

2014 年度 卒業論文

日本の自動車市場における
需要関数推定と政策評価

慶應義塾大学 経済学部
石橋孝次研究会 第 15 期生

篠田 和彦

はしがき

当初は耐久財を巡る消費者と生産者の行動についての卒論を書こうと思っていた。それは何か今までの卒論で扱われなかった新しいことをやろうという気持ちから選んだテーマだったのだが、実証研究に十分なデータを集めることが難しいことや結局は需要関数を推定することに帰結するだろうということで、石橋先生との面談を重ねる中で方針を転換していった。需要関数の推定は実証産業組織論の王道とも言えるテーマだろう。合併や政策の評価、ネットワーク効果の実証など、とにかく何かにつけて需要関数が必要になる。それゆえに現在に至るまで様々な市場の需要が推定され、石橋ゼミにおいても何名かの先輩方が卒論のテーマとして取り上げている。そのような状況でもいくらかのオリジナリティを出すために、ゼミで北野（2012）を読んで知ったランダム係数ロジットモデルによる需要関数推定を行うことにした。

またこの論文で取り上げる自動車市場は日本では経済的にも政策的にも重要な市場であり、分析する意義は大きい。最近ではエコカーに関する政策が注目されているが、このタイミングでランダム係数の需要関数を基にした厚生分析を行うことで、小さいながらも政策について考える際のヒントを提示できたのではないだろうか。厚生分析による政策評価は先生のアドバイスにより後から追加したテーマだが、政策的なインプリケーションを得ることでより産業組織論らしい論文にすることができたと思う。

目次

序章	1
第 1 章 現状分析	3
1.1 自動車需要動向	3
1.2 自動車市場における消費者行動	4
第 2 章 需要関数推定の理論	7
2.1 財空間における需要推定の問題点	7
2.2 ロジットモデル	8
2.3 ランダム係数ロジットモデル	11
第 3 章 自動車需要の推定	16
3.1 データ	16
3.2 操作変数	19
3.3 ロジットモデル	19
3.4 BLP モデル	21
第 4 章 エコカー補助金・減税の効果の検証	29
4.1 分析の手順	29
4.2 結果	31
第 5 章 結論	35
付録	36
参考文献	38

序章

この論文の目的の一つは需要関数の推定により、自動車市場における消費者の行動を明らかにすることである。自動車は国内で広く普及した耐久財であり、その価格は消費者の所得のそれなりの割合を占める。したがって自動車の消費行動を分析することは、より広い範囲での経済状況を知ることにもつながる。特に近年、ライフスタイルの変化や環境保護意識の高まり、デフレなどによって自動車市場も大きな影響を受け、様々な変化が生じていることが推測される。例えば自動車販売台数はここ 10 年間でほぼ横ばいとなっているものの、軽自動車占める割合は 2006 年に初めて 3 割を超えた後も増加傾向にある。需要関数推定はこのような市場のトレンドにどのような背景があるのか分析する際の必要不可欠なツールである。

ミクロ経済学、産業組織論において需要関数は多くのテーマで基礎となる概念であるため、その推定手法は様々な発展を遂げてきた。その中でも **McFadden (1974)** などで経済学に取り入れられた離散選択モデルは、現在では広範な市場の分析に用いられており、自動車市場に関する研究も豊富である。離散選択モデルの需要関数に関するその後の著名な研究としては、**Berry et al. (1995)** のランダム係数ロジットモデルが挙げられる。彼らの手法は、市場レベルの集計データのみで消費者の異質性を想定した需要推定を可能にし、発表から 20 年経過した現在でも頻繁に用いられているほか、動学モデルなどへの応用も多数なされている。しかしながら通常のロジットモデル、入れ子ロジットモデルなどと比較して、推定に非常に大きな手間を要するためか、完全なランダム係数の定式化で日本の自動車市場を分析した研究は著者の知る限りでは存在しない。そこでこの論文では **Berry et al. (1995)** の手法によって需要関数を推定し、消費者の選好や自動車の代替構造に関してより詳細な分析を行う。

また最近の自動車関連のトピックとして無視できないのが、エコカー補助金とエコカー減税である。そもそもこれらのエコカー優遇策は単に環境保全だけではなく、自動車市場の拡大による日本経済全体の活性化も目的としている¹。したがって消費者の行動はもちろん、自動車メーカー側にもかなりの変化を与えること想定して設計されていると考えられる。幸い、経済厚生の変化による政策評価も産業組織論における主な目的の一つであるため、関連した研究は盛んにおこなわれている。この論文では **Nevo (2000a)** や **Small and Rosen (1981)** を参考に、政策がなかった場合に成立した

¹ 国土交通省ホームページより。

であろう市場の均衡を推定し、その影響を定量的に分析していく。

この論文の構成と各章の概要は以下のとおりである。第 1 章では統計データと自動車選択、保有に関する調査結果を用いて、最近の自動車市場の傾向を探る。第 2 章では最初に離散選択モデル以前の需要モデルの問題点を示し、続いて **Berry (1994)** のロジットモデルと **Berry *et al.* (1995)** のランダム係数ロジットモデルについて説明する。第 3 章では第 2 章で説明した 2 つのモデルに基づいて実際に需要関数を推定し、その結果について考察する。第 4 章では第 3 章で得られた需要関数の情報からシミュレーション分析を行い、エコカー補助金・減税が市場に与えた影響について分析する。第 5 章では結論として、この論文で得られた結果や考察を簡単にまとめる。

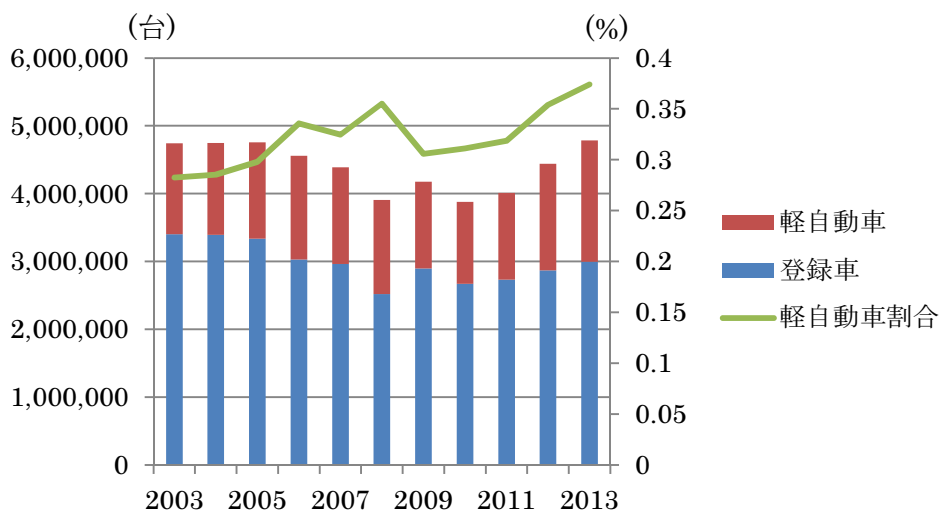
第 1 章 現状分析

本章では各種統計や調査の結果等から、自動車市場全体の傾向や消費者行動の変化を分析する。

1.1 自動車需要動向

日本自動車工業会ホームページの 2014 年度自動車国内需要見通しによれば、2013 年度の乗用車需要はおよそ 479 万台、前年度比 107.8%と見込まれており、内訳は普通・小型乗用車 300 万台、軽乗用車 179 万台である。年度前半にはアベノミクスによる景気回復があったものの、エコカー補助金が 2012 年 9 月に終了した影響もあり前年度同期比マイナスとなった。しかし年度後半には前述の景気回復に加え、新型車投入、消費税増税前の駆け込み需要によって、需要が大きく押し上げられ通年では前年度を上回った。また 2014 年度には消費税増税による消費マインド低下や駆け込み需要の反動減により、前年度比マイナスが予測されている。

図 1-1 国内自動車販売台数推移



出所：日本自動車工業会ホームページより作成

図 1-1 は 2003 年から 2013 年の自動車販売台数の推移を示している。この図から読み取れるように国内販売台数は最近約 10 年のスパンで見てもほぼ横ばいで推移しており、国内市場は飽和状態に近いことがうかがえる。実際、2014 年 3 月末現在の 1

世帯当たりの自動車保有台数は全国平均で 1.069 台²となっていて、自動車メーカーにとって国内でさらなる需要を喚起するのは難しい状況となっている。また販売台数に占める軽自動車の割合が徐々に増加していることも最近の傾向として挙げられる。詳しくは次節で述べるが、これは消費者の事情に合わせたダウンサイジングの結果であると考えられる。

1.2 自動車市場における消費者行動

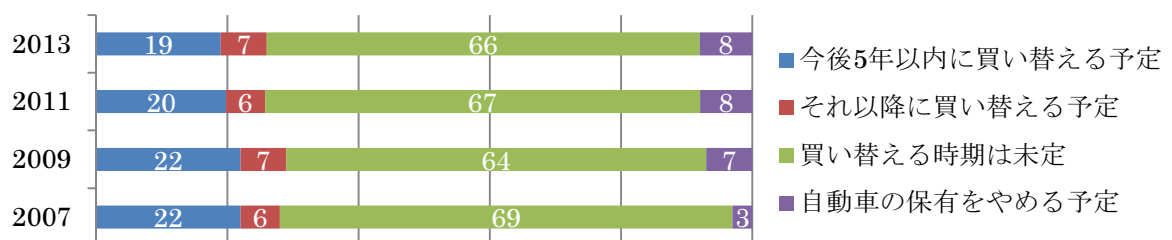
前節では市場レベルのマクロな視点から自動車市場を見たが、ここでは消費者行動の傾向に注目して国内市場について考察したい。

1.2.1 自動車保有傾向

すでに述べたように 1 世帯当たりの自動車保有台数は全国平均で 1 台を超えているが、都道府県別でみると大都市圏程低く、それ以外の地方では高い。(1 位の福井県が 1.743 台に対して、最下位の東京都は 0.461 台である。) これは日本自動車工業会 (2014) の「車の保有は利便性よりも必要性との相関が高い」、「使用用途は買物・用足し中心」という調査結果とも符合する。つまり公共交通網が発達している大都市の住民はさほど自動車の必要性を感じない一方、地方では自動車が日常生活における大切な移動手段となっていると考えられる。ここから言えるのは、単純に移動手段としての必要性が自動車保有の選択に大きな影響を与えるということだ。

さらに日本自動車工業会 (2014) によると、約 6 割の自動車保有者が維持費の負担を大きく感じているという。このような状況を反映してか、最近では自動車の長期保有・減車傾向が見られる。

