

ガソリンスタンドにおける価格戦略

経営戦略パート

有田真陶

颯田元

土田高悠

藤田翔也

はじめに

シェール革命に伴い北米における原油生産が増え、世界的な原油の供給過剰となり、そのような状況下で原油価格は 2014 年に大幅に下落した。日本が輸入する原油価格もそれに伴い半分以下になった。それにも関わらず、ガソリンの小売価格がそれに応じて低下していることを実感することができていない一方、原油価格が上昇したときはそれに応じてガソリン価格が上昇しているというのが実感である。そこで私たちは、現在設定されているガソリン価格が果たして妥当であるかどうかを疑問にもち、この論文ではガソリンスタンドにおける卸売価格の小売価格への転嫁率や消費者の需要関数を確認し、ガソリンスタンドにおける価格戦略を確認する。

第 1 章の現状分析では、昨今のガソリン業界における動向を確認する。また、SS の形態別における理論的考察も行う。

第 2 章の理論分析では、原油価格あるいは卸価格から、ガソリン価格への転嫁に関して、価格の上昇時と下落時において非対称性があることを理論的に説明し、第 3 章の実証分析につなげる。

第 3 章の実証分析 I では、卸価格の小売価格への転嫁率に関して、上昇時と下降時において非対称性があることを分析する。また、過密地域と過疎地域、高値地域と安値地域における差もまた分析する。

第 4 章の実証分析 II では、需要関数の推定を行い、ガソリンの財のとしての特性を考慮したうえで、ガソリン価格が実際にどのように消費者の需要に影響しているのかを考察する。

第 5 章では、この論文における結論と考察を確認する。

この論文により、ガソリンスタンドにおいてどのような価格戦略がとられているかを少しでも理解していただけたら幸いである。

石橋孝次研究会第 17 期
経営戦略パート一同

目次

第1章 現状分析-SS 業界の現状	1
1.1 ガソリンの流通経路	
1.2 ガソリン価格	
1.3 給油所数の推移	
1.4 ガソリンスタンドタイプ別価格戦略	
第2章 理論分析-価格の非対称性	8
2.1 目的	
2.2 先行研究の概要	
2.2.1-1 Noel (2007)	
2.2.1-2 Eckert(2002)	
2.2.2 Borenstein, <i>et al.</i> (1992,1997)	
2.3 先行研究の詳細	
2.3.1 Noel (2007)および Eckert(2002)	
2.3.2 Borenstein, <i>et al.</i> (1992,1997)	
2.4 考察	
第3章 実証分析 I -卸価格と小売価格の非対称性について	14
3.1 ガソリン市場の特性	
3.2 価格の非対称性を見るモデルの定式化	
3.3 先行研究の紹介	
3.3.1 データ	
3.3.2 モデル	
3.3.3 推定結果	
3.3.4 結論	
3.4 実証分析	
3.4.1 データセット	
3.4.2 モデル設定	
3.4.3 記述統計量	
3.4.4 推定結果	

3.5	市場構造の違いと非対称性の差異	
3.5.1	推定する地域	
3.5.2	データセット	
3.5.3	モデル設定	
3.5.4	推定結果、考察	
3.6	結論	
第4章	実証分析Ⅱ-ガソリン需要関数の推定	30
4.1	需要関数の定式化	
4.2	回帰モデル	
4.3	パネルデータ分析の手法	
4.3.1	プーリング推定	
4.3.2	固定効果推定	
4.3.3	ランダム効果推定	
4.4	適切なモデル選択の検定	
4.4.1	Hausman 検定	
4.4.2	Breusch-Pagan 検定	
4.4.3	F 検定	
4.5	先行研究での推定結果	
4.6	実証分析	
4.6.1	データセット	
4.6.2	記述統計量	
4.6.3	推定結果	
4.7	考察	
第5章	結論と考察	44
	参考文献	45
	おわりに	48

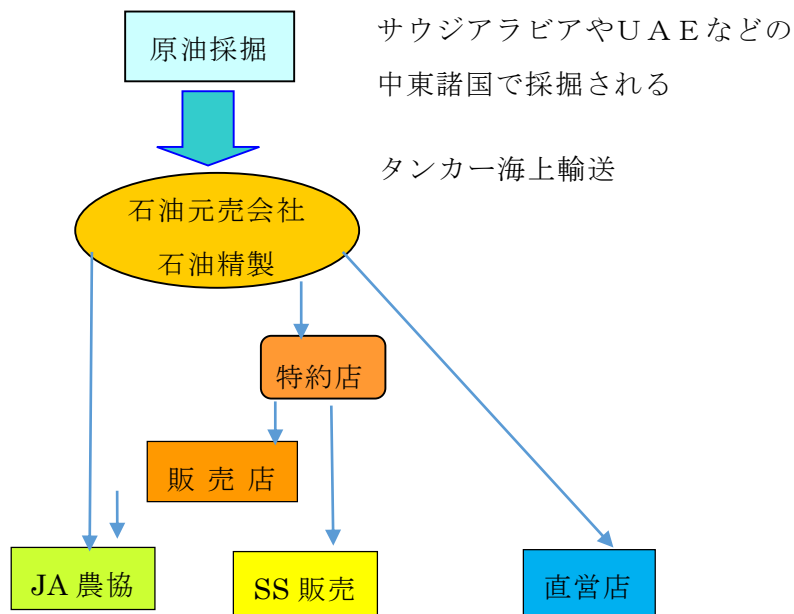
第1章 現状分析-SS 業界の現状-

文責：颯田元

1.1 ガソリンの流通経路

ガソリンの流通経路は図 1-1 のようになる。まず中東諸国から輸入したガソリンをタンカーで海上輸送し、石油元売会社が、それを精製する。そこから、特約店などを通して SS で販売する場合、元売りが子会社などの SS を通して直接販売する場合、元売りの系列に属せず独自の方法によりガソリンを仕入販売する場合、の 3 タイプに大別可能である。主な流通経路は特約店を通しての販売である。一方、近年どこにも属さない、JA 農協のようなプライベートブランドの SS が増加傾向にある。

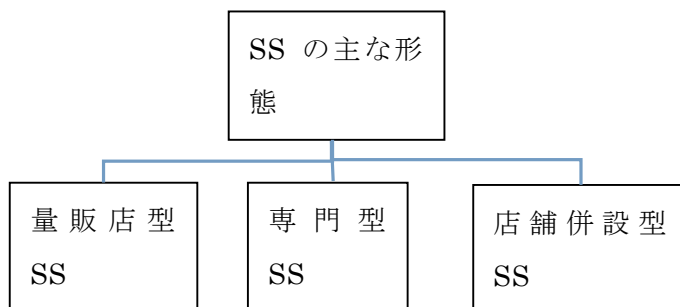
図 1-1 ガソリン流通経路



出所：りゅうぎん総合研究所

SS の主な形態は図 1-2 のようになる。近年の取り組みとして、サービスの拡大や、コンビニエンスストア、ファーストフードなどの店舗併設をする SS が増えている。SS のサービス拡大の取り組みには、油外売上の中心であった洗車・オイル交換だけでなく、車検や車整備などのカーメンテナンスの強化などを行うものがある。整備士の資格を持ったスタッフを配置し、車の状態や予算に応じたメンテナンスを行い顧客の囲い込みをしている。

図 1-2 SS の形態



また、異業種の店舗と併設する SS もある。併設店舗の事例としては、コンビニエンスストア、ファーストフード、クリーニング、持ち帰り弁当店などのほか、郊外型ショッピングセンターとの併設などもある。(表 1-1)

表 1-1 SS のタイプ別特徴

	特徴	サービス形態の例
量販型 SS	薄利多売で収益をあげる	セルフ、大規模 SS 等
専門型 SS	専門的サービスの拡大	車検、車整備等
店舗併設型 SS	コンビニ、ファーストフード等を併設	セルフとの併設が多い

出所 りゅうぎん総合研究所

1.2 ガソリン価格

まず、ガソリン価格の構成を見てみる。主な構成費用は表 1-2 のようになる

表 1-2 費用の種類

	費用の種類
固定費用	関税、石油税、備蓄費用、精製費用 タンクローリー運賃、ガソリン税、消費税
変動費用	製造者利益、卸業者利益、販売者利益
絶対経費	輸入石油代

固定費用…価格における割合や額自体が変動しない費用

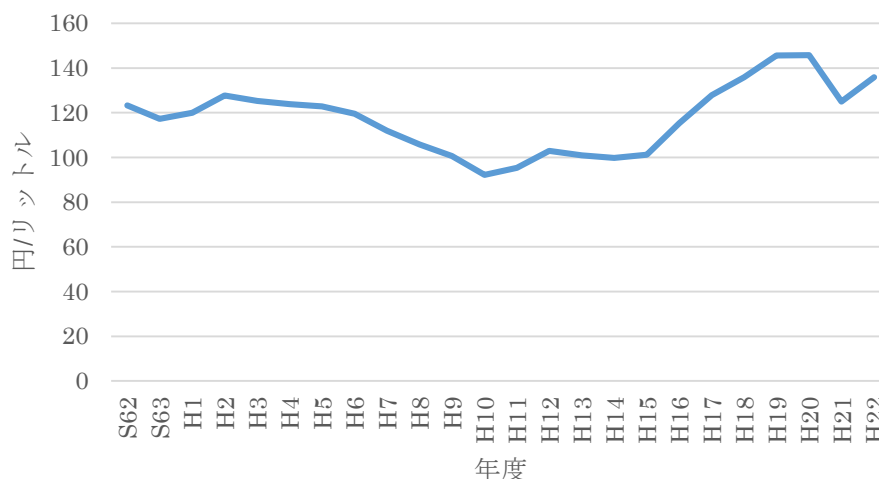
変動費用…常に割合が変化する費用

絶対経費…常に変化するが価格の元になる費用

この構成比としては、原油コストが約40%、固定費用が40%、変動費用20%となる。また、変動費用の内訳であるが、約70%が卸売業者利益であり、ほぼ元売会社が利益を得ている構造となっている。

次に価格の推移を見ていく。ガベージニューズドットコムの見解に基づき考察する。小売価格(全国平均)の推移は図1-3のようになる

図 1-3 レギュラー小売価格推移(全国平均)



出所：石油情報センター

ガソリン価格に関して、記憶に新しい出来事は2008年夏の価格高騰である。4月には暫定税率一時解除に伴い一時的に価格は下がったが、7月8月に最高価格に達した。この高騰は、卸売り価格が石油コスト連動方式だったために原油価格が落ち込んでいる際にも見られた。しかし、価格の平均値が150円後半にとどまっているのは、同年後半に急落したためである。これは、市場連動方式の導入とリーマンショックによる需要の低下に起因すると考えられる。その後は原油価格の上昇し、2012年末以降はそれに加えて為替レートの円安化と共に再び少しずつ上昇傾向にあり、それが2014年夏まで続いていた。ここまでの原油上昇は、為替レートにおける円安化と共に、原材料の原油価格の上昇に伴うものであるといえる。

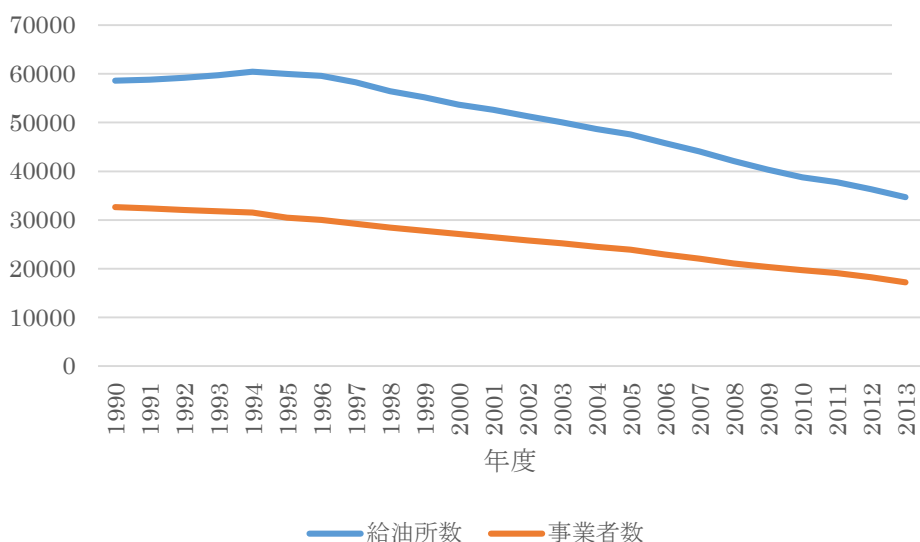
しかし、2014年秋以降、原油価格が大幅に下落し、それに伴いガソリン価格も大幅に下がっている。この下落は同年11月から生じているが、それまでの上昇が響き、年次では結果として160円となっている。

