

**IMES DISCUSSION PAPER SERIES**

**ヘドニック・アプローチによる品質変化の捕捉  
理論的枠組みと実証研究への適用**

**白塚 重典**

**Discussion Paper No. 97-J-6**

**IMES**

**日本銀行金融研究所**

**〒100-91 東京中央郵便局私書箱 203 号**

## ヘドニック・アプローチによる品質変化の捕捉 理論的枠組みと実証研究への適用

白塚 重典\*

### 要 旨

本稿は、物価指数における品質調整を行う代表的な手法であるヘドニック・アプローチを採り上げ、その経済理論的・実証的な問題を整理するとともに、様々な製品の機能差・性能差がヘドニック・アプローチによってどの程度捕捉され得るかを検討する。

グリーンSPAN FRB 議長が問題を提起している、いわゆる「コンセプトチャライゼーション」では、経済活動の知識集約化が進展する中で、経済統計において品質変化の影響が的確に捕捉されにくくなっているとの点が一つの論点となっている。事実、上院財政委員会に設置されたCPI計測誤差に関する専門委員会は、計測誤差の最大の源泉として品質調整の問題を指摘している。

経済分析上、財・サービスの品質変化を捕捉する手法として、ヘドニック・アプローチが広く利用されている。同アプローチは、財・サービスの全体的品質をその機能・性能をもたらす各種の「特性」の合成であると考えられる。その実証分析の枠組みは、対象とする財・サービスの価格をその性能・機能をあらかず諸特性によって回帰する極めて単純なものである。しかしながら、耐久消費財のみならず、アパレル製品等の極めて幅広い製品に同一のフレームワークを適用し、品質変化を捕捉することができる。また、対象とするデータやサンプル分割と工夫することにより、そこで捕捉され得る品質差も多種多様なものに対応することができる。

**キーワード：** ヘドニック・アプローチ、ランカスター・モデル、物価指数、計測誤差、品質変化

**JEL 分類番号：** C43、D11

\* 日本銀行金融研究所 (E-Mail: shira@imes.boj.go.jp)

本稿の内容及び意見は筆者達個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

# 目 次

1 . はじめに .....	1
2 . ヘドニック・アプローチの理論的基礎付け .....	2
( 1 ) 品質の定義：ヘドニック仮説.....	2
( 2 ) ランカスター・モデルによる品質変化の捕捉.....	3
( 3 ) ローゼンの理論モデル.....	4
3 . ヘドニック・アプローチによる実証分析の枠組み.....	8
( 1 ) ヘドニック・アプローチの実証分析への適用.....	9
( 2 ) ヘドニック物価指数の算出方法 .....	12
4 . ヘドニック・アプローチによる品質の捕捉 .....	14
( 1 ) 著しい技術革新の捕捉：パソコンのケース・スタディ.....	14
( 2 ) 消費者嗜好の多様化の捕捉：乗用車のケース・スタディ .....	17
( 3 ) 定価と実勢価格：ビデオカメラのケース・スタディ .....	22
( 4 ) ファッション性の捕捉：アパレル製品のケース・スタディ .....	26
5 . 結び .....	31
参考文献 .....	32

## 1. はじめに

本稿は、物価指数における品質調整を行う代表的な手法であるヘドニック・アプローチを採り上げ、その経済理論的・実証的な問題を整理するとともに、機能差・性能差がヘドニック・アプローチによってどの程度捕捉され得るかを検討する。

グリーンSPAN FRB 議長が問題を提起している、いわゆる「コンセプチュアライゼーション」(conceptualization) と呼ばれる問題においては、経済活動の知識集約化が進展する中で、経済統計において品質変化の影響が的確に捕捉されにくくなっているとの点が一つの論点となっている。事実、上院財政委員会に設置されたボスキン・スタンフォード大教授を委員長とする CPI 計測誤差に関する専門委員会では、現行の米国 CPI が抱える上方バイアスを 1.1% と推計し、誤差の最大の源泉として品質調整の問題を指摘している<sup>1</sup>。

一般に、物価指数とは、ある基準時点から品質を一定に保ったとしたときの物価変動を捕捉する「品質調整済み物価指数」であると理解できる。しかしながら、財の品質を調整した品質調整済み物価指数を作成する上では、一定とすべき品質とは何かという問題が提起される。品質とは、一般に財・サービスに対する主観的な評価であり、パソコンのように技術革新が著しい製品については、その品質を一定に保った価格を調査するために、具体的にどのような手段をとればよいのか、という点が大きな問題になる。

経済分析上、財・サービスの品質変化を捕捉する手法として、ヘドニック・アプローチが広く利用されている<sup>2</sup>。ヘドニック・アプローチは、財・サービスの全体的品質をその機能・性能をもたらす各種の「特性」の合成であると考えられる。従って、そこで捕捉される品質変化は、財・サービス毎に多種多様である。本稿では、筆者による最近の研究結果を展望することを通じ、価格差に有意な影響を与える製品特性がヘドニック・アプローチによってどの程度捕捉され得

---

<sup>1</sup> 詳細は、Advisory Committee to Study the Consumer Price Index [1996] を参照。

<sup>2</sup> ヘドニック・アプローチによる分析は、農業経済学者 Waugh [1928] がボストン市場の野菜価格分析に適用した業績を端緒とする。ただし、直訳すると「快楽的」という意味である 'hedonic' という用語は、その後 Court [1939] が同手法を利用して自動車の分析をした際に、「品質」を乗り心地や快適さを示す諸特性あるいは性能指標に還元することを意識して命名したものである。ヘドニック・アプローチの詳細については、第 2 節で紹介するが、併せて、太田 [1980]、Berndt [1991] 等も参照のこと。

るか、また、具体的に財・サービスのどのような機能差・性能差が価格差をみる上で重要であるか、といった点を整理する。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、ヘドニック・アプローチの理論的基礎付けを紹介する。次に、第3節は、その実証分析の枠組みと計量経済学的な問題点への対応の基本的な考え方を整理する。その上で、第4節で、筆者自身による最近のヘドニック・アプローチの実証研究を展望し、ヘドニック・アプローチが、財・サービスの品質調整を行う上で、どの程度有効であるかを検討する。最後の第5節は結論を述べる。

## 2. ヘドニック・アプローチの理論的基礎付け

本節では、ヘドニック・アプローチの理論的基礎付けについて整理する。

### (1) 品質の定義：ヘドニック仮説

ヘドニック・アプローチでは、経済で取引されている各種の財・サービスの価格が、その財・サービスの品質をあらわす種々の「特性」(characteristics)に依存していると考えられる。このアプローチに経済学的な意味付けを与えるのは、「ヘドニック仮説」と呼ばれる考え方で、ある財・サービスの全体的な品質を各種の「特性」の合成であるとみる。

ここで、まず問題になるのは、特性によって把握しようとしている「品質」の意味である。太田[1980]に従って、品質という言葉の定義を整理してみると、ある財の提供する機能・サービスを構成する客観的な諸特性の水準、ある財の客観的な諸特性の水準に対する総合的な評価、の二通りの意味があると考えられる。前者の意味での品質は、パソコンを例にとり考えてみると、処理速度、主記憶容量、補助記憶装置の種類・容量といったカタログ等に記載されている物理的な「特性」の組み合わせで表現することができる。この場合、品質の定義としては、こうした諸特性の水準が全く同一のパソコンは同じ品質であり、異なるパソコンは違う品質ということになる。

しかしながら、物価指数における品質変化の問題を処理する場合には、後者の「財の客観的特質に対する総合的な評価」という意味での品質を把握する必

要が生じる。すなわち、パソコンの価格変化を評価するためには、パソコン 1 台に含まれる諸特性の水準を何か一つの指標に統合することにより、あるパソコンの品質は他のあるパソコンの品質の何倍であるかを定量的に比較する手法が必要になる。ヘドニック・アプローチでは、共通の客観的性質を示す「特性」の水準に依存して製品価格が決定されると考えるため、共通の客観的特性が金額換算可能となる<sup>3</sup>。

## (2) ランカスター・モデルによる品質変化の捕捉

以上のようなヘドニック・アプローチに対して、経済理論的な基礎を与えているのは、「新しい消費者理論」と呼ばれる「ランカスター・モデル」に基づく消費者行動理論である<sup>4</sup>。

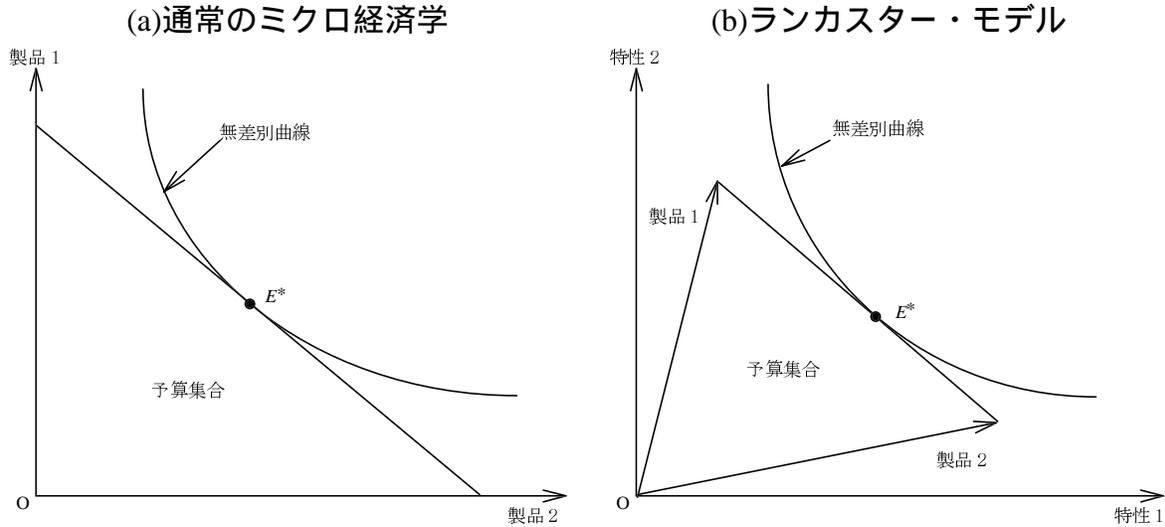
ここで、ランカスター・モデルと通常のマクロ経済学での消費者行動モデルの相違について、図 1 を利用して、直感的な説明を与えておく。まず、通常のマクロ経済学のフレームワークでは、品質が少しでも異なる財は全く別の財として取り扱うことで、同じ財の品質は同一であると仮定する。すなわち、図 1(a)において、代替関係にある製品 1 と製品 2 は別々の財として定義され、消費者の選好関係はこの二種類の財の消費量の上に定義されている。そして、消費者の均衡は、予算集合と無差別曲線の接する  $E^*$  となる。こうした財の数と品質が所与のものであるとの単純化の仮定は、現実の経済に対する一次的な近似として許容され得るが、品質変化や財の多様化・差別化が重要な経済現象となっている現代においては、財の数と品質がどのように決定されるかが、重要な経済問題として、しばしばクローズ・アップされる。