図 1-2 自動車買い替えの意向 (%)



出所：日本自動車工業会 (2014) より作成

² 自動車検査登録情報協会ホームページより

図 1-2 には今後の自動車買い替え意向の回答割合を示している。これを見ると徐々にではあるが、5 年以内に買い替え予定のある消費者が減少し、保有をやめようとしている割合が増えている。自動車検査登録情報協会ホームページによると、2014 年の自動車平均使用年数³は 10 年前から約 15%も増えて 12.64 年となっている。この数字には自動車の耐久性能の向上も寄与していると考えられるが、着実に買い替えサイクルが長くなっていることを示しており、新製品が消費されにくくなっているのは間違いない。

以上のことをまとめると、消費者は自動車を単に移動手段として捉える傾向が強くなっており、利便性よりも必要性に応じて購入するかどうかを判断する。また必要に迫られて自動車を利用している人にとって維持費は負担感が大きく、支出を抑えるために減車、長期保有をする、ということだろう。このように考えると自動車販売台数が減少に転じるのも時間の問題で、その原因は単に景気ばかりではなく消費行動の変化にあるようにも思える。

1.2.2 自動車に対する選好

引き続き、日本自動車工業会（2014）の調査結果から消費者の自動車に対する選好にどのような傾向があるのか考察したい。

図 1-1 で示した通り、最近の市場全体としては軽自動車の販売台数が増加傾向にある他、排気量でも 660cc 以下の増加と 1701cc 以上の減少が傾向としてあり、ダウンサイジングが継続していると言える。地域別に見ると首都圏周辺や地方の非人口集中地区で軽自動車の購入割合が高く、また年収別で見ると 404.7 万円以下の層で割合が高い。こうしたことから、負担はできるだけ抑えたいと思っているが生活するのに自動車を必要としている人達のニーズに応えた結果としてダウンサイジングが進んでいることが読み取れる。

次に表 1-1 の現保有車の購入きっかけから、どのような要因が消費者を自動車購入に駆り立てるのかを見る。表には 2011 年と 2013 年の調査結果を示している。自動車が耐久財であることを考えれば当然とも言えるが、一定期間使用したことや経年劣化等が買い替えのインセンティブとなることが多いようである。また、エコカー補助金・減税の施行や欲しかった車が買得だったことで購入した消費者も 1 割強おり、自動車に関する支出も消費者の行動に大きな影響を与える要因となっていることがわかる。

³ 平均使用年数とは自動車が新車登録されてから抹消登録されるまでの平均年数のこと。

一方で新型車の発売やモデルチェンジが購入に直接結びつくことは少なく、やはり必要となったときにしか買わない傾向が強いと考えられる。

表 1-1 現保有車の購入きっかけ (%)

購入のきっかけ	2011	2013
手放した車が一定基準に達した(車検時期が来たり、走行距離が一定に達したりした等)	40	38
手放した車の状態変化(事故を起こした、故障した、エンジン性能の低下等)	22	26
エコカー補助金・減税制度の施行	23	15
欲しかった車が思ったより買得	12	12
車の使い方の変化(通勤が不要になった、介護が必要になった等)	11	12
家族人数の増減	11	10
販売員の勧め	9	7
広告(CM・チラシ等)をみて	5	7
新型車の発売	5	6
家計の見通しが悪くなった	6	4
住環境の変化	4	3
家計の見通しが良くなった	2	2
モデルチェンジ	3	2
安全性が高い車が発売	2	2
友人知人が新しい車を購入	2	1
モーターショー等のイベントをみて	1	1
その他	12	9

出所：日本自動車工業会（2014）より作成

第2章 需要関数推定の理論

ここでは、対象となる財が差別化されている場合に財空間における需要関数モデルが抱える問題点を説明し、その解決策としてロジットモデルの性質を示す。さらに、より現実的な代替パターンを推定することができるランダム係数ロジットモデルについても説明する。

2.1 財空間における需要推定の問題点

合併や政策評価の際に最も重要なのは、それらによる財の価格の変化で余剰がどう変化するかを知ることである。したがって需要の自己・交差価格弾力性を明らかにすることが需要関数推定の主な目的の一つとなる。しかし北野 (2012) や Akerberg *et al.* (2007) で指摘されているように、数量と価格の対数線形のようなシンプルなモデルの場合、推定に際して2つの大きな問題が生じる。

2.1.1 J^2 問題

市場に J 種類の差別化された財がある場合、需要が財空間上で定義されるモデルでは需要関数は例えば以下のように表現できる。

$$\begin{aligned}\ln(q_1) &= \alpha_1 + \beta_{11} \ln(p_1) + \beta_{12} \ln(p_2) + \cdots + \beta_{1J} \ln(p_J) + u_1 \\ \ln(q_2) &= \alpha_2 + \beta_{21} \ln(p_1) + \beta_{22} \ln(p_2) + \cdots + \beta_{2J} \ln(p_J) + u_2 \\ &\vdots \\ \ln(q_J) &= \alpha_J + \beta_{J1} \ln(p_1) + \beta_{J2} \ln(p_2) + \cdots + \beta_{JJ} \ln(p_J) + u_J\end{aligned}\tag{2.1}$$

差別化された財の市場では、ある財の需要は自らの価格のみならず、市場に存在する他の全ての財の価格に影響を受けると考えられる。そのため需要への価格の影響を知るためには、(2.1) 式のように一つの財の需要の説明変数として全ての財の価格を方程式に組み込まなくてはならない。したがって全ての財の需要関数を推定しようとするとき、同式から明らかのように J^2 個のパラメータの推定が必要となる。これは財の種類が少ない市場ではそれほど問題とはならない。しかし財の種類が増えるにつれ推定するパラメータ数は急激に増加し、サンプルサイズを上回ってしまうために推定は不可能となる。

この問題に対する一つの対処法として北野 (2012) と Whinston (2006) では、財の代替パターンに制約を置いて、推定するパラメータを減らす方法が紹介されている。この方法を取る場合には、「推定が可能となる程度にパラメータを減らすことができる

制約」と「現実の代替関係と整合的な制約」を両立する必要があるだろう。

2.1.2 新製品の問題

(2.1) 式のようなモデルのもう一つの問題点として新製品導入の効果を測定できないことが挙げられる。産業組織論においてプロダクトイノベーションの研究は主要な分野であり、しばしば研究者は市場投入前の新製品が厚生に与える影響を予測したいと考えるだろう。しかし (2.1) 式のような単純なモデルでは、実際に新製品を導入した場合に数量、価格がどうなるのか全く予測することができない。

以上ここで挙げた 2 つの問題点は需要関数（またはその背後にある効用関数）を財空間上で定義したことによる直接的な帰結である。したがってこれらの問題を回避するためには、消費者の効用を財そのものではなく別の方法で定義する必要がある。

2.2 ロジットモデル

前節で紹介した問題点を解決するために発展してきたのが、財の特性空間上での需要関数推定である。これは財を特性の集合として捉えることでパラメータ数を特性の数にまで限定することができる。また推定した需要関数にまだ市場に存在しない新製品の特性値を代入することで、ある程度の予測を行うことが可能である。

ロジットモデルは McFadden (1974) によって需要推定に応用されるようになったが、ここでは現在広く利用されている Berry (1994) のモデルについて説明する。

2.2.1 ロジットモデルについて

同質財の需要を考える場合には消費者は財をどれだけ消費するか、つまり量の決定を行っているとは仮定されることが多い。しかし差別化された財の市場では、消費者は市場に存在する複数の財が持つ特性を比較し、自らの効用を最大化する特性の組み合わせを持つ財を選択すると考えられる。このような状況を説明できるのが離散選択モデルであり、ロジットモデルはその代表的なモデルである。

Berry (1994) による需要関数の定式化は広範な市場の分析に用いられており、応用も数多い。彼のモデルの特徴は効用関数に（分析者にとって）観察できない特性を組み込んだ点にあり、Akerberg *et al.* (2007) によれば、これによって従来のモデルより正確な推定を可能にした。

2.2.2 Berry (1994) の定式化

・効用関数

消費者が N 人、財が J 種類存在している市場を考える。消費者は各選択肢から得られる効用を比較し、最も高い効用を与える選択肢を選ぶと仮定する。また消費者の効用に影響を与える観察可能な財の特性は K 個あるとする。このとき、 $x_j = [x_{j1}, x_{j2}, \dots, x_{jk}]$, ξ_j , p_j をそれぞれ、財 j の観察可能な特性のベクトル、観察不可能な特性、価格とし、消費者 i が財 j を選択するときの効用を以下のように定義する。

$$u_{ij} = x_j\beta - \alpha p_j + \xi_j + \varepsilon_{ij} = \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (2.2)$$

ここで $\delta_j = x_j\beta - \alpha p_j + \xi_j$ であり、全ての消費者が財 j の選択によって受ける平均的な効用を表している。 ε_{ij} は消費者ごと、財ごとにランダムであり、このモデルでは消費者の異質性を表現する唯一の項となっている。 α と β は推定するパラメータである。また観察可能な特性とは、例えば自動車の燃費や馬力のように客観的に数値化できる財の特性のことであるが、この他にも自動車のブランドイメージや広告などが消費者の選択行動に影響を与えると考えられる。 ξ_j はそれらの効果を捉える項である。

消費者はこの市場において何も購入しないという選択を行うこともでき、それはアウトサイドオプションと呼ばれる。このモデルにおいては各選択肢から得られる効用の大小関係のみが重要であるため、通常アウトサイドオプションを $j = 0$ とし、 $\delta_{i0} = 0$ と置くことで効用を基準化する。

・シェア

(2.2) 式の ε_{ij} が独立に同一の第1種極値分布に従うと仮定すると、消費者 i が財 j を選択する確率は次式で導出することができる。

$$f_{ij} = \frac{e^{\delta_j}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\delta_j}} \quad (2.3)$$

(2.3) 式右辺に注目すると、選択確率は財 j の平均効用 δ_j のみに依存して決まることが分かる。したがってこのモデルにおいては消費者間で財の選択確率に差はなく、個人の選択確率と市場シェアとが一致する。つまり、財 j の市場シェアを s_j とすると $s_j = f_{ij}$ が成り立つ。また、 M を市場規模とすると各財の需要量は、

$$q_j = M \cdot s_j$$

と表される。選択肢にアウトサイドオプションを含んでいるため、ここでの市場規模とは実際に財を購入した消費者だけでなく、アウトサイドオプションを選択した潜在的な消費者も含んでいる必要がある。

