ヘドニック・アプローチによる品質変化の捕捉*

周　　東

1．はじめに

物価指数は国内外の経済情勢を反映した「経済の体温計」として重要な経済指標である。物価指数の正確さを高めることは経済政策のあり方、経済の発展にとっても重要な問題になっている。現行の物価指数は上方にバイアスを持っているといわれている。1996年にアメリカの上院財政委員会による同国の消費者物価指数のバイアスに関する検討において、消費者物価指数はバイアスにより実際の物価上昇率を平均1.1％過大評価しているとされた。また、誤差の最大の源泉として品質調整の問題が指摘された（Advisory Group to Study the Consumer Price Index（1996））。

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。白塚（1997）はパソコン、ビデオカメラ、乗用車、アパレル製品の品質調整の測定を試み、日本銀行調査統計局（2001）はパソコン、ビデオカメラ、デジタルカメラの品質の測定を行った[1]。本稿の目的は、物価指数をより正確に推測するために、より多くの商品の品質調整に対して、ヘドニック・アプローチの適用をすることが可能かどうか、携帯電話、みかん、りんご3商品に対して、品質調整の推定を試みることである。

2．ヘドニック・アプローチにおける品質調整法

2．1　品質調整の概念

ヘドニック・アプローチは「品質調整」の問題を改善するための試みである。物価指数とは特性が同一の商品について、一定のウェイト付けによって集計した価格を、基準時点と対比した指数のかたちに作成したものである。仮に調査対象商品が持つ特性の変化、すなわち品質の変化を無視してしまうと、物価指数の変化が品質の変化によるものか、価格自体の変化によるものかわからなくなってしまう。

しかし、実際には上記の条件の下で、同一の商品に対して価格調査を長期間継続することは必ずしも容易ではない。例えば、テレビ、エアコンなどの家電製品や自動車などの消費財などでは、頻繁にモデルチェンジが行われ、その度に旧製品は新製品の発売とともに市場から姿を消してしまう。パソコンや携帯電話に至っては、半年サイクルで新製品にとって替わられるのが普通である。

以上のような状況から、物価指数作成においては、価格調査の対象となる商品を入れ替える必要に迫られる。もちろん、物価指数である以上、「基準時点と同一の商品の価格を計測する」と

* 本稿の作成にあたり、広島大学の宜名眞勇教授より懇切な御指導をいただいた。記して深く感謝したい。ただし、本稿に残る誤りはすべて筆者の責任である。

の原則から脱脚することができない。物価指数では、商品が持つ品質・特性に変化がない場合に、商品を同一であると捉える。そこで、調査対象となる商品の入れ替えが必要となった場合には、入れ替え前後の商品の間に存在する価格差のうち、品質の変化による部分を特定し、それを控除することで、入れ替え前後の商品を同一のものとして扱えるような操作を行っている。この操作を「品質調整」と呼んでいる。具体的に言えば、例えば、旧商品の価格をP_t、新商品の価格をR_t、品質の変化による価格の変化をQ_tとすれば、純粋な価格変化は$R_t - Q_t - P_t$を表すことができる。

言い換えれば、新旧商品の価格差＝品質の変化による価格の変化＋純粋な価格変化であり、ヘドニック法とは商品間の価格差の一部は、これら商品の有する共通の諸特性によって測られる品質差に起因していると考え、商品の諸特性の変化から「品質変化に見合う価格変化」部分を回帰方程式により客観的、定量的に推定し、残りの部分を「品質変化以外の質的な価格変化」として処理する方法である。つまり、ヘドニック法は商品の品質の変化分を取り除くことで純粋な価格変化を得ることを意図するものである。具体的に言うと、商品の品質がこれを構成する複数の特性に分解できると考え、商品価格を複数の特性の関数として表し、その関数を大量の価格と特性データを用いて推定して品質調整を行う。

2．2　ヘドニック法の経済理論

前節に製品の品質を調整する際、より正確に物価指数を得るために、ヘドニック法は適切な方法であると述べた。ここでは、ヘドニック法の経済理論的な基礎づけをRosen［1974］にしたがって要約する[2]。標準的なミクロ経済学では、製品差別化といった品質面での競争は、新たな財の登場という形で捉えるのみに止まり、品質競争を正面から捉えることができない。一方、Rosenは諸特性により品質が表現され、差別化された十分に多数の財を考える場合、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した。いわゆる、ある特性を持つ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が導かれる。Rosenの理論は、財の売買を通じてすべての特性を連続的に選択できる市場があると仮定、完全競争が達成されている場合には、特性の関数（ヘドニック関数）として定義できる価格が市場を均衡させる価格であることを示した。すなわち、消費者の効用関数が特定の量に依存すると定義した場合、特性に対する需要関数とヘドニック関数が接する時に、個々の特性について効用最大化が実現される。同様に生産者についても、費用関数が特性の量に依存すると定義した場合、特性の供給関数とヘドニック関数が接する時に、個々の特性について利潤最大化が実現される。消費者と生産者両方を考慮する均衡市場においては、売り手と買い手が完全にマッチングし、消費者の需要関数と生産者の供給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いる。同時にRosenは、ヘドニック関数が需要関数、供給関数各々の包絡線として定義できることを示している。すなわち、特性に関して完全競争が満たされている市場では、それぞれの面から見た包絡線が完全に一致することを示している。したがって、ヘドニック関数は、消費者の選好や生産者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わけではなく、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と理解できる[3]。Rosenの議論を前提とすると、ヘ

---

[1] Lancaster［1966］が示した「新しい消費者理論」では、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、この理論より一般的な議論については、大田「1980」を参照。

[2] 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捉えているという結論は、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。

ドニック回帰式の推計とはこの包絡線を推計することに相当する。

2．3　ヘドニック物価指数の算出方法

ヘドニック物価指数の算出方法について説明し、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どうかで異なる。まず、年次ダミーを含む通年次推計、隣接2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、基準時点の年次ダミー変数はすべて0の値を取り、また、比較時点Sについては1の値を取るため

$$D=1\ (t=s)$$

$$D=0\ (t\neq s)$$

となり、基準時点及び比較時点における品質を調整した推計価格は、

$$\ln P_0=\alpha+\Sigma\beta\ln x^*_j$$

$$\ln P_s=\alpha+\Sigma\beta\ln x^*_j+\delta_s\cdot D$$

の2式を推定し、これらの差を取って

$$\ln P_s-\ln P_0=\delta_s\cdot D$$

年次ダミーにかかるパラメータ δ_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を得る。したがって、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

$$I_{0s}=\exp(\delta_s)\times 100$$

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。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。

$$P_0=\exp(\alpha_0+\Sigma\beta_{j0}x^*_j)$$

$$P_S=\exp(\alpha_s+\Sigma\beta_{js}x^*_j)$$

したがって、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

$$I_{0s}=(P_s/P_0)*100$$

となる。

3．ヘドニック回帰式の推計に関する問題

3．1　関数形の選択

ヘドニック関数の関数形に関する先行研究の多くでは、推計式の両側の変数を対数変換した関数形（両側対数形）もしくは、被説明である価格のみを対数変換した関数形（片側対数形）を先験的に決めて推計を行っている。

具体的なチェック・ポイントとしては、①推計式のフィットのよさ、②推計パラメータの理論的整合性、③推計作業の容易さ、④推計結果の解釈のし易さの４つがあげられる。これらのチェック・ポイントのうち、③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、片側対数線形、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、④についても、これらの関数形が有利である。このほか、②については、推計パラメータの有意性や符号条件について、関数ごと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、①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、本稿ではそれと並んで、Box-Cox検定により異なる関数形のフィットのよさを統計的にチェックすることになる。被説明変数と説明変数（ダミー変数を除く）について次の式のように定義されるBox-Cox変換では、パラメータλをλ＝０とすると対数形の、λ＝１とすると線形の定式化が得られる[4]。

$$P^{(\lambda)} = (P^{\lambda}-1) / \lambda \cdots \lambda \neq 0 \text{の時}$$

$$P^{(\lambda)} = \mathrm{Log}P \cdots \lambda = 0 \text{の時}$$

以下では、Box-Cox形の関数と両側対数形、片側対数形、線形などの関数形間で検定（Box-Cox検定）[4]を行い、もっとも当てはまりがよい関数形を選択する。

3．2　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定に当たっては、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。ヘドニック関数の推定を行う場合には、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・性能指標を説明変数とし、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。こうした多重共線性の強いデータを説明変数とする回帰分析では、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いう問題がある。

多重共線性を回避する１つの手法として、相関が強い複数の説明変数のうちその一部を回帰式から除外して、最小限の説明変数に絞ってヘドニック回帰式を再推定するのが有効である。

4．携帯電話

4．1　データ

携帯電話のデータは、ソフトバンクパブリッシング社の最新ｉモード情報を発信する月刊誌『Ｉモード STYLE』と日経ホーム出版社の雑誌『ZERO ONE』による2000年から2002年まで３年間の193新機種である。携帯電話の価格については、『ｉモードSTYLE』に記載された東京新宿量販店における店頭小売価格である。新機種が最初に販売された時点に最も近い一定の時点（２週間以内）の価格データを用いる。これにより新宿の動向が把握できると仮定し、これが全国の価

[3] 詳しくは、Box and Cox［1964］を参照。

[4] Box-Cox検定と呼ばれるこの検定は、尤度比検定の形を取る。最尤法で対数尤度が最大となるパラメータと対数尤度を推計し、このパラメータに制約（λ＝０、１）をかけて推計した対数尤度との差の２倍をχ^2分布で検定する。

格動向であると見なして問題ないと考えられる。携帯電話の特性については、『ZERO ONE』によるものである。この２つの雑誌では、商品の価格と特性がデータベースから漏れることがなく、良好なデータソースとなっている。

４．２　説明変数の選択

推計で採用した変数は、まず画面のサイズとデータ通信速度である。それに加え、ダミー変数として、液晶のタイプ、携帯電話のタイプ（ストレート、折りたたみ）、携帯電話で利用できるアプリケーションサービス、ｉアプリの有無、カメラの有無、メーカー、そして期間を通しての時間ダミーを用いる。なお、それぞれのダミー変数の作成方法は、以下の通りであり、価格変数をPRICETとする。

１）画面サイズ（SIZE）

一般に、携帯の画面サイズは大きければ大きいほど、価格も高くなると考えられる。特に、大画面サイズの大きさは２インチ以上であることが１つの目安である。2000年の携帯電話は２インチ以下の新機種が多い。

２）通信速度（SPEED）

携帯電話の通信速度の向上によって、多量のデータの一括での送受信と、ホームページの閲覧や更新が速やかにできるというメリットがある。データの量に応じて、インターネット通信を行うことができる。

３）携帯電話のタイプ（TYPE）

携帯電話のタイプはストレート型と折りたたみ型２種類である。1999年から2002年にかけて、193機種のうち、ストレートタイプは88機種であり、残り105機種は折りたたみタイプである。折りたたみタイプのダミー変数を１と設定した。

４）液晶のタイプ（STN, TFD, TFT）

携帯電話液晶のタイプはまず白黒／カラーのほか、STN、TFD、TFT３種類がある。品質のよさとしては、白黒よりカラーのほうが品質はよく、STN、TFD、TFT３の種類の液晶タイプの品質ではSTNよりTFD、TFDよりTFTのほうが優れていると考えられる。2000年では白黒とSTNといったタイプの液晶が多いが、2001年から白黒タイプの液晶が消えて、市場にSTN、TFD、TFTといったタイプが多くなる。特に、2002年にはTFTタイプの液晶が普通である。白黒タイプの液晶のダミー変数は１と設定したほか、STN、TFD、TFT３種類のダミー変数も作成した。

５）アプリケーションサービスの有無

携帯電話が本来の電話の機能だけではなく、インターネット接続ができるかどうか、携帯電話でアプリケーションサービスの利用ができるのかが非常に重要になってくる。本来であれば、アプリケーションサービスは携帯電話そのものではないため、別途評価されるべきところであるが、携帯電話販売価格からアプリケーションサービス分だけを分離することは困難である。

そこで、アプリケーションサービスをダミー変数1として取り扱う。アプリケーション保存件数が多いほど、品質のよさを反映するものと考える。こういったサービス付きの携帯電話は2000年の後半から普及しつつある。

6）カメラの有無（CREMA）

第2世代携帯電話の機能が日々に備えられる中、品質のよさとしてはカメラの有無がもう1つの目安である。どこまでも自由に持ち歩ける携帯電話としては、非常に魅力のある機能と考えられる。今回はカメラ機能付き携帯にはダミー変数1と設定した。2000年～2002年の期間において、2001年の後半からカメラ付きの携帯電話タイプが急速に増えているものと見られる。