---

<sup>3</sup> ヘドニック・アプローチは、数学的には以下のように表現することができる。すなわち、ある製品  $i$  の機能・性能をあらゆる諸特性を  $n$  次元のベクトル  $C^i$  とすると、これを金額換算された品質  $p^i$  (スカラー) に変換する関数  $h(\bullet)$  として、 $p^i = h(C^i)$  と表現される。

<sup>4</sup> ランカスター・モデルのフレームワークを利用して、消費者の合理的な行動を前提に、価格と諸特性の関係として定義されるヘドニック関数が導出される。なお、ランカスター・モデルのより一般的な議論については、Lancaster[1991]、太田[1980]等を参照。

図1 消費者均衡



これに対し、ランカスター・モデルに基づく消費者行動理論においては、品質変化や財の多様化・差別化の問題を取り扱うため、消費者の選好関係を、消費する財の数量ではなく、財の消費によって取得される特性の量に対して定義する。図 1(b)では、製品 1・2 は、それぞれ特性 1・2 に分解され、その組み合わせであるベクトルの方向によって表現される。

ここでは簡単化のため、経済には財が二種類しか存在しないと仮定しており、ベクトルの長さは、消費者の所得を製品単価で除した値に等しくなる。従って、この消費者の予算集合は、二本のベクトルによって囲まれた三角形になる。また、消費者の選好関係は、特性の数量に対して定義され、消費者均衡は、予算集合と無差別曲線の接点  $E^*$  になる。こうした取り扱いにより、密接な代替関係にある製品の多様化・差別化や新製品の登場といった分析が可能になる。

### (3) ローゼンの理論モデル

次に、Rosen[1974]の議論に沿って、諸特性を取引する暗黙的な市場を想定し、ここでの諸特性に関する需要・供給の市場均衡価格曲線としてヘドニック関数が導出されることを示す。

今、 $n$ 次元の諸特性ベクトル  $\mathbf{z} = (z_1, z_2, \dots, z_n)$  により品質が表現される差別化された製品群を考える。この市場において、ある特性  $z$  を有する製品について実際に観察される価格から、諸特性と価格を結び付けるヘドニック関数

$p(\mathbf{z}) = p(z_1, z_2, \dots, z_n)$  が導かれる。ただし、この製品群には、十分に多数の製品が存在し、諸特性の選択が連続的に可能であると仮定する。

まず、消費者の効用最大化行動を考える。ある消費者の消費する諸特性ベクトルを  $\mathbf{z}$ 、価値尺度財を  $x$  とすると、この消費者の効用関数は  $U(\mathbf{z}, x)$  と表現される。また、予算制約は、消費者の所得  $y$  に対して  $y = p(\mathbf{z}) + x$  と定義される。ここで、消費者がプライステーカーとして行動すると仮定すると、その合理的行動は次のように定式化される。

$$\begin{aligned} \max_{\mathbf{z}} \quad & U(\mathbf{z}, x) \\ \text{s.t.} \quad & y = p(\mathbf{z}) + x \end{aligned} \quad (1)$$

最適化のための一階の条件は、

$$p_{\mathbf{z}} = \frac{U_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}, y - p(\mathbf{z}))}{U_x(\mathbf{z}, y - p(\mathbf{z}))} \quad (2)$$

となる。ここで、 $p_{\mathbf{z}}$ 、 $U_{\mathbf{z}}$ 、 $U_x$  は、それぞれ一階の偏導関数を意味している。

次に、消費者の効用水準  $u$  の下での買値関数 (bid function) を  $\theta(\mathbf{z}; u, y)$  とすると、

$$U(\mathbf{z}, y - \theta) = u \quad (3)$$

が成立している。さらに、(3)式を微分することにより、

$$\theta_{z_i} = U_{z_i} / U_x > 0 \quad (4a)$$

$$\theta_{z_i z_i} = (U_{z_i}^2 U_{z_i z_i} - 2U_{z_i} U_x U_{z_i x} + U_x^2 U_{xx}) / U_x^3 < 0 \quad (4b)$$

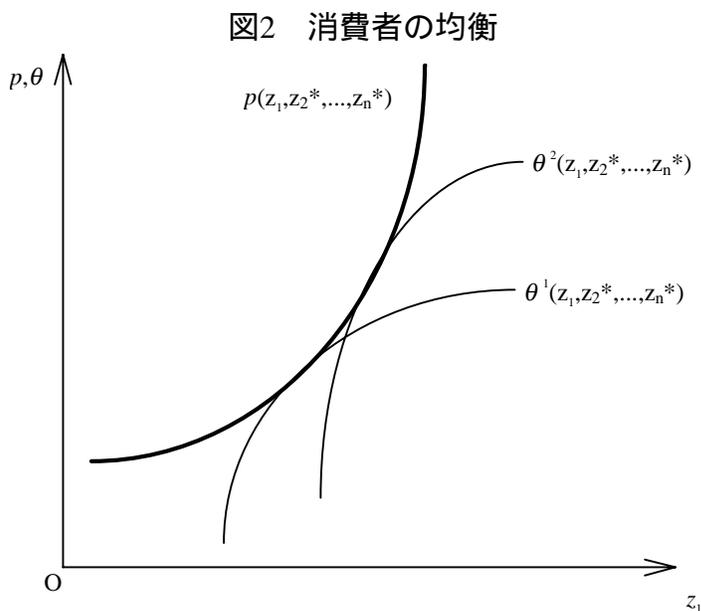
が得られる。これは、買値関数は増加関数かつ凹関数であることを示している。

買値関数  $\theta(\mathbf{z}; u, y)$  は所与の効用水準と所得の下で特性ベクトル  $\mathbf{z}$  を獲得するために喜んで支出する金額を示しており、一方、消費者からみたヘドニック関数  $p(\mathbf{z})$  は、消費者が市場において最低限支払わなければならない金額を意味している。従って、消費者の効用は、買値関数とヘドニック関数の接点において最大化されている。すなわち、消費者の最適化行動の結果、

$$\theta(\mathbf{z}^*; u^*, y) = p(\mathbf{z}^*) \quad (5a)$$

$$\theta_z(\mathbf{z}^*; u^*, y) = p_z(\mathbf{z}^*) \quad (5b)$$

が満たされることになり、ヘドニック関数は消費者の買値関数の包絡線とみることができる。この状態を特性ベクトルの第一要素について図示したものが図2である。



次に、企業の利潤最大化行動であるが、通常の場合とやや異なり、生産量  $M$  のほか、生産する製品の特性ベクトル  $\mathbf{z}$  について意思決定を行う。すなわち、企業の費用関数は  $C(M, \mathbf{z})$  と書くことができる。ここで、企業もプライス・テーカーとして行動するため、その利潤最大化行動は、

$$\max_{\mathbf{z}, M} \pi = p(\mathbf{z})M - C(M, \mathbf{z}) \quad (6)$$

と定式化される。従って、利潤最大化のための一階の条件は、

$$p_z = C_z(M, \mathbf{z}) \quad (7a)$$

$$p(\mathbf{z}) = C_M(M, \mathbf{z}) \quad (7b)$$

となる。ここで、消費者の場合と同様、売値関数（offer function） $\phi(\mathbf{z}, \pi)$  を想定すると、

$$\pi = M\phi - C(M, \mathbf{z}) \quad (8)$$

が成り立つ。これを $\mathbf{z}$ 、 $\pi$  で微分すると、

$$\phi_{\mathbf{z}} = C_{\mathbf{z}} / M > 0 \quad (9a)$$

$$\phi_{\pi} = 1 / M > 0 \quad (9b)$$

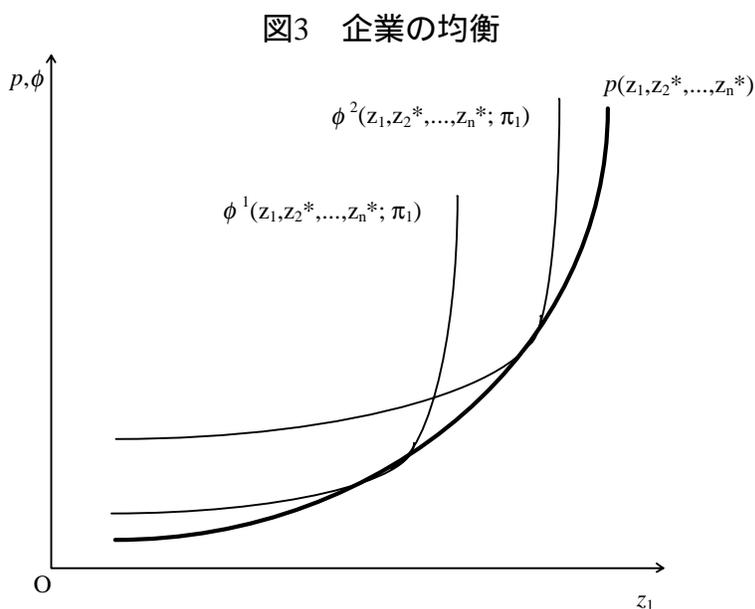
が得られ、売値関数は増加関数かつ凸関数であることが分かる。

売値関数は、企業が製品を販売してもよいと考える最低限の価格であり、また、企業からみたヘドニック関数は、市場において企業へ支払われる最高価格を意味している。従って、企業の均衡においては、

$$p(\mathbf{z}^*) = \phi(\mathbf{z}^*, \pi^*) \quad (9a)$$

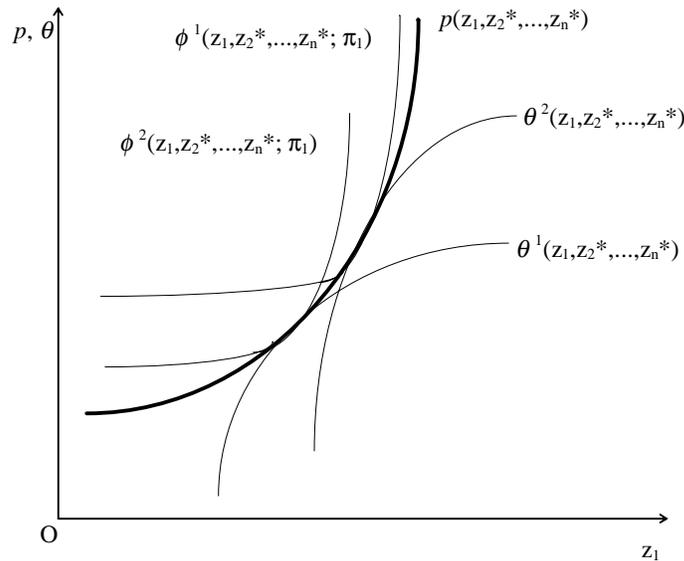
$$p_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}^*) = \phi_{\mathbf{z}}(\mathbf{z}^*, \pi^*) \quad (9b)$$