2015年の2月まで下落が続いたあと、少し上昇したが、昨今では横ばいとなっている。

1.3 給油所数の推移

揮発油販売業者数と給油所数の推移は図1-4のようになる。

図1-4 揮発油販売業者及び給油所数の推移



出所：経済産業省・資源エネルギー庁

ガソリンスタンド数は1994年度に最高となり、その後一貫して減少している。また、1996年に大幅に下がっているが、特石法(特定石油製品輸入暫定措置法)が1996年4月に廃止され、ガソリンの輸入が解禁されたからである。また、2008年に一時的に暫定税率が解除され、その混乱の影響により、給油所の減少率が増加した。これは、ガソリン全体の数は2次元的に減少していることを意味する。

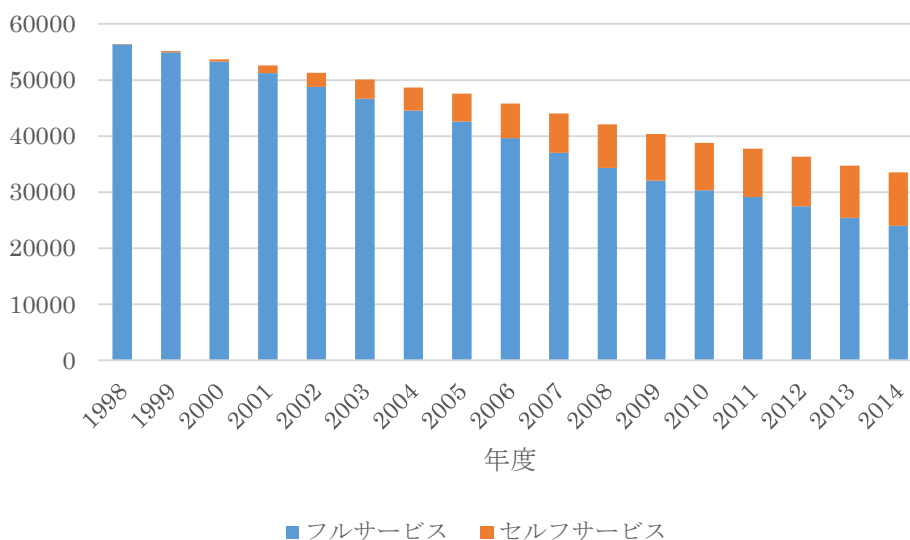
2012年以降、下げ幅を拡大している。これは、帝国データバンクの分析によると、2011年6月に改正された『危険物の規制に関する規則』の影響で、猶予期間が切れる2013年1月末までに必要とされる地下タンクの改修が果たすことができず、消防法に基づいた許可の取り消し処分を受けた、あるいは営業の継続を断念したものによる

ものであるとされている。また、経営者の高齢化が進んでおり、休廃業・解散が進んだことによるものや、仕入れ価格の上昇や地球温暖化対策税導入で収益が悪化し、廃業を選択する給与所が増えたことによるものである可能性があるとしている。

次に、給油所の形態別に数の推移を見ていく。給油所の形態は主にフルサービスとセルフサービスの2種に分けられる。フルサービスでは、フィールドに常駐する店員が給油機まで誘導し、利用者の代わりにガソリンの給油をし、代金精算と、道路まで送り出す。従来のガソリンスタンドの形態であり、現在でも一番多い形態である。一方、セルフサービスは規制緩和の一環として、10年ほど前に解禁された形態である。利用者自らが空いている給油機レーンを選び、給油のガンを使って、任意の量を供給するという販売形態をとっている。

形態別の給油所数の推移は、図 1-5 のようになる。

図 1-5 タイプ別給油所数推移

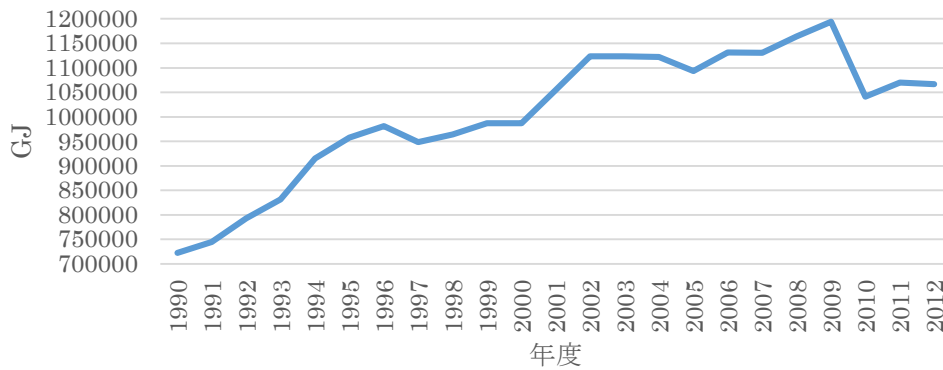


出所 経済産業省・資源エネルギー庁

このグラフから、セルフサービススタンドが年々増え続ける一方、フルサービススタンドは減少の一途をたどっていることがわかる。近年では、全体のガソリンスタンド数の3割近くがセルフサービスとなっている。これは、ガソリン需要の減少が起因していると考えられる。

そこで、ガソリン需要の推移を見てみる。ガソリン需要の指標であるエネルギー放出量の推移のグラフは、図 1-6 となる。

図 1-6 エネルギー排出量



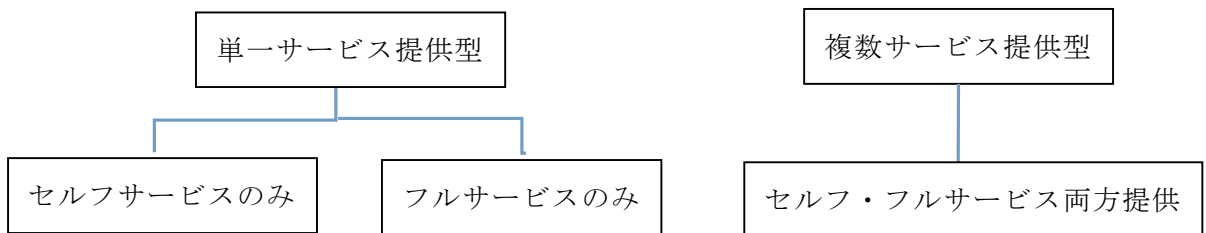
出所：石油情報センター

経済産業省(2007)によると、近年の自動車保有台数の減少や走行車両の燃費向上、走行距離そのものの減少などにより、ガソリンの需要が減少していると考えられる。

1.4 ガソリンスタンドのタイプ別価格戦略

ガソリンスタンドには図 1-7 のように 2つの経営形態が存在する。ここでは Iyer, and Seetharaman(2003)に基づいて価格戦略を論じる。

図 1-7 ガソリンスタンド経営形態



ガソリンスタンドが単一サービス提供型と複数サービス提供型のどちらの経営形態を選択するかは、その地域の市場と、そのスタンドの性質に依存する。結論として、その市場における、住民の所得の分散が大きいところほど、複数サービスを提供するガソリンスタンドが増え、小さい地域では、単一サービス提供型が多いと示されている。また、ブランド力のあるガソリンスタンドほど、複数サービス提供型であることが多い。(表 1-3)

表 1-3 サービス形態の特徴

	立地する市場の性質	セルフサービス価格	フルサービス価格
複数サービス提供型	所得分散が大きい	低い	高い
単一サービス提供型	所得分散が小さい	比較的低い	比較的高い

単一サービス提供型と複数サービス提供型の経営戦略の違いは、価格差別が可能かどうかである。複数サービス提供型ではセルフサービスとフルサービスの両方の価格を設定することが可能なために、消費者がもつ異なった選好に合わせたサービスが可能となる。そのため、住民の所得の分散が大きい地域では、住民のサービスに対する選好も多様となるため、それに応じて、価格差別を行ったほうが利益を大きくすることができる。

また、複数サービス提供型店舗は、単一サービス提供型よりも、同じ市場に直面したとき、セルフサービスの価格は低く、フルサービスの価格は高く設定する。これは、高所得者に対しては、フルサービスを通して高いマージンを獲得しながら、中～低所得者に対して幅広くセルフサービスを利用してもらい、需要を確保するためである。このメカニズムより、住民の所得の分散が大きいほど、複数サービス型のフルサービスとセルフサービスにおける、価格差は大きくなるといえる。

一方、単一サービス型のガソリンスタンドは、価格差別をしないため、市場の性質には依存せず、所得の分散に独立して価格を設定する。これは、実証的に示されている。

最後に、ガソリンスタンドの性質に関してだが、前述したとおり、ブランド力のあるガソリンスタンドは、複数サービス型をとりやすい。これは、ブランド力が消費者に、質の高さを期待させ、より高く支払おうとする効果があるので、価格差別をするインセンティブが生じるからである。

第2章 理論分析 I -価格の非対称性-

文責：藤田翔也

2.1 目的

第3章においてはガソリンスタンドにおける、卸売価格から小売価格への転嫁率に関する実証分析を行うが、それに関連する理論をこの章では紹介し、第3章に向けての橋渡しとしたい。この章では、上昇期と下降期それぞれの場合における転嫁率の速さに違いがみられる理由として考えられる理論をいくつかの先行研究に基づいて論じていく。転嫁率の速さの違いとして考えられる理論をすべて網羅できるわけではないが、主に述べられている2つの観点から確認する。主な2つの観点とは、①価格サイクル、②フォーカルポイントであり、それぞれ参考文献である①Noel (2007)およびEckert (2002)、②Borenstein, Cameron and Gilbert (1992,1997)に基づいて論じていく。

2.2 先行研究の概要

2.2.1-1 ①Noel (2007)

ある地域における個々のガソリンスタンドの価格のデータを利用し、ガソリン市場における小売価格のサイクルを確認している。また、実際の価格のサイクルが理論的なエッジワースサイクルと適合していることを実証分析している。

2.2.1-2 ①Eckert (2002)

実際のガソリン市場の小売価格に関して、卸売価格の増加に対してのほうが、減少に対してよりも速く反応することを実証している。価格の非対称性に関する理論には、Maskin and Tirole (1988)に基づき、価格サイクルを挙げており、価格が下落するときには長期間であり、価格の上昇時に比べて変化が小さいため非対称的になるということを示している。

2.2.2 ②Borenstein, *et al.* (1992,1997)

ガソリン市場の小売価格に関して、原油価格の上昇に対してのほうが、下落に対してよりも素早く反応することを実証している。また原油価格の上昇時と下降時それぞれの場合に応じて、どれほど小売価格に転嫁しているかを実証している。理論に関してはなぜ価格が非対称的となるのかを、いくつかの観点から確認している。

2.3 先行研究の詳細

2.3.1 ①Noel (2007)および Eckert (2002)

まず Noel (2007)に基づき理論分析を始める。Noel (2007)では、Maskin and Tirole (1988)のモデルを拡張して論じている。利潤を最大化しようとする 2 つの企業が動的な価格競争をする。企業は交互に価格を設定し、一度設定された価格は二期間固定であるとする¹。 D^i が企業 i の需要であるとする、それぞれの企業の利潤は次の式のように表すことができる。

$$\pi_t^i(p_t^1, p_t^2, c_t) = D^i(p_t^1, p_t^2) * (p_t^i - c_t)$$

それぞれの企業の戦略は、マルコフ戦略、すなわち過去の事象のうち自分の利益に関係のある状態変数に基づく。ここで状態の変数とは、前期の相手の価格と現在の限界費用である。企業が自ら行動する番であり、現在の費用関数をまだ知らないときの企業 1 の価値関数は次の式のように表すことができる²。

$$V^1(p_{t-1}^2) = E_c \left(\max_{p_t} [\pi_t^1(p_t, p_{t-1}^2, c_t) + \delta_1 W^1(p_t)] \right)$$

ここで

$$W^1(p_{s-1}^1) = E_{p_s} [E_{p_s} [\pi_s^1(p_s^1, p_s, c_s) + \delta_1 W^1(p_s)]]$$

企業 2 に関しても同様のことが言え、それぞれの企業は自らが行動する番である時、将来の利潤の現在における価値を最大化しようとする。ここで $\delta_1 = \delta_2$ 、すべての t に対して $c_t = w$ 、そして D^i が標準的な同質財のもとでのベルトラン競争における需要関数とすることにより、Maskin and Tirole (1988) のモデルを表すことが可能となる。

ここからは Eckert(2002)に基づいて論じていく。企業の規模がだいたい同じ大きさであるとき、以下のように、企業 i が相手の価格に反応する反応関数に基づき、価格循環の均衡を構成する³。