7）メーカー（NTT, J-PHONE, AU）

携帯電話の新機種にはNEC、シャープ、パナソニック、ソニー、京セラといったメーカーによる区別のみでなく、キャリアー別機種、いわゆるドコモ、J-phone、AU、ツーカーがある。ただ、2000年10月に第二電電㈱（DDI）、KDD㈱、日本移動体通信㈱（IDO）の3社が、合併したことによってツーカーにおける携帯電話データをすべてAUに統合することとした。ここではドコモ、J-phone、AUの3種類のキャリアーを区別するダミー変数を作成した。

8）年次ダミー（D2001, D2002）

今回使われた2000年～20002年までのデータでは、2001年と2002年の年次ダミー変数を作成した。2000年の新機種は66種、2001年に67種、2002年に61種である。

4．3　ヘドニック回帰式の推計結果

Box-Cox変換形、両対数線形、半対数線形、線形の4種類の関数形について、これらの関数形を最小自乗法（OLS）で推計し、説明変数の符号、t-Value、決定係数などを判断した上で、統計的にBox-Cox変換形のほうが優れていることを提示する。そして、Box-Cox変換形の誤差項の均一分散性を検定し、最終的にBox-Cox変換の両側と片側の関数形のどちらを選択するかを決定する。最後に、説明変数の多重共線性をチェックする作業を行う。更に、携帯電話について2000年～20002年の期間を通年次、隣接年次、単年次3通りで推計する。

a）通年次推計結果（2000年～20002年）

Box-Cox検定（片側Box-Cox形）：

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したとき$\lambda=0.185$で、対数尤度＝-1881.77で、自由度調整済み決定係数は＝0.775である。

（a-1）PRICET＝11.2069＋1.5201*SIZE＋0.9926*CREMA＋1.3050*Ｉ＋2.0523*NTT - 0.0627*JPHONE

(22.1115)　(4.9798)　(6.0206)　(9.6937)　(16.1383)　(-0.4204)

-0.3899*D2002-0.1973*D2001＋0.4671*STN

(-2.0593)　(-1.3697)　(3.7440)

$R^2=0.7754$　S.E.＝0.7068　D.W.＝1.7886　Log likelihood＝-1881.77

Box-Cox検定（両側Box-Cox形）：

ダミー変数以外の説明変数と被説明変数についてBox-Cox変換を行う関数の推計結果は以下の通りである。

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.259、対数尤度＝-1879.75、調整済み決定係数＝0.779である。

（a-2）PRICET＝13.3063＋0.3608*SIZET＋0.9833*CREMA＋1.3608*Ｉ＋2.0582*NTT - 0.0289*JPHONE

(96.3010)　(5.2787)　(6.004)　(10.5396)　(16.3595)　(-0.1960)

-0.2685*D2002-0.1084*D2001＋0.4689*STN

(-1.4953)　(-0.7811)　(3.7851)

R^2＝0.7786　S.E.＝0.7017　D.W.＝1.8032　Log likelihood＝-1879.75

両側と片側のBox-Cox変換について、片側の決定係数は両側の場合とほぼ同じであるが、対数尤度で比較すると、両側Box-Cox形の方が高い値を示しており、統計的に両側Box-Cox形が支持されるが、均一分散を検定した後判断する。

（a-1）式は片側Box-Cox関数形、（a-2）式は両側Box-Cox関数形であり、（　）はｔ値である。

(i) 均一分散の検定

誤差項の不均一分散について、両側と片側のBox-Cox関数形のBreush-Pagan testを行うと、両方とも１％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却される（表１）。

表１　2000年～2002年　Box-Cox検定

検定量	BP	χ^2 (54) (0.01)
両　側	124.7719*	81.0442
片　側	100.7797*	81.0442

BPはBreush-Pagan testである。
*は１％、**は５％、***は10％の有意水準を意味する。
χ２はカイ２乗分布である。

それを修正するため、加重最小２乗法（WLS）による再推定を行なった。結果は以下の３通りである。

まず、片側Box-Cox関数形について推定する。

（ア）誤差項の分散が変数sizeに比例すると仮定する場合は、上の方程式の両辺にウェイト$size_i$の平方根の逆数をかけて、再推定した。

（a-1-1）PRICET/SQSIZE＝11.4807*（1/SQSIZE）＋1.3492*（SIZE/SQSIZE）＋0.9905*（CREMA/SQSIZE）

(21.4941)　(4.1467)　(5.9122)

＋1.3163*（I/SQSIZE）＋2.0551*（NTT/SQSIZE）-0.0563*（JPHONE/SQSIZE）

(9.6799)　(16.4818)　(-0.3836)

-0.3315*（D2002/SQSIZE）0.1445*（D2001/SQSIZE）+0.4717*（STN/SQSIZE）
(-1.7361)　(-1.0215)　(3.9256)
R^2=0.6861　S.E.=0.5120　D.W.=1.8060

（イ）誤差項の分散が変数sizeの２乗に比例すると仮定する場合は、以上の方程式にウェイトsizeの逆数をかけて、再推定した。

（a-1-2）PRICET/SIZE=12.0778*（1/SIZE）+0.9808*（SIZE/SIZE）+0.9977*（CREMA/SIZE）+0.6887* I
(21.5718)　(2.8380)　(5.8595)　(9.7068)
+2.0348*（NTT/SIZE）0.0698*（JPHONE/SIZE）-0.2472*（D2002/SIZE）
(16.8198)　(-0.4892)　(-1.2898)
-0.0578*（D2001/SIZE）+0.5058*（STN/SIZE）
(-0.4197)　(4.3722)
R^2=0.8342　S.E.=0.3720　D.W.=1.8255

（ウ）ホワイトが提案した残差の２乗をすべての説明変数とその２乗および交差積に回帰する方法では例えば、１つの説明変数をX_iとすると、まず、残差の２乗をX_iとX_i^2に回帰する。そのときの残差の予測値をＷ１として、被説明変数Y_iをＷ１で割ったものをそれぞれの説明変数をＷ１で割ったものに回帰する。

（a-1-3）PRICET/W1=11.5648*（1/W1）+1.2818*（SIZE/W1）+0.9347*（CREMA/W1）+1.2495*（I/W1）
(24.5828)　(4.3106)　(7.4816)　(11.4801)
+2.1861*（NTT/W1）+0.1352*（JPHONE/W1）-0.3174*（D2002/W1）
(23.2194)　(1.0218)　(-2.0946)
-0.1461*（D2001/W1）+0.3853*（STN/W1）
(-1.1634)　(4.4278)
R^2=0.9968　S.E.=1.0079　D.W.=1.7235

以上の３通りの方程式が不均一分散を持つか否かをBP Testで検定した結果が表２に示されている。（a-1-1）式と（a-1-2）式において、有意水準0.01で分散は均一であるという帰無仮説は棄却される一方、（a-1-3）式では有意水準0.05で棄却されなかったため、（a-1-3）式を選択する。

表２　2000年～2002年　片側Box-Cox検定

	（a-1-1）	（a-1-2）	（a-1-3）
検定量	χ^2 (44) (0.01)	χ^2 (35) (0.01)	χ^2 (45) (0.05)
	68.6760	57.3421	61.6317
BP	68.1580	56.2640	32.4660

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ２乗分布である。

次に、両側Box-Cox関数形について不均一分散関数形を修正する。具体的な手順は片側Box-Cox関数形と同じである。ただし、上の式でSQSIZE、SIZEおよびＷ１と表された変数に対応してこ

こではSQSIZET、SIZETおよびW２を用いている。

（a-2-1）PRICET/SQSIZET＝13.2746*（1/SQSIZET）＋0.3596*（SIZET/SQSIZET）
(96.8721) (3.4096)
＋0.9939*（CREMA/SQSIZET）＋1.3360*（I/SQSIZET）＋2.0654*（NTT/SQSIZET）
(5.6664) (9.7560) (17.6103)
-0.0594*（JPHONE/SQSIZET）-0.2254*（D2002/SQSIZET）
(-0.4331) (-1.1887)
-0.02171*（D2001/SQSIZET）＋0.4787*（STN/SQSIZET）
(-0.1655) (4.3862)
R^2＝0.9474　S.E.＝0.5399　D.W.＝1.8524

（a-2-2）PRICET/SIZET＝13.2577*（1/SIZET）＋0.3647*（SIZET/SIZET）＋1.0406*（CREMA/SIZET）
(102.1377) (3.0625) (5.3455)
＋1.3167*（I/SIZET）＋2.1004*（NTT/SIZET）-0.1172*（JPHONE/SIZET）
(9.0135) (19.4875) (-0.9624)
-0.2442*（D2002/SIZET）＋0.0596*（D2001/SIZET）＋0.4515*（STN/SIZET）
(-1.1911) (0.4775) (4.6450)
R^2＝0.9899　S.E.＝0.4460　D.W.＝1.8922

（a-2-3）PRICET/W2＝13.0726*（1/W2）＋0.3280*（SIZET/W2）＋0.9088*（CREMA/W2）＋1.3446*（I/W2）
(16.2469) (3.8579) (5.6931) (9.6584)
＋1.9966*（NTT/W2）＋0.1219*（JPHONE/W2）＋0.2108*（D2002/W2）
(25.9582) (1.1581) (-2.2553)
＋0.1966*（D2001/W2）＋0.4711*（STN/W2）
(-1.0051) (3.5896)
R^2＝0.9994　S.E.＝1.7517　D.W.＝1.9657

これらの方程式が不均一分散を持つか否かをBP Testで検定した結果が表３に示されている。（a-2-1）式の方程式には有意水準0.05で、BP＝62.3089＞60.4570＝χ２（44）（0.05）であるから、分散は均一であるという帰無仮説は５％の有意水準で棄却される一方、（a-2-2）式と（a-2-3）式もそれぞれ１％、0.1％の水準で分散は均一であるという帰無仮説は棄却された。

表３　　2000年～2002年　　両側Box-Cox検定

	（a-2-1）	（a-2-2）	（a-2-3）
検定量	χ2（44）（0.05）	χ2（35）（0.01）	χ2（35）（0.001）
	60.4570	57.3421	66.6188
BP	62.3089	59.0786	131.4810

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ２乗分布である。

総合的に判断した結果は、片側Box-Cox関数形（a-2-3）式が最も優れていることが分かっ

た。

(ii) 説明変数の多重共線性

選択した片側Box-Cox形が多重共線性を持つか否かを検討する際、一般に、多重共線性の判断の目安としては分散拡大要因VIFが用いられる。選択した方程式が多重共線性を持つかを検討するとき、説明変数間の偏相関係数から計算した分散拡大要因VIFは以下のように定義される。

$$\frac{1}{1-r_{ij}^{2}}$$

r_{ij}は説明変数ｉと説明変数ｊの偏相関係数である。$r_{ij}^2=0.9$のとき、VIF＝10となるが、大体の目安としてVIFが10以上のとき多重共線性の影響を無視できないといわれている（蓑谷千凰彦(1988)）。以下の隣接２年次や単年次などすべての分析において、VIFの代わりに偏相関係数が$r_{ij}=0.95$を超えないならば、多重共線性がないと判断する。

上で示された、修正された均一分散の通年次方程式については、ｔ値がJphoneとD2001という２変数について低い以外はすべて有意である。

この式について多重共線性の検定を行なう。説明変数間の偏相関係数を計算した結果を表４に示しており、そこでは変数間偏相関係数が最大のsize/w1-ntt/w1間の0.6532の自乗にしても0.4267を超えないため、VIFにすると1.74である。よって、説明変数間には高い相関がないと判断できる。

表４　　説明変数間の偏相関係数

	SIZE/W1	CREMA/W1	I/W1	NTT/W1	JPHONE/W1	D2002/W1	D2001/W1	STN/W1
SIZE/W1	1.0000	0.3344	0.5484	0.6532	0.1432	0.1592	0.5758	0.2193
CREMA/W1	0.3344	1.0000	-0.0166	-0.0136	0.4479	0.4929	0.1231	0.0669
I/W1	0.5484	-0.0166	1.0000	0.3419	-0.1724	0.0638	0.4923	-0.0917
NTT/W1	0.6532	-0.0136	0.3419	1.0000	-0.2935	0.1868	0.4107	0.0058
JPHONE/W1	0.1432	0.4479	-0.1724	-0.2935	1.0000	-0.1431	0.2572	0.4380
D2002/W1	0.1592	0.4929	0.0638	0.1868	-0.1431	1.0000	-0.3175	-0.3450
D2001/W1	0.5758	0.1231	0.4923	0.4107	0.2572	-0.3175	1.0000	0.3408

