

## 乗用車価格の変動と品質変化

### ——ヘドニック・アプローチによる品質変化の計測とCPIへの影響——

白 塚 重 典

1. はじめに
  2. データセット
  3. 実証結果
  4. 個別銘柄の品質調整
  5. 結び
- 補論

#### 1. はじめに

本論文は、わが国の乗用車市場における品質変化が、物価指数に与える影響をヘドニック・アプローチの分析フレームワークを利用して考察するものである。<sup>1)</sup>乗用車のCPIウエイトは、第1表に示したとおり、対総合でみて全国が2%、東京が1%、対耐久消費財では全国が31%、東京が23%を占めている。<sup>2)</sup>したがって、その品質変化がCPIの計測誤差に及ぼす影響は決して小さくないと推測さ

れる。<sup>3)</sup>

乗用車の品質変化について、ヘドニック・アプローチを利用した実証研究は米国を中心に多数存在する。<sup>4)</sup>これは、乗用車が、耐久消費財の中でも代表的な製品であると同時に、機能・性能指標に関するかなり詳細なデータを収集することができることが大きい。また、わが国の乗用車市場についても、太田[1978、1980]、Ohta[1987]による一連の研究があり、1970年から1982年の13年間のデータを利用してヘドニック物価指数の推計

---

本論文の作成に当たっては、太田 誠教授（筑波大学）、蓑谷千鳳彦教授（慶應義塾大学）から有益なコメントを頂いた。また、データセット作成および推計作業には、黒田祥子（日本銀行）の支援を得た。

- 1) ヘドニック・アプローチの分析手法の理論的な基礎付けや実証分析手法については、白塚[1994]、太田[1980]、Berndt[1991]を参照のこと。
- 2) 耐久消費財のウエイトの大きさについては、ウエイト算出の基礎資料となる『家計調査』のサンプル数や捕捉率の問題が指摘されるほか、フローとしての購入金額は変動が大きく、基準時点の取り方によってウエイトが過大にも、過小にも評価されうる点には注意を要する。
- 3) CPIの計測誤差については、品質変化の影響のほか、相対価格変動の影響、統計作成上の技術的な問題など、様々な問題が指摘されている。これらの点の詳細については、白塚[1995]を参照のこと。
- 4) 例えば、ヘドニック・アプローチの研究は、米国の乗用車データを利用したCourt[1939]が端緒となっているほか、Griliches[1961]、Ohta and Griliches[1976、1986]、Gordon[1990]等の研究成果が存在する。

第1表 乗用車のCPIに占めるウエイト

単位 (%)

| 調 査 項 目     | 対 総 合 |     | 対耐久消費財 |      | 備 考         |
|-------------|-------|-----|--------|------|-------------|
|             | 全 国   | 東 京 | 全 国    | 東 京  |             |
| 乗 用 車       | 1.8   | 1.1 | 31.3   | 22.6 |             |
| 軽 乗 用 車     | 0.2   | 0.1 | 2.8    | 2.0  |             |
| 小型乗用車 A     | 0.3   | 0.2 | 5.9    | 4.3  | 661～1500cc  |
| 小型乗用車 B     | 0.5   | 0.3 | 7.9    | 5.7  | 1501～1900cc |
| 小型乗用車 C     | 0.7   | 0.5 | 12.6   | 9.1  | 1900～2000cc |
| 小型乗用車 (輸入車) | 0.1   | 0.1 | 2.1    | 1.5  | 1700～2000cc |

(資料) 総務庁、『消費者物価指数の解説』

(注)1. 調査銘柄は、すべて車種が指定されている。

2. 四捨五入の関係で、乗用車全体のウエイトとその内訳項目のウエイトの合計は必ずしも一致しない。

を行い、CPI 上昇率との比較検討を行っている。<sup>5)</sup>しかしながら、残念なことに、この太田の先駆的な業績以降は、現在までこれに続く研究は見あたらない。

最近のわが国乗用車市場の動きをみると、1980年代後半から90年代初にかけて、消費者の高級化志向の高まりや普通乗用車（いわゆる「3ナンバー車」）の税率引下げを背景として、乗用車の大型化、高級化が進んだ。また、消費者のニーズも多様化してきており、ワゴン、ワンボックス、オフロードといったRVタイプの乗用車が、大きく売り上げを伸ばした。この間、カーエレクトロニクス製品の装着も着実に拡大しており、エンジンやサスペンションの自動制御機能といった機能面

での向上のほか、カーナビゲーション、エアバック等の乗り心地や安全性の改善につながる装備も登場している。ただ、最近では、輸入車の価格低下に加え、バブル崩壊や価格破壊現象の影響もあって、価格水準そのものを巡る競争も激しさを増しており、価格を抑えて割安感を前面に押し出したモデルが増加し、大型化、高級化といった動きも一服してきているようにみえる。

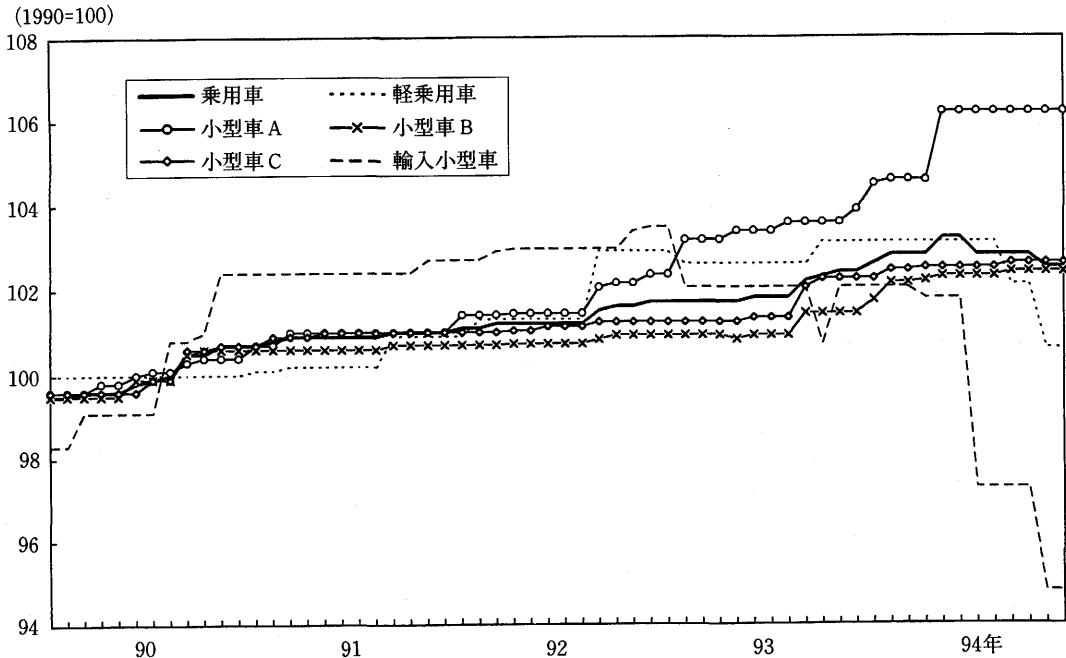
ここで、乗用車市場での動きをCPIがどのように捕捉しているかみるため、第1図に乗用車のCPI（全国）について、消費税率変更の影響を調整したベースの計数<sup>6)</sup>をプロットした。乗用車トータルの指数（図中の太実線）は、1990年以降、1994年央頃まで緩やか

5) そこでの結論は、乗用車の物価指数全体の動きとしては、CPIとヘドニック物価指数の間に大きな違いはみられないが、個別の銘柄変更作業に当たっては、CPIでの品質変化の評価に問題のあるケースもみられるとしている。このため、物価指数の信頼度という観点からすると、ヘドニック関数の推計パラメータを銘柄変更時の品質調整に利用することが望ましいとしている。また、Ohta[1987]では、中古車についても、1970年から83年までのヘドニック物価指数を推計しており、新車価格との比較も行っている。

6) 普通乗車、小型乗用車に対しては、1989年4月の消費税導入当初、物品税廃止にともなう税収の目減りを補填するため、6%の割り増し税率（通常は3%）が適用されていたが、税率は1992年4月に4.5%、1994年4月に3%と段階的に引き下げられている。

## 乗用車価格の変動と品質変化

第1図 CPI (全国) 乗用車の推移



(資料) 総務庁『消費者物価指数』

(注) 消費税率変更の影響を調整したベース。

に上昇し、足許では、ほぼ横這いの動きとなっている。品目別の動きをやや詳しくみても、最近時点において、輸入乗用車が大きく下落していることが目立っているが、国産乗用車の指数については、上昇もしくは横這いの動きとなっている。こうした動きは、価格を抑えて割安感を前面に押し出したモデルが増加しているとの、われわれの実感にはあまり合わないように思われる。

実感との乖離の原因は、乗用車の CPI 作成方法、特に、品質調整が不十分であることと、調査対象のカバレッジが狭く、かつ調査対象銘柄数が少ないため、物価指数としての

代表性に問題があることにありそうである。<sup>7)</sup>すなわち、CPI の品質調整手法は、他の品目についても共通する問題であるが、必ずしも品質変化を適切に評価できておらず、これがバイアスの大きな源泉となっている可能性がある。<sup>8)</sup>また、調査対象範囲については(前出の第1表参照)、乗用車は全部で5つの品目に分割されており、軽乗用車から小型乗用車までがカバーされているものの、普通乗用車は調査対象外となっている。なお、調査銘柄の詳細については、CPI を作成している総務庁からは公表されておらず、不明な部分が多い。調査銘柄数は各品目数銘柄程度

7) CPI と生活実感の乖離という問題を総合指数で考える場合には、平均的なバスケットとは何かといった点が大きな問題になるが、乗用車のような個別品目については、この点は問題にする必要はないと考えられる。

8) CPI の品質調整手法の具体的な問題点は、4. で詳しく検討する。

ずつとみられるが、調査銘柄の構成上、車種や乗用車サイズのバランスをどのようなかたちで考慮しているかは明らかでない。<sup>9)</sup>

以下、本論文の構成と分析結果の概要は次のとおりである。まず、2.では、本論文の分析に利用したデータセットの作成方法、データの特徴点、留意事項について述べる。続いて、3.、4.では、このデータセットを利用して、乗用車CPIの問題点を実証的に検討する。

まず、3.では、わが国の乗用車に関するヘドニック関数が推計され、1990年から94年までの5年間に、乗用車の品質調整済み物価指数（ヘドニック物価指数）が、年率-0.3%前後のピッチで低下していることが示される。同じ期間に、CPI乗用車は、消費税率変更の影響を控除すると、年率0.6%のペースで上昇しているため、そのウェイトを加味すると、対耐久消費財では、年率0.2%程度、対総合で同じく0.01%程度の上方バイアスをもたらした計算になる。これは、白塚[1994]で分析対象としたパソコンの押し下げ寄与度とほぼ同じ値である。したがって、乗用車には、パソコンほど劇的な品質向上が生じている訳ではないが、ウェイトが大きいため、CPI全体に無視しえない影響が及ぶことがわかる。

特に、ヘドニック物価指数は、1991年から92年にかけて一旦上昇した後、1993年以降、下落に転じていることから、足許では、対耐久消費財で0.3%から0.4%、対総合で0.02%前後と、CPIに対する上方バイアスが增幅されている。

さらに、収集したサンプルを乗用車のサイズ、タイプといった属性によって分割し、属性別のヘドニック物価指数の推計結果も示される。その結果をみると、属性間で物価指数の変動が有意に異なっていることが確認され、CPIのカバレッジの狭さや調査対象銘柄数の少なさによって、物価指数のバイアスが增幅されている可能性が示唆される。

4.では、ヘドニック・アプローチを、CPI、WPIといった銘柄特定方式によって作成されている物価指数へ取り込む枠組みを提示したうえで、3.で推計したヘドニック関数に基づいて個別調査銘柄の入れ替えに伴う品質調整のシミュレーションを行う。これによって、現在、物価指数の作成に採用されている品質調整手法だけでは、的確な品質変化の評価が困難であることを論証する。

最後に5.では、本論文での分析結果とその含意を要約し、これを踏まえて、乗用車の物価指数を改善するための方策を検討する。

## 2. データセット

本節では、分析に先立って、データセットの作成方法、収集したデータの時系列的な動き、およびデータ分析上の留意事項について述べる。

### (1) データの作成方法

#### イ. データソース・カバレッジ

本論文で利用した価格と諸特性に関するデータは、原則として、自動車工業振興会(編)、『自動車ガイドブック』から収集した。同書には、毎年10月初旬現在で取り扱われている

9) 調査銘柄についても、新車登録台数を参考に毎年見直しが行われているとされているが、詳細は明らかでない。

車種の「東京地区希望小売価格」(税金、保険料、登録費用等を除く価格)と機能・性能指標が掲載されている。ただし、価格情報の一部については、同書に掲載されていないものがあつたため、これらについては、オートガイド社の『レッドブック』(自動車価格月報)の10月号で補足した。また、機能・性能指標で掲載されていないもの、およびダミー変数として利用した各種オプション機能については、自動車工業振興会・図書室で収集している各社のカタログを利用して確認した。<sup>10)</sup>

対象車種は、前出の『自動車ガイドブック』において「乗用車」と分類されているもの全てとし、セダン、ハッチバック等のファミリーカー・タイプのものから、クーペ、ハードトップといったスポーツカー・タイプ、ワゴン、ワンボックス、4WDのオフロードといったRV車までが含まれている。また、サイズ的には、軽乗用車および小型乗用車、普通乗用車が対象になっている。ただし、ここでは、データが前出の『自動車ガイドブック』から入手できるものを対象としているため、輸入車は原則、対象外としている。<sup>11)12)</sup>

データセットには、乗用車価格のほか、機能・性能を示す11種類の諸特性値(車体や室内空間の大きさ、エンジンの馬力、トルク等)のほか、7種類のオプション機能の有無(エアコン・オートエアコン、アンチロックブレーキ等の装着の有無)、乗用車のスタイル(セダン、ハッチバック、ハードトップ等)、エンジンの種類(ガソリン、ディーゼルの区分およびガソリン車についてV型、直列、ロータリー等の区分)、駆動方式(FR、FF、4WD)、トランスミッション(5速マニュアル、4速オートマチック等)の情報がダミー変数のかたちで収録されている。また、データセットの作成期間は、現行基準(1990年基準)CPIの作成が開始された1990年から、最近時点の94年までの5年間とし、各年とも約500件のデータを収集している。

## ロ. 諸特性値の時系列的な推移

第2表には、収集したデータのうち、諸特性値、オプション機能の平均値、およびサンプルのメーカー別、サイズ別、スタイル別構成比の推移を示している。<sup>13)</sup>同表をみると、1990年から94年にかけて、サンプルの平均価

10) 価格および諸特性のデータが揃わないサンプルはデータセットから除外している。なお、太田[1978, 1980]でも、同様に『自動車ガイドブック』および『レッドブック』から、価格・諸特性データを収集している。

11) ただし、輸入車であっても、国内メーカーの海外現地生産車の逆輸入車等、『自動車ガイドブック』に掲載されているものについては、対象範囲に組み入れている。

12) 近年では、円高の影響等もあって、国産車に比べ輸入車の価格低下が顕著であり、本来であれば、輸入車についても同様のデータセットを作成し、分析対象に組み入れるべきである。しかしながら、『自動車ガイドブック』のように幅広い車種をカバーしつつ、輸入車も含めた情報を提供しているデータソースは見あたらないため、輸入車までを分析対象とすると、データセット作成の負担が極めて大きくなる。このため、本論文では輸入車の取り込みを見送っているが、輸入車のシェアは上昇傾向にあることから、輸入車を含めたわが国自動車市場の価格分析は、今後の研究課題として重要なポイントと考えられる。

13) オプション機能については、ダミー変数化(装着車が1、未装着車が0)されているため、表に示した数値は、サンプルに占める装着車の割合となっている。ただし、エアバックについては、運転席のみ装着された車を1、運転席・助手席とも装着された車を2としてダミー変数を設定しているため、正確には装着車の割合とはなっていない点に注意が必要である。

金 融 研 究

第2表 乗用車データの平均値の推移

| 変 数 (単位)               | 1990年   | 1991年   | 1992年   | 1993年   | 1994年   | 平 均<br>変化率(%) |
|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------------|
| 価 格 (千円)               | 1,881.1 | 2,032.9 | 2,134.9 | 2,154.9 | 2,204.5 | 3.949         |
| 全 長 (m)                | 4.256   | 4.276   | 4.289   | 4.285   | 4.326   | 0.409         |
| 全 幅 (m)                | 1.652   | 1.662   | 1.665   | 1.669   | 1.679   | 0.405         |
| 全 高 (m)                | 1.455   | 1.461   | 1.471   | 1.477   | 1.484   | 0.489         |
| 室内空間 (m <sup>3</sup> ) | 3.130   | 3.160   | 3.191   | 3.186   | 3.227   | 0.764         |
| ホイールベース (m)            | 2.481   | 2.503   | 2.514   | 2.521   | 2.541   | 0.605         |
| 車両重量 (t)               | 1.195   | 1.211   | 1.238   | 1.240   | 1.269   | 1.518         |
| 乗用定員 (名)               | 5.074   | 5.066   | 5.092   | 5.052   | 5.089   | 0.074         |
| 燃 料 (km/ℓ)             | 20.745  | 20.538  | 20.690  | 20.918  | 20.397  | -0.422        |
| 排 気 量 (千cc)            | 1.801   | 1.869   | 1.912   | 1.940   | 1.987   | 2.494         |
| 馬 力 (百馬力)              | 1.217   | 1.287   | 1.307   | 1.330   | 1.381   | 3.217         |
| トルク (kg・m)             | 17.251  | 17.697  | 18.088  | 18.350  | 19.195  | 2.705         |
| エアコン                   | 0.125   | 0.142   | 0.118   | 0.253   | 0.244   |               |
| オートエアコン                | 0.295   | 0.453   | 0.559   | 0.579   | 0.602   |               |
| アンチロックブレーキ             | 0.123   | 0.158   | 0.176   | 0.156   | 0.171   |               |
| 4WS                    | 0.049   | 0.033   | 0.034   | 0.032   | 0.012   |               |
| エアバック                  | 0.015   | 0.070   | 0.096   | 0.098   | 0.144   |               |
| サンルーフ                  | 0.113   | 0.123   | 0.118   | 0.128   | 0.136   |               |
| ナビゲータ                  | 0.004   | 0.010   | 0.006   | 0.006   | 0.002   |               |
| サンプル数                  | 475     | 488     | 506     | 508     | 498     |               |
| トヨタ (%)                | 20.0    | 18.7    | 18.0    | 19.4    | 20.3    |               |
| 日産 (%)                 | 18.7    | 18.3    | 17.4    | 16.4    | 17.1    |               |
| 三菱 (%)                 | 12.7    | 14.8    | 16.0    | 14.2    | 14.2    |               |
| マツダ (%)                | 12.5    | 9.5     | 11.6    | 11.8    | 11.6    |               |
| 本田 (%)                 | 10.4    | 10.5    | 8.4     | 9.8     | 10.8    |               |
| その他 (%)                | 4.0     | 6.2     | 5.6     | 3.6     | 4.1     |               |
| 普通乗用車 (%)              | 19.7    | 25.3    | 35.1    | 42.7    | 44.7    |               |
| 小型乗用車 (%)              | 69.6    | 64.2    | 52.3    | 44.1    | 43.7    |               |
| 軽乗用車 (%)               | 10.6    | 10.5    | 12.6    | 13.2    | 11.6    |               |
| セダン (%)                | 31.8    | 31.5    | 26.3    | 25.0    | 26.4    |               |
| ハッチバック (%)             | 23.8    | 23.0    | 23.2    | 23.6    | 19.7    |               |
| クーペ (%)                | 10.8    | 11.5    | 10.0    | 9.4     | 10.4    |               |
| ハードトップ (%)             | 13.4    | 12.3    | 15.8    | 15.6    | 15.0    |               |
| ワゴン (%)                | 7.6     | 7.0     | 8.2     | 9.0     | 10.0    |               |
| ワンボックス (%)             | 8.9     | 9.1     | 9.4     | 8.6     | 8.3     |               |
| オフロード (%)              | 3.6     | 5.6     | 7.0     | 9.0     | 10.2    |               |

(注) サンプル数の内訳項目毎のシェアの合計は、四捨五入の関係から必ずしも100とはならない。

格は年率平均4%で上昇している。年毎の動きとしては、1990年から92年にかけての上昇が大きく、1993年以降は、上昇率が鈍化している。また、諸特性値については、エンジンの馬力、トルク、排気量がいずれも年率3%前後上昇しているほか、車体重量や全長、全幅、全高等も増加しており、全般的な大型化の傾向が見て取れる。さらに、エアコン、オートエアコン、アンチロックブレーキ、エアバックの装着率も上昇しており、高級化、高機能化も進展している。