1) 価格グリッドは離散的であり、限界費用 c_t は時間とともに変わり、均一分散のもとで費用グリッドは離散的であるとする。

2) 企業 i の割引因子を δ_i とする。

3) $R^i(r)$ は、前期にライバルにより設定された価格 r に対する企業 i の反応を表す。 \bar{r} や \underline{r} 、混合確率 μ は限界費用や需要パラメータの関数である ($\bar{r} > \underline{r}$ であるとする)。また、 k は非常に小さい値であるとする。

$$R^i(r) = \begin{cases} \bar{r} & \text{for } r > \bar{r} \\ r - k & \text{for } \bar{r} \geq r > \underline{r} \\ w & \text{for } \underline{r} \geq r > w \\ \left. \begin{array}{l} w \\ \bar{r} + k \\ w \end{array} \right\} \begin{array}{l} \text{with probability } \mu \\ \text{with probability } (1 - \mu) \end{array} & \text{for } r = w \\ w & \text{for } r < w \end{cases} \quad (2.1)$$

上の式(2.1)で得られた反応関数をもとに考えていく。この価格循環の均衡において各企業は、市場シェアを奪うために、価格が \underline{r} に設定されるまで互いに価格の切り下げ競争をする。この点に来ると、企業は市場全体に $\underline{r} - k$ で提供するよりも、現在の利潤を犠牲にしても新たなサイクルを始めたいと考える。そこで企業は価格を限界費用 w に等しくなるように設定することで消耗戦を起こし、結果的にそれぞれの企業は価格を w に、あるいは価格を $\bar{r} + k$ にランダムに設定する。一度企業が価格を $\bar{r} + k$ に設定すると、価格下落の新たな連鎖が再び始まる。

以上のように、価格切り下げの期間は、卸売価格に関連して小売価格が十分に下落するまで続くと考えられるが、価格が上昇するときは一度に大きく上昇する。従って、価格が下落するときは長期間であり、上昇時に比べて変化が小さいため、価格のサイクルは上昇時と下降時で非対称的になると考えられる。

2.3.2 ②Borenstein, *et al.* (1992,1997)

卸売価格の下落に対して小売価格が動きづらいことがあげられるが、その理由として寡占における販売者にとって、卸売価格が下落するときは元の価格がフォーカルポイントとなることが考えられる。そのため、企業は需要の状況が変化し、価格を変化せざるを得なくなるまで、以前までの価格を維持することを考える可能性がある。

先行研究である Borenstein, *et al.* (1992,1997)は、Green and Porter (1984)のモデルを参考にした、Tirole (1988)の価格設定に関する論文をガソリンスタンドの市場に適用させたものである。

2つの企業 ($k = i, j$) があるとし、価格 p_0^k を企業 k は費用に関するショックの前の価格とする。費用に関するショックでは両企業の一定の限界費用が c_0 から c_1 に減少する。企業における需要は確率的なものであるとし、次の式のように表すことができる⁴。

$$q_t^k = F^k(p^i, p^j) \theta_t^k$$

また、それぞれの企業の製品は近い代替材であるため、わずかな価格の変化はもう片

⁴ θ はランダムな変数

方の企業の需要に大きな影響を与え、それぞれの企業は自らの価格と需要のみを観察できるとする。

α の確率で需要が減少し、それぞれの企業が競争的である p_c^k という価格を設定する必要があるとする。ある企業の需要が初めの水準である \bar{q}^k を下回るとき、その企業は市場における需要のショックであるか、あるいは競争相手の企業により価格を下げられたことによるものかの判別がつかないとする。もし、両方の企業が元の価格 p_o^k を設定すると、企業 i の予測される利潤は次の式のように表すことができる⁵。

$$V^i(p_o^i, p_o^j) = \pi^i(p_o^i, p_o^j) + \beta(1 - \alpha)V^i(p_o^i, p_o^j) + \beta\alpha V^i(p_c^i, p_c^j) \quad (2.2)$$

また、両方の企業が競争的な価格を設定した場合の現在価値は次の式のように表すことができる。

$$V^i(p_c^i, p_c^j) = \frac{\pi^i(p_c^i, p_c^j)}{1 - \beta}$$

すなわち、元の価格のもとでの企業 i の利潤は次の式のように表すことができる。

$$V^i(p_o^i, p_o^j) = \frac{\pi^i(p_o^i, p_o^j) + \beta\alpha\pi^i(p_c^i, p_c^j) / (1 - \beta)}{1 - \beta(1 - \alpha)}$$

ここで (p_o^i, p_o^j) が均衡になるためには価格が p_o^i であるとき、 $V^i(p_o^i, p_o^j)$ が最大となる必要がある。価格設定の行動は観察されるものであるため、両企業は p_o^i 以外の価格に関しては基本的には反対すると考えられる。また負の需要に関するショックに対して、企業 i が価格を変更しないもとで、企業 i が価格 p_o^i を上げることは利潤の増加につながらないとする⁶。ここで $p^{*i} = \operatorname{argmax}_p \pi^i(p_i, p_o)$ であるとする。このとき次の式を満たすのであれば、価格の低下は企業の利潤を減少させることが確認できる。

⁵ $\alpha = \operatorname{prob} \left\{ \theta_t^k < \frac{\bar{q}^k}{F^k(p_o^i, p_o^j)} \text{ for } i \text{ or } j \right\}$ であり、 β はすべての企業に共通であると考えられる割引因子であるとする。

⁶ $\frac{\partial \pi^i(p_o^i, p_o^j)}{\partial p_o^i} < 0$ を満たすとする。

$$\pi^i(p^{*i}, p_o^j) + \beta \pi^i(p_c^i, p_c^j) / (1 - \beta) < \frac{\pi^i(p_o^i, p_o^j) + \beta \alpha \pi^i(p_c^i, p_c^j) / (1 - \beta)}{1 - \beta(1 - \alpha)} \quad (2.3)$$

あるいは

$$\beta > \frac{\pi^i(p^{*i}, p_o^j) - \pi^i(p_o^i, p_o^j)}{(1 - \alpha)[\pi^i(p^{*i}, p_o^j) - \pi^i(p_c^i, p_c^j)]}$$

費用に関するショックに対してこの市場における短期の調整の枠組みを考えると、 β は1に近いと想定するのが合理的である。また、対称的な市場では $\pi^i(p_c^i, p_c^j) \rightarrow 0$ であると考え、式(2.2)の右辺は最も大きくても $1/2(1 - \alpha)$ あるため、式(2.3)は α があまりに大きいということがなければ満たされる。

このモデルにおいては、負の費用に関するショックの後に元の価格のままに維持しがちであるが、企業が負の需要に関するショックを経験し、競争的な価格設定の状態に逆戻りする可能性も考えられる。また近くに独立した企業が競争的な価格を設定する確率は時間とともに増えると考えられる。一方、 p_o が正常利益を表すとき、どの企業にとっても正の費用に関するショックに対して価格を上げない理由が存在しない。従って、寡占市場におけるこのような均衡は、正の費用に関するショックにはすぐに反応し、負の費用に関するショックに関してはゆっくりと反応することと一貫している。

2.4 考察

価格の転嫁率の速度に関して、上昇する場合と下降する場合で非対称的になっているということを先行研究に基づき、主に①価格サイクル、②フォーカルポイントの2つの点から理論的に確認することができた。しかしながら、実際には以上の主な2つの理論以外にも価格の転嫁に関して影響を与えられられるものがあると考えられる。そのため、この章の最後に Borenstein, *et al.* (1992,1997)に基づき、他にも影響を与えられられるものを確認する。そのひとつとして挙げられているものが、原油価格やガソリン価格が変動するという事実とサーチコストの関係である。消費者は基本的に、あるガソリンスタンドにおける価格の上昇が、関係のある小売市場の影響によるものということよりも、原油価格の変動を反映したものであると考える。そのため、原油価格が比較的安定していると考えられている場合より、変動しやすいと考えられている場合のほうが、探索をすることにより得られるものが小さいと思われる。

このことは一時的な需要の弾力性の低下を意味するため、小売業者はマージンを増やすことが可能になる。従って、一時的に上昇した小売業者の市場における力により、卸売価格の低下に伴う転嫁に関しては鈍化させ、卸売価格の上昇に伴う転嫁に関しては激化させることができると考えられる。Bénabou and Gertner (1993)も探索に関する理論を形式化しており、競争企業間における共通の費用に関するショックは、消費者の探索に関する均衡量を増やす、あるいは減らすことにつながり、結果的に販売者間の競争を増やすあるいは減らすということにつながることを実際に示している。

最後にこの章を要約すると、価格の転嫁率に関して、上昇期は素早く反応するものの、下降期は反応が遅いことがあげられるが、その原因としては価格サイクル・フォーカルポイントといったことが主に考えられ、その他にも消費者のサーチコストといったことも関連することを確認した。

第3章 実証分析 I -卸価格と小売価格の非対称性について-

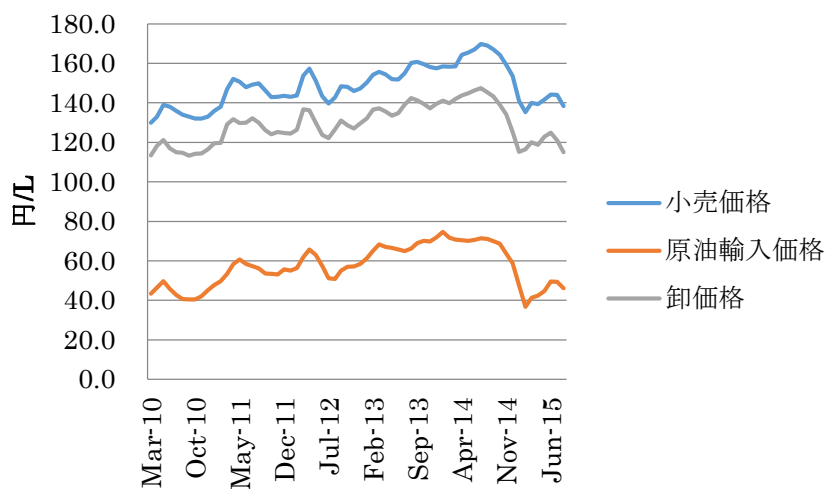
文責：有田真陶

本章では、ガソリンの価格設定に関して決定的な要因になると思われるガソリン卸価格の変動に対する小売価格の反応について、統計的手法を用いて定量的分析を行う。第1章で述べた通り、ガソリンスタンドの経営状況は非常に厳しいため、直接コストとなる卸価格に対する価格設定には敏感であると推測される。そこで、卸価格が上昇している時期と下落している時期との間に小売価格の変動に非対称性があるか着目し、回帰分析を行った。

3.1 ガソリン市場の特性

実証分析をするにあたって、日本のガソリン市場の特徴を押さえておく必要がある。第1章で述べたが、ガソリンの流通に当たって、原油輸入価格から、卸価格、小売価格の順に価格付けが行われる。それぞれの価格の推移は図3-1の通りである。

図3-1 ガソリン価格の推移⁷



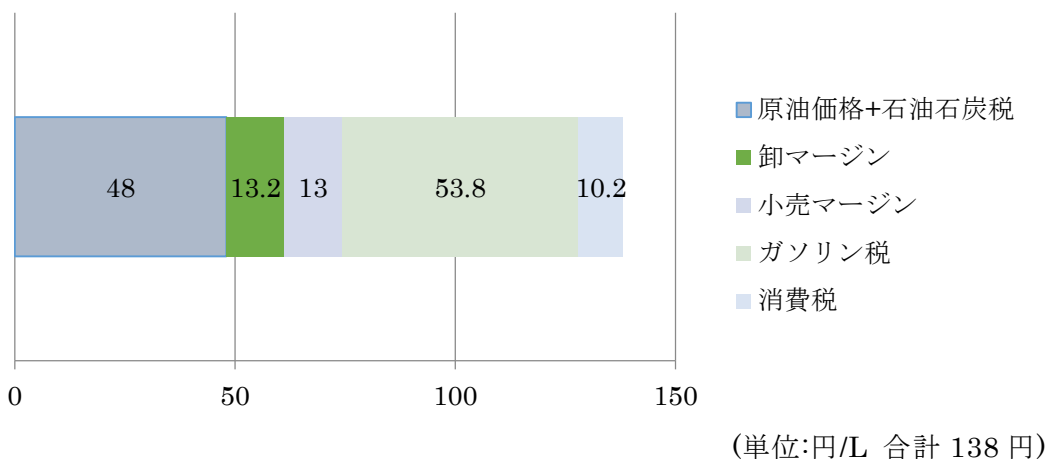
出所：経済産業省資源エネルギー庁「石油製品価格調査」（ガソリン、卸価格）

日本エネルギー経済研究所「EDMC エネルギートレンド」（原油輸入価格）

また、レギュラーガソリンの価格構成は図3-2の通りである。

⁷ 小売価格は、レギュラーガソリンの週次平均から月ごとに平均値をとった。
原油輸入価格は CIF からとった。

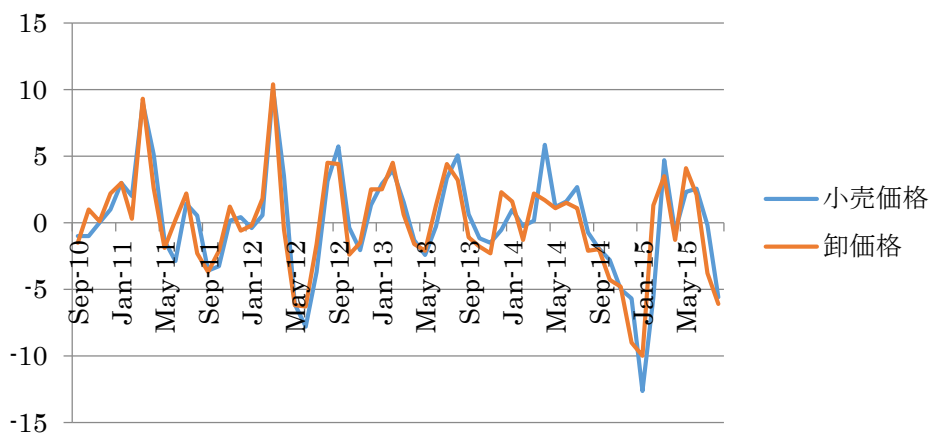
図 3-2 レギュラーガソリンの価格構成(2015年8月、全国平均)