以上の分析により、変数間に多重相関がないと判断した。

ｂ）隣接２年次（2000年-2001年）

Box-Cox検定（片側Box-Cox形）：

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.275、対数尤度＝-1259.02、自由度決定係＝0.802である。

（ｂ-１）PRICET＝12.6800＋0.0692*SIZE＋0.6076*CREMA＋0.9715*Ｉ 0.5971*WHITE01

(21.8115)　(0.1943)　(3.1980)　(6.8159)　(-4.4424)

＋0.4760*TYPE＋1.6890*NTT - 0.0952*JPHONE 0.2165*D2001

(-4.4099)　(14.6217)　(-0.6506)　(-1.7677)

R^2＝0.8026　S.E.＝0.5209　D.W.＝1.7297　Log likelihood＝-1259.02

Box-Cox検定（両側Box-Cox形）：

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.335、対数尤度＝-1259.12、自由度調整済み決定係数＝0.805である。

（b-2）PRICET＝12.8163＋5.2595e-08*SIZET＋0.5883*CREMA＋0.9381*Ｉ - 0.6102*WHITE01

(108.1817)　(1.2540)　(3.1071)　(7.1670)　(-4.5937)

＋0.454*TYPE＋1.662*NTT - 0.1029*JPHONE 0.2215*D2001

(4.4619)　(14.4993)　(-0.7325)　(-1.8612)

R^2＝0.8050　S.E.＝0.5177　D.W.＝1.7252　Log likelihood＝-1259.12

両側と片側のBox-Cox変換形で、対数尤度の値は同じであるが、両側の決定係数が片側より少し大きいため、両側のBox-Cox関数形を選択すべきであるが、分散の均一性を考慮した上で決定する。

(i) 均一分散の検定

誤差項の不均一分散について、両側と片側のBox-Cox関数形において、Breush-Pagan testを行い、片側のBox-Cox関数形は10％の有意水準で、両側のBox-Cox関数形は１％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却される（表５）。

表５　2000年～2001年　Box-Cox検定

検定量	BP	χ 2 (60) (0.05)	χ 2 (60) (0.01)
両側	92.4983*	74.3970	88.3794
片側	83.1286**	74.3970	88.3794

BPはBreush-Pagan testである。
*は１％、**は５％、***は10％の有意水準を意味する。
χ^2はカイ２乗分布である。

これらの不均一分散を修正するため、加重最小２乗法（WLS）による再推定を行なった。以下の３式では上記（a-1-1）、（a-1-2）、（a-1-3）式と同様の修正を行なっている。

まず、片側Box-Cox形についての結果は以下の通りである。

（b-1-1）PRICET/SQSIZE＝12.7876*（1/SQSIZE）＋4.7725e-08*（SIZET/SQSIZE）

(104.0671)　(1.0502)

＋0.6006*（CREMA/SQSIZE）＋0.9569*（I/SQSIZE）

(3.0808)　(7.2586)

-0.5798*（WHITE01/SQSIZE）＋0.4376*（TYPE/SQSIZE）

(-4.5606)　(4.3034)

＋1.6678*（NTT/SQSIZE）-0.0937*（JPHONE/SQSIZE）

(14.7363)　(-0.6800)

0.1842*（D2001/SQSIZE）
(-1.5658)
R^2=0.7584　S.E.=0.3855　D.W.=1.7382

（b-1-2）PRICET/SIZE=12.6229*（1/SIZE）+0.0764*（SIZE/SIZE）+0.6306*（CREMA/SIZE）
(22.6900)　(0.2217)　(3.1323)
+0.9936*（I/SIZE）-0.5412*（WHITE01/SIZE）+0.4327*（TYPE/SIZE）
(6.9259)　(-4.4155)　(4.0534)
+1.6896*（NTT/SIZE）-0.0834*（JPHONE/SIZE）-0.1479*（D2001/SIZE）
(15.1162)　(-0.6030)　(-1.2360)
R^2=0.8714　S.E.=0.2891　D.W.=1.7533

（b-1-3）PRICET/W1=11.4969*（1/W1）+0.3899*（SIZE/W1）+0.3766*（CREMA/W1）+1.2256*（I/W1）
(15.4488)　(0.7421)　(1.3065)　(6.5255)
0.1479*（WHITE01/W1）+0.4196*（TYPE/W1）+1.7221*（NTT/W1）
(-0.9617)　(4.2631)　(8.5287)
+0.2287*（JPHONE/W1）-0.0686*（D2001/W1）
(0.7864)　(-0.4011)
R^2=0.9998　S.E.=7.4126　D.W.=2.4093

以上の３通りの方程式が不均一分散を持つか否かをBP Testで検定した結果が表６に示されている。（b-1-1）の方程式には有意水準0.10で、BP=55.8430<57.4861=χ^2(45)(0.10)であるから、分散は均一であるという帰無仮説は10％水準で棄却されなかった。（b-1-2）式も10％水準で棄却されなかった。（b-1-3）式は有意水準0.001で、BP=92.6647>80.0314=χ^2(45)(0.001)であるから、分散は均一であるという帰無仮説は0.1％水準でも棄却された。（b-1-1）式と（b-1-2）式の説明変数ｔ-値の有意性優先順位を考慮した上で、総合的に（b-1-1）式が最も優れていると判断した。

表６　2000年～2001年　片側Box-Cox検定

	①	②	③
検定量	χ^2 (45) (0.10)	χ^2 (35) (0.10)	χ^2 (45) (0.001)
	57.4861	46.0588	80.0314

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ２乗分布である。

次に、両側Box-Cox関数形についての推定結果を示す。

（b-2-1）PRICET/SQSIZET=12.5144*（1/SQSIZET）-1.5315e-07*（SIZET/SQSIZET）
(153.0042)　(-0.1975)
+1.5290*（CREMA/SQSIZET）+1.1485*（I/SQSIZET）
(3.1214)　(4.5677)

-0.3133* (WHITE01/SQSIZET) +0.3275* (TYPE/SQSIZET)
(-4.0121) (3.4362)
+1.8867* (NTT/SQSIZET) -0.3622* (JPHONE/SQSIZET)
(23.0606) (-4.2860)
+0.2194* (D2001/SQSIZET)
(1.9133)
R^2=0.9995 S.E.=0.0060 D.W.=1.9831

(b-2-2) PRICET/SIZET=12.6955* (1/SIZET) +1.0520e-06* (SIZET/SIZET) +1.5420* (CREMA/SIZET)
(158.2875) (0.0629) (0.9018)
+0.7500* (I/SIZET) -0.4974* (WHITE01/SIZET) +0.3021* (TYPE/SIZET)
(1.4165) (-6.4658) (3.4314)
+1.8451* (NTT/SIZET) -0.5687* (JPHONE/SIZET) +0.4049* (D2001/SIZET)
(25.5142) (-7.0906) (3.3628)
R^2=0.9999 S.E.=0.0002 D.W.=2.1855

(b-2-3) PRICET/W2=12.6673* (1/W2) +8.3350e-08* (SIZET/W2) +0.7413* (CREMA/W2) +0.9585* (I/W2)
(150.9257) (5.5574) (4.1013) (12.0153)
0.4767* (WHITE01/W2) +0.3979* (TYPE/W2) +1.6982* (NTT/W2)
(-5.0876) (4.8373) (18.7042)
-0.1202* (JPHONE/W2) -0.2493* (D2001/W2)
(-0.9923) (-2.3783)
R^2=0.9991 S.E.=1.2392 D.W.=1.5790

以上の3通りの方程式が不均一分散を持つか否かをBP Testで検定した結果が表7に示されている。(b-2-1)、(b-2-2)と(b-2-3)の方程式は有意水準0.001でも、分散は均一であるという帰無仮説はすべて棄却された。

表7　　2000年～2001年　　両側Box-Cox検定

	①	②	③
検定量	χ^2 (44) (0.001)	χ^2 (35) (0.001)	χ^2 (45) (0.001)
	79.8720	66.6188	80.0314
BP	86.4248	71.0297	89.9550

以上の推定によって、最終的に片側Box-Cox関数形の①式を選択することとした。

(ii) 説明変数の多重共線性

修正された、均一分散の片側Box-Cox関数形方程式については、t値がSIZET、JphoneとD2001という3変数で低い以外はすべて有意である。

この式について説明変数間の偏相関係数を計算した結果（表８）を見てみると、相関係数が一番大きいのはWhite01-D2001の-0.5609であり、自乗しても0.31を過ぎないため、VIFが1.46である。よって、説明変数間に高い相関がないと判断できる。

表８　　説明変数間の偏相関係数

	SIZET/SQSIZE	CREMA/SQSIZE	I/SQSIZE	WHITE01/SQSIZE	TYPE/SQSIZE	NTT/SQSIZE	JPHONE/SQSIZE	D2001/SQSIZE
SIZET/SQSIZE	1.0000	0.1491	0.3447	-0.2183	0.3053	0.1388	-0.0637	0.2733
CREMA/SQSIZE	0.1491	1.0000	0.0907	-0.1701	0.1023	-0.1487	0.3457	0.2107
I/SQSIZE	0.3447	0.0907	1.0000	-0.3840	0.2172	-0.0927	-0.2726	0.4178
WHITE01/SQSIZE	-0.2183	-0.1701	-0.3840	1.0000	-0.2949	-0.0108	-0.1834	-0.5609
TYPE/SQSIZE	0.3053	0.1023	0.2172	-0.2949	1.0000	0.0300	-0.0199	0.2690
NTT/SQSIZE	0.1388	-0.1487	-0.0927	-0.0108	0.0300	1.0000	-0.4101	0.0725
JPHONE/SQSIZE	-0.0637	0.3457	-0.2726	-0.1834	-0.0199	-0.4101	1.0000	0.0784
D2001/SQSIZE	0.2733	0.2107	0.4178	-0.5609	0.2690	0.0725	0.0784	1.0000

ｃ）隣接２年次（2001年-2002年）

Box-Cox検定（片側Box-Cox形）：

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.359、対数尤度＝-1271.53、自由度調整済み決定係数0.714である。

（ｃ-１）PRICET＝17.1445＋3.7001*SIZE＋2.4327*CREMA＋3.0263*Ｉ＋4.8399*NTT -0.6806*JPHONE

(9.7130)　(3.8324)　(5.1909)　(7.5678)　(11.2351)　(-1.3384)

-1.0806*D2002

(-2.5334)

R^2＝0.7141　S.E.＝1.9314　D.W.＝1.7686　Log likelihood＝-1271.53

Box-Cox検定（両側Box-Cox形）：

ダミー変数以外の説明変数と被説明変数について、Box-Cox変換を行った関数形の推計結果は以下の通りである。

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.389、対数尤度＝-1267.02、自由度調整済み決定係数0.733である。

（ｃ-２）PRICET＝22.4549＋0.1019*SIZET＋2.2537*CREMA＋3.007*Ｉ＋4.4424*NTT 0.5186*JPHONE

(56.0509)　(4.9194)　(5.4146)　(8.8648)　(11.5847)　(-1.1470)

-0.7966*D2002

(-2.1420)

R^2＝0.7332　S.E.＝1.7236　D.W.＝1.8231　Log likelihood＝-1267.02

両側と片側のBox-Cox変換は説明変数と被説明変数について、両側変換の決定係数は片側の場合より大きい。また、対数尤度で比較すると、両側のBox-Cox形のほが高い値を示しており、両側のほうを選択すべきであるが、均一分散を検定した後決定する。以下の（ｃ-１）式は片側Box-Cox関数形、（ｃ-２）は両側Box-Cox関数形であり、括弧内の数値はｔ値である。

(i) 均一分散の検定

誤差項の不均一分散について、両側と片側のBox-Cox関数形についてBreush-Pagan testを行い、両側関数形は5％有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却されなかった一方、片側Box-Cox関数形は5％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却された（表9）。これにより両側Box-Cox関数形は分散均一であると判断し、片側Box-Cox関数形は不均一分散であるとした。したがって、片側Box-Cox関数形のみに関して不均一分散の修正を試みた。

表9　2001-2002年　Box-Cox検定

検定量	BP	χ^2 (36) (0.05)	χ^2 (36) (0.10)
両側	48.381***	50.9985	47.2122
片側	56.5326**	50.9985	47.2122