・推定

(2.3) 式右辺で計算される財 j のシェアをアウトサイドオプションのシェアで除し、対数を取ると平均効用が得られる。

$$\ln(s_j) - \ln(s_0) = x_j\beta - \alpha p_j + \xi_j \quad (2.4)$$

(2.4) 式の左辺は観測されたデータから計算可能なので、 $\ln(s_j) - \ln(s_0)$ を被説明変数、特性と価格を説明変数として線形回帰を行うことで、各パラメータを推定することが可能である。

しかしながら価格は観察できない特性 ξ_j と相関し、内生性の問題を生じる可能性が高い。それは分析者にとっては観察不能であっても、生産者が ξ_j の情報を持っていてその値に基づいて価格決定を行っていることや、消費者がブランドイメージ、広告宣伝、デザイン等を考慮して財を購入していることが考えられるためである。そのような場合には OLS は偏った推定結果を与えてしまうため、伝統的に操作変数を用いた 2 段階最小二乗法 (2SLS) や一般化積率法 (GMM) で推定を行う。

2.2.3 ロジットモデルの問題点

(2.3)式より、ロジットモデルにおいて需要の自己・価格弾力性は以下ようになる。

$$\frac{\partial s_j}{\partial p_r} \frac{p_r}{s_j} = \begin{cases} -\alpha p_j(1 - s_j) & \text{if } j = r \\ \alpha p_r s_r & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここから分かるように価格弾力性を推定するために必要なパラメータは α のみである。財空間上での需要関数推定では、全ての価格弾力性を計算するために J^2 個ものパラメータが必要だったことを考えるとかなり対照的な結果である。しかし 2.1.1 で説明したように、パラメータ数の減少は財の代替関係に制約を置いていることを意味しており、ロジットモデルにおいては財の代替関係が非現実的なものになってしまうことが知られている。

財 j と財 r のシェアの比を取ってみると、

$$\frac{s_j}{s_r} = \frac{e^{\delta_j}}{e^{\delta_r}}$$

となり、ロジットモデルにおいて、ある 2 財のシェア比はその 2 財の平均効用のみに依存して決まることが分かる。つまり財 j と財 r 以外の価格や特性値が変化したとしても、2 財のシェア比に全く影響を与えないということであり、この性質は無関係な選択肢からの独立性 (**Independence of Irrelevant Alternatives, IIA**) と呼ばれる。

IIA の問題点を説明するために有名な「赤バス青バス問題」の例を紹介する。移動手段として全く等しい平均効用をもたらす乗用車と車体が赤で塗られたバスのみがあるとき、両者の選択確率は 2 分の 1 ずつとなる。ここに車体が青色に塗られたバスを導入することを考える。青バスの平均効用も乗用車、赤バスと等しいとすれば、ロジットモデルの仮定の下では、どの選択肢の選択確率も 3 分の 1 にならなくてはならない。しかしながら赤バスとは単に色が異なるだけの青バスを導入しただけで、乗用車の選択確率が 2 分の 1 から 3 分の 1 に減少するというのは考えにくい。

2.3 ランダム係数ロジットモデル

前節で示したようにロジットモデルには IIA という問題があるため、それを緩和するためのモデルも開発されてきた。それらは ε_{ij} が一般化極値分布 (**Generalized Extreme Value Distribution, GEV**) に従うことを仮定しており、総称して GEV モデルと呼ばれる。

ここでは一般に BLP モデルと呼ばれる **Berry et al. (1995)** によるランダム係数ロジットモデルの性質や推定法について説明する。

2.3.1 BLP モデル

ランダム係数ロジットモデルでは各消費者が異なるパラメータを持つことができる。通常このような消費者の異質性を考慮した需要モデルの推定には、消費者の特性と購入した財を関連付けたマイクロデータが必要だと考えられるが、**Berry et al. (1995)** はシミュレーションによって市場レベルの集計データのみからランダム係数を推定する手法を開発した。BLP モデルによって推定される財の代替パターンでは、より特性の類似した財間で代替が行われることになるため、IIA を持つロジットモデルよりも現実に近い推定を行うことができる。

・効用関数

BLP モデルの効用関数は (2.2) 式に個人で異なる項を追加したものとなる。

$$u_{ij} = x_j\beta + \xi_j + \alpha \ln(y_i - p_j) + \sum_k \sigma_k v_{ik} x_{jk} + \varepsilon_{ij} \quad (2.5)$$

ここで y_i は所得、 v_{ik} は消費者の特性に対する選好、 σ_k は推定するパラメータである。このモデルにおいて観察可能な特性 x_{jk} の係数は $\beta_k + \sigma_k v_{ik}$ となり、消費者ごとに異なっていることがわかる。なお v_{ik} は標準正規分布に従うと仮定することが多く、その場合には β_k , σ_k をそれぞれ、観察可能な特性の限界効用の平均、標準偏差と解釈することができる。

また (2.5) 式の効用関数は所得効果を考慮したものとなっているが、それが当てはまるかどうかは市場による。例えば自動車のような高額な耐久財の場合には、所得の違いが選択に影響を与えると考えるのが妥当であるが、シリアルのように所得の内の小さな部分しか占めない財の消費については所得効果を考慮する必要はないだろう。

(2.5) 式も (2.2) 式と同様に、全ての消費者に共通する部分と消費者ごとに異なる部分に分解することができ、それぞれ以下のように定義する。

$$\delta_j = x_j\beta + \xi_j$$

$$\mu_{ij} = \alpha \ln(y_i - p_j) + \sum_k \sigma_k v_{ik} x_{jk} + \varepsilon_{ij}$$

・シェア

財の選択確率も前節のロジットモデルと同様にして導出することができる。

$$f_{ij} = \frac{e^{\delta_j + \mu_{ij}}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\delta_j + \mu_{ij}}}$$

ここで注意しなければならないのは BLP モデルの場合、消費者ごとに財 j の選択確率が異なるため個人の選択確率 = 市場シェアとはならない点である。このような場合、財の市場シェアを導出するためには次式のような積分計算が必要となる。

$$s_j = \int f_{ij} P(dv) \quad (2.6)$$

ここで P は消費者の特性（所得、財の特性に対する選好）の分布を表している。（2.6）式の正確な積分を解析的に求めることはできないため、BLPモデルではシミュレーションによってシェアを導出する。

・シミュレーション、市場シェア

ここで言うシミュレーションとは仮定の消費者を作り、彼らがどのような選択を行うかを計算する手続きである。そうすることでマイクロデータなしでランダム係数推定が可能になる。より具体的には複数の消費者の特性 (y, v) を乱数とし、各消費者について財の選択確率を計算する。なお所得については統計情報から分布に関する情報を利用することで、推定の効率性を向上させることができる。

シミュレートする消費者数を ns と置き、その特性が経験分布に従うと仮定すると市場シェアは、

$$s_j = \frac{1}{ns} \sum_{i=1}^{ns} \frac{e^{\delta_j + \mu_{ij}}}{1 + \sum_{j=1}^J e^{\delta_j + \mu_{ij}}} \quad (2.7)$$

で与えられる。

・推定

(2.7) は (2.4) 式のような変形をすることができないため、 ξ を導出し GMM で推定を行う。そのためにはまず δ を求めなくてはならないが、Berry *et al.* (1995) は実際に観測されたシェア s^n とシミュレーションによって計算されるシェア $s(\delta, \mu)$ を一致させる δ が一意に存在し、以下のように **Contraction Mapping** によって導出できることを示した。

$$\delta^{h+1} = \delta^h + \ln s^n - \ln s(\delta^h, \mu) \quad (2.8)$$

(2.8)式では適当な初期値として δ^0 を与えて δ^1 を計算し、さらにそれを用いて δ^2 を計算するという手順を $\|\delta^{h+1} - \delta^h\|$ が許容誤差内に収まるまで繰り返す。

GMM でパラメータを推定するためには上記計算で求めた平均効用を用いて $\xi = \delta - x\beta$ を導出し、目的関数を構築する。そのために ξ と無相関である操作変数 z を用意

し、直行条件

$$E[\xi|z] = 0$$

を GMM のモーメント条件とする。すなわち

$$g = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J z_j \xi_j \quad (2.9)$$

とし、 W を適当なウェイト行列とすると、 $g'Wg$ を目的関数として最小化する。

2.3.2 デモグラフィック変数

BLP モデルの効用関数には所得の項が含まれているが、消費者の選択行動に影響を与えると考えられる他のデモグラフィック変数（年齢、性別、世帯規模、学歴などの人口統計学的属性を表す変数）を使うこともできる。例えば、Nevo (2000a) は効用関数に消費者の年齢を含めてシリアルの需要関数を推定している。

デモグラフィック変数を用いるとき、 x_k の係数は

$$\beta_k + \pi_k D_i + \sigma_k v_{ik} \quad (2.10)$$

と書き換えることができる。(2.10) 式の D_i はデモグラフィック変数、 π_k はそれに係るパラメータである。例えば x_k が自動車の乗車定員で D_i が世帯員数を表すとき、世帯員数が多い消費者ほど大人数で乗れる自動車を好むとすれば、 $\pi_k > 0$ となる。

また所得と同様に他のデモグラフィック変数のシミュレーションにも、国勢調査などから得られる分布の情報を使うことになるが、さらに各変数間の共分散も得られれば多変量正規分布⁴に従う乱数を発生させることで、より現実に近い消費者のシミュレーションが可能になる。

2.3.3 MPEC

Berry *et al.* (1995) が示した推定法では **Contraction Mapping** の計算をしなければならず、その過程で必ずある程度の誤差が発生してしまう。Dube *et al.* (2012) は **Contraction Mapping** の許容誤差が比較的大きい場合には、偏った推定となるか最小化がうまく収束しないことを確かめている。許容誤差を小さく設定することで最小化

⁴ 1 変数の正規分布を多次元へ一般化したもの。パラメータは各変数の平均ベクトルと分散共分散行列となる。

アルゴリズムは正しく機能するようになるが、収束するまでの計算回数が増加し推定に時間がかかってしまう。

このような BLP モデルの実行上の問題を解決するために、Dube *et al.* (2012) は Mathematical Program with Equilibrium Constraints (MPEC) という方法を用いている。MPEC では Contraction Mapping を行わず、GMM 目的関数の最小化を制約付き最小化に置き換えて推定を行う。つまり MPEC の最小化問題は

$$\min_{\theta, \xi, \eta} \eta' W \eta \quad \text{subject to } g(\xi) = \eta, \\ s(\delta, \mu) = s^n$$