出所：資源エネルギー庁「石油製品価格調査」

これを見るとわかるように、卸価格(原油価格+石油石炭税+卸マージン)の変動は小売マージンに影響することがわかる。例えば、卸価格が1円上がった際に、価格を修正しなかった場合、小売マージンは約8%ほど減少する。よって、ガソリンスタンドは卸価格に対しての反応が大きいと推測できる。実際に小売価格、卸価格それぞれに、前月の価格との階差をとり、グラフ化してみると、図3-3のようになった。これを見てわかるように、小売価格は卸価格に対してほぼ即時的に反応している。また、上昇、下落幅も小売価格のほうが大きくなっている

図 3-3



出所：資源エネルギー庁「石油製品価格調査」

3.2 価格の非対称性を見るモデルの定式化

上流でつけられた価格の変動に対する変動を調べるモデルとして、時系列分析が適していると考えられる。直近の増減のみならず、それ以前の期の増減も影響があると考えられるからである。

まず、回帰式を設定するにあたって、今回のような価格分析においては、そのままの値(価格)を変数として回帰すると、価格データは、図 3-1 をみて分かるように非定常的であるから、系列相関や、見せかけの回帰を起こしてしまう可能性がある。そもそも、定常性があるというのは、例えば時系列データ $\{y_t\}_{t=1}^T$ のうち、ある $y_t, y_{t-j} (j \neq 0)$ の同時分布が t に依存しないことである。即ち、この非定常性を解消するため、価格の前期との階差をとることで定常化を図った。また、それに加えて、ガソリン価格にはトレンドが存在すると考えられるため、誤差修正項(error correction term)を置き、これを修正する。誤差修正とは、 $t-1$ 期に中長期的な均衡値より値が外れている場合、均衡値に戻ろうとする動きのことである。

以上を踏まえたうえで、 t 期の小売価格に影響を与える期(k 期まで)の卸価格の階差全てを説明変数に加えて、以下のような回帰式を設定する。

$$\Delta RETAIL_t = \sum_{i=1}^k \beta \Delta Orosi_{t-i} + EC_{t-1} + \varepsilon_t$$

次に、これに似たモデルを用いている、アメリカのスポット価格と小売価格の変動に関して述べられた論文である Ye *et al.* (2005) を紹介する。

3.3 先行研究の紹介

Ye *et al.* (2005)では、アメリカの地域ごとの転嫁率の差異、またスポット価格が小売価格にどれほどの期間で反映されるかというタイムラグについての実証分析を行っている。そもそもこの場合での転嫁率とは、スポット価格の変動が小売の価格にどれだけの割合で反映させているかを示すものである。アメリカの市場ではスポット価格の変動のほうが、小売価格の変動よりも強く速いことや、小売価格に反応のラグがあること、また小売価格はスポット価格の下落に対してあまり反応していないことが知られている。このことから、スポット価格の上昇期、下落期それぞれにおいて、小売価格の反応に差異があることや、スポット価格が小売価格に影響を与えるまでのラグに差があることが推測された。

3.3.1 データ

地域は5つのPADDs(Petroleum Administration for Defense Districts)、とPADD 1の分区、カリフォルニア、アメリカ全土を検証対象とし、全て1gallonあたりの価格(cent)で見る。また、期間は2000年1月から2003年12月までの48か月間の週ごとの価格である。スポット価格には、Gulf Coast、New York Harbor、Los Angelesなどの主要供給地点を用いている。

3.3.2 モデル

先行研究では、スポット価格とガソリン小売価格の定量的な関係を導出するために、小売価格を被説明変数、スポット価格を説明変数にとり、また、先ほど述べたことと同様にして、スポット価格と小売価格は非定常であり、価格水準同士の回帰は見せかけの相関をもたらすと推測されるため、両系列も前期からの階差をとることで定常化し、それを解消する。また、中長期的な均衡値からの乖離をみるため、誤差修正項を置いている。表3-1は、それぞれの変数の説明である。この論文では、ラグの最大期間差である k^+, k^- の決定において、AIC(Akaike Information Criterion)の手法をとっている。また、今回スポット価格の上昇期と下落期においての変動の非対称性を検証したいので、上昇期と下落期で分けて変数を置いている。よって上記のことを踏まえて以下のようなモデルを設定している。

$$\Delta RETAIL_t = \sum_{i=1}^{k^+} \beta^+ \Delta^+ SPOT_{t-i} + \sum_{j=1}^{k^-} \beta^- \Delta^- SPOT_{t-j} + \gamma^+ EC_{t-1}^+ + \gamma^- EC_{t-1}^- + \varepsilon_t$$

表 3-1

変数	意味
Δ	前期の値との階差
Δ^+	スポット価格が上昇した場合 ($\max(SPOT_{t-i}, 0)$)
Δ^-	スポット価格が下落した場合 ($\min(SPOT_{t-j}, 0)$)
$RETAIL_t$	t期におけるガソリン小売価格
$SPOT_t$	t期におけるガソリンスポット価格
EC^+	長期的な均衡値よりも大きい場合の誤差修正項
EC^-	長期的な均衡値よりも小さい場合の誤差修正項
k^+	スポット価格上昇時のラグの期間差

k^-	スポット価格下落時のラグの期間差
ε_t	t 期における誤差項

3.3.3 推定結果

回帰結果のうち、 β_1 は表 3-2 のようになった。この推定結果から以下のことがいえる。まず、1 週前(直近)のスポット価格の変動が小売価格に影響していることである。次に、 $\beta_1^+ - \beta_1^-$ の値がいずれも正であることから、前期のスポット価格が上昇しているときと下落しているときで、小売価格への感度が違うということである。つまり、小売価格はスポット価格が上昇すると敏感に反応するのに対し、下落してもあまり反応を起こさないということである。また、表 3-3 の PADD1 の係数を見てみると、徐々に β^+ 、 β^- いずれも係数が減っており、下落期のほうが離れた時期の影響を受けていることが分かる。このことから、直近のスポット価格の上昇に対して、価格はすぐに大きく反応するのに対し、下落に対しては少しずつゆっくりと動いていく傾向がみられる。

表 3-2

Region	β_1^+	$\beta_1^+ \text{ Std. Err}$	β_1^-	$\beta_1^- \text{ Std. Err}$	$\beta_1^+ - \beta_1^-$
PADD1	0.422	0.0267	0.144	0.0221	0.278
PADD1A	0.215	0.0250	0.129	0.0209	0.085
PADD1B	0.293	0.0252	0.114	0.0203	0.179
PADD1C	0.487	0.0338	0.192	0.0312	0.295
PADD2	0.740	0.0454	0.464	0.0383	0.276
PADD3	0.488	0.0300	0.173	0.0278	0.315
PADD4	0.158	0.0288	0.166	0.0293	-0.008
PADD5	0.314	0.0274	0.110	0.0279	0.204
CA	0.355	0.0316	0.106	0.0340	0.250
U.S.	0.566	0.0325	0.285	0.0278	0.281

注：PADD4 は有意でない。PADD1A は 5%, 残り全ては 1% 有意水準

出所：Ye *et al.* (2005)

表 3-3 (PADD1 の転嫁率の値)

time	β_{t-i}^+	有意水準	β_{t-j}^-	有意水準
i=j=1	0.422	***	0.144	***
i=j=2	0.243	***	0.132	***
i=j=3	0.127	***	0.126	***
i=j=4	0.051	*	0.081	***
j=5			0.120	***
j=6			0.083	***
j=7			0.061	***
j=8			0.070	***
j=9			0.069	***
j=10			0.043	**

注：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準を示す。

空欄は有意でない値であったため省略している。

出所：Ye *et al.* (2005)

3.3.4 結論

まとめると、一期前の変動に対しての反動は、上昇した時のほうが、下落した時よりも大きいことから、スポット価格の上昇に対してガソリンスタンドは敏感であることが見て取れる。また、地域ごとに価格変動の非対称性の度合いが異なることが分かる。また、下落期のほうが反映までのラグが大きいことがわかる。

3.4 実証分析

今回の推定では、日本のガソリンスタンドが卸価格の変動にどう反応するかを、時系列分析を用いて推定する。

まず、日本は産油国では無い為、スポット価格が存在しない。そのため、代わりとして、元売り企業が提示する卸価格を代替的な指標として用いる。卸価格は現在市場連動相場制をとっているため、原油輸入価格の動きを表現しているとみなすことが出来る。本章では、全国において回帰分析を行い、その後、地域ごとの価格の非対称性を測定し、どのような市場構造が差異を及ぼしているのか検証してみたい。

3.4.1 データセット

このモデルを推定するためには、小売価格、卸価格の二つが主に必要となる。それぞれのデータについて説明していく。

まず、期間であるが、卸売価格、小売価格の両方が得られた 2011 年 9 月から最新のデータである 2015 年 7 月までの 47 か月を対象とした。卸価格、小売価格のデータは、経済産業省資源エネルギー庁の「卸価格調査」、「給油所小売価格調査」の時系列データを引用した。小売価格は週次データが得られたのだが、卸価格は月次データしか得ることが出来なかったため、小売価格の週次データを月ごとに平均値をとり、これを月次価格とした。

また、卸価格の他に小売価格に影響を及ぼしそうな変数であるものとして、期首在庫量があると考えた。在庫があると、企業はその余っているガソリンを何とかして売り払うために、価格を下げるのではないかと思ったからだ。期首在庫量に関するデータは経済産業省の「生産動態統計」を引用した。

3.4.2 モデル設定

卸価格から小売価格への価格の非対称性を見るモデルは、Michael Et Al(2005)見せかけの回帰を回避するために全て前期(前月)との階差をとり、更に誤差修正項 EC をとってトレンド要因を排除することで、定常化を図った。また、在庫は価格を減少させる要因として考えられるため、これも前月との階差をとり、説明変数に加えた。今回の実証分析では、月別のデータを用いるため、原油価格の影響のラグを、一番あてはまりが良かった当期と前期($i,j=0,1$)の 2 期間とする。誤差修正項は小売価格の回帰式をとり、実際の値との残差とした。また、卸価格の上昇時と下落時での反応の差異を見たいため、変数を上昇時と下落時に分けている。つまり、今回使用するモデルを以下のように設定する。表 3-4 は各変数についての説明である。

$$\Delta Retail_t = \sum_{i=0}^1 \beta_i^+ \Delta^+ Oroshi_{t-i} + \sum_{j=0}^1 \beta_j^- \Delta^- Oroshi_{t-i} + \gamma_z \Delta Zaiko_t + \gamma_x EC_{t-1}^+ + \gamma_y EC_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

表 3-4 各変数についての説明

変数	意味
Δ	前期との階差
$\Delta Retail_t$	t 期の店頭小売価格の変動 単位：円/L
$\Delta^+ Oroshi_{t-i}$	t - i期の卸値の上昇値($\max(Oroshi_{t-i}, 0)$) 単位：円/L
$\Delta^- Oroshi_{t-j}$	t - j期の原油の下落値($\min(Oroshi_{t-j}, 0)$) 単位 円/L
$\Delta Zaiko$	前月比在庫量(千 kL)
EC_{t-1}^+	均衡値よりも大きい時の誤差修正項
EC_{t-1}^-	均衡値よりも小さい時の誤差修正項
ε_t	t 期における誤差項

期待される回帰結果については、原油価格が上昇した際の小売価格への反動は大きいですが、下落してもあまり小売価格にその傾向は見られないという現状言われていることを踏まえて、 $|\beta_0^+|$ が一番大きいのではないかと考えた。また、当期の影響のほうが前期よりも、特に上昇期においては大きいのではないかと思ひ、また、在庫は増えると価格は下がり、減ると価格は上がると考えられる。誤差修正項も均衡値に戻ろうとする動きであるため負と考えられる。以上より、表 3-5 のような係数の予想をした。