BPはBreush-Pagan testである。
*は1％、**は5％、***は10％の水準で有意であるを意味する。
χ^2はカイ2乗分布である。

加重最小2乗法（WLS）による推定結果は以下の3通りであり、修正の手続きは上述のものと同一である。

(c-1-1) PRICET/SQSIZE=18.7902*（1/SQSIZE）+2.8569*（SIZE/SQSIZE）+2.4371*（CREMA/SQSIZE）
(9.8123)　(2.7071)　(5.1868)
+3.0684*（I/SQSIZE）+4.7915*（NTT/SQSIZE）-0.7223*（JPHONE/SQSIZE）
(7.6452)　(11.1807)　(-1.4237)
-1.0359*（D2002/SQSIZE）
(-2.4194)
R^2=0.6529　S.E.=1.3704　D.W.=1.7956

(c-1-2) PRICET/SIZE=20.2203*（1/SIZE）+2.1221*（SIZE/SIZE）+2.4418*（CREMA/SIZE）+3.1047*（I/SIZE）
(10.0983)　(1.9095)　(5.1834)　(7.7159)
+4.7337*（NTT/SIZE）-0.7717*（JPHONE/SIZE）-0.9962*（D2002/SIZE）
(11.1012)　(-1.5253)　(-2.3187)
R^2=0.7195　S.E.=0.9745　D.W.=1.78226

(c-1-3) PRICET/W1=19.0560*（1/W1）+2.7008*（SIZE/W1）+2.1441*（CREMA/W1）+2.7794*（I/W1）
(11.7270)　(3.2284)　(6.5165)　(8.9491)
+4.9056*（NTT/W1）-0.9106*（JPHONE/W1）-1.2012*（D2002/W1）
(12.0252)　(-1.7029)　(-3.0178)
R^2=0.9903　S.E.=0.9342　D.W.=1.8605

方程式が不均一分散を持つか否かをBP Testで検定した結果は表10に示されている。(c-1-1)の方程式は有意水準0.05で、BP=39.9158<41.3371=χ^2 (28) (0.05) であるから、分散は均一であるという帰無仮説は5％水準で棄却されなかった。(c-1-2) 式と (c-1-3) 式は有意水準

0.05で、分散は均一であるという帰無仮説が棄却された。表９において、修正された方程式①式は均一分散を持つと判断される。

表10　　2001年～2002年　　片側Box-Cox検定

	(c-1-1)	(c-1-2)	(c-1-3)
検定量	χ^2 (28) (0.05)	χ^2 (21) (0.05)	χ^2 (29) (0.05)
	41.3371	32.6706	42.5570
BP	39.9158	36.2247	68.5904

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ２乗分布である。

(ii) 説明変数の多重共線性

選択した両側Box-Cox形の式が多重共線性を持つか否かを検討する。説明変数間の偏相関係数を計算した結果を見てみると、相関係数が一番大きいのはCremaとD2002の間の0.5186であり、説明変数間に高い相関はないと判断できる。

表11　　説明変数間の偏相関係数

	SIZET	CREMA	I	NTT	JPHONE	D2002
SIZET	1.0000	0.2028	0.1699	0.1047	-0.0408	0.1984
CREMA	0.2028	1.0000	0.0810	-0.1565	0.3526	0.5186
I	0.1699	0.0810	1.0000	-0.1582	-0.1797	0.1222
NTT	0.1047	-0.1565	-0.1582	1.0000	-0.5091	0.0350
JPHONE	-0.0408	0.3526	-0.1797	-0.5091	1.0000	-0.0305
D2002	0.1984	0.5186	0.1222	0.0350	-0.0305	1.0000

以上の分析により、変数間に多重相関がないと判断した。

d）単年次（2000年）

Box-Cox検定（片側Box-Cox形）：

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.524、対数尤度＝-601.79、自由度調整済み決定係数0.864である。

（d-1）PRICET＝105.0081 2.0439*WHITE01＋36.7933*SIZE＋20.5224*TYPE＋50.3422*CREMA
(3.8633)　(-4.5174)　(2.1851)　(3.6816)　(2.8021)
＋34.4540*Ｉ＋83.4349*NTT＋9.6466*JPHONE
(4.0242)　(15.0485)　(1.5046)

R^2＝0.8640　S.E.＝17.1884　D.W.＝1.9901　Log likelihood＝-601.79

Box-Cox検定（両側Box-Cox形）：

ダミー変数以外の説明変数と被説明変数について、Box-Cox変換を行なった関数形の推計結果は以下の通りである。

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.340、対数尤度＝-590.46、自由度調整済み決定係数＝0.883である。

（d-2）PRICET＝163.5609 21.5096*WHITE01＋3.6894e-05*SIZET＋13.5507*TYPE＋53.8554*CREMA

(33.8691) (-4.7626) (3.8862) (2.4047) (3.2345)

＋35.7350*Ｉ＋82.4318*NTT＋9.4817*JPHONE

(4.8554) (16.2338) (1.6180)

R^2＝0.8832　S.E.＝15.9280　D.W.＝1.9518　Log likelihood＝-590.46

両側と片側のBox-Cox変換において、決定係数と対数尤度ともに両側のBox-Cox形のほうが高いため、統計的には両側Box-Cox形が支持される。

(i) 均一分散の検定

誤差項の不均一分散について、両側と片側のBox-Cox関数形において、Breush-Pagan testを行い、両側変換の関数形は５％有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却されなかった一方、片側Box-Cox関数形は５％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却された（表12）。従って、両側Box-Cox関数形は分散均一であると判断し、逆に片側Box-Cox関数形は不均一分散を持つと判断した。したがって、片側Box-Cox関数形のみに関して、不均一分散を修正する。

表12　2000年　Box-Cox検定

検定量	BP	χ^2 (25) (0.10)	χ^2 (25) (0.05)
両　側	35.0941**	34.3816	37.6525
片　側	51.5695*	34.3816	37.6525

BPはBreush-Pagan testである。
*は１％、**は５％、***は10％の有意水準を意味する。
χ^2はカイ２乗分布である。

加重最小２乗法（WLS）によって再推定した結果は以下の３通りである。修正の手続きは上述の場合と同一である。

（d-1-1）PRICET/SQSIZE＝107.3384*（1/SQSIZE）21.5389*（WHITE01/SQSIZE）

(3.9720) (-4.4907)

＋35.41779*（SIZE/SQSIZE）＋19.4629*（TYPE/SQSIZE）＋25.8370*Ｉ

(2.1058) (3.5027) (2.8470)

＋51.2731*（CREMA/SQSIZE）＋83.5889*（NTT/SQSIZE）

(4.0065) (15.4120)

＋8.7237*（JPHONE/SQSIZE）

(1.3935)

$R^2 = 0.8440$　　S.E.＝13.2182　　D.W.＝1.9716

（d‐1‐2）PRICET/SIZE＝109.2442*（1/SIZE）‐21.0360*（WHITE01/SIZE）＋34.2755*（SIZE/SIZE）
(4.0586)　　(‐4.4567)　　(2.0361)
＋18.5009*（TYPE/SIZE）＋52.3008*（CREMA/SIZE）＋19.3300* I
(3.3363)　　(2.8859)　　(3.9620)
＋83.7595*（NTT/SIZE）＋7.7320*（JPHONE/SIZE）
(15.7586)　　(1.2639)
$R^2 = 0.8373$　　S.E.＝10.2059　　D.W.＝1.9584

（d‐1‐3）PRICET/W1＝144.9538*（1/W1）20.2056*（WHITE01/W1）＋11.1765*（SIZE/W1）
(5.8648)　　(‐5.2697)　　(0.7230)
＋20.48138347*（TYPE/W1）＋51.8736*（CREMA/W1）＋41.4908*（I/W1）
(5.6695)　　(2.8231)　　(6.0361)
＋82.6137*（NTT/W1）＋11.7178*（JPHONE/W1）
(16.9076)　　(2.7878)
$R^2 = 0.9758$　　S.E.＝0.9437　　D.W.＝1.7390

これらの式に関するBP Testの結果は表13に示されている。（d‐1‐1）式の方程式では有意水準0.01で、BP＝47.8635＞46.9629＝χ^2（27）（0.01）であるから、分散は均一であるという帰無仮説は１％水準で棄却された。（d‐1‐2）式と（d‐1‐3）式は共に有意水準５％で分散は均一であるという帰無仮説は棄却されなかったため、（d‐1‐2）式と（d‐1‐3）式共に均一分散を持つ方程式であると判断される。ただ、（d‐1‐3）式のｔ‐値と決定係数は（d‐1‐2）式より良好なため、（d‐1‐3）式が優れていると考えられる。

表13　　2000年　　片側Box-Cox検定

	（d‐1‐1）	（d‐1‐2）	（d‐1‐3）
検定量	χ^2（27）（0.01）	χ^2（20）（0.05）	χ^2（28）（0.05）
	46.9629	31.4104	41.3371
BP	47.8635	25.6339	19.6999

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ２乗分布である。

片側Box-Cox関数形の（d‐1‐3）式より、両側Box-Cox関数形（d‐2）式の説明変数SIZETのｔ‐値が高いため、最終的に両側Box-Cox関数形（d‐2）式を選択することとした。

(ii) 説明変数の多重共線性

選択した両側Box-Cox形が多重共線性を持つか否かを検討する。説明変数間の相関係数を計算した結果（表14）を見てみると、変数間の偏相関係数が一番大きいのはSIZETとTypeの間の0.5726であるため、説明変数間に高い相関がないと判断できる。

表14　説明変数間の偏相関係数

	WHITE01	SIZET	TYPE	CREMA	I	NTT	JPHONE
WHITE01	1.0000	-0.2911	-0.2294	-0.1279	-0.2899	0.0142	-0.2382
SIZET	-0.2911	1.0000	0.5726	-0.0460	0.2945	0.1079	0.0224
TYPE	-0.2294	0.5726	1.0000	-0.0702	0.2232	0.0308	-0.0341
CREMA	-0.1279	-0.0460	-0.0702	1.0000	-0.0461	-0.0789	0.2390
I	-0.2899	0.2945	0.2232	-0.0461	1.0000	-0.2361	-0.1927
NTT	0.0142	0.1079	0.0308	-0.0789	-0.2361	1.0000	-0.3299
JPHONE	-0.2382	0.0224	-0.0341	0.2390	-0.1927	-0.3299	1.0000

e）単年次（2001年）

Box-Cox検定（片側Box-Cox形）：

単年次推定の際に、説明変数SIZEとSPEEDを加えると、説明変数のｔ-値と符号について良好な結果が得られないため、右辺はすべてダミー変数とし、左辺のPRICEに対して片側Box-Cox検定を行った結果は以下の通りである。

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.449、対数尤度＝-651.04、決定係数0.770である。

（e-1）PRICET＝23.6898＋1.4926*TYPE＋2.5132*CREMA＋2.9636*Ｉ＋4.8269*NTT

(28.5503)　(3.3976)　(3.3627)　(5.2444)　(8.6938)

-1.5827*JPHONE＋0.6147*STN

(-2.2589)　(1.1610)

R^2＝0.7705　S.E.＝1.7382　D.W.＝1.7076　Log likelihood＝-651.04

(i) 均一分散の検定

誤差項の不均一分散について、片側のBox-Cox関数形において、Breush-Pagan testを行い、片側のBox-Cox関数形は１％の有意水準で均一分散を持つとの帰無仮説が棄却される（表15）。

表15　2001年　Box-Cox検定

検定量	BP	χ^2 (26) (0.01)
両側	46.5048*	45.6417

BPはBreush-Pagan testである。
*は１％、**は５％、***は10％の有意水準を意味する。
χ^2はカイ２乗分布である。

そこで（e-1）式を加重最小2乗法（WLS）によって再推定した。ただ、このケースの場合は右辺がすべてダミー変数であるから、ホワイトが提唱した方法のみを用いた。

（e-1-1）PRICET/W1＝23.4352*（1/W1）＋1.6172*（TYPE/W1）＋2.8582*（CREMA/W1）＋3.1949*（I/W1）
(38.8959)　(5.7467)　(5.3245)　(10.2947)
＋4.9650*（NTT/W1）1.7425*（JPHONE/W1）＋0.7385*（STN/W1）
(10.4376)　(-2.6813)　(2.5082)
R^2＝0.9972　S.E.＝1.0365　D.W.＝1.7782