なお、エンジンや車体の大型化は、小型乗用車が減少し、代わって普通乗用車（いわゆる「3ナンバー車」）が増加するとのサンプル構成の変化からも確認できる。このほか、スタイル別には、最近のRV車の人気上昇を反映して、ワゴン、オフロードが増加する一方で、セダンの比率が減少しており、各社ともRV車の投入を拡大していることがわかる。こうしたデータセットのサンプルから観察される大型化、高級化やRV車の増加といった動きは、1.で概観した近年のわが国乗用車市場の動きとも整合的である。

#### ハ. データセットに関する留意事項

ここで作成したデータセットの利用に当たっては、次の2点を留意する必要がある。まず第1は、価格として各乗用車メーカーの「東京地区希望小売価格」を採用していることである。すなわち、この価格は、いわゆる「定価」ベースでの価格情報であり、必ずしも実勢価格と一致している訳ではない。実際に消費者が購入する乗用車の価格は、購入するグレードや下取り車、支払い方法といった

取引条件や、当該製品やライバルメーカーの競合製品のモデルチェンジの時期といった購入のタイミング等によって、個別取引毎に希望小売価格から値引きが行われている。したがって、ここで利用している価格情報は、実勢価格の推移を過大評価している可能性があり、分析結果の解釈に当たっては、この点を念頭におく必要がある。しかしながら、価格情報として希望小売価格を採用することによって、幅広い車種の価格情報と諸特性値を同一のベースで収集したデータセットが作成可能になった訳で、分析上の利用可能性が高まることのメリットは、マイナス面を埋め合わせて十分大きいと考えられる。

また、第2は、サンプル構成の歪みの問題である。本論文で基本的なデータソースとして採用した『自動車ガイドブック』は、幅広い車種の情報を一覧性のあるかたちで提供している貴重な情報源であるが、車種・モデルの選択基準は、年毎、メーカー毎にやや異なっているように見受けられる。特に、乗用車価格については、同じ車種でもグレードの違いによる標準装備機能の相違やオプション機能装着の可否が大きく影響するため、データソースをそのまま利用すると、サンプル構成に歪みが生じる可能性は無視しえない。

ただ、その一方で、乗用車市場全体の価格変動を捕捉するとの観点に立てば、『自動車ガイドブック』に掲載されている多数のサンプルに対して恣意的な選別をかけることはせず、その包含している情報を最大限に活用していくことが望ましいとの考え方もありうる。<sup>14)</sup>特に、近年のように、3ナンバー車の

14) ただし、本論文の分析に利用したデータセットでは、「除外された諸特性」の影響を最小化するとの観点

増加やRV車の流行といったかたちで、乗用車のサイズやスタイルの多様化が進展している状況を考えあわせると、そのメリットは大きい。したがって、本論文では、こうしたサンプル構成の歪みに対して、複数年次のデータをプールし、サンプル構成の平準化を図るとの推計作業上の工夫によって、その影響を最小化する方向で検討を進める。<sup>15)</sup>ただし、複数年次のデータをプールして利用することは、同時に、技術進歩、生産要素価格、消費者の嗜好といった乗用車の需要・供給サイドの背後にある基礎的条件が変化し、推計パラメータの安定性が損なわれるリスクのあることも意味する。このため、単年次のサンプルと複数年次にわたるサンプルの推計パフォーマンスを比較検討し、サンプル構成と需要・供給面での基礎的条件の変化にともなって、推計パラメータの安定性がどの程度影響を受けているかをチェックすることを通じ、両者のバランスを確認しながら推計作業を進めていくことにする。

## (2) 諸特性の特定化

さて、ヘドニック関数の推計を行う場合には、データセット作成の時点で、製品の技術的な特性を考慮して、価格説明力の高そうな

機能・性能指標に目星をつけ、データを収集していくことになるが、これらの機能・性能指標間には、多重共線性が強く生じているケースが多い。本論文で分析対象としている乗用車については、各種のカatalog・データが入手可能であるが、その一方で、それら諸特性間には強い多重共線関係が存在している。第3表として、11種類の諸特性値間の相関係数行列を掲載しているが、室内空間と乗車定員、排気量とトルクの間の相関係数は、0.9を超えているほか、0.7～0.8前後の高い相関を示している組み合わせが多数みられる。例えば、車の大きさを示す指標として、車体の全長・全幅・全高のほか、ホイールベース、室内空間等、各種の指標が存在しており、これらの変数間の相関が高いことは、自明に近いところであろう。また、大きい乗用車は、車体の縦横高さともに大きく、重いだけでなく、排気量やパワーの大きいエンジンを積んでおり、燃費も悪いといったケースが多いのは、直感的にもわかりやすいと思われる。

したがって、フィットが良好で安定的な推計結果を得るためには、多重共線性の影響を極力小さくするよう考慮しつつ、こうした変数の中から、価格説明力の高い変数を選んで

---

から、『自動車ガイドブック』に掲載されている全車種の中から、①主として社用車に利用される高級車（例えば、トヨタ・センチュリー）、②オープンカー、③商用車に近い低グレード車は、除外されている。なお、「除外された諸特性」の問題については、太田[1980]での議論を参照。

- 15) データセットの中から、各年毎に同一車種の同一モデルを抽出し、年毎にサンプルの歪みが生じないようなデータセットのサンプル構成を年毎に一定に保つとの解決策も考えられる。例えば、Ohta and Griliches [1976]では、こうした考え方に沿ってデータセットを作成し、推計を行っているが、多重共線性の影響もあって、推計パラメータの時系列的な不安定性の問題は解決されていない。車種の多様化の影響が反映されにくいとのデメリットやサンプル選別に際しての恣意性といった問題点を考えあわせると、この方法は本論文での問題意識とは必ずしも合致しないと判断される。



## 乗用車価格の変動と品質変化

第3表 諸特性間の相関係数

|         | 全 長    | 全 幅    | 全 高    | 室内空間   | ホイールベース | 重 量    | 乗車定員   | 燃 費    | 排 気 量 | 馬 力   | トルク   |
|---------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 全 長     | 1.000  |        |        |        |         |        |        |        |       |       |       |
| 全 幅     | 0.898  | 1.000  |        |        |         |        |        |        |       |       |       |
| 全 高     | -0.014 | 0.034  | 1.000  |        |         |        |        |        |       |       |       |
| 室内空間    | 0.405  | 0.306  | 0.715  | 1.000  |         |        |        |        |       |       |       |
| ホイールベース | 0.819  | 0.679  | -0.177 | 0.207  | 1.000   |        |        |        |       |       |       |
| 重 量     | 0.727  | 0.756  | 0.530  | 0.603  | 0.530   | 1.000  |        |        |       |       |       |
| 乗車定員    | 0.370  | 0.293  | 0.686  | 0.912  | 0.201   | 0.537  | 1.000  |        |       |       |       |
| 燃 費     | -0.701 | -0.716 | -0.334 | -0.412 | -0.495  | -0.853 | -0.353 | 1.000  |       |       |       |
| 排 気 量   | 0.784  | 0.831  | 0.235  | 0.380  | 0.620   | 0.900  | 0.328  | -0.837 | 1.000 |       |       |
| 馬 力     | 0.691  | 0.697  | -0.230 | 0.008  | 0.599   | 0.559  | -0.065 | -0.690 | 0.744 | 1.000 |       |
| トルク     | 0.719  | 0.764  | 0.125  | 0.259  | 0.570   | 0.825  | 0.183  | -0.801 | 0.907 | 0.879 | 1.000 |

いく必要がある。<sup>16)</sup>これら諸特性間の多重共線関係の診断については、補論1. で詳しく検討しているが、結論的には、各諸特性は、多重共線関係にいずれも深く関連しており、どの変数を選択しても多重共線関係を完全には除去できない。したがって、最終的に採用する諸特性を決定するためには、様々な諸特性の組み合わせをテストし、できるだけ安定的な推計結果が得られるものを選択するしかないということになる。このため、諸特性を「エンジンのパワー」(馬力、トルク、排気量)、「車体の大きさ」(全長、ホイールベース、重量)、「居住空間の広さ」(全高、室内空間、乗車定員)との3種類の機能・性能に分類し、

乗用車の製品特性と推計結果のフィット、安定性を加味して、説明変数を選択することにした。

こうしたプロセスを経て、本論文の分析で利用する説明変数としては、第4表に示したものが選択された。まず、諸特性のなかからは、エンジンのパワーをあらわす指標として「馬力」、車体の大きさをあらわす指標として「ホイールベース」、<sup>17)</sup>居住空間の大きさをあらわす指標として「室内空間」の3指標を採用した。また、オプション機能を調整するため、エアコン、オートエアコン、アンチロックブレーキ、4WS(4輪操舵)、エアバックシステム、サンルーフ、ナビゲータの

16) 多重共線性の問題を解決する方法としては、このほか、主成分分析を利用することも考えられる。同手法の利用可能性については補論1. で検討するが、結論だけ言えば、推計パフォーマンスは若干改善するものの、作業負担の増嵩に見合ったメリットは期待できないため、本論文では採用しない。

17) 自動車業界では、生産技術的な観点から、車両重量と価格の間に強い関係があることが知られている。ヘドニック関数を推計するうえでも、補論1. でみるとおり、重量を説明変数に加えると推計式の決定計数が改善する。しかしながら、その一方で、推計結果の安定性が損なわれやすいとの問題が生じる。このため、両者の比較考量によって、本論文では、乗用車の大きさの指標として重量は採用しなかった。

第4表 ヘドニック関数の説明変数一覧

| 変 数 名      | 説 明                                         |
|------------|---------------------------------------------|
| (諸 特 性)    |                                             |
| 馬 力        | エンジンのネットベース（補機類を取り付けた状態で計測）の最高出力（単位：千馬力）    |
| ホイールベース    | 前後の車軸間の距離（単位：メートル）                          |
| 室内空間       | 室内の長さ・幅・高の積（単位：立方メートル）                      |
| (ダミー変数)    |                                             |
| エ ア コ ン    | マニュアルエアコン装着車に1、それ以外に0                       |
| オートエアコン    | オートエアコン装着車に1、それ以外に0                         |
| アンチロックブレーキ | アンチロックブレーキ装着車に1、それ以外に0                      |
| 4 W S      | 4WS（4輪操舵）装着車に1、それ以外に0                       |
| エアバック      | 運転席装着車に1、運転席・補助席装着に2、それ以外に0                 |
| ナビゲータ      | ナビゲータ装着車に1、それ以外に0                           |
| 車両スタイル     | セダン、ハードトップ、ワゴン等の車両スタイルの区分（セダンがベース）          |
| 車両サイズ      | 普通乗用車、小型乗用車、軽乗用車の区分（小型乗用車がベース）              |
| エンジン種類     | ガソリン、ディーゼルのほか、V型、ロータリー等の区分（直列のガソリンエンジンがベース） |
| トランスミッション  | オートマチック、マニュアル等の区分（5速マニュアルがベース）              |
| 駆 動 方 式    | FR、FF、4WDの区分（FRがベース：MR、RRはFRに含む）            |
| メ ー カ ー    | トヨタ、日産等のメーカーの区分（トヨタがベース）                    |
| 年 次        | 年次の区分（1990年がベース）                            |

7種類のオプション機能装着の有無をダミー変数とした。また、その他の定量化困難な機能・性能指標として、スタイル（セダン、クーペ、ハッチバック等）、サイズ（普通乗用車、小型乗用車、軽乗用車）、エンジン種類（ガソリン、ディーゼルの区分、およびガソリン

については、V型、直列、ロータリー等の区分）、トランスミッション（4速オートマチック、5速マニュアル等）、駆動方式（FR、FF、4WD）、メーカー（トヨタ、日産、三菱等）をダミー変数化して説明変数に加えたほか、<sup>18)</sup>推計サンプルに応じて年次ダミーを組

18) これらの定量化困難な機能・性能指標に関するダミー変数は、諸特性とオプション機能の有無だけでは測定することができない「除外された諸特性」の影響を捕捉していると考えられる。

み込んだ。

### 3. 実証結果

本節では、2.で説明したデータセットを利用して、わが国の乗用車市場におけるヘドニック関数を推計し、CPIに対する品質変化の影響を考察する。<sup>19)</sup>推計作業は、全体のサンプルをプールしたものほか、乗用車のサイズ、スタイル、会社等で分割しても行い、CPIに対する乗用車全体としての品質変化の影響に加え、調査銘柄のカバレッジや構成の問題についても検討する。

#### (1) 関数形の選択

ヘドニック・アプローチを利用した乗用車の実証研究では、これまで半対数線形、または線形の関数形が使われていることが多い。例えば、太田[1978、1980]、Gordon[1990]では半対数線形が、また、Arguea and Hsiao[1993]では線形が採用されている。こうした異なる関数形のフィットの良さを統計的に検定する手法として、ボックス＝コックス検定が広く知られている。<sup>20)</sup>

第5表に、サンプル全体を利用してボック

ス＝コックス変換形と半対数線形、線形の3者を推計した結果を示した。これをみると、対数尤度はボックス＝コックス変換形が最も大きい、半対数線形とはあまり大きな差はない。

ここで、両者の相違について、統計的なチェックを行うため、ボックス＝コックス変換形による推計パラメータが半対数線形である（被説明変数の変換パラメータが0）との帰無仮説についてカイ2乗検定を行う。検定結果は、5%有意水準の臨界値3.8を大きく上回る119.2との検定量が得られ、帰無仮説が棄却される。もっとも、同じ表に示した推計パラメータをみると、3種類の諸特性については、ボックス＝コックス変換形、半対数線形ともに、先験的に期待されるプラスの符号条件となっている。<sup>21)</sup>また、そのほかのダミー変数にかかる推計パラメータについても、本田車ダミーについては、正負反対に向いているが有意なものではない。したがって、ボックス＝コックス関数形の代わりに、半対数線形を利用しても、推計結果が大きく変わることは考えられない。その一方で、半対数線形を利用すれば、年次ダミーの推計パラメー

19) 本論文での推計には、原則として LIMDEP ver. 6.0 を利用した。

20) 通常、回帰分析における推計式のフィットの良さを比較する場合、決定係数をみることになるが、被説明変数が異なる関数形となっている場合には、その比較は意味がなく、ここで用いるボックス＝コックス検定が利用される。なお、ヘドニック関数の関数形チェックの考え方については、白塚[1994]補論2.で詳しく検討しているが、ボックス＝コックス検定については、統計理論的な問題を内包している点に注意が必要であり、この検定結果のほかに、推計パラメータの理論的整合性、推計結果の解釈の容易さ、推計作業負担といった点を総合的に判断する必要がある。

21) 軽乗用車ダミーの推計パラメータは有意でない結果となっているが、これは、ボックス＝コックス検定の推計結果は、標準誤差に不均一分散の影響を調整していないベースの値を示しているためで、後掲の第6表に示したヘドニック関数の推計結果（通年次推計）をみると、軽乗用車ダミーの推計パラメータは、1%水準で有意との結果が得られている。

金 融 研 究

第5表 ボックス=コックス検定の結果

|            | ボックス=コックス変換形      | 半 対 数 線 形        | 線 形                |
|------------|-------------------|------------------|--------------------|
| (変換パラメータ)  |                   |                  |                    |
| 被説明変数      | 0.27552 (0.025**) | 0                | 1                  |
| 説明変数       | 1                 | 1                | 1                  |
| 対数尤度       | -1,6515.9         | -16,575.4        | -16,927.6          |
| 残差平方和      | 1,864.19          | 30.73            | 1.446E+08          |
| (推測パラメータ)  |                   |                  |                    |
| 定数項        | 13.159 (0.960**)  | 6.704 (0.782**)  | 404.690 (84.4**)   |
| 馬力         | 3.034 (0.577**)   | 0.374 (0.081**)  | 785.180 (191.1**)  |
| ホイールベース    | 2.230 (0.451**)   | 0.283 (0.066**)  | 513.300 (130.1**)  |
| 室内空間       | 0.415 (0.093**)   | 0.049 (0.012**)  | 120.200 (31.1**)   |
| エアコン       | 0.404 (0.102**)   | 0.045 (0.014**)  | 127.150 (37.2**)   |
| オートエアコン    | 0.755 (0.149**)   | 0.098 (0.027**)  | 163.050 (42.9**)   |
| アンチロックブレーキ | 0.830 (0.182**)   | 0.086 (0.025**)  | 303.690 (82.0**)   |
| 4 W S      | 0.607 (0.154**)   | 0.079 (0.026**)  | 137.160 (45.8**)   |
| エアバック      | 0.540 (0.132**)   | 0.051 (0.017**)  | 238.660 (67.7**)   |
| サンルーフ      | 0.393 (0.097**)   | 0.050 (0.015**)  | 97.600 (30.5**)    |
| ナビゲータ      | 1.362 (0.385**)   | 0.128 (0.051**)  | 667.560 (202.4*)   |
| ハッチバック     | -0.589 (0.117**)  | -0.094 (0.026**) | -46.042 (20.6**)   |
| クーペ        | 0.504 (0.123**)   | 0.060 (0.021**)  | 132.430 (39.7**)   |
| ハードトップ     | 0.309 (0.085**)   | 0.037 (0.013**)  | 80.555 (26.7**)    |
| ワゴン        | 0.401 (0.107**)   | 0.053 (0.016**)  | 78.831 (28.7**)    |
| ワンボックス     | 0.943 (0.245**)   | 0.122 (0.035**)  | 197.210 (66.6**)   |
| オフロード      | 1.406 (0.284**)   | 0.171 (0.049**)  | 359.880 (97.0**)   |
| 普通乗用車      | 0.628 (0.140**)   | 0.067 (0.020**)  | 206.060 (55.9**)   |
| 軽乗用車       | -0.033 (0.086)    | -0.038 (0.026)   | 144.300 (45.0**)   |
| ディーゼル      | 1.085 (0.220**)   | 0.135 (0.034**)  | 267.230 (69.7**)   |
| V型8気筒      | 2.133 (0.509**)   | 0.166 (0.054**)  | 1262.900 (359.3**) |
| V型6気筒      | 0.468 (0.115**)   | 0.051 (0.018**)  | 159.640 (46.5**)   |
| ロータリーエンジン  | 1.705 (0.427**)   | 0.172 (0.059**)  | 685.610 (197.5**)  |
| 4速AT       | 0.793 (0.151**)   | 0.104 (0.028**)  | 172.070 (45.1*)    |
| 4速マニュアル    | -1.312 (0.253**)  | -0.222 (0.058**) | -90.452 (43.9**)   |
| F F        | -0.576 (0.132**)  | -0.065 (0.019**) | -182.250 (49.7**)  |
| 4 W D      | 0.487 (0.109**)   | 0.071 (0.022**)  | 68.030 (26.1**)    |
| 日産         | 0.293 (0.084**)   | 0.036 (0.012**)  | 75.570 (26.0)      |
| 三菱         | 0.016 (0.069)     | 0.007 (0.009)    | -22.614 (20.7*)    |
| マツダ        | 0.007 (0.074)     | 0.010 (0.010)    | -47.838 (25.4*)    |
| 本田         | -0.049 (0.079)    | 0.001 (0.010)    | -54.782 (27.3)     |
| いすゞ        | 0.197 (0.104*)    | 0.030 (0.015*)   | 18.876 (27.6)      |
| 富士重工       | -0.275 (0.090**)  | -0.043 (0.017**) | -30.442 (23.4)     |
| ダイハツ       | -0.090 (0.090)    | -0.010 (0.012)   | -28.121 (26.0)     |
| スズキ        | -0.016 (0.111)    | -0.010 (0.015)   | 30.867 (31.9)      |
| 1991年      | -0.045 (0.058)    | -0.003 (0.007)   | -20.674 (16.9)     |
| 1992年      | 0.051 (0.059)     | 0.012 (0.008)    | -9.093 (16.7*)     |
| 1993年      | -0.055 (0.062)    | -0.001 (0.008)   | -37.897 (19.6**)   |
| 1994年      | -0.150 (0.070*)   | -0.011 (0.009)   | -68.403 (24.9**)   |

(注) ( ) 内は標準誤差 (不均一分散の影響は調整していない)。

タを真数変換するだけで物価指数が簡単に得られるほか、<sup>22)</sup>その標準誤差をそのまま物価指数の標準偏差として利用することができるといった、<sup>23)</sup>推計結果を解釈するうえでの大きなメリットがある。以上の諸点を総合すると、ここでの分析には、半対数線形を利用するのが適当と判断される。