表 3-5 期待される係数の符号

説明変数	パラメータ	期待される符号
$\Delta^+ Oroshi_t$	β_0^+	+
$\Delta^- Oroshi_t$	β_0^-	$+(\lt \beta_0^+)$
$\Delta^+ Oroshi_{t-1}$	β_1^+	$+(\lt \beta_0^+)$
$\Delta^- Oroshi_{t-1}$	β_1^-	$+(\lt \beta_0^+)$
$\Delta Zaiko_t$	γ_z	-
EC^+	γ_x	-
EC^-	γ_y	-

3.4.3 記述統計量

小売価格と卸価格、期首在庫量の記述統計量は表 3-6 の通りである。

表 3-6 基本統計量

変数	標本数	平均	標準偏差	最小	最大
小売価格	47	152.1	9.11	135.2	169.7
卸価格	47	132.4	8.72	115.2	147.4
期首在庫量	47	782.1892	121.91	542.3	976.7

注：小売価格と卸価格の単位は円/L、機種在庫量の単位は千 kL

3.4.4 推定結果

先ほど設定したモデル(3.1)に対し標準的な OLS 推定を行い、推定結果は表 3-7 のようになった。

表 3-7 OLS 回帰結果

変数	$\Delta^+Oroshi_t$	$\Delta^-Oroshi_t$	$\Delta^+Oroshi_{t-1}$	$\Delta^-Oroshi_{t-1}$	$\Delta Zaiko_t$	EC^+	EC^-
係数	0.838	0.634	0.452	0.536	-0.0048	0.03 0	- 0.055
t 値	9.41	7.28	4.91	5.91	-2.48	1.17	-0.75
有意性	***	***	***	***	**		
標本数=47			R-squared=0.9457				
Prob>chi2=0.28				Durbin-Watson statistic(8,45)=2.13			

注：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準を示す。

まず、この回帰についての正当性を確認する。まず、決定係数は 0.9457 と非常に大きな値をとっている。次に、帰無仮説 H_0 を回帰式に不均一分散はないとする Breis-Pagan テストをしたところ、Prob>chi2=0.28 となり、棄却域にはないので、不均一分散はないという帰無仮説が採択される。また、ダーヴィン・ワトソン比が 2.13 であることから、系列相関は発生していないということが言えるため、正当性は確認され、Preis-Winsten 法によるロバスト回帰等の方法を用いて修正する必要はないことが分かった。

次に結果であるが、まず有意性については、卸価格に関しての変数はいずれも 1% 有意水準を満たしていることから、当期と前期における卸価格の変動は当期における小売価格に影響を与えていることが証明された。このもとで、具体的に係数の値を見ていくと、概ね予想通りの結果が得られたことがわかる。まず初めに、 $\Delta^+Oroshi_t$ から $\Delta^-Oroshi_t$ の係数を引いた値を見てみると、0.204 と、当期における卸価格の上昇に対しての小売価格の反発力のほうが、下落における反発力よりも大きいことが言える。次に、 $\Delta^+Oroshi_t$ と $\Delta^+Oroshi_{t-1}$ を比較してみると、 $\Delta^+Oroshi_t$ の方が値が大きいことから、小売価格は直近の卸価格の変動に対して早く反応していることが分かる。また、説明力も、 t 値を見ると t 期のほうが高いことが分かる。しかしながら、下落時には t 期と $t-1$ 期の係数に大きな違いがみられないことから、卸価格の下落に対して、小売価格は小さくゆっくりと動いていることが言える。よって、卸価格の変動に対して、小売価格の非対称性があることが言えた。

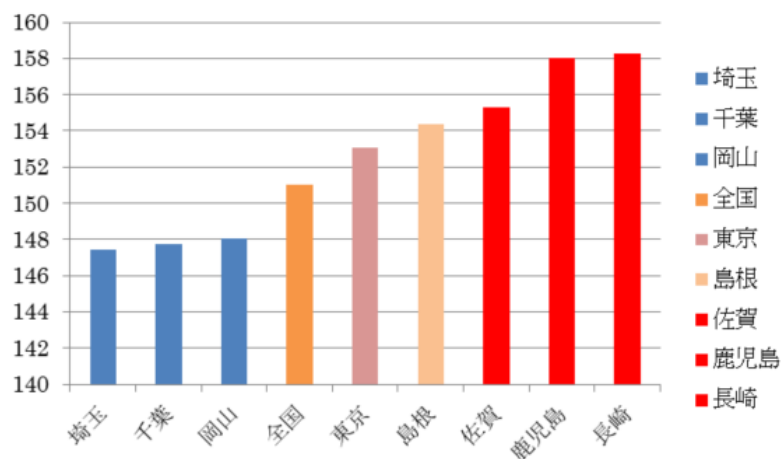
また、在庫に関しても、 t 値が 5% 有意水準を満たしていることから、在庫が千 kL 増えたら、価格は 0.0048 円安くなることが言えた。期首在庫量の基本統計量を見ると、最大値と最小値の間に 400 千 kL ほどの差異が生じていることから、長期的に見て最大 5 円ほどの違いが発生することがあるといえる。

次の節では、この価格の非対称性の度合いが市場構造において異なるか、それとも均一であるかについて分析を行う。

3.5 市場構造の違いと非対称性の差異

市場構造(小売価格の価格帯が高いなど)の違いが、どのように卸価格に対する反応を変えるかについて分析を行う。図 3-4 のように、現在の日本は地域によってガソリン小売価格が 10 円も違うのは興味深い。

図 3-4 小売価格の違い



出所：資源エネルギー庁「石油製品価格調査」

3.5.1 推定する地域

今回分析対象としたのは、ガソリン小売価格安値地域(埼玉、千葉、岡山)、ガソリン小売価格高値地域 3 県(長崎、鹿児島、佐賀)、過疎地域(島根、鳥取、福井)、大都市部(東京、愛知、大阪)の 12 県である。なぜこの 4 パターンで考えたかという点、以下のような特徴があるのではないかと考えたからだ。ガソリンスタンド業界は第 1 章で述べた通り、非常に難しい状況であるため、経営存続のため、どのスタンドも直接コストとなる卸価格を相当考慮しているはずである。

①小売価格を安値に設定している地域

小売価格を安値に設定している地域は、小売マージンも比較的少ないと考えられるため、卸価格の変動が利益率に及ぼす影響が大きくなると思われる。よって卸値の変動に対して敏感であると推測される。

②小売価格を高値に設定している地域

小売価格を高値に設定できている地域は、小売マージンをある程度大きくとれていると想定されるので、卸価格の変動が利益率に及ぼす影響が比較的他の地域よりも小さいと思われる。よって当期における卸価格への転嫁率は小さくなると推測される。

③大都市部

大都市部はガソリンスタンド数が多いので、競争が激しいと思われる。競争が激しいと小売マージンをいかに設定するかが非常に大きな問題となるので、マークアップが他地域に比べて低いと思われる。その為マークアップに直接影響する卸価格の変動には敏感であると推測される。

④過疎地域

過疎地域は競争度合いが低いと思われるため、マークアップが他地域に比べて高めになるように小売価格を設定できていると思われる。よって、卸価格の変動に対しての反応は緩やかで、小さいと思われる。

また、今回使用する地域の情報を表 3-8 に記載した。載せるデータは、平均小売価格、ガソリンスタンド件数の密度(都道府県ごとのガソリン件数/可住面積、単位：件数/100km²)、ガソリンスタンド 1 件あたりの販売量(kL)の 3 点である。

表 3-8 地域ごとの特性

地域	小売価格	ガソリンスタンド密度	1 件あたりの販売量
安値地域	147.42	0.003914	1913.84
高値地域	156.91	0.002945	1227.14
大都市部	150.60	0.007513	2413.06
過疎地域	152.40	0.002867	1364.70

出所：資源エネルギー庁「石油製品価格調査」

資源エネルギー庁「揮発油販売業者数及び給油所数の推移」

国土交通省「自動車燃料消費量統計年報」

これより、過疎地域と高値地域の特性は多少近似しており、また大都市部の市場規模が大きいことが見てとれる。

3.5.2 データセット

データは資源エネルギー庁「石油製品価格調査」の都道府県別データを用いる。推定期間も同様に 2011 年 9 月から 2015 年 7 月までの 47 か月間である。また、それぞれの 3 都道府県をセットにして、地域ごとに同時に回帰を行う。

3.5.3 モデル設定

モデルは全国の時と同様のものを用いる。今回は期首在庫量を考慮しない。

$$\Delta Retail_t = \sum_{i=0}^1 \beta_i^+ \Delta^+ Orosi_{t-i} + \sum_{j=0}^1 \beta_j^- \Delta^- Orosi_{t-i} + \gamma_x EC_{t-1}^+ + \gamma_y EC_{t-1}^- + \varepsilon_t$$

3.5.4 推定結果、考察

推定結果は、表 3-9 が安値地域、3-10 が高値地域、3-11 が大都市部、3-12 が過疎地域のものである。

表 3-9 安値地域の回帰結果

変数	$\Delta^+ Orosi_t$	$\Delta^- Orosi_t$	$\Delta^+ Orosi_{t-1}$	$\Delta^- Orosi_{t-1}$	EC^+	EC^-
係数	0.912	0.605	0.364	0.555	0.046	-0.050
t 値	17.26	11.65	7.08	10.75	2.25	-1.92
有意性	***	***	***	***	**	*
標本数=141			R-squared=0.9309			
Prob>chi2=0.454			Durbin-Watson statistic(7,45)=2.23			

注：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準を示す。

表 3-10 高値地域の回帰結果

変数	$\Delta^+ Orosi_t$	$\Delta^- Orosi_t$	$\Delta^+ Orosi_{t-1}$	$\Delta^- Orosi_{t-1}$	EC^+	EC^-
係数	0.593	0.448	0.434	0.676	0.031	-0.013
t 値	11.06	8.25	8.20	12.36	1.32	-0.45
有意性	***	***	***	***		
標本数=141			R-squared=0.8987			
Prob>chi2=0.566			Durbin-Watson statistic(7,45)=2.34			

注：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準を示す。

表 3-11 大都市部の回帰結果

変数	$\Delta^+ Orosi_t$	$\Delta^- Orosi_t$	$\Delta^+ Orosi_{t-1}$	$\Delta^- Orosi_{t-1}$	EC^+	EC^-
係数	0.958	0.554	0.356	0.611	0.059	-0.056
t 値	18.30	10.84	7.03	12.00	2.96	-2.17
有意性	***	***	***	***	***	**
標本数=141			R-squared=0.934			
Prob>chi2=0.687			Durbin-Watson statistic(7,45)=2.25			

注：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準を示す。

表 3-12 過疎地域の回帰結果

変数	$\Delta^+ Orosi_t$	$\Delta^- Orosi_t$	$\Delta^+ Orosi_{t-1}$	$\Delta^- Orosi_{t-1}$	EC^+	EC^-
係数	0.751	0.433	0.399	0.689	0.043	-0.0435
t 値	10.93	6.65	5.91	10.42	1.57	-1.27
有意性	***	***	***	***		
標本数=141			R-squared=0.8760			
Prob>chi2=0.593			Durbin-Watson statistic(7,45)=2.45			

注：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%有意水準を示す。

結果はすべて卸価格に対して有意になった。また、系列相関や、不均一分散は認められなかったため、この回帰は有効である。しかしながら EC^+ が正になってしまったが、値は非常に小さい為考慮する必要はないだろう。これらの結果をまとめたのが表 3-12 である。値について分析するために参考に全国のものも載せた。

表 3-13 回帰結果のまとめ

変数	$\Delta^+Oroshi_t$	$\Delta^-Oroshi_t$	$\Delta^+Oroshi_{t-1}$	$\Delta^-Oroshi_{t-1}$	$\Delta^+Oroshi_t - \Delta^-Oroshi_t$
安値地域	0.912	0.605	0.364	0.555	0.307
高値地域	0.593	0.448	0.434	0.676	0.145
大都市部	0.958	0.554	0.356	0.611	0.404
過疎地域	0.751	0.433	0.399	0.689	0.322
全国	0.838	0.634	0.452	0.536	0.204

