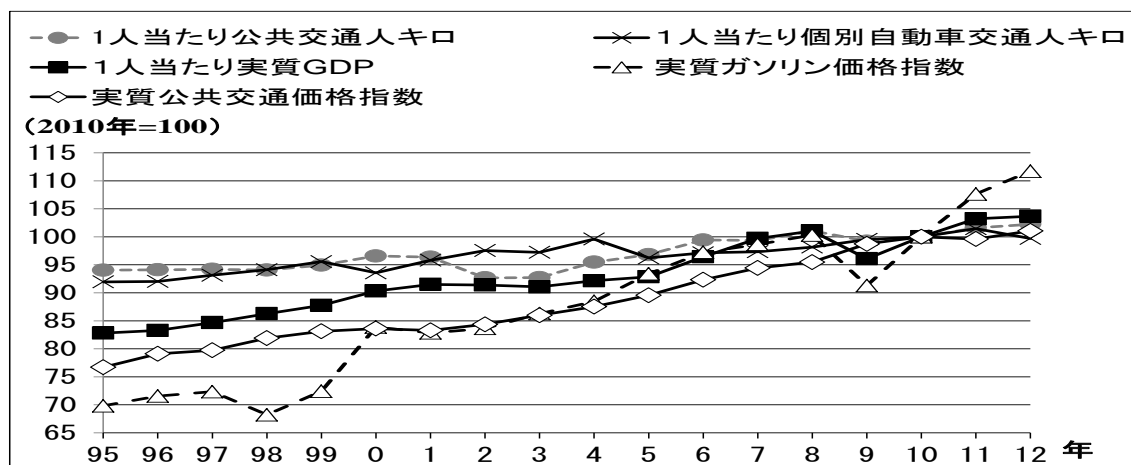


図 6-1 全国年系列における主要指標の推移

資料:Destatis(2003/2005/2006/2014a-e)及び Deutsches Institute für Wirtschaftsforschung (n.d.) のデータを基に筆者が加工。なお、公共交通価格指数は、全国消費者物価指数(Destatis, 2014c)中の鉄道旅客輸送の価格と複合旅客輸送の価格の平均値を用いた。

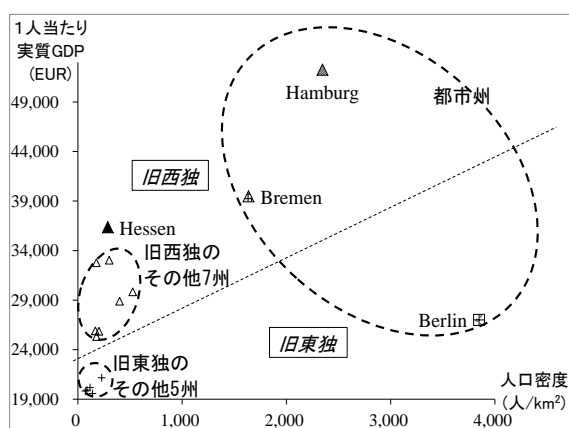


図 6-2 各州の人口密度及び1人当たり実質 GDP

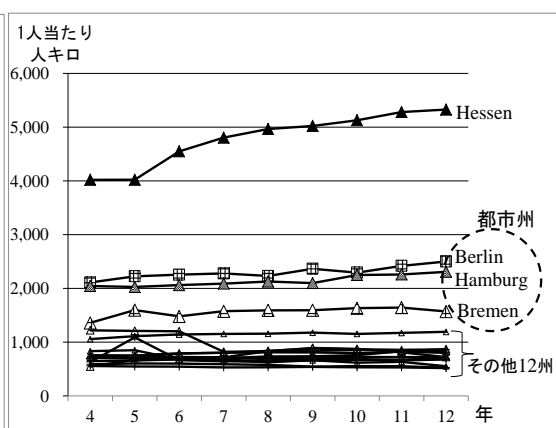


図 6-3 各州1人当たり近距離路線公共交通利用量の推移

資料:Destatis(2013/2014d/2014f) のデータを基に筆者が加工

資料:Destatis(2013/2014b/2014e)のデータを基に筆者が加工