## (2) 基本的な推計結果

ヘドニック関数の推計作業は、推計したパラメータの時系列的な安定性をチェックするとの観点から、収集した1990年から94年までのデータをすべて一括して利用した「通年次推計」のほか、隣接する2年毎にサンプルを分割した「隣接2年次推計」、各年毎に分割した「単年次推計」の3とおりの方法で行った。

### イ. 推計結果

推計結果は、第6表(1)、(2)に示したとおり極めて良好なパフォーマンスを示している。すなわち、推計式のフィットは、自由度修正済み決定係数が、いずれのサンプル期間についても0.94前後と高い値が得られている。また、諸特性にかかる推計パラメータは、符号条件がすべて先験的に期待される方向と合致していることに加え、統計的な有意さも、大多数のものが1%の水準で有意となっている。また、各種ダミー変数についても、会社ダミーを除き、概ね有意となっている。

推計パラメータの時系列的な動きをみると、馬力、室内空間については、ある程度安

定した結果が得られているが、ホイールベースは、1992年頃を境にパラメータの値がやや低下している。ホイールベースを長くすると乗り心地が改善されるが、その長さには、車体の重さや小回りといった技術的な面からの制約がある。しかしながら、第2表に示したとおり、最近では、エンジンの大型化・高出力化が進んでいるほか、新素材の利用による車両重量増加の抑制やサスペンションの改良等にもともなって、ホイールベースを大型化するコストも低下していると考えられる。このため、こうした供給サイド面での変化が、ホイールベースにかかるパラメータ低下にあらわれていると読むこともできよう。なお、各種オプション機能のダミー変数については、特に隣接2年次の推計結果をみると、かなり安定的に推移しており、こうしたオプション機能追加にともなう価格上昇をかなりの確に捕捉していると考えられる。

次に、スタイル別のダミー（セダンがベース）については、ハッチバックがマイナスの有意な値をとっている一方で、他のスタイルは概ねプラスで有意な値が得られている。この間、ワゴンとワンボックスのパラメータに、幾分、上昇傾向がうかがわれるが、これは、最近のRV車ブームを反映しているとみることができる。このほか、トランスミッションについては、4速マニュアルが、一貫してマイナスの有意な値をとっており、しかも、そのマイナス幅が拡大傾向を辿っている。また、

22) ヘドニック関数の推計結果から物価指数を算出する方法については、白塚[1994]補論3.を参照。

23)  $x$  が0近傍にある場合、 $x = \ln(1+x)$  との近似式が成立するため、推計パラメータの標準誤差は比率とみなすことができる。

金 融 研 究

第 6 表 ヘドニック関数の推計結果

(1) 通年次推計・隣接 2 年次推計

|            | 通年次推計            | 隣 接 2 年 次 推 計    |                  |                  |                  |
|------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
|            |                  | 1990-91年         | 1991-92年         | 1992-93年         | 1993-94年         |
| 定 数 項      | 5.998 (0.063**)  | 5.602 (0.115**)  | 5.919 (0.102**)  | 6.247 (0.094**)  | 6.270 (0.087**)  |
| 馬 力        | 0.347 (0.009**)  | 0.388 (0.017**)  | 0.380 (0.015**)  | 0.376 (0.014**)  | 0.355 (0.013**)  |
| ホイールベース    | 0.283 (0.027**)  | 0.405 (0.052**)  | 0.299 (0.044**)  | 0.175 (0.039**)  | 0.197 (0.036**)  |
| 室内空間       | 0.049 (0.008**)  | 0.069 (0.013**)  | 0.056 (0.013**)  | 0.055 (0.012**)  | 0.043 (0.011**)  |
| エ ア コ ン    | 0.045 (0.009**)  | 0.035 (0.014**)  | 0.045 (0.015**)  | 0.044 (0.015**)  | 0.044 (0.015**)  |
| オートエアコン    | 0.098 (0.007**)  | 0.092 (0.011**)  | 0.102 (0.011**)  | 0.112 (0.012**)  | 0.112 (0.014**)  |
| アンチロックブレーキ | 0.086 (0.008**)  | 0.059 (0.014**)  | 0.078 (0.012**)  | 0.090 (0.012**)  | 0.099 (0.013**)  |
| 4 W S      | 0.079 (0.011**)  | 0.092 (0.015**)  | 0.063 (0.016**)  | 0.053 (0.017**)  | 0.049 (0.019**)  |
| エアーバック     | 0.051 (0.007**)  | 0.044 (0.017**)  | 0.043 (0.011**)  | 0.049 (0.010**)  | 0.056 (0.010**)  |
| サンルーフ      | 0.050 (0.009**)  | 0.075 (0.014**)  | 0.071 (0.014**)  | 0.043 (0.013**)  | 0.030 (0.013 *)  |
| ナビゲータ      | 0.128 (0.025**)  | 0.163 (0.048**)  | 0.158 (0.043**)  | 0.110 (0.027**)  | 0.127 (0.023**)  |
| ハッチバック     | -0.094 (0.009**) | -0.096 (0.012**) | -0.098 (0.013**) | -0.082 (0.014**) | -0.077 (0.014**) |
| ク ー ペ      | 0.060 (0.010**)  | 0.084 (0.016**)  | 0.056 (0.016**)  | 0.055 (0.016**)  | 0.042 (0.016**)  |
| ハードトップ     | 0.037 (0.006**)  | 0.030 (0.011**)  | 0.033 (0.010**)  | 0.042 (0.010**)  | 0.038 (0.010**)  |
| ワ ゴ ン      | 0.053 (0.010**)  | 0.025 (0.016 )   | 0.039 (0.016**)  | 0.065 (0.015**)  | 0.068 (0.014**)  |
| ワンボックス     | 0.122 (0.029**)  | 0.092 (0.049 *)  | 0.086 (0.046 *)  | 0.085 (0.040 *)  | 0.124 (0.037**)  |
| オフロード      | 0.171 (0.016**)  | 0.204 (0.034**)  | 0.156 (0.027**)  | 0.152 (0.022**)  | 0.156 (0.023**)  |
| 普 通 車      | 0.067 (0.008**)  | 0.072 (0.015**)  | 0.085 (0.014**)  | 0.088 (0.012**)  | 0.074 (0.012**)  |
| 軽 乗 用 車    | -0.038 (0.012**) | -0.031 (0.018 *) | -0.030 (0.019 )  | -0.038 (0.020 *) | -0.053 (0.019**) |
| ディーゼル      | 0.135 (0.013**)  | 0.121 (0.021**)  | 0.100 (0.022**)  | 0.140 (0.020**)  | 0.190 (0.020**)  |
| V型8気筒      | 0.166 (0.017**)  | 0.124 (0.032**)  | 0.117 (0.030**)  | 0.167 (0.026**)  | 0.213 (0.023**)  |
| V型6気筒      | 0.051 (0.008**)  | 0.051 (0.015**)  | 0.025 (0.014 *)  | 0.042 (0.013**)  | 0.068 (0.013**)  |
| ロータリーエンジン  | 0.172 (0.024**)  | 0.154 (0.045**)  | 0.171 (0.032**)  | 0.164 (0.033**)  | 0.199 (0.034**)  |
| 4 速 A T    | 0.104 (0.006**)  | 0.094 (0.009**)  | 0.110 (0.009**)  | 0.107 (0.009**)  | 0.096 (0.009**)  |
| 4 速マニュアル   | -0.222 (0.021**) | -0.192 (0.027**) | -0.219 (0.033**) | -0.237 (0.047**) | -0.262 (0.030**) |
| F F        | -0.065 (0.008**) | -0.040 (0.013**) | -0.061 (0.013**) | -0.070 (0.013**) | -0.080 (0.013**) |
| 4 W D      | 0.071 (0.009**)  | 0.087 (0.014**)  | 0.087 (0.014**)  | 0.073 (0.015**)  | 0.042 (0.015**)  |
| 日 産        | 0.036 (0.007**)  | 0.039 (0.012**)  | 0.045 (0.012**)  | 0.052 (0.011**)  | 0.019 (0.011 )   |
| 三 菱        | 0.007 (0.010 )   | 0.023 (0.016 )   | 0.013 (0.015 )   | -0.004 (0.015 )  | -0.009 (0.015 )  |
| マ ツ ダ      | 0.010 (0.009 )   | 0.028 (0.014 *)  | 0.024 (0.015 )   | 0.003 (0.015 )   | -0.019 (0.015 )  |
| 本 田        | 0.001 (0.009 )   | 0.004 (0.013 )   | 0.002 (0.015 )   | 0.009 (0.015 )   | 0.000 (0.014 )   |
| い す ず      | 0.030 (0.014 *)  | 0.052 (0.020**)  | 0.053 (0.019**)  | 0.023 (0.022 )   | -0.031 (0.019 )  |
| 富士重工       | -0.043 (0.010**) | -0.053 (0.017**) | -0.048 (0.017**) | -0.029 (0.015 *) | -0.020 (0.015 )  |
| ダイハツ       | -0.010 (0.011 )  | -0.016 (0.017 )  | 0.007 (0.017 )   | -0.004 (0.018 )  | -0.020 (0.018 )  |
| ス ズ キ      | -0.010 (0.014 )  | 0.032 (0.022 )   | 0.007 (0.023 )   | -0.037 (0.023 )  | -0.039 (0.024 *) |
| 1991年      | -0.003 (0.007 )  | -0.007 (0.007 )  |                  |                  |                  |
| 1992年      | 0.012 (0.008 )   |                  | 0.013 (0.007 *)  |                  |                  |
| 1993年      | -0.001 (0.008 )  |                  |                  | -0.014 (0.007 *) |                  |
| 1994年      | -0.011 (0.008 )  |                  |                  |                  | -0.007 (0.007 )  |
| 自由度修正済決定係数 | 0.940            | 0.942            | 0.940            | 0.941            | 0.942            |
| 残差平方和      | 30.733           | 11.393           | 12.131           | 12.022           | 11.326           |
| サンプル数      | 2,449            | 957              | 985              | 1,000            | 993              |

(注) 1. ( ) 内は標準誤差。ただし、Breusch and Pagan[1979]の検定手法によって不均一分散の存在が認められるため、White[1980]の手法に基づいてこれを調整。

2. \*\*は1%、\*は5%の有意水準で有意。

乗用車価格の変動と品質変化

(2) 単年次推計

|            | 単 年 次 推 計        |                  |                  |                  |                  |
|------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
|            | 1990年            | 1991年            | 1992年            | 1993年            | 1994年            |
| 定 数 項      | 5.508 (0.157**)  | 5.625 (0.143**)  | 6.206 (0.143**)  | 6.238 (0.121**)  | 6.312 (0.118**)  |
| 馬 力        | 0.394 (0.023**)  | 0.381 (0.024**)  | 0.377 (0.019**)  | 0.380 (0.019**)  | 0.333 (0.018**)  |
| ホイールベース    | 0.425 (0.077**)  | 0.414 (0.062**)  | 0.188 (0.061**)  | 0.164 (0.051**)  | 0.209 (0.051**)  |
| 室内空間       | 0.080 (0.021**)  | 0.056 (0.017**)  | 0.057 (0.017**)  | 0.059 (0.014**)  | 0.034 (0.015 *)  |
| エ ア コ ン    | 0.023 (0.019 )   | 0.038 (0.022 *)  | 0.046 (0.021 *)  | 0.046 (0.022 *)  | 0.040 (0.022 *)  |
| オートエアコン    | 0.096 (0.016**)  | 0.096 (0.016**)  | 0.113 (0.016**)  | 0.118 (0.017**)  | 0.104 (0.021**)  |
| アンチロックブレーキ | 0.059 (0.021**)  | 0.056 (0.018**)  | 0.094 (0.015**)  | 0.080 (0.019**)  | 0.118 (0.018**)  |
| 4 W S      | 0.106 (0.018**)  | 0.063 (0.020**)  | 0.061 (0.024**)  | 0.046 (0.024 *)  | 0.057 (0.029 *)  |
| エアーバック     | 0.111 (0.023**)  | 0.046 (0.019**)  | 0.039 (0.013**)  | 0.058 (0.015**)  | 0.060 (0.013**)  |
| サンルーフ      | 0.066 (0.021**)  | 0.078 (0.018**)  | 0.065 (0.019**)  | 0.029 (0.018 *)  | 0.031 (0.018 *)  |
| ナビゲータ      | 0.016 (0.066 )   | 0.200 (0.059**)  | 0.112 (0.056 *)  | 0.131 (0.030**)  | 0.124 (0.024**)  |
| ハッチバック     | -0.088 (0.018**) | -0.097 (0.016**) | -0.093 (0.020**) | -0.064 (0.019**) | -0.085 (0.020**) |
| ク ー ペ      | 0.112 (0.024**)  | 0.060 (0.022**)  | 0.057 (0.022**)  | 0.052 (0.023 *)  | 0.036 (0.022 *)  |
| ハードトップ     | 0.039 (0.016**)  | 0.017 (0.016 )   | 0.044 (0.014**)  | 0.043 (0.015**)  | 0.033 (0.014**)  |
| ワ ゴ ン      | 0.031 (0.023 )   | 0.025 (0.022 )   | 0.049 (0.021 *)  | 0.075 (0.020**)  | 0.058 (0.020**)  |
| ワンボックス     | 0.101 (0.077 )   | 0.099 (0.062 )   | 0.077 (0.061 )   | 0.078 (0.049 )   | 0.145 (0.047**)  |
| オフロード      | 0.293 (0.049**)  | 0.151 (0.044**)  | 0.164 (0.035**)  | 0.127 (0.028**)  | 0.176 (0.034**)  |
| 普 通 車      | 0.037 (0.022**)  | 0.095 (0.021**)  | 0.088 (0.019**)  | 0.086 (0.017**)  | 0.064 (0.016**)  |
| 軽 乗 用 車    | -0.040 (0.024 )  | -0.025 (0.025 )  | -0.036 (0.028 )  | -0.036 (0.027 )  | -0.070 (0.027**) |
| ディーゼル      | 0.125 (0.029**)  | 0.116 (0.031**)  | 0.087 (0.030**)  | 0.210 (0.025**)  | 0.177 (0.031**)  |
| V型8気筒      | 0.111 (0.038 *)  | 0.100 (0.044 *)  | 0.131 (0.040**)  | 0.200 (0.034**)  | 0.218 (0.033**)  |
| V型6気筒      | 0.079 (0.023 *)  | 0.032 (0.020 )   | 0.024 (0.019 )   | 0.067 (0.018**)  | 0.070 (0.018**)  |
| ロータリーエンジン  | 0.147 (0.071 )   | 0.163 (0.035**)  | 0.157 (0.044**)  | 0.188 (0.046**)  | 0.208 (0.046**)  |
| 4 速 A T    | 0.087 (0.013**)  | 0.099 (0.012**)  | 0.115 (0.012**)  | 0.095 (0.013**)  | 0.104 (0.012**)  |
| 4速マニュアル    | -0.183 (0.036**) | -0.211 (0.032**) | -0.231 (0.085**) | -0.247 (0.047**) | -0.272 (0.037**) |
| F F        | -0.038 (0.018 )  | -0.042 (0.018 *) | -0.077 (0.018**) | -0.062 (0.019**) | -0.098 (0.018**) |
| 4 W D      | 0.081 (0.018**)  | 0.092 (0.019**)  | 0.084 (0.021**)  | 0.060 (0.021**)  | 0.025 (0.022 )   |
| 日 産        | 0.034 (0.018 *)  | 0.037 (0.017 *)  | 0.053 (0.016**)  | 0.051 (0.017**)  | -0.010 (0.015 )  |
| 三 菱        | 0.029 (0.022 )   | 0.023 (0.021 )   | 0.001 (0.021 )   | -0.016 (0.020 )  | -0.002 (0.021 )  |
| マ ツ ダ      | 0.027 (0.018 *)  | 0.028 (0.022 )   | 0.020 (0.020 )   | -0.025 (0.021 )  | -0.010 (0.020 )  |
| 本 田        | -0.006 (0.018 )  | 0.003 (0.019 )   | 0.001 (0.024 )   | 0.017 (0.020 )   | -0.014 (0.019 )  |
| い す ず      | 0.047 (0.033 )   | 0.050 (0.024 *)  | 0.048 (0.028 *)  | -0.031 (0.029 )  | -0.031 (0.026 )  |
| 富士重工       | -0.037 (0.022 )  | -0.060 (0.024**) | -0.039 (0.024 *) | -0.017 (0.020 )  | -0.015 (0.021 )  |
| ダイハツ       | -0.034 (0.026 )  | 0.003 (0.023 )   | 0.010 (0.025 )   | -0.017 (0.026 )  | -0.020 (0.024 )  |
| ス ズ キ      | 0.028 (0.029 )   | 0.035 (0.030 )   | -0.025 (0.035 )  | -0.045 (0.031 )  | -0.014 (0.038 )  |
| 自由度修正済決定係数 | 0.941            | 0.941            | 0.938            | 0.945            | 0.939            |
| 残差平方和      | 5.377            | 5.672            | 6.052            | 5.546            | 5.456            |
| サンプル数      | 471              | 486              | 499              | 501              | 492              |

(注) 1. ( ) 内は標準誤差。ただし、Breusch and Pagan[1979]の検定手法によって不均一分散の影響が認められるため、White[1980]の手法に基づいてこれを調整。

2. \*\*は1%、\*は5%の有意水準で有意。

駆動方式についても、FF車の割安化<sup>24)</sup>が進んでいるほか、4WD車の割高感が縮小方向にある。

最後に、会社ダミー（トヨタがベース）をみると、1992年から93年頃までは、日産、いすゞがプラスに、富士重工がマイナスに有意となっているが、それ以外の推計パラメータは、いずれも値が小さく、統計的にも有意でない。特に、最近時点においては、隣接2年次でのスズキを除くすべての会社ダミーが有意でなくなっており、希望小売価格のベースでみると、各社の価格設定に有意な価格差が観察されなくなっている。

#### ロ. 推計結果の安定性

2.で指摘したとおり、本論文の分析に当たって作成したデータセットの全サンプルを利用した場合、年毎のサンプル構成の歪みが問題となる可能性がある。事実、前述の推計結果をみると、隣接2年次の推計結果に比べて、単年次の推計結果は、推計パラメータが時系列的にかなり不安定である。そこで、推計パラメータの安定性を統計的にチェックしておく。まず、単年次と通年次の推計結果を利用して、5年間の推計パラメータが同一であるとの帰無仮説についてF検定を行うと、有意水準5%の臨界値1.22に対して1.57との統計量が得られ、帰無仮説が棄却される。次に、単年次と隣接2年次の推計結果から、2年間の推計パラメータが同一であるとの帰無

仮説のF検定を行うと、有意水準5%の臨界値<sup>25)</sup>は各年とも概ね1.45程度であるのに対して、0.8から1.0前後の統計量が得られ、帰無仮説が棄却されず、パラメータの安定性が支持される結果となる。したがって、サンプル構成の歪みに起因する影響を抑制しつつ、需要・供給面での基礎的条件の変化にともなう推計パラメータへの影響を最小化するサンプル期間としては、隣接2年次が適当と判断される。そこで、以下では、主として隣接2年次の推計結果をみていくことにする。

#### ハ. ヘドニック物価指数の試算結果

以上の推計結果をもとに、乗用車の品質調整済み物価指数（ヘドニック物価指数）の試算結果を第7表に示した。<sup>26)</sup>1990年から94年にかけて、データセットの平均価格の上昇率は、年率4%であったほか、CPI（消費税率変更の影響を調整したベース）も、0.6%で上昇しているのに対して、ヘドニック物価指数（ヘドニック・アプローチにより品質調整を行った物価指数）は、年率-0.1～-0.4%のピッチで下落している。

さらに、年毎の動きを追ってみると、ヘドニック物価指数は、1990年から91年に若干低下した後、1992年にかけて上昇し、その後、1993年、94年と大きく下落している。1992年には、鋼材等の値上げを理由として、商用車を中心に値上げの動きがみられたが、品質を調整したベースでみれば、乗用車でも価格上

24) FF車は、車体前方にエンジンを配置し、前輪を駆動させるため、FR車のようなクランクシャフト（後輪にエンジンの駆動力を伝達するための装置）が不要となり、構造上からみても、コスト的に割安となる。

25) 年毎にサンプル数にバラツキがあるため、F統計量の自由度が異なり、臨界値も年毎に変わってくる。

26) ヘドニック関数の推計結果から品質調整済み物価指数（ヘドニック物価指数）を算出する方法としては、一般的に、年次ダミーの推計パラメータを真数変換する方法がとられている。詳細については、白塚[1994]補論3.を参照。