が成り立ち、ヘドニック関数は、企業の売値関数の包絡線とみることができる。これを諸特性ベクトルの第1要素について図示したのが、図3である。



この結果、市場均衡においては、図 4に示したとおり、売り手と買い手が完全にマッチングし、消費者の買値関数と企業の売値関数が、市場を均衡させるヘドニック関数を挟んで接しており、ヘドニック関数は、消費者の売値関数と企業の買値関数の両者の包絡線とみることができる。従って、ヘドニック関数は、消費者の選好や企業の生産技術といった個別経済主体の情報を反映している訳ではなく、市場において観察される価格と諸特性の関係を示しているに過ぎないと理解できる<sup>5</sup>。

図4 市場の均衡



なお、ヘドニック関数は、企業の生産技術が全て同一である場合には、企業の売値関数は全て同一となるため、企業の供給関数を識別している一方で、消費者の選好が全て同質的である場合は、消費者の買値関数が同一となり、消費者の需要関数を識別していることになる。

<sup>5</sup> ヘドニック関数が、市場において観察される価格と諸特性の関係をとらえているとの結論は、ヘドニック関数の関数形について、先験的な理論的制約が存在しないことを意味している。

### 3. ヘドニック・アプローチによる実証分析の枠組み

本節では、ヘドニック・アプローチによる実証分析の枠組みを整理した上で、説明変数の選択と多重共線性の回避、関数形の選択の二つのヘドニック関数推計上の計量経済学的な問題への対応を検討する。

#### (1) ヘドニック・アプローチの実証分析への適用

前節で紹介したとおりヘドニック・アプローチでは、品質をその製品がもつ各種の特性を統合したものとして捉える。また、財・サービスの価格とその性能・機能をあらかず諸特性の関係を示すヘドニック関数は、Rosen [1974] が示した財・サービスの有する諸特性の需要と供給が一致する市場均衡価格曲線として定義される。このため、ヘドニック関数の関数形については、先験的な制約は存在しない。

実際のヘドニック関数の推計作業は、観察された価格を被説明変数に、また品質に影響を与える適宜の諸特性を説明変数として選択し、定数項と誤差項を入れたかたちで回帰分析を行う。具体的な推計式を半対数線形のかたちで示すと、次式のとおりである。

$$\ln p_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{ijt} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{ikt} + u_{it} \quad (10)$$

ここで、 $x_{ijt}$ 、 $d_{ikt}$ 、 $u_{it}$  はそれぞれ  $t$  期における第  $i$  財の第  $j$  番目の特性、第  $k$  期の時間ダミー、誤差項を意味している。

以下では、ヘドニック関数推計上の計量経済学的な問題として、説明変数の選択と多重共線性の回避、関数形の選択の二つの問題への対応を説明する。

#### イ. 説明変数の選択と多重共線性の回避

ヘドニック関数の推計に当たっては、説明変数としてどのような諸特性を組み込むかが問題となる<sup>6</sup>。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・

---

<sup>6</sup> 説明変数の選択と多重共線性の回避に関する議論の詳細は、白塚 [1995b] を参照のこと。

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<sup>7</sup>。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、推計式が不安定化しやすいとの問題がある。

多重共線性の問題を解決する手段として、大きく分けて二つの方向が考えられる<sup>8</sup>。まず、第一は、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。第二は、収集した諸特性値を全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>9</sup>。

## ロ．関数形の選択

ヘドニック関数は、理論的には、前節で検討したとおり Rosen [1974] が示した財・サービスの有する諸特性の需要と供給が一致する市場均衡価格曲線として定義される。従って、ヘドニック関数の関数形については、先験的な制約は存在しない。このため、関数形の選択は、実証的な観点から行えばよいことになる。

具体的なチェック・ポイントとしては、推計式のフィットの良さ、推計パラメータの理論的整合性、推計作業の容易さ、推計結果の解釈のし易さ、

---

<sup>7</sup> 多重共線性の問題を以下で分析対象として採り上げる乗用車で考えてみる。乗用車は、機能・性能をあらわす各種カタログ・データが入手可能である。しかしながらその一方で、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。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、これらの指標間の相関が高いことは、自明に近い。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、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。

<sup>8</sup> 白塚[1995b]では、乗用車にヘドニック・アプローチを適用するにあたり、説明変数間の多重共線性をいかに回避するかとの問題を詳細に検討している。

<sup>9</sup> 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、本稿では、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。

の四つがあげられる。これらのチェック・ポイントのうち、 $\lambda$ については、関数変換が容易で、通常の OLS を利用できる両対数線形、半対数線形、線形の一般的な関数形が優れているのは明らかである。また、 $\theta$ についても、両対数線形、半対数線形の被説明変数を対数変換した関数形では、年次ダミーの推計パラメータから品質調整済み物価指数を直接算出できるとのメリットがある<sup>10</sup>等、推計パラメータの解釈も一般的な関数形が容易である。このほか、 $\lambda$ については、推計パラメータの有意度や符号条件について、各関数形毎にチェックするといった作業が必要になってくる。

最後に、 $\lambda$ の推計式のフィットの良さについては、通常、決定係数をみることが多いが、被説明変数を関数変換すると分散の大きさが変化するため、決定係数を直接比較することはできない。そこで、ボックス=コックス検定により、異なる関数形のフィットの良さを統計的にチェックを行うことになる<sup>11</sup>。具体的には、被説明変数と説明変数（ダミー変数を除く）について、次の(11)式により定義されるボックス=コックス変換<sup>12</sup>を行い、係数パラメータとボックス=コックス変換パラメータ  $\lambda$  を最尤法により推計する<sup>13</sup>。

<sup>10</sup> 両対数線形、半対数線形の年次ダミーの推計パラメータは、品質調整済み物価指数の対数値と理解される。なお、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）を作成する考え方については、本節（2）を参照。

<sup>11</sup> ボックス=コックス検定の詳細については、Greene[1996] 第10章を参照。

<sup>12</sup> ボックス=コックス変換は、 $\theta = \lambda = 0$  のとき、やや特殊なかたちをしているようにみえるが、これは、ロピタルの定理により、

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{d(x^\lambda - 1)/d\lambda}{1} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} x^\lambda \times \ln x = \ln x$$

と、0以外の値のケースの極限值として導出され、ボックス=コックス変換は0においても連続となる。

<sup>13</sup> ボックス=コックス変換形の推計については、Amemiya [1985] で指摘されているとおり、ボックス=コックス変換された変数  $z(\lambda)$  について、

$$\begin{aligned} z(\lambda) &\geq -1/\lambda \quad (\text{if } \lambda > 0) \\ &\leq -1/\lambda \quad (\text{if } \lambda < 0) \end{aligned}$$

との制約があることから、残差項の分布は正規分布とならない。このため、残差項が正規分布することを仮定している最尤法での推計結果にはバイアスが生じるとの問題がある。Amemiya [1985] では非線形二段階最小自乗法による推計を提唱しているが、推計方法がややテクニカルとなるため、一般的にはあまり利用されていない。従って、ボックス=コックス検定は、関数形の適否を判断するチェック・ポイントの一つに過ぎないほか、本稿では、ボックス=コックス変換の推計手法自体を問題としている訳ではないため、一般に利用されている最尤法で推計を行うが、その推計結果にはバイアスが生じ得ることを念頭において、評価を行う必要がある。

$$p_{it}^{(\theta)} = \alpha + \sum_{j=1}^l \beta_j x_{ijt}^{(\lambda)} + \sum_{j=l+1}^n \beta_j x_{ijt} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{ikt} + u_{it} \quad (11)$$

ただし、

$$p_{it}^{(\theta)} = \begin{cases} \frac{p_{it}^{\theta} - 1}{\theta} & \theta \neq 0 \\ \ln p_{it} & \theta = 0 \end{cases}$$

$$x_{ijt}^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x_{ijt}^{\lambda} - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \ln x_{ijt} & \lambda = 0 \end{cases}$$

ただし、ここで特性変数  $x_{ijt}$  のうち  $l+1$  から  $n$  まではダミー変数でボックス=コックス変換の対象外と仮定している。

## (2) ヘドニック物価指数の算出方法

ここでは、ヘドニック関数の推計結果から、品質調整済み物価指数を算出する考え方を整理する。なお、ヘドニック関数の推計結果を基にして算出された品質調整済み物価指数を「ヘドニック物価指数」と呼ぶことにする。また、以下の説明は、ヘドニック関数の推計を(10)式で示した半対数線形または説明変数も対数変換を施した両対数線形で推計していることを前提にする。

具体的なヘドニック物価指数の算出方法は、ヘドニック関数の推計式に年次ダミーを含むか否かで異なる。まず、年次ダミーを含む通年次推計、隣接二年次推計については、年次ダミーにかかる推計パラメータを真数変換した値が品質調整済み物価指数となる。すなわち、基準時点 ( $t=0$ ) における第  $j$  番目の特性の大きさを  $x_j^*$  とし、これを(10)式に代入すると、基準時点の年次ダミーは全て0の値をとり、また、比較時点 ( $t=k$ ) については、

$$d_{ikt} = \begin{cases} 1 & (t=s) \\ 0 & (t \neq s) \end{cases}$$

となるため、基準時点および比較時点における品質を一定とした推計価格は、

$$\ln \hat{p}_0 = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j \ln x_j^* \quad (12a)$$

$$\ln \hat{p}_s = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j \ln x_j^* + \hat{\delta}_s \quad (12b)$$

となる（なお、 $\hat{\cdot}$ は推計値であることを示す）。ここで、(12b)式と(12a)式の差をとると、

$$\ln \hat{p}_s - \ln \hat{p}_0 = \hat{\delta}_s \quad (13)$$

となり、年次ダミーにかかるパラメータ $\delta_s$ は、0期に対する $s$ 期の品質調整済み物価指数の対数値になることがわかる。従って、基準時点0期を100とする比較時点 $k$ 期のヘドニック物価指数 $I_{0s}$ は、

$$I_{0s} = \exp(\hat{\delta}_s) \times 100 \quad (14)$$

として算出される。

次に、年次ダミーを推計式に含まない単年次データによるヘドニック物価指数の作成方法を検討する<sup>14</sup>。0期および $s$ 期の推計パラメータを基準時点における特性の大きさ $x_j^*$ により評価し、その真数をとると、品質を一定とした0期、 $s$ 期の推計価格が次式のとおり得られる。

$$\hat{p}_0 = \exp(\alpha_0 + \sum_{j=1}^n \beta_{j0} x_j^*) \quad (15a)$$

$$\hat{p}_s = \exp(\alpha_s + \sum_{j=1}^n \beta_{js} x_j^*) \quad (15b)$$

---

<sup>14</sup> 年次ダミーを利用しない品質調整済み物価指数の算出方法としては、本稿で利用した基準時点の平均的な特性値により推計パラメータを評価する方法のほかに、基準時点と比較時点の両方に存在する製品は調査価格を利用し、基準時点にしか存在しない製品には、ヘドニック関数による推計価格により補填し、製品のシェアをウェイトとして物価指数を算出する方法（コンポジット方式）、推計された特性のシャドー価格を利用して、基準時点の製品の特性、各製品のシェアにより、物価指数を合成する方法（特性価格指数）等も存在する（Triplett [1988]、Cole, et al [1986] 等を参照）。しかしながら、これらの方法には、各モデルのマーケットシェアに関する情報が必要になるとの制約がある。