この結果から、以下のことが分かる。

- ① $\Delta^+Oroshi_t$ の値は大都市部と安値地域で全国平均を上回り、高値地域と過疎地域で下回っている。これは、表 3-8 で見た、ガソリンスタンドの価格競争度合いが影響しているように思われる。つまり、競争度合いが増すと、直近の卸価格増加に大きくかつ素早く市場価格がするといえる。 $\Delta^+Oroshi_{t-1}$ の値に安値地域、大都市部において小さくなっていることから、反発力の素早さが伺える。逆にガソリンスタンドの件数が少なく、競争の度合いが低いと思われる高値地域や過疎地域は、マークアップに卸価格の変動が与える影響が小さいため、相対的に低い転嫁率となっていると言えよう。
- ② $\Delta^-Oroshi_t$ については、どの地域も大きな差異は無く、 $\Delta^-Oroshi_{t-1}$ との差もあまり無い為、卸価格が下落しているときには、小売価格は小さくゆっくりと下落していくことが分かる。 $\Delta^-Oroshi_{t-1}$ の説明力が高いことから、卸価格の下落と小売価格の下落の間には上昇時よりもラグがあると言える。これは卸価格が下落しているときは企業側のコストが下がり、利益を生み出しやすくなっている状況であるため、このような転嫁率の動きには企業側のあまりガソリン価格を下げたくないという意思が感じられる。完全競争市場であると価格は対称的に下落していくはずだが、ガソリンの需要の価格弾力性は第 4 章で述べるように小さいことも、企業側にはあまり価格を下げるインセンティブを与えない一因かもしれない。この下落幅の小ささからは暗黙の共謀の存在も疑われる。
- ③ $\Delta^+Oroshi_t - \Delta^-Oroshi_t$ については、いずれも正であることから、どの地域も卸価格の上昇時の反発のほうが下落時よりも大きいことが分かるが、その差は 0.404 と最も大きい大都市部と、0.145 と最も小さい高値地域との間で約 0.25 もある。この価格

の非対称性は①と②で述べた通り、卸価格下落時の動きはどの地域も大差が無い為、直近のガソリン上昇時の反発力に対する違いに起因することが分かった。

3.6 結論

本章では、ガソリンスタンドが価格設定をする際に、直接コストに直結するため、非常に重要な問題となる卸価格の変動に対してどのような対応をしているのかについて定量的な分析を行ってきた。分析の結果、原油価格が高騰しているときにはすぐガソリン価格は高騰するのに対し、原油価格が下落してもあまりガソリン価格に変化がないという意見はある程度をえていることが分かった。確かにガソリン価格の約 4 割が税金であるため、原油価格が半減しても 1-2 割ほどしか価格への影響はないことは事実ではあるが、分析より、卸価格の上昇に対する小売価格の転嫁率の方が、下落期よりも高く、かつ素早い反応となるため、消費者側もガソリン価格が急落はしないのに、急騰はするという今の状況を鑑みてそのように感じるのは至極もつともである。

また、その価格変動の非対称性に関しては、市場構造(競争度合い)の違いが大きく影響を与えていることが今回の実証分析から推定された。つまり価格変動の非対称性は、苦境の中、経営存続のためマークアップを守るガソリンスタンド側に起因するのである。

第4章 実証分析Ⅱ-ガソリン需要関数の推定-

文責：土田高悠

前章においては、ガソリンの卸売価格がどのように小売価格に影響を与えているのかを実証した。

本章では、そのガソリン小売価格がどのように国内のガソリン需要に影響しているかを計量経済学的に分析する。日本国内の各都道府県で取引されている年次別のレギュラーガソリンの小売価格をもとに需要量を表す関数を定式化して、ガソリン価格とガソリン需要について回帰分析を行った。

4.1 需要関数の定式化

ガソリン価格がどのようにガソリン需要に影響を与えるかを分析するために、需要関数を定式化する必要があるが、まずDahl (1982) のモデルに従って、以下のように車両走行距離の生産関数を定式化することから議論を始める。

$$M = M(G, V)$$

上式の G はガソリン消費量、 V は車両サービス量を表している。さらにこの車両走行距離と他の財によって効用が決定される特定の消費者を仮定する。効用関数は以下のように定式化される。

$$U = U(M(G, V), X)$$

上式の X は他の財の消費量を表している。

ゆえに、この特定の消費者の効用を最大化することは

$$U(M(G, V), X) - \lambda(Y - P_g G - P_v V - P_x X)$$

上式を最大化させることに等しい。ここで、 Y は可処分所得、 P_g はガソリン価格、 P_v は車両サービス価格、 P_x は他の財の価格である。この式の G, V, X についての一階の条件は以下のようなになる。

$$U_M M_G - \lambda P_g = 0$$

$$U_M M_V - \lambda P_v = 0$$

$$U_X - \lambda P_x = 0$$

これらの解は、 P_g, P_v, P_x, Y の関数としてガソリン需要を表すことができる。 P_v の情報は通常利用可能なものでないため、他の指標が用いられる。Archibald and Gillingham (1980) は自動車価格を用いるモデルを使用した。ここではDahl (1982) と同様に車両のストックを用いることとする。 P_x は消費者の価格に対する指標を表しており、ガ

ソリン価格と所得はこの指標によって調整される。調整されたガソリン価格と所得をそれぞれ $PGAS, YR$ とする。desired demandと呼ばれるガソリン需要 G^* は以下のように表せる。

$$G^* = f(PGAS_t, YR_t, V_t) \quad (4.1)$$

この需要は他の様々な要因にも依存するだろうが、議論を単純にするため、一時的に無視することとする。この式はKennedy (1974) のフロー調整モデルを使用することで動的な式となる。まず(4.1)式を対数線形の形に特定し

$$G^* = \phi_0 PGAS_t^{\phi_1} YR_t^{\phi_2} V_t^{\phi_3} \quad (4.2)$$

と表す。しかしこのdesired demandは、実質的な需要水準と一致しない。実質的な需要水準はラグ付き変数を用いることでdesired demandに適應され、

$$\begin{aligned} \frac{G_t}{G_{t-1}} &= \left(\frac{G^*}{G_{t-1}} \right)^\gamma \\ \ln \frac{G_t}{G_{t-1}} &= \ln \left(\frac{G^*}{G_{t-1}} \right)^\gamma \\ \ln G_t - \ln G_{t-1} &= \gamma (\ln G^* - \ln G_{t-1}) \\ G_t - G_{t-1} &= \delta (G^* - G_{t-1}) \end{aligned} \quad (4.3)$$

となる。最後に(4.3)に(4.1)を代入することで

$$G_t = \delta f(PGAS_t, YR_t, V_t) + (1 - \delta)G_{t-1} \quad (4.4)$$

となり、ガソリン価格、所得(ともに消費者の価格に対する指標によってデフレートされている)、車両ストック、1期前のガソリン消費量を説明変数に持つガソリン需要を定式化することができる。

4.2 回帰モデル

前節ではガソリンの実質的な需要水準が4つの説明変数によって定式化されることを示した。実際にこれらの説明変数がどのようにガソリン需要に影響を及ぼしているかを分析するため、以下のような対数線形回帰モデルを設定する。なお、各変数の添え字 i, t は地域 i 、時点 t のデータであることを示している。

$$\begin{aligned} \ln QGAS_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 \ln PGAS_{i,t} + \beta_2 \ln GDP_{i,t} \\ &+ \beta_3 \ln VEH_{i,t} + \beta_4 \ln QGAS_{i,t-1} \\ &+ \eta_{i,t} \end{aligned} \quad (4.5)$$

この被説明変数の $\ln QGAS_{i,t}$ は一人当たりガソリン消費量の自然対数であり、これは実質的な一人当たりのガソリン需要量の代替として用いられているものである。また説明変数の $\ln PGAS_{i,t}$ および $\ln GDP_{i,t}$ は、それぞれガソリン価格と一人当たりの所得を消費者の価格に対する指標でデフレートした値の自然対数であり、 $\ln VEH_{i,t}$ は一人当たりの車両ストックの自然対数である。また $\eta_{i,t}$ は誤差項である。

それぞれの変数が全て自然対数で取られている理由は、需要に対するそれぞれの変数の弾力性を容易に算出しやすくするためである。例えば需要の価格弾力性を ε_{price} とすると、この ε_{price} は

$$\varepsilon_{price} = \frac{PGAS}{QGAS} \frac{\partial QGAS}{\partial PGAS} \quad (4.6)$$

と定義される。また、

$$\frac{\partial \ln QGAS}{\partial QGAS} = \frac{1}{QGAS}$$

$$\frac{\partial \ln PGAS}{\partial PGAS} = \frac{1}{PGAS}$$

であるため、(4.6)式に代入して

$$\varepsilon_{price} = \frac{PGAS}{QGAS} \frac{\partial \ln QGAS}{\partial \ln PGAS} \frac{QGAS}{PGAS} = \frac{\partial \ln QGAS}{\partial \ln PGAS} = \beta_1$$

となる。つまり推定したガソリン価格の係数 β_1 の負の値が、需要の価格弾力性を表す推定値となる。

また β_1 はガソリン需要における、短期の価格弾力性を示している。長期の弾力性は

$$\varepsilon_{price}(long\ run) = \frac{\beta_1}{1 - \beta_4}$$

として計算することができる。

上記の議論をガソリン価格の代わりに所得を用いて行うことで、同様に短期と長期におけるガソリン需要の所得弾力性 ε_{income} を導出することができる。

4.3 パネルデータ分析の手法

パネルデータの分析方法として、3種類の回帰推定モデルを設定し、そのモデルの中から適切な1つを選択するという手法が一般的にとられている。本節では北村 (2005) に従って、(1)プーリング推定モデル、(2)固定効果推定モデル、(3)変量効果推定モデルの概説を行う。

4.3.1 プーリング推定

時系列、クロスセクションのデータをすべて合体し、全ての変数が共通の母集団から発生していると考えてデータを扱うとき、そのデータをプーリング・データと呼ぶ。このときの説明変数 x_{it} と被説明変数 y_{it} の関係は以下のようにあらわすことができる。

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T \quad (4.7)$$

ここで i は個別経済主体(本章の議論に沿って言うならば、都道府県)を表すクロスセクション方向の情報である。 t は時間を表す時系列方向の情報である。データをすべてプーリング・データとして扱うと仮定し、(4.7)式のようなモデルに対して最小二乗法推定(OLS)を行う手法がプーリング推定モデルである。このとき、すべての経済主体は同じ定数項、同じ傾きを持つと仮定しており、個別の異質性やダイナミズムは存在しないものとしている。

4.3.2 固定効果推定

前項の(4.7)式で表された誤差に関して、以下のような二元配置誤差構成要素モデルを想定する。

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (4.8)$$

ここで μ_i は観察不可能な経済主体独自の個別効果を表し、 λ_t は観察不可能な時間効果、 v_{it} は攪乱項を表す。議論の簡略化のため、 $\lambda_t = 0$ の場合での一元配置誤差構成要素モデルを仮定し、以下に表す。

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (4.9)$$

この(4.9)式を(4.7)式に代入すると

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (4.10)$$

が得られる。この際に、経済主体の異質性を考慮して、モデルの傾きは同一だが定数項がそれぞれの主体で異なっているものとして推定する方法が固定効果推定モデルである。

$v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ として(4.10)式の個々の主体に関して時間平均を取ると

$$\bar{y}_i = \alpha + \beta \bar{x}_i + \mu_i + \bar{v}_i \quad (4.11)$$

となるため、(4.10)式から(4.11)式を引くことで、固定効果を以下のように消去することができる。

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (v_{it} - \bar{v}_i) \quad (4.12)$$

ここで(4.12)式を最小二乗法推定することで、最良不偏推定量 $\hat{\beta}$ を得ることができる。またそれを(4.10)式に代入することで固定効果 $\tilde{\mu}_i = \bar{y}_i - \tilde{\beta}\bar{x}_i$ を得る。この場合固定効果としてダミー変数を用いているため、この一連の推計方法を最小二乗ダミー変数モデル(LSDV)と呼ぶ。

4.3.3 ランダム効果推定

固定効果推定モデルでは各主体に対してダミーを割り当てるため、 N が大きくなれば推定すべきパラメータの数は膨大なものになり、推定における自由度は著しく低下する。そこで $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ と仮定した推定方法を考える。それがランダム効果推定モデルである。

ランダム効果推定モデルでは、固定効果 μ_i を確率変数として扱い、 μ_i は攪乱項 u_i から独立していると仮定し、

$$\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$$

$$u_{it} \sim iid(0, \sigma_u^2)$$

とおく。このとき、 $\pi_{it} = \mu_i + u_{it}$ となる誤差項 π_{it} について

$$var(\pi_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_u^2$$

$$cov(\pi_{it}, \pi_{is}) = \sigma_\mu^2 \quad for \ t \neq s$$

$$cov(\pi_{it}, \pi_{js}) = 0 \quad for \ \forall t, s \quad if \ i \neq j$$

が得られる。これは同一種体内の誤差項 μ_i と u_{it} が相関していることを表しており、効率的な推定値を得るためには一般化最小二乗法(GLS)を用いる必要がある。

推定値 β_{GLS}^{rnd} は以下のように導出することができる。

$$\beta_{GLS}^{rnd} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}) + \theta \sum_{i=1}^N T(\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \theta \sum_{i=1}^N T(\bar{x}_i - \bar{x})^2}$$

ここで $\theta = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\mu^2}$ である。

4.4 適切なモデル選択の検定

前節で解説した3つのモデルを一度に検定する手法は導入されていない。この項では、2つのモデルを検定によって比較し、その手順を全てのモデル間で行うことで、3つのモデルの中から最も適切と思われるモデルを選択する手法を取る。検定は以下の通りである。