乗用車価格の変動と品質変化

第7表 乗用車のヘドニック物価指数の試算結果

|         | 1990年 | 1991年                   | 1992年                   | 1993年                   | 1994年                   | 年率平均   | 累 積    |
|---------|-------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------|--------|
| 通年次推計   | 100.0 | 99.7<br>-0.3            | 101.2<br>1.5            | 99.9<br>-1.3            | 98.9<br>-1.0            | -0.276 | -1.100 |
| 隣接2年次推計 | 100.0 | 99.3<br>-0.7<br>(0.007) | 100.6<br>1.3<br>(0.007) | 99.2<br>-1.4<br>(0.007) | 98.5<br>-0.7<br>(0.007) | -0.377 | -1.500 |
| 単年次推計   | 100.0 | 99.3<br>-0.7            | 100.9<br>1.6            | 98.8<br>-2.1            | 99.5<br>0.7             | -0.125 | -0.500 |
| 平均価格    | 100.0 | 107.7<br>7.7            | 112.8<br>4.7            | 114.3<br>1.3            | 117.1<br>2.4            | 4.025  | 17.100 |
| C P I   | 100.0 | 100.5<br>0.5            | 101.2<br>0.7            | 101.8<br>0.6            | 102.6<br>0.8            | 0.644  | 2.600  |

(備考) 上段：物価指数、下段：変化率、隣接2年次推計欄の( )内は、年次ダミーにかかる推計パラメータの標準誤差。

(注) CPI は、消費税率変更の影響を調整したベース。

昇がみられたことがわかる。また、1993年以降の低価格モデル投入の動きは、前出の第1図でもみたとおり、CPIには反映されていないが、ヘドニック物価指数では、これを的確に捕捉していることが確認される。隣接2年次、通年次での推計結果をCPIと対比させてみると、その前年比の値は、1992年以降、標準誤差（隣接2年次推計欄の括弧内に示した値）の2倍から3倍程度異なっており、両者の間には有意な差が認められる。したがって、最近の乗用車における品質向上は、物価指数の変動に無視しえない影響を及ぼしていると判断される。

なお、推計方法によって、指数の動きにややバラツキがあるようにみえるが、通年次推計と隣接2年次推計の推計結果の違い程度であれば、誤差の範囲内とみなすことができる。すなわち、隣接2年次推計欄の括弧内に示し

た年次ダミーにかかる推計パラメータの標準誤差は各年とも0.7%程度となっているが、両者の前年比をみると、その乖離幅は最大0.4%ポイントであり、標準誤差内におさまっている。これに対し、単年次推計に基づく物価指数は、推計パラメータがやや不安定であったことを反映して、他の2種類の物価指数とはかなり異なった変動を示している。特に、1994年の前年比は、他の推計結果と比べて標準誤差の2倍以上乖離している。この単年次データでの推計結果には、繰り返し述べてきたサンプル構成の歪みが強く影響していると推測されるため、単年次の推計結果に基づくヘドニック物価指数の動きにも、相当程度、バイアスが生じていると考えられる。

## 二. CPIの上方バイアスの大きさ

ここで、通年次と隣接2年次の推計結果に基づくヘドニック物価指数を利用して、乗用

車の品質変化がどの程度、CPI に対して押し下げ効果を有するかをみておく。<sup>27)</sup> 試算結果を第 8 表に示しているが、これによると、1990年から94年までの間に、年率平均でみて、対総合で0.01%ポイント、対耐久消費財で0.2%ポイント強の押し下げ効果のあることがわかる。これは、白塚[1994]で推計したパソコンの押し下げ寄与度とほぼ等しい。この結果は、乗用車は、パソコンほど劇的な品質向上が生じている訳ではないが、CPI に占めるウエイトが大きいため、その品質変化がかなり大きな影響を及ぼすことを示している。

特に、1993、94年に注目してみると、対総合で0.01～0.02%ポイント、対耐久消費財で0.3～0.6%ポイントと、寄与度のマイナス幅が拡大している。すなわち、最近時点におい

ては、CPI が上昇傾向を辿っている一方で、品質調整済みの物価指数が下落しているため、CPI の押し下げ効果が増幅されるかたちとなっており、CPI とわれわれの実感との乖離を支持している結果とみることができる。

### (3) サイズ・スタイル別の推計結果

次に、データセットを乗用車のサイズ・スタイル別に分割して推計を行い、サイズ・スタイル毎のヘドニック物価指数変動の相違を考察する。補論 2. で検討するように、乗用車はサイズ・スタイル毎に、その特性がかなり異なるため、<sup>28)</sup> 価格変動についても、サイズ・スタイル毎に異なる動きを示していることが予想される。したがって、(1)で、乗用車 CPI の問題点として指摘した、調査銘柄に普

第 8 表 CPI 押し下げ効果の試算結果

(単位：%ポイント)

|               | 1991年  | 1992年 | 1993年  | 1994年  | 年率平均   | 累 積    |
|---------------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|
| 対総合（東京）寄与度    |        |       |        |        |        |        |
| 通年次推計         | -0.009 | 0.009 | -0.021 | -0.020 | -0.011 | -0.043 |
| 隣接 2 年次推計     | -0.014 | 0.007 | -0.022 | -0.017 | -0.012 | -0.047 |
| 対耐久消費財（東京）寄与度 |        |       |        |        |        |        |
| 通年次推計         | -0.181 | 0.183 | -0.425 | -0.404 | -0.208 | -0.837 |
| 隣接 2 年次推計     | -0.272 | 0.139 | -0.449 | -0.337 | -0.231 | -0.928 |

27) 2.で説明したとおり、ヘドニック関数の被説明変数となる乗用車（軽乗用車を除く）の価格は、毎年10月初旬の東京地区小売希望価格（消費税、登録手数料等を除くベース）を採用している。このため、以下で比較の対象とする CPI はすべて CPI（東京）の10月の計数について、普通乗用車、小型乗用車にかかる消費税率変更の影響（1991年4月〈6%→4.5%〉、1994年4月〈4.5%→3%〉の消費税率の引き下げ）を調整したベースのものである。

28) 補論 2. では、全サンプルの諸特性データを利用して算出した主成分について、サイズ・スタイル別にサンプル分割して、それぞれの平均値、標準偏差を比較している。そこでの結果をみると、それぞれのグループ毎にかなり明確な特徴点が浮かび上がることがわかる。

通乗用車が含まれていないこと、また、調査銘柄の選定に当たって、スタイル毎の価格変動の相違といった点への配慮が不十分と推測されること、の2点によって、バイアスが生じうると考えられる。

なお、以下の分析では、全サンプルを乗用車の属性に分割して推計を行うが、その際、比較検討の対象を広げるとの観点から、できるだけ多くの分類で十分なサンプル数を確保するために、通年次データによってヘドニック関数を推計する。需要・供給面での基礎的条件の変化にともなう影響とサンプルを平準化するととの点の兼ね合いとしては、隣接2年次での推計が望ましいと考えられるが、全サンプルでの推計結果から算出されるヘドニック物価指数をみると、指数水準に若干の違いはあるものの、これは概ね誤差の範囲内であるほか、変化の方向性も同一であり、ここでの検討に大きな支障は生じないと考えられる。

#### イ. 乗用車サイズ別の推計

まず、普通乗用車、小型乗用車、軽乗用車との3種類の乗用車サイズ毎にサンプルを分割して推計した結果を第9表に示した。普通乗用車と小型乗用車を比較すると、小型乗用車の方が切片が小さく、諸特性、各種ダミーの推計パラメータが全般的に大きくなっているが、符号条件は、会社ダミーを除き同じである。しかしながら、軽乗用車を見ると、ホイールベース、室内空間の推計パラメータが、反対のマイナスを向いており、やや異なる結果となっている。ただし、軽乗用車はコンパクトであることに価値がある製品であることを考えると、大きさの尺度となるホイールベース、室内空間という諸特性の推計パラ

メータがマイナスになることは、決して不思議ではないと言えよう。なお、ここで念のため、スタイル毎の推計パラメータが同一であるとの帰無仮説に対してF検定を行うと、有意水準5%の臨界値1.34に対して9.07との統計量が得られ、帰無仮説は、棄却される。

次に、この推計結果をもとに、乗用車スタイル別のヘドニック物価指数を算出した。結果を第2図に掲げているが、これをみると、物価指数の動きは、普通乗用車と小型乗用車、軽乗用車の間でかなり異なっていることがわかる。まず、CPIの対象外となっている普通乗用車は、1991年に上昇した後、92年にはほぼ横這いとなり、さらに、93、94年とかなり大きく下落している。一方、小型乗用車と軽乗用車については、1991年の水準こそやや異なるものの、その後は、ジグザグとした動きながら、ほぼ平行に近い姿となっている。

この間、普通乗用車の指数変動は、小型乗用車、軽乗用車と比べて、1990年から91年にかけては、上昇テンポが速く、逆に、1993年から94年にかけては、下落テンポが大きい。このため、普通乗用車を対象外としていることによって、CPIには、前者の期間に下方バイアスが、後者の期間に上方バイアスがもたらされたと推測される。特に、最近の価格低下の動きは、普通乗用車で顕著なため、こうした動きがCPIに反映されにくい結果となっていることがわかる。

また、小型乗用車、軽乗用車について、第3図でヘドニック物価指数とCPIを対比してみると、いずれもヘドニック物価指数がCPIを大きく下回っており、CPIに対して上方バイアスがもたらされていることを確認できる。

第9表 サイズ別ヘドニック関数の推計結果

|            | 普通乗用車  |           | 小型乗用車  |           | 軽 乗 用 車 |           |
|------------|--------|-----------|--------|-----------|---------|-----------|
| 定 数 項      | 6.660  | (0.084**) | 5.661  | (0.086**) | 8.575   | (1.012**) |
| 馬 力        | 0.273  | (0.014**) | 0.401  | (0.014**) | 1.385   | (0.070**) |
| ホイールベース    | 0.157  | (0.032**) | 0.365  | (0.041**) | -0.760  | (0.415 *) |
| 室内空間       | 0.044  | (0.011**) | 0.073  | (0.011**) | -0.287  | (0.129 *) |
| エ ア コ ン    | 0.032  | (0.023 )  | 0.039  | (0.011**) | 0.059   | (0.013**) |
| オートエアコン    | 0.061  | (0.016**) | 0.113  | (0.008**) |         |           |
| アンチロックブレーキ | 0.109  | (0.010**) | 0.092  | (0.013**) | 0.089   | (0.018**) |
| 4 W S      | 0.020  | (0.015 )  | 0.105  | (0.012**) | 0.084   | (0.044 *) |
| エアーバック     | 0.063  | (0.009**) | 0.053  | (0.014**) | 0.075   | (0.028**) |
| サンルーフ      | 0.019  | (0.013 )  | 0.102  | (0.013**) | 0.123   | (0.024**) |
| ナビゲータ      | 0.117  | (0.026**) |        |           |         |           |
| ハッチバック     | -0.033 | (0.038 )  | -0.081 | (0.009**) |         |           |
| ク ー ペ      | 0.062  | (0.015**) | 0.079  | (0.014**) |         |           |
| ハードトップ     | 0.043  | (0.010**) | 0.031  | (0.008**) |         |           |
| ワ ゴ ン      | 0.036  | (0.027 )  | 0.050  | (0.011**) | 0.188   | (0.049**) |
| ワンボックス     | 0.075  | (0.040 *) | 0.087  | (0.040 *) | -0.363  | (0.227 )  |
| オフロード      | 0.166  | (0.023**) | 0.101  | (0.027**) |         |           |
| ディーゼル      | 0.080  | (0.018**) | 0.146  | (0.017**) |         |           |
| V型8気筒      | 0.240  | (0.020**) |        |           |         |           |
| V型6気筒      | 0.088  | (0.012**) | 0.044  | (0.013**) |         |           |
| ロータリーエンジン  | 0.260  | (0.030**) | 0.067  | (0.061 )  |         |           |
| 4 速 A T    |        |           | 0.095  | (0.007**) | 0.104   | (0.013**) |
| 4速マニュアル    | 0.097  | (0.011**) | -0.212 | (0.029**) | -0.115  | (0.022**) |
| F F        | -0.122 | (0.013**) | -0.035 | (0.013**) |         |           |
| 4 W D      | 0.053  | (0.015**) | 0.094  | (0.014**) | 0.068   | (0.011**) |
| 日 産        | 0.017  | (0.012 )  | 0.038  | (0.010**) |         |           |
| 三 菱        | -0.025 | (0.015 *) | 0.002  | (0.013 )  |         |           |
| マ ツ ダ      | -0.059 | (0.016**) | 0.025  | (0.011 *) | -0.145  | (0.049**) |
| 本 田        | 0.035  | (0.018 *) | -0.023 | (0.011 *) | -0.016  | (0.068 )  |
| い す ず      | -0.034 | (0.022 )  | 0.029  | (0.016 *) |         |           |
| 富士重工       | -0.048 | (0.024 *) | -0.015 | (0.011 )  | -0.184  | (0.043**) |
| ダイハツ       | -0.062 | (0.037 *) | -0.010 | (0.014 )  | -0.133  | (0.046**) |
| ス ズ キ      |        |           | 0.053  | (0.024 *) | -0.097  | (0.048 *) |
| 1991年      | 0.010  | (0.015 )  | -0.015 | (0.009 *) | 0.000   | (0.015 )  |
| 1992年      | 0.010  | (0.015 )  | -0.001 | (0.009 )  | 0.011   | (0.018 )  |
| 1993年      | -0.001 | (0.014 )  | -0.014 | (0.010 )  | 0.000   | (0.016 )  |
| 1994年      | -0.022 | (0.014 )  | -0.016 | (0.011 )  | 0.008   | (0.018 )  |
| 自由度修正済決定係数 | 0.864  |           | 0.875  |           | 0.758   |           |
| 残差平方和      | 8.731  |           | 14.862 |           | 1.857   |           |
| サンプル数      | 825    |           | 1,337  |           | 287     |           |

(注) 1. 軽乗用車の推計には、データの制約から以下のとおりダミー変数のベースを変更。

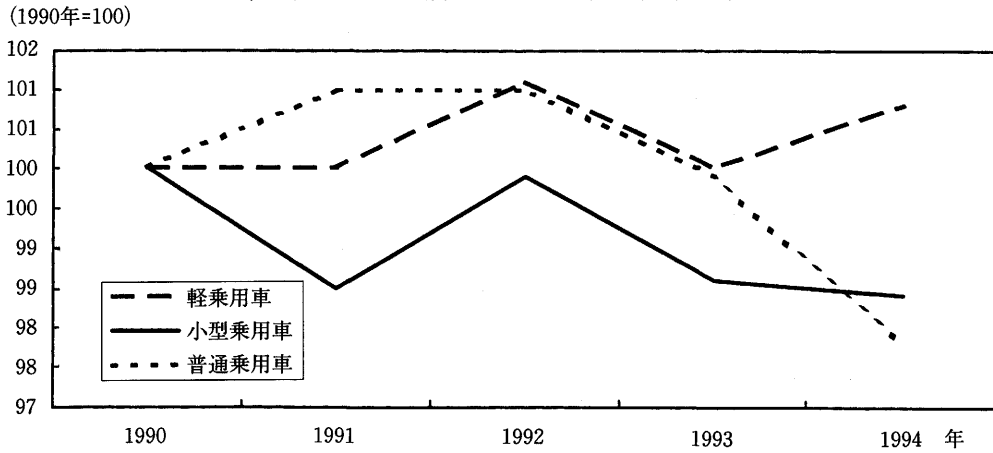
スタイル：ハッチバック、駆動方式：FF、メーカー：三菱

2. ( ) 内は標準誤差。ただし、Breusch and Pagan[1979]の検定手法によって不均一分散の影響が認められるため、White[1980]の手法に基づいてこれを調整。

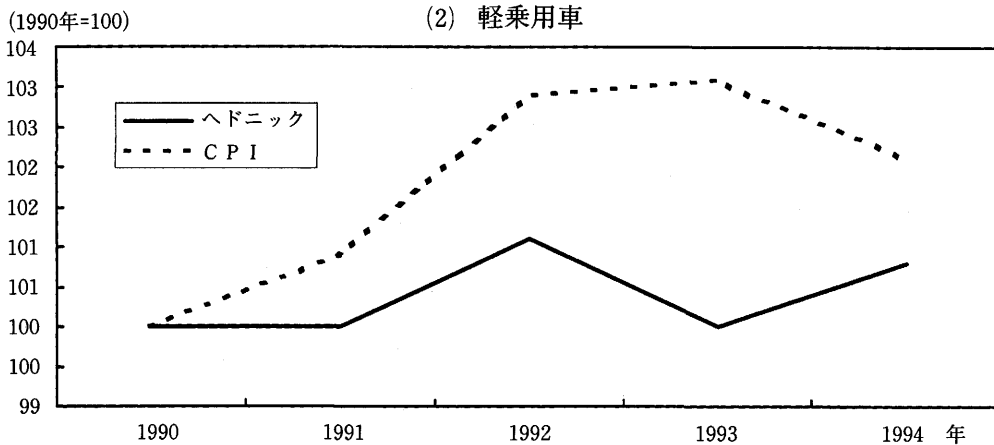
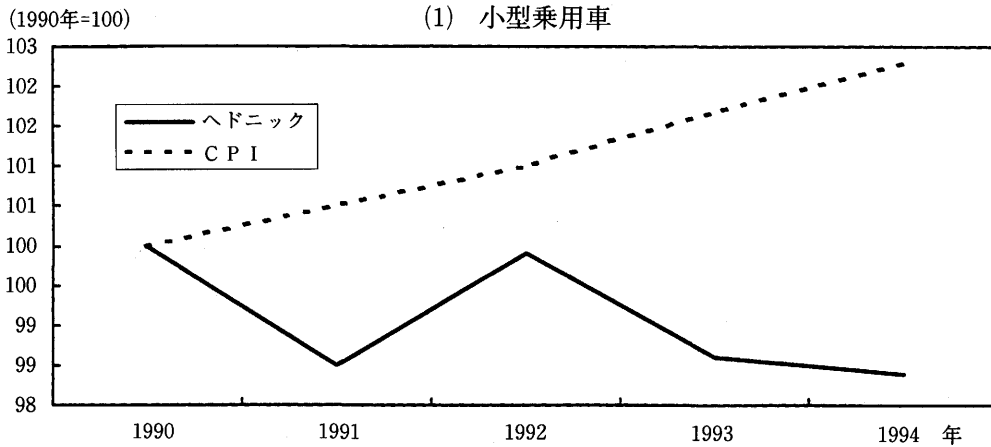
3. \*\*は1%、\*は5%の有意水準で有意。

乗用車価格の変動と品質変化

第2図 サイズ別ヘドニック物価指数の推移



第3図 サイズ別ヘドニック物価指数とCPIの比較



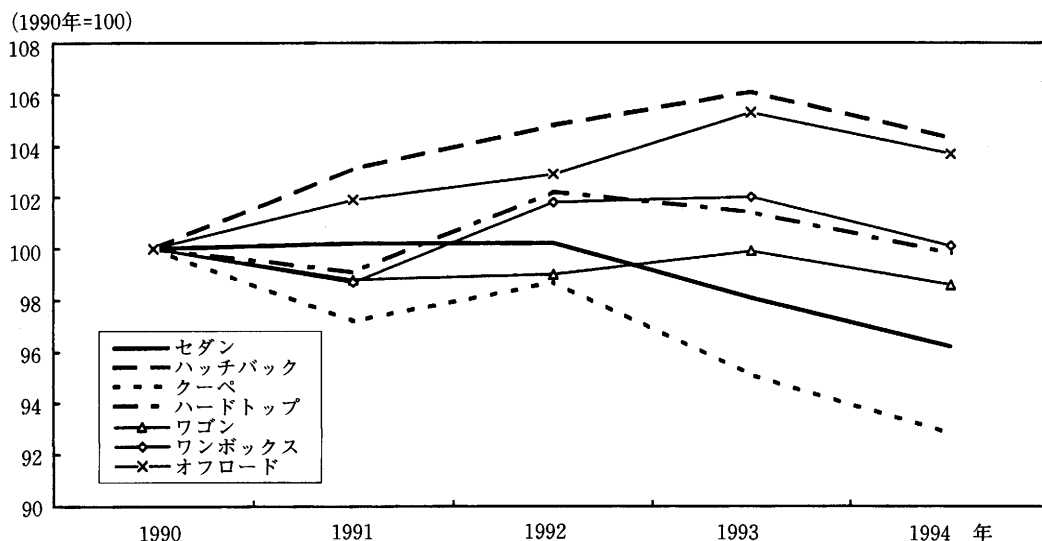
## ロ. 乗用車スタイル別の推計

次に、小型乗用車と普通乗用車について、セダン、ハッチバック、クーペ等の乗用車のスタイル別に更に分割して推計を行う。推計結果の詳細は紙幅の関係上割愛するが、推計式のパフォーマンスは若干悪化している。推計パラメータをみると、ハッチバックのホイールベースとクーペの室内空間が、それぞれマイナスかつ有意になっているほか、ワゴンの室内空間、ワンボックスとオフロードのホイールベースが有意でなくなっている。これは、スタイル別に分割することで、諸特性値の似通ったサンプルが集められる結果となり、各諸特性値の散らばりが小さくなったためであると推測される。各諸特性の標準偏差を計算してみると、全体での数値に比べ、セダン、ハッチバック、クーペ、ハードトップ