この方程式が不均一分散を持つか否かをBP Testで検定した結果が表16に示されている。表16において分散は均一であるという帰無仮説は棄却されない。

表16　2001年　片側Box-Cox検定

	③
検定量	χ^2（22）（0.05）
	33.9244
BP	2.5487

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ2乗分布である。

総合的に判断することによって、最終的に片側Box-Cox関数形を選択することとした。

(ii) 説明変数の多重共線性

選択した片側Box-Cox形が多重共線性を持つか否かを検討する。説明変数間の偏相関係数が一番大きいのはCREMAとJPHONEの間の0.8245であり、説明変数間に高い相関はないと判断した。(表17)

表17　説明変数間の偏相関係数

	TYPE/W1	CREMA/W1	I/W1	NTT/W1	JPHONE/W1	STN/W1
TYPE/W1	1.0000	0.3538	0.1826	0.0575	0.2356	-0.1730
CREMA/W1	0.3538	1.0000	0.2691	-0.1881	0.8245	-0.0369
I/W1	0.1826	0.2691	1.0000	0.6349	0.0893	0.3797
NTT/W1	0.0575	-0.1881	0.6349	1.0000	-0.3296	0.5727
JPHONE/W1	0.2356	0.8245	0.0893	-0.3296	1.0000	0.0445
STN/W1	-0.1730	-0.0369	0.3797	0.5727	0.0445	1.0000

f）単年次（2002年）
Box-Cox検定（片側Box-Cox形）：

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.295、対数尤度＝-603.79、自由度調整済み決定係数は0.764である。

（f-1）PRICET＝0.9466＋4.8090e-05*SPEED＋19.1658*SIZE＋6.8998*CREMA＋9.5573*Ｉ

(-0.1388)　(2.0278)　(5.7900)　(4.2207)　(6.1074)

＋9.3613*STN＋19.1241*NTT＋5.8077*JPHONE

(2.2995)　(6.7829)　(1.9360)

R^2＝0.7645　S.E.＝5.2347　D.W.＝1.7425　Log likelihood＝-603.79

Box-Cox検定（両側Box-Cox形）：

Box-Cox変換を行なった関数形の推計結果は以下の通りである。

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.312、対数尤度＝-597.55、自由度調整済み決定係数0.8258である。

（f-2）PRICET＝96.7181＋16.3590*SPEEDT＋5.5268*SIZET＋25.1629*CREMA＋27.2729*Ｉ

(-2.1420)　(3.8394)　(7.2343)　(4.8951)　(5.0989)

＋28.1771*STN＋74.7883*NTT＋30.1542*JPHONE

(2.2093)　(8.9836)　(3.3216)

R^2＝0.8258　S.E.＝16.5052　D.W.＝1.8308　Log likelihood＝-597.55

両側と片側のBox-Cox変換は説明変数と被説明変数について、決定係数と対数尤度ともに両側のBox-Cox形のほうが高いため、統計的には両側Box-Cox形が支持される。

(i) 均一分散の検定

誤差項の不均一分散について、両側と片側のBox-Cox関数形において、Breush-Pagan testを行い、両側のBox-Cox関数形は５％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却された一方、片側のBox-Cox関数形は５％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却されなかったため、片側のBox-Cox関数形（f-1）式は均一分散を持つと判断した（表18)。したがって、両側のBox-Cox関数形のみについて不均一分散を修正することとした。

表18　2002年　Box-Cox検定

検定量	BP	χ^2（32）（0.05）
両　側	47.0887**	46.1943
片　側	38.182	46.1943

BPはBreush-Pagan testである。
*は１％、**は５％、***は10％の有意水準を意味する。
χ^2はカイ２乗分布である。

そのため加重最小２乗法（WLS）による再推定を行なった。推定方法は上述のものと同一である。

(f-2-1) PRICET/SQSIZET＝90.1228* (1/SQSIZET) ＋15.7352* (SPEEDT/SQSIZET)
(-1.9265) (3.5672)
＋27.8404* (I/SQSIZET) ＋5.6277* (SIZET/SQSIZET)
(5.0834) (3.2389)
＋24.3713* (CREMA/SQSIZET) ＋27.0653* (STN/SQSIZET)
(4.7250) (2.5744)
＋74.3406* (NTT/SQSIZET) ＋28.3503* (JPHONE/SQSIZET)
(8.6205) (2.9900)
R^2＝0.7552 S.E.＝9.2062 D.W.＝1.9256

(f-2-2) PRICET/SIZET＝85.1178* (1/SIZET) ＋15.1757* (SPEEDT/SIZET) ＋6.0203* (SIZET/SIZET)
(-1.7249) (3.2835) (2.1227)
＋23.1759* (CREMA/SIZET) ＋28.4908* (I/SIZET) ＋26.0738* (STN/SIZET)
(4.4775) (4.9663) (2.9349)
＋74.2282* (NTT/SIZET) ＋26.8337* (JPHONE/SIZET)
(8.2182) (2.6823)
R^2＝0.8946 S.E.＝5.2629 D.W.＝2.0149

(f-2-3) PRICET/W2＝116.3624* (1/W2) ＋18.3882* (SPEEDT/W2) ＋5.6968* (SIZET/W2)
(-3.1375) (5.3630) (35.9483)
＋17.4172* (CREMA/W2) ＋18.1019* (I/W2) ＋18.2410* (STN/W2)
(6.3171) (5.5428) (9.1139
＋86.0764* (NTT/W2) ＋42.8087* (JPHONE/W2)
(11.6796) (4.4725)
R^2＝0.9997 S.E.＝0.9900 D.W.＝1.9052

以上の3通りの方程式が不均一分散を持つか否かBP Testで検定した結果が表19に示されている。(f-2-1) 式の方程式には有意水準0.05で、BP＝39.1943＜42.5570＝χ^2 (29) (0.05) であるから、分散は均一であるという帰無仮説は5％水準で棄却されなかった。(f-2-2) 式では有意水準5％で均一分散という帰無仮説は棄却された。(f-2-3) 式は均一分散という帰無仮説は棄却されない。(f-2-1) 式と (f-2-3) 式を比べると、(f-2-3) 式の決定係数のほうが高いため、(f-2-3) 式を選択する。

表19 2002年 両側Box-Cox検定

	①	②	③
検定量	χ^2 (29) (0.05)	χ^2 (22) (0.05)	χ^2 (31) (0.05)
	42.5570	33.9244	44.9853
BP	39.1943	39.1117	31.5237

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ2乗分布である。

(ii) 説明変数の多重共線性

選択した両側Box-Cox形が多重共線性を持つか否かを検討する。説明変数間の偏相関係数を計算した結果（表20）を見ると、相関係数が一番大きいのはSIZETとＩの間の0.9424であり、説明変数間に高い相関がないと判断できる。

表20　説明変数間の相関係数

	SPEEDT/W2	SIZET/W2	CREMA/W2	I/W2	STN/W2	NTT/W2	JPHONE/W2
SPEEDT/W2	1.0000	0.8614	0.7861	0.7679	0.2314	0.9472	-0.1279
SIZET/W2	0.8614	1.0000	0.9403	0.9424	-0.0035	0.8160	-0.0726
CREMA/W2	0.7861	0.9403	1.0000	0.8891	-0.0745	0.6842	0.0390
I/W2	0.7679	0.9424	0.8891	1.0000	-0.0756	0.7100	-0.0124
STN/W2	0.2314	-0.0035	-0.0745	-0.0756	1.0000	0.2920	-0.0957
NTT/W2	0.9472	0.8160	0.6842	0.7100	0.2920	1.0000	-0.2074
JPHONE/W2	-0.1279	-0.0726	0.0390	-0.0124	-0.0957	-0.2074	1.0000

４．４　推定結果の分析

すべてのデータを一括利用した通年次サンプルのほか、隣接年次ごとに区切って推計した隣接２年次サンプル、年次ごとに区切った単年次サンプルの３通りについて推計を実施した。ヘドニック関数の推定結果によると、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、各説明変数の符号が良好であり、ｔ-値が有意であり、決定係数も決して低くない。各年次の結果を見ると、通年次、隣接２年次、単年次の決定係数は隣接２年次（2001-2002）の0.7332が一番低く、続いて、隣接２年次（2000-2001）の0.7584である。残った通年次の決定係数は0.9に近いかもしくはそれ以上となっている。したがって、携帯電話については、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に可能であると考えられる。ただ、2000年～20002年にかけての期間は、特に、2001年にちょうど携帯電話第１世代が終わり、第２世代から第３世代に変わる時期である。隣接２年次（2000-2001）と隣接２年次（2001-2002）両方の場合に得られる決定係数の低さはまさに携帯電話市場の構造変化が急テンポに進行していた影響と考えられる。

ｔ-値に関しては、すべての年次を通してアプリケーションサービスの有無とカメラの有無という２つの説明変数について、極めて良好な結果が得られた。画面サイズに関しては、隣接年次2000 - 2001年と単年次2001年についてのみ、ｔ-値の有意性が見られず説明変数として選択されないが、ほかの年次はすべて良好である。

ここで、会社ダミーの推計パラメータに注目すると、これはほかの諸特性がすべ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サービスの良さといった「除外された諸特性」の影響を捕捉していると考えることができる。その場合、すべての年次を通してドコモの携帯電話の価格は、ほかの会社Ｊ-フォン・AUに比べるとかなり高い。その符号はすべての年次において正で、ｔ-値も極めて高く、かなり大きな推計パラメータが得られていた。逆に、Ｊ - フォンについては、各年次を通して符号が正であったり負であったりと一貫せずｔ-値の有意性にも問題がある。

4．5　ヘドニック物価指数の推計

3．1節では関数形の選択を論じたが、Box-Cox関数形の代わりに半対数線形を利用しても、推定結果が大きく変わることは考えられない（白塚・黒田（1995））。また、半対数形には、通年次と隣接年次に年次ダミー変数が含まれているため、年次ダミーの推定パラメータを真数変換するだけで物価指数が簡単に得られるといった推定結果を解釈する上で大きなメリットがある。これらの点を総合的に考え合わせると、ヘドニック物価指数の推計を行なうには半対数線形の利用が適当と判断される。

通年次（2000-2002年）、隣接２年次（2000-2001年）、隣接２年次（2001 - 2002年）、単年次（2000年）、単年次（2001年）、単年次（2002年）各サンプルに対応する方程式の推定結果は以下の通りである。

通年次（2000-2002年）

（１）LOG（PRICE）＝7.8840＋0.4049*CREMA＋0.5348*Ｉ＋0.5569*SIZE＋0.8307*NTT 0.0257*JPHONE

(38.1902) (6.0290) (9.7520) (4.4793) (16.0362) (-0.4232)

＋0.1978*STN 0.0676*D2001 0.1360*D2002

(3.8925) (-1.1518) (-1.7633)

R^2＝0.7712　S.E.＝0.2879　D.W.＝1.7933

隣接２年次（2000-2001年）

（２）LOG（PRICE）＝8.9957＋0.0122*SIZE＋0.3054*CREMA＋0.4843*Ｉ＋0.2365*TYPE 0.3079*WHITE01

(30.9243) (0.0683) (3.2124) (6.7906) (4.3791) (-4.5780)

＋0.8382*NTT -0.0477*JPHONE -0.1090*D2001

(14.5024) (-0.6512) (-1.7786)

R^2＝0.8003　S.E.＝0.2606　D.W.＝1.7284

隣接２年次（2001-2002年）

（３）LOG（PRICE）＝8.2802＋0.4202*SIZE＋0.4040*CREMA＋0.4884*Ｉ＋0.7531*NTT -0.1330*JPHONE

(29.3410) (2.7215) (5.3909) (7.6396) (10.9342) (-1.6354)

-0.1560*D2002

(-2.2877)

R^2＝0.7011　S.E.＝0.3088　D.W.＝1.7897

単年次（2000年）

（４）LOG（PRICE）＝8.3770 0.2412*WHITE01＋0.3311*SIZE＋0.1856*TYPE＋0.4319*Ｉ＋0.5218*CREMA

(28.6717) (-4.5983) (1.8294) (3.0982) (4.6935) (2.7022)

＋0.8767*NTT＋0.1406*JPHONE

(14.7107) (2.0404)

R^2＝0.8561　S.E.＝0.1848　D.W.＝1.8941

単年次（2001年）

（５）PRICE＝-420.2076＋3786.5489*TYPE＋4865.5631*CREMA＋8612.5474*Ｉ＋15567.9927*NTT

(-0.1527) (2.9259) (2.1937) (5.1243) (9.5476)

$+692.4072*JPHONE+1952.8261*STN+0.2908*SPEED$

(0.3280)　　(1.2599)　(2.8027)