検定1: 「固定効果モデルより変量効果モデルの方が適切である」という仮説を検定するHausman検定

検定2: 「変量効果モデルよりプーリング回帰モデルの方が適切である」という仮説を検定するBreusch and Pagan検定

検定3: 「固定効果モデルよりプーリング回帰モデルの方が適切である」という仮説を検定するF検定

4.4.1 Hausman検定

北村 (2005) によると、変量効果モデルが用いられるのは、説明変数のベクトル(仮に \mathbf{X} としよう)と誤差項のベクトル $\boldsymbol{\eta}$ とが互いに独立であるケースである。これらが依存している場合、固定効果モデルが用いられると考えることができる。Hausman検定はこのベクトルが互いに独立であるという条件を帰無仮説とにおいて検定を行う。つまり

$$H_0: \mathbf{X} \text{ と } \boldsymbol{\eta} \text{ は互いに独立}$$

$$H_1: \mathbf{X} \text{ と } \boldsymbol{\eta} \text{ は互いに依存}$$

とにおいて帰無仮説を検定する。

各変数の係数の $k \times 1$ ベクトル $\boldsymbol{\beta}$ に関して、「 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_0$ は H_0 のもとで一致かつ有効推定であるが、 H_1 のもとでは一致推定ではない」「 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_1$ は H_0 でも H_1 のもとでも一致推定であるが、 H_0 のもとでは有効推定ではない」という2つの推定が得られたとする。

そこで、 $\hat{\boldsymbol{q}} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_1 - \hat{\boldsymbol{\beta}}_0$ と定義し、 $\text{var}(\hat{\boldsymbol{q}}) = \text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_1) - \text{var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_0)$ とおき、 H_0 のもとでそれぞれの分散を推定する。 $\hat{\mathbf{V}}(\hat{\boldsymbol{q}})$ を $\text{var}(\hat{\boldsymbol{q}})$ の一致推定とみなすと、

$$m = \hat{\boldsymbol{q}}' [\hat{\mathbf{V}}(\hat{\boldsymbol{q}})]^{-1} \hat{\boldsymbol{q}} \sim \chi^2(k)$$

となる統計量 m によって、帰無仮説 H_0 を検定できる。

4.4.2 Breusch-Pagan検定

北村 (2005) によると、固定効果の分散が0であるという仮説を検定することで、変量効果モデルよりもプーリング回帰モデルが適切であるかどうかを判断することができる。

もし個別固定効果が存在しないのであればプーリング最小二乗法による推定が可能である。残差項を \hat{u}_{it} とにおいて、次のような統計量を定義する。

$$S_1 = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it} \right)^2$$

$$S_2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2$$

これに対して以下のようにLM統計量を定義する。この統計量は自由度 k の χ^2 分布に従う。

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left(\frac{S_1}{S_2} - 1 \right)^2 \sim \chi^2(k)$$

この統計量が有意であれば、プーリング回帰ではなく変量効果モデルを選択すべきであると考えることができる。

4.4.3 F検定

北村 (2005) は、分散分析で用いるF検定によって、定数項の全ての傾きが同じであるという制約が課されるプーリング回帰モデルを検定できるとしている。分散分析で用いるF検定とは、自由度 v_0, v_1 とするF分布にしたがう、

$$F(v_0, v_1) = \frac{\frac{RSS_0}{v_0}}{\frac{RSS_1}{v_1}}$$

となる統計量Fを用いる検定である。このとき、 RSS_0 は帰無仮説のもとでの残差平方和、 RSS_1 は対立仮説の下での残差平方和である。

モデル選択の検定への応用では、「定数項の全ての傾きが同一である」という帰無仮説の下で検定を行う。

4.5 先行研究での推定結果

先行論文のDahl (1982) は、41か国の1970年から1978年にかけての変化を見るクロスセクションデータを用いた。使用したデータとしては、路上走行車両のガソリン消費量が入手不能であったため、代わりに航空ガソリンを含めた1人当たりの総ガソリン量が使われた。幸い路上走行車両以外のガソリン消費量は全体と比べると微々たるものであったため、この差異は僅かなバイアスとしてみなすことができた。ガロン当たりUSセントのガソリン価格の情報はInternational Petroleum Annual より入手した。所得変数は、各国の1975年のUSドルで換算された1人当たりのGDPを用いた。ま

た、これらの価格、所得変数はアメリカのインフレ率によってデフレートされた。1人あたりの車両ストックは、自動車、トラック、バスの1人当たり保有台数を用いた。二輪車両はこの内に含まれていないが、この差異は全車両に対する二輪車保有率が高い発展途上国では大きなバイアスとなり、二輪車保有率が低い先進国では比較的小さなバイアスとなった。

Dahl (1982) はガソリン価格が外生的であるという仮定の下、前節で明記した(4.6)式を単純な最小二乗法によって求めた。推定結果は以下のようになった。

表4-1 Dahl (1982) によるOLS回帰

Variable	LnPGAS	lnVEH	lnGDP	lnQGAS _{t-1}
Coefficient	-0.13	0.11	0.06	0.83
(t-Value)	(-6.45)***	(3.81)***	(2.66)**	(33.35)***
Number of observation=41			R-squared=0.99	
Durbin-Watson test	h=-0.14			

(注)有意水準は、* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01で示している。

出所：Dahl (1982)

係数は全て5%水準で有意であり、短期での需要の価格弾力性は-0.13であり、長期での価格弾力性は-0.76と推定された。同様に短期での需要の所得弾力性は0.06であり、長期での所得弾力性は0.35であった。またDurbinのh統計量の値は絶対値で0に近い値になっており、系列相関が発生していないという帰無仮説を棄却することはできない。

またこれらの弾力性の測定は、Yang and Hu (1984), Wheaton (1982), Kayser (2000) によっても行われている。また、Houthakker *et al.* (1974) はアメリカの48の州について、Al-Sahlawi (1988) はサウジアラビアについて、Bentzen (1994) はデンマークについて、Eltony and Al-Mutairi (1995) はクウェートについて、Eltony (1993) はカナダについて、Eltony (1996) はクウェート、サウジアラビア、カタール、アラブ首長国連邦、オマーン、バーレーンといった港湾協力会議の国々について、Ramanathan (1999) はインドについて、Alves and De Losso da Ailveira Bueno (2003) はブラジルについて、そしてKoshal *et al.* (2007) は日本についてのデータを用い、同様に弾力性の測定を行った。それぞれの先行研究によって得られた結果をいかに記す。

表4-2 各先行研究によって得られた弾力性の推定値

先行研究	価格弾力性(短期)	価格弾力性(長期)	所得弾力性(短期)	所得弾力性(長期)	地域
Kayser	-0.23	-	0.49	-	
Wheaton	-0.7	-	1.2	-	
Yang and Hu	-0.56	-	負かつ有意でない	-	
Bentzen	-0.32	-0.41	-	-	デンマーク
Alves and De Losso da Ailveira Bueno	-	-0.47	-	0.12	ブラジル
Eltony	-0.311~ -0.313	-0.975~ -1.059	-	-	カナダ
Houthakker <i>et al.</i>	-0.075	-0.24	0.30	0.98	アメリカ
Koshal <i>et al.</i>	-0.115	-0.411	0.296	1.056	日本
Ramanathan	-0.209	-0.319	1.178	2.682	インド
Al-Sahlawi	-0.08	-0.67	0.11	0.92	サウジアラビア
Eltony and Al-Mutairi	-0.37	-0.46	0.47	0.92	クウェート
Eltony	-0.11	-0.17	0.31	0.48	港湾協力会議

出所：Kayser (2000) , Wheaton (1982) , Yang and Hu (1984) , Bentzen (1994) , Alves and De Losso da Ailveira Bueno (2003)

などにより作成

短期のガソリン需要の価格弾力性に関しては一様に極めて低い値が推定されており、長期でもさほど弾力的にはなっていない。また所得弾力性に関しても同様であるが、Yang and Hu (1984) の推定結果における短期の所得弾力性は有意でない負の値となった。彼らはこの結果が外生的な要因によるものであると考察し、その要因としてアメリカ連邦政府による長期的なエネルギー保護政策を1つの可能性に挙げた。具体的

な描写は以下のとおりである。1970年代のOPECによるエネルギー価格のコントロールによって、連邦政府はエネルギー保護のために国内の燃費環境の改善を要求した。このことは国内の家計における可処分所得の上昇を意味するものであった。彼らが用いたのは1970年代のデータであるため、ゆえに彼らはこの連続的な実質所得の上昇によって所得の係数が負になったのではないかと考察した。

またRamanathan (1999) が推定した所得弾力性は短期長期ともに1より上の値となった。Graham and Glaister (2002) は燃料消費量の価格弾力性は短期では0から-0.3、長期では-0.6から-0.8程度の値をとるのが一般的であるとした。

4.6 実証分析

この節ではパネルデータを用いることでガソリンの需要関数を推定することを試みる。

4.6.1 データセット

今回使用するデータは2004年から2012年までを対象にした、年次別の47都道府県の1人当たりガソリン需要量、ガソリン価格、1人当たり所得、1人当たり車両ストックデータである。この項ではそれぞれの変数として組み入れたデータと、そのデータベースを記す。

まずガソリン需要量であるが、数年にわたる都道府県別のガソリン消費量のデータを入手することが不可能であったため、これは資源エネルギー庁の都道府県別エネルギー消費統計調査に記載されている乗用車のエネルギー排出量(GJ)を代用した。当然ながら、ガソリン消費量とエネルギー排出量との差異はバイアスとして寄与することとなる。

次にガソリン価格であるが、これは資源エネルギー庁の給油所小売価格調査における1リットル当たりのレギュラーガソリン価格を使用した。ただしこの調査によって公表されたデータは週次のデータであったため、年次の平均価格を算出した。

さらに車両ストックの数は、自動車検査登録情報協会が公表している各都道府県の自動車保有台数を使用した。このデータは軽自動車を含む乗用車、貨物車、乗合車、特種(殊)車、二輪車の合計値である。

また所得データは内閣府が公表している実質県民所得(百万円単位)を使用した。

上のようにして求めたデータの内、エネルギー排出量、自動車保有台数、そして県民所得は、資源エネルギー庁の都道府県別エネルギー消費統計調査に記載されてあ

た人口データによって、1人当たりの値が導出された。また消費者の価格に対する指標として、総務省統計局が公表する消費者物価指数(CPI)を使用し、レギュラーガソリン価格をデフレートした。

4.6.2 記述統計量

記述統計量は以下の通りである。

表4-3 記述統計量

	平均値	標準偏差	最大値	最小値	サンプル数
PGAS	134.9006	12.40911	160.2389	110.519	423
QGAS	9.706939	1.811256	13.1406	4.1235	423
GDP	3.753053	0.5808967	6.914889	2.793157	423
VEH	0.699104	0.1106966	0.8684388	0.336089	423

4.6.3 推定結果

まず前項で記述した検定手法に従って、各統計量を推定した。

表4-4 各検定とp値

Hausman test	chi2(4)=268.50 Prob>chi2=0.0000
Breusch-Pagan test	chibar2(01)=0.00 Prob>chibar2=1.0000
F test	F(46, 325)=5.13 Prob>F=0.0000

Hausman検定では「固定効果モデルより変量効果モデルが適切である」という帰無仮説が棄却され、Breusch-Pagan検定では「変量効果モデルよりプーリング回帰モデルが適切である」という帰無仮説は棄却されず、F検定では「固定効果よりプーリング回帰が適切である」という帰無仮説が棄却された。つまり最も適切なモデルは固定効果モデルであると推測することができる。

固定効果モデルでの回帰結果を以下に示す。ただし不均一分散を考慮した頑健推定である。

表4-5 LSDV頑健推定

Variable	lnPGAS	lnVEH	lnGDP	lnQGAS _{t-1}
Coefficient	-0.1178188	0.714098	0.1609379	0.0963953
(t-Value)	-3.53***	2.03**	1.26	1.86*
R-squared	within 0.0397 between 0.6371 overall 0.5745			
Number of observation=376				
Number of groups=47				

(注)有意水準は、* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01で示している。

結果として、ガソリン価格、自動車保有台数の係数は5%水準で有意となり、1期前のガソリン消費量の係数は10%水準で優位となったが、県民所得は10%水準でも有意とならなかった。