となる。ここで θ は推定するパラメータ、 $g(\xi)$ は (2.9) 式で定義されるモーメントである。

また Dube *et al.* (2012) は様々な設定でモンテカルロ実験を行い、Berry *et al.* (1995) の方法と MPEC を比較している。推定結果の正確さについては 2 つの方法であまり差はなかったが、多くの場合において MPEC の方が計算時間を短縮できたようである⁵。

⁵ MPEC の所要計算時間はデータセットの性質に依存し、パネルデータで期間数が少なく、1 期間当たりの製品数が多いときには、むしろ遅くなってしまった。

第3章 自動車需要の推定

本章では第2章で紹介したロジットモデル、BLPモデルで日本の自動車市場の需要関数を推定する。

3.1 データ

今回の分析では2010年1月から2013年12月までの月次データを対象とした。つまり48期間を持つパネルデータである。ロジットモデルの推定に必要なデータは大きく分けて、自動車販売台数、製品特性（価格含む）、マーケットサイズである。BLPモデルでは、これらに加えてさらにデモグラフィック変数の分布の情報も必要となる。なおデータセットに含まれる金額は全て2010年のCPIで実質の金額に換算している。

自動車販売台数データは、登録車⁶については日本自動車販売協会連合会ホームページの新車乗用車販売台数月別ランキング、軽自動車については全国軽自動車協会連合会ホームページの軽四輪車新車販売確報から取得した。これらの統計は輸入車を含んでいないため、本章の分析も日本メーカーの自動車に限定している。また日産リーフ、三菱i-MiEVのような電気自動車はモーター駆動であり、通常のエンジン車との特性の比較が困難であるため、今回のデータセットからは除外した。

自動車の特性値はGoo-netホームページの自動車カタログから取得した。ただ同じ車名のモデルでも特性値が異なる複数のグレード⁷が販売されているが、複数グレードの販売台数が合算されたデータしか得られなかったため、分析においては最も低価格のグレードで当該モデルを代表させることとした。

アメリカの自動車需要を分析したBerry *et al.* (1995) はマーケットサイズを家計数としているが、近年の日本では家計あたりの乗用車数が1を超えており不適當である。したがって今回は石本 (2013) に倣い、第一種普通自動車免許保有者数÷平均車齢⁸÷12を1カ月の市場規模とした。各年の免許保有者数は警察庁の「平成25年版運転免許統計」から取得した。平均車齢については、登録車のものは自動車検査登録情報協会ホームページ、軽自動車のものは軽自動車検査協会ホームページから取得し、販売台数で加重平均して全体の平均車齢とした。

またBLPモデルで用いるデモグラフィック変数として、今回の分析では年収と世

⁶ 軽自動車の規格を超える大きさの自動車。

⁷ モデルによっては、グレードごとに駆動方式や乗車定員等も異なる場合がある。

⁸ ナンバープレートを付けている自動車が初度登録されてからの経過年数の平均。

帯人員数を用いることとした。年収、世帯人員数の平均、標準偏差、共分散は総務省統計局ホームページの家計調査報告（月報）から計算によって求めた。

次にデータセットの記述統計から、全体的な傾向を見ていく。使用する説明変数は下表の通りである。

表 3-1 説明変数

変数名	説明変数
<i>price</i>	1万円単位の価格
<i>light</i>	軽自動車ダミー
<i>nmodels</i>	車名に同じ部分を含む車種の数
<i>eco</i>	エコカーダミー ⁹
<i>fmc</i>	販売開始またはフルモデルチェンジからの経過月数
<i>size</i>	乗車定員
<i>vol</i>	全長×全幅×全高 (m ³)
<i>km/L</i>	燃費 (km/L)
<i>PWratio</i>	パワーウェイトレシオ (馬力÷重量)
<i>colors</i>	カラーバリエーション数
<i>4wd</i>	四輪駆動車ダミー
<i>RV</i>	RVダミー

ここでの*nmodels*とは、例えば「プリウス」と付く自動車はプリウス、プリウスα、プリウスPHVの3モデルあるが、統計ではまとめて「プリウス」として集計されていたため、そのような複数モデル集計の効果を排除するための変数である。

さらに*fmc*は新製品導入の時間を通じた効果、*colors*は消費者のバリエーションに対する選好を検証するための変数である。しかし第1章で示した調査結果は、新製品の販売開始・モデルチェンジがきっかけとなって購入に至る割合は低く、消費者は自動車を単なる移動手段として捉える傾向が強いことを示唆しており、これら2つの変数が消費者の効用に有意な影響を与えているかは定かではない。

またGoo-netホームページの自動車カタログにおいて、「RV」、「ミニバン・ワンボックス」、「SUV・クロスントリー・ライトクロカン」と表示があるモデルをRVと

⁹ 付録に示されたエコカー補助金・減税対象車の基準を満たしたモデルで1をとるダミー変数。

してダミー変数を作成した。

表 3-2 記述統計

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
<i>share</i>	0.005612	0.006402	0.000119	0.053933
<i>quantity</i>	4795.205	5450.932	100	45496
<i>price</i>	149.8965	61.43603	66.73307	362.4628
<i>light</i>	0.498955	0.500086	0	1
<i>nmodels</i>	1.602019	0.819075	1	5
<i>eco</i>	0.781337	0.413411	0	1
<i>fmc</i>	45.39728	37.61853	0	182
<i>size</i>	4.81546	1.212985	2	8
<i>vol</i>	10.22924	2.469225	6.234493	16.90783
<i>km/L</i>	20.02559	5.316362	11.4	40
<i>PWratio</i>	79.79942	18.61213	45.45455	168.0672
<i>colors</i>	5.954735	2.160256	1	12
<i>4wd</i>	0.052228	0.222526	0	1
<i>RV</i>	0.674095	0.468794	0	1

number of observation: 2872

表 3-2 には、シェア、販売台数、各説明変数の記述統計を示した。まず注目すべきはこのデータセットにおいては約半数が軽自動車になっていることである。加えてエコカーの割合は約 8 割、RV の割合も約 7 割で、これらの自動車に人気が集まっていることがわかる。

また自動車の価格や性能を表す変数を見るとどれも最大値と最小値の幅が大きいことから、自動車市場は差別化の度合いが高い市場であると考えられる。ダウンサイジングが進み、最低限の性能でコストを抑えた軽自動車が人気となっているものの、所有者のライフスタイルと深い関わりを持つ自動車に対しては未だに幅広いニーズがあるということではないだろうか。

fmc は消費者がどの程度新型車を好むのかを見るための変数として使用することにしたが、平均 45、最大値 182 となっていて、販売開始やフルモデルチェンジからそれなりに時間が経過したモデルが多く市場に存在していることを示している。さらに

販売台数と fmc の相関係数を求めると -0.2732 と相関は弱かった。これらのことから、自動車市場において消費者は新製品にあまり敏感に反応しないのではないかという予測をすることができる。

3.2 操作変数

価格の内生性の問題からロジットモデル、BLPモデルの推定には操作変数が必要不可欠である。しかし良い操作変数を見つけるのはしばしば困難であり、最適な操作変数に関する研究も多くなされてきた。この問題に対して *Berry et al. (1995)* は観察可能な特性が観察できない特性と相関を持たないことを仮定した上で、*Newey (1990)* を基に以下のような2種類の操作変数を提案している。

- ① 財 j を生産する企業が生産する他の財の特性値の合計
- ② その企業以外が生産する全ての財の特性値の合計

これらの操作変数は様々な市場の研究で用いられているが、北野 (2012) は2つの問題点を指摘している。第一に観察可能な特性 x と観察できない特性 ξ が無相関であるという仮定である。企業は ξ の情報を持っており、 x と合わせてモデル全体のスペックを決定すると考えられるからだ。また第二の問題はパネルデータにおいて用いると、価格との相関が弱くなってしまう可能性がある点である。パネルデータにおいて、特性値を用いた操作変数は財ごとの変動はあるものの時間を通じた変化は微小であり、価格の変化に対する説明力が小さくなる傾向にあるためである。操作変数と内生変数の相関が小さい場合、**Weak Instrument** の問題を生じ、逆に推定のバイアスを増大させてしまう可能性がある。

これらのことを踏まえ、今回使用するデータセットで *Berry et al. (1995)* の操作変数を作り価格との相関を調べたところ、相関係数は最大でも約 0.5 であった。このことから他の操作変数を使うことにしたが、やはり特性値以外の操作変数を見つけることは難しく、今回収集した特性値の中から価格との相関が強い重量、内容積、排気量、馬力、トルク数を操作変数として使用することにした¹⁰。

3.3 ロジットモデル

ロジットモデルによる需要関数の推定結果は表 3-3 のようになった。表にはロジットモデルを OLS と 2SLS で推定した結果を載せている。

¹⁰ これらの変数と価格との相関係数は約 $0.62\sim 0.92$

表 3-3 ロジットモデルによる推定

	OLS		2SLS	
	<i>coef</i>	<i>std. err</i>	<i>coef</i>	<i>std. err</i>
<i>price</i>	-0.0049	0.0006***	-0.0027	0.0008***
<i>light</i>	-0.5365	0.0923***	-0.6550	0.0958***
<i>nmodels</i>	0.4254	0.0231***	0.4253	0.0231***
<i>eco</i>	0.5074	0.0627***	0.5655	0.0640***
<i>fmc</i>	-0.0022	0.0006***	-0.0023	0.0006***
<i>size</i>	0.0608	0.0286**	0.0753	0.0288***
<i>vol</i>	0.1775	0.0290***	0.1031	0.0332***
<i>km/L</i>	0.0958	0.0057***	0.0918	0.0058***
<i>PWratio</i>	0.0051	0.0019***	0.0039	0.0019**
<i>colors</i>	0.0207	0.0091**	0.0101	0.0094
<i>4wd</i>	-0.1443	0.0813*	-0.1768	0.0816**
<i>RV</i>	0.1787	0.0610***	0.2357	0.0622***
<i>cons</i>	-10.0142	0.3799***	-9.4377	0.4000***
<i>R</i> ²	0.4871		0.4849	

(注)***は係数が 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意であることを示している。

まず OLS の結果を見ると、全ての変数が少なくとも 10%水準で統計的に有意となった。一見、軽自動車ダミーの係数の符号が負となったことは、軽自動車販売台数が伸びているという事実と矛盾しているようにも思える。しかしこれは自動車メーカーが多彩な軽自動車をラインアップしており、モデルごとの平均的な販売台数は登録車程多くないためだと解釈することができる。そうだとすればより気軽に使える移動手段としての軽自動車に対するニーズが多様化していることを示唆している。