従って、基準時点 0 期を 100 とする比較時点  $s$  期のヘドニック物価指数  $I_{0s}$  は、

$$I_{0k} = \hat{p}_k / \hat{p}_0 \times 100 \quad (16)$$

となる。

#### 4 . ヘドニック・アプローチによる品質の捕捉

本節では、前節で紹介したヘドニック・アプローチを、パソコン、乗用車、ビデオカメラ、アパレル製品の各市場に適用し、それぞれ技術革新、消費者行動の多様化、定価と実勢価格、ファッション性との側面に着目した分析事例を紹介する。

##### (1) 著しい技術革新の捕捉：パソコンのケース・スタディ

白塚[1994]では、パソコンにを採り上げ、技術革新の著しく、かつプロダクトサイクルも短い製品において、ヘドニック・アプローチによって品質変化を的確に計測できるか、との点を検証している。

##### イ . CPI におけるパソコンの取り扱い

CPI では、品質変化を的確に捕捉できないが故に物価指数の対象外となっている製品がみられる。ここで採り上げるパソコンはその代表的な製品と考えられる。近年、パソコン市場では、技術革新のテンポが極めて速く、価格低下が顕著である。また、パソコン・メーカーの参入退出や新旧モデルの後退が頻繁に観察される。このため、従来から利用されてきた物価指数作成手法の枠組みでは、品質調整済み価格指数を構築し、常時、アップデートしていくことが困難となっている<sup>15</sup>。

こうした技術革新の著しい製品を物価指数対象外としておくと、品質調整済み価格の下落が物価指数に反映されず、上方バイアスをもたらす危険性が大き

---

<sup>15</sup> わが国 CPI における品質調整方法の問題点については、例えば白塚[1995a]を参照。

い。また、これらの製品を適切なタイミングで取り込んでいかないと、特に、普及期に観察される大幅な価格下落が物価指数に反映されない結果となる。

ヘドニック・アプローチは、製品の品質がこれを構成する機能や性能に分解できると考え、これらを反映する客観的な指標を利用して、統合的な品質を個別の機能・性能の総和として評価する。そのメリットは、品質という主観的な評価に対して、極力恣意性を排し、機能・性能をあらゆる客観的な指標に品質評価の判断基準を求めようとする点にある。そして、こうしたメリットは、価格と性能・機能指標さえ収集すれば、その品質評価が比較的容易に可能となるという意味で、パソコンのように品質変化が激しく、プロダクトサイクルの短い製品において、特に大きいと考えられる。

#### ロ．パソコン・ヘドニック関数の推計結果

白塚[1994]で計測されているヘドニック関数は、表 1 に示したとおりである。サンプル期間は、1990 年から 1994 年の 5 年間であり、ここでは、全サンプル期間のデータをプールして推計した通年次での推計結果と 2 年間毎にサンプルを分割して推計した隣接 2 年次での推計結果を掲載している。

説明変数として採用されている諸特性は、CPU のクロック周波数、メモリ・サイズ、ハードディスク容量、拡張スロット数、画面表示精度の 5 種類の指標に加え、タイプダミー（デスクトップ、ラップトップ、ノートブックの区分）、モニター種類（デスクトップの場合はカラーか白黒か、また、ラップトップ・ノートブックの場合は、カラー/白黒のほか、STN、TFT といった液晶タイプ）、CPU タイプ（386、486、ペンティアム等）、会社ダミー、年次ダミーといったダミー変数である。

推計結果は、各サンプル期間とも良好なパフォーマンスを示している。すなわち、推計式の決定係数は高く、また、推計パラメータも総じて符号条件が合致し、かつ統計的にも有意である。

表1 パソコン・ヘッドニック関数の推計結果

	通年次推計	隣接2年次推計			
		90-91年	91-92年	92-93年	93-94年
定数項	3.2022 (0.191 *)	1.5987 (0.297 *)	2.5321 (0.352 *)	2.5126 (0.210 *)	3.0759 (0.258 *)
コア周波数	0.3210 (0.035 *)	0.5827 (0.092 *)	0.3734 (0.097 *)	0.3881 (0.044 *)	0.3937 (0.029 *)
メモリ	0.0654 (0.015 *)	0.0775 (0.017 *)	0.0632 (0.018 *)	0.0510 (0.020 *)	0.1109 (0.019 *)
ハードディスク容量	0.0567 (0.005 *)	0.0824 (0.006 *)	0.0817 (0.008 *)	0.0524 (0.007 *)	0.0311 (0.005 *)
拡張メモ	0.2436 (0.035 *)	0.1272 (0.035 *)	0.3198 (0.046 *)	0.1728 (0.055 *)	0.2212 (0.041 *)
画面表示	0.2693 (0.030 *)	0.4008 (0.037 *)	0.3181 (0.040 *)	0.3107 (0.032 *)	0.1428 (0.040 *)
タイプ					
ラップトップ	0.2272 (0.042 *)	0.1758 (0.031 *)	0.2371 (0.042 *)	0.1244 (0.072 **)	( )
ノートブック	0.1048 (0.048 **)	0.0143 (0.058 )	-0.0596 (0.066 )	0.1040 (0.070 )	0.2774 (0.062 *)
モニター					
白黒CRT	-0.2587 (0.111 **)	-0.0290 (0.116 )	0.4661 (0.119 *)	-0.8149 (0.136 *)	( )
プラズマ液晶	0.3165 (0.200 )	0.5682 (0.111 *)	0.0632 (0.154 )	-0.4141 (0.053 *)	( )
STN液晶	0.3994 (0.058 *)	0.2765 (0.095 *)	0.0551 (0.033 **)	0.3136 (0.131 *)	0.2939 (0.044 *)
TFT液晶	0.5608 (0.038 *)	0.4495 (0.031 *)	0.3950 (0.035 *)	0.4784 (0.058 *)	0.4764 (0.036 *)
CPU					
8ビットCPU	-0.2699 (0.076 *)	-0.0207 (0.100 )	( )	( )	( )
16ビットCPU	-0.1982 (0.038 *)	0.0091 (0.050 )	-0.0951 (0.053 **)	-0.3827 (0.085 *)	( )
ペンティアム	0.2137 (0.061 *)	( )	( )	( )	0.3450 (0.037 *)
パナPC	-0.0911 (0.072 )	( )	( )	( )	0.0445 (0.080 )
FD2ドライブ以上	0.0460 (0.038 )	0.1392 (0.042 *)	-0.0658 (0.057 )	0.1302 (0.066 **)	0.0274 (0.043 )
CD-ROMドライブ	-0.0419 (0.047 )	( )	0.3679 (0.031 *)	0.1487 (0.069 **)	0.1014 (0.043 *)
ソフト機能	-0.0450 (0.066 )	( )	( )	( )	-0.0341 (0.061 )
ハードディスク・フロッピーディスク	-0.0926 (0.045 **)	( )	0.1866 (0.039 *)	0.1656 (0.074 **)	-0.0231 (0.035 )
大規模メモ	0.4583 (0.066 *)	0.6154 (0.052 *)	0.6227 (0.060 *)	0.1810 (0.059 *)	0.2039 (0.013 *)
年次					
1991	-0.1882 (0.037 *)	-0.2113 (0.026 *)	( )	( )	( )
1992	-0.3650 (0.043 *)	( )	-0.1877 (0.031 *)	( )	( )
1993	-0.6697 (0.044 *)	( )	( )	( )	( )
1994	-0.9259 (0.051 **)	( )	( )	-0.3839 (0.036 *)	( )
メーカー					
エイサー	-0.7733 (0.060 *)	( )	( )	( )	-0.5926 (0.059 *)
アップル	0.2484 (0.054 *)	0.3746 (0.083 *)	0.2754 (0.069 *)	0.2501 (0.070 *)	0.0451 (0.062 )
コパック	-0.2685 (0.043 *)	( )	( )	-0.2924 (0.064 *)	-0.2079 (0.033 *)
DEC	-0.5108 (0.096 *)	( )	( )	-0.3495 (0.079 *)	-0.2637 (0.042 **)
デル	-0.4376 (0.051 *)	( )	( )	-0.3660 (0.078 *)	-0.3476 (0.045 *)
エプソン	-0.1733 (0.023 *)	0.0115 (0.027 )	-0.1585 (0.034 *)	-0.3292 (0.035 *)	-0.1748 (0.035 *)
富士通	-0.1495 (0.063 *)	0.2134 (0.065 *)	-0.0494 (0.069 )	-0.2050 (0.084 *)	-0.1267 (0.082 **)
IBM	-0.2233 (0.051 *)	( )	-0.1740 (0.049 *)	-0.2246 (0.064 *)	-0.2331 (0.052 *)
ハードヘル	-0.5272 (0.040 *)	( )	( )	-0.6692 (0.056 *)	-0.3784 (0.054 *)
東芝	-0.1424 (0.053 *)	-0.1027 (0.055 **)	-0.1320 (0.050 *)	-0.2363 (0.070 *)	-0.1200 (0.037 *)
自由度修正済み決定係数	0.7955	0.9553	0.9058	0.7761	0.7917
残差平方和	26.1014	2.3067	7.2160	11.0360	6.9486
サンプル数	569	154	224	268	289

(資料) 白塚[1994].