の値が大幅に低下している。<sup>29)</sup>したがって、推計結果のバイアスが、ここまでの推計結果に比べて大きいと推察されるため、推計結果の解釈には若干の留意が必要と思われる。なお、スタイル別での推計結果についても、パラメータの安定性をF検定によりチェックしておくと、5%有意水準の臨界値は1.21であるが、統計量は6.50となり、推計パラメータの安定性に関する帰無仮説は棄却される。

第4図には、ここで得られたスタイル別の推計結果を利用して、スタイル毎にヘドニック物価指数を算出した結果をプロットしている。これをみると、スタイル毎の指数変動は、かなり異なっている。すなわち、直近時点の1993年から94年にかけては、すべてのスタイルが低下しているが、1993年までの動きをみると、ハッチバックとオフロードが上昇して

第4図 スタイル別ヘドニック物価指数の推移



29) 室内空間(単位は立方メートル)の標準偏差は、小型乗用車と普通乗用車を加えたベースでは0.972となっているが、セダン、ハッチバック、クーペ、ハードトップについては、それぞれ、0.199、0.183、0.392、0.231となっている。

## 乗用車価格の変動と品質変化

いる一方で、セダン、クーペは下落している。また、ハードトップ、ワンボックスは、概ね横這いの動きとなっている。

CPI の調査銘柄は、毎年、新車登録台数の変動を参考に選定されているとされるが、サンプルの構成について、どのような考慮がなされているかは明らかでない。実際に販売されている乗用車のモデルは、例えば、同じカローラといっても、ファミリー・タイプのセダンからスポーツ・タイプのクーペまで、様々なモデルが存在している。乗用車のスタイル毎に物価指数変動に相違がみられるとの結果は、調査銘柄について、こうしたスタイル別の構成も考慮していく必要性が高いこと

を示している。

### ハ. 乗用車サイズ・スタイル別の推計

最後に、普通乗用車と小型乗用車について、サイズ別、スタイル別に分割して推計した結果をみておく。繰り返しになるが、スタイル別のサンプルをさらにサイズ別に分割しているため、やはり推計結果のパフォーマンス低下がみられている。したがって、ここでの推計結果についても、ある程度の幅をもってみておく必要がある。

推計結果の詳細は省略するが、推計パラメータの安定性を再びF検定によりチェックしたのが第10表である。<sup>30)</sup> まず、上段には、スタイル毎に普通乗用車と小型乗用車のパラ

第10表 サイズ・スタイル別推計パラメータのF検定結果

|         | セ ダ ン | ハッチバック | ク ー ペ | ハードトップ | ワ ゴ ン | ワンボックス | オフロード |
|---------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|-------|
| 普通車／小型車 | ◎     | —      | ◎     | ◎      | ○     | ◎      | ○     |
| 普 通 車   |       |        |       |        |       |        |       |
| セ ダ ン   | —     | —      | ◎     | ◎      | ◎     | ○      | ◎     |
| ハッチバック  | —     | —      | —     | —      | —     | —      | —     |
| ク ー ペ   | ◎     | —      | —     | ◎      | ◎     | ×      | ◎     |
| ハードトップ  | ◎     | —      | ◎     | —      | ◎     | ◎      | ◎     |
| ワ ゴ ン   | ◎     | —      | ◎     | ◎      | —     | ○      | ◎     |
| ワンボックス  | ○     | —      | ×     | ◎      | ○     | —      | ◎     |
| オフロード   | ◎     | —      | ◎     | ◎      | ◎     | ◎      | —     |
| 小 型 車   |       |        |       |        |       |        |       |
| セ ダ ン   | —     | ◎      | ◎     | ×      | ◎     | ◎      | ◎     |
| ハッチバック  | ◎     | —      | ◎     | ◎      | ◎     | ◎      | ◎     |
| ク ー ペ   | ◎     | ◎      | —     | ◎      | ◎     | ◎      | △     |
| ハードトップ  | ×     | ◎      | ◎     | —      | ◎     | ◎      | ○     |
| ワ ゴ ン   | ◎     | ◎      | ◎     | ◎      | —     | ◎      | ×     |
| ワンボックス  | ◎     | ◎      | ◎     | ◎      | ◎     | —      | ×     |
| オフロード   | ◎     | ◎      | △     | ○      | ×     | ×      | —     |

(注) 表中の記号の意味は次のとおり。

◎：1%水準で棄却、○：5%水準で棄却、△：10%水準で棄却、×：棄却不可。

30) 普通乗用車のハッチバックについては、サンプル数が少なく、推計が行えなかったため、検定を行っていない。

メータが同一であるとの帰無仮説の検定結果を示している。これをみると、セダン、クーペ、ハードトップ、ワンボックスの4スタイルについては、1%の有意水準でパラメータの同一性が棄却されるほか、オフロード、ワゴンも5%の水準でそれぞれ帰無仮説が棄却される。したがって、それぞれのスタイル毎に普通乗用車と小型乗用車で、ヘドニック関数の推計パラメータは有意に異なっていると判断される。

さらに、中段（普通乗用車）、下段（小型乗用車）には、サイズ別にスタイル毎の推計パラメータが有意に異なるかをF検定した結果が示されている。このうち、普通乗用車については、大半の組み合わせで推計パラメータの同一性が棄却されている。一方、小型乗用車をみると、やはり推計パラメータが有意に異なると判定される組み合わせが多いが、セダンとハードトップ、ワゴン、ワンボックスとオフロードの3組については、10%の水準でも帰無仮説が棄却されず、推計パラメータが同一であるとみなしてもよいとの結果が得られる。小型乗用車のセダンとハードトップについては、例えば、日産のブルーバードなどは、両方のスタイルのモデルが存在するが、その特性にあまり大きな差がないとするのは、一応、妥当性があると言ってよいと思われる。また、小型乗用車のRV車についても、同様、乗用車の性格として、大きな差がないことを示唆していると考えられる。

次に、第5図には、ここで推計されたヘドニック関数からサイズ・スタイル別の物価指数を算出した結果をプロットしている。これらのグラフをみると、普通乗用車と小型乗用車の物価指数の変動は、セダン、ハードトッ

プが比較的似ているものの、それ以外のスタイルは、お互いに大きく異なっている。しかも、クーペは、普通乗用車の指数水準が大きく上回っている一方で、ワゴン、ワンボックスでは、逆に、普通乗用車の指数水準が低くなっており、普通乗用車・小型乗用車別の指数変動の方向性や大きさには、スタイル毎にかなり大きな違いが観察される。

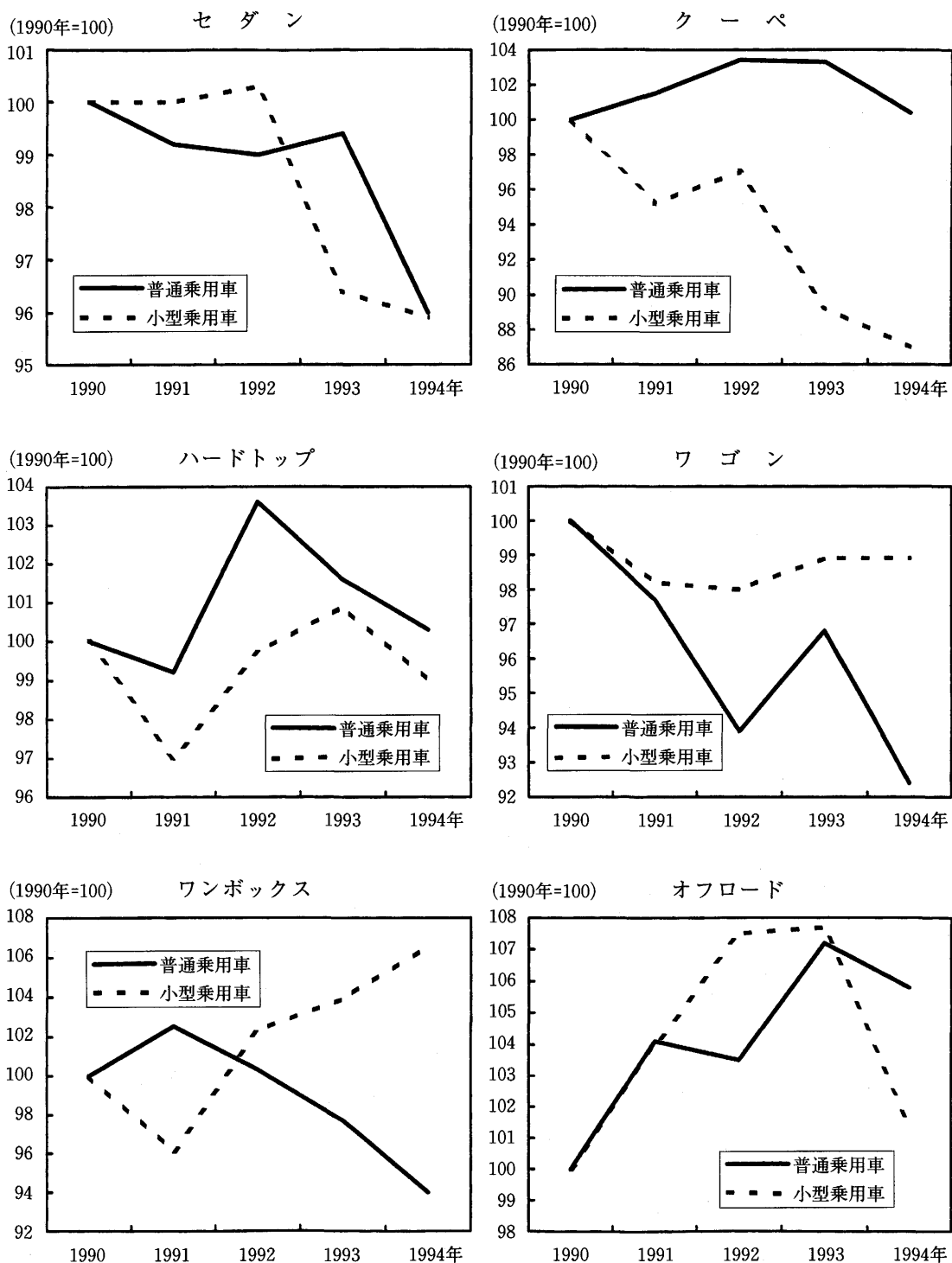
以上の分析結果からは、乗用車は、サイズ、スタイルといった属性毎に、特性が異なるだけでなく、その価格変動も大きく異なっていることが確認された。これは、現行CPIが抱えている、調査銘柄の少なさや普通乗用車が対象外となっているカバレッジの狭さといった問題が、CPIにバイアスをもたらしている可能性を示唆している。特に、近年では、普通乗用車の税率引下げを受けた車体やエンジンの大型化、ワゴン、オフロード車といったRV車の流行といったかたちで、乗用車のサイズ・スタイルの多様化が進展しているだけに、調査銘柄数やカバレッジの問題は、影響を強めていると推測される。

ただし、既に繰り返し指摘しているとおり、ここでの推計は、全体のサンプルを、属性毎に細分化していくことで、自由度が低下しているだけでなく、ヘドニック関数の説明変数となる諸特性の散らばりが小さくなり、推計結果が不安定化するとの問題を併発している。したがって、ここでの推計結果は、かなり幅をもってしておく必要があり、定性的な問題点の指摘にとどめておくのが適当と判断される。全サンプルでの推計結果から試算したCPIの定量的なバイアスを、より詳細に検討するためには、サイズ・スタイル毎に、それぞれの特性に見合ったヘドニック関数を



乗用車価格の変動と品質変化

第5図 サイズ・スタイル別のヘドニック物価指数の推移



定式化するなど、更に追加的な研究が必要と考えられる。

#### 4. 個別銘柄の品質調整

最後に、物価指数の品質調整に伴う問題を、より具体的に明らかにするため、やや角度を変えてこの問題にアプローチしてみる。ここでは、まず、CPIの品質調整手法の問題点を整理したうえで、これを解決するために、ヘドニック・アプローチを銘柄特定方式の枠組みの中へ取り込む考え方を提示する。<sup>31)</sup><sup>32)</sup>次に、この考え方に従って、データセットの中から抽出した代表的なモデルを対象として、銘柄変更のシミュレーションを行い、CPIの品質調整手法の限界によって生じるバイアスを検討する。<sup>33)</sup>

##### (1) CPIの調査銘柄変更時の品質調整手法

CPIにおける品質調整の問題点を検討するため、まず、CPIで調査銘柄変更時の品質調整手法として一般的に利用されている「直接接続法」(直接比較処理)と「価格リンク法」(保合い処理)の概念を整理する。<sup>34)</sup>

物価指数は品質を一定に保ったとした場合の価格変化を捕捉するものであるから、その上昇率は、表面価格の上昇率から品質向上率を控除した値と考えられる。したがって、これら3者の関係は、一般に、

(物価指数上昇率)

$$= (\text{表面価格上昇率}) - (\text{品質向上率})$$

とあらわすことができる。この式を利用して2種類の品質調整手法の考え方を整理すると、まず、直接接続法では、新旧調査銘柄間に品質変化が全く生じなかったとみなすため、品質向上率がゼロとなり、物価指数上昇率は表面価格上昇率と等しくなる。次に、価格リンク法では、価格変化は品質変化に見合ったものであると評価するため、表面価格上昇率が品質向上率と等しくなり、物価指数上昇率はゼロになる。

モデルチェンジ等にもとない調査対象銘柄の入れ替わりが生じた場合には、品質向上率はゼロでないケースが一般的であるばかりでなく、表面価格上昇率と品質向上率は必ずしも一致しない。したがって、直接接続法、価格リンク法のいずれでも、こうした一般的なケースにおける品質変化を適切に評価することはできない。実際に物価指数を作成する場合には、表面価格が上昇していても、それを上回る品質向上がみられている結果、品質調整済みの物価指数は下落となるべきケースも多いと考えられる。また、逆に、表面価格が下落していても、それ以上に品質が低下しており、品質調整済みの価格は上昇するケースも考えられうる。

31) 銘柄変更を含む物価指数の具体的な作成方法については、日本銀行物価研究会[1992]を参照。

32) 以下で示すヘドニック・アプローチを銘柄特定方式へ取り込む考え方は、太田[1980]で提案された方法とほぼ同一である。また、同一の枠組みは白塚[1995]でも提示されている。

33) ここでは、乗用車の小売価格を利用して分析を行っているため、CPI対象に品質調整の問題を検討するが、WPI等、銘柄特定方式によって作成されている他の物価指数についても、同様の議論が成り立つ。

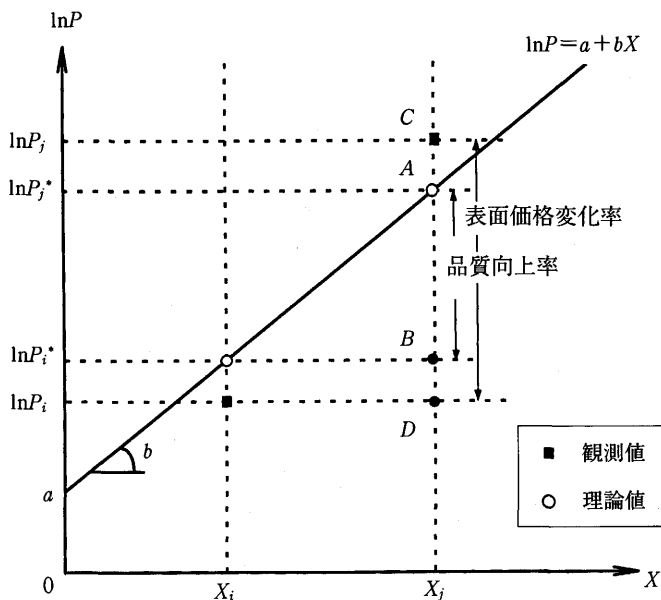
34) CPIでは、直接接続法と価格リンク法のほかに、製品の容量のみが変化したケース(例えば、お菓子の内容量が増加した等のケース)には、容量比によって価格を調整して接続する方法がとられることもある。

## (2) ヘドニック・アプローチの銘柄変更への活用

次に、こうしたCPIの品質調整手法を改善するため、CPIの作成にヘドニック・アプローチを利用する基本的な考え方を提示する。すなわち、ヘドニック関数の推計結果から物価指数を算出する方法としては、一般的には、3.で利用した年次ダミーにかかる推計パラメータの真数値をとるケースが多い。しかしながら、ヘドニック・アプローチをCPIで利用する場合、他の品目との平仄をとるためには、物価指数作成方法として銘柄特定方式の枠組みを維持する必要がある。そこで、両者の折衷策として、推計したヘドニック関数を新旧調査銘柄間の品質変化の評価に利用し、ここで求まる品質変化率によって、表面価格変化率をデフレートするとの方法が考えられる。

具体的に、第6図として、諸特性が1つのケースにおけるこの手法の概念図を示した。この図では、横軸に特性値( $X$ )、縦軸に価格( $\ln P$ 、対数変換値)をとっており、ヘドニック関数は、切片 $a$ 、傾き $b$ の直線として表現されている。また、新旧製品の諸特性値をそれぞれ $X_i$ 、 $X_j$ とすると、理論価格(当該製品の諸特性値を推計したヘドニック関数に代入して求めた推計値)は、特性値から直線までの高さ(図中に「○」として示した点までの高さ)として求まる。ここで品質変化率を、新旧製品間の理論価格の比率と定義すると、新旧製品の理論価格(対数変換値)の差( $AB$ )が、品質変化率に相当する。また、実際に観察された新旧製品価格を、図中に「■」として示した点とすると、やはり、その高さの差( $CD$ )が表面価格変化率となる。したがって、この両者の差が品質調整済み価

第6図 銘柄特定方式でのヘドニック・アプローチの利用(概念図)



格の変化率ということになる。ちなみに、このケースでは、表面価格の上昇幅が品質向上幅を上回っているため、品質調整済み価格は上昇することになる。

以上の考え方に基づくと、表面価格、品質、品質調整済み価格の変化率の間に、

(品質変化率) < (表面価格変化率)

==> 品質調整済み価格 上 昇

(品質変化率) = (表面価格変化率)

==> 品質調整済み価格 保 持

(品質変化率) > (表面価格変化率)

==> 品質調整済み価格 下 落

との関係が成立していることがわかる。

### (3) 銘柄変更のシミュレーション

CPI 品質調整手法の問題が、具体的にどの程度、上方バイアスをもたらしているのかとの点を定量的に明らかにするため、作成したデータセットの中から代表的なモデルを抽出し、前述のヘドニック・アプローチを銘柄特定方式の物価指数作成方法へ取り込む考え方

に従って、銘柄変更のシミュレーションを行った。対象としたのは、トヨタと日産の代表的な車種合わせて13車種で、データセットの中から、できるだけ連続的なモデルを各年毎に抽出し、隣接2年次データによって推計したヘドニック関数を使って品質変化を評価した。<sup>35) 36)</sup>

シミュレーション結果は、第11表としてまとめている。同表には、各車種毎に上段に表面価格、中段に品質、下段に品質調整済み価格の変化率がそれぞれ示してある。<sup>37)</sup> 例えば、最上段に掲げたトヨタ・カローラを例にとってみると、1990年から91年にかけてモデルチェンジがあり、表面価格が20.5%上昇しているが、ヘドニック関数によって評価された品質も17.1%向上しているため、実質的な価格上昇率は差し引き3.4%にとどまっている。シミュレーション結果全体を概観すると、全部で52件（13件×4年）のうち28件で品質変化がゼロでないと評価されている。そのうち、品質調整済み価格変化率が、この表の最下段に示したヘドニック物価指数（隣接2年