$R^2=0.7548$　　S.E.=5074.278　　D.W.=1.7499

単年次（2002年）

（6）LOG（PRICE）$=7.1654+0.6953*SIZE+0.3895*CREMA+0.5191*I+1.0315*NTT+0.3168*JPHONE$

(19.3069)　(3.8611)　(4.3793)　(6.0974)　(6.7252)　(1.9412)

$+0.4780*STN+2.7829e-06*SPEED$

(2.1586)　(2.1571)

$R^2=0.7248$　　S.E.=0.2848　　D.W.=1.8157

まず、方程式の年次ダミー係数d2001=-0.0676およびd2002=-0.1360より、その価格に対する影響は0.935および0.873と推計される。

次に、隣接２年次について（２）式と（３）式のダミー変数の係数より、価格に対する影響はそれぞれ0.897および0.856となる。

以上のヘドニック関数の推計結果から、携帯電話に関する2000年を100とするヘドニック物価指数を算出した結果が表21に示されている。

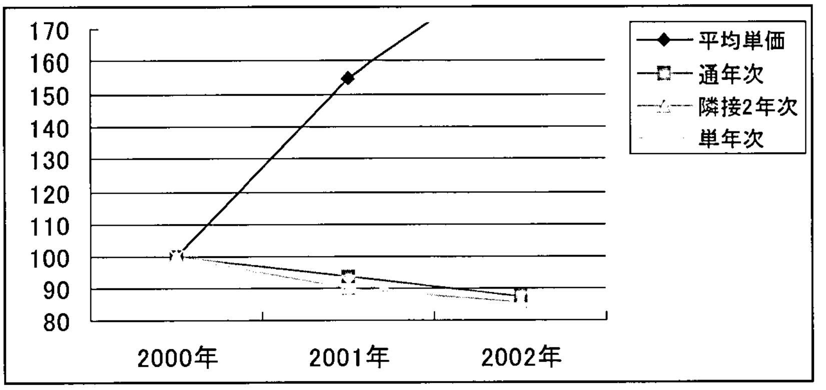
表21

	2000年	2001年	2002年	年平均変化率
平均単価 （前年比、%）	100	155.0 55.0	190.9 23.2	 39.1
通年次推計 （前年比、%）	100	93.5 -6.5	87.3 -6.6	 -6.6
隣接２年次推計 （前年比、%）	100	89.7 -10.3	85.6 -4.6	 -7.5
単年次推計 （前年比、%）	100	91.7 -18.3	83.4 -9.1	 -13.7

ここでは、ヘドニック物価指数を通年次、隣接２年次、単年次の３通りのサンプル期間毎に算出しているが、この３通りでは2000年の物価指数を100とすれば、推計した結果は、概ね同じような下落傾向を示している。2000年から2002年までの三年間で、通年次、隣接２年次推計の物価水準は年平均6.6%～7.5%の下落となっている。単年次の年平均変化率-13.7%は更に大きい。一方、品質変化を考慮していない平均単価は、逆に2001年におよそ55%、2002年に23.2%と上昇しつつあり、ヘドニック物価指数とはまったく異なる変動を示している（図１）。

このように、携帯電話の平均単価が上昇している一方で、ヘドニック物価指数（品質調整済み物価指数）が年率６%を超えて下落しているとの推計結果は、物価水準の変動を見るときに、品質変化をまったく考慮していない平均単価だけを見ると、商品の基本的な価格変動の判断を見誤る危険性があることを示している。特に、品質変化の影響が大きい携帯電話については、平均価格では価格変動の実勢を把握できないことと考えられる。

図１



5．果　物

従来ヘドニック・アプローチを利用した分析の対象となっているのはほとんど品質変化が激しく、プロダクト・サイクルの短い商品である。前節での携帯電話はまさにこのような性質をもっている商品である。ここではヘドニック・アプローチの有用性の検証を進めるために、りんごとみかんという２種類の代表的な果物について、ヘドニック・アプローチを用いた物価指数を推計する。

5．1　データ

りんごとみかんのデータは全国新聞情報農業協同組合連合会から出版される日刊「日本農業新聞」によるものである。青果取扱量で日本最大の東京大田市場に着目し、リンゴに関するすべての情報は東京の大田市場で取引される1989年～2002年期間の14年間のデータを用いる。ただ、みかんについては1992年から2002年より「日本農業新聞」に記載されたデータの整合性に問題があるため、今回用いられたみかんのデータは1992年から2002年までのものである。また、りんごについては、ふじという日本を代表する品種を今回推計の対象にした。ふじは甘みと香りが強く、ほどよい酸味が特徴である。なお、みかんについては今回対象としたのは早生温州であるが、極早生温州も含む。

5．2　説明変数の選択

りんごとみかんのヘドニック物価指数を推計する際には、同じような説明変数が使われる。具体的に述べると、推計で採用した変数は等級（特秀、秀、優）、階級（L、M、S）、産地ダミー変数及び期間を通しての時間ダミー変数である。今回はデータの入手が困難であったため、本来果物の品質を反映する糖度、酸度といった説明変数を含めることができなかった。それぞれの説明変数の定義は、次の通りである。

１）等級

特秀：品種固有の熟色が最もよいものであり、品種固有の形状が最もよいものであり、さびが

ないものであり、日焼けのないものである。つまり、色、形状、傷の有無について品質が一番よい等級である。

秀：品種固有の熟色がよいものであり、品種固有の形状がよいものであり、さびと日焼けが果面の５分の１以下であること。つまり、色、形状、傷など総合的判断で品質がよい等級である。

優：品種固有の熟色がよいものであり、品種固有の形状が秀に次ぐものであり、さびと日焼けが果面の５分の２以下であること。つまり、色、形状、傷など総合的な判断で品質が優れている等級である。

２）階　級

階級とは大きさの規格であり、りんごの場合は以下の通りである。

Ｌ：１果当たり250～280グラム未満

Ｍ：１果当たり200～250グラム未満

Ｓ：１果当たり180～200グラム未満

みかんの場合は以下の通りである。

Ｌ：１果当たり約150グラム

Ｍ：１果当たり約120グラム

Ｓ：１果当たり約100グラム

一般的に、Ｌ、Ｍ、Ｓの順に品質の良さが落ちていくが、ただ、Ｌサイズより大きいほどあるいはＳサイズより小さいほど、品質の評価は同等に低下していく。

３）出荷産地

今回の推計ではりんごとみかんのそれぞれ日本の代表的な出荷生産地を選択した。りんごの出荷産地として使われたダミー変数は長野、山形、青森についてのものであり、みかんの出荷産地として使われたダミー変数は愛媛、佐賀、長崎、熊本についてのものである。

４）年次ダミー

りんごについては1989年～2002年の14年間のデータを使うことにしたため、年次ダミー変数を13個作成した。一方、みかんでは1992年～2002年まで11個の年次ダミー変数を作成する。

５．３　りんごのヘドニック回帰式の推計結果

携帯電話に使われた説明変数と違って、りんごとみかんの説明変数はすべてダミー変数であるため、片側Box-Cox変換形のみを考慮する（左辺の被説明変数だけをBox-Cox変換する）。したがって、片側Box-Cox関数形、半対数線形、線形の３種類の関数形をまず推定し、統計的に優れた関数形を選択して、選ばれた関数形の誤差項の均一分散を検定する作業を行なった。ただ、説明変数はすべてダミー変数であるため、説明変数間の多重共線性は問題にならない。

ここで携帯電話と同じく通年次、隣接年次、単年次の３通りの推計を行う。まずりんごについ

ての推計結果を示す。

g）通年次推計結果（1989年～2002年）

片側Box-Cox関数形

片側Box-Coxパラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.34、対数尤度＝-2867.49、自由度調整済み決定係数＝0.813である。年次ダミー変数d1990、d1994、d1997、d1999、d2001およびd2002のｔ-値が低い以外は、等級、階級、産地ダミー及び年次ダミーの説明変数のすべてについて良好な統計的結果が得られた。

（g-1）PRICET＝39.3097＋5.2220*L＋3.3490*M＋7.3221*LEVEL1＋3.8242*LEVEL2＋2.5728*NAGANO
(85.6458)（20.7723）(13.3216)（29.1262)（15.2118）(10.2343)
＋0.7619*YAMAKATA＋0.5154*D1990＋4.1746*D1991 -0.9916*D1992 -0.8732*D1993
(3.0307)（0.9490)（7.6870)（-1.8260)（-1.6080)
-0.5064*D1994 -1.0181*D1995＋2.0207*D1996 -0.3234*D1997＋3.5638*D1998
(-0.9325)（-1.8747)（3.7208)（-0.5956)（6.5624)
＋0.4915*D1999＋2.3666*D2000＋0.0964*D2001＋0.0263*D2002
(0.9050)（4.3578)（0.1775)（0.0484)
R^2＝0.8125　S.E.＝1.9954　D.W.＝1.2773　Log likelihood＝-2867.49

半対数線形

年次ダミー変数は片側Box-Cox変換形と同じく、d1990、d1994、d1997、d1999、d2001およびd2002のｔ-値が低い以外は、等級、階級、産地ダミー及び年次ダミー説明変数のすべて良好な統計的結果が得られた。

（g-2）LOG（PRICE）＝7.8589＋0.3076*L＋0.2031*M＋0.4262*LEVEL1＋0.2319*LEVEL2
(289.8241)（20.7124)（13.6753)（28.6940)（15.6145)
＋0.1497*NAGANO＋0.0438*YAMAKATA＋0.0270*D1990＋0.2323*D1991
(10.0780)（2.9467)（0.8395)（7.2417)
-0.0664*D1992 -0.0536*D1993 -0.0360*D1994 -0.0620*D1995＋0.1137*D1996
(-2.0708)（-1.6704)（-1.1214)（-1.9321)（3.5449)
-0.0243*D1997＋0.1996*D1998＋0.0230*D1999＋0.1342*D2000 -0.0065*D2001
(-0.7575)（6.2199)（0.7183)（4.1834)（-0.2013)
-0.0130*D2002
(-0.4036)
R^2＝0.8091　S.E.＝0.1179　D.W.＝1.3449

線　形

推計した結果はほぼ片側Box-Cox変換形及び半対数線形と同じである。

（g-3）PRICE＝2271.9735＋1283.6746*L＋776.2143*M＋1836.1350*LEVEL1＋881.82548*LEVEL2
(19.1694)（19.7743)（11.9571)（28.2846)（13.5840)
＋646.8016*NAGANO＋199.8730*YAMAKATA＋153.2963*D1990＋1133.5926*D1991
(9.9636)（3.0790)（1.0931)（8.0835)

-83.2222*D1992 -194.6667*D1993 -77.2593*D1994 232.8148*D1995＋537.2963*D1996
(-1.3065) (-1.3881) (-0.5509) (-1.6602) (3.8314)
-36.6296*D1997＋959.2963*D1998＋165.9630*D1999＋620.9630*D2000
(-0.2612) (6.8406) (1.1835) (4.4280)
＋116.5185*D2001＋124.8519*D2002
(0.8309) (0.8903)
R^2＝0.8021 S.E.＝515.2586 D.W.＝1.1698

片側Box-Cox変換形、半対数線形、線形３種類の関数形で推定した結果は、決定係数がほぼ同じである。どちらの関数形を選択するのかは、均一分散の検定の結果を見て決定する。

（＊）均一分散の検定

片側Box-Cox変換形検定において、半対数線形、線形の３種類の関数形をそれぞれBreush-Pagan testでチェックしたどころ、すべてにおいて１％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却される。したがって、加重最小２乗法（WLS）の方法によって再推定を行った。ただ、ここでは残差についての仮定が上述したホワイトの方法③に相当する。再推定の結果は以下の通りである。

片側Box-Cox関数形検定

（g-1-1）PRICET＝39.9625＋3.8066*Ｌ＋3.0388*M＋7.120*LEVEL1＋3.6585*LEVEL2＋2.2077*NAGANO
(115.9515) (12.3121) (11.0968) (22.9026) (21.3631) (17.2438)
＋0.4359*YAMAKATA 0.8765*D1990＋4.1003*D1991 -0.3471*D1992 -0.1220*D1993
(1.6159) (-2.7051) (5.6191) (-0.4866) (-0.5755)
＋1.1965*D1994 0.4491*D1995＋1.8569*D1996 -0.8617*D1997＋2.5601*D1998
(2.6689) (-2.1168) (5.9940) (-1.9019) (14.1388)
＋2.4186*D1999＋1.7021*D2000＋0.7995*D2001＋0.2122*D2002
(12.9404) (8.2750) (1.3398) (0.1644)
R^2＝0.9997 S.E.＝0.8255 D.W.＝1.6455