(備考) ( )内は標準誤差。なお、\*は1%、\*\*は5%の有意水準で有意。

## 八. パソコン市場のダイナミックな構造変化

次に、推計パラメータの時系列的な動きに注目し、そこから読み取ることのできるパソコン市場のダイナミックな構造変化を考察してみる。

まず、5種類の主要な性能指標にかかる推計パラメータをみると、技術革新の進展等を反映して、年々その値は変化している。特に、ハードディスク容量のパラメータが1992、93年頃を境に大幅に下落していることが目立つほか、画面表示精度も1994年に入り、かなり低下している。これらの動きは、最近のハードディスクやグラフィック・ボード<sup>16</sup>の価格低下の動きとも整合的である。一方、メモリや拡張スロットの推計パラメータの動きは相対的に安定して推移している。

<sup>16</sup> コンピュータの信号をモニターに表示するためのビデオ信号に変換する部品で、この部品の性能により、画面の解像度や発色数、表示速度等が大きく影響を受ける。

次に、会社ダミーの推計パラメータに注目すると、これは他の諸特性が全て同一であるとした場合の価格差に相当し、例えば、メーカーの技術力やアフターサービスの良さ、対応ソフトの充実度といった「除外された諸特性」(omitted characteristics)<sup>17</sup>の影響を捕捉していると考えられる。

まず、アップル社ダミーは、マッキントッシュ OS を搭載し、グラフィカルなユーザーインターフェースにより操作性に優れていること等から、1992～93年頃までのウィンドウズが本格的に普及する以前では、非価格競争力が高く、かなり大きな推計パラメータが得られていたが、1993～94年に至りウィンドウズが本格普及してくると、推計値は急速に低下している。

また、1993年頃から本格参入が始まったコンパック、デルといった海外のDOS/Vパソコン・メーカーの会社ダミーは、概ね-0.2～-0.4前後の推計パラメータが得られているが、これは各特性が同一の場合、DOS/VパソコンがNECパソコンに比べ2～3割強程度割安となっていることを意味している。会社ダミーのベースとなっているNECパソコンは、依然としてやや高めの価格で取引されている訳であるが、こうした価格差には、DOSベースのソフトを中心としたNECパソコン対応ソフトの資産といった機能指標に表れない「除外された諸特性」に起因する価格差を捉えている側面もあると考えられる。

なお、DOS/Vパソコン・メーカーの参入時期との関連では、これらのメーカーが参入する以前の1990年から1992年の間では、隣接2年次での推計式は決定係数が0.9前後もしくはそれ以上となっており、フィットが極めて良好であるが、1993年以降、決定係数が低下している。これは、DOS/Vパソコン・メーカーの参入以降、我が国パソコン市場の構造変化が急テンポかつ断続的に進行している影響が表れていると推測される<sup>18</sup>。

## (2) 消費者嗜好の多様化の捕捉：乗用車のケース・スタディ

白塚[1995b]では、乗用車価格を対象に、多様化する消費者の嗜好をどのようにして取り込んでいくべきかを焦点として分析を行っている。

---

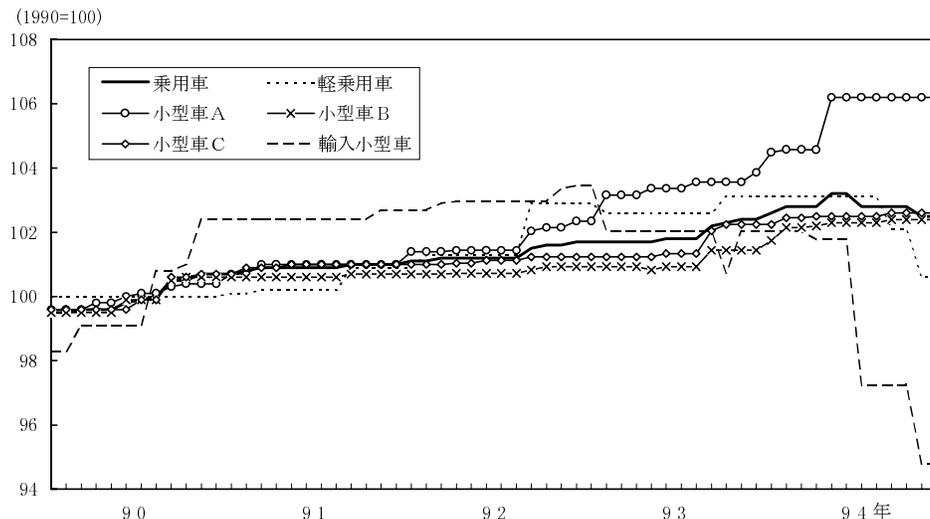
<sup>17</sup> 「除外された諸特性」の問題については、太田[1980]を参照。

<sup>18</sup> わが国のパソコン市場の価格動向を分析した例として、鬼木[1994]を参照。

## イ．乗用車 CPI の推移

乗用車市場における価格の動きを CPI がどのように捕捉しているかをみるため、図 5として乗用車の 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をプロットした<sup>19</sup>。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。

図5 CPI (全国) 乗用車の推移



(資料) 総務庁、『消費者物価指数』

(備考)消費税率変更の影響を調整したベース。

われわれの実感との乖離の原因は、乗用車の CPI 作成方法、特に個別調査製品毎の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

<sup>19</sup> 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緩和するため、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。

そうである<sup>20</sup>。すなわち、CPI の品質調整手法は、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。また、調査対象範囲については、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<sup>21</sup>。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、各品目とも数銘柄程度ずつとみられるが、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>22</sup>。

#### ロ．乗用車ヘッドニック関数の推計結果

ここでは、白塚[1995b]における乗用車ヘッドニック関数の主要な推計結果を表2として掲載している。

ここで説明変数としては、エンジンのパワーをあらわす指標である「馬力」、車体の大きさをあらわす指標の「ホイールベース」、居住空間の大きさをあらわす指標の「室内空間」の3指標が採用されている。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（四輪操舵）、エアバックシステム、サンルーフ、ナビゲータの7種類のオプション機能装着の有無がダミー変数として組み込まれている。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、推計サンプルに応じて年次ダミーを組み込んだ。

---

<sup>20</sup> 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。

<sup>21</sup> その後、1996年になって実施された1995年基準改定にともなって、普通乗用車がCPI対象品目として取り込まれている。

<sup>22</sup> 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。

表2 乗用車ヘドニック関数の推計結果

	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	0.374 (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 **)
4WS	0.079 (0.011 **)	0.092 (0.015 **)	0.063 (0.016 **)	0.053 (0.017 **)	0.049 (0.019 **)
エアバック	0.051 (0.007 **)	0.044 (0.017 **)	0.043 (0.011 **)	0.049 (0.010 **)	0.056 (0.010 **)
サドルパッド	0.050 (0.009 **)	0.075 (0.014 **)	0.071 (0.014 **)	0.043 (0.013 **)	0.030 (0.013 *)
ナビゲーション	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 **)
クーラ	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 **)
ワゴンボックス	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 **)	0.201 (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AT	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 **)
FF	-0.065 (0.008 **)	-0.040 (0.013 **)	-0.061 (0.013 **)	-0.070 (0.013 **)	-0.080 (0.013 **)
4WD	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 )
いすゞ	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	2449	957	985	1000	993

(資料) 白塚[1995b]。

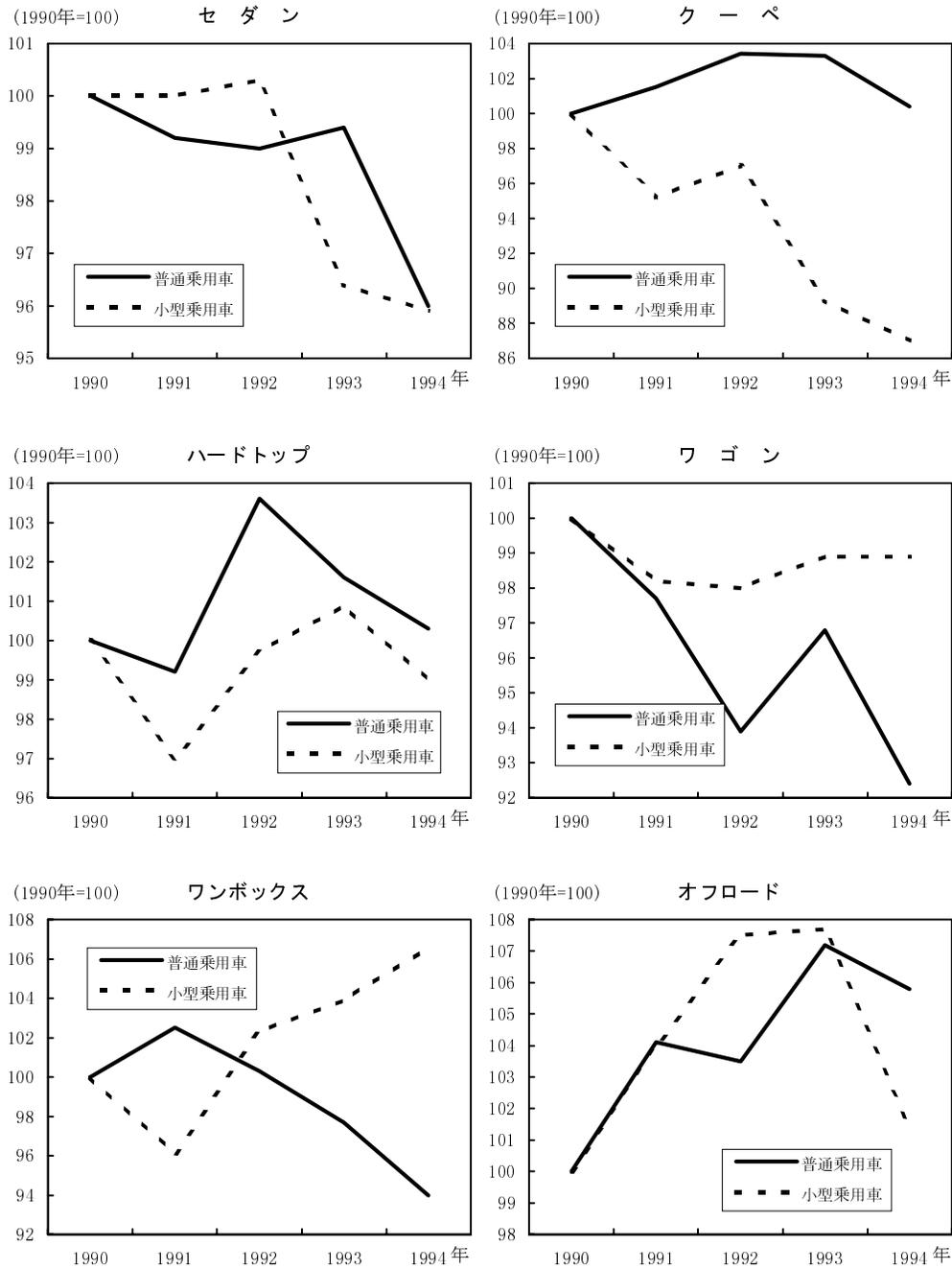
(備考) 1.( )内は標準誤差。ただし、Breusch and Pagan [1979]の検定手法によって不均一分散の存在が認められるため、White [1980]の手法に基づいてこれを調整。

2. \*\*は1%、\*は5%の有意水準で有意。

## 八．サイズ・スタイル別の価格変動の相違

では次に、普通車、RV車へのシフトといった消費者嗜好の多様化が、価格変動にどのような影響を与えたを検証する。具体的には、上述の推計に用いられたデータを乗用車のサイズ・スタイル別に分割してヘドニック関数の推計を行い、それぞれの物価指数を算出した結果をみることにする。結果は図6に示されている。

図6 乗用車のサイズ・スタイル別ヘドニック物価指数の推移



(資料) 白塚 [1995b].