35) 現時点では、CPI の調査銘柄として、どのような車種のどのモデルが採用されているかは、明らかにされていないため、ここでのシミュレーションは、代表的な車種について、データセットの中から比較的連続的なモデルをピックアップしている。ただし、太田[1980]では、実際に発生した CPI の銘柄変更に対して、ヘドニック・アプローチによる品質変化の評価との違いを検討しており、過去においては、CPI の調査銘柄の詳細が公にされていた模様である。

36) 品質変化を評価するヘドニック関数は、隣接2年次推計の結果を利用している。これは、3.(2)で検討したとおり、サンプル構成の歪みの影響を抑制しつつ、需要・供給面での基礎的条件の変化に伴う推計パラメータの影響が生じないサンプル期間としては、隣接2年次が適当と判断されるためである。しかしながら、既に検討したとおりサイズ・スタイル毎に乗用車の特性はかなり異なることから、各モデルの品質変化をより正確に評価するためには、サイズ・モデル毎にヘドニック関数を推計する必要があると考えられる。したがって、公式な物価指数統計において、銘柄特定方式の枠組みを維持したまま、乗用車にヘドニック・アプローチを適用するには、追加的な検討が必要と考えられる。

37) ヘドニック・アプローチによる品質評価は、モデルチェンジが生じて、関数の説明変数としている諸特性やダミー変数の値に変化が生じなければ、品質変化はなかったと評価する。したがって、品質変化率がゼロであることは、モデルチェンジがなかったことを必ずしも意味しない点に注意が必要。

乗用車価格の変動と品質変化

第11表 銘柄変更のシミュレーション結果

|                |          | 1991年 | 1992年 | 1993年 | 1994年 |
|----------------|----------|-------|-------|-------|-------|
| カローラ           | 表面価格     | 20.5  | 0.0   | 1.4   | 0.7   |
|                | 品質       | 17.3  | 0.0   | 0.0   | 0.0   |
|                | 品質調整済み価格 | 3.2   | 0.0   | 1.4   | 0.7   |
| カリーナ           | 表面価格     | 0.0   | -9.5  | 0.0   | 9.1   |
|                | 品質       | 0.0   | -15.6 | 0.0   | 14.3  |
|                | 品質調整済み価格 | 0.0   | 6.1   | 0.0   | -5.2  |
| コ罗纳            | 表面価格     | 0.0   | 8.6   | 0.0   | 0.9   |
|                | 品質       | 0.0   | 18.0  | 0.0   | 0.0   |
|                | 品質調整済み価格 | 0.0   | -9.5  | 0.0   | 0.9   |
| カムリ            | 表面価格     | 0.0   | 11.9  | 0.0   | -4.0  |
|                | 品質       | 0.0   | 9.7   | 0.0   | -4.3  |
|                | 品質調整済み価格 | 0.0   | 2.2   | 0.0   | 0.3   |
| マークⅡ           | 表面価格     | 0.0   | 0.0   | 10.4  | 2.6   |
|                | 品質       | 0.0   | 0.0   | 50.9  | -6.2  |
|                | 品質調整済み価格 | 0.0   | 0.0   | -40.5 | 8.8   |
| クラウン           | 表面価格     | 7.8   | 0.0   | 1.8   | 0.0   |
|                | 品質       | 14.1  | 0.0   | -1.0  | 0.0   |
|                | 品質調整済み価格 | -6.3  | 0.0   | 2.8   | 0.0   |
| セルシオ           | 表面価格     | 0.0   | 5.3   | 0.2   | 0.7   |
|                | 品質       | 0.0   | 0.0   | 0.0   | 2.5   |
|                | 品質調整済み価格 | 0.0   | 5.3   | 0.2   | -1.8  |
| サニー            | 表面価格     | 3.0   | 2.9   | 5.9   | -4.4  |
|                | 品質       | 0.0   | 0.0   | 21.8  | -16.5 |
|                | 品質調整済み価格 | 3.0   | 2.9   | -15.9 | 12.1  |
| プリメーラ          | 表面価格     | 3.0   | 4.7   | 0.8   | 1.7   |
|                | 品質       | 9.8   | 9.7   | 0.0   | 5.0   |
|                | 品質調整済み価格 | -6.8  | -5.0  | 0.8   | -3.3  |
| ブルーバード         | 表面価格     | 1.3   | 0.8   | 1.8   | 4.1   |
|                | 品質       | 9.2   | -8.9  | 0.0   | 11.3  |
|                | 品質調整済み価格 | -7.9  | 9.7   | 1.8   | -7.1  |
| スカイライン         | 表面価格     | 11.6  | 0.0   | -1.9  | 14.0  |
|                | 品質       | 9.7   | 0.0   | 15.1  | 23.0  |
|                | 品質調整済み価格 | 1.9   | 0.0   | -17.0 | -9.0  |
| セドリック          | 表面価格     | 13.8  | 0.0   | 5.8   | 0.0   |
|                | 品質       | 27.1  | -11.0 | 12.1  | 0.0   |
|                | 品質調整済み価格 | -13.3 | 11.0  | -6.3  | 0.0   |
| シーマ            | 表面価格     | 0.0   | -0.7  | 9.5   | 0.0   |
|                | 品質       | -7.0  | -8.7  | 24.2  | 0.0   |
|                | 品質調整済み価格 | 7.0   | 7.9   | -14.6 | 0.0   |
| 問題の生じるケース      |          | 7     | 7     | 6     | 7     |
| 実質価格上昇         |          | 3     | 5     | 1     | 2     |
| 実質価格下落         |          | 4     | 2     | 5     | 5     |
| ヘドニック物価指数の標準誤差 |          | 0.7   | 0.7   | 0.7   | 0.7   |

次データでの推計結果に基づくもの)の標準誤差の2倍以内におさまるのは、1994年のトヨタ・カムリのみである。したがって、それ以外の27件のケースでは、品質調整済み価格変化率は、有意にゼロと異なると判断される。品質調整済み価格の上昇・下落別の件数は、上昇しているケースが11件、下落しているケースが16件と、下落ケースが上昇ケースを上回っている。この結果をみる限り、品質変化に起因するCPIのバイアスは、物価上昇率の過大評価の方向に生じやすいと考えられる。

ここでのシミュレーションは、サイズやスタイルといった銘柄の連続性を確保するとの観点から、同一モデルをできるだけ追いかけるよう配慮している。しかしながら、実際に、物価指数を作成していくに当たっては、普通乗用車やRV車の増加など、サイズやスタイルの多様化といった問題に直面する。こうしたケースでは、現行CPIの品質調整手法に限界があることは明らかであり、バイアスを増幅するリスクも大きいと考えられる。また、品質変化が適切に評価できないがゆえに、銘柄の差し替えが適切なタイミングで行われないうといった可能性も否定できない。

勿論、こうした調査対象の連続性に断絶があるケースにおいて、ヘドニック・アプローチが万能である訳ではない。これは、ヘドニック・アプローチでは、説明変数とした諸特性やダミー変数の変化が品質変化の評価対象となることから、これらに含まれない「除外された諸特性」の影響を除去できないためである。したがって、スタイルやグレードが大きく異なると、ヘドニック・アプローチによる品質評価にもバイアスが生じうる。しかしな

がら、これらの問題については、接続する銘柄をできるだけ似通ったスタイル、グレードにするとといったことや、もし異なるサイズ、スタイルのものを接続するのであれば、それに見合ったより細分化されたサンプルでの推計結果を利用するといったことで、対応していくことが十分可能であると考えられる。物価指数作成作業の中で、ヘドニック・アプローチをどう利用していくかとの問題については、より具体的なレベルでの研究が今後の課題である。

## 5. 結び

本論文では、物価指数の品質調整の問題について、乗用車の品質変化に焦点をあてて検討してきた。ここで得られた主要な結論を再度要約しておくのと以下のとおりである。

- (1) 分析に当たって収集した1990年から1994年までのサンプルによるヘドニック関数の推計結果からは、乗用車の品質調整済み物価指数が、年率-0.3%前後のピッチで低下していることが示された。一方、CPIは、消費税率変更の影響を控除すると、同じ期間に年率0.6%のペースで上昇している。このため、乗用車のウエイトが耐久消費財の中で最も大きいこともあって、対耐久消費財では、年率0.2%程度、対総合で同じく0.01%程度の上方バイアスをもたらしているとの結果が得られた。なお、品質調整済み物価指数は、1991年から92年にかけて一旦上昇した後、1993年以降、下落に転じていることから、足許では、対耐久消費財で0.3%から0.4%、対総合で0.02%前後と、CPI

への上方バイアスが増幅されている。

- (2) また、収集したサンプルを乗用車のサイズ、スタイルの属性によって分割してヘドニック物価指数を推計し、属性間で物価指数の変動が有意に異なっていることもみた。CPI での乗用車の物価指数作成方法については、価格調査銘柄数が少ないこと、普通乗用車が含まれていないこと、といった問題点が指摘されている。サイズ・スタイル別の価格変動の相違は、こうした消費者物価指数の問題点によって、物価指数のバイアスが増幅されている可能性を示唆している。特に、近年では、普通乗用車の税率引下げを受けた車体やエンジンの大型化、ワゴン、オフロード車といった RV 車の流行といったかたちで、乗用車サイズ・スタイルの多様化が進展しているだけに、その影響は強まっていると推測される。

- (3) さらに、推計したヘドニック関数を利用して、個別調査銘柄の入れ替えに伴う品質調整のシミュレーションを行った。これによると、現行 CPI の品質調整手法だけでは、銘柄変更時に品質変化の影響を必ずしも適切に評価できない可能性のあることが示され、ヘドニック・アプローチ導入を柱とする品質調整手法拡充の必要性が確認された。

こうした分析結果を踏まえると、少なくとも、乗用車の物価指数については、CPI の作成方法を見直す余地が多いと考えられる。も

とより、物価指数の計測誤差を完全に解消することは極めて困難である。しかしながら、物価指数は、しばしば「経済の体温計」とたとえられるように、経済情勢の変化を測るバロメータとして、物価上昇圧力や景気動向を捕捉する目的で幅広く利用されているほか、名目金額を実質化するためのデフレータとして、国民経済計算等でも重要な役割を果たしている。<sup>38)</sup> こうした物価指数の重要性を鑑みると、その計測誤差を小さくするべく、衆知を集めることは重要と考えられる。

そこで最後に、乗用車の CPI 作成方法について、改善策を整理することで本論文の結びとしたい。<sup>39)</sup> まず第 1 は、普通乗用車の調査対象への組み入れである。家計の高級化志向に加え、1989年の税制改革で普通乗用車にかかる自動車税が大幅に引き下げられたことを受けて、各メーカーともに 3 ナンバー車と呼ばれる普通乗用車モデルの投入を拡大しており、一般家庭での普通乗用車保有も増加傾向を辿っている。しかしながら、こうした普通乗用車の価格動向と既に対象範囲に組み入れられている小型乗用車、軽乗用車の価格動向は、本論文での分析のとおり大きく異なっている。したがって、普通乗用車を指数対象外としたままでは、乗用車全体としての価格変動を捕捉することが難しくなっていると考えられる。

第 2 は、調査銘柄数の拡大である。乗用車と称される製品群は、本論文の分析のなかでもみたとおり、極めて多様な特質をもった製品群の集合である。したがって、こうした製品群全体の価格変動を的確に反映した代表性の

38) 物価指数の機能や利用方法については、日本銀行物価研究会[1992]を参照。

39) 物価指数全般にわたる問題点の整理とその改善策については、白塚[1995]で詳しく検討している。

高い物価指数を作成するためには、調査銘柄をできるだけ多数集める必要がある。特に、このところオフロードやワゴン、ワンボックスといったRV車がブームとなっており、こうした動きに代表される乗用車の多様化に対応していくうえで、調査銘柄拡大の重要性は高まっている。

第3は、ヘドニック・アプローチの導入による品質調整手法の拡充である。無論、ヘドニック・アプローチを導入したとしても、品質変化の影響を完全に除去することはできない。しかしながら、品質変化に起因するバイアスを十分小さくしていくことはできる。わが国の物価統計作成の現状を顧みると、ヘドニック・アプローチの普及はさほど進んでいない。その背景としては、データを収集し、推計作業を行う作業負担の大きさと同時に、これを導入すると従来の物価指数作成方法を大きく変更せざるをえないのではないかとの懸念があるように思われる。こうした懸念に対しては、物価指数の作成に当たって、4.で示したような方法をとることで、現行のCPIで採用されている銘柄特定方式の枠組みの中に、ヘドニック・アプローチを取り込むことは十分可能である。

また、この方法は、銘柄特定方式とヘドニック・アプローチの長所を組み合わせる利用しようとするものと考えることができる。すなわち、銘柄特定方式は、製品に品質変化が生じないかぎり、価格のみを調査することで、物価指数を作成することができる統計作成手法である。これに、調査銘柄が入れ替わり、品質変化を調整する必要が生じた場合のみ、ヘドニック・アプローチを活用し、諸特性の変化にあらわれる品質変化を、あらかじめ

め推計しておいたヘドニック関数によって評価しようとするものである。これは、換言すれば、統計作成上の事務処理負担を抑制しつつ、品質変化の評価にできるだけ客観的な手法を取り入れようとする試みである。

こうした銘柄特定方式にヘドニック・アプローチを一部取り込んだ物価指数の作成は、WPIのホスト・コンピュータ、パソコン、およびコンピュータ周辺装置の一部で行われている。しかしながら、こうした手法は、WPIにおいても、幅広い製品に適用されている訳ではなく、乗用車の品質調整については、CPIのみならず、WPIでも同様の問題を抱えている。ヘドニック・アプローチの適用を柱とする指数作成方法の改善策は、物価指数全体の問題として、今後大いに検討していくべき課題と考えられる。

## 補論1. 多重共線性と説明変数の選択

補論1. では、本論の実証分析に利用した説明変数を、事前に収集した多数の特性値の中からどのようにして選択するかとの問題を検討する。多重共線性の診断については、養谷[1992]、Belsley, Kuh and Welsch[1980]が、具体的な手法を示しているが、こうした考え方を乗用車のヘドニック分析に適用した事例として、Arguea and Hsiao[1993]がある。ここでは、同論文に従って、あらかじめ収集した11種類の諸特性の中から、ヘドニック関数の推計に必要な説明変数を選択する問題を検討していく。

### (1) 乗用車の諸特性データと多重共線性

ヘドニック関数の推計を行う場合には、データセット作成の時点で、製品の技術的な



特性を考慮して、価格説明力の高そうな機能・性能指標に目星をつけ、データを収集していくことになる。ただし、これらの機能・性能指標間には、多重共線性が強く生じているケースが多い。特に、本論文で分析対象としている乗用車については、各種のカタログ・データが入手可能であるが、その一方で、それらの諸特性間の多重共線関係が強いのが特徴である。本論で示した第3表には、収集した11種類の諸特性値間の相関係数行列を掲載しているが、室内空間と乗車定員、排気量とトルクの間には、0.9を超える強い相関係数が存在するほか、0.7~0.8前後の高い相関を示しているものが多数みられる。こうした諸特性間の高い相関関係は、車の大きさを示す指標である車体の全長・全幅・全高のほか、ホイールベース、室内空間等の間に存在している。ただ、これらの指標間の相関が高いことは、自明に近いところである。また、大きい乗用車は、車体の縦横高さともに大きく、かつ、重いだけでなく、パワーの大きいエンジンを積んでおり、燃費も悪いといったケースが多いのは、直感的にもわかりやすいと思われる。

こうした多重共線性の強いデータを説明変数とした回帰分析では、推計パラメータの分散が大きくなり、推計結果が不安定化しやすいとの問題が生じる。事実、第A-1表には、ここで収集した11の諸特性データすべてを利用したヘドニック関数の推計結果を示してい

るが、統計的に有意なパラメータが少ないほか、符号条件が先験的に予想される方向と逆転していたり、年毎にプラス・マイナスが振れたりといったかたちで、非常に不安定なものとなっている。勿論、推計結果が不安定化していることは、データセットのサンプル構成が年毎に偏りがあることも影響していると考えられる。しかしながら、本論の第6表(1)、(2)で示した諸特性の数を絞り込んだ推計結果においては、単年次推計の結果でも、パラメータの大きさに上下の変動はみられるものの、少なくとも符号条件は一定である点を勧告すると、すべての諸特性を利用した推計では、多重共線性の影響がかなり大きいと判断される。

こうした多重共線性の問題を解決する手段として、大きく分けて2つの方向が考えられる。まず、第1は、主成分分析を利用して、相関関係の強い多数の変数の共通変動をあらわす主成分を合成し、これを回帰分析の説明変数とする方法である。合成された主成分は、お互いに無相関となるため、多重共線性の問題は回避される。第2は、収集した諸特性値をすべて利用することはあきらめ、価格説明力が高く、かつ多重共線性の影響が少ない諸特性をいくつかピックアップする方法である。その際、統計的な手法による多重共線性の影響を診断し、どの諸特性がどのような多重共線関係にあるかをチェックすることになる。<sup>40)</sup>

40) 多重共線性への対応策としては、このほか、リッジ回帰を行うことも考えられる。しかしながら、リッジ回帰については、リッジパラメータの決定基準に学界でも一致した見解がないほか、多重共線性の問題が必ず解決される訳ではないため、本論文では、リッジ回帰の適用は見送る。リッジ回帰の詳細については、例えば、蓑谷[1992]、Judge *et al.* [1985]等を参照。