2SLS による推定でも *colors* が有意でなくなる以外に、結果に大きな違いは見られなかった。この推定結果と第 1 章で示した、日常的な移動手段として必要でない限り自動車を保有しないという消費者の傾向から、自動車のカラーバリエーションは選択行動にそれほど影響を及ぼさないと考えられる。

3.4 BLP モデル

本節ではまず実際に行った計算の詳細を説明し、BLP モデルによる需要関数推定の結果を示す。

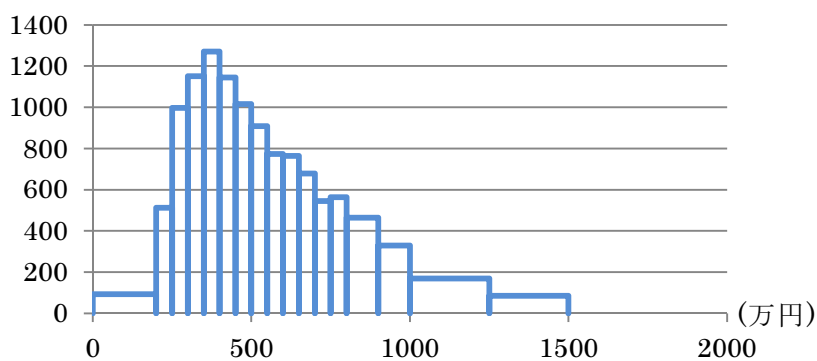
3.4.1 推定の詳細

・効用関数の定式化

(2.5) 式ではアウトサイドオプションへの支出の効用を表す項として $\ln(y_i - p_j)$ が含まれているが、年収が自動車価格を下回る場合もあり、そのまま計算を行うと複素数になってしまうため不適當である。そこで今回は Kitano (2013) のようにマクローリン展開の 1 次の項 p_j/y_i で近似した。

またシミュレーションでは実際の所得の分布の情報を用いることで推定の効率性を上げることができるが、所得がどのような分布に従うと仮定するかによって結果も少なからず変わると考えられる。実際の統計データから年収の分布を調べると図 3-1 のように、対数正規分布に近いことがわかったため今回の推定では年収は対数正規分布に従うことを仮定してシミュレーションを行った。

図 3-1 2013 年 12 月の年収分布



出所：家計調査 (2013 年 12 月) より作成

・推定アルゴリズム

BLP モデルによる需要関数の推定では GMM 目的関数の最小化が必要である。推定するパラメータは (α, β, σ) だが、目的関数は β の線形関数であるため 1 階の条件を解く β は解析的に求めることができる。つまり、ある (α, σ) が与えられたとき、

$$\hat{\beta} = (x'zWz'x)^{-1}x'zWz'\delta(\alpha, \sigma)$$

を β の推定値とすればよい。これによって実際の計算上は (α, σ) の非線形最小化のみを行えばよいことになり、計算時間を短縮することができる。

図 3-2 BLP モデルの推定アルゴリズム

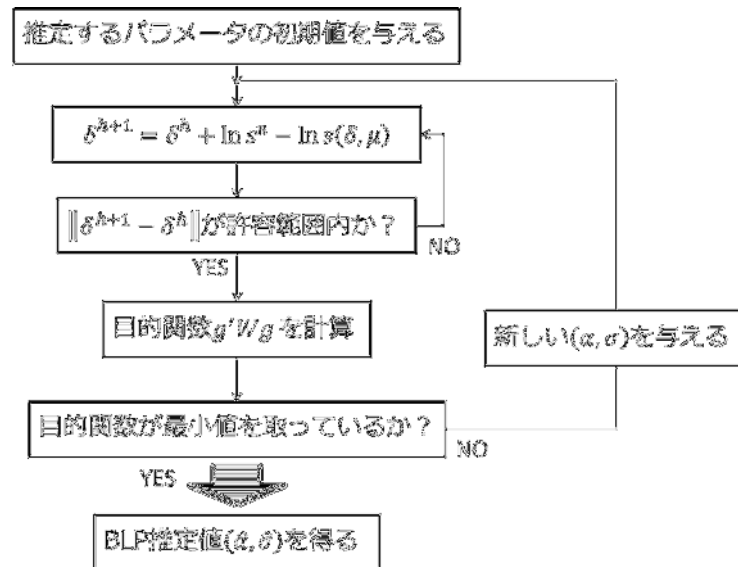


図 3-2 には BLP モデルで行う計算手順を簡潔に示している。図に示したようにこの推定では第 2 章で説明した MPEC を用いなかった。これはコンピュータの性能やデータセットの性質を考慮した結果、Contraction Mapping を行う方がよいと判断したためである。

また Berry *et al.* (1995) では導関数を用いない Nelder-Mead のシンプレックス法で GMM 目的関数の最小化を行っているが、Dube *et al.* (2012) はシンプレックス法ではしばしば最小化に失敗することを報告している。したがって、今回の推定では Dube *et al.* (2012) と同様に KNITRO と呼ばれる非線形最適化パッケージを使って目的関数の最小化を行った¹¹。また Nevo (2000b) と Dube *et al.* (2012) の MATLAB コードを参考にして、今回の推定を実行するコードを作成した。

3.4.2 推定結果

表 3-4 に BLP モデルによる需要関数推定の結果を示した。所得の項の係数 α と観察可能な特性の係数の平均 β を表の左側に、観察可能な特性の係数の標準偏差 σ を右側に

¹¹ Dube *et al.* (2012) は MATLAB に標準で用意されているソルバーも BLP モデルのような複雑な非線形最小化に失敗することが多いとして、MATLAB 上で KNITRO を利用している。

載せている。

表 3-4 BLP モデルによる推定結果

	α, β		σ	
	<i>coef</i>	<i>std. err</i>	<i>coef</i>	<i>std. err</i>
<i>p/y</i>	-7.1992	3.0046**		
<i>light</i>	-1.2146	0.2048***	0.0510	12.7386
<i>nmodels</i>	0.5093	0.0548***	0.0605	0.7294
<i>eco</i>	0.7999	0.1432***	0.1372	2.1605
<i>fmc</i>	0.0011	0.0015	-0.0001	0.2903
<i>size</i>	-1.4980	0.0775***	-1.3726	0.0866***
<i>vol</i>	0.3661	0.0490***	0.0140	2.2176
<i>km/L</i>	0.1227	0.0129***	0.0543	0.0277*
<i>PWratio</i>	-0.0097	0.0048**	0.0330	0.0050***
<i>colors</i>	-0.0043	0.0201	-0.1276	0.0906
<i>4wd</i>	-0.0108	0.2083	0.3270	0.8694
<i>RV</i>	-2.0273	0.1454***	-6.9657	0.7254***
<i>cons</i>	-6.9490	0.8077***	-1.1428	2.3695
R^2	0.4304			

(注)***は係数が 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意であることを示している。

最初に σ の符号の解釈についてであるが、結論から言えば符号がどちらであっても本質的に違いはないと言える¹²。したがって以降の議論では σ の符号には特に言及せず、絶対値や有意性に注目して考察をしていく。

β は*fmc*, *colors*, *4wd*を除く変数で有意となったが、いくつかの符号はロジットモデルの結果とは異なっている。*fmc*の係数の平均は符号がプラスになり、これは新しい財がより好まれるという一般的な予測と不整合な結果であるが、統計的な有意性は全くないことから需要に与える影響はないと考えられる。一方*size*の係数の平均が負で有意となったことは、軽自動車が人気となっている市場のトレンドと整合的な結果であ

¹² 消費者の特性に対する選好 v は標準正規分布に従うことを仮定しており、正規分布は左右対称な分布であるため。

る。日本自動車工業会（2014）の主な乗車人数を問うアンケートでは 2003 年から 2013 年まで、1 人という回答が 1/3 を占め、2,3 人まで含めれば約 8 割を占めている。

また *PWratio* も *size* と同様にロジットモデルと BLP モデルで符号が異なった。他の全ての変数を固定したときに、パワーウェイトレシオが増加すると需要が減少するということは考えにくいいため、今回用いなかった何らかの変数と相関を持っている可能性がある。

係数の標準偏差は乗車定員、燃費、パワーウェイトレシオ、RV ダミーで有意となった。乗車定員と RV ダミーは消費者の好みが大きく分かれる変数であるため、係数の標準偏差が有意となったことは納得できる結果である。また一般的には全ての消費者がより高い燃費、パワーウェイトレシオを選好すると考えられるが、消費者間で選好の強度にばらつきがあるためこのような結果が得られたと思われる。

表 3-5 BLP モデル（世帯員数を含む定式化）による推定結果

	α, β		σ, π	
	<i>coef</i>	<i>std. err</i>	<i>coef</i>	<i>std. err</i>
<i>p/y</i>	-7.5123	1.6407***		
<i>light</i>	-1.4211	0.1715***	0.0643	5.6829
<i>nmodels</i>	0.5134	0.0458***	0.0479	1.3437
<i>eco</i>	0.9725	0.1180***	0.9160	0.3610**
<i>fmc</i>	0.0003	0.0012	-0.0003	0.0392
<i>size</i>	-2.6960	0.0630***	0.2635	2.2315
<i>vol</i>	0.2916	0.0401***	0.0071	2.7637
<i>km/L</i>	0.0834	0.0111***	-0.0908	0.0278***
<i>PWratio</i>	-0.0156	0.0041***	0.0334	0.0039***
<i>colors</i>	0.0163	0.0169	-0.0156	0.6458
<i>4wd</i>	-0.0095	0.1686	-0.1370	1.8436
<i>RV</i>	-1.0703	0.1204***	4.8117	0.9896***
<i>size · D</i>			0.4798	0.1032***
<i>cons</i>	-5.4580	0.6842***	-0.5066	9.2257
R^2	0.6821			

(注)***は係数が 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意であることを示している。

次に今回入手できた世帯員数のデータを使って、*size*の係数を(2.10)式のように変形して推定を行った。表 3-5 はその結果であり、乗車定員と世帯員数の交差項を *size*・*D* とした。世帯員数を入れる前と比較すると決定係数が約 25%も上昇していて、消費者の世帯員数が自動車市場での選択行動に対して大きな説明力を持っていることが明らかになった。*size*に対する選好のばらつきが有意でなくなったのに対し、*size*・*D*の係数が 1%有意となったことから世帯員数が重要な要素であることが読み取れる。

また有意でなかったエコカーダミーの σ が 5%有意になり、燃費の σ も有意性が上昇するという変化が見られたが、こちらの方がより正確な結果であると考えられる。なぜならばこれらの 2 変数はエコカー補助金・減税に関わる変数であり、それらから得られる効用は消費者によって違うためである。