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。

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き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。

### (3) 定価と実勢価格：ビデオカメラのケース・スタディ

ビデオカメラでは、技術革新や消費者嗜好の多様化といった点のほか、定価と実勢価格の二種類の価格データを収集し、両者の価格形成メカニズムの相違を考察する。

#### イ．定価と実勢価格

家電製品市場をみると、一般に、メーカーが設定する「定価」と実際に取引が行われる「実勢価格」とは異なっている<sup>23</sup>。メーカーが設定する「定価」（標準小売価格）は、商品の品質・性能等を考慮した商品選択の基準となる価格であるとされる。しかしながら、現実的には、値引きが恒常化しており、定価で商品を購入する消費者は皆無に等しい。このため、小売店や消費者はともに、定価から何割引かという点に注目して取引を行う。また、メーカー・サイドでも、小売市場では標準価格から値引きされた価格で販売されることを見越して標準小売価格を設定していると考えられる。

#### ロ．ビデオカメラ・ヘドニック関数の推計結果

表 3 には、白塚・黒田[1995]からビデオカメラ・ヘドニック関数の推計結果を

---

<sup>23</sup> 家電製品の小売市場における価格形成メカニズムに関しては、伊藤ほか[1995]が興味深い分析を行っている。

再掲している。ここでは、説明変数として、機能・性能を示す諸特性から、総画素数、ズーム倍率、外形寸法の三つが採用されているほか、デッキタイプ（8ミリ、Hi8、VHS-C、S-VHS-C）、5種類のオプション機能の有無（CCD枚数、手ブレ補正機能、液晶カラーファインダー、外部液晶表示窓、再生可能液晶モニター）、メーカー、年次および発売後経過年数を表す情報が、それぞれダミー変数として利用されている。

表3 ビデオカメラ・ヘッドニック関数の推計結果

	実勢価格ベース		定価ベース	
	通年次推計		通年次推計	
定数項	4.153	( 0.120 **)	4.538	( 0.094 **)
総画素数	0.064	( 0.031 *)	0.053	( 0.026 *)
ズーム倍率	0.035	( 0.012 **)	0.021	( 0.009 **)
外形寸法	0.036	( 0.005 **)	0.032	( 0.007 **)
Hi8	0.107	( 0.051 *)	0.127	( 0.044 **)
VHS-C	-0.062	( 0.123 )	-0.250	( 0.088 **)
S-VHS-C	0.160	( 0.121 )	0.012	( 0.086 )
CCD2	0.478	( 0.179 **)	0.351	( 0.079 **)
CCD3	0.527	( 0.088 **)	0.479	( 0.094 **)
カラーファインダー	0.133	( 0.035 **)	0.071	( 0.031 *)
手振れ補正機能	0.165	( 0.042 **)	0.140	( 0.037 **)
外部液晶表示窓	0.078	( 0.034 *)	0.089	( 0.029 **)
再生可能液晶モニター	0.478	( 0.179 **)	0.087	( 0.083 )
松下	-0.205	( 0.125 )	0.051	( 0.091 )
ビクター	-0.126	( 0.122 )	0.193	( 0.089 *)
キャノン	0.019	( 0.053 )	0.153	( 0.046 **)
シャープ	-0.471	( 0.159 **)	-0.003	( 0.063 )
三菱	-0.294	( 0.135 *)	0.165	( 0.101 )
日立	-0.138	( 0.055 **)	0.091	( 0.049 *)
ミノルタ	-0.052	( 0.230 )	0.134	( 0.097 )
サンヨー	0.041	( 0.076 )	0.179	( 0.076 *)
京セラ	-0.084	( 0.070 )	0.023	( 0.050 )
東芝	-0.206	( 0.147 )	-0.044	( 0.060 )
フジ	-0.347	( 0.149 *)	0.124	( 0.117 )
オリンパス			0.044	( 0.124 )
ペンタックス			0.203	( 0.095 *)
ニコン			0.042	( 0.150 )
1989年			0.088	( 0.052 *)
1991年	-0.110	( 0.047 *)	-0.016	( 0.042 )
1992年	-0.230	( 0.056 **)	-0.092	( 0.052 *)
1993年	-0.350	( 0.066 **)	-0.171	( 0.055 **)
1994年	-0.471	( 0.074 **)	-0.262	( 0.063 **)
発売後経過1年	-0.094	( 0.039 **)		
発売後経過2年	-0.203	( 0.050 **)		
発売後経過3年	-0.176	( 0.070 **)		
発売後経過4年	-0.322	( 0.104 **)		
発売後経過5年	-0.607	( 0.178 **)		
自由度修正済み決定係数	0.768		0.750	
残差平方和	2.912		1.135	
サンプル数	162		115	

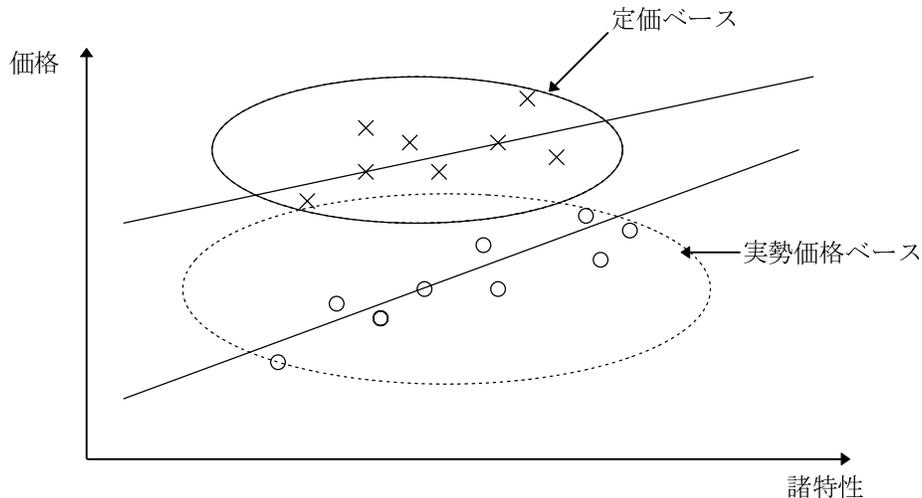
(資料) 白塚・黒田[1995]から再掲。

(備考) 1.\*\*は1%水準、\*は5%水準でそれぞれ有意。

2.( )内は、標準偏差 (Breusch and Pagan [1979] の手法で、均一分散であるとの帰無仮説が棄却されないため、不均一分散の影響は調整していない)。

実勢価格ベースと定価ベースの推計パラメータを比較してみると、前者の方が定数項が小さい一方で、諸特性と機能ダミーのパラメータは大きい。これは、わが国のビデオカメラ市場で、図 7 に示したようなかたちで、実勢価格ベースの方が定価ベースに比べ、機能水準差に対してより大きな価格差を与えている結果と理解できる。

図7 実勢価格ベースと定価ベースの推計結果の関係（概念図）



伊藤ほか[1995]で指摘されているように、メーカーが小売市場で値引きされた実勢価格で取引されることを考慮して標準小売価格（定価）を設定しているとすれば、この推計結果は、次のように理解することもできよう。すなわち、ビデオカメラの知識をあまり有していない消費者が購入するケースの多い低価格帯機種では、高めに定価を設定しておき、値引率を大きくみせ、大量に製品をさばこうとする。その一方で、パワーユーザーが購入する高価格帯機種は、大量販売は望めないため、機種重視で値引率を相対的に小さく抑えたとの解釈である。

各々の特性・機能ダミーに関しては、有意にプラスのパラメータが推計されており、こうしたオプション機能追加に伴う価格上昇をかなりの確に捕捉していると考えられる。ただし、再生可能液晶モニターについては、定価ベースでの推計パラメータが有意でない。この点についてはサンプルに採用されている先発メーカーのシャープ社が、モニター付き製品を戦略的な製品として位置付け、希望小売価格ベースでは、意図的に安めの価格設定をしていたとの解釈も

成立しよう。すなわち、モニター付き製品について、意図的に安めの希望小売価格を設定した結果として、再生可能液晶モニターに関し、機能・性能に対するディスカウント市場での評価を反映した実勢価格ベースでは有意な推計結果が得られる一方、メーカー希望小売価格ベースでの推計結果では、有意な値を示さなかったとの解釈になる。事実、再生可能液晶モニター付きの製品を発売している代表的なメーカーであるシャープ社製品のディスカウント率（実勢価格のメーカー希望小売価格に対する割引率）をみると、モニター付きの製品は、モニターが付いていない製品に比べ、かなり低くなっている。

次に、タイプ別のダミー（8ミリ、Hi8、VHS-C、S-VHS-Cの区別、8ミリがベース）については、実勢価格ベース、定価ベースのいずれの結果も、8ミリとVHS-Cが相対的に安価、Hi8、S-VHS-Cの高画質タイプが高値との関係が観察される。統計的な有意さについては、Hi8の推計パラメータは、有意でVHS-C、S-VHS-Cは有意でないとの結果となっている。これは、VHS-Cの通常モードでの録画時間が30分と短いため、3倍速モードで録画されることが多く、高画質タイプのS-VHS-Cタイプでも、8ミリと大きな差がないと評価されていると読むこともできる。

このほか、メーカーダミー（ソニーがベース）については、実勢価格ベースと定価ベースで符号条件が逆転しているものが多い。これは、定価ベースでのメーカー毎の価格設定戦略と、これに対するディスカウント市場での評価が異なることを示している。従って、単純に広告や店頭での希望小売価格からのディスカウント率を比較しただけでは、異なるメーカー間の割安・割高は、判断できないことがわかる<sup>24</sup>。

最後に、発売後経過年数ダミーの動きをみておく。このダミーは、時間の経過に伴う製品の陳腐化を捕捉するためのものである。発売後3年以上経過したサンプルは、極めてわずかで、推計パラメータの精度が低いと考えられるため、ここでは1年および2年経過ダミーの推計パラメータに注目してみると、表3に示した推計パラメータは、それぞれ-0.09、-0.20となっており、発売後の2年間で品質調整をほどこした上でも、さらに年率約10%ずつ技術の陳腐化が進ん

---

<sup>24</sup> メーカー間の価格差を判断するためには、推計された残差を利用して各社別のマーケットシェア変動を分析することも考えられる。しかしながら、本稿では必要なサンプル数が十分確保できなかったため、分析は見送ることとした。この点の詳細については、Cowling and Cubbin[1971]参照のこと。

でいることを示している。こうした発売後における価格低下の動きの背景として、学習効果による生産コストの低下と、時間による価格差別の二つの要因があると考えられる<sup>25</sup>。まず、学習効果による生産コストの低下については、累積生産台数の増加に伴って、生産ラインの効率性が向上し、単位生産コストが低下するとの効果である。また、時間による価格差別は、価格競争力の高く、価格弾力性が小さい発売直後には、高めの価格設定をしておき、製品の陳腐化に伴う価格弾力性上昇に合わせて、価格を低下させるとの販売戦略である。

#### (4) ファッション性の捕捉：アパレル製品のケース・スタディ

アパレル製品は、消費者の嗜好にあわせて多種多様な製品が販売されており、価格や品質のバラエティが広く、同じような製品であってもブランドや素材、デザインといった品質に大きなバラツキがみられる。また、季節によって春夏物・秋冬物の入れ替わりが生じ、価格帯が大きく変化する。このため、アパレル製品に対しても、製品の品質を捕捉する手法として、ヘドニック・アプローチを適用し、製品の素材、縫製、デザイン、ブランドといった情報を活用することは有用と考えられる。