金 融 研 究

第A-1表 全諸特性を利用したヘッドニック関数の推計結果

|            | 1990年            | 1991年            | 1992年            | 1993年            | 1994年            |
|------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 定 数 項      | 5.954 (0.393**)  | 6.603 (0.376**)  | 6.700 (0.366**)  | 6.963 (0.377**)  | 7.039 (0.375**)  |
| 全 長        | 0.142 (0.050**)  | -0.022 (0.046 )  | -0.038 (0.042 )  | 0.045 (0.044 )   | 0.080 (0.045 *)  |
| 全 幅        | -0.529 (0.200**) | -0.239 (0.181 )  | -0.231 (0.196 )  | -0.201 (0.182 )  | -0.356 (0.187 *) |
| 全 高        | 0.302 (0.144 *)  | 0.187 (0.140 )   | 0.191 (0.121 )   | 0.038 (0.112 )   | 0.095 (0.113 )   |
| 室内空間       | 0.025 (0.024 )   | 0.000 (0.016 )   | 0.006 (0.017 )   | 0.016 (0.017 )   | -0.004 (0.013 )  |
| ホイールベース    | 0.188 (0.068**)  | 0.054 (0.065 )   | 0.036 (0.059 )   | 0.001 (0.054 )   | -0.032 (0.057 )  |
| 車体重量       | 0.248 (0.059**)  | 0.811 (0.103**)  | 0.818 (0.084**)  | 0.667 (0.086**)  | 0.585 (0.084**)  |
| 乗車定員       | -0.024 (0.015 )  | -0.039 (0.011**) | -0.038 (0.011**) | -0.053 (0.011**) | -0.032 (0.011**) |
| 燃 費        | -0.004 (0.003 )  | -0.007 (0.002**) | -0.006 (0.002**) | -0.013 (0.002**) | -0.011 (0.003**) |
| 排 気 量      | 0.125 (0.032**)  | 0.006 (0.033 )   | -0.055 (0.025 *) | -0.026 (0.023 )  | 0.025 (0.027 )   |
| 馬 力        | 0.288 (0.028**)  | 0.192 (0.037**)  | 0.206 (0.032**)  | 0.192 (0.031**)  | 0.151 (0.027**)  |
| トルク        | 0.000 (0.000 )   | 0.003 (0.003 )   | 0.004 (0.003 )   | 0.002 (0.002 )   | 0.005 (0.002 *)  |
| エアコン       | 0.017 (0.018 )   | -0.003 (0.019 )  | 0.009 (0.018 )   | 0.035 (0.018 *)  | 0.024 (0.018 )   |
| オートエアコン    | 0.099 (0.014**)  | 0.082 (0.012**)  | 0.089 (0.013**)  | 0.094 (0.014**)  | 0.091 (0.017**)  |
| アンチロックブレーキ | 0.066 (0.018**)  | 0.051 (0.014**)  | 0.058 (0.012**)  | 0.048 (0.015**)  | 0.085 (0.014**)  |
| 4 W S      | 0.064 (0.018**)  | 0.011 (0.019 )   | 0.019 (0.020 )   | 0.033 (0.012**)  | 0.066 (0.018**)  |
| エアバック      | 0.107 (0.029**)  | 0.059 (0.017**)  | 0.050 (0.011**)  | 0.072 (0.011**)  | 0.048 (0.011**)  |
| サンルーフ      | 0.068 (0.022**)  | 0.018 (0.017 )   | 0.027 (0.017 )   | 0.008 (0.014 )   | 0.018 (0.015 )   |
| ナビゲータ      | -0.024 (0.079 )  | 0.170 (0.050**)  | 0.071 (0.050 )   | 0.107 (0.023**)  | 0.106 (0.024**)  |
| ハッチバック     | -0.010 (0.020 )  | -0.047 (0.017**) | -0.059 (0.019**) | -0.015 (0.018 )  | -0.042 (0.019 *) |
| ク ー ペ      | 0.075 (0.023**)  | 0.023 (0.020 )   | 0.025 (0.019 )   | 0.008 (0.017 )   | 0.014 (0.017 )   |
| ハードトップ     | 0.020 (0.014 )   | -0.020 (0.014 )  | 0.010 (0.012 )   | 0.016 (0.011 )   | 0.016 (0.011 )   |
| ワ ゴ ン      | 0.022 (0.022 )   | -0.014 (0.020 )  | -0.008 (0.018 )  | 0.029 (0.016 *)  | 0.006 (0.018 )   |
| ワンボックス     | -0.024 (0.077 )  | -0.128 (0.061 *) | -0.115 (0.051 *) | -0.004 (0.048 )  | -0.026 (0.047 )  |
| オフロード      | 0.009 (0.072 )   | -0.204 (0.053**) | -0.224 (0.043**) | -0.164 (0.045**) | -0.138 (0.043**) |
| 普 通 車      | -0.039 (0.027 )  | -0.012 (0.018 )  | 0.005 (0.016 )   | 0.032 (0.014 *)  | -0.008 (0.015 )  |
| 軽乗用車       | -0.036 (0.045 )  | -0.030 (0.040 )  | -0.059 (0.048 )  | -0.042 (0.048 )  | -0.027 (0.050 )  |
| ディーゼル      | 0.084 (0.026**)  | 0.041 (0.026 )   | 0.011 (0.024 )   | 0.088 (0.024**)  | 0.046 (0.026 *)  |
| V型8気筒      | -0.060 (0.048 )  | 0.063 (0.048 )   | 0.170 (0.038**)  | 0.147 (0.035**)  | 0.115 (0.039**)  |
| V型6気筒      | 0.043 (0.019 *)  | 0.020 (0.017 )   | 0.033 (0.014 *)  | 0.014 (0.015 )   | 0.010 (0.014 )   |
| ロータリーエンジン  | 0.094 (0.097 )   | 0.134 (0.044**)  | 0.254 (0.052**)  | 0.164 (0.053**)  | 0.234 (0.064**)  |
| 4 速 A T    | 0.066 (0.013**)  | 0.051 (0.011**)  | 0.067 (0.010**)  | 0.045 (0.011**)  | 0.060 (0.010**)  |
| 4速マニュアル    | -0.166 (0.037**) | -0.189 (0.026**) | -0.178 (0.084 *) | -0.212 (0.033**) | -0.246 (0.031**) |
| F F        | -0.012 (0.017 )  | -0.020 (0.015 )  | -0.020 (0.017 )  | -0.027 (0.015 *) | -0.044 (0.015**) |
| 4 W D      | 0.057 (0.019**)  | -0.007 (0.018 )  | 0.017 (0.018 )   | -0.004 (0.018 )  | -0.016 (0.017 )  |
| 日 産        | 0.016 (0.017 )   | 0.025 (0.014 *)  | 0.031 (0.014 *)  | 0.024 (0.012 *)  | -0.023 (0.013 *) |
| 三 菱        | 0.023 (0.020 )   | 0.017 (0.016 )   | 0.005 (0.016 )   | 0.009 (0.015 )   | -0.008 (0.016 )  |
| マ ツ ダ      | 0.013 (0.017 )   | 0.036 (0.017 *)  | 0.036 (0.018 *)  | -0.026 (0.019 )  | -0.029 (0.018 *) |
| 本 田        | 0.022 (0.018 )   | 0.035 (0.015**)  | 0.017 (0.017 )   | 0.004 (0.014 )   | -0.017 (0.016 )  |
| い す ず      | 0.054 (0.027 *)  | 0.004 (0.022 )   | -0.005 (0.025 )  | -0.004 (0.020 )  | -0.018 (0.020 )  |
| 富士重工       | -0.043 (0.023 *) | -0.044 (0.024 *) | -0.005 (0.018 )  | 0.006 (0.016 )   | -0.020 (0.016 )  |
| ダイハツ       | -0.008 (0.023 )  | 0.037 (0.021 *)  | 0.053 (0.021**)  | 0.022 (0.021 )   | -0.002 (0.020 )  |
| ス ズ キ      | 0.053 (0.034 )   | 0.082 (0.034**)  | 0.035 (0.037 )   | -0.007 (0.033 )  | 0.028 (0.043 )   |
| 自由度修正済決定係数 | 0.952            | 0.961            | 0.959            | 0.964            | 0.962            |
| 残差平方和      | 4.243            | 3.641            | 3.958            | 3.499            | 3.379            |
| サンプル数      | 471              | 486              | 499              | 501              | 492              |

(注) 1. ( ) 内は標準誤差。ただし、Breusch and Pagan[1979]の検定手法によって、不均一分散の影響が認められるため、White[1980]に基づいてこれを調整。

2. \*\*は1%、\*は5%の有意水準で有意。

以下では、まず、前者の主成分分析による対応を試み、続いて、後者の説明変数を絞り込むアプローチを検討する。結論的には、主成分分析による対応は、必ずしも適切でないと判断されるため、説明変数を絞り込むアプローチを採用することになる。

## (2) 主成分分析の利用可能性

多重共線性の強い多数の変数を利用して分析を行う場合、主成分分析によって各変数に共通に含まれる変動要素（主成分）を抽出し、これを説明変数として回帰分析を行う手法がとられることがある。主成分分析を利用すると、相互に相関がある多数の変数について、その変動を少数のしかも互いに無相関の主成分に集約できるとのメリットがある。<sup>41)</sup>このため、主成分を回帰分析の説明変数として利用すると、変数の集約化が可能となり自由度を高めることができるほか、算出された主成分はお互いに無相関であるため、多重共線性

の問題も回避可能となる。

そこで、1990年から94年までの全サンプルを使って、11種類の諸特性値による主成分を算出し、計算された固有値と係数（元の変数から各主成分を合成するためのウェイト）を第A-2表として示した。<sup>42)</sup>まず、各主成分の固有値をみると、第1主成分と第2主成分が他の主成分に比べて極めて大きな値をとっていることが目立つ。固有値を諸特性の数で除した値は、諸特性の全変動のうち各主成分がどの程度を説明するかを示している。この値を計算すると第1主成分が58.2%、第2主成分が24.7%となり、両方で全変動の82.9%を説明していることがわかる。

次に、各主成分の係数をみていくと、第1主成分は、燃費を除くすべての特性に対してプラスの大きな値をとっている一方で、燃費にはマイナスのやはり大きな値をとっている。これは明らかに、乗用車の「一般的な大きさ」をあらわす指標となっている。また、

第A-2表 主成分の計算結果（通年次データ）

| 主成分 | 固有値   | 主成分の係数 |        |        |        |         |        |        |        |        |        |        |
|-----|-------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|     |       | 全長     | 全幅     | 全高     | 室内空間   | ホイールベース | 重量     | 乗車定員   | 燃費     | 排気量    | 馬力     | トルク    |
| 1   | 6.339 | 0.910  | 0.887  | 0.239  | 0.463  | 0.705   | 0.933  | 0.415  | -0.862 | 0.944  | 0.782  | 0.852  |
| 2   | 2.722 | 0.149  | 0.160  | -0.903 | -0.830 | 0.404   | -0.206 | -0.816 | 0.072  | 0.062  | 0.491  | 0.222  |
| 3   | 0.714 | -0.311 | -0.174 | 0.234  | -0.154 | -0.451  | 0.125  | -0.267 | -0.276 | 0.131  | 0.189  | 0.299  |
| 4   | 0.290 | -0.011 | -0.024 | -0.172 | 0.146  | -0.161  | -0.151 | 0.206  | 0.187  | -0.050 | 0.220  | 0.246  |
| 5   | 0.270 | -0.101 | -0.367 | 0.033  | 0.073  | 0.311   | 0.000  | 0.018  | -0.062 | -0.050 | 0.081  | 0.093  |
| 6   | 0.243 | -0.061 | 0.024  | 0.127  | -0.034 | 0.082   | 0.117  | -0.085 | 0.356  | 0.150  | -0.122 | 0.173  |
| 7   | 0.102 | 0.055  | -0.059 | -0.017 | 0.166  | -0.047  | 0.057  | -0.146 | 0.073  | 0.059  | 0.117  | -0.135 |
| 8   | 0.093 | 0.115  | 0.010  | 0.017  | 0.077  | -0.016  | 0.030  | -0.119 | -0.019 | -0.193 | -0.076 | 0.123  |
| 9   | 0.078 | -0.070 | 0.108  | 0.133  | -0.020 | 0.059   | -0.023 | -0.012 | 0.042  | -0.120 | 0.145  | -0.039 |
| 10  | 0.051 | -0.055 | 0.060  | 0.014  | 0.092  | 0.037   | -0.147 | -0.068 | -0.042 | 0.064  | -0.041 | 0.031  |
| 11  | 0.039 | 0.122  | -0.051 | 0.089  | -0.054 | -0.016  | -0.093 | 0.002  | 0.015  | 0.032  | 0.022  | 0.001  |

41) なお、主成分分析の詳細については、例えば、本多・島田[1977]、マンリー[1992]等の多変量解析に関する解説書を参照のこと。

42) 主成分の算出には、GAUSSX ver. 3.2 を利用した。

第2主成分は、ホイールベース、馬力、トルクに対してプラスの、全高、室内空間、乗車定員にマイナスの値を示している。これは、「スポーツ性」と「居住性」の比較をしていると考えられ、乗用車の「スポーツ度」を代表していると理解される。第3主成分は、全高、トルクにプラス、全長、ホイールベース、乗車定員、燃費にマイナスの値をとっているが、これが乗用車のどのような特性を反映しているかは不明瞭である。結果は示さないが、隣接2年次、単年次とサンプル分割を行って主成分を計算してみると、第1主成分と第2主成分については、係数の符号条件がいずれのサンプル期間でも同一となっており、かなり安定した結果が得られ、大きさとスポーツ度を的確に捕捉している。しかしながら、第3主成分以降になると、符号条件がサンプル

期間によって不安定となり、それぞれがどのような特性を捕捉しているかが一定しないと同時に、その捕捉している特性は何かとの点がきわめて不明確となる。

以上の2点を踏まえると、乗用車の特性は、大きさを示す第1主成分とスポーツ度をあらわす第2主成分の2つによって、大部分が説明されると判断される。

そこで、諸特性の代わりに、これら2つの主成分を説明変数として、ヘドニック関数の推計を行ってみることにする。推計結果は、第A-3表に示したとおりであるが、推計式のパフォーマンスは、自由度修正済み決定係数が0.95前後ときわめて良好である。また、2つの主成分はいずれも1%の水準で有意な結果が得られており、高い価格説明力を有していることがわかる。ただし、本文中で採用

第A-3表 主成分による推計結果

|         | 自由度修正<br>済決定係数 | 残差平方和  | パラメータの有意さ |      |
|---------|----------------|--------|-----------|------|
|         |                |        | 主成分1      | 主成分2 |
| 通年次推計   |                |        |           |      |
| 90-94年  | 0.946          | 27.423 | ◎         | ◎    |
| 隣接2年次推計 |                |        |           |      |
| 90-91年  | 0.944          | 10.953 | ◎         | ◎    |
| 91-92年  | 0.947          | 10.702 | ◎         | ◎    |
| 92-93年  | 0.948          | 10.623 | ◎         | ◎    |
| 93-94年  | 0.951          | 9.556  | ◎         | ◎    |
| 単年次推計   |                |        |           |      |
| 90年     | 0.941          | 5.379  | ◎         | ◎    |
| 91年     | 0.949          | 4.897  | ◎         | ◎    |
| 92年     | 0.943          | 5.502  | ◎         | ◎    |
| 93年     | 0.951          | 4.864  | ◎         | ◎    |
| 94年     | 0.950          | 4.487  | ◎         | ◎    |

(注) パラメータの有意さの欄の◎は1%水準で有意であることを示す。

した3種類の諸特性(馬力、ホイールベース、室内容積)を説明変数とするヘドニック関数と比べると、決定係数の改善は0.01ポイント程度にとどまっており、推計式のパフォーマンスに決定的な差はみられない。

また、推計パラメータそのものについても、その解釈は直感的には困難である。すなわち、合成された主成分は、第1主成分が大きさ、第2主成分がスポーツ度をあらわしているのは明らかであるが、これを合成する各諸特性の係数は、技術革新や消費者の嗜好、データセットのサンプル構成変化等を反映して年毎に変動している。このため、推計パラメータの値をどう評価するか、あるいは、推計パラメータの時系列的な安定性をどうチェックするか、といった点に問題が残らざるをえない。さらに、本論で行ったように様々なかたちにサンプルを分割して推計を行う場合、それぞれに異なる主成分を合成しなければならなくなるが、この結果、お互いの推計結果の比較も困難となる。

主成分分析では、多数の諸特性の変動を少数のお互いに無相関な主成分に合成することができ、各サンプルの特徴点を把握するうえで有用な分析手法である。また、推計式のパフォーマンスも良好なものが得られる。しかしながら、これまで検討してきたような諸問題を考慮すると、作業負担の増嵩に見合った

メリットは期待できないと判断され、本論文での分析において、多重共線性の問題を解決するための適切な手法とは言えない。

### (3) 多重共線性の診断

乗用車のヘドニック関数推計作業における多重共線性の問題点について、Arguea and Hsiao [1993] では、Belsley, Kuh and Welsch [1980] で示された統計的診断手法を利用して、米国の乗用車データをチェックしている。そこでは、収集した15種類の諸特性データ<sup>43)</sup>の中から、多重共線性の影響が少なく、かつ価格説明力の高い変数として、馬力、ホイールベース、ラゲージスペース、ブレーキの4変数を選択している。まず、ここでは、多重共線性の統計的診断手法について、養谷 [1992] に従って整理しておくことにする。<sup>44)</sup>

今、 $k$  個の諸特性  $X_j$  が存在し、その相関行列  $\mathbf{R}$  の固有値を  $\lambda_j$  とすると、多重共線性の存否を診断する統計量である状態指標 (condition index) は、

$$K_j = \frac{\lambda_{\max}}{\lambda_j} \quad (\text{A-1})$$

として定義される。こうして算出された状態指標による多重共線性の判断基準としては、Belsley *et. al* [1980] の示した、

- ①  $K_j < 10$  のとき多重共線性の程度は小さい。

43) 15種類の諸特性は、馬力、全長、全幅、重量、排気量、加速力 (45kms～65kms)、加速力 (0 kms～60kms)、ブレーキ、最小回転半径、座席スペース、ラゲージスペース、減速比、市内走行燃費、郊外走行燃費である。

44) 養谷の議論は、基本的には Belsley, Kuh and Welsch [1980] に従ったものであるが、どの推計パラメータが多重共線性の影響をうけるかを説明変数の相関行列の固有値を基に診断するべきであるとしている点が異なる。すなわち、Belsley *et. al* [1980] は、積率行列の固有値に基づく診断を提唱しているのに対し、養谷は、説明変数の単位によって固有値、固有ベクトルの大きさに影響を受けない相関行列の固有値を利用することを提唱している。

- ②  $15 \leq K_j \leq 30$  は多重共線性が若干ある。  
 ③  $K_j \geq 100$  のときは推計パラメータの精度を著しく損なう恐れがある。  
 ④  $K_j$  の大きな値が同時に 2 つ以上観察されるときは、複数の線形関係が説明変数間に生じている。

との目安が一般的な基準となっている。

次に、どの回帰係数が多重共線性の影響を受けるかを診断するために、VIF (variance inflation factor, 分散拡大要因) と VIF 寄与度の 2 つの統計量が導入される。諸特性の相関行列  $R$  を対角化し、対角要素にその固有値  $\lambda_i$  をもたらす直交行列を  $P$  とすると、このとき、推計パラメータの分散をどの程度増幅するかを示す  $VIF_j$  は、

$$VIF_j = \sum_{i=1}^k \frac{p_{ji}^2}{\lambda_i} \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (A-2)$$

とあらわすことができる。さらに、 $VIF_j$  の中で固有値  $\lambda_i$  に起因する割合を意味する VIF 寄与度  $\pi_{ji}$  は、

$$\pi_{ji} = \frac{p_{ji}^2 / \lambda_i}{VIF_j} \quad i, j = 1, 2, \dots, k \quad (A-3)$$

となり、ここで

$$\sum_{i=1}^k \pi_{ji} = 1 \quad (A-4)$$

が成立している。

(A-2) 式からは、固有値が小さいほど、また固有ベクトルの要素  $p_{ji}$  が絶対値で大きいほど  $VIF_j$  は大きく、推計パラメータの分散が大きくなることがわかる。ただし、固有

値が小さいことは、高い多重共線性関係がみられることを意味しているが、これによってすべての推計パラメータに影響が及ぶわけではない点には注意が必要である。すなわち、強い多重共線性が生じたとしても、説明変数  $X_j$  がその多重共線関係に入っていなければ  $p_{ji}$  は小さく、 $\pi_{ji}$ 、 $VIF_j$  も小さい値をとるため、推計パラメータの分散も大きくなり、安定的な推計結果が得られると考えられる。

ここで、収集した諸特性データを利用して、状態指標、VIF、VIF 寄与度を算出し、<sup>45)</sup> 多重共線性の影響のチェックを行う。第 A-4 表には、1994 年のデータについての計算結果を示している。強い多重共線性が存在すると考えられる 100 を超える状態指標が 3 つ観察されるほか、30 以上のものも 3 つ存在する。最も大きな状態指標 316.74 に対応する VIF 寄与度をみると、全幅、全高、室内空間、ホイールベース、排気量、馬力、トルクの 7 変数が 0.25 を超えており、推計パラメータの分散が増幅されていると診断される。次に大きな状態指標 163.41 に対しては、全長、車両重量の 2 変数が、0.25 を超える VIF 寄与度を示している。

以上のようなステップを各年のデータに対して繰り返し適用し、多重共線関係を確認していく。各サンプル期間の状態指標を第 A-5 表に示しているが、100 を超える強い多重共線性を示す状態指標が 1 から 3 個、30 を超

45) 標準的な計量分析パッケージソフトで、状態指標等の多重共線性を診断するための統計量を算出できるものとして、SHAZAM があるが、当研究所で利用可能なパソコン・バージョンでは、取り扱えるサンプル数が少なく、ここでの分析には利用できない。このため、GAUSS ver. 3.0 の行列演算機能を利用して、これらの統計量を算出するプログラムを作成した。

乗用車価格の変動と品質変化

第A-4表 状態指標、VIF 寄与度 (1994年)

| 固 有 値 | 状態指標   | 全 長  | 全 幅  | 全 高  | 室内空間 | ホイールベース | 車両重量 | 乗用定員 | 燃 費  | 排 気 量 | 馬 力  | トルク  |
|-------|--------|------|------|------|------|---------|------|------|------|-------|------|------|
| 6.561 | 1.00   | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00    | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00  | 0.00 | 0.01 |
| 2.540 | 2.58   | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.04    | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00  | 0.00 | 0.01 |
| 0.867 | 7.57   | 0.00 | 0.02 | 0.01 | 0.01 | 0.02    | 0.00 | 0.00 | 0.03 | 0.02  | 0.01 | 0.00 |
| 0.284 | 23.11  | 0.01 | 0.06 | 0.02 | 0.05 | 0.00    | 0.00 | 0.00 | 0.02 | 0.07  | 0.02 | 0.06 |
| 0.263 | 24.94  | 0.03 | 0.01 | 0.10 | 0.01 | 0.55    | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.01  | 0.00 | 0.02 |
| 0.197 | 33.37  | 0.06 | 0.01 | 0.02 | 0.03 | 0.02    | 0.01 | 0.18 | 0.09 | 0.01  | 0.00 | 0.08 |
| 0.095 | 69.10  | 0.08 | 0.08 | 0.03 | 0.34 | 0.00    | 0.00 | 0.15 | 0.12 | 0.10  | 0.02 | 0.05 |
| 0.085 | 77.15  | 0.15 | 0.00 | 0.03 | 0.03 | 0.00    | 0.05 | 0.00 | 0.31 | 0.20  | 0.13 | 0.18 |
| 0.048 | 138.13 | 0.24 | 0.03 | 0.18 | 0.14 | 0.04    | 0.14 | 0.59 | 0.33 | 0.01  | 0.00 | 0.29 |
| 0.040 | 163.41 | 0.27 | 0.00 | 0.19 | 0.00 | 0.04    | 0.81 | 0.05 | 0.08 | 0.01  | 0.03 | 0.01 |
| 0.021 | 316.74 | 0.15 | 0.79 | 0.42 | 0.38 | 0.28    | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.57  | 0.79 | 0.29 |