ここからは表 3-5 の結果を用いて需要の弾力性を求め、自動車間の代替関係を分析したい。全ての代替関係を示すのはスペースの都合上不可能なので、分析対象は 2013 年 12 月の市場とし、いくつかのモデルの結果を抜粋して考察していく。表 3-6 に対象としたモデルとその特性値を価格順にまとめている。これを見ると価格との相関は車の大きさやパワーの変数で強い一方で、燃費は価格との相関が弱いことがわかる。また、どの価格帯でも燃費性能の高いモデルが人気を集めている。

表 3-7 は価格弾力性の表だが通常の見方とは異なり、自動車の価格が 10 万円増加したときの需要の変化率を表している。まず価格の高いモデル程、自己価格弾力性の絶対値が小さくなる傾向にあるという直観的な予想通りの結果が得られた。しかしながら燃費の良いモデルは同じ価格帯の他のモデルよりも需要の変化が小さく、消費者は自動車を選ぶ際に燃費を重要視していると考えられる。

また BLP モデルでは近い特性を持つモデル間で代替が行われるが、表を見ると RV とそれ以外の自動車で明確に代替関係が分断されていることに気付く。例えば RV でないアルトの価格が 10 万円増加すると、同じく RV でないミラの需要は 1.431%増加するが、RV に分類されるワゴン R の需要は 0.176%しか増えない。つまり表 3-5 からわかるように RV か否かの選択は好みが大きく分かれるところであり、RV が好きな消費者は RV を、そうでない消費者はそれ以外の自動車を選択し続ける傾向が強いと言える。

表 3-6 抜粋したモデルの特性値 (2013 年 12 月)

	<i>quantity</i>	<i>price</i>	<i>light</i>	<i>nmodel</i>	<i>ecocar</i>	<i>fmc</i>	<i>size</i>	<i>vol</i>	<i>km/L</i>	<i>PWratio</i>	<i>colors</i>	<i>4wd</i>	<i>RV</i>
アルト (スズキ)	7807	67.12	1	4	1	48	4	7.69	22.6	78.26	1	0	0
ミラ (ダイハツ)	10943	71.36	1	3	1	84	4	7.66	24.2	81.69	2	0	0
ワゴン R (スズキ)	14715	104.27	1	2	1	15	4	8.21	26	67.53	3	0	1
デイズ (日産)	8526	105.83	1	1	1	6	4	8.11	25.8	59.76	7	0	1
デミオ (マツダ)	2276	113.88	0	1	1	77	5	9.75	19	93.81	11	0	0
N-ONE (ホンダ)	6737	113.97	1	1	1	13	4	8.06	27	69.05	10	0	1
タント (ダイハツ)	19211	115.96	1	2	1	2	4	8.76	28	56.52	10	0	1
ノート (日産)	8783	123.84	0	1	1	15	5	10.60	22.6	76.70	4	0	0
フリード (ホンダ)	4297	168.29	0	4	1	67	6	12.25	16.6	91.47	5	0	1
CX-5 (マツダ)	2878	206.05	0	1	1	22	5	14.24	16.4	106.16	7	0	1
プリウス (トヨタ)	16752	215.06	0	3	1	55	5	11.65	32.6	75.57	4	0	0
レガシィ (スバル)	2083	234.14	0	2	1	55	5	12.71	14.4	117.69	6	1	0
エスティマ (トヨタ)	2392	272.55	0	2	1	95	8	14.93	11.6	100.00	5	0	1
SAI (トヨタ)	2478	318.14	0	1	1	48	5	12.34	22.4	95.54	7	0	0

表 3-7 自己・交差価格弾力性

	アルト	ミラ	ワゴン R	デイズ	デミオ	N-ONE	タント	ノート	フリード	CX-5	プリウス	レガシィ	エスティマ	SAI
アルト	-15.626	1.431	0.176	0.089	0.209	0.079	0.189	0.661	0.050	0.029	0.783	0.097	0.013	0.090
ミラ	1.021	-14.961	0.181	0.089	0.202	0.082	0.191	0.630	0.046	0.029	0.819	0.099	0.011	0.093
ワゴン R	0.094	0.134	-13.827	0.743	0.017	0.583	1.581	0.067	0.212	0.148	0.112	0.009	0.030	0.012
デイズ	0.081	0.115	1.283	-14.203	0.015	0.560	1.648	0.066	0.202	0.123	0.111	0.007	0.031	0.010
デミオ	0.717	0.971	0.112	0.057	-14.152	0.051	0.116	0.772	0.088	0.043	0.784	0.171	0.049	0.138
N-ONE	0.092	0.134	1.273	0.709	0.017	-14.067	1.539	0.066	0.200	0.147	0.121	0.010	0.029	0.013
タント	0.077	0.109	1.211	0.732	0.014	0.540	-12.691	0.065	0.176	0.103	0.130	0.006	0.028	0.010
ノート	0.587	0.784	0.112	0.064	0.200	0.051	0.142	-12.633	0.072	0.028	1.028	0.108	0.043	0.128
フリード	0.092	0.116	0.725	0.401	0.046	0.313	0.788	0.146	-13.116	0.306	0.155	0.036	0.263	0.030
CX-5	0.079	0.111	0.759	0.366	0.034	0.345	0.684	0.086	0.457	-11.767	0.111	0.046	0.113	0.032
プリウス	0.365	0.535	0.099	0.057	0.106	0.049	0.149	0.539	0.040	0.019	-9.177	0.067	0.021	0.130
レガシィ	0.365	0.519	0.066	0.031	0.187	0.032	0.059	0.455	0.073	0.063	0.538	-10.400	0.043	0.178
エスティマ	0.044	0.052	0.184	0.112	0.046	0.080	0.225	0.158	0.472	0.136	0.148	0.038	-10.679	0.032
SAI	0.284	0.409	0.069	0.036	0.126	0.034	0.081	0.452	0.052	0.038	0.879	0.150	0.031	-8.887

(注) 表の (i, j) 要素は i 行のモデルの価格が 10 万円上昇したときの j 列のモデルの需要のパーセント変化を表している。

表 3-8 特性値変化による需要の弾力性

	<i>size</i>	<i>vol</i>	<i>km/L</i>	<i>PWratio</i>
アルト	-2.2980	2.1366	2.5874	0.3631
ミラ	-2.4533	2.0785	2.8899	0.5522
ワゴン R	-3.3954	2.1933	2.9199	-0.4649
デイズ	-3.3019	2.2488	2.9718	-0.8224
デミオ	-0.6111	2.8015	1.6016	0.7055
N-ONE	-3.6470	2.2587	3.3363	-0.4064
タント	-3.0401	2.2544	3.2764	-0.8505
ノート	-0.0818	2.9124	2.2010	-0.5739
フリード	0.3955	3.4199	1.0094	-0.1305
CX-5	-2.7846	4.0030	1.0346	1.6973
プリウス	-0.8567	2.8826	4.3690	-0.5644
レガシィ	-1.7945	3.5994	0.9184	2.7675
エスティマ	6.8615	4.0812	0.4823	-0.3604
SAI	-1.2616	3.5208	2.2745	0.5245

最後に表 3-8 には乗車定員、体積、燃費、パワーウェイトレシオの値がそれぞれ 1% 増加したときの需要の変化率を示している。*size*から見てみるとほとんどのモデルで弾力性がマイナスになっている中、フリードとエスティマといった元々の乗車定員が多いモデルでは弾力性はプラスになった。これは世帯員数が多いなどの理由で乗車定員が多い自動車を好む消費者が、これらの大型車を選択しやすいためであると考えられる。相関の程度に差はあるが、特性値が高いモデルの弾力性が大きくなる傾向は残りの 3 つの特性でも見られた。

また*size*と*PWratio*の値が小さいモデルは弾力性が負になっており、特性値が増加すると需要が減少することを意味しているが、*vol*と*km/L*では符号は正のまま絶対値が小さくなっている。弾力性の絶対値が小さいということは特性の変化に対して、多くの消費者が選択行動を変えないということである。つまり*vol*や*km/L*の値が小さいモデルを選択する消費者は小さい体積や低い燃費を好んでいるのではなく、単にそれらの特性にあまり関心を持っていないと考えることができる。

第4章 エコカー補助金・減税の効果の検証

本章ではエコカー補助金とエコカー減税が自動車市場で成立する均衡と厚生に与えた影響について、シミュレーションを用いて分析する。なお本章における厚生の変化は単純に自動車価格と販売台数の変化によるもののみを考え、環境性能の高い自動車が増加することによるCO₂排出量削減などの便益は考慮しない。

4.1 分析の手順

エコカー補助金・減税は消費者の所得に作用する政策であるため、本来は Kitano (2013) が行ったように自動車価格に税金を上乗せしたり、所得に補助金額を加算したりすることで政策の影響を分析することが望ましい。しかし今回は計算を簡便にするために、第3章の表3-5の定式化からエコカーダミーを取り除くことで政策がない状況を表現する。

以下でシミュレーション分析に必要な限界費用導出、消費者余剰計測の手順とその理論を説明する。

4.1.1 企業行動の分析

需要が変化すれば、需要に応じた利潤最大化を行っていると考えられる企業の行動も変化するため、政策評価を行う際には企業行動の定式化も必要となる。ここでは自動車市場でベルトラン競争が行われていることを仮定して、Berry *et al.* (1995) や Nevo (2000a) などを用いられている限界費用の推定式を紹介する。

企業 f が生産している財の集合を \mathfrak{S}_f とすると、企業 f の利潤は、

$$\Pi_f = \sum_{j \in \mathfrak{S}_f} (p_j - mc_j) Ms_j(p_j)$$

となる。ベルトラン競争という仮定の下では、各企業は利潤を最大化するように価格決定を行う。すなわち、以下の1階の条件を満たすように p_j を選択する。

$$s_j(p_j) + \sum_{r \in \mathfrak{S}_f} (p_r - mc_r) \frac{\partial s_r(p_r)}{\partial p_j} = 0 \quad (4.1)$$

それぞれの財について(4.1)の1階の条件が得られるので、全部で J 本の連立方程式となる。それらをまとめて行列表記すると、

$$s(p) - \Delta(p)[p - mc] = 0 \quad (4.2)$$

と表すことができる。ここで Δ は $J \times J$ の行列で (j, r) 要素は以下で与えられる。

$$\Delta_{jr} = \begin{cases} -\frac{\partial s_r(p_r)}{\partial p_j} & \text{if } r \text{ and } j \text{ are produced by the same firm;} \\ 0 & \text{otherwise.} \end{cases}$$