##### イ．アパレル製品ヘドニック関数の推計結果

表4～表7は、それぞれスカート、パンツ、ブラウス、セーターの4アイテムに関する推計結果をまとめたものである。推計期間は、春夏物(1994、95年の春夏物2期間)、秋冬物(1994、95年の秋冬物2期間)、および期間を特定化せず春夏物と秋冬物をプールしたもの(1994、95年の春夏・秋冬物の全4期間)で、それぞれ隣接2年次のサンプルによって推計を行った。

全体的にみて、符号条件は概ね先験的に予想された方向を示しており、統計的に有意なパラメータが多く、また、決定係数も0.55～0.84程度の値を示している。したがって、アパレル製品に関しても、ヘドニック・アプローチによって、品質差の捕捉が相当程度可能であると判断できる。

---

<sup>25</sup> この点については、伊藤ほか[1995]第2章も参照のこと。

表4 スカートの推計結果

	春夏・秋冬物 <sup>アール</sup>	春夏物	秋冬物
定数項	8.690 ( 0.058 **)	8.796 ( 0.075 **)	8.564 ( 0.115 **)
綿	-0.173 ( 0.046 **)	-0.071 ( 0.076 )	-0.204 ( 0.100 *)
麻	0.042 ( 0.099 )	0.050 ( 0.168 )	-
ウール	0.008 ( 0.048 )	-0.088 ( 0.061 )	0.042 ( 0.075 )
シルク	0.278 ( 0.069 **)	0.296 ( 0.126 *)	0.977 ( 4.468 )
革	0.530 ( 0.049 **)	-	0.562 ( 0.208 **)
合成繊維 (ベース)	-	-	-
再生繊維	0.044 ( 0.071 )	0.005 ( 0.077 )	0.163 ( 0.135 )
カジュアル	-0.156 ( 0.036 **)	-0.279 ( 0.058 **)	-0.095 ( 0.063 )
プリント	0.124 ( 0.048 **)	0.057 ( 0.067 )	0.107 ( 0.090 )
ミニ	-0.200 ( 0.033 **)	-0.234 ( 0.039 **)	-0.154 ( 0.060 **)
裏地付き	0.108 ( 0.043 **)	0.113 ( 0.076 )	0.152 ( 0.077 *)
日本製 (ベース)	-	-	-
中国製	-0.116 ( 0.046 **)	-0.133 ( 0.064 *)	-0.130 ( 0.059 *)
フリヒン製	-0.090 ( 0.047 *)	-0.079 ( 0.111 )	-0.098 ( 0.149 )
千趣会 (ベース)	-	-	-
ディノス	0.186 ( 0.049 **)	0.092 ( 0.046 *)	0.257 ( 0.069 **)
1994年春夏	(ベース)	(ベース)	-
1994年秋冬	0.003 ( 0.039 )	-	(ベース)
1995年春夏	0.088 ( 0.049 *)	0.078 ( 0.064 )	-
1995年秋冬	0.062 ( 0.041 )	-	0.066 ( 0.057 )
自由度修正済み決定係数	0.603	0.681	0.573
残差平方和	3.808	1.168	2.195
サンプル数	145	74	71
不均一分散の処理	あり	なし	あり

(資料) 白塚・黒田[1996]。

(備考) 1. \*\*は 1%水準、\*は 5%水準でそれぞれ有意。

2. ( ) 内は、標準誤差 (Breusch and Pagan [1979] テストで、不均一分散であるとの帰無仮説が棄却される場合は、White [1980] に基づいて不均一分散の影響を調整している)。

3. 以下、表 5～表 7 に関しても同様。

## ロ．価格差とファッション性・機能性

推計パラメータをみると、まず素材 (ベースは合成繊維) では、素材そのものに価格競争力があると考えられるシルク、ちりめんや、繊維主原料自体に希少性があるカシミア、アルパカ<sup>26</sup>等は、正の大きな値を示すと同時に統計的にも有意となっている。また、化学繊維についても、再生繊維がセーターで正の有意かつ大きなパラメータを示している。これは、独特の風合いを出すレーヨンやポリノジック、テンセル<sup>27</sup>といった再生繊維が、従来からの天然素材を凌

<sup>26</sup> アルパカは、南米ペルーを原産とするラマに似た家畜。その毛は、保温性、光沢、肌触りなどに優れ、上質の織物が作られる。

<sup>27</sup> テンセルは、近年、英国で開発されたセルロース系の再生繊維。肌触りが柔らかなこと、

篤しつつあることを反映している。このほか、綿は総じて負かつ有意な値が得られている。

スタイル・ダミーに関しては、ファッション性・機能性をあらかずダミー変数について、概ね符号条件が合致しているほか、統計的にも有意な結果が得られている。例えば、スカートのプリーツあり、パンツ・ブラウスのエレガント系、ブラウスのレース付き、セーター手編みといった変数が、プラスの値をとる一方で、スカート・パンツのカジュアル系はマイナスとなっている。また、袖丈など、容量の違いをあらかずパラメータは、有意に先験的に意図される方

表5 パンツの推計結果

	春夏・秋冬物プール	春夏物	秋冬物
定数項	8.709 ( 0.061 **)	8.644 ( 0.063 **)	8.786 ( 0.108 **)
綿	-0.138 ( 0.058 **)	-0.122 ( 0.074 )	-0.125 ( 0.090 )
麻	0.123 ( 0.257 )	0.164 ( 0.219 )	-
ウール	0.003 ( 0.070 )	-0.038 ( 0.095 )	0.019 ( 0.110 )
シルク	0.550 ( 0.152 **)	0.773 ( 0.177 **)	0.147 ( 0.285 )
ちりめん	0.375 ( 0.232 )	0.327 ( 0.197 )	-
合成繊維 (ベース)	-	-	-
再生繊維	0.023 ( 0.077 )	-0.001 ( 0.090 )	0.074 ( 0.128 )
カジュアル	-0.105 ( 0.060 *)	-0.059 ( 0.064 )	-0.304 ( 0.129 *)
エレガント系	0.199 ( 0.061 **)	0.232 ( 0.081 **)	0.188 ( 0.099 *)
色数	-0.070 ( 0.021 **)	-0.036 ( 0.026 )	-0.109 ( 0.033 **)
裏地付き	0.225 ( 0.054 **)	0.295 ( 0.065 **)	0.182 ( 0.100 *)
日本製 (ベース)	-	-	-
中国製	-0.088 ( 0.056 )	-0.174 ( 0.081 *)	-0.007 ( 0.081 )
インドネシア製	-0.422 ( 0.174 **)	-0.504 ( 0.155 **)	-
タイ製	0.000 ( 0.230 )	0.016 ( 0.199 )	-
フィリピン製 (生地・日本製)	-0.001 ( 0.165 )	-	-0.013 ( 0.193 )
千趣会 (ベース)	-	-	-
ディノス	0.313 ( 0.040 **)	0.288 ( 0.051 **)	0.316 ( 0.061 **)
1994年春夏物 (ベース)	(ベース)	(ベース)	-
1994年秋冬物	0.000 ( 0.063 )	-	(ベース)
1995年春夏物	-0.027 ( 0.053 )	-0.041 ( 0.047 )	-
1995年秋冬物	-0.029 ( 0.049 )	-	-0.034 ( 0.068 )
自由度修正済み決定係数	0.700	0.740	0.680
残差平方和	6.498	2.102	3.904
サンプル数	166	79	87
不均一分散の処理	なし	なし	なし

- (備考) 1.カジュアルは、チノパン、イージーパンツ等、比較的ラフなタイプのもの。  
 2.エレガント系は、ノンカジュアルの中で、A ラインやプリーツパンツ等、特におしゃれ用として区別されるもの。

家庭で洗濯できることなどの特徴が評価され、近年繊維業界でブームとなり、最近ではアウトターのみならずジーンズやインナー製品にも使われている。なお、この繊維は、製作工程が簡単なこと、廃液が再利用できることから、エコロジーファイバーとも呼ばれている。

向を示している。例えば、セーターやブラウスの半袖、ノースリーブは、長袖の価格より2~3割程度安いとの結果が得られている<sup>28</sup>。

また、付加的機能ダミーについても、全体として統計的に有意な値を示している。特に、ブラウスの推計に用いた特殊加工ダミーは、いずれの期間においてもプラスで有意な値を示している。このダミー変数は、形状安定加工、はっ

表6 ブラウスの推計結果

	春夏・秋冬物	春夏物	秋冬物
定数項	8.654 (0.046 **)	8.656 (0.055 **)	8.658 (0.066 **)
綿	-0.273 (0.040 **)	-0.258 (0.051 **)	-0.264 (0.068 **)
麻	-0.798 (1.285 )	-0.882 (1.268 )	-
ウール	0.418 (0.196 *)	0.395 (0.204 *)	1.575 (1.188 )
シルク	0.117 (0.092 )	0.011 (0.121 )	0.360 (0.157 *)
合成繊維 (ベース)	-	-	-
再生繊維	-0.058 (0.084 )	-0.049 (0.095 )	-0.219 (0.286 )
エレガント系	0.075 (0.044 *)	0.058 (0.063 )	0.073 (0.064 )
カフス付き	0.233 (0.081 **)	0.144 (0.105 )	0.487 (0.179 **)
レース (部分)	0.158 (0.069 *)	0.131 (0.085 )	-
長袖 (ベース)	-	-	-
半袖	-0.416 (0.085 **)	-0.382 (0.087 **)	-
プリント柄	0.140 (0.043 **)	0.107 (0.053 *)	0.190 (0.079 *)
色数	-0.033 (0.007 **)	-0.035 (0.010 **)	-0.039 (0.011 **)
特殊加工	0.208 (0.060 **)	0.507 (0.127 **)	-
日本製 (ベース)	-	-	-
中国製	-0.116 (0.043 **)	-0.055 (0.065 )	-0.203 (0.062 **)
タイ製	-0.209 (0.106 *)	-0.283 (0.210 )	-0.073 (0.120 )
インド製	-0.674 (0.201 **)	-	-0.703 (0.203 **)
ベトナム製	-0.282 (0.197 )	-	-0.350 (0.194 *)
香港製 (生地・ワリ製)	0.075 (0.197 )	-	0.024 (0.201 )
千趣会 (ベース)	-	-	-
ディノス	0.402 (0.045 **)	0.402 (0.067 **)	0.359 (0.065 **)
1994年春夏物 (ベース)	-	(ベース)	-
1994年秋冬物	-0.070 (0.053 )	-	(ベース)
1995年春夏物	-0.039 (0.042 )	-0.042 (0.044 )	-
1995年秋冬物	-0.047 (0.043 )	-	-0.002 (0.050 )
自由度修正済み決定係数	0.777	0.769	0.803
残差平方和	5.251	2.646	1.994
サンプル数	168	93	75
不均一分散の処理	なし	なし	なし