以上の結果をもとに、短期、長期における価格弾力性と所得弾力性を導出することができる。導出方法は2節の方法に倣う。

表4-6 各弾力性の推定値

価格弾力性		所得弾力性	
短期	長期	短期	長期
-0.1178188	-0.130387547	0.1609379	0.178106533

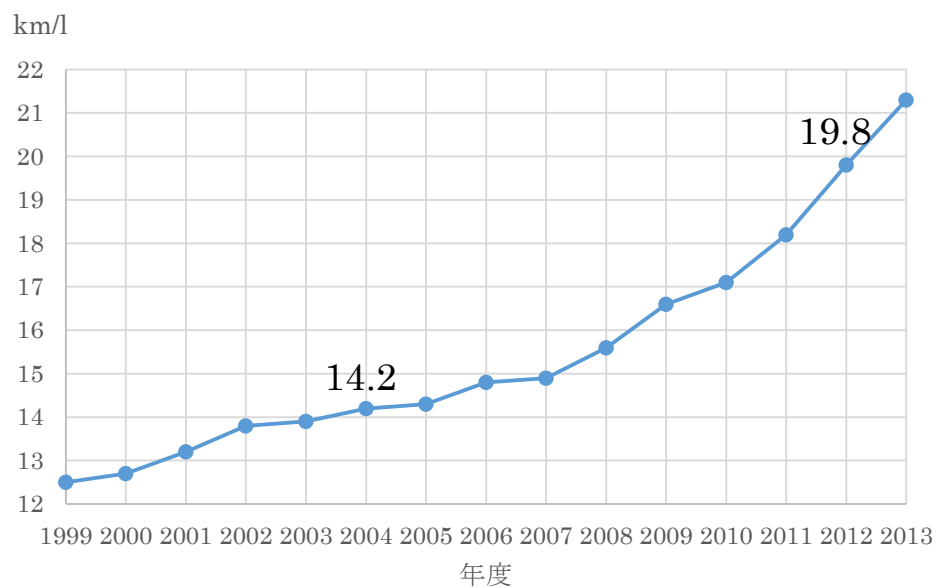
4.7 考察

前節で推定した値のうち、短期の価格弾力性についてはGraham and Glaister (2002) が主張した範囲の値に収まっており、Koshal *et al.* (2007) が推定した値(-0.115)と極めて近似している。しかし長期弾力性の推定値に関してはこの限りでなく、非弾力的なままとなっている。この結果は、説明変数として加えられた1期前の被説明変数にかかる係数の値が非常に小さく推定されたからである。Balestra and Nerlove (1966) によれば、固定回帰モデルにおける被説明変数のラグ付き変数は、その係数を

小さく推定してしまうバイアスがかかる。Koshal *et al.* (2007) は時系列データの最小二乗法モデルを用いたために、このバイアスのかからないラグ付き変数の係数を推定することができたと考察できる。

また、所得弾力性の推定値は非弾力的かつ有意でない値となった。同様に有意でない値を推定したYang and Hu (1984) が展開した議論と同様に、日本国内の県民所得にも外生的な要因として燃費向上が影響していると考えられることができる。

図4-1(ガソリン乗用車の平均燃費推移)



出所：一般社団法人 日本自動車工業会

日本自動車工業会の公表している統計情報によると、2004年度から2012年度にかけてのガソリン乗用車における平均燃費は14.2km/lから19.8km/lと向上しており、この燃費の上昇幅は2004年度以前と比較すると年々高くなっている。つまりこの燃費改善による可処分所得の実質的な上昇が、非弾力的で有意でない所得弾力性の推定値となったと考えることができる。しかしそのような外生的な要因を排除したとしても、所得弾力性が大幅に上昇するだろうという推論には考察の余地が残る。

以上の議論をもとに、ガソリン需要に関する考察として、我々は以下のように結論付ける。

所得弾力性が0以上1未満であることから、ガソリンは必需品として扱われる財であるということが出来る。また必需品であるため、消費者は価格に対して敏感に反応し

た消費行動を行わない。このことは、政府によるガソリン税の引き上げは、エネルギー排出量の調整に寄与しない。つまり環境に対する不経済を解消する要因となりえない。むやみなガソリン税の引き上げは消費者余剰を削減する要因となりえるため、政策としてふさわしいということとはできない。

またこの結論は、世界的な原油流通量がわずかに抑制、減少した際のガソリン価格の上昇は急激なものになりえるという推論を導くことができる。

第5章 結論と考察

第1章でガソリンスタンドにおける現状でSSの数が減少していることを確認したが、それは需要の低下が大きく関係しており、今後もその傾向は続くと考えられる。また、各SSはサービスの提供形態により、ガソリン価格の多様性を生み出していることも確認できた。第2章および第3章では、卸価格から小売価格の転嫁率に関して上昇時と下落時では非対称性があることを理論および実証の両方から確認することができた。また、その他にも大都市（過密地域）と過疎地域、そして高値地域と安値地域においても転嫁率やその速さに関して差がみられることを確認した。また第4章では、ガソリンが必需品として扱われる財であることが確認でき、さらに需要の価格弾力性が非常に小さいということを推定できた。このことは、ガソリン価格の変動に対して消費者が敏感な消費行動の変化を起こさないことを示している。

最後に、第3章では国内のガソリン卸価格の変動に対して小売のガソリン価格がどのように追従するのかを推定し、第4章ではそのガソリン小売価格の変化がどのようにして消費者行動に影響を与えるのかを需要関数を推定することで観察した。つまりこれらの議論を通して、国内のガソリン卸価格によってもたらされたガソリン消費行動への効果を段階的に観測することが可能となった。また、需要の価格弾力性が非常に小さく、価格の転嫁率に関して上昇時と下落時における非対称性の存在により、消費者はガソリンスタンドが設定したが小売価格にそのまま直面せざる負えない一方で、ガソリンスタンドはその分マージンを得ることが可能になっているという結論も導くことができると考えられる。

参考文献

- 北村行伸 (2005), 「パネルデータ分析」 岩波書店
- 経済産業省 (2007), 「石油流通分野の現状と課題について」
- りゅうぎん総合研究所 (2006), 「ガソリンスタンド (サービスステーション) 業界の動向」
- Al-Sahlawi, M. A., (1988), “Gasoline Demand: The Case of Saudi Arabia,” *Energy Economics*, **10**, 271-275.
- Alves, D. C. O. and R. De Losso da Silveira Bueno, (2003), “Short-Run, Long-Run and Cross Elasticities of Gasoline Demand in Brazil,” *Energy Economics*, **25**, 191-199.
- Archibald, R. and R. Gillingham, (1980), “An Analysis of the Short-Run Consumer Demand for Gasoline Using Household Survey Data,” *The Review of Economics and Statistics*, **62**, 622-628.
- Balestra, P. and M. Nerlove, (1966), “Pooling Cross Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas,” *Econometrica*, **34**, 585-612.
- Bénabou, R., and R. Gertner, (1993), “Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups?,” *The Review of Economic Studies*, **60**, 69-93.
- Bentzen, J., (1994), “An Empirical Analysis of Gasoline Demand in Denmark Using Cointegration Techniques,” *Energy Economics*, **16**, 139-143.
- Borenstein, S., A. C. Cameron, and R. Gilbert, (1992), “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?,” *NBER Working Paper*, No.4138.
- Borenstein, S., A. C. Cameron, and R. Gilbert, (1997), “Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?,” *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, 305-339.
- Dahl, C. A., (1982), “Do Gasoline Demand Elasticities Vary?,” *Land Economics*, **58**, 373-382.
- Eckert, A., (2002), “Retail Price Cycles and Response Asymmetry,” *The Canadian Journal of Economics*, **35**, 52-77.
- Eltony, M. N., (1993), “Transport Gasoline Demand in Canada,” *Journal of*

- Transport Economics*, **27**, 193-208.
- Eltony, M. N., (1996), "Demand for Gasoline in the GCC: An Application of Pooling and Testing Procedures," *Energy Economics*, **18**, 203-209.
- Eltony, M. N. and N. H. Al-Mutairi, (1995), "Gasoline for Demand in Kuwait: An Empirical Analysis Using Cointegration Techniques," *Energy Economics*, **17**, 249-253.
- Graham, D. J. and S. Glaister, (2002), "The Demand for Automobile Fuel: A Survey of Elasticities," *Journal of Transport Economics and Policy*, **36**, 1-25.
- Green, E. J., and R. H. Porter, (1984), "Noncooperative Collusion under Imperfect Price Information," *Econometrica*, **52**, 87-100.
- Houthakker, H. S., P. K. Verleger, and D. P. Sheehan, (1974), "Dynamic Demand Analyses for Gasoline and Residential Electricity," *American Journal of Agricultural Economics*, **56**, 412-418.
- Iyer, G. and P. B. Seetharaman, (2003), "To Price Discriminate or Not: Product Choice and the Selection Bias Problem," *Quantitative Marketing and Economics*, **1**, 155-178.
- Kayser, H. K., (2000), "Gasoline Demand and Car Choice: Estimating Gasoline Demand Using Household Information," *Energy Economics*, **22**, 331-348.
- Kennedy, M., (1974), "An Economic Model of the World Oil Market," *The Bell Journal of Economics and Management Science*, **5**, 540-577.
- Koshal, R. K., M. Koshal, Y. Yamada, S. Miyazima and K. Yamamoto, (2007) "Demand for Gasoline in Japan," *International Journal of Transport Economics*, **34**, 351-367.
- Ramanathan, R., (1999), "Short- and Long-Run Elasticities of Gasoline Demand in India: An Empirical Analysis Using Cointegration Techniques," *Energy Economics*, **21**, 321-330.
- Maskin, E., and J. Tirole, (1989), "A Theory of Dynamic Oligopoly, II," *Econometrica*, **57**, 1501-1501.
- Noel, M. D., (2007), "Edgeworth Price Cycles: Evidence from the Toronto Retail Gasoline Market," *The Journal of Industrial Economics*, **55**, 69-92.
- Wheaton, W. C., (1982), "The Long-Run Structure of Transportation and Gasoline Demand," *Bell Journal of Economics*, **13**, 439-454.

- Yanagisawa, A.,(2012), “Structure for Pass-Through of Oil Price to Gasoline Price in Japan”, <https://eneken.ieej.or.jp/data/4440.pdf>
- Yang, B. M. and T. Hu, (1984), “Gasoline Demand and Supply under a Disequilibrium Market,” *Energy Economics*, **6**, 276-282.
- Ye, M., J. Zyren, J. Shore, and M. Burdette, (2005), “Regional Comparisons, Spatial Aggregation, and Asymmetry of Price Pass-Through in U.S. Gasoline Markets”, *Atlantic Economic Journal*, **33**, 179-192
- 一般財団法人 自動車検査登録情報協会 ホームページ <https://www.airia.or.jp/>
- 一般社団法人 日本自動車工業会 ホームページ <http://www.jama.or.jp/>
- ガベージニューズドットコム <http://www.garbagenews.net/>
- 経済産業省・資源エネルギー庁 <http://www.enecho.meti.go.jp/>
- 国土交通省 ホームページ <http://www.mlit.go.jp/>
- 資源エネルギー庁 ホームページ <http://www.enecho.meti.go.jp/>
- 総務省統計局 ホームページ <http://www.stat.go.jp/>
- 内閣府 ホームページ <http://www.cao.go.jp/>
- 日本エネルギー経済研究所ホームページ <http://eneken.ieej.or.jp/>

おわりに

私たちにとっては初めての論文執筆であり、大変な作業が多く苦勞しました。しかしこのように一本の論文を執筆し終えることができ、本当によかったと思います。私たちのパートはなかなか論文のテーマが決まらず、一度決まった後にもデータが十分に得られないという理由から大幅な方針の転換をしました。そして夏休みの終わりに差し迫ったところでようやくテーマがガソリンスタンドに決まり、本格的に始動することができました。しかしながらガソリンスタンドに関する先行研究は膨大な数があるものの、日本における個々のガソリンスタンドに関するマイクロなデータはなかなか手に入らず、ほとんどの論文を利用することができませんでした。そのため今回の論文のようにデータが得られる範囲での実証になりました。また、実証分析を行うものを先に決めたため、ゼミにおける研究内容である産業組織論に関連する理論の論文を探すのに苦勞しました。その他にも、実証分析の結果が有意にならないことや先行研究の結果と異なることなど問題は多く、あらゆる点において苦勞し、同時に深く考えさせられました。このことから、私たちの論文執筆は日程的に大幅に遅れを取りましたが、そんな中でもできる限り多くのパート員で毎日のように集まり、一つずつ着実に進捗させ、最終的に一本の論文を完成させることができたことは私たちにとって非常に良い経験となったと思います。

最後に、いつも丁寧にご指導してくださった石橋孝次先生、適切なアドバイスをさせていただいた研究会の先輩方、同じように初めての論文の執筆に直面し、切磋琢磨しながらともに頑張った同期の方々、そして計量的手法に関して丁寧にご指導してくださった田中辰雄先生に感謝の意を表したいと思います。さらに私事ではございますが、この論文をともに執筆し、最も苦樂をともにした経営戦略パートの有田君（創造性・データのプロフェッショナル）、颯田君（分析マスター）、土田君（STATA のスペシャリスト）といった優秀なメンバーにも感謝の意を表したいと思います。

石橋孝次研究会 17 期
経営戦略パート長 藤田翔也