(4.2) 式を限界費用について解くと、

$$mc = p - \Delta(p)^{-1}s(p) \quad (4.3)$$

が得られる。

限界費用は直接観察できるものではないが、需要関数推定の結果を用いて (4.3) 式の計算を行うことで推定することができる。したがって、この計算による限界費用の推定は需要推定の精度と競争形態の仮定に依存するため、それらの点に注意する必要がある。

さらにいくつかの仮定を置くことで、求めた限界費用からカウンターファクチュアルの価格を求めることができる。 \widehat{mc} を推定した限界費用、 p^0 を政策がないときに成立する価格とすると、 p^0 は以下の式を満たす。

$$p^0 = \widehat{mc} + \Delta(p^0)^{-1}s(p^0) \quad (4.4)$$

Nevo (2000a) によると、(4.4) 式は政策の有無に関わらず企業はベルトラン競争を行うことを仮定している。合併の影響を分析した Nevo (2000a) のように変化前後の価格や数量のデータを持っていれば、そこから競争の形態を逆算することも可能だが、本章のように現実と異なる想定をする場合にはそういったことはできない。

また政策がないときにも費用構造が変化しないという仮定も必要である。合併を扱う場合にはシナジー効果による限界費用の減少も考えられるが、エコカー補助金・減税によって限界費用が大きく影響を受けることは考えにくく、この仮定を置くことに問題はないだろう。

3 つめの仮定は政策の有無によって自動車の観察可能な特性、観察できない特性、外部財の価値が変化しないことである。しかしながら、政策が燃費などの補助金・減税に関わる特性や企業による広告支出に影響を与えた可能性があり、その場合には (4.4) 式による価格の推定は誤りとなってしまう。

4.1.2 補償変分の導出

特性値の変化やある政策の施行前後の消費者余剰の差を測るときには、等価変分 (Equivalent Variation, EV) と 補償変分 (Compensating Variation, CV) という概念が用いられる。EV と CV はある変化によって生じた消費者の効用の増減を所得の変化分として捉える概念であり、前者が変化後、後者は変化前の状態を基準として余剰の変化を測る。今回のシミュレーション分析には、余剰の変化分の尺度として標準的に用いられている CV を用いている。

Herriges and Kling (1999) が示したように、離散選択モデルにおいて CV は以下の陰関数で定義される。

$$\max_{j \in J^0} U(y - p_j^0, x_j^0, \varepsilon_j^0) = \max_{j \in J^1} U(y - p_j^1 - cv, x_j^1, \varepsilon_j^1) \quad (4.5)$$

J は市場に存在する財の集合、0 と 1 がそれぞれ変化前後を表している¹³。効用関数が所得について非線形である (所得の限界効用が一定でない) とき、(4.5) 式を CV について解析的に解くことはできず、CV を求めるためには McFadden (1999) や Herriges and Kling (1999) にあるような複雑な計算が必要となる。しかし第 3 章では所得の項を線形近似して需要推定を行ったため、本章の分析に用いる定式化の下では Nevo (2000a) と Small and Rosen (1981) が示すように消費者 i の CV は、

$$cv_i = \frac{\ln(\sum_{j=0}^J V_{ij}^1) - \ln(\sum_{j=0}^J V_{ij}^0)}{\alpha_i} \quad (4.6)$$

で求めることができる。(4.6) 式において $V_{ij} = \exp(\delta_j + \mu_{ij})$, $\alpha_i = \alpha/y_i$ である。次節では cv_i の平均に市場規模 M を乗じることで、市場全体の余剰の変化を推定する。

CV は効用の変化分を金銭的な価値に換算したものであるため、カウンターファクチュアルの価格と実際の価格の差から求められる生産者余剰の変化分と足し合わせて総余剰の変化分を導出することが可能である。

4.2 結果

シミュレーション分析の第 1 のステップとして、各モデルの限界費用を推定した。表 4-1 には第 3 章の価格弾力性などと同様に、2013 年 12 月時点の 14 モデルについて限界費用、マークアップ率を示している。

¹³ 今回の分析においては、0, 1 はそれぞれ、政策がないカウンターファクチュアル、政策が行われた現実に対応している。

表 4-1 限界費用、マークアップ率

	<i>price</i>	<i>mc</i>	<i>markup (%)</i>
アルト	67.12	0.78	98.84
ミラ	71.36	3.19	95.53
ワゴン R	104.27	24.61	76.40
デイズ	105.83	32.20	69.57
デミオ	113.88	41.75	63.34
N-ONE	113.97	24.70	78.33
タント	115.96	30.43	73.76
ノート	123.84	43.54	64.84
フリード	168.29	69.57	58.66
CX-5	206.05	120.61	41.46
プリウス	215.06	63.00	70.71
レガシィ	234.14	136.05	41.89
エスティマ	272.55	142.80	47.61
SAI	318.14	157.53	50.48

マークアップ率に着目すると全体的に高く、価格が 100 万円を切るアルトとミラでは 95%以上と現実的にはほとんど考えられない高水準となってしまった。これは Nevo (2000b) が指摘するように、モデルの市場シェアが小さいとき、低価格であるほど価格弾力性の絶対値が小さくなるというロジットモデルの性質に起因する結果であると考えられる。

表 4-2 価格差と販売台数の差の記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
$p^1 - p^0$	-0.2395	1.8281	-15.0121	26.6830
$q^1 - q^0$	666.88	1319.15	-5583.57	6444.72

次に (4.4) 式から導かれるカウンターファクチュアルの均衡の推定を行った。政策の有無による価格差と販売台数の差の記述統計を表 4-2 にまとめている。平均が -2395 円と +667 台であることから、エコカー補助金・減税は、全体として価格を引き

下げ、販売台数を押し上げる効果があったと見るができる。しかしばらつきは大きく、政策が個々のモデルに与えた影響は一様ではなかったことがわかる。

図 4-1 総余剰の変化分の推移 (2010 年 1 月～2013 年 12 月)

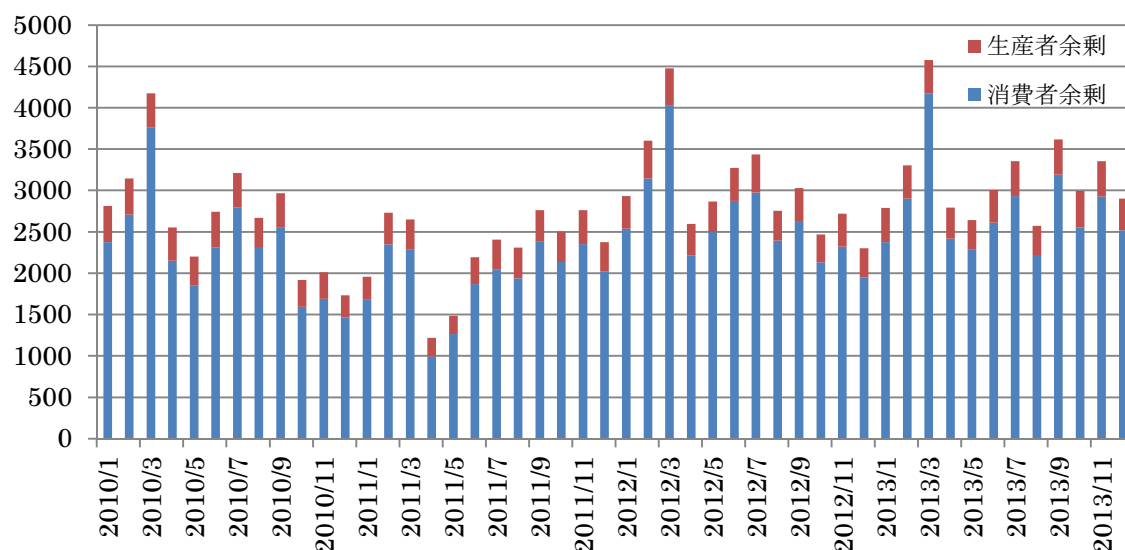


図 4-1 は政策によって総余剰がどの程度変化したかを 48 期間にわたって表している。推定によれば、政策は全期間で余剰にプラスの影響を与えていたことが分かった。一つ注意しなければならないのは、今回の分析ではエコカーダミーの有無で政策の有無を表現するという単純化を行ったため政策の効果は期間中で平均化されており、個々の期間における詳細な分析をすることや、補助金と減税の効果を識別することは難しいということである。しかしながら 1 度目のエコカー補助金が終了した翌月の 2010 年 10 月には、現実とカウンターファクチュアルの余剰の差が縮まっており、補助金が余剰に与える効果が大きかったことを示唆している。一方で 2 度目のエコカー補助金が実施された 2011 年 12 月から 2012 年 9 月の期間とその前後では目立った変化はなかった。2 度目の補助金にはスクラップインセンティブがなかったため、市場に与えるインパクトは 1 度目ほど大きくなかったのだろう¹⁴。

さらに、生産者余剰に注目するために政策による各企業の利潤の変化を年ごとに集計し、表 4-3 にまとめた。企業別に見るとホンダが 2010 年に、三菱は 2012 年まで政策によって利潤が減少し、三菱は 4 年間の合計で見ても負の影響を受けている。それ

¹⁴ エコカー補助金の概要については付録を参照。

とは対照的なのがトヨタで、毎年2000億円前後の利潤の増加があったと推定される。このように企業によってエコカー補助金・減税から受けた影響に著しい差はあったものの、市場全体としては毎年4000億円を超える生産者余剰の増加があった。

表 4-3 エコカー補助金・減税による企業の利潤の変化（億円）

	2010	2011	2012	2013	合計
スズキ	786.3	678.7	602.0	527.2	2594.3
スバル	117.2	124.8	158.3	169.0	569.3
ダイハツ	924.7	851.6	854.3	691.6	3322.2
トヨタ	2221.1	1709.4	2104.2	2053.3	8087.9
ホンダ	-19.5	49.8	521.5	674.4	1226.3
マツダ	191.2	170.8	165.0	161.2	688.2
三菱	-60.2	-33.0	-31.9	48.9	-76.2
日産	426.6	490.9	378.1	475.5	1771.2
合計	4587.5	4042.9	4751.6	4801.2	18183.1

推定で得られた結果をまとめると、消費者と企業によってばらつきはあったものの図 4-1 や表 4-3 で示されるように、エコカー補助金・減税は市場全体としては明らかに余剰を増加させていたことがわかった。このことから、自動車市場の活性化という政策の目的の一つは達成されたと考えられる。

また Kitano (2013) は本章と同様にシミュレーション分析を行い、政策が市場に存在する自動車の燃費の平均を向上させたと結論付けた。彼はさらに現実のエコカー補助金・減税とは異なる基準の下でのシミュレーションも行ったが、実際に施行された基準の方がより少ない補助金で同じ燃費水準を達成できた。この結果が正しいとすれば、実際の政策は環境性能の高い自動車を普及させるという側面からも有効だったと言える。