半対数線形

（g-1-2）LOG（PRICE）＝7.9340＋0.2855*Ｌ＋0.1860*M＋0.3595*LEVEL1＋0.2214*LEVEL2
(212.8419) (8.3494) (5.5734) (17.6611) (10.9628)
＋0.0622*NAGANO 0.0439*YAMAKATA-0.0058*D1990＋0.2200*D1991
(8.8637) (-1.3478) (-0.5095) (1.3194)
-0.0308*D1992＋0.0263*D1993＋0.1013*D1994 0.0156*D1995＋0.0976*D1996
(-0.4024) (2.0306) (4.0138) (-0.6654) (5.5649)
-0.0694*D1997＋0.1928*D1998＋0.0193*D1999＋0.1501*D2000＋0.0674*D2001
(-4.9022) (1.8835) (8.1907) (10.5482) (2.3230)

$$+0.0190*D2002$$
$$(0.2412)$$
$R^2=0.9999$　S.E.＝16.0475　D.W.＝1.4268

線　形

（g-1-3）PRICE＝2809.5606*＋996.8420*L＋611.9552*M＋1607.9516*LEVEL1＋746.1983*LEVEL2
(50.9666)　(9.6353)　(12.1829)　(10.6660)　(23.1491)
＋470.0432*NAGANO　10.0869*YAMAKATA　406.6671*D1990＋840.8955*D1991
(22.3789)　(-0.1023)　(-8.0769)　(2.8219)
-177.6062*D1992　159.7002*D1993＋135.7973*D1994　286.5645*D1995
(-1.1566)　(-4.2980)　(1.1739)　(-16.7378)
＋403.9972*D1996 -452.1656*D1997＋616.6316*D1998＋509.9352*D1999
(3.7630)　(-4.0197)　(3.6638)　(11.9948)
＋340.3274*D2000 -50.1471*D2001 -142.6532*D2002
(7.6875)　(-0.3488)　(-0.25)
$R^2=0.9999$　S.E.＝0.0049　D.W.＝1.5974

以上の３通りの方程式が不均一分散を持つか否かBP Testで検定した結果が表22に示されている。

表22　均一分散検定　(1989-2002)

	片側Box-Cox	半対数線形	線　形
検定量	χ^2（109）（0.05）	χ^2（109）（0.05）	χ^2（109）（0.05）
	134.3433	134.3433	134.3433
BP	147.5236	130.8971	131.2587

BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ２乗分布である。

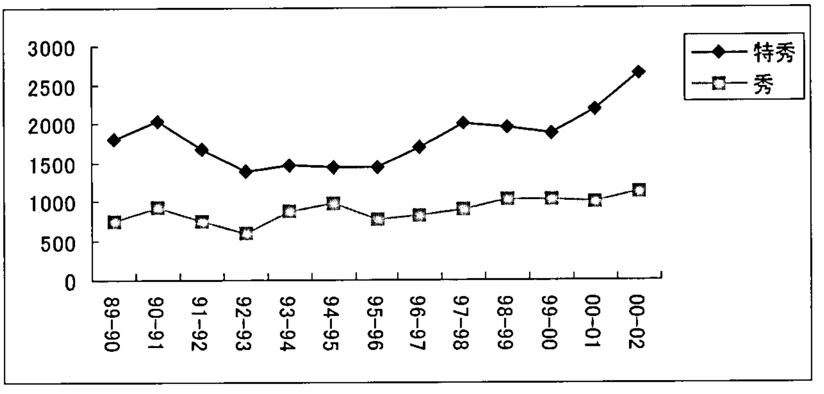
片側Box-Cox関数形の方程式は有意水準0.05で、BP＝147.5236＞134.3433＝χ^2（109）（0.05）であるから、分散は均一であるという帰無仮説は５％水準で棄却される。一方、半対数線形及び線形と共に有意水準５％で均一分散という帰無仮説が棄却されなかった。したがって、修正した半対数線形及び線形の方程式は均一分散を持つ関数形である。この両方程式の統計量を調べてみると、ｔ-値、決定係数及びD.W.の良好さがほとんど変わらないが、推計結果の解釈のし易さを考慮して最終的に半対数線形を選択することとした。

５．４　推計結果の分析

具体的な推計作業は、1989年～2002年のサンプル期間について実施した。推定は通年次推定、隣接２年次推計、単年次推計といった３通りである。ヘドニック関数の推計結果は、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、各サンプル期間における決定係数は（不均一分散を修正する前において）ほぼ0.8である。また、推計パラメータの符号条件も、等級、

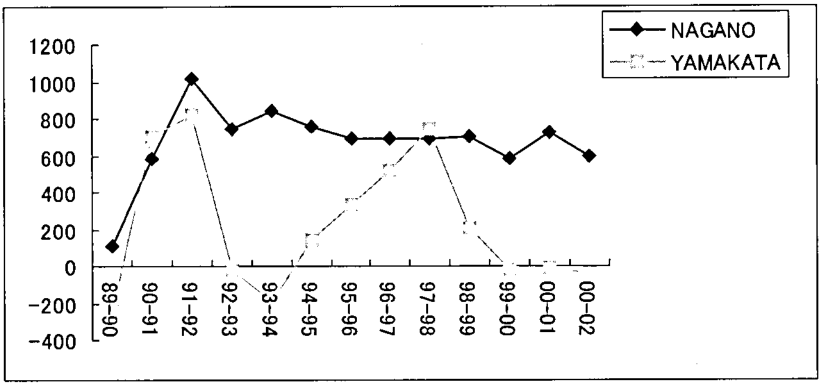
階級の２種類の特性はすべての推計においてプラスかつ有意な結果が得られているほか、出荷産地と年次ダミーについても、概ね想定された符号が得られている。また、推計パラメータの時系列的な動きを見ると、年々推計パラメータは変化しているが、、特に、等級の特秀と秀のパラメータが緩やかに上昇している傾向があった。これは、りんご栽培開発技術と管理技術の進歩によるものと考えられる（図２）。

図２



また、出荷産地が長野県と山形県を表すダミー変数のパラメータの動きを図３に示した。

図３



出荷産地の推計パラメータに注目すると、これは他の諸特性がすべて同一であるとした場合の価格差に相当し、例えば、長年の努力に支えられたブランド品イメージを持つ出荷産地の技術力、信頼度といった「除外された諸特性」の影響を捕捉していると考えることができる。長野県のパラメータ係数がプラスかつ高い値で推移した一方、山形県のパラメータ係数が正であったり、負であったりと時間的変化が激しい。したがって、長野県のふじというりんご品種は高い価格を長く維持することから良い品質を持ち、ブランド品のイメージがある一方、価格変動の激しい山形県のふじは高い品質を長く維持しないと考えられる。青森県のふじも長野県の特徴を持っている。

5．5　ヘドニック物価指数の推計

ヘドニック関数の推計結果から、ふじに関する1989年を100とするヘドニック物価指数を算出した結果が表23に示されている。

表23

年次	平均単価	通年次	平均単価-通年次	隣接２年次	隣接2年次-平均単価	単年次	単年次-平均単価
1989年	100	100	0	100	0	100	0
1990年	103.7	102.73	-0.97	102.73	- 0.97	103.69	-0.01
1991年	127.34	126.16	-1.18	122.8	- 4.53	127.3	-0.04
1992年	95.58	93.57	-2.01	74.17	-21.41	95.15	-0.43
1993年	95.31	94.78	-0.53	101.29	5.99	95.17	-0.13
1994年	98.14	96.47	-1.67	101.78	3.64	97.81	-0.33
1995年	94.39	93.99	-0.4	97.43	3.05	94.24	-0.15
1996年	112.96	112.05	-0.91	119.21	6.25	112.55	-0.41
1997年	99.12	97.6	-1.52	87.11	-12.01	98.9	-0.21
1998年	123.13	122.09	-1.04	125.09	1.96	122.81	-0.32
1999年	104	102.33	-1.67	83.82	-20.18	103.8	-0.2
2000年	114.97	114.36	-0.61	111.76	- 3.22	114.75	-0.23
2001年	102.81	99.36	-3.45	86.88	-15.93	102.73	-0.08
2002年	103.01	98.71	-4.3	99.35	- 3.66	102.3	-0.71
年平均率			-1.56		- 4.69		-0.25

３通りのサンプルについての結果を見ると、ふじ平均単価の変動はヘドニック物価指数（品質調整済み物価指数）との差が小さく、14年間の物価指数との差の平均変動率は通年次について1.56％であり、隣接２年次の場合が4.69％、単年次の場合が0.25％であった。本稿のはじめに、引用した米国上院財政委員会による同国の消費者物価指数のバイアスの推計と比べると、リンゴの品質の変化は携帯電話ほどではないが、通年次の場合でも、消費者物価指数はバイアスにより実際の物価上昇率を平均1.56％過大評価する結果となっており、したがって、りんごについても平均価格では価格の変動の実勢を正確に把握できないと言える。

6．1　みかんのヘドニック回帰式の推計結果

みかんの推計作業はりんごと同じく、片側Box-Cox関数形、半対数線形、線形の３種類の関数形をまず推定し、統計的に優れた関数形を選択した上で、誤差項の均一分散を検定するという作業を行った。ここでも、通年次、隣接年次、単年次の３通りの推計を行う。

ｈ）通年次推計（1992年～2002年）

片側Box-Cox変換形検定

Box-Cox変換パラメータλを最尤法により推定したときλ＝0.276、対数尤度＝-2601.351である。産地ダミーの有意性が低い点を除いてすべてのパラメータ推定値に有意性が認められる。

（h-1）PRICET＝2901.3892＋2444.8035*Ｌ＋1394.6325*Ｍ＋3326.4994*LEVEL1＋1080.3823*LEVEL2

(17.1445)　(19.1110)　(10.9018)　(26.0032)　(8.4453)

-36.7357*EHIME -164.5523*SAGA＋15.8502*NAGASAKI -1066.1098*D1993
(-0.2487) (-1.1140) (0.1073) (-4.8797)
-775.0020*D1994 -1229.4201*D1995 -821.4717599*D1996 -2009.3760*D1997
(-3.5473) (-5.6272) (-3.7600) (-9.1972)
-654.6581*D1998 -1016.5171*D1999 -960.0809*D2000 -1248.0309*D2001
(-2.9965) (-4.6528) (-4.3944) (-5.7124)
-1391.1002*D2002
(-6.3673)
R^2＝0.7021 S.E.＝1172.468 D.W.＝2.0085

半対数線形

産地ダミー変数のｔ-値が低い以外は、等級、階級、年次ダミーがすべて良好な統計的結果が得られた。

（h-2）LOG（PRICE）＝7.8548＋0.5068*Ｌ＋0.3414*M＋0.6374*LEVEL1＋0.2861*LEVEL2
(243.4005) (27.2013) (18.3225) (34.2089) (15.3534)
-0.0228*EHIME-0.0791*SAGA-0.0551*NAGASAKI-0.0480*D1993
(-1.0600) (-3.6783) (-2.5631) (-1.345７)
＋0.0439*D1994 0.0778*D1995＋0.0286*D1996 -0.2749*D1997＋0.0764*D1998
(1.2307) (-2.1811) (0.8007) (-7.7065) (2.1424)
-0.0409*D1999-0.0315*D2000-0.0916*D2001-0.1302*D2002
(-1.1462) (-0.8822) (-2.5689) (-3.6490)
R^2＝0.8410 S.E.＝0.1514 D.W.＝1.6971

線　形

推計結果では決定係数が0.757と半対数線形の場合より低い。しかし、産地ダミー変数EHIMEと年次ダミー変数Ｄ（1993、1994、1996、1998、1999、2000）のｔ-値が低い以外は、等級、階級がすべて良好な統計的結果が得られた。

（h-3）PRICE＝2404.4899＋2400.9393*Ｌ＋1400.6288*M＋3043.9621*LEVEL1＋1076.6060*LEVEL2
(12.1363) (20.9897) (12.2447) (26.6111) (9.4120)
-86.8283*EHIME-396.5051*SAGA-247.9192*NAGASAKI-251.1111*D1993
(-0.6574) (-3.0020) (-1.8770) (-1.1465)
＋44.9444*D1994 -417.4722*D1995-2.3056*D1996-1211.3333*D1997＋167.3889*D1998
(0.2052) (-1.9060) (-0.0105) (-5.5304) (0.7642)
-200.5833*D1999-143.1111*D2000-436.3056*D2001-581.8889*D2002
(-0.9158) (-0.6534) (-1.9920) (-2.6566)
R^2＝0.7567 S.E.＝929.2809 D.W.＝2.1045