第A-5表 状態指標

| 通 年   | 隣 接 2 年 次 |         |         |         | 単 年 次 |       |       |       |       |
|-------|-----------|---------|---------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
|       | 1990-91   | 1991-92 | 1992-93 | 1993-94 | 1990  | 1991  | 1992  | 1993  | 1994  |
| 1.0   | 1.0       | 1.0     | 1.0     | 1.0     | 1.0   | 1.0   | 1.0   | 1.0   | 1.0   |
| 2.4   | 2.1       | 2.3     | 2.5     | 2.6     | 2.0   | 2.2   | 2.4   | 2.6   | 2.6   |
| 9.0   | 8.9       | 9.9     | 9.6     | 8.3     | 8.1   | 9.7   | 10.0  | 9.1   | 7.6   |
| 22.1  | 17.1      | 22.6    | 23.3    | 23.6    | 13.3  | 21.4  | 22.6  | 23.9  | 23.1  |
| 23.7  | 22.1      | 25.2    | 25.1    | 24.9    | 20.4  | 25.6  | 25.6  | 24.8  | 24.9  |
| 26.3  | 26.5      | 25.8    | 30.0    | 33.3    | 27.0  | 26.2  | 27.2  | 33.9  | 33.4  |
| 63.0  | 42.0      | 69.4    | 68.4    | 68.1    | 35.9  | 66.1  | 72.9  | 65.5  | 69.1  |
| 68.5  | 61.1      | 86.5    | 89.9    | 81.5    | 50.6  | 84.3  | 90.0  | 90.8  | 77.1  |
| 82.4  | 79.5      | 127.5   | 139.9   | 147.9   | 74.5  | 123.2 | 126.5 | 157.9 | 138.1 |
| 124.5 | 90.1      | 176.0   | 193.5   | 183.3   | 88.9  | 178.3 | 185.4 | 209.3 | 163.4 |
| 164.4 | 150.4     | 293.4   | 313.4   | 321.8   | 144.5 | 310.0 | 304.8 | 341.0 | 316.7 |

えるものまでを含めると5から6個存在している。したがって、各年とも少なくとも5から6組の多重共線関係が存在していると考えられるため、有効な説明変数は最大5種類程度ということになる。また、各サンプル期間毎のVIF寄与度を算出すると、いずれの諸特性値も、少なからず何らかの多重共線関係に関係していることがわかり、多重共線性の影響の少ない決定的な諸特性は存在しない。このため、ここでの多重共線性の診断結果からは、望ましい説明変数は確定できないことになる。

そこで、以下では、複数の諸特性の組み合わせによりヘドニック関数の推計を行い、推計式のフィット、推計パラメータの符号条件、安定性を加味して、最終的に採用する説明変数を決定していくことにする。

#### (4) 説明変数の選択

まず、11種類の諸特性のうち、「エンジンのパワー」、「車体の大きさ」、「居住空間の広さ」との3種類の機能・性能に関連する諸特性をそれぞれ3つずつ抽出し、これらを組み合わせて、通年次、隣接2年次、単年次の3パターンのサンプル分割について繰り返し推計を行い、どの諸特性の組み合わせのフィットが良いかをチェックした。抽出した諸特性は、①「エンジンのパワー」として、馬力、トルク、排気量、②「車体の大きさ」として、全長、ホイールベース、重量、③「居住空間の広さ」として、室内空間、乗車定員、全高のそれぞれ3変数ずつ、合計9変数である。推計結果の自由度修正済み決定係数は、第A-6表に掲げた。いずれの組み合わせでも、0.92から0.96程度の範囲となり、フィッ

トは良好と判断される。したがって、問題は、推計パラメータの符号条件と安定性ということになる。

なお、ここで3種類の組み合わせをみることにしたのは、次の2つの事由によっている。まず第1は、乗用車の特性を考えるうえでは、主成分分析を利用して検討したとおり、「大きさ」と「スポーツ性対居住性」が重要な要素になっていることから、これらの要素を測るのであれば、「エンジンのパワー」、「車体の大きさ」、「居住空間の広さ」をあらわす諸特性の組み合わせをみれば十分と考えられることである。また、第2には、諸特性を4種類以上入れたヘドニック関数を推計すると、推計パラメータの符号条件が逆転するケースが大幅に増加するほか、安定性も大きく損なわれ、多重共線性の影響がかなり強くあらわれるため、安定的な推計結果を得るためには、説明変数を3種類以内に抑えておく必要があることである。

そこで、推計結果を詳しくみていくと、まず、エンジンのパワーについては、馬力を採用したケースが総じて良好で、これを採用することに問題はないと判断される。次に、車体の大きさの指標であるが、決定係数をみると重量を採用した場合が総じて高い。しかしながら、このときには、大半のケースで、居住空間の指標に関する推計パラメータがマイナスの値となる。したがって、全長とホイールベースのいずれかを採用することになる。これらについては、ほぼ同様の結果が得られるが、ホイールベースを採用したケースの方が、パラメータの有意度や符号条件等が若干優れている。最後に、居住空間の広さは、あまり大きな差はないが、乗用車の技術的な特



乗用車価格の変動と品質変化

第A-6表 説明変数の組み合わせと決定係数

| 説 明 変 数 |         |      | 通年次     | 隣 接 2 年 次 |         |         |         | 単 年 次 |       |       |       |       | 平均    |
|---------|---------|------|---------|-----------|---------|---------|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| エンジン    | 車体      | 居住空間 | 1990-94 | 1990-91   | 1991-92 | 1992-93 | 1993-94 | 1990  | 1991  | 1992  | 1993  | 1994  |       |
| 馬 力     | 重 量     | 乗車定員 | 0.956   | 0.951     | 0.959   | 0.960   | 0.961   | 0.944 | 0.961 | 0.957 | 0.962 | 0.959 | 0.957 |
| 馬 力     | 重 量     | 室内空間 | 0.955   | 0.951     | 0.959   | 0.959   | 0.960   | 0.946 | 0.960 | 0.956 | 0.960 | 0.959 | 0.956 |
| 馬 力     | 重 量     | 全 高  | 0.955   | 0.952     | 0.959   | 0.958   | 0.959   | 0.945 | 0.960 | 0.956 | 0.960 | 0.958 | 0.956 |
| トルク     | 重 量     | 乗車定員 | 0.945   | 0.936     | 0.954   | 0.954   | 0.956   | 0.924 | 0.957 | 0.951 | 0.956 | 0.954 | 0.949 |
| トルク     | 重 量     | 室内空間 | 0.944   | 0.936     | 0.954   | 0.953   | 0.954   | 0.925 | 0.956 | 0.950 | 0.953 | 0.953 | 0.948 |
| トルク     | 重 量     | 全 高  | 0.943   | 0.936     | 0.953   | 0.952   | 0.953   | 0.924 | 0.956 | 0.950 | 0.953 | 0.952 | 0.947 |
| 馬 力     | 全 長     | 全 高  | 0.946   | 0.947     | 0.944   | 0.947   | 0.949   | 0.946 | 0.945 | 0.942 | 0.951 | 0.946 | 0.946 |
| 馬 力     | 全 長     | 室内空間 | 0.945   | 0.945     | 0.942   | 0.945   | 0.948   | 0.945 | 0.943 | 0.940 | 0.950 | 0.945 | 0.945 |
| 馬 力     | 全 長     | 乗車定員 | 0.945   | 0.945     | 0.942   | 0.945   | 0.948   | 0.944 | 0.943 | 0.940 | 0.950 | 0.944 | 0.945 |
| 排気量     | 重 量     | 乗車定員 | 0.940   | 0.937     | 0.945   | 0.944   | 0.947   | 0.930 | 0.949 | 0.941 | 0.947 | 0.944 | 0.942 |
| 排気量     | 重 量     | 室内空間 | 0.939   | 0.936     | 0.945   | 0.943   | 0.944   | 0.930 | 0.948 | 0.941 | 0.944 | 0.941 | 0.941 |
| 馬 力     | ホイールベース | 全 高  | 0.940   | 0.942     | 0.941   | 0.941   | 0.942   | 0.940 | 0.942 | 0.939 | 0.943 | 0.940 | 0.941 |
| 馬 力     | ホイールベース | 室内空間 | 0.940   | 0.942     | 0.940   | 0.941   | 0.942   | 0.941 | 0.941 | 0.938 | 0.944 | 0.939 | 0.941 |
| 排気量     | 重 量     | 全 高  | 0.938   | 0.936     | 0.943   | 0.942   | 0.943   | 0.930 | 0.947 | 0.939 | 0.944 | 0.940 | 0.940 |
| 馬 力     | ホイールベース | 乗車定員 | 0.938   | 0.940     | 0.938   | 0.939   | 0.941   | 0.938 | 0.939 | 0.935 | 0.942 | 0.938 | 0.939 |
| トルク     | 全 長     | 全 高  | 0.929   | 0.922     | 0.944   | 0.945   | 0.948   | 0.918 | 0.945 | 0.942 | 0.947 | 0.947 | 0.939 |
| トルク     | 全 長     | 乗車定員 | 0.929   | 0.921     | 0.943   | 0.946   | 0.949   | 0.918 | 0.944 | 0.941 | 0.949 | 0.947 | 0.939 |
| トルク     | 全 長     | 室内空間 | 0.928   | 0.921     | 0.943   | 0.945   | 0.947   | 0.918 | 0.944 | 0.941 | 0.947 | 0.947 | 0.938 |
| トルク     | ホイールベース | 室内空間 | 0.920   | 0.912     | 0.941   | 0.941   | 0.942   | 0.905 | 0.943 | 0.938 | 0.941 | 0.942 | 0.933 |
| トルク     | ホイールベース | 全 高  | 0.920   | 0.912     | 0.941   | 0.941   | 0.942   | 0.904 | 0.943 | 0.939 | 0.940 | 0.942 | 0.932 |
| トルク     | ホイールベース | 乗車定員 | 0.920   | 0.911     | 0.940   | 0.941   | 0.943   | 0.904 | 0.942 | 0.938 | 0.942 | 0.942 | 0.932 |
| 排気量     | 全 長     | 乗車定員 | 0.926   | 0.923     | 0.922   | 0.927   | 0.935   | 0.919 | 0.924 | 0.919 | 0.934 | 0.932 | 0.926 |
| 排気量     | 全 長     | 全 高  | 0.925   | 0.923     | 0.922   | 0.926   | 0.932   | 0.920 | 0.924 | 0.919 | 0.931 | 0.930 | 0.925 |
| 排気量     | 全 長     | 室内空間 | 0.925   | 0.923     | 0.922   | 0.926   | 0.932   | 0.919 | 0.924 | 0.918 | 0.931 | 0.930 | 0.925 |
| 排気量     | ホイールベース | 乗車定員 | 0.921   | 0.919     | 0.919   | 0.923   | 0.929   | 0.916 | 0.922 | 0.916 | 0.928 | 0.927 | 0.922 |
| 排気量     | ホイールベース | 全 高  | 0.920   | 0.919     | 0.919   | 0.921   | 0.927   | 0.916 | 0.921 | 0.916 | 0.925 | 0.925 | 0.921 |
| 排気量     | ホイールベース | 室内空間 | 0.920   | 0.919     | 0.919   | 0.921   | 0.926   | 0.916 | 0.921 | 0.916 | 0.925 | 0.924 | 0.921 |

(注) 決定係数の平均値の大きい順にソート。

性を考慮すると室内空間を採用することが適当と考えられる。<sup>46)</sup>

以上の検討結果から、本論文での分析では、乗用車のヘッドニック関数の説明変数として、馬力、ホイールベース、室内空間の3種類の諸特性を採用することとするが、最後に、選択した3種類の諸特性値により、乗用車の技術的特性が十分捕捉されているかを確認して

おく。具体的には、これら3つの諸特性を説明変数として、除外した諸特性に対して回帰分析を行う。各年毎にサンプルを分割して推計を行った結果のうち、自由度修正済み決定係数を第A-7表に示した。これをみると、いずれの諸特性についても、0.6から0.9程度のかかなり高い決定係数が得られており、この3種類の諸特性によって、除外された諸特性

46) このほか、乗車定員を採用すると、軽乗用車については、すべて4名となってしまう、サンプルを分割して推計を行っていく場合に、自由度が失われてしまうといった問題もみられる。

第A-7表 説明変数と除外した諸特性との回帰

|         | 1990年 | 1991年 | 1992年 | 1993年 | 1994年 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 全 長     | 0.793 | 0.825 | 0.821 | 0.820 | 0.817 |
| 全 幅     | 0.616 | 0.644 | 0.669 | 0.660 | 0.644 |
| 全 高     | 0.818 | 0.757 | 0.718 | 0.672 | 0.631 |
| 車 両 重 量 | 0.731 | 0.779 | 0.741 | 0.720 | 0.684 |
| 乗 車 定 員 | 0.821 | 0.821 | 0.837 | 0.832 | 0.840 |
| 燃 費     | 0.657 | 0.621 | 0.621 | 0.666 | 0.643 |
| 排 気 量   | 0.729 | 0.771 | 0.762 | 0.745 | 0.717 |
| ト ル ク   | 0.843 | 0.902 | 0.866 | 0.850 | 0.843 |

によってあらわされる乗用車の技術的特性も、十分捕捉されることが確認される。

## 補論2. 多変量解析手法による車種のグループピング

補論1.で検討したとおり、主成分分析は、ヘドニック関数の推計作業で多重共線性の問題を解決するためには、あまり適切な手法ではなかった。しかしながら、推計された主成分は、第1主成分が乗用車の大きさを、また、第2主成分がスポーツ度を、それぞれあらわし、この2つの主成分によって、乗用車全体の特性が、かなりの確に捕捉されることもわかった。そこで、ここでは、補論1.で推計した主成分を使って、乗用車のサイズ・スタイル別の特性の把握を試みる。

第A-8表には、全サンプルを使って算出した主成分について、サイズ別、スタイル別にサンプルを分割して、平均値と標準偏差を計算した結果を示した。まず、サイズ別の値を比較すると、大きさをあらわす第1主成分は、きわめて自然な結果であるが、普通乗用車が圧倒的に大きく、小型乗用車、軽乗用車はマイナスとなっており、サイズ毎にかなり

大きな開きがある。また、スポーツ度の大きさも同じ順番となっており、サイズの大きい乗用車ほどスポーツ度も高くなっていることがわかる。また、標準偏差をみると、第1主成分、第2主成分ともに、普通乗用車、小型乗用車は、かなり近い値をとっているが、軽乗用車は、相対的に小さな値をとっている。このことは、普通乗用車、小型乗用車には、大きさ、スポーツ度の面でかなり多様な車種が存在しているのに対して、軽乗用車は、比較的似た特性をもったものが多いことを意味している。

次に、スタイル別に分割したサンプルの平均値、標準偏差をみると、第1主成分は、ハードトップ、ワンボックス、オフロードが大きな値になっているのに対して、ハッチバックがマイナスの値となっている。これは、ハードトップ等には普通乗用車が多く含まれている一方で、軽乗用車は、大半がハッチバック・スタイルのものとなっていることを反映していると推測される。また、第2主成分については、クーペ、ハードトップといったスポーティなスタイルが高く、ワゴン、ワンボックス、オフロードといったRV車が低くなって

乗用車価格の変動と品質変化

第A-8表 主成分のグループ別平均・標準偏差の比較

|        | 平 均 値  |        | 標 準 偏 差 |       |
|--------|--------|--------|---------|-------|
|        | 第1主成分  | 第2主成分  | 第1主成分   | 第2主成分 |
| (サイズ別) |        |        |         |       |
| 普通乗用車  | 0.950  | 0.062  | 0.504   | 1.208 |
| 小型乗用車  | -0.176 | -0.027 | 0.549   | 0.958 |
| 軽乗用車   | -1.909 | -0.051 | 0.113   | 0.226 |
| (タイプ別) |        |        |         |       |
| セダン    | 0.187  | 0.360  | 0.661   | 0.260 |
| ハッチバック | -1.296 | 0.067  | 0.716   | 0.211 |
| クーペ    | 0.372  | 1.043  | 0.643   | 0.465 |
| ハードトップ | 0.643  | 0.563  | 0.581   | 0.209 |
| ワゴン    | 0.121  | -0.283 | 0.729   | 0.508 |
| ワンボックス | 0.532  | -2.689 | 0.768   | 0.541 |
| オフロード  | 0.731  | -0.628 | 0.789   | 0.566 |

いる。

このように、ある基準に基づいてサンプルを分割し、単純に主成分の平均値、標準偏差を比較するだけでも、それぞれのグループ毎の特徴を浮き彫りにすることができる。<sup>47)</sup>主成分分析に代表される多変量解析手

法は、多数のサンプルからなるデータの特性を把握し、これをグループ分けするといった目的にはきわめて有効であることがわかる。

以 上

[日本銀行金融研究所研究第1課]

47) 異なる標本間の平均値、標準偏差の値を同じとみなせるか否かは、前者は $t$ 検定、後者は $F$ 検定を行うことで統計的にチェックすることができる。詳細は、マンリー[1992]を参照。

【参考文献】

- 太田 誠、「ヘドニック・アプローチの理論的基礎、方法および日本の乗用車価格への応用」、『季刊理論経済学』4月号、1978年
- 、「品質と価格」、創文社、1980年
- 白塚重典、「物価指数に与える品質変化の影響——ヘドニック・アプローチの適用による品質調整済みパソコン物価指数の推計——」、『金融研究』第13巻第4号、日本銀行金融研究所、1994年
- 、「消費者物価指数と計測誤差——その問題点と改善に向けての方策——」、『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所、1995年
- 総務庁、『平成2年基準消費者物価指数の解説』、1992年
- 日本銀行物価研究会（編）、『物価の知識』、日本経済新聞社、1992年
- 本多正久・島田一明、『経営のための多変量解析法』、産業能率大学出版部、1977年
- マンリー、ブライアン、村上正康・田栗正章（訳）、『多変量解析の基礎』、培風館、1992年、（原著、Manly, Bryan F.J., *Multivariate Statistical Methods: A Primer*, Chapman and Hall Ltd., 1986.）
- 養谷千風彦、『計量経済学の新しい展開』、多賀出版、1992年
- Arguea, Nestor M., and Cheng Hsiao, "Econometric Issues of Estimating Hedonic Price Function: With an Application to the U.S. Market for Automobiles," *Journal of Econometric* Vol.56, 1993 pp.243-267.
- Belsley, David A., Edwin Kuh, and Roy E. Welsch, *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, John Wiley & Sons, 1980.
- Berndt, Ernst R., "The Measurement of Quality Change: Constructing an Hedonic Price Index for Computers Using Multiple Regression Methods," Chapter 4 in *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addusib-Wesley Publishing Company, 1991.
- Breusch, T.S., and A. R. Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica* Vol.47(5), 1979, pp.1287-1294.
- Court, Andrew T., "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples," in *The Dynamics of Automobile Demand*, The General Motors Corporation, 1939.
- Gordon, Robert J., *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press, 1990.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, 2nd edition, Macmillan, 1993.
- Griliches, Zvi, "Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change," in *The Price Statistics of the Federal Government General Series*, No. 73, 1961. (Griliches[1971]に再録)
- , *Price Indexes and Quality Change*, Harvard University Press, 1971.
- Judge, George G., W. E. Griffiths, R. Carter Hill, Helmut Lükepohl, and Tsoung-Chao Lee, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd edition, John Wiley and Sons, 1985.
- Ohta, Makoto, "Hedonic Price Indexes of Japanese Passenger Cars Over 1970-83: A Note," *Economic Studies Quarterly* (『季刊理論経済学』) Vol.38(3), 1987, pp.264-274.
- , and Zvi Griliches, "Automobile Price Revisited: Extension of the Hedonic Hypothesis," in N.E.Terleckyj ed., *Household Production and Consumption*, NBER, 1976.
- , and ——, "Automobile Prices and Quality: Did the Gasoline Price Increases Change Consumer Tastes in the U.S.?" *Journal of Business and Economic Statistics* Vol.4(2), 1986, pp.187-198.
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* Vol.48(4), 1980, pp.817-838.