第5章 結論

この論文では *Berry et al. (1995)* の BLP モデルを使って日本の自動車市場における需要関数推定を行い、消費者の選択行動について考察した。さらに需要関数推定の結果からシミュレーション分析を行い、エコカー補助金・減税が市場に与えた影響を検証した。

第3章の需要関数推定では、モデルの新規性、カラーバリエーション、四輪駆動車は統計的に有意な影響を自動車需要に与えていないことがわかった。また乗車定員、燃費、パワーウェイトレシオ、RV に対する選好に有意なばらつきがあった。これらの結果は第1章の分析から明らかになった、「自動車を単なる移動手段として捉える」、「負担を減らすために長期保有をする」などの最近の消費者の傾向と整合的である。さらに消費者の世帯員数を需要関数に組み込むことによって決定係数は約 25%上昇し、自動車の選択は世帯の人数に大きく左右されることもわかった。

需要の弾力性からもいくつかの興味深い発見があった。価格弾力性を見ると RV とそれ以外の自動車ではっきりと代替構造が分断されており、弾力性には 10 倍近い差がある。また特性値変化による需要の弾力性は、実際の特性値が高いほど大きくなる傾向が見られた。

第4章のシミュレーション分析からは2010年1月～2013年12月の期間において、エコカー補助金・減税は平均的に自動車価格を引き下げ、販売台数を増加させていたことが示された。さらに政策による余剰の変化分を推定すると、消費者ごと、企業ごとに大きな差があったものの、市場全体としては每期プラスの効果があった。このことと *Kitano (2013)* のシミュレーション分析の結果から、エコカー補助金・減税は国内自動車市場の活性化と環境性能の高い自動車の普及という2つの目的を達成できていたと考えられる。

付録：エコカー補助金・減税の概要

第3章、第4章で用いたエコカーダミーは、エコカー補助金・減税の基準に達しているモデルが1をとるように作成した。以下でそれらの基準も含め、エコカー補助金・減税の概要を説明する。

エコカー補助金

エコカー補助金は燃費と排ガス性能が一定の基準を満たした自動車を購入すると、政府からの補助金が受けられる制度である。これまでに2009年6月から2010年9月まで、および2011年12月から2012年9月までの2回実施され、それぞれ計上された予算総額は5837億円、2747億円であった。この2期間では補助金額や対象となる自動車が異なるので、前者を第1次エコカー補助金、後者を第2次エコカー補助金として順番に概要を説明する。

・第1次エコカー補助金

第1次エコカー補助金は、消費者が使用している環境性能の低い経年車から新車への買い替えを促進するスクラップインセンティブの側面も持っていた。そのため車齢13年以上の経年車の廃車を伴う場合とそれ以外の場合で、適用される基準と補助額が異なる。

まず車齢13年以上の経年車を廃車し、「平成22年度燃費基準」を達成した乗用車を購入する場合、新車が登録車なら25万円、軽自動車なら12.5万円の補助を受けることができる。しかし車齢13年以上の経年車の廃車をしない場合には、基準が厳しくなり補助額も少ない。このときには「平成22年度燃費基準15%超過」、「平成17年排出ガス基準75%低減」を達成している登録車の購入に10万円、軽自動車なら5万円が支給される。

・第2次エコカー補助金

2011年末から実施された第2次エコカー補助金には経年車の廃車による優遇はなく、基準を満たした登録車の購入に10万円、軽自動車には7万円が支払われる。その際の基準は「平成27年度燃費基準達成」、もしくは「平成22年度燃費基準25%超過達成」である。

エコカー減税

エコカー減税は自動車の購入時に課せられる自動車取得税、自動車の所有に対して課せられる自動車税、自動車重量税¹⁵が自動車の環境性能に応じて、免除もしくは減税される税制上の特例措置である。なお法改正により、分析対象期間中の 2012 年 4 月（自動車重量税は 5 月）を境に基準や減免額が変更された。変更前後のエコカー減税について下表に示した。

表 エコカー減税の基準と減税額

期間	取得税	2009 年 4 月～ 2012 年 3 月末			2012 年 4 月～ 2015 年 3 月末					
	重量税	2009 年 4 月～ 2012 年 4 月末			2012 年 5 月～ 2015 年 4 月末					
	自動車税	2009 年 4 月～ 2010 年 3 月末			2012 年 4 月～ 2016 年 3 月末					
優遇される条件	平成 17 年排出ガス基準 75%低減									
	平成 22 年度 燃費基準			ハイブリッド車等	平成 27 年度 燃費基準			平成 32 年度 燃費基準		電気自動車等
	+15% or +20%	+25%	達成		+10%	+20%	達成			
減免率	取得税	50%	75%	全額	60%	80%	全額	全額	全額	
	重量税	50%	75%	全額	50%	75%	全額	全額	全額	
	自動車税	25%	50%	50%	—	50%	50%	75%	75%	

出所：国土交通省ホームページより作成

¹⁵ 自動車関係税制の詳細については国土交通省ホームページ参照。

参考文献

- 日本自動車工業会 (2014), 「2013 年度乗用車市場動向調査」 日本自動車工業会.
- 石本直哉 (2013), 「自動車市場におけるエコカー補助金の効果の検証」 2012 年度石橋孝次研究会卒業論文.
- 北野泰樹 (2012), 「需要関数の推定」『CPRC ハンドブックシリーズ No.3』公正取引委員会.
- Ackerberg, D., C. L. Benkard, S. Berry and A. Pakes, (2007), “Econometric Tools for Analyzing Market Outcomes,” in; J. J. Heckman and E. E. Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 6A, North-Holland, 4171-4276.
- Berry, S., (1994), “Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation,” *RAND Journal of Economics*, 25, 242-262.
- Berry, S., J. Levinsohn and A. Pakes, (1995), “Automobile Prices in Market Equilibrium,” *Econometrica*, 63, 841-890.
- Dube, J. P., J. Fox and C. L. Su, (2012), “Improving the Numerical Performance of BLP Static and Dynamic Demand Estimation,” *Econometrica*, 80, 2231-2267.
- Herriges, J. A. and C. L. Kling, (1999), “Nonlinear Income Effects in Random Utility Models,” *Review of Economics and Statistics*, 81, 62-72.
- Kitano, T., (2013), “Disguised Protectionism? Environmental Policy in the Japanese Car Market,” *RIETI Discussion Paper Series 13-E-059*, Research Institute of Economics, Trade and Industry.
- Mcfadden, D., (1974), “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior,” in; P. Zarembka (ed.), *Frontiers of Econometrics*, Academic Press, 105-142.
- (1999), “Computing Willingness-to-Pay in Random Utility Models,” in; J. R. Melvin, J. C. Moore and R. G. Riezman (eds.), *Trade, Theory and Econometrics*, Routledge, 253-273.
- Nevo, A., (2000a), “Mergers with Differentiated Products: the Case of the Ready-to-Eat Cereal Industry,” *RAND Journal of Economics*, 31, 395-421.
- (2000b), “A Practitioner’s Guide to Estimation of Random-Coefficient Logit

Models of Demand,” *Journal of Economics and Management Strategy*, **9**, 513-548.

Newey, W. K., (1990), “Efficient Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Models,” *Econometrica*, **58**, 809-837.

Small, K. A. and H. S. Rosen, (1981), “Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models,” *Econometrica*, **49**, 105-130.

Whinston, M. D., (2007), “Antitrust Policy toward Horizontal Mergers,” in; M. Armstrong and R. Porter (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 3, North-Holland, 2369-2440.

Goo-net ホームページ <http://www.goo-net.com/index.html>

警察庁ホームページ <http://www.npa.go.jp/>

軽自動車検査協会ホームページ <http://www.keikenkyo.or.jp/>

国土交通省ホームページ <http://www.mlit.go.jp/>

自動車検査登録情報協会ホームページ <http://www.airia.or.jp/index.php>

全国軽自動車協会連合会ホームページ <https://www.zenkeijikyo.or.jp/>

総務省統計局ホームページ <http://www.stat.go.jp/index.htm>

日本自動車工業会ホームページ <http://www.jama.or.jp/>

日本自動車販売協会連合会ホームページ <http://www.jada.or.jp/>

あとがき

3回目のプロポーザルで最終的なテーマを需要関数推定にした後、ランダム係数ロジットモデルの何が難しいのかも理解しないままに、ランダム係数という言葉の響きや他人とは違うことがしたいというごくごく単純な思い付きから BLP モデルに取り組むことを決めてしまい、8月下旬には *Berry et al. (1995)* を必死で読んだことを思い出す。自動車という比較的データを集めやすい財を選んだことからロジットモデルの推定までなら9月中に終わっていたのだが、BLPモデルの推定は桁違いの面倒臭さであった。まずプログラミング初心者だった私は MATLAB の基礎から始めなくてはならず、何度初歩的なエラーを出したかわからない。また、最適化の手法や線形代数についても学ばなければならないことは多かった。結局、試行錯誤の繰り返しで11月の終わりに初めて推定に成功したものの、そこからは計算に要する時間が障害となった。単なる線形回帰であれば1回の計算に1秒もかからないが、BLPの推定には毎回3~4時間程度の時間を要していた。それには、コードを効率的に書けていないことや持っているラップトップのスペックが高くないことなどいろいろ理由はあるのだろうが、この時間のせいであまり気軽に「説明変数の組み合わせを変えてみよう」とか「対数をとるとどうなるだろうか」などといった実験のようなことができなかった。正直、計算はエンターキーを押してあとは放置しておけばよいのだが、12月はとにかく1日中計算させまくっていたような気がする。

他に書く場所がないのでここまでだらだらと需要関数推定の苦勞を書いてきたが、とりあえず期限内に卒論を完成させることができ安堵している。また少し大変だったとは思いますが、卒論に取り組み始めてから完成まで一度も辛いと思ったことはない。むしろプログラミングは楽しかったし、数値計算といった自分にとっては新しい分野を経験できたことはうれしく思う。もちろん、需要関数や厚生分析などの経済学の知識も深めることができた。このような意味では、このテーマを選んで本当によかった。

最後にプロポーザルの段階から様々なアドバイスでサポートしてくださった石橋先生、需要関数推定についてレクチャーしてくださった13期生の石本さん、互いの進捗を探りながらも励ましあって卒論に取り組んだ同期の皆、中間発表を真剣に聞きの確かなコメントをしてくれた3年生に心から感謝申し上げたい。