以上３式の間の選択は均一分散の検定に基づいて決定する。

（＊）均一分散の検定

片側Box-Cox変換形、半対数線形、線形の３種類の関数形をそれぞれBreush-Pagan testでチェックしたどころ、すべて１％の有意水準で均一分散であるとの帰無仮説が棄却される。したがって、加重最小２乗法（ＷＬＳ）の方法によって再推定を行った。ただ、ここでも残差についての仮定が上述したホワイトの方法に相当する。修正した結果は以下の通りである。

片側Box-Cox関数形検定

(h-1-1)　PRICET/W1＝2916.8621*（1/W1）＋1449.1567*（L/W1）＋926.0004*（M/W1）
(36.3955)　(24.3358)　(14.7456)
＋1951.7556*（LEVEL1/W1）＋1254.7171*（LEVEL2/W1）1.5110*（EHIME/W1）
(23.4518)　(27.7661)　(-0.0168)
＋77.1144*（SAGA/W1）＋95.2595*（NAGASAKI/W1）-78.2762*（D1993/W1）
(0.5526)　(1.5851)　(-5.8697)
-627.5909*（D1994/W1）-1014.8912*（D1995/W1）-645.3347*（D1996/W1）
(-7.0744)　(-13.4473)　(-5.0407)
-1683.6248*（D1997/W1）-941.5062*（D1998/W1）＋78.2852*（D1999/W1）
(-4.0699)　(-10.3824)　(0.8889)
-638.9149*（D2000/W1）-912.8716*（D2001/W1）-1093.2693*（D2002/W1）
(-6.7282)　(-11.3775)　(-3.3004)
R^2＝0.9864　S.E.＝0.0041　D.W.＝2.0934

半対数線形

(h-1-2)　LOG（PRICE）＝7.9935＋0.4799L＋0.3647M＋0.5616LEVEL1＋0.2886LEVEL2＋0.0270EHIME
(319.4788)　(43.8933)　(33.1155)　(33.2676)　(28.4544)　(1.9169)
-0.0324SAGA-0.0032NAGASAKI-0.2239D1993-0.0342D1994-0.2779D1995
(-2.3889)　(-0.1986)　(-13.0858)　(-1.8570)　(-12.8559)
-0.1229D1996-0.3607D1997-　0.1594D1998-0.2007D1999-0.1126D2000
(-7.2896)　(-17.7119)　(-11.1783)　(-7.2439)　(-16.7648)
-0.2273D200-0.2734D2002
(-10.9344)　(-18.4097)
R^2＝0.9999　S.E.＝20.2396　D.W.＝1.9073

線　形

(h-1-3)　PRICE＝2140.1361＋2471.6986L＋1625.0069M＋2586.9749LEVEL1＋1194.0938LEVEL2
(14.1943)　(27.0181)　(20.3717)　(27.3576)　(21.5180)
＋110.3404EHIME-80.6501SAGA-342.0209NAGASAKI-176.1839D1993-25.3680D1994
(1.7528)　(-1.1213)　(-4.0815)　(-0.7178)　(-0.1696)
-33.0647D1995＋75.9785D1996-1096.3082D1997＋191.9080D1998-403.9651D1999
(-0.1977)　(0.5114)　(-6.6683)　(1.3102)　(-1.2990)
-79.4476D2000-392.4802D2001-170.9324D2002

(-0.4569)　　(-2.5927)　　(-1.0156)

$R^2=0.9972$　　S.E.＝0.0036　　D.W.＝1.9808

以上の３通りの方程式が不均一分散を持つか否かBP Testで検定した結果は表23に示されている。

表23　均一分散検定（1992-2002）

	片側Box-Cox	半対数線形	線形
検定量	χ^2（121）（0.05）	χ^2（121）（0.05）	χ^2（121）（0.05）
		147.6693	147.6693
BP	138.7459	137.6912	137.6984

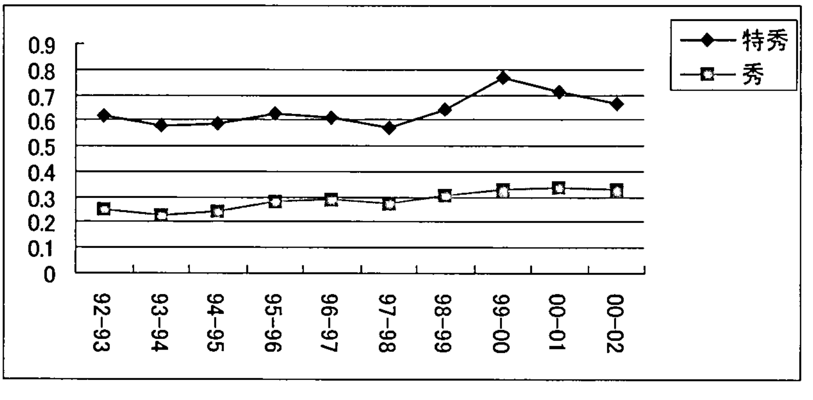
BPはBreush-Pagan testである。
χ^2はカイ２乗分布である。

片側Box-Cox関数形、半対数線形及び線形のそれぞれの関数形のすべてについて、有意水準0.05で均一分散であるという帰無仮説は棄却されなかった。したがって、修正した三つの方程式はすべて均一分散を持つ関数形と考えられる。この三つの方程式の統計量を調べてみると、決定係数の有意性については三つの方程式ほとんど変わらないが、説明変数のｔ-値の有意性では、半対数線形の説明変数の有意性が一番高い。更に、推計結果の解釈のし易さを考慮して、最終的に半対数線形を選択することとした。

６．２　推計結果の分析

具体的な推計作業は、1992年～2002年までのサンプル期間について実施した。推定は通年次推定、隣接２年次推計、単年次推計の３通りである。ヘドニック関数の推計結果は、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、各サンプル期間における決定係数は（不均一分散を修正する以前において）ほぼ0.7～0.8である。また、推計パラメータの符号に関して、等級、階級の２種類の特性はすべての推計において良好な結果が得られているほか、出荷産地と年次ダミーについても、概ね想定された符号が得られている。また、推計パラメータの時系列的な

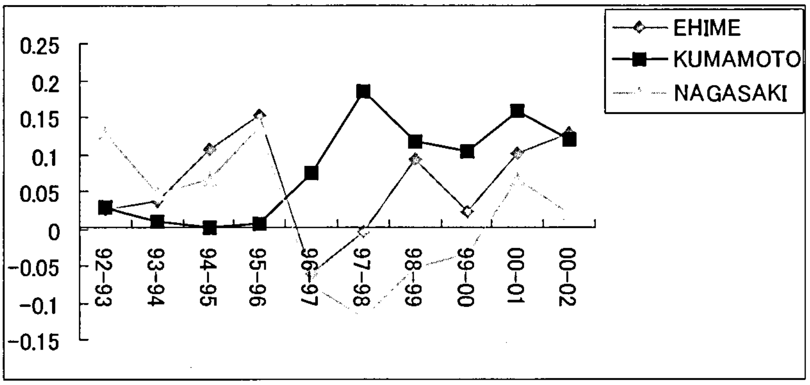
図５



動きを見ると、年々推計パラメータは変化しているが、特に、等級の特秀と秀のパラメータが緩

やかに上昇している傾向があった（図５）。特秀の場合は、91年、92年に一旦上昇した後、93年頃から97年頃まで高い水準に止まっている。また、97年、98年頃からの品質の改良により、特秀のレベルが上昇している。一方、秀の場合は、93年、94年頃から品質を表すパラメータの係数が徐々に上昇している。このようなみかんの品質向上は近年のマルチ栽培によるものと思われ、みかんの栽培開発技術と管理技術の進歩によるものである。また出荷産地愛媛、熊本、長崎３県のダミー変数のパラメータの動きを図６で見ると、95年、96年頃まで、愛媛・長崎県のパラメータの係数が高い正の値であることから、産地別で見て、これらの県のみかんは品質がよく高値が付けられたことが見て取れる。ただ、その後一転して長崎県の係数が下がっていくことは、長崎県産みかんの産地別の単価が下がっていたことを意味する。

図６



６．３　ヘドニック物価指数の推計

ヘドニック関数の推計結果から、みかんに関する1992年を100とするヘドニック物価指数を算出した結果が表24に示されている。

３通りの推計を行なった結果を見ると、早生みかんの平均単価の変動とヘドニック物価指数（品質調整済み物価指数）との差は、11年間の平均変動率が通年次で-3.66％、隣接年次では1998年の33.66を異常値とし除外した場合-2.27％、単年次では1997年の20.15を異常値とし除外した場

表24

年　次	平均単価	通年次	通年次-平均単価	隣接２年次	隣接２年次-平均単価	単年次	単年次-平均単価
1992	100	100	0	100	0	100	0
1993	99.84	95.31	-4.52	95.31	-4.52	100.42	0.58
1994	105.92	104.49	-1.44	109.63	3.7	103.72	-2.2
1995	96.41	92.51	-3.9	88.54	-7.87	99.8	3.39
1996	104.95	102.9	-2.05	111.22	6.27	102.42	-2.53
1997	80.09	75.96	-4.13	73.82	-6.27	100.24	20.15
1998	108.44	107.94	-0.5	142.1	33.66	103.29	-5.15
1999	100.87	95.99	-4.88	88.93	-11.95	101.96	1.09
2000	102.06	96.9	-5.16	100.95	-1.11	100.14	-1.92
2001	96.03	91.24	-4.78	94.16	-1.87	98.99	2.96
2002	93.03	87.79	-5.24	96.22	3.19	99.09	6.06
年平均率			-3.66		-2.27		0.25

合0.25％であった[5]。通年次および隣接年次の場合、消費者物価指数はバイアスにより実際の物価上昇率を平均3.66％過大評価したこととなる。ただし、単年次の場合は良好な結果が得られなかった。

7．まとめ

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・アプローチについて機能差・性能差・品質差が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・機能品質を表す諸特性によって回帰するという極めて単純なものである。しかしながら、今回の研究では、モデルチェンジの頻度が高く、技術革新の著しい携帯電話といった商品のみならず、果物などの極めて異質の商品に同一の品質調整手法を適用し、ある程度品質変化を捕捉することができることが示された。

確かに、ヘドニック・アプローチを導入したとしても、品質の定義の本質的な不確定性のためにその目的達成の程度を論ずることは困難である。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小さくすることは可能と考えられる。

また、推定手法の更なる向上や適用範囲の拡大について一層の検討が必要であると考えられる。

【参考文献】
大田誠（1980）、『品質と価格』、創文社
白塚重典（1998）、『物価の経済分析』、東京大学出版会
白塚重典（1994）、「物価指数に与える品質変化の影響―ヘドニック・アプロ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（1995）、「乗用車価格の変動と品質の変化―ヘドニック・アプロ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年白塚重典・黒田祥子（1995）、「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、「ヘドニック・アプロ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―」、日本銀行金融研究所、1997年日本銀行調査統計局（2000）、「物価指数を巡る諸問題」、『日本銀行調査月報』
2000年８月号
日本銀行調査統計局（2001）、「卸売物価指数におけるヘドニック・アプロチ―現状と課　　題」、『物価統計課』Working Paper 01-24、日本銀行調査統計局
日本銀行調査統計局（2001）、「物価指数の品質調整を巡って―卸売物価指数、企業向け　　サー

[5] 1997年はみかんの大量生産による価格の下落があり、かつ気象条件などによる1998年みかんの生産量が減少したため、みかん価格の高騰につながったとみられる。

ビス価格指数における現状と課題—」、『物価統計課』、Working Paper 01-6、　日本銀行調査統計局

蓑谷千凰彦（1988)、『計量経済学（第3版)』、東洋経済新報社

蓑谷千凰彦（1996)、『計量経済学の理論と応用』、日本評論社

Advisory Group to Study the Consumer Price Index (1996), "Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living," Final Report to the Senate Finance Committee.

Amemiya,Takeshi,Advanced Econometric,Basil Blackwell,1985

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

Box,G.E.andD.R.Cox(1964), "An Analysis of Transformations," Journal of the Royal Statistics Society Series B,26

Diewert,E.(2001), " Hedonic Regressions Consumer Theory Approach," Feenstra,R.and M.Shapiroed.,Scanner Data and Price Indexes,University of Chicago Press, Forthcoming

Greene,William H.,Econometric Analysis, 3rd edition,Macmillan,1993

White,Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," Econometrica,Vol.48,No.4 1980.