(備考) エレガント系は、ドレープ等がついているものなど、おしゃれ用として区別されるもの。

<sup>28</sup> なお、セーターについては、材料消費量の少ない丈短ダミーが有意にプラスとなっている。これは、今冬には、半袖・丈短タイプのセーターが流行していることを反映していると推察される。すなわち、アパレル製品のヘドニック関数は、消費者嗜好の変化といった需要サイドの要因によって、変化している可能性が高い。このため、流行の変化を的確に捉えるとの観点からは、サンプル期間の長さには注意する必要がある。

水加工といった繊維段階での加工に加えて、シースルー素材仕様等、特に付加的と判断されるものを統合したものである。また、色数とサイズ数がマイナスに有意な値を示しているのは、大量生産を行い、安価で販売することを目的としたサンプルの影響を吸収していると考えられる。

このほか、生産国ダミーについては、イタリア製ダミーがプラスかつ有意となっている一方で、東南アジア諸国製ダミーはセーターを除けば概ねマイナスの値を示している。これは、イタリア製品のブランド・イメージといったものを調整しているとみることができる。また、カタログ・ダミーでは、千趣会よりもディノスの方が1割強から最大8割程度割高であることが分かる<sup>29</sup>。この

表7 セーターの推計結果

	春夏・秋冬物	春夏物	秋冬物
定数項	8.967 ( 0.078 **)	8.782 ( 0.070 **)	9.016 ( 0.093 **)
綿	-0.353 ( 0.078 **)	-0.213 ( 0.069 **)	-0.471 ( 0.138 **)
麻	0.164 ( 0.150 )	0.031 ( 0.107 )	-
ウール	-0.104 ( 0.084 )	0.229 ( 0.183 )	-0.168 ( 0.093 *)
シルク	-0.068 ( 0.148 )	-0.197 ( 0.332 )	-0.037 ( 0.159 )
カシミア	0.417 ( 0.186 *)	-	0.427 ( 0.143 **)
アンゴラ	0.023 ( 0.175 )	-	0.064 ( 0.242 )
アルパカ	0.683 ( 0.123 **)	-	0.830 ( 0.191 **)
合成繊維 (ベース)	-	-	-
再生繊維	0.416 ( 0.133 **)	0.262 ( 0.122 *)	0.633 ( 0.203 **)
丈短	0.038 ( 0.049 )	-0.118 ( 0.073 )	0.129 ( 0.072 *)
半袖	-0.406 ( 0.141 **)	-0.314 ( 0.060 **)	-0.171 ( 0.271 )
ノースリーブ	-0.343 ( 0.049 **)	-0.286 ( 0.094 **)	-
手編み	0.429 ( 0.084 **)	-	0.263 ( 0.173 )
サイズ数	-0.162 ( 0.038 **)	-0.152 ( 0.040 **)	-0.221 ( 0.045 **)
柄物	0.198 ( 0.060 **)	0.045 ( 0.066 )	0.274 ( 0.075 **)
日本製 (ベース)	-	-	-
韓国製	-0.040 ( 0.193 )	0.010 ( 0.077 )	-
中国製	0.026 ( 0.046 )	0.047 ( 0.055 )	-0.024 ( 0.058 )
イタリア製	0.163 ( 0.095 *)	-	0.357 ( 0.102 **)
タイ製	0.099 ( 0.081 )	-	0.005 ( 0.171 )
千趣会 (ベース)	-	-	-
ディノス	0.500 ( 0.062 **)	0.821 ( 0.070 **)	0.306 ( 0.068 **)
1994年春夏物	(ベース)	(ベース)	-
1994年秋冬物	-0.180 ( 0.087 *)	-	(ベース)
1995年春夏物	-0.130 ( 0.059 *)	-0.063 ( 0.046 )	-
1995年秋冬物	-0.177 ( 0.089 *)	-	-0.071 ( 0.052 )
自由度修正済み決定係数	0.698	0.836	0.724
残差平方和	9.512	2.409	4.016
サンプル数	184	83	101
不均一分散の処理	あり	あり	なし

<sup>29</sup> 本論文では、カタログの確保が不十分であったため、サンプル数に制約があったことが指摘できる。今回の推計では、カタログ・ダミーを含めることによって、カタログ特有の品質差

価格差には、ターゲット層の違いによる品揃えの相違といったすでに組み込まれている説明変数だけでは捕捉できない品質差が反映されていると考えられる。

もっとも、以上の各種アパレル製品に関するヘドニック関数の計測結果は、ファッション性・機能性に関する基本的な情報を利用することで、多種多様なアパレル製品の品質差を相当程度調整できることを意味している。すなわち、アパレル製品では、消費者の嗜好にあわせるため、様々な差別化が図られているが、価格差に反映されるような品質差というレベルで見れば、ファッション性・機能性に関する情報を相当程度絞り込めることになる。つまり、CPI アパレルの指数精度は、こうしたアパレル製品の品質に関する特徴点をヘドニック・アプローチによって調整することで、改善できる可能性が高い<sup>30</sup>。

## 5 . 結び

本稿では、物価指数における品質調整を行う代表的な手法であるヘドニック・アプローチを採り上げ、その経済理論的・実証的な問題を整理するとともに、機能差・性能差がヘドニック・アプローチによってどの程度捕捉され得るかを検討した。

ヘドニック・アプローチの実証分析の枠組みは、対象とする財・サービスの価格をその性能・機能をあらず諸特性によって回帰するとの極めて単純なものである。しかしながら、耐久消費財のみならず、アパレル製品等の極めて幅広い製品に同一のフレームワークを適用し、品質変化を捕捉することができる。また、対象とするデータやサンプル分割と工夫することにより、そこで捕捉され得る品質差も多種多様なものに対応することができる。

翻って、わが国における物価統計作成の現状をみると、統計作成作業にヘドニック・アプローチを活用しているのは、卸売物価指数におけるコンピュータ及び同関連製品の一部のみである。確かに、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のは事実である。

---

を調整できることが実証的に示されたため、より多くのカタログの採用・サンプル数の確保が今後の研究課題として残される。

<sup>30</sup> ただし、ここでの推計結果は、かなり限定的なサンプルによるものである点には留意が必要である。

しかしながら、ヘドニック・アプローチを利用することにより、品質変化に起因するバイアスを十分小さくすることはできると考えられる。

今後、わが国の物価統計作成機関においても、統計作成実務的な観点を含頭において、より具体的な検討が進み、ヘドニック・アプローチの導入を柱とする品質調整手法の改善が望まれる。

以 上

## 参考文献

- 伊藤元重、「価格破壊の後にくるもの」、『中央公論』、1995年8月号
- 伊藤元重・伊藤研究室、『日本の物価はなぜ高いのか』、NTT出版、1995年
- 太田誠、『品質と価格』、創文社、1980年
- 鬼木 甫、「パーソナル・コンピュータ産業の経済分析」、『経済セミナー』、1994年5～7月号
- 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
- 白塚重典、「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a
- 白塚重典、「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 」、『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所、1995年b
- 白塚重典・黒田祥子、「ビデオカメラ価格のヘドニック分析」、『金融研究』第14巻第4号、日本銀行金融研究所、1995年
- 白塚重典・黒田祥子、「アパレル製品価格と品質差 CPI アパレルの抱える問題点とヘドニック・アプローチによる改善の可能性 」、『金融研究』第15巻第1号、日本銀行金融研究所、1996年
- 白塚重典、「インフレーション・ターゲティング対象物価指標を巡る論点整理」、IMES Discussion Paper 96-J-15、日本銀行金融研究所、1996年a
- 総務庁、『平成2年基準消費者物価指数の解説』、1992年a

- 総務庁、『消費者物価指数・基準時改定資料集成（第1次～台10次）』、  
1993年
- ラルフ・ターヴェイ、日本統計協会訳、『消費者物価指数 ILOマニュアル』、日本統計協会、1990年、（原著、Turvey, Ralph, *Consumer Price Indices. An ILO Manual.* International Labor Organization, 1989）
- Advisory Committee to Study the Consumer Price Index, *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living: Final Report*, 1996.
- Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.
- 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* 56, 1993, pp. 243-267.
- 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*, Addison-Wesley Publishing Company, 1991.
- Breusch, T. S., and A. R. Pagan, “A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation,” *Econometrica* 47(5), 1979, pp. 1287-1294.
- Cole, Rosanne, Y. C. Chen, Joan A. Barquin-Stolleman, Ellen Dulberger, Nurhan Helvacian, and James H. Hodge, “Quality-Adjusted Price Indexes for Computer Processors and Selected Peripheral Equipment,” *Survey of Current Business* 66, January 1986, pp. 41-50.
- Court, Andrew T., “Hedonic Price Indexes with Automotive Examples,” in *The Dynamics of Automobile Demand*, The General Motors Corporation, 1939.
- Cowing, Keith, and John Cubbin, “Price, Quality, and Advertising Competition: An Econometric Investigation of the United Kingdom Car Market,” *Economica* No. 152, 1971, pp. 378-394.
- Gordon, Robert J., *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press, 1990.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, 3rd edition, Macmillan, 1996.
- 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)

- Griliches, Zvi., *Price Indexes and Quality Change*, Harvard University Press, 1971.
- Judge, George G., W. E. Griffiths, R. Carter Hill, Helmut Lütkepohl, and Tsoung-Chao Lee, *The Theory of Econometrics* 2nd ed., John Wiley and Sons, 1985.
- Kokoski, Mary F., "Quality Adjustment of Price Indexes," *Monthly Labor Review*, December 1993.
- Lancaster, Kelvin, *Modern Consumer Theory*, Edward Elgar Publishing Limited, 1991.
- Liegey, Paul R., Jr., "Adjusting Apparel Indexes in the Consumer Price Index for Quality Difference," Chapter 6 in M. F. Foss, M. E. Manser, and A. H. Young, eds. *Price Measurements and Their Uses*, 1993.
- Ohta, Makoto, "Hedonic Price Indexes of Japanese Passenger Cars Over 1970-83: A Note," *Economic Studies Quarterly* ( 『季刊理論経済学』 ) 38(3), September, 1987, pp. 264-274.
- Ohta, Makoto, and Zvi Griliches, "Automobile Price Revisited: Extension of the Hedonic Hypothesis," in N. E. Terleckyj ed., *Household Production and Consumption*, NBER, 1976.
- Ohta, Makoto, and Zvi Griliches, "Automobile Prices and Quality: Did the Gasoline Price Increases Change Consumer Tastes in the U.S.?" *Journal of Business and Economic Statistics* 4(2), 1986, pp. 187-198.
- Rosen, Sherwin, "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82(1), 1974.
- Triplett, Jack E., "Price and Technological Change in a Capital Good: A Survey of Research on Computers," Chapter 4 in D. W. Jorgenson, and R. Landau eds., *Technology and Capital Formation*, MIT Press, 1988, pp. 127-213.
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity." *Econometrica* 48(4), 1980, pp. 817-838.
- Waugh, Frederick V., "Quality Factors Influencing Vegetables Prices," *Journal of Farm Economics* 10 (2), 1928, pp. 185-196.
- Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla, "The Consumer Price Index," *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1994.
- Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla, "A Survey of Measurement Biases in Price Indexes," *Journal of Economic Surveys* 10(1), 1996.